

審査学位論文

銀行業の破綻リスクに関する実証的研究

中国の銀行を中心として

2023年2月

学習院大学大学院

経済学研究科経済学専攻 博士後期課程

劉 清

目次

第1章	はじめに	1
第2章	政府所有と銀行の個別リスク	6
第1節	イントロダクション	6
第2節	仮説	8
第3節	データ	8
第4節	推計手法	14
第5節	推計結果	14
第1項	ベースライン推計結果	14
第2項	頑健性	16
第6節	結論	18
第3章	政府所有と銀行のシステミックリスク	20
第1節	イントロダクション	20
第2節	仮説	25
第3節	データ	25
第1項	出典とサンプルセレクション	25
第2項	システミックリスク指標（SIV、 ΔCoVaR 、MES と SRISK）の概要	27
第3項	銀行資産の市場価値の推計	29
第4項	SIV	30
第5項	ΔCoVaR	31
第6項	MES	33
第7項	SRISK	34
第4節	SIV、 ΔCoVaR 、MES、SRISK の推定結果	35
第1項	SIV	35
第2項	ΔCoVaR^i	40
第3項	MES	43
第4項	SRISK	44
第5節	推計手法	46
第6節	推計結果	47
第1項	要約統計量	47
第2項	ベースライン推計結果	48

第3項 システミックリスク指標の感度分析	50
第7節 結論	56
第4章 流動性リスク、信用リスク及び破綻リスク	59
第1節 イントロダクション	59
第2節 仮説	62
第3節 データ	62
第4節 推計手法	64
第5節 推計結果	65
第1項 ベースライン推計結果	65
第2項 金融システムの発展度によるサブサンプル推計結果	69
第3項 金融規制の程度によるサブサンプル推計結果	70
第6節 結論	72
参考文献	74
付論 2-1 BCA と BSR の各格付けの数値換算	81
付論 3-1 資産価値 V およびパラメータ (μ, σ) を求める方法	82
付論 3-2 株式市場価値 (E:株価×株式数) と負債額面学 (B) から企業価値(V)を求めるコード	83
付論 3-3 SIV を求める matlab コード	86
付論 3-4 MES とストレステストの結果	94
付論 4-1 Z-score の推計結果 (NPL のみ winsorize しない)	96
付論 4-2 Z-score の推計結果 (ダイナミックパネル GMM 推計)	100
付論 4-3 金融規制	104

【略 称】

- BCA : Baseline Assessment (ムーディーズのベースライン信用評価格付け)
- BSR : Bank Support Rating (フィッチの銀行サポートリング格付け)
- ER : Equity ratio (自己資本比率)
- ES : Expected shortfall (期待ショートフォール)
- FGAPR : Financing Gap Ratio (資金ギャップ比率)
- GOE: Government-owned Enterprise (政府保有企業)
- GMM : Generalized Method of Moments (一般化積率法)
- LR : Liquidity Ratio (流動性比率=流動性資産の残高/流動性負債の残高)
- LVG : Leverage (負債(簿価)と株価×株式数の合計を株価×株式数で割った比率)
- LSDVC : Least Squares Dummy Variable Bias Corrected Model (最小二乗ダミー変数バイアス補正モデル)
- ME : Market Value Of Equity (株価×株式数)
- MES : Marginal Expected Shortfall (限界期待ショートフォール)
- NLCS : Net Loans to Customer and Short Term Funding Ratio (貸出・預金比率=貸出純額/預金および短期資金)
- NPL : Non-performing Loan ratio (不良債権比率)
- NSFR : Net Stable Funding Ratio (安定調達比率)
- ROA : Return on Assets (総資産利益率)
- SSEC : Shanghai Stock Exchange Composite Index (上海総合指数)
- VaR : Value at Risk (バリュー・アット・リスク、予想最大損失値)
- Vol : Volatility (年間の日次個別株価収益率のボラティリティ)

第1章 はじめに

銀行は、与信の仲介や決済の仲介を行うなど、金融システムや実体経済において重要な役割を担っている。銀行の破綻は、社会不安や経済的混乱などの悪影響を及ぼす可能性がある。そして、他の業界とは異なり、銀行部門では、一つの銀行の破綻でも他の銀行に影響を与え、チェーン効果を引き起こし、一国あるいは世界の金融システム全体の安定性を揺さぶる可能性がある。そのため、個々の銀行のリスクをモニタリングすることが不可欠である。さらに、監督当局は個々の銀行のリスクの監督だけではなく、銀行のシステムリスクを監督することも重要である。

こうした問題意識から、特に2007年から始まった世界金融危機以降、銀行が直面する信用リスクに加え、流動性リスクや、金融システム全体が不安定になるシステムリスクが注目されてきた。特に流動性リスクやシステムリスクに関する様々な指標が開発され、バーゼル銀行監督委員会（BCBS）が規定する国際的な金融規制の枠組み（Basel III）においても、これらの指標に基づく流動性規制やシステムリスク抑制のためのマクロプラードンズ規制が国際的に活動する主要な金融機関に適用されている。しかし、銀行の個別リスク及びシステムリスクの決定要因については、解明すべき点が多く残されている。そこで本研究では、特に政府による銀行保有が銀行の個別リスクおよびシステムリスクとどのように関係しているのか、また、銀行の信用リスクと流動性リスクが破綻リスクとどのように関係しているのか、といった点に焦点を絞って分析を行う。いずれも、世界の多くの国にとって、金融システムの安定を図るうえで重要な論点だが、これまで十分なエビデンスが揃っていなかったテーマである。

本論文で分析対象とするのは、主に、銀行の信用リスク、流動性リスク、及び、システムリスクである。信用リスクとは、信用供与に伴い発生するリスクのことで、具体的には、借り手が合意した条件に従って返済義務を果たせないリスクのことである。流動性リスクとは、銀行が、資産の増加や、預金引き出しを含む債務の返済に必要な資金を適時に、または妥当なコストで取得できないリスクを指す。具体的には、預金者による預金の一斉引き出しや、銀行が発行する短期証券のロールオーバーができない状況を指す。システムリスクとは1つの金融機関の損失・債務超過が、決済関係や資産売却（投げ売り、ファイヤーセールス）を通じて他の金融機関にもその影響が及び連鎖的に損失・債務超過を引き起こし、金融システム全体の機能が失われてしまう危険性のことである。

