

# マーケットのデフォルト・リスクが 新規株式公開市場におよぼす影響

船 岡 健 太  
北 島 孝 博

## 要 旨

新規株式公開市場のセンチメントの計測を試みた先行研究では、ブックビルディングにおける投資倍率のデータや売買開始日前の市場であるグレイ・マーケットの取引状況など、日本では入手困難なデータが用いられていることが多い。

本研究では、主に株価データを利用するオプション・アプローチから計測したデフォルト・リスクをセンチメントの代理変数として用いて、新規株式公開市場におよぼす影響について分析を実施した。

このオプション・アプローチを用いて推定を行ったマーケットのデフォルト・リスクは、新規株式公開の実施に関する意思決定と初期収益率の水準に影響をおよぼすことが示された。

## 目 次

- |                                    |                          |
|------------------------------------|--------------------------|
| I. はじめに                            | 2. デフォルト・リスクが初期収益率に与える影響 |
| II. デフォルト・リスクの推計方法                 |                          |
| III. 使用データ                         | V. おわりに                  |
| IV. 実証分析                           |                          |
| 1. デフォルト・リスクが新規公開の実施に関する意思決定に与える影響 |                          |

## I. はじめに

先行研究においては、さまざまな代理変数を用いて、新規株式公開市場における投資家のセンチメントの測定が試みられている。これまでの先行研究では、新規公開株式の売買開始日前

の市場であるグレイ・マーケット<sup>1)</sup>における取引状況 (Cornelli, Goldreich and Ljungqvist, 2006; Dorn, 2009; Neupane, Paudyal and Thapa, 2014), 新規公開株式への応募状況 (Derrien, 2005; Jiang and Li, 2013), インターネットにおける検索頻度 (Da, Engelberg and Gao, 2011; Jiang and Li, 2013)<sup>2)</sup>, といったさ

さまざまな代理変数を用いてセンチメントと初期収益率との関係を分析しており、新規株式公開市場における投資家のセンチメントと初期収益率の間に有意な正の関係が存在することを報告している。

しかしながら、新規公開株式への応募状況を示すブックビルディングにおける投資倍率のデータは、日本においても非公表であり、同様に入手できない国も多いと考えられる。グレイ・マーケットについては、国によっては、市場自体が存在しない。インターネットにおける検索頻度に関しても、データの入手可能性は高いとは言いがたい。このような入手が困難であることが多いデータではなく、普遍的なデータよりセンチメントを計測することができないのかというのが本研究実施の動機である。本研究では、主に株価データを利用して計測することができるデフォルト・リスクをセンチメントの代理変数として用いて、この値が初期収益率に対して説明力を有するののかについて検証を行う<sup>3)</sup>。

また、本研究では、デフォルト・リスクが新規株式公開の実施にかかる意思決定に影響をおよぼしているのかについても考察を行う。先行研究においては、マーケットのコンディションが良好な場合、新規株式公開企業数は増加し、逆にマーケットのコンディションが良くない場合は、新規株式公開を踏みとどまるという実証結果が提示されている<sup>4)</sup>。例えば、Brau and Fawcett (2006) は、新規株式公開のタイミングとして、企業の最高財務責任者 (chief financial officer) が最も重視しているファクターは、「マーケット全体のコンディション」であるということを報告している<sup>5)</sup>。

Busaba, Benveniste and Guo (2001) は、1984年から1994年の期間におけるアメリカの新

規公開市場において、SECに新規公開に関する申請を行った企業の14%が、後に申請を取り下げるということを記している。申請直後から30営業日後のナスダック総合指数のリターンが申請の取り下げに有意な影響があることを報告している。Dunbar and Forester (2008) においても、ナスダック総合指数のリターンが申請の取り下げに負の影響があるという実証結果を提示している<sup>6)</sup>。

Pástor and Veronesi (2005) は、未上場企業における上場に関する意思決定は、株価の期待リターン、業績に関する将来の収益性、および上場前の不確実性の3要素（いずれも新規上場を検討する企業自身に関するものである）に依存するとし、さらに、これらの企業のコンディションに関する3要素はマーケットのコンディションに大きく依存すると報告している。Pástor and Veronesi (2005) におけるマーケット・コンディションは、ニューヨーク証券取引所、アメックス、およびナスダックの全上場企業の加重平均によるリターンを用いている。

また、Pástor and Veronesi (2005) は、Helwege and Liang (2004) を参考に、新規公開のウェーブ (IPO Waves) の定義をホット・マーケットが連続する月と定義している。ここでのホット・マーケットとは、3ヶ月間の新規公開企業数の移動平均数（当該月と前後1ヶ月の3ヶ月分の新規公開企業数の1ヶ月あたりの平均を算出している）の上位4分の1に該当する月のことを指している。彼らは1960年から2002年の期間におけるアメリカの新規公開のウェーブが発生しているのは、合計で16あり、最小で1カ月、最大で21カ月（中央値は5カ月）であることを報告している。

