

# K-IFRSの自発的適用が情報の非対称性に与えた影響\*

## *The Effects of Voluntary Adoption of K-IFRS on Information Asymmetry*

金 鐘 勲(一橋大学大学院商学研究科 博士後期課程)  
Jonghoon Kim, Hitotsubashi University

2015年9月30日受付；2015年11月10日最終稿受付；2015年12月1日論文受理

### 要 約

本稿では、Heckman (1979) 型の2段階トリートメント効果モデルを用いてK-IFRSの自発的適用が投資家間の情報の非対称性に与える影響について分析を行っている。分析結果は次の通りである。第1に、平均的にみると、K-IFRSを自発的に適用した企業と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、K-IFRSの自発的適用が情報の非対称性の低下に寄与する単独効果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事が確認された。これらの発見事項は、K-IFRSの自発的適用に伴い情報開示が改善し投資家間の情報の非対称性が有意に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。

### Summary

Using Heckman (1979) type two-stage treatment effects model, this study examines the effects of voluntary adoption of K-IFRS on information asymmetry. My results are as follows. First, on average there is no difference between the information asymmetry of voluntary K-IFRS adopters and that of K-IFRS non-adopters. Second, although there exists stand-alone effect of voluntary adoption of K-IFRS on reducing information asymmetry, this effect becomes less in larger firms whose information environment is already rich. These findings suggest that it is only for smaller firms whose information environment is poor that we can expect information asymmetry to be reduced by voluntarily adopting K-IFRS.

## 1. はじめに

K-IFRS (韓国採択国際会計基準: Korean International Financial Reporting Standards)<sup>1)</sup>の自発的適用<sup>2)</sup>は、投資家間の情報の非対称性にどのような影響を与えたのか? 本稿の目的は、こうした問いに対する答えを探ることである。本稿

がこうした問いに取り組む背景には以下の3つの問題意識が存在する。

1つ目はKorea Discountである。長年にわたって、海外の投資家から韓国企業の開示する会計情報は信頼性が低く、企業の実態を適切に反映していないと評価されてきた。その結果、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

\*本稿は、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)での発表論文を加筆・修正したものであります。カンファレンスを準備して頂いたのみならず司会をお引き受け下さいました中條祐介先生(横浜市立大学)と貴重なコメントを賜りましたコメンテーターの太田浩司先生(関西大学)に深く感謝申し上げます。また査読段階においては、編集委員長の奥村雅史先生(早稲田大学)および2名の匿名レフェリーの先生方から大変貴重なコメントを賜りました。ここに記して心より感謝申し上げます。

もられてきた。これはしばしば Korea Discount と呼ばれている。そこで韓国では、Korea Discount を解消することを目的に、2011年度より全上場企業を対象に K-IFRS の強制適用を開始した。また、2009年度からは韓国企業が K-IFRS を自発的に適用することが認められており、2009年度には14社、2010年度には48社と計62社が K-IFRS を自発的に適用している。このように、K-IFRS は Korea Discount 現象を改善するために導入されたものであるが、その経済効果についてはまだ研究の蓄積が少ない。そのため、本稿では K-IFRS 導入の経済効果を探りたい。

2つ目は先行研究の問題である。K-IFRS 自発的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るが、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 K-IFRS 自発的適用企業と非適用企業との間には情報の非対称性や利益の質に有意な差がなく、K-IFRS 自発的適用企業については自発的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 : KSE) 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ことである。したがって、本稿ではこれらの問題点を考慮した上で分析を行う。つまり、本稿は 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、K-IFRS の自発的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、本稿は、金(2014; 2016)で観察された K-IFRS 自発的適用企業の特性を踏まえ、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タック (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、本稿は投資家間の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・スプレッドは投資家間の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。

3つ目は財務報告の公平性を評価する実証会計学の文献の不足である。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)。しかし、この観点から実施された日本の実証研究は必ずしも多くないと思われる。例えば、須田 (2008) は、これまでの実証会計学が会計情報の価値関連性など財務報告の効率性に結びつく分析に傾斜し財務報告の公平性を判断する証拠はほとんど示されなかったと指摘した上で、財務報告の公平性を検証する実証会計学の重要性を強調している。また、桜井 (2009) は、会計制度設計の実証的評価規準として①投資意思決定有用性のような会計情報の質的特性に基づくもの、②資金調達や事業投資などの面で企業経営に及ぼした経済的帰結に基づくもの、③情報格差の解消や流動性の向上を通じた証券市場機能の強化に基

づくもの、といった3の規準を取り上げ、これらの評価規準が相互補完的な関係にあると述べている。同様に、Lev (1988) やLevitt (1998) でも、会計制度設計の評価に際しては上記の観点が重視されるべきことが述べられている。したがって、K-IFRS導入といった会計制度設計の効果を事後的に評価する際の評価規準として、投資家間の情報の非対称性に与えた影響に着目することは有意義であると考えられる。

本稿は、韓国のK-IFRS導入事例、特にK-IFRS自発的適用の経済効果を分析する。なぜならば、昨今、日本企業におけるIFRS自発的適用の経済的帰結への関心が高まっているが（橋本 2015）、IFRSを自発的に適用した日本企業は少なく、精緻なりサーチ・デザインを構築するための十分なサンプル・サイズがまだ確保されていない（井上・石川 2014）からである。他方、韓国におけるK-IFRSの自発的適用企業は、2009年度には14社、2010年度には48社と計62社存在しており、実証分析を行う上で必要なサンプル・サイズが十分に確保されていると言える。また、近年のIFRS研究では、IFRS適用による経済的帰結が国の制度的環境によって大きく左右されることが確認されており（Ball et al. 2000；Ball et al. 2003；Leuz and Wysocki 2008）、法と経済に関する近年の研究では、韓国は日本と最も類似した制度的環境を有する国であることが確認されている（La Porta et al. 2008；Leuz et al. 2003；Leuz 2010）。したがって、K-IFRSの自発的適用が情報の非対称性に与えた影響をもとに日本におけるIFRS自発的適用のそれを推察できる可能性があると考えられる。ここに、韓国のK-IFRS導入事例、特にK-IFRS自発的適用の経済効果を分析する意義がある。

本稿の構成は次の通りである。第2節では本稿の分析に用いる理論的フレームワークを提示し、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し、第7節では本稿の結論および残された課題について述べる。

## 2. 理論的フレームワークと仮説の構築

### 2.1. 投資家間の情報の非対称性

投資家間の情報の非対称性は、株式市場における逆選択問題を引き起こす。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。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)。

## 2.2. K-IFRSと投資家間の情報の非対称性

ところで、金融監督院(2009、p.187~194)は、K-GAAPからK-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、K-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、K-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と考えられる。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、K-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、K-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、こうした変化は投資家間の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K-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、K-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、K-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、K-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、こうした変化は投資家間の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、K-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、K-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、こうした変化は投資家間の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K-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、K-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、K-IFRSを自発的に適用した企業の開示資料に関する実態調査を実施し、K-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、こうした変化は投資家間の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、K-IFRSを自発的に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投資家間の情報の非対称性は有意に低いと予測される。そこで、本稿では次の仮説を導出する。

仮説1：K-IFRSを自発的に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投資家間の情報の非対称性は低い。

K-IFRSの自発的適用に伴い企業の情報開示が改善し、投資家間の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、K-IFRSの自発的適用を情報開示環境の改善と考えたとすると、既に優れた情報環境を有する企業においてはK-IFRSの自発的適用に伴う情報開示環境の増分的改善の効果が乏しく、結果的に投資家間の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K-IFRSの自発的適用に伴い情報開示環境が大幅に改善し、投資家間の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、K-IFRSの自発的適用に伴い企業の情報開示環境が改善し投資家間の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、本稿は次の仮説

を導出する。

仮説 2 : K-IFRS の自発的適用に伴い投資家間の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。

