

資本構成と株式リターン

本多俊毅*・八並純子†

企業の最適資本構成モデルを用いて、株式期待収益率と企業の資本構成の関係を分析する。Berkによって指摘された企業規模効果は、企業の負債によってその影響が小さくなる可能性がある。また、B/Eと時価総額対総資本比率によって決まる倒産可能性を示す変数は、株式期待収益率に影響する。したがって、実証分析でよく用いられるFama-Frenchモデルのファクターは、企業の資本構成と密接な関係にあることがわかる。日本の株式市場データと企業財務データを用いて検討したところ、理論的モデルによる予想の一部を確認することができた。

1. イントロダクション

Modigliani and Miller(1958)をはじめとして、企業の最適資本構成に関する研究の歴史は古く、多くの研究が行われてきた。コーポレートファイナンスのテキストでよく説明されるように、通常、負債の資本コストは株式の資本コストよりも低いため、負債による資金調達を行うことによって、WACC(Weighted Average Cost of Capital)などで測られる全体の資本コストを低下させることができる。しかし、負債比率が高まりすぎると、企業の倒産リスクも上昇する。倒産リスクの上昇は負債の資本コストも引き上げるため、過剰な負債を導入するとWACCが上昇する。

資本構成に関する理論モデルの多くが示唆するように、企業の資本構成によって、株式部分の期待リターンは影響を受ける。同じ事業を行っている二つの企業が資本構成の点で異なれば、企業の株式収益率に違いが発生しても不思議ではない。しかし、最適資本構成についてはさまざまな論点があり、資本構成と株式リターンについての関係を理論的に論じることは必ずしも容易ではない。特にBlack and Scholes(1973)やMerton(1973)のように、残余請求権である株式が、企業の原資産についてのオプションであると考えると、株価は原資産価値と非線形の関係を持ち、取り扱いが複雑になる。

この論文では、Leland(1994)による最適資本構成の構造型モデルについての分析を用いながら、企業の資本構成と株式リターンの関係を分析する。まず、Leland(1994)にしたがって、企業の資本構成と株式価格の関係を整理する。次に、Berk(1995)と同様の理由により、負債を導入した企業については、企業規模だけでなく倒産リスクとの関係が深い変数も、企業の株式収益率に自然な形で影響することを示す。特に、資産価格モデルを回帰分析によって推定したときに誤差がある場合、回帰の残差ベクトルについてのクロスセクション回帰では、倒産可能性を表す変数が説明変数として機能する可能性があることを示す。

さらに日本の株式市場データを用いて、これらの理論的な予想が株式市場データにも当てはまるかどうかを確認する。株式リターンの実証分析においては、Fama and French(1992)以降の一連の研究によって、マーケットポートフォリオのリターンに加えて、株式時価総額と自己資本対時価総額(B/E)の比率を使って作り出されるファクター(SMBファクター、HMLファクター)を用いた3ファクターモデルがよく使われる。企業規模やB/Eによるファクターを用いることによって、クロスセクションのリターンに対する説明力が、CAPMと比べて大きく向上することはよく知られている。一方で、FFファクターについては、理論的根拠が必ず

しもはっきりとしていないとして批判されることも多かった。近年では、FF ファクターについてさまざまな理論的な解釈を試みる文献がでてきている。企業規模については、Berk (1995)によって理論的な解釈が加えられている。マクロ経済変数との関係では Liew and Vassalou(2000)が分析を行っている。

FF ファクターと企業の資本構成や信用リスクとを関係づけようとする文献も多い。たとえば、Vassalou and Xing(2004)では、企業規模や PBR ファクターが、企業の倒産リスクと深く関係していることを指摘している。信用リスクが株式市場におけるシステムティックリスクとなっているかどうかについては、株式市場データと倒産の関係を調べた Aharony, Jones, and Swary(1980), Dichev(1998), Griffin and Lemmon(2002)などがある。また、Ferguson and Shockley(2003)は、負債の存在を無視して、株式の時価加重ポートフォリオをマーケットポートフォリオとして採用すると、ベータ推定量にバイアスが発生することを示し、その影響と FF ファクターとの関連を分析している。

この論文でも、FF モデルと企業の資本構成の関係に注目し、資本構成と株式収益率の関係について、理論モデルから予想される関係が実証分析でも確認できるかどうかを見てゆくことにする。以下、この論文では第2節で Leland による資本構成についての理論モデルを紹介し、第3節で Berk による規模効果を説明する。第4節では、負債を考慮した場合に、Berk の規模効果がどのように影響をうけるかを確認する。第5節では、実証分析に利用するデータの解説を行い、第6節ではデータ分析を行うことによって理論モデルの予想との比較を行う。第7節でこの論文で行った分析のまとめを行う。

2. モデル

負債を持つ企業の株式価値の変動をモデル化するために、ここでは Leland(1994)のモデルを利用する。株式市場における株価収益率に焦点をあてるため、まず証券市場における資産価格モデルを固定しておく。具体的には、証券市

場での証券価格を、状態価格デフレーター π によって与える。

$$d\pi_t = -r\pi_t dt - \theta\pi_t dW_t, \pi_0 = 1. \quad (1)$$

ここで、 W_t はブラウン運動、 r は安全資産利子率で一定、 θ はリスクの市場価格で一定とする。

このような状態価格デフレーターを考えれば、通常の CAPM を連続時間モデルとして記述したことになる。CAPM におけるマーケットポートフォリオの価値額を S^M とすれば、その価値額の変動を、定数 μ^M と σ^M について、

$$dS^M = \mu^M S^M dt + \sigma^M S^M dW_t$$

とすれば良い。ここで、

$$\theta = \frac{\mu^M - r}{\sigma^M},$$

つまり、リスクの市場価格を、CAPM におけるマーケットポートフォリオのシャープ比と仮定すれば良い。

企業は事業活動を通じてキャッシュフローを生み出し、各時点、各状態において生み出すキャッシュフローを、配当として株主に配当したり、負債の返済にあてたりする。無負債企業の場合、企業価値 V は、その企業が将来生み出すキャッシュフローを、状態価格デフレーター π で評価したときの現在価値である。Leland (1994)と同じように、無限期間モデルを考えながら、企業価値の変動が幾何ブラウン運動によって表すことができると仮定したい。そのために、企業の税引後キャッシュフロー δ を

$$d\delta_t = \lambda\delta_t dt + \sigma\delta_t dW_t, \delta_0 = \bar{\delta}_0 \quad (2)$$

と定義しておく。ここで λ と σ は定数で、それぞれキャッシュフローの成長率とボラティリティを意味する。すなわち、企業の成長性とリスク特性が、 λ と σ によって定まる。

Proposition 1. 企業価値過程 V は次のように定まる。

$$V_t = \frac{\delta_t}{r + \sigma\theta - \lambda}.$$

したがって、その変動過程は

$$dV_t = \frac{1}{r + \sigma\theta - \lambda} d\delta = \lambda V_t dt + \sigma V_t dW$$

となる。

Proof. 企業価値は

$$V_t = E_t \left[\int_t^\infty \frac{\pi_s}{\pi_t} \delta_s ds \right] \quad (3)$$