この新規公開のウェーブが発生しているの

は、当該四半期、直前（1期前）四半期、および2期前四半期の市場リターンがプラスのときであるという実証結果が提示されている。（1期後四半期の市場リターンは有意にマイナスであることを確認している）。このようなホット・マーケットにおいては、投資家の楽観度が大きくなることから、初期収益率は大きくなるのが予測される（Helwege and Liang, 2004）。

このように先行研究では、マーケット・コンディションを表す変数として、インデックスが用いられていることが多いが、本稿では、デフォルト・リスク（次節で詳述）をマーケット・コンディションとして用い、その新規公開市場におよぼす影響について分析を行う<sup>7)</sup>。

本稿の構成は以下のとおりである。次節においては、デフォルト・リスクの推計方法について述べる。第Ⅲ節では、使用データとデフォルト・リスクの時系列の推移について記述する。第Ⅳ節においては、デフォルト・リスクが新規公開企業数および初期収益率におよぼす影響に関する実証分析を行う。第Ⅴ節では、総括と今後の課題について述べる。

## Ⅱ. デフォルト・リスクの推計方法

本稿は、デフォルト・リスクを測定するにあたって、Black and Scholes (1973) と Merton (1974) のオプション価格決定理論に基づくオプション・アプローチを採用する<sup>8)</sup>。その基本的な枠組みの中で、株式は企業資産価値を原資産、また負債価値を行使価格とするユーロピアン・コール・オプションであると見なされる。株主は、満期時点において企業資産価値と負債価値を比較した時に、前者が後者を上回った場

合にはその超過分のペイオフが得られる一方、前者が後者を下回った場合には何も得ることはできない。この考え方にに基づき、オプション・アプローチでは満期時点の企業資産価値が負債価値を下回る状態、すなわち債務超過をデフォルトと定義し、その確率を（1）式で表す。

$$\begin{aligned} \text{EDP} &= P_r(A_T < D_T | A_0) \\ &= 1 - N\left(\frac{\ln\left(\frac{A_0}{D_T}\right) + \left(\mu_A - \frac{\sigma_A^2}{2}\right)T}{\sigma_A\sqrt{T}}\right) \\ &= 1 - N(DD) \end{aligned} \quad (1)$$

$A_0$ 、 $\mu_A$  および  $\sigma_A$  は企業資産価値、その期待収益率とボラティリティをそれぞれ意味しており、市場で直接観測することができない未知のパラメータを表す。また、 $D_T$  は満期時点  $T$  の負債価値を、 $N(\cdot)$  は累積標準正規分布関数を、 $DD$  はデフォルト距離 (Distance to Default) をそれぞれ表している。デフォルト距離は、期待倒産確率 (Expected Default Probability: EDP) とは逆の関係にあり、値が大きければ大きいほど倒産確率が小さいことを意味する。

本稿は、上記3つの未知のパラメータを推計するために、（1）オプション価格決定モデル、（2）最適ヘッジ方程式および（3）期待成長率の関係式の3つの非線形連立方程式を森平 (2000) と同様のガウス・ザイデル法によって解く。まず、オプション価格決定モデルは、株式価値  $E_0$  と企業資産価値  $A_0$  の関係式であり、下記の（2）式によって表される。

$$\begin{aligned} E_0 &= A_0 N(d_1) - D_T e^{-\mu_A T} N(d_2) \\ d_1 &\equiv \frac{\ln\left(\frac{A_0}{D_T}\right) + \left(\mu_A + \frac{\sigma_A^2}{2}\right)T}{\sigma_A\sqrt{T}} \\ d_2 &\equiv d_1 - \sigma_A\sqrt{T} \end{aligned} \quad (2)$$

次に、最適ヘッジ方程式は、株式価値のボラティリティ  $\sigma_E$  と企業資産価値のボラティリ

マーケットのデフォルト・リスクが新規株式公開市場におよぼす影響

ティ  $\sigma_A$  の関係式であり、下記の (3) 式によって表される。

$$\sigma_E = \frac{A_0 N(d_1)}{E_0} \sigma_A \quad (3)$$

最後に、期待収益率の関係式は株式価値の期待収益率  $\mu_E$  と企業資産価値の期待収益率  $\mu_A$  の関係式であり、下記の (4) 式によって表される。

$$\mu_A = \frac{E_0}{A_0} \mu_E \quad (4)$$

また、パラメータの推計に必要なその他の設定は、以下のとおりとする。満期時点の負債価値  $D_T$  は、推計時点における企業の総負債を使用する。株式価値の期待収益率  $\sigma_E$  と株式ボラティリティ  $\sigma_E$  は、過去250日間の株価の日次対数収益率からそれぞれ求める。また、満期時点  $T$  は1年後とする。本稿は、上述の推計方法に基づいて得られたパラメータを (1) 式に代入することで、期待倒産確率とデフォルト距離

