

平成 21 年 3 月 31 日現在

研究種目： 基盤研究（C）
 研究期間：2007～2008
 課題番号： 19530364
 研究課題名（和文） 最適な投資タイミングに関する研究
 研究課題名（英文） Optimal time for investments

研究代表者

葛山 康典（KATSURAYAMA, Yasunori）
 早稲田大学・社会科学総合学院・教授
 研究者番号：10257222

研究成果の概要：

本研究では、投資意思決定のタイミングに関して、資金調達の観点から分析した。経営者と投資家の間に存在する情報の非対称性は投資タイミングに影響を与え、同時に SEO(Seasoned Equity Offerings)に公表によって負のアナウンス効果を引き起こすことが知られている。

本邦市場における実証研究では、正のアナウンス効果が報告されてきた。本研究は過去 25 年間の 1,000 を超える SEO について Fama French モデルなど 5 種類のベンチマークに対して異常収益率を計測し、この値が米国同様に有意な約 - 2%であることを確認した。同時にその原因を法改正の視点から分析した。

交付額

(金額単位：円)

| | 直接経費 | 間接経費 | 合計 |
|---------|-----------|---------|-----------|
| 2007 年度 | 500,000 | 150,000 | 650,000 |
| 2008 年度 | 500,000 | 150,000 | 650,000 |
| 年度 | | | |
| 年度 | | | |
| 年度 | | | |
| 総計 | 1,000,000 | 300,000 | 1,300,000 |

研究分野：社会科学

科研費の分科・細目：経営学・経営学

キーワード：SEO、オプション

1. 研究開始当初の背景

伝統的な財務理論において、NPV 法や IRR 法など資本予算と呼ばれる一連の手法は、投資実行の可否に関する意思決定情報を提供する。しかしながら、これらの手法は一期間の静的なモデルを前提としているため、現時点で投資を実行するか否かの意思決定を行うに過ぎない。

本研究では、環境の変化が意思決定基準に

どのように影響するのかを、明らかにすることを目的とする。この結果によってモデルの理論的な性質が明らかにされ、意思決定者がおかれた環境に応じた、意思決定基準を導くことが可能になると予想される。

2. 研究の目的

本研究では、投資意思決定とそのタイミングに関して、資金調達の観点から分析を行った。理論的には株式による資金調達に際し、

経営者と投資家の間に存在する情報の非対称性は投資のタイミングに非常に大きな影響を与えるとともに、SEO(Seasoned Equity Offerings)のアナウンスによる株価の低下(負のアナウンス効果)を引き起こすことが知られている。理論的には、Myers and Majluf (1984)の離散モデルが代表的である。公募によって資金調達を行うことを前提に、経営者が既存株主の効用を最大化するように投資実行に関する意思決定した場合、プロジェクトのNPVが正であっても投資が実行されないケースが存在し、投資実行し資金調達が行われた場合に株価が下落することを示している。Lucas and McDonald (1992)の実証分析によれば、財務諸表の開示からの時間経過が大きいほど負のアナウンス効果が顕著となることが報告されている。Ritter(2003)によれば、米国では、増資情報が新聞に掲載された当日($t=0$)におよそ-2%程度の負のアナウンス効果が観測される。

さて、本邦市場におけるこの種の実証研究では、SEOのアナウンス周辺での株価上昇が観測されてきた。Kang and Stultz (1999)は0.45%程度のアナウンス効果を報告している。Baba and Mori (1995)は、市場モデルからの異常収益率(AR: Abnormal Return)が新聞掲載日に0.53%、その翌日に0.64%であることを報告している。Cooney, Kato and Schallheim (2003)も、同様に正のアナウンス効果を報告している。

しかしながら、従来研究はSEOイベントの多くがCBの発行によるものであったり、公募増資の場合であってもそのサンプル数が限定されている。たとえば、Kang and Stultzは561サンプルのうち公募増資は185件である。

そこで、本研究では、1980年から2005年9月までのデータに基づき1,000を超える純粋な公募増資によるSEOイベントをサンプルとした実証研究を行い、本邦市場での投資意思決定に関する環境について知見を得る。

