

早稲田商学第 446 号
2016年3月

メインバンク関係が 財務報告の質に及ぼす影響⁽¹⁾

梅澤 俊 浩
海老原 崇

1. はじめに

本研究は、メインバンク関係が融資先企業の財務報告の質に及ぼす影響を検証することを目的とする。日本の銀行業の特徴のひとつは、融資先企業の株式を5%まで保有できることにある。そのため、日本のメインバンクは、債権者と株主の両側面を併せ持つのである。本研究は、メインバンクの債権者の側面に重きを置きつつも、株主の側面も考慮に入れる。すなわち、本研究は、メインバンクの債権者と株主のそれぞれの側面が融資先企業の財務報告の質に及ぼす影響を検証する。

財務報告は、現在および潜在的な投資家が期待キャッシュフローの評価に基づく合理的な投資意思決定を行う際に、有用な情報を伝達することを主要な目的としている。この文脈において、財務報告の質とは、期待キャッシュフローの点で企業の営業活動に関する情報を投資家に伝達する正確性であると解される。ゆえに、公的情報である財務報告の質は、経営者と外部の資金供給者との間の情報の非対称性を緩和するコーポレート・ガバナンス上の役割を担っている。

(1) 本論文は、日本経営財務研究学会第39回全国大会の報告をまとめた梅澤・海老原（2015）に追加分析を施し、大幅に改訂したものである。なお、本研究はJSPS科研費25245055の助成を受けている。

ると考えられる。

その財務報告の質は、コーポレート・ガバナンスにおいて、私的情報によるモニタリングと代替関係にあるとされる（例えば、Ball and Shivakumar 2005）。たとえば、米国のように、企業が公的情報の開示を通じて情報の非対称性の緩和を図る経済では、質の高い財務報告の需要は高い。他方で、日本のように、メインバンクが企業と私的情報のコミュニケーションを通じて、情報の非対称性の緩和を図る経済では、質の高い財務報告の需要は低いとされる（例えば、Biddle and Hilary 2006）。

もしメインバンク関係が質の高い財務報告の需要を低下させているのであれば、メインバンク関係が強いほど、その融資先企業の財務報告の質は低いと考えられる。しかし、これまで、日本において、メインバンク関係がその顧客企業の財務報告の質を低下させている可能性についての検証はなされていない。そこで、本研究は、メインバンクと融資先企業との関係が、その融資先の財務報告の質に及ぼす影響を分析する。また、国際業務を営む銀行には、1993年3月期からBIS規制と呼ばれる自己資本比率規制が本格適用され、それに伴う金融制度改革が行われてきた。そこで、本研究は、1981年4月期から2010年3月期までの分析対象期間を、(1) 1981年度から1989年度までを行政指導期、(2) 1990年度から1991年度までを段階適用期、(3) 1992年度から1997年度までを限定適用期、(4) 1998年度から2000年度までを枠組強化期、そして、(5) 2001年度から2009年度までを枠組定着期の5つの期間に分けて、各期間の分析も行うこととする。

本研究の貢献は、1981年4月期から2010年3月期までの一般事業会社（その他金融業除く）のデータを使って、はじめて、メインバンク関係と財務報告の質との関係を分析した点にある。分析の結果、1981年度から2000年度までの各期間においては、「メインバンクの融資に対する依存度と財務報告の質との関係はない」あるいは「メインバンクの融資に高依存の企業は、低依存企業に比

べて、財務報告の質は低い」といった証拠が得られている。しかし、「2001年度から2009年度までの枠組定着期」では「メインバンクの融資に高依存の企業は、低依存企業に比べて、財務報告の質は高い」との頑健な証拠が得られた。また、すべての期間において、「メインバンクの所有比率が高い企業は、低い企業と比べて、財務報告の質は高い」との首尾一貫した証拠も得ている。

本研究は以下の構成をとる。はじめに、第2節において、コーポレート・ガバナンスにおけるメインバンクの機能と日本の金融制度について概説する。次に、第3節において、銀行業の自己資本比率規制の変遷について概説する。そのうえで、第4節において、本研究で検証する仮説を設定する。第5節において、分析のための研究デザインを構築し、第6節において、本研究の分析結果の解釈と追加的な分析を行う。最後の第7節で、本研究の要約と今後の課題を述べる。

2. コーポレート・ガバナンスにおける銀行モニタリングの役割

初期の日本企業システムに関する理論的・実証的研究は、1970年代後半から1980年代の日本企業の実態を踏まえて、日本企業システムの様々な特徴の定式化を行っている（例えば、Aoki 1988; Aoki and Patrick 1994; Aoki and Dore 1994）。本節では、そうした一連の研究を踏まえて、日本のコーポレート・ガバナンスにおける銀行モニタリングの役割について概説する。

2.1 状態依存ガバナンス・モデル

コーポレート・ガバナンスにおいて、銀行は、融資先企業の行動をモニターする役割を担っている（例えば、Shleifer and Vishny 1997）。銀行と企業との間には、貸出前後に、情報の非対称性と利益相反の問題が生じる（例えば、Jensen and Meckling 1976; Myers 1977; Stultz 1990）。その場合、銀行は、貸出の前に審査（事前モニタリング）するだけでなく、貸出後も継続して監視（中

間モニタリング)することで、経営者のモラルハザードを抑制し、エイジェンシー問題を解消する役割を担っている。

審査と監視の活動は、情報の収集と分析のためのコストを要する。銀行は、企業との長期的・継続的な取引関係のおかげで、融資先企業に関する私的情報を獲得・蓄積でき、情報の収集と分析のためのコストを引き下げることができる。そのため、銀行は、その他の投資家に比べて、貸出前後の企業の質や行動のモニタリングにおいて競争優位を得ることが可能となる(例えば、Fama 1985)。

日本企業のコーポレート・ガバナンスでは、モニタリングが企業と長期的な関係を有するメインバンクに専属的に委託されている点に特徴がある(例えば、青木 1996b, 230)。そのようなガバナンス・モデルは状態依存ガバナンスと呼ばれている。状態依存ガバナンスは、企業のコントロール権を、その企業の財務状態に応じてメインバンクに移転するガバナンス・システムである(例えば、Aoki 1994a; 青木 1996a; 宮島 1998)。

企業がメインバンクと結ぶ負債契約には、ある種の救済オプションが備えられている。メインバンクは、取引企業の財務状態が悪化したときのみ(つまり、債務不履行に陥る前に)、その他の投資家の保証人として経営介入することを、事前にコミットしている。そのため、平時には、メインバンクは経営者に自由裁量権を与える。しかし、事後的に、融資先企業の財務状態が悪化したときには、メインバンクは経営に介入する(例えば、Sheard 1994)。経営に介入したメインバンクには2つの選択肢がある。ひとつは救済であり、もうひとつは清算である。メインバンクは、企業の再建可能性を推し量り、再建の可能性があれば、金融支援を行ったり、企業の業績改善をサポートするために、企業の取締役会に役員を派遣したりする場合もある(例えば、Kaplan 1994; Kaplan and Minton 1994; Kang and Shivdasani 1995)。しかし、再建の可能性がなければ、破綻処理を行うことになる。

この事後的な経営介入にかかるコストの大きさは不確実である。そのため、メインバンクは取引企業の財務状態の悪化を防ぐために、事前や中間のモニタリングを行うインセンティブを持つのである。メインバンクは、長期的・継続的な融資関係によって、融資先企業の私的情報を効率的に収集でき、より長期的な視野にたつて融資活動を継続することが可能となる。それゆえ、メインバンクを中心としたガバナンス・システムは、情報の非対称性と利益相反の問題を解決するという特徴がある（例えば、Prowse 1990; Aoki et al. 1994）。

2.2 公的情報の質と私的情報によるモニタリング

銀行のモニタリングの目的は、貸出債権の価値を維持するなどして、銀行の信用リスクを低下させることである。銀行は、定期的かつ必要に応じて、債務者の現在の業況および今後の見通しをモニターする必要がある。そのため、メインバンクは、融資先企業の情報収集と分析を行なうインセンティブを持つ。銀行は、企業によって公表されるすべての市場参加者が利用可能な公的情報と、他人が知りえない私的情報の2つの情報を統合して、当初の契約どおりに利息や元本を回収できなくなるリスク（つまり、信用リスク）を管理している。

まず、銀行は、財務諸表に基づいて、融資先企業を審査・監視している。財務諸表は、外部から観察可能で、検証可能なハードな公的情報であり、銀行が常にチェックする最も基礎的な審査項目である。審査において、銀行は、借手企業の財務諸表上の情報に基づいて、融資先企業の信用リスクを判断し、融資判断を行う（例えば、Berger and Udell 2002, 2006）。監視においても、銀行は、定期的に財務諸表から各種の財務指標を算出して、融資先企業の元本と利息の返済能力をチェックしている。このように、財務報告は、現在および潜在的な投資家が期待キャッシュフローの評価に基づく合理的な投資意思決定を行う際に、有用な情報を伝達することを主要な目的としている。この文脈において、財務報告の質とは、期待キャッシュフローの点で企業の営業活動に関する情報

を投資家に伝達する正確性であると解される。ゆえに、公的情報である財務報告の質は、経営者と外部の資金供給者との間の情報の非対称性を緩和するコーポレート・ガバナンス上の役割を担っていると考えられる。

さらに、銀行は、財務諸表よりも適時性が高い私的情報にアクセスできる。一般的に、企業は銀行に決済用の普通預金口座および当座預金口座を開設している。決済口座は顧客のキャッシュ・インフローとキャッシュ・アウトフローについての情報を銀行に提供する。銀行は決済口座の日々の資金の流れをモニターすれば、企業の業務内容をある程度把握することが可能となる（例えば、Nakamura 1993）。しかし、決済口座は銀行ごとに分散されているかもしれない。堀内・村上（1991）の調査によれば、取引銀行のうち平均6.5行を決済銀行として利用しているとされる。それでも、融資先企業との長期的で密接な関係から、他の取引銀行に比して、メインバンクがアクセスできる私的情報量は多い（例えば、Fama 1985）とすれば、メインバンクがこの情報源から最も便益を受け取ると考えられる。

財務報告の質は、コーポレート・ガバナンスにおいて、私的情報によるモニタリングと代替関係にあるとされる（例えば、Ball and Shivakumar 2005）。企業が公的情報の開示を通じて情報の非対称性の緩和を図る場合、質の高い財務報告の需要は高い。他方で、企業が私的情報のコミュニケーションを通じて情報の非対称性の緩和を図る場合、質の高い財務報告の需要は低いと考えられる。

状態依存ガバナンス・モデルは、1970年代後半から1980年代の日本企業の実態を踏まえて定式化されているため、メインバンクが決済口座を直接監視することのみを前提としている。その背後の理由として、青木（1996b, 233）は会計制度の不整備を挙げている。しかし、BIS規制と呼ばれる自己資本比率規制の導入に伴い、金融監督行政のスタイルの変更、会計制度の整備や銀行の信用リスク管理態勢の整備・確立が行われてきた。それらの制度的枠組みの変更は

メインバンク関係に影響を及ぼしている可能性がある。そこで、次節では、自己資本比率規制の変遷に則して、それらの制度的枠組みの変遷を概説する。

3. 自己資本比率規制の変遷

本研究は、1981年度から2009年度までの19年間を分析対象期間として、メインバンク関係が財務報告の質に及ぼす影響を分析する。しかし、この19年間の間に、BIS規制と呼ばれる自己資本比率規制が導入され、それに伴い、金融監督行政のスタイルの変更、会計制度の整備や銀行の信用リスク管理態勢の整備・確立が行われてきた。それらの制度的枠組みの変更はメインバンク関係に影響を及ぼしている可能性がある。そこで、本研究は、佐藤（2007）を参考にして、分析対象期間を、(1) 1981年度から1989年度までを行政指導期、(2) 1990年度から1991年度までを段階適用期、(3) 1992年度から1997年度までを限定適用期、(4) 1998年度から2000年度までを枠組強化期、そして、(5) 2001年度から2009年度までを枠組定着期の5つの期間に分けて、自己資本比率規制の変遷を概説する。

3.1 自己資本比率規制と金融行政の変遷⁽²⁾

はじめに、(1) 1981年度から1989年度までの行政指導期においては、大蔵省通達によって、ギアリング・レシオに基づく自己資本比率規制が行われていた。しかし、その自己資本比率規制のもとでは、大蔵省は、単独ベースのギアリング・レシオを一定水準以上に維持するように促す行政指導をするに留まっていた。それが、1988年のバーゼル銀行監督委員会による自己資本比率規制案の公表を受けて、海外営業拠点を有して国際業務に携わる銀行（以下、国際基準行）には、国際統一基準の自己資本比率規制が適用されることとなった。日本では、

(2) 本項は、金融財政事情研究会（2008）、佐藤（2003; 2007; 2010）、銀行経理問題研究会（2012）、永見野（2005）、西村（2003）、横山（1989）を参考にしてている。

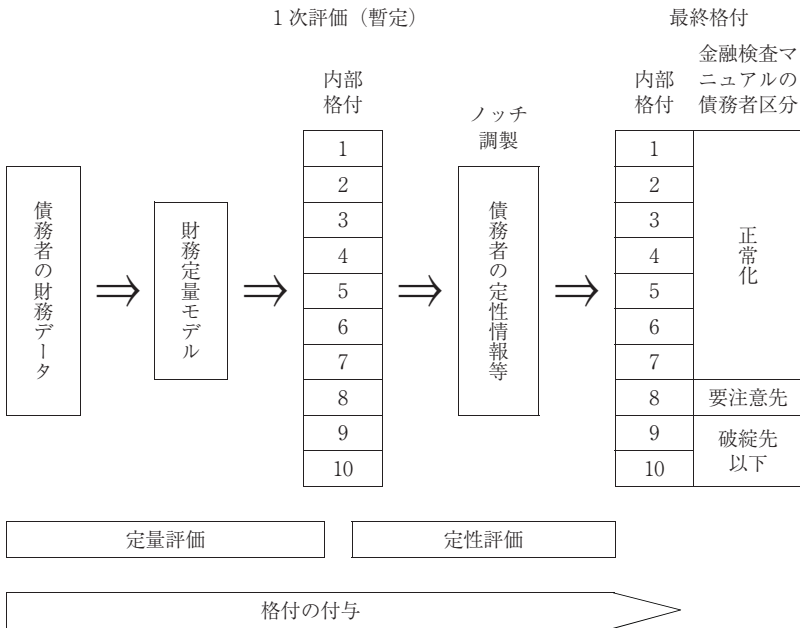
都市銀行、長期信用銀行、信託銀行などの国際基準行には、1993年3月期までに、連結ベースで算出されたリスクアセット基準の自己資本比率を8%以上にすることが要求されることとなった。それに伴い、1992年に銀行法が改正され、日本の自己資本比率規制は、それまでの大蔵省通達による規制から、銀行法に基づく規制へと変更された。

