

日本企業の負債政策と税制：パネル分析

國枝 繁樹*

概 要

國枝・高畑・矢田(2009)においては、我が国の上場企業のクロスセクションのデータに基づき、法人税の非対称性や損金繰越しの存在を明示的に勘案し、各社ごとの限界税率の推計を行った上、各社の直面する限界税率の差異が日本企業の負債政策にも重要な影響を与えていることを明らかにした。本稿においては、さらに我が国の上場企業の直面する限界税率およびその他の財務政策に関連する指標のパネルデータを作成し、分析を行った。分析結果は、パネルデータの対象期間が非常に短いこともあり、個別固定効果を勘案した場合は限界税率の負債政策への影響は確認できなかったものの、各年度のクロスセクション、プーリング推定、時点固定効果のみを勘案した場合等においては、國枝・高畑・矢田(2009)の結果と同様に、日本企業の負債政策に限界税率が影響を与えているとの結果を得た。こうした分析結果は、米国企業の負債政策に各社の限界税率が影響を与えるとするGraham(1996)等の先行研究の結果と整合的である。法人税法上、負債が株主資本と異なる取扱いを受けていることが日本企業の負債政策を歪めているとすれば、負債と株主資本の取扱いを同一にする方向での法人税制改革が我が国においても望ましいこととなる。

キーワード：負債政策、資本構成、限界税率、法人税

* 一橋大学国際・公共政策大学院准教授（金融庁金融研究研修センター特別研究員）

本稿は、高畑純一郎（一橋大学・財務省財務政策総合研究所）・矢田晴那（財務省財務政策総合研究所）両氏との共同研究“Japanese Firms' Debt Policy and Tax Policy”(2010)の成果の一部に基づくものである。共同研究の成果の一部の金融庁ディスカッション・ペーパーの形で報告を認めていただいた両氏に感謝したい。また、本稿の執筆に当たっては、渡辺智之一橋大学国際・公共政策大学院教授に有益な御意見をいただいた。

なお、本稿に示された見解は、筆者自身のものであり、金融庁、金融研究研修センター、高畑・矢田両氏および両氏の属する機関の見解ではない。

1. はじめに

企業の負債政策の決定要因は、現代コーポレート・ファイナンス理論の主要課題の一つである。Modigliani and Miller (MM)の第1命題は、資本市場が完全な場合には、企業の負債比率は企業価値に影響を与えないとしたが、Modigliani and Miller (1963)は、法人税が存在する場合には、支払利子の節税効果の存在により、負債比率が高いほど、企業価値が増大することを指摘した。しかし、負債比率が高まると財務上の困難(financial distress)に陥る可能性が高くなる。節税効果の現在価値と財務上の困難に伴う(期待)コストの現在価値を比較し、企業価値が最大になる負債比率が選択されるとするのが、資本構成のトレードオフ理論である。支払利子の節税効果の現在価値は、負債額が一定の場合、 τD となることが知られており(ここで τ : 法人税の限界税率、 D : 負債額)、限界税率が高いほど大きくなる。従って、同理論からは法人税の限界税率 τ が高いほど、負債比率は高くなることが予想される。他方、もう一つの有力な理論であるペッキング・オーダー理論においては、企業は内部留保、負債調達、新株発行の順で資本調達を行うとされており、法人税の限界税率の負債比率に与える影響はあまり重要とは考えられていない。従って、企業の負債政策に法人税がどのような影響を与えているかは、企業の負債政策を巡る理論のうち、どれが重要かを知るためにも非常に重要である。

また、法人税制のあり方を考える上でも、法人税率が企業の負債政策に与える影響は非常に重要である。米国で過去に提案された抜本的な法人税制改革案においては、負債調達と株式調達の資本の間の税制上の取扱いを同様にすることが重要な一部とされている(例えば、1992年の米国財務省案のCBIT (Comprehensive Business Income Tax))。そうした抜本的な法人税改革が経済効率をどの程度、改善するかも、現行の法人税が企業の負債政策をどの程度、歪めているかに依存する。

我が国においては、國枝・高畑・矢田(2009)が、Shevlin(1990)およびGraham(1996)に基づき、各企業の限界税率を推計し、その後、限界税率と企業の負債政策の関係につき分析を行った。2007年度の上場企業のデータ(限界税率については、2006年度の推計)を用いた分析によれば、日本企業の負債政策に対して、法人税の限界税率は有意に影響を与えていることが確認された。その内容は、米国における先行研究とも整合的である。

本稿においては、國枝・高畑・矢田(2009)の分析をさらに拡大し、2005~2007年度までの上場企業の財務関連指標等のパネルデータ(限界税率の推計は2004~2006年度)を作成し、分析を行った。分析結果は、パネルデータの対象期間が非常に短いこともあり、個別固定効果を勘案した場合は限界税率の負債政策への影響は確認できなかったものの、各年度のクロスセクション、プーリング推定、時点固定効果のみを勘案した場合等においては、國枝・高畑・矢田(2009)の結果と同様に、日本企業の負債政策に限界税率が影響を与えているとの結果を得た。法人税法上、負債が株主資本と異なる取扱いを受けていることが日本企業の負債政策を歪めているとすれば、負債と株主資本の取扱いを同一にする方向での法

人税制改革が我が国においても望ましいこととなろう。

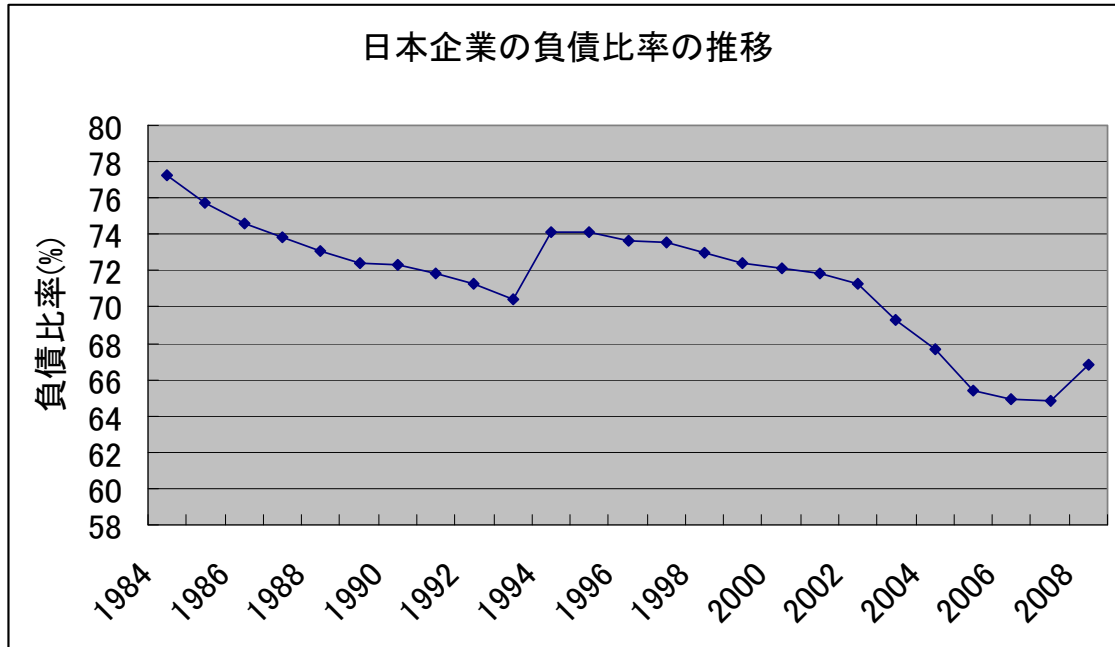
第2章においては、日本企業の負債政策および法人税制の変遷についての簡単な紹介を行い、第3章においては、先行研究および國枝・高畑・矢田(2009)の内容について紹介する。第4章においては、限界税率の推計方法について述べ、第5章においては、他の変数および推計方法につき説明する。第6章において、各年度のクロスセクション分析の推計結果とその含意を述べる。第7章において、パネルデータ分析の推計結果とその含意を述べる。最後に短い結論を述べる。

2. 最近の日本企業の負債政策と法人税制の推移

日本企業の資本構成の特徴として、負債比率の高さがかつて指摘されてきた。高度成長期の旺盛な設備投資需要の多くは銀行借入れで資本調達され、日本企業の負債比率は1970年代には、80%台にまで上昇した。しかし、1970年代以降は、株式市場を通じた資本調達も次第に増加し、負債比率も下降に転じた。1980年代半ば以降の日本企業の負債比率の推移を第1図に示しているが、1980年代後半のバブル期には株価高騰を背景に、増資のみならず、転換社債の転換・新株引受権の行使が進み、負債比率の低下が続いた。1990年代に入ると、バブル崩壊により株式による資本調達が減少したものの、企業の設備投資需要も減少し、日本企業はむしろ過剰な負債の圧縮を進めるようになり、負債比率はさらに低下するようになった。こうした動きは、2000年代前半にも続き、負債比率は65%周辺まで低下した。しかし、本稿で分析を行う2005年度以降には、景気回復も回復し(実質GDP成長率: 2005年度2.3%、2006年度2.3%、2007年度1.8%)、これに伴い、負債比率の低下も一段落し、2005年度は、65.35%、2006年度は、64.33%、2007年度には64.98%と比較的小さな変化となった。その後、2008年度には、同年9月のリーマンショックも発生し、日本経済も実質で-3.7%と収縮に転じた。日本企業の負債比率も、66.85%と上昇に転じた。

こうした日本企業の負債比率は、1960~70年代には、国際的に高い水準であり、特に当時の米国企業の比較的低いとされる負債比率と比較されることが多かった。現代コーポレート・ファイナンス理論では、高い負債比率の場合、負債の節税効果により税引後加重平均資本コストが低くなることから、米国の経営者等からは、米国企業と比較して負債比率の高い日本企業は、低い資本コストに基づき、積極的な投資を行い、高成長を実現しているとの指摘がなされていた。これに対し、日本企業の経営者や政府の産業政策担当者の多くは、現代コーポレート・ファイナンス理論の基礎知識に欠け、株式資本のコストを配当のみと認識していたため、負債比率の低い米国企業は資本コストが低く、日本企業より資本面で有利と考えていた。こうした誤った考え方は、現代コーポレート・ファイナンス理論を初めて日本に紹介した岩田・小宮(1973)以来批判されてきたが、残念ながら1990年代半ばの日本企業の財務担当者へのサーベイ(仁科(1995)、赤石・馬場・村松(1998))においても、財務担当者が同様の認識を持っていたことが確認されている。日本企業が、1970年

第1図 日本企業の負債比率の推移



(出所) 日経 NEEDS。

(注) 国内取引所に上場する会社(銀行、証券、損保を除く)で過去25期連続してデータの比較可能な会社を集計。負債比率は、「負債/総資本」(単独決算・簿価ベース)で定義。

代半ば以降、負債比率の圧縮を図ってきた背景には、こうした株式資本調達のコストが低いとの認識にも基づく部分もあると考えられる。実際、かつては日本企業の優良企業の中には、無借金経営であることを誇る企業も少なくなかった。他方、米国企業は、1970年代・1980年代と負債調達の割合を高め、負債比率を高めてきた。1990年代に入り、負債比率を抑制する動きも見られたが、1950年代に比較すれば高い負債比率を続けている。負債比率の国際比較のためには、各国会計制度の差異の調整等が必要となるが、一般に現在では、日本企業の負債比率は欧米企業と比較して高いわけではなく、むしろ見方によっては相対的に低い水準となっている。

