

日本企業の公募増資と会計情報の質¹

山 下 知 晃

要 旨

本稿の目的は、日本の公募増資時の費用（ディスカウント率や引受手数料率）と会計情報の質（本稿では会計発生高の質）との関連性を分析することである。米国の先行研究では、会計情報の質が低くなるほど、公募増資時の費用が高くなることが示されている。しかし、日本においては、公募増資時の費用と会計情報の質の間にどのような関連があるかについてはほとんど分析されていない。そこで、本稿では、日本における公募増資時の費用と会計情報の質の関連性を修正版 Dichow and Dichev (2002) モデルを用いて検証した。本稿の分析では、一部の結果についてのみ、会計情報の質が最も低い増資企業群では公募増資時の費用が高くなっている可能性が示唆されたものの、全体としては、米国とは異なり、会計情報の質が低くなるほど、公募増資時の費用が高くなることを強く支持する結果は観察されなかった。さらに、追加分析では、これも一部の結果ではあるものの、名声の高い証券会社が主幹事証券会社である場合に会計情報の質が低い増資企業群で公募増資時の費用が高くなる可能性が示唆された。ただし、この追加分析の結果の頑健性は高くないため、結果の解釈には注意が必要である。

キーワード：公募増資、ディスカウント率、引受手数料率、会計情報の質、会計発生高

目 次

- | | |
|-------------------|----------------------|
| 1. はじめに | 2.1 公募増資時の費用と情報の非対称性 |
| 2. 関連する先行研究と本稿の仮説 | 2.2 公募増資時の費用と会計情報の質 |

1 本稿は福井県立大学戦略的課題研究推進支援の助成を受けた研究成果に基づいている。本稿は第96回証券経済学会テーマセッション『エクイティ・マーケットの実証分析』（アイ・エヌ情報センター協賛）において、著者が行った報告（タイトル：『日本企業の増資と財務報告の質』）の内容を修正・拡張した結果に基づいている。本稿の作成にあたり有益なコメントをしてくださった上述のテーマセッションの参加者、資本市場・企業統治研究会のメンバー、ならびに清水葉子先生（福井県立大学）にこの場を借りて感謝申し上げる。なお、言うまでもなく、本稿における誤りは全て著者の責任である。

2.3 本稿における検討課題と仮説	4.1 予備的分析
3. リサーチ・デザイン	4.2 モデルの推定結果
3.1 分析モデル	5. 追加分析
3.2 データ・セット	6. 結論と課題
4. 分析結果	

1. はじめに

本稿は、公募増資時における費用（ディスカウント率や引受手数料率）²と会計情報の質（本稿では会計発生高の質に注目）の関連性を分析することを目的としている。公募増資は重要なエクイティ・ファイナンスのイベントのひとつであり、これまで数多くの先行研究によって様々な観点から分析が行われてきた。そのひとつが、公募増資時の費用がどのような要因によって決定されているかであり、多くの国内外の先行研究がこの論点に取り組んできた。それらの先行研究によって、増資企業と投資家の間ならびに投資家間の情報の非対称性の程度が公募増資時の費用の大きさに影響を及ぼしている可能性（つまり、情報の非対称性が大きいほど、公募増資時のディスカウント率や引受手数料率が高くなり資金調達費用が大きくなる）が示されてきた。

公募増資における費用の決定要因として情報の非対称性の程度がどのような役割を果たしているかについては、企業金融分野の研究者だけではなく、会計学分野の研究者からも注目を集めてきた。これは、会計情報および会計情報の質が企業の資金調達費用にどのように影響して

いるかを明らかにすることが会計学分野において重要な問題と考えられているためである（例えば、Francis et al. 2004；吉野他 2011）。特に、米国における先行研究では、会計情報の質が高いほど（逆に会計情報の質が高いほど）、公募増資時の費用が高くなっている（公募増資時の費用が低くなっている）ことを示す結果が報告してきた（例えば、Bordeman et al. 2024；Lee and Masulis 2009）。しかしながら、米国の先行研究に比べて、日本における先行研究では、会計情報の質が公募増資時の費用にどのような影響を及ぼしているかについては検証が進んでいない。

以上を踏まえ、本稿では、米国のデータを用いて公募増資時の費用と会計情報の質との間に関連性があることを示したLee and Masulis (2009)を参考に、日本においても公募増資時の費用と会計情報の質との間に関連性が観察されるかを検証する。具体的には、本稿では、Lee and Masulis (2009)同様、会計情報の質として会計発生高の質（Dechow and Dichev 2002；McNichols 2002）を用いて、公募増資の直接的な費用であるディスカウント率や引受手数料率が会計情報の質が低くなるほど大きくなっているかを検証する。本稿によって、公募増資時の費用の決定要因として会計情報の質が

2 鈴木（2017、82頁）は公募増資における直接的・間接的な費用を3つに分けて説明している。具体的には、①公募増資の発表によって生じる株価の下落、②公募増資における発行価格のディスカウント、③証券会社に支払われる引受手数料である。本稿ではこれらの費用のうち、ディスカウントと引受手数料（本稿ではディスカウント率と引受手数料率）に注目して議論を進める。

どのように関わっているか（あるいは、関わっていないのか）について検討が進むことが期待される。

以下、本稿の構成は次のとおりである。続く第2節では関連する先行研究と本稿で検証を行う仮説について述べる。第3節ではリサーチ・デザイン（本稿における分析モデルとデータ・セット）について説明する。第4節では主たる分析結果について議論し、第5節で追加分析を行い、その結果を述べる。第6節で本稿の結論と課題を述べる。

2. 関連する先行研究と本稿の仮説

2.1 公募増資時の費用と情報の非対称性

公募増資時の費用（ディスカウント率や引受手数料率）を決定する要因については、これまで国内外において様々な研究が行われてきた（例えば、Crowin, 2003；鈴木, 2017）。それらの先行研究の中で考慮されてきた決定要因のひとつが情報の非対称性である。増資企業と投資家および投資家間の情報の非対称性は、公募増資で発行される新株への需要を減少させ、引受証券会社が新株を販売することを困難にする（売却に係る費用を増大させる）（Crowin 2003；Lee and Masulis 2009；鈴木 2017）。また、増資企業と証券会社の間の情報の非対称性が大きいほど、増資企業に関する調査・審査に追加的な費用が証券会社にかかることになり、引受手