日本では、バーゼルIは段階的に適用され、国際基準行には、(2)1990年度から1991年度までの段階適用期においては7.25%以上、(3)1992年度から1997年度までの限定適用期においては8%以上の目標基準比率の達成が要求されていた。しかし、その目標基準比率への未達は具体的な行政措置の発動と結びついていなかった。さらに、自己資本比率を算出する際の正確性を担保する資産査定や償却・引当ルールなどのインフラ整備も不十分であった。資産査定は大蔵省によって行われ、償却・引当の実務は、税法の繰入基準の規定に則して、法人税法上の無税償却要件を満たすものを中心に実施されていた。その結果、1990年代後半の不良債権処理が問題となっていた頃は、実態に比して貸倒引当金の計上不足の状況、つまり、信用リスクに比して過少な貸倒引当金の計上が一般的であった。そのため、金融監督行政の制度的枠組みの強化が図られることとなったのである。

(4)1998年度から2000年度までの枠組強化期においては、銀行法等の改正により、1998年4月から、金融監督行政の中核的手法となる早期是正措置制度(銀行法第26条)が導入された。それに伴い、従来の事前指導型の金融行政が、自己資本比率という客観的な指標を用いた事後チェック型の金融行政に転換した。1999年3月期から国際統一基準も国内基準も連結・単体基準の自己資本比率規制に係る規定が整備され、国際基準行には8%以上、国内基準行には4%以上の自己資本比率が要求されている。さらに、1999年には、金融検査マニュアルが公表され、信用リスク管理態勢の整備・確立が図られ、資産査定や償却・引当のルールが整備された。資産査定は大蔵省が行うものから、銀行自らが自

行の内部格付けに基づいて、資産査定（つまり、自己査定）を行い、金融検査マニュアルの定める債務者区分に債権を分類することになった。図表1は、銀行の内部格付と金融検査マニュアルの債務者区分との対応関係を示している。図表1が示すように、各銀行の内部格付は定量情報および定性情報を使って決定されるが、金融検査マニュアルは、各銀行の内部格付が、金融検査マニュアルの定めた債務者区分と整合的であること、正確かつ検証可能な客観性のある形で付与されることなどを求めている。

図表1. 内部格付制度と金融検査マニュアルの債務者区分との関係



出所：確井（2013）を参考に筆者作成

また、償却・引当は、法人税法の規定にとらわれることなく、自己査定の結果を踏まえて、会社法や企業会計原則等に基づき、各行が定める基準に従って

実施されることとなった。こうして作成された財務諸表は、公認会計士による外部監査を経て、監督当局の金融検査によってその正確性が評定されるものとなった。これらの枠組み強化の結果、金融機関の破綻件数が、1998年度には30件、1999年度には44件、2000年度には14件、2001年度には56件となっている。そして、主要行の不良債権は、2001年度をピークに減少へと転じ、一連の枠組み強化が定着するに至ったのである。

さらに、(5) 2001年度から2009年度までの枠組定着期においても、2002年10月の「金融再生プログラム」の「新しい金融行政の枠組み」において、「早期是正措置の厳格化」と「早期警戒制度の活用」が示された。まず、早期是正措置に係る業務改善命令を受けた銀行は、それまでの原則3年から原則1年で自己資本比率を改善することとなった。次に、早期是正措置を補強する予防的対応として、早期警戒制度が、2002年12月に導入された。早期警戒制度は、早期是正措置の対象とならない銀行であっても、監督当局による日常のモニタリングによって、将来的に問題が顕在化する兆候のある銀行を洗い出し、その銀行に早目の対応を促すものである。そのため、早期警戒制度の導入は、早期是正措置の対象とならない銀行の経営者に経営改善を推し進めるインセンティブを付与している可能性がある。さらに、2007年3月期からは、バーゼルⅡが日本の銀行に適用されている。

3.2 保有株式の会計基準と自己資本比率との関係

日本の銀行業には、一般事業会社に対する議決権の保有制限がある。いわゆる株式保有の5%ルールである。他方で、たとえば、米国の銀行業では一般事業会社の株式の保有が原則禁止されている。そのため、銀行が取引先企業の株式を最大5%まで保有できることは、日本の銀行業の特徴のひとつとされている。銀行の保有株式の評価は、1968年3月期からは低価法の適用が義務付けられていたが、時価評価が2001年3月期から早期適用され、2002年3月期から本

適用となっている。この銀行の保有株式の評価は、以下で説明するように、自己資本比率と関係している。

バーゼル I の適用後の (2) 1990年度から1991年度までの段階適用期および (3) 1992年度から1997年度までの限定適用期において、銀行の保有株式は低価法で評価されていた。その含み益は、自己資本比率の分子に算入され、有価証券報告書において開示もなされることとなった。まず、銀行業において、保有株式の評価は、1968年3月期からは低価法の適用が義務付けられていた。1967年9月の大蔵省銀行局長通達「銀行の経理基準について」(蔵銀1507号)により、銀行は保有する上場有価証券に関して低価法の適用が義務付けられた。ここで、低価法とは、保守主義の原則に基づいて、含み益の認識はせずに含み損だけを認識する会計ルールである。バーゼル I においては、銀行の保有する株式の含み益は、自己資本比率の分子に算入されることとなった。自己資本比率の算定において、含み損はその分だけ銀行の利益 (= 基本的項目) を減少させる一方で、含み益はその45%相当額が分子の補完的項目に算入されることとなったのである。次に、銀行は、1989年度 (1990年3月期) 決算から、市場性ある有価証券の貸借対照表価額、時価および評価損益について有価証券報告書の「有価証券等の時価情報」の項で開示することが義務付けられた。國村 (1994) は、1994年3月決算の21行を対象にして、未実現利益の変化分が、株式収益率と正の関係にあることを示した。河 (1999) も、1997年時点で BIS 規制を受ける銀行を対象に、1990年3月期から1997年3月期までの分析期間において、保有有価証券の未実現利益の変化分とエクイティ時価の変化分間に正の相関があることを報告している。これらの自己資本比率規制の適用と含み益の開示は、融資先企業の株価に対する銀行の目的関数の感応度を高めると考えられる。

さらに、(4) 1998年度から2000年度までの枠組強化期において、銀行の保有株式の評価方法が低価法から時価評価に変更となり、それに伴い、自己資本比率の算定方法も改正された。まず、1999年1月に、企業会計審議会から「金融

商品に係る会計基準の設定に関する意見書」が公表された。『金融商品会計基準』は、2001年3月期から早期適用が開始され、2002年3月期から本適用となっている。銀行の保有する融資先企業の株式は「その他有価証券」に区分され、決算日において、時価評価されることとなった。さらに、「その他有価証券」には強制評価減、つまり減損が適用されることとなった。それに伴い、自己資本比率規制の改正が行われた。国際基準行については、評価益の45%相当額が補完的項目に算入され、評価損は税効果調整後の全額が基本的項目から控除されることとなった⁽³⁾。これらの保有株式の評価方法の変更と自己資本比率規制の改正は、融資先企業の株価に対する銀行の目的関数の感応度をより高めたと考えられる。

また、(5) 2001年度から2009年度までの枠組定着期においては、2001年11月に「銀行等の株式等の保有の制限等に関する法律（以下、銀行保有株式制限法）」が制定され、銀行等の株式保有は自己資本の範囲に制限された。なお、その制限期限は2004年9月末までであったが、2003年8月30日に施行された銀行株式保有制限法の第二次改正法により、2006年9月まで延期されている。宮島（2011）によると、銀行は、不良債権問題に直面し、償却原資が必要となったため、1997年から保有株売却を開始し、特に、銀行保有株式制限法が制定された2001年の売越額は2.3兆円に達し、2005年まで1兆円から2.5兆円の保有株を売却し続けたとされる。

(3) 1998年3月31日から、単体ベースではあるが、国内基準行にもリスクアセット基準の自己資本比率が適用されることとなった。この修正国内基準と早期是正措置の導入により、リスクアセット基準の自己資本比率の目標未達が明示的なペナルティにつながることとなった。次いで、1999年3月期から、国際統一基準にも国内基準にも連結・単体基準の自己資本比率規制に係る規定が整備された。つまり、単体と連結による二重チェック体制となった。国内基準行では、評価益は分子に算入せず、評価損は税効果調整後の全額が基本的項目から控除される。

4. 仮説

本研究は、はじめに、状態依存ガバナンスが示唆するメインバンク関係を前提にして、主要仮説を設定する。しかし、第3節で概説したように、本研究の分析対象期間には、BIS規制が導入され、それに伴い、金融監督行政のスタイルや会計基準の変更が行われてきた。それらの制度的枠組みの変更はメインバンク関係に影響を及ぼしている可能性がある。そこで、本研究は、自己資本比率規制の側面から、(1) 1981年度から1989年度の行政指導期、(3) 1992年度から1997年度までの限定適用期、そして、(5) 2001年度から2009年度までの枠組定着期の3期間のそれぞれにおいて、仮説を設定する。なお、(2) 1990年度から1991年度までの段階適用期および(4) 1998年度から2000年度までの枠組強化期は、新しい制度への移行期間であるため、仮説を設定しない。

4.1 主要仮説

状態依存ガバナンスにおいて、メインバンクは、平時には、経営者に自由裁量権を与えるが、財務危機時には経営介入する(青木 1995)。しかし、その介入コストは不確実なので、事前や中間のモニタリングを行うインセンティブを持つ。メインバンクは、長期的・継続的な融資関係によって、与信先の私的情報を効率的に収集できる。そのため、状態依存ガバナンス・モデルにおいて、公的情報である財務諸表の質よりも、決済口座の監視から得られる私的情報の重要性のほうが高いとされる。

Khalil and Parigi (1998) は、貸出規模の増加は、モニタリングに時間を割くというシグナルである可能性があることを指摘している。実際に、貸出規模の増加は、借り手の利益報告に影響を及ぼしている(Kang et al. 2000)。また、Lee and Mullineaux (2004) は、シンジケートローンにおいてシェアの高い銀行は、それが低い銀行に比べて、モニタリングのインセンティブが強いと述べ

ている。

もしそうであれば、メインバンクからの融資に依存するほど、コーポレート・ガバナンスにおいて、私的情報に基づくモニタリングの重要度が高く、質の高い財務報告の需要は相対的に低いと予測される。ゆえに、メインバンクからの融資に対する依存度と財務報告の質との間には、負の関係が存在すると予測される。

仮説1：メインバンクからの融資に高依存の企業は、低依存の企業と比べて、財務報告の質は低い。

日本の銀行は取引先企業の株式を最大5%まで保有することを認められており、取引先の株式を保有するメインバンクは株主の側面も併せ持っている。保有株式の下落による含み損や評価損の計上は、その分だけ銀行の利益（＝基本的項目）を減少させ、自己資本比率を低下させる。さらに、この基本的項目の減少は含み益や評価益の補完的項目の参入限度額の低下を招き、ゆえに自己資本比率を低下させる。また、國村（1994）と河（1999）は、保有有価証券の未実現利益の変化分と株式収益率との間に正の相関があることを報告している。よって、メインバンクは融資先企業の株価の低下を防ごうとするインセンティブを持つと考えられる。

しかし、メインバンクは融資先企業の業績が悪化しても容易に市場で保有株式を売却することはない。Kang and Shivdasani（1997）によれば、業績悪化期の前後の期間でも、銀行所有比率の実質的な変化はみられなかった。つまり、メインバンクは実質的な安定株主なのである。メインバンクが保有する融資先企業に関する私的情報は銀行に独占力（monopoly power）を与える（例えば、Rajan 1992; Houston and James 1996）。安定株主であるメインバンクは容易に保有株式を売却できないので、その独占力を使って、事後的に融資先企業から

レントを搾取することが見出されている (Weinstein and Yafeh 1998)。もしそうであれば、メインバンクは融資先企業の株価の低下を防ぐために、その独占力を使って、融資先企業の財務報告の質を高めようとするかもしれない。

財務報告の質の向上は、資本コストの低下を通じて、企業価値を高める。たとえば、Francis et al. (2004) は、利益の質と資本コストの関係を分析して、利益の質が高いほど、資本コストは低下することを示唆している。また、Ogneva et al. (2007) の実証結果も、会計情報の質が高いほど、資本コストは低いことを示している。もしメインバンクが、大株主として融資先企業の経営者の行動をコントロールすることによって、企業の財務報告の質に影響を及ぼすことができるとすれば、メインバンクの所有比率が高いほど、財務報告の質は高いと予測される。

仮説2：メインバンクの所有比率が高い企業は、低い企業と比べて、財務報告の質は高い。

4.2 期間別仮説

まず、1981年度から1989年度の行政指導期における仮説を設定する。初期の日本企業システムに関する理論的・実証的研究は、1970年代後半から1980年代の日本企業の実態を踏まえて、日本企業システムの様々な特徴の定式化を行ったものである (例えば、Aoki 1988; Aoki and Patrick 1994; Aoki and Dore 1994)。状態依存ガバナンス・モデルにおいて、公的情報である財務諸表の質よりも、決済口座の監視から得られる私的情報の重要性のほうが高いとされる。もしそうであれば、仮説1と同様に、メインバンクからの融資に依存するほど、コーポレート・ガバナンスにおいて、私的情報に基づくモニタリングの需要が高く、質の高い財務報告の需要は相対的に低いと予測される。

仮説3-1：1981年度から1989年度の行政指導期において、メインバンクからの融資に高依存の企業は、低依存の企業と比べて、財務報告の質は低い。

次に、1992年度から1997年度までの限定適用期における仮説を設定する。この期間においても、仮説1と同様に、メインバンクからの融資に依存するほど、コーポレート・ガバナンスにおいて、質の高い財務報告の需要は相対的に低いと予測される。