によって計算される。 π と δ の積について伊藤の補題を用い、期待値の積分を評価すれば良い。

企業価値 V は通常の DCF 法における Gordon 成長モデルと同様に、現時点でのキャッシュフロー水準 δ が大きく、リスク σ が小さく、成長率 λ が大きい企業の企業価値が大きくなる。企業価値 V の変動過程のドリフトとボラティリティは、将来キャッシュフロー δ のドリフトとボラティリティによって定まる。企業の株式を保有すると、この価値変化によるキャピタルゲインと、企業が獲得するキャッシュフロー δ の配当収入を得ることになる。単純化のため、企業の獲得するキャッシュフロー δ は全て株主に配当されるとしよう。この場合、株式を保有することによって得られる収益は、次のようになる。

Lemma 1. 企業が無負債である場合、株式価値 E は企業価値 V に等しく、企業の配当落ち株価過程 E は

$$dE_t = \lambda E_t dt + \sigma E_t dW_t$$

となる。この企業の株式を保有した場合の累積価値過程 \bar{V} は

$$\begin{aligned} \bar{V}_t &= \bar{V}_0 + \int_0^t dE_s + \int_0^t \delta_s ds \\ &= \bar{V}_0 + \int_0^t (r + \sigma\theta) \bar{V}_s ds + \int_0^t \sigma \bar{V}_s dW_s \end{aligned}$$

となり、したがって株式を保有したときの価値変動は $\bar{V}_0 = V_0$ より、

$$d\bar{V}_t = (r + \sigma\theta) \bar{V}_t dt + \sigma \bar{V}_t dW_t$$

である。

配当落ち株価のドリフト項は λ であるが、この企業の株式を保有したときの価値額のドリフト

ト項は $r + \sigma\theta$ となり、キャッシュフローのリスク σ に応じて、状態価格デフレーターで評価されたときの公正な値になっている。つまり、一株あたりの配当込み株式収益率は、 δ の成長率 λ には影響されず、リスク σ に応じた期待収益率が得られる。

一方、キャッシュフローの成長率 λ の大きさは、現時点における企業価値、および株式価値の水準に影響を与える。キャッシュフローの成長率が大きい企業は、株価水準も高くなる。ただし、株式を保有することによって得られる配当込みの期待収益率は、リスクの市場価格から定まる水準によって決まることが確認できる。

この企業が負債を導入したとする。ここで負債は、Leland(1994)にしたがって、一定金額のクーポン C を倒産しない限り連続的に支払うという負債を考える。具体的には永久債券を発行するか、同じ水準の負債を瞬間的に借り換えし続ける状態を考えれば良い。

Leland(1994)では unproteted debt と、protected debt の2種類が考えられている。unproteted debt では、企業が各時点での負債の利子支払を行えなかったら倒産とする。つまり負債利払いをまかなう資金を(株式発行によって)獲得することができなくなったときに倒産する。protected debt は、positive net worth、つまり資産価値と負債額面(負債発行時点での負債価値)との差が正でなければならないという条項がある負債の場合で、net worth が負になったら倒産とされる。いずれの場合にも、ある定数 V_B が存在し、企業価値 V がその水準に到達した瞬間に企業が倒産することが Leland(1994)によって示されている。

Black and Cox(1976)によれば、このモデルにおいて企業が倒産しない限り連続的に正のクーポン C を支払う条件付請求権の価値 F は、時刻 t と独立にペイオフが定まる場合、 F は V の関数となり、次の ODE の解として与えられる。

$$\frac{1}{2} \sigma^2 V^2 F_{VV}(V) + r V F_V(V) - r F(V) + C = 0. \quad (4)$$

ここで、 $F_v(\cdot)$ 、 $F_{vv}(\cdot)$ はそれぞれ F の 1 次微分、2 次微分である。この ODE の一般解は

$$F(V) = A_0 + A_1 V + A_2 V^{-X}, X = \frac{2r}{\sigma^2} \quad (5)$$

によって定まることが知られている。

企業は倒産するまで一定のクーポン C を支払う。企業価値 V が V_B に到達したときに企業は倒産し、清算される。清算には費用が発生し、債権者は V_B のうちの一定割合 $(1-\alpha)V_B$ 、($0 < \alpha < 1$)、を手に入れる。したがって、負債 D の価値は、 $V_0 > V_B$ であるとして、最初に V_B に到達する時刻を τ とすると、

$$D = E \left[\int_0^\infty \frac{\pi_t}{\pi_0} C 1_{\{V_t > V_B\}} dt + \frac{\pi_\tau}{\pi_0} (1-\alpha) V_B \right]$$

であるから、企業価値 V の関数として表すことができる。ODE(4)に境界条件

$$D(V) = (1-\alpha) V_B, (V = V_B)$$

$$D(V) \rightarrow \frac{C}{r}, (V \rightarrow \infty)$$

を与えて解を求めると、その解 $D(V)$ は

$$D(V) = \frac{C}{r} + \left[(1-\alpha) V_B - \frac{C}{r} \right] \left(\frac{V}{V_B} \right)^{-X} \quad (6)$$

で与えられる。

負債発行は、企業価値に対して間接的にも影響するが、ここでは節税効果と倒産コストだけを明示的に考えることにする。MM 定理で指摘されているように、負債を増加させれば節税効果をより享受できるようになり、その結果、企業価値は増加する。しかし、負債額の増大は、倒産の可能性も増加させるため、節税効果による企業価値の増大には限界がある。このモデルでは、法人税率を τ とすると、節税効果 TB は、企業が倒産しない限り τC のクーポンを支払う証券とみなすことができる。

一方、倒産時には資産の流動化のために一定の取引コストが発生する。ここでは流動化したときの資産価値のうち、 α ($0 < \alpha < 1$) の割合の価値が失われるとする。この場合、倒産コスト BC は $V = V_B$ の時に、 αV_B の価値を持つクーポン支払の無い証券とみなすことができる。

Leland は ODE に境界条件

$$BC(V) = \alpha V_B, (V = V_B)$$

$$BC(V) \rightarrow 0, (V \rightarrow \infty)$$

$$TB(V) = 0, (V = V_B)$$

$$TB(V) = \tau \frac{C}{r}, (V \rightarrow \infty)$$

を与えることによって、

$$BC(V) = \alpha V_B \left[\frac{V}{V_B} \right]^{-X}$$

$$TB(V) = \tau \frac{C}{r} \left[1 - \left(\frac{V}{V_B} \right)^{-X} \right]$$

を導いた。

負債がある場合の企業価値は $V + TB(V) - BC(V)$ となるから、ここから負債価値 $D(V)$ を差し引いたものが、株式価値 E となる。すなわち、株価は

$$E(V) = V - (1-\tau) \frac{C}{r} + \left[(1-\tau) \frac{C}{r} - V_B \right] \left(\frac{V}{V_B} \right)^{-X}$$

となる。(ここで、 $V_B < (1-\tau)C/r$ であれば狭義凸関数、 $V_B > (1-\tau)C/r$ であれば狭義凹関数。)

倒産の閾値 V_B は、unprotected debt の場合も、protected debt の場合にも、定数となることが Leland によって示されている。protected debt の場合には、 $V_B = D(V_0)$ となる必要があるため、初期時点における負債価値 $D(V_0)$ を数値的に計算することになる。また、この論文では株式価値に焦点を当ててゆくため、以下では株主が倒産のタイミングを決める unprotected debt の場合を考えてゆく。この場合、 V_B の水準が $E(V_B) = 0$ と smooth pasting condition

$$\left. \frac{dE(V)}{dV} \right|_{V=V_B} = 0$$

より、定数 V_B は

$$V_B = (1-\tau) \frac{C}{r} [X(1+X)] = \frac{(1-\tau)C}{r+0.5\sigma^2} \quad (7)$$