数料も高くなると考えられる（鈴木 2017）。そこで証券会社は情報の非対称性が大きい増資企業に関して、新株の発行価格を実際の株価よりもディスカウントしたり、高い引受手数料を課したりすることになると考えられている。

Crowin (2003) は、情報の非対称性が大きい企業ほど、増資時のディスカウント率が大きくなると述べ、部分的にではあるが、その主張と整合的な結果を示している。Crowin (2003) は、企業規模とビット・アスク・スプレッドを情報の非対称性の尺度として用いることで、情報の非対称性とディスカウント率との間に正の相関があることを報告している³。また、Bowen et al. (2008) は、アナリスト・カバレッジと公募増資のディスカウント率との間に負の関連性があることを示した。この結果は、アナリストの情報仲介機能によって情報の非対称性が緩和され、結果として資本コストを低下させるという仮説と整合的なものであり、公募増資時の費用の決定要因として情報の非対称性が重要な役割を果たしている可能性を示唆している。

日本においても、情報の非対称性が公募増資時の費用を大きくすることが先行研究によって報告されている。例えば、鈴木 (2017) は、時価総額の自然対数値（企業規模の代理変数）で測られる情報の非対称性⁴が小さくなるほど、公募増資時のディスカウント率や証券会社の引受手数料率が低くなることを示している。また、加藤 (2021) は、アナリスト・カバレッジ数が増えるほど、ディスカウント率と引受手数料率

3 ただし、回帰分析の結果によれば、すべての変数を含めたモデルにおいては、情報の非対称性を表す変数の係数が統計的に有意でなくなることを報告している。そのため、Crowin (2003, p.2776) は情報の非対称性が公募増資のディスカウント率に及ぼす影響は「せいぜい弱い効果 (at most a weak effect)」でしかないと結論付けている点には注意が必要である。

4 鈴木 (2017) は、Crowin (2003) 同様、情報の非対称性と企業の不確実性とをまとめてひとつの決定要因として扱っている。そのため、鈴木 (2017) では、時価総額の自然対数値を投資家間の情報非対称性の尺度とみなすと同時に、企業の不確実性を補足するための尺度としても用いられている。

が低くなること、優れたアナリスト（トップ・アナリスト）がカバーしている増資企業の場合にはディスカウント率が低くなっていることを示している。以上の結果は、日本においても、公募増資時の費用を決定する要因として情報の非対称性の大小が重要な役割を果たしていることを示すものとなっている。

2.2 公募増資時の費用と会計情報の質

財務会計および情報開示制度のもとで公表される情報は、企業・投資家間ならびに投資家間の情報の非対称性を解消するために重要な役割を果たしていると考えられている（例えば、Healy and Palepu 2001）。さらに、先行研究の中には、会計発生高の質を含めた会計情報の質が低くなるほど資本コストが上昇することを報告しているものがあり、会計情報の質が情報の非対称性に影響を及ぼしている可能性が示されている（例えば、Francis et al. 2004, 2005；野間2005；吉野他 2011）。公募増資の文脈では、Lee and Masulis (2009) や Bordeman et al. (2004) が会計情報の質（ここでは会計発生高の質）が低くなるほど、公募増資時の費用が高くなる傾向にあることを観察している⁵。その一方、Kim and Park (2005) は、公募増資企業がアグレッシブな利益マネジメントを実施し業績を良く見せることで、ディスカウント率を小さくしようとする可能性があることを指摘し、この仮説と整合的な結果を報告している。以上の結果は、会計情報の質の高低が公募増資時の費用に影響を及ぼしていることを示唆している。しかしながら、日本においては、公募増資前後にいて増資企業が利益マネジメントを行うかどうか

かについては検証が進められてきたが（例えば、首藤 2010；高原 2012；山口 2021），会計情報の質が公募増資時の費用（ディスカウント率や引受手数料率）とどのように関連しているかについてはほとんど明らかにされていない。

2.3 本稿における検討課題と仮説

以上の議論を踏まえて、本稿では、日本の増資企業を対象に、会計情報の質と公募増資時の費用との関連性を分析することにする。すでに述べたように、情報の非対称性の程度が大きくなるほど、公募増資時の費用は高くなると考えられる。会計情報の質が情報の非対称性の程度に影響を及ぼすとすれば、増資企業の会計情報の質が低く（高く）なる場合、情報の非対称性の程度は大きく（小さく）なり、そのような企業の増資時の費用は大きく（小さく）なると考えられる。そこで、本稿では、Lee and Masulis (2009) を踏まえて、以下の仮説を検証する。

仮説：会計情報の質が低くなるほど、公募増資時の費用（ディスカウント率や引受手数料率）は大きくなる。

3. リサーチ・デザイン

3.1 分析モデル

上述の仮説を検証するために、本稿では先行研究 (Lee and Masulis 2009；加藤2021；鈴木2017) を参考に、以下のモデルを推定する。なお、モデルに含まれている財務変数は公募増資が行われた年度の前年度末時点に年次データを

⁵ ただし、Bordeman et al. (2004) の主たる研究関心は、財務諸表の比較可能性が（会計情報の質や企業の不確実性と相互作用して）どのように増資時のディスカウント率に影響を及ぼすかである点には注意が必要である。

用いて算定されたものを用いている。

$$\begin{aligned}
 SEO_Cost = & a + \beta_1 Accrual_Quality + \beta_2 Firm_Size + \beta_3 Num_Days \\
 & + \beta_4 Ret_Vol + \beta_5 Turnover + \beta_6 TOP_UW + \beta_7 JOINT \\
 & + \beta_8 Lev + \beta_9 Tobin's_Q + Year_Dummy \\
 & + Industry_Dummy + \varepsilon
 \end{aligned} \tag{1}$$

