

# 著しく低くなったトレードオフ理論の調整速度 —リーマンショック後の企業金融の動向—

竹 澤 康 子

松 浦 克 己<sup>1)</sup>

## 目 次

- 1 はじめに
  - 2 資金調達額、資金過不足額、最適負債比率の定義
  - 3 資金過不足額と（最適長期負債比率—前期長期負債比率）の強外生性の検定
  - 4 パネルの操作変数法による推計
  - 5 経営の不安定性尺度を考慮した推計
  - 6 借入比率を被説明変数とする推計
  - 7 終わりに
- 参考文献

## 1 はじめに

企業の資金調達（財務構成）については、pecking order 仮説と最適資本構成理論（トレードオフ理論）の二つがよく知られている。リーマンショック前とショック発生中の1999～2008年度までの分析で、日本企業の資金調達行動は pecking order 仮説ではなく、トレードオフ理論（最適資本理論仮説）でよく説明されたとされている（松浦 [2010] 参照）。

pecking order 仮説と最適資本構成理論を nest させると

$$\Delta \text{資金調達額} = a_0 + a_1 \text{資金過不足額} + b_1 (\text{最適負債比率} - \text{前期負債比率}) + \text{誤差項} \quad (1)$$

で表すことができる（Shyam-Sunder and Myers [1999]）。

---

1) 広島大学大学院社会科学研究所

pecking order 仮説は  $a_0 = 0$  and  $a_1 = 1$  (1.a) を仮定している。

最適資本理論は  $0 < b_1 \leq 1$  (1.b) を仮定している。 $b_1 = 1$  のときは完全調整、 $b_1 < 1$  のときは部分調整ということになる。

pecking order 仮説とトレードオフ理論は (1.a)、(1.b) 式で検証することができる (nestした仮説の検定方法は Davidson and MacKinnon [2003] 参照)。

松浦 [2010] は、日本政策投資銀行財務データのキャッシュフロー計算書を用いて資金調達額と資金過不足額の変数を作成し、分析している。その上で、調整期間に3年または5年を考えた多くのケースで  $b_1 = 1$ 、 $a_1 = 0$  が棄却できなかつたと報告している。

言い換えれば企業は、トレードオフ理論に従って行動しており、かつ每期最適負債比率を達成しているというものであった。

ただし、松浦 [2010] は、

- ① 日本政策投資銀行の財務データのキャッシュフロー計算書では、(1)式の分析に必要なサンプルがかなり限定されていた (社数で243~614、サンプル数で818~2679である)。
- ② かつキャッシュフロー計算書から必要なデータが得られたサンプルは、上場企業の中でも比較的小規模、中規模の会社が多かった。

という課題を抱えていた。松浦 [2010] のトレードオフ理論が成立し、かつ各期毎に完全調整が達成されているという結果は、このサンプル数と企業規模に影響された可能性がある。

リーマンショックが日本経済に多大な影響を及ぼしたことは、繰り返し指摘されている。企業金融もリーマンショックの影響を免れなかつたことも考えられる。本稿では、リーマンショック後 (2010年度以降) の時期を取り上げることにより(1)式の成立を再度検証し、企業金融がどのようになっているかを明らかにしたい。

本稿では、リーマンショックにより企業行動に変化が生じた可能性について検証するだけでなく、資金調達額と資金過不足額を再度定義し直すことにより、キャッシュフロー計算書以外のソースを利用してサンプル数の増加とサンプルに上場企業の中で小規模、中規模会社が多かったという問題の解消を図る。いわば、サンプルの少なさ等による問題も配慮した定式化を併せて試みる。

具体的には、

- ① 分析期間をリーマンショック後の2010~2013年度とする。
- ② 資金調達額の定義をキャッシュフロー計算書による場合 (従ってサンプル数は相対的に少ない) と、貸借対照表によった借入比率という新たな定義による場合 (従ってサンプル数は相対的に多くなる) の両方を試みる。
- ③ (後述するように) 統計的に全く有意ではなかつた pecking order 仮説に基づいて作成した資金過不足額の当初の変数を説明変数から除いて再推計を行い、結果を比較する。

ことにより、最近の企業の資金調達・負債政策を明らかにすることを目指す。

## 2 資金調達額、資金過不足額、最適負債比率の定義

(1)式では、資金調達額、資金過不足額と最適負債比率をどのように定めるかが、まず課題となる。

### 2-1 資金調達額の定義

Shyam-Sunder and Myers [1999]、坂井 [2009]、松浦 [2010] を参考に、第一段階での資金調達額の定義は次による。

資金調達額 = 長期借入による収入 (財務データコード番号kcf0005000<sup>2)</sup>、以下同じ) + 長期借入金の返済による支出 (kcf0005100) + 社債の発行による収入 (kcf0005200) + 社債の償還による支出 (kcf0005300) (2)

pecking order 仮説が長期の資金調達に関するものなので、短期資金の調達や返済はここでは除いている (短期借入収入はkcf0004800、短期返済支出はkcf0004900)。

(2)式の調達額を Shyam-Sunder and Myers [1999] に従い、総資産 - 流動負債 (kts0011200<sup>3)</sup> - ktf0004500<sup>4)</sup> で基準化した (以下、choutatu\_a\_p と表記することがある)。

