ID	JJF-forthcoming2024-002

論文名	地域銀行のビジネスモデル転換と金融危機時に顕在化するリスク
著者名	石井一成
	（東京都立大学）
	2024 年 7 月 14 日採択

雑誌名	経営財務研究
	Japan Journal of Finance
発行巻号	掲載予定
	forthcoming
発行年月	未定
	unpublished
発行者	日本経営財務研究学会
	Japan Finance Association
ISSN	2186-3792

日本経営財務研究学会

研究ノート

地域銀行のビジネスモデル転換と金融危機時に顕在化するリスク

石井　一成（東京都立大学）

（2023 年 7 月 26 日受付，2024 年 7 月 14 日受理）

要旨

近年の地域銀行は，高利回りを求めて外債や投資信託等への投資を拡大する一方，システム投資によって業務効率化を図っている。本研究では，金融危機時に顕在化する地域銀行のリスクとして ΔCoVaR を推定し，国債以外の有価証券への投資が ΔCoVaR と地域銀行間の連動性 β を低減させることを示す。一方，その他の投資活動によるキャッシュフローをシステム投資の代理変数として分析し，システム投資が ΔCoVaR と β を増大させる可能性を示す。

キーワード：地域銀行，有価証券投資，システム投資，CoVaR，リスク

1　序論

地域経済における人口減少や少子高齢化の進展といった構造的な課題に加え，日本銀行のマイナス金利政策を背景とする預貸金利鞘の縮小や有価証券利回りの低下等，地域銀行を取り巻く経営環境は厳しさを増しており，伝統的な地域銀行のビジネスモデルの転換が求められている。金融仲介の改善に向けた検討会議 (2018) では，都道府県別の地域金融機関の競争可能性を試算し，23 の都道府県で地域金融機関 1 行単独でも不採算であることが示される等，地域銀行のあり方に対する社会的関心が高まりをみせている。こうした経営環境の中で，多くの地域銀行は本業の預貸ビジネス以外の有価証券運用や手数料ビジネスを拡大して安定的な収益源を確保する一方，システム投資やデジタルトランスフォーメーション推進によって経営効率の改善に取り組んでいる。

いくつかの先行研究は，有価証券投資の積極化が金融機関のリスクを低減させることを示している (Hirakata et al., 2020; 八幡, 2016)。また，システム投資は業務効率化や生産性向上に寄与する一方 (Agyekum et al., 2016; Tchamyou et al., 2019; 木村ほか, 2019)，オペレーショナルリスクを始めとするリスクを増加させる可能性も示唆されている (Uddin et al., 2020, 2023)。これらの先行研究の多くは，あくまで金融システムが平時にあるときの金融機関のリスク管理に焦点を当てているが，金融機関が経営危機に陥るのは，国際金融危機のようなシステミックリスクが発生し，平時におけるリスク管理が適切に機能しない局面であることが多い。また，個別金融機関のリスクを減少させるビジネスモデルへのシフトは，必ずしも金融システム全体のシステミックリスクに対して最適とは限らないことが指摘されている。具体的には，個別金融機関のビジネスモデルが変化し，金融機関間の共通エクスポージャーが増加する場合，複数の金融機関が同時に破綻するシステミックリスクが高まることが知られている (Hirakata et al., 2020; Ibragimov et al., 2011; Wagner, 2010)。

本研究では，平時ではなく金融危機時に顕在化する金融機関のリスクに焦点を当て，近年の地域銀行のビジネスモデル転換，特に国債以外の有価証券への投資と特定領域におけるシステム投資が，金融危機時に顕在化する地域銀行各行のリスクに与える影響を明らかにする。具体的には，2000 年から 2021 年までの地域銀行 73 行の時価総額や財務諸表，マクロ経済指標等のデータから，Adrian and

Brunnermeier (2016) が提案するリスク指標 CoVaR を推定し，金融危機時に顕在化する地域銀行のリスクを分析する。実証分析の結果，第一に，2011 年以降，地域銀行が国債以外の有価証券へ投資し，有価証券ポートフォリオを分散することで，地域銀行間の連動性が低下し，金融危機時に顕在化する地域銀行のリスクが減少することを示す。第二に，システム投資に係る複数の代理変数を検討し，システム投資によって金融危機時に顕在化する地域銀行のリスクが増加する可能性を示す。ただし，有価証券投資と比較するとその影響は限定的である。

近年の地域銀行には，金融検査マニュアルの廃止や銀行法改正による業務範囲拡大等，従来の横並び競争からの脱却が強く求められている。本研究の分析結果は，他行と類似するビジネスモデルにシフトするほど，地域銀行間の連動性が高まり，金融危機時に顕在化する地域銀行のリスクが増加することを示している。反対に，国債以外の有価証券へ投資する等，他行と差別化を図ることで，金融危機時に顕在化するリスクは低減する。すなわち，金融危機時における安定的な地域銀行の経営には，独自の経営方針が有効であることを示唆している。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 節では関連する先行研究と，本研究で明らかにする仮説を提示する。第 3 節では分析手法と利用するデータについて説明する。第 4 節では分析結果を示すとともに，結果について考察する。第 5 節では結論と今後の課題について述べる。

2　先行研究と仮説構築

2.1　先行研究

先行研究の多くは，有価証券投資によって金融機関の収益性は向上する他，経営安定性が高まり，リスクが低減することを示している。八幡 (2016) は，2001 年から 2014 年までの地域銀行の財務データを用いて，有価証券投資が銀行の収益性や健全性に及ぼす影響を分析し，有価証券投資の積極化によって地域銀行の収益性と健全性が向上することを明らかにした。また，有価証券投資は ROA のボラティリティに対して統計的に有意な正の効果をもたず，必ずしも収益のボラティリティを高めるわけではないことを示した。重本 (2017) は，1998 年度から 2015 年度における地域銀行の有価証券投資が収益性に与える影響を分析し，特に国際金融危機後における有価証券投資が収益に大きく貢献したことを示した。一方，近年の地域銀行では，低金利環境において一定の収益を確保すべく，金利リスクだけでなく，信用リスクや流動性リスク等を組み合わせた複雑なリスクテイクを拡大する動きがみられる (金融庁, 2018)。山口 (2019) は，地方銀行による海外有価証券投資が拡大した 2011 年度から 2017 年度において，地方銀行を海外有価証券投資に駆り立てた背景を分析した。その結果，ビジネスの中核となる預貸ビジネスの不振という構造的な問題によって，地方銀行は国内有価証券よりも少しでも有利な利回りを求めて，海外有価証券への投資に踏み込まざるを得ない状況にあったと結論付けた。また，預貸ビジネスの不振を埋め合わせる役割が期待される手数料ビジネスの比率が高いほど，海外有価証券投資への依存度が低下することを明らかにした。

また，金融分野に関わらず社会全体のデジタル化が加速しており，コロナ禍で多くの人が非対面・非接触サービスを経験したことで，デジタル化は不可逆的な潮流となりつつある。地域銀行も次世代テクノロジーの導入・活用によって業務効率化を図っており，システム投資によって 2033 年度末までに地域銀行全体のコア業務純益が 1,400 億円押し上げられ，赤字の銀行数も減少すると予測されている (木村ほか, 2019)。多くの先行研究で，デジタル化の推進は金融機関の生産性を高め，効率的なサービスの提供に寄与することが示されている (Agyekum et al., 2016; Tchamyou et al., 2019)。

DeYoung et al. (2007)は，米国のコミュニティ・バンクを分析対象として，インターネットバンキングの推進が預金サービスを始めとする銀行収益を増加させ，銀行パフォーマンスにプラスの影響を与えていることを示した。また，Zuo et al. (2021) は，中国の銀行を対象とする分析を行い，銀行によって偏りはあるものの，デジタル化の推進によって生産性が大幅に改善することを示した。Daníelsson et al. (2021) は，金融分野における人工知能の活用について分析し，リスク管理等への活用が生産性の向上やコスト削減に寄与するとしている。このようにデジタル化は業務効率化に資すると結論付ける先行研究が多い一方，システム投資によって銀行の経営安定性が低下し，リスクが高まると指摘する先行研究もみられる。Uddin et al. (2020) は，2008 年から 2017 年までの世界 43 カ国，354 行のデータを用いて，過度なサイバーテクノロジーへの投資は，投資によるリターン以上に信用リスクを増加させ，銀行の経営安定性に悪影響を及ぼすことを示した。また，Uddin et al. (2023) は，システム投資が業務効率化に資する一方，システム障害や内部プロセスにおける課題，サイバーセキュリティ等の要因によって，金融機関のオペレーショナルリスクが増加する可能性があることを指摘した。