### 3. 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 段階目のビット・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) 〉

$$\begin{aligned} \text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_i = & \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i \quad (1) \\ & + \beta_2 \text{Log}(\text{Size\_Mcap})_i \\ & + \beta_3 \text{Log}(\text{Turnover\_Average})_i \\ & + \beta_4 \text{Log}(\text{Volatility})_i \\ & + \beta_5 \text{Log}(\text{Free Float})_i \\ & + \beta_6 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i \\ & + 1\text{StageVariablesExceptER} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_i = & \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 K\text{-IFRS}_i \quad (2) \\ & \times \text{Log}(\text{Size\_Mcap})_i \\ & + \beta_3 \text{Log}(\text{Size\_Mcap})_i \\ & + \beta_4 \text{Log}(\text{Turnover\_Average})_i \\ & + \beta_5 \text{Log}(\text{Volatility})_i \\ & + \beta_6 \text{Log}(\text{Free Float})_i \\ & + \beta_7 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i \\ & + 1\text{StageVariablesExceptER} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Turnover\_Median}_i = & \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i \quad (3) \\ & + \beta_2 \text{Log}(\text{Size\_Mcap})_i \\ & + \beta_3 \text{Free Float}_i + \beta_4 \text{Volatility}_i \\ & + \beta_5 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i \\ & + 1\text{StageVariablesExceptER} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Turnover\_Median}_i = & \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 K\text{-IFRS}_i \quad (4) \\ & \times \text{Log}(\text{Size\_Mcap})_i \\ & + \beta_3 \text{Log}(\text{Size\_Mcap})_i \\ & + \beta_4 \text{Free Float}_i + \beta_5 \text{Volatility}_i \\ & + \beta_6 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i \\ & + 1\text{StageVariablesExceptER} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Volatility}_i = & \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 \text{Log}(\text{Size\_Mcap})_i \quad (5) \\ & + \beta_3 \text{Free Float}_i + \beta_4 \text{Beta}_i \\ & + \beta_5 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i \\ & + 1\text{StageVariablesExceptER} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

$$\text{Volatility}_i = \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 K\text{-IFRS}_i \quad (6)$$

$$\begin{aligned} & \times \text{Log}(\text{Size\_Mcap})_i \\ & + \beta_3 \text{Log}(\text{Size\_Mcap})_i \\ & + \beta_4 \text{Free Float}_i + \beta_5 \text{Beta}_i + \beta_6 \text{IMR}_i \\ & + \text{Industry Dummies}_i \\ & + 1\text{StageVariablesExceptER} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})$  = 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ト・アスク・スプレッドの平均値 (測定期間<sup>3)</sup> : 2010/06/01~2011/05/31) 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 : 2010/06/01~2011/05/31)

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

$K\text{-IFRS}$  = K-IFRS を自発的に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

$\text{Log}(\text{Volatility})$  =  $\text{Volatility}$  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<sup>4)</sup> を保有する大株主およびその特殊関係者の持株比率 ÷ 100)

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

$\text{Beta}$  =  $t$  期の株式ベータ

$\text{IMR}$  = 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

$\text{Industry Dummies}$  = 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

$1\text{StageVariablesExceptER}$  = 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

◀第1段階目のK-IFRSを自発的に適用した企業の特性を説明するプロビット・モデル（金 2014；2016）▶

$$\text{Prob}(K-IFRS_i = 1) = \beta_0 + \beta_1 \text{Log}(\text{Size\_Asset})_{it-1} \quad (7)$$

$$+ \beta_2 \text{ROA}_{it-1} + \beta_3 \text{Leverage}_{it-1} + \beta_4 \text{Growth}_{it-1}$$

$$+ \beta_5 \text{Export}_{it-1} + \beta_6 \text{Forcg}_{it-1} + \beta_7 \text{Maxcg}_{it-1}$$

$$+ \beta_8 \text{Eissue}_{it} + \beta_9 \text{Dissue}_{it} + \beta_{10} \text{Cross}_{it-1}$$

$$+ \beta_{11} \text{PBR}_{it-1} + \beta_{12} \text{N\_PBR}_{it-1}$$

$$+ \beta_{13} \text{D\_Accruals}_{it-1} + \beta_{14} \text{Goodwill}_{it-1}$$

$$+ \beta_{15} \text{Revalue}_{it-1} + \beta_{16} \text{Retire}_{it-1}$$

$$+ \beta_{17} \text{Forexch}_{it-1} + \beta_{18} \text{Deriva}_{it-1}$$

$$+ \beta_{19} \text{Consol}_{it-1} + \beta_{20} \text{Chaebol}_i + \varepsilon_i$$

*K-IFRS* = K-IFRSを自発的に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

*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)、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

本稿はLeuz and Verrecchia (2000)にしたがって、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。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  $\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})$  は、日々の取引終了時点<sup>5)</sup>の最良売り指値<sup>6)</sup>(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  $\text{Turnover\_Median}$  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  $\text{Volatility}$  は、日次株式リターンの標準偏差である。本稿は Leuz and Verrecchia (2000) 同様、投資家間の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、K-IFRSを自発的に適用した企業であるか否かを示すダミー変数  $K\text{-IFRS}$  である。(1)式と(5)式を推定した結果、 $K\text{-IFRS}$ 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、 $K\text{-IFRS}$

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  $K\text{-IFRS}$  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  $K\text{-IFRS} \times \text{Log}(\text{Size\_Mcap})$  である。(2)式と(6)式において  $K\text{-IFRS} \times \text{Log}(\text{Size\_Mcap})$  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  $K\text{-IFRS} \times \text{Log}(\text{Size\_Mcap})$  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、K-IFRSを自発的に適用した企業と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 2014; 2016)。このため、K-IFRS自発的適用企業と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、K-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、本稿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(2014; 2016)で観察されているK-IFRS自発的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、本稿は(7)式に示されている、K-IFRSを自発的に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<sup>7)</sup>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



たとえと考えられる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る。

すなわち、これらの変数はK-GAAPとK-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K-IFRS自発的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K-IFRSの自発的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、本稿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<sup>8)</sup>。

### 3.2. サンプルの抽出<sup>9)</sup>

韓国の株式市場は、韓国証券取引所 (Korean Stock Exchange : 以下、KSE) とコスダック (Korea Securities Dealers Automated Quotations : 以下、KOSDAQ)<sup>10)</sup> の2つの市場から構成される。本稿は、2010年度<sup>11)</sup> にKSE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、本稿は次の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、本稿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<sup>12)</sup>、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。表1はサンプルの抽出手続きを示している。本稿の最終サンプルは1,500企業である。

表1 サンプルの選択

年度	市場	個数	%	K-IFRS=1	K-IFRS=0
2010	KSE	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KSEまたは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。最終的に本稿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。本稿は、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。つまり、本稿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、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。また、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  $\text{Log}(\text{Size\_Asset})$  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)の差はさほど大きくなく、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*、*Forecg*、*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みてとれる。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K-IFRSの間に存在する会計基準の違いがK-IFRSの自発的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)であることから、K-IFRSを自発的に適用する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)であることを意味する。

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2のパネルBについてみると、本稿が関心を寄せる変数である *K-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K-IFRSを自発的に適用していることを意味する。また、本稿の従属変数である *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、本稿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*Volatility*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稿の第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、本稿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2のパネルCとパネルDでは、本稿の第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、K-IFRSを自発的に適用した企業のグループ（*K-IFRS*=1）とK-GAAPを継続適用している企業のグループ（*K-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、K-IFRSを自発的に適用した企業と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、K-IFRSを自発的に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、株式リターンの変動係数が10%（10%）水準で有意に低いことが示唆される。また、対数変換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。

最後に、本稿の分析に用いる変数間の相関係数を示した表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K-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。このことから、K-IFRSの自発的適用とビッド・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変動係数との間には負の相関関係が存在することが示唆される。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。

表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	35,400.000	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>Maxcg</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>K-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	33,700.000	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 ( <i>K-IFRS</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>K-IFRS</i>	1.000	0.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	57
<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	33,700.000	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

K-IFRSの自発的適用が情報の非対称性に与えた影響（金）

パネルD：Second Stage (K-IFRS=0)

