

銀行による第三者割当増資の問題について

要旨

本研究では、1997年から2002年の、日本の金融機関の経営が深刻な状況にあった時期の第三者割当増資について、決議日の株価変化に関するイベント・スタディを行った。特に着目したのは、銀行による増資の割当先件数であり、1万件を超えるケースなど、異例に多い場合がある。そこで、株価への影響等について、割当先数などでの銀行と一般事業会社との間の傾向の差異についても検証した。分析結果によれば、この時期の第三者割当増資の実施決議は、株価に正の影響を与えているものの、銀行による実施決議の場合、有意な株価への影響を確認できない。また、割当先の数が多いことは、一般事業会社の場合、超過収益率に負の影響を及ぼす一方、銀行の場合、そのような影響を確認できなくなる。

1. はじめに

1990年代後半、金融機関は不良債権処理に伴う自己資本充実の必要に迫られた。そして、1997年度以降、第三者割当による資本調達が増加した。この時、既存の貸出先を引受先としたと見られるケースが、地方銀行を中心に相次いだ。たとえば、1999年7月9日発行決議の新潟中央銀行の場合、246,506千株の発行に対して、割当先数は12,658に上った。その後、新潟中央銀行は、2001年4月に経営破綻に陥ってしまう。この他、経営破綻した足利銀行や石川銀行等でも、同様の第三者割当増資が実施された。

銀行が、貸出先を受入先として資本調達を行う場合、増資の引受に際して、対象株式の収益性以外の要因を考慮する恐れがある。たとえば、貸出先企業が、借入先を変更する場合にスイッチング・コストが大きい場合、借入を継続するために、既存の借入先金融機関の要請を断れないかもしれない。さらに、借入先金融機関が破綻して消滅した場合、借入の継続が困難になる恐れがあるとすれば、増資を引き受けざるを得ないかもしれない。こうした貸出先を巻き込んだ増資が非効率な延命を助長するのであれば、金融機関経営者への規律付けを損なう恐れがある。そこで、本研究では、異例に割当先数が多い第三者割当増資に実施に対し、市場がどのような評価をしているか、さらに、一般事業会社と銀行との間での傾向の差異はあるのかを、分析することとした。

2. 先行研究

時価発行増資実施の決議は、株価に対して負の影響を及ぼすということへの代表的な解釈は、株価割高説である。Myers and Majluf (1984)が提唱したように、投資資金調達時には、投資家は増資実施企業それぞれの収益性を正確に評価できないために逆淘汰の問題が生じる。このことから、株価への市場評価が割高である企業ほど時価発行増資を実施する動機が強くなる。このため、時価発行増資を実施することは、市場に株価が割高であると受け止められ、投資家は事前の公表価格からディスカウントされた価格でしか新株を購入しようとはしないという考えである。日本の市場の場合、広瀬(2013)では、証券業協会が、時価発行公募増資にかかるガイドライン

で実施を抑制されていた 1993～1995 年度には株価に有意な正の影響が確認されるものの、1996 年度以降は、株価に有意な負の影響を及ぼすようになってきていることを明らかにしている¹。

時価発行増資の決議が株価に負の影響を及ぼす問題に対し、他のエクイティ・ファイナンスの手法がこの問題を緩和する可能性が、投資資金調達時の発行企業側と投資家との間での情報の非対称性に着目して提示されている。その一つが、公募によらず私募 (Private Placement) で増資を実施する場合である。

私募による増資の場合、特定の投資家が引き受け手になって増資実施企業の収益性に関する情報収集を行うことから、情報収集のコストに対して発行価格のディスカウントを通じて直接補償することが可能になる。このため、増資を引き受けることは、情報収集の結果好ましい情報が得られたことを示し、増資の実現が株価に正の影響を及ぼす可能性がある。

あるいは、新規に大株主が登場することで、長期的なモニタリング効果が生じる可能性も考えられ、この場合も株価への正の影響が予想される。これらの Private Placement についての議論は、たとえば Wruck (1989) Herzl and Smith (1993)などに詳しい。実際、米国の先行研究では、たとえば Wruck (1989)は、ニューヨーク証券取引所上場の企業の場合、増資決議時には 4.5%の正の超過収益率を確認し、統計的にも正の影響が株価に生じていることを確認している。日本のデータを用いた場合、Kato and Schallheim (1993)あるいは Kang and Stultz (1996) が、約 4%の正の超過収益率を確認し、統計的にも正の影響が生じていることを確認している。

