



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

銀行のガバナンス、企業のリスクテイク行動とパフォーマンス

岡田敏裕*

toshihiro.okada@boj.or.jp

佐藤嘉子**

yoshiko.satou@boj.or.jp

No.05-J-4
2005年3月

日本銀行
〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30号

* 調査統計局、**調査統計局

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局までご相談ください。転載・複製を行う場合は、出所を明記してください。

銀行のガバナンス、企業のリスクテイク行動とパフォーマンス*

岡田敏裕[†]・佐藤嘉子[‡]

2005年3月

要 旨

本稿は、企業のリスクテイク行動がコーポレート・ガバナンス構造から影響を受けうることを、および企業のパフォーマンスもガバナンス構造から影響を受けうることを実証的に明らかにしたものである。企業の「リスクテイク行動」は直接は観察できないため、企業の期待収益の実現値からの乖離という情報を使って引き出している。1981年から2002年までの全国上場企業を対象とした大標本マイクロパネルデータを用いた分析からは、企業は、株主に対する銀行の相対的支配力が高まると、リスク回避的になりがちになるとともに、銀行の相対的支配力が高い企業では *ROA* が低い水準に止まる傾向があることが明らかになった。これは、企業間の分散が非常に小さくかつ水準が低いとしばしば指摘されてきたわが国企業の *ROA* が、銀行を中心とするコーポレート・ガバナンスのあり方と密接な関係をもつ可能性を示唆するものである。

*本稿の作成にあたっては、福田慎一氏（東京大学）、花崎正晴氏（日本政策投資銀行）、橋永久氏（神戸大学）、松林洋一氏（同）をはじめ、肥後雅博氏（日本銀行調査統計局）、鎌田康一郎氏（同企画局）、木村武氏（同調査統計局）、馬場直彦氏（同金融市場局兼金融研究所）、副島豊氏（同調査局）、関根敏隆氏（BIS）から有益なコメントを頂くとともに、多くの日本銀行スタッフの協力を得た。この場を借りて感謝の意を示したい。なお、本稿で述べられた意見、見解は筆者の個人的見解であり、日本銀行および調査統計局の公式見解ではない。

[†]日本銀行調査統計局（E-mail: toshihiro.okada@boj.or.jp）

[‡]日本銀行調査統計局（E-mail: yoshiko.satou@boj.or.jp）

1 はじめに

わが国企業の収益率が国際的にみて低い水準にあることは、これまでしばしば指摘されている。たとえば、1964年から80年にかけての日米英での *ROA* を比較した小田切(1989)や、1980年から99年の日米独の *ROA* を比較した中村(2001)では、上場企業の平均 *ROA* が日本では他国に比べていずれも低いことを示している。もっとも、ここからだけでは直ちに、なぜわが国企業の収益率が低いのかは分からない。*ROA* が低い理由にはさまざまなものが考えられるためである。

さらに、わが国の *ROA* に関してはもうひとつ重要な特徴がある。すなわち、水準のみならず、企業間のばらつきも小さいのである。たとえば、亀田・高川(2003)では、アメリカ、ヨーロッパ、アジア各国企業のマイクロデータを使いながら、日本の企業の *ROA* が1984年以降一貫して低い水準で推移してきたばかりでなく、企業間の *ROA* の分散が非常に小さく、尖度が高いという興味深い事実を指摘している(図表1)。企業が、リスクとリターンのトレードオフ関係の中からある投資戦略を選んでいると考えるならば、日本の企業は、アメリカなどの諸外国の企業が選ぶフロンティアとは明らかに異なるポイントを選んでいることになる。すなわち、さまざまなリスク・リターンの組み合わせを企業ごとにまちまちに選んでいる諸外国に対し、わが国では高いとはいえないが安定的な収益が見込める戦略を、どの企業も集中して選択しているとみられるのである。

それではなぜ、このような傾向が観察されるのであろうか。ひとつの理由として、コーポレート・ガバナンス構造との関係が考えられる。わが国では銀行融資を中心とする「金融システム」と、長期雇用と年功賃金を前提とする「労働システム」という2つの特徴的なガバナンス構造が存在する¹。古典的な企業観に立てば、企業のパフォーマンスを決定するのは株主もしくは株主から経営を任された経営者であるが、こうした古典的モデルがすんなりあてはまるほど、わが国では株主主権が確立しているとはいえないであろう。したがって、上述した企業収益率の特徴も、銀行、従業員といった必ずしも株主に限定されない複数の利害関係者(ステークホルダー)によって形作られている可能性が高く、株主以外のガバナンス主体を対象に含めた形で考察するのが望ましいと考えられる。

そこで本稿では、わが国のガバナンス構造上の2つの特徴のうち、銀行融資を中心とする「金融システム」に焦点をあてる。具体的には、銀行のガバナンスが株主のガバナンスに比べて相対的に企業をリスク抑制的に行動させる側面があり、その結果企業のパフォーマンスが低位安定していたという仮説を実証的に検証する。

次節の先行研究で詳しく述べるように、銀行ガバナンスと企業パフォーマンスとの関係については、金融契約論を中心とする経済学の中で、これまでさまざまな解釈が試みられてきている。しかし、銀行が企業のリスクテイク行動を抑制しているという観点に立った実証分析はほとんど見当たらない。本稿の特徴のひとつは、企業の「リスクテイク行動」を明示的に取り上げて、銀行ガバナンスとの関係で実証

¹最近の文献では、例えば Allen and Gale (2000) がこうした見方に立っている。

を行った点である。そしてもうひとつの特徴は、直接は観察できない企業のリスクテイク行動を、企業の期待収益の実績値からの乖離という情報を使って引き出していることである。

ところで、本稿では取り上げなかったもうひとつのガバナンス構造上の特徴である、長期雇用と年功賃金を前提とする「労働システム」が、上述した企業パフォーマンスの特徴と深く関係していることは否定できない。すなわち、外部労働市場が発達していない日本では、従業員がひとつの企業に長く留まって容易に他の企業に転職しない。しかも、年功賃金や退職金には賃金の後払い的性格があるため²、すでに企業特殊技能のために投資を行ってきた従業員にとっては、賃金を回収する意味でも企業が倒産しないことが非常に重要となる。また、経営者は、現場をよく知る内部から昇進した人たちである³。このような労働システムにおいては、企業特殊技能の形成が行われやすかったという点で日本企業の強みを形成してきた一方で、従業員も経営リスクを負担しているという意味で、従業員に企業をリスク抑制的に行動するよう働きかけるインセンティブがあったと考えられる。

もっとも、このような労働システムと銀行中心の金融システムはいわゆる制度補完の関係にあって、表裏一体のものと捉えることができる⁴。双方からのアプローチが可能であるため、本稿では株主のガバナンスと比較した銀行ガバナンスに焦点を絞って分析を行うことにする。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では、銀行ガバナンスと企業パフォーマンスについてこれまで行われてきた理論的・実証的研究を整理した上で、本稿での考え方を述べる。第3節では、銀行支配、リスクテイク度、ROAの関係について、理論仮説に基づく実証式を提示する。第4節では、データと基本統計量について述べる。第5節では実証結果を報告する。第6節では、本稿の実証結果をまとめるとともに、マクロ経済的に解釈する上での若干の留意点を述べる。

2 銀行ガバナンスと企業パフォーマンス

2.1 先行研究

本節では、銀行ガバナンスと企業パフォーマンスについての本稿の考え方を述べる。そのための準備として、まず金融契約論を中心とする経済学では、負債の機能

²したがって、短期的には賃金は労働生産性から乖離しうる。雇用契約を暗黙の長期契約とみなせば、入社間もない時代の賃金水準は生産性を下回っても、高齢になるにつれて生産性対比で高い賃金を得られるようになる。

³このような状態は、極端には労働者が実質的に経営を動かしている企業、あるいは「労働者管理企業」として捉える場合がある（小宮（1993））。ただし、株主などの外部コントロールが機能していないともいえないわが国の状況をこのように捉えることには異論もある（青木・奥野（1996））。

⁴金融システムと労働システムとの制度補完性に関しては、青木・奥野（1996）、小佐野（1996）を、制度補完性一般に関してはMilgrom and Roberts(1992)を参照。

に関してこれまでどのような理論的・実証的整理および分析がなされてきたのかについて概観する。

一般的に、コーポレート・ガバナンスにおける主たる関心は、企業経営がガバナンス構造によっていかに効率的 (efficient) になるかという点に注がれる。とりわけ、外部投資家から資金を調達するときには、その資金が適切にプロジェクトに投資されることが必要となる。しかし、場合によっては経営者 (社長や取締役を含む) は、自らの私的便益のために資金を使ってしまいかもしれない。そこで、このような非効率 (エージェンシー・コスト) がどのようにしたら軽減できるのかという観点から、株式や負債の機能が検討されることになる。株式の場合には、経営者と株主との間に発生しうるエージェンシー問題が、両者の利害が接近するようにガバナンスの仕組みを変えることによって解消しうると考えられる。具体的には、経営者の持株 (Morck, Shleifer and Vishny (1988))、経営者報酬が業績に連動している程度 (Mehran (1995))、大株主のモニタリング (Yafeh and Yosha (2003)) が、経営効率を高めるかどうかを実際に検証する試みがあり、一定の条件の下で経営効率を高めるという報告がなされている。

負債の場合には、経営を効率化するためにいくつかの重要な機能が備わっている。第一に、負債は、契約によって一定の元本と金利を支払うことを経営者に約束させるため、経営者の裁量によって非効率な支出がなされることを抑制することが期待できる。これは Jensen (1986) のいうフリー・キャッシュフローのエージェンシー・コスト削減機能である。第二に、債務不履行時には、経営コントロール権が債権者に移転してしまうことによって規律づけられる (Aghion and Bolton (1992))。一般に、経営者はコントロール権を手放してしまうことをもっとも恐れるので、経営状態が悪化することを事前に避けようとする。これが負債の規律となって efficiency を改善する効果をもたずである。第三に、負債のタイプについてより詳しくみれば、優先債権 (senior) であってかつ返済猶予ができない (nonpostponable) ことが規律づけの条件になる (Hart and Moore (1995))。つまり、同じ負債契約であっても返済原資が足りないときに支払わないことを許すのでは規律にならないし、経営者に返済猶予が与えられていても規律にはならない。一般的に、銀行の貸出債権は優先債権であって、かつ返済スケジュールも約定されているので、通常はこうした条件にあてはまる。このような機能に着目すれば、負債には経営効率を高める側面があると考えるのである。したがって、経営効率が高まった結果としてのパフォーマンスも向上することが予想される。

ところが現実には、負債が企業パフォーマンスを向上させると一概に結論付けることはできない。むしろ、負債の存在によって企業パフォーマンスが低下することを示唆する研究も存在する。第一に、過剰債務の企業の場合である。Myers (1977) は、過剰債務を抱えた企業は高い収益を生む投資機会に直面しても、追加的な借入を行うことができないので低収益になるという、いわゆるデット・オーバーハングの議論を示している。第二に、銀行借入の場合には、交渉力を利用した所得移転が起こる可能性があり、その場合には金融グループに属する企業の方がむしろ独立系企業よりも不利な立場になりうる。Weinstein and Yafeh (1998) は、金融サービスを

提供している銀行は、その見返りとして企業のあげた収益を金利として吸い上げることができる立場にあり、このため企業が収益をあげても、金利として銀行に所得移転がなされてしまう結果、収益率が低く止まることを指摘している。そして、日本企業を対象とした分析を行い、金融グループに属する企業はその他の企業に比べて、収益率や成長性が有意に低く、支払金利が有意に高いことを実証している。

最初のデット・オーバーハングによる説明は、たしかに、多額の負債を負ってしかも収益性の高いプロジェクトへの投資機会をもつ企業にとっては成り立つ議論である。しかしながら、ある程度特殊な企業を想定しているため、企業一般のパフォーマンスの説明としては限界があると考えられる。これに対して、銀行の交渉力によってレントの移転が起こるとする後者の説明は、それなりの説得力をもっている。ただ、この他にも、以下に示すように、銀行ガバナンスが企業の「リスクテイク行動」を抑制する側面があることから説明が可能であろう。

2.2 本稿での考え方

本稿では、銀行のガバナンスは、株主や経営者などのその他のステークホルダーに比べて、企業に保守的でリスク抑制的な行動をとるようにはたらきかけると考える。いま、ある企業が不確実性の異なるいくつかの投資機会に直面していると考えられる。そして、外部投資家として、株主と銀行が存在するとする。株主の期待リターンは、企業の収益が上がれば上がるほど高まる。一方、銀行は、どのような高い収益を企業があげても、貸出契約で決められた元本と利子以上の収入は得られない⁵。むしろ、銀行は、リスクの高いプロジェクトに投資して元本と利子を確実に得られない可能性が高まるのであれば、リターンは低くても確実に収益が得られるプロジェクトを選択してもらいたいと望むであろう。