	平均	標準偏差	最小値	25%ile	中央値	75%ile	最大値	n
K-IFRS	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	1,443
Bid-Ask Spread	0.006	0.004	0.001	0.004	0.005	0.008	0.023	1,443
Size_Mcap	494.000	2,290.000	4.260	30.900	62.500	164.000	33,700.000	1,443
Turnover_Average	0.015	0.019	0.000	0.004	0.009	0.019	0.123	1,443
Turnover_Median	0.008	0.009	0.000	0.002	0.005	0.010	0.060	1,443
Volatility	0.031	0.014	0.007	0.022	0.029	0.037	0.100	1,443
Free Float	0.534	0.187	0.100	0.397	0.528	0.674	0.971	1,443
Beta	0.871	0.433	-0.138	0.548	0.848	1.165	2.159	1,443
Log(Bid-Ask Spread)	-5.237	0.530	-6.607	-5.590	-5.247	-4.890	-3.785	1,443
Log(Size_Mcap)	25.129	1.466	22.172	24.154	24.858	25.821	31.148	1,443
Log(Turnover_Average)	-4.828	1.219	-8.502	-5.642	-4.764	-3.974	-2.098	1,443
Log(Turnover_Median)	-5.501	1.224	-9.671	-6.297	-5.378	-4.594	-2.817	1,443
Log(Volatility)	-3.550	0.418	-4.987	-3.803	-3.550	-3.308	-2.307	1,443
Log(Free Float)	-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

	K-IFRS = 1 - K-IFRS = 0		検定統計量	
	平均値差	中央値差	t-statistic	z-statistic
Bid-Ask Spread	-0.001	-0.001	2.17**	2.41**
Size_Mcap	2,306.000	65.500	-6.63***	-3.13***
Turnover_Average	-0.002	-0.001	0.96	0.61
Turnover_Median	-0.001	0.000	0.30	-0.28
Volatility	-0.003	-0.003	1.73*	1.70*
Free Float	0.025	0.003	-0.98	-1.01
Beta	-0.019	-0.010	0.33	0.27
Log(Bid-Ask Spread)	-0.204	-0.232	2.84***	2.41**
Log(Size_Mcap)	1.035	0.718	-5.09***	-3.13***
Log(Turnover_Average)	-0.084	-0.128	0.51	0.61
Log(Turnover_Median)	0.045	0.041	-0.27	-0.28
Log(Volatility)	-0.097	-0.095	1.70*	1.70*
Log(Free Float)	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W10億であり、¥100=W1,000を仮定した場合、W10億は¥1億に当たる。変数の定義は以下のものである。

<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> K-IFRS=K-IFRSを自発的に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。

表3 相関係数

パネルA : First Stage		(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)	(l)	(m)	(n)	(o)	(p)	(q)	(r)	(s)	(t)	(u)	(v)		
variables																									
(a) <i>K-IFRS</i>		1.000																							
(b) <i>Size_Asset</i>		0.125	1.000																						
(c) <i>Log(Size_Asset)</i>		0.123	0.617	1.000																					
(d) <i>ROA</i>		0.023	0.054	0.222	1.000																				
(e) <i>Leverage</i>		0.018	0.098	0.196	-0.255	1.000																			
(f) <i>Growth</i>		0.070	-0.006	-0.016	0.187	0.005	1.000																		
(g) <i>Export</i>		0.038	0.100	0.100	0.085	0.090	0.008	1.000																	
(h) <i>Forg</i>		0.086	0.373	0.481	0.163	-0.044	0.004	0.009	1.000																
(i) <i>Maxcg</i>		-0.043	-0.056	0.161	0.285	-0.083	-0.018	-0.091	0.029	1.000															
(j) <i>Issue</i>		0.021	-0.074	-0.209	-0.316	0.131	0.067	0.049	-0.132	-0.317	1.000														
(k) <i>Disse</i>		0.025	0.164	0.323	0.067	0.303	0.042	0.039	0.044	0.000	-0.012	1.000													
(l) <i>Cross</i>		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) <i>PBR</i>		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) <i>V_PBR</i>		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) <i>D_Accrnals</i>		-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) <i>Goodwill</i>		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) <i>Revalue</i>		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) <i>Retire</i>		-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) <i>Forexch</i>		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) <i>Deriva</i>		-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) <i>Consol</i>		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) <i>Chaehol</i>		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) <i>K-IFRS</i>		1.000																					
(b) <i>Bid-Ask Spread</i>		-0.056	1.000																				
(c) <i>Size_Mcap</i>		0.169	-0.213	1.000																			
(d) <i>Turnover_Average</i>		-0.008	-0.246	-0.091	1.000																		
(e) <i>Turnover_Median</i>		-0.045	0.285	-0.125	0.609	0.524	1.000																
(f) <i>Volatility</i>		0.025	-0.106	0.045	0.454	0.497	0.386	1.000															
(g) <i>Free Float</i>		-0.008	-0.371	0.065	0.277	0.378	0.170	0.337	1.000														
(h) <i>Beta</i>		-0.073	0.937	-0.328	-0.160	-0.295	0.242	-0.132	-0.403	1.000													
(i) <i>Log(Bid-Ask Spread)</i>		0.131	-0.569	0.601	-0.200	-0.053	-0.354	-0.171	0.110	-0.680	1.000												
(j) <i>Log(Size_Mcap)</i>		-0.013	-0.302	-0.067	0.799	0.765	0.643	0.579	0.477	-0.313	-0.166	1.000											
(k) <i>Log(Turnover_Average)</i>		0.007	-0.443	0.017	0.704	0.791	0.510	0.594	0.536	-0.469	0.017	0.921	1.000										
(l) <i>Log(Turnover_Median)</i>		-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									
(m) <i>Log(Volatility)</i>		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								
(n) <i>Log(Free Float)</i>																							

(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;  $Log(Size\_Asset) = Size\_Asset / t-1$ 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/ $t-1$ 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);  $Maxcg = t-1$ 期の期末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;  $Disstue = t-1$ 期のキャッシュ・フロー計算書上の財務活動によ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の額/ $t-1$ 期の期末資産総額;  $Retire = t-1$ 期の期末退職給付当引金/ $t-1$ 期の期末退職給付資産;  $Consol = t-1$ 期の期末総資産;  $Forecast = t-1$ 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/ $t-1$ 期の期末純資産;  $Goodwill = t-1$ 期の期末のれん額/ $t-1$ 期の期末純資産;  $Forecast = t-1$ 期の為替換算損益の絶対値/ $t-1$ 期の期末再評価差額の額/ $t-1$ 期の期末純資産;  $Consol = t-1$ 期の期末総資産;  $Goodwill = t-1$ 期の期末のれん額/ $t-1$ 期の期末純資産;  $Forecast = t-1$ 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/ $t-1$ 期の期末純資産;  $Goodwill = t-1$ 期の期末のれん額/ $t-1$ 期の期末純資産;  $Forecast = t-1$ 期の為替換算損益の絶対値/ $t-1$ 期の期末総資産;

<第2段階目の分析に関する変数>  $K-IFRS = K-IFRS$ を自発的に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;  
 $Mcab = t$ 期の普通株式時価総額;  $Turnover\_Average = t$ 期発行済株式総数の平均値/日次発行済株式総数の平均値として定義されるビッド・アスク・スプレッドの平均値;  $Size\_Mcab = t$ 期発行済株式総数の中央値;  $Volatility = t$ 期発行済株式総数の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;  $Log(Turnover\_Average) = Turnover\_Average$ の自然対数;  $Log(Free Float) = Free Float$ の自然対数;

## 4. 検証結果

前述したように、本稿で関心を寄せる変数であるK-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、本稿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、本稿は表3に示されている、K-IFRSを自発的に適用した企業の特徴を説明する第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4の第1段階目の推定結果についてみると、本稿で用いる第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、K-IFRS選択に関する本稿の第1段階目のプロビット・モデルが、韓国企業のK-IFRS自発的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3のパネルBで示されているように本稿の第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、本稿の関心事項は、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5のパネルAからパネルCは本稿の第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はボラテイルリティ・モデルの推定結果をそれぞれ示してい

