



設備の非柔軟性・営業レバレッジと資本構成：日本企業についての実証分析

畠田， 敬
太田， 亘

(Citation)

国民経済雑誌, 227(3):59-76

(Issue Date)

2023-03-10

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCD0I)

<https://doi.org/10.24546/0100479719>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/0100479719>



国民経済雑誌

設備の非柔軟性・営業レバレッジと資本構成：
日本企業についての実証分析

畠 田 敬
太 田 亘

国民経済雑誌 第227巻 第3号 抜刷

2023年3月

神戸大学経済経営学会

設備の非柔軟性・営業レバレッジと資本構成： 日本企業^{*}についての実証分析

畠 田 敬^a
太 田 亘^b

企業が財・サービスの生産に利用する設備は、資金調達、および、資本構成に影響を与える。本稿では、生産設備の特性として、設備の拡大または縮小の費用が高く、企業環境の変化に応じた調整が困難な程度を表す設備の非柔軟性と、固定費が高いが平均費用が低い程度を表す営業レバレッジが、資本構成に与える影響を日本の上場企業で検証した。我々の実証結果によれば、設備の非柔軟性が高いほど負債比率は低く、これはトレードオフ理論と整合的である。一方、営業レバレッジと負債比率の関係は、用いる指標により結果が異なる。そのため、営業レバレッジ指標を用いて議論する際には、注意が必要である。

キーワード 資本構成、負債比率、設備の非柔軟性、営業レバレッジ

1 はじめに

企業が資金を自己資本と負債のいずれで調達するかは、資本構成の問題とよばれており、これは企業の保有する資産の特性の影響を受けることが知られている。資本構成に関する理論のうちトレードオフ理論によれば、負債発行の便益と費用を考慮して、企業価値が最大になるような資本構成、または、負債比率が選択される。負債発行の便益の一つは、利払による節税効果であり、他方、費用の一つは、債務不履行に陥った場合の破綻コストである。企業の保有する有形固定資産は、担保として債務不履行時の破綻コストを低減するため、有形固定資産を多く保有する企業ほど負債比率の高い傾向がある。このような傾向は、Rajan and Zingales (1995)をはじめ、多くの実証研究によって確認されている。これに対して、本稿では、企業の保有する資産の特性のうち、生産活動に直接関わる特性が負債比率にどのような影響を与えるかについて分析を行う。

a 神戸大学大学院経営学研究科, hatakeda@kobe-u.ac.jp

b 大阪大学大学院経済学研究科, wohta@econ.osaka-u.ac.jp

変更または調整のコストが高く、企業環境の変化に合わせた変更が困難な設備は、柔軟性が低い、または、非柔軟性が高いといわれる。固定費が高く平均費用の低い設備は、営業レバレッジが高いといわれる。非柔軟性が高い、あるいは、営業レバレッジが高い設備が生む収益の変動は、そうでない設備が生む収益の変動より大きい可能性がある。収益の変動が大きいとき、利益が出ずに税金を払わない可能性が高くなることで負債発行による節税の便益は低下する。一方、債務不履行の可能性が高くなることで負債発行の費用が上昇する。したがって、資本構成のトレードオフ理論によれば、非柔軟性が高い、あるいは、営業レバレッジが高い企業は最適な負債比率を低くする、と考えられる。

企業の設備の特性が資金調達にどのような影響を与えるかは、負債比率の動的な変化を考察するにおいても重要である。Flannery and Rangan (2006) や Strebulaev (2007) は、企業は常に最適負債比率を維持するのではなく、徐々に最適な比率に近づけている、という実証結果を示している。この理由の一つとして、株式、および、負債の発行コストが挙げられる。その他の理由として、設備の調整コストが考えられる。設備の調整に時間がかかるとき、それに合わせて負債比率の変更を調整する可能性がある。もしそうであれば、資金調達の問題を考えるにあたり、生産設備の特性を考慮する必要がある。

本稿は、日本の上場企業における1964年から2021年までのパネルデータを用いて、設備の非柔軟性を Gu, Hackbarth, and Johnson (2018) の方法により計測し、設備の非柔軟性が高いほど負債比率は低い、という実証結果を提示する。この負の関係の程度が、収益性が低く相対的に債務不履行の可能性が高い場合、また税率が高く負債の節税効果が高い場合に大きくなることを示す。これらの分析結果は、資本構成におけるトレードオフ理論と整合的である。ただし、設備の非柔軟性の指標は、指標の計測期間によって、影響が逆になることはないものの、影響の強さは異なっている。非柔軟性は、企業環境の変化に対して設備を更新しない、または投資を抑制する、という特性であるため、その計測には長期のデータが必要である。分析結果は、指標を20年のデータにより計測した場合、非柔軟であるほど投資を抑制する、という傾向は強くなるが、非柔軟であるほど負債比率は低い、という傾向は弱くなることを示している。20年等の長期のデータを用いて計測された指標は、設備の技術的变化を十分に反映せず、負債比率の変化を十分に説明できない可能性がある。したがって、指標作成方法に注意が必要であり、複数の方法を用いて頑健性のチェックをする必要がある。本稿では、非柔軟性の指標を計測するにあたり、計測期間として、20期（年）と7期（年）で非柔軟性の指標を計測している。分析対象である日本企業においては、生産設備の技術的变化を考慮し、非柔軟性指標を7年程度のデータを用いて計測することが一つの妥当な結果であると考えられる。

一方、営業レバレッジと負債比率の関係は、用いる指標により結果が異なる。営業レバ

レッジが高いほど負債比率は低い、という実証結果が得られているが、営業レバレッジを Kahl, Lunn, and Nilsson (2014) の方法により計測した場合、逆の関係が観察される。これより、少なくとも日本企業の営業レバレッジに関する分析では、複数の指標について頑健な結果が得られない可能性がある。理論により適切な方法で指標を構築する、というのが一つの方向であると考えられるが、本稿における結果は、少なくとも営業レバレッジ指標の利用¹⁾には注意が必要であることを示唆している。

Gu, Hackbarth, and Li (2020) は、米国企業において、設備の非柔軟性が、営業レバレッジと負債比率の関係に影響を与える可能性を報告している。具体的には、設備の非柔軟性が低く柔軟性が高いとき、営業レバレッジの調整が容易になることで、営業レバレッジが高いにもかかわらず負債比率を高くしている企業が米国企業にはあることを示している。本稿において、日本企業について検証を行ったが、同様の影響は観察されなかった。複数の営業レバレッジ指標を用いて同様の影響が観察されていないため、このような影響があったとしても小さなものであると推察される。そのため、設備の非柔軟性と負債比率の関係における分析では、同時に営業レバレッジを考慮しなければならない必要性は低い、と考えられる。

以下、次節で仮説を提示し、第3節でその検証方法を説明する。第4節でデータ、および、指標について説明し、第5節で仮説の検証結果を報告する。第6節はまとめにあてられる。