このように株主と銀行とでリスクに対するビヘイビアが異なるのは、主に2つの理由からである。一つは、収益への請求権 (claim) のタイプが異なることである。すなわち、株主は基本的に残余価値請求権者 (residual claimant) であって、契約した固定債務の支払を済ませた後の利益から分配を受ける。しかも有限責任制の下では投下資本以上に責任を問われることはない。一方、銀行は、基本的に一定の固定債務契約の下で支払を受ける者であって、元利払いを確実にする利益には関心があっても、企業が高い収益をあげたからといって契約以上のリターンを受けることはない。二つ目は、債務不履行 (non-payment) という事態は、銀行にとっても不都合なことである。すなわち、経営コントロール権が奪われるのは企業にとって不都合なだけでなく、銀行にとっても、貸出債権の価値の減少によりロスが発生するほか、経営に立ち入って合理化を進めたり、資産整理に伴う処理コストを発生させたりする厄介な事態である。以上のような2つの性質を考えると、銀行は株主に比べてダウンサイドリスクを極度に嫌う主体と考えることができる。したがって、銀

⁵この結果、企業の収益を横軸に考えると、株主のペイオフの形状は convex になる一方、銀行のペイオフの形状は concave になる。

行と株主にこのような行動原理をあてはめれば、株主のガバナンスが相対的に支配的な場合には、企業はリスクをとるよう行動しがちになり、逆に銀行のガバナンスが相対的に支配的であれば、リスクをあまりとらなくなるという企業行動を想定することができる。

以上のように考えると、企業のパフォーマンスの決定要因を探る分析として、企業のリスクテイク行動を考慮に入れて分析することが望ましいと考えられるが、実際には、企業のリスクテイク行動はこれまで実証的にほとんど明らかにされていない。関連する実証研究としては、Nakatani (1984) がある。同論文は、資本市場が不完全な日本において、銀行を中心とする系列グループを经营风险を担保しあう保険の仕組みであると捉えた上で、1971年から82年にかけてのグループ企業の収益率（営業利益+受取利息+受取配当の対総資産比率）とその分散を、独立系の企業と比べている。そして、グループ企業は独立系の企業に比べて収益率が有意に低くばかりでなく、収益率の分散も有意に小さいことを示したという点でほぼ唯一の実証研究となっている。ここで、グループ企業を銀行ガバナンスが相対的に強い企業と捉えれば、本稿の想定する結論と一致はしている。しかし、本稿では、企業のリスクテイク度を、銀行ガバナンスとの対応関係でより明示的かつ定量的に捉えた点で先行研究と異なっている。また、Nakatani (1984) の実証方法は、1971年から82年にかけての収益率の分散を企業ごとに1つ計算し、それをグループダミーに回帰するというクロスセクション分析になっているのに対し、本稿ではパネルデータ分析を行っている⁶。

また、以上のように考えると、本稿で考えるリスク概念について若干留意が必要である。本稿で捉えるリスクとは、企業が選択する事業リスクである。すなわち、負債が過大であるために高まるデフォルトリスクなどのように、負債・資本構成に由来する財務リスクとは異なっている。

以上の考察を踏まえて、次節では、本稿の仮説を実証式を用いて説明する。

3 理論仮説に基づく実証式の設定

本稿の仮説は、「銀行のガバナンスが企業をリスク抑制的に行動させる側面があり、その結果企業のパフォーマンスが低位安定していた」というものであった。本節ではこの仮説を検証する実証方法について述べる。初めに概略を説明すると、以下ようになる。(1) 銀行の相対的なガバナンスの強さと企業のリスクテイク度との間に負の関係が存在するのかを検証する実証方法およびその実証式を示す。(2) 銀行の相対的なガバナンスの強さと企業のリスクテイク度との間に負の関係が存在する下で、企業のリスクテイク度の増加が企業のパフォーマンスを向上させるのかどうかを検証する実証方法およびその実証式を示す。

⁶ パネル分析では、説明変数として加えるべき変数を加えていない（見落としてしまう）ことによって係数にバイアスが生じる問題（omitted variables）は、個別効果によって緩和される。また、データ数も格段に増えるため自由度や推計の効率性も高まる。

3.1 銀行支配とリスクテイク度

ここでは、銀行の相対的なガバナンスの増大が企業のリスクテイク度を押し下げる要因となるのかどうかを検証する実証方法とその実証式を示す。

まず、銀行の相対的なガバナンスの強さ（相対的銀行支配度、 RBC : *Relative Bank Control*）と企業のリスクテイク度（ RTA : *Risk Taking Activity*）との関係は、以下のような式で表現できるとする。

$$RTA_{i,t} = c^{RTA} + \eta_i^{RTA} + \lambda_t^{RTA} + \alpha RBC_{i,t}. \quad (1)$$

ここで、 $RTA_{i,t}$ は、 t 期に第 i 企業が取ったリスクの度合い、 $RBC_{i,t}$ は、 t 期における第 i 企業に対する銀行の相対的支配力（他のステークホルダーに対する相対的支配力）を示している。また、(1) 式において、 η_i^{RTA} は時間を通じて一定の企業の特質が与える影響（個別効果）、 λ_t^{RTA} は企業を通じて共通なマクロ的影響（時間効果）、 c^{RTA} は時間および企業を通じて一定の影響、を示している。(1) 式における $RBC_{i,t}$ の係数 α が、相対的銀行支配度と企業のリスクテイク度の関係を示す鍵となるものである。つまり、本稿の仮説が妥当なものであれば、 $RBC_{i,t}$ の係数 α は負を示すはずである。なお、ここで想定した RTA とは、企業がとるリスクに付随するあらゆる企業行動が含まれるものである。したがって、設備投資に限らず、 $R\&D$ 、プロジェクト選択に伴う支出なども含んでいると考えている。

(1) 式において、銀行ガバナンスが企業にリスク抑制的にはたらきかけるのであれば、相対的銀行支配度にかかる係数はマイナスになるはずである。ところが、残念ながら RTA は観察できない変数であるため、(1) 式を基にして直接的にその関係を実証的に検証することはできない。そこで以下では、(1) 式で示された関係を間接的に検証する方法を示す。簡単に言うと、「 RTA と観察可能な変数との間に必ず存在するであろう関係」を想定することで、 RTA を使用せずに RTA と RBC との関係 (α) を推計できる実証式を導出する。

はじめに、企業のリスクテイク度と企業が期待する収益の不確実性との間に、以下のような関係が存在するとする。

$$E_{i,t}[\Phi_{i,t+1}] = c^{EF} + \eta_i^{EF} + E_{i,t}[\lambda_{t+1}^{EF}] + \beta RTA_{i,t}, \quad \beta > 0. \quad (2)$$

ただし、 $\Phi_{i,t+1}$ は収益率の不確実性、 $E_{i,t}[\Phi_{i,t+1}]$ は t 期に第 i 企業が期待する $t+1$ 期の収益率の不確実性、 η_i^{EF} は時間を通じて一定の企業の特質が与える影響（個別効果）、 $E_{i,t}[\lambda_{t+1}^{EF}]$ は t 期に企業が期待する $t+1$ 期における企業を通じて共通なマクロ的影響（時間効果）、 c^{EF} は時間および企業を通じて一定の影響、を示している。(2) 式は、リスクテイク度 $RTA_{i,t}$ と不確実性の期待値の間に正の関係があることを示している ($\beta > 0$)。この仮定は自然なものであると考えられる。なぜならば、企業がリスクの高いプロジェクトを選択すると、当然、そのプロジェクトから得られる収益の不確実性が高まることを企業が期待するからである。

つぎに、 $RTA_{i,t}$ に関して (2) 式に (1) 式を代入すると、相対的銀行支配度 $RBC_{i,t}$ と収益率の不確実性の期待値 $E_{i,t}[\Phi_{i,t+1}]$ との関係を示す以下の式が得られる。

$$E_{i,t}[\Phi_{i,t+1}] = (\beta c^{RTA} + c^{EF}) + (\beta \eta_i^{RTA} + \eta_i^{EF}) + (\beta \lambda_t^{RTA} + E_{i,t}[\lambda_{t+1}^{EF}]) + \alpha \beta RBC_{i,t}. \quad (3)$$

さらに、(3) 式に関して期待オペレーター $E_{i,t}$ を外すと、以下の式を得ることができる。

$$\Phi_{i,t+1} = c^F + \eta_i^F + \lambda_{t+1}^F + \alpha \beta RBC_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}^F. \quad (4)$$

ただし、 c^F 、 η_i^F 、 λ_{t+1}^F 、については、それぞれ以下の関係が成立する。

$$c^F \equiv \beta c^{RTA} + c^{EF},$$

$$\eta_i^F \equiv \beta \eta_i^{RTA} + \eta_i^{EF},$$

$$\lambda_{t+1}^F \equiv \beta \lambda_t^{RTA} + \lambda_{t+1}^{EF}.$$

また、(4) 式の $\varepsilon_{i,t+1}^F$ に関しては、以下の関係が成立する。

$$\varepsilon_{i,t+1}^F = (\Phi_{i,t+1} - E_{i,t}[\Phi_{i,t+1}]) - (\lambda_{t+1}^{EF} - E_{i,t}[\lambda_{t+1}^{EF}]). \quad (5)$$

(4) 式が、銀行支配とリスクテイク度を実証する基となる式である。(4) 式における $\varepsilon_{i,t+1}^F$ は、(5) 式が示すように、 $\Phi_{i,t+1}$ と λ_{t+1}^{EF} のそれぞれに対する期待値誤差の線形結合値であるので、(4) 式において $\varepsilon_{i,t+1}^F$ を誤差項として扱い回帰分析を行うことができる。なお、後に詳しく述べるが、収益率の不確実性を表す変数 ($\Phi_{i,t+1}$) は、入手可能な変数である。

(4) 式の推計において重要な点は、相対的銀行支配度 RBC にかかる係数 $\alpha\beta$ を負に有意に検出できれば、銀行の相対的支配力 (RBC) と企業のリスクテイク度 (RTA) の間に負の関係があることを間接的に実証することができることである。つまり、(2) 式より β がプラスなので、 RBC にかかる係数 $\alpha\beta$ を負に有意に検出できれば、間接的に β がマイナスであることを検証したことになる。すなわち、(1) 式における銀行の相対的支配力 (RBC) と企業のリスクテイク度 (RTA) の関係が、負の関係にあることが明らかになる。

最後に (4) 式に関して、注意すべき点について述べておく。(4) 式における $\varepsilon_{i,t+1}^F$ は、銀行の相対的支配力 (RBC) のほかにさまざまな変数の影響を受けるという点である。概念整理をすると *Appendix1* のようになる。銀行の相対的支配力 (RBC) の大きさ以外に収益の不確実性に影響をあたえるものは、時間効果 λ_{t+1}^{EF} (例えば、マクロ経済全体での不確実性が高まった時期には、各企業がとったリスク量とは無関係に収益の不確実性が大きくなる効果)、個別効果 η_i^{EF} (例えば、企業の収益の不確実性が企業特性や産業特性に由来して高いので、各企業がとったリスク量とは無関係に η_i^{EF} が大きくなる効果)、時間効果 λ_t^{RTA} (例えば、マクロ経済全体としてのリスクをとり易くなる効果)、個別効果 η_i^{RTA} (例えば、企業特性や産業特性に由来して、もともとリスクを取り易い企業である効果) などである。したがって、

(4) 式は、 RTA に由来する個別効果と時間効果と、 RTA に由来しない個別効果と時間効果をすべて含んだ定式化となっている点に注意が必要である。

3.2 銀行支配、リスクテイク度、 ROA との関係

次に、銀行の相対的支配度 (RBC)、リスクテイク度 (RTA)、 ROA の関係について考える。第2節で考察したように、企業収益押し下げの要因のひとつは、銀行の相対的支配度の高まりにより、企業のリスクテイク行動が抑制され、ローリスク・ローリターンが期待されるプロジェクトを企業が選択しがちになることであった。すなわち、 ROA 期待値と、(1) 式で定義されるリスクテイク度 (RTA) との間には、プラスの関係が存在するはずである。ここでは、その点を検証する実証方法およびその実証式を示す。

まず ROA 期待値と RTA との関係が以下のような線形関数で表現できるとする。

$$E_{i,t}[ROA_{i,t+1}] = c^{ROAE} + \eta_i^{ROAE} + E_{i,t}[\lambda_{t+1}^{ROAE}] + \delta RTA_{i,t}. \quad (6)$$

