

銀行の貸出ポートフォリオの構造と含意

：業種別貸出データによる実証分析

澤 田 充*

要約

本研究では、1991年から2011年における業種別貸出データを用いて、日本の銀行の貸出ポートフォリオの構造を明らかにし、それらがどのような含意を持つのかについて分析を行なった。貸出ポートフォリオの構造に関する指標として、HHI (Herfindahl-Hirschmann Index) に加え、DMC (Distance measure of concentration) を用いることで、銀行自身の戦略的なポートフォリオ選択を捉えることを試みている。貸出ポートフォリオの構造を分析した結果、この20年間で銀行の貸出ポートフォリオの構成に大きな変化が生じ、特に、2000年以降にポートフォリオの集中化が進んでいることが確認された。さらに、HHIとDMCの銀行間におけるばらつきを比較した結果、産業構造に規定されやすいHHIに比べ、DMCのばらつきはより大きいことが確認された。第二に、貸出ポートフォリオの集中度が銀行のパフォーマンスおよびリスクに与える影響を分析した結果、DMCは銀行の市場価値に正の影響を与えており、内生性やラグ付き従属変数の影響を考慮しても、頑健な結果が得られた。一方で、HHIの銀行のパフォーマンスへの正の影響は検出されなかった。さらに、リスクへの影響については、HHIおよびDMCともに強い効果は検出されなかった。これらの結果は、DMCに基づく貸

出ポートフォリオの集中化は、銀行リスクを高めることなく、パフォーマンスを改善する可能性を示唆している。

JEL Classification: G11, G21, G28

1. はじめに

標準的なポートフォリオ理論に基づけば、銀行は貸出先を分散化することで自身の貸出ポートフォリオのリスクを削減することが可能である。また、情報非対称性に基づく金融仲介理論の研究においても、貸出先の分散化は、モニタリングやスクリーニングといった金融仲介の費用を下げる とされている (Diamond, 1984; Boyd and Prescott, 1986)。実際、銀行の貸出エクスポージャーについて何らかの上限を設けている国は多く、政府や規制当局の間にも、銀行が貸出ポートフォリオを分散化することが金融システムの安定性にとってより好ましいとの認識が深く浸透している。一方で、近年の理論研究では、貸出ポートフォリオの分散化が必ずしも銀行に便益をもたらさない可能性が示されている。Winton (1999) は理論モデルを用いて、貸出ポートフォリオの分散化の便益は、銀行の破綻リスクの水準に依存する可能性を明らかにしている。また、コーポレートファイナンスの観点からも、エージェンシーコストを下げたり、経営の専門性を向上させることで、企業は事業を集中化することでより多くの便益を享受できるとする研究が数多く存在する (Jensen and

* 日本大学経済学部, 〒101-8360 東京都千代田区三崎町1-3-2 E-mail: sawada.michiru@nihon-u.ac.jp

Meckling, 1976; Berger and Ofek, 1995; Denis et al., 1997; 他).

このように、貸出ポートフォリオの構造がどのように決定されるべきかについては、これまで様々な観点から理論的な考察が行われてきた。一方で、近年、研究者や政策当局の関心はより実証的な問題に移りつつある。本研究では、日本の銀行産業のデータを用いて、銀行の貸出ポートフォリオの構造を明らかにし、それらがどのような含意を持つのかについて実証的に明らかにする。より具体的には、1991年から2011年における銀行の業種別貸出データを用いて、貸出ポートフォリオの集中度を計測し、その特徴を明らかにする。その際、貸出ポートフォリオの集中度の尺度として、ハーフィンダール指数(Herfindahl-Hirschmann Index : HHI) と距離に基づく集中度(distance measure of concentration : DMC) を用いている。HHIは先行研究の多くで用いられているため貸出ポートフォリオの構造を他の国のデータと比較できる利点があるものの、この指標は各国の産業構造に規定される部分が大きく、銀行自身の戦略的意思決定が十分に反映されていない可能性が残される。一方で、DMCは、産業構造の規模がコントロールされているという点で、個々の銀行のポートフォリオ戦略をより強く反映する指標だと考えられている。本研究では、これら2つの指標を用いることで、銀行の貸出ポートフォリオの構造をより幅広い観点から捉えることを試みている。

加えて、本研究では、貸出ポートフォリオの構造が金融システムにどのような含意を持つのかについて実証的に明らかにするために、HHIやDMCが銀行のパフォーマンスやリスクに対してどのような影響を与えるかについて計量的に考察する。本研究の分析期間は、1990年代以降の約20年間であり、様々な経済状況を含んでいる。先行研究の多くが5年から7年程度の比較的短い期間を分析対象としていたことを考慮すると、本研究の分析期間は、貸出ポートフォリオ集中化の

効果を定量的に把握する上で十分長い期間だと考えられる。

本研究の構成は以下の通りである。第2節では、先行研究を概観し、第3節でデータおよびサンプルの選別方法について説明する。第4節は、実証分析の方法を述べ、第5節で実証分析の結果を報告する。第6節はまとめて当てられる。

2. 先行研究

本節では、貸出ポートフォリオ分散化(集中化)が銀行のパフォーマンスやリスクにどのような影響を与えるかについて、先行研究の成果を整理しながら考察していく。まず、理論的な視点から貸出ポートフォリオの便益について分析した研究として、Diamond(1984)やCerasi and Daltung(2000)などが挙げられる。そこでは、貸出ポートフォリオの分散化により、銀行の破綻リスクを下げる効果や借り手に対するモニタリングのインセンティブを高める効果が存在することが示されている。一方、Acharya et al.(2006)は、貸出ポートフォリオの分散化が必ずしも銀行の便益にならない可能性について論じている。そこでは、貸出ポートフォリオを十分に分散化させている銀行(多くの産業に貸出を行なっている銀行)は、いくつかの産業について専門的な知識を有しておらず、情報の蓄積が不十分である状況を想定している。このようなケースでは、銀行が得意分野にポートフォリオを集中化するケースに比べて、借り手に対するモニタリングや貸出先の選別が非効率になる可能性が指摘されている。

さらに、Winton(1999)の理論モデルでは、貸出ポートフォリオ分散化の効果は、銀行の破綻リスク水準に依存する可能性を示している。Winton(1999)によれば、銀行の破綻リスクが中程度である時、銀行は貸出ポートフォリオを分散化することで銀行自身の破綻リスクを下げる事ができる。何故なら、ポートフォリオの分散化により貸出からの収益の分布がより平均値を中心

に厚みを増す形状にシフトするためである。しかし、銀行の破綻リスク水準が極端に高い場合には、貸出を行っている多く経済部門の中で、たった1つの経済部門へ負のショックでさえ、銀行を破綻させてしまう可能性がある。このケースは、貸出ポートフォリオの分散化が、逆に、銀行の破綻リスクを高める可能性があることを示唆するものである。最後に、銀行の信用リスクが十分に低い場合は、貸出ポートフォリオの分散化による収益分布の変化は銀行の信用リスクに対してほとんど影響しない。Winton (1999) の理論モデルの結果をまとめると、貸出ポートフォリオの分散化（集中化）の効果は、銀行の破綻リスクに応じて逆U字型（U字型）の形状になると考えられる。

貸出ポートフォリオの分散化（集中化）の効果を実証的な視点で考察している研究では、各銀行の業種別もしくは業種別の貸出ポートフォリオに関するデータを用いている¹⁾。Acharya et al. (2006)は、イタリアの銀行産業のデータに基づき、貸出ポートフォリオの分散化（集中化）は銀行の収益を下げ（上げ）、リスクを高める（下げる）ことを実証的に明らかにしている。さらに、貸出ポートフォリオの集中化の効果は、銀行の破綻リスクに応じてU字型になることを確認し、Winton (1999) の理論モデルを支持する結果を得ている。また、Tabak et al. (2011) はブラジルの銀行産業、Hyden et al. (2007) はドイツの銀行産業のデータをそれぞれ用いて、貸出ポートフォリオの分散化によって銀行の収益性が悪化することを確認している。これらの3つの研究の結果は、貸出ポートフォリオの分散化が必ずしも銀行の便益にならないことを示唆するものである。

