

負債のエージェンシーコスト： 東証上場企業の数値計算

辻 幸民

2018年2月9日『三田商学研究』第60巻4号(2017年10月)

概要

本稿では、現実企業数百社の財務データを使って、負債のエージェンシーコストの理論モデルを個別企業に当てはめる。モデルの当てはまり具合と負債のエージェンシーコストの数量的尺度の妥当性を検討する。続いて投資の必要収益率を企業毎に計算して、(加重)平均資本コストと比較する。

キーワード：資本構成，エージェンシーコスト，WACC，必要収益率

1 問題意識

本稿では、数百社の財務データを使って、個別企業に関する負債のエージェンシーコストの数量的尺度を推計し、さらに投資の必要収益率を計算する。ここで依拠した理論モデルは、辻(2016)に依る負債のエージェンシーコストのモデルである。株主対債権者の間に発生するエージェンシーコストを本稿では負債のエージェンシーコストと称し、この負債のエージェンシーコストを考慮して、従来の1期間モデルの倒産コストモデルを拡張したものが本稿の理論モデルである。この理論モデルを現実の財務データに適用することで、負債のエージェンシーコストの数量的尺度を推計することができ、さらにこれをほんの少し拡張することで、投資の必要収益率の値を知ることができる。

本稿の理論モデルの財務データへの適用は、負債のエージェンシーコストについてはTsuji(2012)で、投資の必要収益率についてはTsuji(2013)で公表済みであるが、これらの研究では近年のデータを扱ってない。メソッド的にはほぼ同様であるが、本稿では、近年の財務データを使った計測結果を検討し、併せてTsuji(2012)(2013)で取り上げた古い期間のデータを再計測している。また辻(2016)では、近年のデータを用いた試みとして、理論モデルの現実データへの適用をテストしているが、対象とした企業数は適当に抽出した15社だけである。本稿は、その補遺としての意味もあり、東証1部上場製造業に属する約500社を対象に同様な計算を試みたものである。

本稿の理論モデルは現実データに対して非常に柔軟である。ほとんどの企業について、理論モデル上の推計値を計算できる。必要なデータは1つの企業について、株式価値に相当する株式時価総額と負債価値に当てる有利子負債である。これら財務データ以外に、TOPIXや金利などの市場

データも若干必要である。以上のデータから逆算する形で、企業のあげる収益 (EBIT) の期待値と標準偏差, そして債権者に約束している期末支払額が推計できる。この計算に併せて、負債のエージェンシーコストの数量的尺度とみなせるパラメーターも推計される。

企業の EBIT や金利支払額などは、財務データからその実現値を知ることができる。そこで、本稿で推計される収益の期待値と標準偏差, 債権者への支払約束額などは、現実データと比較可能である。この比較をすることで、本稿の理論モデルの当てはまり具合がどれくらいであるかを検証できよう。次に負債のエージェンシーコストの数量的尺度であるが、これが本当に妥当かどうかを調べるために、負債比率の実証分析で得られている計測結果との整合性を調べてみる。資本構成の実証分析では負債比率の決定要因の計測として、負債比率を被説明変数に、様々な決定要因を説明変数にした回帰分析がなされるが、計測結果を解釈する際に、負債のエージェンシーコストに依拠した説明が一般的になっている。本稿の負債のエージェンシーコストの数量的尺度が妥当なものであるなら、それは負債比率の実証分析の計測結果と整合的でなければならない。もっと言うと、実証分析で一般にエージェンシーコストを表象するとされる説明変数の値と本稿の数量的尺度の値とが整合的である必要がある。この点をテストするのである。

次に投資の必要収益率であるが、これは (加重) 平均資本コストであるというのが実務をはじめとする一般的な認識になっている。しかし、平均資本コストが投資の必要収益率に等しくなることが理論的に導出できるのは Modigliani-Miller(1963) の議論, つまり修正 MM 命題の成立する世界だけである。今日では、倒産コストやエージェンシーコスト等が広く周知されるようになったが、修正 MM 命題ではこれら要因を考慮していない。倒産コストやエージェンシーコストを考慮した理論モデルにおいて、投資の必要収益率が平均資本コストに等しいという保証はないのである。本稿では、負債のエージェンシーコストを考慮した理論モデルを使って、投資の必要収益率を計算し、その値を平均資本コストと比較する。

以上3つの点を、東証1部上場製造業の財務データから計算したのが本稿の議論である。あらかじめ検討結果を要約すると以下のとおりである。まず本稿のモデルの当てはまり具合であるが、理論モデルから推計される計算値とデータからの現実値との間には、まずまず良好な相関関係が見取れる。問題点があることも事実であるが、本稿のモデルからの計算値がまったくデタラメな値というわけでもない。次に数量的尺度の妥当性であるが、90年代までの古い期間については、負債比率の実証分析の計測結果とほぼ整合的な結論を得る。ただし近年のデータでは、必ずしも良好な結果とはならない。本稿の数量的尺度は、負債比率の実証分析で使われる説明変数の値と明らかに異なる動向を示している。最後に投資の必要収益率についてであるが、平均資本コストの値と必ずしも一致しているわけではなく、両者には明確な差異が存在する。その意味で、平均資本コストを投資の必要収益率とみなす今般の状況は、いたずらに投資を歪めている可能性がある。ただし、多くの企業で差異は比較的小さく、投資の必要収益率と平均資本コストにはある程度の相関関係が認められる。実務で用いられている平均資本コストは、本物の投資の必要収益率の近似値であるといった見方ができるかもしれない。

次の第2節では、まず負債のエージェンシーコストの数量的尺度を示すために、理論モデルの概略を述べる。次に現実企業の財務データを用いて、第3節でこの理論モデルの当てはまり具合を、

第 4 節で本稿の数量的尺度の妥当性をそれぞれテストする。第 5 節では投資の必要収益率の計算方法について概説した後、第 6 節で現実企業に関する投資の必要収益率と平均資本コストとの比較を行う。なお第 2 節と第 5 節の議論は、辻 (2016) 第 7 章と第 8 章に詳しく提示されている。第 2 節の数量的尺度については第 7 章を、第 5 節の投資の必要収益率については第 8 章をそれぞれ参照いただきたいが、読者の便宜のため、記号の紹介を兼ねて簡単に概要を述べることにする。

2 負債のエージェンシーコスト：理論モデルの概要

ここの資本構成モデルは、期首と期末の 2 時点からなる 1 期間モデルで、経済主体は企業と投資家である。投資家とは具体的には株主と債権者のことであり、また企業の意思決定者のことを経営者と称する。企業は期首に設立され、株式と負債の 2 種類の証券を発行して資金調達する。そしてこの資金を使って資産を購入し、1 期間の営業活動を開始する。期末になると企業は解散し、1 期間に稼いだ EBIT と期首に購入した資産の売却代金との合計額から、法人税を支払い、さらに債権者と株主に分配する。発行される証券の期首の価値はそれぞれ株式価値を S_L 、負債価値を B で表す。 S_L と B の和は企業価値でこれを V_L とする。調達資金すべてを資産購入に充てるため、 V_L は期首における保有資産の価値をも表すことになる。

ここの負債は優先債務 senior debt で、期末に L の支払を債権者に約束する。 L は負債元本と金利の合計である。また EBIT と保有資産の期末価値の合計を \tilde{Z} で表す。期末に保有資産はすべて売却され、売却代金は EBIT とともに債権者と株主に分配されるから、 \tilde{Z} は企業の期末キャッシュフローということになる。もちろん \tilde{Z} は確率変数で、期待値を μ_Z 、標準偏差を σ_Z とする正規分布に従うものとする。期末になって、もし \tilde{Z} の実現値 Z が L 以上であるなら、企業は債権者に約束額 L を支払い、法人税を支払い、最後に残った金額を株主に配当する。しかし Z が L を下回っているなら、債権者への支払約束額が履行できずに貸倒れとなり企業は倒産する。この際倒産コストが発生し、この大きさを K で表して $K = kV_L$ であるとする。つまり倒産コストは、期首の保有資産価値 (企業価値) に比例するものとする。ところで法人税は税率 τ で課税され、非対称的法人税が想定される。非対称的法人税の想定とは課税対象所得がプラスのときのみ課税されて、課税対象所得がマイナスのときは法人税額がゼロと仮定されることをいう。ここの課税対象所得の計算方法であるが、1 期間の企業活動による果実部分は $Z - V_L$ で表されるが、金利支払の損金算入があるため $Z - V_L - (L - B)$ が課税対象所得になる。ここの $L - B$ は金利支払である。

以上のことから、株主の期末キャッシュフロー \tilde{Q}_{LS} と債権者の期末キャッシュフロー \tilde{Q}_{LB} が定式化できるが、その表記は省略する。これら期末キャッシュフローを想定する場合の価値評価が、期首における株式価値 S_L と負債価値 B であるが、この価値評価を行うために、ここでは完全資本市場を仮定して CAPM が成立するような世界を想定する。もし CAPM が成立するなら、1 期間モ

デルの確実性等価アプローチを用いて、 S_L と B は形式的に次のように定式化できる。

$$S_L = \frac{E(\tilde{Q}_{LS}) - \lambda \text{cov}(\tilde{R}_M, \tilde{Q}_{LS})}{1 + R_F}$$

$$B = \frac{E(\tilde{Q}_{LB}) - \lambda \text{cov}(\tilde{R}_M, \tilde{Q}_{LB})}{1 + R_F}$$

ここで R_F は無危険利子率、 \tilde{R}_M はマーケットポートフォリオ収益率で、

$$\lambda = \frac{E(\tilde{R}_M) - R_F}{\sigma(\tilde{R}_M)^2}$$

である。上記の株式価値や負債価値の定式化で登場する期待値や共分散は、partial moment の公式を適用すると求められるが、結果の表記は省略する。

以上のように株式価値と負債価値を定式化すると、 S_L と B は L と μ_Z 、 σ_Z 、 k 、 τ 、 λ 、 R_F 、 $\text{cov}(\tilde{R}_M, \tilde{Z})$ といったパラメーターに依存する関数である。これらパラメーターの中で、意思決定の対象として経営者が直接的に値を左右できるものは L と μ_Z 、 σ_Z である。以下ではこれら3つのパラメーターを問題にしたい。その他のパラメーターには、例えば k や $\text{cov}(\tilde{R}_M, \tilde{Z})$ など、間接的な効果として経営者が影響を及ぼすことのできるものも含まれているが、ここでは議論の単純化のため、これらは一定と仮定される。そこで株式価値と負債価値は、これら3つのパラメーターの関数として次のように書くことにする。

$$S_L = S_L(L, \mu_Z, \sigma_Z)$$

$$B = B(L, \mu_Z, \sigma_Z)$$

またこれらを合計したのが企業価値であるから、これも同様な関数として定義しておこう。

$$V_L = V_L(L, \mu_Z, \sigma_Z) = S_L(L, \mu_Z, \sigma_Z) + B(L, \mu_Z, \sigma_Z)$$