しかし、わが国が1990年代に経験した金融危機は、その本質において「銀行危機」であった（例えば、池尾 2009）。実際に、銀行は機能不全を起こしており（例えば、Uchida and Nakagawa 2007）、そのため、銀行借入の依存度が高い企業ほど、パフォーマンスが悪化したとされる（例えば、Kang and Stulz 2000; Spiegel and Yamori 2003）。Kang and Stulz（2000）は、1990年から1993年の日本の上場企業のデータを使って、借入金／総資産または借入金／負債の2つの財務指標の点で、銀行依存が高い企業ほど、株式収益率が低いことを見出している。Spiegel and Yamori（2003）は1988年から1999年の日本の上場企業のデータを使って、メインバンクの株式収益率が、融資先企業の平均的な株式収益率に及ぼす影響を分析している。その結果、メインバンクの格付が高いほど、負の影響を及ぼすが、格付が低いほど、正の影響を及ぼすことを見出している。それはメインバンクの業績不振が融資先企業の業績に影響を及ぼしていることを示唆している。

また、銀行は、不良債権比率の増加や自己資本比率の低下を避けるために、不良債権処理を先送りしていた。不良債権を償却・引当をするほど、自己資本比率は低下する。しかし、事前指導型の金融行政のもと、資産査定は大蔵省によって行われ、償却・引当の実務は、税法の繰入基準の規定に則して、法人税法上の無税償却要件を満たすものを中心に実施されていた。当時の銀行には、

不良債権の認定や償却・引当に自由裁量がない一方で、不良債権の認定を避けるための裁量の余地が残されていた。そこで、銀行は、経営再建の見込みの乏しい企業に対して「追い貸し」をしたとされる（例えば、Peek and Rosengren 2005）。そうすれば、銀行は不良債権の損失処理を先送りし、自己資本比率の低下を免れたからである。

この期間において、銀行間の程度の差はあるにせよ、銀行業全体の健全性が悪化しており、そのことは、パフォーマンス以外にも、融資先企業に悪影響を及ぼしていた可能性がある。もしそうであれば、この期間においては、メインバンクからの融資への依存度が高いほど、公的情報としての財務報告の質は、より低下しているかもしれない。

仮説3-2：1992年度から1997年度までの限定適用期において、メインバンクからの融資に高依存の企業は、低依存の企業と比べて、財務報告の質は低い。

最後に、2001年度から2010年度までの枠組定着期における仮説を設定する。米国のように、企業が公的情報の開示を通じて情報の非対称性の緩和を図る経済では、質の高い財務報告の需要は高いと考えられる。Treacy and Carey (1998) は、内部信用リスク格付システムについて調査を行い、定量情報と定性情報の両建てで、借手の信用リスクの評価を行っていることを報告している。大手銀行は、借手の財務状態に加えて、借手の財務諸表の信頼性(reliability)や経営者の質もリスク要因として分析していた。特に重要なのは、信用リスクを評価する際に、すべての内部信用リスク格付システムが、借手のマネジメントを重要事項として考慮している点であった。そのため、財務報告の質は、定量情報とも定性情報（例えば、経営者の質や財務諸表の信頼性）とも関連すると考えられる（Ahn and Choi 2009）。たとえば、利益増加型の利益調整

は収益性の指標を高める一方で、その経営者の質や財務諸表の信頼性の指標を低下させるかもしれない。Ahn and Choi (2009) は、米国において、融資規模第1位の銀行からの融資依存度が高まるにつれ、利益調整の程度は減少すると報告している。

他方で、日本のように、メインバンクが企業と私的情報のコミュニケーションを通じて、情報の非対称性の緩和を図る経済では、これまで議論してきたように、質の高い財務報告の需要は低いと考えられる。しかし、日本においても、銀行の信用リスク管理態勢が整備・確立されたのであれば、メインバンクは融資先企業に対して高い財務報告の質を要求すると考えられる。

早期是正措置の導入によって、銀行は、信用リスク管理態勢を整備・確立することが求められた。金融検査マニュアルによると、「債権の査定に当たっては、原則として、内部格付を行い、内部格付に基づき債務者区分を行った上で、債権の資金用途等の内容を個別に検討し、担保や保証等の状況を勘案のうえ、債権の回収の危険性又は価値の毀損の危険性の度合いに応じて、分類を行うものとする。」とされる。内部格付は、債務者の財務内容、内部格付業者による格付、信用調査機関の情報などに基づき、債務者の信用リスクの程度に応じて、債務者の格付を決定する制度である。図表1で示したように、内部格付は、はじめに財務比率などによる定量情報でランク付けされ、次いで定性情報を使って修正が施される。金融検査マニュアルは、さらに、その内部格付が、金融検査マニュアルの定めた債務者区分と整合的であること、正確かつ検証可能な客観性のある形で付与されることなどが求めている。こうした信用リスク管理態勢の整備・確立によって、日本においても、メインバンクは、融資先企業に対して高い財務報告の質を要求すると考えられる。よって、2001年度から2009年度までの枠組定着期において、メインバンクからの融資に依存するほど、コーポレート・ガバナンスにおける質の高い財務報告の需要は高いと予測される。

仮説3-3：2001年度から2009年度までの枠組定着期において、メインバンクからの融資に高依存の企業は、低依存の企業と比べて、財務報告の質は高い。

5. 研究デザイン

5.1 財務報告の質の尺度の定義と推定モデル

仮説を検証するために、はじめに財務報告⁽⁴⁾の質の尺度を定義する。先にも述べたように、メインバンクによる融資先企業のモニタリングの目的は、融資前後に行われる融資先企業の機会主義的行動を防ぐことによって、銀行の信用リスクを低下させることである。モニタリング対象となる情報は、財務報告における融資先企業の営業活動に関する情報のうち、期待キャッシュフローに関連する情報である。多くの先行研究で明らかとされているように、将来の期待キャッシュフローの推定に有用な情報は、アクルーアルズを含む利益情報である (Wilson 1986; Rayburn 1986; Bowen et al. 1987; 河 2001)。企業の機会主義的な行動は、キャッシュフローの配分情報であるアクルーアルズへの影響を通じて、将来キャッシュフローに影響を与える (Dechow and Dichev 2002)。

以上の観点から、本研究は、従来からガバナンス研究で用いられてきた裁量的アクルーアルズを財務報告の質の尺度として利用する。もし、融資先企業の機会主義的行動によってアクルーアルズを過大(過小)に計上する、将来キャッシュフローと関連しないエラーがアクルーアルズに混入するといった場合には、アクルーアルズと将来キャッシュフローとの関連性が損なわれると考えられる。したがって、当該情報を用いて推定した期待キャッシュフローと実際の将来キャッシュフローとの関連性が低下するため、財務報告の質は低下す

(4) 公的情報としての財務報告は一般に、「財務諸表及び財務諸表の信頼性に重要な影響を及ぼす開示事項等に係る外部報告」として定義される(平成十九年八月十日内閣府令第六十二号)。「財務諸表の信頼性に重要な影響を及ぼす開示事項等」とは、有価証券報告書における財務諸表以外の内容における、財務諸表の表示等を用いた記載のことを指す(企業会計審議会 2011)。

ると理解できる。

裁量的アクルーアルズは、以下の(1)式、(2)式を用いて推定する。

$$Acc_{it} = \alpha_{10} + \alpha_{11}(\Delta Sales_{it} - \Delta AR_{it}) + \alpha_{12}PPE_{it} + \varepsilon_{1it} \quad (1)$$

$$Acc_{it} = \alpha_{20} + \alpha_{21}(\Delta Sales_{it} - \Delta AR_{it}) + \alpha_{22}PPE_{it} + \alpha_{23}CFO_{it} + \varepsilon_{2it} \quad (2)$$

$$MJones_{it} = |\hat{\varepsilon}_{1it}|$$

$$CFMJones_{it} = |\hat{\varepsilon}_{2it}|$$

ここで、*Acc*：総アクルーアルズ

Sales：売上高

AR：売上債権

PPE：償却対象有形固定資産

CFO：営業キャッシュフロー

(1)式は Dechow et al. (1995) における修正 Jones モデル、(2)式は Kasznik (1999) におけるキャッシュフロー修正 Jones モデルである。裁量的アクルーアルズは、Jones (1991) 以降いくつかの推定モデルが示されているが、本研究では先行研究でも頻繁に用いられている両モデルに基づく値を利用することとする。裁量的アクルーアルズ (*MJones*, *CFMJones*) は、上記の両モデルを業種・年度別にクロスセクション回帰により推定した際の残差の絶対値とする。したがって、*MJones* ないし *CFMJones* が小さければ (大きければ)、メインバンクのモニタリングによって融資先企業の機会主義的行動は抑制され (抑制されず)、財務報告の質は高い (低い) と解釈される。なお、営業キャッシュフローは間接法により推定し⁽⁵⁾、分散不均一性の緩和のため全ての変数を期中

(5) 本研究では、アクルーアルズを個別貸借対照表と個別損益計算書から間接的に求めているため、Hribar and Collins (2002) で指摘される測定誤差の問題が生じることは否めない。この点については今後も議論する必要がある。

平均総資産額でデフレートする。

5.2 分析モデル

前項で示した裁量的アクルーアルズを被説明変数とし、メインバンクからの借入比率 ($MBDebt$) およびメインバンクの所有比率 ($MBOwn$)、コントロール変数を説明変数とする以下の(3)式を推定し、係数の有意性検定を行うことで仮説を検証する。 $MBDebt$ は、企業のメインバンクからの融資に対する依存度の代理変数である。メインバンクの視点に立てば、 $MBDebt$ は、融資先企業に対するモニタリング・インセンティブの大きさを表す変数と言い換えることができる。メインバンクは、公的情報である財務報告と私的情報を統合して、融資先企業をモニタリングする。状態依存ガバナンスの想定のもとでは、メインバンクは私的情報に基づくモニタリングを重視する。そのため、 $MBDebt$ が高いほど、公的情報としての質の高い財務報告の需要は相対的に低いと予測される(仮説1；仮説3-1；仮説3-2)。その一方で、2001年度から2009年度までの枠組定着期に限っては、信用リスク管理態勢の整備・確立によって、 $MBDebt$ が高いほど、公的情報としての質の高い財務報告の需要は相対的に高いと予測される(仮説3-3)。各仮説に対応し、(3)式は全期間(仮説1；仮説2)で推定するほか、期間別(仮説3-1；3-2；3-3)でも推定する。なお、(3)式の推定に際し、 t 値を企業と年度のクラスタリングに対して頑健な(2 way cluster-robust)標準誤差に基づいて計算する(Cameron et al. 2011)。

$$\begin{aligned}
 RQ_{it} = & \beta_0 + \beta_1 MBDebt_{it} + \beta_2 MBOwn_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 Size_{it} \\
 & + \beta_5 Lev_{it} + \beta_6 Loss_{it} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

ここで、 $RQ = \{MJones, CFMJones\}$ ：財務報告の質の尺度(裁量的アクルーアルズ)

MBDebt : メインバンクからの借入比率

MBOwn : メインバンクの所有比率

ROA : 総資本事業利益率 : 収益性の代理変数

Size : 総資産額の自然対数 : 企業規模の代理変数

Lev : 財務レバレッジ

Loss : 赤字に関するダミー変数

仮説1, 仮説3-1, ならびに仮説3-2より, *MBDebt* の係数は, 全期間, (1) 行政指導期, (3) 限定適用期で推定した場合に正になると予想される。一方, 仮説3-3より, *MBDebt* の係数は (5) 枠組定着期で推定した場合に負になると予想される。また, 仮説2より, *MBOwn* の係数は全期間で推定した場合, 期間別で推定した場合ともに負になると予想される。

メインバンク変数以外に加えた説明変数のうち, *ROA* は収益性のコントロール変数である。アクルーアルズは, 同時期ないしは過去の業績と関連を持つことが知られている (例えば, Guay et al. 1996; Healy 1996; Dechow et al. 1995; Dechow et al. 1998; Barth et al. 2001)。したがって, 業績によるアクルーアルズの変化は, 裁量的アクルーアルズの測定誤差を生じさせる (Kothari et al. 2005)。この点をコントロールするために, 本研究では収益性の代理変数である *ROA* をコントロール変数として加えているが, 係数の符号は予測できない。

企業は, その規模が大きければ大きいほど, 利益を減らす会計方針を選択するとする規模仮説 (Watts and Zimmerman 1986, 訳書: 261-264) がよく知られている。しかしその一方で, 規模が大きな企業ほど経営の安定性は高く将来の経営状況が予測しやすいため, アクルーアルズにおける見積もり誤差が小さくなるという指摘もある (Dechow and Dichev 2002)。また, 規模が大きな企業ほど厳格な内部統制メカニズムを有するとともに, 外部の利害関係者による

厳しいモニタリングに曝されると考えられる。本研究は企業の規模の代理変数として *Size* を加えているが、後者の視点から係数の符号は負になると予想する。

Watts and Zimmerman (1986, 訳書: 261-264) では、負債の利用度(負債比率)が高ければ高いほど、経営者は利益を増やす会計方針を選択するとする負債仮説を説明している。この影響をコントロールするために、負債比率の代理変数 *Lev* をモデルに加え、係数の期待符号は正になると予想される。また Fukuda and Hirota (1996) は、負債比率とメインバンクからの融資比率との間に正の相関があることを見出している⁽⁶⁾。推定モデルに *Lev* を加えることで、この点についてもコントロールできると考えられる⁽⁷⁾。

赤字に関するダミー変数 *Loss* は、損失回避に関する代理変数である。首藤(2010)では、Burgstahler and Dichev (1997) にしたがった分布アプローチを用いて、日本企業が損失回避に特に積極的であることが示されている。一方、裁量的な会計行動を行っても損失が回避できない場合は、極端な利益減少型の報告利益管理行動、すなわちビッグ・バスを行って、その期の利益を将来に繰り延べる可能性がある(首藤 2010, 第3章)。ゆえに *Loss* の係数の符号は正になると予想される。なお、変数の詳細な定義は図表2でまとめてある。次項では、本研究で用いたサンプル選択基準と各変数の記述統計量について説明する。

