

一般社団法人 大阪銀行協会

大銀協フォーラム 研究助成論文集

第23号

平成31年2月

平成29年度研究助成

優 秀 賞

我が国銀行業における合併効果の再訪
ー望ましくないアウトプットを考慮した DEA による
定量分析ー

近畿大学 経営学部
中岡孝剛

特 別 賞

わが国銀行業のコーポレート・ガバナンスが経営者
業績予想の精度に及ぼす影響に関する実証分析
ー女性取締役・大学教員取締役・官公庁出身取締役は
どのような役割を演じているのかー

北九州市立大学
経済学部
松本 守

特 別 賞

地方創生において期待される金融機関及び国地方
自治体の役割
ー新陳代謝・事業承継を通じた生産性向上のための
基礎分析ー

山口大学 経済学部
山本周吾

特 別 賞

銀行店舗寡占度の都道府県別貸出等への影響についての
長期的分析～Fintech 時代へのインプリケーション～

椋山女学園大学
現代マネジメント学部
植林 茂

我が国銀行業における合併効果の再訪
—望ましくないアウトプットを考慮した DEA による定量分析—

近畿大学 経営学部
中岡孝剛

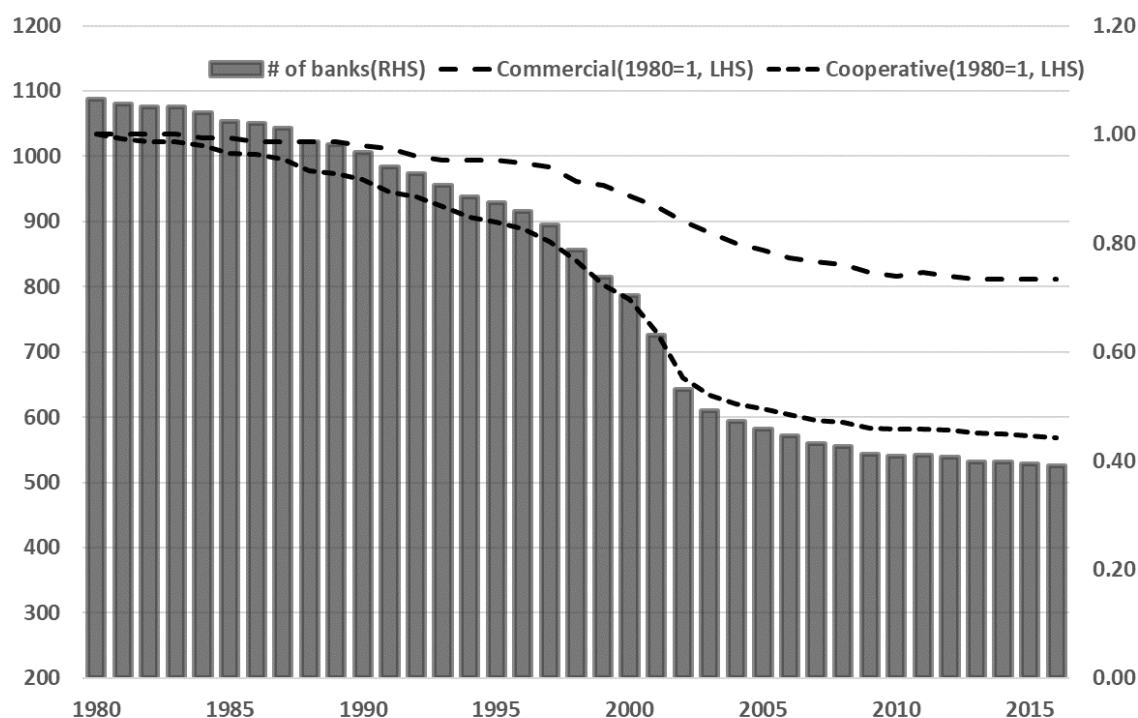
目次

1. はじめに.....	1
2. リサーチデザイン.....	5
3. データと記述統計.....	7
4. 分析結果.....	10
5. まとめ.....	10
参考文献.....	13

1. はじめに

金融機関の統合は世界的な趨勢となっており、日本も例外ではない。我が国では、1996 年から始まった規制緩和を契機に金融機関の再編は勢いを増し、大きく進展した。図 1 は我が国における商業銀行（都市銀行、長期信用銀行、地方銀行）と共同組織金融機関（信用金庫、信用組合）における総数の推移を示している。図 1 を見ると、1980 年には 1087 の金融機関が存在していたが、2000 年には 786、2005 年には 582、そして 2010 年には 540 となり、過去 30 年間の間で半減している。とくに、1996 年以降は減少傾向が一段と強くなっており、これは我が国銀行業における第 1 次再編ブームといえる。表 1 は 1996 年から 2010 年までに生じた合併や事業譲渡をまとめたものである。信用組合については合併情報の入手が困難であったため、記載していない。表 1 を見ると、2000 年から 2004 年にかけて急激に再編が進んでいることがわかる。これらの再編は事業環境の変化に対応した金融機関の内生的な意思決定のみならず、金融システムの安定化を図った規制当局の意思決定が影響していると考えられる。

図 1 金融機関数の推移：1980 年から 2016 年まで



注：縦軸は金融機関数、横軸は年度を示している。また、Commercial には、都市銀行、長期信用銀行、そして地方銀行を含み、Cooperative には信用金庫と信用組合を含んでいる。

表1 合併数と事業譲渡数の推移—1996年から2010年まで—

パネルA:地域金融機関（地方銀行・信用金庫）

地方銀行

年度		1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	計
合併件数	2 銀行間	0	0	1	1	1	0	1	3	2	0	1	2	2	2	1	17
	単一銀行	1	1	1	0	2	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	8
	事業譲渡 複数銀行	0	0	1	0	1	1	2	0	0	0	0	0	0	0	0	5
合計		1	1	3	1	4	4	3	3	2	0	1	2	2	2	1	30

注：全国銀行協会 HP より筆者作成している。

信用金庫

年度		1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	計	
合併件数	2 金庫間	4	7	2	3	7	7	13	11	7	4	3	4	2	4	1	79	
		(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(1)	(0)	(0)	(7)	
	3 金庫間	1	1	0	1	0	3	0	1	0	0	0	1	0	1	0	9	
		(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(1)	(0)	(1)
	4 金庫以上	0	0	1	1	0	1	1	2	0	0	0	0	0	0	0	0	6
		(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(0)
小計		5	8	3	5	7	11	15	15	8	5	4	6	3	6	1	102	
事業譲渡	単一金庫	0	0	0	1	7	4	6	0	0	0	0	0	0	0	0	18	
	複数金庫	1	0	0	0	1	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	4	
小計		1	0	0	1	8	6	6	0	0	0	0	0	0	0	0	22	
合計		6	8	3	6	15	17	21	15	8	5	4	6	3	6	1	124	

注1：『全国信用金庫財務諸表』（金融図書コンサルタント社）より筆者作成している。

注2：カッコ内は信用組合を被合併対象とした場合の件数を示している。

(表 1 の続き)

パネル B : 都市銀行と信託銀行

都市銀行・長期信用銀行

年度	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	計
合併件数	2 銀行間	1	0	0	0	0	2	1	0	0	1	0	0	0	0	5
		(0)	(0)	(0)	(0)	(0)	(1)	(1)	(0)	(0)	(1)	(0)	(0)	(1)	(0)	4
	3 銀行間	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1
小計		1	0	0	0	0	3	3	0	0	2	0	0	0	1	10
事業譲渡	単一銀行	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	複数銀行	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
小計		0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
合計		1	0	1	0	0	3	3	0	0	2	0	0	0	1	11

注 1 : 全国銀行協会 HP より筆者作成している.

注 2 : カッコ内は信託銀行あるいは地方銀行を被合併対象とした場合の件数を示している.

信託銀行

年度	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	計
合併件数	2 銀行間	0	0	0	0	1	1	1	0	0	1	0	0	0	0	4
	3 銀行間	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1
小計		0	0	0	0	1	2	1	0	0	1	0	0	0	0	5
事業譲渡	単一銀行	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1
合計		0	0	0	0	1	2	2	0	0	1	0	0	0	0	6

注 : 全国銀行協会 HP より筆者作成している.

さらに、近年においても、地域経済の低迷や低金利といった厳しい経営環境を背景に、地方銀行や共同組織金融機関（以下では、これらを併せて地域金融機関あるいは単に銀行と呼ぶ）の合併が目立っている。今後さらに地域金融機関の再編は進むと考えられており、第2次再編ブームの兆しが見える。事実、第四銀行と北越銀行、十八銀行と親和銀行など、いくつかの地域金融機関の合併が予定されている。

Berger et al. (1999)によれば、株主価値の最大化が合併を行う動機の一つである。地域金融機関の場合には、株主だけではなく、地域コミュニティの預金者や企業についても強いステークホルダーとなっている (Yeager, 2004)。我が国の地域金融機関は、多くの合併を経験してきたが、これらの合併は銀行のパフォーマンスを向上させ、これらのステークホルダーに対して価値を創出してきただけであらうか¹。共同組織金融機関の合併理由に対して、Berger et al. (1999)が提唱する株主価値最大化仮説を適用するのには注意が必要であるが、銀行が合併によってどれほどの価値を創出しているか、あるいはその価値創出のプロセスについては、銀行の株主や顧客（借り手や預金者など）ならびに政策立案者にとって重要な関心事である。

この点については、すでに多くの学術研究が蓄積されており、合併によって規模の経済性を享受することや、効率性が改善することなどが既存研究で明らかになっている。例えば、井上(2003)は、我が国の信用金庫のデータを用いて合併による規模拡大は、規模の経済性の享受を可能にさせることを明らかにしている。また、合併による経費削減効果が表面化するまでには、ある程度の時間を要することが明らかになっている。Rhoades(1998)は、9件の合併を事例として、詳細な分析を行っており、すべての事例において合併後の費用削減行動を確認している。しかし、合併後の効率性の改善についてはこれらの事例間でばらつきがみられ、4件では改善が見られるが、残りの5件では改善が見られないことを報告している。また、同(1998)は、こうしたばらつきを説明する要因を特定すること難しいが、最も有力な要因として、勘定系システムの統合で生じた予期せぬ困難 (Unexpected difficulty) を挙げている。

近年ではノンパラメトリックな分析手法であるデータ包絡分析法 (Data Envelopment Analysis, 以下 DEA) を用いた銀行業における合併効果の検証が盛んである。Halkos and Tzeremes (2013)はギリシャの銀行業を対象に DEA を用いた潜在的な合併効果の検証を実施しており、規模の小さな銀行同士の合併がより大きな効率性の改善が期待できることを発見している。また、Halkos et al. (2016)は、我が国地方銀行のデータを用いて、潜在的な合併効果の測定を DEA によって行っている。測定の結果、地理的に隣接した小規模な銀行による合併の組み合わせにおいて合併効果が高いと報告している。

¹ 経営上のパフォーマンス向上が必ずしもすべてのステークホルダーに対する価値創出に結びつくとは限らないが、本稿でパフォーマンスの向上がこれらのステークホルダーに対する価値創出に寄与するものとして議論を進める。

しかし、用いる分析手法や分析対象などによって結果が異なり、また、筆者が知る限り、詳細な合併にかかわる特徴や包括的なデータによる検証が実施されていないため、依然として銀行の合併効果については合意が形成されていないのが現状である²。そこで本稿では、近年応用が進んでいる DEA を用いて、我が国銀行業における合併効果の再検証を行う。特に本稿では、これまでの先行研究と比較して、次の 2 点においてより進んだ分析を実施している。まず第 1 に、“望ましくない”アウトプット (Undesirable Output) を考慮した DEA を採用し、銀行のパフォーマンス測定を実施した点である。望ましくないアウトプットを考慮した DEA は近年、開発と応用が進んでいる新しい手法である (Johnson, 2017)。本稿では不良債権総額を望ましくないアウトプットとして用いている。第 2 に、合併における金融機関の特徴をより細かく変数化し、合併効果の決定要因の検証を実施している点である。より具体的には、店舗網の重なり度合いや勘定システムの開発ベンダーの相違などこれまでの先行研究では用いられていない要因を分析に用いている。

分析の結果、合併行の資産規模が小さく、被合併行の資産規模が大きい場合において合併後のパフォーマンス向上が顕著に表れることが明らかになった。また、被合併行の役員数が少なく、組織形態として簡素なほど、合併後のパフォーマンス向上が顕著であることが明らかになっている。このほか、合併行同士の店舗の重なりは、店舗網の広域化効果と投入要素の削減効果の存在によって、合併後のパフォーマンスとは非単調な関係にあることが明らかになった。

本稿の構成は以下のとおりである。第 2 節では検証を行うためのリサーチデザインを説明し、第 3 節で分析に用いるサンプルの説明を行う。第 4 節では分析結果を示し、結果の解釈を行う。第 5 節では本稿のまとめを行い、残された課題について議論する。

2. リサーチデザイン

本稿では 2 ステップアプローチによって我が国銀行業における合併効果の検証を行う。まず第 1 ステップでは、個別銀行のパフォーマンスの測定を行う。前述のように、パフォーマンスの測定には DEA を用いるが、融資の結果として不良債権が発生する銀行業の特性を考慮して、望ましくないアウトプットをモデルに含めた DEA によって測定を行う。

DEA におけるインプットとアウトプットの定義は、Intermediation Approach に従い、インプット変数として、 x_1 ＝従業員数（常勤役員を含む）、 x_2 ＝預金総額、 x_3 ＝動産不動産の 3 つを用いる。また、アウトプット変数として y_1 ＝ネット貸出額（総貸出額－不良債権総額）

² 唯一、包括的かつ詳細な分析が実施された研究として、米国の銀行業を対象とした Akkus et al. (2016) によるマッチングモデルを用いた定量分析がある。本稿においても同(2016)によるマッチングモデルの推定を試みたが、サンプルサイズが十分でなかったため、信頼できる結果が得られなかった。同(2016)のマッチングモデルを採用した分析については今後の課題としたい。

ならびに y_2 =有価証券総額,そして望まなくないアウトプットとして y_3 =不良債権総額(リスク管理債権基準)を用いる. また, スコアの推定には Directional Distance Function を用いる. Directional Distance Function によって推定されたスコアは, 0 以上の値をとり, 値が大きいほどパフォーマンスが低いことを示すことになる. すなわち, 0 の値をとる銀行は, 生産可能集合においてフロンティア上に位置しており, 最も効率的でパフォーマンスが高い銀行であることを意味している.

第2ステップでは, 合併を経験したサンプルのみを取り出し, 推定されたパフォーマンススコアを被説明変数とする回帰分析を実施する. 回帰式については, Akkus et al. (2016) のマッチングモデルに従い, 以下のように特定化する³.

$$\begin{aligned} Score_{i,t} = & \alpha + \beta_1 \ln(AssetSize_{ACi,t-1}) + \beta_2 \ln(AssetSize_{ACi,t-1}) \times \ln(AssetSize_{TAj,t-1}) \\ & + \beta_3 \ln(BoardSize_{ACi,t-1}) + \beta_4 \ln(BoardSize_{ACi,t-1}) \times \ln(BoardSize_{TAj,t-1}) \\ & + \beta_5 BranchOverlap_{ij,t-1} + \beta_6 BranchOverlap_{ij,t-1}^2 + \beta_7 CoreSystem_{ij,t-1} + \gamma' Z_{i,t} + \epsilon_{i,t} \end{aligned}$$

ここで, *AssetSize*は総資産額, *BoardSize*は常勤役員数の人数を示しており, 添え字の*ACi*は合併銀行*i*, *TAj*は被合併銀行*j*, そして*t*は合併が実施された年を示している. *AssetSize*は銀行の資産規模を表す代理変数であり, *BoardSize*は組織上あるいは人事上の複雑さを示す代理変数である. *BranchOverlap_{ij}*は合併銀行*i*と被合併銀行*j*の店舗(バーチャル店舗は除く)の重なり度合いを示す変数であり, 合併銀行*i*と被合併銀行*j*の店舗が同じ市町村に所在している割合を示している. 以下で説明するように, 店舗網の広域化による効果と投入要素の削減効果をとらえるため, 2次項をモデルに含めている.

さらに, *CoreSystem_{ij}*は, 合併銀行*i*と被合併銀行*j*の勘定システムの開発ベンダーが同じである場合に1をとるダミー変数である. 対象となる銀行が共同システムを採用している場合には, その共同システムの相違からダミー変数を作成している. また, *Z*はコントロール変数であり, 本稿では業態ダミー(地方銀行である場合に1)と合併形態ダミー(事業譲渡である場合に1)を分析に含める.

上記の回帰式の特定化において, 予測できる係数の符号について整理しておきたい. 第1に, 先行研究で報告されているように, 小規模な銀行同士の合併においてよりパフォーマンスの改善が見られる場合には, $\beta_1 < 0$, $\beta_2 < 0$ となることが予想される. 第2に, より簡素な組織形態を持つ銀行同士の合併においてパフォーマンスの改善が見られる場合には, $\beta_3 < 0$, $\beta_4 < 0$ となることが予想される. 第3に, 店舗網の重複率については, 店舗網の広域化による効果と投入要素の削減効果を反映して, パフォーマンス変数との間にはU字型の非線形な関係が存在すると予測される. すなわち, 予想される係数の符号は, $\beta_5 < 0$, $\beta_6 >$

³ Akkus et al. (2016)では, 店舗数についても説明変数に含まれているが, 本稿では多重共線性の問題から分析には含めていない.

0である。最後に、合併行同士の勘定システムの開発ベンダーが異なる場合には、統合に多大なコストが費やされるため、 $\beta_7 > 0$ となることが予想される。Rhoades (1998) が指摘しているように、勘定システムのスムーズな統合は合併において重要な作業であり、合併後のパフォーマンスに影響を与えていると考えられる。

3. データと記述統計

本稿では、地方銀行と信用金庫を分析の対象とする⁴。サンプルの期間は2001年から2010年までの10年間である。サンプルサイズは、期間・年で4059となり、合併並びに事業譲渡の件数は92件である。このうち、被合併対象が信用組合である事例や財務情報が取得できない事例が11件、14件は2機関以上の再編であったため、分析から除外した⁵。結果として、67件の合併ならびに事業譲渡が検証対象となる。また、本稿では合併行 (Acquirer Banks) を合併における継続銀行、被合併銀行 (Target Banks) を非継続銀行として取り扱っている。実際にはこの定義と異なる合併形態がとられている可能性も否定できないが、継続銀行と非継続銀行のいずれが合併を主導したか判断できないケースが少なくないため、本稿では簡便的にこのような定義を用いて分析することになっている。

表2は前節で定義した分析に用いる変数 (インプット変数＝従業員数 (常勤役員を含む) 預金総額、動産不動産、アウトプット変数＝ネット貸出額、有価証券総額、不良債権総額 (リスク管理債権基準)) の平均値を年ごとに算出した記述統計表である。これら変数のデータソースは、「全国銀行財務諸表分析 (全国銀行協会)」と「全国信用金庫財務諸表 (金融図書コンサルタント社)」である。また、動産不動産については、2007年3月期決算から開示項目が有形固定資産に変更されており、一貫した定義を利用できない。本稿ではこのような定義の違いを理解しつつも、その影響が軽微であるとして、2007年3月期決算以降は有形固定資産を用いることにしている。

表2を見ると、全体的な傾向として、合併を通じた平均的な規模の増加と資産構成として有価証券への傾斜が見られる。とくに、信用金庫の業態では貸出先需要の低下を反映して、有価証券額は2001年から2010年にかけておおよそ2倍になっている。また、不良債権額については、信用金庫の業態で2008年のグローバル金融危機後に若干の増加が見られるが、両業界において持続的に減少しており、不良債権の処理が進んでいることが見て取れる。

⁴ 信用組合については、分析に必要な財務データの入手が困難であったため、分析からは除外した。しかし、多くの再編が信用組合の業態で生じており、合併効果を検証するうえで重要な分析対象であることは言うまでもない。信用組合を含めた分析は今後の課題としたい。

⁵ ただし、変数を按分するなどして調整し、2機関以上の再編のサンプルを分析に含めた場合でも分析結果は質的に同じである。

表 2 変数の定義ならびに記述統計量

パネル A : 地方銀行

Year	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Input Variables										
No. of Employees(人) : $\mathbf{x_1}$	1,693	1,650	1,601	1,571	1,550	1,564	1,596	1,644	1,701	1,717
Total Deposit(百万円) : $\mathbf{x_2}$	1,981,885	2,033,265	2,067,498	2,142,563	2,173,514	2,241,872	2,290,919	2,358,375	2,474,982	2,555,472
Fixed Assets(百万円) : $\mathbf{x_3}$	33,338	32,757	33,021	32,732	31,883	30,441	30,756	31,597	31,990	32,043
Output Variables										
Net Total Loans(百万円) : $\mathbf{y_1}$	1,383,343	1,402,203	1,434,139	1,485,283	1,548,956	1,614,837	1,676,068	1,760,706	1,797,369	1,843,716
Securities(百万円) : $\mathbf{y_2}$	481,314	516,486	567,023	621,190	676,799	671,442	641,065	619,149	705,843	755,122
Non-Performing Loans(百万円) : $\mathbf{y_3}$	121,937	121,757	103,298	87,029	74,417	68,236	66,705	63,436	60,543	60,958
No. of Observations	120	117	113	111	110	109	108	107	105	104

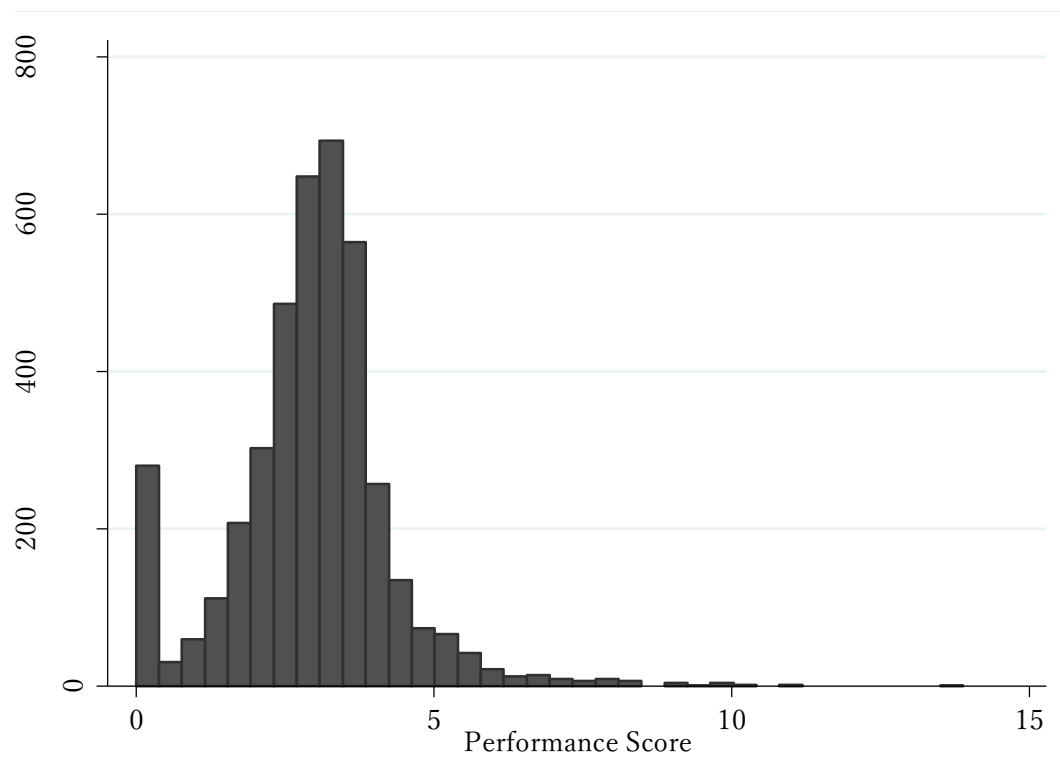
パネル B : 信用金庫

Year	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
Input Variables										
No. of Employees(人) : $\mathbf{x_1}$	383	391	398	393	389	391	400	409	425	428
Total Deposit(百万円) : $\mathbf{x_2}$	297,388	318,217	345,483	360,511	374,045	388,074	404,724	413,810	431,546	441,868
Fixed Assets(百万円) : $\mathbf{x_3}$	5,671	5,936	6,274	6,269	6,240	6,055	6,220	6,312	6,485	6,500
Output Variables										
Net Total Loans(百万円) : $\mathbf{y_1}$	163,320	170,424	183,136	189,800	197,900	205,489	210,386	218,062	221,149	220,173
Securities(百万円) : $\mathbf{y_2}$	68,738	75,969	87,711	96,501	104,813	110,840	115,118	116,176	126,245	127,021
Non-Performing Loans(百万円) : $\mathbf{y_3}$	21,280	22,037	20,720	18,572	16,724	15,749	15,745	14,477	14,723	15,084
No. of Observations	343	326	306	298	292	287	281	279	272	271

注：本稿ではインプット変数として、 $\mathbf{x_1}$ =従業員数（常勤役員を含む）， $\mathbf{x_2}$ =預金総額， $\mathbf{x_3}$ =動産不動産の3つを用いる．また，アウトプット変数として $\mathbf{y_1}$ =ネット貸出額（総貸出額－不良債権総額）ならびに $\mathbf{y_2}$ =有価証券総額，そして望ましくないアウトプットとして $\mathbf{y_3}$ =不良債権総額（リスク管理債権基準）を用いる．

図2 パフォーマンススコアの分布

図(a) 全サンプル



図(b) 合併銀行のみのサンプル

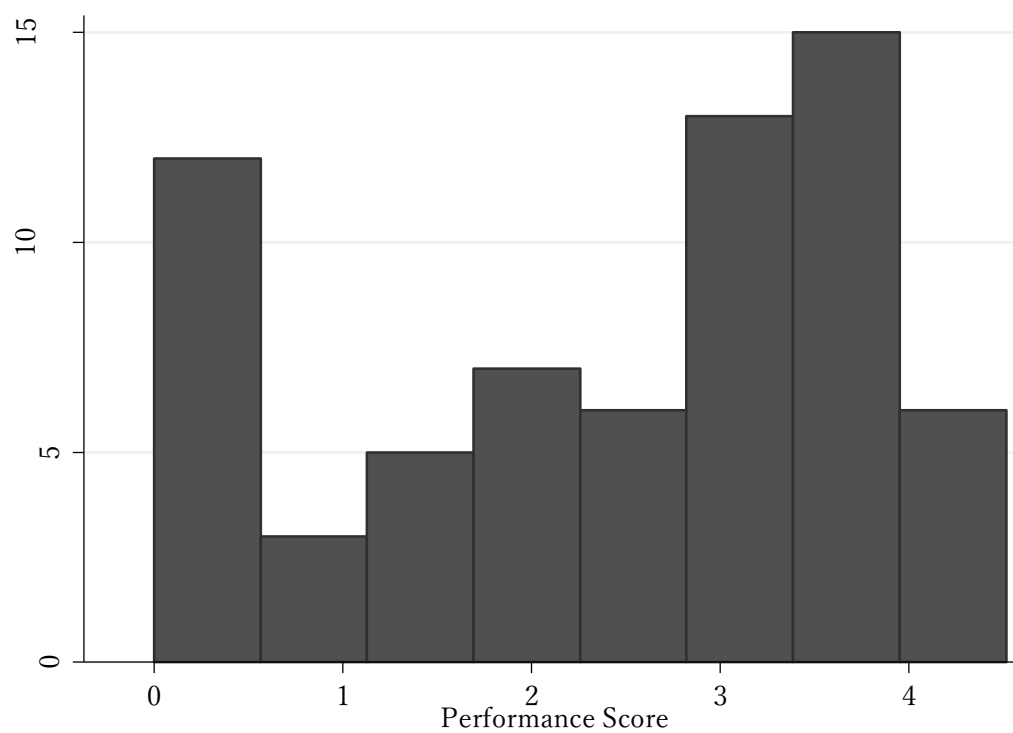


図 2 は、DEA で推定されたパフォーマンススコアの分布である。図(a)はすべてのサンプルの分布を示しており、図(b)は合併銀行のみを選択したサンプルの分布を示している。両分布とも 0 の値をとる最も効率的な状態にあるサンプルが存在しており、二峰性の分布を持っていることがわかる。したがって、0 で切断された分布であるため、通常の回帰分析ではなく、Tobit 回帰モデルによる分析を実施する。