ただし、 $E_{i,t}[ROA_{i,t+1}]$ は、 t 期に第 i 企業が期待する $t+1$ 期の ROA を示している。また、(6) 式において、 η_i^{ROAE} は時間を通じて一定の企業の特徴が ROA 期待値に与える影響 (個別効果)、 $E_{i,t}[\lambda_{t+1}^{ROAE}]$ は t 期に企業が期待する $t+1$ 期における企業を通じて共通なマクロ的影響 (時間効果)、 c^{ROAE} は時間および企業を通じて一定の影響、を示している。本稿の仮説が妥当なものであれば、 RTA の係数 δ はプラスになるはずである。しかしながら、 RTA は観察できないので、以下のように、間接的に RTA の係数 δ の符号を検証する。

まず、(6) 式に (1) 式を代入する。すると、以下の式が得られる。

$$E_{i,t}[ROA_{i,t+1}] = (c^{ROAE} + \delta c^{RTA}) + (\eta_i^{ROAE} + \delta \eta_i^{RTA}) + (E_{i,t}[\lambda_{t+1}^{ROAE}] + \delta \lambda_t^{RTA}) + \alpha \delta RBC_{i,t}. \quad (7)$$

さらに、(7) 式に関して期待オペレーター $E_{i,t}$ を外すと、以下の式を得ることができる。

$$ROA_{i,t+1} = c^{ROA} + \eta_i^{ROA} + \lambda_{t+1}^{ROA} + \alpha \delta RBC_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}^{ROA}. \quad (8)$$

ただし、 c^{ROA} 、 η_i^{ROA} 、 λ_{t+1}^{ROA} 、については、それぞれ以下の関係が成立する。

$$c^{ROA} \equiv c^{ROAE} + \delta c^{RTA},$$

$$\eta_i^{ROA} \equiv \eta_i^{ROAE} + \delta \eta_i^{RTA},$$

$$\lambda_{t+1}^{ROA} \equiv \lambda_{t+1}^{ROAE} + \delta \lambda_t^{RTA}.$$

また、(8) 式の $\varepsilon_{i,t+1}^{ROA}$ に関しては、以下の関係が成立する。

$$\varepsilon_{i,t+1}^{ROA} = (ROA_{i,t+1} - E_{i,t}[ROA_{i,t+1}]) - (\lambda_{t+1}^{ROAE} - E_{i,t}[\lambda_{t+1}^{ROAE}]). \quad (9)$$

上記の(8)式が実証の基となる式である。(8)式における $\varepsilon_{i,t+1}^{ROA}$ は、(9)式が示すように、 ROA と λ_{t+1}^{ROAE} のそれぞれに対する期待値誤差の線形結合値であるので、(8)式において $\varepsilon_{i,t+1}^{ROA}$ を誤差項として扱い回帰分析を行うことができる。

(8)式を使用した実証分析で重要な点は以下のとおりである。前述の(4)式の実証検証において α がマイナスであることを確認でき、かつ、(8)式の RBC にかかる係数 $\alpha\delta$ を負で有意に検証できれば、間接的に(6)式における δ がプラスであることを検証したことになる。すなわち、この2つの実証を通じて、銀行の相対的支配力(RBC)上昇は、企業のリスクテイク度(RTA)を押し下げ、結果として企業の ROA 期待値を下げるというメカニズムの存在を実証的に確認したことになる。

3.3 Φ の計算法

以上の一連の検証過程において鍵となる変数は、収益率の不確実性を表す変数($\Phi_{i,t+1}$)であった。ここでは、 $\Phi_{i,t+1}$ の計算法について詳しく述べる。

収益率の不確実性を表す変数($\Phi_{i,t+1}$)は、 ROA の期待値と実際の ROA の値との間の乖離度を示す変数である。ここで、問題となるのは、企業の ROA 期待値をどのようにして入手するかということである。真の ROA 期待値を求めることは一見困難のように見えるが、各社は決算発表とともに来期の業績予想も公表している。この公表された業績予想に基づく ROA を、以下のような考え方で修正することによって、真の期待値を得ることとする。

企業は利用可能な情報をすべて用い、合理的に期待を形成しているとする。すると、 ROA の期待値と実際の ROA の値との誤差の平均値は理論上ゼロになるはずである。つまり、企業の ROA の期待形成に関する性質は以下の式で表すことができる。

$$ROA_{i,t+1} - E_{i,t}[ROA_{i,t+1}] = e_{i,t+1}, \quad E(e_{i,t+1}) = 0. \quad (10)$$

ここで、企業の真の期待値($E_{i,t}[ROA_{i,t+1}]$)は観測不能であるが、 t 期において企業が公表する業績予想値 ${}_tROA_{i,t+1}^{PE}$ が、真の期待値($E_{i,t}[ROA_{i,t+1}]$)、個別効果の影響を示す変数、時間効果の影響を示す変数の線形関数であると仮定すると、以下の関係を考えることができる。

$${}_tROA_{i,t+1}^{PE} = c^{PE} + \eta_i^{PE} + \lambda_t^{PE} + \gamma E_{i,t}[ROA_{i,t+1}].$$

ただし、 c^{PE} は時間および企業を通じて一定の影響、 η_i^{PE} は個別効果の影響、 λ_t^{PE} を時間効果の影響を捉えた変数を示している。

つまり、企業が $t+1$ 期の業績予想を t 期にアナウンスするにあたっては、真の期待値に、企業固有の公表の癖(良く見せたいといった企業特有の傾向も含む)およびその時のマクロ経済環境が加味されて公表されている。上式を $E_{i,t}[ROA_{i,t+1}]$ に関

して (10) 式に代入すると、以下の式を得ることができる。

$$ROA_{i,t+1} = E_{i,t}[ROA_{i,t+1}] + e_{i,t+1} = c^* + \eta_i^* + \lambda_{t+1}^* + \frac{1}{\gamma}({}_tROA_{i,t+1}^{PE}) + e_{i,t+1}. \quad (11)$$

なお、 η_i^* は個別効果の影響、 λ_{t+1}^* は時間効果の影響、 c^* は時間および企業を通じて一定の影響を示している。それぞれ以下の関係にある。

$$\begin{aligned} \eta_i^* &\equiv -\frac{1}{\gamma}\eta_i^{PE}, \\ \lambda_{t+1}^* &\equiv -\frac{1}{\gamma}\lambda_t^{PE}, \\ c^* &\equiv -\frac{1}{\gamma}c^{PE}. \end{aligned}$$

したがって、 ROA の期待値誤差 ($e_{i,t+1}$) を誤差項として扱い、(11) 式をパネル推計することで、 $e_{i,t+1}$ の推計値を得ることができる。同時に企業の ROA 期待値の推計値を得ることができる。以上の結果から、収益率の不確実性 ($\Phi_{i,t+1}$) を以下のように算出する⁷。

$$\Phi_{i,t+1} \equiv \ln \left(\left| \frac{ROA_{i,t+1} - E_{i,t}[ROA_{i,t+1}]}{E_{i,t}[ROA_{i,t+1}]} \right| + 1 \right). \quad (12)$$

すなわち、 $\Phi_{i,t+1}$ を ROA の期待値に対する実現値のグロス誤差率の対数値とした。対数値をとる理由は、異常値 (outliers) の影響を抑えるためである⁸。後述する第5節の実証分析では、(4) 式で示される実証式に、こうして得られた $\Phi_{i,t+1}$ の推計値を使う⁹。

⁷ (12) 式において、 $ROA_{i,t+1} - E_{i,t}[ROA_{i,t+1}]$ の平均値がゼロで、その分布が正規分布であるとするならば、 $|(ROA_{i,t+1} - E_{i,t}[ROA_{i,t+1}]) / E_{i,t}[ROA_{i,t+1}]|$ の平均はゼロにならない。ただし、 $|(ROA_{i,t+1} - E_{i,t}[ROA_{i,t+1}]) / E_{i,t}[ROA_{i,t+1}]|$ の分布は極度に右に歪曲したものになる。

⁸ 計算された $|(ROA_{i,t+1} - E_{i,t}[ROA_{i,t+1}]) / E_{i,t}[ROA_{i,t+1}]|$ の分布は極度に右に歪曲しているため、このような分布においても異常値の多くが分布のテールのかかなり右側に多く位置している (この可能性はかなり高い)。回帰分析に異常値が与える影響が過度に大きくなる。対数値をとると、値の大きなデータについて、データ間の値の差が縮小する。その結果、異常値の影響を軽減することにつながる。異常値の影響を弱めるためには、Cook's distance などを使って取り除くという方法もあるが、このような方法には恣意性が存在するため極力避けた方が望ましい。また、異常値の影響を軽減する手法としては $|(ROA_{i,t+1} - E_{i,t}[ROA_{i,t+1}]) / E_{i,t}[ROA_{i,t+1}]|$ の2乗をとることも考えられるが、異常値の多くが分布のテールのかかなり右側に多く位置している場合には、異常値の影響を逆に増幅させることになる。

これとは反対に、分布のテールのかかなり左側に多くの異常値が存在しているのであれば、そうした異常値の影響は対数値をとることによって逆に増幅されてしまう。これは、 $|(ROA_{i,t+1} - E_{i,t}[ROA_{i,t+1}]) / E_{i,t}[ROA_{i,t+1}]|$ の値が0付近では、その対数値は負の無限大に近づいてしまうためである。ちなみに、 $\ln(|(ROA_{i,t+1} - E_{i,t}[ROA_{i,t+1}]) / E_{i,t}[ROA_{i,t+1}]|)$ でも分析を行ったが、分析結果には大きな違いは見られなかった。

⁹ ファイナンスの分野では ARCH-M や GARCH-M などの手法を用い、資産価格とリスクプレミアムとの関係を分析している。具体的には、資産価格に関して (条件付きで) 期待される不確実性 (資産価格の条件付き分散) と資産価格の関係を、資産価格の条件付き分散に一定の仮定をおくことで検証している (資産価格 Y に関する条件付き分散は、 $\varepsilon_{t+1} = Y_{t+1} - E_t[Y_{t+1}]$ とすると、 $E_t[\varepsilon_{t+1}^2]$ と書ける)。そこで用いられている仮定とは、条件付き分散 ($E_t[\varepsilon_{t+1}^2]$) が過去の分散 (ε_{t-p}^2 , $p \geq 0$) や過去の条件付き分散 ($E_{t-1-p}[\varepsilon_{t-p}^2]$, $p \geq 0$) に依存するというものである (ARCH-M や GARCH-M の詳細については、Enders (1995) を参照されたい)。

4 データと基本統計量

4.1 データ

分析に使ったデータは、日本政策投資銀行の「企業財務データバンク」、日本経済新聞社の Financial Quest「金融機関別借入金データベース」、東洋経済新報社の業績予想である。各データベースは、⁹については主に財務・決算データが、¹⁰については金融機関別借入金明細が、¹¹については業績予想が入手できるというそれぞれの強みがあるため、企業ごとに各データベースから紐付けを行った。

業績予想に関しては、公表機関が何ら手を加えていない純粋に会社が公表した数値である必要があるが、手が加えられていないことを完全に保証されたデータを一括して入手するのは実際には非常に困難である。これに近い限られたデータベースとして、Financial Quest が「会社発表予想データベース」を提供しているものの、そこには残念ながら、経常利益予想値はあっても営業利益予想値がほとんど収録されていない。以下でみるように、本稿の分析には営業利益レベルでの業績予想が必要となる。一方、東洋経済新報社の業績予想値には、営業利益の予測値が存在する。しかも、それは同機関の予想値であるとしてはいるものの、実際に経常利益で確認すると、ほとんどの企業で Financial Quest の「会社発表予想データベース」に収録されている経常利益予想値と数値が一致する¹⁰。このため、本稿では、¹¹をほぼ会社が公表した数値とみなすことができると判断し、¹¹から入手した営業利益予想値を利用することとした。

対象とした企業は、東京、大阪、名古屋の証券取引所における第一部および第二部上場会社（除く金融・保険）であり、ジャスダック、マザーズ、ヘラクレスなどの新興市場の上場会社は対象としていない。決算区別については、各事業会社の行動の記述が可能で、しかも長期系列がとれる単体ベースを使っている¹¹。業種につい

本稿の分析においても、企業の収益性 ($ROA_{i,t+1}$) と収益に関して期待される不確実性 ($E_{i,t}[\Phi_{i,t+1}]$) との間には正の関係があることが予想されるが、それは企業が期待する不確実性 ($E_{i,t}[\Phi_{i,t+1}]$) が企業のリスクテイク行動 ($RTA_{i,t}$) の増大に伴い上昇するためである。つまり、ARCH-M や GARCH-M で置かれている仮定と異なり、収益に関して期待される不確実性は企業が取ったリスクの度合い（更には言うところ、銀行の相対的支配度）に依存している。