しかし、2000年代に入り、日本企業の資本構成に関する考え方に変化も見られる。花王を先駆として、企業業績の向上のため、EVA®(スタン・スチュワート社の提唱する経済的付加価値の指標)¹や類似の指標を導入する大企業が相次いだ。こうした指標においては、税引後資本コストの概念が重要な役割を果たす。税引後資本コストの概念を理解するため

¹ EVA® は、スタン・スチュワート社の登録商標である。

には、負債の節税効果の存在を認識する必要があり、財務担当者の資本構成と資本コストの関係の理解にも影響を与えたと思われる。また、2000年代に入り、外国投資家やファンドによる企業買収の脅威が現実的なものとなったが、負債比率が低く、キャッシュフローの豊富な企業がその格好の対象であり、企業買収に対する対策を検討する経営者にとっても、負債比率が低いことの問題点が次第に理解されてきた可能性がある。現実にも、過剰債務の解消が進み、景気が回復した2000年代半ばには、それまで実質無借金経営であった花王・キリン等の企業が負債調達による企業買収を開始している。上述のように、上場企業全体の負債比率も2000年代半ばには安定してきており、日本企業の負債政策が過去とは異なるものに移行しつつある可能性がある。また、最近の日本企業の負債政策の分析においても、馬場・西岡(2004)等、現代コーポレート・ファイナンス理論における最適資本構成理論の諸理論で指摘されている要因が、日本企業の負債政策にも影響を与えていることが示されている。本稿においては、2005年度から2007年度の間日本企業の負債政策と限界税制の関係につき分析を行うが、最近の日本企業の負債政策の変化を踏まえれば、限界税率が日本企業の負債政策に影響を与えている可能性は大きくなっているものと期待される。

他方、我が国の法人税の基本税率は、国税については、1970年代以降の財政危機に対応して引上げが図られ、一時は43.3%となったが、1988年の抜本的税制改革により当時の42%から徐々に引き下げられ、1990年には37.5%となった。さらに、金融危機後の1998年には課税ベースの拡大とともに、34.5%への引下げが図られた。翌1999年には、さらに30%に引下げられ、現在に至っている。他方、地方税には法人住民税・法人事業税等が存在している。法人住民税は、均等割と法人税割からなるが、限界税率に関係するのは後者である。法人税割の課税標準は、法人税額（各種税額控除がある場合にはその控除前の額）であり、税率（標準税率）は道府県税5.0%、市町村民税12.3%である。また、法人事業税は2004年に外形標準課税が導入され、所得割のみならず、付加価値割・資本割が存在するが、限界税率に関連するのは所得割で、その税率（標準税率）は大法人の年800万を超える所得に対し、7.2%とされている。ただし、暫定的な措置として地方法人特別税が創設され、2008年10月以降に開始される事業年度から法人事業税率の税率は若干引き下げられる。しかし、地方法人特別税と合わせた税率は大きくは変わらないこととされている。国税と同様に、法人の所得に係る地方税の実効税率は、1984年度の17.40%から2004年度の11.56%まで低下している。

国税・地方税を合わせた法人の実効税率については、法人事業税が損金参入されることから後述の公式に基づき算定されるが、1980年代後半の抜本的な税制改革以降の法人の所得に係る国税・地方税の引下げを受け、徐々に低下し、現在では、地方税の標準税率を前提にすると、39.54%となっている。

こうした法人の所得に係る実効税率の低下は、資本構成のトレードオフ理論に基づけば、負債の節税効果を減少させ、負債比率の低下をもたらすことになる。従って、現実の日本

企業の負債比率の低下は、資本構成のトレードオフ理論と統合的に見えるが、上述のように、サーベイ等に基づけば、過去の日本企業において、現代コーポレート・ファイナンス理論に基づく負債政策が行われていたことを示す証左は少なく、単純な時系列データによる分析の有効性には疑問がある。従って、各企業の直面する限界税率の差異を用いた、限界税率と最近の日本企業の負債政策の関係の分析が必要になってくる。それが本研究の中心課題である。

3. 先行研究

企業の負債政策における法人税の役割は、Modigliani and Miller (1963)以来、認識されていたが、その重要性を実証研究により直接明らかにするには大きな問題があった。すなわち、大企業の多くは、同一の法定の法人税率に直面していると考えられ、ある時点の各企業の負債比率（あるいは負債の増分）を、限界税率を説明変数の一つとする回帰分析を行うことが困難と考えられたからである。このため、支払利子以外の節税効果（例えば、減価償却）の負債比率に対する影響を分析した DeAngelo and Masulis (1980)のように、間接的に税制の負債比率への影響を見ようとする分析が行われた。

こうした見方に対し、Auerbach and Poterba (1987)や Altshuler and Auerbach (1990)は、現実の法人税制において、利益が生じた場合には単純に利益に法定税率を乗じた額が税額となるが、損失が生じた場合には法人税の支払いが生じないという非対称性が存在することを指摘し、利益が正のみならず、負（すなわち損失）の値をとる場合には、(期待)限界税率は法定税率と等しくならぬことを指摘した。加えて、現実の税制においては、当期の損失を繰り延べて、翌期以降の一定期間内の利益と相殺することができる損失繰延べ(carry forward)の制度が存在し、また、逆に当期の損失を前期以前の一定期間内の利益と相殺することができる損失繰戻し(carry back)の制度も存在するため、限界税率の推計は非常に複雑なものとなる。このため、Shevlin(1990)は、各企業の将来の課税利益の簡単な予測式を推計し、その式を用いたモンテカルロ・シミュレーションを行い、損金繰越し・繰戻しを含め、税法に沿って法人税額の計算を行い、限界税率を推計した。

法人税の非対称性を十分勘案した上での企業の負債政策への法人税率の影響についての分析の嚆矢は、MacKie-Mason(1990)である。同論文においては、繰越欠損金および投資税額控除（これも負債以外の節税効果を有する。）が存在する場合、新たな負債による資本調達が増加することを発見した。理論的には、繰越欠損金と投資税額控除の双方とも、負債利子の支払効果による法人税圧縮の余地を少なくするものであり、実証研究の結果はそうした理論的分析と統合的であった。

さらに、Graham(1996)は、上述の Shevlin(1990)の方法により推計した各企業の限界税率とその企業の負債比率の変化の間に有意な関係があることを発見した。ただし、その影

響は必ずしも非常に大きなものではなく、他の要因も重要であった。その後、同様の方法に基づきながら、個人段階での税率まで勘案した分析(Graham (1999))、企業価値のうち、支払利子の節税効果の占める割合の推計(Graham(2000))等の関連した分析がなされている(そうした分析の概要については、Graham (2003)または Graham(2006)を参照されたい)。

我が国においても、いくつかの研究において、企業の負債比率の決定要因の分析が行われてきた。その成果については、2000年までの研究については、辻(2002)の表7.3にまとめられており、その後の研究としては、松浦・竹澤・鈴木(2000)、西岡・馬場(2004)等がある。これらの先行研究においては、法人税が重要な決定要因となりうることについては認識されているが、各企業の限界税率の差異を勘案した分析は存在しない。例えば、負債の支払利子の節税効果を勘案しているとする西岡・馬場(2004)においても、節税効果については、負債コスト(= (1-法人税率)×支払利息)を説明変数に含めているのみである。西岡・馬場(2004)は、パネルデータを用いており、対象期間中に法人税率の引下げがあったため、その効果が反映されている可能性はあるが、Graham(1996)以降の米国における先行研究に比較すれば、その取扱いは不十分なものと言わざるをえない。(なお、同論文では、負債コストが有意に影響しているため、その限りにおいて、法人税率も最適負債比率に影響を与えたとの結論を得ている。)他方、Shevlin (1990)および Graham (1996)の推計方法に基づく日本企業の直面する限界税率の推計については、Kubota and Takehara (2007)が推計を行っているが、同論文の主な関心は、日本企業についての適切な税引後加重平均資本コスト(WACC)の推計にあり、日本企業の負債政策と限界税率の関係に関する分析は行われていない。

これに対し、國枝・高畑・矢田(2009)は、Shevlin(1990)およびGraham(1996)等の推計方法(その内容は次節で詳述する。)にならい、我が国の各企業の2006年度末時点での限界税率を、1999年度から2006年度までの現実のデータに基づく予想式を用いたモンテカルロ法により個別に推計した。その上で、2007年度の各企業の負債比率の変化幅を、被説明変数とし、各企業の2006年度末時点での限界税率の推計値および他の説明変数(本稿第4節で詳述する。)を説明変数とした回帰分析を行った²。その結果、資本構成のトレードオフ理論が主張するように、日本企業の負債比率の増加幅は、限界税率が高いほど大きいことが確認された。日本企業の負債政策が限界税率に影響を受けることは、法人税法上、負債が株主資本と異なる取扱いを受けていることが日本企業の負債政策を歪めていることを示しており、負債と株主資本の取扱いを同一にする方向での法人税制改革が我が国においても望ましいことを意味している。

4. 限界税率の推計

² 2006年度末時点での限界税率を用いるのは、負債比率の変化により限界税率も変化することにより生じる内生性の問題を避けるためである。Graham (1996)においても、同様の分析が行われている。

4. 1 課税所得の推計方法

上述したように、現実の法人税制は利益と損金の扱いが非対称であるのみならず、損金繰延べ等の制度も存在しており、限界税率の推計は非常に複雑になりうる。このため、Shevlin(1990)は、モンテカルロ法により限界税率を推計する方法を試みた。すなわち、負債政策の決定者は、将来の課税所得を予想し、現在の法人税法に基づき法人税額を計算すると仮定する。将来の課税所得は当然変動しうるため、そうした確率的な変動まで考慮した期待限界税率を推計し、(もし限界税率が負債政策に影響を与える場合には)期待限界税率を考慮して負債政策を決定すると想定する。法人税制の複雑さに鑑みれば、アナリティカルに期待限界税率を導くことが困難なため、モンテカルロ法により(期待)限界税率を推計する。本稿においても、基本的にShevlin(1990)の推計方法に沿って推計を行うが、日米の法人税制の違い、データの制約等を踏まえ、適宜、修正した推計方法を採用する。以下の説明は、基本的に國枝・高畑・矢田(2009)と同様だが、推計に用いる現実のデータの対象期間が異なっていることに留意されたい。

まず2004年度末時点での限界税率の推計方法につき説明する。モンテカルロ法での推計を行うためには、まず各企業における将来の課税所得の予測式が必要となる。Shevlin(1990)においては、トレンドとホワイトノイズのみからなる次の式が用いられた。

$$\Delta TI_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ここで、 ΔTI_{it} : i社のt期の課税所得の増分

μ_i :トレンド

ε_{it} : ホワイトノイズ

トレンドとホワイトノイズは、過去の課税所得の実績値から推計する。具体的には、まず1999年度決算から2004年度決算までの各企業の課税所得の実績値に基づき、トレンドは、同期間の課税所得の増分の平均に等しいと仮定し、また、1999年度決算から2004年度決算までの課税所得の変化額がホワイトノイズの分散に等しいと仮定する。

その上で、各社iにつきホワイトノイズの乱数を生成して、(1)式を用いて、課税所得のシミュレーション値を得る。シミュレーション期間は、2004年度を基準年として、2018年度までとする。試行回数は、Shevlin(1990)では50回であったが、本稿においては、より安定した結果を得るため、各社につき10000回繰り返す。対象となる全社につき、同様のシミュレーションを行う。