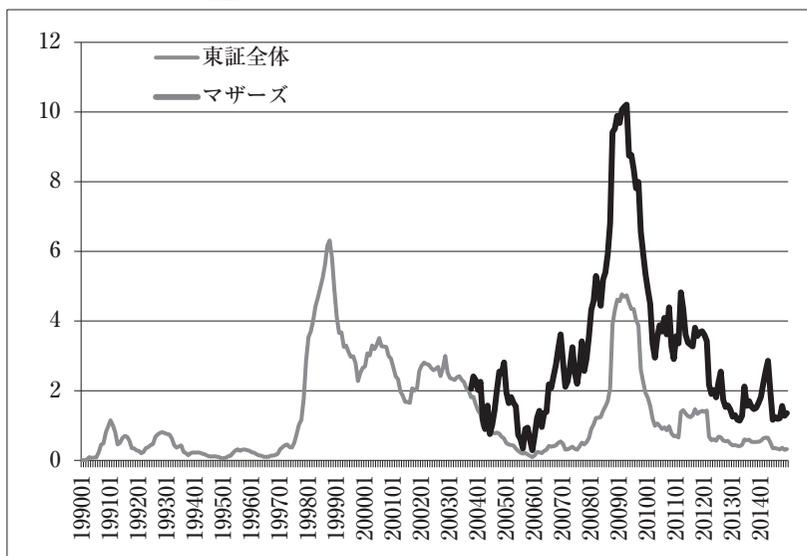
をそれぞれ求める。なお、オプション・アプローチに関する詳細については、森平 (2009) を参照されたい。

### III. 使用データ

本稿におけるデフォルト・リスクの推定は、東京証券取引所第1部・第2部・マザーズ上場企業を対象として算出を行った。算出期間は、1990年1月から2014年12月までの300カ月である。株式データおよび財務データは日経 NEEDS-Financial QUEST (日本経済新聞デジタルメディア) から取得した。株価データは配当・分割調整済みの日次の終値を用いた。財務データは、久保田・竹原 (2007) に基づいて、2000年3月以降の推定においては連結財務諸表を優先し、それ以前の推定では単独財務諸表を用いた。

使用する財務データは、直近で利用可能な決

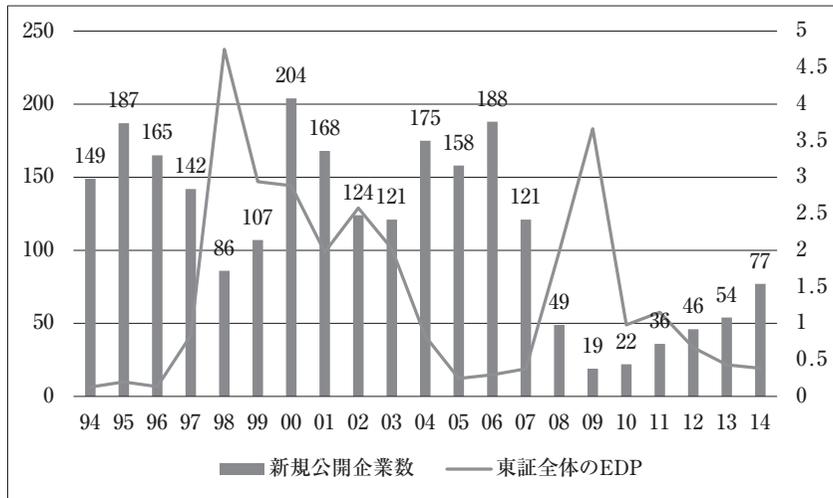
図表1 東証全体とマザーズ市場の EDP の推移 (1990年-2004年)



(注) 1990年から2014年の各月末 (300ヶ月分) における EDP (期待倒産確率) の推移を示している。マザーズ市場の EDP は、2003年10月以降の推移を示している。

(出所) 日経 NEED-Financial QUEST より取得したデータを用いて作成。

図表2 東証全体のEDPと新規公開企業数の推移(1994年-2014年)



(注) 棒グラフ(目盛りは左軸)は各年の全上場企業数, 折れ線グラフ(目盛りは右軸)は東証全体のEDP(期待倒産確率)の各年の平均値をそれぞれ示す。

〔出所〕『株式上場白書』, 日経 NEED-Financial QUEST より取得したデータを用いて作成。

算データ(本決算・中間決算・四半期決算)とし, 財務データの利用可能性を確保するために, 3カ月間のラグを設けた。推定の対象企業は, 少なくとも過去250日間分の株価データが存在することを条件としている。この条件に該当する2014年12月末における推定対象企業は2,388社となっている<sup>9)</sup>。

図表1は, 1990年から2014年における上記のデータを用いて推定を行ったEDP(期待倒産確率)の平均値を東証全体(第1部・第2部・マザーズ)とマザーズ市場のみを対象とする場合に分けて示している。マザーズ市場の開設は, 1999年11月であるが, 市場のデフォルト・リスクを算出するにあたり, 一定数以上の対象企業を確保する必要があると考えられる。そこで, 2003年9月12日にマザーズ指数の公表が開始された時点を一一定数以上の対象企業が揃ったとし, 2003年10月以降のマザーズ市場のEDPを示している。