と明示的に定まり、 $D(V)$ と $E(V)$ は次の式で表される。

$$D(V) = \frac{C}{r} + \left[(1-\alpha) V_B - \frac{C}{r} \right] V_B^X V^{-X} \quad (8)$$

$$TB(V) = \tau \frac{C}{r} - \frac{\tau C}{r} V_B^X V^{-X} \quad (9)$$

$$BC(V) = \alpha V_B^{1+X} V^{-X} \quad (10)$$

$$E(V) = V + TB(V) - BC(V) - D(V) \quad (11)$$

3. 無負債企業の株式収益率と規模効果

Berk が指摘したように、株式の期待リターンを企業の時価総額にクロスセクション回帰した場合、時価総額が説明力を持つ。また、企業の期待リターンにノイズが含まれる場合、そのノイズを時価総額にクロスセクション回帰した場合にも、時価総額は説明力を持つ。この節では、 $i=1, \dots, N$ の無負債企業のみが存在し、その株式が市場で取引されていると仮定し、Berk の主張をここでのモデルを使いながら説明する。

企業 i が獲得するキャッシュフローの変動過程を

$$d\delta_i = \lambda \delta_i dt + \sigma \delta_i dW_t, \delta_i^0 = 1 \quad (12)$$

とすると、無負債企業 i の株式価値 E^i は、状態価格デフレーター(1)によって定まり、その企業価値 V^i に等しい。つまり、 i 企業の株価は現時点におけるキャッシュフロー δ_0 、キャッシュフローのボラティリティ σ_i 、成長率 λ_i によって

$$E^i(V) = \frac{\delta_0^i}{r + \sigma_i \theta - \lambda_i}$$

となる。また、この企業 i の配当落ち株価の変動は

$$dE^i = \lambda_i E^i dt + \sigma_i E^i dW_t \quad (13)$$

で記述され、企業 i の株式を保有した場合の累積配当込み株式収益過程は

$$\begin{aligned} dE^i + \delta^i dt \\ = \lambda_i E^i dt + \sigma_i E^i dW_t + (r + \sigma_i \theta - \lambda_i) E^i dt \\ = (r + \sigma_i \theta) E^i dt + \sigma_i E^i dW_t \end{aligned} \quad (14)$$

となる。

このモデルでは、企業のファンダメンタルは、 $\sigma_i, \lambda_i, \delta_i$ によって決まり、特に配当込み期待リターン $\mu_i = r + \sigma_i \theta$ のクロスセクション分布は、キャッシュフローのボラティリティ σ_i の分布によって決まる。したがって、このモデルにおいては、株式時価総額や PBR といった変数が、 μ_i のクロスセクション分布と直接関連する理

由はない。

一方 Berk は、仮に企業のファンダメンタルのクロスセクション分布の間に何の関連が無くても、期待リターン $\mu_i, i=1, \dots, N$ を各企業の規模 $\log E^i$ にクロスセクション回帰した場合、必然的に説明変数と被説明変数の間に相関が発生することを示した。単純化のため、すべての企業の成長率 λ_i がゼロであると仮定すると、ここでのモデルにおいて Berk の主張は以下のようなになる。

Proposition 2. 全ての企業について、キャッシュフローの成長率 λ_i はゼロであるとする。また、 $Cov(\sigma, \log \delta_0) = 0$ という意味で、 σ と δ_0 の間に関連がないとする。このとき、 $\{\mu_i\}$ を $\{\log E_i\}$ にクロスセクション回帰した場合、その回帰係数は負の値をとり、 $\log E$ がクロスセクション回帰において説明力を持つ。

Proof. $\{\mu_i\}$ を回帰式

$$\mu = a + b \log E + e$$

にしたがってクロスセクション回帰を行い、パラメータを推定した場合、係数 b の推定値は $b = Cov(\log E, r + \sigma \theta) / Var(\log E)$ で与えられる。この分母は常に正であるから、分子の符号に注目すれば良い。

いま、 $\mu_i = r + \sigma_i \theta$ と $\log E^i = \log \delta_0^i - \log(r + \sigma_i \theta)$ より、

$$\begin{aligned} Cov(\log E, r + \sigma \theta) &= \theta Cov(\log E, \sigma) \\ &= -\theta Cov[\sigma, \log(r + \sigma \theta)] \end{aligned}$$

ここで、

$$\begin{aligned} Cov(\sigma, \log(r + \sigma \theta)) \\ = E[(\sigma - E(\sigma))(\log(r + \sigma \theta) - E[\log(r + \sigma \theta)])] \end{aligned}$$

であるが、 $\sigma_i - E(\sigma) > 0 (< 0)$ であるときには、

$$\begin{aligned} \log(r + \sigma_i \theta) - E[\log(r + \sigma_i \theta)] &> \log(r + \sigma \theta) \\ - \log(r + E[\sigma] \theta) &> 0 (< 0) \end{aligned}$$

であるから、 $Cov(\log(r + \sigma \theta), \sigma) > 0$ 。 ■

さらに、何らかの理由によって資産価格モデルでは期待リターンが完全には説明されていないケースについて考えてみよう。Berk はその

例として、資産価格モデルの特定化の間違え、マーケットポートフォリオの代理変数の選択、ベータの推定誤差などをあげている。これらの原因によって、銘柄 i の期待リターンについての市場コンセンサスは、真の期待リターン $r + \sigma_i \theta$ とは一致していないと仮定しよう。具体的には、期待リターンに ε_i というノイズが加わり、したがって、市場での株式価格が

$$\frac{\delta_0^i}{r + \sigma_i \theta - \lambda_i + \varepsilon_i}$$

によって定まっているとする。

ここでこのノイズ ε_i をクロスセクション回帰したとする。

$$\varepsilon = \eta + \gamma(\log E) + \zeta$$

γ の推定値は

$$\gamma = \frac{Cov(\log E, \varepsilon)}{Var(\log E)}$$

であるが、この分子は

$$\begin{aligned} Cov(\log E, \varepsilon) \\ = Cov(\log \delta, \varepsilon) - Cov(\log(r + \sigma\theta - \lambda + \varepsilon), \varepsilon) \end{aligned} \quad (15)$$

となる。このため、偶然 $Cov(\log(r + \sigma\theta - \lambda + \varepsilon), \varepsilon) = 0$ となるように、企業のファンダメンタルが分布している場合を除き、クロスセクション回帰の係数 γ はゼロとはならず、したがって、 $\log E$ を説明変数とすることによってクロスセクション回帰の説明力は向上する。特に(15)の右辺の第2項 $Cov(\log(r + \sigma\theta - \lambda + \varepsilon), \varepsilon)$ は、ノイズ ε が両方に含まれるため、この部分が0となることは考えにくい。

Banz(1981)以来、実証データ分析において、 $\log E^i$ はリターンの inverse predictor となっていることがよく知られており、CAPM を前提にすると株式期待リターンを説明できないと結論づけられてきた。これに対して Berk は、

An "empirical anomaly" is, by definition, an empirical fact that cannot be supported by the prevailing theory.