### 2-2 資金過不足額の定義

資金過不足額の定義は次による。

資金過不足額 = 有形固定資産取得による支出 (kcf0003800) + 有形固定資産売却による収入 (kcf0003900) + キャッシュフロー計算書による減価償却費 (kcf0000300) + キャッシュフロー計算書による減損損失 (kcf0000400) + 投資有価証券購入による支出 (kcf00040000) + 投資有価証券売却による収入 (kcf0004100) (3)

これを資金調達額のケースと同様に総資産 - 流動負債 (kts0011200 - ktf0004500) で基準化した (以下、pec\_b\_p と表記することがある (松浦 [2010] 参照))。

資金過不足額において、設備投資関係の収支に投資有価証券の売買による収入支出を加えたのは、我が国では株式の持ち合いが広範にわたり行われていること、それが有価証券投資として扱われていることを明示的に考慮したものである。

---

2) 財務データコード番号は、本稿で使用した日本政策投資銀行編集の『企業財務データバンク』の番号をそのまま用いる。データコードでkcfの頭文字がつくものは、キャッシュフロー計算書のデータであることを示す。

3) データコードでktsの頭文字がつくものは、貸借対照表の資産の部のデータであることを示す。

4) データコードでktfの頭文字がつくものは、貸借対照表の負債の部のデータであることを示す。

## 2-3 最適負債比率の定義

(1)式の最適負債比率への調整 (=最適負債比率-前期負債比率) を考える前提となる長期負債比率については、Byoun [2008]、坂井 [2009] を参考に過去3年間の各社毎の長期負債/総資産比率平均とした。

ただし長期負債は、

$$\begin{aligned} \text{長期負債} = & 1 \text{ 年以内償還予定社債 (ktf0001100)} + 1 \text{ 年以内返済予定長期借入 (ktf0001200)} + 1 \\ & \text{年以内返済予定関係会社長期借入 (ktf0001300)} + \text{社債 (ktf0004600)} + \text{長期借入 (ktf0005300)} + \\ & \text{関係会社長期借入 (ktf0005500)} \end{aligned} \quad (4)$$

である。1年以内の償還・返済予定の社債や借入を加えているのは、それらが本来長期資金の調達であり、単に返済期限が1年以内に迫ったから勘定の科目が固定負債から流動負債に組み変わったに過ぎないことを考慮したものである。

長期負債/総資産で長期負債比率を求め、さらに過去3年間の平均をとり、それを最適長期負債比率とした<sup>5)</sup> (過去3年間の平均をとったことについて、Brav et al. [2005] 参照)。その上で、(最適長期負債比率-前期長期負債比率) を求めた (tar\_b-long\_shasai (-1) と表すことがある)。

これから pecking order 仮説と最適資本構成理論の nest したモデルの検証は

$$\text{choutatu\_a\_p}_{it} = a_0 + a_1 * \text{pec\_b\_p}_{it} + b_1 * (\text{tar\_b-long\_shasai} (-1))_{it} + e_{it} \quad (5)$$

$a_0 = 0$  and  $a_1 = 1$  ならば pecking order 仮説が成立

$0 < b_1 \leq 1$  ならば最適資本理論が成立

による。つまり pecking order 仮説と最適資本構成理論の関係については、

- ① pecking order 仮説が棄却されない かつ トレードオフ理論も棄却されない
- ② pecking order 仮説が棄却されない かつ トレードオフ理論が棄却される
- ③ pecking order 仮説が棄却される かつ トレードオフ理論が棄却されない
- ④ pecking order 仮説が棄却される かつ トレードオフ理論も棄却される

という4パターンがありうる。4パターンのうち、いずれが成立しているかを本研究では検証する。

キャッシュフロー計算書を利用し、変数を作成した推計の記述統計は表1のとおりである。

---

5) 以下では、過去3年間の各社毎の長期負債比率平均を tar\_b で表す。

表1 キャッシュフロー計算書を利用した変数の記述統計

	CHOUTATU_A_P	PEC_B_P	TAR_B-LONG_SHASAI(-1)
Mean	-0.0070	0.0051	0.3186
Median	0.0000	0.0069	0.0000
Maximum	0.5724	0.2204	33.4847
Minimum	-1.1013	-0.1530	-45.8029
Std. Dev.	0.0764	0.0333	3.8471
Observations	767	767	767

なお同一サンプルの資産と売上高の記述統計は脚注6に掲げるとおり<sup>6)</sup>。

### 3 資金過不足額と（最適長期負債比率－前期長期負債比率）の強外生性の検定

まず初めに、通常のパネルの推計方法により(5)式の推計を行った。ここではハウスマン検定により固定効果モデルが採択された（表2参照）。

ただし上の推計ではpec\_b\_p<sub>it</sub>、(tar\_b<sub>it</sub>-long\_shasai<sub>it</sub> (-1))、は強外生性を満たすことが暗黙のうちに仮定されている。しかし、説明変数が強外生性を満たさない場合、その結果には一致性がない。