以下、本論文の構成と主要な結果について述べる。

第2章では、政府所有と個別リスクの関係について分析を行う。政府所有は、所有と経営の一体化により、より効果的なガバナンスとリスクテイクの抑制につながる可能性がある一方、政府による暗黙の保証により、過剰なリスクテイクを招く可能性もある。この結果、

国営銀行と非国営銀行ではリスクテイクやパフォーマンスなどが異なりうる。こうした問題意識に基づき、先行研究では、国営銀行と非国営銀行に分けて、個別リスクの決定要因が分析されてきた。しかし、国営銀行や非国営銀行の中でも政府保有比率にはばらつきがある。こうした政府保有比率の変動が個別リスクに与える限界的な影響については明らかになっていない。また、先行研究は、それぞれ信用リスクや信用格付けなど単一の個別リスクに焦点が当てられており、様々な個別リスク指標について包括的に研究されているものは少ない。そこで本章では、政府所有比率が銀行のリスクテイクに与える影響について、不良債権比率、信用格付けに加え、株価を用いた様々な指標を用いた包括的な分析を行う。対象は、国営銀行のプレゼンスが高く、また、政府所有割合のばらつきも多い中国の銀行業である。具体的には、株価情報を用いた個別リスクとして、VaR (Value at Risk。資産価値あるいは株価収益率の最大損失リスク)、ES (期待ショートフォール、株価収益率が VaR を下回ったときの損失の期待値)、株価収益率のボラティリティ、ベータリスク (金融機関の株価収益率の市場株価収益率の連動性を示す)、レバレッジ (負債の対総資産比率)、その他の指標として、不良債権比率および信用格付けを用い、これらと政府保有比率との関係を推計した。推計方法は、観測不能な銀行の固定効果をコントロールする固定効果モデル推計と、さらに政府保有比率の内生性を考慮したダイナミックパネルモデルの GMM 推計である。推計の結果は、政府所有比率が高いほど ES、Beta、ROA、NPL が有意に高く、BCA が有意に低いことが明らかになった。また、GOE 保有比率が高いほど BCA が低い傾向も見られた。これらの結果は、銀行の規模や観察不能な銀行固有の特性を考慮すると、政府および GOE の保有比率が高いほど、銀行の個別リスクは高くなる傾向があることを示すものであり、政府および GOE の保有比率の上昇が暗黙の保証を通じて銀行のリスクテイクを促すことを示している。

第3章では、政府保有と銀行のシステミックリスクに関する分析を行う。システミックリスクに関しては、これまではリスク指標の開発と測定に力点が置かれ、決定要因に関する研究はまだ限られている。そこで本章では、以下の理由から、政府による銀行所有に焦点をあて、その個別リスクとシステミックリスクへの影響を分析する。第一に、政府所有は銀行のパフォーマンスやリスクテイクへの影響を通じて、システミックリスクにも影響する可能性がある。第二に、政府所有の銀行は比較的規模が大きく、また、銀行間ネットワークのなかで中心的な存在を占める傾向にあり、システミックリスクに及ぼす影響は強くなる可能性がある。第三に、国営銀行の融資先は、国営企業など大企業に偏る傾向にあり、この面でも、システミックリスクに及ぼす影響は強くなりうる。しかし、こうした潜在的な重要性にもかかわらず、政府所有がシステミックリスクに及ぼす影響に関する研究は存在しない。政府による銀行保有は世界的に広範にみられており (La Porta et al., 2002)、その影響を分析することは、金融規制・監督上の重要な政策的含意をもたらすことが期待される。対象は、中国の銀行業である。

具体的に測定するシステミックリスク指標は、Lehar (2005)、Adrian and Brunnermeier (2016)、Acharya et al. (2010)および Brownless and Engle (2017)によってそれぞれ開発された、forward-looking な指標である株式市場の情報を用いた 4 つのシステミックリスク (SIV、 ΔCoVaR 、MES および SRISK) である。SIV は債務超過に陥る銀行の総資産が銀行システム全体の総資産の一定割合以上になる確率、 ΔCoVaR は、ある金融機関が大きな損失を被った時に、金融システム全体が被る損失の増加、MES は、金融セクターの状態が全体として悪化したときに、個別の金融機関に生じる健全性の悪化、SRISK は株式市場全体の価格が大幅に下落した際の金融機関の自己資本不足を示すシステミックリスク指標である。分析対象は中国の上場銀行であり、サンプル期間は 2007 年から 2018 年までである。推計方法は、銀行の規模をコントロールした固定効果モデルとダイナミックパネルモデルの GMM 推計である。推計の結果、政府保有比率と MES および SRISK との間には負の相関があることが明らかになった。これらの結果は、銀行の規模や観察不能な時変特性をコントロールすると、政府保有比率が高いほど、システミックリスク (MES、SRISK) は低くなる傾向があることを示すものである。政府保有比率が高いほど信用格付けなどの個別リスクが高い (第 2 章) にもかかわらず、MES や SRISK が低いという結果は、MES や SRISK は金融危機時に特に大きな救済が行われやすいという特徴がある暗黙の保証によって、実際のシステミックリスクを過小評価しているためではないかと考えられる。

第 4 章では、信用リスクと流動性リスクが銀行の破綻リスクにどう関係するかを分析する。流動性リスクと銀行の破綻リスクとの関係は、理論的には長らく認識されてきたものの、世界金融危機以降、実際にその重要性が認識されるようになった。その結果、バーゼル銀行監督委員会 (BCBS) は、銀行の流動性を向上させるために、流動性カバレッジ比率 (LCR) と安定調達比率 (NSFR) に基づく規制を提案し、各国で順次規制が課されている。流動性リスクと破綻リスクに関する実証分析も徐々に蓄積されつつあるが、既存研究は、主に米国や欧州などの先進国・地域の金融機関を対象としているため、金融システムの発展度が低い途上国において、流動性リスクがどのように銀行の破綻リスクにつながるかは必ずしも明らかになっていない。また、流動性リスクの指標は複数存在するが、各研究ではそれぞれ個別の指標を分析対象としており、包括的な研究は行われていない。そこで本章では、先進国と途上国の金融システムの発展度、制度の高度化、開放性の違いを考慮し、全世界にデータを拡大した上で、途上国と先進国にサンプルを分けて、信用リスクと流動性リスクが銀行安定性に及ぼす影響を分析する。また、米国、中国、日本など、現在の世界経済への影響力が大きい国のデータを抽出した分析についても行う。分析対象は、2011 年から 2020 年までの 195 の国と地域の銀行である。

