

ディスカッションペーパー・シリーズ 1999-05

転換社債とワラント債による潜在株式の株価への影響

古家 潤子\*  
谷川 寧彦\*\*

1999.7.12

---

\* 郵政研究所第二経営経済研究部研究官 email:j-koie@mpt.go.jp

\*\* 郵政研究所客員研究官（大阪大学大学院経済学研究科助教授）email:tanigawa@econ.osaka-u.ac.jp

## 転換社債とワラント債による潜在株式の株価への影響

郵政研究所第二経営経済研究部研究官 古家 潤子

郵政研究所客員研究官

谷川 寧彦

### [ 要約 ]

1. 転換社債（以後CB）、ワラント債（以後WB）は将来転換、権利行使（以後まとめて転換）されることによって株式数を変化させる。転換されたならば株式になるという意味でCB及びWBのワラント部分を潜在株式と呼ぶと、潜在株式の存在やその転換は株価にどのような影響を与えるのだろうか。
2. 株式全体の持分が転換による株式数変化によって変わらないと考えれば、転換は1株あたりの企業価値への請求権を希薄化させ、株式収益率にマイナスの影響を与えよう。しかし、企業全体の価値が転換によって変化しないと仮定すれば、転換される前のCB、WBの価値と株式の価値をあわせたものを転換後の株式数で割ったものが1株あたりの持分となる。CB、WBが正しく評価されていたとすれば、転換はCB保有者に正のオプション・プレミアムを失わせ、その分は株主に移転する。よって転換は株式収益率にプラスの影響を与える。ここではより具体的に、オプション価格をブラックアンドショールズ式で評価し、転換が株式収益率に与える影響を表す数値の算出式を提示した。
3. また、MM理論と整合的な形でCB、WBの価格が評価されている場合、転換だけでなく潜在株式の存在自体がそのオプション性により株式収益率に影響を与える。具体的にはやはりブラックアンドショールズ式を用いて、潜在株式の量とそのオプション価値の株価による偏微分（いわゆるデルタ）によって計算される変数が株式収益率の大きさ（絶対値）に影響を与えることを導いた。
4. 1988年7月から1996年12月までの月次データによる実証分析の結果、転換が株式収益率に及ぼす影響については、係数の大きさが若干異なるものの、予想通り有意にプラスの影響を与えるという結果を得た。また、潜在株式が株式収益率の絶対値に与える影響についてはおおむね予想通りの有意な結果を得た。しかしモデル上重要な説明変数であるレバレッジの係数は、予想とはかなり異なっている。

## 1. はじめに

発行済株式数といったストック次元での供給量は短期的には固定されていると考え、従来から様々な株価の決定モデルが研究されてきた。ところが企業がエクイティ関連の資金調達を行えば株式数は増加する。また、転換社債(以後 CB)やワラント債(以後 WB)は日本の企業の資金調達においてかなりのシェアを占めているが、これらが転換、権利行使されるとき(以下、簡単のためまとめて転換という)にも株数は増加する。東京証券取引所(東証)上場企業の資金調達状況をみると、株式、普通社債、CB、WB を国内あるいは海外で発行し資金調達をおこなった金額のうち、CB と WB の合計が占める割合は、1980-84 年平均で 39%、1985-89 年平均で 63.7%、株式市場価格が低下した 1990-96 年平均でも 36.2%になる。CB や WB ワラント部分がもし転換されたならば株式になる潜在的株式という意味で「潜在株式」と呼ぶならば、相当数の潜在株式が注入されたといえよう<sup>1</sup>。増資と潜在株式の転換という株数が変化する 2 つの状況のうち、後者による株価への影響がここでの最初のテーマである。

企業収益に対する最も劣位の請求権<sup>2</sup>として株式を考えれば、株式全体で有する請求権に対応する部分が増えない限り、株数が増えると一株が請求できる割合(シェア)は減る。つまり CB や WB が転換されれば、株数が増加し請求権の希薄化をひきおこす。単純に考えれば転換による請求権の希薄化により株価は転換が起こるたびに下方への圧力を受け、株式収益率は転換によりマイナスの影響を受けると考えられる。

しかし、潜在株式の株式への転換が権利希薄化により転換時に株式収益率にマイナスの影響を持つという推論には、注意が必要である。CB のモデルとして代表的な Ingersoll[1977]によれば、CB 保有者は転換によって正のオプション・プレミアムを失うことになり、企業全体の価値が転換によって変化しないという仮定のもとでは、その分は株主に移転する<sup>34</sup>。つまり理論的には転換は株式収益率にプラスの影響をもつ。

また、潜在株式はそのオプション性に特徴がある。オプション性を株式市場が評価していれば、転換がおこらなくても株式とも社債とも異なるオプション性をもつ潜在株式が存在するというだけで株式収益率になんらかの影響があると考えられる。企業価値が資本構成によって変化しないという MM 理論を前提とすると、企業価値は株主、社債保有者、CB、WB 保有者に分割されるが、それぞれの持分を合計した企業価値は資本構成が変わっても不変である。この枠組みでは、CB や WB のオプション価値が市

場に正しく評価されているかが株価に影響を与える。ここでは株式収益率を分析することにより、CB、WBがMM理論と整合的に市場に評価されているかを考える。これが2つめのテーマである。

