

地域銀行のコーポレート・ガバナンスと業績

一橋大学大学院商学研究科

小西 大

一橋大学大学院商学研究科

齋藤巡友

元一橋大学大学院商学研究科

李 婧

2016年7月7日

要旨

本稿は、2005–2013年の地域銀行を対象に、取締役会構成と業績の関係について検証する。実証分析の結果、社外取締役選任比率や執行役員の実務取締役兼任比率で捉えた取締役会の経営からの独立性は業績に影響を与えないことが確認された。この結果は、取締役会の独立性に係る外形基準の制度化は、必ずしも銀行の業績向上にはつながらないことを示唆している。

連絡先： 小西 大 〒186-8601 東京都国立市中 2-1 一橋大学大学院商学研究科、

Email m.konishi@r.hit-u.ac.jp

1. はじめに

2015年6月に閣議決定された「日本再興戦略」改訂2015は、地方創生の推進を「鍵となる施策」の一つに掲げ、地域銀行による中堅・中小企業支援の重要性を強調した。それを受けて同年9月に金融庁が公表した「金融行政方針」は、地域銀行が地方経済を支えるためには、東京証券取引所が上場企業に対して適用する「コーポレートガバナンス・コード」を踏まえた経営管理体制の構築が必要であることを指摘し、金融機関のガバナンスを検証し改善を促すことを重点施策の一つに挙げている。こうした行政方針の背景には、地域銀行による適切なガバナンス体制の構築、特に取締役会を中心とした内部ガバナンスの整備が、地域産業の生産性向上に寄与すると同時に銀行の収益基盤の安定につながるという、政府・金融行政当局者の見方がある。

しかし、取締役会を通じたガバナンスが銀行のパフォーマンスを改善するか否かは学術的には明らかではない。3節で詳述するように、海外の銀行を対象にした実証分析では、外形的な取締役会の経営監視力（例えば社外取締役選任比率）と業績には正の関係（Sierra et al. (2006)）、負の関係（Pathan and Faff (2013)）、そして無関係（Adams and Mehran (2012)）という結果が混在している。一方日本では、取締役会構成と銀行業績の関係に係る先行研究は筆者の知る限り存在しない。

以上を踏まえて、本稿は、2004–2013年の地域銀行（地方銀行及び第二地方銀行）を対象に取締役会構成と業績の関係について実証分析を行う。具体的には、取締役会の独立性と業績の関係について分析する。一般に、経営陣からの独立性の高い取締役会はモニタリング・ボードとして機能する可能性が高い。本稿の分析では、取締役会の独立性を、社外取締役選任の程度及び取締役が執行役を兼任する程度によって計測している¹。分析の結果、いずれの場合も取締役会の独立性は業績に影響しないことが確認された。この結果は、取締役会の独立性に係る外形基準を制度化しても、必ずしも銀行の業績向上にはつながらないことを示唆している。以上の分析は、地域銀行における内部ガバナンス体制の実態把握を重視する金融行政のあり方に対しても示唆を有すると考えられる。

以上に加えて、本稿は取締役会規模と業績の関係について分析する。銀行の業務内容は複雑であるため、高い専門性を有する取締役を多く選任することで銀行の業績は向上すると考えられる。しかし本稿の分析では、取締役会規模は業績に影響しないことが確認された。

¹ 取締役が執行役を兼任する程度は、取締役会の経営陣からの非独立性を示す。

さらに、銀行監督当局からの天下りの受入（財務省（旧大蔵省）・金融庁・日本銀行出身者の取締役選任）と業績の関係について分析する。天下り取締役は出身母体で習得した見識を規制対応や業績向上に役立てることが期待されるが、一方で天下りの受入は銀行と規制当局の結託を惹起するために規制当局に求められる経営監視機能が形骸化し、銀行の経営基盤が弱体化する可能性がある。分析の結果、天下りの受入は業績に影響しないことが確認された。

本稿の構成は次のとおりである。第 2 節では、銀行の内部ガバナンスを巡る制度的背景について説明する。第 3 節では、先行研究を踏まえて仮説を構築する。第 4 節では、実証分析で用いるサンプル、実証方法、実証結果について説明する。第 5 節では、全体をまとめた上で今後の課題について述べる。