2 仮 説

本稿では、設備の非柔軟性、および、営業レバレッジと負債比率との関係について、以下の仮説を検証する。

仮説1：設備の非柔軟性が高い企業は、平均的に投資を抑制し、特に、不確実性が高いときに投資を抑制する。

仮説2：設備の非柔軟性の高い企業は、負債比率が低い。

仮説3：営業レバレッジの高い企業は、負債比率が低い。

仮説4：仮説2、および、仮説3は、リスクが高いとき、収益性が低いとき、税率が高いときほど強い。

仮説5：営業レバレッジが高いほど負債比率が低い、という関係は、設備の非柔軟性が低いときに弱い。

仮説1は、設備の非柔軟性指標が適切であるか、を確認するため、非柔軟性指標と投資との関係を分析するものである。本稿で用いる非柔軟性指標は、Gu, Hackbarth, and Johnson (2018) による指標であるが、彼らは指標が適切であるかの判断材料の一つとして、Jovanovic

and Rousseau (2014), および, Kim and Kung (2017) に基づき, 指標が投資に与える影響を分析し, 仮説 1 と整合的な実証結果を示している。設備増強のための資材購入や, 縮小のための設備売却の取引コストが高いとき, 常に企業環境に応じた最適な設備にしておくのではなく, タイミングを図って設備の調整をすることが, 企業の意思決定として最適である。そのため, 非柔軟な企業において, 平均的に投資は少ない, と考えられる。さらに不確実性が高いとき, 非柔軟な企業は, 不確実性が減少した時点で設備の調整を行うことと予想される。それ故, 不確実性が高いときに非柔軟な企業の投資は少ない, と考えられる。

仮説 2, および, 仮説 3 は, 設備の非柔軟性, および, 営業レバレッジが高い企業ほど負債比率は低い, という本稿の中心となる仮説である。非柔軟性に関する仮説 2 について, Mauer and Triantis (1994), Chod and Zhou (2014) がその理論を提示し, MacKay (2003), Reinartz and Schmid (2016), Gu, Hackbarth, and Li (2020) は, それと整合的な実証結果を示している。トレードオフ理論に基づくと, 期待収益が大きく利払による節税効果大きいときに負債比率を高くするが, 収益の変動が大きく債務不履行リスクが高いときに負債比率を低くする。設備の非柔軟性が高いとき, 収益の変動が大きいのであれば, 最適な負債比率は低くなる。ただし, 設備の非柔軟性により期待収益が大きく上昇するとき, 利払の節税効果を狙って負債比率が上昇する可能性があり, この点において, 仮説 2 は実証的な問題となる。営業レバレッジに関する仮説 3 について, Dotan and Ravid (1985) が理論を提示し, Lev (1974), Ferri and Jones (1979), Mandelker and Rhee (1984), Kahl, Lunn, and Nilsson (2014), Chen, Harford, and Kamara (2019) は, それと整合的な実証結果を示している。ただし, Sarkar (2020) の理論によれば, 営業レバレッジと負債比率は必ずしも単調な関係にないため, 必ずしも仮説 3 と整合的な関係が観察されるとは限らない。

仮説 4 は, トレードオフ理論の観点から, 仮説 2, および, 仮説 3 を補強するための仮説である。企業価値最大化のために負債比率の調整をより適切に行うのは, リスクが高いか収益性が低く, 債務不履行の可能性が高いとき, および, 税率が高く負債発行の節税効果大きいときである。これらの状況において, 仮説 2, および, 仮説 3 の効果がより強くなる, とするのが仮説 4 である。

仮説 5 は, 営業レバレッジと負債比率の関係は, 設備の非柔軟性から影響を受ける, とするものである。柔軟な企業は, 営業レバレッジが高くても設備の調整が容易であるため, 債務不履行を避けるために最適負債比率を低くする必要はない。逆に非柔軟な企業は, 状況によっては債務不履行の可能性が高くなるため, 負債比率を営業レバレッジに対して感応的に調整する必要がある。これらの相反する影響により, 柔軟な企業は, 非柔軟な企業に比べ, 営業レバレッジと負債比率の負の関係が弱いと考えられる。Gu, Hackbarth, and Li (2020) は, 仮説 5 と整合的な実証結果を示している。

3 検 証 方 法

仮説1の検証を投資関数の推定により行う。企業*i*の時点*t*における投資比率である $INV_{i,t}$ を被説明変数とし、Tobin's Qである $Q_{i,t}$ を説明変数とする。さらに、 $HI_{i,t}$ を時点*t*において企業*i*の設備の非柔軟性が高い場合に1をとるダミー変数とし、Tobin's Qと $HI_{i,t}$ の交差項である $Q_{i,t} \times HI_{i,t}$ を説明変数として回帰モデルに含める。具体的な回帰モデルは、 $INV_{i,t-1}$ を企業*i*の*t*-1におけるINV, $ROA_{i,t-1}$ を企業*i*の*t*-1におけるROA, $\epsilon_{i,t}$ を誤差項として、

$$INV_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 Q_{i,t} + \theta_2 Q_{i,t} \times HI_{i,t} + \rho_1 INV_{i,t-1} + \rho_2 ROA_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

である。 $Q_{i,t} \times HI_{i,t}$ の係数 θ_2 が負であるとき、非柔軟な企業が、投資の収益性指標である Tobin's Q を考慮したうえで投資を平均的に抑制しており、仮説1と整合的である。ここでは、この回帰モデルを、ダイナミックパネルデータ推定する。

仮説1について、不確実性が高い場合の投資行動を検証するため、式(1)にさらにダミー変数を追加する。 $HV_{i,t}$ を時点*t*における企業*i*の直面する不確実性が高い場合に1をとるダミー変数とし、

$$INV_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 Q_{i,t} + \theta_2 Q_{i,t} \times HV_{i,t} + \theta_3 Q_{i,t} \times HV_{i,t} \times HI_{i,t} + \rho_1 INV_{i,t-1} + \rho_2 ROA_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

をダイナミックパネルデータ推定する。 $Q_{i,t} \times HV_{i,t} \times HI_{i,t}$ の係数 θ_3 が負である場合、非柔軟な企業は不確実性が高い場合に投資を平均的に抑制しており、仮説1と整合的である。

仮説2、および、仮説3の検証を、負債比率を被説明変数とした回帰モデルの推定により行う。企業*i*の時点*t*における負債比率を $L_{i,t}$ とし、企業*i*の時点*t*-1における非柔軟性指標、または、営業レバレッジ指標を $INDEX_{i,t-1}$ とし、

$$L_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 INDEX_{i,t-1} + \gamma_1 X_{i,t-1} + \sum_{j=1}^J \gamma_{2,j} I_j + \sum_{k=1}^K \gamma_{3,k} Y_k + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

