

学籍番号：CD142003

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—

Empirical Study on the Economic Consequences of IFRS Adoption

: From the Perspective of Information Asymmetry

一橋大学大学院商学研究科

博士後期課程 会計・金融専攻

金 鐘勲

はしがき

本論文を完成させるために、多くの方々から御指導や御支援を頂いた。この場を借りて、その方々に感謝申し上げたい。

誰よりも先に、研究生課程から修士課程まで指導教官として御指導頂いた伊藤邦雄先生に心より感謝申し上げたい。本論文の執筆は、日本で会計学を学ぶ機会を与えてくださっただけでなく、渡日後も筆者を厳しくも温かい目で見守ってくださった伊藤先生の御指導抜きに語ることはできない。伊藤先生から御指導頂いた3年間は、筆者にとってかけがえのない財産である。今後、さらなる精進を続けていくことをお約束致します。

続いて、博士後期課程1年から3年間指導教官として御指導頂いた円谷昭一先生に感謝申し上げたい。円谷先生には、筆者が渡日した直後だった研究生の時から温かくお声かけ頂き、研究以外も含め多くの時間を共有して頂いた。その時間は筆者にとって精神的な支えであり、また人としての生き方を学ばせて頂いたと思う。また、博士後期課程では筆者の研究活動に対して積極的な御支援をしてくださっただけでなく、一対一での密接な御指導を通じて投稿論文の執筆や本論文の執筆の際に多くの助言を頂いた。さらに、講義やゼミはもちろんのこと、ティーチング・アシスタント等を通して教育者としての御指導も精力的にして頂いた。これまでの先生の御指導に心より感謝するとともに、よい研究者だけでなくよい教育者を目指して今後より一層精進して参ります。

副指導教官として御指導頂いた蜂谷豊彦先生にも御礼を申し上げたい。蜂谷先生は、御多忙の中でも「ゼミでの議論が唯一の楽しみ」と、筆者の些細な質問に対していつも真剣に向き合ってくくださった。先生の寛容な御心がなければ、本論文の執筆だけでなく、大学院生活の6年間を無事に終えることはできなかった。蜂谷先生から賜った数々の教えを心にとどめ、今後も更に精進して参ります。

学部時代の恩師である韓国外国語大学の南起錫先生には筆舌に尽くしがたい御恩を受けた。筆者が大学院進学と日本留学を相談させて頂いた際にはいつも貴重な御時間の合間を縫って一対一で御指導を頂いた。南先生との出会いがなければ、今の筆者はない。心から感謝申し上げるとともに今後もさらなる精進を続けていくことを約束致します。

講義や研究会を通じて御指導を頂いた、一橋大学大学院の万代勝信先生、佐々木隆志先生、中野誠先生、福川裕徳先生、James Routledge 先生、加賀谷哲之先生、古賀裕也先生、Shinwoo Kang 先生 (現、Ulsan National Institute of Science and Technology : UNIST)、佐藤郁哉先生 (現、同志社大学)、および大塚成男先生 (千葉大学)、中條祐介先生 (横浜市立大学)、全在紋先生 (桃山学院大学)、李健泳先生 (新潟大学)、李相和先生 (埼玉学園大学)、金鉉玉先生 (東京経済大学)、石原裕也先生 (専修大学)、中村亮介先生 (筑波大学)、鈴木智大先生 (亜細亜大学)、田中優希先生 (法政大学)、高橋由香里先生 (武蔵大学)、河内山拓磨先生 (亜細亜大学)、根建晶寛先生 (福島大学)、藤山敬史先生 (神

戸大学)、高須悠介先生 (横浜国立大学)、金子善行先生 (帝京大学)、石田惣平先生 (埼玉大学) にも御礼申し上げたい。とりわけ、藤山先生、石田先生、古賀先生には文章の校正を含め、本論文の執筆にあたって多くの助言と励ましの言葉を頂いた。この場を借りて、深く感謝申し上げます。

学会活動を通じてお世話になった先生方にも御礼申し上げなければならない。奥村雅史先生 (早稲田大学)、太田浩司先生 (関西大学)、石川博行先生 (大阪市立大学)、大鹿智基先生 (早稲田大学) からは、日本ディスクロージャー研究学会での筆者の研究報告の際に貴重なコメントを多く賜った。とりわけ、太田先生からは第8回現代ディスクロージャー研究カンファレンス (2014年12月20日名古屋市立大学滝子キャンパスにて開催) での筆者の研究報告に対するコメンテーターとして、貴重なコメントを多く賜った。本論文の執筆にあたっては、太田先生の研究に対する姿勢と考え方に大きな影響を受けた。心から感謝を申し上げますとともに、今後のさらなる精進を強く御誓い申し上げます。

大学院ゼミや大学院の同期、後輩との議論もまた本論文を執筆する上で欠かせない存在となった。円谷ゼミの中村充博さん、蜂谷ゼミの安元雅彦さん、中野のゼミの調勇二さん、吉永裕登さん、藤谷涼佑さん、加賀谷ゼミの甚内俊人さん、菊地涼太さん、積惟美さん、呂欣陽さん、蘇晨琛さん、李岳さん、日下勇歩さん、陶丹蘋さん、韓晶瑜さん、福川ゼミの中村智彰さん、趙天一さん、佐々木ゼミの塚原慎さん、坂内慧さん、万代ゼミの寺嶋康二さんにも御礼を申し上げますとともに、今後も一緒に議論して頂けるよう御願いたい。吉永さんと日下さんには、本論文を精読して頂いた。深く感謝申し上げます。

最後に、2011年4月から6年間筆者を経済的に支援してくれた文部科学省に深く感謝申し上げます。本論文は、筆者が研究奨学生として文部科学省からの経済的支援を受けて進めてきた研究の最終成果である。文部科学省からのこうした経済的支援がなければ、本論文を完成させることはできなかつたろう。この場を借りて文部科学省に深く感謝申し上げますとともに、今後も本論文をさらに発展させた研究を行い続けることで、IFRSをめぐる日本の会計基準設定に対して豊かな知見を提供し続けていくことを約束する。

2017年1月

金 鐘勲

目次

第1章 本論文の目的と構成.....	1
第1節 問題の所在と目的.....	1
第2節 分析のフレームワーク.....	2
2.1. 経済的帰結の概念と情報の非対称性.....	2
2.2. 任意適用、早期適用、強制適用の区分.....	3
2.3. 日本企業と韓国企業のデータを用いた分析.....	4
第3節 本論文の構成と各章の目的.....	5
3.1. 第2章 IFRS をめぐる歴史的変遷と実態調査.....	5
3.2. 第3章 先行研究の整理と研究課題の導出.....	6
3.3. 第4章 日本におけるIFRS 任意適用の公表に対する株式市場の反応.....	6
3.4. 第5章 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.....	7
3.5. 第6章 韓国におけるIFRS 早期適用が情報の非対称性に与える影響.....	7
3.6. 第7章 韓国におけるIFRS 強制適用が情報の非対称性に与える影響.....	9
章末注.....	10
第2章 IFRS をめぐる歴史的変遷と実態調査.....	11
第1節 はじめに.....	11
第2節 IFRS の歴史的変遷.....	11
2.1. IFRS の成立の構成.....	11
2.2. IFRS の特徴.....	15
2.3. 世界各国におけるIFRS の適用状況.....	16
第3節 日本におけるIFRS をめぐる歴史的変遷とIFRS の適用状況.....	18
3.1. 日本におけるIFRS をめぐる歴史的変遷.....	18
3.2. 日本におけるIFRS の適用状況.....	23
3.3. 日本におけるIFRS 任意適用企業と非任意適用企業の企業規模の比較.....	26
第4節 韓国におけるIFRS をめぐる歴史的変遷とIFRS の適用状況.....	30
4.1. 韓国におけるIFRS をめぐる歴史的変遷.....	30
4.2. 韓国におけるIFRS の適用状況.....	33
4.3. 韓国におけるIFRS 早期適用企業と非早期適用企業の企業規模の比較.....	36
第5節 日本と韓国におけるIFRS 適用方式と適用企業の比較.....	40
5.1. 日本と韓国におけるIFRS 適用方式の比較.....	40
5.2. 日本と韓国におけるIFRS 適用企業の比較.....	41

第6節 本章のまとめ	49
付録 韓国標準産業分類中分類	49
章末注	51
第3章 先行研究の整理と研究課題の導出	53
第1節 はじめに	53
第2節 IFRSの任意適用の影響に関する先行研究	53
2.1. IFRS 任意適用の公表に対する株式市場の反応	53
2.2. IFRS 任意適用の経済的帰結	54
2.3. IFRS の任意適用が利益の質に与える影響	57
第3節 IFRS の強制適用の影響に関する先行研究	58
3.1. IFRS 強制適用の公表に対する株式市場の反応	58
3.2. IFRS 強制適用の経済的帰結	59
3.3. IFRS の強制適用が利益の質に与える影響	63
第4節 日本における IFRS の任意適用の影響に関する先行研究	65
4.1. IFRS 任意適用の公表に対する株式市場の反応	65
4.2. IFRS 任意適用の経済的帰結	65
4.3. IFRS の任意適用が利益の質に与える影響	67
第5節 先行研究のまとめと研究課題の導出	69
5.1. 研究課題1：日本における IFRS 任意適用の公表に対する株式市場の反応	70
5.2. 研究課題2：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	71
5.3. 研究課題3：韓国における IFRS 早期適用が情報の非対称性に与える影響	75
5.4. 研究課題4：韓国における IFRS 強制適用が情報の非対称性に与える影響	76
第6節 本章のまとめ	78
章末注	79
第4章 日本における IFRS 任意適用の公表に対する株式市場の反応	80
第1節 はじめに	80
第2節 仮説構築	81
第3節 リサーチ・デザイン	81
3.1. イベントスタディ分析	81
3.1.1. イベント日の特定とサンプルの選択	81
3.1.2. 異常リターンの計測方法	86
3.2. クロスセクショナル分析	87
3.2.1 推定モデルと変数の定義	87
3.2.2. データベースと記述統計量	89

第4節	分析の結果	92
4.1.	イベントスタディ分析の結果	92
4.2.	クロスセクショナル分析の結果	93
4.3.	頑健性テスト	94
第5節	本章のまとめ	97
	章末注	98
第5章	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	100
第1節	はじめに	100
第2節	仮説構築	101
2.1.	情報の非対称性と企業の情報開示	101
2.2.	日本企業によるIFRSの任意適用と情報の非対称性	102
第3節	サンプルの抽出、検証モデルおよび記述統計量	104
3.1.	サンプルの抽出	104
3.2.	検証モデル	110
3.3.	データベースと記述統計量	112
第4節	検証結果	115
4.1.	単変量分析の検証結果	115
4.2.	多変量分析の検証結果	117
4.3.	頑健性テスト：サブ・サンプルを用いた分析	120
第5節	本章のまとめ	122
	章末注	124
第6章	韓国におけるIFRS早期適用が情報の非対称性に与える影響	125
第1節	はじめに	125
第2節	先行研究の検討、理論的フレームワークおよび仮説の構築	126
2.1.	関連する先行研究	126
2.2.	情報の非対称性と企業の情報開示	127
2.3.	IFRSと情報の非対称性	128
第3節	検証モデル、サンプルの抽出および記述統計量	130
3.1.	検証モデル	130
3.2.	サンプルの抽出	134
3.3.	記述統計量	135
第4節	検証結果	142
第5節	時系列での変化を検証した分析	147
第6節	感応度テスト	151

6.1. exclusion restrictions の変更.....	151
6.2. IFRS 早期適用前の期間の変更.....	152
第7節 本章のまとめ.....	164
章末注.....	165
第7章 韓国における IFRS 強制適用が情報の非対称性に与える影響.....	167
第1節 はじめに.....	167
第2節 先行研究の検討と仮説の構築.....	168
2.1. 関連する先行研究.....	168
2.2. 仮説の構築.....	169
第3節 検証モデル、サンプルの抽出および記述統計量.....	170
3.1. 検証モデル.....	170
3.2. サンプルの抽出.....	172
3.3. 記述統計量と単変量分析.....	173
第4節 検証結果.....	177
4.1. 検証結果.....	177
4.2. 追加分析：中小企業への影響.....	180
4.3. 頑健性テスト：サバイバルシップ・バイアスの影響を考慮.....	185
第5節 本章のまとめ.....	190
章末注.....	191
第8章 本論文の結論と課題.....	192
第1節 はじめに.....	192
第2節 各章のまとめ.....	193
2.1. 第2章 IFRS をめぐる歴史的変遷と実態調査.....	193
2.2. 第3章 先行研究の整理と研究課題の導出.....	194
2.3. 第4章 日本における IFRS 任意適用の公表に対する株式市場の反応.....	194
2.4. 第5章 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.....	195
2.5. 第6章 韓国における IFRS 早期適用が情報の非対称性に与える影響.....	196
2.6. 第7章 韓国における IFRS 強制適用が情報の非対称性に与える影響.....	197
第3節 結論と示唆.....	198
第4節 本論文の貢献.....	200
第5節 今後の展望と課題.....	201
参考文献.....	202

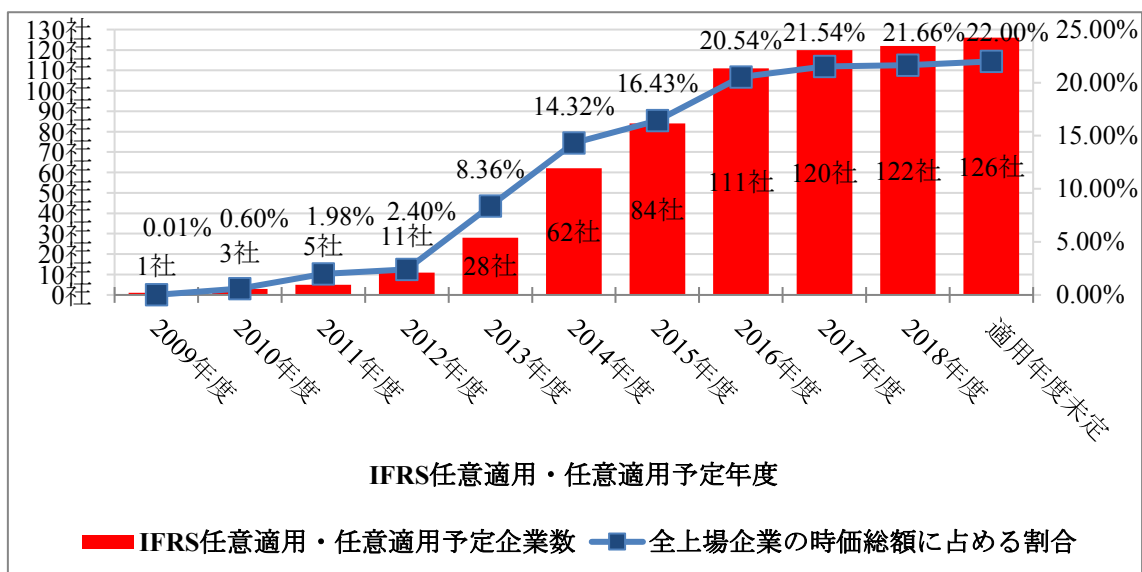
第1章 本論文の目的と構成

第1節 問題の所在と目的

近年、世界中のあらゆる分野においてグローバル化が進んでいる。こうしたグローバル化への流れは資本市場を中心とした金融部門においても例外ではなく、国際会計基準¹ (International Financial Reporting Standards : 以下、IFRS と呼ぶ) を中心とした世界中の金融市場の統合に関する機運の高まりにも如実に表れている。たとえば、IASB (2016)による最新の調査では、世界中の143カ国のうち91.6%に相当する131カ国において、IFRSの適用が要求または容認されていることが明らかにされている。このIFRS適用の機運が世界中で高まっていることは、もはや日本にとっても対岸の火事ではない。IFRSをめぐる展開されるこうした世界中の動きを受けて、IFRSに対する日本の姿勢も近年、急激に変化し始めたのである。

そうした姿勢の第1の変化は、日本におけるIFRS任意適用の解禁に表れている。企業会計審議会は2009年6月30日に「我が国における国際会計基準の取扱いに関する意見書(中間報告)」を公表し、2010年3月期の連結財務諸表から一定の要件を満たす上場企業がIFRSを任意適用することを認めている。この結果、2010年5月13日に日本電波工業がIFRSを任意適用した財務諸表を公表し、2016年11月11日現在、日本におけるIFRS任意適用済・適用決定会社は126社に至っている。この126社は社数ベースでは全上場企業に占める割合が3.4%にすぎないものの時価総額ベースでは既に22.0%に達している。ゆえに、その経済的帰結への関心も高いと言えるだろう。

図1-1 IFRS任意適用・任意適用予定企業数と時価総額の割合(2016年11月11日時点)



第2の変化は、日本におけるIFRSの強制適用に関する判断の必要性の高まりに表れている。たとえば、企業会計審議会が2009年6月30日に公表した「我が国における国際会計基準の取扱いに関する意見書(中間報告)」では、IFRSの強制適用の判断の時期については、2012年を目途とされ、仮に強制適用を行う場合には2015年または2016年から上場会社の連結財務諸表にIFRSを強制適用するという方針が示されていた。その後、2012年を目途としていたIFRSの強制適用の判断は2011年3月11日に起きた東日本大震災などの影響で見送られたが、これで日本におけるIFRSの強制適用の可能性が完全に消え去ったわけではなかった。自由民主党は2013年6月13日に「国際会計基準への対応についての提言」を公表し、安倍首相が表明した「集中投資促進期間」である今後3年間のできるだけ早い時期に、強制適用の是非や適用に関するタイムスケジュールを決定するように議論を深めるべきと提言したのである。

このように、現在の日本では、IFRSの任意適用が解禁され、それがもたらす経済的帰結への関心が高まっているのと同時に、IFRSの強制適用に関する判断の必要性に迫られていると言える。ゆえに、IFRS任意適用の経済的帰結という日本における近年の会計制度の変化に関する事後的評価(ex-post policy evaluation)だけでなく、IFRSを日本の経済社会にいかなる形で取り入れていくのか、という点について考察する必要性があると考えられる。ところが、IFRSの任意適用によって日本企業にどのような経済的帰結がもたらされたのか、といった点に関する実証的証拠はこれまでほとんど示されてこなかった(第3章の第4節を参照)。この結果、IFRS任意適用の解禁といった近年の会計制度の変化に関する事後的評価やIFRSの強制適用に関する判断を行うために必要な実証的証拠は十分に蓄積されているとは言い難い状況にある。

IFRSをめぐる近年の日本の会計制度が急速に変化しつつあるのに対して、その事後的評価や今後の日本の会計制度の在り方を考察するための研究の蓄積が十分に行われていない状況には問題があると本論文では考えている。これが本論文の問題意識である。この問題意識に基づき、本論文ではIFRSの適用がもたらす経済的帰結を情報の非対称性²の観点から実証的に分析し、日本における近年の会計制度の変化に関する事後的評価やIFRSの強制適用に関する判断に資する実証的証拠を提供することを目的とする。

第2節 分析のフレームワーク

2.1. 経済的帰結の概念と情報の非対称性

経済的帰結(economic consequences)とは、Zeff(1978、p.56)によって取り入れられた概念であり、「会計報告が事業体、政府、組合、投資家そして債権者の意思決定行動に与える影響」と定義される。同様に、Holthausen and Leftwich(1983、p.77)は、「会計数値を計算するのに利用されるルールの変更が、企業のキャッシュ・フローの分配、ないしはこれら会計数値を契約または意思決定に用いる関係者の富を変化させるのであれ

ば、」会計は経済的帰結を持つものであるとしている。また、Brüggemann (2011、p.7) は Zeff (1978) と Holthausen and Leftwich (1983) に従って、財務報告が企業価値に与える影響、ならびに会計情報に基づいて意思決定を行う者ないしはそうした意思決定の影響を受ける者の富に与えるあらゆる影響を表すために経済的帰結という言葉を用いている。

本論文における経済的帰結の定義は、Zeff (1978) と Holthausen and Leftwich (1983) の定義をまとめた Brüggemann (2011、p.7) の定義にもとづいている。なお、Brüggemann (2011、p.7) が示唆しているように経済的帰結という言葉の含む概念の範囲は極めて広い。こうした経済的帰結が含む広範な概念の中でも、本論文では情報の非対称性に分析の焦点を当てる。本論文が情報の非対称性に特に焦点を当てることには、以下の意義がある。

第1に、情報の非対称性は、資本コストや企業価値といった IFRS 適用の資本市場における経済的帰結を調査する研究において一般的に用いられる他の変数に比べ、本質的に予測効果と測定誤差の影響を受ける程度が低いことである。このため、IFRS 適用のもたらす経済的帰結を情報の非対称性の観点から調査することで、IFRS の適用がもたらす経済的帰結をより正確に測定できると考えられる。

第2に、IFRS 適用の影響を日本における会計・ディスクロージャー制度の主たる目的の観点から評価できることである。金融商品取引法に基づく財務会計の重要な目的の1つは、投資意思決定に有用な情報を全ての投資家に開示することであり、それによって様々なタイプの投資家の間に存在する情報の非対称性を改善し、市場の公平性・透明性を向上させることが期待されている (音川 2009)。このような観点は、2006年12月に日本の企業会計基準委員会から公表された「討議資料：財務会計の概念フレームワーク」にも明記されている。たとえば、企業会計基準委員会 (2006) は、投資家と経営者の間に存在する情報の非対称性を緩和し、それが生み出す市場の機能障害を解決するため、経営者による私的情報の開示を促進するのがディスクロージャー制度の存在意義であるとしている (企業会計基準委員会 2006、p.2)。

また、こうした情報の非対称性は証券の発行市場のみならず流通市場においても問題になるとし (企業会計基準委員会 2006、p.5)、会計・ディスクロージャー制度の目的と存在意義を語る上で、情報の非対称性の概念が重要であることを強調している。さらに、須田 (2008)、桜井 (2009)、Lev (1988)、Levitt (1998) においても会計制度設計の評価に際しては情報の非対称性や財務報告の公平性 (equality) への影響が重視されるべきであることが強調されている。以上より、本論文が IFRS 適用のもたらす経済的帰結を情報の非対称性の観点から分析することは、日本における会計・ディスクロージャー制度の主たる目的の観点から IFRS 適用の影響を評価することができるという点で、日本の会計・ディスクロージャー制度の今後の在り方を議論する上で有意義であると考えられる。

2.2. 任意適用、早期適用、強制適用の区分

IFRS の適用は、任意適用、早期適用、そして強制適用の3つのタイプに分けること

ができる。ここでIFRSの任意適用とは、IFRSの強制適用が決定される前にIFRSを自発的に適用するタイプのことを指しており、IFRSの早期適用とはIFRSの強制適用が決定した後に、強制適用時前にIFRSを自発的に適用するタイプのことを指している。また、IFRSの強制適用とは、IFRSの強制適用が指示された時点でIFRSを適用するタイプのことを指している。日本の場合には現時点ではまだIFRSの強制適用が決定していないため、日本におけるIFRS適用企業は全てIFRSの任意適用企業である。このため、IFRSを適用した日本企業にもたらされた経済的帰結を分析することで、IFRS任意適用の解禁といった日本における近年の会計制度の変化に関する事後的評価という本論文の1つ目の目的を達成することができる。

他方、IFRS適用の経済的帰結に関する先行研究では任意適用企業と強制適用企業の性質が異なることが観察されており、その結果もたらされる経済的帰結にも差があることが示唆されている。このことは、IFRS任意適用の場合は企業がIFRS適用に関する費用対効果を考慮した上でIFRSを自発的に適用しているのに対して、IFRS強制適用の場合はIFRSの適用に関する個々の企業の費用対効果に関する判断が考慮されないためである。ゆえに、IFRS適用がIFRS任意適用企業にもたらす経済的帰結をもって、IFRS適用がIFRS強制適用企業にもたらす経済的帰結を推察することには限界があるように思われる。つまり、IFRSの強制適用に関する判断に資する実証的証拠の提供という本論文のもう1つの目的を達成するためには、IFRS強制適用企業を対象とした検討が必要である。

また、IFRS任意適用企業の場合は透明性の高い財務報告への報告インセンティブ（以下、報告インセンティブと呼ぶ）が一般的に高いとされている。このため、仮にIFRSの任意適用に伴って企業にポジティブな経済的帰結がもたらされたとしても、それがIFRSそれ自体の影響なのかどうかは必ずしも定かではない（Leuz and Verrecchia 2000）。他方、IFRS早期適用の場合は報告インセンティブが任意適用ほど高くないことが報告されている（Daske et al. 2008；Christensen et al. 2015）。このため、IFRS早期適用にもたらされた経済的帰結を検討することによって、IFRSそれ自体の影響をより正確に測定できる可能性があると考えられる。したがって、本論文ではIFRS適用のもたらす経済的帰結を、任意適用、早期適用、そして強制適用の3つのタイプに分けて検討する。

2.3. 日本企業と韓国企業のデータを用いた分析

上述した通り、本論文ではIFRS適用のもたらす経済的帰結を、任意適用、早期適用、そして強制適用の3つのタイプに分けて検討する。ところが、日本は現時点ではまだIFRSの強制適用を決定していないため、日本企業を対象とした分析からはIFRS任意適用のもたらす経済的帰結についてしか検討を行うことができない。このため、IFRS強制適用または早期適用のもたらす経済的帰結に関する検討を行うためには、日本に先立ってIFRSを強制適用した国に属する企業のデータを用いて検討を行う必要がある。

近年の新制度派会計学 (New Institutional Accounting : NIA) に関する文献では、IFRS 適用の経済的帰結が IFRS という会計基準それ自体によってのみならず、各国に固有の制度的環境 (institutional environments) によっても影響を受けることが観察されている (Ball et al. 2000 ; Ball et al. 2003 ; Leuz and Wysocki 2008)。このため、日本とかなり異なる制度的環境を有する国に属する企業にもたらされた IFRS 強制適用または早期適用の経済的帰結を、日本企業におけるそれへの物差しとして用いたのでは、その影響を正確にとらえられない可能性がある。換言すれば、日本とかなり異なる制度的環境を有する国の企業を対象とした研究から得られる証拠は、日本企業の事例に外挿されるにあたっての外的妥当性 (external validity) に欠ける可能性が高くなるのである。

他方、韓国は会計制度のみならず、非会計制度の面においても、日本と世界で最も類似した制度的環境を有する国であることが先行研究によって観察されている (Leuz et al. 2003 ; La Porta et al. 2008 ; Leuz 2010)。また、韓国は 2011 年度から全上場企業に対して IFRS の強制適用を行っており、2009 年度からは IFRS の早期適用を認めている。これを受けて、韓国では 2009 年度に 14 社、2010 年度に 47 社で計 61 社が IFRS を早期適用している。このため、韓国企業を対象に IFRS 早期適用と強制適用の経済的帰結を検証することが可能である。

さらに、第2章の実態調査で明らかにされるが日本における IFRS 任意適用企業は大企業に偏っているのに対して、韓国における IFRS 早期適用企業には大企業と中小企業とが比較的拮抗した形で分布している。ゆえに、韓国における IFRS の早期適用と強制適用が情報の非対称性に与える影響を調査することで、中小企業に IFRS の適用に関する選択権を与えるかどうかによって IFRS 適用の経済的帰結に差異が生じるかに関する経験的証拠を提示することができると考えられる。すなわち、韓国企業のデータを用いた分析を追加的に行うことによって、現在の日本企業を対象とした分析からは得られない IFRS 適用の経済的帰結に関する先験的示唆を得られる可能性があるのである。

第3節 本論文の構成と各章の目的

3.1. 第2章 IFRS をめぐる歴史的変遷と実態調査

第2章では、IFRS をめぐる歴史的変遷を整理し IFRS の適用状況に関する実態調査を行う。第2章の目的は、研究課題の導出や実証分析のベースとなる基礎的資料を得ることにある。

具体的には、第2章ではまず IFRS とはどのようなものか、IFRS はどのような特徴を有するのかといった点を明らかにするために、IFRS の成立と構成、IFRS の特徴、および世界各国における IFRS の適用状況といった IFRS の歴史的変遷について概観する。次に、第2章では日本における IFRS をめぐる歴史的変遷と IFRS の適用状況について概観する。日本では 2010 年 3 月期から一定の要件を満たす上場企業の連結財務諸表に

IFRS の任意適用が可能となり、2016年11月11日現在、IFRS 任意適用済・適用決定会社は126社に至っている。

第2章ではまた、日本がどのような経緯でIFRS の適用を容認するに至ったかという点とともに、日本におけるIFRS 任意適用会社の一覧とその適用年度別、上場市場別、業種別分布を明らかにする。他方、本論文のもう1つの分析対象である韓国は2011年1月1日以降に終了する会計年度より、全上場企業の連結財務諸表と単体財務諸表の双方に対するIFRS の適用を強制している。第2章ではこうした韓国におけるIFRS をめぐる歴史的変遷とIFRS の適用状況を概観した上で、日韓企業の比較も行っている。

3.2. 第3章 先行研究の整理と研究課題の導出

第3章の目的は、IFRS 適用の影響に関する先行研究を整理し、本論文の研究課題を提示することにある。IFRS 適用の影響に関する先行研究は、大きく3つに分類できる。第1に、IFRS 適用の公表に対する株式市場の反応に関する先行研究である。第2に、IFRS 適用の資本市場における経済的帰結に関する先行研究であり、IFRS 適用が情報の非対称性や流動性、資本コスト、企業価値、およびアナリストの情報環境に与える影響を軸に研究が行われている。第3に、IFRS 適用が利益の質に与える影響に関する先行研究であり、IFRS 適用が会計情報の価値関連性、利益や損失認識の適時性、および利益マネジメントの程度に与える影響を軸に研究が行われている。また、各々の分類に関する先行研究は、IFRS の任意適用および強制適用に関する研究にさらに分類される。そこで、第3章ではまず、IFRS の任意適用の影響に関する先行研究とIFRS の強制適用の影響に関する先行研究を上述した3つの視点で整理する。その後、日本企業を対象とした先行研究について整理し、続く実証分析における研究課題を導出する。

3.3. 第4章 日本におけるIFRS 任意適用の公表に対する株式市場の反応

第4章では、研究課題1-1「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」および研究課題1-2「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」について実証的に検討する。

2010年5月13日に日本電波工業がIFRS を任意適用した財務諸表を公表して以来、2016年11月11日現在、IFRS の任意適用を公表した日本企業は126社 (IFRS 任意適用企業102社、IFRS 任意適用予定企業24社) に達している。この126社は社数ベースでは全上場企業に占める割合が3.4%にすぎないが時価総額ベースでは既に22.0%に達している。第4章の目的は、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、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、③IFRS 任意適用予定企業がサンプルに含まれていない可能性、④分析手法の一般性が確保されていない可能性、といった限界があると考えられる。そこで、第4章では、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、第4章では 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。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報告されている (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、未解決の研究課題であると言える。

3.4. 第5章 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

第5章では、研究課題2「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」について実証的に検討する。第4章の分析は、IFRS 任意適用の公表に対する株式市場の反応を調査するものであり、この意味で IFRS 適用の影響に関する株式市場の事前的な期待を評価するものである。ところが、IFRS に準拠し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る影響は、IFRS 任意適用に対する株式市場の事前的な期待と必ずしも一致するとは言えない。ゆえに、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もたらされる影響について別途調査を行う必要がある。

日本企業を対象に IFRS の任意適用がもたらす経済的帰結を調査した研究としては井上・石川 (2014)がある。ところが、井上・石川 (2014)は IFRS の任意適用が資本コストに与える影響に焦点を当てており、IFRS 任意適用が情報の非対称性に与える影響については検証を行わなかった。このため、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は、会計・ディスクロージャー制度の主たる目的の観点からその重要性が高い研究課題であるにも関わらず、未解決の研究課題のままとなっている。そこで、第5章では日本における IFRS 任意適用が情報の非対称性に与える影響を明らかにする。

3.5. 第6章 韓国における IFRS 早期適用が情報の非対称性に与える影響

第6章では、研究課題3「韓国における IFRS 早期適用は情報の非対称性にどのような影響を与えるのか」について実証的に検討する。第5章の分析は、日本企業による IFRS 任意適用が情報の非対称性に与える影響を調査するものである。

ただし、第5章の分析では、以下の2つの論点に関する検証を行うことが不可能であ

る。このため、これらの論点については別途調査を行う必要があると考えられる。

第1に、IFRSの適用が中小企業に与える影響である。第2章の実態調査から明らかにされるが、日本におけるIFRS任意適用企業は大企業に偏っている。したがって、日本企業を対象とする分析から、中小企業が自発的にIFRSを適用することで、情報の非対称性にどのような影響をもたらされるかに関する示唆を得ることは現時点では不可能である。第2に、IFRSそれ自体の影響である。先行研究ではIFRSの適用によって資本市場における帰結が具体化するメカニズムについて、多くの議論が行われている(たとえば、Leuz and Verrecchia 2000 ; Ball et al. 2000 ; Ball et al. 2003 ; Leuz 2003 ; Daske et al. 2008 ; Daske et al. 2013 ; Leuz and Wysocki 2008 ; Wysocki 2011 など)。これらの研究における主な議論は、IFRSそれ自体の影響ではなく、企業の報告インセンティブや、企業にそうしたインセンティブを付与するような国の制度的環境によってIFRSの適用による資本市場における経済的帰結が左右されるか否かという点にある。

特に、ドイツ企業を対象にIFRS任意適用が情報の非対称性に与える影響を調査したLeuz and Verrecchia (2000)は、IFRSの強制適用が決定される前にIFRSを自発的に適用する企業、すなわちIFRS任意適用企業の場合は報告インセンティブが一般的に高いため、IFRSといった会計基準それ自体の影響ではなく情報開示の拡充へのコミットメントこそが観察された情報の非対称性の低下に大きく影響を与えていると解釈している。Leuz and Verrecchia (2000)の研究セッティングと同様に、日本におけるIFRS適用企業はIFRSの強制適用が決定される前にIFRSを自発的に適用しているという意味で全て任意適用企業である。ゆえに、仮にIFRS任意適用の前後に日本企業の情報の非対称性が変化したとしてもそれがIFRSそれ自体の影響なのかどうかは必ずしも定かではない。

また、日本では「連単分離」の方式でIFRSの任意適用が認められているため、IFRSを任意適用した企業であってもその開示する単体財務諸表は従来の日本基準にしたがって作成される。先行研究は、企業が自国の会計基準の下で行っていた会計処理を、それがIFRSの下でも認められる限りにおいて、IFRSの下でもそのまま継続する傾向が強いことを発見している(Kvaal and Nobes 2010)。このため、日本基準に準拠して個別財務諸表上で行われた会計処理が、それがIFRSの下でも認められる限りにおいて、そのままIFRSに準拠した連結財務諸表にも反映される可能性がある(Kvaal and Nobes 2010, p.175)。これらの影響は、日本企業によるIFRS任意適用が情報の非対称性に与える影響を分析するにあたっての潜在的な交絡因子として作用する可能性がある。

他方、韓国におけるIFRS自発的適用企業はIFRSの強制適用が決定した後に強制適用時前にIFRSを自発的に適用した企業であり、この意味で全て早期適用企業である。先行研究では、この早期適用企業の報告インセンティブが任意適用ほど高くないことが報告されている(Daske et al. 2008 ; Christensen et al. 2015)。また、韓国では「連単一致」の方式でIFRSの早期適用を認めているため、単体財務諸表にも連結財務諸表と同様にIFRSが適用される。さらに、韓国におけるIFRS早期適用企業は日本におけるIFRS任

意適用企業と比べてその規模が統計的に有意に小さく、中小企業の占める割合が全体の約60%以上であることが明らかにされている。

すなわち、韓国におけるIFRS早期適用が情報の非対称性に与える影響に焦点を当てることで、報告インセンティブや単体財務諸表の影響といった潜在的な交絡因子の影響を緩和できると考えられる。この結果、中小企業への影響を含めIFRSの適用が情報の非対称性に与える影響をより正確に識別できると考えられる。

3.6. 第7章 韓国におけるIFRS強制適用が情報の非対称性に与える影響

第7章では、研究課題4「韓国におけるIFRS強制適用は情報の非対称性にどのような影響を与えるのか」について実証的に検討する。韓国政府は2011年1月1日以降に終了する会計年度より、上場中小企業(以下、中小企業と呼ぶ)を含む全上場企業の連結財務諸表と単体財務諸表の双方に対するIFRSの適用を強制している。このIFRS強制適用によって、韓国企業の情報の非対称性にどのような影響がもたらされたのだろうか。第6章の分析は、韓国におけるIFRS早期適用が情報の非対称性に与える影響を調査するものである。ところが、IFRS早期適用と強制適用には大きく異なる点が存在する。このため、韓国におけるIFRS強制適用が情報の非対称性に与える影響については、別途調査を行う必要がある。

IFRS早期適用と強制適用で異なる点は以下の2点である。第1に、IFRSが強制適用されるとIFRS早期適用の場合よりもIFRSに準拠した財務情報の比較可能性が向上する点である。つまり、IFRSが強制適用されると全ての企業がIFRSを同時に適用するため、IFRSに準拠した財務情報の企業間比較可能性は早期適用の場合よりも向上すると言える。また、IFRS早期適用の場合はIFRS適用後の期間が2010年度の単年度であるのに対して、IFRS強制適用の場合はIFRS適用後の期間が多期間にわたるため、IFRSに準拠した財務情報の期間間比較可能性も向上すると言える。

IASBは2010年に公表した「財務報告に関する概念フレームワーク」において、財務情報の有用性を補強する質的特性の一つとして比較可能性を掲げ、「利用者の意思決定には代替案の間の選択が伴う。例えば、投資を売却するか保有するか、または投資先のある報告企業にするか別の企業にするかである。したがって、報告企業に関する情報は、他の企業に関する類似の情報や、別の期間又は別の日の同一企業に関する類似の情報と比較できる場合には、より有用である。」(IASB 2010、QC20)と述べている。

つまり、IFRSに準拠した財務情報の企業間比較可能性や期間間比較可能性、またはその両方が向上するにつれて財務情報の有用性も増加する可能性がある。ゆえに、IFRS適用が情報の非対称性に与える影響がもし存在するのであれば、その効果はIFRS早期適用の場合よりもIFRS強制適用の場合により強く現れる可能性があると考えられる。

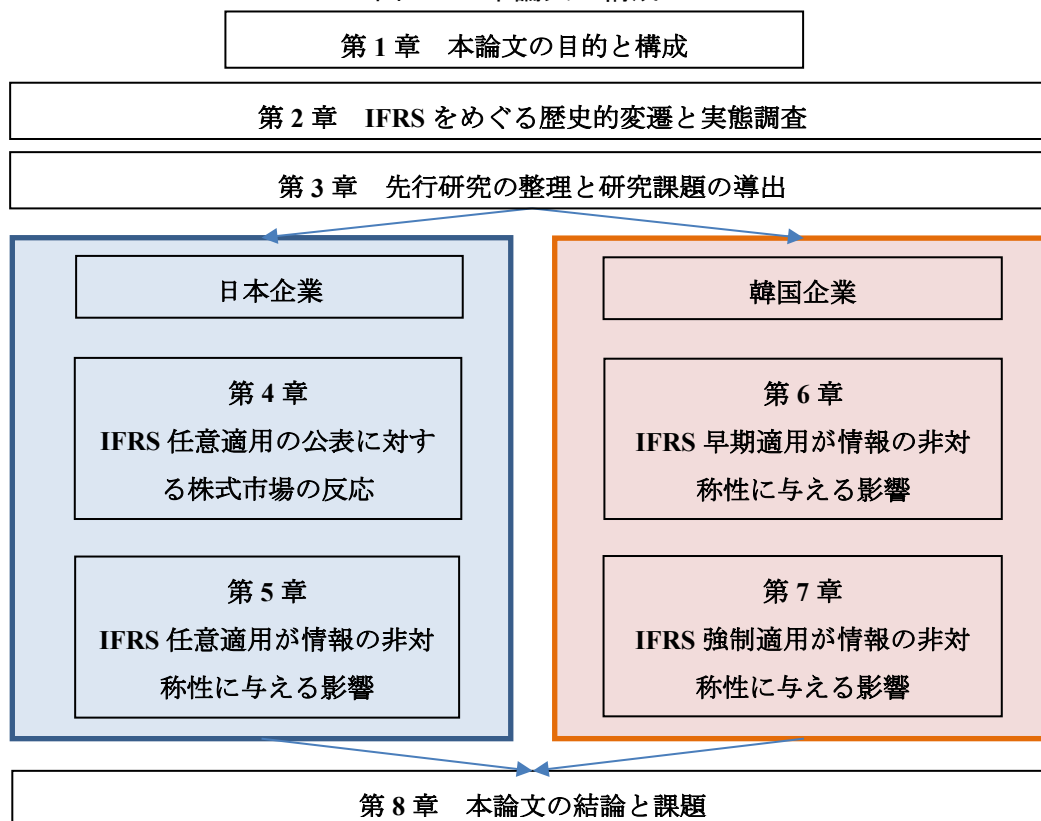
IFRS早期適用と強制適用の第2の相違点は、IFRS早期適用の場合には企業がIFRSを自発的に適用しているのに対して、IFRS強制適用の場合にはIFRSの適用が全上場企

業に一律に強制される点である。つまり、IFRS 強制適用の場合には IFRS の適用に関する個々の企業の費用対効果に関する判断が考慮されないため、IFRS の強制適用に適切に対応できない企業が現れる可能性がある。

ところが、IFRS 強制適用の資本市場における経済的帰結に関する海外の研究の多くは、大企業という体系的なバイアスのある商用データベースに依拠しているため、分析結果に潜在的なサンプル・バイアスが含まれている (Brüggemann 2011、p.21~22)。このため、海外におけるこの種の研究では、IFRS の強制適用が中小企業の情報の非対称性に与える影響には明示的に焦点が当てられておらず、IFRS 強制適用が中小企業の情報の非対称性に与える影響は未解決の研究課題となっている。

そこで第7章では、韓国の中小企業を含む全上場企業を対象に IFRS の強制適用が情報の非対称性に与える影響を調査することで、こうした未解決の研究課題に取り組む。第8章では、第7章までの議論を踏まえ、本論文の結論と今後の課題について述べる。

図 1-2 本論文の構成



章末注

- ¹ 本論文では、国際会計基準委員会 (IASC) が制定した国際会計基準 (International Accounting Standards) および国際会計基準審議会 (IASB) が制定した国際財務報告基準 (International Financial Reporting Standards) の両方を含む意味で、国際会計基準 (IFRS)という言葉を用いる。
- ² 本論文では、Leuz and Verrecchia (2000)と Gassen and Sellhorn (2006)に従って、株式の発行市場における投資家と経営者間の情報の非対称性および株式の流通市場における様々なタイプの投資家間の情報の非対称性の両方を含む意味で、情報の非対称性という言葉を用いている。

第2章 IFRS をめぐる歴史的変遷と実態調査

第1節 はじめに

本章では、IFRS をめぐる歴史的変遷を整理し IFRS の適用状況に関する実態調査を行う。本章の目的は、研究課題の導出や実証分析のベースとなる基礎的資料を得ることにある。具体的には、本章ではまず IFRS とはどのようなものか、IFRS はどのような特徴を有するのかといった点を明らかにするために、IFRS の成立と構成、IFRS の特徴、および世界各国における IFRS の適用状況といった IFRS の歴史的変遷について整理する。

次に、本章では日本における IFRS をめぐる歴史的変遷と IFRS の適用状況について整理する。日本では 2010 年 3 月期から一定の要件を満たす上場企業の連結財務諸表に IFRS の任意適用が可能となり、2016 年 11 月 11 日現在、IFRS 任意適用済・適用決定会社は 126 社に至っている。

本章ではまた、日本がどのような経緯で IFRS の適用を容認するに至ったかという点とともに、日本における IFRS 任意適用会社の一覧とその適用年度別、上場市場別、業種別分布を明らかにする。他方、韓国においては 2011 年 1 月 1 日以降に終了する会計年度より、全上場企業の連結財務諸表と単体財務諸表について IFRS の強制適用が実施されている。本章ではこうした韓国における IFRS をめぐる歴史的変遷と IFRS の適用状況を整理し、日韓企業の比較も行う。

本章の構成は、次の通りである。第2節では、IFRS の歴史的変遷について整理する。第3節では、日本における IFRS をめぐる歴史的変遷と IFRS の適用状況について整理する。第4節では、韓国における IFRS をめぐる歴史的変遷と IFRS の適用状況について整理する。第5節では、日本と韓国における IFRS 適用方式と適用企業を比較する。第6節は、本章のまとめである。

第2節 IFRS の歴史的変遷

2.1. IFRS の成立と構成

まず、本節では、IFRS の成立と構成について整理する¹。会計は環境の産物である（徳賀 2000、p.3）。つまり、会計は各国の社会的・経済的・政治的な環境要因の影響によって形成されるものである。このため、各国の基準設定当局は各国の置かれた環境要因を考慮しながら自国の会計基準を開発してきており、従来は国ごとに異なる会計基準が存在していた。しかし、企業活動のグローバル化、証券市場のボーダレス化、経済取引の多様化・高度化に伴い、企業が作成する財務諸表の国際的な比較可能性を確保することが必要となってきた。この取り組みを進めてきたのが、1973 年 6 月に設立された国際

会計基準委員会 (IASC : International Accounting Standards Committee) である。IASC は、財務諸表が国際的に比較可能となるための会計基準を設定することを目的として、各国の会計士団体等によって設立された民間団体で、国際会計基準 (IAS : International Accounting Standards) やその解釈指針を開発してきた。しかし、民間団体である IASC には強制力がなく、また、その内容が各国の会計制度と相容れない内容も多かったために、当初は IAS に準拠した財務諸表を作成する企業はあまりみられなかった。

その後、1987年9月に、各国の証券市場監督機関の国際機関である証券監督者国際機構 (IOSCO : The International Organization of Securities Commissions) が、IASC の諮問グループに参加し、その翌年の1988年11月に IASC の活動に対する支持表明を行ったことにより状況が一変した。2000年5月には、IOSCO が加盟国に対し、他国での上場および起債の際に IAS を認めることを勧告したことで、IAS が認知されるようになった。これを受けて IASC は、2001年に、会計士団体を構成員とする組織から、各国の会計基準設定主体との連絡調整者を中心とした組織に変革し、国際会計基準審議会 (IASB : International Accounting Standards) となっている。

これにより、IASB が会計基準を策定する仕組みは従来とはまったく異なるものとなった。それまで IASC は会計基準の国際的な「調和²⁾」を図るという方針をとっていたが、IASB はそこから一歩踏み出し、会計基準の「コンバージェンス³⁾」を目指すこととなったのである。加えて、IASC が各国の公認会計士協会を主体としていたのに対して、IASB は各国の会計基準設定主体との連携を基盤とすることとなり、IFRS の開発を各国基準設定主体と共同で行うこととなった。このように IASB がコンバージェンスを目指して IFRS を開発し始めると、その活動に対する支持も広がりを見せるようになっていった。

IASB が成立される前の2000年2月には SEC が IAS の米国市場での受け入れに関する検討を始めている。また、2000年4月にはバーゼル銀行監督委員会による支持表明がなされ、同年5月には先述のように IOSCO が支持を表明した。同年6月には、EU が上場企業の連結財務諸表を2005年から IAS により作成することを強制した。

こうした動きは2002年9月になされた米国財務会計基準審議会 (Financial Accounting Standards Board : FASB) と IASB の「ノーワーク合意」につながっていく。加えて、世界の多くの国々が IFRS を「採用 (adoption)」するようになっていった (平松 2008)。

表 2-1 IASC と IASB の沿革およびその主な活動

パネル A : IASC の沿革およびその主な活動

1973年	IASC 設立
1976年	G10 中央銀行総裁会議が銀行の財務諸表に関するプロジェクトに関し、IASC への協力と資金提供を決定
1987年	IOSCO が IASC の諮問グループに参加
1988年	FASB が IASC の諮問グループに参加、理事会にオブザーバー参加
1990年	欧州共同体 (EC) が IASC の諮問グループに参加、理事会にオブザーバー参加
1993年	IOSCO がコア・スタンダードのリスクに合意
1995年	1999年までにコア・スタンダードを完成させることを IOSCO に約し、完成した際には、IOSCO がクロスボーダー取引における IAS の利用を検討することで合意

	欧州委員会が IASC と IOSCO の合意及び多国籍企業の IAS 使用を支持
1996 年	IOSCO が IASC 理事会にオブザーバー参加
1998 年	コア・スタンダードが完成
1999 年	IOSCO がコア・スタンダードの検討を開始
2000 年	バーゼル銀行監督委員会が IAS 支持を表明 IOSCO が加盟国に対し、他国における上場及び起債の際に IAS を認めることを勧告 IASC 構成国会議が IASC の改革と新定款を承認
2001 年	欧州委員会が 2005 年までに EU 域内の上場企業に IAS 使用を義務付ける方針を表明 欧州委員会が 2005 年までに EU 域内の上場企業に IAS 使用を義務付けることを法制化 IASC の新組織として IASB の発足

パネル B : IASB の沿革およびその主な活動

2001 年 4 月	IASB の設立
2002 年 10 月	ノーウォーク合意の公表
2005 年 1 月	2005 年 1 月以降開始事業年度より、EU での連結財務諸表への IFRS 適用の義務化
2005 年 3 月	IASB と ASBJ とのコンバージェンス・プロジェクト開始
2005 年 7 月	CESR から EU に対して米国、カナダ及び日本の会計基準と IFRS の同等性評価に関する「技術的助言」が公表
2006 年 2 月	IASB と FASB による「MOU」の公表
2007 年 8 月	IASB と ASBJ の「東京合意」
2007 年 11 月	SEC が SEC 登録外国企業に対して IFRS を用いたファイリングを容認
2008 年 9 月	IASB と FASB による「MOU (基本合意)」のアップデート公表
2008 年 11 月	SEC が米国の上場企業に対して、IFRS の適用を義務化するためのロードマップ案を公表
2008 年 12 月	EC が日本、米国基準等に関する IFRS との同等性評価の最終決定を公表
2009 年 6 月	日本の金融庁が IFRS の適用に関する最終の中間報告である日本版ロードマップを公表
2009 年 12 月	2009 年 12 月 15 日以降終了年度より、米国上場企業による IFRS の任意適用の開始
2010 年 3 月	2010 年 3 月 31 日以降終了事業年度より、日本企業による IFRS の任意適用の開始
2010 年度	ブラジル上場企業に対して、IFRS 適用の義務化
2011 年度	カナダ、韓国及びインドの上場企業に対して、IFRS 適用の義務化

出所 李 (2011)、11 頁の図表と 22 頁の図表 2 を一部修正して作成

この IASB によって策定される会計基準が、国際財務報告基準 (IFRS : International Financial Reporting Standards、以下 IFRS と呼ぶ) である。なお、現在 IFRS は、IAS のうち現在有効なものとして用いられるのが一般的である (平松 2016、p.2)。このため、本論文においても IAS のうち現在有効なものとして IFRS の両者の総称として IFRS という言葉を用いている。また、一般的に IFRS とよばれるものには、IFRS 解釈指針委員会 (International Financial Reporting Interpretation Committee : IFRIC) が開発する解釈指針 (IFRIC Interpretation) およびその前身の解釈指針委員会 (SIC : Standing Interpretations Committee) が開発した解釈指針 (SIC Interpretation) も含まれる。

表 2-2 は 2016 年 1 月 13 日現在で公表されている IFRS とその解釈指針の一覧である。

表 2-2 IFRS およびその解釈指針一覧

パネル A : IFRS (国際財務報告基準)・IAS (国際会計基準)	
IFRS 第 1 号	国際財務報告基準の初度適用
IFRS 第 2 号	株式に基づく報酬
IFRS 第 3 号	企業結合
IFRS 第 4 号	保険契約
IFRS 第 5 号	売買目的で保有する非流動資産及び非継続事業
IFRS 第 6 号	鉱物資源の探査及び評価

第2章 IFRS をめぐる歴史的変遷と実態調査

IFRS 第7号	金融商品：開示
IFRS 第8号	事業セグメント
IFRS 第9号	金融商品
IFRS 第10号	連結財務諸表
IFRS 第11号	共同支配の取決め
IFRS 第12号	他の企業への関与の開示
IFRS 第13号	公正価値測定
IFRS 第14号	規制繰延勘定
IFRS 第15号	顧客との契約から生じる収益
IFRS 第16号	リース
IAS 第1号	財務諸表の表示
IAS 第2号	棚卸資産
IAS 第7号	キャッシュ・フロー計算書
IAS 第8号	会計方針、会計上の見積りの変更及び誤謬
IAS 第10号	後発事象
IAS 第12号	法人所得税
IAS 第16号	有形固定資産
IAS 第19号	従業員給付
IAS 第20号	政府補助金の会計処理及び政府援助の開示
IAS 第21号	外国為替レート変動の影響
IAS 第23号	借入コスト
IAS 第24号	関連当事者についての開示
IAS 第26号	退職給付制度の会計及び報告
IAS 第27号	個別財務諸表
IAS 第28号	関連会社及び共同支配企業に対する投資
IAS 第29号	超インフレ経済化における財務報告
IAS 第32号	金融商品：開示
IAS 第33号	1株当たり利益
IAS 第34号	期中財務報告
IAS 第36号	資産の減損
IAS 第37号	引当金、偶発負債及び偶発資産
IAS 第38号	無形資産
IAS 第39号	金融商品：認識及び測定
IAS 第40号	投資不動産
IAS 第41号	農業

パネルB：IFRIC・SIC（解釈指針）

IFRIC 第1号	廃棄、原状回復及びそれらに類似する既存の負債の変動
IFRIC 第2号	協同組合に対する組合員の持分及び類似の金融商品
IFRIC 第5号	廃棄、原状回復及び環境再生ファンドから生じる持分に対する権利
IFRIC 第6号	特定市場への参加から生じる負債－電気・電子機器廃棄物
IFRIC 第7号	IAS 第29号「超インフレ経済化における財務報告」に従った修正再表示アプローチの適用
IFRIC 第10号	期中財務報告と減損
IFRIC 第12号	サービス委譲契約
IFRIC 第14号	IAS 第19号－確定給付資産の上限、最低積立要件及びそれらの相互関係
IFRIC 第16号	在外営業活動対に対する純投資のヘッジ
IFRIC 第17号	所有者に対する非現金資産の分配
IFRIC 第19号	資本性金融商品による金融負債の消滅
IFRIC 第20号	露天掘り鉱山の生産フェーズにおける剥土コスト
IFRIC 第21号	賦課金
SIC 第7号	ユーロの導入
SIC 第10号	政府援助－営業活動と個別的な関係がない場合
SIC 第25号	法人所得税－企業又は株主の課税上の地位の変化
SIC 第29号	サービス委譲契約：開示
SIC 第32号	無形資産－ウェブサイトの

出所 IFRS 財団 (2016) に基づいて作成

2.2. IFRS の特徴

それでは、IFRS はどのような特徴を有するであろうか。本節では、IFRS の特徴を日本基準と対比させながら整理する。具体的には、IFRS と日本基準の間には、会計基準に関する基本的な考え方にいくつかの重要な相違点が存在する (平松 2016、p.21~24)。

第1の相違点は、IFRS は概念フレームワークを重視する点である。日本にもこれに相当する文書はあるが、正式文書とはなっていない。概念フレームワークとは、会計基準間での整合性を確保するために、会計基準の開発や見直しにあたって共通の基盤となる概念のことである。

また、財務諸表の作成者が、会計基準の適用に際して役立てるという機能も持っており、IFRS が扱っていない問題の会計処理を考える際の判断の寄りどころにもなる。利用者の経済的意思決定に有用な情報を提供するために、概念フレームワークに沿って個々の会計基準を導くという演繹的アプローチは、日本の企業会計原則が採ってきたような、慣習の中から発達し公正妥当と認められたものを会計基準とする帰納的アプローチとは、根本的に考え方を異にしている。

第2の相違点は、IFRS が「原則主義 (principle-based)」アプローチを採っているのに対して、日本基準は「細則主義 (rule-based)」アプローチを採っている点である。日本の場合、会計処理について詳細な指針が設けられており、さらに税法が詳細な規定を設けているため、これらに従っていれば概ね問題は生じなかった。ところが、原則主義を採る IFRS の場合、詳細な実務指針は設けられていない。そのため、具体的な会計処理については公認会計士や企業の経理担当者が専門家として判断しなければならないことになる。

また、IFRS には、会計基準の規定からの離脱を認めるという離脱規定がある。離脱規定とは、IFRS の規定に従うことが、概念フレームワークに示されている財務諸表の目的に反するほどの誤解を招くと作成者たる経営者が判断した場合には、その IFRS の規定から離脱することを定めたものである (IAS 第1号「財務諸表の表示」第19項)⁴。

第3の相違点は、IFRS が「資産・負債アプローチ」に基づくのに対して、日本基準は「収益・費用アプローチ」に基づいている点である。資産・負債アプローチでは、企業の経済的実態を反映するために資産・負債の要件を満たす項目をすべて財政状態計算書⁵で認識し、収益・費用については資産・負債の増減額から間接的に導かれることから、財政状態計算書が重視される。

また、このことは利益概念にも影響を及ぼす。公正価値評価を採用する会計の枠組みの中で資産・負債アプローチを厳密に適用すれば、利益とは「包括利益」となり、「当期純利益」ではない。これに対して、日本において顕著であるように、収益・費用アプローチでは「当期純利益」が重要な指標であると考えられている。

第4の相違点は、IFRS が、企業の経済的実態を反映し、かつ、経営者の恣意性を排除するために、公正価値の評価差額を発生主義で損益認識するという公正価値会計の導

入を進めてきたのに対し、日本の会計は、取得原価を重視し、「原価－実現」概念に基づく取得原価主義に立脚してきた点である。そのため、日本では、公正価値会計の拡大によって貸借対照表や利益のボラティリティが増大し、それによって経営者の実績が評価されることに戸惑いがみられる。また、日本基準では求められなくても、IFRS では公正価値に基づく会計処理や開示を求められるものが多く（株式報酬の費用化、金融商品の開示、減損、投資不動産など）、市場価格がない場合の公正価値の評価などについても対応が求められる。

第5の相違点は、連結財務諸表の作成にあたって、IFRS が企業集団全体の観点から財務諸表を作成する「経済的単一体説」を採っているのに対し、日本では親会社の株主の観点から財務諸表を作成する「親会社説」を採っているという点である。これは、IFRS が連結財務諸表を重視しているのに対し、日本では、もともと単体の財務諸表が重視され、連結財務諸表においても親会社への利益報告が重視されるなど、連結財務諸表が親会社の財務諸表の延長線上に位置づけられてきたことによる。

「経済的単一体説」と「親会社説」では、非支配持分（少数株主持分）の表示（資本に含めるか、資本とは区別するか）、のれんの金額（非支配持分も含めて計上するか、親会社持分に対応する部分のみ計上するか）、支配獲得後における親会社持分の変動（資本取引とするか損益取引とするか）、支配の獲得・喪失時の処理（既存の投資を公正価値で認識・評価替えるか、取得原価を用いるか）など様々な点で会計処理に違いをもたらす。以上の日本基準と対比させたIFRSの特徴をまとめたものが表2-3である。

表 2-3 IFRS と日本基準の相違点（基本的な考え方）

	IFRS	日本基準
(1)	演繹的アプローチ（概念フレームワークの重視）	帰納的アプローチ
(2)	原則主義	細則主義
(3)	資産・負債アプローチ	収益・費用アプローチ
(4)	公正価値重視	取得原価重視
(5)	経済的単一体説	親会社説

出所 平松（2016）、21 頁の図表 1.3.1 を基に作成

2.3. 世界各国におけるIFRSの適用状況

IASB（2016）が世界中の143カ国を対象に行った世界各国におけるIFRSの適用状況に関する実態調査の結果は表2-4と表2-5に示されている。表2-4と表2-5から、143カ国のうち119カ国（83.2%）が自国の株式市場に上場する全上場企業またはほとんどの企業に対してIFRSの適用を要求しており（色付けなし）、12カ国（8.4%）も何らかの形で自国の株式市場に上場する企業に対してIFRSの適用を容認している（灰色の四角）ことが見て取れる。また、12カ国（8.4%）ではIFRSの明示的な適用が認められていない（黒い四角）ことがわかる。つまり、世界中の143カ国のうち91.6%に相当する131カ国において、IFRSの適用が要求または容認されていることが示唆されているのである⁶。

表 2-4 世界各国における IFRS の適用状況 (国名)

Afghanistan	Bulgaria	Germany	Latvia	Oman	St Vincent and the Grenadines
Albania	Cambodia	Ghana	Lesotho	Pakistan	Suriname
Angola	Canada	Greece	Liechtenstein	Palestine	Swaziland
Anguilla	Cayman Islands	Grenada	Lithuania	Panama	Sweden
Antigua and Barbuda	Chile	Guatemala	Luxembourg	Paraguay	Switzerland
Argentina	China	Guinea-Bissau	Macao	Peru	Syria
Armenia	Colombia	Guyana	Macedonia	Philippines	Taiwan
Australia	Costa Rica	Honduras	Madagascar	Poland	Tanzania
Austria	Croatia	Hong Kong	Malaysia	Portugal	Thailand
Azerbaijan	Cyprus	Hungary	Maldives	Qatar	Trinidad and Tobago
Bahamas	Czech Republic	Iceland	Malta	Romania	Turkey
Bahrain	Denmark	India	Mauritius	Russia	Uganda
Bangladesh	Dominica	Indonesia	Mexico	Rwanda	Ukraine
Barbados	Dominican Republic	Iraq	Moldova	Saint Lucia	United Arab Emirates
Belgium	Ecuador	Ireland	Mongolia	Saudi Arabia	United Kingdom
Belarus	Egypt	Israel	Montserrat	Serbia	United States
Belize	El Salvador	Italy	Myanmar	Sieera Leone	Uruguay
Bermuda	Estonia	Jamaica	Nepal	Singapore	Uzbekistan
Bhutan	European Union	Japan	Netherlands	Slovakia	Venezuela
Bolivia	Fiji	Jordan	New Zeland	Slovenia	Vietnam
Bosnia and Herzegovina	Finland	Kenya	Nicaragua	South Africa	Yemen
Botswana	France	Korea (South)	Niger	Spain	Zambia
Brazil	Gambia	Kosovo	Nigeria	Sri Lanka	Zimbabwe
Brunei	Georgia	Kuwait	Norway	St Kitts and Nevis	

出所 IASB (2016)を一部修正して作成

表 2-5 世界各国における IFRS の適用状況 (割合)

地域	国の数				
	各地域における国の数	全上場企業またはほとんどの企業に IFRS の適用を要求	当該地域における割合	上場企業に IFRS の適用を容認 (金融機関込)	IFRS の明示的な適用を認めない (金融機関込)
ヨーロッパ	43	42	97.7%	1	0
アフリカ	20	16	80.0%	1	3
中東	12	11	91.7%	1	0
アジアとオセアニア	31	23	74.2%	3	5
アメリカ大陸	37	27	73.0%	8	2
合計	143	119	83.2%	14	10
143 カ国に対する割合	100%	83.2%		9.8%	7.0%

出所 IASB (2016)を一部修正して作成

第3節 日本におけるIFRSをめぐる歴史的変遷とIFRSの適用状況

3.1. 日本におけるIFRSをめぐる歴史的変遷

本節では、日本におけるIFRSをめぐる歴史的変遷とIFRSの適用状況について整理する⁷。日本では、2006年以降IFRSとのコンバージェンスが本格的に論じられるようになったが、それ以前は必ずしもIFRSについて前向きに検討されてきたわけではなかった。しかし、IFRSに対する日本のこうした取組みは、欧州連合 (European Union : EU) が2005年からEU域内の上場企業に対してIFRSに準拠した連結財務諸表を作成することを義務づけたことによって一変する。

具体的には、欧州委員会 (European Commission : EC) は、2000年6月に「EU財務報告戦略一進むべき道」を公表し、2005年1月から、EU域内の上場企業の連結財務諸表にIFRSの適用を義務づけ、外国企業にはIFRSかそれと同等の会計基準で連結財務諸表を作成するよう要請した。そして、2009年1月からは、外国企業にもIFRSによる連結財務諸表の作成を義務づけている。

それまでは、EUに上場していた日本企業は、日本基準による財務諸表が認められていた。このため、もし日本基準がIFRSと同等とみなされなければEU市場における日本基準の使用が認められなくなり、結果としてEUで資金調達しようとする日本企業がEU市場から撤退を余儀なくされる恐れが出てきたわけである。

EUは、欧州証券規制当局委員会 (CESR : Committee of European Securities Regulators) に対して、米国・日本・カナダ・中国・韓国・インドの会計基準がIFRSと同等であるかを評価 (同等性評価) するよう指示した。そして、CESRが2005年6月に公表した評価結果では、日本の会計基準は全体としてIFRSと同等としつつも、26項目の差異の解消に向けて努力してきた。また、2007年8月の「東京合意」では2008年末までに主要な差異についてその作業を完了させることを明確にしている。

その後、CESRは、個別基準の差異に対する同等性の評価から、コンバージェンスに向けた取り組み状況など全体としての同等性を評価する方針に転換している。また、2007年12月には、「東京合意」で提示された目標に向けて予定表通りに進んでいないことを示す適切な証拠がない限り、日本基準はIFRSと同等と考えるべきとしている。最終的に、EUは2008年12月に日本と米国の会計基準をIFRSと同等と認め、EUに上場する日本企業は引き続き日本基準に準拠した財務諸表を使用できることになった。

また、同月、日本の企業会計基準委員会 (Accounting Standards Boards of Japan : ASBJ) は、「東京合意で掲げた短期コンバージェンス項目の修了にあたって」を公表し、これにより、日本基準に対するEUの同等性評価問題は一段落することになる。しかし、中長期項目については今後も作業が続くことから、日本基準とIFRSとのコンバージェンスそのものが完結したわけではないということには注意が必要であろう。

以上のようにIFRSとのコンバージェンスに向けて着実な歩みを見せ、EUの同等性

評価についてのひとまずの決着を見た日本の会計基準であるが、米国が2007年8月にIFRS適用の可能性を示唆し2008年11月にロードマップ案を公表したことで、日本におけるIFRSへの取組みは新たな局面に突入した。具体的には、2008年7月、9月には「我が国企業会計のあり方に関する意見交換会」が開催され、IFRSの適用について検討を開始した。日本経済団体連合会では、2008年10月に「会計基準の国際的な統一化へのわが国の対応」という文書を公表し、IFRSの適用を支持する姿勢を鮮明にした。また、企業会計審議会では、同月以降、IFRSの適用に向けた審議会が数回にわたり開催されることになる。

それから、2009年6月30日には、企業会計審議会から「我が国における国際会計基準の取扱いに関する意見書(中間報告)」が公表され、日本においても2010年3月期の連結財務諸表から一定の要件を満たす上場会社(特定会社⁸)に対して、いわゆるIFRS(指定国際会計基準)の任意適用が認められるようになった。また、IFRSの強制適用の判断の時期については、とりあえず2012年を目途とすることとされ、仮に強制適用を行う場合には2015年または2016年から上場会社の連結財務諸表にIFRSを強制適用するという方向が示されている。さらに、2009年12月には、それまで米国市場で上場ないし起債した経験をもつ会社に米国会計基準の採用を認めていた旧連結財務諸表規則(第93~96条)が2016年3月期をもって削除されることとされたのである。

ところが、米国においてIFRS適用ブームが去った影響や東日本大震災の影響もあって、日本においては2010年頃からIFRS適用に対してはそのメリットとデメリットを慎重に検討する必要があるとの声が次第に高まるようになり、金融庁の企業会計審議会における審議が再開されることになった。この結果、2011年6月21日には自見金融担当大臣(当時)の談話が公表され、「少なくとも2015年3月期におけるIFRSの強制適用は考えておらず、仮に強制適用する場合でもその決定から5~7年程度の十分な準備期間を設けること、および2016年3月期で使用終了とされている米国基準での開示はその使用期限を撤廃し、引き続き使用可能とすること」が表明されている。

こうした流れを受けて、2012年7月2日には金融担当大臣声明後に再開された企業会計審議会における議論の内容を整理した「IFRSへの対応のあり方についてのこれまでの議論(中間的論点整理)」が公表されている。この「中間的論点整理」においては、2011年から再開された企業会計審議会における議論を整理することに主眼が置かれ、IFRS適用に関する判断については中立的な立場が貫かれている。つまり、IFRS強制適用の判断については審議を継続して議論を深める必要があるとし、IFRSの任意適用の促進を図りつつ、IFRSの適用のあり方について、その目的や日本の経済や制度などにもたらす影響を十分に勘案し、最もふさわしい対応を検討すべきであるとしている。

さらに、2013年6月19日には、企業会計審議会より「国際会計基準(IFRS)への対応のあり方に関する当面の方針」が公表され、任意適用企業の積上げを図るための対応策が示されている。具体的には、この文書の中では①2009年から解禁された日本企業

へのIFRSの「任意適用要件」の緩和、②日本におけるIFRSの適用方法、③単体開示の簡素化に関する方針について触れられている。このうち①の任意適用要件の緩和については、従来の要件が大幅に緩和され、実質的には全ての上場企業が任意にIFRSを適用できることとされている。そして、②については、IASBが公表するいわゆるピュアIFRSに加えて、個々のIFRSをASBJが吟味して取捨選択・修正するエンドースメント手続を経た修正版IFRSも連結財務諸表規則の中に組み入れる方針が示されている。さらにピュアIFRSにせよ修正版IFRSにせよ、それらを上場企業の全部もしくは一部に「強制する」ことについては「いまだその判断をすべき状況にない」とされている。

IFRSに対する近年の日本の取組みは、安倍政権の政策からも見て取れる。例えば2013年6月13日、自由民主党は「国際会計基準への対応についての提言」を公表し、安倍首相が表明した「集中投資促進期間」である今後3年間のできるだけ早い時期に、強制適用の是非や適用に関するタイムスケジュールを決定するように議論を深めるべきこと、および2016年末までに「IFRSの顕著な適用」を実現するために300社程度の企業がIFRSを適用する状態にあるように対策を検討すべきであることを提言している。

また、2014年5月23日、自由民主党・日本経済再生本部は「日本再生ビジョン」を公表し、7項目ある成長戦略のうち、第4項目に「日本再生のための金融抜本改革」を掲げている。そのうちの「会計基準等、企業の国際化、ルールの国際水準への統一」では、コーポレートガバナンスや、会計基準を含む企業情報の開示ルールを早急に国際水準にそろえることが重要であるとして、①会計における「単一で高品質な国際基準」策定への明確なコミットの再確認、②IFRSの任意適用企業の拡大促進、③JPX新指数に採用された企業への働きかけ、④東証上場規則における企業のIFRSに関する考え方の説明の促進および「IFRS適用レポート」の作成について方向性が示されている。

さらに、安倍政権は、2014年6月24日閣議決定された「日本再興戦略改定2014～未来への挑戦」において、2008年のG20首脳宣言において示された会計における「単一で高品質な国際基準を策定する」との目標の実現に向け、IFRSの任意適用企業の拡大促進に努めるものとするとして述べている。このように、IFRSに対する近年の日本の取組みは、強制適用に関する慎重な判断と任意適用企業の積上げにあるということができよう。表2-6は、日本におけるIFRSをめぐる歴史的変遷をまとめたものである。

表2-6 日本におけるIFRSをめぐる歴史的変遷（2009年以降）

2009年6月	企業会計審議会が「我が国における国際会計基準の取扱いに関する意見書（中間報告）」を公表：日本におけるIFRS適用のロードマップの公表、2010年3月期より任意適用が可能。
2011年6月	自見金融担当大臣（当時）によるIFRS強制適用についての声明：強制適用の判断の延期。
2012年7月	企業会計審議会が「IFRSへの対応のあり方についてのこれまでの議論（中間的論点整理）」を公表：自見金融担当大臣（当時）による声明内容を整理して公表。
2013年6月	企業会計審議会が「国際会計基準（IFRS）への対応のあり方に関する当面の方針」を公表：任意適用要件の緩和、日本版IFRSの制定の示唆、強制適用に対する慎重な姿勢を提示。
2013年6月	自由民主党が「国際会計基準への対応についての提言」を公表：IFRS任意適用の促進、IFRS強制適用の是非や適用に関するタイムスケジュールを3年間で提示するよう呼びかける。
2014年5月	自由民主党・日本経済再生本部が「日本再生ビジョン」を公表。
2014年6月	安倍政権が「日本再興戦略」を公表：IFRS任意適用企業の拡大促進を呼びかける。

表2-7 日本におけるIFRS任意適用企業一覧(2016年11月11日現在)

パネルA: IFRSを適用している会社(95社)				
会社名	コード	業種分類(東証)	上場市場	適用時期
日本電波工業	6779	電気機器	東証1部	2010年3月期
HOYA	7741	精密機器	東証1部	2011年3月期
住友商事	8053	卸売業	東証1部	2011年3月期
日本板硝子	5202	ガラス・土石製品	東証1部	2012年3月期第1四半期
日本たばこ産業	2914	食料品	東証1部	2012年3月期
ディー・エヌ・エー	2432	サービス業	東証1部	2013年3月期第1四半期
アンリツ	6754	電気機器	東証1部	2013年3月期第1四半期
SBIホールディングス	8473	証券、商品先物取	東証1部	2013年3月期第1四半期
トーセイ	8923	不動産業	東証1部	2013年11月期第1四半期
双日	2768	卸売業	東証1部	2013年3月期
丸紅	8002	卸売業	東証1部	2013年3月期
マネックスグループ	8698	証券、商品先物取	東証1部	2013年3月期
ネクソン	3659	情報・通信業	東証1部	2013年12月期第1四半期
中外製薬	4519	医薬品	東証1部	2013年12月期第1四半期
楽天	4755	サービス業	東証1部	2013年12月期第1四半期
ソフトバンク	9984	情報・通信業	東証1部	2014年3月期第1四半期
旭硝子	5201	ガラス・土石製品	東証1部	2013年12月期
武田薬品工業	4502	医薬品	東証1部	2014年3月期
アステラス製薬	4503	医薬品	東証1部	2014年3月期
小野薬品工業	4528	医薬品	東証1部	2014年3月期
そーせいグループ	4565	医薬品	マザーズ	2014年3月期
第一三共	4568	医薬品	東証1部	2014年3月期
リコー	7752	電気機器	東証1部	2014年3月期
伊藤忠商事	8001	卸売業	東証1部	2014年3月期
三井物産	8031	卸売業	東証1部	2014年3月期
三菱商事	8058	卸売業	東証1部	2014年3月期
伊藤忠エネクス	8133	卸売業	東証1部	2014年3月期
エムスリー	2413	サービス業	東証1部	2015年3月期第1四半期
エーザイ	4523	医薬品	東証1部	2015年3月期第1四半期
ヤフー	4689	情報・通信業	東証1部	2015年3月期第1四半期
伊藤忠テクノソリューションズ	4739	情報・通信業	東証1部	2015年3月期第1四半期
富士通	6702	電気機器	東証1部	2015年3月期第1四半期
セイコーエプソン	6724	電気機器	東証1部	2015年3月期第1四半期
日東電工	6988	化学	東証1部	2015年3月期第1四半期
ケーヒン	7251	輸送用機器	東証1部	2015年3月期第1四半期
ファーストリテイリング	9983	小売業	東証1部	2014年8月期
トリドール	3397	小売業	東証1部	2015年3月期
日立化成	4217	化学	東証1部	2015年3月期
電通	4324	サービス業	東証1部	2015年3月期
参天製薬	4536	医薬品	東証1部	2015年3月期
ユニカミノルタ	4902	電気機器	東証1部	2015年3月期
日立金属	5486	鉄鋼	東証1部	2015年3月期
日立建機	6305	機械	東証1部	2015年3月期
日立製作所	6501	電気機器	東証1部	2015年3月期
日立工機	6581	機械	東証1部	2015年3月期
日立国際電気	6756	電気機器	東証1部	2015年3月期
クラリオン	6796	電気機器	東証1部	2015年3月期
デンソー	6902	輸送用機器	東証1部	2015年3月期
ユタカ技研	7229	輸送用機器	JASDAQ	2015年3月期
本田技研工業	7267	輸送用機器	東証1部	2015年3月期
ショーワ	7274	輸送用機器	東証1部	2015年3月期
エフ・シー・シー	7296	輸送用機器	東証1部	2015年3月期
八千代工業	7298	輸送用機器	JASDAQ	2015年3月期
日立ハイテクノロジーズ	8036	卸売業	東証1部	2015年3月期

第2章 IFRS をめぐる歴史的変遷と実態調査

日立キャピタル	8586	その他金融業	東証1部	2015年3月期
日本取引所グループ	8697	その他金融業	東証1部	2015年3月期
日立物流	9086	陸運業	東証1部	2015年3月期
コナミ	9766	情報・通信業	東証1部	2015年3月期
クックパッド	2193	サービス業	東証1部	2015年12月期第1四半期
DMG森精機	2193	機械	東証1部	2015年12月期第1四半期
ネクスト	2120	サービス業	東証1部	2016年3月期第1四半期
住友理工	5191	ゴム製品	東証1部	2016年3月期第1四半期
ティアック	6803	電気機器	東証1部	2016年3月期第1四半期
日信工業	7230	輸送用機器	東証1部	2016年3月期第1四半期
ノーリツ鋼機	7744	精密機器	東証1部	2016年3月期第1四半期
KDDI	9433	情報・通信業	東証1部	2016年3月期第1四半期
フュージョンパートナー	4845	情報・通信業	東証1部	2016年6月期第1四半期
セブテーニ・ホールディングス	4293	サービス業	JASDAQ	2016年9月期第1四半期
ジーエヌアイグループ	2160	医薬品	マザーズ	2015年12月期
ホットリンク	3680	情報・通信業	マザーズ	2015年12月期
花王	4452	化学	東証1部	2016年12月期第1四半期
飯田グループホールディングス	3291	不動産業	東証1部	2016年3月期
インフォテリア	3853	情報・通信業	マザーズ	2016年3月期
LIXILグループ	5938	金属製品	東証1部	2016年3月期
エイチワン	5989	金属製品	JASDAQ	2016年3月期
日本精工	6471	機械	東証1部	2016年3月期
アドバンテスト	6857	電気機器	東証1部	2016年3月期
KYB	7242	輸送用機器	東証1部	2016年3月期
テイ・エス テック	7313	輸送用機器	東証1部	2016年3月期
兼松	8020	卸売業	東証1部	2016年3月期
アイティメディア	2148	サービス業	マザーズ	2017年3月期第1四半期
クレハ	4023	化学	東証1部	2017年3月期第1四半期
大陽日酸	4091	化学	東証1部	2017年3月期第1四半期
三菱ケミカルホールディングス	4188	化学	東証1部	2017年3月期第1四半期
日本合成化学工業	4201	化学	東証1部	2017年3月期第1四半期
田辺三菱製薬	4508	医薬品	東証1部	2017年3月期第1四半期
アサヒホールディングス	5857	非鉄金属	東証1部	2017年3月期第1四半期
ブラザー工業	6448	電気機器	東証1部	2017年3月期第1四半期
日本電産	6594	電気機器	東証1部	2017年3月期第1四半期
日本電気	6701	電気機器	東証1部	2017年3月期第1四半期
シスメックス	6869	電気機器	東証1部	2017年3月期第1四半期
アイシン精機	7259	輸送用機器	東証1部	2017年3月期第1四半期
コロワイド	7616	小売業	東証1部	2017年3月期第1四半期
光通信	9435	情報・通信業	東証1部	2017年3月期第1四半期
ゼロ	9028	陸運業	東証2部	2016年6月期

パネルB：IFRSを適用して新規上場した会社（7社）

会社名	コード	業種分類（東証）	上場市場	適用時期
すかいらく	3197	小売業	東証1部	2013年12月期
テクノプロ・ホールディングス	6028	サービス業	東証1部	2014年6月期
ベルシステム24ホールディングス	6183	サービス業	東証1部	2015年2月期
ツバキ・ナカシマ	6464	機械	東証1部	2014年12月期
コメダホールディングス	3543	卸売業	東証1部	2016年2月期
LINE	3938	情報・通信業	東証1部	2015年12月期
ベイカレント・コンサルティング	6532	サービス業	マザーズ	2016年2月期