2. 制度的背景

2013 年 6 月に閣議決定された「日本再興戦略－JAPAN is BACK－」が、日本経済の成長戦略の一つにコーポレート・ガバナンス見直しを挙げてから、コーポレート・ガバナンスを巡る制度改革が著しく進展している。2014 年 6 月に閣議決定された「「日本再興戦略」改訂 2014」は、日本企業の「稼ぐ力」（長期的な収益力）を回復するための重点施策の一つとしてコーポレート・ガバナンスの強化を挙げ、企業価値向上を目指す経営を促すためにコーポレート・ガバナンスに係る諸原則策定が重要であることを指摘した。これを受けて、東京証券取引所と金融庁を共同事務局とする有識者会議において 2015 年 3 月に「コーポレートガバナンス・コード（原案）」が策定され、2015 年 6 月には東京証券取引所規則として上場企業を対象に「コーポレートガバナンス・コード」の適用が始まった。同コードは独立性の高い社外取締役を 2 人以上選任することを原則とし、それを満たさない企業に対して合理的理由の説明を義務づけている。また、2014 年 6 月に成立した改正会社法も企業に社外取締役の選任を求め、選任しない企業に対して説明責任を課している。これらの企業統治に係る法制度は、上場地域銀行に対しても適用される。

さらに、2015 年 6 月に閣議決定された「「日本再興戦略」改訂 2015」は、地方創生の推進を「鍵となる施策」の一つに掲げ、地域金融機関による中堅・中小企業の経営支援を推進し、生産性向上や事業再編に積極的に関与することの重要性を強調している。これを受けて同年 9 月に金融庁が公表した「金融行政方針」は、地域金融機関が地域の経済・産業を支える役割を果たすためには、「コーポレートガバナンス・コード」を踏まえた経営管理体制の

構築が必要であることを指摘した上で、金融機関のガバナンスを継続的に検証することを重点施策の一つに挙げている。具体的には、「重要な経営課題に関する経営陣（社外取締役を含む）における議論の状況」や「社外取締役等の活動をサポートする体制の整備状況」（「金融行政方針」19 ページ参照）を検証し、実効性のある経営管理体制を構築するための改善を促すとしている。

以上の環境変化を受けて、地方銀行によるガバナンス改革にも進展が見られる。金融庁が2015年7月に公表した「金融モニタリングレポート」は、地方銀行全体の取締役1122人のうち社外取締役は207人であり、全体の18%を占めることを報告している。また、地方銀行106行のうち社外取締役を選任しているのは103行で全体の97%を占めること、証券取引所に上場している75行全てが社外取締役を選任しており、そのうち59行が複数の社外取締役を選任していることを報告している。社外取締役の割合は前年度に比べて7ポイントも上昇しており、コーポレートガバナンス・コード導入が地方銀行の取締役会構成に影響したことを示唆している。東京証券取引所が2016年1月に公表した調査報告「コーポレートガバナンス・コードへの対応状況（2015年12月末時点）」によると、一部・二部全上場企業の中で2人以上の社外取締役を選任している企業の割合は57.5%であり、地域銀行における社外取締役選任比率は、上場企業平均に比べて20ポイント強高い。

国際的にも、金融危機を経て銀行のコーポレート・ガバナンスの重要性が認識されている。バーゼル銀行監督委員会が2015年7月に公表したガイドライン「銀行のためのコーポレート・ガバナンス諸原則」（原題：Corporate governance principles for banks）は、銀行が安全かつ健全に機能するためには、実効性の高いコーポレート・ガバナンスの構築が極めて重要であることを強調している。特に取締役会の構成に関連して、経営陣に対するチェック・アンド・バランスを適切に遂行するためには、多数の独立社外取締役選任や、執行取締役による取締役会議長及び各種委員会委員長兼務の回避が重要であると指摘している。