使用する流動性リスク指標についても、複数の指標を用いて可能な限り包括的な分析を行う。具体的には、流動性リスクの指標として、資金ギャップ比率 ($\text{FGAPR} = (\text{総貸出} - \text{コア預金}) / \text{総資産} (\%)$)、流動性資産負債比率 ($\text{LR} = \text{流動性資産の残高} / \text{流動性負債の残}$

高（％））、安定調達比率（NSFR。バーゼルⅢで公表されたウェイトによる銀行負債と資産の加重合計の比率）、および、貸出・預金比率（NLCS=貸出純額/預金および短期資金（％））を用い、信用リスクの指標としては、不良債権比率（不良債権額/総貸出（％））を用いる。銀行安定性を表す指標としては、倒産確率の指標である Z-スコアを用いる。分析の結果、NSFR を除くすべての流動性リスク指標が破綻リスクと正の相関を有していること、また、これらの相関は、先進国と途上国に分けても、また、米国、中国、日本のサンプルを抽出した場合のいずれに国においても概ね成立していることが明らかになった。ただし、流動性リスクと破綻リスクの関係は、先進国と途上国に分ければ特に先進国において、また、銀行システムの発展度合いで分ければ特に銀行システムが発展している国において、金融規制の程度で分ければ、特に規制の強い国において、より顕著な傾向が見られる。先進国と途上国、あるいは、銀行システムの発展度や規制の程度において、流動性リスクが破綻リスクに与える影響の程度が異なるのは、金融危機時における流動性の枯渇という現象が、金融システムが発展した先進国により顕著であることを示唆している。その理由としては、金融システムが発展しているほど、銀行間の競争が活発で、かつ、銀行預金以外の多様な資産運用手段が利用可能であることから、預金を含む金融資産間の資金の移動が素早く行われることが考えられる。また、流動性リスクが銀行破綻につながるうえで、社会的ネットワークが重要であることが知られているが、特に途上国においては、流動性リスクの指標が社会的ネットワークの重要性を十分に捉えられていないことが、その有意性を低下させた可能性もある。他方、不良債権比率で測った信用リスクと破綻リスクの関係については、比較的弱い関係しか見いだされなかった。これは、不良債権比率に応じた自己資本規制が機能している可能性と、グローバル金融危機後のサンプル期間において、比較的金融システムが安定していることが影響している可能性が考えられる。

本研究では、銀行部門の破綻リスクに注目した。これは、中国を含む多くの国で、依然、銀行が金融システムの中心的な位置を占めていること、また、銀行のデータは入手が比較的容易であることによる。しかし、金融システムにおいて、保険会社や証券会社など銀行業以外の重要性は増しつつあり、データが入手可能になれば、今後、これらを対象に含めて研究することが重要である。また、流動性リスクやシステムックリスクについては、健全な銀行と、支払いに問題がある銀行とを分けることも今後の重要な課題だと考える。流動性リスクについては、健全な銀行がであっても、突然のバンク・ランなどにより破綻する可能性がある¹。これは、預金者が預金を引き出そうと躍起になり、突然多額の資金が引き出されると、銀行内の流動性が不足し、貸出を回収するために損失がでても資産の清算を余儀なくされ

¹ バンク・ランについては、経済のファンダメンタルズにかかわらず生じうるという Diamond and Dybvig (1983) の理論と、Morris and Shin (1998) のグローバルゲームの理論を応用し、経済のファンダメンタルズが悪化するとバンク・ランが生じる確率が高くなるという Goldstein and Pauzner (2005) の理論がある。

ることによる。システミックリスクについても、支払い能力に問題がある銀行が他の銀行に悪影響を及ぼす場合と、健全な銀行が他の銀行の破綻から影響を受ける場合が考えられる。健全な銀行と支払い能力に問題がある銀行を区別して、流動性リスクやシステミックリスクが顕在化するメカニズムを明らかにすることは、今後の課題である。

以下、第2章から第4章までの各節では、研究の背景と動機を説明し、先行研究をレビューしたうえで、本研究の特徴及び貢献を述べる。次に、用いるデータを説明した後、推計手法と推計結果を説明する。最後に結論をまとめるとともに、今後の課題を示す。

第2章 政府所有と銀行の個別リスク

第1節 インTRODクシヨN

銀行の所有形態は、リスクやパフォーマンスに大きな影響を及ぼしうる。実際、国営銀行と非国営銀行を比較したいくつかの先行研究は、国営銀行は比較的信用リスクが高く、効率性が低いことを明らかにしている (La Porta et al (2002), Berger et al.(2009)、Jia (2009)、Lin and Zhang (2009)、Cornett et al. (2010)、Iannotta et al. (2013)、Haque and Shahid (2016))。しかし、国営銀行のなかでも、政府の所有比率のばらつきは大きく、また、民間銀行のなかでも、政府が一定の株式を所有している場合も少なくない。また、銀行のリスクの測定は様々な困難を伴うため、先行研究のように不良債権や格付けなどの単一の指標のみで判断することは必ずしも十分とは言えない。

そこで本章では、中国の銀行業を対象として、政府保有比率が銀行の信用リスクに及ぼす影響を、さまざまな指標を用いて分析することを目的とする。中国の銀行を対象とするのは、以下の理由からである。まず、中国は、国内銀行の発展にとって大きな障害となっている不良債権問題を長年抱えている。2018年11月14日の日本経済新聞朝刊によると、中国の監督当局トップが銀行に対し、民間向け貸し出しを3年以内に2倍超増やして新規融資全体の5割とするように要請した。したがって、これからさらに信用リスクの問題を重視しなければならなくなる。すなわち、政策的課題の重要性が高い。また、中国では国営銀行のシェアが高いことに加え、国営銀行、民間銀行それぞれのなかでも、政府保有比率にばらつきがあり、政府保有比率の影響を見るのに適している。また、銀行のリスク指標としては、不良債権比率、格付け、レバレッジ（負債の対総資産比率）に加え、株価を用いた指標として、VaR（Value at Risk。資産価値あるいは株価収益率の最大損失リスク）、ES（期待ショートフォール、株価収益率がVaRを下回ったときの損失の期待値）、株価収益率のボラティリティ、ベータリスク（金融機関の株価収益率の市場株価収益率の連動性を示す）を用い、包括的な分析を行う。