強外生性が成立しないケースとして、x<sub>it</sub>とv<sub>is</sub>が相関する場合、x<sub>it+j</sub> (j ≥ 1) とv<sub>is</sub>が相関する場合、観測誤差で相関が起きる場合がある。モデルの設定から強外生性を満たさないこともある。

$$y_{it} = a_i + b_1 x_{it} + b_2 z_{it} + v_{it} \quad (6)$$

において、z<sub>it+1</sub>がv<sub>it</sub>に依存するかもしれないケースである。

固定効果モデルでT > 2の場合の強外生性の検定は、強外生性の条件をみたさないと疑われる変数z<sub>t</sub>の1期リードラグを説明変数に加えた

$$y_{it} = a_i + b_1 x_{it} + b_2 z_{it} + b_3 z_{it+1} + v_{it} \quad (7)$$

を固定効果モデルとして推計し、b<sub>3</sub>=0の帰無仮説をt検定で行うことができる。b<sub>3</sub>=0が棄却されなければz<sub>it</sub>は強外生性を満たす（松浦・マッケンジー [2012] 参照）。

そこで、pec\_b\_p<sub>it</sub>、(tar\_b<sub>it</sub>-long\_shasai<sub>it</sub> (-1)) が強外生性を満たしているかどうかの検定を次式で行った（表3参照）。

$$\text{choutatu\_a\_p}_{it} = a_0 + a_1 * \text{pec\_b\_p}_{it} + b_1 * (\text{tar\_b\_long\_shasai}(-1))_{it} + a_2 * \text{pec\_b\_p}_{it+1} + b_2 * (\text{tar\_b\_long\_shasai}(-1))_{it+1} \quad (8)$$

pec\_b\_pの1期リードラグにかかる係数a<sub>2</sub>は統計的に全く有意ではない。これからすればpec\_b\_p

6) 資産 (asset) と売上高 (sales) については以下のとおりである。資産の中位数が126億、売上高 (sales) の中位数が117億というのは上場企業としては、小規模、中規模の企業が多いように見える。

は強外性を満たし、内生変数ではないということが分かる。(tar\_b-long\_shasai (-1)) の1期リードラグにかかる係数 $b_2$ は1%水準で有意である。これから (tar\_b-long\_shasai (-1)) は内生変数であることが分かる。これより(5)式を通常のパネル分析で行えば一致推定量を得ることはできない。

表2 (5) 式の通常のパネル推計

被説明変数 coutatu\_a\_p

説明変数	係数	標準誤差	t値	p値
定数項	-0.0061	0.0026	-2.3737	0.0180
PEC_B_P	-0.5587	0.1119	-4.9935	0.0000
TAR_B-LONG_SHASAI(-1)	0.0069	0.0010	7.1554	0.0000

固定効果あり

Adjusted R-squared 0.1560

S.E. of regression 0.0697

ハウスマン統計量 27.1880

自由度 2

p値 0.0000

サンプル 個別主体 265

サンプル総数 781

表3 内生性の検定結果

説明変数	係数	標準誤差	t値	p値
C	-0.0041	0.0024	-1.7331	0.0835
PEC_B_P	-0.2674	0.0296	-9.0306	0.0000
TAR_B-LONG_SHASAI(-1)	0.0118	0.0007	16.2339	0.0000
PEC_B_P(1)	-0.0351	0.0331	-1.0605	0.2893
TAR_B(1)-LONG_SHASAI	-0.0238	0.0008	-30.8190	0.0000

## 4 パネルの操作変数法による推計

### 4-1 パネルの操作変数法の紹介

表3の結果より、(5)式をパネルの操作変数法(IV法)で推計する。

IV法では用いている操作変数が外生性を満たしている(誤差項と操作変数は無相関、直交して

	ASSET	SALES
Mean	25124825	32840439
Median	12590532	11682000
Std. Dev.	40860365	75694819
Observations	767	767

いる) 必要がある。その操作変数の外生性の検定—サーガンテスト (Jテスト) をIV法では必ず実施する必要がある (松浦・マッケンジー [2012], p.190, (6.56)式参照)。

操作変数法による推計式の残差を  $\hat{u}_t$ ,  $z_{1t}$ ,  $z_{2t}$  を操作変数として、

$$\hat{u}_t = f_0 + f_1 z_{1t} + f_2 z_{2t} + u_t^* + (\hat{u}_t - u_t) \quad (9)$$

をOLSで推計し、サンプル数をN、決定係数を $R^2$ とする。操作変数と誤差項が無相関という帰無仮説の下でLM統計量 $NR^2$ が漸近的に自由度 (=操作変数の数+外生変数の数-興味のあるモデルの説明変数の数) の $\chi$ 自乗統計量に従うことで行うことができる。

そこで(5)式の推計は操作変数法で行い、サーガンテストを実施することにした。

#### 4-2 操作変数法による推計結果

推計結果は表4に掲げるとおりである。J統計量のp値は0.155で、サーガンテストは満たしており、これからすれば推計結果の一致性に問題はない。

個別の係数をみると定数項は負で1%水準で有意、資金の過不足を示すpec\_b\_pにかかる係数は統計的に全く有意ではない。これからpecking order仮説は支持されない(棄却される)。この点は2008年度前のデータに関する分析である松浦 [2010] と同様である。

