

第2章 証券投資の決定要因

1. はじめに

1990年代以降の地域銀行の有価証券投資（以下、証券投資と略す）は、序章で見たように、貸出低迷により債券（特に国債）投資を増加させる一方、株式投資を抑制するように推移するのが平均的なトレンドとなっている。しかし、後に見るように、地域銀行による証券投資に対するスタンスは必ずしも一様ではないことが観察される。そもそも同じ地域銀行だとは言っても、個々の地域銀行で企業規模や営業地盤の経済動向、地域銀行の経営者のリスクに対する判断・態度などはそれぞれ異なるはずである。このため、証券投資を決定する際の地域銀行のリスク許容度（risk tolerance）への反映も区々となり、証券投資行動に差異がもたらされたとしても不思議ではない。ポートフォリオ決定理論においては、各資産の期待リターンやリスクのほかに、証券投資に対する個々の投資家のリスク許容度も重要な決定要素だからである。それでは、地域銀行の証券投資に関するリスク許容度は、どのような要因に影響されているのであろうか。また1990年代と2000年代でそれら要因にどのような変化があるのか。本章ではこれらの点について実証的に検討する。

本章の構成は以下のとおりである。まず、第2節では、地域銀行を中心に銀行の証券投資に関連する先行研究を振り返る。第3節では、地域銀行の90年代以降の実際の証券投資の動向について概観する。そして証券投資行動を決める要因について整理する。第4節では証券投資についての分析モデルを検討し、推定のためのモデルを提示する。そして実際に推定・分析した結果を示すとともにその解釈を行う。最後に第5節では、まとめと今後の課題について展望を行う。

2. 地域銀行の証券投資に関する先行研究

地域銀行の証券投資やコール市場での運用は、実務的にはこれまで「余資」、すなわち必要な貸出額を超越した余裕資金の運用行動として位置づけられてきた。また学術的にも銀行、特に地域銀行が行う証券投資行動を主な研究対象として取り上

げられることは非常に少なかったと見られる¹。銀行の資産選択や配分を研究するにあたっては、バーゼル銀行監督委員会による規制がどのように銀行の資産選択に影響したのかといった視点(たとえば、Shrieves and Dahl[1992]、Montgomery[2005])のほか、証券投資だけでなく貸出を含めた運用資産全般での分析を行うことが多く、証券投資だけに焦点を当てたものは必ずしも多くはない。このため、本章で取り扱う地域銀行の証券投資についての分析は意義があるものと考えられる。

Francis [1978] は米国商業銀行の貸出と証券投資を含めた運用資産全体のポートフォリオ分析を資産規模により小・中・大型行の3つに分類して行っている。大型行は小型行よりも平均して高いリターンをあげる一方、大型行はより高い預金利子率を負担していたために、大型行のROEは小型行よりも低位になったと指摘する。また、大型行は小型行よりも資産間の分散が進んでいることも指摘する。このように規模によりポートフォリオに差異がある背景として、Francis [1978] は小型行のほとんどは地方の小都市に所在する一方、大型行は大都市に支店が集中するために激しい競争下に置かれていることを重要視する。大型行が利子弾力的な預金需要関数に直面するのは対照的に、小型行は預金者の利子率への関心が低いために、低い預金利子率で資金調達可能だったという。その結果、低コストで資金調達できた大多数の小型行では、低リスク・低リターンのポートフォリオを選択したのではないかと示唆している。

わが国の銀行の証券投資について取り上げた研究としては以下のものを挙げることができる。鎌田 [1994] は、銀行の資産選択行動と規制の効果について、マルコヴィッツ型の平均・分散アプローチで分析を行い、銀行の資産保有規制が社会厚生に対して及ぼす影響について分析している。ただし、この分析の焦点は、規制導入による社会厚生増進の是非にあるため、必ずしも証券投資構成を決定する要素を解明したわけではない。また資産構成の決定も期待資産収益率、資産収益率の分散・共分散、および銀行のリスクに対する選好(リスク回避度)という3つのファクターに依存するという、至極当然のことを指摘するに留まっている。

橋木・尾崎・笠松 [1997] はわが国の信託銀行(個別行ベースではなく集計ベー

¹ 2000年代から地域銀行の証券投資についてのレポート記事(主に実務者による)は多くなってきたように窺われる。たとえば木村・伊藤 [2002]、山本・高橋 [2001]、田村 [2003] 等があげられる。これは本文中にも指摘したように地域銀行の証券投資の内容が大きく変化したことが理由によると見られる。尚、本章は特に木村・伊藤 [2002] を多く参照した。

ス)における資産選択関数を、各資産(貸付金、有価証券、不動産、現金・預け金)の収益率と総資産額を説明変数として推定している(推定期間は1970年度から1993年度)。その結果、全般的に説明力はさほどよくないが、総資産額の増加は全ての資産需要を増加させる一方、自己の資産収益率よりも「近接財(他の金融資産)」の資産収益率の影響力が総じて高く、有価証券については不動産から正の影響を受けていることを示している。

粕谷[2006]と南條・粕谷[2006]は戦時期・戦間期を対象とする一連の研究で、銀行の証券投資行動をマルコヴィッツ型の平均・分散アプローチで解明しようとしている。粕谷[2006]は戦間期における地方銀行の証券投資を取り上げ、それが経営にいかなる意味を持っていたのかを考察している。地方銀行が事業債・地方債を保有した動機として、貸出需要が低迷し、十分な利鞘が得られず、「遊資」を消化する必要があったことなどを指摘する。南條・粕谷[2006]は、戦時期・戦間期における日本の普通銀行の資産運用について分析を行い、戦間期のポートフォリオ選択が効率的であったのに対し、戦時期には効率性が低下したことを示唆している。

堀江[2008]は、1957年から2004年までを対象に、地域銀行の証券投資を含む市場運用について考察している。その結果、第二地銀では、金利の変化に対して市場運用が変化する関係を検出し、地域銀行は市場金利の変動等の影響は有意に検出されないという結果を得ている。さらに堀江[2008]は地方銀行については「県内シェアが高いことから企業取引の採算が有利で市場運用に重点を置かず、東京支店を通じた貸出も可能なことが反映しているのではないか」と解釈している。また近年は証券投資の運用比率が高くなっているのは、地域における経済活動の不活発さ、ないしは貸出が可能な先の不足を表している」と指摘する。

井澤・片山[2003]は1992年から2001年の都銀を対象に資産選択行動を保有国債と貸出のデュレーションを推定して分析している。そこでは①都銀は低金利下において国債残高の増加と貸出残高の低下がみられるが、資産総額における貸出残高の比率は目立った低下は見られない、②保有国債のデュレーションは1998年3月期以降に顕著な低下を示し、貸出残高のデュレーションは逆に増加傾向にあった、という結果を得ている。債券と貸出のデュレーション調整を合わせて分析するなど、興味深い視点を提供するが、資産選択行動には流動性や収益性、自己資本規制の影

響の可能性もあり、より詳細なパネル分析の必要性があると指摘している²。

高木 [2008] は 1990 年代半ばからの銀行の資産構成の変化の過程を振り返り、収益目的行動の視点から評価を行っている。そこでは、銀行は適切な自己資本比率を維持することから効用を得る、すなわち「銀行は収益と価格変動リスクを総合して資産構成を構築し、その資産から得られる効用（資産の質）の最大化を図っている」と想定し、自己資本比率を変数とする効用関数を考えて分析する。その結果、銀行は国債投資を中心に市場リスクを考慮しながら、国債と貸出の資産構成を組み替えて、最適な自己資本比率を保とうとしていることを示唆する。また、1990 年代後半以降に金利水準低下によって国債リターンが低下していたものの（国債の市場リスクも低下）、貸出は多額の不良債権発生による信用リスク拡大のために、銀行は国債投資を増加させたのではないかと分析する。2005 年度以降では、銀行は国債購入を継続して保有額が大きくなり、総資産に占める比率も上昇して、金利上昇（資産価格下落）による潜在的損失が大きくなったという。このために、国債保有のリスク回避度が上昇し、その抑制と貸出に回帰する傾向を示したと指摘する。

石川 [2009] は、1983 年から 2001 年までにおける銀行部門全体（都銀・地域銀行別の集計額）を対象に、収益率やリスクが銀行部門のポートフォリオ選択行動にどのような影響を与えたかを考察している。そこでは収益率スプレッド（国債と貸出あるいは株式の収益率の差）は、資産構成に影響を与えない一方、マクロ経済の不確実性の高まりは安全資産の構成比を有意に高めることを確認している。また地方銀行よりも都市銀行でその影響が強いことも示唆する。

以上の銀行の証券投資について分析した主な先行研究を見ると、地域銀行の証券ポートフォリオ選択行動の解明を対象としたものは必ずしも多くなく、2000 年代を分析対象としたものも少ないことが分かる。また、従来は銀行の証券投資といえば、預証率に注目した分析が多かったと見られるが、預証率は一つの指標として重要な参考指標ではあるものの、必ずしもそれだけでは十分ではなくなっている。すなわち、地域銀行の経営破綻による統合再編が相次ぎ³、預金者からも地域銀行

² 菊池 [2002] も都市銀行を対象に急増した債券投資をとりあげている。そこでは個別行ベースでの株主資本と比べた株式・債券の相対規模を示すほか、保有債券の残存期間別の保有構成を示して価格変動リスクについて論じている。しかし信託銀行を除く都市銀行を対象としたものであり、その構成比を示すだけで計量分析は行ってはいない。

³ 1995 年度から 2007 年度の間に地方銀行では破綻は起きなかったが、第二地銀では 14 行が破綻ないしは経営に行き詰って他行に吸収されている。

の経営の安定性が厳しく問われ、地域銀行のリスク管理の重要性が認識されるようになってきたのである。また、金融取引の多様化・複雑化やリスク管理手法の高度化といった時代変化に合わせて2007年に発効した「バーゼルⅡ」などリスク管理規制が強化され、銀行経営をリスク管理指標で分析する重要性が喚起されるようになったのであった。さらに、銀行のリスク管理の高度化要請に合わせて、バリュエーション・アット・リスク（Value at Risk ; VaR）、すなわち、「証券資産等のポートフォリオを将来のある期間保有すると仮定した場合に、一定の確率の範囲内で、市場価格の変動によりどの程度損失を被りうるかを予想損失額として計測したリスク管理指標」が急速に普及⁴するようになったことも指摘される。以上のようなリスク管理の重要性が強調されるようになったことは、銀行行動にも当然影響すると考えられるが、先行研究を見ると、必ずしもこのようなリスク管理の側面から銀行の証券投資を分析した例が多いわけではないように見られる。特に、2000年代に預証率が高まり証券投資が持つ銀行経営への影響が大きくなってきたことを踏まえると、リスク管理の側面から銀行の証券投資を考えることの重要性はより強調されよう。

本章では VaR を利用するが、その有利性としては、①証券投資を預証率や証券投資業務から得られる収益性に焦点を当てる従来からの分析方法では、どの程度のリスク量があるのか把握できないこと、②後に見るように証券投資の規模が拡大し、銀行経営に与える影響が非常に大きくなっているため、証券投資に関するリスクを他業務と切り離して個別に捕捉する必要があること、③Zスコア等、他の指標では貸出等その他業務の影響を排除できず、証券投資だけを取り出して分析することが難しいこと（この点は後でも検討する）、④今回は市場リスクを考察するが、VaR はそれだけに留まらず信用リスク等定量化に適したリスク全般においても適用が可能であり、今後の研究の発展性を鑑みても適当な指標だと考えられることが挙げられる⁵。これらのことから、本章における地域銀行の証券投資に関する研究においてもこの VaR を用いて分析を行う。

尚、VaR については、計測方法や新たな手法の開発・提案などのほか、個々の銀

⁴ 佐藤 [2007] はバーゼルⅡについての包括的に解説し、自己資本比率規制の実践的な導入までの経緯のほか、バーゼルⅡの規制の枠組みや実践的なリスク計測手法について議論している。またトーマツ [2008] のようにバーゼルⅡに関してリスク管理と対応方法について銀行実務者向けに解説したものも多くなっている。

⁵ 平均-分散分析もリスクを考慮する上では VaR と同様であるが、VaR はリスクを金額ベースで捉えるために、銀行の自己資本や総資産に対するインパクトを考える上ではより有効であることや、平均-分散分析では信用リスク等を同じ尺度のもとでは取り扱えないことが指摘される。

行のリスク管理について議論される場合が多かった。たとえば、吉藤 [1997a] は銀行の債券ポートフォリオについて、また吉藤 [1997b] は政策保有株式投資について、VaR や EaR (Earning at Risk : アーニング・アット・リスク) を用いたシミュレーション分析を行っている。家田・大庭 [1998] も銀行の政策保有株式の価格変動性が銀行経営に与えるインパクトについて、VaR を用いたシミュレーション分析を行っている。このように、銀行のリスク管理手法やリスクがもたらす銀行経営への影響についての分析が進む一方で、そもそも銀行がどのような要因で証券投資を行うのかという疑問については、リスク許容度が証券投資を決める要因だということほとんど理論的には当然の見解が指摘されるだけで、実際にそのリスクテイク (すなわちリスクを負いながら投資する行動) をもたらす要因は何かといった実証的な視点からの分析は多くはなかった。また、銀行の中でも地域銀行の証券投資行動に焦点をしばったものは、さらに少ないのではないかと見られる。

本章は、先行研究に多く見られるような、個々の銀行のリスク管理手法やリスク計測のための計量的手法についての精緻化を目指すものではない。1990 年代後半からの地域銀行の証券投資に関する「リスクテイク」行動を VaR を用いて概観し、その行動をもたらしした要因の分析を目的とする。その際、1990 年代と 2000 年代の地域銀行の証券投資行動を比較することで、その特徴の変化を明らかにしていく。

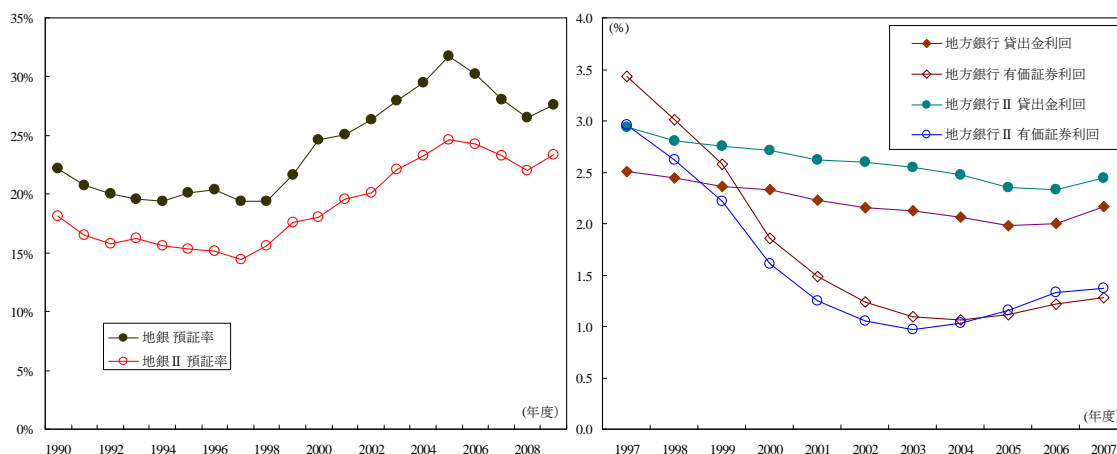
3. 地域銀行の証券投資の概要

3.1. 預証率・利回り・資産構成の推移

まずは地域銀行の証券投資の動向を概観しよう。図 1 表左図は地域銀行の預証率と預貸率についてみたものである。預証率は地方銀行も第二地銀も 1997 年度頃を境に増加し始め、2005 年度頃まで増加してその後やや低下して推移し、2009 年度では地方銀行で約 28%、第二地銀で約 23%となっている。このような、地方銀行の預証率の推移は当然ながら序章でも見た預貸率の推移と対照的な変動を示していることが分かる。