本稿では、銀行の相対的支配度 ($RBC_{i,t}$) の減少が企業のリスクテイク度 ($RTA_{i,t}$) を押し上げ、収益に関して期待される不確実性 ($E_{i,t}[\Phi_{i,t+1}]$) 及び企業の収益性 ($ROA_{i,t+1}$) を増加させると議論している。これに反し、ARCH-M や GARCH-M などの分析手法を使用するのであれば、 ROA に関する過去の分散や過去の条件付き分散の変動が、期待される不確実性 ($E_{i,t}[\Phi_{i,t+1}]$) 及び企業の収益性 ($ROA_{i,t+1}$) を変動させるということになり、本稿の主眼である銀行の相対的支配力、リスクテイク度、収益性の関係の分析には適さない。もちろん、企業のリスクテイク度 ($RTA_{i,t}$) が ROA に関する過去の分散や過去の条件付き分散と緊密に関係しているのであれば、企業の収益性 ($ROA_{i,t+1}$) と収益に関して期待される不確実性 ($E_{i,t}[\Phi_{i,t+1}]$) との関係を検証する上で、ARCH-M や GARCH-M などによる分析は適している。

¹⁰具体的には、2001 年度について、Financial Quest の経常利益予想値（初回予想公表値）と、東洋経済新報社の予想値（6 月公表値）を比較したところ、公表時期が完全に一致していないにも拘わらず、9 割の企業で数値が一致した。

¹¹本稿では、系列などのグループ関係を通じて銀行ガバナンスが及んでいるとは考えていないため、連結決算ではなく単体決算を使っている。間接的にグループの影響力が及んでいたとしても、最終的には銀行は取引している直接の相手方の企業に対してガバナンスを及ぼしていると考えている。

ては金融・保険を除く全産業を採用し、推計には製造業サンプルのみの推計も行っている。

推計期間は1981年から2002年である。推計に利用したサンプルは、1981年にROAのデータが存在する会社であり、かつの業績予想が入手できるサンプルである。推計に利用した変数の定義など、詳細についてはAppendix1にまとめている。

以下ではROAを計算する際の利益レベルの選択、および相対的銀行支配度を構成する変数について説明する。

まず、ROAを計算する際の利益に関しては、営業利益を使っている。これは、本稿の関心が、さまざまなリスク・リターンをもつプロジェクトから生み出される利益にあって、企業がそれを選択することを想定しているためである。したがって、財務損益や特別損益が反映される最終利益に近いレベルよりも、できるだけ本業の損益が反映される利益レベルを選択した。

次に、相対的銀行支配度を構成する変数としては、(A)銀行対非銀行持株比率、(B)銀行貸出集中度、(C)非銀行株主集中度の3変数を選択した。先行研究をみると、銀行ガバナンスの測定方法には大きく分けて二種類あり、一つは、メインバンクの有無に置き換えて捉える方法、もう一つは、財務変数から量的指標を作成する方法である。前者の方法は、たとえば大手銀行を中心とする金融系財閥グループに属しているか否かによるダミー変数によって企業を分類する。これに対して後者の方法は、たとえばメインバンク(融資順位第一位行)の持株比率や(Morck, Nakamura and Shivdasani (2000))、メインバンクの融資シェア(Hoshi, Kashyap and Scharfstein (1990))、銀行貸出の集中度(Yafeh and Yosha (2003))を、銀行ガバナンスの強さを示す変数と考える。本稿では、グループ企業でなくても銀行ガバナンスが働いている現実を捉えるため¹²、より一般的かつ量的情報を利用できる後者の方法を選択した。

さらに、本稿では、銀行の株主に対する相対的なガバナンスの強さが、各ガバナンス主体の集中度によって拡張もしくは縮小されうると考えている。分かり易く解説すれば次のようになる。まず、銀行ガバナンスと株主のガバナンスの相対的な強さは(A)で捉えることができる。しかしその企業が取引している銀行数があまりにも多い場合には、銀行団全体としての統一的な意思決定は難しくなるであろう。一方、株主についても同じことが言え、持分が分散していればフリーライダー問題が発生し、株主全体としての権利行使は行いにくくなるであろう。したがって、銀行ガバナンスは、貸出が集中している場合の方がそうでない場合に比べて容易になり(B)、同じように株主ガバナンスは、持分が大株主に集中している方が権利行使し易くなる(C)。

4.2 基本統計量

¹²たとえば、金融系財閥グループには属していないが、地方銀行と長年、メインバンク関係を有している企業は多い。本稿では、こうした企業も分析対象としている。

以下では基本統計量について概観する（図表2、3）。先述のとおり、サンプル期間は1981年から2002年までの21年間であり、1981年にROAデータが存在する企業で、かつ業績予想が入手できるサンプル数は最大22,968である。

まず、ROAの全期間全サンプルの平均値は4.53%であり、ROA予測公表値の5.07%はそれを上回っている。ROA平均値を期間別にみると、1980年代前半の6.55%から一貫して低下傾向にあり、近年では2.68%になっている。

次に、銀行対非銀行持株比率は、90年代半ばまでは上昇を続けていたが、以降は、企業と銀行の間の株式持ち合い解消の動きを反映して下落に転じている。銀行貸出集中度は、合併による銀行数減少や貸出集約の動きを反映して、80年代から一貫して上昇トレンドを辿っている。非銀行株主集中度には目立った変化はみられない。こうした時系列的な傾向は、産業別にみたときにもほぼ同じように見受けられる。産業別にみてやや特徴的なのは、サービス業である。サービス業では、銀行対非銀行持株比率が他の業種に比べて低い反面、銀行貸出集中度が高い。これは、借入需要がそもそも然程大きくないことに加え、銀行と資本関係を結ぶほどには業務の実績を重ねていない若い企業が多いためと考えられる。

最後に、収益率の不確実性を表す変数 σ の平均値をみると、期間別には近年になるほど上昇している。ただし、読み方として注意が必要なのは、ここからは必ずしも「近年は企業にとってリスクを取りやすいマクロ経済環境になっている」といった含意を引き出すことはできない点である。なぜならば、第3節およびAppendix1の概念整理で示したように、 σ が上昇する理由としてはマクロ経済的にリスクを取りやすくなること（RTAの時間効果）以外にも、 σ がマクロ経済的に予測しにくくなること、あるいは銀行ガバナンスが平均的に弱まって上昇することが考えられる。産業別に σ の平均値をみると、製造業が高く、非製造業、なかでも建設、不動産が低いことが分かる。これは、建設業や不動産業は受注産業であり、収益見通しが立て易いことを反映しているとみられる¹³。

5 実証分析

5.1 実証結果 - 銀行支配とリスクテイク度

第3節では、相対的銀行支配度 RBC とリスクテイク度 RTA との関係は、 Φ を利用した(4)式の $\alpha\beta$ の検証によって間接的に確認できることを示した。また、相対的銀行支配度 RBC と ROA との関係は、(8)式によって確認できることも説明した。

本節では、これらの実証式に、第4節で示した相対的銀行支配度 RBC を具体的にあてはめて実証を行う。まず、 RBC と RTA に関しては、(4)式が実証の基とな

¹³収益率の不確実性にリスクテイク度（ RTA ）が反映されていると考える理由について、第3節「銀行支配とリスクテイク度」で説明しているほか、Appendix2において傍証を行っている。

る式であった（再掲）。

$$\Phi_{i,t+1} = c^F + \eta_i^F + \lambda_{t+1}^F + \alpha\beta RBC_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}^F.$$

相対的銀行支配度 RBC を、前節「データ」で示した考え方にしたがって各変数の加重平均で表わす。

$$RBC_{i,t} \equiv b_1 \text{銀行対非銀行持株比率}_{i,t} + b_2 \text{銀行貸出集中度}_{i,t} + b_3 \text{非銀行株主集中度}_{i,t}. \quad (13)$$

係数の符号はそれぞれ $b_1 > 0$, $b_2 > 0$, $b_3 < 0$ である。(4) 式と (13) 式から、以下の式が得られる。

$$\begin{aligned} \Phi_{i,t+1} = & c^F + \eta_i^F + \lambda_{t+1}^F \\ & + d_1 \text{銀行対非銀行持株比率}_{i,t} + d_2 \text{銀行貸出集中度}_{i,t} \\ & + d_3 \text{非銀行株主集中度}_{i,t} + d_4 \text{売上高対数値}_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}^F. \end{aligned} \quad (14)$$

なお、 d_1 、 d_2 、 d_3 は以下のとおりである。

$$d_1 \equiv \alpha\beta b_1,$$

$$d_2 \equiv \alpha\beta b_2,$$

$$d_3 \equiv \alpha\beta b_3.$$

ここで、売上高対数値は、企業規模をコントロールする変数である。企業規模はリスクテイク度に対する影響を通じて、企業が期待する収益の不確実性に影響を与える可能性がある。例えば、規模が大きい企業はより保守的な行動を取るかもしれない。この場合は、(14) 式における企業規模の係数 d_4 は負となる。この (14) 式において、相対的銀行支配度の各変数にかかるパラメータが、期待された符号条件を満たすかどうか分析の主眼である ($d_1 < 0$, $d_2 < 0$, $d_3 > 0$)。

実証の順序は以下のとおりである。(14) 式にしたがって、Within group による推計を行う。次に、各係数を時系列方向で可変とした推計結果をみる。

推計は、全産業と製造業のみの両サンプルに関して行い、不均一分散 (heteroskedasticity) と系列相関 (serial correlation) を加味した fully robust variance matrix の推計を Arellano (1987) にしたがって行っている。なお、推計には時間効果 (λ_{t+1}^F) が含まれているが、この λ_{t+1}^F から企業のリスクテイク行動に与えたマクロ経済環境を読み取ることはできない。第 4 節の基本統計量でも述べたように、時間効果にはそれぞれ、リスクテイク度に由来する部分とそうでない部分とが存在するため、 λ_{t+1}^F にはそれらの効果が混在し、バブル期やその後の企業のリスクテイク行動に影響を与えたマクロ的要因とは考えることはできないためである。

(図表 4) は、この推計結果を示している。説明変数は前節「データ」で示した

考え方にしたがって、(A) 銀行対非銀行持株比率を軸に、順次(B) 銀行貸出集中度、(C) 非銀行株主集中度を加えていき、それにコントロール変数としての売上高対数値も加えた合計6つの結果を示している。

製造業サンプルをみると、銀行対非銀行持株比率と銀行貸出集中度の係数は、() から() のいずれの結果においても理論的に期待されたとおりマイナスの符号を示していて、しかも有意に検出されている。したがって、銀行対非銀行持株比率と銀行貸出集中度の上昇で示される相対的銀行支配度の上昇は、リスクテイク度を押し下げる役割を果たしていたと考えられる。ただし、非銀行株主集中度の係数は有意でなく、株主集中度の上昇による相対的銀行支配度の低下(すなわち株主ガバナンスの上昇)は、リスクテイク度を押し上げているとはいえない。この点については、非銀行株主集中度のデータ精度の問題があるかもしれない。すなわち、株主の状況に関する情報が完全であれば厳密な集中度の計算が可能であるが、現実には上位10社の大株主の状況に開示が限られている。このため、当該10社の情報を用いた集中度を使わざるを得ないという制約がある。

全産業サンプルをみると、全体的な傾向としては製造業サンプルと共通しているが、製造業サンプルほどは良好な結果ではない。銀行対非銀行持株比率については、製造業と同じく()' から()' のいずれの結果も理論的に期待されたとおりマイナスの符号を有意に示している。しかし、銀行貸出集中度の符号はマイナスであるが、()'、()'、()' では有意水準をクリアできていない。これは、全産業サンプルにおいては、企業の異質性(係数の heterogeneity) がより強いことがひとつの原因であると考えられる。

また、(14) 式に関して逆の因果関係、すなわち企業のリスクテイク度から相対的銀行支配度への影響を考慮し、一般化積率法 (Generalized Method of Moment (GMM)) による推計も試みた¹⁴。逆の因果関係が存在する可能性としては、銀行は各企業のリスクテイク度を観察することができ、その結果リスクテイク度がより低いと考えられる企業と取引するかもしれないことが挙げられる。GMM の推計結果は、銀行対非銀行持株比率と銀行貸出集中度の有意性は下がるもののいずれもマイナスの符号を示し、上述の Within group による推計とほぼ同様の結果を得た¹⁵。

¹⁴(14) 式に関して逆の因果関係の存在を排除できないのであるならば、(14) 式の Within group による推計には同時方程式バイアス (simultaneous-equations bias) が存在する可能性がある。従って、操作変数による推計 (Instrumental Variables estimator) または一般化積率法による推計 (Generalized Method of Moment estimator) を用いる必要がある。