このEDPの推移を概観すると1990年代後半

から急激に倒産リスクが高まっていることがわかる。その後, 2000年代中頃まで, 倒産リスクは低下するが, 2008年以降に再び急激に増加することを看取することができる。また, マザーズ市場を対象とするEDPは, 東証全体の数値よりも振幅が大きいことも確認することができる。

## IV. 実証分析

### 1. デフォルト・リスクが新規公開の実施に関する意思決定に与える影響

図表2は, 1994年-2014年における各年のEDPの平均値と新規公開企業数の推移を示している。棒グラフで示した新規公開企業数は, 各証券取引所の本則市場, ジャスダック市場(2004年12月の証券取引所化以前は店頭登録市場), および新興市場を含む, 日本におけるすべての新規株式公開企業を足し合わせたもので

図表3 基本統計量

	平均値	中央値	標準偏差
初期収益率	1.113	0.846	1.148
上場までの経過年数	9.698	8.080	7.486
売上高（単位：百万円）	3989.977	1652.500	8021.095
売上高（自然対数）	7.526	7.410	1.147
上場時調達額（単位：百万円）	2858.304	1168.500	8397.285
上場時調達額（自然対数）	7.209	7.063	1.061
上場日前の市場の変化	0.001	0.002	0.080
上場日承認日前後の東証1部・2部・マザーズのDD平均値	4.622	4.713	1.033

(注) マザーズ市場の市場開設（1999年11月）から2014年12月末までの352社が対象。

〔出所〕『株式公開白書』、および日経 NEED-Financial QUEST より取得したデータを用いて作成。

ある<sup>10)</sup>。

この新規公開企業数の推移をみると、倒産確率が高い1990年代後半と2000年代後半において、新規公開企業数が減少傾向にあることがわかる<sup>11)</sup>。これは、新規公開の実施に関する意思決定において、マーケットのコンディションを最も重視するという Brau and Fawcett (2006) の指摘と一致するものであろう。マーケットの低迷時に新規株式公開の件数が減少する理由は、割安に評価されることによる新規公開時における資金調達額の減少と新規公開後の株価パフォーマンスに対する不安などを挙げることができる。

## 2. デフォルト・リスクが初期収益率に与える影響

マーケットのデフォルト・リスクが初期収益率におよぼす影響に関する分析については、マーケットの環境変化に対して市場第1部・第2部よりも敏感に反応するマザーズ市場を対象に実施する<sup>12)</sup>。マザーズ市場では、1999年11月の市場開設から2015年12月末までに426社が新規株式公開を実施している。本稿においては、2014年12月までに新規上場を果たした365社の

うち外国籍企業と金融業に該当する13社を除いた352社を対象に分析を行う。

図表3は、分析対象企業である352社の基本統計量を示している。被説明変数として用いる初期収益率は、公開価格と初値（売買開始日の終値を用いている）の変化率として算出され<sup>13)</sup>、平均値で1.113である。初値は平均的に公開価格の2倍以上の水準で形成されており、マザーズ市場における公開価格と初値の乖離は小さくない状況であることをうかがうことができる。

コントロール変数については、以下の先行研究を参考に設定を行う<sup>14)</sup>。新規公開企業と投資家間の情報の非対称性の度合いを表す変数として、Habib and Ljungqvist (2001) が企業創立から新規公開日までの公開所要年数を、Arugaslan, Cook and Kieschunik (2004) が直近事業年度の売上高を用いている。また、発行企業の事前の不確実性とアンダープライシングの関係に着目した Beatty and Ritter (1986) は、資金調達額とアンダープライシングの水準には負の関係があることを報告している。

上場までの経過年数は、企業の設立から新規上場までに要した年数を示し、平均値（中央値）で9.698年（8.080年）である。売上高は、

図表4 各変数間の相関係数

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
(1) 初期収益率	1.000	0.060	-0.186	-0.186	-0.293	-0.293	0.264	0.318
(2) 上場までの経過年数	-0.033	1.000	0.267	0.267	-0.102	-0.102	-0.033	0.196
(3) 売上高 (単位: 百万円)	-0.203	0.151	1.000	1.000	0.104	0.104	0.000	0.078
(4) 売上高 (自然対数)	-0.195	0.264	0.708	1.000	0.104	0.104	0.000	0.078
(5) 上場時調達額 (単位: 百万円)	-0.154	-0.060	0.381	0.227	1.000	1.000	-0.013	-0.008
(6) 上場時調達額 (自然対数)	-0.279	-0.129	0.334	0.180	0.560	1.000	-0.013	-0.008
(7) 上場日前の市場の変化	0.269	0.002	-0.015	0.018	-0.066	-0.052	1.000	0.103
(8) 上場承認日前後の東証1部・2部・マザーズのDD平均値	0.311	0.118	-0.029	0.067	-0.132	-0.055	0.095	1.000

