

# 発行市場における セルサイド・アナリストの有用性

——本邦企業による公募増資を用いた実証分析——

加 藤 政 仁

## 要 旨

セルサイド・アナリストの情報生産機能については、流通市場を中心に、その有用性を示す研究の蓄積がこれまでに行われてきた。一方、発行市場に焦点を当てた学術研究は、世界的に見ても限定的であり、本邦企業を対象とした研究に至っては筆者が知る限り皆無である。本稿は、本邦の公募増資を対象として、発行市場におけるセルサイド・アナリストの有用性についての研究を行った。主な検証結果は以下のとおりである。①セルサイド・アナリストにカバーされる企業の公募増資は、そうでない企業と比べて、新発株式のアンダープライシングおよび引受手数料がともに低い。②アナリストによる増資コストの引き下げ効果は、企業に関する情報が相対的に浸透していないとき（小規模企業や非東証1部企業）ほど、より顕著である。③トップアナリストによるカバレッジは、増資コストをより一層引き下げる効果を有する。以上の結果は、セルサイド・アナリストの情報生産機能は発行市場にも及んでおり、企業を取り巻く情報環境の質の向上に寄与する重要な役割を果たしていることを示すものである。

キーワード：公募増資，証券アナリスト，情報の非対称性

## 目 次

- |                                     |               |
|-------------------------------------|---------------|
| I. はじめに                             | III. データ・サンプル |
| II. 先行研究と仮説                         | IV. 分析結果      |
| 1. 先行研究：アナリストの情報提供機能                | 1. 分析モデル      |
| 2. 先行研究：新発株式のアンダープライシング<br>および引受手数料 | 2. 単変量分析      |
| 3. 仮説                               | 3. 多変量分析      |
|                                     | V. まとめ        |

## I. はじめに

公募増資は、不特定多数の投資家に対して、新発株式を付与する対価として出資を募る上場企業が行うエクイティ・ファイナンスである<sup>1)</sup>。公募増資では、既発株式の市場価格を基準に、新発株式に発行価格と発行価額という2つの価格が定められる。発行価格は、増資に応じる投資家が支払う一株当たりの金額を指し、既発株式の市場価格よりも低く設定される（以下、市場価格と発行価格の差を、アンダープライシングと表記する）。発行価額は、証券会社が企業に対して支払う新発株式一株当たりの金額である。発行価額は発行価格よりも低く設定されており、これらの価格差を引受手数料と呼ぶ。

公募増資におけるアンダープライシングや引受手数料については、これまでに数多くの研究が行われてきた。例えば、Rock [1986] は、増資市場に参加する投資家達の情報の優位性に焦点を当て、投資家間の情報の非対称性の程度とアンダープライシングの間には正の関連性があることを理論モデルを用いて示している。Corwin [2003] や Suzuki [2010] は、日米の公募増資をサンプルとした実証分析を行い、Rock [1986] を支持する結果を提示している。引受手数料についても数多くの研究が存在しており、Lee and Masulis [2009] は、企業と引受証券会社の間の情報の非対称性が、公募増資に係る審査を難化させ、その結果として引受手数料が増大することを明らかにしている。

本稿は、セルサイド・アナリスト（以下、アナリスト）の情報提供機能に焦点を当て、アナリスト・カバレッジが公募増資の発行価格および発行価額の決定に及ぼす影響を検証する。ア

ナリストの情報生産機能に関する既存研究では、株式市場の流動性（Brennan and Subrahmanyam [1995], Yohn [1998], Roulstone [2003]）や株式市場の価格形成（Gleason and Lee [2003]）など、流通市場におけるアナリストの役割に焦点が当てられたものが多い。これに対して、本稿は発行市場におけるアナリストの情報生産機能の実態を明らかにすることを目的とした実証研究となっている。

検証には、2002年から2014年を対象期間とし、非金融系かつデータ欠損のない789の公募増資サンプルを用いた。この789のサンプル企業のうち、公募増資の価格算定日前の1年間に、少なくとも1人以上のアナリストからレポートが公表されている企業は499社（63.2%）存在した。証券取引所別では、東京証券取引所第1部（以下、東証1部）に上場する企業の73.6%（237 of 322）にアナリスト・カバレッジが存在していた。上場会社全体におけるアナリスト・カバレッジ率が3～4割であることを踏まえると、公募増資の実施企業は多くアナリストによってカバーされており、投資家向けの情報が広く普及している状態にあることがわかる。

次に、アナリスト・カバレッジが、新発株式の発行価格および発行価額の決定に及ぼす影響についての検証を行い、以下の結果を得た。第一に、新発株式の価格決定前にアナリスト・レポートが公表されている企業は、そうでない企業よりもアンダープライシング、引受手数料、総コスト（アンダープライシング+引受手数料率）がいずれも低かった。この結果は、アナリストが企業を取り巻く情報環境を改善する役割を担っていることを示唆するものである。第二に、サンプルを「大規模企業群と小規模企業

群]、「東証1部企業群と非東証1部企業群」に分類して、企業を取り巻く潜在的な情報環境の違いに応じて、アナリストの情報提供機能に差が生じるかの検証を行った。アナリストの情報生産機能は、企業を取り巻く情報環境の質が潜在的に低いとされる小規模企業や非東証1部企業ほど、より効果的に機能することわかった。第三に、アナリストの特性にも焦点を当てた。トップアナリストは、高精度のレポートを公表する能力を有するアナリストである。本稿は、トップアナリストが増資企業をカバーしている場合、当該企業の増資に係るコストがより低くなることを明らかにした。

本稿の検証結果は、既存研究に対して以下の貢献がある。その一つにアナリストの情報提供機能に関する研究への貢献がある。前述のとおり、アナリストの情報提供機能に関する既存研究の多くは、流通市場に焦点を当ててきた。それに対して、本稿は公募増資における新発株式の価格決定のデータを用いて、アナリストの情報提供機能が発行市場にも及ぶことを明らかにした。二つ目の貢献は、公募増資の価格決定に関する研究についてである。Bowen et al. [2008] は、米国の発行市場のデータを用いて、アナリスト・カバレッジが、新発株式のアンダープライシングを低下させていることを明らかにした。本稿は、本邦の発行市場においても、Bowen et al. [2008] と同様の結果が得られることを示した。また、本稿はBowen et al. [2008] では検証されていない引受手数料率や総発行コスト（アンダープライシング+引受手数料）についても取り上げ、アナリストの情報生産機能が有用であることを示す結果を得ている。

