

アナリストカバレッジと株式発行コスト

加藤 政仁

May 2017

Discussion Paper No.1714

GRADUATE SCHOOL OF ECONOMICS

KOBE UNIVERSITY

ROKKO, KOBE, JAPAN

アナリストカバレッジと株式発行コスト

神戸大学大学院経済学研究科 専任講師

kato_masahito@econ.kobe-u.ac.jp

加藤 政仁

要約

本稿は、アナリストの利益相反規制の導入前後で、アナリストが株式発行コスト（アナウンスメント効果やディスカウント率）の決定に及ぼす違いを検証した。主な検証結果として、第一に、規制導入後、公募増資企業を対象としたアナリストの将来業績予測は、楽観的な予測が減少し、正確な予測が増える。第二に、公募増資発表時の株価反応（これをアナウンスメント効果という）では負のアナウンスメント効果がみられるが、規制後の公募増資では負のアナウンスメント効果が軽減される。第三に、規制後の公募増資では、アナリストが存在する場合、新発株式の発行価格のディスカウント率が低下する。これらの結果は、アナリストの利益相反規制が公募増資におけるアナリストの公平性や中立性を高めていること、アナリストの公正性や中立性が高まることでアナリストの情報生産機能が向上し、公募増資における株式発行コストを低下させていることを示す。

1. はじめに

セルサイドアナリスト（以下、アナリスト）は、企業を取り巻く様々な情報を用いた分析を行い、その分析結果をアナリスト・レポートにまとめて投資家に伝達する情報生産者である¹。アナリスト・レポートは、企業が開示する公開情報（Public information）に加えて、アナリストが独自調査により取得した私的情報（Private information）に基に作成されていることから、投資家の投資判断に資する有用性の高い投資材料といえる。Coller and Yohn(1998)は、アナリスト・レポートに記載される業績予測は、経営者による業績予測よりも正確であることを報告している。

アナリストは、いかなる状況においても、アナリスト・レポートを自己あるいは特定の第三者のために歪めてはならない。投資家は、アナリストの公正性や中立性が担保されることを信頼して、アナリスト・レポートを投資判断材料として利用する。しかし、2002年4月8日の日本金融新聞は、米国メリルリンチ証券所属のアナリストと同社の投資銀行部門が顧客企業との関係を強化するため、アナリスト・レポートのレーティングを過大評価し投資家に多大な損失を与えたことを報道した。また、2002年4月17日の同紙は、この事件の主要人物である同証券会社のアナリスト、ヘンリー・プロジェクト氏へのインタビューを行い、『メリルは基本的に売りの投資判断を出さないようにしていた。（中略）その背景には法人顧客を抱える投資銀行部門からの圧力があつた』ことを明らかにした。

こうした事件は、アナリストによる利益相反行為に該当する事案であり、証券市場におけるアナリストの存在意義を損ねる重大なインシデントといえる。事の発端となった米国証券取引委員会や、世界中の証券規制当局で構成される証券監督者国際機構（IOSCO）は、アナリストによる利益相反行為を禁止する世界基準のガイドラインを制定の必要性を訴え、各国の規制当局に新規制の導入を呼び掛けた。日本では、日本証券業協会が『アナリスト・レポートの取扱い等に関する規制』を制定している。

本稿では、1998年から2007年に日本で公募増資を行った企業を対象として、以下の検証を行った。第一に、公募増資企業を対象としたアナリストのEPS予測を用いて、規制前後のEPS予測の正確性・楽観性の違いを検証した。第二に、アナリストがアナウンスメント効果に及ぼす影響について規制前後の違いを検証した。第三に、アナリストがディスカウント率に及ぼす影響について規制前後の違いを検証した。

公募増資企業を用いる理由として、第一に、公募増資企業は投資銀行部門の主要な顧客企業であり、アナリストが利益相反を行う可能性が高いことが挙げられる。投資銀行部門は公募増資企業との取引関係を維持するため、公募増資が成功するように尽力する。その一環として、投資銀行部門はアナリストに圧力をかけて公募増資企業を有益な企業であるとアピールさせていることが考えられる。第二の理由として、規制がアナリストに及ぼす影響について、アナリスト・レポートの利用者である投資家の反応を検証できることが挙げられる。公募増資のアナウンスメント効果は、経営者と既存株主間の情報の非対称性が影響することが報告されている（Myers and Majluf 1984）。発行価格のディスカウント率

¹ アナリスト・レポートには、業績予測や投資推奨（レーティング）が記載される。

は、公募増資に応じる投資家間の情報の非対称性が影響することが報告されている

(Rock 1986)。もし、規制がアナリストの情報生産機能を向上させるなら、アナウンスメント効果やディスカウント率に何らかの反応が生じるはずである。

検証結果は以下のとおりである。第一に、規制後の公募増資企業に対するアナリストのEPS 予測は、楽観的な予測が減少することで正確な予測が増加する。第二に、規制前のアナリストとアナウンスメント効果には有意に負の関係がみられたが、規制後には正の関係がみられた。第三に、規制後のアナリストとディスカウント率には有意に負の関係がみられたが、規制前はみられなかった。

本稿は、これまでの研究に対していくつかの貢献がある。第一に、アナリストの利益相反規制に関する研究への貢献がある。Chen and Marquez(2009)は、利益相反規制の効果をアナリスト予測の正確性・楽観性を用いて説明している。本稿では、Chen and Marquez(2009)に加えて、アナリストの利益相反規制の効果を、公募増資のアナウンスメント効果やディスカウント率を用いた検証を行っている。二つ目は、公募増資とアナリストに関する研究への貢献である。D'Mello and Ferris(2000)はアナリストがアナウンスメント効果に及ぼす影響について、Bowen et al.(2008)はアナリストがディスカウント率に及ぼす影響についての検証を行っている。本稿は、アナリストによる利益相反行為の影響を考慮した検証を行い、アナリストの利益相反行為が公募増資におけるアナリストの情報生産機能に負の影響を及ぼすことを明らかにした。三つ目は、世界的に導入が進められているアナリストの利益相反規制について、日本市場においても規制が有効に機能していることを明らかにした。この点も本稿の貢献といえる。

本稿の構成は、以下のとおりである。第2章は日本におけるアナリストの利益相反規制の現状を説明し、第3章は検証仮説を提示する。第4章は検証に用いるデータおよびサンプルについての説明を行い、第5章は検証結果を提示する。最終章となる第6章では、本稿のまとめを述べる。

2. 日本におけるアナリスト規制の現状

アナリストは企業を取り巻く様々な情報を用いて分析を行い、その結果を投資家に伝達する情報生産者である。そのため、アナリストは自己取引や特定の第三者の利益追求のためにアナリスト・レポートを用いて情報操作することを禁じられている。投資家はアナリストが公正かつ中立的であることを信頼して、アナリスト情報を投資の判断材料として利用する。ここでは、アナリストが情報生産者としてあるべき行為規範を示したアナリスト規制について、利益相反規制を中心に説明していく。

我が国にはアナリストの行為規範に関する直接的な法令規定が存在していないため、日本証券業協会より制定された『アナリスト・レポートの取扱いに関する規制』が実質的なアナリスト規制となっている(2002年3月1日より施行)。この規制は、アナリストの公正性や中立性の確保を目的に導入され、①社内管理体制の整備、②情報管理の徹底などの指針を示している。①では、アナリスト・レポートの社内審査及び保管、情報管理に関す

る社内規則を制定すること、②では、アナリストが業務上入手した重要情報を利用して自己取引を行わないこと、あるいは自己の利益を優先させるような行動を取らないような管理体制を整備することを要求している。

しかし、アナリストの公正性や中立性が満たされていない可能性が浮上した。ニューヨーク州司法当局は、米国メリルリンチ証券所属のアナリストと同社の投資銀行部門が顧客企業との取引関係を強化するため、意図的に過大評価したレーティングを公表し投資家に多大な損失を与えたことを理由に同社を告発した（日経金融新聞 2002 年 4 月 8 日）。この事件の主要人物である同証券会社のアナリスト、ヘンリー・プロジェクト氏によると、『メリルは基本的に売りのレーティングをしなかった。肯定的な判断を打ち出していた銘柄に対しても、社内では「この株は火薬箱だ」「ジャンク（くず）」「いずれ売り推奨になる」といわれていた。このようなことが起こったのは、法人顧客を抱える投資銀行部門からの圧力が原因であり、社内でのアナリスト業務の独立性の低さが問題である』と答えた（日経金融新聞 2002 年 4 月 17 日）。

世界各国の証券監督当局や証券取引所で構成されている証券監督者国際機構は、『セルサイドアナリストの利益相反に対処するための原則』という声明を発表し、この問題を収束させようとした。この声明では、①アナリストの証券取引および金融上の利害関係、②会社の金融上の利害関係、③アナリストの報酬体系、④法令順守システムおよび経営幹部責任についてのガイドラインを提示し、アナリストの公正性や中立性を確保するための仕組みを整備すること推奨した。この声明は多くの国々で受け入れられ、各国でアナリストの利益相反を取り締まる規制の導入が進んだ。