このモデルで明示的に考慮されるエージェンシーコストとは、株主対債権者の間で発生するエージェンシーコストである。これを以下では負債のエージェンシーコストと称する。負債のエージェンシーコストが議論されるときは、経営者は株主の忠実な代理人で、経営者の目標は株主の富の最大化であると仮定される。このとき、資産代替とデットオーバーハングという2つの誘因によって、負債のエージェンシーコストが引き起こされる。仮に負債が存在しないなら、EBIT にプラスに貢献する企業活動のみが余すところなくすべて実行されるはずである。このときの期末キャッシュフローの期待値を ω_Z で表そう。これに対して負債が存在し期末に L の支払義務があることで、EBIT にマイナスの影響を与える企業活動が採用されたり(資産代替)、逆にEBIT にプラスに貢献する企業活動が採用されなかったりする(デットオーバーハング)から、 L は μ_Z を ω_Z よりも小さくする効果を持つはずである。従って μ_Z は ω_Z と L の関数であると考えられるが、具体的にどのような関数形になるであろうか。以下では議論の単純化のため、予め μ_Z が L の特定の関数になることを想定し、次のような1次関数を仮定しよう。

$$\mu_Z = \omega_Z - \alpha L \tag{1}$$

$\alpha > 0$ であるなら、ここの α の大きさは、負債への支払義務が 1 単位増えるときに μ_Z が ω_Z からどれくらい低下するかを表すことになる。ただ $\alpha > 0$ に限定する理由は特になく、 α は負値であっても構わないが、議論を明確化するため、 $\alpha > 0$ を前提にして議論を進める。なおこの 1 次関数が仮に 2 次関数や指数関数であったとしても、本質的な差異は生じない。

さて経営者の意思決定は、まず企業価値を最大化すべく資本構成を決めることである。すなわち、

$$L^* = \arg \max_L V_L(L, \mu_Z, \sigma_Z) \quad (2)$$

のようにして債権者に約束する期末支払額 L を決めて、調達資金を最大化する必要がある。次に株式価値(株価)を最大化するような企業活動を採用する。リスクの高い企業活動をすることにより、負債価値を低める代わりに株式価値を高めることができる。この資産代替のメカニズムが存在するため、 σ_Z は S_L を最大化するように決定されるはずである。これは次のように数式で表現できる。

$$\sigma_Z^* = \arg \max_{\sigma_Z} S_L(L, \mu_Z, \sigma_Z) \quad (3)$$

以上のことをまとめると、経営者にとって最適な意思決定とは、(1) 式と (2) 式、(3) 式を満たすように 3 つのパラメーター L と μ_Z 、 σ_Z を決めることである。これらは相互に依存し合う連立方程式であり、この連立方程式から求められた解を L^* と μ_Z^* 、 σ_Z^* のように表そう。数学的には次の連立方程式を解くことで求められる。

$$\mu_Z^* = \omega_Z - \alpha L^* \quad (1)$$

$$\frac{\partial}{\partial L} V_L(L^*, \mu_Z^*, \sigma_Z^*) = 0 \quad (2)$$

$$\frac{\partial}{\partial \sigma_Z} S_L(L^*, \mu_Z^*, \sigma_Z^*) = 0 \quad (3)$$

この連立方程式では、 L^* と μ_Z^* 、 σ_Z^* が内生的に決定される代わりに、 ω_Z と α という 2 つの外生的なパラメーターが新たに登場する。そこで株式価値 S_L と負債価値 B の関数は、負債のエージェンシーコストが考慮される結果、 ω_Z と α の関数として考えることができる。これを次のように表す。

$$S_L = S_L(\omega_Z, \alpha; L^*, \mu_Z^*, \sigma_Z^*) \quad (4)$$

$$B = B(\omega_Z, \alpha; L^*, \mu_Z^*, \sigma_Z^*) \quad (5)$$

本稿の目的は、負債のエージェンシーコストを数量的に把握することである。今までに述べたモデルにおいて、その数量的尺度となり得るパラメーターは何か。1 つは α である。(1) 式から明らかであるが、負債の大きさを L で表すなら、 α が大きいということは、負債 1 単位当りの増加に対する EBIT のロスが大きいということである。これは負債の限界的増加がエージェンシーコストに及ぼす効果の大きいことを意味する。以下ではこの α のことを、負債のエージェンシーコストの限界的効果と称する。

ここのモデルでは、企業は ω_Z と α を所与として、最適な意思決定から L^* や μ_Z^* を決定する。従って α の大きいことが、結果的に負債のエージェンシーコストによる事後的なロスも常に大きいとは限らない。例えば負債のエージェンシーコストの限界的効果(つまり α の値)が大きいなら、

これによるロスを避けるために負債利用を避け、 L^* を非常に小さな値にすることが最適な意思決定ということになり得る。このとき μ_Z^* の ω_Z からの乖離は小さいであろう。すなわち、 α の値が大きかったとしても、 L^* を十分に小さくすることで、結果的に負債のエージェンシーコストによるロスを小さくするのが最適であるという状況は考え得る。そこでもう1つの数量的尺度として、最適な意思決定の結果、(事後的に)企業がどれぐらい負債のエージェンシーコストによるロスを被っているかという尺度を定義する。それは

$$LOSS = \frac{\omega_Z - \mu_Z^*}{\omega_Z} \quad (6)$$

という比率である。これを以下、負債のエージェンシーコストによるロス率と称することにする。

次の第3節と第4節では、現実データから、このモデルのパラメーター ω_Z と μ_Z^* , σ_Z^* , L^* , α , $LOSS$ を個々の企業について計算し、これらパラメーターが妥当な値であるかどうかを検討する。

3 モデルからの計算値の妥当性

株式価値 S_L と負債価値 B は、 ω_Z と α という2つの外生的な未知パラメーターの関数と考えることができるが、 S_L と B の値には現実のデータが利用可能である。 S_L については、株価に発行済株式数をかけて株式価値を求めればよいし、 B については貸借対照表の負債を代理変数として近似的に用いればよい。 S_L と B の値が既知であるから、(4)式と(5)式は、パラメーター ω_Z と α を未知数とする連立方程式とみなすことができる。この連立方程式を満足させる解を求めることで、パラメーター ω_Z と α の値が計算可能である。

ここで述べたモデルが現実企業のデータに適用可能であるなら、 S_L と B の現実の値から(4)式と(5)式を数値計算で解いて、 ω_Z と α の値を実際に得ることができなければならない。そこで東証1部上場の製造業に属する企業について、 S_L と B の現実値から ω_Z と α 、および経営者の最適な意思決定の結果である L^* と μ_Z^* , σ_Z^* の各値を求めてみよう。

データの対象期間は3つで、1つは1974年度から1983年度までの10年間を1期間とみなし、以下これを期間[1]と称する。もう1つは1984年度から1993年度までの10年間で、以下では期間[2]と称する。また期間[3]は2005年度から2014年度までの10年間である。 S_L には株価と発行済株式数の積を、 B には有利子負債を用いる。各々のデータは対象期間の平均値である。この負債はもちろん簿価であって、負債価値 B とはいいい難いのであるが、負債価値のデータは容易に利用可能ではない。負債比率の負債は通常、簿価をそのまま用いるのが慣例になっているので、ここでもその慣例に従うことにする。なお倒産コストパラメーター k の値であるが、各企業についてどれぐらいが妥当かを予め決めることは困難であるから、すべての企業で一律に $k = 0.3$ と仮定した。また法人税率 τ は期間[1]と期間[2]で0.45、期間[3]で0.4を想定した。^{*1} そして S_L と B の値に

^{*1} その他に資本市場関連のデータとして、 λ と R_F , $\text{cov}(\bar{R}_M, \bar{Z})$ の値が必要になるが、これについてはTOPIXをマーケットポートフォリオとみなし、企業の株価と日経公社債インデックスの月次データから値を取得した。企業によって決算月が異なることも考慮して、過去10年分のデータを利用している。具体的な計算方法は辻(2016)第7章を参照したい。

表1 計算結果の要約

	企業数		
	期間 [1]	期間 [2]	期間 [3]
東証1部製造業の対象企業 (A)	515	592	623
収束計算に成功した企業 (B)	484	586	588
計算の成功率 (B)/(A)	94.0%	99.0%	94.4%

(注) 期間 [1] は 1974 年度から 1983 年度までの 10 年間, 期間 [2] は 1984 年度から 1993 年度までの 10 年間, 期間 [3] は 2005 年度から 2014 年度までの 10 年間。

上記のデータを使い, モデルから ω_Z と α , μ_Z^* , σ_Z^* , L^* の 5 つのパラメータを計算する。

ここで計算対象とするのは東証1部上場製造業に属する企業である。データベースは基本的には「日経 NEEDS 一般企業財務」「同株式」および「FDS 日本上場株式リターンデータ」に依拠している。1 期間 10 年の財務・資本市場データ一式がそろわない企業は対象外とする。また (後に述べる)EBITDA が負となる企業, そして負債ゼロの企業もサンプルから外す。その結果, 該当の企業数は期間 [1] で 515 社, 期間 [2] で 592 社, 期間 [3] で 623 社となる。これらの中から, 収束計算に成功して上記 5 つのパラメータを得ることができた企業数は期間 [1] で 484 社, 期間 [2] で 586 社, 期間 [3] で 588 社である。計算の成功率は期間 [1] で 94.0%, 期間 [2] で 99.0%, 期間 [3] で 94.4% である (表 1 を参照)。この成功率の高さは, このモデルが現実企業の負債依存度を十分に捕捉できていることの証であろう。

以下では, こうして求められたパラメータの値が妥当なものかどうかを検討する。表 2 のパネル (A) は, モデルから計算される値について, 収束計算に成功した期間 [1] の 484 社と期間 [2] の 586 社, 期間 [3] の 588 社に関するクロスセクションの統計量 (平均 mean と中央値 med., 標準偏差 s.d., 最小値 min., 最大値 max.) をまとめたものである。またこれらと比較する対象として, パネル (B) には当該企業の財務諸表から求められるデータをまとめている。

表 2 のパネル (A) にある $\mu_Z^* - V_L$ と σ_Z^* , $L^* - B$ は, モデルから計算される企業収益の期待値と標準偏差, 金利支払額を表している。ただしモデルの上では, 10 年を 1 期間と想定して計算がなされている。例えば $\mu_Z^* - V_L$ は, 10 年を一括して 1 期間とする場合の企業収益の期待値である。通常の財務諸表から求められるデータと比較可能にするためには, これらを 1 年当りの値に期間配分することが必要不可欠である。そこでモデルから計算される企業収益の期待値と標準偏差, 金利支払額は適当な方法で期間配分計算がなされている。^{*2} 次にパネル (A) にある α と $LOSS$ は, エージェンシーコストの数量的尺度であり, 各期間の平均等が記されている。これら尺度の妥当性につ