さらに，経営の多角化が銀行のリスクに与える影響を分析した Wall et al. (1993) は，銀行が非銀行業務に分散することで，高リターンと低リスクを実現できる可能性を指摘した。Laderman (2020) は，銀行とノンバンクとの合併をシミュレーションし，保険事業への進出によって ROA のボラティリティやリスクが低減することを示した。一方，邦銀を分析対象とした畠田・立花 (2009) は，1983 年度から 2007 年度までを分析期間として，貸出先や業務内容の分散化が銀行の収益性とリスクに与える影響を分析した。その結果，貸出先の分散化は有意に銀行の収益性を高めてリスクを低減させる効果がある一方，業務内容の分散化は銀行の収益やリスクに効果をもたないことを示した。また，得田・森 (2018) は，1997 年度から 2016 年度における業務の多様化が収益性に及ぼす影響について，規模の大きい地方銀行では負である一方，規模の小さい第二地方銀行では正であるという，相反する効果を確認している。曲 (2021) は，2001 年度から 2009 年度までの地域銀行を対象にして，本業である預貸ビジネスの他，手数料ビジネスや有価証券運用も地域銀行の安定的な収益源になることを示し，多様な収益源の確立によって収益力を強化することが必要であると結論付けている。本邦金融機関の収益性は国際的にみても低位であり，その要因の一つとして業務粗利益に占める非金利利益の比率の低さが指摘されている (日本銀行, 2017)。米銀を対象とする先行研究では，手数料ビジネスの拡大が収益のボラティリティを高め，金融機関の経営安定性を低下させることが示されている (DeYoung and Roland, 2001; Stiroh, 2004, 2006)。DeYoung and Torna (2013) は，ベンチャーキャピタルや投資銀行業務，資産証券化等の資産ベースの非金利利益への依存は金融機関のリスクを高めるとする一方，証券仲介や保険販売等の純粋な手数料ビジネスはリスクを低減させるとしている。これらの先行研究に対して，邦銀を対象とする稲葉・服部 (2006) は，資金利益と景気変動との相関が弱まったことや規制緩和等によって手数料ビジネスが拡大したことを背景として，2001 年度から 2005 年度の期間において，手数料ビジネスの拡大は収益のボラティリティを高めたのではなく，収益増加を通じて経営安定性の向上に寄与したと結論付けている。

前述の先行研究は，金融機関のビジネスモデルの変化が当該金融機関のリスクや収益に与える影響を分析したものであり，表 1 のように整理できる。

【表 1 を挿入】

一方，システミックリスクの観点から分析した先行研究では，必ずしも同様の結論が導かれているわけではない。Wagner (2010) は，金融機関の事業ポートフォリオが多様化することで当該金融機関のリスクは低減する一方，金融機関間の共通エクスポージャーが増加し，複数の金融機関が同時に破綻するシステミックリスクが高まることを示した。Ibragimov et al. (2011) も，金融機関にとっては最適な業務分散が，必ずしも金融システムにとって最適とは限らず，負の外部性が生じる可能性があることを指摘した。また，Acharya and Yorulmazer (2007) は，金融危機時に規制当局が介入することを考慮すると，中小規模の金融機関は群れを成して共通エクスポージャーを増加させるインセンティブが働くことを示し，大手金融機関の Too Big To Fail になぞらえ，Too Many To Fail の問題が発生すると指摘した。Farhi and Tirole (2012) も，システミックリスクが顕在化する際に規制当局が介入せざるを得ない場合，金融機関はより相関の高いリスクを取るインセンティブが働くことを示した。また，日本の地域銀行を対象にした Hirakata et al. (2020) は，保有有価証券の増加と手数料ビジネスへの依存が，地域銀行各行のリスクとシステミックリスクのそれぞれに与える影響を分析した。その結果，保有有価証券の増加と手数料ビジネスへの依存が，個別の地域銀行のリスクを低減させる一方，地域銀行間の連動性を高めることでシステミックリスクを増加させると結論付けた。これらの結果について，有価証券投資も，手数料収入の多くを占める投資信託の販売手数料も，地域銀行間で共通する株価等の市場要因の影響を受けることが要因であるとしている。

2.2 仮説構築

分析対象とする金融機関や期間の違いから，ビジネスモデルの変化が当該金融機関に与える影響は区々であるが，金融機関のリスクに関する先行研究には，あくまで金融システムが平時にあるときの個別金融機関のリスク管理に焦点を当てた分析が多くみられる。しかし，実際に金融機関が経営危機に陥るのは，国際金融危機のようなシステミックリスクが発生し，平時におけるリスク管理が適切に機能しない局面であることが多い。そこで，本研究ではシステミックリスク発生時のリスク管理に焦点を当て，金融危機時に顕在化するリスクが高い地域銀行の特徴を分析する。地域銀行とシステミックリスクに係る先行研究である Hirakata et al. (2020) は，特定の地域銀行が経営危機に陥ったときの金融システムのリスクを分析し，システミックリスクを引き起こす可能性が高い地域銀行の特徴を明らかにしており，本研究とは金融システムと地域銀行の条件付けが反転している。すなわち，先行研究は特定の金融機関の破綻等の影響が金融システムにどのように波及するかという金融システムの安定性に焦点を当てているが，本研究は金融危機が発生したときの個別金融機関の安定的な経営の実現に主眼を置いている。

本研究では，近年の地域銀行のビジネスモデル転換，特に国債以外の有価証券への投資と特定領域におけるシステム投資が，金融危機時に顕在化する地域銀行各行のリスクに与える影響を分析する。Wagner (2010) 等が指摘するように，システミックリスクが顕在化したときの個別金融機関のリスクは，当該金融機関のビジネスモデルだけではなく，他の金融機関の事業ポートフォリオと共通するエクスポージャーの大きさにも影響を受けるため，平時の金融機関のリスクを分析対象とする先行研究の結論とは必ずしも一致するとは限らない。

有価証券投資に関して，従前の地域銀行はポートフォリオの大半を国債で運用していたものの，近年ではより高い利回りを求めて外債や投資信託等，国債以外の有価証券への投資を拡大している（金融庁， 2018； 山口， 2019)。こうした国債以外の有価証券への投資が増加することによって，国債を中心に運用されていた従前のポートフォリオと比較すると，地域銀行間の共通エクスポージャーは減

少していることが予想される。

また，システム投資に関して，中期経営計画等において多くの地域銀行がデジタルトランスフォーメーションの推進等を表明しているものの，その注力分野は類似性が高いことが指摘されている（日本銀行，2021)。一部の地域銀行では，広域アライアンス等の包括的な提携によって，地域銀行間で基幹システムやフィンテック技術を共有し，トップライン向上やコスト削減に取り組むケースもみられる。このように地域銀行間で類似する領域に対してシステム投資をすることは，ビジネスモデルの類似性を高めるだけでなく，Uddin et al.（2023）等が指摘するようなオペレーショナルリスクの相関も高めている可能性があり，共通エクスポージャーの増加や地域銀行間の連動性の高まりが予想される。

本研究では，Adrian and Brunnermeier（2016）が提案するリスク指標 CoVaR を用いて，金融危機時に顕在化する地域銀行のリスクを分析し，次の 2 つの仮説を検証する。

仮説 1. 国債以外の有価証券への投資は，金融危機時に顕在化する地域銀行のリスクを減少させる。
仮説 2. 特定領域におけるシステム投資は，金融危機時に顕在化する地域銀行のリスクを増加させる。

3 分析手法

3.1 CoVaR の推定

Adrian and Brunnermeier（2016）が提案するリスク指標 CoVaR は，ある経済主体に生じたストレスが別の経済主体に波及する影響を定量化した指標であり，接頭語の Co は条件的（Conditional）や共動的（Co-movement），伝染（Contagion），寄与（Contributing）等を意味している。

経済主体 i の損失を X^i とし，経済主体 i の信頼水準 $q\%$ の VaR_q^iを

$$\Pr\left(X^i \leq VaR_q^i\right) = q\% \tag{1}$$

と表す。$q > 50$ のとき VaR_q^i が示す損失は一般的に正であり，VaR_q^i を超える損失が発生する確率が $(100 - q)\%$ であることを表す。また，経済主体 j の損失 X^j が特定の状況 $C(X^j)$ にあるときの VaR_q^i を $CoVaR_q^{i|C(X^j)}$ と定義すると，

$$\Pr\left(X^i \leq CoVaR_q^{i|C(X^j)} \middle| C(X^j)\right) = q\% \tag{2}$$

と表すことができる。$C(X^j)$ は，X^j が $q = 95$ 等の高い信頼水準の VaR_q^j と等しいときに経済主体 j が危機時にあることを，X^j が VaR_{50}^j と等しいときに経済主体 j が平時にあることを意味する。ここで，経済主体 j が危機時にあるとき（$X^j = VaR_q^j$，ただし $q > 50$）の経済主体 i の信頼水準 $q\%$ の $CoVaR_q^{i|X^j=VaR_q^j}$ と，経済主体 j が平時にあるとき（$X^j = VaR_{50}^j$）の経済主体 i の信頼水準 $q\%$ の $CoVaR_q^{i|X^j=VaR_{50}^j}$ との差を $\Delta CoVaR_q^{i|j}$ と定義すると，

$$\Delta CoVaR_q^{i|j} = CoVaR_q^{i|X^j=VaR_q^j} - CoVaR_q^{i|X^j=VaR_{50}^j} \tag{3}$$

と表される。なお，経済主体 j が危機時にあるとする VaR_q^j の信頼水準 q と，経済主体 i のリスクを測る（2）式の信頼水準 q は，異なる信頼水準を設定することもできるが，Adrian and