一方、図表 2 右図は利回りの推移を見たものである。貸出利回りには信用リスクプレミアムがのっていること、有価証券利回りには株式等リスクの高い商品も含まれていることから、単純な比較には注意が必要である。その点を踏まえた上で見ていこう。地方銀行・第二地銀の貸出金利回りは緩やかに低下傾向をたどっているこ

図表1 地域銀行の預証率（左）と貸出金利回り・有価証券利回り（右）の推移



(注) 地銀は地方銀行を、地方銀行II（地銀II）は第二地銀を示す。預証率＝有価証券保有総額÷預金総額、貸出金利回り＝貸出金利息÷貸出金平残、有価証券利回り＝有価証券利息配当金÷有価証券平残から算出した。ただし、利回り計算における貸出金は金融機関貸付金を、有価証券は商品有価証券を除いている。

(出所) 預証率は日本銀行統計データから、また貸出金利回り・有価証券利回りは『全国銀行協会財務諸表 付属表』から作成した。

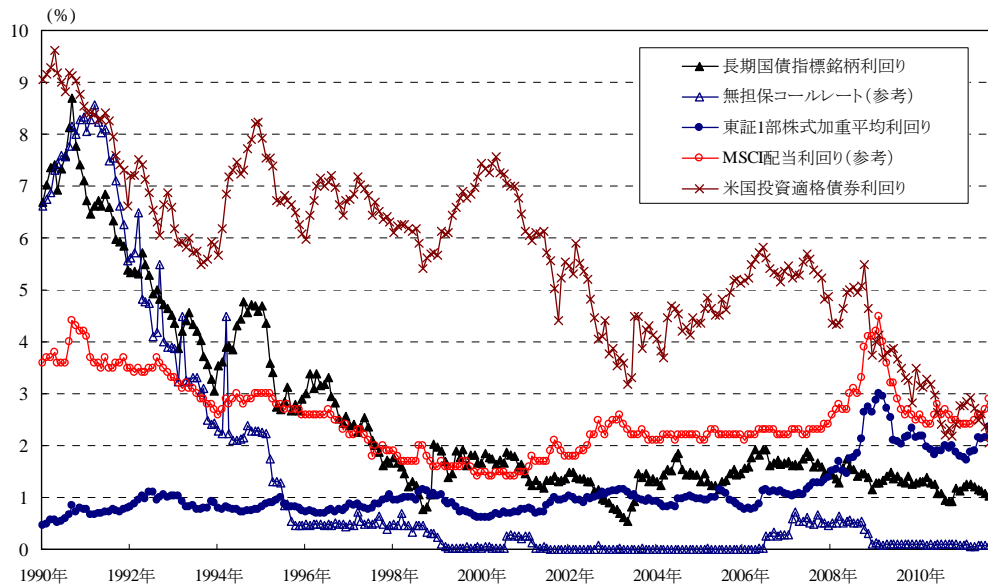
とが分かる（2007年度はやや上向きとなっている）。2007年度では地方銀行で2.2%、第二地銀で2.4%である。一方、有価証券利回りも1997年度以降低下傾向にあるが、その低下幅は貸出金利回りよりも大きい。特に地方銀行の有価証券利回りは1998年度まで貸出金利回りを上回っていたが、2000年度に貸出金利回りを下回るとその格差は広がっている。ただし、2005年度からややその幅が小さくなっている。第二地銀の有価証券利回りも1998年度から貸出金利回りを下回り、その格差が広がっている。このように1990年代半ば以降から地域銀行の有価証券利回りは貸出金利回りよりも低い水準で推移した。このような有価証券利回りの低下は、最大構成比である国内債券の利回り低下による影響が大きいと考えられる。すなわち1990年代初期にまだ金利が高かった時代に購入して保有していた債券が、次々と償還を迎え、その償還金で再投資する際には、ゼロ金利政策導入などによる金利水準低下により、利回りが低下した債券に投資せざるを得なかったことが影響したと見られる。また、信用リスクの最も低い国債の比率が高まったことも利回りの低下に寄与したことも考えられる（このため、有価証券利回りが低い一つの要因になっている可能性もあることは注意が必要である）。ただし、貸出や債券の利回りについては、利息収入だけでなくデュレーションの変化も影響する。井澤・片山[2003]の推定では、2000年前後で都銀の保有国債のデュレーションの短期化が生じる一

方、貸出では 1990 年代末から 2001 年頃まで徐々にデュレーションの長期化が進んだという。地方銀行・第二地銀も同様の調整を行ったと想定すると、金利低下局面を勘案すれば、両利回りには以下のように影響したと見られる。すなわち、①保有債券の短期化により金利低下による損失を限定させる一方、利息収入も低下するために有価証券利回りには低下するように作用し、②貸出金利も当然低下すると見られるが、貸出では長期化が徐々に進行していること、③金利水準低下による貸出金利への反映は、証券投資のように影響が直接的に現れるわけではなく、徐々に反映されていくことから、貸出金利回りは緩やかに低下していったと考えられる。また、株式保有による配当金受取については、景気悪化局面であったために配当金水準も低下する一方、地域銀行は株式保有を減少させていたために、配当金収入は減少していた。このことも、有価証券利回りの低下に寄与したと見られる。以上、証券投資資産の構成や貸出資産の期間構成の変化が、有価証券利回りの動向に影響を与えていることが推察される。

有価証券利回りが貸出金利回りを下回るにも関わらず、預証率上昇・預貸率低下という状況があったことは、地域銀行が必ずしも利回りが有利だから証券投資を増加させたわけではないことにも要因があるのかもしれない。堀江 [2008] も指摘するように、優良な貸出先がないことによって、利回りが低くても証券投資を行わざるを得なかったということもその理由として考えられよう。

ここで代表的な証券資産についての利回りの推移について図表 2 で確認しておこう。尚、各地域銀行が保有する証券投資の資産クラス別の利回りはデータ取得が不可能なので、ここでは各資産クラスの代表指標について見ていく。まず、長期国債指標銘柄利回り（以下、長期国債利回り）は、1990 年 9 月頃を頂点（8.685%）に 90 年代半ばにかけて大きく低下してきていることが分かる。1997 年末頃に 2% を割り込むとその後は 1% と 2% の間で推移している。他方、東証 1 部株式加重平均利回り（以下、株式利回り）は 1990 年代初頭から 1% 前後で推移している。長期国債利回りが低下してきたため、その差が縮小し、時期によっては株式利回りが上回る時期も出てくるなど、1995 年頃までとそれ以後では様相が大きく異なることが分かる。外国債券の利回りを代表する変数として、米国投資適格債券利回り（以下、米国債投資利回り）について見ると、2008 年以降にその水準が低下してきてはいるものの、1990 年代は大体 5 から 8% の間、2000 年代は 3 から 6% の間で推移

図表2 代表的な証券資産の利回りの推移



(注) 月末値を示す。東証1部加重平均利回りは=配当金総額÷時価総額×100で計算している。MSCI配当利回りも加重平均値である。米国投資適格債券利回りはシティ・グループの債券指数による。尚、MSCI配当利回りと米国投資適格債券利回りはいずれもドル建てである。

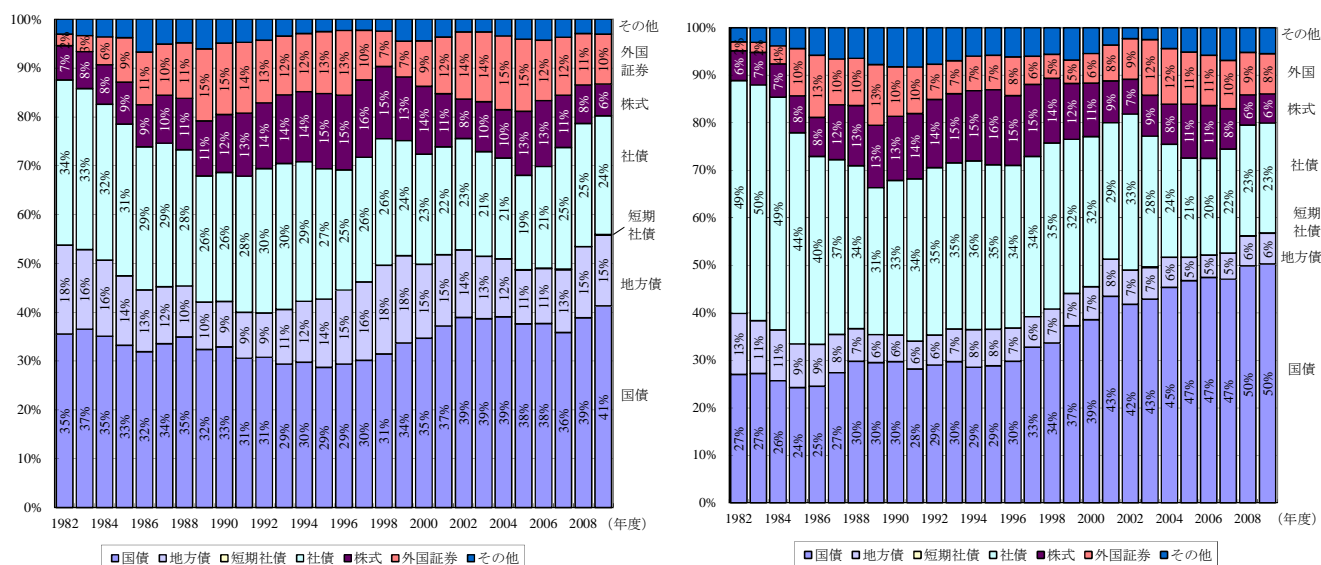
(出所) 日本銀行、東京証券取引所、MSCI、シティ・グループ債券指数より作成した。

してきていることが分かる。また、長期国債利回りが1990年代後半に急速に低下したために、利回り格差は大きく広がった。その後、2000年代になると米国債投資利回りも低下したため、格差は縮小している。ただし、米国債投資利回りは利回り水準は高いが、同時にその変動も高いことが分かる⁶。

次に地域銀行の証券投資の構成について見ていこう。図表3は地方銀行と第二地銀の証券投資の資産構成比を示したものである。地方銀行の証券投資の構成比(左図)では、1997年度頃から国債の比率が31%から拡大し2008年度には41%に達している。社債は1990年代初期には30%程度あったが、その後は縮小気味に推移して2005年度には20%を下回った。その後はやや増加して推移している。地方債の構成比は1990年代以降に増加傾向を示し、1998年度に18%まで達したが、その後やや減少し、社債と対照的な動向を示している。地方銀行の地方債保有比率が高いのは、都銀と比べて地方公共団体との関係等から銀行等引受債(縁故債)などの引受・保有が多いためであり、地方銀行の証券投資の一つの特徴になっていると見られる(代田[2010])。株式の構成比は1997年度頃の15%から2009年度には6%

⁶ 長期国債利回りの標準偏差(月次ベース)は1995年度から2007年度で0.600、米国債投資利回りの標準偏差は1.076であった。

図表3 地域銀行の証券投資構成比の推移 (左：地方銀行、右：第二地銀)



(注) 各年度末時の構成を示す。
 (出所) 日本銀行統計データより作成した。

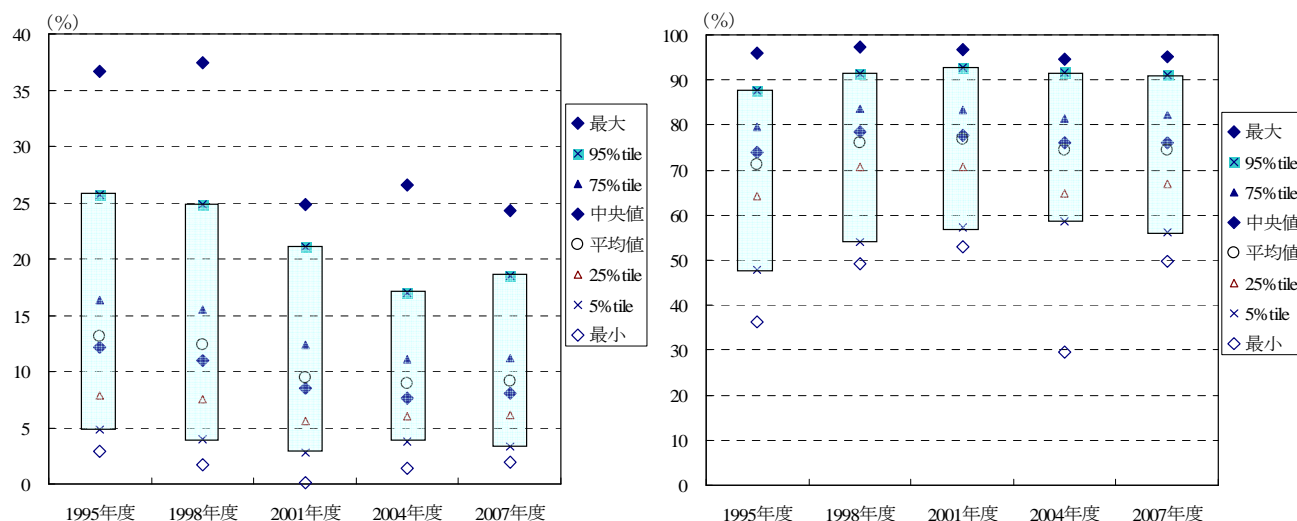
程度にまで縮小している。これは、①1990年代初頭のバブル崩壊後の不良債権処理のために、株式の含み益の実現化を必要としたことから、継続保有する必要性の低い株式から売却を進めたこと、②銀行の株式保有の上限規制や保有株式売却スキームの導入など行政による銀行の株式保有減少への後押し、などが理由として挙げられよう。

また外国証券はやや拡大している(7%→10%)。これは、図表2で見たように1990年代初頭に比べて日本国債と米国債券の利回り格差が広がったことなどを背景に、外国証券投資を行う地銀が出てきたことに加え、CDOなど証券化商品への投資を行う地銀も出てくるなど外国証券投資の中での多様化も反映しているものと見られる⁷。一方、第二地銀(右図)について見ると、やはり国債比率の増加・株式比率の縮小という変化は地銀と同様であるが、第二地銀では国債比率の水準が地方銀行よりも大きく(1997年度34%→2009年度50%)、地方債の比率が地銀よりも小さいことがその特徴となっている(地方銀行:1997年度18%→2009年度15%、第二地銀:1997年度6%→2009年度6%)。

地方銀行や第二地銀で国債の構成比が拡大したのは、①国債は発行量も多いため、流動性も高く投資しやすかったと見られること、②貸出低迷で証券投資に傾斜する

⁷ 野村総合研究所[2007]は外国証券投資を行う地域銀行が多くなる一方、商品内容も証券化商品への投資など広がっていることを伝えている。また代田「2010」も一部の地域銀行での外国証券投資について述べている。

図表4 地域銀行の株式・債券投資構成比の分布（左：株式、右：債券）



（注）地域銀行各行の証券資産全体の中に占める株式・債券の各年度末時での構成比を示す。

（出所）日本銀行統計データおよび日経NEEDSから作成した。

中で、利回りは低位ではあるが安定した収益確保が期待できる債券投資が有効な手段だったこと、③また国債投資は信用リスクもないために、バーゼル規制上も優良資産として保有しやすかったと見られること、などが要因として考えられる。以上のことから、地方銀行、第二地銀の証券投資の構成比から見ると、債券投資がその中心で、中でも国債が特に大きな構成比を持ち、地方債、社債においても株式や外国証券よりも大きな構成比となっている年も多いことが確認できた。

