



RIETI Discussion Paper Series 06-J-002

中小企業金融におけるメインバンク関係の検証 —地域金融機関の効率性と貸出態度との関連—

播磨谷 浩三
札幌学院大学

永田 貴洋
格付投資情報センター



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所
<http://www.rieti.go.jp/jp/>

中小企業金融におけるメインバンク関係の検証*

—地域金融機関の効率性と貸出態度との関連—

札幌学院大学経済学部
格付投資情報センター

播磨谷浩三[†]
永田貴洋

要旨

本論では、中小企業金融におけるメインバンク関係について、地域金融機関（地銀、第二地銀、信金）をメインバンクとする中小企業のみを対象に、メインバンクの効率性と貸出態度とがどのように関連しているのか実証分析を行っている。従来、メインバンクの健全性に関する指標としては、不良債権比率や自己資本比率等の個々の財務諸表の情報に基づくものが一般的に用いられているが、確率的フロンティア・アプローチから得られる費用効率性は、銀行産業全体の生産費用構造を反映して導出される指標であり、相対的な健全性の違いを示す指標として優れていると考えられる。本論で得られた実証結果は以下のように要約することができる。

まず、費用効率性を健全性の指標として使用することの確認として、不良債権比率等の指標と費用効率性とがどのように関連しているのかについて検証したところ、費用効率性は主要なバランスシート情報によって有意に説明される包括的な指標であることが確かめられた。次に、この費用効率性を用いて検証された貸出態度との関連については、メインバンクが費用効率的であればあるほど、借り手からの追加の借入れ要望に対して積極的に対応することが確かめられた。また、メインバンクが費用効率的であればあるほど、既存の借入れ契約に対して借り手に厳しい要請をしない傾向にあることが確かめられた。最後に、貸出態度とメインバンクの費用効率性の変化との関連については、既存借入れについて短期金利上げや預金積み増しの要請を行ったメインバンクほど、費用効率性が次年度に改善したことが確かめられた。

JEL Classification Number: C81, D21 and G21

キーワード：費用効率性、メインバンク関係、貸出態度

* 本論は、独立行政法人経済産業研究所内の「企業金融研究会」において我々が行った研究成果の一部である。研究会の参加メンバーから頂戴した数多くのコメントは、本論の作成、改訂を進めるうえで、大いに参考にさせていただいた。この場をお借りして謝意を表したい。なお、本論に残された誤りは当然ながらすべて著者の責に帰するものである。

[†] E-mail address: harimaya@sgu.ac.jp

1. はじめに

近年、わが国の中小企業金融に関する問題に多くの関心を集められている。特に、1990年代後半以降に金融機関の不良債権処理が進む中で、貸し渋りに象徴される中小企業の資金繰りの問題が流布されたことも影響し、従来とは異なる新しい中小企業金融のあり方について議論が盛んに行われるようになってきている。最近のリレーションシップ・バンキング（以下、リレバンと略記）の機能強化を目的とした地域金融機関に対する行政の方針は、まさにこれらの新しい中小企業金融の実現を目指している。

他方、中小企業金融については、入手可能なデータの制約が大きく影響し、その実態はこれまで十分に把握されてこなかったのが実情である。とりわけ、貸し手と借り手との関係については、「金融環境実態調査」を活用した『中小企業白書』（2002、2003、2004年版）等の一部を除き、先行研究の蓄積は極めて過少である。貸し手をメインバンクに限定した研究となると、その数はさらに少なくなる。Hoshi et al.（1990、1991）を始めとする、わが国のメインバンク関係の検証を目的とした先行研究の多くは、大手銀行と大企業との関係を主たる対象としており、地域金融機関と借り手との関係のみを対象としたものはごくわずかに限られているのが実情である。

あらためて指摘するまでもなく、メインバンクの定義は唯一のものではなく、借り手がどこの金融機関をメインバンクと認識するかにより相違する。本論の目的は、この情報が入手可能な「平成14年金融環境実態調査」を対象に、中小企業金融におけるメインバンク関係について検証を行うことにある。特に、本論の最大の関心は、地域金融機関をメインバンクとする中小企業のみを対象に、メインバンクの効率性と貸出態度とがどのように関連しているのかについて、実証的に明らかにすることにある。メインバンクの業態を地域金融機関のみに限定し、かつメインバンクの健全性の指標として効率性に着目するのは、以下のような理由による。

まず、第一の理由は、都市銀行をメインバンクとする中小企業は相対的に経営規模が大きく、財務の健全性も高いと考えられることから、貸出態度や資金繰りの問題を検証する場合にバイアスを生じさせる懸念を無視できないためである¹。第二の理由は、リレバンの機能強化計画（アクションプログラム）の提出対象金融機関が、地域金融機関に限定されているためである。本論の分析対象期間は、すべてリレバンの機能強化の推進が始まる2003年以前のものであり、リレバンの有効性そのものを検証することを目的とはしていない。ただ、リレバン推進以前の地域金融の実情がどのようなものであったのかについて、メインバンク関係から検証できるのではないかと考えている。最後に、メインバンクの効率性に着目する理由は、先行研究で一般的に健全性の指標として用いられている自己資本比率や不良債権比率等に比べ、効率性がより包括的な概念として捉えられると考えるためである。近年の先行研究では、計測手法が高度化、複雑化する一方で、計測された効率性の背景に関する検証はまだ途上にある。とりわけ、これまでの先行研究のほとんどは、銀行業の側面のみ注目しており、貸し手の効率性が金融サービスの需要者側へ与える影響についてはほとんど触れられていない。2003年3月の「リレバンの機能強化に関するアクションプログラムの概要」においても、中小企業金融再生に向けた取組

¹ 都市銀行の数が少なく、個々の都市銀行に対応する中小企業の経営指標や貸出態度に関する質問項目への回答の分散が大きいことから生じる、実証分析上の技術的な問題を回避するという理由もある。

みとあわせ、金融機関の健全性確保、収益性向上等に向けた取組みが必要であると明記されているが、メインバンクの効率性の変化が貸出態度を通じて借り手にどのような影響を及ぼすのかについては、未検証の領域として残されているのが実情である。本論の構成は以下の通りである。

第2節では、地域金融機関と借り手とのメインバンク関係について、「平成14年金融環境実態調査」から、その特性の一部を整理する。第3節では、メインバンクの効率性について、その計測方法の説明や計測結果の要約を行う。第4節では、メインバンクの効率性と貸出態度との関連について、本論で採用する推定モデルの説明と使用するデータの特性について概観する。第5節では、推定結果についてまとめ、その解釈を行う。そして最後に、第6節において、まとめと課題を述べることにする。

2. 地域金融機関と借り手とのメインバンク関係

本論の冒頭で触れたように、地域金融機関と借り手とのメインバンク関係を検証することを目的とした先行研究は、加納(1996,2001,2002.a,2002.b)等のごくわずかに限られている。加えて、入手可能な借り手のデータの制約も影響してか、対象を特定地域に限定したケース・スタディー的な分析が多い²。以下では、なぜ本論の分析でメインバンクの業態を地域金融機関に限定するのか、地域金融機関と借り手とのメインバンク関係の特色について、「平成14年金融環境実態調査」から簡単に整理を行うことにする。

まず、メインバンクの定義について検証を行う。特定化されたメインバンクのデータが入手困難であることから、先行研究では融資シェアが最も高い金融機関をメインバンクとして分析を進めるのが一般的となっている。そこで、借り手が回答しているメインバンクが実際に最大の融資シェアとなっているのか否かについて、メインバンクの業態による違いを見ていくことにする。

「平成14年金融環境実態調査」では、取引金融機関について、業態毎の取引数と借入れ残高を問う質問が設けられている。しかし、取引数が複数の場合、個々の金融機関毎の借入れ残高は不明であるため、借入れ残高が最大となっている取引金融機関の業態が、別の質問で回答されたメインバンクの業態(同調査票の問12の(2))と一致しているかどうかを見ることにする。なお、メインバンクの有無に関しては、サンプル総数8446社の90%に相当する7570社が「メインバンク有」との回答をしている³。メインバンクの業態に関する質問では、都市銀行、信託・長信銀、地方銀行・第二地銀、信用金庫・信用組合、政府系中小企業金融機関、ノンバンク、その他、という7種類の回答項目が設けられている。このうち、最も回答数が多いのは、地方銀行・第二地銀の3998社であり、以下、都市銀行の2565社、信用金

² 例えば、加納(1996)では、岐阜県内の地域金融機関と借り手との関係について検証されており、借り手の財務内容の変化にかかわらず、メインバンクを変更した借り手の数は少なく、大手銀行のメインバンクについて検証された先行研究よりもメインバンク関係は相対的に固定的であるとの分析結果が報告されている。なお、加納(1996)における中小企業のデータソースは『帝国会社年鑑』(帝国データバンク)である。

³ 参考までに、「メインバンク無」との回答は450社である。残りの426社については無回答となっている。

庫・信用組合の 908 社と続いている⁴。ただし、これらの「メインバンク有」との回答をした 7570 社のうち、取引金融機関数や借入れ残高に関する質問に回答しているのは、4837 社に過ぎない。多くが、無回答となっている。

