

バブルはどこからやってくる？

顔 菊馨^a, 小幡 績^b, 太宰 北斗^c

要 旨

本稿では、2000 年代初頭に起こった「株式分割バブル」を対象に、バブルの構造を明らかにしようと試みた。分析の結果から、投資家はバブルが発生することを期待して分割銘柄を買い入れること、より小規模でリスクの高い銘柄ほどバブルが膨らみやすいことが見出された。本稿は、バブルの一端を実証的に明らかにした点で意義があると考えられる。

キーワード：バブル，株式分割，センチメント

JEL Classification Numbers：D90, G40

1. イントロダクション

2003 年 12 月 24 日、100 分割を行ったライブドア社の時価総額はおよそ 1,000 億円であった。わずか 1 ヶ月後の 1 月 20 日には 9,000 億円を超えたが、2 月下旬には約 1,500 億円まで下落した。株式分割自体は、企業のキャッシュフローやリスクを変化させることはなく、企業価値を変化させることもない。では、どのようにこの値動きを説明できるだろうか？

当時の分割後に起こる合理的な価格からかけ離れた株価の動きは、「株式分割バブル」として知られてきた。一方、市場や投資家のどのような状況がバブルを招くかなど、バブルを構造的に明らかにしようとする試みは容易ではない。最大の理由は、バブルを特定するには資産のファンダメンタル・バリューを明らかにしなければならないが、これを正確に測定するのは困難なためである。実際、Greenwood et al.(2019)では、産業平均株価が急激な上昇を見せたとしても、その後に下落するとは限らないことを示している。つまり、株価の急騰というイベントがあったとしても、それがバブルだという根拠とはならないのである。

この問題に対して、Smith et al.(1988) などでは実験経済学の観点から、様々な検証を可能としてきた。しかし、“実験室”という限定的な状況のために、観測された参加者の行動が現実の市場でも発生していると言い切るには限界もある¹。

そこで、本稿では 2001 年 10 月から 2005 年 12 月までにアナウンスかつ実施された株式分割銘柄 1,089 件を対象に、歴史的実験となった「株式分割バブル」を分析することによ

^a 一橋大学大学院経営管理研究科経営管理専攻 特任助教

^b 慶應義塾大学大学院経営管理研究科 准教授

^c 名古屋商科大学商学部 専任講師 (e-mail : hokuto_daz@nucba.ac.jp)

¹ たとえば、実験参加者に正のインセンティブを与えることはできても、現実の投資家のように自身の資産が著しく目減りするなどの負のインセンティブを課すことは難しい。

り、現実のバブルに影響しえる要因について検証を試みた。Greenwood(2009)でも指摘されるように、分割バブルは、分割実施から新株発行までの約 2 ヶ月間に大部分の株式が取引できなくなるという供給側の制約から生じており、ファンダメンタルズの変化がない中で発生している。そのため、分割実施銘柄のバイアンドホールド・アブノーマルリターンのピークが、新株発行までの約 50 日足らずの間に平均して 46.3%になるという事実は、バブルを捉えたものであると推定できる。

分析の結果は、株式分割がアナウンスされると、より小型でリスクの高い銘柄や、過去の実績に乏しく価値評価の裏付けとなる資産の少ない銘柄など、不透明な銘柄ほど投資家の人気を集め、分割が実施される前から株価が上昇していた。また、センチメントが高い時期ほど、事前に株価が高まりやすいことも示唆された。さらに、企業規模や株式のリスクについては、分割実施後のバブルのピークにも継続的に影響を与えていた。

最も興味深い点は、取引が制限される以前にも、分割バブルのピークに呼応する形で株価が上昇を見せることである。この点から、バブルが生じるだろうという期待からも、ファンダメンタルズからの乖離がはじまる可能性も示唆される。

ミスプライシングを生む要因については Baker and Wurgler(2006)などの先行研究で報告されてきたが、本稿の分析はファンダメンタル・バリューに影響のないイベントを利用することによって得られたものである。したがって、本稿の結果は、投資家の期待がバブルを膨らませ、何が期待を膨らませるかを、より直接的に検証したといえ、構造の一端を実証的に示唆した点は、本稿独自の貢献と考えられる。

2. 先行研究

2.1. バブルの構造

バブルがどのように生じるか、多くの研究がされてきた。Brunnermeier and Oehmke (2013)によれば、市場が不完全な場合や投資家間で情報の食い違いが見られる場合、投資家の性質の多様性が認められる場合など様々な状況でバブルが発生しえるほか、合理的な投資家のみが存在する市場を想定してもバブルは発生する可能性がある。共通するのは、投資家自身は購入価格よりも高い値段で資産を売り抜けられるという期待を持って、本人なりには“合理的”にバブルに参加していることである。この期待により、資産価格はファンダメンタルズから乖離していく可能性に晒されることになる。