サンプルは、中国の上場銀行17行の2007年から2018年までのパネルデータを用いる。推計方法は、観測不能な銀行の固定効果をコントロールする固定効果モデル推計と、さらに政府保有比率の内生性を考慮したダイナミックパネルモデルのGMM推計である。推計の結果は、政府保有比率が高いほど、不良債権比率と信用格付けで測定した破綻リスクが高まる一方、株式市場ベースのリスク指標ではベータリスクを除き有意な関係はないことが明らかになった。これは、暗黙の政府保証が銀行のリスクテイクを促す一方、暗黙の保証が破綻リスクを株価に適切に反映させないためと思われる。

本研究に関連する先行研究として、特に国営銀行に焦点を当てた研究は La Porta et al. (2002)、Berger et al. (2009)、Jia (2009)、Lin and Zhang (2009)、Cornett et al. (2010)、Iannotta et al. (2013)、および、Haque and Shahid (2016)がある。La Porta et al. (2002)は、世界の銀行の政府所有に関するデータを収集し、政府保有は大規模で広範に観察されること、政府保有はその後の金融の発展や一人当たり所得の伸び率を緩慢にすること等を見出した。Berger et al. (2009)は 1994 年から 2003 年までの 4 大 国営銀行、個人銀行、外資系銀行などを含む 38 の中国の商業銀行のサンプルを用いて、銀行効率を推計し、4 大 国営銀行の効率が最も低く、外資系銀行の効率が最も高いことを見出している。Lin and Zhang (2009)は 1997 年から 2004 年までの中国の国営銀行、国内株式制銀行、外資系銀行などを含む 60 の銀行データを使用して、株主資本利益率、総資産利益率、収益に対するコストの比率、および、不良債権比率で測った銀行のパフォーマンスを分析した。この結果、国営銀行のパフォーマンスが最も悪いことを見出している。Iannotta et al. (2013)は、2000 年から 2009 年にかけての欧州 16 か国の 210 の銀行を対象に、スタンダード&プアーズ・レーティングとフィッチ・レーティングを使用して、信用リスクと経営リスクを推計した。この結果、国営銀行の信用リスクは民間銀行より低い一方、経営リスクは民間銀行より高いことを見出している。これは政府による「暗黙の保証」が高いリスクテイクをもたらすことを示唆している。Haque and Shahid (2016)は 2008 年から 2011 年におけるインドの 55 の商業銀行のサンプルを用いて、信用リスクと業績を推計した。その結果は、政府の所有権がデフォルトリスクと正の相関があり、銀行の収益性と負の相関があることを示している。Cornett et al. (2010)は、1989 年から 2004 年までの 16 のアジア諸国の国営銀行と民間銀行のサンプルを使用し、国営銀行は民間銀行よりも収益性が低く、中核資本が少なく、信用リスクが高いこと、ただし、こうした差異は金融危機後に小さくなったことを示している。Jia (2009)は 1985 年から 2004 年までの 14 の中国の銀行（4 の国営銀行と 10 の株式制銀行）のサンプルを用い、国営銀行と比べて、株式制銀行のほうがより高い預金準備率とローン/資産率、より低い預金/ローン率を持つ傾向があることを明らかにしている。これは国営銀行と比べて株式制銀行のほうがより高い健全性を持つことを示唆する。このように、先行研究の多くの研究は、国営銀行はリスクが高く、効率性が低いことを示している。

これらの先行研究に対し、本研究の貢献は、第一に、政府所有比率が銀行のリスクテイクに与える限界的な影響を分析した点である。先行研究のほとんどは国営銀行と民間銀

行の比較を行っている²。このような比較は、政府所有が銀行のリスクに与える効果を検証する最初のステップとしては有用である。しかし、政府はリスクの高い銀行に資本注入を行い、政府保有比率を高め、さらに国営化する可能性がある。こうした政府保有比率の内生性を考慮すると、国営銀行と民間銀行の比較によって、銀行リスクに対する政府保有の因果関係を明確に識別することはできない。さらに、政府所有比率の限界効果は、しばしば見られるような、国営銀行の段階的な民営化に対する政策的含意も持っている。そこで、本章では、規模や銀行の固定効果をコントロールし、政府保有比率の内生性の可能性を考慮したダイナミックパネルモデルを用いて、政府保有が個別リスク指標に与える効果を推計する。さらに、個別リスク指標として、不良債権比率、格付けに加え、期待ショートフォール、ベータリスク、VaR など、株価を用いた様々な指標を用いた包括的な分析を行った点も、本研究の貢献である。

以下、第 2 節で、仮説を説明する。第 3 節で、用いるデータと個別リスク指標を説明する。第 4 節で、政府保有比率と個別リスクとの関係を分析するための推計方法の説明を行う。第 5 節で推計結果を提示し、第 6 節で結果を要約と解釈を述べる。

第 2 節 仮説

本章検証する仮説は、以下の二つである。

第一に、政府による「暗黙の保証」によって、政府保有比率が高い銀行はリスクテイクを過大にする可能性がある (Iannotta et al. (2013)他)。

第二に、政府保有比率が高い銀行は、所有と経営が一体化しているため、よりガバナンスが効きやすく、リスクテイクが抑えられる可能性がある。

これら二つの仮説の効果は両立しうるが、どちらがより大きな効果をもたらしているかを検証する。

第 3 節 データ

個別指標の作成に用いるデータは、まず、企業データベース Orbis および各銀行の有価証券報告書である。Orbis には、各銀行の株価と株式数が日次で、負債が年次で記録されている。Orbis にはない財務データは各銀行のホームページに掲載されている有価証券報告書のデータで補充する。個別銀行の格付けデータは、ムーディーズ・アナリティクスから入手している。また、金融市場情報ポータルサイトである Investing のホームページ (<https://www.Investing.com>) より上海総合指数を得る。上海総合指数は上海証券取引所で上場しているすべての企業の株価の変動を反映している。サンプル期間は、グローバル金融危

² 例外は、Haque and Shahid (2016)である。彼らは、銀行の固定効果を考慮し、政府保有比率が銀行の破綻リスク (Z-score) に及ぼす影響を推計している。しかし、政府保有比率の内生性は考慮していない。

