

II 査読論文

IFRS 任意適用が負債による資金調達に与える影響

譚 鵬
関西学院大学

要 旨

本稿は、東京証券取引所に上場する企業を対象に、国際財務報告基準 (IFRS) の任意適用がデット・ファイナンスに与える影響について研究した。選択バイアス問題に対処し、IFRS 任意適用の経済的効果の解明について信頼性の高い証拠を提供するために、傾向スコア・マッチング・アプローチおよび差分の差分法を使用し、研究をデザインした。研究結果から、IFRS 適用企業は、銀行借入よりも社債発行による資金調達をより多く行う傾向があることが明らかになった。また、この分析結果は IFRS 第 16 号「リース」の適用や M&A の実施とは無関係であることが判明した。

本稿では、日本の上場企業による自らの意思での IFRS の導入がデット・ファイナンスに与える影響についての初の実証的エビデンスを提供し、企業が会計基準を選択する動機に関する議論に新たな証拠を提示することにより、IFRS 任意適用の経済効果に関する洞察を補完した。

I はじめに

日本では2010年3月31日以後に終了する連結会計年度より、一定の条件を満たす上場企業が国際財務報告基準 (International Financial Reporting Standards, IFRS) を任意で適用可能となり (金融庁 [2010]), 2014年の「日本再興戦略」改訂でその拡大が推進された (内閣官房 [2014])。2022年8月31日時点でIFRSの導入済みおよび適用決定の会社は267社であり、このうち上場企業の時価総額 (2022年8月末時点) は全上場企業の時価総額の45.6%を占めている (金融庁 [2022])。

「資金調達円滑化」は日本企業によるIFRS導入を決定した主な理由の1つとして挙げられている (経団連 [2014], 金融庁 [2015])。IFRSが適用されれば、会計情報の質が向上し、資本コストが下がって、情報の非対称性が改善され、資金調達が容易になることを実証的に検討した研究は多数存在している (Florou and Kosi [2015], De George et al. [2016], Becker et al. [2021], Li, et al. [2021])。しかし海外でIFRS導入は義務付けられる強制適用が主流であるため、多くの先行研究はIFRS強制適用の経済的効果をテーマとしている (Florou and Kosi [2015], De George et al. [2016], Becker et al. [2021], 草野 [2020])。一方で、会社の自己選択による任意で導入ができるIFRS任意適用の経済的効果の研究は少数であり、証拠の蓄積も乏しい。また、研究の多くは株主の観点からの分析が主流であるが、債権者の観点からのIFRS導入の経済的効果、とりわけIFRS導入と負債による資金調達の関係の解明に関する研究は少数である (Moscariello et al. [2014], Ozkaya [2018], 首藤他 [2018], 草野 [2020])。本稿は、東京証券取引所 (以下、東証) に上場する企業を対象に、この未解明の

問題について実証的証拠を提供することを目的としている。

会計情報は、株式市場 (Ball and Brown [1968]), および債券市場 (Easton et al. [2009]) の双方に影響を与えるため、株主と同様に債権者も会計情報の重要な利用者である。東証 [2022] の調査によると、1998年から2021年まで東証上場企業が行った資金調達において、株式公募より普通債の発行が多いという現状は明らかである。これは、企業の資金調達において株式市場よりもはるかに頻りに債券市場の方が利用されていることを示唆しており、負債が最も重要な資金源の1つであると考えられる。また、債務契約は非財務情報よりも会計情報に基づいて行われている (Ball et al. [2008])。

したがって、IFRS導入が負債に与える影響を十分に考慮しない場合、IFRS導入が資本市場に及ぼす潜在的効果の多くを捉えられない可能性が高い (Beneish et al. [2015])。また、債権者は株式投資家とは異なる情報ニーズを持つため、株式市場に関するIFRS研究の知見は、必ずしも債券市場に一般化できない可能性がある (Ball et al. [2015], Beneish et al. [2015])。

研究の現状を鑑みて、本稿ではIFRS適用後に日本の上場企業のデット・ファイナンス、特に社債および借入金による資金調達がどのような変化があったかを調査する。先行研究はIFRS強制適用が負債による資金調達方法の選択に及ぼす影響を調査した (Florou and Kosi [2015], Mo and Lee [2018], Tristão and Sonza [2021])。一方、本稿では日本企業を対象にIFRS任意適用が負債による資金調達に与える影響に焦点を当て、IFRS導入の経済的効果に関する議論に新たな貢献を試みる。

本稿の構成は、次の通りである。先行研究のレビューでは、先行研究を説明し、仮説の構築

を行う。その後、リサーチ・デザインでは、検証モデルを紹介し、データと調査方法について説明する。そして実証研究の結果を示し、頑健性の検証を行い、研究結果の頑健性を確認する。最後に、本稿より得られた結論を述べる。

II 先行研究のレビューと仮説設定

IFRS の導入により、財務諸表の比較可能性が向上し、不確実性と資本コストが低下することによって、企業は国内外の資本市場での負債資本や株式資本の獲得が容易となる (Barth et al. [2008])。特に、債券投資家は主要な財務情報の利用者として位置づけられており、高品質な財務報告が存在すれば、債券市場へのアクセスが有利になる可能性が考えられる。一方で、株式市場においては、財務報告の適時性はもちろん、非財務情報の提供及びその内容の質も企業評価の重要な基準となっている (Ball et al. [2008])。また、株式投資家は会計情報だけに依存することなく、企業の配当政策にも注目している (Clubb [2013])。このため、債券市場における財務報告への依存度は、株式市場と比較して相対的に高いとされている (Ball et al. [2008])。この背景を考慮すると、IFRS は債券市場と株式市場で異なる影響を及ぼす可能性が考えられる。

Beneish et al. (2015) は、EU 諸国を対象とした分析では、IFRS 適用は特に外国からの債券投資家への影響が大きいことが示されている。この結果は Ball et al. (2008) の指摘と一致している。具体的には、Beneish et al. (2015) は経営者が株式発行による資金調達よりも負債による資金調達を選好する傾向があると述べている。この選好の背後には、IFRS 適用を通じて企業の財務報告の比較可能性や

透明性が向上することで、債券投資家が企業の財務状況をより正確に評価し、資金調達が容易になるという理由が存在している。Tristão and Sonza (2021) によるブラジルの上場企業を対象とした研究では、IFRS 適用企業と非適用企業との間で負債利用に差があることが明らかにされた。この差異は、IFRS 適用によって企業に詳細な情報開示の義務が課せられ、その結果、投資家はリスクをより正確に評価できるようになったことに起因している。この情報の品質向上はまた、企業の信頼性を向上させ、さらに財務リスクを軽減する可能性を秘めている。このような状況下で、企業は負債の活用を増やす傾向がある。また、負債による資金調達で自社株買いを行い、負債比率の上昇とフリー・キャッシュ・フローの減少をもたらす。これは、企業の過剰投資を抑制し、企業価値を高め、敵対的買収のリスクを減少させるとされる (Vermaelen [1981], Stulz [1988], Harris and Raviv [1988])。

負債による資金調達に関して、主な方法としては、銀行借入と社債発行があげられる。花枝・榊原 (2009) は、情報の非対称性が存在する状況下で企業が銀行融資を選ぶ傾向があると指摘している。同様に、Dhaliwal et al. (2011) によれば、会計情報の質が低い企業は、情報の非対称性に直面している場合、銀行借入を選ぶ傾向が強いとされている。Bharath et al. (2008) は、高品質な会計情報を持つ米国企業が社債発行を選好すると報告しており、その理由として、会計情報の質が負債コストに影響を与えるためであると説明されている。このような背景から、IFRS 導入は会計情報の質に変化をもたらすため、それが企業の資金調達方法、すなわち銀行借入か社債発行かの選択に影響を及ぼす可能性があると考えられる。Florou and Kosi (2015) はこの点を裏付けるもので、

