

JSPS Grants-in-Aid for Creative Scientific Research
Understanding Inflation Dynamics of the Japanese Economy
Working Paper Series No.23

日本企業における資金調達行動

坂井功治

June 02, 2008

Research Center for Price Dynamics
Institute of Economic Research, Hitotsubashi University
Naka 2-1, Kunitachi-city, Tokyo 186-8603, JAPAN
Tel/Fax: +81-42-580-9138
E-mail: sousei-sec@ier.hit-u.ac.jp
<http://www.ier.hit-u.ac.jp/~ifd/>

日本企業における資金調達行動*

坂井 功治[†]

平成 20 年 5 月 28 日

要旨

本稿は、1964 年から 2005 年までの日本の上場企業のパネルデータを用い、日本企業の資金調達行動が、資本構成理論におけるトレードオフ理論とペッキングオーダー理論のいずれに従うのかについて検証を行ったものである。検証にあたっては、トレードオフ理論とペッキングオーダー理論のそれぞれから導出される推定モデルを用い、それぞれの推定モデルの説明力の高さについて比較検証を行った。本稿のおもな結論は以下である。第一に、日本企業の資金調達行動においては、トレードオフ理論とペッキングオーダー理論のいずれもが統計的に有意な説明力をもつものの、相対的にペッキングオーダー理論の説明力が強く、この傾向は 1964 年以降のほぼ全期間において成立している。第二に、従属変数の条件付分布の歪みを考慮した分位推定を行うと、日本企業の過半数の資金調達行動は、ペッキングオーダー理論の理論予測である $b_{PO} = 1$ と完全に一致しており、その意味では、日本企業の過半数が完全なペッキングオーダー理論に従っている。また、この傾向は 1964 年以降の大半の時期において成立している。

JEL Classification: G32

*本稿を作成するにあたり、渡辺努教授（一橋大学）から有益なコメントを頂いた。記して感謝したい。文中における誤りは全て筆者に帰するものである。

[†]一橋大学経済研究所。〒186-8601 東京都国立市中 2-1。E-mail: ksakai@ier.hit-u.ac.jp

1 はじめに

企業の資金調達行動の規則性を解明することは、金融システムの安定性や実体経済の成長性の観点からも非常に重要な課題である。バブル崩壊後の日本経済においては、企業の過剰債務問題が、企業の倒産や信用リスクの増大を通じて金融システムの不安定化を招き、さらに企業の設備投資の低迷を通じて実体経済の成長を阻害したことは記憶に新しい。

企業金融理論の文脈では、企業の資金調達行動は、負債と株主資本の構成比率である資本構成の選択として捉えられ、資本構成理論と呼ばれる一連の理論体系において議論される。資本構成理論は、企業金融理論において最も洗練された理論の一つであり、歴史的には企業価値の最大化を実現する最適資本構成の存在とその性質の解明に研究の主眼がおかれてきた。しかしながら、現実世界の企業の資金調達行動に目を向けると、既存の資本構成理論と現実の企業の資金調達行動の間には多くの矛盾点が存在しており、現実の企業の資金調達行動を統一的に説明できる理論は未だ存在しない。

現在の資本構成理論の系譜は、Modigliani and Miller (1958) のMM 命題にまで遡ることができる。MM 命題は、完全な資本市場において、企業の市場価値と資本構成とが完全に独立であることを証明するものであり、企業の資金調達行動は投資や市場価値に影響を与えず、最適資本構成は存在しないことを示唆している。MM 命題の最大の貢献は、市場に特定の費用や不完全性が存在しない限り、企業の資金調達と企業価値とは必ず独立になるという強力な理論予測を有している点にあり、市場に様々な不完全性を導入したその後の理論のベンチマークとして、未だに大きな意義を持ち続けている。

トレードオフ理論は、MM 命題の想定する完全な資本市場に税制と財務リスクの要素を導入したものであり、企業は負債調達に伴う節税効果の便益と財務危機の費用のトレードオフによって目標となる負債比率を決定する。つまり、トレードオフ理論の想定する世界においては、企業価値最大化を図る企業は、負債調達による限界的な便益と費用とが一致する最適資本構成を目標として資金調達を行うことになる。

トレードオフ理論に従えば、法人税節税額（税額繰越控除特例、減価償却など）、事業リスク（株価のボラティリティなど）、無形資産（広告投資、研究開発投資、将来の成長機会など）といった要因は、全て負債比率に対して負の効果をもつことが予測される。これまでの海外や日本の実証研究においては、これらの要因は概ね負債比率に対して負の効果をもつことが示されており、トレードオフ理論の理論予測と整合的であることが示されている（Auerbach, 1985; Long and Malitz, 1985; Titman and Wessels, 1988; Fischer, Heinkel and Zechner, 1989; 若杉, 1987; 池尾・広田, 1992; Fukuda and Hirota, 1996; Hirota, 1999; 辻, 2000; 西岡・馬場, 2004）¹。

また、トレードオフ理論に従えば、企業は最適資本構成を目標として資金調達を行うため、企業の負債比率は最終的には最適負債比率へと収束していくことになる。仮に、負債比率の調整に一定の調整費用がかかるのであれば、負債比率は徐々に目標となる最適負債比率へと収束していくこと

¹ただし、日本企業においては、法人税節税額の効果は確認されていない（水野, 1990; 池尾・広田, 1992; Hirota, 1999）。

が予測される。これまでの海外や日本の実証研究においては、企業の負債比率は徐々に目標となる負債比率へと収束していくことが示されており、トレードオフ理論の理論予測と整合的であることが示されている（Taggart, 1977; Jalilvand and Harris, 1984; Auerbach, 1985; 西岡・馬場, 2004; 嶋谷・川井・馬場, 2005）。

このように、トレードオフ理論は、現実の企業の資金調達行動と整合的であり、理論として一定の妥当性を有している。しかしながら、トレードオフ理論と現実の企業の資金調達行動との間にはいくつかの矛盾点が存在することが知られている。第一に、トレードオフ理論に従えば、企業は最適資本構成を目標として、負債による調達と株式による調達の最適な組み合わせを決定し、資金調達を行う。しかしながら、現実の企業の資金調達においては、借入や社債といった負債による調達が圧倒的に大きく、株式による調達は極めて小さいことが知られている。第二に、トレードオフ理論に従えば、企業の収益性が高いほど節税効果が大きくなることから、企業の収益性と負債比率の間には正の相関が存在することが予測される。ところが、これまでの海外や日本における実証研究においては、企業の収益性と負債比率の間には負の相関があることが示されている（Myers, 1984; Baskin, 1989; Fama and French, 2002; Harris and Raviv, 1991; Rajan and Zingales, 1995; Kester, 1986; 若杉, 1987; 水野, 1990; 池尾・広田, 1992; Fukuda and Hirota, 1996; Hirota, 1999; 辻, 2000; 西岡・馬場, 2004）。つまり、トレードオフ理論は、現実の企業の資金調達行動と一部整合的ではあるものの、依然として説明不可能な矛盾点を孕んでいるのである。

トレードオフ理論が孕むこれらの矛盾点を解決する理論として、Myers and Majluf (1984)、Myers (1984) によるペッキングオーダー理論が挙げられる。ペッキングオーダー理論は、MM 命題の想定する完全な資本市場に情報の非対称性を導入したものであり、投資家は企業の既存の資産と新規の投資機会の真の価値を知らず、新規投資のために発行された株式の価値を正確には評価できないと想定する。この場合、最終的に株式発行を行うのは株価が過大評価されている企業のみとなり、この逆選択の問題を正確に認識している投資家は、株式発行を常に悪いニュースとして捉え、株式発行に伴い株価は下落する。負債発行もまた逆選択の問題を孕むため、別の経路を通じて株価を下落させるが、その効果は株式発行に比べると軽微なものである。最終的に、企業は新規投資に際して、まず情報の非対称性の問題が存在しない内部資金による資金調達を行い、次に情報の非対称性の問題が軽微な負債による資金調達を行う。そして、それでもなお資金不足が存在する場合、あるいは財務危機の費用が極めて高い場合のみに、最後の手段として株式による資金調達を行う。