と述べ、proposition 2 の意味で $\log E^i$ と μ_i は必然的に逆相関し、上記の意味で資産価格モデルの残差も $\log E^i$ と相関を持つことが理論的に説明でき、規模効果をアノマリーというべき

ではないと主張している。

株式時価総額が上のような性質を持つのであれば、株式時価総額を用いて計算される指標も、同様の影響を受けることが分かる。ここでは、自己資本対時価総額について考えてみよう。ノイズ ε を $\log(B/E)$ にクロスセクション回帰した場合、

$$\varepsilon = \eta + \gamma(\log(B/E)) + \zeta$$

となるが、この回帰係数 $\gamma = Cov(\log(B/E), \varepsilon) / Var(\log(B/E))$ の分子に注目すると、

$$\begin{aligned} Cov(\log(B/E), \varepsilon) \\ = Cov(\log B, \varepsilon) - Cov(\log E, \varepsilon) \end{aligned}$$

となる。ここで、

$$\begin{aligned} -Cov(\log E, \varepsilon) \\ = Cov(\log(r + \sigma\theta - \lambda + \varepsilon), \varepsilon) \end{aligned}$$

であるが、ここでも ε が両変数に含まれているため、この共分散がゼロになることは考えにくい。 $Cov(\log B, \varepsilon) = 0$ であるとしても、 $\log(B/E)$ がクロスセクション回帰において説明力を持つ可能性は高い。ただしこれは Berk の言う意味での規模効果によるもので、あくまでも株式時価総額にノイズ ε が反映されているために発生する現象である。次の節で示すように、負債を導入した企業の場合には、これとは違う理由で $\log(B/E)$ が株式期待リターンに影響してくる。

4. 資本構成と株式リターン

この節では、前節での各企業が負債を導入している場合、各企業の株式の期待リターンのクロスセクション分布にどのような特徴がでてくるのかを考えてゆくことにする。企業 $i=1, \dots, N$ のキャッシュフローは(12)式によって与えられ、無負債である場合の企業価値 V^i は(3)式、株式価値は(11)式で与えられる。企業 i が倒産しない限り連続的に正のクーポン C^i を支払うような負債を導入したとしよう。

まず変数 Z^i を

$$Z^i = \left(\frac{V}{V_B} \right)^{-x} \quad (16)$$

で定義する。 V_B と X はそれぞれ(5)と(7)で与えられている。 Z^i は正の値をとり、 $Z^i=1$ となったときには倒産を意味し、 0 に近い値をとっているときには、 V の値が倒産の閾値 V_B に近づいていないという意味で、倒産する可能性が低いことになる。確率過程 Z^i は、伊藤の補題より、

$$dZ^i = \left(-\lambda_i + \frac{1}{2} X_i (X_i + 1) \sigma_i^2 \right) Z^i dt - X_i \sigma_i Z^i dW$$

となる。負債が相対的に小さく、倒産リスクが低い場合には、 Z^i はゼロに近い値をとるため、この変数の変動も小さい。

このとき、(8)、(9)、(10)、(11)より、

$$D^i(V^i) = \frac{C^i}{r} + \left[(1-a) V_B^i - \frac{C^i}{r} \right] Z^i$$

$$TB^i(V^i) = \tau \frac{C^i}{r} - \frac{\tau C^i}{r} Z^i$$

$$BC^i(V^i) = \alpha V_B Z^i$$

$$E^i(V^i) = V^i + TB^i(V^i) - BC^i(V^i) - D^i(V^i) \\ = V + YZ - (1-\tau) \frac{C}{r}$$

である。ここで定数 Y_i は

$$Y^i \equiv (1-\tau) \frac{C^i}{r} - V_B^i \\ = (1-\tau) C^i \left(\frac{1}{r} - \frac{1}{r+0.5\sigma^2} \right) > 0$$

によって定義される。株価過程は

$$dE^i = dV^i + Y^i dZ^i$$

となる。また、負債のクーポンを支払った後のキャッシュフローは全て配当として配分されるとき、配当込み累積収益過程は

$$dE + (\delta - (1-\tau) C_i) dt \\ = (r + \sigma_i \theta) V^i dt + \sigma_i V^i dW \\ + Y^i \left((-\lambda_i + r(X_i + 1)) Z^i dt - \frac{2r}{\sigma_i} Z^i dW \right) \\ + (\delta_i - (1-\tau) C^i) dt$$

となる。

したがって、負債を導入した企業 i の株式の配当込み累積収益率過程 $[dE + (\delta - (1-\tau) C_i) dt]/E$ のドリフト μ_i^D は、

$$\mu_i^D \equiv \frac{V^i}{E^i} (r + \sigma_i \theta) + \frac{Z^i}{E^i} Y^i (-\lambda_i + r(X_i + 1))$$

$$+ \frac{(\delta_i - (1-\tau) C^i)}{E^i}, \quad (17)$$

ボラティリティ σ_i^D は

$$\sigma_i^D \equiv \frac{V^i}{E^i} \sigma_i - \frac{2r}{\sigma_i} \frac{Y^i}{E^i} Z^i \quad (18)$$

となる。マーケットポートフォリオのドリフトとボラティリティをそれぞれ μ_M と σ_M として、リスクの市場価格が $\theta = (\mu_M - r)/\sigma_M$ と書けるとすれば、(17)をさらに書き換えると

$$\mu_i^D = \beta_{iM} \frac{V}{E} (\mu_M - r) + \frac{V}{E} r + Z \frac{Y}{E} (-\lambda \\ + r(X+1)) + \frac{(\delta - (1-\tau) C)}{E}$$

となる。ここで $\beta_{iM} = \sigma_i/\sigma_M$ は、いわゆるアンレバードベータである。

企業 i が負債を導入しない場合には、(13)と(14)から分かるように、株式を保有することによって得られる配当込み期待リターンは、安全資産利子率、リスクの市場価格、企業が生み出すキャッシュフローのボラティリティによって決まる。負債を導入した企業 i の株式を保有することによって得られる配当込み期待リターンは、(17)から分かるように、安全資産利子率、リスクの市場価格、企業が生み出すキャッシュフローのボラティリティに加え、成長率 λ 、法人税率 τ 、負債利払い C 、無負債であるときの企業価値 V 、倒産の可能性を示唆する変数 Z に影響を受けることが分かる。

このように負債の導入による株式リターンへの影響を考えると、CAPM アノマリーとして指摘されている変数のいくつかは、実際に株式の期待リターンの決定要因として、明示的にモデルの中に現れてくる。たとえば、 $V = \delta / (r + \sigma\theta - \lambda)$ より、(17)を書き直すと、

$$\mu_i^D = \frac{\delta^i}{E^i} \frac{r + \sigma_i \theta}{r + \sigma_i \theta - \lambda_i} + \frac{Z^i}{E^i} Y^i (-\lambda_i \\ + r(X_i + 1)) + \frac{(\delta_i - (1-\tau) C_i)}{E^i} \quad (19)$$

となる。 δ^i/E^i は現在の株式価格と、現在のキャッシュフローとの比であるが、このモデルにおける現在のキャッシュフロー δ^i に対する代理変数として企業の(会計上の)利益を考え、 E^i/δ^i の代理変数の候補として株価収益率

(PER)を利用することはごく自然なことであろう。Basu(1977)が指摘したように、PERが低い企業のリターンがCAPMが予想する値よりも高く、逆にPERが高い企業のリターンが低くなることが良く知られている。(19)より、 δ^i/E^i が大きい企業の期待リターンは、(19)の右辺第1項が大きい。(19)の右辺第2項と第3項にある δ^i の Z^i と E^i を通じた影響を無視することができ、低PER企業が実際に δ^i/E^i が大きな企業であるならば、それらの企業の期待リターンが高いことはここでの理論と整合的である。