IFRS 強制適用後に企業が社債発行を選好することが明らかにされている。この事実は、高品質で比較可能性が高い財務報告が債務提供者にとって魅力的であることを示唆しており、IFRS の導入が情報の透明性を向上させるとともに、資金調達の際の情報非対称性を軽減する可能性があることを示している。しかし、Mo and Lee (2018) によれば、韓国企業の IFRS 強制適用は銀行借入の選好度を高める一方、任意適用の場合は社債の選好度が増加すると報告されている。

日本における資金調達は長らく銀行が中心であり、これは独特の「メインバンク制度」に起因する (Aoki and Patrick [1994])。この制度下で、企業と銀行は密接な関係を築き、銀行は企業に関する多くの内部情報を保有している。その結果、公開される会計情報の重要性は相対的に低く、その必要性は限定的であるとされる (Aoki and Patrick [1994], Aoki et al. [2007])。一方、債券市場においては状況が異なる。社債の場合、投資家と企業との関係は比較的希薄であるため、会計情報の品質が重要である (Bharath et al. [2008])。これに対して、IFRS 導入は企業による情報開示の量と質の向上に寄与すると一般に認知されている。それゆえ、IFRS 導入が進めば、社債市場での資金調達が促進され、日本企業においても銀行借入に対する社債の選好が高まる可能性が考えられる。この背景から、本稿では IFRS 導入企業と非導入企業の間で、資金調達の動きに顕著な差異が生じるかどうかを調査する仮説を立てる。

仮説 1：日本における IFRS 任意適用企業は、IFRS 適用前に比べて適用後、社債による資金調達の割合が増加する傾向がある。

仮説 2：日本における IFRS 任意適用企業は、IFRS 適用前に比べて適用後、借入金

による資金調達の割合には変化が見られない。

仮説検証において、本稿は特に 2 つの側面に注目する。まず 1 点目として、IFRS 第 16 号「リース」(以下、IFRS16) の導入の影響を考察する。日経 (2019) の報道によれば、IFRS の採用を受けて東証 1 部上場企業の約 52% が前年度比で負債を増やしている。この増加の要因として、IFRS 導入によるリース取引の会計処理の変更が挙げられている。先行研究からも、リース取引と負債による資金調達の間には密接な関連性示唆されており、IFRS16 の導入が負債に影響を及ぼす可能性があると考えられる (Magli et al. [2018], Górowski et al. [2022], 草野 [2019])。2 点目として、合併・買収 (Mergers and Acquisitions, M&A) 活動の影響を検証する。日経 (2018) の報道によると、M&A に積極的に投資する姿勢を持つ企業は、有利子負債の増加が顕著である。さらに、先行研究では、IFRS を採用している企業群の中で、特に M&A 活動が活発な業種が増加していることや、IFRS 導入後の M&A 活動の増加が指摘されている (Kashiwazaki et al. [2019], Amano [2020])。これらの観点から、IFRS の適用と資金調達との関係におけるこれら 2 点の影響を探る必要がある。

Ⅲ リサーチ・デザイン

選択バイアスの影響に対処するため、本稿で傾向スコア・マッチング (Propensity Score Matching, PSM) ・アプローチおよび差分の差分 (Difference-In-Differences, DID) 法を用いて、研究をデザインする (Florou and Kosi [2015], Cameran and Campa [2020], Bertrand et al. [2021], Li et al. [2021])。

1. 傾向スコア・マッチング・アプローチによるサンプル選択

本稿では IFRS 適用企業の選択対象期間は 2010 年 3 月期から始まり、2021 年 3 月期まで

で 204 社ある。表 1 パネル A が示す基準に従い、研究で利用可能な企業を選択した結果、2010 年 3 月期から 2020 年 3 月期までの 102 社を確定した。

表 1 サンプル選択基準

パネルA	IFRS適用企業の選択基準	IFRS適用企業数（単位：社）
a.	IFRS適用企業数	204
b.	除外：決算期が3月以外の企業	59
c.	除外：2021年IFRS初回適用企業	19
d.	除外：米国会計基準適用・銀行・保険・証券・その他金融業に帰属する	24
e.	研究で利用するIFRS適用企業数(e=a-b-c-d)	102
パネルB	実証分析用データの選択基準	データ数（単位：企業/年度）
a.	2005年3月期～2022年3月期データ数	57,492
b.	除外：銀行・保険・証券・その他金融業に帰属する企業	4,175
c.	除外：財務情報・非財務情報の連続収集が困難な企業	23,088
d.	実証研究（PSM+DID）用のデータ総数(d=a-b-c)	30,229
e.	PSM用データ数(2005年3月期～2015年3月期)	14,419
f.	DID用のデータ数(2006年3月期～2022年3月期)	28,673

IFRS 任意適用という意思決定に影響を及ぼす要因は、企業規模 (Size)、業績 (ROA)、成長性 (Growth)、財務レバレッジ (Leverage)、海外売上高 (Fsales)、社齢 (Age)、監査の質 (Big4)、および外国人持ち株比率 (FRGN) と社外取締役比率 (IDRTO) を代表とするステークホルダーへの配慮等がある (Dumontier and Raffournier [2002], Barth et al. [2008], Armstrong et al. [2010], Kim and Shi [2011], Cameran and Campa [2020])。また、日本の

企業による IFRS 任意適用については、IFRS と日本の会計基準に基づく会計処理上に主な相違が存在するのれん (Goodwill) と研究開発費 (R&D) も要因である (井上・石川 [2014], 金・中野・成岡 [2019], Amano [2020])。これらの IFRS 導入の意思決定に影響を及ぼす要因と考えられる変数を説明変数とし、下記のロジスティック回帰分析を行う (Cameran and Campa [2020])。

$$\begin{aligned}
 \Pr(DIFRS = 1)_{it} &= \alpha_0 + \alpha_1 Size_{it-5} + \alpha_2 ROA_{it-5} + \alpha_3 Growth_{it-5} + \alpha_4 Leverage_{it-5} + \alpha_5 Fsales_{it-5} \\
 &\quad + \alpha_6 Age_{it-5} + \alpha_7 Big4_{it-5} + \alpha_8 FRGN_{it-5} + \alpha_9 IDRTO_{it-5} + \alpha_{10} Goodwill_{it-5} \\
 &\quad + \alpha_{11} R\&D_{it-5} + \alpha_{12} Dindustry + \varepsilon_{it} \quad (1)
 \end{aligned}$$

分析にあたって、モデル (1) に証券コード協議会が定めた業種中分類に基づく業種ダミ

一変数 (Dindustry) を追加したうえで、年度毎にロジスティック回帰分析で、傾向スコアを

推定する。なお、式 (1) の変数の定義は表 8 パネル A にまとめている。

モデル (1) の被説明変数 $DIFRS_{it}$ は、企業 (i) が会計年度 (t) で IFRS を初回適用する場合に 1 となるダミー変数である。企業が IFRS 適用までに要する準備に必要な期間は、少なくとも 3 年で (企業会計審議会企画調整部会 [2009])、平均して 4 年である (金融庁 [2015])。すなわち、企業は IFRS 適用に関する意思決定を IFRS の初回適用年より遡って 4 年前に行ったと推定することができる。そのため、式 (1) の推定にあたって、本稿は IFRS 初回適用年より 5 年前の日本の会計基準に基づく会計情報を利用した (Amano [2020])。

本稿は 2005 年 3 月期から 2022 年 3 月期まで東証全上場企業を対象に 57,492 企業/年度の観測値を収集した。表 1 パネル B が示す選択基準に基づいて研究で利用可能なデータを選択した結果、2005 年 3 月期から 2022 年 3 月期までの 30,229 企業/年度の観測値を確定した。このうち、式 (1) による傾向スコアの推定に利用可能なデータは 14,419 企業/年度である。なお、異常値処理のため、各連続変数の上下 1% をウィンザライズ (winsorize) した (Shipman et al. [2017])。