つまり、ペッキングオーダー理論においては、企業は内部資金、負債の順に資金調達を行い、通常の状況下では株式による調達は行われない。また、ペッキングオーダー理論においては、最適資本構成は存在せず、トレードオフ理論が想定する節税効果の便益や財務危機の費用は二次的な意味しかもたない。企業の資金調達は、最適資本構成への調整として生じるのではなく、新規投資と内部資金とのギャップである資金不足を補うために生じるにすぎないのである。ペッキングオーダー理論は、現実の企業の資金調達の大半が負債によるものであるという事実や、企業の収益性と負債比率の間に負の相関が存在するという事実を説明することが可能であり、その意味では、トレードオフ理論よりも現実の企業の資金調達行動と整合的であるといえる。しかしながら、ペッキング

オーダー理論は、最適資本構成の存在を記述することができないことから、上述のような現実の企業の資本構成が徐々に目標となる資本構成へと収束していく事実を説明することはできない。

それでは、現実の企業の資金調達行動は、トレードオフ理論とペッキングオーダー理論のいずれに従っているのであろうか。この問いに答えることは、実はそれほど簡単ではない。そもそも、トレードオフ理論とペッキングオーダー理論は、必ずしも排他的なものではなく、両者が同時に成立することもあり得る。また、理論予測において互いに重複する帰結を多く有していることから、いずれの理論が支配的かを定量的に識別することは困難である。こうした背景により、これまでに両者の理論の説明力を厳密に比較した実証研究はほとんど存在しない。従来の実証研究の大半は、ある事実はトレードオフ理論と整合的であり、また別のある事実はペッキングオーダー理論と整合的であるという並列的な立証に留まっている。

このような背景のもと、従来の実証研究とは一線を画し、現実の企業の資金調達行動において、トレードオフ理論とペッキングオーダー理論のいずれが支配的かを厳密に比較した最初の実証研究が、Shyam-Sunder and Myers (1999) によるものである。彼らは、1971年から1989年までのアメリカ企業を対象とし、トレードオフ理論、ペッキングオーダー理論それぞれから導出される推定モデルを用い、二つの理論の説明力を比較している。彼らは、ペッキングオーダー理論とトレードオフ理論のいずれもが統計的に有意な説明力をもつものの、相対的にペッキングオーダー理論の説明力が高いことを示している。これに対し、Frank and Goyal (2003) は、Shyam-Sunder and Myers (1999) におけるサンプルセレクションバイアスの問題を指摘し、サンプルセレクションバイアスの問題を補正した場合には、ペッキングオーダー理論の説明力はそれほど高くないとする相反する結論を示している。

本稿は、Shyam-Sunder and Myers (1999)、Frank and Goyal (2003) らの示唆をふまえ、日本企業の資金調達行動において、トレードオフ理論とペッキングオーダー理論のいずれが支配的かを検証することを目的とする。本稿の意義と貢献は以下4点に集約される。第一に、日本企業の資金調達行動について、トレードオフ理論とペッキングオーダー理論の説明力を厳密に比較した研究はこれまでに存在せず、これを明らかにすることは、日本企業の資金調達行動の規則性を解明するうえで非常に大きな意義がある。第二に、本稿におけるサンプル期間は、1964年から2005年までの約40年間という長期的なものであり、金融システムや実体経済の推移と日本企業の資金調達行動の推移について包括的な検証を行うことが可能である。第三に、本稿では、企業の資金調達行動の時期による異質性の可能性を考慮し、トレードオフ理論とペッキングオーダー理論の説明力の時系列推移に関して検証を行っており、両理論の説明力と金融システムや実体経済の推移との関係について新たな含意を有している。第四に、本稿では、Shyam-Sunder and Myers (1999)、Frank and Goyal (2003) では考慮されていない従属変数の条件付分布の歪みを明示的に考慮し、新たに分位推定 (Quantile Estimation) による推定を行っており、ペッキングオーダー理論の厳密な理論予測と現実の企業の資金調達行動との乖離について新たな含意を有している。

本稿の構成は以下である。第2節では、ペッキングオーダー理論、トレードオフ理論から導き出される推定モデルについて述べる。第3節では、データの概要について述べる。第4節では、ペッ

キングオーダー理論とトレードオフ理論の説明力の強さについて検証を行う。第5節では、ペッキングオーダー理論の頑健性について検証を行う。第6節では、結論を示す。

2 推定モデル

2.1 ペッキングオーダーモデル

ペッキングオーダー理論に従えば、企業は新規投資に際して、まず内部資金による資金調達を行い、次に負債による資金調達を行う。株式による資金調達は、通常の状況下では行われず、内部資金と負債による資金調達を併せてもなお資金不足が存在する場合、あるいは財務危機の費用が極めて高い場合にのみ、最後の手段として行われる。Shyam-Sunder and Myers (1999)、Frank and Goyal (2003) は、以上のペッキングオーダー理論の含意をふまえ、以下の推定モデルを定式化している。

C_{it} : 利払・税引後営業キャッシュフロー

DIV_{it} : 配当

X_{it} : 設備投資

ΔW_{it} : 運転資本純増額

R_{it} : 1年以内返済長期負債残高

ΔD_{it} : 負債純発行額

企業の投資と内部資金とのギャップである資金不足額は

$$DEF_{it} = DIV_{it} + X_{it} + \Delta W_{it} + R_{it} - C_{it} \quad (1)$$

で示される。この場合、ペッキングオーダー理論の示唆するモデルは以下となる²。

$$\Delta D_{it} = a + b_{PO} DEF_{it} + e_{it} \quad (2)$$

(2) 式は、右辺の資金不足額 DEF_{it} に株式純発行額が含まれないため、会計等式とはなっていない。ペッキングオーダー理論の理論予測は、 $a = 0$ かつ $b_{PO} = 1$ である。これは、企業は投資と内部資金とのギャップである資金不足を、負債による資金調達で全て賄い、通常の状況下では株式による資金調達は行われなことを意味している。

また、ペッキングオーダー理論の理論予測は、企業が資金余剰の場合 ($DEF_{it} < 0$) にも同様に成立する。過剰資金を保有することや、それらを現金配当として投資家に支払うことに税金などの様々な費用がかかる場合、企業には自社株買いや負債返済の誘因が生じる。この場合、株価が過

²(2) 式の定式化から明らかのように、本稿では Shyam-Sunder and Myers (1999)、Frank and Goyal (2003) と同様に、左辺の負債純発行額には長期負債（長期借入金 + 社債）のみが含まれ、短期負債（短期借入金 + CP + 1年以内返済長期借入金 + 1年以内償還社債）は右辺の資金不足に含まれる。これは、資本構成理論の文脈においては、企業の長期的な資金調達行動である長期負債発行と株式発行のみが問題となるためである。

大評価されている企業は、高い株価での自社株買いよりも負債返済を 선호する。一方で、株価が過小評価されている企業は、自社株買いを 선호することになり、自社株買いを行い、最終的に株価を上昇させることになる。この株価の上昇に伴い、株価が過小評価されている企業数は減少し、自社株買いに対する株価の限界的な上昇幅はさらに大きくなる。仮に市場の不完全性が情報の非対称性に起因すると考えると、最終的に株価の上昇によって自社株買いの費用は非常に高いものとなり、全ての企業が負債返済を 선호することになる (Myers and Majluf, 1984; Shyam-Sunder and Myers, 1999)。よって、(2) 式におけるペッキングオーダー理論の理論予測は DEF_{it} の符号に依存しない³。