4. 2 法人税額の計算

(1)で計算した2004年度から2018年度の課税所得TIのシミュレーション値(各社につき10000個)から法人税額(地方税含む)を計算する。法人税額の計算方法としては、

Shevlin(1990)に従い、各年の法人実効税率と繰越欠損金および繰戻欠損金のルールに基づき、法人税額を計算する。

我が国においては、繰越欠損金は、過去には、前5年間以内に開始した事業年度の欠損金額となっていたが、2004年度税制改正で前7年間以内に開始した事業年度の欠損金額に改正され、2001年度4月1日以降に開始した事業年度において生じた欠損金額に適用された。

他方、繰戻欠損金は、本稿で対象とする上場企業については、現在、原則停止となっているため、無視する。

4.3 2004年度における限界税率の推計

シミュレーション期間(2004~2018年度)につき計算した各年の税額 T_i から 2004年度現在の現在価値 $PV(T)$ を算出する。

$$PV(T) = \sum_{i=2004}^{2018} \frac{T_i}{(1+R)^{i-2004}} \quad (2)$$

その際の割引率 R は、Shevlin (1990)と Graham (1996)に倣って、社債金利を用いる。具体的には、日銀金融統計月報の市場金利等の中の社債(12年)の2004年中の平均金利 $R=1.618\%$ を用いる。

その上で、シミュレーション期間の課税所得を1単位増加させて、納税額 T' を再計算する。1と同様に、納税額 T'_i から、その現在価値 $PV(T')$ を算出する。割引率は、やはり上記社債金利を用いる。

$$PV(T') = \sum_{i=2004}^{2018} \frac{T'_i}{(1+R)^{i-2004}} \quad (3)$$

さらに、課税所得の増加額(各年1単位ずつ)の現在価値 $PV(\Delta Y)$ を算出する。

$$PV(\Delta Y) = \sum_{i=2004}^{2018} \frac{1}{(1+R)^{i-2004}} \quad (4)$$

(2),(3)および(4)式より、企業の限界税率 τ を計算する。

$$\tau_{2004} = \frac{PV(T') - PV(T)}{PV(\Delta Y)} \quad (5)$$

こうした企業の限界税率を1社につきシミュレーションされた10000個の課税所得の流列につき計算を行い、10000個の限界税率の平均値を、その企業の限界税率とする。

ここで、Shevlin(1990)およびGraham(1996)との重要な差異は、両論文においては、限

限界税率を基準年度のみの課税所得を1単位増加させたときに、どれだけ税額の現在価値が増加するかと定義しているのに対し、本稿においては、シミュレーション期間の全期にわたり、課税所得を1単位増加させたときにどれだけ税額の現在価値が増加しているかと定義している点である。過去の実証研究によれば、(資本調達)の固定費用の存在等の理由により)負債比率の変更は毎年スムーズに行われるのではなく、断続的(lumpy)に実施されると考えられ、その場合、負債政策の変更は当分の間、継続するものと想定することが適当である。従って、負債増加による支払利子の節税効果も1期のみでなく、その後も継続するものとして、法人税額への影響を考慮する方が適当と考えられるからである。そうだとすると、重要となってくる限界税率も1期分のみの課税所得増加による税額の変化よりも、シミュレーションの全期間につき課税所得が増加した場合を想定することが望ましく、本稿ではそうした定義に基づく限界税率を分析に用いている³。

4. 4 2005年度および2006年度における限界税率の推計

2005年度における限界税率の推計のためには、2004年度における限界税率の推計と同様に、(1)式を用いた課税所得の推計を行うが、その際、2000年度決算から2005年度決算までの各企業の課税所得の実績値に基づき、トレンドは、同期間の課税所得の増分の平均に等しいと仮定し、また、2000年度決算から2005年度決算までの課税所得の変化額がホワイトノイズの分散に等しいと仮定する。その上で、課税所得のシミュレーションを、2005年度を基準年として、2019年度までを対象期間として行う。このシミュレーションを10,000回行い、シミュレーション期間の各年の法人税額の計算を行い、さらに上記の(2)、(3)、(4)および(5)式を2005年度を基準とした式とした上で、限界税率 τ_{2005} を計算する。ただし、割引金利 R は、日銀金融統計月報の市場金利等の中の社債(12年)の2005年中の平均金利 $R=1.703\%$ を用いる。

さらに、2006年度における限界税率についても、同様に、(1)式を用いた課税所得の推計を、2001年度決算から2006年度決算までの6年間の各企業の実績値に基づき、トレンドおよびホワイトノイズを仮定し、2006年度を基準年として、2020年度までを対象期間としてシミュレーションを各企業につき10,000回行う。その上で、上記の(2)、(3)、(4)および(5)式を2006年度を基準とした式とした上で、限界税率 τ_{2006} を計算する。ただし、割引金利 R は、日銀金融統計月報の市場金利等の中の社債(12年)の2006年中の平均金利 $R=1.934\%$ を用いる。

なお、2006年度における限界税率については、國枝・高畑・矢田(2009)においても推計を行っているが、その際は、単年度のクロスセクションの推計であったため、1999年度から2006年度までの8年間の実績データを用いて、課税所得のシミュレーションを行ってい

³ なお、Kunieda, Takahata and Yada (2010)においては、先行研究と同様に1期間のみ課税所得を増加させて計算した限界税率を変数に用いて、2007年度のクロスセクションのデータで回帰分析を行ったが、やはり限界税率が日本企業の負債政策に影響を及ぼすとの結果を得ている。

る。これに対し、今回は、後述のデータの制約から、2004年度・2005年度・2006年度の3年間のパネルデータを作成するため、各年とも6年間の実績データを用いて、課税所得のシミュレーションを行っている。

4.5 データ・対象会社

課税所得 TI_{lit} の実績値は、Shevlin(1990)に従い、次の式により計算する。

$$\text{課税所得} = \text{税引前当期純利益} - \frac{\text{法人税等調整額}}{\text{法定実効税率}} \quad (6)$$

税引前当期純利益および法人税等調整額は、日経 NEEDS のデータに基づく。法人税等調整額は、税効果会計の導入により設けられた項目であり、このため、(1)式の推計に用いられる課税所得の実績値は、1999年度以降のデータに限定される。このため、複数年度のデータからなるパネルデータを作成するためには、各年の限界税率を推計する際に用いる実績データの対象期間は短くすることが必要となる。

また、法定実効税率は、次の式により算定される。

$$\text{法定実効税率} = \frac{\text{法人税率（国税）} \times (1 + \text{住民税率}) + \text{法人事業税率}}{1 + \text{法人事業税率}} \quad (7)$$

税率のうち、地方税率は標準税率を用いる。法人事業税については、外形標準課税導入後は、課税所得増に対する限界的な税額の増分を知りたいことから、所得割部分のみの税率を用いる。また、課税所得の過去の実績値の算定のみならず、将来の法人税額の計算の際にも、39.54%の法定実効税率を用いる。なお、課税所得のモンテカルロ・シミュレーションおよび限界税率の推計は、Excel を用いて計算した。

対象会社は、東証1部上場の全社とするが、後に負債政策への影響を分析することから金融業を営む企業は除く。また、地方税の算定が他の事業と別の方法に拠っているため、電気供給業およびガス供給業も除くこととする。さらに、日経 NEEDS において、課税所得の推計に用いる期間の税引前当期純利益および法人税等調整額のデータが欠ける企業も分析対象から外している。さらに、後述するように、各年の負債比率の変化幅が非常に大きい企業を分析対象から外れ値として除外する。

4.6 推計結果

分析対象各社の各年度の限界税率の推計値の平均は、2005年度 30.942%、2006年度 30.437%、2007年度 32.946%である。対象時期の法定実効税率の 39.54%よりも相当低い値であるが、それは、当該期のみならず、将来に損失が生じる可能性も勘案した上で、法

人税の非対称性や繰越欠損金の存在を考慮したためである。限界税率の推計値の平均が、2005年度から2006年度はほぼ横ばいで、その後、2007年度には上昇しているのも、景気回復に伴い、各企業の課税所得の見通しが好転してきたことを反映しているものと思われる。他方、各年の各企業の限界税率(MTR)の標準偏差は、2005年度 9.079%、2006年度 10.013%、2007年度 8.847%で、各年における各社の限界税率の間に、相応のばらつきがあることを意味しており、各社の直面する限界税率の差異に着目した分析の必要性を明らかにしている。

5. モデルの定式化

上述の方法で推計した各社の限界税率を用いて、限界税率が日本企業の負債政策にどのような影響を与えるかを回帰分析により考察する。モデルの被説明変数および説明変数は、國枝・高畑・矢田(2009)と同じで、以下の説明のとおりである。(表1および表2に各変数の基本統計量を示している。)推計に当たっては、EViewsを用い、OLSでの分析を行ったが、White testの結果、不均一分散が認められたので、Whiteの一致性のある推計を行った。

5. 1 被説明変数(Δ DEBT)

負債政策と税制の関係の分析においては、MacKie-Mason(1990)やGraham(1996)のように、負債比率の変化に注目した分析が一般的である。本稿においても、そうした考え方に従い、被説明変数として、負債比率ではなく、負債比率の変化に着目する。具体的には、次に定義する変数 Δ DEBT(2005年度・2006年度・2007年度の各年)を被説明変数とする。

$$\Delta DEBT = \frac{\text{負債額の変化}}{\text{負債} + \text{株主資本(時価)} + \text{評価換算差額等}} \quad (8)$$

ただし、各年ごとに、 Δ DEBTが μ (各社の Δ DEBTの平均) $+5\sigma$ (各社の Δ DEBTの標準偏差)より大きい場合、あるいは $\mu - 5\sigma$ よりも小さい場合には、外れ値として、サンプルから除外することとする。これにより、分析対象企業数は、2005年度は1193社、2006年度は1204社、2007年度は1211社となる。従って、パネルデータとしては、不完備パネルデータとなる。

対象となる各社の Δ DEBTの平均は、2005年度は+2.010%、2006年度は+3.902%、2007年度は-0.718%である。3年分を合わせたパネルデータの平均では、+1.726%である。本

表1 2005年度と2006年度の回帰分析中の変数の基本統計量

年度	2005年度		2006年度	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
被説明変数				
負債比率の変化幅(Δ DEBT)	2.010	6.939	3.902	10.013
説明変数				
限界税率 (MTR)	30.942	9.079	30.437	10.204
倒産確率指標 (SAFPROB)	0.320	0.041	0.426	0.066
負債以外の節税効果 (Δ NDTS)	0.001	0.0051	0.002	0.008
負債以外の節税効果*倒産確率指標 (NDISSAF)	0.009	0.007	0.010	0.008
フリー・キャッシュフロー(Δ FCF) (単位 10億円)	5.996	65.507	1.413	63.780
時価簿価比率 (Δ PBR)	0.674	0.339	0.791	0.402
企業規模 (Δ SIZE)	0.031	0.057	0.062	0.083
広告宣伝費 (Δ AD)	0.043	0.447	0.084	0.777
研究開発費(Δ RD)	0.114	0.846	0.204	1.203
固定資産比率 (Δ FAR)	0.288	0.162	0.287	0.163
総資産収益率(Δ ROA)	0.060	0.060	0.063	0.053
産業ダミー(建設)D1	0.070	0.2559	0.071	0.256
産業ダミー(運輸)D2	0.036	0.187	0.036	0.186
産業ダミー(情報・通信)D3	0.061	0.240	0.062	0.240
産業ダミー(卸売)D4	0.091	0.288	0.091	0.288
産業ダミー(小売)D5	0.069	0.253	0.069	0.254
産業ダミー(不動産)D6	0.024	0.154	0.027	0.161
産業ダミー(サービス)D7	0.046	0.210	0.046	0.209
大株主比率 (LSHARE)	43.897	17.020	46.995	13.910
外国人株主比率(FSHARE)	14.256	11.529	14.789	11.765
企業集団ダミー(DGROUP)	0.092	0.289	0.091	0.287
サンプル数	1193		1204	