とする回帰モデルを考える。ここで、 $X_{i,t-1}$ はコントロール変数のベクトル、 γ_1 はその係数ベクトル、 I_j は産業ダミー、 Y_k は年ダミー、 $\epsilon_{i,t}$ は誤差項である。式(3)を、固定効果モデルにより推定し、企業についてのクラスター頑健標準誤差により検定する。 $INDEX_{i,t-1}$ に非柔軟性指標を用いたとき、係数 β_1 が負であると仮説2と整合的である。 $INDEX_{i,t-1}$ に営業レバレッジ指標を用いたとき、値が低い(高い)ほど営業レバレッジが高い指標の場合、係数 β_1 が正(負)であると仮説3と整合的である。

仮説4の検証を、仮説2、および、仮説3の検証のための回帰モデル式(3)に、非柔軟性

指標と企業の状態を表すダミー変数との交差項である $INDEX_{i,t-1} \times D_{i,t-1}$ を追加して推定することにより行う。 $D_{i,t}$ を、企業 i の時点 t において、リスクが高い状態、収益性の低い状態、または、税率の高い状態にいるときに 1 をとるダミー変数とする。このダミー変数を用いて、

$$L_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 INDEX_{i,t-1} + \beta_2 D_{i,t-1} + \beta_3 INDEX_{i,t-1} \times D_{i,t-1} + \gamma_1 X_{i,t-1} + \sum_{j=1}^J \gamma_{2,j} I_j + \sum_{k=1}^K \gamma_{3,k} Y_k + \epsilon_{i,t} \quad (4)$$

を、固定効果モデルにより推定し、企業についてのクラスター頑健標準誤差により検定する。非柔軟性指標、または、営業レバレッジ指標を用いた $INDEX_{i,t-1}$ とダミー変数 $D_{i,t-1}$ との交差項である $INDEX_{i,t-1} \times D_{i,t-1}$ の係数 β_3 の符号が、 $INDEX_{i,t-1}$ の係数 β_1 の符号と同じであるとき、仮説 4 と整合的である。

仮説 5 の検証を、式(4)を修正した回帰モデルの推定により行う。まず、式(4)において、 $INDEX_{i,t-1}$ に営業レバレッジ指標を用いる。さらに、ダミー変数 $D_{i,t-1}$ を、企業 i が時点 t に非柔軟性指標が低い場合に 1 をとるダミー変数とする。係数 β_3 の符号が係数 β_1 の符号と同じであるとき、仮説 5 と整合的である。

4 データと指標

本稿では、日経メディアマーケティング・日経 NEEDS Financial QUEST の1964年から2022年の財務データ、および、1977年から2022年の株価データを用いる。分析対象とする企業は、日経 NEEDS Financial QUEST に財務データが収録されている上場企業のうち、電気・ガス、および、金融業を除く企業である。ただし、産業分類には、東京証券取引所の33業種分類を用いる。また時点 t を年度（以下「年」と簡略化する）とし、分析期間を、前年の株価が利用可能な1978年から2021年の44年間とする。企業数は、1978年時点で1,389社、2021年時点で2,359社、全体で3,290社である。ここでは、単独決算データを用いた結果を報告するが、連結決算データを用いてもほぼ同様の結果が得られる。

投資比率、負債比率、および、コントロール変数を次のように作成する。投資比率 INV を、(有形固定資産の増加額(簿価)+減価償却費)/総資産(簿価)とする。簿価負債比率 LB を、長短借入金額(簿価)/(長短借入金額(簿価)+資本(簿価))とし、時価負債比率 LM を、長短借入金額(簿価)/(長短借入金額(簿価)+時価総額)とする。ROA を営業利益/総資産(簿価)、LNA を総資産(簿価)対数値、Q を(長短借入金額(簿価)+時価総額)/(長短借入金額(簿価)+資本(簿価))、TANG を有形固定資産/総資産、DIV を配当支払いがある場合に 1 をとるダミー変数、GSALES を売上高成長率とし、これら 6 変数、および、被説明変数の各年各産業メディアンを式(3)、および、式(4)におけるコントロール変数とし

て用いる。

設備の非柔軟性指標 INFLEX を, Gu, Hackbarth, and Johnson (2018) に基づき, 一定期間の営業費用/売上高の最大値と最小値の差をとり, それを売上高/総資産 (簿価) の成長率の標準偏差で基準化した値とする。具体的には, 企業 i の時点 t における営業費用を $X_{i,t}$, 売上高を $S_{i,t}$, 総資産を $A_{i,t}$ とし, 時点 t については, t を含めて過去 7 年のデータを用いて,

$$\text{INFLEX}_{i,t} = \frac{\max_{s \in \{t-6, t\}} (X_{i,s} / S_{i,s}) - \min_{s \in \{t-6, t\}} (X_{i,s} / S_{i,s})}{\text{SD}_{i,t-6,t}(\Delta \log(S_{i,s} / A_{i,s}))} \quad (5)$$

を計測する。SD $_{i,t-6,t}(\Delta \log(S_{i,s} / A_{i,s}))$ は, $t-6$ から t までの売上高/総資産比率 $S_{i,t} / A_{i,t}$ の成長率の標準偏差であることを表す。INFLEX が低いのは, 営業費用/売上高比率の目標数値からの乖離が小さいときである。本稿では, このとき設備の非柔軟性が低いと解釈する。一方, 設備調整のコストが高いとき, 営業費用/売上高比率が必ずしも適切ではない水準で操業をする可能性が高くなり, 営業費用/売上高比率が大きく変動することになり, INFLEX は高くなる。このとき, 設備の非柔軟性が高いと解釈する。すなわち INFLEX は, 値が大きいほど非柔軟性が高い (柔軟性が低い)。INFLEX の計測は, 計測する年を含めて過去 7 年すべてのデータがある企業に対して行う。Gu, Hackbarth, and Li (2020) は, 過去 20 年のうち 10 年のデータがある場合に対して計測を行っている。計測に用いるデータが結果に与える影響を検討するため, 仮説 1, および, 仮説 2 の検証においては, 過去 7 年すべてのデータにより計測をした指標と, 過去 20 年のうち 10 年以上のデータが存在する場合に計測した指標を用いる。

営業レバレッジ指標は, 費用に占める固定費の比率がどの程度高いかを計測する指標である。本稿では, 以下の 4 つの指標を用いる。まず, Kahl, Lunn, and Nilsson (2014) による営業レバレッジ指標を OPLEV とする。企業 i の時点 t における売上高 $S_{i,t}$ の期待値を $E(S_{i,t}) = S_{i,t-1} \sqrt{S_{i,t-1} / S_{i,t-3}}$ とし, 営業費用 $X_{i,t}$ の期待値を $E(X_{i,t}) = X_{i,t-1} \sqrt{X_{i,t-1} / X_{i,t-3}}$ とする。それぞれのイノベーションを $\mu_{i,t}^S = (S_{i,t} - E(S_{i,t})) / S_{i,t-1}$, および, $\mu_{i,t}^X = (X_{i,t} - E(X_{i,t})) / X_{i,t-1}$ とする。さらに, 売上高の予期せぬ変動に対して営業費用がどれほど変動するかを, 回帰モデル

$$\mu_{i,t}^X = a_{i,t} \mu_{i,t}^S + u_{i,t}, \quad s \in \{t-6, t-5, t-4, t-3, t-2, t-1, t\} \quad (6)$$