2.2 トレードオフモデル

トレードオフ理論に従えば、企業は最適資本構成を目標として資金調達を行う。なんらかのランダム・ショックによって一時的に最適資本構成から乖離した企業は、再び徐々に最適資本構成へと収束していく。仮に最適な負債比率が安定的なものであれば、企業の負債比率は平均回帰的な性質をもつはずである。Shyam-Sunder and Myers (1999) は、以上のトレードオフ理論の含意をふまえ、以下の推定モデルを定式化している。

最適な負債水準からの乖離を

$$DIFF_{it} = D_{it}^* - D_{it-1} \quad (3)$$

とする。ここで、 D_{it}^* は目標とする最適負債水準である。この場合、トレードオフ理論の示唆するモデルは以下となる⁴。

$$\Delta D_{it} = a + b_{TO} DIFF_{it} + e_{it} \quad (4)$$

仮に、調整費用が存在せず、企業が瞬時に負債比率を最適負債比率に調整することが可能な場合には、トレードオフ理論の理論予測は $b_{TA} = 1$ である。しかしながら、現実には、負債比率を最適負債比率に調整するためには、一定の費用や時間を要するため、トレードオフ理論の理論予測は $0 < b_{TA} < 1$ となる。これは、企業の負債水準が徐々に最適負債比率へと調整されていく過程を示している。

ここで、目標となる最適な負債水準は実際には観察不能であるため、本稿では、Taggart (1977)、Marsh (1982)、Jalilvand and Harris (1984)、Shyam-Sunder and Myers (1999) らの過去の実証研究と同じく、目標となる負債比率として各企業の負債比率のサンプル期間平均値を用いる。

³ただし、このモデルにおいても、非常に低いあるいはマイナスの負債比率を維持することに重大な税金や費用がかかる場合には、最終的に自社株買いが存在することになる。

⁴(2) 式と同様に、(3) 式と (4) 式における負債には長期負債 (長期借入金 + 社債) のみが含まれる。

3 データ

Shyam-Sunder and Myers (1999)、Frank and Goyal (2003) においては、データとして企業の資金フロー計算書を用いているが、日本企業においては資金フロー計算書は存在しない。よって、本稿では日経 NEEDS の企業財務データを用い、個別企業の損益計算書と貸借対照表のデータから資金フロー計算書を算出したうえで、それぞれの変数を算出した。サンプル対象企業は、金融業・保険業を除く上場企業、非上場有力企業である。データの形状は、1964 年から 2005 年までの約 40 年をサンプル期間とするアンバランスパネルであり、サンプル数は各年 1,193 社から 2,802 社、全期間のサンプル数は延べ 85,178 社である⁵。

図 1 は、第 2 節の (2) 式と (4) 式において用いる変数の平均値の時系列推移を示したものである。示している変数は、(2) 式と (4) 式の従属変数である負債純発行額 ΔD_{it} 、(2) 式の説明変数である資金不足額 DEF_{it} 、(4) 式の説明変数である最適負債水準との乖離 $DIFF_{it}$ である。なお、(2) 式と (4) 式では、いずれの変数も水準による定式化になっているが、本稿では Shyam-Sunder and Myers (1999)、Frank and Goyal (2003) と同様に、純資産（総資産 - 流動負債）による正規化を行い、企業規模の異質性をコントロールしている⁶。また、最適負債水準との乖離 $DIFF_{it}$ については、Shyam-Sunder and Myers (1999) に従い、最適負債比率を各企業の負債比率のサンプル期間平均値として算出した値を示している。

まず、(2) 式の説明変数である資金不足額 DEF_{it} の時系列推移を見ると、 DEF_{it} は高度成長期にあたる 1970 年代前半まで増加を続け、いざなぎ景気の山である 1970 年頃に最初のピークをつけている。その後、オイルショックと安定成長期を低水準で推移した後、再びバブル期の 1980 年代後半に増加に転じ、バブル景気の山である 1990 年頃に 2 回目のピークをつけている。つまり、 DEF_{it} は高度成長期とバブル期における企業の資金需要の増大を適切に示している。その後、バブル崩壊後の平成不況期にあたる 1990 年代には、 DEF_{it} は概ねマイナスで推移しており、平成不況期における企業の資金需要の減退と資金余剰とを適切に示している。以上から、資金不足額 DEF_{it} は、景気循環に伴う企業の資金需要の増幅と減衰とを適切に捉えていることがわかる。

次に、(4) 式の説明変数である最適負債水準との乖離 $DIFF_{it}$ の時系列推移を見ると、 $DIFF_{it}$ は高度成長期にあたる 1970 年代半ばまで減少を続け、その後反転し、1980 年代半ばまで増加を続けており、この間は一貫してマイナスの値で推移している。これは、この時期の企業の負債比率が最適負債比率に比べて過大であったことを示しており、高度成長期における企業の旺盛な資金需要を背景とした高水準の負債比率を反映している。浅子・朱 (1992) は、製造業大企業の負債比率（自己資本比率）が、高度成長期である 1970 年代半ばまで増加（減少）し続け、その後反転し減少

⁵Shyam-Sunder and Myers (1999) においては、データとしてバランスパネルが用いられている。しかしながら、Frank and Goyal (2003) は、バランスパネルにおけるサンプルセレクションバイアスの問題を指摘し、アンバランスパネルを用いた検証では結果が大きく異なることを指摘している。本稿では、全ての検証について、バランスパネル（各年サンプル数、734 社；全サンプル数、30,094 社）とアンバランスパネル（各年サンプル数、1,193 社～2,802 社；全サンプル数、85,178 社）の両者を用いた検証を行ったが、結果は安定的であり、いずれのデータにおいてもほぼ同様の結果を得た。よって、以下本稿では、図表や議論の攪乱を避けるため、必要な場合を除いて、アンバランスパネルの結果のみを示すこととする。

⁶純資産を用いるのは、本検証が長期負債を分析対象としているためである。

(増加)に転じたことを示しており、本稿における $DIFF_{it}$ の動きと整合的な結果が示されている。その後、 $DIFF_{it}$ は 1980 年代半ばから 1990 年代半ばまでほぼゼロ近傍で推移した後、最近はまだ増加傾向にある。

最後に、(2) 式と (4) 式の従属変数である負債純発行額 ΔD_{it} の時系列推移と、 DEF_{it} と $DIFF_{it}$ の時系列推移を比較すると、 ΔD_{it} の時系列推移は、バブル期である 1980 年代後半を除いて、概ね DEF_{it} の時系列推移と同調しているように見える。逆に、 ΔD_{it} の時系列推移と $DIFF_{it}$ の時系列推移とはほとんど同調しておらず、特に 1980 年代半ばまでは、両者は逆方向に動いていることがわかる。つまり、図 1 からは、(4) 式のトレードオフモデルよりも、(2) 式のペッキングオーダーモデルの方が当てはまりの良いたことが推察される。

4 推定

4.1 ベースライン推定

本節では、1964 年から 2005 年までの日本企業の資金調達に関して、(2) 式のペッキングオーダーモデルと (4) 式のトレードオフモデルのいずれがより説明力をもつのかについて推定を行う。表 1 は推定結果を示しており、列 (1) から列 (3) は最小二乗推定によるベースライン推定の結果を示している。列 (1) はペッキングオーダーモデルの推定結果を示しており、定数項は $a = -0.01$ とゼロに近い値をとり、資金不足額 DEF_{it} の係数は $b_{PO} = 0.66$ 、決定係数は $R^2 = 0.64$ である。アメリカ企業のアンバランスパネルを用いた Frank and Goyal (2003) の推定においては、 $a = -0.002$ 、 $b_{PO} = 0.28$ 、 $R^2 = 0.27$ であることから、日本企業は、アメリカ企業に比べて相対的にペッキングオーダーモデルの当てはまりが良いことがわかる⁷。