さらに、前節と同様に、何らかの理由によって資産価格モデルでは期待リターンが完全には説明されていないものとしよう。具体的には各企業の資産の期待リターンにノイズ ε_i が加わっているとす。つまり、各企業の資産価値(無負債で操業していた場合の企業価値)に対する市場コンセンサスが

$$V^i = \frac{\delta^i}{r + \sigma_i \theta - \lambda_i + \varepsilon_i}$$

となっているとしよう。ここで前節と同様に、クロスセクション回帰

$$\varepsilon = \eta + \gamma(\log E) + \zeta \quad (20)$$

を行った場合、その係数は

$$\gamma = \frac{\text{Cov}(\varepsilon, \log E)}{\text{Var}(\log E)}$$

によって決まる。ここで、企業の株価時価総額は

$$E = V + YZ - (1-\tau)\frac{C}{r} = \frac{\delta}{r + \sigma\theta - \lambda + \varepsilon} + YV_B^X \left(\frac{\delta}{r + \sigma\theta - \lambda + \varepsilon} \right)^{-X} - (1-\tau)\frac{C}{r}$$

であるから、

$$\begin{aligned} \log\left(E + (1-\tau)\frac{C}{r}\right) &= \log\delta - \log(r + \sigma\theta \\ &- \lambda + \varepsilon) + \log\left(1 + YV_B^X \left(\frac{\delta}{r + \sigma\theta - \lambda + \varepsilon}\right)^{-X-1}\right) \end{aligned} \quad (21)$$

となる。右辺第2項と第3項は ε を含むため、前節と同様の議論から、 $\log E$ と ε の共分散がゼロとはならず、このクロスセクション回帰において $\log E$ が説明力を持つことが予想される。

この点についてもう少し詳しく見るために、株価時価総額 E を ε で微分して、 $\varepsilon=0$ で評価してみよう。これは、企業価値についての割引率に正の微小なノイズが発生したときに、株価にどのような影響が発生するかを評価していることになる。

$$\begin{aligned} \frac{d}{d\varepsilon} E \Big|_{\varepsilon=0} &= -\frac{\delta}{(r + \sigma\theta - \lambda)^2} \\ &+ YXV_B^X V^{-X-1} \delta (r + \sigma\theta - \lambda)^{-2} \end{aligned} \quad (22)$$

この式の右辺第1項は負、第2項は正となることが確認できる。つまり、正のノイズ $\varepsilon > 0$ が発生して割引率が大きくなると、 E は(22)の第1項を通じて小さくなるが、第2項を通じて大きくなるのである。この二つの効果をあわせて考えると、負債を考慮した場合には、Berkの規模効果は(21)の第3項を通じて弱められることが予想される。

次に、倒産可能性を示唆する変数である Z について考えてみよう。(16)より、 Z は0から1の値をとり、1に近い水準のときには倒産可能性が高まっていることを意味する変数である。この変数は企業の価値総額 V と倒産閾値 V_B の比率から決まるため、ノイズ ε のクロスセクション回帰において $\log Z$ は説明力を持つ。ここで、クロスセクション回帰

$$\varepsilon = \eta + \gamma(\log Z) + \zeta \quad (23)$$

を考えよう。クロスセクション回帰の係数は

$$\gamma = \frac{\text{Cov}(\log Z, \varepsilon)}{\text{Var}(\log Z)}$$

であるため、分子の $\text{Cov}(\log Z, \varepsilon)$ に注目すれば良い。 Z の定義より、

$$\begin{aligned} \log Z &= X \log V_B \\ &+ X \log(r + \sigma\theta - \lambda + \varepsilon) - X \log \delta \end{aligned}$$

であるが、第2項目にノイズ ε が含まれるため、 $\text{Cov}(\log Z, \varepsilon) \neq 0$ となる可能性が高い。企業のファンダメンタルと、資本構成のクロスセクション分布によって共分散の符号は定まるが、ノイズ ε が第2項にのみ登場することは注目に値する。 $\log Z$ を ε で微分して、 $\varepsilon=0$ で評価してみると、

$$\frac{d}{d\varepsilon} \log Z \Big|_{\varepsilon=0} = \frac{X}{r + \sigma\theta - \lambda} > 0 \quad (24)$$

となり、したがってノイズ ε とファンダメンタルのクロスセクションに特定の関係がないときには、 γ の符号は正となることが予想される。

以上の結果をまとめておこう。企業が負債を導入している場合には、Berk の指摘した規模効果による影響は弱められる可能性がある。一方で、倒産可能性を表す変数 Z との関係については、ノイズ ε を $\log Z$ に回帰した場合の係数は正になることが予想される。

5. データ

各銘柄のリターンデータについては、日経メディアマーケティング株式会社提供の時価総額と配当修正係数を用いる。月初から月末まで全てデータがそろっている場合にのみ月次配当込み収益率を計算し、一日でも東証一部上場していた銘柄を分析対象とする。

マーケットポートフォリオのリターンと安全資産利子率は、日経メディアマーケティング株式会社提供の Fama-French ベンチマーク関連データを用いる。同データでは、SMB, HML ファクター計算のための構成銘柄ユニバースに含まれる全銘柄の普通株ベース時価総額加重配当込みリターンを、マーケットポートフォリオのリターンとしている。また安全利子率については、2004年12月までは10年物国債応募者利回り前月末値を月次換算した値、2005年1月から2006年8月までは新発10年国債利回り前月末値を月次換算した値を使用している。

時価総額は、日経メディアマーケティング株式会社提供の「普通株発行済株式数」と「終値」を掛け合わせたものを用いる。自己資本は、AMSUS より得られる有価証券報告書におけ

る「資本合計」を用いる。前年4月末から当年3月末決算データを当該年のデータとし、当年8月から翌年7月の自己資本対時価総額の計算に用いる。毎期の DE レシオの計算について、負債は前年4月末から当年3月末決算データの負債を当該年のデータとする。時価総額は毎年3月末の時価総額データを用い、計算された値を当年8月から翌年7月の月次データとする。負債は AMSUS より得られる有価証券報告書における「長期借入金」「社債(含ワラント債)・転換社債」「短期借入金」「CP」「一年内返済の長期借入金」「一年内償還の社債・転換社債」の合計を用いる。自己資本、負債とも1981年8月から1995年7月までは単独データ、1995年8月から2006年8月までは連結データを用いる。

業種については、「銀行」「証券」「保険」「その他金融」は分析対象外とする。さらに、一年でもマイナスの自己資本となった企業、及びリターンデータ、財務データについて60ヶ月分のデータがない銘柄を分析対象外とすると、1199銘柄が分析対象となる。この中には、1981年8月から2006年8月の期間中に上場廃止となった銘柄や、新規上場している銘柄も含まれる。このうち、1981年8月から2006年8月までの全期間のデータを用いて分析可能な銘柄は577銘柄で、これを以下の分析対象とする。

6. データ分析

ここでは、資本構成により株式の期待リターンの変動要因が変化するという理論的な予想を、日本の株式市場データと財務データを用いて確認する。マーケットポートフォリオを用いたシングルファクターモデルの推定より得られる残差構造と、FFファクターに対する感応度に注