まずこの研究では、潜在株式の存在とその転換が、株式収益率に与える影響をIngersoll[1977]を参考にして理論的に考える。Ingersoll[1977]と同じくMM理論を前提として、オプション価格をブラックアンドショールズ式で評価し、デフォルトリスクを無視するという仮定の下で、転換が株式収益率に与える影響(ある量の転換があったときどれだけ株式収益率を上げるか)を表す数値を算出する式を求めた。また、転換行動自体とは関係なく、ただ潜在株式が存在することが株式収益率に与える影響を表す式も同時に求めた。これは転換が与える影響のように株式収益率をいくら上げるといふ形ではない。潜在株式の量とそのオプション価値の株価による偏微分(いわゆるデルタ)によって計算される変数が株式収益率の大きさ(絶対値)に影響を与えることが導かれる。当論文ではこの理論的枠組みが実証的に支持されるか、を調べることを目的とする。

ここで実証結果をあらかじめ述べておくと、まず転換が同時点(情報伝達のラグを考慮して正確には1ヶ月後)の株式収益率にもたらすべきプラスの影響は大きさが若干予想したものと異なるが、有意な影響があることがわかった。また、潜在株式が株式収益率の絶対値に与える影響についてはおおむね予想通りの有意な結果を得た。しかし、理論式に登場するレバレッジの係数は、実証結果と理論から予想されたものとはかなり異なっている。

本稿の構成は以下のとおり。まず次節で理論式を導き、分析方法を説明する。第3節でこの研究に用いたデータを説明し、第4節で計量結果を提示する。第5節はまとめと今後の課題について述べる。

## 2. モデル

### 2.1 潜在株式数、転換量と株式価値

以下、Ingersoll[1977]と同様にMM理論が成り立つと仮定する。現在時点  $t = 0$  で以下の資本構成の企業を考える。

1.  $N(0)$ 株の株式(株価  $s(0)$ )

2. 額面  $K(0)$  円、行使価格  $x$  円、満期  $T_c$  の CB

転換後株式数（以下潜在株式数と呼ぶ） $n_c(0) = K(0)/x$ 、一株あたりの CB 価値を  $cb(0) = \text{普通社債価値} f_c(0) + \text{株式コールオプション価値} c_c(0)$  とする。

3. 額面  $L$  円、行使価格  $y$  円、満期  $T_w$  のワラント債（社債部分）と  $n_w$  株分の新株引受権（ワラント）

社債価値  $L(0)$

権利行使後株式数（以下潜在株式数と呼ぶ） $n_w \leq L/y$ 、一株あたりのワラント価格をコールオプション価値  $c_w(0)$  とする。

4. 額面  $B$  円の普通社債（価値を  $B(0)$  とする）

このとき企業価値を  $V(0)$  とすると、

$$V(0) = s(0)N(0) + n_c(0) \times cb(0) + n_w(0) \times c_w(0) + L(0) + B(0) \quad (1)$$

一定の条件の下では、CB、ワラントがアメリカンで満期以前に転換が可能であったとしても、満期以前に転換しないことが投資家にとって最適である<sup>5</sup>。しかし、こうした標準的なファイナンス理論では無視されているような要因、例えば流動性の不足などのため、 $t = 0$  から  $t = 1$  までに  $j_c$  株分の CB 及び  $j_w$  株分のワラントの権利行使が行われたとしよう<sup>6</sup>。このとき  $t = 1$  時点における株式数は  $N(1) = N(0) + j_c + j_w$  に増加する。残っている CB の潜在株式数は  $n_c(1)$ 、WB の潜在株式数は  $n_w(1)$  である。ここで普通社債、CB、ワラントの社債部分について、デフォルトリスクなし、利率 = 安全利子率と仮定する<sup>7</sup>。また、普通社債、CB、ワラント債の償還は  $t > 1$  とする。時点  $t = 1$  では

$$V(1) = s(1)N(1) + n_c(1) \times cb(1) + n_w(1) \times c_w(1) + L(0)(1+r) + B(0)(1+r) \quad (2)$$

となる。ここで特に時点  $t = 1$  まで転換、権利行使が起らなかった場合の企業価値を転換、権利行使株数 0 を添字として

$$V_0(1) = s_0(1)N(0) + n_{c0}(1) \times cb_0(1) + n_{w0}(1) \times c_w(1) + L(0)(1+r) + B(0)(1+r) \quad (3)$$

と表す。以後、 $t = 1$  以外でも添字 0 は  $t - 1$  期から転換、権利行使がなかった場合を意味する。ここで MM 理論を仮定しているので、転換が何株分行われようと  $V$  は変わらない。ただしワラントの権利行使に際しては資金の払込が行われるので

$$V(1) = V_0(1) + j_w \times y \quad (4)$$

となる。

まず、転換、権利行使の影響を表す  $s(1)/s_0(1)$  について考える。

(2) (3) (4) から

$$s_0(1)/s(1) - 1 = \{j_c(s(1) - cb(1)) + n_b(0) \times (cb(1) - cb_0(1)) + j_w(s(1) - c_w(1) - y) + n_w(0) \times (c_w(1) - c_{w0}(1))\} / (s(1)N(0)) \quad (5)$$