さらに、各 IFRS 適用企業 (処置群) と最も傾向スコアの近い非 IFRS 適用企業 (対照群) を、最近傍マッチング (nearest neighbor matching) ・アプローチでマッチングさせた (Rosenbaum and Rubin [1985])。また、キャリパー (caliper) 距離を 0.20⁽¹⁾、および 1 : 1 非復元マッチング⁽²⁾ の条件下で実施した (DeFond et al. [2017])、

Shipman et al. [2017])。PSM により、IFRS 適用企業 (処置群) 65 社、および企業特性が近似する IFRS 非適用企業 (対照群) 65 社、合わせて 130 社 (65 組) を特定した。

傾向スコアの推定モデル (式 (1)) が IFRS 適用企業と非適用企業を識別する精度を、ROC (Receiver Operating Characteristic) 曲線を使って検証する (Hosmer et al. [2013], DeFond et al. [2016])。その結果、ROC は 0.907 であり、許容閾値 0.70 を上回っており、優れた識別であると判断できる (Hosmer et al. [2013])。したがって、モデル (1) は、IFRS 適用企業と非適用企業を適切に識別していると判断できる。

また、マッチングの質を評価するため、マッチング前後における処置群と対照群の共変量の平均値の差の有意性をチェックするバランス・テストを行った (DeFond et al. [2016], Shipman et al. [2017])。表 2 は処置群 (T) と対照群 (C) の属性が、PSM 前後のサンプルでどの程度類似しているかを分析したバランス・テストの結果を示している。PSM 前のサンプル (マッチング前 (U)) では、各変数において処置群 (T) と対照群 (C) で少なくとも 5% の水準で統計的に有意な差があるが、PSM 後のサンプル (マッチング後 (M)) では、各変数において処置群 (T) と対照群 (C) の統計的に有意な差が消失していることがわかる。以上のことから、PSM を用いることで、処置群 (T) と対照群 (C) が企業特性において類似するサンプルで構成されていると判断できる。

表2 PSM バランス・テスト結果

変数	Unmatched (U)	平均値		平均値の差	差の検定
	Matched (M)	処置群 (T)	対照群 (C)	T-C	t値
Size	マッチング前 (U)	12.836	11.098	1.738	11.190***
	マッチング後 (M)	12.810	12.773	0.037	0.140
ROA	マッチング前 (U)	0.082	0.047	0.035	4.580***
	マッチング後 (M)	0.080	0.084	-0.004	-0.330
Growth	マッチング前 (U)	5.007	1.723	3.284	4.320***
	マッチング後 (M)	4.874	4.111	0.763	0.450
Leverage	マッチング前 (U)	0.476	0.519	-0.043	-2.060**
	マッチング後 (M)	0.477	0.444	0.033	1.100
Fsales	マッチング前 (U)	0.367	0.155	0.212	9.260***
	マッチング後 (M)	0.363	0.349	0.014	0.340
Age	マッチング前 (U)	3.803	3.970	-0.166	-2.720***
	マッチング後 (M)	3.793	3.710	0.083	0.620
Big4	マッチング前 (U)	0.957	0.830	0.127	3.260***
	マッチング後 (M)	0.956	0.934	0.022	0.650
FRGN	マッチング前 (U)	23.981	10.457	13.524	11.800***
	マッチング後 (M)	23.805	25.028	-1.223	-0.520
INDP	マッチング前 (U)	20.282	10.041	10.241	7.630***
	マッチング後 (M)	19.401	20.090	-0.689	-0.270
Goodwill	マッチング前 (U)	0.032	0.009	0.024	6.070***
	マッチング後 (M)	0.031	0.048	-0.016	-1.220
R&D	マッチング前 (U)	0.044	0.019	0.025	2.090**
	マッチング後 (M)	0.040	0.037	0.003	0.380

(注) 1. ***,**はそれぞれ 1%水準, 5%水準で統計的に有意であることを示す。

2. 四捨五入による表示のため, 計算結果の小数点以下の精度が変わることがある。その結果, 一部の平均値の差が常に一致するとは限らないことがある。

2. 差分の差分法の適用

本稿は, IFRS の適用効果を測定するにあたって, DID モデル (式 (2)) を用いて, IFRS 適用企業群と非適用企業群における IFRS 任意適用の平均効果を推定する (Landsman et al. [2012], Cameran and Campa [2020], Li et al. [2021], Armstrong et al. [2022])。DID アプローチによる推定にあたって, 平行トレン

ド仮定 (parallel trend assumption) を満たす必要がある。本稿は, $DIFRS_i \times Before_{it-2}$ および $DIFRS_i \times Before_{it-3}$ の交差項をそれぞれモデル (2) に加えて, IFRS 導入前後の負債の変化に対するその他の要因の影響は, IFRS 適用企業群と IFRS 非適用企業群とで同じであることを立証する (Li et al. [2021])。

$$\begin{aligned}
 Debt_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 DIFRS_i + \alpha_2 Post_{it} + \alpha_3 DIFRS_i \times Post_{it} + \alpha_4 DIFRS_i \times Before_{it-2} + \alpha_5 DIFRS_i \\
 & \times Before_{it-3} + \alpha_6 DIFRS_i \times Post_{it} \times M\&A_{it} + \alpha_7 M\&A_{it} + \alpha_8 Size_{it} + \alpha_9 ROE_{it} \\
 & + \alpha_{10} Tangibility_{it} + \alpha_{11} Default_{it} + \alpha_{12} Dindustry + \alpha_{13} Dyear + \varepsilon_{it} \quad (2)
 \end{aligned}$$

被説明変数 $Debt_{it}$ は, 企業 (i) の会計年度 (t) の 3 月期の社債対自己資本比率 ($Bond_{it}$) および借入金対自己資本比率 ($Loan_{it}$) である。モデ

ル (2) には IFRS 適用を示す 3 つの変数が導入されている。 $DIFRS_i$ は IFRS 導入企業 (処置群) は 1, IFRS 非導入企業 (対照群) は 0 の

ダミー変数で、係数 (α_1) は IFRS 導入前の 2 つの企業群間の差を示す。 $Post_{it}$ は時間を表すダミー変数で、IFRS 導入後は 1、IFRS 導入前は 0 とし、係数 (α_2) は、政策の変更がなくても時間の経過による負債の変化を示す。 $DIFRS_i$ と $Post_{it}$ の交差項である $DIFRS_i \times Post_{it}$ は、処置群の負債の変化を対照群の負債の変化に対して効果的に捉える DID 推定量であり、係数 (α_3) は IFRS 適用の効果を示す。本稿は、特に $DIFRS_i \times Post_{it}$ の統計的有意性とその符号に焦点を当てる。さらに、M&A の効果を評価するために、M&A の実施規模を表す変数 $M\&A_{it}$ と交差項 $DIFRS_i \times Post_{it} \times M\&A_{it}$ を導入し、係数 α_6 は IFRS 適用と M&A の実施規模がもたらす複合的な影響を示す。

また、先行研究に依拠して、モデル (2) は、企業規模 ($Size_{it}$)、収益性 (ROE_{it})、資本集約度 ($Tangibility_{it}$)、デフォルト率 ($Default_{it}$) 等企業属性、および業種 ($Dindustry$)、と年度 ($Dyear$) の影響をコントロールする (Florou and Kosi [2015], Ozkaya [2018], Bertrand et al. [2021])。なお、モデル (2) の主要変数の定義は、表 8 パネル B にまとめている。

IFRS16 のデット・ファイナンスへの影響を評価するため、検証期間を「全期間 (IFRS16 適用前後)」と「IFRS16 適用前期間 (IFRS 初回適用年度～2018 年度)」に分けて分析する。本検証は「全期間」、追加検証は「IFRS16 適用前期間」を対象とし、これにより分析結果の信頼性を向上させる。