表 1 は、上記の基準で判断したメインバンクの定義が一致しているサンプル数を業態別にまとめたものである。メインバンク先としての回答数が少ない、信託・長信銀、ノンバンク、その他、を除く 4 つの業態では、一致するサンプル数の比率は、都市銀行で 75%、地方銀行・第二地銀で 77%、信用金庫・信用組合で 74%、政府系中小企業金融機関で 78% であり、ほとんど同じである。つまり、最大の融資シェアをメインバンクと定義することについては、少なくとも「平成 14 年金融環境実態調査」に関する限り、業態間で大きな違いは認められないことが理解できる。

また、メインバンクとの取引年数についても、業態間で特筆すべき違いは認められない。「平成 14 年金融環境実態調査」では、現在のメインバンクとの取引年数を問う質問が設けられている（同調査票の問 13）が、上記の借入れ残高を回答したサンプルを対象に業態別の平均を計算したところ、都市銀行で 31.07 年、地方銀行・第二地銀で 30.88 年、信用金庫・信用組合で 28.33 年、政府系中小企業金融機関で 25.92 年となることが確かめられた⁵。

しかし、メインバンクからの借入れ残高については、業態間で大きく相違している。メインバンクの定義が一致したサンプルについて、メインバンクからの借入れ残高の平均を業態別に計算したところ、都市銀行で 5472 百万円、地方銀行・第二地銀で 1959 百万円、信用金庫・信用組合で 1888 百万円となり、地域金融機関をメインバンクとする借り手ほど借入れ残高は小さいことが確かめられた。なお、従業員規模が大きい中小企業ほど大手行をメインバンクとしている割合が高く、従業員規模が小さいほど地域金融機関をメインバンクとしている割合が高い傾向にあることは『中小企業白書』（2004 年度版）においても指摘されており、借入れ残高が中小企業の経営規模に比例することが理解できる。

興味深いのは、借入れ条件に関する借り手の関心度合いが業態間で大きく相違している点である。「平成 14 年金融環境実態調査」では、2002 年 10 月末時点におけるメインバンクからの短期借入れ金利は何%であるか（同調査票の問 17）、その金利がメインバンクの定めている短期プライムレートから何%違うかを知っているか（同調査票の問 18）を問う質問が設けられている。表 2 は、後者の質問について、都市銀行、地方銀行・第二地銀、信用金庫・信用組合をメインバンクとするサンプルの回答をまとめたものである。「知っている」と回答したサンプル数の相対比が、都市銀行で突出して高いことが見て取れる。反対に、「知らない」と回答したサンプル数の相対比は、地方銀行・第二地銀、信用金庫・信用組合ほど高くなっていることが見て取れる。このことは、都銀をメインバンクとする借り手ほど代替的な資金調達の可能性が高く、借入れ金利に対する関心が高いのに対して、地域金融機関をメインバンクとする借り手はメインバンクからの借入れ条件に対する関心が低いことを示唆している。同時に、貸し手である金融機関相互の競争環境の地域間における格差も反映されていると言えよう。

地域金融機関と借り手とのメインバンク関係の特色については、借入れ以外の取引内容から

⁴ 「メインバンク有」との回答は 7570 社にもかかわらず、メインバンクの業態名を回答しているサンプル数を合計すると 7743 社となり、誤差が生じている。

⁵ 借入れ残高を回答しているサンプルのうち、メインバンクとの取引年数を回答していない先がいくつか存在しているため、表 1 とサンプル数は一致していない。

も見て取れる。表 3 は、メインバンクとの借入れ以外の取引内容についての質問（同調査票の問 19）の回答を、先ほどと同じサンプルを対象にまとめたものである。まず、定期預金の取引が、地域金融機関をメインバンクとする借り手ほど顕著に多いことが示されている。地域金融機関ほど、定期預金が担保の性格を有している度合いが強いことが推察される。また、メインバンクの増資引き受けが地域金融機関をメインバンクとする借り手の方が相対的に多く、反対に、メインバンクからの出向者や OB の受入れが少ないことが見て取れる。メインバンク主催の取引先交流会への加入についても、相対的に地域金融機関をメインバンクとする借り手の方が多。リレバンのアクションプログラムにおいても、産業クラスターへの参加等を掲げていた地域金融機関が多く存在しており、顧客との密着度という意味で地域金融の特色が反映されていると言える。

3. メインバンクの費用効率性

3.1 推定方法

メインバンクの健全性を示す指標として、本論では確率的フロンティア費用関数から計測される費用効率性に着目する。確率的フロンティアモデルとは、個々の事業体の非効率性を非負の確率変数と定義し、その大きさを生産関数や費用関数のパラメータによって形成されるフロンティアからの乖離幅として捉える分析手法であり、Berger and Humphrey（1997）の展望論文を始め、同モデルを銀行業へ適用した先行研究も数多く存在している⁶。わが国の銀行業への適用としては、粕谷（1989）、堀・吉田（1996）、松浦・戸井（2002）、國方（2002）等が代表的である。

確率的フロンティアモデルに関する近年の傾向は、Flexibility の高い推定関数形の採用等、計測手法の高度化、複雑化が進む傾向にある⁷。とりわけ、トランスログ型費用関数に生産物や投入要素価格の sin 項や cos 項を加えた、Fourier 型と呼ばれる費用関数の採用が多く見られるようになってきている。しかし、説明変数が多くなることで自由度が低下する問題や、観測値と予測値との goodness-of-fit の検定では、必ずしも Flexibility の高い関数がトランスログ型に比べて望ましいとは言えないとの結果が一部の先行研究において指摘されている。

このような理由から、本論では、以下のような 3 生産物、3 投入要素モデルの標準的なトランスログ型の確率的フロンティア費用関数を採用する。

⁶ 銀行業の実証分析全般に関する展望論文としては、堀（1996）も参照されたい。

⁷ 他方、計測された効率性の指標について、その背景を探ることを目的とした先行研究も多く存在している。具体的には、産業組織論における伝統的な市場構造 - 市場成果仮説（SCP 仮説）と効率性仮説との比較検証において、市場成果を反映する ROE を説明する変数として、計量的に計測された効率性の指標を用いる研究を挙げることができる。銀行業に適用した先行研究としては、Berger（1995）を参照されたい。なお、この分野の初期の実証分析では、効率性の代理変数として市場シェア等が用いられていた。これは、市場シェアの大きさは効率的な企業の活動を反映しているとする、効率性仮説の基本的な考え方によるものである。

$$\ln C = \alpha_0 + \sum_{k=1}^3 \alpha_k \ln Y_k + \sum_{l=1}^3 \beta_l \ln p_l + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^3 \sum_{j=1}^3 \alpha_{kj} \ln Y_k \ln Y_j$$

$$+ \frac{1}{2} \sum_{l=1}^3 \sum_{h=1}^3 \beta_{lh} \ln p_l \ln p_h + \sum_{k=1}^3 \sum_{l=1}^3 \delta_{lk} \ln Y_k \ln p_l + \sigma TDM + eAST + v + u \quad (1)$$

ここで、 C 、 Y 、 p の各変数は、それぞれ総費用、生産物、投入要素価格を表している。 TDM は年度ダミーを表している。 AST は残差項の不均一分散の問題を考慮して組み込んだ総資産の対数値である⁸。 α 、 β 、 δ 、 e は推定するパラメータを表している。 v は $N(0, \sigma_v^2)$ の性質を持つ通常の統計的誤差項である。また、 u ($u > 0$)は各事業体の費用非効率性を示す指標であり、説明変数及び v とは無相関であると仮定する。 u の前の符号がプラスとなっているのは、各事業体の費用が効率的な費用フロンティアよりも費用非効率性の大きさだけ上方に位置していることを表している。

推定に際しては、費用関数が理論上充足すべき諸条件のうち、以下の対称性と要素価格に関する1次同次性の条件の制約を課すこととする。その他の正則性条件(単調増加性と擬凹性)については、推定結果から事後的に充足を確認する。

$$\alpha_{kj} = \alpha_{jk}, \quad \beta_{lh} = \beta_{hl}, \quad \sum_{l=1}^3 \beta_l = 1, \quad \sum_{h=1}^3 \beta_{lh} = 0, \quad \sum_{l=1}^3 \delta_{lk} = 0 \quad (2)$$

ところで、確率的フロンティア関数を推定する場合、非効率性を示す u の分布関数を事前に特定化する必要がある。本論では、同手法を用いて推定を行った多くの先行研究に従い、半正規(half-normal)分布を仮定する⁹。このとき、推定する対数尤度関数は以下のように表される。

$$\ln L_i = -\ln \sigma - \frac{1}{2} \ln \left(\frac{2}{\pi} \right) - \frac{\varepsilon_i^2}{2\sigma^2} + \ln \Phi \left(\frac{\varepsilon_i \lambda}{\sigma} \right) \quad (3)$$