一方、貸出ポートフォリオの分散化が銀行のパフォーマンスに正の影響を与えることを報告している実証研究も存在する。Rossi et al. (2009) は、オーストリアのデータに基づき、貸出ポートフォリオの分散化は銀行の収益効率性 (Profit efficiency) を高め、信用リスクを下げることを明らかにしている。Bebczuk and Galindo (2008) はアルゼンチンの銀行産業について、同様の結果を得ている。

日本のデータを用いた研究として、立花・畠田 (2009) が挙げられる。同研究では、地方銀行の業種別貸出データを用いて、貸出ポートフォリオの分散化が銀行の収益性 (ROA) およびリスク (ROA の標準偏差) に与える影響を検証している。本研究でも同様に日本の銀行産業のデータを用いているが、いくつかの点で、立花・畠田 (2009) とは異なる。立花・畠田 (2009) では、貸出ポートフォリオ分散化の効果だけでなく、業務の分散化（収益構造の分散化）の効果を検証しており、幅広い意味での銀行による分散化の効果を検証している。一方、本研究では貸出ポートフォリオの分散化（集中化）の効果に焦点を当てているため、先行研究と比べより詳細な分析が行われている。立花・畠田 (2009) では、分析対象が地方銀行の財務収益性に焦点が当てられていたのに対し、本研究では、都市銀行、信託銀行および地方銀行を含む商業銀行全体を対象とし、また、パフォーマンスおよびリスクの指標についても、マーケットデータと財務指標の両方から分析が行われている。さらに、先行研究においては、貸出ポートフォリオ分散化（集中化）の指標として、ハーフィンダールインデックスを用いているのに対し、本研究では、この指標に加え、距離に基づく集中化指標 (Distance measure of concentration) を併用している。距離で測った集中化指標は、産業構造が規模をコントロールされているという点で、個々の銀行のポートフォリオ戦略をより強く反映する指標だと考えられる。本研究では、これら2つの集中化指標の基本的な性質とそれらが与える

¹⁾ Mercieca et al. (2007) および Berger et al. (2010) においても、貸出ポートフォリオの分散化について実証的な分析が行われている。そこでは、銀行の貸出ポートフォリオとして、貸出形態別データが用いられている。Mercieca et al. (2007) はヨーロッパの小規模銀行、Berger et al. (2010) は、中国の銀行産業に焦点を当て分析を行っており、貸出ポートフォリオの分散化の便益は確認されていない。

影響の違いを比較している。推計方法については、先行研究では十分に検討されていなかったポートフォリオの分散化と銀行のパフォーマンスに関する内生性の問題について、本研究では固定効果モデルやIV推計を行うことで、この問題を明示的に取り扱っている。さらに、銀行のパフォーマンスの動学的性質を考慮したダイナミックパネル分析を行っている。

3. データとサンプル

本研究の分析対象となる銀行は、株価のデータを用いることから、上場している普通銀行、信託銀行及び銀行を傘下に保有するフィナンシャルホールディングスである。ただし、フィナンシャルホールディングスについては、連結ベースの銀行財務データが利用可能な持株会社のみを対象としている。したがって、これらの財務データは、普通銀行の財務データと直接比較することができる。ただし、持株会社と傘下の銀行の重複換算を避けるために、フィナンシャルホールディングス傘下の銀行が上場している場合、当該銀行のデータはサンプルから外している。

本研究の分析期間は1991-2011年(1990-2010年度)までの21期間としている。本研究では先行研究よりも長い期間を分析対象としているため、銀行が貸出ポートフォリオを分散化および集中化する上で、より幅広い経済状況(景気循環や株式市場の動向など)を含んでいるという利点がある²⁾。銀行の財務データおよび株式市場のデー

タはNikkei NEEDS-Financial Questから抽出している。各銀行の貸出ポートフォリオの情報は、銀行財務データに含まれる業種別貸出データに基づいている。このデータでは、銀行の貸出先が12業種(製造業、農林水産業鉱業、建設業、卸売・小売業、金融保険業、不動産業、運輸通信業、電気・ガス・水道業、サービス業、地方公共団体、個人(その他含む)に分類され、各業種への貸出残高を把握することができる。本研究では、この情報を用いて各銀行の各業種に対する貸出シェアを求め、ポートフォリオの集中度(分散化)の指標を作成している(4.1節参照)。業種別貸出データは、単体財務データのみ利用可能であるため、フィナンシャルホールディングスについては、傘下にある銀行のデータを足し合わせて、貸出シェアを算出している。

データの選別については、日次ベースの株価収益率のデータが年間営業日の80%以上利用可能な銀行を分析対象としている。また、M&Aに参加した銀行については、データの連続性に配慮して、M&A直後のデータをサンプルから排除している。最終的に分析対象となった銀行数(フィナンシャルホールディングス含む)は119行であり、総サンプル数は、年・銀行ベースで1616となっている。

4. 分析手法

4.1 貸出ポートフォリオ集中化(分散化)の指標

まず、各銀行の貸出ポートフォリオがどの程度集中化されているかを捉えるために、 t 時点における第 i 銀行による第 k 部門への貸出シェア(相対的エクスポージャー)を以下のように定義する(r_{itk}) :

²⁾ 先行研究の分析期間は次の通りである。：1993-99年におけるイタリアの銀行産業(Acharya et al., 2001)、1996-2002年のドイツの銀行産業(Hyden et al., 2007)、1999-2003年におけるアルゼンチンの銀行産業(Bebczuk and Galindo, 2008)、1997-2003年におけるオーストリアの銀行産業(Rossi et al., 2009)、2003-2009年におけるブラジルの銀行産業(Tabak et al., 2011)。日本の銀行産業については、立花・畠田(2009)は、1983年から2007年までの地方銀行データを5年ごとに5分割し、平均値をとって分析を行っている。

したがって、分析されているパネルデータは5期間となっている。

$$r_{itk} = \frac{X_{itk}}{\sum_{k=1}^{12} X_{itk}} \quad (1)$$

ここで、 X_{itk} は t 時点における第 i 銀行による第 k 部門への貸出額（名目エクスポージャー）を指す。銀行の業種別貸出データは 12 業種によって構成されているため、各部門への貸出額を足し合わせたものが総貸出額となる。本研究では、貸出ポートフォリオの集中度に関して、2つの指標を用いて分析を行う。第一の指標は、産業の競争状態などを表す指標として古くから用いられているハーフィンダール・ハーシュマン指数（HHI）である。本研究では、この指標を用いて、 t 時点における第 i 銀行の貸出ポートフォリオの集中度を、以下のように定義する。

$$HHI_{it} = \sum_{k=1}^{12} (r_{itk})^2 \quad (2)$$

HHI の値は 0 から 1 の範囲をとり、この値が大きい（小さい）ほど、当該銀行の貸出ポートフォリオは集中化（分散化）していることを表している。HHI は、先行研究の多くで用いられていることから、銀行の貸出ポートフォリオの分散化（集中化）の程度について国際的な比較が可能である。一方、Pfungsten and Rudolph (2002) で指摘されているように、各国の産業の規模がコントロールされていないという問題点が伴う。そこで、Pfungsten and Rudolph (2002)、産業の規模をコントロールするために、ベンチマークポートフォリオと当該銀行のポートフォリオの差を定量化し、距離に基づく集中度（Distance measure of concentration, DMC）を提案している³⁾。本研究においても、以下で定義される DMC を貸出ポートフォリオに関する第二の集中度の指標として用