4. 分析結果

表 3 は回帰分析の結果を示している。パフォーマンススコアは 0 で切断されているため、Tobit 回帰モデルによって推定した。また、解釈を簡単にするため、パフォーマンススコアに-1 をかけて値を反転し、分析に用いている。Model1 は合併行の規模や組織形態に関連する変数、すなわち *AssetSize* と *BoardSize* のみを含めたモデルであり、Model2 はこれらの規模に関連する変数に追加して、合併行の特性の一致に関する変数である *BranchOverlap* と *CoreSystem* を含めている。Model 3 は、さらに Model2 に店舗網の広域化効果と投入要素の削減効果を考慮し、二次項の *BranchOverlap*² をモデルに含めている。

結果を見ると、いずれの推定モデルでも *AssetSize_{AC}* の係数が負で有意であり、*AssetSize_{AC} × AssetSize_{TA}* の係数が正で有意であるため、合併銀行の資産規模の小さく、被合併銀行の資産規模が比較的大きい場合の合併においてよりパフォーマンスの向上が顕著であることが示されている。さらに、統計的な有意性は低いが、*BoardSize_{AC}* の係数が正で、*BoardSize_{AC} × BoardSize_{TA}* の係数が負になっているため、被合併行の組織形態がより簡素である場合に合併後のパフォーマンスの向上が顕著であることが明らかになっている。すなわち、組織上あるいは人事上の複雑性が合併後のパフォーマンスに影響を及ぼしている可能性を示唆している。

合併行同士の整合性に関する変数については、事前の予想と整合的に、店舗の重複率である *BranchOverlap* で統計的に有意な非線形の関係が発見されている。変曲点を算出すると、38% となり、店舗の重複率が 38% 以下の場合には、店舗網の広域化の効果が強く、それ以上の場合には投入要素の削減効果が強く表れている。一方で、*CoreSystem* は負の係数が示されており、勘定システムの開発ベンダーが一致する場合には、合併後のパフォーマンスが低下傾向にあることが示されている。この結果の統計的有意性は高くないため、強く支持されるものではないが、事前の予想と整合的な結果ではない。

5. まとめ

本稿では、望ましくないアウトプットを考慮した DEA を用いて、パフォーマンスの測定を行い、我が国銀行業における合併効果の検証を実施した。地域経済の低迷や低金利といった厳しい経営環境を背景に、今後さらに地域金融機関の再編は進むと考えられており、我が国銀行業において、合併によってどのように価値を創出しているかについては、銀行の株主や顧客（借り手や預金者など）ならびに政策立案者にとって重要な関心事である。

表 3 Tobit 回帰分析による合併効果の検証結果

	Model 1	Model 2	Model 3
$\ln(\text{AssetSize}_{AC})$	-1.456 *** (0.486)	-1.735 *** (0.497)	-1.781 *** (0.498)
$\ln(\text{AssetSize}_{AC}) \times \ln(\text{AssetSize}_{TA})$	0.072 *** (0.019)	0.074 *** (0.022)	0.078 *** (0.022)
$\ln(\text{BoardSize}_{AC})$	1.674 (1.183)	1.976 * (1.162)	2.264 * (1.163)
$\ln(\text{BoardSize}_{AC}) \times \ln(\text{BoardSize}_{TA})$	-0.316 (0.294)	-0.372 (0.282)	-0.464 * (0.275)
BranchOverlap		0.0001 (0.005)	-0.029 ** (0.013)
BranchOverlap^2			0.0004 ** (0.000)
CoreSystem		-1.113 (0.710)	-1.254 * (0.738)
ConstantTerm	3.651 (4.049)	7.047 ** (3.479)	7.041 ** (3.584)
Bank Type Dummy	Yes	Yes	Yes
Merger Type Dummy	Yes	Yes	Yes
Pseudo R_2	0.111	0.133	0.141
No. of Observations	67	67	67

注 1：被説明変数が 0 で切断されているため，推定には Tobit 回帰モデルを採用している。

AssetSize は総資産額であり，地方銀行は「全国銀行財務諸表分析」からデータを取得し，信用金庫は「全国信用金庫財務諸表」からデータを取得している。 BoardSize は常勤役員数， BranchOverlap は店舗数の重複率，そして CoreSystem は勘定システムが合併行で一致している場合に 1 をとるダミーである。これらの情報は「ニッキン資料年報」と「日本金融名鑑」から取得している。

注 2：上段は推定された係数を表示しており，下段はクラスター（都道府県）頑健な標準誤差を表示している。また，*，**，そして***はそれぞれ統計的に 10%，5%，そして 1% 有意であることを示している。

検証の結果、合併行の資産規模が小さく、被合併行の資産規模が比較的大きな場合の合併において、合併後のパフォーマンス向上が顕著に表れることが明らかになっている。この結果はこれまでの先行研究と部分的に整合的であるが、被合併行の資産規模が大きいほうが合併後のパフォーマンスが改善されるという事実は、これまで明らかにされていなかった点である。また、被合併行の役員数が少ないほどパフォーマンスの向上が顕著であることが明らかになっている。この結果は、統計的な有意性が低いため、強く主張できるわけではなく、また、代理変数としての妥当性にも注意する必要があるが、合併後の組織上のあるいは人事上の複雑性が合併後のパフォーマンスに及ぼす影響を示唆している。

このほか、合併行同士の店舗網の重なりは、店舗網の広域化効果と投入要素の削減効果の存在によって、合併後のパフォーマンスとは、重複率が 38% を変曲点に非単調な U 字型の関係にあることが明らかになった。一方で、勘定システムの開発ベンダーが同じか否かについては、勘定システムの開発ベンダーが同じ場合には、パフォーマンスに負の影響を及ぼしている明らかになっている。しかし、この結果は統計的に有意ではなく、強く主張できる結果ではない。

最後に残された課題について整理しておきたい。残された課題は大きく分けて 3 点ある。まず第 1 に、サンプルサイズの問題である。本稿では地方銀行と信用金庫のみを分析対象とし、67 サンプルで分析を実施したが、サンプルをより確保する意味でも、信用組合の合併事例を分析に含めることによってより信頼できる結果が得られる可能性がある。第 2 に、本稿の DEA によるパフォーマンス指標による検証は、合併直後の短期的なパフォーマンスの向上について検証しており、長期的なパフォーマンスの改善については検証していない点である。店舗網の重複や勘定システムの相違の問題は、長期的に銀行のパフォーマンスに影響を及ぼすものであり、このような視点での分析がより望ましい。

そして第 3 に、合併の特徴を示す代理変数の精度の問題である。本稿では常勤役員数を組織上あるいは人事上の複雑さの代理変数として用いたが、役員の詳細情報から、学歴や年齢構成などを利用したより精緻な変数の作成が望まれる。また、勘定システムの相違についても、開発ベンダーの相違だけでなく、システムのスペックなどを考慮した変数の作成が必要であろう。

これらの点については、今後さらにデータの整備ならびに分析を進めて解決していきたいと考えている。

参考文献

- Johnson, A. L., (2017) 「DEA における近年の研究動向と応用」 オペレーションズ・リサーチ, 62(7), 12-18.
- Akkus, O., Cookson, J. A., & Hortacsu, A. (2015). The determinants of bank mergers: A revealed preference analysis. *Management Science*, 62(8), 2241-2258.
- Berger, A. N., Demsetz, R. S., & Strahan, P. E. (1999). The consolidation of the financial services industry: Causes, consequences, and implications for the future. *Journal of Banking & Finance*, 23(2-4), 135-194.
- Berger, A. N., & Humphrey, D. B. (1997). Efficiency of financial institutions: International survey and directions for future research. *European journal of operational research*, 98(2), 175-212.
- Halkos, G. E., Matousek, R., & Tzeremes, N. G. (2016). Pre-evaluating technical efficiency gains from possible mergers and acquisitions: evidence from Japanese regional banks. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 46(1), 47-77.
- Halkos, G. E., & Tzeremes, N. G. (2013). Estimating the degree of operating efficiency gains from a potential bank merger and acquisition: A DEA bootstrapped approach. *Journal of Banking & Finance*, 37(5), 1658-1668.
- Rhoades, S. A. (1998). The efficiency effects of bank mergers: An overview of case studies of nine mergers. *Journal of Banking & Finance*, 22(3), 273-291.
- Yeager, T. J. (2004). The demise of community banks? Local economic shocks are not to blame. *Journal of banking & finance*, 28(9), 2135-2153.

わが国銀行業のコーポレート・ガバナンスが経営者業績予想の精度
に及ぼす影響に関する実証分析*
ー女性取締役・大学教員取締役・官公庁出身取締役は
どのような役割を演じているのかー

北九州市立大学 経済学部
松本 守[†]

*本研究は大阪銀行協会（大銀協フォーラム）の助成を受けたものである。

[†] E-mail: m_mamoru@kitakyu-u.ac.jp

目次

1. はじめに
2. 先行研究のレビュー
 2. 1. 女性取締役
 2. 2. 大学教員取締役
 2. 3. 官公庁出身取締役
 2. 4. 専門知識を有する取締役
 2. 5. コーポレート・ガバナンスと経営者業績予想の精度
3. 実証分析
 3. 1. 実証モデル
 3. 2. データとサンプル
4. 実証結果
 4. 1. プーリング回帰モデルによる分析
 4. 2. 固定効果モデルによる分析
5. おわりに

要旨

本稿では、わが国の銀行 83 行(700firm-years, 10,678director-firm-years)を対象にして、銀行の取締役会メンバーの構成(女性取締役, 大学教員取締役, 官公庁出身取締役, 公認会計士・税理士出身取締役)が経営者業績予想の精度に及ぼす影響を実証的に分析した。分析の結果、取締役会における女性取締役と大学教員取締役の存在が経営者業績予想の精度を有意に高めていることが明らかになった。この結果は、女性取締役と大学教員取締役が取締役会におけるモニタリングにおいて一定の役割を演じていることを示唆している。

1. はじめに

取締役会におけるメンバー構成は、銀行業のコーポレート・ガバナンスにおいて、どの程度重要なのだろうか？直近では、スルガ銀行における創業家のファミリー企業への不適切融資問題も相まって、銀行業のコーポレート・ガバナンスは大きな注目を集めている¹。

近年の取締役会に関する研究の特徴の1つは、取締役会メンバーのダイバーシティ(diversity)や専門知識(expertise)が企業パフォーマンスに及ぼす影響を実証的に分析している点である²。取締役会メンバーのダイバーシティには、女性や男性といった性差や日本人や欧米人といった国籍が取り上げられることが多い³。また、取締役会メンバーの専門知識には、財務に関する専門知識(financial expertise)や特定の業種に関する専門知識(industry expertise)などが取り上げられることが多く、当該取締役の前任の(あるいは兼任している)勤務先(金融機関、官公庁、大学など)に関する知識に焦点が当てられている。わが国の銀行業においても、とりわけジェンダーダイバーシティが進展している。三井住友銀行では、女性が常務執行役員となり、社外取締役を除く女性役員が3人となったことや、三菱東京UFJ銀行(当時)、あおぞら銀行、千葉銀行でも女性の執行役員が誕生していることがメディアで取り上げられている⁴。

本稿の目的は、わが国銀行業を対象に、取締役会メンバーの構成(ダイバーシティや専門知識)が経営者業績予想⁵の精度(management earnings forecast accuracy)に及ぼす影響を実証的に分析することで、取締役会メンバーの構成が銀行業のコーポレート・ガバナンスにおいて機能しているのかどうかを検証することである。具体的には、2008年度から2016年度までの83行(700firm-years)を対象に、女性取締役、大学教員取締役、官公庁出身取締役、会計士・税理士出身取締役の存在が経営者業績予想の精度を高めている(期初予想の誤差が小さい)かどうかを実証的に分析する。

本稿の主要な発見は、銀行業の取締役会における女性取締役と大学教員取締役の存在が経営者業績予想の精度を有意に高めており、取締役会メンバーの構成がコーポレート・ガバナンスにおいて一定の役割を演じている可能性が高いことである。

このような本稿の分析には次のような意義がある。第1に、筆者が知る限り、コーポレート・

¹ 日本経済新聞(2018年9月19日朝刊)によると、金融庁の遠藤俊英長官は、地銀のガバナンス向上のために、重要な経営判断の際に、社外取締役を含む取締役会で十分な議論を経ているかどうかを検証すると述べている。

² 取締役会は、モニタリングを通じて経営者と株主間におけるエージェンシー問題を緩和する役割が期待されている機関であり(Fama and Jensen (1983))、経営者に対する専門的なアドバイス機能を果たすことも期待されている機関である(Kim and Starks (2016))。近年のコーポレート・ガバナンス研究の多くは、取締役会の役割に焦点が当てられている(Adams et al. (2010))。

³ ダイバーシティ(diversity)という用語については明確な定義は存在しないように思われる。例えば、佐々木(2005)は「Diversityは性別のみでなく、多様なプロフィールを持つ人材が融合することによる効果を示す」と述べている。とりわけ経済学やファイナンス分野では、性差と国籍に基づくダイバーシティが議論の中心であるように思われる。

⁴ 日本経済新聞 2017年8月15日朝刊。

⁵ そもそも経営者による業績予想の開示は、東京証券取引所内の記者クラブである兜倶楽部から要請されて、わが国固有の情報開示制度の1つとして定着してきたものである(國村・久保(2013))。そのためデータの蓄積が豊富であり、多くの研究者が経営者の業績予想について研究している。

ガバナンスの観点から、わが国銀行業の経営者業績予想の精度と取締役会メンバーの構成の関係を実証的に分析した初めての研究になる点である。わが国銀行業の取締役会に関する研究については、小西・齋藤・李(2016)や Sakawa and Watanabel(2018)が取締役会構成(取締役会規模・構成(取締役会に占める社外取締役の割合))と銀行のパフォーマンス(Tobin's Q・ROA)の関係を実証的に分析している。わが国銀行業の取締役会構成とパフォーマンスの関係に関する分析は試みられているものの、銀行業の取締役会メンバーの構成(ダイバーシティや専門知識)と経営者業績予想の精度の関係に関する研究については、緒についたばかりである。

第2に、上記の点と関連するが、わが国銀行業の取締役会で、どのようなタイプの(バックグラウンドを有する)社外取締役がコーポレート・ガバナンスにおいて機能しているかということに対するインプリケーションを有している点である。本稿では、経営者業績予想の精度という観点から、どのタイプの社外取締役が銀行業のコーポレート・ガバナンスにおいて機能しているかを実証的に分析している。取締役会が内生的に決定されており、企業特性や産業特性に応じて最適な取締役会構成が異なることを考慮すると(Coles et al.(2008)), 銀行業を対象に分析している本稿には一定の意義があると思われる。

第3に、近年、銀行業におけるコーポレート・ガバナンスの重要性が国内外から指摘されているにもかかわらず、十分に分析されていないというリサーチ・ギャップを埋めている点である。被規制企業である銀行業のコーポレート・ガバナンスについて実証的に分析している先行研究では、銀行は規制当局からモニタリングを受けているため、一般の事業会社と比べて、ゆるやかな(less strict)コーポレート・ガバナンス構造をとっている、という見方がなされている(野方・内田(2011)など)。このため、政府の規制によって取締役会の役割が制限される(経営者が強固なコーポレート・ガバナンスを採用するインセンティブを持たない)という理由から、コーポレート・ガバナンスに関する多くの実証研究では、銀行業を分析対象から除外しているため、銀行業を対象とした研究蓄積が不足していることが指摘できる⁶。この点は経営者業績予想の精度に関する先行研究でも同様である。

第4に、銀行業の株主構成が銀行業のコーポレート・ガバナンスにおいて十分に機能しているとは言えないというエビデンスを、経営者業績予想の精度の観点から提示したことである。この結果は花崎(2014)の主張を支持する結果であり、銀行業の株主構成がコーポレート・ガバナンス・メカニズムとして有効に機能しているとは言えないことを示している点も本稿の既存研究に対する貢献の1つと言えよう。

本稿の構成は以下の通りである。2節では先行研究をレビューする。3節では実証分析の方法について説明する。4節では実証結果を報告し、解釈を行う。5節では結論を述べ、残された課題を検討する。

2. 先行研究のレビュー

2. 1. 女性取締役

⁶ 銀行業を含めた日本の被規制企業(公益企業)のコーポレート・ガバナンス構造を実証的に研究したものとして野方・内田(2012)がある。

取締役会における女性取締役の存在は、近年のコーポレート・ガバナンス研究におけるホットトピックといっても過言ではないであろう(Adams and Ferreira (2009))⁷。女性取締役のガバナンス効果について分析した先駆的な研究である、Adams and Ferreira (2009)では、女性取締役は男性取締役よりも会議の出席率が有意に高いこと、女性取締役比率が高い企業ほど男性取締役の会議出席率が有意に高くなること、女性取締役比率が高い企業ほど経営者交代と株式リターンの感応度が有意に高いこと、女性取締役比率が高い企業ほど役員報酬に占める株式ベースの報酬割合が有意に高いこと、などの興味深いエビデンスが報告されている。これらの結果から、Adams and Ferreira (2009)は女性取締役を *Tougher monitor* と称し、女性取締役がガバナンス・メカニズムとして機能していると主張している。女性取締役に関する一連の研究は一般の事業会社だけでなく、銀行業においても進んでいる。

Gulamhussen and Santa(2015)は、OECD 加盟国における 461 の大手銀行(Large Bank)を対象にして、取締役会における女性取締役の登用が銀行パフォーマンス(Bank Performance)と銀行のリスクテイキング(Risk-taking)にどのような影響を及ぼしているかを実証的に分析している。そこでは、女性取締役比率が銀行パフォーマンス(ROA, ROE, Tobin's Q)に有意に正の影響を及ぼしていること、銀行のリスクテイキング(LLP(貸倒引当金/資金利益), LLR(貸倒引当金/貸付金), IMPL(不良債権/自己資本), Z スコア((ROA+自己資本比率)/(ROA の標準偏差(3 年間))))に有意に負の影響を及ぼしていることが明らかにされている。

García-Meca et al.(2015)は、世界 9 カ国(カナダ・フランス・ドイツ・イタリア・オランダ・スペイン・スウェーデン・イギリス・アメリカ)における 159 の銀行を対象に、女性取締役比率と銀行パフォーマンス(ROA, Tobin's Q)の関係を実証的に分析している。そこでは、女性取締役比率が銀行パフォーマンス(ROA, Tobin's Q)に有意に正の影響を及ぼしていることを明らかにしている。García-Meca et al.(2015)はまた、取締役会における外国人取締役の存在(外国人取締役比率)の効果も分析しているが、女性取締役とは異なり、銀行パフォーマンスに有意に負の影響を及ぼしていることも指摘している。

Pathan and Faff(2013)は、アメリカにおける 212 の銀行(持株会社)を対象に、女性取締役比率と銀行パフォーマンス(ROA, ROE, Tobin's Q, 株式収益率など)の関係を実証的に分析している。そこでは、Blundell-Bond のシステム GMM 推定によって、女性取締役比率が銀行パフォーマンスに有意に正の影響を及ぼしていることを明らかにしている。

Pathan and Faff(2013)はまた、買収防衛策をとっている場合(Staggered boards を採用している場合)、両者には有意に正の関係が見られるものの、買収防衛策をとっていない場合(Staggered boards を採用していない場合)、両者に明確な関係は見られないことも見出している⁸。この結

⁷ 松本(2016)は日本の海運事業者を対象に取締役会のダイバーシティ(性別・年齢・在職年数)と企業パフォーマンスの関係を実証的に分析している。松本(2016)は特定の産業を対象とした分析であり、内生性の問題は十分に配慮されていないものの、デモグラフィック・ダイバーシティ(性別・年齢)の重要性を指摘している。

⁸ Staggered boards(期差任期制)とは、例えば、取締役の任期を 3 年とし、毎年その 3 分の 1 ずつを改選する仕組みのことである(大川(2007))。Staggered boards では一度に取締役の過半数を交代しにくくなっているため、買収防衛策(Takeover defense)の 1 つとして機能している(大川(2007))。ただ、これまで Staggered boards が経営陣のエントレンチメントを助長させるもの(device)と

果は、コーポレート・ガバナンス構造が弱い銀行において、女性取締役がコーポレート・ガバナンス・メカニズムとして機能していると解釈できよう。

2. 2. 大学教員取締役

取締役会における大学教員取締役(academic director)の存在に焦点を当てた研究は少ない。後述するが、わが国銀行業においても一定程度その存在を確認することができるが、筆者が知る限り、コーポレート・ガバナンスの観点から、わが国銀行業を対象とした学術的な分析はまだ行われていないように思われる。ここでは先駆的な研究である Francis et al.(2015)を取り上げる⁹。

Francis et al.(2015)はアメリカの 2,703 社を対象に、取締役会における大学教員取締役の存在(大学教員取締役比率)がコーポレート・ガバナンスと企業パフォーマンスにどのような影響を及ぼしているかを包括的に分析している¹⁰。

Francis et al.(2015)は大学教員取締役のガバナンス効果を検証するために、経営者の裁量的な利益調整の程度を表す裁量的会計発生高(Discretionary Accruals)、経営者報酬、強制的な経営者交代に着目して、大学教員取締役比率が高い企業ほど、(1)裁量的会計発生高が有意に低い、(2)経営者報酬が有意に低い、(3)強制的な経営者交代と企業パフォーマンスの感応度が有意に高い、といった大学教員取締役が取締役会においてモニタリングの役割を果たしているという結果を報告している。

Francis et al.(2015)はまた、大学教員取締役比率が高い企業ほど、企業パフォーマンス(ROA と Tobin's Q)が有意に高いことも報告している。そこでは、長期のイベントスタディ(Long-Run Event Study)として、金融危機にあった期間(2007 年 10～2009 年 3 月、2007 年 12 月～2009 年 6 月、2008 年 9 月～2009 年 3 月の 3 つの期間)を対象に、異常収益率(buy-and-hold abnormal returns)を算出し、大学教員取締役比率が高い企業ほど異常収益率が有意に高いことを見出している。さらに、取締役会への大学教員取締役登用のアナウンスメントを行った企業のポートフォリオを作成し、大学教員取締役登用のアナウンスメント後、1 年後・2 年後・3 年後の 3 つの期間を対象に、Fama-French の 3 ファクターモデル(Fama-French Three-Factor Model)を利用して、有意に正の異常収益率が発生していることも確認している。これらの実証結果は、大学教員取締役がコーポレート・ガバナンスにおいて一定の役割を演じていることを示唆していると言えよう。

2. 3. 官公庁出身取締役

見なされ、Staggered boards を有する企業ほど企業パフォーマンスが低いことも報告されている(Bebchuk and Cohen(2005))。

⁹ Francis et al.(2015)によれば、S&P1500 を構成している企業のうち、およそ 40%が取締役会に少なくとも 1 人の大学教員取締役を登用しており、その推移は極めて安定している(1998 年～2011 年における 10,456 director-years)。また、大学教員取締役の専攻(major)については、ファイナンス・会計学・経済学などのビジネスに関連する分野(business-related fields)が 39%、理工学分野(engineering and science)が 17%、医学分野(medical)が 14%、政治学分野(political science)が 10%であった。

¹⁰ Francis et al.(2015)は大学教員取締役の決定要因も分析している。そこでは、特定の産業(金融サービス業・運輸業・通信業)において、大学教員取締役が登用されていることを指摘している。

企業の取締役会における社外取締役については、それが官公庁出身者や法曹界出身者などであるケースが一定程度存在していることは、従来から指摘されている(Agrawal and Knoeber(2001))¹¹。Kang and Zhang(2018)によれば、アメリカの上場企業では、前任の勤務先が政府の役人(Former Government Official)である社外取締役を有している企業の割合が1990年には31.47%であったのに対し、2007年には54.53%に上昇している。

興味深いことに、官公庁出身取締役については、2つの見方が提示されている(Kang and Zhang(2018))。1つは、官公庁出身取締役が自身のコネクションや前任の勤務先での経験を通じた知識を使って当該企業に付加価値を加えているという見方である(Value-enhancing view)。もう1つは、官公庁出身取締役が会計、ファイナンスやコーポレート・ガバナンスといった分野でのビジネスの経験がほぼないことから、経営へのアドバイス機能に期待が持てず、また経営者が自分にとって都合の良い(面識のある)官公庁出身取締役を採用することもあるため、経営者へのモニタリング機能も期待が持てないために、企業パフォーマンスにネガティブな影響を及ぼすという見方である(Rubber-stamp view)。Kang and Zhang(2018)はアメリカ企業(78,803 firm-years)を対象に、上述のいずれのストーリーが妥当かどうかを検証した。そこでは、官公庁出身取締役(government director)の取締役会への出席率がそうではない取締役(nongovernment director)と比較して有意に低いこと、合併(merger)のアナウンスメントにおいて官公庁出身取締役を有している買収企業(acquiring firms)ほど有意に異常収益率(abnormal announcement return)が低いこと、官公庁出身取締役の登用アナウンスメントにおいて異常収益率が有意に負であること、が明らかにされている。これらの結果から、Kang and Zhang(2018)は取締役会における官公庁出身取締役の存在に対してネガティブな見方(Rubber-stamp view)を支持している。

他方で、銀行業を対象にして、異なる見方も提示されている。Hung et al.(2017)は、中国四大商業銀行を含む国内の主要銀行・株式制銀行・都市商業銀行から構成される中国国内の銀行を対象に、政府との政治的な結びつきが銀行パフォーマンス(ROA, Zスコア((ROA+自己資本比率)/(ROAの標準偏差))、貸倒引当金比率(貸倒引当金/総貸出金)にどのような影響を及ぼしているかを分析している。具体的には、前任の勤務先が政府の役人(Former Government Official)であるCEOが存在する銀行を、政府と政治的な結びつきのある銀行(Politically Connected Banks)と定義し、そうした政府との政治的な結びつきと銀行パフォーマンスの関係を実証的に分析している。そこでは、政府と政治的な結びつきのある銀行ほど、ROAが有意に高い、貸倒引当金比率が有意に低い、Zスコアが有意に低い、ことが明らかにされており、そうした銀行が自分の有利なポジションを利用して、政府と政治的な結びつきのある企業(Politically Connected Firms)からレントを引き出していると解釈されている。

¹¹ Goldman et al.(2008)は、アメリカの2000年における大統領選に関するイベントスタディを行い、政治家出身の取締役が存在する取締役会(Politically Connected Board)が株価にもたらす短期的な効果について分析している。具体的には、共和党が勝利した後の累積超過収益率(CAR)についてみると、共和党と関連がある取締役が存在する企業の累積超過収益率(CAR)が民主党と関連がある取締役が存在する企業の累積超過収益率(CAR)よりも有意に大きいことが報告されている。

2. 4. 専門知識を有する取締役

Wolfgang et al.(2018)は、2000 年から 2010 年までの S&P1500 採用銘柄(銀行業などの被規制企業を除く 12,271firm-years)を対象に、取締役会において(当該企業と同一の)産業に関する専門知識を有する社外取締役(Industry Expert Directors : 90,002director-firm-years)の存在(アドバイス)が企業パフォーマンスにどのような影響を及ぼしているかを実証的に分析している。