^{*2} ここでは次のような期間配分計算をした。1 期間を T 年, 割引率を R とすると, 調整係数は,

$$ADJ = \frac{R}{(1+R)^T - 1}$$

のように求められる。モデルから計算される 1 年当りの値として, 企業収益の期待値は $(\mu_Z^* - V_L) \times ADJ$, 金利支払額は $(L^* - B) \times ADJ$ から求めている。ただし ADJ を求める際の割引率 R は, 企業収益に関しては平均資本コストを, 金利支払額に関しては負債の要求利回りをを用いている。なお企業収益の標準偏差は, σ_Z^* / \sqrt{T} で 1 年当りの値としている。

表2 計算値と現実値のクロスセクション統計量

	期間 [1]			期間 [2]			期間 [3]		
	mean	med. min.	s.d. max.	mean	med. min.	s.d. max.	mean	med. min.	s.d. max.
パネル (A)	モデルから計算された推定値								
$\mu_Z^* - V_L$	0.224	0.083 0.009	0.468 4.901	0.424	0.175 0.019	0.759 8.703	0.214	0.042 0.003	0.657 11.68
σ_Z^*	0.098	0.041 0.006	0.182 1.665	0.196	0.081 0.010	0.352 3.628	0.074	0.015 0.001	0.213 3.591
$L^* - B$	0.062	0.020 0.000	0.141 1.588	0.054	0.019 0.000	0.112 1.201	0.014	0.003 0.000	0.034 0.358
$\rho_B B$	0.056	0.017 0.000	0.135 1.540	0.049	0.017 0.000	0.102 1.097	0.013	0.003 0.000	0.031 0.324
α	0.283	0.290 0.067	0.072 0.419	0.253	0.251 0.155	0.030 0.326	0.027	0.036 -0.111	0.032 0.064
$LOSS$	0.076	0.084 0.000	0.031 0.145	0.036	0.035 0.001	0.016 0.069	0.0004	0.0023 -0.078	0.009 0.006
パネル (B)	財務諸表からのデータ値								
$ave(EBIT)$	0.176	0.062 0.002	0.399 4.329	0.245	0.088 0.001	0.557 8.535	0.206	0.057 0.001	0.638 11.65
$std(EBIT)$	0.055	0.020 0.002	0.125 1.451	0.060	0.025 0.002	0.109 1.417	0.124	0.028 0.002	0.433 8.262
$INTPAY$	0.055	0.016 0.000	0.135 1.605	0.043	0.014 0.000	0.096 1.028	0.009	0.003 0.000	0.022 0.211
DBR	0.453	0.469 0.000	0.220 0.880	0.247	0.230 0.005	0.133 0.639	0.241	0.220 0.003	0.173 0.775
$RDAD$	0.114	0.058 0.000	0.159 1.472	0.123	0.067 0.000	0.157 1.487	0.185	0.099 0.000	0.327 5.621
$GROW$	0.060	0.058 -0.063	0.041 0.247	0.017	0.019 -0.113	0.035 0.181	0.098	0.016 -0.179	1.242 28.91
$SIZE$	-0.361	-0.504 -3.42	1.155 3.39	-0.013	-0.144 -3.53	1.183 4.28	-0.264	-0.459 -4.169	1.361 4.607

(注) 期間 [1] が 484 社, 期間 [2] が 586 社, 期間 [3] が 588 社をサンプルとするクロスセクションの基本統計量である。mean は平均, med. は中央値, s.d. は標準偏差, min. は最小値, max. は最大値である。パネル (A) はモデルから計算される数値をまとめたもので, $\mu_Z^* - V_L$ は, 企業収益の期待値を 1 年当りに期間配分したものの。 σ_Z^* は, モデルから計算される 1 年当り企業収益の標準偏差。 $L^* - B$ は, モデルから計算される 1 年当り金利支払額。 $\rho_B B$ は要求利回りから計算される金利支払相当額。 α と $LOSS$ は負債のエージェンシーコストの数量的尺度。パネル (B) の方は財務諸表から求められるデータをまとめたものである。 $ave(EBIT)$ と $std(EBIT)$ は, サンプル企業の期間中の EBITDA の平均と標準偏差。 $INTPAY$ は金利支払額で支払利息割引料。 DBR は負債比率で (有利子負債)/(企業価値)。 $RDAD$ は無形・固定資産比率で (研究開発広告費)/(固定資産)。 $GROW$ は売上上の成長率で, $SIZE$ は売上上の自然対数値。

いては後で検討する。また $\rho_B B$ についても後述する。

さてモデルから計算される企業収益と比較検討されるべき現実値は, 財務諸表から求められる EBITDA であろう。ここでは, EBITDA を税引後利益に支払利息割引料と支払法人税額, 減価償却費を加えて計算する。そして各企業の EBITDA の各期間中の平均を $ave(EBIT)$ で, その標準偏

差を $std(EBIT)$ で表す。また $INTPAY$ は企業の金利支払額で、具体的には支払利息割引料である。これらについて、期間 [1] の 484 社と期間 [2] の 586 社、期間 [3] の 588 社に関するクロスセクション統計量を表 2 のパネル (B) にまとめてある。さらに DBR や $RDAD$ 、 $GROW$ 、 $SIZE$ は後の回帰分析で用いるデータの基本統計量で、 DBR は負債比率、 $RDAD$ は無形・固定資産比率、 $GROW$ は企業成長率、 $SIZE$ は企業規模を表す。これらの変数の定義については後述する。

表 2 のパネル (A) とパネル (B) の数値を比較してみよう。クロスセクションの平均 $mean$ で評価すると、企業収益の期待値と標準偏差については、 $\mu_Z^* - V_L$ や σ_Z^* から求められるモデルの計算値が、財務諸表から得られる $ave(EBIT)$ や $std(EBIT)$ の値よりも少なからず大きい。企業収益の期待値では、期間 [1] で 1.27 倍 (0.224/0.176)、期間 [2] で 1.73 倍 (0.424/0.245)、期間 [3] で 1.04 倍 (0.214/0.206) ほどの差がある。企業収益の標準偏差では両者の差異はもっと大きくなり、期間 [1] で 1.78 倍 (0.098/0.055)、期間 [2] で 3.27 倍 (0.196/0.06)、期間 [3] で 0.6 倍 (0.074/0.124) である。また金利支払額の方は、モデル上の計算値は現実の財務諸表の値に近いものになっている。 $L^* - B$ から計算される金利支払額は期間 [1] で 0.062、期間 [2] で 0.054、期間 [3] で 0.014 であるが、財務諸表の数字 $INTPAY$ は期間 [1] で 0.055、期間 [2] で 0.043、期間 [3] で 0.009 である。またモデル上の金利支払額として、負債の要求利回りに負債価値を乗じたものを求めたのが、 $\rho_B B$ で記された数値である。^{*3} これは期間 [1] で 0.056、期間 [2] で 0.049、期間 [3] で 0.013 のようになり、現実の金利支払額に若干近い値となる。

以上はサンプルの当該企業について計算された値を、クロスセクションの平均で比較した。それでは個々の企業で見るとどうであろう。クロスセクションの平均では、企業収益はモデル上の計算値が現実値をやや過大推計しているようである。しかし理論モデルで想定されている企業収益に、最も適合するよう現実の収益の数字を作り出すことは、実際それほど容易な作業ではない。財務諸表から何を含め何を落とすべきか、詳細な検討が必要になるからである。^{*4} そこでここでは、計算値と現実値とのレベル的な差異はこのままにしておいて、計算値と現実値の大小関係が個々の企業で対応 (相関) しているかどうかを検討する。すなわち、計算値が大きな (小さな) 企業は、その現実値も大きく (小さく) なければならない。企業収益の期待値と標準偏差、金利支払額の各々について、現実値を説明変数、モデルからの計算値を被説明変数とする単純回帰を計測しよう。もしモデルからの計算値が妥当なものであるなら、この回帰式のフィットは良好なはずである。計測結果をまとめたのが表 3 である。

表 3 のパネル (A) は、企業の EBITDA の平均 $ave(EBIT)$ を説明変数、 $\mu_Z^* - V_L$ から計算される企業収益の期待値を被説明変数とする回帰分析である。期間 [1] と期間 [2]、期間 [3] のすべてで、決定係数は 0.9 を超えているのでフィットは非常に良好といえる。パネル (B) では σ_Z^* から計算される企業収益の標準偏差を EBITDA の標準偏差 $std(EBIT)$ に回帰させた結果である。決定係数は若干低下するもののそれでも 0.85 前後である。またパネル (C) と (D) では、金利支払額について

^{*3} 年 1 回の金利 (クーポン) の支払があるとすると、ここでは負債価値のデータに負債額面を用いているから、 $\rho_B B$ も金利支払額の近似的な尺度となる。

^{*4} 本文では議論を明確化するため、 $\mu_Z^* - V_L$ と σ_Z^* を企業収益 EBIT の期待値と標準偏差と称しているが、これらは厳密には、EBIT のみならず、保有資産の値上り益 (値下り損) も含めた期待値と標準偏差である。

表3 計算値と現実値の単純回帰

パネル (A)				パネル (B)			
被説明変数： $\mu_Z^* - V_L$				被説明変数： σ_Z^*			
期間	[1]	[2]	[3]	期間	[1]	[2]	[3]
const.	0.028 (2.51)	0.104 (3.35)	0.011 (1.50)	const.	0.023 (4.16)	0.019 (2.14)	0.017 (5.34)
<i>ave(EBIT)</i>	1.115 (1.28)	1.302 (2.01)	0.982 (-0.503)	<i>std(EBIT)</i>	1.351 (2.75)	2.952 (10.27)	0.456 (-18.3)
\bar{R}^2	0.906	0.912	0.907	\bar{R}^2	0.858	0.841	0.858

パネル (C)				パネル (D)			
被説明変数： $L^* - B$				被説明変数： $\rho_B B$			
期間	[1]	[2]	[3]	期間	[1]	[2]	[3]
const.	0.005 (4.48)	0.004 (6.75)	0.001 (1.64)	const.	0.001 (1.73)	0.004 (7.35)	0.001 (1.52)
<i>INTPAY</i>	1.042 (1.63)	1.150 (6.41)	1.393 (5.01)	<i>INTPAY</i>	0.993 (-0.33)	1.047 (2.25)	1.265 (3.85)
\bar{R}^2	0.984	0.970	0.828	\bar{R}^2	0.986	0.970	0.833

(注) サンプルサイズは期間 [1] が 484, 期間 [2] が 586, 期間 [3] が 588 である。カッコ内の数字は t 値である。ただし定数 (const.) の t 値は真の値をゼロとした帰無仮説, 説明変数の t 値は真の値を 1 とした帰無仮説から計算される値である。