3. 先行研究と仮説

一般に、経営陣からの独立性が高い取締役会は、内部取締役が大勢を占める取締役会に比べてモニタリング・ボードとして機能する可能性が高い（Fama and Jensen, (1983)）²。

² コーポレートガバナンス・コードも、社外取締役に期待される役割として「経営の方針や経営改善について、自らの知見に基づき、会社の持続的な成長を促し中長期的な企業価値の向上を図るとの観点から助言を行う」（原則4-7）ことを挙げている。

Sierra et al. (2006)は、1992–1997年の米国銀行持株会社を対象に社外取締役選任比率を含む取締役会の属性に基づいて取締役会の強さを計測し、強力な取締役会を有する銀行の方が業績がよいことを確認している。また Andres and Vallelado (2008)は、OECD加盟6カ国（米国、英国、カナダ、スペイン、フランス、イタリア）を対象に実証分析を行い、社外取締役選任比率と業績の間に正の関係があることを確認している。一方 Pathan and Faff (2013)は、1997–2011年の米国銀行持株会社を対象に実証分析を行い、社外取締役の選任と業績の間に負の関係があることを報告している。彼らはこのような結果が得られた理由として、銀行の業務内容及び銀行規制が複雑であるために、社外取締役が適切なモニタリングに必要な情報を入手・解析することが難しいことを挙げている。Adams and Mehran (2012)は、1986–1999年の米国銀行持株会社を対象に実証分析を行い、社外取締役の選任と業績には有意な関係が見出せないことを報告している。彼らは、社外取締役は経営に対するモニタリングの動機を有する一方で、銀行業務及び規制の複雑性を十分理解していないため、社外取締役選任が業績に与える正負双方の影響が相殺されたと解釈している。

これに対して日本では、一般事業会社の取締役会構成と業績に関する研究（例えば宮島・小川（2012））や銀行の株式所有構造と業績の関係に関する研究（例えば森（2011））はあるが、銀行の取締役会構成と業績の関係に関する先行研究は筆者の知る限り存在しない。そこで以下の分析では、次の帰無仮説を検証する：

帰無仮説 1： 取締役会の独立性は銀行業績に影響を与えない。

取締役会構成と銀行業績に関する先行研究の多くは、取締役会規模と業績の関係についても検証している。銀行の業務内容は複雑であるため、高い専門性を有する取締役を多く選任し様々な知見を経営に反映することで、業績は向上すると考えられる。Adams and Mehran (2012)は取締役会規模と業績の間に正の関係を確認しているが、この結果は以上の考え方と整合的である。一方 Pathan and Faff (2013)は両者の間には負の関係が存在することを報告している。彼らは、取締役人数が多い銀行は一般に規模が大きいため経営組織が複雑であり業績が低くなることを、負の関係が得られた理由として挙げている。また Andres and Vallelado (2008)は、取締役会規模と業績の間に非線形（凹型）の関係があることを確認している。以上の先行研究を踏まえて、以下の分析では次の帰無仮説を検証する：

帰無仮説 2： 取締役会の規模は銀行業績に影響を与えない。

最後に本稿では、銀行監督当局からの天下りの受入（財務省（旧大蔵省）・金融庁・日本銀行出身者の取締役選任）と業績の関係について分析する。天下り取締役は出身母体で習得した見識を規制対応や業績向上に役立てることが期待されるが、一方で天下りの受入は銀行と規制当局の結託を惹起するために規制当局に求められる経営監視機能が形骸化し、銀行の経営基盤が弱体化する可能性がある。天下りの受入が銀行の健全性に与える影響に関しては先行研究があるが（例えば Horiuchi and Shimizu (2001)）、筆者の知る限り業績に与える影響については分析が行われていない。そこで以下では、次の帰無仮説を検証する：

帰無仮説 3： 取締役会への天下りの受入は銀行業績に影響を与えない。

4. 実証分析

4.1. サンプルの選択

実証分析で用いたデータは以下の通りである。執行役員兼任比率は日経 NEEDS-Cges、それ以外の取締役会に関するデータは役員四季報から取得している。財務データ及び株価データは日経 NEEDS-Financial QUEST または日経 NEEDS-Cges、都道府県別 GDP 成長率のデータは内閣府ホームページで公開されている「県民経済計算」から取得している。データ取得上の制約により、2004 年から 2013 年まで 10 年間のデータを用いている。業績に関する変数に対して取締役会に関する変数は 1 期ラグ値を使用するため、被説明変数の時点による分析期間は 2005 年から 2013 年までの 9 年間である。