我が国でもアナリストの利益相反を規制するため、日本証券業協会より制定されている『アナリスト・レポートの取扱いに関する規制』の改正が行われた（2004 年 5 月 1 日）。主な改正内容として、①アナリストは引受部門及び投資銀行部門の業務に関与しないこと、②外部アナリストが執筆したアナリスト・レポートの使用上の注意事項が示された。①では、引受部門及び投資銀行部門の顧客企業に対して行われる提案活動や投資家説明会にアナリストが参加すること禁止した。また、アナリストの対象企業と引受部門及び投資銀行部門の間に重大な利害関係があるとき、その旨をアナリスト・レポートに表示しなければならないことを定めた。②では、アナリストが外部アナリストのレポートを使用する際、外部アナリストのレポートに利害関係があることが記載されている場合、その旨を当該アナリスト・レポートにも表示しなければならないことを定めた。

3. 仮説

3.1 情報生産仮説

公募増資のアナウンスメント効果は、企業価値について経営者と既存株主間に情報の非対称性が存在しており、経営者は企業価値が過大評価されているときに公募増資を行う。株主は公募増資を企業価値が過大評価されているシグナルとして認識するため、アナウンスメントと同時に過大評価を修正され、負のアナウンスメントリターンが生じることを主

張している (Myers and Majluf 1984)。ディスカウント率は、企業価値について投資家間に情報の非対称性が存在しており、情報優位な投資家は過小評価されている企業が発行する株式を買い占める。情報劣位な投資家は残された過大評価された株式を引き受けることになり、投資収益を上げられなくなるため増資市場から撤退する。増資企業は情報劣位な投資家が増資市場から撤退するのを防ぐため、投資収益がゼロになるまで発行価格が割り引くと主張している (Rock 1986)。これらの研究は、経営者と既存株主間の情報の非対称性、投資家間の情報の非対称性がアナウンスメント効果・ディスカウント率の決定要因であることを示している。

アナリストは、市場に散在する情報を収集し、公正かつ中立的な立場から企業分析を行う情報生産者である。Easley and O'Hara(2004)は、アナリストが企業への関心を高めることで、株価修正が行われやすくなることを報告している。Chen et al.(2009)は、アナリストが多い企業ほど株価修正がより効率的に行われることを報告している。Yu(2008)は、企業のアナリスト数が増加するにつれて、各アナリストの予測の質が向上することを報告している。これらの研究は、アナリストは企業を取り巻く情報環境の質を向上させている主体として存在しており、アナリストが多い企業ほどその効果は高まることを示している。

情報生産者であるアナリストの存在は、公募増資企業のアナウンスメント効果や発行価格のディスカウント率にどのような影響を及ぼすのか。D'Mello and Ferris(2000)は、アナリストとアナウンスメントリターンには正の関係があること、Bowen et al.(2008)は、アナリストと発行価格の過小値付けの程度には負の関係があることを報告している。本稿では、はじめに先行研究と同様に検証を日本の公募増資企業を用いて行う。

H1-1 : アナリストが経営者と投資家間の情報格差を低下させるならば、アナリストとアナウンスメントリターンには正の関係がある

H1-2 : アナリストが投資家間の情報格差を低下させるならば、アナリストとディスカウント率には負の関係がある

3.2 利益相反仮説

公正かつ中立的な立場で業務を遂行することが求められるアナリストにとって、情報に基づかないアナリスト予測を公表することは大問題である。Dechow et al.(2000)は、株式発行による資金調達の前後に公表されるアナリスト予測は、楽観的であることを報告している。このことは企業価値が過大評価されている状態で資金調達を行えるように、アナリストが意図的に業績予測を楽観的にし、投資家をミスリードしていることを意味している。

Francis and Philbrick(1993)は、アナリストと経営者間に取引関係があるとき、対象企業に対して楽観的な予測を行うこと、業績が良くないときに予測の楽観性は高まることを報告している。Michaely and Womack(1999)は、IPO 時に主幹事証券会社に所属しているアナリストは、IPO 後に他のアナリストより楽観的な予測を公表することを報告した。このこと

はアナリスト（証券会社）と対象企業間の取引関係がアナリストの利益相反を引き起こしていることを示唆している。

一方、アナリストの利益相反は、取引関係のあるアナリストだけに起こるものではない。Boudry et al.(2011)は、楽観的なアナリスト予測は将来の取引関係を築く可能性を高めることを報告した。これは、楽観的なアナリスト予測を公表するインセンティブは、既存の取引関係だけではなく、将来取引関係を持つ可能性のある全てのアナリストにあることを示唆した。

H2-1：アナリストの利益相反が生じている場合、アナリストとアナウンスメントリターンには負の関係がある

H2-2：アナリストの利益相反が生じている場合、アナリストとディスカウント率には正の関係がある

3.3 アナリストの利益相反規制の効果

2002年4月に米国のメリルリンチ証券会社で、社内の圧力によりアナリストが利益相反を行っていたことが発覚した。その後、2002年5月にニューヨーク証券取引所（NYSE 規則 472）やナスダック証券取引所（NASDAQ 規則 2210）で大幅な規制の改正が行われ、利益相反を禁止された。Chen and Chen(2009)は、米国におけるアナリストの利益相反規制の効果について検証を行い、規制後にアナリスト予測の楽観性は低下することを報告している。Guan et al.(2012)は、利益相反規制はレーティングの楽観性を低下させることを報告している。このことは、アナリストは証券会社からの圧力により利益相反を引き起こしていた可能性があり、規制がその可能性を抑制していることを示唆している。日本でも、米国に追随する形で日本証券業協会が利益相反規制を導入した（2004年5月1日施行）。もし、日本でも米国と同様なアナリストの利益相反問題が生じていたならば、規制は利益相反を抑制し、アナリストの情報生産機能を高めると考えられる。

H3：アナリストの利益相反規制の導入が、アナリストの利益相反を抑制するならば、規制後のアナリスト予測の楽観性は低下し、正確性は高まる

H3-1：アナリストの利益相反規制を導入することで、アナリストの情報生産機能が改善するならば、規制後の公募増資では、アナリストはアナウンスメントリターンを高める

H3-2：アナリストの利益相反規制を導入することで、アナリストの情報生産機能が改善するならば、規制後の公募増資では、アナリストはディスカウント率を低下させる

4. サンプルおよびデータ

本稿では、1998 年から 2007 年までに日本で公募増資を行った企業全 811 社のうち、以下の条件に該当する企業を除外した。はじめに、金融業（銀行、証券、保険、その他金融、投資法人）である企業を取り除いた。次に、財務データに欠損のある企業を取り除いた。最後に、①アナウンスメント効果の検証では、アナウンスメント日前後 1 日間の累積異常株価リターン（CAR）の算定ができなかった企業とアナウンスメント日に公募増資以外のイベントを同時に公表している企業（同時イベント企業）を取り除き、最終的に残った 449 社をサンプルとして用いる。②ディスカウント率の検証では、発行価格の特定ができなかった企業を取り除き、最終的に残った 686 社をサンプルとして用いる。

公募増資企業の特定は、日経 NEEDS Financial Quest および『商事法務（増資白書）』を利用した。アナウンスメント日・発行価格の特定は、日経 NEEDS Financial Quest および EOL データベースを利用した。財務データは、日経 NEEDS Financial Quest を利用した。株価データは、日経メディアマーケティング社のポートフォリオマスターを利用した。

アナリスト予測は、アナリストが公募増資企業に対して公表する EPS 予測のうち、①公募増資のアナウンスメント前 1 年以内に公表され、②公募増資後の決算期を予測対象期とする EPS 予測のみをサンプルとして用いる。ただし、アナリストが同一企業の同一決算期に対して複数の予測を公表している場合、最初に公表された予測以外は取り除く。公募増資企業のアナリストの有無は、各公募増資企業に対して上記の二つの条件を満たす EPS 予測が少なくとも 1 件以上ある場合には“アナリスト有り”，それ以外は“アナリスト無し”とする。公募増資企業のアナリスト数は、各公募増資企業に対して上記の二つの条件を満たす EPS 予測の総数で表される（同一アナリストの重複する EPS 予測は除外されるため、アナリスト数と EPS 予測数は一致する）。これらのアナリストデータは、I/B/E/S の Detail File より特定した。

5. 分析

5.1 アナリスト予測の正確性と楽観性の記述統計量

日本証券業協会により制定されたアナリストの利益相反規制は、アナリストに利益相反を起こさせない社内管理体制を構築することを各証券会社に要求している。主な取り組みとして、アナリストが引受部門や投資銀行部門の業務に関わることを禁止している。アナリストが利益相反を行っている可能性がある公募増資では、規制が公募増資企業に対して公表されるアナリスト予測にどのような影響を及ぼすのか。本稿ではアナリストの EPS 予測を用いて予測の正確性・楽観性の違いを検証する。