いる⁴⁾。

$$DMC_{it} = \frac{1}{2} \sum_{k=1}^{12} |r_{itk} - b_{tk}| \quad (3)$$

ここで b_{tk} とは、 t 時点におけるベンチマークポートフォリオの中で第 k 部門が占める割合を示している。ベンチマークポートフォリオは、全ての銀行の貸出ポートフォリオを加重平均したもので定義される。DMC の値は、0 から 1 範囲に収まるように正規化されている。この値が 1 に近いほど当該銀行の貸出ポートフォリオは銀行全体の平均的なポートフォリオとは乖離していること示しており、相対的な意味において、当該銀行の貸出ポートフォリオが特定の部門に偏っていることを示している。逆に、DMC の値がゼロに近づくほど、銀行全体の平均的なポートフォリオに近いことを意味している。Pfungsten and Rudolph (2002) で指摘されているように、HHI は国内の産業規模や経済部門の規模により規定される部分が大きいのに対し、DMC は各経済部門の規模がコントロールされている点で、各銀行による戦略的なポートフォリオ選択の要因をより強く反映している指標と考えられる。以下の分析では、銀行の貸出ポートフォリオの基づく HHI と DMC の特性の違いに着目しながら、実証分析を行う。

³⁾ Pfungsten and Rudolph (2002) ではドイツの銀行産業の貸出ポートフォリオの構造を詳しく分析されているものの、それらが銀行のパフォーマンスやリスクに与える影響については検証されていない。

⁴⁾ 貸出ポートフォリオと銀行のパフォーマンスを分析した研究の中で、距離に基づく集中度を用いているのはブラジルの銀行を分析した Tabak et al. (2011) のみである。本研究における DMC の定義は、Tabak et al. (2011) における、Absolute Distance Measure (ADM) に相当する。彼らの研究では、この指標以外に Relative Distance Measure (RDM) についても分析を行っている。RDM は、(3)式におけるベンチマークポートフォリオとの距離を相対的エクスポージャーとベンチマークポートフォリオの和で正規化したものである。以下の分析では、直接取り上げていないものの、本研究のサンプルを用いて RDM を算出している。その結果、ADM との相関係数は 0.75 と大きく、回帰分析の結果も ADM を用いた結果とほとんど変わらないことを確認している。

4.2 パフォーマンスおよびリスクの指標

以下の分析では、貸出ポートフォリオの構造がどのような含意を持つかについて検証するために、貸出ポートフォリオの集中化（分散化）と銀行のパフォーマンスおよびリスクの関係について実証的な考察を行う。銀行のパフォーマンスならびにリスク指標については、財務指標とマーケット指標の両側面から分析を行う。まず、銀行のパフォーマンスについては、マーケット指標として時価簿価比率（market-to-book ratio, 以下 MTB）、財務指標として総資産収益率（ROA）を用いる。MTB については、株式時価総額に総負債の簿価を足し合わせものを総資産の簿価で除した値で定義される。MTB は、同じ産業内の企業間や異時点間の比較が容易であり、企業価値や長期的なパフォーマンスの指標として幅広く用いられている（Keeley 1990, Lang and Stulz, 1994 他）。ROA については経常収益を総資産で除した値を用いる。

リスク指標については、マーケット指標として株価収益率のボラティリティ（stock return volatility 以下 SRV）を用いる。SRV は、株価の日次データから株価収益率を算出し、その標準偏差を各銀行について毎年算出した値を用いる。株価データについては、権利落ちならびに配当調整済みの値を用いている。財務指標については、不良債権比率（NPL ratio）を用いる。ここで、各銀行の不良債権は、リスク管理債権（破綻先債権、延滞債権、3 カ月以上延滞債権、貸出条件緩和債権の合計）により定義され、これを総貸出額で除したものを不良債権比率として用いる。この指標は各銀行を信用リスクの代理変数と考えられる。ただし、銀行のリスク管理債権額は 1998 年 3 月に公表が始まったため、不良債権比率を用いた場合の推計期間は 1998 年から 2011 年までとなる。

4.3 貸出ポートフォリオの集中化（分散化）と銀行のパフォーマンスおよびリスクの関係

貸出ポートフォリオの集中化（分散化）が銀行

のパフォーマンスやリスクにどのような影響を及ぼすかについて計量的に明らかにするために、以下の(4)式を推計する。

$$Y_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 CM_{it} + \gamma' \cdot X_{it} + \sum_{t=1992}^{2011} \lambda_t Time_t + v_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

ここで、被説明変数の Y_{it} は上で定義した銀行のパフォーマンスやリスク指標を指し、第 i 銀行の t 時点の値を用いる。 CM_{it} は貸出ポートフォリオの集中度を示す変数である（*HHI* and *DMC*）。以下の分析では、この変数の係数（ α_2 ）に着目する。もし α_2 が正（負）であれば、貸出ポートフォリオの集中化（分散化）は当該銀行のパフォーマンスやリスクを高めることを意味する。 X_{it} は他のコントロール変数を示しており、以下の分析では、銀行規模自己資本比率、費用収益比率、貸出成長率、保有有価証券比率を用いる。銀行規模は、総資産の対数値を用いる。自己資本比率は総資本を総資産で除した会計上の自己資本比率を示している。この変数は銀行の資本構成を表しており、銀行のパフォーマンスやリスクに対して様々な経路を通じて影響する可能性があり（エージェンシーコスト、レバレッジ効果、負のショックに対するバッファなど）、どのような影響を及ぼすかについては事前に特定するのは難しい。費用収益率は、経常費用を経常収益で除した値で定義され、コストの非効率性を表す変数であると考えられる。したがって、銀行のパフォーマンスに対しては負の影響、リスクに対しては正の影響（リスクを高める効果）が予想される。貸出成長率については、銀行の貸出機会を捉える変数であり、貸出機会が豊富な銀行ほどパフォーマンスが高いことが予想される。保有有価証券比率については、銀行が保有している有価証券の多くが国債などの安全資産であることから、この比率が高い銀行ほどリスクは低いと考えられる。保有有価証券比率のパフォーマンスへの影響については、貸出と比べて安全資産で構成される有価証券からのリターンは一般に低い可能性が高いと考えられる。一方

で、金融危機など不良債権が増加する局面では貸出収益率が大きく悪化する状況も考えられ、この変数のパフォーマンスへの影響は事前的に明らかでない。以下の分析では同時性の問題を考慮して、これらすべてのコントロール変数について、被説明変数に対して1期ラグを取ったものを用いる。 $Time_{it}$ は年次ダミーであり、マクロショックなど時間を通じた異質性をコントロールするものである。さらに、銀行間の異質性をコントロールするために、各銀行の固定効果を捉える変数（ ν_i ）を加えている。各変数の標準誤差の算出については、地域と年次をクラスターとし、クラスター内の誤差項の相関を考慮した推定値（Cluster-robust standard error）を用いるものとする⁵⁾。

5. 実証分析の結果

5.1 貸出ポートフォリオの構造

図1-A, Bは、1990年から2011年まで業種別貸出シェアの平均値の推移を示している。図1-Aから確認できるように個人・その他部門へのシェアが1990年代の後半から急激に上昇しており、また、図1-Bにおいて地方公共団体のシェアも着実に増加していることが読み取れる。一方で、製造業や卸小売など1990年時点でシェアが高かった業種への貸出シェアは緩やかに減少していることが確認できる。製造業などの主力産業のパフォーマンスが大きく悪化し不良債権が増加する中で、銀行は比較的风险の低い住宅ローンのシェアを高めることでポートフォリオの健全化を図った可能性が考えられる。いずれにしても、これらの結果は、この20年間で銀行の貸出ポ