本稿の構成は、以下のとおりである。次節で

は先行研究と仮説、第Ⅲ節ではデータ・サンプルを説明する。第Ⅳ節では検証結果を示し、最後に全体のまとめを述べる。

## Ⅱ. 先行研究と仮説

### 1. 先行研究：アナリストの情報提供機能

アナリストは、証券投資の分野において、高度な専門知識や分析技術を用いた情報分析や価値評価を行い、投資助言や投資管理サービスを提供するプロフェッショナルである。アナリストが提供する投資情報は、その有益性の高さから多くの投資家に重宝され、効率的な株式市場（特に、流通市場）の形成に役立っていることが多くの既存研究で明らかにされている。例えば、Brennan and Subrahmanyam [1995] や Yohn [1998], Roulstone [2003] は、アナリスト・レポートを通じて企業価値に関する情報を広く拡散することで、逆選択や流動性に起因する取引コストが低下することを明らかにしている。Gleason and Lee [2003] は、アナリスト・レポートには、流通市場における価格形成を促進する役割があることを明らかにしている。また、Chen et al. [2010] は、アナリストは企業が開示する情報を解釈しやすい内容に変換し、タイムリーにレポートに織り込むこと、Yu [2008] は、アナリスト・カバレッジが存在する企業では、会計上の利益調整行動が行われにくいこと、加藤 [2017] は、アナリスト・カバレッジが存在する企業では、経営者予想に楽観性バイアスが生じる可能性が低く、精度の高い業績予想が公表されるなど、企業の開示情報の質やそれらの情報の拡散において、アナリストが重要な役割を果たしているが明らか

発行市場におけるセルサイド・アナリストの有用性にされている。

## 2. 先行研究：新発株式のアンダープライシングおよび引受手数料

公募増資は、上場企業が不特定多数の投資家を対象に新発株式を発行することで出資を得るエクイティ・ファイナンスである。新発株式は、発行価格と発行価額が設定される。発行価格は、増資に応じる投資家が払い込む一株当たりの金額であり、流通市場で取引されている既発株式の価値より低く設定される。この過少値付けの程度をアンダープライシングという。発行価額は、新発株式の引き受ける証券会社が企業に支払う一株当たり金額であり、増資に応じ投資家が支払う発行価格よりも低い価格が設定される。この差額は、企業から引受証券会社への手数料となり、引受手数料と呼ばれる。

Rock [1986] は、増資に応じる投資家の間に存在する増資企業の企業価値に関する情報の非対称性が、新発株式にアンダープライシング生じる要因と指摘している。Rock [1986] では、①市場には企業価値について正確な判断ができる情報優位な投資家と、企業価値について正確な判断ができない情報劣位な投資家が存在すること、②情報優位な投資家だけでは公募増資で発行される全株式を買い取ることができないことを想定した発行市場を考えている。こうした発行市場では、情報優位な投資家は、企業価値が過小に評価されている企業の公募増資にのみ応じる。情報劣位な投資家は、発行市場に残された企業価値が過大に評価された企業の公募増資に応じる可能性が高くなる。すると、情報劣位な投資家は、公募増資に応じてもそこから投資収益を生み出すことが困難になり、やがては発行市場から撤退することになる。なお、

Rock [1986] では、情報優位な投資家だけでは増資で新たに発行される株式の全てを買い取ることができないため、企業は情報劣位な投資家を市場に留めておく必要があり、その手段として彼らの投資収益がマイナスにならないように発行価格を引き下げるとした。こうした一連の過程から、新発株式にアンダープライシングが生じると説明している。Corwin [2003] や Suzuki [2010] は、企業規模を投資家間の情報の非対称性の代理変数とし、実証的な側面から Rock [1986] を支持する検証結果を示している。

引受証券会社は、事前審査や発行価格の決定、新発株式の販売といった引受業務を担う。引受証券会社と企業の間には存在する情報の非対称性が大きいほど、引受証券会社はより多くの審査時間やコストを費やすことになる。Lee and Masulis [2009] は、企業の企業規模と引受手数料の間には負の関係があることを明らかにしている。また、Ang and Zhang [2006] は、過去に引受業務に担った企業の増資を再度引き受ける場合、引受証券会社には当該企業に対する情報が蓄積されているため引受手数料が低くなること、Druncker and Puri [2005] は、引受証券会社と同一グループにある金融機関が融資を行っている場合、グループ間で情報が共有されることで引受手数料が低くなることを明らかにしている。

## 3. 仮説

アナリスト・レポートが公表されると、当該企業に関する情報が投資家をはじめとする様々な経済主体に受容される。その結果として、アナリストにカバーされる企業では、そうでない企業よりも投資家同士の情報格差は小さくなっ

ているはずである。

公募増資における新発株式のアンダープライシングや引受手数料は、投資家間の情報の非対称性や引受証券会社・企業間の情報の非対称性に起因することが既存研究で明らかにされている。もしアナリストが情報提供者として企業を取り巻く情報環境を改善するならば、アナリスト・カバレッジが存在する企業は、新発株式のアンダープライシングおよび引受手数料は低くなることが考えられる。そこで本稿は、以下の仮説1-1、1-2、1-3を設定する。

仮説1-1：アナリスト・カバレッジが存在する企業は、存在しない企業と比べて、新発株式のアンダープライシングが小さい。

仮説1-2：アナリスト・カバレッジが存在する企業は、存在しない企業と比べて、引受手数料が低い。

仮説1-3：アナリスト・カバレッジが存在する企業は、存在しない企業と比べて、総コスト（アンダープライシング+引受手数料）が低い。

砂川・加藤 [2020] は、アナリスト・レーティングに対する株価反応についての検証を行い、小規模企業ほど株価の変動幅が大きいことを明らかにしている。大企業規模は、アナリストをはじめとする多様な情報生産主体によって、常日頃から情報が普及しやすい環境が整っている。対して、小規模企業は、大規模企業ほど情報の普及環境が未発達であり、アナリストの情報生産機能が果たす役割が相対的に大きくなる。こうした企業を取り巻く潜在的な情報環境の違いにより、小規模企業のほうがアナリスト・レーティングに対する株価反応の程度が大きくなったと、砂川・加藤 [2020] は説明す

る。このように、企業を取り巻く潜在的な情報環境が異なれば、アナリスト・カバレッジの効果にも何らかの差異が生じる可能性がある。そこで、以下の仮説2-1、2-2、2-3を設定する。