ここで、コールオプションの価格はブラック・アンド・ショールズの価格形式で表せると仮定する。

$$c_c(t) = s(t)N(d_1) - Xe^{-r(T_c-t)}N(d_2) \quad (6)$$

$$\text{ただし、 } d_1 = \left\{ \ln(s(t)/x) + (r + s^2/2)(T_c - t) \right\} / (s\sqrt{T_c - t})$$

$$d_2 = d_1 - s\sqrt{T_c - t}$$

$s$  は株式のボラティリティ -

$N(\cdot)$  は標準正規分布の累積密度関数

(6) より

$$c_c(t) - c_{c0}(t) \cong \frac{\partial c_c(t)}{\partial s(t)} ds = \Delta_c ds = N(d_1) \times (s(t) - s_0(t)) \quad (7)$$

が導かれる。 $c_w$  についても同様とする。

また、デフォルトリスクをなしと仮定しているので

$$f_c(t) = f_{c0}(t) \quad (8)$$

となる。

(5) 式は (6) (7) (8) 式及び  $cb(t) = f_c(t) + c_c(t)$  とあわせて整理すると

$$s_0(1)/s(1) - 1 = \{j_c(s(1) - cb(1)) + j_w(s(1) - c_w(1) - y)\} / \{s(1)(N(0) + \Delta_c n_c(0) + \Delta_w n_w(0))\} \\ \equiv A \quad (9)$$

現実に観測される株式収益率は  $s(1)/s(0) - 1$  である。 $s_0(1)/s(0) \cong 1$  とすると

$$s(1)/s(0) = (s(1)/s_0(1))(s_0(1)/s(0)) \cong (s_0(1)/s(0)) + (s(1)/s_0(1) - 1) = (s_0(1)/s(0)) + C \quad (10)$$

$$\text{ただし } C \equiv 1/(1+A) - 1$$

$s_0(1)/s(0)$  が転換がなかった場合の株式収益率 + 1 であるから、転換があった場合はなかった場合に比べておおむね  $C$  だけ株式収益率が大きくなる。

次に  $s_0(1)/s(0)$  の性質を考察する。(1) (3) 式より

$$s_0(1)/s(0) - (1+r)$$

$$= \frac{V_0(1) - V(0)(1+r) - n_c(0)\{cb_0(1) - (1+r)cb(0)\} - n_w(0)\{c_{w0}(1) - (1+r)c_w(0)\}}{V(0) - n_c(0)cb(0) - n_w(0)c_w(0) - (L(0) + B(0))} \quad (11)$$

この式の右辺の分母は $s(0)N(0)$ である。仮定より

$$f_{c0}(1) = (1+r)f_c(0) \quad (12)$$

が成り立つ。

株価  $s$  を原資産価格とするコール価値  $c$  が満たすべきブラック・アンド・ショールズの微分方程式は

$$\frac{\partial c}{\partial t} + rs \frac{\partial c}{\partial s} + \frac{1}{2} S^2 s^2 \frac{\partial^2 c}{\partial s^2} = q + rs\Delta + \frac{1}{2} S^2 s^2 \Gamma = rc \quad (13)$$

$$c(1) - c(0) \cong q + (s(1) - s(0))\Delta + \frac{1}{2} S^2 s^2 \Gamma \quad (14)$$

(13),(14)を用いて

$$\begin{aligned} c_c(1) - (1+r)c_c(0) &= c_c(1) - c_c(0) - ((1+r)c_c(0) - c_c(0)) \\ &\cong q + (s_0(1) - s(0))\Delta_c + \frac{1}{2} S^2 s^2 \Gamma - (q + rs(0)\Delta_c + \frac{1}{2} S^2 s^2 \Gamma) \\ &= \{s_0(1) - s(0)(1+r)\}\Delta_c \end{aligned} \quad (15)$$

これは $c_w$ についても同じである。(12),(15)を用いて(11)を整理すると

$$\frac{s_0(1)}{s(0)} - (1+r) \cong D \times \frac{V(0)}{s(0)N(0)} \times \left\{ \frac{V_0(1)}{V(0)} - (1+r) \right\} \quad (16)$$

ただし、
$$D \equiv \frac{N(0)}{N(0) + \Delta_c n_c(0) + \Delta_w n_w(0)}$$

(10)とあわせて

$$s(1)/s(0) - C - (1+r) \cong D \times \frac{V(0)}{s(0)N(0)} \times \left\{ \frac{V_0(1)}{V(0)} - (1+r) \right\} \quad (17)$$

となる。 $\frac{V(0)}{s(0)N(0)}$  はレバレッジを表すので以下 *leverage* と書く。また、

$\frac{V_0(1)}{V(0)} - (1+r)$  を以後、企業価値超過収益率と呼ぶことにする。

ここで  $D$  の意味を考えよう。 $\Delta = 1$  であれば  $D = \text{株式数} / (\text{株式数} + \text{潜在株式数})$  となる。 $\Delta = 0$  であれば  $D = 1$  である。これは株主に割り当てられる利益が、潜在株式

がある場合、潜在株式にも割り当てられるため、株式収益率を小さくする働きを表す。ここで $\Delta$ は潜在株式が株式としてふるまう程度を示している。株価が行使価格よりかなり高いときには $\Delta \cong 1$ となり、潜在株式はほとんど株式として利益の配分にあずかる。