ートフォリオの構成が大きく変化したことを示唆するものである。

図2は、本研究の分析対象となっている銀行について、上で定義したHHIとDMCの平均値の推移を示している。貸出ポートフォリオの集中度をHHIで測ると、2000年代に入るまで大きな変動はなく、2000年代以降に大きく上昇していることが確認できる。すなわち、2000年代以降、日本の銀行の貸出ポートフォリオは平均的に集中化が進んだことを示唆するものである。一方、DMCを基準にすると、2000年代以降の上昇傾向はHHIと共通するものの、金融危機に直面した1990年代後半に大きく下落していることが確認できる。言い換えると、各銀行がベンチマークとは異なるようなポートフォリオ選択をした可能性を指摘することができる。

図3-Aと3-Bでは、1990年から2011年の各年次におけるHHIとDMCの分布をボックスプロットにより示している。そこから、各年次において、DMCのばらつきの方がHHIよりも大きいことが確認できる。HHIは産業構造などに規定される部分が多いのに対し、DMCは個々の銀行の戦略的なポートフォリオ選択をより強く反映していることが推察される。

表1に各変数の基本統計量が示されている。ポートフォリオの集中度の指標であるDMCとHHIを比較すると、平均値はほぼ同じ水準であるのに対し、標準偏差はDMCの方が大きい。この結果はDMCで計測した方が、各銀行の貸出ポートフォリオの集中度のばらつきが大きいことを示唆しており、上で見た図3の結果と整合的である。また、HHIの平均値を先行研究における他国の銀行産業と比較してみると、日本の銀行が0.161であるのに対し、イタリアの銀行では0.237（Acharya et al., 2006）、ドイツの銀行では0.291（Hayden et al., 2007）、ブラジルの銀行では0.316（Tabak et al., 2011）、アルゼンチンの銀行では0.55（Bebczuk and Galindo, 2008）であった。したがって、日本の銀行産業のポートフォリオは相

⁵⁾ 以下の分析では、各銀行を営業地域と業態に応じて14のカテゴリーに分割している。地域については、北海道/北東北エリア、南東北、北関東、南関東、中部、北陸、東海、関西、中国、四国、北九州、南九州/沖縄、都市部に分割し、業態については、都市部の銀行をフィナンシャルホールディングスとそれ以外（都市銀行、信託銀行）に分割している。

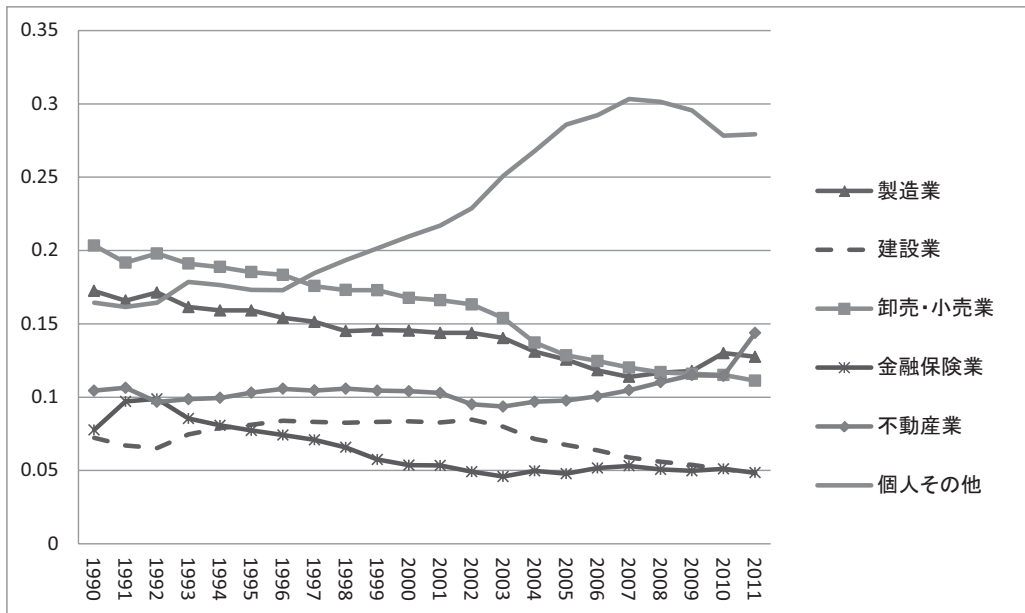


図1 - A : 業種別貸出シェアの推移 (シェアの高いグループ)

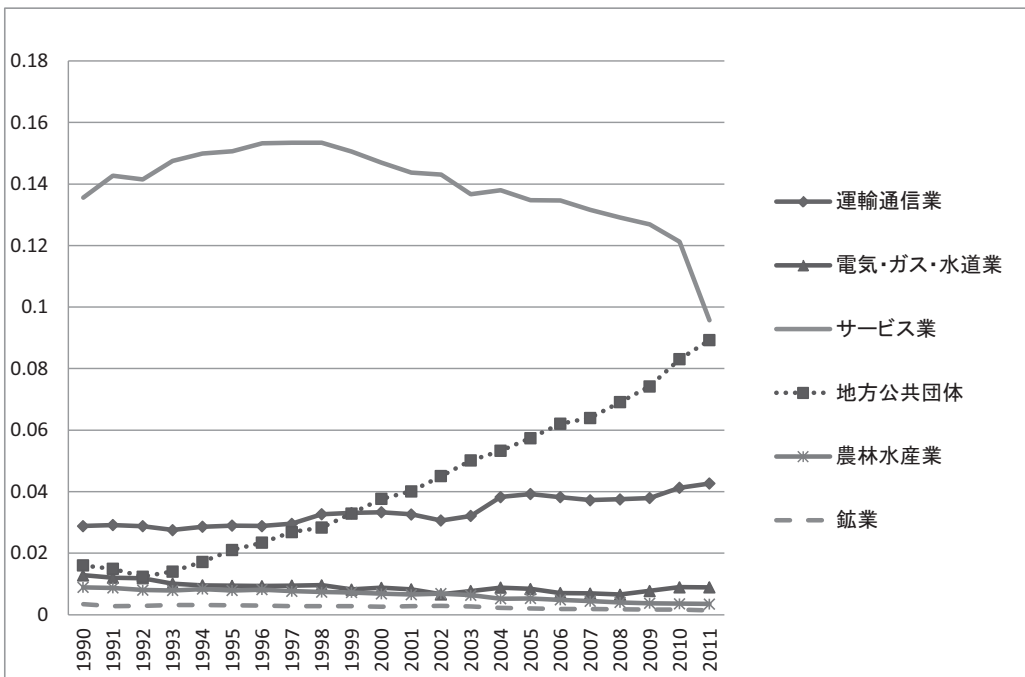


図1 - B : 業種別貸出シェアの推移 (シェアの低いグループ)