仮説2-1：アナリスト・カバレッジによる新発株式のアンダープライシングの変動幅は、企業を取り巻く情報環境が良好なときほど小さくなる。

仮説2-2：アナリスト・カバレッジによる引受手数料の変動幅は、企業を取り巻く情報環境が良好なときほど小さくなる。

仮説2-3：アナリスト・カバレッジによる総コスト（アンダープライシング+引受手数料）の変動幅は、企業を取り巻く情報環境が良好なときほど小さくなる。

的確な投資情報（正確な将来業績予想など）を行うことができるアナリストは、投資家からの信頼を得て、トップアナリストとして地位を確立していく (Jackson [2005])。つまり、企業をカバーするアナリストの中にトップアナリストが含まれている場合、当該企業を取り巻く情報環境はより一層良好な状態にあると考えられる。そこで、以下の仮説3-1、3-2、3-3を設定する。

仮説3-1：トップアナリストによるカバレッジが存在する場合、新発株式のアンダープライシングはより小さくなる。

仮説3-2：トップアナリストによるカバレッジが存在する場合、引受手数料の程度はより低くなる。

仮説3-3：トップアナリストによるカバレッ



が存在する場合、総コスト（新発株式のアンダープライシング+引受手数料）はより低くなる。

### Ⅲ. データ・サンプル

アナリストに関するデータを Bloomberg L.P. の「ブルームバーグプロフェッショナル」、公募増資に関するデータを日経メディアマーケティング株式会社の「日経 NEEDs Financial Quest」および株式会社プロネクサスの「総合企業情報データベース eol」、その他の分析に要する変数のデータは「日経 NEEDs Financial Quest」から入手し、以下の基準でサンプルセレクションを行った。その結果、サンプルとして789件の公募増資が得られた。

- (1) 2002年1月1日～2014年12月31日に、銀行・証券・保険・その他金融業（日経業種中分類コードの47～52）以外の一般事業会

社が実施した公募増資であること。

- (2) 公募増資の価格算定日の1年前までに上場していない企業の公募増資は、サンプルから除外する。
- (3) 分析で用いる変数の作成に係るデータに欠損がある場合は、当該公募増資をサンプルから除外する。

図表1は、公募増資の実施状況とアナリスト・カバレッジを年度別に分類したものである。公募増資の実施は、好況期（2004年から2006年、2013年から2014年）に増加し、不況期（2008年から2012年）に減少する傾向があることがわかる。公募増資では既発株式の市場価格を基準として新発株式の価格が決定されるので、好況期のような相場上昇時には件数が増え、反対に不況期には減少に繋がる。公募増資の実施企業には、全体の63.2%の企業に少なくとも1人以上のアナリスト・カバレッジが存在する。また、アナリストが存在する企業には、

図表1 公募増資の実施状況とアナリスト・カバレッジ（年度別）

年度	公募増資 実施企業数	アナリスト有り			アナリスト無し	
		企業数	割合	1企業あたりの アナリスト数	企業数	割合
2002	45	35	77.8%	4.03	10	22.2%
2003	61	37	60.7%	3.73	24	39.3%
2004	152	100	65.8%	3.14	52	34.2%
2005	110	67	60.9%	3.00	43	39.1%
2006	93	64	68.8%	3.53	29	31.2%
2007	48	30	62.5%	3.53	18	37.5%
2008	14	10	71.4%	3.20	4	28.6%
2009	31	23	74.2%	8.74	8	25.8%
2010	38	21	55.3%	6.00	17	44.7%
2011	31	16	51.6%	4.38	15	48.4%
2012	31	17	54.8%	5.76	14	45.2%
2013	74	43	58.1%	4.19	31	41.9%
2014	61	36	59.0%	3.78	25	41.0%
合計	789	499	63.2%	3.95	290	36.8%

図表2 公募増資の実施状況とアナリスト・カバレッジ (証券取引所別)

市場	公募増資 実施企業数	アナリスト有り			アナリスト無し	
		企業数	割合	1企業あたりの アナリスト数	企業数	割合
東証(1部)	322	237	73.6%	5.54	85	26.4%
東証(1部以外)	204	112	54.9%	2.29	92	45.1%
大証	22	12	54.5%	1.67	10	45.5%
名証	10	4	40.0%	1.00	6	60.0%
福証	3	-	-	-	3	100%
札証	1	-	-	-	1	100%
ジャスダック	201	118	58.7%	2.87	83	41.3%
ヘラクレス	26	16	61.5%	2.31	10	38.5%
合計	789	499	63.2%	3.95	290	36.8%

平均して1企業当たり約3.95人のアナリストからレポートが公表されている。年度別では、大企業による公募増資を相次いだ2009年は、カバレッジ率74.2%で1企業当たりのアナリストの人数が8.74人と高い数値を示した。なお、アナリスト・カバレッジの有無および人数は、公募増資の価格算定日から遡ること1年の間に公表されたレポートから判断している。

図表2は、公募増資の実施企業を上場する証券取引所別に分類したものである。789件の公募増資のうち、東証1部に上場する企業の公募増資は322件(40.8%)であり、他市場での公募増資は残りの467件(59.2%)であった。公募増資の実施は、特定の市場に偏っているわけではないことがわかる。一方、アナリスト・カバレッジの分布は、東証1部に上場する企業に大きく偏っている。これは、東証1部には、投資家の注目する大企業や有名企業が多く集まっていることが要因と考えられる。

## IV. 分析結果

### 1. 分析モデル

アナリスト・カバレッジと増資コストの関連性を検証するにあたり、本稿では鈴木 [2017] に倣い、下記の回帰モデルを構築した<sup>2)</sup>。なお、これらのモデルにはアナリスト・カバレッジと企業規模を同時に織りこまれており、この点については以下のような懸念がある。アナリストは、投資家の売買行動を誘発することを目的としたリサーチ業務を行うため、投資家からの注目が高い大規模企業をカバーしやすくなる。こうした傾向は、後掲の図表4の相関係数の数値にも表れているが、 $\#Analyst$  と  $\ln(\text{Size})$  の間には強い正の相関関係が生まれる。一般に、強い相関関係を持つ変数を同時に回帰モデルに組み込むと、多重共線問題が生じ検定統計量に歪みが生じることは有名な話である。そこで、本稿は  $\#Analyst$  に内因する  $\ln(\text{size})$  などの影響を取り除いた  $\text{Residual\_}\#Analyst$  の推定し (first stage),  $\#Analyst$  の固有情報のみが残った  $\text{Residual\_}\#Analyst$  を用いた検証を行う