1つの企業が複数銘柄のCB、WBを発行している場合、 $C$ 、 $D$ は式の中で銘柄毎に $\Delta n(0)$ 、 $cb(0)$ 等を計算して合計したもので算出する。

実証分析ではまず(10)式より

$$s(1)/s(0) - (1+r) = aC + f(\text{、2.2で説明するその他の変数}) + \text{定数項}$$

(18)

として $C$ の株式収益率への影響を調べる。

また、(17)式より

$$\log|s(1)/s(0) - C - (1+r)| = d \log(D) + b \times \log(\text{leverage}) + \text{定数項} \quad (19)$$

として(19)を分析する。以下、この式の左辺を株式超過収益率(-転換による収益率変化)の絶対値(の対数)と呼ぶことにする。また、 $\log(\text{leverage})$ をレバレッジ、 $\log(D)$ を株式みなし株式比率と呼ぶことにする。

## 2.2 資産価格理論との関連、分析方法

以上の準備をもとに、転換、潜在株式が株式収益率に影響を与えているかどうかを調べよう。

ここでは、Fama=MacBeth[1973]の手法により、クロス・セクションの回帰分析から得られる $T$ 個の推定値 $\hat{\beta}_j$ の時系列平均が有意に0ではないということをその変数が株式収益率に影響を与えることの証左と考える。

$$\hat{\beta}_j = \frac{1}{T} \sum_{s=1}^{s=T} \hat{\beta}_{j,s+T}, \quad j=0,1,\dots,K. \quad (20)$$

こうして得られた推定値 $\hat{\beta}_j$ がプラスであれば、リスクとリターンとのトレード・オフが示されたことになる<sup>8,9</sup>。例えばFama=French[1992]は、この手法を用いて、これまで株価に影響を与えることが報告されていた企業規模(株価×株式数)、簿価時価比率(Book-to-Market Ratio)、PER(株価/企業利益)、レバレッジなどマーケット・ベータ以外の諸変数を含めた分析を行い、クロスセクションの株価(期待収益率)を説明するのに、企業規模と簿価時価比率の組み合わせで十分であることを示した<sup>10</sup>。

資産価格理論の実証分析を行うとき、資本資産価格理論(CAPM)では人的資本や



土地は含まれないのかといったマーケット・ポートフォリオの特定化，裁定価格理論（APT）ではファクター数  $K$  の決定とファクターの特定化といった問題に直面する。ここでは従来研究にしたがって，マーケット・ポートフォリオとしては東証株価指数（TOPIX）を用いる。その他のファクターとしては，近年の研究に従って簿価時価比率，レバレッジなどを試みる<sup>11</sup>。ここでの関心は，転換の影響を表す  $C$  が統計的に有意な効果を持つかどうかということであるので，その他のファクターとして何が有意であるかは，二次的な関心である。従来研究で有意とされてきた変数とあわせて用いたとき依然として転換の影響を表す  $C$  が有意な変数であれば，これらの諸変数は，従来研究で使われてきたリスクの代理変数ではなく，新たな説明力を持つとみなせると考える。

また、(19)式の分析においても同様に、被説明変数を(19)式の左辺の変数（株式超過収益率の絶対値）にとり、以上述べてきたようなクロスセクションで得られた推定値の時系列平均が有意に0と異なっているかをみることにする。また、その他の株式収益率に説明力を有すると考えられる説明変数も加えて分析を行った。

### 3. データ

株価については(株)野村総研から購入した日次データを月次に変換して用いた。転換社債等を発行している企業の変更株式数，転換社債等の残存金額などについては東京証券取引所の『所報』[別紙]「転換社債等の転換等に伴う上場株式数等の変更」により1988年4月分から1996年12月分まで入力した。また、企業財務データについては1987年度決算以降のものを日経 NEEDS より取得したが、1998年10月現在、存在する企業に限られている。

各データの算出法は基本的に Fama = French[1992]と同様である。各  $t$  年 7 月 ~  $t+1$  年 6 月に対して、財務データは  $t-1$  年中 ( $t-1$  年 1 月 ~ 12 月) にあった最もおそい決算の情報を用いている。簿価時価比率、レバレッジに用いた market equity については  $t-1$  年度決算時の株式数に  $t-1$  年 12 月末の株価をかけたものを用いた。簿価時価比率、レバレッジとも分析にはその自然対数を用いた。マーケット・ベータ  $\beta_{i,M}$  は各銘柄について  $t-4$  年 7 月から  $t$  年 6 月の株式収益率を、TOPIX による市場収益率で回帰した係数を  $t$  年 7 月 ~  $t+1$  年 6 月の分析に用いた。ただし、 $i$  は 24 個以上の時系列データが

ら推計されるもののみとした。

最終的に 1988 年 7 月から 1996 年 12 月の月次データを分析対象とした。株価については  $t$  月末日の株価を使用すると欠値が多くなるため、月中平均株価を使用した。以下  $t$  月株価とは  $t$  月平均株価のことである。また安全利子率  $r$  として CD レートを用いた。株式配当や現金配当などの権利落ちについてはデータの制約上修正した株価が得られなかったため、権利落ちの有無を示すダミーを作成して用いた。