次に地域銀行の株式投資と債券投資について証券投資資産の中での構成比率の分布について見てみよう（図表4参照）。まず株式構成比率は、1995年度で95%tile値25.7%、5%tile値4.8%とする分布を示し、平均値は13.2%、中央値は12.2%であった。それ以後、1998年度から2004年度まで分布は縮小し、平均値・中央値も合わせて低下していることが分かる（2004年度の株式構成比の平均値は8.9%、中央値は7.7%であった）。この株式構成比の分布が縮小していったのは、それまで広範に行なわれていた株式持合いが解消するようになり、株式保有そのものものを縮小しようという動きが地域銀行全般で見られたからである。株式持合いについては後に詳述するが、少なくとも約7割の地域銀行が株式持合いを行い、上場地域銀行の9割以上が行っていたと見られる。

しかし、株式構成比率の分布は2007年度は上方に拡大するようになっている（平均値・中央値もやや上昇している）。これは、一部の地域銀行で株式保有を増加さ

せた動きがあったことが原因であるが、その理由として、この時期は景気拡大局面にあり都銀や地域銀行の自己資本制約が緩和方向にあった中で、「①企業買収を懸念する企業から株式保有要請を受けていることや、②銀行間の競争激化に伴い、企業との金融取引を優位に進めるために、当該企業の株式を取得する動き」（大谷他〔2007〕2頁）などがあったと指摘されている。

他方、債券投資の構成比率の分布は、株式投資の場合とは異なった動向を示している。1995年度は95%tile値87.7%、5%tile値47.9%とする分布であり、平均値は71.2%、中央値は73.8%であった。その後、年を追って95%tile値はやや上昇して推移する一方、5%tile値が切り上がる形で分布は縮小し、2004年度には95%tile値91.7%、5%tile値58.5%、平均値74.4%となっている。2007年度の分布はやや拡大しているが、平均値はほぼ横ばいとなっている。2001年度まで債券投資の中央値・平均値が上昇しているのは、先述のように国債への投資拡大が一因だと見られる。その後、債券の構成比の平均値がやや低下しているのは、金利水準がやや上昇したことによる債券価格下落がある一方、益出しのための売却も一部で見られるなど、債券投資拡大の動きがやや弱まったことを反映しているものと考えられる。

以上のように地域銀行の証券投資は全般的に預証率が上昇する傾向が見られる一方で、その資産構成は1990年代から2000年代にかけて株式構成比の低下と債券構成比の上昇という変化が見られた。また、株式・債券の構成比率の分布等を見ると、地域銀行によってバラツキが見られることも確認できる。株式も債券も構成比の分布は2000年代になるとやや縮小傾向にあるようには見えるが、収束したといえるほどのものではなく、直観的には各銀行による証券投資は必ずしも一様ではないことが確認できた。

3.2. VaRによるリスク分析

次に地域銀行の証券投資のリスク面について分析するため、前節で指摘したリスク管理指標について検討しよう。

銀行のリスクテイクに関する研究では、銀行のリスクをZスコアや銀行株式の市場リスクで評価するものも多い。Zスコアは、一般的には銀行のROAと銀行の株主資本比率の和をROAの標準偏差で除して求めるもので、銀行の支払い能力

(solvency) を観測する指標だと位置づけることができる⁸。他方、銀行株式の市場リスクは、当該銀行株式の投資収益率の標準偏差として定義され、スペシフィック・リスクやトータルリスクなどの指標とともに利用されている⁹。これは市場で当該銀行の株式が取引されている場合は銀行のリスクテイクはその投資収益率の変動となって表れるとの考え方に立脚するものである。このような Z スコアや市場リスクは個別業務ではなく、全銀行業務についての総合的なリスクテイクに関する指標としては有用性が高いと見られるが、個々の業務に関するリスクを個別に取り出すことはできないため、証券投資のリスク評価分析といった目的には利用することはできない。

他方、先行研究でも紹介した VaR は個別業務を評価できる。またバーゼル II でも取り上げられ、既に多くの銀行のリスク管理で実際に利用されるなど実践的な指標でもある¹⁰。このため、本章では地域銀行の証券投資ポートフォリオを VaR で考察していく。証券投資ポートフォリオの VaR は、株式や債券の構成比率と合わせて、それら資産が持つリスクの総量をひとつの指標で表現したもので、地域銀行の証券投資に対するリスクテイクの度合いを示していると見ることができる¹¹。

VaR は以下の式で定義される。各銀行 i の各期 j での VaR_{ij} を考えると、資産クラス k への投資金額を X_{ijk} (すなわち、各リスクファクターへのエクスポージャーを示す)、期待収益率を μ_{ijk} とする。資産クラス 1 から N までの投資金額のベクトルを $X_{ijN} = (X_{ij1}, X_{ij2}, \dots, X_{ijN})$ 、同じく期待収益率のベクトルを $\mu_{ijN} = (\mu_{ij1}, \mu_{ij2}, \dots, \mu_{ijN})$ とおく。さらに、資産クラス 1 から N までの分散共分散行列を Σ_{ijN} とおく。また、 $z_{a,ij}$ を標準正規分布の $(100-\alpha)$ パーセント点、 Δt を投資のタイムホライズンとおくと、

$$VaR_{100-\alpha,ij} \equiv -X'_{ijN} \mu_{ijN} \Delta t + z_{a,ij} \sqrt{X'_{ijN} \Sigma_{ijN} X_{ijN}} \times \sqrt{\Delta t} \quad \dots (1)$$

⁸ Roy [1952] を参照のこと。Z スコアが高ければ銀行経営の安全性が高まるとされ、銀行の収益多様化がもたらす影響等の分析に用いられている。Z スコアは多くの先行研究で利用され、代表的な例として Laeven and Levine [2009] がある。

⁹ この指標で銀行のリスクテイクを分析した代表例として、Konishi and Yasuda [2004] が挙げられる。

¹⁰ 野村総合研究所 [2007] は、地域銀行を含む金融機関に対し、有価証券投資ポートフォリオの実態調査を行っている。有価証券投資の収益計画等において、許容リスク量を定めている割合は、大手行・地方銀行で 79.1%、第二地銀で 69.6% であり、有価証券ポートフォリオの金利リスクの限度枠を VaR により設定している割合は、大手行・地方銀行で 95.3%、第二地銀で 81.8% となり、地域銀行の多くで有価証券投資の管理に VaR を導入していることを浮き彫りにしている。

¹¹ VaR については、その計測方法や VaR を用いたリスク管理方法など数多くの文献が存在する。代表的な文献として山下 [2000] を挙げておく。

となる。

この $VaR_{100-\alpha,ij}$ は各銀行 i の各期 j での証券投資ポートフォリオが持つその時点のリスク量であると同時に、銀行がどのような「リスクテイク」を行なっているかという証券投資行動の事後的評価だとみなすこともできる。すなわち、各銀行 i は各期 j でリスクテイクの量を決める m 個の判断要素 Y_{ijm} を考慮した上で、銀行のリスク許容度 θ_{ij} を決定し、その時点の証券投資ポートフォリオを決定、すなわち $VaR_{100-\alpha,ij}$ で表現されるリスクテイクを決定すると考えることができる¹²。これは(2)式のように表現できよう (ε_{ij} は、予測できないエラー項)。

$$VaR_{100-\alpha,ij} = f(\theta_{ij}(Y_{ij1}, Y_{ij2}, \dots, Y_{ijm}), \varepsilon_{ij}) \quad (2)$$

このようにして表現された $VaR_{100-\alpha,ij}$ は、個々の銀行が様々な判断要素からリスク許容度が異なることによって、それぞれの値をとると考えられる。そしてそれら判断要素は、個々の銀行が置かれた時点や環境、様々な条件から決まってくると考えることができる。

以上のことから、各地域銀行の証券投資に関するリスクテイクの結果がこの $VaR_{100-\alpha,ij}$ という指標に端的に表現されると考え、以下ではこの $VaR_{100-\alpha,ij}$ について分析していくことにする。

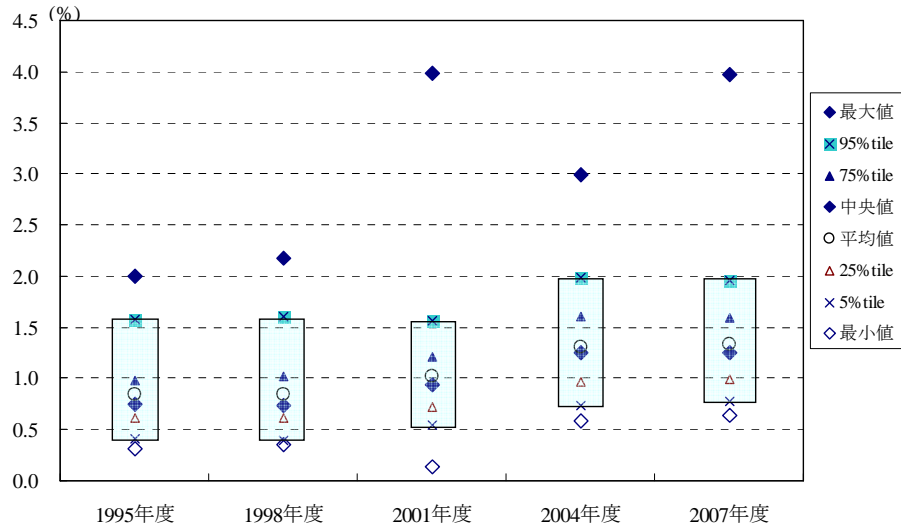
3.3. 地域銀行の証券投資リスク

地域銀行の証券投資に関する $VaR_{100-\alpha,ij}$ (以下 VaR と略す) の推定方法は、(1)式に基づいて推定する (具体的な推定方法については補論 2 を参照)。尚、 VaR は通常金額ベースで表現される。このため、各地域銀行の経営規模を考慮して標準化するために、推定した VaR を各期各行の総資産額で除した比率 (これを VAR 比率と呼ぶ) を用いて分析していく。

VAR 比率の分布状況を図表 5 で見ていこう。1995 年度は平均値 0.85% (中央値 0.74%) で、1998 年度までは分布はほぼ横ばいで推移し、2001 年度に分布は縮小している。しかし、平均値 (1.01%)・中央値 (0.94%) はやや増大し、地域銀行の証券投資におけるリスクテイクが増大していることが示唆される。その後、2004

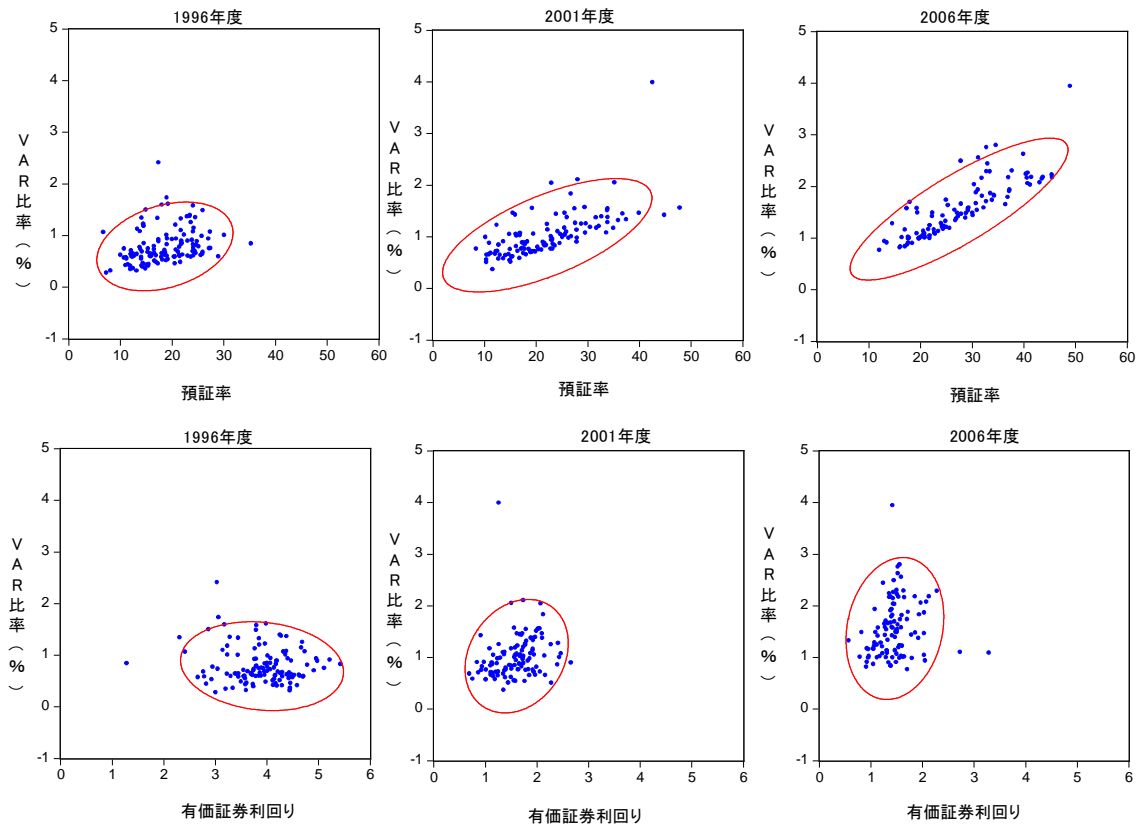
¹² 高木 [2008] は、銀行の証券投資に関し、自己資本比率によって効用を得る関数を想定して分析している。

図表5 地域銀行のVAR比率の分布



(注) VAR 比率は各期各行の地域銀行の証券投資に関する VaR を各期各行の総資産額に対する比率で計測したものを示す (以下同)。補論 1、2 も参照されたい。
 (出所) 日本銀行統計データおよび日経 NEEDS 等より作成した。

図表6 地域銀行のVAR比率と預証率(上図)・有価証券利回り(下図)の分布



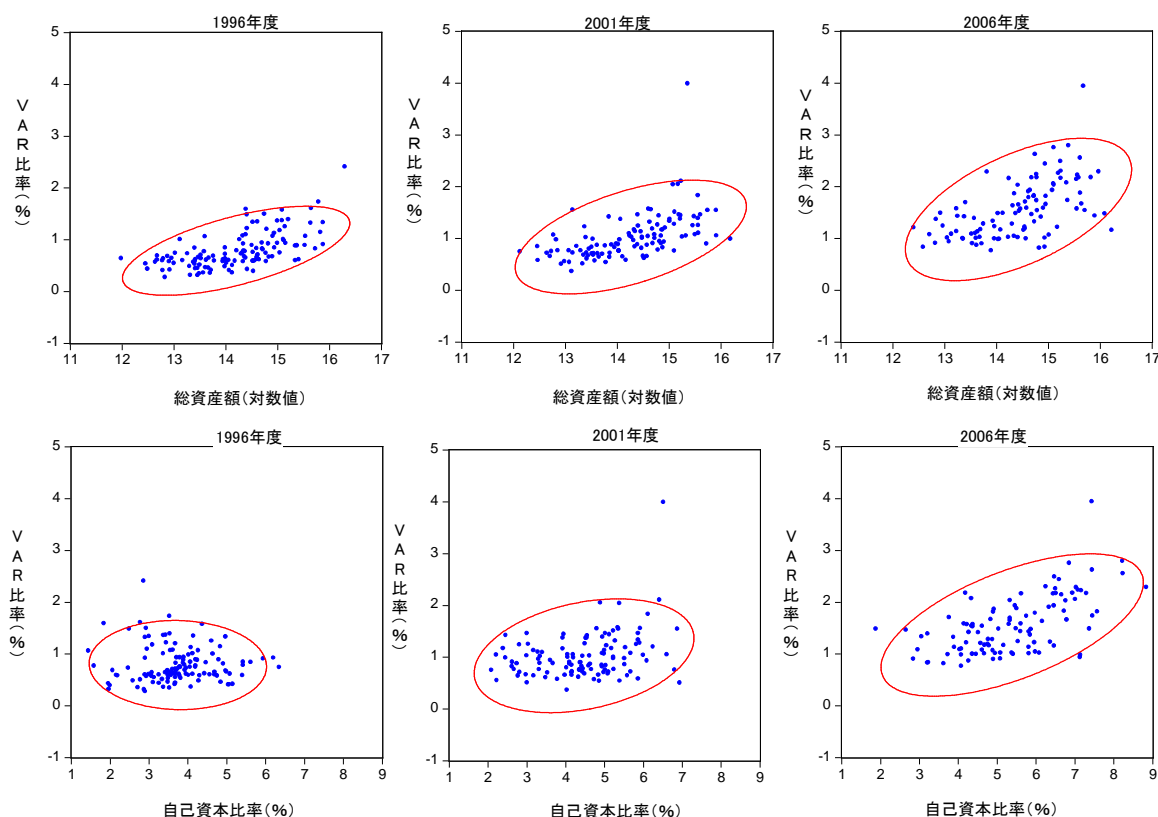
(注) 図中の楕円は95%の信頼区間を示す。データの詳細については、補論 1、2 を参照されたい。
 (出所) 日本銀行統計データおよび日経 NEEDS 等より作成した。