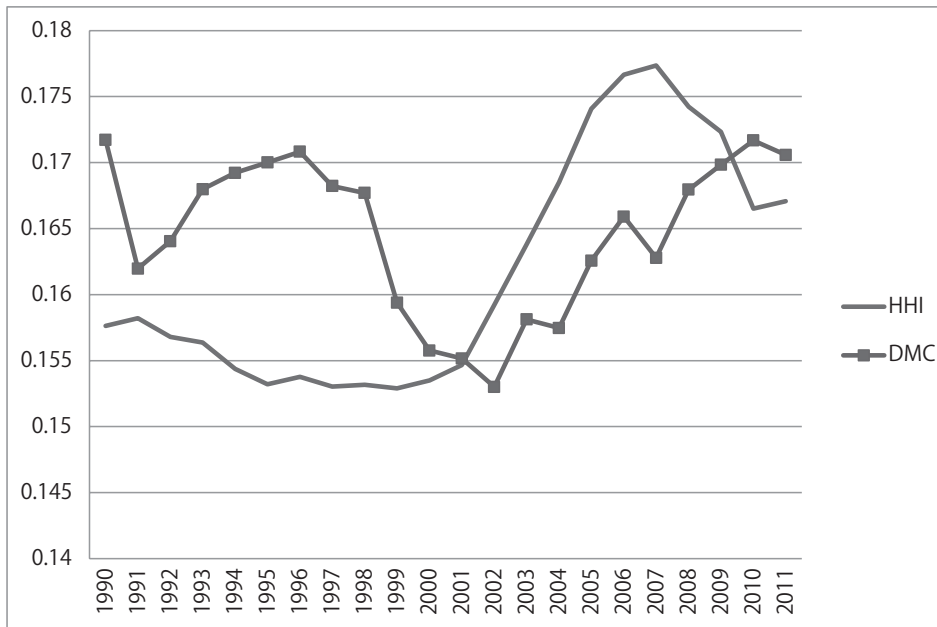


図2：貸出ポートフォリオ分散化指標の推移

対的に高度に分散化されているといえる。表2は説明変数間の相関係数を示している。DMCとHHIの相関係数0.37であり、ポートフォリオの集中度指標間の相関としては、必ずしも高いとはいえない⁶⁾。したがって、この2つの変数が銀行のリスクやパフォーマンスに対して異なる影響を与える可能性が存在する。

5.2 貸出ポートフォリオの集中化（分散化）と銀行のパフォーマンスおよびリスクの関係

表3には、被説明変数を銀行のパフォーマンス指標（MTBもしくはROA）として(4)式を推定した結果が示されている。第1列は、MTBを被説明変数とし、貸出ポートフォリオ集中度の指標としてHHIを用いた場合の実証結果が示されている。HHIの係数は正であるものの、統計的に有意でない。一方、第2列において、DMCの係

数は正であり統計的に5%水準で有意である。すなわち、貸出ポートフォリオの集中化が銀行の将来の収益に貢献する蓋然性が高いと株式市場に評価されている。第3-4列は、財務指標としてROAに着目し分析を行なった結果を示している。実証結果は、HHIおよびDMCの係数はともに正で統計的に有意であり、貸出ポートフォリオの集中化が銀行の収益性に正の影響を与えることを示唆している。これらの結果をまとめると、銀行による貸出ポートフォリオの集中化は自身のパフォーマンスに対して正の影響を与える可能性を示唆する結果が概ね得られている。一方で、株式市場の評価に着目すると、HHIで計測した場合、ポートフォリオの集中化はパフォーマンスに対して有意な影響を持たなかったのに対し、DMCで計測した場合、正で統計的に有意な効果を検出している。この結果の違いを、2つ指標の特性から解釈することが可能である。前節でも指摘したように、DMCは産業の規模がコントロールされているという点で、HHIと比べて銀行経営者による戦略的なポートフォリオ選択をより強く反映し

⁶⁾ Tabak et al. (2011) では、ブラジルの銀行データ（2003-2009年）に基づき、HHIとDMCの関係を調べた結果、両者の相関係数は0.615であった。

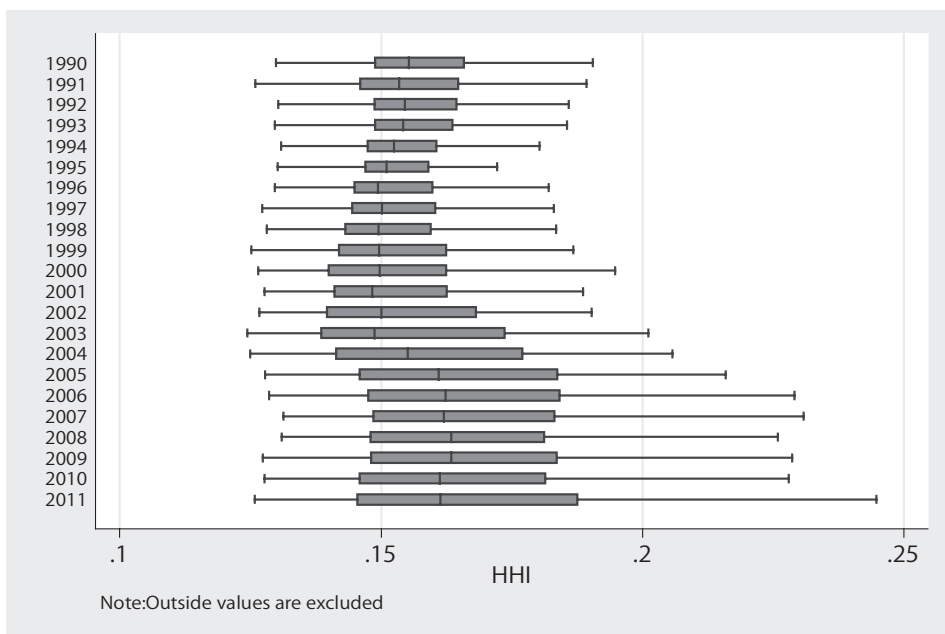


図 3 - A : Box Plots による HHI の分布

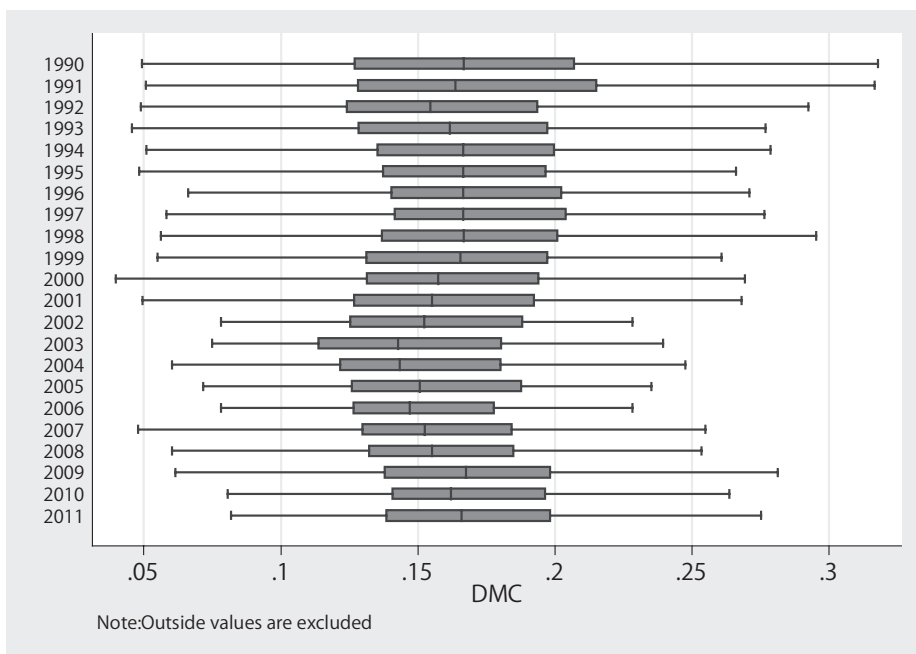


図 3 - B : Box Plots による DMC の分布

表1 各変数の記述統計

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
貸出ポートフォリオの集中度					
距離に基づく集中度 (DMC)	1688	0.161	0.033	0.124	0.558
ハーフィンダール指数 (HHI)	1688	0.164	0.053	0.040	0.456
コントロール変数					
銀行規模	1688	15.067	1.052	13.296	19.134
自己資本比率	1688	0.044	0.013	0.001	0.121
費用収益比率	1688	0.965	0.209	0.582	4.363
貸出成長率	1688	0.022	0.075	-0.242	1.170
保有有価証券比率	1688	0.207	0.068	0.074	0.461
パフォーマンスおよびリスク指標					
時価簿価比率 (MTB)	1688	1.008	0.028	0.945	1.164
株式収益率 (SRV)	1688	0.037	0.016	0.017	0.114
総資産収益率 (ROA)	1688	0.339	0.155	0.095	3.285
不良債権比率 (NPL)	1102	0.056	0.033	0.010	0.354
業種別貸出シェア					
製造業	1688	0.142	0.054	0.030	0.338
農林水産業	1688	0.006	0.006	0.000	0.042
鉱業	1688	0.003	0.002	0.000	0.019
建設業	1688	0.072	0.026	0.001	0.165
卸売・小売業	1688	0.157	0.048	0.016	0.284
金融保険業	1688	0.063	0.051	0.006	0.317
不動産業	1688	0.106	0.048	0.027	0.342
運輸通信業	1688	0.034	0.018	0.007	0.154
電気・ガス・水道業	1688	0.009	0.009	0.000	0.063
サービス業	1688	0.140	0.037	0.000	0.290
地方公共団体	1688	0.043	0.044	0.000	0.275
個人その他	1688	0.227	0.086	0.019	0.740