(注) 各変数の詳細な定義については、本文中の説明を参照されたい。なお、 Δ は、回帰分析においては、その差分を変数として用いていることを示している。

表2 2007年度の回帰分析およびパネルデータ分析の変数の基本統計量

年度	2007年度		パネル(2005-07年度)	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
被説明変数				
負債比率の変化幅(Δ DEBT)	-0.718	6.109	1.726	8.092
説明変数				
限界税率(MTR)	32.946	8.847	31.446	9.455
倒産確率指標(SAFPROB)	0.386	0.061	0.377	0.072
負債以外の節税効果(Δ NDTS)	0.003	0.005	0.002	0.006
負債以外の節税効果*倒産確率指標(NDISSAF)	0.011	0.007	0.010	0.008
フリー・キャッシュフロー(Δ FCF) (単位 10億円)	2.611	65.507	3.331	69.683
時価簿価比率(Δ PBR)	1.712	0.339	1.061	0.865
企業規模(Δ SIZE)	0.021	0.057	0.038	0.066
広告宣伝費(Δ AD)	0.009	0.447	0.045	0.687
研究開発費(Δ RD)	0.079	0.846	0.132	1.009
固定資産比率(Δ FAR)	0.294	0.162	0.290	0.164
総資産収益率(Δ ROA)	0.059	0.060	0.061	0.057
産業ダミー(建設)D1	0.071	0.256	0.071	0.256
産業ダミー(運輸)D2	0.036	0.187	0.036	0.186
産業ダミー(情報・通信)D3	0.061	0.240	0.061	0.240
産業ダミー(卸売)D4	0.091	0.288	0.091	0.288
産業ダミー(小売)D5	0.068	0.253	0.069	0.253
産業ダミー(不動産)D6	0.027	0.154	0.026	0.159
産業ダミー(サービス)D7	0.046	0.210	0.046	0.210
大株主比率(LSHARE)	47.339	17.020	46.086	15.168
外国人株主比率(FSHARE)	14.428	11.529	14.492	11.751
企業集団ダミー(DGROUP)	0.093	0.289	0.092	0.289
サンプル数	1211		3608	

(注)各変数の詳細な定義については、本文中の説明を参照されたい。なお、 Δ は、回帰分析において、その差分を変数として用いていることを示している。

分析の対象となる東証1部上場の日本企業は、平均的には2005年度・2006年度には負債比率を増加させたが、2007年度には負債比率の圧縮に転じていることになる。ただし、 Δ DEBTの標準偏差は、2005年度6.939%、2006年度10.013%、2007年度6.109%であり、各企業の負債政策には相当のばらつきがある。

また、MacKie-Mason(1990)やGraham(1996)においては、 Δ DEBTでは、負債比率の変化の中に株主資本の時価の変化による変動等、経営者の意図的な負債政策による変化でないものが含まれてしまうとの認識から、(8)に定義した負債比率の変化幅が2%以上の企業にサンプルを絞ったケースにつき、分析を行っている。本稿においても、全対象企業のうちから、変化幅(Δ DEBT)が2%以上の企業にサンプルを絞ったケースについても回帰分析を行う。変化幅の2%以上の企業を、意図的な負債政策(intentional debt policy)を行った企業として、IDP企業と呼ぶこととする。IDP企業は、2005年度は799社、2006年度は900社、2007年度は772社となる。IDP企業の Δ DEBTの平均は、2005年度は+2.965%、2006年度は+5.209%、2007年度は-1.048%である。

5. 2 説明変数：限界税率(MTR)

説明変数としては、上述の方法で推計した限界税率を用いる。回帰分析に用いる限界税率は、2005年度の負債比率の変化幅の回帰分析では2004年度における限界税率、2006年度の負債比率の変化幅の回帰分析では2005年度における限界税率、そして、2007年度の負債比率の変化幅の回帰分析では2006年度における限界税率というように、被説明変数の一期前の限界税率となっていることに留意する必要がある。これは、負債比率を増加させた企業は、経営環境が悪化した場合に損失を計上しやすくなり、限界税率が低くなるとの関係にあるため、被説明変数と同年度の限界税率を用いた場合、深刻な内生性の問題が生じるという、負債政策と税制の関係の分析ではよく知られた問題を回避するためのものである。一期前の限界税率を用いることを正当化する理由としては、本格的な負債比率の変化には十分な準備が必要で、負債政策変更の決定は、前年度内に実質上行われていると想定されることがあげられる。その場合、負債政策決定時(一期前と想定)の限界税率が高ければ、負債の支払利子の節税効果が高くなり、負債比率を増加させる方向での負債政策をとるインセンティブが働く。従って、限界税率の予想される係数の符号は正である。

5. 3 その他の説明変数

米国および日本における先行研究においては、限界税率以外に企業の負債政策に影響を与えるいくつかの要因が指摘されており、本稿においても、主な要因を説明変数に加えることとする。Graham(1996)に従い、これらの変数のうち、倒産確率指標SAFPROB、「負債以外の節税効果(NDTS)×倒産確率(SAFPROB)」および業種ダミーを除いて、被説明変数が負債比率の変化率となっていることに鑑み、以下の説明変数の差分を回帰分析において用いる。データは、特に説明がない限り、日経NEEDSおよび会社四季報(CD-ROM版)

の該当情報を用いている。

① SAF2002 に基づく倒産確率指標(SAFPROB)

資本構成のトレードオフ理論においては、当該企業の倒産確率が高い場合、財務上の困難に伴う（期待）費用が高くなるため、負債比率の抑制が図られると考えられる。このため、米国の先行研究においては、少数の財務指標に基づき計算される倒産確率指標である Altman(1968)の Z スコアまたはその逆数が説明変数に加えられている。

我が国の先行研究の多くにおいては、利益の変動の大きさ（標準偏差）を倒産確率の代理変数として、説明変数に加えることが多い。しかし、利益の変動が大きければ、赤字に転落する可能性が高く、その結果、上述の方法で推計した限界税率が低くなるという関係にあるため、限界税率を説明変数に含む回帰分析において利益の変動を倒産確率の代理変数として用いることには問題が多い。

そこで、本稿においては、日本企業の倒産確率指標として、白田(2003, 2008)が提唱する SAF(Simple Analysis of Failure)2002 に基づく変数を用いる。SAF2002 は、Altman(1968)の Z スコアと同様に少数の財務指標に基づき計算される倒産確率指標であり、次の(9)式により計算される。（各財務指標の定義は、白田(2003, 2008)による。）

$$\begin{aligned} \text{SAF2002} = & 0.01036 \times \text{総資本留保利益率} + 0.02682 \times \text{総資本税引前当期利益率} \\ & - 0.06610 \times \text{棚卸資産回転期間} - 0.02368 \times \text{売上高金利負担率} \\ & + 0.70773 \end{aligned} \quad (9)$$

SAF2002 の値が大きいほど、倒産確率は低いとされる。（倒産判別点は、0.68 とされている（白田(2003)）。また、Z スコアと異なり、負の値を取ることがある。

MacKie-Mason(1990)および Graham(1996)は、Altman(1968)の Z スコアは値が大きいほど倒産確率が低くなることから、値が大きいほど倒産確率が高くなるよう、Z スコアの逆数を説明変数としている。本稿においても、同様に逆数を用いることとするが、Z スコアと異なり、SAF2002 は負の値を取ることがあるため、そのまま逆数を取ると、倒産確率の指標が負になってしまう場合がありうる。そうした事態を避けるため、正の値を取るよう以下の変換を行う。この変数を、倒産確率指標 SAFPROB と呼ぶ。

$$\text{SAFPROB} = \frac{1}{1 + \text{SAF2002} - \text{SAF2002}_{\min}} \quad (10)$$

ここで、SAF2002_{min} は、全企業の SAF2002 の値のうち、最小のものとする。

SAFPROB は、SAF2002 の値が全企業中で最小の場合（倒産確率が最も高い）に 1 となり、SAF2002 の値が高い（倒産確率が低い）ほど、小さい値（ただし正）となる。

資本構成のトレードオフ理論に従えば、倒産確率が高い場合には、負債比率抑制のインセンティブが大きくなる。従って、予想される符号は負である。

② 「負債以外の節税効果」(NDTS)および「負債以外の節税効果(NDTS)×倒産確率(SAFPROB)」(NDTSSAF)

DeAngelo and Masulis (1980)は、負債の支払利子だけでなく、減価償却等も節税効果を持つと指摘した。その場合、減価償却等の負債以外の節税効果は、負債の支払利子の節税効果といわば代替関係に立つため、負債以外の節税効果(NDTS, Non-debt tax shield)が大きい場合には、最適負債比率は小さくなることになる（代替関係のケース）。これに対し、MacKie-Mason(1990)は、企業の収益性が高いために、企業がさかんに設備投資を行っている場合には、減価償却が増加するのみならず、設備投資のための借入れも増加するため、減価償却等の負債以外の節税効果の増加が、むしろ負債の増加を伴う可能性を指摘した（収益性を通じた正の相関関係のケース）。その上で、MacKie-Mason(1990)は、負債以外の節税効果が負債の支払利子の節税効果と代替関係になるのは、倒産確率が相対的に高く、課税所得が限られた場合であると指摘し、「負債以外の節税効果(NDTS)×倒産確率(ZPROB)」という説明変数により、代替関係のケースの影響をとらえることができるとした。その場合、負債以外の節税効果(NDTS)単独の説明変数は、収益性を通じた正の相関関係のケースに対応することとなる。従って、「負債以外の節税効果×倒産確率」(NDTSZPROB)と「負債以外の節税効果」(NDTS)の両方が説明変数となった場合、「負債以外の節税効果×倒産確率」(NDTSZPROB)の係数の符号が負なのに対し、「負債以外の節税効果」(NDTS)のみの係数の符号は正と予想される。本稿においても、同様の2つの説明変数を加える。その際、負債以外の節税効果(NDTS)は、「減価償却額（簿価）／(負債（簿価）＋株主資本（時価））」と定義する⁴。また、倒産確率はZPROBに代え、上で定義したSAFPROBを用いることとする。ただし、Graham(1996)に倣い、回帰分析においては、負債以外の節税効果(NDTS)×倒産確率(SAFPROB)の数値はそのまま、説明変数(NDTSSAF)とするが、負債以外の節税効果(NDTS)は、その差分 Δ NDTSを実際説明変数とする。

③ フリー・キャッシュフロー(FCF)

Jensen(1986)のフリー・キャッシュフロー理論においては、フリー・キャッシュフロー

⁴ 負債以外の節税効果として、米国の先行研究において取り上げられるのは一般に減価償却額（簿価）と投資税額控除(ITC, Investment Tax Credit)だが、我が国においては、投資税額控除はあまり重要ではないので、本稿では、減価償却額（簿価）のみを取り上げている。