Brunnermeier（2016）に倣って本研究では同一の信頼水準とする。

Adrian and Brunnermeier（2016）は分位点回帰によって $\Delta CoVaR_q^{i|j}$ を推定している。一般的な最小二乗法による線形回帰が説明変数によって条件付けした平均値を推定するものであるのに対し，$q\%$ の分位点回帰は説明変数で条件付けしたときの q パーセンタイルを推定するものである。ここでは，時刻 t における経済主体 i の損失 X_t^i について，次式により $q\%$ の分位点回帰を行う。

$$X_t^i = \alpha_q^{i|j} + \beta_q^{i|j} X_t^j + \left(\boldsymbol{\gamma}_q^{i|j}\right)^\top \boldsymbol{M}_{t-1} + \varepsilon_{q,t}^{i|j} \tag{4}$$

なお，$\boldsymbol{M}_{t-1}$ は 1 期ラグを設定したコントロール変数ベクトルを，$\alpha_q^{i|j}$，$\beta_q^{i|j}$，$\boldsymbol{\gamma}_q^{i|j}$ は回帰係数または回帰係数ベクトルを，$\varepsilon_{q,t}^{i|j}$ は誤差項を表す。このとき，右辺の誤差項 $\varepsilon_{q,t}^{i|j}$ を除く項は X_t^j と $\boldsymbol{M}_{t-1}$ で条件付けした X_t^i の q パーセンタイルの期待値を表すことから，経済主体 j の危機時あるいは平時における $CoVaR_{q,t}^{i|C(X^j)}$ は，（4）式の右辺の X_t^j に $VaR_{q,t}^j$ あるいは $VaR_{50,t}^j$ を代入した

$$CoVaR_{q,t}^{i|X_t^j=VaR_{q,t}^j} = \alpha_q^{i|j} + \beta_q^{i|j} VaR_{q,t}^j + \left(\boldsymbol{\gamma}_q^{i|j}\right)^\top \boldsymbol{M}_{t-1} \tag{5}$$

$$CoVaR_{q,t}^{i|X_t^j=VaR_{50,t}^j} = \alpha_q^{i|j} + \beta_q^{i|j} VaR_{50,t}^j + \left(\boldsymbol{\gamma}_q^{i|j}\right)^\top \boldsymbol{M}_{t-1} \tag{6}$$

と表される。したがって，（3）式の $\Delta CoVaR_{q,t}^{i|j}$ の定義から，

$$\Delta CoVaR_{q,t}^{i|j} = \beta_q^{i|j} \Delta VaR_{q,t}^j \tag{7}$$

が導かれる。なお，$\Delta VaR_{q,t}^j$ は $VaR_{q,t}^j - VaR_{50,t}^j$ を表す。

本研究では，$\beta_q^{i|j}$ の時系列推移を把握するため，（4）式を計測期間 1 年のムービング・ウィンドウ法で推定し，時刻 t の直近 1 年間のデータから推定した結果を $\beta_{q,t}^{i|j}$ と表す。また，（7）式の右辺の $\Delta VaR_{q,t}^j$ は時刻 t の直近 1 年間のデータからヒストリカル法で推定することとし，（7）式の左辺の時刻 t における $\Delta CoVaR_{q,t}^{i|j}$ を

$$\Delta CoVaR_{q,t}^{i|j} = \beta_{q,t}^{i|j} \Delta VaR_{q,t}^j \tag{8}$$

と推定する。

先行研究の Adrian and Brunnermeier（2016）や Hirakata et al.（2020）は，経済主体 i を金融システム，経済主体 j を金融機関として，$\Delta CoVaR^{i|j}$ を金融機関が経営危機に陥ったときの金融システムのリスク，すなわちシステミックリスクを表す指標として用いている。一方，本研究では i と j の条件付けを反転し，経済主体 i を金融機関，経済主体 j を金融システムとみなすことで，$\Delta CoVaR^{i|j}$ を金融危機時に顕在化する金融機関のリスクを表す指標として捉える。このとき，i と j の条件付けを反転したことで，$\Delta CoVaR^{i|j}$，ΔVaR^j，$\beta^{i|j}$ の表す意味が先行研究とは異なる点に留意する必要がある（表 2）。

【表 2 を挿入】

また，CoVaR だけでなくリスク指標 Marginal Expected Shortfall（以下 MES）についても同様に分析することで，分析結果の頑健性を検証する。$MES_{q,t}^{i|j}$ は，経済主体 j のストレス時における経済主体 i の損失を定量化したリスク指標である（Acharya et al., 2017）。本研究では，金融システム j の損失 X_t^j が $VaR_{q,t}^j$ を超えるときの金融機関 i の損失 X_t^i の期待値として定義し，

$$MES_{q,t}^{i|j} = \mathbb{E}\left[X_t^i \middle| X_t^j \geq VaR_{q,t}^j\right] \tag{9}$$

と表す。(9) 式は，直近 1 年間のヒストリカルデータの条件付き平均で計測する。

本研究では，表 3 の日本の地域銀行 73 行を対象として，2000 年から 2021 年までの時価総額のパネルデータから，信頼水準 95% の $\Delta CoVaR_{95,t}^{i|j}$ と $MES_{95,t}^{i|j}$ を推定する。

【表 3 を挿入】

(4) 式と (9) 式の X_t^i として地域銀行の時価総額の日次対数変化率を，X_t^j として銀行業 TOPIX の日次対数変化率を，コントロール変数 $\boldsymbol{M}_{t-1}$ として TOPIX の日次対数変化率の 6 ヶ月間の移動平均に 1 日のラグを設定したものを採用する。なお，分析期間において再編が行われた地域銀行の時価総額は，再編前の銀行の時価総額の合計値等で置き換えている。分析に使用したデータの出所については後述する。

3.2 CoVaR の変動要因の分析

推定した ΔCoVaR や β，MES を被説明変数，地域銀行の財務諸表から作成する個別銀行変数や，マクロ経済変数，固定効果を説明変数とする固定効果モデルでパネル回帰を行い，その変動要因を分析する。特に，仮説として設定した国債以外の有価証券とシステムへの投資が，金融危機時に顕在化する地域銀行のリスクに与える影響を中心に確認する。なお，金融システムのリスクを表す ΔVaR は，金融システムのみの時系列データであるため，本分析の対象とはしない。

個別銀行変数ベクトルを $\boldsymbol{X}_t^i$，マクロ経済変数ベクトルを $\boldsymbol{Y}_t$，地域銀行 i の固定効果を $Bank^i$，誤差項を ε_t^i として，(8) 式の $\Delta CoVaR_{q,t}^{i|j}$ と $\beta_{q,t}^{i|j}$，(9) 式の $MES_{q,t}^{i|j}$ について次式の固定効果モデルで分析する。

$$\Delta CoVaR_{q,t}^{i|j} = (\boldsymbol{a}^{\Delta CoVaR})^\top \boldsymbol{X}_{t-1}^i + (\boldsymbol{b}^{\Delta CoVaR})^\top \boldsymbol{Y}_{t-1} + Bank^i + \varepsilon_t^i \tag{10}$$

$$\beta_{q,t}^{i|j} = \left(\boldsymbol{a}^{\beta}\right)^\top \boldsymbol{X}_{t-1}^i + \left(\boldsymbol{b}^{\beta}\right)^\top \boldsymbol{Y}_{t-1} + Bank^i + \varepsilon_t^i \tag{11}$$

$$MES_{q,t}^{i|j} = (\boldsymbol{a}^{MES})^\top \boldsymbol{X}_{t-1}^i + (\boldsymbol{b}^{MES})^\top \boldsymbol{Y}_{t-1} + Bank^i + \varepsilon_t^i \tag{12}$$

ここで，$\boldsymbol{a}$ と $\boldsymbol{b}$ は，それぞれ $\boldsymbol{X}_{t-1}^i$ と $\boldsymbol{Y}_{t-1}$ の回帰係数ベクトルであり，誤差項 ε_t^i は強外生を仮定する。また，時間固定効果 $Time_t$ を説明変数に加える場合は，マクロ経済変数による影響が時間固定効果に内包されるため，$\boldsymbol{Y}_t$ を除いた次式でパネル回帰する。

$$\Delta CoVaR_{q,t}^{i|j} = (\boldsymbol{a}^{\Delta CoVaR})^\top \boldsymbol{X}_{t-1}^i + Bank^i + Time_t + \varepsilon_t^i \tag{13}$$

$$\beta_{q,t}^{i|j} = \left(\boldsymbol{a}^{\beta}\right)^\top \boldsymbol{X}_{t-1}^i + Bank^i + Time_t + \varepsilon_t^i \tag{14}$$

$$MES_{q,t}^{i|j} = (\boldsymbol{a}^{MES})^\top \boldsymbol{X}_{t-1}^i + Bank^i + Time_t + \varepsilon_t^i \tag{15}$$

まず，有価証券投資に関する個別銀行変数として，総資産に対する有価証券の比率（Securities to Assets，以下 StoA），総資産に対する国債の比率（Government Bonds to Assets，以下 GBtoA），総資産に対する国債以外の有価証券の比率（Other than Government Bonds to Assets，以下 OGBtoA），有価証券ポートフォリオの分散度を表す指数（Diversified Investment Index，以下 DII）を説明変数として採用する。DII は，市場占有度を測るハーフィンダル・ハーシュマン指数に倣い，有価証券ポートフォリオに占める国債，地方債，社債，株式，その他の証券，または貸付有価証券のそれぞれの構成割合の 2 乗和として定義する。近年の地域銀行全体の有価証券ポートフォリオは，国債の割合が低下する一方，国債以外の有価証券の割合が上昇しているため，ポートフォリオの分散投資が進み DII が低下傾向にある（図 1）。