モデルからの計算値を現実値 *INTPAY* に回帰させたものである。モデルからの計算値に, パネル (C) では $L^* - B$ から計算された値を, パネル (D) では $\rho_B B$ を用いている。期間 [1] と期間 [2] では, 両者とも決定係数は 0.97~0.98 で極めて高い説明力である。期間 [3] で説明力は若干落ちて, 決定係数は 0.83 前後となる。

回帰の決定係数を見る限り, モデルからの計算値は財務諸表の現実値と十分に高い相関関係にあるといえよう。その意味でこのモデルは個々の現実企業の差異を十分に把握していると考えられる。しかし問題点も明らかで, それは計算値と現実値との間で, レベルの差が存在することである。もしレベルの差がないのであれば, 回帰係数は定数についてはゼロ, 説明変数については 1 と有意な差はないはずである。表 3 の回帰係数の下のカッコ内の数字は t 値であるが, これを見るとほとんどのケースで, 定数はゼロから有意な差があり, 説明変数の係数は 1 から有意な差があることになる。ただしこのようなレベルの差は, このモデルの問題ではなく, 用いたデータ (現実値) の方が不適當であった可能性は十分にある。企業収益のデータについては前で述べたとおりであるし, 金利支払額についても, 財務諸表の支払利息割引料をそのまま使用したのが悪かったのかもしれない。いずれにせよ, モデルからの計算値と比較すべき現実データについては機会をあらためて議論すべき問題である。

表 4 負債比率の回帰分析：期間 [1] と期間 [2]

	被説明変数：DBR				\bar{R}^2	N
	const.	RDAD	GROW	SIZE		
期間 [1]	0.655 (41.61)	-0.433 (-7.54)	-2.392 (-10.5)	0.025 (3.35)	0.365	484
期間 [2]	0.292 (40.66)	-0.264 (-8.38)	-0.747 (-4.67)	0.018 (3.82)	0.169	586

(注) N はサンプルサイズ、カッコ内は真の値をゼロとした帰無仮説の t 値である。

4 エージェンシーコストの数量的尺度の妥当性

前で説明したように、モデルから計算されるパラメーター α と $LOSS$ が負債のエージェンシーコストの数量的尺度である。ここでは、企業毎に計算されたこれらの値が妥当なものかどうかを検討してみよう。どのように検討するかというと、企業金融論では過去少なからず、資本構成の実証分析がなされてきたが、その計測結果とここで得られた数量的尺度とが整合的かどうかを調べてみる。すなわち、負債比率を様々な諸変数にクロスセクション回帰させる場合、その計測結果の解釈として今日、エージェンシーコストに依存した考え方が定説になっている。この定説とここで計算された負債のエージェンシーコストの数量的尺度とが整合的か否かを検討するのである。

表 4 は負債比率に関する回帰分析の結果である。被説明変数の負債比率 DBR は、時価の企業価値に対する有利子負債の比率である。ここで取り上げた説明変数は 3 つで、無形・固定資産比率 $RDAD$ と企業成長率 $GROW$ 、企業規模 $SIZE$ である。これら変数の具体的な定義を述べると、まず $RDAD$ は研究開発広告費を固定資産で割った比率である。また $GROW$ は売上の成長率、 $SIZE$ は売上の自然対数値である。これらを各企業の財務諸表から求め、各期間 (期間 [1] と期間 [2]) の平均値をその企業の変数としてクロスセクションで回帰分析した。この手法は資本構成の実証分析におけるごく標準的なものである。

表 4 の結果を解釈する際、特に $RDAD$ と $GROW$ という説明変数については、次のようなエージェンシーコストに依存した解釈が定説となっている。まず $RDAD$ に関しては、研究開発広告費などの企業の無形資産が有形固定資産に比べて大きくなると、それだけ外部の投資家が企業活動をモニターするのが困難になる。これは経営者 (企業) による資産代替の誘因を大きくして、負債のエージェンシーコストを増大させる。このエージェンシーコスト増大を避けるためには、負債依存度を低下させればよい。つまり $RDAD$ の大きな企業ほど負債比率は低下する。この仮説は Long-Malitz(1985) によって提示され、その後、負債比率を実証分析した多数の研究において主張されている。以下ではこの仮説を「仮説 1」と称する。

次に $GROW$ についてであるが、成長率の高い企業は収益性の高い投資機会が多数存在することを意味するので、成長率の低い企業に比べて、過小投資に陥る可能性が大きい。ということは、成長率の高い企業はデットオーバーハングによる負債のエージェンシーコストも大きいと考えられる

ので、負債比率を低下させるべきである。従って成長率と負債比率とは負の関係がある。この考え方は Jensen(1986) や Stulz(1990) などを理論的根拠に、実証分析では Lang-Ofek-Stulz(1996) が中心的研究である。以下ではこの考え方を「仮説2」と称しよう。

最後に *SIZE* の符合条件が正になる理由は、サイズの大きな企業ほど分散化投資が可能で倒産の確率が小さいから、負債依存度の増大が可能である。この考え方を実証的に主張した研究は、Bradley-Jarrell-Kim(1984) が最初であり、これも今日支配的な考え方になっている。この考え方そのものはエージェンシーコストと関係ないが、この考え方を負債のエージェンシーコストと関連させれば次のような仮説を導くことができる。負債のエージェンシーコストが存在するための大前提は、企業が倒産し得るということである。もし倒産の可能性がゼロであれば負債のエージェンシーコストは存在しない。従ってサイズの大きな企業が本当に倒産確率が小さいのであれば、サイズの大きな企業にとって、負債のエージェンシーコストは小さいはずなので、このことは負債の利用を促進させる。この考え方を以下では「仮説3」と称しよう。

以上の仮説を、ここで計算される α と *LOSS* という2つの数量的尺度に関連させるとどのようになるか。負債のエージェンシーコストが大きいという企業は、負債1単位の上昇によるロスが大きいということである。つまり負債のエージェンシーコストの限界的効果 α が大きいことを意味している。従って *RDAD* や *GROW* など、説明変数の値の上昇が負債のエージェンシーコストを増大させるなら、これは α の値が増大するということである。そして上記の仮説では、負債のエージェンシーコスト上昇の結果、企業は負債依存度を減少させることを主張しているので、企業は結果的には(負債の減少で)負債のエージェンシーコストを回避していることになる。これは *LOSS* の低下に他ならない。すなわち、説明変数の値の上昇がエージェンシーコスト増大(減少)を意味しているなら、その説明変数と α の間には正(負)の関係が、その説明変数と *LOSS* との間には負(正)の関係がなければならない。以上のことから、上記の仮説1~仮説3が真であるなら、 α と *LOSS* は、これら仮説を表す説明変数と次のような相関関係を満たす必要がある。

		被説明変数	
		α	<i>LOSS</i>
仮説1	<i>RDAD</i>	+	-
仮説2	<i>GROW</i>	+	-
仮説3	<i>SIZE</i>	-	+
	<i>DBR</i>	-	+

またこの議論から容易にわかるように、 α と *LOSS* は負債比率 *DBR* に対して、 α は負、*LOSS* は正の関係にあるはずである。

もしモデルから計算された α と *LOSS* が妥当なものであるなら、これらは様々な変数と上でまとめたような相関関係が観察されなければならない。そこでこの妥当性をテストするため、次のような回帰分析を行う。

$$\alpha = g(DBR, RDAD, GROW, SIZE) + \varepsilon \quad (7)$$

$$LOSS = g(DBR, RDAD, GROW, SIZE) + \eta \quad (8)$$

ここの関数 $g(\cdot)$ は線型の回帰式を表し、 ε と η は攪乱項である。以下ではこの回帰分析の結果を検

表5 回帰分析の計測結果：期間 [1] と期間 [2]

	期間 [1]				期間 [2]			
	α		LOSS		α		LOSS	
const.	0.423 (191.3)	0.222 (39.83)	0.022 (13.53)	0.100 (49.91)	0.306 (379.0)	0.243 (150.6)	0.006 (19.48)	0.041 (48.53)
DBR	-0.309 (-60.00)		0.119 (31.55)		-0.216 (-74.01)		0.122 (87.80)	
RDAD		0.113 (6.92)		-0.055 (-7.07)		0.055 (7.76)		-0.033 (-8.51)
GROW		0.776 (10.43)		-0.292 (-8.92)		0.160 (4.42)		-0.083 (-4.24)
SIZE		-0.005 (-2.02)		-0.0005 (-0.49)		-0.004 (-3.49)		0.002 (3.58)
\bar{R}^2	0.898	0.310	0.724	0.292	0.897	0.144	0.974	0.161

(注) サンプルサイズは期間 [1] が 484, 期間 [2] が 586 である。

討していくが、本稿で取り上げた3つの期間のうち、期間 [3] のみが期間 [1] や期間 [2] と異なる様相を呈するので、節を変えて議論することにする。

4.1 期間 [1] と期間 [2] について

まず負債比率を被説明変数とするクロスセクション回帰分析について、あらためて前の表4の計測結果をまとめておこう。期間 [1] と期間 [2] とともに、3つの説明変数はすべて有意である。符合はRDADとGROWが負、SIZEが正である。最も有意性の高い説明変数は、期間 [1] ではGROW、期間 [2] ではRDADであり、SIZEの有意性は両期間とも3番目である。また説明力(自由度調整済み決定係数 \bar{R}^2)は、期間 [1] に比べて期間 [2] で半減している。以上の計測結果は、負債比率のクロスセクション回帰分析としては極めて典型的な結果である。^{*5}

次に負債のエージェンシーコストの数量的尺度 α とLOSSをそれぞれ被説明変数とする回帰分析、(7)式と(8)式の計測結果が表5である。なおこの説明変数のうち、負債比率DBRだけは、仮説1~仮説3に関連する3つの説明変数(RDAD, GROW, SIZE)と別々に計測している。

被説明変数の α やLOSSを負債比率DBRに回帰させる場合、期間 [1] と期間 [2] とほぼ同様の結果で、 α とDBRには負の関係が、LOSSとDBRには正の関係が存在する。有意性は非常に高く、説明力も高い。このことから、ここで計算された α とLOSSの値は、前の仮説で述べたような、負債のエージェンシーコストが大きいから企業は負債依存度を下げ、結果的に負債を小さくすることでロスを抑えようとするという主張と整合的である。

次に α やLOSSを被説明変数にしてRDADとGROW, SIZEに回帰させると、やはり比較的良好な結果を得る。各変数の係数推定値の符号は、仮説1~仮説3の符号条件と合致している。RDADとGROWは、 α に対して正の関係にあり、LOSSに対しては負の関係にある。またSIZEは、 α に対して負の関係にあり、期間 [2] においてLOSSに対し正の関係であることが確認でき

^{*5} この点を詳細に検討したものとして、辻(2000)を参照願いたい。

表 6 負債比率の回帰分析：期間 [3]

	被説明変数：DBR				\bar{R}^2	N
	const.	RDAD	GROW	SIZE		
方法 1	0.256 (14.4)	-0.067 (-0.752)	-0.047 (-0.719)	0.002 (0.307)	0.119	584
方法 2	0.320 (25.6)	-2.079 (-7.84)	-0.913 (-3.18)	0.017 (3.26)	0.135	588