逆選択の問題の解消は、限られた少数の投資家への情報伝達によって実現する。また、モラル・ハザードの抑制は、大株主の登場によって株式所有が集中化することで可能となってくる。したがって、本研究が着目する割当先数が非常に多いケースには、上記のような機能は当てはまり辛い。そして、私募による調達の場合、現経営陣の私的利益享受を許容するような投資家が引き受け手となる場合も考えられる。この場合、私募による増資は、経営陣のモラル・ハザードの温床となる恐れもある。Krishnamurthy, Spindt, Subramaniam and Woitke(2005)や Barclay, Holderness and Sheehan(2007)は、Private Placement 実施決議時の短期の株価収益率が正である一方、Private Placement 実施後の長期の収益率が負になるという傾向に着目し、Private Placement の引受手となる投資家の属性を分類して分析を行った。その結果、Private Placement 実施決議時の株価への正の影響は、増資を引き受けた後に、引受手が、当該企業の経営にアクティブに介入するケースに由来するものであり、それ以外のケースは、経営者のエン trenchmentを目的としたものであるために、長期の株価収益率が負になると主張している。本研究が着目する、割当先数が異例に多いケースも、経営者の保身が目的である可能性がある。

なお、金融機関による自己資本調達については、Cornett and Tehranian (1994)が、自己資本規制達成という目的がある場合、必要に迫られた株式発行のため、時価発行増資実施時の逆選択の影響が緩和され、自発的な発行の場合と比べて、株価への負の影響は弱くなることを、米国の増資事例を用いて示している。

Varma and Szewczyk(1993)は、金融機関による時価発行増資と第三者割当増資への市場の反応について分析し、同じ自己資本不足の場合でも、時価発行増資では株価に有意な負の影響が生じているのに対し、第三者割当増資の場合、有意に正の影響であることを示している。

日本の銀行による第三者割当増資については、Aman and Miyazaki(2009)が、1998 年 1 月～2002 年 12 月の事例を対象に分析しており、有意な超過収益率を確認できない。ただし、自己資本比率が高い場合には負で有意な、そして低い場合には正で有意な超過収益率を確認している。また、広瀬(2013)でも、銀行による第三者割当増資発行決議時の超過収益率は、自己資本比率が高くなると低くなる傾向にあることを確認している。これらの研究は、金融機関による自己資本調達のみを対象としているが、本研究では、同時期の一般事業会社の事例と比較しているところに特徴の一つがある。

¹ この他、鈴木・小山・奈良崎(2007)では、2001 年から 2005 年に行われた東証第一部上場企業の公募増資 76 件の増資決議時の株価反応を分析し、株価超過収益率が公募増資では有意に負となるという結果を示している。

3. 分析結果

3-1. イベント・スタディ

以下では、第三者割当増資実施の取締役会決議があった日をイベント日とする株価イベント・スタディの分析結果について記述する。本研究では、超過収益率の算出に必要な期待収益率を特定するモデルとして、各銘柄の収益率をマーケット・インデックスの収益率と線形的に関連付けているマーケット・モデルを用いた。マーケット・インデックスとしては、TOPIXを用いた。マーケット・モデルを推計するための推計期間 (estimation window) は、イベント日の300営業日前から11営業日前までの290日間とした。

サンプルは、1997年4月~2002年12月までの上場企業による普通株式の増資事例の中から、株価イベント・スタディを行うための株価データを入手できたものである。また、複数回の増資決議があった銘柄の場合、推計期間の中に、他の増資決議日が入るケースは、サンプルから除いている。さらに、増資決議時に、同時に優先株の発行を決議している場合、また、後配株式の場合も除いている。サンプル数は283件であり、このうち、銀行が56件を占める。

この分析結果が表1である。また、累積超過収益率の推移を表したものが、図1である。増資実施の取締役会決議日をイベント日とし、その前後の取引日を含めた3日間に注目して、累積超過収益率をまとめたものである。取締役会決議に関する情報は、通常、決議日の翌取引日までに取引所規則により適時開示が行われ、かつ公告が出されるため、決議日当日、遅くとも翌日には市場に反映されていると考えることができる。そこで以下では、主にイベント日の当日および翌日の2日間の超過収益率に着目して分析することとする。

表1: 第三者割当増資(1997年4月~2002年12月)実施時の超過収益率 全サンプル

N=283			
Event Window		abnormal return (%)	θ statistic
the day before the event day	(-1)	1.325	3.923 ***
the event day	(0)	2.259	9.759 ***
the day after the event day	(+1)	3.305	13.666 ***
the two-day event window from the day before the event day to the event day	(-1, 0)	3.584	9.675 ***
the two-day event window from the event day to the following day	(0, +1)	5.564	16.564 ***
three-day event window from the day before the event day to the day after it	(-1, +1)	6.889	15.789 ***

*, ** and *** denote significantly different from zero at the 10 percent, 5percent and 1 percent, respectively.