機の期間を含む、2007年から2018年までである。さらに、各銀行の2007年から2018年までの有価証券報告書から、各銀行の政府株保有比率および役員前職のデータを得る。

本研究では、中国当局（財務省と中央滙金投資有限責任公司（国営独資企業））が出資し、第一大株主として直接管理している銀行を国営銀行とし、それ以外の銀行は非国営銀行とする。中国の国営銀行は、規模が大きく、取引先は主に国営企業など大企業である。また、国営銀行は直接的に国により管理されている一方、非国営銀行は多数の少数株主が出資しているため、所有権と経営権は分離しており、一般的に株主と独立する管理団体により管理されている。非国営銀行には、株式制銀行、都市商業銀行、および農村商業銀行が存在するが、本研究では、このなかでも比較的規模が大きな株式制銀行を主な比較対象とする。

分析の対象となる銀行は、中国の大規模な上場銀行のなかから、以下の通り選定する。まず、国営銀行については、5行すべて、すなわち、中国銀行（BOC）、中国農業銀行（ABC）、中国交通銀行（Bocom）、中国建設銀行（CCB）および中国工商銀行（ICBC）を選定する。次に、非国営銀行のうち、株式制銀行については、全12行のうち、データが入手できる8行、すなわち、中国光大銀行（CEB）、興業銀行（ICB）、中国招商銀行（CMB）、中国民生銀行（CMBC）、上海浦東発展銀行（SPDB）、中信銀行（CITIC）、華夏銀行（HUAXIA）および平安銀行（PINGAN）を選定する。さらに、比較のため、株式制銀行以外の非国営銀行も一部サンプルに加える。具体的には、都市商業銀行137行（うち、上場銀行24行）のうち、データがそろっているなかから3行（北京銀行（BEIJING）、寧波銀行（NINGBO）、南京銀行（NANJING））、農村商業銀行224行（うち、上場銀行10行）のうち、データがそろっているなかから1行（重慶農村商業銀行（CHONGQING））を選出する。したがって、対象は、国営5行、株式制8行とそれ以外の銀行（都市商業銀行と農村商業銀行）4行の計17行である。図表2-1は全サンプルの総資産が中国銀行業の総資産に占める割合を示している。³2007年（38.9%）を除き、各年の割合は50%以上で、全期間の平均は58.10%になる。株式制銀行や「それ以外の銀行」については、個々の銀行が金融システム全体におよぼす影響は小さくても、業界全体を集計すれば相当のインパクトを持ちうるが、データの制約上、我々のサンプルには一部のみ含まれていることに、注意が必要である。

図表2-1. 全サンプルの総資産の値が銀行セクターの総資産の実際値に占める割合

年	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	平均値
全サンプルが総資産実際値に占める割合	38.89%	56.16%	55.80%	54.58%	65.76%	64.62%	63.17%	61.74%	59.99%	59.72%	58.37%	58.33%	58.10%

（注）全銀行の総資産のデータは中国銀行保険監督委員会のホームページ（<http://www.cbirc.gov.cn/>）による。

³ 全銀行の総資産のデータは、中国銀行保険監督委員会のホームページ（<http://www.cbirc.gov.cn/>）による。

また、各銀行の上場時期が異なるため、データはアンバランスデータになる。具体的に、2007年は6行（うち国営2行、株式制4行、その他0行）、2008年から2010年までは14行（うち国営4行、株式制7行、その他3行）、2011年は16行（うち国営5行、株式制8行、その他3行）、2012から2018までは17行（うち国営5行、株式制8行、その他4行）のデータを利用する。

個別リスク指標としては、株価を利用した指標 VaR、ES、Beta と LVG、事後的なリスク指標 NPL、経営成績の指標 ROA、個別銀行の格付け BCA、規模の指標 Assets と ME を用いる。

VaR は資産価値の損失リスクを示す。具体的には、 $q\%$ -VaRⁱは、 q パーセントイルにおける金融機関 i の最大損失率であり、金融機関 i の損失率を X^i で表すと、 $\Pr(X^i \leq VaR_q^i) = \frac{q}{100}$ として定義される。Adrian and Brunnermeier (2016) に沿って、以下 (2-1) 式を分位点回帰によって推計し、その推計値を用いる。

$$X_t^i = \alpha_q^i + \gamma_{1,q}^i M_{1,t-1} + \gamma_{2,q}^i M_{2,t-1} + \gamma_{3,q}^i M_{3,t-1} + \mu_{t,q}^i \quad (2-1)$$

ここで、 X_t^i は銀行 i の資産価値の変化率である。 M_1 、 M_2 、 M_3 は金融市場指標で、それぞれ上海総合指数 (SSEC) 収益率 (対前日比上昇率で近似)、1年物 Shibor と 1年国債金利のスプレッド、及び、国債の 10年物と 1年物の長短スプレッドである。 μ は誤差項である。

ES は (期待ショートフォール) は株価収益率が VaR を下回ったときの損失の期待値である。具体的には、以下 (2-2) 式に示すように、金融機関 i の株価収益率 r^i が $(100-\alpha)\%$ 点 ($-VaR_\alpha^i$) を下回ったときの株価収益率 r^i の期待値のマイナスとして定義される。

$$ES_\alpha^i = -E[r^i | r^i \leq -VaR_\alpha^i] \quad (2-2)$$

Vol は年間の日次個別株価収益率 (対前日比上昇率で近似) の標準偏差である。

Beta は個別銀行の株価収益率を市場の株価収益率に回帰して得られる係数の推定値である。具体的には、(2-3) 式を推計して得られるパラメータ $\hat{\beta}_i$ である。

$$r_{i,t} = \alpha_i + \beta_i M_t + \mu_{i,t} \quad (2-3)$$

ここで、 r_t は金融機関 i の株価収益率で、 M は上海総合指数収益率 (対前日比上昇率で近似) で、 μ は誤差項である。

LVGは負債（簿価）と株価×株式数の合計を株価×株式数で割った比率である。NPLは不良債権比率で、総貸出額に対する不良債権の割合である。BCAはMoody's Baseline Credit Assessmentで外部からの支援の影響を排除し、財務状況のみを反映した倒産リスクの指標である。⁴