パネルC：IFRSを任意適用することを決定している会社（24社）

会社名	コード	業種分類（東証）	上場市場	適用時期
メタックス	6172	サービス業	マザーズ	2017年8月期第1四半期
アウトソーシング	2427	サービス業	東証1部	2016年12月期
アサヒグループホールディングス	2502	食料品	東証1部	2016年12月期

住友ゴム工業	5110	ゴム製品	東証1部	2016年12月期
ダンロップスポーツ	7852	その他製品	東証1部	2016年12月期
大塚ホールディングス	4578	医薬品	東証1部	2016年12月期
味の素	2802	食料品	東証1部	2017年3月期
JXホールディングス	5020	石油・石炭製品	東証1部	2017年3月期
パナソニック	6752	電気機器	東証1部	2017年3月期
ナブテスコ	6268	機械	東証1部	2017年12月期第1四半期
スミダコーポレーション	6718	電気機器	東証1部	2017年12月期第1四半期
サントリー食品インターナショナル	2587	食料品	東証1部	2017年12月期
日機装	6376	精密機器	東証1部	2017年12月期
カカクコム	2371	サービス業	東証1部	2018年3月期第1四半期
JSR	4185	化学	東証1部	2018年3月期第1四半期
三浦工業	6005	機械	東証1部	2018年3月期第1四半期
オリンパス	7733	精密機器	東証1部	2018年3月期第1四半期
テルモ	4543	精密機器	東証1部	2018年3月期
日本ハム	2282	食料品	東証1部	2019年3月期第1四半期
健康コーポレーション	2928	サービス業	札証	2019年3月期第1四半期
東芝	6502	電気機器	東証1部	未定
東芝テック	6588	電気機器	東証1部	未定
西芝電機	6591	電気機器	東証2部	未定
Jトラスト	8505	その他金融業	東証2部	未定

出所 東京証券取引所のHPを一部修正して筆者作成

3.2. 日本におけるIFRSの適用状況

表2-7は、2016年11月11日現在、日本におけるIFRS任意適用済・適用決定会社(以下、IFRS任意適用企業と呼ぶ)126社¹⁰(IFRS任意適用済会社102社、IFRS任意適用決定会社24社)の一覧である。表2-7から、日本におけるIFRS任意適用企業は、特定の年度、市場、および業種に集中している傾向にあることが見て取れる。そこで、表2-8は日本におけるIFRS任意適用企業の詳細を、適用年度、上場市場、業種(東証業種分類)にわけてそれぞれ示している。図2-1は、これらを図示したものである。

パネルAは、日本におけるIFRS任意適用企業をIFRSの適用年度別に分類したものである。日本におけるIFRS任意適用企業は、2009年度から2018年度の計10年間にわたって、IFRSを任意適用または任意適用を予定している。なお、126社のうち4社は、IFRS任意適用を決定したが、その適用時期については未定である。2013年度からIFRS任意適用企業が急激に増加しているのは、IFRS任意適用要件の緩和やIFRS任意適用企業数の積上げを訴える、経済界および政治界の動きによるものと考えられる。

パネルBは、上場市場別に日本におけるIFRS任意適用企業を分類したものである。まず、東証1部企業が全体の88.1%を占めていることが目立つ。このことは日本におけるIFRS任意適用企業は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日本におけるIFRS任意適用企業を分類したものである。電気機器の占める割合が15.9%で最も高く、サービス業(11.1%)と情報・通信業(8.7%)、運輸用機器(8.7%)、および医薬品(8.7%)が次に続いている。

なお、日本におけるIFRS任意適用企業126社(IFRS任意適用済会社102社、IFRS任意適用決定会社24社)は、社数ベースでは全上場企業に占める割合が3.4%にすぎないものの時価総額ベースでは既に22.0%に達している(いずれも2016年11月11日時点)。

表 2-8 日本における IFRS 任意適用企業の分布

パネル A : 適用年度					
年度	IFRS任意適用企業		年度	IFRS任意適用企業	
	企業数	%		企業数	%
2009	1	0.8	2015	22	17.5
2010	2	1.6	2016	27	21.4
2011	2	1.6	2017	9	7.1
2012	6	4.8	2018	2	1.6
2013	17	13.5	未定	4	3.2
2014	34	27.0			
			合計	126	100.0

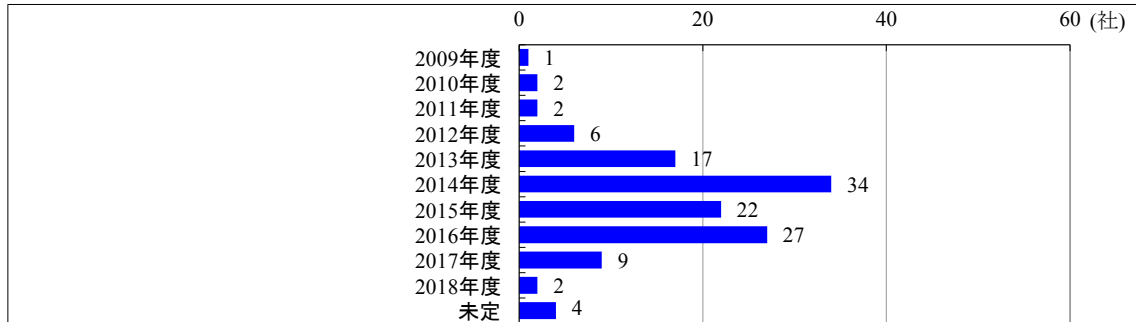
パネル B : 上場市場									
上場市場	IFRS 任意適用企業		全上場企業		上場市場	IFRS 任意適用企業		全上場企業	
	企業数	%	企業数	%		企業数	%	企業数	%
東証一部	111	88.1	2,002	54.3	名証一部	0	0.0	5	0.1
東証二部	3	2.4	553	15.0	名証二部	0	0.0	72	2.0
マザーズ	7	5.6	223	6.0	福証	0	0.0	31	0.8
JASDAQ	4	3.2	785	21.3	札証	1	0.8	15	0.4
					合計	126	100.0	3,686	100.0

パネル C : 業種 (東証業種分類)									
業種	IFRS 任意適用企業		全上場企業		業種	IFRS 任意適用企業		全上場企業	
	企業数	%	企業数	%		企業数	%	企業数	%
サービス業	14	11.1	392	10.6	その他	0	0.0	55	1.5
情報・通信業	11	8.7	389	10.6	繊維製品	0	0.0	54	1.5
小売業	4	3.2	350	9.5	精密機器	5	4.0	52	1.4
卸売業	10	7.9	336	9.1	鉄鋼	1	0.8	48	1.3
電気機器	20	15.9	268	7.3	証券・商品先物取引業	2	1.6	43	1.2
機械	7	5.6	234	6.3	倉庫・運輸関連業	0	0.0	38	1.0
化学	9	7.1	215	5.8	非鉄金属	1	0.8	35	0.9
建設業	0	0.0	179	4.9	その他金融業	3	2.4	32	0.9
食料品	5	4.0	132	3.6	パルプ・紙	0	0.0	26	0.7
不動産業	2	1.6	118	3.2	電気・ガス業	0	0.0	24	0.7
その他製品	1	0.8	112	3.0	ゴム製品	2	1.6	19	0.5
輸送用機器	11	8.7	99	2.7	海運業	0	0.0	14	0.4
銀行業	0	0.0	92	2.5	石油・石炭製品	1	0.8	13	0.4
金属製品	2	1.6	91	2.5	保険業	0	0.0	13	0.4
医薬品	11	8.7	65	1.8	水産・農林業	0	0.0	11	0.3
陸運業	2	1.6	64	1.7	鉱業	0	0.0	7	0.2
ガラス・土石製品	2	1.6	61	1.7	空運業	0	0.0	5	0.1
					合計	126	100.0	3,686	100.0

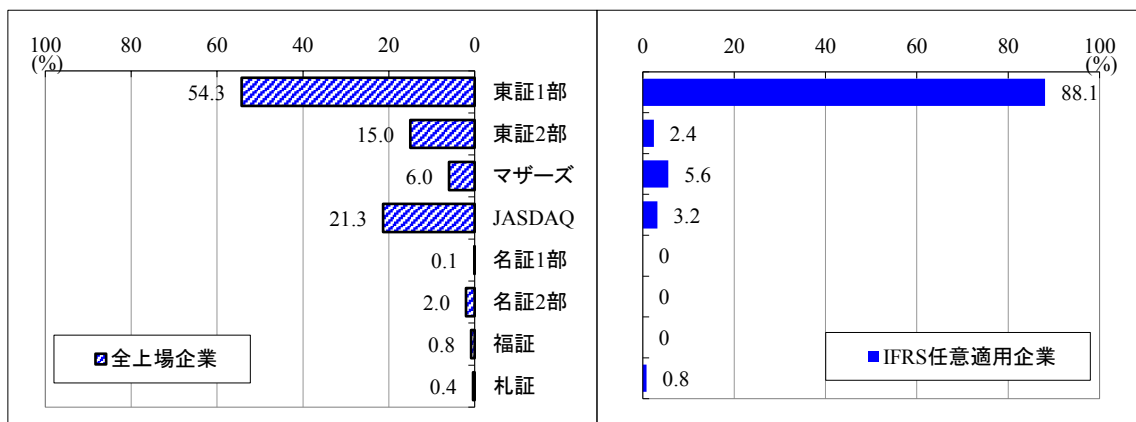
(注) パネル B、C の全上場企業数は 2016 年 3 月 31 日時点のものである。

図 2-1 日本における IFRS 任意適用企業の分布

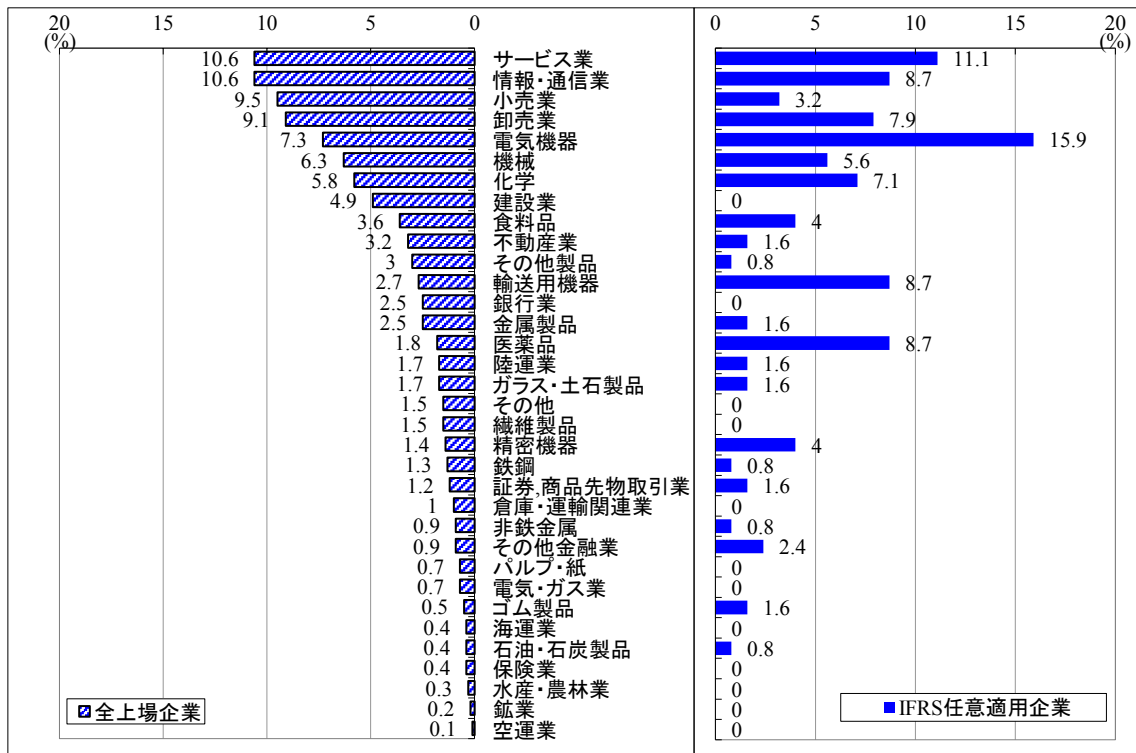
パネル A：適用年度



パネル B：上場市場



パネル C：業種（東証業種分類）



3.3. 日本におけるIFRS任意適用企業と非任意適用企業の企業規模の比較

前述したように、日本におけるIFRS任意適用企業は比較的規模の大きい企業に偏っていることが示唆されている。ここではこの点をさらに掘り下げ、日本におけるIFRS任意適用企業と非任意適用企業の分布を企業の規模別に示している。なお、ここで用いる企業規模は時価総額、資産総額、および売上高の3つの尺度であり、時価総額については2016年3月31日の値を、資産総額と売上高については2015年度(2015年4月から2016年3月までに終了する会計年度)の値をそれぞれ用いている¹¹。また、企業の規模は、①1百億円未満、②1百億円以上～5百億円未満、③5百億円以上～1千億円未満、④1千億円以上～5千億円未満、⑤5千億円以上～1兆円未満、⑥1兆円以上～5兆円未満、⑦5兆円以上～10兆円未満、⑧10兆円以上、といった8つの区間に分けている。

第1に、時価総額別に企業を分類した図2-2のパネルAをみると、日本におけるIFRS非任意適用企業には1百億円未満の企業が42.1%(1,497社)、1百億円以上～5百億円未満の企業が32.1%(1,143社)で全体の74.2%(2,640社)を占めている。これに対して、IFRS任意適用企業には1百億円未満の企業が2.4%(3社)、1百億円以上～5百億円未満の企業が11.4%(14社)で全体の13.8%(17社)を占めている。

第2に、資産総額別に企業を分類した図2-2のパネルBをみると、日本におけるIFRS非任意適用企業には1百億円未満の企業が25.8%(919社)、1百億円以上～5百億円未満の企業が36.1%(1,285社)で全体の61.9%(2,204社)を占めている。これに対して、IFRS任意適用企業には1百億円未満の企業が4.9%(6社)、1百億円以上～5百億円未満の企業が7.3%(8社)で全体の12.2%(14社)を占めている。

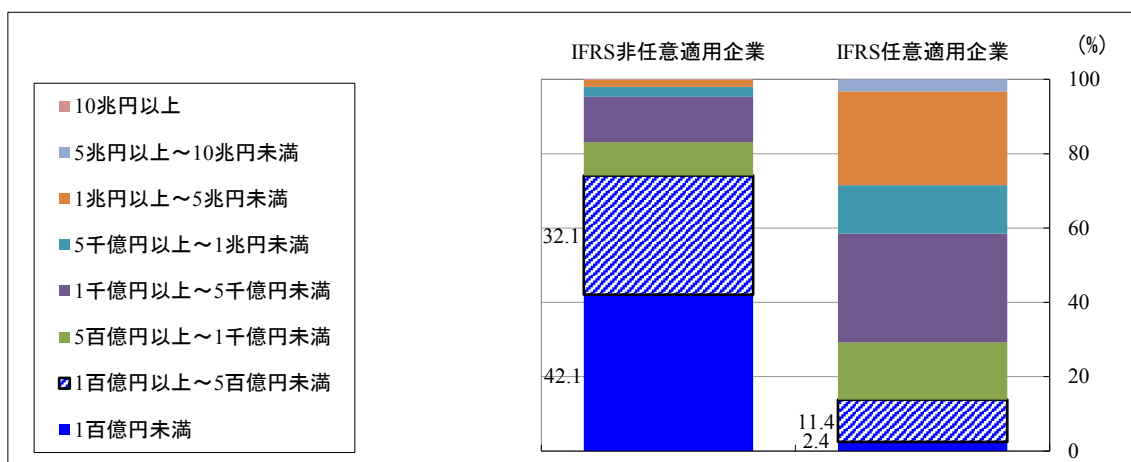
第3に、売上高別に企業を分類した図2-2のパネルCをみると、日本におけるIFRS非任意適用企業には1百億円未満の企業が27.5%(978社)、1百億円以上～5百億円未満の企業が37.2%(1,326社)で全体の64.7%(2,304社)を占めている。これに対して、IFRS任意適用企業には1百億円未満の企業が5.7%(7社)、1百億円以上～5百億円未満の企業が7.3%(9社)で全体の13.0%(16社)を占めている。

また、日本におけるIFRS任意適用企業と非任意適用企業の企業規模に関する要約統計量と単変量検定の結果を示したものが表2-10である。なお、表2-10における単位は百万円で示されている。パネルBとパネルCから、日本におけるIFRS任意適用企業(非任意適用企業)の時価総額、資産総額、売上高の平均値はそれぞれ981,106(118,362)、2,014,044(739,709)、1,472,583(173,107)であるのに対して、中央値はそれぞれ365,789(13,961)、516,359(29,242)、424,485(27,522)であることが見て取れる。

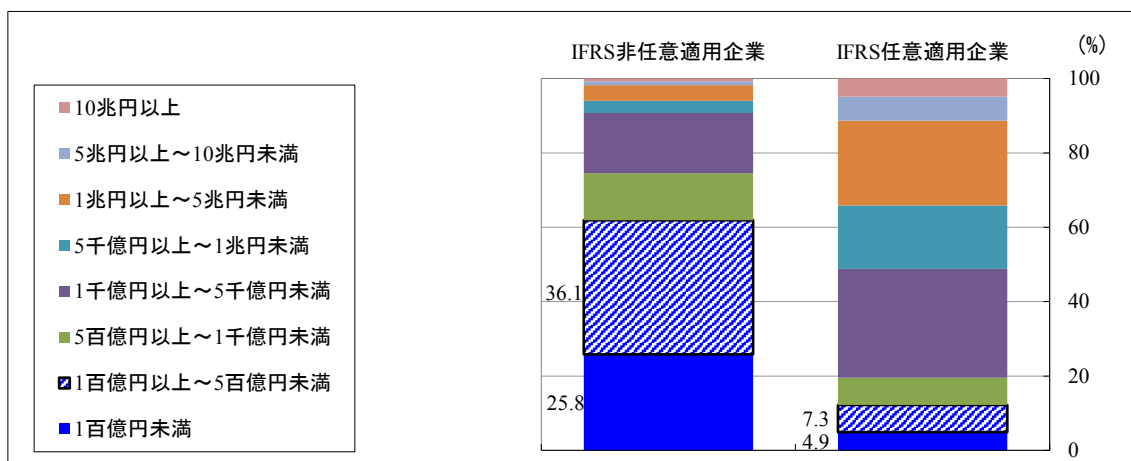
さらに、パネルDからは日本におけるIFRS任意適用企業と非任意適用企業におけるこれらの変数の平均値および中央値の差は、資産総額の平均値の差を除くと全て1%水準で有意であることが示されている。なお、各変数を対数変換した上で差をとった場合には、いずれの変数についても1%水準で有意な差が観察された。したがって、日本におけるIFRS任意適用企業は非任意適用企業よりも企業規模が有意に大きいと言える。

図2-2 日本におけるIFRS非任意適用企業と任意適用企業の企業規模の比較(2015年度)

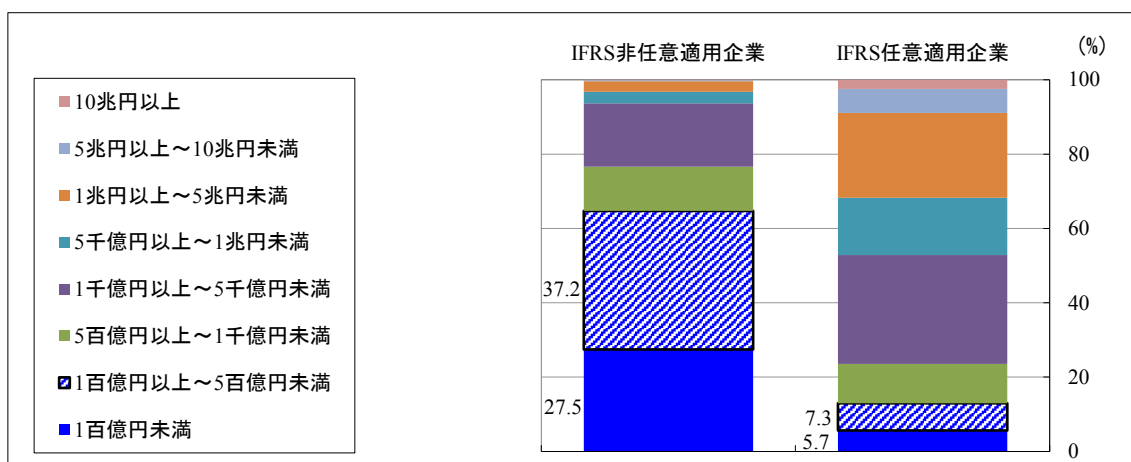
パネルA：時価総額 (2016年3月31日)



パネルB：資産総額 (2015年度)



パネルC：売上高 (2015年度)



出所 筆者作成

表2-9 日本におけるIFRS非任意適用企業と任意適用企業の企業規模の比較(2015年度)

パネルA：時価総額 (2016年3月31日)

	IFRS非任意適用企業		IFRS任意適用企業		
	%	企業数	%	企業数	
10兆円以上	0.1	3	10兆円以上	0.0	0
5兆円以上～10兆円未満	0.1	3	5兆円以上～10兆円未満	3.3	4
1兆円以上～5兆円未満	1.9	67	1兆円以上～5兆円未満	25.2	31
5千億円以上～1兆円未満	2.6	94	5千億円以上～1兆円未満	13.0	16
1千億円以上～5千億円未	12.3	437	1千億円以上～5千億円未	29.3	36
5百億円以上～1千億円未	8.9	316	5百億円以上～1千億円未	15.4	19
1百億円以上～5百億円未	32.1	1,143	1百億円以上～5百億円未	11.4	14
1百億円未満	42.1	1,497	1百億円未満	2.4	3
合計	100.0	3,560	合計	100.0	123

パネルB：資産総額 (2015年度)

	IFRS非任意適用企業		IFRS任意適用企業		
	%	企業数	%	企業数	
10兆円以上	0.8	28	10兆円以上	4.9	6
5兆円以上～10兆円未満	1.0	36	5兆円以上～10兆円未満	6.5	9
1兆円以上～5兆円未満	4.2	151	1兆円以上～5兆円未満	22.8	9
5千億円以上～1兆円未満	3.2	115	5千億円以上～1兆円未満	17.1	36
1千億円以上～5千億円未	16.2	575	1千億円以上～5千億円未	29.3	21
5百億円以上～1千億円未	12.7	451	5百億円以上～1千億円未	7.3	28
1百億円以上～5百億円未	36.1	1,285	1百億円以上～5百億円未	7.3	8
1百億円未満	25.8	919	1百億円未満	4.9	6
合計	100.0	3,560	合計	100.0	123

パネルC：売上高 (2015年度)

	IFRS非任意適用企業		IFRS任意適用企業		
	%	企業数	%	企業数	
10兆円以上	0.1	4	10兆円以上	2.4	3
5兆円以上～10兆円未満	0.3	9	5兆円以上～10兆円未満	6.5	8
1兆円以上～5兆円未満	2.9	103	1兆円以上～5兆円未満	22.8	28
5千億円以上～1兆円未満	3.1	109	5千億円以上～1兆円未満	15.4	19
1千億円以上～5千億円未	17.1	608	1千億円以上～5千億円未	29.3	36
5百億円以上～1千億円未	11.9	423	5百億円以上～1千億円未	10.6	13
1百億円以上～5百億円未	37.2	1,326	1百億円以上～5百億円未	7.3	9
1百億円未満	27.5	978	1百億円未満	5.7	7
合計	100.0	3,560	合計	100.0	123

出所 筆者作成

表 2-10 要約統計量と単変量検定

パネル A : 全上場企業								
	平均値	標準偏差	最小値	25%ile	中央値	75%ile	最大値	n
<i>Size_Mcap</i>	147,175	640,851	239	5,136	15,035	61,616	19,900,000	3,683
<i>Size_Asset</i>	782,267	9,222,889	110	9,980	31,248	115,466	293,000,000	3,683
<i>Size_Sales</i>	216,505	950,904	15	9,183	29,305	101,508	28,400,000	3,683
<i>Log(Size_Mcap)</i>	9.899	1.812	5.476	8.544	9.618	11.029	16.805	3,683
<i>Log(Size_Asset)</i>	10.569	1.988	4.700	9.208	10.350	11.657	19.494	3,683
<i>Log(Size_Sales)</i>	10.376	1.843	2.708	9.125	10.286	11.528	17.162	3,683

パネル B : IFRS 任意適用企業 (IFRS = 1)								
	平均値	標準偏差	最小値	25%ile	中央値	75%ile	最大値	n
<i>Size_Mcap</i>	981,106	1,535,571	5,278	88,568	365,789	1,398,799	9,380,000	123
<i>Size_Asset</i>	2,014,044	4,214,186	3,390	137,847	516,359	1,900,522	29,500,000	123
<i>Size_Sales</i>	1,472,583	2,651,683	1,016	104,630	424,485	1,240,728	14,600,000	123
<i>Log(Size_Mcap)</i>	12.654	1.716	8.571	11.392	12.810	14.151	16.054	123
<i>Log(Size_Asset)</i>	13.033	1.938	8.129	11.834	13.155	14.458	17.201	123
<i>Log(Size_Sales)</i>	12.780	1.976	6.924	11.558	12.959	14.031	16.497	123

パネル C : IFRS 非任意適用企業 (IFRS = 0)								
	平均値	標準偏差	最小値	25%ile	中央値	75%ile	最大値	n
<i>Size_Mcap</i>	118,362	564,968	239	4,913	13,961	54,306	19,900,000	3,560
<i>Size_Asset</i>	739,709	9,345,502	110	9,625	29,242	103,610	293,000,000	3,560
<i>Size_Sales</i>	173,107	798,765	15	8,903	27,522	90,660	28,400,000	3,560
<i>Log(Size_Mcap)</i>	9.804	1.739	5.476	8.500	9.544	10.902	16.805	3,560
<i>Log(Size_Asset)</i>	10.483	1.935	4.700	9.172	10.283	11.548	19.494	3,560
<i>Log(Size_Sales)</i>	10.293	1.781	2.708	9.094	10.223	11.415	17.162	3,560

パネル D : 平均差の検定				
	IFRS = 1	IFRS = 0	検定統計量	
	平均値差	中央値差	t-statistic	z-statistic
<i>Size_Mcap</i>	862,744	351,828	15.13***	14.03***
<i>Size_Asset</i>	1,274,335	487,117	1.51	12.42***
<i>Size_Sales</i>	1,299,476	396,963	15.37***	12.54***
<i>Log(Size_Mcap)</i>	2.850	3.266	17.88***	14.03***
<i>Log(Size_Asset)</i>	2.550	2.872	14.36***	12.42***
<i>Log(Size_Sales)</i>	2.487	2.736	15.16***	12.54***

(注) 本表では、日本における IFRS 任意適用企業 (IFRS = 1) と IFRS 非任意適用企業 (IFRS = 0) の企業規模を表す 3 つの変数 (時価総額、資産総額、売上高) に関する要約統計量および単変量検定の結果を示している。なお、*Size_Mcap*、*Size_Asset*、*Size_Sales* の単位は百万円である。変数の定義は以下の通りである。*Size_Mcap* = 2016 年 3 月 31 日時点における普通株式時価総額；*Size_Asset* = 2015 年度の資産総額；*Size_Sales* = 2015 年度の売上高；*Log(Size_Mcap)* = *Size_Mcap* の自然対数；*Log(Size_Asset)* = *Size_Asset* の自然対数；*Log(Size_Sales)* = *Size_Sales* の自然対数；である。平均値の差の検定に用いられている検定方法は 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 rank-sum 検定 (Mann-Whitney 検定) である。
* 10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

第4節 韓国におけるIFRSをめぐる歴史の変遷とIFRSの適用状況

4.1. 韓国におけるIFRSをめぐる歴史の変遷

本節では、韓国におけるIFRSをめぐる歴史の変遷とIFRSの適用状況について整理する¹²。まず、韓国におけるIFRSの適用の背景には、①1997年に勃発したアジア通貨危機、②会計・監査システムの改善を要求する国際通貨基金 (International Monetary Fund: 以下、IMF と呼ぶ) との覚書の締結、③韓国政府が2007年まで行ってきた会計・監査システムに関する様々な改革、ならびに④それらに対する海外からの評価の低さ、といった4つの要因が存在していると一般的に考えられている。

具体的には、1980年代後半から、タイ、インドネシア、マレーシア、フィリピンの東南アジア4カ国は海外資本の流入を促進し急速な経済成長を達成するべく、外国為替市場や資本市場の自由化を積極的に進めてきた。この結果、東南アジア4カ国はある程度の経済成長を達成できるようになるがその対価として巨額の外貨建負債を抱えてしまう。1990年代にはこれらの東南アジア4カ国は高度成長期に入っていたことから、ある程度の外貨建負債は十分に返済できると考えられていたわけである。

ところが、外貨建負債の継続的な発行は非効率な投資を増大させ、バブル経済を引き起こすに至った。バブルが弾けた1996年からは、建設会社や不動産開発会社を中心に倒産企業が増え続けていく。さらに、それらの企業の倒産は倒産企業に融資していた金融機関の不良債権を増加させ、結果的には東南アジア4カ国の信用格付けの下落にまで繋がった。東南アジア4カ国におけるバブル崩壊の影響は、韓国にも波及してくる。この結果、韓国からは外国資本の引き上げが始まり、KIA motors、Hanbo Steel Co、Daewoo といった韓国におけるいくつかの大企業も倒産に追い込まれた。

これらの大企業の倒産を契機とした経済危機の勃発の結果、韓国は1997年にIMFに救済金融を要請することになる。その際、韓国はIMFと会計・監査システムの改革を骨子とする覚書を締結している。この結果、1997年から2007年まで韓国では会計・監査システムに関する大幅な改革がなされる。たとえば、韓国はIMFと国際復興開発銀行 (International Bank for Reconstruction and Development: IBRD) の要求に応じて、1999年には私的部門における会計基準の設定主体である韓国会計基準院 (Korean Accounting Institute: 以下 KAI と呼ぶ) を設立した。

また、KAIの傘下には会計専門家によって構成される韓国会計基準委員会 (Korean Accounting Standards Board: 以下 KASB と呼ぶ) が設置され、会計基準の制定および改訂に関する作業を行うようになる。さらに、KASBが設立されて以来、韓国はそれまでに公表されていたIFRSの主要な内容をK-GAAPに反映することに努めてきた。その結果、2006年末時点におけるK-GAAPはIFRSをその内容および形式において90%以上反映していると韓国内では評価されるようになった。他方、会計・監査システムの透明性を向上させるためのこうした努力にも関わらず、国際経営開発研究所 (International

Institute for Management Development : IMD) や世界経済フォーラム (World Economic Forum: WEF) といった海外機関や海外のアカデミズムからの評価には改善が見られず、韓国の会計・監査システムの透明性に関する評価は引き続き最下位の水準に留まっていた¹³。また、この原因は、IFRS の一部が韓国固有の状況を反映すべく修正されていたために、IFRS 適用国ではなく IFRS とのコンバージェンスの推進国として分類されているからであると指摘された (Kwak and Hwang 2009)。

その結果、韓国企業の作成する財務諸表の透明性については国際的な信頼性が十分に得られておらず、ゆえに韓国企業の企業価値は他国企業に比べて相対的に低く見積もられるといったいわゆる「Korea Discount 現象」は依然として続いていたと考えられていた (金融監督院 2012)。こうした状況を打破するために、韓国国内においても IFRS 適用の必要性が強く提起されるようになった。この結果、韓国政府は会計透明性の向上を通じた Korea Discount の解消、国際的な会計基準の単一化に向けた積極的な取組みの促進、グローバル企業の財務諸表作成コストの軽減といった3つの理由を IFRS 適用の理由として挙げ、2007年3月15日に以下のIFRS 導入ロードマップを公表している。

具体的には、韓国政府は2011年1月1日以降に終了する会計年度より、上場中小企業を含む「全上場企業」(当時、2011年時点で1,924社)の連結財務諸表と単体財務諸表の双方に対するIFRSの適用を強制している。また、2009年度からは金融業に属さない企業によるIFRSの「早期適用」を認めており、これを受けて2009年度に14社、2010年度に47社と計61社がIFRSを早期適用している。なお、韓国では韓国語ベースでのピュアIFRSがIASBから提供されないため、KAIは2008年12月31日付でピュアIFRSの韓国語翻訳版である韓国採択国際会計基準(K-IFRS)を公表している。このため、K-IFRSはIFRSの一部を修正または削除(curve-out)したIFRSのことを意味するJ-IFRSとはその性格が異なるものである。このような理由によって、韓国企業に適用されるIFRSの正式な名称はK-IFRSであるが、本論文では便宜上、IFRSという用語を用いる。

表2-11 韓国におけるIFRS導入のロードマップ(2007年3月15日)

区 分	主たる内容
適用対象と 受入れ時期	①早期適用(2009年から):希望企業(金融業に属する企業は除外) ②強制適用(2011年から):全上場企業(金融業に属する企業も含む) 原則として適用対象を上場企業(上場中小企業を含む)としその適用時期は2009年から選択適用(早期適用)を認め、2011年に全面的に適用(強制適用)
四半期・半期 連結財務諸表 表の作成時期	区分 適用時期 四半期・半期連結財務諸表 第1段階 2009年～2010年 IFRS適用企業 第2段階 2011年 資産総額2兆ウォン以上 第3段階 2013年 すべての上場企業
連結の範囲	支配会社の連結財務諸表に含まれる子会社の範囲をIFRSに合わせる
非財務情報の 連結開示	事業報告書等の非財務情報も連結基準で開示 支配会社は、子会社の主たる経営事項や合併・営業譲渡などの重要な開示事項についても含めて開示
非上場企業向け会計 会計基準の運用	非上場企業の負担を軽減できるように、簡便な会計処理基準を別途制定して2011年から適用
K-IFRSの制定	K-IFRSの制定を2007年までに完了する

出所 金融監督院(2009)、杉本・趙(2011、p.209)を一部修正して作成

表 2-12 韓国における IFRS 早期適用企業一覧 (61 社)

会社名	コード	業種分類 (韓国標準産業分類中分類)	上場市場	適用時期
KT&G	033780	製造業：タバコ	韓証	2009年
STX PanOcean	028670	運輸業：水上	韓証	2009年
PULMUONE Holdings	017810	サービス業：専門	韓証	2009年
EAGON 産業	008250	製造業：木材・木製品 (家具以外)	韓証	2009年
PAPERCOREA	001020	製造業：パルプ・紙・紙製品	韓証	2009年
COSMO 化学	005420	製造業：化学物質・化学製品 (医薬品以外)	韓証	2009年
永進薬品工業	003520	製造業：医療用物質・医薬品	韓証	2009年
INSUN ENT	060150	廃棄物収集・運搬・処理・原料再生業	KOSDAQ	2009年
DASTEK	043710	製造業：その他製品	KOSDAQ	2009年
ECOENERGY Holdings	038870	専門職別工事業	KOSDAQ	2009年
国際エレクトロニッコリア	053740	製造業：その他機械・装備	KOSDAQ	2009年
DISPLAYTECH	066670	製造業：電子部品・コンピューター・映像・通信装備	KOSDAQ	2009年
韓国 CUBIC	021650	製造業：ゴム製品・プラスチック製品	KOSDAQ	2009年
GEECO & RUTIZ	058370	卸売・商品仲介業	KOSDAQ	2009年
サムスン電子	005930	製造業：電子部品・コンピューター・映像・通信装備	韓証	2010年
サムスン SDI	006400	製造業：電気装備	韓証	2010年
サムスン電気	009150	製造業：電子部品・コンピューター・映像・通信装備	韓証	2010年
サムスン Techwin	012450	製造業：その他機械・装備	韓証	2010年
LG 電子	066570	製造業：電子部品・コンピューター・映像・通信装備	韓証	2010年
LG ディスプレイ	034220	製造業：電子部品・コンピューター・映像・通信装備	韓証	2010年
LG	003550	サービス業：専門	韓証	2010年
LG 化学	051910	製造業：化学物質・化学製品 (医薬品以外)	韓証	2010年
LG テレコム	032640	通信業	韓証	2010年
LG Innotek	011070	製造業：電子部品・コンピューター・映像・通信装備	韓証	2010年
LG 生活健康	051900	製造業：化学物質・化学製品 (医薬品以外)	韓証	2010年
LG ハウシス	108670	製造業：ゴム製品・プラスチック製品	韓証	2010年
LG 生命科学	068870	製造業：医療用物質・医薬品	韓証	2010年
G II R	035000	サービス業：専門	韓証	2010年
STX 造船海洋	067250	製造業：その他運送装備	韓証	2010年
STX エンジン	077970	製造業：その他機械・装備	韓証	2010年
大韓海運	005880	運輸業：水上	韓証	2010年
HS R&A	013520	製造業：ゴム製品・プラスチック製品	韓証	2010年
韓国 FLANGE	010100	製造業：自動車・トレーラー	韓証	2010年
PAIKWANG 産業	001340	製造業：化学物質・化学製品 (医薬品以外)	韓証	2010年
韓国信用情報	034310	サービス業：専門	韓証	2010年
SEHA	027970	製造業：パルプ・紙・紙製品	韓証	2010年
HANSOL HomeDeco	025750	製造業：木材・木製品 (家具以外)	韓証	2010年
SINIL 産業	002700	卸売・商品仲介業	韓証	2010年
AUTOMOBILE & PCB	015260	製造業：電子部品・コンピューター・映像・通信装備	韓証	2010年
FILA Korea	081660	卸売・商品仲介業	韓証	2010年
WOO JIN	023410	製造業：非金属鉱物製品	KOSDAQ	2010年
韓国信用評価情報	030190	サービス業：情報	KOSDAQ	2010年
NEXON Technology	038990	製造業：電気装備	KOSDAQ	2010年
UJU Electronics	065680	製造業：電気装備	KOSDAQ	2010年
DONGIL Steel	023790	製造業：1次金属	KOSDAQ	2010年
e-LITECOM	041520	製造業：電子部品・コンピューター・映像・通信装備	KOSDAQ	2010年
WOOWON 開発	046940	専門職別工事業	KOSDAQ	2010年
FROM 30	073570	製造業：その他機械・装備	KOSDAQ	2010年
CU Electronics	056340	製造業：電子部品・コンピューター・映像・通信装備	KOSDAQ	2010年
韓国電子金融	063570	サービス業：事業支援	KOSDAQ	2010年
S Connect	096630	製造業：電子部品・コンピューター・映像・通信装備	KOSDAQ	2010年
ESSEN TECH	043340	製造業：その他機械・装備	KOSDAQ	2010年
NICE 情報通信	036800	通信業	KOSDAQ	2010年
NOWCOM	067160	通信業	KOSDAQ	2010年
DUOBACK Korea	073190	製造業：家具	KOSDAQ	2010年

KCI	036670	製造業：化学物質・化学製品 (医薬品以外)	KOSDAQ	2010年
中央ワクチン研究所	072020	製造業：医療用物質・医薬品	KOSDAQ	2010年
BT & I	048550	サービス業：事業支援	KOSDAQ	2010年
LIGHTRON FIBER-OPTIC Devices	069540	製造業：電子部品・コンピューター・映像・通信装備	KOSDAQ	2010年
中央 Ocean	054180	製造業：その他運送装備	KOSDAQ	2010年
HyosungONB	097870	製造業：化学物質・化学製品 (医薬品以外)	KOSDAQ	2010年

出所 杉本・趙 (2011、p.3) の表序-1 を一部修正して筆者作成

4.2. 韓国における IFRS の適用状況

また、表 2-13 は韓国における IFRS 早期適用企業の詳細を、適用年度、上場市場、業種 (韓国標準産業分類中分類) にわけてそれぞれ示している。図 2-3 は、これらを図示したものである。まず、パネル A は韓国における IFRS 早期適用企業を適用年度別に分類したものである。パネル A から、韓国における IFRS 早期適用企業は、2011 年に IFRS が強制適用される前の 2 年間に分布していることがわかる。具体的には、IFRS 早期適用企業 61 社のうち、2009 年に IFRS を早期適用している企業は 14 社で全体の 23.0% である。また、2010 年に IFRS を早期適用している企業は 47 社で全体の 77.0% である。つまり、IFRS の強制適用が近づくにつれてその早期適用企業数が増加する傾向にある。

パネル B は、上場市場別に韓国における IFRS 早期適用企業を分類したものである。韓国の株式市場は、韓国証券取引所 (Korea Stock Exchange : KSE) とコスダック (Korea Securities Dealers Automated Quotations : KOSDAQ) の 2 つの市場から構成されている。前者は日本の東証 1 部のように成熟企業が主に上場する韓国の株式市場であり、後者は日本のジャスダックのように新興市場が主に上場する韓国の株式市場である。パネル B から、韓国における IFRS 早期適用企業 61 社のうち、韓国証券取引所に上場している企業は全体の 54.1% (33 社) であり、コスダックに上場している企業は 45.9% (28 社) であることがわかる。2010 年 12 月 31 日時点において全上場企業に占める韓国証券取引所に上場する企業の割合は 45.0% (841 社) であり、コスダックに上場する企業の割合は 55.0% (1,029 社) である。つまり、韓国における IFRS 早期適用企業は、韓国証券取引所の企業がやや多いが、韓証と KOSDAQ に上場する企業がほぼ同様の分布を示している。

パネル C は、韓国標準産業分類中分類に基づいて韓国における IFRS 早期適用企業を分類したものである。なお、表中には紙幅の関係で業種番号のみを掲載しているため、詳細な業種名については本章の付録を参照されたい。業種番号 C26000 (製造業：電子部品・コンピューター・映像・通信装備) の占める割合が 18.0% で最も高く、業種番号 C20000 (製造業：化学物質・化学製品 (医薬品以外))、C29000 (製造業：その他機械・装備)、M71000 (サービス業：専門) がそれぞれ 9.8%、8.2%、6.6% で次に続いている。

また、業種番号 C21000 (製造業：医療用物質・医薬品)、C22000 (製造業：ゴム製品・プラスチック製品)、C28000 (製造業：電気装備)、G46000 (卸売・商品仲介業) と、C16000 (製造業：木材・木製品 (家具以外))、C17000 (製造業：パルプ・紙・紙製品)、C31000 (製造業：その他運送装備)、F42000 (専門職別工事業)、H50000 (運輸業：水上)、J61000 (通信業)、N75000 (サービス業：事業支援) の占める割合は、4.9% と 3.3% である。

表 2-13 韓国における IFRS 早期適用企業の分布

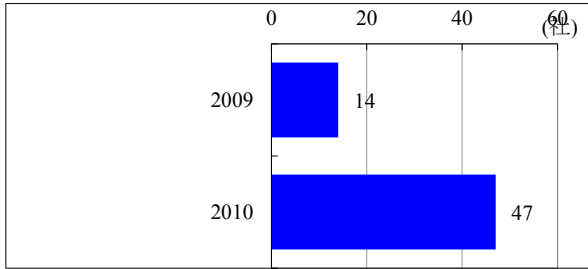
パネル A : 適用年度				パネル B : 上場市場			
年度	IFRS 早期適用企業		上場市場	IFRS 早期適用企業		全上場企業	
	企業数	%		企業数	%	企業数	%
2009	14	23.0	韓証	33	54.1	841	45.0
2010	47	77.0	KOSDAQ	28	45.9	1,029	55.0
合計	61	100.0	合計	61	100.0	1,870	100.0

パネル C : 業種 (韓国標準産業分類中分類)									
業種番号	IFRS 早期適用企業		全上場企業		業種番号	IFRS 早期適用企業		全上場企業	
	企業数	%	企業数	%		企業数	%	企業数	%
A01000	0	0.0	1	0.1	F42000	2	3.3	18	1.0
A03000	0	0.0	5	0.3	G45000	0	0.0	3	0.2
B07000	0	0.0	1	0.1	G46000	3	4.9	105	5.6
B08000	0	0.0	2	0.1	G47000	0	0.0	29	1.6
C10000	0	0.0	44	2.4	H49000	0	0.0	12	0.6
C11000	0	0.0	10	0.5	H50000	2	3.3	6	0.3
C12000	1	1.6	1	0.1	H51000	0	0.0	2	0.1
C13000	0	0.0	15	0.8	H52000	0	0.0	5	0.3
C14000	0	0.0	24	1.3	I55000	0	0.0	1	0.1
C15000	0	0.0	7	0.4	I56000	0	0.0	2	0.1
C16000	2	3.3	4	0.2	J58000	1	1.6	85	4.5
C17000	2	3.3	31	1.7	J59000	0	0.0	20	1.1
C18000	0	0.0	1	0.1	J60000	0	0.0	9	0.5
C19000	0	0.0	4	0.2	J61000	2	3.3	12	0.6
C20000	6	9.8	91	4.9	J62000	0	0.0	24	1.3
C21000	3	4.9	93	5.0	J63000	1	1.6	22	1.2
C22000	3	4.9	36	1.9	K64000	0	0.0	110	5.9
C23000	1	1.6	33	1.8	K65000	0	0.0	13	0.7
C24000	1	1.6	83	4.4	K66000	0	0.0	36	1.9
C25000	0	0.0	43	2.3	L68000	0	0.0	8	0.4
C26000	11	18.0	256	13.7	L69000	0	0.0	37	2.0
C27000	0	0.0	34	1.8	M70000	0	0.0	6	0.3
C28000	3	4.9	57	3.0	M71000	4	6.6	84	4.5
C29000	5	8.2	120	6.4	M72000	0	0.0	15	0.8
C30000	1	1.6	74	4.0	M73000	0	0.0	5	0.3
C31000	2	3.3	17	0.9	N74000	0	0.0	1	0.1
C32000	1	1.6	8	0.4	N75000	2	3.3	18	1.0
C33000	1	1.6	4	0.2	P85000	0	0.0	12	0.6
D35000	0	0.0	13	0.7	R90000	0	0.0	1	0.1
E38000	1	1.6	5	0.3	R91000	0	0.0	7	0.4
E39000	0	0.0	1	0.1	S96000	0	0.0	1	0.1
F41000	0	0.0	43	2.3					
					合計	61	100.0	1,870	100.0

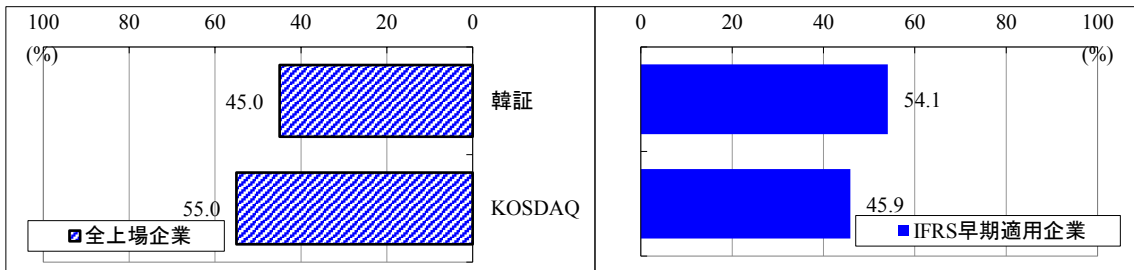
(注) パネル B、C の全上場企業数は 2010 年 12 月 31 日時点のものである。業種名については、付録を参照。

図 2-3 韓国における IFRS 早期適用企業の分布

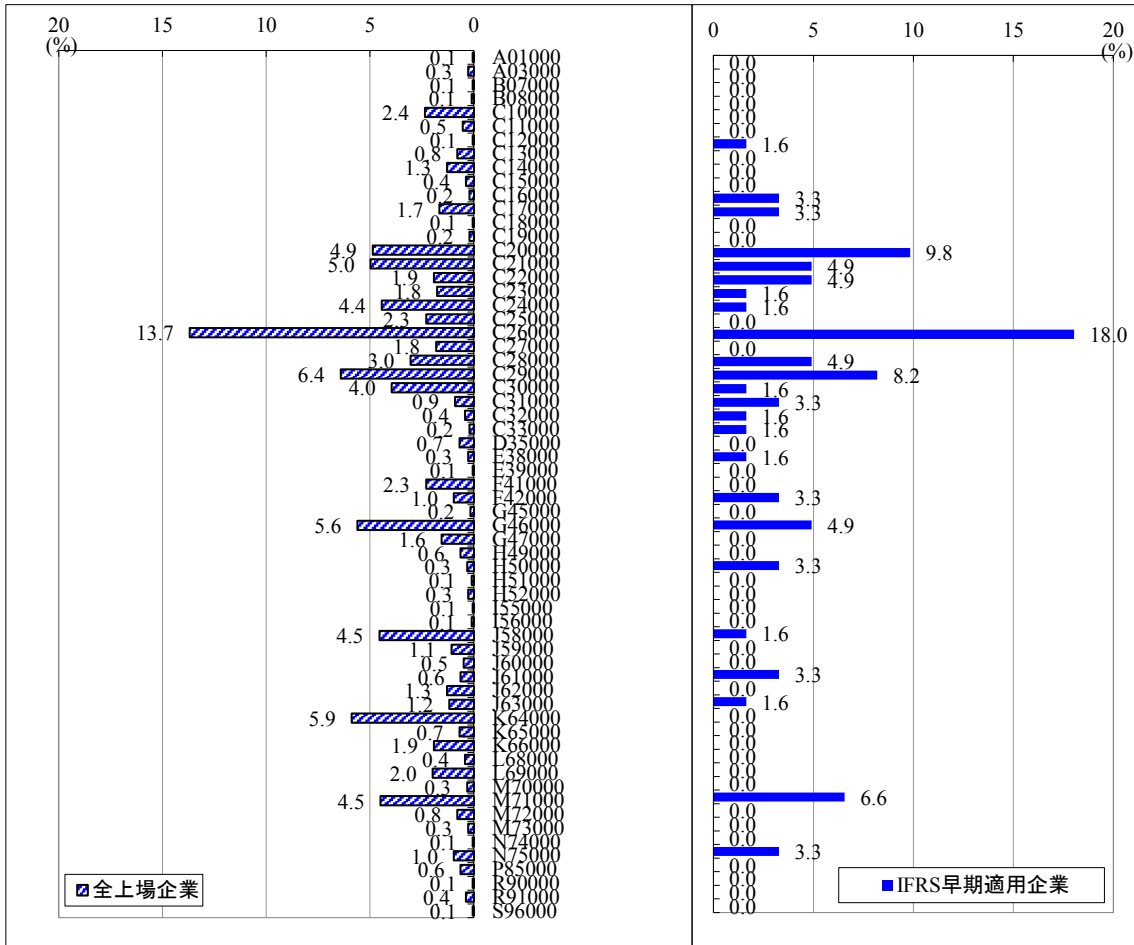
パネル A : 適用年度



パネル B : 上場市場



パネル C : 業種 (韓国標準産業分類中分類)



4.3. 韓国における IFRS 早期適用企業と非早期適用企業の比較

韓国における IFRS 早期適用企業と非早期適用企業の分布を企業の規模別に示している。なお、ここで用いる企業規模は時価総額、資産総額、および売上高の3つの尺度であり、時価総額については2010年12月30日の値を、資産総額と売上高については2010年度の値をそれぞれ用いている。また、企業の規模は日本企業の場合と同様に①100億円未満、②100億円以上～500億円未満、③500億円以上～1000億円未満、④1000億円以上～5000億円未満、⑤5000億円以上～1兆円未満、⑥1兆円以上～5兆円未満、⑦5兆円以上～10兆円未満、⑧10兆円以上、という8つの区間に分けている。

第1に、時価総額別に企業を分類した図2-4のパネルAをみると、韓国におけるIFRS非早期適用企業には100億円未満の企業が64.0% (1,105社)、100億円以上～500億円未満の企業が25.2% (435社) で全体の89.2% (1,540社) を占めている。また、IFRS早期適用企業には100億円未満の企業が44.3% (27社)、100億円以上～500億円未満の企業が26.2% (16社) で全体の70.5% (43社) を占めている。

第2に、資産総額別に企業を分類した図2-4のパネルBをみると、韓国におけるIFRS非早期適用企業には100億円未満の企業が43.8% (756社)、100億円以上～500億円未満の企業が35.5% (613社) で全体の79.3% (1,369社) を占めている。また、IFRS早期適用企業には100億円未満の企業が26.2% (16社)、100億円以上～500億円未満の企業が37.7% (23社) で全体の63.9% (39社) を占めている。

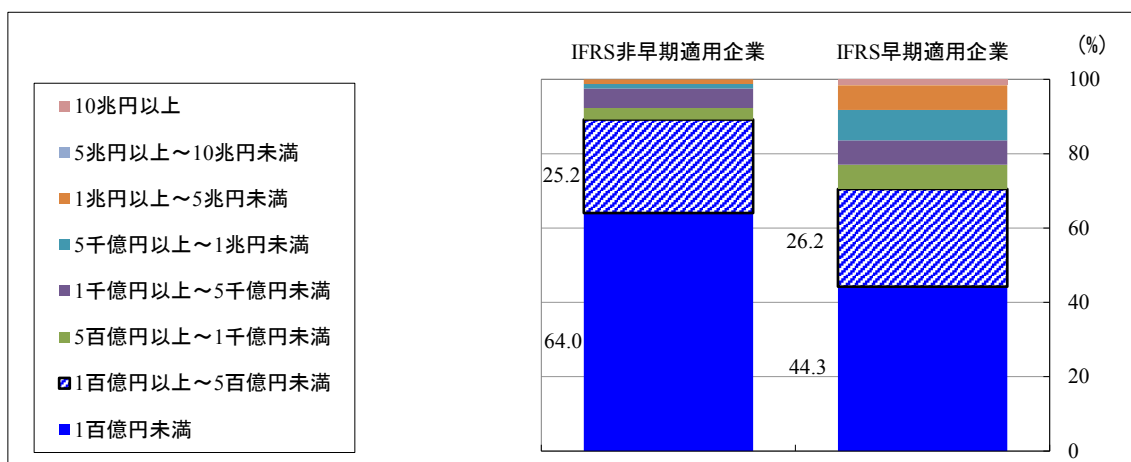
第3に、売上高別に企業を分類した図2-4のパネルCをみると、韓国におけるIFRS非早期適用企業には100億円未満の企業が47.2% (814社)、100億円以上～500億円未満の企業が33.6% (580社) で全体の80.8% (1,394社) を占めている。また、IFRS早期適用企業には100億円未満の企業が31.1% (19社)、100億円以上～500億円未満の企業が32.8% (20社) で全体の63.9% (39社) を占めている。

また、韓国におけるIFRS早期適用企業と非早期適用企業の企業規模に関する要約統計量と単変量検定の結果を示したものが表2-15である。なお、表2-15における単位は百万円であり、100円が1,000ウォンに相当すると仮定し、韓国企業の財務諸表を円換算している。パネルBとパネルCから、韓国におけるIFRS早期適用企業(非早期用企業)の時価総額、資産総額、売上高の平均値はそれぞれ438,554 (54,281)、475,977 (204,518)、538,119 (104,890) であるのに対して、中央値はそれぞれ12,806 (6,206)、24,323 (12,050)、18,014 (11,101) であることがわかる。

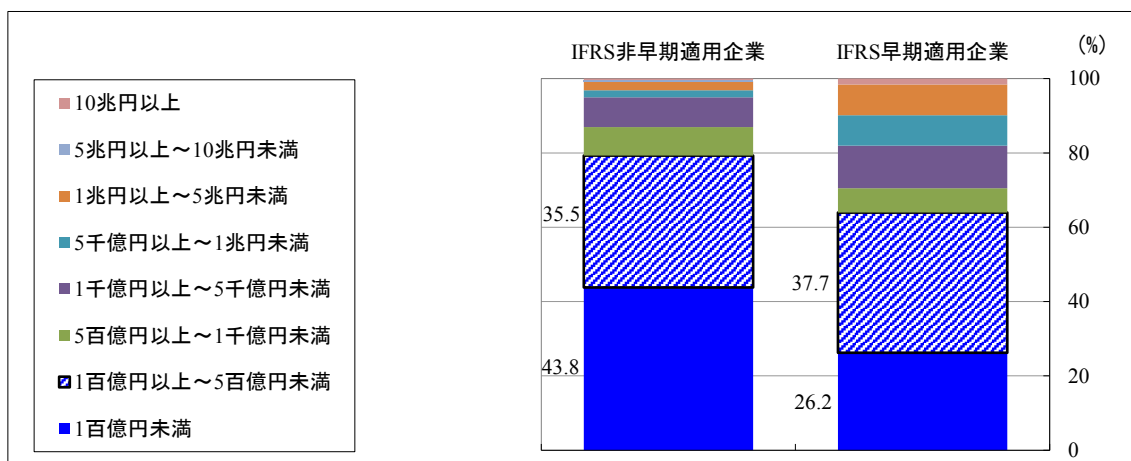
さらに、パネルDでは韓国におけるIFRS早期適用企業と非早期適用企業におけるこれらの変数の平均値および中央値の差は、資産総額の平均値の差を除くと全て1%水準で有意であることが示されている。なお、各変数を対数変換した上で差をとった場合には、いずれの変数についても1%水準で有意な差が観察された。したがって、韓国におけるIFRS早期適用企業は非早期適用企業よりも企業規模が有意に大きいと言える。

図 2-4 企業規模の比較 (割合)

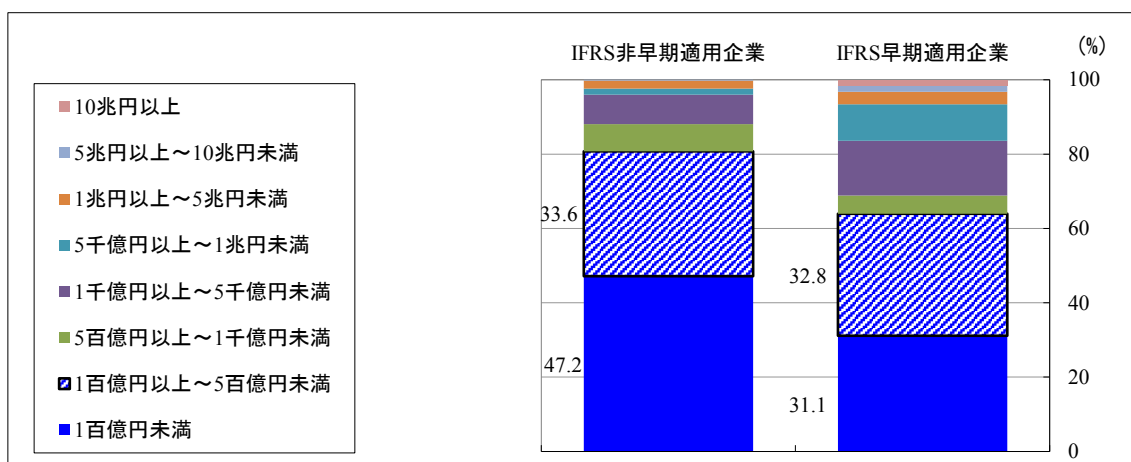
パネル A : 時価総額



パネル B : 資産総額



パネル C : 売上高



出所 筆者作成

表 2-14 企業規模の比較

パネル A：時価総額（2010 年 12 月 30 日）

	IFRS非早期適用企業		IFRS早期適用企業	
	%	企業数	%	企業数
10 兆円以上	0.0	0	10 兆円以上	1.6
5 兆円以上～10 兆円未満	0.0	0	5 兆円以上～10 兆円未満	0.0
1 兆円以上～5 兆円未満	1.2	21	1 兆円以上～5 兆円未満	6.6
5 千億円以上～1 兆円未満	1.3	22	5 千億円以上～1 兆円未満	8.2
1 千億円以上～5 千億円未	5.2	90	1 千億円以上～5 千億円未満	6.6
5 百億円以上～1 千億円未	3.1	53	5 百億円以上～1 千億円未満	6.6
1 百億円以上～5 百億円未	25.2	435	1 百億円以上～5 百億円未満	26.2
1 百億円未満	64.0	1,105	1 百億円未満	44.3
合計	100.0	1,726	合計	100.0

パネル B：資産総額（2010 年度）

	IFRS非早期適用企業		IFRS早期適用企業	
	%	企業数	%	企業数
10 兆円以上	0.4	7	10 兆円以上	1.6
5 兆円以上～10 兆円未満	0.3	6	5 兆円以上～10 兆円未満	0.0
1 兆円以上～5 兆円未満	2.4	42	1 兆円以上～5 兆円未満	8.2
5 千億円以上～1 兆円未満	1.9	32	5 千億円以上～1 兆円未満	8.2
1 千億円以上～5 千億円未	8.0	138	1 千億円以上～5 千億円未満	11.5
5 百億円以上～1 千億円未	7.6	132	5 百億円以上～1 千億円未満	6.6
1 百億円以上～5 百億円未	35.5	613	1 百億円以上～5 百億円未満	37.7
1 百億円未満	43.8	756	1 百億円未満	26.2
合計	100.0	1,726	合計	100.0

パネル C：売上高（2010 年度）

	IFRS非早期適用企業		IFRS早期適用企業	
	%	企業数	%	企業数
10 兆円以上	0.0	0	10 兆円以上	1.6
5 兆円以上～10 兆円未満	0.2	4	5 兆円以上～10 兆円未満	1.6
1 兆円以上～5 兆円未満	2.1	37	1 兆円以上～5 兆円未満	3.3
5 千億円以上～1 兆円未満	1.6	28	5 千億円以上～1 兆円未満	9.8
1 千億円以上～5 千億円未	7.9	137	1 千億円以上～5 千億円未満	14.8
5 百億円以上～1 千億円未	7.3	126	5 百億円以上～1 千億円未満	4.9
1 百億円以上～5 百億円未	33.6	580	1 百億円以上～5 百億円未満	32.8
1 百億円未満	47.2	814	1 百億円未満	31.1
合計	100.0	1,726	合計	100.0

出所 筆者作成

表 2-15 要約統計量と単変量検定

パネル A : 全上場企業								
	平均値	標準偏差	最小値	25%ile	中央値	75%ile	最大値	<i>n</i>
<i>Size_Mcap</i>	67,399	421,171	32	2,951	6,344	18,033	14,000,000	1,787
<i>Size_Asset</i>	213,784	1,477,451	454	5,883	12,305	37,599	29,100,000	1,787
<i>Size_Sales</i>	119,679	638,790	7	4,048	11,400	33,800	15,500,000	1,787
<i>Log(Size_Mcap)</i>	9.050	1.581	3.478	7.990	8.755	9.800	16.453	1,787
<i>Log(Size_Asset)</i>	9.794	1.675	6.118	8.680	9.418	10.535	17.188	1,787
<i>Log(Size_Sales)</i>	9.454	1.878	1.905	8.306	9.341	10.428	16.554	1,787
パネル B : IFRS 早期適用企業 (IFRS = 1)								
	平均値	標準偏差	最小値	25%ile	中央値	75%ile	最大値	<i>n</i>
<i>Size_Mcap</i>	438,554	1,829,573	1,134	4,205	12,806	87,195	14,000,000	61
<i>Size_Asset</i>	475,977	1,782,187	1,484	9,640	24,323	194,500	13,400,000	61
<i>Size_Sales</i>	538,119	2,108,715	1,338	8,720	18,014	219,891	15,500,000	61
<i>Log(Size_Mcap)</i>	10.038	2.304	7.033	8.344	9.458	11.376	16.453	61
<i>Log(Size_Asset)</i>	10.678	2.076	7.302	9.174	10.099	12.178	16.413	61
<i>Log(Size_Sales)</i>	10.519	2.202	7.199	9.073	9.799	12.301	16.554	61
パネル C : IFRS 非早期適用企業 (IFRS = 0)								
	平均値	標準偏差	最小値	25%ile	中央値	75%ile	最大値	<i>n</i>
<i>Size_Mcap</i>	54,281	249,370	32	2,941	6,206	17,457	4,245,999	1,726
<i>Size_Asset</i>	204,518	1,465,285	454	5,811	12,050	35,256	29,100,000	1,726
<i>Size_Sales</i>	104,890	511,277	7	4,007	11,101	32,770	9,122,753	1,726
<i>Log(Size_Mcap)</i>	9.015	1.539	3.478	7.987	8.733	9.768	15.261	1,726
<i>Log(Size_Asset)</i>	9.763	1.651	6.118	8.668	9.397	10.470	17.188	1,726
<i>Log(Size_Sales)</i>	9.416	1.855	1.905	8.296	9.315	10.397	16.026	1,726
パネル D : 平均差の検定								
	IFRS = 1	—	IFRS = 0	検定統計量				
	平均値差		中央値差	<i>t</i> -statistic	<i>z</i> -statistic			
<i>Size_Mcap</i>	384,273		6,600	7.10***	3.19***			
<i>Size_Asset</i>	271,459		12,273	1.41	3.49***			
<i>Size_Sales</i>	433,229		6,913	5.24***	3.46***			
<i>Log(Size_Mcap)</i>	1.023		0.728	5.00***	3.19***			
<i>Log(Size_Asset)</i>	0.915		0.702	4.21***	3.49***			
<i>Log(Size_Sales)</i>	1.103		0.484	4.53***	3.46***			

(注) 本表では、韓国における IFRS 早期適用企業 (IFRS = 1) と IFRS 非早期適用企業 (IFRS = 0) の企業規模を表す 3 つの変数 (時価総額、資産総額、売上高) に関する要約統計量と単変量検定を示している。なお、*Size_Mcap*、*Size_Asset*、*Size_Sales* の単位は百万円である。また、為替レートは、¥100=₩1,000 を仮定している。変数の定義は次の通りである。*Size_Mcap* = 2010 年 12 月 30 日時点における普通株式時価総額；*Size_Asset* = 2010 年度の資産総額；*Size_Sales* = 2010 年度の売上高；*Log(Size_Mcap)* = *Size_Mcap* の自然対数；*Log(Size_Asset)* = *Size_Asset* の自然対数；*Log(Size_Sales)* = *Size_Sales* の自然対数；である。平均値の差の検定に用いられている検定方法は *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 rank-sum 検定 (Mann-Whitney 検定) である。* 10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

第5節 日本と韓国における IFRS 適用方式と適用企業の比較

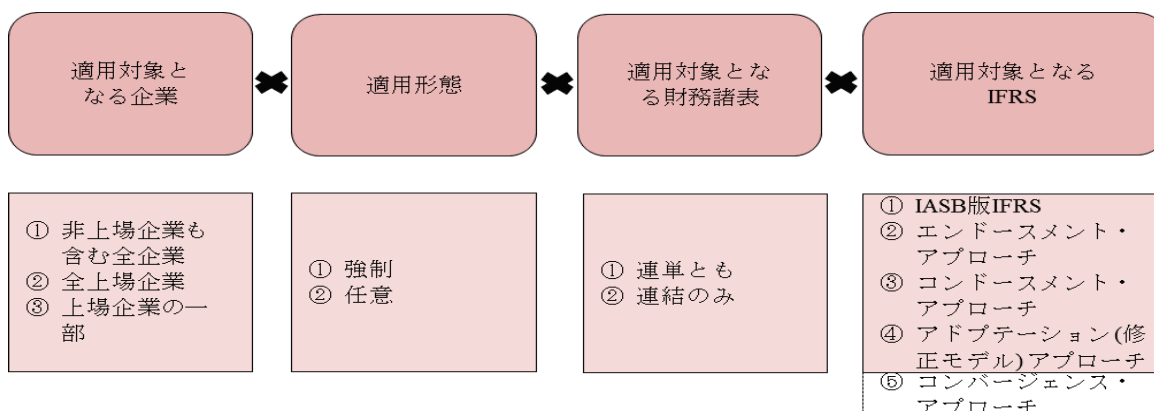
5.1. 日本と韓国における IFRS 適用方式の比較

これまで検討してきた内容を基に、日本と韓国における IFRS 適用方式を比較する。辻山 (2014)は、IFRS の適用¹⁴という言葉に対する各国の理解には大きな開きがあることを指摘し、図 2-5 のような各国における IFRS 適用の態様を提示している。つまり、各国における IFRS の適用方式には、(1)各国において IFRS の適用対象とされる企業の範囲、そして(2)その強制力、(3)対象とされる財務諸表 (連単) の範囲、(4) 適用される IFRS の内容の四つの組み合わせにより、ひと言で IFRS 適用国といっても各国の形態にはさまざまなバラエティがある、ということである (辻山 2014、p.56)。

まず、日本における IFRS の適用方式を図 2-5 に当てはめてみる。前述したように日本の企業会計審議会は 2009 年 6 月 30 日に「我が国における国際会計基準の取扱いに関する意見書 (中間報告)」を公表し、2010 年 3 月期の「連結財務諸表」から「一定の要件を満たす上場会社 (特定会社)」に対していわゆる「IFRS (指定国際会計基準)」の「任意適用」を認めている。つまり、日本は「上場企業の一部」の「連結財務諸表」に「IASB 版 IFRS」を「任意適用」することを認めている国であると換言できるため、図 2-5 の左から③②②①の組み合わせによる IFRS 適用国であるとみなしうる (辻山 2014、p.57)。

一方、「連結優先」の考え方の下で IFRS を適用している日本とは異なり、韓国においては「連単一致」の考え方の下で、2011 年 1 月 1 日以降に終了する会計年度より、上場中小企業を含む「全上場企業」の「連結財務諸表」と「単体財務諸表」の双方に対する IFRS の「強制適用」を実施している。つまり、韓国は「全上場企業」の「連結財務諸表と単体財務諸表」に「IASB 版 IFRS」を「強制適用」している国であると換言できるため、図 2-5 の左から②①①①の組み合わせによる IFRS 適用国であると言える。なお、前述の通り韓国では 2009 年度から金融業に属さない企業による IFRS の「早期適用」が認められていたため、早期適用企業に関しては左から③②①①の組み合わせになる。

図 2-5 IFRS の適用方式



出所 辻山 (2014、p.56) の図表 2-8 を基に作成

表 2-16 日本と韓国における IFRS 適用方式の比較

区分	日本	韓国 (早期適用)	韓国
適用対象となる企業	③上場企業の一部	③上場企業の一部 (金融業に属さない)	②全上場企業
適用形態	②任意	②任意 (早期)	①強制
適用対象となる財務諸表	②連結のみ	①連単とも	①連単とも
適用対象となる IFRS	①IASB 版 IFRS	①IASB 版 IFRS (翻訳版 IFRS)	①IASB 版 IFRS (翻訳版 IFRS)
適用開始時期	2010 年 3 月期	2009 年度	2011 年度
適用企業数	126 社 (2016 年 11 月 11 日)	61 社 (2010 年 12 月 31 日)	1,870 社 (2010 年 12 月 31 日)
全上場企業に占める社数の割合	3.4%	3.3%	100%
全上場企業に占める時価総額の割合	22.0%	21.9% (サムスン電子除外：10.5%)	100%

出所 筆者作成

以上の内容をまとめたものが上記の表 2-16 である。表 2-16 から、日本における IFRS 任意適用と韓国における IFRS 早期適用は、図 2-5 における組み合わせがそれぞれ③②②①と③②①①で、適用方式の観点からかなり類似した形態をとっていることがわかる。第 1 章の 2.2. で述べた通り、IFRS の任意適用は IFRS の強制適用が決定される前に IFRS を自発的に適用するタイプのことである。他方、IFRS の早期適用は IFRS の強制適用が決定した後に強制適用時に IFRS を自発的に適用するタイプのことである。この意味では、IFRS の任意適用と早期適用はその性格を異にする。しかし、IFRS の任意適用と早期適用はいずれも、企業が IFRS を自発的に適用しているという点では共通する。

5.2. 日本と韓国における IFRS 適用企業の比較

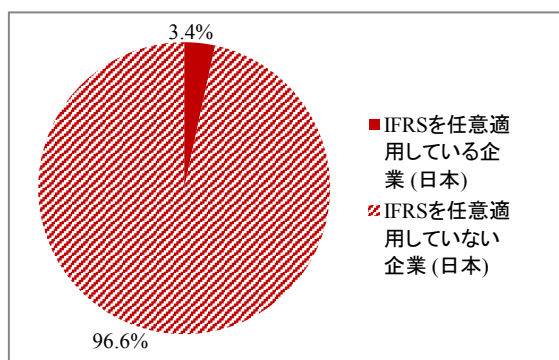
本節では、日本と韓国における IFRS 適用企業の比較を行う。ただし、韓国における IFRS 適用企業のほとんど (約 96.7% = 1,809 社 ÷ 1,870 社 × 100) は、IFRS の適用を強制させられているいわゆる強制適用企業である。このため、IFRS を自発的に適用している日本企業との直接的な比較は困難であると考えられる。したがって、ここでは日本における IFRS 任意適用企業と韓国における IFRS 早期適用企業とを比較する。前述したように、日本における IFRS 任意適用企業と韓国における IFRS 早期適用企業は、IFRS の強制適用が決定した後に IFRS を適用したか否かという点は異なる。しかし、企業が IFRS を自発的に適用している点では共通しているため、その比較が可能と考えられる。

なお、第3節と第4節ではIFRSの適用年度、上場市場、業種別に日本におけるIFRS任意適用企業と韓国におけるIFRS早期適用企業をそれぞれ分類してきた。ところが、日本企業と韓国企業はIFRSの適用時期が異なるのみならず、日韓企業の上場市場や業種の分類に関する統一的な方法が存在しない。このため、IFRSの適用年度、上場市場、業種別については比較が不可能である。他方、企業規模については比較可能であるため、本章では企業規模の観点からこれらの企業を比較する。企業規模別に日本におけるIFRS任意適用企業の分布を示している図2-2と表2-9をみると、日本におけるIFRS任意適用企業には比較的規模の大きい企業が多く含まれていることが示唆されている。

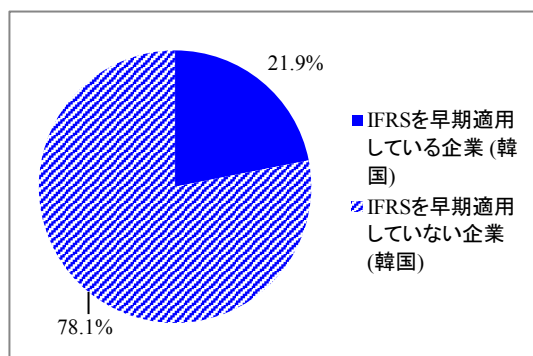
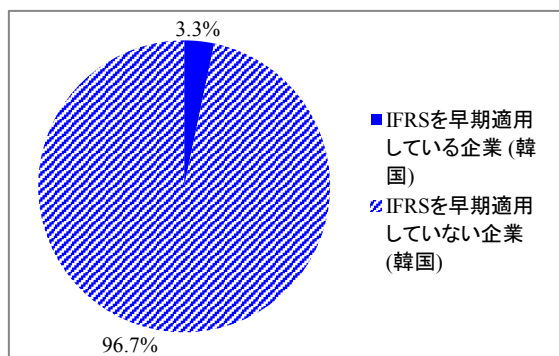
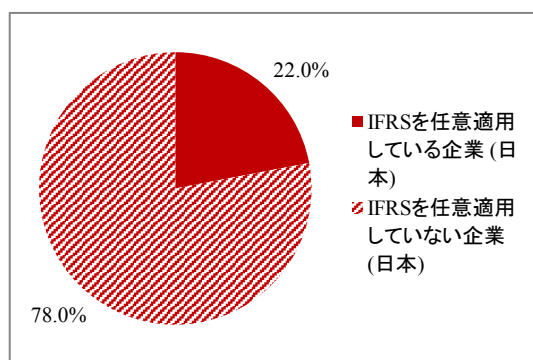
これに対して、企業規模別に韓国におけるIFRS早期適用企業の分布を示している図2-4と表2-14をみると、韓国におけるIFRS早期適用企業は非早期適用よりも企業規模が有意に大きいものの(表2-15)、韓国におけるIFRS早期適用企業には大企業と中小企業¹⁵とが比較的拮抗した形で含まれていることが示唆されている。つまり、これまでの実態調査からは、日本におけるIFRS任意適用企業は韓国におけるIFRS早期適用企業よりも企業規模が大きい可能性が示唆されていると言える。したがって、以下では企業規模を表す3つの尺度、すなわち時価総額、資産総額および売上高に焦点を当て、IFRSを任意適用した日本企業とIFRSを早期適用した韓国企業とを比較することとする。

図2-6 全上場企業に占める割合

パネルA：社数ベース



パネルB：時価総額ベース



出所 筆者作成

まず、全上場企業に占める割合を社数ベースと時価総額ベースで示したものが図 2-6 である。図 2-6 から、日本における IFRS 任意適用企業と韓国における IFRS 早期適用企業の全上場企業に占める割合は、社数ベースではそれぞれ 3.4%と 3.3%であるのに対して、時価総額ベースでは 22.0%と 21.9%であることが分かる。このことは、日本における IFRS 任意適用企業と韓国における IFRS 早期適用企業の全上場企業に占める割合が、社数ベースと時価総額ベースともに、ほぼ似たような分布を示していることを示唆している。ところが、韓国では IFRS 早期適用企業の 1 社であるサムスン電子の全上場企業に占める割合が、時価総額ベースで 10.4%にも達している点に注意すべきである。つまり、図 2-6 のパネル B にはサムスン電子 1 社の影響が強く反映されているといえる。

日本における IFRS 任意適用企業と韓国における IFRS 早期適用企業の分布を企業の規模別に示している。なお、ここで用いる企業規模はこれまでの分析と同様に時価総額、資産総額、および売上高の 3 つの尺度であり、日韓企業の比較のためにいずれも 2010 年度の値を用いている¹⁶。また、企業の規模は、①1 百億円未満、②1 百億円以上～5 百億円未満、③5 百億円以上～1 千億円未満、④1 千億円以上～5 千億円未満、⑤5 千億円以上～1 兆円未満、⑥1 兆円以上～5 兆円未満、⑦5 兆円以上～10 兆円未満、⑧10 兆円以上、といった 8 つの区間に分けている。

第 1 に、時価総額別に企業を分類した図 2-7 と図 2-8 のパネル A をみると、韓国における IFRS 早期適用企業には 1 百億円未満の企業が 44.3% (27 社)、1 百億円以上～5 百億円未満の企業が 26.2% (16 社) で全体の 70.5% (43 社) を占めている。他方、日本における IFRS 任意適用企業には 1 百億円未満の企業が 8.8% (10 社)、1 百億円以上～5 百億円未満の企業が 14.9% (17 社) で全体の 23.7% (27 社) を占めている。

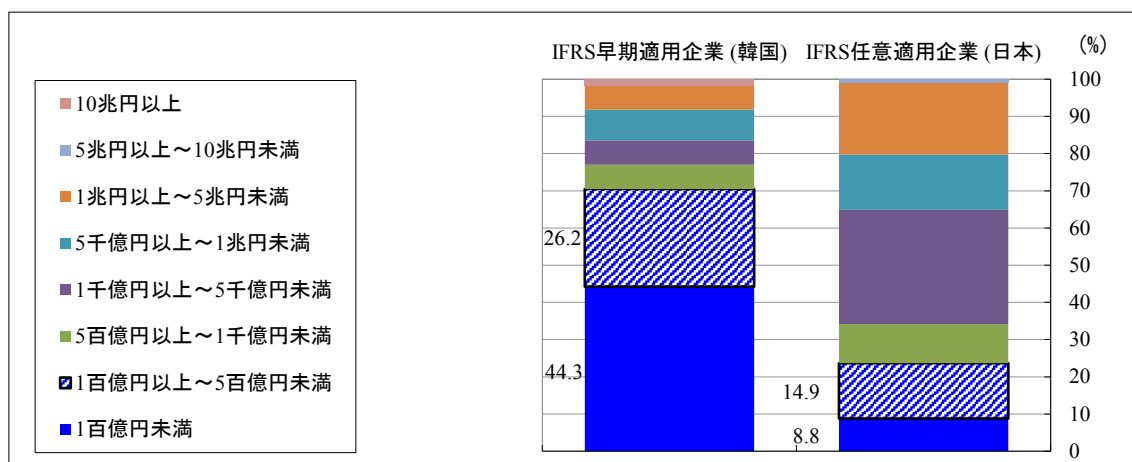
第 2 に、資産総額別に企業を分類した図 2-7 と図 2-8 のパネル B をみると、韓国における IFRS 早期適用企業には 1 百億円未満の企業が 26.2% (16 社)、1 百億円以上～5 百億円未満の企業が 37.7% (23 社) で全体の 63.9% (39 社) を占めていることが見て取れる。他方、日本における IFRS 任意適用企業には 1 百億円未満の企業が 7.0% (8 社)、1 百億円以上～5 百億円未満の企業が 8.8% (10 社) で全体の 15.8% (18 社) を占めている。