ここで、 λ と σ は、それぞれ $(\sigma_u^2 + \sigma_v^2)^{1/2}$ 、 σ_u / σ_v を表している。また、 ε_i は(1)式において $v+u$ で示される、個々の事業体の残差項である。 \ln は、対数標準正規分布関数である。(3)を最尤法で推定することにより、(1)式の α や β といった各パラメータに加えて、 σ と λ の推定値が計測されることになる。

⁸ これは、不均一分散の構造が総資産の対数値に線形比例しているとの仮定に基づいている。総資産以外では、欧米の銀行業を対象とした先行研究では、店舗数を採用しているものも散見される。

⁹ その他の分布関数としては、切断正規(truncated-normal)分布、指数分布、ガンマ分布等が用いられることが多い。

計測された各パラメータの推定値を用いて計算される個々の事業体の費用効率性については、Battese and Coelli (1988) によって提唱された、以下の指標を計算する。

$$CE_i = E(\exp\{-u_i\} | \varepsilon_i) = \left[\frac{1 - \Phi(\sigma_* - \mu_{*i}/\sigma_*)}{1 - \Phi(-\mu_{*i}/\sigma_*)} \right] \cdot \exp\left\{-\mu_{*i} + \frac{1}{2}\sigma_*^2\right\} \quad (4)$$

ここで、 μ_{*i} と σ_{*i} は、それぞれ $\varepsilon_i \sigma_u^2 / \sigma^2$ 、 $\sigma_u \sigma_v / \sigma$ を表している。 (\cdot) と (\cdot) は、標準正規密度関数と標準正規分布関数である¹⁰。この指標の最大値は 1 であり、費用非効率的であるほど 1 から乖離した低い値となる。

3.2 データ

わが国の銀行業に関する先行研究では、その多くが普通銀行（都市銀行、地方銀行、第二地方銀行）をすべて含むデータセットを対象としている。本論では、地域金融機関をメインバンクとする中小企業に着目する目的から、地方銀行、第二地方銀行、信用金庫を含むデータセットを対象に、各々の費用効率性の計測を行うこととする。信用組合を含めない理由は、地域、業域、職域といった組織形態の違いに加え、データベースにおいて信用組合をメインバンクとする中小企業の数極めて過少であることによる¹¹。また、都市銀行をデータセットから除外した理由は、費用関数のパラメータとして表される生産、費用構造が、都市銀行と地方銀行とで同一ではないとする宮崎（1999）等の先行研究の指摘にもよる¹²。

生産物の特定化に際し、本論では、銀行業を資本と労働ならびに預金を投入要素として、貸出金や有価証券により運用を行う主体であると捉える、仲介アプローチに基づいて定義を行う。資本と労働を投入要素として、各種の金融サービスを提供する主体であると捉える生産アプローチも存在するが、わが国の銀行業を対象とした先行研究の大部分では仲介アプローチが採用されている。以下、本論で採用するデータについて説明を行う。

まず、生産物として、貸出金収益、貸出金以外の資金運用収益、役員取引等収益の各フロー収益を採用する。仲介アプローチの場合、欧米の銀行業を対象とした先行研究では、貸出金や有価証券等のストック変数を採用することが一般的となっている。しかし、わが国の場合、不良債権の問題や商品有価証券等の会計基準変更による影響を無視できないと考えられる

¹⁰ これらの効率性の計算方法や確率的フロンティア関数の推定方法全般に関する詳細については、Kumbhakar and Lovell (2000) を参照されたい。

¹¹ 筒井 (2003) では、信用組合も含めたすべての地域金融機関を包括するデータセットを対象に、確率的フロンティア費用関数の推定が行われている。また、播磨谷 (2004) では、信用金庫のみを対象に同様の推定が行われている。計測対象期間は、前者が本論と同じく 2001 年度の単年度、後者が 1999 年度から 2001 年度までのクロスセクション・データとなっている。

¹² 宮崎 (1999) では、都市銀行と地方銀行のデータを一括して推定すべきかどうかについて検定を行ったうえで、都市銀行、地方銀行それぞれのパネルデータを対象に規模の経済性や範囲の経済性の計測が行われている。ただし、同論で採用されている推定モデルは、いずれも確率的フロンティアモデルではない。

ことから、本論ではフロー変数を用いた次第である¹³。

次に、投入物として、常勤役職員数、動産・不動産期末残高、預金積金期末残高の3つを採用する。したがって、確率的フロンティア費用関数における投入要素価格は、各々の投入物に対応する、賃金率(=人件費/期末常勤役職員数)、資本レンタル価格(=物件費/動産・不動産期末残高)、預金調達価格(=預金利息/預金積金期末残高)の3つである¹⁴。

総費用は、上記の3つの投入要素費用の合計に、貸倒引当金繰入額と貸出金償却とを加えたものを定義する。これは、中小企業の資金繰りとの関連を検証するに際して、不良債権処理に伴う諸費用が計測される費用効率性の指標に与える影響が無視できないと考えるためである。

計測対象のデータセットは、メインバンクが特定可能な「平成14年金融環境実態調査」に対応する2001年度を前後に含む、2000年度から2002年度までのプーリング・データである。データの引用先は、地方銀行、第二地方銀行については『全国銀行財務諸表分析』、信用金庫については『全国信用金庫財務諸表』である¹⁵。サンプル総数は1391(2000年度が488、2001年度が460、2002年度が443)である。プーリング・データであることを考慮し、各説明変数はGDPデフレータ(金融・保険業;平成7暦年基準)を用いて実質化を行っている。

3.3 費用効率性の計測結果

費用関数の推定結果は、年度ダミーや非効率性に関連した γ を含む説明変数の大部分が有意に計測されることが確かめられた。ただし、ここでは紙数を考慮し、詳細については割愛する¹⁶。表4.1は、(4)式から計算された費用効率性の指標の記述統計量を年度別にまとめたものである。

まず、2000年度から2002年度にかけての全体の平均は、緩やかに低下しながら推移していることが示されている。業態別の平均の比較では、すべての年度で第二地方銀行が最も低いことが見て取れる。加えて、第二地方銀行の標準偏差はすべての年度で最も大きく、他の2つの業態に比して業態内における費用効率性の格差が大きいことが理解できる。他方、2002年度こそ地方銀行と比べて大きいものの、信用金庫の標準偏差はサンプル数の多さにもかかわらず小さく、費用効率性が相対的に高いことが理解できる。なお、筒井(2003)では信用金庫の方が銀行(地方銀行、第二地方銀行)よりも非効率性が高いことが報告されており、これらの表4.1の結果と相違している¹⁷。

¹³ 仮にこれらのストック変数を採用した場合、直接償却による不良債権処理が遅れている、あるいは評価損を計上させないことを目的に原価法ベースでの有価証券を多く計上しているサンプルほど、総費用に対する生産物が量的に多く評価されていることを意味しており、上方にバイアスを持った費用効率性が計測される可能性を指摘できる。

¹⁴ 通常、これらの投入要素価格の計算に際しては、分母には末残ではなく平残が用いられることが多い。しかしながら、複数の信用金庫にまたがる合併や事業譲渡の事例が決して少なくない事情を考慮し、本論ではこのように末残を用いることとした。

¹⁵ 地方銀行、第二地方銀行の人件費、物件費については、各行のホームページ上で公開されている有価証券報告書等の諸資料より引用した。

¹⁶ データの平均値における単調増加性の充足に関する検証では、極めて0に近似した値ではあるものの、資本レンタル価格についてのみ充足しないことが確かめられた。なお、擬凹性の検証に関しては、ヘシアン行列の第3首座小行列式の充足状況を全観測点について検証したところ、100%の充足であることが確かめられた。

¹⁷ 筒井(2003)では、貸出金や預金といったストック変数を生産物としていることに加え、資本調達価格が調

次に、費用効率性が地域間で相違しているのかどうかについて見ていくこととする。表 4.2 は、地域別に記述統計量をまとめたものである。地域区分は、財務局の管轄区域に概ね準拠して分類している¹⁸。サンプル数の違いには留意する必要があるものの、平均の比較では、関東や東北が相対的に低く、北海道が高いことが示されている¹⁹。特に、北海道はすべての年度で最も高いことに加え、標準偏差も相対的に小さく、他地域との大きな違いが見て取れる。2000 年度と 2001 年度では、東海や四国についても、北海道と同様の傾向が見て取れるが、いずれとも 2001 年度から 2002 年度にかけて平均が顕著に低下している。ただし、同時期に標準偏差も顕著に大きくなっており、合併等の理由により、一部の費用効率性が変化したことが推察される。他方、北陸や東海については、合併等により地域内のサンプル数が減少しているにもかかわらず、大差なく推移していることが示されている。

なお、これらの各地域金融機関の費用効率性は、後述する中小企業のメインバンク関係の検証においてすべて利用されるわけではない。「平成 14 年金融環境実態調査」のメインバンク名に関する回答（同調査票の問 12 の（3））では、地方銀行については 64 行のすべてがいずれかの中小企業のメインバンク先となっているが、第二地方銀行のうち 2 行、信用金庫にいたっては全体の約 3 分の 1 に相当する 132 金庫がメインバンク先となっていない。