(注) ピアソン積率相関 (左下三角行列)・スピアマン順位相関 (右上三角行列)。

直前期の数値であり、平均値 (中央値) で39億8998万円 (16億5250万円) である。資金調達額は、新規公開時の公募部分と売出部分を足し合わせた資金調達の総額であり、平均値 (中央値) で28億5830万円 (11億6850万円) である。売上高と資金調達額については、自然対数値を用いる。

上場日前の市場の変化については、売買開始日前のマーケット・インデックスが初期収益率に正の影響をおよぼしていることを示したHamao, Packer and Ritter (2000) に従って、売買開始日の直前営業日の10営業日前から直前営業日までの市場インデックスの変化率を求めている。市場インデックスについては、2003年9月12日より公表が開始されたマザーズ指数が使用可能な企業については同指数を用い、同指数が公表されていない時期に新規公開を行った企業についてはジャスダック・インデックスを使用した<sup>15)</sup>。この市場インデックスの変化率の平均値 (中央値) は、0.001 (0.002) である。

上場承認日前後の東証1部・2部・マザーズのDD平均値については、以下の基準により該当するDDの平均値をピックアップしている。今回の研究においては、デフォルト・リスク (DD) の値は、日次では持ち合わせておらず、月次 (各月末) のデータのみ存在する。売買開

始日の1カ月前を上場承認日とし、この上場承認日から最も近いタイミングのDDを各新規公開企業の上場時のデフォルト・リスクとした<sup>16)</sup>。

図表4は、これまでに述べた分析に使用する変数間の相関係数を示したものである。注目する初期収益率とDDの平均値とのピアソン積率相関は0.311であり、インデックスを用いて算出を行った上場日前の市場の変化との相関 (0.269) よりも高い値が示された。コントロール変数である上場までの経過年数、売上高 (自然対数)、および上場時調達額 (自然対数) は先行研究と同様に負の符号を示している。

図表5は、初期収益率を被説明とする回帰分析の結果を示している。本稿が注目するデフォルト・リスクに関する変数 (DD) は初期収益率に有意な影響をおよぼしていることを確認することができる。DDは値が大きいほど倒産確率が小さいことを意味する。マーケットのデフォルト・リスクが小さい場合は、投資家の楽観度が増し、Helwege and Liang (2004) が指摘するように、初期収益率が高水準となると解釈することができる。

上記は市場全体のデフォルト・リスクを説明変数として用いたが、マザーズ市場のみを対象とするデフォルト・リスクを用いた場合、説明力は高まるのであろうか。図表6では、2003年

マーケットのデフォルト・リスクが新規株式公開市場におよぼす影響

図表5 マーケットのデフォルト・リスクが初期収益率におよぼす影響

	モデル1	モデル2
定数項	4.154 *** (9.465)	2.691 *** (6.039)
上場承認日前後の東証1部・2部・マザーズのDD平均値		0.326 *** (6.011)
上場までの経過年数	-0.004 (-0.504)	-0.008 (-1.213)
売上高(自然対数)	-0.149 *** (-3.192)	-0.163 *** (-3.485)
資金調達額(自然対数)	-0.262 *** (-4.832)	-0.247 *** (-4.645)
上場日前の市場の変化	3.705 *** (5.446)	3.319 *** (4.906)
自由度調整済決定係数	0.157	0.240
観測企業数	352	352

(注) 被説明変数は初期収益率である。\*\*\*は、有意水準1%で平均0を帰無仮説(両側)とする仮説検定を棄却できることを表す。括弧内の数値はt値を示す。t値の算出にあたっては、White(1980)の分散不均一性を考慮した標準誤差を用いている。

図表6 基本統計量(2003年10月以降の新規公開企業を対象)

	平均値	中央値	標準偏差
初期収益率	1.242	0.980	1.151
上場までの経過年数	10.143	8.500	7.731
売上高(単位:百万円)	3898.649	1806.000	6946.366
売上高(自然対数)	7.599	7.499	1.099
上場時調達額(単位:百万円)	2367.457	1204.000	3632.496
上場時調達額(自然対数)	7.207	7.093	0.988
上場日前の市場の変化	0.005	0.006	0.083
上場承認日前後の東証1部・2部・マザーズのDD平均値	4.961	4.878	0.775
上場承認日前後の東証マザーズのDD平均値	3.526	3.503	0.616

(注) マザーズ市場の2003年10月から2014年12月末までの291社が対象。

[出所] 『株式公開白書』、および日経NEED-Financial QUESTより取得したデータを用いて作成。

10月から2014年12月までにマザーズ市場において新規株式公開を実施した291企業を対象とする基本統計量を示している。マザーズ市場開設(1999年11月)から2014年12月末までの上場企業を対象とする図表3の数値と大きな違いはないことが確認できる。図表7は、図表6に示したと同様の各変数間の相関係数を示してい

る。

図表8は、図表6の変数を用いて行った回帰分析の結果を示している。マザーズ市場のみを対象とするデフォルト・リスクは、決定係数およびDDの係数とt値の大きさから、マーケット全体のデフォルト・リスクよりも初期収益率に大きなインパクトがあることが示唆される。