5.3 データ

本研究は、1981年4月期から2010年3月期までの全上場企業のうち、一般事業会社(その他金融業除く)の個別財務諸表を分析対象としている⁽⁸⁾。このう

(6) Fukuda and Hirota (1996) は、被説明変数としてメインバンク融資比率と負債比率を用いた連立方程式を2SLSで推定し、メインバンク融資比率と負債比率との正の相関を見出している。その結果から、メインバンク関係が強いほど、負債のエイジェンシー・コストが低いと解釈している。

(7) また負債比率は、企業の財務状態の代理変数でもある。状態依存ガバナンス・モデルにおいて、融資先企業の財務状態が悪化した場合に、メインバンクは経営介入を行うことがある。このような経営介入は企業のアクルーアルズにも影響を与えるため、この点についても *Lev* を加えることでコントロールできると考えられる。

図表2. 変数表

変数名	説明	定義
Acc_{it}	総アクルールズ	$\{(\Delta \text{流動資産} - \Delta \text{現金等}) - (\Delta \text{流動負債} - \Delta \text{短期負債}) - (\text{減価償却費} + \text{長期性引当金})\} / \text{期中平均総資産}$
$EBXI_{it}$	特別損益控除前利益	$(\text{税引前当期純利益} - \text{特別利益} + \text{特別損失}) / \text{期中平均総資産}$
CFO_{it}	営業キャッシュフロー	$EBXI_{it} - Acc_{it}$
(1), (2) 式 $Sales_{it}$	売上高	売上高 / 期中平均総資産
AR_{it}	売上債権	売上債権 / 期中平均総資産
PPE_{it}	償却対象有形固定資産	償却対象有形固定資産 / 期中平均総資産
$MJones_{it}$	修正 Jones モデル (Dechow et al. 1995) に基づく裁量的アクルールズ	(1) 式の残差の絶対値
$CFMJones_{it}$	キャッシュフロー修正 Jones モデル (Kasznik 1999) に基づく裁量的アクルールズ	(2) 式の残差の絶対値
RQ_{it}	財務報告の質の尺度 (裁量的アクルールズ)	$MJones_{it}$ または $CFMJones_{it}$
$MBDebt_{it}$	メインバンクからの借入比率	メインバンクからの借入金 / (借入金 + 社債合計)
$MBOwn_{it}$	メインバンクの所有比率	メインバンク持株数 / 普通株発行済株式数
(3) 式 ROA_{it}	総資本事業利益率： 収益性の代理変数	事業利益 / 期中平均使用総資本
$Size_{it}$	総資産の自然対数： 企業規模の代理変数	総資産の自然対数
Lev_{it}	財務レバレッジ： 負債利用度の代理変数	総負債 / 総資産
$Loss_{it}$	赤字ダミー変数： 損失回避に関する代理変数	税引後当期純利益が負であれば1, そうでなければ0をとるダミー変数

ち、(1) 決算月数が12か月以外のオブザベーション、(2) メインバンクデータが利用できないオブザベーション、(3) 産業・年度別クロスセクションで裁量的アクルールズが計算できないオブザベーション、(4) 各変数の上下0.5%の外れ値として除外し、最終的に3,327社55,659企業・年をサンプルとして抽出

(8) 個別財務諸表を対象とする理由は、『金融機関別借入金データベース』(日本経済新聞社)において、各銀行からの借入額が、個別財務諸表基準でのみ利用可能なためである。

図表 3. サンプル選択基準

サンプル選択基準	サンプル数
銀行・証券・保険・その他金融業を除く全上場企業の1981年4月決算期から2010年3月決算期までの個別財務諸表	3,783社 80,482企業-年
(1) 決算月数が12カ月未満の OBS	(- 1,754企業-年
(2) メインバンクデータが利用できない OBS	(- 15,930企業-年
(3) 産業・年度別クロスセクションで裁量的アクルールズが計算できない OBS	(- 4,157企業-年
(4) 各変数の上下0.5%の外れ値	(- 2,982企業-年
最終サンプル	3,327社 55,659企業-年

した。サンプル選択の詳細は図表 3 で示している。

本研究におけるメインバンクは、『会社四季報』（東洋経済新報社）各号の【銀行】欄に最初に記載されている銀行と定義⁽⁹⁾する。メインバンクの所有比率⁽¹⁰⁾は、1980年から1991年までは『企業系列総覧』（東洋経済新報社）を、1992年から2002年までは『大株主データ』（東洋経済新報社）を、2003年から2010年までは『日経 NEEDS 大株主データ』を利用した。メインバンク変数 (*MBDebt*, *MBOwn*) の計算に用いた個別財務諸表データと借入金データはそれぞれ『企業財務データベース』（日本経済新聞社）と『金融機関別借入金データベース』（日本経済新聞社）を利用した。財務報告の質の尺度として用いた *MJones* ならびに *CFMJones* は、サンプルと同期間の全上場企業・一般事業会社（その他金融業除く）の個別財務諸表データを利用し、業種・年度別のクロスセクション回帰により推定した。なお、アクルールズは間接法により求め、(1) 式および (2) 式の推定の際に20オブザベーション未満の業種・年度は分析から除いている。裁量的アクルールズとコントロール変数の計算に用いた財務データは、『NEEDS- FinancialQUEST』（日本経済新聞社）を使用した。

(9) このメインバンクの特定化については広田・堀内 (2001) を参照のこと。

(10) 20大株主にメインバンクがない場合は、メインバンク所有比率 (*MBOwn*) をゼロとしている。

図表4. 変数の記述統計量 (N=55,659)

変数名	平均値	標準偏差	Q1	中央値	Q3
<i>MJones_{it}</i>	0.037	0.037	0.012	0.026	0.048
<i>CFMJones_{it}</i>	0.031	0.031	0.010	0.021	0.040
<i>MBDebt_{it}</i>	0.191	0.177	0.026	0.164	0.294
<i>MBOwn_{it}</i>	0.032	0.018	0.018	0.038	0.048
<i>ROA_{it}</i>	0.043	0.050	0.015	0.036	0.067
<i>Size_{it}</i>	24.489	1.366	23.574	24.380	25.309
<i>Lev_{it}</i>	0.567	0.213	0.415	0.578	0.735
<i>Loss_{it}</i>	0.152	0.359	0.000	0.000	0.000

図表4では、本研究で用いた変数の記述統計量を示している。*MJones*, *CFMJones*, ならびにコントロール変数の各統計量は、日本における先行研究とほぼ似通った値を示している。図表5では、年度別・分析期間別のオブザベーション数と、*Lev*, *MBDebt*, ならびに *MBOwn* の分布を示している。*Lev* は1981年度からほぼ単調に減少しており、1980年代の(1)行政指導期と2000年代の(5)枠組定着期では約17%の差異が認められる。*MBDebt* は、1985年度から減少していくが、1995年度から2002年度に向けて増加している。(3)1992年度から1997年度までの限定的適用期における *MBDebt* の増加は、追い貸しの影響を受けている可能性がある。しかしその後は再度減少に転じ、2000年代後半には20%を下回る水準で推移している。*MBOwn* は、1990年代中盤まではほぼ横ばいに推移しているものの、1990年代後半からは徐々に減少し、2000年代後半には平均2.2%にまで低下している。期間別に観察すると、(1)行政指導期から(4)枠組強化期までは大きな変化は認められないが、(5)枠組定着期において1%程度の大きな減少が認められる。年度別のオブザベーション数は、1981年度が最も少ない1,280企業-年であり、最も多いのが2006年度の2,439企業-年である。

各変数間の相関係数を示した図表6において、裁量的アクルーアルズ

図表 5. *MDebt* と *MBOwn* の年度別分布

期間	年度 ¹	N	<i>Lev_{it}</i>		<i>MDebt</i>		<i>MBOwn</i>	
			平均	標準偏差	平均	標準偏差	平均	標準偏差
(1) 行政指導期	1981	1,280	0.712	0.170	0.203	0.152	0.039	0.021
	1982	1,309	0.699	0.177	0.205	0.152	0.039	0.020
	1983	1,331	0.690	0.181	0.202	0.153	0.039	0.020
	1984	1,379	0.686	0.182	0.203	0.159	0.039	0.019
	1985	1,436	0.666	0.186	0.200	0.157	0.039	0.019
	1986	1,500	0.657	0.191	0.193	0.162	0.039	0.017
	1987	1,429	0.654	0.188	0.185	0.158	0.037	0.015
	1988	1,349	0.645	0.184	0.179	0.155	0.037	0.015
	1989	1,387	0.615	0.184	0.170	0.157	0.036	0.015
	小計	12,400	0.669	0.185	0.193	0.157	0.038	0.018
(2) 段階適用期	1990	1,510	0.606	0.187	0.169	0.157	0.037	0.015
	1991	1,665	0.606	0.189	0.165	0.157	0.038	0.015
	小計	3,175	0.606	0.188	0.167	0.157	0.038	0.015
(3) 限定適用期	1992	1,736	0.601	0.194	0.165	0.154	0.038	0.015
	1993	1,788	0.590	0.198	0.164	0.152	0.038	0.015
	1994	1,835	0.585	0.199	0.164	0.153	0.038	0.015
	1995	2,057	0.579	0.200	0.179	0.160	0.037	0.015
	1996	2,210	0.568	0.203	0.189	0.164	0.036	0.015
	1997	2,249	0.562	0.208	0.201	0.174	0.036	0.015
	小計	11,875	0.580	0.201	0.178	0.161	0.037	0.015
	(4) 枠組強化期	1998	2,267	0.556	0.214	0.209	0.172	0.036
1999		2,283	0.547	0.213	0.200	0.177	0.035	0.016
2000		2,334	0.550	0.212	0.206	0.183	0.033	0.016
小計		6,884	0.551	0.213	0.205	0.178	0.035	0.016
(5) 枠組定着期	2001	2,351	0.535	0.218	0.209	0.189	0.032	0.017
	2002	2,366	0.528	0.220	0.214	0.199	0.029	0.018
	2003	2,314	0.514	0.212	0.200	0.196	0.026	0.018
	2004	2,356	0.500	0.211	0.190	0.195	0.024	0.018
	2005	2,385	0.489	0.205	0.191	0.199	0.023	0.018
	2006	2,439	0.489	0.206	0.194	0.201	0.022	0.018
	2007	2,408	0.486	0.209	0.189	0.202	0.022	0.018
	2008	2,362	0.485	0.219	0.193	0.200	0.022	0.018
	2009	2,344	0.477	0.215	0.191	0.199	0.022	0.018
	小計	21,325	0.500	0.213	0.197	0.198	0.025	0.018
合計	55,659	0.567	0.213	0.191	0.177	0.032	0.018	

1 4 月期から翌年 3 月期までを同一の年度決算としている。

図表 6. 変数の相関表 (N=55,659)

	1	2	3	4	5	6	7	8
1 $MJones_{it}$		0.784**	0.045**	-0.135**	-0.017**	-0.137**	0.041**	0.095**
2 $CFMJones_{it}$	0.717**		0.043**	-0.152**	-0.008	-0.144**	0.028**	0.094**
3 $MBDebt_{it}$	0.040**	0.039**		0.088**	-0.145**	-0.291**	0.214**	0.101**
4 $MBOwn_{it}$	-0.090**	-0.107**	0.124**		-0.163**	0.144**	0.170**	-0.009*
5 ROA_{it}	-0.015**	-0.018**	-0.194**	-0.150**		-0.042**	-0.397**	-0.480**
6 $Size_{it}$	-0.122**	-0.127**	-0.272**	0.112**	-0.041**		0.130**	-0.077**
7 Lev_{it}	0.041**	0.036**	0.294**	0.163**	-0.433**	0.109**		0.132**
8 $Loss_{it}$	0.082**	0.084**	0.108**	0.001	-0.517**	-0.078**	0.135**	

上三角行列：Pearson の相関係数、下三角行列：Spearman の相関係数

** 1%水準で有意、* 5%水準で有意

($MJones$, $CFMJones$) と $MBDebt$ との相関は、Pearson の積率相関係数、Spearman の順位相関係数ともに有意に正である。一方、裁量的アクルーアルズと $MBOwn$ との相関係数はともに有意に負である。単変量解析の結果ではあるが、仮説 1 および仮説 2 と整合的な結果を示している。この他、 $MBDebt$ と ROA との相関は有意に負であり、収益性が高い企業ほどメインバンクからの借入に頼らない経営を行っていることが示唆される。また、 $MBDebt$ と $Size$ との相関は有意に負であり、規模の大きな企業ほど複数の銀行に分散して資金調達をしている、ないしはいわゆるメイン寄せの影響が軽微であることを示していると考えられる。この他、多重共線性などを通じて分析に影響を与えるような説明変数間の大きな相関関係は示していない。次節では、前項における分析モデルの推定結果について考察する。

6. 分析結果

6.1 仮説の検証結果

図表 7 では、仮説 1 および仮説 2 の検証のために行った(3)式の推定結果を示している。表の左半分は $MJones$ を被説明変数とした場合の分析結果、表の

右半分は *CFMJones* を被説明変数とした場合の分析結果である。また、それぞれ、*MBDebt* のみを用いた分析結果、*MBOwn* のみを用いた分析結果、両者を用いた分析結果を Model 1 から Model 3 と表現している。*MBDebt* の係数は、*MJones* を被説明変数とした場合に Model 1 で -0.003 ($t=-2.627$)、Model 3 で -0.000 ($t=-0.053$) であり、予想に反して負の値を示している。*CFMJones* を被説明変数とした場合も同様に、Model 1 で -0.003 ($t=-2.879$)、Model 3 で -0.000 ($t=-0.068$) であり、負の値を示している。また、どちらの被説明変数を用いた場合でも、*MBDebt* のみを用いた Model 1 における *MBDebt* の係数は 1%水準で有意である。したがって、本研究の仮説 1 「メインバンクからの融資に高依存の企業は、低依存の企業と比べて、財務報告の質は低い」は支持されない。

一方 *MBOwn* の係数は、*MJones* を被説明変数とした場合の Model 2 で -0.256 ($t=-26.013$)、Model 3 で -0.256 ($t=-26.076$) であり、予想通り有意な負の値を示している。*CFMJones* を被説明変数とした場合も同様に、Model 2 で -0.239 ($t=-29.169$)、Model 3 で -0.239 ($t=-29.232$) であり、予想通り有意な負の値を示している。この結果から、本研究の仮説 2 「メインバンクの所有比率が高い企業は、低い企業と比べて、財務報告の質は高い」は支持された。すなわち、メインバンクによる株式所有は、融資先企業の株式価値低下を避け、かつ自身の自己資本比率を維持するインセンティブによって、財務報告の質の向上を促し、融資先企業の資本コストを低下させている可能性が示唆された。この他、コントロール変数の係数は全て 1%水準で有意であり、係数の符号も、*ROA* を除いて全て期待通りであった。