(FCF)が豊富な場合には、経営者が私的利益の追求を図るおそれがあるため、負債比率を高め、フリー・キャッシュフローを減少させることで、企業価値を高められると指摘した。他方、ペッキング・オーダー理論においては、内部留保が多いと、その分、設備投資資金につき借入に頼る必要が少なくなり、従って、豊富なフリー・キャッシュフローの存在は、負債比率を低下させる。具体的には、各会社のキャッシュフロー計算書の「営業活動からのキャッシュフロー」と「投資活動からのキャッシュフロー」の差を、フリー・キャッシュフローとして説明変数（10億円単位）に加える。回帰分析においては、フリー・キャッシュフローの差分（ ΔFCF ）を説明変数とする。上記の説明より、フリー・キャッシュフロー理論が正しければ、予想される係数の符号は正、ペッキング・オーダー理論が正しければ、予想される係数の符号は負となる。

④ 投資機会：資本の時価・簿価比率(PBR)

ペッキング・オーダー理論においては、新規借入れは、情報の非対称性の存在により内部留保より資本コストが高くなるため、投資機会があっても資金制約により投資を実行できなくなる可能性がある。投資機会の多い企業は、こうした資金制約を回避するため、負債比率を引き下げることがある(Myers (1977), Slutz(1990))。その場合、投資機会の多い企業には、負債比率を引き下げようとするインセンティブが働く。投資機会の代理変数としては、一般に資本の時価・簿価比率が用いられることが多く、本稿においても、資本の時価・簿価比率の差分(ΔPBR)を説明変数に加える。

ただし、資本の時価・簿価比率が高い企業については、他の経路で負債政策が異なる可能性もある。すなわち、Baker and Wurgler(2002)の唱えるマーケット・タイミング仮説においては、市場が株式に相対的に高い評価を与えている場合には、企業はその状況を利用して増資を行うため、負債比率は低下する。このため、高い資本の時価・簿価比率は、負債比率を低下させる。これに対し、時価・簿価比率の高い企業の倒産確率は低いと考えると、倒産確率が低ければ、負債の支払利子の節税効果の期待値が高くなり、負債比率を高めるインセンティブが存在することになる。そうした見方に沿えば、高い資本の時価・簿価比率は、高い負債比率に対応することとなる(西岡・馬場(2004))。従って、 ΔPBR に係る係数の予想される符号については、正・負両方の見方がある。

⑤ 企業規模(SIZE)

先行研究においては、企業規模も負債比率につき有意な変数とされる。企業規模は大きいほど、事業の分散の効果により倒産確率が低下するとの見方と、大企業ほど投資家と銀行間における情報の非対称性が減るので、負債比率が低下するとの見方(西岡・馬場(2004))がありえる。従って、企業規模に係る係数の予想される符号については、正・負両方の見

方がありうる。企業規模を示す変数としては、Graham(1996)に従い、売上高の対数を用い、その差分 Δ SIZE を説明変数に加える。

⑥ 広告宣伝費(AD)および研究開発費(RD)

研究開発や広告宣伝等の無形資産は、有形資産よりも外部からのモニタリングが困難なことから、資産代替のインセンティブが大きくなる可能性がある。その場合、銀行等がそうした企業に貸出を行うのに慎重になる可能性があり、負債比率が低下しうる(辻(2000))。また、広告宣伝費および研究開発費が負債以外の節税効果をもたらすと考えた場合には、広告宣伝費および研究開発費の増加は、負債の支払利子の節税効果の価値を低下させ、負債比率を引き下げる方向に働くことになる(Bradley *et al.*(1984))。本稿においても、広告宣伝費および研究開発費をそれぞれ売上高で除した数値の差分(Δ AD および Δ RD)を説明変数に加える。 Δ AD および Δ RD の係数の予想される符号は、負である。

⑦ 固定資産比率(FAR)

固定資産が多い場合には、倒産確率が低くなると考えると、資本構成のトレードオフ理論に従えば、高い固定資産比率は財務危機に伴うコストを引き下げ、負債比率を増加させる。また、固定資産が多い場合、借入れに対して担保の設定が容易であり、情報の非対称性が比較的小さくなると考えても、固定資産比率が高いと、負債比率が高くなる。従って、本稿においても、固定資産比率、具体的には、「有形固定資産/総資産(簿価)」の差分(Δ FAR)を説明変数に加える。予想される係数の符号は、正である。

⑧ 総資産利益率(ROA)

利益率が高い企業については、ペッキング・オーダー理論によれば、内部留保の増加により、負債調達が減少すると考えられ、負債比率が低くなる。利益率を示す変数としては、「総資産利益率(ROA)=税金等調整前当期純利益/総資産(簿価・期末)」を用い、その差分 Δ ROA を説明変数に加える。予想される係数の符号は、負である。

⑨ 業種ダミー(D1~D7)

業種により企業の負債政策の特性が異なることも考えられるため、西岡・馬場(2004)に従い、建設(D1)、運輸(D2)、情報・通信(D3)、卸売(D4)、小売(D5)、不動産(D6)およびサービス(D7)の業種についてダミーを設定する。

⑩ 大株主持株比率(LSHARE)・外国人持株比率(FSHARE)

大株主の多い企業においては、情報の非対称性が軽減され、株主によるガバナンスがより有効だとすると、Jensen(1986)のフリー・キャッシュフロー理論に従えば、負債による規律付けの必要性が減少するため、負債比率が低いと考えられる。また、我が国においては、外国人株主は一般に株主の権利をより強く主張すると考えられており、外国人株主の多い企業は、株主によるガバナンスがより有効となり、同様の理由で、負債比率が低いと考えられる。従って、大株主持株比率（上位10位の持株比率合計）(LSHARE)と外国人持株比率(FSHARE)を説明変数に加える。両説明変数の係数の予想される符号は、負である。

⑪ 企業集団ダミー(DGROUP)

Hirota(1999)においては、当時のメガバンクを中心とする6大企業集団に属する企業については、負債比率が高いことが確認されている。その理由としては、6大企業集団に属する企業については、財務上の危機に直面しても、メインバンクによる支援等を受けることが期待されるため、倒産確率が低いと認識されていること等が指摘されている。従って、企業集団ダミーを説明変数に加える。企業集団のメンバーかどうかについては、先行研究（例えば、Hirota(1999)）においては、「企業系列総覧」に掲載されていた社長会のメンバーか否かが用いられていたが、現在では、メガバンク同士の合併が相次いだこともあり、一部を除いては、社長会の現状が必ずしも明らかではない。しかし、田中(2003)が2003年時点での社長会のメンバーの表を掲載しており、同表に基づき、企業集団に属しているか否かを判断する。なお、2003年以降、合併等により会社名等が変わった場合もあるが、継続性があると判断される場合には、そうした会社も企業集団のメンバーに含めることとする。Hirota(1999)に従えば、予想される係数の符号は正である。

6. 各年度クロスセクション分析の推計結果

6. 1 2005年度のクロスセクション分析の結果

6. 1. 1 全対象企業を用いた回帰分析

本節においては、各年度のクロスセクションの回帰分析の結果を報告する。本稿の主要課題である税関連の変数の係数を中心に説明を行う。

まず、2005年度のクロスセクション分析の回帰分析の結果は、表3のとおりである。

全対象企業（外れ値を除く）を用いた回帰分析（表3左欄）においては、限界税率(MTR)の係数の推計値は、0.090であり、1%水準で有意である。日本企業は、限界税率の増加により、負債の支払利子の節税効果が増加するため、負債比率を増加させることを示している。

倒産確率指標(SAFPROB)の係数は負(−23.416)で、5%で有意である。倒産確率の上昇により負債調達が抑制されるとする資本構成のトレードオフ理論と整合的である。

「負債以外の節税効果」(Δ NDTS)単独の係数は負であり、他方、「負債以外の節税効果×倒産確率」(NDTSSAF)は、係数が正であり、後者のみが統計的に優位(1%水準)である。両符号は、MacKie-Mason(1990)の議論とは反対の結果になっている。

他の説明変数で統計的に有意なものとしては、フリー・キャッシュフロー(Δ FCF)の係数は負で、1%水準で有意である。負の符号は、ペッキング・オーダー理論と整合性のある結果である。また、企業規模(Δ SIZE)の係数は、正で1%水準で有意であり、企業規模が大きければ、倒産確率が低下し、そのため、負債比率が増加すると資本構成のトレードオフ理論の見方と整合的である。固定資産比率(Δ FAR)の係数は負で、1%水準で有意であるが、理論的に予想された符号とは逆である。総資産利益率(Δ ROA)の係数は、負で1%水準で有意である。これは、内部留保の多い企業の負債調達への依存割合は少ないとするペッキング・オーダー理論と整合的である。時価・簿価比率(Δ PBR)、宣伝広告費(Δ AD)および研究開発費(Δ RD)の係数の符号は統計的に有意ではなかった。

業種ダミーのうち、統計的に有意な業種は、運輸(D2)(5%水準)、卸売(D4)(5%水準)および不動産(D6)(5%水準)であり、それらの係数の符号は、すべて正である。

大株主比率(LSHARE)、外国人株主比率(FSHARE) 企業集団ダミー(DGROUP)の係数は正だが、統計的に有意ではない。企業集団ダミーに関する結果は、メガバンク同士の合併などを通じ、企業集団が過去に有していた機能が失われたことを反映しているとも考えられる。

全対象企業を用いた回帰分析の調整済 R^2 は、0.162 となっている。

6. 1. 2 IDP 企業のみを用いた回帰分析

意図的な負債政策が行われたと考えられる IDP 企業(実際には絶対値で2%以上の負債比率の変化があった会社)にサンプルを限定した回帰分析の結果は、表3の右欄のとおりである。係数の符号等については、全対象のケースとほぼ同じであるが、限界税率(MTR)の係数(1%水準で有意)は0.126で、全対象のケースより大きくなっている。この結果は、意図的な負債政策を行ったと思われる会社の場合には、限界税率の変化の影響がより大きいことを意味しており、限界税率が意図的な負債政策に影響を与えているとの見方を支持するものと考えられる。倒産確率指標(SAFPROB)の係数は負(10%水準で有意)でトレードオフ理論と整合的である。負債以外の節税効果(Δ NDTS)と「負債以外の節税効果×倒産確率」(NDTSSAF)の符号は全対象企業の場合と同じで、トレードオフ理論と逆だが、後者は統計的に有意である。他の説明変数については、全対象企業を用いた回帰分析と同様の傾向である。