図表7 各変数間の相関係数 (2003年10月以降の新規公開企業を対象)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
(1) 初期収益率	1.000	-0.031	-0.289	-0.289	-0.370	-0.370	0.214	0.161	0.298
(2) 上場までの経過年数	-0.083	1.000	0.221	0.221	-0.135	-0.135	-0.094	0.117	0.050
(3) 売上高 (単位: 百万円)	-0.239	0.152	1.000	1.000	0.115	0.115	-0.005	-0.049	-0.070
(4) 売上高 (自然対数)	-0.254	0.239	0.720	1.000	0.115	0.115	-0.005	-0.049	-0.070
(5) 上場時調達額 (単位: 百万円)	-0.244	-0.076	0.519	0.266	1.000	1.000	0.009	-0.033	0.049
(6) 上場時調達額 (自然対数)	-0.327	-0.154	0.329	0.179	0.782	1.000	0.009	-0.033	0.049
(7) 上場日前の市場の変化	0.233	-0.027	0.019	0.021	-0.017	-0.042	1.000	0.016	0.088
(8) 上場承認日前後の東証1部・2部・マザーズのDD 平均値	0.192	0.038	0.007	-0.038	-0.055	-0.049	-0.003	1.000	0.650
(9) 上場承認日前後の東証マザーズのDD 平均値	0.288	0.004	-0.028	-0.048	0.007	0.039	0.074	0.748	1.000

図表8 マーケットのデフォルト・リスクが初期収益率におよぼす影響 (2003年10月以降の新規公開企業を対象)

	モデル1	モデル2	モデル3
定数項	5.321 *** (10.105)	3.936 *** (6.911)	3.493 *** (6.782)
上場承認日前後の東証1部・2部・マザーズのDD 平均値		0.259 *** (3.346)	
上場承認日前後の東証マザーズのDD 平均値			0.519 *** (5.703)
上場までの経過年数	-0.012 (-1.486)	-0.013 (-1.712)	-0.013 (-1.810)
売上高 (自然対数)	-0.196 *** (-3.382)	-0.188 *** (-3.323)	-0.176 *** (-3.291)
資金調達額 (自然対数)	-0.346 *** (-5.459)	-0.339 *** (-5.446)	-0.365 *** (-5.850)
上場日前の市場の変化	3.072 *** (4.342)	3.077 *** (4.340)	2.771 *** (4.074)
自由度調整済決定係数	0.192	0.220	0.266
観測企業数	291	291	291

(注) 被説明変数は初期収益率である。\*\*\*は、有意水準1%で平均0を帰無仮説(両側)とする仮説検定を棄却できることを表す。括弧内の数値はt値を示す。t値の算出にあたっては、White (1980) の分散不均一性を考慮した標準誤差を用いている。

## V. おわりに

新規株式公開市場のセンチメントの計測を試みた先行研究では、ブックビルディングにおける投資倍率のデータや売買開始日前の市場であ

るグレイ・マーケットの取引状況などの入手可能性が高いとは言い難いデータが用いられていることが多い。本研究では、オプション・アプローチを用いて、入手が比較的容易である株価データを主に利用することにより計測したデフォルト・リスクをセンチメントの代理変数と

して用いて、分析を実施した。

マーケットのデフォルト・リスクは、新規公開の実施に関する意思決定と初期収益率の水準に影響をおよぼすことが示された。マザーズ市場の新規公開企業を対象とする分析においては、同市場のみを対象とするデフォルト・リスクは、マーケット全体のデフォルト・リスクよりも初期収益率に大きなインパクトがあることが示唆された。

今回は、デフォルト・リスクの測定に関して、Black and Scholes (1973)と Merton (1974)のオプション価格決定理論に基づくオプション・アプローチを採用したが、他のモデルにより計測を行ったデフォルト・リスクの新規株式公開市場への適用は今後の課題である。

北島 (2016) は、Shumway (2001) のハザードモデル<sup>17)</sup>により求めたデフォルト・リスクは、オプション・アプローチにより求めたものよりも倒産予測能力が高いことを報告している。この Shumway (2001) のハザードモデルが新規株式公開の実施に関する意思決定や初期収益率の説明に対して、オプション・アプローチよりもアドバンテージを有するののかについては実施してみたいと考えている。

また、今回の検証では、デフォルト・リスクの測定において、マーケット全体を観測対象とするよりも、マザーズ市場のみを対象とした場合のほうが説明力が向上したように、測定対象の企業をどのように構成するのかについても重要な検討課題の一つである。

#### 注

1) グレイ・マーケットとは、仮条件公表日から売買開始日までの期間において、新規公開株式を先渡取引により取引を行う市場である。Löffler, Panther and Theissen (2005), Aussenegg, Pichler and Stomper (2006) においても Grey market を扱った研究を行っている。