Wolfgang et al.(2018)は、当該企業と同一産業(SIC Code の最初の 2 桁で判別)での経験を有する社外取締役に着目し、さらにその社外取締役(Industry Expert Directors)が以前に従業員として経験した知識をベースにしているのか、以前に社外取締役として経験した知識をベースにしているのか、あるいは、以前に経営者(CEO)として経験した知識をベースにしているのか、といったように社外取締役を細分化した分析も行っている。そこでは、取締役会に同一産業内での経験(Industry Expertise)を有する社外取締役が多いほど企業パフォーマンス(Tobin's Q)有意に高いこと、しかもそのポジティブな効果は経営者(CEO)として経験した知識ではなく、社外取締役として経験した知識によってもたらされているということも見出している。

このように専門知識を有する取締役については、そうした取締役が取締役会においてアドバイス機能を果たしているというエビデンスがある一方で、銀行経営においては必ずしも有効なアドバイス機能を果たしているとは言えないというエビデンスもある。

Minton et al.(2014)は、2003 年から 2008 年までのアメリカの銀行における独立社外取締役(independent director)の財務に関する専門知識(financial expertise)に着目して、そのような専門知識を有する独立社外取締役の存在が銀行のリスクテイキング(Risk-taking)とパフォーマンスにどのような影響を及ぼしているかを実証的に分析している¹²。そこでは、取締役会に占める財務に関する専門知識を有する独立社外取締役の比率が高い銀行ほど、トータルリスク(Total Risk(日次リターンの標準偏差))が有意に高く、また自己資本比率(Tier-1 Capital Ratio)が有意に低いことを明らかにしている。さらに、金融危機の期間を考慮して、銀行の株価パフォーマンスの分析を行い、財務に関する専門知識を有する独立社外取締役比率が高い銀行ほど、金融危機以前(2003 年～2006 年)は有意に株価パフォーマンスが高かったものの、金融危機時(2007 年～2008 年)では有意に株価パフォーマンスが低いことも明らかにしている。これらの結果は、財務に関する専門知識を有する独立社外取締役の存在が銀行のリスクテイキングを助長させていることを示唆している。

本稿の分析では、経営者業績予想を利用しているため、財務や会計の専門知識を有している取締役として、公認会計士と税理士の資格を有している取締役(公認会計士・税理士出身取締役)に注目して分析を行う。

¹² Wolfgang et al.(2018)によれば、アメリカの銀行における財務に関する専門知識を有する独立社外取締役のバックグラウンドの内訳は、ノンバンクの役員(Executive of Nonbank Financials)が 43%、事業会社の CFO(Finance Executive of Nonfinancials)が 31%、元銀行役員(Former Bank Executive)が 11%、元機関投資家(Professional Investor)が 10%、ファイナンス・金融が専門の大学教員(Professor of Finance (or related))が 5%である。

2. 5. コーポレート・ガバナンスと経営者業績予想の精度

上場企業におけるわが国固有の情報開示制度として経営者業績予想がある。具体的には、通期の業績予想が本決算時に開示され(期初予想が開示される)、売上高(経常収益)、経常利益、当期利益などの予想値が示されることになる¹³。こうした経営者業績予想に関する先行研究では、予想値と実績値の差に着目した、経営者業績予想のバイアスと経営者業績予想の精度の決定要因が分析されてきた。

なお、経営者業績予想のバイアスとは、予想値が実績値を上回った場合(予想値>実績値)、経営者が楽観的な(上方に)予想をしていると解釈し、逆に予想値が実績値を下回った場合(予想値<実績値)、経営者が悲観的な(下方に)予想をしていると解釈して、これらが企業特性によって上方あるいは下方にバイアスが生じることを指している(円谷(2009))。また、経営者業績予想の精度とは、経営者業績予想のバイアスとは異なり、予想値と実績値の絶対的な差(予想値と実績値の差の絶対値)に着目して、予想値と実績値の差が小さいほど精度が高い(予想の正確性が高い)、予想値と実績値の差が大きいほど精度が低い(予想の正確性が低い)と解釈して、これらが企業特性によって大きくなったり小さくなったりすることを指している¹⁴。

近年においては、企業特性として、コーポレート・ガバナンスの観点から、取締役会構成と経営者業績予想の精度の関係を実証的に分析している研究が増加している。この一連の研究では、コーポレート・ガバナンス構造が厳格であるほど、経営者業績予想の精度が高くなると考えられているのが特徴である。本稿も同様の仮説に立脚して分析を行うため、ここでは類似する先行研究を概観する。

Ajinkya et al.(2005)は、1997年から2002年までのCorporate Investor Guidelines(CIG)データベースから入手可能な経営者業績予想データを利用して、コーポレート・ガバナンス構造と経営者業績予想の精度の関係について実証的に分析している。具体的には、Ajinkya et al.(2005)は、社外取締役比率と機関投資家持株比率に着目し、それらが業績予想開示の有無および経営者業績予想の誤差(1株あたり利益)に及ぼす影響を分析している。そこでは、社外取締役比率および機関投資家持株比率が経営者業績予想開示の確率に有意に正の影響を与えていること、社外取締役比率および機関投資家持株比率が経営者業績予想の誤差(期初予想の誤差)に有意に負の影響を与えていることを見出している。これらの結果は、社外取締役比率が高い、あるいは、機関

¹³ 公益社団法人日本監査役協会による、役員等の構成の変化などに関する第18回インターネット・アンケート集計結果(監査役(会)設置会社番)によれば(平成30年4月27日)、業績予想が記載される決算短信が、取締役会の「決議事項として付議されている」のは、上場会社(全回答社数1,497)の84%、「報告事項として付議されている」のは12.8%であった(2017年度)。つまり全回答社数のうちの96.8%で決算短信が何らかの形で取締役会に付議されている。また、同アンケート集計結果(指名委員会等設置会社版)においては、決算短信が取締役会の「決議事項として付議されている」のは上場会社(回答社数34)の54.1%、「報告事項として付議されている」のは37.8%であった(全回答社数のうちの91.9%で決算短信が何らかの形で取締役会に付議されている)。

¹⁴ 太田(2005)は、わが国において利用可能な予想利益として、(1)経営者予想、(2)I/B/E/Sコンセンサス予想、(3)東洋経済予想の3つの予想利益を利用して、どの予想利益の精度が高いのかを実証的に分析している。そこでは、無償の経営者予想が有償の東洋経済予想と同程度に高く、有償のI/B/E/Sコンセンサス予想が最も低いことが指摘されている。

投資家持株比率が高い企業ほど、(1)そうした企業の経営者が業績予想を開示し、企業のディスクロージャー環境を改善していること、(2)経営者業績予想の精度が高い(正確性が高い)ことを示唆している。

同様に、Karamanou and Vafes(2005)も、コーポレート・ガバナンス構造と経営者業績予想の精度の関係について実証的に分析している。Karamanou and Vafes(2005)は 1995 年の Fortune500 企業のうち被規制企業である金融機関(financial institutions)や公益企業(utilities)を除いた 275 社を対象にして、コーポレート・ガバナンス構造として、社外取締役比率、取締役会人数(取締役会規模)、取締役会開催頻度、経営者持株比率(Insider ownership)、機関投資家持株比率に着目して分析を行っている。Karamanou and Vafes(2005)は、社外取締役比率が経営者業績予想の誤差(期初予想の誤差)に有意に負の影響を与えているのに対し、経営者持株比率が経営者業績予想の誤差(期初予想の誤差)に有意に正の影響を与えていることを見出している。つまり、取締役会の独立性に関しては、Ajinkya et al.(2005)と同様に、社外取締役比率が高い企業ほど経営者業績予想の精度が高いことが明らかにされている。一方、株主構成に関しては、経営者持株比率が高いほど経営者業績予想の精度が低いことになるが、Karamanou and Vafes(2005)はこの結果を経営者のエンタrenchメントによって生じていると解釈している¹⁵。

この他に、1997 年から 2009 年までの 7,924firm-years を対象にした、Kwak et al.(2012)においても、社外取締役比率が高い、すなわち独立性の高い取締役会ほど経営者業績予想の誤差(期初予想の誤差)が高いことが見出されている。わが国においては、円谷(2013)が経営者業績予想の精度ではなく、経営者業績予想のバイアスと社外取締役の存在の関係を実証的に分析し、社外取締役の存在が楽観的な経営者業績予想を抑制していると主張している。概して、取締役会の独立性が高い企業ほど、より正確な経営者業績予想となっていることが実証的に明らかとなっているが、この知見が銀行業でも妥当するかどうかは実証上の課題である。また、取締役会の独立性を高めうる異なるバックグラウンドを有する社外取締役(取締役会のダイバーシティ)が経営者業績予想の精度に及ぼす影響についても同様である。

他方で、取締役会構成の観点からではなく、Ajinkya et al.(2005)や Karamanou and Vafes(2005)が分析しているように、株主構成の観点から、経営者業績予想の精度の決定要因を探ろうとする研究もある。そもそも、一般の事業会社を対象とした先行研究では、企業の株主構成が企業パフォーマンスの重要な決定要因であると考えられている(松本(2013))。経営者による株式所有、ブロックホルダー(大株主)による株式所有、外国人投資家による株式所有など、こうした株式所有(持株比率)が企業経営にポジティブな影響を及ぼしていることを示すエビデンスは枚挙に暇がない(松本(2013))。

わが国企業の株主構成と経営者業績予想の精度に関する研究でいえば、一般の事業会社を対象にした乙正・榎本(2008)の研究がある。乙正・榎本(2008)は、1997 年から 2005 年までのわが国における一般事業会社(被規制企業である金融機関は除外)を対象に、株主構成と経営者業績予想の精度の関係を実証的に分析している。乙正・榎本(2008)は、株主構成として、経営者と

¹⁵ 一般に、エンタrenchメント(entrenchment)とは、経営者による株式所有が多くなると、経営者が身の保身に走るあまり、企業の内部・外部からの規律付け(ガバナンス)から逃れようとする状態のことである(松本(2013))。

株主間のエージェンシー問題の程度を表わす経営者持株比率、金融機関によるモニタリング効果を表わす金融機関持株比率、外国人投資家によるモニタリング効果を表わす外国人投資家持株比率を採用している¹⁶。そこでは、経営者持株比率が高い企業ほど経営者業績予想の精度が低い(Karamanou and Vafes(2005)と整合的)、金融機関持株比率が高い企業ほど経営者業績予想の精度が高い、外国人投資家持株比率が高い企業ほど経営者業績予想の精度が高いことが明らかにされている。

ただし、一般に、本稿が分析対象としている銀行業のコーポレート・ガバナンスは、一般事業会社のそれとは異なると考えられている。一般事業会社と異なり、銀行は預金という特殊な負債を有している。銀行に対してこの預金を提供しているのは預金者であるが、預金者(特に小口の預金者)は銀行経営をモニタリングするインセンティブも能力も持ち合わせていないため(花崎(2014))、預金者によるモニタリングを期待できない。

また、銀行業の最大の株主は同業者である銀行であり、一般事業会社と比較して大株主による株式所有の集中度が低いいため、株主によるモニタリングも期待できないことが指摘されている(花崎(2014))。一般の事業会社の大口株主による株式所有比率は平均で 70%程度であるのに対し(西崎・倉澤(2003))、本稿のサンプルでは 30%程度(上位 10 大株主持株比率)であり、大きな差があることが分かる。このような状況にあるため、「銀行の経営者は、大株主と暗黙のうちに結託ないしは共謀することによって、経営実態を外部に対して隠蔽し、経営に対する株主からの規律付けを事実上免れる状態を形作ってきた」¹⁷という見方がなされている。本当に銀行業の株主構成はコーポレート・ガバナンス・メカニズムとして機能していないのであろうか。取締役会構成の議論と同様に、株主構成についても、経営者業績予想の精度の観点から、そのガバナンス効果を検証する意義はあると思われる。

本稿の分析ではまた、先行研究の知見を考慮して、銀行業の株式所有の集中度を表わす変数として上位 10 大株主持株比率を取り上げ、さらに、政府による株式所有の効果を検証するために政府・公共団体株主持株比率も取り上げる。特に、政府による株式所有(Government ownership)に着目するのは、近年のコーポレート・ガバナンスに関する先行研究において政府による株式所有が重要視され始めていることに加えて、銀行業の株主構成にもその存在を確認できるからである¹⁸。

Boubakri et al.(2018)は、東アジア諸国(香港、インドネシア、日本、韓国、マレーシア、フィリピン、シンガポール、台湾、タイ)の上場企業(4,432 firm-years)を対象にして、政府による株式所有と株式市場での評価の関係を実証的に分析している。Boubakri et al.(2018)は、必ずしも政府が株主の富を最大化するように経営に関与することはない(強固なコーポレート・ガバナンスを採用するインセンティブが低い)という見方(political view)と財務的危機に陥った場合、政府に

¹⁶ 外国人投資家(あるいは機関投資家)は純粋に投資からのリターンを追求し、投資先企業の経営に関与しようとする傾向がある(Matsumoto and Uchida(2010))。

¹⁷ 花崎(2014), pp.104~150.

¹⁸ 金融危機(リーマンショック)以降、世界的に民間企業に対する政府の介入が目立っている。例えば、近年、世界の株式市場における時価総額のうち、実にその 5 分の 1 が政府によって保有されていると言われている(Borisova et al.(2015))。

よって支援してもらえらというように、政府とのコネクションからベネフィットが生まれるという見方(*soft budget constraint view*)を提示し、いずれの見方が妥当するかを分析している。

具体的には、時価簿価比率(*Market-to-Book ratio*)を被説明変数とした回帰分析を行っている。なお、政府による株式所有を表す説明変数として、①筆頭株主(*the largest ultimate owner*)が国内政府であれば1、そうでなければ0となるダミー変数、②政府持株比率、③上位第2位の株主(*the second largest ultimate owner*)が国内政府であれば1、そうでなければ0となるダミー変数、④上位第2位の政府持株比率が用いられている。

分析の結果、上記の4つの変数いずれも時価簿価比率に有意に正の影響を及ぼしていることを明らかにしている。そこではまた、政府持株比率の2乗項が有意に負であること、政府持株比率が30%~50%の間では両者には有意に正の関係があり、政府持株比率が50%以上になると両者には有意に負の関係があることも合わせて報告されている。これらは、両者の関係は線形ではなく、非線形の関係にあることを示唆している。これらの結果から、Boubakri et al.(2018)は、政府による株式所有にはコスト(エージェンシー問題と脆弱なコーポレート・ガバナンス)とベネフィット(ソフトな予算制約と政府による経営者に対するモニタリング)が存在していることを指摘しており、*soft budget constraint view* を支持している。

3. 実証分析

3. 1. 実証モデル

本稿の目的は、わが国銀行業を対象に、取締役会メンバーの構成が経営者業績予想の精度に及ぼす影響を実証的に分析することで、取締役会が銀行業のコーポレート・ガバナンスにおいて機能しているのかどうかを検証することである。具体的には、取締役会メンバーのダイバーシティや専門知識に着目して、先行研究に倣って(Ajinkya et al.(2005), Karamanou and Vafeas (2005)など)、経営者業績予想の精度(MFA)を被説明変数としたパネル分析を行う。実証モデルは以下の(1)式である。

$$\begin{aligned}
 MFA = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{LnBoardsize} + \alpha_2 \text{Outsidedir} + \alpha_3 \text{Femaledir} + \alpha_4 \text{Academicdir} \\
 & + \alpha_5 \text{Politicaldir} + \alpha_6 \text{Financialdir} + \alpha_7 \text{Managertenure} + \alpha_8 \text{Managerage} \\
 & + \alpha_9 \text{Managerown} + \alpha_{10} \text{Top10own} + \alpha_{11} \text{Governmentown} + \alpha_{12} \text{Foreignown} \\
 & + \alpha_{13} \text{LnAsset} + \alpha_{14} \text{Lever} + \alpha_{15} \text{D_Year} \quad (1)
 \end{aligned}$$

被説明変数は経営者業績予想の精度(MFA)を表す変数である。具体的には、期初予想値と実績値の差の絶対値を総資産でデフレートしたものである。この値が小さい(大きい)ほど精度が高い(低い)ということを意味する。先行研究では、予想値として経常収益(一般の事業会社では売上高)、経常利益、当期利益が分析対象とされることが多いため、本稿でもこの3つの予想値を利用している。説明変数については、コーポレート・ガバナンスに関する変数、経営者の特性に関する変数、コントロール変数に加えられている。

コーポレート・ガバナンスに関する変数はさらに、取締役会メンバーに関する変数と株主構成に関する変数に分類できる。まず、本稿では、取締役会メンバーに関する変数として、取締

役人数の自然対数値(LnBoardsize), 社外取締役比率(Outsidedir), 女性取締役比率(Femaledir), 大学教員取締役比率(Academicdir), 官公庁出身取締役比率(Politicaldir), 公認会計士・税理士出身取締役(Financialdir)を採用している。本稿ではまた, 株主構成に関する変数として, 経営者持株比率(Managerown), 上位 10 大株主持株比率(Top10own), 政府・公共団体株主持株比率(Governmentown), 外国人投資家持株比率(Foreignown)を採用している。

経営者の特性として着目しているのは, 経営者(頭取)としての在職年数(Managertenure)と経営者(頭取)の年齢(Managerage)である。これは, 業績予想が予想を行う経営者(頭取)自身の能力にも影響を受ける可能性があると考えたからである。こうした能力は観察不可能であるが, 在職年数が長い経営者や年齢が高い経営者は相対的に多くの経験を積んでいることが予想されるため, 説明変数に加えている。

最後に, コントロール変数として, 総資産の自然対数値(LnAssets), 負債比率(Leverage), 年度ダミー(D_Year)を採用している。実証分析にあたって, 先行研究ではパネルデータを利用した OLS 推定(プーリング推定)が行われることが多いが(Ajinkya et al.(2005)や Kwak et al.(2012)など), 本稿では時系列的に不変な企業特性をコントロールするために, 固定効果モデルを用いた分析も行う。表 1 には変数の定義が示されている。

表 1 変数の定義

変数名	定義
MFA_TA	業績予想精度: 期初予想値－実績値 /期末総資産
Boardsize	取締役人数
Outsidedir	社外取締役比率: 社外取締役人数/取締役人数
Femaledir	女性取締役比率: 女性取締役人数/取締役人数
Academicdir	大学教員取締役比率: 大学教員取締役人数/取締役人数
Politicaldir	官公庁出身取締役比率: 官公庁出身取締役人数/取締役人数
Financialdir	会計士・税理士取締役比率: 会計士・税理士取締役人数/取締役人数
Managertenure	社長(頭取)在職年数
Managerage	社長(頭取)年齢
Managerown	社長(頭取)持株比率: 社長保有株式数/発行済株式数
Top10own	上位十大株主持株比率: 上位十大株主保有株式数/発行済株式数
Governmentown	政府公共団体株主持株比率: 政府公共団体保有株式数/発行済株式数
Foreignown	外国人株主持株比率: 外国人保有株式数/発行済株式数
Asset	総資産
Lever	負債比率: 負債総額/総資産

(出所)筆者作成

3. 2. データとサンプル

本稿の分析で重要となるのは, 経営者業績予想の精度を数値化するための予想値と実績値に関するデータと取締役会を構成する各メンバー(全員)の前任の勤務先に関するデータである。業績予想の予想値と実績値(その他の財務データも含む)については, 日経 NEEDS Financial Quest から入手し, 取締役会メンバー全員の前任の勤務先については, 東洋経済新報社「役員データ」から入手している。具体的には, 女性取締役, 大学教員取締役(前任の勤務先または兼

任している勤務先が大学である個人をカウントしている), 官公庁出身取締役(前任の勤務先が財務省・大蔵省・金融庁・文部科学省・警察庁・県知事や市長経験者である個人をカウントしている)¹⁹, 会計士・税理士出身取締役(公認会計士あるいは税理士資格を有している個人や前任の勤務先または兼任している勤務先が会計士事務所・税理士事務所である個人をカウントしている)を個人データから判別し, これらの変数を作成した。本稿では 2008 年度から 2016 年度までを対象としており, 実証分析に必要なデータが入手できなかった銀行はサンプルから除外した²⁰。その結果, 2008 年度から 2016 年度までの銀行 83 行(700firm-years)がサンプルとして残った。

表 2 記述統計

変数名	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値	サンプルサイズ
業績予想の精度						
MFA(経常収益)_TA(%)	0.110	0.078	0.108	0.0000429	0.964	700
MFA(経常利益)_TA(%)	0.175	0.091	0.322	0	4.493	700
MFA(当期利益)_TA(%)	0.137	0.059	0.305	0.0000815	4.715	700
取締役会規模・構成						
Boardsize(人)	10.403	10	2.989	4	20	700
Outside dir(%)	14.470	11.111	16.025	0	85.714	700
Female dir(%)	1.837	0	4.487	0	22.222	700
Academicdir(%)	1.446	0	3.889	0	20	700
Politicaldir(%)	3.522	0	6.527	0	40	700
Financialdir(%)	1.265	0	3.648	0	20	700
経営者の特性						
Managertennure	3.804	3	3.523	0	23	700
Managerage	63.067	63	4.160	45	80	700
株主構成						
Managerown(%)	0.044	0.018	0.114	0	0.995	700
Top10own(%)	33.892	28.144	16.052	14.189	95.581	700
Governmentown(%)	0.268	0.002	0.940	0	7.545	700
Foreignown(%)	11.846	8.420	11.377	0	68.728	700
Asset(百万円)	11667800	2808784	36852328	350536	298302898	700
Lever(%)	94.513	94.790	2.086	78.134	97.878	700

(出所)筆者作成

表 2 には, サンプル企業(銀行 83 行)の記述統計をまとめている。ここではわが国銀行業の特徴を整理しておこう。まず, 予想値と実績値の差の絶対値を総資産でデフレートした値である, 経営者業績予想の精度についてみると, 3 つの値の中で, 経常収益ベースの精度(MFA(経常収益)_TA)が最も高いことが分かる。平均値が最も小さく, バラツキ(標準偏差)も小さい。

次は取締役会規模・構成についてである。取締役会規模を表す取締役人数の平均値は 10.403 人, 最大値は 20 人である。女性取締役比率の平均値は 1.837%, 最大値は 22.222%である(女性

¹⁹ この他に, 前任の勤務先が日本銀行である取締役も一定程度その存在が確認できる。日本銀行出身者を官公庁出身取締役に加えた分析も試みたが結果は変わらなかった。

²⁰ 分析対象年度について, 2008 年度から 2016 年度までを分析対象期間としたのは, 東洋経済新報社「役員データ」から経営者(頭取)の所有持株数を入手できる年度が 2008 年からであったことに起因する。

取締役の多くは社外取締役)。OECD 加盟国における 461 の大手銀行を分析している Gulamhussen and Santa(2015)によれば、取締役会人数の平均値は 14.80 人、最大値は 51 人であった。また、女性取締役比率の平均値は 8.1%、最大値は 53%であった。わが国銀行業の取締役会規模は世界的に見てやや小さいものの、女性取締役比率はかなり低いことが指摘できる。

大学教員取締役と会計士・税理士出身取締役のそれぞれ平均値は 1.446%と 1.265%であり、その割合は類似している。他方で、官公庁出身取締役の平均値は 3.522%であり(最大値は 40%)、取締役(大学教員取締役、会計士・税理士出身取締役、官公庁出身取締役のほとんどが社外取締役)のバックグラウンド別に見ると、官公庁出身取締役の取締役会におけるプレゼンスは高いと言えよう。また、わが国銀行業の経営者(頭取)の平均年齢は 63 歳であり、平均在職年数は 3.8 年であった²¹。

最後に株主構成についてみてみよう。すでに指摘したように、上位 10 大株主持株比率の平均値は 33.892%であり、銀行の株式所有が分散していると主張する花崎(2014)の指摘と整合的である。外国人投資家持株比率の平均値は 11.846%であり、銀行業においては株主としてのプレゼンスが高いことを示唆している。政府・公共団体株主持株比率については、平均値および中央値ともに値は小さいが、多くの銀行にその存在を確認できる。

4. 実証結果

4. 1. プーリング回帰モデルによる分析

ここでは、わが国銀行業の取締役会メンバーの構成や株主構成が経営者業績予想の精度に及ぼす影響を分析する。表 3 には全データをプールして OLS 推定したプーリング回帰モデルの結果を示している。被説明変数(MFA_TA)は期初予想値と実績値の差の絶対値を総資産でデフレートした値であり、業績予想の精度(正確性)を表す。なお、モデル(1)が経常収益(MFA(経常収益)_TA)、モデル(2)が経常利益(MFA(経常利益)_TA)、モデル(3)が当期利益(MFA(当期利益)_TA)をそれぞれベースにした経営者業績予想の精度である。

まず、表 3 についてみると、取締役会規模を表す取締役人数(LnBoardsize)の係数は、正ではあるが有意にゼロと異なっていない。一方で、社外取締役比率(Outsider)の係数は、モデル(1)で有意に正であり、社外取締役比率が高い銀行ほど業績予想の精度が低いということを示唆している。取締役会の独立性が経営者業績予想の精度にネガティブな影響を及ぼしているという結果は、一般事業会社を対象とした先行研究(Ajinkya et al.(2005)や Karamanou and Vafes(2005)など)と異なる結果であり、銀行業においては、単に社外取締役を増やすことによって取締役会の独立性を高めたとしても、必ずしも実効的なモニタリングが行われるとは限らないことを示唆しているのかもしれない。

²¹ 経営者の在職年数(Managertenure)の最小値が 0 年となっているが、これは年単位で計算したため 1 年に満たない場合は 0 年とカウントしているためである。

表3 実証結果(OLS)

被説明変数	MFA(経常収益)_TA	MFA(経常利益)_TA	MFA(当期利益)_TA
モデル	(1)	(2)	(3)
推定方法	Pooled OLS	Pooled OLS	Pooled OLS
LnBoardsize	0.00006 (0.30)	0.0004 (0.77)	0.00005 (0.08)
Outsidedir	0.001 *** (3.08)	0.001 (0.79)	0.001 (1.08)
Femaledir	-0.003 *** (-3.31)	-0.001 (-0.70)	-0.001 (-0.50)
Academicdir	-0.003 *** (-2.85)	-0.0004 (-0.15)	-0.001 (-0.24)
Politicaldir	0.00026 (0.27)	0.004 (0.99)	0.004 (1.06)
Financialdir	-0.002 (-0.99)	-0.002 (-0.89)	-0.001 (-0.53)
Managertenure	-0.0000083 (-0.66)	-0.0000122 (-0.05)	-0.00003 (-0.82)
Managerage	-0.00000162 (-0.15)	-0.0000396 (-0.83)	-0.0000141 (-0.24)
Managerown	-0.018 (-1.18)	0.060 ** (2.13)	0.050 (1.38)
Top10own	0.0006 * (1.78)	0.002 *** (2.89)	0.002 ** (2.57)
Governmentown	-0.009 *** (-2.78)	-0.017 * (-1.84)	-0.015 * (-1.87)
Foreignown	0.001 ** (2.13)	0.008 *** (3.55)	0.008 *** (3.29)
LnAssets	-0.00003 (-0.59)	-0.0005 (-3.29)	-0.001 *** (-2.98)
Lever	0.000 (-0.14)	0.016 *** (2.88)	0.022 *** (3.22)
Constant	0.002 (0.63)	-0.006 * (-1.88)	-0.013 *** (-3.03)
D_Year	Yes	Yes	Yes
Adj.R-squared	0.0899	0.423	0.3043
No. of observations	700	700	700