(1) 被説明変数 : *SEO_Cost*

SEO_Cost は公募増資のコストを表しており、鈴木 (2017) や加藤 (2021) を踏まえ、*Discount*, *Fee*, および *Total_Cost* の三つを用いる。*Discount* はディスカウント率を表しており、(価格算定基準日株価終値 – 発行価格) ÷ 価格算定基準日株価終値 (% 表示) によって算定される。*Fee* は証券会社の引受手数料率を表しており、(発行価格 – 発行価額) ÷ 発行価格 (%) 表示) によって算定される。*Total_Cost* は

Discount と *Fee* を合計して算定される総発行費用を表している。

(2) 説明変数 : *Accrual_Quality*

本稿では、Lee and Masulis (2009) に従い、会計情報の質として、以下に示す McNichols (2002) を踏まえた Dechow and Dichev (2002) の修正モデルによって計測された会計発生高の質を用いる。

$$\begin{aligned}
 CA_{i,t} = & \gamma_0 + \gamma_1 CFO_{i,t-1} + \gamma_2 CFO_{i,t} + \gamma_3 CFO_{i,t-3} + \gamma_5 \Delta Sales_{i,t} \\
 & + \gamma_6 PPE_{i,t} + v_{i,t}
 \end{aligned} \tag{2}$$

ここで *CA* は流動アクリュアル (current accruals) を、*CFO* は営業活動からのキャッシュフロー、 $\Delta Sales$ は売上高の変化額、そして、*PPE* は償却対象有形固定資産を表しており、いずれも平均総資産によって除されている⁶。なお、添え字の *i* は企業を、*t* は年を表している。本稿では上記のモデル(2)を産業・年ごとに推定することでモデルのパラメータの推定値を取得し、その推定値を用いて企業ごとにモデルの残差を算出している⁷。ただし、モデルを推定す

る際に、20件以上の観測値を得られない場合は分析から除外する。そうして得られた増資企業ごとの残差の標準誤差を *t*-4期から *t* 期の 5 期間で算定し、これを会計情報の質とみなす (*Poor_AQ5* とする)。ただし、会計情報の質を計測するにあたって、5期間の残差の標準偏差を用いるという制約はサンプル・サイズを大きく減少させることになる。そこで、本稿ではこの限界を踏まえて、3期間分 (*t*-2期から *t* 期) の残差の標準偏差を用いて会計発生高の質を計

6 財務データを用いて分析に用いる変数を算定するために、一期以上前の値を用いる必要がある場合には、当期とそれ以前の期の決算月が同一であることも要件としている。例えば、2004年3月期の平均総資産を算定するときには、2003年3月期と2004年3月期のデータを用いて算定している。

7 本稿ではモデル(2)を推定するあたり、モデルに含められている変数について年ごとに分布の上下 1 パーセンタイル値で置換 (winsorization)を行っている。

測した場合の結果も示すことにする (*Poor_AQ3*とする)⁸。いずれの場合も、その値（残差の標準偏差）が大きくなるほど、会計情報の質は低くなると解釈する。

なお、会計情報の質と公募増資時のディスクレント率や引受手数料率の関係は非線形となっている可能性もある。そこで、本稿では、Lee and Masulis (2009) を踏まえて、*Poor_AQ5*に基づいてサンプルを5分割し、会計情報の質が最も低いグループと最も高いグループであることを表すダミー変数をそれぞれ作成し (*AQ5_Low* および *AQ5_High*)、これらの変数を *Poor_AQ5* の代わりに用いた場合の分析結果も確認する。なお、同様の分析を *Poor_AQ3* を会計情報の質として用いた場合にも行うこととする（その場合のダミー変数は *AQ3_Low* と *AQ3_High* とする）。

(3) コントロール変数

モデル(1)にはいくつかのコントロール変数も加えている⁹。まず企業の情報の非対称性の程度をコントロールする変数として、企業規模を表す *Firm_Size* をモデルに含めている (Lee and Masulis 2009; 加藤 2021; 鈴木 2017)。企業の規模が大きいほど、その企業の情報環境は優れていると考えられるため、情報の非対称性は小さくなると考えられる。したがって、*Firm_Size* の値が大きくなるほど、増資時の費用は小さくなることが予想される。本稿では *Firm_Size* を総資産の自然対数値をとることで算定

する。

さらに、先行研究に従って、モデルには企業の不確実性を表す変数として、(新株)発行日と価格算定日の間の日数差を表す *Num_Days* と公募増資の発行決議日以前の取引期間（その11日前から90日前の期間）における日次リターンの標準偏差である *Ret_Vol* も含めている (Bordeman et al. 2024; Crownin 2003; 加藤 2021; 鈴木 2017)。これらの変数に加えて、本稿では株式の流動性を表す変数もモデルに含めている (Lee and Masulis 2009)。本稿では公募増資の発行決議日以前の取引期間（その11日前から90日前の期間）における日次出来高の平均値を同一期間の発行済株式総数の平均値で除することで算定した *Turnover* もモデルに加えている。

また、主幹事証券会社の特徴も公募増資時の費用に影響を及ぼす可能性がある。そこで本稿ではより名声の高い証券会社が主幹事証券会社であることを表す *TOP_UW* と共同主幹事の形をとっていることを表す *JOINT* をコントロール変数に加える (加藤 2021; 鈴木 2017)。*TOP_UW* は主幹事証券会社に野村・大和・日興系の証券会社が含まれる場合に1を、それ以外の場合に0をとるダミー変数とする (加藤 2021; 鈴木 2017)。*JOINT* は主幹事である証券会社が複数存在する場合に1を、それ以外の場合には0をとるダミー変数とする (鈴木 2017)。

本稿では、上に挙げた変数以外にも、公募増

8 Lee and Masulis (2009) では頑健性チェックとして、5期分ではなく3期分のモデル(2)の残差を用いて会計情報の質を計測している。本稿では両方の場合について主たる分析の中で結果を確認する。

9 本稿では、先行研究 (Lee and Masulis 2009) を踏まえて、公募増資の募集金額（自己株式処分による募集金額分は除く）の自然対数値を公募増資の規模として変数に加えることも検討したが、企業規模との相関が非常に高かったため（ピアソン【スピアマン】の相関係数が *Poor_AQ5* ベースでは0.7840 [0.7306], *Poor_AQ3* ベースでは0.7542 [0.6963]），最終的にはモデルに含めなかった。なお、結果は未掲載であるが、公募増資の規模をモデルに含めた場合、一部で本稿の結果と異なる結果が得られたものの、それによって本稿の結論は大きく変わらなかった。