3. 研究の方法

本研究では、東京証券取引所1部上場企業の公募増資を対象とした。ただし、金融、証券、保険業および、十分な価格データが得られないケースはデータから除外した。

日本経済新聞への掲載日を $t=0$ とし、価格データはNikkei Financial Questデータベースを利用して、イベント i について、収益率 r_{it} と、ベンチマークの収益率 r_{Bt} より次式によって異常収益率 ar_{it} を計算する。

$$ar_{it} = r_{it} - r_{Bt} \quad t = -14, \dots, 0, \dots, 15$$

ベンチマークとしては、Fama French three factors Model(1993)、東京証券取引所一部上

場株式の等加重ポートフォリオの収益率、および市場モデルを用いた。加えて、SEOアナウンス時点で時価簿価比率がもっとも近い銘柄の収益率と、市場時価総額が最も近い銘柄の収益率も併せてベンチマークとして用いた。

研究の後半については、得られた実証研究の結果に基づいて、そのような結論が得られた背景を統計的な視点から分析した。この点については研究成果の項で取り扱うことにする。

4. 研究成果

(1) 負のアナウンス効果

図1にFama Frenchモデルを用いたサンプル全体に対するアナウンス効果を示した。ここで特徴的なことは、日本市場で従来観察された正のアナウンス効果とは異なって、新聞公表日翌日 $t=1$ において有意に負のアナウンス効果が観察されていることである。得られた結果は用いたベンチマークにはあまり大きく影響されていないことが確認できる。この結果は従来の報告とは異なって、日本市場においても米国同様に負のアナウンス効果が存在することを示唆している。しかしながら、米国では新聞公表日前日に負のアナウンス効果がみられるのに対して、本邦市場では公表

表1. アナウンス効果(ベンチマーク毎)

| t | Return | TSE EW portfolio Adjusted | CAPM Adjusted | Fama French model Adjusted | CAR (FF adjusted) |
|-----|--------|--|---|--|-------------------|
| -3 | 0.108 | 0.104 (1.431) [-0.786] | 0.180 (2.496)* [-0.208] | 0.200 (2.867)** [-0.666] | |
| -2 | 0.313 | 0.319 (4.184)** [-2.378]* | 0.291 (3.908)** [-2.524]* | 0.274 (3.950)** [-2.542]* | |
| -1 | 0.303 | 0.339 (4.172)** [-2.537]* | 0.261 (3.350)** [-1.771] | 0.232 (3.120)** [-1.633] | 0.232 |
| 0 | -0.004 | 0.011 (0.106) [-0.191] | -0.030 (-0.257) [-0.352] | 0.011 (0.093) [-0.259] | 0.232 |
| +1 | -0.206 | -0.229 (-2.309)* [-4.148]** | -0.210 (-1.920) [-3.094]** | -0.210 (-2.168)* [-3.420]** | 0.022 |
| +2 | 0.018 | 0.013 (0.180) [-0.059] | 0.037 (0.457) [-0.655] | 0.079 (0.944) [-0.370] | 0.101 |
| +3 | 0.030 | -0.001 (-0.014) [-1.863] | 0.032 (0.407) | 0.030 (0.350) [-1.048] | 0.131 |

t-values (in parentheses) are for the null hypothesis that adjusted returns equal to zero. Z-values [in square brackets] from the Wilcoxon signed-rank test for the null hypothesis: adjusted returns are equal to zero.

* Significant at 5% level (two-tailed)

** Significant at 1% level (two-tailed)

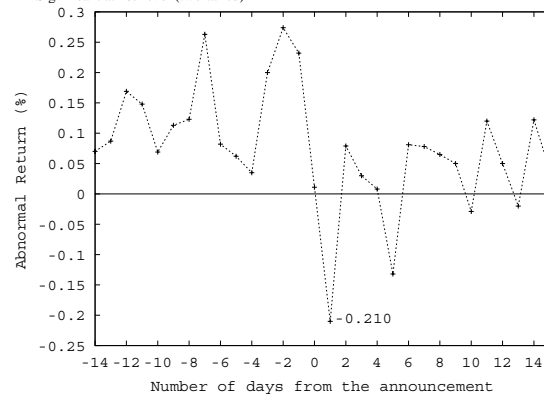


図1. アナウンス効果(全期間)