¹⁵GMM による推計にあたり、個別効果を除去するため、すべての変数をその企業の時間を通じた平均 (group mean) からの乖離に変換した上で推計を行った。ちなみに、(図表 4) における (IV) の定式化の下での GMM 推計結果は次の通りである。銀行対非銀行持株比率、銀行貸出集中度、売上高対数値の係数推計値および標準誤差は、(1) 製造業においてはそれぞれ、 -0.021^* (0.0121)、 -0.014^{**} (0.0062)、 -0.0058^{***} (0.0020) であり、(2) 全産業においてはそれぞれ、 -0.0122 (0.0091)、 -0.0091^* (0.0051)、 -0.0061^{***} (0.0015) であった。ただし、括弧内は標準誤差を示し、***、**、* はそれぞれ 1%、5%、10% 水準で有意であることを示す。推計値および標準誤差は 1 段階 GMM 推計による。1 段階 GMM 推計を使用した理由については、(図表 7) の注 4 を参照。

操作変数は銀行対非銀行持株比率、銀行貸出集中度、売上高対数値の $t-2$ 期およびそれ以前の値を使用した。また、操作変数の取り得る最大ラグ次数は、製造業では 17 期ラグ ($t-17$ 期)、全産業では 16 期ラグ ($t-16$ 期) を選択した。操作変数のラグ次数の選択方法については、(図表 7) の注 7 を参照。

次に、(図表4)の推計結果のうち()および()'の定式化を使いながら、各変数の係数を時系列方向で可変とした(係数にかかるタイムダミーを入れた)推計を行う。なお(14)式の推計においてどの定式化においても有意でなかった非銀行株主集中度については、説明変数から除いている。したがって具体的な実証式は以下の式であり、期待される符号は $d_1 < 0$ 、 $d_2 < 0$ である。

$$\begin{aligned} \Phi_{i,t+1} = & c^F + \eta_i^F + \lambda_{t+1}^F & (15) \\ & + d_1 \sum_{p=1}^4 D_p (\text{銀行対非銀行持株比率})_{i,t} + d_2 \sum_{p=1}^4 D_p (\text{銀行貸出集中度})_{i,t} \\ & + d_4 \sum_{p=1}^4 D_p (\text{売上高対数値})_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}. \end{aligned}$$

なお、 D_p は期間 p に対応する *year dummy* である。

$$D_p = \begin{cases} p = 1 & 1981 - 85 \text{ 年の各年を } 1、\text{ その他の年は } 0 \\ p = 2 & 86 - 90 \text{ 年の各年が } 1、\text{ その他の年が } 0 \\ p = 3 & 91 - 95 \text{ 年の各年が } 1、\text{ その他の年が } 0 \\ p = 4 & 96 - 2002 \text{ 年の各年が } 1、\text{ その他の年が } 0 \end{cases}$$

係数を時系列方向で可変とした実証結果は(図表5)に示している。まず、銀行対非銀行持株比率で示される相対的銀行支配度の企業のリスクテイク行動に対する影響力は、1980年代においてはおおむね有意に抑制的であることが確認される。その後、バブル崩壊後の1990年代前半にかけて銀行支配度の影響力は一旦弱まり、90年代後半には再び強まっている(リスクテイク行動に対する抑制が強まっている)ことが確認される。次に、銀行貸出集中度の係数で示される相対的銀行支配度の企業のリスクテイク行動に対する影響力は、1980年代にははっきりとした影響が認められないが、1990年代については有意に抑制的となり、影響力が強まっている(リスクテイク行動に対する抑圧が強まっている)様子が窺える。

なお、ここでの手法を応用して、係数を5年ごとではなく1年ごとに可変として、変数の値を乗じて得られるリスクテイク度 RTA の動きを追ったものが(図表6)である。これによると、80年代後半のバブル期にリスクテイク度が上昇したものの、90年代後半には低下する傾向にあることが分かる。また、参考までにこの RTA の動きを、製造業サンプル企業平均のマクロの設備投資の動きと比較すると、起源の全く異なるデータであるにも拘わらず、全体の動きがよく似ている。この結果をみると、 RTA を、設備投資を含む、企業がとるリスクに付随するあらゆる企業行動と捉える本稿の考え方は、おおむね妥当なものであることも示される。

以上の結果をまとめると、相対的銀行支配度とリスクテイク度との間には想定されたとおりおおむねマイナスの関係があることが分かる。さらに、時代を区切った推計からは、相対的銀行支配度が、1980年代後半には企業にリスクをとるように働きかけていたのに対し、90年代後半以降は、再び企業をリスク抑制的に行動させる

ようになっていることが分かる。変数をみると、80年代はもっぱら株主の立場を通じて銀行支配力が行使されていたのに対し、90年代は貸出集中度を通じても銀行支配力が行使されている。これは、90年代後半以降の銀行は、自らのポートフォリオの激しい毀損に直面し、本来の債権者としての立場に戻り、債権保全に軸足を移していると解釈することが可能である。

5.2 実証結果 - 銀行支配と ROA

次に、相対的銀行支配度 RBC と ROA との関係を実証する。ここでの理論仮説は、企業収益押し下げの要因のひとつは、銀行の相対的支配度の高まりにより、企業のリスクテイク行動が抑制され、ローリスク・ローリターンが期待されるプロジェクトを選択しがちになることであった。(8)式に RBC の定義(13)を代入し、以下の式を設定する。

$$ROA_{i,t+1} = c^{ROA} + \eta_i^{ROA} + \lambda_{t+1}^{ROA} + f_1 ROA_{i,t} + f_2 ROA_{i,t-1} \quad (16)$$

$$+ f_3 \text{銀行対非銀行持株比率}_{i,t} + f_4 \text{銀行貸出集中度}_{i,t}$$

$$+ f_5 \text{売上高対数値}_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}^{ROA}.$$

ここで、 f_3 、 f_4 、 f_5 は以下のとおりである。

$$f_3 \equiv \alpha \delta b_1,$$

$$f_4 \equiv \alpha \delta b_2,$$

$$f_5 \equiv \alpha \delta b_3.$$

(16)式には、企業規模をコントロールする変数として売上高対数値を含めているほか、 ROA の自己ラグ(2期)もコントロール変数として含めている¹⁶。 ROA の自己ラグを含めるのは、 ROA が極めてpersistentな変数であるためである。ただし自己ラグを含めて定式化すると、Within group 推計値にはバイアスがかかるため¹⁷、Arellano and Bond (1991)の階差GMMによるダイナミックパネル推計を行う¹⁸。また、先の(14)式の実証結果で、どの定式化においても有意でなかった非銀行株主集中度は、説明変数から除いている。この式を用いて、銀行対非銀行持株比率と銀行貸出集中度のそれぞれの係数の符号条件を検証する($f_3 < 0$ 、 $f_4 < 0$)。

推計は、リスクテイク度の推計と同様、全産業と製造業のみの両サンプルに関し

¹⁶3期の自己ラグを含む場合と、3期と4期の自己ラグを含む場合も行って見たが、どちらの場合も2期の自己ラグまでしか有意に検出されなかった。

¹⁷Nickell (1981) 参照。

¹⁸ちなみに、GMMによるダイナミックパネル推計にはArellano and Bond (1991)のほか、階差式だけでなくレベル式も用意し、これらを同時にシステムとして推計するBlundell and Bond (2000)の方法もある。本稿でも後者のシステムGMMによる推計を試しに行ってみたが、ほとんどすべての操作変数セットに関して、Sarganの過剰識別制約テストをパスできなかった。

で行った。推計結果は(図表7)に示している。階差 GMM 推計では、誤差項に2階の自己相関がないことが一致性のあるパラメータを得るために必要な条件となるが、 $AR(2)$ の p 値が示すとおり、2階の自己相関がないという帰無仮説が支持されている。また、Sargan の過剰識別テストもほぼ満たされている。

推計結果をみると、銀行の相対的支配度が ROA を押し下げているという本稿での仮説はおおむね支持されている。製造業サンプルでの結果をみると、銀行対非銀行持株比率と銀行貸出集中度の係数は、ともに理論的に期待されたとおりマイナスの符号を示していて、しかも有意に検出されている。したがって、先のリスクテイク度に関する実証結果と合わせると、銀行対非銀行持株比率と銀行貸出集中度で示される相対的銀行支配度が高まると、有意に ROA を押し下げることが分かる。また、全産業サンプルでの結果についても、銀行対非銀行持株比率の係数は理論的に期待されたとおりマイナスの符号を有意に示している。ただし、銀行貸出集中度の係数については、符号はマイナスであるものの有意には検出されていない。

以上、全体の実証の結果をまとめると、銀行対非銀行持株比率と銀行貸出集中度で示される銀行の相対的支配度の上昇は、企業のリスクテイク行動を抑制し、収益性を押し下げる傾向があると言することができる。とくに製造業サンプルにおいてはこうした傾向がはっきりと認められた。銀行支配度が企業をリスク抑制的に行動させる程度について時系列方向で変化をみてみると、銀行ガバナンスは80年代後半のバブル期に弱まり、90年代後半以降は緩やかに強まる傾向にある。先行研究である Nakatani (1984) は、収益率の分散がグループ企業で有意に低いことを分析した点で本稿と結論が近い。しかし、企業のリスクテイク行動を明示的に考えたものではなく、しかも82年までのクロスセクション分析に止まっていた。本稿では、企業のリスクテイク行動を明示的かつ定量的に捉えた上で、それが銀行ガバナンスによって負の影響を受けうることをパネル分析により明らかにした点で先行研究と異なっている。

6 おわりに

本稿は、企業のリスクテイク行動がコーポレート・ガバナンス構造から影響を受けうること、および企業のパフォーマンスもガバナンス構造から影響を受けうることを実証的に明らかにしたものである。具体的には、銀行のガバナンスが株主のガバナンスに比べて相対的に企業をリスク抑制的に行動させる側面があり、その結果企業のパフォーマンスが低位安定していたという仮説を実証的に検証した。銀行のガバナンスが企業に保守的でリスク抑制的な行動をとるようにはたらきかけるのは、株主や経営者は企業の収益が上がるほどリターンが高まるのに対して、銀行の利得は企業が高い収益をあげても、契約で定めた元本と金利以上にはならないためである。

推計結果はおおむね本稿での仮説を支持するものであった。1981年から2002年にかけての全国上場企業を対象とした大標本マイクロパネルデータを使うと、第一

に、企業のリスクテイク行動は、株主と比較した銀行の相対的支配力が高い企業ほど、リスク回避的になることが確認された。そして、相対的支配度の時系列方向での変化をみると、80年代後半のバブル期には銀行の相対的支配度が弱まり、企業にリスクをとるよう働きかけていたのに対し、90年代後半以降は、再び企業をリスク抑制的に行動させるようになってきていることも分かった。第二に、企業のパフォーマンスは、銀行の相対的支配力が強い企業では、*ROA*が低い水準に止まる傾向があることも確認された。

本稿の結果は、企業間の分散が非常に小さくかつ水準が低いとしばしば指摘されてきたわが国企業の *ROA* が、銀行を中心とするコーポレート・ガバナンスのあり方と密接な関係をもつ可能性を示唆するものと考えられる。

最後に、本稿をマクロ経済的に解釈する上での若干の留意点と、残された課題について述べる。

第一に、銀行ガバナンスの相対的な強さが *ROA* の押し下げ要因として働いていたとしても、それは直ちに、わが国において長期的にみて望ましいシステムが備わっていなかったことを意味しない点に留意が必要である。確かに、株主価値の最大化という観点でみれば、銀行中心の金融システムにおいてはそうでない場合に比べて、株主利益が犠牲にされがちであったと言えるかもしれない。しかしながら、株主利益の犠牲と引き換えに得られる利点があったことも事実である。すなわち、銀行ガバナンスによって過剰な清算が回避され、経営の安定性を確保することで、従業員の企業特長的技能への投資を促す側面もあったであろう。したがって、本稿の範囲を超える課題ではあるが、銀行ガバナンス全体に評価を下すにあたっては、こうした点も考慮に入れて総合的に考える必要がある。

第二に、本稿では銀行ガバナンスに注目したが、銀行以外のガバナンス構造に焦点をあてた分析も今後期待される。コーポレート・ガバナンスの研究においては、株主利益の最大化以外に関心を払わない伝統的なガバナンス観への批判が近年強まっている。Tirole (2001) は、コーポレート・ガバナンスを、企業と係わり合うさまざまなステークホルダーの利益総和を最大化する経営の仕組みと規定し、伝統的なアプローチが狭い視野に立ったものであると論じている。こうした見方は、アングロ・サクソン型のコーポレート・ガバナンスと異なるものと理解されてきた日本やドイツのガバナンス構造に、近年関心が高まっていることを反映している。こうした意味からも、株主以外のガバナンス機能に関する研究蓄積が期待される。

Appendix1 データ詳細

概念整理

	収益率の不確実性 (Φ)	リスクテイク度 (RTA)
定義	企業の予測 ROA と実績 ROA との乖離率	企業の取ったリスク量 (必ずしも投資だけとは限らない)
性質	前期のリスクテイク度 (RTA) + 個別効果 (外れ易さ) + 時間効果 (外れ易さ) + それ以外の外れ易さ	銀行ガバナンス + 個別効果 (リスクの取り易さ) + 時間効果 (リスクの取り易さ) + それ以外のリスクの取り易さ
観察可能性	観察可能	観察不可能