(注)***：1%水準で有意，**：5%水準で有意，*：10%水準で有意。なお，()内はt値であり，firm-clustering robust standard error を用いて計算されている。

続いて、取締役会メンバーのバックグラウンド(ダイバーシティや専門知識)に着目した変数についてみてみよう。女性取締役比率(Femaledir)と大学教員取締役比率(Academicdir)の係数についてみると、モデル(1)において、それぞれ有意に負の値を示しており、しかも1%水準で有意にゼロと異なっていることが指摘できる²²。女性取締役比率が高い銀行ほど、経営者業績予想の精度が有意に高いという結果は、取締役会における女性取締役のモニタリング効果を主張する Adams and Ferreira (2009)をはじめとして多くの先行研究と整合的な結果と言えよう。また、大学教員取締役比率が高い銀行ほど、経営者業績予想の精度が有意に高いという結果も、女性

²² 多重共線性の影響を検証するために、VIF(Variance Inflation Factor)を計算した。各変数の VIF は 1.07 から 3.03 の範囲内にあり、多重共線性の問題が発生している可能性は低いと判断した。

取締役と同様に、取締役会におけるモニタリングにおいて一定の役割を演じていることを示唆しており、Francis et al.(2015)と整合的な結果である。

官公庁出身取締役(Politicaldir)と会計士・税理士出身取締役(Financialdir)については有意な結果は得られていない。また、会計士・税理士出身取締役比率が高い銀行ほど、経営者業績予想の精度が高くなる傾向が見られるが、有意ではない。

続いて、経営者の能力を表わす変数である、経営者の在職年数(Managertennure)と経営者の年齢(Managerage)についてみてみよう。表 3 の両変数の係数についてみると、それらの係数はいずれも負である。経営者の在職年数の長さや経営者の年齢の高さが経営者業績予想の精度を高めている傾向にはあるものの、有意な結果ではない。

株主構成に関する変数についてみてみよう。まず、経営者持株比率(Managerown)の係数についてみると、経常利益ベースであるモデル(2)において、有意に正の値を示しており、5%水準で有意にゼロと異なっている。この結果は、Karamanou and Vafes(2005)や日本の一般事業会社を対象とした乙正・榎本(2008)と整合的な結果であり、経営者のエン trenチメント(Karamanou and Vafes(2005))が生じているのかもしれない。

また、上位 10 大株主持株比率(Top10own)と外国人投資家持株比率(Foreignown)は全てのモデルにおいて正であり、有意にゼロと異なっている。この結果は、上位 10 大株主持株比率が高い銀行ほど、あるいは、外国人投資家持株比率が高い銀行ほど、経営者業績予想の精度が有意に低いことを示唆している。一般事業会社を対象とした先行研究の多くが、大株主による株式所有や機関投資家(外国人投資家)による株式所有にモニタリング効果が存在することを主張しているものの(松本(2013))、少なくとも、銀行業においては、そのようなモニタリング効果は観察されない。

ただ、政府・公共団体株主持株比率(Governmentown)の係数をみると、全てのモデルで、その係数は有意に負である(モデル(1)では 5%水準で有意)。つまり、政府・公共団体という特殊な株主ではあるが、政府・公共団体が株主として関与している銀行ほど、経営者業績予想の精度が有意に高いことを示唆している。この結果は、わが国銀行業においては、政府・公共団体によるモニタリングが有効であることを示唆しているのかもしれない(Boubakri et al.(2018))。

4. 2. 固定効果モデルによる分析

これまで見てきた分析結果は、全データをプールして OLS 推定したプーリング回帰モデルの結果である。この結果から見てとれる傾向は、個別の銀行固有の要因によってもたらされているのかもしれない。本稿では、このような効果をコントロールするために、固定効果モデルによる分析も行った。この結果は表 4 にまとめられている²³。

まず、取締役会に関する変数についてみると、社外取締役比率(Outsidedir)はもはや有意ではなくなっている。一方、モデル(2)において、会計士・税理士出身取締役比率(Financialdir)の係数が正で有意にゼロと異なっている(10%水準で有意)。プーリング回帰モデルの結果からして

²³ 本稿では、頑健性のチェックとして、被説明変数の値を上下 1%でウィンソライズして分析を行ったが、結果はほぼ同じであった。

も、財務や会計に関する知識を有する取締役が経営者業績予想の精度を高めるという結果は観察されない。

最も注目すべき変数は、女性取締役比率(Femaledir)と大学教員取締役比率(Academicdir)であろう。プーリング回帰モデルの結果と同様に、いずれの変数の係数も有意に負であり(いずれも5%水準で有意)、女性取締役と大学教員取締役の取締役会におけるモニタリング効果を示唆する結果である。

表 4 実証結果(Fixed effects)

被説明変数	MFA(経常収益)_TA	MFA(経常利益)_TA	MFA(当期利益)_TA
モデル	(1)	(2)	(3)
推定方法	Fixed effects	Fixed effects	Fixed effects
LnBoardsize	0.0005 (0.82)	0.0003 (0.38)	-0.0001 (-0.20)
Outsidedir	0.001 (0.77)	0.0003 (0.15)	-0.001 (-0.34)
Femaledir	-0.004 (-2.28)	** -0.005 (-1.37)	-0.003 (-0.89)
Academicdir	-0.005 (-2.51)	** 0.000 (0.03)	-0.0002 (-0.03)
Politicaldir	0.002 (0.94)	0.004 (1.08)	0.005 (1.47)
Financialdir	-0.001 (-0.25)	0.007 (1.88)	* 0.006 (1.38)
Managertenure	0.00000943 (0.40)	-0.0000292 (-0.39)	-0.0000449 (-0.48)
Managerage	-0.0000186 (-1.15)	0.00000219 (0.02)	0.0000227 (0.20)
Managerown	-0.050 (-0.23)	-0.620 (-0.99)	-0.478 (-0.94)
Top10own	-0.0007 (-0.90)	0.003 (2.50)	** 0.002 (0.99)
Governmentown	0.224 (1.02)	0.510 (0.92)	0.502 (1.01)
Foreignown	-0.0003 (-0.18)	0.011 (2.86)	*** 0.012 (2.01)
LnAssets	-0.0003 (-0.42)	-0.0004 (-0.21)	-0.00001 (-0.01)
Lever	-0.012 (-0.67)	0.099 (3.21)	*** 0.111 (3.03)
Constant	0.017 (1.14)	-0.091 (-1.92)	* -0.108 (-2.03)
D_Year	Yes	Yes	Yes
R-squared	0.080	0.462	0.337
No. of observations	700	700	700

(注)***：1%水準で有意，**：5%水準で有意，*：10%水準で有意。なお，()内はt値であり，robust standard errorを用いて計算されている。

続いて、経営者の能力を表わす経営者の在職年数(Managertenure)と経営者の年齢(Managerage)は、プーリング回帰モデルの結果と同様に、いずれも有意な結果は得られていない。この結果は、経営者の能力を表わす変数として適切な変数がない可能性もあるが、経営者

業績予想の精度が経営者の能力(経験)に影響を受けているとは言えないことを示唆している。

最後に、株主構成に関する変数についてみてみよう。上位 10 大株主持株比率(Top10own)と外国人投資家持株比率(Foreignown)については、プーリング回帰モデルの結果と概ね同じ結果である。また経営者持株比率(Managerown)については、全てのモデルで有意ではない。これらの結果は、株主構成が銀行業のコーポレート・ガバナンス・メカニズムとして十分に機能していないことを示唆しており、花崎(2014)の主張を支持する結果である。また、政府・公共団体株主持株比率(Governmentown)については、プーリング回帰モデルの結果と異なり、全てのモデルで有意な結果は得られていない。

5. おわりに

取締役会におけるメンバー構成は、銀行業のコーポレート・ガバナンスにおいて、どの程度重要なのだろうか？本稿では、このようなリサーチクエスションのもと、わが国銀行業を対象に、取締役会メンバーの構成が経営者業績予想の精度に及ぼす影響を実証的に分析することで、取締役会が銀行業のコーポレート・ガバナンスにおいて機能しているのかどうかを検証した。筆者が知る限り、経営者業績予想の精度の観点から、わが国銀行業のコーポレート・ガバナンスにおける取締役会メンバーの構成の有効性について分析している初めての研究であろう。

実証分析の結果、次の点が明らかとなった。第 1 は、女性取締役と大学教員取締役の存在が経営者業績予想の精度を有意に高めていることである。この結果は女性取締役と大学教員取締役が銀行業のコーポレート・ガバナンスにおいて一定の役割を演じていることを示唆するものである。加えて、社外取締役の存在自体が(社外取締役比率が高いとしても)経営者業績予想の精度に有意にポジティブな影響を及ぼしていない点を考慮すると、単に社外取締役を増やすことで取締役会の独立性を高めたとしても、銀行業のコーポレート・ガバナンスにおいて、実効的な効果をもたらす可能性は低いかもしれない。これらの結果は、本稿の分析で明らかになったように、女性取締役や大学教員取締役といった特定のバックグラウンド(専門知識)も勘案して、社外取締役を登用する必要があることを示唆しているように思われる。

第 2 は、経営者業績予想の精度が経営者の業績予想に関する能力に必ずしも影響を受けているわけではないということである。本稿では、経営者の能力を表わす変数として、経営者の在職期間と経営者の年齢に着目して分析を行ったが、経営者業績予想の精度に有意な影響を及ぼしているという結果は得られなかった。円谷(2009)が明らかにしているように、経営者が業績を予想するにあたって、経営者個人だけでなく(トップ主導ではなく)、IR 部門が関与していたり、前期の業績を意識している点など、多くの要因が複雑に絡み合っているといっても過言ではないであろう。ただ、本稿の実証結果は、経営者の能力だけでは経営者業績予想の精度を説明することができないことを示唆しているため、経営者業績予想の精度の分析は、コーポレート・ガバナンスの有効性を検証することを可能にする機会を提供していると考えられる。

第 3 は、銀行の株主構成(経営者・上位 10 大株主・外国人投資家による株式所有)が経営者業績予想の精度にポジティブな影響を及ぼしていないことである。従来から、株主構成が銀行のコーポレート・ガバナンスにおいて十分に機能しているとは言えないことが指摘されてきた(花崎(2014))。本稿では、経営者業績予想の精度の観点から、従来から指摘されている主張を支持

する結果を提示した。ただ、政府・公共団体による株式所有に限っては、頑健な結果ではないものの、政府・公共団体によるモニタリング効果の存在が若干見られた。この点についてはさらなる検証が必要であろう。

最後に、今後の課題について述べる。本稿では、女性取締役と大学教員取締役の存在が銀行のコーポレート・ガバナンス(モニタリング)において有効に機能している可能性を指摘した。ただ、女性取締役であっても、どういう経歴(専門知識)を有しているかまで踏み込んだ分析を行っていない。同様に、大学教員取締役においても、例えば文系か理系かといった点から、どのような分野を専攻しているかまでも考慮した分析には至っていない。より精緻な分析を行うことも今後の課題の1つであろう。

参考文献

- Adams, R., B.E. Hermalin, and M.S. Weisbach(2010), “The role of boards of directors in corporate governance: A conceptual framework and survey,” *Journal of Economic Literature*, Vol.48, pp. 58-107.
- Agrawal, A. and C.R. Knoeber(2001), “Do Some Outside Directors Play a Political Role?,” *Journal of Law and Economics*, Vol. 44, No.1, pp.179-198.
- Ajinkya, B., S. Bhojraj, and P. Sengupta(2005), “The association between outside directors, institutional investors and the properties of management earnings forecasts,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 43, No.3, pp. 343-376.
- Bebchuk, L. and A. Cohen(2005), “The costs of entrenched boards,” *Journal of Financial Economics*, vol.78, pp.409-433.
- Borisova, G., V. Fotak, K. Holland and W. Megginson(2015), “Government ownership and the cost of debt: evidence from government investments in publicly traded firms,” *Journal of Financial Economics*, Vol.118, pp.168-191.
- Boubakri, N., S. E. Ghoul, O. Guedhami and W.L. Megginson(2018), “The market value of government ownership,” *Journal of Corporate Finance*, Vol.50, pp.44-65.
- Coles, J.L., N. D. Daniel and L. Naveen(2008), “Boards: Does one size fit all?,” *Journal of Financial Economics*, Vol.87, 329-356.
- Fama, E. and M. Jensen(1983), “Separation of ownership and control,” *Journal of Law and Economics*, Vol. 26, pp.301-325.
- Francis, B., I. Hasan, and Q. Wu(2015), “Professors in the Boardroom and Their Impact on Corporate Governance and Firm Performance,” *Financial Management*, Vol.44, pp.547-581.
- García-Meca, E., I.García-Sánchez, and J. Martínez-Ferrero(2015), “Board diversity and its effects on bank performance: An international analysis,” *Journal of Banking and Finance*, Vol. 53, pp. 202-214.
- Goldman, E., J. Rocholl, and J. So(2009), “Do Politically Connected Boards Affect Firm Value?,” *Review of Financial Studies*, Vol.22, pp.2331-2360.
- Gulamhussen, M.A. and S. F. Santa(2015), “Female directors in bank boardrooms and their

- influence on performance and risk-taking,” *Global Finance Journal*, Vol.28, pp.10-23.
- Hung, C.D., Y. Jiang, F. H. Liu, H. Tu, and S. Wang(2017), “ Bank political connections and performance in China,” *Journal of Financial Stability*, Vol. 32, pp. 57-69.
- Kang, J. and L. Zhang(2018) , “Do Outside Directors with Government Experience Create Value? , ” *Financial Management*, Vol.47, No.2, pp.209-251.
- Karamanou, I. and N. Vafeas (2005) , “The association between corporate boards, audit committees, and management earnings forecasts: An empirical analysis,” *Journal of Accounting Research*, Vol. 43, pp. 453-486.
- Kim ,D. and L.T. Starks (2016) “Gender Diversity on Corporate Boards: Do Women Contribute Unique Skills? ,”*American Economic Review* 106 (5), pp. 267-271.
- Kwak,B., B. T. Ro and I. Suk(2012) , “The Composition of Top Management with General Counsel and Voluntary Information Disclosure,”*Journal of Accounting and Economics*, Vol.54, No.1, pp.19-41.
- Matsumto, M. and K. Uchida(2010) , “Internal corporate governance mechanisms and foreign investors: Evidence from Japanese IPOs,” Available at SSRN : <http://ssrn.com/abstract=1663653>.
- Minton, B.A., J. P. Taillard and R. Williamson(2014) , “Financial Expertise of the Board, Risk Taking, and Performance: Evidence from Bank Holding Companies, ” *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* ,Vol. 49, No.2, pp.351-380.
- Pathan, S. and R. Faff(2013), “ Does board structure in banks really affect their performance? ,” *Journal of Banking and Finance*, Vol.37, pp.1573-1589.
- Sakawa, H. and N. Watanabel(2018) , “Board structures and performance in the banking industry: Evidence from Japan ,”*International Review of Economics and Finance*, Vol.56, pp.308–320.
- Wolfgang, D., F. Meyerinck, D. Oesch and M. Schmid(2018) , “Industry Expert Directors, ” *Journal of Banking and Finance*, Vol.92, pp.195-215.

日本語文献

- 大川昌男(2007),「米国資本市場の競争力に関する最近の議論について—SOX 法制定から 5 年を経て—」,『金融研究』, 第 26 巻, pp.69-168.
- 太田浩司(2005),「予想利益の精度と価値関連性—I/B/E/S, 四季報, 経営者予想の比較—」,『現代ファイナンス』, No.18, pp.141-159.
- 乙正・榎本(2008),「株式の所有構造と経営者の業績予想」,『産業経理』, 第 68 巻, 第 3 号, pp.75-85.
- 國村道雄・久保暢(2013),「わが国における経営者業績予想の改訂について」,『彦根論叢』, No.395, pp.34-46.
- 小西大・齋藤巡友・李婧(2016),「地域銀行のコーポレート・ガバナンスと業績」, Working Paper.(https://hermes-ir.lib.hit-u.ac.jp/rs/bitstream/10086/27994/1/070hcfWP_2_008.pdf)
- 佐々木隆文(2005),「人材重視型 CSR と企業価値 (5)ーコーポレート・ガバナンスと女性活用ー」,『年金レビュー』, 2005 年 11 月号, 日興フィナンシャル・インテリジェンス.
- 円谷昭一(2009),「会社業績予想における経営者バイアスの影響」,『証券アナリストジャーナル』, 第 47 巻, 第 5 号, pp.77-88.

- 円谷昭一(2013),「社外取締役の存在と業績予想バイアスの関係」,『會計』,第184巻,第4号, pp.521-532.
- 野方大輔・内田交謹(2012),「規制がコーポレート・ガバナンス構造に与える影響についての実証分析」,『経営財務研究』,第31巻,第1号, pp.99-122.
- 花崎正晴(2014),『コーポレート・ガバナンス』,岩波書店.
- 松本守(2013),「コーポレート・ガバナンス・メカニズムと企業パフォーマンスの関係に関するサーベイー内部ガバナンス・メカニズムを中心にー」,『商経論集』,第48号, pp.53-89.
- 松本守(2016),「海運事業者におけるダイバーシティ効果の実証研究」,『海事交通研究』,第65集, pp.13-22.

地方創生において期待される金融機関及び国地方自治体の役割
－新陳代謝・事業承継を通じた生産性向上のための基礎分析－

山口大学 経済学部
山本周吾

目次

1. はじめに
2. グローバル・アントレプレナーシップ・モニターのデータ
 - 2-1. 総合起業活動指数
 - 2-2. 起業支援
 - 2-3. 起業態度
 - 2-4. 日米の比較
3. 実証分析
4. 結論
5. 参考文献

1. はじめに

地方の中核企業の海外移転、少子高齢化による消費者及び働き手の減少などのために、地方経済の活力が失われている。地方創生と経済の活性化のためには新陳代謝が重要であり、独創性のある企業の継続的な創出が必要である。そして、開業率が上昇すると産業成長率が高まる関係の存在が指摘されており、継続的な起業活動が地域経済の発展のために必要となっている。

残念ながら、日本の起業活動は国際的に比較すると活発であると言えない。さらに、近年では中小企業の経営者が高齢化しているが、事業継承が円滑に進まず、黒字にも関わらず廃業するという「黒字廃業」のために大きな経済的損失が発生している。以上より、地方創生には起業活動の促進が重要となっているが、本稿の問題意識は金融機関の役割と国・地方自治体の政策効果に注目しており、次の通りとなっている。①起業活動を高めるには金融機関はどのように関わると有効なのか？②起業活動を高めるには国・地方自治体のどのような政策が有効なのか？③起業活動はどのような要因の影響を受けるのだろうか？

実証分析によって政策効果を分析するためには、データが体系的に整備されている必要がある。しかし、実際にはその整備状況が良くないという大きな障壁がある。また、米国のように起業活動が非常に活発でそれが実際の経済成長に大きく寄与している事例もあり、国際的な比較分析も重要となっている。そこで、本稿ではグローバル・アントレプレナーシップ・モニター（Global Entrepreneurship Monitor: GEM）のデータを使用した。GEMの重要な目的の一つは、起業活動の水準を国際比較するための信頼できる指標を作成することである。このデータは①正確な起業活動の実態分析、②国際間の比較、③起業の経済に及ぼす影響分析、を調査するために、米国バブソン大学と英国ロンドン大学が中心になって調査がおこなわれた。

本稿では以上の問題意識を「実証結果に基づく政策立案（EBPM=Evidence Based Policy Making）」を取り入れて、最新の統計的手法を基に新たに政策立案することに大きな特徴がある。そして、本稿の意義は、金融機関の実務家だけではなく、国・地方自治体の政策当局者達に有益な政策立案をおこなうための基礎的な情報を提供することができると考えられる。

本稿の構成は以下の通りである。次の2節では本稿で使用するデータについて簡単に説明をおこない、その後に図を用いて起業活動や起業政策、起業態度について国際比較をおこなう。第3節では起業活動に影響を及ぼす要因について実証分析をおこない、最後の第4節で結論を述べる。

2. グローバル・アントレプレナーシップ・モニターのデータ

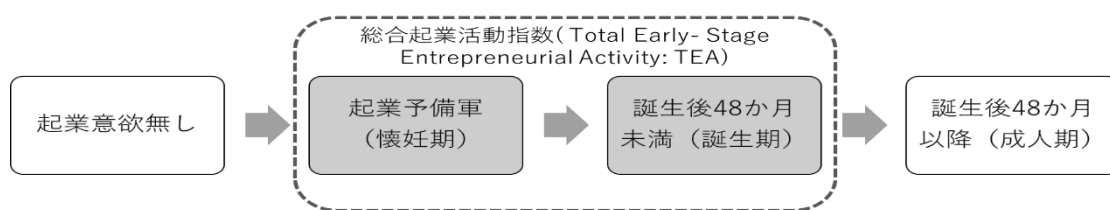
2-1. 総合起業活動指数

日本の起業活動は国際的な水準から比較すると、どのような位置にいたのであろうか。国際的な比較をおこなうために、本稿ではグローバル・アントレプレナーシップ・モニター

(Global Entrepreneurship Monitor: GEM) のデータを使用した¹。先述したように、GEM の重要な目的の一つは、起業活動の水準を国際比較するための信頼できる指標を作成することである。このデータは①正確な起業活動の実態分析、②国際間の比較、③起業の経済に及ぼす影響分析、を調査するために、米国バブソン大学と英国ロンドン大学が中心になって調査がおこなわれた。この調査は世界各国でおこなわれており、2017 年では 54 か国で調査がなされた。また、調査は 2001 年から開始されている。しかし、それぞれの調査年における調査国数は異なっており、さらには欠損値も複数あるために完備されたパネルデータを作成することは非常に困難であることに留意する必要がある。

GEM では起業活動を捉えるために、①起業意欲が無い段階、②起業意欲がある起業予備軍(懐妊期)、③誕生後 48 か月未満の起業家(誕生期)、④誕生後 48 か月以降の成人期の起業家、と起業プロセスを図 1 のように 4 つの段階に分割している。そして、最も一般的な指標が、総合起業活動指数(Total Early- Stage Entrepreneurial Activity: TEA)であり、これは成人人口 100 人当たりの上の②の懐妊期と③の誕生期の人数の合計を指標化したものである。そして、本稿ではこの TEA を起業と定義している。

図 1：総合起業活動指数（TEA）の概念図



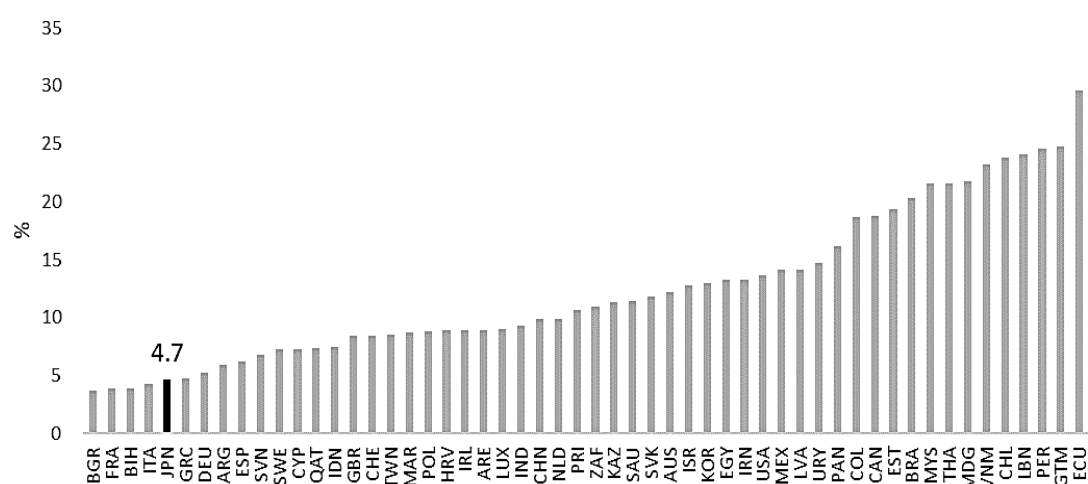
注：高橋（2007）と一般財団法人ベンチャーエンタープライズセンター（2014）を基に作成

それでは、2017 年における 53 か国の TEA について図 2 を基に見ていこう²。

図 2：TEA の国際比較

¹ 本節の GEM に関する解説は高橋（2007）と一般財団法人ベンチャーエンタープライズセンター（2014）によるものである。

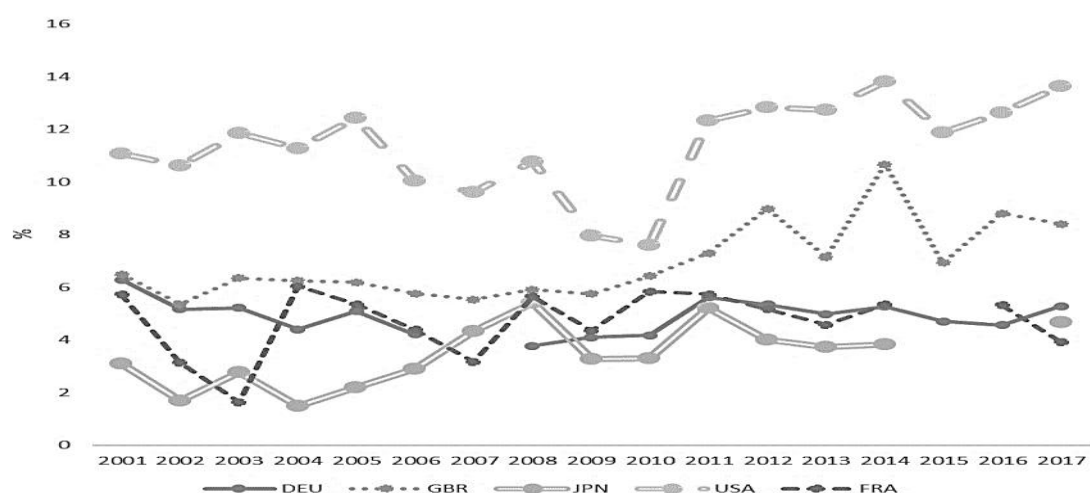
² 2017 年の GEM の調査国は 54 か国であるが、後述するが、本稿では GEM のデータとその他のデータを組み合わせて実証分析をしているので、組合せが存在しなかった台湾を削除した。



この図より、日本（JPN）は53か国中下から5番目に位置しており、国際的にみてもTEAは非常に低い水準にあることがわかる。日本より下に位置する先進国はイタリア（ITA）とフランス（FRA）である。また、起業活動が活発な先進国であるカナダ（CAN）、米国（USA）、オーストラリア（AUS）とアイルランド（IRL）のTEAの値はそれぞれ18.8、13.6、12.2、8.9と日本と比較して倍近く高くなっている。また、同じ東アジアの国である韓国（KOR）と中国（CHN）の値は13.0、9.9と高い値となっている。