図表 7 において、Model 1 においてのみ、*MBDebt* の係数が負の値を示したのは、仮説 3-1 から仮説 3-3 で述べたように金融行政、銀行実務、ならびに会計制度等の変化の影響によるものと考えられる。図表 8 では、仮説 3-1 から仮説 3-3 の検証のために行った(3)式の期間別推定結果を示している。

図表7. メインバンクと裁量的アクルーアルズ：全サンプルによる分析 (N=55,659)

$$RQ_{it} = \beta_0 + \beta_1 MBDebt_{it} + \beta_2 MBOwn_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 Size_{it} + \beta_5 Lev_{it} + \beta_6 Loss_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

説明変数	予測符号	被説明変数：MJones _{it}			被説明変数：CFMJones _{it}		
		Model 1 係数 t 値	Model 2 係数 t 値	Model 3 係数 t 値	Model 1 係数 t 値	Model 2 係数 t 値	Model 3 係数 t 値
定数項		0.121 35.818**	0.116 38.494**	0.116 35.031**	0.105 36.589**	0.100 39.564**	0.100 35.798**
MBDebt _{it}	+	-0.003 -2.627**		-0.000 -0.053	-0.003 -2.879**		-0.000 -0.068
MBOwn _{it}	-		-0.256 -26.013**	-0.256 -26.076**		-0.239 -29.169**	-0.239 -29.232**
ROA _{it}	?	0.038 7.389**	0.023 4.594**	0.023 4.592**	0.036 8.219**	0.023 5.200**	0.023 5.199**
Size _{it}	-	-0.004 -28.837**	-0.003 -27.961**	-0.003 -25.557**	-0.003 -29.733**	-0.003 -28.863**	-0.003 -26.210**
Lev _{it}	+	0.012 13.367**	0.014 15.692**	0.014 15.340**	0.009 11.434**	0.010 13.922**	0.010 13.651**
Loss _{it}	+	0.010 18.516**	0.009 16.533**	0.009 16.518**	0.009 19.443**	0.008 17.236**	0.008 17.223**
Adj.R ²		0.030	0.044	0.044	0.031	0.049	0.049

** 1%水準で有意, * 5%水準で有意

t 値は、企業と年度のクラスタリングに対して頑健な (2 way cluster-robust) 標準誤差に基づいて計算している (Cameron et al. 2011)。

この図表では、MBDebt と MBOwn をともに説明変数として用いた結果のみを示している。また、MJones を被説明変数とした推定結果をパネル A、CFMJones を被説明変数とした推定結果をパネル B としている。

(1) 行政指導期における MBDebt の係数は、パネル A で 0.004 (t=1.553)、パネル B で 0.000 (t=0.271) であり、ともに正の値を示しているものの有意ではない。したがって、本研究の仮説 3-1 「1981年度から1989年度の行政指導期において、メインバンクからの融資に高依存の企業は、低依存の企業と比べて、財務報告の質は低い。」は支持されない。この結果は、質の高い財務報告の需要が相対的に低いからといって、その融資先企業の経営者が質の低い財務報告を行うとは限らないことを示唆している。

次に、(3) 限定適用期における *MBDebt* の係数は、パネル A で0.005 ($t=2.242$)、パネル B で0.005 ($t=2.731$) であり、前者は5%水準、後者は1%水準で有意に正の値を示している。したがって、本研究の仮説3-2「1992年度から1997年度までの限定適用期において、メインバンクからの融資に高依存の企業は、低依存の企業と比べて、財務報告の質は低い。」は支持された。限定適用期においては、公的情報としての質の高い財務報告の需要が相対的に低かったことに加えて、銀行間の程度の差はあるものの、銀行業全体の財務の健全性が悪化していた時期であった。そのため、メインバンクは、不良債権の認定を避けたり、自己資本比率をかさ上げしたりするために、追い貸しのほかに、融資先企業に利益マネジメントを促していた可能性も指摘される。

また、(5) 枠組定着期における *MBDebt* の係数は、パネル A で-0.006 ($t=-3.692$)、パネル B で-0.005 ($t=-3.602$) であり、ともに1%水準で有意に負の値を示している。したがって、本研究の仮説3-3「2001年度以降の枠組定着期において、メインバンクからの融資に高依存の企業は、低依存の企業と比べて、財務報告の質は高い。」は支持された。枠組定着期においては、図1で示したように、内部格付は、はじめに財務比率などによる定量情報でランク付けされ、次いで定性情報を使って修正が施される。金融検査マニュアルは、さらに、その内部格付が、金融検査マニュアルの定めた債務者区分と整合的であること、正確かつ検証可能な客観性のある形で付与されることなどを求めている。そのため、メインバンクが融資先企業に対して質の高い財務報告を求めていると考えられる。

このほか、(2) 段階適用期における *MBDebt* の係数は、パネル A で0.009 ($t=1.858$)、パネル B で0.006 ($t=1.602$) であり、有意ではない正の値を示している。また、(4) 枠組強化期における *MBDebt* の係数も、パネル A で0.002 ($t=0.566$)、パネル B で0.004 ($t=1.707$) であり、(2) 段階適用期と同様に有意ではない正の値を示している。この両期間について、メインバンクからの借入

図表 8. メインバンクと裁量的アクルーアルズ：期間別分析

$$RQ_{it} = \beta_0 + \beta_1 MBDebt_{it} + \beta_2 MBOwn_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 Size_{it} + \beta_5 Lev_{it} + \beta_6 Loss_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

パネル A 被説明変数： $MJones_{it}$

説明変数	予測符号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		行政指導期 1981-1989 N=12,400 係数 t 値	段階適用期 1990-1991 N=3,175 係数 t 値	限定適用期 1992-1997 N=11,875 係数 t 値	枠組強化期 1998-2000 N=6,884 係数 t 値	枠組定着期 2001-2009 N=21,325 係数 t 値
定数項	?	0.109 16.916**	0.112 8.640**	0.090 13.801**	0.083 8.497**	0.140 25.084**
$MBDebt_{it}$	+ / -	0.004 1.553	0.009 1.858	0.005 2.242*	0.002 0.566	-0.006 -3.692**
$MBOwn_{it}$	-	-0.096 -5.374**	-0.152 -3.422**	-0.182 -7.853**	-0.291 -8.600**	-0.305 -18.198**
ROA_{it}	?	-0.027 -2.050*	-0.032 -1.490	0.013 1.067	0.034 2.444*	0.027 3.450**
$Size_{it}$	-	-0.003 -11.811**	-0.003 -5.999**	-0.002 -9.574**	-0.002 -5.239**	-0.004 -19.375**
Lev_{it}	+	0.001 0.409	0.002 0.553	0.011 6.410**	0.018 6.763**	0.023 14.113**
$Loss_{it}$	+	0.003 1.618	0.003 0.836	0.007 5.982**	0.010 7.924**	0.010 11.202**
$Adj.R^2$		0.021	0.026	0.032	0.043	0.057

パネル B 被説明変数： $CFMJones_{it}$

説明変数	予測符号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		行政指導期 1981-1989 N=12,400 係数 t 値	段階適用期 1990-1991 N=3,175 係数 t 値	限定適用期 1992-1997 N=11,875 係数 t 値	枠組強化期 1998-2000 N=6,884 係数 t 値	枠組定着期 2001-2009 N=21,325 係数 t 値
定数項	?	0.084 16.111**	0.103 8.710**	0.073 13.478**	0.069 8.403**	0.129 27.289**
$MBDebt_{it}$	+ / -	0.000 0.271	0.006 1.602	0.005 2.731**	0.004 1.707	-0.005 -3.602**
$MBOwn_{it}$	-	-0.092 -6.432**	-0.169 -4.256**	-0.194 -10.213**	-0.318 -10.842**	-0.270 -19.465**
ROA_{it}	?	-0.013 -1.255	-0.043 -2.244*	0.006 0.563	0.047 3.826**	0.025 3.792**
$Size_{it}$	-	-0.002 -10.696**	-0.003 -5.972**	-0.002 -8.617**	-0.002 -5.109**	-0.004 -21.719**
Lev_{it}	+	0.000 0.232	-0.002 -0.543	0.007 4.797**	0.016 7.106**	0.018 13.331**
$Loss_{it}$	+	0.003 2.521*	0.002 0.623	0.006 6.374**	0.008 7.499**	0.008 11.609**
$Adj.R^2$		0.018	0.031	0.035	0.053	0.065

** 1%水準で有意、* 5%水準で有意

t 値は、企業と年度のクラスタリングに対して頑健な (2 way cluster-robust) 標準誤差に基づいて計算している (Cameron et al. 2011)。

比率と財務報告の質との間の明確な関係は観察されていない。

仮説 2 の検証結果の頑健性を確認するため、期間別分析における *MBOwn* の係数についても確認したい。*MBOwn* の係数は、(1) 行政指導期から (5) 枠組定着期の順に、パネル A では -0.096 ($t=-5.374$), -0.152 ($t=-3.422$), -0.182 ($t=-7.853$), -0.291 ($t=-8.600$), -0.305 ($t=-18.198$), パネル B では -0.092 ($t=-6.432$), -0.169 ($t=-4.256$), -0.194 ($t=-10.213$), -0.318 ($t=-10.842$), -0.270 ($t=-19.465$) であり、全てのパネル・期間において 1%水準で有意に負である。以上より、本研究の仮説 2 は、期間別の分析においても首尾一貫して支持された。したがって、銀行は、融資先企業に対するメインバンクとしてのモニタリング目的・対象が期間によって変化したとしても、また銀行規制や会計制度などの外部環境が変化したとしても、所有比率に応じて融資先企業の財務報告の質を高める行動を取っていると理解できる。

6.2 追加分析 1：メインバンクを都市銀行、長期信用銀行、信託銀行とするサンプルに限定した分析結果

第 3 節で述べたように、国際基準行と国内基準行では、自己資本比率規制における目標基準比率が異なっている。国内基準行には、1998年 3 月期までは、リスクアセット基準の自己資本比率規制は課されていないかった。さらに、1999年 3 月期から、国際基準行にも国内基準行にも連結・単体基準の自己資本比率規制に係る規定が整備されたが、国内基準行については、その他有価証券の評価益については、補完項目およびリスクアセットに算入されないものとされ、目標基準比率を 4% とすることとなったのである。したがって、メインバンクからの借入比率およびメインバンクの所有比率のそれぞれが、融資先企業の財務報告の質に及ぼす影響は、国際基準行と国内基準行で異なることが予想される。この差異をコントロールし、分析結果の頑健性を確保するために、メインバンクを国際基準行とするサンプルのみに限定し、前項と同様の分析を行う必

要がある。

なお、前節で述べたように、本研究におけるメインバンクは、『会社四季報』（東洋経済新報社）各号の【銀行】欄に最初に記載されている銀行と定義している。したがって、本研究のサンプルには地方銀行をメインバンクとするオブザベーションも含まれる⁽¹¹⁾。地方銀行の大部分は国内基準行であるが、国際基準行である地方銀行も一部存在している。しかし、どの地方銀行がどの年度から国際統一基準を適用したかを識別するのは困難である。ゆえに、本項では、都市銀行、長期信用銀行、信託銀行のみを国際基準行であるとみなし、これらをメインバンクとするサンプルのみを用いて分析を行うことにする。

図表9では、メインバンクを都市銀行、長期信用銀行、信託銀行とするサンプルのみに限定して(3)式の推定を行った結果を示している。分析に際しては、図表3のサンプル選択基準における(4)の外れ値を除去する前に、メインバンクを都市銀行、長期信用銀行、信託銀行とする企業-年のみを抽出し、その後を外れ値の除去を行った。その結果、分析サンプルは48,076企業-年となった。図表9の構成は、図表7と同様である。*MBDebt*の係数は、*MJones*を被説明変数とした場合にModel1で-0.002 ($t=-1.457$)、Model3で0.002 ($t=1.370$)である。*CFMJones*を被説明変数とした場合も同様に、Model1で-0.002 ($t=-1.993$)、Model3で0.001 ($t=1.062$)である。図表7と同様に、Model1における*MBDebt*の係数は負の値を示している。一方、Model3における*MBDebt*の係数は、図表7とは異なり正の値を示しているが有意ではない。したがって、本研究の仮説1「メインバンクからの融資に高依存の企業は、低依存の企業と比べて、財務報告の質は低い」は、メインバンクを都市銀行、長期信用銀行、信託銀行とするサンプルのみに限定した場合も支持されない。

一方*MBOwn*の係数は、*MJones*を被説明変数とした場合のModel2で

(11) 本研究の全サンプルのうち、約13.7%のオブザベーションのメインバンクは地方銀行である。

図表 9. メインバンクと裁量的アクルーアルズ：メインバンクを都市銀行，長期信用銀行，信託銀行とするサンプルのみに限定した分析 (N=48,076)

$$RQ_{it} = \beta_0 + \beta_1 MBDebt_{it} + \beta_2 MBOwn_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 Size_{it} + \beta_5 Lev_{it} + \beta_6 Loss_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

説明変数	予測符号	被説明変数：MJones _{it}			被説明変数：CFMJones _{it}		
		Model 1 係数 t 値	Model 2 係数 t 値	Model 3 係数 t 値	Model 1 係数 t 値	Model 2 係数 t 値	Model 3 係数 t 値
定数項		0.120 33.254**	0.114 35.435**	0.112 31.748**	0.106 34.231**	0.100 36.645**	0.099 32.675**
<i>MBDebt_{it}</i>	+	-0.002 -1.457		0.002 1.370	-0.002 -1.993*		0.001 1.062
<i>MBOwn_{it}</i>	-		-0.279 -26.197**	-0.281 -26.356**		-0.260 -29.114**	-0.261 -29.251**
<i>ROA_{it}</i>	?	0.040 7.104**	0.024 4.288**	0.024 4.327**	0.035 7.378**	0.020 4.324**	0.021 4.356**
<i>Size_{it}</i>	-	-0.004 -26.906**	-0.003 -25.518**	-0.003 -22.835**	-0.003 -28.01**	-0.003 -26.575**	-0.003 -23.671**
<i>Lev_{it}</i>	+	0.012 12.576**	0.015 15.817**	0.015 15.206**	0.009 10.573**	0.011 13.993**	0.011 13.505**
<i>Loss_{it}</i>	+	0.011 17.750**	0.010 15.702**	0.010 15.648**	0.009 18.102**	0.008 15.807**	0.008 15.762**
<i>Adj.R²</i>		0.031	0.048	0.048	0.032	0.053	0.053