表 1 パネル B が示した通り、式 (2) による DID 分析に利用可能なデータの数は 28,673 企業/年度である。また、IFRS 初回適用年は企業ごとに異なるため、PSM アプローチで得られた 130 社に対して、各企業の IFRS 初回適用年度にあわせて、IFRS 初回適用前 3 年間と初回適用年度を含む適用後 3 年間の合計 6 年間のデータを 28,673 企業/年度の観測値から集めた。その結果、本稿の DID 分析で利用可能な 780 企業/年度の観測値で構成されるデータセットが得られた。なお、異常値処理のため、年度毎に各連続変数の上下 1% をウィンザライズした (Li et al. [2021])。

なお、分析に必要な財務データは日本経済新聞社デジタルメディアが提供する「NEEDS-Financial QUEST 2.0」、および株式会社金融データソリューションズが提供する「クレジットリスク・インデックス®関連データ」から得た。M&A に関連するデータは Bureau Van Dijk 社が提供する「zephyr」から収集した。非財務情報は日本経済新聞社が提供する「コーポレート・ガバナンス評価システム NEEDS-Cges version2.0」および東洋経済新報社が提供する「Major Shareholders Data」から収集した。

IV 実証分析の結果とその解釈

1. 記述統計量と変数間の相関関係

表 3 は、分析に使用された主要変数とコントロール変数の記述統計量である。

表 3 記述統計量

変数	N	平均値	標準偏差	最小値	最大値
Bond	780	0.078	0.187	0.000	3.171
Loan	780	0.488	1.263	0.000	29.619
M&A	780	1.796	3.752	0.000	14.699
Size	780	12.459	1.582	7.099	16.247
ROE	780	0.053	0.334	-7.371	0.468
Tangibility	780	0.247	0.120	0.009	0.598
Default	780	0.004	0.023	0.000	0.404

表 4 は、変数間の相関係数を示す。対角線より上の（下の）数値はスピアマンの（ピアソンの）相関係数である。説明変数間の相関係数の値はすべて、深刻な多重共線性の問題の発生を

疑わせる値（0.800）を下回っている（Gujarati and Porter [2009]）ため、変数間に多重共線性が存在する可能性は低いと思われる。

表 4 変数間の相関関係

	Bond	Loan	DIFRS	Post	DIFRS×Post	M&A	DIFRS×Post×M&A	Size	ROE	Tangibility	Default
Bond	1.000	0.458***	0.095***	-0.046	0.017	0.151***	0.046	0.488***	-0.058	0.178***	0.239***
Loan	0.528***	1.000	0.049	-0.005	0.027	0.051	0.001	0.275***	-0.131***	0.296***	0.629***
DIFRS	0.032	-0.039	1.000	0.000	0.577***	0.096***	0.223***	0.075**	0.165***	0.026	-0.002
Post	-0.051	0.022	0.000	1.000	0.577***	-0.057	0.223***	0.029	0.013	-0.010	0.091**
DIFRS×Post	0.008	-0.018	0.577***	0.577***	1.000	-0.004	0.386***	0.063	0.111***	0.020	0.064*
M&A	0.045	-0.025	0.096***	-0.050	-0.001	1.000	0.460***	0.265***	0.070*	-0.026	-0.032
DIFRS×Post×M&A	-0.005	-0.033	0.217***	0.217***	0.375***	0.473***	1.000	0.140***	0.064*	0.000	-0.013
Size	0.272***	0.094***	0.062*	0.030	0.056	0.256***	0.134***	1.000	0.098***	0.153***	0.106***
ROE	-0.610***	-0.779***	0.097***	0.040	0.069*	0.045	0.027	-0.042	1.000	-0.213***	-0.205***
Tangibility	0.035	0.069*	0.013	-0.008	0.012	-0.026	-0.010	0.163***	-0.056	1.000	0.216***
Default	0.138***	0.118***	-0.039	0.119***	0.017	-0.042	0.002	-0.001	-0.214***	0.017	1.000

(注) 1. ***, **, * はそれぞれ 1% 水準, 5% 水準, 10% 水準で統計的に有意であることを示す。
2. 上部の数値はスピアマン (Spearman) 相関係数, 下部の数値はピアソン (Pearson) 相関係数である。

2. 実証研究結果の報告

(1) 仮説の検証結果

表 5 は、モデル (2) による DID 分析の結果を示している。全期間 (N=780) を対象とするモデル (2) の推定結果 (本検証の結果) は、列 (1) と列 (3) で報告されている。社債 (Bond) を対象とする分析結果 (列 (1)) では、DID 推定量 ($DIFRS_i \times Post_{it}$) の係数 (α_3) は 10% 水準で統計的に有意な正の値 (0.042 (t 値 = 1.825)) である。この結果は、IFRS 適用企業が IFRS 導入後、IFRS 非適用企業と比較して社債による資金調達の割合が平均で 4.2% 統計的に有意に増加していることを示している。つまり、IFRS 適用企業は、IFRS 適用後の期間において、より積極的に社債発行で資金を調達する傾向がある。一方、M&A の影響を示す係数 α_6 は統計的に有意ではない (-0.004 (t 値 = -1.476))。この結果、IFRS 任意適用の効果は M&A の規模とは無関係に、社債による資金調達に正の影響を持つことが示唆されている。

対照的に、借入金 (Loan) を対象とする分析結果 (列 (3)) では、係数 α_3 は統計的に有意でないことから (0.203 (t 値 = 1.532))、IFRS 適用は企業の借入金による資金調達に影響を持たないことがわかる。また、係数 α_6 は統計的に有意ではない (-0.017 (t 値 = -1.566)) ことから、借入金に対する IFRS 任意適用の効果は M&A の規模とは無関係であることが判断できる。

表 5 の列 (2) と列 (4) では、「IFRS16 適用前期間」(N=558) を対象とするモデル (2) の推定結果 (追加検証の結果) を報告している。社債 (Bond) を対象とする分析結果 (列 (2)) では、係数 (α_3) は 5% 水準で統計的に有意な正の値 (0.062 (t 値 = 2.213)) であり、係数 α_6 は統計的に有意ではない (-0.004 (t 値 = -1.222))。また、借入金 (Loan) を対象とする分析結果 (列 (4)) では、係数 α_3 および係数 α_6 は統計的に有意でない。追加検証の結果は本検証の結果と一致している。

表 5 実証分析の結果

	社債 (Bond)		借入金(Loan)	
	(1)本検証の結果	(2)追加検証の結果	(3)本検証の結果	(4)追加検証の結果
Constant	-0.486*** (-4.938)	-0.511*** (-3.844)	-1.113* (-1.710)	-1.067 (-1.404)
DIFRS	-0.000 (-0.013)	-0.003 (-0.159)	-0.039 (-0.400)	-0.051 (-0.399)
Post	-0.002 (-0.132)	-0.031* (-1.780)	-0.034 (-0.388)	-0.164 (-1.567)
DIFRS×Post	0.042* (1.825)	0.062** (2.213)	0.203 (1.532)	0.253 (1.559)
$DIFRS \times Before_{t-2}$	0.023 (1.050)	0.031 (1.106)	0.133 (1.228)	0.180 (1.260)
$DIFRS \times Before_{t-3}$	0.028 (1.277)	0.043 (1.539)	0.129 (1.185)	0.222 (1.499)
DIFRS×Post×M&A	-0.004 (-1.476)	-0.004 (-1.222)	-0.017 (-1.566)	-0.016 (-1.226)
M&A	-0.000 (-0.017)	-0.001 (-0.282)	0.003 (0.435)	0.007 (0.684)
Size	0.032*** (8.930)	0.033*** (6.372)	0.048** (2.004)	0.047 (1.422)
ROE	-0.335*** (-3.501)	-0.336*** (-3.425)	-2.997*** (-4.041)	-3.073*** (-4.350)
Tangibility	-0.076 (-1.250)	-0.124* (-1.671)	0.411 (1.212)	0.415 (1.028)
Default	0.437 (1.333)	0.406 (0.406)	-3.049 (-0.910)	-8.088 (-1.318)
Dindustry	yes	yes	yes	yes
Dyear	yes	yes	yes	yes
Observations	780	558	780	558
Adj. R ²	0.486	0.533	0.632	0.681