分析対象は、2013 年 3 月時点で国内証券取引所に上場している地域銀行(全国地方銀行及び第二地方銀行協会加盟行)である。ただし、分析期間中に合併した銀行はサンプルから除外している。また、2 年続けて財務データに欠損値が存在した銀行も、サンプルから除外している。以上の結果、分析対象となるクロスセクションの銀行数は 71 行、最終的なサンプルサイズは 639 である。

4.2. 実証方法

Wintoki et al.(2012)は、取締役会構成が業績に与える影響を推定する際には、観察不能な企業固有の属性が双方に影響を与える可能性、また業績が取締役会構成に影響するという逆の因果関係が存在する可能性によって、内生性の問題が生じることを指摘している。この問題は銀行業績に関する推定においても同様に生じることが予想される(Andres and

Vallelado (2008)、 Pathan and Paff (2013))。そこで以下の分析では、2段階システム GMM を推定方法として採用し、内生性の問題に対処する³。

推定式は次の通りである：

$$(PERFOR)_{i,t} = \alpha + \beta(BOARD_INDEP)_{i,t-1} + \gamma(BS)_{i,t-1} + \delta(AMAKUD)_{i,t-1} + \sum_{j=1}^4 \zeta_j (CONTROL)_{i,t} + \eta(PERFOR)_{i,t-1} + \sum_{t=2006}^{2013} \theta_t (YEAR)_t + u_i + \varepsilon_{i,t}$$

ここで、 α から θ は推定するパラメータ、 u は銀行*i*の観察不能な固定効果、 ε は誤差項を表している。被説明変数の *PERFOR* は銀行業績であり、ROA または ROE を用いる。ROA は当期経常利益を前期簿価総資産で除した値、ROE は当期利益を前期簿価自己資本で除した値である。

説明変数は次の通りである。まず帰無仮説 1 を検証するために、取締役会の独立性の代理変数 (*BOARD_INDEP*) として三つの変数、社外取締役比率 (*OUTDIR*)、社外取締役ダミー (*OUTDIR_DM*)、執行役員兼任比率 (*DUALITY*) を用いる。社外取締役比率は、社外取締役の人数を全取締役の人数で除した値である。社外取締役ダミーは、取締役に社外取締役が存在する場合は 1、存在しない場合は 0 の値をとるダミー変数である。社外取締役比率に加えて社外取締役ダミーを用いるのは、社外取締役比率が低水準の地域銀行にとって、社外取締役を選任しているか否かが取締役会の独立性を評価する上で重要だと考えられるためである。執行役員兼任比率は、業務執行に関わる取締役の人数を全取締役の人数で除した値であり、この値が小さいほど取締役会の経営からの独立性は高いと考えられる。さらに帰無仮説 2 を検証するために、取締役会規模の代理変数として取締役人数の自然対数値 (*BS*) を用いる。また帰無仮説 3 を検証するために、取締役に財務省 (旧大蔵省) または日本銀行出身の取締役が存在する場合は 1、存在しない場合は 0 の値をとる天下りダミー (*AMAKUD*) を用いる。

CONTROL は、銀行業績に影響を与えると考えられるその他の要因を表している。具体的には、Pathan and Paff (2013)に従い、銀行規模として総資産の自然対数値 (*ASSET*)、リスクとして過去 3 年間の日次株式リターンの標準偏差 (*RISK*)、自己資本比率として簿

³ 本稿では、Stata の「xtabond2」というコマンドを用いて推計した (Roodman, 2009)。

価自己資本を簿価総資産で除した値 (*CAPITAL*) を用いる。さらに、各地域の経済状況の代理変数として銀行本店所在地の都道府県別 GDP 変化率 (年率) (*GDP*) をコントロール変数に加える。説明変数の *PERFORM* は銀行業績の 1 期ラグ値、*YEAR* は年度ダミーを表す。