年度、2007 年度と平均値・中央値は増加し、その傾向が継続していることが示唆される(2004・2007 年度の平均値は 1.31%、1.33%、中央値は共に 1.25%であった)。これは図表 4 でみた証券投資の構成比率の推移と考え合わせると興味深い。すなわち、個々の資産ではリスクが大きい株式投資比率を縮小し、リスクの小さい債券投資比率を拡大させたというのが大方の地域銀行の行動であった。しかし、ポートフォリオ全体のその平均的なリスク量で見ると、逆にその水準は上がっているのである。たとえば、個々の資産のリスク(分散)に変化はなかったとしても、ポートフォリオ全体の投資金額が増大することによって VAR 比率は増大するし、あるいは個々の資産のリスクの変化も VAR 比率の変化にも影響するため、変動の要因は複雑となる。これらのことはまた後で検討する。

次に、地域銀行の VAR 比率と様々な指標との関係について、個別銀行の分布状況から考察していこう。まず、図表 6 の上図は 1996、2001、2006 年度の VAR 比率と預証率の分布についてみたものである(図中の楕円は 95%の信頼区間を示す。以下同)。まず預証率は 1996 年度以降、広がってきていることが分かる。預証率は平均的に上昇傾向にあることを先に確認したが、その分布も広がってきており、地域銀行により証券投資行動に差異が大きくなっていることを窺わせる。預証率と VAR 比率の関係は、1996 年度時点では明確ではないが、2001、2006 年度では預証率が上昇するほど VAR 比率も増加する傾向が窺える。またその傾向は 2006 年度でより明確になっている。図表 3 で、債券投資の増加・株式投資の減少傾向の推移を見たが、預証率が上昇する方向で分布が広がっていることから、債券投資を中心に預証率を引き上げて証券投資のリスクテイクを増加させる地域銀行が多くなったことが窺われる。その一方で、リスク水準自体はあまり大きく増加していないことから、地域銀行は全体的なリスク量は抑制していたと推察される。

図表 6 の下図で VAR 比率と有価証券利回りの分布について見てみよう。1996 年度においては、有価証券利回りと VAR 比率の関係は右肩下がりの傾向にあり、利回りが低い地域銀行ほどリスクが高い傾向がある。これは図表 2 で見たように、1990 年代までは株式投資の利回りは長期債利回りをほとんど下回っているため、株式の構成比率が高い地域銀行ほど、有価証券資産全体の利回りが低くなる。このため、株式の構成比率が高い地域銀行は当然 VAR 比率も高くなることから、有価証券利回りとリスクテイクの関係は負の相関になったのではないかと推察される。

図表7 VAR比率と総資産額(上図)・自己資本比率(下図)の分布



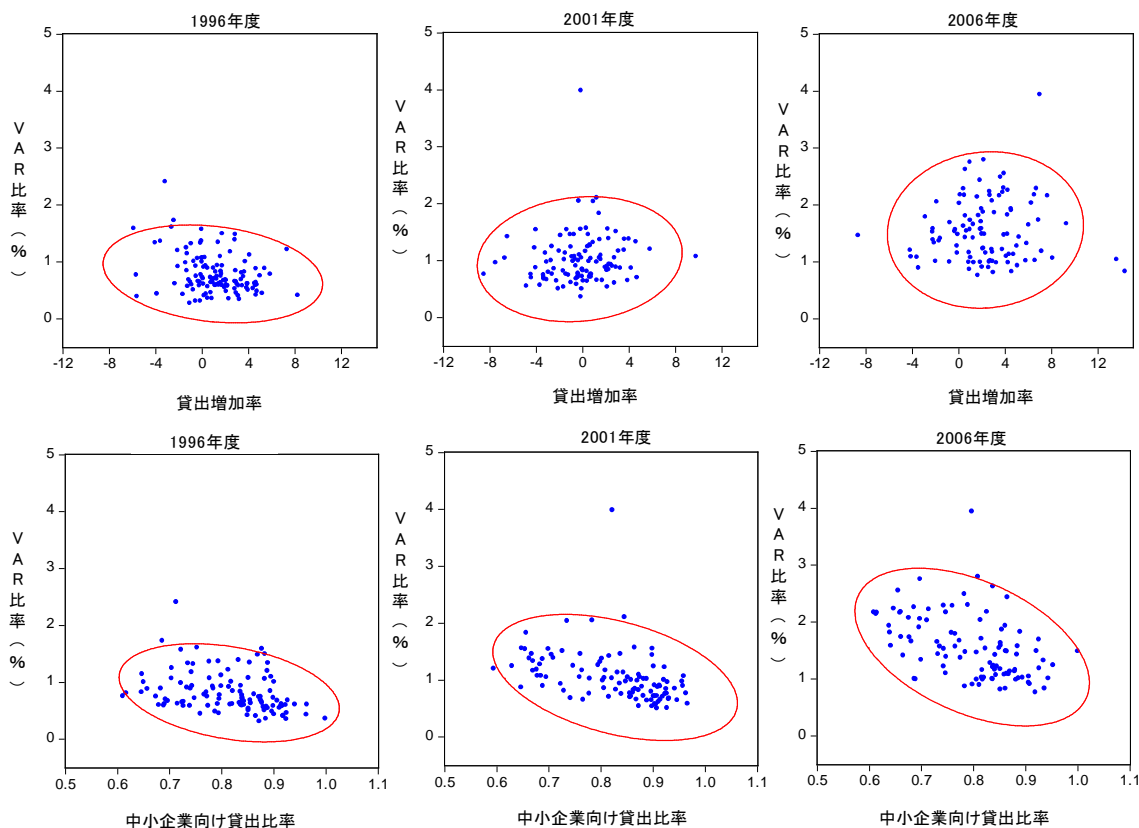
(注) 図中の楕円は95%の信頼区間を示す。データの詳細については、補論1、2を参照されたい。
 (出所) 日本銀行統計データおよび日経NEEDS等より作成した。

しかし、2001年度はVAR比率と有価証券利回りの関係に一定のものは窺えず、2006年度はやや右肩上がりに変化してきているようにも見えるが、両者の関係はあまり明確ではない。

次に、VAR比率と総資産額(図表7上図)について見てみよう。各年の分布を見ると、全体的に楕円はやや右肩上がりで、総資産額が拡大すると、VAR比率が上昇する傾向があることを示唆する。またその関係は2001、2006年度でその傾きが急になってきていることが窺える。これは総資産額が大きくなるほど、証券投資でのリスクテイクもより大きくなることを示唆すると見られる。

VAR比率と自己資本比率(図表7下図)について見ると、1996年度は楕円はほぼ横向きで両者の相関関係はあまり見られなかった。2001年度になると楕円の傾きがやや右肩上がりになり、2006年度には楕円の傾きがより急になってきている。このことは、自己資本比率で示される財務状況が良好な地域銀行ほど、リスクテイクがより大きくなることを示唆する。そして、2000年代にはその傾向はより鮮明

図表8 VAR比率と貸出増加率（上図）・中小企業向け貸出比率の分布（下図）



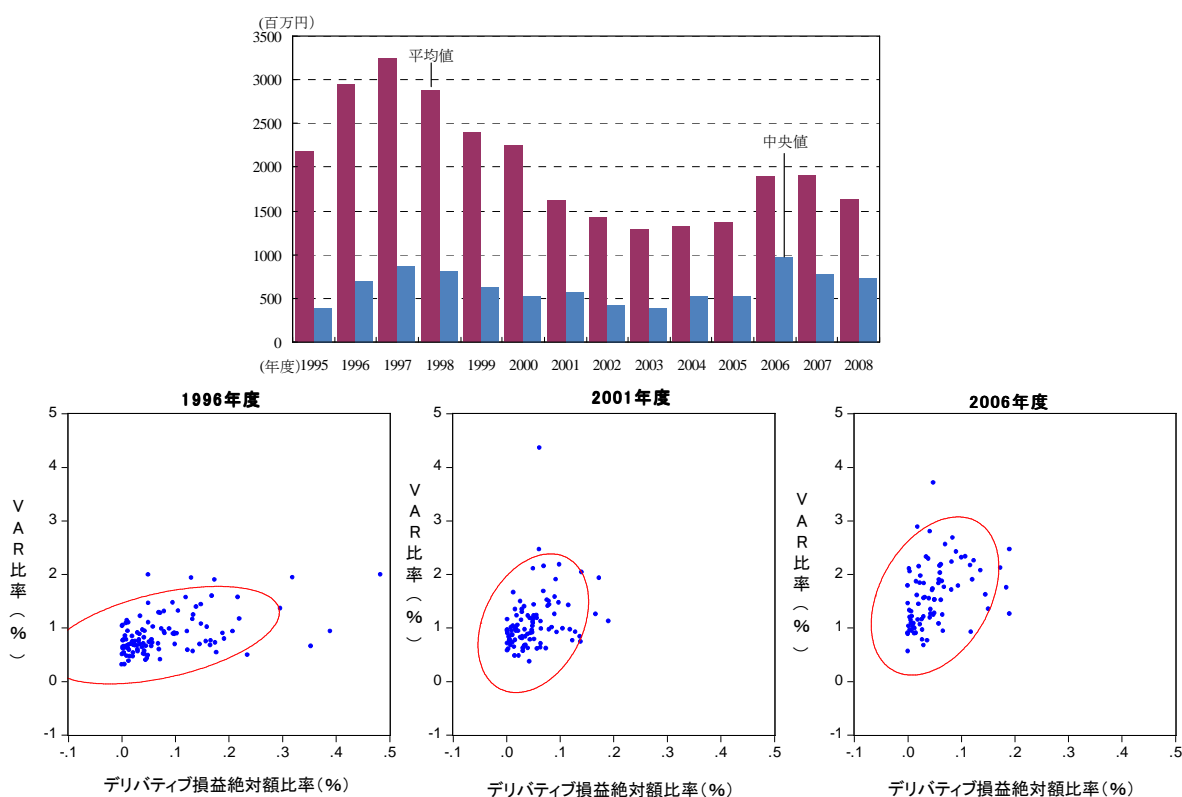
(注) 図中の楕円は95%の信頼区間を示す。データの詳細については、補論1、2を参照されたい。
 (出所) 日本銀行統計データおよび日経NEEDS等より作成した。

になったことを示している。また、図表6でみたように預証率が大きくなる地域銀行が増加し、それによりリスクテイクの量も地域銀行によって格差が開くようになってきたが、図表7と考え合わせると、そのようなリスクテイクを大きくとり、預証率の高い地域銀行は自己資本比率の高い地域銀行ではないかと推察されよう。

次に、図表8上図で貸出増加率（対前年貸出総額の増加率）とVAR比率について考察しよう。両者の関係は、1996年度ではやや右肩下がりの関係が窺える一方、2001年度、2006年度はあまり関係がなくなっているように見える。1990年代においては不良債権の増加と景気低迷によって、貸出増加率はマイナスの地域銀行も多く見受けられ、全般的に低水準となったが、貸出が低迷する（貸出増加率の低い）地域銀行ほど、証券投資に資金を向けざるを得ないために、右肩下がりの関係になったのではないかと見られる。一方、2000年代においては、両者の関係は不分明であり、この図表による観察からは明確なことは言えない。

他方、中小企業向け貸出比率（＝貸出総額における中小企業向け貸出額の比率）

図表9 デリバティブ損益絶対額の平均値推移と VAR 比率とデリバティブ損益絶対額比率の分布



(注) 図中の楕円は95%の信頼区間を示す。データの詳細については、補論1、2を参照されたい。
 (出所) 日本銀行統計データおよび日経NEEDS等より作成した。

とリスクテイクの関係は右肩下がりとなっている。中小企業向け貸出比率が高い地域銀行ほど、貸出資産の信用リスクが高いため、証券投資ではリスクテイクを抑制するように作用したのではないかと見られる。また、楕円の勾配は2000年代以降に急になってきている。これは、中小企業向け貸出リスクと証券投資でのリスクテイクの関係がより感応的になってきたことを表し、リスク分析や管理が進展して、中小企業向け貸出リスクに敏感に反応するようになったことを示しているのかもしれない。

最後に、地域銀行のデリバティブ取引の利用とVAR比率の関係について考察しよう。1990年代後半以降の地域銀行のデリバティブ取引は、スワップ取引を主に利用し、その目的も金利リスク等のヘッジが大半だったと見られる¹³。地域銀行が

¹³ 日本経済新聞 [1995] は、地方銀行や第二地銀のデリバティブの利用が伸びていること、その利用は金利リスク管理が中心であり、金利変動に伴う利鞘稼ぎ（いわゆる投機）を狙った利用には慎重であることを伝えている。また、日経金融新聞 [1996b] はデリバティブの利用実態調査の結果、地方銀行の金利スワップの利用は100%であり、第二地銀も87.5%が利用していることを伝えている。その他では債券先物（それぞれ95.9%、

どの程度デリバティブ取引を行ったかを見るために、取引規模を示す代理変数として「デリバティブ損益絶対額」を導入する。これは、デリバティブ取引が簿外取引であることを鑑み、「各行のデリバティブ取引による収益額と損失額の絶対値の和」として定義したものである。図表9上図は、銀行別に計算したデリバティブ損益絶対額の各年度での平均値と中央値の推移を示している。これを見ると、「デリバティブ損益絶対額」の平均値は1990年代後半にかけて増大するものの、1998年度以降に減少し、2006年度から再び拡大したことが分かる。1990年代後半に地域銀行のデリバティブ取引が増加したのは金利スワップの利用が拡大したことが主な要因である。すなわち、1997年度前後は、長期金利が2%を割り込むなど、歴史的な低水準だと言われ、その後の金利先高予想が高まった時期である。資金の借り手である事業会社は、固定金利での資金調達を地域銀行に要請し、各地域銀行も地方で攻勢を強める都銀との競争上、その要請に応じざるを得なかった。しかし、同時に地域銀行も金利の先高を予想していたことから、金利上昇リスクをヘッジするために、固定金利放出・変動金利受取のスワップ取引を多く行なったのである。その結果、金利スワップ取引を行なう地域銀行数とその取引金額が増加し、その損益額も増加したものと見られる¹⁴。その後、1998年度以降はデリバティブ損益絶対額の平均値（および中央値）が減少している。これは、金融緩和が長期化し長期金利が低位で維持されるという予想が地域銀行の間で定着していったことが背景にある。金利が上昇しないという確信が強まった結果、保証料を払ってまでヘッジを行なう必要性は乏しいとの判断から、デリバティブ取引を減少させていったと見られる¹⁵。尚、いずれの時期でも、デリバティブ損益絶対額の中央値は平均値を大きく下回っていることが分かる。これは、その分布の裾野は額が大きい方に広いことを示唆する。すなわち、デリバティブ取引を多く利用する地域銀行ほど、損失額・利益額が大きくなるため、損益絶対額が大きく、あまり利用しない地域銀行との格差が大き