さらに、銀行の個別リスクの重要な要因の一つである規模の指標として、Assets（簿価総資産）、ME（Market Valued Equity）を用いる。

図表 2-2 は、全銀行、国営銀行、株式制銀行とその他の銀行別に、個々のリスク指標等の要約統計値を示している。観測期間は、NPLを除いて（データ入手可能な2011年から2018年まで）、2007年から2018年までである。主に国営銀行と株式制銀行に焦点を当てる。規模指数であるAssetsとMEは、国営銀行の方が株式制銀行より有意に大きい。一方、個々のリスク指標を見ると、国営銀行の方が株式制銀行よりもリスクが低く、その差はほとんど統計的に有意である。唯一の例外は不良債権で、不良債権の平均値および中央値は株式制銀行より小さくなっているが、その差は統計的に有意ではない。レバレッジが小さいのは、国営銀行が政府から提供される資本が比較的豊富であることを反映している。また、BCA格付けで測定される倒産リスクの低さも、国営銀行のレバレッジの低さを反映していると思われる。さらに、株価ベース指標が低いことは、政府による暗黙の保証によって説明することができる。暗黙の保証仮説は、Iannotta et al. (2013)による欧州の銀行からのエビデンスと整合的である。Iannotta et al. (2013)は、国営銀行のデフォルトリスクは非国営銀行より低い一方、営業リスクは非国営銀行より高いことを示し、政府による国営銀行への暗黙の保証がリスクテイクを高めたと解釈している。国営銀行の方は不良債権が多いという結果は、統計的に有意ではないものの、Lin and Zhang (2009)と整合的である。また、暗黙の保証の程度を調べるために、Fitchの銀行支援格付け（Bank Support Rating: BSR）を利用する。⁵BSRは、政府の支援を受ける可能性を格付けで表したものである。BSRの情報は、すべての国営銀行と株式制銀行について入手可能であるが、「それ以外」の3行については入手できない。図表 2-2によれば、サンプル期間を通じて、すべての国営

⁴ 銀行財務力（BFS）格付けも外部からの財務的支援の影響を除いている。しかし、BFS格付けはBCA格付けと比較して対象範囲がかなり限定されているため、ここでは使用していない。また、外部からの金融支援を反映する長期銀行預金（LTBD）、短期銀行預金（STBD）の格付けデータは、中国の銀行をカバーしていない。

⁵ Wang et al. (2015)も暗黙の保証の指標として、FitchのBSRを用いている。

銀行が最も高い格付けを得ている一方で、株式制銀行は比較的低い格付けを受けている。この結果は、国営銀行が株式制銀行よりも政府の支援を受けやすいことを示しており、暗黙の保証仮説（Iannotta et al.2013 など）と整合的である。

図表 2-2. 個別リスク指標等の記述統計量（2007-2018年）

		平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値
VaR	全銀行	52.25	30.41	69.78	-0.73	501.25
	国営銀行	49.95	38.16	41.29	10.84	187.78
	株式制銀行	55.71	26.51	85.42	-0.73	501.25
	それ以外	47.64	26.96	62.33	2.22	361.13
	国営銀行－非国営銀行	-3.26				
	国営銀行－株式制銀行	-5.76				
ES	全銀行	4.23%	3.80%	1.90%	1.28%	9.20%
	国営銀行	3.48%	3.02%	1.76%	1.28%	8.07%
	株式制銀行	4.50%	3.97%	1.96%	1.49%	9.20%
	それ以外	4.63%	4.26%	1.68%	1.92%	8.33%
	国営銀行－非国営銀行	-1.06% ***				
	国営銀行－株式制銀行	-1.02% ***				
Vol	全銀行	31.00%	27.72%	13.38%	11.43%	69.87%
	国営銀行	25.09%	21.27%	11.52%	11.43%	54.24%
	株式制銀行	33.55%	30.11%	14.15%	13.05%	69.87%
	それ以外	33.33%	30.61%	11.58%	16.01%	58.64%
	国営銀行－非国営銀行	-8.40% ***				
	国営銀行－株式制銀行	-8.46% ***				
Beta	全銀行	0.91	0.92	0.31	0.16	2.01
	国営銀行	0.69	0.68	0.24	0.16	1.25
	株式制銀行	1.01	1.00	0.31	0.38	2.01
	それ以外	0.99	1.03	0.25	0.43	1.44
	国営銀行－非国営銀行	-0.31 ***				
	国営銀行－株式制銀行	-0.32 ***				
LVG	全銀行	16.87	15.28	6.82	3.13	43.72
	国営銀行	13.54	14.03	3.92	4.00	21.53
	株式制銀行	18.31	17.98	7.21	3.13	39.15
	それ以外	18.16	17.30	7.56	5.94	43.72
	国営銀行－非国営銀行	-4.73 ***				
	国営銀行－株式制銀行	-4.77 ***				
Assets	全銀行	5.81e+15	3.17e+15	6.48e+15	9.37e+13	2.77e+16
	国営銀行	1.39e+16	1.37e+16	6.36e+15	2.68e+15	2.77e+16
	株式制銀行	3.13e+15	2.74e+15	1.81e+15	3.53e+14	6.75e+15
	それ以外	8.17e+14	7.17e+14	6e+14	9.37e+13	2.57e+15
	国営銀行－非国営銀行	1.15e+16 ***				
	国営銀行－株式制銀行	1.08e+16 ***				