第 3 に、売上高別に企業を分類した図 2-7 と図 2-8 のパネル C をみると、韓国における IFRS 早期適用企業には 1 百億円未満の企業が 31.1% (19 社)、1 百億円以上～5 百億円未満の企業が 32.8% (20 社) で全体の 63.9% (39 社) を占めている。他方、日本における IFRS 任意適用企業には 1 百億円未満の企業が 5.3% (6 社)、1 百億円以上～5 百億円未満の企業が 12.3% (14 社) で全体の 17.6% (20 社) を占めている。

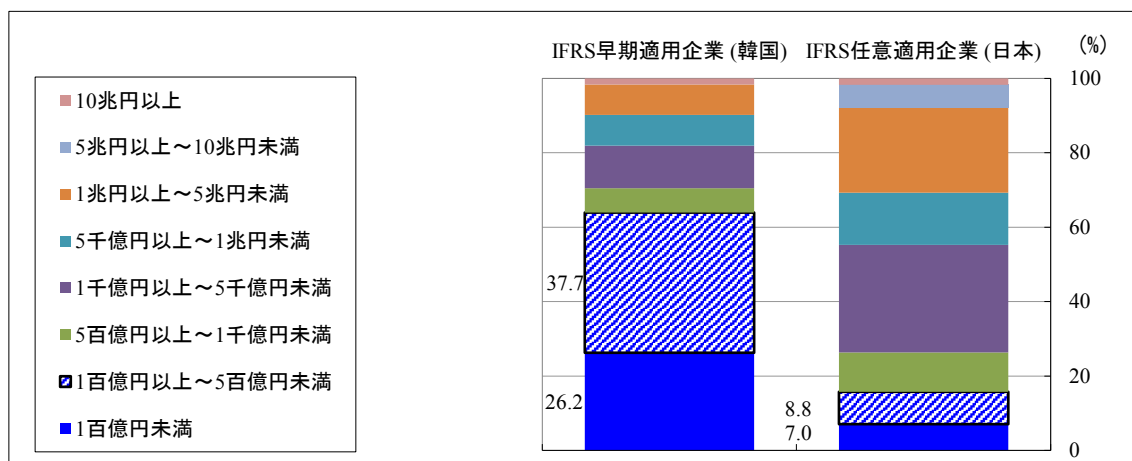
以上をまとめると、日本における IFRS 任意適用企業は比較的規模の大きい企業に偏った分布を示しているのに対して、韓国における IFRS 早期適用企業は規模の大きい企業と小さい企業とが混在しているが時価総額、資産総額、売上高のいずれの基準からも 500 億円未満の比較的規模の小さい企業にやや偏った分布を示していると言えるだろう。

図 2-7 企業規模の比較 (割合)

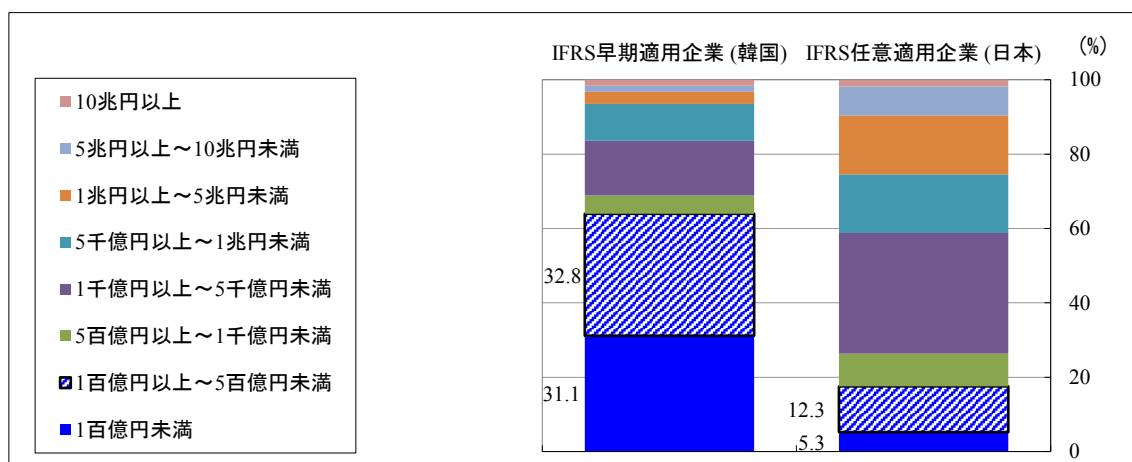
パネル A : 時価総額



パネル B : 資産総額



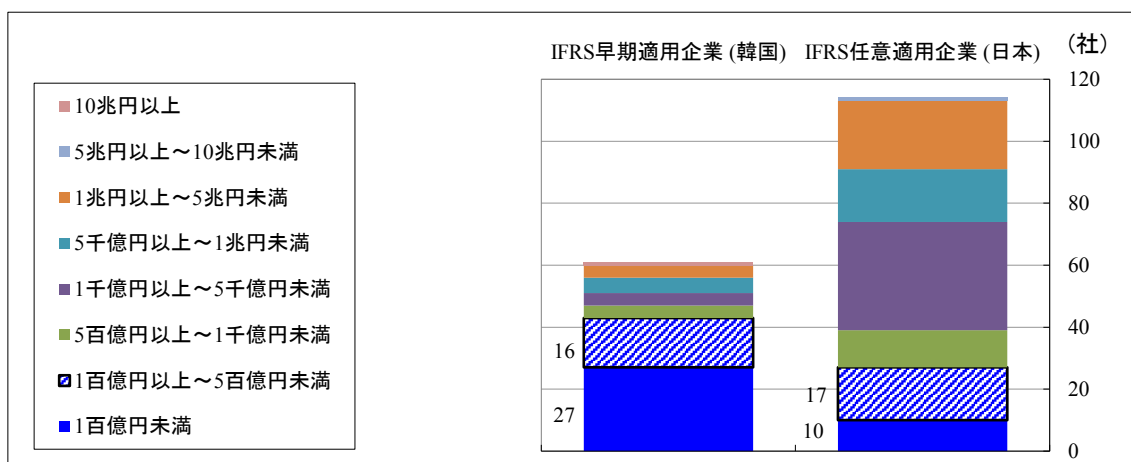
パネル C : 売上高



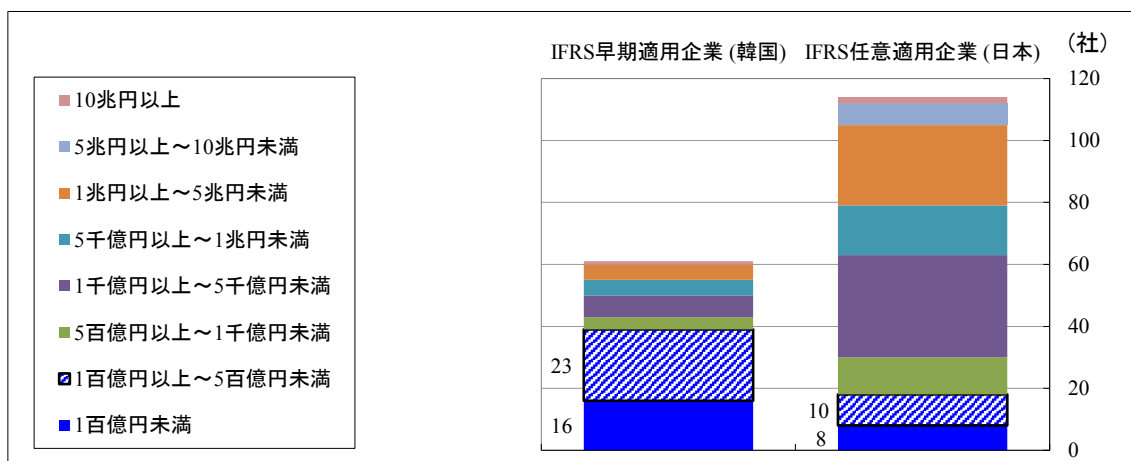
出所 筆者作成

図 2-8 企業規模の比較 (社数)

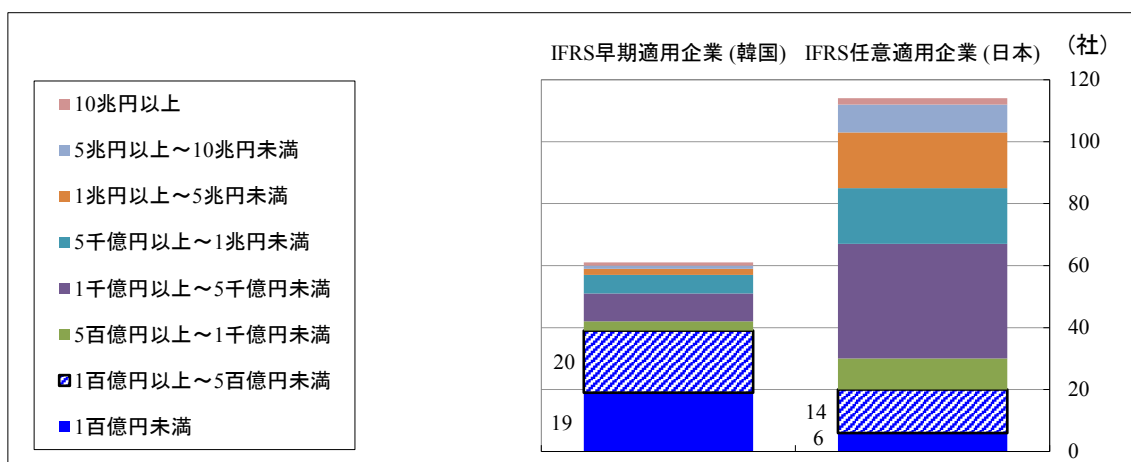
パネル A : 時価総額



パネル B : 資産総額



パネル C : 売上高



出所 筆者作成

表 2-17 企業規模の比較

パネル A：時価総額					
	IFRS早期適用企業 (韓国)		IFRS任意適用企業 (日本)		
	%	企業数	%	企業数	
10兆円以上	1.6	1	10兆円以上	0.0	0
5兆円以上～10兆円未満	0.0	0	5兆円以上～10兆円未満	0.9	1
1兆円以上～5兆円未満	6.6	4	1兆円以上～5兆円未満	19.3	22
5千億円以上～1兆円未満	8.2	5	5千億円以上～1兆円未満	14.9	17
1千億円以上～5千億円未	6.6	4	1千億円以上～5千億円未	30.7	35
5百億円以上～1千億円未	6.6	4	5百億円以上～1千億円未	10.5	12
1百億円以上～5百億円未	26.2	16	1百億円以上～5百億円未	14.9	17
1百億円未満	44.3	27	1百億円未満	8.8	10
合計	100.0	61	合計	100.0	114

パネル B：資産総額					
	IFRS早期適用企業 (韓国)		IFRS任意適用企業 (日本)		
	%	企業数	%	企業数	
10兆円以上	1.6	1	10兆円以上	1.8	2
5兆円以上～10兆円未満	0.0	0	5兆円以上～10兆円未満	6.1	7
1兆円以上～5兆円未満	8.2	5	1兆円以上～5兆円未満	22.8	26
5千億円以上～1兆円未満	8.2	5	5千億円以上～1兆円未満	14.0	16
1千億円以上～5千億円未	11.5	22	1千億円以上～5千億円未	28.9	33
5百億円以上～1千億円未	6.6	4	5百億円以上～1千億円未	10.5	12
1百億円以上～5百億円未	37.7	23	1百億円以上～5百億円未	8.8	10
1百億円未満	26.2	16	1百億円未満	7.0	8
合計	100.0	61	合計	100.0	114

パネル C：資産総額					
	IFRS早期適用企業 (韓国)		IFRS任意適用企業 (日本)		
	%	企業数	%	企業数	
10兆円以上	1.6	1	10兆円以上	1.8	2
5兆円以上～10兆円未満	1.6	1	5兆円以上～10兆円未満	7.9	9
1兆円以上～5兆円未満	3.3	2	1兆円以上～5兆円未満	15.8	18
5千億円以上～1兆円未満	9.8	6	5千億円以上～1兆円未満	15.8	18
1千億円以上～5千億円未	14.8	9	1千億円以上～5千億円未	32.5	37
5百億円以上～1千億円未	4.9	3	5百億円以上～1千億円未	8.8	10
1百億円以上～5百億円未	32.8	20	1百億円以上～5百億円未	12.3	14
1百億円未満	31.1	19	1百億円未満	5.3	6
合計	100.0	61	合計	100.0	114

出所 筆者作成

表 2-18 要約統計量と単変量検定

パネル A : 韓国における IFRS 早期適用企業 (韓国企業)								
	平均値	標準偏差	最小値	25%ile	中央値	75%ile	最大値	<i>n</i>
<i>Size_Mcap</i>	438,554	1,829,573	1,134	4,205	12,806	87,195	14,000,000	61
<i>Size_Asset</i>	475,977	1,782,187	1,484	9,640	24,323	194,500	13,400,000	61
<i>Size_Sales</i>	538,119	2,108,715	1,338	8,720	18,014	219,891	15,500,000	61
<i>Log(Size_Mcap)</i>	10.038	2.304	7.033	8.344	9.458	11.376	16.453	61
<i>Log(Size_Asset)</i>	10.678	2.076	7.302	9.174	10.099	12.178	16.413	61
<i>Log(Size_Sales)</i>	10.519	2.202	7.199	9.073	9.799	12.301	16.554	61

パネル B : 日本における IFRS 任意適用企業 (日本企業)								
	平均値	標準偏差	最小値	25%ile	中央値	75%ile	最大値	<i>n</i>
<i>Size_Mcap</i>	628,634	929,351	2,094	53,513	244,024	857,854	5,823,743	114
<i>Size_Asset</i>	1,321,802	2,309,146	962	98,531	389,633	1,293,606	11,600,000	114
<i>Size_Sales</i>	1,504,864	3,019,084	273	92,018	343,405	1,090,212	19,200,000	114
<i>Log(Size_Mcap)</i>	12.142	1.871	7.647	10.888	12.405	13.662	15.577	114
<i>Log(Size_Asset)</i>	12.660	2.019	6.869	11.498	12.873	14.073	16.264	114
<i>Log(Size_Sales)</i>	12.553	2.173	5.609	11.430	12.747	13.902	16.772	114

パネル C : 平均差の検定					
	韓国企業	—	日本企業	検定統計量	
	平均値差		中央値差	<i>t</i> -statistic	<i>z</i> -statistic
<i>Size_Mcap</i>	-190,080		-231,218	-0.91	-5.78***
<i>Size_Asset</i>	-845,825		-365,310	-2.49**	-5.56***
<i>Size_Sales</i>	-966,745		-325,391	-2.23**	-5.61***
<i>Log(Size_Mcap)</i>	-2.104		-2.947	-6.53***	-5.78***
<i>Log(Size_Asset)</i>	-1.982		-2.774	-6.13***	-5.56***
<i>Log(Size_Sales)</i>	-2.034		-2.948	-5.87***	-5.61***

パネル D : 平均差の検定 (サムスン電子除外)					
	韓国企業	—	日本企業	検定統計量	
	平均値差		中央値差	<i>t</i> -statistic	<i>z</i> -statistic
<i>Size_Mcap</i>	-415,750		-231,881	-3.23***	-6.03***
<i>Size_Asset</i>	-1,061,707		-366,664	-3.50***	-5.80***
<i>Size_Sales</i>	-1,215,494		-325,678	-3.06***	-5.85***
<i>Log(Size_Mcap)</i>	-2.211		-3.002	-7.01***	-6.03***
<i>Log(Size_Asset)</i>	-2.077		-2.833	-6.52***	-5.80***
<i>Log(Size_Sales)</i>	-2.134		-2.964	-6.25***	-5.85***

(注) 本表では、韓国における IFRS 早期適用企業 (韓国企業) と日本における IFRS 任意適用企業 (日本企業) の規模に関する要約統計量と単変量検定を示している。なお、*Size_Mcap*、*Size_Asset*、*Size_Sales* の単位は百万円である。また、為替レートは、¥100=₩1,000 を仮定している。変数の定義は以下の通りである。*Size_Mcap* = 2010 年 12 月 30 日時点における普通株式時価総額; *Size_Asset* = 2010 年度の資産総額; *Size_Sales* = 2010 年度の売上高; *Log(Size_Mcap)* = *Size_Mcap* の自然対数; *Log(Size_Asset)* = *Size_Asset* の自然対数; *Log(Size_Sales)* = *Size_Sales* の自然対数; である。平均値の差の検定に用いられている検定方法は *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 rank-sum 検定 (Mann-Whitney 検定) である。
* 10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

最後に、韓国における IFRS 早期適用企業 (以下、韓国企業) と日本における IFRS 任意適用企業 (以下、日本企業) の規模に関する単変量検定を行う。表 2-18 は、これに必要な要約統計量と単変量検定の結果を示したものである。具体的には、パネル A は韓国企業に、パネル B は日本企業に関する要約統計量である。また、パネル C は韓国企業と日本企業の規模の平均値と中央値の差をそれぞれ示している。なお、平均値の差の検定に用いられている検定方法は 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 rank-sum 検定 (Mann-Whitney 検定) である。

パネル A とパネル B から、韓国企業 (日本企業) の時価総額、資産総額、売上高の平均値はそれぞれ 438,554 (628,634)、475,977 (1,321,802)、538,119 (1,504,864) であり、中央値はそれぞれ 12,806 (244,024)、24,323 (389,633)、18,014 (343,405) である。また、パネル C からは、韓国企業と日本企業におけるこれらの変数の平均値の差は、時価総額に関しては統計的に有意ではないものの ($t = -0.91$)、資産総額と売上高に関しては 5% 水準で統計的に有意であることがわかる ($t = -2.49$ 、 -2.23)。

前述したように、時価総額に関しては韓国のサムスン電子の影響が極めて大きい。このため、時価総額に関しては日韓企業の間で統計的に有意な差が検出されなかった可能性が高いと考えられる。そこで、本節では韓国のサムスン電子を単変量検定における異常値と見なし、サムスン電子を除外した場合の単変量検定を実施した。その結果を示しているパネル D をみると、韓国企業と日本企業の時価総額の差は -1,061,707 であり、1% 水準で統計的に有意な値を示していることが確認できる ($t = -3.23$)。また、パネル C の場合とは違って資産総額および売上高の差に関しても 1% 水準で統計的に有意な差が存在することが確認されている ($t = -3.50$ 、 -3.06)。各変数に関する中央値の差については、サムスン電子を除外するか否かに関係なく、いずれの変数についても 1% 水準で統計的に有意な差が検出されている ($z = 5.78$ 、 -5.56 、 -5.61 、 -6.06 、 -5.80 、 -5.85)。

さらに、各変数の平均値と中央値の差が大きいことを考慮し、本節では各変数に対して対数変換した後の値についても上記と同様の単変量検定を行っている。

まず、サムスン電子を除外しなかった場合の結果であるパネル C をみると、韓国企業と日本企業の時価総額の自然対数、資産総額の自然対数、および売上高の自然対数の平均値 (中央値) の差はそれぞれ -2.104 (-2.947)、-1.982 (-2.774)、-2.034 (-2.948) であり、いずれも 1% 水準で統計的に有意な値となっている ($t = -6.53$ 、 -6.13 、 -5.87 ; $z = -5.78$ 、 -5.56 、 -5.61)。また、サムスン電子を除外した場合の結果であるパネル D をみると、韓国企業と日本企業の時価総額の自然対数、資産総額の自然対数、および売上高の自然対数の平均値 (中央値) の差はそれぞれ -2.211 (-3.002)、-2.077 (-2.833)、-2.134 (-2.964) であり、いずれも 1% 水準で統計的に有意な値をとっている ($t = -7.01$ 、 -6.52 、 -6.25 ; $z = -6.03$ 、 -5.80 、 -5.85)。以上の結果にもとづいて、IFRS を早期適用した韓国企業は IFRS 任意適用した日本企業よりも、企業規模の面で有意に小さいと結論づけることができる。

第6節 本章のまとめ

本章では、研究課題の導出や実証分析のベースとなる基礎的資料を得ることを目的に、IFRS をめぐる歴史的変遷を整理し IFRS の適用状況に関する実態調査を行った。本章の調査の結果、以下の6つの点が明らかにされている。

第1に、世界的な IFRS への関心の高まりを裏付けるように、世界中の143カ国のうち91.6%に相当する131カ国において IFRS の適用が要求または容認されていることである。

第2に、日本においては2010年3月期の連結財務諸表から一定の要件を満たす上場企業が IFRS を任意適用することが認められている。日本における IFRS 任意適用企業は2013年6月に「当面の方針」で任意適用要件が緩和されてから急速に増加しており、2016年11月11日現在、日本における IFRS 任意適用企業は126社に至っている。

第3に、韓国では2011年1月1日以降に終了する会計年度より、上場中小企業を含む全上場企業の連結財務諸表と単体財務諸表の双方に対する IFRS の適用を強制している。また、2009年度に14社、2010年度に47社と計61社が IFRS を早期適用している。

第4に、日本における IFRS 任意適用企業は、そのほとんどが大企業である。

第5に、韓国における IFRS 早期適用企業には、大企業と中小企業とが混在している。

第6に、韓国における IFRS 早期適用企業は、日本における IFRS 任意適用企業よりも、企業規模の面で有意に小さい。続く第3章では、IFRS 適用の影響に関する海外と日本の先行研究を整理し、本章の発見事項を踏まえて本研究の検証課題を導出する。

付録 韓国標準産業分類中分類

業種番号	業種名
A01000	農業
A03000	漁業
B07000	非金属鉱物工業 (燃料用以外)
B08000	サービス業：工業支援
C10000	製造業：食料品
C11000	製造業：飲料
C12000	製造業：タバコ
C13000	製造業：繊維製品 (衣服以外)
C14000	製造業：衣服・衣服アクセサリ・毛皮製品
C15000	製造業：革・靴・鞄
C16000	製造業：木材・木製品 (家具以外)
C17000	製造業：パルプ・紙・紙製品
C18000	印刷・記録媒体複製業
C19000	コークス・練炭・石油精製
C20000	製造業：化学物質・化学製品 (医薬品以外)
C21000	製造業：医療用物質・医薬品
C22000	製造業：ゴム製品・プラスチック製品

第2章 IFRS をめぐる歴史的変遷と実態調査

C23000	製造業：非金属鉱物製品
C24000	製造業：1次金属
C25000	製造業：金属加工（機械・家具以外）
C26000	製造業：電子備品・コンピューター・映像・通信装備
C27000	製造業：医療用物質・医薬品・精密・工学機器・時計
C28000	製造業：電気装備
C29000	製造業：その他機械・装備
C30000	製造業：自動車・トレーラー
C31000	製造業：その他運送装備
C32000	製造業：家具
C33000	製造業：その他製品
D35000	電気・ガス・蒸気・空気調節供給業
E38000	廃棄物収集・運搬・処理・原料再生業
E39000	環境浄化・復元業
F41000	総合建設業
F42000	専門職別工事業
G45000	自動車・部品販売業
G46000	卸売・商品仲介業
G47000	小売業（自動車以外）
H49000	運輸業：陸上運輸・パイプライン
H50000	運輸業：水上
H51000	運輸業：陸上
H52000	サービス業：倉庫・運輸関連
I55000	宿泊業
I56000	飲食店・酒店業
J58000	出版業
J59000	映像・オーディオ記録物製造・配給業
J60000	放送業
J61000	通信業
J62000	コンピュータープログラミング、システム統合・管理業
J63000	サービス業：情報
K64000	金融業
K65000	保険・年金業
K66000	サービス業：金融・保険関連
L68000	不動産業
L69000	賃貸業（不動産以外）
M70000	研究開発業
M71000	サービス業：専門
M72000	サービス業：建築技術・エンジニアリング・その他科学技術
M73000	サービス業：その他専門・化学・技術
N74000	サービス業：事業施設管理・造園
N75000	サービス業：事業支援
P85000	サービス業：教育
R90000	サービス業：創作・芸術・余暇関連
R91000	サービス業：スポーツ・娯楽関連
S96000	サービス業：その他個人

章末注

- 1 本節の内容は、平松 (2016、p.1~3, 18~20) を基に、筆者が加筆・修正を行ったものである。
- 2 調和化 (harmonization) とは、各国会計基準に差異が存在することをある程度は認めつつ、これを可能な限り許容範囲に収めようとするものである (平松 2016、p.2)。
- 3 コンバージェンスとは、狭義では2つの会計基準の主要な差異を縮小・解消することによって、その内容の同等性を高め、共通化・統一化することをいう (橋本・山田 2015、p.6~7)。
- 4 具体的には、IAS 第1号「財務諸表の表示」第19項では「IFRSの中にある要求事項に従うことが、「フレームワーク」に示されている財務諸表の目的に反するほどの誤解を招くと経営者が判断する極めて稀なケースにおいては、関連する規制上の枠組みがそのような離脱を要求しているか又はそのような離脱を禁じていない場合には、企業は第20項に示している方法により当該IFRSの要求事項から離脱しなければならない」と述べられている。
また、続く第20項では次のように述べられている。第19項に従ってIFRSの要求事項から離脱する場合には、企業は次のことを開示しなければならない。
- 当該財務諸表が企業の財政状態、財務成績及びキャッシュ・フローを適正に表示していると経営者が判断した旨
 - 適正な表示を達成するために特定の要求事項から離脱したことを除いては、適用可能なIFRSに準拠している旨
 - 企業が離脱したIFRSの表題、離脱の内容 (IFRSが要求する通常の処理を含む)、当該処理がその状況において誤解を招くものであり「フレームワーク」に示されている財務諸表の目的に反することになる理由、および採用した処理
 - 表示している各期間について、その要求事項に従って報告した場合と比較して当該離脱が財務諸表の各項目に及ぼす財務上の影響；である。
- 5 IFRSでは「貸借対照表」の名称が「財政状態計算書」に変更される。
- 6 表2-5では、金融機関に対してのみIFRSの適用が認められている2カ国も「上場企業にIFRSの適用を容認」している国 (14カ国) として分類されている。このため、表2-4の場合 (12カ国)、当該カテゴリにおける国の数と143カ国に占める割合が異なることに注意されたい。
- 7 本節の内容は、平松 (2016、p.3~4, 7~9, 12~13)、橋本・山田 (2015、p.7~11)、辻山 (2014、p.52~55)、デロイト・トーマツコンサルティング株式会社 (2014、p.3~10) を筆者がまとめたうえで、加筆・修正を行ったものである。
- 8 連結財務諸表規則 (第1条の2、開示布令第2号様式記載上の注意(59)等) の定めによれば、2009年度からのIFRSの適用が認められていた「特定会社」の要件は次のとおりである。
- 継続的に適正な財務諸表が作成・開示されている上場企業であり、かつ
 - IFRSに基づく社内の会計処理方法のマニュアル (社内の会計処理方法を示す会計方針) 等を定め、有価証券報告書等で開示している企業であって、
 - IFRSによる財務報告について適切な体制 (IFRSに関する十分な知識を有する役員または使用人の配置) を整備し、
 - 国際的な財務・事業活動を行っている企業の連結財務諸表 (およびその子会社等の連結財務諸表)。
- なお、(4)に該当する企業としての具体的な要件は、①海外の法令に従いIFRSに基づく書類を開示、②海外資本市場においてIFRSに基づく開示書類を開示、③外国に資本金20億円以上の連結子会社を保有、となっていた (辻山 2014、注38)。
- 9 注8に示した要件のうち主なものは、①上場企業であること、②IFRSによる連結財務諸表の適正性確保への組織・体制が整備されていること、③国際的な財務活動をしている企業であること、という3つであるが、このうち①と③の要件がはずされている (辻山 2014、注39)。
- 10 「IFRS適用済・適用決定会社一覧」東京証券取引所 (<http://www.jpx.co.jp/listing/others/ifrs/index.html>) には、IFRS適用済・適用決定会社数が122社 (適用済会社102社、適用決定会社20社) であると記載されている (2016年11月11日時点)。しかし、筆者の調査の結果、①健康コーポレーション (証券コード2928)、②日機装 (証券コード6376)、③テルモ (証券コード4543)、④大塚ホールディングス (証券コード4578) もまた、2016年5月16日、2016年11月

9日、2016年11月10日、2016年11月11日にそれぞれIFRSの任意適用を正式に公表していることがわかった。ただし、これら4社のいずれもIFRSの適用を決定はしているがまだIFRSを正式に適用はしていなかった。このため、本章ではこれらの4社をIFRS適用決定会社に追加している。この結果、表2-7に示すIFRS適用済・適用決定会社数は126社（適用済会社102社、適用決定会社24）となる。

- 11 本章で取り扱っているIFRS任意適用企業は126社である。しかし、この126社のうち3社については2016年3月31日時点の時価総額の値が取得できなかったため、以下の分析に用いられるIFRS任意適用企業は123社であることに注意されたい。

この3社はすべてIFRSを適用して新規上場した会社であり、その詳細は次の通りである。

- ①コメダホールディングス（証券コード3543、2016年06月29日に新規上場）、
- ②LINE（証券コード3938、2016年07月15日に新規上場）、
- ③ペイカレント・コンサルティング（証券コード6532、2016年09月02日に新規上場）。

- 12 以下の内容は、2012年9月1日に行われた日本会計研究学会第71大会（一橋大学）における鄭錫佑教授（高麗大学経営大学院、韓国所在）の発表資料「Before and After Adopting IFRS in Korea」の内容の一部を筆者が翻訳し、新しい内容を付け加えた上で再構成したものである。

- 13 たとえば、IMDのWorld Competitiveness Yearbook (2006)によると、韓国のGDPと輸出量はそれぞれ世界10位、12位である一方で、会計の透明性に関する項目は、株主権利保護の強弱（53位）、株主権利行使の充実性（52位）、金融機関の透明性（47位）、取締役会による経営陣への監督（56位）、監査および会計慣行（58位）など、韓国の会計・監査の透明性に関する項目が極めて低く評価されていた。

同様に、WEFのGlobal Competitiveness Report (2005-2006)においても韓国の全体ランキングは17位である一方で、会計・監査基準の強度（45位）、取締役会の有効性（52位）、少数株主の利益保護（43位）、などの会計・監査システムの透明性にかかわる細部項目が極めて低く評価されていた（Lopez-Claros et al. 2005）。

さらに、各国の会計透明性について分析を行っているLeuz et al. (2003)とBhattacharya et al. (2003)における韓国の会計透明性は、Leuz et al. (2003)では31カ国中29位、Bhattacharya et al. (2003)では34カ国中33位とそれぞれ評価されていた。また、各国の資本コストの水準について分析を行っているHail and Leuz (2006)、Qi et al. (2010)、およびFrancis et al. (2005)においても、韓国の資本コストの水準はHail and Leuz (2006)では40カ国中30位、Qi et al. (2010)では39カ国中27位、そしてFrancis et al.(2005)では、39カ国中23位と評価されていた。

- 14 辻山 (2014)では「アドプション」という言葉が用いられているが、ここでは「適用」という言葉を用いている。

- 15 日本では「中小企業」という言葉が「非上場企業」の意味で用いられることが多い。しかし、本論文ではあくまでも「上場中小企業」の意味で、「中小企業」という言葉を用いていることに注意されたい。

- 16 日本におけるIFRS任意適用企業数は126社（2016年11月11日現在）であるが、2010年度には上場していなかった企業が12社存在していた。したがって、以下ではこの12社を除く114社について、韓国におけるIFRS早期適用企業との比較を行っていることに注意されたい。

この12社の詳細は次の通りである。

- ①サントリー食品インターナショナル（証券コード2587、2013年07月03日に新規上場）、
- ②すかいらーく（証券コード3197、2014年10月09日に新規上場）、③飯田グループホールディングス（証券コード3291、2013年11月01日に新規上場）、④コメダホールディングス（証券コード3543、2016年06月29日に新規上場）、⑤ネクソン（証券コード3659、2011年12月14日に新規上場）、⑥ホットリンク（証券コード3680、2013年12月09日に新規上場）、⑦LINE（証券コード3938、2016年07月15日に新規上場）、⑧テクノプロ・ホールディングス（証券コード6028、2014年12月15日に新規上場）、⑨メタップス（証券コード6172、2015年08月28日に新規上場）、⑩ベルシステム24ホールディングス（証券コード6183、2015年11月20日に新規上場）、⑪ツバキ・ナカシマ（証券コード6464、2015年12月16日に新規上場）、⑫ペイカレント・コンサルティング（証券コード6532、2016年09月02日に新規上場）。

第3章 先行研究の整理と研究課題の導出

第1節 はじめに

本章の目的は、IFRS 適用の影響に関する先行研究を整理し、本論文の研究課題を提示することにある。IFRS 適用の影響に関する先行研究は、大きく3つに分類できる。第1に、IFRS 適用の公表に対する株式市場の反応に関する先行研究である。第2に、IFRS 適用の経済的帰結に関する先行研究であり、IFRS 適用が情報の非対称性や流動性、資本コスト、企業価値、およびアナリストの情報環境に与える影響を軸に研究が行われている。第3に、IFRS 適用が利益の質に与える影響に関する先行研究であり、IFRS 適用が会計情報の価値関連性、利益や損失認識の適時性、および利益マネジメントの程度に与える影響を軸に研究が行われている。また、各々の分類に関する先行研究は、IFRS の任意適用および強制適用に関する研究にさらに分類される。

そこで、本章ではまず、IFRS の任意適用の影響に関する先行研究と IFRS の強制適用の影響に関する先行研究を上述した3つの視点で整理する。その後、日本企業を対象とした先行研究について整理し、本論文の研究課題を示す。本章の構成は次の通りである。第2節では IFRS の任意適用の影響に関する先行研究を、第3節では IFRS の強制適用の影響に関する先行研究を、第4節では日本における IFRS の任意適用の影響に関する先行研究をそれぞれ整理する。第5節では、海外における先行研究と日本における先行研究を整理し、本論文における研究課題を導出する。第6節は、本章のまとめである。

第2節 IFRS の任意適用の影響に関する先行研究

2.1. IFRS 任意適用の公表に対する株式市場の反応

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としては、Karamanou and Nishiotis (2009)を挙げることができる。Karamanou and Nishiotis (2009)は、分析に含まれる企業が籍を置く各国の会計基準 (Local GAAP) 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¹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分析した。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を報告しており、IFRS への移行に伴う情報開示の増加を裏付ける証拠を得ている。

Karamanou and Nishiotis (2009)はまた、IFRS 任意適用の公表に対する株式市場の反応には企業間の差異が存在することを発見している。たとえば、株価が過小評価されている企業、成長機会が大きい企業、および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より強い正の反応を示すことが発見されており、そのメカニズムとし

での IFRS 任意適用のシグナリング効果およびコミットメント効果を指摘している。

具体的にいうと、Karamanou and Nishiotis (2009)はまず、IFRS の任意適用に伴い企業の情報開示が増加するという前提の下で、IFRS の任意適用を通じた情報開示の増加へのコミットメントが企業のタイプに関するシグナルとなるというシグナリング仮説を提示し、それを支持する結果を得ている。具体的には、Karamanou and Nishiotis (2009)は企業の株価が株式市場において過小評価されている程度の代理変数としてトービンの Q を用いて、トービンの Q が低い企業ほどシグナリングの効果が大きく、その結果株式市場の反応が高くなるという結果を発見している。

次に、Karamanou and Nishiotis (2009)は、IFRS の任意適用に伴い企業の情報開示が増加するという前提の下で、IFRS の任意適用を通じた情報開示の増加へのコミットメントにより投資家保護の水準が増加し、支配株主による富の搾取の程度が減少すると主張している。また、その結果として企業の資本コストが低下し、最終的に株価が上昇するというコミットメント仮説を提示し、それを支持する結果を得ている。この結果について Karamanou and Nishiotis (2009)は、IFRS 任意適用のコミットメント効果が大きいと予想されるのは外部からの資金調達からしか生かせない成長機会を多く有する企業であるため、売上高成長率に代理される成長機会を多く有する企業ほど IFRS 任意適用の公表に対する株式市場の反応が高くなるかと解釈している。さらに、Karamanou and Nishiotis (2009)は企業の投資家保護の水準に対する代理変数として企業の資産総額を用いて、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負の反応を示すことを発見している。つまり、一般的に規模の大きい企業ほど投資家保護の水準が高いため、既に高いレベルで投資家保護がなされている企業による IFRS 任意適用の公表については、そのシグナリング効果およびコミットメント効果が弱まる、ということである。

これらの発見事項に基づき、Karamanou and Nishiotis (2009)は、IFRS 任意適用の公表により株式市場は企業の情報開示が増加すると解釈し正の反応を示すが、その反応は企業間で異なること、また株式市場の反応が企業間で異なるのは IFRS 任意適用の公表のシグナリング効果およびコミットメント効果の程度が企業の特성에依りて異なるためであると結論づけている。いずれにしても、Karamanou and Nishiotis (2009)は IFRS 任意適用の公表に対する株式市場の反応の企業間差異を発見した点で興味深い研究である。

2.2. IFRS 任意適用の経済的帰結

IFRS 任意適用の経済的帰結に関する初期の研究は、IFRS の任意適用が 1990 年代という比較的早い時期から認められていたドイツ企業を対象に行われている。そこでは、IFRS の任意適用が情報の非対称性 (Leuz and Verrecchia 2000 ; Gassen and Sellhorn 2006) および資本コスト (Daske 2006) に与える影響を中心に分析が行われている。

まず、IFRS 任意適用が情報の非対称性に与える影響に関する研究の嚆矢となる Leuz and Verrecchia (2000)は、1993 年から 1998 年までにドイツの会計基準から IAS や米国の

会計基準といった国際的な会計基準に移行した21社 (IAS 14社、米国の会計基準7社) を対象に、ビッド・アスク・スプレッド、売買回転率、株式リターンのボラティリティを代理変数として測定される情報の非対称性が緩和されたか否かを分析している。

分析の結果、IAS および米国の会計基準といった国際的な会計基準に準拠している企業の方が、ドイツの会計基準に準拠している企業よりもビッド・アスク・スプレッドが小さく、売買回転率が高いことが発見されている。なお、株式リターンのボラティリティについては統計的に有意な差異が発見されなかった。このような結果にもとづいて、Leuz and Verrecchia (2000)は、IAS および米国の会計基準がドイツの会計基準に比べてより高い水準の情報開示を要求しており、企業が情報開示の拡充へのコミットメントを行うことによって、情報の非対称性を緩和できると主張している。

Leuz and Verrecchia (2000)の発見事項にもとづいて、Gassen and Sellhorn (2006)は1998年から2004年の間にIFRSを任意適用したドイツの354企業・年の情報の非対称性をドイツの会計基準を継続適用している企業のそれと比較している。ここで用いられている情報の非対称性の代理変数はビッド・アスク・スプレッド、売買回転率、ゼロリターンの日数、および株式リターンのボラティリティである。

分析の結果、IFRSを任意適用した企業・年のビッド・アスク・スプレッドとゼロリターンの日数について、IFRS任意適用が情報の非対称性を緩和させることを支持する結果が得られている。なお、売買回転率については統計的に有意な結果が得られておらず、株式リターンのボラティリティについてはむしろ仮説とは逆の結果が得られている。

Leuz and Verrecchia (2000)とGassen and Sellhorn (2006)は資本コストに影響を与える有意な要素である情報の非対称性に焦点を当てて分析を進めてきた。これに対して、Daske (2006)はIFRSの任意適用が資本コストに与える影響を直接的に検証している論文であり、資本コストの代理変数としてはインプライド資本コストが用いられている。

具体的には、Daske (2006)は1993年から2002年の間にIFRSまたは米国の会計基準を任意適用したドイツ企業280社を対象に、IFRSまたは米国の会計基準といった国際的な会計基準を適用している企業のインプライド資本コストの方が、ドイツの会計基準を適用している企業のそれよりも低いかどうかを調査している。

分析の結果、予測とは反対に、IFRSまたは米国の会計基準を任意適用している企業のインプライド資本コストの方がドイツの会計基準を適用している企業のそれよりもむしろ高いという結果が報告されている。

他方、Kim et al. (2014)は1998年から2004年の間にIFRSを任意適用した34カ国21,608企業・年を対象に、IFRSの任意適用が資本コストに与える影響を調査している。分析の結果、自己選択バイアスおよび資本コストに影響を与える他の要因をコントロールしてもなお、IFRSを任意適用した企業の資本コストが自国の会計基準を適用している企業のそれよりも有意に低いことが発見されている。また、Kim et al. (2014)は、強固な制度環境を有する国に籍を置く企業よりも脆弱な制度環境を有する国に籍を置く企業の

方に、IFRS 任意適用の資本コストの低減効果がより強く現れることを発見している。

しかしながら、Cuijpers and Buijink (2005)は Kim et al. (2014)とは違って、IFRS 任意適用の資本コストの低減効果を実証的に明らかにできていない。具体的には、Cuijpers and Buijink (2005)は 1999 年に EU 域内に上場している企業のうち IFRS または米国の会計基準といった国際的な会計基準を任意適用している 133 社を対象に、国際的な会計基準に準拠して財務報告を行っている企業と自国の会計基準に準拠している企業の資本コスト、アナリスト・カバレッジ、および投資家が抱えている不確実性の程度を比較している。なお、ここでの投資家が抱えている不確実性の代理変数としてはアナリスト予想誤差と株式リターンのボラティリティが用いられている。

分析の結果、IFRS または米国の会計基準を任意適用している企業の方が自国の会計基準を適用している企業よりも資本コストが有意に低いことを支持する統計的に有意な結果は発見されていない。また、IFRS または米国の会計基準を任意適用している企業の方が自国の会計基準を適用している企業よりもアナリスト・カバレッジは有意に広いが、アナリスト予想誤差と株式リターンのボラティリティに代理される投資家が抱えている不確実性の程度はむしろ有意に高いという結果が得られている。

他方、Ashbaugh and Pincus (2001)は IFRS の任意適用がアナリスト予想誤差に与える影響に焦点を絞って調査を行った研究である。具体的には、Ashbaugh and Pincus (2001)は 1990 年から 1993 年まで IFRS を任意適用した 13 カ国の 80 企業・年を対象に、IFRS の任意適用に伴いアナリスト予想誤差の絶対値が有意に低下することを発見している。

また、その程度は自国の会計基準と IFRS との乖離が大きい国に籍を置く企業ほど大きいことが発見された。こうした発見事項が得られた理由として、IFRS の任意適用で企業の情報開示が増加することやそれまで自国の会計基準で認められていた処理方法が禁止されることで経営者による会計方針の選択の幅が狭まる影響が指摘されている。

Kim and Shi (2012)は、Ashbaugh and Pincus (2001)をさらに発展させた研究であり、IFRS の任意適用がアナリスト・カバレッジやアナリストの提供する情報の精度にポジティブな影響を与えることを明らかにしている。具体的には、Kim and Shi (2012)は 1998 年から 2014 年の間に IFRS を任意適用した 29 カ国 17,227 企業・年を対象に調査を行い、IFRS の任意適用に伴い企業の情報開示が増加した結果、企業のアナリスト・カバレッジが広がるとともに、アナリスト予想の精度が向上したことを示す証拠を提示している。

最後に、Daske et al. (2013)は企業が IFRS を適用するにあたって裁量を有することを認識し、先行研究において IFRS 任意適用の前後に観察された流動性や資本コストへの影響を再検討している。具体的には、Daske et al. (2013)は 1990 年から 2005 年の間に IFRS を任意適用した 30 カ国 69,528 企業・年を対象に、IFRS 任意適用の前後における流動性、資本コスト、企業価値の変化を調査している。分析の結果、IFRS 任意適用の前後に透明性の高い財務報告への報告インセンティブ (以下、報告インセンティブと呼ぶ) が大きく増加した企業群においては流動性の増加、資本コストの低下、および企業価値の増

加が観察されるが、そうでない企業群においてはこれらの経済的帰結は観察されないことが発見されている²。このような発見事項に基づいて、Daske et al. (2013)は単純にIFRSを適用するだけでは意図された経済的帰結は得られず、そのためには企業レベルにおける報告インセンティブの増加が伴うべきであると結論づけている。

2.3. IFRSの任意適用が利益の質に与える影響

IFRS任意適用が利益の質に与える影響に関する研究は、IFRSの任意適用が会計情報の価値関連性 (Hung and Subramanyam 2007 ; Bartov et al. 2005 ; Barth et al. 2008)、利益や損失認識の適時性 (Gassen and Sellhorn 2006 ; Hung and Subramanyam 2007 ; Barth et al. 2008)、利益マネジメントの程度 (Tendeloo and Vanstraelen 2005 ; Barth et al. 2008)、利益の持続性や予測可能性 (Hung and Subramanyam 2007 ; Gassen and Sellhorn 2006) に与える影響を軸に研究が行われており、混在した結果が得られている。

まず、Hung and Subramanyam (2007)は、1998年から2002年までIFRSを任意適用したドイツの80企業・年を対象に、IFRSの任意適用が財務諸表上の数値に与える影響について調査している。分析の結果、IFRSに準拠して算出される資産総額、純資産簿価、および当期純利益の企業間の差異 (variability) は、ドイツの会計基準に準拠して算出されるそれらよりも、統計的に有意に大きいことが明らかにされている。

また、IFRSに準拠して算出される純資産簿価と当期純利益の価値関連性はドイツの会計基準に準拠して算出されるそれらと統計的に有意な差がなく、当期純利益の持続性についてはドイツの会計基準に準拠して算出される値の方がむしろ高いという結果となっている。最後に、IFRSに準拠して算出される損失の認識に関する適時性は、ドイツの会計基準に準拠して算出されるそれよりも高いことを示唆する弱い証拠が得られている。これらの発見事項は、IFRSが公正価値志向の会計基準であり、ドイツの会計基準は利益平準化志向の会計基準であるということと整合的である。

他方、Bartov et al. (2005)は1998年から2000年までIFRSまたは米国の会計基準を任意適用したドイツの915企業・年を対象に、IFRSまたは米国の会計基準といった国際的な会計基準を任意適用している企業と、ドイツの会計基準を適用している企業の利益の価値関連性を比較し、Hung and Subramanyam (2007)と異なる結果を発見している。IFRSまたは米国の会計基準といった国際的な会計基準を任意適用している企業の利益の価値関連性の方が、ドイツの会計基準を適用している企業の価値関連性よりも有意に高いことが発見されたのである。

Gassen and Sellhorn (2006)は、Bartov et al. (2005)と同様にIFRSを任意適用している企業の利益の質がドイツの会計基準を適用している企業のそれよりも高いことを示している研究であるが、会計情報の価値関連性の観点からではなく、利益の持続可能性と予測可能性、および損失認識の適時性の観点からIFRSの任意適用が利益の質に与える影響を調査している研究という点で、Bartov et al. (2005)とは区別される研究である。

具体的には、Gassen and Sellhorn (2006)は1998年から2004年の間にIFRSを任意適用したドイツの354企業・年を対象に、IFRSを任意適用した企業の利益の予測可能性はドイツの会計基準を適用している企業のそれよりも低いものの、利益の持続性や損失認識の適時性はドイツの会計基準を適用している企業よりも高いと報告している。これらの結果にもとづいて、Gassen and Sellhorn (2006)は、IFRSを任意適用した企業の方がドイツの会計基準を適用している企業よりも、利益の質が全体的に高いと結論づけている。

一方、Tendeloo and Vanstraelen (2005)は利益マネジメントの観点からIFRSの任意適用が利益の質に与える影響を調査した研究であり、Bartov et al. (2005)やGassen and Sellhorn (2006)とは違って、IFRSを任意適用した企業の方がドイツの会計基準を適用している企業よりも利益の質が高いという結果を発見できていない。具体的には、Tendeloo and Vanstraelen (2005)は1999年から2001年の間にIFRSを任意適用したドイツの636企業・年を対象に、IFRSの任意適用と利益マネジメントとの関係を分析した。分析の結果、IFRSを任意適用した企業の利益マネジメントの程度とドイツの会計基準を適用している企業のそれとの間に、統計的に有意な差があることは発見されなかった。

Barth et al. (2008)は、ドイツ企業のみを対象としているHung and Subramanyam (2007)、Bartov et al. (2005)、Gassen and Sellhorn (2006)、Tendeloo and Vanstraelen (2005)とは違って、国際データを用いてIFRSの任意適用が利益の質に与える影響を調査した研究である。具体的に、Barth et al. (2008)は1994年から2003年の間にIFRSを任意適用した21カ国の1,896企業・年を対象に、IFRSを任意適用した企業と、米国企業を除くIFRS非任意適用企業によって構成されるそのマッチング企業の利益の質に対する代理変数の間に、統計的に有意な差異があるか否かを検証している。

また、Barth et al. (2008)では、利益の質の代理変数として、利益マネジメントの程度、損失認識の適時性、および会計情報の価値関連性といった幅広い変数を用いられている。分析の結果、IFRSを任意適用している企業の方が、自国の会計基準を適用している米国企業以外の企業に比べて、利益マネジメントの程度が有意に低く、損失認識の適時性が有意に高く、さらには会計情報の価値関連性が有意に高いことが明らかにされている。

第3節 IFRSの強制適用の影響に関する先行研究

3.1. IFRS強制適用の公表に対する株式市場の反応

IFRS強制適用の公表に対する株式市場の反応を調査した代表的な研究は、Armstrong et al. (2010)とJoos and Leung (2013)である。まずArmstrong et al. (2010)は、2002年から2005年の間にEUにおけるIFRS強制適用の可能性を高める16のイベントに対する株式市場の反応を調査している。分析の結果、2002年に公表されたIFRS強制適用の決定を含め、株式市場はEUにおけるIFRS強制適用の可能性を高めるイベントに対してポジティブな反応を示すことが発見されている。また、Armstrong et al. (2010)はイベント

前後における株式市場の反応を企業の諸特性を表す変数に回帰させ、利益の質が低い企業や情報の非対称性が高い企業は IFRS の強制適用によって便益を受ける可能性が高いため、株式市場はそうした企業に対してポジティブな反応をより強く示すことが発見されている。一方で、株式市場は既に高い質の情報を提供している企業に対しても増分的にポジティブな反応を示していることが発見されている。このことは、IFRS 強制適用の便益が利益の質の増加の影響と関係しているだけでなく、会計基準の調和化 (harmonization) の影響とも部分的には関係していることを示唆している。他方、成文法諸国 (code law countries) に籍を置く企業に対しては株式市場が平均的にネガティブな反応を示すことが発見されており、このことは投資家が成文法諸国における IFRS の執行に対して懸念を抱いていることと整合的である。

次に、Joos and Leung (2013)は米国企業を対象に、米国における IFRS 強制適用の可能性を高める 15 のイベントに対する株式市場の反応を調査している。分析の結果、株式市場は米国における IFRS 強制適用の可能性を高めるイベントに対してポジティブな反応を示すことが発見されており、EU 企業を対象とした Armstrong et al. (2010)と整合的な結果となっている。Joos and Lueng (2013)もまた、Armstrong et al. (2010)と同様にイベント前後における株式市場の反応が企業の諸特性を表す変数によって説明されるかを分析している。

分析の結果、世界中において IFRS の採用が支配的となっている産業に属する企業、規模が大きく流動性が高い企業、外国人持株比率が高い企業のように、会計基準のコンバージェンスにより便益を受けると期待される企業に対して、株式市場は増分的にポジティブな反応を示すことが発見されている。他方、訴訟リスクが高い企業に対して、株式市場は増分的にネガティブな反応を示すことが発見されている。このような発見事項に対して Joos and Lueng (2013)は、訴訟リスクの高い企業に IFRS が強制適用されると、訴訟リスクが過度に発生したり、訴訟を回避するために過度に保守的な会計処理行動がとられたりすることを株式市場が懸念しているためであると解釈している。

3.2. IFRS 強制適用の経済的帰結

IFRS 強制適用の経済的帰結に関する研究は、IFRS の強制適用が流動性に与える影響 (Daske et al. 2008 ; Christensen et al. 2013)、資本コストに与える影響 (Daske et al. 2008 ; Li 2010 ; Christensen et al. 2013)、アナリストの情報環境に与える影響 (Byard et al. 2011 ; Tan et al. 2011 ; Horton et al. 2013) を軸に研究が行われている。

IFRS 強制適用の経済的帰結に関する研究の嚆矢となる論文は Daske et al. (2008)である。Daske et al. (2008)は、2001 年から 2005 年の間に IFRS を強制適用した 26 カ国にも及ぶ大サンプルを対象に、IFRS の強制適用が流動性³、資本コスト⁴、および企業価値⁵に与える影響を調査している。分析の結果、IFRS 強制適用の前後に IFRS 強制適用企業の流動性が平均的に増加したことが発見されている。このような分析結果は、IFRS 強制

適用の経済的便益が流動性の観点から存在することを示唆する。

しかし、資本コストおよび企業価値については、流動性に関する結果とは逆の結果が得られている。つまり、IFRS 強制適用の前後に IFRS 強制適用企業の資本コストは有意に増加する一方で、企業価値は有意に低下することが発見されたのである。ここでの資本コストの代理変数としてはインプライド資本コストが用いられているため、その推定値は現在の株価の水準によって決まる。企業価値の代理変数であるトービンの Q の推定値にもまた、現在の株価が用いられる。つまり、Daske et al. (2008)は、IFRS の強制適用が予想される時点で既に、IFRS の強制適用によって得られると予想される経済的便益が株価に反映されてしまうため、このような結果が得られていると解釈している。

そこで、Daske et al. (2008)は IFRS 強制適用に対するこうした予測効果 (anticipation effects) をコントロールするため、IFRS 強制適用初年度ではなく IFRS が強制適用される 1 年前の期間を IFRS 強制適用後の期間と設定し、上記と同様の分析を行っている。分析の結果、IFRS 強制適用初年度ではなく IFRS が強制適用される 1 年前の期間を IFRS 強制適用後の期間と設定した場合、IFRS 強制適用の前後に資本コストの有意な低下や企業価値の有意な増加が発見されており、IFRS 強制適用の経済的効果に関する予測効果の存在と整合的な結果が得られている。

また、Daske et al. (2008)は、IFRS の強制適用によって流動性の増加、資本コストの低下、および企業価値の増加といった経済的便益の得られるメカニズムを解明するために追加分析を行った。追加分析の結果、IFRS 強制適用による資本市場での便益が得られるメカニズムとして、IFRS 適用国の報告インセンティブや強固な法的執行体制が重要であることを示唆する証拠が得られている。つまり、法的強制力が強固な国や企業に高い報告インセンティブを与える制度環境を有する国に籍を置く企業においてのみ、IFRS 強制適用前後における資本市場での便益が観察されたのである。

次に、Li (2010)は Daske et al. (2008)での発見事項を受けて、1995 年から 2006 年までの間に IFRS を強制適用した EU の 18 カ国 6,456 企業・年を対象に、IFRS の強制適用が資本コストに与える影響を調査している。分析の結果、2005 年に実施された EU における IFRS 強制適用の前後に、IFRS 強制適用企業の資本コストが有意に低下したことが発見されている。Li (2010)はまた、IFRS 強制適用年度とその直前年度の 2 年間の IFRS への移行期間を分析から除外した場合でも全サンプルの場合と同様の結果が発見されている。このことは、IFRS の強制適用が資本コストを有意に低下させるということと整合的である。

さらに、Li (2010)は Daske et al. (2008)と同様に IFRS の強制適用による資本コストの低下のメカニズムを解明するため、国の法的執行体制に焦点を当てた追加分析を行っている。分析の結果、IFRS 強制適用の前後に資本コストが低下する程度は、法的執行体制の強固な国に籍を置く企業においてのみ有意であることが示されている。このことは、国の法的強制力の強弱の程度が IFRS 強制適用による資本コストの低下の有無またはそ

の程度を決定づける重要な要因であることを示唆している。

最後に、Li (2010)は、情報開示の増加と比較可能性の向上が IFRS 強制適用によってもたらされた資本コストの低下を説明できるかを分析している。ここで、情報開示の増加倍率は自国の会計基準と比べて IFRS のもとで追加的に要求される開示項目の数として、比較可能性の向上の割合は IFRS と自国の会計基準との相違のある項目の数としてそれぞれ測定された。分析の結果、情報開示の増加と比較可能性の向上が IFRS 強制適用による資本コストの低下の背後にあるメカニズムであることが示唆されている。

Christensen et al. (2013)は、2001 年から 2009 年の間の 56 カ国 (IFRS 強制適用国 35 カ国およびベンチマーク国 21 カ国) に籍を置く 613,752 企業・四半期を対象に、IFRS の強制適用が流動性に与える影響を調査している。ここで IFRS 強制適用の経済的帰結として流動性が用いられている理由としては、①流動性と財務報告の質の間には明確な理論的關係が存在する点、②測定期間が短くても変数化が可能な点、③資本コストや企業価値に比べて予測効果の影響を受ける程度が低い点、といった 3 つの理由が挙げられている。分析の結果、IFRS 強制適用による流動性増加の効果は IFRS を強制適用した全ての国において平均的には観察されないが、EU 諸国に籍を置く企業については IFRS の強制適用と同時に財務報告に関する法的執行体制の相当程度の変化を伴った EU 諸国における 5 つの国に集中していることを発見している。

また、Christensen et al. (2013)はそのような変化を伴わなかった IFRS 強制適用国においては、たとえ当該国々に強固な制度的環境が整備されている場合においても IFRS 強制適用による流動性増加の効果を支持する証拠はほとんど得られなかったと報告している。さらに、Christensen et al. (2013)は日本のように財務報告に関する法的執行体制の変化を経験しているが IFRS を強制適用していない国においても流動性が増加すると報告し、IFRS それ自体が流動性に与える影響についての疑問を示している。

以上より、Christensen et al. (2013)は IFRS 強制適用の前後に観察される流動性の増加について、財務報告に関する法的執行体制の変化もしくはそのような変化と関係するものの観察不可能な要因が重大な役割を果たしている可能性が高い一方で、会計基準の変化それ自体は流動性にほとんど影響を与えていない可能性が高いと主張し、IFRS 強制適用前後における財務報告に関する法的執行体制の変化の重要性を強調している。

Byard et al. (2011)、Tan et al. (2011)、Horton et al. (2013)は Li (2010)、Daske et al. (2008)、Christensen et al. (2013)とは違って、IFRS の強制適用がアナリストの情報環境に与える影響を分析している。まず、Byard et al. (2011)は IFRS を強制適用した EU の 1,168 社を対象に、IFRS の強制適用がアナリストの情報環境に与える影響を調査している。なお、分析期間は 2003 年から 2006 年であり、アナリストの情報環境の代理変数としてはアナリスト予想誤差の絶対値およびアナリスト予想のバラツキ (dispersion) が用いられている。分析の結果、強固な法的執行体制および IFRS との相違の少ない自国の会計基準を有する国に籍を置く企業においてのみ、IFRS 強制適用の前後にアナリスト予想誤差

の絶対値とアナリスト予想のバラツキが有意に減少することが発見されている。また、脆弱な法的執行体制および IFRS との相違の多い自国の会計基準を有する国に籍を置く企業については、透明性の高い財務報告に対する強いインセンティブを有する企業ほど、アナリスト予想誤差の絶対値およびアナリスト予想のバラツキが減少することを発見している。これらの発見事項は、IFRS 強制適用の効果を形作る上での国の法的執行体制および企業の報告インセンティブの重要性を強調している。つまり、IFRS によって強制される会計基準の変化が相当程度であり、かつ IFRS が厳格に執行される場合においてのみ、IFRS の強制適用がアナリストの情報環境の改善につながることを示唆されている。次に、Tan et al. (2011)は、IFRS を強制適用した 25 カ国 12,010 企業・年を対象に、IFRS の強制適用がアナリスト・カバレッジおよびアナリストの予想精度といったアナリストの情報環境に与える影響を調査している。分析期間は、2001 年から 2007 年までである。この研究の特徴は、分析対象となるアナリストを海外アナリスト (foreign analyst) と国内アナリスト (local analyst) とに分けている点にある。分析の結果、以下の 5 点が明らかにされている。

第 1 に、IFRS の強制適用は、IFRS 強制適用国と同時に IFRS を強制適用した国をその国籍とするアナリストや IFRS に関する経験を有するアナリストによるカバレッジを広げる。第 2 に、IFRS の強制適用が海外アナリスト予想の精度を高める。第 3 に、アナリスト・カバレッジは、IFRS と自国の会計基準との相違の程度、および IFRS が強制適用されることで IFRS 強制適用国の会計基準とアナリストの国籍となる国の会計基準との距離を縮める程度に比例して増加する。第 4 に、IFRS の強制適用は、国内アナリスト、とりわけ IFRS に関する経験を有するアナリスト、IFRS が強制適用される前に国際的なポートフォリオを運用した経験を有するアナリストによるカバレッジを増加させる。第 5 に、国内アナリストの予想精度は IFRS の強制適用に影響を受けない、ということである。全体的に、これらの発見事項は、IFRS の強制適用がアナリストに便益を与えており、IFRS 強制適用前後の会計情報の有用性を向上させるためには、比較可能性の増加が重要な役割を果たしていることを示唆している。

Horton et al. (2013)は、IFRS を強制適用した 47,209 企業・年を対象に、IFRS の強制適用が企業の情報環境を改善させるか否かを調査している。なお、分析期間は 2001 年から 2007 年であり、企業の情報環境の代理変数としてはアナリストの予想精度が用いられている。この論文の特徴は、IFRS 強制適用の前後にアナリスト予想の精度が変化したか否かを調べただけでなく、そのメカニズムを①より質の高い会計基準の適用、②比較可能性の向上、③利益予想を達成するために経営者が IFRS の下で行使できる裁量的機会の拡大、といった 3 つの要因に分けて調査している点にある。

分析の結果、IFRS 強制適用の前後にアナリストの予想精度が有意に向上したことが発見されている。また、IFRS にもとづく利益と自国の会計基準にもとづく利益との差異が大きいほど、アナリストの予想精度は向上することが発見されており、IFRS の強

制適用が企業の情報環境の改善につながるということと整合的な結果が得られている。

次に、Horton et al. (2013)は、IFRSの強制適用による財務報告の質の向上および比較可能性の向上が、先行研究およびこの論文で発見されたIFRS強制適用前後におけるアナリストの予想精度の向上に寄与していることを発見している。他方、IFRS強制適用後の利益マネジメントによってアナリストの予想精度が向上したことを示唆する証拠は得られなかった。以上より、財務報告の質の向上と比較可能性の向上がIFRS強制適用の前後における企業の情報環境の向上をもたらすことが示唆される。

3.3. IFRSの強制適用が利益の質に与える影響

数多くの研究がIFRS強制適用の利益の質に与える影響について調査している。しかし、その分析結果は、分析対象となる国、分析期間、および利益の質に対する測定尺度によってまちまちであり、IFRSの強制適用が利益の質を向上させることを示唆する研究(Chen et al. 2010; Paglietti 2009; Tuel 2009; Balsari et al. 2010; Landsman et al. 2012)、利益の質を低下させることを示唆する研究(Ahmed et al. 2013; Paananen and Lin 2009; Jeanjean and Stolowy 2008; Paananen 2008; Goodwin et al. 2008; Morais and Curto 2008; Gjerde et al. 2008; Beisland and Knivsfla 2010)、および利益の質に変化がないことを示唆する研究(Jarva and Lantto 2010; Bellas et al. 2007; Negash 2008)が混在している。

まず、IFRSの強制適用が利益の質を向上させることを示唆する代表的な研究としては、Chen et al. (2010)を挙げることができる。Chen et al. (2010)は、2005年にIFRSを強制適用したEUの15カ国21,707企業・年を対象に、IFRSの強制適用が利益の質に与える影響を調査している。分析期間は、2000年から2007年までであり、利益の質を測る尺度としては、①利益平準化、②利益ベンチマークを達成するための利益マネジメントの程度、③裁量的発生高の絶対値、④発生高の質、⑤巨額の損失認識の適時性といった5つが用いられている。

分析の結果、IFRSの強制適用に伴い利益ベンチマークを達成するための利益マネジメントの程度と裁量的発生高の絶対値がともに減少すること、また発生高の質が向上することが発見されている。また、このような結果は経営者のインセンティブ、各国の資本市場の制度的特徴、および各国の事業環境の特徴といった他の制度的要因をコントロールしてもなお有意であり、Chen et al. (2010)はIFRS強制適用による利益の質の向上がIFRSそれ自体に起因すると結論づけている⁶。これと同様に、Paglietti (2009)はイタリア企業、Tuel (2009) および Balsari (2010) はトルコ企業をそれぞれ対象とし、IFRSの強制適用によって会計情報の価値関連性が高まることを示している(北川 2010、p.68)。

また、Landsman et al. (2012)は27カ国6,067社を対象にIFRSの強制適用が会計の質の一側面である利益公表の情報内容に与える影響を分析している。分析期間は2002年から2007年までであり、分析の対象となる利益公表は、21,703件である。また、利益公表の情報内容の測定尺度としては、異常リターンのボラティリティと異常取引量が用い

られている。

分析の結果、自国の会計基準を適用している 11 カ国に籍を置く企業に比べて IFRS を強制適用している国に籍を置く企業の利益発表の情報内容が IFRS 強制適用の前後により大きく増加することが発見されている。つまり、IFRS の強制適用が利益の質を向上させることと整合的な結果が得られているのである。また、法的執行体制の強度が弱い国に籍を置く企業に比べて法的執行体制の強度が強い国に籍を置く企業における利益発表の情報内容が IFRS 強制適用の前後により大きく増加することが発見されている。

他方、これらの研究とは違って、Ahmed et al. (2013)は 2002 年から 2007 年までの 20 カ国 16,310 企業・年を対象に IFRS の強制適用によって利益の質がむしろ悪化したことを示唆する証拠を発見している。なお、利益の質の測定尺度としては①利益平準化の程度、②裁量的発生高の大きさと損失認識の適時性によって測定される利益報告の積極性 (reporting aggressiveness)、③利益ベンチマークを達成するための利益マネジメントの程度といった 3 つが用いられている。分析の結果、IFRS 強制適用の前後に利益平準化の程度および利益報告の積極性は有意に増加していること、また損失認識の適時性は有意に低下していることが発見されている。これに対して、ベンチマークを達成するための利益マネジメントの程度については統計的に有意な結果が得られなかった。また、このような発見事項は主に法的執行体制の強度が強い国に籍を置く企業によってもたらされたことが明らかにされている。全体的に、Ahmed et al. (2013)は IFRS の強制適用に伴い利益の質がむしろ悪化したと結論づけている。

IFRS の強制適用によって利益の質が低下したことは、単一の国のデータを用いた研究からも報告されている。たとえば、Paananen and Lin (2009)はドイツ企業を対象に IFRS の強制適用前後における利益の質を比較した。その結果、IFRS 強制適用後は利益マネジメントがむしろ助長され、損失の認識が遅れることを発見した。同様の結果は、ドイツ以外の国を対象とした分析からも得られている。たとえば、Jeanjean and Stolowy (2008)は、オーストラリア、フランス、およびイギリスの上場企業を対象に、IFRS が強制適用された 2005 年以後において、経営者の利益マネジメントが抑制されたという証拠は得られず、フランス企業ではむしろ利益マネジメントが助長されていることが明らかとなった。Paananen (2008)はスウェーデンの上場企業を対象に、IFRS 強制適用前後で利益の質に差異があるのかを分析した。その結果、IFRS 適用前と比較して IFRS 適用後の裁量的発生高は大きく、保守的な会計処理および価値関連性は低いことを例証している。さらに、オーストラリアを対象とした Goodwin et al. (2008)、ポルトガルを分析対象とした Morais and Curto (2008)、ノルウェーを対象とした Gjerde et al. (2008)および Beisland and Knivsfla (2010)は、IFRS の強制適用によって利益の価値関連性が低下することを報告している。また、フィンランドを対象とした Jarva and Lantto (2010)、ギリシャを対象とした Bellas et al. (2007)、南アフリカを対象とした Negash (2008)もまた、IFRS の強制適用が価値関連性に及ぼす影響は限定的であると結論づけている (北川 2010、p.69)。

第4節 日本におけるIFRSの任意適用の影響に関する先行研究

4.1. 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。まず、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ている。このような結果に対して譚 (2014)は、投資家はIFRSの任意適用に伴い会計情報の価値関連性、比較可能性および株式の流動性等が高まることを期待しているため、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、この関係を裏付けるような直接的な証拠が示されているわけではない点には注意が必要である。

次に、井上 (2016)は日経4紙⁷への報道日をもってイベント日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し⁸、IFRS 任意適用の公表に対する株式市場の反応を調査している。また、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することでIFRS 任意適用の公表の影響をより正確に捉えている。

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ものの、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、翌日に株式市場は株価を元の水準に戻した可能性があるとして解釈している。

4.2. IFRS 任意適用の経済的帰結

日本企業を対象にIFRS 任意適用の株式市場における経済的帰結を調査した論文としては、井上・石川 (2014)がある。本章の第2.2節と第3.2節で整理したように、IFRS 任意適用と強制適用の経済的帰結を調査した海外の研究は数多く存在する。しかしながら、日本企業を対象に行われたIFRS 任意適用の経済的帰結に関する研究は、井上・石川 (2014)が唯一である。以下では、井上・石川 (2014)に関する詳細なレビューを行う。

井上・石川 (2014)は、2014年3月期までにIFRSを任意適用した日本企業27社のうち金融2社を除く25社のIFRS 任意適用初年度のデータを用いて、IFRSの任意適用が

資本コストに与える影響を検討している。ここでの資本コストの測定尺度としては Easton et al. (2002) と Easton (2007) に基づいて推定されたインプライ株主資本コストが用いられている。具体的には、井上・石川 (2014) はまず以下の(1)式を推定することで、IFRS 任意適用企業の IFRS 任意適用初年度における資本コストと、業種と規模によってマッチングされたコントロール企業の同時期における資本コストとを比較している。

$$\frac{EPS_{it+1}}{BPS_{it}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{P_{it}}{BPS_{it}} + \beta_2 D_{IFRS} + \beta_3 D_{IFRS} \times \frac{P_{it}}{BPS_{it}} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

D_{IFRS} = IFRS 任意適用企業に 1、コントロール企業に 0 が付されるダミー変数

BPS_{it} = IFRS 任意適用期の期末の自己資本

EPS_{it+1} = IFRS 任意適用期の年次決算発表において公表された経営者の時期純利益の予想

P_{it} = 決算日後 2 カ月後 (5 月末) の株価

(1)式を推定することで得られる β_0 と $[\beta_0 + \beta_1]$ の係数は、それぞれコントロール企業の平均的なインプライド成長率 (g) とインプライド資本コスト (r) を表す。また、IFRS 任意適用企業の g と r は、それぞれ $[\beta_0 + \beta_2]$ と $[\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3]$ の係数で求められる。つまり、 β_2 と $[\beta_2 + \beta_3]$ の係数は、コントロール企業を所与とした場合の、IFRS 任意適用企業の g と r の追加分を表している。(1)式の推定の結果、IFRS 任意適用企業の資本コストは 6.3% でコントロール企業の 5.1% を上回っているが、その差は統計的に有意ではないことが発見されている。つまり、少なくとも IFRS 適用初年度に限っては、IFRS 任意適用企業の資本コストはコントロール企業のそれと有意な差がないことが示されている。

次に、井上・石川 (2014) は以下の(2)式を推定することで、IFRS の任意適用に伴い資本コストが低下したかを調査している。(2)式には、(1)式に比べて IFRS 任意適用期 (after) に 1、その直前期 (before) に 0 が与えられるダミー変数 D_{after} が加えられている。

$$\begin{aligned} \frac{EPS_{it+1}}{BPS_{it}} = & \gamma_0 + \gamma_1 \frac{P_{it}}{BPS_{it}} + \gamma_2 D_{after} + \gamma_3 D_{after} \times \frac{P_{it}}{BPS_{it}} + \gamma_4 D_{IFRS} \\ & + \gamma_5 D_{IFRS} \times \frac{P_{it}}{BPS_{it}} + \gamma_6 D_{after} \times D_{IFRS} + \gamma_7 D_{after} \times D_{IFRS} \times \frac{P_{it}}{BPS_{it}} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

推定の結果、IFRS 任意適用の前後に、コントロール企業の資本コストを所与として IFRS 任意適用企業の資本コストが弱いながら有意に低下していることが発見されている。なお、そもそも IFRS 任意適用直前期における IFRS 任意適用企業の資本コスト (8.4%) がコントロール企業のそれ (3.0%) よりも顕著に高いことが発見されている。井上・石川 (2014) はこのような結果が得られた理由の 1 つとして、IFRS 任意適用の公表がすでに 5 月末 (before 株価時点) までに行われているケースが多い点を指摘している。

このような場合、前期の決算発表で公表される次期（すなわち IFRS 任意適用期）の純利益予想 (EPS_{t+1}) は IFRS ベースで行われ、それは即座に（前年 5 月末の）株価 (P_t) に織り込まれていることが予想される。つまり、IFRS の任意適用が資本コストに与える影響は、少なくともその一部は実質的に前期に表れている可能性があるのである。そこで、井上・石川 (2014) は IFRS 任意適用期の直前期を after、直前期のさらに 1 期前を before と定義し決算期を 1 期間前にずらすことで(2)式を再度推定している。

推定の結果、IFRS 任意適用直前期のさらに 1 期前の時点では IFRS 任意適用企業とコントロール企業の資本コストの違いはさほど有意ではないことが示されている。他方、コントロール企業の資本コストを所与として IFRS 任意適用企業の資本コストが IFRS 任意適用の前々期から前期にかけて 5%水準で有意に上昇していることが発見された。

井上・石川 (2014) の検証結果は以下のようにまとめられる。つまり、IFRS 任意適用企業の資本コストはその任意適用の公表を受けていったん上昇するが、IFRS を実際に適用する当期中に低下し、最終的にコントロール企業と同水準に戻る、ということである。このような検証結果にもとづいて、井上・石川 (2014) は、IFRS 任意適用の経済的帰結を検証する際は、その公表の効果を考慮に入れる必要があると結論づけている。

4.3. IFRS の任意適用が利益の質に与える影響

日本企業を対象に IFRS の任意適用が利益の質に与える影響を調査した研究としては、増村 (2016) がある。本章の第 2.3 節と第 3.3 節で整理したように、IFRS 任意適用または強制適用が利益の質に与える影響を調査した海外の研究は数多く存在する。しかしながら、日本企業を対象に行われた IFRS の任意適用が利益の質に与える影響に関する研究は、筆者の知る限り増村 (2016) しか存在しない。以下では増村 (2016) に関する詳細なレビューを行う。

増村 (2016) は、2010 年 3 月 31 日から 2015 年 12 月 31 日までに終了する事業年度に IFRS を任意適用した 88 社を対象に、IFRS の任意適用が会計情報の質に与える影響を調査している。具体的には、IFRS を初めて適用する日本企業は、その適用初年度において IFRS 任意適用前年度についての日本基準から IFRS への資本と利益の調整表等（初年度適用開示）と、IFRS 任意適用前年度および適用初年度の 2 期分についての日本基準で作成した場合の要約財務諸表等の開示（並行開示）が義務付けられている。

つまり、日本において IFRS を初めて適用する企業はその適用初年度に、IFRS 適用前年度および適用初年度の 2 期分についての IFRS と日本基準のそれぞれで作成された財務諸表の数値を公表することが求められていることになるのである。増村 (2016) はこうした制度的特徴を利用して、IFRS で作成された会計情報と日本基準で作成された会計情報の質を、価値関連性、利益および損失認識の適時性の観点から調査している。

増村 (2016) の分析に用いられている 3 つの式は以下の通りである。なお、(3)式と(4)式はそれぞれ、IFRS で作成された会計情報と日本基準で作成された会計情報の相対的

価値関連性と増分的価値関連性を検証するための式である。また、(5)式はIFRSと日本基準のそれぞれで作成された利益および損失認識の適時性を比較するための式である。

$$\frac{\text{株式時価総額}_{it}}{\text{株式時価総額}_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{\text{資本}_{it}}{\text{株式時価総額}_{it-1}} + \alpha_2 \frac{\text{利益}_{it}}{\text{株式時価総額}_{it-1}} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \frac{\text{株式時価総額}_{it}}{\text{株式時価総額}_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{\text{資本}_{it}(\text{日本基準})}{\text{株式時価総額}_{it-1}} + \alpha_2 \frac{\text{資本}(\text{IFRS}-\text{日本基準})_{it}}{\text{株式時価総額}_{it-1}} \\ + \alpha_3 \frac{\text{利益}(\text{日本基準})_{it}}{\text{株式時価総額}_{it-1}} + \alpha_4 \frac{\text{利益}(\text{IFRS}-\text{日本基準})_{it}}{\text{株式時価総額}_{it-1}} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \frac{\text{利益}_{it}}{\text{株式時価総額}_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{株式リターン}_{it} + \alpha_2 \text{ダミー変数}_{it} \\ + \alpha_3 \text{ダミー変数}_{it} \times \text{株式リターン}_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

株式時価総額_{it} = i企業のt期末から3カ月後時点の株式時価総額

資本_{it} = i企業のt期におけるIFRSと日本基準のそれぞれで測定された資本(親会社株主資本に帰属する部分)

利益_{it} = i企業のt期におけるIFRSと日本基準のそれぞれで測定された利益(親会社株主に帰属する当期純利益)

資本(IFRS-日本基準)_{it} = i企業のt期におけるIFRS下の資本と日本基準下の資本の差

利益(IFRS-日本基準)_{it} = i企業のt期におけるIFRS下の利益と日本基準下の利益の差

株式リターン_{it} = i企業のt期の決算月までの12カ月の株式リターン

ダミー変数_{it} = 株式リターン_{it}がゼロより下回る場合は1、そうでなければゼロ

分析の結果は、次の通りである(増村 2016、p.69)。第1に、財務諸表の主要な数値(総資産、総負債、資本、利益)は、IFRS下の方が日本基準下よりも大きい。これら数値のサンプル間における相違も、日本基準下と比べて大きい。

第2に、IFRSと日本基準間の会計処理の相違から生じる財務諸表上の資本と利益の数値への影響は、実際に多岐に及んでいる。

第3に、資本と利益を合わせた価値関連性は、IFRSに準拠してもほとんど高くない。ただしごくわずかにではあるが、IFRS下の資本は日本基準下の資本よりも企業価値評価により重要な役割を果たしているのに対して、IFRS下の利益は日本基準下の利益よりも企業価値評価に果たす役割は低い。

第4に、IFRS下の利益の適時性は、日本基準下のものとほとんど変わらない。任意適用企業に共通にいえる事項としては、IFRS下でも日本基準下でも利益の保守性は確認されない。要するに、会計情報の質の測定尺度によって結果は混在していると言える。

第5節 先行研究のまとめと研究課題の導出

ここでは前節まで行った先行研究のレビューを基に、本研究の研究課題を導出する。表3-1は、IFRS適用の影響に関する先行研究をまとめたものである。表3-1から、海外ではIFRS任意適用と強制適用の影響に関する研究が、その分析結果は混在しているものの、株式市場の反応、経済的帰結、利益の質に与える影響を軸に多く蓄積されていることがわかる。しかし、これらの先行研究は海外企業を対象としたものであって、その研究成果を日本にそのまま当てはめられるかは議論の余地がある。