表3 2005年度のクロスセクションの回帰分析の結果

対象企業	全対象企業	IDF 企業のみ
C	6.767 (1.476)	8.480 (1.284)
MTR	0.090(3.095)***	0.126 (3.139)***
SAFPROB	-23.416(-2.027)**	-30.846 (-1.917)*
△NDTS	-74.910(-1.012)	-156.063 (-1.831)
NDTSSAF	247.222(5.204)***	326.583 (5.539)***
△FCF	-0.013(-3.668)***	-0.018 (-3.076)**
△PBR	-0.568(-0.660)	-0.827 (-0.678)
△SIZE	36.863(4.841)***	37.560 (4.325)***
△AD	-0.200 (-0.388)	-0.512 (-0.662)
△RD	-0.250(-0.722)	-0.153 (-0.390)
△FAR	-8.686(-4.723)***	-10.939 (-4.051)***
△ROA	-22.805 (-2.880)***	-22.129(-1.863)*
D1	-0.932(-0.979)	-1.005 (-0.760)
D2	1.912 (2.093)**	2.928 (2.489)**
D3	-0.674 (-0.807)	-0.598 (-0.386)
D4	1.933(2.570)**	1.860 (2.000)**
D5	0.066(0.091)	-0.005 (-0.005)
D6	4.235 (2.174) **	3.656 (1.681)*
D7	-0.835 (-0.856)	-1.490 (0.990)
LSHARE	0.014 (1.054)	0.025 (1.237)
FSHARE	0.013 (0.543)	0.013 (0.334)
DGROUP	0.575 (0.876)	0.572 (0.654)
調整済 R ²	0.162	0.172
サンプル数	1193	799
△DEBT の平均	2.010	2.965

IDP 企業のみを用いた回帰分析の調整済 R^2 は、0.172 となっている。

6. 2 2006 年度のカロスセクション分析の結果

6. 2. 1 全対象企業を用いた回帰分析

2006 年度のカロスセクション分析の回帰分析の結果は、表 4 のとおりである。

全対象企業（外れ値を除く）を用いた回帰分析（表 4 の左欄）においては、限界税率(MTR)の係数の推計値は、0.153 であり、1%水準で有意である。2006 年度においては、限界税率と負債比率の変化幅の関係は、2005 年度と比較してより強いものになっている。

倒産確率指標(SAFPROB)の係数は負でトレードオフ理論と整合的だが、統計的には有意でなくなっている。

負債以外の節税効果(Δ NDTS)単独の係数は正であり、MacKie-Mason(1990)の議論とは整合的だが、統計的には有意でない。他方、「負債以外の節税効果×倒産確率」(NDTSSAF)は、係数が正(1%水準で有意)であり、MacKie-Mason(1990)の議論とは反対の結果になっている。

他の説明変数で統計的に有意なものとしては、まず、フリー・キャッシュフロー(Δ FCF)、企業規模(Δ SIZE)、固定資産比率(Δ FAR)および総資産利益率(Δ ROA)の係数があり、その符号は 2005 年度の推計結果と同様である。また、2005 年度のカロスセクション分析では統計的に有意ではなかった研究開発費(Δ RD)は、負で 1%水準で有意であり、理論的な予想と合致している。また、時価・簿価比率(Δ PBR)および広告宣伝費(Δ AD)の係数の符号は統計的に有意ではなかった。

業種ダミーのうち、統計的に有意な業種は、運輸(D2)(5%水準)、情報・通信(D3)(10%水準)、卸売(D4)(10%水準)および不動産(D6)(1%水準)であり、それぞれ係数の符号は、正、負、正および正となっている。

大株主比率(LSHARE)、外国人株主比率(FSHARE) 企業集団ダミー(DGROUP)の係数は統計的に有意ではない。

全対象企業を用いた回帰分析の調整済 R^2 は、0.393 となっており、他の年度に比べ、高めになっている。

6. 2. 2 IDP 企業のみを用いた回帰分析

意図的な負債政策が行われたと考えられる IDP 企業（実際には絶対値で 2%以上の負債比率の変化があった会社）にサンプルを限定した回帰分析の結果は、表 4 の右欄のとおりである。係数の符号等については、全対象企業のケースとほぼ同じであるが、限界税率(MTR)の係数(1%水準で有意)は 0.187 で、全対象企業のケースより大きい。倒産確率指標(SAFPROB)の係数は負(5%水準で有意)でトレードオフ理論と整合的である。負債以外の節税効果(Δ NDTS)は、全対象企業のケースと異なり、負に転じているが、統計的に有意でない。負債以外の節税効果×倒産確率」(NDTSSAF)の符号は、トレードオフ理論と逆に正

表4 2006年度のクロスセクションの回帰分析の結果

年度	全対象企業	IDF 企業のみ
C	6.105 (1.462)	11.910 (-2.329)**
MTR	0.153 (5.453)***	0.187 (5.232) ***
SAFPROB	-9.492 (-1.258)	-17.932 (-2.021)**
△NDTS	83.452 (1.324)	-27.727 (-0.388)
NDTSSAF	159.334 (3.804)***	175.728 (3.378)***
△FCF	-0.015 (-2.238)**	-0.014 (-2.129)**
△PBR	-1.154 (-1.292)	-1.835 (-1.667)*
△SIZE	62.125(8.929)***	68.452 (8.948)***
△AD	-0.529 (-1.478)	-0.280 (-0.449)
△RD	-0.702 (-2.718)***	-0.816 (-2.270)**
△FAR	-14.772 (-6.853)***	-16.331(6.056)***
△ROA	-59.459(-6.319)***	-70.703 (-5.805)***
D1	-0.254 (-0.221)	-0.565 (-0.424)
D2	2.917(2.450)**	3.357 (1.993)**
D3	-2.406 (-1.837)*	-3.744 (-1.946)*
D4	1.679 (1.934)*	1.822 (1.645)
D5	1.296 (1.282)	1.628 (1.197)
D6	11.475 (4.005)***	13.893 (4.179)***
D7	0.166 (0.109)	-0.414 (-0.211)
LSHARE	0.007 (0.358)	-0.006 (-0.222)
FSHARE	-0.016 (-0.597)	-0.031(-1.619)
DGROUP	0.111 (0.155)	-0.344 (-0.374)
調整済 R ²	0.393	0.399
サンプル数	1204	900
△DEBT の平均	3.902	5.209

で、統計的には1%水準で有意である。他の説明変数については、産業ダミーのD4（卸売）が僅差で統計的に有意でなくなったほかは、全対象企業を用いた回帰分析と同様の傾向である。

IDP企業のみを用いた回帰分析の調整済R²は、0.399で、やはり他の年度に較べ、高めである。

6. 3 2007年度のクロスセクション分析の結果

6. 3. 1 全対象企業を用いた回帰分析

2007年度のクロスセクション分析の回帰分析の結果は、表5のとおりである。

全対象企業（外れ値を除く）を用いた回帰分析（表5左欄）においては、限界税率(MTR)の係数の推計値は、0.080であり、1%水準で有意である。2007年度においても、限界税率が高い日本企業ほど負債比率の増加幅は大きくなっている。

倒産確率指標(SAFPROB)の係数は、トレードオフ理論と整合的に負だが、統計的には有意でない。

「負債以外の節税効果」(△NDTS)単独の係数は正で5%水準で有意であり、また、「負債以外の節税効果×倒産確率」(NDTSSAF)は、統計的には有意でないながらも、係数が負となっており、MacKie-Mason(1990)の議論と整合的である。

他の説明変数で統計的に有意なものとしては、フリー・キャッシュフロー(△FCF)の係数は負で、1%水準で有意である。負の符号は、ペッキング・オーダー理論と整合性のある結果である。また、企業規模の係数は、正で1%水準で有意であり、企業規模が大きければ、倒産確率が低下し、そのため、負債比率が増加すると資本構成のトレードオフ理論の見方と整合的である。総資産利益率(△ROA)の係数は、負で1%水準で有意である。これは、内部留保の多い企業の負債調達への依存割合は少ないとするペッキング・オーダー理論と整合的である。また、研究開発費(△RD)の係数は、1%水準で統計的に有意だが、符号が正で、理論の予想とは異なっている。時価・簿価比率(△PBR)、広告宣伝費(△AD)及び固定資産比率(△FAR)の係数の符号は統計的に有意ではなかった。

業種ダミーのうち、統計的に有意な業種は、建設(D1)(1%水準)、運輸(D2)(5%水準)、情報・通信(D3)(5%水準)、小売(D5)(5%水準)および不動産(D6)(1%水準)であり、それぞれ係数の符号は、建設(D1)以外は全て正となっている。

他年度と異なり、大株主比率(LSHARE)および外国人株主比率(FSHARE)の係数が、統計的に有意に転じている（前者が5%水準、後者が1%水準）が、符号は両者とも正で、理論的な予想とは逆である。企業集団ダミー(DGROUP)の係数は負だが、統計的に有意ではない。

全対象企業を用いた回帰分析の調整済R²は、0.206となっている。

表5 2007年度のクロスセクションの回帰分析の結果

対象企業	全対象企業	IDF 企業のみ
C	-3.492 (-1.261)	-5.572 (-1.336)
MTR	0.080 (3.594) ***	0.112 (3.696) ***
SAFPROB	-5.727 (-1.010)	-5.547 (-0.666)
△NDTS	94.279 (2.063)**	126.548 (1.963)**
NDTSSAF	-31.063 (-0.933)	-66.172 (-1.479)
△FCF	-0.008 (-3.215)***	-0.015 (-4.875)***
△PBR	0.209 (0.759)	0.435 (1.243)
△SIZE	39.174(5.781)***	47.893 (5.769)***
△AD	-0.217(-0.917)	-0.217(-0.917)
△RD	0.571(3.001)***	0.582 (2.507)**
△FAR	0.838 (0.553)	2.188 (1.033)
△ROA	-19.865 (-3.208)***	-25.501 (-3.019)***
D1	-2.889 (-3.524)***	-3.195 (-3.106)***
D2	1.579 (1.993)**	1.748 (1.529)
D3	1.347 (2.289)**	1.191 (1.136)
D4	-0.113 (-0.160)	-0.138 (-0.134)
D5	1.378 (2.042)**	2.198 (2.189)**
D6	6.691 (3.499)***	7.018 (3.056)***
D7	1.022 (1.112)	1.053 (0.686)
LSHARE	0.031 (2.095)**	0.034 (1.498)
FSHARE	0.031(1.753)*	0.029 (0.945)*
DGROUP	-0.222 (-0.440)	-0.350 (-0.470)
調整済 R ²	0.206	0.258
サンプル数	1211	772
△DEBT の平均	-0.718	-0.718

6. 3. 2 IDP 企業のみを用いた回帰分析

意図的な負債政策が行われたと考えられる IDP 企業(実際には絶対値で 2%以上の負債比率の変化があった会社) にサンプルを限定した回帰分析の結果は、表 5 の右欄のとおりである。限界税率(MTR)の係数(1%水準で有意)は 0.112 で、全対象のケースより大きくなっている。倒産確率指標(SAFPROB)の係数はトレードオフ理論と整合的な負だが、統計的には有意ではない。他の節税効果との関係では、負債以外の節税効果(Δ NDTS)と「負債以外の節税効果 \times 倒産確率」(NDTSSAF)の符号は、トレードオフ理論と整合的であるが、統計的には前者のみが有意である。他の説明変数については、全対象企業を用いた回帰分析と同様の傾向であるが、産業ダミーの D2(運輸)および D3(情報・通信)が統計的に有意でなくなり、またコーポレート・ガバナンス指標の大株主比率や外国人株主比率も統計的に有意でなくなっている。

IDP 企業のみを用いた回帰分析の調整済 R^2 は、0.258 となっている。

6. 4 推計結果の含意

上記の各年度のクロスセクションの推計結果より、全対象企業を用いた回帰分析での限界税率の係数は、2005 年度 0.090、2006 年度 0.153 および 2007 年度 0.080 であり、各年度とも限界税率が日本企業の負債比率の変化幅に正の影響を与えていたことが明らかになった。負債政策を意図的に実施したと思われる企業(IDP 企業)のみに限定しても、同様に、限界税率が日本企業の負債政策に影響を与えている。この結果は、米国企業に関し、限界税率が負債政策に影響を与えるとの Graham(1996)等の先行研究と同様であり、資本構成のトレードオフ理論を支持するものである。