最適資本への調整を示す(tar\_b-long\_shasai(-1))にかかる係数は1%水準で有意に正である。その意味で最適資本理論(の仮説)は支持される(棄却されない)。

表4 2010年4月から2014年3月までのIV法による推計

Dependent Variable: CHOUTATU\_A\_P  
Method: Panel Two-Stage Least Squares

説明変数	係数	標準誤差	t値	p値
定数項	-0.0297	0.0057	-5.1961	0.0000
PEC_B_P	0.1026	0.5793	0.1770	0.8596
TAR_B-LONGRATIO(-1)	0.0206	0.0040	5.1853	0.0000

Adjusted R-squared -0.3528

S.E. of regression 0.0888

Prob(J-statistic) 0.1553

操作変数：定数項(C) 発行済み株式数(KABUSU)

上位10大株主持株比率(TOP10) 前期土地評価額/総資産比率(TOCHI(-1))

前期流動負債/資産比率(RYUDOU\_D(-1))

#### 4-3 最適資本への調整速度の変化

最適資本への調整速度を示す係数 $b_1$ は1%水準で有意とはいえ、その値は0.020である。95%水

準での信頼区間は、0.01279~0.02838である。調整速度はわずか1.28%~2.84%にとどまっている。 $b_1=1$ の帰無仮説はワルド検定統計量 60873、 $p$ 値=0.00で強く棄却される。松浦 [2010] が企業の資本構成について、最適資本理論が成り立つ上に、調整速度に関し $b_1=1$ の仮説が棄却されず各期で完全に調整されていると報告しているのとは、対照的な結果である。

このように2010~2013年度にかけて、最適資本への調整速度は著しく低下したと考えられる（表4参照）。

## 5 経営の不安定性尺度を考慮した推計

### 5-1 EBIT\_STD の考慮

この最適資本への調整速度の低下の背景として、2008年から2009年にかけて進行したリーマンショックによる影響が考えられる。リーマンショックによる経済の激動を受けて、経営者は企業利益の振幅の激しさに備えて、借入を積み増した、あるいは返済を減少させた可能性がある。たとえば2000年度以降の

$$ROA1 = (\text{税引き前当期利益} / (1/2 * (\text{当期末資産} + \text{前期末資産})))$$

$$EBIT1 = (\text{利払い前、税引き前当期利益} / (1/2 * (\text{当期末資産} + \text{前期末資産})))$$

の動きを見てみる。

2002年度の0.0157 (ROA1) あるいは0.0202 (EBIT1) をボトムに2007年度まで逐次上昇し、2007年度には0.0524 (ROA1) あるいは0.0556 (EBIT1) となった（図1参照）。この間0.03ポイント（3%ポイント）を上回る改善をみた。しかしリーマンショックを挟んで2009年度には0.0180 (ROA1) と▲0.034、あるいは0.0225 (EBIT1) と▲0.031ポイントもの急激な低下を見せた。2014年度でも0.0480 (ROA1) と0.0506 (EBIT1) であり、2007年度の水準まで回復してはいない。このような利益率の上昇と急激な降下は、経営者に業績が悪化した場合に備えて銀行からの借入を予め確保しておく必要性を認識させた可能性がある。

そこで、図2により長期借入比率=長期借入/総資産の動きを見ると、リーマンショック前の2007年度には平均9.20%、中位数4.29%まで低下したのが、ショック後の2010年度には10.92%、6.21%まで上昇している。

そこで、企業経営の不安定性の尺度としてEBIT\_STDを考慮してみる。いわばEBIT\_STDに代表される企業経営の不安定性（の尺度）が、企業の資金調達行動に与える影響性をみようというものである<sup>7)</sup>。

---

7) 細野・滝澤・内本・蜂須賀 [2013] は、企業の株式や社債による資金調達の分析でEBITDA（彼らは金利・税金・償却前利益/総資産で定義している）を収益性の代理変数として取り上げている。EBITDAはキャッシュフ