列 (2) はトレードオフモデルの推定結果を示しており、定数項は $a = 0.01$ とゼロに近い値をとり、最適負債水準からの乖離 $DIFF_{it}$ の係数は $b_{TO} = 0.15$ とかなり小さい。また、決定係数は $R^2 = 0.04$ とかなり低い値をとっている⁸。また、表中には示していないが、最適負債水準からの乖離 $DIFF_{it}$ を、各企業の負債比率のサンプル期間平均値ではなく、過去 3 期間平均値、過去 5 期間平均値で算出した場合の推定も行ったが、いずれの推定においても b_{TO} の係数はさらに小さくなり、決定係数 R^2 もさらに小さい値となった。

最後に、列 (3) はペッキングオーダーモデルの DEF_{it} とトレードオフモデルの $DIFF_{it}$ の両者を同時に入れた場合の推定結果を示している。列 (3) を見ると、ペッキングオーダーモデルの DEF_{it} の係数は $b_{PO} = 0.65$ と、列 (1) の $b_{PO} = 0.66$ からほとんど変化しないのに対し、トレードオフモデルの $DIFF_{it}$ の係数は $b_{TO} = 0.07$ と、列 (2) の $b_{TO} = 0.15$ の 2 分の 1 以下に低下していること

⁷ バランスパネルを用いた推定においては、 $a = -0.01$ 、 $b_{PO} = 0.74$ 、 $R^2 = 0.73$ となり、アメリカ企業のバランスパネルを用いた Shyam-Sunder and Myers (1999) の $a = 0.002$ 、 $b_{PO} = 0.75$ 、 $R^2 = 0.68$ 、Frank and Goyal (2003) の $a = 0.001$ 、 $b_{PO} = 0.75$ 、 $R^2 = 0.71$ とほぼ同様の値を得た。

⁸ バランスパネルを用いた推定においては、 $a = 0.01$ 、 $b_{TO} = 0.13$ 、 $R^2 = 0.03$ となり、アンバランスパネルにおける推定よりも当てはまりが悪く、アメリカ企業のバランスパネルを用いた Shyam-Sunder and Myers (1999) の $a = 0.003$ 、 $b_{TO} = 0.33$ 、 $R^2 = 0.21$ と比べても当てはまりの悪い結果を得た。

がわかる⁹。つまり、列 (1) から列 (3) の結果を見る限り、ペッキングオーダーモデルとトレードオフモデルでは、相対的にペッキングオーダーモデルの説明力が高いことがわかる。しかしながら、トレードオフモデルの $DIFF_{it}$ の係数 b_{TO} は依然として 1%水準で有意であり、本結果がトレードオフ理論を棄却するものではないことには留意が必要である。

表 1 の列 (4) 以降では、マクロショックなどの年効果や、企業の業種や規模といった固定効果を勘案し、年ダミーを入れた最小二乗推定、ランダム効果推定、固定効果推定、Fama-Macbeth 推定の推定結果を示している。いずれの推定においても係数の大きさはほとんど変わらず、ベースライン推定の結果が安定的かつ頑健であり、日本企業の資金調達行動において、ペッキングオーダー理論の説明力が相対的に高いことが示されている。

4.2 年別推定

第 4.1 節の分析により、日本企業の資金調達行動においては、トレードオフ理論よりも、ペッキングオーダー理論の説明力が相対的に高いことが示された。しかしながら、第 3 節の図 1 に示されているとおり、企業の資金調達行動は、時期によって大きく異なっており、日本企業の資金調達行動を検証するうえでは、期間をプールした推定のみでは不十分である。本節では、時期による日本企業の資金調達行動の異質性の可能性をふまえ、年別のクロスセクションデータを用いて第 4.1 節と同様の推定を行い、ペッキングオーダーモデル、トレードオフモデルそれぞれの説明力の時系列推移について検証を行う。

図 2 は、年別のクロスセクションデータを用いて推定した係数の点推定値に関して、時系列推移を示したものである。なお、図 2 では、図の煩雑さを避けるため推定値の信頼区間の表示は省略している。図 2 において 印の実線で示された系列は、ペッキングオーダーモデルの DEF_{it} 、トレードオフモデルの $DIFF_{it}$ をそれぞれ単独で入れた場合（第 4.1 節の列 (1)、列 (2) に対応）の係数 b_{PO} 、 b_{TO} の時系列推移を示しており、×印の破線で示された系列は、ペッキングオーダーモデルの DEF_{it} とトレードオフモデルの $DIFF_{it}$ を同時に入れた場合（第 4.1 節の列 (3) に対応）の係数 b_{PO} 、 b_{TO} の時系列推移を示している。

まず、ペッキングオーダーモデルの DEF_{it} を単独で入れた場合の b_{PO} の推移（ 印の実線）を見ると、 b_{PO} は、1964 年から 1970 年代まで 0.7 前後で推移した後、1980 年代には 0.5 前後にまで低下し、1990 年代には 0.8 前後にまで上昇、1990 年代後半以降再び 0.5 前後で推移している。つまり、 b_{PO} は、1980 年代と 1990 年代後半以降は低水準、1990 年代は高水準で推移しており、これらの時期にはペッキングオーダー理論の説明力が何らかの要因によって低下あるいは上昇しているものと考えられる。

まず、 b_{PO} が低水準で推移している 1980 年代は、株価の上昇から時価発行増資が急増した時期であり、東京証券取引所「証券統計年報」によると、特に 1980 年-1982 年、1984 年、1987 年-1990 年は上場企業の増資による資金調達額が突出して大きいことが示されている。図 2 において b_{PO}

⁹ バランスパネルを用いた推定においても、同様の結果を得た。

が低水準で推移している年は、この増資の大きい年と完全に一致しており、特に、 b_{PO} が最も低い1989年は、上場企業の増資による資金調達額が史上最高を記録した年である。つまり、1980年代には、株価の上昇によって、株式による資金調達の便益が、それに伴う株価下落の費用を上回ったことから、負債による資金調達よりも株式による資金調達を愛好する企業が増加し、ペッキングオーダー理論の説明力が著しく低下しているものと考えられる。

次に、 b_{PO} が高水準で推移している1990年代は、株価の下落と市場環境の悪化から、大蔵省によって上場企業による時価発行増資が規制された時期であり、東京証券取引所「証券統計年報」によると、1991年-1998年には、上場企業の増資による資金調達はかなりの低水準で推移していたことが示されている。図2において b_{PO} が高水準で推移している年は、この大蔵省による規制と上場企業の増資が低迷している時期とほぼ一致している。つまり、1990年代には、規制の存在によって株式による資金調達が大きく制限されたこと、株価の低迷によって株式による資金調達の便益が著しく低下したことから、負債による資金調達が強く愛好され、ペッキングオーダー理論の説明力が著しく上昇しているものと考えられる。

最後に、 b_{PO} が再び低水準で推移している1990年代後半以降については、2つの局面が存在する。1990年代後半は、景気の停滞と企業業績の低迷から、資本増強や負債清算による会社再建やリストラを目的として、第三者割当増資による資金調達が急増した時期であり、東京証券取引所「証券統計年報」によると、特に1999年に上場企業の増資による資金調達が急増している。これは、図2において b_{PO} が急落している年と一致しており、この時期には財務危機の費用が極度に高まり、負債による資金調達の費用が著しく高かったことから、株式による資金調達が相対的に愛好され、ペッキングオーダー理論の説明力が著しく低下しているものと考えられる。

2000年代に入ると、景気回復の兆しが見えはじめ、企業業績の先行きも明るくなったことから、第三者割当増資は減少し、変わって公募増資による資金調達が急増した。つまり、この時期に b_{PO} が低水準で推移しているのは、株価の復調によって株式による資金調達の便益が上昇しつつあること、財務危機の費用は減少したものの、依然として負債による資金調達の費用は相対的に高いことなどを反映して、株式による資金調達が愛好され、ペッキングオーダー理論の説明力が低下しているものと考えられる。

