

CIRJE-J-46

銀行の審査活動と借入企業のパフォーマンス

一橋大学大学院経済学研究科
富山雅代

一橋大学経済研究所
深尾京司

横浜市立大学商学部
随 清遠

東京大学大学院経済学研究科
西村清彦

2001年2月

このディスカッション・ペーパーは、内部での討論に資するための未定稿の段階にある論文草稿である。著者の承諾なしに引用・複写することは差し控えられたい。

銀行の審査活動と借入企業のパフォーマンス

2001年2月

富山雅代
一橋大学大学院経済学研究科

深尾京司
一橋大学経済研究所

随清遠
横浜市立大学商学部

西村清彦
東京大学大学院経済学研究科

『経済研究』(2001年4月)所収予定

本研究にあたり神戸大学経営学部藤原賢哉教授が作成された銀行の経営組織に関するデータを利用させていただいた。また一橋大学経済研究所定例研究会参加者から多くの有益なコメントを得た。深く感謝したい。なおこの研究は日本学術振興会未来開拓学術研究推進事業研究プロジェクト『電子化と市場経済』の一部として行われ、資金援助を受けた。

銀行の審査活動と借入企業のパフォーマンス

富山雅代、深尾京司、随清遠、西村清彦

要約

我々は、銀行の審査活動の充実度を表す指標を用いて、銀行の審査機能に関し以下の仮説を検証した。(1) 銀行審査は、借手企業に対するモニタリングや投資案件の選択に関する助言を通じて企業のパフォーマンスを改善する機能である(パフォーマンス改善効果)(2) 銀行審査は、借手に関する情報収集を通じて優良な借手を集める機能である(選別効果)。実証分析から、1986年~97年の上場企業の事後的パフォーマンスとメインバンクの審査体制充実度の間には正の相関があることが発見された。次に、両者の正の相関が、選別効果と銀行のパフォーマンス改善効果のいずれによるのかを、Two-Stage Double Fixed Effects Model を用いることにより識別を行った。分析結果は、選別効果を強く支持するものであり、審査機能のパフォーマンス改善効果は見出せなかった。

Banks' Monitoring and Profitability of Borrowing Firms

Masayo Tomiyama, Kyoji Fukao, Qing-yuan Sui, and Kiyohiko G. Nishimura

We constructed measures representing the magnitude of Japanese banks' monitoring activities and tested two competing hypotheses about nature of banks' monitoring, (1) the monitoring improved profitability of borrowing firms and (2) it simply "screened" out unprofitable firms, by using the data of all Japanese corporations listed in the Tokyo Stock Exchange between 1986 and 1997. The result was inconsistent with the profitability-improving hypothesis of banks' active involvement in borrowing firms, and strongly suggested the banks' passive role as a screening device.

1. はじめに

現代の金融仲介理論では、銀行の存在意義をその情報生産機能にあるとみてきた(Diamond 1984)。優良融資案件を開拓するための事前調査、融資開始後の借手に対する監督・監視やコンサルティング・サービスの提供、対象企業が経営不振に陥った場合の支援活動の一部、融資継続時の審査、などはすべてこの情報生産に含まれると考えられる。銀行の情報生産活動(本論文ではこれを審査活動と呼ぶ)は、¹ 大別して次の二つの効果を持つと考えられる。第一に審査活動は、借手のパフォーマンスを改善する効果を持つだろう。例えば銀行が経営者の行動をモニターすることにより、代理人としての経営者の行動が規律づけられる可能性がある。また、銀行は借手が持つ複数の投資案件間の選択や投資の実行過程について借手に有益な助言を行う場合もある。本論文では、これらの効果を、審査活動による(借手の)「パフォーマンス改善効果」と呼ぼう。第二に審査活動を活発に行う銀行は、借手に関する情報収集を通じて、選別等により優良な借手を結果的に集める効果を持つと考えられる。我々はこれを「選別効果」と呼ぶ。

パフォーマンス改善効果と選別効果はともに、貸出金利や貸出手続コスト等、他の条件を同等とすれば、審査活動を活発に行う銀行がそうでない銀行と比べて、貸出先の事後的なパフォーマンスが比較的良好であるという傾向をもたらす。貸出金利や貸出手続コストが同じなら、事後的なパフォーマンスが良好な可能性の高い借手に貸す、或いは借手に良質な投資プロジェクトを選択させることにより、貸倒れリスクが低くなり銀行の収益が高まる。これが審査活動の対価である。すなわち銀行は審査活動に資源を「投入」し、結果的に良好な借手を得る、或いは借手の生産可能性そのものを改善することによりデフォルトリスクを軽減する、という「生産物」を生み出す情報生産活動を営んでいると考えられる。

バブル期に行われた放漫な貸付や、バブル崩壊後に顕在化した銀行の膨大な不良債権は、少なくとも 1980 年代後半以降の日本の銀行業において、審査をして優良な借手を集める、或いは投資選択に関する助言等を通じてパフォーマンスを改善する、という最も基本的な銀行業務が疎かにされてきたことを示唆している。第 2 節でサーベイするように学界においてもこの時期には、緊密で安定したメインバンク関係が優れているか否かという、ファンシーで楽観的な議論に関心が集中し、² 日本の銀行業において審査活動が効率的に行われているか否か、銀行間で審査活動の強度にはどの程度の格差があるか、銀行に真剣に審査活動を行わせるインセンティブ・メカニズムが日本の金融システムに存在するか、といった基本的な問題が必ずしも十分に研究されてこなかった。

このような問題意識から本論文では、各上場企業の事後的なパフォーマンスや借入金利とそのメインバンクの審査活動の強度の関係を分析することにより、審査活動の強度という「投入量」と貸出先のパフォーマンスという「産出量」の間の関係を直接検証することを試みる。分析の結果、借入金利をはじめとする他の要因をコントロールしたうえでも、審査体制が充実した銀行をメインバンクに持つ企業ほど事後的なパフォーマンスが有意に良好であるとの結果を我々は得た。

本論文では次に、このようなメインバンクの審査活動と借入企業のパフォーマンスの間の正の関係が、審査活動のパフォーマンス改善効果によるのか、それとも選別効果によるのかを検証した。我々は Bartel and Sichernan (1999) が米国における産業間の賃金プレミアム格差の原因を調べるために使った手法(Two-Stage Double Fixed Effects Model)を踏襲することにより、検証を行った。パフォーマンス改善効果の場合には、企業が審査活動の活発な銀行からそうでない銀行にメインバンクを変更すれば、その事後的なパフォーマンスは悪化する。これに対して選別効果の場合には、観察できない企業に固有の属性のために企業のパフォーマンスが高いから、企業が審査活動の活発な銀行からそうでない銀行にメインバンクを変更してもその事後的なパフォーマンスは悪化しない。

¹ 厳密には銀行の情報生産活動の中には、主に審査部局が担当する個別の借手に関するマイクロ情報の収集・評価を中心とした「審査活動」の他に、調査部局が担当する景気・金融動向や特定の産業の動向のようなマクロやセミ・マクロの情報の収集・評価を中心とした「調査活動」も含まれよう。

² 日本はメインバンク制度などを通じて、米英の金融システムと比較してユニークな情報生産体制を築いてきたと主張された。たとえば Aoki (1994) 参照。

この違いはパネルデータを作成し、企業固有の要因をコントロールした上で、銀行固有の効果が企業の事後的収益率に与える効果を見ることにより識別可能である。分析の結果、メインバンクの審査活動と借入企業のパフォーマンスの間の正の関係は、審査活動の選別効果によって生じているとの結果を得た。

論文の構成は次の通りである。次節では銀行の情報生産・審査活動に関する先行研究を簡単にサーベイする。第3節では借入金利をはじめとする他の要因をコントロールしたうえでも、審査体制が充実した銀行をメインバンクに持つ企業ほど事後的なパフォーマンスが良好であるか否かを検証する。第4節では銀行の審査体制充実度と借入企業のパフォーマンスの間の正の相関が、パフォーマンス改善効果、選別効果いずれに起因するのかを識別する。最後に第5節では主な結果をまとめ、今後に残された課題について述べる。

2. 銀行の情報生産・審査活動に関する従来研究

我が国銀行の情報生産機能に関する従来の実証研究は、およそ次の5つのグループに分けることができる。

メインバンクと企業のパフォーマンス

安定的なメインバンク関係を持っていたり銀行を中核とする企業グループのメンバーである企業が、それ以外の企業と比較してパフォーマンスが良いか否かという問題はかなり昔から分析されてきた。

たとえば企業グループのメンバー企業と独立系企業のパフォーマンスを比較した Caves and Uekusa (1976) や Nakatani (1984) では、いずれも企業グループに属する企業の収益性および成長性が独立系企業より低いとの結果を得ている。企業グループは必ずしもメインバンクと同じものではないが、大手銀行は企業グループにおいてしばしば中核的な存在であるから、彼らの分析はメインバンク関係の実証として解釈することができよう。

最近では Weinstein and Yafeh (1998) が Dodwell Marketing Consultants の Industrial Groupings in Japan の企業分類に従って、銀行を中核とする企業グループに属する企業と独立系企業の売上高経常利益率を比較し、他の要因をコントロールしたうえでも、企業グループに属する企業の方が収益率が低いとの結果を得ている。また Hanazaki and Horiuchi (2000) は安定的なメインバンク関係をもつ企業とそれ以外の企業の全要素生産性 (TFP) の伸びを比較し、前者の企業の方が TFP 上昇率が高いとは言えないとの結果を得ている。³

このタイプの先行研究は、企業が安定的なメインバンク関係を持つか否かという企業と銀行間の関係性だけに注目し、審査体制の充実度をはじめとするメインバンクの質については全く無視している点で、我々の問題意識とは異なっている。また、ほとんどの研究では企業の収益性や全要素生産性の上昇率がどのように決まるか、安定的なメインバンクの存在がそれにどのように寄与するかをモデル化していない点で問題を持つ。

メインバンクによる流動性制約の緩和

メインバンク機能の研究に多大な影響を与えたのは Hoshi, Kashyap および Scharfstein の一連の論文であった。Hoshi, Kashyap, and Scharfstein (1991) は Nakatani (1984) の企業分類基準を採用し、Tobin の q および内部資金の代理変数を説明変数とした投資関数の推計により、銀行を核とする企業グループに属する企業は独立系企業と比較してその投資が内部資金から影響を受けにくいとの結果を得た。この結果は、メインバンク関係が企業投資における流動性制約を緩和した証拠であると解釈された。流動性制約が情報の非対称性やエージェンシー問題の存在によって生じた非効率性の一つであれば、それを緩和するメインバンク関係はこの非効率性を改善したことになる。岡崎・堀内 (1992) もメインバンク関係を融資、株式の持ち合い、役員派遣、取引継続年数などを多方面からと

³ このタイプの研究として他に Morck and Nakamura (1999) がある。

らえ、また Tobin の q の代わりに資金調達のコスト関数を計測するなどの方法で企業の流動性制約とメインバンクの存在との関係を推計したが、基本的には Hoshi, Kashyap, and Scharfstein (1991) と同様の結果を得ている。⁴

このタイプの研究でも安定的で緊密なメインバンクの存在が重視され、情報生産活動の密度ないし強度を数量的に計測して分析しているわけではない。それは、「メインバンクが他の銀行より密度の高い審査活動ないし情報生産活動を行っている」という暗黙の仮定がおかれているからである。Hoshi, Kashyap, and Scharfstein (1991) の分析では、系列関係にある企業において、Tobin の q が高い企業とそうでない企業で投資の内部資金への感応度が有意に異なるという結果を得ていない。この結果は、メインバンク関係の有り無しだけでなく、メインバンクの審査活動の強度が重要であることを示唆する。

メインバンクとエイジェンシー・コスト、資本構造

仮に安定的なメインバンク関係が企業の借入に伴うエイジェンシー・コストを低下させるとすれば、そのことは企業の負債構造やその他の行動に現れるはずである。

たとえば池尾・広田 (1992) は、企業の負債比率を銀行借入比率やメインバンク・ダミーといったエイジェンシーコストに影響すると考えられる変数に回帰し、銀行借入比率やメインバンク・ダミーと負債比率の間に有意な正の相関があるとの結果を得た。彼らはこれを、銀行関係が有効にエイジェンシーコストを引き下げ、企業に高い負債比率を選択させていると解釈した。⁵ また、Prowse (1990) はメインバンク関係が浸透していないアメリカ企業の負債比率は日本の企業よりエイジェンシー問題の要因（研究開発費、流動資産比率、現金と市場性有価証券の保有額等で測っている）に敏感に反応するとの結果を得ている。⁶

このタイプの研究も、メインバンクの質について無視し、また銀行の情報生産活動の成果を企業の負債比率のような極めて間接的な指標で測っている点で問題がある。

メインバンクの救済機能

一般に産業界では、メインバンク制度は借手企業が経営不振に直面した際に救済する機能を持つと信じられてきた。Hoshi, Kashyap, and Scharfstein (1990) は、経営不振に直面した企業を特定し、系列ダミーや最大融資シェアなどで測られるメインバンク関係の緊密度が経営不振直後の設備投資