それでは主要国に焦点を当てて2001年から2017年までのTEAの時系列の推移を図3より見ていこう。

図3：主要国のTEAの推移

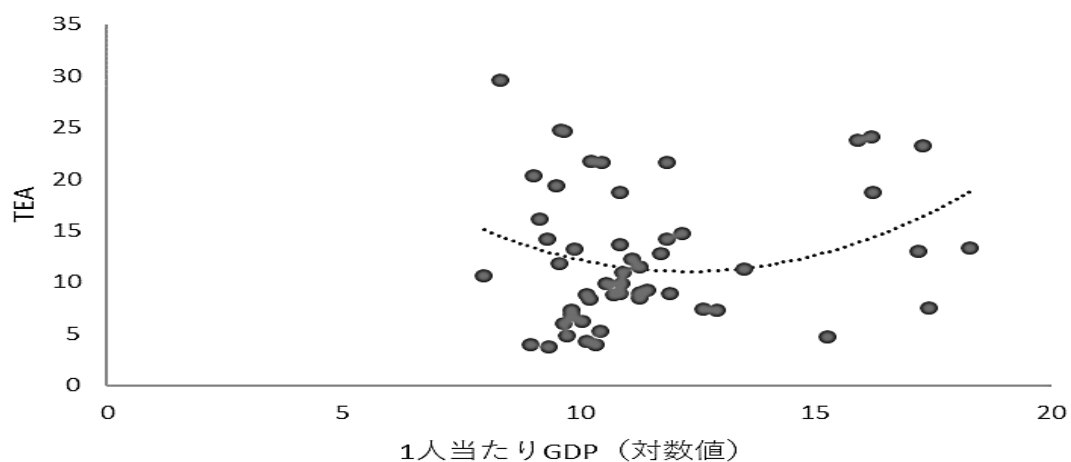


この図には日本（JPN）、米国（USA）、英国（GBR）、ドイツ（DEU）とフランス（FRA）のTEAの時系列での推移が示されている。なお、先述したようにGEMのデータでは欠損値が多数見

られる。例えば、日本では 2015 年と 2016 年の TEA の値が欠損値となっている。さて、この図より米国の TEA の水準は最も高く、2008 年のリーマンショック時に大きく落ち込んでいのように景気との連動性が高い。英国では 2010 年以前では TEA は 6% 近辺で安定していたが、近年、上昇傾向にある。本稿の分析の範囲ではないが、経済の IT 化が寄与した可能性がある。一方で、日本、ドイツ、フランスの TEA は類似した水準とトレンドを示している。

先述の図 2 の 53 か国には発展段階の異なる先進国と途上国が含まれている。そこで、TEA と一人当たり GDP の関係を散布図にした図 4 を基に見ていこう³。図より、TEA と一人当たり GDP の線形的な関係は明確ではないが、多項式近似を用いた曲線を見ると U 字型になっている。すなわち、一人当たり GDP が低い国では TEA が高いが、経済成長して経済が発展するにつれて TEA は低下する。しかし、一人当たり GDP がある水準を超えて上昇すると、今度は逆に TEA も上昇する傾向にある。これは高橋（2007）と一般財団法人ベンチャーエンプライズセンター（2014）でも指摘されている。高橋（2007）によると、一人当たり GDP が低い国では雇用機会が限られるので自己雇用のために起業活動が活発になり、一人当たりが上昇すると雇用機会の増加によって起業活動が停滞する。しかし、経済発展がある段階を超えると経済のサービス化が進み、再び起業活動が活発化することを指摘している。

図 4：TEA と一人当たり GDP



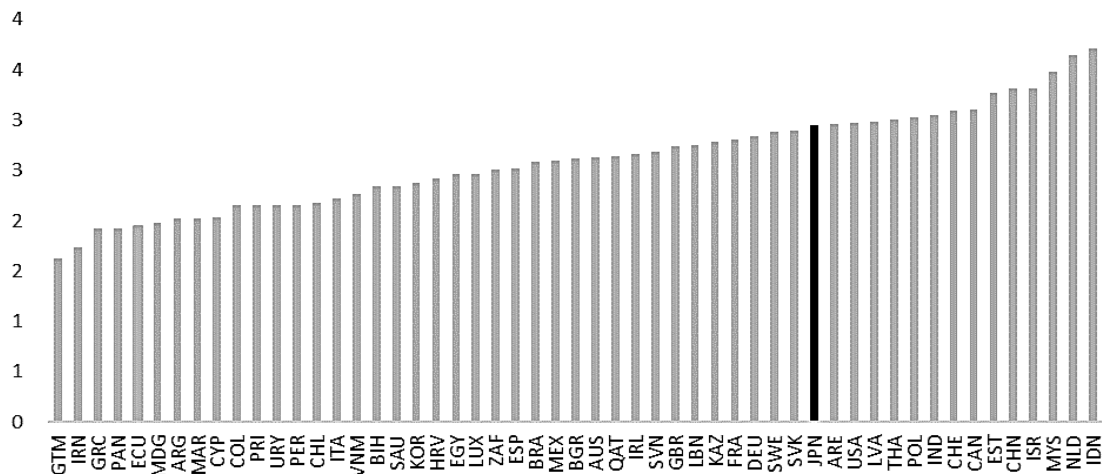
2-2. 起業支援

本稿の目的は企業活動を促進させるために、金融と財政の両面で有効な政策を検証することである。そのために本稿では GEM の Entrepreneurial Framework Conditions から以下

³ なお、現時点（2018 年 11 月）では 2017 年の一人当たり GDP のデータがない国が多数存在しているので、2016 年のものを利用した。データの出所は世界銀行のデータベースにある World Development Indicators (WDI) である。（入手 2018-11-24）

の 3 つの変数を実証分析で使用する⁴。1 つ目は、起業活動への資金提供（Financing for entrepreneurs: FINENT）であり、これは中小企業向けの株式と負債を含む資金提供を表した指標である⁵。この指標を用いることによって、金融面での支援策について分析することが可能となる。以下の図 5 で 53 か国の 2017 年の FINENT を見ていこう。

図 5：FINENT の国際比較



図を見ると、日本は TEA とは異なり、FINENT は国際的に見も高く、起業活動への資金提供の機会が整備されていると言えよう。また、起業活動が活発なカナダと米国の FINENT も日本より上位に位置している。同様に、中国の起業活動への資金提供も日本より上位に位置しており、国際的に見て最上位のグループに位置している。しかし、韓国では下位に位置している。

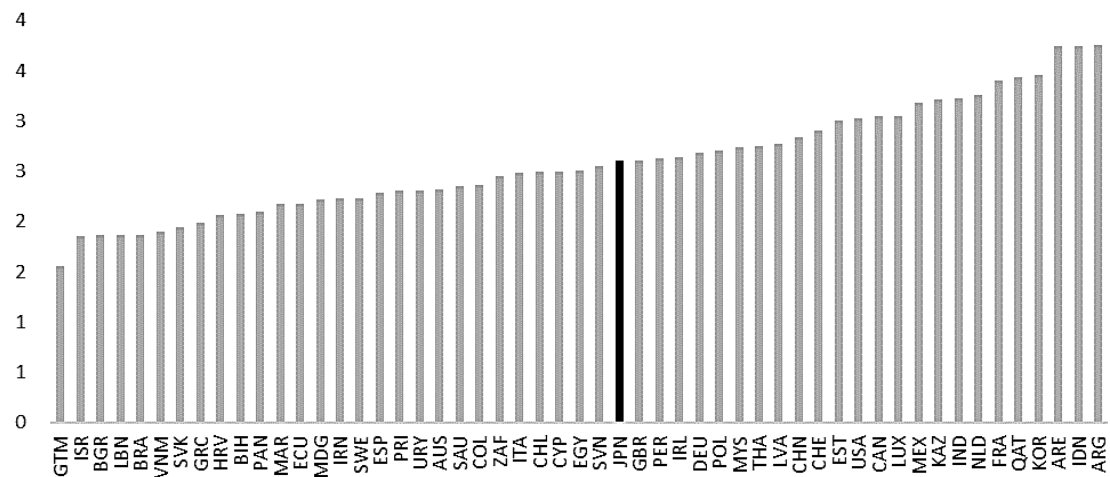
次に、政府の起業活動へのサポート・支援政策（Governmental support and policies: GOVPOL）を見ていこう⁶。これは、どれくらい政府が起業活動を支援しているかを表した指標である。この指標を用いることによって政府の起業支援政策について分析することができる。それでは、図 6 において 53 か国の 2017 年の GOVPOL を見ていこう。

図 6：GOVPOL の国際比較

⁴ データの URL は <https://www.gemconsortium.org/data/key-nes> の CUSTOM DATA TABLE を参照（入手 2018-11-24）。GEM は一般成人調査と専門家調査から構成されているが、これは専門家調査の方である。

⁵ 原文では“The availability of financial resources—equity and debt—for small and medium enterprises (SMEs) (including grants and subsidies)”である。

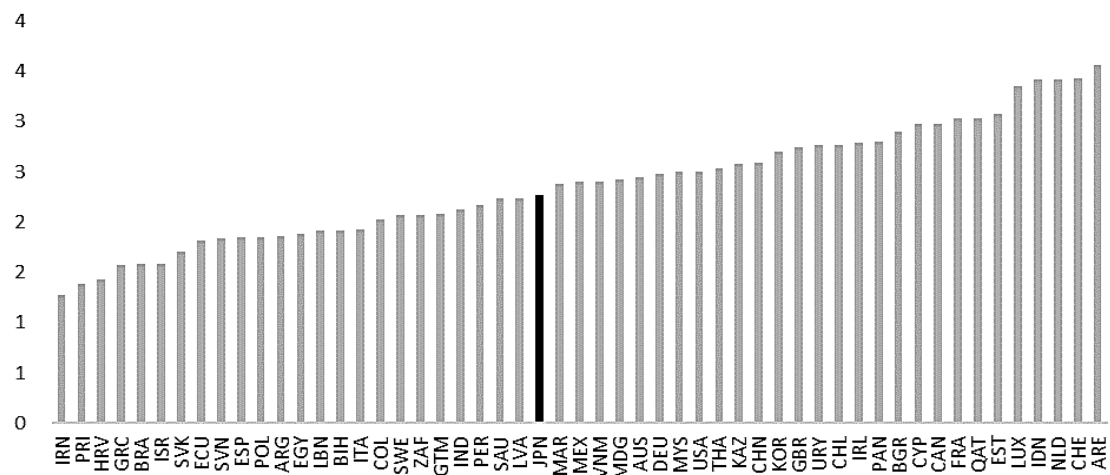
⁶ 原文では“The extent to which public policies support entrepreneurship”である。



図を見ると、日本は国際的に見て上位から中位に位置することがわかる。FINENT と同様に、カナダと米国の GOVPOL は日本より上位に位置していることが示されている。また、韓国と中国も日本より上位に位置にしており、とりわけ、韓国は最上位のグループにいる。

最後に、政府の税制・規制支援策 (Taxes and bureaucracy: TAXBUR) を図 7 より見ていこう⁷。この指標は、どの程度、政府の税制と規制が起業活動を支援しているか、を表している。

図 7 : TAXBUR の国際比較



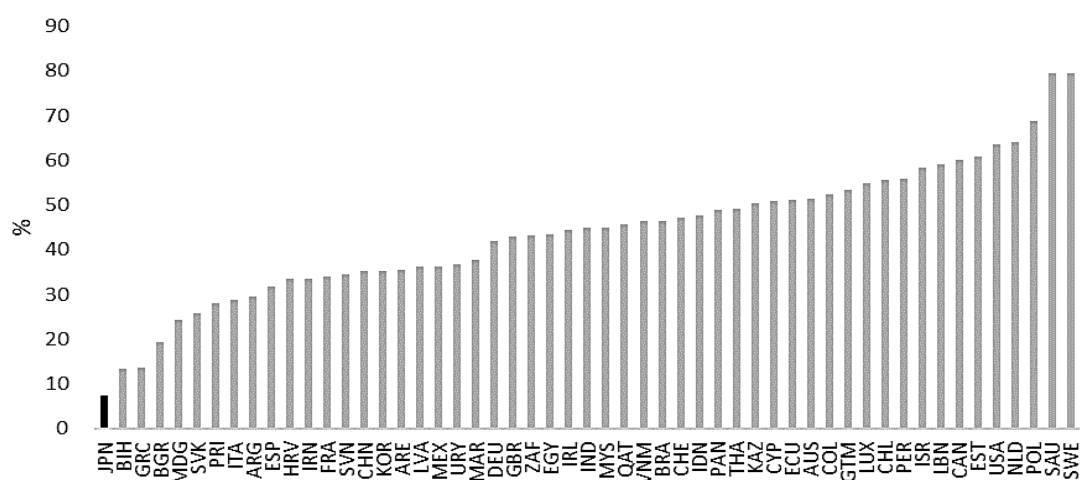
図を見ると、日本は中位から下位に位置しているが、米国、カナダ、中国、韓国は日本より上位に位置しており、とりわけカナダは最上位グループに位置している。

⁷ 原文では“The extent to which public policies support entrepreneurship”である。

2-3. 起業態度

GEM データの紹介の最後に起業態度を表す変数について 2 つ見ていこう。起業態度を表す指標は GEM の ENTREPRENEURIAL BEHAVIOUR AND ATTITUDES から入手した⁸。1 つ目は起業機会の認識 (Perceived opportunities: PEROPP) であり、自分が住んでいる地域に有望な起業機会があると考えている者のシェアを表している⁹。図 8 に 2017 年の PEROPP が示されている。

図 8 : PEROPP の国際比較



図を見ると日本の PEROPP が国際的に見て最下位に位置することが示されており、日本人の起業に関する将来展望が非常に低いことが示されている。それに対して、米国とカナダの PEROPP は非常に高く将来展望が非常に明るいことが示されている。

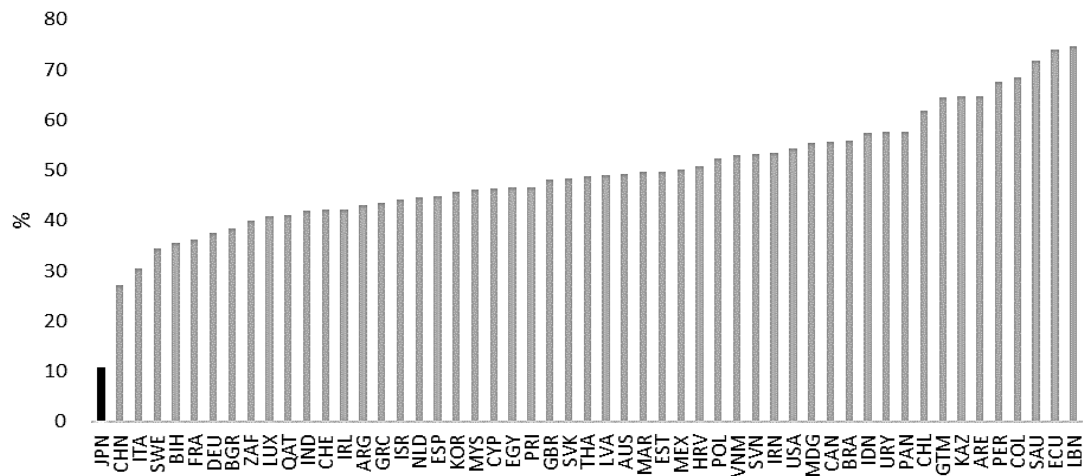
次に、起業能力の指標 (Perceived capabilities: PERCAP) であり、起業に必要な技能・知識を有していると考えている者のシェアを表した指標である¹⁰。図 9 に 2017 年の PERCAP が示されている。

⁸ データの URL は <https://www.gemconsortium.org/data/key-aps> の CUSTOM DATA TABLE を参照 (入手 2018-11-24)。先述したように、GEM は一般成人調査と専門家調査から構成されているが、これは一般調査の方である。

⁹ 原文では“Percentage of 18-64 population who see good opportunities to start a firm in the area where they live”である。

¹⁰ 原文では“Percentage of 18-64 population who believe they have the required skills and knowledge to start a business”である。

図 9：PERCAP の国際比較



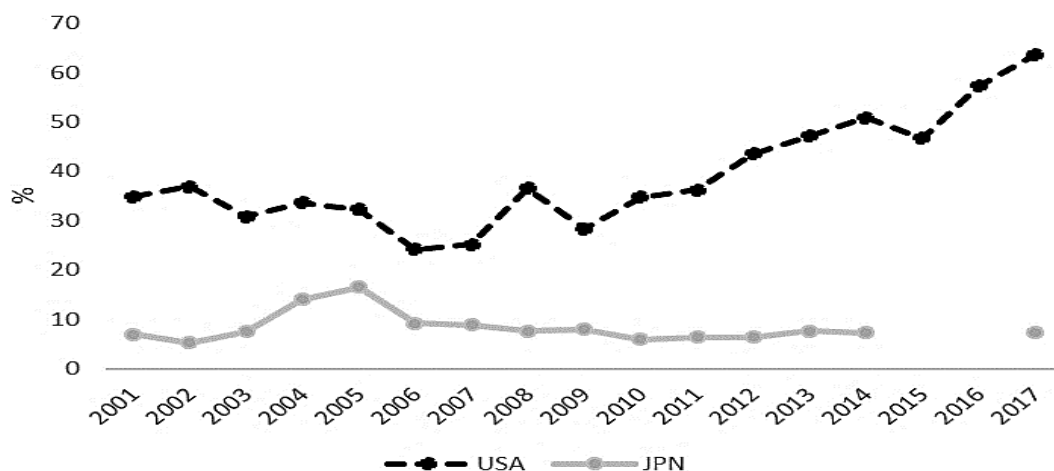
図を見ると PEROPP と同様に日本が国際的に見て最下位にあることが示されており、日本の起業家は自己の能力に自信を持っていないことがわかる。

2-4. 日米の比較

ここで上記の変数の日米の時系列における推移について見ていこう。特に、米国は先進国でありながら起業活動が非常に盛んであり、新興企業が急成長して大企業になり、高い経済成長を支えている。よって、日米の比較は日本の起業活動の活性化を考える上で有益な情報をもたらす可能性がある。しかし、残念ながら起業支援の変数である FINENT、GOVPOL、TAXBUR は日本において欠損値が多いために、ここでは使用しない。一方で、データが比較的整備されている起業態度を表す PEROPP と PERCAP の 2 つをここで見ていこう。まず、将来有望な起業機会があるかを表す PEROPP の日米の時系列の推移を図 10 から見ていこう¹¹。

¹¹ 先述したように GEM データには欠損値があるために日本の 2014 年と 2015 年のデータは存在していない。次の PERCAP でも同様である。

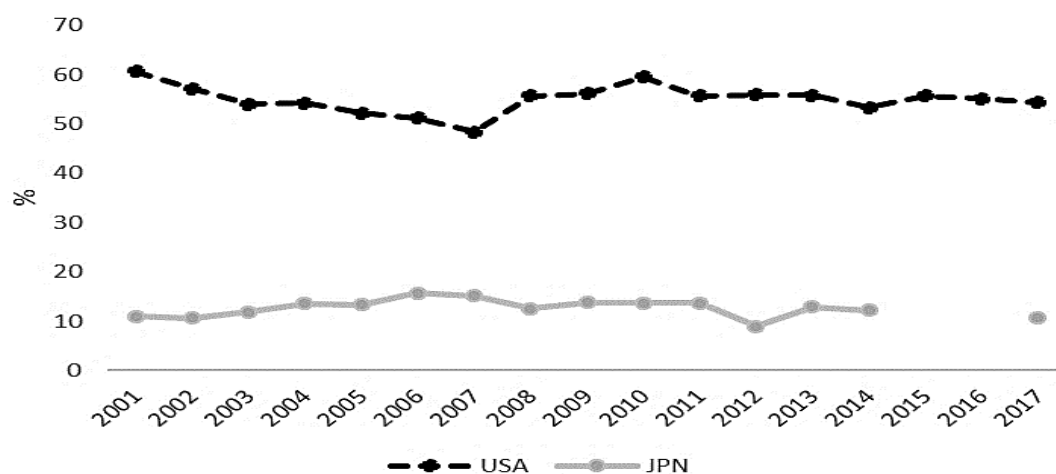
図 10：日米の PEROPP の推移



日本では 2008 年の世界金融危機以前の 2000 年代半ばでは少し盛り上がっているが、それ以降は低い値で推移していることがわかる。それに対して、米国では 2008 年のリーマンショックによる落ち込みは一時的で僅かであるが、2010 年から急激な上昇傾向にあることがわかる。はっきりしたことを述べることはできないが、経済の IT 化が大きく影響を及ぼしていることが考えられる。しかし、経済の IT 化が進展したのは米国だけではなく、日本でも同様に進展したことが考えられるが、日本の PEROPP は全くそれに反応していない。ここに日本の起業活動の低迷の原因が隠されている可能性があるのかもしれない。これについては今後の研究の進展を待ちたい。

次に、起業するために必要な知識や技能を持っているかについて訊ねた PERCAP についても同様に日米の時系列の推移を図 11 から見ていこう。

図 11：日米の PERCAP の推移



米国では先の PEROPP とは異なり、PERCAP は時系列を通じて安定して高い位置にすることが示されている。それに対して、日本は低い位置で推移していることが示されている。以上を整理すると、PEROPP と PERCAP の 2 つの変数は景気循環的な動きをしていないことがわかる。よって、景気循環的ではなくて構造的・社会的な背景が関係していることが考えられる。

3. 実証分析

ここでは、起業活動を表す TEA に影響を及ぼしている変数は何か、について実証分析をおこなう。ここでは説明変数として先述した 3 つの起業支援の変数と 2 つの起業態度の変数を用いる。GEM のデータはクロスセクションと時系列の両面のデータが存在している。また、文化、慣習、制度などの時間不変で各国固有の観測できない影響を除去する必要があるために、ここでは固定効果モデルのパネル分析を用いることとする。しかし、先述したように GEM データには欠損値があるために、完備パネルデータを作成するのは非常に困難な作業である。そこで、本稿では、できるだけクロスセクション方向にサンプル数を増やすために、時系列方向では 2014 年から 2017 年までの 4 年間となった。その結果、クロスセクションの数は 35 か国となった。よって、全データ数は 35 か国×4 年の 140 である。しかし、パネルデータの作成には複数の組合せがあるために、頑健性の確認が必要である。そこで、本稿では最新の 2017 年のデータを用いた 53 か国のクロスセクションのみのデータを使用して頑健性の確認をおこなう。以下の表 1 にはパネルデータとクロスセクションの双方で使用した国々が記載されている。

表 1：実証分析で使用した国々

panel data (35)	Argentina (ARG)	Australia (AUS)	Brazil (BRA)	Canada (CAN)	Chile (CHL)	China (CHN)	Colombia (COL)	Croatia (HRV)	Ecuador (ECU)	Estonia (EST)	Germany (DEU)	Greece (GRC)	Guatemala (GTM)	India (IND)
	Indonesia (IDN)	Iran (IRN)	Ireland (IRL)	Italy (ITA)	Kazakhstan (KAZ)	Luxembourg (LUX)	Malaysia (MYS)	Netherlands (NLD)	Panama (PAN)	Peru (PER)	Poland (POL)	Slovakia (SVK)	Slovenia (SVN)	South Africa (ZAF)
	Spain (ESP)	Sweden (SWE)	Switzerland (CHE)	Thailand (THA)	nited Kingdo (GBR)	United States (USA)	Uruguay (URY)							
cross section (53)	Argentina (ARG)	Australia (AUS)	a and Herzeg (BIH)	Brazil (BRA)	Bulgaria (BGR)	Canada (CAN)	Chile (CHL)	China (CHN)	Colombia (COL)	Croatia (HRV)	Cyprus (CYP)	Ecuador (ECU)	Egypt (EGY)	Estonia (EST)
	France (FRA)	Germany (DEU)	Greece (GRC)	Guatemala (GTM)	India (IND)	Indonesia (IDN)	Iran (IRN)	Ireland (IRL)	Israel (ISR)	Italy (ITA)	Japan (JPN)	Kazakhstan (KAZ)	South Korea (KOR)	Latvia (LVA)
	Lebanon (LBN)	Luxembourg (LUX)	Madagascar (MDG)	Malaysia (MYS)	Mexico (MEX)	Morocco (MAR)	Netherlands (NLD)	Panama (PAN)	Peru (PER)	Poland (POL)	Puerto Rico (PRI)	Qatar (QAT)	Saudi Arabia (SAU)	Slovakia (SVK)
	Slovenia (SVN)	South Africa (ZAF)	Spain (ESP)	Sweden (SWE)	Switzerland (CHE)	Thailand (THA)	ed Arab Emir (ARE)	ited Kingdo (GBR)	United States (USA)	Uruguay (URY)	Vietnam (VNM)			

例えば、日本は先述したように 2014 年と 2015 年のデータが欠損しているために、パネルデータには含まれていないが、クロスセクション分析には含まれている。

さて、以上のデータセットを基に固定効果モデルのパネル分析とクロスセクション分析をおこなったが、その実証結果は表 2 と表 3 にそれぞれ記されている。まず、表 2 のパネル

分析の実証結果を見ると、前年の実質 GDP 成長率 (LAG_GDP_GROWTH)¹²と政府の税制・規制支援策を表す TAXBUR が 10%の有意水準で有意になっている。そして、起業能力の指標である PERCAP が 1%の有意水準で有意になっている。一方で、起業活動への資金提供を表す FINENT は有意ではないことが示されている。

表 2：パネル分析の実証結果

	Estimate	Std.	
LAG_GDP_GROWTH	0.140	0.079	*
FINENT	-0.975	1.046	
GOVPOL	-0.297	0.741	
TAXBUR	-1.840	1.048	*
PEROPP	0.038	0.035	
PERCAP	0.434	0.058	***
Adj. R-Squared	0.432		
obs.	140		

注：***は有意水準 1%、**は有意水準 5%、*は有意水準 10%を表す

次に、頑健性の確認のために 2017 年の 53 か国のクロスセクション分析で同様の分析をおこなった。実証結果は表 3 に記されている。なお、パネル分析では LAG_GDP_GROWTH を使用したが、ここでは各国固有の影響をコントロールするために前年の一人当たり GDP (LAG_GDP_CAPITA) を使用した。実証結果は表 3 に示されている。

表 3：クロスセクション分析の実証結果

	Estimate	Std.	
(Intercept)	-0.806	5.949	
LAG_GDP_CAPITA	0.000	0.000	
FINENT	0.752	1.809	
GOVPOL	-3.177	1.677	*
TAXBUR	0.604	1.531	
PEROPP	0.046	0.058	
PERCAP	0.326	0.073	***
Adj. R-Squared	0.243		
obs.	53		

¹² データの出所は世界銀行のデータベースにある World Development Indicators (WDI) である。(入手 2018-11-24)

注：***は有意水準 1%、**は有意水準 5%、*は有意水準 10%を表す

クロスセクション分析ではパネル分析の実証結果と同様に、PERCAP が有意水準 1%で有意となっており、起業家の自己の能力への信頼が起業活動に大きな影響を及ぼしていることが確認することができた。一方で、パネル分析の実証結果とは異なり、TAXBUR ではなくて GOVPOL が有意水準 10%で有意となっている。そして、いずれの場合においても FINENT は有意ではないことが明らかになった。

以上の実証結果を他の先行研究の実証結果と比較しよう。高橋（2007）と内閣府（2011）では TEA との相関関係を分析しており、起業機会の認識や起業能力の重要性を指摘している。また高橋他（2013）も起業能力が TEA に有意に影響を及ぼすことを重回帰分析を用いて実証している。しかし、高橋（2007）では TEA には起業活動に資金提供することが有効であることを示しているが、この点は本稿の実証結果とは異なっている。

4. 結論

本稿の問題意識は金融機関の役割と国・地方自治体の政策効果に注目しており、次の通りとなっている。①起業活動を高めるには金融機関はどのように関わりと有効なのか？②起業活動を高めるには国・地方自治体のどのような政策が有効なのか？③起業活動はどのような要因の影響を受けるのだろうか？本稿の実証分析を基にこの間に答えると、以下の2点にまとめることができる。①金融支援や政府のサポート・支援政策、税制・規制支援策の起業活動への有効性は低い。②むしろ、起業家に内在する起業能力の影響を強く受ける。すなわち、金融機関の役割と国・地方自治体の果たす役割は大きくない、と言えよう。これは岡室（2014）起業態度に働きかけるべき、とするものと整合的である。