EPS 予測の正確性

$$\text{Accuracy}_{i,j,t} = \frac{\left| \text{アナリストの EPS 予測}_{i,j,t} - \text{EPS}_{i,t} \right|}{\text{資産合計}_{i,t}} * \text{発行済株式数}_{i,t}$$

EPS 予測の楽観性

$$\text{Optimism}_{i,j,t} = \frac{\text{アナリストの EPS 予測}_{i,j,t} - \text{EPS}_{i,t}}{\text{資産合計}_{i,t}} * \text{発行済株式数}_{i,t}$$

$\text{Accuracy}_{i,j,t}$ は、アナリストの EPS 予測と EPS の差の絶対値に発行済株式数を掛け、資産合計で割ることで算定される。 $\text{Optimism}_{i,j,t}$ は、アナリストの EPS 予測と EPS の差に発行済株式数を掛け、資産合計で割ることで算定される。アナリストの EPS 予測 $_{i,j,t}$ は、アナリスト j が企業 i の t 年度決算期に対して公表する一株当たりの利益 (EPS) の予測値である。 $\text{EPS}_{i,t}$ は、企業 i の t 年度決算期に実現する EPS である。資産合計 $_{i,t}$ は、企業 i の t 年度決算期の総資産である。発行済株式数 $_{i,t}$ は、企業 i の t 年度決算期の発行済株式数である。

$\text{Accuracy}_{i,j,t}$ の指標は、アナリストの EPS 予測が EPS の実現値に対してどの程度かい離しているかを表しているため、ゼロに近づくほど正確な予測を公表していることを示す。 $\text{Optimism}_{i,j,t}$ の指標は、アナリストの EPS 予測が EPS の実現値に対して過大評価されていれば楽観的なアナリスト予測であることを示し ($\text{Optimism}_{i,j,t} > 0$)、過小評価されていれば悲観的なアナリスト予測であることを示す ($\text{Optimism}_{i,j,t} < 0$)。

図表 1 の Panel A は、規制前後の EPS 予測の正確性を表している。全サンプルは公募増資企業に対して公表される EPS 予測のうち①公募増資のアナウンスメント前 1 年以内に公表され、②公募増資後の決算期を予測対象期とする EPS 予測である。規制前の Accuracy は 0.0130 であるのに対して、規制後は 0.0101 に低下する。このことは、規制後に公表される EPS 予測の正確性が規制前と比べて向上していることを示している。より厳密に規制前後の EPS 予測の正確性の違いを示すために、予測公表日と予測対象期までの期間を統一する。Q1 サンプルは、全サンプルのうち予測公表日が第一四半期にあるサンプルのみを抽出したものである。規制前の Accuracy は 0.0152 であるのに対して、規制後は 0.0104 に低下する。このことは、規制後に公表される EPS 予測は規制前と比べて正確性が向上していることを示している。

図表 1 の Panel B は、規制前後の EPS 予測の楽観性を表している。全サンプルでは、規制前の Optimism は 0.0038 であるのに対して、規制後は -0.0014 に低下する。Q1 サンプルでも同様な結果がみられ、規制前は 0.0070 であるのに対して、規制後は -0.0023 に低下する。これらの結果は規制後に公表される EPS 予測の楽観性が規制前と比べて低下することを示している。

規制は、アナリストの EPS 予測の正確性・楽観性にどのような影響を及ぼすのか、EPS 予測の正確性・楽観性の決定要因とされる変数をコントロールして規制の効果を検証する。 Accuracy の決定要因とされる変数は Tan et al.(2011)に倣い、予測期間、証券会社規模、アナリスト歴、アナリストの担当企業、企業規模、時価簿価比率、企業年齢、セグメント数、売買回転率、ボラティリティを用いる。 Optimism の決定要因とされる変数は Cowen et al.(2006)に倣い、予測期間、アナリスト歴、アナリストの担当企業、過去の増資、時価簿価

比率を用いる。

図表 2 は、アナリストの EPS 予測の正確性・楽観性の決定要因とされる変数の記述統計量である。変数の説明は以下のとおりである。規制ダミーは、アナリストの利益相反規制導入（2004 年 5 月 1 日）後に公表されたアナリスト予測なら 1，そうでなければ 0 であるダミー変数である。予測期間は、アナリスト予測の公表日が第一四半期なら 1，第二四半期なら 2，第三四半期なら 3，第四四半期なら 4 とした変数である。証券会社の規模は、予測を公表したアナリスト所属の証券会社が雇用するアナリスト数である。アナリスト歴は、アナリストのキャリア開始日から予測公表日までの期間（年数）を表したものである。キャリア開始日は、I/B/E/S のデータベースに予測が掲載され始めた日とする。アナリストの担当企業は、アナリストが EPS 予測を公表している企業数である。企業規模は、対象企業の予測公表直前月の株式時価総額である。時価簿価比率は、対象企業への予測公表直前月の月末時における株式時価総額と予測公表直前決算期の資産を用いて算出したものである。企業年齢は、対象企業が設立されてから予測公表日までの期間（年数）を表したものである。セグメント数は、予測公表日の直前決算期の対象企業のセグメント数である。売買回転率は、予測公表の前年度の売買回転率である。ボラティリティは、予測公表の前年度の株式リターンのボラティリティである。過去の増資ダミーは、予測公表前 4 年間内に行われた株式発行による資金調達総額が予測公表日 $t-4$ 決算期の総資産合計の 5%を超えるなら 1，そうでなければ 0 のダミー変数である。

総サンプルは 1407 件である。規制ダミーは 0.410 であり、規制後に公表されたアナリスト予測の割合が 41%であることを示している。アナリストの特徴として、証券会社規模（証券会社のアナリスト数）は平均値では 35.766 人、アナリスト歴は 3.423 年、アナリストの担当企業は 19.259 社であることを示している。予測が公表される企業の特徴として、企業規模は平均値（中央値）では 794.836（71.308）billion yen であり、企業規模が大きい企業に対して多くのアナリスト予測が公表されていることを示している。時価簿価比率は 7.855、企業年齢は 39.043 年、セグメント数は 4.573、売買回転率は 0.089、ボラティリティは 3.585 である。過去の増資は 0.385 であり、4 割弱の企業が過去に株式による資金調達を行っていることを示している。

5.2 アナリストの利益相反規制と予測の正確性の分析

以下のモデルを用いて、アナリストの利益相反規制導入が EPS 予測の正確性に及ぼす影響を検証する。

Model 1

$$\text{Accuracy}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{規制ダミー}_i + \beta_2 \text{予測期間}_i + \beta_i \sum \text{年次ダミー}$$

Model 2

$$\begin{aligned} \text{Accuracy}_i = & \beta_0 + \beta_1 \text{規制ダミー}_i + \beta_2 \text{予測期間}_i + \beta_3 \text{証券会社規模}_i + \beta_4 \text{アナリスト歴}_i \\ & + \beta_5 \text{アナリストの担当企業}_i + \beta_6 \text{企業規模}_i + \beta_7 \text{時価簿価比率}_i \\ & + \beta_8 \text{企業年齢}_i + \beta_9 \text{セグメント数} + \beta_{10} \text{売買回転率}_i \\ & + \beta_{11} \text{ボラティリティ}_i + \beta_i \sum \text{年次ダミー} \end{aligned}$$

被説明変数は Accuracy であり、アナリストが公表する EPS 予測値と予測対象期に実現する EPS 値の差の絶対値で表される。Accuracy の指標は、ゼロに近づくほど誤差の小さい正確な予測を公表していることを示す。説明変数の規制ダミーは、アナリストの利益相反規制後に公表された予測なら 1、そうでなければ 0 であるダミー変数である。この規制は、証券会社内でのアナリストの独立性を確保し、公正かつ中立的な立場からアナリスト業務を行えるようにすることを目的に導入された。もし、規制がアナリストの利益相反を抑制させることに成功しているなら、規制後に公表されるアナリスト予測の正確性は向上すると考えられる。このとき、予想される符号は負となる (H3)。その他、コントロール変数として、予測期間、証券会社規模、アナリスト歴、アナリストの担当企業、企業規模、時価簿価比率、企業年齢、セグメント数、売買回転率、ボラティリティを用いる。