を推定することにより計測する。ただし, $u_{i,t}$ は誤差項である。得られた係数 $a_{i,t}$ の推定値を OPLEV $_{i,t}$ とする。INFLEX と同様, 推定する年を含めて過去 7 年すべてのデータがある場合に OPLEV を計測する。係数 $a_{i,t}$ の推定値 (OPLEV) が低いことは, 売上高の予期せぬ変化に対して, 営業費用があまり変化しないことを意味する。これは, 費用に占める固定費の比率が高く, 企業が費用を柔軟に調整できないー営業レバレッジが高いーからである。一

方、係数 $a_{i,t}$ の推定値 (OPLEV) が低いことは、企業は費用を柔軟に調整できる—営業レバレッジが低い—ことを意味する。以上のように OPLEV は、値が小さいほど営業レバレッジが高いことを意味する。²⁾

残り3つの営業レバレッジ指標は、Gu, Hackbarth, and Johnson (2018) に提示されている指標を用いる。企業 i について、被説明変数を営業費用/総資産比率、説明変数を売上高/総資産比率とし、回帰モデル

$$X_{i,s}/A_{i,s} = a_{i,t} + b_{i,t}(S_{i,s}/A_{i,s}) + u_{i,s}, \quad s \in \{t-6, t\} \quad (7)$$

を、過去7年すべてのデータがそろった企業 i について推定する。 $u_{i,s}$ は誤差項である。係数 $a_{i,t}$ の推定値を $QFCA_{i,t}$ 、係数 $b_{i,t}$ の推定値を $QFCB_{i,t}$ とし、企業 i の時点 t における営業レバレッジ指標とする。 $QFCA$ は、売上高の変化にかかわらず平均的に必要な固定費を表し、値が高いほど営業レバレッジが高い、と解釈できる。一方、 $QFCB$ は、売上高の変化に対する費用の変化である変動費を表し、値が高いほど営業レバレッジが低い、と解釈できる。また、企業 i について推定する年を含めて過去7年のデータがある場合に、回帰モデル

$$X_{i,s} = a_{i,t} + b_{i,t}X_{i,s-1} + c_{i,t}S_{i,s} + d_{i,t}S_{i,s-1} + u_{i,s}, \quad s \in \{t-6, t\} \quad (8)$$

を推定し、過去4年の営業費用の平均を $\bar{X}_{i,t}$ 、売上高の平均を $\bar{S}_{i,t}$ として、 $(a_{i,t} + b_{i,t}\bar{X}_{i,t} + d_{i,t}\bar{S}_{i,t})/\bar{S}_{i,t}$ を $QFC_{i,t}$ とする。この指標は、時点 t の売上高がゼロであったとしても必要な費用の、平均売上高に対する比率の推定値となる。 QFC は、値が大きいほど、固定費が高く営業レバレッジが高い、と解釈できる。

5 検証結果

本節では、まず記述統計について説明する。次に、設備の非柔軟性について仮説1、および、仮説2の検証結果を報告し、次に、営業レバレッジに関する仮説3の結果を説明する。非柔軟性、および、営業レバレッジそれぞれに関する仮説4の結果を示したのち、最後に非柔軟性が営業レバレッジと負債比率の関係に与える影響について仮説5の結果を報告する。

5.1 記述統計

表1は、各変数の基本統計量として平均・標準偏差・10%点・50%点・90%点を報告している。外れ値の影響を緩和するため、すべての変数を1%点、99%点で winsorize している。 $SD_t(ROA)$ は、時点 t を含めた過去7年間の ROA の標準偏差、 $SKEW_t(ROA)$ は、同様に時点 t を含めた過去7年間の ROA の歪度であり、いずれも7年間で欠損値がないときに計測している。ここでは分析対象を、式(1)、式(2)、および、INFLEXを用いた式(3)の回

表 1 基本統計量

	観測数	平均	標準偏差	10%点	50%点	90%点
LB_t	99,349	0.341	0.269	0.000	0.313	0.731
LM_t	99,349	0.288	0.242	0.000	0.244	0.650
INV_t	99,349	0.009	0.041	-0.020	0.000	0.047
ROA_{t-1}	99,349	0.041	0.047	-0.004	0.036	0.098
LNA_{t-1}	99,349	10.53	1.444	8.804	10.39	12.52
Q_{t-1}	99,349	1.484	1.063	0.644	1.202	2.574
$TANG_{t-1}$	99,349	0.261	0.169	0.061	0.233	0.496
DIV_{t-1}	99,349	0.853	0.355	0.000	1.000	1.000
$GSALE_{t-1}$	99,349	0.033	0.485	-0.131	0.019	0.174
$INFLEX_{t-1}$	99,349	0.687	0.594	0.148	0.525	1.405
$OPLEV_{t-1}$	96,512	0.877	0.194	0.643	0.914	1.054
$QFCB_{t-1}$	99,349	0.883	0.192	0.647	0.921	1.057
$QFCA_{t-1}$	99,349	0.050	0.152	-0.103	0.032	0.233
QFC_{t-1}	99,349	0.115	0.203	-0.072	0.083	0.353
$SD_t(ROA)$	99,349	0.024	0.019	0.007	0.018	0.047
$SKEW_t(ROA)$	99,349	-0.070	0.694	-0.955	-0.068	0.811

1978年から2021年の日本の上場企業。

帰モデルの変数に欠損値がない場合とする。これら分析対象のうち、OPLEV は一部で欠損値をとるため、OPLEV を用いた分析では観測数が少なくなる。

表 2 は、変数間の相関係数を報告している。表 2 パネル B では負債比率と非柔軟性指標・営業レバレッジ指標の相関係数を示している。負債比率と INFLEX との相関係数は負であり、これは、仮説 2 と整合的である。営業レバレッジ指標について、値が小さいときに営業レバレッジが高いのは、OPLEV、および、QFCB であり、値が大きいうちに営業レバレッジが高いのは、QFCA、および、QFC である。営業レバレッジ指標と負債比率の相関係数の符号は、QFCA を除き仮説 3 と整合的である。仮説 3 と整合的ではない QFCA と負債比率の相関係数は、0.003 とゼロに近く、大きく反している訳ではない。

表 2 パネル C では、非柔軟性指標・営業レバレッジ指標の 1 期前の値と ROA の分布の相関係数を示している。指標は 1 期前の値であり、前年から 7 年前までのデータを用いて計測している。一方、ROA の標準偏差、および、歪度は、当年から 6 年前までのデータを用いて計測している。そのため、計測期間が 6 年間重複している点で注意が必要であるが、表は、INFLEX が高いとき、ROA の平均は低く、標準偏差は高く、歪度は低い傾向にあることを示している。これより、企業は INFLEX が高くなったとき、債務不履行リスクを考慮して負債比率を下げる可能性があり、負債比率と INFLEX の相関係数が負であることと整合的である。営業レバレッジと ROA の関係は、指標により異なる。OPLEV、および、QFC は、INFLEX と同様、営業レバレッジが高いとき、ROA の平均は低く、標準偏差は高く、歪度は低い傾向にある。それ故、OPLEV に関して相関係数から判断する限りは、INFLEX と同