2.2. 株式分割の株価への影響

株式分割が株価に与える影響については、過去、様々な研究がされてきた。はじめに、伝

統的なファイナンスの観点から見れば、分割それ自体は、企業の時価総額を割る株式数の差に過ぎず、企業のファンダメンタル・バリューに影響を与えない。次に、情報効果の観点がある。株式分割は、企業側が株価の上昇を見越して 1 株あたり株価を目標値へと押し下げようする行為とも解釈でき、ファンダメンタルズに対する明るい見通しがあると投資家に伝える可能性がある。この点から、株式分割のアナウンスは株価へ正の効果を持つといえる。また、流動性効果の観点も指摘できる。これは分割により株式数が増加すると、流動性リスクが軽減されるため、新株発行後には株価へ正の効果を持つと考えられるものである。

しかし、情報効果の影響はアナウンス後に生じ、流動性効果の影響は新株発行後に生じると期待される。そのため、これらの観点では分割バブルを説明しきれない。これに基づき、Greenwood(2009)は分割実施日から新株が発行される効力発生日までの約 2 ヶ月間取引できる株式数が時価総額に対して著しく制限されることが需給のギャップを生み、ファンダメンタルズと関係ない株価の急上昇につながっていることを示唆した。

本稿では、この分割バブルを対象に企業個々の財務特性や市場環境がどのように影響しているか分析することで、バブルの構造を明らかにしていきたいと考える。

3. データ

本稿では、2001 年 10 月から 2005 年 12 月までにアナウンスかつ実施された株式分割銘柄 1,089 件を対象に、分割実施前後の株価の推移などについて、分析を行った。

分析に用いた変数は次の通りである。まず、バブルの程度を測る指標としてアナウンス・ピークおよび分割実施ピークという変数を作成した。これは、各社の TOPIX に対するバイアンドホールド・アブノーマルリターンをアナウンス日の前日および分割実施日の前日の終値を基準として算出し、それぞれアナウンス日から分割実施日までのピーク値と、分割実施日から効力発生日までのピーク値とを示したものである。

バブルあるいはミスプライシングに影響を与える可能性のある変数については、Baker and Wurgler(2006)に倣った。具体的には、企業特性に関連したものとして、バリュエーションの難度を表す変数として有形固定資産比率[有形固定資産／自己資本]を、リスクを表す変数として株価ボラティリティ[日次株価収益率の対数の直近 1 年間の標準偏差]を、ファンダメンタルズの堅調さを表す変数として売上高成長率[(当期売上高／前期売上高)－1]を、企業の成熟後を表す変数として企業年齢[上場年数]を、企業規模を表す変数として株式時価総額[株式時価総額の対数]を、企業の成長機会や株価の割安傾向を表す変数として時価簿価比率[総資産／(負債簿価＋株式時価総額)]を用いている。また、直近 25 日間の IPO 企業数、IPO 企業の初値公募価格比率、全上場企業の時価発行増資比率、配当実施企業プレミアム、

東証一部二部市場の売買高の 5 変数に対する主成分分析により、その第一主成分を市場センチメントとして変数を作成した。

以上の変数に加え、分割バブルの構造上、Greenwood(2009)が指摘する需給要因などをコントロール変数とした。具体的には、供給が制限される割合を表す変数として分割比率[分割株式数]を、日々の取引への影響度を表す変数として取引高比率[(日次売買高/株式時価総額)の直近 25 日間平均]を用いている。また、分割バブルは個人投資家の間で人気とされたことから浮動株比率もコントロール変数に加えた。

一連のデータ収集にあたっては、日本経済新聞社の NEEDS-FinancialQUEST を利用している。なお、分割比率を除く全変数については上下 1%で winsorization を実施した。

4. 分析

図 1 には、対象期間中の分割バブルの膨張割合をピーク値で表した。全体の傾向として、アナウンス日前日の株価と比較した場合、分割実施によるピークは平均で 46.3%にまでなる。また、分割比率別にピーク値を比較すると、2.0 株未満のケースではアナウンス日前日からのピーク値が 23.6%であるのに対し、2.0 株以上では 54.2%と、より高い数値となっている。したがって、Greenwood(2009)と整合する傾向が本稿のデータからも観測された。