各銘柄の潜在株式数は、各社が発行する CB、WB の残存価額を『所報』より求め、それぞれの行使価格で割った。潜在株式データは株式を東京証券取引所に上場している銘柄に限定しており、国内他市場に上場されながら東証には上場されていないものは含まれていないので株価データや企業データなど他のデータも東証上場のものに限った。また、オプション価格を求める際に、株価ボラティリティは各月の初日直前の 60 営業日の日次の終値により算出したものを 1 年の営業日を 250 日として年単位のボラティリティに修整して用いた。期間も 1 年を 1 とし、1 カ月を 1/12 として計算した。

## 4. 分析結果

### 4.1 株式超過収益率に対する影響

まず、分析で用いる諸変数について 株式超過収益率、マーケット・ベータ、簿価時価比率、レバレッジなど、定義とその記述統計量は、表 1 に掲げた。

(18)式の分析結果として、表 2 の結果を得た。先行研究で用いられているファクターは、特定化 1 ~ 3 である。統計的に有意なものは、権利落ちダミー以外は簿価時価比率のみとなっている。マーケット・ベータ、及びレバレッジは有意ではない。権利落ちダミーの符号は期待されたとおりマイナスで、簿価時価比率も Fama= French [1992] の結果と同じくプラスとなっている。また、定数項は一貫して有意でない。

次に転換が与える影響はどうか。転換行動は各転換社債保有者が五月雨式に行う行為であり、市場がその有り様を、即時に評価することは難しい。しかし 1 ケ月もあればその事実は知れ渡って、その情報に基づいた評価がなされるはずである。そこで  $C$  については 1 期前の値を変数に取った。特定化 4 の結果は、転換による収益率変化 (前月  $C$ ) の係数の推定値は 2.59 であり 10%水準で有意である。推定値の大きさはともか

く、有意な影響を持つことは理論と整合的である。また、簿価時価比率、レバレッジを加えた特定化5，6でも前月Cの係数の推定値は安定的で10%水準で有意となっている。

しかし、(10)式から前月Cの係数aは1に近い数字となるはずである。ここでは係数は約2.5であり、かなり大きい。転換時にブラックアンドショールズ式を用いた理論よりも大きく上昇するということは、CB、WBのオプション価格は株式市場によってブラックアンドショールズ式よりも高く評価されていると解釈できる<sup>12</sup>。

#### 4.2 株式超過収益率の絶対値に対する影響

記述統計量は上の分析と同じく表1にまとめた。

(19)式の実証結果を表3に示す。ここで注目したいのは株式みなし株式比率( $\log(D)$ )の係数である。これはおおむね1であり理論と整合的である。ただしレバレッジ<sup>13</sup>の係数は期待される係数の大きさが1なのに対し、おおむね0.09程度となっている。この解釈として、企業価値超過収益率に対してレバレッジが説明力をもつということが考えられる。そのためその係数と当仮説でのレバレッジの係数1との合計が0.09であると考えたい。

また、理論からは直接導かれないが、(19)式にもやはり株式収益率の説明変数としてよく用いられる、簿価時価比率を加えてみた。これは企業価値超過収益率の絶対値を説明するものとして考えている。はプラスに有意となり、簿価時価比率は有意でなかった。権利落ちダミーはプラスに有意となっている。4.1の株式超過収益率の分析では各クロスセクションの結果をみるとは強い説明力をもっているが、市場が下がるときはマイナスに、あがるときはプラスにきく傾向にあった。そのため各月毎のクロスセクション推定値の時系列平均をとる分析方法では、4.1でみたとおり有意ではなかった。被説明変数に株式収益率を絶対値として用いたことで、が強く有意となる結果となった。一方簿価時価比率は、各月毎のクロスセクション分析では株式収益率に与える影響はいつもプラス方向であったので、株式収益率の絶対値を被説明変数にしたこの分析では有意でなくなったものと考えられる。また、権利落ちダミーは表2での係数が-7%と株式超過収益率の平均-0.5%よりも絶対値としてかなり大きいため、被説明変数を株式超過収益率の絶対値にしても影響がプラスに残ったものと考えられる。定数項は4.1では有意ではなかったが、ここでは、マイナスに有意な結果となっている。

また、4.1 の実証結果で前月 C の係数が 2.5 になったことを受けて、(19)式の左辺で前月 C の代わりに前月  $C \times 2.5$  を引いたものも分析したが、結果はほとんど変わらなかった。

## 5 . まとめと今後の課題

転換社債やワラント債などの潜在株式は、将来株式に変わる際に一株あたりの権利を希薄化させる。しかし MM 理論を前提に考えれば、潜在株式は転換される以前に転換後の株式価値よりも高い価値を企業価値に対して保有しており、転換により潜在株式の保有者はこの部分を捨てることになる。この部分は既存株主、転換による新規株主で分け合うことになるので転換は株価にプラスに働く。このプラスの大きさをブラックアンドショールズ式を用いることで算出し、それを説明変数に用いて分析した。1988 年 7 月から 1996 年 12 月までの東証月次データをもとに、Fama = MacBeth[1973]タイプのクロスセクション回帰分析を行った結果、期待される係数 ( $\cong 1$ ) より大きく (2.5) 有意に働くことがわかった。プラスに有意に働くという点から転換が MM 理論で考えられる枠組み通り株価にプラスに働くことがわかる。また、期待された係数より大きいことは、市場がブラックアンドショールズ式で計測されるよりも潜在株式のオプション価値を大きくみていると解釈できる。