表2 相関係数

パネル A：負債比率とコントロール変数の相関係数							
	LB _t	LM _t	ROA _{t-1}	LNA _{t-1}	Q _{t-1}	TANG _{t-1}	DIV _{t-1}
LB _t	1.000						
LM _t	0.844	1.000					
ROA _{t-1}	-0.279	-0.339	1.000				
LNA _{t-1}	0.123	0.090	0.025	1.000			
Q _{t-1}	-0.011	-0.287	0.317	0.013	1.000		
TANG _{t-1}	0.161	0.201	-0.031	-0.026	-0.106	1.000	
DIV _{t-1}	-0.343	-0.282	0.375	0.207	-0.015	-0.021	1.000
GSALE _{t-1}	-0.008	-0.034	0.124	0.006	0.075	-0.029	0.038
パネル B：負債比率と設備の非柔軟性指標・営業レバレッジ指標との相関係数							
	LB _t	LM _t	INFLEX _{t-1}	OPLEV _{t-1}	QFCB _{t-1}	QFCA _{t-1}	QFC _{t-1}
LB _t	1.000						
LM _t	0.843	1.000					
INFLEX _{t-1}	-0.143	-0.133	1.000				
OPLEV _{t-1}	0.096	0.102	-0.447	1.000			
QFCB _{t-1}	0.088	0.093	-0.359	0.409	1.000		
QFCA _{t-1}	0.003	0.003	0.255	-0.268	-0.787	1.000	
QFC _{t-1}	-0.082	-0.085	0.453	-0.631	-0.349	0.271	1.000
パネル C：負債比率・設備の非柔軟性指標・営業レバレッジ指標と収益性の相関係数							
	LB _t	LM _t	INFLEX _{t-1}	OPLEV _{t-1}	QFCB _{t-1}	QFCA _{t-1}	QFC _{t-1}
ROA _t	-0.268	-0.350	-0.019	0.022	-0.069	-0.085	-0.058
SD _t (ROA)	-0.049	-0.106	0.391	-0.271	-0.261	0.301	0.286
SKEW _t (ROA)	-0.015	-0.054	-0.075	0.025	-0.058	0.024	-0.023

1978年から2021年の日本の上場企業。

様、負債比率との相関係数が負であることと整合的である。

5.2 非柔軟性と負債比率

表3は、設備の非柔軟性から投資への影響〔式(1)、および、式(2)〕、設備の非柔軟性から負債比率への影響〔式(3)〕についての推定結果をそれぞれ表す。ここでは、仮説1、および、仮説2についての考察に焦点を当てるために、仮説の検証に直接的に関係のない他の説明変数の係数の推定値については、紙面の都合で省略している。各列は、過去7年の営業費用/売上高比率、および、売上高/総資産比率から計測した短期的な設備の非柔軟性指標 (INFLEX)、そして、その INFLEX を用いたダミー変数 (HI) [7年]³⁾ と過去20年から計測した長期的な INFLEX やそのダミー変数 (HI) [20年] を用いた推定結果である。さらに、回帰モデルの推定期間として、全期間 [1978年－2021年] とそれを2つに分けて、前半期間 [1978年－1999年]、および、後半期間 [2000年－2021年] の3つについてのそれぞれ分析を行っている。

パネル A は、設備の非柔軟性から投資への影響を示している。非柔軟性の指標として、IN-

表3 設備の非柔軟性と投資・負債比率

			指標作成期間			7 年			20年		
			推定期間			1978- 2021	1978- 1999	2000- 2021	1978- 2021	1978- 1999	2000- 2021
被説明変数	説明変数	観測数				99,349	41,280	58,069	91,026	38,528	52,498
パネル A	INV	Q×HI				-0.001** (-2.62)	-0.002** (-2.69)	0.000 (0.17)	-0.003** (-4.28)	-0.002* (-2.42)	-0.002* (-2.50)
パネル B	INV	Q×HV×HI				-0.001* (-2.03)	-0.001 (-1.48)	0.000 (0.02)	-0.002** (-3.31)	-0.002* (-2.36)	-0.002* (-2.51)
パネル C	LB	INFLEX _{t-1}				-0.014** (-6.85)	-0.012** (-3.51)	-0.008** (-4.05)	-0.007* (-2.30)	-0.003 (-0.45)	-0.000 (-0.03)
			Adj. R ²			0.272	0.189	0.202	0.28	0.188	0.217
パネル D	LM	INFLEX _{t-1}				-0.014** (-8.27)	-0.009** (-3.04)	-0.007** (-3.91)	-0.008** (-3.08)	0.000 (0.01)	-0.000 (-0.04)
			Adj. R ²			0.329	0.440	0.306	0.339	0.448	0.317

1978年から2021年の日本の上場企業。パネル A は式(1)の推定結果、パネル B は式(2)の推定結果、パネル C・D は式(3)の推定結果である。HI は、各年において INFLEX が上位20%以内に入っていると各年各産業のメディアンよりも大きな場合に 1 をとるダミー変数である。HV は、各年において TOPIX を用いたマーケットモデルを日次データにより推定し、その残差の標準偏差が、各年各産業のメディアンよりも大きな場合に 1 をとるダミー変数である。括弧内は t 値であり、**(*) は 1%(5%) 水準でゼロと有意に異なることを表す。

FLEX ではなく、高 INFLEX において 1 の値をとるダミー変数 HI を用いて、線形回帰モデルの式(1)における $Q \times HI$ の係数 $[\theta_2]$ の推定値とその t 値を、パネル B は、式(2)における $Q \times HV \times HI$ の係数 $[\theta_3]$ の推定値とその t 値を表す。なお、HV は、不確実性が大きな場合に 1 をとるダミー変数である。

パネル A における $Q \times HI$ の係数推定値が負であることは、非柔軟な企業が投資の収益性指標である Tobin's Q を考慮したうえで、投資が平均的に抑制されていることを示す。さらに、パネル B における $Q \times HV \times HI$ の係数推定値が負であることは、非柔軟な企業の中でもより不確実性に直面している企業ほど投資が平均的に抑制されていることを示す。したがって、これらの 2 つの推定値が負であることは、仮説 1 が支持されることを意味する。

パネル A の推定値は、概ね負の値を示しており、仮説 1 と整合的である。計測期間 7 年の設備の非柔軟性に基づく $Q \times HI$ の係数推定値は、全期間で -0.001、前半期間で -0.002、後半期間で、0.000 であり、全期間、前半期間では、1% 水準で統計的にゼロと有意に異なる。さらに、計測期間 20 年の設備の非柔軟性に基づく $Q \times HI$ の係数推定値は、全期間で -0.003、前半期間で -0.002、後半期で、-0.002 であり、全期間、前半期間、後半期間のいずれにおいても、少なくとも 5% 水準で統計的に有意である。