** 1%水準で有意。* 5%水準で有意

t 値は、企業と年度のクラスタリングに対して頑健な (2 way cluster-robust) 標準誤差に基づいて計算している (Cameron et al. 2011)。

-0.279 (t=-26.197), Model 3 で -0.281 (t=-26.356), CFMJones を被説明変数とした場合も Model 2 で -0.260 (t=-29.114), Model 3 で -0.261 (t=-29.251) であり, 1%水準で予想通り有意な負の値を示している。この結果から, 本研究の仮説 2 「メインバンクの所有比率が高い企業は, 低い企業と比べて, 財務報告の質は高い」は, メインバンクを都市銀行, 長期信用銀行, 信託銀行とするサンプルのみに限定した場合も支持された。また, 図表 7 で示した全サンプルを用いた結果と比べて MBOwn の係数が大きな負の値を示している。国際基準行は, 国内基準行に比べて, 目標基準比率が高く, さらに, その他有価証券の評価益については, 補完項目およびリスクアセットに算入され

る。そのため、国際基準行は、国内基準行に比べて、より質の高い財務報告を融資先企業に対して要求していると解釈できる。

次に、図表8と同様に、メインバンクを都市銀行、長期信用銀行、信託銀行とするサンプルのみに限定して期間別の分析を行った結果を図表10で示している。(1) 行政指導期における *MBDebt* の係数は、パネル A で0.004 ($t=1.508$), パネル B で0.002 ($t=0.810$) であり、ともに正の値を示しているものの有意ではない。したがって、本研究の仮説3-1「1981年度から1989年度の行政指導期において、メインバンクからの融資に高依存の企業は、低依存の企業と比べて、財務報告の質は低い。」は、メインバンクを都市銀行、長期信用銀行、信託銀行とするサンプルのみに限定した場合も支持されない。

(3) 限定適用期における *MBDebt* の係数は、パネル A で0.006 ($t=2.447$), パネル B で0.006 ($t=3.049$) であり、前者は5%水準、後者は1%水準で有意に正の値を示している。したがって、本研究の仮説3-2「1992年度から1997年度までの限定適用期において、メインバンクからの融資に高依存の企業は、低依存の企業と比べて、財務報告の質は低い。」はメインバンクを都市銀行、長期信用銀行、信託銀行とするサンプルのみに限定した場合にも支持された。

(5) 枠組定着期における *MBDebt* の係数は、パネル A で-0.004 ($t=-2.275$), パネル B で-0.004 ($t=-2.676$) であり、前者は5%水準、後者は1%水準で有意に負の値を示している。したがって、本研究の仮説3-3「2001年度以降の枠組定着期において、メインバンクからの融資に高依存の企業は、低依存の企業と比べて、財務報告の質は高い。」は、メインバンクを都市銀行、長期信用銀行、信託銀行とするサンプルのみに限定した場合にも支持された。

このほか、(2) 段階適用期における *MBDebt* の係数は、パネル A で0.012 ($t=2.229$), パネル B で0.010 ($t=2.298$) であり、5%水準で有意な正の値を示している。この期間において、都市銀行などの国際基準行のみが、国際基準の自己資本比率の達成を要求されていた。この結果は、国際基準行が、自己資本

図表10. メインバンクと裁量的アクルーアルズ：メインバンクを都市銀行、長期信用銀行、信託銀行とするサンプルのみに限定した期間別分析

$$RQ_{it} = \beta_0 + \beta_1 MBDebt_{it} + \beta_2 MBOwn_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 Size_{it} + \beta_5 Lev_{it} + \beta_6 Loss_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

パネル A 被説明変数：MJones_{it}

説明変数	予測符号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		行政指導期 1981-1989 N=11,078 係数 t 値	段階適用期 1990-1991 N=2,790 係数 t 値	限定適用期 1992-1997 N=10,245 係数 t 値	枠組強化期 1998-2000 N=5,871 係数 t 値	枠組定着期 2001-2009 N=18,092 係数 t 値
定数項	?	0.107 15.475**	0.112 8.416**	0.086 12.788**	0.073 7.090**	0.137 22.698**
<i>MBDebt_{it}</i>	+ / -	0.004 1.508	0.012 2.229*	0.006 2.447*	0.004 1.321	-0.004 -2.275*
<i>MBOwn_{it}</i>	-	-0.113 -5.790**	-0.197 -4.112**	-0.217 -8.336**	-0.327 -8.839**	-0.318 -17.383**
<i>ROA_{it}</i>	?	-0.026 -1.919	-0.037 -1.701	0.002 0.141	0.035 2.260*	0.031 3.616**
<i>Size_{it}</i>	-	-0.003 -10.588**	-0.003 -5.643**	-0.002 -8.473**	-0.002 -3.994**	-0.004 -17.478**
<i>Lev_{it}</i>	+	0.002 0.703	0.002 0.419	0.012 6.379**	0.020 6.854**	0.024 13.218**
<i>Loss_{it}</i>	+	0.004 2.009*	0.005 1.187	0.006 5.386**	0.010 7.198**	0.010 10.526**
<i>Adj.R²</i>		0.022	0.034	0.036	0.049	0.059

パネル B 被説明変数：CFMJones_{it}

定数項	?	0.083 14.590**	0.103 8.480**	0.070 12.590**	0.064 7.236**	0.129 24.867**
<i>MBDebt_{it}</i>	+ / -	0.002 0.810	0.010 2.298*	0.006 3.049**	0.006 2.127*	-0.004 -2.676**
<i>MBOwn_{it}</i>	-	-0.108 -6.833**	-0.211 -4.945**	-0.227 -10.490**	-0.365 -11.156**	-0.284 -18.736**
<i>ROA_{it}</i>	?	-0.013 -1.152	-0.045 -2.364*	-0.006 -0.541	0.037 2.736**	0.026 3.545**
<i>Size_{it}</i>	-	-0.002 -9.443**	-0.003 -5.597**	-0.002 -7.559**	-0.001 -4.051**	-0.004 -19.773**
<i>Lev_{it}</i>	+	0.001 0.405	-0.002 -0.551	0.008 4.790**	0.018 6.913**	0.018 12.338**
<i>Loss_{it}</i>	+	0.004 2.622**	0.003 1.041	0.006 5.688**	0.008 6.359**	0.008 10.562**
<i>Adj.R²</i>		0.020	0.041	0.041	0.059	0.067

** 1%水準で有意、* 5%水準で有意

t 値は、企業と年度のクラスタリングに対して頑健な (2 way cluster-robust) 標準誤差に基づいて計算している (Cameron et al. 2011)。

比率をかさ上げするために、融資先企業に利益マネジメントを促していた可能性を示唆している⁽¹²⁾。

また、(4) 枠組強化期における *MBDebt* の係数も、パネル A は0.004 ($t=1.321$) で有意ではないが、パネル B では0.006 ($t=2.127$) と5%水準で有意な正の値を示している。全サンプルによる結果と異なり、この期間でもメインバンクからの借入比率と財務報告の質との間に有意な負の関係が観察されている。この期間において、都市銀行などの国際基準行の方が、地方銀行などの国内基準行に比べて、不良債権問題がより深刻であった。そのため、追い貸しのほかにも、融資先企業の利益マネジメントを促していた可能性も指摘される。

さらに、仮説2の検証結果の頑健性を確認するため、期間別分析における *MBOwn* の係数についても確認したい。*MBOwn* の係数は、(1) 行政指導期から(5) 枠組定着期の順に、パネル A では-0.113 ($t=-5.790$)、-0.197 ($t=-4.112$)、-0.217 ($t=-8.336$)、-0.327 ($t=-8.839$)、-0.318 ($t=-17.383$)、パネル B では-0.108 ($t=-6.883$)、-0.211 ($t=-4.945$)、-0.227 ($t=-10.490$)、-0.365 ($t=-11.156$)、-0.284 ($t=-18.736$) であり、全てのパネル・期間において1%水準で有意に負である。また、図表9で示した結果と同様に、図表8で示した全サンプルを用いた結果と比べて、*MBOwn* の係数が大きな負の値を示している。国際基準行は、国内基準行に比べて、目標基準比率が高く、さらに、その他有価証券の評価益については、補完項目およびリスクアセットに算入される。そのため、国際基準行は、国内基準行に比べて、より質の高い財務報告を融資先企業に対して要求していると解釈できる。

(12) 融資先企業に対する影響のほかに、国際基準行自身による自己資本比率達成のための裁量行動の証拠も提示されている。Ito and Sasaki (2002) は、1990年から1993年の間の国際基準行85行を対象として、それらの銀行が、劣後債の発行により自己資本比率をかさ上げして、自己資本比率規制の目標基準比率を達成したことを報告している。

6.3 追加分析2：アクルールズの質の尺度を用いた分析結果

本研究では、裁量的アクルールズを財務報告の質の尺度として採用した。しかしながら McNichols (2000) で議論されているように、Jones (1991) に始まる一連のモデルにより推定された裁量的アクルールズは、純粋な裁量性以外の影響を受けているだけでなく、Dechow et al. (1995) で指摘されるような推計バイアスの影響もうけていると考えられる。本研究では、代替的な財務報告の質の尺度として Dechow and Dichev (2002) で示された短期アクルールズの質の尺度を用いた分析を追加的に行うことで、分析結果の頑健性を確保する。

Dechow and Dichev (2002) は、アクルールズがキャッシュフローの期間配分情報である点に注目し、見越計上された短期アクルールズと実際に行われるキャッシュフローの収支との差額で表現される、短期アクルールズにおける見積り誤差を推定するモデルを示した。Dechow and Dichev (2002) は、企業ごとに時系列モデルで見積り誤差を推定し、その標準偏差をアクルールズの質の尺度、ひいては利益の質の尺度として利用している。しかしながら、比較的長期にわたる時系列データに基づき短期アクルールズの質の尺度を推定した場合、推定期間における企業固有の経営環境の変化の影響を受けてしまうこと、生存バイアスの影響を受けてしまうこと、本研究の仮説3-1から仮説3-3の検証のように、期間別の分析が困難になることといったデメリットが生じてしまう。

以上より本研究では、Francis et al. (2005) や Baxter and Cotter (2009) にしたがって、年度別・産業別クロスセクションで以下の(4)式を推定した際の残差の絶対値 $DD1_{it}$ をアクルールズの質の尺度、ひいては財務報告の質の尺度とする。この他、Dechow and Dichev (2002) モデルを McNichols (2002) が改良した(5)式も利用し、代替的なアクルールズの質の尺度 $DD2_{it}$ として併せて利用する。

$$SAcc_{it} = \alpha_{30} + \alpha_{31}CFO_{it+1} + \alpha_{32}CFO_{it} + \alpha_{33}CFO_{it-1} + \varepsilon_{3it} \quad (4)$$

$$DD1_{it} = |\hat{\varepsilon}_{3it}|$$

$$SAcc_{it} = \alpha_{40} + \alpha_{41}CFO_{it+1} + \alpha_{42}CFO_{it} + \alpha_{43}CFO_{it-1} + \alpha_{44}\Delta Sales_{it-1} \\ + \alpha_{45}PPE_{it-1} + \varepsilon_{4it} \quad (5)$$

$$DD2_{it} = |\hat{\varepsilon}_{4it}|$$

ここで、 $SAcc$ ：短期アクルーアルズ⁽¹³⁾

裁量的アクルーアルズとは異なり、Dechow and Dichev (2002) モデルに基づくアクルーアルズの質の尺度は、推定において企業の裁量の行動・非裁量の行動を区別していない。言い換えれば、当該モデルによって推定されたアクルーアルズの質の尺度は、短期アクルーアルズにおいて、裁量的・非裁量的行動双方により生じた将来キャッシュフローに跡付けされない誤差を全て含んでいる。ゆえにメインバンクによるモニタリング目的に鑑みると、アクルーアルズの質の尺度は、メインバンクの質の高い財務報告に対する需要の程度を測る上で、裁量的アクルーアルズよりも有効な尺度として機能すると考えられる。

上記で求めた $DD1_{it}$ ならびに $DD2_{it}$ を被説明変数とし、全サンプルで(3)式を推定した結果を図表11で示している。表の左半分は $DD1_{it}$ を被説明変数とした場合の分析結果、表の右半分は $DD2_{it}$ を被説明変数とした場合の分析結果である。図表の構成は図表7と同様である。 $MBDebt$ の係数は、 $DD1_{it}$ を被説明変数とした場合に Model 1 で -0.001 ($t = -1.275$)、Model 3 で 0.000 ($t = 0.746$) であり、図表7と同様に有意ではない値を示している。 $DD2_{it}$ を被説明変数と

(13) (4)式、(5)式における短期アクルーアルズは、以下の式にしたがって間接法により求めている。

また、アクルーアルズの質の尺度の推定の際には、裁量的アクルーアルズの推定と同様に20オブザベーション未満の業種・年度は分析から除いている。なお分散不均一性の緩和のため、推定にあたり全ての変数を期中平均総資産額でデフレートしている。

$SAcc_{it} = \{(\Delta \text{流動資産} - \Delta \text{現金等}) - (\Delta \text{流動負債} - \Delta \text{短期負債})\} / \text{期中平均総資産}$

図表11. メインバンクとアクルーアルズの質：全サンプルによる分析 (N=56,378)

$$RQ_{it} = \beta_0 + \beta_1 MBDebt_{it} + \beta_2 MBOwn_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 Size_{it} + \beta_5 Lev_{it} + \beta_6 Loss_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