83.3%) やユーロ円先物 (85.7%、47.9%) などの利用が高かったという。

¹⁴ 日経金融新聞 [1996a] は利上げ予測を背景に固定金利の融資が増加し、銀行はスワップを利用して金利を固定していることを伝えている。

¹⁵ 日本経済新聞 [2003] は、「金利変動リスクを回避せずに長期国債を定量に保有する地域銀行も多いが、政府日銀が金利を抑え続けるとの見方が浸異しており、コストをかけてリスクを回避する動機が働かない。」と述べ、スワップ先物取引を利用しない金融機関が多いことや、「そもそも金融先物市場から離れてしまった金融機関も多い。1999年に日銀がゼロ金利政策を導入した当時から取引をためている関西系地域銀行は、金融先物に担当をおいておらず、円金利スワップ先物に参加するか議論にもならなかった。」と述べ、デリバティブそのものを実施しない地域銀行もあることを示唆する。日経金融新聞 [2004] も同様に超低金利の影響により、金利変動リスクを回避する金利スワップのニーズが低迷していることを伝えている。

くなったためだと考えられる。

次に、各行のデリバティブ損益絶対額を総資産額で除した比率を「デリバティブ損益絶対額比率」として、VAR 比率との関係について図表 9 下図で見てみよう。1996 年度ではデリバティブ損益絶対額比率は横に広がって分布していることから、地域銀行によってデリバティブ取引の利用度合いが大きく異なることが推察される。また楕円の傾きは右肩上がりであり、デリバティブ損益絶対額比率が大きい地域銀行ほど、証券投資でのリスクテイクも大きい傾向があるように見える。他方、2001 年度および 2006 年度のデリバティブ損益絶対額比率の水準は 1996 年度に比べて大きく下回って分布しているが、楕円の傾きはより大きくなっているように見える。デリバティブ取引が多い地域銀行ほど、リスクヘッジを行なった結果、証券投資（債券投資）でのリスクテイクを多くとることができたと解釈できよう。ただし、先に見たように地域銀行全般ではデリバティブ取引の利用は 2000 年代には減少してきていることは注意を要する。

以上、VAR 比率と各種指標との関係について見てきたが、地域銀行のリスクテイクに関し、多くの知見が得られた。しかし、これら分析は 2 変数間の関係を見たものでしかない。さらに詳細に分析するためには、多変数による推定が必要である。次節では VAR 比率についてパネル・データを用いた分析を行う。

4. リスクテイクの分析モデルと推定結果

4.1. 分析モデル

本節では、VAR 比率を被説明変数とする推定式を考える。これは地域銀行の証券投資に関するリスクテイク行動に影響を与えた要因について考えることを意味する。各要因（説明変数）については以下のように考えた。

一般的に、リスク許容度（リスク回避度）は投資家が保有する資産（富）の関数であることが示唆される。米澤・丸 [1984] は日本の家計の資産保有に関するデータを用いて、リスク回避度について推定し、富の水準が高くなるにつれて危険資産の保有比率が高まることを確認している。同様に、森 [1995]、松浦・白石 [2004]、木成・筒井 [2009] も家計における危険資産保有比率の決定要因について分析し、金融資産額が多いほど危険資産保有比率が高くなることを示唆している。企業や銀行といった家計以外の投資主体については、先述の Francis [1978] は銀行のリス

図表 10 記述統計

変 数	平均値	中央値	最大値	最小値	標準偏差	サンプル数
VAR比率	1.066	0.963	4.362	0.276	0.495	1616
不良債権比率	1.505	1.196	15.282	0.029	1.189	1616
自己資本比率	4.361	4.275	8.840	0.667	1.239	1616
コア業務純益増加率	75.612	-2.371	95650.000	-1453.664	2490.712	1485
総資産額(対数値)	14.273	14.365	16.326	11.917	0.884	1616
利回り実績	-0.276	-0.426	2.944	-4.989	1.043	1485
中小企業貸出比率	0.815	0.836	1.002	0.563	0.091	1516
貸出増加率	0.855	0.855	31.832	-31.105	3.861	1485
デリバティブ取引損益絶対額比率	0.057	0.038	0.696	0.000	0.066	1406

(注) データの出所に関しては補論 1 を参照されたい。

クテイクが規模別に異なるとして推定し、また橘木・尾崎・笠松 [1997] も信託銀行の資産選択において総資産の増加は証券資産を増加させることを確認している。以上の研究から、総資産規模（総資産額）はリスクテイクに正の影響を与えて証券資産保有を増加させるものと考えられる。そこで、本研究でも総資産額（対数値）を説明変数として採用する。

また、地域銀行が経営行動の一環として証券投資を行う以上は、やはり地域銀行の経営財務状態が証券投資のリスクテイク行動に影響を与えることが考えられよう。Konishi and Yasuda [2004] は銀行の Franchise Value が、銀行のリスクに影響することを示唆している。この視点から考えれば、各行の経営状態が良好な状態にあるのか、悪化した状態にあるのかによって、経営者のリスクに対する態度は影響されると考えられよう。このため、銀行経営の安全性を示す要因として、自己資本比率、成長性を示す指標としてコア業務純益増加率を説明変数に採用する。

次に、証券投資利回りと貸出利回りの差（以下、これを「利回り実績」と呼ぶ）は、過去の実績ではあるが証券投資の有利性を示す変数だとして採用する¹⁶。

地域銀行の主力業務である貸出の状況は、銀行経営を通して、証券投資のリスクテイクに影響を与えることが考えられる。このため、先ず貸出総額そのものの伸びである貸出増加率を説明変数に採用する。貸出の内容については不良債権比率を採用する。ただし、不良債権比率は、実際に信頼するに足る数値として厳密に計測されるようになったのは、1998 年度以降であることから、1990 年代の推定には利用

¹⁶ 証券投資リターンの期待値がポートフォリオ決定の重要要素であることは当然考えられるが、個別行の過去の各年度時点での期待リターンを得るのは困難であった。ほかにも、それぞれの銀行が直面する借入利率や調達コストに相違があり、それがリスクテイクに影響するという事も十分考えられる。しかし、それら変数は各地域的要因や各地域の個別要因として考えられるとして、説明変数としては取り扱わなかった。

することができない。このため、代理変数として、個別貸倒引当金を貸出総額で除した値を利用している¹⁷。さらに、中小企業向け貸出の大きさが潜在的な信用リスクの大きさを示すものとして、中小企業貸出比率（＝中小企業向け貸出額÷貸出総額）を採用する。

最後に、地域銀行のデリバティブ取引の利用はヘッジ目的が多いことを指摘したが、このようなデリバティブによるヘッジの利用が主に金利変動リスクに対する態度を示すと考えられることから、証券投資でのリスクテイクとも当然関連すると考えられる。このため、デリバティブの利用の有無を示すダミー変数（デリバティブ取引あり＝1、なし＝0）を採用する。

図表 10 で推定に用いる各変数の記述統計量を示す。尚、各変数の出所やデータの加工方法の詳細については補論 1 の詳細を参照されたい。ここで用いたデータセットは地域銀行として 129 行（1995 年度）、時系列方向は 1995 年度から 2007 年度から構成される。ただし、期中で破綻した地域銀行は破綻後にサンプルから欠落する一方、合併・統合が起きた場合には、それまでの銀行とは別の銀行であると認識して取り扱っている。よってこのパネル・データはアンバランス・パネルデータとなる。推定方法については、証券資産を保有しない（被説明変数がゼロ）地域銀行が多い場合には、係数にバイアスが生じるため、Tobit 法などで推定する必要がある。しかしながら、ここで分析対象とした地域銀行はいずれも証券資産保有はゼロではなかった。このため、証券資産保有がゼロによる推定上の障害はないと考える。そこで推定方法はプーリング推定、パネル・データ推定および GMM 推定を行った。ただし、GMM では被説明変数の 1 期前の変数を説明変数に加えてダイナミック GMM の 1 つである Arellano and Bond [1991] で提案された方法を用いて推定を試みた。Arellano and Bond [1991] の方法は、第 1 章の分析でも採用している。そこで採用した杉原・笛田 [2002] が示唆する方法を本章の分析でも適用して、2 段階（one-step 及び two-step）で求めた推定量のうち、係数は two-step、t 検定等は one-step を利用する¹⁸。また、2 階の系列相関の検定（AR(2)）に際しては one-step ものを利

¹⁷ 公表されているリスク管理債権額はここで対象とする期間にわたって整合的な数字を得ることは難しいこと、個別貸倒引当金は個別の実質的な損失分に対して引き当てられることから、不良債権の実体を正確に反映していると考えられるからである。小川 [2003] もこの方法で不良債権比率の指標として使用している。ただし、この指標を不良債権比率とすると積んだ分のみを対象としているといった問題もあり、その点は十分留意すべきである。

¹⁸ 杉原・笛田 [2002] でも指摘するように、one-step と two-step の推定では係数の符号が変わってしまうこと

用した。

推定期間については、第1章と同様に1990年代(1995～2001年度とする)と2000年代(2002～2007年度とする)を対比する形で期間を区分して推定を行った。

4.2. 1990年代を対象とした推定

図表11は1990年代を対象とした推定結果を示したものである。まず、地域銀行の経営関連指標を示す変数から見ていくと、自己資本比率はプーリング推定以外では正で有意となっている。このため、銀行経営の安全性が高まると証券投資でのリスクテイクが高まることが示唆される。他方、不良債権比率は全ての推定で正で有意となっている。不良債権の増加は、貸出資産の劣化であり、銀行の貸出業務の拡大を慎重にせざるを得ないように作用すると考えられる。このため、不良債権比率の増加により、貸出の抑制と代わって証券投資に傾斜するようになるために、プラスの効果をもたらしたのではないかと考えられる。

総資産額の係数はいずれのモデルでも正で有意となっている。地域銀行においても総資産規模が大きくなるほどリスク許容度が高まり、リスクテイクの度合いが高まるものと解釈される。このことは図表7や先行研究の結果と整合的である。

中小企業貸出比率の係数はランダム効果推定で負で有意となっている。中小企業向け貸出は大企業向け貸出よりもリスクが大きいことから、中小企業向け貸出比率が高いところほど、貸出リスクを多く負うと推察され、その結果、証券投資でのリスクテイクに負の作用をもたらしたのではないかと見られる。コア業務純益増加率、貸出増加率は有意ではなくその効果はあまり明確には表れてはいない。

次に、デリバティブ取引実施ダミーはいずれの推定でも正で有意であった。先に、地域銀行のデリバティブ利用はスワップが多く、またその内容もヘッジ目的が多かったことを指摘したが、ヘッジを利用していた地域銀行は、金利リスクをヘッジできたために、証券投資(特に、債券投資)でのリスクテイクを多くとることができたのではないかと推察される。

最後に利回り実績を見ると、いずれの推定でも負で有意となっている。これは、利回り実績の低い地域銀行ほど、証券投資でのリスクテイクが大きくなることを示す。通常ならリスク水準が高くなると要求する利回りも高くなることが想定される

もある。その場合、係数とt値の符号が異なってしまう。ただし本章の分析ではその傾向は見られなかった。

図表 11 1990年代の推定結果

被説明変数:VAR比率	1990年代(1995~2001年度)					
	プーリング		ランダム効果		GMM	
	A	t値	B	t値	C	t値
VAR比率(-1)					-0.047	(-0.555)
自己資本比率	0.013	(0.409)	0.077	(2.026) **	0.160	(3.137) ***
不良債権比率	0.022	(1.989) **	0.030	(2.211) **	0.035	(2.105) **
貸出増加率	-0.003	(-1.014)	0.001	(0.290)	0.007	(0.694)
コア業務純益増加率	0.000	(-0.993)	0.000	(-1.002)	0.000	(1.379)
総資産額	0.289	(16.483) ***	0.241	(5.161) ***	3.077	(3.233) ***
利回り実績	-0.120	(-7.143) ***	-0.117	(-6.724) ***	-0.144	(-3.988) ***
中小企業貸出比率	-0.188	(-1.437)	-0.990	(-2.064) **	0.503	(0.351)
デリバティブ取引実施ダミー	0.035	(3.545) ***	0.032	(1.928) *	0.097	(2.163) **
サンプル数	780		780		432	
銀行数	119		119		112	
Adj R-sq/Sargan	0.371		0.368		12.951 [0.373]	
AR(2)					0.059 [0.461]	
Hausman Test			0.000 (1.000)			

(注)

1. GMM はダイナミック GMM による推定である。定数項と時間ダミーの係数は掲載省略した。
2. アンバランスド・パネルデータとなる。各変数の(-1) は 1 期前を表す。
3. 括弧内は t 値を示す。***は 1%、**は 5%、*は 10%水準で有意を示す。
4. プーリング推定とランダム効果モデル推定では自由度修正済み決定係数 (Adj R-sq) を示す。GMM 推定では Sargan として過剰識別制約に関する検定 (帰無仮説は過剰識別が満たされる) を示す。[]内は p 値を示す。
5. AR(2) は 2 階の系列相関に関する検定を示す (一段階推定の結果、帰無仮説は系列相関無し)。GMM 推定の t 値は一段階推定の結果である。推定された係数は二段階推定の結果である。
6. GMM (モデル C) の操作変数は説明変数の階差である。VAR 比率は 2 から 3 期ラグ、自己資本比率、貸出増加率、総資産額は 1 期および 2 期ラグ、不良債権比率、利回り実績、中小企業貸出比率はラグなし及び 1 期ラグ、デリバティブ取引実施ダミーはラグなしを採用した。

ため、ここでの結果はそのような想定とは逆となっている。この点について考察してみよう。この時期の銀行の株式所有は政策目的が多く、同時に株式持合いも多かったことが伝えられている¹⁹。株式持合いが必ずしも政策目的での保有を意味するわけではないが、安定株主の確保や、銀行と企業の関係緊密化があることが政策目的であるため、株式持合いはほぼ政策目的のためであったと見て差し支えなからう²⁰。政策目的なら保有株式の利回りやリスクを重視していなかった可能性がある。図表 12 は 1996 年度に上場している地域銀行 97 行のうちの株式持合いを行っている地域銀行 (88 行) の状況を集計した結果である。この年の地域銀行数は 129 行なので、少なくとも約 7 割の地域銀行が株式持合いを行い、上場地域銀行の 9 割以

¹⁹ 株式持合い等については、橘木・長久保[1997]、宮島・黒木[2003]等を参照されたい。

²⁰ 地域銀行の株式保有や持合いについては第 4 章でも述べている。

図表 12 1990年代の利回り実績に関する分析

(A) 株式持合いと株式構成比		
地域銀行数		126
持合いが認められた銀行数		88
地域銀行数	株式構成比	t値
株式持合いなし	38	10.26 -2.592
株式持合いあり	88	13.52

(B) 株式持合いを行なう地域銀行		
持合い先数 (件)	持合い株式の 時価総額 (億円)	
平均	20.58	224.06
中央値	11.00	68.90
標準偏差	30.50	453.09
最小	0	0.00
最大	240	2,930.14
合計	1,811	19,717.11
持合いが認められた銀行数		88
持合いがあった銀行の株式保 有時価総額		22,529.07
全上場銀行数		97

(C) 単回帰					
被説明変数		株式構成比			
説明変数	定数項	(t値)	係数	(t値)	Adj. R-sq.
持合株式の時価総額†	-1.907	-0.581	1.775	4.802	0.204
株式持合いの先数	10.991	13.956	0.123	5.711	0.267
(注)†は対数変換					
被説明変数		有価証券利回り			
説明変数	定数項	(t値)	係数	(t値)	Adj. R-sq.
株式構成比	4.306	37.359	-0.032	-3.959	0.105
被説明変数		利回り実績			
説明変数	定数項	(t値)	係数	(t値)	Adj. R-sq.
株式構成比	1.220	8.279	-0.026	-2.528	0.041