⁴ 方法論的には、Hoshi, Kashyap, and Scharfstein (1991) や岡崎・堀内 (1992) は Fezzari, Hubbard, and Petersen (1988) に基づく。Fezzari 達は配当性向に基づいて企業を分類し、配当性向の低い企業ほど投資の内部資金依存度が高いことを示した。彼らはこの結果を、内部資金への依存度は情報の非対称性などによって生じた流動性制約を表しているとして解釈した。なお、Hoshi 達の結果を支持しない研究も多い。例えば Kaplan and Zingales (1997) は、投資の流動性感応度は必ずしも企業の直面する市場の不完全性を表さないことを理論的に示した上で、実証部分では、深刻な情報の非対称性問題やエイジェンシー問題に直面すると思われる企業は必ずしも流動性制約を受けないという結果を得ている。また Hayasi (1997) は Hoshi 達の結果を統計的に再検討しメインバンク関係を持たない企業の投資が高く内部資金に依存するという傾向が観察されないとの結果を得た。Hayasi はこの違いを、Hoshi 達が企業の資本ストックないし Tobin の q を不適切に計測したことに起因すると解釈した。この他、随 (2000) が指摘したように内部資金をどのように測るかという問題もある

⁵ 制度的に銀行借入以外の負債手段（社債発行など）が制限された場合、負債比率の上昇は必然的に銀行借入比率を上昇させることに注意する必要がある。また、銀行関係やメインバンク関係と企業の財務内容との間に何らかの相関が観察されても、因果関係の方向を検証する必要がある。負債比率が上昇した結果、強い銀行関係が求められたのか、それともメインバンクが存在したために企業の負債による資金調達能力が高められたのか、という区別がメインバンク機能を評価する際には重要である。

⁶ Jensen (1986) の理論によると、他の条件が同一であれば、効率的な生産活動に必要な額以上の資金を持つ企業においては経営者によるエイジェンシー問題が発生しやすい。しかし、一般的に生産性・収益性の高い企業ほど豊富な現金ないし金融資産を保有している点を考えれば、明らかに「他の条件が同一である」という想定は正しくない。同じことが研究開発費や流動資産比率についてもいえる。

に有意に正の影響を及ぼしたとの結果を得た。彼らはこれを、メインバンク関係が経営不振企業の回復を促進する証拠と解釈した。救済機能に関する研究はこの他、鹿野 (1994)、広田・宮島 (2000) 等、数多くある。

この分野の研究で注意を要するのは、Shleifer and Vishny (1997) が指摘したように、大株主であれ、メインバンクであれ、大口投資家が存在する場合には事後交渉が容易になる可能性が高い点である。倒産危機に直面している企業経営者は、事業を立て直すためにリストラ計画の作成ないし実行について、各ステークホルダーと複雑な交渉をしなければならない。大口投資家が存在すればこのような再建計画の作成・実行が比較的スムーズにおこなわれると考えられる。メインバンクの救済機能を検証するには、メインバンクが大口投資家である場合には、他の主体が大口投資家である場合と比較してより円滑に業績回復が行われるか否かを示す必要がある。

なおこのタイプの研究でも、審査体制の充実度といったメインバンクの質は無視されている。

銀行の生産性に関する実証研究

銀行の生産関数、費用関数あるいは利潤関数を推計することによってその規模・範囲の経済性を検証したり、効率性を評価したりする研究が数多く行われてきた。先行研究のサーベイは筒井 (2000) に譲るが、このタイプの研究のほとんどは銀行の産出量を貸出残高 (筒井 1988)、預金残高 (西川 1972、筒井 1986)、または銀行の収益 (蛸山・岩根 1973、粕谷 1986) 等で測っている。銀行業への参入規制、預金金利規制、店舗規制等が存在した過去の日本の金融業においては、収益はレントを含み、預金額は店舗数の制約を受けるため、これらの変数を産出量と見なして銀行の効率性を分析する方法には疑問が残る。またいずれの変数も銀行の情報生産活動の成果を測る指標としては適切でないと考えられる。

以上のように従来の研究は、銀行の情報生産活動を直接検証するという視点から見ると、次の問題を持つ。

1. 企業が緊密で安定的なメインバンク関係を持つか否かという、企業と銀行間の関係性のみが注目され、審査体制の充実度をはじめとする銀行の質については無視していることが多い。
2. メインバンク関係が経営の効率性をもたらすことを指示する実証研究では、メインバンクの審査変数が二分法に基づくため、メインバンクが厳密な審査を行わないで劣悪な企業に貸出を行う、或いは企業解散が望ましいにも関わらず事後的収益率の低い企業を救済していた可能性を十分考慮しきれなかったとは言えない。またメインバンク関係は企業経営の効率化に寄与していないという研究では、なぜ企業は特定の銀行とメインバンク関係を持つのか、或いはより独立性を好むのか⁷、といった問いに対し銀行の審査機能の観点から十分理論的実証的説明を行っていない。
3. メインバンクと借手企業のパフォーマンスの関係を分析した研究では、安定的なメインバンク関係がどのようなメカニズムで借手企業のパフォーマンスを改善するのかについて、理論的な検討がほとんど行われていない。

なお、銀行のパフォーマンスに関する研究も最近いくつか行われるようになった。例えば Horiuchi and Shimizu (1998) は天下りを役員に受け入れた銀行とそれ以外の銀行のパフォーマンスを比較している。富山 (2001) は銀行のガバナンス構造は銀行経営者を規律付けていたか、或いはモラルハザードを許容していたかについて検証している。銀行の審査活動に着目した研究としては藤原 (1999) がある。彼は、銀行の審査部門の独立性を指標化し、審査部門の独立性が高い銀行ほど不良

⁷ ここでは、安定的でないメインバンク関係も含む。

債権比率が有意に低いとの結果を得ている。藤原の研究は本論文と関係が深いので、以下ではやや詳しく紹介しよう。

1980年代前半、住友銀行による総本部制導入を皮切りに、主に大手銀行において本部制・事業部制の導入を中心とした機構改革が進められた。それまでの職能別・専門機能別組織においては、審査部は貸出や企画を担当する他の部局と独立した組織として取締役会に直属していた。これに対して新しい本部制・事業部制のもとでは、各顧客グループを国際総本部、営業総本部といった各本部がワンセットで担当し、各本部長が人事等を除くすべての事項を決定し、審査担当部署は分割してこの下に置かれることになった。このような機構改革は審査部の独立性を低下させ、銀行の審査体制を弱体化した可能性がある。例えば住友銀行は1981年6月に、それまで「経営上の重要事項はほとんど合議で決裁され」た合議制について「組織の拡大、経営の多角化などにつれて、しだいに実情にそぐわない点が増えてきた」と判断し、それを廃止して総本部制を採用したが、この機構改革には、「磯田頭取が合議制度に疑問を抱き、総本部長に青天井の権限を与えようと決断した」という背景があった（住友銀行史編纂委員会 1985 p.87）。このような機構改革は審査部の独立性を低下させ、銀行の審査体制を弱体化した可能性がある。

藤原（1998）は都銀と地銀を対象に日本金融通信社『日本金融名鑑：90年版』に記載された本部機構・組織図等の情報に基づいて、各銀行が1989年において機能別組織またはワンセット型本部制組織いずれの組織をとっていたかを調べ、ダミー変数を作った（以下では「本部組織ダミー」と呼ぶ）。藤原（1999）はまた、銀行が機能別組織の場合は審査部対営業部の地位比較や審査部長の前歴に基づいて、またワンセット型の場合は本部間の競争条件や本部長が審査畑出身か否か等に基づいて、0から1までの間の値をとる審査部の「独立性指標」を作成した。実証分析では、96年3月時点で公表された各銀行の不良債権比率を被説明変数とし、銀行が機能別組織またはワンセット型本部制組織いずれの組織をとっていたかをあわせて本部組織ダミー、0から1までの間の値をとる審査部の独立性指標、およびその他の変数を説明変数としたモデルを推定している。この回帰分析により、本部組織ダミーは有意でないものの、審査部の独立性指標が低い銀行ほど有意に不良債権比率が高いとの結果が得られている。

藤原論文は、各銀行の経営組織に現れた審査活動の位置付けの変遷を丁寧に回顧したうえで、銀行の審査部門の独立性とそのパフォーマンスの関係を直接検証しており大変興味深い、いくつかの問題点も持っている。本論文では藤原論文を出発点にしながらも、以下のとおり大きく異なった方法で、銀行の審査活動の成果を検証することにする。

第一に、藤原論文で不良債権比率と有意な相関が報告されている審査部の独立性指標については、各項目のウエイト等について恣意性が強いこと、銀行が機能型組織かワンセット型かで意味が異なること等の問題を持っている。もっと客観的な指標を使う方が望ましいと考えられる。また、審査活動の成果は審査部門の独立性だけでなく、審査活動の活発さの程度にも依存するはずである。このような問題意識から、我々は審査体制充実度の指標として、審査部の独立性指標は使わず、藤原論文に準拠した本部組織ダミーと、我々が独自に作成した銀行の本部機構人員に占める審査人員の割合を用いることにした。

第二に、藤原論文では推定式の理論的な基礎が与えられていない。例えば、銀行が緻密な審査によって借手のリスクが比較的高いと分かっても、これを補う高利が得られれば貸出を選択することがありうる。つまり、審査活動の充実度と不良債権比率の間に単純な負の相関があるはずだとは簡単には言えない。理論モデルによって両者の関係を示す必要がある。我々は銀行と借手の最適行動をモデル化し、銀行の審査活動と借手のパフォーマンスの間の関係式を導出する。この理論モデルに従い、銀行のパフォーマンス（例えば不良債権比率）を被説明変数とするのではなく、個々の借手のパフォーマンスを被説明変数として推定を行う。理論モデルによれば、借手のパフォーマンスは銀行の審査活動だけでなく、貸出金利や1件あたりの貸出額等にも依存することが示される。我々はこれらの要因も説明変数に加えた推定を行う。

第三に、前節でも述べたとおり銀行の審査活動と借手のパフォーマンスの間の正の相関は審査活動によるパフォーマンス改善効果、および選別効果いずれによっても生じうる。我々はパネルデー

タを作成し Bartel and Sicherman (1999) が米国における産業間の賃金プレミアム格差の原因を調べるために使った手法 (Two-Stage Double Fixed Effects Model) を踏襲することにより、どちらの効果 が作用しているのかを識別する。

3. 審査活動と借入企業のパフォーマンス

本節では、借入金利をはじめとする他の要因をコントロールしたうえで、活発な審査活動を行う銀行をメインバンクに持つ企業ほど事後的なパフォーマンスが良好であるか否かを検証する。

補論 1 の理論モデルで示したように、銀行と企業の最適行動を前提とした貸出市場の均衡においては、銀行の審査活動が選別効果、(借手の)パフォーマンス改善効果いずれの効果を持つ場合にも、銀行 j から融資を受ける企業 i の事後的な総資産収益率 $y_{i,j}$ と、銀行 j の審査体制の充実度 Γ_j 、借入金利 $r_{i,j}$ 、当該貸出額 $L_{i,j}$ 、銀行 j の審査能力を規定するその他の要因 n_j 、および企業収益を規定するその他の要因 w_i の間には、次式のような関係が成り立つ。

$$(1) \quad y_{i,j} = g(\Gamma_j, r_{i,j}, L_{i,j}, n_j, w_i) + u_{i,j}$$

理論モデル(補論 1)では、上式右辺は銀行 j の審査体制の充実度 Γ_j の増加関数、借入金利 $r_{i,j}$ と当該貸出額 $L_{i,j}$ の減少関数、との結果を得ている。これらの関係は直観的には次のように説明できよう。銀行の審査活動は(1)借手に関する情報収集を通じて、活発な審査活動をしている銀行と貸出期間中のパフォーマンスが良好な可能性の高い借手のマッチングの可能性が高くなる効果(選別効果)や(2)銀行がモニタリングにより経営者を規律付けたり、借手が持つ複数の投資案件間の選択や投資の実行過程について助言することを通じて、借手のパフォーマンスを上昇させる効果(パフォーマンス改善効果)を生み出し、結果的に審査活動を活発に行う銀行がそうでない銀行と比較して、事後的なパフォーマンスの比較的良好な借手を集める傾向をもたらすだろう。ただし、銀行の審査活動の強度と借手のパフォーマンスの間のこのような関係は、他の要因にも依存する。たとえば、収益性が低いことがあまねく知られている企業は高利でも甘んじて借入れるため、予想されるパフォーマンスが劣悪であるにもかかわらず審査活動を活発に行う銀行が貸出を行う場合がありうる。同様に、貸出額が大きいため単位貸出額あたりの貸出手続コストが小さい借手に対しては、事後的なパフォーマンスがあまり良好でなくても貸出が行われる。このため、企業の事後的なパフォーマンスは借入金利 $r_{i,j}$ と当該貸出額 $L_{i,j}$ の減少関数となる。

我々は(1)式を線形近似し、タイムダミーを説明変数に加えた次式を推定式とした。

$$(2) \quad y_{i,j,t+1} = \alpha + \beta\Gamma_j + \gamma r_{i,j,t} + \delta L_{i,j,t} + n_{j,t}\eta + w_{i,t}\theta + TDUM_t\lambda + \varepsilon_{i,j,t+1}$$