限界税率の変化が、各社の負債政策に与える影響の重要性について考えると、例えば、限界税率を、仮に 10%低下させると、全対象企業を用いた回帰分析の結果からは、負債比率の変化幅の平均が、0.80%~1.53%ほど減少することになる。これは、全対象企業の負債比率の変化幅が、2005 年度は+2.010%、2006 年度は+3.902%、2007 年度は、-0.718%であったことに鑑みると、限界税率の変化が日本企業の負債政策に与える影響は無視できない規模であることを意味する。

その他の説明変数については、資本構成のトレードオフ理論と整合的な結果が多かった。ただし、いくつかの変数については、ペッキング・オーダー理論と整合的な結果も得られている。

7. パネルデータ分析

前節は、2005 年度・2006 年度・2007 年度の各年度につきクロスセクション・データに基づき、負債政策の決定要因の回帰分析を行ったが、本節では、同じ 3 年間のデータを用い、パネルデータを構築し、分析を行う。パネルは、各年度の外れ値(上述の方法で選定)

を除く 3608 個のデータからなる不完備パネルである⁵。

7. 1 プーリング推定

2005 年度～2007 年度の 3 年間のパネルデータを用い、まずプーリング推定を行った。被説明変数および説明変数は、前節と同じである。その結果は、表 6 左欄に示されている。

限界税率の係数の推計値は、0.099 で 1%水準で有意である。プーリング推定においても、限界税率が日本企業の負債政策に影響を与えていることが確認された。

他の税関連の変数では、倒産確率指標(SAFPROB)の係数の推計値はトレードオフ理論と整合的な負の符号だが、統計的に有意ではない。

「負債以外の節税効果」(Δ NDTS)単独の係数は正で MacKie-Mason(1990)の議論と整合的だが、統計的に有意でない。また、負債以外の節税効果×倒産確率」(NDTSSAF)の係数は、統計的には 1%水準で有意だが、正であり、MacKie-Mason(1990)の議論とは逆である。

他の説明変数で統計的に有意なものとしては、フリー・キャッシュフロー(Δ FCF)の係数は負で、1%水準で有意である。負の符号は、ペッキング・オーダー理論と整合性のある結果である。また、時価・簿価比率(PBR)の係数も 1%水準で有意で、符号は負である。この結果は、投資機会の多い企業は負債比率が低くなるというペッキング・オーダー理論と整合的である。企業規模(Δ SIZE)の係数は、正で 1%水準で有意であり、企業規模が大きければ、倒産確率が低下し、そのため、負債比率が増加するとの資本構成のトレードオフ理論の見方と整合的である。固定資産比率(Δ FAR)の係数は負で、1%水準で有意であるが、理論的に予想された符号とは逆である。総資産利益率(Δ ROA)の係数は、負で 1%水準で有意である。これは、内部留保の多い企業の負債調達への依存割合は少ないとするペッキング・オーダー理論と整合的である。また、広告宣伝費(Δ AD)の係数は負で、10%水準で有意である。負の係数は、上述の予想と合致している。研究開発費(Δ RD)の係数も符号が負で予想と合致しているが、統計的に有意でない。

業種ダミーのうち、統計的に有意な業種は、建設(D1)(5%水準)、運輸(D2)(5%水準)、卸売(D4)(5%水準)および不動産(D6)(1%水準)であり、それぞれ係数の符号は、負、正、正および正となっている。

ガバナンス関連の変数では、大株主比率(LSHARE)、外国人株主比率(FSHARE)および企業集団ダミー(DGROUP)の係数は全て、統計的に有意ではない。

全対象企業を用いたに回帰分析の調整済 R^2 は、0.277 となっている。

⁵ 本節においては、各年度の外れ値を除く 3608 個のデータ全てを用いた回帰分析のみ報告する。意図的な負債政策(2%以上の負債比率の増減の場合)のみ用いた場合は、サンプル・セレクション・バイアスの問題がより深刻になっているおそれもあるので、本稿では結果報告を行わない。

表6 プーリング推定および固定効果（時点効果のみ）推定の結果

	プーリング推定	固定効果（時点効果のみ）推定
C	0.261 (0.200)	-0.525 (-0.242)
MTR	0.099 (5.530) ***	0.113 (6.315)***
SAFPROB	-2.602 (-0.940)	-4.582 (-0.954)
△NDTS	32.774 (0.670)	52.128 (1.033)
NDTSSAF	127.584 (4.684) ***	117.537 (4.273)***
△FCF	-0.012 (-4.530) ***	-0.012 (-4.518)***
△PBR	-0.940 (-4.269) ***	-0.101 (-0.400)
△SIZE	53.996 (9.377) ***	50.435 (8.623)***
△AD	-0.425 (-1.657) *	-0.410 (-1.753)*
△RD	-0.263 (-1.387)	-0.266 (-1.359)
△FAR	-7.816 (-6.118) ***	-7.441 (-5.918)***
△ROA	-27.914 (-7.210) ***	-26.903 (-6.403)***
D1	-1.375 (-2.105) **	-1.440 (-2.247)**
D2	1.874 (2.542) **	2.072 (2.834)***
D3	-0.707 (-1.067)	-0.466 (-0.699)
D4	1.230 (2.391) **	1.182 (2.323)**
D5	0.737 (1.490)	0.894 (1.779)*
D6	7.687 (4.387) ***	7.429 (4.271)***
D7	-0.117 (-0.137)	0.073 (0.086)
LSHARE	0.013 (1.340)	0.016(1.686) *
FSHARE	0.008 (0.664)	0.011 (0.890)
DGROUP	-0.136 (-0.322)	0.146 (0.346)
調整済 R ²	0.277	0.294
サンプル数	3608	3608

7. 2 固定効果（時点効果のみ）推定

次に時点効果のみにつき固定効果を考慮した推定を行う。これまでの説明変数に加え、2005年度・2006年度・2007年度の時点効果のダミーを加えて、各年度の固定効果も考慮した上で推定を行う。各年度において、現在の説明変数では把握できていない各年度特有の効果が存在している場合には、時点効果のダミーを加えることで、そうした要素を勘案することになる。

時点効果を考慮した固定効果推定の結果は、表6右欄のとおりである。限界税率の係数の推計値は、0.113で1%水準で有意である。時点効果を考慮した固定効果推定においても、限界税率が日本企業の負債政策に影響を与えていることが確認された。

他の税関連の変数では、倒産確率指標(SAFPROB)の係数の推計値はトレードオフ理論と整合的な負の符号だが、統計的に有意ではない。

「負債以外の節税効果」(Δ NDTS)単独の係数は正でMacKie-Mason(1990)の議論と整合的だが、統計的に有意でない。また、「負債以外の節税効果×倒産確率」(NDTSSAF)の係数は、統計的には1%水準で有意だが、正であり、MacKie-Mason(1990)の議論とは逆である。

他の説明変数で統計的に有意なものとしては、フリー・キャッシュフロー(Δ FCF)の係数は負で、1%水準で有意である。負の符号は、ペッキング・オーダー理論と整合性のある結果である。時価・簿価比率(Δ PBR)は、プーリング推定と異なり、統計的に有意でなくなっている。時価・簿価比率は、各年度の株価の動向に影響を受ける側面もあり、時点効果を考慮したことで、統計的な有意性が変化した可能性がある。企業規模(Δ SIZE)の係数は、正で1%水準で有意であり、企業規模が大きければ、倒産確率が低下し、そのため、負債比率が増加するとの資本構成のトレードオフ理論の見方と整合的である。固定資産比率(Δ FAR)の係数は負で、1%水準で有意であるが、理論的に予想された符号とは逆である。総資産利益率(Δ ROA)の係数は、負で1%水準で有意である。これは、内部留保の多い企業の負債調達への依存割合は少ないとするペッキング・オーダー理論と整合的である。また、広告宣伝費(Δ AD)の係数は負で、10%水準で有意である。負の係数は、上述の予想と合致している。研究開発費(Δ RD)の係数も符号が負で予想と合致しているが、統計的に有意でない。

業種ダミーのうち、統計的に有意な業種は、建設(D1)(5%水準)、運輸(D2)(1%水準)、卸売(D4)(5%水準)、小売(D5)(10%水準)および不動産(D6)(1%水準)であり、それぞれ係数の符号は、負、正、正、正および正となっている。

ガバナンス関連の変数では、大株主比率(LSHARE)の係数が10%水準で統計的に有意だが、予想とは逆の符号である。外国人株主比率(FSHARE)および企業集団ダミー(DGROUP)の係数は統計的に有意ではない。

全対象企業を用いたに回帰分析の調整済 R^2 は、0.294 となっている。

7. 3 固定効果（時点効果・個別効果）推定

時点効果と個別効果の双方につき固定効果を勘案した推定の結果は、表7左欄のとおりである。個別効果を勘案するため、業種ダミーおよび企業集団ダミーは説明変数から除外して推定を行っている。

これまでの推定結果と異なり、限界税率(MTR)の係数は正ではあるものの、0.011とこれまでの推計値と比較して非常に小さく、統計的にも有意でなくなっている。他の説明変数では、「負債以外の節税効果×倒産確率」(NDTSSAF)、フリー・キャッシュフロー(Δ FCF)、時価・簿価比率(Δ PBR)、企業規模(Δ SIZE)、固定資産比率(Δ FAR)および総資産利益率(Δ ROA)の係数が統計的に有意である。

本パネルデータのように、対象期間の短いパネルデータの場合、個別企業の説明変数の変動が小さければ、説明変数の影響の多くは、個別効果に吸収されてしまい、説明変数の影響を推計することが難しくなる。ある企業の各年度の限界税率(MTR)は、その企業の過去のトレンドを踏まえてシミュレートされた課税所得に基づき計算されているが、過去のトレンドが大きく変化しない場合には、限界税率は3年の間にあまり変動しないことになる。

7. 4 ランダム効果推定

時点効果と個別効果を考慮した推定では、限界税率(Δ MTR)の影響は限定的との結果となったが、本稿でのパネルデータは、期間は3年度と短いのに対し、企業数は1000社を超えており、ランダム効果推定が有効である可能性がある。このため、個別企業の影響につき、ランダム効果を想定した推定を行った。(時点効果については、引き続き個別効果を想定。)ランダム効果推定の結果は、表7右欄である。

限界税率の係数の推計値は、0.080で1%水準で有意である。企業の個別効果につきランダム効果を考慮した推定においては、これまでの分析と同様に限界税率が日本企業の負債政策に影響を与えているとの結果になっている。

他の税関連の変数では、倒産確率指標(SAFPROB)の係数の推計値はトレードオフ理論と整合的な負の符号だが、統計的に有意ではない。「負債以外の節税効果」(Δ NDTS)単独の係数は正でMacKie-Mason(1990)の議論と整合的だが、統計的に有意でない。また、「負債以外の節税効果×倒産確率」(NDTSSAF)の係数は、統計的には1%水準で有意だが、正であり、MacKie-Mason(1990)の議論とは逆である。