(注) 1996年度末時点。株式持合いについては、有価証券報告書、大株主情報データ（東洋経済新報社）から東京証券取引所、大阪証券取引所、名古屋証券取引所に上場している地域銀行について大和総研が計測した資料をもとに分析している。

上が行なっていたことになる。また株式持合いを行っていた地域銀行の保有株式の時価総額 2 兆 2371 億円のうち、持合いとなっていた株式は 1 兆 9717 億円で約 88% であり、地域銀行は平均して 20.58 件の株式保有先と持合いを行っていた。

ここで、地域銀行の有価証券資産に占める株式構成比（以下、「株式構成比」と略す）について、株式持合いをしていた地域銀行としていなかった地域銀行で平均値の差の検定を行なったところ、株式持合いをしていた地域銀行の「株式構成比」が有意に高いとの結果が出た（図表 12(A)）。また株式持合いと「株式構成比」との関係について回帰分析を行うと、株式持合いによる株式時価総額が大きいほど、また株式持合いを行なっている先数が多いほど、「株式構成比」が高くなる傾向があることが分かる（図表 12(C)）。また、「株式構成比」と有価証券資産の利回りや利回り実績との間には、負の相関があることも分かった。図表 2 で見たように、1990年代は株式の配当利回りが債券の利回りよりも著しく低いため、「株式構成比」が高い地域銀行ほど、「利回り実績」が低くなったと見られる。他方、「株式構成比」が高いことは当然証券投資でのリスクテイクが高くなることを意味するため、「利回り実績」とリスクテイクの間で負の関係となったと見られる。第 4 章でも述べるが、株式持合いの解消が本格化するの、1990年代末頃から 2000年代初頭である。それまでは、「利回り実績」が低下し、リスクテイクが大きくなったとしても、株

式保有の維持を優先した証券投資行動がまだあったと見られる。以上のことによつて、1990年代の利回り実績と証券投資のリスクテイクには負の相関があったものと見られる。

4.3. 2000年代を対象とした推定

2000年代を対象とする推定結果は図表13のようになる。自己資本比率はすべての推定で正で有意となっている。このため、1990年代から引き続き、銀行経営の安全性が高まると証券投資でのリスクテイクが高まることが示唆される。他方、不良債権比率はGMM推定で正で有意となり、それ以外は有意ではなかった。2000年代には地域銀行においても不良債権処理が進行した結果、その影響が小さくなったためだと推察される。ただし、GMM推定で正で有意なのは、1990年代と同様に、不良債権比率の増加は、貸出から証券投資に傾斜するように作用することを示すと見られる。

貸出増加率はランダム効果推定とGMM推定で正で有意となっている。図表8の観察からは、2000年代に貸出増加率と証券投資のリスクテイクの関係は不分明のように窺われたが、図表13の結果から、貸出増加率は正の作用があることが確認された。貸出と証券投資は地域銀行の資産構成において、トレードオフの関係にあるが、預金が拡大すると、両資産ともに金額的には拡大する場合もありえる。2000年代になって景気が回復し、貸出増加率も上昇するようになる一方で、預証率の上昇傾向が続いていたことから分かるように、証券投資も増加していったことから、両者のトレードオフの関係が表れずに、貸出増加率とリスクテイクは正の関係になったのではないかと見られる。

コア業務純益増加率はプーリング推定でのみ正で有意となった。このため説明力はあまり高くはないが、利益成長性が高い地域銀行ほど、リスク許容度が大きくなり証券投資におけるリスクテイクも多く負うことができたものと推察される。

総資産額の係数は全ての推定で正で有意となり、1990年代と同じ結果となった。やはり資産規模が大きいほど証券投資のリスクテイクは大きくなっていると解釈される。

利回り実績は、プーリング推定、ランダム効果推定では正で有意となる一方、GMMでは有意ではなかった。これは1990年代と逆の結果であるが、想定される

図表 13 2000 年代の推定結果

被説明変数:VAR比率	2000年代(2002~2007年度)					
	プーリング		ランダム効果		GMM	
	D	t値	E	t値	F	t値
VAR比率(-1)					-0.104	(-0.539)
自己資本比率	0.128	(7.782) ***	0.209	(5.700) ***	0.251	(3.702) ***
不良債権比率	-0.005	(-0.172)	-0.021	(-0.615)	0.281	(2.394) **
貸出増加率	0.002	(0.319)	0.007	(2.259) **	0.023	(1.666) *
コア業務純益増加率	0.000	(3.460) ***	0.000	(0.813)	0.000	(1.022)
総資産額	0.187	(7.431) ***	0.204	(2.042) **	3.760	(2.945) ***
利回り実績	0.202	(5.853) ***	0.089	(2.116) **	-0.146	(-0.446)
中小企業貸出比率	-0.457	(-4.724) ***	-0.945	(-3.017) ***	-14.950	(-4.118) ***
デリバティブ取引実施ダミー	-0.107	(-2.420) **	-0.179	(-4.557) ***	-0.420	(-1.394)
サンプル数	617		617		606	
銀行数	117		117		117	
Adj R-sq/Sargan	0.484		0.446		20.253	[0.319]
AR(2)					-0.011	[0.817]
Hausman Test			0.000	(1.000)		

(注) 図表 11 の注 1-5 を参照されたい。

GMM (モデル F) の操作変数は説明変数の階差である。VAR 比率は 2 から 4 期ラグ、自己資本比率は 1 期及びラグなし、それら以外の説明変数は 1 期ラグを採用した。

符号の通りである。2000 年代になると、株式持合い解消も含めて株式保有が減少する一方、債券投資比率が高くなった。リスクも次第に厳しく管理されるようになってきたと見られるため、利回りに見合うリスクテイクを行なうようになったのではないかと解釈される。

中小企業貸出比率は、全ての推定で負で有意となっている。やはり中小企業向け貸出はリスクが大きいことから、貸出資産でリスクが高い地域銀行ほど、証券投資でのリスクテイクを抑制しているように窺われる。全ての推定で有意となっていることから、この傾向は 1990 年代よりも 2000 年代でより明確になっていることが窺える。

デリバティブ実施ダミーはプーリング推定、ランダム効果推定で負で有意となり、1990 年代の結果からは逆の結果となった。この点について考察するため、債券投資を対象とする VAR 比率、株式投資を対象とする VAR 比率を計測し、デリバティブ実施ダミーを説明変数とする推定を行なった (図表 14)。その結果、2000 年代において、デリバティブ実施ダミーと負の関係にあるのは、債券投資部分の VAR 比率であることが分かる。先述したように、地域銀行がデリバティブ取引を行なう目

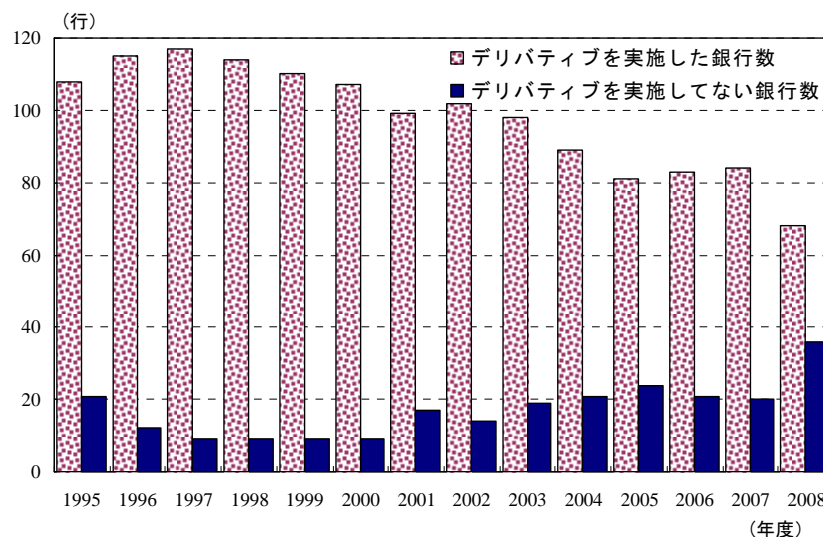
図表 14 各資産の VAR 比率とデリバティブ実施ダミーについての推定結果

被説明変数	1990年代(1995～2001年度)		2000年代(2002～2007年度)	
	係数	t値	係数	t値
VAR比率(債券部分)				
定数項	0.343	(44.726) ***	0.850	(87.811) ***
デリバティブ取引実施ダミー	0.018	(2.171) ***	-0.059	(-4.984) ***
サンプル数	843		644	
銀行数	132		122	
Adj R-sq	0.796		0.871	
Hausman Test	4.410	(0.036)	6.090	(0.014)
	固定効果		固定効果	

被説明変数	1990年代(1995～2001年度)		2000年代(2002～2007年度)	
	係数	t値	係数	t値
VAR比率(株式部分)				
定数項	0.656	(19.417) ***	0.912	(7.531) ***
デリバティブ取引実施ダミー	0.394	(12.204) ***	0.316	(9.389) ***
サンプル数	843		644	
銀行数	132		122	
Adj R-sq	0.043		0.033	
Hausman Test	0.791	(0.374)	3.344	(0.068)
	ランダム効果		ランダム効果	

(注) 被説明変数は VaR を各資産について計算し、総資産で除した後 100 倍したものである。

図表 15 デリバティブ取引を実施した地域銀行と実施していない地域銀行の推移



的はヘッジ目的がほとんどであり、トレーディング目的は少ない²¹。このため、2000年代に入り、長期金利の低位安定が長引き、低金利の長期化という予想が地域銀行でも強くなった結果、金利上昇リスクをヘッジする目的のデリバティブ取引の利用

²¹ 野間 [2001] は東証に上場している銀行を調査し、デリバティブを利用する銀行でトレーディング目的で取引をしているのは全サンプルの 25.3%に過ぎず、それ以外はヘッジ目的であること、デリバティブの中でもとりわけスワップの活用が多いことを指摘している。注 13 も参照されたい。

が減少したと見られる²²。その結果、デリバティブ取引を全く行なわない地域銀行も増加するようになるが（図表 15）、それらは金利の低位安定への期待が非常に強く、ヘッジによる保証料支払いも必要ないと判断して、ヘッジコストを節約するようになった地域銀行であると思われる。そのような地域銀行は、デリバティブ取引を行なう地域銀行よりも金利の低位安定への期待感がより強い、すなわち、債券投資に対し相当な強気であったと見る事が出来る。このことは、デリバティブを実施した地域銀行をベンチマークとすると、実施した地域銀行は、実施しなかった地域銀行よりもヘッジコストを負担して金利上昇リスクを回避したという姿勢が明確である。このようなリスク回避姿勢があるために地域銀行の証券投資のリスクテイクにも負の効果となって表れていったのではないかと推察される。

以下の節では、追加的な推定を行い、結果の頑健性について吟味する。

4.4. リスクテイクの総資産額に対する逡増的增加について

リスクテイクは総資産額に対し、増加関数であることが示されたが、総資産額に対し、逡増的な関数である可能性もある。木成・筒井 [2009] は個人の危険資産保有比率が資産額に逡増的になっていることを検出している。本章は、地域銀行という法人組織を対象としているが、資産額に対し地域銀行のリスクテイクが逡増的に増加するのかを検証するため、図表 11、13 の定式化に総資産額の 2 乗の項を追加して推定することとした²³。その結果は、図表 16 で示される。1990 年代においては、総資産額の 1 次の項はいずれの推定においても正で有意であり、プーリング推定とランダム効果推定で係数の値も大きくは違ってはいない。GMM 推定ではいずれも正であるがやや変数の値は変化している。総資産額の 2 次の項は、すべての推定で正で有意となっている。この結果、証券投資へのリスクテイクは総資産額に対し、逡増的になっていたという予想を支持すると考えられる。

2000 年代においては図表 13 では総資産額はいずれの推定でも正で有意であった

²² 日経金融新聞 [2004] は東京金融先物取引所における金利スワップ先物取引が低迷していることを伝えている。これは、長期金利の安定が続き、金利変動リスクを回避する金利スワップのニーズがほとんどなく、取引需要が高まらなかったためである。また、「ある地方銀行の資金担当者は『日銀が金利を抑え続ける限り、取引を再開するメリットはない』」とも伝えている。結局、東京金融先物取引所は、2007 年 3 月 20 日に円金利スワップ先物は上場を休止するに至っている。

²³ 資産額とその 2 乗項は強い正の相関があるため多重共線性を回避するため、木成・筒井 [2009] においてもとられた手法であるサンプル平均からの乖離の 2 乗をとることにした。

図表 16 説明変数に総資産額の 2 乗の項を追加した推定結果

被説明変数:VAR比率	1990年代(1995~2001年度)					
	プーリング		ランダム効果		GMM	
	G	t値	H	t値	I	t値
VAR比率(-1)					-0.062	(0.096)
自己資本比率	0.009	(0.292)	0.076	(2.580) **	0.091	(2.557) **
不良債権比率	0.020	(1.823) *	0.029	(2.432) **	-0.033	(-0.211)
貸出増加率	-0.001	(-0.664)	0.001	(0.554)	0.003	(0.314)
コア業務純益増加率	0.000	(-1.762) *	0.000	(-1.065)	0.000	(1.097)
総資産額	0.305	(16.250) ***	0.258	(6.997) ***	4.329	(4.009) ***
利回り実績	-0.121	(-7.511) ***	-0.117	(-8.139) ***	-0.469	(-2.777) ***
中小企業貸出比率	0.019	(0.138)	-0.812	(-2.449) **	3.536	(1.037)
デリバティブ取引実施ダミー	0.077	(4.591) ***	0.038	(0.801)	0.173	(1.128)
総資産額(2乗)	0.089	(8.137) ***	0.113	(2.955) ***	1.446	(2.537) **
サンプル数	780		780		432	
銀行数	119		119		112	
Adj R-sq/Sargan	0.401		0.369		16.429	[0.227]
AR(2)					0.021	[0.797]
Hausman Test			0.000	(1.000)		

被説明変数:VAR比率	2000年代(2002~2007年度)					
	プーリング		ランダム効果		GMM	
	J	t値	K	t値	L	t値
VAR比率(-1)					-0.111	(-0.161)
自己資本比率	0.130	(7.736) ***	0.210	(5.832) ***	0.524	(4.287) ***
不良債権比率	-0.005	(-0.165)	-0.021	(-0.604)	0.325	(1.987) **
貸出増加率	0.002	(0.332)	0.007	(2.314) **	0.021	(1.796) *
コア業務純益増加率	0.000	(3.188) ***	0.000	(0.825)	0.000	(0.155)
総資産額	0.189	(7.502) ***	0.205	(2.078) **	2.666	(0.740)
利回り実績	0.201	(5.838) ***	0.089	(2.111) **	-0.341	(-0.054)
中小企業貸出比率	-0.467	(-4.943) ***	-0.948	(-3.050) ***	-11.349	(-2.798) ***
デリバティブ取引実施ダミー	-0.119	(-2.601) ***	-0.180	(-4.761) ***	-0.317	(-0.987)
総資産額(2乗)	-0.023	(-4.523) ***	-0.018	(-0.614)	-0.965	(-0.593)
サンプル数	617		617		704	
銀行数	117		117		115	
Adj R-sq/Sargan	0.485		0.551		22.593	[0.309]
AR(2)					0.036	[0.430]
Hausman Test			0.000	(1.000)		

(注) 図表 11 の注 1-5 を参照されたい。尚、モデル I の操作変数は説明変数の階差である。VAR 比率は 2 から 3 期ラグ、総資産額、貸出増加率、コア業務純益増加率は 1 期ラグ、それら以外の説明変数は 1 期および 2 期ラグを採用した。