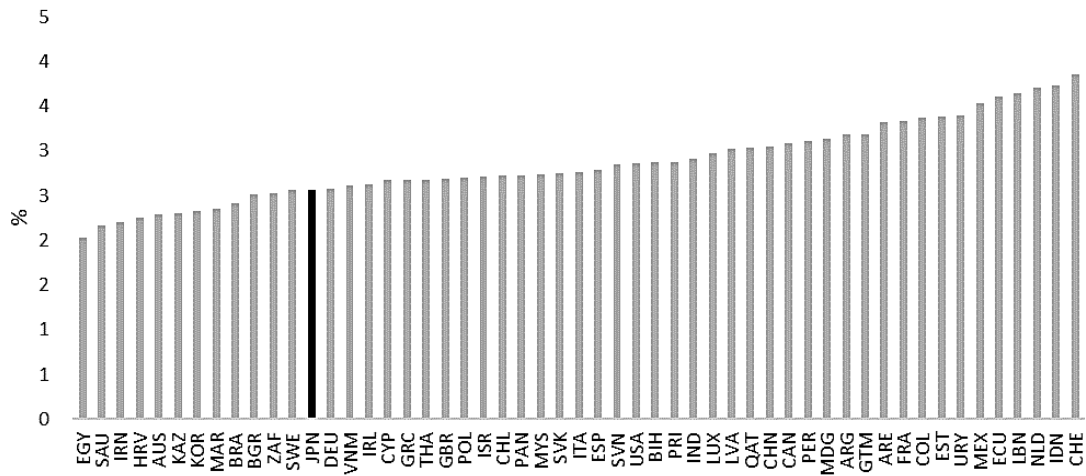
本稿の大きな貢献は起業活動における起業能力の重要性を指摘したことである。先述した図 9 を見ると、日本の PERCAP は 53 か国中最下位にあるので事態はかなり深刻であるのかもしれない。しかも、最下位から 2 番目の中国の値は 27%であるのに対して日本は 11%と水準も突出して低くなっている¹³。日本の PERCAP を上げるためにはどうすればいいだろうか。一つの手段が起業家育成のための教育である。そこで、高等教育における起業家教育を実施している割合を示した図 12 を見ていこう¹⁴。

¹³ 一方で、図 9 の上位 10 か国は上から順にレバノン（LBN）、エクアドル（ECU）、サウジアラビア（SAU）、コロンビア（COL）、ペルー（PER）、UAE（ARE）、カザフスタン（KAZ）、グアテマラ（GTM）、チリ（CHL）とパナマ（PAN）である。

¹⁴ 出所は前述の GEM の Entrepreneurial Framework Conditions である。

原文は“The extent to which training in creating or managing SMEs is incorporated within the education and training system in higher education such as vocational, college, business schools, etc.”である。

図 12：高等教育における起業家育成の教育をおこなったシェア



この図より、日本は相対的に下位に位置していることが示されている。すなわち、大学などの高等教育における起業家育成の教育の実施がひとつの政策として考えることができる。

しかし、それだけでは不十分かもしれない。というのは、起業活動を担うことが期待されている若年層の自己肯定意欲が国際的に見て非常に低いのである。具体的には、内閣府（2016）の調査より、諸外国と比べて自己を肯定的に捉えている者の割合が少ないのである。「自分自身に満足している」との問いに対して「はい」と答えた割合は日本では46%、韓国では72%、米国では86%、イギリスでは83%となっている。また、「自分自身には長所がある」との問いに対して「はい」と答えた割合は日本では69%、韓国では75%、米国では93%、英国では90%、ドイツでは92%となっている。起業をおこなうことは不確実で未知なるビジネスを切り開いていくことに他ならない。そのためには、強い信念と自己に対する確固たる自信が必要であり、この面において日本の起業家は劣っているのかもしれない。これらを強化するためには高等教育だけではなく、初等教育や社会・文化も変革する必要があるので、日本の起業活動を活性化させるには多くの困難があると言えよう。

本研究では、金融支援や政府による政策、税制・規制支援といった変数は有意ではなかった。確かに、TEAの定義である懐妊期と誕生期における起業活動には有効ではないが、起業活動が軌道にのった成長期においては有効である可能性があり、この点は今後の実証分析の課題である。また、本稿の実証分析で使用したパネル分析のためにパネルデータを作成したが、データセットの作成にあたって改善の余地がある可能性がある。また、さらなる頑健性の確認のために不完備データを用いたパネル分析をおこなうことも必要となるであろう。

参考文献

- 一般財団法人ベンチャーエンタープライズセンター. 「起業家精神に関する調査」報告書. 平成 25 年度, 2014 年. <http://www.vec.or.jp/wordpress/wp-content/files/25GEM.pdf>, (入手 2018-11-24)
- 岡室博之. 開業率の低下と政策措置の有効性. 日本労働研究雑誌. 2014, vol. 56, no. 8, p. 30-38.
- 高橋徳行. わが国の起業活動の特徴—グローバル・アントレプレナーシップ・モニター調査より—. 国民生活金融公庫総合研究『調査季報』, 2007 年, p. 31-55.
- 高橋徳行, 磯辺剛彦, 本庄裕司, 安田武彦, 鈴木正明. 起業活動に影響を与える要因の国際比較分析. 経済産業研究所 RIETI Discussion Paper Series 13-J-015, 2013.
- 内閣府. 経済財政白書. 平成 23 年度版, 2011. http://www5.cao.go.jp/j-j/wp/wp-je11/pdf/p03011_2.pdf (入手 2018-11-26).
- 内閣府. 子ども・若者白書. 平成 26 年版, 2014. <http://www8.cao.go.jp/youth/whitepaper/h26gaiyou/tokushu.html> (入手 2018-11-27).

銀行店舗寡占度の都道府県別貸出等への影響についての長期的分析
～Fintech 時代へのインプリケーション～

梶山女学園大学 現代マネジメント学部
植林 茂

目 次

1. はじめに ～現状分析と問題意識～

2. 実証分析

2-1. モデル

2-2. 推計結果

2-2-1. 通期(2002～2014 年度)での推計結果

2-2-2. リーマンショック以前/以後で時期を分けての推計結果

2-3. 時期の比較により明らかになったこと

3. 地域を分けての推計(2009～2014 年度データによる分析) ～営業地盤の違いの分析～

3-1. 地域比較の結果(1): 産業構造を考慮しないパネル分析の結果

3-2. 地域比較の結果(2): 地域による産業構造の違いを考慮したパネル分析の結果

4. これまで店舗に影響を与えてきた要因について

4-1. 経済・金融環境、マクロ的状況

4-2. 機械化の進展・高度化等

4-3. 制度的要因、規制緩和等

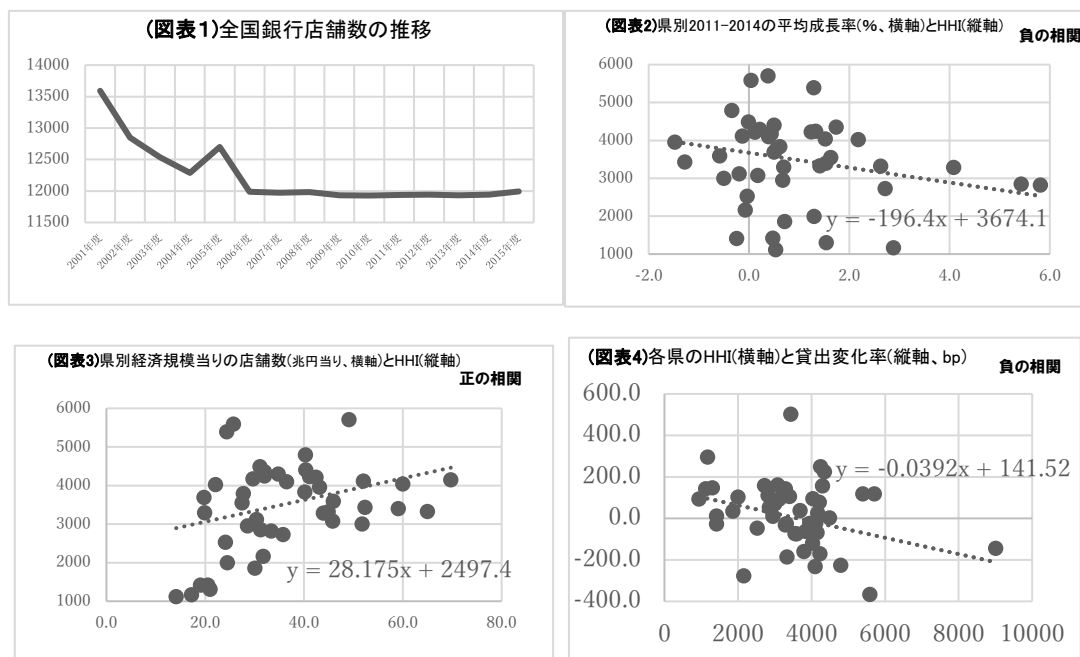
5. 今後の展望

1. はじめに ～現状分析と問題意識～

本研究は、店舗規制撤廃以降の都道府県毎の店舗ベースでの HHI¹(ハーフィンダール・ハーシュマン指数)と銀行貸出との関係について、市場原理に従い競争度が高いほど貸出が大きくなるのか(=市場構造成果仮説、SCP 仮説)、或いは、逆に競争度が低い地域の方が情報生産において非効率な金融機関が排除されていることから貸出が大きくなるのか(=効率性仮説)を比較的長い期間について検証することを切り口として、地域銀行の店舗の役割を考えようというものである。²

店舗は銀行経営において、各地区における営業活動の拠点となっている一方、その維持には多大のコストを要する。実際、金融機関の収益が悪化しコスト圧縮を図ろうとする場合、最終的に選ばれる手段が店舗の削減であることはしばしばみられる。

店舗の経営戦略上の位置付けにおいて貸出面が重視されるようになって久しいが、足下の状況をみると、地方経済が伸び悩む一方でマイナス金利を背景に一段と収益環境が厳しくなる中で、全国ベースでの金融機関店舗数は 2006 年以降、概ね横這いで推移している(図表 1)。一方で、1997 年店舗規制が撤廃されて約 20 年が経過しているものの、地域銀行の営業展開は、依然として本店所在都道府県が中心となっている先が多いように窺われる。こうした中で、地域別(都道府県別)の店舗数、経済状況と競争度合い(HHI)の関係をプロットしてみると、①経済規模当りの店舗数が多い地域であればあるほど(図表 3)、②経済成長率が低い地域であればあるほど(図表 2)、HHI が高い、すなわち寡占化が進んでいる傾向があるように窺われる。



¹ 都道府県毎に、各銀行の店舗数シェア(%)の二乗を全ての金融機関について合計することで計算(市場占有率の二乗和)。例えば、県内に X、Y 二つの銀行があり、夫々 x 店舗、y 店舗を有している場合は、 $(x \times 100 / (x + y))^2 + (y \times 100 / (x + y))^2$ で計算される。独占の場合は 10000(%)、競争が激しいほど値は小さくなる。

² ここでの用語は、筒井[2007]「地域分断と非効率性」筒井義郎・植村修一編『リレーションシップバンキングと地域金融』日本経済新聞出版社、第 5 章、p.p.149-151 等の研究に従った。なお、SCP は Structure-Conduct-Performance の略。なお、例えば、播摩谷浩三・尾崎泰文[2017]では、「Market Power 仮説」「Information 仮説」という用語を使っている。

次に、店舗ベース HHI と経済規模当り銀行貸出額との関係を見ると、2016 年 2 月より日本銀行のマイナス金利が導入され、一段と貸出金利が下落し、預貸金利鞘が一段と縮小している状況下、HHI が低め(競合が激しい)の地域ほど経済規模当りの貸出が大きいように見受けられる(図表 4)。また、ここにはグラフを示していないが、HHI が低い(競合が激しい)ほど、低い金利³になっている。

これは、店舗ベースの HHI で競争度を捉える限りは、しばしば述べられるように、寡占度が高まれば非効率的な金融機関が退出する一方、金融機関と企業とのリレーションシップが強まり、貸出が増加する一方金利が低下する、ということではなく、現状は、競争度合いが強まり完全競争に近い状況になればなるほど、その競合を通じて金利が低下し、貸出が増加する、ということ意味する。

これらの事象を総合すると、経済が衰退して、経済当りの店舗数が多い地域ほど HHI が高く(=寡占度が高く)経済規模対比の貸出額が小さい(=非効率な店舗の存在が金融機関の業績悪化に繋がっている可能性)一方で、経済が成長し HHI が低い地域ほど経済規模当りの貸出額が大きいことになっている可能性が示唆される。さらに、後者の地域については、貸出金利が低下している中で貸出競合が激化し、収益的にはメリットのない低利貸出競争を行っている可能性もあろう。そうであれば、銀行収益は、HHI が高い地域・低い地域いずれも、厳しい状況が続くということになる。

このように考えると、現状を打開するために金融機関の合併を進めることは、経済規模が比較的大きく HHI が低い地域においてはある程度有効であるものの、経済が衰退している地域においては経済規模の衰退以上の思い切った縮小均衡策を指向しなければ収益的には厳しい状況に陥る可能性がある。地域経済は、実際にこのような極めて厳しい状況に陥っているのかどうか、時間の経過とともにどのように変化してきているのか、といった点を確認するためには、競争度合い(HHI)と(経済規模当りの)貸出との関係、さらには貸出金利との関係について、産業構造も踏まえながら、地域ごとに時系列で分析する必要がある(図表 4 の検証)。

加えて、地域別分析を行うことにより、預貸率が低下するなか、地域金融機関が推進に注力している貸出は、一体どういった要因により貸出量が決定されるか、についても分析する必要もあろう。

そこで、平賀・真鍋・吉野[2017]などを参考に、店舗に関して「市場構造成果仮説」(=SCP 仮説、寡占度が低く競争度が高いほど銀行間競争により貸出が大きい)が成立するかどうか、あるいは(逆に)「効率性仮説」(寡占度合いが高いほど情報生産コストが高い金融機関が退出しているので貸出が大きいのか) が成り立つかを簡単なモデルで比較的長い期間について検証を行う。検証に際しては、産業構造要因もある程度踏まえることとする。

さらに、検証結果も踏まえこの間の金融行政や国際的な枠組みの変更(リレバン、ベンチマーク、金融モニタリング基本方針から金融行政方針への変更、検査局廃止、Basel 規制等)が金融機関の店舗戦略にどのような影響を与えたのかについても簡単に振り返り、今後、どのように変化していく可能性があるかを、主に地域金融機関経営の視点から考察する。

³ 因みに、2014 年度単年度のクロスセクションでの回帰分析を、都道府県別借入れ金利を被説明変数として行くと、店舗 HHI、メインバンク比率、信用保証、地域別製造業ウェイト、営業利益、倒産などの中で最も高い説明力(t 値)を示したのは店舗 HHI であった(2014 年度計数、t 値は、2.9~3.7)。

2. 実証分析

2-1. モデル

本研究における主要なテーマの一つは、店舗ベースでの HHI を使って分析することで、「効率性仮説」が成立するか、「市場構造成果仮説」(SCP 仮説)が成立するかを調べることである。

「効率性仮説」が成立するならば、合併等で金融機関店舗が減少しても、非効率な金融機関が退出することなどにより金融セクターの効率性が上がるので、貸出金利は低下し、貸出残高は増加することとなる。これにより、貸出面における地域サービスの低下は発生しない。

仮に、「市場構造成果仮説」が成立し「効率性仮説」が成立しないならば、金融機関店舗の競合が激しくなる方が貸出残高が伸び、金利が低下することを意味するので、金融機関の合併・経営統合等で店舗数を減少させることは、全体としての効率性向上に繋がらず、地域サービスの低下を招来することになる。一方で、経済状況が衰退している地域で経費負担の大きい店舗を削減しなければ、金融機関収益的には非常に厳しい状況に陥ることが予測される。

ここで、本研究の核となる店舗ベースの HHI と貸出、金利との関係(金利についてはデータ面の制約から検証を行わない可能性が大)との関係について実証を行うモデルの概要を示す⁴。以下の簡易なモデルの(4)式について、都道府県別データでパネル分析を行う。

(1) 貸出需要関数 $D(r, GDP) = d_0 + d_1 r + d_2 GDP$

r: 貸出金利、GDP: 県内総生産(地域の貸出需要の代理変数)

事前的には、 $d_1 < 0$ 、 $d_2 > 0$ を想定している。

さらに、過去数年の融資状況を勘案し、都道府県別の営業地盤の特徴を勘案し(1)に産業構造をアドホックに追加した(1)′を以下のように設定する。

(1)′ 貸出需要関数 $D(r, GDP, M/GDP, RE/GDP) = d_0 + d_1 r + d_2 GDP + d_3 M/GDP + d_4 RE/GDP$

ここで M/GDP: 製造業の GDP に占めるウェイト、RE/GDP: 不動産業の GDP に占めるウェイト

最近の金融機関の融資状況を眺め、地域的な産業構造の特徴が銀行貸出の差異として現れる面を検証するため、製造業のウェイトと不動産業のウェイトを(1)式に需要面にアドホックに追加した回帰式(1)′も推計した⁵。不動産業は人口が集中する大都市圏、中核都市圏でウェイトが高い一方、製造業は地方でウェイトが高い地域が多いことを想定している。製造業が長期に亘る海外移転や空洞化の進行、さらにリーマンショック後、設備投資に対して積極的で

⁴ モデルは、植林[2019]と概ね同じであるが、一部変数が異なる部分もあり、やや詳しく記載。なお、本稿の分析では、分析対象期間を 2002～2014 年度とリーマンショック前も含めた長い期間とし、リーマンショック前後での変化を分析したことが特徴で、これまでの分析より大幅に対象範囲を拡大している。

⁵ ここでは、資金需要の背景となる産業構造について、GDP に占める産業別ウェイトを使って、地域別に把握することを狙った。多数の業種のうち、非大都市圏に多くみられる製造業向け融資については、製造業を海外へ移転する所謂空洞化が進行したうえ大手企業については直接金融中心の資金調達が定着していることなどから、長期的に金融機関向けの国内資金需要が減少しているとみられる一方、不動産向け融資については、都市部を中心に相応の資金需要がみられ、特に相続税対策の賃貸アパート・マンションや貸しビルなどの需資が 2013～2014 年にかけて増嵩するなど、特徴的な動きがみられたため、アドホックに 2 業種に限って説明変数として入れることとした。

ないことを眺め $d_3 < 0$ を、また、相続税の変更などを背景に、過去数年不動産向け融資が伸長していることを眺め、最近時については $d_4 > 0$ を事前の段階で想定している。

(2) 貸出供給関数 $S(r, Dep, Bc) = s_0 + s_1 r + s_2 Dep + s_3 Bc + s_4 HHI$

Dep: 預金残高(銀行の資金調達の容易さ、あるいは預貸バランスの代理変数)、Bc: 倒産件数等(銀行のモニタリングコスト)

$s_1 > 0$ を想定している。Dep は預金残高であるので、銀行の資金調達の容易さを示す代理変数と考えられることから、 $s_2 > 0$ が想定されている。Bc(倒産等)は、銀行の融資におけるモニタリングコストと考えられるので、これが増加することはコスト要因に繋がるので、通常であれば $s_3 < 0$ が想定されている。ただし、不良債権が多額に発生し追い貸しが広く生じているような状況においては $s_3 > 0$ もありうる。

ここで均衡金利と均衡貸出を考えると、貸出需要 $D =$ 貸出供給 S となることを用いて、両式から、

(3) $r = -(d_0 - s_0)/(d_1 - s_1) - d_2/(d_1 - s_1) \times GDP + s_2/(d_1 - s_1) \times Dep + s_3/(d_1 - s_1) \times Bc + s_4/(d_1 - s_1) \times HHI$

を導き得る⁶。

これを(1)式に代入して、ここで分かり易いように貸出額を Loan と書き換えて表すと、

(4) $Loan = -(d_0 s_1 - d_1 s_0)/(d_1 - s_1) - d_2 s_1/(d_1 - s_1) \times GDP + d_1 s_2/(d_1 - s_1) \times Dep + d_1 s_3/(d_1 - s_1) \times Bc + d_1 s_4/(d_1 - s_1) \times HHI$

Loan: 貸出額(ここでは $Loan = S = D$ となっている均衡状況を想定)

ここで、(4)式における各被説明変数の係数符号を考えると、(1)式より $d_1 < 0$ 、(2)式より $s_1 > 0$ が想定されるので、共通の分母である $(d_1 - s_1)$ は負が想定される。

GDP(景気要因)については、通常であれば $d_2 > 0$ が想定されるので、 $-d_2/(d_1 - s_1)$ は正が想定される(ただし、低成長で景気が悪い中、追い貸し等を行って融資を増やしていれば負となる可能性)。

Dep(預金)については、流動性要因と理解しても、預貸バランス(預金増による貸出を圧力)と考えてもよいが、預金の増加は貸出を増やす方向に働くので $d_1 s_2/(d_1 - s_1)$ は正が想定される(d_1 、 s_1 、 s_2 の想定符号からも確認できる)。

Bc(倒産)については、通常であれば、融資においてリスクを避ける方向に動くので、 $d_1 s_3/(d_1 - s_1)$ は負が想定される(モニタリングコストが高くなると融資を抑制するため)が、倒産が増加する中で追い貸しを増やしているような局面では、正の場合もありうるであろう。

(なお、(1)式を利用した場合は、(4)式に M/GDP 、 RE/GDP 項が加わるが、係数は夫々 $d_3 s_3/(d_1 - s_1)$ 、 $d_4 s_3/(d_1 - s_1)$ となり、符号は各負、正が想定されることとなる。)

ここで、(3)式、(4)式における HHI の係数の符号を考えると、(1)式より $d_1 < 0$ 、(2)式より $s_1 > 0$ が想定されるので、両式の HHI の係数の分母である $(d_1 - s_1)$ は負が想定される。ここで、 s_4 については

⁶ 各係数の想定符号は、上述の想定等より、CI の係数の $-d_2/(d_1 - s_1)$ は負、Dep の係数の $s_2/(d_1 - s_1)$ は負、Bc の係数の $s_3/(d_1 - s_1)$ は通常は正(ただし追い貸し等を行う局面は負)と想定される。

市場構造成果仮説が成立し競争度が高い(寡占度が低い)ほど貸出が増加するならば $s_4 < 0$ となるので、均衡金利を示す(3)式の HHI の係数 $s_4 / (d_1 - s_1)$ は正となり、均衡貸出量を示す(4)式の HHI の係数 $d_1 s_4 / (d_1 - s_1)$ は負となると考えられる。一方、効率性仮説が成立し寡占度が高まる方が非効率な金融機関が市場から退出し金融セクターが効率化して貸出が増加するのであれば $s_4 > 0$ となるため、均衡金利を示す(3)式の HHI の係数 $s_4 / (d_1 - s_1)$ は負となり、均衡貸出量を示す(4)式の HHI の係数 $d_1 s_4 / (d_1 - s_1)$ は正となると考えられる。

なお、(3)式については都道府県毎の約定貸出金利が公表されていないほか、企業データから算出する都道府県毎のトリム金利は、長期時系列データについては計算作業が大きくまた算出された金利データの精度にも問題があることから、今回は実証を行わない⁷。そこで、以下では、都道府県別貸出残高を被説明変数とする都道府県別のパネル推計を行うことで、(4)式についての推計を行う。

2-2. 推計結果

上述(4)式について、都道府県別のデータを使ってパネル分析をおこなった結果を示す。ただし、説明変数、被説明変数とも、経済規模が大きく異なるため、融資量、預金量、倒産等については、名目県内総生産で除すことにより標準化をしたうえで、パネル分析を行った。また、地域別の特徴を示す産業構造要因である製造業ウェイトと不動産ウェイトを含めた推計式も追加的に推計した。データについては、県内総生産変化率は内閣府公表の都道府県の実質経済成長率を、預金量は国内銀行ベースの総額を、倒産は東京商工リサーチ大口倒産の各県別負債総額を使い、経済規模の違いがあるため、各変数は名目 GDP で除して使った。HHI は日本金融名鑑の店舗数から店舗ベースの HHI を計算した。また、製造業ウェイト、不動産業ウェイトは内閣府公表の県民経済計算から実質ウェイトを計算して利用した。

(4)式を分かり易く書き直したうえで再掲すると、

$$\text{貸出残高} = \text{定数項} + \alpha_1 \text{県内総生産変化率} + \alpha_2 \text{預金量} + \alpha_3 \text{倒産} + \alpha_4 \text{HHI} \cdots (4)$$

(景気要因) (資金調達の容易さ) (銀行のモニタリングコスト) (競合要因)

また、地域別営業地盤の特徴を示す産業構造要因を追加した推計式を再掲すると、

$$\begin{aligned} \text{貸出残高} = & \text{定数項} + \alpha_1 \text{県内総生産変化率} + \alpha_2 \text{預金量} + \alpha_3 \text{倒産} + \alpha_4 \text{HHI} \\ & + \alpha_5 \text{製造業ウェイト} + \alpha_6 \text{不動産業ウェイト} \cdots (4)' \end{aligned}$$

(景気要因) (資金調達の容易さ) (銀行のモニタリングコスト) (競合要因)

(産業構造要因 1) (産業構造要因 2)

上述の推計式について、まず最初に、全てのデータが揃う 2002 年以降について通期(2002～2014 年度)推計した後、やや恣意的となるが、リーマンショック発生の前後で分け、リーマンショック前の 2002～2007 年度、リーマンショック以後の 2008～2014 年度で分けて推計した結果も示す。

⁷ テンタティブながら、2014 年度(単年度)のクロスセクションデータでトリム金利を使って(3)式を推計したところ、HHI の係数は正(市場構造成果仮説が成立)で t 値は -2.8 と有意。

2-2-1. 通期(2002～2014 年度)での推計結果

まず、通期での推計結果について示す⁸。

パネル分析結果をみると、Hausman 検定の結果、全て固定効果が選択されたので、固定効果の推計式のみ示す。

図表5 パネル推計の結果1

() 内t値、*:10%有意、**:5%有意、***:1%有意。

被説明変数	(A) Loan/GDP	(B) Loan /GDP
定数項	0.292 (9.185)	0.335 (7.794)
RGDPG(実質経済成長率)	-0.001360 (-3.162) ***	-0.001143 (-2.412) **
Dep/GDP (預金量/経済規模)	0.284 (10.199) ***	0.343 (15.724) ***
BcY/GDP (倒産・負債総額/経済規模)	47.841 (2.213) **	45.782 (2.126) **
店舗ベースの HHI (店舗競争、低いほど強い)	-1.50E-05 (-1.974) *	-1.49E-05 (-1.722) *
M/GDP (製造業ウェイト)	-	-0.210295 (-2.908) ***
RE/GDP (不動産業ウェイト)	-	0.049812 (0.155)
観測データ数	611	611
推計期間	2002～2014 年度	2002～2014 年度
自由度調整済み R ²	0.983	0.983
Chi ²	56.866	59.771
Hausman 検定の選択	固定効果	固定効果

結果をみると、預金量/経済規模、HHI は想定通りの符号でかつ有意となった一方で、実質経済成長率は想定と逆符号で有意となった。これは、流動性の確保が容易で貸出に繋がったと理解することも可能であるが、期間を通じて預金は比較的順調に集まる一方、貸出の伸びは預金を下回る中、預貸バランス要因から貸出増への圧力が掛かっていたと解釈する方が理解しやすい。また、期間を通じて店舗による競争度の上昇が貸出増に繋がる状況であったと理解できる。一方で、成長率、倒産(負債総額/経済規模)がそれぞれ逆符号で有意になっていることについては、低成長が続く状況下、成長が貸出の伸びに繋がるというより、期間の前半においては不良債権処理を進