表2 相関係数

Variables	DMC	HHI	Size	E/A	C/I	LG	S/A
距離に基づく集中度 (DMC)	1						
ハーフィンダール指数 (HHI)	0.3869***	1					
銀行規模 (Size)	-0.2359***	-0.0615	1				
自己資本比率 (E/A)	0.1904***	0.014	-0.0781***	1			
費用収益比率 (C/I)	-0.0363	-0.0657***	-0.0216	-0.3609***	1		
貸出成長率 (LG)	-0.0209	0.024	0.0676***	-0.0597	-0.1799***	1	
保有有価証券比率 (S/A)	0.0961***	-0.1062***	-0.0563**	0.4591***	-0.2511***	-0.0670***	1

***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で統計的に有意であることを示している。

表3 貸出ポートフォリオ集中化による銀行のパフォーマンスへの影響

Dependent Variable	[1]	[2]	[3]	[4]
	MTB	MTB	ROA	ROA
Methodology	FE	FE	FE	FE
(集中化指標)				
HHI	0.040 (0.026)		0.022*** (0.005)	
DMC		0.035** (0.015)		0.014*** (0.004)
(コントロール変数)				
銀行規模	-0.002 (0.006)	-0.001 (0.005)	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)
自己資本比率	-0.381*** (0.084)	-0.393*** (0.083)	-0.090*** (0.028)	-0.096*** (0.028)
費用収益率	0.005 (0.004)	0.004 (0.004)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)
貸出成長率	0.010* (0.006)	0.010* (0.005)	-0.003 (0.002)	-0.004 (0.002)
保有有価証券比率	-0.073*** (0.018)	-0.077*** (0.018)	0.014** (0.006)	0.011* (0.006)
定数項	1.035*** (0.084)	1.032*** (0.079)	-0.001 (0.030)	-0.001 (0.030)
Time fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Bank Fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes
R_squared	0.790	0.791	0.935	0.935
Number of observations	1688	1688	1688	1688
Number of groups	119	119	119	119

(注) () は標準誤差を示す。標準誤差については地域と年次をクラスターとし、クラスター内の誤差項の相関を考慮した推定値 (Cluster-robust standard error) が用いられている。"***", "**", "*" はそれぞれ1%, 5%, 10% 水準で統計的に有意であることを表している (両側検定)。

ている指標だと考えられる。したがって、株式市場は、銀行経営者による戦略的なポートフォリオの集中化をより高く評価していたことが推察される。

他のコントロール変数については、自己資本比率の係数は負であり、統計的に1%水準で有意である。この結果は、レバレッジが高い銀行ほどパフォーマンスが良好であることを示唆している。また、保有有価証券比率の係数が負で統計的に有意であり、保有有価証券比率の高い銀行は、パ

フォーマンスが悪いことを示唆する結果が得られている。この結果の1つの解釈として、収益性の高い貸出機会が乏しい銀行は、貸出を増やすことができないため、結果として有価証券の保有を増やしている可能性を指摘することができる。他のコントロール変数については統計的に強い効果は確認されていない。

表4では、貸出ポートフォリオ集中度がパフォーマンスに対して内生的に決まっている可能

表4 操作変数（IV）を用いた推計

Dependent Variable	[1] HHI	[2] MTB	[3] DMC	[4] MTB	[5] ROA	[6] ROA
Methodology	IV (1st)	IV (2nd)	IV (1st)	IV (2nd)	IV (2nd)	IV (2nd)
(集中化指標)						
HHI		0.007 (0.059)			-0.002 (0.016)	
DMC				0.189** (0.076)		0.008 (0.016)
(操作変数)						
Average_HHI	0.746*** (0.106)					
Average_DMC			0.594*** (0.109)			
(コントロール変数)						
銀行規模	-0.010** (0.004)	0.001 (0.005)	-0.038*** (0.011)	0.004 (0.005)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
自己資本比率	-0.200*** (0.066)	-0.428*** (0.079)	0.210* (0.111)	-0.473*** (0.087)	-0.071*** (0.027)	-0.073*** (0.028)
費用収益率	-0.015*** (0.004)	0.004 (0.005)	-0.007 (0.006)	0.006 (0.005)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
貸出成長率	-0.014 (0.015)	0.023 (0.016)	-0.008 (0.025)	0.025 (0.018)	-0.009 (0.006)	-0.009 (0.006)
保有有価証券比率	-0.170*** (0.031)	-0.080*** (0.021)	-0.086*** (0.033)	-0.063*** (0.019)	0.010 (0.007)	0.011* (0.006)
定数項	0.248*** (0.071)	1.055*** (0.081)	0.657*** (0.151)	0.966*** (0.080)	0.058** (0.027)	0.053* (0.030)
Time fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Bank Fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R_squared	0.7140	0.795	0.771	0.772	0.935	0.936
Number of observations	1616	1616	1616	1616	1616	1616
Number of groups	119	119	119	119	119	119

(注) () は標準誤差を示す。標準誤差については地域と年次をクラスターとし、クラスター内の誤差項の相関を考慮した推定値 (Cluster-robust standard error) が用いられている。"***", "**", "*" はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で統計的に有意であることを表している (両側検定)。

性を考慮して、操作変数 (Instrument Variable) を用いた分析を行なっている。第1列および3列は、ポートフォリオ集中化指標を被説明変数とした第一段階の推計結果を示している。第1列は HHI が被説明変数であり、操作変数として同一地域内の銀行の HHI の平均値について 1 期ラグ

(パフォーマンス指標に対しては 2 期ラグ) をとった値を用いている。操作変数である HHI の平均値 (Average_HHI) の係数は正でかつ統計的に 1% 水準で有意である。表には示していないが、Stock and Yogo (2005) に基づく Weak Instrument のテストを行なった結果、第一段階における操作

変数の係数がゼロであるかどうかを検定する F 値は 41.24 であり、Weak Instrument の可能性を棄却するのに十分大きな値を示している⁷⁾。第 2 列は、第二段階の推計結果を示している。そこでは、HHI の係数は統計的にゼロと有意に異なることが確認されている。一方、第 3 - 4 列は、DMC を内生変数とした二段階推計が行われている。第 3 列では、操作変数である DMC の平均値 (Average_DMC) の係数は正でかつ統計的に 1% 水準で有意であることが示されている⁸⁾。第 4 列に示されているように、DMC の係数は正でかつ 5% 水準で統計的に有意である。この結果は、戦略的な貸出ポートフォリオの集中化は銀行のパフォーマンスに正の影響を与えていることを示しており、DMC の市場価値に対する正の影響は頑健であるといえよう。第 5 - 6 列は、被説明変数に MTB (時価簿価比率) の代わりに ROA を用いて、二段階推計を行なった結果が示されている。ただし、第一段階の結果は第 1 列および第 3 列と同じであるため、第二段階の結果のみを示している。第 5 - 6 列の結果を見ると、HHI および DMC の係数は統計的に有意でない。内生性を考慮すると、ポートフォリオ集中化の ROA に対する正の影響は観察されず、財務パフォーマンスについての頑健性は確認されなかった。