3.4 費用効率性の背景

以下、本論でメインバンクの健全性の指標として採用する費用効率性について、その格差の背景を検証する。方法は、前節で計測された各地域金融機関の費用効率性（CE）を、各々のバランスシートを反映する説明変数を用いて、最小二乗法により回帰分析を行う。まず、健全性を反映する指標として一般的に考えられる、自己資本比率（BIS）とリスク管理債権ベースの不良債権比率（BLR）を採用する。また、貸出態度を反映する指標として、預貸率（LD）を採用する。さらに、資本の質的な問題を考慮して、税効果依存度（＝繰り延べ税金資産/資本計；ZEI）についても採用する。データの引用は、いずれも 3.2 節における説明と同一である。

推定結果は、以下のように示される。

$$CE_i = 0.8465 + 0.3752 \cdot BIS_i - 0.8284 \cdot BLR_i + 0.0234 \cdot LD_i - 0.1293 \cdot ZEI_i$$

(44.9325) (3.8400) (-11.8247) (1.7574) (-5.5117)

Adjusted R² 0.2279
(下段 () 内は t 値)

自己資本比率（BIS）、不良債権比率（BLR）のいずれの推定値とも、1%水準で予想される符号が有意に計測されている。つまり、前者はプラス、後者はマイナスであり、自己資本比率が高いメインバンクほど、不良債権比率が高いメインバンクほど、費用効率性が低いことが理解で

達市場の完全競争を仮定して説明変数に組み入れられていない等、推定モデルが本論と相違している。

¹⁸ 九州財務局の管轄区域には沖縄県は含まれていないが、表 1.2 の九州地域は沖縄県も含めて記述統計量を計算している。

¹⁹ 東京都の地域金融機関だけを対象に記述統計量を計算したところ、平均は 0.7916 となり、全体の平均よりもわずかではあるが大きいことが確かめられた。

きる。また、0 に近似しているものの、預貸率（LD）の推定値は 10%水準で有意にプラスとなっており、貸出姿勢が積極的であると推察されるメインバンクほど費用効率性が高いことが理解できる。税効果依存度（ZEI）の推定値についても 1%水準で有意にマイナスとなっており、繰り延べ税金資産を多く計上しているメインバンクほど費用効率性が低いことが理解できる。同時に、公表されている自己資本比率が、税効果会計によって過大に評価されている可能性を示唆していると言えよう²⁰。

このように、確率的フロンティアモデルから計測された費用効率性は、メインバンクの健全性を表す指標であると一般的に考えられている種々のバランスシートを、包括的に捉えていると解釈することができる。わが国の金融機関の健全性に関しては、借り手の設備投資や貸し手の貸出量の変化に与える影響を検証することを目的とした Gibson（1995，1997）における格付けや、永幡・関根（2002）における不良債権比率、Ito and Sasaki（2002）や Honda（2002）における自己資本比率が一般的である。しかし、費用効率性は費用関数のパラメータの推定値として表される地域金融機関全体の費用構造を反映したフロンティアから個々の金融機関がどれだけ乖離しているかを示しており、個々のバランスシートの情報よりも、比較参照する基準が明確であるという点で優れていると言えよう。

4. メインバンク関係の検証

4.1 推定モデル

本節では、メインバンクの費用効率性と貸出態度との関連について、実証的な検証を行う²¹。推定モデルによって明らかにしたいポイントは、前年度や当該年度におけるメインバンクの費用効率性が貸出態度にどのように影響を与えているのか、また、当該年度における貸出態度が次年度の費用効率性にどのように影響を与えているのかについてである。

まず、メインバンクの貸出態度の内容について説明を行う。「平成 14 年金融環境実態調査」では、2 つの興味深い質問が設けられている。最初は、借り手からの追加の借入れ申込みに対するメインバンクの反応に関する質問であり、申込み通りの借入れができたのか否かについて、3 種類の回答項目が与えられている（同調査票の問 20 の（1））。もう 1 つは、メインバンクからの既存の借入れ契約に対する貸出条件の変化に関する質問であり、メインバンクからどのような要請を受けたのか、7 種類の回答項目が与えられている（同調査票の問 22 の（1））。つまり、前者の質問は、借り手からの追加の借入れ申込みの要望を受けてからメインバンクが受動的にどのような対応をしたのかを、後者の質問は、借り手の要望の有無にかかわらずメインバンクが既存の借入れ契約に能動的に対してどのような要請をしたのかを、それぞれ捉えている

²⁰ これらの推定に際して採用した各変数間の相関関係が、多重共線性の問題を生じさせない水準であることは確認済みである。最も高い相関関係は自己資本比率（BIS）と税効果依存度（ZEI）の組み合わせであるが、相関係数は-0.5298であった。なお、税効果会計を導入していない地域金融機関が一部存在しているため（のべ 54 サンプル）、ここでの回帰分析のサンプル数はプーリング・データとは一致していない。

²¹ ただし、クロスセクション・データを対象に（5）式から計算される効率性の指標は、統計的に一致性を満たしていない。このような指標を後述する回帰分析の説明変数として使用することについては、反論が少なくない点には留意する必要がある。

と理解できる。

仮に、メインバンクの費用効率性が貸出態度に比例的に反映されているのであれば、メインバンクが費用効率的であればあるほど、貸出態度は緩やかになることが予想される。反対に、メインバンクの費用効率性が貸し渋り等による借り手の犠牲によって実現されているのであれば、メインバンクが費用効率的であればあるほど、貸出態度は厳しくなることが予想される。本論では、前者の質問を課題 1、後者の質問を課題 2 とし、それぞれ区別して検証を行うこととする。検証方法はいずれとも Ordered Probit を採用し、費用効率性を含む複数の説明変数との回帰分析を行う。説明変数はいずれとも同じものを採用する。以下、推定モデルの内容について説明を行う。

まず、検証課題 1 の質問では、最近 1 年間のメインバンクへの借入れ申込みについて、最も多かった対応として、申込みを拒絶・減額、申込み額通り、増額セールスを受けた、という 3 種類の回答項目が設けられている。メインバンクの貸出態度は 1 が最も厳しいことから、推定に際しては、貸出態度の厳しさに比例して 1 から 3 へと順番を並び替えることとする。

次に、検証課題 2 の質問では、最近 1 年間で、既存借入れについてメインバンクから受けた要請として、要請はない、短期借入れ金利引上げ、追加担保の提供、追加保証人の提供、既存借入れの返済（条件外の一部返済も含む）、預金の積み増し、既存短期借入れの書換え停止・減額書換え、という 7 種類の回答項目が設けられている。ここでは、メインバンクの貸出態度は 1 が最も厳しいと考えられることから、推定に際しては、貸出態度の厳しさに比例して 1 から 7 への順番をそのまま使用する²²。

メインバンクの費用効率性以外の、上記の貸出態度を説明する要因として、借り手の財務指標やメインバンクとの取引内容、地域内における金融機関の競争環境の指標等のコントロール変数を考慮する。担保や保証などの貸出条件や取引年数の問題については、Boot and Thakor（1994）や Berger and Udell（1995）を始めとする一連のリレバンに関する先行研究において広く扱われているが、これらの要因が貸出金利だけでなく貸出態度にも影響しているのかがどうかを見るのが目的である²³。また、地域金融市場における貸し手の競争環境の指標は、借り手の資金繰り環境における地域間の差異を見るのが目的である。

4.2 データ

以下、推定モデルにおける費用効率性(CE)以外のコントロール変数について述べる。まず、借り手の規模や財務状況を表す指標として、従業員数の対数値(LLB)、負債比率(DR)担保余力(=土地/総資産;MA)を定義する。規模の小さい借り手ほどメインバンクの貸出態度が厳しいのであれば、前者の推定値の予想される符号はマイナスである。負債比率(DR)については、常識的にも高いほど貸出態度は厳しいと考えられることから、予想される符号はプラスである。

²² 検証課題 1 の質問(「平成 14 年金融環境実態調査」の問 22 の(1))は、複数回答が可能となっている。しかし、複数回答を行ったサンプルについては、最も要請が厳しい内容を当該サンプルが選択した回答とみなして推定を行った。つまり、短期借入れ金利引上げと 既存短期借入れの書換え停止・減額書換えとの両方の項目を回答したサンプルの場合、要請の内容が厳しい 既存短期借入れの書換え停止・減額書換えの方だけを回答したものとみなしている。

²³ リレバンに関する先行研究のサーベイについては、村本(2005)等を参照されたい。

反対に、担保余力(=土地/総資産;MA)については、予想される推定値の符号はマイナスである。なお、利益指標として経常利益の対数値を検討したところ、赤字決算のサンプルが散見されたことから、これらを経常赤字ダミー(DMCD)として定義する。

次に、メインバンクとの取引内容に関して、メインバンクとの取引年数(MBY)、メインバンクからの借入れ金利の最大値(MSTR)を定義する。リレバンに関する先行研究では、長期のリレーションシップの形成はより低い借入れ金利を適用させる傾向にあることが報告されていることから、これらの推定値の符号は反対となることが予想される。つまり、前者についてはマイナスの符号が、後者についてはプラスの符号がそれぞれ予想される。さらに、メインバンクへの(物的)担保提供ダミー(DMM)、メインバンクへの保証提供ダミー(DMW)、メインバンク借入れへの信用保証協会利用ダミー(DMMA)、をそれぞれ定義する。