⁸ 本節で推計に使う各データの記述統計について示すと、以下の通り(期間はいずれも 2002～2014 年度)。

	貸出残高 (国内銀行)	貸出残高/ 国内総生産	県内総生産変化 率(年度)	製造業ウ ェイト	不動産業 ウェイト	預金量 (国内銀行)	預金量/ 国内総生 産	倒産負債 総額(1000 万円以上)	倒産負債総額 (兆円)/国内総生 産(兆円)	HHI (店舗数ベース)
出所	日本銀行	日銀、内閣 府	内閣府	内閣府	内閣府	日本銀行	日銀、内閣府	東京商工リサ ーチ	商工リサーチ、内閣 府	日本金融名鑑よ り算出
単位	兆円	—	%	—	—	兆円	—	百万円	—	%
平均	8.712	0.570	0.778	0.218	0.125	11.946	0.940	1171.639	7.646E-05	3451.105
標準偏差	23.962	0.218	2.896	0.087	0.020	24.063	0.234	4874.849	7.420E-05	1392.989
最大値	182.828	1.926	8.970	0.528	0.187	196.592	2.072	88817.49	91.458E-05	9031.25
最小値	0.954	0.332	-10.290	0.069	0.082	1.823	0.554	33.42	4.645E-05	784.272

める中で追い貸しがみられたことや、資金需要が強くない中、信用度のあまり高くない企業への融資を進めてきた金融機関のスタンスなどを反映していると思料される。

産業構造要因をアドホックにいったパネル推計については、製造業ウェイトの係数符号は負、不動産業ウェイトの係数符号は正と、想定通りとなったが、前者については有意となったものの、後者については有意ではなかった。不動産業ウェイト要因については、2010 年以降、相続税対応等で不動産融資が増加するなど状況が変化しているため、期間を分けて推計する必要があると思われる。一方、製造業のウェイトについては、高い地域は大都市圏より地方圏が多い傾向(ただし、東海を除く)があるうえ、説明力も高いため、期間を通じて地域的な差異の要因になっているとみられる。

2-2-2. リーマンショック以前/以後で時期を分けての推計結果

次にリーマンショックまでの 2002～2007 年度の期間とリーマンショック後の 2008～2014 年度について分けてパネル推計を行った結果を示す⁹。

図表6 パネル推計の結果2

() 内t値、*:10%有意、**:5%有意、***:1%有意。

被説明変数	(A) - 1 Loan/GDP	(A) - 2 Loan/GDP	(B) - 1 Loan /GDP	(B) - 2 Loan /GDP
定数項	0.190 (2.268)	0.414 (10.081)	0.126 (1.439)	0.395 (7.895)
RGDPG(実質経済成長率)	0.000105 (0.142)	-0.001510 (-4.942)***	0.001002 (1.356)	-0.001005 (-3.129)***
Dep/GDP (預金量/経済規模)	0.448 (4.941)***	0.248 (11.795)***	0.263 (2.686)***	0.238 (11.625)***
BcY/GDP (倒産・負債総額/経済規模)	33.799 (1.191)	-18.508 (-1.143)	38.760 (1.454)	-20.545 (-1.321)
店舗ベースの HHI (店舗競争、低いほど強い)	-1.15E-05 (-1.680)*	-2.04E-05 (-1.917)*	-1.18E-05 (-1.821)*	-2.34E-05 (-2.262)**
M/GDP (製造業ウェイト)	-	-	-0.233 (-2.707)***	-0.222 (-3.749)***
RE/GDP (不動産業ウェイト)	-	-	2.295 (3.477)***	0.684 (2.577)**
観測データ数	282	329	282	329
推計期間	2002～2007 年度	2008～2014 年度	2002～2007 年度	2008～2014 年度
自由度調整済み R ²	0.994	0.993	0.994	0.994
Chi ²	66.404	61.851	60.365	75.162
Hausman 検定の選択	固定効果***	固定効果***	固定効果***	固定効果***

結果をみると、産業構造要因(M/GDP、RE/GDP)については、リーマンショック以前(2002～2007 年度)・リーマンショック以後(2008～2014 年度)とも想定通りの符号でかつ有意になったほか、預金量/経済規模、店舗ベースの HHI についてはリーマンショック以前・以後とも想定通りの符号かつ有意となった。もともと、倒産(負債総額/経済規模)については、いずれの期間でも有意ではなくな

⁹ 期間を分けた記述統計量については、通期での記述統計量が表示されていることから、紙面の都合によりここで示すことを割愛する。

ったほか、成長率については、リーマンショック以前の期間は有意でない形となった(リーマンショック以後の期間についても有意ではあるが想定とは逆の符号)など、通期とは結果が異なっているところがある。

2-3. 時期の比較により明らかになったこと

前節の時期を分けてのパネル分析で明らかになった点について、説明変数ごとにポイントを列挙する。

実質経済成長率については、リーマンショック以前は正かつ有意ではない結果になっているのに対し、リーマンショック以後については、通期(2002～2014 年度)での推計同様、負かつ有意となっており、経済成長の鈍化により融資が伸びる形となっている。これは、リーマンショック以降は後ろ向きの資金が出ている可能性を示唆している。

預金量/経済規模については、推計式のスペシフィケーション、推計期間に限らず、一貫して符号正(想定通り)かつ 1%有意である。すなわち、2000 年代以降の貸出残高は常に預貸バランス要因が効いていたと考えることができよう。

倒産(モニタリングコストの代理変数)については、バブル崩壊後の不良債権問題の影響が残り、追い貸し等がみられたと考えられるリーマンショック前の推計期間については符号正だが有意ではない推計結果となっている一方、リーマンショック以後については、通期の推計などと異なり、想定通り符号は負であるものの有意ではない結果となっている。これは、期間を分けて推計するとモニタリングコスト要因は各期間において説明力の高い決定要因ではなかったということ意味する。もっとも、通期での推計では、符号正かつ有意となっており、今後、多面的に考察するが必要であろう。

店舗ベースの HHI については、符号は一貫して負(すなわち、金融機関間の競争が激しくなると貸出が伸びる)となっており、t値についても 5%有意ないし 10%有意となっている。係数の大きさの違いからみれば、金融機関間の店舗ベースでの競争度合いがリーマンショック以後、それ以前に増して貸出残高に影響を与えるようになったと理解することができる。また、この結果をみる限りは、近時においては、店舗ベースでみる限り、「効率性仮説」ではなく、「市場構造成果仮説」が成立している可能性が高いと思料される。

産業構造要因については、製造業ウェイトは通期での推計同様、符号負かつ有意となった一方、通期では符号正ながら有意とならなかった不動産業ウェイトについては、両期間とも符合正か有意となった。製造業のウェイトが高い地域ほど経済規模対比での融資残高が低くなる一方、不動産業のウェイトが高い地域ほど経済規模対比での融資残高が高いこととなる。なお、係数の大きさは、リーマンショック前後で比較すると、製造業ウェイトについては大きな差がなかった一方、不動産業ウェイトについては低下している。

3. 地域を分けての推計（2009～2014 年度データによる分析）～営業地盤の違いの分析～

ところで、わが国は地域によって経済格差が大きいだけに、上記のような推計結果は営業地盤の違いによってどのような差異が出るのか、興味深いところであり、検証が必要と考えられる。

そこで、よりわかりやすく地域的な特徴を捉えるために、47 都道府県について、大都市圏、中核都市圏、地方都市圏に 3 分類したうえで、上述と同じ形でのパネル分析を行った。

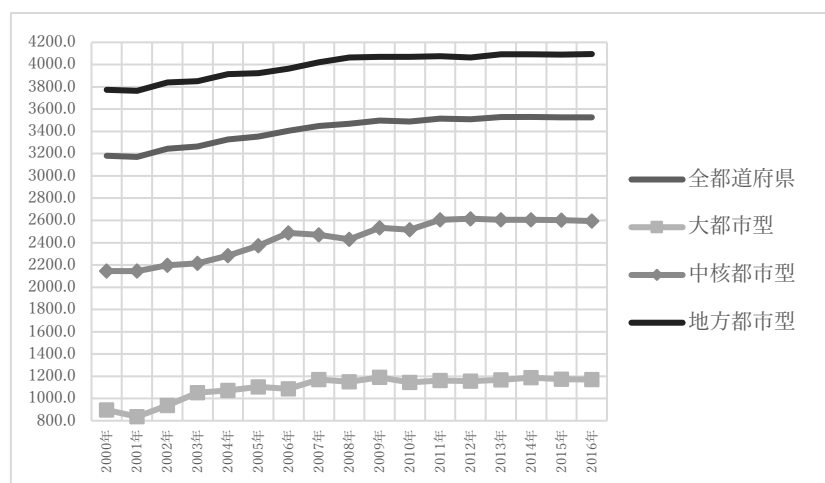
タイプ別に分けたパネル分析をするに当たっての 카테고리 分けに関しては、植林[2019]¹⁰に
 らい、地域別に 2014 年度時点での都道府県別の名目県内総生産及び人口を基準に、上位 1～4
 の都道府県を大都市型、5～14 位(10 先)を中核都市型、15 位以下を地方都市型と分類している。
 すなわち、大都市型は東京・大阪・名古屋(愛知県)の三大都市圏及び横浜を抱える神奈川県、中
 核都市型は各ブロックの中心都市を含む府県及び関東、中部、近畿の人口・経済規模が大きい道
 府県とし、地方都市型はそれ以外としており、このグルーピングは不自然ではないように窺われる。

図表 7 都道府県別県内総生産、人口

県内総生産 順位	都道府県名	2014 年度県内 総生産(兆円)	2014 年 10 月 1 日人口(万人)	(人口 順位)	カテゴリー
1	東京都	94.9	1,362	(1)	大都市型
2	大阪府	37.9	883	(3)	大都市型
3	愛知県	36.0	751	(4)	大都市型
4	神奈川県	30.3	915	(2)	大都市型
5	埼玉県	20.9	729	(5)	中核都市型
6	千葉県	20.0	624	(6)	中核都市型
7	兵庫県	19.8	552	(7)	中核都市型
8	北海道	18.5	535	(8)	中核都市型
9	福岡県	18.1	510	(9)	中核都市型
10	静岡県	15.4	369	(10)	中核都市型
11	茨城県	11.6	291	(11)	中核都市型
12	広島県	11.2	284	(12)	中核都市型
13	京都府	10.1	261	(13)	中核都市型
14	宮城県	8.9	233	(14)	中核都市型
15	新潟県	8.7	229	(15)	以下は地方都市型に分類

因みに、これらにカテゴリー分けをしての平均 HHI の推移をみると、以下ようになっており、(個
 別の都道府県により動きは異なるが、全体的には)2008 年頃までは緩やかに上昇するなど寡占化
 の方向に進んだが、以降は概ね横ばい圏内の動きとなっており、競合度合いは緩和されていない。

図表 8 店舗ベース HHI の推移



¹⁰ 植林[2019]「本邦金融機関の貸出に関する地域的分析」『椋山女学園大学研究論集』第 50 号。

3-1. 地域比較の結果(1):産業構造を考慮しないパネル分析の結果

以下では、紙面の都合により、関心の強いと考えられる、リーマンショック後の期間に絞ってパネル分析の推計結果を示す¹¹。

大都市型、中堅都市型、地方都市型に分けて推計すると、それぞれのカテゴリで県別の差異が小さくなることから、大都市型を除き、変量効果が選択される形になっている。

以下で示す通り、説明変数に産業ウェイトを入れない推計式については、地域を分けて推計しても概ね同じような推計結果となっているが、地域別にみて以下の様な特徴がある。

まず、預金量/経済規模、店舗ベースでの HHI は想定通りの符号でかつ有意となった一方で、実質経済成長率は想定と逆符号で有意となった。これは、前掲の全ての地域に関するパネル推計と同様である。一方、モニタリングコストを示す変数・倒産(負債総額/経済規模)は全ての地域で有意ではない推計結果となっている。

このうち、競争度合いを示す店舗ベースの HHI については、いずれも想定通り符号負(店舗ベースでの競争度合いが高まるほど貸出しが伸長)となっているが、大都市型地域のみについては、t値が有意とはなっていない。これは、基本的には、「市場構造成果仮説」が成立するものの、すで

¹¹ 本節で推計に使う各データの記述統計について示すと、以下の通り(期間はいずれも 2008～2014 年度)。なお、3-2 で推計に利用する、産業ウェイトの記述統計も、ここで予め示す。

(大都市型都府県)

	貸出残高 (国内銀行)	貸出残高/ 国内総生産	県内総生産変化 率(年度)	製造業ウ ェイト	不動産業 ウェイト	預金量 (国内銀行)	預金量/ 国内総生 産	倒産負債 総額(1000 万円以上)	倒産負債総額 (兆円)/国内総生 産(兆円)	HHI (店舗数ベース)
出所	日本銀行	日銀、内閣 府	内閣府	内閣府	内閣府	日本銀行	日銀、内閣府	東京商工リサ ーチ	商工リサーチ、内閣 府	日本金融名鑑より算出
単位	兆円	—	%	—	—	兆円	—	百万円	—	%
平均	60.789	0.974	-0.191	0.189	0.137	74.025	1.356	84.897	1.236E-4	1168.400
標準偏差	65.917	0.543	3.313	0.097	0.025	59.975	0.366	174.899	1.758E-4	213.126
最大値	182/828	2.072	6.442	0.365	0.180	196.592	2.072	888.175	9.146E-04	1575.359
最小値	15.800	0.874	-9.106	0.072	0.104	29.489	0.874	5.932	1.956E-5	898.718

(中核都市型道府県)

	貸出残高 (国内銀行)	貸出残高/ 国内総生産	県内総生産変化 率(年度)	製造業ウ ェイト	不動産業 ウェイト	預金量 (国内銀行)	預金量/ 国内総生 産	倒産負債 総額(1000 万円以上)	倒産負債総額 (兆円)/国内総生 産(兆円)	HHI (店舗数ベース)
出所	日本銀行	日銀、内閣 府	内閣府	内閣府	内閣府	日本銀行	日銀、内閣府	東京商工リサ ーチ	商工リサーチ、内閣 府	日本金融名鑑より算出
単位	兆円	—	%	—	—	兆円	—	百万円	—	%
平均	9.196	0.608	0.679	0.216	0.141	15.320	1.011	941.164	6.227E-05	2584.119
標準偏差	3.327	0.108	3.473	0.078	0.026	5.820	0.169	863.222	5.524E-05	833.492
最大値	16.184	0.894	8.592	0.392	0.187	27.225	1.302	5706.020	3.625E-04	4016.509
最小値	4.901	0.437	-6.703	0.089	0.106	7.313	0.686	117.000	1.402E-05	1303.991

(地方都市型県)

	貸出残高 (国内銀行)	貸出残高/ 国内総生産	県内総生産変化 率(年度)	製造業ウ ェイト	不動産業 ウェイト	預金量 (国内銀行)	預金量/ 国内総生 産	倒産負債 総額(1000 万円以上)	倒産負債総額 (兆円)/国内総生 産(兆円)	HHI (店舗数ベース)
出所	日本銀行	日銀、内閣 府	内閣府	内閣府	内閣府	日本銀行	日銀、内閣府	東京商工リサ ーチ	商工リサーチ、内閣 府	日本金融名鑑より算出
単位	兆円	—	%	—	—	兆円	—	百万円	—	%
平均	2.525	0.540	0.239	0.233	0.126	4.508	0.970	313.022	6.446E-05	4079.702
標準偏差	0.973	0.124	3.462	0.092	0.014	1.644	0.204	413.581	6.786E-05	1159.486
最大値	5.302	1.784	8.970	0.528	0.172	8.228	1.784	4636.870	5.948E-04	9031.250
最小値	0.963	0.618	-10.290	0.074	0.089	1.875	0.684	33.420	4.645E-06	2676.042

に狭域高密度の店舗展開を行っている金融機関が多数存在する大都市型都府県では、店舗の競争度合いがさらに高まったところで貸出の増加に繋がらない可能性が高いことを意味する。一方で、中核都市型府県以下については、競争度合いが高まることで貸出の増加に繋がる。すなわち、貸出の増加を企図するのであれば、中核都市型、地方都市型の地域では金融機関の合併を進めて寡占度を高めることは(貸出量の面だけで考えれば)好ましくないということになる。

また、変数・預金量/経済規模については、全ての地域カテゴリーで符号正かつ有意となっているが、特に、大都市型、中核都市型、地方都市型と経済規模が小さい地域カテゴリーに行くにつれてt値がハッキリと高くなっており、預貸バランス要因が貸出に強く影響していることがみてとれる。

図表9 パネル推計の結果3

() 内t値、*:10%有意、**:5%有意、***:1%有意。

被説明変数	(A) - 2 Loan/GDP	(A)-L(大都市) Loan/GDP	(A)-M(中核都市) Loan /GDP	(A)-S(地方都市) Loan /GDP
定数項	0.414 (10.081)	0.665 (3.677)	0.898 (5.877)	0.396 (8.350)
RGDPG(実質経済成長率)	-0.001510 (-4.942) ***	-0.003387 (-2.356) **	-0.001987 (-3.283) ***	-0.001368 (-3.889) ***
Dep/GDP (預金量/経済規模)	0.248 (11.795) ***	0.252 (2.612) **	0.327 (6.386) ***	0.255 (11.019) ***
BcY/GDP (倒産・負債総額/経済規模)	-18.508 (-1.1438)	-57.268 (-1.084)	-30.431 (-0.692)	9.307 (0.464)
店舗ベースの HHI (店舗競争、低いほど強い)	-2.04E-05 (-1.917) *	-2.35E-05 (-0.173)	-2.85E-05 (-1.845) *	-2.55E-05 (-2.654) ***
観測データ数	329	28	70	231
推計期間	2008～2014 年度	2008～2014 年度	2008～2014 年度	2008～2014 年度
自由度調整済み R ²	0.993	0.998	0.412	0.376
Chi ²	61.851 ***	-	2.368	3.046
Hausman 検定の選択	固定効果	固定効果 ¹²	変量効果	変量効果

3-2. 地域比較の結果(2): 地域による産業構造の違いを考慮したパネル分析の結果

次に、製造業の付加価値ウェイトと不動産業の付加価値ウェイトをいれることで産業構造の違いを考慮した分析について、リーマンショック後の期間に絞って、推計結果を示す。

各カテゴリーに分けても、その中での都道府県ごとの産業構造の違いが大きいことから、地方型県のカテゴリーを除き、固定効果モデルが採用されている。

係数については、預金量/経済規模、HHI は想定通りの符号でかつ有意となった一方で、実質経済成長率については、有意とならなかった中核都市型道府県を除き、前節の推計同様、想定と逆符号で有意となった。この結果は、中核都市型道府県における実質経済成長率の係数に関する結果を除き、前節と同様である。また、モニタリングコストを示す説明変数・倒産(負債総額/経済規模)の係数は、全て有意とならなかったが、これも前節同様である。

一方、産業構造を意味する変数についてみると、製造業の GDP ウェイトが、大都市型、中核都市

¹² データ数(都道府県の数)の不足から EViews では変量効果モデルでの推計ができないが、一変数(全ての変数について実施)をおとした形での推計による Hausman 検定では、いずれも固定効果が選択されたため、ここではプールデータではなく、固定効果の結果を示した。

型のカテゴリーで有意とはならなかったものの、地方都市型のカテゴリーでは符号負かつ 1%有意となった。これは地方都市型県においては製造業が中核産業となっている地域が多く(平均比率:大都市型 18.9%、中堅都市型 21.6%、地方都市型 23.3%)、しかも、現在、製造業向け融資が伸び悩む状況にあることを考えると納得的な結果である。一方、不動産業の GDP ウェイトについては、大都市型カテゴリーでは有意ではなかった(符号も負と想定と逆)ものの、中核都市型、地方都市型のカテゴリーにおいては符号正かつ有意となった。さらに、係数(中核都市型 1.44、地方都市型 0.70)は、全カテゴリー(0.68)と比べ、特に中核都市型カテゴリーで大きくなっていることが注目される。

図表 10 パネル推計の結果4

() 内t値、*:10%有意、**:5%有意、***:1%有意。

被説明変数	(B) - 2 Loan /GDP	(B)-L(大都市) Loan/GDP	(B)-M(中核都市) Loan /GDP	(B)-S(地方都市) Loan /GDP
定数項	0.395 (7.895)	0.799 (2.906)	0.206 (1.182)	0.389 (7.217)
RGDPG(実質経済成長率)	-0.001005 (-3.129) ***	-0.003020 (-1.839) *	-0.000493 (-0.664)	-0.000854 (-2.325) **
Dep/GDP (預金量/経済規模)	0.238 (11.625) ***	0.253 (2.154) **	0.264 (5.063) ***	0.243 (10.555) ***
BcY/GDP (倒産・負債総額/経済規模)	-20.545 (-1.321)	-64.854 (-1.164)	-17.182 (-0.355)	-1.067 (-0.055)
店舗ベースの HHI (店舗競争、低いほど強い)	-2.34E-05 (-2.262) **	-6.26E-08 (0.0004)	-2.65E-05 (-1.750) *	-2.95E-05 (-3.131) **
M/GDP (製造業ウェイト)	-0.222 (-3.749) ***	-0.279 (-0.584)	0.002 (0.008)	-0.232 (-3.948) ***
RE/GDP (不動産業ウェイト)	0.684 (2.577) **	-0.790 (-0.447)	1.446 (1.807) *	0.704 (2.393) **
観測データ数	329	28	70	231
推計期間	2008～2014 年度	2008～2014 年度	2008～2014 年度	2008～2014 年度
自由度調整済み R ²	0.994	0.997	0.973	0.438
Chi ²	75.162 ***	-	19.087 ***	3.070
Hausman 検定の選択	固定効果	固定効果 ¹³	固定効果	変量効果

以上の分析においても、店舗ベースでの HHI(寡占度)に関しては、総じて「市場構造成果仮説」が成立しており、店舗ベースでの寡占度の上昇は貸出に対してマイナスに効く可能性が高いこと、産業構造要因は、時期、地域カテゴリーによって区々の影響を及ぼしていることが示唆される結果となった。

なお、上述のこれまでの分析の結果と我が国の長期に渡る市場金利のゼロ近傍での推移、貸出金利の低下傾向の事実を考えると、金融機関は、預金が順調に集まる一方で、収益の低下を貸出ボリューム拡大でカバーしようとして、さらに競争が強まり、比較的優良な先を中心に貸出金利がさらに下落するという悪循環に陥っている可能性も考えられる。¹⁴

¹³ 脚注 9 の理由により固定効果を選択。

¹⁴ 日経新聞 2018 年 11 月 20 日(7 面)の記事では、「依然として利回りの低下が続き、ボリュームの拡大でカバーしている」という地銀協会長(福岡銀行頭取)の発言が報じられている。

4. これまで店舗に影響を与えてきた要因について

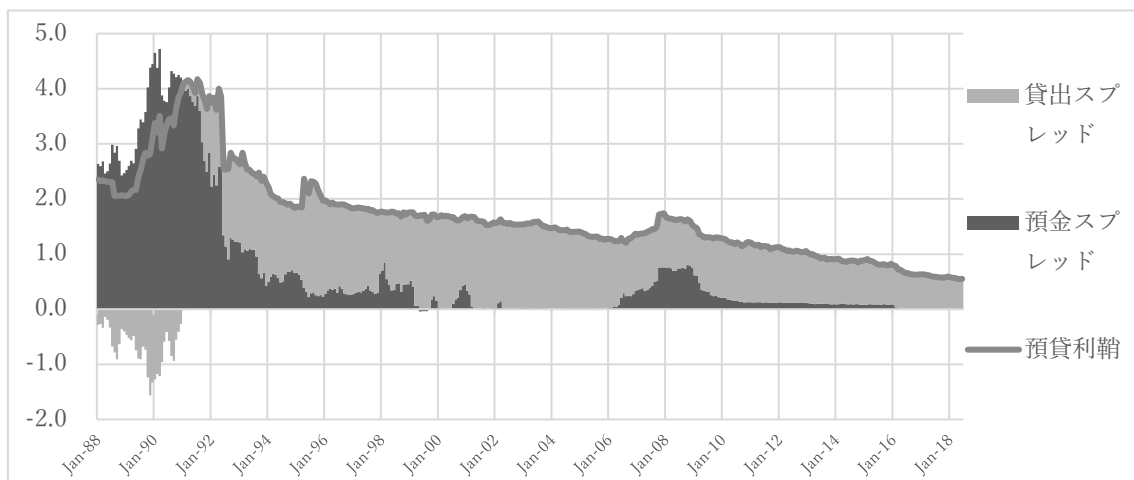
次に、金融機関の店舗展開に影響を与えてきた要因について、金融環境、ATM を中心とした機械化の進展状況、制度的要因に絞って振り返り、今後へのインプリケーションを探ってみたい。

4-1. 経済・金融環境、マクロ的状況

銀行店舗の戦略的位置付けについて、戦後という長いスパンに関して、ごく簡単に振り返ると、終戦後から高度成長期までについてはオーバーローン/オーバーボローイングの状況の中で、預金吸収拠点としての面が強かったが、これに対して、大蔵行政が護送船団方式の中で店舗についての許認可を厳しく制限する対応で臨むという状況が長く続いた。

その後、1980 年代以降、金利が自由化する中で、中小企業向けの中長期貸を始めとした貸出の推進が収益を支える最大の要素となる状況となる¹⁵中で、営業店の意味合いは、預金吸収拠点から貸出拠点への意味合いを高めていった。さらに、90 年代以降、貸出スプレッド(貸出金利－市場金利)が預金スプレッド(市場金利－預金金利)を大きく上回るようになり、かつてのように預金を集めれば——即ち、最終的に余剰資金を市場に放出することになると——儲かるという構図ではなく、融資を増加させて初めて収益があがる状況になり、貸出重視の店舗業績表彰のウェイト付けが定着し、営業店の位置付けも高度成長期と比べて大きく変化していったと思料される。

図表11 貸出スプレッドと預金スプレッド¹⁶



さらに 2000 年代以降の状況をみると、景気の停滞等を背景に日銀による低金利政策が続く一方、人口の高齢化・少子化が進む中で、金融機関では年金の流入等により預金は芳せずして吸収が進むものの、貸出は業況不芳先への後ろ向き資金を除けば伸長を図ることは難しい状況になったという声を聞くことが多くなり、特に預貸率の低下している地方の金融機関では貸出先の確保

¹⁵ この間、バブル期を中心に不動産担保に過度に依存した長期貸しを推進し、結果として、銀行の融資審査力・目利き力が大きく低下してしまったことは、多くの実務家により指摘されている通りである。

¹⁶ ①貸出金利:貸出約定平均金利(短期、ストック、国内銀行)、②預金金利:(92 年 5 月まで)銀行預金金利(3 か月定期)、(92 年 6 月以降 93 年 5 月まで)小口 MMC(市場金利連動型)預金金利(3 か月以上 6 か月未満)、(93 年 6 月以降)定期預金の預入機関別平均金利(3 か月、店頭表示、預入金額 300 万円未満)、③市場金利:譲渡性預金金利(新規発行分、90 日以上 180 日未満)を利用。データのとり方は、日銀レビュー(三尾[2007])にならった。また、データは日本銀行 HP より入手。