- (注) 1. 括弧内は、企業でクラスター補正した標準誤差をもとに算出したロバスト t 値である (Florou and Kosi [2015], Li et al. [2021])。
 2. ***, **, *はそれぞれ 1%水準, 5%水準, 10%水準で統計的に有意であることを示す。
 3. 分析結果を簡潔に報告するため、産業 (Dindustry) および年度 (Dyear) ダミー変数の分析結果は省略している。

さらに、表 5 の分析結果では、 $DIFRS_i \times Before_{it-2}$ および $DIFRS_i \times Before_{it-3}$ の係数は、統計的に有意でないことを示している。つまり、本稿が実施した DID 分析はその前提条件である平行トレンド仮定を満たしていると判断できる (Angrist and Pischke [2009], Li et al. [2021])。以上の研究結果は、IFRS 任意適用企業は、IFRS 適用後に社債による資金調達割合が増加しており、借入金による資金調達割合には変化がないことを示唆している。この結果は、IFRS16 の導入と M&A の

規模とは無関係である。

V 頑健性の検証

1. 頑健性の検証 1

—固定効果モデルによる検証

本論の分析結果の頑健性を評価するために、固定効果モデルを採用して頑健性の検証を実施する (Florou and Kosi [2015], Shipman et al. [2017], Li et al. [2021], Armstrong et al. [2022])。M&A の影響をより詳細に探るため

に、モデル (2) で用いた M&A の規模変数 (列 (1)) に加え、M&A の実施有無を示す変数 (DMA) (列 (2)) と、M&A の規模に基づいた順位変数 (RankMA) (列 (3)) もそれぞれモデル (3) に取り入れる⁽³⁾。モデル (3) の分

析結果を通じて、より包括的な視点からの分析を行い、信頼度の高い結論を導き出すことが期待される。なお、モデル (3) の主要変数の定義は、表 8 パネル B にまとめている。

$$Debt_{it} = \beta_0 + \beta_1 DIFRS_i \times Post_{it} + \beta_2 DIFRS_i \times Before_{it-2} + \beta_3 DIFRS_i \times Before_{it-3} + \beta_4 DIFRS_i \times Post_{it} \times M\&A_{it} + \beta_5 M\&A_{it} + \beta_6 Size_{it} + \beta_7 ROE_{it} + \beta_8 Tangibility_{it} + \beta_9 Default_{it} + \beta_{10} Firm\ F.E. + \beta_{11} Year\ F.E. + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

表 6 頑健性の検証 1 の分析結果

	社債 (Bond)			借入金 (Loan)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
パネル A 頑健性の検証 1 の結果—「全期間」						
Constant	0.122 (0.369)	0.124 (0.377)	0.125 (0.379)	-4.623** (-2.366)	-4.618** (-2.363)	-4.622** (-2.365)
DIFRS×Post	0.032** (2.070)	0.032** (2.090)	0.032** (2.083)	0.124 (1.349)	0.121 (1.316)	0.116 (1.277)
<i>DIFRS</i> × <i>Before</i> _{<i>t</i>-2}	0.015 (0.839)	0.015 (0.841)	0.015 (0.846)	0.126 (1.159)	0.126 (1.162)	0.127 (1.166)
<i>DIFRS</i> × <i>Before</i> _{<i>t</i>-3}	0.014 (0.786)	0.014 (0.788)	0.014 (0.791)	0.119 (1.151)	0.119 (1.154)	0.119 (1.156)
DIFRS×Post×DM&A	-0.019 (-0.955)			-0.102 (-0.865)		
DIFRS×Post×M&A		-0.002 (-1.047)			-0.009 (-0.758)	
DIFRS×Post×RankM&A			-0.000 (-1.098)			-0.001 (-0.652)
Controls	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Firm F.E.	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Year F.E.	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	780	780	780	780	780	780
Adj. R ²	0.734	0.734	0.734	0.795	0.795	0.795
パネル B 頑健性の検証 1 の結果—「IFRS16適用前期間」						
Constant	0.011 (0.026)	0.012 (0.028)	0.012 (0.029)	0.164 (0.063)	0.175 (0.067)	0.180 (0.069)
DIFRS×Post	0.043** (2.029)	0.043** (2.046)	0.043** (2.055)	0.143 (1.152)	0.143 (1.154)	0.141 (1.152)
<i>DIFRS</i> × <i>Before</i> _{<i>t</i>-2}	0.012 (0.468)	0.012 (0.469)	0.012 (0.471)	0.130 (0.875)	0.130 (0.875)	0.130 (0.876)
<i>DIFRS</i> × <i>Before</i> _{<i>t</i>-3}	0.011 (0.458)	0.011 (0.461)	0.011 (0.464)	0.134 (0.967)	0.134 (0.968)	0.135 (0.970)
DIFRS×Post×DM&A	-0.021 (-0.773)			-0.086 (-0.543)		
DIFRS×Post×M&A		-0.002 (-0.846)			-0.009 (-0.563)	
DIFRS×Post×RankM&A			-0.000 (-0.929)			-0.001 (-0.587)
Controls	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Firm F.E.	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Year F.E.	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	558	558	558	558	558	558
Adj. R ²	0.729	0.729	0.729	0.799	0.799	0.799

(注) 1. 括弧内は、企業でクラスター補正した標準誤差をもとに算出したロバスト t 値である (Florou and Kosi [2015], Li et al. [2021])。

2. **は、5%水準で統計的に有意であることを示す。

3. 分析結果を簡潔に報告するため、コントロール変数 (Controls)、個体固定効果 (Firm F.E.) と年度固定効果 (Year F.E.) の分析結果は省略している。

表 6 に示されるパネル A とパネル B は、それぞれ「全期間」および「IFRS16 適用前期間」の分析結果を表している。パネル A とパネル B の結果から、社債 (Bond) に関しては、列 (1)、列 (2) および列 (3) のいずれも DID 推定量 ($DIFRS_i \times Post_{it}$) の係数 (β_1) が 5%水準で統計的に有意な正の値であることが示されている。これは、IFRS 導入後の社債による資金調達に割合が有意に増加していることを示唆している。対照的に、借入金 (Loan) についての分析結果 (列 (1)・列 (2)・列 (3)) は、係数 (β_1) が統計的に有意でないことが明らかになった。これは、IFRS の導入が企業の借入金による資金調達に割合に顕著な影響を与えていないことを意味する。さらに、M&A の影響を示す係数 (β_4) に関しては、列 (1) から列 (6) で統計的に有意でないことが確認された。これらの結果は、本検証の結果と一致しており、M&A の実施有無や規模、さらに IFRS16 の適用が IFRS 導入後の資金調達行動に直接の関係がないことが示されている。これにより、本検証の結果の頑健性が確認された。

2. 頑健性の検証 2—傾向スコア・マッチング条件の変更による検証

前述の通り、企業が IFRS を適用するためには、通常 3 年の準備期間が必要で (企業会計審議会企画調整部会 [2009])、平均で 4 年 (金融庁 [2015]) を要している。これまでの分析では、IFRS 適用の準備期間を 4 年とした上で

検討を行った。頑健性の検証 2 では、PSM 用のデータを収集する際に、3 年の準備期間を基準にしている。さらに、Shipman et al. [2017] を基に、より精度の高いマッチングを目指して、キャリパーを 0.03 と定め、1:2 非復元マッチングなどの厳格な条件下で PSM をモデル (1) で実施し、データベースを構築した⁽⁴⁾。その上で、モデル (2) に Leone et al. (2019) によって提案されたロバスト回帰分析を採用し、本論の分析結果をより厳格に検証した。これにより、既存の実証結果の頑健性をさらに精緻に確認することができる。