表4 第1段階目の推定結果

K-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 R<sup>2</sup></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。

K-IFRS Selection Probit Model (First Stage) :

$$\text{Prob}(K\text{-IFRS}_i=1) = \beta_0 + \beta_1 \text{Log}(\text{Size\_Asset})_{i,t-1} + \beta_2 \text{ROA}_{i,t-1} + \beta_3 \text{Leverage}_{i,t-1} + \beta_4 \text{Growth}_{i,t-1} + \beta_5 \text{Export}_{i,t-1} + \beta_6 \text{Forcg}_{i,t-1} + \beta_7 \text{Maxcg}_{i,t-1} + \beta_8 \text{Eissue}_{i,t-1} + \beta_9 \text{Dissue}_{i,t-1} + \beta_{10} \text{Cross}_{i,t-1} + \beta_{11} \text{PBR}_{i,t-1} + \beta_{12} \text{N\_PBR}_{i,t-1} + \beta_{13} \text{D\_Accruals}_{i,t-1} + \beta_{14} \text{Goodwill}_{i,t-1} + \beta_{15} \text{Revalue}_{i,t-1} + \beta_{16} \text{Retire}_{i,t-1} + \beta_{17} \text{Forexch}_{i,t-1} + \beta_{18} \text{Deriva}_{i,t-1} + \beta_{19} \text{Consol}_{i,t-1} + \beta_{20} \text{Chaebol}_i + \varepsilon_i$$

ただし、*K-IFRS*=*K-IFRS*を自発的に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\_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*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；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5 第2段階目の推定結果

パネルA：Bid-Ask Spread Model <sup>a</sup>				
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>K-IFRS</i>	0.0512	1.06	-1.2844	-1.77*
<i>K-IFRS</i> × <i>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>1Stage Variables Except ER</i>	Included		Included	
<i>VIF for IMR</i>	2.67		2.68	
<i>Adj.R<sup>2</sup></i>	0.7934		0.7947	
<i>N</i>	1,500		1,500	
パネルB：Turnover Model <sup>b</sup>				
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>K-IFRS</i>	-0.0009	-0.99	-0.0057	-0.61
<i>K-IFRS</i> × <i>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>1Stage Variables Except ER</i>	Included		Included	
<i>VIF for IMR</i>	2.66		2.67	
<i>Adj.R<sup>2</sup></i>	0.4579		0.4576	
<i>N</i>	1,500		1,500	
パネルC：Volatility Model <sup>c</sup>				
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>K-IFRS</i>	-0.0015	-1.21	-0.0247	-1.78*
<i>K-IFRS</i> × <i>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
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included	
<i>1Stage Variables Except ER</i>	Included		Included	
<i>VIF for IMR</i>	2.66		2.67	
<i>Adj.R<sup>2</sup></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。

<sup>a</sup>Bid-Ask Spread Model :

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_i = \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 \text{Log}(\text{Size\_Mcap})_i + \beta_3 \text{Log}(\text{Turnover\_Average})_i + \beta_4 \text{Log}(\text{Volatility})_i$$

$$\begin{aligned} & +\beta_2 \text{Log}(\text{Free Float})_i + \beta_3 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + \text{IStageVariablesExceptER} + \varepsilon_i \\ \text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_i = & \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 K\text{-IFRS}_i \times \text{Log}(\text{Size\_Mcap})_i + \beta_3 \text{Log}(\text{Size\_Mcap})_i + \beta_4 \text{Log}(\text{Turnover\_Average})_i \\ & + \beta_5 \text{Log}(\text{Volatility})_i + \beta_6 \text{Log}(\text{Free Float})_i + \beta_7 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i \\ & + \text{IStageVariablesExceptER} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

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； $K\text{-IFRS}$  =  $K\text{-IFRS}$  を自発的に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； $\text{Log}(\text{Turnover\_Average})$  = 日々売買回転率（日々取引高 / 日々発行済株式総数）の平均値の自然対数； $\text{Log}(\text{Volatility})$  = 日々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）； $\text{IMR}$  = 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； $\text{Industry Dummies}$  = 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； $\text{IStageVariablesExceptER}$  = 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。

<sup>b</sup>Turnover Model :

$$\begin{aligned} \text{Turnover\_Median}_i = & \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 \text{Log}(\text{Size\_Mcap})_i + \beta_3 \text{Free Float}_i + \beta_4 \text{Volatility}_i + \beta_5 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i \\ & + \text{IStageVariablesExceptER} + \varepsilon_i \\ \text{Turnover\_Median}_i = & \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 K\text{-IFRS}_i \times \text{Log}(\text{Size\_Mcap})_i + \beta_3 \text{Log}(\text{Size\_Mcap})_i + \beta_4 \text{Free Float}_i + \beta_5 \text{Volatility}_i \\ & + \beta_6 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + \text{IStageVariablesExceptER} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

ただし、 $\text{Turnover\_Median}$  = 日々売買回転率（日々取引高 / 日々発行済株式総数）の中央値； $K\text{-IFRS}$  =  $K\text{-IFRS}$  を自発的に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； $\text{Free Float} = t$  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）； $\text{Volatility}$  = 日々株式リターンの標準偏差； $\text{IMR}$  = 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； $\text{Industry Dummies}$  = 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； $\text{IStageVariablesExceptER}$  = 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。

<sup>c</sup>Volatility Model :

$$\begin{aligned} \text{Volatility}_i = & \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 \text{Log}(\text{Size\_Mcap})_i + \beta_3 \text{Free Float}_i + \beta_4 \text{Beta}_i + \beta_5 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i \\ & + \text{IStageVariablesExceptER} + \varepsilon_i \\ \text{Volatility}_i = & \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 K\text{-IFRS}_i \times \text{Log}(\text{Size\_Mcap})_i + \beta_3 \text{Log}(\text{Size\_Mcap})_i + \beta_4 \text{Free Float}_i + \beta_5 \text{Beta}_i + \beta_6 \text{IMR}_i \\ & + \text{Industry Dummies}_i + \text{IStageVariablesExceptER} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

ただし、 $\text{Volatility}$  = 日々株式リターンの標準偏差； $K\text{-IFRS}$  =  $K\text{-IFRS}$  を自発的に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； $\text{Free Float} = t$  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）； $\text{Beta} = t$  期の株式ベータ； $\text{IMR}$  = 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； $\text{Industry Dummies}$  = 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； $\text{IStageVariablesExceptER}$  = 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。

る。まず、表 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、 $\text{IMR}$  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  $K\text{-IFRS}$  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  $K\text{-IFRS}$  を自発的に適用した企業と  $K\text{-GAAP}$  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  $K\text{-IFRS}$  自発的適用のビッド・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、 $K\text{-IFRS}$  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  $K\text{-IFRS}$  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、K-IFRSの自発的適用がビッド・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、 $K\text{-IFRS}$  と  $\text{Log}(\text{Size\_Mcap})$  の交差項である  $K\text{-IFRS} \times \text{Log}(\text{Size\_Mcap})$  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K-IFRSの自発的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<sup>13)</sup>。

続いて、表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、 $K\text{-IFRS}$ 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、K-IFRSを自発的に適用した企業と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、 $K\text{-IFRS}$ と $K\text{-IFRS} \times \text{Log}(\text{Size\_Mcap})$ 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 $K\text{-IFRS}$ 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<sup>14)</sup>。また、 $K\text{-IFRS}$ の係数は $-0.0015$ で予測と一致して負の値を示してはいるが有意ではない ( $t = -1.21$ )。このことは平均的にみるとK-IFRSを自発的に適用した企業と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、 $K\text{-IFRS}$ 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、K-IFRSの自発的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、 $K-IFRS$ と  $\text{Log}(\text{Size\_Mcap})$  の交差項である  $K-IFRS \times \text{Log}(\text{Size\_Mcap})$  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 $K-IFRS$ の自発的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する。