表1. 推計期間の平均 DE レシオで4分位に分けた銘柄群の特徴

	DE レシオ分位1	DE レシオ分位2	DE レシオ分位3	DE レシオ分位4	全平均
平均 DE レシオ	0.160	0.440	0.824	2.101	0.880
平均 $\log E$	4.860	4.454	4.445	4.324	4.522
平均 $\log(B/E)$	-0.592	-0.613	-0.741	-0.801	-0.686
平均 $\log(E/(D+E))$	-0.140	-0.340	-0.551	-0.977	-0.501
平均 $\log B$	4.219	3.799	3.667	3.494	3.795

表2. ファクターリスクプレミアム

1977年8月から2006年8月まで

$$R_i - R_f = a_i + b_i[R_M - R_f] + s_iSMB + h_iHML + \varepsilon_i$$

	$R_M - R_f$	SMB	HML
月次			
平均プレミアム%	0.33	0.02	0.75
標準偏差(SD)	4.92	3.68	3.05
標準誤差(SD/348 ^{1/2})	0.26	0.20	0.16
年次(月次の12倍)			
平均プレミアム%	3.92	0.26	8.98
標準誤差	3.17	2.37	1.96

目して、それらが資本構成とどのような関係があるかを確認していく。

1981年8月から2006年8月の全期間データが取得可能な577銘柄を分析対象とする。まず、表1に分析期間の平均DEレシオで4分位に分けた財務変数を示し、資本構成の違いによる企業特性を把握しておく。高DEレシオ群は、低DEレシオ群より平均時価総額が小さく、平均 $\log(B/E)$ が低い。つまり、高レバレッジ企業の方が高いPBRを持つ傾向があることが分かる。

なお、577銘柄の平均でみると、1981年8月から1990年7月までの平均DEレシオは0.668、平均 $\log(B/E)$ は-1.013、1990年8月から2006年8月までの平均DEレシオは0.999、平均 $\log(B/E)$ は-0.504である。1990年以降負債増加と株価下落によりDEレシオが上昇し、PBRは低下している。577銘柄平均のDEレシオのボトムは1989年8月の0.249、ピークは2003年8月の1.834である。

表2では、この論文で用いる3つのファクターについての特徴を示してある。よく指摘されるように、日本のデータではHMLファクターのリスクプレミアムが顕著であり、SMBファクターのリスクプレミアムは小さい。米国データにおいても、サイズ効果によるリスクプレミアムは低下傾向にあると言われている。

表3に、マーケットポートフォリオを用いた回帰結果と、FFファクターによる回帰結果を示し、資本構成の違いによるファクターに対する感応度の特徴を確認する。具体的には、

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i[R_M - R_f] + \varepsilon_i$$

表3. シングルファクターモデル, Fama-Frenchモデルの回帰係数

$$R_i - R_f = \alpha_i + \beta_i[R_M - R_f] + \varepsilon_i$$

	DEレシオ分位1	DEレシオ分位2	DEレシオ分位3	DEレシオ分位4	全平均
β	0.948	1.041	1.077	1.095	1.040
t 値	(10.31)	(10.84)	(10.55)	(10.07)	(10.44)
t 値の標準偏差	2.07	1.99	2.05	2.15	2.09
定数項	0.0004	-0.0007	-0.0012	-0.0015	-0.0007
t 値	(0.12)	(-0.13)	(-0.19)	(-0.20)	(-0.10)
t 値の標準偏差	0.68	0.58	0.51	0.54	0.59
R^2	0.260	0.279	0.268	0.251	0.265
$R_i - R_f = a_i + b_i[R_M - R_f] + s_iSMB + h_iHML + \varepsilon_i$					
	DEレシオ分位1	DEレシオ分位2	DEレシオ分位3	DEレシオ分位4	全平均
b	0.967	1.066	1.105	1.140	1.069
t 値	(10.75)	(11.57)	(11.49)	(11.17)	(11.24)
t 値の標準偏差	2.26	2.05	2.29	2.34	2.26
s	0.458	0.622	0.736	0.776	0.648
t 値	(3.45)	(4.67)	(5.17)	(4.97)	(4.57)
t 値の標準偏差	3.44	3.30	4.05	4.25	3.84
h	0.254	0.344	0.398	0.536	0.382
t 値	(1.73)	(2.31)	(2.52)	(3.13)	(2.42)
t 値の標準偏差	1.75	1.81	1.71	1.58	1.79
定数項	-0.002	-0.004	-0.005	-0.006	-0.001
t 値	(-0.37)	(-0.77)	(-0.91)	(-1.08)	(-0.78)
t 値の標準偏差	0.91	0.74	0.70	0.70	0.70
R^2	0.332	0.375	0.384	0.378	0.367

表4. 各期の μ を用いたクロスセクションより得られる回帰係数の平均値

$t=1$ から T までの各 t 時点において, 全銘柄の $\mu_t=R_f+\hat{\beta}_i(R_M-R_f)$ と時価総額, 自己資本対時価総額, 自己資本を用いてクロスセクション回帰を行う. 具体的には,

$$\begin{aligned} \mu &= a_1+b_1(\log E)+e_1 \\ \mu &= a_2+b_2(\log(B/E))+e_2 \\ \mu &= a_3+b_3(\log B)+e_3 \end{aligned}$$

の3通りのクロスセクション回帰を行い, $t=1$ から T までの係数 b_1, b_2, b_3 の平均値と t 値を示す. t 値は, Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests[Fama, and MacBeth(1973)]

$$t(\hat{\gamma}) = \frac{\hat{\gamma}}{s(\hat{\gamma})/\sqrt{n}}$$

より計算する. $s(\hat{\gamma})$ は標準偏差, n は観測数.

	b_1	b_2	b_3
全銘柄	-0.014	0.009	-0.014
$t(\hat{\gamma})$	(-1.00)	(0.46)	(-0.90)
標準偏差 $s(\hat{\gamma})$	0.25	0.33	0.27
DE レシオ分位 1	-0.014	0.012	-0.014
$t(\hat{\gamma})$	(-0.82)	(0.60)	(-0.88)
標準偏差 $s(\hat{\gamma})$	0.29	0.34	0.27
DE レシオ分位 2	-0.016	-0.004	-0.018
$t(\hat{\gamma})$	(-0.92)	(-0.14)	(-0.91)
標準偏差 $s(\hat{\gamma})$	0.31	0.45	0.35
DE レシオ分位 3	-0.010	0.026	-0.007
$t(\hat{\gamma})$	(-1.31)	(1.64)	(-0.91)
標準偏差 $s(\hat{\gamma})$	0.19	0.60	0.26
DE レシオ分位 4	-0.009	-0.010	-0.010
$t(\hat{\gamma})$	(-0.80)	(-0.28)	(-0.64)
標準偏差 $s(\hat{\gamma})$	0.13	0.28	0.13

$$R_i-R_f = a_i+b_i[R_M-R_f]+s_iSMB + h_iHML+\varepsilon_i$$

の二つの回帰を行い, DE レシオに注目しながら係数の推定値の比較を行う. マーケットポートフォリオを用いた回帰結果では, 高 DE レシオ群の R^2 の平均値が最も低い. FF ファクターを加えることで, 全ての DE レシオ群で回帰の説明力は上昇するが, 低 DE レシオ群では R^2 の上昇幅が小さい. Ferguson and Shockley(2003)等の先行研究で指摘されているように, レバレッジの増加と FF ファクターの説明力に何らかの関係があることを確認できる. DE レシオごとの FF ファクターに対する感応度と t 値を見ると, SMB ファクターの係数 s は全ての DE レシオ群で t 値の平均値が高く, DE レシオの増加にともなってその値も大きくなる. 一方, HML の係数 h は, DE レシオが低い分位 1 の銘柄群で t 値の平均値が小さく,

低負債銘柄群の中で係数 h が有意でない銘柄が多いと推測される. HML ファクターの係数 h も DE レシオの増加にともなってその値が大きくなっている.