表 7 は、パネル A とパネル B に分かれており、それぞれ「全期間」および「IFRS16 導入前期間」の分析結果を示している。パネル A の結果は、本論の結果 (表 5 列 (1)・(3)) および頑健性の検証 1 の結果 (表 6 パネル A) と整合性を持っており、これにより IFRS 導入が社債による資金調達に対して正の影響を与える一方、借入金にはそのような影響を示さないことが伺える。さらに、M&A の影響を加味しても、この結論は変わらないことが確認されている。しかし、パネル B の結果を見ると、社債 (Bond) を対象とした DID 推定量の係数は、列 (3) を除いて、列 (1) と列 (2) で統計的に有意性を示していない。このような結果となった背景には、パネル B の分析で使用したデータ量が大幅に減少したことが、影響を及ぼした要因として考えられる。

表7 頑健性の検証2の分析結果

	社債(Bond)			借入金(Loan)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
パネルA 頑健性の検証2の結果-「全期間」						
DIFRS×Post	0.022*** (3.024)	0.022*** (2.906)	0.037** (2.514)	-0.011 (-0.604)	-0.013 (-0.695)	-0.021 (-0.579)
DIFRS×Post×DM&A	-0.020 (-1.484)			0.009 (0.272)		
DIFRS×Post×M&A	-0.002 (-1.245)			0.002 (0.486)		
DIFRS×Post×RankM&A	-0.000 (-1.449)			0.000 (0.367)		
Observations	484	484	484	484	484	484
Adj. R ²	0.638	0.637	0.638	0.447	0.446	0.447
パネルB 頑健性の検証2の結果-「IFRS16適用前期間」						
DIFRS×Post	0.014 (1.328)	0.013 (1.206)	0.033* (1.679)	-0.016 (-0.716)	-0.016 (-0.735)	-0.016 (-0.376)
DIFRS×Post×DM&A	-0.029 (-1.553)			-0.000 (-0.002)		
DIFRS×Post×M&A	-0.002 (-1.311)			0.000 (0.036)		
DIFRS×Post×RankM&A	-0.000 (-1.462)			-0.000 (-0.004)		
Observations	328	328	328	328	328	328
Adj. R ²	0.712	0.711	0.711	0.809	0.808	0.809

- (注) 1. 括弧内は、企業でクラスター補正した標準誤差をもとに算出したロバスト t 値である (Florou and Kosi [2015], Li et al. [2021])。
 2. ***, **, * はそれぞれ 1% 水準, 5% 水準, 10% 水準で統計的に有意であることを示す。
 3. 分析結果を簡潔に報告するため、定数項 (Constant), コントロール変数 (Controls) の結果は省略している。

VI 結びに変えて

本稿は、東証上場企業を対象に、IFRS 任意適用が負債による資金調達にどのような影響を与えるか検証した。本稿の主な発見は、IFRS 適用企業は、非適用企業と比較して、IFRS 適用後に、社債による資金調達をより多く利用する傾向があることが示されたことである。一方、IFRS 任意適用は、借入金による資金調達には影響を与えないことが分かった。また、

IFRS16 の適用や M&A の影響を考慮しても、結果が変わらないことが示された。

IFRS 強制適用について、Florou and Kosi (2015) は企業が借入金よりも社債を優先して利用する傾向があることを報告している。Mo and Lee (2018) は、韓国企業を対象に IFRS 任意適用が社債利用の選好をもたらすことを発見した。本稿での日本企業に対する分析は、Mo and Lee (2018) のエビデンスと一致しており、IFRS 適用による情報の質の改善などの

恩恵を受けて、IFRS 任意適用企業は、IFRS 適用後に社債による資金調達を選好する傾向があるという結論を支持している。

金融庁(2015)によれば、企業はIFRSを導入することにより、資金調達手段の多様化や資金調達の募集に応じる投資家の多様化を図ることを期待している。本稿の実証結果は、IFRS 任意適用がこのような企業の期待を実現するための良い戦略であることを示している。一方で、若林・馬場・長坂(2011)の調査によれば、IFRS 導入の影響についてメリットよりデメリットが多いと考えている企業がより多く存在している。その主な理由として、「監査コストの上昇」や「注記情報が増える」など、導入に伴うコスト負担増を意識していることが挙げられる(若林・馬場・長坂[2011])。しかし、IFRS 任意適用は、より良い報告や開示の充実に対する個々の企業の戦略的コミットメントであり(Leuz and Verrecchia[2000], Kim and Shi [2012])、このコミットメントにはコストがかかることから、信頼性が高い(Kim and Shi [2012])。したがって、会社自身の意思決定でIFRSを導入するか否かを決める際に、新基準への切替コストを考慮すると同時に、IFRS 任意適用による恩恵が企業にも及ぶことを把握する必要があるであろう。

本稿は、日本において上場企業による自発的なIFRS 導入が負債による資金調達に与える経済的影響についての初めてのエビデンスを提供することで、IFRS 導入に関する研究文献に貢献するものである。もう1つの貢献は、内生性に関連する問題に対処するための適切な研究設計を可能にした実証手法に関連するものである。

しかし、IFRS 導入は比較的近年のことであるため、本稿はIFRS の導入前後合わせて6年間のデータを用いて分析を行った。IFRS 導入

が企業の資金調達行動に与える長期的な影響について分析し、より強固な結論を導くことは今後の研究課題である。

注

- (1) キャリパーは、マッチングさせる許容領域を表しており、最近傍マッチングの場合に、対照群がキャリパーを超えたものはマッチングしないことを意味する。Rosenbaum and Rubin (1985)と岩崎(2015)はキャリパーの大きさの目安として、傾向スコアの標準偏差の0.20~0.25倍を推奨している。また、PSMで0.20を用いる場合、バイアスが小さいことが報告されており、最適なキャリパー幅であるため(Austin [2011])、本検証ではキャリパーとして0.20を採用した。
- (2) 会計研究における最も一般的なマッチング方法は、1つの処置観測値が1つの対照観測値にマッチングされる1:1のマッチングである(Shipman et al. [2017])。また、岩崎(2015)は非復元処理を推奨しているため、本検証では1:1非復元マッチング・アプローチを採用した。
- (3) 先行研究では、M&Aの規模を示す連続変数をカテゴリー分類して順位づけるアプローチは、変数の特質を十分に反映しきれないとともに、分析結果がカテゴリーの定義に依存する可能性が指摘されている(Casacci and Pareto [2015]; Hoffmann [2016])。この背景を踏まえ、本研究はM&Aの規模という経済的変数の特性および数値の連続性を的確に捉えるため、先行研究の提案に基づき、観測値の大きさに応じて順にランキングし、同一スケールの観測値へ同じ順位を付与するアプローチを適用した(Casacci and Pareto [2015]; Hoffmann [2016])。この手法の採用により、RankMAが導出されたことで、データの経済特性および連続性が適切に取り扱われた(DeMaris [2004]; Hoffmann [2016])。
- (4) Shipman et al. (2017)では、キャリパーは0.01, 0.03, および0.10が紹介されている。しかし、頑健性の検証では、キャリパー0.01を採用すると、多くのマッチング対象が除外されるため、採用していない。本稿は、キャリパーとして0.03および0.10を用いたPSMを実施し、グループ間の傾向スコアの差の合計が最小化されるキャリパーは0.03であり、「最適な」マッチング(Shipman et al. [2017])として判断したため、キャリパー0.03による研究結果を報告している。