著しく低くなったトレードオフ理論の調整速度

図1 ROA1（税引き前総資産利益率）とEBIT1（利払い前・税引き前総資産利益率）の推移

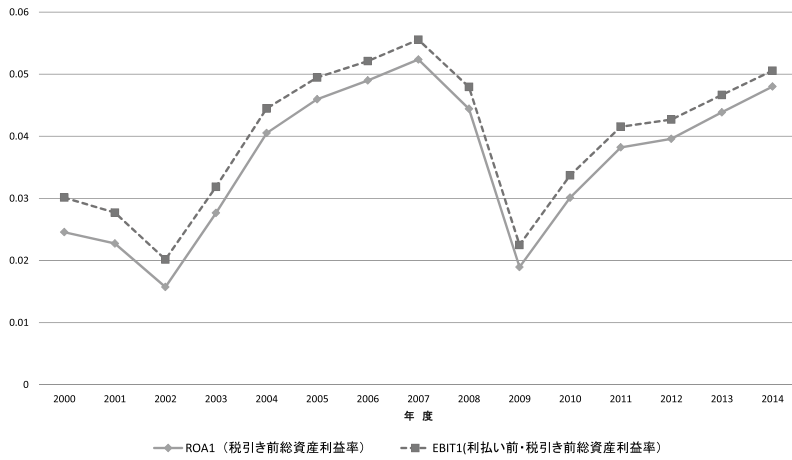
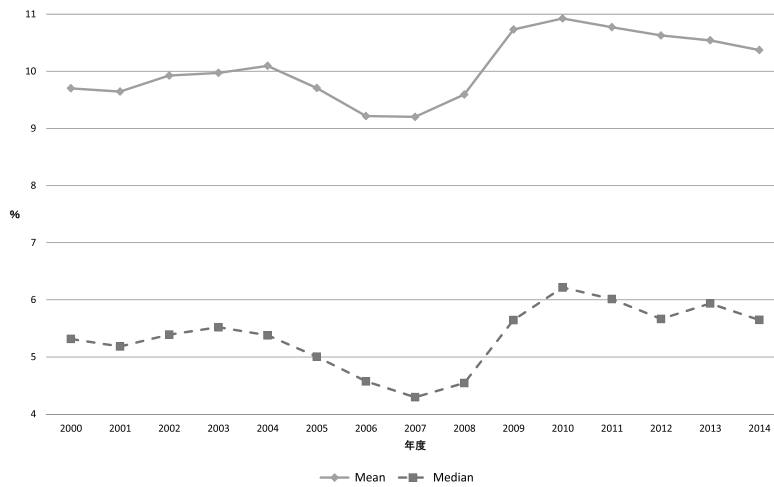


図2 長期借入率（＝長期借入／総資産）の推移



ここでEBIT＝各企業の利払い前、税引き前当期利益、

ローとの関連が強く、負債による規律付けを重視する議論によれば、EBITDAが高い企業ほど負債（借入あるいは社債）の割合が高いと予想される、としている。

EBIT\_STD = 各企業の過去5期のEBITの標準偏差、である。

具体的な定式化は次の通りである。先の推計でその成立が棄却されたpecking order仮説に関するpec\_b\_pは説明変数から除いた。代わりにEBIT\_STDを説明変数として加えた。

$$\text{choutatu\_a\_p}_{it} = b_0 + b_1 * (\text{tar\_b-long\_shasai}(-1))_{it} + b_2 * \text{ebit\_std}_{it} + e_{it} \quad (10)$$

## 5-2 EBIT\_STDを考慮した推計結果

まず内生性の検定を行ったところ、EBIT\_STDは強外性生の仮説が棄却されず、外生変数であった(表5参照)。推計結果は、表6に掲げるとおりである。J統計量のp値は0.19であり、過剰識別制約は満たしている。これから推計結果の一致性に問題はないことが分かる。

最適な資本構成の調整速度を示す(tar\_b-long\_shasai(-1))にかかる $b_1$ は1%水準で有意に正である。経営の不安定性の尺度であるEBIT\_STDにかかる係数の $b_2$ も1%水準で有意に正、その値は0.61である。この点はEBITDAが社債比率を高めているという細野他[2013]の議論と整合的である。

表5 EBIT\_STDの内生性の検定結果

説明変数	係数	標準誤差	t値	p値
C	0.0027	0.0087	0.3043	0.7611
TAR_B-LONG_SHASAI(-1)	0.0114	0.0007	15.6937	0.0000
EBIT_STD	-0.1350	0.1737	-0.7772	0.4376
TAR_B(1)-LONG_SHASAI	-0.0225	0.0006	-34.8821	0.0000
EBIT_STD(1)	0.0397	0.1811	0.2193	0.8266

表6 EBIT\_STDを考慮した推計結果

Dependent Variable: CHOUTATU\_A\_P  
Method: Panel Two-Stage Least Squares

説明変数	係数	標準誤差	t値	p値
C	-0.0346	0.0093	-3.7349	0.0002
TAR_B-LONG_SHASAI(-1)	0.0130	0.0014	9.0293	0.0000
EBIT_STD	0.6106	0.2195	2.7825	0.0056

Adjusted R-squared 0.0797  
S.E. of regression 0.0725  
Prob(J-statistic) 0.1884

操作変数：定数項(C) 各企業過去5期の利払い前・税引き前当期利益の標準偏差(EBIT\_STD)  
前期流動負債/資産比率(KTF0004500(-1)/ASSET(-1))  
前期負債/資産比率(DEBTRATIO(-1)) 前期土地評価額/資産比率(TOCHI(-1))  
前期(現金+短期有価証券)/資産比率(GEN\_YU\_RATIO(-1))

信頼度95%での信頼区間で、 $b_1$ は0.0101～0.0158である。これは表4から得られる信頼区間の0.01279～0.02838と一部重複するものの、やや低い値となっている。これに対し、EBIT\_STDの増加は(総資産－流動負債)で基準化した長期資金(借入と社債)比率を0.61ポイント増加させている。また $b_2$ の信頼度95%での信頼区間は0.179～1.042と1を含むものとなっている<sup>8)</sup>。EBIT\_STDの変化に対する企業の負債政策の反応の大きさを示している。これは2010～2013年度において、いわば企業が利益の振幅にかなり反応して長期負債の調達比率を定めていることを明らかにしている。