この結果によれば、第三者割当増資実施の決議時には有意に正の超過収益率を確認することができる²。次に、銀行による第三者割当増資のみに絞った分析が表2、累積超過収益率の推移を表したものが図2である。銀行だけを対象にした場合、有意な超過収益率を確認することはできなくなってしまう。

さらに、割当先数が100件以上におよぶ第三者割当増資に絞った分析が表3、累積超過収益率の推移を表したものが

² サンプル企業の株価に関する超過収益率をもとに算出する検定統計量 θ 値は、イベント(ここでは増資の決議)が、株価へ影響を及ぼすものか否かを検証するために用いられる。 θ 値は、漸近的に標準正規分布(平均ゼロ、分散1の正規分布)に従う。イベントの株価への影響が無いのであれば、サンプル企業の平均超過収益率について、統計的に有意なゼロからの乖離を観察できないはずである。したがって、サンプル企業の平均超過収益率から導出した θ 値について、統計的に有意なゼロからの乖離を確認できなければ、「当該イベントは株価への影響がない」という帰無仮説を棄却できないことになる。

図3である。この場合、47件中39件が銀行だが、有意な超過収益率を確認することはできない。

図1：累積超過収益率の推移 全サンプル（283件）

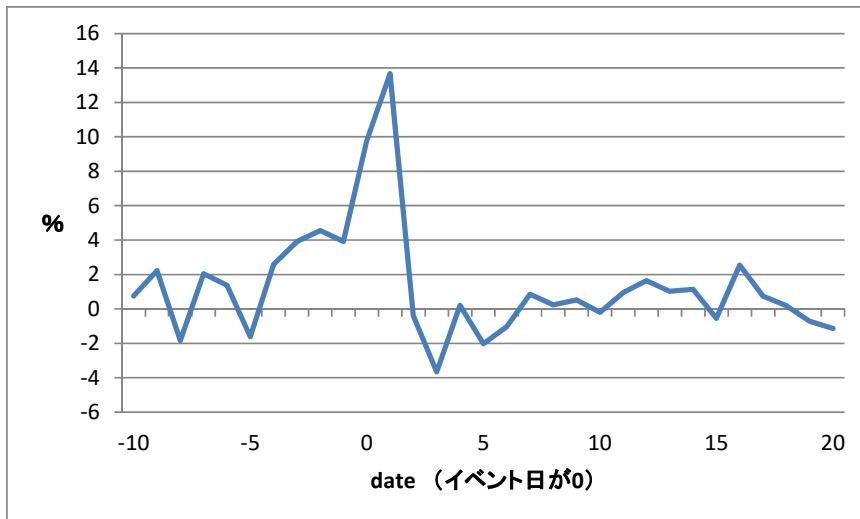


表2：第三者割当増資（1997年4月～2002年12月）実施時の超過収益率 金融機関のみ

N=56			
Event Window		abnormal return (%)	θ statistic
the day before the event day	(-1)	0.056	0.204
the event day	(0)	0.264	0.025
the day after the event day	(+1)	0.914	1.249
the two-day event window from the day before the event day to the event day	(-1, 0)	0.320	0.161
the two-day event window from the event day to the following day	(0, +1)	1.234	0.901
three-day event window from the day before the event day to the day after it	(-1, +1)	1.234	0.853

*, ** and *** denote significantly different from zero at the 10 percent, 5 percent and 1 percent, respectively.