なぜならば、会計システムは他の制度と相互に関連しているゆえ、制度が異なれば会計システムからもたらされる経済的帰結も異なり得るからである (Wysocki 2011、石田 2015)。また、このような理由によって、様々な国を対象に行われたIFRS適用の影響に関する先行研究では一致した結果が得られなかった可能性が高い。

ゆえに、日本におけるIFRS適用の効果をより正確に測定するためには、日本企業を対象とした分析が必要であると言える。ここに、日本企業を対象にIFRS適用の影響を調査することの意義がある。ところが、IFRSの適用が日本企業に与える影響に関する直接的な証拠は、現段階ではまだ不十分であり、未解決の研究課題は多く残されている。以下では、本研究の分析の焦点とともに本研究で取り扱う研究課題について述べる。

表3-1 先行研究のまとめ

	海外		日本	
	IFRS 任意適用	IFRS 強制適用	IFRS 任意適用	IFRS 強制適用
株式市場 の反応 経済的帰結	Karamanou and Nishiotos (2009)	Armstrong et al. (2010) Joos and Leung (2013)	譚 (2014) 井上 (2016)	—
	Leuz and Verrecchia (2000)		井上・石川 (2014)	—
	Gassen and Sellhorn (2006)			—
	Daske (2006)	Daske et al. (2008)		—
	Kim et al. (2014)	Li (2010)		—
	Cuijpers and Buijink (2005)	Christensen et al. (2013) Byard et al. (2011)		—
	Ashbaugh and Pincus (2001)	Tan et al. (2011) Horton et al. (2013)		—
	Kim and Shi (2012)			—
	Daske et al. (2013)			—
	利益の質に 与える影響	Hung and Subramanyam (2007)	Chen et al. (2010) Paglietti (2009)	増村 (2016)
Bartov et al. (2005)		Tuel (2009)		—
Gassen and Sellhorn (2006)		Balsari et al. (2010) Landsman et al. (2012)		—
Tendeloo and Vanstraelen (2005)		Ahmed et al. (2013) Paananen and Lin (2009)		—
Barth et al. (2008)		Jeanjean and Stolowy (2008) など		—
				—
				—
				—

筆者作成

5.1. 研究課題1：日本におけるIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応

まず、前述したように日本企業を対象に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)があり、譚 (2014)では株式市場が日本企業によるIFRS任意適用の公表に対して短期的のみならず長期的にも正の反応を示すことが発見されていた。しかしながら、譚 (2014)は日経4紙に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のである⁹。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¹⁰ (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おける限界を克服している¹¹。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することで、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限界を克服している。

前節で述べたように、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。第2に、分析手法の一般性に関する

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¹² (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。したがって、本研究では以下の研究課題 1-1 を設定する。

研究課題 1-1 : 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

また、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、本章の第 2.1 節でレビューしたように 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¹³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、本研究では以下の研究課題 1-2 を設定する。

研究課題 1-2 : 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

5.2. 研究課題 2 : 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

上記の研究課題 1-1 と 1-2 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ものであり、この意味で IFRS 適用の影響に関する株式市場の事前の期待を評価するものであると言える。しかしながら、IFRS に準拠し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る影響は、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は言えない。ゆえに、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もたらされる影響について別途調査を行う必要があるといえよう。

本章でレビューしたように海外ではこの点に関する研究が IFRS 適用の経済的帰結および IFRS の適用が利益の質に与える影響を軸に多く蓄積されている。なお、本研究では以下の 3 つの理由によりこの点に関する分析の視点を IFRS の適用が利益の質に与え

る影響ではなく、IFRS 適用の経済的帰結に限定する。

第1に、潜在的な相関欠落変数バイアス (correlated omitted variables bias) の問題の存在である。IFRS の適用が利益の質に与える影響に関する研究は、IFRS に準拠して作成された定量的会計情報のみを分析の対象とし、価値関連性、利益や損失認識の適時性、および利益マネジメントの程度といったその属性を分析している。このため、この種の研究ではIFRS に準拠して作成された定性的会計情報¹⁴の影響は分析の対象外とされる。

一般的に、IFRS は企業の情報開示レベルを引き上げると言われており (Daske and Gebhardt 2006; Gallery et al., 2008; 北川 2010, p.73)、韓国企業を対象とした Song et al. (2010)と Seo and Cho (2011)では、IFRS の早期適用に伴い韓国企業の開示する注記情報が大幅に増加したと報告されている。このように、注記情報の拡充のような企業の定性的会計情報の増加はIFRS の適用もたらす重要な変化の一つである。また、IFRS の適用に伴う定量的会計情報と定性的会計情報は、互いに相関していると考えられる。しかしながら、利益の質に与える影響に関する研究では定性的会計情報の影響を考慮できないため、相関欠落変数バイアスの問題の影響を受ける可能性がある。

他方、IFRS 適用の経済的帰結に関する研究は、IFRS に準拠して作成された定量的会計情報と定性的会計情報の両方を含むIFRS といった一組の財務報告システムの適用が資本市場に与える影響を調査する。このため、この種の研究ではIFRS に準拠して作成された定性的会計情報が分析上の相関欠落変数バイアスの問題を引き起こす可能性は存在しない。したがって、IFRS 適用の影響をより正確に識別できると考えられる。

第2に、潜在的な測定誤差 (measurement error) の問題の存在である。利益の質の尺度は何らかのモデルに依拠して測定されなければならないため、IFRS の適用が利益の質に与える影響に関する研究には本質的に従属変数における測定誤差の問題¹⁵を伴う。具体的には、利益の質を測定する各モデルは特定の前提を置いているが、IFRS 適用の影響を測る場合にはそれらの前提が成り立たない可能性がある。

たとえば、利益マネジメントの程度を測定する際に一般的に用いられる Jones (1991)モデルは、有形固定資産の額と売上高の変化額とを用いて裁量的発生高を推定する。ところが、IFRS では有形固定資産に対する公正価値での再評価が認められる。このため、もしIFRS の下で有形固定資産が再評価された場合には、有形固定資産に係る係数推定値に測定誤差が含まれてしまう (Soderstrom and Sun 2007, p.682~683)。他方、IFRS 適用の経済的帰結を調査する研究は、基本的に市場参加者によって実際に行われた取引データを基に行われるため、この種の測定誤差の問題は生じない¹⁶。

第3に、利益の質に関する統一的な見解の不在の問題である。Dechow et al. (2010, p. 344)は、特定の意思決定者 (a specific decision-maker) による特定の意思決定 (a specific decision) に有用な企業の財務的成果に関する情報を提供する利益が高品質な利益 (higher accounting quality) であると定義している¹⁷。高品質な利益に関するこうした定義は、如何なる意思決定者の如何なる意思決定に焦点を当てるかによって、高品質な利益

の定義は異なり得ることを示唆するため、利益の質に与える影響に関する研究では議論が拡散する恐れがある。他方、IFRS 適用の経済的帰結に関する研究は焦点を資本市場に当てるため、より具体化した議論ができる可能性があると言える。以上の3つの理由により、本研究では経済的帰結に焦点を当てる。

表3-2は、IFRS 適用の経済的帰結に関する研究と、IFRS の適用が利益の質に与える影響について上述した比較をまとめたものである。

表3-2 IFRS 適用の経済的帰結、および利益の質に与える影響に関する研究の比較

	経済的帰結	利益の質に与える影響
相関欠落変数バイアスの問題の存在	無	有
従属変数の測定誤差の問題の存在	無 (情報の非対称性と流動性に関する指標の場合)	有
指標に関する統一的な見解の存在	有 (具体化した議論ができる可能性)	無 (議論が拡散する可能性)

筆者作成

次に、本研究が焦点を当てる、IFRS 適用の経済的帰結について説明する。本章でレビューしたように、海外ではIFRS 適用の経済的帰結に関する研究が情報の非対称性や流動性、資本コスト、企業価値、およびアナリストの情報環境に与える影響¹⁸を軸に多く蓄積されている。

ところが、資本コストの代理変数として一般的に用いられるインプライド資本コストの推定には、その推定時点における株価が用いられる。このため、推定された資本コストはIFRS 任意適用の公表の影響、すなわち予測効果 (anticipatory effects) の影響を受けることが海外企業を対象とした研究のみならず日本企業を対象とした研究からも報告されている (Daske et al. 2008 ; 井上・石川 2014)。

また、企業価値の代理変数としては一般的に用いられるトービンの Q にも株価が用いられるため、資本コストの場合と同様の問題が存在することが確認されている (Daske et al. 2008)。さらに、資本コストと企業価値の推定の際には会計情報が用いられるため、会計基準の違いによって生じる数値上の違いが推定された値に影響を与えるといったさらに深刻な問題点も存在する。

他方、情報の非対称性や流動性は本質的に資本コストや企業価値に比べて予測効果の影響を受ける程度が低い (Christensen et al. 2013)。また、情報の非対称性や流動性の代理変数は市場参加者によって実際に行われた取引データを基にしているため、採用している会計情報の値に依存しない。以上の理由によって、IFRS 適用の経済的帰結を情報の非対称性や流動性の観点から調査することで、その影響をより正確に測定できると考

えられる。ゆえに、本研究ではIFRS適用の経済的帰結として情報の非対称性や流動性に与える影響に焦点を当てる。

なお、IFRS適用の経済的帰結に関する先行研究では情報の非対称性と流動性の概念が混在して用いられる場合が多いが、情報の非対称性と流動性は明確に区別される概念であり(太田・宇野・竹原 2011)、流動性が情報の非対称性よりもその概念が広い¹⁹。このため、本研究では情報の非対称性と流動性を区別し、IFRSの適用が情報の非対称性に与える影響にさらに焦点を絞る。本研究がIFRS適用の経済的帰結として情報の非対称性に焦点を当てることには、以下のような意義があると考えられる。

金融商品取引法に基づく財務会計の重要な目的の1つは、投資意思決定に有用な情報を全ての投資家に開示することであり、それによって様々なタイプの投資家の間に存在する情報の非対称性を改善し、市場の公平性・透明性を向上させることが期待されている(音川 2009)。このような観点は、2006年12月に日本の企業会計基準委員会から公表された「討議資料:財務会計の概念フレームワーク」にも明記されている。たとえば、企業会計基準委員会(2006)は、投資家と経営者の間に存在する情報の非対称性を緩和し、それが生み出す市場の機能障害を解決するため、経営者による私的情報の開示を促進するのがディスクロージャー制度の存在意義であるとしている(企業会計基準委員会 2006、p.2)。

また、こうした情報の非対称性は証券の発行市場のみならず流通市場においても問題になるとし(企業会計基準委員会 2006、p.5)、会計・ディスクロージャー制度の目的と存在意義を語る上で、情報の非対称性の概念が重要であることを強調している。さらに、須田(2008)、桜井(2009)、Lev(1988)、Levitt(1998)においても、会計制度設計の評価に際しては情報の非対称性や財務報告の公平性への影響が重視されるべきことが述べられている。

以上より、本研究がIFRS適用の経済的帰結として情報の非対称性に最終的な焦点を当てることは、日本の戦後会計史における最も大きな出来事の1つであるIFRSの適用(辻山 2016、p.43)が日本企業にもたらす影響を、日本における会計・ディスクロージャー制度の主たる目的の観点から評価できるという点で、日本の会計・ディスクロージャー制度の今後の在り方を議論する上で有意義であると考えられる。

第4.2節でレビューしたように、井上・石川(2014)は日本企業を対象にIFRSの任意適用が資本コストに与える影響を調査しているが、情報の非対称性に与える影響について直接的な調査を実施しているわけではない。このため、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は、本研究で検討されるべき未解決の研究課題である。

研究課題2: 日本におけるIFRS任意適用は情報の非対称性にどのような影響を与えるのか

5.3. 研究課題3：韓国におけるIFRS早期適用が情報の非対称性に与える影響

上述した研究課題2は、日本企業によるIFRS任意適用が情報の非対称性に与える影響を調査するものである。ところが、日本企業によるIFRS任意適用が情報の非対称性に与える影響を調査する研究では、以下の2つの論点に関する検証を行うことが不可能であるため、これらの論点については別途調査を行う必要があると考えられる。

第1に、IFRSの適用が中小企業²⁰に与える影響である。第2章で行った実態調査からも明らかにされているように、日本におけるIFRS任意適用企業は大企業に偏っている(第2章の図2と表9を参照されたい)。したがって、日本企業を対象とする分析から、中小企業が自発的にIFRSを適用することで、情報の非対称性にどのような影響がもたらされるかに関する示唆を得ることは現時点では不可能である²¹。

第2に、IFRSそれ自体の影響である。先行研究ではIFRSの適用によって資本市場における帰結が具体化するメカニズムについて、多くの議論が行われている(たとえば、Leuz and Verrecchia 2000 ; Ball et al. 2000 ; Ball et al. 2003 ; Leuz 2003 ; Daske et al. 2008 ; Daske et al. 2013 ; Leuz and Wysocki 2008 ; Wysocki 2011 など)。これらの研究における主な議論は、IFRSそれ自体の影響ではなく、企業の報告インセンティブや、企業にそうしたインセンティブを付与するような国の制度的環境によってIFRSの適用による経済的帰結が左右されるか否かという点にある。

特に、ドイツ企業を対象にIFRS任意適用が情報の非対称性に与える影響を調査したLeuz and Verrecchia (2000)は、IFRSの強制適用が決定される前にIFRSを自発的に適用する企業、すなわちIFRS任意適用企業の場合は報告インセンティブが一般的に高いため、IFRSといった会計基準それ自体の影響ではなく情報開示の拡充へのコミットメントこそが観察された情報の非対称性の低下に大きく影響を与えていると解釈している。

Leuz and Verrecchia (2000)の研究セッティングと同様に、日本におけるIFRS適用企業はIFRSの強制適用が決定される前にIFRSを自発的に適用しているという意味で全て任意適用企業である。ゆえに、仮にIFRS任意適用の前後に日本企業の情報の非対称性が変化したとしてもそれがIFRSそれ自体の影響なのかどうかは必ずしも定かではない。

また、第2章で整理したように、日本では「連単分離」の方式でIFRSの任意適用が認められているため(第2章の第5.1節を参照)、IFRSを任意適用した企業であってもその開示する単体財務諸表は従来の日本基準にしたがって作成される。

先行研究は、企業が自国の会計基準の下で行っていた会計処理を、それがIFRSの下でも認められる限りにおいて、IFRSの下でもそのまま継続する傾向が強いことを発見している(Kvaal and Nobes 2010)。このため、日本基準に準拠して個別財務諸表上で行われた会計処理が、それがIFRSの下でも認められる限りにおいて、そのままIFRSに準拠した連結財務諸表にも反映される可能性がある(Kvaal and Nobes 2010, p.175)。これらの影響は、日本企業によるIFRS任意適用が情報の非対称性に与える影響を分析するにあたっての潜在的な交絡因子(confounding factors)として作用する可能性がある。

他方、韓国における IFRS 自発的適用企業は IFRS の強制適用が決定した後に強制適用時前に IFRS を自発的に適用した企業であり、この意味で全て早期適用企業である。先行研究では、この早期適用企業の報告インセンティブが任意適用ほど高くないことが報告されている (Daske et al. 2008 ; Christensen et al. 2015)。また、第2章で整理したように、韓国では「連単一致」の方式で IFRS の早期適用を認めているため (第2章の第5.1節を参照)、単体財務諸表にも連結財務諸表と同様に IFRS が適用される。

さらに、第2章で分析した通り、韓国における IFRS 早期適用企業は日本における IFRS 任意適用企業と比べてその規模が統計的に有意に小さく、中小企業の占める割合が全体の約60%以上であることが明らかにされている。すなわち、韓国における IFRS 早期適用が情報の非対称性に与える影響に焦点を当てることで、報告インセンティブや単体財務諸表の影響といった潜在的な交絡因子の影響を緩和できると考えられる。この結果、中小企業への影響を含め IFRS の適用が情報の非対称性に与える影響をより正確に識別できると考えられる。したがって、本研究では以下の研究課題3を設定する。

研究課題3：韓国における IFRS 早期適用は情報の非対称性にどのような影響を与えるのか

5.4. 研究課題4：韓国における IFRS 強制適用が情報の非対称性に与える影響

韓国政府は2011年1月1日以降に終了する会計年度より、上場中小企業(以下、中小企業と呼ぶ)を含む全上場企業の連結財務諸表と単体財務諸表の双方に対する IFRS の適用を強制している。この IFRS 強制適用によって、韓国企業の情報の非対称性にどのような影響をもたらされたのであろうか。前掲の検証課題3は、韓国における IFRS 早期適用が情報の非対称性に与える影響を調査するものである。ところが、IFRS 早期適用と強制適用には大きく異なる点が存在する。このため、韓国における IFRS 強制適用が情報の非対称性に与える影響については、別途調査を行う必要があると考えられる。

IFRS 早期適用と強制適用で異なる点は以下の2点である。第1に、IFRS が強制適用されると IFRS 早期適用の場合よりも IFRS に準拠した財務情報の比較可能性が向上する点である。つまり、IFRS が強制適用されると全ての企業が IFRS を同時に適用するため、IFRS に準拠した財務情報の企業間比較可能性は早期適用の場合よりも向上すると言える。また、IFRS 早期適用の場合は IFRS 適用後の期間が2010年度の単年度であるのに対して、IFRS 強制適用の場合は IFRS 適用後の期間が多期間にわたるため、IFRS に準拠した財務情報の期間間比較可能性も向上すると言える。

IASB は2010年に公表した「財務報告に関する概念フレームワーク」において、財務情報の有用性を補強する質的特性の一つとして比較可能性を掲げ、「利用者の意思決定には代替案の間の選択が伴う。例えば、投資を売却するか保有するか、または投資先のある報告企業にするか別の企業にするかである。したがって、報告企業に関する情報は、

他の企業に関する類似の情報や、別の期間又は別の日の同一企業に関する類似の情報と比較できる場合には、より有用である。」(IASB 2010、QC20)と述べている。つまり、IFRS に準拠した財務情報の企業間比較可能性や期間間比較可能性、またはその両方が向上するにつれて、財務情報の有用性も増加する可能性があると言える。したがって、IFRS 適用が情報の非対称性に与える影響がもし存在するのであれば、その効果は IFRS 早期適用の場合よりも IFRS 強制適用の場合により強く現れる可能性がある。

IFRS 早期適用と強制適用の第2の相違点は、IFRS 早期適用の場合には企業が IFRS を自発的に適用しているのに対して、IFRS 強制適用の場合には IFRS の適用が全上場企業に一律に強制される点である。つまり、IFRS 強制適用の場合には IFRS の適用に関する個々の企業の費用対効果に関する判断が考慮されないため、IFRS の強制適用に適切に対応できない企業が現れる可能性がある。たとえば、韓国の金融委員会が実施した調査によると、IFRS 強制適用対象である 1,884 社のうち 7%に相当する 131 社が、IFRS 強制適用開始のわずか5カ月前である 2010年7月時点において IFRS 導入準備に未着手であったこと、またこれらの企業は全て資産総額が5百億円未満である中小企業であったことが報告されている(金融委員会 2010)。

また、未着手の理由としては IFRS の適用に必要なシステム構築や人材の確保にかかるコストの負担を掲げる企業が多かったことが報告されている(金融委員会 2010; 韓国取引所 2010)。つまり、中小企業は IFRS 強制適用に必要なシステムの整備や人材の確保などに適切に対応できず、IFRS 強制適用に伴って企業の全般的な情報開示の体制に混乱が生じるかもしれない。このように、IFRS が全ての企業に強制適用された場合にも(特に中小企業に対して)任意適用の場合と同様の結果が得られるかは事前には断言できず、別途調査を行わなければならない研究課題である。

他方、IFRS 強制適用の経済的帰結に関する海外の研究の多くは、大企業という体系的なバイアスのある商用データベースに依拠しているため、分析結果に潜在的なサンプル・バイアスが含まれている(Bruggemann 2011、p.21~22)。このため、海外におけるこの種の研究では、IFRS の強制適用が中小企業の情報の非対称性に与える影響には明示的に焦点が当てられておらず、IFRS 強制適用が中小企業の情報の非対称性に与える影響は未解決の研究課題となっている。

そこで本研究では、韓国の中小企業を含む全上場企業を対象に IFRS の強制適用が情報の非対称性に与える影響を調査することで、こうした未解決の研究課題に取り組む。周知の通り、日本は現段階ではまだ IFRS の強制適用を決定していないため、日本企業を対象とした研究ではこうした研究課題に関する直接的な検証が不可能である。このため、韓国企業を対象に分析を行うことで、日本における IFRS 強制適用の是非に関する議論に貢献できる可能性がある。以上より、本研究では以下の研究課題4を設定する。

研究課題4：韓国における IFRS 強制適用は情報の非対称性にどのような影響を与え

るのか

第6節 本章のまとめ

本章の目的は、IFRS 適用の影響に関する先行研究を整理し、本論文の研究課題を出すことであった。本章で先行研究の整理を行った結果、海外では IFRS 任意適用と強制適用の影響に関する研究が、その分析結果は混在しているものの、経済的帰結、利益の質に与える影響を軸に多く蓄積されていることがわかった。しかし、これらの先行研究は海外企業を対象としたものであって、その研究成果を日本にそのまま当てはめられるかは議論の余地がある。なぜならば、会計システムは他の制度と相互に関連しているゆえ、制度が異なれば会計システムからもたらされる経済的帰結も異なり得るからである (Wysocki 2011、石田 2015)。また、このような理由によって、様々な国を対象に行われた IFRS 適用の影響に関する先行研究では一致した結果が得られなかった可能性が高い。ゆえに、日本における IFRS 適用の効果をより正確に測定するためには、日本企業を対象とした分析が必要であると言える。ところが、IFRS の適用が日本企業に与える影響に関する直接的な証拠は、現段階ではまだ不十分であり、未解決の研究課題は多く残されていた。そこで、本章では本研究で取り扱うべき以下の研究課題を導出している。

研究課題 1-1 : 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

研究課題 1-2 : 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
する
のか

研究課題 2 : 日本における IFRS 任意適用は情報の非対称性にどのような影響を与える
る
のか

研究課題 3 : 韓国における IFRS 早期適用は情報の非対称性にどのような影響を与える
る
のか

研究課題 4 : 韓国における IFRS 強制適用は情報の非対称性にどのような影響を与える
る
のか

次章からは、上記の研究課題に関する実証分析を行う。具体的には、第4章では、研究課題 1-1「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」および研究課題 1-2「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
る
のか」に関する実証分析を行う。第5章では、研究課題 2「日本における IFRS 任意適用は情報の非対称性にどのような影響を与えるのか」に関する実証分析を行う。第6章では、研究課題 3「韓国における IFRS 早期適用は情報の非対称性にどのような影響
を
与える
のか」に関する実証分析を行う。第7章では、研究課題 4「韓国における IFRS 強制適用は情報の非対称性にどのような影響
を
与える
のか」に関する実証分析を行う。

章末注

- 1 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。
- 2 追加分析において、IFRS 強制適用企業を対象とした場合にも同様の結果が得られている。
- 3 ここでの流動性の代理変数としては、ゼロリターンの日数 (*Zero Returns*)、価格インパクト (*Price Impact*)、総取引コスト (*Total Trading Costs*)、およびビット・アスク・スプレッド (*Bid-Ask Spread*) といった 4 つの代理変数、およびこれら 4 つの流動性変数を単一の尺度に集約した変数 *Liquidity Factor* が用いられている。
- 4 資本コストの代理変数としては、Claus and Thomas (2001)、Gebhardt et al. (2001)、Ohlson and Juettner-Nauroth (2005)、Easton (2004)によって推定されるインプライド資本コストに対する 4 つの推定値の平均値が用いられている。
- 5 企業価値の代理変数としては、トービンの *Q* (*Tobins's Q*) が用いられている。
- 6 IFRS の強制適用に伴い利益平準化の程度は増加し、巨額の損失認識の適時性は悪化することが発見されているが、Chen et al. (2010)は全体的にみて利益の質が向上したと結論づけている。
- 7 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。
- 8 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。
- 9 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)。
- 10 たとえば、第 4 章で述べるが本研究では井上 (2016)に倣って新聞報道日ではなく企業自身が正式に IFRS 任意適用を公表した日をイベント日としている。しかし、本研究の最終サンプルに含まれる 29 社のうち 8 社については、IFRS 任意適用に関する新聞報道がなされていない。
- 11 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。
- 12 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。
- 13 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。
- 14 たとえば、注記情報がある。
- 15 従属変数における測定誤差の問題が存在する場合、推定された係数値にはバイアスがかかる。
- 16 情報の非対称性と流動性に関する指標の場合に限定する。資本コストや企業価値に関する指標における測定誤差の問題については、後述する。
- 17 Higher quality earnings provide more information about the features of a firm's financial performance that are relevant to a specific decision made by a specific decision-maker.
- 18 IFRS 適用がアナリストの情報環境に与える影響は、この種の研究における極めて重要な研究領域の 1 つである。しかし、本研究ではデータ制約の理由により、IFRS 適用がアナリストの情報環境に与える影響は検討の対象としていない。今後、アナリストの情報環境に関するデータが利用できるようになるのであれば、この種の研究に関する検討と調査を行いたい。
- 19 「取引したいときに容易に取引できる」または「取引したいときに取引機会が十分に提供されている」とき、流動性 (*liquidity*) が高い、といわれる (太田・宇野・竹原 2011、p.4)。つまり、情報の非対称性の水準は、流動性の水準に影響を与える 1 つの要因に過ぎない。
- 20 日本では中小企業という言葉が非上場企業の意味で用いられることが多いものの、本論文ではあくまでも上場中小企業の意味で中小企業という言葉を用いていることに注意されたい。
- 21 また、ドイツ企業を対象に IFRS の任意適用が情報の非対称性に与える影響を調査した Leuz and Verrecchia (2000)は、サンプルを DAX100 という市場インデックスを構成する 102 社に限定している。このため、Leuz and Verrecchia (2000)のサンプルは、大企業に偏っていると考えられる。また、Gassen and Sellhorm (2006)はドイツの新興市場 (*New Market*) に上場している企業にまでサンプルを拡張しているものの、企業規模による IFRS 適用の差別的効果を検証しているわけではない。したがって、ドイツ企業を対象とした初期の研究からも、IFRS の任意適用が中小企業の情報の非対称性に与える影響に関する示唆を得ることは不可能である。

第4章 日本におけるIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応¹

第1節 はじめに

本章では、研究課題 1-1「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」および研究課題 1-2「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」について実証的に検討する。

2010年5月13日に日本電波工業がIFRSを任意適用した財務諸表を公表して以来、2016年11月11日現在、IFRSの任意適用を公表した日本企業は126社（IFRS任意適用企業102社、IFRS任意適用予定企業24社）に達している。この126社は社数ベースでは全上場企業に占める割合が3.4%にすぎないものの、時価総額ベースでは既に22.0%に達している（いずれも2016年11月11日時点、第2章の表2-16を参照）。本章の目的は、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が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、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、③IFRS任意適用予定企業がサンプルに含まれていない可能性、④分析手法の一般性が確保されていない可能性、といった限界がある。そこで、本章では、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、本章では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。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、未解決の研究課題であると言える。

先行研究に対する本章の特徴は、本章が日本企業による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、本章は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。

本章の構成は次の通りである。第2節では本章のイベントスタディ分析における仮説の構築を行う。第3節では本章の研究・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節では本章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節は、本章のまとめである。

第2節 仮説構築

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²。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依存することになる (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、本章では以下の仮説を帰無仮説の形で提示する。

仮説：IFRS任意適用の公表に対して株式市場は反応しない

第3節 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

本章では、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、第3章における研究課題の導出の際にも指摘した通り (第3章の第5.1節を参照)、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、本章では井上 (2016)に倣い企業が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を特定する。

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。

本章では上記のようなサンプル選択のプロセスを経て、2016年11月11日時点でIFRSの任意適用を公表した企業127社³ (IFRS任意適用企業102社、IFRS任意適用予定企業25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-FinancialQUEST2.0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、本章の最終サンプルは29社となっている。表4-1は、本章におけるサンプル選択のプロセスを示したものである。

表4-1 サンプルの選択

	個数	%
2016年11月11日時点でIFRSの任意適用を公表した企業	127	100%
差引		
新規上場とともにIFRSを適用する企業	7	5.51%
決算短信等を同時に発表している企業	90	70.87%
権利落ち等調整済み日次株価が収集できない企業	1	0.79%
最終サンプル	29	22.83%

(注) 2016年11月11日までにIFRSの任意適用を公表した127社をベースとして、そこから①~③の企業を除去している。①は新規上場とともにIFRSを適用する企業；②は決算短信等を同時に発表している企業；③は権利落ち等調整済み日次株価が収集できない企業である。最終的に本稿で用いるサンプルは、表中太字で示されている、29企業 (22.83%) である。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、本稿は企業が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株式会社プロネクサスの提供するeolを利用している。また、財務データと株価データは日経NEEDS FinancialQUESTから取得している。

表4-2は、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。本章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、本章の最終サンプルは2016年11月11日時点でIFRSの任意適用を公表した企業全体の22.83%である。このため、本章の分析には、選択されたサンプル企

表4-2 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	3.1
2011	0	0.0	2011	1	0.8
2012	3	10.3	2012	11	8.7
2013	5	17.2	2013	17	13.4
2014	12	41.4	2014	39	30.7
2015	7	24.1	2015	31	24.4
2016	1	3.5	2016	23	18.1
2017	0	0.0	2017	1	0.8
合計	29	100.0		127	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	112	88.2	名証一部	0	0.0	0	0.0
東証二部	0	0.0	3	2.4	名証二部	0	0.0	0	0.0
マザーズ	1	3.5	7	5.5	福証	0	0.0	0	0.0
JASDAQ	2	6.8	4	3.1	札証	0	0.0	1	0.8
合計					合計	29	100.0	127	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	15	11.8	その他	0	0.0	0	0.0
情報・通信業	1	3.5	11	8.7	繊維製品	0	0.0	0	0.0
小売業	0	0.0	4	3.1	精密機器	1	3.5	5	3.9
卸売業	6	20.6	10	7.9	鉄鋼	0	0.0	1	0.8
電気機器	2	6.8	20	15.7	証券・商品先物取引業	0	0.0	2	1.6
機械	1	3.5	7	5.5	倉庫・運輸関連業	0	0.0	0	0.0
化学	4	13.7	9	7.1	非鉄金属	0	0.0	1	0.8
建設業	0	0.0	0	0.0	その他金融業	0	0.0	3	2.4
食料品	1	3.5	5	3.9	パルプ・紙	0	0.0	0	0.0
不動産業	1	3.5	2	1.6	電気・ガス業	0	0.0	0	0.0
その他製品	0	0.0	1	0.8	ゴム製品	1	3.5	2	1.6
輸送用機器	5	17.2	11	8.7	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	0.8
金属製品	0	0.0	2	1.6	保険業	0	0.0	0	0.0
医薬品	5	17.2	11	8.7	水産・農林業	0	0.0	0	0.0
陸運業	0	0.0	2	1.6	鉱業	0	0.0	0	0.0
ガラス・土石製品	0	0.0	2	1.6	空運業	0	0.0	0	0.0
合計					合計	29	100.0	127	100.0

業がIFRS任意適用を公表した企業全体⁴を代表していない可能性、すなわちサンプル・セクション・バイアスの可能性が存在する。したがって、ここでは本章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)に倣って本章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11月11日までにIFRSの任意適用を公表した127社から新規上場とともにIFRSを適用する7社を除く120社を対象に、本章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*⁵、*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⁶。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⁷。また、平均値の差の検定に用いられている検定方法は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4-3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、本章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、本章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章のサンプル企業と非サンプル企業の間に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、本章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、本章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、本章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 ($t=2.81$)。つまり、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章のサンプルに含まれていることが示唆されている。*Tobins_Q* と *ROA_EBIT* についてもそれぞれ10%水準で有意な負と正の値が得られているものの ($t=-1.85, 1.84$)、他の7つの変数の係数は統計的に有意な値を取っていない。したがって、本章のサンプルは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、本章の分析結果にはサンプル・セクション・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。

表4-3 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	2.883	-1.462	-1.41
<i>Sales_GR</i>	9.176	13.521	-4.345	-0.93
<i>Profitability</i>	-7.586	10.203	-17.789	-2.02**
<i>Turnover</i>	1.095	0.967	0.128	1.03
<i>Log_Size</i>	13.672	12.569	1.103	2.64***
<i>Leverage</i>	49.536	48.089	1.447	0.33
<i>ROA_EBIT</i>	6.456	8.193	-1.737	-0.98
<i>Sales_F</i>	38.533	34.676	3.857	0.60
<i>USGAAP</i>	0.241	0.077	0.164	2.44**
<i>Goodwill</i>	3.580	6.276	-2.696	-1.58

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	1.364	-0.388	-2.11**
<i>Sales_GR</i>	4.960	8.422	-3.462	-1.22
<i>Profitability</i>	5.541	7.581	-2.040	-1.41
<i>Turnover</i>	0.962	0.890	0.072	1.32
<i>Log_Size</i>	13.740	12.688	1.052	2.45**
<i>Leverage</i>	52.103	48.382	3.721	0.44
<i>ROA_EBIT</i>	5.693	6.448	-0.755	-0.50
<i>Sales_F</i>	41.934	34.192	7.742	0.53
<i>USGAAP</i>	0.000	0.000	0.000	2.39**
<i>Goodwill</i>	1.321	2.788	-1.467	-1.46

パネルC：Sample Selection Probit Model		
Variables	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	-3.5529	-2.61***
<i>Tobins_Q</i>	-0.2700	-1.85*
<i>Sales_GR</i>	-0.0027	-0.30
<i>Profitability</i>	-0.0377	-1.48
<i>Turnover</i>	0.0931	0.32
<i>Log_Size</i>	0.2901	2.81***
<i>Leverage</i>	-0.0132	-1.28
<i>ROA_EBIT</i>	0.0688	1.84*
<i>Sales_F</i>	-0.0025	-0.49
<i>USGAAP</i>	0.3062	0.76
<i>Goodwill</i>	-0.0306	-1.39
<i>Pseudo R²</i>	0.1962	
<i>N</i>	120	

(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。

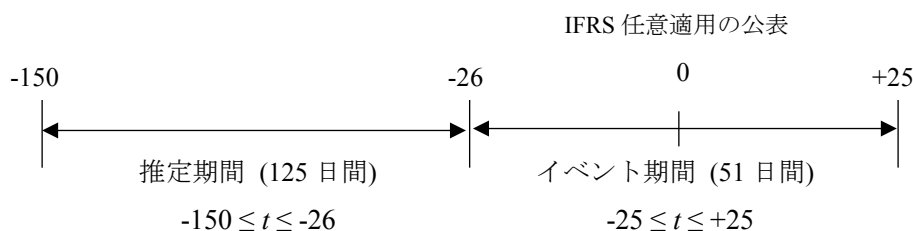
$$\text{Prob}(SAMPLE_i = 1) = \beta_0 + \beta_1 Tobins_Q_i + \beta_2 Sales_GR_i + \beta_3 Profitability_i + \beta_4 Turnover_i + \beta_5 Log_Size_i + \beta_6 Leverage_i + \beta_7 ROA_EBIT_i + \beta_8 Sales_F_i + \beta_9 USGAAP_i + \beta_{10} Goodwill_i + \varepsilon_i$$

ただし、 $SAMPLE = 1$ は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； $Tobins_Q = 1$ は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； $Sales_GR = 1$ は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：％）； $Profitability = 1$ は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； $Turnover = 1$ は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； $Log_Size = 1$ は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； $Leverage = 1$ は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：％）； $ROA_EBIT = 1$ は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：％）； $Sales_F = 1$ 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（単位：％）； $USGAAP = 1$ 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； $Goodwill = 1$ 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。

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、本章は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⁸。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。



$$r_{it} = \alpha + \beta rm_t + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

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

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

$$AR_t = \frac{1}{29} \sum_{i=1}^{29} ar_{it} \tag{3}$$

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_t : 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

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

$CAR(0,+1)$: 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。

本章では、(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、本章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。本章では、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 × 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⁹(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 × 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は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¹⁰(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¹¹。

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¹²。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、のれんが規則的に償却されないだけのれんの帳簿価額が増加する。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。本章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¹³。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。本章では 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

本章の分析では、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 4-4 は本章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 4-5 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。本章の従属変数である $CAR(0,+1)$ 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、本章の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、このことは本章のサンプルのうち米国基準からIFRS

表4-4 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	n
CAR(0,+1)	-0.163	2.001	-4.118	-0.819	0.063	1.020	4.086	29
Sales_F	38.533	31.176	0.000	0.000	41.934	66.269	86.885	29
USGAAP	0.241	0.435	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	29
Goodwill	3.580	4.956	0.000	0.075	1.321	5.305	20.264	29
Tobins_Q	1.421	1.012	0.719	0.875	0.976	1.657	5.190	29
Sales_GR	9.176	16.054	-17.072	0.701	4.960	11.304	57.618	29
Size	30,292	44,973	47.510	3,849	9,275	34,794	156,220	29
Log_Size	13.672	1.920	8.466	12.861	13.740	15.062	16.564	29
ROA_EBIT	6.456	6.454	-16.270	4.082	5.693	9.486	25.297	29
Leverage	49.536	20.348	12.255	40.995	52.103	65.031	84.416	29
Bid-Ask Spread	0.318	0.190	0.148	0.206	0.243	0.320	0.761	29
Return_Volatility	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。

表4-5 相関係数

	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)
(a)CAR(0,+1)	1.000										
(b)Sales_F	-0.106	1.000									
(c)USGAAP	-0.105	-0.371	1.000								
(d)Goodwill	-0.260	-0.081	-0.268	1.000							
(e)Tobins_Q	-0.079	0.114	-0.261	0.064	1.000						
(f)Sales_GR	-0.310	0.118	-0.235	0.202	0.184	1.000					
(g)Log_Size	0.204	-0.343	0.625	0.061	-0.422	-0.463	1.000				
(h)ROA_EBIT	0.064	-0.198	-0.237	-0.115	-0.262	-0.083	-0.058	1.000			
(i)Leverage	0.039	-0.127	0.440	-0.072	-0.575	-0.337	0.595	-0.263	1.000		
(j)Bid-Ask Spread	-0.156	0.248	-0.339	-0.262	0.064	0.120	-0.490	-0.185	0.169	1.000	
(k)Return_Volatility	-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: %); $Return_Volatility$ = 日々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。

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をとっている。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、本章の分析に用いる変数間の相関係数を示したものが表4-5である。表4-5からは、本章の従属変数である $CAR(0,+1)$ 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 $CAR(0,+1)$ が低いのにに対して、 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。しかしながら、こうした変数間の関係は2つの変数の間に影響を与え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あくまでも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。続く第4節ではイベントスタディ分析の結果とクロスセクショナル分析の結果を示す。

第4節 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 の符号付順位和検定である。

表 4-6 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対して株式市場が正と負の反応を示しているのかを確認する必要があると言える。本章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¹⁴。

表 4-6 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 の符号付順位和検定である。* 10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

4.2 クロスセクショナル分析の結果

表 4-7 の(a)列は、(4)式の推定結果を示したものである。まず、本章の 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、本章の 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、本章の 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。

本章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¹⁵。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、本章では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。本章のサンプルは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。

表4-7 クロスセクショナル分析の結果

Variables	(a)		(b)	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
constant	? -3.0708	-1.07	-6.1644	-1.39
Sales_F	+ -0.0065	-0.76	-0.0123	-1.49
USGAAP	- -4.1352	-3.78***	-3.0094	-2.51**
Goodwill	? -0.1905	-2.48**	-0.1887	-3.03***
Tobins_Q	- 0.0444	0.14	0.1060	0.34
Sales_GR	+ 0.0071	0.27	-0.0127	-0.49
Log_Size	- 0.6482	2.89***	0.5738	1.98**
YearFixedEffect	Included		Excluded	
Adj.R ²	0.2639		0.1729	
N	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。

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

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

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。

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4-8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、本章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¹⁶ (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4-8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、本章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¹⁷を基準に29社のマッチング企業を抽出した¹⁸。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4-8の(f)列にはマッチング・サンプルを用い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、本章の分析に含まれるIFRS任意適用公表企業29社とそのマッチング企業間に存在する観察されないもしくは本章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¹⁹。

表 4-8 頑健性テストの結果

Variables	(a)		(b)		(c)		(d)		(e)		(f)	
	異常値処理		業績		財政状態		情報の非対称性①		情報の非対称性②		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。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; 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1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、まず本章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。

第5節 本章のまとめ

本章は、第3章で導出した研究課題1-1「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」および研究課題1-2「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」の検証を試みた。

具体的には、本章は2016年11月11日時点でIFRSの任意適用を公表した127社（IFRS任意適用企業102社、IFRS任意適用予定企業25社）から、IFRS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ない29社を識別し、IFRS任意適用の公表に対する株式市場の平均的な反応をイベントスタディ分析の手法を用いて分析した。本章ではまた、IFRS任意適用の公表日とその翌日の2営業日における累積異常リターンを従属変数とするクロスセクショナル分析を行い、IFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応の企業間の差異を調査した。分析結果は以下の通りである。

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。

本章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、本章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、本章の結果が本章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章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、本章の結果を解釈するにあたっては注意が必要である。また、本章のサンプルは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、本章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、本章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、本章は日本企業による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、本章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。本章は、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。本章は日本企業による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、本章では解明しきれていない点も存在する。つまり、本章では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。本章は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的な期待を評価したものであると言える。しかしながら、IFRSに準拠して作成された財務諸表が実際に開示された場合に株式市場に与える影響は、IFRS任意適用に対する株式市場の事前的な期待と必ずしも一致すると言えない。このため、IFRSに準拠し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る経済的帰結については、別途調査を行う必要があると考えられる。そこで、続く第5章ではこの点に関する検討を行うこととする。

章末注

- 1 本章は、金 (2017) を加筆・修正したものである。
- 2 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。
- 3 GCA サヴィアン (2174、東証1部) は2014年3月3日にIFRSの任意適用を正式に公表したが、その後、同年05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。このような理由により、本章の冒頭で述べた126社とは1社の差がある。
- 4 本章の目的は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。
- 5 Karamanou and Nishiotis (2009)では売上総利益率が用いられているが、本章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。
- 6 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、本章では *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、本章の限界である。
- 7 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。
- 8 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。
- 9 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。
- 10 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。
- 11 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、本章では日本基準から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章の限界である。
- 12 IFRSにおけるのれんの会計処理は、日本における会計処理に係る基本的な考え方と相違が大きいとされているため(企業会計基準委員会 2015)、本論文ではのれんの会計処理に特に焦点を当てている。なお、企業会計基準委員会(2015)ではIFRSにおけるその他の包括利益のノンサイクリング処理も日本における会計処理に係る基本的な考え方と相違が大きい項目として取り上げられている。しかし、当該項目は経営者による主観的判断や見積もりの影響を受ける程度がのれんの会計処理に比べて相対的に低いと考えられるため、別途取り扱っていない。
- 13 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、本章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、本章の限界である。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、本章では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。
- 14 なお、本章では井上(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の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章と井上(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。本章と井上(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、本章の検定力が井上(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。
- 15 本章は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。この点は本章の限界であり、今後の更なる検討が求められる。
- 16 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 2016b)。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、本章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。
- 17 総資産を用いている。
- 18 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、本章のマッチング企業は本章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。
- 19 本章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。

第5章 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

第1節 はじめに

本章では、研究課題2「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」について実証的に検討する。前章の分析は、IFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応を調査するものであり、この意味でIFRS適用の影響に関する株式市場の事前的な期待を評価するものであった。ところが、IFRSに準拠し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る影響は、IFRS任意適用に対する株式市場の事前的な期待と必ずしも一致するとは言えない。ゆえに、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もたらされる影響について別途調査を行う必要がある。

海外では、この点に関する研究がIFRS適用の資本市場における経済的帰結およびIFRSの適用が利益の質に与える影響を軸に多く蓄積されている。なお、第3章の第5.2節で議論したように、IFRSの適用が利益の質に与える研究には、①潜在的な相関欠落変数バイアスの問題の存在、②潜在的な測定誤差の問題の存在、および③利益の質に関する統一的な見解の不在の問題といった3つの問題点が存在する。このため、本章ではIFRS適用の資本市場における経済的帰結に焦点を当てた分析を行う。

また、本章ではIFRS適用の資本市場における経済的帰結のうち、情報の非対称性に与える影響にさらに焦点を当てている。本章がIFRS任意適用の資本市場における経済的帰結として情報の非対称性に特に焦点を当てることには、以下のような意義がある。

第1に、情報の非対称性は、資本コストや企業価値といったIFRS適用の資本市場における経済的帰結を調査する研究において一般的に用いられる他の変数に比べ、本質的に予測効果と測定誤差の影響を受ける程度が低いことである。このため、IFRS適用の資本市場における経済的帰結を情報の非対称性の観点から調査することで、IFRSの適用が資本市場にもたらす影響をより正確に測定できると考えられる。

第2に、IFRS適用の影響を日本における会計・ディスクロージャー制度の主たる目的の観点から評価できることである。金融商品取引法に基づく財務会計の重要な目的の1つは、投資意思決定に有用な情報を全ての投資家に開示することであり、それによって様々なタイプの投資家の間に存在する情報の非対称性を改善し、市場の公平性・透明性を向上させることが期待されている(音川 2009)。このような観点は、2006年12月に日本の企業会計基準委員会から公表された「討議資料：財務会計の概念フレームワーク」にも明らかに記載されている。たとえば、企業会計基準委員会(2006)は、投資家と経営者の間に存在する情報の非対称性を緩和し、それが生み出す市場の機能障害を解決するため、経営者による私的情報の開示を促進するのがディスクロージャー制度の存在意義であるとしている(企業会計基準委員会 2006、p.2)。また、こうした情報の非対

称性は証券の発行市場のみならず流通市場においても問題となるとし（企業会計基準委員会 2006、p.5）、会計・ディスクロージャー制度の目的と存在意義を語る上で、情報の非対称性の概念が重要であることを強調している。さらに、須田（2008）、桜井（2009）、Lev（1988）、Levitt（1998）でも会計制度設計の評価に際しては情報の非対称性や財務報告の公平性への影響が重視されるべきことが強調されている。

したがって、IFRS 適用の資本市場における経済的帰結として情報の非対称性に最終的な焦点を当てることは、日本の戦後会計史における最も大きな出来事の 1 つであるIFRS の適用（辻山 2016、p.43）が日本企業にもたらす影響を、日本における会計・ディスクロージャー制度の主たる目的の観点から評価できるという点で、日本の会計・ディスクロージャー制度の今後の在り方を議論する上で有意義であると考えられる。

日本企業を対象にIFRSの任意適用がもたらす経済的帰結を調査した研究としては井上・石川（2014）がある。しかし、井上・石川（2014）はIFRSの任意適用が資本コストに与える影響に焦点を当てており、IFRS 任意適用が情報の非対称性に与える影響については検証を行わなかった。このため、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は、会計・ディスクロージャー制度の主たる目的の観点からその重要性が高い研究課題であるにも関わらず、未解決の研究課題のままとなっている。そこで、本章では日本におけるIFRS 任意適用が情報の非対称性に与える影響を明らかにする。

本章の構成は次の通りである。まず第2節では、本章において検証すべき仮説の構築を行う。続く第3節では、本章におけるサンプルの抽出の手続きと検証モデルを説明し、分析に用いる各変数の記述統計量を示す。また、第4節では本章の検証結果を示し、得られた結果に対する頑健性テストを実施する。第5節は、本章のまとめである。

第2節 仮説構築

2.1. 情報の非対称性と企業の情報開示

情報の非対称性は、株式市場における逆選択の問題を引き起こす。投資家間に情報の非対称性が存在する状況下では、情報劣位にある投資家は情報優位にある投資家との取引に懸念を示す。情報優位にある投資家は現在の市場価格が適正価格と比べて高すぎる（低すぎる）ことを認識しているため、現在の市場価格での購入（売却）を控えるかもしれないからである。情報優位にある投資家のこうした見立てが正しい場合、情報劣位にある投資家は適正価格に比べて高い（低い）価格で証券を購入（売却）することになるため、損失を被ることになる。そのため、情報優位にある投資家との取引によって被るであろう損失から自らを保護するために、情報劣位にある投資家は買い価格（売り価格）を低く（高く）設定するようになる。この結果、株式の価格は情報優位にある投資家と取引を行う確率と、情報優位にある投資家の潜在的な情報優位の程度を反映するように調整される（Glosten and Milgrom 1985）。上記で説明された株式売買時の情報劣位

にある投資家による自己防衛策は、株式の流通市場におけるビット・アスク・スプレッドを拡大させる。同様に、情報の非対称性と逆選択の問題は、情報劣位にある投資家の取引量を減少させる (Copeland and Galai 1983 ; Kyle 1985)。こうした中で、企業の情報開示は市場での情報に関する条件を投資家間で平等にすることで逆選択の問題を緩和させ、当該株式の市場流動性を増加させることが可能である (Verrecchia 2001)。そこには2通りのメカニズムが存在する。ひとつは、より多くの情報が公に開示されることで、投資家が私的な情報を有することをより難しく、よりコストのかかるものとさせることである。その結果、私的な情報を有している投資家の数は減少し、情報劣位にある投資家が情報優位にある投資家と取引をする確率も減少する。いまひとつは、より多くの情報開示を行うことで企業価値に関する不確実性を減少させ、結果的に情報優位にある投資家が有していたかもしれない潜在的な情報優位を減少させることである。

双方の効果は情報劣位にある投資家の価格調整の程度を減少させ、結果的に株式の市場流動性を増加させる (Hail and Leuz 2007)。まとめると、企業の情報開示の増加は企業の株式流動性と正の関係を有していると予測する理論研究は数多く存在しており (Kyle 1985 ; Glosten and Milgrom 1985 ; Diamond and Verrecchia 1991)、会計・ファイナンスの実証研究でもこれら理論研究と統合的な結果が得られている (Lang and Lundholm 1993 ; Welker 1995 ; Lang and Lundholm 1996 ; Lang and Lundholm 2000 ; Healy et al. 1999)。

2.2. 日本企業によるIFRSの任意適用と情報の非対称性

本章では、La Porta et al. (1998)をその嚆矢とする法と経済 (Law and Finance) の観点から日本企業によるIFRSの任意適用と情報の非対称性の関係に関する仮説を立てる。伝統的に国際会計と呼ばれる研究分野では、会計を環境の産物 (徳賀 2000、p.3) ととらえ、各国の会計システムを様々な社会的・経済的・政治的な環境要因によって分類してきた (詳しくは、Nobes 1998を参照)。また、最近になって、各国の法的システム (legal system) に基づいて各国の会計システムを分類しようとする試みが盛んになっており、このような考え方はもはやこの種の研究分野におけるもっとも支配的なものの一つとなっている (Choi and Meek 2014、p.38)。したがって、以下ではこの分野における研究の蓄積に基づき、本章における仮説の構築を行う¹。

各国の法的システムは判例法 (common law) と成文法 (code law) に分けられる。まず、判例法諸国の会計は、公正な表示 (fair presentation)、透明性 (transparency)、完全なる開示 (full disclosure)、および会計基準と税法との分離を志向するものとして特徴づけられる。また、株式市場が主たる資金調達の源泉であり、財務報告は外部投資家の情報要求を満たすことをその目的としている。加えて、会計基準の主たる設定主体は私的部門であり、それに職業会計人の果たす役割は大きいとされる。この判例法諸国の会計は旧英連邦諸国にその起源を有しており、アングロ・サクソン (Anglo-Saxon) 会計と呼ばれる²。また、このようなアングロ・サクソン会計の特徴が今日のIFRSの根幹をな

しているとされている (Doupnik and Perera 2015、p.111)。他方、成文法諸国の会計は法的な遵守 (legal compliance) の強調、情報開示の水準の低さと不透明さ (opaque with low disclosure)、および会計基準と税法との高い関係性として特徴づけられる。また、成文法諸国では銀行または政府などといった、いわゆる企業の内部者が主たる資金調達の源泉であり、財務報告は債権者保護に比重が置かれている。加えて、会計基準の主たる設定主体は公的部門であり、それに職業会計人の果たす役割は相対的に低いとされる。この成文法諸国の会計は、大陸法 (continental) 会計と呼ばれており³、ヨーロッパ大陸諸国およびそれらと政治的・経済的結び付きの強かった国で観察されている。ドイツと日本がその代表的な国である (Choi and Meek 2014、p.32 ; Doupnik and Perera 2015、p.31)。

上述した会計のこのような特徴は、判例法諸国と成文法諸国におけるいわゆる、株主型のコーポレート・ガバナンスと利害関係者型のコーポレート・ガバナンスとにそれぞれ結び付く。つまり、La Porta et al. (1998)が述べているように、ある一国における法的システムと金融システムとは、因果関係によって結び付いている可能性があるのである。例えば、判例法諸国の法的システムは成文法諸国のそれよりも株主の権利を強調し、より強固な投資家保護を与えているということである。

また、判例法諸国では法が外部投資家を保護しているだけでなく、一般的に強固に執行 (enforcement) される。この結果、判例法諸国では強固な資本市場が発達するようになるのに対し、成文法諸国では資本市場の発達が相対的に劣ってくる。したがって、判例法諸国に籍を置く企業は成文法諸国に籍を置く企業に比べ、より多くの資金を様々な外部投資家への公募 (public placement) から調達するようになる。さらに、この場合の投資家は企業から一定の距離を置いているため、企業の経営成績と財政状態を適切に反映した会計情報への需要は高く、公的な情報開示が企業と情報の非対称性を解消する手段となる。

他方、成文法諸国に籍を置く企業の所有構造は支配家族、取引企業、または大規模な商業銀行に集中する傾向がある。この結果、成文法諸国における資金調達の源泉としての私募 (private placement) の重要性は、判例法諸国におけるそれに比べ相対的により重要となる。自然にこのような場合における資金提供者の情報に対する要求は私的な対話 (private communication) によって解消されるため、公的な情報開示の必要性は低くなる。

まとめると、成文法を法的システムとする諸国では負債による資金調達と内部者中心の株式所有構造とが相まって、結果的に企業の経済的実質よりも法的順守を重視し、外部投資家に対する情報開示の水準が相対的に低い会計基準が発達してきたといえる。他方、判例法を法的システムとする諸国では株式による資金調達と外部者中心の株式所有構造とが相まって、結果的に公正な表示と経済的実質を重視し、外部投資家に対する情報開示の水準が相対的に高い会計基準が発達してきたといえる。このため、成文法諸国の会計基準から判例法諸国の会計基準への移行に伴い外部投資家に対する情報開示の水準が増加し、結果的に情報の非対称性が低下すると予測できる。前述の通

り日本は代表的な成文法国家であり、IFRSは判例法諸国の会計基準の特徴をその根幹とする会計基準である。そこで、本章では以下の仮説1を導出する⁴。

仮説1：IFRSの任意適用に伴い、日本企業の情報の非対称性は低下する。

しかしながら、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し、結果的に投資家に有用な情報開示が増加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依存することになる(Barth et al. 2008 ; Daske et al. 2008 ; Li 2010 ; Daske et al. 2013)。特に、日本基準ではのれんについて規則的償却と減損テストが求められているのに対して、IFRSではのれんの会計処理が非償却・減損テストのみとなり、のれんの減損に関する経営者の裁量の増加が懸念される。

具体的には、IFRSの下ではのれんが規則的に償却されないだけ、のれんの帳簿価額が増加することになる。また、日本基準からIFRSへの移行に伴い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につながるということが出来る(Watts 2003 ; LaFond and Watts 2008)。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)。このため、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動できる裁量が増すと考えられる。

また、前章で行った分析からは、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日本の株式市場が負に反応していることが明らかにされており、のれんの会計処理の変更によってもたらされる経営者の裁量の増加に対し、日本の株式市場は期待エージェンシー・コストを高めていることが発見されている。このように、のれんの会計処理はIFRS任意適用後に経営者の裁量の影響を大きく受ける可能性があり、総資産に占めるのれんの割合が大きい企業ほどIFRSの任意適用に伴う情報の非対称性の低下効果が弱まる可能性がある。そこで、本章では以下の仮説2を導出する。

仮説2：IFRSを任意適用した日本企業の中で総資産に占めるのれんの割合が大きい企業ほどIFRSの任意適用に伴い情報の非対称性が低下する程度は弱まる。

第3節 サンプルの抽出、検証モデルおよび記述統計量

3.1. サンプルの抽出

ここでは、本章におけるサンプルの抽出プロセスについて述べる。まず、本章におい

て分析対象となるIFRS任意適用企業は、2016年11月11日時点におけるIFRS任意適用済会社数は102社をベースとして、そこから①～⑦の企業を除去している。

つまり、①新規上場とともにIFRSを適用した企業(7社)、②3月決算ではない企業(15社)、③2016年3月期決算以降にIFRSを適用した企業⁵(13社)、④IFRSを任意適用してから決算期を変更した企業⁶(2社)、⑤米国会計基準からIFRSに移行した企業⁷(10社)、⑥金融業⁸に属する企業(4社)、⑦連続サンプルの条件(2008年3月期から2016年度3月期までの計9年度間)を満たしていない企業(1社)である。

以上の選択プロセスを経て、本章では分析対象となるIFRS任意適用会社として50社を最終的に得ている。また、この50社は2016年11月11日時点におけるIFRS任意適用済会社の49.02%に該当している。表5-1は分析対象企業の選択のプロセスである。

表5-1 分析対象企業の選択

		個数	%
2016年月11月11日時点におけるIFRS任意適用済会社		102	100%
差引	新規上場とともにIFRSを適用した企業	7	14.00%
	3月決算ではない企業	15	30.00%
	2016年3月期決算以降にIFRSを任意適用した企	13	26.00%
	IFRSを任意適用してから決算期を変更した企業	2	4.00%
	米国会計基準からIFRSに移行した企業	10	20.00%
	金融業に属する企業	4	8.00%
	連続サンプルの条件を満たしていない企業	1	2.00%
本章において分析対象となるIFRS任意適用済会社		50	49.02%

(注) この表は分析対象企業の選択手続きを示している。2016年11月11日時点におけるIFRS任意適用済会社101をベースとしてそこから①～⑦の企業を除去している。①は新規上場とともにIFRSを適用した企業、②は3月決算ではない企業、③は2016年3月期決算以降にIFRSを任意適用した企業、④IFRSを任意適用してから決算期を変更した企業、⑤米国会計基準からIFRSに移行した企業、⑥金融業に属する企業、⑦連続サンプルの条件を満たしていない企業である。最終的に本章の分析対象となるIFRS任意適用済会社は、表中太字で示されている50企業(49.02%)である。本章の分析では、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。また、企業が有価証券報告書と第1四半期決算短信を公表した日の特定の際には株式会社プロネクサスの提供するcolを用いている。

次に、表5-2には本章の分析対象であるIFRS任意適用企業50社の分布が示されている。第1に、パネルAは、IFRSを任意適用した年度別にそれらを分類したものである。本章の分析対象となるIFRS任意適用企業は、2009年度から2015年度までの7年度にわたってIFRSを任意適用しており、2014年度の割合が48.0%と最も高い。

第2に、パネルBは上場市場別に分類したものである。東証1部企業が全体の90.0%を占めている。このことはIFRSを任意適用する日本企業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。第3に、パネルCは東証業種分類に基づいて業種別に分類したものである。運送用機器の占める割合が18.0%で最も高く、電気機器(16.0%)と医薬品(14.0%)、および情報・通信業(10.0%)が次に続いていることがわかる。

表5-2 分析対象企業の分布

パネルA：適用年度					
年度	対象企業		年度	適用企業	
	企業数	%		企業数	%
2009	1	2.0	2009	1	1.0
2010	1	2.0	2010	2	2.0
2011	1	2.0	2011	2	2.0
2012	3	6.0	2012	6	5.9
2013	7	14.0	2013	17	16.7
2014	24	48.0	2014	34	33.3
2015	13	26.0	2015	22	21.6
2016	0	0.0	2016	18	17.6
合計	50	100.0		102	100.0

パネルB：上場市場									
上場市場	対象企業		適用企業		上場市場	対象企業		適用企業	
	企業数	%	企業数	%		企業数	%	企業数	%
東証一部	45	90.0	91	89.2	名証一部	0	0.0	0	0.0
東証二部	0	0.0	1	1.0	名証二部	0	0.0	0	0.0
マザーズ	2	4.0	6	5.9	福証	0	0.0	0	0.0
JASDAQ	3	6.0	4	3.9	札証	0	0.0	0	0.0
					合計	50	100.0	102	100.0

パネルC：業種（東証業種分類）									
業種	対象企業		適用企業		業種	対象企業		適用企業	
	企業数	%	企業数	%		企業数	%	企業数	%
サービス業	3	6.0	11	10.8	その他	0	0.0	0	0.0
情報・通信業	5	10.0	11	10.8	繊維製品	0	0.0	0	0.0
小売業	1	2.0	4	3.9	精密機器	2	4.0	2	2.0
卸売業	4	8.0	10	9.8	鉄鋼	1	2.0	1	1.0
電気機器	8	16.0	15	14.7	証券・商品先物取引業	0	0.0	2	2.0
機械	3	6.0	5	4.9	倉庫・運輸関連業	0	0.0	0	0.0
化学	2	4.0	7	6.9	非鉄金属	0	0.0	1	1.0
建設業	0	0.0	0	0.0	その他金融業	0	0.0	2	2.0
食料品	0	0.0	1	1.0	パルプ・紙	0	0.0	0	0.0
不動産業	0	0.0	2	2.0	電気・ガス業	0	0.0	0	0.0
その他製品	0	0.0	0	0.0	ゴム製品	1	2.0	1	1.0
輸送用機器	9	18.0	11	10.8	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	0	0.0
金属製品	2	4.0	2	2.0	保険業	0	0.0	0	0.0
医薬品	7	14.0	10	9.8	水産・農林業	0	0.0	0	0.0
陸運業	1	2.0	2	2.0	鉱業	0	0.0	0	0.0
ガラス・土石製品	1	2.0	2	2.0	空運業	0	0.0	0	0.0
					合計	50	100.0	102	100.0

ところで、IFRS 任意適用企業と日本基準を継続適用している企業とでは、そもそも企業特性がシステマティックに異なることが観察されている (井上・石川 2014)。このため、本章ではプロペンシティ・スコアに基づくマッチング・サンプルの構築を行う。なお、プロペンシティ・スコアとは、観測可能な共変量を考慮した場合に処置群に割り当てられる確率であり、複数の共変量が存在する場合のセレクション・バイアスや内生性の問題を緩和するための有効な手法として提唱されているものである (Rosenbaum and Rubin 1983 ; 星野 2009)。したがって、この手法を用いることにより、本章の分析における潜在的な自己選択バイアスの問題に効果的に対処できると考えられる。

そこで本章ではまず、以下の(1)式を用いてプロペンシティ・スコアを算出し、IFRS 任意適用企業と同様の性質を持ったコントロール企業を抽出する。具体的には、本章における分析対象企業である IFRS 任意適用企業 50 社に対して、日本基準を採用している統制企業群を非復元抽出による最近傍マッチング (nearest neighbor matching) を用いて 1 対 1 のマッチングでそれぞれ抽出する。(1)式は井上・石川 (2014)と Gassen and Sellhorn (2006)に基づいている。

なお、井上・石川 (2014)では業績の代理変数として営業利益 (*OI*) が用いられているが、本章の分析対象である IFRS 任意適用企業の中には IFRS 任意適用の後に営業利益を開示しない企業も存在している。そのため、本章では業績の指標として営業利益の代わりに経常利益 (*EBIT*) を用いている。また、企業規模の代理変数として井上・石川 (2014)と Gassen and Sellhorn (2006)はそれぞれ総資産の自然対数と時価総額の自然対数を用いているが、本章では続く多変量分析における企業規模の代理変数との整合性を保持するために、ここでは企業規模の代理変数として時価総額の自然対数を用いている。

$$\begin{aligned} \text{Prob}(IFRS_i = 1) = & \beta_0 + \beta_1 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{i,200803} + \beta_2 \text{Goodwill}_{i,200803} + \beta_3 R \& D_{i,200803} \\ & + \beta_4 \text{SalesF}_{i,200803} + \beta_5 \text{ShareF}_{i,200803} + \beta_6 \text{Debt}_{i,200803} + \beta_7 \text{EBIT}_{i,200803} \\ & + \beta_8 \text{Free Float}_{i,200803} + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{i,200803} \end{aligned} \quad (1)$$

IFRS = IFRS を任意適用した企業の場合には 1 を、日本基準を継続適用している企業の場合には 0 をとるダミー変数

Log(Size_Mcap) = 普通株式時価総額の自然対数

Goodwill = 総資産に占めるのれんの割合 (のれん ÷ 総資産)

R&D = 売上高に占める研究開発費の割合 (研究開発費 ÷ 売上高)

SalesF = 海外売上高比率 (海外売上高 ÷ 売上高)

ShareF = 外国人持株比率 [外国法人等所有株式数 ÷ (発行済株式総数 - 自己株式数)]

Debt = レバレッジ (負債 ÷ 総資産)

EBIT = 売上高経常利益率 (経常利益 ÷ 売上高)

Free Float = 浮動株比率 [100 - (少数特定者持株数 ÷ 期末発行済株式総数)]

$IndustryFixedEffect$ = 日経業種中分類に基づく産業ダミー変数

表5-3 IFRS任意適用の選択モデルの推定結果

IFRS Selection Probit Model		
Variables	coefficient	z-statistic
constant	-15.030	-10.57***
Log(Size_Mcap)	0.3877	6.62***
Goodwill	0.9817	0.62
R&D	1.1944	1.11
SalesF	1.7535	3.96***
ShareF	-0.5235	-0.69
Debt	0.2672	0.50
EBIT	0.5478	0.79
Free Float	-1.8810	-3.03***
IndustryFixedEffect	Included	
Pseudo R ²	0.3692	
N	1,542	

(注) 表中では、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。

$$\text{Prob}(IFRS_i = 1) = \beta_0 + \beta_1 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{i,200803} + \beta_2 \text{Goodwill}_{i,200803} + \beta_3 \text{R\&D}_{i,200803} + \beta_4 \text{SalesF}_{i,200803} + \beta_5 \text{ShareF}_{i,200803} + \beta_6 \text{Debt}_{i,200803} + \beta_7 \text{ROA_EBIT}_{i,200803} + \beta_8 \text{Free Float}_{i,200803} + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{i,200803}$$

ただし、 $IFRS$ = IFRSを任意適用した企業の場合には1を、日本基準を継続適用している企業の場合には0をとるダミー変数； $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ = 普通株式時価総額の自然対数； Goodwill = 総資産に占めるのれんの割合（のれん÷総資産）； R\&D = 売上高に占める研究開発費の割合（研究開発費÷売上高）； SalesF = 海外売上高比率（海外売上高÷売上高）； ShareF = 外国人持株比率 [外国法人等所有株式数÷（発行済株式総数－自己株式数）]； Debt = レバレッジ（負債÷総資産）； EBIT = 売上高経常利益率（経常利益÷売上高）； Free Float = t 期の浮動株比率 [100－（少数特定者持株数÷期末発行済株式総数）]； $\text{IndustryFixedEffect}$ = 日経業種分類中分類に基づく産業ダミー；であり、下添字 i は企業を表している。また、200803は、2008年3月期であることを表している。* 10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

また、プロペンシティ・スコア・マッチングを行う際に母集団となる企業は、本章の分析期間である2008年3月期から2016年3月期まで連続して上場している3月期決算企業であり、分析期間中に決算期の変更を行っていない企業である。また、金融業に属しておらず、分析期間中に日本基準を一貫して適用している企業である。本章では、2008年3月期時点⁹においてこれらの条件を満たす2,058社について、IFRS任意適用企業と最も類似する50社を抽出している。

表5-3は、(1)式の推定結果を示している。プロビット推定モデルの決定係数は36.92%で、c統計量は93.79である。通常、c統計量は80を超えることが適切なマッチングがなされたことの目安とされるため（星野・繁樹2004）、本章ではIFRS任意適用企業と日本基準適用企業間に適切なマッチングが行われていると考えられる。実際、IFRS任意適用企業群と抽出された統制企業群の間でバランスド・プロパティが満たされている

かを確認するために両グループ間の平均値と中央値の差の検定を行った結果、いずれの共変量についても有意な差異は観察されなかった。その結果は表5-4に示されている。

表5-4 バランスド・プロパティのテスト

パネルA：平均値の差				
	平均値		検定統計量	
	IFRS = 1	IFRS = 0	平均値の差	t-statistic
<i>Log(Size_Mcap)</i>	26.332	26.304	0.028	0.09
<i>Goodwill</i>	0.037	0.015	0.022	1.41
<i>R&D</i>	0.157	0.036	0.121	1.11
<i>SalesF</i>	0.414	0.447	-0.033	-0.61
<i>ShareF</i>	0.230	0.215	0.015	0.52
<i>Debt</i>	0.454	0.458	-0.004	-0.11
<i>EBIT</i>	-0.065	0.116	-0.181	-1.01
<i>Free Float</i>	0.446	0.448	-0.002	-0.04
<i>PSCORE</i>	0.229	0.225	0.004	0.10

パネルB：中央値の差				
	中央値		検定統計量	
	IFRS = 1	IFRS = 0	中央値の差	z-statistic
<i>Log(Size_Mcap)</i>	26.427	26.149	0.278	0.18
<i>Goodwill</i>	0.004	0.001	0.003	1.10
<i>R&D</i>	0.024	0.028	-0.004	0.31
<i>SalesF</i>	0.463	0.476	-0.013	-0.59
<i>ShareF</i>	0.210	0.189	0.021	0.54
<i>Debt</i>	0.433	0.486	-0.053	-0.20
<i>EBIT</i>	0.080	0.080	0.000	-0.52
<i>Free Float</i>	0.418	0.466	-0.048	-0.11
<i>PSCORE</i>	0.149	0.149	0.000	-0.07

(注) 本表では、バランスド・プロパティ・テストの結果を載せている。パネルAとパネルBはそれぞれ平均値と中央値の差に関する結果である。ただし、IFRS = IFRSを任意適用した企業の場合には1を、日本基準を継続適用している企業の場合には0をとるダミー変数；*Log(Size_Mcap)* = 普通株式時価総額の実対数；*Goodwill* = 総資産に占めるのれんの割合 (のれん÷総資産)；*R&D* = 売上高に占める研究開発費の割合 (研究開発費÷売上高)；*SalesF* = 海外売上高比率 (海外売上高÷売上高)；*ShareF* = 外国人持株比率 [外国法人等所有株式数÷(発行済株式総数－自己株式数)]；*Debt* = レバレッジ (負債÷総資産)；*EBIT* = 売上高経常利益率 (経常利益÷売上高)；*Free Float* = *t*期の浮動株比率 [100－(少数特定者持株数÷期末発行済株式総数)]；*PSCORE* = (1)式の推定から得られたプロパティ・スコアである。* 10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

以上のようなプロセスを経て、本章では分析の対象となるIFRS任意適用企業(50社)およびそのマッチング企業(50社)から、900企業・年(100企業・年×9年)を最終サンプルとして得ている。なお、分析に用いる連続変数については、各年度ごとの上下0.5%を基準にウィンザライズを実施することで、潜在的な異常値の影響に対処している。

3.2. 検証モデル

$$\begin{aligned} \text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{IFRSPOST}_{it} + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} & (2) \\ & + \beta_4 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_{it} + \beta_5 \text{Log}(\text{Volatility})_{it} + \beta_6 \text{Log}(\text{Free Float})_{it} \\ & + \text{MatchingVariables}_{it} + \text{YearFixedEffect}_t + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{IFRSPOST}_{it} + \beta_3 \text{IFRSPOST}_{it} \times \text{Goodwill}_{it} & (3) \\ & + \beta_4 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_5 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_{it} + \beta_6 \text{Log}(\text{Volatility})_{it} \\ & + \beta_7 \text{Log}(\text{Free Float})_{it} + \text{MatchingVariables}_{it} \\ & + \text{YearFixedEffect}_t + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Turnover_Median}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{IFRSPOST}_{it} + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} & (4) \\ & + \beta_4 \text{Free Float}_{it} + \beta_5 \text{Volatility}_{it} + \text{MatchingVariables}_{it} \\ & + \text{YearFixedEffect}_t + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Turnover_Median}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{IFRSPOST}_{it} + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} & (5) \\ & + \beta_4 \text{IFRSPOST}_{it} \times \text{Goodwill}_{it} + \beta_5 \text{Free Float}_{it} + \beta_6 \text{Volatility}_{it} \\ & + \text{MatchingVariables}_{it} + \text{YearFixedEffect}_t + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Volatility}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{IFRSPOST}_{it} + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_4 \text{Free Float}_{it} & (6) \\ & + \beta_5 \text{Beta}_{it} + \text{MatchingVariables}_{it} \\ & + \text{YearFixedEffect}_t + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Volatility}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{IFRSPOST}_{it} + \beta_3 \text{IFRSPOST}_{it} \times \text{Goodwill}_{it} & (7) \\ & + \beta_4 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_5 \text{Free Float}_{it} + \beta_6 \text{Beta}_{it} \\ & + \text{MatchingVariables}_{it} + \text{YearFixedEffect}_t + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})$ = 日々の取引終了時点の最良売り指値 (best ask price) から最良買い指値 (best bid price) 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 (測定期間¹⁰: t 年度における有価証券報告書の提出日の翌日～ $t+1$ 年度における第1四半期決算短信の提出日の前日) の自然対数

Turnover_Median = 日次売買回転率 (日次取引高/日次発行済株式総数) の中央値 (測定期間: t 年度における有価証券報告書の提出日の翌日～ $t+1$ 年度における第1四半期決算短信の提出日の前日)

Volatility = 日次株式リターンの標準偏差 (測定期間: t 年度における有価証券報告書の提出日の翌日～ $t+1$ 年度における第1四半期決算短信の提出日の前日)

IFRS = IFRS を任意適用した企業の場合には 1 を、日本基準を継続適用している企業の場合には 0 をとるダミー変数

IFRSPOST = IFRS に準拠して連結財務諸表を提出した企業・年の場合には 1 を、日本基準に準拠して連結財務諸表を提出した企業・年の場合には 0 をとるダミー変数

$\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ = t 期の普通株式時価総額の自然対数

$Log(Turnover_Average)$ = 日次売買回転率 (日次取引高/日次発行済株式総数) の平均値
(測定期間: t 年度における有価証券報告書の提出日の翌日～ $t+1$
年度における第1四半期決算短信の提出日の前日) の自然対数

$Log(Free\ Float)$ = t 期の浮動株比率 $[100 - (\text{少数特定者持株数} \div \text{期末発行済株式総数})]$
の自然対数

$Beta$ = t 期の株式ベータ

$MatchingVariables$ = プロペンシティブ・スコア・マッチングの際に用いられる独立変数の
うち、Leuz and Verrecchia (2000)で取り上げられている2つの変数以
外の諸変数 ($Goodwill$ 、 $R\&D$ 、 $SalesF$ 、 $ShareF$ 、 $Debt$ 、 $EBIT$)

$YearFixedEffect$ = 年度ダミー変数

$IndustryFixedEffect$ = 日経業種中分類に基づく産業ダミー変数

前節で提示した仮説を検証するため、本章ではプロペンシティブ・スコア・マッチングを用いた差分の差分推定 (Difference-in-Differences Estimation with Propensity Score Matching : 以下、マッチング DID 推定と呼ぶ) を用いる¹¹ (Boubakri et al. 2016)。

また、本章では Leuz and Verrecchia (2000)に倣って、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つの尺度を用いる。具体的には、上記の(2)式と(3)式はビッド・アスク・スプレッド・モデル、(4)式と(5)式は売買回転率モデル、(6)式と(7)式はボラティリティ・モデルである。また、(2)(4)(6)式は仮説1に関する推定モデルであり、(3)(5)(7)式は仮説2に関する推定モデルである。なお、各モデル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、Leuz and Verrecchia (2000)に従っている。

まず、各モデルの従属変数について説明する。第1に、ビッド・アスク・スプレッド・モデルの従属変数である $Log(Bid-Ask\ Spread)$ は、日々の取引終了時点の最良売り指値 (best ask price) から最良買い指値 (best bid price) 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日次ビッド・アスク・スプレッドの平均値であり、対数変換を施している。第2に、売買回転率モデルの従属変数である $Turnover_Median$ は、日次取引高を日次発行済株式総数で除した値として定義される日次売買回転率の中央値である。第3に、ボラティリティ・モデルの従属変数である $Volatility$ は、日次株式リターンの標準偏差である。本章では Leuz and Verrecchia (2000)と同様に、情報の非対称性とビッド・アスク・スプレッドおよび株式リターンのボラティリティとの間には正の関係が、売買回転率との間には負の関係があるととらえている。

次に、仮説1と仮説2に関する各推定モデルで関心を寄せる変数について説明する。第1に、仮説1に関する推定モデルである(2)(4)(6)式で関心を寄せる変数は、IFRSに準拠して連結財務諸表を提出した企業・年の場合には1を、日本基準に準拠して連結財務諸表を提出した企業・年の場合には0をとるダミー変数 $IFRSPOST$ であり、IFRSを任

意適用してから情報の非対称性が平均的に変化した程度をとらえている¹²。つまり、(2)式と(6)式を推定した結果、*IFRSPOST*の係数が有意に負であれば仮説1は支持されることになる。他方、(4)式では、*IFRSPOST*の係数が有意に正であれば仮説1が支持されることになる¹³。

第2に、仮説2に関する推定モデルである(3)(5)(7)式で関心を寄せるのは*IFRSPOST*と総資産に占めるのれんの割合を表す変数である *Goodwill* との交差項 *IFRSPOST*×*Goodwill* である。(3)式と(7)式において *IFRSPOST*×*Goodwill* の係数が有意に正であれば仮説2は支持されることになる。他方、(5)式では *IFRSPOST*×*Goodwill* の係数が有意に負であれば仮説2は支持されることになる。

また、本章ではプロペンシティ・スコア・マッチングの際に用いた共変量がサンプル期間中に変化する可能性がある。そこで本章ではこのような影響をコントロールするため、(1)式に含められている独立変数のうち、Leuz and Verrecchia (2000)で取り上げられている2つの変数である *Log(Size_Mcap)* と *Log(Free Float)* 以外の諸変数 (*MatchingVariables*)、すなわち *Goodwill*、*R&D*、*SalesF*、*ShareF*、*Debt*、*EBIT* を各モデルに追加的なコントロール変数として組み込んでいる (Atanasov and Black 2015)。*YearFixedEffect* と *IndustryFixedEffect* はそれぞれ年度と産業を表すダミー変数である。

3.3. データベースと記述統計量

本章の分析では、次の2つのデータベースを利用している。まず、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。また、企業が有価証券報告書と第1四半期決算短信を公表した日を特定するにあたっては、株式会社プロネクサスの提供する *eol* を用いている。

表5-5は分析に用いられる各変数の記述統計量を示しており、表5-6は各変数間の相関係数を示している。まず、記述統計量を示した表5-5について説明すると、本章が関心を寄せる変数である *IFRSPOST* の平均値は12.4%であり、全体サンプルのうちの12.4%である112企業・年がサンプル期間中にIFRSに準拠して連結財務諸表を提出していることを意味している。また、本章の従属変数である *Bid-Ask Spread*、*Turnover_Median*、*Volatility* は平均値が0.004、0.004、0.019であるのに対して中央値は0.002、0.003、0.018であることから、ほぼ左右対称に近いがやや右に歪んだ分布をとることが示されている。

他方、本章のコントロール変数についてみると、*Size_Mcap* は平均値が7,999億円であるのに対して中央値が2,449億円であり、極めて右に歪んだ分布を示していた。同様に、*Turnover_Average* も平均値と中央値がそれぞれ0.005と0.003であり、やや右に歪んだ分布をとることが示されている。*Free Float* と *Beta* の平均値 (中央値) もそれぞれ0.465 (0.474) と 0.994 (1.013) であることから、分布はやや右に歪んでいるが、ほぼ左右対称に近い分布をとることが示されている。プロペンシティ・スコア・マッチングの際に用いた共変量についてみると、*Goodwill*、*R&D*、*ShareF*、*EBIT* の平均値 (中央値) は