また、MM 理論通り市場が潜在株式を評価しているかについて、もうひとつ株式超過収益率の絶対値の分析を行った。理論式から株式超過収益率の絶対値に対して株式みなし株式比率がおおむね係数 1 で影響するということが導ける。実証分析の結果、予想通りの結果となった。もっとも理論式でレバレッジも係数 1 で影響するということが導けるが、こちらの係数は - 0.09 と予想とは異なる結果となった。これは企業価値超過収益率にレバレッジがなんらかの影響を持っているからであると考えられる。ただし株式みなし株式比率はレバレッジを説明変数に加えても加えなくても 1 に近い係数となっているので、株式みなし株式比率が株式超過収益率の絶対値に与える影響は安定して理論を支持するものといえる。

ここでは観測不可能な企業価値をブラックボックスにとどめ、それがここで用いている変数と無関係であるという仮定の下で、株式超過収益率やその絶対値にどのような

形で影響が現れるかを理論的に整理し、実証した。ただしレバレッジの係数は理論と違った結果がでた説明として企業価値超過収益率にレバレッジが与える影響があるのだろうと推測している。この解釈の妥当性を論ずるにはブラックボックスである企業価値超過収益率にレバレッジがどのような影響を持つかを知る必要がある<sup>14</sup>。企業価値収益率とレバレッジその他の変数との関係は今後の課題としたい。

<sup>1</sup> 転換社債の場合，転換を請求すると，転換社債の元本および残された利子を受取る権利を放棄する代わりに，[額面 / 転換価額] の株式を受取ることができる。ワラント債の場合は，権利行使価格に権利行使によって受取る株式数をかけた金額を払込んで株式を受取る。受取れる株式数の上限は，額面 × 付与率 / 行使価格である。後藤[1996]などを参照。

<sup>2</sup> 企業の税引後利潤は，銀行等からの借入や社債に対する利子は差し引かれている。これら負債型の債権を持つものは，従業員給与などには劣後するとはいえ，株主への配当などより優先した支払いを受ける。株主への利益分配は役員報酬などとともに決まるため，役員と同じような順位であるかのようにも思われるかもしれないが，企業への資金提供者のなかで最も劣位であることには変わりなく，ここではその意味で最も劣位と表現している。

<sup>3</sup> 株式配当や増資などが，内部情報を持つ経営者によって発信されるそうした情報を持たない外部投資家へのメッセージ(シグナル)として機能している状況では，シグナルとなった事象そのものが実物サイドの企業活動とは関係がなくても，メッセージを受け取った市場が企業の評価を変えることを通じて株価が変わることがある。株式分割という事象についての Fama et.al.[1969]が有名。投資家による転換は，こうした情報格差に起因するメッセージ交換のためのシグナルとしては解釈しにくいいため，この研究では転換をシグナルとは考えていない。また投資家の行動(転換)が，企業の実態的な活動に影響を与えとも考えにくい。こうしたことから，企業価値は，転換にあり方によって影響を受けないと仮定する。

<sup>4</sup> 1株分のCBと1株分の株式だけの資本構成の企業を考える。CB保有者は転換前には株価 + 正のオプションプレミアムを持つ。転換されると正のオプションプレミアムを2株で分け合っただけ株価が上昇することになる。株数が異なっても転換後株価は，もとの株価と，もとの株価 + 正のオプションプレミアムの間に落ち着くこととなる。詳細は第2節を参照。

<sup>5</sup> Ingersoll[1977],p.317 のレンマ。

<sup>6</sup> 投資家が不意の出費で資金が必要となったがこれを調達できず，転換社債を売ろうとしても，転換社債市場に流動性が欠如しているため売却できず，転換し株式を入手してこれを売却した，などの例が考えられる。

<sup>7</sup> 本来，普通社債や，CB，ワラントの社債部分の価値は利率，利払い日，デフォルトリスクを考えて算出するべきだが，後の分析で普通社債やそれと同様に扱うべき借入金の利率データが不備であるため，このように仮定した。

<sup>8</sup> Fama = MacBeth[1973]は，次のような手順を踏む。まず，リスクファクターに対する各資産収益率の感応度である  $\beta_{i,j}$  を，時点  $s$  以前(時点  $t$ ) のデータを  $T$  個用いた時系列の回帰分析を行って，各資産毎 ( $i = 1, 2, \dots, N$ ) に推定する。

$$r_{i,t} - r_{F,t} = \beta_{i,M,s} (r_{M,t} - r_{F,t}) + \beta_{i,2,s} X_{2,t} + \beta_{i,3,s} X_{3,t} + \dots + \beta_{i,K,s} X_{K,t} + \epsilon_{i,t}$$

ここで， $r_{i,t}$  は各銘柄の収益率， $r_{F,t}$  は安全利子率， $r_{M,t}$  は市場収益率， $X_{j,t}$  ( $j=2, \dots, K$ ) はリスク・ファクター  $j$  のそれぞれ時点  $t$  での観測値， $\epsilon_{i,t}$  は誤差項である。実際のデ

ータが時点 1 から  $T+T'$  まで  $T+T'$  個あるとき、これらベータの推定値  $\beta_{i,j,s}$  は、各銘柄  $i$  毎、各リスクファクター  $j$  毎につき  $T = (T+T') - T'$  個推定される。