資が行われた年度の前年度末における総負債を総資産で除すことによって算定した財務レバレッジ (*Lev*), 同じく公募増資が行われた年度の前年度末における負債と株式時価総額の合計額を負債と自己資本簿価の合計額で除すことによって算定したトービンのQ (*Tobin's_Q*) をコントロール変数に加えている (Lee and Masulis 2009; 加藤 2021; 鈴木 2017)。最後に, 産業ごとの違いやごとの違いをコントロールするために, 本稿では産業ダミー (*Industry_Dummy*) と年ダミー (*Year_Dummy*) もモデルに含める。

3.2 データ・セット

本稿では, 公募増資に関するデータを INDB Funding Eye から取得し, 財務データと株価データについては, それぞれ日経 NEEDS MT (企業財務データ) と日経NEEDS株式日次収益率データから取得する。本稿では, 以下の条件のもとで, 分析に用いるサンプルを抽出した。

1. 2003年から2021年の間に発行決議が行われた国内市場での公募増資である¹⁰。
2. 分析に必要となる変数が算定可能である。ただし, 財務データは2000年3月期から2022年3月期までで取得している。変数を算定するにあたって必要となる財務データは決算月数が12ヶ月となっているものを利用することとし, 連結財務諸表データを優先して取得する。
3. 公募増資企業が, 銀行業・証券業・保険業以外の業種に属している。

すでに述べたように, 本稿では会計発生高の質として *Poor_AQ5* と *Poor_AQ3* を算定するが, どちらを用いるかでサンプル・サイズが異なっている (それぞれ *Poor_AQ5* ベース, *Poor_AQ3* ベースのサンプルとする)。最終的に, *Poor_AQ5* ベースのサンプル・サイズは 381 件 (2005 年から 2021 年) となり, *Poor_AQ3* ベースのサンプル・サイズは 540 件 (2003 年から 2021 年) となった。モデル(1)に含められている変数はダミー変数を除き, 上下 1 パーセンタイル値で置換 (winsorization) を行っている。本稿の分析で用いる変数の基本統計量はそれぞれ図表 1 のパネル A とパネル B にまとめられている。

4. 分析結果

4.1 予備的分析

本節では, 最初に会計情報の質 (*Poor_AQ5* および *Poor_AQ3*) と公募増資時の費用 (*Discount*, *Fee*, そして *Total_Cost*) との関連性を予備的な分析を行って確認しておく。この予備的分析では, *Poor_AQ5* または *Poor_AQ3* の高低でサンプルを 5 分割し, それぞれのグループごとに公募増資時の費用の中央値を確認する。

図表 2 の第 1 列から第 3 列には *Poor_AQ5* をベースにサンプルを 5 分割した場合の結果を示している。会計情報の質が最も低かったグループと最も高かったグループを比べると, 後者のグループに比べて前者のグループの方が,

¹⁰ 本研究では基準価格算定方式が「価格算定基準日終値」, 引受手数料方式が「スプレッド方式」となっている場合のみをサンプルに含めている。なお, 今回の分析では会計情報の質は年次データを用いて算定されており, 公募増資が行われた年度の直前の年度における会計情報の質を公募増資時における会計情報の質として分析に用いる。

図表1 基本統計量

パネルA: Poor_AQ5を用いた場合

Variable	N	Mean	SD	p25	p50	p75
<i>Total_Cost</i>	381	8.4640	1.3334	7.2797	8.1991	9.2432
<i>Discount</i>	381	3.4635	0.7098	3.0269	3.1447	4.0000
<i>Fee</i>	381	4.9979	0.8132	4.1301	5.1095	5.6723
<i>Poor_AQ5</i>	381	0.0317	0.0279	0.0148	0.0233	0.0394
<i>Firm_Size</i>	381	10.7113	1.3716	9.8186	10.4874	11.6008
<i>Ret_Vol</i>	381	2.5386	1.3189	1.6363	2.2524	3.0646
<i>Turnover</i>	381	0.0071	0.0141	0.0012	0.0029	0.0069
<i>Num_Days</i>	381	9.0866	1.7890	8	8	9
<i>TOP_UW</i>	381	0.7454	0.4362	0	1	1
<i>JOINT</i>	381	0.0735	0.2613	0	0	0
<i>Lev</i>	381	0.6009	0.1778	0.4789	0.6227	0.7397
<i>Tobin's_Q</i>	381	1.2648	0.5681	0.9372	1.0962	1.3897

パネルB: Poor_AQ3を用いた場合

Variable	N	Mean	SD	p25	p50	p75
<i>Total_Cost</i>	540	8.5237	1.3442	7.3763	8.2141	9.2581
<i>Discount</i>	540	3.4396	0.7248	3.0214	3.0980	4.0000
<i>Fee</i>	540	5.0821	0.8377	4.1442	5.1550	5.7003
<i>Poor_AQ3</i>	540	0.0269	0.0262	0.0105	0.0196	0.0318
<i>Firm_Size</i>	540	10.6175	1.3676	9.7092	10.4202	11.4525
<i>Ret_Vol</i>	540	2.6321	1.3711	1.7068	2.3782	3.1949
<i>Turnover</i>	540	0.0064	0.0119	0.0012	0.0026	0.0062
<i>Num_Days</i>	540	9.3074	1.8259	8	9	10
<i>TOP_UW</i>	540	0.7296	0.4446	0	1	1
<i>JOINT</i>	540	0.0630	0.2431	0	0	0
<i>Lev</i>	540	0.5938	0.1803	0.4694	0.6159	0.7311
<i>Tobin's_Q</i>	540	1.3457	0.7889	0.9485	1.1104	1.4253

Discount, *Fee*, ならびに *Total_Cost* の全ての場合について値がより大きくなっていることがわかる。ただし、同図表の結果からは、*Discount*, *Fee*, *Total_Cost* のいずれに注目しても、会計情報の質が低くなるほど公募増資時の費用が大きくなるという単調な関係が観察されるわけではないことも確認できる。この結果は、図表2の第4列から第6列に示されている