各変数の定義

変数	定義
ROA_t	$= \frac{\text{営業利益}_t}{\text{資産合計}_{t-1}}$
${}_t ROA_{t+1}^{PE}$	$= \frac{\text{第 } t \text{ 期に公表された第 } t+1 \text{ 期の営業利益の予測値}}{\text{資産合計}_t}$
$\Phi_{i,t+1}$	$= \ln \left(\left \frac{ROA_{i,t+1} - E_{i,t}[ROA_{i,t+1}]}{E_{i,t}[ROA_{i,t+1}]} \right + 1 \right)$, i は企業
銀行対非銀行持株比率	$= \frac{\text{銀行が保有する株式}}{\text{銀行以外が保有する株式}}$
銀行貸出集中度	$= \sum_j \left(\frac{\text{銀行貸出額}_{i,j}}{\text{総貸出額}_i - \text{保険会社貸出額}_i} \right)^2$, j は銀行
非銀行株主集中度	すなわち、銀行貸出シェアで計算したハーフィンダル指数 $= \frac{\text{上位 } 10 \text{ 位内に登場する非銀行株主の株式}}{\text{非銀行株主が保有する株式}}$

ただし、実際の変数作成にあたっては、データの制約から厳密な定義に沿った変数が作成できないものもあるため、以下の変数については次の計算式で近似した値を使っている。また、 ROA_t および ${}_t ROA_{t+1}^{PE}$ 以外の上記変数は、すべて 0 超 1 未満にインデクス化している。

- 銀行対非銀行持株比率 = $\frac{\text{金融機関持株比率} - \text{上位 } 10 \text{ 位内に登場する保険会社保有比率}}{1 - (\text{金融機関持株比率} - \text{上位 } 10 \text{ 位内に登場する保険会社持株比率})}$
- 非銀行株主集中度 = $\frac{\text{上位 } 10 \text{ 位までの持株比率} - \text{上位 } 10 \text{ 位内に登場する銀行持株比率}}{1 - \text{上位 } 10 \text{ 位内に登場する銀行持株比率}}$

ROA 公表予測値の取扱い

各年 6 月に公表される翌年度の営業利益予想値を利用している。各社ごとに決算期および翌期予想値の公表月が異なるため、本来は各社ごとにデータ入手月を変えるのが望ましいが、本稿では煩雑さを回避するため、すべての企業を 3 月決算とみなした上で、6 月に公表された翌年度予想値を一律に採用している。

Appendix2 収益の不確実性 Φ にリスクテイク度 (RTA) が反映されていると考える理由について (傍証)

収益率の不確実性 Φ がリスクテイク度 RTA を反映している変数と考えることが妥当な理由は、第3節「銀行支配とリスクテイク度」で述べている。しかし、 RTA が観察できない以上、 Φ と RTA が全く無関係である可能性を否定できないと考える人もいよう。既に述べたように、 Φ は、個別効果、時間効果などの RTA 以外に由来する効果を含んだ変数であるため、基本統計量の段階で、 RTA に相当する部分を抜き出して示すことは非常に困難である。

こうした限界を踏まえつつ傍証を行うと以下のようなになる。 Φ が RTA と全く無関係であるとすれば、リスクをとったことを示す指標として最も一般的に使われている ROA 実現値の標準偏差と Φ は無関係のはずである。しかしながら結果は、(Appendix 図表1) が示すように、 ROA 標準偏差と Φ にはプラスの相関が存在する。赤字に陥った企業であれば、リスクをとっていた可能性は高い。そこで1980年代と90年代以降で Φ と ROA それぞれについて平均をとり(時間効果の簡便的な除去)、90年代に赤字であった企業が同一産業内の他社に比べて80年代に相対的に大きな Φ を示していたかどうかを確認する(産業別に比較することによる個別効果の簡便的な除去)。すると、総じてどの産業でも赤字企業が相対的に Φ の上位を占めていることが確認される(Appendix 図表2)。以上から、 Φ が RTA を反映しているとする仮説を棄却するのに十分な証拠は見出せない。

Appendix3 (Appendix 図表 2) の上位占有度

赤字企業が産業内の Φ ランキングの上位を占めているならば、当該赤字企業の順位を合計した値はそうでない場合に比べて小さくなるはずである。しかし、サンプル内の企業の数とその中に存在する赤字企業数が、産業毎にまちまちである場合には産業間で単純な比較はできない。そこで、以下のように -1 から 1 までの値をとりうる上位占有度 (SMR/γ) を定める。

ある産業に属する企業数を n 、その中に i 社の赤字企業が存在するとする。 n 社を 1980 年代の平均の Φ に従ってランキングし、そのときの任意の企業 j の順位を x_j と表記する ($1 \leq x_j \leq n$)

いま、 i 社ある赤字企業の順位の総和 $\sum_{j=1}^i x_j$ を評価したいが、産業毎にサンプルも赤字企業数も異なるため単純比較ができない。そこで、まず、順位第 1 位が「1」、最下位 (n 位) が「 -1 」となるように、標本数 n で基準化した順位 (MR) を以下のように作成する。次に、赤字企業に関してその総和 (SMR) を計算する。

$$MR_j = \frac{(n+1)/2 - x_j}{(n-1)/2}.$$

$$SMR = \sum_{j=1}^i MR_j.$$

例えば、(Appendix 図表 2) の食品業ではサンプル 90 社中に赤字企業が 4 社存在し、それぞれ修正前のランキングは $x_1 = 13$ 、 $x_2 = 14$ 、 $x_3 = 28$ 、 $x_4 = 38$ である。二番目の赤字企業 x_2 を例にとれば、修正後順位 MR_2 は 0.7079 位 ($= (45.5 - 14) / 44.5$) となる。したがって、食品業の赤字企業の修正後順位総和 SMR は 2.00 ($= 0.7303 + 0.7079 + 0.3933 + 0.1685$) となる。

いま、赤字会社の i 社全てがトップ 1 位から i 位までを占めているという特殊な場合の SMR を γ とすると、反対に i 社全てが下位 ($n - i + 1$ 位から n 位まで) の場合の SMR は $-\gamma$ となる。したがってこの性質を利用して以下のように上位占有度を定める。

$$\text{上位占有度} \equiv SMR/\gamma, \quad -1 \leq \text{上位占有度} \leq 1.$$

このような上位占有度は、赤字企業が産業内に平均的に分布して入ればゼロ、中位よりも上に位置していればプラス、下であればマイナスを示す指数となる。言い換えれば、赤字企業はその産業内で黒字企業よりも相対的に高い Φ をとっていたならばプラス (最大 1)、低い Φ をとっていたならばマイナス (最小 -1) となる。したがって、ある産業において、他の産業と比較して、赤字企業が上位を占めている割合がどれだけ高いかは、この指標がプラスの値で、しかもいかに 1 に近いかによって判断可能となる。

参考文献

- Aghion, P., and P. Bolton (1992), "An Incomplete Contracts' Approach to Financial Contracting," *Review of Economic Studies* 59, pp.473-494.
- Allen, F., and D. Gale (2000), "Corporate Governance and Competition," in Xavier Vives eds., *Corporate Governance, Theoretical and Empirical Perspectives*, Cambridge University Press.
- Aoki, Masahiko (1988), "Information, Incentives, and Bargaining in the Japanese Economy," Cambridge University Press.
- (1990), "Toward an Economic Model of the Japanese Firm," *Journal of Economic Literature* Vol.28, No.1, pp.1-27.
- Arellano, Manuel (1987), "Computing Robust Standard Errors for Within-Groups Estimators," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 49, pp.431-434.
- Arellano, M., and S. R. Bond (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies* 58, pp.277-297.
- Blundell, R.W., and S. R. Bond (2000), "GMM Estimation with Persistent Panel Data: An Application to Production Function," *Econometric Reviews*, 19, pp.321-340.
- Enders, Walter (1995), "Applied Econometric Time Series," John Wiley & Sons, Inc.
- Hart, O., and J. Moore (1995), "Debt and Seniority: An Analysis of the Role of Hard Claims in Constraining Management," *The American Economic Review*, Vol. 85, No. 3, pp.567-585.
- Hoshi, T., A.Kashyap, and D.Scharfstein (1990), "The Role of Banks in Reducing the Costs of Financial Distress in Japan," *Journal of Financial Economics* 27, pp.67-88.
- Jensen, Michael C. (1986), "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers," *The American Economic Review*, Vol. 76, No. 2, pp.323-329.
- Mehran, Hamid (1995), "Executive Compensation Structure, Ownership, and Firm Performance," *Journal of Financial Economics* 38, pp.163-184.
- Milgrom, P., and J. Roberts (1992), "Economics, Organization and Management," Prentice-Hall, Inc.
- Morck, R., M. Nakamura, and A. Shivdasani (2000), "Banks, Ownership Structure, and Firm Value in Japan," *Journal of Business*, Vol. 73, No.4, pp.539-567.

Morck, R., A. Shleifer, and R. W. Vishny (1988), "Management Ownership and Market Valuation, An Empirical Analysis," *Journal of Financial Economics* 20, pp.293-315.

Myers, Stewart C. (1977), "Determinants of Corporate Borrowing," *Journal of Financial Economics* 5, pp.147-175.

Nakatani, Iwao (1984), "The Economic Role of Financial Corporate Grouping," in M. Aoki eds., *The Economic Analysis of the Japanese Firm*, North-Holland.

Nickell, Stephen J. (1981), "Biases in Dynamic Models with Fixed Effects," *Econometrica*, 49, pp.1417-1426.

Tirole, Jean (2001), "Corporate Governance," *Econometrica*, Vol. 69, No.1, pp.1-35.

Weinstein, D. E., and Y. Yafeh (1998), "On the Costs of a Bank-Centered Financial System: Evidence from the Changing Main Bank Relations in Japan," *Journal of Finance*, Vol. 53, No. 2, pp.635-672.

Yafeh, Y., and O. Yosha (2003), "Large Shareholders and Banks: Who Monitors and How?," *The Economic Journal* 113, pp.128-146.

青木昌彦・奥野（藤原）正寛（1996）『経済システムの比較制度分析』、東京大学出版会

伊藤秀史・小佐野広（編）（2003）『インセンティブ設計の経済学』、勁草書房

小佐野広（1996）、「日本の金融労働システム、制度的補完性・多様性と進化」、伊藤秀史（編）『日本の企業システム』、東京大学出版会

小田切宏之（1989）、「利益率と競争性」、今井賢一・小宮隆太郎（編）『日本の企業』、東京大学出版会

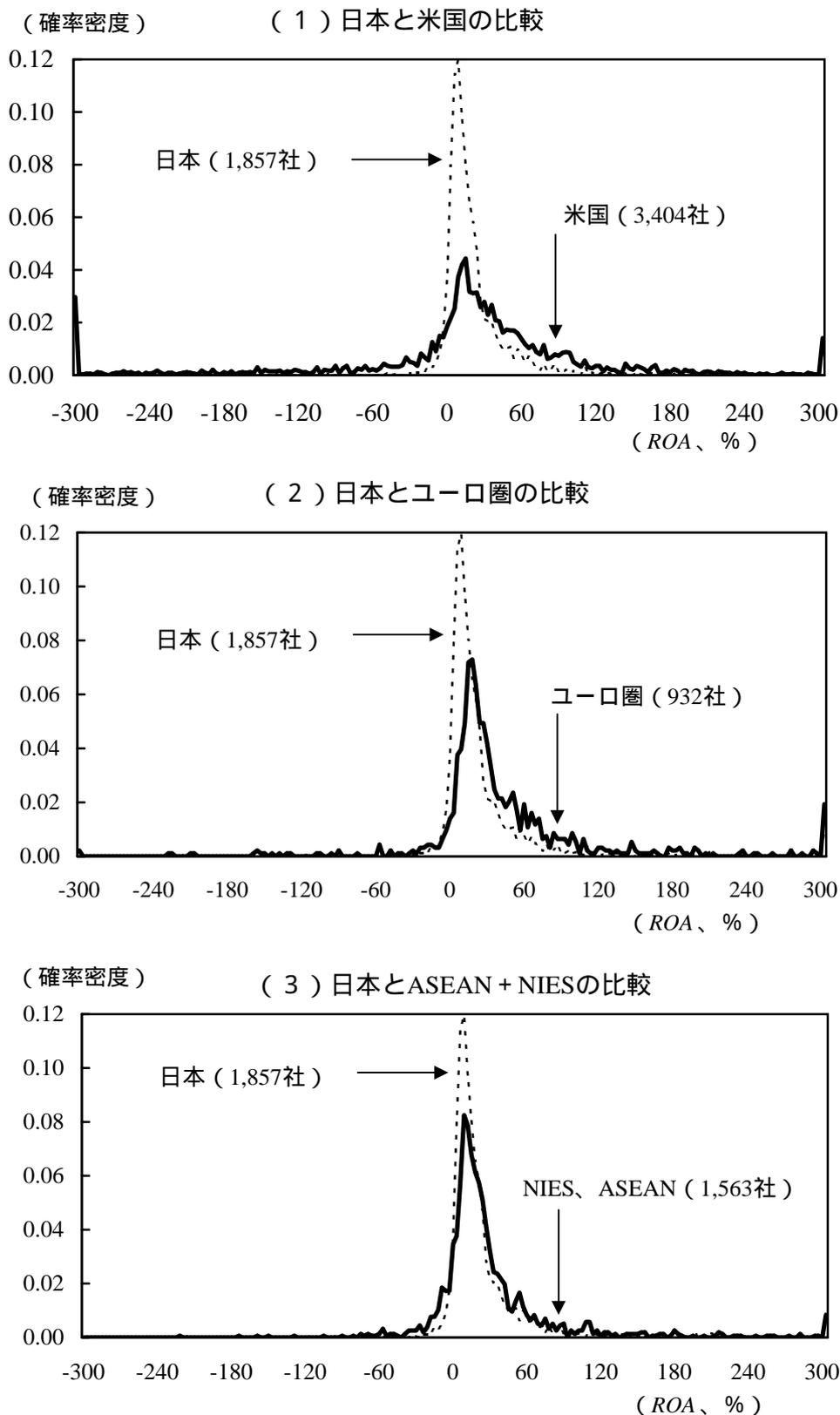
亀田制作・高川泉（2003）、「ROAの国際比較分析 - わが国企業の資本収益率に関する考察」、日本銀行調査統計局 Working Paper 03-11