## 5. 時系列での変化を検証した分析

本稿の表5に示した主分析においては、 $K-IFRS$ を自発的に適用した企業と $K-GAAP$ 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、このようなリサーチ・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 $K-IFRS$ の自発的適用企業であることを示すダミー変数 ( $K-IFRS$ )、 $K-IFRS$ の自発的適用後の期間<sup>15)</sup>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( $K-IFRS \times Post$ )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  $K-IFRS$ 、 $Post$ との交差項である  $K-IFRS \times Post \times \text{Log}(\text{Size\_Mcap})$  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。

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_{it} = \beta_0 + \beta_1 K-IFRS_i + \beta_2 Post_t \quad (8)$$

$$+ \beta_3 K-IFRS_i \times Post_t \\ + \beta_4 \text{Log}(\text{Size\_Mcap})_{it} \\ + \beta_5 \text{Log}(\text{Turnover\_Average})_{it} \\ + \beta_6 \text{Log}(\text{Volatility})_{it} \\ + \beta_7 \text{Log}(\text{Free Float})_{it} \\ + \text{Industry Dummies}_i + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_{it} = \beta_0 + \beta_1 K-IFRS_i + \beta_2 Post_t \quad (9)$$

$$+ \beta_3 K-IFRS_i \times Post_t + \beta_4 K-IFRS_i \\ \times Post_t \times \text{Log}(\text{Size\_Mcap})_{it} \\ + \beta_5 \text{Log}(\text{Size\_Mcap})_{it} \\ + \beta_6 \text{Log}(\text{Turnover\_Average})_{it} \\ + \beta_7 \text{Log}(\text{Volatility})_{it}$$

$$\begin{aligned} & + \beta_8 \text{Log}(\text{Free Float})_{it} \\ & + \text{Industry Dummies}_i + \varepsilon_{it} \\ \text{Turnover\_Median}_{it} = & \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 \text{Post}_t \quad (10) \\ & + \beta_3 K\text{-IFRS}_i \times \text{Post}_t \\ & + \beta_4 \text{Log}(\text{Size\_Mcap})_{it} \\ & + \beta_5 \text{Free Float}_{it} + \beta_6 \text{Volatility}_{it} \\ & + \text{Industry Dummies}_i + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

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

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

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

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K-IFRS自発的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K-IFRS自発的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<sup>16)</sup>。その理由は、前述したように韓国におけるK-IFRSの自発的適用企業は、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K-IFRS自発的適用前の期間として用いたのでは2009年度にK-IFRSを自発的に適用した企業14社のK-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はビット・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 $K\text{-IFRS} \times \text{Post}$ であり、K-IFRSの自発的適用企業における情報の非対称性の代理変数がK-IFRSの自発的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 $K\text{-IFRS} \times \text{Post} \times \text{Log}(\text{Size\_Mcap})$ 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K-IFRSの自発的適用企業の情報の非対称性の代理変数がK-IFRSの自発的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、 $K\text{-IFRS} \times \text{Post}$ の係数はビット・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、K-IFRSの自発的適用企業における情報の非対称性の3つの代理変数が、K-IFRSの自発的適用前後において平均的には変化しなかつ

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*K-IFRS*×*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 ( $t=-2.73$ 、 $-2.69$ )、*K-IFRS*×*Post*×*Log(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*K-IFRS*の自発的適用が投資家間の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する。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、本稿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。なお、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。これは従属変数における測定誤差の問題に起因するものと考えられる。

表6 時系列での変化に関する検証結果

パネルA : Bid-Ask Spread Model <sup>a</sup>				
Variables	DID		DID-PSS	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	1.6095	21.91***	1.6451	22.68***
<i>K-IFRS</i>	0.0017	0.10	0.0035	0.20
<i>Post</i>	-0.1621	-17.87***	-0.1618	-17.83***
<i>K-IFRS</i> × <i>Post</i>	0.0739	1.35	-1.8537	-2.73***
<i>K-IFRS</i> × <i>Post</i> × <i>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.R</i> <sup>2</sup>	0.7942		0.7948	
<i>N</i>	6,235		6,235	

  

パネルB : Turnover Model <sup>b</sup>				
Variables	DID		DID-PSS	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	-0.0124	-3.14***	-0.0120	-3.03
<i>K-IFRS</i>	-0.0006	-0.58	-0.0005	-0.56
<i>Post</i>	-0.0027	-7.22***	-0.0027	-7.21***
<i>K-IFRS</i> × <i>Post</i>	-0.0007	-0.46	-0.0187	-1.37
<i>K-IFRS</i> × <i>Post</i> × <i>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.R</i> <sup>2</sup>	0.2568		0.2568	
<i>N</i>	6,235		6,235	

パネルC：Volatility Model<sup>c</sup>

Variables	DID		DID-PSS	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
constant	0.1114	17.54***	0.1122	17.37***
K-IFRS	-0.0010	-1.02	-0.0010	-0.98
Post	-0.0063	-11.86***	-0.0064	-11.86***
K-IFRS × Post	0.0005	0.26	-0.0435	-2.69***
K-IFRS × Post × Log(Size_Mcap)			0.0017	2.87***
Log(Size_Mcap)	-0.0037	-13.81***	-0.0037	-13.68***
Free Float	0.0204	8.25***	0.0203	8.25***
Beta	0.0089	10.09***	0.0089	10.10***
Industry Dummies	Included		Included	
Adj.R <sup>2</sup>	0.1107		0.1107	
N	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。

<sup>a</sup>Bid-Ask Spread Model：

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

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

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； $K\text{-IFRS}$  =  $K\text{-IFRS}$ を自発的に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； $\text{Post}$  =  $K\text{-IFRS}$ の自発的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； $\text{Industry Dummies}$  = 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。

<sup>b</sup>Turnover Model：

$$\text{Turnover\_Median}_{it} = \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 \text{Post}_i + \beta_3 K\text{-IFRS}_i \times \text{Post}_i + \beta_4 \text{Log}(\text{Size\_Mcap})_{it} + \beta_5 \text{Free Float}_{it} + \beta_6 \text{Volatility}_{it} + \text{Industry Dummies}_i + \varepsilon_{it}$$

$$\text{Turnover\_Median}_{it} = \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 \text{Post}_i + \beta_3 K\text{-IFRS}_i \times \text{Post}_i + \beta_4 K\text{-IFRS}_i \times \text{Post}_i \times \text{Log}(\text{Size\_Mcap})_{it} + \beta_5 \text{Log}(\text{Size\_Mcap})_{it} + \beta_6 \text{Free Float}_{it} + \beta_7 \text{Volatility}_{it} + \text{Industry Dummies}_i + \varepsilon_{it}$$

ただし、 $\text{Turnover\_Median}$  = 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； $K\text{-IFRS}$  =  $K\text{-IFRS}$ を自発的に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； $\text{Post}$  =  $K\text{-IFRS}$ の自発的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； $\text{Free Float}$  =  $t$ 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)； $\text{Volatility}$  = 日次株式リターンの標準偏差； $\text{Industry Dummies}$  = 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。

<sup>c</sup>Volatility Model：

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

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

ただし、 $\text{Volatility}$  = 日次株式リターンの標準偏差； $K\text{-IFRS}$  =  $K\text{-IFRS}$ を自発的に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； $\text{Post}$  =  $K\text{-IFRS}$ の自発的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； $\text{Free Float}$  =  $t$ 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)； $\text{Beta}$  =  $t$ 期の株式ベータ； $\text{Industry Dummies}$  = 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。

## 6. 感応度テスト

### 6.1. exclusion restrictionsの変更

本稿の主分析では、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①*Revalue*、②*Retire*、③*Forexch*、④*Deriva*、⑤*Consol*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、(c)式は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<sup>17)</sup>。

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。しかしながら、(b)から(f)式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、本稿の主分析の結論は exclusion restrictions の選択に対して頑健であるといえる。