		平均值	中央値	標準偏差	最小値	最大値
ME (Unit: RMB 1 billion)	全銀行	437.00	205.00	535.00	6.12	2720.00
	国営銀行	1110.00	1130.00	530.00	211.00	2720.00
	株式制銀行	202.00	183.00	140.00	17.00	732.00
	それ以外	50.50	37.20	40.10	6.12	151.00
	国営銀行－非国営銀行	96.00 ***				
	国営銀行－株式制銀行	91.00 ***				
ROA	全銀行	0.99%	1.01%	0.21%	0.02%	1.55%
	国営銀行	1.10%	1.10%	0.16%	0.78%	1.40%
	株式制銀行	0.92%	0.92%	0.23%	0.02%	1.34%
	それ以外	1.02%	1.01%	0.16%	0.78%	1.55%
	国営銀行－非国営銀行	0.15% ***				
	国営銀行－株式制銀行	0.18% ***				
NPL	全銀行	1.21%	1.12%	0.43%	0.38%	2.39%
	国営銀行	1.35%	1.44%	0.35%	0.84%	2.39%
	株式制銀行	1.24%	1.33%	0.47%	0.38%	2.12%
	それ以外	0.95%	0.89%	0.32%	0.53%	2.31%
	国営銀行－非国営銀行	0.21% ***				
	国営銀行－株式制銀行	0.11%				
BCA	全銀行	8.68	8.00	1.32	5.00	12.00
	国営銀行	9.30	9.00	1.53	7.00	12.00
	株式制銀行	8.14	8.00	0.87	5.00	10.00
	それ以外	8.38	8.00	0.52	8.00	9.00
	国営銀行－非国営銀行	1.13 ***				
	国営銀行－株式制銀行	1.16 ***				
BSR	全銀行	6.89	7.00	0.92	5.00	8.00
	国営銀行	8.00	8.00	0.00	8.00	8.00
	株式制銀行	6.34	6.00	0.57	5.00	7.00
	それ以外	6.00	6.00	0.00	6.00	6.00
	国営銀行－非国営銀行	1.70 ***				
	国営銀行－株式制銀行	1.67 ***				
Relationship	全銀行	19.91%	19.23%	8.93%	0.00%	50.00%
	国営銀行	25.55%	23.11%	8.15%	13.51%	50.00%
	株式制銀行	18.26%	17.24%	8.65%	0.00%	36.36%
	それ以外	15.94%	15.76%	6.82%	0.00%	29.63%
	国営銀行－非国営銀行	8.00% ***				
	国営銀行－株式制銀行	7.23% ***				

Note: 1.***, **, * denote the significance levels of 1%, 5%, and 10%, respectively for the t-test of the null hypothesis that the mean value of SOBs is equal to that of joint-stock banks.
2.The period for NPL is from 2011 to 2018.

第4節 推計手法

個別リスクを被説明変数とし、政府保有株比率、国営企業保有株比率、規模、および政府との人的つながりの程度を説明変数とする回帰分析を行う⁶。各年のデータを用いて、観測不能な銀行の固定効果（FE）をコントロールする。その際、2つの懸念が生じる可能性がある。第一に、リスクが高くなった銀行に対して、政府保有株比率や国営企業保有株比率を高めた場合、逆因果による内生性バイアスが生じる。第二に、リスク指標は徐々に変化するため、現在の指標はラグされた指標に依存する可能性がある。この2つの懸念に対処するため、Arellano and Bond（1991）に従い、さらに以下のダイナミックパネルモデルの1階階差を取ったGMM推計を行う。

$$\begin{aligned} Risk_{it} = & \beta_0 Risk_{i,t-1} + \beta_1 Ownership_{it} + \beta_2 Relationship_{it} + \beta_3 Assets_{it} \\ & + \beta_4 (Assets_{it})^2 + f_i + year_t + u_{it} \end{aligned} \quad (2-4)$$

被説明変数 $Risk_{it}$ は、VaR、ES、Vol、Beta、LVG、NPL、ROA およびBCAのいずれかである。説明変数のうち、 $Ownership_{it}$ は政府保有株比率（Government-owned share ratio）と国営企業保有株比率（GOE-owned share ratio）、 $Relationship_{it}$ は政府との人的つながりであり、具体的には、以前に中国人民銀行、中国銀行業監督管理委員会など銀行監督機構に勤めたことがある役員の割合である。 $Assets_{it}$ は、簿価総資産で規模を表す指標である。規模と個別リスク指標の間の非線形関係を考慮し、 $(Assets_{it})^2$ を加える。 $Risk_{it-j}$ と $Ownership_{it-j}$ （ $j \geq 2$ ）、および、その他の説明変数の1回階差を操作変数として用い、ロバスト標準誤差による1段階推定法を用いる。 $Ownership_{it}$ の内生性を考慮するため、操作変数として1期ラグ値 $Ownership_{it-1}$ は用いない。2年以上のラグを持った変数を操作変数として用いるため、推計期間はNPLを除き（データ入手可能な2011年から2018年まで）2009年から2018年までである。

第5節 推計結果

第1項 ベースライン推計結果

図表2-3は、個別のリスク指標についてのダイナミックパネルモデルのGMM推計（式2-4）の結果である。まず、誤差の一階階差に自己相関がないことを確認するため、Arellano-Bond系列相関検定を行った。いずれの個別リスク指標もAR(1)は有意だが、Betaを

⁶ 個別リスク指標を他の変数に回帰している先行研究としてLin and Zhang (2009)、Iannotta et al. (2013)、Berger et al. (2009)、Haque and Shahid (2016)、Jia (2009)がある。

除いて AR(2)は有意ではなく 1 階階差の GMM 推計の妥当性を示している。また、操作変数の妥当性を確認するため、Hansen の J 検定を行った⁷。いずれの個別リスク指標も J 統計量は有意ではなく、操作変数の結合妥当性 (joint validity) を示している。ただし、Hansen の J 検定については、年数 (T) が多く操作変数が多いために、検定力が弱いこと (Roodman, 2009)に留意が必要である。

政府保有比率の係数を見ると、ES、Beta、ROA、および、不良債権比率に対する係数が正で有意、BCA に対する係数が負で有意である。GOE 保有比率の係数を見ると、VaR、Beta、ROA、および、不良債権比率に対する係数が正で有意、BCA に対する係数が負で有意である。また、Relationship の係数は、正で有意なもの (VaR) と負で有意なもの (LVG と NPL) が存在し、整合的な結果は得られていない。

総資産は LVG に対しては、一次項は正で限界的に有意、二次項は負に有意であるが、サンプル銀行の総資産の範囲では、総資産はほとんどの銀行において正の相関をもつ (1.95×10^{16} 人民元より低い銀行に対して正、これより高い銀行に対して負の相関を持つ)。ROA に対しては、総資産は一次項は負で限界的に有意、二次項は正に有意であるが、サンプル銀行の総資産の範囲では、ほとんどの範囲で負の影響をもつ (総資産は 2.21×10^{16} 人民元より低い銀行に対して負で、これより高い銀行に対して正の相関を持つ)。BCA に対しては総資産の一次項は正で有意、二次項は負で有意であるが、サンプル銀行の総資産の範囲では、限界効果は低減しつつも、正の相関を持つ。