表 8 主要変数の定義

パネルA：モデル（1）の主要変数	
DIFRS	IFRS適用のダミー変数：IFRS適用＝1；非適用＝0
Size	総資産の自然対数
ROA	総資産経常利益率
Growth	売上高5年平均複利成長率
Leverage	総資本に対する負債の比率
Fsales	売上高に対する海外売上高の比率
Age	社齢の自然対数値。社齢＝当年－会社実質設立年＋1
Big4	4大監査法人のダミー変数：4大監査法人を利用する企業＝1；利用しない企業＝0
FRGN	外国人持株比率（有価証券報告書記載ベース）
IDRTO	社外取締役比率：取締役人数に対する社外取締役人数の比率
Goodwill	のれん総資産比率：総資産に対するのれんの比率
R&D	売上高研究開発費比率：売上高に対する研究開発費の比率
パネルB：モデル（2）・（3）の主要変数	
Bond	社債自己資本倍率＝社債÷自己資本
Loan	借入金自己資本倍率＝借入金÷自己資本
DIFRS	IFRS適用の有無を示すダミー変数：IFRS適用＝1；非適用＝0
Post	IFRS適用前後を示すダミー変数：IFRS適用後＝1；IFRS適用前＝0
DIFRS×Post	ダミー変数DIFRSとダミー変数Postの交差項
DIFRS×Before _{t-2}	ダミー変数DIFRSとIFRS適用2年前のダミー変数Before _{t-2} の交差項
DIFRS×Before _{t-3}	ダミー変数DIFRSとIFRS適用3年前のダミー変数Before _{t-3} の交差項
DMA	M&A取引の有無を示すダミー変数：M&A取引あり＝1；なし＝0
DIFRS×Post×DMA	DIFRS×PostとDMAの交差項
M&A	M&Aの取引金額の自然対数値
DIFRS×Post×M&A	DIFRS×PostとM&Aの交差項
RankMA	M&Aの取引金額による規模の順位変数
DIFRS×Post×RankMA	DIFRS×PostとRankMAの交差項
Size	売上高の自然対数値
ROE	自己資本当期純利益率
Tangibility	有形固定資産÷期首総資産
Default	推定デフォルト率（森平 [2009]）

参考文献

- Amano, Y. [2020], “Real Effects of Intangibles Capitalization-Empirical Evidence from Voluntary IFRS Adoption in Japan,” *Journal of International Accounting Research*, Vol.19, Issue 3, pp. 19-36.
- Angrist, J. D. and J-S. Pischke [2009], *Mastering Metrics: the Path from Cause to Effect*, Princeton University Press.
- Aoki, M. and H. Patrick [1994], *The Japanese Main Bank System-Its Relevance for Developing and Transforming Economies*, Oxford University Press.
- Aoki, M., G. Jackson and H. Miyajima [2007], *Corporate Governance in Japan-Institutional Change and Organizational Diversity*, Oxford University Press.
- Armstrong, C. S., M. E. Barth, A. D. Jagolinzer and E. J. Riedl [2010], “Market Reaction to the Adoption of IFRS in Europe,” *The Accounting Review*, Vol. 85, No. 1, pp. 31-61.
- Armstrong, C., J. D. Kepler, D. Samuels and D. Taylor [2022], “Causality Redux: The Evolution of Empirical Methods in Accounting Research and the Growth of Quasi-experiments,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 74, Issues 2-3, pp. 1-40.
- Austin, P. C. [2011], “An Introduction to Propensity Score Methods for Reducing the Effects of Confounding in Observational Studies,” *Multivariate Behavioral Research*, Vol. 46, pp. 399-424.
- Ball, R. and P. Brown [1968], “An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 6, pp. 159-178.
- Ball, R., A. Robin and G. Sadka [2008], “Is Financial Reporting Shaped by Equity Markets or by Debt Markets? An International Study of Timeliness and Conservatism,” *Review of Accounting Studies*, Vol. 13, pp. 168-205.
- Ball, R., X. Li and L. Shivakumar [2015], “Contractibility and Transparency of Financial Statement Information Prepared Under IFRS: Evidence from Debt Contracts Around IFRS Adoption,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 53, Issue 5, pp. 915-963.
- Barth, M. E., W. Landsman and M. Lang [2008], “International Accounting Standards and Accounting Quality,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 46, No. 3, pp. 467-498.
- Becker, K., J. Bischof and H. Daske [2021], “IFRS: Markets, Practice and Politics,” Glover, J., S. Penman, S. J. Reichelstein and D. Taylor ed. *Foundations and Trends in Accounting, The Essence of Knowledge*, Vol. 15, No. 1-2, pp. 1-262.
- Beneish, M. D., B. P. Miller and T. L. Yohn [2015], “Macroeconomic Evidence on the Impact of Mandatory IFRS Adoption on Equity and Debt Markets,” *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol. 34, pp. 1-27.

- Bertrand, J., H. D. Brebisson and A. Burietz [2021], "Why Choosing IFRS? Benefits of Voluntary Adoption by European Private Companies," *International Review of Law and Economics*, Vol. 65, pp.1-14.
- Bharath, S. T., J. Sunder and S. V. Sunder [2008], "Accounting Quality and Debt Contracting," *The Accounting Review*, Vol. 83, No. 1, pp. 1-28.
- Cameran, M. and D. Campa [2020], "Voluntary IFRS Adoption by Unlisted European Firms: Impact on Earnings Quality and Cost of Debt," *The International Journal of Accounting*, Vol. 55, No. 3, pp. 1-36.
- Casacci, S. and A. Pareto [2015], "Methods for Quantifying Ordinal Variables: A Comparative Study," *Quality and Quantity*, Vol. 49, pp. 1859-1872.
- Clubb, C. D. B. [2013], "Information Dynamics, Dividend Displacement, Conservatism, and Measurement: A Development of the Olson (1995) Valuation Framework," *Review of Accounting Studies*, Vol. 18, Issue 2, pp. 360-385.
- Daske, H. D, L. Hail, C. Leuz and R. Verdi [2008], "Mandatory IFRS Reporting around the World: Early Evidence on the Economic Consequences," *Journal of Accounting Research*, Vol. 46, No. 5, pp. 1085-1142.
- DeFond, M., D. H. Erkens and J. Zhang [2016], "Does PSM Really Eliminate the Big N Audit Quality Effect? Marshall School of Business Working Paper No. ACC 02.14 2016. <https://ssrn.com/abstract=2472092>, (accessed 30 November, 2022).
- DeFond, M., D. H. Erkens and J. Zhang [2017], "Do Client Characteristics Really Drive the Big N Audit Quality Effect? New Evidence from Propensity Score Matching," *Management Science*, Vol. 63, Issue 11, pp. 3628-3649.
- De George, E. T., X. Li and L. Shivakumar [2016], "A Review of IFRS Adoption Literature," *Review of Accounting Studies*, Vol. 21, pp. 898-1004.
- DeMaris, A. [2004], *Regression with Social Data: Modeling Continuous and Limited Response Variables*, John Wiley & Sons.
- Dhaliwal, D. S., I. K. Khurana and R. Pereira [2011], "Firm Disclosure Policy and the Choice Between Private and Public Debt," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 28, No.1, pp. 293-330.
- Dumontier, P. and B. Raffournier [2002], "Why Firms Comply Voluntarily with IAS: An Empirical Analysis with Swiss Data," *Journal of International Financial Management and Accounting*, Vol. 9, Issue 3, pp. 216-245.
- Easton, P., S. Monahan and F. Vasvari [2009], "Initial Evidence on the Role of Accounting Earnings in the Bond Market," *Journal of Accounting Research*, Vol. 47, No.3, pp. 721-766.
- Florou, A. and U. Kosi [2015], "Does Mandatory IFRS Adoption Facilitate Debt Financing?" *Review of Accounting Studies*, Vol. 20, pp. 1407-1456.
- Górowski, I., B. Kurek and M. Szarucki [2022], "The Impact of a New Accounting Standard on Assets, Liabilities and Leverage of Companies: Evidence from Energy Industry," *Energies*, Vol. 15. pp. 1-15.
- Gujarati D. N. and D.C. Porter [2009], *Basic Econometrics*, McGraw Hill.
- Harris, M. and A. Raviv [1988], "Corporate Control Contests and Capital Structure," *Journal of Financial Economics*, Vol. 20, pp. 55-86.
- Hoffmann, J. P. [2016], *Regression Models for Categorical, Count, and Related Variables: An Applied Approach*, University of California Press.
- Hosmer, D. W., S. Lemeshow and R. X., Sturdivant [2013], *Applied Logistic Regression*, John Wiley & Sons, Inc.
- Kashiwazaki, R., S. Sato and F. Takeda [2019], "Does IFRS Adoption Accelerate M&A? The Consequences of Different Goodwill Accounting in Japan," *International Advances in Economic Research*, Vol. 25, pp. 399-415.
- Kim, J. B. and H. Shi [2011], "The Voluntary Adoption of International Financial Reporting Standards and Loan Contracting around the World," *Review of Accounting Studies*, Vol. 16, pp. 779-811.
- Kim, J. B. and H. Shi [2012], "IFRS Reporting, Firm-specific Information Flows, and Institutional Environments: International Evidence," *Review of Accounting Studies*, Vol. 17, No. 3, pp. 474-517.
- Landsman, W., E. Maydew and J. R. Thornock [2012], "The Information Content of Annual Earnings Announcements and Mandatory Adoption of IFRS," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 53, pp. 34-54.
- Leone, A. J., M. Minutti-Meza and C. E. Wasley [2019], "Influential Observations and Inference in Accounting Research," *The Accounting Review*, Vol. 94, No. 6, pp. 337-364.
- Leuz, C. and R. E. Verrecchia [2000], "The Economic Consequences of Increased Disclosure," *Journal of Accounting Research*, Vol. 38 (Supplement), pp. 91-124.
- Li, B., G. Siciliano and M. Venkatachalam [2021], "Economic Consequences of IFRS Adoption: The Role of Changes in Disclosure Quality," *Contemporary Accounting Research*, Vol. 38, No. 1, pp. 129-179.