パネル B においても、ほぼ同様の結果が確認される。すなわち、非柔軟な企業の中でもより不確実性に直面している企業において、投資が平均的に抑制されていることが確認される。但し、計測期間 7 年の設備の非柔軟性に基づく $Q \times HV \times HI$ の係数推定値は、全期間において統計的にゼロと有意に異なるものの、期間を前半期間、後半期間に分けた場合、係

数推定値は、統計的に有意でない。その一方で、計測期間20年の設備の非柔軟性に基づく $Q \times HV \times HI$ の係数推定値は、推定期間にかかわらず、負の値を示しており、かつ、少なくとも5%水準で統計的に有意である。

パネルC、および、パネルDは、設備の非柔軟性から負債比率への影響を表す線形回帰モデルの式(3)における INDEX の係数推定値 $[\beta_i]$ とその t 値を表す。INDEX として、短期の7年で計測した INFLEX と長期の20年で計測した INFLEX を用いる。パネルCは、回帰モデルにおいて、被説明変数として簿価負債比率 LB を、パネルDは、被説明変数として時価負債比率 LM を用いた結果である。

分析結果は、被説明変数として、LB あるいは LM のどちらを用いても、ほぼ同様の結果が報告されており、INFLEX の係数の推定値は、概ね負の値をとっている。特に、回帰モデルの推定期間にかかわらず、短期の7年で計測した INFLEX の係数推定値は、1%水準で統計的にゼロと有意に異なる。他方、長期の20年で計測した INFLEX の係数推定値は、全期間のみで、少なくとも5%水準で統計的に有意である。INFLEX の係数推定値の負値は、設備の非柔軟性の高い企業ほど負債比率を低下させていることを示しており、これは仮説2と整合的である。

INFLEX の計測期間は、推定結果に多少なりとも影響を与える。INFLEX を20年で計測すると、仮説1と整合的であるが仮説2と必ずしも整合的ではなく、7年で計測すると、仮説1と必ずしも整合的でないが仮説2と整合的である。Gu, Hackbarth, and Li (2020) のように、長期のデータ [20年] を用いて INFLEX を計測する場合、INFLEX の推定誤差を小さくすることができる利点がある一方、計測された INFLEX では、生産設備の技術的变化を十分に反映しないなどの可能性がある。それ故、以下では、INFLEX を7年で計測した場合の結果について報告する。

5.3 営業レバレッジと負債比率

表4は、表3のパネルC、および、パネルDにおける分析の枠組みを営業レバレッジに適用した分析結果である。すなわち、式(3)における INDEX として、様々な営業レバレッジの指標を用いて、営業レバレッジが及ぼす負債比率への影響を分析する。営業レバレッジの指標として、Kahl, Lunn, and Nilsson (2014) による営業レバレッジ指標である OPLEV、および、Gu, Hackbarth, and Johnson (2018) による営業レバレッジ指標である QFCB, QFCA, QFC を用いる。パネルAは、回帰モデルにおいて、被説明変数として簿価負債比率 LB を、パネルBは、被説明変数として時価負債比率 LM を用いた結果であり、各パネルの INDEX には、営業レバレッジとして使用される OPLEV, QFCB, QFCA, QFC のいずれかを示す。

表4の分析結果は、全体的に、営業レバレッジと負債比率との関係は使用される指標に

表4 営業レバレッジと負債比率

	被説明変数	指標	OPLEV	QFCB	QFCA	QFC
パネル A	LB	観測数	96,512	99,349	99,349	99,349
		INDEX _{<i>t-1</i>}	-0.014*	0.018**	-0.017**	-0.016**
			(-2.16)	(3.30)	(-2.87)	(-3.25)
		Adj. <i>R</i> ²	0.273	0.271	0.271	0.271
パネル B	LM	観測数	96,512	99,349	99,349	99,349
		INDEX _{<i>t-1</i>}	-0.007	0.015**	-0.014**	-0.014**
			(-1.23)	(3.13)	(-2.58)	(-3.43)
		Adj. <i>R</i> ²	0.333	0.328	0.328	0.328

1978年から2021年の日本の上場企業。式(3)における INDEX を「指標」で示す変数にした場合の推定結果を報告している。括弧内は *t* 値であり、**(*) は 1%(5%) 水準でゼロと有意に異なることを表す。

よって分析結果にばらつきがみられることを示している。OPLEV は、その値が小さいほど営業レバレッジが高いことを意味する。表4のパネル A、および、パネル B の OPLEV の係数推定値は、いずれも負の値をとり、営業レバレッジが高い企業ほど負債比率が低いことを主張している仮説3と整合的でない。特に、被説明変数が LB であるときは、OPLEV の係数推定値は、5%水準で統計的にゼロと有意に異なる。他方、QFCB、QFCA、および、QFC については、営業レバレッジが高いのは QFCB が低い、QFCA が高い、および、QFC が高いときである。そして、パネル A、パネル B の推定結果も、QFCB、QFCA、および、QFC の係数推定値の符号も仮説3と整合的であり、かつ、1%水準で統計的に有意である。

以上より、営業レバレッジと負債比率の関係は、使用する指標により異なる結果が得られ、必ずしも頑健なものではないと言える。または、Sarkar (2020) が理論に示しているように、営業レバレッジと負債比率の関係は様々な条件に依存していることから、ここで用いている営業レバレッジはそれぞれ企業が直面する様々な条件をとらえているため、異なる結果が得られている可能性⁴⁾がある。

5.4 リスク・収益性・税率の影響

表5は、仮説4を検証する式(4)における推定結果のうち、関心のある INDEX_{*t-1*}、および、INDEX_{*t-1*}×D_{*t-1*}の係数推定値のみを報告している。式(4)における INDEX_{*t-1*}は、各パネルで推定に用いられる非柔軟性指標や営業レバレッジ指標を表す。例えば、パネル A は、INDEX_{*t-1*}として、非柔軟性指標を表す INFLEX_{*t-1*}を用いたときの INFLEX_{*t-1*}、および、INFLEX_{*t-1*}×D_{*t-1*}の係数推定値が報告されている。また、D_{*t-1*}はダミー変数を表し、それは列ごとに定義が異なっている。それぞれの指標の係数の符号と、指標とダミー変数の交差項との係数の符号が同じとき、仮説4が支持される。