次にこうして得られたベータの推定値を説明変数として、各時点ごとにクロスセクションの回帰分析を行って、リスク価格  $\lambda_j$  の推定値を時点毎 ( $s = (T' + 1), \dots, (T' + T)$ ) に得る。

$$r_{i,s} = \beta_{0,t} + \beta_{1,s} i_{M,s} + \dots + \beta_{K,s} i_{K,s} + \epsilon_{i,s}$$

ただし  $\epsilon_{i,s}$  は誤差項である。この回帰で得られた  $T$  個の推定値  $\beta_{j,s}$  の時系列平均を、リスク価格の推定値 (本文(20)式) とする。Fama=MacBeth の手法は標準的なので、教科書 Campbell=Lo=MacKinley[1997]などを参照されたい。

<sup>9</sup> Fama=MacBeth タイプの推定では、第二段階目のクロスセクションの回帰分析で、説明変数 ( $i, j, s$ ) に誤差が含まれているという問題 (Errors-in-Variables) がある。Fama=MacBeth などでは、ポートフォリオを作って分析することで  $\epsilon_{i,s}$  の誤差を小さくする工夫を行っている。計算機の能力が上昇した近年、例えば Kim[1995] は、第一段階の誤差項  $\epsilon_{i,s}$  と第二段階の誤差項  $\epsilon_{j,s}$  の関係を明示的に考慮することによって、ポートフォリオを組まず個別銘柄のまま最尤推定することを提唱し、Kim[1995,1997] でこれを行っている。また Knez=Ready[1997] は、Fama=French [1992,1993] の結果がアウト라이어によって引き起こされている可能性を示唆し、極端な (分布の端 1%) の観測値を除去することでロバストネスを確かめた方がよいことを提唱している。

<sup>10</sup> Fama=French[1993, 1996] は、企業規模によって作ったポートフォリオの収益率差 (SMB: 小型 - 大型) と、簿価時価比率によって作ったポートフォリオの収益率差 (HML: 高い - 低い) と、マーケット・ベータの 3 つのファクター・モデルを提唱している。

<sup>11</sup> CAPM のマーケット・ベータ以外の変数が期待収益率を説明するという実証結果は、アノマリーとして知られていた (企業規模 (Banz[1981]), 株価収益比率 (PER) (Basu [1977]), 1 月 (Kaim[1983]) など)。Fama[1991] のサーベイや加藤[1990] を参照されたい。東証のデータを分析した Chan=Hamao=Lakonishok [1991] による BTM がこのリストに加わり、もともと CAPM に実証的支持を与えた Fama がこれを認める研究を発表したので (Fama=French [1992, 1993, 1995, 1996])、有名になった。

<sup>12</sup> 実際の CB 市場での価格は、ブラックアンドショールズで評価した価格より低い転換後の株価よりさらに低い場合 (逆乖離) も多く見られる。しかし CB 市場には流動性が低いという問題があり、CB 市場で付される価格が必ずしも市場のコンセンサスではないと考えている。

<sup>13</sup> (17) 式からわかるように、この分析ではレバレッジは毎月ごとに算出するべきだが、毎月毎の負債構造データがないため、株式超過収益率の分析と同様の年次の変数とした。また、レバレッジの分子  $V(0)$  の計算には株式のみ時価としており、CB、WB は簿価で計算されている。レバレッジの分子に各月の CB、WB の (BS による評価額 - 額面) を加えて修整してみたが、結果はほとんど変わらなかった。

<sup>14</sup> 例えば企業価値を株式時価と負債時価の合計であるとして算出し、企業価値超過収益率をレバレッジで回帰することが考えられる。しかし、企業価値は株式時価と負債時価の合計であるということ自体がここでは仮説となっており、それを使って企業価値を算出しても意味がない。企業価値を分析するには別のデータが必要である。

[参考文献]

- 加藤清[1990], 『株価変動とアノマリー』, 日本経済新聞社。
- 後藤 猛[1996], 『転換社債・ワラント債の基礎知識』, 東洋経済新報社。
- 谷川寧彦 = 西村佳子[1997], 転換パズルへの接近 - 日本の転換社債市場における実証分析 -, 『現代ファイナンス』, 2, pp.23-48 .
- Hull John [1989], *Options, Futures, and Other Derivative Securities*, Prentice Hall, Inc. [日本語訳]ファイナンシャルエンジニアリング - 金融派生商品開発入門 - 三菱銀行商品開発室訳 金融財政事情研究会
- Campbell, John, Andrew W. Lo, and A. Craig MacKinlay, [1997], *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton UP, New Jersey.
- Chan, Louis K.C., Hamao Yasushi, and Josef Lakonishok[1991], Fundamentals and Stock Returns in Japan, *Journal of Finance* 46(5), 1739-1764.
- Fama, Eugene F.,[1991], Efficient Capital Market :II, *Journal of Finance* 46(5), 1575-1617.
- Fama Eugene F., Lawrence Fisher, Michael C. Jensen, and Richard Roll [1969], The Adjustment of Stock Prices to New Information, *International Economic Review* 10, pp.1-21.
- Fama Eugene F, and Kenneth R. French[1992], The Cross-Section of Expected Stock Returns, *Journal of Finance* 47(2), pp.427-465.
- Fama Eugene F, and Kenneth R. French[1993], Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds, *Journal of Financial Economics* 33(1), pp.3-56.
- Fama Eugene F, and Kenneth R. French[1995], Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns, *Journal of Finance* 50(1), pp.131-155.
- Fama Eugene F. and Kenneth R. French[1996], Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies, *Journal of Finance* 51(1), pp.55-84.
- Fama Eugene F, and James MacBeth[1973], Risk, Return and Equilibrium: Empirical tests, *Journal of Political Economy* 81, pp.607-636.
- Ingersoll, Jonathan E.,[1977], A Contingent-Claims Valuation of Convertible Securities, *Journal of Financial Economics* 4, pp.289-322 .
- Ingersoll, Jonathan E.,[1987], *Theory of Financial Decision Making*, Rowman & Littlefield, New Jersey.
- Jagannathan Ravi and Zhenyu Wang[1998], A Note on the Asymptotic Covariance in Fama-MacBeth Regressions, *Journal of Finance* 53(2), pp.799-801.
- Kim, Dongcheol[1995], The Errors in the Variables Problems in the Cross-Section of Expected Stock Returns, *Journal of Finance* 50(3), 1605-1634.