モデル L 操作変数は VAR 比率は 2 から 3 期ラグ、それ以外の説明変数は 1 期ラグを採用した。

が、図表 16 ではプーリング推定、ランダム効果推定で正で有意となり、GMM 推定では有意ではなかった。総資産額の 2 乗の項は、プーリング推定でのみ負で有意

であった。このため、2000年代に入ってから総資産額の多寡が地域銀行のリスクテイクにもたらす影響は小さくなっていることが窺われる。1990年代の推定でも、2000年代の推定でもその他変数の推定結果は、図表11、13とほとんど同様であり、図表11、13の推定結果の頑健性を示唆する。

4.5. デリバティブ損益絶対額比率を加えた場合の推定

各地域銀行のデリバティブ取引に関しては、基本となる推定式では、各地域銀行のデリバティブ取引の実施を損益計算書から取引のあり・なしを確認してダミー変数を付し、説明変数に加えて推定している。先に見たように地域銀行のデリバティブの利用は、ヘッジ目的が多いと見られるが、取引の有無のみならず、デリバティブの取引規模もリスクテイクの度合いに影響を与えるかもしれない。この点について検討するために、先に導入した「デリバティブ損益絶対額比率」を「デリバティブ取引実施ダミー」に代えて、説明変数に追加して推定する。その場合、注意すべきなのは、デリバティブ取引を実施した地域銀行のみを対象とした推定となることである。推定結果は、その点を留意した上で検討する必要がある。

図表17はその推定結果を示している。1990年代においてデリバティブ損益絶対額比率は、GMM推定では有意ではなかったが、プーリング推定、およびランダム効果推定で正で有意となっている。すなわち、1990年代においてはデリバティブ取引額が大きい地域銀行ほど、証券投資でのリスクテイクが大きくなることを示唆する。地域銀行のデリバティブの利用はヘッジ目的に金利スワップの利用が多く、1990年代終盤において長短金利が歴史的に見られないほどの水準まで低下したことから、将来的な金利上昇を予想して、金利上昇リスクをヘッジした地域銀行が数多くあった。その中で、金利リスクを多くヘッジした地域銀行ほど、国債をはじめとする債券投資でのリスクテイクを多くとることができたのではないかと解釈される。

他方、2000年代においては、デリバティブ損益絶対額比率は、GMM推定では正で有意であったが、プーリング推定、およびランダム効果推定では有意ではなくなっている。すなわち、2000年代においてはデリバティブ取引額の多寡は、地域銀行の証券投資でのリスクテイクとあまり関係がなくなっていることを示唆する。地域銀行は金利リスクをヘッジする目的でデリバティブを多く利用していた。しかし、

図表 17 説明変数にデリバティブ損益絶対額比率を追加した推定結果

被説明変数:VAR比率	1990年代(1995~2001年度)					
	プーリング		ランダム効果		GMM	
	M	t値	N	t値	O	t値
VAR比率(-1)					-0.268	(-1.240)
自己資本比率	0.020	(0.607)	0.082	(2.038) **	0.105	(2.053) **
不良債権比率	0.027	(2.900) ***	0.034	(2.643) ***	-0.041	(-0.544)
貸出増加率	-0.002	(-0.662)	0.001	(0.152)	0.007	(0.945)
コア業務純益増加率	0.000	(-0.074)	0.000	(-0.456)	0.000	(0.640)
総資産額	0.276	(14.477) ***	0.226	(4.573) ***	3.879	(2.927) ***
利回り実績	-0.131	(-7.209) ***	-0.124	(-5.903) ***	-0.353	(-2.136) **
中小企業貸出比率	0.087	(0.508)	-0.870	(-1.741) *	0.960	(0.756)
デリバティブ損益絶対額比率	0.827	(2.958) ***	0.508	(2.316) **	0.218	(0.744)
サンプル数	716		716		383	
銀行数	112		112		104	
Adj R-sq/Sargan	0.371		0.362		14.266 [0.505]	
AR(2)					-0.083 [0.197]	
Hausman Test			0.000 (1.000)			
被説明変数:VAR比率	2000年代(2002~2007年度)					
	プーリング		ランダム効果		GMM	
	P	t値	Q	t値	R	t値
VAR比率(-1)					-0.258	(-0.782)
自己資本比率	0.144	(7.504) ***	0.217	(6.182) ***	0.357	(3.904) ***
不良債権比率	-0.019	(-0.474)	-0.023	(-0.473)	0.455	(2.536) **
貸出増加率	0.002	(0.270)	0.007	(1.754) *	0.008	(0.413)
コア業務純益増加率	0.000	(3.052) ***	0.000	(0.910)	0.000	(1.959) *
総資産額	0.169	(6.397) ***	0.156	(1.369)	2.409	(0.664)
利回り実績	0.221	(7.546) ***	0.083	(1.937) *	-0.321	(-0.372)
中小企業貸出比率	-0.227	(-1.595)	-0.964	(-2.194) **	-11.840	(-1.925) *
デリバティブ損益絶対額比率	0.570	(1.292)	0.673	(1.154)	1.404	(3.009) ***
サンプル数	507		507		458	
銀行数	109		109		101	
Adj R-sq/Sargan	0.474		0.432		21.889 [0.189]	
AR(2)					0.011 [0.836]	
Hausman Test			0.000 (1.000)			

(注) 図表 11 の注 1-5 を参照のこと。尚、モデル O の操作変数は説明変数の階差で VAR 比率は 2 から 3 期までのラグ、それ以外の説明変数はいずれも 1 期および 2 期ラグを採用した。

モデル R の操作変数は説明変数の階差で、VAR 比率は 2 から 3 期までのラグ、コア業務純益増加率、利回り実績は 1 期ラグ、それら以外は 1 から 2 期までのラグとした。

3.3 で見たように 2000 年代になると金利上昇を予想する地域銀行は少なくなり、デリバティブ取引で金利リスクをヘッジする地域銀行の数も減少した。この地域銀行数の減少に伴い、デリバティブの利用金額も減少していったと見られる。他方、先に指摘したように、証券投資でのリスクテイクは増加していったことから、地域銀

行のデリバティブ損益絶対額比率と証券投資のリスクテイクの関係は薄れていったのではないかと解釈される。尚、GMM 推定で正で有意となっていることについては、図表 13 の結果と異なるように見えるが、図表 17 の推定は、デリバティブを実施している地域銀行だけを対象とした分析結果であることから、デリバティブを実施した地域銀行は、金利リスク等をヘッジしつつ証券投資を行なった銀行であるため、証券投資でのリスクテイクでは多くとることができたと解釈される。

尚、サンプル数は図表 11、13 よりも当然少なくなっているが、1990 年代の推定でも、2000 年代の推定でもその他変数の推定結果は、ほとんど同じであり、図表 11、13 の結果の頑健性を示唆すると考える。

4.6. 推定結果のまとめ

以上の推定結果をまとめると、地域銀行の証券投資のリスクテイクには、財務の健全性や資産規模などの経営状態や、主力業務である貸出の状況も影響を与えることがわかった。また、影響を与える要因は 1990 年代と 2000 年代では作用が異なるものもあり、興味深い結果となった。

1990 年代では総資産規模が大きいほど、また自己資本比率が高いほど、地域銀行は証券投資でのリスクテイクを行うことが示唆された。また、この時期に不良債権の発生や貸出先劣化がある中で、不良債権比率が高い地域銀行ほど、貸出でのリスクテイクに慎重になり証券投資でのリスクテイクにプラスに作用したのではないかと解釈された。中小企業向け貸出比率が高い地域銀行は、貸出でのリスクテイクが大きいため、証券投資でのリスクテイクには慎重になるように作用したと見られる。尚、不良債権比率が高く、財務状況の悪化した地域銀行ほどリスクの高い証券投資業務を積極化するというモラルハザードの問題としての解釈も成り立つかもしれない。しかし、自己資本比率が高い、すなわち財務状況のよい地域銀行ほどリスクテイクが大きくなることから、そういった解釈には留保が必要であろう。

1990 年代の推定で利回り実績が負の関係を示しているのは、政策保有目的で株式を所有し、持合い株式なども多くなると証券投資のリスクテイクが大きくなる一方で、株式の利回りが低いために全体の利回りが低くなったためだと考えられる。地域銀行のデリバティブの実施が証券投資でのリスクテイクにプラスに作用したのは、ヘッジ目的のスワップが全般的に多く、金利変動リスクをヘッジした地域銀

行ほど、債券を中心に証券投資でのリスクテイクを行ないやすくなったからだと考えられる。

次に、2000年代の結果を見ると、全般的に地域銀行の債券投資比率はほぼ横ばいで推移する一方、2004年度頃から株式投資比率は若干拡大していた。このため、リスクテイクの水準はやや増加するという流れがあった。その中で、自己資本比率や総資産額は正で有意、中小企業向け貸出比率は負で有意であり、これら要因は1990年代から引き続き証券投資のリスクテイクにもたらす影響の内容にあまり変化がないように見られた。

他方、1990年代とは符号が逆になったものとして、利回り実績とデリバティブ取引の利用がある。利回り実績とリスクテイクの関係は正の相関を示し、株式持合いの解消、株式保有比率の低下などがある一方、株式保有によるリスクの大きさを認識するようになった結果、リスクテイクも利回りに見合うようになっていったからではないかと考えられた。また、デリバティブ取引の利用は、2000年代はリスクテイクに負の効果をもたらすように変化している。このことは、金利の低位安定化が長期化するという予想が地域銀行の間で定着するようになり、ヘッジを実施しない地域銀行が増加する一方、デリバティブを利用する地域銀行はヘッジコストを負担してでもリスクを回避する姿勢が明確な地域銀行であり、証券投資でのリスクテイクにも消極的であったのではないかと解釈された。

5. まとめと今後の課題

本章は地域銀行の証券投資におけるリスクテイクがどのような要因に影響されているかを、1990年代と2000年代に分けて、地域銀行という組織全体でリスク許容度を持って投資行動を行なうという前提に立って分析したものである。また、リスクテイクの度合いをVaRで以って評価し、パネル・データ分析を行ったことにも特徴がある。

本章の結果から、1990年代と2000年代で地域銀行の証券投資行動には変化が観察されたが、リスクテイクに与える要因にも変化があるものかないものが混在していることが窺われた。自己資本比率や総資産規模が大きいほど、そして中小企業向け貸出比率が低いほど、証券投資のリスクテイクは高くなる。これら要因は1990年代も2000年代も変化がなかった。一方、利回り実績やデリバティブ取引の実施

は、証券投資のリスクテイクには 1990 年代と 2000 年代で異なる影響を与えるようになってきている。リスクテイクに与える要因の変化は、地域銀行が環境変化に対応して証券投資行動を変化させたことを示唆しよう。

2008 年の世界金融危機後の状況を見ると、地域銀行の証券投資のリスクテイクの量は銀行全体の収益動向を左右するほど、依然として大きいことが再確認された²⁴。既に述べたように、2000 年代入り後では、株式持合いの解消が進み、株式保有比率が低下してきたが、2008 年の世界金融危機直前までの景気上昇期において貸出先から銀行に安定株主としての株式保有要請があり、株式保有がやや増加したこともあった。その後、金融危機により株価が大きく下落したために証券投資での損失が拡大したのである。2000 年代以降の地域銀行の証券投資は基調として株式保有を減少させ、代わって国債を中心とする債券投資を拡大させるというものであった。しかし、株式から債券へリスク水準の低い商品に入れ替えているものの、債券投資の量が大きいため、銀行トータルでのリスク水準はあまり低下していない。

以上の点を踏まえて、地域銀行の証券投資ポートフォリオが与える影響の大きさを考慮して、投資リスク管理をより進化したものにするためには、証券投資リスク管理の専門家の育成、リスク管理専門組織の設置とその権限強化のほか、経営者へのリスク管理情報の報告の厳格化など、リスク管理体制の充実化が必要である。

本章で指摘したように預貸率下落・預証率上昇という流れが 1990 年代から継続していく一方で、地域銀行の証券投資を行う環境や条件が以下のように変化してくることになる。つまり、①1990 年代初頭のバブル崩壊後の不良債権処理のために、株式の含み益の実現化を必要としたことから、継続保有する必要性の低い株式の売却を進め、継続保有が必要な政策保有株式では株価下落により評価益がほとんどなくなったこと、②金融規制や会計でも時価評価が重要視され、評価損益を軽視できなくなったこと、③低成長経済に移行して株式投資のリターンは低くなったが、価格変動リスクは小さくはならなかったこと、④貸出が伸びなくなるために、証券投資への依存度が高まったこと、⑤負債側で流動性の高い預金の比率が高まり、証券投資におけるリスクも注意しながら管理する必要性が高まったことなどである。これらのことから、地域銀行は運用リスクに敏感になる一方で、バーゼルⅡなどリス

²⁴ 全国銀行協会が公表する全国銀行財務諸表分析を見ると、地方銀行および第二地銀の 2008 年度決算において、株式等関係損益の損失超過が大きく経常利益が赤字になったと述べている。

クの重み付けを伴ったリスク管理が求められ、そのリスク寄与度を重視した運用管理が非常に重要となってきたのである。それは正に銀行経営へのインパクトが大きくなってきたことを意味し、その視点から証券投資を考えることは銀行経営上の非常に重要なテーマとなったのであった。

地域銀行にとっての貸出、中でも営業地盤とする域内への貸出は重要であり、それこそが存在意義となっていることは十分理解できる。しかし地域産業の空洞化や人口高齢化が進み、廃業率も高まるなど貸出先が急速に縮小していく中で、地域銀行は経営努力を続けても、すぐに優良な貸出先を開拓したり貸出額を増やしたりできる環境ではなくなってきた。そのような事情があるからこそ地域銀行は証券投資を拡大してきた（あるいはそうせざるを得なかった）のであろう。また資金運用の一つの柱として証券運用を位置づけることは地域銀行としての金融仲介機能の後退であるといった批判などもあるために、証券投資に関する組織や体制面の整備も遅れたこともあったのかもしれない。しかし、事実上、証券投資が地域銀行の経営において重要な位置を占め、収益源にもなっていること、そして証券投資リスクが経営へのインパクトとして、非常に大きくなってしまっていることを踏まえると、運用体制やリスク管理体制の充実や改善を図ることは喫緊の課題になっているのである。それは、短期での目標設定と収益向上を目指してリスク管理を行うトレーディングやディーリングといった一業務や一部署の問題ではなく、中長期的な視野の下で策定すべき銀行の経営計画全般にわたる問題なのである。

本章の分析で今後検討すべき課題は以下の通りである。第一に、本章は地域銀行の証券投資業務を分析することが目的であり、その分析手法として VaR を用いてリスクテイクの側面から考察した。ただし、地域銀行の証券投資のリスクテイクの詳細な計測を目的とするのではなく、地域銀行全般の傾向をある程度の長期にわたって理解することを目的としている。このため、資産クラス分類方法や各資産クラスでのリスク・リターンの推定など、より精緻な手法でのリスク推定はさらに詳細に分析するには必要とされよう。また、銀行のリスクを主眼とするならば、貸出業務、あるいは銀行業務全般を対象に同様の VaR を用いてリスクテイクを分析することも可能であろう。地域銀行全般の傾向を考察する場合は、データの平仄を整える必要があるが、開示されている情報でどの程度まで深い分析が可能かといった点も含めて、今後さらに検討していくことが必要であろう。

第二は分析モデルについてである。本章の分析モデルにおいて、リスクテイクと様々な変数については基本的に線形関係を前提に推定したが、非線形な関係も考えられるかもしれない。総資産額については2次の項まで検証したが、それ以外の変数についてもさらに検討する余地がある。

第三は、地域銀行の負債・資産両サイドに関するより詳細な検討についてである。負債サイドからの資産サイドへの影響は分析しなかったが、様々な負債側の要素を考慮した ALM 分析手法の応用などは今後の検討課題である。また本章は証券投資に焦点を当てた分析であるが、銀行経営全般を考えるには、証券資産だけでなく、貸出資産も含めた総合的なリスク分析が必要であるのは言うまでもない。