発行市場におけるセルサイド・アナリストの有用性

ことで (second stage), この問題に対処することとした。

$$\begin{aligned} \text{Underpricing} = & \alpha + \beta_1 \# \text{Residual\_Analyst} \\ & + \beta_2 \ln(\text{Size}) + \beta_3 \text{Volatility} \\ & + \beta_4 \text{CAR} + \beta_5 \text{RelOffSize} \\ & + \beta_6 \ln(\text{Price}) \\ & + \beta_7 \text{UWReputation} \\ & + \beta_8 \text{Timelag} + \beta_9 \text{Runup} \\ & + \beta_{10} \text{Runup\_m} \\ & + \sum_i \text{Year dummy}_i \\ & + \sum_j \text{Stock Exchange dummy}_j \\ & + \epsilon \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{UW fee} = & \alpha + \beta_1 \# \text{Residual\_Analyst} \\ & + \beta_2 \ln(\text{Size}) + \beta_3 \text{Volatility} \\ & + \beta_4 \text{CAR} + \beta_5 \text{RelOffSize} \\ & + \beta_6 \ln(\text{Price}) \\ & + \beta_7 \text{UWReputation} \\ & + \beta_8 \text{Timelag} + \beta_9 \text{Runup} \\ & + \beta_{10} \text{Runup\_m} \\ & + \sum_i \text{Year dummy}_i \\ & + \sum_j \text{Stock Exchange dummy}_j \\ & + \epsilon \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Total cost} = & \alpha + \beta_1 \# \text{Residual\_Analyst} \\ & + \beta_2 \ln(\text{Size}) + \beta_3 \text{Volatility} \\ & + \beta_4 \text{CAR} + \beta_5 \text{RelOffSize} \\ & + \beta_6 \ln(\text{Price}) \\ & + \beta_7 \text{UWReputation} \\ & + \beta_8 \text{Timelag} + \beta_9 \text{Runup} \\ & + \beta_{10} \text{Runup\_m} \\ & + \sum_i \text{Year dummy}_i \\ & + \sum_j \text{Stock Exchange dummy}_j \\ & + \epsilon \end{aligned}$$

・ Underpricing: 価格算定日株価と発行価格の乖離度合

算定式:  $(\text{価格算定日株価} - \text{発行価格}) \div \text{発行価格} \times 100$

・ UW fee: 発行価格と払込金額の乖離度合

算定式:  $(\text{発行価格} - \text{払込金額}) \div \text{発行価格} \times 100$

・ Total cost: 「Underpricing」と「UW fee」の合計

・ #Residual\_Analyst: 価格算定日前1年間に公募増資の実施企業をカバーするアナリストの人数

・ TopAnalyst: 公募増資の実施企業をカバーするアナリストに、日本金融新聞(2007年以前)と日経ヴェリタス(2008年以降)のアナリストランキングにおける各業種・部門の上位3位にランクインするアナリストが含まれるならば1, そうでなければ0とする二項変数

・ Size: 公募増資の直前決算期の資産総額

・ Volatility: 公募増資の価格算定日前80日から前21日までの60営業日間の株価収益率の標準偏差

・ CAR: 公募増資の価格算定日前5日から前日までの5営業日間の累積異常株価収益率

・ RelOffSize: 発行済株式数に占める新株発行数の割合。発行済み株式は、公募増資の価格算定日の直前月末末値とする

・ Price: 公募増資の価格算定日の前日終値

・ UWReputation: 公募増資の主幹事を務める引受証券会社が野村証券・大和証券・日興証券ならば1, それ以外ならば0とする二項変数

・ Timelag: 公募増資の価格算定日から払込期日までの営業日数



図表3 記述統計量

	平均値	標準偏差	10%	25%	中央値	75%	90%	観測数
<i>Underpricing</i> (%)	3.552	0.960	3.093	3.097	3.154	4.167	4.312	789
<i>UW fee</i> (%)	5.320	0.958	4.125	4.639	5.182	6.186	6.355	789
<i>Total cost</i> (%)	8.872	1.619	7.231	7.746	8.763	9.794	10.94	789
<i>Analyst dummy</i>	0.632	0.482	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000	789
<i>#Analyst</i>	2.496	3.559	0.000	0.000	1.000	3.000	7.000	789
<i>TopAnalyst</i>	0.134	0.341	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	789
<i>Size</i> (billion yen)	215.5	826.4	4.101	9.510	25.39	76.49	361.1	789
<i>Volatility</i>	2.988	1.563	1.361	1.939	2.632	3.718	5.041	789
<i>CAR</i> (%)	-3.119	7.980	-12.64	-7.310	-3.119	1.091	6.310	789
<i>RelOffSize</i>	0.109	0.054	0.047	0.071	0.103	0.139	0.175	789
<i>Price</i>	110926	272613	399	815	1850	9000	410000	789
<i>UWReputation</i>	0.707	0.455	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000	789
<i>Timelag</i>	6.932	1.224	6.000	6.000	7.000	7.000	9.000	789
<i>Runup</i>	0.726	0.446	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000	789
<i>Runup_m</i>	0.663	0.473	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000	789

- ・Runup：公募増資の価格算定日の前80日から前21日までの60営業日間の累積株価収益率が正ならば1，非正ならば0とする二項変数
- ・Runup\_m：公募増資の価格算定日の前80日から前21日までの60営業日間の累積市場収益率が正ならば1，非正ならば0とする二項変数

被説明変数は、増資コスト（Underpricing, UW fee, Total cost）である。注目すべき説明変数は、Residual\_#Analystである。増資コストは、企業を取り巻く情報環境（投資家間の情報の非対称性、企業と引受証券会社間の情報の非対称性）が決定要因の一つであることが既存研究により明らかにされている。アナリストは、企業に関するレポートを定期的に公表する情報提供主体であり、企業を取り巻く情報環境を改善する役割を果たす。したがって、アナリスト・カバレッジが存在する企業は、カバレッジが存在しない企業よりも情報環境の質が高いため、増資コストは低く設定されると考え

られ、係数 $\beta_1$ はそれぞれ負の値となることが予想される。

その他の説明変数は、コントロール変数である。ln(Size)は、企業を取り巻く情報環境をコントロールするための変数である。Volatilityは企業が潜在的に持ち合わせる株価変動リスク、Timelagは新発株式の価格算定日から払込期日までの株価変動リスクをコントロールするための変数である。CARは、新発株式の価格算定日直前のShort sellingによる株価変動の影響をコントロールするための変数である<sup>3)</sup>。RelOffSizeは、新発株式の発行に伴う流動性ショックの影響をコントロールするための変数である。ln(price)は呼び値の刻みの違いから生じる取引コストの影響をコントロールするための変数である。UWReputationは、名声の高い引受証券会社による保証効果の影響をコントロールするための変数である。RunupおよびRunup\_mは、企業およびマーケットの上昇局面ないし下降局面をコントロールするための変数である。図表3は変数の記述統計量、図表4