被説明変数 $y_{i,j,t+1}$ は、メインバンクを j とする企業 i の $t+1$ 年度の営業利益・総資産比率(%表示)である。 Γ_j は銀行の審査体制の充実度をあらわす変数であり、時間を通じて一定と仮定した。 $r_{i,j,t}$ は企業 i の銀行 j からの借入金利(%表示)、 $L_{i,j,t}$ は銀行の規模で標準化した当該貸出の規模をあらわす。 $L_{i,j,t}$ は t 年度における銀行 j の総貸出額(100 万円単位)に対する企業 i への融資額の比率で定義される。ベクトル $n_{j,t}$ はメインバンクの審査能力の水準を規定するその他の変数である。ベクトル $w_{i,t}$ は企業 i の $t+1$ 年度における収益性を規定すると考えられる t 年における企業の様々な属性をあらわす。 $TDUM$ はタイム・ダミーであり、誤差項 $\varepsilon_{i,j,t+1}$ は、銀行固有の誤差 $\varepsilon_{j,t}$ 及びこれと独立なその他の誤差 $\varepsilon_{i,t+1}$ の和であり、それぞれの誤差は独立で平均ゼロ、標準偏差一定(i.i.d.)と仮定し、ランダム効果モデルで推定した。⁸

以下では変数の定義と出所を説明し、予想される推定係数の符号について考えておこう。

実証分析の対象とした企業は、1部、2部上場企業及び店頭企業で、推計期間は 1986 年～1997

⁸ 企業ダミーを加えた固定効果モデルについては次節および注 12 で議論する。

年（被説明変数は 87 年～98 年の値）である（店頭企業はデータの制約のため 1996-97 年のみ）。企業はしばしば複数の銀行から同時に借入を行っているが、基本的にメインバンクの審査能力の水準が企業の事後的なパフォーマンスと密接な関係を持つと考え、企業に融資しているその他の銀行に関する情報は追加的に説明変数に加えた。各企業について貸出額が一位の銀行をメインバンクと定義し、同額貸出の第一位銀行が複数存在するためメインバンクが定義できない年を対象期間のうちを含む企業は、サンプルから除いた。⁹ 企業がどの銀行からどれだけ融資を受けているかについては日経 QUICK 『借入金ファイル』の情報を使った。企業の収益率やその他の属性については日経 QUICK 『企業財務データ』から得た。¹⁰

審査体制の充実度を測る変数としては、審査人員比率と銀行審査部の独立性をあらわす指標（本部組織ダミーと呼ぶ）を用意した。

審査人員比率は 1994 年における本部機構の人員に占める審査担当部署の人員の割合である。データは主に日本金融通信社『日本金融名鑑：95 年版』に記載された本部機構・組織図等から得た。この変数の作成方法については補論 2 にまとめた。審査人員比率が高いほど、銀行の審査体制の充実度が高いと考えられる。この変数は、長銀、都銀、地銀、第二地銀、信託銀行について作成した。部署名から審査担当部署が特定できない銀行については欠測値とした。銀行においては本部における審査活動だけでなく支店におけるそれもちろん重要だと考えられるが、各銀行の支店における機構については十分な情報が無いため、我々はやむを得ず考慮していない。

次に銀行審査部の独立性をあらわす本部組織ダミーについて説明する。作成方法の詳細は補論 2 にまとめた。我々は藤原教授が作成された都銀、地銀を対象とするデータに長銀、信託銀行を加えた。本部組織ダミーは、本部組織が機能別である場合に 1、ワンセット型である場合に 0 の値をとる。本部組織ダミーが 1 の銀行は 0 の銀行に比べて審査体制が充実しているとすれば、その推定係数は正になるはずである。

ベクトル $n_{i,t}$ はメインバンクの審査能力の水準を規定するその他の変数である。我が国では、1980 年代に直接金融に関する規制緩和が進み、優良な大企業を中心に無担保社債の発行等、銀行に依存しない資金調達が発達した（日本銀行 1996、小川・北坂 1999、宮島・蟻川 1999）。このような制度変更は銀行にとって従来の優良な借手を失うことを意味し、大手銀行は中小企業への融資等、新規融資に進出した。銀行の審査人員に限りがある以上、新しい顧客の開拓は審査部門において一種の混雑現象を起こし、銀行の審査能力を一時的に低下させた可能性がある。この仮説を検証するため我々は $n_{i,t}$ として、貸出件数/総貸出額（100 万円単位）を説明変数に加えた。銀行変数については日経 QUICK 『銀行財務データ』から得た。

借入金利については、企業と各銀行間の相対的貸出金利は不明であるため、企業の平均貸入金利を使った。平均借入金利の作成方法は、浅子・國則・井上・村瀬（1992）に基づく。我々の理論モデルによれば借入金利の推定係数は負のはずである。銀行の規模で標準化した当該貸出の規模 $L_{i,j,t}$ の係数は、補論で述べたように貸出額が大きいほど単位貸出額あたりの貸出手続コストが小さくなる場合には負であると予想される。

先にも述べたようにベクトル $w_{i,t}$ は企業 i の収益性を規定すると考えられる t 年度における企業の様々な属性をあらわす。企業の属性として、ガバナンス構造変数（具体的には 10 大持株比率、

⁹ 一位と二位の貸出が同額で、これだけではメインバンクが判別できない場合についても、株式保有や役員派遣の情報を使って判別するという方法も考えられる。

¹⁰ データの性格上、企業が倒産等により上場停止や店頭取引停止になった場合にはその前年以降はサンプルから除かれている。我々は、倒産等により一部の企業がサンプルから漏れることによって生じるバイアスを考慮した推定や倒産確率を被説明変数にしたモデルの推定についても検討したが、上場・店頭取引企業では倒産件数が極めて少ないため（東京商工リサーチ『全国企業倒産白書』によると、我々の推定期間中の上場企業倒産件数は 20 件、店頭企業が観測値に含まれる 1996-97 年の店頭企業倒産件数は 6 件であった）、これらの方法は取らなかった。仮に帝国データバンクのデータベースのように未上場企業の倒産に関するデータが利用できればそのようなアプローチも重要であろう。

負債/資産、銀行借入/負債、およびメインバンク借入/銀行借入)、企業規模(総資産(100万円単位)の対数値)、産業ダミーを説明変数に加えた。理論モデルでは捨象したが、たとえば株主による規律付けが強い企業ではそうでない企業に比べて収益率が高いかも知れない。企業の属性変数はこういった要因をコントロールするために加えた。これらのデータは「企業財務データ」(日経QUICK)から得た。なお、メインバンク以外の銀行の審査能力の水準も企業の事後的なパフォーマンスに影響した可能性があるため、貸出件数/総貸出額について、 t 年度における企業 i の取引先銀行の平均値を説明変数に加えた。

タイム・ダミーは、景気循環等マクロ的なショックをコントロールするために加えた。

表1は推計に使用した変数の主な統計量を示している。

メインバンクの審査体制充実度の指標として審査人員比率を使った場合の(2)式の推定結果が表2パネルAにまとめてある。頑健性を確認するため、全産業を対象とした場合だけでなく、製造業と非製造業に分けた場合も試みた。全産業では13,234個のサンプルがあった。

審査人員比率は理論モデルの予想通り全産業、製造業、非製造業いずれの場合もほぼ1%の有意水準で正に有意であった。審査体制が充実している銀行ほど事後的なパフォーマンスの高い企業を集める傾向があると言える。

借入金利の係数推定値は予想通り負であり、非製造のみを対象とした場合以外は有意であった。当該貸出額がメインバンクの総貸出額に占める割合の係数推定値は予想通り負であったが、製造業の場合を除くと有意でなかった。

メインバンクの貸出件数/総貸出額と取引先銀行に関するその平均値の推定係数はともに予想に反して正であり、非製造業の場合には5%の有意水準であった。このことは、貸出件数が増えても混雑現象によって銀行の審査能力が低下するといった現象は起きず、むしろ範囲の経済等何らかの要因によって貸出件数の増加が審査能力を高めている可能性があることを意味する。

混雑現象についてさらに詳しく確認するため、メインバンクの中小企業向け貸出件数/総貸出件数と取引先銀行に関するその平均値を加えた推定も行った。なお店頭企業は上場企業と比較して情報開示の程度が異なる、社歴が一般に短い等のため、そのパフォーマンスと借入金利の関係は上場企業のそれと異なるかも知れない。このことを考慮して店頭ダミーおよび店頭企業ダミーと平均金利の交差項も説明変数に加えた。推定結果は表2のパネルBにまとめてある。中小企業向け貸出件数/総貸出件数の係数は正であった。従って混雑現象ではなく規模や範囲の経済性が働いている可能性を強く示唆する結果となった。なお、この推定でも審査人員比率、借入金利、当該貸出額がメインバンクの総貸出額に占める割合といった主な説明変数については推定結果はパネルAとほとんど変わらない。

表3では、メインバンクの審査体制の充実度を測る指標として本部組織が機能別である場合に1、ワンセット型である場合に0の値をとる、本部組織ダミーを使った場合の結果がまとめてある。本部組織ダミーの係数は予想通り正であったものの、有意ではなかった。紙幅の制約のため全産業を対象とした場合のみを報告しているが、製造業、非製造業に分けた場合にも本部組織ダミーの係数は有意でなかった。

4. 選別効果かパフォーマンス改善効果か

前節では、審査人員比率で見たメインバンクの審査体制の充実度と借手企業の事後的な総資産営業利益率の間には、比較的頑健な正で有意な関係があることを見た。これまで議論してきたように、理論的にはこの正の関係はメインバンクの審査活動が企業のパフォーマンスを改善する効果を持つ場合にも、また銀行の選別等により充実した審査体制を持つ銀行が結果的に優良な企業を集める傾向がある場合にも生じうる。

果たしてどちらの効果が機能しているかを識別することは、審査活動の経済厚生への寄与を考えるうえでも重要である。パフォーマンス改善効果が中心であれば、審査活動を通じた銀行による経済厚生への寄与は直接的でありこれを比較的簡単に測ることができる。これに対して選別効果が中心の場合には、審査活動の経済厚生への寄与は、比較的優良な企業のみが設備投資を行うこと等を

通じて経済を構成する企業の平均的なパフォーマンスが上昇するといった間接的な形をとるため、その経済厚生への寄与を測るには直接金融による資金調達や競争による退出等、当該経済に存在する他の様々な選別メカニズムまで視野に入れた分析が必要であることを意味する。

本節では二つの効果のうちどちらが作用しているかを識別することを試みよう。

我々は Bartel and Sicherman (1999) が米国における産業間の賃金プレミアム格差の原因を調べるために使った手法 (Two-Stage Double Fixed Effects Model) を踏襲することにより、検証を行なう。パフォーマンス改善効果の場合には、企業が審査活動の活発な銀行からそうでない銀行にメインバンクを変更すれば、その事後的なパフォーマンスは悪化する。これに対して選別効果の場合には、観察できない企業に固有の属性のために企業のパフォーマンスが高いのであるから、やや強い仮定だがこの属性が時間を通じて不変とすれば、企業が審査活動の活発な銀行からそうでない銀行にメインバンクを変更してもその事後的なパフォーマンスは悪化しない。この違いはパネルデータを作成し、企業と銀行の固定効果をとともに調べることにより識別が可能である。

我々はまず第一段階では、企業ダミーを含む通常の固定効果モデルに各年度のメインバンクに関するダミーを追加した式を推計する (詳細は後述する)。これにより、事後的な収益率に関する、個別企業の「プレミアム」と個別銀行の「プレミアム」が得られる。企業プレミアムは、企業の事後的な収益率に影響を与えるものの、我々が観察できる企業変数や当該企業がメインバンクとした銀行のプレミアムでは説明できない、時間を通じて一定の企業固有の属性¹¹の企業収益への寄与をあらわす。これに対して銀行プレミアムは、当該銀行をメインバンクとした企業が得る事後的な収益率のうち、観察できる企業変数や企業プレミアムでは説明できない部分をあらわす。個別銀行のプレミアムは審査体制の充実した銀行がメインバンクとなることにより、モニタリングや事業に関する助言等を通じて貸出先のパフォーマンスを改善させる効果¹²を捉えることができるが、もともとパフォーマンスが高くなる要因を持った企業が選別により審査体制の充実した銀行に集まる効果¹³は除かれている。

第二段階では、企業プレミアムと当該企業の期間中のメインバンク (時間を通じて変化しうる) における審査体制充実度 (変化する場合、取引期間で加重平均した平均値) との間の相関、および銀行プレミアムと当該銀行の審査体制充実度との間の相関を調べた。選別効果のみが機能するのであれば前者の相関のみが有意であり、パフォーマンス改善効果のみが機能するのであれば後者の相関のみが有意なはずである。

以上の方法による識別が成功するためには、いくつかの条件が満たされている必要があることを確認しておこう。第一に推定期間とする 11 年間にメインバンクを変更した企業が十分な数存在する必要がある。幸い我々のデータはこの条件をある程度満たしていた。我々のサンプル企業 (1986 年で 1,118 社、97 年で 1,703 社、全期間で延べ 15,809 サンプル) のうち、11 年間にメインバンクを一度でも変更した企業は 34.18%、1 年間にメインバンクを変更する平均確率は 5.46% であった。第二に、選別効果が機能しこれを以上の方法で捉えることができるためには、選別効果を生じさせる企業に固有の属性が時間を通じて一定である必要がある。我々はこれを仮定している。第三に、銀行の審査体制の充実度を測ることは極めて難しい作業だと考えられるが、我々の用意した審査人員比率がこれを捉えている必要がある。最後に、メインバンクの変更が内生変数である場合には推定結果にバイアスが生じる可能性があるが、我々は内生性の問題を明示的に考慮していない。