2 段階システム GMM では、まず推定式の右辺に被説明変数のラグ項を加えた上で元の式との差分をとる。この階差式と階差をとらないレベル式を同時に GMM 推定することでシステム GMM 推定量が得られる⁴。Wintoki et al. (2012) 及び Pathan and Faff (2013) は、取締役会構成及び企業属性に係る変数は基本的に内生変数であるため、その 1 期ラグ変数が操作変数になることを指摘している。そこで本稿の分析では、都道府県別 GDP 成長率及び年度ダミー以外は全て内生変数とする。また、2 段階システム GMM によって推定される標準誤差には下方バイアスが存在することが知られているため、Windmeijer (2005) のバイアス修正済み標準誤差を用いる⁵。

4.3. 記述統計と実証結果

表 1 は、実証分析で用いるデータの記述統計を示している。業績を表す ROA の平均値は 0.31%、ROE の平均値は 3.03% であり、Pathan and Faff (2013) が分析対象とした米国銀行の業績平均値 (ROA は 1.39%、ROE は 9.92%) に比べて低いことが分かる。

取締役会構成に関する変数について見ると、分析期間中に社外取締役を選任している銀行は 28.3%、社外取締役比率の平均値は 4.64% である。Adams and Mehran (2012) 及び Pathan and Faff (2013) のサンプルでは、全ての銀行が社外取締役を選任しており、社外取締役比率の平均値はそれぞれ約 80% と約 85% である。したがって、日本の地域銀行の社外取締役比率は米国銀行に比べるとはるかに低い。また、執行役員兼任比率の平均値は 85.3% であり、日本の銀行では業務執行に関与しない取締役が少数であることが分かる。その他の変数に関しては、取締役会の規模は平均 10.4 人、最大 19 人であり、Adams and Mehran (2012) のサンプルでは平均 18 人、最大 36 人、Pathan and Faff (2013) のサンプルでは平均

⁴ システム GMM 推定において、2 段階で推定した重み行列を使用するものを 2 段階システム GMM 推定と呼ぶ。2 段階推定によって得られた重み行列を使用することで誤差項の分散不均一性や系列相関に頑健な推定量が得られる。

⁵ 標準誤差の下方バイアスを修正せずに 2 段階システム GMM によって推定した場合は、取締役会の独立性、取締役会規模、天下りに係る全ての変数が統計的に有意であった。一方、6 節で説明するように、下方バイアスを修正した場合は、これらの変数は全て有意ではない。したがって、実証分析の精度を高めるためには下方バイアスの修正は不可欠である。取締役会構成が銀行業績に与える影響を分析する際に、システム GMM で下方バイアス修正が重要であることは、Pathan and Faff (2012) が指摘している。

13人、最大31人であることを踏まえると、日本の地域銀行の取締役会規模は米国銀行持株会社に比べて小さいことが分かる。また、天下り役員が存在する銀行は41.5%であった。

表2は、2段階システムGMMによる推定結果を示している。Arellano and Bond (1991)の系列相関検定の結果、全ての推定式で誤差項に1次の系列相関はないという帰無仮説は棄却されず(AR(1) testの結果が有意でない)、2次の系列相関はないという帰無仮説は棄却された(AR(2) testの結果が有意)。また、過剰識別制約検定の結果(Hansen J-stat)は操作変数が外生変数であるという帰無仮説が棄却されないことを示しており、推定結果は有効であると判断できる。

表2 パネルAはROA、パネルBはROEを被説明変数として用いた場合の推定結果を示している。パネルA、Bのいずれも、取締役会の独立性に係る三つの変数(*OUTDIR*、*OUTDIR_DM*、*DUALITY*)の係数推定値は有意でないことを示している。この結果は、社外取締役の選任や取締役による執行役兼任の回避を通じて形式的に取締役会の独立性を高めても、銀行の業績は向上しないことを示唆している。また、*BS*や*AMAKUD*の係数推定値も統計的に有意でないことから、取締役会規模や天下り役員の受入は銀行の業績に影響を与えていないことが分かる。⁶