全銘柄の SMB ファクターの係数 s の平均値は 0.648 であり, HML ファクターの係数 h の平均値は 0.382 である. 係数の値としては, SMB ファクターの方が大きい, SMB ファクターの年次平均リスクプレミアムは表 2 より 0.26, HML ファクターの年次平均リスクプレミアムは表 2 より 8.98 であり, 全銘柄の平均で見ると HML ファクターが期待リターンに与える影響は, SMB ファクターが期待リターンに与える影響より大きいと考えられる.

Berk の規模効果についての分析を行うため, 1981 年 8 月から 2006 年 8 月のリターンデータを用いて,

$$R_i-R_f = \alpha_i+\beta_i[R_M-R_f]+\varepsilon_i$$

表5. 各期の残差を用いたクロスセクションより得られる回帰係数の平均値

$t=1$ から T までの各 t 時点において, 全銘柄の ε と時価総額, 自己資本対時価総額, 自己資本を用いてクロスセクション回帰を行う. 具体的には,

$$\begin{aligned}\varepsilon &= \eta_1 + \gamma_1(\log E) + \zeta_1 \\ \varepsilon &= \eta_2 + \gamma_2(\log(B/E)) + \zeta_2 \\ \varepsilon &= \eta_3 + \gamma_3(\log B) + \zeta_3 \\ \varepsilon &= \eta_4 + \gamma_4(\log(E/(D+E))) + \zeta_4 \\ \varepsilon &= \eta_5 + \gamma_5(\log E) + \gamma_6(\log(B/E)) + \zeta_5 \\ \varepsilon &= \eta_6 + \gamma_7[\log(B/E) + \log(E/(D+E))] + \zeta_6\end{aligned}$$

のクロスセクション回帰を行い, $t=1$ から T までの係数の平均値と t 値を示す.

	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	γ_5	γ_6	γ_7
全銘柄	-0.0018	0.0088	-0.0004	-0.0053	-0.0012	0.0082	0.0043
$t(\bar{\gamma})$	(-1.97)	(7.35)	(-0.49)	(-2.35)	(-1.35)	(8.54)	(4.95)
標準偏差 $s(\bar{\gamma})$	0.02	0.02	0.01	0.04	0.02	0.02	0.01
DE レシオ分位 1	-0.0020	0.0077	-0.0005	-0.0067	-0.0014	0.0074	0.0051
$t(\bar{\gamma})$	(-1.94)	(4.53)	(-0.58)	(-2.08)	(-1.45)	(5.12)	(4.22)
標準偏差 $s(\bar{\gamma})$	0.02	0.03	0.02	0.06	0.02	0.03	0.02
DE レシオ分位 2	-0.0020	0.0099	-0.0005	-0.0067	-0.0015	0.0089	0.0051
$t(\bar{\gamma})$	(-2.14)	(6.88)	(-0.60)	(-2.97)	(-1.53)	(6.89)	(5.15)
標準偏差 $s(\bar{\gamma})$	0.02	0.02	0.02	0.04	0.02	0.02	0.02
DE レシオ分位 3	-0.0016	0.0108	-0.0003	-0.0057	-0.0009	0.0101	0.0054
$t(\bar{\gamma})$	(-1.68)	(7.44)	(-0.32)	(-2.31)	(-0.99)	(7.84)	(5.14)
標準偏差 $s(\bar{\gamma})$	0.02	0.03	0.02	0.04	0.02	0.02	0.02
DE レシオ分位 4	-0.0015	0.0073	-0.0003	-0.0052	-0.0010	0.0068	0.0028
$t(\bar{\gamma})$	(-1.68)	(5.86)	(-0.38)	(-2.32)	(-1.11)	(5.99)	(2.93)
標準偏差 $s(\bar{\gamma})$	0.02	0.02	0.01	0.04	0.02	0.02	0.02

表6. 相関行列

$\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3, \gamma_4, \text{SMB}, \text{HML}$ の相関行列を示す

	γ_1	γ_2	γ_3	γ_4	SMB	HML
γ_1	1.000	-0.449	0.977	0.248	-0.943	-0.302
γ_2	-0.449	1.000	-0.348	-0.231	0.353	0.755
γ_3	0.977	-0.348	1.000	0.297	-0.935	-0.202
γ_4	0.248	-0.231	0.297	1.000	-0.150	-0.237
SMB	-0.943	0.353	-0.935	-0.150	1.000	0.222
HML	-0.302	0.755	-0.202	-0.237	0.222	1.000

より, 銘柄 i についての $\hat{\beta}_i$ と, $t=1$ から T までの残差ベクトル ε_i を求める. ここで, R_i は銘柄 i の配当込み収益率, R_f は安全利子率, R_M はマーケットポートフォリオのリターンである. 次に, $t=1$ から T までの各 t 時点において, 全銘柄の $\mu_i = R_f + \hat{\beta}_i(R_M - R_f)$ と時価総額, 自己資本対時価総額, 自己資本を用いてクロスセクション回帰を行う. 具体的には,

$$\begin{aligned}\mu &= a_1 + b_1(\log E) + e_1 \\ \mu &= a_2 + b_2(\log(B/E)) + e_2 \\ \mu &= a_3 + b_3(\log B) + e_3\end{aligned}$$

の3通りのクロスセクション回帰を行い, $t=1$

から T までの係数 b_1, b_2, b_3 の平均値と t 値を表4に示す. Berkでは, 月次リターンを $\log E$ で回帰した係数の有意性を検証している. 本論文では, Proposition 2において, $\mu_i = r + \sigma_i \theta$ を $\log E$ で回帰した係数 b について述べているため, $\mu_i = R_f + \hat{\beta}_i(R_M - R_f)$ を被説明変数として用いている. 期待リターンと, $\log E$ や $\log(B/E)$ の間に有意な関係を見出すことができず, 企業の特徴によって期待リターンが説明できないという意味で, 初期のCAPMの実証研究と同様の結論が得られている. Berkの規模効果による Proposition 2 から予想される関係は, 係数の符号については予想と整合的であ

るが、有意な関係は見出すことができていない。

次に、負債がある場合について、期待リターンにノイズが加わった場合にうける影響を分析するために、(20)と(23)を考えてみよう。倒産閾値と企業価値の比率を表す変数 Z は直接観察することができないが、 $Z = V_B^X \times (1/V)^X$ より、

$$\log Z = X \log V_B - X \log V = X[\log V_B - \log E + \log E - \log V] = X[\log(V_B/E) + \log(E/V)]$$

を得る。このため、変数 Z の値は、主に $\log(V_B/E)$ と $\log(E/V)$ によって決まる。ここで V_B はその定義より、株主が企業を清算すると決める閾値である。PBR の水準が 1 を下回った場合に、株式価値が解散価値を下回ったといわれることが多いことから、 $\log(V_B/E)$ の代理変数として、自己資本対時価総額の対数をとったものを利用する。また、 E/V は DE レシオから計算されるため、負債簿価 D と株式時価 E を使って、 $\log(E/(D+E))$ を代理変数として用いる。