図表4 相関係数

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]	[13]	[14]	[15]
[1] <i>Underpricing</i>		0.43	0.70	-0.28	-0.32	-0.19	-0.16	-0.01	-0.01	0.14	-0.35	-0.07	-0.07	-0.09	-0.05
[2] <i>UW fee</i>	0.43		0.91	-0.37	-0.53	-0.43	-0.66	0.20	0.14	0.10	0.17	-0.19	0.23	-0.04	-0.01
[3] <i>Total cost</i>	0.84	0.84		-0.38	-0.52	-0.41	-0.59	0.20	0.13	0.10	0.06	-0.19	0.16	-0.06	-0.03
[4] <i>Analyst dummy</i>	-0.26	-0.35	-0.36		0.86	0.30	0.30	0.05	-0.05	-0.09	0.08	0.13	-0.06	0.04	-0.03
[5] <i>#Analyst</i>	-0.27	-0.49	-0.45	0.53		0.52	0.47	0.01	-0.03	-0.07	0.03	0.18	-0.10	0.01	-0.05
[6] <i>TopAnalyst</i>	-0.23	-0.41	-0.38	0.30	0.69		0.46	-0.10	0.01	-0.01	-0.14	0.12	-0.10	-0.02	0.02
[7] <i>Size</i>	-0.14	-0.29	-0.25	0.16	0.50	0.48		-0.33	-0.13	0.00	-0.41	0.20	-0.23	-0.01	0.04
[8] <i>Volatility</i>	0.22	0.21	0.25	0.01	-0.06	-0.11	-0.11		0.07	0.04	0.37	-0.12	0.03	0.11	-0.04
[9] <i>CAR</i>	0.14	0.15	0.17	-0.05	0.00	0.01	0.00	0.11		-0.15	0.23	-0.08	0.22	-0.03	0.05
[10] <i>RelOffSize</i>	0.10	0.06	0.09	-0.06	0.05	0.03	0.06	0.03	-0.15		-0.11	-0.07	-0.12	0.00	-0.03
[11] <i>Price</i>	0.00	0.22	0.13	-0.04	-0.09	-0.10	-0.09	0.34	0.15	-0.01		-0.04	0.19	0.05	-0.02
[12] <i>UWReputation</i>	-0.10	-0.19	-0.18	0.13	0.18	0.12	0.10	-0.12	-0.09	-0.04	-0.09		-0.04	0.02	-0.04
[13] <i>Timelag</i>	0.09	0.20	0.17	-0.06	-0.12	-0.11	-0.10	-0.01	0.15	-0.13	0.07	-0.04		-0.06	-0.04
[14] <i>Runup</i>	-0.10	-0.05	-0.09	0.04	-0.04	-0.02	-0.03	0.11	-0.04	-0.04	0.04	0.02	-0.09		0.31
[15] <i>Runup_m</i>	-0.06	0.00	-0.04	-0.03	-0.06	0.02	-0.03	-0.01	0.04	-0.04	0.01	-0.04	0.00	0.31	

(注) 左下三角行列は Pearson 相関係数, 右上三角行列は Spearman 相関係数を示す。

は相関係数を表したものである。なお紙幅には限りがあるため、記述統計量および相関係数に関する記述は割愛する。

## 2. 単変量分析

図表5は、企業をカバーするアナリストの人数を、0人もしくは1人のグループ、2人もしくは3人のグループ、4人以上のグループに3分割し、アナリスト・カバレッジと増資コスト

の間の関係性を示したものである<sup>4)</sup>。

各グループのアンダープライシングの程度を比較すると、アナリストが最も少ないグループ(0~1人)は平均値で3.747%であった。これに対して、アナリスト人数が中程度のグループ(2~3人)になると、アンダープライシングの平均値は3.519%まで低下する。さらには、アナリストの人数が最も多いグループ(4人以上)では、アンダープライシングが3.107%と

図表5 アナリスト・カバレッジと増資コスト (単変量分析)

		アナリスト数			Difference	
		0~1人 (a)	2~3人	4人以上 (b)	(a) - (b)	t-value z-value
<i>Underpricing</i>	平均値	3.747	3.519	3.107	0.641 ***	7.89
	中央値	3.276	3.118	3.112	0.164 ***	7.94
	標準偏差	0.963	0.953	0.798		
	観測数	440	169	180		
<i>UW fee</i>	平均値	5.679	5.232	4.523	1.156 ***	15.7
	中央値	5.699	5.156	4.131	1.568 ***	14.1
	標準偏差	0.880	0.862	0.695		
	観測数	440	169	180		
<i>Total cost</i>	平均値	9.427	8.751	7.630	1.797 ***	14.1
	中央値	9.278	8.298	7.384	1.894 ***	13.7
	標準偏差	1.504	1.500	1.250		
	観測数	440	169	180		

(注) \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的に有意であることを示す。

なり、アナリストが最も少ないグループより0.641%も低くなる。同様の傾向は、引受手数料や総コストにおいてもみられる。企業をカバーするアナリストの数が少ないグループから順に並べると、引受手数料は5.679%→5.232%→4.523%となり、総コストは9.427%→8.751%→7.630%となる。

これらはアナリスト・カバレッジと増資コストの間には、負の関係があることを示している。

### 3. 多変量分析

前述のとおり、アナリスト・カバレッジと増資コストの2変数の間には負の関係が確認された。しかし、こうした関係は、企業特性や公募増資の特性などの他の要因を考慮していない。ここでは、両者の関係をより厳密に分析するために、前掲の回帰モデルを用いた多変量分析を行っていく。

図表6は、分析結果を示したものである。企業をカバーするアナリストが1人増えるにつれ

図表6 アナリスト・カバレッジと増資コスト (多変量分析)