表 2. アナウンス効果(分割期間)

| | | Subperiod 1 (From 1979 to 1989) (N=701) | | |
|----------|--------|--|----------------------------------|----------------------------------|
| <i>t</i> | Return | TSE EW Adjusted | CAPM Adjusted | Fama French model Adj |
| -3 | 0.168 | 0.138 (1.743) [-0.342] | 0.168 (2.135)* [-0.007] | 0.150 (1.980)* [-0.017] |
| -2 | 0.390 | 0.373 (4.372)** [-2.893]** | 0.421 (4.761)** [-3.860]** | 0.388 (4.732)** [-3.586]** |
| -1 | 0.485 | 0.455 (5.004)** [-3.273]** | 0.433 (4.983)** [-3.135]** | 0.348 (4.172)** [-2.677]** |
| 0 | 0.519 | 0.530 (5.476)** [-4.282]** | 0.633 (5.872)** [-4.917]** | 0.641 (5.804)** [-4.755]** |
| 1 | 0.108 | 0.018 (0.204) [-2.112]* | 0.000 (-0.004) [-2.067]* | -0.066 (-0.651) [-2.513]* |
| 2 | 0.048 | 0.021 (0.274) [-0.478] | -0.015 (-0.166) [-1.402] | -0.004 (-0.041) [-1.137] |
| 3 | -0.019 | -0.049 (-0.658) [-2.065]* | 0.039 (0.521) [-1.041] | 0.031 (0.364) [-0.715] |

t-values (in parentheses) for the null hypothesis that abnormal returns equal to zero.

Z-values [in square brackets] from the Wilcoxon signed-rank test for the null hypothesis adjusted returns are equal to zero.

| | | Subperiod 2 (From 1990 to 1999) (N=137) | | |
|----------|--------|--|--------------------------------|------------------------------|
| <i>t</i> | Return | TSE EW Adjusted | CAPM Adjusted | Fama French model Adj |
| -3 | 0.007 | -0.045 (-0.239) [-0.811] | 0.176 (0.872) [-0.426] | 0.262 (1.283) [-0.777] |
| -2 | 0.371 | 0.607 (2.644) [-2.147] | 0.239 (1.154) [-0.364] | 0.229 (1.182) [-0.517] |
| -1 | -0.188 | -0.015 (-0.062) [-0.366] | -0.097 (-0.413) [-0.940] | 0.001 (0.002) [-0.502] |
| 0 | -0.245 | -0.082 (-0.269) [-0.545] | -0.061 (-0.175) [-0.977] | 0.014 (0.038) [-0.704] |
| 1 | -0.016 | 0.165 (0.652) [-0.169] | -0.008 (-0.036) [-0.250] | 0.106 (0.431) [-0.141] |
| 2 | 0.239 | 0.299 (1.431) [-0.925] | 0.118 (0.531) [-0.371] | 0.131 (0.563) [-0.173] |
| 3 | 0.272 | 0.151 (0.576) [-0.476] | 0.067 (0.239) [-0.225] | 0.126 (0.432) [-0.177] |

日翌日に観測される。この点を考慮するため $t=-1$ からの累積異常収益率 (CAR: Cumulative Abnormal Return) を示した。従来の報告とは異なった結果が得られたことをより詳細に検討するため、サンプル期間を3つの分割期間(1. 1979~1989, 2. 1990~1999, 3. 2000~2005) に分類したうえで、同