列(1)、および、列(2)は、高リスクを表すダミー変数を D_{*t-1*}として用いた推定結果で

表5 営業レバレッジと負債比率

指標		(1) 高リスク	(2) 高リスク	(3) 低収益	(4) 低収益	(5) 高税率
パネル A	INFLEX	観測数	99,349	99,349	99,349	99,349
		INDEX _{t-1}	-0.013** (-6.07)	-0.012** (-4.17)	-0.011** (-5.34)	-0.013** (-5.94)
		INDEX _{t-1} ×D _{t-1}	0.000 (-0.14)	0.001 (0.41)	-0.011** (-3.50)	-0.010** (-3.37)
		Adj. R ²	0.272	0.273	0.273	0.273
パネル B	OPLEV	観測数	96,512	96,512	96,512	96,512
		INDEX _{t-1}	-0.011 (-1.71)	-0.026** (-3.52)	-0.020** (-2.63)	-0.018** (-2.67)
		INDEX _{t-1} ×D _{t-1}	-0.019 (-1.56)	0.022* (2.32)	0.022* (2.08)	0.027** (2.84)
		Adj. R ²	0.273	0.274	0.273	0.273
パネル C	QFCB	観測数	99,349	99,349	99,349	99,349
		INDEX _{t-1}	0.014* (2.28)	0.018** (2.66)	0.014* (2.47)	0.009 (1.52)
		INDEX _{t-1} ×D _{t-1}	0.005 (0.52)	-0.007 (-0.82)	0.017 (1.66)	0.045** (4.86)
		Adj. R ²	0.271	0.272	0.271	0.278
パネル D	QFCA	観測数	99,349	99,349	99,349	99,349
		INDEX _{t-1}	-0.009 (-1.30)	-0.017* (-2.40)	-0.014* (-2.26)	-0.008 (-1.25)
		INDEX _{t-1} ×D _{t-1}	-0.012 (-1.06)	0.006 (0.60)	-0.015 (-1.22)	-0.044** (-3.98)
		Adj. R ²	0.271	0.272	0.271	0.278
パネル E	QFC	観測数	99,349	99,349	99,349	99,349
		INDEX _{t-1}	-0.012* (-2.54)	-0.011* (-2.00)	-0.009 (-1.81)	-0.012* (-2.33)
		INDEX _{t-1} ×D _{t-1}	-0.006 (-0.63)	-0.005 (-0.56)	-0.03** (-2.99)	-0.019* (-2.27)
		Adj. R ²	0.271	0.272	0.271	0.278

1978年から2021年の日本の上場企業。式(4)において、被説明変数を簿価負債比率LBとし、INDEXを「指標」で示す変数にした場合の推定結果を報告している。ダミー変数D_{t-1}は列により異なる。列(1)のダミー変数は、ROAの過去7年の標準偏差が、各年の上位20%に入っていると同時に、各年各産業のメディアンよりも大きい場合に1をとる。列(2)のダミー変数は、INFLEXの過去7年の標準偏差が、各年の上位20%に入っていると同時に、各年各産業のメディアンよりも大きい場合に1をとる。列(3)のダミー変数は、ROAが、各年の下位20%に入っていると同時に、各年各産業のメディアンよりも小さい場合に1をとる。列(4)のダミー変数は、PBRが、各年の下位20%に入っていると同時に、各年各産業のメディアンよりも小さい場合に1をとる。列(5)のダミー変数は、平均税率が、各年の上位20%に入っていると同時に、各年各産業のメディアンよりも大きい場合に1をとる。括弧内はt値であり、**(*)は1%(5%)水準でゼロと有意に異なることを表す。

ある。列(1)の高リスクを表すダミー変数は、ROAの過去7年の標準偏差が各年の上位20%に入っていると同時に、各年各産業のメディアンよりも大きい場合に1をとるダミー変数である。列(2)の高リスクを表すダミー変数は、INFLEXの過去7年の標準偏差が、各年の上位20%に入っていると同時に、各年各産業のメディアンよりも大きい場合に1をとるダミー変数である。表5列(1)、および、列(2)の各パネルにおける推定結果は、OPLEVの

ケースを除いて、仮説4のリスクに関する部分と非整合的ではないが、仮説は支持されていないことを示している。OPLEVのケースは仮説の主張と非整合的である。

列(3)、および、列(4)は、低収益を表すダミー変数を $D_{i,t-1}$ として用いた推定結果である。列(3)の低収益を表すダミー変数は、ROAが各年の下位20%に入っていると同時に、各年各産業のメディアンよりも小さい場合に1をとるダミー変数を表し、列(4)の低収益を表すダミー変数は、PBRが、各年の下位20%に入っていると同時に、各年各産業のメディアンよりも小さい場合に1をとるダミー変数を表す。ここで、PBRは、各年末の株価により算出した時価総額を、純資産簿価で割った値とする。表5列(3)、および、列(4)の各パネルにおける係数推定値の符号は、OPLEVを除いて、仮説4の主張と整合的である。

列(5)は、高税率を表すダミー変数を $D_{i,t-1}$ として用いた推定結果である。具体的には、高税率を表すダミー変数は、平均税率が各年の上位20%に入っていると同時に、各年各産業のメディアンよりも大きい場合に1をとる。ここでは、平均税率を、法人税等合計を税金等調整前当期純利益で割り、負の場合には閾値としてゼロに置き換えて算出している。各パネルにおける係数推定値の符号は、OPLEVを除いて、仮説4の主張と整合的である。

以上をまとめると、各パネルにおける係数推定値の符号は、OPLEVを除いて、仮説4の主張と整合的である。非柔軟性、および、営業レバレッジと負債比率の関係は、リスクに依存しているわけではないが、収益性が低い場合、および、税率が高い場合に、強く確認される。

5.5 非柔軟性と営業レバレッジ

表6は仮説5の検証結果を報告している。仮説5の検証を行うにあたり、式(4)を修正した回帰モデルの推定により行う。まず、式(4)において、 $INDEX_{i,t}$ に営業レバレッジ指標を用いる。さらに、ダミー変数 $D_{i,t-1}$ を、企業 i が時点 t において、INFLEXが各年の下位

表6 設備の非柔軟性が営業レバレッジと負債比率の関係に与える影響

指標	OPLEV	QFCB	QFCA	QFC
観測数	96,512	99,349	99,349	99,349
$INDEX_{i,t-1}$	-0.015* (-2.37)	0.018** (3.24)	-0.017** (-2.79)	-0.015** (-3.02)
$INDEX_{i,t-1} \times D_{i,t-1}$	0.002 (0.10)	-0.006 (-0.30)	0.003 (0.09)	-0.008 (-0.45)
Adj. R^2	0.273	0.271	0.271	0.271

1978年から2021年の日本の上場企業。式(4)において、被説明変数を簿価負債比率LBとし、INDEXを「指標」で示す変数にした場合の推定結果を報告している。ダミー変数Dは、INFLEXが各年の下位20%に入り、かつ各年各産業のメディアンよりも小さい場合に1をとる。括弧内は t 値であり、**(*)は1%(5%)水準でゼロと有意に異なることを表す。

20%に入り、かつ各年各産業のメディアンよりも小さい場合に1をとるダミー変数とする。

表6は、このダミー変数と営業レバレッジ指標の交差項の係数推定値が、営業レバレッジにいずれの変数を用いた場合においても、ゼロと有意に異ならないことを示している。表では報告していないが、ダミー変数作成のための閾値を変更してもほぼ同じ推定結果が得られる。以上より、仮説5は支持されない。