図表 3 は、上記のモデルに基づき回帰分析を行った結果である。Model 1 は予測期間と年次ダミーのみをコントロールして回帰分析を行った。規制ダミーの係数は-0.0030 と負で有意な関係がみられた (t 値=-1.73)。Model 2 はコントロール変数を増やして回帰分析を行った。規制ダミーの係数は-0.0038 と負で有意な関係がみられた (t 値=-1.70)。このことは規制後に公表されるアナリストの EPS 予測は規制前と比べて正確性が向上しており、規制が効果的に機能していることを示している。その他の変数では、予測期間、アナリストの担当企業、企業規模、企業年齢の係数は負で有意な関係がみられ、時価簿価比率、売買回転率の係数は正で有意な関係がみられた。“アナリストの担当企業”以外は先行研究と同様な結果が得られた。アナリストの担当企業はアナリストが予測を公表する企業数であり、アナリストの仕事量の代理変数である。先行研究では仕事量の増加は、1 社当たりのアナリスト・レポートの作成時間を縮小させるため予測の正確性を低下させるといわれていた。本稿の分析結果は、アナリストの担当企業数の係数は-0.0001 と負で有意な関係がみられ (t 値=-1.79)、アナリストの仕事量の増加は予測の正確性を向上させることを示している。このことは、アナリストの仕事量の増加は①レポート作成時間の縮小による正確性の低下と②他企業の分析で得られる情報による正確性の向上の二つの効果があり、②の効果が上回ったため先行研究とは異なる結果が生じたと考えられる。

5.3 アナリストの利益相反規制と予測の楽観性の分析

以下のモデルを用いて、アナリストの利益相反規制導入が EPS 予測の楽観性に及ぼす影響を検証する。

Model 1

$$\text{Optimism}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{規制ダミー}_i + \beta_2 \text{予測期間}_i + \beta_i \sum \text{年次ダミー}$$

Model 2

$$\begin{aligned} \text{Optimism}_i = & \beta_0 + \beta_1 \text{規制ダミー}_i + \beta_2 \text{予測期間}_i + \beta_3 \text{アナリスト歴}_i \\ & + \beta_4 \text{アナリストの担当企業}_i + \beta_5 \text{過去の増資}_i + \beta_6 \text{時価簿価比率}_i \\ & + \beta_i \sum \text{年次ダミー} \end{aligned}$$

Optimism の指標は、アナリストが公表する EPS 予測値と予測対象期に実現する EPS 値の差であり、正の値であるときは楽観的な EPS 予測、負の値であるときは悲観的な EPS 予測であることを表す。説明変数の規制ダミーは、規制後に公表された EPS 予測なら 1、そうでなければ 0 であるダミー変数である。この規制は、証券会社から楽観的な予測を公表するように圧力をかけられていた可能性があるアナリストが（事例；メリルリンチ証券でのアナリストの利益相反問題）独立的な立場から業務を行えるようにすることを目的に導入された。もし、規制がアナリストの利益相反を抑制するなら、規制後の予測の楽観性は低下すると考えられる。このとき、予想される符号は負となる（H3）。その他、コントロール変数として予測期間、アナリスト歴、アナリストの担当企業、過去の増資、時価簿価比率を用いる。

図表 4 は、上記のモデルに基づき回帰分析を行った結果である。Model 1 は予測期間と年次ダミーのみをコントロールして回帰分析を行った。規制ダミーの係数は-0.0092 と負で有意な関係がみられた（t 値=-3.65）。Model 2 はその他のコントロール変数も加えて回帰分析を行った。規制ダミーの係数は-0.0101 と負で有意な関係がみられた（t 値=-4.14）。このことは規制後に公表されるアナリストの EPS 予測は規制前と比べて楽観性が低下しており、アナリストの利益相反を抑制することを目的に導入された規制が効果的に機能していることを示している。その他の変数では、予測期間の係数は負で有意な関係がみられ、過去の増資、時価簿価比率の係数は正で有意な関係がみられた（先行研究と一致）。

5.4 アナリストと公募増資企業の記述統計量

公募増資企業に対して公表されるアナリスト予測は、規制後に正確性は向上し楽観性は低下することがわかった。このことは、規制がアナリストの利益相反を抑制させ、情報生産者としての機能を向上させたことを示している。公募増資企業に関係する投資家（既存株主や増資に応じる投資家）は、この効果をどのように認識しているのか？本稿では、公募増資のアナウンスメント効果や発行価格のディスカウント率を用いて検証する。アナウンスメント効果の検証には、公募増資のアナウンスメント日前後 1 日を含む 3 日間の累積

超過リターンを用いる。累積超過リターンはイベントスタディ（マーケットモデル）を行い算定した。初めに、①イベント日は公募増資のアナウンスメント日、②推定期間は各公募増資企業に対してイベント日の31日後から250日後（営業日ベース）までの220日間、③マーケットリターンはTOPIXのリターンとして推定株価リターンを算定する。次に、推定株価リターンをベンチマークとして、イベント日前後3日間の公募増資企業の日時超過リターン（ AR_i ）を算定する。最後、3日間の超過リターンを累積して累積超過リターン（ CAR_i ）を算定する。ディスカウント率は、公募増資直前日の終値と新株発行価格の差額を新株発行価格で割り、100を掛けた値である。

$$\text{ディスカウント率} = \frac{\text{公募増資直前日の終値} - \text{新株発行価格}}{\text{新株発行価格}} \times 100$$

図表5は、年ごと・規制前後のアナリストと公募増資企業の関係を表している。アナリストの有無は、①公募増資のアナウンスメント前1年間に増資企業に対してEPS予測を公表し、②予測対象期を公募増資の直後決算期とするEPS予測を公表しているアナリストが少なくとも1人以上いれば“アナリストが有り”とし、そうでなければ“アナリスト無し”とされている。アナリスト数は、上記の二つの条件を満たすアナリストの総数である。

図表5のPanel Aは、アナウンスメント効果の検証で用いるサンプルを対象としている。1999年度を除くと公募増資企業の半分以上にアナリストが存在しており、平均すると6割弱の企業にアナリストが存在していることを示している。アナリストが存在する企業の1社当たりのアナリスト数は4.4人である。CARは1999年を除くと負になることを示している（1999年は4.661%）。サンプルを規制前後に分類すると、規制前はアナリストがいる企業ほどCARが低くなるが（アナリスト有り；-2.640，アナリスト無し0.024），規制後はアナリストの有無でCARに違いはみられない（アナリスト有り；-4.194，アナリスト無し；-4.372）。

図表5のPanel Bは、ディスカウント率の検証で用いるサンプルを対象としている。全サンプルでは公募増資企業の約6割にアナリストが存在しており、1社当たりアナリスト数は4.4人である。1社当たりアナリスト数は2000年以降急激に増加し、2002年は最も多く約6.6人である。サンプルを規制前後に分類すると、規制前はアナリストの存在する企業が約57%であるのに対して、規制後は約62%にまで上昇することを示している。1社当たりのアナリスト数は規制前が約4.3人に対して、規制後は約4.6人である。ディスカウント率は、全サンプルでは3.310%である。アナリストの有無によるディスカウント率の違いは、アナリストのいる企業のほうが低くなることを示している（アナリスト有り；3.617%，アナリスト無し；4.066%）。サンプルを規制前後に分類すると、規制前後ともにアナリストのいる企業のディスカウント率が低くなることを示している。

図表6・図表7は、公募増資のアナウンスメント効果や発行価格のディスカウント率の決定要因（Offering characteristics）、公募増資企業のアナリスト数の決定要因とされる変数（Analyst characteristics）の記述統計量である。主な指標として、株式時価総額は、全サン

プルで 144.696 (billion yen) である。サンプルを規制前後で分類すると、規制前サンプルは 189.219 (billion yen) であるのに対して、規制後サンプルは 96.384 (billion yen) である。このことは、規制前は企業規模の大きな企業が公募増資を行っていることを示している。STD は全サンプルで 3.416% である。規制前サンプルは 3.778% であるのに対して、規制後は 3.023% に低下している。このことは、公募増資企業の株価リターンのボラティリティが規制後に低下することを示している。時価簿価比率は、全サンプルで 6.789 である。規制前サンプルは 7.915 であるのに対して、規制後サンプルは 5.567 である。このことは、規制前に公募増資を行っている企業は成長性の高い企業であることを示している。RelOffSize は、全サンプルで 0.103 である。規制前サンプルは 0.106 であるのに対して、規制後サンプルは 0.100 であり、規制前後でほとんど差異はみられない。TOP3 は、全サンプルで 0.733 であり、7 割を超える公募増資で野村、大和、日興証券のいずれかが主幹事証券会社となっていることを示している。規制前サンプルは 0.772 であるのに対して、規制後サンプルは 0.690 である。このことは、規制後に TOP3 が主幹事証券会社となる可能性が低下することを示している。CAR_positive は、全サンプルで 2.172% である。規制前サンプルは 2.955% であるのに対して、規制後サンプルは 1.307% である。このことは、公募増資企業の株価を意図的に低下させる空売り (Manipulative な空売り) が規制後に低下することを示している。CAR_negative は、全サンプルで -3.807% である。規制前サンプルは -3.694% であるのに対して、規制前サンプルは -3.933% である。このことは、情報に基づいて行われる空売り (Informative な空売り) が規制後に若干増加することを示している。