それぞれ 0.028 (0.002)、0.047 (0.029)、0.233 (0.216)、0.090 (0.063) であり、多少の差はあるが全体的にやや右に歪んだ分布をとることが示されている。他方、*SalesF* と *Debt* の平均値 (中央値) はそれぞれ 0.456 (0.506) と 0.455 (0.461) であり、ほぼ左右対称に近いがやや左に歪んだ分布をとることが示されている。

また、前節で述べたように、本章では分析を行うにあたって *Bid-Ask Spread*、*Size_Mcap*、*Turnover_Average*、*Free Float* について対数変換を実施している。そこで対数変換した後の値についてみると、*Log(Bid-Ask Spread)*、*Log(Size_Mcap)*、*Log(Turnover_Average)*、*Log(Free Float)* の平均値 (中央値) はそれぞれ -5.844 (-6.017)、26.310 (26.224)、-5.893 (-5.676)、-0.842 (-0.748) であった。このことから、対数変換を行うことにより、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。表 5-6 には、本章の分析に用いられる各変数間のピアソン相関係数が示されている。各モデルの従属変数である *Log(Bid-Ask Spread)*、*Turnover_Median*、*Volatility* と *IFRSPOST* との相関係数はそれぞれ、-0.168、0.154、0.034 であることがわかる。このことから、IFRS の任意適用とビッド・アスク・スプレッドとの間には負の相関関係が、売買回転率の中央値および株式リターンのボラティリティとの間には正の相関関係が、それぞれ存在することが示唆される。

表 5-5 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	n
<i>IFRS</i>	0.500	0.500	0.000	0.000	0.500	1.000	1.000	900
<i>IFRSPOST</i>	0.124	0.330	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	900
<i>Bid-Ask Spread</i>	0.004	0.005	0.001	0.002	0.002	0.004	0.038	900
<i>Size_Mcap</i>	7,999	13,858	128	874	2,449	7,411	81,157	900
<i>Turnover_Average</i>	0.005	0.006	0.000	0.002	0.003	0.006	0.071	900
<i>Turnover_Median</i>	0.004	0.005	0.000	0.002	0.003	0.005	0.063	900
<i>Volatility</i>	0.019	0.009	0.003	0.013	0.018	0.023	0.068	900
<i>Free Float</i>	0.465	0.168	0.131	0.314	0.474	0.602	0.836	900
<i>Beta</i>	0.994	0.351	0.037	0.774	1.013	1.231	1.795	900
<i>Goodwill</i>	0.028	0.057	0.000	0.000	0.002	0.024	0.347	900
<i>R&D</i>	0.047	0.059	0.000	0.007	0.029	0.053	0.317	900
<i>SalesF</i>	0.456	0.277	0.000	0.236	0.506	0.692	0.907	900
<i>ShareF</i>	0.233	0.141	0.004	0.124	0.216	0.308	0.618	900
<i>Debt</i>	0.455	0.206	0.061	0.286	0.461	0.615	0.939	900
<i>EBIT</i>	0.090	0.103	-0.258	0.031	0.063	0.115	0.512	900
<i>Log(Bid-Ask Spread)</i>	-5.844	0.752	-7.142	-6.373	-6.017	-5.527	-3.264	900
<i>Log(Size_Mcap)</i>	26.310	1.537	23.275	25.194	26.224	27.331	29.725	900
<i>Log(Turnover_Average)</i>	-5.893	1.246	-10.528	-6.277	-5.676	-5.183	-2.651	900
<i>Log(Turnover_Median)</i>	-6.012	1.305	-11.423	-6.354	-5.764	-5.279	-2.760	900
<i>Log(Volatility)</i>	-4.050	0.452	-5.676	-4.348	-4.041	-3.756	-2.690	900
<i>Log(Free Float)</i>	-0.842	0.413	-2.033	-1.157	-0.748	-0.507	-0.179	900

(注) 本表では、分析に用いられる各変数の記述統計量を示している。変数の定義については、表 5-6 を参照。

表 5-6 相関係数

	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)	(m)	(n)	(o)	(p)	(q)	(r)	(s)	(t)	(u)	
(a)IFRS	1.000																					
(b)IFRSPOST	0.377	1.000																				
(c)Bid-Ask Spread	0.019	-0.091	1.000																			
(d)Size Mcap	0.101	0.056	-0.221	1.000																		
(e)Turnover Average	0.054	0.150	-0.110	-0.020	1.000																	
(f)Turnover Median	0.045	0.154	-0.132	-0.009	0.980	1.000																
(g)Volatility	0.044	0.034	0.199	-0.132	0.402	0.372	1.000															
(h)Free Float	0.022	0.159	-0.263	0.179	0.283	0.297	-0.061	1.000														
(i)Beta	-0.043	-0.029	-0.301	-0.023	0.219	0.241	0.118	0.264	1.000													
(j)Goodwill	0.203	0.212	-0.119	0.163	0.188	0.181	0.023	0.127	-0.147	1.000												
(k)R&D	0.135	0.080	-0.102	0.165	0.086	0.081	-0.031	0.234	-0.135	0.266	1.000											
(l)SalesF	-0.112	0.020	-0.151	-0.072	0.176	0.205	0.108	0.276	0.484	-0.146	0.149	1.000										
(m)ShareF	0.017	0.146	-0.378	0.454	0.124	0.149	-0.123	0.408	0.120	0.032	0.156	0.227	1.000									
(n)Debt	0.045	0.024	0.073	-0.001	0.089	0.106	0.042	0.176	0.260	0.057	-0.333	0.079	-0.186	1.000								
(o)EBIT	0.007	0.032	-0.143	0.197	-0.063	-0.067	-0.134	-0.117	-0.261	0.055	0.038	-0.324	0.279	-0.497	1.000							
(p)Log(Bid-Ask Spread)	-0.007	-0.168	0.886	-0.302	-0.083	-0.112	0.242	-0.249	-0.271	-0.139	-0.128	-0.211	-0.471	0.104	-0.154	1.000						
(q)Log(Size Mcap)	0.011	0.032	-0.463	0.753	0.022	0.047	-0.176	0.281	0.044	0.201	0.307	-0.035	0.583	-0.123	0.297	-0.549	1.000					
(r)Log(Turnover Average)	0.075	0.146	-0.478	0.071	0.663	0.660	0.357	0.398	0.477	0.167	0.028	0.288	0.280	0.204	-0.065	-0.449	0.201	1.000				
(s)Log(Turnover Median)	0.074	0.148	-0.509	0.082	0.632	0.645	0.321	0.407	0.496	0.160	0.026	0.301	0.288	0.215	-0.068	-0.481	0.221	0.987	1.000			
(t)Log(Volatility)	0.026	0.057	0.164	-0.128	0.384	0.364	0.946	-0.058	0.194	-0.011	-0.085	0.140	-0.088	0.065	-0.120	0.206	-0.160	0.387	0.358	1.000		
(u)Log(Free Float)	-0.009	0.128	-0.323	0.186	0.277	0.291	-0.048	0.977	0.325	0.097	0.220	0.311	0.418	0.166	-0.133	-0.307	0.278	0.435	0.447	-0.033	1.000	

(注) 本表では、分析に用いられる各変数間のピアソン相関係数を示している。変数の定義は次の通りである。IFRS = IFRS を任意適用した企業の場合には 1 を、日本基準を継続適用している企業の場合には 0 をとるダミー変数；IFRSPOST = IFRS に準拠して連結財務諸表を提出した企業・年の場合には 1 を、日本基準に準拠して連結財務諸表を提出した企業・年の場合には 0 をとるダミー変数；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；Size_Mcap = t 期の普通株式時価総額；Turnover_Average = 日次売買回転率（日次取引高/日次発行済株式総数）の平均値；Turnover_Median = 日次売買回転率（日次取引高/日次発行済株式総数）の中央値；Volatility = 日次株式リターンの標準偏差；Free Float = t 期の浮動株比率 [100 - (少数特定者持株数 ÷ 期末発行済株式総数)]；Beta = t 期の株式ベータの自然対数；Goodwill = 総資産に占めるのれんの割合（のれん ÷ 総資産）；R&D = 売上高に占める研究開発費の割合（研究開発費 ÷ 売上高）；SalesF = 海外売上高比率（海外売上高 ÷ 売上高）；ShareF = 外国人持株比率 [外国法人等所有株式数 ÷ (発行済株式総数 - 自己株式数)]；Debt = レバレッジ（負債 ÷ 総資産）；EBIT = 売上高経常利益率（経常利益 ÷ 売上高）；Log(Bid-Ask Spread) = Bid-Ask Spread の自然対数；Log(Turnover_Average) = Turnover_Average の自然対数；Log(Turnover_Median) = Turnover_Median の自然対数；Log(Volatility) = Volatility の自然対数；Log(Free Float) = Free Float の自然対数；である。

第4節 検証結果

4.1. 単変量分析の検証結果

ここでは本章の多変量分析を提示する前に、まず単変量分析の検証結果を示す。具体的には、本章では以下の単変量による差分の差分検定を行うことで、IFRSの任意適用が情報の非対称性に与える影響に関する予備的な考察を行う。

つまり、IFRS任意適用企業がIFRSに準拠して連結財務諸表を提出する前の期間（以下、Pre期間と呼ぶ）におけるIFRS任意適用企業（ $IFRS = 1$ ）とそのマッチング企業（ $IFRS = 0$ ）間の情報の非対称性の差（パネルA）と、IFRS任意適用企業がIFRSに準拠して連結財務諸表を提出した後の期間（以下、Post期間と呼ぶ）におけるIFRS任意適用企業とそのマッチング企業間の情報の非対称性の差（パネルB）とをそれぞれ求めたうえで、それらの差分（差分の差分）をさらに求めている。

表5-7は、単変量分析の検証結果を示したものである。まずPre期間におけるIFRS任意適用企業とそのマッチング企業間の差（以下、Pre期間における差と呼ぶ）を示したパネルAについてみると、*Bid-Ask Spread*、*Turnover_Median*、*Volatility*、*Log(Bid-Ask Spread)*、*Log(Turnover_Median)*、*Log(Volatility)*に関するPre期間における差はそれぞれ、0.0003、0.0001、0.0011、0.0074、0.1474、0.0350であることがわかる。しかし、これらの差はいずれも統計的に有意ではなく（ $t = 0.61, 0.48, 1.63, 0.13, 1.41, 0.98$ ）、Pre期間においては、IFRS任意適用企業とそのマッチング企業の間に変数における統計的に有意な差は存在しないことが示唆される。

次に、Post期間におけるIFRS任意適用企業とそのマッチング企業間の差（以下、Post期間における差と呼ぶ）を示したパネルBについてみると、*Bid-Ask Spread*、*Turnover_Median*、*Volatility*、*Log(Bid-Ask Spread)*、*Log(Turnover_Median)*、*Log(Volatility)*に関するAfter期間における差はそれぞれ、0.0000、0.0015、-0.0003、-0.0624、0.3287、-0.0123であることがわかる。これらの変数のうち、*Log(Turnover_Median)*に関する差は5%水準で統計的に有意であった（ $t = 2.41$ ）。しかし、*Log(Turnover_Median)*以外の変数に関する差はいずれも統計的に有意ではない（ $t = 0.00, 1.38, -0.34, -0.67, 2.41, -0.23$ ）。したがって、Post期間においてもほとんどの変数について、IFRS任意適用企業とそのマッチング企業の間に変数に関する統計的に有意な差は存在しないことが示唆されている。

最後に、Post期間における差とPre期間における差の差（つまり、差分の差分）を示したパネルCについてみると、*Bid-Ask Spread*、*Turnover_Median*、*Volatility*、*Log(Bid-Ask Spread)*、*Log(Turnover_Median)*、*Log(Volatility)*の平均値の差はそれぞれ-0.003、0.0014、-0.0014、-0.0698、0.1813、-0.0473であることがわかる。このことは、IFRSの任意適用に伴い日本企業のビッド・アスク・スプレッドが低下、売買回転率が増加、株式リターンのボラティリティが低下したことを意味するが、*Turnover_Median*以外の変数については統計的に有意な値とはなっていない（ $t = -0.36, 1.66, -1.22, -0.73, 0.91, -0.79$ ）。

表5-7 単変量分析の検証結果

パネルA: Pre 期間における差 (a)				
Variables	平均値		IFRS = 1 - IFRS = 0	
	IFRS = 1 N = 338	IFRS = 0 N = 338	平均値の差	t-statistic
<i>Bid-Ask Spread</i>	0.0047	0.0044	0.0003	0.61
<i>Turnover_Median</i>	0.0039	0.0038	0.0001	0.48
<i>Volatility</i>	0.0195	0.0184	0.0011	1.63
<i>Log(Bid-Ask Spread)</i>	-5.7397	-5.7471	0.0074	0.13
<i>Log(Turnover_Median)</i>	-6.0539	-6.2013	0.1474	1.41
<i>Log(Volatility)</i>	-4.0574	-4.0924	0.0350	0.98

パネルB: Post 期間における差 (b)				
Variables	平均値		検定統計量	
	IFRS = 1 N = 112	IFRS = 0 N = 112	平均値の差	t-statistic
<i>Bid-Ask Spread</i>	0.0030	0.0030	0.0000	0.00
<i>Turnover_Median</i>	0.0064	0.0049	0.0015	1.38
<i>Volatility</i>	0.0201	0.0204	-0.0003	-0.34
<i>Log(Bid-Ask Spread)</i>	-6.1779	-6.1155	-0.0624	-0.67
<i>Log(Turnover_Median)</i>	-5.4999	-5.8286	0.3287	2.41**
<i>Log(Volatility)</i>	-3.9815	-3.9692	-0.0123	-0.23

パネルC: (b) - (a)				
Variables	平均値		検定統計量	
	(b) N = 112	(a) N = 338	平均値の差	t-statistic
<i>Bid-Ask Spread</i>	0.0000	0.0003	-0.0003	-0.36
<i>Turnover_Median</i>	0.0015	0.0001	0.0014	1.66*
<i>Volatility</i>	-0.0003	0.0011	-0.0014	-1.22
<i>Log(Bid-Ask Spread)</i>	-0.0624	0.0074	-0.0698	-0.73
<i>Log(Turnover_Median)</i>	0.3287	0.1474	0.1813	0.91
<i>Log(Volatility)</i>	-0.0123	0.0350	-0.0473	-0.79

(注) 本表では、単変量分析の検証結果を載せている。変数の定義は次の通りである。IFRS = IFRSを任意適用した企業の場合には1を、日本基準を継続適用している企業の場合には0をとるダミー変数；*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；*Turnover_Median* = 日次売買回転率（日次取引高/日次発行済株式総数）の中央値；*Volatility* = 日次株式リターンの標準偏差；*Log(Bid-Ask Spread)* = *Bid-Ask Spread* の自然対数；*Log(Turnover_Median)* = *Turnover_Median* の自然対数；*Log(Volatility)* = *Volatility* の自然対数；である。* 10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

したがって、*Turnover_Median* 以外の変数についてはIFRSの任意適用に伴い統計的に有意な変化はなかったと解釈されうる。しかし、以上の単変量分析の結果は各モデルの従属変数に影響を与える他の独立変数の影響を全く考慮していないため、ここで得られた結果はあくまでも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。

そこで、続く第4.2節では他の独立変数の影響を考慮して多変量分析でも検証を行う。

4.2. 多変量分析の検証結果

ここでは、本章の多変量分析の検証結果を提示する。具体的には、表5-8のパネルAからパネルCにはそれぞれ、ビッド・アスク・スプレッド・モデル、売買回転率モデル、ボラティリティ・モデルの推定結果が示されている。また、仮説1に関する検証結果は左側の列に、仮説2に関する検証結果は右側の列に、それぞれ示されている。

まず、仮説1に関する検証結果であるパネルAからパネルCの左側の列について説明する。仮説1の検証の際に関心を寄せる変数である *IFRSPOST* の係数はビッド・アスク・スプレッド・モデル、売買回転率モデル、ボラティリティ・モデルにおいてそれぞれ-0.1093、0.0006、-0.0015であり、いずれも予測と整合的な符号を示している ($t=1.61$ 、 0.71 、 -1.71)。他方、各モデルにおいて得られた係数の統計的有意性について説明すると、ボラティリティ・モデルにおいてしか統計的に有意な値は得られていない。また、ボラティリティ・モデルにおける *IFRSPOST* の係数の統計的有意水準も10%に過ぎない。つまり、本章の分析結果からは、IFRSの任意適用に伴い日本企業の情報の非対称性が平均的に低下したことを示唆する、弱い証拠しか得られていないと言える。

次に、仮説2に関する検証結果であるパネルAからパネルCの右側の列について説明する。この列では、IFRS任意適用の情報の非対称性に対する影響が、総資産に占めるのれんの割合に応じて異なるか否かを調査している。ここで興味深いのは、ビッド・アスク・スプレッド・モデルとボラティリティ・モデルにおける *IFRSPOST* の係数が予測と整合的にそれぞれ-0.2194と-0.0023で、1%水準で有意な負の値を示していることである ($t=-2.97$ 、 -2.48)。

ここでの *IFRSPOST* の係数は *Goodwill* がゼロに近づく場合の限界効果 (limit effect) を捉えるため、このことは総資産に占めるのれんの割合が極めて低い企業では、IFRSの任意適用に伴いビッド・アスク・スプレッドや株式リターンのボラティリティが有意に低下していることを意味する。他方、両モデルにおける *IFRSPOST* と *Goodwill* の交差項である *IFRSPOST* × *Goodwill* の係数が予測と整合的にそれぞれ2.0585と0.0162で、1%と10%水準で有意に正であることは ($t=3.36$ 、 1.66)、総資産に占めるのれんの割合が大きい企業ほど、IFRSの任意適用に伴いビッド・アスク・スプレッドや株式リターンのボラティリティが低下する効果が弱まることを意味する。

なお、売買回転率モデルにおける *IFRSPOST* と *IFRSPOST* × *Goodwill* の係数は予測と反対に-0.0010と0.0297であり、後者は10%水準で統計的に有意な値となっている ($t=-1.18$ 、 1.91)。売買回転率は、ポートフォリオ組み換え、流動性ショック、投資家のリスク選好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)。つまり、従属変数における測定誤差の問題がこのような分析結果をもたらした可能性がある。

表5-8 多変量分析の検証結果

パネルA: Bid-Ask Spread Model ^a				
Variables	仮説1		仮説2	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	0.9100	1.71*	0.9012	1.69*
<i>IFRS</i>	? 0.0109	0.31	0.0202	0.57
<i>IFRSPOST</i>	- -0.1093	-1.61	-0.2194	-2.97***
<i>IFRSPOST</i> × <i>Goodwill</i>	+ 2.0585		2.0585	3.36***
<i>Log(Size_Mcap)</i>	- -0.2345	-10.95***	-0.2357	-11.01***
<i>Log(Turnover_Average)</i>	- -0.2956	-14.45***	-0.2937	-14.32***
<i>Log(Volatility)</i>	+ 0.5406	9.59***	0.5260	9.57***
<i>Log(Free Float)</i>	- 0.0712	1.16	0.0653	1.08
<i>MatchingVariables</i>	Included		Included	
<i>YearFixedEffect</i>	Included		Included	
<i>IndustryFixedEffect</i>	Included		Included	
<i>Adj.R²</i>	0.6370		0.6414	
<i>N</i>	900		900	

パネルB: Turnover Model ^b				
Variables	仮説1		仮説2	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	-0.0042	-0.92***	-0.0035	-0.76
<i>IFRS</i>	? -0.0003	-0.97	-0.0001	-0.52
<i>IFRSPOST</i>	+ 0.0006	0.97	-0.0010	-1.18
<i>IFRSPOST</i> × <i>Goodwill</i>	- 0.0297		0.0297	1.91*
<i>Log(Size_Mcap)</i>	+ -0.0001	-0.62	-0.0001	-0.71
<i>Free Float</i>	+ 0.0066	4.10***	0.0065	3.94***
<i>Volatility</i>	+ 0.2191	6.58***	0.2114	6.32***
<i>MatchingVariables</i>	Included		Included	
<i>YearFixedEffect</i>	Included		Included	
<i>IndustryFixedEffect</i>	Included		Included	
<i>Adj.R²</i>	0.3340		0.3553	
<i>N</i>	900		900	

パネルC: Volatility Model ^c				
Variables	仮説1		仮説2	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	0.0381	5.91***	0.0383	5.96***
<i>IFRS</i>	? 0.0012	2.14**	0.0013	2.26**
<i>IFRSPOST</i>	- -0.0015	-1.71*	-0.0023	-2.48***
<i>IFRSPOST</i> × <i>Goodwill</i>	+ 0.0162		0.0162	1.66*
<i>Log(Size_Mcap)</i>	- -0.0010	-3.94***	-0.0010	-3.95***
<i>Free Float</i>	- -0.0021	-1.07	-0.0021	-1.10
<i>Beta</i>	+ 0.0047	4.91***	0.0046	4.80***

<i>MatchingVariables</i>	Included	Included
<i>YearFixedEffect</i>	Included	Included
<i>IndustryFixedEffect</i>	Included	Included
<i>Adj.R²</i>	0.4072	0.4086
<i>N</i>	900	900

(注) 表中では、以下の各モデル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。

^a Bid-Ask Spread Model ;

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{IFRSPOST}_{it} + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_4 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_{it} + \beta_5 \text{Log}(\text{Volatility})_{it} + \beta_6 \text{Log}(\text{Free Float})_{it} + \text{MatchingVariables}_{it} + \text{YearFixedEffect}_t + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{IFRSPOST}_{it} + \beta_3 \text{IFRSPOST}_{it} \times \text{Goodwill}_{it} + \beta_4 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_5 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_{it} + \beta_6 \text{Log}(\text{Volatility})_{it} + \beta_7 \text{Log}(\text{Free Float})_{it} + \text{MatchingVariables}_{it} + \text{YearFixedEffect}_t + \text{Industry FixedEffect}_i + \varepsilon_{it}$$

ただし、*Log(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の自然対数；*IFRS* = IFRSを任意適用した企業の場合には1を、日本基準を継続適用している企業の場合には0をとるダミー変数；*IFRSPOST* = IFRSに準拠して連結財務諸表を提出した企業・年の場合には1を、日本基準に準拠して連結財務諸表を提出した企業・年の場合には0をとるダミー変数；*Log(Size_Mcap)* = *t*期の普通株式時価総額の自然対数；*Log(Turnover_Average)* = 日次売買回転率（日次取引高/日次発行済株式総数）の平均値の自然対数；*Log(Volatility)* = 日次株式リターン標準偏差の自然対数；*Log(Free Float)* = *t*期の浮動株比率 [100 - (少数特定者持株数 ÷ 期末発行済株式総数)] の自然対数；*MatchingVariables* = プロペンシティ・スコア・マッチングの際に用いられる独立変数のうち、Leuz and Verrecchia (2000)で取り上げられている2つの変数以外の諸変数；*YearFixedEffect* = 年度ダミー変数；*IndustryFixedEffect* = 日経業種分類中分類に基づく産業ダミー変数であり、下添字 *i, t* はそれぞれ、企業、年度を表している。

^b Turnover Model ;

$$\text{Turnover_Median}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{IFRSPOST}_{it} + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_4 \text{Free Float}_{it} + \beta_5 \text{Volatility}_{it} + \text{MatchingVariables}_{it} + \text{YearFixedEffect}_t + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Turnover_Median}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{IFRSPOST}_{it} + \beta_3 \text{IFRSPOST}_{it} \times \text{Goodwill}_{it} + \beta_4 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_5 \text{Free Float}_{it} + \beta_6 \text{Volatility}_{it} + \text{MatchingVariables}_{it} + \text{YearFixedEffect}_t + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{it}$$

ただし、*Turnover_Median* = 日次売買回転率（日次取引高/日次発行済株式総数）の中央値；*IFRS* = IFRSを任意適用した企業の場合には1を、日本基準を継続適用している企業の場合には0をとるダミー変数；*IFRSPOST* = IFRSに準拠して連結財務諸表を提出した企業・年の場合には1を、日本基準に準拠して連結財務諸表を提出した企業・年の場合には0をとるダミー変数；*Log(Size_Mcap)* = *t*期の普通株式時価総額の自然対数；*Free Float* = *t*期の浮動株比率 [100 - (少数特定者持株数 ÷ 期末発行済株式総数)]；*Volatility* = 日次株式リターン標準偏差；*MatchingVariables* = プロペンシティ・スコア・マッチングの際に用いられる独立変数のうち、Leuz and Verrecchia (2000)で取り上げられている2つの変数以外の諸変数；*YearFixedEffect* = 年度ダミー変数；*IndustryFixedEffect* = 日経業種分類中分類に基づく産業ダミー変数であり、下添字 *i, t* はそれぞれ、企業、年度を表している。

^c Volatility Model ;

$$\text{Volatility}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{IFRSPOST}_{it} + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_4 \text{Free Float}_{it} + \beta_5 \text{Beta}_{it} + \text{MatchingVariables}_{it} + \text{YearFixedEffect}_t + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Volatility}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{IFRSPOST}_{it} + \beta_3 \text{IFRSPOST}_{it} \times \text{Goodwill}_{it} + \beta_4 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_5 \text{Free Float}_{it} + \beta_6 \text{Beta}_{it} + \text{MatchingVariables}_{it} + \text{YearFixedEffect}_t + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{it}$$

ただし、*Volatility* = 日次株式リターン標準偏差；*IFRS* = IFRSを任意適用した企業の場合には1を、日本基準を継続適用している企業の場合には0をとるダミー変数；*IFRSPOST* = IFRSに準拠して連結財務諸表を提出した企業・年の場合には1を、日本基準に準拠して連結財務諸表を提出した企業・年の場合には0をとるダミー変数；*Log(Size_Mcap)* = *t*期の普通株式時価総額の自然対数；*Free Float* = *t*期の浮動株比率 [100 - (少数特定者持株数 ÷ 期末発行済株式総数)]；*Beta* = *t*期の株式ベータ；*MatchingVariables* = プロペンシティ・スコア・マッチングの際に用いられる独立変数のうち、Leuz and Verrecchia (2000)で取り上げられている2つの変数以外の諸変数；*YearFixedEffect* = 年度ダミー変数；*IndustryFixedEffect* = 日経業種分類中分類に基づく産業ダミー変数であり、下添字 *i, t* はそれぞれ、企業、年度を表している。* 10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

4.3. 頑健性テスト：サブ・サンプルを用いた分析

前節で示した多変量分析においては、全サンプルを対象に *IFRSPOST* と *Goodwill* の交差項である *IFRSPOST*×*Goodwill* を回帰式に組み込むことで、仮説2に関する検証を行った。そこで、本節ではサブ・サンプルを用いた分析を行うことにより、前節で得られた多変量分析の結果に対する頑健性テストを行う。具体的には、ここではプロペンシティ・スコア・マッチングを行った時期である2008年3月期の *Goodwill* の中央値を基準に2つのサブ・サンプルを構築し、それぞれのサブ・サンプルについて3.2節で示した(2)(4)(6)式を推定している。表5-9は、頑健性テストの推定結果を示したものである。

まず、2008年3月期の *Goodwill* の値が中央値を下回るグループを対象とした左側の列について説明する。頑健性テストで関心を寄せる変数である *IFRSPOST* の係数はビッド・アスク・スプレッド・モデルとボラティリティ・モデルにおいて予測と整合的にそれぞれ-0.3425、-0.0023であり、1%と10%水準で有意な負の値を示している ($t = -3.64$ 、 -1.74)。このことは、総資産に占めるのれんの割合が中央値よりも低いグループでは、IFRSの任意適用に伴いビッド・アスク・スプレッドと株式リターンのボラティリティが有意に低下したことを意味している。他方、売買回転率における *IFRSPOST* の係数は主分析の場合とは違って0.0001で、予測と整合的に正の値を示しているものの、依然として統計的に有意な値とはなっていない ($t = 0.07$)。このような分析結果は、前述したように従属変数における測定誤差の問題によってもたらされた可能性がある。

次に、2008年3月期の *Goodwill* の値が中央値を上回るグループを対象とした右側の列について説明する。頑健性テストで関心を寄せる変数である *IFRSPOST* の係数はビッド・アスク・スプレッド・モデル、売買回転率モデル、ボラティリティ・モデルにおいてそれぞれ0.0714、0.0010、-0.0012であり、いずれも統計的に有意な値とはなっていない ($t = 0.88$ 、 1.26 、 -1.04)。このことは、総資産に占めるのれんの割合が中央値よりも高いグループでは、IFRSを任意適用してもビッド・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が変化しなかったことを意味する。以上より、全サンプルを対象に多変量分析の推定結果を支持する結果が得られたと結論づけられる。

表5-9 頑健性テストの検証結果

パネルA: Bid-Ask Spread Model ^a					
Variables		<i>Goodwill</i> ₂₀₀₈₀₃ ≤ Median		<i>Goodwill</i> ₂₀₀₈₀₃ > Median	
		coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>		2.3697	3.40***	-2.3927	-3.53***
<i>IFRS</i>	?	0.0545	1.09	-0.0742	-1.28
<i>IFRSPOST</i>	-	-0.3425	-3.64***	0.0714	0.88
<i>Log(Size_Mcap)</i>	-	-0.2972	-9.98***	-0.1160	-4.94***
<i>Log(Turnover_Average)</i>	-	-0.2882	-11.35***	-0.2542	-6.36***
<i>Log(Volatility)</i>	+	0.5069	6.56***	0.4139	5.49***
<i>Log(Free Float)</i>	-	0.0815	0.99	0.1305	1.58

<i>MatchingVariables</i>	Included	Included
<i>YearFixedEffect</i>	Included	Included
<i>IndustryFixedEffect</i>	Included	Included
<i>Adj.R²</i>	0.7041	0.6577
<i>N</i>	450	450

パネルB : Turnover Model^b

Variables	<i>Goodwill</i> ₂₀₀₈₀₃ ≤ Median		<i>Goodwill</i> ₂₀₀₈₀₃ > Median	
	coefficient	<i>t</i> -statistic	coefficient	<i>t</i> -statistic
<i>constant</i>	-0.0048	-0.61	-0.0030	-0.50
<i>IFRS</i>	? -0.0003	-0.65	-0.0005	-1.04
<i>IFRSPOST</i>	+ 0.0001	0.07	0.0010	1.26
<i>Log(Size_Mcap)</i>	+ -0.0001	-0.14	-0.0002	-0.96
<i>Free Float</i>	+ 0.0047	1.70*	0.0108	7.65***
<i>Volatility</i>	+ 0.2194	4.03***	0.1685	5.76***
<i>MatchingVariables</i>	Included		Included	
<i>YearFixedEffect</i>	Included		Included	
<i>IndustryFixedEffect</i>	Included		Included	
<i>Adj.R²</i>	0.2537		0.4412	
<i>N</i>	450		450	

パネルC : Volatility Model^c

Variables	<i>Goodwill</i> ₂₀₀₈₀₃ ≤ Median		<i>Goodwill</i> ₂₀₀₈₀₃ > Median	
	coefficient	<i>t</i> -statistic	coefficient	<i>t</i> -statistic
<i>constant</i>	0.0499	4.49***	0.0206	1.96**
<i>IFRS</i>	? 0.0008	1.00	0.0015	1.32
<i>IFRSPOST</i>	- -0.0023	-1.74*	-0.0012	-1.04
<i>Log(Size_Mcap)</i>	- -0.0013	-3.07***	-0.0004	-0.98
<i>Free Float</i>	- -0.0028	-0.94	0.0014	0.60
<i>Beta</i>	+ 0.0060	4.87***	0.0024	1.83*
<i>MatchingVariables</i>	Included		Included	
<i>YearFixedEffect</i>	Included		Included	
<i>IndustryFixedEffect</i>	Included		Included	
<i>Adj.R²</i>	0.4298		0.4267	
<i>N</i>	450		450	

(注) 表中では、以下の各モデル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。

^a Bid-Ask Spread Model ;

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{IFRSPOST}_{it} + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_4 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_{it} + \beta_5 \text{Log}(\text{Volatility})_{it} + \beta_6 \text{Log}(\text{Free Float})_{it} + \text{MatchingVariables}_{it} + \text{YearFixedEffect}_t + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{it}$$

ただし、 $\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})$ = 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の自然対数； IFRS = IFRSを任意適用した企業の場合には1を、日本基準を継続適用している企業の場合には0をとるダミー変数； IFRSPOST = IFRSに準拠して連結財務諸表を提出した企業・年の場合には1を、日本基準に準拠して連結

財務諸表を提出した企業・年の場合には0をとるダミー変数； $\text{Log}(\text{Size_Mcap}) = t$ 期の普通株式時価総額の自然対数； $\text{Log}(\text{Turnover_Average}) =$ 日次売買回転率（日次取引高/日次発行済株式総数）の平均値の自然対数； $\text{Log}(\text{Volatility}) =$ 日次株式リターンの標準偏差の自然対数； $\text{Log}(\text{Free Float}) = t$ 期の浮動株比率 [100-(少数特定者持株数÷期末発行済株式総数)] の自然対数； $\text{MatchingVariables} =$ プロペンシティ・スコア・マッチングの際に用いられる独立変数のうち、Leuz and Verrecchia (2000)で取り上げられている2つの変数以外の諸変数； $\text{YearFixedEffect} =$ 年度ダミー変数； $\text{IndustryFixedEffect} =$ 日経業種分類中分類に基づく産業ダミー変数であり、下添字 i, t はそれぞれ、企業、年度を表している。

^b Turnover Model ;

$$\text{Turnover_Median}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_{it} + \beta_2 \text{IFRSPOST}_{it} + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_4 \text{Free Float}_{it} + \beta_5 \text{Volatility}_{it} + \text{MatchingVariables}_{it} + \text{YearFixedEffect}_{it} + \text{IndustryFixedEffect}_{it} + \varepsilon_{it}$$

ただし、 $\text{Turnover_Median} =$ 日次売買回転率（日次取引高/日次発行済株式総数）の中央値； $\text{IFRS} =$ IFRSを任意適用した企業の場合には1を、日本基準を継続適用している企業の場合には0をとるダミー変数； $\text{IFRSPOST} =$ IFRSに準拠して連結財務諸表を提出した企業・年の場合には1を、日本基準に準拠して連結財務諸表を提出した企業・年の場合には0をとるダミー変数； $\text{Log}(\text{Size_Mcap}) = t$ 期の普通株式時価総額の自然対数； $\text{Free Float} = t$ 期の浮動株比率 [100-(少数特定者持株数÷期末発行済株式総数)]； $\text{Volatility} =$ 日次株式リターンの標準偏差； $\text{MatchingVariables} =$ プロペンシティ・スコア・マッチングの際に用いられる独立変数のうち、Leuz and Verrecchia (2000)で取り上げられている2つの変数以外の諸変数； $\text{YearFixedEffect} =$ 年度ダミー変数； $\text{IndustryFixedEffect} =$ 日経業種分類中分類に基づく産業ダミー変数であり、下添字 i, t はそれぞれ、企業、年度を表している。

^c Volatility Model ;

$$\text{Volatility}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_{it} + \beta_2 \text{IFRSPOST}_{it} + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_4 \text{Free Float}_{it} + \beta_5 \text{Beta}_{it} + \text{MatchingVariables}_{it} + \text{YearFixedEffect}_{it} + \text{IndustryFixedEffect}_{it} + \varepsilon_{it}$$

ただし、 $\text{Volatility} =$ 日次株式リターンの標準偏差； $\text{IFRS} =$ IFRSを任意適用した企業の場合には1を、日本基準を継続適用している企業の場合には0をとるダミー変数； $\text{IFRSPOST} =$ IFRSに準拠して連結財務諸表を提出した企業・年の場合には1を、日本基準に準拠して連結財務諸表を提出した企業・年の場合には0をとるダミー変数； $\text{Log}(\text{Size_Mcap}) = t$ 期の普通株式時価総額の自然対数； $\text{Free Float} = t$ 期の浮動株比率 [100-(少数特定者持株数÷期末発行済株式総数)]； $\text{Beta} = t$ 期の株式ベータ； $\text{MatchingVariables} =$ プロペンシティ・スコア・マッチングの際に用いられる独立変数のうち、Leuz and Verrecchia (2000)で取り上げられている2つの変数以外の諸変数； $\text{YearFixedEffect} =$ 年度ダミー変数； $\text{IndustryFixedEffect} =$ 日経業種分類中分類に基づく産業ダミー変数であり、下添字 i, t はそれぞれ、企業、年度を表している。* 10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

第5節 本章のまとめ

本章では、第3章で導出した研究課題2「日本におけるIFRS任意適用は情報の非対称性にどのような影響を与えるのか」の検証を試みた。

具体的には、本章ではまず、2016年11月11日時点におけるIFRS任意適用済会社102社をベースに、①新規上場とともにIFRSを適用した企業、②3月決算ではない企業、③2016年3月期決算以降にIFRSを適用した企業、④IFRSを任意適用してから決算期を変更した企業、⑤米国会計基準からIFRSに移行した企業、⑥金融業に属する企業、⑦連続サンプルの条件を満たしていない企業を除外して本章の分析対象となるIFRS任意適用企業50社を識別している。それから、本章では、2008年3月期においてこの50社と同様の性質を持つ日本基準適用企業50社をプロペンシティ・スコア・マッチングの手法を用いて、コントロール企業群として抽出している。

このようなプロセスを経て得られたIFRS任意適用企業50社と日本基準を適用しているそのマッチング企業50社を対象に、本章では2010年3月期から上場企業の連結財務

諸表に適用することが可能になった日本企業によるIFRSの任意適用が、情報の非対称性に与える影響をマッチング DID 推定的手法を用いて分析している。なお、本章における分析期間は2008年3月期から2016年3月期までの計9年間であり、最終サンプルは900企業・年(100企業・年×9年)である。分析結果は、以下の通りである。

第1に、IFRSの任意適用に伴い、日本企業の情報の非対称性が平均的に低下したことを示唆する弱い証拠が得られた。第2に、IFRSに準拠して作成されるのれんの割合が低い企業においては、IFRSの任意適用に伴い情報の非対称性が大きく低下することが確認された。第3に、IFRSに準拠して作成されるのれんが大きい企業ほど、情報の非対称性が低下する程度は弱まることを確認された。また、サブ・サンプルを用いた頑健性テストを行った場合も、これらと整合的な結果が得られている。

まとめると、IFRSの任意適用に伴い日本企業の情報の非対称性が低下したことは認められるが、こうした効果はIFRSを任意適用した全ての日本企業において得られるわけではなく、IFRSに準拠して作成されるのれんが低い企業に限られることが示唆されているといえるだろう。つまり、IFRSの任意適用に伴い日本企業の情報開示が増加し情報の非対称性が低下する効果は認められるものの、のれんの会計処理が非償却・減損テストのみとなったことを機にのれんの会計処理が機会主義的に利用され、IFRS任意適用の効果が相殺されている可能性が示唆されている。

ただし、本章では解明しきれていない点も存在する。つまり、IFRSの任意適用に伴い情報優位にある投資家の私的情報に基づく取引(informed trading)が増加した可能性があることである。本章の分析ではIFRSに準拠して作成された総資産に占めるのれんの割合が高くなるにつれて売買回転率がむしろ増加するという結果が得られた。また、本章では従属変数における測定誤差の問題がこのような結果をもたらした可能性があるとして解釈している。しかしながら、この点に関しては今後のさらなる検討の余地が残されていると考えられる。たとえば、De George et al. (2016, p.912) は、もしIFRSに準拠して作成された数値が自国の会計基準に準拠して作成された数値よりも操作され安いのであれば(Ahmed et al. 2013)、IFRSに準拠して作成された数値の公表によって私的情報に基づく取引が増加するという見解を示している。

De George et al. (2016, p.912) の見解に従えば、IFRSに準拠して作成された総資産に占めるのれんの割合が高くなるにつれて情報優位にある投資家の私的情報に基づく取引が促され、結果的にビッド・アスク・スプレッド、売買回転率、および株式リターンボラティリティが同時に増加する状況が想定されうる。一般的に、機関投資家は優れた情報処理能力と私的な情報収集能力を有する洗練された投資家である(音川 2009)。このため、IFRSの任意適用に伴いのれんの会計処理が機会主義的に操作された結果、機関投資家の私的情報に基づく取引が促され、結果的に洗練された投資家である機関投資家とそうでない一般投資家の間で、情報の非対称性がむしろ悪化したかもしれないのである。このような扱いきれなかった点に関しては、今後の研究課題としておきたい。

章末注

- 1 以下の内容は、Choi and Meek (2014) の p.38~41 の内容を筆者が補足・整理したものである。
- 2 英米型の会計 (British-American accounting) やマイクロ型の会計 (micro-based accounting) と呼ばれることもある (Choi and Meek 2014、p.38)。
- 3 法律順守型の会計 (legalistic accounting) やマクロ・統一型の会計 (macro-uniform accounting) と呼ばれることもある (Choi and Meek 2014、p. 38)。
- 4 本章では、法と経済の観点から仮説1を導出しているが、日本基準からIFRSへの移行に伴い具体的にどのような項目について情報開示が増加するのかまでは例示できていない。この点は、本章の限界と課題である。なお、事例証拠 (anecdotal evidence) としては、『旬刊経理情報』第1232号「IFRS開示 大量ディスクロージャー時代の到来！」2009年11月20日、がある。
- 5 本章では従属変数の測定期間をIFRSに準拠した有価証券報告書の提出日の翌日から始めており、IFRSに準拠したこれらの企業(2017年3月期第1四半期からIFRS適用)の有価証券報告書はまだ入手できないため、本章ではこれらの企業を分析対象企業から除外している。
- 6 従属変数の測定期間における整合性を保つためである。
- 7 日本基準からIFRSの影響をより正確にとらえるためである。
- 8 ここでいう金融業には、銀行(47)・証券(49)・保険(51)・その他金融業(52)が含まれる。なお、括弧内の値は、日経業種分類中分類に基づく業種番号である。
- 9 2008年3月期をマッチングの時期としているのは、(1)日本でIFRSの任意適用を容認した「我が国における国際会計基準の取り扱いについて(中間報告)」(2009年6月16日)の公表の影響を排除する、(2)リーマン・ショックの影響を排除する、という2つの理由による。
- 10 日本企業によるIFRS任意適用の方式は以下の4つのパターンにまとめることができる。
 - ① t 年度の決算短信からIFRSを適用、② t 年度の第1四半期決算短信からIFRS適用
 - ③ t 年度の有価証券報告書からIFRS適用 (t 年度の決算短信は日本基準で行う)
 - ④ t 年度の有価証券報告書(日本基準)の提出日にIFRSに準拠した決算短信を同時に提出

したがって、日本企業を対象とする分析の場合は従属変数における測定期間を決定するのが極めて困難となる。そこで、本章では測定期間が先行研究に比べて短くなるというデメリットがあるが、従属変数の測定期間を t 年度における有価証券報告書の提出日の翌日から $t+1$ 年度の第1四半期決算短信の提出日までとすることで、IFRSに準拠した財務報告の影響を正確にとらえようとしている。なお、企業によって従属変数の測定期間が異なってくるという問題を避けるべく、本章では各年度において有価証券報告書の提出が最も遅かった企業の提出日と、第1四半期決算短信の提出が最も早かった企業の提出日を基準にしている。このことにより、各年度においては企業間で従属変数の測定期間が一致するようになる。各報告書の提出日の当日を測定期間に含めていないのは、大引けの前に提出されることの影響を除くためである。
- 11 この種の自己選択バイアスに対処するための代替的な手法としては、Heckman (1979)型の2段階トリートメント効果モデルがある。この手法は、企業の選択行動によってもたらされる影響を欠落変数問題の一種ととらえ、重回帰分析の際に逆ミルズ比 (inverse mills ratio) を追加的な独立変数として加えることで、企業の選択行動の影響を緩和するものである (Minutti-Meza 2013、p.793)。ただしこの Heckman (1979)型の2段階トリートメント効果モデルが正しく推定されるためには、排除制約を満たす外生的操作変数 (exclusion restrictions) が必要である。しかし、信頼性の高い、排除制約を満たす外生的操作変数を見つけるのは容易ではなく (Lennox et al. 2012 ; Minutti-Meza 2013、p.793)、それは本章の分析においても同様である。このため、本章の分析では排除制約を満たす外生的操作変数を必要としない分析手法であるプロペンシティ・スコア・マッチングの手法を用いている (Lennox et al. 2012)。
- 12 この *IFRSPOST* は、IFRSの任意適用後の期間を示すダミー変数 *Post* とIFRSとの交差項としてとらえることもできる。なお、本章では推定式に年度ダミー変数を加えているため、完全な多重共線性の問題を避けるべく、*Post* を推定式から除外している (Boubakri et al. 2016)。
- 13 *IFRS* はIFRSを任意適用した企業の場合には1を日本基準を継続適用している場合には0をとるダミー変数であり、サンプル期間全体を通じて1をとることに注意されたい。つまり *IFRS* はIFRSを任意適用した企業の固定効果 (fixed effect) をとらえているということができる。

第6章 韓国におけるIFRS早期適用が情報の非対称性に与える影響

1

第1節 はじめに

本章では、研究課題3「韓国におけるIFRS早期適用は情報の非対称性にどのような影響を与えるのか」について実証的に検討する。前章では、日本企業によるIFRS任意適用が情報の非対称性に与える影響を調査した。ただし、前章の分析では、以下の2つの論点に関する検証を行うことが不可能である。このため、これらの論点については別途調査を行う必要があると考えられる。

1つ目は、IFRSの適用が中小企業に与える影響である。第2章で行った実態調査からも明らかにされているように、日本におけるIFRS任意適用企業は大企業に偏っている。したがって、日本企業を対象とする分析から、中小企業が自発的にIFRSを適用することで、情報の非対称性にどのような影響をもたらされるかに関する示唆を得ることは現時点では不可能である。2つ目は、IFRSそれ自体の影響である。先行研究ではIFRSの適用によって資本市場における帰結が具体化するメカニズムについて、多くの議論が行われている(たとえば、Leuz and Verrecchia 2000 ; Ball et al. 2000 ; Ball et al. 2003 ; Leuz 2003 ; Daske et al. 2008 ; Daske et al. 2013 ; Leuz and Wysocki 2008 ; Wysocki 2011 など)。これらの研究における主な議論は、IFRSそれ自体の影響ではなく、企業の報告インセンティブや、企業にそうしたインセンティブを付与するような国の制度的環境によってIFRSの適用による資本市場における経済的帰結が左右されるか否かという点にある。

特に、ドイツ企業を対象にIFRS任意適用が情報の非対称性に与える影響を調査したLeuz and Verrecchia (2000)は、IFRSの強制適用が決定される前にIFRSを自発的に適用する企業、すなわちIFRS任意適用企業の場合は報告インセンティブが一般的に高いため、IFRSといった会計基準それ自体の影響ではなく情報開示の拡充へのコミットメントこそが観察された情報の非対称性の低下に大きく影響を与えていると解釈している。Leuz and Verrecchia (2000)の研究セッティングと同様に、日本におけるIFRS適用企業はIFRSの強制適用が決定される前にIFRSを自発的に適用しているという意味で全て任意適用企業である。ゆえに、仮にIFRS任意適用の前後に日本企業の情報の非対称性が変化したとしてもそれがIFRSそれ自体の影響なのかどうかは必ずしも定かではない。

また、日本では「連単分離」の方式でIFRSの任意適用が認められているため、IFRSを任意適用した企業であってもその開示する単体財務諸表は従来の日本基準にしたがって作成される。先行研究は、企業が自国の会計基準の下で行っていた会計処理を、それがIFRSの下でも認められる限りにおいて、IFRSの下でもそのまま継続する傾向が強いことを発見している(Kvaal and Nobes 2010)。このため、日本基準に準拠して個別財務諸表上で行われた会計処理が、それがIFRSの下でも認められる限りにおいて、その

ままIFRSに準拠した連結財務諸表にも反映される可能性がある (Kvaal and Nobes 2010, p.175)。これらの影響は、日本企業によるIFRS任意適用が情報の非対称性に与える影響を分析するにあたっての潜在的な交絡因子として作用する可能性がある。

他方、韓国におけるIFRS自発的適用企業はIFRSの強制適用が決定した後に強制適用時前にIFRSを自発的に適用した企業であり、この意味で全て早期適用企業である。先行研究では、この早期適用企業の報告インセンティブが任意適用ほど高くないことが報告されている (Daske et al. 2008 ; Christensen et al. 2015)。また、韓国では「連単一致」の方式でIFRSの早期適用を認めているため、単体財務諸表にも連結財務諸表と同様にIFRSが適用される。さらに、韓国におけるIFRS早期適用企業は日本におけるIFRS任意適用企業と比べてその規模が統計的に有意に小さく、中小企業の占める割合が全体の約60%以上であることが明らかにされている。

すなわち、韓国におけるIFRS早期適用が情報の非対称性に与える影響に焦点を当てることで、報告インセンティブや単体財務諸表の影響といった潜在的な交絡因子の影響を緩和できると考えられる。この結果、中小企業への影響を含めIFRSの適用が情報の非対称性に与える影響をより正確に識別できると考えられる。

本章の構成は次の通りである。第2節では、本章と関連する先行研究と本章の分析に用いる理論的フレームワークを示し、仮説の構築を行う。第3節では検証モデルを説明し、サンプルの抽出手続きおよび記述統計量を示す。第4節では主分析を、第5節では追加分析を行う。第6節では感応度テストを実施する。第7節は、本章のまとめである。

第2節 先行研究の検討、理論的フレームワークおよび仮説の構築

2.1. 関連する先行研究

IFRS早期適用の経済効果を検証した研究としてはKim (2011)を取り上げることができ、ここには分析上の問題点が存在するように思われる。例えば、Kim (2011)はIFRS早期適用企業と非適用企業の間には情報の非対称性や利益の質に有意な差がなく、IFRS早期適用企業については早期適用後に利益の質が有意に改善されたことを発見しているが、分析手法に少なくとも3つの問題点を抱えていた。

それらは、第1に、自己選択バイアスをコントロールしていないために、研究結果の内的妥当性に欠けている。第2に、分析に含まれる企業を韓国証券取引所 (Korean Stock Exchange : 韓証) に上場する企業に限定していることで、相対的に規模の大きい企業だけが検証結果に反映されることになるため、検証結果の外的妥当性に欠けている。第3に、情報の非対称性の代理変数として売買回転率と売買金額を用いているため、従属変数における測定誤差の問題のゆえ、分析結果にノイズが含まれている可能性が高い、ということである。したがって、本章では、これらの問題点を考慮した上で分析を行う。

つまり、本章はLeuz and Verrecchia (2000)のモデルにもとづき、自己選択バイアスと

いった内生性の問題の影響を十分に考慮しながら、IFRSの早期適用が情報の非対称性に与えた影響を検証する。具体的には、本章は、金(2016a)で観察されたIFRS早期適用企業の特徴を踏まえ、自己選択バイアスの影響を十分に考慮した分析を行うことで検証結果の内的妥当性を確保し、分析に含まれる企業をコスダック(Korea Securities Dealers Automated Quotations : KOSDAQ)に上場する企業を含む全上場企業にまで拡張することでその外的妥当性の確保に努める。また、本章は情報の非対称性の代理変数としてビッド・アスク・スプレッドを用いる。ビッド・アスク・スプレッドは情報の非対称性をより適切に捉えた変数であり(桜井2012)、これを用いることで従属変数における測定誤差の問題を緩和し、検証結果の信頼性が高まるといえる。

2.2. 情報の非対称性と企業の情報開示

情報の非対称性は、株式市場における逆選択の問題を引き起こす。投資家間に情報の非対称性が存在する状況下では、情報劣位にある投資家は情報優位にある投資家との取引を懸念する。情報優位にある投資家は現在の市場価格が適正価格と比べて高すぎる(低すぎる)ことを認識しているため、現在の市場価格での購入(売却)を控えるかもしれないからである。情報優位にある投資家のこうした見立てが正しい場合、情報劣位にある投資家は適正価格に比べて高い(低い)価格で証券を購入(売却)することになるため、損失を被ることになる。そのため、情報優位にある投資家との取引によって被るであろう損失から自らを保護するために、情報劣位にある投資家は買い価格(売り価格)を低める(高める)ようになる。この結果、株式の価格は情報優位にある投資家と取引を行う確率と、情報優位にある投資家の潜在的な情報優位の程度を反映するように調整される(Glosten and Milgrom 1985)。上記で説明された株式売買時の情報劣位にある投資家による自己防衛策は、株式の流通市場におけるビッド・アスク・スプレッドを拡大させる。同様に、情報の非対称性と逆選択の問題は、情報劣位にある投資家の取引量を減少させる(Copeland and Galai 1983 ; Kyle 1985)。

こうした中で、企業の情報開示は市場での情報に関する条件を投資家間で平等にすることで逆選択の問題を緩和させ、当該株式の市場流動性を増加させることが可能である(Verrecchia 2001)。そこには2通りのメカニズムが存在する。ひとつは、より多くの情報が公に開示されることで、投資家が私的な情報を有することをより難しく、よりコストのかかるものとさせる。その結果、私的な情報を有している投資家の数は減少し、情報劣位にある投資家が情報優位にある投資家と取引をする確率も減少する。いまひとつは、より多くの情報開示を行うことで企業価値に関する不確実性を減少させ、結果的に情報優位にある投資家が有していたかもしれない潜在的な情報優位を減少させる。

双方の効果はともに、情報劣位にある投資家の価格調整の程度を減少させ、結果的に株式の市場流動性を増加させる(Hail and Leuz 2007)。まとめると、企業の情報開示の増加は、企業の発行する株式の流動性と正の関係性を有していると予測する理論研究は数多

く存在しており (Kyle 1985 ; Glosten and Milgrom 1985 ; Diamond and Verrecchia 1991)、会計・ファイナンスに関する実証研究でも、こうした理論研究と整合的な結果が得られている (Lang and Lundholm 1993 ; Welker 1995 ; Lang and Lundholm 1996 ; Lang and Lundholm 2000 ; Healy et al. 1999)。

2.3. IFRS と情報の非対称性

ところで、金融監督院 (2009, p.187~194)は、K-GAAP から IFRS への移行には以下の4つの変化が伴ったと述べている。

1つ目は連結中心の開示体制への変換である。K-GAAP のもとでは、企業の開示する主たる財務諸表が個別財務諸表であり、連結財務諸表は付随的なものとしてしか見なされてこなかった。これに対して、IFRS のもとでは連結財務諸表が企業の開示する主たる財務諸表となり、それに伴って年次報告、半期・四半期報告など企業の行う全ての情報開示が連結財務諸表を主体として行われるようになった。特に、IFRS のもとでは非財務情報に関する連結開示も要求されており、このことによって企業の連結実態に関する情報開示が拡大する。

さらに、K-GAAP のもとでは資産総額 100 億ウォン未満の会社および特別目的会社 (Special Purpose Entity : SPE) は連結対象企業とされていなかったのに対して、IFRS のもとではそれらの企業も連結対象企業の範囲に含まれることになり、連結の範囲も広がる。このような連結中心の開示体制への変換により、IFRS のもとでは企業の連結実態に関する情報開示が改善すると考えられるため、こうした変化は情報の非対称性を緩和すると考えられる。

2つ目は公正価値評価の拡大である。K-GAAP のもとでは資産と負債の評価方法として、公正価値 (Fair Market Value) による評価と取得原価 (Historical Cost) による評価とが挙げられ、客観的な評価の困難な項目については取得原価による評価を求める項目が多かった。一方で IFRS のもとでは、資産と負債に関する公正価値評価が拡大している。例えば、K-GAAP のもとでは清算価値 (VBO : Vested Benefit Obligation) の概念にもとづいて退職給付債務を見積もるのに対して、IFRS のもとでは予測給付債務 (PBO : Projected Benefit Obligation) の概念にもとづいて退職給付債務を見積もることになる。

また、K-GAAP は、2008 年から有形固定資産についてのみ公正価値による再評価を認めていたが、IFRS のもとでは無形固定資産および投資用不動産にまで公正価値による再評価が拡大している。つまり、IFRS のもとでは資産と負債の未実現の公正価値評価差額が表面化することで財務諸表を通じた企業実態の透明性が向上し企業の情報開示が改善すると考えられるため、こうした変化は情報の非対称性を緩和すると考えられる。

3つ目は経済的実質などを反映した会計処理への変更である。K-GAAP のもとでは取引の実質を反映した会計処理よりはむしろ、一部の項目について法的または政治的理由

による会計処理が規定されていた。例えば、会社法上の規定に従い、償還請求権付優先株式を資本として処理することが定められていた。他方、IFRS のもとではその経済的実質を重視し、償還請求権付優先株式は負債として処理されることになっている。つまり、IFRS のもとでは企業の経済的実質を反映した会計処理が行われるため、財務諸表がより適切に企業の実態を投資家に伝えると考えられる。また、こうした変化は情報の非対称性を緩和すると考えられる。

4 つ目は原則主義の会計基準への変更である。つまり、細則主義 (rule-based) の会計基準である K-GAAP のもとでは個々の取引に関する具体的な会計処理の方法とその手続きが詳細に規定されていたのに対して、原則主義 (principle-based) の会計基準である IFRS のもとでは個々の取引に関する詳細で具体的な会計処理の方法が規定されるよりはむしろ、経営者自らが企業の経済的実質を反映した会計処理を行えるように会計処理に関する基本的な方針のみが提示されることになる。このため、IFRS のもとでは経営者が企業の経済的実質を適切に反映すると考える会計処理の方法を自らが判断して選択しなければならず、その結果こうした判断の根拠を投資家に正しく伝えるべく企業の開示する注記情報が増加することが期待される (韓国取引所 2011、p.82)。

実際、Song et al. (2010)と Seo and Cho (2011)は、IFRS を早期適用した企業の開示資料に関する実態調査を実施し、IFRS の適用に伴って企業の開示する注記情報が大幅に増加したとしている。このように、原則主義の会計基準への変更に伴い企業の実態を把握するのに有用な注記情報の開示が増加するのであれば、こうした変化は情報の非対称性を緩和すると考えられる。以上の議論をまとめると、IFRS を早期適用した企業の方が K-GAAP を継続的に適用している企業よりも情報の非対称性は有意に低いと予測される。そこで、本章では次の仮説を導出する。

仮説 1 : IFRS を早期適用した企業の方が、K-GAAP を継続適用している企業よりも情報の非対称性は低い。

IFRS の早期適用に伴い企業の情報開示が改善し、情報の非対称性が緩和するとしても、その効果は、企業のもともとの情報環境の良否によって異なってくる可能性がある。つまり、IFRS の早期適用を情報環境の改善と考えると、既に優れた情報環境を有する企業においては IFRS の早期適用に伴う情報環境の増分的改善の効果が乏しく、結果的に情報の非対称性が有意には低下しない可能性があると考えられる。その反面、もともとの情報環境が脆弱な企業においては IFRS の早期適用に伴い情報環境が大幅に改善し、情報の非対称性が有意に低下する可能性がある。一般に、規模の大きな企業ほど、優れた情報環境を有することが知られている (Atiase 1985 ; Freeman 1987 ; King et al. 1990 ; Lang and Lundholm 1993 ; Skinner 1994 ; Mitra and Cready 2005)。したがって、IFRS の早期適用に伴い企業の情報環境が改善し情報の非対称性が緩和するのであれば、その

程度は、規模が大きく優れた情報環境を有する企業ほど弱まると予測される。そこで、本章は次の仮説を導出する。

仮説2：IFRSの早期適用に伴い情報の非対称性が緩和する程度は、規模が大きい企業ほど弱まる。

第3節 検証モデル、サンプルの抽出および記述統計量

3.1. 検証モデル

《第2段階目のビッド・アスク・スプレッド、売買回転率、ボラティリティ・モデル (Leuz and Verrecchia 2000)》

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_i = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i \quad (1)$$

$$+ \beta_3 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_i + \beta_4 \text{Log}(\text{Volatility})_i + \beta_5 \text{Log}(\text{Free Float})_i + \beta_6 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + \text{IStageVariablesExceptER} + \varepsilon_i$$

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_i = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{IFRS}_i \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i \quad (2)$$

$$+ \beta_4 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_i + \beta_5 \text{Log}(\text{Volatility})_i + \beta_6 \text{Log}(\text{Free Float})_i + \beta_7 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + \text{IStageVariablesExceptER} + \varepsilon_i$$

$$\text{Turnover_Median}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i \quad (3)$$

$$+ \beta_3 \text{Free Float}_i + \beta_4 \text{Volatility}_i + \beta_5 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + \text{IStageVariablesExceptER} + \varepsilon_i$$

$$\text{Turnover_Median}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{IFRS}_i \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i \quad (4)$$

$$+ \beta_4 \text{Free Float}_i + \beta_5 \text{Volatility}_i + \beta_6 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + \text{IStageVariablesExceptER} + \varepsilon_i$$

$$\text{Volatility}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i \quad (5)$$

$$+ \beta_3 \text{Free Float}_i + \beta_4 \text{Beta}_i + \beta_5 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + \text{IStageVariablesExceptER} + \varepsilon_i$$

$$\text{Volatility}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{IFRS}_i \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i \quad (6)$$

$$+ \beta_4 \text{Free Float}_i + \beta_5 \text{Beta}_i + \beta_6 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + \text{IStageVariablesExceptER} + \varepsilon_i$$

$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})$ = 日々の取引終了時点の最良売り指値 (best ask price) から最良買い指値 (best bid price) 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 (測定期間²：2010/06/01～2011/05/31) の自然対数

Turnover_Median = 日次売買回転率 (日次取引高/日次発行済株式総数) の中央値 (測定期間：2010/06/01～2011/05/31)

Volatility = 日次株式リターンの標準偏差 (測定期間：2010/06/01～2011/05/31)

IFRS = IFRS を早期適用した企業である場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数

$\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ = t 期の普通株式時価総額の自然対数

$\text{Log}(\text{Turnover_Average})$ = 日次売買回転率 (日次取引高/日次発行済株式総数) の平均値 (測定期間: 2010/06/01~2011/05/31) の自然対数

$\text{Log}(\text{Volatility})$ = *Volatility* の自然対数

Free Float = t 期の浮動株比率 (1-発行済株式数の 5%以上³を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100)

$\text{Log}(\text{Free Float})$ = *Free Float* の自然対数

Beta = t 期の株式ベータ

IMR = Heckman (1979)型の 2 段階トリートメント効果モデルの第 1 段階目のプロビット・モデルの推定から計算される逆ミルズ比

Industry Dummies = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数

1StageVariablesExceptER = Heckman (1979)型の 2 段階トリートメント効果モデルの第 1 段階目のプロビット・モデルの推定に含まれる独立変数のうち、排除制約を満たすと考えられる 5 つの変数を除外した諸変数

《第 1 段階目の IFRS を早期適用した企業の特性を説明するプロビット・モデル (金 2016a)》

$$\begin{aligned} \text{Prob}(\text{IFRS}_i = 1) = & \beta_0 + \beta_1 \text{Log}(\text{Size_Asset})_{it-1} + \beta_2 \text{ROA}_{it-1} + \beta_3 \text{Leverage}_{it-1} + \beta_4 \text{Growth}_{it-1} \\ & + \beta_5 \text{Export}_{it-1} + \beta_6 \text{Forcg}_{it-1} + \beta_7 \text{Maxcg}_{it-1} + \beta_8 \text{Eissue}_{it} + \beta_9 \text{Dissue}_{it} \\ & + \beta_{10} \text{Cross}_{it-1} + \beta_{11} \text{PBR}_{it-1} + \beta_{12} \text{N_PBR}_{it-1} + \beta_{13} \text{D_Accruals}_{it-1} \\ & + \beta_{14} \text{Goodwill}_{it-1} + \beta_{15} \text{Revalue}_{it-1} + \beta_{16} \text{Retire}_{it-1} + \beta_{17} \text{Forexch}_{it-1} + \beta_{18} \text{Deriva}_{it-1} \\ & + \beta_{19} \text{Consol}_{it-1} + \beta_{20} \text{Chaebol}_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (7)$$

IFRS = IFRS を早期適用した企業である場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数

$\text{Log}(\text{Size_Asset})$ = $t-1$ 期の期末資産総額の自然対数

ROA = $t-1$ 期の当期純利益/ $t-1$ 期の期末資産総額

Leverage = $t-1$ 期の期末負債総額/ $t-1$ 期の期末資産総額

Growth = ($t-1$ 期の売上高 - $t-2$ 期の売上高)/ $t-2$ 期の売上高

Export = $t-1$ 期の海外売上高/ $t-1$ 期の売上高

Forcg = $t-1$ 期の期末外国人投資家の所有割合 (普通株式)

Maxcg = $t-1$ 期の筆頭株主持株比率

Eissue = *t* 期の株主資本等変動計算書上の新規株式発行による資本金の増加が正である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数

Dissue = *t* 期のキャッシュ・フロー計算書上の財務活動によるキャッシュ・フローにおける非流動負債の増加（社債の発行＋長期借入金の増加）が正の値である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数

Cross = 2009年12月時点で企業が海外証券取引所に重複上場している場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数

PBR = (*t*-1期の期末普通株式時価総額＋*t*-1期の期末優先株式時価総額)/*t*-1期の期末純資産総額

N_PBR = *t*-1期の企業のPBRが負である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数

D_Accruals = Jones (1991)、Dechow et al. (1995)、Kasznik (1999)、Kothari et al. (2005)にしたがって各年および各産業ごとに推定された係数を用いて算出された企業の裁量的発生高に関する4つの推定値の絶対値を主成分分析 (principal component analysis) によって単一尺度化した値

Goodwill = *t*-1期の期末のれん額/*t*-1期の期末資産総額

Revalue = *t*-1期の期末再評価差額金の額/*t*-1期の期末資産総額

Retire = *t*-1期の期末退職給付引当金/*t*-1期の期末総資産

Forexch = *t*-1期の為替換算損益の絶対値/*t*-1期の期末総資産

Deriva = *t*-1期の期末繰延ヘッジ損益の絶対値/*t*-1期の期末総資産

Consol = *t*-1年に連結財務諸表を作成している企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数

Chaebol = 1997年時点における30大財閥のうち、2008年現在にもなお存在しており、かつ30大財閥として引き続き指定されている15の企業グループに企業が属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数

本章は Leuz and Verrecchia (2000)にしたがい、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つの尺度を用いる。上記の(1)式と(2)式はビッド・アスク・スプレッド・モデル、(3)式と(4)式は売買回転率モデル、(5)式と(6)式はボラティリティ・モデルである。また、(1)(3)(5)式は仮説1に関する推定モデルであり、(2)(4)(6)式は仮説2に関する推定モデルである。各モデル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、Leuz and Verrecchia (2000)に従っている。

まず、各モデルの従属変数についてみることにしよう。第1に、ビッド・アスク・スプレッド・モデルの従属変数である *Log(Bid-Ask Spread)* は、日々の取引終了時点⁴の最良売り指値⁵ (best ask price) から最良買い指値 (best bid price) 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日次ビッド・アスク・スプレッドの平均値であり、対数変換を施している。第2に、売買回転率モデルの従属変数である *Turnover_Median* は、日次取引高を日次発行済株式総数で除した値として定義される日次売買回転率の中央値である。第3に、ボラティリティ・モデルの従属変数である *Volatility* は、日次株式リターンの標準偏差である。本章は Leuz and Verrecchia (2000) 同様、情報の非対称性とビッド・アスク・スプレッドおよび株式リターンのボラティリティとの間には正の関係が、売買回転率との間には負の関係があると考えられる。

次に、仮説1と仮説2に関する各推定モデルで関心を寄せる変数についてみることにしよう。第1に、仮説1に関する推定モデルである(1)(3)(5)式で関心を寄せる変数は、IFRSを早期適用した企業であるか否かを示すダミー変数 *IFRS* である。(1)式と(5)式を推定した結果、*IFRS* の係数が有意に負であれば仮説1は支持されることになる。他方、(3)式では、*IFRS* の係数が有意に正であれば仮説1が支持されることになる。

第2に、仮説2に関する推定モデルである(2)(4)(6)式で関心を寄せるのは *IFRS* と普通株式時価総額の自然対数、つまり企業の規模を表す変数である $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ との交差項 $\text{IFRS} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})$ である。(2)式と(6)式において $\text{IFRS} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})$ の係数が有意に正であれば仮説2は支持されることになる。他方、(4)式では $\text{IFRS} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})$ の係数が有意に負であれば仮説2は支持されることになる。

ただし、IFRSを早期適用した企業とK-GAAPを継続適用している企業とでは、そもそもの企業特性がシステムティックに異なることが知られている(金 2016a)。このため、IFRS早期適用企業とK-GAAP継続適用企業の間に存在するこうした企業特性の違いをコントロールせずに重回帰分析を行うと、*IFRS* の係数は自己選択バイアスの影響を受けることになる(Heckman 1978)。したがって、本章はこうした自己選択バイアスへの潜在的な懸念を緩和するために、金(2016a)で観察されているIFRS早期適用企業の特性を踏まえ、Heckman(1979)型の2段階トリートメント効果モデル(Greene 1997)を用いる。具体的には、本章は(7)式に示されている、IFRSを早期適用した企業の特性を説明する第1段階目のプロビット・モデルの推定から逆ミルズ比(Inverse Mill's Ratio)を計算し、それを第2段階目の重回帰分析における追加的な独立変数(*IMR*)として組み込む(Leuz and Verrecchia 2000 ; Leuz 2003)。

また、第2段階目の各式の推定にあたっては、会計学における選択モデルの使用についてのLennox et al. (2012)の指摘⁶を反映し、第1段階目のプロビット・モデルの推定に含まれる独立変数のうち、排除制約の条件を満たすと考えられる5つの変数、すなわち *Revalue*、*Retire*、*Forexch*、*Deriva*、*Consol* を除く諸変数(*1StageVariablesExceptExclusionRestrictions*)を第2段階目の推定の際にも組み込んでいく。すなわち、これらの変数はK-GAAPとIFRSの間に存在する会計基準の違いを表す変数であるため、第1段階目のIFRS早期適用の意思決定には影響を与えるものの第2段階目の情報の非対称性には直接影響を与えないものと考えられる。なぜなら、企業が

会計基準の変更によるポジティブな影響を享受するため、またはネガティブな影響を回避するために2つの会計基準の違いを分析し、それをIFRSの早期適用の意思決定に反映させているとしても、効率的市場を仮定する限り、根底にある企業の経済的実質の変化を伴わない単なる会計基準の違いに起因する見せかけの利益などには市場は反応しないはずだからである。したがって、本章はこれらの変数が第1段階目の選択モデルを通じてのみ第2段階目の従属変数に影響を与える変数、すなわち唯一経路条件を満たす外生的操作変数と考え、第2段階目の推定の際にこれらの変数を除外する⁷。

3.2. サンプルの抽出⁸

韓国の株式市場は、韓国証券取引所 (Korean Stock Exchange : 以下、韓証) とコスダック (Korea Securities Dealers Automated Quotations : 以下、KOSDAQ) の2つの市場から構成される。本章は、2010年度に韓証またはKOSDAQに上場している上場企業全社を分析対象とする。また、本章は次の3つのデータベースから分析に必要なデータを取得している。財務データはNICE 評価情報社の提供するKIS-ValueIIIから取得しており、浮動株比率の計算に必要な株式所有構造に関するデータはFn Guide社から取得している。ビッド・アスク・スプレッドの計算に必要な日次気配情報に関するデータは、韓国取引所の提供する「種目別売買情報：拡張型」から取得している。ただし、本章は次の基準に該当する企業は、サンプルから除外している。すなわち、①決算月が12月ではない企業⁹、②金融業および保険業に属する企業、③分析に必要なデータを入手できない企業である。なお、分析に用いる連続変数については市場ごとの上下0.5%を基準にウィンザライズを実施している。本章の分析に用いる最終サンプルは1,500企業である。

表6-1 サンプルの選択

年度	市場	個数	%	IFRS = 1	IFRS = 0
2010	韓証	777	43.02%	33	744
	KOSDAQ	1,029	56.98%	28	1,001
合計		1,806	100%	61	1,745
差引	12月決算企業ではない	114	6.31%	2	112
	金融・保険業に属する	54	2.99%	0	54
	データに欠測値がある	138	7.64%	2	136
最終サンプル		1,500	83.06%	57	1,443

(注) 2010年度に韓国証券取引所 (韓証) またはコスダック (KOSDAQ) に上場している上場企業全社1,806社をベースとして、そこから①~③の企業を除去している。①は決算月が12月ではない企業である；②は金融および保険業に属する企業である；③は分析に必要なデータを入手できない企業である。最終的に本章で使用しているサンプルは、表中太字で示されている、1,500企業 (83.06%) である。

本章はまた、次の3つのデータベースから分析に必要なデータを取得している。第1に、本章の分析に用いる財務データはNICE 評価情報社の提供するKIS-ValueIIIから取得しており、第2に浮動株比率の計算に必要な株式所有構造に関するデータはFn Guide社から取得している。第3に、ビッド・アスク・スプレッドの計算に必要な日次気配情報に関するデータは、韓国取引所の提供する「種目別売買情報：拡張型」から取得している。

3.3. 記述統計量

表 6-2 は分析に用いられる各変数の記述統計量を示しており、表 6-3 は各変数間の相関係数を示している。

まず、第 1 段階目のプロビット・モデルに含まれる変数に関する記述統計量を示した表 6-2 のパネル A についてみると、*Size_Asset* の平均値は 689.000 億円であるのに対して中央値が 100.000 億円であり、極めて右に歪んだ分布を示していたことがわかる。しかし、対数変換した後の変数である *Log(Size_Asset)* の平均値と中央値はそれぞれ 25.631 と 25.330 であることから、対数変換を行うことにより、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。

同様に、*Leverage* も平均値 (0.415) と中央値 (0.412) の差はさほど小さくなく、ほぼ左右対称に近い分布をとることが示されている。その一方で、*ROA* の平均値 (中央値) は 0.007 (0.033) であり、やや左に歪んだ分布を示していた。また、*Growth*、*Export*、*Forcg*、*Maxcg*、*PBR* の平均値は 0.088、0.275、0.055、0.399、1.428 であるのに対して中央値は 0.035、0.120、0.008、0.389、0.990 であることから、5 つの変数ともに右に歪んだ分布をとることが示されている。

また、全体サンプルのうち、株式による資金調達を行った企業 (*Eissue*)、負債による資金調達を行った企業 (*Dissue*)、海外証券取引所に重複上場している企業 (*Cross*)、*PBR* が負の値を示している企業 (*N_PBR*) の占める割合はそれぞれ 23.5% (353 社)、41.3% (619 社)、1.9% (29 社)、0.5% (7 社) であることがわかる。企業が K-GAAP の下で透明性の高い財務報告を行っている程度を表す変数である *D_Accruals* についてみると、*D_Accruals* の平均値は -0.153 であるのに対して中央値は -0.509 であり、*D_Accruals* は大きく右に歪んだ分布を示していることがわかる。

また、*D_Accruals* の最小値は -1.164 である一方で最大値は 12.404 であることから、当該変数の最小値と最大値との差が極めて大きいことも見て取れる。これらのことは、韓国企業が K-GAAP の下で透明性の高い財務報告を行っている程度は平均的に低いこと、またその程度には企業間におけるバラツキが存在することを示唆する。

Goodwill、*Revalue*、*Retire*、*Forexch*、*Deriva*、*Consol* は、K-GAAP と IFRS の間に存在する会計基準の違いが IFRS の早期適用の意思決定に与える影響をとらえる変数である。連続変数である *Goodwill*、*Revalue*、*Retire*、*Forexch*、*Deriva* の平均値 (中央値) は 0.007 (0.000)、0.029 (0.000)、0.013 (0.008)、0.006 (0.002)、0.000 (0.000) であるため、会計基準の違いに関する連続変数は全て右に歪んだ分布をとることが示されている。

他方、ダミー変数である *Consol* は平均値 (中央値) が 0.473 (0.000) である。このことから、IFRS を早期適用する 1 年前に連結財務諸表を作成していた企業の割合は約 47.3% (710 社)、そうでない企業の割合は約 52.7% (790 社) となり、拮抗していることが分かる。最後に、*Chaebol* の平均値が 0.061 である。このことは、韓国企業のうち財閥企業グループに属する企業の割合が約 6.1% (91 社) であることを意味している。

次に、第2段階目の各モデルに含まれる変数に関する記述統計量を示した表6-2のパネルBについてみると、本章が関心を寄せる変数であるIFRSの平均値は3.8%であり、このことは全体サンプルのうちの3.8%である57社がIFRSを早期適用していることを意味する。また、本章の従属変数である*Bid-Ask Spread*、*Turnover_Median*、*Volatility*は平均値が0.006、0.008、0.031であるのに対して中央値は0.005、0.005、0.029であることから、ほぼ左右対称に近いがやや右に歪んだ分布をとることが示されている。

他方、本章のコントロール変数についてみると、*Size_Mcap*は平均値が582.000億円であるのに対して中央値が64.000億円であり、極めて右に歪んだ分布を示していた。同様に、*Turnover_Average*も平均値と中央値がそれぞれ0.015と0.008であり、やや右に歪んだ分布をとることが示されている。*Free Float*と*Beta*の平均値(中央値)もそれぞれ0.535(0.528)、0.870(0.845)、であることから、分布はやや右に歪んでいるが、ほぼ左右対称に近い分布をとることが示されている。

また、前節で述べたように本章の第2段階目のビッド・アスク・スプレッド・モデルに含まれる従属変数とコントロール変数は全て、Leuz and Verrecchia (2000)に従って対数変換している。そこで対数変換した後の値についてもみてみると、*Log(Bid-Ask Spread)*、*Log(Size_Mcap)*、*Log(Turnover_Average)*、*Log(Volatility)*、*Log(Free Float)*の平均値(中央値)はそれぞれ-5.244(-5.252)、25.169(24.883)、-4.831(-4.770)、-3.554(-3.552)、-0.696(-0.638)であった。このことから、対数変換を行うことにより、本章の分析に用いる変数は全て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。

表6-2のパネルCとパネルDでは、本章の第2段階目の分析に用いられる各変数に関する記述統計量を、IFRSを早期適用した企業のグループ(*IFRS* = 1)とK-GAAPを継続適用している企業のグループ(*IFRS* = 0)とに分けて、それぞれ示している。またパネルEでは、両グループの平均値と中央値の差に関する単変量分析の結果を報告している。なお、平均値の差の検定に用いられている検定方法は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 rank-sum検定(Mann-Whitney検定)である。

まず、IFRSを早期適用した企業とK-GAAPを継続適用している企業間の*Bid-Ask Spread*、*Size_Mcap*、*Volatility*の平均値(中央値)の差が目立つ。すなわち、平均値(中央値)の差の検定の結果からは、IFRSを早期適用した企業の方がK-GAAPを継続適用している企業に比べて、ビッド・アスク・スプレッドが5%(5%)水準で有意に低く、規模が1%(1%)水準で有意に大きく、株式リターンのボラティリティが10%(10%)水準で有意に低いことが示唆される。

また、これらの変数について対数変換を施した値についてみると、両グループ間のビッド・アスク・スプレッドの平均値の差が1%水準で有意となっていることが見て取れる。他方、両グループ間の売買回転率の平均値(*Turnover_Average*)、売買回転率の中央値(*Turnover_Median*)、浮動株比率(*Free Float*)、および株式ベータ(*Beta*)の平均値と中央値の差は、対数変換の有無に関係なくいずれの検定においても、有意ではなかった。