次に、図2に戻り、トレードオフモデルの $DIFF_{it}$ を単独で入れた場合の b_{TO} の推移（印の実線）を見ると、 b_{TO} は、1964年から1980年代までは、0.1前後で推移し、1980年代以降は0.2前後で推移するという若干の上昇傾向にあるものの、全期間を通して非常に低水準で推移している。しかしながら、全期間において、 $b_{TO} = 0$ の帰無仮説は棄却されており、トレードオフモデル自体は依然として説明力を有していることに留意が必要である。

最後に、ペッキングオーダーモデルの DEF_{it} とトレードオフモデルの $DIFF_{it}$ を同時に入れた場合の b_{PO} 、 b_{TO} それぞれの推移（×印の破線）を見ると、×印の破線で示された b_{PO} は、全期間において、 DEF_{it} を単独で入れた場合の実線の b_{PO} とほぼ一致しており、 $DIFF_{it}$ を同時に入れた場合にも、 DEF_{it} の係数 b_{PO} はほとんど影響を受けていないことがわかる。一方で、×印の破線で示された b_{TO} は、全期間において、 $DIFF_{it}$ を単独で入れた場合の実線の b_{TO} から大きく効

果を減少させている。特に、1964年から1980年代初頭までは、破線の b_{TO} は多くの年で $b_{TO} = 0$ の帰無仮説が棄却できず、トレードオフモデル自体が説明力を完全に失っている。本結果は、日本企業の資金調達行動において、ペッキングオーダーモデルがトレードオフモデルよりも相対的に説明力が高く、その傾向は1964年以降の全期間についていえることを示している。つまり、時期による企業の資金調達行動の異質性の可能性を考慮しても、依然としてペッキングオーダー理論の説明力は相対的に強く、第4.1節の推定結果が安定的かつ頑健であることが示された。

5 ペッキングオーダー理論の頑健性

5.1 分位推定

第4.1節と第4.2節の推定結果により、日本企業の資金調達においては、ペッキングオーダー理論の説明力が相対的に強く、その傾向は1964年から2005年の全期間にわたって見られることが示された。しかしながら、推定されたペッキングオーダーモデルは、全期間で、 $a = -0.01$ 、 $b_{PO} = 0.66$ 、 $R^2 = 0.64$ 、最も当てはまりが良い1992年で、 $a = -0.008$ 、 $b_{PO} = 0.871$ 、 $R^2 = 0.86$ であり、ペッキングオーダー理論の厳密な理論予測である $a = 0$ 、 $b_{PO} = 1$ と比べると、依然として理論予測から乖離している。この要因を考えるにあたり、企業の株式による資金調達の特性について考えることは有用である。企業の株式による資金調達において、公募増資、第三者割当増資、株主割当増資といった増資の件数は、多い時期でも年に200件程度であり、約3,000社ある上場企業数をふまえば、株式による資金調達を行っている企業はごく一部に限られているといえる。一方で、株式による資金調達の調達規模は、1件あたりで数百億円から数千億円にのぼり、負債による資金調達に比べて格段に大きい傾向にある。

株式による資金調達のこのような性質は、第4節のような最小二乗推定において大きなバイアスをもたらす可能性がある。(2)式のペッキングオーダーモデルに関する最小二乗推定は、理論的には、所与の DEF_{it} に対する ΔD_{it} の条件付期待値と DEF_{it} の間の線形関数を推定しているに等しい。しかしながら、仮に株式による資金調達が上述のような性質をもつ場合には、所与の DEF_{it} に対する ΔD_{it} の条件付分布は大きく左に歪む可能性があり、 ΔD_{it} の条件付期待値は、少数の企業の多額の株式による資金調達の影響を大きく受け、左方の裾野に引っ張られる可能性がある。良く知られているように、最小二乗推定は、このような条件付分布の裾野の影響に対しては非常に脆弱であり、その影響が甚大である場合には、推定された係数は無視できないバイアスを孕むことになる。

本節では、株式による資金調達の特性が、最小二乗推定における従属変数の条件付分布を歪めている可能性をふまえ、新たに分位推定(Quantile Estimation)を用いた推定を行う。分位推定は、所与の独立変数に対する従属変数の条件付分位値と独立変数の間の線形関数を推定するものであり、従属変数の条件付分布が歪んでいる場合、あるいは誤差項が正規分布に従わない場合には、最小二乗推定よりも望ましい推定結果をもたらす(Buchinsky, 1998)。

y_i を従属変数、 x_i を $K \times 1$ の独立変数ベクトルとすると、第 θ 位 ($0 < \theta < 1$) に関する分位推定は以下で定式化される。

$$\Pr(y_i \leq \tau | x_i) = F_{u_\theta}(\tau - x_i' \beta_\theta | x_i) \quad (5)$$

より一般的には、以下である。

$$y_i = x_i' \beta_\theta + u_{\theta i}, \quad \text{Quant}_\theta(y_i | x_i) = x_i' \beta_\theta \quad (6)$$

ここで、 $\text{Quant}_\theta(y_i | x_i)$ は、所与の独立変数ベクトル x_i に対する y_i の条件付分位値を示す。仮に、誤差項 $u_{\theta i}$ の分布 $F_{u_\theta}(\cdot)$ が既知であれば、最尤推定などの手法を用いて直ちに β_θ を推定することが可能である。しかしながら、 $F_{u_\theta}(\cdot)$ は未知であることから、以下の目的関数の最適化を行うことによって、 β_θ を推定する。

$$\min_{\beta} \frac{1}{n} \left[\sum_{i: y_i \geq x_i' \beta} \theta |y_i - x_i' \beta| + \sum_{i: y_i < x_i' \beta} (1 - \theta) |y_i - x_i' \beta| \right] \quad (7)$$

本節では、第 θ 位 ($0 < \theta < 1$) として、 $\theta = 0.1, 0.2, \dots, 0.8, 0.9$ の 9 つの分位に関して分位推定を行った。表 2 は推定結果を示しており、それぞれの分位について、(2) 式のペッキングオーダーモデルを推定している。表 2 を見ると、 $\theta = 0.4$ を上回る分位においては、いずれも b_{PO} はペッキングオーダー理論の理論予測である $b_{PO} = 1$ とほぼ一致しており、 a もまた $a = 0$ の帰無仮説は棄却されるものの、理論予測である $a = 0$ とほぼ一致している。つまり、 $0.4 \leq \theta < 1$ の範囲に属する企業の資金調達行動は、ペッキングオーダー理論の理論予測とほぼ完全に一致しており、この意味では、日本企業の過半数が完全なペッキングオーダー理論に従っている。逆に、 $\theta = 0.3$ を下回る分位においては、いずれも b_{PO} はペッキングオーダー理論の理論予測である $b_{PO} = 1$ から大きく乖離しており、左方の分位にいくほどこの乖離は大きくなる。つまり、 $0 < \theta \leq 0.3$ の範囲に属する企業の資金調達行動は、ペッキングオーダー理論の当てはまりが非常に弱く、左方の分位にいくほどペッキングオーダー理論の当てはまりは弱くなる。

これらの結果から、所与の DEF_{it} に対する ΔD_{it} の条件付分布の形状を憶測することが可能である。 ΔD_{it} の条件付分布は、右の裾野がほとんどない一方で、左の裾野が異常に長く、左へ歪んだいびつな形状をしているはずである。この左への歪みの要因は、(2) 式の定義により、少数の企業による巨額の株式による資金調達に全て帰着することができる。つまり、第 4.1 節における最小二乗推定は、少数の企業による巨額の株式による資金調達の影響を大きく受けており、推定された係数 b_{PO} は過小に推定されているのである。