変数の定義は以下のとおりである。株式時価総額は、公募増資アナウンスメント直前月の月末時における株式時価総額である。STD は公募増資アナウンスメント前-10 日から-30 日までの株価リターンのボラティリティである。RelOffSize は、増資前発行済株式数に占める新規発行株式数の割合である。時価簿価比率は、公募増資アナウンスメント直前月の月末時における株式時価総額と公募増資直前決算期の資産を用いて算出したものである。TOP3 は主幹事証券会社が野村、大和、日興証券なら 1、そうでなければ 0 としたダミー変数である。CAR_positive は、公募増資の発行価格決定前 5 日間の累積異常リターンが 0 以上ならその値、そうでなければ 0 とする変数である。CAR_negative は、公募増資の発行価格決定前 5 日間の累積異常リターンが 0 より小さければその値、そうでなければ 0 とする変数である。日経 225 ダミーは、公募増資直前決算期に日経 225 に属していれば 1、そうでなければ 0 のダミー変数である。東証一部ダミーは、東証 1 部に上場していれば 1、そうでなければ 0 のダミー変数である。産業アナリスト数は、日経中分類により分類される各産業の企業数でその産業に属するアナリスト数で除した値である。企業年齢は、対象企業が設立されてから予測公表日までの期間 (年数) を表したものである。ハーフィンダル指数は、日経中分類により分類される産業の売上高の市場占有率である。BigPlayer は、日経中分類により分類される産業内で売上高が上位 25% なら 1、そうでなければ 0 のダミー変数である。マーケットレバレッジレシオは、公募増資直前決算期の負債総額を時価資産 (資産総額+株式時価総額 - 株式簿価総額) で除した値である。時価簿価比率は、公募増資アナウンスメント直前決算期の株式時価総額と公募増資直前決算期の資産を用いて算出し

たものである。売買回転率は、予測公表の前年度の売買回転率である。ボラティリティは、予測公表の前年度の株式リターンのボラティリティである。過去の増資は、公募増資前 4 年間に行われた株式発行による資金調達総額を増資前 t-4 決算期の総資産で除した値である。

5.5 アナリストとアナウンスメント効果の分析

アナリストが公募増資のアナウンスメント効果に及ぼす影響を検証するため、以下のモデルを用いて分析を行う。

$$\begin{aligned} \text{CAR}[-1 ; +1]_i = & \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{アナリスト数})_i + \beta_2 \ln(\text{株式時価総額})_i + \beta_3 \text{STD}_i \\ & + \beta_4 \text{RelOffSize}_i + \beta_5 \text{時価簿価比率}_i + \beta_6 \text{TOP3} \\ & + \beta_i \sum \text{年次ダミー} \end{aligned}$$

被説明変数の CAR[-1 ; +1]は、アナウンスメント日前後 1 日を含む 3 日間の累積異常株価リターンである。説明変数の $\ln(\text{アナリスト数})$ は、公募増資前 1 年間に増資企業に EPS 予測を公表するアナリスト数に 1 を加えた値の自然対数値である。アナリストは情報生産者として機能しており、経営者と既存株主間の情報格差を低下させるなら、アナリスト数と CAR は正の関係になると考えられる (H1-1)。このとき、予想される符号は正である。一方、アナリストが利益相反を起こしている場合、アナリストは経営者と既存株主間の情報の非対称性を悪化させる。このとき、アナリストと CAR は負の関係になると考えられることから、予想される符号は負となる (H2-1)。

アナリストの利益相反規制は、アナリストの独立性を確保し、公正かつ中立的な立場からアナリスト業務を行えるようにすることを目的に導入された。もし、規制がアナリストの利益相反を抑制し、既存株主はその効果を認識しているなら、規制後はアナリストと CAR に正の関係がみられる (H3-1)。コントロール変数には、 $\ln(\text{株式時価総額})$ 、STD、RelOffSize、時価簿価比率、TOP3 を用いる。

図表 8 は、上記のモデルを回帰分析した結果である。全体サンプルでは、アナリスト数の係数は -0.600 と負であるが有意な関係はみられなかった (t 値 = -1.04)。サンプルを規制前後に分類して、同様のモデルを用いて検証を行った。規制前は、アナリスト数の係数は -1.894 と負で有意な関係がみられた (t 値 = -2.01)。このことは、アナリストは経営者と既存株主間の情報の非対称性を悪化させており、その原因はアナリストの利益相反による情報生産機能の低下が影響していることを示唆している。一方、規制後はアナリスト数の係数は 0.913 と正である (有意ではない ; t 値 = 1.42)。このことは、公募増資におけるアナリストの利益相反の可能性が、規制の導入により低下すると投資家は認識していることを示している。このことは、規制がアナリストの利益相反を抑制させることに成功していることを示唆し、アナリスト予測の正確性・楽観性の結果と整合的である。

5.6 アナリストとディスカウント率の分析

アナリストがディスカウント率に及ぼす影響を検証するため、以下のモデルを用いて分析を行う。

$$\begin{aligned} \text{ディスカウント率}_i = & \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{アナリスト数})_i + \beta_2 \ln(\text{株式時価総額})_i + \beta_3 \text{STD}_i \\ & + \beta_4 \text{RelOffSize}_i + \beta_5 \text{時価簿価比率}_i + \beta_6 \text{CAR_positive}_i \\ & + \beta_7 \text{CAR_negative}_i + \beta_8 \text{TOP3} + \beta_i \sum \text{年次ダミー} \end{aligned}$$

被説明変数のディスカウント率は、公募増資日の前日終値に対する発行価格の割引の程度である。説明変数の $\ln(\text{アナリスト数})$ は、公募増資前1年間に増資企業にEPS予測を発表していたアナリスト数に1を加えた値の自然対数値である。アナリストは情報生産者として機能することで投資家間の情報格差を低下させているのであれば、アナリストとディスカウント率は負の関係になると予想される(H1-2)。一方で、アナリストの利益相反が生じている場合、アナリストは投資家間の情報の非対称性を悪化させる。もしそうなら、アナリスト数とディスカウント率は正の関係が予想される(H2-2)。

アナリストの利益相反規制は、アナリストの独立性を確保し、公正かつ中立的な立場からアナリスト業務を行えるようにすることを目的に導入された。もし、規制がアナリストの利益相反を抑制し、投資家はその効果を認識しているなら、規制後のアナリスト数とディスカウント率は負の関係になると予想される(H3-2)。コントロール変数には、 $\ln(\text{株式時価総額})$ 、STD、RelOffSize、時価簿価比率、CAR_positive、CAR_negative、TOP3を用いる。

図表9は、上記のモデルを回帰分析した結果である。全サンプルでは、アナリスト数の係数は-0.099と負で有意な関係がみられる(t値=-2.01)。サンプルを規制前後で分類し、同様な分析を行った。規制前は、アナリスト数の係数は-0.093と負であるが有意性は満たされなかった(t値=-1.22)。規制後は、アナリスト数の係数は-0.109と負と有意な関係がみられる(t値=-1.78)。このことは、公募増資におけるアナリストの利益相反の可能性が、規制の導入により低下すると投資家は認識していることを示している。このことは、規制がアナリストの利益相反を抑制させることに成功していることを示唆し、アナリスト予測の正確性・楽観性の結果と整合的である。

6. 結論

本稿は、日本におけるアナリストの利益相反規制が公募増資企業のアナリストに及ぼす影響について、公募増資企業に対するアナリスト予測の正確性・楽観性、公募増資のアナウンスメント効果、発行価格のディスカウント率を用いて検証を行った。本稿の結果は以下のとおりである。

第一に、規制後、公募増資企業に対するアナリスト予測の楽観性は低下し、正確性は高まることがわかった。第二に、規制前、CAR とアナリストには有意に負の関係がみられたが、規制後には正の関係がみられた。第三に、規制後、アナリストとディスカウント率には有意に負の関係がみられたが、規制前ではみられなかった。これらの結果は、アナリストの利益相反を抑制することを目的に導入された規制がアナリストに効果的に機能していること、アナリスト予測を利用する投資家がその効果を認識していることを示した。