【図 1 を挿入】

また，一般的な財務諸表にはシステム投資を直接的に表す勘定科目は存在しないため，本研究では，システム投資を表す変数として総資産に対するその他の投資活動によるキャッシュフローの比率（Cash Flow from other investment activities to Assets，以下 CFtoA），総資産に対するソフトウェア資産の比率（Sofrware to Assets，以下 SWtoA），総資産に対する無形固定資産の比率（Intangible Assets to Assets,以下 IAtoA),経常収益に対する営業経費の比率(Operating Expenses to Ordinary Revenue，以下 OEtoOR）の 4 変数を検討する。ただし，いずれの変数も金融機関のシステム投資を直接的に捉えた指標ではない点には留意が必要である。なお，CFtoA は回帰係数の解釈がしやすいよう，正負の符号を反転し，3 月と 9 月の季節性変動を考慮した 6 ヶ月の移動平均値を採用する。

上記の変数以外に，資金運用収益に対する役務取引等収益の比率（Fee and Commission income to Interest income,以下 FCtoI),総資産の対数(以下 Log Asset),総資産に対する貸付金の比率(Loans to Assets，以下 LtoA)，総資産に対する資本の比率（Equity to Assets，以下 EtoA)，負債に対する預金の比率（Deposit to Debt，以下 DtoD）を個別銀行変数として採用する。これらの変数は，被説明変数とする ΔCoVaR や β，MES だけでなく，有価証券投資やシステム投資に係る説明変数に影響を与える可能性があるため，コントロール変数として採用して欠落変数バイアスを回避する。

個別銀行変数の他に，マクロ経済変数として TOPIX リターン，TOPIX ボラティリティ，銀行業 TOPIX に対する不動産業 TOPIX の超過リターン，3 ヶ月円国債利回りの変化率，タームスプレッド（10 年国債利回りと 3 ヶ月国債利回りの差)，TED スプレッド（3 ヶ月円 TIBOR と 3 ヶ月円国債利回りの差）を採用する。TOPIX ボラティリティは 30 日間の TOPIX の日次対数変化率のヒストリカルボラティリティを $\sqrt{t}$ 倍法で年率に換算する。銀行業 TOPIX に対する不動産業 TOPIX の超過リターンは，銀行業 TOPIX と不動産業 TOPIX との日次対数変化率の差とする。これらのマクロ経済変数は，リターンの条件付きモーメントの時系列変化を捉えることができ，流動性がある扱いやすい変数として，Adrian and Brunnermeier（2016）や Hirakata et al.（2017，2020)，日本銀行（2017）を参考に選定した。

地域銀行の時価総額や財務諸表，株価指数等は NEEDS 株式日次収益率または NEEDS Financial QUEST から，一部のマクロ経済指標は Bloomberg から取得する。また，時価総額と同様，分析期間において再編が行われた場合は，再編前の銀行の勘定科目の合計値等で置き換えている。作成した変数の記述統計量と相関行列は表 4 と表 5 の通りである。有価証券投資とシステム投資に係る一部の説明変数は 2011 年以降のみ取得可能であり，サンプルサイズが小さい点に留意する必要がある。

【表 4 を挿入】

【表 5 を挿入】

4 分析結果

4.1 CoVaR の推定

（4）式と（8）式，（9）式から，地域銀行 73 行の ΔCoVaR と β，MES，金融システムの ΔVaR の時系列推移を推定した（図 2)。

【図 2 を挿入】

なお，ΔCoVaR と β，MES は地域銀行 73 行の四分位点のみ図示している。

金融システムのリスクを表す ΔVaR の時系列推移をみると，日本で過去に発生した金融危機の状況を的確に捉えていることがわかる。まず，IT バブル崩壊に伴って 2000 年代前半に金融システムのリスクが増加したものの，2005 年から 2007 年までは低位で推移している。パリバショックが発生した 2007 年には再び増加し，2008 年 9 月のリーマンブラザーズ証券の経営破綻をきっかけに 5.0%pt 超のピークを迎えている。その後は減少に転じて安定した状況が続くが，2016 年 1 月の日本銀行によるマイナス金利導入時に再度増加している。マイナス金利導入によって収益源である資金利益が減少するため，銀行の経営状況が悪化し，銀行業全体の株価が下落したものと考えられる。このように ΔVaR は日本における金融危機を反映して増減を繰り返しているものの，中長期的にみると横這いあるいは減少傾向にある。

一方，地域銀行 73 行の連動性 β の推移をみると，明らかに上昇傾向にあり，地域銀行間の連動性が年々高まっている。また，ΔCoVaR の推移をみると，金融危機時に顕在化する地域銀行のリスクは，国際金融危機時やマイナス金利導入時にピークを迎えつつも，全体として増加傾向にあり，ΔVaR や β の傾向と整合的である。なお，MES は ΔCoVaR と比較してやや高い水準で推移しているものの，同様の傾向がみられることがわかる [1)]。

4.2 CoVaR の変動要因の分析

推定した ΔCoVaR や β，MES を被説明変数として固定効果モデルによるパネル回帰を実施し，地域銀行のビジネスモデルが金融危機時に顕在化するリスクに与える影響を分析する。銀行固定効果を考慮した（10）式,（11）式または（12）式の固定効果モデルでパネル回帰を行う。銀行固定効果 $Bank^i$ を説明変数に加えることで，時不変な地域銀行 i 固有の未観測ファクターをコントロールすることができる。

表 6 は，StoA とコントロール変数を説明変数，ΔCoVaR と β を被説明変数としたときのパネル回帰結果である。

【表 6 を挿入】

第 1 列と第 2 列は，分析期間を 2000 年から 2021 年としたときのパネル回帰結果であり，ΔCoVaR と β のいずれも StoA の回帰係数が正で有意である。Hirakata et al.（2020）が指摘するように，有価証券投資によって地域銀行間の共通エクスポージャーが増加し金融システムとの連動性が高まることで，金融危機時に顕在化する地域銀行のリスクが高まることを示している。次に，山口（2019）で指摘されている通り，2011 年頃から地域銀行が国内有価証券よりも有利な利回りを求めて海外有価証券投資を拡大したことを踏まえ，表 6 の第 3 列以降では 2011 年で分析期間を区切ってパネル回帰を行い，有価証券投資による影響が 2011 年前後で変化していることを確認している。第 3 列と第 4 列は 2000 年から 2011 年までを分析期間とするパネル回帰結果を示しており，第 1 列や第 2 列と比較しても，StoA の回帰係数の符号や大きさ，有意性に大きな変化がないことがわかる。一方，地域銀行による国債の保有残高が減少傾向に転じた 2011 年以降を分析期間とする第 5 列をみ

ると，第 1 列と第 3 列とは異なり，ΔCoVaR に対する StoA の回帰係数が小さく有意ではないことがわかる。また，第 6 列の β に対する StoA の回帰係数は −0.956 で，第 2 列と第 4 列とは反対に負で有意となっている。2016 年までを分析期間とする Hirakata et al. (2020) は，有価証券投資が地域銀行間の共通エクスポージャーを高めることを示したが，近年ではその傾向に変化がみられる。

ここからは，地域銀行が海外有価証券投資を拡大して国債保有残高が減少傾向に転じた 2011 年以降を分析期間として，有価証券投資とシステム投資が金融危機時に顕在化する地域銀行のリスクに与える影響を分析する。表 7 は，システム投資の代理変数とする 4 変数を説明変数に追加したときのΔCoVaR のパネル回帰結果である。

【表 7 を挿入】

CFtoA を説明変数に加えた第 1 列をみると，その回帰係数が正で有意であることから，総資産に対するその他の投資活動によるキャッシュフローの比率が高まると，金融危機時に顕在化する地域銀行のリスク ΔCoVaR が増加することが示唆される。また，第 2 列と第 3 列では，SWtoA と IAtoA を説明変数に追加しているが，いずれも有意性はみられないものの，回帰係数は正であり，総資産に対する無形固定資産やソフトウェア資産の比率が高まることで， ΔCoVaR が増加する可能性を示している。さらに，第 4 列は OEtoOR を説明変数に採用しているが，こちらも同様に有意性は確認できないものの，回帰係数は負である。すなわち，システム投資によって営業経費率が低下すると，ΔCoVaR は増加する傾向にあることが示唆される。日本銀行 (2021) は地域銀行におけるシステム投資の注力分野が類似していることを指摘しており，近年では広域アライアンス等の包括的な提携によって地域銀行間でシステムを共有するケースもみられる。ここで検討した 4 変数は，いずれも地域銀行のシステム投資を直接表す指標ではないものの，システム投資によって地域銀行間の連動性が高まり，金融危機時に顕在化するリスクが高まる可能性が示唆されており，仮説 2 「特定領域におけるシステム投資は，金融危機時に顕在化する地域銀行のリスクを増加させる」を弱いながらも支持するものである。なお，第 1 列の CFtoA の回帰係数の推定値から，CFtoA が 1%pt 増加すると ΔCoVaR は 0.172%pt 増加することがわかるが，CFtoA は平均値で 1.55×10^{-2}% 程度であり，有価証券投資と比較するとシステム投資による ΔCoVaR への影響は限定的である。