CAPM 式の回帰残差 ε について、以下のクロスセクション回帰を行い、 $t=1$ から T までの係数の平均値と t 値を表 5 に示し、理論より予想される結果と整合的であるかを確認する。

$$\varepsilon = \eta_1 + \gamma_1(\log E) + \zeta_1 \quad (25)$$

$$\varepsilon = \eta_2 + \gamma_2(\log(B/E)) + \zeta_2 \quad (26)$$

$$\varepsilon = \eta_3 + \gamma_3(\log B) + \zeta_3 \quad (27)$$

$$\varepsilon = \eta_4 + \gamma_4(\log(E/(D+E))) + \zeta_4 \quad (28)$$

$$\varepsilon = \eta_5 + \gamma_5(\log E) + \gamma_6(\log(B/E)) + \zeta_5 \quad (29)$$

$$\varepsilon = \eta_6 + \gamma_7[\log(B/E) + \log(E/(D+E))] + \zeta_6 \quad (30)$$

γ_1 は低 DE レシオの分位 2 について有意であり、 γ_2 は全ての分位で有意、 γ_3 は全ての分位で棄却され、 γ_4 は全ての分位で有意である。 $\log E$ 、 $\log(B/E)$ の二変数を用いて回帰を行うと、 γ_5 は全ての分位で棄却され、 γ_6 は全ての分位で有意である。 γ_7 は全ての分位で有意である。全銘柄を用いた分析では、 γ_1 、 γ_2 、 γ_4 、 γ_6 、 γ_7 が有意である。

γ_1 については、高 DE レシオ分位において有意ではなくなり、企業が負債を導入している場

合に、Berk の規模効果による影響が小さくなるという(22)の予想と整合的である。Berk の規模効果が有効な低 DE レシオの企業群では、 $\log(B/E)$ がクロスセクション回帰において説明力を持つ可能性が高いが、実際に γ_2 は低 DE レシオ分位で有意になっている。負債を導入している場合には Berk の規模効果による影響が小さくなることが予想されていたが、 γ_2 は DE レシオが増加しても有意となっている。(24)との関係を考えると、 B/E が理論モデルにおける変数 Z の代理変数として機能していれば、DE レシオが高くても、 $\log(B/E)$ が有意になっていることは不思議ではない。また、 γ_7 については、ノイズ ε を $\log Z$ に回帰した場合の係数が正になるという理論的な予想(24)と整合的であることがわかる。以上の分析結果より、残差に関する理論的な予想が株式市場のデータで成立していることがわかる。

CAPM 式の回帰残差のクロスセクション回帰と FF モデルの関係を考えるため、表 6 に γ と FF ファクターの相関行列を示す。 γ_1 と SMB ファクターの相関係数は -0.943 、 γ_2 と HML ファクターの相関係数は 0.755 と非常に高い相関を示している。また、 γ_1 と γ_3 との相関も 0.977 と非常に高い相関を示している。

7. 結論

この論文では、Leland による最適資本構成モデルを用いて、株式期待収益率と企業の資本構成の関係を分析した。理論モデルによる分析から、Berk によって指摘された規模効果が、企業の負債によってその影響が小さくなる可能性があることを示した。倒産リスクを明示的に考慮すると、株式価格は(企業の)資産価値の非線形関数となる。その関係は、倒産可能性を示す変数によって捉えられ、株式の期待収益率に影響する。倒産可能性を示す変数は、 B/E と時価総額対総資本比率によって決まるところが大きい。したがって、実証分析でよく用いられる FF モデルのファクターに対して、理論的な解釈を加えることができた。

さらに、これらの理論モデルからの予想を、

日本の株式市場データと企業財務データを用いて確認した。株式収益率についての規模効果は、負債水準によってその効果が異なる。低負債の企業については B/E の影響が確認されるが、ここでの理論モデルの立場からは、これは Berk の規模効果の影響と解釈できる。高負債の場合にも B/E の影響が確認されるが、これはむしろ倒産可能性を示す変数の影響と解釈できる。また、CAPM 回帰の残差を時価総額や B/E に回帰した係数は、FF モデルの SMB ファクター、HML ファクターとの相関が非常に高い。

以上の結果から、FF モデルにおけるファクターと企業の資本構成は密接な関係があることが、理論モデルと実証分析の両面から示すことができた。

(一橋大学大学院国際企業戦略研究科・
一橋大学大学院国際企業戦略研究科大学院生)

参 考 文 献

- Aharony Joseph, Charles P. Jones, and Swary Itzhak (1980) "An Analysis of Risk and Return Characteristics of Corporate Bankruptcy Using Capital Market Data," *Journal of Finance*, Vol. 35, No. 4, pp. 1001-1016.
- Banz R. (1981) "The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks," *Journal of Financial Economics*, Vol. 9, No. 1, pp. 3-18.
- Basu S. (1977) "Investment Performance of Common Stocks in Relation to Their Price-earnings Ratios: A Test of the Efficient Market Hypothesis," *Journal of Finance*, Vol. 32, No. 3, pp. 663-682.
- Berk J. B. (1995) "A Critique of Size Related Anomalies," *Review of Financial Studies*, Vol. 8, No. 2, pp. 275-286.
- Black Fischer and Myron Scholes (1973) "The Pricing of Options and Corporate Liabilities," *Journal of Political Economy*, Vol. 81, No. 3, pp. 637-654.
- Ilia D. (1998) "Is the Risk of Bankruptcy a Systematic Risk?" *Journal of Finance*, Vol. 53, No. 3, pp. 1131-1147.
- Fama Eugene and Kenneth French (1992) "The Cross-Section of Expected Stock Returns," *Journal of Finance*, Vol. 47, No. 2, pp. 427-465.
- Ferguson Michael F. and Richard L. Shockley (2003) "Equilibrium 'Anomalies,'" *Journal of Finance*, Vol. 58, No. 6, pp. 2549-2580.
- Fischer Black and John C. Cox (1976) "Valuing Corporate Securities: Some Effects of Bond Indenture Provisions," *Journal of Finance*, Vol. 31, No. 2, pp. 351-367.
- Griffin John M. and Michael L. Lemmon (2002) "Book-to-Market Equity, Distress Risk, and Stock Returns," *Journal of Finance*, Vol. 57, No. 5, pp. 2317-2336.
- Leland Hayne E. (1994) "Corporate Debt Value, Bond Covenants, and Optimal Capital Structure," *Journal of Finance*, Vol. 49, No. 4, pp. 1213-1252.
- Liew Jimmy and Maria Vassalou (2000) "Can Book-to-Market, Size and Momentum Be Risk Factors That Predict Economic Growth?" *Journal of Financial Economics*, Vol. 57, No. 2, pp. 221-245.
- Merton Robert (1973) "Theory of Rational Option Pricing," *Bell Journal of Economics*, Vol. 4, No. 1, pp. 141-83.
- Modigliani, F. and Miller, M. (1958) "The Cost of Capital, Corporation Finance, and the Theory of Investment," *American Economic Review*, Vol. 48, No. 3, pp. 261-297.
- Vassalou, Maria and Xing, Yuhang (2004) "Default Risk in Equity Returns," *Journal of Finance*, Vol. 59, No. 2, pp. 831-68.