### 6.2. K-IFRS 自発的適用前の期間の変更

本稿の 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、K-IFRS 自発的適用後の期間については2010年度のデータを使用し、K-IFRS 自発的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 K-IFRS 自発的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。表記はしていないものの、感応度テストの結果、開始年度を変えても表6における推定結果に変化はなかった。したがって、本稿の DID 推定および DID-PSS 推定の結果は、K-IFRS 自発的適用前の期間の選択に対して頑健であるといえる。

## 7. 結論および残された課題

本稿では、Heckman (1979) 型の2段階トリートメント効果モデルを用いて K-IFRS の自発的適用が投資家間の情報の非対称性に与える影響に



表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 <sup>a</sup>		(a)		(b)		(c)		(d)		(e)		(f)	
Variables	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	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	6.20***	2.75***
<i>K-IFRS</i>	0.0512	1.06	0.0512	1.06	0.0515	1.06	0.0524	1.10	0.0526	1.10	0.0425	1.10	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	1.26	1.36
<i>Revalue</i>			-0.0083	-0.07	-0.0092	-0.07	-0.0477	-0.37	-0.0501	-0.39	0.8228	-0.39	1.19
<i>Retire</i>					0.2373	0.59	0.2451	0.62	0.2532	0.64	-0.6570	0.64	-0.81
<i>Forexch</i>							-1.5206	-2.21**	-1.5502	-2.22**	3.5750	-2.22**	0.87
<i>Deriva</i>									1.8059	0.25	-44.0085	0.25	-1.20
<i>Consol</i>											0.3152		1.29
<i>Control Variables</i>	Included		Included		Included		Included		Included		Included		Included
<i>IStage VarExceptER</i>	Included		Included		Included		Included		Included		Included		Included
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included		Included		Included		Included		Included		Included
<i>VIF for IMR</i>	2.67		2.84		2.88		3.36		3.67		552.90		0.7938
<i>Adj.R<sup>2</sup></i>	0.7934		0.7933		0.7932		0.7937		0.7936		1.500		1.500
<i>N</i>	1,500		1,500		1,500		1,500		1,500		1,500		1,500
パネルB : Turnover Model <sup>b</sup>		(a)		(b)		(c)		(d)		(e)		(f)	
Variables	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	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	-6.23***	-3.84***
<i>K-IFRS</i>	-0.0009	-0.99	-0.0009	-0.99	-0.0009	-1.00	-0.0009	-0.99	-0.0009	-0.98	-0.0008	-0.98	-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	-1.81*	-0.91
<i>Revalue</i>			0.0033	1.03	0.0033	1.04	0.0028	0.82	0.0026	0.78	-0.0070	0.78	-0.52
<i>Retire</i>					-0.0058	-0.55	-0.0057	-0.54	-0.0053	-0.50	0.0048	-0.50	0.27
<i>Forexch</i>							-0.0235	-1.22	-0.0249	-1.27	-0.0818	-1.27	-1.10
<i>Deriva</i>									0.0876	0.54	0.5955	0.54	0.86
<i>Consol</i>											-0.0035		-0.74
<i>Control Variables</i>	Included		Included		Included		Included		Included		Included		Included
<i>IStage VarExceptER</i>	Included		Included		Included		Included		Included		Included		Included
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included		Included		Included		Included		Included		Included
<i>VIF for IMR</i>	2.66		2.83		2.86		3.35		3.66		551.62		0.4574
<i>Adj.R<sup>2</sup></i>	0.4579		0.4580		0.4577		0.4579		0.4576		1.500		1.500
<i>N</i>	1,500		1,500		1,500		1,500		1,500		1,500		1,500

パネルC : Volatility Model<sup>c</sup>

	(a)		(b)		(c)		(d)		(e)		(f)	
Variables	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>K-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>Retire</i>			-0.0009	-0.17	-0.0007	-0.13	-0.0016	-0.30	-0.0012	-0.23	-0.0170	-0.85
<i>Forexch</i>					-0.0445	-2.65***	-0.0443	-2.65***	-0.0456	-2.72***	-0.0291	-1.14
<i>Deriva</i>							-0.0348	-0.83	-0.0301	-0.71	-0.1229	-1.04
<i>Consol</i>									-0.2889	-1.31	0.5408	0.52
<i>Control Variables</i>	Included		Included		Included		Included		Included		Included	
<i>IStage VarExceptER</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.R<sup>2</sup></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。

<sup>a</sup>Bid-Ask Spread Model :

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_i = \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 \text{Log}(\text{Size\_Mcap})_i + \beta_3 \text{Log}(\text{Turnover\_Average})_i + \beta_4 \text{Log}(\text{Volatility})_i + \beta_5 \text{Log}(\text{Free Float})_i + \beta_6 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + \text{IStage VariablesExceptER} + \varepsilon_i$$

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画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・スプレットの平均値の自然対数；*K-IFRS* = *K-IFRS* を自発的に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；*IStage VariablesExceptER* = 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。

<sup>b</sup>Turnover Model :

$$\text{Turnover Median}_i = \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 \text{Log}(\text{Size\_Mcap})_i + \beta_3 \text{Free Float}_i + \beta_4 \text{Volatility}_i + \beta_5 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + \text{IStage VariablesExceptER} + \varepsilon_i$$

ただし、*Turnover\_Median* = 日次取引高/日次発行済株式総数の中央値；*K-IFRS* = *K-IFRS* を自発的に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；*IStage VariablesExceptER* = 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。

<sup>c</sup>Volatility Model :

$$\text{Volatility}_i = \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 \text{Log}(\text{Size\_Mcap})_i + \beta_3 \text{Free Float}_i + \beta_4 \text{Beta}_i + \beta_5 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + \text{IStage VariablesExceptER} + \varepsilon_i$$

ただし、*Volatility* = 日次株式リターンの標準偏差；*K-IFRS* = *K-IFRS* を自発的に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特株比率  $\div 100$ );  $Beta = t$ 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;  $Industry\ Dummies =$ 標準産業分類に基いて当該産業に属する場合に1を、そうでない場合には0をとるダミー変数;  $1Stage\ Variables\ ExceptER =$  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。\* 5%水準で有意 \*\* 10%水準で有意 \*\*\* 1%水準で有意。

表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)		(b)		(c)		(d)		(e)		(f)	
Variables	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	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	6.55***	3.11***
<i>K-IFRS</i>	-1.2844	-1.77*	-1.2842	-1.77*	-1.2789	-1.77*	-1.2801	-1.79*	-1.2945	-1.81*	-1.2556	-1.81*	-1.73*
<i>K-IFRS</i> × <i>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	1.82*	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	1.04	1.21
<i>Revalue</i>			-0.0038	-0.03	-0.0046	-0.04	-0.0433	-0.34	-0.0478	-0.37	0.7072	-0.37	1.05
<i>Retire</i>					0.2064	0.52	0.2142	0.55	0.2296	0.59	-0.5570	0.59	-0.71
<i>Forexch</i>							-1.5261	-2.26**	-1.5840	-2.31**	2.8508	-2.31**	0.71
<i>Deriva</i>									3.5323	0.49	-36.1610	0.49	-1.02
<i>Consol</i>											0.2727		1.15
<i>Control Variables</i>	Included		Included		Included		Included		Included		Included		Included
<i>1Stage VarExceptER</i>	Included		Included		Included		Included		Included		Included		Included
<i>Industry Dummies</i>	Included		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. R<sup>2</sup></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		(a)		(b)		(c)		(d)		(e)		(f)	
Variables	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	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	-6.18***	-3.74***
<i>K-IFRS</i>	-0.0057	-0.61	-0.0058	-0.63	-0.0059	-0.64	-0.0060	-0.65	-0.0064	-0.69	-0.0069	-0.69	-0.75
<i>K-IFRS</i> × <i>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	0.61	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	-1.84*	-0.95
<i>Revalue</i>			0.0033	1.03	0.0034	1.04	0.0028	0.83	0.0026	0.79	-0.0076	0.79	-0.56
<i>Retire</i>					-0.0059	-0.56	-0.0058	-0.56	-0.0054	-0.51	0.0053	-0.51	0.30
<i>Forexch</i>							-0.0235	-1.23	-0.0251	-1.27	-0.0852	-1.27	-1.14
<i>Deriva</i>									0.0947	0.58	0.6326	0.58	0.91
<i>Consol</i>											-0.0037		-0.78