次に，表 7 で有意性がみられた CFtoA をシステム投資の代理変数とした上で，投資する有価証券の種類に着目した分析を実施する。表 8 の第 1 列と第 2 列は，StoA の代わりに GBtoA と OGBtoA を説明変数に加えた場合の回帰結果である。

【表 8 を挿入】

まず，第 1 列の ΔCoVaR の分析結果をみると，GBtoA の回帰係数が正で有意である一方，OGBtoA の回帰係数は負で有意である。すなわち，地域銀行の有価証券ポートフォリオにおける国債の比率が高まると金融危機時に顕在化するリスクが増大する一方，国債以外の有価証券の比率が高まると反対にリスクは低減することを示している。また,回帰係数の絶対値はいずれも 0.02 程度であることから，表 6 の第 5 列において StoA の回帰係数に有意性が確認できなかったのは，GBtoA と OGBtoA の効果が互いに打ち消し合っていた可能性がある。第 2 列の β の回帰結果をみても，OGBtoA の回帰係

数が負で有意になっている。Hirakata et al. (2020) が指摘するように，従前の地域銀行は国債を中心にポートフォリオを運用していたため，国債という共通エクスポージャーが増加することで，地域銀行間の連動性が高まっていたと考えられる。しかし，近年の地域銀行は，より高い利回りを求めてポートフォリオに占める国債の比率を引き下げる一方，外債や投信信託等の国債以外の有価証券の比率を高めている（金融庁，2018；山口，2019）。表 8 の第 1 列と第 2 列のパネル回帰結果において OGBtoA の回帰係数が負で有意であることは，国債を中心に運用されていた従前の地域銀行のポートフォリオと比較すると，国債以外の有価証券への投資によって地域銀行間の収益構造の連動性が低下し，金融危機時に顕在化する地域銀行のリスクが低減していることを示している [2)]。

有価証券の分散投資が金融危機時に顕在化する地域銀行のリスクを減少させることを確認するため，第 3 列と第 4 列に StoA と DII を説明変数とするパネル回帰結果を示した。第 3 列の ΔCoVaR を被説明変数としたときの DII の回帰係数が正で有意であることから，DII が増加，すなわちポートフォリオが特定の種類の有価証券に偏ることで，金融危機時に顕在化する地域銀行のリスクが高まることがわかる。反対に，近年の地域銀行でみられるように，国債以外の有価証券へ投資することでポートフォリオが分散すると，DII が減少して地域銀行のリスクも低減することとなる。第 4 列では，ΔCoVaR の代わりに MES を被説明変数した (12) 式から頑健性を確認したが，第 3 列と同様に DII の回帰係数は正で有意な結果が得られている。これらの分析から，仮説 1「国債以外の有価証券への投資は，金融危機時に顕在化する地域銀行のリスクを減少させる」が支持されていることがわかる。

さらに，表 8 の第 1 列から第 4 列までの全てのパネル回帰結果において，表 7 の第 1 列と同様，CFtoA の回帰係数は正で有意である。したがって，システム投資によって金融危機時に顕在化するリスクが高まることが示唆されており，表 8 からも仮説 2「特定領域におけるシステム投資は，金融危機時に顕在化する地域銀行のリスクを増加させる」が支持される。

以上より，地域銀行の有価証券投資が金融危機時に顕在化するリスクに与える影響は，地域銀行による有価証券投資の傾向が変化した 2011 年の前後で変化していることがわかった（表 6）。特に，国債以外の有価証券へ投資し，有価証券ポートフォリオを分散することは，金融危機時に顕在化するリスクの減少に寄与することが示され，仮説 1 が支持された（表 8）。また，地域銀行のシステム投資の代理変数として CFtoA を採用すると，システム投資によって金融危機時に顕在化する地域銀行のリスクが増加する可能性が示唆され，仮説 2 についても支持された（表 7 と表 8） [3)]。

5　結論

本研究では，Adrian and Brunnermeier (2016) が提案する CoVaR の条件付けを反転し，金融危機時に顕在化する地域銀行のリスクとして，日本の地域銀行 73 行の ΔCoVaR を推定した。図 2 の通り，金融システムとの連動性を表す β は上昇傾向にあり，地域銀行間の収益構造の連動性が高まっていることがわかった。また，金融危機時に顕在化する地域銀行のリスクを表す ΔCoVaR は，国際金融危機時やマイナス金利導入時にピークを迎えつつも，全体として増加傾向にあり，金融システムのリスク ΔVaR や β の傾向と整合的であり，MES も同様の傾向を示している。

また，推定した ΔCoVaR と β，MES を被説明変数とするパネル回帰を実施し，有価証券投資やシステム投資が金融危機時に顕在化する地域銀行のリスクに与える影響を分析した。日本の地域銀行の有価証券投資とリスクとの関係を分析した八幡 (2016) や Hirakata et al. (2020) は，有価証券投資

の積極化によって地域銀行各行の平時のリスクが低減することを示している。しかし,平時ではなく，金融危機時に顕在化する地域銀行のリスクに焦点を当てると，Wagner （2010） や Acharya and Yorulmazer（2007）等が指摘するように，自行のポートフォリオだけでなく，銀行間の共通エクスポージャーに影響を受ける可能性がある。表 8 の分析結果は，地域銀行が国債以外の有価証券へ投資し，有価証券ポートフォリオを分散させることは，地域銀行間の連動性を低下させ，金融危機時に顕在化する地域銀行のリスクを減少させることを明らかにしている。さらに，金融機関によるシステム投資とリスクとの関係を分析した Uddin et al. （2020）や Uddin et al. （2023）は，システム投資が金融機関のリスクを増加させることを指摘している。表 7 または表 8 の分析結果より，システム投資が地域銀行間の連動性を高め，金融危機時に顕在化するリスクを高める可能性が示唆される。ただし，回帰係数をみると，有価証券投資と比較してその影響は限定的であることがわかる。なお，システム投資の代理変数としてその他の投資活動によるキャッシュフロー等の複数の指標を検討したものの，いずれの変数も金融機関のシステム投資を直接的に捉えた指標ではない点には留意が必要である。

近年の地域銀行には，金融検査マニュアルの廃止や銀行法改正による業務範囲拡大等，従来の横並び競争からの脱却が強く求められている。本研究の分析結果は，他行と類似するビジネスモデルにシフトするほど，地域銀行間の連動性が高まり，金融危機時に顕在化する地域銀行のリスクが増加することを示している。反対に，国債以外の有価証券へ投資する等，他行と差別化を図ることで，金融危機時に顕在化するリスクは低減する。すなわち，金融危機時における安定的な地域銀行の経営には，独自の経営方針が有効であることを示唆している。

ただし，国債以外の有価証券への投資を増加させ，システムへの投資を減少させることは，必ずしも地域銀行が目指すべきビジネスモデルとは限らない。独自のビジネスモデルを追求することは，地域銀行間の連動性を低下させて金融危機時に顕在化するリスクを減少させる一方，ビジネスモデルのガラパゴス化を進め，各行の固有リスクを増加させる可能性がある。地域銀行のビジネスモデル転換は，期待収益等のリスク以外への影響も含めて包括的に検討すべきであろう。

【付記】

本稿の執筆にあたって，指導教員である吉羽要直先生（東京都立大学）をはじめ，東京都立大学大学院経営学研究科の先生方に温かく指導頂いた。また，日本ファイナンス学会第 3 回秋季研究大会では城戸陽介先生（国際通貨基金）から，同第 30 回記念大会では平田渉先生（日本銀行）から貴重な助言を賜ることができた。さらに，投稿論文の修正に際して，本誌編集委員長の阿萬弘行先生（関西学院大学）と匿名のレフェリーから詳細なコメントを頂いた。ここに記して御礼申し上げる。なお，本稿における誤謬は全て筆者に帰責する。

【注】

1） 補論 A にて，都市銀行を対象として ΔCoVaR，ΔVaR，β，MES を推定したところ，連動性 β が低下傾向にある等，地域銀行との違いが確認された。

2） （13） 式と （14） 式に基づき，地域銀行 i の銀行固定効果 $Bank^i$ だけでなく，時刻 t の時間固定効果 $Time_t$ を説明変数に加えたパネル回帰を実施したところ，引き続き OGBtoA の回帰係数が負で有意であり，CFtoA の回帰係数は正で有意であった。地域銀行全体に共通するトレンドの影響を除いてクロスセクションで比較しても，国債以外の有価証券への投資は地域銀行間の連動

性を低下させ，金融危機時に顕在化する地域銀行のリスクを減少させる一方，システム投資は連動性を高めてリスクを増加させることが示唆される。

3) 補論 B では，信頼水準を 80% または 97.5% として，上記の分析結果の頑健性を検証した。

【引用文献】

Acharya, V. V., T. Yorulmazer, 2007. Too Many to Fail – An Analysis of Time-Inconsistency in Bank Closure Policies. Journal of Financial Intermediation 16(1), 1-31.

Acharya, V. V., L. H. Pedersen, T. Philippon, M. Richardson, 2017. Measuring systemic risk. The Review of Financial Studies 30(1), 2-47.

Adrian, T., M. K. Brunnermeier, 2016. CoVaR. American Economic Review 106(7), 1705-1741.