	<i>First stage</i>		<i>Second stage</i>	
	<i>#Analyst</i>	<i>Underpricing</i>	<i>UW fee</i>	<i>Total cost</i>
<i>Constant</i>	-33.717 *** (2.733)	7.425 *** (0.685)	10.563 *** (0.547)	17.988 *** (0.984)
<i>Residual_#Analyst</i>		-0.068 *** (0.012)	-0.043 *** (0.008)	-0.111 *** (0.017)
<i>ln(Size)</i>	1.442 *** (0.103)	-0.151 *** (0.023)	-0.231 *** (0.020)	-0.383 *** (0.035)
<i>Volatility</i>	0.226 *** (0.069)	0.108 *** (0.030)	-0.004 (0.021)	0.105 ** (0.041)
<i>CAR</i>	0.025 ** (0.013)	0.017 *** (0.006)	0.007 ** (0.003)	0.023 *** (0.007)
<i>RelOffSize</i>	-0.273 (2.464)	0.821 (0.557)	1.630 *** (0.504)	2.452 *** (0.845)
<i>ln(Price)</i>	0.200 *** (0.043)	-0.069 *** (0.014)	-0.032 *** (0.012)	-0.101 *** (0.020)
<i>UWReputation</i>	0.422 ** (0.178)	-0.073 (0.070)	-0.086 (0.057)	-0.160 (0.100)
<i>Timelag</i>	-0.101 (0.069)	0.012 (0.050)	0.009 (0.028)	0.021 (0.054)
<i>Runup</i>	-0.224 (0.246)	-0.169 ** (0.069)	-0.060 (0.057)	-0.229 ** (0.103)
<i>Runup_m</i>	-0.315 (0.244)	-0.037 (0.070)	0.045 (0.056)	0.009 (0.104)
<i>Year dummy</i>	yes	yes	yes	yes
<i>Stock Exchange dummy</i>	yes	yes	yes	yes
<i>Adjusted R-squared</i>	0.454	0.327	0.578	0.512
<i>N</i>	789	789	789	789

(注) 上段の数値は係数、下段の括弧内の数値はロバスト標準誤差である。

\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的に有意であることを示す。

図表7 アナリスト・カバレッジと増資コスト（企業規模別での比較）

	Underpricing		UW fee		Total cost	
	Small	Large	Small	Large	Small	Large
<i>Constant</i>	6.807 *** (1.747)	7.315 *** (1.039)	12.286 *** (1.640)	8.984 *** (0.645)	19.093 *** (2.615)	16.299 *** (1.397)
<i>Residual_#Analyst</i>	-0.103 *** (0.029)	-0.056 *** (0.014)	-0.085 *** (0.023)	-0.041 *** (0.008)	-0.188 *** (0.042)	-0.097 *** (0.019)
<i>ln(Size)</i>	-0.117 (0.074)	-0.145 *** (0.028)	-0.305 *** (0.069)	-0.155 *** (0.022)	-0.422 *** (0.113)	-0.300 *** (0.041)
<i>Volatility</i>	0.092 ** (0.040)	0.142 ** (0.058)	-0.029 (0.027)	0.018 (0.040)	0.063 (0.052)	0.160 * (0.089)
<i>CAR</i>	0.018 ** (0.008)	0.012 ** (0.005)	0.004 (0.005)	0.005 (0.004)	0.022 ** (0.010)	0.017 ** (0.007)
<i>RelOffSize</i>	0.567 (0.944)	0.369 (0.728)	2.270 ** (1.001)	0.687 (0.476)	2.837 * (1.475)	1.056 (1.044)
<i>ln(Price)</i>	-0.061 *** (0.018)	-0.093 *** (0.024)	-0.029 * (0.017)	-0.055 *** (0.017)	-0.090 *** (0.026)	-0.148 *** (0.035)
<i>UWReputation</i>	-0.015 (0.09)	-0.155 (0.096)	-0.013 (0.084)	-0.171 ** (0.082)	-0.028 (0.122)	-0.326 ** (0.157)
<i>Timelag</i>	-0.023 (0.052)	0.045 (0.078)	0.013 (0.044)	-0.016 (0.027)	-0.010 (0.061)	0.029 (0.085)
<i>Runup</i>	-0.035 (0.099)	-0.302 *** (0.092)	-0.052 (0.095)	-0.078 (0.064)	-0.087 (0.153)	-0.380 *** (0.136)
<i>Runup_m</i>	-0.097 (0.107)	0.035 (0.080)	0.041 (0.084)	0.067 (0.069)	-0.056 (0.153)	0.102 (0.128)
<i>Year dummy</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>Stock Exchange dummy</i>	yes	yes	yes	yes	yes	yes
<i>Adjusted R-squared</i>	0.308	0.331	0.278	0.555	0.358	0.461
<i>N</i>	395	394	395	394	395	394

(注) 上段の数値は係数、下段の括弧内の数値はロバスト標準誤差である。

\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的に有意であることを示す。

て、アンダープライシングは0.068%、引受手数料は0.043%、総コストは0.111%低下することを示す。本検証サンプルのアナリスト・カバレッジの平均人数が約2.5人であることを鑑みると、アンダープライシングでは約0.17% (0.068% × 2.5人)、0.1075% (0.043% × 2.5人)、総コストでは0.2775% (0.111% × 2.5人) ほど、アナリスト・カバレッジが存在しない企業は高い増資コストを負担していることを意味する。

以上の結果は、企業をカバーするアナリストの存在が、当該企業の情報環境が良好な状態に保ち、情報の非対称性問題の緩和に貢献するこ

とで、増資コストの低下に結びついていると解釈できる。これらは、仮説1-1、1-2、1-3を支持することになる<sup>5)</sup>。

次に、仮説2についての検証を行う。図表7は、企業規模（小規模企業と大規模企業）と上場場部（東証1部と非東証1部）の違いが、アナリストの情報提供機能に差異をもたらすか検証した結果である。小規模企業（Small）と大規模企業（Large）については、公募増資の直前決算期時点の資産総額を基準に、中央値未満を小規模企業、中央値以上を大規模企業として分類している。小規模企業による公募増資では、アナリスト・カバレッジが1人増えるにつ