参考文献

- Boudry, W.I., J.G. Kallberg, and C.H. Liu, (2011), “Analyst behavior and underwriter choice”, *The Journal of Real Estate Finance and Economics* 43, 5-38.
- 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* 25, 657-700.
- Chen, M., and R. Marquez, (2009), “Regulating securities analysts”, *Journal of Financial Intermediation* 18, 259-283.
- Chen, X., Q. Cheng, and K. Lo, (2009), “On the relationship between analyst reports and corporate disclosures: Exploring the roles of information discovery and interpretation”, *Journal of Accounting and Economics* 49, 206-226.
- Chen, Y.C., and P.F. Chen, (2009), “NASD rule 2711 and changes in analysts’ independence in making stock recommendations”, *The Accounting Review* 77, 415-433.
- Cowen, A., B. Groyberg, and P. Healy, (2006), “What types of analyst firm make more optimistic forecast? ”, *Journal of Accounting and Economics* 41, 119-146.
- Dechow, P., A. Hutton, and R. Sloan, (2000), “The relation between analyst’ long-term earnings forecasts and stock price performance following equity offerings”, *Contemporary Accounting Research* 17, 1-32.
- D’Mello, R. and S.P. Ferris, (2000), “The information effects of analyst activity at the announcement of new equity issues”, *Financial Management* 29, 78-95.
- Easley, D., and M. O’Hara, (2004), “Information and the cost of capital”, *The Journal of Finance* 59, 1553-1583.
- Francis, J., and D. Philbrick, (1993), “Analysts’ decisions as products of a multi-task environment”, *Journal of Accounting Research* 31, 216-230.
- Guan, Y., H. Lu, and M.H.F. Wong, (2012), “Conflict-of interest reforms and investment bank analyst’ research biases”, *Journal of Accounting Auditing and Finance* 27, 443-470.
- Michael, R., and K. Womack, (1999), “Conflict of Interest and the Credibility of Underwriter Analyst Recommendation”, *Review of Financial Studies* 12, 653-686.
- Myers, S., and N. Majluf, (1984), “Corporate financing and investment decisions when firms have

- information that investor do not have” *Journal of Financial Economics* 13, 187-221.
- Rock, K., (1986), “Why new issues are underpriced”, *Journal of Financial Economics* 15, 187-212
- Tan, H., S. Wang, and M. Welker, (2011) “Analyst following and forecast accuracy after mandated IFRS adoptions”, *Journal of Accounting Research* 49, 1307-1357.
- Yu, F., (2008), “Analyst coverage and earnings management”, *Journal of Financial Economics* 88, 245-271.

図表 1 利益相反規制前後のアナリスト予測の正確性・楽観性

Panel A アナリスト予測の正確性

	規制前(A)		規制後(B)		Difference (B)-(A)
	N	Accuracy	N	Accuracy	
全サンプル	830	0.0130	577	0.0101	-0.0029 *
Q1サンプル	507	0.0152	380	0.0104	-0.0047 *

サンプルは、公募増資企業に対して公表されたEPS予測のうち、①公募増資前1年間に公表され、②公募増資後の直後決算期を対象としたものを用いる。ただし、同一アナリストによる複数のEPS予測が存在する場合、最初に公表されたものを用いる。このサンプルは、日本証券業協会により導入されたアナリストの利益相反規制の施行日(2004年5月1日)を基準として規制前後に分類した。Accuracyは、アナリストのEPS予測と予測決算期の実現EPSの差の絶対値である。

(***, **, *は1%, 5%, 10%で統計的有意水準を満たしている)

Panel B アナリスト予測の楽観性

	規制前(A)		規制後(B)		Difference (B)-(A)
	N	Optimism	N	Optimism	
全サンプル	830	0.0038	577	-0.0014	-0.0052 ***
Q1サンプル	507	0.0070	380	-0.0023	-0.0094 ***

サンプルは、公募増資企業に対して公表されたEPS予測のうち、①公募増資前1年間に公表され、②公募増資後の直後決算期を対象としたものを用いる。ただし、同一アナリストによる複数のEPS予測が存在する場合、最初に公表されたものを用いる。このサンプルは、日本証券業協会により導入されたアナリストの利益相反規制の施行日(2004年5月1日)を基準として規制前後に分類した。Optimismは、アナリストのEPS予測と予測決算期の実現EPSの差である。

(***, **, *は1%, 5%, 10%で統計的有意水準を満たしている)

図表 2 アナリスト予測の正確性・楽観性の決定要因の記述統計量

	N	Mean	Median	Std. Dev.
Accuracy	1407	0.012	0.005	0.037
Optimism	1407	0.002	-0.001	0.038
規制ダミー	1407	0.410	0.000	0.492
予測期間	1407	1.528	1.000	0.779
証券会社規模	1407	35.77	31.00	20.73
アナリスト歴	1407	3.423	2.750	2.953
アナリストの担当企業	1407	19.26	17.00	13.19
企業規模(billion yen)	1407	794.4	71.3	2340
時価簿価比率	1407	7.855	3.860	23.11
企業年齢	1407	39.04	32.50	26.30
セグメント数	1407	4.573	6.000	3.180
売買回転率	1407	0.089	0.064	0.125
ボラティリティ	1407	3.585	2.984	2.237
過去の増資	1407	0.385	0.000	0.487

Accuracyは、アナリストのEPS予測と予測決算期の実現EPSの差の絶対値である。**Optimism**は、アナリストのEPS予測と予測決算期の実現EPSの差である。**規制ダミー**であり、アナリストの利益相反規制(2004年5月1日)後に公表されたアナリスト予測なら1、そうでなければ0であるダミー変数である。**予測期間**は、アナリスト予測の公表日が第一四半期なら1、第二四半期なら2、第三四半期なら3、第四四半期なら4とした変数である。証券会社の規模は、アナリスト所属の証券会社に在籍しているアナリストの総数である。**アナリスト歴**は、アナリストのキャリア開始日から予測公表日までの期間(年数)を表したものである。キャリア開始日は、I/B/E/Sのデータベースに初めて予測が掲載された日とする。**アナリストの担当企業**は、アナリストがEPS予測を公表する企業数である。**企業規模**は、対象企業の予測公表直前月の株式時価総額である。**時価簿価比率**は、対象企業への予測公表直前月の月末時における株式時価総額と予測公表直前決算期の資産を用いて算出したものである。**企業年齢**は、対象企業が設立されてから予測公表日までの期間(年数)を表したものである。**セグメント数**は、予測公表日の直前決算期の対象企業のセグメント数である。**売買回転率**は、予測公表の前年度の売買回転率である。**ボラティリティ**は、予測公表の前年度の株式リターンのボラティリティである。**過去の増資**は、予測公表前4年間のうちに行われた株式発行による資金調達総額が予測公表日t-4決算期の総資産合計の5%を超えるなら1、そうでなければ0のダミー変数である。

図表 3 アナリスト予測の正確性の回帰分析

Accuracy	Model 1		Model 2	
	Coef.	t値	Coef.	t値
規制ダミー	-0.0030 (0.0017)	-1.73 *	-0.0038 (0.0022)	-1.70 *
予測期間	-0.0026 (0.0009)	-2.91 ***	-0.0031 (0.0010)	-3.07 ***
証券会社規模			-0.0001 (0.0000)	-1.13
アナリスト歴			0.0000 (0.0002)	0.26
アナリストの担当企業			-0.0001 (0.0001)	-1.79 *
企業規模			-0.0015 (0.0004)	-3.89 ***
時価簿価比率			0.0002 (0.0001)	2.07 **
企業年齢			0.0000 (0.0000)	-2.74 ***
セグメント数			-0.0004 (0.0002)	-1.59
売買回転率			0.0100 (0.0100)	1.00
ボラティリティ			0.0017 (0.0007)	2.54 **
定数項	0.0170 (0.0028)	6.12 ***	-1.2285 (0.6765)	-1.82 *
年次ダミー	yes		yes	
Adj-R2	0.005		0.055	
サンプル数	1407		1407	

アナリストの利益相反規制が、アナリスト予測の正確性に及ぼす影響を検証した結果である。Accuracyは、アナリストのEPS予測と予測決算期の実現EPSの差の絶対値である。規制ダミーは、アナリストの利益相反規制施行(2004年5月1日)後に公表されたアナリスト予測なら1、そうでなければ0であるダミー変数である。予測期間は、アナリスト予測の公表日が第一四半期なら1、第二四半期なら2、第三四半期なら3、第四四半期なら4とした変数である。証券会社の規模は、予測を公表したアナリストが所属する証券会社が雇用しているアナリスト数である。アナリスト歴は、アナリストのキャリア開始日から予測公表日までの期間(年数)を表したものである。キャリア開始日は、I/B/E/Sのデータベースに初めて予測が記載された日とする。アナリストの担当企業は、アナリストがEPS予測を公表している企業数である。企業規模は、対象企業の予測公表直前月の株式時価総額の自然対数値である。時価簿価比率は、対象企業への予測公表直前月の月末時における株式時価総額と予測公表直前決算期の資産を用いて算出したものである。企業年齢は、対象企業が設立されてから予測公表日までの期間(年数)を表したものである。セグメント数は、予測公表日の直前決算期の対象企業のセグメント数である。売買回転率は、予測公表の前年度の売買回転率である。ボラティリティは、予測公表の前年度の株式リターンのボラティリティである。

(***, **, *は1%, 5%, 10%で統計的有意水準を満たしている)