Kim, Dongcheol[1997], A Reexamination of Firm Size, Book-to-Market, and Earnings Price in the Cross-Section of Expected Stock Returns, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, pp.463-489.

Knez, Peter J. and Mark J Ready[1997], On the Robustness of Size and Book-to-Market in Cross-Sectional Regressions, *Journal of Finance* 52(4), pp.1355-1382.

Shanken, Jey[1992], On the Estimation of Beta-Pricing Models, *Review of Financial Studies* 5, pp.1-33.

表1 記述統計量

		平均値	標準偏差	最小値	最大値
株式超過収益率	今月株価/前月株価からCDレートを引いたもの	-0.005	0.092	-0.988	2.223
	事前に計算したマーケット・ベータ	0.908	0.506	-2.522	3.150
簿価時価比率	資本の簿価/時価の対数をとったもの	-1.021	0.678	-5.626	2.263
レバレッジ	(時価資産(会計データの総資産-簿価資本+時価資本)/時価資本) の対数	0.732	0.639	0.009	5.083
転換による収益率変化	前月の転換による期待株式収益率変化(=前月C)	0.000	0.001	0.000	0.057
対数株式収益率絶対値	(株式超過収益率 - 前月の転換による期待株式収益率変化)の絶対値の対数	-3.241	1.193	-18.155	0.799
株式みなし株式比率	(株式数/(株式数+ 潜在株式数))の対数 (=log(D))	-0.027	0.047	-0.615	0.000
権利落ちダミー	前月中に権利落ちがあれば1, それ以外は0	0.009	0.094	0.000	1.000

表2 株式超過収益率を説明する回帰分析  
各月毎のクロスセクション回帰の係数についての検定

	特定化 1	特定化 2	特定化 3	特定化 4	特定化 5	特定化 6
	0.000 (0.122)	0.001 (0.249)	0.000 (0.010)	0.000 (0.138)	0.001 (0.263)	0.001 (0.198)
簿価時価比率		0.004 (3.733)			0.004 (3.757)	0.004 (3.575)
レバレッジ			0.002 (1.362)			0.001 (0.775)
転換による収益率変化(=前月C)				2.585 (1.675)	2.551 (1.661)	2.490 (1.677)
権利落ちダミー	-0.078 (-10.78)	-0.077 (-10.60)	-0.078 (-10.80)	-0.078 (-10.72)	-0.077 (-10.534)	-0.078 (-10.572)
CONST	-0.005 (-1.108)	-0.001 (-0.195)	-0.006 (-1.252)	-0.005 (-1.127)	-0.001 (-0.212)	-0.002 (-0.338)
AdjustedR <sup>2</sup> の平均値	0.039	0.046	0.048	0.041	0.047	0.056

( )は t 値

クロスセクションの銘柄数(N)は、時点により異なる。最小1378(1988年11月),最大1612(1996年7月)。

表3 (株式超過収益率-転換による収益率変化)の絶対値の対数を説明する回帰分析  
各月毎のクロスセクション回帰の係数についての検定

	特定化 1	特定化 2	特定化 3	特定化 4	特定化 5
簿価時価比率				0.301 (8.171)	0.300 (8.116)
レバレッジ	-0.085 (-5.865)		-0.092 (-6.408)	-0.083 (-5.850)	-0.083 (-5.826)
株式みなし株式比率 (=log(D))		1.099 (8.909)	1.200 (9.770)	1.035 (8.864)	1.016 (8.662)
権利落ちダミー	0.563 (6.657)	0.564 (6.703)	0.577 (6.791)	0.631 (7.617)	0.640 (7.747)
CONST	-3.176 (-65.230)	-3.204 (-68.646)	-3.137 (-64.716)	-3.500 (-62.849)	-3.500 (-64.115)
AdjustedR <sup>2</sup> の平均値	0.010	0.007	0.015	0.044	0.047

( )は t 値。

クロスセクションの銘柄数(N)は、時点により異なる。最小1378(1988年11月),最大1612(1996年7月)。