| | | Subperiod 3 (From 2000 to 2005) (N=187) | | | |
|----------|--------|--|------------------------------------|------------------------------------|-------------|
| <i>t</i> | Return | TSE EW Adjusted | CAPM Adjusted | Fama French model Adj | CAR (FF) |
| -3 | -0.042 | 0.082 (0.364) [-0.434] | 0.232 (1.049) [-0.049] | 0.340 (1.644) [-0.785] | |
| -2 | -0.020 | -0.094 (-0.455) [-1.801] | -0.160 (-0.889) [-1.735] | -0.118 (-0.690) [-1.415] | |
| -1 | -0.020 | 0.163 (0.713) [-0.182] | -0.119 (-0.556) [-0.881] | -0.036 (-0.176) [-0.723] | -0.036 |
| 0 | -1.789 | -1.867 (-5.711)** [-5.969]** | -2.495 (-6.502)** [-7.012]** | -2.351 (-5.604)** [-6.752]** | -2.387 |
| 1 | -1.520 | -1.445 (-3.879)** [-4.795]** | -0.958 (-3.004)** [-3.214]** | -0.983 (-3.077)** [-3.352]** | -3.370 |
| 2 | -0.255 | -0.226 (-0.973) [-0.128] | 0.173 (0.744) [-1.430] | 0.353 (1.462) [-1.430] | -3.016 |
| 3 | 0.036 | 0.066 (0.256) [-0.256] | -0.020 (-0.079) [-1.195] | -0.044 (-0.163) [-1.216] | -3.060 |

様に異常収益率を計算した結果が表2 に示されている。表2 からは、2000 年の前後で全く異なったアナウンス効果が観測されたことが確認できる。期間1 は従来研究とほぼ同様の期間であるため、0.64%と従来の報告と同様に正のアナウンス効果が観測されている。

2000 年以降の異常収益率は新聞掲載日当日に -2.35%で米国の研究報告とほぼ同程度の値である。また、CAR についても米国とほぼ同様な値を示していることが確認できる。

さらに、SEO資金調達額の時価総額に多占める割合、時価総額の自然対数、および経済環境に加え、2001年以降のイベントに対するダミー、バブル期間を表すダミーを加え、CAR を従属変数としたクロスセクション回帰を行った。結果からは、市場時価総額の自然対数と2001年以降ダミーが有意に負となった。改めて、アナウンス効果の状況が2000年を境に変化し、2000年以降のアナウンス効果が負となっていることを確認した。

一方で、市場時価総額の符号については、企業財務論の視点からの解釈は困難である。

(2)2001 年の法改正の影響

以上のアナウンス効果に関する新たな実証結果から、2000 年を境界とした企業の発行環境の変化について検討する。

ここでは平成 13 年度(2001 年)商法改正で可能になった SEO でのブックビルディング利用と、SEO の意思決定から払い込み記述までの期間短縮を視座に分析を行う。

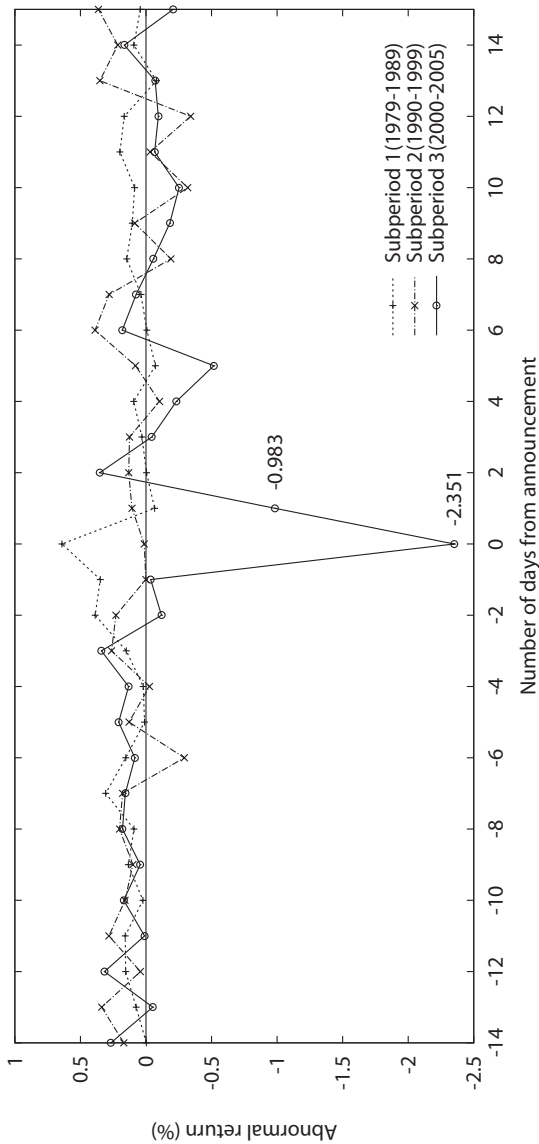


図2. アナウンス効果(分割期間)