図表8 アナリスト・カバレッジと増資コスト（上場場部別での比較）

	Underpricing		UW fee		Total cost	
	Tokyo 1	Non-Tokyo 1	Tokyo 1	Non-Tokyo 1	Tokyo 1	Non-Tokyo 1
Constant	5.803 *** (1.123)	9.563 *** (1.008)	10.321 *** (0.716)	14.097 *** (0.895)	16.123 *** (1.427)	23.660 *** (1.559)
Residual_#Analyst	-0.060 *** (0.016)	-0.102 *** (0.022)	-0.025 *** (0.008)	-0.114 *** (0.017)	-0.086 *** (0.020)	-0.216 *** (0.033)
ln(Size)	-0.132 *** (0.032)	-0.202 *** (0.042)	-0.211 *** (0.021)	-0.344 *** (0.037)	-0.343 *** (0.042)	-0.546 *** (0.065)
Volatility	0.091 (0.057)	0.082 ** (0.034)	-0.036 (0.031)	-0.002 (0.027)	0.055 (0.071)	0.080 (0.053)
CAR	0.016 (0.011)	0.016 *** (0.006)	0.018 *** (0.005)	-0.003 (0.004)	0.034 *** (0.013)	0.014 * (0.008)
RelOffSize	-0.014 (0.821)	0.630 (0.829)	0.292 (0.539)	1.861 ** (0.812)	0.278 (1.154)	2.490 ** (1.256)
ln(Price)	-0.067 * (0.035)	-0.066 *** (0.015)	-0.034 * (0.020)	-0.047 *** (0.015)	-0.100 ** (0.044)	-0.113 *** (0.024)
UWReputation	-0.075 (0.118)	-0.046 (0.077)	-0.090 (0.096)	-0.087 (0.067)	-0.165 (0.180)	-0.133 (0.114)
Timelag	0.209 *** (0.080)	-0.085 ** (0.034)	0.013 (0.047)	0.020 (0.031)	0.222 *** (0.084)	-0.065 (0.053)
Runup	-0.163 (0.115)	-0.149 * (0.084)	-0.063 (0.079)	-0.026 (0.079)	-0.226 (0.163)	-0.176 (0.132)
Runup_m	-0.007 (0.097)	-0.059 (0.098)	0.030 (0.082)	0.050 (0.075)	0.023 (0.153)	-0.009 (0.143)
Year dummy	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Stock Exchange dummy	-	yes	-	yes	-	yes
Adjusted R-squared	0.356	0.320	0.336	0.278	0.410	0.363
N	322	467	322	467	322	467

(注) 上段の数値は係数、下段の括弧内の数値はロバスト標準誤差である。

\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的に有意であることを示す。

れて、アンダープライシング、引受手数料、総コストがそれぞれ0.103%、0.085%、0.188%低下することを示す結果を得た。対して、大規模企業による公募増資では、アナリスト・カバレッジが1人増えるにつれて、アンダープライシング、引受手数料、総コストがそれぞれ0.056%、0.041%、0.097%の低下に留まった。両グループの数値を比較すると、アンダープライシングは0.047%、引受手数料は0.044%、総コストは0.091%と、アナリスト1人当たりの増資コストの引き下げ効果は小規模企業ほど大きいことがわかった。

図表8は、サンプル企業を東証1部（To-

kyo1）と非東証1部（Non-Tokyo1）に分類して、同様の比較を行った結果である。非東証1部に上場する企業の公募増資は、東証1部上場企業による公募増資よりも、アナリスト1人当たりの増資コストの引き下げ効果が大きいことを示す結果となった（アンダープライシングは0.042%、引受手数料は0.089%、総コストは0.130%）。

以上の結果は、仮説2-1、2-2、2-3を支持するとともに、アナリストによる情報生産機能は企業を取り巻く情報環境の質が相対的に引くときほど、より大きな役割を果たしていることを示唆するものであった。

図表9 トップアナリストの特性と増資コスト

	<i>TopAnalyst</i>		
	<i>Underpricing</i>	<i>UW fee</i>	<i>Total cost</i>
<i>Constant</i>	5.779 *** (0.922)	9.382 *** (0.648)	15.161 *** (1.236)
<i>TopAnalyst</i>	-0.273 ** (0.122)	-0.090 (0.070)	-0.363 ** (0.159)
<i>ln(Size)</i>	-0.098 *** (0.026)	-0.182 *** (0.023)	-0.280 *** (0.039)
<i>Volatility</i>	0.148 *** (0.043)	0.048 * (0.026)	0.195 *** (0.057)
<i>CAR</i>	0.006 (0.004)	0.004 (0.003)	0.009 (0.006)
<i>RelOffSize</i>	0.454 (0.708)	1.152 ** (0.502)	1.606 * (0.971)
<i>ln(Price)</i>	-0.057 *** (0.018)	-0.047 *** (0.013)	-0.104 *** (0.025)
<i>UWReputation</i>	-0.020 (0.076)	-0.145 ** (0.073)	-0.165 (0.120)
<i>Timelag</i>	0.026 (0.068)	0.003 (0.024)	0.028 (0.071)
<i>Runup</i>	-0.137 * (0.078)	-0.019 (0.061)	-0.156 (0.113)
<i>Runup_m</i>	-0.136 ** (0.069)	0.014 (0.063)	-0.122 (0.109)
<i>Year dummy</i>	yes	yes	yes
<i>Stock Exchange dummy</i>	yes	yes	yes
<i>Adjusted R-squared</i>	0.301	0.618	0.523
<i>N</i>	499	499	499

(注) 上段の数値は係数、下段の括弧内の数値はロバスト標準誤差である。

\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で統計的に有意であることを示す。

最後に、トップアナリスト (Top Analyst) に焦点を当てて、アナリストの特性と増資コストの関連性についての検証を行った。トップアナリストはアナリストランキング (日本金融新聞 (2007年以前) と日経ヴェリタス (2008年以降)) に計算される業種別アナリストランキングの上位3位以内にランクインしているアナリストを指す。

図表9より、企業をカバーするアナリストの中にトップアナリストが存在する場合、当該企業の公募増資ではアンダープライシングと総コ

ストが、それぞれ0.273%と0.363%低くなることを示す結果を得た。一方、引受手数料については、TopAnalystの係数はマイナスを示したが、この数値には統計上の有意性はみられなかった。以上をまとめると、本検証は仮説3-1, 3-3を支持するものである。これは、トップアナリストが他のアナリストよりも情報分析に長けており、企業の情報環境の改善に対する貢献が大きいことから、その効果が増資コストに反映されたと解釈することができる<sup>6)</sup>。



## V. まとめ

アナリストは、企業を取り巻く情報環境を向上させる主体として、様々な企業に関するレポートを作成し公表している。本稿は、こうしたアナリストの情報提供機能が公募増資のアンダープライシングや引受手数料にどのような影響を及ぼすかを検証した。主な検証結果として、①アナリスト・カバレッジが存在する企業の公募増資は、存在しない企業の公募増資と比べて、アンダープライシングおよび引受手数料がともに低い、②アナリストがもたらす「①の効果」は、小規模企業や非東証1部上場企業など、相対的に企業情報が広く浸透していない企業の公募増資ほど大きくなる、③トップアナリストによるカバレッジは、アンダープライシングを一層低くする、というものであった。これらは、アナリストが情報提供者として企業情報を提供することが、公募増資に応じる投資家間の情報の非対称性問題や、公募増資を実施する企業と引受証券会社との情報の非対称性問題を緩和させ、増資コストの軽減に一役を買っていることを示すものと解釈できよう<sup>7)</sup>。