一方で、需給バランスの歪み以外にも分割バブルに影響を与える要因は考えられるかもしれない。たとえば、図表には記載していないが、10 分割以上の大型分割を行った株式でも、アナウンス日前日を基準とした分割実施ピークの分布を見ると、最小では-18.8%を記録しており、取引制限が必ずしもバブルにつながるわけではない。

これに関連して図 1 からは、分割実施前のアナウンス・ピークも分割実施ピークに呼応するように高まっていることが窺える。この点は重要であり、取引制限が生じる以前から投資家がその後に起こるバブルを期待して株式購入を進めている可能性も指摘できる²。

また、大型分割自体は 2001 年 10 月以降から可能であったにも係わらず、2003 年 7 月以降に実施された分割のピーク値の方が高いことも図 1 からは窺える。この点は、需給の制約だけでなく、市場環境なども分割バブルに影響していたことを示唆する。

そこで表 1 では、アナウンス・ピークおよび分割実施ピークを被説明変数に置き、企業特性関連の変数などを用いてプールド OLS モデルで回帰分析を行った。ここで、株式分割バブルが需給バランスの歪みのみによって生じるものであるならば、分割比率および取引高比率以外は有意な傾向を示さないと考えられる。反対に、有意な傾向を持つ変数があれば、

² 実際、Greenwood(2009)では分割のアナウンスがあった翌日から売買高が上昇する傾向にあることが示されている。

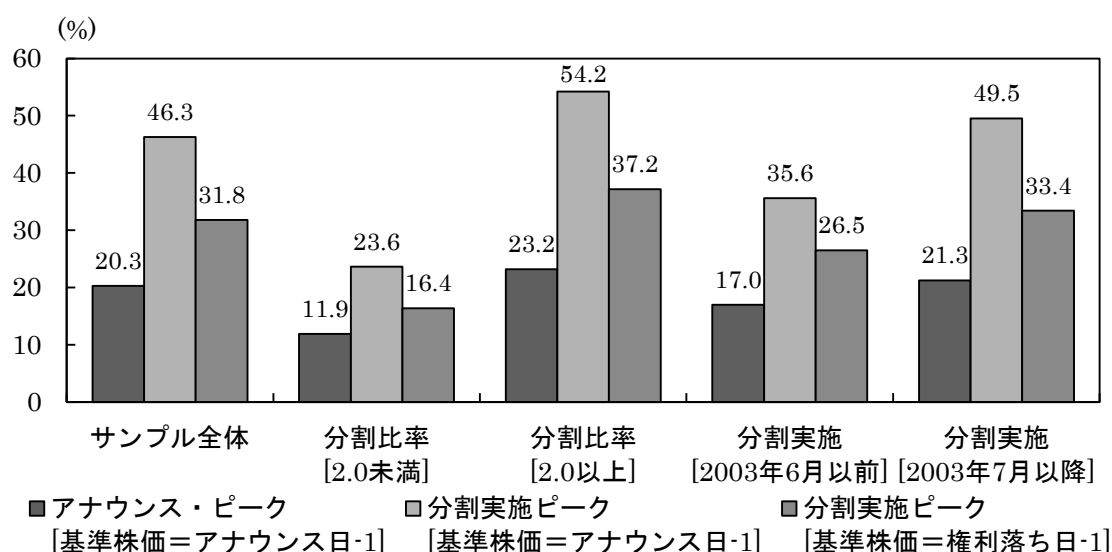


図1 株式分割バブルとピーク値

この図は、アナウンス日から分割実施日までの期間および分割実施日から新株発行日までの期間のそれぞれで、TOPIXをベンチマークとした株式分割実施企業のバイアンドホールド・アブノーマルリターンのピークの平均値について、サンプル全体のほか、分割比率別、分割実施日別にまとめたものである。

その背後にバブルを膨らませる要因が含まれていると想定できる。

分析の結果は、表1の列(1)から(6)を通じて、株価ボラティリティはプラスに有意、株式時価総額はマイナスに有意の係数が観測された。この点は、より小型でリスクの高い銘柄ほど投資家の人気を集め、バブルを招いたことを示唆する。これと整合するように、一部で企業年齢や有形固定資産比率がマイナスに有意であり、上場からの実績のある銘柄や、企業価値の裏付けとなる資産の多い銘柄ではバブルが相対的には膨らみづらいことも示唆された。

また、市場センチメントが高い時期ほどアナウンス後の株価の上昇が大きいことを列(2)の結果は示している。この点は、市場の機運が高いほど、その後のバブルの中で高い価格で売り抜けられると期待し、投資家が分割銘柄を買い集めようとしている可能性を窺わせる。