なお、企業の収益性が年毎に変化し銀行がこれをあらかじめ察知して貸出を行う場合には、銀行が選別のみを行っている場合でも、審査体制の充実した銀行にメインバンクを変更した企業は翌年収益性が高くなるという現象が起きうる。このような予想を通じた選別が重要な場合には、本当は

¹¹ 例えば補論 1 の選別効果モデルにおける審査の困難さの程度をあらわす指標 β_j である。

¹² 例えば補論 1 のパフォーマンス改善効果モデルにおいて審査体制の充実度 β_j が企業のパフォーマンスを y_j の上昇を通じて改善する効果である。

¹³ 例えば補論 1 の選別効果モデルにおいて審査の困難さの程度をあらわす指標 β_j が高い企業が、審査体制の充実度 β_j が高い銀行をメインバンクとするメカニズムが考えられる。

選別効果のみが働いているにもかかわらず、我々の実証ではパフォーマンス改善効果が働いていると結論づけてしまう可能性があることに注意する必要がある。

推定の第一段階では、我々は次式を推定した。

$$(3) \quad y_{i,j,t+1} = \alpha + \gamma_{i,j,t} + \delta x_{i,j,t} + n_{j,t} \eta + w_{i,t} \theta + TDUM_i \lambda + \mu_i + d_{i,t} \sigma + \omega_{i,j,t+1}$$

前節の推定式(2)と同じく、被説明変数 $y_{i,j,t+1}$ は、メインバンクを j とする企業 i の $t+1$ 年度の営業利益・総資産比率、 $r_{i,j,t}$ は企業 i の銀行 j からの借入金利（平均借入金利で代用）、 $L_{i,j,t}$ は銀行の規模で標準化した当該貸出の規模、ベクトル $n_{j,t}$ はメインバンクの審査能力の水準を規定するその他の変数、ベクトル $w_{i,t}$ は企業 i の $t+1$ 年度における収益性を規定すると考えられる企業の様々な属性、 $TDUM_i$ はタイム・ダミー、 $\omega_{i,j,t+1}$ は誤差項 (i.i.d.) をそれぞれあらわす。

新しい変数 μ_i は企業プレミアムに対応する固定効果、 $d_{i,t}$ はメインバンクを 1 とするダミー変数、 σ は銀行プレミアムを捉えるベクトルである。企業と銀行のプレミアムはともに時間を通じて一定と仮定している。

第一段階の推計結果は表 4 にまとめてある（ただし個別企業の固定効果は紙幅の制約のため略してある）。全産業の企業を対象とし、サンプル数は 15,809 個であった。プレミアム以外の主な変数の係数については前節 (2) 式の推定結果と大きな違いはない。借入金利の係数は負で有意、メインバンクの当該貸出額 / 総貸出額の係数は負だが有意でなく、またメインバンクの総貸出件数 / 総貸出額の係数は正であった。

次に第二段階として以下の二つの式を推定した。

$$(4) \quad \hat{\mu}_i = \rho_1 + \rho_2 \tilde{\Gamma}_i + \tau_i$$

$$(5) \quad \hat{\sigma}_j = \rho_3 + \rho_4 \Gamma_j + a_j \beta_j + \varsigma_j$$

(4) 式において、被説明変数は(3)式の推計における個別企業固定効果 μ_i の推定結果、上に波線をつけた $\tilde{\Gamma}_i$ は推定期間中の企業 i のメインバンク（時間を通じて変化しうる）の審査体制充実度（各年のメインバンクについて取引期間で加重した平均値）をあらわす。また(5)式において、被説明変数は(3)式の推計における銀行 j のプレミアム σ_j の推計結果、 Γ_j は銀行 j の審査体制充実度の指標、 a_j は銀行 j の業態ダミーをあらわす。(4)、(5)式の被説明変数は(3)式で推定された係数であることを考慮して、推計値の標準偏差の逆数をウェイトとして加重最小二乗法で推定した。企業プレミアムを被説明変数とした(4)式の推定結果が表 5 に、銀行プレミアムを被説明変数とした(5)式の推定結果が表 6 にまとめてある。

推定の結果、メインバンクの審査活動の充実度を審査人員比率で測った場合には、企業プレミアムとそのメインバンクの審査体制充実度の間には正で有意な相関があったが、銀行プレミアムと当該銀行の審査体制充実度の間には有意な相関はなかった。これは、前節で確認したメインバンクの審査活動と借入企業のパフォーマンスの間の正の関係が、審査活動のパフォーマンス改善効果によってではなく、選別効果によって生じていることを意味する。^{14 15}

¹⁴ なお本節の結論通り、選別効果のみが機能し、しかも選別効果を生じさせる企業に固有の属性が時間を通じて一定である場合には、前節の推定式である(2)式に企業ダミーを加えるとメインバンクの審査人員比率が有意でなくなるはずである。我々はこの推定も試みたが、やはりこのとおりの結果を得た。

5. おわりに

本研究によって得られた主な結果を要約し、今後に残された課題について述べておこう。

銀行の中心的な機能は、審査活動に資源を「投入」し、結果的に良好な借手を得る、或いは借手に収益性の高い投資案件を選択させることにより貸倒れリスクを軽減する、といった「生産物」を生み出す情報生産活動であると考えられる。しかしながら、このような投入と産出の関係を直接的に検証した研究はほとんど行われてこなかった。本論文では、各銀行の審査体制充実度の指標を作成し、理論モデルに従って、借入企業のパフォーマンスを被説明変数、メインバンクの審査体制充実度や、借入金利、当該貸出の規模、等を説明変数とした回帰分析を行った。その結果、審査体制が充実した銀行をメインバンクに持つ企業ほど事後的なパフォーマンスが有意に良好であるとの結果を我々は得た。

我々は次に Bartel and Sichernan (1999) の方法に準拠することにより、メインバンクの審査体制と借入企業のパフォーマンスの間の正の関係が、審査活動のパフォーマンス改善効果によるのか、それとも選別効果によるのかを検証した。その結果、この正の関係は審査活動の選別効果によって生じているとの結果を得た。

今後に残された課題としては以下の諸点があげられよう。

第一に、本論文では銀行の審査体制充実度を、「審査人員比率」（本部機構人員に占める審査担当部署人員の割合）と、「本部組織ダミー」（本部組織が機能別であるかワンセット型かをあらわすダミー変数）で測ったが、これらは必ずしも完璧な指標とは言えない。例えば「審査人員比率」は支店における審査活動を無視していること、部署名から審査担当部署を特定できない銀行があること、等の問題が残されている。

第二に、借手選別過程では借手側の逆選択やシグナリングなど非対称情報下の取引に特有の現象があり、また結果として予想収益率の低い借手がサンプルに含まれない等、実証分析上複雑な問題が生じる可能性があるが、我々は第一次近似としてそれらを捨象したモデル化を行った。¹⁵これらの点についてモデルを拡張し、より一般的な仮定の下で推定を行うことが将来可能かも知れない。

第三に、本論文で観察された審査体制充実度の銀行間格差が、銀行のガバナンス構造や天下りの受け入れ等、銀行のどのような属性に依存しているのかを調べるのが望まれよう。この問題は、銀行に真剣に審査活動をさせるには日本の金融システムや金融行政をどのように設計すればよいかを考えるうえでも重要である。

最後に、本論文では銀行の審査体制について一時点のみのデータを使用した。審査体制が時間を通じて変化したか否か、変化したとすればそれはどのような状況変化に起因したのかを検証することが望まれる。特に金融市場の規制緩和によって 80 年代半ばに優良企業が資金調達を銀行借入から直接金融にシフトした時期や、80 年代後半のバブル期の前後において審査体制がどのように変化したかは、バブルの発生と崩壊を理解するうえでも重要な研究テーマであると考えられる。

¹⁵ 本節ではある年のメインバンクと翌年の借手のパフォーマンスの関係を推定しているが、パフォーマンス改善効果が発揮されるためにはもっと長い時間が必要かも知れない。翌年だけでなくより長期の事後的なパフォーマンスを被説明変数とする推定を行えば、パフォーマンス改善効果が支持される可能性がある。我々はこの点に関して、事後 3 年目のパフォーマンスを被説明変数にした推計も試みたが、選別効果を支持する結果を得た。

¹⁶ 補論 1 で示したように、貸出コスト関数が特定の形状をしている場合にはこうした第一次近似が正当化される。

補論 1 . 選別効果とパフォーマンス改善効果に関する理論モデル

本文で述べたようにメインバンクの審査活動は(1)借手に関する情報収集を通じた選別等により、審査活動を活発に行う銀行が優良な借手を集める効果(選別効果)や(2)メインバンクがモニタリングにより経営者を規律付けたり、借手が持つ複数の投資案件間の選択や投資の実行過程について助言することを通じて、借手のパフォーマンスを上昇させる効果(パフォーマンス改善効果)を生み出し、結果的に審査活動を活発に行う銀行がそうでない銀行と比較して、事後的なパフォーマンスの比較的良好な借手に主に貸出を行う傾向をもたらすと考えられる。ただし、銀行の審査活動の強度と借手のパフォーマンスの間のこのような関係は、他の要因にも依存すると考えられる。たとえば、収益性が低いことがあまねく知られている企業は高利でも甘んじて借入れるため、予想されるパフォーマンスが劣悪であるにもかかわらず審査活動を活発に行う銀行が貸出を行うかも知れない。同様に、貸出額が大きいと単位貸出額あたりの貸出手続コストが小さい借手に対しては、事後的なパフォーマンスがあまり良好でなくても貸出が行われるだろう。この補論では企業と銀行の最適行動と貸出市場の均衡をモデル化することによって、銀行の審査活動の強度と企業の事後的なパフォーマンスや貸出金利、貸出額の間どのような理論的な関係があるかを示す。

分析の単純化のため以下では順に、まず審査活動が選別効果のみをもつ場合をモデル化し、次にパフォーマンス改善効果のみをもつ場合をモデル化する。結論を先取りすれば、いずれの効果の場合にも一定の仮定のもとで、企業の事後的なパフォーマンスは、銀行の審査活動強度の増加関数、貸出金利と貸出額の減少関数であることが示される。

選別効果モデル

まず、審査機能が選別効果のみをもつ場合をモデル化しよう。借手選別過程では借手側の逆選択やシグナリングなど非対称情報下の取引に特有の現象があり、また結果として予想収益率の低い借手がサンプルに含まれない等、実証分析上複雑な問題が生じる可能性がある。我々は貸出コスト関数について特別な仮定を置くことにより第一次近似としてそれらを捨象したモデル化を行う。

2 期間モデルを想定する。各企業は第 0 期に銀行から借入れて投資を行い、第 1 期に借入を返済するとする。各企業 i は投資に必要な資金を全て借入れてまかない、また必要な投資のために必要な資金額 L_i は与件とする。

企業 i が銀行 j から借入れを行った場合の、第 1 期における債務返済前の総価値は次式であらわされるとする。

$$L_i \exp(m_i + u_i)$$

ただし、投資の収益率 $m_i + u_i$ のうち、 m_i は企業に固有の収益性決定要因を、 u_i は第 0 期には実現値が未知の確率変数をあらわす。 m_i は当該企業自身には既知だが、銀行には未知の値とする。 u_i は標準偏差 σ 、期待値 0 の正規分布に従うとし、密度関数を $f(u_i)$ とする。

企業に固有の収益性決定要因 m_i を銀行が知るためには、銀行 j が審査を行う必要がある。なお、貸出を申し込んだ企業には全て無審査で高利で貸出を行うようなプーリング均衡は存在しないとす。審査の実行には銀行が費用 $C(\cdot)$ を被る。審査費用は、与件と仮定する銀行のもつ審査能力の水準 Z_j だけでなく、企業の属性にも依存すると考えられる。たとえば新しい事業を営んでいる企業や研究開発活動を活発に行っている企業については、審査を行うことは困難であり、大きな審査費用を要すると考えられる。企業 i の審査の困難さの程度を v_i であらわす。銀行の審査能力の水準 Z_j は、その審査体制の充実度 n_j に主に依存すると考えられるが、銀行が 0 期に行う貸出件数等の他の要因にも依存すると考えられる。例えば審査体制が充実していても、規模の割に多数の貸出を行う銀行は、一件あたりの貸出に割ける資源に限られるため、当該貸出に関する審査能力は低くなるかも知れない。審査能力を規定するこのような付加的な要因を n_j であらわす。

銀行 j の審査能力の水準 Z_j を次の関数であらわす。

$$Z_j = Z(\Gamma_j, n_j)$$

また審査費用関数を次式で表す。

$$C_i^j = C(Z_j, v_i)$$

なお、 v_i および n_j を全ての企業および銀行は知っているとする。審査費用関数は2回微分可能な関数であり以下の条件を満たすと仮定する。 $C(\cdot)$ は v_i の増加関数とする。また、審査体制の充実が審査費用を低下させる効果は逡減するため $C(\cdot)$ は Z_j についてU字型をしているとする。

$$\frac{\partial C}{\partial v_i} > 0, \quad \frac{\partial^2 C}{\partial Z_j^2} > 0, \quad \frac{\partial C}{\partial Z_j} \Big|_{\Gamma_j=0} < 0, \quad \lim_{\Gamma_j \rightarrow \infty} \frac{\partial C}{\partial Z_j} > 0$$