第四に、デリバティブ取引のリスクテイクへの影響についてである。本章の分析では、1990年代と2000年代の地域銀行の行動が変化したことと、その背景についての説明に終始したが、デリバティブ取引と資産選択についてのロジックも含め、さらに深い考察が必要とされる。これも今後の研究課題としたい。

第五に、マクロ経済の不確実性の高まりといったショックが与える影響の考慮である。本章での分析ではマクロ経済ショックは、パネル・データ分析であるため、年次ダミーで表現されるとの解釈もできるが、そのショックの大きさについては年次ダミーでは適切ではないだろう。石川 [2009] は「マクロ経済の不確実性」を示す代理変数として鉱工業生産指数に GARCH モデルを適用して抽出した条件付分散値を導入して銀行の資産選択を検証している (Baum, Caglayan and Ozkan [2009] も同様の手法を用いた分析である)。このような手法による「マクロ経済の不確実性」の考慮は一つの工夫として検討する余地はあろう。また、本章の推定は2008年の経済金融危機(リーマンショック)以前までを対象としたものであるが、特にそのような大きなイベント発生後には証券投資についての考え方や実際の投資行動にも大きな影響があるのかもしれない。これも今後の検討課題である。

補論1 推定に利用したデータ

自己資本比率：日経 NEEDS の金融財務銀行本決算ファイルから取得した各行の自己資本額を分子に、総資産額を分母として算出した。

不良債権比率：日経 NEEDS の金融財務銀行本決算ファイルから取得した各行の

個別貸倒引当金を分子に、貸出総額を分母として算出した。

有価証券利回り（個別行ベース）：日経 NEEDS の金融財務銀行本決算ファイルから取得した各行の有価証券利息配当金を分子に、有価証券総額の平残を分母として算出した。

貸出利回り（個別行ベース）：日経 NEEDS の金融財務銀行本決算ファイルから取得した各行の貸出金利息配当金を分子に、貸出総額の平残を分母として算出した。

利回り実績：上記個別行ベースの有価証券利回りから貸出利回りを差し引いて算出した。

総資産額：日経 NEEDS の金融財務銀行本決算ファイルから取得した各行の総資産額（の対数値）から算出した。

コア業務純益増加率：日経 NEEDS の金融財務銀行本決算ファイルから取得した各行の業務純益等から以下の式で算出した。コア業務純益 = 業務純益 - 債券関係損益 + 一般貸倒引当金繰入

預金総額：預金総額は日経 NEEDS の金融財務銀行本決算ファイルから利用した。

中小企業向け貸出比率：日経 NEEDS の金融財務銀行本決算ファイルから取得した中小企業向け貸出総額を分子、同行の貸出総額を分母として算出した。

デリバティブ取引実施ダミー：日経 NEEDS の金融財務銀行本決算ファイルから取得した各行の損益計算書の各項目で、金利スワップ利息の受取・支払、特定金融派生商品収益・費用、金融派生商品収益・費用のいずれかにデータがある場合に 1 を、すべてない場合に 0 を割り当てた。

デリバティブ損益絶対額比率：日経 NEEDS の金融財務銀行本決算ファイルから取得した、金利スワップ利息の受取・支払、特定金融派生商品収益・費用、金融派生商品収益・費用の損益計算書の各項目の絶対額の和を分子、各行の総資産額を分母として算出した。

預証率（個別行ベース）：日経 NEEDS の金融財務銀行本決算ファイルから取得した各行の有価証券総額を分子に、預金総額を分母として算出した。

預貸率（個別行ベース）：日経 NEEDS の金融財務銀行本決算ファイルから取得した各行の貸出総額を分子に、預金総額を分母として算出した。

VAR 比率：補論 2 で算出された VaR を分子に、日経 NEEDS の金融財務銀行本決算ファイルから取得した各行の総資産額を分母として算出した。

補論 2 VaR の計測方法

$VaR_{100-\alpha,ij}$ の推定の前提として各期（年度末時）、各行の証券投資資産の構成比をもとに、期待収益率・分散共分散は同一（以下で示すように市場指数と同様であるとみなす）と仮定する。これは、各行の証券投資資産の構成比は個別に考慮するが、各資産での銘柄等の構成の影響は微細であることを前提とするものである。これは Brinson, Hood, and Beebower [1986] がポートフォリオのリスクの決定要素として資産配分（資産の構成比）が 9 割以上を決定するという指摘をして以来、証券投資分析で定着してきた知見を踏襲するものである（榊原・浅野・青山 [1998] 等を参照）。計測に用いた各変数の概要と計測方法は以下のようになる。

1. 証券投資資産の構成

日経 NEEDS より得られる個別行の証券投資資産の構成は、「国債・地方債・社債・株式・その他証券」である。この「社債」区分の中には金融債、公社公団債（政府保証債）及び事業債が含まれている。このため、地方銀行・第二地銀でこれら「社債」については平均的な種別構成で保有していると仮定して、『全国銀行協会財務諸表分析』から地方銀行・第二地銀別の各年度の構成比をもとに金融債、公社公団債、事業債の構成額を按分して計算した。

2. 債券資産の満期構成

2000 年度から 08 年度は日経 NEEDS より得られる満期構成から、国債・地方債については「1 年以内、1-5 年、5-10 年、10 年超」で、金融債・政府保証債・事業債については「1 年以内、1-5 年、5 年超」の構成比に換算して満期別構成比を推定した。2000 年度以前は 2001 年度の満期構成比を用いて推定した。

3. 資産クラス

上記の資産構成の考え方を踏まえて、日本債については、「国債」・「地方債」は「1 年以内、1-5 年、5-10 年、10 年超」、「金融債」・「政府保証債」・「事業債」は「1 年以内、1-5 年、5 年超」の小分類を踏まえて 17 資産に、「株式」については日本株とする。株式に比べて債券はきめ細かく分類した資産クラスとしたのは、①地域銀行における証券資産の中で債券投資の比率は高いこと、②種別で見ても株式以上の構成比を持つ債券もあること、③一般的に残存期間の長短により債券の市場リスク特性は大きく異なること、④株式のリスク特性は市場インデックスの説明力が高く、個別銘柄属性で説明される部分は一般的に小さいことが理由である。また、銀

行が投資する「その他証券」の分類には多種多様なものが含まれるが、野村総合研究所（2007）による調査では仕組債や CDO（社債や貸出債権などを担保として発行される資産担保証券）が多いことが示されている。これら、仕組債や CDO は外国債券投資にリスク・リターン特性が類似する資産が多いことから外国債券だとみなした。結果、合計 19 資産クラスで各期各行の投資金額を算出した。

4. 期待収益率・分散共分散の算出

各資産クラスの期待収益率・分散共分散は各資産クラスを代表するインデックスに従うものと仮定する。日本債（17 資産クラス）は各資産クラスに対応する大和ボンドインデックスの種別・満期構成別投資収益率指数を、株式は TOPIX、外債はシティグループ世界国債インデックス（為替フルヘッジ）を用いて過去の収益率・分散共分散から求めた。各年度の平均収益率や分散共分散は、同時に最大限遡及可能な 1985 年 12 月からの月次ベースで計算した各指数のリターンから各年度末時までの期間で計算した（このため 1 年経過すると 1 年分データが伸びることになる）。これは、各地域銀行はその時点での利用可能なデータを最大限利用すると想定したからである。

5. VaR の推定方法

分散共分散法を採用した。推定式は本文（1）式を参照。その際、各行各期のすべての推定で投資期間（タイム・ホライズン）は 1 年、VaR の信頼区間（ $z_{\alpha,ij}$ を標準正規分布の $(100-\alpha)$ パーセント点）は 99% とした。

参考文献

- 安孫子勇一・吉岡孝昭 [2003] 「パネル・データを用いた地域経済と地域金融に関する実証分析」『大阪大学経済学』第 53 巻第 2 号、12 月、pp.265-290.
- 家田明・大庭寿和 [1998] 「銀行の政策保有株式のリスク管理について」『金融研究』第 17 巻第 5 号、日本銀行金融研究所、1998 年 11 月、pp.29-56.
- 井澤裕司・片山育弘 [2003] 「都市銀行の資産選択行動」*Research Paper Seriries.03-015*、立命館大学ファイナンス研究センター.
- 石川大輔 [2009] 「日本の銀行部門におけるポートフォリオ選択行動について —GARCH モデルを用いた実証分析—」*Discussion Paper, No.0812*、京都大学経済研究所.
- 大谷聡・須田侑子・豊蔵力・平形尚久・宮明靖夫 [2007] 「株式保有を前提とした銀行の企業取引の総合採算性について」『日銀レビュー』2007-J-13、日本銀行、2007 年 11 月.
- 小川一夫 [2003] 『現代日本金融論』東洋経済新報社.
- 粕谷誠 [2006] 「戦間期における地方銀行の有価証券投資」『金融研究』第 25 巻第 1 号、日本銀行金融研究所、2006 年 3 月、pp.59-104.

- 鎌田康一郎 [1994]「銀行のポートフォリオ・セレクションと資産保有規制」『金融研究』第 13 卷第 2 号、日本銀行金融研究所、7 月、pp.1-31.
- 菊池誠一 [2002]「銀行の国債保有に関する一考察」『年報 経営分析研究』第 19 卷、日本経営分析学会、11 月、pp.3-8.
- 木成勇介・筒井義郎 [2009]「日本における危険資産保有比率の決定要因」『金融経済研究』第 29 号、日本金融学会、2009 年 10 月、pp.46-65.
- 木村哲・伊藤敬介 [2002]「すでに貸出に匹敵する有価証券運用リスクを抱えている」『金融財政事情』、2002 年 3 月 11 日号、金融財政事情研究会、pp.14-19.
- 榊原茂樹・浅野幸弘・青山護 [1998]『証券投資論』、日本証券アナリスト協会編、日本経済新聞社
- 佐藤隆文 [2007]『バーゼルⅡと銀行監督』東洋経済新報社.
- 代田純 [2010]「金融危機と地域金融機関」代田純編著『金融危機と証券市場の再生』同文館出版.
- 杉原茂・畠田郁子 [2002]「不良債権と追い貸し」『日本経済研究』第 44 号、日本経済研究センター、2002 年 3 月、pp.63-87.
- 鈴木淑夫 [1974]『現代日本金融論』東洋経済新報社.
- 高木隆 [2008]「日本経済の生産性向上がなければ銀行貸出は増大しないのではないか？」*PRI Discussion Paper Series*、No.08A-01、財務省財務総合政策研究所、2008 年 1 月.
- 橋本俊詔・尾崎哲・笠松宏充 [1997]「信託銀行の資産選択と経営効率」『フィナンシャル・レビュー』November-1997、大蔵省財政金融研究所、1997 年 11 月、pp.1-24.
- 橋本俊詔・長久保僚太郎 [1997]「株式持合いと企業行動」『フィナンシャル・レビュー』November-1997、大蔵省財政金融研究所、1997 年 11 月、pp.158-173.
- 田村晋一 [2003]「地銀の有価証券運用は「本資運用」」『金融財政事情』、2003 年 3 月 17 日号、金融財政事情研究会、pp.37-41.
- 寺西重郎 [2003]『日本の経済システム』岩波書店
- トーマツ金融インダストリーグループ [2008]『バーゼルⅡ対応のすべてーリスク管理と銀行経営』金融財政事情研究会
- 南篠隆・粕谷誠 [2006]「銀行のポートフォリオ選択の効率性に関する一考察：戦前期日本における普通銀行の資産運用を事例として」『金融研究』第 25 卷第 1 号、日本銀行金融研究所、2006 年 3 月、pp.105-144.
- 日経金融新聞 [1996a]「固定金利の融資増加 利上げ観測 背景に」、1996 年 8 月 7 日、日経金融新聞.
- 日経金融新聞 [1996b]「デリバティブ 業態間で利用率に差」、1996 年 8 月 21 日、日経金融新聞.
- 日経金融新聞 [2004]「「金利スワップ」不振 東京金先、上場から 1 年 4 月取引量過去最低 リスク回避需要なく」、2004 年 5 月 14 日、日経金融新聞.
- 日本銀行 [2008]『金融システムレポート』日本銀行、2008 年 9 月
- 日本経済新聞 [1995]「デリバティブ想定元本残高 第二地銀、1 兆円を突破」、1995 年 5 月 11 日、日本経済新聞.
- 日本経済新聞 [2003]「金利スワップ先物 長期金利の低位安定が響く」、2003 年 5 月 28 日、日本経済新聞.
- 野間幹春 [2001]「デリバティブがリスクに与える影響」『一橋論叢』第 126 卷第 4 号、一橋大学、2001 年 10 月、pp.445-460.
- 野村総合研究所 [2007]『「金融機関の有価証券ポートフォリオ運用の実態調査」を実施』、プレスリリース、野村総合研究所、2007 年 10 月.
- 堀江康熙 [2008]『地域金融機関の経営行動』勁草書房.
- 松浦克己・白石小百合 [2004]『資産選択と日本経済』東洋経済新報社.
- 宮島英昭・黒木文明 [2003]「持合い解消の計量分析--分化する企業・銀行間の株式持合い構造」

- 『ニッセイ基礎研究所報』第33号、ニッセイ基礎研究所、2004年6月、pp.24-51.
- 森映雄 [1995] 「家計部門の「危険資産投資比率」について」『早稲田政治経済学雑誌』第322号、早稲田大学政治経済学会、1995年4月、pp.139-160.
- 山下智志 [2000] 『市場リスクの計量化と VaR』朝倉書店.
- 山本真司・高橋秀夫 [2001] 「有価証券に依存した運用はもはや限界に」『金融財政事情』、2001年5月21日号、金融財政事情研究会、pp.18-23.
- 吉藤茂 [1997a] 「EaR モデルと拡張 VaR モデル — 債券ポートフォリオを対象として—」『金融研究』第16巻第3号、日本銀行金融研究所、1997年9月、pp.61-80.
- 吉藤茂 [1997b] 「政策株投資が抱えるマーケットリスク量の試算 — EaR モデルを適用して—」『金融研究』第16巻第3号、日本銀行金融研究所、1997年9月、pp.81-102.
- 米澤康博・丸淳子 [1984] 『日本の株式市場』東洋経済新報社 .
- Arellano, Manuel, and Bond, Stephan [1991], "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies*, Vol. 58, No. 2, pp.277-297.
- Brinson, G. P., Hood, L. R. and Beebower, G.L.[1986], "Determinants of Portfolio Performance," *Financial Analysts Journal*, Vol.42, No.4, July–August 1986, pp.39–44.
- Baum, Christopher F., Caglayan, Mustafa and Ozkan, Neslihan [2009], "The second moments matter: The impact of macroeconomics uncertainty on the allocation of loanable funds," *Economic Letters*, Vol. 102, Issue 2, February 2009, pp.87-89.
- Francis, Jack C.[1978], " Portfolio analysis of asset and liability management in small-, medium- and large-sized banks," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 4, Issue 3, August 1978, pp.459-480.
- Konishi, Masaru and Yasuda, Yukihiro [2004], "Factors affecting bank risk taking: Evidence from Japan," *Journal of Banking & Finance*, Vol. 28, Issue 1, January 2004, pp.215-232.
- Laeven, Luc and Levine, Ross [2009], "Bank governance, regulation and risk taking," *Journal of Financial Economics*, Vol. 93, Issue 2, August 2009, pp.259-275.
- Roy, A.D.[1952], " Safety first and the holding of assets," *Econometrica*, Vol.20, No.3, 1952, pp.431-449.
- Shrieves, Ronald E. and Dahl, Drew [1992], "The Relationship between risk and capital in commercial banks," *Journal of Banking and Finance* 1992, vol. 16, issue 2, pp.439-457.
- Montgomery, Heather [2005], " The effect of the Basel Accord on bank portfolios in Japan," *The Japanese and International Economics*, Vol.19, Issue 1, March 2005, pp.24-36.