次に、このペッキングオーダーモデルの説明力の時系列推移を見たものが図 3 である。図 3 は、第 4.2 節と同じく、年別のクロスセクションデータを用いて、上述の分位推定を行ったものである。尚、図の煩雑さを避けるため、図 3 には $\theta = 0.1, 0.5, 0.9$ の結果のみを示している。図 3 を見ると、 $\theta = 0.1$ における b_{PO} は、理論値である $b_{PO} = 1$ から大きく乖離しており、印の太い実線で示した第 4.2 節における最小二乗推定による b_{PO} の推定値は、この $\theta = 0.1$ における b_{PO} の動き

の影響を強く受けていることがわかる。つまり、第 4.2 節における最小二乗推定もまた、条件付分布の裾野の影響を大きく受けており、推定された係数 b_{PO} は過小に推定されていることがわかる。

一方で、 $\theta = 0.5$ 、 $\theta = 0.9$ における b_{PO} は、大半の時期で $b_{PO} = 1$ とほぼ一致しており、多くの時期において、日本企業の過半数が完全なペッキングオーダー理論に従っていることがわかる。ただし、1968 年-1970 年、1972 年-1973 年、1987 年-1989 年、2002 年-2004 年の一部の時期では、ペッキングオーダーモデルは一時的に説明力を低下させている。1987 年-1989 年、2002 年-2004 年については、既に第 4.2 節で説明したように、株価の上昇から増資が急増した年であり、株式による資金調達費用が負債による資金調達費用を下回る企業が多数出てきたためにこのような現象が起きていると考えられる。1968 年-1970 年、1972 年-1973 年については、1968 年は、日本の企業において初めて時価発行増資が行われた年であり、金利の上昇や株価の回復といった要因も重なって、その後、1970 年代にかけて、日本企業の増資手段が額面発行増資から時価発行増資へと急速に移行していく時期である。また、1972 年は、増資額が史上初めて 1 兆円を突破した年であり、初めて公募増資が株主割当を上回った年でもある。つまり、これらの時期においても、時価発行増資の解禁、金利の上昇、株価の回復といった様々な要因から、株式による資金調達費用が負債による資金調達費用を下回る企業が多数出てきたため、このような現象が起きていると考えられる。このような傾向が、条件付分布の裾野の影響を受けない分位推定においても見られるということは、これらの時期における企業の株式による資金調達が、その調達額もさることながら、かなりの件数で生じていたことを示唆している。

本節では、企業の株式による資金調達の特性をふまえ、所与の DEF_{it} に対する ΔD_{it} の条件付分布が歪んでいる可能性を勘案し、分位推定による推定を行った。その結果、条件付分布の分位が $0.4 \leq \theta < 1$ の範囲に属する企業の資金調達行動は、ペッキングオーダー理論の理論予測である $b_{PO} = 1$ とほぼ完全に一致しており、この意味では、日本企業の過半数が完全なペッキングオーダー理論に従っていることが示された。また、この傾向は、年別の推定で見ても多くの時期で成立しており、長期的に見てもペッキングオーダー理論の説明力は相当高いといえる。

5.2 規模別推定

第 5.1 節の分位推定により、日本企業の過半数がほぼ完全なペッキングオーダー理論に従っていること、この傾向は時系列で見ても大半の時期に成立していることが明らかとなった。本節では、最後に、ペッキングオーダー理論の理論モデルに立ち返り、日本企業におけるペッキングオーダー理論の頑健性について再度検証を行う。第 1 節で述べたように、そもそものペッキングオーダー理論の骨子は、情報の非対称性による逆選択の存在にある。これにより、ペッキングオーダー理論は情報の非対称性が深刻な企業においてより強く成立するはずであるとする予測が成り立つ。

Frank and Goyal (2003) は、アメリカ企業を対象とし、企業規模別に (2) 式のペッキングオーダーモデルを推定した結果¹⁰、情報の非対称性が軽微な大企業ほどペッキングオーダーモデルの説

¹⁰Frank and Goyal (2003) においては、企業の規模以外にも成長性、配当、負債比率といった変数で逆選択の度合を識

明力が強く、ペッキングオーダー理論の予測とは相反すると結論づけている¹¹。

しかしながら、Myers (2003) は、Frank and Goyal (2003) のこの結論が誤りであることを指摘している。Myers and Majluf (1984) によれば、ペッキングオーダー理論における最も重要な情報の非対称性は、既存の資産量に帰着することが示されており、既存の資産量に対して成長機会が豊富である企業ほど、株式発行による株価の下落が軽微であることが示されている。この議論に従えば、資産量が小さく成長機会が豊富な小規模企業が最も信用力の高い発行体であり、株式発行による株価下落の費用が最も小さいということになる¹²。逆に、資産量が大きく成長機会が乏しい大企業は、株式発行による株価下落が最も大きいと、大企業ほどペッキングオーダー理論に強く従うことを要求される。つまり、大企業ほどペッキングオーダー理論に強く従うとする Frank and Goyal (2003) の結論は、実はペッキングオーダー理論と整合的なものである。

本節では、この傾向が日本企業においても成立するかどうかを検証するため、Frank and Goyal (2003) と同様に企業規模別に (2) 式のペッキングオーダーモデルを推定する。規模には総資産を用い、年別に資産の 4 分位で企業を規模別の 4 グループに分割したうえで、(2) 式のペッキングオーダーモデルを推定する。表 3 のパネル A は推定結果を示しており、 b_{PO} は規模が大きい企業ほど値が大きくなる厳密な単調性を満たしていることがわかる。本結果は、Frank and Goyal (2003) と整合的なものであり、ペッキングオーダー理論の理論予測と整合的である。日本企業のうち規模が大きい企業は、既存の資産に比した成長機会に乏しく、株式発行による株価の下落が大きいと、より強くペッキングオーダー理論に従うことを要求されるのである。

表 3 のパネル B は、企業規模に加えて、企業の成長性別に (2) 式のペッキングオーダーモデルを推定した結果を示している。成長性には売上成長率を用い、先程と同じく、年別に売上成長率の 4 分位で企業を成長性別の 4 グループに分割している。表 3 のパネル B では、このうち最も成長性が低い第 1 分位 (Low) と、最も成長性が高い第 4 分位 (High) の企業に関する推定結果を示している。結果は、非常に安定的であり、 b_{PO} は、規模が大きく、成長性が低い企業ほど値が大きくなり、逆に、規模が小さく、成長性が高い企業ほど値が小さくなるという厳密な単調性を満たしている。つまり、日本企業のうち規模が大きく成長性が低い企業ほど強くペッキングオーダー理論に従っており、ペッキングオーダー理論の理論予測と完全に整合的であることが示された。

6 結論

本稿では、日本企業の資金調達行動に関して、資本構成理論におけるトレードオフ理論とペッキングオーダー理論のいずれの説明力が高いのかについて検証を行った。本稿のおもな結論は以下である。第一に、日本企業の資金調達行動においては、トレードオフ理論とペッキングオーダー理論

別しようとしているが、ペッキングオーダー理論の説明力には規模が決定的な役割を果たしていることを示している。

¹¹これに関連する議論として、Helwege and Liang (1996) は、アメリカの IPO 企業を対象としてペッキングオーダー理論の妥当性を検証したところ、逆選択が深刻なこれら小規模企業ではペッキングオーダー理論が成立していないことを示している。

¹²実際に、Jung, Kim and Stulz (1996)、Pilotte (1992)、Denis (1994) は、規模が小さく成長性が高い企業による株式発行は、平均的に株価を押し下げないことを実証的に示している。

のいずれもが統計的に有意な説明力をもつものの、相対的にペッキングオーダー理論の説明力が強く、この傾向は1964年以降のほぼ全期間において成立している。第二に、従属変数の条件付分布の歪みを考慮した分位推定を行うと、日本企業の過半数は完全なペッキングオーダー理論に従っており、この傾向は1964年以降の一部の時期を除いて成立している。