最後に、地域間における貸し手の競走環境の違いを表す指標として、各都道府県内における各メインバンクの貸出シェア(MBLS)、都道府県内における都銀全体の貸出シェア(CBLS)をそれぞれ用いる。産業組織論における効率性仮説にしたがえば、個々のメインバンクの貸出シェアは効率性を反映しており、予想される符号に関しては費用効率性と同じ議論が成立する。他方、都銀全体の貸出シェアの高さは、地域金融市場における都銀の影響力を反映していると理解できることから、都銀と地域金融機関との貸出動向とがどのように関連し合っているのかにより、予想される符号も反対となる²⁴。

データの引用先は、借り手の財務指標についてはTSRの企業財務諸表、都道府県内の都銀貸出シェア(CBLS)を除くメインバンクの取引内容等は「平成14年金融環境実態調査」である。都道府県内の都銀貸出シェア(CBLS)については、『金融ジャーナル』増刊号「金融マップ」2002年版から引用する。なお、対象サンプルは、「平成14年金融環境実態調査」の回答時点である2001年10月31日の1年以前に決算期を迎えるものだけを対象とする。サンプル総数は、検証課題 が2094、検証課題 が1865である。

5. 計測結果

5.1 検証課題

表5は、検証課題 について、Ordered Probitの推定結果をまとめたものである²⁵。まず、アンケートの前年度である2000年度の費用効率性(CE00)を含む推定モデルの結果から見ていくこととする。<cese1>から<case3>のいずれとも、メインバンクが費用効率的であればあ

²⁴ 通常、市場における競争条件の違いを反映する指標としては、上位数社の集中度やハーフィンダール指数が代表的である。当然ながら、本論の分析においても、各都道府県内の地域金融機関に限定した上位数社の集中度や、各都道府県内のすべての地域金融機関(地銀、第二地銀、信金)のハーフィンダール指数を変数として試行した。しかし、後述する本論で使用した変数の計測結果と比べて、いずれともほとんど有意でないことが確かめられた。

²⁵ サンプル総数2094の内訳は、1.「増額セールスを受けた」が638(30.5%)、2.「申込み額通り」が1308(62.5%)、3.「申込を拒絶・減額」が178(8.5%)である。

るほど、借り手からの追加の借入れ申込みに対して貸出態度が積極的になる傾向にあることを示すマイナスの推定値が計測されている。しかし、過度に低いP値ではないものの、10%水準においても有意ではない。借り手の規模や財務状況を表す指標については、すべて予想される推定値の符号が計測されている。しかし、従業員数の対数値(LLB)のみ、10%水準においても有意ではない。メインバンクとの取引内容については、メインバンクからの借入れ金利の最大値(MSTR)のみ、予想されるプラスの推定値が1%有意水準で計測されている。残るダミー変数については、信用保証協会利用ダミー(DMMA)のみ有意にプラスの推定値が計測されており、メインバンクからの借入れに信用保証協会を利用している借り手ほど、追加借入れの際にメインバンクから厳しい対応されている傾向にあることが理解できる。他方、貸し手の競走環境の違いを表す指標については、10%水準ではあるが、有意に計測されているのは都銀貸出シェア(CBLS)の推定値のみである。各メインバンクの貸出シェア(MBLS)の推定値は、費用効率性(CE00)と同じマイナスの符号が計測されているものの、いずれとも有意ではない。

次に、2001年度の費用効率性(CE01)を含む推定モデルの結果について見ていくこととする。各変数の推定値の符号に関しては、<case1>から<case3>までと比べて何ら変化は認められない。しかし、費用効率性に関しては、いずれとも有意に計測されていることが見て取れる。つまり、前年度よりも同年度の費用効率性の方が、貸出態度に有意な影響を与えていると解釈することができる。他方、その他の変数に関しては、このような顕著な有意性の変化は認められない。貸し手の競走環境の違いを表す指標については、ここでも有意に計測されているのは都銀貸出シェア(CBLS)の推定値のみである。なお、借り手の属性や貸し手の競争環境以外の地域特性の違いを検証するため、業種ダミーや地域ダミーについても試行したが、満足する計測結果の改善は認められなかった。

このように、借り手からの追加の借入れ申込みに対してメインバンクがどのような態度を取ったのかを見た検証課題では、費用効率的なメインバンクほど、積極的に貸出に応じていたことが確かめられた²⁶。表現を変えれば、メインバンクが費用非効率的であればあるほど、貸出態度は消極的になる可能性を示唆しており、健全性の高いメインバンクの存在は借り手の資金調達にとっても利点大きいことが理解できる。参考までに、<case4>の推定モデルにおいて、費用効率性(CE01)の推定値を0とする帰無仮説について尤度比検定を行ったところ、5%有意水準で帰無仮説が棄却されることが確かめられた²⁷。

5.2 検証課題

表6は、検証課題 について、Ordered Probit の推定結果をまとめたものである²⁸。ここで

²⁶ 費用効率性に変えて不良債権比率や自己資本比率を使用した場合について計測を試行した結果、不良債権比率については、以下のいずれの推定モデルにおいても、有意にプラスの推定値が計測されることが確かめられた。しかし、自己資本比率については、いずれも推定値は有意ではなかった。

²⁷ 帰無仮説の最大対数尤度値(LL)は-1627.84であることから、尤度比検定統計量は $4.80 (= 2 \times \{(-1625.44) - (-1627.84)\})$ となる。自由度1の χ^2 分布の5%点は3.8415である。

²⁸ サンプル総数1894の内訳は、1.「要請はない」が137(72.3%)、2.「短期借入れ金利引上げ」が29(15.6%)、3.「追加担保の提供」が84(4.4%)、4.「追加保証人の提供」が37(2.0%)、5.「既存借入れの返済」が69(3.6%)、6.「預金の積み増し」が16(0.8%)、7.「既存短期借入れの書換え停止・減額書換え」が23(1.2%)

も、2000年度の費用効率性(CE00)を含む推定モデルの結果から見ていくこととする。<cese7>から<case9>のいずれとも、メインバンクが費用効率的であればあるほど、既存の借入れ契約に対する要請の内容が厳しくなくなる傾向にあることを示すマイナスの推定値が計測されている。しかも、検証課題の場合と異なり、すべて10%水準で有意に計測されている。借り手の規模や財務状況を表す指標については、検証課題と同様であり、すべて予想される推定値の符号が計測されている一方で、従業員数の対数値(LLB)のみ有意ではない。メインバンクとの取引内容については、極めて0に近似した大きさではあるものの、<cese7>においてメインバンクとの取引年数(MBY)の推定値が10%水準で有意にプラスとなっている。メインバンクからの借入れ金利の最大値(MSTR)については、すべて予想されるプラスの推定値が1%有意水準で計測されている。信用保証協会利用ダミー(DMMA)の推定値が有意にプラスとなっているのも、検証課題と同様である。しかし、貸し手の競走環境の違いを表す指標については、ここではいずれとも有意ではない。

次に、<cese10>から<case12>までの2001年度の費用効率性(CE01)を含む推定モデルの結果について見ていくこととする。ここでも、各変数の推定値の符号や有意性に関して変化はほとんど認められない。費用効率性(CE01)の推定値は、ここでもすべて10%水準や5%水準で有意にマイナスとなっている。しかし、<cese7>と<cese10>のように対応する推定モデルで推定値を比べると、2001年度の費用効率性(CE01)の方がわずかに小さくなっており、既存の借入れ契約に対する要請の内容は、同年度よりも前年度の費用効率性の方が与える影響は大きいと理解することができる。貸し手の競走環境の違いを表す指標については、<cese7>から<case9>までと同様に、ここでもいずれとも有意ではない²⁹。

このように、既存の借入れ契約についてメインバンクから借り手にどのような要請があったのかを見た検証課題では、費用効率的でないメインバンクほど、借り手に厳しい要請をしていたことが確かめられた。第3節の費用効率性を被説明変数とする回帰分析では、不良債権比率が高い地域金融機関ほど費用効率性が低いことが示されており、不良債権比率が高く、費用効率性が低いメインバンクが、債権保全を図る目的でより厳しい要請を行っていたことが理解できる。なお、ここでも<cese10>の推定モデルにおいて、費用効率性(CE01)の推定値を0とする帰無仮説について尤度比検定を行ったところ、10%有意水準ではあるが、帰無仮説が棄却されることが確かめられた³⁰。