<i>Control Variables</i>	Included		Included		Included		Included		Included		Included
<i>IStage VarExceptER</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	2.87	3.36	3.68	555.26					
<i>Adj. R<sup>2</sup></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

Variables	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
	coefficient	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient
<i>constant</i>	0.0824	0.0825	9.55***	0.0854	9.85***	0.0922
<i>K-IFRS</i>	-0.0247	-0.0246	-1.77*	-0.0258	-1.87*	-0.0256
<i>K-IFRS × Log(Size_Mcap)</i>	0.0009	0.0009	1.73*	0.0009	1.82*	0.0009
<i>IMR</i>	-0.0001	-0.0001	-0.16	-0.0003	-0.33	-0.0103
<i>Revalue</i>		-0.0008	-0.15	-0.0015	-0.22	-0.0191
<i>Retire</i>			-0.0451	-0.0448	-2.68***	-0.0272
<i>Forexch</i>			-2.68***	-0.0349	-0.84	-0.1363
<i>Deriva</i>					-0.2586	-1.18
<i>Consol</i>						-0.0065
<i>Control Variables</i>	Included	Included	Included	Included	Included	Included
<i>IStage VarExceptER</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	3.68	555.02
<i>Adj. R<sup>2</sup></i>	0.4479	0.4476	0.4496	0.4497	0.4496	0.4495
<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。

<sup>a</sup>Bid-Ask Spread Model ;

$$\text{Log}(\text{Bid-Ask Spread})_i = \beta_0 + \beta_1 K\text{-IFRS}_i + \beta_2 K\text{-IFRS}_i \times \text{Log}(\text{Size\_Mcap})_i + \beta_3 \text{Log}(\text{Size\_Mcap})_i + \beta_4 \text{Log}(\text{Turnover\_Average})_i + \beta_5 \text{Log}(\text{Volatility})_i + \beta_6 \text{Log}(\text{Free Float})_i + \beta_7 \text{IMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + \text{IStage VariablesExceptER}_i + \epsilon_i$$

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；*K-IFRS* = *K-IFRS* = *K-IFRS* を自発的に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)；*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；*IStage VariablesExceptER* = 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。

<sup>b</sup>Turnover Model :

$$\text{Turnover\_Median}_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot K\text{-IFRS}_i + \beta_2 \cdot K\text{-IFRS}_i \times \text{Log(Size\_Mcap)}_i + \beta_3 \cdot \text{Log(Size\_Mcap)}_i + \beta_4 \cdot \text{Free Float}_i + \beta_5 \cdot \text{Volatility}_i + \beta_6 \cdot \text{JMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + I(\text{Stage Variables Except ER}) + \varepsilon_i$$

ただし、*Turnover\_Median* = 日次取引高/日次発行済株式総数の中央値；*K-IFRS* = *K-IFRS*を自発的に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* = *Industry Dummies* = 標準産業分類中分類的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(Stage Variables Except ER)* = 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的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(Stage Variables Except ER)* = 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。

<sup>c</sup>Volatility Model :

$\text{Volatility}_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot K\text{-IFRS}_i + \beta_2 \cdot K\text{-IFRS}_i \times \text{Log(Size\_Mcap)}_i + \beta_3 \cdot \text{Log(Size\_Mcap)}_i + \beta_4 \cdot \text{Free Float}_i + \beta_5 \cdot \text{Beta}_i + \beta_6 \cdot \text{JMR}_i + \text{Industry Dummies}_i + I(\text{Stage Variables Except ER}) + \varepsilon_i$   
 ただし、*Volatility* = 日次株式リターンの標準偏差；*K-IFRS* = *K-IFRS*を自発的に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；*JMR* = 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的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(Stage Variables Except ER)* = 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。

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、K-IFRSを自発的に適用した企業とK-GAAPを継続適用している企業の間情報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、K-IFRSの自発的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、K-IFRSの自発的適用に伴い情報開示が改善し投資家間の情報の非対称性が有意に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、本稿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。

もともと、本稿は韓国企業のK-IFRS導入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K-IFRSを自発的に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。したがって、韓国のK-IFRS自発的適用企業と日本のIFRS自発的適用企業ではその性質が異なる可能性があり、本稿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、本稿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。つまり、本稿で得られた証拠はK-IFRSの自発的適用が企業の資本コストを構成する有意な要素とされるビッド・アスク・スプレッド (Amihud and Mendelson 1986 ; Amihud and Mendelson 1989) に与える

影響を検証している点で、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。つまり、本稿は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。つまり、本稿はK-IFRSの自発的適用が情報の非対称性に及ぼす影響は企業間で異なることを示している点で、K-IFRS導入の経済効果に関する研究の蓄積、およびIFRS適用の効果に関する近年の議論に貢献するものである。また、本稿はK-IFRSの自発的適用が投資家間の情報の非対称性に与えた影響を検証しており、その1つの代理変数としてビッド・アスク・スプレッドを用いた分析を行っている。この点で、本稿はマーケット・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するものである。

ただし、本稿の分析では解明しきれていない点も存在する。1つ目は、K-IFRSの適用効果が非線形である可能性を考慮できていない点である。例えば、極めて規模の小さい企業の場合にはK-IFRSの自発的適用に伴うコストがベネフィットを上回る可能性があり、それによって投資家間の情報の非対称性がむしろ悪化する可能性もある。このため、小企業であればあるほどK-IFRS自発的適用の効果が大きいというわけではなく、その効果が最大となるような企業規模が存在するかもしれない。しかし本稿ではそうした観点からの分析が十分に行われていないため、本稿で得られたK-IFRS適用のベネフィットに関する解釈に

あたっては注意が必要である。2つ目は、大企業については投資家間の情報の非対称性がむしろ悪化した可能性があることである。本稿はその増分の効果が次第に低減するという対数関数の特性を考慮しこの点についての積極的な議論は行っていない。しかし、Bushee and Noe (2000)は、情報開示の改善が短期的な売買を行う機関投資家による取引を促し、株式リターンのボラティリティを増大させることを示している。また、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り(音川 2009)、一般に大企業ほど機関投資家が主導する取引の割合が高いことが知られている(Foster et al. 1984; Walther 1997; Lee and Radhakrishna 2000; Bhattacharya 2001)。このため、K-IFRSの自発的適用に伴い情報開示が改善された結果、短期的な売買を行う機関投資家の取引が促され、結果的に大企業の場合には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。しかし、この点については今後の更なる精緻な検討が必要と思われる。このため、このような扱いきれなかった点に関しては今後の検証課題としたい。

《注》

- 1) K-IFRSとは、韓国国内の法体系上の効力を持たせるために、法的権威のある機関が公式的な手続きを経ることで韓国の会計基準として採用された国際会計基準(International Financial Reporting Standards: 以下IFRS)である(金融監督院 2009)。
- 2) IFRSの自発的適用は早期適用と任意適用とに区分される。任意適用とは、IFRSの強制適用が決定する前にIFRSを自発的に適用する適用のタイプのことを指しており、早期適用とは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適用のタイプのことを指している。したがって、厳密にいうと日本におけるIFRSの自発的適用企業は全て任意適用企業となり、韓国におけるそれは全て早期適用企業となる。本稿では、IFRSの任意適用と早期適用を比較するような分析は行っていないことから両者を含む意味で自発的適用という用語を用いるが、厳密にい

えば早期適用と任意適用の用語は区別されることには注意されたい。

- 3) 本稿は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ボラティリティの測定期間としている。これは、K-IFRSを自発的に適用した企業には、半期・四半期財務報告もまたK-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、K-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（自発的適用の場合と強制適用の場合の双方の場合を含む）、K-IFRSを適用してからの最初の2年間はK-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、K-IFRSを2009年度または2010年度に自発的に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、本稿で設定したビッド・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、K-IFRSを自発的に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稿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。
- 4) 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、本稿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。
- 5) 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、本稿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。
- 6) 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 (KSE) とコスダック (KOSDAQ) 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。韓国証券取引所とコスダックの市場構造