(注) 「方法 1」の説明変数は、RDAD が (研究開発広告費)/(固定資産) の比率、GROW が売上の成長率、SIZE が売上の自然対数値である。ただし GROW が 2 を超える企業は排除されて、サンプルサイズは 584 となっている。「方法 2」の説明変数は、RDAD が (研究開発広告費)/(資産合計) の比率、GROW が資産合計の成長率、SIZE が資産合計の自然対数値である。

る。RDAD や GROW の係数はすべて 1% 水準で有意であるが、十分な有意性を持たないのは、期間 [1] における変数 SIZE である。 α を被説明変数とする式ではかろうじて有意であるが、LOSS を被説明変数とする式では有意性を失っている。

以上の回帰分析の結果から、 α と LOSS は、満たさなければならない諸変数との相関関係をほとんどクリアしている。唯一クリアできなかったのは、期間 [1] における仮説 3(SIZE) のみである。以上のことから、ここで計算されたエージェンシーコストの数量的尺度 α や LOSS は、過去に研究がなされた負債比率の実証分析とほぼ完全に整合的な結果を得ることができるので、これらの値が妥当なものであると考えて差し支えないであろう。

4.2 期間 [3] について

期間 [3] については、期間 [1] や期間 [2] と比べかなり異なる結果となる。まず負債比率のクロスセクション回帰分析から見ていこう。表 6 は期間 [3] の結果をまとめたものである。表 6 にある「方法 1」とは、期間 [1] や期間 [2] とまったく同じ方法で計測した場合の結果である。ただし、表 2 を見るとわかるが、企業成長率を表す説明変数 GROW には、その最大値が 28.91 と明らかに異常値が入っている。そこで異常値を排除するため、GROW の値が 2 を超える企業はサンプルから排除した。該当企業は 4 社存在していて、サンプルサイズは 584 社となっている。このような異常値を排除したとしても、説明変数の RDAD と GROW は、期間 [3] ではその有意性を失ってしまう。また SIZE も期間 [3] では有意ではない。辻 (2000) で議論しているように、これら説明変数は、少なくとも 1960 年代後半から 90 年代に至る長い時期について、いかなる期間を対象としようとも、負債比率に対し安定して有意性を示す変数である。これらが本稿の期間 [3] では一転し、まったく有意性を示さなくなった。この観測事実はある意味、大変劇的な構造変化と考えられる。

これら説明変数の有意性を表層的に問題にするだけなら、これら説明変数の作成方法を変更すれば、有意な関係を導くことは可能である。例えば、GROW や SIZE を従来では(ここの「方法 1」では)売上から作成していたが、これを資産合計から求めるのである。SIZE には資産合計の自然対数値を、GROW は資産合計の成長率を当てる。また RDAD は、従来は研究開発広告費を固定資産で割っていたが、固定資産に代えて資産合計で研究開発広告費を割った比率とする。このように

表7 回帰分析の計測結果：期間 [3]

	方法 1				方法 2			
	α		LOSS		α		LOSS	
const.	0.071 (114.7)	0.0249 (8.19)	0.008 (10.55)	0.0001 (0.160)	0.071 (115.5)	0.013 (5.437)	0.008 (10.57)	-0.002 (-2.48)
DBR	-0.183 (-62.3)		-0.033 (-7.99)		-0.182 (-62.5)		-0.032 (-7.99)	
RDAD		0.0118 (0.794)		0.0019 (0.77)		0.348 (6.96)		0.062 (4.33)
GROW		0.0089 (0.798)		0.0034 (2.09)		0.163 (3.08)		0.032 (3.18)
SIZE		0.0010 (0.802)		0.0004 (1.25)		-0.001 (-1.34)		-0.0001 (-0.450)
R^2	0.949	0.013	0.382	0.007	0.949	0.113	0.381	0.048

(注) サンプルサイズは「方法 1」が 584, 「方法 2」が 588 である。「方法 1」と「方法 2」については表 6 の注を参照のこと。

して求めた説明変数を「方法 2」と称しよう。表 6 にある方法 2 の計測結果は良好である。RDAD と GROW は負で有意, SIZE は正で有意である。説明力も期間 [2] と同程度である。このように説明変数の作成方法を変更すれば, 期間 [3] でも期間 [1] や期間 [2] と同じ結果を得ることはできる。^{*6}

表面的に有意性を持つからといって, それだけで十分に頑健な計測結果とならないことはいうまでもなからう。説明変数とその作り方次第で有意になったりならなかったりというのでは, 説明変数の決定要因としての信頼性に疑問の余地が生まれる。すなわち, RDAD や GROW, SIZE といった説明変数が, 前述の仮説 1~ 仮説 3 を端的に表現した変数とはなっていない可能性がある。そこでこれら 3 つの説明変数が, 本稿のエージェンシーコストの数量的尺度 α や LOSS とどのような関係にあるかを, 前と同様に調べてみよう。前の表 5 における回帰分析とまったく同じ計測を, 期間 [3] についても実行してみる。その結果が表 7 である。表 7 の方法 1 は, 従来の方法 (売上を使った場合) で説明変数を作成した場合である。方法 2 は, 前述のとおり資産合計を用いた場合である。

表 7 の方法 1 では, 負債比率だけを説明変数とする場合, α や LOSS に対して負債比率は有意な関係にある。ただし, 負債比率が α に対して負で有意なのは前と同じであるが, LOSS に対しても負の有意性を示す。さらに, 説明変数として RDAD と GROW, SIZE を並べて計測する場合, これら説明変数の有意性はとても低い。 α に対してはすべて有意ではなく, LOSS に対しては GROW だけが 5% ほどの有意性を示すだけで, RDAD と SIZE では有意性を持たない。表 6 で見た, 負債比率のクロスセクション回帰の結果から類推できることであるが, 期間 [3] において, 従来の売上を用いて作った説明変数では劣悪な計測結果しか得られない。

表 7 の方法 2 ではどうか。方法 2 による説明変数では, 負債比率のクロスセクション回帰で良好

^{*6} 結果の掲載は省略するが, 本稿で紹介した方法 2 を期間 [1] と期間 [2] に適用しても, 結果は表 4 とほとんど同じである。

な結果を示した。被説明変数を α や $LOSS$ とする場合はどうか。 $SIZE$ は α と $LOSS$ に対して有意ではない。 $RDAD$ と $GROW$ は α に対しては、仮説 1 と仮説 2 でいう正の有意な関係が得られているが、 $LOSS$ に対しても正の有意性を示している。仮説 1 と仮説 2 において、 $RDAD$ や $GROW$ は $LOSS$ に対して負で有意でなければならない。このことから、単純に係数の有意性でもって、仮説 1 と仮説 2 を判断する材料とはみなせない。

期間 [1] と期間 [2] では、従来の典型的な方法で安定的結果を得られたものが、期間 [3] では一転する。どうしてこのような計測結果になるのか、機会をあらためて考察する必要があるが、エージェンシーコストの実証分析として広く利用されていた説明変数が、必ずしもエージェンシーコストを反映した数値ではなくなってしまう可能性がある。その証拠に $RDAD$ や $GROW$ は、本稿のエージェンシーコストの数量的尺度 $LOSS$ と、想定したとおりの関係を示さない。もちろん、説明変数の方ではなく、本稿の α や $LOSS$ の方に問題があるという見方もできよう。ただし前節で見たとおり、モデルそのものの当てはまり具合は、期間 [3] でも期間 [1] や期間 [2] と同程度であって、特に当てはまりが悪化したわけではない。資本構成の実証分析で、エージェンシーコストを表現した変数とされる $RDAD$ や $GROW$ など、その取扱いには今日十分注意すべきであることは確かであろう。

5 投資の必要収益率の計算方法

前で紹介した負債のエージェンシーコストのモデルは、ほんの少しの拡張であらためて計算を実行すると、その企業が実行する投資の必要収益率の値を求めることができる。投資の必要収益率とは、企業が投資を実行する際に株価を下落させない必要最低限の収益率のことである。この言葉の定義に従い、株価を下落させないような収益 $EBIT$ の期待値をモデルから実際に計算し、元の (投資を実行する前の) $EBIT$ 期待値からの変化率を計算することで、必要収益率の値を知ることができる。

ここでは、投資の必要収益率を計算するため、前のモデルに次のような企業投資を追加する。期首時点で企業が活動を開始した直後、新たな投資機会が突然出現したとする。なおこの投資機会の出現はあくまでも突然であることが必要で、企業設立の資金調達時点では投資家にも企業にも未知なものでなければならない。この投資機会を実行するには追加で資金が必要になるが、投資金額を I 円としよう。この I 円は外部から新たに調達されなければならない。この I 円のうち I_B 円を新たな負債により、また残りの I_S 円を新株の発行により調達するものとする。ただし $I = I_S + I_B$ で、この I は所与とする。

ところで第 2 節のモデルは、企業が投資を実行しなかった場合と考えられる。そこで企業が投資を実行しなかった場合を明示するのに、変数に上付き添字⁽⁰⁾を付すことにする。また企業が投資を実行した場合は、変数に上付き添字⁽¹⁾を付ける。企業が投資を実行すると、期末キャッシュフローの確率分布は変化して、その期待値は $\mu_Z^{*(1)}$ 、標準偏差は $\sigma_Z^{*(1)}$ に変化するものとする。負債を新たに発行するので、債権者に約束する期末支払額も変化するはずで、これは $L^{*(1)}$ である。このときの株式価値と負債価値は $S_L^{(1)}$ と $B^{(1)}$ として表される。

それでは、投資実行時のパラメター $\mu_Z^{*(1)}$ や $\sigma_Z^{*(1)}$, $L^{*(1)}$ はどのように決定されると考えるべきか。まず資産代替のメカニズムが存在するので、 σ_Z は S_L を最大化するように決定される。すなわち、

$$\sigma_Z^{*(1)} = \arg \max_{\sigma_Z} S_L(L^{*(1)}, \mu_Z^{*(1)}, \sigma_Z) \quad (9)$$

でなければならない。また負債のエージェンシーコストの存在により、前の (1) 式と同様、 $\mu_Z^{*(1)}$ は、負債が存在しないときの期末キャッシュフロー期待値 $\omega_Z^{(1)}$ より

$$\mu_Z^{*(1)} = \omega_Z^{(1)} - \alpha L^{*(1)} \quad (10)$$

という関係に従い小さくなるものとしよう。投資実行の有無でこの α が同じままである保証はないが、単純化のため、この α は同じ値を維持するものと仮定される。^{*7} 最後に $L^{*(1)}$ は、投資の資金調達と関連して決定され、

$$\left(1 - \frac{L^{*(0)}}{L^{*(1)}}\right) B^{(1)} = I_B \quad (11)$$

が成立していなければならない。この式の前には、 I_B 円調達による新しい債権者と元の債権者とは、優先順位が同じという仮定がある。債権者は全体で $L^{*(1)}$ の請求権を持ち、 $L^{*(1)}$ に対する価値が $B^{(1)}$ である。