5.3 メインバンクの費用効率性への影響

である。

²⁹ 検証課題についても地域ダミーを含む推定モデルを試行したところ、検証課題とは異なり、一部のダミー変数の推定値が有意に計測されることが確かめられた。そこで、地域毎にデータセットを分割し、それぞれについて全サンプルと同様の推定モデルを試行した。しかしながら、各データセットのサンプル数の少なさによる影響もあってか、地域ダミーが有意であった地域も含め、満足すべき計測結果を得ることができなかった。地域毎にデータセットの特性に関しては、とりわけ、多くの地域で高い順位のサンプル数が極端に少なくなるという問題を指摘できる。原データそのものにおいて、地域毎のサンプル数にバイアスが生じているという問題も無視できないであろう。地域毎で対象企業の数に格差があるためか、原データの各都道府県別のサンプル数は、「事業所・企業統計調査」(総務省統計局)等の事業所数と一部で大きく相違している。

³⁰ 帰無仮説の最大対数尤度値(LL)は-1638.62であることから、尤度比検定統計量は $3.46 (= 2 \times \{(-1636.89) - (-1638.62)\})$ となる。自由度1の χ^2 分布の10%点は2.7055である。

最後に、メインバンクの貸出態度が次年度のメインバンクの費用効率性にどのような影響を与えたのかについて検証を行う。前節のデータの説明でも触れたように、「平成 14 年金融環境実態調査」の回答時点は 2001 年 10 月 31 日であり、メインバンクの 2002 年度決算期中となっている。仮に、費用効率性の改善を目的に貸出態度が決定されているのであれば、決算期中の貸出態度と当該決算期の費用効率性との間に何らかの有意な関係が見出せるはずである。

そこで、まず始めにメインバンクの費用効率性が 2001 年度と 2002 年度とで相違しているのか否かについて検証を行った。条件付期待値をベースに計算される費用効率性の統計的性質を考慮し、検証方法としては Kendall の順位相関係数を用いた。つまり、2001 年度と 2002 年度とで共通する 442 のサンプルの費用効率性について、連続する年度で順位関係がどのように相違しているのかを検証した。結果、順位相関係数は 0.231 であり、2001 年度から 2002 年度にかけて費用効率性の順位関係は大きく相違したことが確かめられた³¹。

以下では、これらのメインバンクの費用効率性の変化と貸出態度との関連について、簡単な検証を試みることにする。検証方法は、2002 年度と 2001 年度の費用効率性の階差を計算し、それを検証課題、検証課題 でそれぞれ用いた複数の回答項目のダミー変数を説明変数として最小二乗法により回帰分析を行う。つまり、借り手からの追加の借入れ申込みへの対応や、既存の借入れ契約に対する条件変更等の要請内容の違いが、次年度の費用効率性にどのような影響を与えているのかを見るのが目的である。なお、貸出態度以外の費用効率性の変化に影響を与える要因として、借り手の生産性や収益性の違いについても考慮する。生産性の指標としては、従業員一人当たりの売上高の対数値 (POL) を使用する。また、収益性の指標としては、総資産経常利益率 (ROA) を使用する。

表 7 は、検証課題 の回答項目のダミー変数を用いた計測結果をまとめたものである。7 つの回答項目のうち、要請はないを基準としているため、DM2 から DM7 までの各ダミー変数の係数は、短期借入れ金利引上げから 既存短期借入れの書換え停止・減額書換えまでの内容にそれぞれ対応している。決定係数が低い点には留意する必要があるものの、DM3 (追加担保の提供) を除き、概ねプラスの推定値が計測されている。特に、DM2 (短期借入れ金利引上げ) と DM6 (預金の積み増し) については、ほぼ 1% 水準で有意に計測されていることが見て取れる。つまり、既存の借入れ契約について、短期金利引上げや預金積み増しの要請を行ったメインバンクほど、費用効率性が次年度に改善したことが理解できる。

近年、クレジットスコアリング等の手法は地域金融機関にも一般的となっているが、DM2 に関しては、これらの適正な貸出金利の設定に向けた取り組みが、費用効率性の改善に寄与することを示唆していると言える。また、DM6 に関しては、物的、人的な担保や保証の追加よりも諸手続きが簡便であると考えられる預金積み増しが、貸出債権の保全を図る意味で効果が大きいことを示唆していると言えよう。反対に、DM5 (既存借入れの返済) や DM7 (既存短期借入れの書換え停止・減額書換え) の推定値が有意でないのは、厳格すぎる要請を行っても費用効率性の改善には結びつかないことが推察される。言い換えれば、厳格すぎる要請を行わなけ

³¹ 平均値や中央値が相違しているのかについて、Wilcoxon の符号順位検定や Mann-Whitney の U 検定を試行したが、こちらについては平均値や中央値が両年度で等しいとする帰無仮説を必ずしも高い確率で棄却することができなかった。ただし、300 を超えるような大きなサンプル数の場合、このような non-parametric な検定方法では帰無仮説が棄却されないことがよく生じる。実際、平均値の差について t 検定を行ったところ、5% 有意水準で帰無仮説が棄却されることが確かめられた。

ればならないメインバンクは既に費用効率性が低下傾向にあり、この程度の対策では短期間で費用効率性が改善する効果は小さいことが考えられよう。

他方、借り手の生産性と収益性に関しては、前者の従業員一人当たりの売上高の対数値(POL)のみ、5%水準で有意にプラスの推定値が計測されている。つまり、借り手の労働生産性が高いほど、当該メインバンクの費用効率性は改善する傾向にあると理解できる。効率性の高いメインバンクの存在は、借り手の資金繰りにとって利点が大きいと同時に、生産性の高い借り手の存在は、貸出債権のリスク管理への過度な負担を軽減することを通じて、メインバンクの費用効率性の改善を促しているとも見られる。ただし、ここでは借り手の情報は単年度データのみに基づいており、より詳細な検証を行うためにはもう少し時系列的な対応関係についても見て行く必要がある。なお、検証課題 の回答項目のダミー変数については、いずれとも推定値が有意ではなかったためここでは割愛している。

6. まとめと課題

本論では、中小企業金融におけるメインバンク関係について、メインバンクの健全性と貸出態度との関連に着目して検証を進めてきた。特に、メインバンクの業態を地域金融機関に限定し、健全性の指標として、確率的フロンティアモデルから計測された費用効率性を採用した。そして、借り手からの追加借入の要望を受けてからメインバンクがどのような対応をしたのかを検証課題 、借り手の要望の有無にかかわらずメインバンクが既存の借入れ契約にどのような要請をしたのかを検証課題 とし、メインバンクの費用効率性を含むそれぞれに共通する説明変数を用いながら、借り手の回答の背景について回帰分析をいった。本論で明らかにされた内容は、以下のように要約することができる。

まず、先行研究においてメインバンクの健全性の指標として一般的に採用されている不良債権比率等の個々のバランスシート情報と費用効率性とがどのように関連しているのかについて検証したところ、費用効率性は主要なバランスシート情報によって有意に説明される、包括的な指標であることが確かめられた。次に、この費用効率性を用いて検証された貸出態度との関連については、検証課題 において、メインバンクが費用効率적であればあるほど、借り手からの追加の借入れ要望に対して積極的に対応することが確かめられた。検証課題 においても、メインバンクが費用効率적であればあるほど、既存の借入れ契約に対して借り手に厳しい要請をしない傾向にあることが確かめられた。最後に、貸出態度とメインバンクの費用効率性の変化との関連については、既存借入れについて短期金利引上げや預金積み増しの要請を行ったメインバンクほど、費用効率性が次年度に改善したことが確かめられた。

このように、メインバンクの健全性の指標として使用した費用効率性は、貸出態度にプラスの影響を与えていることが確かめられた。借り手の財務指標の推定値についても概ね予想される符号が有意に計測されており、費用効率的なメインバンクの存在は、財務基盤が堅実な借り手にとって利点が大きいと言える。つまり、中小企業金融の再生と同時に、金融機関の健全性確保を目指す昨今のリレバン機能強化策の理念は、少なくとも本論の計測結果とは矛盾しない。ただし、メインバンクの効率性が借り手の生産性や収益性にどのような変化を与えているのかについては、本論では十分に明らかにできなかったとは言えず、検討課題として残されている。地域

性の検証についても同様である。有意であった変数こそ一致していないものの、地域間における貸し手の競争環境の違いが借り手の資金繰りに影響を与えていることが確かめられたのも事実であり、地域毎に詳細な検証を行う余地は残されている。これらの残された課題については、これから継続的に取り組んで行きたいと考えている。