ように、*Poor_AQ3*をベースにサンプルを5分割した場合も同様であった。

4.2 モデルの推定結果

ここからはモデルの推定結果を確認する。図表3のパネルAには*Poor_AQ5*を、パネルBには*Poor_AQ3*を用いた場合の結果を示している。図表3のパネルAの第1列、第4列、

図表2 予備的な分析結果

	Poor_AQ5 ベース			Poor_AQ3 ベース		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Discount	Fee	Total_Cost	Discount	Fee	Total_Cost
AQ_High	3.1250	4.6448	7.8773	3.0599	4.8002	8.1709
↑	3.0810	5.1573	8.4555	3.0788	5.1555	8.6697
	3.0962	4.8075	8.1720	3.1011	5.1579	8.2857
↓	3.1471	5.1550	8.1970	3.0868	5.0324	8.1552
AQ_Low	3.5036	5.1554	8.6864	3.5036	5.1964	8.9297
Total	3.1447	5.1095	8.1991	3.0980	5.1550	8.2141
Diff						
(AQ_Low - AQ_High)	0.3786*	0.5106**	0.8091**	0.4437*	0.3962***	0.7588***

(注) 1) AQ_High (AQ_Low) は会計情報の質の値 ($Poor_AQ5$ または $Poor_AQ3$) に基づいてサンプルを 5 分割した場合に最も会計情報の質が高い (低い) グループであることを表している。
 2) ***, **, および * は ウィルコクソンの順位和検定の結果を表し、それぞれ 1 % 水準、5 % 水準、10 % 水準で統計的に有意 (両側検定) であることを表している。

ならびに第 7 列をみると、 $Poor_AQ5$ のみをモデルに含めた場合、 $Poor_AQ5$ と $Discount$ 、 Fee 、および $Total_Cost$ の間に正の関連性があることが確認できる。これは、会計情報の質が低いほど、公募増資時の費用が大きくなるという仮説と整合的な結果である。しかしながら、第 2 列、第 5 列、ならびに第 8 列にあるように、情報の非対称性の程度を示す別の変数である企業規模 ($Firm_Size$) をコントロール変数としてモデルに加えると、 $Poor_AQ5$ の係数の値は著しく小さくなり、統計的な有意性も失われていることが確認できる。さらに、第 3 列、第 6 列、そして第 9 列に示されているとおり、すべてのコントロール変数を含めたモデル(1)を推定した場合、 $Poor_AQ5$ の係数は期待符号とは逆の負となっているが、統計的に有意な結果にはなっていない。

上述の傾向は $Poor_AQ3$ を用いた場合についても同じように観察されている。図表 3 のパネル B の第 1 列、第 4 列、ならびに第 7 列の

結果は、 $Poor_AQ3$ のみをモデルに含めた場合、 $Poor_AQ3$ と公募増資時の費用との間に正の関連があることを示しており、パネル A と整合的な結果となっている。モデルに $Poor_AQ3$ に加えて企業規模 ($Firm_Size$) を含めた場合の結果を第 2 列、第 5 列、そして第 8 列で確認すると、 $Poor_AQ3$ の係数値は著しく低下しており、 $Discount$ を被説明変数とした場合を除き、統計的な有意性も失われている。さらに、第 3 列、第 6 列、ならびに第 9 列に示されているように、すべてのコントロール変数を含めたモデル(1)の推定結果では、いずれの場合についても $Poor_AQ3$ の係数は正となっているが、統計的に有意な結果とはなっていない。

以上から、米国とは異なり、日本においては会計情報の質が低くなるほど公募増資時の費用が大きくなるという仮説を支持する結果は得られなかった。上述の分析結果を踏まえるならば、日本における公募増資時のディスカウント率や引受手数料率の決定において、会計情報の質そ

れ自体は、企業規模で表されるような全体的な情報環境の優劣以上の役割を果たしていない可能性が示唆される。

ただし、予備的分析の結果が示していたように、公募増資時の費用と会計情報の質の間の関係は単調なものとはなっていない可能性が高い。そこで、本稿では、第3節で述べたとおり、*Poor_AQ5* および *Poor_AQ3* の代わりに、*AQ5_High* / *AQ5_low* または *AQ3_High* / *AQ3_Low* を用いてモデル(1)の再推定を行う。

図表3、パネルCの第1列から第3列では、*Poor_AQ5*の代わりに *AQ5_High* と *AQ5_Low* をモデルに含めた場合の結果が示されている。その結果は、いずれの場合においても、*AQ5_High* と *AQ5_Low* とともに係数は統計的に有意とはなっていないことを示している。図表3、パネルCの第4列から第6列には、*Poor_AQ3* の代わりに *AQ3_High* と *AQ3_Low* を用いた場合の結果が示されている。その結果に示されているように、*Discount* や *Total_Cost* を被説明変数とした場合には、*AQ3_Low* の係数が10%水準ではあるが統計的に有意に正の値で推定されていることが確認できる。

以上の結果から、あくまでも一部の結果についてではあるが、会計発生高の質が最も低い増資企業のグループに関しては、それ以外の増資企業と比較して、ディスカウント率と総発行費用が大きくなっている可能性が示唆された。ただし、上述のとおり、この結果は統計的な有意性は高くなく、*Poor_AQ3*をベースとした変数を用いた場合に部分的に観察されるものであるため、必ずしも頑健な結果とはいえない点には注意が必要である。したがって、ここまで分析全体としては、日本において本稿の仮説を強く支持する証拠は得られなかったと結論付けら