以上のような想定の下、投資実行時の株式価値 $S_L^{(1)}$ と負債価値 $B^{(1)}$ は、

$$\begin{aligned} S_L^{(1)} &= S_L(\omega_Z^{(1)}, \alpha; L^{*(1)}, \mu_Z^{*(1)}, \sigma_Z^{*(1)}) \\ B^{(1)} &= B(\omega_Z^{(1)}, \alpha; L^{*(1)}, \mu_Z^{*(1)}, \sigma_Z^{*(1)}) \end{aligned}$$

のように表すことができる。ここで株価が下落しないような投資、すなわち、投資を実行する前の株価が投資実行の場合の株価と等しくなるような投資案件を考えよう。この投資案件は既存株主に有利か不利かの境目となる臨界的 (限界的) な案件ということになる。この限界的な投資案件においては

$$S_L^{(1)} = S_L^{(0)} + I_S \quad (12)$$

であることはいうまでもない。なおこの $S_L^{(0)}$ は投資を実行しない場合の株式価値である。

以上のことから、次のような連立方程式を考える。

$$\sigma_Z^{*(1)} = \arg \max_{\sigma_Z} S_L(\omega_Z^{(1)}, \alpha; L^{*(1)}, \mu_Z^{*(1)}, \sigma_Z) \quad (9)$$

$$\mu_Z^{*(1)} = \omega_Z^{(1)} - \alpha L^{*(1)} \quad (10)$$

$$\left(1 - \frac{L^{*(0)}}{L^{*(1)}}\right) B(\omega_Z^{(1)}, \alpha; L^{*(1)}, \mu_Z^{*(1)}, \sigma_Z^{*(1)}) = I_B \quad (11)$$

$$S_L(\omega_Z^{(1)}, \alpha; L^{*(1)}, \mu_Z^{*(1)}, \sigma_Z^{*(1)}) - S_L(\omega_Z^{(0)}, \alpha; L^{*(0)}, \mu_Z^{*(0)}, \sigma_Z^{*(0)}) = I_S \quad (12)$$

^{*7} (10) 式の α を所与の定数と仮定する点が、このモデルの最大の欠点である。投資の意思決定の対象として、 α は内生化する必要がある。ただそのためにはエージェンシーコストの発生メカニズムを明示的にモデル化する必要があり、そのモデルなしに、いわばその誘導型である α をどう決定するかを議論しても余り有意義ではなからう。ただエージェンシーコスト発生メカニズムをモデルに取り込むと、本稿のような単純な議論はもはや不可能であろう。そこで本稿では、 α の値を一定と仮定して、その複雑な (しかし重要な) 論点を無視している。

(9) 式は σ_Z を決定するための条件式であり、(10) 式は負債のエージェンシーコストによる制約式である。ここの (11) 式と (12) 式は前の式を関数の形に書き直しただけである。(11) 式は負債による資金調達、(12) 式は限界的投資の場合の新株発行による資金調達を表す式である。これら 4 本の式から成る連立方程式において、上付き添字⁽⁰⁾の付いている変数はすべて値がわかっている。 I_S と I_B の値が所与であるなら、これら 4 本の方程式から 4 個の未知数 $\omega_Z^{(1)}$ と $\mu_Z^{*(1)}$, $\sigma_Z^{*(1)}$, $L^{*(1)}$ を解くことができる。

このようにして求められた $\omega_Z^{(1)}$ と $\mu_Z^{*(1)}$, $\sigma_Z^{*(1)}$, $L^{*(1)}$ は、既存株主に損をさせない必要最低限の収益率を持つ投資の結果である。それ故これらの値から計算される収益率

$$R_q \equiv \frac{\omega_Z^{(1)} - \omega_Z^{(0)} - I}{I} \quad (13)$$

は投資の必要収益率である。この必要収益率を上回る収益率の投資であれば、これを実行することで既存株主の富 (1 株当たり株価) は増加する。逆にそうでないなら、既存株主の富は減少してしまう。この意味でこの必要収益率は投資のカットオフレート、あるいはハードルレートとしての役割を果たす。以上のようにして、投資に関する必要収益率を計算することができる。

ところで上記の議論は投資の資金調達方法、つまり I_B と I_S が既知であることが前提になっている。投資金額 I の大きさそのものが既知であるから、 I_B を決定すれば自動的に I_S の値も決定される。もし I_B が変化するとき R_q が変化するならば、既存株主の富の最大化が目標であるから、 R_q の小さい方が大きいよりも望ましいのは明らかであろう。そこで投資の最適な資金調達方法、最適な I_B の決定は、

$$\min_{I_B} R_q \quad \text{ただし } 0 \leq I_B \leq I, I_S = I - I_B \quad (14)$$

という問題を解くことで求められる。実際には、上記のような 4 本の連立方程式と最小化問題を同時に解くことで R_q の値を導出する。

ここで、企業の実行する投資およびその資金調達を、企業の 1 次同次性を維持するようなものに限定しないなら、その実行によって、元の債権者に損をさせ、その分を既存株主に富移転させることができる。この場合、 R_q の値は 1 次同次性を維持する場合のそれよりも小さくすることが可能なはずである。もしそうであるなら、経営者は R_q を最小化するのが望ましいから、そのような投資行動が選択されるであろう。1 次同次性を維持する場合以上に、投資の資金調達で負債の割合を大きくすると、元の債権者は権利が希薄化して損をする。ここの経営者にとって投資の資金調達は、すべてを負債発行でまかなうときが必要収益率 R_q を最小化し、最適なものとなっているはずである。債権者の損は既存株主に富移転される分、投資の必要収益率は下落し、収益率の低い投資でも既存株主は損をしないで済む可能性が生じる。

1 点注意すべきことは、投資実行時の $\sigma_Z^{*(1)}$ の計算である。投資を実行しないときの $\sigma_Z^{*(0)}$ は、株式価値 $S_L^{(0)}$ を最大化する内点解として確かに計算できるのであるが、投資実行時の $\sigma_Z^{*(1)}$ の計算に際して、内点解として決定できることは皆無である。大概の場合、 $S_L^{(1)}$ は $\sigma_Z^{*(1)}$ の減少関数になっていて、 $\sigma_Z^{*(1)}$ がゼロのとき $S_L^{(1)}$ が最大になる。計算上、最適なものは $\sigma_Z^{*(1)} = 0$ ということになるが、これでは非現実的であるし、経済的な意味としても奇妙である。そこで本稿では、 $\sigma_Z^{*(1)}$ の計算範囲

として、 $[\underline{\sigma}_Z, \overline{\sigma}_Z]$ という定義域を設定して計算を実行する。定義域の下限 $\underline{\sigma}_Z$ は

$$\underline{\sigma}_Z = \frac{\omega_Z^{(1)}}{\omega_Z^{(0)}} \sigma_Z^{*(0)}$$

とし、定義域の上限 $\overline{\sigma}_Z$ は $\sigma_Z^{*(0)}$ に 1.3 を乗じた値としている。

$\sigma_Z^{*(1)}$ にこのような定義域を設定することは、1 次同次性を維持する投資という制約が外れた場合、どの程度投資が歪み得るかという具合に考えることができよう。投資により ω_Z が増大すれば、通常、 σ_Z も増加するであろう。もし 1 次同次性を維持する投資であるなら、これらは完全に比例する。このケースが定義域の下限である。逆に資産代替の誘因により、 σ_Z は無限に大きくなり得るかもしれない。無限大では計算できないので、仮に元の $\sigma_Z^{*(0)}$ の 30% 増を上限として設定する。

現実企業へ適用した次節の結果を見ればわかるが、大半の場合で、投資金額の全額を負債で調達することが最適であり、かつ $\sigma_Z^{*(1)}$ はその定義域の下限が最適であるという結果を得る。この計算結果は何を意味しているか。投資額のすべてを負債で資金調達するのであるから、これはペッキングオーダー仮説が投資の資金調達に関して成立していることになる。ここの資本構成モデルでは確かに最適な資本構成が存在している。しかし投資ということになると、その資金調達には全額負債で調達する方が新株発行をミックスするより望ましい。以上のことは、企業全体に関する最適資本構成の存在と、投資の資金調達としてのペッキングオーダー仮説とが両立していて、両者は元来別次元の議論であって、対立する概念ではないということを示唆する。

6 現実企業における投資の必要収益率

この節では、前節で示した方法により、投資の必要収益率を現実企業について計算してみよう。その際、企業収益の標準偏差がどう収束するか、そして投資の最適な資金調達方法がどのようなものかを確認したい。上記の最適な R_q を実際に計算したのが、以下の RRI_{tax} である。なお RRI_{tax} は、 R_q の値を 1 年当りの利率に換算し、さらに税引後として $(1 - \tau)$ を乗じたものである。以下ではこの RRI_{tax} を投資の必要収益率と称する。そして RRI_{tax} と比較されるべきものが (加重) 平均資本コスト

$$\hat{\rho}_W = \frac{S_L}{V_L} \rho_L + \frac{B}{V_L} (1 - \tau) \rho_B$$

である。ここの ρ_L は株式の資本コスト、 ρ_B は負債の資本コストである。 ρ_L の値には CAPM から計算される値を当てるのが通常であろう。また ρ_B には実際の金利負担として、支払利息割引料を有利子負債で除した値を用いる。

平均資本コストの実際の値を求めるのに、以下では 2 つの方法を採用した。まずは、株価データからベータ係数を推計し、これを用いて ρ_L の値を計算して平均資本コスト $\hat{\rho}_W$ の値を得る方法である。このようにして求められた平均資本コストを以下では CC_{dat} と記す。もう 1 つの方法は、株価データから直接ベータ係数を推計するのではなく、上記の資本構成モデルから計算される ρ_L の値を用いて、平均資本コスト $\hat{\rho}_W$ を導く。この方法に依拠して計算された平均資本コストが CC_{tax} である。以下では、投資の必要収益率 RRI_{tax} を 2 種類の平均資本コスト CC_{dat} と CC_{tax} で比較する。

表 8 投資の必要収益率の計算結果

	企業数		
	期間 [1]	期間 [2]	期間 [3]
投資実行前の収束計算に成功した企業数 (B)	484	586	588
投資の必要収益率を計算できた企業数 (C)	390	585	588
計算の成功率 (C)/(B)	80.6%	99.8%	100.0%
標準偏差が上限に収束	77	4	0
標準偏差が下限に収束 (D)	313	581	588
投資の資金調達がすべて負債 (E)	285	552	483
比率 (E)/(D)	91.0%	95.0%	82.1%
投資の資金調達が負債・株式のミックス (F)	28	29	105