図表 4 アナリスト予測の楽観性の回帰分析

<u>Optimism</u>	Model 1		Model 2	
	Coef.	t値	Coef.	t値
規制ダミー	-0.0092 (0.0025)	-3.65 ***	-0.0101 (0.0024)	-4.14 ***
予測期間	-0.0015 (0.0009)	-1.66 *	-0.0018 (0.0010)	-1.77 *
アナリスト歴			-0.0004 (0.0003)	-1.55
アナリストの担当企業			-0.0001 (0.0001)	-0.86
過去の増資			0.0090 (0.0025)	3.57 ***
時価簿価比率			0.0002 (0.0001)	2.30 **
定数項	-2.1973 (0.6606)	-3.33 ***	-3.3244 (0.7793)	-4.27 ***
年次ダミー	yes		yes	
Adj-R2	0.008		0.038	
サンプル数	1407		1407	

アナリストの利益相反規制が、アナリスト予測の楽観性に及ぼす影響を検証した結果である。**Optimism**は、アナリストのEPS予測と予測決算期の実現EPSの差である。**規制ダミー**は、アナリストの利益相反規制施行(2004年5月1日)後に公表されたアナリスト予測なら1, そうでなければ0であるダミー変数である。**予測期間**は、アナリスト予測の公表日が第一四半期なら1, 第二四半期なら2, 第三四半期なら3, 第四四半期なら4とした変数である。**アナリスト歴**は、アナリストのキャリア開始日から予測公表日までの期間(年数)を表したものである。キャリア開始日は、I/B/E/Sのデータベースに初めて予測が掲載された日とする。**アナリストの担当企業**は、アナリストがEPS予測を公表している企業数である。**過去の増資**は、予測公表前4年間のうちに行われた株式発行による資金調達総額が予測公表日t-4決算期の総資産合計の5%を超えるなら1, そうでなければ0のダミー変数である。**時価簿価比率**は、対象企業への予測公表直前月の月末時における株式時価総額と予測公表直前決算期の資産を用いて算出したものである。

(***, **, *は1%, 5%, 10%で統計的有意水準を満たしている)

図表 5 アナリストと公募増資

Panel A アナリストとアナウンスメント効果

	公募増資 企業数	アナリスト無し		アナリスト有り			Difference
		企業数	CAR	企業数	割合	1社当たりの アナリスト数	
	(a)		(A)	(b)	(b)/(a)*100		(A)-(B)
1998	16	5	-2.919	11	68.75	3.5	-5.262
1999	70	38	4.661	32	45.71	2.7	4.252
2000	53	21	-1.395	32	60.38	3.5	-2.741
2001	24	10	-3.422	14	58.33	5.4	-5.100
2002	28	9	-3.267	19	67.86	6.5	-6.376
2003	32	10	-2.675	22	68.75	5.6	-4.764
2004	83	36	-5.123	47	56.63	4.3	-4.764
2005	59	23	-3.989	36	61.02	4.0	-2.727
2006	56	21	-2.819	35	62.50	5.9	-4.407
2007	28	14	-5.160	14	50.00	3.1	-3.201
規制前	246	103	0.024	143	58.13	4.3	-2.640
規制後	203	84	-4.372	119	58.62	4.6	-4.194
合計	449	187	-1.951	262	58.35	4.4	-3.346

公募増資企業のアナリスト有無, アナリスト数, アナリスト有無別のCARとディスカウント率の記述統計量である。アナリストの有無は, ①公募増資前1年間にEPS予測を公表し, ②増資後の決算期を予測決算期とするEPS予測を公表するアナリストが1人以上いれば”アナリストが有り”とし, そうでなければ”アナリスト無し”とする。ディスカウント率は, 公募増資日前日終値の市場価格に対する発行価格の割引率を表している。
(***, **, *は1%, 5%, 10%で統計的有意水準を満たしている)

Panel B アナリストとディスカウント率

	公募増資 企業数	アナリスト無し		アナリスト有り			Difference
		企業数	ディスカ ウント率	企業数	割合	1社当たりの アナリスト数	
	(a)		(A)	(b)	(b)/(a)*100		(A)-(B)
1998	23	10	4.318	13	56.52	3.2	3.472
1999	89	49	3.679	40	44.94	2.8	3.676
2000	78	33	4.294	45	57.69	2.9	3.845
2001	32	14	4.564	18	56.25	5.3	3.786
2002	40	15	4.741	25	62.50	6.6	3.788
2003	56	17	4.152	39	69.64	4.9	3.434
2004	137	55	3.393	82	59.85	5.0	3.074
2005	101	39	3.351	62	61.39	3.9	3.082
2006	86	27	3.180	59	68.60	5.2	2.883
2007	44	19	3.323	25	56.82	3.6	3.013
規制前	357	154	4.066	206	57.14	4.3	3.617
規制後	329	124	3.314	202	62.01	4.5	2.997
合計	686	278	3.730	408	59.48	4.4	3.310

公募増資企業のアナリスト有無, アナリスト数, アナリスト有無別のCARとディスカウント率の記述統計量である。アナリストの有無は, ①公募増資前1年間にEPS予測を公表し, ②増資後の決算期を予測決算期とするEPS予測を公表するアナリストが1人以上いれば”アナリストが有り”とし, そうでなければ”アナリスト無し”とする。CARは, アナウンスメント日前後1日を含む3日間の累積異常株価リターンである。
(***, **, *は1%, 5%, 10%で統計的有意水準を満たしている)

図表 6 記述統計量 (全サンプル)

	N	Mean	Median	Std. Dev.
Offering characteristics				
CAR[-1;+1]	449	-2.765	-3.233	8.086
ディスカウント率	686	3.480	3.243	0.942
株式時価総額 (billion yen)	686	144.7	25.02	595.4
STD	686	3.416	3.060	1.661
時価簿価比率	686	6.789	3.243	12.97
RelOffSize	686	0.103	0.098	0.049
TOP3	686	0.733	1.000	0.443
CAR_positive	686	2.172	0.000	4.486
CAR_negative	686	-3.807	-2.171	4.748
Analyst characteristics				
日経225ダミー	686	0.036	0.000	0.188
東証1部ダミー	686	0.327	0.000	0.469
産業アナリスト数	686	0.128	0.000	0.408
企業年齢	686	33.30	30.00	20.98
ハーフィンダル指数	686	0.049	0.039	0.050
BigPlayer	686	0.241	0.000	0.428
マーケットレバレッジレシオ	686	0.524	0.529	0.148
売買回転率	686	0.080	0.044	0.122
ボラティリティ	686	3.827	3.166	2.532
過去の増資	686	1.683	0.050	32.74

Offering characteristicsは、公募増資企業のアナウンスメント効果やディスカウント率の決定要因である。ディスカウント率は、公募増資日前日終値の市場価格に対する発行価格の割引率を表している。CAR[-1;+1]は、アナウンスメント日前後1日を含む3日間の累積異常株価リターンである。株式時価総額は、公募増資アナウンスメント直前月の月末時における株式時価総額である。STDは公募増資アナウンスメント前-10日から-30日までの株価リターンの標準偏差である。RelOffSizeは、増資前発行済株式数に占める新株発行数の割合である。時価簿価比率は、公募増資アナウンスメント直前月の月末時における株式時価総額と公募増資直前決算期の資産を用いて算出したものである。TOP3は主幹事証券会社が野村、大和、日興証券なら1、そうでなければ0としたダミー変数である。

CAR_positiveは、公募増資の発行価格決定前5日間の累積異常リターンがゼロ以上ならその値、そうでなければゼロとする変数である。CAR_negativeは、公募増資の発行価格決定前5日間の累積異常リターンがゼロより小さければその値、そうでなければゼロとする変数である。Analyst characteristicsは、企業のアナリスト数の決定要因とされる変数である。日経225ダミーは、公募増資直前決算期に日経225に属していれば1、そうでなければ0のダミー変数である。東証一部ダミーは、東証1部に上場していれば1、そうでなければ0のダミー変数である。産業アナリスト数は、日経中分類により分類される各産業の企業数でその産業に属するアナリスト数を除いた値である。企業年齢は、対象企業が設立されてから予測公表日までの期間(年数)を表したものである。ハーフィンダル指数は、日経中分類により分類される産業の売上高の市場占有率である。BigPlayerは、日経中分類により分類される産業内で売上高が上位25%なら1、そうでなければ0のダミー変数である。マーケットレバレッジレシオは、公募増資直前決算期の負債総額を時価資産(資産総額+株式時価総額-株式簿価総額)で除した値である。売買回転率は、予測公表の前年度の売買回転率である。ボラティリティは、予測公表の前年度の株式リターンのボラティリティである。過去の増資は、公募増資前4年間に行われた株式発行による資金調達総額を増資前t-4決算期の総資産で除した値である。