5. 結論

分析の結果、企業特性やセンチメントがバブルに影響することが示唆された。また、分割実施前のピークとの関係から、投資家の事前期待がバブルに影響することも示唆された。

ボラティリティなどの要因は過去の先行研究でも触れられてきたが、本稿の分析結果はファンダメンタルズに影響のないイベントから得られたもので、より直接的に理論株価との乖離がどのようにして生じるのか示している。この点は、本稿独自の貢献と考えられる。

本稿の分析は、株式分割バブル内での傾向を捉えたものでしかないという限界もあるが、

表 1 株式分割バブルの要因

この表は、アナウンス日から分割実施日までの期間および分割実施日から新株発行日までの期間のそれぞれで、TOPIX をベンチマークとした株式分割実施企業のパイアンドホールド・アブノーマルリターンのピークについて、プールド OLS モデルで回帰分析した結果を示している。括弧内の数字は不均一分散に頑健な標準誤差(robust standard error)を、*, **, ***はそれぞれ 10%, 5%, 1%水準で有意であることを示している。

被説明変数 = 株価基準日 =	アナウンス・ピーク		分割実施ピーク			
	[アナウンス日-1]		[アナウンス日-1]		[権利落ち日-1]	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
有形固定資産比率	-0.021** [0.011]	-0.023** [0.011]	-0.021 [0.028]	-0.022 [0.028]	0.012 [0.020]	0.012 [0.020]
株価ボラティリティ	0.240*** [0.077]	0.240*** [0.076]	0.564*** [0.169]	0.561*** [0.170]	0.345*** [0.102]	0.343*** [0.105]
売上高成長率	-0.051* [0.028]	-0.050* [0.028]	-0.064 [0.059]	-0.063 [0.059]	0.030 [0.036]	0.030 [0.036]
企業年齢	-0.282*** [0.070]	-0.301*** [0.072]	-0.501*** [0.134]	-0.519*** [0.134]	0.010 [0.081]	0.012 [0.081]
株式時価総額	-3.087*** [1.036]	-2.900*** [1.027]	-7.957*** [2.312]	-7.832*** [2.300]	-3.939*** [1.256]	-3.948*** [1.252]
時価簿価比率	0.060 [0.048]	0.067 [0.048]	-0.012 [0.103]	-0.008 [0.103]	-0.092 [0.061]	-0.093 [0.061]
市場センチメント		2.307*** [0.617]		2.086 [1.453]		-0.170 [0.918]
分割比率	1.091*** [0.249]	1.098*** [0.240]	4.614*** [0.428]	4.621*** [0.427]	2.224*** [0.199]	2.222*** [0.200]
浮動株比率	0.365*** [0.124]	0.368*** [0.124]	0.053 [0.246]	0.055 [0.247]	-0.468*** [0.157]	-0.466*** [0.158]
取引高比率 ^a	-5.683*** [1.021]	-6.355*** [1.061]	-7.265*** [2.404]	-7.874*** [2.489]	5.697** [2.327]	5.757** [2.476]
切片	82.394*** [28.296]	78.398*** [28.052]	212.240** [63.414]	210.106** [63.265]	104.262** [33.624]	104.504** [33.647]
サンプルサイズ	762	759	762	759	782	781
決定係数	0.214	0.227	0.328	0.330	0.367	0.367

^a 列(1)から列(4)ではアナウンス日の前 25 日間の平均値を、列(5)および列(6)ではアナウンス日から権利落ち日前日までの平均値を、それぞれ用いている。

一方で、その構造は多様に分析可能であり、バブルが崩壊へ向かうタイミングなど、さらなる研究の可能性を示すものと期待される。

引用文献

- Baker, M. and J. Wurgler, 2006. Investor sentiment and the cross-section of stock returns. *Journal of Finance* 61(4), 1645-1680.
- Brunnermeier, M. K. and M. Oehmke, 2013. Bubbles, financial crises, and systemic risk. Constantinides, G. M., M. Harris and R. M. Stulz eds., *Handbook of the Economics of Finance*. North Holland.
- Greenwood, R., A., 2009. Trading restrictions and stock prices. *Review of Financial Studies* 22(3), 509-539.
- Greenwood, R., A. Shleifer and Y. You, 2019. Bubbles for Fama. *Journal of Financial Economics* 131(1), 20-43.
- Smith, V. L., G. L. Suchanek and A. W. Williams, 1988. Bubbles, crashes, and endogenous expectations in experimental economics. *Econometrica* 56(5), 1119-1151.