(注) この「投資実行前の収束計算」とは、投資実行前の企業パラメータを求める計算のことで、具体的には $\omega_Z^{(0)}$, α , $\sigma_Z^{*(0)}$, $L^{*(0)}$, $\mu_Z^{*(0)}$ を推計することである。また「投資の必要収益率の計算」とは、 $\omega_Z^{(1)}$ と $\mu_Z^{*(1)}$, $\sigma_Z^{*(1)}$, $L^{*(1)}$ という 4 つのパラメータを推計することである。

ここでは投資の大きさ I を企業価値の 5% と定め、この投資に対する必要収益率を現実企業について求めてみよう。対象とした企業は東証 1 部上場の製造業である。3 つの期間、期間 [1] と期間 [2]、期間 [3] は前と同じである。倒産コストパラメータ k はすべての企業一律に 0.3 と仮定し、法人税率 τ については、期間 [1] と期間 [2] では 0.45、期間 [3] では 0.4 である。

表 8 は、計算結果を要約したものである。計算対象の企業数は期間 [1] で 515 社、期間 [2] で 592 社、期間 [3] で 623 社であるが、そのうち、前節でも見たように $\omega_Z^{(0)}$ と α 他のパラメータの収束計算に成功したのは、期間 [1] が 484 社、期間 [2] が 586 社、期間 [3] が 588 社ということになる（「投資実行前の収束計算に成功した企業数」）。次に投資の必要収益率の計算に成功した企業数は期間 [1] で 390 社、期間 [2] で 585 社、期間 [3] で 588 社ある。これらのうち、企業収益の標準偏差が定義域の下限に収束した ($\sigma_Z^{*(1)} = \underline{\sigma}_Z$ となった) ものは、期間 [1] で 313 社、期間 [2] で 581 社、期間 [3] で 588 社である。残りはすべて標準偏差が定義域の上限 $\overline{\sigma}_Z$ に収束した。期間 [2] と期間 [3] では、ほとんどの企業が収益の標準偏差をその下限とするのが最適であるのに対し、期間 [1] では 2 割ほどの企業が標準偏差を下限よりも大きくしようとする。この結果は、期間 [1] の企業の 2 割は投資を通じてリスクをより高めようとする誘因が存在していたということであり、期間 [2] と期間 [3] になるとこの誘因は消滅してしまう。さらに、標準偏差が下限 $\underline{\sigma}_Z$ に収束した企業のうち、投資の資金調達がすべて負債により実行される企業数は、期間 [1] では 285 社、期間 [2] では 552 社、期間 [3] では 483 社である。残りは株式と負債のミックスで資金調達するのが最適となる。投資資金全額を負債で調達しない企業が少数ではあるが、全期間で一定割合存在している。期間 [1] で 1 割弱の 28 社、期間 [2] では 5% の 29 社、期間 [3] で 18% に及ぶ 105 社が該当する。

標準偏差の定義域上限 $\overline{\sigma}_Z$ は、ここでは根拠なく任意の値に設定されている。標準偏差が上限 $\overline{\sigma}_Z$ に収束した企業の推計値は、 $\overline{\sigma}_Z$ の値如何ですべて変化してしまうので、これらの値は恣意的なものである。そこでこのような企業を排除して、以下では下限 $\underline{\sigma}_Z$ に収束した企業のみを取り上げ

表9 平均資本コストと RRI_{tax} : クロスセクション統計量

期間	CC_{dat}			CC_{tax}			RRI_{tax}		
	[1]	[2]	[3]	[1]	[2]	[3]	[1]	[2]	[3]
mean	0.083	0.076	0.048	0.092	0.074	0.032	0.081	0.064	0.030
med.	0.082	0.075	0.048	0.091	0.074	0.032	0.081	0.064	0.030
s.d.	0.016	0.010	0.014	0.014	0.007	0.005	0.009	0.005	0.004
min.	0.050	0.056	0.014	0.058	0.058	0.014	0.057	0.055	0.011
max.	0.126	0.113	0.086	0.131	0.094	0.044	0.107	0.080	0.040

(注) 期間 [1] が 313 社, 期間 [2] が 581 社, 期間 [3] が 588 社をサンプルとするクロスセクションの基本統計量である。mean は平均, med. は中央値, s.d. は標準偏差, min. は最小値, max. は最大値である。 RRI_{tax} はモデルから推計される投資の(税引後)必要収益率, CC_{dat} は株価から推計したベータ係数を用いた平均資本コスト, CC_{tax} はモデルから推計されたベータ係数を用いた平均資本コストである。

る。表9は、これら企業について推計された投資の必要収益率 RRI_{tax} , および2種類の平均資本コスト CC_{dat} と CC_{tax} について、全企業からなるクロスセクション統計量である。3つの期間いずれも、すべての企業に関する平均は、 CC_{dat} と CC_{tax} が RRI_{tax} よりも若干高い。その標準偏差 (s.d.) は、 CC_{dat} と CC_{tax} が RRI_{tax} より明らかに大きい。

次に RRI_{tax} を、 CC_{dat} と比較したのが表10であり、 CC_{tax} と比較したのが表11である。どちらの表も、 dif は平均資本コストの値と RRI_{tax} との乖離率であり、正值の dif は平均資本コストの方が RRI_{tax} よりも大きいことを意味する。期間 [1] において、平均資本コストを CC_{dat} とするか CC_{tax} とするかで、 dif の動向は相当異なり、 CC_{dat} の場合は個別企業の dif が正負概ね半分に分れる。ところが CC_{tax} の場合は正の dif が圧倒的となる。対して期間 [2] と期間 [3] では、 CC_{dat} と CC_{tax} にかかわらず dif は圧倒的に正であり、負値は数社しかない。以上のことから、平均資本コストと RRI_{tax} とでどちらが大きいかは、概ね平均資本コストの方が投資の必要収益率を上回っているといえよう。

表10と表11では、平均資本コストと RRI_{tax} の間に有意な差があるかどうか、3種類のテストをしている。t-test は平均値の差に関する通常の t 検定である。 $dif-Z$ とは、乖離率 dif がゼロから有意な差があるかどうかの検定である。3つ目の Wilcoxon は、ノンパラメトリックな手法により有意差があるかどうかを検定したものである。表10と表11のこれら数値はすべて p 値を記している。結果は、平均資本コストと RRI_{tax} の間にすべて有意な差のあることを示している。

平均資本コストと RRI_{tax} の間の相関について、3種類の相関係数も計算している。平均資本コストを CC_{dat} とする場合(表10)、通常の相関係数(Pearson)では期間 [1] で0.78、期間 [2] で0.70、期間 [3] で0.68であり、ノンパラメトリックの順位相関係数で見ると、Spearman ではほぼ同様の値、Kendall では幾分低下した値となる。3つの相関係数で、期間 [3] の値は期間 [2] の値を若干下回り、期間 [2] は期間 [1] よりも若干低下しているが、概ねすべて同じようなレベルである。相関係数がゼロから有意に異なっているかどうかのテストでは、これら3種類の相関係数すべてで、3つの期間について、有意水準1%で相関ありとの結論を得る。また表11を見ると、結果は表10とまったく同様で、相関係数の値が0.9前後に向上している。

表 10 CC_{dat} と RRI_{tax} の比較

	N	dif > 0	平均値の差の検定 (p 値)			相関係数		
			t-test	dif-Z	Wilcoxon	Pearson	Spearman	Kendall
期間 [1]	313	149	0.003	0.020	0.068	0.782	0.772	0.584
期間 [2]	581	565	0.000	0.000	0.000	0.700	0.695	0.507
期間 [3]	588	569	0.000	0.000	0.000	0.685	0.685	0.492

(注) RRI_{tax} はモデルから推計される税引後の投資の必要収益率, CC_{dat} は株価から計算された平均資本コストの値である。dif はこれらの乖離率で, $dif = (CC_{dat} - RRI_{tax})/RRI_{tax}$ である。「t-test」は RRI_{tax} と CC_{dat} の平均が等しいという帰無仮説の t 検定, 「dif-Z」は $dif = 0$ という帰無仮説の Z 検定, 「Wilcoxon」はノンパラメトリックの Wilcoxon 検定である。表はこれら検定の p 値である。「Pearson」は通常の相関係数, 「Spearman」と「Kendall」はノンパラメトリックの順位相関係数である。

表 11 CC_{tax} と RRI_{tax} の比較

	N	dif > 0	平均値の差の検定 (p 値)			相関係数		
			t-test	dif-Z	Wilcoxon	Pearson	Spearman	Kendall
期間 [1]	313	305	0.000	0.000	0.000	0.943	0.936	0.791
期間 [2]	581	581	0.000	0.000	0.000	0.970	0.967	0.850
期間 [3]	588	565	0.000	0.000	0.000	0.968	0.983	0.893

(注) CC_{tax} はモデルから推計された平均資本コストの値である。その他については表 10 の注を参照願いたい。

図 1 平均資本コスト (CC_{dat} と CC_{tax}) と RRI_{tax} : 期間 [1]

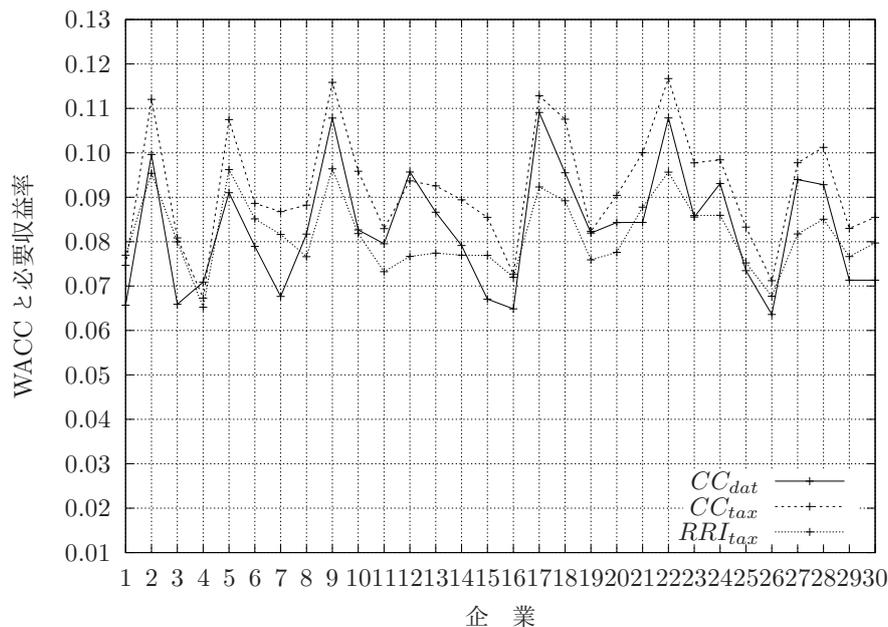


図2 平均資本コスト (CC_{dat} と CC_{tax}) と RRI_{tax} : 期間 [2]