Agyekum, F., S. Locke, N. Hewa-Wellalage, 2016. Financial inclusion and digital financial services: Empirical evidence from Ghana. MPRA paper 82885.

Daníelsson, J., R. Macrae, A. Uthemann, 2021. Artificial intelligence and systemic risk. Journal of Banking and Finance, 106290.

DeYoung, R., K. P. Roland, 2001. Product Mix and Earnings Volatility at Commercial Banks: Evidence from a Degree of Total Leverage Model. Journal of Financial Intermediation 10(1), 54-84.

DeYoung, R., G. Torna, 2013. Nontraditional Banking Activities and Bank Failures during the Financial Crisis. Journal of Financial Intermediation 22(3), 397-421.

DeYoung, R., W. W. Lang, D. L. Nolle, 2007. How the Internet affects output and performance at community banks. Journal of Banking and Finance 31(4), 1033-1060.

Farhi, E., J. Tirole, 2012. Collective Moral Hazard, Maturity Mismatch, and Systemic Bailouts. American Economic Review 102(1), 60-93.

Hirakata, N., Y. Kido, J. L. Thum, 2017. Empirical Evidence on “Systemic as a Herd”: The Case of Japanese Regional Banks. Working Paper Series 17-E-1, Bank of Japan.

Hirakata, N., Y. Kido, J. L. Thum, 2020. Systemic Risk and the Fallacy of Composition: Empirical Evidence from Japanese Regional Banks. International Journal of Central Banking 16(4), 293-325.

Ibragimov, R., D. Jaffee, J. Walden, 2011. Diversification disasters. Journal of Financial Economics 99(2), 333-348.

Laderman, E. 2020. The Potential Diversification and Failure Reduction Benefits of Bank Expansion into Nonbanking Activities. Working Paper Series 2000-01, Federal Reserve Bank of San Francisco.

Stiroh, K. J. 2004. Diversification in Banking: Is Noninterest Income the Answer? Journal of Money, Credit and Banking 36(5), 853-882.

Stiroh, K. J. 2006. A Portfolio View of Banking with Interest and Noninterest Activities. Journal of Money, Credit and Banking 38(5), 1351-1361.

Tchamyou, V. S., G. Erreygers, D. Cassimon, 2019. Inequality, ICT and financial access in Africa. Technological Forecasting and Social Change 139, 169-184.

Uddin, M. H., S. Mollah, M. H. Ali, 2020. Does cyber tech spending matter for bank stability?

International Review of Financial Analysis 72, 101587.
Uddin, M. H., S. Mollah, N. Islam, M. H. Ali, 2023. Does digital transformation matter for operational risk exposure? Technological Forecasting and Social Change 197, 122919.
Wagner, W. 2010. Diversification at Financial Institutions and Systemic Crises. Journal of Financial Intermediation 19(3), 373-386.
Wall, L. D., A. K. Reichert, S. Mohanty, 1993. Deregulation and the Opportunities for Commercial Bank Diversification. Economic Review – Federal Reserve Bank of Atlanta 78(5), 1-25.
Zuo, L., J. Strauss, L. Zuo, 2021. The digitalization transformation of commercial banks and its impact on sustainable efficiency improvements through investment in science and technology. Sustainability 13(19), 11028.
稲葉圭一郎・服部正純，2006,「銀行手数料ビジネスの動向と経営安定性」，日本銀行ワーキングペーパーシリーズ 06-J-22，日本銀行。
木村昌史・冨田尚子・梶本裕城，2019,「次世代テクノロジーを活用した地域銀行の新たなビジネスモデルの検討」，金融研究センターディスカッションペーパー 2019-6，金融庁。
曲明輝，2021,「地域銀行のビジネスモデル転換の方向性に関する一考察」,『大和大学研究紀要』 7，99-110 頁。
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」，https://www.fsa.go.jp/singi/kinyuchukai/kyousou/20180411/01.pdf。
金融庁，2018，「地域銀行有価証券運用モニタリング　中間とりまとめ」，https://www.fsa.go.jp/news/30/ginkou/20180713-1/20180713-1-2.pdf。
重本洋一，2017,「地域銀行の有価証券運用に関するパネル分析」,『広島経済大学創立五十周年記念論文集』，81-112 頁。
全国銀行協会，2024，「平成元年以降の提携・合併リスト」，https://www.zenginkyo.or.jp/fileadmin/res/article/H/touhai.pdf。
得田雅章・森映雄，2018,「銀行の業務多様化に関する一考察」，Working Paper Series 277，滋賀大学経済学部。
日本銀行，2017,「金融システムレポート 2017 年 10 月号」，金融システムレポート。
日本銀行，2021,「デジタル時代の地域金融」，金融システムレポート別冊シリーズ。
畠田敬・立花実，2009,「分散化が金融機関のパフォーマンスに及ぼす影響」，ディスカッション・ペーパー・シリーズ 10，神戸大学。
八幡正之，2016,「有価証券運用が地域銀行のパフォーマンスに与える影響：有価証券運用と ROA・自己資本比率・リスクとの関係」，経済学レビュー 3，京都産業大学。
山口昌樹，2019,「何が地方銀行を海外有価証券投資に駆り立てたか」,『証券経済研究』 107，47-62 頁。

【図表】

表 1 ：金融機関のビジネスモデル転換による収益性やリスクへの影響

項目	影響	文献名
有価証券投資	＋	**Hirakata et al. (2020)**, 曲 (2021), 重本 (2017), **八幡 (2016)**
	－	－
システム投資	＋	Agyekum et al. (2016), Daníelsson et al. (2021), DeYoung et al. (2007), Tchamyou et al. (2019), Zuo et al. (2021)
	－	**Uddin et al. (2020), Uddin et al. (2023)**
経営多角化	＋	**Laderman (2020), Wagner (2010), Wall et al. (1993)**, 曲 (2021), 得田・森 (2018)
	－	得田・森 (2018)
	？	**畠田・立花 (2009)**
手数料ビジネス	＋	**DeYoung and Torna (2013), Hirakata et al. (2020), 稲葉・服部 (2006)**, 曲 (2021)
	－	**DeYoung and Roland (2001), Stiroh (2004, 2006), DeYoung and Torna (2013)**

* ビジネスモデル転換の影響に関して，プラス（＋）は収益性や効率性の向上あるいはリスクの低減に，反対にマイナス（－）は収益性や効率性の低下あるいはリスクの増大に寄与することを表す。なお，**太字**は金融機関のリスクに着目した文献を表す。

表 2 ：ΔCoVaR, ΔVaR, β の対応関係

指標	Adrian and Brunnermeier (2016), Hirakata et al. (2020)	本研究
$\Delta CoVaR^{i\|j}$	金融機関の危機時における金融システムのリスク	金融システムの危機時における金融機関のリスク
ΔVaR^{j}	金融機関のリスク	金融システムのリスク
$\beta^{i\|j}$	金融機関に対する金融システムの連動性	金融システムに対する金融機関の連動性

表 3 ：分析対象の地域銀行

いよぎんホールディングス	**しずおかフィナンシャルグループ**	**ちゅうぎんフィナンシャルグループ**	**京都フィナンシャルグループ**	島根銀行
じもとホールディングス	**めぶきフィナンシャルグループ**	**東京きらぼしフィナンシャルグループ**	**九州フィナンシャルグループ**	富山第一銀行
コンコルディア・フィナンシャルグループ	**西日本フィナンシャルホールディングス**	**三十三フィナンシャルグループ**	**第四北越フィナンシャルグループ**	**ひろぎんホールディングス**
おきなわフィナンシャルグループ	**十六フィナンシャルグループ**	**北国フィナンシャルホールディングス**	**プロクレアホールディングス**	**あいちフィナンシャルグループ**
千葉銀行	群馬銀行	武蔵野銀行	千葉興業銀行	筑波銀行
七十七銀行	秋田銀行	山形銀行	岩手銀行	東邦銀行
東北銀行	**ふくおかフィナンシャルグループ**	スルガ銀行	**八十二銀行**	山梨中央銀行
大垣共立銀行	福井銀行	清水銀行	富山銀行	滋賀銀行
南都銀行	百五銀行	**紀陽銀行**	**ほくほくフィナンシャルグループ**	山陰合同銀行
島根銀行	百十四銀行	四国銀行	阿波銀行	大分銀行
宮崎銀行	佐賀銀行	筑邦銀行	琉球銀行	高知銀行
山口フィナンシャルグループ	名古屋銀行	**北洋銀行**	大光銀行	愛媛銀行
トマト銀行	京葉銀行	栃木銀行	北日本銀行	南日本銀行
東和銀行	豊和銀行	宮崎太陽銀行	福島銀行	大東銀行
トモニホールディングス	**フィデアホールディングス**	**池田泉州ホールディングス**		

＊ **太字**は 2000 年以降に再編等が実施された地域銀行であり，再編後の時価総額等は再編前の銀行の合計値等で置き換えている。再編の詳細については全国銀行協会（2024）等を参照。