表 5 は、リスク指標 (SRV もしくは NPL ratio) を被説明変数として(4)式を推計した結果が示されている。第 1 および 2 列は SRV (Stock return volatility) を被説明変数に用いている。第 1 - 2 列において、HHI および DMC の係数は正である。この結果は、伝統的なポートフォリオ理論のリスク分散効果と整合的なものである。た

だし、統計的に有意でなく、貸出ポートフォリオの分散化が銀行の株価リスクに与える影響について強い確証は得られていない。さらに、銀行の信用リスクとポートフォリオ集中化の関係を調べるために第 3 - 4 列では、不良債権比率を被説明変数として同様の分析を行っている。推計結果をみると、HHI と DMC の係数は共に統計的に有意でなく、強い効果は確認できなかった。第 5 - 8 列は、表 4 と同様の操作変数を用いて、二段階推計を行なっている。ここでも第二段階の結果のみを示している。いずれの結果も集中化指標については統計的に有意でないことが確認できる。これらの結果をまとめると、貸出ポートフォリオの集中化および分散化が銀行のリスクに対して有意な影響を与えている確証は得られなかった。

これまでの分析では、銀行のパフォーマンスやリスクについて静学的な関係を仮定して推計を行っていた。以下分析では、これまでのモデルを拡張し、動学的な関係性を考慮したダイナミックパネル分析を行う。その際、MTB (時価簿価比率) に焦点を当て分析を行う⁹⁾。MTB はストック変数に近い性質をもっているため過去の値の影響をより強く受けることが予想される。推計モデルにおいては、MTB の 1 期ラグおよび 2 期ラグを説明変数に加える。推計式は(5)式に示されている。

$$MTB_{it} = \beta_1 + \beta_2 MTB_{it-1} + \beta_3 MTB_{it-2} + \beta_4 CM_{it} + \gamma' \cdot X_{it} + v_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

これまでの分析で用いてきた固定効果を考慮した LSDV (Least Square Dummy Variable Method) で(5)式を推定した場合、MTB のラグ項は固定効果を通じて誤差項と相関を持つため一致推定量は得られない。したがって、本研究では、Arellano and Bond (1991) に基づく一般化積率法 (GMM) を用いて推計を行う。具体的には、(5)式の差分を取り、操作変数行列を掛けパラメー

7) Stock and Yogo (2005) では、操作変数の係数がゼロであるかどうかを検定する F 統計量の値が 10 より小さい場合は、“Weak instrument” の可能性を否定できないとしている。

8) ここでも同様に Weak Instrument のテストを行なった結果、第一段階の F 値は 35.64 であり、Weak Instrument の可能性は棄却される。

9) 他の被説明変数についても同様の分析を行なったが、集中化指標について強い影響は確認されなかった。

表5 貸出ポートフォリオ集中化によるリスクへの影響

Dependent variables	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
	SRV	SRV	NPL	NPL	SRV	SRV	NPL	NPL
Methodology	FE	FE	FE	FE	IV (2nd)	IV (2nd)	IV (2nd)	IV (2nd)
(集中化指標)								
HHI	0.132 (0.100)		-0.046 (0.036)		0.470 (0.331)		-0.078 (0.103)	
DMC		0.038 (0.096)		0.022 (0.026)		-0.430 (0.483)		0.197 (0.194)
(コントロール変数)								
銀行規模	-0.081** (0.035)	-0.082** (0.035)	0.017** (0.008)	0.018** (0.008)	-0.088** (0.035)	-0.100*** (0.033)	0.021** (0.009)	0.028** (0.013)
自己資本比率	-2.202*** (0.491)	-2.229*** (0.490)	-0.345*** (0.104)	-0.364*** (0.106)	-2.090*** (0.472)	-2.044*** (0.512)	-0.251** (0.113)	-0.385** (0.168)
費用収益率	0.064** (0.025)	0.063** (0.025)	0.017*** (0.004)	0.018*** (0.004)	0.064** (0.025)	0.053** (0.026)	0.017*** (0.004)	0.017*** (0.004)
貸出成長率	-0.007 (0.039)	-0.007 (0.039)	-0.022** (0.010)	-0.023** (0.010)	-0.130 (0.100)	-0.135 (0.095)	-0.046** (0.023)	-0.049** (0.024)
保有有価証券比率	-0.065 (0.095)	-0.085 (0.093)	-0.000 (0.019)	0.011 (0.018)	0.010 (0.106)	-0.107 (0.097)	-0.015 (0.027)	0.014 (0.024)
定数項	1.465*** (0.498)	1.492*** (0.492)	-0.183 (0.115)	-0.204* (0.123)	1.485*** (0.506)	1.863*** (0.485)	-0.243* (0.128)	-0.393* (0.213)
Time fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Bank Fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R_squared	0.473	0.472	0.808	0.807	0.475	0.469	0.815	0.805
Number of observations	1688	1688	1102	1102	1616	1616	1067	1067
Number of groups	119	119	114	114	119	119	119	119

(注) () は標準誤差を示す。標準誤差については地域と年次をクラスターとし、クラスター内の誤差項の相関を考慮した推定値 (Cluster-robust standard error) が用いられている。"***", "**", "*" はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で統計的に有意であることを表している (両側検定)。

ターを推定する。操作変数については、被説明変数の 2 期ラグから 6 期ラグまでを用いる¹⁰⁾。係数の推定については 2-step GMM 推定量を用いる。2-step GMM 推定では、標準誤差の下方バイアスが知られており、本研究では、Windmeijer (2005) に基づくバイアス修正標準誤差を用いる。表 6 に推計結果が示されている。Sargan 検定

の結果から全てのモデルにおいて操作変数の有効性は棄却されていない。また、誤差項に関する系列相関の検定の結果より 2 次の系列相関は検出されていない (AR2)。したがって、推計モデルの有効性を棄却する結果は検出されなかった。説明変数の推計結果を見ると、全てのモデルで、被説明変数の 1 期ラグの係数はプラスで統計的に有意であり、被説明変数の自己相関が確認されている。第 1 列の結果をみると、HHI の係数はマイナスで統計的に有意である。すなわち、HHI に基づく貸出ポートフォリオの集中化 (分散化) は銀行

¹⁰⁾ 操作変数の数が多いケースでは Overfitting バイアスが生じる可能性が指摘されている (Roodman (2009))。本研究ではこの点を考慮して、操作変数として、被説明変数の 6 期ラグまでを用いている。

表6 ダイナミックパネル分析

Dependent Variable Methodology	[1]	[2]	[3]	[4]
	MTB	MTB	MTB	MTB
MTB (t-1)	0.553*** (0.063)	0.576*** (0.060)	0.530*** (0.056)	0.563*** (0.053)
MTB (t-2)			-0.090*** (0.030)	-0.101*** (0.034)
(集中化指標)				
HHI	-0.171** (0.079)		-0.175** (0.077)	
DMC		0.050** (0.020)		0.045** (0.020)
(コントロール変数)				
銀行規模	-0.004 (0.007)	-0.002 (0.008)	-0.002 (0.008)	-0.002 (0.008)
自己資本比率	0.244* (0.139)	0.239 (0.146)	0.297** (0.123)	0.302** (0.131)
費用収益率	-0.000 (0.003)	0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	0.000 (0.003)
貸出成長率	0.006 (0.009)	0.006 (0.008)	-0.008 (0.006)	-0.007 (0.007)
保有有価証券比率	-0.038 (0.025)	-0.023 (0.025)	-0.032 (0.025)	-0.016 (0.026)
定数項	0.534*** (0.142)	0.440*** (0.135)	0.626*** (0.161)	0.562*** (0.153)
AR (1)	-5.122***	-5.234***	-5.042***	-5.095***
AR (2)	-0.640	-0.562	1.028	1.173
Sargan Test	105.178	105.914	101.790	103.349
Sargan p-value	0.116	0.1066	0.1328	0.1114
Number of observations	1589	1589	1517	1517
Number of groups	119	119	119	119