さらに、審査が困難な企業の場合ほど審査体制の充実度が審査費用を節約する程度が大きいと仮定する。

$$\frac{\partial^2 C}{\partial Z_j \partial v_i} < 0$$

以上の仮定を置くと、与えられた審査の困難さの程度のもとで審査費用と審査能力の水準 Z_j の関係は図1のように表される。なお、右上の曲線は左下のそれに比べて、より審査の困難な企業の場合の費用曲線を表している ($v_0 < v_1$)。

図1からわかるように我々の仮定のもとでは、審査能力の高い銀行ほど、審査が困難な企業への貸出に優位性を持つことになる。与えられた企業の審査の困難さの程度のもとで、審査費用を最小にする審査能力の水準が一意に決まる。以下ではこの関係を関数

$$(A1) \quad Z = \gamma(v)$$

であらわす。我々の仮定のもとで $\gamma(\cdot)$ は増加関数である。

銀行 j が企業 i に貸出す金利を r_i^j とすると、企業 i が借入れて投資を行った場合に予想される第1期の利潤の第0期における期待値は次式で表される。

$$(A2) \quad L_i \int_{r_i^j - m_i}^{+\infty} \{\exp(m_i + u_i) - \exp(r_i^j)\} f(u_i) du_i$$

一方、銀行 j がこの貸出により第1期に得る利益の第0期における期待値は次式であらわされる。¹⁷

$$(A3) \quad L_i \int_{-\infty}^{r_i^j - m_i} \exp(m_i + u_i) f(u_i) du_i + L_i \int_{r_i^j - m_i}^{+\infty} \exp(r_i^j) f(u_i) du_i - (L_i + A + C(Z_j, v_i)) \exp(r_m)$$

第一の積分は企業が返済不能になった場合に銀行が回収できる額を、第二の積分は予定通り返済された場合の回収額をあらわす。 A は貸出を行う際に生じる固定費、 r_m は銀行にとっての資金コストにあたるコール市場での金利、 $C(\cdot)$ は審査活動に伴う費用をあらわす。

均衡貸出金利の決定

先に見たように、企業と銀行の利潤はそれぞれ貸出金利の減少、増加関数である。審査活動を伴う貸出は相対取引であるため、均衡貸出金利は企業と銀行の相対的な交渉力に依存して決まると考えられる。十分に多くの潜在的な借手がいる一方、審査活動を行う銀行の貸出可能量が限られている場合には、銀行が強い交渉力を持ち、企業の利潤がその留保利潤と等しくなる水準まで貸出金利を引き上げることが出来るだろう。一方、企業が豊富な自己資金や無担保社債の発行等他の資金調達手段を持ったり、銀行間で競争が激しい場合には、企業側が強い交渉力を持ち、銀行の利潤がそ

¹⁷ 審査活動において混雑現象が生じたり、逆に範囲の経済が働く場合には、ある企業への貸出は他企業への貸出の審査コストを変化させることを通じて銀行の収益に影響する。以下では単純化のためこの効果は無視できるほど小さいとして分析を進める。

の留保水準と等しくなるまで貸出金利を引き下げることができるだろう。

以下では、企業が交渉上優位に立つ場合について分析する。企業が強い交渉力を持ち、銀行の当該貸出から得るネットの利益がゼロとなるまで貸出金利を引き下げることが出来るとしよう。また企業は自らの審査の困難さの程度から判断して最も有利な審査能力の水準を持つ銀行を選ぶとしよう。

従って、均衡における貸出金利 r_i^j は次式を満たす水準に決まる。

$$(A4) \quad L_i \int_{-\infty}^{r_i^j - m_i} \exp(m_i + u_i) f(u_i) du_i + L_i \int_{r_i^j - m_i}^{+\infty} \exp(r_i^j) f(u_i) du_i - (L_i + A + C(Z_j, v_i)) \exp(r_m) = 0$$

上式において当該企業が選ぶ銀行の審査能力の水準 Z_j は(A1)式で与えられる。この関係を使うと(A4)式から、均衡貸出金利 r_i^j は企業の固有の収益性決定要因 m_i 、当該企業を審査することの困難さの程度 v_i 、および貸出額 L_i に依存して決まることがわかる。この関係を次の関数であらわす。

$$(A5) \quad r_i^j = r(m_i, v_i, L_i)$$

(A5)式において、企業の固有の収益性決定要因 m_i が高いほど銀行の期待利潤が大きくなるため貸出金利は低くなる。また、審査が困難な企業ほど高い審査費用を回収するため貸出金利 r_i^j は高くなる。また貸出額 L_i が大きな貸出ほど、貸出1円当たりの固定費用が小さくなり、銀行の利潤が相対的に大きくなるため、貸出金利は低くなる。以下ではこの均衡貸出金利のもとで、企業の利潤は正であり、借入する誘因を持つとする。審査の費用 $C(\cdot)$ が小さければこの仮定は成り立つ。

推定式の導出

企業の事後的な収益率 $m_i + u_i$ と銀行の審査活動の関係を実証分析する際には、企業に固有の収益性 m_i および企業を審査することの困難さの程度 v_i が直接観察できないことが障害となる。しかし(A5)式は、 m_i を観察可能な変数および v_i の陰関数として規定している。陰関数の定理より、 m_i を v_i 、 r_i^j 、 L_i の微分可能な関数としてあらわすことができる。これを関数 $m(\cdot)$ とする。

$$(A6) \quad m_i = m(v_i, r_i^j, L_i)$$

関数 $m(\cdot)$ は次の性質を持つ。

$$(A7) \quad \frac{\partial m}{\partial v_i} > 0$$

$$(A8) \quad \frac{\partial m}{\partial r_i^j} < 0$$

$$(A9) \quad \frac{\partial m}{\partial L_i} < 0$$

(A7)式において観察される r_i^j と L_i が同一なら v_i が高い、つまり審査が困難な企業ほどその固有の収益性 m_i が高いと推測されるのは次の理由による。先に均衡貸出金利に関する分析で説明したように、審査が困難な企業ほど、高い審査費用を補うため均衡貸出金利 r_i^j は高くなるはずである。それにもかかわらず観察される r_i^j が高くないのは、企業固有の収益性 m_i が高いため銀行が高い貸出収益が期待できると推測されるからである。 v_i は直接観察することが困難な変数と考えられる。しかし、時間を通じてこの値が変わらなければ企業ダミーで代えることができる。また(A1)式で見たように我々の仮定のもとでは、 v_i と当該企業が選ぶ銀行の審査能力の水準 Z_j の間には正の相関がある。従って、企業ダミーを説明変数に加えず銀行の審査能力の水準を規定する変数を説明変数に加えればそれらの係数は正で有意になると考えられる。

(A8)式のように m_i と r_i^j の間に負の関係があるのは、 m_i が高いほど銀行の期待収益が大きく、(A4)式の仮定のもとで、銀行は貸出金利を低くすることを迫られるためである。

(A9)式が示すように借入額 L_i が大きいほど企業固有の収益性 m_i が低いと推測されるのは次の理由による。先に説明したように貸出額 L_i が大きな貸出ほど、貸出1円当たりの固定費用が小さく銀行の貸出からの収益が相対的に大きくなるため、均衡貸出金利は低くなる。それにもかかわらず観察される r_i^j が低いのは、企業固有の収益性 m_i が低く銀行の貸出からの収益が低いと推測される。

(A6)式を使えば、企業の事後的な収益率と貸出金利や銀行の審査体制の充実度等、観察可能な変数の間に以下の関係式が得られる。

$$(A10) \quad \begin{aligned} m_i + u_i &= m(v_i, r_i^j, L_i) + u_i \\ &= m(\gamma^{-1}(Z(\Gamma_j, \mathbf{n}_j)), r_i^j, L_i) + u_i \end{aligned}$$

これまでの考察より、(A10)の一番目の等式の右辺は v_i の増加関数で、 r_i^j と L_i の減少関数と考えられる。また v_i は Z_j の増加関数である。以上まとめれば、企業の事後的なパフォーマンスは次式で与えられる。

$$(A11) \quad m_i + u_i = g_1(\Gamma_j, \mathbf{n}_j, r_i^j, L_i) + u_i$$

関数 $g_1(\cdot)$ は審査体制の充実度 Z_j の増加関数であり、借入金利 r_i^j と当該貸出額 L_i の減少関数である。

パフォーマンス改善効果モデル

次に審査活動がパフォーマンス改善効果を持つ場合をモデル化しよう。

選別効果モデルと同じく2期間モデルを想定する。各企業は第0期に銀行から借入れて投資を行い、第1期に借入を返済するとする。各企業 i は投資に必要な資金を全て借入れてまかない、また必要な借入額 L_i は与件とする。

銀行 j の審査活動の活発さの程度は銀行の長期的な意思決定で決まっており与件とし、 Z_j であらわす。より審査を活発に行う銀行から借入れるほど、借手が業務から得る収益性は高くなると考えられる。例えば、企業は多くの投資機会を持っており、それぞれの投資機会からの収入についてはかなり高い確度でわかっているが、その投資機会の費用サイドは正確な情報を持っていないで過剰に楽観的であることが多い。銀行はこの費用サイドについて過去の経験から多くの情報が蓄積されており、それを使って企業にどの投資機会をとるべきか助言する。審査活動水準が高く、審査の独立性があり質が良い審査部門を持つ銀行には、こうした情報が蓄積されており、そのためより正確な収益性分析が可能になり、借手の事後的な収益は高くなる。

企業 i が銀行 j から借入れを行った場合の、第1期における債務返済前の総価値は次式であらわされるとする。

$$L_i \exp(m_i + \psi_j + u_i)$$

ただし、投資の収益率 $m_i + \psi_j + u_i$ のうち、 m_i は企業に固有の収益性決定要因を、 ψ_j は銀行 j の審査活動によって投資の収益率が上がる要因を、 u_i は第0期には実現値が未知の確率変数をあらわす。 m_i は企業および全ての銀行にとって既知の値とする。 u_i は標準偏差 σ 、期待値0の正規分布に従うとし、密度関数を $f(u_i)$ とする。審査活動の寄与 ψ_j は正の値をとり、銀行 j の審査体制の充実度 Z_j が強いほど大きいとする。以下ではこれを次の関数であらわす。

$$\psi_j = \Psi(\Gamma_j, \mathbf{n}_j)$$

\mathbf{n}_j は銀行の審査能力を規定する他の要因をあらわす。

銀行 j が企業 i に貸出す金利を r_i^j とすると、企業 i が貸出を受けて投資を行った場合に予想される第1期の利潤の第0期における期待値は次式であらわされる。

$$[L_i \int_{r_i^j - m_i - \psi_j}^{+\infty} \{\exp(m_i + \psi_j + u_i) - \exp(r_i^j)\} f(u_i) du_i] \exp(-r_m)$$

一方、銀行 j がこの貸出により第1期に得る利益の第0期における期待値は次式であらわされる。

$$(A12) \quad L_i \int_{-\infty}^{r_i^j - m_i - \psi_j} \exp(m_i + \psi_j + u_i) f(u_i) du_i + L_i \int_{r_i^j - m_i - \psi_j}^{+\infty} \exp(r_i^j) f(u_i) du_i - (L_i + A + C(\Gamma_j, \mathbf{n}_j)) \exp(r_m)$$

第一の積分は企業が返済不能になった場合に銀行が回収できる額を、第二の積分は予定通り返済された場合の回収額をあらわす。Aは貸出を行う際に生じる固定費、 r_m は銀行にとっての資金コストにあたるコール市場での金利、 $C(\cdot)$ は審査活動に伴う費用をあらわす。 $C(\cdot)$ は審査体制の充実度 j の増加関数と考えられよう。

均衡貸出金利の決定

先に見たように、企業と銀行の利潤はそれぞれ貸出金利の減少、増加関数である。審査活動を伴う貸出は相対取引であるため、均衡貸出金利は企業と銀行の相対的な交渉力に依存して決まると考えられる。以下ではまず、銀行の方が強い交渉力を持っている場合について分析し、その後に企業優位の場合について分析する。

銀行が強い交渉力を持ち、企業の利潤がその留保利潤と等しくなる水準まで貸出金利を引き上げることが出来るとしよう。企業の留保利潤については次のように考える。優良な審査活動を行う銀行は限られおり企業に対して交渉力を持つものの、審査を行わない銀行による貸出は潜在的に無限にあるとしよう。そこで、審査による企業収益への寄与がゼロの貸出については、審査を行わない銀行の利潤がゼロとなる金利水準で企業は借入できると仮定する。このような借入を行う場合の利潤が企業の留保利潤であると考えよう。すなわち企業 i の留保利潤 R_i は次式で定義される。

$$(A13) \quad R_i = L_i \int_{r_i^* - m_i}^{+\infty} \{\exp(m_i + u_i) - \exp(r_i^*)\} f(u_i) du_i$$

ただし劣悪な審査の場合の貸出金利 r_i^* は次の銀行のゼロ利潤条件で決まる。

$$(A14) \quad L_i \int_{-\infty}^{r_i^* - m_i} \exp(m_i + u_i) f(u_i) du_i + L_i \int_{r_i^* - m_j}^{+\infty} \exp(r_i^*) f(u_i) du_i - (L_i + A) \exp(r_m) = 0$$

この2つの式より、企業 i の留保利潤は次式で表現できることがわかる。

$$(A15) \quad R_i = L_i \int_{-\infty}^{+\infty} \exp(m_i + u_i) f(u_i) du_i - (L_i + A) \exp(r_m)$$