図表 7 記述統計量（規制前後サンプル）

	規制前				規制後			
	N	Mean	Median	Std. Dev.	N	Mean	Median	Std. Dev.
Offering characteristics								
CAR[-1;+1]	246	-1.525	-2.780	9.419	203	-4.268	-3.646	5.769
ディスカウント率	357	3.814	4.000	1.055	329	3.118	3.020	0.627
株式時価総額 (billion yen)	357	189.2	24.10	1408	329	96.38	25.90	252.9
STD	357	3.778	3.496	1.567	329	3.023	2.563	1.674
時価簿価比率	357	7.915	3.565	16.71	329	5.567	2.744	6.747
RelOffSize	357	0.106	0.099	0.053	329	0.100	0.097	0.044
TOP3	357	0.772	1.000	0.420	329	0.690	1.000	0.463
CAR_positive	357	2.955	0.000	5.319	329	1.307	0.000	3.121
CAR_negative	357	-3.694	-1.143	5.184	329	-3.933	-2.885	4.219
Analyst characteristics								
日経225ダミー	357	0.017	0.000	0.129	329	0.058	0.000	0.234
東証1部ダミー	357	0.241	0.000	0.428	329	0.419	0.000	0.494
産業アナリスト数	357	0.081	0.000	0.370	329	0.178	0.000	0.441
設立年数	357	31.16	28.70	18.19	329	35.63	31.20	23.45
ハーフィンダル指数	357	0.046	0.038	0.047	329	0.051	0.040	0.053
BigPlayer	357	0.227	0.000	0.419	329	0.255	0.000	0.437
マーケットレバレッジレシオ	357	0.561	0.600	0.150	329	0.483	0.502	0.134
売買回転率	357	0.057	0.037	0.079	329	0.106	0.059	0.152
ボラティリティ	357	4.116	3.467	2.704	329	3.513	2.874	2.294
過去の増資	357	2.998	0.070	45.371	329	0.256	0.030	0.729

Offering characteristicsは、公募増資企業のアナウンスメント効果やディスカウント率の決定要因である。ディスカウント率は、公募増資日前日終値の市場価格に対する発行価格の割引率を表している。CAR[-1;+1]は、アナウンスメント日前後1日を含む3日間の累積異常株価リターンである。株式時価総額は、公募増資アナウンスメント直前月の月末時における株式時価総額である。STDは公募増資アナウンスメント前-10日から-30日までの株価リターンの標準偏差である。

RelOffSizeは、増資前発行済株式数に占める新株発行数の割合である。時価簿価比率は、公募増資アナウンスメント直前月の月末時における株式時価総額と公募増資直前決算期の資産を用いて算出したものである。TOP3は主幹事証券会社が野村、大和、日興証券なら1、そうでなければ0としたダミー変数である。CAR_positiveは、公募増資の発行価格決定前5日間の累積異常リターンがゼロ以上ならその値、そうでなければゼロとする変数である。CAR_negativeは、公募増資の発行価格決定前5日間の累積異常リターンがゼロより小さければその値、そうでなければゼロとする変数である。Analyst characteristicsは、企業のアナリスト数の決定要因とされる変数である。日経225ダミーは、公募増資直前決算期に日経225に属していれば1、そうでなければ0のダミー変数である。東証一部ダミーは、東証1部に上場していれば1、そうでなければ0のダミー変数である。産業アナリスト数は、日経中分類により分類される各産業の企業数でその産業に属するアナリスト数を除いた値である。企業年齢は、対象企業が設立されてから予測公表日までの期間(年数)を表したものである。ハーフィンダル指数は、日経中分類により分類される産業の売上高の市場占有率である。BigPlayerは、日経中分類により分類される産業内で売上高が上位25%なら1、そうでなければ0のダミー変数である。マーケットレバレッジレシオは、公募増資直前決算期の負債総額を時価資産(資産総額+株式時価総額-株式簿価総額)で除した値である。売買回転率は、予測公表の前年度の売買回転率である。ボラティリティは、予測公表の前年度の株式リターンのボラティリティである。過去の増資は、公募増資前4年間に行われた株式発行による資金調達総額を増資前t-4決算期の総資産で除した値である。

図表 8 回帰分析（アナリストとアナウンスメント効果）

CAR[-1;+1]	全サンプル		規制前		規制後	
	Coef.	t値	Coef.	t値	Coef.	t値
LN(アナリスト数)	-0.600 (0.577)	-1.04	-1.894 (0.943)	-2.01 **	0.913 (0.644)	1.42
LN(株式時価総額)	-0.173 (0.411)	-0.42	0.374 (0.599)	0.62	-0.763 (0.538)	-1.42
STD	-0.448 (0.422)	-1.06	-0.328 (0.681)	-0.48	-0.411 (0.408)	-1.01
RelOffSize	-26.906 (8.660)	-3.11 ***	-31.252 (14.434)	-2.17 **	-28.330 (8.224)	-3.44 ***
時価簿価比率	-0.042 (0.041)	-1.04	-0.059 (0.045)	-1.32	-0.092 (0.089)	-1.03
TOP3	-0.569 (0.871)	-0.65	-2.497 (1.296)	-1.93 *	1.494 (0.994)	1.50
定数項	2.240 (10.347)	0.22	-9.536 (14.487)	-0.66	13.452 (12.686)	1.06
年次ダミー	yes		yes		yes	
Adj-R2	0.253		0.276		0.206	
N	449		246		203	

アナリストが公募増資のアナウンスメントリターンに及ぼす影響を検証した結果である。被説明変数CAR[-1; +1]は、アナウンスメント日前後1日を含む3日間の累積異常株価リターンである。説明変数はln(アナリスト数)であり、公募増資前1年間に増資企業にEPS予測を公表しているアナリスト数に1を加えた値の自然対数値である。ln(株式時価総額)は、公募増資アナウンスメント直前月の月末時における株式時価総額の自然対数値である。STDは公募増資アナウンスメント前-10日から-30日までの株価リターンの標準偏差である。RelOffSizeは、増資前発行済株式数に占める新株発行数の割合である。時価簿価比率は、公募増資アナウンスメント直前月の月末時における株式時価総額と公募増資直前決算期の資産を用いて算出したものである。TOP3は主幹事証券会社が野村、大和、日興証券なら1, そうでなければ0としたダミー変数である。

(***, **, *は1%, 5%, 10%で統計的有意水準を満たしている)

図表 9 回帰分析（アナリストとディスカウント率）

ディスカウント率	全サンプル		規制前		規制後	
	Coef.	t値	Coef.	t値	Coef.	t値
ln(アナリスト数)	-0.099 (0.049)	-2.01 **	-0.093 (0.076)	-1.22	-0.109 (0.061)	-1.78 *
ln(株式時価総額)	-0.267 (0.037)	-7.27 ***	-0.355 (0.058)	-6.17 ***	-0.186 (0.048)	-3.91 ***
STD	0.058 (0.024)	2.36 **	0.088 (0.041)	2.13 **	0.012 (0.026)	0.44
RelOffSize	-0.325 (0.771)	-0.42	-1.444 (0.967)	-1.49	0.708 (1.044)	0.68
時価簿価比率	-0.004 (0.002)	-1.59	-0.002 (0.003)	-0.80	0.002 (0.007)	0.25
CAR_positive	-0.006 (0.008)	-0.74	-0.010 (0.010)	-0.92	0.005 (0.010)	0.51
CAR_negative	0.001 (0.007)	0.10	-0.003 (0.011)	-0.27	-0.001 (0.008)	-0.07
TOP3	0.105 (0.080)	1.31	0.271 (0.133)	2.03 **	-0.066 (0.087)	-0.76
定数項	10.213 (0.878)	11.64 ***	12.844 (1.326)	9.69 ***	7.525 (1.111)	6.77 ***
年次ダミー	yes		yes		yes	
Adj-R2	0.396		0.362		0.270	
N	686		360		326	

アナリストがディスカウント率に及ぼす影響を検証した結果である。被説明変数は**ディスカウント率**であり、公募増資日前日終値の市場価格に対する発行価格の割引率を表している。説明変数は**ln(アナリスト数)**であり、公募増資前1年間に増資企業にEPS予測を公表しているアナリスト数に1を加えた値の自然対数値である。**ln(株式時価総額)**は、公募増資アナウンスメント直前月の月末時における株式時価総額である。**STD**は公募増資アナウンスメント前-10日から-30日までの株価リターンの標準偏差である。**RelOffSize**は、増資前発行済株式数に占める新株発行数の割合である。**時価簿価比率**は、公募増資アナウンスメント直前月の月末時における株式時価総額と公募増資直前決算期の資産を用いて算出したものである。**CAR_positive**は、公募増資の発行価格決定前5日間の累積異常リターンがゼロ以上ならその値、そうでなければゼロとする変数である。**CAR_negative**は、公募増資の発行価格決定前5日間の累積異常リターンがゼロより小さければその値、そうでなければゼロとする変数である。**TOP3**は主幹事証券会社が野村、大和、日興証券なら1、そうでなければ0としたダミー変数である。

(***, **, *は1%, 5%, 10%で統計的有意水準を満たしている)