- Magli, F., A. Nobolo and M. Ogliari [2018], “The Effects on Financial Leverage and Performance: The IFRS 16,” *International Business Research*, Vol. 11, No.8, pp. 76-89.
- Mo, K. and J. Lee [2018], “IFRS Adoption and the Choice Between Public and Private Debt: Evidence from South Korea,” *Emerging Markets Finance and Trade*, Vol. 54, pp. 2533-2556.
- Moscariello, N., L. Skerratt and M. Pizzo [2014], “Mandatory IFRS Adoption and the Cost of Debt in Italy and UK,” *Accounting and Business Research*, Vol. 44, No. 1, pp. 63-82.
- Ozkaya, H. [2018], “Effect of Mandatory IFRS Adoption on Cost of Debt in Turkey,” *Business and Economics Research Journal*, Vol. 9, No. 3, pp. 579-588.
- Rosenbaum, A. R. and B. Rubin [1983], “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects,” *Biometrika*, Vol. 70. Issue 1, pp.41-55.
- Rosenbaum, P. R. and D. B. Rubin [1985], “Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporates the Propensity Score,” *The American Statistician*, Vol. 39, No. 1, pp. 33-38.
- Shipman, J. E., Q. T. Swanquist and R. L. Whited [2017], “Propensity Score Matching in Accounting Research,” *The Accounting Review*, Vol. 92, No. 1, pp. 21-244.
- Stulz, R. M. [1988], “Managerial Control of Voting Rights: Financing Policies and the Market for Corporate Control,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 20, pp. 25-54.
- Tristão, P. A. and I. B. Souza [2021], “Increase in Leverage Driven by International Financial Reporting Standards Adoption,” *Revista de Administração Contemporânea*, Vol. 25, No. 4, pp. 1-17.
- Vermaelen, T. [1981], “Common Stock Repurchases and Market Signalling: An Empirical Study,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 9, Issue 2, pp. 139-183.
- 井上謙仁・石川博行 [2014] 「IFRS が資本市場に与える影響」『証券アナリストジャーナル』第 52 巻第 9 号, 28-40 頁。
- 一般社団法人日本経済団体連合会 (経団連) [2014] 「IFRS 任意適用に関する実務対応参考事例」https://www.keidanren.or.jp/policy/ifrs_jirei.html (参照日: 2022 年 11 月 30 日)。
- 岩崎学 [2015] 『統計的因果推論』朝倉書店。
- 企業会計審議会企画調整部会 [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)」<https://www.fsa.go.jp/news/20/20090616-1.html> (参照日: 2022 年 11 月 30 日)。
- 金鐘勲・中野貴之・成岡浩一 [2019] 「IFRS 任意適用企業の特徴」『会計プロGRESS』第 20 号, 78-94 頁。
- 金融庁 [2010] 「IFRS (国際会計基準) の任意適用及び初度適用について」<https://www.fsa.go.jp/news/21/sonota/20100616-2.html> (参照日: 2022 年 11 月 15 日)。
- 金融庁 [2015] 「IFRS 適用レポート」https://www.fsa.go.jp/singi/singi_kigyousiryou/kaikai/20150415/01.pdf (参照日: 2022 年 11 月 15 日)。
- 金融庁 [2022] 「事務局資料「会計基準を巡る変遷と最近の状況」」http://efaidnbmnnnibpajpcglclefindmkaj/https://www.fsa.go.jp/singi/singi_kigyousiryou/kaikai/20220929/4.pdf (参照日: 2022 年 11 月 30 日)。
- 草野真樹 [2019] 「会計基準のグローバル化の経済的帰結 —リース会計基準の改訂を中心として—」『国際会計研究学会年報』2018 年度第 1・2 合併号, 19-33 頁。
- 草野真樹 [2020] 「IFRS 適用をめぐる実証研究の棚卸しと展望」『国際会計研究学会年報』2019 年度第 1・2 合併号, 9-27 頁。
- 首藤昭信・伊藤広大・二重作直毅・本馬朝子 [2018] 「債務契約における会計情報の役割 (1): 会計情報の事前的役割」『金融研究』第 4 巻, 23-60 頁。
- 東京証券取引所 (東証) [2022] 「統計情報 (株式関連)」<https://www.jpex.co.jp/markets/statistics-equities/index.html> (参照日: 2022 年 11 月 30 日)。
- 内閣官房 [2014] 「「日本再興戦略」改訂未来への挑戦」<https://www.cas.go.jp/jp/seisaku/seicho/index.html> (参照日: 2022 年 11 月 30 日)。
- 内閣官房 [2021] 「成長戦略フォローアップ (令和 3 年)」<https://www.cas.go.jp/jp/seisaku/seicho/index.html> (参照日: 2022 年 11 月 30 日)。
- 中野貴之編著 [2020] 『IFRS 適用の知見—主要諸国と日本における強制適用・任意適用の分析—』同文館出版。
- 日本経済新聞 (日経) [2018] 「有利子負債増やした企業, M&A に積極投資」2018 年 5 月 22 日朝刊。
- 日本経済新聞 (日経) [2019] 「国際会計基準, 7 割が負債増加」2019 年 12 月 21 日朝刊。
- 日本取引所グループ (JPX) [2022] 「IFRS (国際財務報告基準) への対応」<https://www.jpex.co.jp/equities/improvements/ifrs/02.html> (参照日: 2022 年 11 月 30 日)。
- 花枝秀樹・榊原茂樹 [2009] 『資本調達・ペイアウト政策』中央経済社。
- 森平爽一郎 [2009] 『信用リスクモデリング—測定と管理—』朝倉書店。
- 若林公美・馬場大治・長坂悦敬 [2011] 「IFRS 時代における日本企業の経営実態調査」『BI Annual Research Report』第 7 巻, 47-78 頁。