6 お わ り に

本稿では、先行研究において報告されている設備の非柔軟性が高いほど負債比率が低い、という関係が、日本企業についても観察されることを確認した。ただし、これらの指標を作成する際、過去の長期のデータを用いる場合、設備の非柔軟性と設備投資との関係においては、仮説1を強く支持するものの、設備の非柔軟性と負債比率との関係においては、仮説2を強く支持しなくなることがわかった。また、設備の非柔軟性と負債比率との関係は、収益性が低く税率が高いときにより顕著であり、トレードオフ理論と整合的である結果が確認された。

営業レバレッジが高いほど負債比率が低いかな否かについて検証を行ったが、実証結果は用いる指標により異なる、というものであった。先行研究で用いられている OPLEV は、米国企業の負債比率の説明要因として有効であるが、日本企業については必ずしも有効ではない。他の指標では、営業レバレッジが高いほど負債比率が低い、という結果が観察されるため、何らかの理由により、日本企業について OPLEV を計測すると誤差が大きくなるか、OPLEV は他の指標とは異なる特性を測定している可能性がある。本稿の結果は、営業レバレッジ指標を用いる場合、より理論に基づいた指標で計測を行うか、複数の指標による頑健性のチェックが必要であることを示唆している。

設備の非柔軟性、および、営業レバレッジと収益性との関係と、それが負債比率にどのような影響を与えるかは、今後の課題として残されている。相関係数を見る限り、設備の非柔軟性が高いか営業レバレッジが高い場合、平均的に ROA は低く、ROA の変動は大きく、ROA の歪度は小さい。様々な産業の中には、技術的に選択の余地なく、非柔軟な設備、または、営業レバレッジの高い設備を用いる必要のある産業がある一方で、それらを選択できる産業があるかもしれない。後者の産業では、平均的に ROA が上昇するときに非柔軟な、または、営業レバレッジの高い設備を用いることで、期待収益が高くなり、債務不履行の可能性が低下することで負債比率が高くなる、という本稿の仮説とは逆の因果関係が観察される可能性もある。そのため、企業が、設備の非柔軟性、および、営業レバレッジをどの程度選択できるかに関する技術的条件と、負債比率の関係についての更なる分析が必要とされる。

注

* 本研究は、JSPS 科研費 19K21694 の助成を受けており、ここに記して感謝する。

- 1) 負債比率の分析において、変数の測定誤差を可能な限り小さくすることは重要である。例えば Rauh and Sufi (2012) は、簿外のリースの情報を適切に評価したうえで負債比率を算出すると、理論とより整合的な結果が得られると報告している。
- 2) 営業レバレッジを、費用の売上高に対する感応度として回帰分析により計測する方法は、Mandelker and Rhee (1984) などにより用いられている。営業レバレッジ指標はこの他にもあり、費用の総資産に対する比率が Ferri and Jones (1979), Novy-Marx (2011), Chen, Harford, and Kamara (2019) などにより用いられている。本稿で用いる営業レバレッジ指標間で結果に相違が出ているため、ここでは後者の方法による営業レバレッジと負債比率の関係についての分析を省略している。
- 3) HI, および, HV を具体的に以下のように作成する。HI は, INFLEX が当該年において上位20% 以内の値であり, かつ, 各年各産業のメディアンよりも大きな場合において, $HI=1$ をとり, そうでない場合は $HI=0$ をとる。HV は 2 つのステップを経て作成される。まず, 各企業の各年の不確実性は, 当該年における企業の日次リターンを TOPIX の日次リターンで回帰するマーケットモデルから推定される残差二乗和の平方根 (標準偏差) として計算される。そして, HV は, その標準偏差が各年各産業のメディアンよりも大きな場合において $HV=1$ を, そうでないなら $HV=0$ をとる。
- 4) 営業レバレッジ指標の特性と負債比率の関係に関するより詳しい分析については今後の課題とする。

参 考 文 献

- Chen, Z. Y., J. Harford, and A. Kamara, 2019, "Operating Leverage, Profitability, and Capital Structure," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 54(1): 369-392.
- Chod, J., and J. Zhou, 2014, "Resource Flexibility and Capital Structure," *Management Science* 60(3): 708-729.
- Dotan, A., and S. A. Ravid, 1985, "On the Interaction of Real and Financial Decisions of the Firm under Uncertainty," *Journal of Finance* 40(2): 501-517.
- Ferri, M. G., and W. H. Jones, 1979, "Determinants of Financial Structure - New Methodological Approach," *Journal of Finance* 34(3): 631-644.
- Flannery, M. J., and K. P. Rangan, 2006, "Partial Adjustment toward Target Capital Structures," *Journal of Financial Economics* 79: 469-506.
- Gu, L., D. Hackbarth, and T. Johnson, 2018, "Inflexibility and Stock Returns," *Review of Financial Studies* 31(1): 278-321.
- Gu, O. L., D. Hackbarth, and T. Li, 2020, "Inflexibility and Leverage," Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3296926>. (access 2022-11-10)
- Jovanovic, B., and P. L. Rousseau, 2014, "Extensive and Intensive Investment over the Business Cycle," *Journal of Political Economy* 122(4): 863-908.
- Kahl, M., J. Lunn, and M. Nilsson, 2014, "Operating Leverage and Corporate Financial Policies," Avail-

- able at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1787184>. (access 2022-11-10)
- Kim, H., and H. Kung, 2017, "The Asset Redeployability Channel: How Uncertainty Affects Corporate Investment," *Review of Financial Studies* 30(1): 245-280.
- Lev, B., 1974, "Association between Operating Leverage and Risk," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 9(4): 627-641.
- MacKay, P., 2003. "Real Flexibility and Financial Structure: An Empirical Analysis," *Review of Financial Studies* 16(4): 1131-1165.
- Mandelker, G. N., and S. G. Rhee, 1984, "The Impact of the Degrees of Operating and Financial Leverage on Systematic-Risk of Common-Stock," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 19(1): 45-57.
- Mauer, D. C., and A. J. Triantis, 1994, "Interactions of Corporate Financing and Investment Decisions - a Dynamic Framework," *Journal of Finance* 49(4): 1253-1277.
- Novy-Marx, R., 2011, "Operating Leverage," *Review of Finance* 15(1): 103-134.
- Rajan, R. G., and L. Zingales, 1995, "What do We Know about Capital Structure - Some Evidence from International Data," *Journal of Finance* 50(5): 1421-1460.
- Rauh, J. D., and A. Sufi, 2012, "Explaining Corporate Capital Structure: Product Markets, Leases, and Asset Similarity," *Review of Finance* 16: 115-155.
- Reinartz, S. J., and T. Schmid, 2016, "Production Flexibility, Product Markets, and Capital Structure Decisions," *Review of Financial Studies* 29(6): 1501-1548.
- Sarkar, S., 2020, "The Relationship between Operating Leverage and Financial Leverage," *Accounting and Finance* 60: 805-826.
- Strebulaev, I. A., 2007, "Do Tests of Capital Structure Theory Mean What They Say?" *Journal of Finance* 62(4): 1747-1787.