- 2) Google における検索頻度を示す Google Search Volume Index を用いている。Da, Engelberg and Gao (2011) はアメリカ、Jiang and Li (2013) は、香港市場を対象とする研究である。
- 3) 船岡・増田 (2010) は、過去の新規公開企業の株価データのみを用いて新規公開市場のセンチメントの計測を試みている。
- 4) Ritter and Welch (2002) は、市場のコンディションが、新規公開の実施に関する意思決定を行う際の最も重要なファクターであると結論づけている。
- 5) Brau and Fawcett (2006) の調査は、336社の最高財務責任者からの回答に基づいている。調査対象の336社は、規模の大きな企業であるものの上場していない企業 (212社)、既に株式公開を実施した企業 (87社)、上場申請を行ったものの申請後に取り消しを行った企業 (37社) から構成されている。一つの質問に対して、「重要ではない」を1、「とても重要」を5とする5段階で回答を求めている。新規株式公開のタイミングとして、最高財務責任者が最も重視するファクターのスコア (平均値) は、以下のとおりである (高い順に記載)。「マーケット全体のコンディション (4.21)」「産業のコンディション (3.87)」「成長を継続するための資本の必要性 (3.82)」「他の優良企業が新規公開を実施している (2.53)」「最近の新規公開における売買開始日の株価パフォーマンス (2.17)」。
- 6) Dunbar and Forester (2008) は、SEC への申請から2カ月後のリターンを用いている。
- 7) 日本の株式市場を対象とするデフォルト・リスクに関する研究として、北島 (2014, 2016) などが存在する。
- 8) ただし、本稿は森平 (2000) に依拠して、Merton 型モデルではなく、リスクフリーレートを企業資産価値の期待収益率に置き換えた Bonnes 型モデルを採用している。
- 9) 2013年7月以降の推定においては、同年同月より実施された東京証券取引所と大阪証券取引所の現物株の統合が反映されている。
- 10) TOKYO PRO Market 市場における新規株式公開は含まれていない。
- 11) 1999年に東京証券取引所にマザーズ、2000年に大阪証券取引所にナスダック・ジャパンが開設されるなど、1999年以降において各証券取引所にベンチャー企業向けの市場が開設された。1999年以降における各証券取引所の新規公開企業数の推移について、早瀬・後藤 (2015) は、2011年までの13年間はジャスダック市場 (2004年12月の証券取引所化以前は店頭登録市場) の新規公開企業数が最も多く、2012年以降はマザーズ市場の新規公開企業数が最も多いというデータを提示している。
- 12) マザーズ市場は、従来の東京証券取引所における市場第1部および第2部とは異なり、利益の額など過去の実績に関する数値基準を求めている。
- 13) 初期収益率は、公開価格で新規公開株式を取得し、売買開始日において売却を行った投資家が得られるリターンを示す。初値は公開価格を上回ることが多い。この現象は、新規公開企業からみると、公開価格の過小値付け (アンダープライシング) が生じているとされ、本来であ

- れば調達可能であった資金を獲得できなかった現象として捉えられる。過小値付けは、新規公開企業が負う新株式発行にかかる諸費用や監査法人に支払う監査費用などの直接的成本に対して、Ritter (1987) により新規株式公開の間接的コストと呼ばれている。
- 14) Butler, Keefe and Kieschnick (2014) では、アンダープライシングに影響をおよぼす諸変数について包括的なサーベイを行っている。
- 15) 具体的には、2003年9月22日に上場を果たしたマックガーデン社以前の新規公開企業に関してはジャスダック・インデックス、2003年10月3日に新規公開を行ったイーアクセス社以降についてはマザーズ指数をそれぞれ用いた。
- 16) 具体的には、売買開始日の1カ月前を上場承認日とし、この上場承認日が1日から15日までの場合は前月、16日から末日の場合は当月のそれぞれのDDをピックアップしている。上場承認日を基準としているのは、上場承認日に公開価格算定の出発点となる想定発行価格が開示されることに依拠する。日本の公開価格は、想定発行価格→仮条件→公開価格というプロセスで価格形成が行われ、想定発行価格の水準は最終的な公開価格の決定に大きな影響を持つ (Kutsuna, Smith and Smith, 2009)。
- 17) ハザードモデルとは、別名「離散時間ロジック・モデル」とも呼ばれ、近年デフォルト・リスクの推計方法として高い評価を得ている。その大きな特徴として、株価情報と会計情報の両方を考慮していること、また利用可能なすべてのデータを活用していることなどが挙げられる。詳しくは、Shumway (2001) を参照されたい。
- 森平爽一郎 (2000), 「信用リスクの測定と管理—第3回: オプションモデルによる倒産確率推定: 基礎」『証券アナリストジャーナル』第38巻第1号, pp.85-100。
- 森平爽一郎 (2009), 『信用リスクモデリング—測定と管理—』(応用ファイナンス講座6) 朝倉書店。
- Arugaslan, O., D. Cook and R. Kieschnick (2004), Monitoring as a Motivation for IPO Underpricing, *Journal of Finance*, 59, pp.2403-2420.
- Aussenegg, W., P. Pichler and A. Stomper (2006), IPO Pricing with Bookbuilding and a When-Issued Market, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 41, pp.829-862.
- Beatty, R.P. and J.R. Ritter (1986), Investment Banking, Reputation, and the Underpricing of Initial Public Offerings, *Journal of Financial Economics*, 15, pp.213-232.
- Black, F. and M. Scholes (1973), The Pricing of Options and Corporate Liabilities, *Journal of Political Economy*, 81, pp.637-654.
- Brau, J.C. and S.E. Fawcett (2006), Initial Public Offerings: An Analysis of Theory and Practice, *Journal of Finance*, 61, pp. 399-436.
- Butler, A.W., M.O. Keefe and R. Kieschnick (2014), Robust Determinants of IPO Underpricing and Their Implications for IPO Research, *Journal of Corporate Finance*, 27, pp.367-383.
- Busaba, W.Y., L.M. Benveniste and R.J. Guo (2001), The Option to Withdraw IPOs During the Pre-market: Empirical Analysis, *Journal of Financial Economics*, 60, pp.73-102.
- Cornelli, F., D. Goldreich and A. Ljungqvist (2006), Investor Sentiment and Pre-IPO Markets, *Journal of Finance*, 61, pp.1187-1216.
- Da, Z., J. Engelberg and P. Gao (2011), In Search of Attention, *Journal of Finance*, 66, pp.1461-1499.
- Derrien, F. (2005), IPO Pricing in Hot Market Conditions: Who Leaves Money on the Table?, *Journal of Finance*, 60, pp.487-521.