ペッキングオーダー理論においては、最適資本構成は存在せず、トレードオフ理論が想定する節税効果の便益や財務危機の費用は二次的な意味しかもたない。これは、日本企業の資金調達行動が、最適資本構成への調整として生じているというよりは、新規投資と内部資金とのギャップである資金不足を補うために生じていることを示唆している。資金不足の動きは設備投資や在庫投資の動きと強く連動しており、設備投資や在庫投資の動きは景気循環に伴う変動が極めて大きいことが知られている。仮に、ペッキングオーダー理論のように、資金不足を完全に外生的と捉えるならば、企業の負債による調達、景気循環に伴う設備投資や在庫投資の変動、それに伴う資金不足の変動と1対1で対応することにより、極めて変動が大きいものになり、最適資本構成から乖離した過剰債務や過小債務に陥る危険性を常に孕むことになる。

しかしながら、冒頭で述べたように、ペッキングオーダー理論とトレードオフ理論は必ずしも排他的なものではなく、両者を同時に満たす資金調達行動も可能であると考えられる。この場合には、トレードオフ理論における節税効果の便益と財務危機の費用、ペッキングオーダー理論における情報の非対称性に起因する費用から、最適資本構成、資金不足額、負債による資金調達額、株式による資金調達額がそれぞれ内生的に決定されることになる。これが理論モデルとして記述可能であるかどうかは別として、企業の資金調達は、これらの便益と費用とを包括的に考慮に入れた運営であるべきである。

参考文献

- [1] 浅子和美・朱寧(1992)「資金調達と資本コスト - 日本の製造業大企業(1961 - 1989) - 」『フィナンシャル・レビュー』Jun-1992, 1-23頁.
- [2] 池尾和人・広田真一(1992)「企業の資本構成とメインバンク」『現代日本の金融分析』堀内昭義・吉野直之編, 39-71頁, 東京大学出版会.
- [3] 嶋谷毅・川井秀幸・馬場直彦(2005)「わが国企業による資金調達方法の選択問題: 多項ロジット・モデルによる要因分析」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No. 05-J-3.
- [4] 辻幸民(2000)「わが国企業の資本構成: 実証分析」『三田商学研究』43(2), 17-43頁.
- [5] 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.
- [6] 水野博志(1990)「日本企業の資本構成に関する比較静学分析」『資本構成と資本市場』市村昭三編, 225-237頁, 九州大学出版会.

- [7] 若杉敬明 (1987) 「最適資本構成 - 理論と実証 - 」『経済学論集』53(1), 49-84 頁 .
- [8] Auerbach, A. S. (1985) “Real Determinants of Corporate Leverage,” In B. M. Friedman eds. *Corporate Capital Structures in the United States*, The University of Chicago Press, Chicago.
- [9] Baskin, J. (1989) “An Empirical Investigation of the Pecking Order Hypothesis,” *Financial Management*, 18, pp. 26-35.
- [10] Buchinsky, M. (1998) “Recent Advances in Quantile Regression Models: A Practical Guide-line for Empirical Research,” *The Journal of Human Resources*, 33, pp. 88-126.
- [11] Denis, D. J. (1994) “Investment Opportunities and the Market Reaction to Equity Offer-ings,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29, pp. 159-177.
- [12] Fischer, E., R. Heinkel, and J. Zechner (1989) “Dynamic Capital Structure Choice: Theory and Tests,” *Journal of Finance*, 44, pp. 19-40.
- [13] Frank, M. Z. and V. K. Goyal (2003) “Testing the Pecking Order Theory of Capital Struc-ture,” *Journal of Financial Economics*, 67, pp. 217-248.
- [14] Fukuda, A and S. Hirota (1996) “Main Bank Relationships and Capital Structure in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 10, pp. 250-261.
- [15] Harris, M. and A. Raviv (1991) “The Theory of Capital Structure,” *Journal of Finance*, 46, pp. 297-355.
- [16] Helwege, J. and N. Liang (1996) “Is There a Pecking Order? Evidence from a Panel of IPO Firms,” *Journal of Financial Economics*, 40, pp. 429-458.
- [17] Hirota, S. (1999) “Are Corporate Financing Decisions Different in Japan? An Empirical Study on Capital Structure,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 13, pp. 201-229.
- [18] Jalilvand, A. and R. S. Harris (1984) “Corporate Behavior in Adjusting to Capital Structure and Dividend Targets: an Econometric Study,” *Journal of Finance*, 39, pp. 127-145.
- [19] Jung, K., Y. Kim, and R. Stulz (1996) “Timing, Investment Opportunities, Managerial Discretion, and the Security Issue Decision,” *Journal of Financial Economics*, 42, pp. 159-185.
- [20] Long, M. S. and E. B. Malitz (1985) “Investment Patterns and Financial Leverage,” In B. M. Friedman eds. *Corporate Capital Structures in the United States*, The University of Chicago Press, Chicago.

- [21] Marsh, P. (1982) "The Choice between Equity and Debt: An Empirical Study," *Journal of Finance*, 37, pp. 121-144.
- [22] Modigliani, F. and M. H. Miller (1958) "The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment," *The American Economic Review*, 48, pp. 261-297.
- [23] Myers, S. C. (1984) "The Capital Structure Puzzle," *Journal of Finance*, 39, pp. 575-592.
- [24] Myers, S. C. and N. Majluf (1984) "Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information Investors Do not Have," *Journal of Financial Economics*, 13, pp. 187-221.
- [25] Pilotte, E. (1992) "Growth Opportunities and the Stock Price Response to New Financing," *Journal of Business*, 65, pp. 371-394.
- [26] Rajan, R. G. and L. Zingales (1995) "What Do We Know about Capital Structure? Some Evidence from International Data," *Journal of Finance*, 50, pp. 1421-1460.
- [27] Shyam-Sunder, L and S. C. Myers (1999) "Testing Static Tradeoff against Pecking Order Models of Capital Structure," *Journal of Financial Economics*, 51, pp. 219-244.
- [28] Taggart, R. A. (1977) "A model of Corporate Financing Decisions," *Journal of Finance*, 32, pp. 1467-1484.
- [29] Titman, S. and R. Wessels (1988) "The Determinants of Capital Structure Choice," *Journal of Finance*, 43, pp. 1-19.

表1. ベースライン推定

	1964-2005														
	最小二乗推定			最小二乗推定(年ダミーあり)			ランダム効果推定			固定効果推定			Fama-Macbeth推定		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
ペッキングオーダー b_{PO}	0.66 *** (0.00)		0.65 *** (0.00)	0.66 *** (0.00)		0.64 *** (0.00)	0.67 *** (0.00)		0.66 *** (0.00)	0.68 *** (0.00)		0.67 *** (0.00)	0.68 *** (0.02)		0.67 *** (0.02)
トレードオフ b_{TO}		0.15 *** (0.00)	0.07 *** (0.00)		0.17 *** (0.00)	0.08 *** (0.00)		0.15 *** (0.00)	0.07 *** (0.00)		0.15 *** (0.00)	0.06 *** (0.00)		0.17 *** (0.01)	0.07 *** (0.01)
定数項 a	-0.01 *** (0.00)	0.01 *** (0.00)	-0.01 *** (0.00)	0.00 ** (0.00)	0.03 *** (0.00)	-0.01 *** (0.00)	-0.02 *** (0.00)	0.01 *** (0.00)	-0.02 *** (0.00)	-0.01 *** (0.00)	0.01 *** (0.00)	-0.01 *** (0.00)	-0.01 *** (0.00)	0.01 *** (0.00)	-0.01 *** (0.00)
サンプル数	85,178	85,178	85,178	85,178	85,178	85,178	85,178	85,178	85,178	85,178	85,178	85,178	85,178	85,178	85,178
Adj R-sq	0.64	0.04	0.65	0.65	0.09	0.66									
R-sq Within							0.66	0.04	0.66	0.66	0.04	0.66			
Between							0.28	0.09	0.29	0.28	0.09	0.29			
Overall							0.64	0.04	0.65	0.64	0.04	0.65			
Avg. R-sq													0.66	0.05	0.67