払い込み期日までの間隔短縮

森本(2001)によれば、平成14年以前は取締役会で株式の発行価額を決定してから商法公告を行う必要があった。一般的には、取締役会で発行価額未定のまま新株の発行だけを決議し、有価証券届出書提出する。その後、届出書の効力発生前日に再度取締役会を開催したうえで、発行価額の決定と訂正届出書を提出するのが一般的な実務である。

初めの取締役会では、発行価額が届出書効力発生前日の時価の数%引であることを決議するのが一般的である。この間およそ2週間の価格変動のリスクを勘案して、引受証券会社には株価下落の場面において安定価格操作を行うことが認められていた。

従来は有価証券届出書の効力発生後に商法上の公告期間(2週間)が設けられた。そのため、同じく森本(2001)によれば増資決議から

払い込みまで約30日を要するのが通例であった。しかし、平成14年以降は届出書提出後の待機期間と商法公告期間を重ねることが可能になったため、取締役会決議から払い込みまでの期間が大幅に短縮されることになった。

このことは、情報の非対称性を急激に解消することを要請し、結果として1日当たりの価格下落を大きくしたと考えられる。図3にはSEOアナウンスから払い込みまでの日数を示したが、2000年以降減少していることが確認できる。

このこと確認するため、先と同様にクロスセクションでの回帰分析を実行した。ここでは、CARの絶対値を従属変数とし、あらたな独立変数としてSEOアナウンスから発行までの日数を加えた。

SEOアナウンスからの日数は負で有意となった。SEOアナウンスからの期間が長いほどアナウンス効果の絶対値は小さくなることを示している。2000年以降は、この期間が短くなっていることと整合的である。

ブックビルディングの導入と安定価格操作
平成14年度改正以降は新たに設けられた商法280条ノ2第5項の規定に基づき、「公正な価額の決定方法」が定められていれば、具体的な価額が決定していなくても取締役会決議と商法公告を行うことが可能になった。この規定により、SEOでもブックビルディングが積極的に利用されることとなったため、安定操作が減少した。

改正以前の投資家は公告期間にもし株価が下落すれば安定操作が行われると予想する。

安定価格操作は、SEO株式の潜在的な需要であるため、株価の分布は公募価格周辺で切断されると予想される。

価格操作によって生じるオプション性は株価に正のインパクトを与えると予想される。従って、この効果がファイナンス理論の指摘するアナウンス効果を優越し、結果として正のアナウンス効果を誘発してきたと考える。

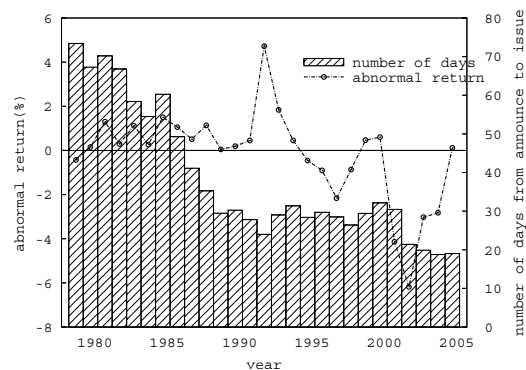


図3. SEO決定から発行までの日数

SEOにまつわる法律上の手続きを分析した論文として、前出のCooney et al.(2003)があげられる。彼らは、日本の慣習として、引受証券会社の発行危険の側面から分析を行っている。先に述べたように、法改正以前、証券会社は公募価格決定日から申込期間の最終日までの価格変動リスクを有している。すでに決定された公募価格を市場価格が下回れば発行危険が増大する。証券会社はSEO株式の本源価値に自信を有していないならば、引き受けから撤退することも選択できる。彼らはプットオプションのショートとして評価される発行危険の価値は証券会社のSEOに関する自信を表すと仮定し、実証研究から、プットオプションの価値とアナウンス効果に有意な正の相関があることを確認している。