図2：累積超過収益率の推移 金融機関（56件）

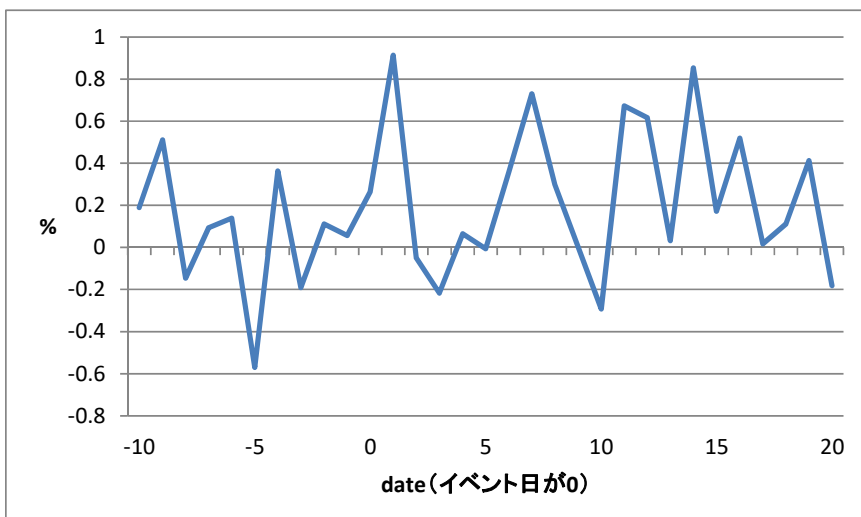


図2 縦軸を図1と同様にした場合

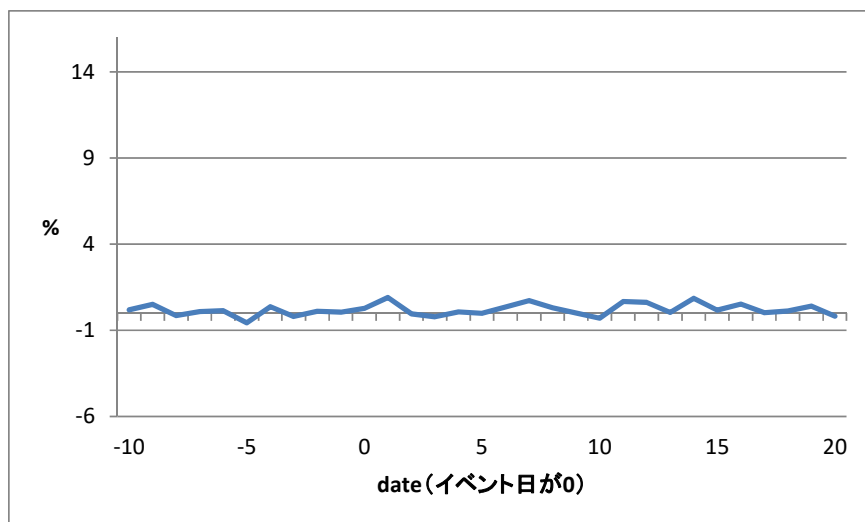
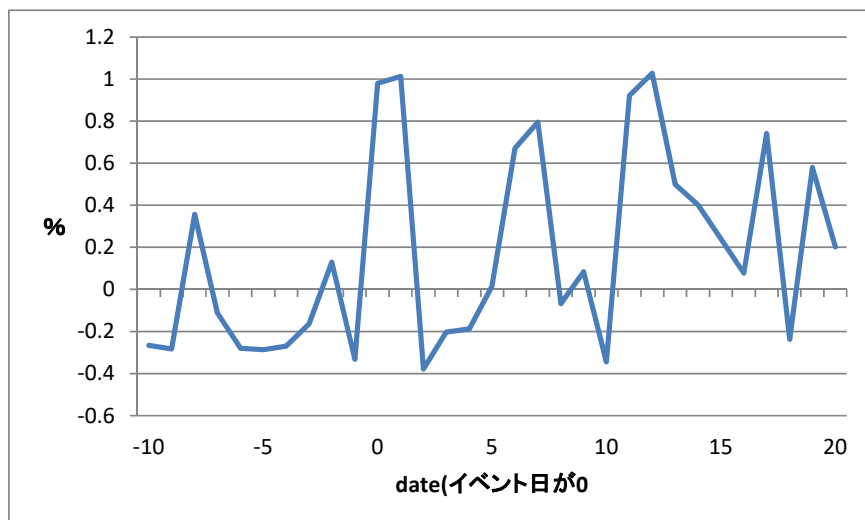


表3: 第三者割当増資(1997年4月~2002年12月)実施時の超過収益率 割当先100件以上

N=47			
Event Window		abnormal return (%)	θ statistic
the day before the event day	(-1)	-0.331	-0.773
the event day	(0)	0.979	0.866
the day after the event day	(+1)	1.011	1.584
the two-day event window from the day before the event day to the event day	(-1, 0)	0.647	0.065
the two-day event window from the event day to the following day	(0, +1)	1.990	1.732 *
three-day event window from the day before the event day to the day after it	(-1, +1)	1.659	0.968

*, ** and *** denote significantly different from zero at the 10 percent, 5percent and 1 percent, respectively.