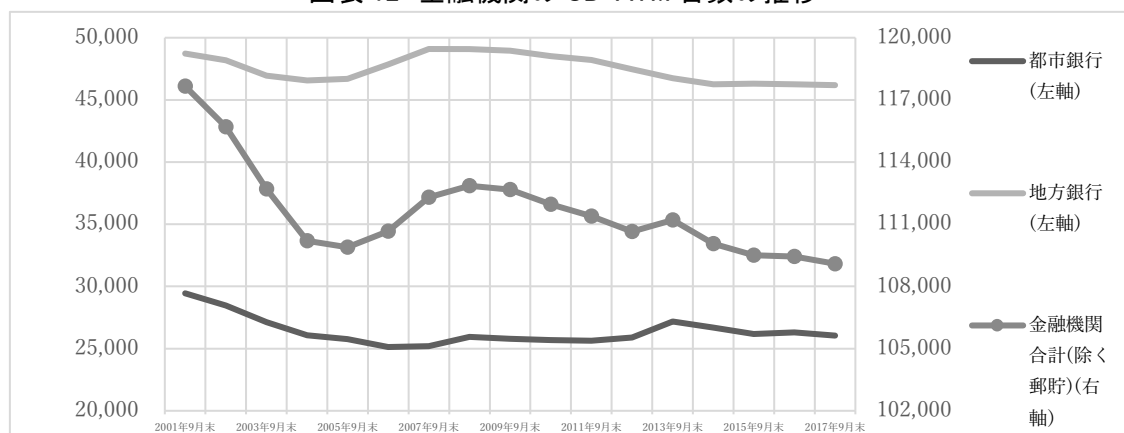
に一段と注力せざるを得ない先が多く見受けられるようになっていった。一方で、収益源である貸出スプレッドは、低金利が続く中、縮小傾向が進み、金融機関の収益環境は厳しさを増したと言える。現状、図表 11 のとおり、貸出スプレッドから預金スプレッドを差し引くことで算出した事前的な預貸利鞘が1%を大きく割り込む状況になっている中、有人店舗を増やすことによって収益の拡大を図ることの合理性は厳しくなっていると理解することも出来るのではないだろうか。

4-2. 機械化の進展・高度化等

この間、預金吸収や決済面での形態の変化の推移について簡単にみると、80 年代に都銀の第3次オンラインシステム¹⁷が進行する中で ATM の機能が改善、さらにこれに合わせて規制が緩和される中で、預金吸収の手段として各行とも自行の ATM を増強していくこととなった。さらに、1998～1999 年にはコンビニ ATM での銀行サービスが開始され¹⁸、2000 年にはインターネット専業銀行がスタートし¹⁹、銀行の預金・決済サービスは様々なルート・手段が提供されるようになった。

もともと、その後の状況をみると、地方銀行は 2007 年、都市銀行は 2013 年をピークに緩やかに減少している中、足下は、預貸利鞘が縮小し、機械設置や現金搬送等のコスト負担から自行 ATM を減らす動きが目立つ²⁰一方、郵貯・コンビニとの提携強化を図る動きが散見されるほか、スマートフォン端末を使った決済・融資サービスを積極的に拡充する先が目立っている。これまで有人店舗を補完する機能を持っていた金融機関 ATM についても、すでにピークアウトしている可能性が高く、今後、預金スプレッド悪化や費用対効果などを背景に削減が一段と進む可能性が高い²¹。

図表 12 金融機関の CD・ATM 台数の推移



(データ)全国銀行協会「決算年報」(各年)の7-2 業態別 CD・ATM 設置状況等より入手。なお、金融機関合計は、都市銀行、地方銀行、信託銀行、長信銀・商中、地方銀行Ⅱ、信用金庫、信用組合、労働金庫、系統農協・信漁連の計。

¹⁷ 銀行の勘定系システムのオンライン化システムについては、1960 年代以降の元帳オンライン化や自動振替のセンター集中などに特徴づけられる、勘定系のコンピュータ化を行った第一次オンライン、1970 年代以降の本支店間のオンライン展開が行われた、主要科目連動処理や銀行間オンライン CD 提携などに特徴づけられる第二次オンライン、1980 年代以降の顧客情報ファイル(CIF)をベースとした顧客属性管理が強化され、営業支援の側面が強くなる一方で、ATM 稼働延長・金融自由化対応を実現した第三次オンラインに分けられ、現在はポスト三次オンとされる(岩下[2018]など)。

¹⁸ 1998 年 10 月に三和銀行がローソン店内に設置されていたダイエー OMC が運営する CD において、自行のキャッシュカードで残高照会、現金引き出しサービスを提供したことが最初とされる。その後、1999 年 3 月には、さくら銀行がコンビニ am/pm に自行 ATM を設置、さらに 1999 年 10 月には複数の金融機関が提携しての共同コンビニ ATM が東京、神奈川などに設置された。

¹⁹ ジャパンネット銀行が 2000 年 9 月 26 日に開業。

²⁰ 例えば日経新聞電子版 2017 年 9 月 7 日付記事「銀行 ATM、今やお荷物？台数 15 年で 1 割減」といった記事がみられる。

²¹ 例えば、日経 2018 年 11 月 8 日記事「ATM、相互無料化」の 1 面記事によれば、「三菱 UFJ 銀行と三井住友銀行は 2019 年前半にも ATM を相互開放」するが、「両行は相互開放に伴い、系 500～600 程度の ATM 拠点を廃止する方針。年間で数十億円程度の経費削減を見込んでいるようだ。」「インターネットバンキングの利用の広がり、現金を使わないキャッシュレス決済も進展するなかで、銀行 ATM の利用は次第に減少。一中略—全国に ATM 網を張り巡らせる負担は重くなっている。」と報じている。

こうした状況下、従来型の有人店舗に関しては、リテール向けのサービスについて、これまでの預金の預入・引出や決済等の業務から、より付加価値の高い業務への転換を進める先が都市銀行・信託銀行や大都市圏の地域銀行を中心に増加しつつあり、ハイカウンター形式の店舗を付加価値の高い個人相談型店舗に変更したり、今後の従来型有人店舗の削減計画を提示している先が少なくない。

さらに、最近では、いわゆる Fintech の進展により、非金融機関の金融業務への参入が決済、与信業務を中心に進んできていることも、今後、競争環境の激化方向に働くことが予想され、これらは有人店舗のパフォーマンスに対してネガティブに働くこととなろう。

こうした変化の中で、預金、決済面については、店外・他行 ATM、コンビニ ATM、スマートフォンを使っのインターネットバンキング等の代替的なチャネルの量・質両面の拡充により、有人店舗の重要性が低下しつつあると考えられる。一方、貸出面については、個人向けを中心とした専用端末やクラウドファンディングを始めとしたインターネット経由の対応が増加しているものの、現時点では、多くの金融機関にとって、法人向けの事業性資金を中心に有人店舗の拠点としての役割が依然として大きいとみられる。

4-3. 制度的要因、規制緩和等

一方、制度面等での変化を長期的にみると、かつては護送船団行政の下、店舗については、銀行法第 8 条を根拠²²に、銀行法施行規則、銀行局長通達等によって設置場所、設置数、職員数、営業時間を始めとした規制が行われていたが、図表 13 に示した通り、70 年代の終盤以降、順次、店舗・営業時間に関する規制が緩和されていき、1997 年度に廃止された²³。

店舗通達廃止以降、制度面・行政面等からみて、店舗数に対して大きな影響を与えたものとしては、①不良債権処理関係の施策等、②バーゼルⅡ等国際的な規制関係、③他業態からの参入やインストアブランチ・ATM 設置に関する規制緩和等が挙げられる。

まず、不良債権処理関連では、90 年代後半以降の不良債権問題発生の中で、預金保険法改正等各種法整備、金融再生プログラムなどが大きな影響を与えたと考えられ、特に、地銀、信金等の地域金融機関については、ペイオフ全面解禁を前に「地域金融機関を中心とした合併等を促進する施策」(2002 年 7 月)等を打ち出したことが大きく影響したと史料される。また、中小金融機関については、業界内の合併を促進する対応(信金における相互援助資金の対応など)も金融機関数の変動を通じて店舗数に対しても影響を与えたとみられる。バブル崩壊後の各行の不良債権処理とこれら施策が相まって、金融機関数の減少を通じ、あるいは、各行が自ら不採算店舗を削減することで、店舗数が減少した。

2005～2006 年度にかけても店舗数が減少している(図表1参照)が、これは、バブル崩壊後の不良債権処理の影響に加え、都市銀行、地銀上位行を中心に、バーゼルⅡ対応のためリスクアセットの圧縮を企図して店舗削減方を進めた面が大きかったと考えられる。

足元では、前述したとおり金融機関のいわゆる本業収益が厳しくなる中、金融行政当局は地域

²² 通達レベルでは、「普通銀行の監督に関する行政事務の取扱について」(昭和 28.10.12. 15、蔵銀 5,133 号)など。

²³ 同年の銀行局通達より、店舗行政部分が削除されている。

金融機関の合併・経営統合に積極的な模様であり、2018 年 4 月には「地域金融の課題と競争のあり方」を公表するなど、ふくおか FG と十八銀行の経営統合をサポートしたように見受けられるが、こうした行政のスタンスは、方向的には店舗数の減少に働くことになると思われる。

このほか、技術の進歩等に伴い有人店舗以外でのサービスの展開が可能となる中、規制緩和が、コンビニ ATM での銀行サービスやインターネット専業銀行の創業、既存銀行のインターネットサービスなどの展開を通じて、有人店舗数に影響を与えている側面も大きいと考えられ、こうした要因は、今後、一段と有人店舗数に影響を与える可能性が強いとみられる。さらに、2018 年に成立した、実験的実証を認める規制サンドボックスの導入を図る「生産性向上特別措置法」(平成 30 年法律第 25 号)や現在、機能別・横断的な金融規制体系に向けて審議されている金融審議会の議論²⁴も規制緩和による他業態からの参入等を通じて、銀行の有人店舗削減の方向に働いていく可能性があると思料される。これらの動きの背景の一つには、IT の進展等から金融がボーダレス化する中で、リテール向けビジネスの国際的な競争が激しくなっていることが指摘できる。

図表 13 関連年表(店舗関連の制度面等での主な動き)²⁵

年度、年月	事 項
1979 年度	小型店舗(10 名以内)、機械化店舗(預貯金、消費者金融機限定した ATM 主体の店舗で 4 名以内)が認められる
1981 年度	300m 行政の導入(それまでは周囲 500m 以内に同種金融機関 2 未満かつ同種・異種金融機関合わせて 4 未満の場所に設置するように規制されていた)
1985 年度	容積率基準の導入(三大都市圏の経済集積度の高い場所<容積率が 900%以上の場所>に一般店舗を新設する場合は、周囲 150m 以内に中小金融機関が 4 未満の場所であれば、設置できる)
1986 年度	消費者金融店舗が認められる。相互銀行、信金は店舗外 CD、ATM 設置数規制を撤廃
1987 年度	普通銀行の店舗外 CD・ATM の設置数規制を撤廃
1995 年度	都銀等の一般店舗及び小型店舗の設置数規制が完全撤廃
1997 年度	店舗通達を廃止
1998 年度	「営業用不動産の有効活用に関する通達」を廃止(インストアブランチの出店が可能に)
1998 年 11 月	三和銀行がローソン内のキャッシュディスペンサーで引出・残高照会のサービスを開始(コンビニ内 ATM の先駆け)
2000 年 5 月	預金保険法改正 ²⁶
2000 年 9 月	インターネット専業銀行スタート(ジャパネット銀行、9 月 26 日)
2002 年 7 月	地域金融機関を中心とした合併等を促進する施策について ²⁷
2003 年 3 月	金融庁、「リレーションシップ・バンキングの機能強化に関するアクションプログラム」を発表。
2006 年度	06 年度決算からパーゼル II 適用開始(自己資本比率のクリアを企図して都銀を中心にリスクアセットを削減するため店舗を削減)
2016 年 9 月	金融庁、「金融仲介機能のベンチマークについて」を公表(9 月 15 日)。
2018 年 4 月	金融庁、「地域金融の課題と競争のあり方」 ²⁸ を公表(4 月 11 日)。
2018 年 6 月	金融審議会 金融制度スタディ・グループ、「中間整理 ―機能別・横断的な金融体系規制に向けて―」を公表(6 月 19 日)。業態別規制から、同一の機能には同一のルールへ。
2018 年 8 月	金融庁、ふくおか FG(親和銀行等)と十八銀行との経営統合をについて、債務者へのアンケートを実施し、1 千億円弱相当の貸出債権を他の金融機関に譲渡する問題解消措置を講じることを前提に承認。

²⁴ 金融審議会・金融制度スタディ・グループ[2018]。

²⁵ 植林[2014]などを参考に作成。

²⁶ セーフティネット全般(ペイオフ、資金援助等)を整備。同法第 102 条ではシステミックリスク・エクセプション時の対応の枠組みやセーフティネット等が整備された。

²⁷ 2002 年 4 月の「より強固な金融システムの構築に向けた施策」をうけて、地域金融機関に対しても、金融機関の合併等による組織再編が収益性・健全性の更なる強化等を図るための有力な手段であるとの認識から、「合併等のメリットを追求し得る余地が大きいと考えられる地域金融機関を中心として、合併等を支援する施策を講ずることとする」として、資本増強、根拠当権譲渡の特例、預金保険限度額に係る経過措置、債権者意義の催告の特例、登録免許税の軽減措置などの施策を講じた。

²⁸ 各都道府県における地域銀行の本業での競争可能性につき一定のモデルによる試算を行うと、2 行での競争が可能な地域は 10 都道府県に止まる一方、1 行でも持続不可能な地域が 22 県存在するなどの内容。

5. 今後の展望

金融機関を取り巻く環境が大きく変化する中、現在、金融庁の金融制度調査会では、今後の規制の在り方について抜本的な検討を進めているが、同調査会では、その議論において金融機能の面からアプローチし、現在の金融業の変化をアンバンドリングとリバウンドリングとして捉えた上で、具体的機能を「決済」「資金供与」「資産運用」「リスク移転」に分けて論じている。ここでは切り方を変え、現在の変化について、店舗とより直裁に関係する実務的金融業務の内容から、①貸出スプレッドの縮小による店舗意義の低下、②インターネットバンキング等の進展等による「リテール顧客とのインターフェイス」の変化や RPA 等による人員節約の影響、③Fintech 起業の台頭等による「他業種の参入」(他業種による代替)に分けて考えてみたい。さらに、こうした金融状況や技術の進歩等を背景とした要因に加え、変化を受けての④「制度等の変更」による要因の影響も検討の必要がある(なお、これらの検討に際し、金融業の国際的な競争の視点も欠かせないことが肝要である)。

ポイントを列挙すると以下の通りで、今後、銀行店舗が大きく変容することは免れ得ないであろう。

① 貸出スプレッドの縮小による店舗意義の低下

前章でみた通り、事前的なスプレッド、利鞘をみる限り、長期のゼロ金利・量的緩和政策を背景に金融緩和が続く中、預金スプレッドはほぼゼロで推移する一方、貸出スプレッドについても長期間低下傾向が続き、すでに 1%を大きく割り込む状況に陥っている(図表11)など、全金融機関平均では本業だけでは収益的に極めて厳しい状況となってきた。わが国では、こうした状況は当面続く可能性が高く、各銀行では個別支店の店舗収益や貸出利鞘を眺め、大きくマイナスとなっている支店については、廃店を図ることが合理的な選択となろう。

② インターネットバンキング等の進展等による「リテール顧客とのインターフェイス」の変化や RPA、AI 等による人員節約の影響

スマートフォンの普及により、振込等の決済業務をスマートフォンやコンビニ ATM で対応する顧客が増加しているが、キャッシュレス決済やインターネットバンキングについての安全性が一段と向上し、対応の煩雑さが解消されれば、国民全体の IT リテラシーの高まりにより、若者は勿論のこと、こうした対応についていけない高齢者等も徐々に減少し、リテール顧客の有人店舗離れが進んでいくと考えられる(加えて、年々死亡による高齢者の市場退出によりインターネットバンキングに対応できない高齢者のウェイトも年々着実に減少していくこととなる)。有人店舗でないと対応が難しい業務は、法人・個人の複雑なサービス提供・取引などに限られることとなろう。さらに、キャッシュレス化が進めば、個人取引については、大半の業務がハイカウンターを通さず、スマホ等の端末で対応可能となり、ほとんどの顧客対応に関して店舗が不必要となる可能性がある。

また、最近、定型化可能な業務については RPA(Robotic Process Automation)、オープン API²⁹の導入を始めとするデジタル化の推進による業務の見直し等を行うことにより、省人化・外部委託が進み始めており、特に、同一業務の量が一定規模を確保できるメガバンクや規模の大きな地域銀

²⁹ Application Programming Interface の略。自社のソフトウェアの一部を外部に公開し、外部からソフトウェアの機能を利用できるようにする仕組み。

行ではこうした動きが急速に進展している³⁰。例えば、現段階の RPA 対象業務は、本部に対応を集中している業務を対象とするケースが多い³¹が、今後、各支店で分散処理を行っている業務を事務センターに事務集約したり、スマホアプリと連携することで顧客との対応について支店をスルーして対応することが検討されており³²、これらの動きも支店の人員削減に繋がろう。こうした、富裕層を除く個人向けサービスの支店を経由しない状況の広がり、支店数を削減する方向に働く。

さらに、これまで支店の存在意義が維持されていた融資面についても、今まであまり大きくは広がらなかったスコアリングモデルを使ったビジネスローンについて AI を利用すること³³で正確性が増して今後増加していくことが予想されるほか、ここ数年の新たな動きとして、財務・会計データに加えネット上にある関連データなど様々なデータを与信判断に活用して融資を実行する所謂データレンディングの動きも様々な形で広がりつつある³⁴が、これらのシェアが高まることで支店での審査負担が削減されれば、この領域でも支店の存在意義が低下する可能性がある。

③ Fintech 企業の台頭等による他業種の参入

Fintech 企業の参入が進んでいけば、限界的な部分で既存金融機関の一部が市場から退出せざるを得ない可能性は十分にある。具体的には、融資面や決済面に特化した非金融企業が業容を伸ばした場合には、存続が難しい既存金融機関が出てくることで、店舗が減少する可能性がある。Fintech 企業は、参入段階では預金取扱金融機関ではないためのハンデを追っている可能性が高いが、逆にレガシーシステムの維持やオーバースペックなサービス水準など、過去のしがらみに左右されずに事業を展開していけるメリットもあり、得意分野に絞って事業展開をすれば、仮に既存金融機関と提携せずに事業を拡大した場合でも、既存金融機関をしのぐパフォーマンスを挙げる可能性が十分にあると考えられる。一方、既存金融機関サイドにおいても、能動的に、画期的な新しい技術を活用したり、コスト面等で優位な Fintech 企業に対して、一部業務を選択的に委託するといった動きが広がることとなる。

このような、技術進歩を受けた、①～③までの動きを考えると、今後、店舗は法人向け融資・サービス・情報戦略と富裕層向けの難易度の高いサービス提供拠点としての機能が中心となり、一般顧客向けの多面的なサービスについては、高機能なタブレット端末を有した外交員が営業・サービスを進める(一方、本部は理系人材が増加)といった形態に変化する可能性も在り得ると思われる。

④制度等の変更や行政の要因

³⁰ 例えば、三井住友銀行では、2017 年 11 月に「これまで 200 業務、40 万時間の業務量削減を実現しており、一中略— 3 年以内に 300 万時間(約 1,500 人分の業務量)以上の業務削減を実現し、人員余力を捻出する」(同行発表文)ほか、毎日新聞(2018 年 3 月 14 日付け)によれば、三菱 UFJ 銀は、17 年度中に約 100 業務を自動化し、その後 8 年間で約 200 業務を自動化する計画、みずほ FG も 17 年度中に 150 人分に相当する年間 30 万時間分の 100 業務を削減する、と報じている。

³¹ 例えば、ふくおか FG では RPA 化対象業務として「信用情報照会、アパートローン等保証料報告書作成、日銀向け科目別預金残高報告書、預貸金日報、新規開拓実行額集計、オーナーコンサル日報作成、業績評価の集計・配信、決算時の消費税対応(ATM 課税割合の計算)、報告システムの報告状況フロー、名寄せ検索結果一覧、企業分析レポートの作成依頼・配信、ディスクロージャー誌作成作業、クレジットカード利用状況集計作業、科目別残高試算表作成」の 14 の業務を挙げている(林敬恭[2017]「FFG×RPA 取組みのご照会」2017 年 10 月日本銀行金融高度化セミナー資料)。

³² 福増伸誠[2018]「三菱 UFJ 信託銀行における RPA 導入事例」平成 30 年 2 月日本銀行金融高度化セミナー資料。

³³ 2000 年代初頭に利用が広がった際、スコアリングモデルでうまくデフォルト可能性の把握できなかった一つの理由は中小企業や個人(青色申告データ)等財務データの信頼性であるが、蓄積されたビッグデータを基に AI を利用すれば一定パターンを見出すことで、スコアリングモデルの精度を大きく改善できる可能性が高い。なお、AI の銀行業務への影響については、様々な文献、雑誌等で触れられているが、例えば、野口[2018]の第 2 章、第 3 章、参照。

³⁴ 金融財政事情 2018 年 11 月 19 日号特集記事参照。

最近の注目される動きの一つは、2018 年 6 月に施行された「生産性向上特別措置法」と 2018 年 6 月に公表された金融審議会 金融制度スタディ・グループ「中間整理 ―機能別・横断的な金融体系規制に向けて―」の議論の帰趨である。前者は、英国チャレンジャーバンクや欧州等での規制サンドボックスの動きに劣後している我が国において、Fintech 企業創業の為の実験的対応を行いやすくしたもので、今後、どういった成果が生み出されていくのか注目される。すでに、政府の「未来投資戦略 2017」を踏まえ 2017 年 9 月に「FinTech 実証実験ハブ」が開始され、新たな動きを後押しする体制が整いつつある。ただ、現実的に、これがベンチャー企業等にも広く活用されるためには、政府の研究会等でも指摘されている通り、本人確認や大量の顧客取引のデータを取り扱う個人データ保護の仕組みやコンプライアンス法制面での整備を進めるとともに、他国でも行われているような一時的な法律の適用除外³⁵のほか、参入を促進するような税制優遇等のインセンティブ付け、資金提供の仕組みの充実などが必要であろう。遠からず「同一の機能には同一のルール」のかたちで規制の柔構造化が実現されることが期待されるが、これら動きにおける対応策の多くは Fintech 企業の金融業への参入やスマホ端末等、既存店舗以外での金融取引の促進を促すものであり、既存金融機関の店舗への影響を考えると、ネガティブに働く可能性が高いと思われる。銀行サイドは、こうした技術を自行业務の中に取り込むことでサービス水準の向上、効率化等に利用することを進める必要がある。

さらに、人口減少や利鞘の縮小が進む中で、金融庁が前向きなスタンスである可能性が高い地域金融機関の経営統合についても、店舗数に対して削減方向で働くこととなる。

上記要因は、中長期的にいずれも店舗数が減少したり、金融機関数が減少することで、競争度合いが低下することに繋がる可能性が高い。また、これら要因は、メガバンクに限らず、地域銀行にも少なからず影響を与えようと考えられる。こうした点を踏まえると、2008 年以降はそれまで進んでいた寡占化傾向が一服し、HHI が横這い圏内で推移していたが、今後を中長期的に展望すると、店舗に関しては、HHI が上昇する要因が多いように思われる。仮に HHI が上昇するならば、これはパネル分析の結果からみる限り、競争度合いの低下により、融資が減少する方向に働く可能性が高いと思われる。このようにみていくと、これまでの店舗をドライビングフォースとして規模の経済を図り、貸出に注力して収益を上げていくビジネスモデルは限界にきているとみられ、店舗を通じた預貸のボリュームの拡大に依存しない抜本的なビジネスモデルの見直しが喫緊の課題であると考えられる。それと同時に、現在、最大のコスト要因となっている店舗の機能・役割をビジネスモデルに合わせて根本的に見直していくことも急務であろう。もっともこうした創造的な見直しは、米国の IT 産業の例をみるまでもなく、行政が旗を振れば円滑に進むという次元のものではない。イノベーティブな発想と試行錯誤を恐れない不断の努力から生まれていくものであり、各金融機関の挑戦なしには成しえない。また、当然のことながら、新しい画期的なビジネスモデルを展開したとしても、ビジネスとして成功するとは限らない。しかしながら、現在、金融機関を取り巻く環境は、IT 化の進展や人口減少を始めとする大きな変化に晒されており、これを避けて通れないことを認識する必要がある。

³⁵ 英国、シンガポールの規制サンドボックスでは法律適用の一時停止が可能な制度設計となっているが、わが国の Fintech 実証実験ハブでは法律を適用除外することは行わない扱い。

(参考文献)

- 磯山智美[2018]「広がり始めたデータレンディング 日本でも IT 大手やベンチャー、銀行などが次々と事業展開」『金融財政事情 2018 年 11 月 19 日号』金融財政事情研究会
- 岩下直行[2018]「FinTech で拓く金融の未来」第 44 回大銀協フォーラム講演資料
- 植林茂[2014]「金融機関店舗の預金・貸出機能についての地域的分析」『社会科学論集 第 142 号』埼玉大学経済学会
- 植林茂[2018]「銀行貸出と景気動向指数、預金量等との関係についての分析」『景気とサイクル 第 66 号』景気循環学会 2018 年 11 月
- 植林茂[2019]「本邦金融機関の貸出に関する地域的分析」『相山女学園大学研究論集 第 50 号 (社会科学篇)』2019 年 3 月(予定)
- 埼玉大学経済学会 2014 年 6 月
- 尾崎泰文、播摩谷浩三[2017]「地域金融機関の競争環境が事業所の開廃業に与える影響」独立行政法人経済産業研究所ディスカッションペーパー 17-J-047
- 小野有人[2018]「経済教室 止まらぬ銀行の収益力低下」日本経済新聞 2018 年 6 月 27 日
- 金融庁・金融仲介の改善に向けた検討会議(有識者会議)[2018]「地域金融の課題と競争のあり方」平成 30 年 4 月 11 日 金融庁 HP
- 金融審議会・金融制度スタディ・グループ[2018]「中間整理 一機能別・横断的な金融規制体系に向けて」平成 30 年 6 月 19 日 金融庁 HP
- 金融庁・金融仲介の改善に向けた検討会議[2018]「地域金融の課題と競争のあり方」平成 30 年 4 月 11 日 金融庁 HP
- 公正取引委員会[2018]「株式会社ふくおかフィナンシャルグループによる株式会社十八銀行の株式取得に関する審査結果について」平成 30 年 8 月 24 日 公正取引委員会 HP
- 筒井義郎[2007]「地域分断と非効率性」筒井義郎・植村修一編『リレーションシップバンキングと地域金融』日本経済新聞出版社、第 5 章
- 内閣官房日本経済再生総合事務局[2017]「規制の「サンドボックス」制度について」平成 29 年 11 月 8 日 構造改革徹底推進会議「第 4 次産業革命」会合(第 1 回)資料1
- 内閣官房[2018]「新技術等実証の総合的かつ効果的な推進を図るための基本的な方針」首相官邸 HP
- 日本銀行[2018]「金融システムレポート(2018 年 4 月)」日本銀行 HP
- 野口悠紀雄[2018]『入門 AI と金融の未来』PHP ビジネス新書
- 平賀一希、真鍋雅史、吉野直行[2017]「地域金融市場では、寡占度が高まると貸出金利は上がるのか」金融庁金融研究センターディスカッションペーパーシリーズ DP 2016-5
- 堀江康熙[2001]『銀行貸出の経済分析』東京大学出版会
- 三尾仁志[2007]「最近の貸出スプレッド縮小の背景を巡る分析」日銀レビュー2007-J-6
- 全国銀行協会『決済年報』平成 13 年度～平成 29 年度
- Ono,A, Aoki,K, Nishioka,S,Shintani.K and Yasui.Y(2016)“Long-term interest rates and bank loan supply: Evidence from firm-bank loan-level data” Bank of Japan Working Paper Series, No.16-E-2 March 2016