図2で示したように長期借入比率の動きを見ると、2000年度からリーマンショック前の2007年度には低下微減傾向にあったが、2010年度には大きく上昇している。2013年度においても10.54%と2000年度を大きく上回る水準にある。各年度の標準偏差も2010年代は2000年代前半より高い傾向にある。

## 6 借入比率を被説明変数とする推計

### 6-1 サンプル数の増加を図るための被説明変数の変更

表4と表6の推計結果は、決算報告書のキャッシュフロー表の値から被説明変数choutatu\_a\_pを作成したものである(資金調達額の作成に用いた変数の日本政策投資銀行財務データコード番号は再述すると、kcf0005000、kcf0005100、kcf0005200、kcf0005300である)。キャッシュフロー計算書を報告しているサンプルが日本政策投資銀行の財務データでは少なかったために、推計に用いたサンプル数もかなり少ないものとなった(表4、表6で767)。このサンプルの少なさと推計に利用したサンプルに小規模、中規模の企業が多かったことが、これらの推計に影響している可能性がある。そこでサンプルの増加を図ると共に企業規模の偏りを無くすために、キャッシュフロー表の値から被説明変数を作成するのではなく、貸借対照表より借入比率(借入金(短期借入と長期借入の合計)/総資産)を作成し、それを被説明変数(kariire/asset)とすることで、サンプル数の増加等を図った。

借入金 = 短期借入と関係会社短期借入 (ktf0000700) + 1年以内返済予定長期借入 (ktf0001200) + 1年以内返済予定関係会社長期借入 (ktf0001300) + 長期借入 (ktf0005300) + 関係会社長期

8) それぞれの信頼区間は以下の通りである。

表4の係数の95%信頼区間

変数	係数	下限	上限
C	-0.0297	-0.0410	-0.0185
PEC_B_P	0.1026	-1.0357	1.2408
(TAR_B_LONGRATIO (-1))	0.0206	0.0128	0.0284

表6の係数の95%信頼区間

変数	係数	下限	上限
C	-0.0346	-0.0258	-0.0164
(TAR_B_LONGRATIO (-1))	0.0130	0.0101	0.0158
EBIT_STD	0.6106	0.1795	1.0418

表7 サンプル数の増加を図るために用いたデータの記述統計

キャッシュフロー計算書が報告されているサンプル    キャッシュフロー計算書が報告されていないものを含む

	LOG(ASSET)	LOG(SALES)		LOG(ASSET)	LOG(SALES)
Mean	16.4498	16.4805	Mean	17.7079	17.3856
Median	16.3491	16.3044	Median	17.5235	17.3113
Maximum	19.6800	20.5392	Maximum	23.4412	23.1250
Minimum	13.9301	12.6241	Minimum	13.9301	10.8328
Std. Dev.	1.0044	1.1699	Std. Dev.	1.4778	1.5858
Observations	839	839	Observations	8938	8938

表8 WelchのF検定

差の検定 LOG(ASSET)

Test for Equality of Means of LOG(ASSET)

Categorized by values of KCFNA

Included observations: 8938

Method	df	Value	p値
t-test	8936	26.9346	0.000
Satterthwaite-Welch t-test*	1237.477	36.2777	0.000
Anova F-test	(1, 8936)	725.4738	0.000
Welch F-test*	(1, 1237.48)	1316.0690	0.000

差の検定(LOG(SALES))

Test for Equality of Means of LOG(SALES)

Categorized by values of KCFNA

Included observations: 8938

Method	df	Value	p値
t-test	8936	17.6665	0.000
Satterthwaite-Welch t-test*	1186.691	22.6495	0.000
Anova F-test	(1, 8936)	312.1036	0.000
Welch F-test*	(1, 1186.69)	513.0007	0.000

\*Test allows for unequal cell variances

借入 (ktf0005500)

である。

ただし、推計は

- ① 表4、表6とサンプルをできるだけそろえるためにキャッシュフロー計算書の値が欠値となるものを除いた推計(表9 サンプル767)、と
- ② キャッシュフロー計算書が欠値のものを含めた推計(表10、サンプル8,570)、の双方を行った。それにより結果の頑健性を確かめた。定式化は次の通りである。

著しく低くなったトレードオフ理論の調整速度

表9 借入比率を被説明変数とする推計結果  
 <キャッシュフロー計算書欠値を除く>

Dependent Variable: KARIIRE/ASSET  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Total panel (unbalanced) observations: 767

説明変数	係数	標準誤差	t値	p値
C	0.1284	0.0057	22.6435	0.0000
TAR_B-LONG_SHASAI(-1)	0.0037	0.0018	2.1267	0.0339
EBIT_STD	0.5496	0.1323	4.1529	0.0000

Adjusted R-squared 0.9341  
 S.E. of regression 0.0420  
 Prob(J-statistic) 0.1119

操作変数：定数項(C) 各企業過去5期の利払い前・税引き前当期利益の標準偏差 (EBIT\_STD)  
 前期流動資産(KTS0004700(-1))  
 前期流動資産/流動負債比率 (KTS0004700(-1)/KTF0004500(-1))  
 前期流動負債/資産比率 (KTF0004500(-1)/ASSET(-1))  
 前期その他流動資産(KTS0002800(-1))