先にも述べたように審査を行う銀行 j は借手の利潤がちょうどその留保利潤と等しくなる水準に貸出金利を設定すると我々は考えている。従って、均衡における貸出金利 r_i^j は次式を満たす水準に決まる。

$$(A16) \quad L_i \int_{r_i^j - m_i - \psi_j}^{+\infty} \{\exp(m_i + \psi_j + u_i) - \exp(r_i^j)\} f(u_i) du_i = L_i \int_{-\infty}^{+\infty} \exp(m_i + u_i) f(u_i) du_i - (L_i + A) \exp(r_m)$$

均衡貸出金利 r_i^j は企業の固有の収益性決定要因 m_i 、銀行の審査活動による企業収益への寄与 ψ_j および貸出額 L_i に依存して決まる。この関係を次の関数であらわす。

$$(A17) \quad r_i^j = r(m_i, \psi_j, L_i)$$

(A16)式によれば、企業の固有の収益性決定要因 m_i が高いほど企業の交渉力が強いので貸出金利は低くなる。一方銀行の審査活動による企業収益への寄与 ψ_j が大きいほど、貸出金利 r_i^j は高くなる。

また貸出額 L_i が大きな貸出ほど、貸出1円当たりの固定費用が小さくなり、企業の留保利潤が相対的に大きくなるため、貸出金利は低くなる。以下ではこの均衡貸出金利のもとで、(1)であらわされる銀行利潤は正であり、審査を行う銀行は各企業に貸出す誘因を持つとする。審査の費用 $C()$ が小さければこの仮定は成り立つ。

なお、銀行が得る貸出からの収益は貸出先企業によって異なる。従って、審査を行う銀行の貸出し可能総額には限度がありこのため強い交渉力を持つとインプリシットに仮定している我々のモデルでは、銀行は可能なら貸出先を選別しようとするはずである。しかし単純化のため我々は銀行がこのような選別を行うことはできないと仮定する。

推定式の導出

企業の事後的な収益率 $m_i + \psi_j + u_i$ に銀行の審査活動が与える影響を実証分析する際には、企業に固有の収益性 m_i が直接観察できないことが障害となる。しかし(A16)式によれば、 m_i は観察可能な変数の関数と考えることができる。(A16)式に陰関数の定理を適用するため、すべての企業の m_i と全ての銀行の ψ_j および(4)式で規定される貸出金利 r_i^j について次の不等号を満たす正の定数 B が存在するとする。

$$(A18) \quad B = \int_{-\infty}^{+\infty} \exp(m_i + u_i) f(u_i) du_i - \int_{r_i^j - m_i - \psi_j}^{+\infty} \exp(m_i + \psi_j + u_i) f(u_i) du_i > \delta$$

簡単に確認できるように、企業収益への銀行の寄与 ψ_j がよほど大きくない限り、この仮定は満たされる。なお、以下では(A18)式左辺を B であらわすことにする。

(A16)式の左辺から右辺を引いた値を Ω とあらわす。

$$\Omega = L_i \int_{r_i^j - m_i - \psi_j}^{+\infty} \{\exp(m_i + \psi_j + u_i) - \exp(r_i^j)\} f(u_i) du_i - L_i \int_{-\infty}^{+\infty} \exp(m_i + u_i) f(u_i) du_i - (L_i + A) \exp(r_m)$$

m_i 、 ψ_j 、 r_i^j 、 L_i の十分に滑らかな関数であり、(A18)式の仮定のもとで m_i について強単調減少で、十分に小さな m_i のもとで $\Omega > 0$ 、十分に大きな m_i のもとで $\Omega < 0$ が成り立つ。従って、(A16)式より、陰関数の定理を使って m_i を ψ_j 、 r_i^j 、 L_i の微分可能な関数としてあらわすことができる。これを関数 $m()$ とする。

$$(A19) \quad m_i = m(\psi_j, r_i^j, L_i)$$

関数 $m()$ は次の性質を持つ。

$$(A20) \quad \frac{\partial m}{\partial \psi_j} = - \frac{\frac{\partial \Omega}{\partial \psi_j}}{\frac{\partial \Omega}{\partial m_i}} = \frac{\int_{r_i^j - m_i - \psi_j}^{+\infty} \exp(m_i + \psi_j + u_i) f(u_i) du_i}{B} > 0$$

$$(A21) \quad \frac{\partial m}{\partial r_i^j} = - \frac{\frac{\partial \Omega}{\partial r_i^j}}{\frac{\partial \Omega}{\partial m_i}} = \frac{- \int_{r_i^j - m_i - \psi_j}^{+\infty} \exp(r_i^j) f(u_i) du_i}{B} < 0$$

$$(A22) \quad \frac{\partial m}{\partial L_i} = -\frac{\frac{\partial \Omega}{\partial L_i}}{\frac{\partial \Omega}{\partial m_i}} = \frac{-\frac{A}{L_i} \exp(r_m)}{B} < 0$$

(A20)式によれば、観察される r_i^j と L_i が同一なら取引相手の銀行の審査活動の寄与 ψ_j が大きな企業ほどその固有の収益性 m_i は高いことが推測される。これは以下の理由による。先に均衡貸出金利に関する分析で説明したように、銀行の審査活動の寄与 ψ_j が大きいほど均衡貸出金利 r_i^j は高くなるはずである。それにもかかわらず観察される r_i^j が高くないのは、企業固有の収益性 m_i が高く企業が強い交渉力を持つためと推測される。

(A21)式のように m_i と r_i^j の間に負の関係があるのは、 m_i が高いほど企業の留保利潤が大きく、(A18)式の仮定のもとで、銀行は貸出金利を低くすることを迫られるためである。

(A22)式が示すように借入額 L_i が大きいほど企業固有の収益性 m_i が低いと推測されるのは次の理由による。先に説明したように貸出額 L_i が大きな貸出ほど、貸出1円当たりの固定費用が小さくなり企業の留保利潤が相対的に大きくなるため、均衡貸出金利は低くなる。それにもかかわらず観察される r_i^j が低くないのは、企業固有の収益性 m_i が低く企業の交渉力が弱いためと推測される。

(A19)式を使えば、企業の事後的な収益率と貸出金利や銀行の審査体制の充実度等、観察可能な変数の間に以下の関係式が得られる。

$$(A23) \quad m_i + \psi_j + u_i = m(\psi(\Gamma_j, \mathbf{n}_j), r_i^j, L_i) + \psi(\Gamma_j, \mathbf{n}_j) + u_i$$

以上まとめれば企業の事後的な収益率は次式で表される。

$$(A24) \quad m_i + \psi_j + u_i = g_2(\Gamma_j, \mathbf{n}_j, r_i^j, L_i) + u_i$$

これまでの考察より、関数 $g_2(\cdot)$ は r_i^j の増加関数で、 r_i^j と L_i の減少関数と考えられる。

企業側が交渉上優位に立つ場合

これまででは銀行の交渉力が強く、銀行が貸出金利を企業の利潤がその留保利潤と等しくなる水準まで引き上げることができると仮定して、分析を進めてきた。以下ではこれとは逆に企業側が交渉力を持ち、貸出金利を銀行の利潤がその留保利潤と等しくなる水準まで引き下げることができる場合について分析を行う。

企業が銀行に対して交渉上優位に立つ場合には、貸出金利は(A11)式であらわされた銀行 j の利潤がゼロとなる水準に設定されると考えられる。

$$(A25) \quad L_i \int_{-\infty}^{r_i^j - m_i - \psi_j} \exp(m_i + \psi_j + u_i) f(u_i) du_i + L_i \int_{r_i^j - m_i - \psi_j}^{+\infty} \exp(r_i^j) f(u_i) du_i - (L_i + A + C(\Gamma_j, \mathbf{n}_j)) \exp(r_m) = 0$$

我々は上式を満たす均衡貸出金利は銀行の資金調達コスト r_m より高いため、当該銀行は貸出を行うインセンティブを持つと仮定する。

簡単にわかるように $m_i + \psi_j$ を与件とすると(A25)式左辺は r_i^j と L_i の増加関数であり、銀行の審査活動の費用 $C(\cdot)$ の減少関数である。また左辺は $m_i + \psi_j$ について十分に滑らかな関数であり、大きな $m_i + \psi_j$ のもとで正、小さな $m_i + \psi_j$ のもとで負の値を取る。従って、企業の事後的な収益率と貸出金利や銀行の審査活動の程度等、観察可能な変数の間に以下の関係式が得られる。

$$(A26) \quad m_i + \psi_j + u_i = h(r_i^j, L_i, C(\Gamma_j, \mathbf{n}_j)) + u_i$$

$f(\cdot)$ は r_i^j と L_i の減少関数であり、銀行の審査費用 $C(\cdot)$ の増加関数である。以上まとめれば企業の事後的な収益率は次式で表される。

$$(A27) \quad m_i + \psi_j + u_i = g_3(\Gamma_j, \mathbf{n}_j, r_i^j, L_i) + u_i$$

これまでの考察より、関数 $g_3(\cdot)$ は r_i^j の増加関数で、 r_i^j および L_i の減少関数と考えられる。

補論２．「審査人員比率」と「本部組織ダミー」変数の作成方法について

審査人員比率は1994年における本部の人員数にしめる審査担当部署人員の割合である。データは日本金融通信社『日本金融名鑑：95年版』に記載された「行職員数」および「本部機構」から得た。この変数は以下のルールに基づいて作成した。

1. 本部人員数は、「行職員」欄に本部人員数が明示的に記載されている場合それを採用する。そうでない場合には、「本部機構」欄のすべての部署人員数の合計値とする。行員の兼職、休職などによって両者の定義は必ずしも同じではないが、その差は小さいと思われる。
2. 審査人員は、もっぱら企業審査を担当すると思われる部署の人員合計とする。具体的には、審査部が存在する場合、その部署の人員数とする（審査部が複数存在する場合、それらを合計する）。審査部はないが、融資部など他の部局の中に審査課の形で設置された場合、それらの審査課の人員合計とする。部署名から、審査担当部署を特定できない場合、審査人員数を判断できないとし、その銀行をサンプルから除外する。

支店レベルの機構に審査業務を依存する程度は銀行によって異なりうる。しかし、銀行の「中央部署」である本部においてどの程度審査担当者を配置したか、は銀行全体としてどの程度審査活動を重視しているかを表していると我々は考えた。

銀行審査部の独立性をあらわす本部組織ダミーは次のようにして作成した。我々は、藤原(1998)と同様に、総本部制を採用した銀行がそうでない銀行と比べて、情報生産の質が低い可能性があると考えた。藤原(1998)は日本金融通信社『日本金融名鑑：1990年版』に記載された本部機構・組織図等の情報に基づいて、各都市銀行および地方銀行が1989年において機能別組織またはワンセット型本部制組織いずれの組織をとっていたかを調べ、本部組織ダミー変数を作成し、これと1996年3月時点で公表された各銀行の不良債権比率との関係を分析していた。我々は藤原教授が作成された都銀、地銀を対象とするデータに長銀、信託銀行を加えた。長銀、信託銀行の本部組織ダミーは、日本金融通信社『日本金融名鑑：1990年版』の本部機構情報と大蔵省印刷局『有価証券報告書』に掲載された銀行の組織図に基づいて作成した。本部組織が機能別である場合に1、ワンセット型である場合に0の値をとる。本部組織ダミーが1の銀行は0の銀行に比べて審査体制が充実しているとすれば、その融資対象企業の良好な事後パフォーマンスを期待することができる。