小宮隆太郎（1993）、「日本企業の構造的・行動的特徴」、伊丹敬之・加護野忠男・伊藤元重（編）『リーディングス 日本の企業システム1 企業とは何か』、有斐閣

中村純一（2001）、「ROAの長期低下傾向とそのミクロ的構造 - 企業間格差と経営戦略 - 」、『調査』、日本政策投資銀行、第30号

堀内昭義・花崎正晴（2004）、「日本企業のガバナンス構造 - 所有構造、メインバンク、市場競争 - 」、『経済経営研究』、日本政策投資銀行設備投資研究所、Vol.24-1

ROA 企業間分布の国際比較



(注) 1. データは全てBureau van Dijk社 "OSIRIS" OSIRISを利用。ROAは営業利益/有形固定資産。96~2001年の平均値。
2. ROAが±1,000%を超える企業はサンプルから除いた。同±300%を超える企業は、それぞれ±300%の地点にカウント。
(資料) 亀田・高川(2003)

基本統計量

(1) ROA

変数	平均値	中央値	上位4分位 75%	下位4分位 25%	標準偏差
ROA	0.0453	0.0407	0.0664	0.0199	0.0482
ROA 予測公表値	0.0507	0.0449	0.0676	0.0268	0.0380

(2) 期間別平均値、標準偏差

変数	全期間	期間別			
	1981-2002年	1981-85年	1986-90年	1991-95年	1996-2002年
ROA	0.0453 (0.0482)	0.0655 (0.0508)	0.0538 (0.0456)	0.0385 (0.0390)	0.0268 (0.0353)
ROA 予測公表値	0.0507 (0.0380)	0.0705 (0.0423)	0.0563 (0.0390)	0.0460 (0.0333)	0.0330 (0.0271)
銀行対非銀行持株比率	0.3975 (0.2700)	0.3518 (0.2777)	0.3626 (0.2443)	0.4549 (0.2791)	0.4090 (0.2658)
銀行貸出集中度	0.2182 (0.1697)	0.1992 (0.1633)	0.2142 (0.1711)	0.2250 (0.1762)	0.2323 (0.1646)
非銀行株主集中度	0.4237 (0.1742)	0.4404 (0.1677)	0.4399 (0.1743)	0.4223 (0.1744)	0.3987 (0.1745)
売上高 (億円)	2,381 (10,505)	2,089 (9,866)	2,230 (10,752)	2,559 (11,486)	2,593 (9,585)
総資産 (億円)	2,146 (6,437)	1,515 (4,799)	1,844 (5,783)	2,400 (6,919)	2,719 (7,586)
サンプル数 (最大)	22,968	4,919	5,932	6,397	5,720

(3) 産業別平均値、標準偏差

変数	製造業	非製造業			
		建設	卸・小売	不動産	サービス
ROA	0.0458 (0.0479)	0.0438 (0.0302)	0.0379 (0.0418)	0.0578 (0.0329)	0.0487 (0.0482)
ROA 予測公表値	0.0522 (0.0388)	0.0439 (0.0244)	0.0446 (0.0464)	0.0583 (0.0302)	0.0543 (0.0395)
銀行対非銀行持株比率	0.4000 (0.2731)	0.4108 (0.2511)	0.4319 (0.2622)	0.3587 (0.2116)	0.2798 (0.2500)
銀行貸出集中度	0.2257 (0.1765)	0.1889 (0.1695)	0.1843 (0.1524)	0.1522 (0.0797)	0.2662 (0.2160)
非銀行株主集中度	0.4234 (0.1739)	0.4043 (0.1774)	0.4038 (0.1611)	0.4515 (0.2029)	0.4787 (0.1575)
売上高 (億円)	1,550 (4,470)	2,025 (3,033)	9,386 (29,634)	1,169 (1,714)	488 (681)
総資産 (億円)	1,612 (4,326)	2,306 (4,141)	3,617 (9,628)	4,103 (6,199)	681 (884)
サンプル数 (最大)	15,680	1,699	2,297	318	818

(注) 1981年にROA データが存在する会社で、かつROA 予測公表値が入手可能なサンプル。
() 内は標準偏差。

の基本統計量

(1) 期間別

	全期間	期間別			
	1981-2002年	1981-85年	1986-90年	1991-95年	1996-2002年
平均値	0.3810	0.2668	0.3256	0.3917	0.5247
中央値	0.2149	0.1692	0.1971	0.2245	0.2940
標準偏差	0.5324	0.3507	0.4542	0.5376	0.6783
サンプル数	22,968	4,919	5,932	6,397	5,720

(2) 産業別

	製造業	非製造業			
		建設	卸・小売	不動産	サービス
平均値	0.4134	0.2652	0.3797	0.1565	0.3491
中央値	0.2375	0.1952	0.1964	0.1017	0.1829
標準偏差	0.5598	0.2931	0.5827	0.1840	0.4858
サンプル数	15,680	1,699	2,297	318	818

(注) 1981年にROA データが存在する会社で、かつROA 予測公表値が入手可能なサンプル。

銀行支配とリスクテイク度の推計結果 ((14)式)

(1) 製造業

被説明変数： $\Phi_{i,t+1}$	()	()	()	()	()	()
銀行対非銀行持株比率 $_{i,t}$	-0.04075 *** (0.01140)	-0.02516 ** (0.01090)	-0.04653 *** (0.01280)	-0.03009 ** (0.01224)	-0.05533 *** (0.01626)	-0.03338 ** (0.01599)
銀行貸出集中度 $_{i,t}$			-0.01019 * (0.00524)	-0.01186 ** (0.00518)	-0.00960 * (0.00563)	-0.01144 ** (0.00559)
非銀行株主集中度 $_{i,t}$					-0.00249 (0.01430)	0.00093 (0.01447)
売上高対数値 $_{i,t}$		-0.01646 *** (0.00354)		-0.01718 *** (0.00367)		-0.01768 *** (0.00397)
<i>Adjusted R</i> ²	0.2678	0.2711	0.2618	0.2652	0.2618	0.2649
サンプル期間	1981-2002	1981-2002	1981-2002	1981-2002	1981-2002	1981-2002
企業数	895	895	859	859	855	855
サンプル数	15,672	15,672	13,622	13,622	12,642	12,642

(2) 全産業

被説明変数： $\Phi_{i,t+1}$	()'	()'	()'	()'	()'	()'
銀行対非銀行持株比率 $_{i,t}$	-0.02998 *** (0.00872)	-0.01625 * (0.00831)	-0.02956 *** (0.00957)	-0.01557 * (0.00912)	-0.04111 *** (0.01305)	-0.02201 * (0.01273)
銀行貸出集中度 $_{i,t}$			-0.00663 (0.00434)	-0.00811 * (0.00428)	-0.00565 (0.00465)	-0.00725 (0.00460)
非銀行株主集中度 $_{i,t}$					-0.00426 (0.01074)	-0.00126 (0.01087)
売上高対数値 $_{i,t}$		-0.01532 *** (0.00284)		-0.01626 *** (0.00289)		-0.01664 *** (0.00311)
<i>Adjusted R</i> ²	0.2776	0.2808	0.2748	0.2782	0.2759	0.2790
サンプル期間	1981-2002	1981-2002	1981-2002	1981-2002	1981-2002	1981-2002
企業数	1,305	1,305	1,261	1,261	1,256	1,256
サンプル数	22,952	22,952	20,222	20,222	18,700	18,700

(推計式)

$$\Phi_{i,t+1} = c^F + \eta_i^F + \lambda_{t+1}^F + d_1(\text{銀行対非銀行持株比率})_{i,t} + d_2(\text{銀行貸出集中度})_{i,t} + d_3(\text{非銀行株主集中度})_{i,t} + d_4(\text{売上高対数値})_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}^F$$

- (注) 1. Within groupによる推計。定数項と時間ダミーの係数は掲載省略。
2. サンプルは1981年に会社が存在し、かつ被説明変数がとれる会社のパネルデータ。ただしunbalanced panel。
3. ()内の数値は標準偏差 (heteroskedasticity serial correlation consistent)。
***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。

銀行支配とリスクテイク度の推計結果 (時間方向にパラメータを可変にした推計、(15)式)

被説明変数： $i,t+1$	製造業		全産業	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差
銀行対非銀行持株比率 $_{i,t}$				
1981-85	-0.03127**	(0.01318)	-0.01658*	(0.00941)
86-90	-0.02751*	(0.01563)	-0.01559	(0.01224)
91-95	-0.02265	(0.01650)	-0.00693	(0.01248)
96-2002	-0.04390**	(0.01879)	-0.03793**	(0.01464)
銀行貸出集中度 $_{i,t}$				
1981-85	-0.00441	(0.00920)	0.00073	(0.00687)
86-90	-0.00719	(0.00911)	-0.03584	(0.00719)
91-95	-0.01334**	(0.00566)	-0.01160**	(0.00483)
96-2002	-0.01960**	(0.00910)	-0.01457*	(0.00796)
売上高対数値 $_{i,t}$				
1981-85	-0.01645***	(0.00370)	-0.01606***	(0.00286)
86-90	-0.01686***	(0.00377)	-0.01647***	(0.00291)
91-95	-0.01506***	(0.00393)	-0.01422***	(0.00296)
96-2002	-0.01677***	(0.00396)	-0.01587***	(0.00307)
<i>Adjusted R</i> ²	0.2654		0.2793	
サンプル期間	1981-2002		1981-2002	
企業数	859		1,261	
サンプル数	13,622		20,222	