図表3 主たる分析結果

		パネルA : <i>Poor_AQ5</i> を用いた場合								
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Expected Sign	Discount	Discount	Fee	Fee	Fee	Total_Cost	Total_Cost	Total_Cost	Total_Cost
<i>Poor_AQ5</i>	(+)	3.3654** (2.11)	0.4088 (0.32)	-0.4078 (-0.27)	3.9293** (2.01)	-1.2880 (-0.81)	-0.1643 (-0.10)	7.6010** (2.43)	-0.5953 (-0.26)	-0.0643 (-0.02)
<i>Firm_Size</i>		-0.2268*** (-8.41)	-0.2135*** (-6.51)	-0.2135*** (-6.51)	-0.4003*** (-14.74)	-0.4018*** (-12.10)	-0.6288*** (-12.10)	-0.6209*** (-13.55)	-0.6209*** (-11.06)	
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Controls	No	No	Yes	No	Yes	Yes	No	No	No	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year dummy		381	381	381	381	381	381	381	381	381
N	381	381	381	381	381	381	381	381	381	381
Adj. R-sq	0.116	0.260	0.281	0.047	0.391	0.463	0.076	0.391	0.439	

ペナルB: Poor_Q3を用いた場合

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Expected Sign	Discount	Discount	Discount	Fee	Fee	Fee	Total Cost	Total Cost	Total Cost
Poor_Q3	(+)	4.5273*** (3.15)	2.3552** (1.97)	1.8556 (1.44)	3.3692** (2.05)	-0.8526 (-0.62)	0.5539 (0.43)	7.8839*** (2.88)	1.4758 (0.70)
Firm_Size		-0.2154*** (-9.69)	-0.2178*** (-8.21)		-0.4194*** (-18.69)	-0.4388*** (-15.59)		-0.6366*** (-17.37)	-0.6611*** (-14.55)
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Controls	No	No	Yes	No	No	Yes	No	No	Yes
Industry dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	540	540	540	540	540	540	540	540	540
Adj. R-sq	0.144	0.272	0.299	0.034	0.402	0.473	0.069	0.398	0.444

ペナルC: AQ_HighおよびAQ_Lowを用いた場合

	Poor_Q5ペース (AQ5_HighおよびAQ5_Low)			Poor_Q3ペース (AQ3_HighおよびAQ3_Low)		
Expected Sign	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Discount	Fee	Total Cost	Discount	Fee	Total Cost
AQ_Low	(+)	-0.0901 (-1.04)	-0.0713 (-0.71)	-0.1499 (-0.96)	0.1162* (1.70)	0.1046 (1.35)
AQ_High	(-)	0.0260 (0.26)	-0.0573 (-0.70)	-0.0289 (-0.19)	0.0610 (0.75)	0.0222 (0.32)
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	381	381	381	540	540	540
Adj. R-sq	0.281	0.463	0.438	0.298	0.474	0.444

(注) 1) 上段(括弧なし)が係数値、下段(括弧あり)がt値を表している。なお、本稿では標準誤差として不均一分散に対して重健な標準誤差を用いている。

2) **、 ***はそれぞれ1%水準、5%水準、10%水準で統計的に有意(両側検定)であることを表している。

れる¹¹。

5. 追加分析

本稿の主たる分析では、会計情報の質が低くなるほど、公募増資時の費用が大きくなっていることを強く支持する証拠は得られなかった。この結果について、さらに検討するため、この追加分析ではより名声の高い証券会社が主幹事証券会社であるサンプル ($TOP_UW=1$) とそれ以外のサンプル ($TOP_UW=0$) でサンプル全体を分割し、それぞれのサンプルについて分析をやり直した¹²。これは主幹事証券会社の属性の違いによって、会計情報の質が公募増資時の費用に及ぼす影響が異なっている可能性を考慮するためである。具体的には、主幹事証券会社の名声が高い場合、それ自体が投資家に対する「保証効果」をもつことになるため（鈴木 2017），企業と外部投資家との間の情報の非対称性を緩和する上で、会計情報の質が重要な役割を果たさないという可能性が考えられる。この場合、名声の高い証券会社が幹事証券会社である場合には、会計情報の質と公募増資時の費用との間に関連性は観察されず、それ以外の場合に、会計情報の質が低くなるほど公募増資時の費用が大きくなるという関係が観察されると予想される。

他方、別の可能性として、主幹事証券会社の名声が高い場合には、自身の名声が下がったり、評判が悪くなったりするような事態を避けよう

とするインセンティブが強まるため（鈴木 2017），主幹事証券会社が増資企業を調査・審査するにあたり、その会計情報の質も含めて詳しく調べるようになるということも考えられる。また、Jo et al. (2007) も指摘するように、レビューションが毀損することの費用が大きい主幹事証券会社は増資企業に対して十分なモニタリングを行うため、増資企業の利益マネジメントを抑制し、その結果、会計情報の質が高まるということも考えられる。以上のような場合には、先ほどとは異なり、主幹事証券会社の名声が高い場合に、会計情報の質が低くなるほど公募増資時の費用が大きくなるという関係が観察され、それ以外の場合には、両者の間に関連性は観察されないと予想される。

図表 4 のパネル A をみると、いずれの場合についても、*Poor_AQ5* と *Poor_AQ3* の係数は統計的に有意な結果となっていないことがわかる。したがって、主幹事証券会社の属性の違いに関わらず、会計情報の質が低くなるほど公募増資の費用が大きくなることを示す結果は観察されなかった。続いて、前節の分析同様、*Poor_AQ5* や *Poor_AQ3* の代わりに、*AQ5_High/AQ5_Low* および *AQ3_High/AQ3_Low* を用いてモデルを推定した場合の結果を確認する。図表 4 のパネル B をみると、主幹事証券会社の名声が高い場合（つまり、 $TOP_UW=1$ の場合）にのみ、*AQ3_Low* の係数が正かつ統計的に有意（ただし、*Fee* を被説明変数とした場合は 10% 水準）に推定されていることがわ

11 結果は未掲載であるが、固定効果モデルによってモデル(2)を推定した場合の結果も確認したところ、*AQ3_Low* の係数は引き続き正であったものの統計的に有意な結果は観察されなかった。この結果も踏まえて、本稿の結果は頑健なものとはいえない結論付けている。なお、固定効果モデルによるモデル(2)の推定は Lee and Masulis (2009) でも行われているが、本稿では、Lee and Masulis (2009) とは異なり、サンプルに含まれる企業以外のデータも含めた全ての企業のデータを用いて固定効果モデルの推定を行っている。

12 この追加分析ではモデル(1)から TOP_UW を除いている。加えて、 $TOP_UW=0$ について、 $JOINT=1$ となるケースがほとんどなかったため、 $JOINT$ についてもモデルから除いて分析している。