説明変数	予測符号	被説明変数：DD1 _{it}			被説明変数：DD2 _{it}		
		Model 1 係数 t 値	Model 2 係数 t 値	Model 3 係数 t 値	Model 1 係数 t 値	Model 2 係数 t 値	Model 3 係数 t 値
定数項		0.063 37.074**	0.063 41.301**	0.062 37.088**	0.061 38.778**	0.060 42.468**	0.061 38.81**
<i>MBDebt_{it}</i>	+	-0.001 -1.275		0.000 0.746	-0.001 -3.012**		-0.001 -1.034
<i>MBOwn_{it}</i>	-		-0.116 -24.887**	-0.116 -25.027**		-0.106 -24.638**	-0.106 -24.638**
<i>ROA_{it}</i>	?	0.026 8.744**	0.019 6.504**	0.020 6.516**	0.032 11.775**	0.026 9.571**	0.026 9.529**
<i>Size_{it}</i>	-	-0.002 -28.941**	-0.002 -29.834**	-0.002 -26.902**	-0.002 -30.886**	-0.002 -31.377**	-0.002 -28.95**
<i>Lev_{it}</i>	+	0.000 0.812	0.001 2.623**	0.001 2.422*	0.000 0.642	0.001 2.064*	0.001 2.256*
<i>Loss_{it}</i>	+	0.012 40.424**	0.012 39.030**	0.012 39.015**	0.012 40.507**	0.011 39.087**	0.011 39.101**
<i>Adj.R²</i>		0.069	0.081	0.081	0.072	0.084	0.084

** 1%水準で有意、* 5%水準で有意

t値は、企業と年度のクラスタリングに対して頑健な(2 way cluster-robust)標準誤差に基づいて計算している(Cameron et al. 2011)。

した場合は、Model 1で-0.003 (t=-3.012)と1%水準で有意に負の値を示しており、Model 3でも-0.001 (t=-1.034)と有意ではない負の値を示している。したがって、本研究の仮説1「メインバンクからの融資に高依存の企業は、低依存の企業と比べて、財務報告の質は低い」は、アクルーアルズの質の尺度を被説明変数とした場合も支持されない。

一方MBOwnの係数は、DD1_{it}を被説明変数とした場合のModel 2で-0.116 (t=-24.887)、Model 3で-0.116 (t=-25.027)であり、予想通り有意な負の値を示している。DD2_{it}を被説明変数とした場合も同様に、Model 2で-0.106 (t=-24.638)、Model 3で-0.106 (t=-24.638)であり、予想通り有意な負の値を示している。この結果から、本研究の仮説2「メインバンクの所有比率が高い

企業は、低い企業と比べて、財務報告の質は高い」は、アクルーアルズの質の尺度を被説明変数とした場合も支持された。この他、コントロール変数の係数は Lev を除き 1%水準で有意であり、係数の符号も、 ROA を除いて全て期待通りであった。

図表12では、図表8と同様に期間別の分析を行った結果を示している。この図表では、 $DD1_{it}$ を被説明変数とした推定結果をパネル A、 $DD2_{it}$ を被説明変数とした推定結果をパネル B としている。(1) 行政指導期における $MBDebt$ の係数は、パネル A で -0.001 ($t=-0.493$)、パネル B で -0.001 ($t=-1.257$) であり、図表8とは異なりともに有意ではない負の値を示している。したがって、本研究の仮説3-1「1981年度から1989年度の行政指導期において、メインバンクからの融資に高依存の企業は、低依存の企業と比べて、財務報告の質は低い。」は、アクルーアルズの質の尺度を被説明変数とした場合も支持されない。

(3) 限定適用期における $MBDebt$ の係数は、パネル A で 0.001 ($t=0.721$)、パネル B で 0.000 ($t=0.125$) であり、ともに有意ではない正の値を示している。したがって、本研究の仮説3-2「1992年度から1997年度までの限定適用期において、メインバンクからの融資に高依存の企業は、低依存の企業と比べて、財務報告の質は低い。」は、6.1および6.2の結果と異なり、アクルーアルズの質の尺度を被説明変数とした場合に支持されない。裁量的アクルーアルズと Dechow and Dichev (2002) モデルに基づくアクルーアルズの質の尺度の違いは、前述の通り前者が企業の裁量的行動を捉えることを目的としている一方、後者は裁量的行動・非裁量的行動を区別していない点が挙げられる。しかし、この点以外にも、前者が総アクルーアルズに基づいて推定される一方、後者は短期アクルーアルズのみに基づいて推定される点も挙げられる。すなわち、Dechow and Dichev (2002) モデルに基づくアクルーアルズの質の尺度は、減価償却費や長期性引当金といった長期アクルーアルズによって生じる予測誤差

やその反転を捉えていないことが指摘される

三平（2005）は、1991年度から1997年度までの間、追い貸し対象企業と健全企業との間に、設備投資行動の有意な差異が見られない一方、追い貸しが解消される1998年以降に、追い貸し対象企業の設備投資率が有意に低くなっていることを示している。この結果に対し、三平（2005）は、本来ならば財務的健全性の確保のためにリストラをすべき追い貸し対象企業が、追い貸しによって設備投資行動を維持していた、つまり過剰投資を行っていたと解釈している。このような、いわば裁量的な過剰投資は、総アクルーアルズに基づく裁量的アクルーアルズには影響を与えるが、短期アクルーアルズに基づくアクルーアルズの質の尺度には影響を与えない。この点が、本項で行った追加分析2で仮説3-2を支持できなかった要因であると理解できる。

(5) 枠組定着期における *MBDebt* の係数は、パネル A で -0.002 ($t = -2.730$)、パネル B で -0.003 ($t = -4.009$) であり、ともに 1%水準で有意に負の値を示している。したがって、本研究の仮説3-3「2001年度以降の枠組定着期において、メインバンクからの融資に高依存の企業は、低依存の企業と比べて、財務報告の質は高い。」は、アクルーアルズの質の尺度を被説明変数とした場合にも支持された。エンロン事件以降、融資先企業の不正会計処理や不祥事件等、内部統制の欠陥による信頼性の低下は、メインバンクにとっても不良債権の増加や与信費用の増加などをもたらす大きな問題として認識されている⁽¹⁴⁾。したがってメインバンクは、融資先企業の裁量的な会計行動だけでなく、

(14) りそな銀行は2007年3月期より、有価証券報告書において融資先企業の内部統制の欠陥を事業等のリスクとして開示している。2015年3月期有価証券報告書では、第2【事業の状況】の4【事業等のリスク】⑤融資先等企業の存立を揺るがす内部統制の欠陥において、以下のような記述を行っている。

「近年、不正会計処理や不祥事件等、内部統制の欠陥に関わる問題の発生により、企業の信頼性が著しく失墜する、あるいは企業の存立を揺るがす事態が発生しております。こうした事態に当社グループの融資先が直接的あるいは間接的に関与し、その信用力に悪影響が生じた場合、当社グループの不良債権や与信費用が増加する可能性があります。」

図表12. メインバンクとアクルーアルズの質：期間別分析

$$RQ_{it} = \beta_0 + \beta_1 MBDebt_{it} + \beta_2 MBOwn_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 Size_{it} + \beta_5 Lev_{it} + \beta_6 Loss_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

パネル A 被説明変数： $DD1_{it}$

説明変数	予測符号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		行政指導期 1981-1989 N=12,612 係数 t 値	段階適用期 1990-1991 N=3,018 係数 t 値	限定適用期 1992-1997 N=12,093 係数 t 値	枠組強化期 1998-2000 N=7,025 係数 t 値	枠組定着期 2001-2009 N=21,630 係数 t 値
定数項	?	0.058 20.180**	0.043 7.675**	0.052 17.943**	0.046 8.467**	0.075 25.425**
$MBDebt_{it}$	+ / -	-0.001 -0.493	0.004 2.136*	0.001 0.721	0.004 2.371*	-0.002 -2.730**
$MBOwn_{it}$	-	-0.034 -4.226**	-0.051 -2.642**	-0.075 -7.695**	-0.082 -5.055**	-0.135 -16.049**
ROA_{it}	?	-0.010 -1.442	-0.005 -0.388	-0.014 -2.018*	0.038 4.311**	0.030 6.372**
$Size_{it}$	-	-0.002 -13.925**	-0.001 -4.957**	-0.001 -12.821**	-0.001 -5.398**	-0.002 -19.609**
Lev_{it}	+	-0.005 -3.546**	-0.002 -0.817	0.000 0.591	0.002 1.551	0.006 7.513**
$Loss_{it}$	+	0.010 12.310**	0.013 6.682**	0.011 19.042**	0.012 15.896**	0.011 23.360**
$Adj.R^2$		0.056	0.061	0.098	0.062	0.076

パネル B 被説明変数： $DD2_{it}$

説明変数	予測符号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		行政指導期 1981-1989 N=12,612 係数 t 値	段階適用期 1990-1991 N=3,018 係数 t 値	限定適用期 1992-1997 N=12,093 係数 t 値	枠組強化期 1998-2000 N=7,025 係数 t 値	枠組定着期 2001-2009 N=21,630 係数 t 値
定数項	?	0.058 21.271**	0.044 8.415**	0.052 19.278**	0.046 9.187**	0.072 26.353**
$MBDebt_{it}$	+ / -	-0.001 -1.257	0.001 0.755	0.000 0.125	0.002 1.228	-0.003 -4.009**
$MBOwn_{it}$	-	-0.030 -4.155**	-0.047 -2.617**	-0.063 -7.040**	-0.062 -4.101**	-0.124 -15.945**
ROA_{it}	?	-0.004 -0.648	0.015 1.140	-0.009 -1.447	0.040 5.046**	0.037 9.070**
$Size_{it}$	-	-0.002 -15.184**	-0.001 -6.119**	-0.001 -14.158**	-0.001 -6.170**	-0.002 -20.875**
Lev_{it}	+	-0.006 -4.969**	0.000 0.001	0.000 0.071	0.003 1.982*	0.007 8.928**
$Loss_{it}$	+	0.011 13.411**	0.014 7.156**	0.009 18.068**	0.011 15.283**	0.010 23.124**
$Adj.R^2$		0.067	0.067	0.091	0.059	0.080

** 1%水準で有意、* 5%水準で有意

t 値は、企業と年度のクラスタリングに対して頑健な (2 way cluster-robust) 標準誤差に基づいて計算している (Cameron et al. 2011)。

非裁量的な行動によっても発生しうるアクルーアルズの見積もり誤差の最小化を図るようにモニタリングを行っていることが示唆される。

このほか、(2) 段階適用期における *MBDebt* の係数は、パネル A で 0.004 ($t=2.136$)、パネル B で 0.001 ($t=0.755$) である。また、(4) 枠組強化期における *MBDebt* の係数も、パネル A は 0.004 ($t=2.371$)、パネル B では 0.002 ($t=1.228$) である。裁量的アクルーアルズを用いた分析結果と異なり、両期間で $DD1_{it}$ を用いた場合に 5% 水準で有意な負の係数を観測している。この点を解釈するためには、別途追加的な分析が必要であると考えられる。

また、仮説 2 の検証結果の頑健性を確認するため、期間別分析における *MBOwn* の係数についても確認したい。*MBOwn* の係数は、(1) 行政指導期から (5) 枠組定着期の順に、パネル A では -0.034 ($t=-4.226$)、 -0.051 ($t=-2.642$)、 -0.075 ($t=-7.695$)、 -0.082 ($t=-5.055$)、 -0.135 ($t=-16.049$)、パネル B では -0.030 ($t=-4.155$)、 -0.047 ($t=-2.617$)、 -0.063 ($t=-7.040$)、 -0.062 ($t=-4.101$)、 -0.124 ($t=-15.945$) であり、全てのパネル・期間において 1% 水準で有意に負である。したがって、本研究の仮説 2 は、アクルーアルズの質の尺度を被説明変数とした場合も、異なる期間を通じて首尾一貫して支持されると結論づけられる⁽¹⁵⁾。

7. 要約と今後の展望

本研究は、メインバンク関係が融資先企業の財務報告の質に及ぼす影響を検証した。財務報告の質は、コーポレート・ガバナンスにおいて、私的情報によるモニタリングと代替関係にあるとされる。日本のように、メインバンクが企業と私的情報のコミュニケーションを通じて、情報の非対称性の緩和を図る経

(15) さらに、6.2と同様に、都市銀行、長期信用銀行、信託銀行をメインバンクとするサンプルのみに限定し、アクルーアルズの質の尺度を被説明変数とする分析も行ったが、6.3の結果と同様であった。

済では、質の高い財務報告の需要は低いと考えられている。もしそうであれば、メインバンク関係が強いほど、その融資先企業の財務報告の質は低いものと予測される。

分析の結果、1981年度から2000年度までの各期間においては、「メインバンクの融資に対する依存度と財務報告の質との関係はない」あるいは「メインバンクの融資に高依存の企業は、低依存企業に比べて、財務報告の質は低い」といった証拠が得られている。しかし、2001年度から2009年度までの「自己資本比率規制の枠組定着期」では「メインバンクの融資に高依存の企業は、低依存企業に比べて、財務報告の質は高い」との頑健な証拠が得られている。2000年前後の自己資本比率に基づく事後チェック型の金融行政への転換に伴い、銀行には、信用リスク管理態勢を整備・確立することが求められている。融資先企業の信用リスク評価は、はじめに財務諸表から各種の財務指標を算出して定量的に評価し、次いで、財務諸表の信頼性や経営者の質などの定性情報を使って修正を施すことによってなされる。金融検査マニュアルは、さらに、その内部格付が、金融検査マニュアルの定めた債務者区分と整合的であること、正確かつ検証可能な客観性のある形で付与されることなどが求めている。それを踏まえると、本研究の分析結果は、事後チェック型の金融行政のもとで、信用リスク管理態勢が整備・確立されたことによって、メインバンクが融資先企業に質の高い財務報告を求めているものと解釈される。

また、本研究は、分析期間によらず、「メインバンクの所有比率が高い企業は、低い企業と比べて、財務報告の質は高い」との首尾一貫した証拠を得た。メインバンクは融資先企業の株式を最大5%まで保有できるため、株主としての側面も併せ持っている。しかし、メインバンクは融資先企業の株式を容易に売却することはできない。財務報告の質の向上は、資本コストの低下を通じて、企業価値を高める。それを踏まえると、本研究の結果は、メインバンクが、大株主として融資先企業に、財務報告の質を高めるようにプレッシャーを与えよう