【参考文献】

- 粕谷宗久 (1989) 「銀行業のコスト構造の実証分析」『金融研究』8巻2号, pp.79 - 118
- 加納正二 (1996) 「地域金融機関におけるメインバンク・システムの実証分析」『大阪大学経済学』vol.46, No.2, pp.87-100
- (2001) 「京都におけるメインバンク関係の実証分析 - An Empirical Analysis of Main Bank System in Kyoto -」『社会科学研究年報』龍谷大学社会科学研究所 Vol.31
- (2002.a) 「宮崎県の非上場企業メインバンク関係 1980-2000年」『経営情報研究』摂南大学経営情報学部, Vol.9, No.2
- (2002.b) 「地域のメインバンク事例研究：滋賀県」『経営情報研究』摂南大学経営情報学部, Vol.10, No.1
- 國方明 (2002) 「わが国銀行業の効率性の検討 - フロンティア費用関数の推計を通じて -」『現代ファイナンス』, No.11
- 筒井義郎 (2003) 「協同組織金融機関の経営効率性」Discussion Papers in Economics and Business (Osaka University), No.03-10
- 永幡崇・関根敏隆 (2002) 「設備投資、金融政策、資産価格 - 個別企業データを用いた実証分析 -」日本銀行調査統計局ワーキングペーパーシリーズ, Working Paper 02-3
- 播磨谷浩三 (2004) 「信用金庫の効率性の計測 - DEA と確率的フロンティア関数との比較 -」『金融経済研究』, Vol.24
- 堀敬一 (1996) 「銀行業の費用構造の実証研究 - 展望 -」『大阪大学経済学』, Vol.45
- 堀敬一・吉田あつし (1996) 「日本の銀行業の費用効率性」Japanese Journal of Financial Economics, Vol.11
- 松浦克己・戸井佳奈子 (2002) 「銀行の経営非効率性とその要因 - 銀行破綻、銀行再生政策との関連において -」林敏彦・松浦克己編『金融変革の実証分析』日本評論社
- 宮崎正樹 (1999) 「わが国銀行業における規模と範囲の経済性の計測」『ファイナンス研究』No.26
- 村本孜 (2005) 『リレーションシップ・バンキングと金融システム』東洋経済新報社
- Battese, G.E. and T.J. Coelli (1988) "Prediction of Firm-Level Technical Efficiencies With A Generalized Frontier Production Function and Panel Data," *The Journal of Econometrics* Vol.38, pp.387-399.
- Berger, A.N. (1995) "The Profit-Structure Relationship in Banking-Tests of Market-Power and Efficient-Structure Hypotheses," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.

- 27, No.2, pp. 404-31.
- Berger, A.N. and D.B. Humphrey (1997) “ Efficiency of Financial Institutions: International Survey and Directions for Future Research, ” *European Journal of Operational Research*, Vol.98, pp.175-212.
- Berger, A.N. and G.F. Udell (1995) “ Relationship Lending and Lines of Credit in Small Firm Finance, ” *Journal of Business*, Vol.68, No.3, pp.351-381.
- Boot, A. and A. Thakor (1994) “ Moral Hazard and Secured Lending in an Infinitely Repeated Credit Market Game, ” *International Economic Review*, Vol.35, No.1, pp.899-920.
- Gibson , M.S. (1995) “ Can Bank Health Affect Investment? Evidence from Japan , ” *Journal of Business*, Vol.68, No.3, pp.281-308.
- (1997) “ More Evidence on the Link between Bank Health and Investment in Japan , ” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.11, No.3, pp.296-310.
- Honda,Y (2002) “ The effects of the Basle accord on bank credit: the case of Japan, ” *Applied Economics* Vol.34,No.10, pp.1233 1239.
- 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.
- Ito, T and Yuri N. Sasaki. (2002) “ Impacts of the Basle Capital Standard on Japanese Banks' Behavior, ” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.16, No.3, pp.372-397.
- Jondrow, J., Lovell, C.A.K., I.S. Materov, and Schmidt, P. (1982) “ On Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model, ” *Journal of Econometrics*, Vol.19, pp.233-238.
- Kumbhakar, S.C. and Lovell, C.A.K. (2000) *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge University Press

表1 メインバンクの業態と最大融資シェアとの関係

メインの業態	サンプル数	うち借入金額回答先	最大融資シェア一致先
都銀	2565	1683	1266
信託・長信銀	46	37	17
地銀・第二地銀	3998	2390	1833
信金・信組	908	519	385
政府系	166	124	97
ノンバンク	4	2	0
その他	56	45	37

表2 メインバンクからの借入れ金利に関する知識

メインの業態	知らない	大体知っている	知っている
都銀	179 12.0%	345 23.1%	972 65.0%
地銀・第二地銀	635 28.9%	737 33.5%	829 37.7%
信金・信組	189 39.7%	192 40.3%	95 20.0%

1. 下段は構成比を表している。

2. 表2の借入金額回答先のサンプルに基づいているが、無回答先があるため、サンプル数は一致しない。

表3 借入れ以外のメインバンクとの取引

取引内容	都銀	地銀・第二地銀	信金・信組
当座預金	1535 91.2%	2184 91.4%	474 91.3%
定期預金	1145 68.0%	1909 79.9%	469 90.4%
手形代金取立委任	1096 65.1%	1656 69.3%	351 67.6%
支払手形決済	1092 64.9%	1665 69.7%	330 63.6%
銀行増資引受け	138 8.2%	479 20.0%	57 11.0%
貴社社債引受け	259 15.4%	96 4.0%	8 1.5%
貴社増資引受け	161 9.6%	150 6.3%	26 5.0%
外国為替取引	604 35.9%	288 12.1%	32 6.2%
出向者OB受入れ	278 16.5%	325 13.6%	24 4.6%
関係会社との取引	352 20.9%	416 17.4%	46 8.9%
メインバンク主催の取引先交流会への加入	624 37.1%	1104 46.2%	189 36.4%
財務診断などの各種助言やアドバイス	304 18.1%	440 18.4%	91 17.5%
取引先の紹介	448 26.6%	491 20.5%	63 12.1%

- 注) 1. 下段は構成比を表している。質問は重複回答可能。
 2. 表2の借入金額回答先のサンプルに基づいているが、無回答先があるため、サンプル数は一致しない。

表4.1 費用効率性の計測結果の要約(業態別)

	サンプル数	平均	標準偏差	最小	最大
2000年度 全体	488	0.8264	0.1267	0.2996	0.9714
地方銀行	64	0.8197	0.1270	0.3934	0.9563
第二地方銀行	54	0.7826	0.1461	0.2996	0.9647
信用金庫	370	0.8340	0.1226	0.3932	0.9714
2001年度 全体	460	0.8194	0.1257	0.2639	0.9791
地方銀行	64	0.8089	0.1288	0.4081	0.9655
第二地方銀行	53	0.7834	0.1352	0.4311	0.9621
信用金庫	343	0.8270	0.1229	0.2639	0.9791
2002年度 全体	443	0.8179	0.1279	0.3718	0.9781
地方銀行	64	0.8477	0.1200	0.4777	0.9735
第二地方銀行	53	0.7943	0.1528	0.3718	0.9725
信用金庫	326	0.8159	0.1243	0.3816	0.9781

表4.2 費用効率性の計測結果の要約(地域別)

	サンプル数	平均	標準偏差	最小	最大
2000年度 全体	488	0.8264	0.1267	0.2996	0.9714
北海道	33	0.8356	0.1273	0.4536	0.9649
東北	52	0.7876	0.1309	0.3899	0.9569
関東	125	0.7865	0.1189	0.3847	0.9634
北陸	31	0.7857	0.1484	0.2871	0.9172
東海	60	0.8234	0.1153	0.4514	0.9650
近畿	60	0.8187	0.1352	0.3764	0.9564
中国	41	0.7933	0.1283	0.4016	0.9517
四国	21	0.8222	0.0736	0.7070	0.9580
九州	65	0.7624	0.1486	0.3929	0.9461
2001年度 全体	460	0.8194	0.1257	0.2639	0.9791
北海道	30	0.8694	0.0948	0.5507	0.9705
東北	52	0.7676	0.1343	0.3622	0.9372
関東	115	0.7432	0.1322	0.3853	0.9537
北陸	28	0.8060	0.1131	0.4943	0.9543
東海	58	0.8162	0.1054	0.4883	0.9751
近畿	56	0.8062	0.1528	0.2498	0.9675
中国	40	0.8099	0.0997	0.6179	0.9535
四国	21	0.8319	0.1208	0.5025	0.9709
九州	60	0.7812	0.1228	0.3921	0.9617
2002年度 全体	443	0.8179	0.1279	0.3718	0.9781
北海道	29	0.8205	0.1277	0.4567	0.9553
東北	51	0.7736	0.1200	0.4986	0.9481
関東	108	0.7847	0.1336	0.3650	0.9672
北陸	28	0.8049	0.1126	0.5003	0.9448
東海	57	0.7915	0.1167	0.5025	0.9675
近畿	51	0.7931	0.1416	0.4806	0.9697
中国	39	0.7484	0.1589	0.3563	0.9593
四国	20	0.7672	0.1577	0.4489	0.9746
九州	60	0.8037	0.1173	0.4428	0.9455