彼らの分析は引受証券会社の新株への自信を、既発の株式価値に基づいて分析を行っている。一方、本研究でも安定価格操作の影響をコールオプション価格から推定しているが、この分析は既発の株式すなはち流通市場の分析で完結している点に注意が必要である。

さて、実際の分析にあたって、公募価格を K 、SEOアナウンス日($t=0$)、価格決定日($t=s$)、安全利率を r とする。払い込み最終日($t=T$)に対して、安定価格操作の存在下で投資家は株価 P_s^* を下記のように予想すると考えられる。

$$e^{-r(T-s)} E_s^*[\max(P_T, K)] = e^{-r(T-s)} E_s^*[\max(P_T - K, 0)] + e^{-r(T-s)} K$$

ここで、 E^* はリスク中立確率のもとでの期待値を、 K は発行価格を表す。

アナウンス日時点の株価を P_0^* とおくと $P_0^* = e^{-rs} E_0^*[P_s^*]$ と考えられる。この時点では公募価格は不明なので、強い仮定であるが $K = e^{-rT} P_0^*$ とおく。

さらに公告期間中であることを考慮して $F_0 = F_s$ と仮定する。ここで P_0 は、株式の本源的価値+アナウンス効果である。従って、安定価格操作による効果を除去した価格である P_0 は次式を満たす値として得られる。

$$P_0^* = e^{-rT} E_0^*[\max(P_T - K, 0)] + P_0$$

P_0 から修正後のアナウンス効果を測定し、平成13年以前、より以降でアナウンス効果に差がないことを検定する。

検定の結果を表1に示す。Levene's test

表3. 法改正前後のアナウンス効果の比較

| | Before the Institutional Reform (N=441) | | After the Institutional Reform (N=156) |
|---|---|-------------|--|
| | Option Value | day0 Return | day0 Return |
| Mean | 1055.15 | -3.556% | -2.917% |
| Median | 51.18 | -3.321% | -2.344% |
| SD | 10887.15 | 3.794% | 5.339% |
| Levene's Test for Equality of Variances | | 21.598 | (0.000) |
| Student's T-Tests for Equality of Mean | | -1.378 | (0.170) |
| Wilcoxon's Test for Equality of Mean | | -1.856 | (0.063) |

p-values are in parentheses

は法改正前後の分散が等しいという仮説を棄却した。このことは、株価の分散が小さくするという安定価格操作の副次的な目的とも一致する。

次に Student's t-test と Wilcoxon's test によって法改正前後の修正されたアナウンス効果の差について検討する。結果は表3に示されている。上記の2つの検定は法改正の前後のアナウンス効果が等しいという仮説を棄却できない。

以上のことから、法改正以前にも潜在的に負のアナウンス効果は存在したものの、安定価格操作を主因とする発行手続きあるいは制度上の制約による影響がこれを優越していたと考えられる。ブックビルディングの導入、すなはち、需要に基づいた公募価格の決定が可能になったことによって、安定価格操作の必要性は小さくなり、実際にその頻度は減少している。その結果、安定価格操作への期待によって生じるコールオプション価値が減少し、潜在的な負のアナウンス効果が2001年以降顕在化したものと考えられる。日本市場においても、従来から財務理論が示す負のアナウンス効果、つまり経営者と投資家間の情報非対称性が何らかの形で存在していた可能性が示される。