については、Eom (2011) を参照されたい。

- 7) Lennox et al. (2012) は2000年以来、会計学分野において 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が弱い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、本稿の分析においても Lennox et al. (2012) での指摘事項、および企業のK-IFRSを自発的に適用するか否かに関する意思決定はK-IFRSを自発的に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K-IFRSを2010年度に自発的に適用した企業については2009年度末のデータを、2009年度にK-IFRSを自発的に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、K-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、本稿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、本稿の第1段階目のプロビット推定の際には2009年度にK-IFRSを自発的に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。本稿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K-IFRSを自発的に適用した企業、2010年度にK-IFRSを自発的に適用した企業、およびK-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、K-IFRSを2010年度に自発的に適用した企業が57社のうち44社でK-IFRS自発的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。
- 8) *Goodwill*もK-GAAPとK-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、本稿は*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、K-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ボラティリティに影響を与えう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、本稿は*Goodwill*を第2段階目の推定の際にも組み込んでいる。

- 9) 韓国におけるK-IFRS自発的適用企業は計62社であるものの、そのうちSD (KOSDAQ市場上場企業)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。
- 10) KOSDAQは、韓国の店頭取引市場のことであり、米国のNASDAQや日本のJASDAQに該当するものである。
- 11) ここでいう2010年度とは、2010年1月から2010年12月までに決算を迎えた会社を示す。
- 12) 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 (KSE + KOSDAQ) 1,806社のうち、約94%が12月決算企業である。
- 13) *K-IFRS*と*K-IFRS*×*Log (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。
- 14) Leuz and Verrecchia (2000) においても同様の傾向が観察されている。
- 15) 本稿では「自発的適用後の期間」という用語を、「K-IFRSの自発的適用企業がK-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、「自発的適用前の期間」という用語を「K-IFRSの自発的適用企業が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、「自発的適用後の期間」には「自発的適用初年度」も含まれることに注意されたい。また、本稿が「自発的適用後の期間」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、本稿が「2011年度以降の期間」を「自発的適用後の期間」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K-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稿のコントロール企業が全てK-IFRSに転換し、本稿のリサーチ・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。
- 16) K-IFRS自発的適用前の期間を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。
- 17) 本稿で指定した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 ( ${}_3C_1+{}_5C_2+{}_5C_3+{}_5C_4+{}_5C_5$ ) が出てくる。本稿は紙幅の関係で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、本稿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。

#### 《引用文献》

- 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.
- 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.
- Bartov, E., Bodnar, G. M., 1996. Alternative Accounting Methods, Information Asymmetry and Liquidity: Theory and Evidence. *The Accounting Review*, 397-418.
- Bhattacharya, N., 2001. Investors' Trade Size and Trading Responses Around Earnings Announcements: An Empirical Investigation. *The Accounting Review* 76, 221-244.
- Bushee, B., Noe, C., 2000. Corporate Disclosure Practices, Institutional Investors, and Stock Return Volatility. *Journal of Accounting Research* 38, 171-202.
- 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.
- Copeland, T., Galai, D., 1983. Information Effects on the Bid-Ask Spread. *The Journal of Finance* 38, 1457-1469.



- Dechow, P. M., Sloan, R. G., Sweeney, A. P., 1995. Detecting Earnings Management. *The Accounting Review* 70, 193-225.
- Diamond, D., Verrecchia, R., 1991. Disclosure, Liquidity, and the Cost of Capital. *The Journal of Finance* 46, 1325-1359.
- Eom, K. S., 2011. Market Microstructure in the Korean Financial Markets: A Survey. *Asian Review of Financial Research* 24, 525-620.
- Foster, G., Olsen, C., Shevlin, T., 1984. Earnings Releases, Anomalies, and the Behavior of Security Returns. *The Accounting Review* 59, 574-603.
- Freeman, R., 1987. The Association between Accounting Earnings and Security Returns for Large and Small Firms. *Journal of Accounting and Economics* 9, 195-228.
- Giroud, X., Mueller, H. M., 2010. Does Corporate Governance Matter in Competitive Industries? *Journal of Financial Economics* 14, 71-100.
- 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.
- Greene, W., 1997. *Econometric Analysis*. 3rd ed. Upper Saddle River, N.J.: Prentice-Hall.
- Hail, L., Leuz, C., 2007. Capital Market Effects of Mandatory IFRS Reporting in the EU: Empirical Evidence. Working Paper.
- 橋本尚, 2015. 『利用者指向の国際財務報告』, 同文館出版.
- 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.
- 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.
- Jones, J. J., 1991. Earnings Management During Import Relief Investigations. *Journal of Accounting Research* 29, 193-228.
- 韓国取引所, 2011. 『投資家と共に読む国際会計基準(IFRS)』 Essay Publishing. [Printed in Korean]
- Kasznik, R., 1999. On the Association between Voluntary Disclosure and Earnings Management. *Journal of Accounting Research* 37, 57-81.
- 金鐘勳, 2014. 「K-IFRSを自発的に導入した韓国企業の特徴：報告インセンティブを中心に」, 第73回日本会計研究学会自由論題報告.
- 金鐘勳, 2016. 「K-IFRSを自発的に適用した韓国企業の特徴」, 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/10086/27668>
- 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. [Printed in Korean]
- 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.
- 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. [Printed in Korean]
- Kothari, S. P., Leone, A. J., Wasley, C. E., 2005. Performance Matched Discretionary Accrual Measures. *Journal of Accounting and Economics* 39, 163-197.
- Kyle, A. S., 1985. Continuous Auctions and Insider Trading. *Econometrica* 53, 1315-1335.
- 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.
- La Porta, R., Lopez-De-Silanes, F., Shleifer, A., 2008. Economic Consequences of Legal Origins. *Review of Financial Studies* 46, 285-332.
- Lee, C. M. C., Radhakrishna, B., 2000. Inferring Investor Behavior: Evidence from TORQ Data. *Journal of Financial Markets* 3, 83-111.
- Lennox, C., Francis, J., Wang, Z., 2012. Selection Models in Accounting Research. *The Accounting Review* 87, 589-616.
- Leuz, C., Verrecchia, R., 2000. The Economic Consequences of Increased Disclosure. *Journal of Accounting Research* 38, 91-124.
- 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., Nanda, D., Wysocki, P., 2003. Earnings Management and Investor Protection: an International Comparison. *Journal of Financial Economics* 69, 505-527.
- Leuz, C., Wysocki, P., 2008. Economic Consequences of Financial Reporting and Disclosure Regulation: A Review and Suggestions for Future Research. Working paper.
- Leuz, C., 2010. Different Approaches to Corporate Reporting Regulation: How Jurisdictions Differ and Why. *Accounting and Business Research* 40, 229-256.
- 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.
- 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.
- Mitra, S. A., Cready, W. M., 2005. Institutional Stock Ownership, Accrual Management, and Information Environment. *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 20, 257-286.
- 音川和久, 2009. 『投資家行動の実証分析－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.
- Qiu, J., Yu, F., 2009. The Market for Corporate Control and the Cost of Debt. *Journal of Financial Economics* 93, 505-524.
- 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.
- 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. [Printed in Korean]
- Skinner, D., 1994. Why Firms Voluntarily Disclose Bad News. *Journal of Accounting Research* 32, 38-60.
- 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. [Printed in Korean]
- 須田一幸, 2008. 「財務報告の効率性と公平性」『会計』第173巻第1号, 64-81.
- Verrecchia, R., 2001. Essays on Disclosure. *Journal of Accounting and Economics* 32, 97-180.
- Walther, B. R., 1997. Investor Sophistication and Market Earnings Expectations. *Journal of Accounting Research* 35, 157-179.
- 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.