表2. 分位推定

	1964-2005								
	分位値								
	$\theta=0.1$	$\theta=0.2$	$\theta=0.3$	$\theta=0.4$	$\theta=0.5$	$\theta=0.6$	$\theta=0.7$	$\theta=0.8$	$\theta=0.9$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
ペッキングオーダー b_{ro}	0.54 *** (0.01)	0.69 *** (0.00)	0.85 *** (0.00)	0.96 *** (0.00)	0.99 *** (0.00)	1.00 *** (0.00)	1.00 *** (0.00)	1.00 *** (0.00)	0.99 *** (0.00)
定数項 a	-0.08 *** (0.00)	-0.03 *** (0.00)	-0.01 *** (0.00)	0.00 *** (0.00)	0.00 *** (0.00)	0.00 ** (0.00)	0.00 *** (0.00)	0.00 *** (0.00)	0.00 *** (0.00)
サンプル数	85,178	85,178	85,178	85,178	85,178	85,178	85,178	85,178	85,178
Pseudo R-sq	0.28	0.33	0.40	0.49	0.57	0.64	0.70	0.74	0.74

表3. 規模別・成長性別推定
 パネルA. 規模別推定

	1964-2005			
	規模 Smallest	規模 Medium small	規模 Medium large	規模 Largest
	(1)	(2)	(3)	(4)
ベッキングオーダー b_{PO}	0.57 *** (0.00)	0.63 *** (0.00)	0.69 *** (0.00)	0.79 *** (0.00)
定数項 a	-0.02 *** (0.00)	-0.01 *** (0.00)	-0.01 *** (0.00)	-0.01 *** (0.00)
サンプル数	21,308	21,290	21,299	21,281
R-sq	0.54	0.60	0.68	0.79

パネルB. 規模別・成長性別推定

	1964-2005							
	規模 Smallest		規模 Medium small		規模 Medium large		規模 Largest	
	成長性 High	成長性 Low	成長性 High	成長性 Low	成長性 High	成長性 Low	成長性 High	成長性 Low
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ベッキングオーダー b_{PO}	0.51 *** (0.01)	0.66 *** (0.01)	0.57 *** (0.01)	0.76 *** (0.01)	0.61 *** (0.01)	0.77 *** (0.01)	0.76 *** (0.01)	0.80 *** (0.01)
定数項 a	-0.02 *** (0.00)	-0.01 *** (0.00)	-0.02 *** (0.00)	-0.01 *** (0.00)	-0.02 *** (0.00)	-0.01 *** (0.00)	-0.01 *** (0.00)	-0.01 *** (0.00)
サンプル数	6,646	5,637	5,272	5,479	4,955	5,256	4,407	4,936
R-sq	0.47	0.61	0.53	0.73	0.58	0.77	0.75	0.80

图1. 变数時系列推移

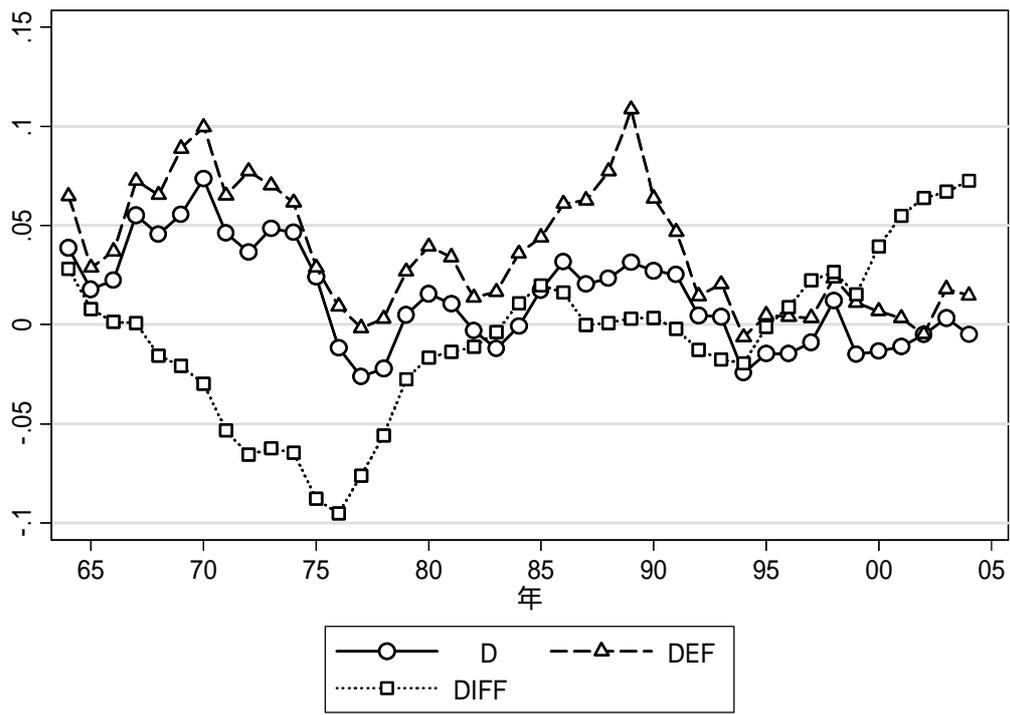


図2. 年別推定による点推定値の時系列推移(最小二乗推定)

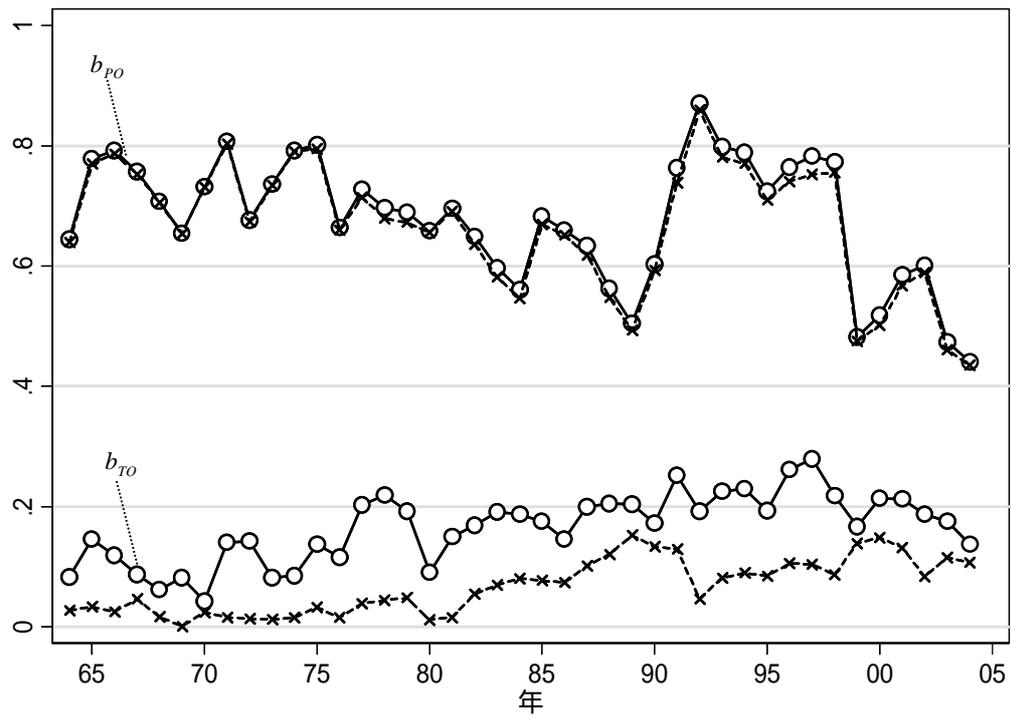


図3. 年別推定による点推定値の時系列推移(分位推定)