## 参 考 文 献

- 北島孝博 (2014), 「日本株式市場における倒産リスクと株式リターンの関係性」日本経営財務研究学会第38回全国大会報告論文。
- 北島孝博 (2016), 「危機時に着目した信用リスクモデルの比較分析—ハザードモデルの予測精度—」日本ファイナンス学会第24回全国大会報告論文。
- 久保田敬一・竹原均 (2007), 「Fama-French ファクターモデルの有効性の再検証」『現代ファイナンス』22, pp.3-23。
- 早瀬巧・後藤潤一郎 (2015), 「国内新興市場のIPOの現状と制度について」『証券アナリストジャーナル』第53巻第8号, pp.6-14。
- 船岡健太・増田芳宏 (2010), 「投資家のセンチメントとIPOアンダープライシング」『証券経済研究』第69号, pp.105-123。

- Dorn, D. (2009), Does Sentiment Drive the Retail Demand for IPOs?, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44, pp.85-108.
- Dunbar, C.G. and S.R. Forester (2008), Second time lucky? Withdrawn IPOs that Return to the Market, *Journal of Financial Economics*, 87, pp.610-635.
- Habib, M.A. and A.P. Ljungqvist (2001), Underpricing and Entrepreneurial Wealth Losses in IPOs: Theory and Evidence, *Review of Financial Studies*, 14, pp.433-458.
- Hamao, Y., F. Packer and J.R. Ritter (2000), Institutional Affiliation and the Role of Venture Capital: Evidence from Initial Public Offerings in Japan, *Pacific Basin Finance Journal*, 8, pp.529-558.
- Helwege, J. and N. Liang (2004), Initial Public Offerings in Hot and Cold, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39, pp. 541-569.
- Jiang, L. and G. Li (2013), Investor Sentiment and IPO Pricing during Pre-market and Aftermarket Periods: Evidence from Hong Kong, *Pacific Basin Finance Journal*, 23, pp.65-82.
- Kutsuna, K., J. Smith and R. Smith (2009), Public Information, IPO Price Formation, and Long-Run Returns: Japanese Evidence, *Journal of Finance*, 64, pp.505-546.
- Löffler, G., P.F. Panther and E. Theissen (2005), Who Knows What When? *Journal of Financial Intermediation*, 14, pp.466-484.
- Merton, R. C. (1974), On the Pricing of Corporate Debt: the Risk Structure of Interest Rates, *Journal of Finance*, 29, pp.449-470.
- Neupane, S., K. Paudyal and C. Thapa (2014), Firm quality or market sentiment: What matters more for IPO investors?, *Journal of Banking and Finance*, 44, pp.207-218.
- Ritter, J.R. (1987), The Costs of Going Public, *Journal of Financial Economics*, 19, pp.269-281.
- Ritter, J.R. and I. Welch (2002), A Review of IPO Activity, Pricing, and Allocations, *Journal of Finance*, 57, pp. 1795-1828.
- Pástor, L' and P. Veronesi (2005), Rational IPO Waves, *Journal of Finance*, 60, pp. 1713-1757.
- Shumway, T. (2001), Forecasting Bankruptcy More Accurately: A Simple Hazard Model, *Journal of Business*, 74, pp.101-124.
- White, H. (1980). A Heteroskedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, *Econometrica*, 48, pp.817-838.
- 船岡健太 (九州産業大学商学部准教授・当研究所客員研究員)  
北島孝博 (大阪市立大学商学部特任講師)