図3: 累積超過収益率の推移 割当先数100件以上(47件, うち金融機関39件)



3-2. 超過収益率への影響要因の分析

以下では、3-1のイベント・スタディで得られた超過収益率に、どのような要因が影響を及ぼしているかを分析する。用いた超過収益率は、イベント日-イベント日翌日の2日間のもので、マーケット・モデルを推計した際に得た残差二乗和を用いて標準化した値である。影響要因として用いた変数の基本統計は表4(283件)である。このうち、一般事業会社に関するものが表5(227件)、金融機関については、表6(56件)である。これらを見る限り、一般事業会社と金融機関との間で、顕著な傾向の差を確認することはできない。

表4: 基本統計量 全サンプル

	平均	標準偏差	中央値	最大値	最小値
割当先数(件)	403.43	1505.95	2	12658	1
希釈化率 (増加株式数/発行済株式数(新株発行後))	23.57	16.22	21.09	73.46243131	0.497512438
時価総額(発行済株式数×取決前日株価) (百万円)	99746.87	280314.30	16477.68	2003041.40	408.75
資金調達規模(資金調達額/時価総額)	0.36	0.43	0.24	2.69	0.00
ディスカウント率 (取決前日価格-募集価格)/取決前日価格)	1.57	8.54	0.06	99.04	-40.32

表5: 一般事業会社

	平均	標準偏差	中央値	最大値	最小値
割当先数(件)	17.81	98.16	1	1233	1
希釈化率 (増加株式数/発行済株式数(新株発行後))	22.97	16.57	19.35	71.1382591	0.497512438
時価総額(発行済株式数×取決前日株価) (百万円)	78811.48	244289.07	12343.13	2003041.40	408.75
資金調達規模(資金調達額/時価総額)	0.34	0.41	0.21	2.46	0.00
ディスカウント率 (取決前日価格-募集価格)/取決前日価格)	1.57	9.41	0.07	99.04	-40.32

表6: 銀行

	平均	標準偏差	中央値	最大値	最小値
割当先数(件)	1966.59	2894.06	786	12658	1
希釈化率 (増加株式数/発行済株式数(新株発行後))	26.00	14.49	25.17	73.46243131	3.788482373
時価総額(発行済株式数×取決前日株価) (百万円)	184609.95	382368.90	54812.37	1777705.57	8881.859605
資金調達規模(資金調達額/時価総額)	0.42	0.48	0.32	2.69	0.04
ディスカウント率 (取決前日価格-募集価格)/取決前日価格)	1.56	3.05	0.03	11.74	-0.53

次に超過収益率の要因分析を行った結果が、表7である。割当先数の係数は負で有意であり、市場は、割当先数が多くなるほど、第三者割当増資の実施に低い評価をしているといえる。ただし、同時に、銀行ダミーと割当先数の交差項の係数は、ほぼ割当先数の効果を相殺する大きさで、正で有意となっており、銀行と一般事業会社では、市場の評価が異なることを示している³。また、銀行ダミーは10%水準ではあるが係数は負であり、分析対象期間の第三者割当増資について、市場は、銀行によるものを低く評価していたといえる。

³ イベント・スタディの分析結果でも、銀行で割当先数が100件以上のケースだけで分析すると、イベント日-イベント日2日後の3日間で評価した場合、 θ 値は1.96となり、正で有意になっている。

表7: 標準化した累積超過収益率への回帰(イベント日~イベント日翌日)

銀行56件, 事業会社227件

	係数	標準誤差	t-statistic	P-value
定数項	2.13	0.48	4.44	[.000] ***
希釈化率 (増加株式数/発行済株式数(新株発行後))	0.01	0.03	0.20	[.841]
時価総額(発行済株式数×取決日前日株価)	0.00	0.00	-0.95	[.345]
資金調達規模(資金調達額/時価総額)	-0.27	1.05	-0.25	[.801]
ディスカウント率 (取決前日価格-募集価格)/取決前日価格)	0.00	0.03	-0.04	[.966]
銀行ダミー(銀行=1, 銀行以外=0)	-2.33	1.23	-1.89	[.060] *
割当先数(対数変換値)	-0.45	0.19	-2.36	[.043] **
銀行ダミー×割当先数(対数変換値)	0.54	0.26	2.04	[.043] **
Adjusted R-squared	0.025			