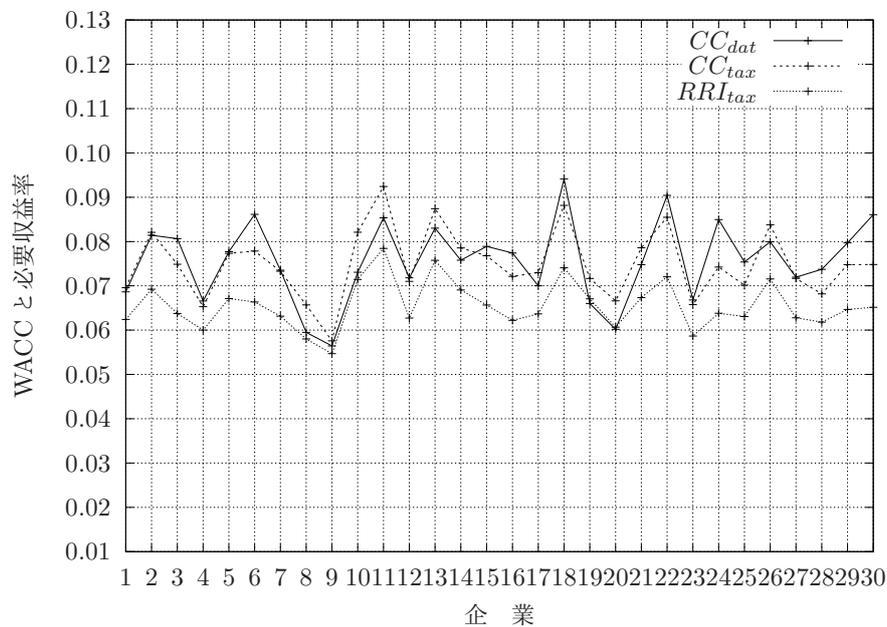
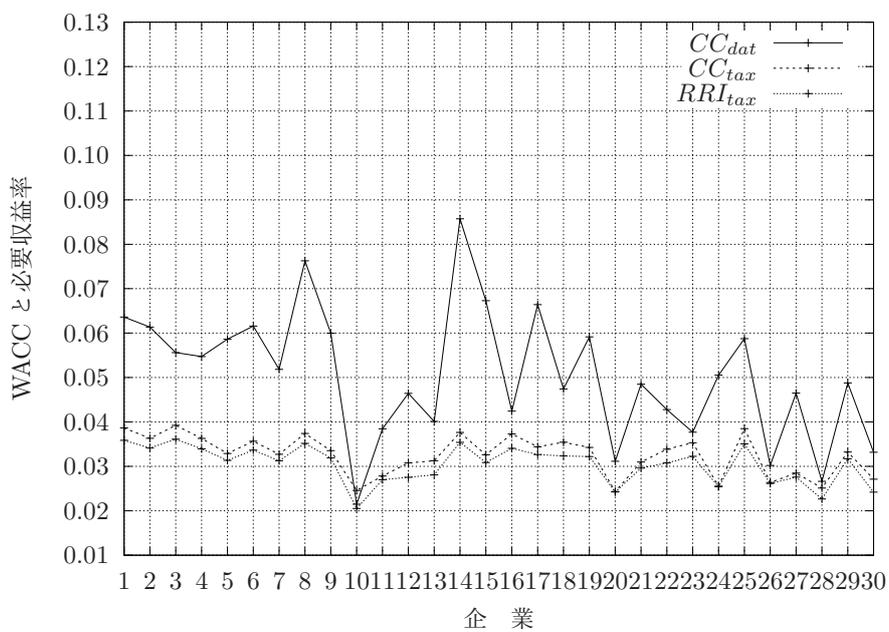


図3 平均資本コスト (CC_{dat} と CC_{tax}) と RRI_{tax} : 期間 [3]



企業毎に計算される平均資本コストと RRI_{tax} が、どれぐらい連動あるいは乖離しているか、統計量だけ見ていてももう 1 つ釈然としない。そこで原始的な方法であるが、これらを図にプロットしてみる。企業数百社について一度に 1 つの図を描けないので、ここでは任意に抽出した 30 社について、2 つの平均資本コスト (CC_{dat} と CC_{tax}) と投資の必要収益率 RRI_{tax} をプロットする。これが図 1 から図 3 である。図 1 が期間 [1], 図 2 が期間 [2], 図 3 が期間 [3] である。図の縦軸は CC_{dat} と CC_{tax} , RRI_{tax} の値, 図の横軸にある 1~30 は、ランダムに抽出された企業のラベルである。なお抽出された 30 社の企業は期間によって異なっている。

期間 [1] と期間 [2] について、3 つの値は概ね連動しているとしてもよかろう。表 10 で見た $dif > 0$ の数に表れているように、 CC_{dat} と RRI_{tax} の大小関係は、期間 [1] では様々であるのに対して、期間 [2] ではほぼすべての企業で CC_{dat} は RRI_{tax} よりも大きい。また両者の乖離の度合いは、せいぜい 2 割 ~3 割ほどである。しかし期間 [3] になると、 CC_{dat} と RRI_{tax} の連動性は弱まる。 CC_{dat} が RRI_{tax} を上回るのは期間 [2] と同様であるが、乖離の幅は少なからず大きい。企業によっては値が 2~3 倍異なるようなケースもある。

以上のことをまとめると、モデルから計算される投資の必要収益率 RRI_{tax} は、平均資本コスト (CC_{dat} や CC_{tax}) とまったく無関連な値というわけではなく、両者の間にはある程度の連動性が認められる。これは、本稿で計算された投資の必要収益率の値が決してデタラメなものではないことを示す証拠であろう。しかし相関係数の値はそれほど高くなく、また両者の平均値の間に有意な差が存在することも事実である。全体としては、平均資本コストに比べて投資の必要収益率は過小な値となる傾向があり、企業によっては、 CC_{dat} が RRI_{tax} をかなり上回っている場合もある。このような企業については、平均資本コストの値を投資の必要収益率として見積もると、過大にカットオフレートを設定することになり、この影響は決して無視できるレベルではないであろう。

7 結び

本稿では、負債のエージェンシーコストの大きさを具体的な数値として把握すべく、負債のエージェンシーコストを考慮した理論モデルを構築し、東証 1 部上場の製造業に属する企業 500 社超の財務データにこれを適用して、企業毎に負債のエージェンシーコストの数量的尺度を計算した。またこの理論モデルを少しだけ拡張して、各企業の投資の必要収益率の値も計算できる。

ここで示したように、負債のエージェンシーコストを考慮して倒産コストモデルを修正・拡張することで、現実企業の資本構成を把握できるような理論モデルが構築可能になる。現実のデータとして株式時価を用いた負債比率を、この理論モデルはほとんどのケースで最適資本構成として導き出せる。またモデルから推計されるパラメーターの計算値は、期間にかかわらず現実データと十分な相関関係を示す。一方で負債のエージェンシーコストの数量的尺度は、2000 年よりも以前の期間については、過去になされた負債比率の実証結果と整合的であり、負債のエージェンシーコストに基づく一般的な解釈とこの数量的尺度とは合致した結果を与える。ところが、2000 年以降の比較的近年のデータを使うと、この数量的尺度は、実証分析における一般的な解釈と明らかに異なる動向を示す。この差異の原因が何かまでは本稿で立ち入れなかったが、この点は今後の重要

な研究課題であろう。

今日、投資の必要収益率とは(加重)平均資本コストであると広く周知されているが、修正 MM 命題が成立しないような世界において、その理論的根拠は曖昧である。平均資本コストから計算された値をもって投資の必要収益率の近似値とみなすこともできようが、これがどの程度正確な近似となっているのか、モデルから計算される本当の必要収益率と比較検討することが必要不可欠であろう。本稿の計算によると、両者は概ね連動しているものとみなすこともできるが、差異が存在することも明らかで、平均資本コストの値はモデルから計算される投資の必要収益率の値より過大になることが多い。企業によっては決して看過できる差ではないので、企業が投資の意思決定に際し、常に平均資本コストを採用するというのは合理的根拠に乏しいという判断も可能である。

とはいえ、本稿の限界もまた明確である。投資の資金調達にペッキングオーダー仮説が成立するというのは、あくまでも 1 つの可能性であって、最適資本構成を反映させた負債と株式のミックスでの調達が最適という場合もあり得る。どちらが成立するかについて、より詳細な分析は、エージェンシーコストの発生メカニズムそのものをモデル化しないと何もわからない。現実への直接的適用を可能にするため、本稿の依拠した資本構成モデルはごく単純な 1 期間モデルである。これをもって投資という動学的な問題を扱うこと自体にそもそも無理がある。また負債のエージェンシーコストを取り込んだ資本構成モデルとはいえ、エージェンシーコストの発生メカニズムをモデル化しているわけではないため、理論的な整合性でもやや難がある。以上のような問題を克服するには、やはりエージェンシーコスト発生メカニズムのモデル化が必要不可欠であるが、現実への適用性を維持しながら(単純明快さを維持しながら)、どのようにしてモデル化するかも今後の課題であろう。

参考文献

- [1] Bradley, Michael, Gregg A. Jarrell, and E. Han Kim, 1984. "On the Existence of an Optimal Capital Structure: Theory and Evidence," *Journal of Finance*, Vol.39, No.3 (July, 1984), pp.857-878.
- [2] Jensen, Michael C., 1986. "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers," *American Economic Review*, Vol.76, No.2 (May, 1986), pp.323-329.
- [3] Lang, Larry, Eli Ofek, and Rene M. Stulz, 1996. "Leverage, Investment, and Firm Growth," *Journal of Financial Economics*, Vol.40, No.1 (January, 1996), pp.3-29.
- [4] Long, Michael S., and Ileen B. Malitz, 1985. "Investment Patterns and Financial Leverage," *Corporate Capital Structure in the United States* edited by B. M. Friedman. University of Chicago Press, pp.325-348.
- [5] Modigliani, Franco, and Merton H. Miller, 1963. "Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction," *American Economic Review*, Vol.53, No.3 (June, 1963), pp.433-443.
- [6] Stulz, Rene M., 1990. "Managerial Discretion and Optimal Financing Policies," *Journal of Financial Economics*, Vol.26, No.1 (July, 1990), pp.3-27.

- [7] 辻幸民. 2000. 「わが国企業の資本構成：実証分析」『三田商学研究』第 43 卷 2 号. 2000 年 6 月. 17-43 頁.
- [8] Tsuji, Yukitami, 2012. “Measuring the Agency Costs of Debt: A Simplified Approach,” *Journal of Business, Economics, and Finance*, Vol.1, No.3 (September, 2012), pp.70-96.
- [9] Tsuji, Yukitami, 2013. “Required Return on Investment and Its Financing,” *Japanese Journal of Monetary and Financial Economics*, Vol.1, No.1 (May, 2013), pp.91-121.
- [10] 辻幸民. 2016. 『企業金融の経済理論 [改訂版]』創成社