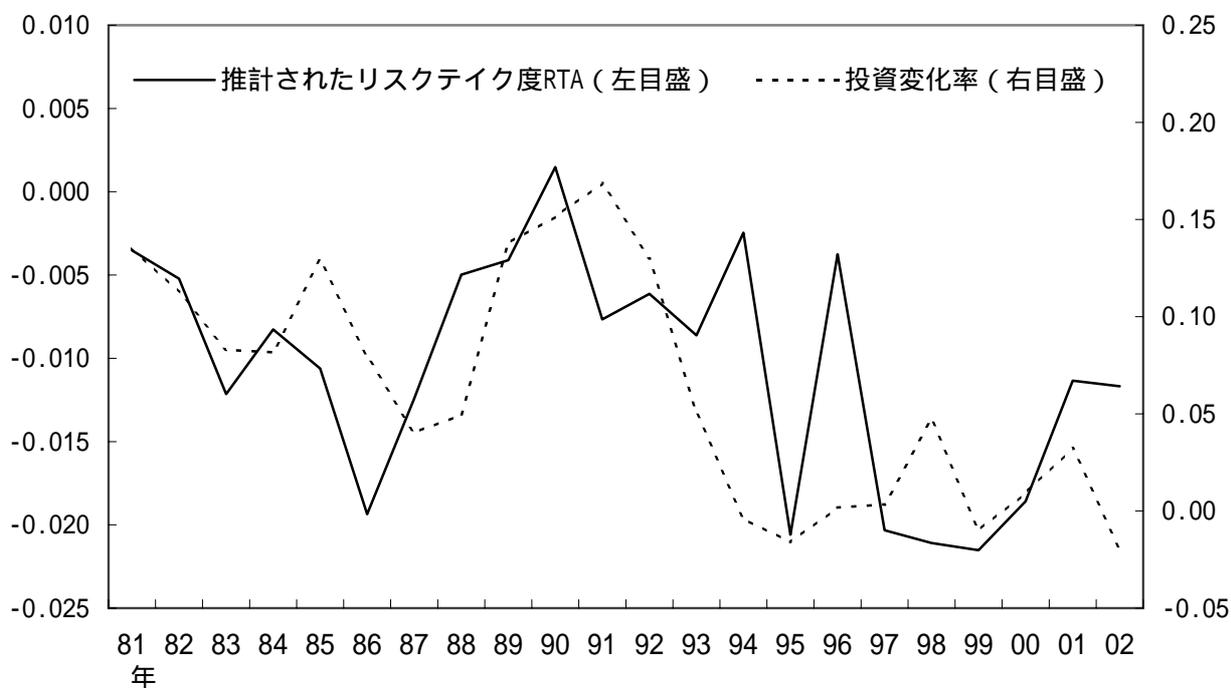
(推計式)

$$\Phi_{i,t+1} = c^F + \eta_{i,t}^F + \lambda_{i,t+1}^F + d_1 D_{81-85}(\text{銀行対非銀行持株比率})_{i,t} + d_1 D_{86-90}(\text{銀行対非銀行持株比率})_{i,t} + d_1 D_{91-95}(\text{銀行対非銀行持株比率})_{i,t} + d_1 D_{96-02}(\text{銀行対非銀行持株比率})_{i,t} + d_2 D_{81-85}(\text{銀行貸出集中度})_{i,t} + d_2 D_{86-90}(\text{銀行貸出集中度})_{i,t} + d_2 D_{91-95}(\text{銀行貸出集中度})_{i,t} + d_2 D_{96-02}(\text{銀行貸出集中度})_{i,t} + d_4 D_{81-85}(\text{売上高対数値})_{i,t} + d_4 D_{86-90}(\text{売上高対数値})_{i,t} + d_4 D_{91-95}(\text{売上高対数値})_{i,t} + d_4 D_{96-02}(\text{売上高対数値})_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}^F$$

ここで、 D_{81-85} 、 D_{86-90} 、 D_{91-95} 、 D_{96-02} はそれぞれ、1981-85年、86-90年、91-95年、96-2002年の各年を、その他の年をとする *year dummy*、 d_1 、 d_2 、 d_4 はパラメータ。

- (注) 1. Within groupによる推計。定数項と時間ダミーの係数は掲載省略。
2. サンプルは1981年に会社が存在し、かつ被説明変数がとれる会社のパネルデータ。ただし unbalanced panel。
3. () 内の数値は標準偏差 (heteroskedasticity serial correlation consistent)。***、**、* はそれぞれ 1%、5%、10% 水準で有意であることを示す。

推計されたリスクテイク度 RTA と設備投資 (製造業)



(注) 1. 「推計されたリスクテイク度 RTA 」は、(15)式の定式化を基に、1年ごとに变化させて推計した、銀行対非銀行持株比率、銀行貸出集中度それぞれの係数を変数に乗じて作成している。

推計されたリスクテイク度 $RTA =$

$$d_1 D_t (\text{銀行対非銀行持株比率})_t + d_2 D_t (\text{銀行貸出集中度})_t$$

$$\Phi_{i,t+1} = c^F + \eta_i^F + \lambda_{t+1}^F$$

$$+ d_1 \sum_{t=1981}^{2002} D_t (\text{銀行対非銀行持株比率})_{i,t} + d_2 \sum_{t=1981}^{2002} D_t (\text{銀行貸出集中度})_{i,t}$$

$$+ d_4 \sum_{t=1981}^{2002} D_t (\text{売上高対数値})_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}$$

2. 投資変化率は、土地を除く有形固定資産の前年比。グラフは、年ごとにサンプル企業平均値をプロット。

$$\text{投資変化率}_{i,t} = \frac{\text{土地を除く有形固定資産}_{i,t} - \text{土地を除く有形固定資産}_{i,t-1}}{\text{土地を除く有形固定資産}_{i,t-1}}$$

$$\text{グラフの投資変化率}_t = \frac{1}{N_t} \sum_{i=1}^{N_t} \text{投資変化率}_{i,t}, \quad N_t \text{はサンプルサイズ}$$

銀行支配と ROA の推計結果 ((16) 式)

被説明変数 : $ROA_{i,t+1}$	製造業		全産業	
	()	()	()	()
$ROA_{i,t}$	0.64825 *** (0.03591)	0.65203 *** (0.03589)	0.64437 *** (0.02779)	0.64313 *** (0.02796)
$ROA_{i,t-1}$	-0.12888 *** (0.01766)	-0.12724 *** (0.01787)	-0.10663 *** (0.01583)	-0.10541 *** (0.01582)
銀行対非銀行持株比率 $_{i,t}$	-0.03354 ** (0.01374)	-0.03451 *** (0.01360)	-0.01913 ** (0.00962)	-0.02012 ** (0.00954)
銀行貸出集中度 $_{i,t}$	-0.02315 * (0.01414)	-0.02333 * (0.01414)	-0.01854 (0.01183)	-0.01758 (0.01146)
売上高対数値 $_{i,t}$	-0.05188 *** (0.00755)	-0.05330 *** (0.00779)	-0.03107 *** (0.00619)	-0.03580 *** (0.00628)
$AR(2)$	0.93	0.95	0.61	0.64
$Sargan$	0.29	0.18	0.14	0.11
サンプル期間	1981-2002	1981-2002	1981-2002	1981-2002
企業数	855	855	1,255	1,255
サンプル数	12,720	12,720	18,970	18,970

(推計式)

$$ROA_{i,t+1} = c^{ROA} + \eta^{ROA} + \lambda_{t+1}^{ROA} + f_1 ROA_{i,t} + f_2 ROA_{i,t-1} + f_3 (\text{銀行対非銀行持株比率})_{i,t} + f_4 (\text{銀行貸出集中度})_{i,t} + f_5 (\text{売上高対数値})_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}^{ROA}$$

- (注) 1. 階差GMMによる推計。定数項と時間ダミーの係数は掲載省略。
2. サンプルは1981年に存在する会社のパネルデータ。ただしunbalanced panel。
3. 係数の推計値は、1段階推計による。
4. () 内の数値は、1段階推計による標準誤差 (heteroskedasticity consistent) 。
***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で有意であることを示す。
1段階GMM推計を採用するのは、2段階GMM推計では係数の値が0という帰無仮説を (特にサンプル数が少ない時ほど) 過度に棄却しがちであることによる。つまり、ここではより保守的な有意性の検定を行ったことになる。
5. $AR(2)$ は2段階推計による2階の系列相関に関する検定のp値。帰無仮説は2階の系列相関なし。
6. $Sargan$ は2段階推計による過剰識別制約に関する検定のp値。帰無仮説は過剰識別が満たされる。
7. 推計 () と () の操作変数は、各変数のt-2期およびそれ以前の値。
推計 () と () の操作変数は、各変数と銀行貸出額の対数値のt-2期およびそれ以前の値。なお、推計 ()、()、()、() において取り得る最大ラグ次数は、それぞれ11 (t-11期)、10 (t-10期)、16 (t-16期)、15 (t-15期) とした。ラグ次数の選択にあたっては、2段階GMM推計の下で20期ラグから順次ラグ数を減らしていき、過剰識別制約が満たされるとい帰無仮説が10パーセントの有意性で棄却されない最小のラグ次数を選択した。

(Appendix 図表 1)

ROA 標準偏差と の相関係数

変数	製造業		全産業	
	相関係数	企業数	相関係数	企業数
全期間	0.3051	881	0.3463	1,279
1981-1991年	0.3557	881	0.4005	1,279
1992-2002年	0.3794	881	0.3745	1,279
1981-1985年	0.3094	868	0.3367	1,256
1986-1990年	0.4439	881	0.4386	1,279
1991-1995年	0.2287	881	0.2517	1,279
1996-2002年	0.3070	873	0.3279	1,260

(注) 各企業ごとに計算した、ROA の時間方向の標準偏差と、 の時間方向の
平均値の間での相関係数。

産業内企業 ランキング

1980年代		製造業											非製造業					
平均	順位	食品	繊維	紙パ	化学	窯業土石	鉄鋼	非鉄	金属	一般機械	電機	輸送用機械	精密機械	建設	卸小売	不動産	運輸通信	サービス
1	---	---	---	---	xxx	xxx	xxx	xxx	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
2	---	---	xxx	---	xxx	---	---	xxx	xxx	---	xxx	---	xxx	---	xxx	---	xxx	xxx
3	---	---	xxx	---	---	---	---	---	xxx	xxx	---	---	---	---	xxx	---	xxx	xxx
4	---	---	---	---	---	---	---	---	xxx	xxx	xxx	xxx	---	---	---	---	---	xxx
5	---	---	xxx	---	---	---	---	---	---	xxx	---	---	xxx	---	---	---	---	xxx
6	---	---	xxx	---	---	---	---	---	---	---	---	xxx	---	---	---	---	---	xxx
7	---	---	xxx	---	---	---	---	---	---	---	xxx	xxx	xxx	---	---	---	---	xxx
8	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	xxx	---
9	---	---	---	---	---	---	---	---	---	xxx	---	---	---	---	---	---	---	---
10	---	---	---	---	---	---	---	---	xxx	---	---	---	---	---	xxx	---	---	---
11	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
12	---	---	---	---	---	---	xxx	---	---	xxx	---	---	---	---	xxx	---	---	---
13	xxx	---	---	---	---	---	---	---	---	xxx	---	xxx	---	---	---	---	xxx	---
14	xxx	xxx	---	---	---	xxx	---	---	---	xxx	---	---	---	---	---	---	---	---
15	---	---	---	---	---	---	---	---	xxx	---	---	---	---	---	---	---	---	---
16	---	---	xxx	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
17	---	---	xxx	---	---	---	xxx	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
18	---	---	xxx	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
19	---	---	xxx	---	---	---	---	---	---	---	xxx	---	xxx	xxx	xxx	---	---	---
20	---	---	xxx	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
21	---	---	---	---	---	xxx	---	---	---	---	---	---	---	---	xxx	---	---	---
22	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	xxx	xxx	---	---	---	---	---	---
23	---	---	xxx	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
24	---	---	xxx	---	---	---	---	---	xxx	---	---	---	---	---	xxx	---	---	---
25	---	---	---	---	---	---	xxx	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
26	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	xxx	---
27	---	---	xxx	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
28	xxx	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
29	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	xxx	---	---	---
30	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
31	---	---	---	---	---	---	---	---	---	xxx	---	---	---	---	---	---	---	---
32	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
33	---	---	---	---	---	---	---	---	---	xxx	---	---	---	---	---	---	---	---
34	---	---	---	---	---	---	---	---	---	xxx	xxx	---	---	---	---	---	---	---
35	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	xxx	---	---	---
36	---	---	xxx	---	---	---	---	---	---	---	---	xxx	---	---	---	---	---	---
37	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
38	xxx	---	---	---	---	---	---	---	---	---	xxx	---	---	---	---	---	---	---
39	---	---	---	---	---	---	---	---	---	xxx	xxx	---	---	---	---	---	---	---
40	---	---	---	---	---	---	---	---	---	xxx	---	---	---	---	---	---	---	---
41	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
42	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
43	---	---	xxx	---	---	---	---	---	---	xxx	---	---	---	---	---	---	---	---
44	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
45	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
46	---	---	---	---	xxx	---	---	---	---	xxx	---	---	---	---	---	---	---	---
47	---	---	---	---	---	---	---	---	---	xxx	xxx	---	---	---	---	---	---	---
48	---	---	---	---	xxx	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
49	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
50	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---	---
総社数	90	59	19	142	46	47	32	51	151	136	99	31	112	193	19	92	63	
うち赤字社数	4(4)	18(18)	0(0)	5(4)	3(3)	4(4)	2(2)	3(3)	20(17)	12(10)	6(6)	4(4)	1(1)	11(9)	0(0)	5(5)	6(6)	
上位占有度	0.52	0.65	-	0.60	0.53	0.48	1.00	0.96	0.70	0.50	0.76	0.59	0.68	0.76	-	0.83	0.96	

(注) 1.1980年代の各社の 平均値を、産業毎に大きい順にランク付けしたものを。上位50社のみを表示。

2.xxxは、1990年代の平均営業利益が赤字であった企業を、---は黒字であった企業を示す。()内は総赤字社数のうち50位内に登場する赤字企業数。

3.上位占有度は、赤字企業がランクの上位を占めていれば1、下位を占めていれば-1を示す指数。詳細はAppendix 3参照。