パネル A : Poor_AQ5 および Poor_AQ3 を用いた場合

図表 4 追加分析の結果

Poor_AQ = Poor_AQ5						Poor_AQ = Poor_AQ3					
Expected Sign	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Discount	Discount	Fee	Total_Cost	Total_Cost	Discount	Discount	Fee	Total_Cost	Total_Cost	Total_Cost
Poor_AQ	(+)	0.0182	-1.2197	4.7913	-2.1434	6.0394	-3.1161	0.9758	2.0950	-2.1318	0.5384
		(0.00)	(-0.84)	(1.18)	(-1.27)	(0.80)	(-1.33)	(0.34)	(1.61)	(-0.77)	(0.41)
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>TOP_UW</i>	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No
N	97	284	97	284	97	284	146	394	146	394	394
Adj. R-sq	0.275	0.286	0.565	0.458	0.461	0.443	0.339	0.291	0.515	0.441	0.432

Poor_AQ5 ベース (AQ5_High および AQ5_Low)						Poor_AQ3 ベース (AQ3_High および AQ3_Low)					
Expected Sign	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Discount	Discount	Fee	Total_Cost	Total_Cost	Discount	Discount	Fee	Total_Cost	Total_Cost	Total_Cost
AQ_Low	(+)	-0.0238	-0.1243	0.1034	-0.1102	0.0379	-0.2248	-0.1358	0.2151**	-0.1715	0.1679*
		(-0.09)	(-1.34)	(0.43)	(-1.02)	(0.09)	(-1.36)	(-0.73)	(2.58)	(-0.91)	(1.85)
AQ_High	(-)	0.2686	-0.0109	-0.0555	-0.0278	0.1919	-0.0367	-0.1696	0.1320	-0.0597	0.1030
		(1.16)	(-0.10)	(-0.26)	(-0.30)	(0.50)	(-0.21)	(-1.18)	(1.36)	(-0.41)	(1.27)
Constant	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year dummy	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>TOP_UW</i>	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes	Yes
N	97	284	97	284	97	284	146	394	146	394	394
Adj. R-sq	0.281	0.286	0.546	0.453	0.447	0.441	0.340	0.300	0.511	0.446	0.442

(注) 1) 上段 (括弧なし) が係数値、下段 (括弧あり) が t 値を表している。なお、本稿では標準誤差として不均一分散に対して頑健な標準誤差を用いている。

2) **, *** および * はそれぞれ 1% 水準、5% 水準、10% 水準で統計的に有意 (両側検定) であることを表している。

3) パネル A および B の *TOP_UW* の行は、[Yes] の場合、主幹事証券会社の名前が高いこと (*TOP_UW* = 1) を表し、[No] の場合、それ以外の主幹事証券会社であること (*TOP_UW* = 0) の場合には、*JOINT* = 1 となる場合がほとんど存在しなかつたため、*JOINT* もモデルから除いている。

かる。この結果は、名声の高い主幹事証券会社が自身の評判に傷がつくことを避けるために、増資企業の会計情報の質を考慮している（あるいは、会計情報の質を高めるようにモニタリングを行っている）可能性を示唆する。ただし、パネルBの第6列では、*Total_Cost*を被説明変数とした場合に、*AQ3_High*の係数が10%水準ではあるが、統計的に有意に正で推定されており、部分的に上述の仮説とは整合しない結果となっている点には注意が必要である。また、以上の分析結果は、あくまでも会計情報の質として*Poor_AQ3*を用いた場合の結果であり、結果は十分に頑健とはいえない点にも注意が必要である¹³。

6. 結論と課題

本稿では、会計情報の質と公募増資時の費用（ディスカウント率、引受手数料率、および総発行費用）との関連性について、日本のデータを用いて実証的に検証した。米国のデータを用いたLee and Masulis (2009)では、会計情報の質が低くなるほど、公募増資時の費用が高くなること示す結果が報告されていたが、本稿の結果はそのような先行研究の結果とは異なるも

のであった。

まず、予備的分析により、公募増資時の費用は会計情報の質が低い企業群で高くなっているという結果が観察された。ただし、公募増資時の費用と会計発生高の質の間の関連性は必ずしも単調なものではないことも示された。次に、会計情報の質に加えて、複数のコントロール変数を加えた回帰モデルを推定した。一部の結果（会計発生高の質を3期間で計測した場合）だけではあるが、会計発生高の質が低い企業群では、およびディスカウント率と総発行費用が高くなっている可能性が示唆された。ただし、この結果は頑健であるとはいえない、全体として、会計発生高の質が低いほど、公募増資時の費用が高くなるという仮説を強く支持する証拠は観察されなかった。日本における公募増資時の費用に関しては、会計情報の質そのものよりも、（企業規模で表されるような）全般的な情報環境の優劣の方が重要な役割を果たしている可能性が考えられる。米国のデータを用いた先行研究の結果とのこのような違いが観察される理由については、さらなる研究が必要であろう¹⁴。

さらに、本稿では主幹事証券会社の名声が高いか否かでサンプルを分けた場合の追加分析も行った。その結果、名声が高い主幹事証券会社

13 本稿では、鈴木（2017）や加藤（2021）を踏まえて、主幹事証券会社が野村・大和・日興系の証券会社である場合に名声が高いと定義した。ただし、これらの証券会社に三菱UFJフィナンシャル・グループおよびみずほフィナンシャルグループの証券子会社を含めた五大証券会社を名声の高い証券会社として定義することも考えられる（大村・佐野 2005, 406-407頁）。そこで、本稿ではさらなる分析として五大証券会社である場合を1、それ以外の場合を0として TOP_{UW} を定義し直した上で、本節の分析をやり直した。結果は未掲載であるが、*AQ3_Low*および*AQ3_High*を用いた分析では、一部（Feeを被説明変数とした場合）を除き、同様の結果が得られた。なお、*Discount*を被説明変数とした場合については、 $TOP_{UW}=1$ に関して、*Poor_AQ3*の係数が10%水準ではあるが統計的に有意に正で推定されるという結果も観察されている。ただし、*Poor_AQ5*をベースとした分析では、図表4のパネルBについて大きく異なる結果が観察された。まず、 $TOP_{UW}=1$ に関して、*Total_Cost*を被説明変数とした場合に*AQ5_Low*の係数が負かつ10%水準で統計的に有意に推定されるという結果が観察された（図表4のパネルBでは有意な結果とはなっていない）。また、 $TOP_{UW}=0$ に関しても、Feeを被説明変数とした場合に、*AQ5_High*が期待符号とは逆に正かつ10%水準で統計的に有意に推定されるという結果も観察された。以上の結果も踏まえて、本節の分析結果は必ずしも頑健なものではないと結論付いている。