他の説明変数で統計的に有意なものとしては、フリー・キャッシュフロー(Δ FCF)の係数は負で、1%水準で有意である。負の符号は、ペッキング・オーダー理論と整合性のある結果である。時価・簿価比率(Δ PBR)は負で、1%水準で有意である。企業規模(Δ SIZE)の係数は正で、1%水準で有意であり、企業規模が大きければ、倒産確率が低下し、そのため、負債比率が増加するとの資本構成のトレードオフ理論の見方と整合的である。固定資産比率(Δ FAR)の係数は負で、1%水準で有意であるが、理論的に予想された符号とは逆である。

第7表 固定効果（時点効果・個別効果）推定とランダム効果推定

	固定効果（時点効果・個別効果）推定	ランダム効果推定
C	12.539 (2.040)**	0.917 (0.749)
MTR	0.011 (0.395)	0.080 (4.525)***
SAFPROB	-11.317 (-0.827)	-1.551 (-0.608)
△NDTS	31.403 (0.412)	31.463 (0.684)
NDTSSAF	327.165 (3.056)***	144.297 (5.178)***
△FCF	-0.014 (-4.132)**	-0.0125 (-4.773)***
△PBR	-1.341 (-2.824)***	-1.259 (-5.734)***
△SIZE	36.018 (4.758)***	51.855 (9.180)***
△AD	-0.338 (-1.260)	-0.457 (-1.823)*
△RD	-0.183 (-0.779)	-0.243 (-1.321)
△FAR	-28.540 (-2.571)**	-8.574 (-6.387)***
△ROA	-36.495 (-3.797)***	-27.160 (-6.821)***
D1		-1.463 (-2.197)**
D2		1.985 (2.650)***
D3		-0.835 (-1.243)
D4		1.281 (2.455)**
D5		0.701 (1.361)
D6		8.236 (4.388)***
D7		-0.113 (-0.132)
LSHARE	0.013 (1.340)	0.012 (1.239)
FSHARE	0.008 (0.664)	0.010 (0.782)
DGROUP		-0.217 (-0.502)
調整済 R ²	0.277	0.261
サンプル数	3608	3608

総資産利益率(ΔROA)の係数は負で、統計的に 10%水準で有意である。その結果は、内部留保の多い企業の負債調達への依存割合は少ないとするペッキング・オーダー理論と整合的である。また、広告宣伝費(ΔAD)の係数は負で、10%水準で有意である。負の係数は、上述の予想と合致している。研究開発費(ΔRD)の係数も符号が負で予想と合致しているが、統計的に有意でない。

業種ダミーのうち、統計的に有意な業種は、建設(D1)(5%水準)、運輸(D2)(1%水準)、卸売(D4)(5%水準)および不動産(D6)(1%水準)であり、それぞれ係数の符号は、負、正、正および正となっている。

ガバナンス関連の大株主比率(LSHARE)、外国人株主比率(FSHARE)および企業集団ダミー(DGROUP)の係数はどれも統計的に有意ではない。

全対象企業を用いたに回帰分析の調整済 R^2 は、0.261 となっている。

なお、ランダム効果推定において、誤差項に不均一分散が存在しないとのハウスマン検定の前提が充たされておらず、ハウスマン検定の前提が充たされていないため、ハウスマン検定による固定効果推定とランダム効果推定の間での選定は行わない。(松浦・マッケンジー(2009), 408 ページ) いずれにせよ、税効果会計の導入以降のデータしか、限界税率の計算に利用可能でないことにより、パネルデータの対象期間が短くなり、各企業の限界税率の変動が少ないことも推計の制約になっていると思われる。パネルデータを用いた分析については、今後、さらに改善を図ってまいりたい。

8. おわりに

日本企業の負債政策に対する税制の影響を理解することは、資本構成の理論や今後の法人税のあり方を考える上で不可欠である。國枝・高畑・矢田(2009)においては、日本企業について、法人税の非対称性や損金繰越の存在を明示的に勘案した限界税率の推計を行った上、日本企業の 2007 年度のクロスセクションのデータに基づく分析を行い、各社の直面する限界税率にはばらつきがあり、その違いが日本企業の負債政策にも重要な影響を与えていることが明らかにした。本稿においては、分析の対象をさらに 2005 年度から 2007 年度の日本企業のパネルデータに拡大し、日本企業の負債政策に対する税制の影響につき分析を行った。

まず、2005 年度・2006 年度・2007 年度の各年度のクロスセクションのデータに基づく回帰分析においては、2007 年度のみならず、2005 年度・2006 年度についても、各社の直面する限界税率が日本企業の負債政策に影響を与えているとの結果を得た。また、3 年度分のデータをプールしたプーリング推計においても、限界税率が日本企業の負債政策に影響を与えていることが確認された。さらに、各年度の経済情勢・資本市場の動向が負債政策に影響を与えた可能性を考慮し、時点固定効果を勘案したパネルデータ分析も行ったが、やはり限界税率が日本企業の負債政策に影響を与えることが示された。最後に、分析に用

いた説明変数では把握しきれない各企業の個別の要因が負債比率に影響を与えている可能性も勘案し、ランダム効果および固定効果を含んだパネルデータ分析を行った。ランダム効果推計においては、限界税率が日本企業の負債政策に影響を与えることが明確に確認されたが、固定効果推計においては、限界税率の日本企業の負債政策への影響を有意に確認することができなかった。不均一分散が認められ、ハウスマン検定の前提が成立していないため、ハウスマン検定によるランダム推計・固定効果推計の選定は行わなかった。個別企業の固定効果の存在を否定できなかったため、個別企業の固定効果を勘案した場合に、限界税率が日本企業の負債政策に影響を与えていることは確認できなかったことになるが、分析対象とした期間（3年）が非常に短い上、各企業の限界税率が、クロスセクションでは大きなばらつきがあったものの、時間を通じた変動が限定的であったことが、時点固定効果を含めたパネルデータ分析の有効性に悪影響を与えた可能性もある。時間を通じた限界税率の変動と、日本企業の負債政策の関係については、今後のさらなる研究課題とした。

本稿においては、各企業の個別効果を想定した場合を除き、各企業の直面する限界税率が日本企業の負債政策に相応の影響を与えていることを確認した。法人税法上、負債が株主資本と異なる取扱いを受けていることが日本企業の負債政策を歪めているとすれば、負債と株主資本の取扱いを同一にする方向での法人税制改革が我が国においても望ましいこととなる。我が国の法人税改革のあり方を論じるためにも、日本企業の負債政策への税制の影響の実証研究の意義は大きく、今後、上述した課題等を含め、さらに分析を進めてまいりたい。

参考文献

- 赤石雅弘・馬場大治・村松郁夫(1998)、「構造変革期における我が国企業の財務行動」、森昭夫・赤石雅弘編著『構造改革期の企業財務』、千倉書房
- 岩田規久男・小宮隆太郎(1973)、『企業金融の理論』、日本経済新聞社
- 國枝繁樹・高畑純一郎・矢田晴那(2009)、「日本企業の負債政策と税制」、一橋大学経済学研究科 Discussion Paper No. 2009-15
- 白田佳子(2003)、『企業倒産予知モデル』、中央経済社
- 白田佳子(2008)、『倒産予知モデルによる格付けの実務』、中央経済社
- 田中彰(2003)、「六大企業集団の無機能化—企業間ネットワークのオーガナイズング」、名古屋市立大学経済学会ディスカッション・ペーパー, No. 372
- 辻幸民 (2000) 「わが国企業の資本構成：実証分析」, 『三田商学研究』 Vol. 43, No. 2, pp.

17-43.

辻幸民 (2002) 『企業金融の経済理論』, 創成社.

西岡慎一・馬場直彦 (2004) 「わが国企業の負債圧縮行動について: 最適資本構成に関する
動学的パネルデータ分析」, 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, No.04-J-15.

仁科一彦(1995)、『財務破壊』、東京経済新報社

松浦克己・竹澤康子・鈴木誠 (2000) 「90年代における上場企業の増資行動-パネル分析-」,
『証券経済研究』 Vol. 27, pp.79-93.

松浦克己・コリン・マッケンジー(2009)、『ミクロ計量経済学』、東洋経済新報社

Altman, E. I. (1968) “Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of
Corporate Bankruptcy,” *Journal of Finance*, Vol. 23, No. 4, pp. 589-609.

Altshuler, R. and A. J. Auerbach (1990) “The Significance of Tax Law Asymmetries: An
Empirical Investigation,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 105, No. 1, pp.
61-86.

Auerbach, A. J. and J. M. Poterba (1987) “Tax-Loss Carryforwards and Corporate Tax
Incentives,” in M. Feldstein, ed., *The Effects of Taxation on Capital Accumulation*,
Chicago: University of Chicago Press, pp. 305-338.

Baker, M. and J. Wurgler (2002) “Market Timing and Capital Structure,” *Journal of
Finance*, Vol. 57, No. 1, pp. 1-32.

Bradley, M., G. Jarrell and E. H. Kim (1984) “On the Existence of an Optimal Capital
Structure: Theory and Evidence,” *Journal of Finance*, Vol. 39, No. 3, pp. 857-878.

DeAngelo, H. and R. W. Masulis (1980) “Optimal Capital Structure under Corporate
and Personal Taxation,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 8, No. 1, pp. 3-29.

Graham, J. R. (1996) “Debt and the Marginal Tax Rate,” *Journal of Financial
Economics*, Vol. 41, No. 1, pp. 41-74.

Graham, J. R. (1999) “Do Personal Taxes Affect Corporate Financing Decisions?”
Journal of Public Economics, Vol. 73, No. 2, pp. 147-185.

Graham, J. R. (2000) “How Big are the Tax Benefits of Debt?” *Journal of Finance*, Vol.
55, No. 5, pp. 1901-1941.

Graham, J. R. (2003) “Taxes and Corporate Finance: A Review,” *Review of Financial
Studies*, Vol. 16, No. 4, pp. 1075-1129.

Graham, J. R. (2006) “A Review of Taxes and Corporate Finance,” *Foundations and
Trends in Finance*, Vol. 1, No. 7, pp. 573-691.

Hirota, S. (1999) “Are Corporate Financing Decisions Different in Japan? An Empirical
Study on Capital Structure,” *Journal of the Japanese and International Economies*,
Vol. 13, No. 3, pp. 201-229.

- Jensen, M. (1986) “Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers,” *American Economic Review* Vol. 76, No. 2, pp. 323-329.
- Kubota, K., and H. Takehara (2007), “Effects of Tax Rate Changes on the Cost of Capital: The Case of Japanese Firms,” *FinanzArchiv/Public Finance Analysis* Vol. 63, No. 2, pp. 163-185
- Kunieda, S., J. Takahata, and H. Yada (2010), “Japanese Firms’ Debt Policy and Tax policy,” mimeo, Hitotsubashi University
- MacKie-Mason, J. K. (1990) “Do Taxes Affect Corporate Financing Decisions?” *Journal of Finance*, Vol. 45, No. 5, pp. 1471-1493.
- Modigliani, F. and M. H. Miller (1963) “Corporate Income Taxes and the Cost of Capital: A Correction (in Communications),” *American Economic Review*, Vol. 53, No. 3, pp. 433-443.
- Myers, S. C. (1977) “Determinants of Corporate Borrowing,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, No. 2, pp. 147–175.
- Shevlin, T. (1990) “Estimating Corporate Marginal Tax Rates with Asymmetric Tax Treatment of Gains and Losses,” *Journal of the American Taxation Association*, Vol. 12, No. , pp. 51-67.
- Slutz, R. M. (1990) “Managerial Discretion and Optimal Financing Policies,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 26, No. 1, pp. 3-27.