表6-2 記述統計量

パネルA: First Stage								
	平均	標準偏差	最小値	25%ile	中央値	75%ile	最大値	<i>n</i>
<i>Size_Asset</i>	689.000	2,830.000	9.890	54.000	100.000	262.000	35,400.00	1,500
<i>Log(Size_Asset)</i>	25.631	1.407	23.015	24.712	25.330	26.292	31.199	1,500
<i>ROA</i>	0.007	0.150	-1.047	-0.011	0.033	0.079	0.354	1,500
<i>Leverage</i>	0.415	0.202	0.029	0.254	0.412	0.557	1.006	1,500
<i>Growth</i>	0.088	0.504	-0.908	-0.133	0.035	0.188	4.141	1,500
<i>Export</i>	0.275	0.317	0.000	0.000	0.120	0.525	1.000	1,500
<i>Forcg</i>	0.055	0.106	0.000	0.001	0.008	0.055	0.650	1,500
<i>Maxcrg</i>	0.399	0.170	0.044	0.278	0.389	0.513	0.858	1,500
<i>Eissue</i>	0.235	0.424	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	1,500
<i>Dissue</i>	0.413	0.492	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000	1,500
<i>Cross</i>	0.019	0.138	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	1,500
<i>PBR</i>	1.428	1.434	-0.066	0.630	0.990	1.677	12.078	1,500
<i>N_PBR</i>	0.005	0.068	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	1,500
<i>D_Accruals</i>	-0.153	1.328	-1.164	-0.897	-0.509	0.083	12.404	1,500
<i>Goodwill</i>	0.007	0.034	0.000	0.000	0.000	0.000	0.376	1,500
<i>Revalue</i>	0.029	0.060	0.000	0.000	0.000	0.026	0.388	1,500
<i>Retire</i>	0.013	0.016	0.000	0.002	0.008	0.017	0.097	1,500
<i>Forexch</i>	0.006	0.011	0.000	0.000	0.002	0.007	0.114	1,500
<i>Deriva</i>	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.009	1,500
<i>Consol</i>	0.473	0.499	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000	1,500
<i>Chaebol</i>	0.061	0.239	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	1,500

パネルB: Second Stage								
	平均	標準偏差	最小値	25%ile	中央値	75%ile	最大値	<i>n</i>
<i>IFRS</i>	0.038	0.191	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	1,500
<i>Bid-Ask Spread</i>	0.006	0.004	0.001	0.004	0.005	0.007	0.023	1,500
<i>Size_Mcap</i>	582.000	2,620.000	4.260	31.000	64.000	170.000	33,700.00	1,500
<i>Turnover_Average</i>	0.015	0.019	0.000	0.004	0.008	0.019	0.123	1,500
<i>Turnover_Median</i>	0.008	0.009	0.000	0.002	0.005	0.010	0.060	1,500
<i>Volatility</i>	0.031	0.014	0.007	0.022	0.029	0.036	0.100	1,500
<i>Free Float</i>	0.535	0.186	0.100	0.401	0.528	0.674	0.971	1,500
<i>Beta</i>	0.870	0.432	-0.138	0.545	0.845	1.165	2.159	1,500
<i>Log(Bid-Ask Spread)</i>	-5.244	0.533	-6.607	-5.592	-5.252	-4.894	-3.785	1,500
<i>Log(Size_Mcap)</i>	25.169	1.516	22.172	24.156	24.883	25.857	31.148	1,500
<i>Log(Turnover_Average)</i>	-4.831	1.216	-8.502	-5.636	-4.770	-3.988	-2.098	1,500
<i>Log(Turnover_Median)</i>	-5.499	1.220	-9.671	-6.284	-5.375	-4.595	-2.817	1,500
<i>Log(Volatility)</i>	-3.554	0.418	-4.987	-3.808	-3.552	-3.313	-2.307	1,500
<i>Log(Free Float)</i>	-0.696	0.397	-2.305	-0.914	-0.638	-0.395	-0.030	1,500

パネルC: Second Stage (IFRS = 1)								
	平均	標準偏差	最小値	25%ile	中央値	75%ile	最大値	<i>n</i>
<i>IFRS</i>	1.000	0.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	57

第6章 韓国におけるIFRS早期適用が情報の非対称性に与える影響

<i>Bid-Ask Spread</i>	0.005	0.003	0.001	0.003	0.004	0.007	0.014	57
<i>Size_Mcap</i>	2,800.000	6,550.000	11.300	42.100	128.000	995.000	33,700.00	57
<i>Turnover_Average</i>	0.013	0.016	0.001	0.004	0.008	0.017	0.072	57
<i>Turnover_Median</i>	0.007	0.007	0.000	0.002	0.005	0.008	0.034	57
<i>Volatility</i>	0.028	0.011	0.010	0.021	0.026	0.033	0.056	57
<i>Free Float</i>	0.559	0.161	0.202	0.478	0.531	0.669	0.879	57
<i>Beta</i>	0.852	0.426	0.122	0.536	0.838	1.129	2.041	57
<i>Log(Bid-Ask Spread)</i>	-5.441	0.586	-6.607	-5.773	-5.479	-4.976	-4.272	57
<i>Log(Size_Mcap)</i>	26.164	2.275	23.151	24.462	25.576	27.626	31.148	57
<i>Log(Turnover_Average)</i>	-4.912	1.119	-7.576	-5.504	-4.892	-4.062	-2.638	57
<i>Log(Turnover_Median)</i>	-5.456	1.146	-8.189	-6.046	-5.337	-4.782	-3.368	57
<i>Log(Volatility)</i>	-3.647	0.392	-4.577	-3.871	-3.645	-3.401	-2.890	57
<i>Log(Free Float)</i>	-0.627	0.315	-1.601	-0.738	-0.633	-0.402	-0.129	57

パネルD : Second Stage (*IFRS* = 0)

	平均	標準偏差	最小値	25%ile	中央値	75%ile	最大値	<i>n</i>
<i>IFRS</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1,443
<i>Bid-Ask Spread</i>	0.006	0.004	0.001	0.004	0.005	0.008	0.023	1,443
<i>Size_Mcap</i>	494.000	2,290.000	4.260	30.900	62.500	164.000	33,700.00	1,443
<i>Turnover_Average</i>	0.015	0.019	0.000	0.004	0.009	0.019	0.123	1,443
<i>Turnover_Median</i>	0.008	0.009	0.000	0.002	0.005	0.010	0.060	1,443
<i>Volatility</i>	0.031	0.014	0.007	0.022	0.029	0.037	0.100	1,443
<i>Free Float</i>	0.534	0.187	0.100	0.397	0.528	0.674	0.971	1,443
<i>Beta</i>	0.871	0.433	-0.138	0.548	0.848	1.165	2.159	1,443
<i>Log(Bid-Ask Spread)</i>	-5.237	0.530	-6.607	-5.590	-5.247	-4.890	-3.785	1,443
<i>Log(Size_Mcap)</i>	25.129	1.466	22.172	24.154	24.858	25.821	31.148	1,443
<i>Log(Turnover_Average)</i>	-4.828	1.219	-8.502	-5.642	-4.764	-3.974	-2.098	1,443
<i>Log(Turnover_Median)</i>	-5.501	1.224	-9.671	-6.297	-5.378	-4.594	-2.817	1,443
<i>Log(Volatility)</i>	-3.550	0.418	-4.987	-3.803	-3.550	-3.308	-2.307	1,443
<i>Log(Free Float)</i>	-0.699	0.399	-2.305	-0.924	-0.639	-0.395	-0.030	1,443

パネルE : 平均差の検定

	<i>IFRS</i> = 1 - <i>IFRS</i> = 0		検定統計量	
	平均値差	中央値差	<i>t</i> -statistic	<i>z</i> -statistic
<i>Bid-Ask Spread</i>	-0.001	-0.001	-2.17**	-2.41**
<i>Size_Mcap</i>	2,306.000	65.500	6.63***	3.13***
<i>Turnover_Average</i>	-0.002	-0.001	-0.96	-0.61
<i>Turnover_Median</i>	-0.001	0.000	-0.30	0.28
<i>Volatility</i>	-0.003	-0.003	-1.73*	-1.70*
<i>Free Float</i>	0.025	0.003	0.98	1.01
<i>Beta</i>	-0.019	-0.010	-0.33	-0.27
<i>Log(Bid-Ask Spread)</i>	-0.204	-0.232	-2.84***	-2.41**
<i>Log(Size_Mcap)</i>	1.035	0.718	5.09***	3.13***
<i>Log(Turnover_Average)</i>	-0.084	-0.128	-0.51	-0.61
<i>Log(Turnover_Median)</i>	0.045	0.041	0.27	0.28
<i>Log(Volatility)</i>	-0.097	-0.095	-1.70*	-1.70*

<i>Log(Free Float)</i>	0.072	0.006	1.33	1.01
------------------------	-------	-------	------	------

(注) 本表では、分析に用いられる各変数の記述統計量を示している。なお、*Size_Mcap* と *Size_Asset* の単位は₩10億であり、₩100=₩1,000を仮定した場合、₩10億は¥1億に当たる。変数の定義は以下のようである。
 <第1段階目の分析に関する変数> *Size_Asset* = t-1期の期末資産総額; *Log(Size_Asset)* = *Size_Asset*の自然対数; *ROA* = t-1期の当期純利益/t-1期の期末資産総額; *Leverage* = t-1期の期末負債総額/t-1期の期末資産総額; *Growth* = (t-1期の売上高-t-2期の売上高)/t-2期の売上高; *Export* = t-1期の海外売上高/t-1期の売上高; *Forcg* = t-1期の期末外国人投資家の所有割合(普通株式); *Maxcg* = t-1期の筆頭株主持株比率; *Eissue* = t期の株主資本等変動計算書上の新規株式発行による資本金の増加が正である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数; *Dissue* = t期のキャッシュ・フロー計算書上の財務活動によるキャッシュ・フローにおける非流動負債の増加(社債の発行+長期借入金)の増加が正の値である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数; *Cross* = 2009年12月時点で企業が海外証券取引所に重複上場している場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数; *PBR* = (t-1期の期末普通株式時価総額+t-1期の期末優先株式時価総額)/t-1期の期末純資産総額; *N_PBR* = t-1期の企業の*PBR*が負である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数; *D_Accruals* = Jones (1991)、Dechow et al. (1995)、Kasznik (1999)、Kothari et al. (2005)にしたがって各年および各産業ごとに推定された係数を用いて算出された企業の裁量的発生高に関する4つの推定値の絶対値を主成分分析(principal component analysis)によって単一尺度化した値; *Goodwill* = t-1期の期末のれん額/t-1期の期末資産総額; *Revalue* = t-1期の期末再評価差額金の額/t-1期の期末資産総額; *Retire* = t-1期の期末退職給付引当金/t-1期の期末総資産; *Forexch* = t-1期の為替換算損益の絶対値/t-1期の期末総資産; *Deriva* = t-1期の期末繰延ヘッジ損益の絶対値/t-1期の期末総資産; *Consol* = t-1期に連結財務諸表を作成している企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数; *Chaebol* = 1997年時点における30大財閥のうち、2008年現在にもなお存在しており、かつ30大財閥として引き続き指定されている15の企業グループに企業が属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数

<第2段階目の分析に関する変数> *IFRS* = IFRSを早期適用した企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数; *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; *Size_Mcap* = t期の普通株式時価総額; *Turnover_Average* = 日次売買回転率(日次取引高/日次発行済株式総数)の平均値; *Turnover_Median* = 日次売買回転率(日次取引高/日次発行済株式総数)の中央値; *Volatility* = 日次株式リターンの標準偏差; *Free Float* = t期の浮動株比率(1-発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100); *Beta* = t期の株式ベータ; *Log(Bid-Ask Spread)* = *Bid-Ask-Spread*の自然対数; *Log(Size_Mcap)* = *Size_Mcap*の自然対数; *Log(Turnover_Average)* = *Turnover_Average*の自然対数; *Log(Turnover_Median)* = *Turnover_Median*の自然対数; *Log(Volatility)* = *Volatility*の自然対数; *Log(Free Float)* = *Free Float*の自然対数 * 10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

最後に、本章の分析に用いる変数間の相関係数を示した表6-3についてみると、まず第1段階目の分析に用いられる変数間の相関が高いことが見て取れる(表6-3のパネルA)。次に、第2段階目の分析に用いられる各変数の相関係数を示した表6-3のパネルBについてみると、各モデルの従属変数である*Log(Bid-Ask Spread)*、*Turnover_Median*、*Volatility*とIFRSとの相関係数はそれぞれ、-0.073、-0.008、-0.045であることがわかる。このことは、IFRSの早期適用とビッド・アスク・スプレッド、売買回転率の中央値、および株式リターンのボラティリティとの間には負の相関関係が存在することを示唆する。しかし、以上の単変量分析と相関係数は、各モデルの従属変数に影響を与える他の独立変数の影響を全く考慮していない。このため、ここで得られた結果はあくまでも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。次節では、各モデルの従属変数に影響を与える他の独立変数の影響を考慮した多変量分析の結果を示す。

表 6-3 相関係数

パネル A : First Stage																						
variables	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)	(m)	(n)	(o)	(p)	(q)	(r)	(s)	(t)	(u)	(v)
(a)IFRS	1.000																					
(b)Size_Asset	0.125	1.000																				
(c)Log(Size_Asset)	0.123	0.617	1.000																			
(d)ROA	0.023	0.054	0.222	1.000																		
(e)Leverage	0.018	0.098	0.196	-0.255	1.000																	
(f)Growth	0.070	-0.006	-0.016	0.187	0.005	1.000																
(g)Export	0.038	0.100	0.100	0.085	0.090	0.008	1.000															
(h)Forcg	0.086	0.373	0.481	0.163	-0.044	0.004	0.009	1.000														
(i)Maxcg	-0.043	-0.056	0.161	0.285	-0.083	-0.018	-0.091	0.029	1.000													
(j)Eissue	0.021	-0.074	-0.209	-0.316	0.131	0.067	0.049	-0.132	-0.317	1.000												
(k)Dissue	0.025	0.164	0.323	0.067	0.303	0.042	0.039	0.044	0.000	-0.012	1.000											
(l)Cross	0.137	0.580	0.368	0.035	0.030	-0.028	0.047	0.262	-0.045	-0.062	0.077	1.000										
(m)PBR	0.003	-0.010	-0.101	-0.085	0.123	0.086	0.049	0.076	-0.167	0.180	-0.063	0.059	1.000									
(n)N_PBR	0.038	0.008	-0.006	-0.119	0.197	0.071	0.004	-0.018	-0.050	0.123	-0.018	-0.010	-0.068	1.000								
(o)D_Accruals	-0.023	-0.052	-0.160	-0.187	0.096	0.181	-0.010	-0.074	-0.123	0.214	-0.095	0.002	0.131	0.206	1.000							
(p)Goodwill	0.124	-0.023	-0.085	-0.073	-0.006	0.099	-0.039	-0.033	-0.032	0.072	-0.018	0.036	0.080	0.023	0.053	1.000						
(q)Revalue	0.010	-0.005	0.104	-0.062	0.200	-0.062	0.007	-0.080	0.074	-0.017	0.123	-0.010	-0.125	0.009	-0.082	-0.075	1.000					
(r)Retire	-0.034	-0.052	-0.093	-0.007	0.128	-0.030	0.024	-0.042	0.022	-0.040	-0.006	-0.040	-0.008	-0.021	-0.047	-0.032	0.005	1.000				
(s)Forexch	0.110	0.079	0.093	-0.112	0.207	-0.048	0.299	0.009	-0.104	0.071	0.054	0.070	-0.017	-0.016	-0.003	-0.009	0.000	-0.002	1.000			
(t)Deriva	-0.006	0.122	0.157	0.030	0.081	0.022	0.023	0.046	0.025	-0.003	0.080	0.090	0.003	-0.013	-0.046	-0.030	0.018	-0.038	0.067	1.000		
(u)Consol	0.133	0.212	0.448	-0.006	0.093	-0.055	0.136	0.195	0.065	-0.076	0.166	0.122	-0.058	-0.006	-0.088	-0.045	0.007	-0.061	0.141	0.080	1.000	
(v)Chaebol	0.183	0.340	0.435	-0.007	0.114	-0.005	0.042	0.187	0.011	-0.049	0.133	0.228	0.022	0.024	-0.054	-0.009	0.013	0.000	0.073	0.086	0.162	1.000

パネル B : Second Stage

variables	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)	(m)	(n)
(a)IFRS	1.000													

(b)Bid-Ask Spread	-0.056	1.000												
(c)Size_Mcap	0.169	-0.213	1.000											
(d)Turnover_Average	-0.025	-0.144	-0.091	1.000										
(e)Turnover_Median	-0.008	-0.246	-0.044	0.887	1.000									
(f)Volatility	-0.045	0.285	-0.125	0.609	0.524	1.000								
(g)Free Float	0.025	-0.106	0.045	0.454	0.497	0.386	1.000							
(h)Beta	-0.008	-0.371	0.065	0.277	0.378	0.170	0.337	1.000						
(i)Log(Bid-Ask Spread)	-0.073	0.937	-0.328	-0.160	-0.295	0.242	-0.132	-0.403	1.000					
(j)Log(Size_Mcap)	0.131	-0.569	0.601	-0.200	-0.053	-0.354	-0.171	0.110	-0.680	1.000				
(k)Log(Turnover_Average)	-0.013	-0.302	-0.067	0.799	0.765	0.643	0.579	0.477	-0.313	-0.166	1.000			
(l)Log(Turnover_Median)	0.007	-0.443	0.017	0.704	0.791	0.510	0.594	0.536	-0.469	0.017	0.921	1.000		
(m)Log(Volatility)	-0.044	0.207	-0.129	0.597	0.526	0.948	0.394	0.261	0.178	-0.324	0.711	0.571	1.000	
(n)Log(Free Float)	0.034	-0.143	0.048	0.415	0.458	0.339	0.968	0.349	-0.169	-0.154	0.577	0.599	0.358	1.000

(注) 本表では、分析に用いられる各変数間のピアソン相関係数を示している。変数の定義は以下のようである。

<第1段階目の分析に関する変数> $Size_Asset = t-1$ 期の期末資産総額; $Log(Size_Asset) = Size_Asset$ の自然対数; $ROA = t-1$ 期の当期純利益/ $t-1$ 期の期末資産総額; $Leverage = t-1$ 期の期末負債総額/ $t-1$ 期の期末資産総額; $Growth = (t-1$ 期の売上高 - $t-2$ 期の売上高) / $t-2$ 期の売上高; $Export = t-1$ 期の海外売上高 / $t-1$ 期の売上高; $Forcg = t-1$ 期の期末外国人投資家の所有割合 (普通株式); $Maxcg = t-1$ 期の筆頭株主株比率; $Eissue = t$ 期の株主資本等変動計算書上の新規株式発行による資本金の増加が正である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数; $Dissue = t$ 期のキャッシュ・フロー計算書上の財務活動によるキャッシュ・フローにおける非流動負債の増加 (社債の発行 + 長期借入金の増加) が正の値である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数; $Cross = 2009$ 年12月時点で企業が海外証券取引所に重複上場している場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数; $PBR = (t-1$ 期の期末普通株式時価総額 + $t-1$ 期の期末優先株式時価総額) / $t-1$ 期の期末純資産総額; $N_PBR = t-1$ 期の企業の PBR が負である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数; $D_Accruals = Jones (1991)$ 、 $Dechow et al. (1995)$ 、 $Kaszniak (1999)$ 、 $Kothari et al. (2005)$ にしたがって各年および各産業ごとに推定された係数を用いて算出された企業の裁量的発生高に関する4つの推定値の絶対値を主成分分析 (principal component analysis) によって単一尺度化した値; $Goodwill = t-1$ 期の期末のれん額 / $t-1$ 期の期末資産総額; $Revalue = t-1$ 期の期末再評価差額金の額 / $t-1$ 期の期末資産総額; $Retire = t-1$ 期の期末退職給付引当金 / $t-1$ 期の期末総資産; $Forexch = t-1$ 期の為替換算損益の絶対値 / $t-1$ 期の期末総資産; $Deriva = t-1$ 期の期末繰延ヘッジ損益の絶対値 / $t-1$ 期の期末総資産; $Consol = t-1$ 期に連結財務諸表を作成している企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数; $Chaebol = 1997$ 年時点における30大財閥のうち、2008年現在にもなお存在しており、かつ30大財閥として引き続き指定されている15の企業グループに企業が属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数

<第2段階目の分析に関する変数> $IFRS = IFRS$ を早期適用した企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数; $Bid-Ask\ Spread =$ 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; $Size_Mcap = t$ 期の普通株式時価総額; $Turnover_Average =$ 日次売買回転率 (日次取引高 / 日次発行済株式総数) の平均値; $Turnover_Median =$ 日次売買回転率 (日次取引高 / 日次発行済株式総数) の中央値; $Volatility =$ 日次株式リターンの標準偏差; $Free\ Float = t$ 期の浮動株比率 (1 - 発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の株比率 $\div 100$); $Beta = t$ 期の株式ベータ; $Log(Bid-Ask\ Spread) = Bid-Ask-Spread$ の自然対数; $Log(Size_Mcap) = Size_Mcap$ の自然対数; $Log(Turnover_Average) = Turnover_Average$ の自然対数; $Log(Turnover_Median) = Turnover_Median$ の自然対数; $Log(Volatility) = Volatility$ の自然対数; $Log(Free\ Float) = Free\ Float$ の自然対数

第4節 検証結果

前述したように、本章で関心を寄せる変数である *IFRS* の係数は自己選択バイアスの影響を受けやすい。そこで、本章はそうした潜在的な自己選択バイアスに対処するために、Heckman (1979)型の2段階トリートメント効果モデルを用いている。具体的には、本章は表6-4に示されているIFRSを早期適用した企業の特性を説明する第1段階目のプロビット・モデルの推定から逆ミルズ比を計算し、それを第2段階目の各モデルにおける追加的な独立変数 *IMR* として組み込むことで、潜在的な自己選択バイアスの影響を緩和しようと試みる。まず、表6-4の第1段階目の推定結果についてみると、本章で用いる第1段階目のプロビット・モデルの説明力は19.20%であることがわかる。このことは、IFRS選択に関する本章の第1段階目のプロビット・モデルが、韓国企業のIFRS早期適用に関する選択行動を約19.20%説明していることを意味する。推定結果からは、係数の値が有意ではない変数が存在することがわかる。これは、表6-3のパネルBで示されているように本章の第1段階目の分析に用いられる変数間の相関関係が高く、ゆえに変数間の多重共線性の問題に起因している可能性があると考えられる。しかし、本章の関心事項は、第1段階目のプロビット・モデルに含まれる諸変数の線形結合として計算される逆ミルズ比を得ることに限定される。このため、ここでは各変数間に存在する多重共線性の問題、および各変数の有意水準に関する詳しい議論は行わないことにする。

表6-4 第1段階目の推定結果

IFRS Selection Probit Model (First Stage)		
Variables	coefficient	z-statistic
<i>constant</i>	-0.2084	-0.12
<i>Log(Size_Asset)</i>	-0.0840	-1.25
<i>ROA</i>	1.3321	1.85*
<i>Leverage</i>	0.0309	0.07
<i>Growth</i>	0.2685	2.93***
<i>Export</i>	-0.0664	-0.31
<i>Forcg</i>	0.6572	1.14
<i>Maxcg</i>	-0.6544	-1.43
<i>Eissue</i>	0.2891	1.55
<i>Dissue</i>	-0.1296	-0.89
<i>Cross</i>	0.6153	2.03**
<i>PBR</i>	-0.0510	-0.93
<i>N_PBR</i>	1.0541	1.67*
<i>D_Accruals</i>	-0.1229	-2.09**
<i>Goodwill</i>	4.9936	4.05***
<i>Revalue</i>	1.9866	1.68*
<i>Retire</i>	-2.0876	-0.36
<i>Forexch</i>	12.1627	2.49**

<i>Deriva</i>	-103.6892	-1.06
<i>Consol</i>	0.7121	4.15***
<i>Chaebol</i>	0.9359	4.65***
<i>Pseudo R²</i>	0.1920	
<i>N</i>	1,500	

(注) 表中では、以下の各モデル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。

IFRS Selection Probit Model (First Stage) ;

$$\text{Prob}(IFRS_i = 1) = \beta_0 + \beta_1 \text{Log}(\text{Size_Asset})_{it-1} + \beta_2 \text{ROA}_{it-1} + \beta_3 \text{Leverage}_{it-1} + \beta_4 \text{Growth}_{it-1} + \beta_5 \text{Export}_{it-1} + \beta_6 \text{Forc}_{it-1} + \beta_7 \text{Maxc}_{it-1} + \beta_8 \text{Eissue}_{it-1} + \beta_9 \text{Dissue}_{it-1} + \beta_{10} \text{Cross}_{it-1} + \beta_{11} \text{PBR}_{it-1} + \beta_{12} \text{N_PBR}_{it-1} + \beta_{13} \text{D_Accruals}_{it-1} + \beta_{14} \text{Goodwill}_{it-1} + \beta_{15} \text{Revalue}_{it-1} + \beta_{16} \text{Retire}_{it-1} + \beta_{17} \text{Forexch}_{it-1} + \beta_{18} \text{Deriva}_{it-1} + \beta_{19} \text{Consol}_{it-1} + \beta_{20} \text{Chaebol}_i + \varepsilon_i$$

ただし、*IFRS* = IFRS を早期適用した企業である場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数；*Log(Size_Aset)* = *t-1* 期の期末資産総額の自然対数；*ROA* = *t-1* 期の当期純利益/*t-1* 期の期末資産総額；*Leverage* = *t-1* 期の期末負債総額/*t-1* 期の期末資産総額；*Growth* = (*t-1* 期の売上高 - *t-2* 期の売上高) / *t-2* 期の売上高；*Export* = *t-1* 期の海外売上高 / *t-1* 期の売上高；*Forc* = *t-1* 期の期末外国人投資家の所有割合（普通株式）；*Maxc* = *t-1* 期の筆頭株主株比率；*Eissue* = *t* 期の株主資本等変動計算書上の新規株式発行による資本金の増加が正である場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数；*Dissue* = *t* 期のキャッシュ・フロー計算書上の財務活動によるキャッシュ・フローにおける非流動負債の増加（社債の発行 + 長期借入金の増加）が正の値である場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数；*Cross* = 2009 年 12 月時点で企業が海外証券取引所に重複上場している場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数；*PBR* = (*t-1* 期の期末普通株式時価総額 + *t-1* 期の期末優先株式時価総額) / *t-1* 期の期末純資産総額；*N_PBR* = *t-1* 期の企業の *PBR* が負である場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数；*D_Accruals* = Jones (1991)、Dechow et al. (1995)、Kasznik (1999)、Kothari et al. (2005) にしたがって各年および各産業ごとに推定された係数を用いて算出された企業の裁量的発生高に関する 4 つの推定値の絶対値を主成分分析 (principal component analysis) によって単一尺度化した値；*Goodwill* = *t-1* 期の期末のれん額 / *t-1* 期の期末資産総額；*Revalue* = *t-1* 期の期末再評価差額金の額 / *t-1* 期の期末資産総額；*Retire* = *t-1* 期の期末退職給付引当金 / *t-1* 期の期末総資産；*Forexch* = *t-1* 期の為替換算損益の絶対値 / *t-1* 期の期末総資産；*Deriva* = *t-1* 期の期末繰延ヘッジ損益の絶対値 / *t-1* 期の期末総資産；*Consol* = *t-1* 年に連結財務諸表を作成している企業である場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数；*Chaebol* = 1997 年時点における 30 大財閥のうち、2008 年現在にもなお存在しており、かつ 30 大財閥として引き続き指定されている 15 の企業グループに企業が属する場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数；であり、下添字 *i*, *t* は、それぞれ、企業、年度を表している。* 10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

表 6-5 のパネル A からパネル C は本章の第 2 段階目の各モデルの推定結果を示したものである。パネル A はビッド・アスク・スプレッド・モデル、パネル B は売買回転率モデル、パネル C はボラティリティ・モデルの推定結果をそれぞれ示している。まず、表 6-5 のパネル A についてみることにしよう。仮説 1 に関する検証結果である左側のコラムについてみると、*IMR* の係数は 0.0512 で、1%水準で有意な正の値を示している ($t = 2.62$)。このことは、ビッド・アスク・スプレッド・モデルにおいて自己選択バイアスをコントロールすることの重要性を示している。しかし、仮説 1 の検証の際に関心を寄せる変数である *IFRS* の係数は 0.0512 で有意ではなく ($t = 1.06$)、予測された符号とも一致していない。このことは、平均的にみると IFRS を早期適用した企業と K-GAAP を継続適用している企業のビッド・アスク・スプレッドの間に有意な差がないことを示唆する。次に、仮説 2 に関する検証結果である右側のコラムに目を向ける。このコラムでは IFRS 早期適用のビッド・アスク・スプレッドに与える影響が、規模が大きく優れ

た情報環境を有する企業と、規模が小さく脆弱な情報環境を有する企業とで異なるかを調査している。ここで興味深いのは、*IFRS* の係数が-1.2844で、10%水準で有意な負の値を示していることである ($t = -1.77$)。ここでの *IFRS* の係数は $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ がゼロに近づく場合の限界効果 (limit effect) を捉えるため、このことは規模が小さく脆弱な情報環境を有する企業では、*IFRS* の早期適用がビッド・アスク・スプレッドに負の影響を与えていること、すなわちビッド・アスク・スプレッドを有意に低下させていることを示唆する。また、ここでは $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ がビッド・アスク・スプレッドに与える直接的効果と間接的効果を捉えることが可能である。つまり、コントロール変数としての $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ の係数が-0.2252で、1%水準で有意に負であることは ($t = -17.37$)、企業の規模がビッド・アスク・スプレッドに与える直接的効果は負であること、すなわち一般的には規模が大きく優れた情報環境を有する企業ほどビッド・アスク・スプレッドが低いことを意味する。他方、*IFRS* と $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ の交差項である *IFRS* × $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ の係数が 0.0514で、10%水準で有意に正であることは ($t = 1.79$)、企業の規模がビッド・アスク・スプレッドに与える間接的効果は正であること、つまり規模が大きく優れた情報環境を有する企業では *IFRS* の早期適用によってビッド・アスク・スプレッドが低下する効果が弱まっていることを示唆する¹⁰。

続いて、表 6-5 のパネル B についてみることにしよう。まず仮説 1 に関する検証結果である左側のコラムについてみると、*IMR* の係数は-0.0011で、5%水準で有意な負の値を示している ($t = -1.94$)。しかし、*IFRS* の係数は-0.0009で有意ではなく ($t = -0.99$)、予測された符号とも一致していない。このことは、*IFRS* を早期適用した企業と *K-GAAP* を継続適用している企業の売買回転率の間に有意な差がないことを示唆する。他方、ビッド・アスク・スプレッド・モデルの場合とは違って、仮説 2 に関する検証結果である右側のコラムにおいても、*IFRS* と *IFRS* × $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ の係数は-0.0057と 0.0002でいずれも有意ではなく ($t = -0.61, 0.53$)、その符号も予測とは逆である。売買回転率は、ポートフォリオ組み換え、流動性ショック、投資家のリスク選好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)。つまり、従属変数における測定誤差の問題がこのような分析結果をもたらした可能性がある。

次に、表 6-5 のパネル C に目を向ける。まず仮説 1 に関する検証結果である左側のコラムについてみると、*IMR* の係数は-0.0001で、ビッド・アスク・スプレッド・モデルと売買回転率モデルの場合とは異なり、有意ではない ($t = -0.05$)。このことは、ボラティリティ・モデルにおける *IFRS* の係数が自己選択バイアスの影響を受ける程度は、他の2つのモデルに比べて相対的に低いことを意味している¹¹。また、*IFRS* の係数は-0.0015で予測と一致して負の値を示しているが有意ではない ($t = -1.21$)。このことは平均的にみると *IFRS* を早期適用した企業と *K-GAAP* を継続適用している企業の株式リターンとのボラティリティの間に有意な差がないことを示唆する。次に、仮説 2 に関する検証結

表6-5 第2段階目の推定結果

パネルA: Bid-Ask Spread Model ^a				
Variables	仮説1		仮説2	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	1.3595	6.23***	1.4083	6.54***
<i>IFRS</i>	0.0512	1.06	-1.2844	-1.77*
<i>IFRS×Log(Size_Mcap)</i>			0.0514	1.79*
<i>Log(Size_Mcap)</i>	-0.2244	-17.27***	-0.2252	-17.37***
<i>Log(Turnover_Average)</i>	-0.3444	-34.84***	-0.3443	-34.87***
<i>Log(Volatility)</i>	0.6764	21.90***	0.6751	21.98***
<i>Log(Free Float)</i>	-0.0515	-1.88*	-0.0535	-1.94*
<i>IMR</i>	0.0512	2.62***	0.0473	2.45**
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included	
<i>1StageVariablesExceptER</i>	Included		Included	
<i>VIF for IMR</i>	2.67		2.68	
<i>Adj.R²</i>	0.7934		0.7947	
<i>N</i>	1,500		1,500	

パネルB: Turnover Model ^b				
Variables	仮説1		仮説2	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	-0.0353	-6.62***	-0.0351	-6.58***
<i>IFRS</i>	-0.0009	-0.99	-0.0057	-0.61
<i>IFRS×Log(Size_Mcap)</i>			0.0002	0.53
<i>Log(Size_Mcap)</i>	0.0031	7.95***	0.0031	7.94***
<i>Free Float</i>	0.0209	11.76***	0.0209	11.76***
<i>Volatility</i>	0.3143	11.66***	0.3141	11.64***
<i>IMR</i>	-0.0011	-1.94**	-0.0011	-1.96**
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included	
<i>1StageVariablesExceptER</i>	Included		Included	
<i>VIF for IMR</i>	2.66		2.67	
<i>Adj.R²</i>	0.4579		0.4576	
<i>N</i>	1,500		1,500	

パネルC: Volatility Model ^c				
Variables	仮説1		仮説2	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	0.0814	9.44***	0.0824	9.56***
<i>IFRS</i>	-0.0015	-1.21	-0.0247	-1.78*
<i>IFRS×Log(Size_Mcap)</i>			0.0009	1.73*
<i>Log(Size_Mcap)</i>	-0.0006	-0.81	-0.0006	-0.83
<i>Free Float</i>	0.0151	4.51***	0.0150	4.48***
<i>Beta</i>	0.0034	4.45***	0.0034	4.48***
<i>IMR</i>	-0.0001	-0.05	-0.0001	-0.12

第6章 韓国におけるIFRS早期適用が情報の非対称性に与える影響

<i>Industry Dummies</i>	Included	Included
<i>1StageVariablesExceptER</i>	Included	Included
<i>VIF for IMR</i>	2.66	2.67
<i>Adj.R²</i>	0.4477	0.4479
<i>N</i>	1,500	1,500

(注) 表中では、以下の各モデル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。

^a Bid-Ask Spread Model ;

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_i = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_3 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_i + \beta_4 \text{Log}(\text{Volatility})_i + \beta_5 \text{Log}(\text{Free Float})_i + \beta_6 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + \text{1StageVariablesExceptER}_i + \epsilon_i$$

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_i = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{IFRS}_i \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_4 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_i + \beta_5 \text{Log}(\text{Volatility})_i + \beta_6 \text{Log}(\text{Free Float})_i + \beta_7 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + \text{1StageVariablesExceptER}_i + \epsilon_i$$

ただし、*Log(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の自然対数；*IFRS* = IFRSを早期適用した企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Log(Size_Mcap)* = *t*期の普通株式時価総額の自然対数；*Log(Turnover_Average)* = 日次売買回転率（日次取引高/日次発行済株式総数）の平均値の自然対数；*Log(Volatility)* = 日次株式リターンの標準偏差の自然対数；*Log(Free Float)* = *t*期の浮動株比率（1-発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100）；*IMR* = Heckman (1979)型の2段階トリートメント効果モデルの第1段階目のプロビット・モデルの推定から計算される逆ミルズ比；*Industry Dummies* = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*1StageVariablesExceptER* = Heckman (1979)型の2段階トリートメント効果モデルの第1段階目のプロビット・モデルの推定に含まれる独立変数のうち、排除制約を満たすと考えられる5つの変数を除外した諸変数；であり、下添字 *i* は、企業を表している。

^b Turnover Model ;

$$\text{Turnover_Median}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_3 \text{Free Float}_i + \beta_4 \text{Volatility}_i + \beta_5 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + \text{1StageVariablesExceptER}_i + \epsilon_i$$

$$\text{Turnover_Median}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{IFRS}_i \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_4 \text{Free Float}_i + \beta_5 \text{Volatility}_i + \beta_6 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + \text{1StageVariablesExceptER}_i + \epsilon_i$$

ただし、*Turnover_Median* = 日次売買回転率（日次取引高/日次発行済株式総数）の中央値；*IFRS* = IFRSを早期適用した企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Log(Size_Mcap)* = *t*期の普通株式時価総額の自然対数；*Free Float* = *t*期の浮動株比率（1-発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100）；*Volatility* = 日次株式リターンの標準偏差；*IMR* = Heckman (1979)型の2段階トリートメント効果モデルの第1段階目のプロビット・モデルの推定から計算される逆ミルズ比；*Industry Dummies* = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*1StageVariablesExceptER* = Heckman (1979)型の2段階トリートメント効果モデルの第1段階目のプロビット・モデルの推定に含まれる独立変数のうち、排除制約を満たすと考えられる5つの変数を除外した諸変数；であり、下添字 *i* は、企業を表している。

^c Volatility Model ;

$$\text{Volatility}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_3 \text{Free Float}_i + \beta_4 \text{Beta}_i + \beta_5 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + \text{1StageVariablesExceptER}_i + \epsilon_i$$

$$\text{Volatility}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{IFRS}_i \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_4 \text{Free Float}_i + \beta_5 \text{Beta}_i + \beta_6 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + \text{1StageVariablesExceptER}_i + \epsilon_i$$

ただし、*Volatility* = 日次株式リターンの標準偏差；*IFRS* = IFRSを早期適用した企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Log(Size_Mcap)* = *t*期の普通株式時価総額の自然対数；*Free Float* = *t*期の浮動株比率（1-発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100）；*Beta* = *t*期の株式ベータ；*IMR* = Heckman (1979)型の2段階トリートメント効果モデルの第1段階目のプロビット・モデルの推定から計算される逆ミルズ比；*Industry Dummies* = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*1StageVariablesExceptER* = Heckman (1979)型の2段階トリートメント効果モデルの第1段階目のプロビット・モデルの推定に含まれる独立変数のうち、排除制約を満たすと考えられる5つの変数を除外した諸変数；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。

果である右側のコラムに目を向ける。ここではビッド・アスク・スプレッド・モデルの場合と同様に、*IFRS* の係数が-0.0247 で、10%水準で有意な負の値を示している ($t = -1.78$)。このことは、規模が小さく脆弱な情報環境を有する企業では、*IFRS* の早期適用が株式リターンのボラティリティに負の影響を与えること、すなわち株式リターンのボラティリティを有意に低下させていることを示唆する。

また、ここでも $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ が株式リターンのボラティリティに与える直接的効果と間接的効果を捉えることが可能である。つまり、コントロール変数としての $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ の係数が-0.0006 で負の値を示していることは ($t = -0.83$)、企業の規模が株式リターンのボラティリティに与える直接的効果が (有意ではないものの) 負である可能性、つまり一般的に規模が大きく優れた情報環境を有する企業では株式リターンのボラティリティが低い可能性を示唆する。他方、*IFRS* と $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ の交差項である $\text{IFRS} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})$ の係数が 0.0009 で、10%水準で有意に正であることは ($t = 1.73$)、企業の規模が株式リターンのボラティリティに与える間接的効果は正であること、つまり規模が大きく優れた情報環境を有する企業では *IFRS* の早期適用によって株式リターンのボラティリティが低下する効果が弱まっていることを示唆している。

第5節 時系列での変化を検証した分析

本章の表 6-5 に示した主分析においては、*IFRS* を早期適用した企業と *K-GAAP* を継続適用している企業との間に情報の非対称性、すなわちビッド・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に有意な差があるか否かを検証するためにクロスセクション分析を行った。しかし、このようなりサーチ・デザインは企業間で情報の非対称性に有意な差が検出されたとしても、それはあくまで水準 (level) に関する検証であって、変化 (change) に関する検証ではない。つまり、相関関係については言及できても、因果関係については積極的な結論を導くのは困難である。したがって、本節では時系列での変化を用いた分析を行うことによって、主分析で得られた検証結果の因果関係について確認をする。

具体的には、本節では *IFRS* の早期適用企業であることを示すダミー変数 (*IFRS*)、*IFRS* の早期適用後の期間¹²である 2010 年度を示すダミー変数 (*Post*)、およびそれらの変数の交差項 ($\text{IFRS} \times \text{Post}$) をモデルに組み込む差分の差分推定 (Difference-in-Differences Estimation : 以下、DID 推定と呼ぶ) を行うことで (Card 1990 ; Card and Krueger 1994)、前節で行った仮説 1 に関する検証結果の因果関係について検証を行う。本節ではまた、上記の DID 推定の推定モデルに含まれる変数以外に、企業の規模を表す変数である $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ と *IFRS*、*Post* との交差項である $\text{IFRS} \times \text{Post} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})$ を追加的にモデルに組み込んだ分析を行う。これはショックに対する感応度を追加した DID 推定 (DID Plus Sensitivity to Shock : 以下、DID-PSS 推定と呼ぶ) と

呼ばれ (Qiu and Yu 2009 ; Giroud and Mueller 2010 ; Atanasov and Black 2014)、これによって前節で行った仮説 2 に関する検証結果の因果関係についても検証を行うことができる。本節の DID 推定および DID-PSS 推定では主分析と同様に、情報の非対称性に関して3つの分析モデルを取り上げる。すなわち、下記の(8)式と(9)式はビッド・アスク・スプレッド・モデル、(10)式と(11)式は売買回転率モデル、(12)式と(13)式はボラティリティ・モデルである。また、(8)(10)(12)式と(9)(11)(13)式はそれぞれ DID 推定と、DID-PSS 推定における推定モデルを示している。各モデルに含まれる変数の定義および測定方法は、主分析と同様である。

《時系列での変化を検証するための検証モデル：DID 推定および DID-PSS 推定》

$$\begin{aligned} \text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{Post}_t + \beta_3 \text{IFRS}_i \times \text{Post}_t \\ & + \beta_4 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_5 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_{it} + \beta_6 \text{Log}(\text{Volatility})_{it} \\ & + \beta_7 \text{Log}(\text{Free Float})_{it} + \text{Industry Dummies}_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{Post}_t + \beta_3 \text{IFRS}_i \times \text{Post}_t \\ & + \beta_4 \text{IFRS}_i \times \text{Post}_t \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_5 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} \\ & + \beta_6 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_{it} + \beta_7 \text{Log}(\text{Volatility})_{it} + \beta_8 \text{Log}(\text{Free Float})_{it} \\ & + \text{Industry Dummies}_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \text{Turnover_Median}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{Post}_t + \beta_3 \text{IFRS}_i \times \text{Post}_t \\ & + \beta_4 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_5 \text{Free Float}_{it} + \beta_6 \text{Volatility}_{it} \\ & + \text{Industry Dummies}_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (10)$$

$$\begin{aligned} \text{Turnover_Median}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{Post}_t + \beta_3 \text{IFRS}_i \times \text{Post}_t \\ & + \beta_4 \text{IFRS}_i \times \text{Post}_t \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_5 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} \\ & + \beta_6 \text{Free Float}_{it} + \beta_7 \text{Volatility}_{it} + \text{Industry Dummies}_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (11)$$

$$\begin{aligned} \text{Volatility}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{Post}_t + \beta_3 \text{IFRS}_i \times \text{Post}_t + \beta_4 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} \\ & + \beta_5 \text{Free Float}_{it} + \beta_6 \text{Beta}_{it} + \text{Industry Dummies}_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (12)$$

$$\begin{aligned} \text{Volatility}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{Post}_t + \beta_3 \text{IFRS}_i \times \text{Post}_t + \beta_4 \text{IFRS}_i \times \text{Post}_t \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} \\ & + \beta_5 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_6 \text{Free Float}_{it} + \beta_7 \text{Beta}_{it} + \text{Industry Dummies}_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (13)$$

本節の DID 推定および DID-PSS 推定に用いるサンプル期間は、2009 年度を除く 2005 年度から 2010 年度までの計 5 年間である。具体的には、本節の DID 推定および DID-PSS 推定においては、Heckman (1979)型の 2 段階トリートメント効果モデルの推定の際と同様に IFRS 早期適用後の期間については 2010 年度のデータを使用し、DID 推定および DID-PSS 推定を適用するにあたって追加的に必要とされる IFRS 早期適用前の期間については 2005 年度から 2008 年度までのデータを用いている¹³。

その理由は、前述したように韓国における IFRS の早期適用企業は、2009 年度に 14 社、2010 年度に 48 社で計 62 社であることから 2009 年度のデータを IFRS 早期適用前の期間として用いたのでは 2009 年度に IFRS を早期適用した企業 14 社の IFRS 適用前

の状況を測定することができないためである。その結果、本節の分析に用いるサンプル期間は2009年度を除く2005年度から2010年度までの5年間となり、本節ではHeckman (1979)型の2段階トリートメント効果モデルの際に用いた1,500企業をベースに2009年度を除く2005年度から2010年度までの5年間にわたり分析に必要な全てのデータを連続して入手できる6,235企業・年(1,247企業×5年)を最終サンプルとして得ている。なお、分析に用いる連続変数については、市場ごとに上下0.5%を基準にウィンザライズしている。

表6-6は、時系列での変化を検証した分析の推定結果を示している。具体的には、パネルAはビッド・アスク・スプレッド・モデルの推定結果、パネルBは売買回転率モデルの推定結果、パネルCはボラティリティ・モデルの推定結果を示している。また、各パネルの左側のコラムはDID推定の検証結果、右側のコラムはDID-PSS推定の検証結果である。DID推定で関心を寄せる変数は $IFRS \times Post$ であり、IFRSの早期適用企業における情報の非対称性の代理変数がIFRSの早期適用前後において平均的に変化した程度を表している。また、DID-PSS推定で関心を寄せる変数は $IFRS \times Post \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})$ であり、企業規模(したがって、企業の情報環境の良否の程度)に応じてIFRSの早期適用企業の情報の非対称性の代理変数がIFRSの早期適用前後において増分的に変化(incrementally change)した程度を表している。

まず表6-6のパネルAからパネルCの左側のコラムについてみると、 $IFRS \times Post$ の係数はビッド・アスク・スプレッド・モデル、売買回転率モデル、ボラティリティ・モデルそれぞれにおいて0.0739、-0.0007、0.0005で有意ではなく($t=1.35$ 、-0.46、0.26)、予測された符号とも整合していない。このことは、IFRSの早期適用企業における情報の非対称性の3つの代理変数が、IFRSの早期適用前後において平均的には変化しなかったことを示唆しており、クロスセクションでの検証結果と首尾一貫した結果である。

次に、表6-6のパネルAからパネルCの右側のコラムについてみると、パネルAのビッド・アスク・スプレッド・モデルとパネルCのボラティリティ・モデルにおける $IFRS \times Post$ の係数がそれぞれ-1.8537と-0.0435で、ともに1%水準で有意な負の値を示しているのに対して($t=-2.73$ 、-2.69)、 $IFRS \times Post \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})$ の係数は0.0737と0.0017で、ともに1%水準で有意な正の値を示していることがわかる($t=2.75$ 、2.87)。

このことは、規模が小さく脆弱な情報環境を有する企業ではIFRSの早期適用が情報の非対称性を有意に低下させるのに対して、規模が大きく優れた情報環境を有する企業ではその効果が弱まることを示唆している。したがって、時系列での変化に関する検証結果からもクロスセクション分析でのそれと首尾一貫した結果が得られており、本章の主分析の検証結果には相関関係のみならず、因果関係もまた存在すると考えられる。ただし、表6-5に示した主分析の場合と同様に、パネルBの売買回転率モデルの推定結果からは有意な結果が得られていないことが確認できる。このことは恐らく、従属変数における測定誤差の問題に起因するしてい可能性が高いものと考えられる。

表6-6 時系列での変化に関する検証結果

パネルA: Bid-Ask Spread Model ^a				
Variables	DID		DID-PSS	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	1.6095	21.91***	1.6451	22.68***
<i>IFRS</i>	0.0017	0.10	0.0035	0.20
<i>Post</i>	-0.1621	-17.87***	-0.1618	-17.83***
<i>IFRS×Post</i>	0.0739	1.35	-1.8537	-2.73***
<i>IFRS×Post×Log(Size_Mcap)</i>			0.0737	2.75***
<i>Log(Size_Mcap)</i>	-0.2554	-89.65***	-0.2569	-91.82***
<i>Log(Turnover_Average)</i>	-0.3505	-70.99***	-0.3507	-70.99***
<i>Log(Volatility)</i>	0.5685	32.01***	0.5683	31.97***
<i>Log(Free Float)</i>	0.0030	0.26	0.0028	0.25
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included	
<i>Adj.R²</i>	0.7942		0.7948	
<i>N</i>	6,235		6,235	

パネルB: Turnover Model ^b				
Variables	DID		DID-PSS	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>Constant</i>	-0.0124	-3.14***	-0.0120	-3.03
<i>IFRS</i>	-0.0006	-0.58	-0.0005	-0.56
<i>Post</i>	-0.0027	-7.22***	-0.0027	-7.21***
<i>IFRS×Post</i>	-0.0007	-0.46	-0.0187	-1.37
<i>IFRS×Post×Log(Size_Mcap)</i>			0.0007	1.38
<i>Log(Size_Mcap)</i>	0.0001	0.57	0.0001	0.45
<i>Free Float</i>	0.0313	23.34***	0.0313	23.34***
<i>Volatility</i>	0.1275	3.52***	0.1274	3.52***
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included	
<i>Adj.R²</i>	0.2568		0.2568	
<i>N</i>	6,235		6,235	

パネルC: Volatility Model ^c				
Variables	DID		DID-PSS	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	0.1114	17.54***	0.1122	17.37***
<i>IFRS</i>	-0.0010	-1.02	-0.0010	-0.98
<i>Post</i>	-0.0063	-11.86***	-0.0064	-11.86***
<i>IFRS×Post</i>	0.0005	0.26	-0.0435	-2.69***
<i>IFRS×Post×Log(Size_Mcap)</i>			0.0017	2.87***
<i>Log(Size_Mcap)</i>	-0.0037	-13.81***	-0.0037	-13.68***
<i>Free Float</i>	0.0204	8.25***	0.0203	8.25***
<i>Beta</i>	0.0089	10.09***	0.0089	10.10***
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included	

<i>Adj.R</i> ²	0.1107	0.1107
<i>N</i>	6,235	6,235

(注) 表中では、以下の各モデル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。

^a Bid-Ask Spread Model ;

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{Post}_t + \beta_3 \text{IFRS}_i \times \text{Post}_t + \beta_4 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_5 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_{it} + \beta_6 \text{Log}(\text{Volatility})_{it} + \beta_7 \text{Log}(\text{Free Float})_{it} + \text{Industry Dummies}_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{Post}_t + \beta_3 \text{IFRS}_i \times \text{Post}_t + \beta_4 \text{IFRS}_i \times \text{Post}_t \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_5 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_6 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_{it} + \beta_7 \text{Log}(\text{Volatility})_{it} + \beta_8 \text{Log}(\text{Free Float})_{it} + \text{Industry Dummies}_{it} + \varepsilon_{it}$$

ただし、*Log(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の自然対数；*IFRS* = IFRS を早期適用した企業である場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数；*Post* = IFRS の早期適用後の期間である 2010 年度を示すダミー変数；*Log(Size_Mcap)* = *t* 期の普通株式時価総額の自然対数；*Log(Turnover_Average)* = 日次売買回転率（日次取引高/日次発行済株式総数）の平均値の自然対数；*Log(Volatility)* = 日次株式リターンの標準偏差の自然対数；*Log(Free Float)* = *t* 期の浮動株比率（1-発行済株式数の 5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100）の自然対数；*Industry Dummies* = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数；であり、下添字 *i, t* はそれぞれ、企業、年度を表している。

^b Turnover Model ;

$$\text{Turnover_Median}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{Post}_t + \beta_3 \text{IFRS}_i \times \text{Post}_t + \beta_4 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_5 \text{Free Float}_{it} + \beta_6 \text{Volatility}_{it} + \text{Industry Dummies}_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Turnover_Median}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{Post}_t + \beta_3 \text{IFRS}_i \times \text{Post}_t + \beta_4 \text{IFRS}_i \times \text{Post}_t \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_5 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_6 \text{Free Float}_{it} + \beta_7 \text{Volatility}_{it} + \text{Industry Dummies}_{it} + \varepsilon_{it}$$

ただし、*Turnover_Median* = 日次売買回転率（日次取引高/日次発行済株式総数）の中央値；*IFRS* = IFRS を早期適用した企業である場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数；*Post* = IFRS の早期適用後の期間である 2010 年度を示すダミー変数；*Log(Size_Mcap)* = *t* 期の普通株式時価総額の自然対数；*Free Float* = *t* 期の浮動株比率（1-発行済株式数の 5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100）；*Volatility* = 日次株式リターンの標準偏差；*Industry Dummies* = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数；であり、下添字 *i, t* はそれぞれ、企業、年度を表している。

^c Volatility Model ;

$$\text{Volatility}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{Post}_t + \beta_3 \text{IFRS}_i \times \text{Post}_t + \beta_4 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_5 \text{Free Float}_{it} + \beta_6 \text{Beta}_{it} + \text{Industry Dummies}_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Volatility}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{Post}_t + \beta_3 \text{IFRS}_i \times \text{Post}_t + \beta_4 \text{IFRS}_i \times \text{Post}_t \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_5 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_6 \text{Free Floa}_{it} + \beta_7 \text{Beta}_{it} + \text{Industry Dummies}_{it} + \varepsilon_{it}$$

ただし、*Volatility* = 日次株式リターンの標準偏差；*IFRS* = IFRS を早期適用した企業である場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数；*Post* = K-IFRS の早期適用後の期間である 2010 年度を示すダミー変数；*Log(Size_Mcap)* = *t* 期の普通株式時価総額の自然対数；*Free Float* = *t* 期の浮動株比率（1-発行済株式数の 5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100）；*Beta* = *t* 期の株式ベータ；*Industry Dummies* = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数；であり、下添字 *i, t* はそれぞれ、企業、年度を表している。* 10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

第 6 節 感応度テスト

6.1. exclusion restrictions の変更

本章の主分析では、排除制約を満たすと考えられる変数、すなわち exclusion restrictions として①Revalue、②Retire、③Forexch、④Deriva、⑤Consol の 5 つの変数を取り上げ、第 2 段階目の推定から除外している。しかしながら、この exclusion restrictions を決める

のは非常にセンシティブな問題であるため、本節では *exclusion restrictions* の選択に対する感応度テストを実施する。表 6-7 は仮説 1 の検証結果に関する感応度テストの結果を示しており、表 6-8 は仮説 2 の検証結果に関するそれを示している。また、各表のパネル A はビッド・アスク・スプレッド・モデル、パネル B は売買回転率モデル、パネル C はボラティリティ・モデルに関する感応度テストの結果である。

さらに、各表および各パネルの(a)式は主分析の推定結果と比較するために示したものであり、*exclusion restrictions* として先述した変数①から⑤の全てを選択した場合（すなわち、①から⑤の全てを推定から除外した場合）の推定結果である。他方、(b)式は①を *exclusion restrictions* から除外し推定に含めた場合、式(c)は①と②を *exclusion restrictions* から除外し推定に含めた場合、(d)式は①、②、③を *exclusion restrictions* から除外し推定に含めた場合、(e)式は①、②、③、④を *exclusion restrictions* から除外し推定に含めた場合、そして(f)式は①、②、③、④、⑤を *exclusion restrictions* から除外し推定に含めた場合の推定結果である¹⁴。

感応度テストの結果、推定から除外される *exclusion restrictions* の数が減少するにつれて *IMR* の VIF が高くなり、その有意性が失われていくことがわかる。特に、先述した変数①から⑤の全てを *exclusion restrictions* から除外し推定に含めた場合の推定結果である(f)式における *IMR* の VIF は全ての場合において 500 を超えており、(e)式におけるそれと比べて大きく拡大していることがわかる。このことから、Heckman (1979)型の2段階トリートメント効果モデルの推定の際に *IMR* の係数が正しく推定されるには少なくとも1つの有効な *exclusion restrictions* が存在しなければならないことが示唆される。しかし、式(b)から(f)のいずれの結果からみても主分析の結論は一貫している。したがって、本章の主分析の結論は *exclusion restrictions* の選択に対して頑健であるといえる。

6.2. IFRS 早期適用前の期間の変更

本章の DID 推定および DID-PSS 推定に用いるサンプル期間は、2009 年度を除く 2005 年度から 2010 年度までの計 5 年間であり、IFRS 早期適用後の期間については 2010 年度のデータを使用し、IFRS 早期適用前の期間については 2005 年度から 2008 年度までのデータを用いていた。したがって、本節では IFRS 早期適用前の期間をそれぞれ 2008 年度、2007 年度、2006 年度、2005 年度とした場合においても同様の結果が得られるかを確認する。表 6-9 は DID の推定結果に関する感応度テストの結果を示しており、表 6-10 は DID-PSS の推定結果に関するそれを示している。

また、各表の左端のコラムは表 6-6 の推定結果と比較するために示したものであり、IFRS 早期適用前の期間として 2005 年度から 2008 年度の 4 年間を用いた場合の推定結果である。感応度テストの結果、開始年度を 2005 年度、2006 年度、2007 年度、2008 年度のいずれに変えても結果に変化はなかった。したがって、本章の DID 推定および DID-PSS 推定の結果は、IFRS 早期適用前の期間の選択に対して頑健であるといえる。

表 6-7 仮説1の検証結果に関する感応度テスト

パネル A : Bid-Ask Spread Model ^a													
Variables	(a)		(b)		(c)		(d)		(e)		(f)		
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	
<i>constant</i>	1.3595	6.23***	1.3599	6.22***	1.3515	6.13***	1.3998	6.36***	1.4101	6.20***	1.0194	2.75***	
<i>IFRS</i>	0.0512	1.06	0.0512	1.06	0.0515	1.06	0.0524	1.10	0.0526	1.10	0.0425	0.88	
<i>IMR</i>	0.0512	2.62***	0.0509	2.50**	0.0495	2.41**	0.0310	1.43	0.0294	1.26	0.5262	1.36	
<i>Revalue</i>			-0.0083	-0.07	-0.0092	-0.07	-0.0477	-0.37	-0.0501	-0.39	0.8228	1.19	
<i>Retire</i>					0.2373	0.59	0.2451	0.62	0.2532	0.64	-0.6570	-0.81	
<i>Forexch</i>							-1.5206	-2.21**	-1.5502	-2.22**	3.5750	0.87	
<i>Deriva</i>									1.8059	0.25	-44.0085	-1.20	
<i>Consol</i>											0.3152	1.29	
<i>Control Variables</i>	Included		Included		Included		Included		Included		Included		
<i>IStageVarExceptER</i>	Included		Included		Included		Included		Included		Included		
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included		Included		Included		Included		Included		
<i>VIF for IMR</i>	2.67		2.84		2.88		3.36		3.67		552.90		
<i>Adj.R²</i>	0.7934		0.7933		0.7932		0.7937		0.7936		0.7938		
<i>N</i>	1,500		1,500		1,500		1,500		1,500		1,500		

パネル B : Turnover Model Model ^b													
Variables	(a)		(b)		(c)		(d)		(e)		(f)		
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	
<i>constant</i>	-0.0353	-6.62***	-0.0356	-6.68***	-0.0353	-6.68***	-0.0345	-6.45***	-0.0341	-6.23***	-0.0297	-3.84***	
<i>IFRS</i>	-0.0009	-0.99	-0.0009	-0.99	-0.0009	-1.00	-0.0009	-0.99	-0.0009	-0.98	-0.0008	-0.84	
<i>IMR</i>	-0.0011	-1.94*	-0.0009	-1.64	-0.0009	-1.55	-0.0012	-1.81*	-0.0012	-1.81*	-0.0067	-0.91	
<i>Revalue</i>			0.0033	1.03	0.0033	1.04	0.0028	0.82	0.0026	0.78	-0.0070	-0.52	
<i>Retire</i>					-0.0058	-0.55	-0.0057	-0.54	-0.0053	-0.50	0.0048	0.27	
<i>Forexch</i>							-0.0235	-1.22	-0.0249	-1.27	-0.0818	-1.10	

第6章 韓国における IFRS 早期適用が情報の非対称性に与える影響

<i>Deriva</i>						0.0876	0.54	0.5955	0.86
<i>Consol</i>								-0.0035	-0.74
<i>Control Variables</i>	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	
<i>1StageVarExceptER</i>	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	
<i>Industry Dummies</i>	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	
<i>VIF for IMR</i>	2.66	2.83	2.86	3.35	3.66	551.62			
<i>Adj.R²</i>	0.4579	0.4580	0.4577	0.4579	0.4576	0.4574			
<i>N</i>	1,500	1,500	1,500	1,500	1,500	1,500			

パネルC: Volatility Model^o

Variables	(a)		(b)		(c)		(d)		(e)		(f)	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	0.0814	9.44***	0.0815	9.43***	0.0832	9.52***	0.0843	9.72***	0.0828	9.31***	0.0900	6.62***
<i>IFRS</i>	-0.0015	-1.21	-0.0015	-1.21	-0.0015	-1.26	-0.0015	-1.24	-0.0015	-1.26	-0.0014	-1.11
<i>IMR</i>	0.0001	-0.05	-0.0001	-0.09	0.0002	0.18	-0.0002	-0.26	0.0000	0.02	-0.0090	-0.80
<i>Revalue</i>			-0.0009	-0.17	-0.0007	-0.13	-0.0016	-0.30	-0.0012	-0.23	-0.0170	-0.85
<i>Retire</i>					-0.0445	-2.65***	-0.0443	-2.65***	-0.0456	-2.7	-0.0291	-1.14
<i>Forexch</i>							-0.0348	-0.83	-0.0301	-0.71	-0.1229	-1.04
<i>Deriva</i>									-0.2889	-1.31	0.5408	0.52
<i>Consol</i>											-0.0057	-0.81
<i>Control Variables</i>	Included		Included		Included		Included		Included		Included	
<i>1StageVarExceptER</i>	Included		Included		Included		Included		Included		Included	
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included		Included		Included		Included		Included	
<i>VIF for IMR</i>	2.66		2.83		2.87		3.36		3.66		551.46	
<i>Adj.R²</i>	0.4477		0.4473		0.4493		0.4494		0.4494		0.4492	
<i>N</i>	1,500		1,500		1,500		1,500		1,500		1,500	

(注) 表中では、以下の各モデル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。

^a Bid-Ask Spread Model ;

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_i = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_3 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_i + \beta_4 \text{Log}(\text{Volatility})_i + \beta_5 \text{Log}(\text{Free Float})_i + \beta_6 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + \text{IStageVariablesExceptER}_i + \varepsilon_i$$

ただし、*Log(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の自然対数；*IFRS* = IFRSを早期適用した企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Log(Size_Mcap)* = *t*期の普通株式時価総額の自然対数；*Log(Turnover_Average)* = 日次売買回転率（日次取引高/日次発行済株式総数）の平均値の自然対数；*Log(Volatility)* = 日次株式リターンの標準偏差の自然対数；*Log(Free Float)* = *t*期の浮動株比率（1-発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100）；*IMR* = Heckman (1979)型の2段階トリートメント効果モデルの第1段階目のプロビット・モデルの推定から計算される逆ミルズ比；*Industry Dummies* = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*IStageVariablesExceptER* = Heckman (1979)型の2段階トリートメント効果モデルの第1段階目のプロビット・モデルの推定に含まれる独立変数のうち、排除制約を満たすと考えられる5つの変数を除外した諸変数；であり、下添字*i*は、企業を表している。

^b Turnover Model ;

$$\text{Turnover_Median}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_3 \text{Free Float}_i + \beta_4 \text{Volatility}_i + \beta_5 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + \text{IStageVariablesExceptER}_i + \varepsilon_i$$

ただし、*Turnover_Median* = 日次売買回転率（日次取引高/日次発行済株式総数）の中央値；*IFRS* = IFRSを早期適用した企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Log(Size_Mcap)* = *t*期の普通株式時価総額の自然対数；*Free Float* = *t*期の浮動株比率（1-発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100）；*Volatility* = 日次株式リターンの標準偏差；*IMR* = Heckman (1979)型の2段階トリートメント効果モデルの第1段階目のプロビット・モデルの推定から計算される逆ミルズ比；*Industry Dummies* = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*IStageVariablesExceptER* = Heckman (1979)型の2段階トリートメント効果モデルの第1段階目のプロビット・モデルの推定に含まれる独立変数のうち、排除制約を満たすと考えられる5つの変数を除外した諸変数；であり、下添字*i*は、企業を表している。

^c Volatility Model ;

$$\text{Volatility}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_3 \text{Free Float}_i + \beta_4 \text{Beta}_i + \beta_5 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + \text{IStageVariablesExceptER}_i + \varepsilon_i$$

ただし、*Volatility* = 日次株式リターンの標準偏差；*IFRS* = IFRSを早期適用した企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Log(Size_Mcap)* = *t*期の普通株式時価総額の自然対数；*Free Float* = *t*期の浮動株比率（1-発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100）；*Beta* = *t*期の株式ベータ；*IMR* = Heckman (1979)型の2段階トリートメント効果モデルの第1段階目のプロビット・モデルの推定から計算される逆ミルズ比；*Industry Dummies* = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*IStageVariablesExceptER* = Heckman (1979)型の2段階トリートメント効果モデルの第1段階目のプロビット・モデルの推定に含まれる独立変数のうち、排除制約を満たすと考えられる5つの変数を除外した諸変数；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。

表6-8 仮説2の検証結果に関する感応度テスト

パネルA: Bid-Ask Spread Model ^a													
Variables	(a)		(b)		(c)		(d)		(e)		(f)		
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	
<i>constant</i>	1.4083	6.54***	1.4085	6.53***	1.4010	6.45***	1.4495	6.66***	1.4701	6.55***	1.1301	3.11***	
<i>IFRS</i>	-1.2844	-1.77*	-1.2842	-1.77*	-1.2789	-1.77*	-1.2801	-1.79*	-1.2945	-1.81*	-1.2556	-1.73*	
<i>IFRS×Log(Size_Mcap)</i>	0.0514	1.79*	0.0514	1.79*	0.0512	1.78*	0.0513	1.81*	0.0518	1.82*	0.0500	1.73*	
<i>IMR</i>	0.0473	2.45**	0.0471	2.35**	0.0459	2.26**	0.0274	1.26	0.0241	1.04	0.4541	1.21	
<i>Revalue</i>			-0.0038	-0.03	-0.0046	-0.04	-0.0433	-0.34	-0.0478	-0.37	0.7072	1.05	
<i>Retire</i>					0.2064	0.52	0.2142	0.55	0.2296	0.59	-0.5570	-0.71	
<i>Forexch</i>							-1.5261	-2.26**	-1.5840	-2.31**	2.8508	0.71	
<i>Deriva</i>									3.5323	0.49	-36.1610	-1.02	
<i>Consol</i>											0.2727	1.15	
<i>Control Variables</i>	Included		Included		Included		Included		Included		Included		
<i>1StageVarExceptER</i>	Included		Included		Included		Included		Included		Included		
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included		Included		Included		Included		Included		
<i>VIF for IMR</i>	2.68		2.85		2.88		3.37		3.69		556.55		
<i>Adj.R²</i>	0.7947		0.7946		0.7945		0.7950		0.7949		0.7950		
<i>N</i>	1,500		1,500		1,500		1,500		1,500		1,500		

パネルB: Turnover Model Model ^b													
Variables	(a)		(b)		(c)		(d)		(e)		(f)		
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	
<i>constant</i>	-0.0351	-6.58***	-0.0353	-6.64***	-0.0351	-6.64***	-0.0343	-6.41***	-0.0338	-6.18***	-0.0291	-3.74***	
<i>IFRS</i>	-0.0057	-0.61	-0.0058	-0.63	-0.0059	-0.64	-0.0060	-0.65	-0.0064	-0.69	-0.0069	-0.75	
<i>IFRS×Log(Size_Mcap)</i>	0.0002	0.53	0.0002	0.55	0.0002	0.56	0.0002	0.57	0.0002	0.61	0.0002	0.69	
<i>IMR</i>	-0.0011	-1.96**	-0.0009	-1.66*	-0.0009	-1.57	-0.0012	-1.83*	-0.0013	-1.84*	-0.0071	-0.95	
<i>Revalue</i>			0.0033	1.03	0.0034	1.04	0.0028	0.83	0.0026	0.79	-0.0076	-0.56	

第6章 韓国におけるIFRS早期適用が情報の非対称性に与える影響

<i>Retire</i>			-0.0059	-0.56	-0.0058	-0.56	-0.0054	-0.51	0.0053	0.30
<i>Forexch</i>					-0.0235	-1.23	-0.0251	-1.27	-0.0852	-1.14
<i>Deriva</i>							0.0947	0.58	0.6326	0.91
<i>Consol</i>									-0.0037	-0.78
<i>Control Variables</i>	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
<i>1StageVarExceptER</i>	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
<i>Industry Dummies</i>	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
<i>VIF for IMR</i>	2.67	2.84	2.87	3.36	3.68	555.26				
<i>Adj.R²</i>	0.4576	0.4577	0.4574	0.4576	0.4573	0.4571				
<i>N</i>	1,500	1,500	1,500	1,500	1,500	1,500				

パネルC: Volatility Model^c

Variables	(a)		(b)		(c)		(d)		(e)		(f)	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	0.0824	9.56***	0.0825	9.55***	0.0843	9.65***	0.0854	9.85***	0.0840	9.44***	0.0922	6.81***
<i>IFRS</i>	-0.0247	-1.78*	-0.0246	-1.77*	-0.0257	-1.86*	-0.0258	-1.87*	-0.0247	-1.78*	-0.0256	-1.87*
<i>IFRS×Log(Size_Mcap)</i>	0.0009	1.73*	0.0009	1.73*	0.0009	1.81*	0.0009	1.82*	0.0009	1.74*	0.0009	1.85*
<i>IMR</i>	-0.0001	-0.12	-0.0001	-0.16	0.0001	0.12	-0.0003	-0.33	-0.0001	-0.07	-0.0103	-0.92
<i>Revalue</i>			-0.0008	-0.15	-0.0006	-0.12	-0.0015	-0.29	-0.0012	-0.22	-0.0191	-0.95
<i>Retire</i>					-0.0451	-2.68***	-0.0448	-2.68***	-0.0459	-2.74***	-0.0272	-1.07
<i>Forexch</i>							-0.0349	-0.84	-0.0307	-0.72	-0.1363	-1.15
<i>Deriva</i>									-0.2586	-1.18	0.6868	0.66
<i>Consol</i>											-0.0065	-0.92
<i>Control Variables</i>	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
<i>1StageVarExceptER</i>	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
<i>Industry Dummies</i>	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
<i>VIF for IMR</i>	2.67	2.84	2.88	3.36	3.68	555.02						
<i>Adj.R²</i>	0.4479	0.4476	0.4496	0.4497	0.4496	0.4495						

第6章 韓国におけるIFRS早期適用が情報の非対称性に与える影響

N 1,500 1,500 1,500 1,500 1,500 1,500

(注) 表中では、以下の各モデル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。

^a Bid-Ask Spread Model ;

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_i = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{IFRS}_i \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_4 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_i + \beta_5 \text{Log}(\text{Volatility})_i + \beta_6 \text{Log}(\text{Free Float})_i + \beta_7 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + I\text{StageVariablesExceptER} + \varepsilon_i$$

ただし、 $\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})$ = 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の自然対数； IFRS = IFRSを早期適用した企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ = t 期の普通株式時価総額の自然対数； $\text{Log}(\text{Turnover_Average})$ = 日次売買回転率（日次取引高/日次発行済株式総数）の平均値の自然対数； $\text{Log}(\text{Volatility})$ = 日次株式リターンの標準偏差の自然対数； $\text{Log}(\text{Free Float})$ = t 期の浮動株比率（1-発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100）； IMR = Heckman (1979)型の2段階トリートメント効果モデルの第1段階目のプロビット・モデルの推定から計算される逆ミルズ比； Industry Dummies = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $I\text{StageVariablesExceptER}$ = Heckman (1979)型の2段階トリートメント効果モデルの第1段階目のプロビット・モデルの推定に含まれる独立変数のうち、排除制約を満たすと考えられる5つの変数を除外した諸変数；であり、下添字 i は、企業を表している。

^b Turnover Model ;

$$\text{Turnover_Median}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{IFRS}_i \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_4 \text{Free Float}_i + \beta_5 \text{Volatility}_i + \beta_6 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + I\text{StageVariablesExceptER} + \varepsilon_i$$

ただし、 Turnover_Median = 日次売買回転率（日次取引高/日次発行済株式総数）の中央値； IFRS = IFRSを早期適用した企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ = t 期の普通株式時価総額の自然対数； Free Float = t 期の浮動株比率（1-発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100）； Volatility = 日次株式リターンの標準偏差； IMR = Heckman (1979)型の2段階トリートメント効果モデルの第1段階目のプロビット・モデルの推定から計算される逆ミルズ比； Industry Dummies = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $I\text{StageVariablesExceptER}$ = Heckman (1979)型の2段階トリートメント効果モデルの第1段階目のプロビット・モデルの推定に含まれる独立変数のうち、排除制約を満たすと考えられる5つの変数を除外した諸変数；であり、下添字 i は、企業を表している。

^c Volatility Model ;

$$\text{Volatility}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{IFRS}_i \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_i + \beta_4 \text{Free Float}_i + \beta_5 \text{Beta}_i + \beta_6 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + I\text{StageVariablesExceptER} + \varepsilon_i$$

ただし、 Volatility = 日次株式リターンの標準偏差； IFRS = IFRSを早期適用した企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ = t 期の普通株式時価総額の自然対数； Free Float = t 期の浮動株比率（1-発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100）； Beta = t 期の株式ベータ； IMR = Heckman (1979)型の2段階トリートメント効果モデルの第1段階目のプロビット・モデルの推定から計算される逆ミルズ比； Industry Dummies = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $I\text{StageVariablesExceptER}$ = Heckman (1979)型の2段階トリートメント効果モデルの第1段階目のプロビット・モデルの推定に含まれる独立変数のうち、排除制約を満たすと考えられる5つの変数を除外した諸変数；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。

表 6-9 DID の推定結果に関する感応度テスト

パネル A : Bid-Ask Spread Model ^a										
Variables	B2005-2008 A2010		B2008 A2010		B2007 A2010		B2006 A2010		B2005 A2010	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	1.6095	21.91***	1.6181	13.08***	1.5843	13.12***	1.6356	13.76***	1.6908	14.48***
<i>IFRS</i>	0.0017	0.10	-0.0098	-0.24	-0.0014	-0.05	-0.0205	-0.65	0.0215	0.67
<i>Post</i>	-0.1621	-17.87***	-0.0907	-4.60***	-0.1507	-13.27***	-0.1428	-13.39***	-0.2176	-19.99***
<i>IFRS×Post</i>	0.0739	1.35	0.0802	1.25	0.0710	1.20	0.0845	1.41	0.0468	0.78
<i>Log(Size_Mcap)</i>	-0.2554	-89.65***	-0.2532	-52.36***	-0.2389	-52.80***	-0.2353	-48.69***	-0.2382	-51.15***
<i>Log(Turnover_Average)</i>	-0.3505	-70.99***	-0.3390	-36.47***	-0.3773	-49.83***	-0.3758	-51.03***	-0.3876	-50.05***
<i>Log(Volatility)</i>	0.5685	32.01***	0.5862	15.99***	0.7106	32.34***	0.7543	32.87***	0.7352	32.24***
<i>Log(Free Float)</i>	0.0030	0.26	-0.0115	-0.62	0.0134	0.77	0.0237	1.45	0.0614	3.76***
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included		Included		Included		Included	
<i>Adj.R²</i>	0.7942		0.8233		0.7925		0.7801		0.7915	
<i>N</i>	6,235		2,494		2,494		2,494		2,494	

パネル B : Turnover Model Model ^b										
Variables	B2005-2008 A2010		B2008 A2010		B2007 A2010		B2006 A2010		B2005 A2010	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	-0.0124	-3.14***	-0.0253	-6.59***	-0.0388	-12.90***	-0.0345	-10.94***	-0.0426	-9.01***
<i>IFRS</i>	-0.0006	-0.58	-0.0010	-0.63	-0.0013	-1.72	0.0004	0.24	0.0002	0.07
<i>Post</i>	-0.0027	-7.22***	-0.0009	-1.52	0.0012	3.83***	-0.0023	-6.19***	-0.0061	-11.70***
<i>IFRS×Post</i>	-0.0007	-0.46	-0.0007	-0.40	0.0003	0.23	-0.0006	-0.35	-0.0001	-0.06
<i>Log(Size_Mcap)</i>	0.0001	0.57	0.0007	5.44***	0.0009	9.61***	0.0008	7.42***	0.0009	5.80***
<i>Free Float</i>	0.0313	23.34***	0.0263	15.75***	0.0161	14.83***	0.0190	17.53***	0.0261	15.17***
<i>Volatility</i>	0.1275	3.52***	0.0683	2.92***	0.4229	13.65***	0.4368	16.06***	0.5849	15.89***
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included		Included		Included		Included	

第6章 韓国におけるIFRS早期適用が情報の非対称性に与える影響

<i>Adj.R</i> ²	0.2568	0.2656	0.4325	0.4174	0.4404
<i>N</i>	6,235	2,494	2,494	2,494	2,494

パネルC: Volatility Model^o

Variables	B2005-2008 A2010		B2008 A2010		B2007 A2010		B2006 A2010		B2005 A2010	
	coefficient	<i>t</i> -statistic	coefficient	<i>t</i> -statistic	coefficient	<i>t</i> -statistic	coefficient	<i>t</i> -statistic	coefficient	<i>t</i> -statistic
<i>constant</i>	0.1114	17.54***	0.1098	9.58***	0.0810	19.30***	0.0979	24.12***	0.1082	24.77***
<i>IFRS</i>	-0.0010	-1.02	-0.0045	-1.76	-0.0002	-0.17	0.0008	0.63	-0.0018	-1.13
<i>Post</i>	-0.0063	-11.86***	-0.0170	-11.27***	-0.0046	-9.57***	0.0006	1.31	-0.0055	-11.05***
<i>IFRS</i> × <i>Post</i>	0.0005	0.26	0.0033	1.09	-0.0014	-0.76	-0.0013	-0.73	0.0014	0.68
<i>Log(Size_Mcap)</i>	-0.0037	-13.81***	-0.0035	-7.90***	-0.0024	-14.40***	-0.0032	-19.39***	-0.0033	-19.20***
<i>Free Float</i>	0.0204	8.25***	0.0332	5.42***	0.0194	11.63***	0.0163	10.34***	0.0166	10.24***
<i>Beta</i>	0.0089	10.09***	0.0098	4.54***	0.0065	8.48***	0.0055	8.28***	0.0044	6.63***
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included		Included		Included		Included	
<i>Adj.R</i> ²	0.1107		0.1260		0.2765		0.3062		0.3211	
<i>N</i>	6,235		2,494		2,494		2,494		2,494	

(注) 表中では、以下の各モデル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。

^a Bid-Ask Spread Model ;

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{Post}_i + \beta_3 \text{IFRS}_i \times \text{Post}_i + \beta_4 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_5 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_{it} + \beta_6 \text{Log}(\text{Volatility})_{it} + \beta_7 \text{Log}(\text{Free Float})_{it} + \text{Industry Dummies}_i + \varepsilon_{it}$$

ただし、*Log(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の自然対数；*IFRS* = IFRSを早期適用した企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Post* = IFRSの早期適用後の期間である2010年度を示すダミー変数；*Log(Size_Mcap)* = *t*期の普通株式時価総額の自然対数；*Log(Turnover_Average)* = 日次売買回転率（日次取引高/日次発行済株式総数）の平均値の自然対数；*Log(Volatility)* = 日次株式リターンの標準偏差の自然対数；*Log(Free Float)* = *t*期の浮動株比率（1-発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100）の自然対数；*Industry Dummies* = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；であり、下添字 *i, t* はそれぞれ、企業、年度を表している。