参考文献

- Aoki, M. (1994) "Monitoring Characteristics of the Main Bank System: an Analytical and Developmental View," in Aoki, M and H. Patrick eds., *The Japanese Main Bank System*, Oxford University Press.
- Bartel, A. P., and N. Sicherman (1999) "Technological Change and Wages: An Inter-industry Analysis," *Journal of Political Economy*, vol. 107, pp. 285-325.
- Caves, R. and M. Uekusa (1976): *Industrial Organization in Japan*, The Brooking Institution, Washington, DC.
- Diamond, D.(1984): "Financial Intermediation and Delegated Monitoring," *Review of Economic Studies*, vol. 51, pp. 393-414.
- Fezzari, S., G. Hubbard, and B. Petersen (1988) "Financing Constraints and Corporate Investment," *Brooking Papers on Economic Activity*, no. 1, pp. 141-206.
- Hanazaki, M., and A. Horiuchi (2000) "Have Banks Contributed to Efficient Management in Japan's Manufacturing?" *Center for International Research on the Japanese Economy, Discussion Paper Series*, no. F-76, Faculty of Economics, University of Tokyo.
- Hayashi, F. (1997) "The Main Bank System and Corporate Investment: an Empirical Reassessment," *Working Paper Series, Center on Japanese Economy and Business, Columbia Business School*.
- Horiuchi, A., and K. Shimizu (1998) "Did Amakudari Undermine the Effectiveness of Regulator Monitoring in Japan," *Discussion Paper Series*, no. 98-F-10, faculty of Economics, University of Tokyo.
- Hoshi, T., Kashyap, A., and D. Scharfstein (1990) "The Role of Banks in Reducing the Costs of Financial Distress in Japan," *Journal of Financial Economics*, vol. 27, pp. 67-88.
- Hoshi, T. Kashyap, A., and D. Scharfstein (1991) "Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups," *Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, pp. 33-60.
- Jensen, M. (1986): "Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeover," *American Economic Review*, vol. 76, pp. 323-39.
- Kaplan, S., and Zingales, L. (1997) "Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?," *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, pp. 169-215.
- Morck R., and M. Nakamura (1999) "Banks and Corporate Control in Japan," *Journal of Finance*, vol. 54, pp. 319-339.
- Nakatani, I. (1984) "The Economic Role of Financial Corporate Grouping," in Aoki, M. ed. *The Economic Analysis of the Japanese Firms*, Elsevier Science Publishers B.V..
- Prowse, S. (1990) "Institutional Investment Patterns and Corporate Financial Behavior in United States and Japan," *Journal of Financial Economics*, vol. 27, pp. 43-66.
- Shleifer, A., and R. Vishny (1997) "A Survey of Corporate Governance," *Journal of Finance*, vol. 52, pp. 737-783.
- 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, pp. 635-672.
- 浅子和美・國則守生・井上徹・村瀬英彰 (1992) 「設備投資と資金調達 - 連立方程式モデルによる推計 - 」、『経済経営研究』、第 11 巻、第 4 号、日本開発銀行設備投資研究所。
- 池尾和人・広田真一 (1992) 「企業の資本構成とメインバンク」、堀内昭義・吉野直之編『現代日本の金融分析』、東京大学出版会。
- 岡崎竜子・堀内昭義 (1992) 「設備投資とメインバンク」、堀内昭義・吉野直之編『現代日本の金融分析』、東京大学出版会。
- 小川一夫・北坂真一 (1998) 『資産市場と景気変動 - 現代日本経済の実証分析 - 』、日本経済新聞社。
- 粕谷宗久 (1986) 「Economy of Scope の理論と銀行業への適用」、『金融研究』、第 5 巻、pp. 49-79、日本銀行。
- 鹿野嘉昭 (1994) 『日本の銀行と金融組織』、東洋経済新報社。
- 随清遠 (2000) 「内部資金と資金制約」、松浦克巳・吉野直行・米沢康博編『変革期の金融資本市場』、日本評論社。
- 住友銀行史編纂委員会 (1985) 『住友銀行史、昭和 50 年代のあゆみ』、住友銀行。

- 筒井義郎 (1986) 「金融機関の規模の経済性と技術的効率性」、『オイコノミカ』、第 22 巻、PP. 43-66。
- 筒井義郎 (1988) 『金融市場と銀行』、東洋経済新報社。
- 筒井義郎 (2000) 「銀行業の産業組織」、筒井義郎編 『金融分析の最先端』、東洋経済新報社。
- 富山雅代 (2001) 「銀行のガバナンス構造と役員交代」、『日本経済研究』近刊、日本経済研究センター。
- 西川俊作 (1972) 「銀行における規模の経済性」、貝塚啓明編 『金融政策』、日本経済新聞社。
- 広田真一・宮島英昭 (2000) 「銀行介入型ガバナンスの機能は変化したか？ - 石油ショック時から 90 年代までの比較」、未刊行論文、早稲田大学商学部。
- 藤原賢哉 (1998) 「バブル経済期の銀行の貸出行動について - 事業部制の導入と支店表彰制度をめぐって」、『金融調査研究会報告書』。
- 宮島英昭・蟻川靖浩 (1999) 「金融自由化と企業の負債選択 - 1980 年代における顧客プールの劣化 - 」、『フィナンシャル・レビュー』、1999 年 3 月、pp. 133-166、大蔵省財政金融研究所。
- 日本銀行 (1996) 「1980 年代以降の企業のバランスシートの変化について」、『日本銀行月報』、1996 年 7 月号、pp. 71-103。
- 蠟山昌一・岩根徹 (1973) 「わが国の銀行業における規模の経済性」、『大阪大学経済学』、第 23 巻、pp. 117-134。

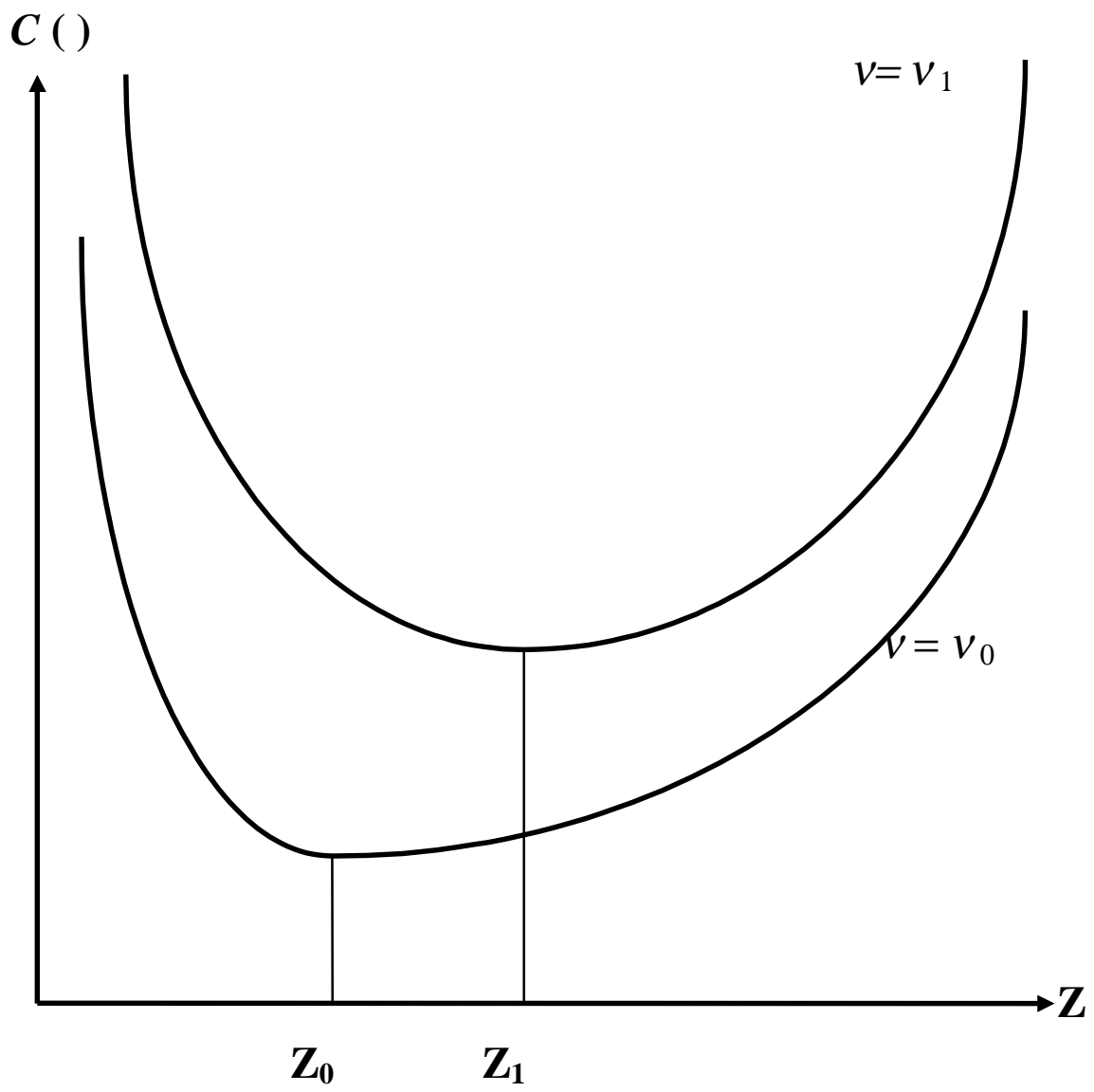


図1 . 選別効果モデルにおける審査コスト関数に関する仮定

表1:基本統計量

パネルA：主な変数の平均と標準偏差 (金額は100万円単位)

変数	平均	標準偏差
営業利益/総資産(t+1)	3.583	3.895
平均金利	0.087	2.299
平均金利*店頭ダミー	0.002	0.010
本部組織ダミー	0.229	0.420
審査部人員/本部人員数	2.299	1.478
MBの当該企業貸出額/MBの総貸出額	0.0005	0.0011
MBの貸出件数/MBの総貸出額	0.029	0.019
MBの中小企業貸出件数/MBの総貸出件数	0.984	0.034
(当該貸出額/総貸出額)の取引銀行平均	0.0002	0.0004
(貸出件数/総貸出額)の取引銀行平均	0.036	0.015
(中小企業貸出件数/総貸出件数)の取引銀行平均	0.974	0.027
10大持株比率	26.725	79.442
負債/総資産	0.654	0.179
銀行借入/負債	0.351	0.209
MB借入/銀行借入	0.296	0.150
総資産の対数値	10.799	1.384

パネルB：観測値の業種分布

業種	観測数
製造業(業種ダミーの標準ケース)	9861
卸売・小売	2327
農林水産	58
鉱業	104
建設	1387
その他金融	199
不動産	264
運輸・通信	732
電気・ガス・水道	40
サービス	837
総数	15809

パネルC：観測値の年分布

年	観測数
1986年(年ダミーの標準ケース)	1118
1987年	1117
1988年	1067
1989年	1079
1990年	1185
1991年	1266
1992年	1296
1993年	1322
1994年	1333
1995年	1352
1996年	1971
1997年	1703
総数	15809

注：MBはメインバンクの略である。

注：表4パネルAの2段階推定の1段階目の推定で使ったサンプルに関する統計量である。

表2：メインバンクの審査機能と企業のパフォーマンス：審査体制の充実度を審査人員比率で測った場合

パネルA．標準ケース：被説明変数は営業利益*100/総資産(t+1)

	全産業			製造業			非製造業		
	Coef.	Std. Err.	P> z	Coef.	Std. Err.	P> z	Coef.	Std. Err.	P> z
審査部人員/本部人員数	0.116	(0.022)	0.000	0.145	(0.027)	0.000	0.090	(0.036)	0.012
平均金利	-0.046	(0.013)	0.000	-0.045	(0.012)	0.000	-0.012	(0.571)	0.983
MBの当該企業貸出額/MBの総貸出額	-4.280	(39.386)	0.913	-237.371	(110.459)	0.032	-17.061	(43.680)	0.696
MBの貸出件数/MBの総貸出額	2.155	(2.142)	0.315	0.634	(2.685)	0.813	8.161	(3.621)	0.024
(当該貸出額/総貸出額)の取引銀行平均	32.092	(106.166)	0.762	1022.851	(247.196)	0.000	-157.646	(123.542)	0.202
(貸出件数/総貸出額)の取引銀行平均	13.744	(2.796)	0.000	13.541	(3.620)	0.000	10.869	(4.480)	0.015
10大持株比率	0.000	(0.000)	0.723	0.001	(0.000)	0.246	0.000	(0.001)	0.583
負債/総資産	-3.797	(0.218)	0.000	-2.578	(0.271)	0.000	-5.154	(0.375)	0.000
銀行借入/負債	-3.227	(0.199)	0.000	-4.521	(0.264)	0.000	-2.039	(0.313)	0.000
MB借入/銀行借入	-1.151	(0.251)	0.000	-1.393	(0.302)	0.000	-1.009	(0.451)	0.025
総資産の対数値	-0.087	(0.033)	0.009	-0.220	(0.043)	0.000	-0.026	(0.060)	0.666
定数項	8.099	(0.456)	0.000	8.462	(0.591)	0.000			
サンプル数	13234			8371			4863		
決定係数	0.139			0.189			0.142		

パネルB．中小企業貸出件数等を考慮した場合：被説明変数は営業利益*100/総資産(t+1)

	全産業			製造業			非製造業		
	Coef.	Std. Err.	P> z	Coef.	Std. Err.	P> z	Coef.	Std. Err.	P> z
審査部人員/本部人員数	0.121	(0.022)	0.000	0.158	(0.027)	0.000	0.087	(0.036)	0.016
平均金利	-0.045	(0.013)	0.000	-0.044	(0.012)	0.000	-0.005	(0.572)	0.994
平均金利*店頭ダミー	-0.582	(5.564)	0.917	-3.813	(6.105)	0.532	-1.185	(12.421)	0.924
MBの当該企業貸出額/MBの総貸出額	3.981	(39.651)	0.920	-190.483	(111.282)	0.087	-22.037	(44.016)	0.617
MBの貸出件数/MBの総貸出額	0.680	(2.247)	0.762	-4.975	(2.901)	0.086	9.047	(3.731)	0.015
MBの中小企業貸出件数/MBの総貸出件数	2.161	(0.917)	0.018	7.067	(1.453)	0.000	-0.775	(1.193)	0.516
(当該貸出額/総貸出額)の取引銀行平均	4.645	(106.251)	0.965	888.911	(247.991)	0.000	-164.681	(123.822)	0.184
(貸出件数/総貸出額)の取引銀行平均	13.523	(2.806)	0.000	13.268	(3.636)	0.000	10.758	(4.487)	0.017
(中小企業貸出件数/総貸出件数)の取引銀行平均	4.101	(1.398)	0.003	3.828	(1.687)	0.023	2.277	(2.388)	0.340
10大持株比率	0.000	(0.000)	0.687	0.001	(0.000)	0.239	0.000	(0.001)	0.597
負債/総資産	-3.762	(0.218)	0.000	-2.501	(0.271)	0.000	-5.167	(0.375)	0.000
銀行借入/負債	-3.220	(0.199)	0.000	-4.516	(0.264)	0.000	-2.039	(0.313)	0.000
MB借入/銀行借入	-1.223	(0.251)	0.000	-1.450	(0.301)	0.000	-1.081	(0.453)	0.017
店頭ダミー	0.765	(0.257)	0.003	1.306	(0.342)	0.000	0.431	(0.454)	0.342
総資産の対数値	-0.064	(0.034)	0.056	-0.202	(0.044)	0.000	-0.003	(0.061)	0.956
定数項	1.853	(1.710)	0.279	-2.239	(2.258)	0.321			
サンプル数	13234			8371			4863		
決定係数	0.141			0.194			0.143		