このことは、日本の市場の特殊性に依拠せず、欧米市場と同様な視点から実証研究を実施することを可能ならしめたといえる。

併せて、法改正前後の異常収益率を表4に示した。表2の傾向がさらに顕著に表れていることが確認できる。

(3) 今後の展望

本研究では、SEOに関する負のアナウンス効果を分析し、投資タイミングの決定に関して実証的側面からの結論を得た。特に本邦市場

表4. 法改正前後のアナウンス効果

| t | Return | From 1979 to 2000 (N=858) | | | From 2001 to 2005 (N=167) | | | CAR |
|----|--------|----------------------------------|----------------------------------|----------------------------------|---------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|
| | | TSE EW portfolio Adjusted | CAPM Adjusted | Fama French model Adjusted | Return | TSE EW portfolio Adjusted | CAPM Adjusted | |
| -3 | 0.140 | 0.113 (1.495) [-0.815] | 0.191 (2.509)* [-0.238] | 0.186 (2.502)* [-0.425] | -0.053 | 0.054 (0.252) [-0.161] | 0.126 (0.599) [-0.083] | 0.272 (1.403) [-0.676] |
| -2 | 0.402 | 0.417 (5.187)** [-3.669]** | 0.382 (4.716)** [-3.551]** | 0.355 (4.711)** [-3.415]** | -0.142 | -0.187 (-0.870) [-2.271]** | -0.180 (-0.98) [-1.755] | -0.143 (-0.819) [-1.488] |
| -1 | 0.362 | 0.375 (4.401)** [-2.677]** | 0.354 (4.296)** [-2.401]** | 0.302 (3.837)** [-2.258]** | 0.001 | 0.154 (0.646) [-0.369] | -0.216 (-0.982) [-0.984] | -0.132 (-0.635) [-0.951] |
| 0 | 0.408 | 0.436 (4.430)** [-3.745]** | 0.518 (4.736)** [-3.988]** | 0.540 (4.828)** [-3.896]** | -2.123 | -2.174 (-6.817)** [-6.689]** | -2.848 (-7.358)** [-7.635]** | -2.705 (-6.239)** [-7.354]** |
| 1 | 0.035 | -0.009 (-0.102) [-2.345]** | -0.076 (-0.838) [-2.405]** | -0.107 (-1.082) [-2.534]** | -1.441 | -1.359 (-3.545)** [-4.399]** | -0.690 (-2.201)* [-2.387]** | -0.743 (-2.396)* [-2.742]** |
| 2 | 0.072 | 0.066 (0.890) [-0.033] | 0.013 (0.146) [-1.335] | 0.022 (0.250) [-1.066] | -0.261 | -0.260 (-1.110) [-0.134] | 0.163 (0.706) [-1.382] | 0.373 (1.571) [-1.496] |
| 3 | 0.035 | -0.011 (-0.136) [-2.103]** | 0.055 (0.668) [-1.112] | 0.051 (0.584) [-1.062] | 0.004 | 0.049 (0.207) [-0.037] | -0.086 (-0.365) [-1.056] | -0.081 (-0.312) [-1.018] |

t-values (in parentheses) are from the null hypothesis that abnormal returns equal to zero. Z-values for the Wilcoxon signed-rank test [in square brackets] are from the null hypothesis

* Significant at 5% level (two-tailed)

** Significant at 1% level (two-tailed)

で、投資家と経営者間の情報の非対称性の存在を示唆することができたことは、理論的な分析の有効性をサポートする結果と考えることもできる。

今後は理論的な側面として、NPVをはじめとする伝統的な意思決定基準と、リアルオプションの側面を付加した分析を行う必要がある。

また、新たな試みとして、近年、頻繁に観測されたデットエクイティスワップの有効性あるいは、着手タイミングに関する分析を始めている。債権と株式のスワップは投資形態の変化という側面に加え、負債のエージェンシーコストなどの分析の観点から興味深いと思われ、価格評価のモデル化を続けている。

5. 主な発表論文等

(研究代表者、研究分担者及び連携研究者には下線)

[雑誌論文]

[学会発表](計 2 件)

葛山 康典、阿部 圭司

「日本市場における SEO のアナウンス効果 ~ ブックビルディングの導入と安定操作 ~」日本経営工学会、2008.10.26、大阪府立大学

葛山 康典、阿部 圭司

「東京証券取引所における SEO 周辺のパフォーマンス」日本経営工学会、2007.10.21、小樽商科大学

[その他]

Yasunori Katsurayama, Keiji Abe,
"Negative Announcement Effects for Seasoned Equity Offerings and Institutional Reforms in the Japanese Market" Mimeo, (2008).

6. 研究組織

(1)研究代表者

葛山 康典(KATSURAYAMA YASUNORI)

早稲田大学・社会科学総合学院・教授

研究者番号：10257222