^b Turnover Model ;

$$\text{Turnover_Median}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{Post}_i + \beta_3 \text{IFRS}_i \times \text{Post}_i + \beta_4 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_5 \text{Free Float}_{it} + \beta_6 \text{Volatility}_{it} + \text{Industry Dummies}_i + \varepsilon_{it}$$

ただし、*Turnover_Median* = 日次売買回転率（日次取引高/日次発行済株式総数）の中央値；*IFRS* = IFRSを早期適用した企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Post* = IFRSの早期適用後の期間である2010年度を示すダミー変数；*Log(Size_Mcap)* = *t*期の普通株式時価総額の自然対数；*Free Float* = *t*期

の浮動株比率 (1-発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100); *Volatility* = 日次株式リターンの標準偏差; *Industry Dummies* = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数; であり、下添字 *i, t* はそれぞれ、企業、年度を表している。

^c Volatility Model ;

$$Volatility_{it} = \beta_0 + \beta_1 IFRS_{it} + \beta_2 Post_{it} + \beta_3 IFRS_{it} \times Post_{it} + \beta_4 \log(Size_Mcap)_{it} + \beta_5 Free\ Float_{it} + \beta_6 Beta_{it} + Industry\ Dummies_{it} + \varepsilon_{it}$$

ただし、*Volatility* = 日次株式リターンの標準偏差; *IFRS* = IFRSを早期適用した企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数; *Post* = IFRSの早期適用後の期間である2010年度を示すダミー変数; *Log(Size_Mcap)* = *t*期の普通株式時価総額の自然対数; *Free Float* = *t*期の浮動株比率 (1-発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100); *Beta* = *t*期の株式ベータ; *Industry Dummies* = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数; であり、下添字 *i, t* はそれぞれ、企業、年度を表している。* 10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

表 6-10 DID-PSS の推定結果に関する感応度テスト

パネル A : Bid-Ask Spread Model ^a											
Variables	B2005-200年 A2010		B2008 A2010		B2007 A2010		B2006 A2010		B2005 A2010		
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	
<i>constant</i>	1.6451	22.68***	1.7019	13.92***	1.6659	14.20***	1.7151	14.83***	1.7752	15.64***	
<i>IFRS</i>	0.0035	0.20	-0.0049	-0.12	0.0026	0.09	-0.0167	-0.53	0.0252	0.79	
<i>Post</i>	-0.1618	-17.83***	-0.0885	-4.50***	-0.1504	-13.26***	-0.1422	-13.35***	-0.2173	-19.97***	
<i>IFRS</i> × <i>Post</i>	-1.8537	-2.73***	-1.9052	-2.80***	-1.6828	-2.39**	-1.6517	-2.31**	-1.7717	-2.49**	
<i>IFRS</i> × <i>Post</i> × <i>Log(Size_Mcap)</i>	0.0737	2.75***	0.0759	2.83***	0.0671	2.41**	0.0664	2.35**	0.0696	2.48**	
<i>Log(Size_Mcap)</i>	-0.2569	-91.82***	-0.2567	-54.14***	-0.2421	-55.20***	-0.2388	-50.68***	-0.2418	-53.41***	
<i>Log(Turnover_Average)</i>	-0.3507	-70.99***	-0.3387	-36.35***	-0.3780	-50.19***	-0.3763	-51.35***	-0.3882	-50.35***	
<i>Log(Volatility)</i>	0.5683	31.97***	0.5861	15.94***	0.7125	32.65***	0.7542	32.98***	0.7352	32.32***	
<i>Log(Free Float)</i>	0.0028	0.25	-0.0132	-0.72	0.0129		0.0237	1.45	0.0617	3.78***	
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included		Included		Included		Included		
<i>Adj.R</i> ²	0.7948		0.8246		0.7939		0.7815		0.7931		
<i>N</i>	6,235		2,494		2,494		2,494		2,494		

パネル B : Turnover Model Model ^b											
Variables	B2005-2008 A2010		B2008 A2010		B2007 A2010		B2006 A2010		B2005 A2010		
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	

第6章 韓国における IFRS 早期適用が情報の非対称性に与える影響

<i>constant</i>	-0.0120	-3.03***	-0.0258	-6.59***	-0.0384	-12.91***	-0.0342	-10.65***	-0.0417	-8.70***
<i>IFRS</i>	-0.0005	-0.56	-0.0010	-0.65	-0.0013	-1.70*	0.0004	0.25	0.0002	0.09
<i>Post</i>	-0.0027	-7.21***	-0.0009	-1.54	0.0012	3.82***	-0.0023	-6.18***	-0.0061	-11.69***
<i>IFRS×Post</i>	-0.0187	-1.37	0.0102	0.93	-0.0090	-0.73	-0.0067	-0.57	-0.0171	-1.11
<i>IFRS×Post×Log(Size_Mcap)</i>	0.0007	1.38	-0.0004	-1.04	0.0004	0.80	0.0002	0.55	0.0006	1.20
<i>Log(Size_Mcap)</i>	0.0001	0.45	0.0008	5.43***	0.0009	9.45***	0.0008	7.09***	0.0009	5.44***
<i>Free Float</i>	0.0313	23.34***	0.0263	15.75***	0.0161	14.81***	0.0190	17.53***	0.0261	15.17***
<i>Volatility</i>	0.1274	3.52***	0.0684	2.92***	0.4228	13.65***	0.4366	16.06***	0.5843	15.88***
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included		Included		Included		Included	
<i>Adj.R²</i>	0.2568		0.2654		0.4323		0.4172		0.4403	
<i>N</i>	6,235		2,494		2,494		2,494		2,494	

パネルC: Volatility Model^c

Variables	B2005-2008 A2010		B2008 A2010		B2007 A2010		B2006 A2010		B2005 A2010	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	0.1122	17.37***	0.1115	9.40***	0.0816	18.85***	0.0992	23.70***	0.1099	24.42***
<i>IFRS</i>	-0.0010	-0.98	-0.0044	-1.73*	-0.0002	-0.15	0.0008	0.68	-0.0017	-1.08
<i>Post</i>	-0.0064	-11.86***	-0.0169	-11.31***	-0.0046	-9.57***	0.0006	1.34	-0.0055	-11.01***
<i>IFRS×Post</i>	-0.0435	-2.69***	-0.0368	-1.74*	-0.0138	-0.93	-0.0299	-2.03**	-0.0353	-2.34**
<i>IFRS×Post×Log(Size_Mcap)</i>	0.0017	2.87***	0.0015	1.94*	0.0005	0.89	0.0011	2.08**	0.0014	2.61***
<i>Log(Size_Mcap)</i>	-0.0037	-13.68***	-0.0036	-7.70***	-0.0025	-14.04***	-0.0033	-19.05***	-0.0034	-18.95***
<i>Free Float</i>	0.0203	8.25***	0.0332	5.42***	0.0194	11.61***	0.0163	10.32***	0.0166	10.22***
<i>Beta</i>	0.0089	10.10***	0.0098	4.56***	0.0065	8.49***	0.0055	8.31***	0.0044	6.66***
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included		Included		Included		Included	
<i>Adj.R²</i>	0.1107		0.1258		0.2763		0.3066		0.3218	
<i>N</i>	6,235		2,494		2,494		2,494		2,494	

(注) 表中では、以下の各モデル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。

^a Bid-Ask Spread Model ;

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{Post}_i + \beta_3 \text{IFRS}_i \times \text{Post}_i + \beta_4 \text{IFRS}_i \times \text{Post}_i \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_5 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_6 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_{it} + \beta_7 \text{Log}(\text{Volatility})_{it} + \beta_8 \text{Log}(\text{Free Float})_{it} + \text{Industry Dummies}_i + \varepsilon_{it}$$

ただし、 $\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})$ = 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の自然対数； IFRS = IFRSを早期適用した企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； Post = IFRSの早期適用後の期間である2010年度を示すダミー変数； $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ = t 期の普通株式時価総額の自然対数； $\text{Log}(\text{Turnover_Average})$ = 日次売買回転率（日次取引高/日次発行済株式総数）の平均値の自然対数； $\text{Log}(\text{Volatility})$ = 日次株式リターンの標準偏差の自然対数； $\text{Log}(\text{Free Float})$ = t 期の浮動株比率（1-発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100）の自然対数； Industry Dummies = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；であり、下添字 i, t はそれぞれ、企業、年度を表している。

^b Turnover Model ;

$$\text{Turnover_Median}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{Post}_i + \beta_3 \text{IFRS}_i \times \text{Post}_i + \beta_4 \text{IFRS}_i \times \text{Post}_i \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_5 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_6 \text{Free Float}_{it} + \beta_7 \text{Volatility}_{it} + \text{Industry Dummies}_i + \varepsilon_{it}$$

ただし、 Turnover_Median = 日次売買回転率（日次取引高/日次発行済株式総数）の中央値； IFRS = IFRSを早期適用した企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； Post = IFRSの早期適用後の期間である2010年度を示すダミー変数； $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ = t 期の普通株式時価総額の自然対数； Free Float = t 期の浮動株比率（1-発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100）； Volatility = 日次株式リターンの標準偏差； Industry Dummies = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；であり、下添字 i, t はそれぞれ、企業、年度を表している。

^c Volatility Model ;

$$\text{Volatility}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{IFRS}_i + \beta_2 \text{Post}_i + \beta_3 \text{IFRS}_i \times \text{Post}_i + \beta_4 \text{IFRS}_i \times \text{Post}_i \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_5 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_6 \text{Free Float}_{it} + \beta_7 \text{Beta}_{it} + \text{Industry Dummies}_i + \varepsilon_{it}$$

ただし、 Volatility = 日次株式リターンの標準偏差； IFRS = IFRSを早期適用した企業である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； Post = IFRSの早期適用後の期間である2010年度を示すダミー変数； $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ = t 期の普通株式時価総額の自然対数； Free Float = t 期の浮動株比率（1-発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100）； Beta = t 期の株式ベータ； Industry Dummies = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；であり、下添字 i, t はそれぞれ、企業、年度を表している。* 10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

第7節 本章のまとめ

本章では、第3章で導出した研究課題3「韓国におけるIFRS早期適用は情報の非対称性にどのような影響を与えるのか」の検証を試みた。具体的には、本章では2010年度時点でIFRSを早期適用している57社を対象に、Heckman(1979)型の2段階トリートメント効果モデルを用いて韓国におけるIFRSの早期適用が情報の非対称性に与える影響について分析を行った。分析結果は以下の通りである。

第1に、平均的にみると、IFRSを早期適用した企業とK-GAAPを継続適用している企業の間には情報の非対称性に有意な差は観察されないことが確認された。

第2に、IFRSの早期適用が情報の非対称性の低下に寄与する単独効果(stand-alone effect)は認められるものの、その効果は規模が大きく優れた情報環境を有する企業ほど弱まることが確認された。これらの発見事項は、IFRSの早期適用に伴い情報開示が改善し情報の非対称性が大きく低下すると期待できるのは、規模が小さく情報環境が脆弱な企業に限定されることを示唆している。このことは、DID推定とDID-PSS推定といった時系列での変化にもとづいた検証を行った場合にも首尾一貫しており、本章の分析結果には相関関係のみならず、因果関係もまた存在すると考えられる。

もっとも、本章は韓国企業のIFRS適用効果を検証したものであり、2011年度から実施された全上場企業への強制適用が決定した後にIFRSを早期適用した企業を取り扱っている。一方で、日本の場合には、現時点ではまだIFRSの強制適用を決定していない。この意味で、日本におけるIFRS適用企業は、全てIFRS任意適用企業である。したがって、韓国のIFRS早期適用企業と日本のIFRS任意適用企業ではその性質が異なる可能性があり、本章で得られた証拠をそのまま日本企業に当てはめることには注意を要する。それにも関わらず、本章には以下のような貢献があると考えられる。

1つ目は、実務的貢献である。本章で得られた証拠は、企業がIFRSの適用を選択することによって資本コストに影響を与える有意な要素であるビッド・アスク・スプレッドを低下できることを示している点で、IFRSを適用している企業またはIFRSの適用を予定している企業の関心を引くと考えられる。

2つ目は、実践的貢献である。本章はHeckman型の2段階トリートメント効果モデルを用いる際の排除制約を満たす変数の重要性(Lennox et al. 2012)を認識し、その選択に関する知見を与えている点で、Heckman型のトリートメント効果モデルを用いる今後の研究への実践的な示唆を有すると期待される。

3つ目は、学術的な貢献である。本章は、IFRSの適用効果が中小企業により強く現れることを示唆する証拠を提示している点で、IFRSの適用が中小企業に与える影響に関する文献の蓄積に貢献している。また、本章は報告インセンティブが高くないとされる早期適用企業を対象とした場合にもIFRSの適用に伴い情報の非対称性が低下しうることを示すことで、IFRSそれ自体もまた重要であることを示唆する証拠を提示している。

章末注

- ¹ 本章は、金 (2016b) を加筆・修正したものである。
- ² 本章は2010年度のデータを用いており、2010年6月1日から2011年5月31日までをビッド・アスク・スプレッド、売買回転率、および日次株式リターンのボラティリティの測定期間としている。これは、IFRSを早期適用した企業には、半期・四半期財務報告もまたIFRSに基づいて作成することが要求されるため、この影響をも捉えようとしたためである。具体的には、韓国の場合には12月決算であることが一般的であり、半期・四半期財務報告については各半期・四半期終了後45日以内に半期・四半期財務報告書を提出すること、および年次財務報告については会計年度終了後60日以内に年次財務報告書を提出することが原則である。ただし、IFRSを適用した企業のうち連結財務諸表を作成する企業については(早期適用の場合と強制適用の場合の双方の場合を含む)、IFRSを適用してからの最初の2年間はIFRSに基づいた半期・四半期財務報告書の提出期限を各半期・四半期終了後60日以内としている。すなわち、IFRSを2009年度または2010年度に早期適用した韓国企業のうち連結財務諸表を作成する企業(48社/57社 = 約84%)の2010年度第1四半期中間財務報告書の提出期限は2010年5月31日になる。したがって、本章で設定したビッド・アスク・スプレッドの測定期間は2010年度第1四半期中間財務報告の影響から2010年度年次財務報告(2010年度年次財務報告書の提出期限:2011年3月31日)の影響を捉えている一方で、2011年度第1四半期中間財務報告(2011年度第1四半期中間財務報告書の提出期限:2011年5月31日)の影響は排除していることになる。ただし、IFRSを早期適用した企業の中にも連結財務諸表を作成しない企業が約16%(9社/57社)ほど存在しており、そうした企業の場合には本章で設定した測定期間のうち最初と最後の15日については測定誤差が生じることになる。
- ³ Leuz and Verrecchia (2000)は、企業の内部者の存在がビッド・アスク・スプレッドに及ぼす影響をコントロールするために浮動株比率を彼らのモデルに組み込んでいる。韓国は企業について5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率に関する情報を開示することを義務付けている。このため、本章では発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率に基づいて浮動株比率を算定している。
- ⁴ 最良気配価格は時々刻々と変化するものであるが、韓国取引所は取引日の終了時点における気配情報しか販売していない。そのため、本章では日々の終了時点の気配情報に基づいてビッド・アスク・スプレッドを計算している。
- ⁵ ニューヨーク証券取引所(NYSE)やナスダック(NASDAQ)とは異なり、韓国証券取引所とコスダックは、東京証券取引所と同様にオーダー・ドリブン型の市場構造をもつ。したがって、売り気配値や買い気配値を提示するスペシャリストやマーケット・メーカーは存在しない。
- ⁶ Lennox et al. (2012)は2000年以来、会計学の分野においてHeckman (1979)のオリジナルのサンプル選択モデル、およびそれを応用した2段階トリートメント効果モデルを用いた文献に関する検討を行い、検討された研究のほとんどが第1段階目のプロビット推定に含まれた独立変数を第2段階の推定の際に含めていないことを問題視している。この場合、第1段階目のプロビット推定に含まれた独立変数が第2段階の推定における従属変数と相関関係を有している可能性が高く、第1段階目のプロビット推定で計算された逆ミルズ比は当該独立変数の影響をすでに反映しているため、第2段階の推定において第1段階目のプロビット推定に含まれた独立変数を省略することは、IMRと第2段階の推定における従属変数間の機械的な同時相関関係(mechanical contemporaneous relation)を生じさせる可能性が高いからである。さらに、仮に第1段階目のプロビットの推定に含まれた独立変数を第2段階の推定の際に含めるとしても、推定されたIMRの係数は多重共線性の問題の影響を受けやすいため、彼らが考えるこの種の問題への最善の解決策は、第1段階の推定においてt期の変数ではなく第2段階の推定における従属変数との機械的な同時相関関係の程度の弱いt-2期の変数を用いること、加えて当該変数を第2段階の推定にも独立変数として含めることであると助言している。したがって、本章の分析においてもLennox et al. (2012)での指摘事項、および企業のIFRSを早期適用するか否かに関する意思決定はIFRSを早期適用することによる経済的ベネフィットが(もしあれば)実在化するよりも前に行われることを考慮し(Maddala 1991)、1段階目のプロビ

ット推定を行うにあたってIFRSを2010年度に早期適用した企業については2009年度末のデータを、2009年度にIFRSを早期適用した企業については2008年度末のデータをそれぞれ用いている。ただし、IFRS=0の企業については2009年度末のデータが用いられている。これは、本章がクロスセクション分析を行っているため、データを一直線に揃える必要があったからである。つまり、本章の第1段階目のプロビット推定の際には2009年度にIFRSを早期適用した企業のみが2008年度末のデータに基づくことになる。本章ではこうした問題を回避するために、第1段階目のプロビット推定を行うにあたって2009年度にIFRSを早期適用した企業、2010年度にIFRSを早期適用した企業、およびIFRS非適用企業の全てについて2008年度末のデータを用いた分析も行って見たが、IMRの係数が有意ではなくなることを除くと第4節で提示する結果と質的に同様の結果が得られている。ただし、IMRの係数が有意ではなくなるのは、IFRSを2010年度に早期適用した企業が57社のうち44社でIFRS早期適用企業全体の大多数を占めることから、t-2期のデータを用いることで第1段階目の推定の説明力が弱まったことに起因しているものと考えられる。

- 7 *Goodwill*もK-GAAPとIFRSの間に存在する会計基準の違いを表す変数であるものの、本章は*Goodwill*を第2段階目の推定の際に除外していない。K-GAAPはのれんに対する規則償却かつ減損処理を要求していたが、IFRSはのれんに対する減損処理のみを要求している。のれんの減損損失の認識タイミングについては不確実性が高いと仮定すると、*Goodwill*の値が高い企業ほど将来に減損損失が認識された場合に利益のボラティリティが高まる可能性が高く、それは株式リターンのボラティリティにも影響を与えると考えることができる。つまり、K-GAAPのもとでの*Goodwill*の値は、将来の株式リターンのボラティリティに影響を与える潜在的な要因と考えることができるのである。こうした影響は、日次株式リターンのボラティリティがコントロール変数として組み込まれているビッド・アスク・スプレッド・モデルと売買回転率モデルにおいても表われうるが、当該変数を従属変数とするボラティリティ・モデルにおいてより顕著であると考えられる。こうした理由により、会計基準の違いを表す他の諸変数とは違って、本章は*Goodwill*を第2段階目の推定の際にも組み込んでいる。
- 8 韓国におけるIFRS早期適用企業は計62社であるものの、そのうちSD(KOSDAQ上場企業)は2010年6月に上場廃止となったため、2010年度の初期サンプルには含まれていない。
- 9 韓国企業の決算月は12月であることが一般的であり、2010年度を基準で全上場企業(韓証+KOSDAQ)1,806社のうち、約94%が12月決算企業である。
- 10 IFRSと $IFRS \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})$ の係数の解釈の仕方については、Giroud and Mueller (2010)、p.318~319に倣っている。
- 11 Leuz and Verrecchia (2000)においても同様の傾向が観察されている。
- 12 本章では「早期適用後の期間」という用語を、「IFRSの早期適用企業がIFRSに基づいて財務報告を行っている期間」という意味で用いており、「早期適用前の期間」という用語を「IFRSの早期適用企業がK-GAAPに基づいて財務報告を行っていた期間」という意味で用いている。このため、「早期適用後の期間」には「早期適用初年度」も含まれることに注意されたい。また、本章が「早期適用後の期間」について2010年度のデータを用いているのは、主分析におけるクロスセクション分析とのサンプルの整合性を保つためである。さらに、本章が「2011年度以降の期間」を「早期適用後の期間」に含めていない理由は、韓国では2011年から全上場企業に対してIFRSの強制適用が実施されており、2010年度まではK-GAAPに基づいて財務報告を行っていた本章のコントロール企業が全てIFRSに転換し、本章の研究・デザイン上のコントロール企業がもはや存在しなくなるためである。
- 13 IFRS早期適用前の期間を2005年度からにしたのは、Fn Guide社から取得した浮動株比率の計算に必要な株式所有構造に関するデータが2005年からしか利用できないからである。
- 14 本章で指定したexclusion restrictionsは、*Revalue*、*Retire*、*Forexch*、*Deriva*、*Consol*の計5つである。そのため、感応度分析の際に考えられる組み合わせとしては31の組み合わせ($sC_1+sC_2+sC_3+sC_4+sC_5$)が出てくる。本章は紙幅の関係で31の組み合わせ全てについての推定結果は表記していないものの、本章では表記していない残りの26の組み合わせについて、以下に示す推定結果と質的に同様の結果を得ている。

第7章 韓国におけるIFRS強制適用が情報の非対称性に与える影響

第1節 はじめに

本章では、研究課題4「韓国におけるIFRS強制適用は情報の非対称性にどのような影響を与えるのか」について実証的に検討する。韓国政府は2011年1月1日以降に終了する会計年度より、中小企業を含む全上場企業の連結財務諸表と単体財務諸表の双方に対するIFRSの適用を強制している。このIFRS強制適用によって、韓国企業の情報の非対称性にどのような影響をもたらされたのだろうか。前章は、韓国におけるIFRS早期適用が情報の非対称性に与える影響を調査した。ところが、IFRS早期適用と強制適用には大きく異なる点が存在する。このため、韓国におけるIFRS強制適用が情報の非対称性に与える影響については、別途調査を行う必要がある。

IFRS早期適用と強制適用で異なる点は以下の2点である。第1に、IFRSが強制適用されるとIFRS早期適用の場合よりもIFRSに準拠した財務情報の比較可能性が向上する点である。つまり、IFRSが強制適用されると全ての企業がIFRSを同時に適用するため、IFRSに準拠した財務情報の企業間比較可能性は早期適用の場合よりも向上すると言える。また、IFRS早期適用の場合はIFRS適用後の期間が2010年度の単年度であるのに対して、IFRS強制適用の場合はIFRS適用後の期間が多期間にわたるため、IFRSに準拠した財務情報の期間間比較可能性も向上すると言える。

IASBは2010年に公表した「財務報告に関する概念フレームワーク」において、財務情報の有用性を補強する質的特性の一つとして比較可能性を掲げ、「利用者の意思決定には代替案の間の選択が伴う。例えば、投資を売却するか保有するか、または投資先のある報告企業にするか別の企業にするかである。したがって、報告企業に関する情報は、他の企業に関する類似の情報や、別の期間又は別の日の同一企業に関する類似の情報と比較できる場合には、より有用である。」(IASB 2010、QC20)と述べている。

つまり、IFRSに準拠した財務情報の企業間比較可能性や期間間比較可能性、またはその両方が向上するにつれて財務情報の有用性も増加する可能性がある。ゆえに、IFRS適用が情報の非対称性に与える影響がもし存在するのであれば、その効果はIFRS早期適用の場合よりもIFRS強制適用の場合により強く現れる可能性があると考えられる。

IFRS早期適用と強制適用の第2の相違点は、IFRS早期適用の場合には企業がIFRSを自発的に適用しているのに対して、IFRS強制適用の場合にはIFRSの適用が全上場企業に一律に強制される点である。つまり、IFRS強制適用の場合にはIFRSの適用に関する個々の企業の費用対効果に関する判断が考慮されないため、IFRSの強制適用に適切に対応できない企業が現れる可能性がある。ところが、IFRS強制適用の資本市場における経済的帰結に関する海外の研究の多くは、大企業という体系的なバイアスのある商

用データベースに依拠しているため、分析結果に潜在的なサンプル・バイアスが含まれている (Brüggemann 2011、p.21~22)。このため、海外におけるこの種の研究では、IFRSの強制適用が中小企業の情報の非対称性に与える影響には明示的に焦点が当てられておらず、IFRS強制適用が中小企業の情報の非対称性に与える影響は未解決の研究課題となっている。

そこで本章では、韓国の中小企業を含む全上場企業を対象にIFRSの強制適用が情報の非対称性に与える影響を調査することで、こうした未解決の研究課題に取り組む。周知の通り、日本は现阶段ではまだIFRSの強制適用を決定していないため、日本企業を対象とした研究ではこうした研究課題に関する直接的な検証が不可能である。このため、韓国企業を対象に分析を行うことで、日本におけるIFRS強制適用の是非に関する議論に貢献できる可能性があると考えられる。

本章の構成は、次の通りである。第2節では、本章と関連する先行研究を検討し、仮説の構築を行う。第3節では、検証モデルについて説明し、サンプルの抽出手続きおよび記述統計量を示す。第4節では、検証結果を示す。第5節は、本章のまとめである。

第2節 先行研究の検討と仮説の構築

2.1. 関連する先行研究

ここでは、韓国におけるIFRS強制適用が情報の非対称性に与える影響に関する先行研究について検討し、本章の分析との関係を示す。本章の分析と関係する論文としては、Shin and Choi (2013)、Kim and Cho (2014)、およびCheong and Woo (2015)がある。まずShin and Choi (2013)は、韓国におけるIFRS強制適用の前後に韓国企業の情報の非対称性¹、および株価の同調化の程度が低下したか否かを分析している。サンプルは、2006年度から2012年度までの計7年間、韓国証券取引所またはコスダックに上場している6,515企業・年(情報の非対称性に関する分析の場合)と7,061企業・年(株価の同調化に関する分析の場合)である。分析の結果、IFRS強制適用の前後に韓国企業の情報の非対称性と株価の同調化の程度がともに有意に低下したことが発見されている。

Shin and Choi (2013)はまた、IFRS強制適用前の期間における情報の非対称性と株価の同調化の程度の平均値を基準にサンプルをそれぞれ2つのグループに分け、各変数の平均値よりも高いグループと低いグループとでIFRS強制適用による情報の非対称性と株価の同調化の程度の変化が異なるかについて分析している。分析の結果、IFRS強制適用前の期間における情報の非対称性と株価の同調化の程度が低かったグループにおいて、情報の非対称性と株価の同調化の程度がより大きく低下することを発見している。

次に、Kim and Cho (2014)は、2009年度から2012年度までの計4年間、韓国証券取引所に連続して上場している570企業・年を対象に、IFRSによる財務報告の経済的帰結について調査している。具体的に、Kim and Cho (2014)は、2009年度と2012年度をそれ

ぞれIFRS強制適用前の期間とIFRS強制適用後の期間とし、IFRSの強制適用が情報の非対称性²、資本コスト、および企業価値に与える影響を分析した。分析の結果、IFRS強制適用後における情報の非対称性の縮小、資本コストの低下、および企業価値の増加を示す証拠が発見されている。

Cheong and Woo (2015)は、韓国におけるIFRS強制適用の前後に情報の非対称性が縮小するというShin and Choi (2013)とKim and Cho (2014)の発見事項を基にIFRSの強制適用に伴う情報の非対称性³の縮小効果が企業の特性によって異なるかを分析し、Shin and Choi (2013)とKim and Cho (2014)を拡張している。具体的には、Cheong and Woo (2015)は2009年度から2012年度までの計8年間、韓国証券取引所に連続して上場している2,514企業・年を対象に、外国人持株比率、監査人の規模、および有形固定資産の帳簿価額の水準によってIFRS強制適用に伴う情報の非対称性の縮小の程度が企業間で異なるかについて分析している。分析の結果、外国人持株比率の高い企業や有形固定資産の帳簿価額の大きい企業ほど、IFRS強制適用の前後に情報の非対称性の縮小の程度が大きいことが発見されている。以上の先行研究はIFRSの強制適用に伴い韓国企業の情報の非対称性が縮小したことを一貫して示している。しかし、Kim and Cho (2014)とCheong and Woo (2015)は分析の対象とする企業を韓国証券取引所に上場する企業に限定しているため、大企業への影響が検証結果に強く反映されるという限界を抱えている。また、上記の3つの研究は全て、IFRS強制適用後の期間を2012年度までとしているため、IFRS強制適用の短期的な影響しか捉えられていないという限界も抱えている。

そこで、本章では先行研究におけるこれらの限界を克服した上で分析を行う。具体的に言えば、本章では分析の対象とする企業をコスダックに上場する企業を含む全上場企業にまで拡張し、中小企業への影響をも考慮に入れて分析を行う。また、本章では分析期間をIFRS強制適用前後4年間としているため、IFRS強制適用の中長期的な影響の分析が可能である。さらに、本章はIFRS強制適用に伴う情報の非対称性の変化が企業の規模によって異なるかについて分析することで、Cheong and Woo (2015)を拡張する。

2.2. 仮説の構築

韓国におけるIFRS早期適用企業を対象とした前章の分析では、平均的にみると、IFRSの早期適用が情報の非対称性に影響を与えないことが確認された。ところが、IFRSが強制適用されるとIFRS早期適用の場合よりもIFRSに準拠した財務情報の比較可能性が向上するため、早期適用の場合とは異なる結果が得られると考えられる。財務情報の比較可能性には企業間比較可能性と期間間比較可能性の2種類があり (IASB 2010, QC)、本章でIFRS強制適用の場合に財務情報の企業間比較可能性や期間間比較可能性、またはその両方が向上すると考えられる理由は以下の通りである。

つまり、IFRSが強制適用されると全ての企業がIFRSを同時に適用するため、IFRSに準拠した財務情報の企業間比較可能性はIFRS早期適用の場合よりもIFRS強制適用

の場合に向上するということである。また、IFRS早期適用の場合はIFRS適用後の期間が2010年度の単年度であるのに対してIFRS強制適用の場合はIFRS適用後の期間が多期間にわたるため、IFRSに準拠した財務情報の期間間比較可能性も向上すると言える。

財務情報の比較可能性は、財務情報の有用性を補強する質的特性の1つである (IASB 2010、QC)。また、IFRS強制適用の資本市場における経済的帰結を調査したいくつかの研究では、財務情報の比較可能性の向上によってその有用性が増加したことを裏付ける証拠が発見されている (Li 2010 ; Tan et al. 2011 ; Horton et al. 2013)。したがって、前章の分析で明らかにされたようにIFRSの適用に情報の非対称性を低下させる効果が存在するのであれば、その効果はIFRS早期適用の場合よりもIFRS強制適用の場合により強く現れる可能性がある。以上より、本章では以下の仮説1を導出する。

また、本章のIFRS強制適用後の期間は2011年度から2014年度までの計4年間であるため、期間間比較可能性の向上の影響と企業間比較可能性の向上の影響とを区分できると考えられる。つまり、IFRS強制適用初年度である2011年度の影響は早期適用と比較した場合の企業間比較可能性の向上の影響、それ以降の影響は期間間比較可能性の向上の影響としてとらえられる。したがって、本章では以下の仮説2-1と2-2を提示する。

仮説1：IFRSの強制適用に伴い、韓国企業の情報の非対称性は低下する。

仮説2-1：企業間比較可能性の向上によって、情報の非対称性は低下する。

仮説2-2：期間間比較可能性の向上によって、情報の非対称性は低下する。

第3節 検証モデル、サンプルの抽出および記述統計量

3.1. 検証モデル

$$\begin{aligned} \text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_t + \beta_2 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_3 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_{it} \\ & + \beta_4 \text{Log}(\text{Volatility})_{it} + \beta_5 \text{Log}(\text{Free Float})_{it} + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_{(2011)} + \beta_2 \text{Post}_{(2012)} + \beta_3 \text{Post}_{(2013)} + \beta_4 \text{Post}_{(2014)} \\ & + \beta_5 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_6 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_{it} + \beta_7 \text{Log}(\text{Volatility})_{it} \\ & + \beta_8 \text{Log}(\text{Free Float})_{it} + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \text{Turnover_Median}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_t + \beta_2 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_3 \text{Free Float}_{it} + \beta_4 \text{Volatility}_{it} \\ & + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \text{Turnover_Median}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_{(2011)} + \beta_2 \text{Post}_{(2012)} + \beta_3 \text{Post}_{(2013)} + \beta_4 \text{Post}_{(2014)} \\ & + \beta_5 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_6 \text{Free Float}_{it} + \beta_7 \text{Volatility}_{it} \\ & + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \text{Volatility}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_t + \beta_2 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_3 \text{Free Float}_{it} + \beta_4 \text{Beta}_{it} \\ & + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} \text{Volatility}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_{(2011)} + \beta_2 \text{Post}_{(2012)} + \beta_3 \text{Post}_{(2013)} + \beta_4 \text{Post}_{(2014)} + \beta_5 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} \\ & + \beta_6 \text{Free Float}_{it} + \beta_7 \text{Beta}_{it} + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread}) =$ 日々の取引終了時点の最良売り指値 (best ask price) から最良買い指値 (best bid price) 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 (測定期間: t 期/06/01~ $t+1$ 期/05/31) の自然対数

$\text{Turnover_Median} =$ 日次売買回転率 (日次取引高/日次発行済株式総数) の中央値 (測定期間: t 期/06/01~ $t+1$ 期/05/31)

$\text{Volatility} =$ 日次株式リターンの標準偏差 (測定期間: t 期/06/01~ $t+1$ 期/05/31)

$\text{Post} =$ IFRS を強制適用した後の期間 (すなわち、2011 年度、2012 年度、2013 年度、2014 年度) である場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数

$\text{Post}_{(2011)} =$ IFRS を強制適用した後の期間が 2011 年度である場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数

$\text{Post}_{(2012)} =$ IFRS を強制適用した後の期間が 2012 年度である場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数

$\text{Post}_{(2013)} =$ IFRS を強制適用した後の期間が 2013 年度である場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数

$\text{Post}_{(2014)} =$ IFRS を強制適用した後の期間が 2014 年度である場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数

$\text{Log}(\text{Size_Mcap}) = t$ 期の普通株式時価総額の自然対数

$\text{Log}(\text{Turnover_Average}) =$ 日次売買回転率 (日次取引高/日次発行済株式総数) の平均値 (測定期間: t 期/06/01~ $t+1$ 期/05/31) の自然対数

$\text{Log}(\text{Volatility}) = \text{Volatility}$ の自然対数

$\text{Free Float} = t$ 期の浮動株比率 (1-発行済株式数の 5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率 \div 100)

$\text{Log}(\text{Free Float}) = \text{Free Float}$ の自然対数

$\text{Beta} = t$ 期の株式ベータ

$\text{IndustryFixedEffect} =$ 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数

本章では以下の(1)式から(6)式を用いて、韓国におけるIFRS強制適用が情報の非対称性に与える影響を検証する。また、本章では前章までの分析結果の比較可能性を確保するために、情報の非対称性の代理変数として Leuz and Verrecchia (2000)で提示されているビッド・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つの尺度を用いる。上記の(1)式と(2)式はビッド・アスク・スプレッド・モデル、(3)式と(4)式は売買回転率モデル、(5)式と(6)式はボラティリティ・モデルである。

また、(1)(3)(5)式は仮説1に関する検証モデルである。ここでは、IFRSを強制適用した後の期間(すなわち、2011年度、2012年度、2013年度、2014年度)である場合には

1 を、そうでない (すなわち、2007 年度、2008 年度、2009 年度、2010 年度) 場合には 0 をとるダミー変数 $Post$ の係数に関心を寄せている。次に、(2)(4)(6)式は本章の仮説 2-1 と 2-2 に関する検証モデルである。ここでは、 $Post$ の代わりに年度ごとに分解するためのダミー変数である $Post_{(2011)}$ 、 $Post_{(2012)}$ 、 $Post_{(2013)}$ 、 $Post_{(2014)}$ の係数に関心を寄せている。つまり、 $Post_{(2011)}$ の係数は仮説 2-1 の検証の際に関心を寄せる変数であり、 $Post_{(2012)}$ 、 $Post_{(2013)}$ 、 $Post_{(2014)}$ の係数は仮説 2-2 の検証の際に関心を寄せる変数である。

3.2. サンプルの抽出

本章のサンプル抽出方法は以下の通りである。まず、2007 年度から 2014 年度⁴までの 8 年間、韓国証券取引所 (以下、韓証) またはコスダック (以下、KOSDAQ) に連続して上場しているのは、15,118 企業・年である。ここから、本章では IFRS を早期適用した企業に該当する観測値 (461 企業・年)、12 月決算ではない観測値 (1,169 企業・年)、金融・保険業に属する観測値 (655 企業・年)、データに欠測値がある観測値 (347 企業・年)、および連続サンプルの条件を満たさない観測値 (3,134 企業・年) を除き、最終サンプルとして 9,352 企業・年 (1,169 企業×8 年) を得ている。この 9,352 企業・年は、本章のサンプル期間内に連続して韓国の証券取引所に上場している企業・年観測値の 61.86% に該当する。なお、分析に用いる連続変数については、市場ごとの上下 0.5% を基準にウィンザライズを施している。また、本章は次の 3 つのデータベースから分析に必要なデータを取得している。財務データは NICE 評価情報社の提供する KIS-ValueIII から取得しており、浮動株比率の計算に必要な株式所有構造に関するデータは Fn Guide 社から取得している。ビッド・アスク・スプレッドの計算に必要な日次気配情報に関するデータは、韓国取引所の提供する「種目別売買情報：拡張型」から取得している。

表 7-1 サンプルの選択

		個数	%
韓証または KOSDAQ に上場している全ての企業・年 (2007 年度～2014 年度)		15,118	100%
差引	IFRS を早期適用した企業	461	3.05%
	12 月決算企業ではない	1,169	7.73%
	金融・保険業に属する	655	4.33%
	データに欠測値がある	347	2.30%
	連続サンプルの条件を満たさない	3,134	20.73%
最終サンプル		9,352	61.86%

(注) 2007 年度から 2014 年度までの 8 年間、韓証 KOSDAQ に上場している上場企業全社 15,118 社から①～⑤の企業を除去している。①は IFRS を早期適用した企業である；②は決算月が 12 月ではない企業である；③は金融・保険業に属する企業である；④データに欠測値がある企業である；⑤は連続サンプルの条件を満たさない企業である。最終的に本章で使用しているサンプルは、表中太字で示されている、9,352 企業 (61.86%) である。本章は、次の 3 つのデータベースから分析に必要なデータを取得している。第 1 に、本章の分析に用いる財務データは NICE 評価情報社の提供する KIS-ValueIII から取得しており、第 2 に浮動株比率の計算に必要な株式所有構造に関するデータは Fn Guide 社から取得している。第 3 に、ビッド・アスク・スプレッドの計算に必要な日次気配情報に関するデータは、韓国取引所の提供する「種目別売買情報：拡張型」から取得している。

3.3. 記述統計量と単変量分析

表7-2は分析に用いられる各変数の記述統計量を示しており、表7-3は各変数間の相関係数を示している。まず、全サンプルに関する記述統計量を示した表7-2のパネルAについてみると、本章が関心を寄せる変数である *Post* の平均値は50.0%であり、本章のサンプルはIFRS強制適用後の期間と前の期間に対称的に分布していることがわかる。また、本章の従属変数である *Bid-Ask Spread*、*Turnover_Median*、*Volatility* は平均値が0.007、0.008、0.034であるのに対して中央値は0.005、0.004、0.031であることから、ほぼ左右対称に近いがやや右に歪んだ分布をとることが示されている。

他方、本章のコントロール変数についてみると、*Size_Mcap* は平均値が490.000億円であるのに対して中央値が66.900億円であり、極めて右に歪んだ分布を示していた。同様に、*Turnover_Average* も平均値と中央値がそれぞれ0.015と0.008であり、やや右に歪んだ分布をとることが示されている。*Free Float* と *Beta* の平均値(中央値)もそれぞれ0.519(0.522)、0.841(0.820)、であることから、分布はやや左(*Free Float*の場合)と右(*Beta*の場合)に歪んでいるが、ほぼ左右対称に近い分布をとることが示されている。

また、前章の分析モデルと同様に本章でもビッド・アスク・スプレッド・モデルに含まれる従属変数とコントロール変数は全て、Leuz and Verrecchia (2000)に従って対数変換している。そこで対数変換した後の値についてもみてみると、*Log(Bid-Ask Spread)*、*Log(Size_Mcap)*、*Log(Turnover_Average)*、*Log(Volatility)*、*Log(Free Float)*の平均値(中央値)はそれぞれ-5.211(-5.252)、25.202(24.926)、-4.902(-4.859)、-3.484(-3.473)、-0.728(-0.650)であった。このことから、対数変換を行うことにより、本章の分析に用いる変数は全てほぼ左右対称に近い分布をとるようになったことが示されている。

表7-2のパネルBとパネルCでは、本章の分析に用いられる各変数に関する記述統計量を、IFRS強制適用後の期間(*Post*=1)とIFRS強制適用前の期間(*Post*=0)とに分けて、それぞれ示している。またパネルDでは、両期間の平均値と中央値の差に関する単変量分析の結果を報告している。なお、平均値の差の検定に用いられている検定方法は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 rank-sum検定(Mann-Whitney検定)である。

まず、IFRS強制適用前の期間とIFRS強制適用後の期間の間に *Bid-Ask Spread*、*Size_Mcap*、*Volatility*、*Beta* の平均値(中央値)の差が目立つ。すなわち、平均値(中央値)の差の検定の結果からは、IFRS強制適用後の期間の方がIFRS強制適用前の期間に比べて、ビッド・アスク・スプレッドが1%(1%)水準で有意に低く、規模が1%(1%)水準で有意に大きく、株式リターンのボラティリティが1%(1%)水準で有意に低く、株式ベータが1%(1%)水準で有意に低いことが示唆される。また、両期間のビッド・アスク・スプレッド、規模、株式リターンのボラティリティに関するこのような差は、対数変換の後にも見受けられる。他方、両期間の売買回転率の平均値(*Turnover_Average*)、売買回転率の中央値(*Turnover_Median*)、および浮動株比率(*Free Float*)の平均値と中

表7-2 記述統計量

パネルA：全サンプル								
	平均	標準偏差	最小値	25%ile	中央値	75%ile	最大値	<i>n</i>
<i>Post</i>	0.500	0.500	0.000	0.000	0.500	1.000	1.000	9,352
<i>Bid-Ask Spread</i>	0.007	0.004	0.001	0.004	0.005	0.008	0.044	9,352
<i>Size_Mcap</i>	490.000	2,010.000	3.960	31.900	66.900	181.000	27,700.00	9,352
<i>Turnover_Average</i>	0.015	0.023	0.000	0.003	0.008	0.018	0.243	9,352
<i>Turnover_Median</i>	0.008	0.012	0.000	0.002	0.004	0.009	0.137	9,352
<i>Volatility</i>	0.034	0.023	0.008	0.024	0.031	0.041	0.720	9,352
<i>Free Float</i>	0.519	0.180	0.062	0.385	0.522	0.654	0.955	9,352
<i>Beta</i>	0.841	0.418	-0.466	0.539	0.820	1.125	3.112	9,352
<i>Log(Bid-Ask Spread)</i>	-5.211	0.580	-6.617	-5.609	-5.252	-4.837	-3.118	9,352
<i>Log(Size_Mcap)</i>	25.202	1.482	22.099	24.187	24.926	25.924	30.952	9,352
<i>Log(Turnover_Average)</i>	-4.902	1.247	-8.849	-5.729	-4.859	-4.045	-1.414	9,352
<i>Log(Turnover_Median)</i>	-5.548	1.283	-10.491	-6.318	-5.450	-4.679	-1.990	9,348
<i>Log(Volatility)</i>	-3.484	0.408	-4.841	-3.749	-3.473	-3.206	-0.328	9,352
<i>Log(Free Float)</i>	-0.728	0.408	-2.789	-0.956	-0.650	-0.424	-0.046	9,352

パネルB：サブ・サンプル (<i>Post</i> = 1)								
	平均	標準偏差	最小値	25%ile	中央値	75%ile	最大値	<i>n</i>
<i>Post</i>	1.000	0.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	4,676
<i>Bid-Ask Spread</i>	0.005	0.003	0.001	0.003	0.004	0.006	0.023	4,676
<i>Size_Mcap</i>	539.000	2,180.000	5.500	37.100	78.200	213.000	26,900.00	4,676
<i>Turnover_Average</i>	0.015	0.023	0.000	0.003	0.008	0.018	0.233	4,676
<i>Turnover_Median</i>	0.008	0.012	0.000	0.002	0.004	0.009	0.134	4,676
<i>Volatility</i>	0.030	0.012	0.008	0.022	0.028	0.037	0.074	4,676
<i>Free Float</i>	0.522	0.186	0.062	0.385	0.524	0.662	0.945	4,676
<i>Beta</i>	0.822	0.438	-0.466	0.494	0.801	1.124	2.219	4,676
<i>Log(Bid-Ask Spread)</i>	-5.395	0.500	-6.617	-5.724	-5.423	-5.091	-3.792	4,676
<i>Log(Size_Mcap)</i>	25.354	1.463	22.427	24.337	25.082	26.084	30.924	4,676
<i>Log(Turnover_Average)</i>	-4.921	1.273	-8.849	-5.772	-4.887	-4.032	-1.459	4,676
<i>Log(Turnover_Median)</i>	-5.544	1.290	-10.491	-6.310	-5.464	-4.680	-2.013	4,672
<i>Log(Volatility)</i>	-3.576	0.388	-4.841	-3.838	-3.572	-3.304	-2.600	4,676
<i>Log(Free Float)</i>	-0.727	0.423	-2.789	-0.955	-0.647	-0.413	-0.057	4,676

パネルC：サブ・サンプル (<i>Post</i> = 0)								
	平均	標準偏差	最小値	25%ile	中央値	75%ile	最大値	<i>n</i>
<i>Post</i>	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	4,676
<i>Bid-Ask Spread</i>	0.008	0.005	0.001	0.004	0.006	0.010	0.044	4,676
<i>Size_Mcap</i>	441.000	1,810.000	3.960	27.300	57.600	145.000	27,700.00	4,676
<i>Turnover_Average</i>	0.015	0.023	0.000	0.003	0.008	0.017	0.243	4,676
<i>Turnover_Median</i>	0.008	0.012	0.000	0.002	0.004	0.009	0.137	4,676
<i>Volatility</i>	0.037	0.030	0.008	0.026	0.034	0.044	0.720	4,676
<i>Free Float</i>	0.517	0.174	0.086	0.384	0.521	0.646	0.955	4,676
<i>Beta</i>	0.860	0.396	-0.203	0.577	0.836	1.126	3.112	4,676
<i>Log(Bid-Ask Spread)</i>	-5.026	0.596	-6.554	-5.438	-5.043	-4.617	-3.118	4,676

<i>Log(Size_Mcap)</i>	25.051	1.486	22.099	24.029	24.776	25.703	30.952	4,676
<i>Log(Turnover_Average)</i>	-4.883	1.220	-8.425	-5.695	-4.835	-4.056	-1.414	4,676
<i>Log(Turnover_Median)</i>	-5.552	1.276	-10.058	-6.328	-5.441	-4.678	-1.990	4,676
<i>Log(Volatility)</i>	-3.392	0.406	-4.768	-3.648	-3.380	-3.116	-0.328	4,676
<i>Log(Free Float)</i>	-0.728	0.392	-2.455	-0.956	-0.651	-0.437	-0.046	4,676

パネルD：平均差の検定

	<i>Post = 1 - Post = 0</i>		検定統計量	
	平均値差	中央値差	t-statistic	z-statistic
<i>Bid-Ask Spread</i>	-0.003	-0.002	-30.55***	-30.82***
<i>Size_Mcap</i>	98.000	20.600	2.36***	11.78***
<i>Turnover_Average</i>	0.000	0.000	-0.08	-1.20
<i>Turnover_Median</i>	0.000	0.000	0.69	0.05
<i>Volatility</i>	-0.007	-0.006	-14.78***	-22.17***
<i>Free Float</i>	0.005	0.003	1.51	1.54
<i>Beta</i>	-0.038	-0.035	-4.46***	-4.71***
<i>Log(Bid-Ask Spread)</i>	-0.369	-0.380	-32.42***	-30.82***
<i>Log(Size_Mcap)</i>	0.303	0.306	9.96***	11.78***
<i>Log(Turnover_Average)</i>	-0.038	-0.052	-1.48	-1.20
<i>Log(Turnover_Median)</i>	0.008	-0.023	0.28	0.12
<i>Log(Volatility)</i>	-0.184	-0.192	-22.45***	-22.17***
<i>Log(Free Float)</i>	0.001	0.004	0.13	1.54

(注) 本表では、分析に用いられる各変数の記述統計量を示している。変数の定義は次の通りである。*Post* = IFRSを強制適用した後の期間(2011年度、2012年度、2013年度、2014年度)である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*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；*Size_Mcap* = *t*期の普通株式時価総額；*Turnover_Average* = 日次売買回転率(日次取引高/日次発行済株式総数)の平均値；*Turnover_Median* = 日次売買回転率(日次取引高/日次発行済株式総数)の中央値；*Volatility* = 日次株式リターンの標準偏差；*Free Float* = *t*期の浮動株比率(1-発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100)；*Beta* = *t*期の株式ベータ；*Log(Bid-Ask Spread)* = *Bid-Ask-Spread*の自然対数；*Log(Size_Mcap)* = *Size_Mcap*の自然対数；*Log(Turnover_Average)* = *Turnover_Average*の自然対数；*Log(Turnover_Median)* = *Turnover_Median*の自然対数；*Log(Volatility)* = *Volatility*の自然対数；*Log(Free Float)* = *Free Float*の自然対数
* 10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

中央値の差は、対数変換の有無に関係なくいずれの検定においても有意ではなかった。本章の分析に用いる変数間の相関係数を示した表7-3についてみると、各モデルの従属変数である*Log(Bid-Ask Spread)*、*Turnover_Median*、*Volatility*と*Post*との相関係数はそれぞれ、-0.318、0.007、-0.151であることがわかる。このことは、IFRSの強制適用とビッド・アスク・スプレッドおよび株式リターンのボラティリティとの間には負の相関関係が、売買回転率の中央値との間には正の相関関係が存在することを示唆している。

しかし、以上の単変量分析と相関係数では、各モデルの従属変数に影響を与える他の独立変数の影響が全く考慮されていない。このため、ここで得られた結果はあくまでも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。次節では、各モデルの従属変数に影響を与える他の独立変数の影響を考慮した、多変量分析の結果を示す。

表 7-3 相関係数

variables	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)	(m)	(n)
(a) <i>Post</i>	1.000													
(b) <i>Bid-Ask Spread</i>	-0.301	1.000												
(c) <i>Size_Mcap</i>	0.024	-0.193	1.000											
(d) <i>Turnover_Average</i>	-0.001	-0.213	-0.088	1.000										
(e) <i>Turnover_Median</i>	0.007	-0.263	-0.054	0.934	1.000									
(f) <i>Volatility</i>	-0.151	0.127	-0.084	0.378	0.351	1.000								
(g) <i>Free Float</i>	0.016	-0.213	0.031	0.382	0.394	0.195	1.000							
(h) <i>Beta</i>	-0.046	-0.349	0.081	0.273	0.337	0.179	0.321	1.000						
(i) <i>Log(Bid-Ask Spread)</i>	-0.318	0.917	-0.309	-0.236	-0.310	0.123	-0.225	-0.394	1.000					
(j) <i>Log(Size_Mcap)</i>	0.102	-0.492	0.605	-0.157	-0.054	-0.200	-0.160	0.142	-0.613	1.000				
(k) <i>Log(Turnover_Average)</i>	-0.015	-0.386	-0.085	0.743	0.698	0.392	0.560	0.487	-0.386	-0.180	1.000			
(l) <i>Log(Turnover_Median)</i>	0.003	-0.518	-0.005	0.676	0.708	0.318	0.572	0.560	-0.529	-0.003	0.935	1.000		
(m) <i>Log(Volatility)</i>	-0.226	0.155	-0.144	0.522	0.474	0.725	0.306	0.342	0.151	-0.304	0.657	0.543	1.000	
(n) <i>Log(Free Float)</i>	0.001	-0.225	0.033	0.343	0.356	0.173	0.965	0.329	-0.237	-0.150	0.552	0.574	0.283	1.000

(注) 本表では、分析に用いられる各変数間のピアソン相関係数を示している。変数の定義は次の通りである。*Post* = IFRS を強制適用した後の期間 (2011 年度、2012 年度、2013 年度、2014 年度) である場合には 1 を、そうでない場合には 0 をとるダミー変数；*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；*Size_Mcap* = *t* 期の普通株式時価総額；*Turnover_Average* = 日次売買回転率 (日次取引高/日次発行済株式総数) の平均値；*Turnover_Median* = 日次売買回転率 (日次取引高/日次発行済株式総数) の中央値；*Volatility* = 日次株式リターンの標準偏差；*Free Float* = *t* 期の浮動株比率 (1-発行済株式数の 5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100)；*Beta* = *t* 期の株式ベータ；*Log(Bid-Ask Spread)* = *Bid-Ask-Spread* の自然対数；*Log(Size_Mcap)* = *Size_Mcap* の自然対数；*Log(Turnover_Average)* = *Turnover_Average* の自然対数；*Log(Turnover_Median)* = *Turnover_Median* の自然対数；*Log(Volatility)* = *Volatility* の自然対数；*Log(Free Float)* = *Free Float* の自然対数。表 7-2 と表 7-3 の *Size_Mcap* の単位は、₩10 億である。

第4節 検証結果

4.1. 検証結果

表7-4は、本章における検証結果を示している。具体的には、パネルAはビッド・アスク・スプレッド・モデルの推定結果、パネルBは売買回転率モデルの推定結果、パネルCはボラティリティ・モデルの推定結果をそれぞれ示している。また、各パネルの左側の列は仮説1に関する検証結果、右側の列は仮説2に関する検証結果である。仮説1の検証にあたって関心を寄せる変数は $Post$ であり、IFRS強制適用の前後に情報の非対称性が平均的に変化した程度を表している。

また、仮説2-1の検証にあたって関心を寄せる変数は $Post_{(2011)}$ であり、IFRS強制適用初年度である2011年度に情報の非対称性が平均的に変化した程度を表している。さらに、仮説2-2の検証にあたって関心を寄せる変数は $Post_{(2012)}$ 、 $Post_{(2013)}$ 、 $Post_{(2014)}$ であり、IFRSに準拠して作成された財務情報の期間間比較可能性が向上することによって、情報の非対称性が平均的に変化していく程度を表している。

第1に、仮説1に関する検証結果である表7-4のパネルAからパネルCの左側の列について説明する。 $Post$ の係数はビッド・アスク・スプレッド・モデル、売買回転率モデル、ボラティリティ・モデルにおいてそれぞれ-0.1924、0.0010、-0.0059であり、いずれの変数においても1%水準で有意である ($t = -33.82, 3.65, -13.42$)。このことは、IFRSの強制適用に伴い情報の非対称性が平均的に低下したことを意味する。つまり、IFRSの強制適用に伴ってIFRSに準拠して作成された財務情報の比較可能性が向上することによって、情報の非対称性が平均的に低下したことが示されている。

第2に、仮説2-1と2-2に関する検証結果である表7-4のパネルAからパネルCの右側の列について説明する。まず仮説2-1の検証にあたって関心を寄せる変数である $Post_{(2011)}$ の係数は、ビッド・アスク・スプレッド・モデル、売買回転率モデル、ボラティリティ・モデルにおいてそれぞれ-0.1390、0.0009、-0.0009であり、1%水準から10%水準で有意である ($t = -16.84, 2.43, -1.77$)。すなわち、3つの変数のいずれを用いた分析でも、IFRS強制適用の初年度である2011年度に情報の非対称性が低下したことが示唆されている。このような結果は、IFRSが強制適用されるとIFRS早期適用の場合と比べて、IFRSに準拠して作成された財務情報の企業間比較可能性が向上することと整合的である。

次に、仮説2-2の検証にあたって関心を寄せる変数である $Post_{(2012)}$ 、 $Post_{(2013)}$ 、 $Post_{(2014)}$ の係数について説明する。ビッド・アスク・スプレッド・モデルにおける $Post_{(2012)}$ 、 $Post_{(2013)}$ 、 $Post_{(2014)}$ の係数はそれぞれ、-0.1781、-0.2075、-0.2562である。このことは、IFRSに準拠して作成された財務情報が蓄積するにつれて、ビッド・アスク・スプレッドの低下の幅が大きくなり、その有意水準も高くなることを意味する ($t = -20.71, -23.09, -30.67$)。つまり、IFRSに準拠して作成された財務情報の期間間比較可能性が向上することによ

表7-4 検証結果

パネルA: Bid-Ask Spread Model ^a				
Variables	仮説1		仮説2	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	1.3906	19.43***	1.3444	18.95***
<i>Post</i>	-	-0.1924		-33.82***
<i>Post</i> ₍₂₀₁₁₎	-		-0.1390	-16.84***
<i>Post</i> ₍₂₀₁₂₎	-		-0.1781	-20.71***
<i>Post</i> ₍₂₀₁₃₎	-		-0.2075	-23.09***
<i>Post</i> ₍₂₀₁₄₎	-		-0.2562	-30.67***
<i>Log(Size_Mcap)</i>	-	-0.2356	-0.2353	-101.37***
<i>Log(Turnover_Average)</i>	-	-0.3566	-0.3535	-80.49***
<i>Log(Volatility)</i>	+	0.6368	0.6214	41.28***
<i>Log(Free Float)</i>	-	-0.0249	-0.0260	-2.79***
<i>IndustryFixedEffect</i>		Included		Included
<i>Adj.R</i> ²		0.8017		0.8043
<i>N</i>		9,352		9,352

パネルB: Turnover Model ^b				
Variables	仮説1		仮説2	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>		-0.0237		-7.72***
<i>Post</i>	+	0.0010		3.65***
<i>Post</i> ₍₂₀₁₁₎	+		0.0009	2.43**
<i>Post</i> ₍₂₀₁₂₎	+		0.0025	5.23***
<i>Post</i> ₍₂₀₁₃₎	+		-0.0003	-0.66
<i>Post</i> ₍₂₀₁₄₎	+		0.0007	2.22**
<i>Log(Size_Mcap)</i>	+	0.0006	0.0006	7.40***
<i>Free Float</i>	+	0.0222	0.0222	24.60***
<i>Volatility</i>	+	0.1540	0.1533	4.98***
<i>IndustryFixedEffect</i>		Included		Included
<i>Adj.R</i> ²		0.2507		0.2538
<i>N</i>		9,352		9,352

パネルC: Volatility Model ^c				
Variables	仮説1		仮説2	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>		0.1005		22.92***
<i>Post</i>	-	-0.0059		-13.42***
<i>Post</i> ₍₂₀₁₁₎	-		-0.0009	-1.77*
<i>Post</i> ₍₂₀₁₂₎	-		-0.0074	-14.68***
<i>Post</i> ₍₂₀₁₃₎	-		-0.0104	-21.87***
<i>Post</i> ₍₂₀₁₄₎	-		-0.0048	-9.18***
<i>Log(Size_Mcap)</i>	-	-0.0030	-0.0030	-17.98***

第7章 韓国におけるIFRS強制適用が情報の非対称性に与える影響

<i>Free Float</i>	-	0.0139	7.44***	0.0142	7.61***
<i>Beta</i>	+	0.0090	7.92***	0.0088	7.61***
<i>IndustryFixedEffect</i>		Included		Included	
<i>Adj.R²</i>		0.1181		0.1292	
<i>N</i>		9,352		9,352	

(注) 表中では、以下の各モデル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。

^a Bid-Ask Spread Model ;

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_{it} + \beta_2 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_3 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_{it} + \beta_4 \text{Log}(\text{Volatility})_{it} + \beta_5 \text{Log}(\text{Free Float})_{it} + \text{IndustryFixedEffect}_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_{(2011)} + \beta_2 \text{Post}_{(2012)} + \beta_3 \text{Post}_{(2013)} + \beta_4 \text{Post}_{(2014)} + \beta_5 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_6 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_{it} + \beta_7 \text{Log}(\text{Volatility})_{it} + \beta_8 \text{Log}(\text{Free Float})_{it} + \text{IndustryFixedEffect}_{it} + \varepsilon_{it}$$

ただし、*Log(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の自然対数；*Post* = IFRSを強制適用した後の期間（すなわち、2011年度、2012年度、2013年度、2014年度）である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Post*₍₂₀₁₁₎ = IFRS強制適用した後の期間が2011年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Post*₍₂₀₁₂₎ = IFRS強制適用した後の期間が2012年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Post*₍₂₀₁₃₎ = IFRS強制適用した後の期間が2013年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Post*₍₂₀₁₄₎ = IFRS強制適用した後の期間が2014年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Log(Size_Mcap)* = *t*期の普通株式時価総額の自然対数；*Log(Turnover_Average)* = 日次売買回転率（日次取引高/日次発行済株式総数）の平均値の自然対数；*Log(Volatility)* = 日次株式リターン標準偏差の自然対数；*Log(Free Float)* = *t*期の浮動株比率（1-発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100）；*IndustryFixedEffect* = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；であり、下添字 *i* は、企業を表している。

^b Turnover Model ;

$$\text{Turnover_Median}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_{it} + \beta_2 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_3 \text{Free Float}_{it} + \beta_4 \text{Volatility}_{it} + \text{IndustryFixedEffect}_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Turnover_Median}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_{(2011)} + \beta_2 \text{Post}_{(2012)} + \beta_3 \text{Post}_{(2013)} + \beta_4 \text{Post}_{(2014)} + \beta_5 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_6 \text{Free Float}_{it} + \beta_7 \text{Volatility}_{it} + \text{IndustryFixedEffect}_{it} + \varepsilon_{it}$$

ただし、*Turnover_Median* = 日次売買回転率（日次取引高/日次発行済株式総数）の中央値；*Post* = IFRSを強制適用した後の期間（すなわち、2011年度、2012年度、2013年度、2014年度）である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Post*₍₂₀₁₁₎ = IFRS強制適用した後の期間が2011年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Post*₍₂₀₁₂₎ = IFRS強制適用した後の期間が2012年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Post*₍₂₀₁₃₎ = IFRS強制適用した後の期間が2013年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Post*₍₂₀₁₄₎ = IFRS強制適用した後の期間が2014年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Log(Size_Mcap)* = *t*期の普通株式時価総額の自然対数；*Free Float* = *t*期の浮動株比率（1-発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100）；*Volatility* = 日次株式リターン標準偏差；*IndustryFixedEffect* = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；であり、下添字 *i* は、企業を表している。

^c Volatility Model ;

$$\text{Volatility}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_{it} + \beta_2 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_3 \text{Free Float}_{it} + \beta_4 \text{Beta}_{it} + \text{IndustryFixedEffect}_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Volatility}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_{(2011)} + \beta_2 \text{Post}_{(2012)} + \beta_3 \text{Post}_{(2013)} + \beta_4 \text{Post}_{(2014)} + \beta_5 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_6 \text{Free Float}_{it} + \beta_7 \text{Beta}_{it} + \text{IndustryFixedEffect}_{it} + \varepsilon_{it}$$

ただし、*Volatility* = 日次株式リターン標準偏差；*Post* = IFRSを強制適用した後の期間（すなわち、2011年度、2012年度、2013年度、2014年度）である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Post*₍₂₀₁₁₎ = IFRS強制適用した後の期間が2011年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Post*₍₂₀₁₂₎ = IFRS強制適用した後の期間が2012年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Post*₍₂₀₁₃₎ = IFRS強制適用した後の期間が2013年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Post*₍₂₀₁₄₎ = IFRS強制適用した後の期間が2014年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Log(Size_Mcap)* = *t*期の普通株式時価総額の自然対数；*Free Float* = *t*期

の浮動株比率 (1-発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100) ; $Beta = i$ 期の株式ベータ ; $IndustryFixedEffect =$ 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数 ; 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。

って、情報の非対称性が低下することが示唆されている。

他方、売買回転率モデルとボラティリティ・モデルに関する推定結果からは、ビッド・アスク・スプレッド・モデルの場合のような単調な傾向は観察されていない。このことは、各モデルの自由度修正済決定係数の大きさからも示されているように (0.8043、0.2538、0.1292)、売買回転率と株式リターンのボラティリティは情報の非対称性以外の要因によっても説明される部分が大きいためだと考えられる。つまり、従属変数における測定誤差の問題がこのような分析結果をもたらした可能性がある。

4.2. 追加分析：中小企業への影響

韓国におけるIFRS早期適用企業を対象とした前章の分析では、韓国におけるIFRSの早期適用が情報の非対称性の低下をもたらし、その効果は中小企業により強く現れるということが確認された。つまり、中小企業はもともと情報環境が脆弱であるため、IFRSの早期適用に伴う情報環境の改善の効果が大きく、情報の非対称性の低下の程度も大きいということであった。ところが、本章の冒頭で述べた通り、IFRS強制適用と早期適用は以下の点で異なるため、IFRSの強制適用が中小企業に与える影響も任意適用の場合とは異なる可能性がある。

具体的には、IFRS早期適用の場合には企業がIFRSを自らの判断で自発的に適用しているのに対して、IFRS強制適用の場合にはそうした企業の判断とは無関係にIFRSの一律的な適用が全上場企業に強いられる点である。つまり、IFRS強制適用の場合にはIFRSの適用に関する個々の企業の費用対効果に関する判断が考慮されないため、IFRSの強制適用に適切に対応できない企業が現れる可能性もある。たとえば、韓国の金融委員会が実施した調査によると、IFRS強制適用対象である1,884社のうち7%に相当する131社が、IFRS強制適用開始のわずか5カ月前である2010年7月時点においてIFRS導入準備に未着手であったこと、またこれらの企業は全て資産総額が5百億円未満である中小企業であったことが報告されている (金融委員会 2010)。

また、IFRS強制適用の準備に未着手の理由としてはIFRSの適用に必要なシステム構築や人材の確保にかかるコストの負担を掲げる企業が多かったことが報告されている (金融委員会 2010 ; 韓国取引所 2010)。つまり、中小企業の場合はIFRS強制適用に必要なシステムの整備や人材の確保などに適切に対応できず、IFRS強制適用に伴って企業の全般的な情報開示の体制に混乱が生じるかもしれない。

他方、韓国におけるIFRSの強制適用が資本の国際化に与える影響を調査したHan et al. (2016)は、IFRSの強制適用に伴い小規模企業に対する外国人投資家の投資額が著しく増

加したことを発見している。このことは、IFRS 強制適用の場合にも中小企業に情報環境の改善によるベネフィットがもたらされうることを示唆している。また、スウェーデン企業を分析対象とした Hamberg et al. (2013)においてもIFRS 強制適用の中小企業に対する効果が発見されている。このような結果は、Han et al. (2016)の発見事項と整合的である。このように、IFRS が全上場企業に強制適用された場合においてもIFRS 早期適用の場合と同様の効果が中小企業にもたらされるかどうかは事前には必ずしも明らかではない。以下の(7)式から(12)式は、この点を明らかにするための本章の追加分析における検証モデルである。

$$\begin{aligned} \text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_t + \beta_2 \text{Post}_t \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} \\ & + \beta_4 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_{it} + \beta_5 \text{Log}(\text{Volatility})_{it} + \beta_6 \text{Log}(\text{Free Float})_{it} \\ & + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_{(2011)} + \beta_2 \text{Post}_{(2012)} + \beta_3 \text{Post}_{(2013)} + \beta_4 \text{Post}_{(2014)} \\ & + \beta_5 \text{Post}_{(2011)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_6 \text{Post}_{(2012)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} \\ & + \beta_7 \text{Post}_{(2013)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_8 \text{Post}_{(2014)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} \\ & + \beta_9 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_{10} \text{Log}(\text{Turnover_Average})_{it} + \beta_{11} \text{Log}(\text{Volatility})_{it} \\ & + \beta_{12} \text{Log}(\text{Free Float})_{it} + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \text{Turnover_Median}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_t + \beta_2 \text{Post}_t \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} \\ & + \beta_4 \text{Free Float}_{it} + \beta_5 \text{Volatility}_{it} + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \text{Turnover_Median}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_{(2011)} + \beta_2 \text{Post}_{(2012)} + \beta_3 \text{Post}_{(2013)} + \beta_4 \text{Post}_{(2014)} \\ & + \beta_5 \text{Post}_{(2011)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_6 \text{Post}_{(2012)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} \\ & + \beta_7 \text{Post}_{(2013)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_8 \text{Post}_{(2014)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} \\ & + \beta_9 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_{10} \text{Free Float}_{it} + \beta_{11} \text{Volatility}_{it} \\ & + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (10)$$

$$\begin{aligned} \text{Volatility}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_t + \beta_2 \text{Post}_t \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_4 \text{Free Float}_{it} \\ & + \beta_5 \text{Beta}_{it} + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (11)$$

$$\begin{aligned} \text{Volatility}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_{(2011)} + \beta_2 \text{Post}_{(2012)} + \beta_3 \text{Post}_{(2013)} + \beta_4 \text{Post}_{(2014)} \\ & + \beta_5 \text{Post}_{(2011)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_6 \text{Post}_{(2012)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} \\ & + \beta_7 \text{Post}_{(2013)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_8 \text{Post}_{(2014)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} \\ & + \beta_9 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_{10} \text{Free Float}_{it} + \beta_{11} \text{Beta}_{it} + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (12)$$

表 7-5 は、本章における追加分析の結果を示している。まず、表 7-5 のパネル A からパネル C の左側の列について説明する。Post の係数は、ビッド・アスク・スプレッド・モデル、売買回転率モデル、ボラティリティ・モデルにおいてそれぞれ-0.7812、0.0157、-0.0329 であり、いずれの変数においても 1%水準で有意である (t = -7.35、5.33、-3.75)。他方、Post × Log(Size_Mcap)の係数はビッド・アスク・スプレッド・モデル、売買回転率モデル、ボラティリティ・モデルにおいてそれぞれ 0.0233、-0.0006、0.0011 であり、

表7-5 追加分析の検証結果：中小企業への影響

パネルA：Bid-Ask Spread Model ^a				
Variables	(a)		(b)	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	1.6782	18.42***	1.6593	18.28***
<i>Post</i>	-	-0.7812		-7.35***
<i>Post</i> × <i>Log(Size_Mcap)</i>	+	0.0233		5.52***
<i>Post</i> ₍₂₀₁₁₎	-		-0.1152	-0.70
<i>Post</i> ₍₂₀₁₂₎	-		-1.1369	-7.07***
<i>Post</i> ₍₂₀₁₃₎	-		-1.2688	-7.96***
<i>Post</i> ₍₂₀₁₄₎	-		-0.8669	-5.44***
<i>Post</i> ₍₂₀₁₁₎ × <i>Log(Size_Mcap)</i>	+		-0.0009	-0.13
<i>Post</i> ₍₂₀₁₂₎ × <i>Log(Size_Mcap)</i>	+		0.0380	5.92***
<i>Post</i> ₍₂₀₁₃₎ × <i>Log(Size_Mcap)</i>	+		0.0420	6.63***
<i>Post</i> ₍₂₀₁₄₎ × <i>Log(Size_Mcap)</i>	+		0.0241	3.82***
<i>Log(Size_Mcap)</i>	-	-0.2472	-0.2481	-77.38***
<i>Log(Turnover_Average)</i>	-	-0.3547	-0.3511	-79.81***
<i>Log(Volatility)</i>	+	0.6333	0.6165	40.99***
<i>Log(Free Float)</i>	-	-0.0248	-0.0252	-2.79***
<i>IndustryFixedEffect</i>		Included		Included
<i>Adj.R</i> ²		0.8025		0.8062
<i>N</i>		9,352		9,352

パネルB：Turnover Model ^b				
Variables	(a)		(b)	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	-0.0309	-9.64***	-0.0309	-9.56***
<i>Post</i>	+	0.0157		5.33***
<i>Post</i> × <i>Log(Size_Mcap)</i>	-	-0.0006		-5.15***
<i>Post</i> ₍₂₀₁₁₎	+		0.0006	0.12
<i>Post</i> ₍₂₀₁₂₎	+		0.0393	6.05***
<i>Post</i> ₍₂₀₁₃₎	+		0.0094	2.48**
<i>Post</i> ₍₂₀₁₄₎	+		0.0131	2.97***
<i>Post</i> ₍₂₀₁₁₎ × <i>Log(Size_Mcap)</i>	-		0.0001	0.04
<i>Post</i> ₍₂₀₁₂₎ × <i>Log(Size_Mcap)</i>	-		-0.0015	-5.93***
<i>Post</i> ₍₂₀₁₃₎ × <i>Log(Size_Mcap)</i>	-		-0.0004	-2.66***
<i>Post</i> ₍₂₀₁₄₎ × <i>Log(Size_Mcap)</i>	-		-0.0005	-2.89***
<i>Log(Size_Mcap)</i>	+	0.0009	0.0009	9.88***
<i>Free Float</i>	+	0.0220	0.0221	24.49***
<i>Volatility</i>	+	0.1547	0.1539	5.01***
<i>IndustryFixedEffect</i>		Included		Included
<i>Adj.R</i> ²		0.2519		0.2569
<i>N</i>		9,352		9,352

パネルC: Volatility Model ^o				
Variables	(a)		(b)	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
constant	0.1137	14.60***	0.1131	14.51***
Post	-	-0.0329		-3.75***
Post×Log(Size_Mcap)	+	0.0011		3.19***
Post ₍₂₀₁₁₎	-		-0.0212	-2.33**
Post ₍₂₀₁₂₎	-		-0.0329	-3.38***
Post ₍₂₀₁₃₎	-		-0.0531	-5.56***
Post ₍₂₀₁₄₎	-		-0.0302	-2.98***
Post ₍₂₀₁₁₎ ×Log(Size_Mcap)	+		0.0008	2.32**
Post ₍₂₀₁₂₎ ×Log(Size_Mcap)	+		0.0010	2.71***
Post ₍₂₀₁₃₎ ×Log(Size_Mcap)	+		0.0017	4.61***
Post ₍₂₀₁₄₎ ×Log(Size_Mcap)	+		0.0010	2.59***
Log(Size_Mcap)	-	-0.0036	-0.0035	-11.39***
Free Float	-	0.0141	0.0145	7.39***
Beta	+	0.0090	0.0088	7.95***
IndustryFixedEffect		Included		Included
Adj.R ²		0.1191		0.1304
N		9,352		9,352

(注) 表中では、以下の各モデル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。

^a Bid-Ask Spread Model ;

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_{it} + \beta_2 \text{Post}_{it} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_4 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_{it} + \beta_5 \text{Log}(\text{Volatility})_{it} + \beta_6 \text{Log}(\text{Free Float})_{it} + \text{IndustryFixedEffect}_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_{(2011)} + \beta_2 \text{Post}_{(2012)} + \beta_3 \text{Post}_{(2013)} + \beta_4 \text{Post}_{(2014)} + \beta_5 \text{Post}_{(2011)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_6 \text{Post}_{(2012)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_7 \text{Post}_{(2013)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_8 \text{Post}_{(2014)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_9 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_{10} \text{Log}(\text{Turnover_Average})_{it} + \beta_{11} \text{Log}(\text{Volatility})_{it} + \beta_{12} \text{Log}(\text{Free Float})_{it} + \text{IndustryFixedEffect}_{it} + \varepsilon_{it}$$

ただし、 $\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})$ = 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の自然対数； Post = IFRSを強制適用した後の期間（すなわち、2011年度、2012年度、2013年度、2014年度）である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{Post}_{(2011)}$ = IFRS強制適用した後の期間が2011年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{Post}_{(2012)}$ = IFRS強制適用した後の期間が2012年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{Post}_{(2013)}$ = IFRS強制適用した後の期間が2013年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{Post}_{(2014)}$ = IFRS強制適用した後の期間が2014年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ = t 期の普通株式時価総額の自然対数； $\text{Log}(\text{Turnover_Average})$ = 日次売買回転率（日次取引高/日次発行済株式総数）の平均値の自然対数； $\text{Log}(\text{Volatility})$ = 日次株式リターンの標準偏差の自然対数； $\text{Log}(\text{Free Float})$ = t 期の浮動株比率（1-発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100）； $\text{Industry FixedEffect}$ = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；であり、下添字 i は、企業を表している。

^b Turnover Model ;

$$\text{Turnover_Median}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_{it} + \beta_2 \text{Post}_{it} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_4 \text{Free Float}_{it} + \beta_5 \text{Volatility}_{it} + \text{IndustryFixedEffect}_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Turnover_Median}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_{(2011)} + \beta_2 \text{Post}_{(2012)} + \beta_3 \text{Post}_{(2013)} + \beta_4 \text{Post}_{(2014)} + \beta_5 \text{Post}_{(2011)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_6 \text{Post}_{(2012)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_7 \text{Post}_{(2013)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_8 \text{Post}_{(2014)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_9 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_{10} \text{Free Float}_{it} + \beta_{11} \text{Volatility}_{it} + \text{IndustryFixedEffect}_{it} + \varepsilon_{it}$$

ただし、*Turnover_Median* = 日次売買回転率（日次取引高/日次発行済株式総数）の中央値；*Post* = IFRSを強制適用した後の期間（すなわち、2011年度、2012年度、2013年度、2014年度）である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Post*₍₂₀₁₁₎ = IFRS強制適用した後の期間が2011年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Post*₍₂₀₁₂₎ = IFRS強制適用した後の期間が2012年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Post*₍₂₀₁₃₎ = IFRS強制適用した後の期間が2013年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Post*₍₂₀₁₄₎ = IFRS強制適用した後の期間が2014年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Log(Size_Mcap)* = *t*期の普通株式時価総額の自然対数；*Free Float* = *t*期の浮動株比率（1-発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100）；*Volatility* = 日次株式リターンの標準偏差；*IndustryFixedEffect* = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；であり、下添字 *i* は、企業を表している。

° Volatility Model ;

$$Volatility_{it} = \beta_0 + \beta_1 Post_{it} + \beta_2 Post_{it} \times Log(Size_Mcap)_{it} + \beta_3 Log(Size_Mcap)_{it} + \beta_4 Free\ Float_{it} + \beta_5 Beta_{it} + IndustryFixedEffect_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$Volatility_{it} = \beta_0 + \beta_1 Post_{(2011)} + \beta_2 Post_{(2012)} + \beta_3 Post_{(2013)} + \beta_4 Post_{(2014)} + \beta_5 Post_{(2011)} \times Log(Size_Mcap)_{it} + \beta_6 Post_{(2012)} \times Log(Size_Mcap)_{it} + \beta_7 Post_{(2013)} \times Log(Size_Mcap)_{it} + \beta_8 Post_{(2014)} \times Log(Size_Mcap)_{it} + \beta_9 Log(Size_Mcap)_{it} + \beta_{10} Free\ Float_{it} + \beta_{11} Beta_{it} + IndustryFixedEffect_{it} + \varepsilon_{it}$$

ただし、*Volatility* = 日次株式リターンの標準偏差；*Post* = IFRSを強制適用した後の期間（すなわち、2011年度、2012年度、2013年度、2014年度）である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Post*₍₂₀₁₁₎ = IFRS強制適用した後の期間が2011年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Post*₍₂₀₁₂₎ = IFRS強制適用した後の期間が2012年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Post*₍₂₀₁₃₎ = IFRS強制適用した後の期間が2013年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Post*₍₂₀₁₄₎ = IFRS強制適用した後の期間が2014年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；*Log(Size_Mcap)* = *t*期の普通株式時価総額の自然対数；*Free Float* = *t*期の浮動株比率（1-発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100）；*Beta* = *t*期の株式ベータ；*IndustryFixedEffect* = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；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。