(注) 第1 - 4列は Arellano and Bond (1991) に基づく GMM 推定の結果を示している。() は Windmeijer (2005) に基づくバイアス修正標準誤差を示す。標準誤差については "****", "***", "**" はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で統計的に有意であることを示している (両側検定)。AR (1) および AR (2) は、誤差項の階差の1次および2次の系列相関のテストを行なった結果を示している。

のパフォーマンスに負 (正) の影響を及ぼすことを示唆している。一方で、DMC の係数はプラスで有意であり、戦略的な貸出ポートフォリオの集中化は銀行の市場価値に正の影響を与えることを示している。第3 - 4列では、被説明変数の2期

ラグまで説明変数に加えている。推計結果が示す通り、HHI の係数はマイナス、DMC の係数はプラスで統計的に有意であり、第1 - 2列の結果と変わらない。HHI の影響については、これまでの分析よりも強い結果が得られている。結果の解

積には注意を要するが、これまでの分析ではMTBの動学的性質を考慮していなかったため、誤差項にその影響が残りHHIの効果を十分に検出できなかった可能性を指摘することができる。一方で、DMCが銀行のパフォーマンスに正の影響を与える可能性については、これまでの分析結果と整合的であり、頑健性が確認された。すなわち、戦略的な貸出ポートフォリオの集中化について市場は肯定的に評価しているといえよう。

6. 結論

本研究では、1991年から2011年における業種別貸出データを用いて、日本の銀行の貸出ポートフォリオの構造を明らかにし、それらがどのような含意を持つのかについて実証的な観点から分析を行なった。本研究では、先行研究で用いられてきたHHIに加え、DMCを貸出ポートフォリオの集中度の指標として用いることで、銀行自身の戦略的なポートフォリオ選択を捉えることを試みている。本研究で得られた結果は以下の通りである。

第一に、業種別の貸出シェアの推移を考察した結果、この20年で銀行の貸出ポートフォリオの構成が大きく変化していることが確認された。特に、相対的にリスクの低いと考えられる個人や地方公共団体への貸出シェアの上昇が顕著に観察された。また、ポートフォリオの集中度に着目すると、HHIおよびDMCの両指標において、2000年以降に、貸出ポートフォリオの集中化の傾向が観察された。一方で、先行研究を基に他国の銀行産業と比較すると、日本の銀行の貸出ポートフォリオは高度に分散化されていることが明らかになった。さらに、HHIとDMCの銀行間におけるばらつきの程度を比較した結果、産業構造に規定されやすいHHIに比べて、DMCのばらつきはより大きいことが確認された。DMCが個別銀行のポートフォリオ戦略をより強く反映した結果と推察される。

第二に、貸出ポートフォリオの集中度が銀行の

パフォーマンスおよびリスクに与える影響を分析した結果、DMCは銀行の市場価値に正の影響を与えており、内生性やラグ付き従属変数の影響を考慮しても、頑健性が確認された。一方で、HHIの銀行のパフォーマンスへの正の影響は十分に検出されなかった。したがって、株式市場は、銀行経営者による戦略的なポートフォリオの集中化をより高く評価していたことが推察される。一方で、リスクへの影響については、HHIおよびDMCともに強い効果は検出されなかった。したがって、DMCに基づく貸出ポートフォリオの集中化は、銀行のリスクを高めることなく、パフォーマンスを改善する可能性を示唆している。本研究の政策的な含意として、銀行産業に単純に貸出ポートフォリオの分散化を促す政策が必ずしも金融システムの安定性に繋がらない可能性を指摘することができる。ただし、本研究の貸出ポートフォリオの区分は業種別データにとどまっている。データの利用可能性の問題もあるが、将来の研究の可能性として企業別および融資案件別などより詳細な区分による貸出ポートフォリオの分析が考えられる。

参考文献

- 立花実・畠田敬（2009）「分散化が銀行のパフォーマンスに及ぼす影響」国民経済雑誌，第200巻，第2号，23-37.
- Acharya, V., Hasan, I., Saunders, A., 2006. Should banks be diversified? Evidence from individual bank loan portfolios. *Journal of Business* 32, 1355-1412.
- Arellano, M., Bond, S., 1991. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies* 58, 277-297.
- Baele, L., Jonghe, O.D., Venner, R.V., 2007. Does the stock market value bank diversification? *Journal of Banking and Finance* 31, 1999-2023.
- Bebczuk, R., Galindo, A., 2008. Financial crisis and sectoral diversification of Argentine banks, 1999-2004.

- Applied Financial Economics* 18, 199-211.
- Berger, A.N., Hasan, I., Zhou, M., 2010. The effects of focus versus diversification on bank performance: Evidence from Chinese banks. *Journal of Banking and Finance* 34, 1417-1435.
- Berger, P., Ofek, E., 1995. Diversification's effect on firm value. *Journal of Financial Economics* 37, 39-66
- Boyd, J. H., Prescott, E. C., 1986. "Financial intermediary-coalitions," *Journal of Economic Theory* 38, 211-232,
- Campa, J.M., Kedia, S., 2002. Explaining the diversification discount. *Journal of Finance* 57, 1731-1761.
- Cerasi, V., Daltung, S., 2000. The optimal size of a bank: Costs and benefits of diversification. *European Economic Review* 44, 1701-1726
- Denis, D. J., Denis, D. K., Sarin A. 1997. Agency Problems, Equity Ownership, and Corporate Diversification. *Journal of Finance* 52, 135-160
- Diamond, D., 1984. Financial intermediation and delegated monitoring. *The Review of Economic Studies* 51, 393-414.
- Hayden, E., Porath, D., von Westernhagen, N., 2007. Does diversification improve the performance of German banks? Evidence from individual bank loan portfolios. *Journal of Financial Services Research* 32, 123-140.
- Jensen, M.J., Meckling, W.R., (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency cost, and ownership structure. *Journal of Financial Economics* 3, 305-360.
- Keeley, M.C., 1990. Deposit insurance, risk and market power in banking. *American Economic Review* 80, 1183-1200.
- Lang, L.H.P., Stulz, R.M., 1994. Tobin's Q, corporate diversification, and firm performance. *Journal of Political Economy* 102, 1248-1280.
- Mercieca, S., Schaeck, K., Wolfe, S., 2007. Small European banks: benefits from diversification? *Journal of Banking and Finance* 31, 1975-1998.
- Pfingsten, A., Rudolph, K., 2002. German banks' loan portfolio composition: Market orientation vs. specialization. Discussion Paper Series DB 02-02, Institute for Kreditwesen, Munster.
- Rossi, S., Schwaiger, M., Winkler, G., 2009. How loan portfolio diversification affects risk, efficiency and capitalization: A managerial behavior model for Austrian banks. *Journal of Banking and Finance* 32, 2218-2226.
- Roodman, D.M., 2009. A note on the theme of too many instruments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 71, 135-158.
- Stock, J. H. and M. Yogo 2005. Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression. in *Identification and Inference in Econometric Models: Essays in Honor of Thomas J. Rothenberg*, Cambridge University Press
- Tabak, B.M., Fazio, D.M., Cajueiro, D.O., 2011. The effects of loan portfolio concentration on Brazilian banks' return and risk, *Journal of Banking & Finance* 3065-3076.
- Windmeijer, F., 2005. A finite sample correction for the variance of linear two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics* 126 (1), 25-51.
- Winton, A., 1999. Don't put all your eggs in one basket? Diversification and specialization in lending. Center for Financial Institutions Working Papers 00-16, Wharton School Center for Financial Institutions, University of Pennsylvania.