表10 借入比率を被説明変数とする推計結果  
 <キャッシュフロー計算書欠値も含む>

Dependent Variable: KARIIRE/ASSET  
 Method: Panel Two-Stage Least Squares  
 Total panel (unbalanced) observations: 8570

説明変数	係数	標準誤差	t値	p値
C	0.1676	0.0010	161.5190	0.0000
TAR_B-LONG_SHASAI(-1)	0.0065	0.0008	8.5971	0.0000
EBIT_STD	0.0650	0.0239	2.7200	0.0065

Adjusted R-squared 0.9166  
 S.E. of regression 0.0476  
 Prob(J-statistic) 0.6144

操作変数：定数項(C) 各企業過去5期の利払い前・税引き前当期利益の標準偏差 (EBIT\_STD)  
 前期流動資産(KTS0004700(-1))  
 前期流動資産/流動負債比率 (KTS0004700(-1)/KTF0004500(-1))  
 前期流動負債/資産比率 (KTF0004500(-1)/ASSET(-1))  
 前期その他流動資産(KTS0002800(-1))

$$(kariire/asset)_{it} = b_0 + b_1 * (tar\_b-long\_shasai (-1))_{it} + b_2 * ebit\_std_{it} + e_{it} \quad (11)$$

被説明変数が表4や表6とは異なるので、両者を直接比較することはできない。いわば一応の傾向を見ると言うことになる。

推計の前に、キャッシュフロー計算書の値が欠値となるものを除いたデータとキャッシュフロー

計算書の値が欠値となるものを含めたデータを企業の資産（asset）と売上高（sales）で比較してみる（表7参照）。欠値となるものを除いた資産の対数値は16.45、売上の対数値は16.48である。これに対して欠値となるものを含めた資産の対数値は17.71、売上の対数値が17.39である。両者の差の検定をWelchのF検定で行うと（表8参照）、資産については自由度（1,1237）、検定統計量1316、p値0.00で、両者が等しいという帰無仮説は強く棄却される。売上高についても自由度（1,1186）、検定統計量513、p値0.00で両者が等しいという帰無仮説は強く棄却される<sup>9)</sup>。

キャッシュフロー計算書の値が欠値となるものを含めたデータをみると、企業の資産の平均値は2060億円、中位数は415億円、売上高は平均1500億円、中位数343億円（N=8590）で、脚注6にある数字を大きく上回っている。これからすれば、キャッシュフロー計算書の値が欠値となるものを含めたデータは、小規模、中規模に偏るという傾向はかなり是正されたように見える。

## 6-2 キャッシュフロー計算書の値が欠値となるものを除いた推計

キャッシュフロー計算書の値が欠値となるものを除いた推計（表9参照）では、(tar\_b-long\_shasai (-1)) にかかる $b_1$ は5%水準で有意に正、ebit\_stdにかかる $b_2$ は1%水準で有意に正である。 $b_1$ の係数の大きさは0.0037、 $b_2$ の係数の大きさは0.5496である。

表9の係数の値は、表6にある $b_1$ の係数0.013、 $b_2$ の係数0.611と比べると小さくなっている。表9の係数の信頼度95%での信頼区間は、 $b_1$ が0.00028~0.0072、 $b_2$ が0.29~0.81である。これは表4の(tar\_b-longratio (-1))の係数 $b_1$ の95%水準での信頼区間0.0128~0.0284と比べると、その下限を下回っている（脚注8参照）。

## 6-3 キャッシュフローの計算書が欠値となるものを含めた推計

このケースでは、 $b_1$ 、 $b_2$ の係数はいずれも1%水準で有意に正である（表10参照）。(tar\_b-long\_shasai (-1)) にかかる $b_1$ の値は0.0065と表4、表6の(tar\_b-long\_shasai (-1)) にかかる係数をやや下回るが、表9にある0.0037を上回っている。信頼度95%での信頼区間の値を見ると、 $b_1$ は0.0050~0.0079である。表4、表6のケースの信頼区間（脚注8参照）を下回っている。より注目されるのはebit\_stdにかかる $b_2$ の値である。その値は0.065と表6、表9のケースに比べかなり小さくなっている。

$b_2$ は信頼度95%での信頼区間は0.018~0.112と表6の $b_2$ の信頼区間の下限をかなり下回っている。ebit\_stdの係数と信頼区間がかなり小さくなっているのは、サンプル数の増大で結果がより安定したことと、サンプル数の増大でサンプルに含まれる企業の規模も上述したように大きくなったためと考えられる。

---

9) WelchのF検定については松浦・白石 [2009] 参照。

表4、表6では被説明変数がchoutatu\_a\_p、表9、表10では被説明変数がkariire/assetと異なるので、両者を直接比較することはできないことに留意する必要がある。しかし様々に被説明変数を変え、説明変数も変えた試みで、いずれにおいても最適資本への調整を示す(tar\_b-long\_shasai (-1))にかかる係数が統計的に有意に正であり、かつそれが1とは有意に異なっていた、という点は共通している。

これは、リーマンショック後に企業金融はトレードオフ理論に従って動いてはいるが、その調整速度はかなり遅くなり、企業は利潤率の振幅の激しさをみながら、負債比率などを定めているように見える、ということを示すものといえよう。