いずれの変数においても1%水準で有意である ($t = 5.52, -5.15, 3.19$)。このことは、規模が小さく脆弱な情報環境を有する企業ではIFRS強制適用が情報の非対称性を有意に低下させるのに対して、規模が大きく優れた情報環境を有する企業ではその効果が弱まることを意味する。したがって、IFRS強制適用の場合も早期適用の場合と整合的な結果が得られることが示唆されている。このような結果は、IFRS強制適用の場合にも中小企業に情報環境の改善によるベネフィットがもたらされうることを示唆しているHan et al. (2016)やHamberg et al. (2013)におけるそれと整合的である。

次に、IFRSに準拠して作成された財務情報の比較可能性の向上が情報の非対称性に与える影響が、企業の規模によって異なるか否かに関する検証結果は表7-5のパネルAからパネルCの右側の列に示されている。分析の結果、いずれのモデルにおいても、情報の非対称性の変化に関する単調な傾向は観察されなかった。

なお、ビッド・アスク・スプレッド・モデルと売買回転率モデルにおける*Post*₍₂₀₁₁₎の係数は-0.1152と0.0006でそれぞれ負と正の値を示しているが統計的に有意ではない ($t = -0.70, 0.12$)。このことは、IFRSの強制適用に適切に対応できなかった中小企業の情報開示体制に混乱が生じた可能性を示唆している。しかし、IFRS適用2年度目以降からはこうした現象は観察されず、中小企業にもたらされるベネフィットの方が大きい。

4.3. 頑健性テスト：サバイバルシップ・バイアスの影響を考慮

本章の主分析および追加分析に用いるサンプルは、2007年度から2014年度までの計8年間連続して上場している企業を対象としている。このため、本章の主分析および追加分析の検証結果はサバイバルシップ・バイアス (survivorship bias) の影響を受けている可能性がある。したがって、本節ではこうしたサバイバルシップ・バイアスの影響を考慮した上で、主分析および追加分析における分析を再度行う。具体的には、本章のサンプルの抽出手続きにおける「連続サンプルの条件」を緩和して得られた延べ12,486企業・年を対象に、主分析および追加分析と同様の結果が得られるかを確認する。

主分析の検証結果に対する頑健性テストの結果と追加分析の検証結果に対する頑健性テストの結果はそれぞれ、表7-6と表7-7に示されている。分析の結果、売買回転率モデルにおいて有な結果が得られていないことを除くと、主分析および追加分析における検証結果と同様の結果が得られている。したがって、本章の主分析および追加分析の結果は、サバイバルシップ・バイアスの影響の考慮に対して概ね頑健であると言える。

表7-6 サバイバルシップ・バイアスの影響を考慮：主分析の検証結果

パネルA：Bid-Ask Spread Model ^a				
Variables	仮説1		仮説2	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	1.6797	9.65***	1.6341	9.45***
<i>Post</i>	-	-0.2172	-38.11***	
<i>Post</i> (2011)	-		-0.1557	-20.54***
<i>Post</i> (2012)	-		-0.2079	-25.66***
<i>Post</i> (2013)	-		-0.2390	-27.93***
<i>Post</i> (2014)	-		-0.2791	-34.40***
<i>Log(Size_Mcap)</i>	-	-0.2486	-109.32***	-109.84***
<i>Log(Turnover_Average)</i>	-	-0.3375	-69.55***	-69.44***
<i>Log(Volatility)</i>	+	0.5820	34.26***	32.86***
<i>Log(Free Float)</i>	-	-0.0052	-0.61	-0.65
<i>IndustryFixedEffect</i>		Included		Included
<i>Adj.R</i> ²		0.7877		0.7904
<i>N</i>		12,486		12,486

パネルB：Turnover Model ^b				
Variables	仮説1		仮説2	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>		-0.0102		-2.62***
<i>Post</i>	+	-0.0001		-0.30
<i>Post</i> (2011)	+		0.0005	1.42
<i>Post</i> (2012)	+		0.0012	3.06***
<i>Post</i> (2013)	+		-0.0016	-5.82***
<i>Post</i> (2014)	+		-0.0003	-1.29

第7章 韓国におけるIFRS強制適用が情報の非対称性に与える影響

<i>Log(Size_Mcap)</i>	+	0.0004	5.77***	0.0004	5.95***
<i>Free Float</i>	+	0.0253	36.33***	0.0253	36.41***
<i>Volatility</i>	+	0.0609	6.15***	0.0602	6.10***
<i>IndustryFixedEffect</i>		Included		Included	
<i>Adj.R²</i>		0.2359		0.2390	
<i>N</i>		12,486		12,486	

パネルC: Volatility Model^o

Variables	仮説 1		仮説 2	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	0.1430	13.50***	0.1416	13.22***
<i>Post</i>	-0.0091	-15.64***		
<i>Post₍₂₀₁₁₎</i>			-0.0038	-5.33***
<i>Post₍₂₀₁₂₎</i>			-0.0107	-16.78***
<i>Post₍₂₀₁₃₎</i>			-0.0141	-23.33***
<i>Post₍₂₀₁₄₎</i>			-0.0081	-11.01***
<i>Log(Size_Mcap)</i>	-0.0046	-14.06***	-0.0045	-13.67***
<i>Free Float</i>	0.0259	8.44***	0.0260	8.46***
<i>Beta</i>	0.0091	3.61***	0.0089	3.48***
<i>IndustryFixedEffect</i>		Included		Included
<i>Adj.R²</i>		0.0920		0.0962
<i>N</i>		12,486		12,486

(注) 表中では、以下の各モデル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。

^a Bid-Ask Spread Model ;

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_{it} + \beta_2 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_3 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_{it} + \beta_4 \text{Log}(\text{Volatility})_{it} + \beta_5 \text{Log}(\text{Free Float})_{it} + \text{IndustryFixedEffect}_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_{(2011)} + \beta_2 \text{Post}_{(2012)} + \beta_3 \text{Post}_{(2013)} + \beta_4 \text{Post}_{(2014)} + \beta_5 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_6 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_{it} + \beta_7 \text{Log}(\text{Volatility})_{it} + \beta_8 \text{Log}(\text{Free Float})_{it} + \text{IndustryFixedEffect}_{it} + \varepsilon_{it}$$

ただし、 $\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})$ = 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の自然対数； Post = IFRSを強制適用した後の期間（すなわち、2011年度、2012年度、2013年度、2014年度）である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{Post}_{(2011)}$ = IFRS強制適用した後の期間が2011年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{Post}_{(2012)}$ = IFRS強制適用した後の期間が2012年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{Post}_{(2013)}$ = IFRS強制適用した後の期間が2013年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{Post}_{(2014)}$ = IFRS強制適用した後の期間が2014年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ = t 期の普通株式時価総額の自然対数； $\text{Log}(\text{Turnover_Average})$ = 日次売買回転率（日次取引高/日次発行済株式総数）の平均値の自然対数； $\text{Log}(\text{Volatility})$ = 日次株式リターンの標準偏差の自然対数； $\text{Log}(\text{Free Float})$ = t 期の浮動株比率（1-発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100）； $\text{Industry FixedEffect}$ = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；であり、下添字 i は、企業を表している。

^b Turnover Model ;

$$\text{Turnover_Median}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_{it} + \beta_2 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_3 \text{Free Float}_{it} + \beta_4 \text{Volatility}_{it} + \text{IndustryFixedEffect}_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Turnover_Median}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_{(2011)} + \beta_2 \text{Post}_{(2012)} + \beta_3 \text{Post}_{(2013)} + \beta_4 \text{Post}_{(2014)} + \beta_5 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_6 \text{Free Float}_{it} + \beta_7 \text{Volatility}_{it} + \text{IndustryFixedEffect}_{it} + \varepsilon_{it}$$

ただし、 Turnover_Median = 日次売買回転率（日次取引高/日次発行済株式総数）の中央値； Post = IFRSを強

制適用した後の期間 (すなわち、2011年度、2012年度、2013年度、2014年度) である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数; $Post_{(2011)}$ = IFRS強制適用した後の期間が2011年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数; $Post_{(2012)}$ = IFRS強制適用した後の期間が2012年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数; $Post_{(2013)}$ = IFRS強制適用した後の期間が2013年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数; $Post_{(2014)}$ = IFRS強制適用した後の期間が2014年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数; $Log(Size_Mcap)$ = t 期の普通株式時価総額の自然対数; $Free\ Float$ = t 期の浮動株比率 (1-発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100); $Volatility$ = 日次株式リターンの標準偏差; $IndustryFixedEffect$ = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数; であり、下添字 i は、企業を表している。

° Volatility Model ;

$$Volatility_{it} = \beta_0 + \beta_1 Post_{it} + \beta_2 Log(Size_Mcap)_{it} + \beta_3 Free\ Float_{it} + \beta_4 Beta_{it} + IndustryFixedEffect_{it} + \epsilon_{it}$$

$$Volatility_{it} = \beta_0 + \beta_1 Post_{(2011)} + \beta_2 Post_{(2012)} + \beta_3 Post_{(2013)} + \beta_4 Post_{(2014)} + \beta_5 Log(Size_Mcap)_{it} + \beta_6 Free\ Float_{it} + \beta_7 Beta_{it} + IndustryFixedEffect_{it} + \epsilon_{it}$$

ただし、 $Volatility$ = 日次株式リターンの標準偏差; $Post$ = IFRSを強制適用した後の期間 (すなわち、2011年度、2012年度、2013年度、2014年度) である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数; $Post_{(2011)}$ = IFRS強制適用した後の期間が2011年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数; $Post_{(2012)}$ = IFRS強制適用した後の期間が2012年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数; $Post_{(2013)}$ = IFRS強制適用した後の期間が2013年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数; $Post_{(2014)}$ = IFRS強制適用した後の期間が2014年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数; $Log(Size_Mcap)$ = t 期の普通株式時価総額の自然対数; $Free\ Float$ = t 期の浮動株比率 (1-発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100); $Beta$ = t 期の株式ベータ; $IndustryFixedEffect$ = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数; 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。

表7-7 サバイバルシップ・バイアスの影響を考慮：追加分析の検証結果

パネルA: Bid-Ask Spread Model ^a				
Variables	(a)		(b)	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
constant	2.1635	12.16***	2.1503	12.15***
Post	-	-1.2618		-12.60***
Post×Log(Size_Mcap)	+	0.0416		10.44***
Post ₍₂₀₁₁₎	-		-0.6545	-4.33***
Post ₍₂₀₁₂₎	-		-1.6506	-11.45***
Post ₍₂₀₁₃₎	-		-1.7835	-12.26***
Post ₍₂₀₁₄₎	-		-1.3367	-8.97***
Post ₍₂₀₁₁₎ ×Log(Size_Mcap)	+		0.0201	3.33***
Post ₍₂₀₁₂₎ ×Log(Size_Mcap)	+		0.0574	9.98***
Post ₍₂₀₁₃₎ ×Log(Size_Mcap)	+		0.0612	10.62***
Post ₍₂₀₁₄₎ ×Log(Size_Mcap)	+		0.0420	7.11***
Log(Size_Mcap)	-	-0.2698	-0.2712	-84.36***
Log(Turnover_Average)	-	-0.3343	-0.3309	-68.65***
Log(Volatility)	+	0.5717	0.5536	32.23***
Log(Free Float)	-	-0.0058	-0.0059	-0.72
IndustryFixedEffect		Included		Included
Adj.R ²		0.7901		0.7939
N		12,486		12,486

第7章 韓国におけるIFRS強制適用が情報の非対称性に与える影響

パネルB: Turnover Model ^b				
Variables	(a)		(b)	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	-0.0115	-2.75***	-0.0114	-2.72***
<i>Post</i>	+	0.0028		0.99
<i>Post</i> × <i>Log(Size_Mcap)</i>	-	-0.0001		-1.04
<i>Post</i> ₍₂₀₁₁₎	+		-0.0092	-1.93*
<i>Post</i> ₍₂₀₁₂₎	+		0.0230	4.23***
<i>Post</i> ₍₂₀₁₃₎	+		-0.0014	-0.38
<i>Post</i> ₍₂₀₁₄₎	+		-0.0034	-0.82
<i>Post</i> ₍₂₀₁₁₎ × <i>Log(Size_Mcap)</i>	-		0.0004	2.03**
<i>Post</i> ₍₂₀₁₂₎ × <i>Log(Size_Mcap)</i>	-		-0.0009	-4.19***
<i>Post</i> ₍₂₀₁₃₎ × <i>Log(Size_Mcap)</i>	-		-0.0001	-0.03
<i>Post</i> ₍₂₀₁₄₎ × <i>Log(Size_Mcap)</i>	-		0.0001	0.75
<i>Log(Size_Mcap)</i>	+	0.0004	0.0004	5.01***
<i>Free Float</i>	+	0.0253	0.0253	36.28***
<i>Volatility</i>	+	0.0611	0.0602	6.14***
<i>IndustryFixedEffect</i>		Included		Included
<i>Adj.R</i> ²		0.2359		0.2403
<i>N</i>		12,486		12,486

パネルC: Volatility Model ^c				
Variables	(a)		(b)	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>		0.1930		13.04***
<i>Post</i>	-	-0.1156		-8.21***
<i>Post</i> × <i>Log(Size_Mcap)</i>	+	0.0042		7.77***
<i>Post</i> ₍₂₀₁₁₎	-		-0.0955	-6.45***
<i>Post</i> ₍₂₀₁₂₎	-		-0.1053	-7.00***
<i>Post</i> ₍₂₀₁₃₎	-		-0.1436	-9.86***
<i>Post</i> ₍₂₀₁₄₎	-		-0.1296	-8.57***
<i>Post</i> ₍₂₀₁₁₎ × <i>Log(Size_Mcap)</i>	+		0.0037	6.41***
<i>Post</i> ₍₂₀₁₂₎ × <i>Log(Size_Mcap)</i>	+		0.0038	6.48***
<i>Post</i> ₍₂₀₁₃₎ × <i>Log(Size_Mcap)</i>	+		0.0052	9.12***
<i>Post</i> ₍₂₀₁₄₎ × <i>Log(Size_Mcap)</i>	+		0.0048	8.24***
<i>Log(Size_Mcap)</i>	-	-0.0067	-0.0067	-11.96***
<i>Free Float</i>	-	0.0261	0.0263	8.52***
<i>Beta</i>	+	0.0091	0.0088	3.62***
<i>IndustryFixedEffect</i>		Included		Included
<i>Adj.R</i> ²		0.0979		0.1024
<i>N</i>		12,486		12,486

(注) 表中では、以下の各モデル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。

^a Bid-Ask Spread Model ;

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_t + \beta_2 \text{Post}_t \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_4 \text{Log}(\text{Turnover_Average})_{it} + \beta_5 \text{Log}(\text{Volatility})_{it} + \beta_6 \text{Log}(\text{Free Float})_{it} + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_{(2011)} + \beta_2 \text{Post}_{(2012)} + \beta_3 \text{Post}_{(2013)} + \beta_4 \text{Post}_{(2014)} + \beta_5 \text{Post}_{(2011)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_6 \text{Post}_{(2012)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_7 \text{Post}_{(2013)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_8 \text{Post}_{(2014)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_9 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_{10} \text{Log}(\text{Turnover_Average})_{it} + \beta_{11} \text{Log}(\text{Volatility})_{it} + \beta_{12} \text{Log}(\text{Free Float})_{it} + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{it}$$

ただし、 $\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})$ = 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の自然対数； Post = IFRSを強制適用した後の期間（すなわち、2011年度、2012年度、2013年度、2014年度）である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{Post}_{(2011)}$ = IFRS強制適用した後の期間が2011年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{Post}_{(2012)}$ = IFRS強制適用した後の期間が2012年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{Post}_{(2013)}$ = IFRS強制適用した後の期間が2013年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{Post}_{(2014)}$ = IFRS強制適用した後の期間が2014年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ = t 期の普通株式時価総額の自然対数； $\text{Log}(\text{Turnover_Average})$ = 日次売買回転率（日次取引高/日次発行済株式総数）の平均値の自然対数； $\text{Log}(\text{Volatility})$ = 日次株式リターンの標準偏差の自然対数； $\text{Log}(\text{Free Float})$ = t 期の浮動株比率（1-発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100）； $\text{IndustryFixedEffect}$ = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；であり、下添字 i は、企業を表している。

^b Turnover Model ;

$$\text{Turnover_Median}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_t + \beta_2 \text{Post}_t \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_4 \text{Free Float}_{it} + \beta_5 \text{Volatility}_{it} + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Turnover_Median}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_{(2011)} + \beta_2 \text{Post}_{(2012)} + \beta_3 \text{Post}_{(2013)} + \beta_4 \text{Post}_{(2014)} + \beta_5 \text{Post}_{(2011)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_6 \text{Post}_{(2012)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_7 \text{Post}_{(2013)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_8 \text{Post}_{(2014)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_9 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_{10} \text{Free Float}_{it} + \beta_{11} \text{Volatility}_{it} + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{it}$$

ただし、 Turnover_Median = 日次売買回転率（日次取引高/日次発行済株式総数）の中央値； Post = IFRSを強制適用した後の期間（すなわち、2011年度、2012年度、2013年度、2014年度）である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{Post}_{(2011)}$ = IFRS強制適用した後の期間が2011年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{Post}_{(2012)}$ = IFRS強制適用した後の期間が2012年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{Post}_{(2013)}$ = IFRS強制適用した後の期間が2013年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{Post}_{(2014)}$ = IFRS強制適用した後の期間が2014年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ = t 期の普通株式時価総額の自然対数； Free Float = t 期の浮動株比率（1-発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100）； Volatility = 日次株式リターンの標準偏差； $\text{IndustryFixedEffect}$ = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；であり、下添字 i は、企業を表している。

^c Volatility Model ;

$$\text{Volatility}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_t + \beta_2 \text{Post}_t \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_3 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_4 \text{Free Float}_{it} + \beta_5 \text{Beta}_{it} + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Volatility}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Post}_{(2011)} + \beta_2 \text{Post}_{(2012)} + \beta_3 \text{Post}_{(2013)} + \beta_4 \text{Post}_{(2014)} + \beta_5 \text{Post}_{(2011)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_6 \text{Post}_{(2012)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_7 \text{Post}_{(2013)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_8 \text{Post}_{(2014)} \times \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_9 \text{Log}(\text{Size_Mcap})_{it} + \beta_{10} \text{Free Float}_{it} + \beta_{11} \text{Beta}_{it} + \text{IndustryFixedEffect}_i + \varepsilon_{it}$$

ただし、 Volatility = 日次株式リターンの標準偏差； Post = IFRSを強制適用した後の期間（すなわち、2011年度、2012年度、2013年度、2014年度）である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{Post}_{(2011)}$ = IFRS強制適用した後の期間が2011年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{Post}_{(2012)}$ = IFRS強制適用した後の期間が2012年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{Post}_{(2013)}$ = IFRS強制適用した後の期間が2013年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{Post}_{(2014)}$ = IFRS強制適用した後の期間が2014年度である場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数； $\text{Log}(\text{Size_Mcap})$ = t 期の普通株式時価総額の自然対数； Free Float = t 期の浮動株比率（1-発行済株式数の5%以上を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率÷100）； Beta = t 期の株式ベータ； $\text{IndustryFixedEffect}$ = 標準産業分類中分類に基づいて当該産業に属する場合には1を、そうでない場合には0をとるダミー変数；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。

第5節 本章のまとめ

本章では、第3章で導出した研究課題4「韓国におけるIFRS強制適用は情報の非対称性にどのような影響を与えるのか」の検証を試みた。具体的には、本章では2007年度から2010年度までの計4年間でIFRS強制適用前の期間、2011年度から2014年度までの計4年間でIFRS強制適用後の期間とし、IFRS強制適用の前後の期間において情報の非対称性がどのように変化したのかを調査している。本章の分析における最終サンプルは、2007年度から2014年度までの計8年間、韓国証券取引所またはコスタックに上場している15,118企業・年のうち諸条件を満たす9,352企業・年である。

分析の結果、IFRS強制適用の前後において情報の非対称性が平均的に大きく低下したことが発見されている。このような分析結果は、IFRSの強制適用後にIFRSに準拠して作成された財務情報の比較可能性が向上することによって、情報の非対称性が早期適用の場合よりもより大きく低下した可能性を示唆している。

また、IFRSに準拠して作成された財務情報の比較可能性の向上が情報の非対称性を低下させる背後には、財務情報の企業間比較可能性の向上と期間間比較可能性の向上の両方の影響が作用していることが本章の証拠から示唆されている。これらの発見事項は、財務情報の比較可能性を財務情報の有用性を補強する質的特性の1つとして挙げているIASB(2010、QC)の考えや財務情報の比較可能性の向上によってIFRS強制適用による資本市場でのベネフィットが得られたと報告している近年の研究(Li 2010 ; Tan et al. 2011 ; Horton et al. 2013)の発見事項と整合的である。

また、本章の追加分析では、IFRS強制適用が情報の非対称性を低下させる効果がIFRS早期適用の場合と同様に中小企業により強く現れるかどうかを検証している。追加分析の結果、IFRS強制適用の効果は中小企業により強く現れることが発見されており、IFRS早期適用の場合と整合的な結果が得られることが確認されている。

このような結果は、IFRS強制適用の場合にも中小企業に情報環境の改善によるベネフィットがもたらされうることを示唆しているHan et al. (2016)やHamberg et al. (2013)における発見事項と整合的である。頑健性テストでは、本章のサンプル抽出手続きにおける連続サンプルの条件を緩和して得られた延べ12,486企業・年を対象に分析を行い、主分析および追加分析と同様の結果が得られるかを確認している。頑健性テストの結果は、サバイバルシップ・バイアスの影響のコントロールに対して概ね頑健であった。

まとめると、本章の分析結果からは、IFRSの強制適用が情報の非対称性の低下をもたらし、その効果は中小企業により強く現れることが示唆されている。また、中小企業の情報の非対称性に関する本章の検証結果からは、中小企業がIFRSを適用するために必要なシステム構築や人材の確保にかかるコストの増加よりも、IFRSの適用に伴う情報環境の改善の効果の方が大きいことが示唆されている。本章の分析は、中小企業を含む全上場企業を対象にIFRS強制適用が情報の非対称性に与える中長期的な影響を分析

している点で、先行研究に対して追加的な貢献を有するものである。また、本章で得られた証拠は日本におけるIFRS強制適用の是非に関する議論に貢献できる可能性があると考えられる。特に、IFRS強制適用が情報の非対称性を低下させる効果が中小企業においてより強く発見されたという本章の発見事項は、仮に日本においてIFRSの強制適用が決定した場合、IFRS適用対象となる企業の範囲に関する議論に貢献できる可能性がある。

本章は以上のような意義を有しているものの、次のような限界を有している。

第1に、企業がIFRS強制適用に対する回避戦略を行っている可能性である。米国でのサーベンス・オックスリー法(以下、SOX法と呼ぶ)の経済的帰結に関する文献では、強制的な財務報告規則の適用によって負の純便益が生じると予測される場合、企業は回避戦略を行うという証拠が提示されている。たとえば、企業はSOX法への準拠を避けることによって負担するコストを避けるために、ピンクシート市場で取引を続けることでSECの報告体系を避ける(Marosi and Massoud 2007; Leuz et al. 2008)、または意図的に小規模な企業であり続けようとする(Gao et al. 2009)といったものである。

このように、もし企業がIFRSに多大なコスト負担を見込むのであれば、上場廃止の選択または非上場企業であり続けるといったIFRSの強制適用を避けるための積極的な対策を行うことが予想される(Bruggemann 2011, p.32~33)。ところが、本章の分析では企業のこうした回避戦略の影響が考慮されていない点に注意する必要がある。

第2に、潜在的な欠落変数バイアスの問題が存在する可能性である。本章では、情報の非対称性に影響を与えることが先行研究で明らかにされている諸変数をコントロールしている。ところが、韓国におけるIFRS強制適用が情報の非対称性に与える影響を調査している他の先行研究と同様に、本章の分析もリサーチ・デザイン上、IFRS強制適用の影響とは無関係な景気の変動やその他一般的なトレンドの影響を考慮しきれていない⁵。このため、本章における発見事項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と考えられる。今後は、国際的なデータベースを利用するなどして、これらの影響を考慮したより精緻なリサーチ・デザインによる検討が必要である。

章末注

- 1 情報の非対称性の代理変数としては、ビッド・アスク・スプレッドが用いられている。
- 2 情報の非対称性の代理変数としては、株式リターンのボラティリティが用いられている。
- 3 情報の非対称性の代理変数は、Corwin and Schultz (2012)のビッド・アスク・スプレッドである。
- 4 IFRS強制適用後の期間を2014年度までとしたのは、Fn Guide社から取得した浮動株比率の計算に必要な株式所有構造に関するデータが2014年度までしか取得できなかったためである。
- 5 同様の問題は1930年代の米国における証券規制の資本市場効果を検証した研究(Stigler 1964; Benston 1969; Benston 1973; Jarrell 1981; Mahoney and Mei 2009)、Regulation FDの資本市場効果を検証した研究(Heflin et al. 2003; Gintchel and Markov 2004; Francis et al. 2006; Gomes et al. 2007)、およびSOX法の資本市場効果を検証した研究(Chhaochharia and Grinstein 2007; Zhang 2007; Li et al. 2008)においても共通して観察される(Leuz and Wysocki 2008)。

第8章 本論文の結論と課題

第1節 はじめに

近年、世界中のあらゆる分野においてグローバル化が進んでいる。こうしたグローバル化への流れは資本市場を中心とした金融部門においても例外ではなく、国際会計基準を中心とした世界中の金融市場の統合に関する機運の高まりにも如実に表れている。たとえば、IASB (2016)による最新の調査では、世界中の143カ国のうち91.6%に相当する131カ国において、IFRSの適用が要求または容認されていることが明らかにされている。このIFRS適用の機運が世界中で高まっていることは、もはや日本にとっても対岸の火事ではない。IFRSをめぐって展開されるこうした世界中の動きを受けて、IFRSに対する日本の姿勢も近年、急激に変化し始めたのである。

そうした姿勢の第1の変化は、日本におけるIFRS任意適用の解禁に表れている。企業会計審議会は2009年6月30日に「我が国における国際会計基準の取扱いに関する意見書(中間報告)」を公表し、2010年3月期の連結財務諸表から一定の要件を満たす上場企業がIFRSを任意適用することを認めている。この結果、2010年5月13日に日本電波工業がIFRSを任意適用した財務諸表を公表し、2016年11月11日現在、日本におけるIFRS任意適用済・適用決定会社は126社に至っている。この126社は社数ベースでは全上場企業に占める割合が3.4%にすぎないものの時価総額ベースでは既に22.0%に達している。ゆえに、その経済的帰結への関心も高いと言えるだろう。

第2の変化は、日本におけるIFRSの強制適用に関する判断の必要性の高まりに表れている。たとえば、企業会計審議会が2009年6月30日に公表した「我が国における国際会計基準の取扱いに関する意見書(中間報告)」では、IFRSの強制適用の判断の時期については、2012年を目途とされ、仮に強制適用を行う場合には2015年または2016年から上場会社の連結財務諸表にIFRSを強制適用するという方針が示されていた。その後、2012年を目途としていたIFRSの強制適用の判断は2011年3月11日に起きた東日本大震災などの影響で見送られたが、これで日本におけるIFRSの強制適用の可能性が完全に消え去ったわけではなかった。自由民主党は2013年6月13日に「国際会計基準への対応についての提言」を公表し、安倍首相が表明した「集中投資促進期間」である今後3年間のできるだけ早い時期に、強制適用の是非や適用に関するタイムスケジュールを決定するように議論を深めるべきと提言したのである。

このように、現在の日本では、IFRSの任意適用が解禁され、それがもたらす経済的帰結への関心が高まっているのと同時に、IFRSの強制適用に関する判断の必要性に迫られていると言える。ゆえに、IFRS任意適用の経済的帰結という日本における近年の会計制度の変化に関する事後的評価(ex-post policy evaluation)だけでなく、IFRSを日本

の経済社会にいかなる形で取り入れていくのか、という点について考察する必要性があると考えられる。ところが、IFRS の任意適用によって日本企業にどのような経済的帰結がもたらされたのか、といった点に関する実証的証拠はこれまでほとんど示されてこなかった。この結果、IFRS 任意適用の解禁といった近年の会計制度の変化に関する事後的評価や IFRS の強制適用に関する判断を行うために必要な実証的証拠は十分に蓄積されているとは言い難い状況にある。

IFRS をめぐる近年の日本の会計制度が急速に変化しつつあるのに対して、その事後的評価や今後の日本の会計制度の在り方を考察するための研究の蓄積が十分に行われていない状況には問題があると本論文では考えている。これが本論文の問題意識である。この問題意識に基づき、本論文では IFRS の適用がもたらす経済的帰結を情報の非対称性の観点から実証的に分析し、日本における近年の会計制度の変化に関する事後的評価や IFRS の強制適用に関する判断に資する実証的証拠を提供することを目的とする。

本論文の結びとなる本章では、各章から得られた知見を踏まえて、本論文の結論および今後の研究の課題について述べる。本章の構成は、以下の通りである。第 2 節では、各章のまとめを行う。第 3 節では、各章で得られた知見を踏まえて、本論文の結論を提示する。第 4 章では、今後の研究の課題について述べることで、本論文の結びとする。

第 2 節 各章のまとめ

2.1. 第 2 章 IFRS をめぐる歴史的変遷と実態調査

第 2 章では、研究課題の導出や実証分析のベースとなる基礎的資料を得ることを目的に、IFRS をめぐる歴史的変遷を整理し IFRS の適用状況に関する実態調査を行った。第 2 章の調査の結果、以下の 6 つの点が明らかにされている。

第 1 に、世界的な IFRS への関心の高まりを裏付けるように、世界中の 143 カ国のうち 91.6%に相当する 131 カ国において IFRS の適用が要求または容認されていることである。

第 2 に、日本においては 2010 年 3 月期の連結財務諸表から一定の要件を満たす上場企業が IFRS を任意適用することが認められている。日本における IFRS 任意適用企業は 2013 年 6 月に「当面の方針」で任意適用要件が緩和されてから急速に増加しており、2016 年 11 月 11 日現在、日本における IFRS 任意適用企業は 126 社に至っている。

第 3 に、韓国では 2011 年 1 月 1 日以降に終了する会計年度より、上場中小企業を含む全上場企業の連結財務諸表と単体財務諸表の双方に対する IFRS の適用を強制している。また、2009 年度に 14 社、2010 年度に 47 社と計 61 社が IFRS を早期適用している。

第 4 に、日本における IFRS 任意適用企業は、そのほとんどが大企業である。

第 5 に、韓国における IFRS 早期適用企業には、大企業と中小企業とが混在している。

第 6 に、韓国における IFRS 早期適用企業は、日本における IFRS 任意適用企業より

も、企業規模の面で有意に小さい。

2.2. 第 3 章 先行研究の整理と研究課題の導出

第 3 章の目的は、IFRS 適用の影響に関する先行研究を整理し、本論文の研究課題を出すことであった。

第 3 章で先行研究の整理を行った結果、海外では IFRS 任意適用と強制適用の影響に関する研究が、その分析結果は混在しているものの、経済的帰結、利益の質に与える影響を軸に多く蓄積されていることがわかった。しかし、これらの先行研究は海外企業を対象としたものであって、その研究成果を日本にそのまま当てはめられるかは議論の余地がある。

なぜならば、会計システムは他の制度と相互に関連しているゆえ、制度が異なれば会計システムからもたらされる経済的帰結も異なり得るからである (Wysocki 2011、石田 2015)。また、このような理由によって、様々な国を対象に行われた IFRS 適用の影響に関する先行研究では一致した結果が得られなかった可能性が高い。

ゆえに、日本における IFRS 適用の効果をより正確に測定するためには、日本企業を対象とした分析が必要であると言える。ところが、IFRS の適用が日本企業に与える影響に関する直接的な証拠は、現段階ではまだ不十分であり、未解決の研究課題は多く残されていた。そこで、第 3 章では本研究で取り扱う以下の研究課題を導出している。

研究課題 1-1 : 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

研究課題 1-2 : 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
する
のか

研究課題 2 : 日本における IFRS 任意適用は情報の非対称性にどのような影響を与える
る
のか

研究課題 3 : 韓国における IFRS 早期適用は情報の非対称性にどのような影響を与える
る
のか

研究課題 4 : 韓国における IFRS 強制適用は情報の非対称性にどのような影響を与える
る
のか

2.3. 第 4 章 日本における IFRS 任意適用の公表に対する株式市場の反応

第 4 章では、第 3 章で導出した研究課題 1-1「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」および研究課題 1-2「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のか」の検証を試みた。具体的には、第 4 章では 2016 年 11 月 11 日時点で IFRS の任意適用を公表した 127 社 (IFRS 任意適用企業 102 社、IFRS 任意適用予定企業 25 社) から、IFRS 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ない 29 社を識別し、IFRS 任意適用の公表に対する株式市場の平均的な反応をイベントスタディ分析の手法を用いて分析した。第 4 章ではまた、IFRS 任意適用の公表日とその翌日の 2 営業日における累積異常リターンを従属変数とするクロスセクショナル分析を行い、IFRS 任意適用の公表に対する株式市場の反応の企業間の差異を調査した。分析結果は以下の通りである。

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。第 4 章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、第 4 章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た。

2.4. 第 5 章 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

第 5 章では、第 3 章で導出した研究課題 2 「日本における IFRS 任意適用は情報の非対称性にどのような影響を与えるのか」の検証を試みた。

具体的には、第 5 章ではまず、2016 年 11 月 11 日時点における IFRS 任意適用済会社 102 社をベースに、①新規上場とともに IFRS を適用した企業、②3 月決算ではない企業、③2016 年 3 月期決算以降に IFRS を適用した企業、④IFRS を任意適用してから決算期を変更した企業、⑤米国会計基準から IFRS に移行した企業、⑥金融業に属する企業、⑦連続サンプルの条件を満たしていない企業を除外して第 5 章の分析対象となる IFRS 任意適用企業 50 社を識別している。それから、第 5 章では、2008 年 3 月期においてこの 50 社と同様の性質を持つ日本基準適用企業 50 社をプロペンシティ・スコア・マッチングの手法を用いて、コントロール企業群として抽出している。

このようなプロセスを経て得られた IFRS 任意適用企業 50 社と日本基準を適用しているそのマッチング企業 50 社を対象に、第 5 章では 2010 年 3 月期から上場企業の連結財

務諸表に適用することが可能になった日本企業による IFRS の任意適用が、情報の非対称性に与える影響をマッチング DID 推定の手法を用いて分析している。なお、第 5 章における分析期間は 2008 年 3 月期から 2016 年 3 月期までの計 9 年間であり、最終サンプルは 900 企業・年 (100 企業・年×9 年) である。分析結果は、以下の通りである。

第 1 に、IFRS の任意適用に伴い、日本企業の情報の非対称性が平均的に低下したことを示唆する弱い証拠が得られた。

第 2 に、IFRS に準拠して作成されるのれんの割合が低い企業については、IFRS の任意適用に伴い情報の非対称性が大きく低下することが確認された。

第 3 に、IFRS に準拠して作成されるのれんの割合が大きい企業ほど、情報の非対称性が低下する程度は弱まることが確認された。また、サブ・サンプルを用いた頑健性テストを行った場合も、これらと整合的な結果が得られている。

まとめると、IFRS の任意適用に伴い日本企業の情報の非対称性が低下したことは認められるが、こうした効果は IFRS を任意適用した全ての日本企業において得られるわけではなく、IFRS に準拠して作成されるのれんが低い企業に限られることが示唆されているといえるだろう。

つまり、IFRS の任意適用に伴い日本企業の情報開示が増加し情報の非対称性が低下する効果は認められるものの、のれんの会計処理が非償却・減損テストのみとなったことを機にのれんの会計処理が機会主義的に利用され、IFRS 任意適用の効果が相殺されている可能性が示唆されている。

2.5. 第 6 章 韓国における IFRS 早期適用が情報の非対称性に与える影響

第 6 章では、第 3 章で導出した研究課題 3「韓国における IFRS 早期適用は情報の非対称性にどのような影響を与えるのか」の検証を試みた。具体的には、第 6 章では 2010 年度時点で IFRS を早期適用している 57 社を対象に、Heckman (1979) 型の 2 段階トリートメント効果モデルを用いて韓国における IFRS の早期適用が情報の非対称性に与える影響について分析を行った。分析結果は以下の通りである。

第 1 に、平均的にみると、IFRS を早期適用した企業と K-GAAP を継続適用している企業の間に情報の非対称性に有意な差は観察されないことが確認された。

第 2 に、IFRS の早期適用が情報の非対称性の低下に寄与する単独効果 (stand-alone effect) は認められるものの、その効果は規模が大きく優れた情報環境を有する企業ほど弱まることが確認された。

これらの発見事項は、IFRS の早期適用に伴い情報開示が改善し情報の非対称性が大きく低下すると期待できるのは、規模が小さく情報環境が脆弱な企業に限定されることを示唆している。このことは、DID 推定と DID-PSS 推定といった時系列での変化にもとづいた検証を行った場合にも首尾一貫することが確認されている。したがって、第 6 章の分析結果には、相関関係のみならず因果関係もまた存在していると考えられる。

2.6. 第 7 章 韓国における IFRS 強制適用が情報の非対称性に与える影響

第 7 章では、第 3 章で導出した研究課題 4「韓国における IFRS 強制適用は情報の非対称性にどのような影響を与えるのか」の検証を試みた。

具体的には、第 7 章では 2007 年度から 2010 年度までの計 4 年間で IFRS 強制適用前の期間、2011 年度から 2014 年度までの計 4 年間で IFRS 強制適用後の期間とし、IFRS 強制適用の前後の期間において情報の非対称性がどのように変化したのかを調査している。第 7 章の分析における最終サンプルは、2007 年度から 2014 年度までの計 8 年間、韓国証券取引所またはコスタックに上場している 15,118 企業・年のうち諸条件を満たす 9,352 企業・年である。

分析の結果、IFRS 強制適用の前後において情報の非対称性が平均的に有意に低下したことが発見されている。このような分析結果は、IFRS の強制適用後に IFRS に準拠して作成された財務情報の比較可能性が向上することによって、情報の非対称性が早期適用の場合よりも大きく低下した可能性を示唆している。

また、IFRS に準拠して作成された財務情報の比較可能性の向上が情報の非対称性を低下させる背後には、財務情報の企業間比較可能性の向上と期間間比較可能性の向上の両方の影響が作用していることが第 7 章の証拠から示唆されている。

これらの発見事項は、財務情報の比較可能性を財務情報の有用性を補強する質的特性の 1 つとして挙げている IASB (2010、QC) の考えや財務情報の比較可能性の向上によって IFRS 強制適用による資本市場でのベネフィットが得られたと報告している近年の研究 (Li 2010 ; Tan et al. 2011 ; Horton et al. 2013) の発見事項と整合的である。

また、第 7 章の追加分析では、IFRS 強制適用が情報の非対称性を低下させる効果が IFRS 早期適用の場合と同様に中小企業により強く現れるかどうかを検証している。追加分析の結果、IFRS 強制適用の効果は中小企業により強く現れることが発見されており、IFRS 早期適用の場合と整合的な結果が得られることが確認されている。

このような結果は、IFRS 強制適用の場合にも中小企業に情報環境の改善によるベネフィットがもたらされうることを示唆している Han et al. (2016) や Hamberg et al. (2013) における発見事項と整合的である。

頑健性テストでは、第 7 章のサンプル抽出手続きにおける連続サンプルの条件を緩和して得られた延べ 12,486 企業・年を対象に分析を行い、主分析および追加分析と同様の結果が得られるかを確認している。頑健性テストの結果は、サバイバルシップ・バイアスの影響のコントロールに対して概ね頑健であった。

まとめると、第 7 章の分析結果からは、IFRS の強制適用が情報の非対称性の低下をもたらし、その効果は中小企業により強く現れることが示唆されている。

また、中小企業の情報の非対称性に関する第 7 章の検証結果からは、中小企業が IFRS を適用するために必要なシステム構築や人材の確保にかかるコストの増加よりも、IFRS の適用に伴う情報環境の改善の効果の方が大きいことが示唆されていると言える。

第3節 結論と示唆

本論文の目的は、IFRS の適用がもたらす経済的帰結を情報の非対称性の観点から実証的に分析することによって、日本における近年の会計制度の変化に対する事後的評価やIFRS の強制適用に関する判断に資する実証的証拠を提供することにあった。

以下では、本論文の実証分析で得られた結論と示唆にもとづいて、日本における近年の会計制度の変化に対する事後的評価を行い、IFRS の強制適用に対する示唆を述べる。

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と今後の会計制度設計

本論文の第5章では、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について検討した。第5章の検証によれば、IFRS の任意適用に伴い日本企業の情報の非対称性が低下したことは認められるが、こうした効果はIFRS を任意適用した全ての日本企業において得られるわけではなく、IFRS に準拠して作成されるのれんが低い企業に限られることが示唆されている。つまり、IFRS の任意適用に伴い日本企業の情報開示が増加し情報の非対称性が低下する効果は認められるが、のれんの会計処理が非償却・減損テストのみとなったことを機にのれんの会計処理が機会主義的に利用され、IFRS 任意適用の効果が相殺されている可能性が示唆されている。このような結果は、のれんが大きい企業ほどIFRS 任意適用の公表に対して株式市場は負の反応を示すことが確認された本論文の第4章の検証結果とも首尾一貫している。

日本における会計・ディスクロージャー制度の主たる目的が情報の非対称性の緩和にあることを考えると、2010年3月期から可能となったIFRS の任意適用はその目的を達成するための有効な手段であったと評価できる。他方、のれんについては減損のみを行うというIFRS の会計処理に対して投資家は事前的にも事後的にも懐疑的に評価していることが本論文で示されている。このことはIFRS においてのれんに対する規則的な償却を再導入することで、IFRS 任意適用の効果を最大化できる可能性を示唆する。

このような考え方は、IFRS におけるのれんの会計処理に対する企業会計基準委員会の考え方を支持するものである。たとえば、企業会計基準委員会はIFRS の会計処理の中で日本基準と「会計基準に係る基本的な考え方に重要な差異があるもの」と「財務諸表の利用者に対して企業の適切な財政状態や経営成績等を開示するにあたり、懸念が示された項目」の1つ目の項目として「のれんの非償却」を挙げている。また、その後企業会計基準委員会は、のれんの会計処理に関するIFRS を既存の「減損のみアプローチ」から「償却及び減損アプローチ」に修正することを骨子とする修正国際基準 (Japan's Modified International Standards : JMIS) を公表している (企業会計基準委員会 2015)。

ところが、本論文は日本企業によるこの修正国際基準の任意適用を求めるものではない点には注意が必要である。なぜならば、仮に修正国際基準がIFRS に一部の修正しか加えなかった会計基準であるとしても、修正国際基準の詳細について必ずしも精通して

いない海外の投資家によって、修正国際基準の任意適用企業がIFRSの任意適用企業と同等に評価されるかは明らかではないためである。

このような理由によって、本論文では日本企業によるIFRSの任意適用を継続的に促進すると同時にのれんの会計処理に関する「償却及び減損アプローチ」の再導入を企業会計基準委員会からIASBに持続的に発信していくべきであると結論づける（結論①）。

日本における中小企業によるIFRS任意適用とその情報の非対称性に与える影響に関する予備的な検討

また、本論文の第6章では、韓国におけるIFRS早期適用が情報の非対称性に与える影響について検討した。第6章の検証によれば、規模が小さく、ゆえに脆弱な情報環境を有する企業においてIFRS早期適用の効果がより強く現れることが示唆されている。このような結果は、他の条件が一定である場合、日本においても中小企業によるIFRSの任意適用によって情報の非対称性が大きく低下する可能性を示唆している。

これまで、日本においては主に大企業によるIFRSの任意適用が進められてきた。今後は、IFRSの適用によって情報環境が改善し、情報の非対称性が低下するというベネフィットが中小企業に大きくもたらされうることを強調することで、日本における中小企業によるIFRSの任意適用を積極的に推進していく必要があると考えられる（結論②）。

日本におけるIFRS強制適用の是非に関する議論とIFRS強制適用の判断に関する予備的な検討

本論文の第7章では、韓国におけるIFRS強制適用が情報の非対称性に与える影響について検討した。第7章の検証によれば、IFRS強制適用の前後において情報の非対称性が平均的に大きく低下したこと、またその効果は中小企業により強く現れることが示唆されている。このような結果は、日本におけるIFRSの適用を企業の規模に関係なく強制することで、情報の非対称性を緩和できる可能性があることを示唆している。

日本における会計・ディスクロージャー制度の主たる目的は、情報の非対称性の緩和にある。したがって、本論文では韓国のように日本の全上場企業に対するIFRSの強制適用を制度化することによって、日本における会計・ディスクロージャー制度の主たる目的である情報の非対称性の緩和に寄与できる可能性があることを結論づける（結論③）。

もっとも、本論文の結論②と結論③は韓国企業を対象に得られたものであり、これらの証拠をそのまま日本における会計制度の設計の際に用いることには注意を要する。また、本論文ではIFRS適用のもたらす経済的帰結を情報の非対称性の観点から分析しているため、IFRSの適用がもたらしうる他の様々な社会的かつ経済的コストとベネフィットまでは考慮できていない。このため、IFRSを適用することによって社会的かつ経済的な効用が全体的に向上するか否かについては本論文で何も言及していないことにも注意しなければならない。しかし、本論文には以下のような貢献があると考えられる。

第 4 節 本論文の貢献

第 1 に、政策的貢献である。IFRS をめぐる近年の日本の会計制度が急速に変化しつつあるにも関わらず、その事後的評価や今後の日本の会計制度の在り方を考察するための研究の蓄積はこれまで十分に行われてこなかった。本論文は、IFRS の適用がもたらす経済的帰結を実証的に分析することで、日本における近年の会計制度の変化に関する事後的評価や IFRS の強制適用に関する判断に資する実証的証拠を提供している。

特に、本論文は日本における会計・ディスクロージャー制度の主たる目的である情報の非対称性の緩和の観点から IFRS の適用がもたらす経済的帰結を分析することで、IFRS をめぐる今後の日本の会計制度設計に対する示唆を明確に提示している。この点で、本論文は全体として日本の会計制度設計に対する政策的な貢献を有するものである。

第 2 に、実務的貢献である。まず、本論文では IFRS の任意適用を公表する日本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、今後 IFRS 任意適用の公表を予定している日本企業に示唆を与えている (第 4 章)。また、本論文で得られた証拠は、企業が IFRS の適用を選択することによって資本コストに影響を与える有意な要素であるビッド・アスク・スプレッドを低下できることを示している点で、IFRS を既に適用している企業または今後 IFRS の適用を予定している企業の関心を引くと考えられる (第 5 章、第 6 章)。さらに、本論文では IFRS の適用が情報の非対称性を低下させる効果が、規模が小さく、脆弱な情報環境を有する企業においてより強く現れうることを示している点で (第 6 章、第 7 章)、IFRS の任意適用を検討している日本の上場中小企業の関心を引くだろう。

第 3 に、学術的貢献である。まず、本論文は日本企業による IFRS 任意適用の経済的帰結には企業間の差異が存在することを明らかにしている点で (第 4 章、第 5 章)、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、本論文は IFRS の適用効果が中小企業により強く現れることを示唆する証拠を提示している点で (第 6 章、第 7 章)、IFRS の適用が中小企業に与える影響に関する文献の蓄積に貢献している。

さらに、本論文は報告インセンティブが高くないとされる早期適用企業を対象とした場合にも IFRS の適用に伴い情報の非対称性が低下しうることを示している点で (第 6 章)、IFRS それ自体もまた重要であることを示唆する証拠を提示している。最後に、本論文では、IFRS の適用が情報の非対称性に与えた影響を検証しており、代理変数の 1 つとしてビッド・アスク・スプレッドを用いた分析を行っている (第 5 章、第 6 章、第 7 章)。この点で、本論文は、マーケット・マイクロストラクチャーの分析手法を援用した会計学、および財務報告の公平性を評価する実証会計学の文献の蓄積に貢献している。

第 4 に、実践的貢献である。本論文では排除制約を満たす外生的操作変数が存在しない場合 (第 5 章) と存在する場合 (第 6 章) において因果関係を識別する手法を適切に行っており、因果関係を問う会計学研究 (Gow et al. 2016) への実践的な示唆を有する。

第 5 節 今後の展望と課題

本論文は、IFRS の適用がもたらす経済的帰結を情報の非対称性の観点から分析することによって、日本における近年の会計制度の変化に対する事後的評価や IFRS の強制適用に関する判断に資する実証的証拠を提示しているという点において一定程度の貢献を有していると考えられる。今後は、以下に述べる 4 つの方向性に基づいて本論文を拡張することで、IFRS をめぐる日本の会計基準設定に資するより豊かな知見を得ることが可能であると考えられる。本節ではこれらの点について述べ、本論文の結びとする。

第 1 に、IFRS の適用が契約の効率性に与える影響の検討である。本論文では、日本における会計・ディスクロージャー制度の主たる目的である情報の非対称性の観点から IFRS の適用がもたらす経済的帰結を分析してきた。ところが、ディスクロージャー制度において開示される会計情報は、企業関係者の間の私的契約等を通じた利害調整にも副次的に利用されている (企業会計基準委員会 2006、p.4)。このため、今後は日本における IFRS 任意適用が経営者報酬契約や負債契約などの契約の効率性に与える影響を分析することで、日本の会計制度設計に対してより豊かな知見を提示できると考えられる。

第 2 に、IFRS の適用が企業行動に与える影響の検討である。本論文は、IFRS の適用が基準設定機関の掲げる会計の目的に与える影響を検証しており、その意味で IFRS の適用がもたらす「意図された帰結 (intended consequences)」(Brüggenmann 2011) に焦点を当てたものである。ところが、IFRS の適用には基準設定機関が必ずしも意図していなかった「意図せざる帰結 (unintended consequences)」(Brüggenmann 2011) も存在する。また、その例としては企業の実際の行動に与える影響が挙げられる。今後は、日本における IFRS 任意適用が、企業の営業・投資・財務といった実際の行動に与える影響を分析することで、IFRS 適用の帰結に関するより豊かな知見が提示できると考えられる。

第 3 に、IFRS の適用が企業の開示行動に与える影響の検討である。IFRS 適用の影響に関するこれまでの研究のほとんどは、商用データベースから入手可能な集約的数値に依拠している。このため、IFRS の適用がこれらの数値を超えて財務諸表に対してどのような影響を与えるかということは、未解決の研究課題となっている (Brüggenmann 2011)。今後は、企業が実際に IFRS 指針を遵守するか否かに関する証拠を手作業で収集したより精緻なデータにもとづいて、IFRS の適用が企業の開示行動に与える影響を分析することで、本論文の結論を補完できると考えられる (Brüggenmann 2011)。

第 4 に、IFRS の適用が情報優位にある投資家の私的情報に基づく取引に与える影響の検討である。第 5 章の結論で述べた通り、IFRS の任意適用に伴い情報優位にある投資家の私的情報に基づく取引が増加した可能性がある。今後は、投資家のタイプを区分したより精緻な分析を行うことで、IFRS の任意適用が優れた情報処理能力と私的な情報収集能力を有する洗練された投資家とそうでない一般投資家間の情報の非対称性に与える影響について分析する必要がある。これらの点は、本論文の今後の課題である。

参考文献

英語文献（アルファベット順）

- Ahmed, A. S., Neel, M., Wang, D., 2013. Does Mandatory Adoption of IFRS Improve Accounting Quality? Preliminary Evidence. *Contemporary Accounting Research* 30, 1344-1372.
- Amihud, Y., Mendelson, H., 1986. Asset Pricing and the Bid-Ask Spread. *Journal of Financial Economics* 17, 223-249.
- Amihud, Y., Mendelson, H., 1989. The Effects of Beta, Bid-Ask Spread, Residual Risk, and Size on Stock Returns. *The Journal of Finance* 44, 479-486.
- Armstrong, C. S., Barth, M. E., Jagolinzer, A. D., Riedl, E. J., 2010. Market Reaction to the Adoption of IFRS in Europe. *The Accounting Review* 85, 31-61.
- Ashbaugh, H., Pincus, M., 2001. Domestic Accounting Standards, International Accounting Standards, and the Predictability of Earnings. *Journal of Accounting Research* 39, 417-434.
- Atanasov, V., Black, B., 2014. Shock-Based Causal Inference in Corporate Finance Research, Working Paper.
- Atiase, R. K., 1985. Predisclosure Information, Firm Capitalization, and Security Price Behavior around Earnings Announcements. *Journal of Accounting Research* 23, 21-36.
- Ball, R., Kothari, S. P., Robin, A., 2000. The Effect of International Institutional Factors on Properties of Accounting Earnings. *Journal of Accounting and Economics* 29, 1-51.
- Ball, R., Robin, A., Wu, J., 2003. Incentives versus Standards: Properties of Accounting Income in Four East Asian Countries. *Journal of Accounting and Economics* 36, 235-270.
- Balsari, C. K., Ozkan, S., Durak, G., 2010. Earnings Conservatism in Pre-and Post-IFRS Periods in Turkey: Panel Data Evidence on the Firm Specific Factors. *Accounting and Management Information Systems* 9, 403-421.
- Barth, M. E., Landsman, W. R., Lang, M. H., 2008. International Accounting Standards and Accounting Quality. *Journal of Accounting Research* 46, 467-498.
- Bartov, E., Bodnar, G. M., 1996. Alternative Accounting Methods, Information Asymmetry and Liquidity: Theory and Evidence. *The Accounting Review*, 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.
- Beaver, W. H., 1998. *Financial Reporting: An Accounting Revolution*, 3rd ed. Englewood Cliffs,

- New Jersey:Prentice-Hall. (伊藤邦雄訳. 2010. 『財務報告革命第3版』 白桃書房)
- Beisland, L. A., Knivsflå, K. H., 2008. Has IFRS Changed How Investors Respond to Earnings and Book Values? Essays on the Value Relevance of Accounting Information, 237-287.
- Bellas, A., Toudas, K., Papadatos, K., 2007. The Consequences of Applying International Accounting Standards (IAS) to the Financial Statements of Greek Companies. Working Paper.
- Benston, G. J., 1969. The Value of the SEC's Accounting Disclosure Requirements. *The Accounting Review* 44, 515-532.
- Benston, G. J., 1973. Required Disclosure and the Stock Market: An Evaluation of the Securities Exchange Act of 1934. *The American Economic Review* 63, 132-155.
- Bhattacharya, U., Daouk, H., Welker, M., 2003. The World Price of Earnings Opacity. *The Accounting Review* 78, 641-678.
- Binder, J., 1998. The Event Study Methodology since 1969. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 11, 111-137.
- Boubakri, N., El Ghouli, S., Guedhami, O., Kwok, C. C., Wang, H., 2016. Cross-Listing and Corporate Social Responsibility. *Journal of Corporate Finance* 41, 123-138.
- Brüggenmann, U., 2011. Essays on the Economic Consequences of Mandatory IFRS Reporting around the World. Gabler Verlag.
- Byard, D., Li, Y., Yu, Y., 2011. The Effect of Mandatory IFRS Adoption on Financial Analysts' Information Environment. *Journal of Accounting Research* 49, 69-96.
- Campbell, J., Lo, A., MacKinlay, C., 1996. *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Card, D., 1990. The Impact of Mariel Boatlift on the Miami Labor Market. *Industrial and Labor Relations Review* 43, 245-257.
- Card, D., Krueger, A., 1994. Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania. *The American Economic Review* 84, 772-793.
- Chen, H., Tang, Q., Jiang, Y., Lin, Z., 2010. The Role of International Financial Reporting Standards in Accounting Quality: Evidence from the European Union. *Journal of International Financial Management & Accounting* 21, 220-278.
- Chhaochharia, V., Grinstein, Y., 2007. Corporate Governance and Firm Value: The Impact of the 2002 Governance Rules. *The Journal of Finance* 62, 1789-1825.
- Choi, F.D., Meek, G.K., 2014. *International Accounting (Seventh Edition)*. Pearson Education.
- Christensen, H. B., Hail, L., Leuz, C., 2013. Mandatory IFRS Reporting and Changes in Enforcement. *Journal of Accounting and Economics* 56, 147-177.

- Christensen, H. B., Lee, E., Walker, M., Zeng, C., 2015. Incentives or Standards: What Determines Accounting Quality Changes around IFRS Adoption? *European Accounting Review* 24, 31-61.
- Claus, J., Thomas, J., 2001. Equity Premia as Low as Three Percent? Evidence from Analysts' Earnings Forecasts for Domestic and International Stock Markets. *The Journal of Finance* 56, 1629-1666.
- Copeland, T., Galai, D., 1983. Information Effects on the Bid-Ask Spread, *The Journal of Finance* 38, 1457-1469.
- Corwin, S. A., Schultz, P., 2012. A Simple Way to Estimate Bid-Ask Spreads from Daily High and Low Prices. *The Journal of Finance* 67, 719-760.
- 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., 2006. Economic Benefits of Adopting IFRS or US - GAAP-Have the Expected Cost of Equity Capital Really Decreased? *Journal of Business Finance & Accounting* 33, 329-373.
- Daske, H., Gebhardt, G., 2006. International Financial Reporting Standards and Experts' Perceptions of Disclosure Quality. *Abacus* 42, 461-498.
- 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.
- De George, E. T., Li, X., Shivakumar, L., 2016. A Review of the IFRS Adoption Literature. *Review of Accounting Studies* 21, 898-1004.
- Dechow, P. M., Sloan, R. G., Sweeney, A. P., 1995. Detecting Earnings Management. *The Accounting Review* 70, 193-225.
- Dechow, P., Ge, W., Schrand, C., 2010. Understanding Earnings Quality: A Review of the Proxies, their Determinants and their Consequences. *Journal of Accounting and Economics* 50, 344-401.
- Diamond, D., Verrecchia, R., 1991. Disclosure, Liquidity, and the Cost of Capital. *The Journal of Finance* 46, 1325-1359.
- Doupnik, T., Perera, H., 2015. *International Accounting (Fourth Edition)*. McGraw-Hill Education.
- 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.
- Easton, P. D., 2004. PE Ratios, PEG Ratios, and Estimating the Implied Expected Rate of Return on Equity Capital. *The Accounting Review* 79, 73-95.
- Easton, P. D., 2007. Estimating the Cost of Capital Implied by Market Prices and Accounting Data. *Foundations and Trends in Accounting* 2, 241-364.
- Easton, P., Taylor, G., Shroff, P., Sougiannis, T., 2002. Using Forecasts of Earnings to Simultaneously Estimate Growth and the Rate of Return on Equity Investment. *Journal of Accounting Research* 40, 657-676.
- 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.
- Francis, J., LaFond, R., Olsson, P., Schipper, K., 2005. The Market Pricing of Accruals Quality. *Journal of Accounting and Economics* 39, 295-327.
- Francis, J., Nanda, D., Wang, X., 2006. Re-examining the Effects of Regulation Fair Disclosure using Foreign Listed Firms to Control for Concurrent Shocks. *Journal of Accounting and Economics* 41, 271-292.
- Freeman, R., 1987. The Association between Accounting Earnings and Security Returns for Large and Small Firms. *Journal of Accounting and Economics* 9, 195-228.
- Gallery, G., Cooper, E., Sweeting, J., 2008. Corporate Disclosure Quality: Lessons from Australian Companies on the Impact of Adopting International Financial Reporting Standards. *Australian Accounting Review* 18, 257-273.
- Gao, F., Wu, J. S., Zimmerman, J., 2009. Unintended Consequences of Granting Small Firms Exemptions from Securities Regulation: Evidence from the Sarbanes-Oxley Act. *Journal of Accounting Research* 47, 459-506.
- Gassen, J., Sellhorn, T., 2006. Applying IFRS in Germany – Determinants and Consequences. Working Paper.
- Gebhardt, W. R., Lee, C., Swaminathan, B., 2001. Toward an Implied Cost of Capital. *Journal of Accounting Research* 39, 135-176.
- Gintschel, A., Markov, S., 2004. The Effectiveness of Regulation FD. *Journal of Accounting and Economics* 37, 293-314.
- Giroud, X., Mueller, H. M., 2010. Does Corporate Governance Matter in Competitive Industries? *Journal of Financial Economics* 14, 71-100.
- Gjerde, Ø., Knivsflå, K., Sættem, F., 2008. The Value-Relevance of Adopting IFRS: Evidence from 145 NGAAP Restatements. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation* 17, 92-112.

- Glosten, L., Milgrom, P., 1985. Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders, *Journal of Financial Economics* 14, 71-100.
- Gomes, A., Gorton, G., Madureira, L., 2007. SEC Regulation Fair Disclosure, Information, and the Cost of Capital. *Journal of Corporate Finance* 13, 300-334.
- Goodwin, J., Ahmed, K., Heaney, R., 2008. The Effects of International Financial Reporting Standards on the Accounts and Accounting Quality of Australian firms: A Retrospective Study. *Journal of Contemporary Accounting & Economics* 4, 89-119.
- 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.
- Gow, I. D., Larcker, D. F., Reiss, P. C., 2016. Causal Inference in Accounting Research. *Journal of Accounting Research* 54, 477-523.
- Greene, W., 1997. *Econometric Analysis*. 3rd ed. Upper Saddle River, N.J.: Prentice-Hall.
- Hail, L., Leuz, C., 2006. International Differences in the Cost of Equity Capital: Do Legal Institutions and Securities Regulation Matter? *Journal of Accounting Research* 44, 485-531.
- Hail, L., Leuz, C., 2007. Capital Market Effects of Mandatory IFRS Reporting in the EU: Empirical Evidence. Working Paper.
- Hamberg, M., Mavruk, T., Sjögren, S., 2013. Investment Allocation Decisions, Home Bias and the Mandatory IFRS Adoption. *Journal of International Money and Finance* 36, 107-130.
- Han, B. H., Yi, J. K., Park, I. H., Seo, Y. M., 2016. IFRS adoption and Capital Globalization in Korea. Korea Accounting Standards Board Research Report No.38.
- 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.
- Healy, P., Hutton, A., Palepu, K., 1999. Stock Performance and Intermediation Changes Surrounding Sustained Increases in Disclosure. *Contemporary Accounting Research* 16, 485-520.
- Heckman, J., 1978. Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equation System. *Econometrica* 46, 931-959.
- Heckman, J., 1979. Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica* 47, 153-161.
- Hefflin, F., Subramanyam, K. R., Zhang, Y., 2003. Regulation FD and the Financial Information Environment: Early Evidence. *The Accounting Review* 78, 1-37.
- Holthausen, R. W., Leftwich, R. W., 1983. The Economic Consequences of Accounting Choice Implications of Costly Contracting and Monitoring. *Journal of Accounting and Economics* 5, 77-117.

- Horton, J., Serafeim, G., Serafeim, I., 2013. Does Mandatory IFRS Adoption Improve the Information Environment? *Contemporary Accounting Research* 30, 388-423.
- Hung, M., Subramanyam, K. R., 2007. Financial Statement Effects of Adopting International Accounting Standards: the Case of Germany. *Review of Accounting Studies* 12, 623-657.
- International Accounting Standards Board (IASB), 2016. International Financial Reporting Standards 2016. IFRS Foundation. (訳書：IFRS財団. 2016. 『国際財務報告基準IFRS』中央経済社)
- International Accounting Standards Board, 2010. Conceptual Framework for Financial Reporting 2010.
- International Accounting Standards Board, 2016. The Global Financial Reporting Language May 2016.
- International Institute for Management Development, 2006. World Competitiveness Yearbook 2006, Thomson Learning.
- Jarrell, G. A., 1981. The Economic Effects of Federal Regulation of the Market for New Security Issues. *Journal of Law and Economics* 24, 613-675.
- Jarva, H., Lantto, A. M., 2010. The Value-Relevance of IFRS versus Domestic Accounting Standards: Evidence from Finland. Working Paper.
- Jeanjean, T., Stolowy, H., 2008. Do Accounting Standards Matter? An Exploratory Analysis of Earnings Management Before and After IFRS Adoption. *Journal of Accounting and Public Policy* 27, 480-494.
- Jones, J. J., 1991. Earnings Management During Import Relief Investigations. *Journal of Accounting Research* 29, 193-228.
- Joos, P. P., Leung, E., 2013. Investor Perceptions of Potential IFRS Adoption in the United States. *The Accounting Review* 88, 577-609.
- 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.
- Kaszniak, R., 1999. On the Association between Voluntary Disclosure and Earnings Management. *Journal of Accounting Research* 37, 57-81.
- Kim, J. B., Shi, H., 2012. Voluntary IFRS Adoption, Analyst Coverage, and Information Quality: International Evidence. *Journal of International Accounting Research* 11, 45-76.
- Kim, J. B., Shi, H., Zhou, J., 2014. International Financial Reporting Standards, Institutional Infrastructures, and Implied Cost of Equity Capital around the World. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 42, 469-507.

- King, R., Pownall, G., Waymire, G., 1990. Expectations Adjustment via Timely Management Forecasts: Review, Synthesis, and Suggestions for Future Research. *Journal of Accounting Literature* 9, 113-144.
- Kothari, S. P., Leone, A. J., Wasley, C. E., 2005. Performance Matched Discretionary Accrual Measures. *Journal of Accounting and Economics* 39, 163-197.
- Kvaal, E., Nobes, C., 2010. International Differences in IFRS Policy Choice: a Research Note. *Accounting and Business Research* 40, 173-187.
- Kyle, A. S., 1985. Continuous Auctions and Insider Trading. *Econometrica* 53, 1315-1335.
- La Porta, R., Lopez-De-Silanes, F., Shleifer, A., 2008. Economic Consequences of Legal Origins. *Review of Financial Studies* 46, 285-332.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., Vishny, R. W., 1998. Law and Finance. *Journal of Political Economy* 106, 1113-1155.
- LaFond, R., Watts, R. L., 2008. The Information Role of Conservatism. *The Accounting Review* 83, 447-478.
- Landsman, W. R., Maydew, E. L., Thornock, J. R., 2012. The Information Content of Annual Earnings Announcements and Mandatory Adoption of IFRS. *Journal of Accounting and Economics* 53, 34-54.
- Lang, M., Lundholm, R., 1993. Cross-Sectional Determinants of Analyst Ratings of Corporate Disclosures. *Journal of Accounting Research* 31, 246-271.
- Lang, M., Lundholm, R., 1996. Corporate Disclosure Policy and Analyst Behavior. *The Accounting Review* 71, 467-492.
- Lang, M., Lundholm, R., 2000. Voluntary Disclosure and Equity Offerings: Reducing Information Asymmetry or Hying the Stock? *Contemporary Accounting Research* 17, 623-662.
- Lennox, C., Francis, J., Wang, Z., 2012. Selection Models in Accounting Research. *The Accounting Review* 87, 589-616.
- 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., 2010. Different Approaches to Corporate Reporting Regulation: How Jurisdictions Differ and Why. *Accounting and Business Research* 40, 229-256.
- Leuz, C., Nanda, D., Wysocki, P., 2003. Earnings Management and Investor Protection: an International Comparison. *Journal of Financial Economics* 69, 505-527.
- Leuz, C., Triantis, A., Wang, T. Y., 2008. Why Do Firms Go Dark? Causes and Economic Consequences of Voluntary SEC Deregistrations. *Journal of Accounting and Economics* 45, 181-208.
- Leuz, C., Verrecchia, R., 2000. The Economic Consequences of Increased Disclosure. *Journal of*

- Accounting Research 38, 91-124.
- Leuz, C., Wysocki, P., 2008. Economic Consequences of Financial Reporting and Disclosure Regulation: A Review and Suggestions for Future Research. Working Paper.
- Lev, B., 1988. Toward a Theory of Equitable and Efficient Accounting Policy. *The Accounting Review* 63, 1-22.
- Levitt, A., 1998. The Importance of High Quality Accounting Standards. *Accounting Horizons* 12, 79-82.
- Li, H., Pincus, M., Rego, S. O., 2008. Market reaction to Events Surrounding the Sarbanes-Oxley Act of 2002 and Earnings Management. *Journal of law and Economics* 51, 111-134.
- 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.
- Lopez-Claros, A., Schwab, K., Porter, M. E., 2005. *The Global Competitiveness Report 2005-2006*, Palgrave Macmillan.
- Maddala, G. S., 1991. A Perspective on the Use of Limited-Dependent and Qualitative Variables Models in Accounting Research. *The Accounting Review* 66, 788-807.
- Mahoney, P. G., and Mei, J., 2009. Mandatory vs. Contractual Disclosure in Securities Markets: Evidence from the 1930s. University of Virginia Law School Working Paper.
- Marosi, A., Massoud, N., 2007. Why Do Firms Go Dark? *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 42, 421-442.
- Minutti-Meza, M., 2013. Does Auditor Industry Specialization Improve Audit Quality? *Journal of Accounting Research* 51, 779-817.
- Mitra, S. A., Cready, W. M., 2005. Institutional Stock Ownership, Accrual Management, and Information Environment. *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 20, 257-286.
- Morais, A. I., Curto, J. D., 2008. Accounting Quality and the Adoption of IASB Standards: Portuguese Evidence. *Revista Contabilidade & Finanças* 19, 103-111.
- Murphy, A. B., 1999. Firm Characteristics of Swiss Companies that Utilize International Accounting Standards. *The International Journal of Accounting* 34, 121-131.
- Negash, M., 2008. Liberalisation and the Value Relevance of Accrual Accounting Information: Evidence from the Johannesburg Securities Exchange. *Afro-Asian Journal of Finance and Accounting* 1, 81-104.
- Nobes, C., 1998. Towards a General Model of the Reasons for International Differences in Financial Reporting. *Abacus* 34, 162-187.
- Ohlson, J. A., Juettner-Nauroth, B. E., 2005. Expected EPS and EPS Growth as Determinants of Value. *Review of Accounting Studies* 10, 349-365.

- Paananen, M., 2008. The IFRS Adoption's Effect on Accounting Quality in Sweden. Working Paper.
- Paananen, M., Lin, H., 2009. The Development of Accounting Quality of IAS and IFRS over Time: The Case of Germany. *Journal of International Accounting Research* 8, 31-55.
- Paglietti, P., 2009. Investigating the Effects of the EU Mandatory Adoption of IFRS on Accounting quality: Evidence from Italy. *International Journal of Business and Management* 4, 3-18.
- Qi, Y., Roth, L., Wald, J. K., 2010. Political Rights and the Cost of Debt. *Journal of Financial Economics* 95, 202-226.
- Qiu, J., Yu, F., 2009. The Market for Corporate Control and the Cost of Debt. *Journal of Financial Economics* 93, 505-524.
- Ramanna, K., Watts, R. L., 2012. Evidence on the Use of Unverifiable Estimates in Required Goodwill Impairment. *Review of Accounting Studies* 17, 749-780.
- Rosenbaum, P. R., Rubin, D. B., 1983. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika* 70, 41-55.
- Skinner, D., 1994. Why Firms Voluntarily Disclose Bad News. *Journal of Accounting Research* 32, 38-60.
- Scott, W. R., 2006. *Financial Accounting Theory*, 4th ed. Toronto: Pearson Education Canada Inc. (太田博康・椎葉淳・西谷順平訳, 2008. 『財務会計の理論と実証』中央経済社)
- Soderstrom, N. S., Sun, K. J., 2007. IFRS Adoption and Accounting Quality: a Review. *European Accounting Review* 16, 675-702.
- Stigler, G. J., 1964. Public Regulation of the Securities Markets. *The Journal of Business* 37, 117-142.
- Tan, H., Wang, S., Welker, M., 2011. Analyst Following and Forecast Accuracy after Mandated IFRS Adoptions. *Journal of Accounting Research* 49, 1307-1357.
- Turel, A., 2010. The Value Relevance of IFRS: The Case of Turkey. *Acta Universitatis Danubius. (Economica* 5, 119-128.
- Van Tendeloo, B., Vanstraelen, A., 2005. Earnings Management under German GAAP versus IFRS. *European Accounting Review* 14, 155-180.
- Verrecchia, R., 2001. Essays on Disclosure. *Journal of Accounting and Economics* 32, 97-180.
- Watts, R. L., 2003. Conservatism in Accounting part II: Evidence and Research Opportunities. *Accounting Horizons* 17, 287-301.
- Watts, R. L., Zimmerman, J. L., 1986. *Positive Accounting Theory*. Prentice Hall. (須田一幸訳, 1991. 『実証理論としての会計学』白桃書房)
- Welker, M., 1995. Disclosure Policy, Information Asymmetry, and Liquidity in Equity Markets.

- Contemporary Accounting Research 11, 801-827.
- White, H., 1980. A Heteroskedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica* 48, 817-838.
- Wysocki, P., 2011. New Institutional Accounting and IFRS. *Accounting and Business Research* 41, 309-328.
- Zeff, S. A., 1978. The Rise of “Economic Consequences”. *Journal of Accountancy* 146, 56-63.
- Zhang, I. X., 2007. Economic Consequences of the Sarbanes-Oxley Act of 2002. *Journal of Accounting and Economics* 44, 74-115.

日本語文献（アルファベット順）

- デロイト・トーマツコンサルティング株式会社. 2014. 『成功する!IFRS 導入プロジェクト』 清文社.
- 橋本尚・山田善隆. 2015. 『IFRS 会計学基本テキスト (第4版)』 中央経済社.
- 平松一夫. 2008. 「会計基準国際化の歴史的経緯と今後の課題-調和からコンバージェンスへ (特集 会計基準国際化と日本の対応)」 『企業会計』 第60巻第4号, 514-520.
- 平松一夫. 2015. 『IFRS 国際会計基準の基礎 (第4版)』 中央経済社.
- 星野崇宏. 2009. 『調査観察データの統計科学—因果推論・選択バイアス・データ融合』 岩波書店.
- 星野崇宏・繁桝算男. 2004. 「傾向スコア解析法による因果効果の推定と調査データの調整について」 『行動計量学』 第31巻第1号, 43-61.
- 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』 第52巻第9号, 28-40.
- 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.
- 李相和. 2011. 『会計国際化の研究—国際会計制度の変遷と IFRS の現状分析 (埼玉学園大学研究叢書第3巻)』 白桃書房.
- 石田惣平. 2015. 「世界金融危機下における会計保守主義と資金調達制約」 『会計プログレス』 第16号, 1-16.
- 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.
- 伊藤邦雄. 1996. 『会計制度のダイナミズム』 岩波書店.
- 伊藤邦雄 (編著). 2012. 『企業会計研究のダイナミズム』 中央経済社.
- 自由民主党. 2013. 「国際会計基準への対応についての提言」 自由民主党政務調査会金融調査会企業会計に関する小委員会. 2013年6月13日.

- 自由民主党. 2014. 「日本再生ビジョン」自由民主党日本経済再生本部. 2014年5月23日.
- 自由民主党. 2014. 「日本再興戦略改定 2014～未来への挑戦」自由民主党日本経済再生本部. 2014年6月24日.
- 企業会計基準委員会. 2006. 「討議資料：財務会計の概念フレームワーク」2006年12月.
- 企業会計基準委員会. 2015. 「修正国際基準 (国際会計基準と企業会計基準委員会による修正会計基準によって構成される会計基準)」の公表にあたって」2016年6月30日.
- 企業会計審議会. 2009. 「我が国における国際会計基準の取扱いについて (中間報告)」2009年6月16日.
- 企業会計審議会. 2012. 「国際会計基準 (IFRS) への対応のあり方についてのこれまでの議論 (中間的論点整理)」2012年7月2日.
- 企業会計審議会. 2013. 「国際会計基準 (IFRS) への対応のあり方に関する当面の方針」2013年6月19日.
- 金鐘勲. 2016a. 「K-IFRS を自発的に適用した韓国企業の特性」一橋大学日本企業研究センターワーキングペーパーシリーズ No.202 <http://hdl.handle.net/10086/28048>
- 金鐘勲. 2016b. 「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頁.
- 金鐘勲. 2017. 「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」『年報経営ディスクロージャー研究』第16号 (近刊)
- 金融庁. 2015. 「IFRS 適用レポート」2015年4月15日.
- 北川教央. 2010. 「国際会計基準の適用に関する実証的評価」『国民経済雑誌』第202巻第6号, 65-91.
- 増村紀子. 2016. 「国際会計基準の適用と会計情報の品質：日本の任意適用企業を中心に」『会計』第190巻第6号, 664-676.
- 太田亘・宇野淳・竹原均. 2011. 『株式市場の流動性と投資家行動ーマーケット・マイクロストラクチャー理論と実証』中央経済社.
- 音川和久. 1999. 『会計方針と株式市場』千倉書房.
- 音川和久. 2009. 『投資家行動の実証分析ーマーケット・マイクロストラクチャーに基づく会計学研究』中央経済社.
- 桜井久勝. 1991. 『会計利益情報の有用性』千倉書房.
- 桜井久勝. 2009. 「会計制度設計の実証的評価規準」『国民経済雑誌』第200巻第5号, 1-16.
- 桜井久勝. 2012. 「ビッド・アスク・スプレッドによる実証の薦め」『会計』第181巻第5号, 599-612.
- 須田一幸. 2000. 『財務会計の機能：理論と実証』白桃書房.
- 須田一幸・山本達司・乙政正太 (編著). 2007. 『会計操作ーその実態と識別法、株価への影響』ダイヤモンド社.

- 須田一幸 (編著). 2004. 『会計制度改革の実証分析』 同文館出版.
- 須田一幸 (編著). 2005. 『ディスクロージャーの戦略と効果』 森山書店.
- 須田一幸 (編著). 2008. 『会計制度の設計』 白桃書房.
- 須田一幸. 2008. 「財務報告の効率性と公平性」『會計』 第 173 卷第 1 号, 64-81.
- 杉本徳栄・趙盛豹. 2011. 『事例分析 韓国企業の IFRS 導入』 中央経済社.
- 譚鵬. 2014. 「IFRS 導入が企業価値に及ぼす効果」『商学論究』 第 62 卷第 2 号, 33-47.
- 徳賀芳弘. 2000. 『国際会計論—相違と調和』 中央経済社.
- 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.
- 辻山栄子. 2016. 「IFRS 導入へ：コンバージェンス、アドプション (特集 戦後会計史 9 の転機：何が変革を生んだのか?)」『企業会計』 第 68 卷第 1 号, 43-51.

韓国語文献 (アルファベット順)

- Cheong, E. H., Woo, Y. S., 2015. The Effect of K-IFRS Adoption on Bid-Ask Spread: The Discriminatory Effect by Firm's Characteristics. *Accounting Information Review* 33, 211-236.
- Kim, Y. S., 2011. The Effects of Early Adoption of K-IFRS on Information Asymmetry and Quality of Earnings. *Accounting Information Review* 29, 273-299.
- Kim, Y. S., Cho, S. M., 2014. The Economic Consequences of Financial Reporting under K-IFRS. *Korean Accounting Journal* 23, 79-103.
- Kwak, S. K., Hwang, L. S., 2009. KASB 研究報告書第 26 号：IFRS 時代, 韓国会計の未来. 韓国会計基準院.
- Seo, R. J., Cho, S. P., 2011. A Case Study on Application and Disclosure of the Principle-Based Standards in K-IFRS Adoption Companies. *Korean Accounting Journal* 20, 393-426.
- Shin, S. N., Choi, K., 2013. The Effect of K-IFRS Adoption on Information Asymmetry and Stock Price Synchronicity. Working Paper.
- Song, I. M., Yang, D. H., Kim, I. S., 2010. IFRS Early Adoption: Firm Characteristics and Financial Statement Effects. *Korean Accounting Journal* 19, 345-370.
- 韓国取引所. 2010. 「コスダック企業の IFRS 導入準備および KRX 支援の現状—IFRS と関連する上場・開示規定の改定の方向性」韓国取引所コスダック市場本部.
- 韓国取引所. 2011. 『投資家と共に読む国際会計基準 [IFRS]』 Essay Publishing.
- 金融委員会. 2010. 「金融委副委員長主催の中小企業団体長との朝食懇談会開催」金融委員会報道資料、2010 年 8 月 19 日.
- 金融監督院. 2009. 『国際会計基準の理解と導入準備 [改正補充版]』 金融監督院会計制度室.
- 金融監督院. 2012. 「韓国の IFRS 導入、試行、および教訓」 金融監督院会計制度室.