表5 検証課題 の計測結果

Parameter	<case1>			<case2>			<case3>			<case4>			<case5>			<case6>		
	Estimate	t-statistic	P-value															
定数項	-0.2346	-0.9473	[.343]	-0.2340	-0.9456	[.344]	-0.2415	-0.9871	[.324]	-0.1928	-0.8630	[.388]	-0.1822	-0.8166	[.414]	-0.2228	-1.0328	[.302]
CE00	-0.3726	-1.5812	[.114]	-0.3060	-1.3069	[.191]	-0.3705	-1.5744	[.115]									
CE01										-0.4347	-2.1934	[.028]	-0.3778	-1.9187	[.055]	-0.4153	-2.1346	[.033]
LLB	-0.0389	-1.4510	[.147]	-0.0363	-1.3584	[.174]	-0.0392	-1.4661	[.143]	-0.0393	-1.4663	[.143]	-0.0367	-1.3703	[.171]	-0.0402	-1.5016	[.133]
DR	0.3258	5.1019	[.000]	0.3248	5.0887	[.000]	0.3259	5.1027	[.000]	0.3238	5.0685	[.000]	0.3229	5.0567	[.000]	0.3241	5.0735	[.000]
MA	-0.2315	-4.9354	[.000]	-0.2309	-4.9252	[.000]	-0.2315	-4.9354	[.000]	-0.2301	-4.9039	[.000]	-0.2295	-4.8949	[.000]	-0.2302	-4.9067	[.000]
DMCD	0.4235	6.0835	[.000]	0.4212	6.0566	[.000]	0.4234	6.0832	[.000]	0.4255	6.1104	[.000]	0.4229	6.0792	[.000]	0.4253	6.1084	[.000]
MBY	0.0010	0.5585	[.577]	0.0007	0.3958	[.692]	0.0011	0.5703	[.568]	0.0012	0.6557	[.512]	0.0009	0.4801	[.631]	0.0013	0.6812	[.496]
MSTR	3.1029	11.0624	[.000]	3.1173	11.1373	[.000]	3.1038	11.0683	[.000]	3.0949	11.0420	[.000]	3.1116	11.1257	[.000]	3.0973	11.0549	[.000]
DMM	0.0689	0.8682	[.385]	0.0733	0.9244	[.355]	0.0685	0.8635	[.388]	0.0679	0.8554	[.392]	0.0725	0.9141	[.361]	0.0668	0.8420	[.400]
DMW	-0.0147	-0.1808	[.856]	-0.0215	-0.2654	[.791]	-0.0145	-0.1787	[.858]	-0.0158	-0.1943	[.846]	-0.0226	-0.2792	[.780]	-0.0152	-0.1869	[.852]
DMMA	0.3020	4.7923	[.000]	0.3049	4.8406	[.000]	0.3019	4.7910	[.000]	0.3061	4.8560	[.000]	0.3084	4.8949	[.000]	0.3058	4.8506	[.000]
MBLS	-0.0292	-0.1772	[.859]	-0.0507	-0.3080	[.758]				-0.0864	-0.5147	[.607]	-0.1016	-0.6064	[.544]			
CBLS	0.4607	2.5970	[.009]				0.4623	2.6091	[.009]	0.4722	2.6614	[.008]				0.4753	2.6805	[.007]
$\mu 2$	2.1718	41.3246	[.000]	2.1664	41.3716	[.000]	2.1717	41.3260	[.000]	2.1735	41.3148	[.000]	2.1679	41.3640	[.000]	2.1732	41.3195	[.000]
Scaled R ²		0.1748			0.1719			0.1748			0.1758			0.1727			0.1757	
LL		-1626.59			-1629.97			-1626.61			-1625.44			-1628.98			-1625.57	

注) 1. サンプル総数は2094である。
 2. $\mu 2$ は閾値パラメータである。

表6 検証課題 の計測結果

Parameter	<case7>			<case8>			<case9>			<case10>			<case11>			<case12>		
	Estimate	t-statistic	P-value															
定数項	-1.7635	-6.0729	[.000]	-1.7629	-6.0670	[.000]	-1.7343	-6.0277	[.000]	-1.8338	-6.9239	[.000]	-1.8228	-6.8867	[.000]	-1.8055	-7.0458	[.000]
CE00	-0.4993	-1.8688	[.062]	-0.4558	-1.7197	[.085]	-0.5002	-1.8723	[.061]									
CE01										-0.4221	-1.8657	[.062]	-0.3924	-1.7451	[.081]	-0.4382	-1.9655	[.049]
LLB	-0.0198	-0.6141	[.539]	-0.0189	-0.5877	[.557]	-0.0184	-0.5733	[.566]	-0.0197	-0.6121	[.540]	-0.0189	-0.5876	[.557]	-0.0189	-0.5893	[.556]
DR	0.5486	5.3152	[.000]	0.5458	5.2904	[.000]	0.5468	5.3009	[.000]	0.5422	5.2493	[.000]	0.5399	5.2292	[.000]	0.5409	5.2397	[.000]
MA	-0.5655	-4.7934	[.000]	-0.5624	-4.7699	[.000]	-0.5633	-4.7783	[.000]	-0.5582	-4.7292	[.000]	-0.5557	-4.7104	[.000]	-0.5566	-4.7193	[.000]
DMCD	0.3757	5.0536	[.000]	0.3737	5.0287	[.000]	0.3752	5.0467	[.000]	0.3796	5.1047	[.000]	0.3774	5.0777	[.000]	0.3794	5.1026	[.000]
MBY	0.0036	1.6709	[.095]	0.0034	1.5884	[.112]	0.0035	1.6307	[.103]	0.0038	1.7437	[.081]	0.0036	1.6608	[.097]	0.0037	1.7265	[.084]
MSTR	3.1091	10.5249	[.000]	3.1193	10.5665	[.000]	3.1040	10.5146	[.000]	3.1036	10.5081	[.000]	3.1142	10.5517	[.000]	3.1013	10.5041	[.000]
DMM	0.1418	1.3615	[.173]	0.1439	1.3823	[.167]	0.1438	1.3805	[.167]	0.1410	1.3526	[.176]	0.1429	1.3721	[.170]	0.1419	1.3620	[.173]
DMW	0.1121	1.0730	[.283]	0.1081	1.0359	[.300]	0.1117	1.0688	[.285]	0.1173	1.1225	[.262]	0.1132	1.0838	[.278]	0.1171	1.1200	[.263]
DMMA	0.1672	2.2229	[.026]	0.1687	2.2436	[.025]	0.1657	2.2034	[.028]	0.1674	2.2248	[.026]	0.1688	2.2449	[.025]	0.1665	2.2146	[.027]
MBLS	0.1407	0.7407	[.459]	0.1239	0.6541	[.513]				0.0816	0.4235	[.672]	0.0694	0.3604	[.719]			
CBLS	0.2376	1.2062	[.228]				0.2267	1.1546	[.248]	0.2292	1.1654	[.244]				0.2245	1.1438	[.253]
μ 3	0.6490	18.4827	[.000]	0.6488	18.4806	[.000]	0.6490	18.4814	[.000]	0.6488	18.4851	[.000]	0.6487	18.4830	[.000]	0.6488	18.4845	[.000]
μ 4	0.9413	21.2882	[.000]	0.9414	21.2867	[.000]	0.9416	21.2876	[.000]	0.9409	21.2890	[.000]	0.9410	21.2876	[.000]	0.9411	21.2893	[.000]
μ 5	1.1148	22.2547	[.000]	1.1148	22.2541	[.000]	1.1152	22.2550	[.000]	1.1143	22.2553	[.000]	1.1143	22.2548	[.000]	1.1145	22.2566	[.000]
μ 6	1.6263	22.4343	[.000]	1.6262	22.4357	[.000]	1.6272	22.4365	[.000]	1.6246	22.4463	[.000]	1.6247	22.4472	[.000]	1.6253	22.4501	[.000]
μ 7	1.8491	21.3317	[.000]	1.8491	21.3287	[.000]	1.8502	21.3346	[.000]	1.8467	21.3475	[.000]	1.8469	21.3441	[.000]	1.8474	21.3518	[.000]
Scaled R ²		0.1478			0.1470			0.1475			0.1478			0.1471			0.1477	
LL		-1636.89			-1637.61			-1637.16			-1636.89			-1637.56			-1636.98	

注) 1. サンプル総数は1894である。
 2. μ 3から μ 7は閾値パラメータである。

表7 費用効率性の変化の検証

Parameter	Estimate	t-statistic	P-value	Estimate	t-statistic	P-value	Estimate	t-statistic	P-value
定数項	-0.1020	-1.9589	[.050]	-0.1015	-1.9485	[.052]	0.0056	1.0797	[.280]
DM2	0.0321	2.5943	[.010]	0.0319	2.5743	[.010]	0.0314	2.5336	[.011]
DM3	-0.0006	-0.0263	[.979]	-0.0003	-0.0123	[.990]	0.0004	0.0171	[.986]
DM4	0.0080	0.2471	[.805]	0.0081	0.2500	[.803]	0.0029	0.0901	[.928]
DM5	0.0121	0.5098	[.610]	0.0124	0.5219	[.602]	0.0060	0.2528	[.800]
DM6	0.1279	2.6645	[.008]	0.1282	2.6696	[.008]	0.1221	2.5442	[.011]
DM7	0.0162	0.4041	[.686]	0.0166	0.4124	[.680]	0.0099	0.2475	[.805]
POL	0.0075	2.0771	[.038]	0.0074	2.0607	[.039]			
ROA	-0.0073	-1.1680	[.243]				-0.0071	-1.1380	[.255]
Adj R ²		0.0053			0.0051			0.0036	
LL		449.022			448.337			446.857	

注) サンプル総数は、2001年度から2002年度へと連続してメインバンクの費用効率性が入手可能な1863である。