としているものと解釈される。

最後に、本研究の課題について述べる。まず、本研究は、自己資本比率規制の側面からのみ、メインバンク関係の変容を考察している。他方で、宮島(2011)は、様々な側面から、日本の企業システムの変容を議論している。そのため、自己資本比率規制以外の側面も考慮に入れて検証を行う必要があるかもしれない。また、本研究は、財務報告の質として、アクルーアルズに関連する指標を用いて分析を行なった。それ以外にも、保守主義や業績予想の側面から財務報告の質を捉えて分析することも可能であるが、それらはすべて今後の課題としたい。

参考文献

- Ahn, S. and W. Choi. 2009. The role of bank monitoring in corporate governance: Evidence from borrowers' earnings management behavior. *Journal of Banking and Finance* 33 (2): 425-434.
- Aoki, M. 1988. *Information, Incentives and Bargaining in the Japanese Economy*, Cambridge, UK and New York: Cambridge University Press. (永易浩一訳. 1992. 『日本経済の制度分析—情報・インセンティブ・交渉ゲーム』 筑摩書房.)
- Aoki, M. 1994a. Monitoring Characteristics of the Main Bank System, in M. Aoki and H. Patrick (ed.), *The Japanese Main Bank System: Its Relevancy for Developing and Transforming Economies*, Oxford: Oxford University Press: 109-141.
- Aoki, M. 1994b. The Japanese Firms as A System of Attributes, in Aoki, M. and R. Dore. (ed.), *The Japanese Firm: Sources of Competitive Strength*, Oxford: Clarendon Press: 11-40.
- 青木昌彦. 1996a. 「8章 状態依存ガバナンス」青木昌彦・奥野正寛編著『経済システムの比較制度分析』東京大学出版会：203-220.
- 青木昌彦. 1996b. 「9章 メインバンク・システムと金融規制」青木昌彦・奥野正寛編著『経済システムの比較制度分析』東京大学出版会：221-245.
- Aoki, M. and R. Dore. (ed.) 1994. *The Japanese Firm: Sources of Competitive Strength*, Oxford: Clarendon Press: 11-40. (NTT データ通信システム科学研究所訳. 1995. 『国際・学際研究システムとしての日本企業』 NTT 出版.)
- 青木昌彦・奥野正寛 (編著). 1996. 『経済システムの比較制度分析』東京大学出版会.
- Aoki, M. and H. Patrick (ed.). 1994. *The Japanese Main Bank System: Its Relevancy for Developing and Transforming Economies*, Oxford: Oxford University Press.
- Aoki, M., H. Patrick, and P. Sheard. 1994. The Japanese Main Bank System: An Introductory Overview, in M. Aoki and H. Patrick (ed.), *The Japanese Main Bank System: Its Relevancy for Developing and Transforming Economies*, Oxford: Oxford University Press: 195-240.
- Ball, R. and L. Shivakumar. 2005. Earnings quality in UK private firms: comparative loss recognition timeliness. *Journal of Accounting and Economics* 39 (1): 83-128.
- Barth, M. E., D. P. Cram, and K. K. Nelson. 2001. Accruals and the Prediction of Future Cash Flows.

- The Accounting Review* 76 (1): 27-58.
- Baxter, P., and Cotter, J. 2009. Audit committees and earnings quality. *Accounting and Finance* 49 (2): 267-290.
- Berger A. N. and G. F. Udell. 2002. Small Business Credit Availability and Relationship Lending: The Importance of Bank Organizational Structure. *The Economic Journal* 112: F32-F53.
- Berger A. N. and G. F. Udell. 2006. A More Complete Conceptual Framework for SME Finance. *Journal of Banking and Finance* 30 (11): 2945-2966.
- Biddle, G. and G. Hilary. 2006. Accounting Quality and Firm-Level Capital Investment. *The Accounting Review* 81 (5): 963-982.
- Bowen, R. M., D. Burgstahler, and L. A. Daley. 1987. The Incremental Information Content of Accrual versus Cash Flow. *The Accounting Review* 62 (4): 723-747.
- Burgstahler, D., and I. Dichev. 1997. Earnings Management to Avoid Earnings Decreases and Losses. *Journal of Accounting and Economics* 24 (1): 99-126.
- Cameron, A. C., J. B. Gelbach and D. L. Miller. 2011. Robust Inference with Multiway Clustering. *Journal of Business and Economic Statistics* 29 (2): 238-249.
- Dechow, P. M. and I. D. Dichev. 2002. The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors. *The Accounting Review* 77 Supplement: 35-59.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. 1995. Detecting Earnings Management. *The Accounting Review* 70 (2): 193-225.
- Dechow, P. M., S. P. Kothari, and R. L. Watts. 1998. The Relation between Earnings and Cash Flows. *Journal of Accounting and Economics* 25 (2): 133-168.
- Fama, E. 1985. What's different about banks?. *Journal of Monetary Economics* 15 (1): 29-39.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper. 2004. Costs of equity and earnings attributes. *The Accounting Review* 79 (4): 967-1010.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper. 2005. The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics* 39 (2): 295-327.
- Fukuda, A. and S. Hirota. 1996. Main Bank Relationships and Capital Structure in Japan. *Journal of the Japanese and International Economics* 10 (3): 250-261.
- 銀行経理問題研究会. 2012. 『銀行経理の実務第8版』金融財政事業研究会.
- Guay, W., S. P. Kothari, and R. Watts. 1996. A Market-Based Evaluation of Discretionary Accrual Models. *Journal of Accounting Research* 34 Supplement: 83-105.
- 河榮徳. 1999. 「有価証券時価情報のディスクロージャーと資本市場の評価」『早稲田商学』380: 599-618.
- 河榮徳. 2001. 「キャッシュ・フローの予測能力と価値関連性」『早稲田商学』390: 235-253.
- Healy, P. 1996. Discussion of a Market-Based Evaluation of Discretionary Accrual Models. *Journal of Accounting Research* 34 Supplement: 107-115.
- 広田真一・堀内俊洋. 2001. 「近年のメインバンク関係の実態と変化」『金融経済研究』17: 90-97.
- 堀内俊洋・村上英治. 1991. 「わが国におけるメインバンク取引実態：アンケート結果からみた企業金融の姿」堀内俊洋編『自由化・国際化時代の企業金融の変貌：メインバンクの機能と変生』日本経済研究センター研究報告 No. 75.
- Houston, J. F. and James, C. 1996. Evolution or extinction: Where are banks headed? *Journal of Applied Corporate Finance* 9 (2): 8-23.
- Hribar P. and D. Collins. 2002. Errors in Estimating Accruals: Implications for Empirical Research. *Journal of Accounting Research* 40 (1): 105-134.

- 池尾和人. 2009. 「序 不良債権と金融危機」池尾和人編『不良債権と金融危機』慶応義塾大学出版会.
- Ito, T. and Y. N. Sasaki. 2002. Impacts of the Basel capital standard on Japanese banks' behavior. *Journal of the Japanese and International Economics* 16 (3): 372-397.
- Jensen, M. C. and W. H. Meckling. 1976. Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3 (4): 305-360.
- Jones, J. 1991. Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research* 29 (1): 193-228.
- Kang, J. and A. Shivdasani. 1995. Firm performance, corporate governance, and top executive turnover in Japan. *Journal of Financial Economics* 38: 29-58.
- Kang, J. and A. Shivdasani. 1997. Corporate restructuring during performance declines in Japan. *Journal of Financial Economics* 46: 29-65.
- Kang, J., A. Shivdasani, and T. Yamada. 2000. The Effect of Bank Relations on Investment Decisions: An Investigation of Japanese Takeover Bids. *Journal of Finance* 55 (5): 2197-2218.
- Kang, J. and R. M. Stulz. 2000. Do Banking Shocks Affect Firm Performance? An Analysis of the Japanese Experience. *Journal of Business* 73 (1): 1-23.
- Kaplan, S. N. 1994. Top Executive Rewards and Firm Performance: A Comparison of Japan and the U.S. *Journal of Political Economy* 102 (3): 510-546.
- Kaplan, S. N. and B. Minton 1994. Appointments of Outsiders to Japanese Boards: Determinants and Implications for Managers. *Journal of Financial Economics* 36 (2): 225-258.
- Kaszniak, R. 1999. On the Association between Voluntary Disclosure and Earnings Management. *Journal of Accounting Research* 37 (1): 57-81.
- Khailil, F. and B. M. Parigi. 1998. Loan size as a commitment device. *International Economic Review* 39 (1): 135-150.
- 企業会計審議会. 2011. 『財務報告に係る内部統制の評価及び監査に関する基準並びに財務報告に係る内部統制の評価及び監査に関する実施基準の改訂に関する意見書』金融庁.
- 金融財政事情研究会編集. 2008. 『金融検査マニュアル便覧』金融財政事情研究会.
- Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley. 2005. Performance Matched Discretionary Accrual Measures. *Journal of Accounting and Economics* 39 (1): 163-197.
- 國村道雄. 1994. 「有価証券含み益と銀行株価の関係について：覚書」『オイコノミカ』31 (1): 133-141.
- Lee, S. W. and D. J. Mullineaux, 2004. Monitoring, financial distress, and the structure of commercial lending syndicates. *Financial Management* 33 (3): 107-130.
- McNichols, M. F. 2000. Research design issues in earnings management studies. *Journal of Accounting and Public Policy* 19 (4-5): 313-345.
- McNichols, M. F. 2002. Discussion of the Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors. *The Accounting Review* 77 Supplement: 61-69.
- 三平剛. 2005. 「追い貸しと経済の生産性」経済財政分析ディスカッション・ペーパー. DP/05-4.
- 宮島英昭. 1998. 「戦後日本大企業における状態依存的ガバナンスの進化と変容：Logit モデルによる経営者交代分析からのアプローチ」『経済研究』49(2)号：97-112.
- 宮島英昭. 2011. 「日本企業システムの進化をいかにとらえるか：危機後の企業統治の再設計に向けて」RIETI Policy Discussion Paper Series 11-P-009.
- 宮島英昭・蛭川靖浩. 1998. 「企業金融の構造変化とガバナンス構造の変容：1980年代におけるメインバンクシステムの変容」早稲田大学現代政治経済研究所. ワーキングペーパー, NO. 9803.
- Myers, S. 1977. Determinants of Corporate Borrowing. *Journal of Financial Economics* 5(2): 147-175.
- 永見野良三. 2005. 『[検証] BIS 規制と日本 第二版』金融財政事情研究会.

- Nakamura, L. I. 1993. Commercial Bank Information: Implications for the Structure of Banking. in Klausner, M. and L. J. White (eds.), *Structural Change in Banking*, Business One/Irwin, Homewood, IL.
- 西村吉正. 2003. 『日本の金融制度改革』 東洋経済新報社.
- Ognea, M., K. Raghunandan, and K. R. Subramanyam. 2007. Internal control weakness and cost of equity: Evidence from SOX Section 404 disclosures. *The Accounting Review* 82 (5): 1255-1297.
- 太田浩司. 2013. 「パネル・データ分析におけるクラスター頑健手法の使用について」『証券アナリストジャーナル』 51 (11): 77-87.
- Petersen, M. A. 2009. Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches. *The Review of Financial Studies* 22 (1) 435-480.
- Peek, J. and E. S. Rosengren. 2005. Unnatural Selection: Perverse Incentives and the Misallocation of Credit in Japan. *American Economic Review* 95 (4): 1144-1166.
- Prowse, S. D. 1990. Institutional investment patterns and corporate financial behavior in the United States and Japan. *Journal of Financial Economics* 27 (1): 43-66.
- Rajan, R. G. 1992. Insiders and Outsiders: The Choice Between Informed and Arm's-Length Debt. *Journal of Finance* 47 (7): 1367-1400.
- Rayburn, J. 1986. The Association of Operating Cash Flow and Accruals with Security Returns. *Journal of Accounting Research* 24 Supplement: 112-133.
- 佐藤隆文. 2003. 『信用秩序の再編—枠組み移行期としての1990年代—』 日本図書センター.
- 佐藤隆文. 2007. 「バーゼルⅡと銀行監督 新しい自己資本比率規制」 東洋経済新報社.
- 佐藤隆文. 2010. 『金融行政の座標軸—平時と有事を超えて』 東洋経済新報社.
- Sheard, P. 1994. Main banks and the governance of financial distress. in M. Aoki and H. Patrick (eds.), *The Japanese Main Bank System*, Oxford University Press, Oxford.
- Shleifer, A. and R. W. Vishny. 1997. A Survey of Corporate Governance. *Journal of Finance* 52 (2): 737-783.
- Spiegel, M. M. and N. Yamori. 2003. Financial Turbulence and the Japanese Main Bank Relationship. *Journal of Financial Services Research* 23 (3): 205-223.
- 首藤昭信. 2010. 『日本企業の利益調整—理論と実証』 中央経済社.
- Stultz, R. M. 1990. Managerial discretion and optimal financing policies. *Journal of Financial Economics* 26 (1): 3-27.
- Treacy, W. F. and M. Carey. 1998. Credit Risk Rating at Large U.S. Banks. *Federal Reserve Bulletin* 84 (11): 897-921.
- Uchida, H. and R. Nakagawa. 2007. Herd behavior in the Japanese loan market: Evidence from bank panel data. *Journal of Financial Intermediation* 16 (4): 555-583.
- 梅澤浩浩・海老原崇. 2015. 「メインバンク関係が財務報告の質に及ぼす影響」 The Society for Economic Studies, The University of Kitakyushu, Working Paper Series No. 2015-3.
- 碓井茂樹. 2013. 「内部格付制度と金融リスク計量化」 2013年4月10日. 日本銀行金融機構局金融高度化センター (https://www.boj.or.jp/announcements/release_2013/re1130410a.htm/) (2015年1月8日現在).
- Watts, R. and J. Zimmerman. 1987. *Positive Accounting Theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall. (須田一幸訳. 1990. 『実証理論としての会計学』 白桃書房.)
- Weinstein, D. 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* 53 (2): 635-672.
- Wilson, G. P. 1986. The Relative Information Content of Accruals and Cash Flows: Combined Evi-

dence at the Earnings Announcement and Annual Report Release Date. *Journal of Accounting Research* 24, Supplement: 165-200.

横山昭雄. 1989. 『金融機関のリスク管理と自己資本 1990年代の金融機関経営の原点』 有斐閣.