注：推計期間は1986年から1997年である。

注：説明変数としては上記の変数以外に産業ダミー、年次ダミーを加えている。

表3. メインバンクの審査機能と企業のパフォーマンス：審査体制の充実度を本部組織ダミーで測った場合

被説明変数：営業利益 * 100 / 総資産(t+1)						
	パネルA. 標準ケース 全産業			パネルB. 中小企業貸出件数等を考慮した場合 全産業		
	Coef.	Std. Err.	P> z	Coef.	Std. Err.	P> z
本部組織ダミー	0.109	(0.290)	0.707	0.122	(0.289)	0.674
平均金利	-0.045	(0.012)	0.000	-0.045	(0.012)	0.000
平均金利*店頭ダミー				-2.628	(5.068)	0.604
MBの当該企業貸出額/MBの総貸出額	-4.486	(39.933)	0.911	-8.508	(39.890)	0.831
MBの貸出件数/MBの総貸出額	15.947	(3.342)	0.000	15.116	(3.340)	0.000
MBの中小企業貸出件数/MBの総貸出件数				3.329	(1.104)	0.003
(当該貸出額/総貸出額)の取引銀行平均	-18.849	(101.057)	0.852	-35.268	(100.977)	0.727
(貸出件数/総貸出額)の取引銀行平均	10.799	(2.476)	0.000	10.471	(2.479)	0.000
(中小企業貸出件数/総貸出件数)の取引銀行平均				3.750	(1.185)	0.002
10大持株比率	0.000	(0.000)	0.742	0.000	(0.000)	0.702
負債/総資産	-3.950	(0.198)	0.000	-3.909	(0.198)	0.000
銀行借入/負債	-3.152	(0.180)	0.000	-3.149	(0.180)	0.000
MB借入/銀行借入	-1.137	(0.228)	0.000	-1.192	(0.228)	0.000
店頭ダミー				0.913	(0.228)	0.000
総資産の対数値	-0.080	(0.031)	0.010	-0.048	(0.032)	0.128
定数項	8.068	(0.473)	0.000	0.927	(1.658)	0.576
サンプル数	15809			15809		
決定係数	0.142			0.144		

注：本部組織ダミーは機能型1、ワンセット型0とするダミー変数である。

注：推計期間は1986年から1997年である。

注：説明変数としては上記の変数以外に産業ダミー、年次ダミーを加えている。

表4. 企業プレミアムと銀行プレミアムの推計 (2段階推定の1段階目、次ページに続く)

	パネルA: 標準ケース			パネルB: 中小企業向け貸出件数等を含めた場合		
	被説明変数: 営業利益*100/総資産(t+1)			被説明変数: 営業利益*100/総資産(t+1)		
	Coef.	Std. Err.	P> t	Coef.	Std. Err.	P> t
平均金利	-0.044	(0.010)	0.000	-0.044	(0.010)	0.000
平均金利*店頭ダミー				7.378	(8.267)	0.372
MBの当該企業貸出額/MBの総貸出額	-54.361	(69.868)	0.437	-51.292	(69.861)	0.463
MBの貸出件数/MBの総貸出額	12.964	(3.528)	0.000	13.369	(3.529)	0.000
MBの中小企業貸出件数/MBの総貸出件数	-13.496	(209.018)	0.949	1.459	(208.999)	0.994
(当該貸出額/総貸出額)の取引銀行平均	15.673	(4.123)	0.000	15.309	(4.125)	0.000
(貸出件数/総貸出額)の取引銀行平均				2.878	(0.866)	0.001
(中小企業貸出件数/総貸出件数)の取引銀行平均				0.881	(1.110)	0.428
10大持株比率	0.000	(0.000)	0.153	0.000	(0.000)	0.151
負債/総資産	4.584	(0.390)	0.000	4.555	(0.390)	0.000
銀行借入/負債	-2.779	(0.275)	0.000	-2.767	(0.275)	0.000
MB借入/銀行借入	0.020	(0.328)	0.952	-0.011	(0.328)	0.974
総資産の対数値	-1.227	(0.144)	0.000	-1.226	(0.144)	0.000
年次ダミー: 1987年	0.925	(0.114)	0.000	0.931	(0.114)	0.000
1988年	1.408	(0.120)	0.000	1.428	(0.120)	0.000
1989年	1.484	(0.127)	0.000	1.477	(0.127)	0.000
1990年	1.711	(0.137)	0.000	1.737	(0.137)	0.000
1991年	0.692	(0.148)	0.000	0.646	(0.151)	0.000
1992年	-0.568	(0.153)	0.000	-0.618	(0.156)	0.000
1993年	-1.168	(0.151)	0.000	-1.217	(0.154)	0.000
1994年	-0.885	(0.148)	0.000	-0.933	(0.151)	0.000
1995年	-0.743	(0.145)	0.000	-0.790	(0.147)	0.000
1996年	-0.392	(0.141)	0.005	-0.442	(0.143)	0.002
1997年	-0.768	(0.144)	0.000	-0.806	(0.148)	0.000

表4続. 企業プレミアムと銀行プレミアムの推計(2段階推定の1段階目、前ページよりの続き)

	パネルA: 標準ケース			パネルB: 中小企業向け貸出件数等を含めた場合		
	被説明変数: 営業利益*100/総資産(t+1)			被説明変数: 営業利益*100/総資産(t+1)		
	Coef.	Std. Err.	P> t	Coef.	Std. Err.	P> t
銀行ダミー: 日本長期信用銀行	0.262	(0.375)	0.484	0.310	(0.375)	0.409
日本債権信用銀行	1.701	(0.615)	0.006	1.803	(0.616)	0.003
第一勧業銀行	-0.175	(0.329)	0.594	-0.273	(0.330)	0.408
三井銀行	-0.453	(0.330)	0.170	-0.541	(0.332)	0.103
富士銀行	-0.439	(0.367)	0.232	-0.543	(0.369)	0.141
東京三菱銀行	0.055	(0.378)	0.884	-0.035	(0.379)	0.926
協和銀行	-0.737	(0.451)	0.102	-0.821	(0.451)	0.069
三和銀行	-0.886	(0.351)	0.012	-0.966	(0.353)	0.006
住友銀行	0.418	(0.432)	0.333	0.349	(0.433)	0.420
大和銀行	0.546	(0.507)	0.281	0.460	(0.507)	0.364
東海銀行	-0.235	(0.421)	0.577	-0.343	(0.423)	0.416
北海道拓殖銀行	0.402	(0.798)	0.615	0.483	(0.798)	0.545
太陽神戸銀行	0.207	(0.589)	0.725	0.642	(0.604)	0.288
東京銀行	5.026	(3.759)	0.181	4.855	(3.758)	0.196
北海道銀行	-3.122	(1.412)	0.027	-3.252	(1.412)	0.021
弘前銀行	-2.342	(2.797)	0.403	-2.506	(2.797)	0.370
秋田銀行	-1.893	(1.833)	0.302	-2.012	(1.832)	0.272
北斗銀行	-0.070	(1.133)	0.951	-0.203	(1.133)	0.858
荘内銀行	2.155	(1.083)	0.047	2.023	(1.084)	0.062
山形銀行	1.807	(1.137)	0.112	1.710	(1.137)	0.132
東北銀行	-1.186	(1.267)	0.349	-1.293	(1.267)	0.307
七十七銀行	-1.335	(2.129)	0.531	-1.451	(2.129)	0.496
東邦銀行	-3.289	(1.997)	0.100	-3.379	(1.996)	0.091
群馬銀行	0.399	(0.634)	0.530	0.302	(0.635)	0.635
足利銀行	-0.315	(0.963)	0.744	-0.415	(0.964)	0.667
常陽銀行	0.185	(2.008)	0.927	0.043	(2.007)	0.983
関東銀行	1.464	(2.788)	0.599	1.354	(2.788)	0.627
武蔵野銀行	-1.036	(1.336)	0.438	-1.153	(1.336)	0.388
千葉銀行	0.212	(0.702)	0.763	0.109	(0.703)	0.877
千葉勸業銀行	-2.009	(1.681)	0.232	-2.093	(1.681)	0.213
東京都民銀行	0.945	(1.426)	0.507	0.856	(1.425)	0.548
横浜銀行	-0.046	(0.896)	0.959	-0.154	(0.897)	0.864
第四銀行	-0.274	(1.411)	0.846	-0.416	(1.411)	0.768
山梨中央銀行	-1.226	(2.668)	0.646	-1.273	(2.669)	0.633
八十二銀行	-0.949	(2.060)	0.645	-1.008	(2.061)	0.625
富山銀行	-1.766	(2.062)	0.392	-1.917	(2.061)	0.352
北国銀行	-1.312	(1.628)	0.420	-1.405	(1.628)	0.388
福井銀行	-2.488	(1.310)	0.057	-2.611	(1.310)	0.046
静岡銀行	0.720	(2.959)	0.808	0.600	(2.959)	0.839
駿河銀行	-1.240	(1.330)	0.351	-1.334	(1.331)	0.316
清水銀行	1.570	(2.208)	0.477	1.496	(2.208)	0.498
十六銀行	-0.445	(1.684)	0.792	-0.580	(1.684)	0.731
滋賀銀行	0.116	(1.396)	0.934	0.033	(1.396)	0.981
京都銀行	-1.402	(0.733)	0.056	-1.498	(0.733)	0.041
大阪銀行	-0.367	(1.395)	0.793	-0.392	(1.399)	0.779
泉州銀行	1.677	(1.943)	0.388	1.599	(1.943)	0.411
池田銀行	-0.719	(1.218)	0.555	-0.798	(1.218)	0.513
南都銀行	-0.791	(1.294)	0.541	-0.886	(1.295)	0.494
紀陽銀行	-0.160	(1.477)	0.914	-0.269	(1.477)	0.855
田島銀行	-0.719	(1.114)	0.519	-0.837	(1.114)	0.452
鳥取銀行	-0.253	(2.146)	0.906	-0.328	(2.145)	0.878
山陰合同銀行	-3.640	(2.815)	0.196	-3.807	(2.814)	0.176
山口銀行	-1.114	(2.891)	0.700	-1.238	(2.891)	0.668
阿波銀行	-2.192	(2.905)	0.450	-2.331	(2.904)	0.422
伊豫銀行	-1.203	(0.450)	0.008	-1.132	(0.451)	0.012
四国銀行	0.056	(0.462)	0.904	-0.010	(0.462)	0.982
福岡銀行	-0.438	(0.492)	0.373	-0.516	(0.493)	0.295
筑豊銀行	-0.115	(0.624)	0.854	-0.122	(0.624)	0.845
十八銀行	-1.278	(1.611)	0.428	-1.294	(1.611)	0.422
親和銀行	-0.411	(0.507)	0.417	-0.472	(0.507)	0.352
東京相互銀行	0.078	(2.014)	0.969	0.033	(2.015)	0.987
定数項	14.081	(1.542)	0.000	10.485	(2.068)	0.000
サンプル数	15809			15809		
決定係数	0.153			0.154		

注: 企業ダミーは紙幅の制約のため略してある。
注: 銀行ダミーは日本興業銀行基準。
注: 年次ダミーは1986年基準。

表5．企業プレミアムとメインバンクの審査人員比率の相関

	パネルA．被説明変数は企業プレミアム（標準ケース）			パネルB．被説明変数は企業プレミアム（中小企業への貸出件数等を加えた場合）		
	Coef.	Std. Err.	P> t	Coef.	Std. Err.	P> t
審査部人員比率の平均	0.145	(0.064)	0.022	0.144	(0.064)	0.024
定数項	-0.431	(0.170)	0.011	-0.414	(0.170)	0.015
サンプル数	1207			1207		
決定係数	0.0324			0.032		

注：上記の変数以外に産業ダミー（製造業基準）を入れている。

注：推計式Aの被説明変数は、表4のパネルAで得られた企業ダミーの係数である。

注：推計式Bの被説明変数は、表4のパネルBで得られた企業ダミーの係数である。

表6．銀行プレミアムとメインバンクの審査人員比率の相関

	to			パネルB．被説明変数は銀行プレミアム（中小企業への貸出件数等を加えた場合）		
	Coef.	Std. Err.	P> t	Coef.	Std. Err.	P> t
審査部人員比率	0.001	(0.001)	0.360	0.001	(0.001)	0.343
業態ダミー：長銀	0.024	(0.010)	0.026	0.026	(0.010)	0.017
都銀	0.018	(0.006)	0.005	0.019	(0.006)	0.004
定数項	-0.016	(0.006)	0.020	-0.017	(0.006)	0.012
サンプル数	34			34		
決定係数	0.301			0.323		

注：業態ダミーの基準は地銀。

注：推計式Aの被説明変数は、表4のパネルAで得られた企業ダミーの係数である。

注：推計式Bの被説明変数は、表4のパネルBで得られた企業ダミーの係数である。