## 7 終わりに

本稿は我が国企業の資金調達において、pecking order仮説と最適資本構成理論（トレードオフ理論）のどちらが成立しているかを検証した。1999～2008年度のキャッシュフロー計算書によるデータを用いた松浦 [2010] では、最適資本構成理論で説明できるとしたが、サンプル数が少なく、分析対象企業が比較的小規模・中規模の企業に偏るという課題があった。本稿では分析期間をリーマンショック後の2010～2013年度とし、資金調達額の定義をキャッシュフロー計算書による場合（サンプル数は相対的に少）と、貸借対照表によった借入比率という新たな定義による場合（サンプル数は相対的に多）の両方を試みた。

まずキャッシュフロー計算書のデータを用いた場合では、推計に先立ち強外生性の検定を行った結果、資金過不足額は外生変数であったが、最適資本への調整を示す変数（＝最適長期負債比率－前期長期負債比率）(tar\_b-long\_shasai (-1))は内生変数であると判定された。そのため、推計方法はパネルの操作変数法を用いることとした。

その結果、リーマンショック後のデータによっても松浦 [2010] と同様にpecking order仮説は棄却され、最適資本への調整速度を示す変数にかかる係数が1%水準で有意となり、最適資本構成理論が支持された。ただし有意とはいえ、調整速度はわずか1.28%～2.84%にとどまるという結果となった。松浦 [2010] が企業の資本構成について最適資本理論が成り立つ上に、各期で完全に調整されていると報告しているのとは対照的である。このように2010～2013年度にかけて、最適資本への調整速度は著しく低下したと考えられる。

最適資本への調整速度の低下の背景として、リーマンショックによる経済の激動を受けて、経営者は企業利益の振幅の激しさに備えて借入を積み増した、あるいは返済を減少させた可能性があると考えられる。そこで、企業経営の不安定性の尺度としてEBIT\_STD（利払い前・税引き前当期利益の過去5期の標準偏差）を考慮し、統計的に全く有意ではなかったpecking order仮説に基づいて作成した資金過不足額を説明変数から除いて再推計を行った。

それによると、最適資本への調整速度を示す変数にかかる係数は1%水準で有意に正であったが、

小さい値であった。これに対し、(総資産－流動負債) で基準化したEBIT\_STDの増加は(総資産－流動負債) で基準化した長期資金(借入と社債) 比率を0.61ポイント増加させるという結果となり、EBIT\_STD の変化に対する企業の負債政策の反応の大きさを示した。これはリーマンショック後において、企業金融はトレードオフ理論に従って動いてはいるが、その調整速度はかなり遅くなり、利益の振幅にかなり反応して長期負債の調達比率を定めていることを明らかにしている。

さらに、サンプルの増加を図ると共に企業規模の偏りをなくすため、貸借対照表より借入比率(借入金(短期借入と長期借入の合計)/総資産) を作成し、それを被説明変数とする推計を行った。被説明変数が異なるので、それまでの推計と直接比較することはできないことに留意する必要がある。キャッシュフロー計算書が報告されているサンプルのみの推計と、報告されていないものも含めてサンプル数を大幅に増やした推計(企業規模が大) を比較すると、大サンプルの推計では企業規模の上方シフトにより経営の不安定尺度の値が小さくなった。最適資本への調整速度については、いずれも変数にかかる係数が統計的に有意に正であり、かつそれが1とは有意に異なる著しく低い値であり、調整速度の低下という結果の頑健性が示された。

#### 参考文献

- 坂井功治 [2009], 「日本企業における資金調達行動」, 内閣府経済社会総合研究所『経済分析』182号, pp.70-93.
- 細野薫・滝澤美帆・内本憲児・蜂須賀圭史 [2013], 「資本市場を通じた資金調達と企業行動—IPO, SEO, および社債発行の意思決定とその後の投資・研究開発—」, 財務省財務総合政策研究所『フィナンシャル・レビュー』第112号, pp.80-121.
- 松浦克己 [2010], 「キャッシュフローからみたベッキングオーダー理論とトレードオフ理論」, 広島大学『経済論叢』第34巻第2号, pp.31-47.
- 松浦克己・コリン・マッケンジー [2012], 『EViewsによる計量経済分析(第2版)』, 東洋経済新報社.
- 松浦克己・白石小百合 [2009], 『EViewsによる統計学入門』, 東洋経済新報社.
- Brav, A., Graham, J.R., Harvey, C.R., and Michaely, R. [2005], “Payout Policy in the 21st Century,” *Journal of Financial Economics*, vol.77, No.3, pp.483-527.
- Byoun, S. [2008], “How and When Do Firms Adjust Their Capital Structures toward Targets?” *The Journal of Finance*, vol.68, No.6, pp.3069-3096.
- Davidson, R. and MacKinnon, J.G., [2003], *Econometric Theory and Methods*, Oxford University Press.
- Shyam-Sunder, Lakshmi and Myers, Stewart C. [1999], “Testing Static Tradeoff against Pecking Order Models of Capital Structure,” *Journal of Financial Economics*, vol.51, pp.219-244.