14 野間（2005）や吉野他（2011）では、日本のデータを用いた場合、本稿が対象としている発行市場ではなく、流通市場を対象とした分析では、会計情報の質（=会計発生高の質）が（株主）資本コストに影響を及ぼしていることを示す結果が報告さ

のサブサンプルに関しては、一部の結果（会計情報の質を3期間で計測した場合）で、会計情報の質が低い場合に公募増資時の費用が高くなっていることが示唆された。この結果は、名声が高い主幹事証券会社が自身の名声に傷がつくことを恐れて、増資企業の会計情報の質も勘案しながら、公募増資時の費用を決定している可能性を示唆する。ただし、本稿ではこの解釈と矛盾する結果も一部で得られていることや結果の頑健性が高くないことから、この結果の解釈には十分な注意が必要である。

最後に、本稿にはいくつかの課題が残されている。例えば、本稿で用いた会計情報の質の尺度については、その妥当性について問題が指摘されている（例えば、Liu and Wysocki 2017）。また、会計情報の質は多面的な概念であり、今回取り上げた尺度以外にも様々な尺度が考案されている（Dechow et al. 2010）。今後の研究では、本稿で取り上げた尺度以外についても分析を進めていく必要がある。さらに、本稿では公募増資時の費用と会計情報の質の関連性を調べているが、内生性の問題に対処した分析が行えていない。今後は内生性を十分に考慮した分析も行っていく必要がある。

参考文献

- 大村敬一・俊野雅司（2025）『証券論〔新版〕』有斐閣。
 加藤政仁（2021）「発行市場におけるセルサイド・アーリストの有用性—本邦企業による公募増資を用いた実証分析—」『証券経済研究』、第115号、43-58頁。

れている。ただし、野間（2005）ではその影響が米国のようには強くないことが指摘されており、吉野他（2011）ではその分析期間の後半（2005年度から2009年度）には会計情報の質（=会計発生高の質）と資本コストの間の関連性が観察されなくなることを示している。これらの先行研究の知見も本稿の結果をさらに検討していく上で参考になると考えられる。

- 首藤昭信（2010）『日本企業の利益調整:理論と実証』中央経済社。
 鈴木健嗣（2017）『日本のエクイティ・ファイナンス』中央経済社。
 高原康太郎（2012）「公募増資企業における経営者の利益マネジメント」『商学研究科紀要』、第75巻、303-321頁。
 野間幹晴（2005）「会計発生高の質に対する資本市場の評価」『会計』、第168巻、第1号、15-28頁。
 山口朋泰（2021）『日本企業の利益マネジメント:実体的裁量行動の実証分析』中央経済社。
 吉野貴晶・齊藤哲朗・前川裕亮（2011）「資本コストの決定要因と投資戦略への応用可能性」『バリュエーション（ジャフィー・ジャーナル：金融工学と計量分析）』、日本金融・証券計量・工学学会編、朝倉書店、24-84頁。
 Bordeman, A., Shane, P. B., Smith, D. B., & Zhang, S. (2024), *Mitigating SEO Underpricing: Accounting Comparability's Role in Overcoming Poor Accounting Quality and Valuation Uncertainty*, Working Paper, Available at SSRN 4937867.
 Bowen, R. M., X. Chen, and Q. Cheng, (2008), "Analyst Coverage and the Cost of Raising Equity Capital: Evidence from Underpricing of Seasoned Equity Offerings," *Contemporary Accounting Research*, Vol.25(3), pp.657-700.
 Corwin, S. A. (2003), "The Determinants of Underpricing for Seasoned Equity Offers," *The Journal of Finance*, Vol.58(5), pp.2249-2279.
 Dechow, P. M., and I. D. Dichev, (2002), "The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors," *The Accounting Review*, Vol.77 (s-1), pp.35-59.
 Dechow, P., W. Ge, and C. Schrand, (2010), "Understanding Earnings Quality: A Review of the Proxies, Their Determinants and Their Conse-

- quences," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.50(2-3), pp.344-401.
- Francis, J., R. LaFond, P. M. Olsson, and K. Schipper, (2004), "Costs of Equity and Earnings Attributes," *The Accounting Review*, Vol.79(4), pp.967-1010.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper, (2005), "The Market Pricing of Accruals Quality," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 39(2), pp.295-327.
- Healy, P. M., and K. G. Palepu, (2001), "Information Asymmetry, Corporate Disclosure, and the Capital Markets: A Review of the Empirical Disclosure Literature," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.31(1-3), pp.405-440.
- Jo, H., Y. Kim, and M. S. Park, (2007), "Underwriter Choice and Earnings Management: Evidence from Seasoned Equity Offerings," *Review of Accounting Studies*, Vol.12(1), pp.23-59.
- Kim, Y., and M. S. Park, (2005), "Pricing of Seasoned Equity Offers and Earnings Management," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 40(2), pp.435-463.
- Lee, G., and R. W. Masulis, (2009), "Seasoned Equity Offerings: Quality of Accounting Information and Expected Flotation Costs," *Journal of Financial Economics*, Vol.92(3), pp.443-469.
- Liu, M., & P. Wysocki, (2017), "Cross-Sectional Determinants of Information Quality Proxies and Cost of Capital Measures," *Quarterly Journal of Finance*, Vol.7(02), 1650016.
- McNichols, M. F. (2002), "Discussion of the Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors," *The Accounting Review*, Vol.77(s-1), pp.61-69.

(福井県立大学経済学部准教授・
当研究所客員研究員)