また、割当先数に影響する要因を分析した結果が、表8である。ここでは、希釈化率(増加株式数/発行済株式数(新株発行後))が正で有意であり、発行済株式数に比して株式数の増加幅が大きいケースの方が、割当先数が多くなる傾向を示している。また、銀行ダミーとディスカウント率((取決前日価格-募集価格)/取決前日価格)の交差項の係数が負で有意であり、銀行の増資では、他のケースと比べて割高な募集価格の場合ほど、割当先数が多くなる傾向を示している。

表8: 割当先数(対数変換値)への回帰

銀行56件, 事業会社227件

	係数	標準誤差	t-statistic	P-value
定数項	0.31	0.20	1.51	[.131]
希釈化率 (増加株式数/発行済株式数(新株発行後))	0.03	0.01	2.68	[.008] ***
時価総額(発行済株式数×取決日前日株価)	0.00	0.00	-1.36	[.175]
資金調達規模(資金調達額/時価総額)	-0.34	0.46	-0.73	[.469]
ディスカウント率 (取決前日価格-募集価格)/取決前日価格)	0.01	0.01	0.77	[.442]
銀行ダミー(銀行=1, 銀行以外=0)	5.44	0.54	10.10	[.000] ***
銀行ダミー×ディスカウント率	-0.37	0.08	-4.83	[.000] ***
銀行ダミー×希釈化率	0.00	0.02	-0.26	[.796]
Adjusted R-squared	0.025			

4. 結論

本研究では、1997年から2002年の時期を対象に、日本の第三者割当増資実施決議の株価への影響を分析し、株価に正の影響を与えているものの、銀行による実施決議の場合、有意な株価への影響を確認できないことを確認した。さらに、超過収益率への影響要因を分析し、割当先の数が多いことは、一般事業会社の場合、有意な負の影響を及ぼす一方、銀行の場合、そのような影響が無くなることを明らかにした。

しかし、銀行の場合、割当先数が非常に多いケースでは、破綻に至ったり、重度の経営不振に陥ったりした場があることを考慮すれば、上記の分析結果から、割当先数が多くても、銀行の場合に非効率性が生じていないと考えることは早計であろう。このような市場評価となる要因については、今後の研究課題としたい。

[参考文献]

- Amana, Hiroyuki and Miyazaki, Hironobu (2009) "Valuation effects of new equity issues by banks: evidence from Japan," *Applied Financial Economics*, Vol.19, pp.635–645.
- Cornett M.M., and Tehranian H. (1994) "An examination of voluntary versus involuntary security issuances by commercial banks: The impact of capital regulations on common stock returns," *Journal of Financial Economics*, Vol. 35, pp.99-122
- Hertzcel, Michael G, and Richard L. Smith (1993) "Market Discounts and Shareholder Gains for Placing Equity Privately," *Journal of Finance*, Vol. 48, Issue 2, pp.459-85.
- Kato, Kiyoshi, and James S. Schallheim (1993) "Private equity financings in Japan and corporate grouping (keiretsu)," *Pacific-Basin Finance Journal*, Vol. 1, Issue 3, pp.287-307.
- Myers and Majluf (1984) "Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have," *Journal of Financial Economics*, v. 13, iss. 2, pp. 187-221
- Varma, Raj and Szewczyk, Samuel H. (1993) "The private placement of bank equity," *Journal of Banking and Finance* Vol. 17, pp. 1111 -1131
- Wruck, Karen Hopper (1989) "Equity ownership concentration and firm value : Evidence from private equity financings," *Journal of Financial Economics*, Vol. 23, Issue 1, pp.3-28.
- 鈴木一功・小山剛・奈良崎虎吏(2007)「時価発行増資と第三者割当増資：その株価効果に関する考察」日本ファイナンス学会第15回大会報告論文
- 広瀬純夫(2013)「1990年代のエクイティ・ファイナンス市場に関する実証分析」Waseda Organizational and Financial Economics Seminar 報告(2013年7月1日)
- 広瀬純夫・大木良子 (2009)「日本におけるエクイティ・ファイナンスの実情：増資決議時の株式市場の反応とMSCB発行動機に関する実証分析」旬刊商事法務, No.1874, pp.4-19, 商事法務研究会