昨今の我が国の証券市場においては、オンライントレードの普及や証券取引に係る税制優遇(NISAなど)に伴い、市場取引を行う個人投資家は増加傾向にある。平成バブル崩壊により、銀行依存から直接金融への依存に傾斜しつつある本邦企業にとって、新たな個人投資家の誕生は発行市場の潜在的な参加者の拡大に繋がるものとして、大きな期待が集まっている。こうした状況下においては、アナリストは情報劣位になりやすい個人投資家にとって非常に力強い味方となる。また、企業側の立場において

も、本稿の結果が示すように企業の資金調達をサポートする重要な役割を担っている。個人投資家が増加傾向にあり、かつ直接金融への依存が高まりつつある我が国の現状を鑑みると、アナリストの果たす役割は年々高まっているといえる。アナリストがその自覚を持ち、情報生産者としての機能を果たすことは、本邦企業のより一層の発展に寄与するものになるだろう。

### 注

- 1) 本稿は、IPO(新規株式公開)を含まない。
- 2) 紙幅の都合で割愛するが、価格算定日前1年間に公募増資の実施企業を対象としたアナリスト・レポートの件数と増資コストに関する多変量分析も行っており、これから示す結果と概ね同様の結果が得られることが確認されている。
- 3) Gerard and Nanda [1993]によると、新発株式の価格算定日直前のShort sellingには、将来の株価下落に関する情報を有する投資家が行うInformative short sellingと、新発株式の価格を意図的に引き下げを目的とする投資家によるManipulative short sellingがある(Manipulative short sellingが行われるのは、新発株式の発行価格が当該企業の既発株式の市場価格を基準に価格付けされるため、価格算定日前に既発株式の市場価格が下がれば、新発株式の発行価格は本来よりも低価格になるからである)。Informative short sellingは情報に基づく取引であり、当該企業の情報環境にはプラスの効果をもたらすが、反対にManipulative short sellingは情報に基づかない取引のため、当該企業の情報環境を悪化させることになる。彼らは指摘する。
- 4) 機関投資家は、1人のアナリストによってカバーされる企業を実質的にアナリスト・カバレッジがないものとみなすことが多い。この点を考慮するため、図表3のサンプルはアナリストが0~1人、2~3人、4人以上に分割することにした。
- 5)  $\ln(\text{Size})$ を機関投資家持株比率に置き換えて分析を行った結果、依然としてアナリスト・カバレッジの有用性を示す結果が得られている。
- 6) 本稿は、幹事証券会社に属するアナリスト(以下、引受系アナリストとする)によるカバレッジの有無によって、増資コストに影響を及ぼすかについての検証も行った。その結果、引受系アナリストの存在は、アンダープライシングや総コストを引き下げているという検証結果を得た。なお、この結果に関しては、アナリストの情報生産機能と利益相反行為という2つの要素の影響を受けている可能性がある。
- 7) 企業が行うエクイティ・ファイナンスは多岐にわたる。発行市場におけるアナリストの有用性を検証するには、これらの相互作用を含めたより詳細な検証をさらに行う必要がある。今後の課題といえる。なお、これは匿

## 参 考 文 献

- 砂川伸幸・加藤政仁 [2020] 「証券アナリストの利益相反規制の効果の検証—利益相反規制導入の前後における株価の分析—」『JSDA キャピタルマーケットフォーラム（第2期）論文集』, 日本証券業協会, 6月, 27-43頁
- 加藤政仁 [2017] 「公募増資におけるセルサイド・アナリストのゲートキーパーとしての役割」『国民経済雑誌』, 神戸大学経済経営学会, 10月, 73-85頁
- 鈴木健嗣 [2017] 『日本のエクイティ・ファイナンス』, 中央経済社
- Ang, S. J., and S. Zhang [2006] “Underwriting relationships: Information production costs, underwriting fees, and first mover advantage”, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol.27, pp.205-229.
- Bowen, M.B., 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, pp.657-700.
- Brennan, J. M., and A. Subrahmanyam [1995] “Investment analysis and price formation in securities markets”, *Journal of Financial Economics*, Vol.38, pp.361-381.
- Chen, X., Q. Cheng, and K. Lio [2009] “On the relationship between analyst reports and corporate disclosures: Exploring the roles of information discovery and interpretation”, *Journal of Accounting and Economics*, Vol.49, pp.206-226.
- Corwin, M.T. [2003] “The determinants of underpricing for seasoned equity offerings”, *The Journal of Finance*, Vol.58, pp.2249-2279.
- Druncker, S., and M. Puri [2005] “On the Benefits of Concurrent Lending and Underwriting”, *The Journal of Finance*, Vol.60, pp.2763-2799.
- Gerard, B., and V. Nanda [1993] “Trading and manipulation around seasoned equity offerings”, *The Journal of Finance*, Vol.48, pp.213-246
- Gleason, A. C., and C. M. C. Lee [2003] “Analyst forecast revisions and market price discovery”, *The Accounting Review*, Vol.78, pp.193-225.
- Jackson, R. A. [2005] “Trade generation, reputation, and sell-side analysts”, *The Journal of Finance*, Vol.60, pp.673-717.
- Lee, G., and R. W. Masulis [2009] “Seasoned equity offerings: Quality of accounting information and expected flotation costs”, *Journal of Financial Economics*, Vol.92, pp.443-469.
- Rock, K. [1986] “Why new issues are underpriced”, *Journal of Financial Economics*, Vol.15, pp.187-212.
- Roulstone, T. D. [2003] “Analyst following and market liquidity”, *Contemporary Accounting Research*, Vol.20, pp.552-578.
- Suzuki, K. [2010] “Do the equity holding and soundness of bank underwriters affect issue costs of SEOs?” *Journal of Banking and Finance*, Vol.34, pp.984-995.
- Yohn, L. T. [1998] “Information asymmetry around earnings announcements”, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol.11, pp.165-182.
- Yu, F. [2008] “Analyst coverage and earnings management”, *Journal of Financial Economics*, Vol.88, pp.245-271.

(京都大学経営管理大学院講師・  
当研究所客員研究員)