コントロール変数の結果に関しては、*RISK*及び*CAPITAL*の係数推定値が正で有意である。この結果はPathan and Faff (2013)とも整合的であり、自己資本比率が高くリスクをとっている銀行ほど業績がよいことを示唆している。また、前期ROAと当期ROAの間にはPathan and Faff (2013)と同様に正の有意な関係が確認された。

5. おわりに

本稿は、2004–2013年の地域銀行を対象に、取締役会構成を通じたコーポレート・ガバナンスのあり方が業績に与える影響について実証分析を行った。分析の結果、社外取締役の選任や取締役による執行役兼任の回避を通じて形式的に取締役会の独立性を高めても、業績は向上しないことが確認された。また、取締役会規模及び銀行監督当局からの天下り受入も業績には影響しないことが確認された。

⁶ 実証分析では、銀行業績は3月決算数値に基づき算出するが、取締役会構成に係る変数は会計年度中に開催される株主総会の決定に基づく値であるため、データの時期に若干の差異が生じる。そこで取締役会構成について2期ラグ値を用いた推定も行ったが、概ね同様の結果が得られた。また、Andres and Vallelado (2008)の実証結果を踏まえて銀行規模の二乗項を加えた推計を行ったが、有意な結果は得られなかった。

本稿ではコーポレート・ガバナンスが銀行業績に与える影響について分析したが、金融危機以降の国際的金融規制改革の動向を鑑みれば、リスク・ガバナンスに関する分析の必要性は高い。近年、金融危機以降導入された金融規制が過重で複雑になった反省から、規制よりも銀行の自己規律を通じた経営管理、即ちリスクを的確に把握して管理するための技術とガバナンスの枠組み構築が喫緊の課題になっている。取締役会構成に代表される銀行の自己規律メカニズムと銀行リスクの関係に関する分析は、今後の課題である。

[参考文献]

- 宮島英昭・小川亮 (2012) 「日本企業の取締役会構成の変化をいかに理解するか?—取締役会構成の決定要因と社外取締役の導入効果—」『旬刊商事法務』第 1973 号, pp.81-95。
- 森祐司 (2011) 「地域銀行における株主構成とコーポレート・ガバナンス—上場地銀を対象とするパネルデータ分析—」『証券アナリストジャーナル』第 49 巻第 1 号, pp.85-98。
- Adams, R. B., and H. Mehran (2012) “Bank Board Structure and Performance: Evidence for Large Bank Holding Companies,” *Journal of Financial Intermediation*, Vol.21, No.2, pp.243-267.
- Andres, P., and E. Vallelado (2008) “Corporate Governance in Banking: The Role of the Board of Directors,” *Journal of Banking and Finance*, Vol.32, No.12, pp.2570-2580.
- Arellano, M., and S. Bond (1991) “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations,” *Review of Economic Studies*, Vol.58, No.2, pp.277-297.
- Fama, E. F., and M. C. Jensen (1983) “Separation of Ownership and Control,” *Journal of Law and Economics*, Vol.26, pp.301-325.
- Horiuchi, A., and K. Shimizu (2001) “Did Amakudari Undermine the Effectiveness of Regulator Monitoring in Japan?” *Journal of Banking and Finance*, Vol.25, No.573-596.
- Pathan, S., and R. Faff (2013) “Does Board Structure in Banks Really Affect Their Performance?” *Journal of Banking and Finance*, Vol.37, No.5, pp.1573-1589.
- Roodman, D. (2009) “How to do xtabond2: An Introduction of ‘difference’ and ‘system’ GMM in Stata,” *Stata Journal*, Vol.9, No.1, pp.86-136.
- Sierra, G. E., E. Talmor, and J. S. Wallace (2006) “An Examination of Multiple Governance Forces within Bank Holding Companies,” *Journal of Financial Services Research*, Vol.29, No.2, pp.105-123.
- Windmeijer, F. (2005) “A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient two-step GMM estimators,” *Journal of Econometrics*, Vol.126, No.1, pp.25-51.
- Wintoki, M.B., J. S. Linck, and J. M. Netter (2012) “Endogeneity and the Dynamics of Internal Corporate Governance,” *Journal of Financial Economics*, Vol.105, No.3, pp.581-606.