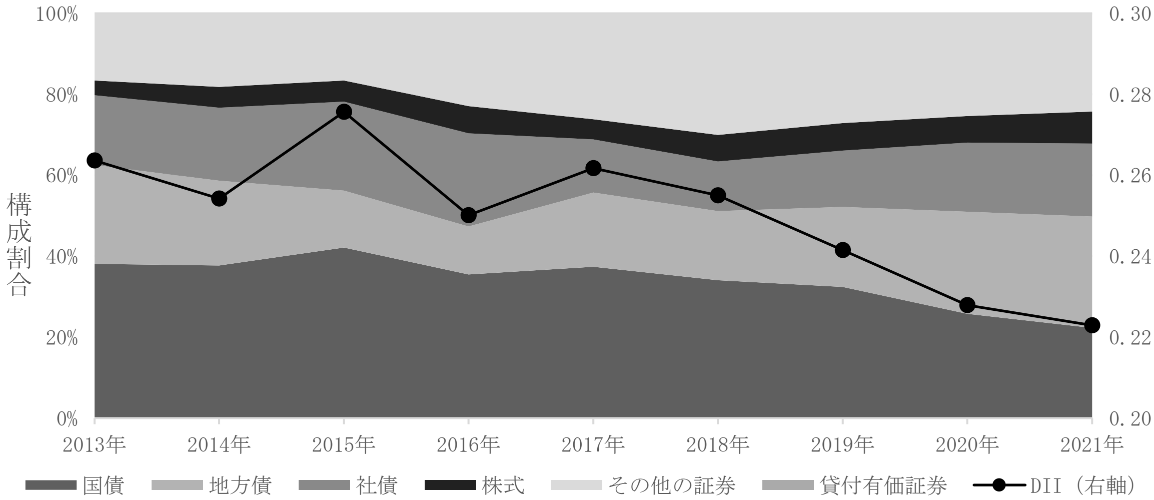

図 1 ：地域銀行全体の有価証券ポートフォリオ

表 4 ：変数の記述統計量

変数名	サイズ	平均値	標準偏差	最小値	25% 点	50% 点	75% 点	最大値
ΔCoVaR	6,148	0.016	0.009	-0.018	0.011	0.016	0.022	0.052
β	6,148	0.640	0.340	-0.665	0.415	0.668	0.872	1.928
MES	6,148	0.024	0.014	-0.017	0.015	0.024	0.033	0.091
StoA	5,494	0.248	0.073	0.028	0.194	0.248	0.295	0.480
GBtoA	945	0.090	0.049	0.001	0.053	0.087	0.122	0.274
OGBtoA	945	0.159	0.053	0.018	0.120	0.160	0.193	0.298
DII	950	0.300	0.070	0.202	0.251	0.280	0.328	0.678
CFtoA	2,178	0.000	0.003	-0.129	0.000	0.000	0.000	0.003
SWtoA	919	0.001	0.001	0.000	0.000	0.001	0.001	0.007
IAtoA	4,236	0.001	0.001	0.000	0.001	0.001	0.001	0.014
OEtoOR	5,500	0.498	0.077	0.192	0.445	0.499	0.548	0.882
FCtoI	5,497	0.213	0.081	0.057	0.155	0.203	0.254	0.671
Log Asset	5,498	14.892	0.902	12.636	14.344	14.950	15.547	17.187
LtoA	5,495	0.640	0.064	0.425	0.598	0.646	0.686	0.853
EtoA	5,498	0.053	0.012	0.001	0.045	0.053	0.061	0.104
DtoD	5,495	0.919	0.048	0.653	0.897	0.926	0.952	0.994
TOPIX Return	88	0.000	0.013	-0.037	-0.006	0.000	0.006	0.033
TOPIX Volatility	88	0.194	0.093	0.068	0.135	0.166	0.222	0.561
Real Estate Excess Return	88	0.002	0.012	-0.033	-0.005	0.000	0.008	0.040
3M JGB Change	88	0.000	0.000	-0.002	0.000	0.000	0.000	0.000
Term Spread	88	0.008	0.005	0.000	0.003	0.009	0.012	0.018
TED Spread	88	0.002	0.001	0.000	0.001	0.002	0.002	0.005

表 5 ：変数の相関行列

	変数名	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
(1)	ΔCoVaR	1.000										
(2)	β	0.794	1.000									
(3)	MES	0.872	0.664	1.000								
(4)	StoA	0.115	0.071	0.095	1.000							
(5)	GBtoA	0.104	-0.055	0.070	0.700	1.000						
(6)	OGBtoA	0.042	0.103	0.043	0.740	0.038	1.000					
(7)	DII	-0.025	-0.105	-0.008	-0.047	0.395	-0.415	1.000				
(8)	CFtoA	0.060	0.063	0.057	-0.019	-0.011	-0.072	0.038	1.000			
(9)	SWtoA	0.027	0.003	0.025	-0.185	0.001	-0.201	0.158	0.110	1.000		
(10)	IAtoA	0.108	0.013	0.076	-0.135	0.070	-0.230	0.175	0.116	0.627	1.000	
(11)	OEtoOR	-0.153	-0.064	-0.142	0.033	0.064	-0.011	0.116	-0.002	-0.144	-0.068	1.000
(12)	FCtoI	0.284	0.457	0.303	-0.131	-0.352	-0.029	-0.258	0.038	-0.058	-0.048	0.020
(13)	Log Asset	0.443	0.509	0.421	0.086	0.002	0.013	-0.165	0.038	0.041	0.165	-0.400
(14)	LtoA	-0.120	-0.204	-0.124	-0.705	-0.276	-0.615	0.210	0.013	0.146	0.161	0.034
(15)	EtoA	0.142	0.170	0.129	0.293	0.114	0.284	-0.167	0.012	0.136	0.039	-0.360
(16)	DtoD	-0.216	-0.348	-0.223	-0.081	0.160	-0.194	0.288	-0.018	0.130	0.095	0.265
(17)	TOPIX Return	-0.149	-0.067	-0.184	0.060	0.128	0.000	0.049	0.024	0.014	0.014	-0.006
(18)	TOPIX Volatility	0.139	-0.122	0.124	-0.049	-0.065	-0.081	0.055	-0.007	0.038	0.042	-0.070
(19)	Real Estate Excess Return	-0.002	0.021	0.011	-0.042	-0.299	0.026	-0.083	-0.012	-0.019	-0.019	0.002
(20)	3M JGB Change	-0.032	-0.070	-0.110	0.032	-0.108	0.052	-0.065	-0.006	-0.045	0.006	-0.021
(21)	Term Spread	-0.337	-0.509	-0.388	0.095	0.390	-0.196	0.255	-0.032	0.069	0.160	-0.131
(22)	TED Spread	0.320	0.206	0.418	-0.027	-0.052	-0.099	0.014	0.038	0.024	0.022	0.005

	変数名	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)
(12)	FCtoI	1.000										
(13)	Log Asset	0.420	1.000									
(14)	LtoA	-0.123	-0.283	1.000								
(15)	EtoA	-0.042	0.259	-0.213	1.000							
(16)	DtoD	-0.358	-0.557	0.479	-0.130	1.000						
(17)	TOPIX Return	-0.069	-0.022	-0.012	0.026	0.058	1.000					
(18)	TOPIX Volatility	-0.140	-0.045	0.102	-0.081	0.081	-0.013	1.000				
(19)	Real Estate Excess Return	0.084	0.029	-0.024	0.016	-0.072	0.033	0.020	1.000			
(20)	3M JGB Change	-0.047	-0.009	-0.024	-0.045	0.018	0.110	0.042	-0.124	1.000		
(21)	Term Spread	-0.448	-0.188	0.193	-0.135	0.357	0.242	0.124	-0.020	0.091	1.000	
(22)	TED Spread	0.101	0.059	0.020	-0.003	-0.062	-0.192	0.073	0.072	-0.250	-0.401	1.000