表 1 記述統計量

変数	観測数	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値
ROA(%)	639	0.310	0.352	0.352	-1.210	0.978
ROE(%)	639	3.03	4.09	6.64	-38.70	13.10
OUTDIR(%)	639	4.64	0.00	8.80	0.00	50.00
OUTDIR_DM	639	0.283	0.000	0.451	0.000	1.000
DUALITY(%)	639	85.30	100.00	21.10	16.70	100.00
BS(No.)	639	10.40	10.00	3.11	4.00	19.00
AMAKUD	639	0.415	0.000	0.493	0.000	1.000
ASSET(million)	639	3,141,492	2,494,649	2,360,428	380,540	13,500,000
RISK(%)	639	1.97	1.92	0.50	0.23	3.46
CAPITAL(%)	639	5.06	5.02	1.22	0.95	8.82
GDP(%)	639	-0.437	-0.044	2.960	-11.100	8.840

注 1. ROA 及び ROE は、上下各 1%を winsorize している。

注 2. BS 及び ASSET は対数変換前の値を示す。

表 2 2 段階システム GMM による推定結果

パネル A ROA を用いた推定

パネル B ROE を用いた推定

	(1)	(2)	(3)		(1)	(2)	(3)
OUTDIR	0.000 (0.09)			OUTDIR	-0.019 (-0.26)		
OUTDIR_DM		0.035 (0.32)		OUTDIR_DM		-0.318 (-0.17)	
DUALITY			-0.001 (-0.82)	DUALITY			-0.038 (-1.44)
BS	0.045 (0.24)	0.060 (0.44)	0.014 (0.09)	BS	1.327 (0.32)	1.785 (0.47)	1.492 (0.37)
AMAKUD	0.060 (0.80)	0.067 (0.87)	0.012 (0.18)	AMAKUD	1.288 (0.71)	1.356 (0.66)	0.774 (0.51)
ROA(t-1)	0.199 *** (2.98)	0.192 *** (3.05)	0.208 *** (3.33)	ROE(t-1)	0.083 (1.27)	0.090 (1.33)	0.081 (1.32)
ASSET	0.042 (0.70)	0.040 (0.73)	0.047 (0.80)	ASSET	-0.391 (-0.29)	-0.384 (-0.30)	-0.421 (-0.30)
RISK	0.115 ** (2.43)	0.109 ** (2.58)	0.123 *** (2.68)	RISK	4.167 *** (2.95)	4.327 *** (2.97)	4.204 *** (3.27)
CAPITAL	0.174 *** (3.57)	0.168 *** (3.54)	0.145 *** (3.20)	CAPITAL	4.053 ** (2.26)	3.881 ** (2.12)	3.821 ** (2.36)
GDP	-0.004 (-0.70)	-0.005 (-0.73)	-0.004 (-0.75)	GDP	-0.034 (-0.26)	-0.045 (-0.30)	-0.026 (-0.21)
CONST	-2.085 *** (-3.41)	-2.059 *** (-3.52)	-1.858 *** (-3.03)	CONST	-21.006 (-1.66)	-31.818 ** (-2.26)	-16.210 (-1.18)
F-stat	20.91	28.63	23.36	F-stat	10.29	7.59	8.42
AR(1) test	0.00	0.00	0.00	AR(1) test	0.00	0.00	0.00
AR(2) test	0.36	0.33	0.35	AR(2) test	0.47	0.48	0.47
Hansen J-stat	56.15	52.06	58.32	Hansen J-stat	58.74	61.90	58.41
N	639	639	639	N	639	639	639

注 1. *, **, ***は各々 10%、5%、1%の水準で統計的に有意であることを示す。

注 2. 括弧内は、Windmeijer (2005)のバイアス修正済み標準誤差に基づく t 値を示す。