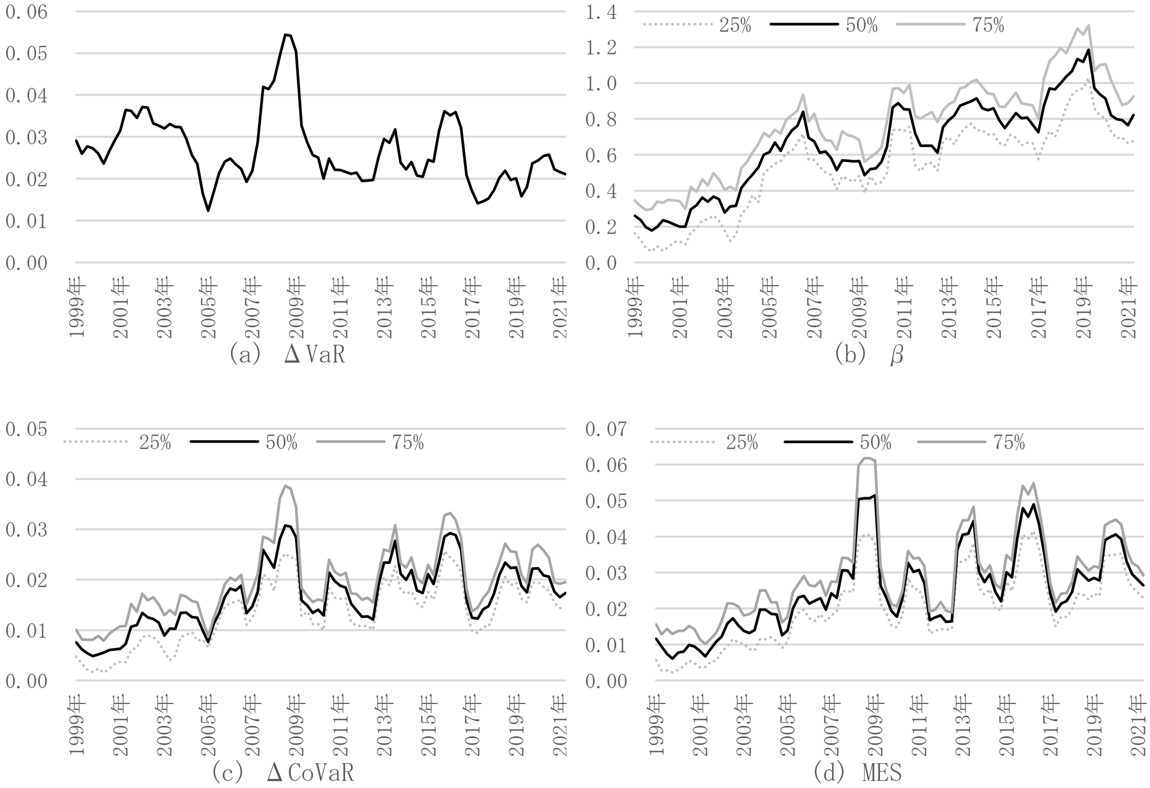

図 2 :地域銀行の CoVaR と MES の時系列推移

表 6 ：固定効果モデルによるパネル回帰結果 (1)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
対象期間	2000 年～2021 年		2011 年以前		2011 年以降	
被説明変数	ΔCoVaR	β	ΔCoVaR	β	ΔCoVaR	β
StoA	0.034***	1.094***	0.038***	1.132***	0.017	-0.956**
	(0.008)	(0.271)	(0.012)	(0.411)	(0.011)	(0.382)
FCtoI	0.029***	1.670***	0.086***	3.091***	-0.002	0.288
	(0.009)	(0.301)	(0.017)	(0.505)	(0.008)	(0.281)
Log Asset	0.000	0.300***	0.009	0.589***	-0.006	-0.253
	(0.003)	(0.112)	(0.007)	(0.155)	(0.006)	(0.243)
LtoA	0.014*	0.690**	0.013	0.523	-0.011	0.246
	(0.007)	(0.283)	(0.017)	(0.493)	(0.009)	(0.365)
EtoA	0.085*	1.989	0.108*	-0.054	-0.013	2.547
	(0.044)	(1.278)	(0.059)	(1.348)	(0.082)	(2.629)
DtoD	-0.008	-0.204	-0.015	-0.237	0.004	-0.357
	(0.008)	(0.285)	(0.018)	(0.462)	(0.009)	(0.413)
TOPIX Return	-0.054	1.206	-0.091**	-0.905	-0.017	0.959
	(0.040)	(0.979)	(0.041)	(0.964)	(0.063)	(1.511)
TOPIX Volatility	0.018***	-0.046	0.028***	-0.219	0.018***	0.118
	(0.005)	(0.174)	(0.009)	(0.227)	(0.004)	(0.142)
Real Estate	-0.011	-0.016	0.029	1.541**	-0.033	-1.782
Excess Return	(0.039)	(1.117)	(0.037)	(0.749)	(0.058)	(1.408)
3M JGB Change	1.866	-27.530	-9.374	-242.110	-0.133	-49.520**
	(1.351)	(23.624)	(26.528)	(305.270)	(1.333)	(22.320)
Term Spread	-0.207	-10.643**	0.035	-0.354	-0.842***	-17.398*
	(0.178)	(5.329)	(0.306)	(7.248)	(0.313)	(10.446)
TED Spread	1.732***	-7.875	2.379***	-1.344	0.114	-20.128
	(0.667)	(11.651)	(0.608)	(13.047)	(0.952)	(15.337)
銀行固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
時間固定効果	No	No	No	No	No	No
決定係数	0.279	0.421	0.454	0.435	0.149	0.137
サンプルサイズ	5,389	5,389	2,410	2,410	2,979	2,979
銀行数	73	73	73	73	73	73

***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% の水準で有意であることを示す。推定値の下の括弧内に銀行と時間の両方のクラスター構造に頑健なホワイトの標準誤差を記載している。決定係数は固定効果を除く説明変数に基づいて計算したもの。

表 7 ：固定効果モデルによるパネル回帰結果 (2)

	(1)	(2)	(3)	(4)
被説明変数	ΔCoVaR	ΔCoVaR	ΔCoVaR	ΔCoVaR
StoA	0.017*	-0.001	0.017	0.017
	(0.010)	(0.007)	(0.011)	(0.011)
CFtoA	0.172***			
	(0.057)			
SWtoA		0.065		
		(0.396)		
IAtoA			0.089	
			(0.276)	
OEtoOR				-0.004
				(0.005)
FCtoI	0.000	-0.004	-0.002	-0.001
	(0.009)	(0.006)	(0.008)	(0.008)
Log Asset	-0.004	-0.007	-0.006	-0.006
	(0.009)	(0.005)	(0.006)	(0.006)
LtoA	-0.018	-0.012	-0.011	-0.011
	(0.011)	(0.012)	(0.009)	(0.009)
EtoA	-0.005	-0.029	-0.015	-0.016
	(0.114)	(0.060)	(0.084)	(0.082)
DtoD	0.009	0.000	0.004	0.005
	(0.009)	(0.008)	(0.009)	(0.009)
TOPIX Return	-0.060	0.046*	-0.017	-0.018
	(0.080)	(0.026)	(0.063)	(0.063)
TOPIX Volatility	0.016***	0.002	0.018***	0.018***
	(0.005)	(0.002)	(0.004)	(0.004)
Real Estate Excess Return	-0.091	-0.189***	-0.033	-0.032
	(0.071)	(0.017)	(0.058)	(0.058)
3M JGB Change	1.114	-24.360***	-0.132	-0.121
	(3.235)	(1.490)	(1.331)	(1.330)
Term Spread	-1.011***	-1.082***	-0.846***	-0.846***
	(0.381)	(0.182)	(0.316)	(0.312)
TED Spread	1.019	2.573***	0.116	0.118
	(2.620)	(0.681)	(0.951)	(0.950)
銀行固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes
時間固定効果	No	No	No	No
決定係数	0.173	0.557	0.149	0.149
サンプルサイズ	1,400	773	2,979	2,979
銀行数	73	73	73	73

***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% の水準で有意であることを示す。推定値の下の括弧内に銀行と時間の両方のクラスター構造に頑健なホワイトの標準誤差を記載している。決定係数は固定効果を除く説明変数に基づいて計算したもの。

表 8 ：固定効果モデルによるパネル回帰結果 (3)

	(1)	(2)	(3)	(4)
被説明変数	ΔCoVaR	β	ΔCoVaR	MES
StoA			-0.006	-0.013
			(0.011)	(0.015)
GBtoA	0.026**	-0.360		
	(0.012)	(0.521)		
OGBtoA	-0.019*	-0.751**		
	(0.012)	(0.363)		
DII			0.011*	0.015**
			(0.006)	(0.007)
CFtoA	0.336***	10.390***	0.421***	0.706***
	(0.057)	(2.065)	(0.055)	(0.039)
FCtoI	-0.008	0.171	-0.004	-0.009
	(0.008)	(0.269)	(0.007)	(0.011)
Log Asset	-0.017**	-0.121	-0.012**	-0.013***
	(0.007)	(0.226)	(0.005)	(0.005)
LtoA	-0.015	-0.197	-0.024**	-0.035***
	(0.012)	(0.484)	(0.011)	(0.009)
EtoA	-0.137	2.605	-0.038	-0.202**
	(0.084)	(2.511)	(0.078)	(0.085)
DtoD	0.007	-0.086	0.004	0.013
	(0.009)	(0.432)	(0.009)	(0.010)
TOPIX Return	-0.002	8.048***	0.018	-0.240***
	(0.035)	(1.995)	(0.027)	(0.054)
TOPIX Volatility	0.018***	0.449***	0.035***	0.053***
	(0.006)	(0.098)	(0.010)	(0.008)
Real Estate Excess Return	-0.103***	1.498	-0.248***	-0.465***
	(0.031)	(0.955)	(0.045)	(0.064)
3M JGB Change	-11.973***	-154.750**	-8.560**	-10.197***
	(4.495)	(65.426)	(3.689)	(2.933)
Term Spread	-1.854***	-26.779***	-1.144***	-0.621
	(0.364)	(7.650)	(0.329)	(0.525)
TED Spread	-2.362	7.192	-2.711	-0.766
	(1.936)	(60.045)	(1.856)	(1.902)
銀行固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes
時間固定効果	No	No	No	No
決定係数	0.499	0.274	0.547	0.682
サンプルサイズ	744	744	624	624
銀行数	73	73	73	73

***, **, * はそれぞれ 1%, 5%, 10% の水準で有意であることを示す。推定値の下の括弧内に銀行と時間の両方のクラスター構造に頑健なホワイトの標準誤差を記載している。決定係数は固定効果を除く説明変数に基づいて計算したもの。なお，DII を説明変数として採用した第 3 列と第 4 列は，取得可能なデータの制約から分析期間を 2013 年以降としている。