⁷ 1 階階差のロバスト標準誤差 1 段階 GMM 推計では、Sargan 統計量は一致性を持たない一方、2 段階 GMM 推計から得られる Hansen J 統計量は一致性を持つ (Roodman, 2009)。ここでは、2 段階 GMM 推計から得られる Hansen J 統計量を検定に用いる。

図表 2-3. 個別のリスク指標に対する推定結果：ダイナミックパネル GMM 推定量

VARIABLES	(1) VaR	(2) ES	(3) Vol	(4) Beta	(5) LVG	(6) ROA	(7) NPL	(8) BCA
Government ownership ratio	80.623 (1.03)	9.105** (2.46)	32.398 (1.17)	1.839*** (3.61)	-16.509 (-1.42)	0.010*** (2.67)	0.012** (2.14)	-5.960*** (-5.52)
GOE ownership ratio	171.779** (2.52)	1.526 (0.64)	6.288 (0.37)	0.875*** (3.19)	-10.895 (-1.37)	0.006*** (3.20)	0.012* (1.85)	-4.113*** (-3.72)
Relationship	144.844** (2.09)	-3.288 (-1.46)	-17.225 (-1.25)	-0.063 (-0.27)	-12.995*** (-2.74)	0.002 (1.33)	-0.009** (-2.51)	-0.233 (-0.32)
Assets	-1.37e-15 (-0.17)	3.96e-16** (2.00)	2.40e-15** (2.32)	-3.49e-17 (-0.78)	1.81e-15** (2.26)	-5.47e-19** (-2.53)	-4.59e-19 (-0.67)	4.13e-16*** (9.54)
Assets^2	1.10e-31 (0.58)	-3.49e-33 (-0.73)	-2.09e-32 (-0.79)	1.38e-33 (1.28)	-4.65e-32** (-2.50)	1.24e-35*** (2.66)	5.38e-36 (0.40)	-4.11e-33*** (-3.73)
L.VaR	0.119 (1.28)							
L.ES		0.018 (0.20)						
L.Vol			0.230** (2.55)					
L.Beta				0.264*** (3.27)				
L.LVG					0.190* (1.66)			
L.ROA						0.004 (0.03)		
L.NPL							0.569*** (10.04)	
L.BCA								0.299*** (3.50)
No. of Obs.	149	149	149	149	149	149	91	94
No. of ID	17	17	17	17	17	17	16	13
Year FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Bank FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
AR(1)	Pr > z = 0.015	Pr > z = 0.005	Pr > z = 0.003	Pr > z = 0.014	Pr > z = 0.003	Pr > z = 0.136	Pr > z = 0.047	Pr > z = 0.011
AR(2)	Pr > z = 0.175	Pr > z = 0.447	Pr > z = 0.292	Pr > z = 0.027	Pr > z = 0.065	Pr > z = 0.427	Pr > z = 0.488	Pr > z = 0.443
Hansen test	Prob > chi2 = 1.000	Prob > chi2 = 1.000	Prob > chi2 = 1.000	Prob > chi2 = 1.000				

Hansen J 検定とは、GMM 推定における過剰識別制約検定のことである。AR(1), AR(2) はそれぞれ、一階階差の 1 次および 2 次の自己相関の存在に対する Arellano and Bond 検定である。
括弧内はロバスト統計量。
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

第 2 項 頑健性

ダイナミックパネルモデルの GMM 推定法は、個体（銀行）数 N が大きく時間（年）数 T が小さいサンプルでは一貫性を持つが、今回のサンプルは $N=17$ 行、 $T=8$ または 9 年のパネルデータから構成されているので、バイアスが発生する可能性がある (Bruno, 2005; Perić, B. Š, 2019)。そこで、固定効果モデルの最小二乗法 (OLS) 推計と LSDVC (bias-corrected least squares dummy variable estimator) 推定を用いて、ダイナミックパネルモデルの GMM 推計結果の頑健性をチェックする。いずれの推計も、2007 年のサンプルサイズが小さいこと、また、LSDVC では 1 次のラグを説明変数に加えることを考慮し、推計期間は 2008 年から 2018 年とする。

まず、固定効果モデルの最小二乗法 (OLS) 推計は、(2-4) 式の説明変数から、被説明変数の 1 期ラグを除いたものを、OLS で推計するものである。これは、被説明変数（ここでは、個別リスク指標）の系列相関および説明変数（ここでは、政府保有比率および GOE 保有比率）の内生性を考慮できない点に注意が必要である。

図表 2-4. 個別のリスク指標に対する推定結果：FE 推定量

VARIABLES	(1) VaR	(2) ES	(3) Vol	(4) Beta	(5) LVG	(6) ROA	(7) NPL	(8) BCA
Government ownership ratio	97.163 (0.75)	2.743 (1.26)	8.991 (0.54)	1.481*** (3.01)	-17.435 (-1.50)	0.010* (1.87)	0.017** (2.64)	-5.893*** (-4.51)
GOE ownership ratio	164.029 (1.64)	-0.445 (-0.22)	-8.579 (-0.54)	0.521* (2.12)	-14.087 (-1.08)	0.006 (1.72)	0.021*** (3.10)	-4.597** (-2.57)
Relationship	125.398 (1.23)	-3.308 (-1.35)	-18.564 (-1.04)	-0.247 (-0.91)	-13.329 (-1.57)	0.002 (0.91)	-0.006 (-1.35)	-0.050 (-0.05)
Assets	4.39e-15 (0.43)	3.56e-16** (2.33)	2.46e-15* (2.09)	-6.76e-17* (-1.98)	7.66e-16 (0.79)	-3.91e-20 (-0.11)	1.67e-18* (1.81)	4.94e-16*** (6.64)
Assets^2	-1.12e-32 (-0.05)	-2.14e-33 (-0.55)	-1.21e-32 (-0.39)	2.17e-33** (2.53)	-2.71e-32 (-1.24)	2.05e-36 (0.27)	-3.96e-35* (-1.75)	-3.85e-33** (-2.29)
No. of Obs.	177	177	177	177	177	177	125	115
R-squared	0.550	0.513	0.525	0.396	0.248	0.486	0.768	0.895
No. of ID	17	17	17	17	17	17	17	13
Firm FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Bank FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes

括弧内はロバストt統計量。
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

図表 2-4 に固定効果モデルの OLS 推計結果を示す。これによると、政府保有比率の係数は **Beta**、**ROA**、および不良債権比率に対して正で有意（ただし、**ROA** に対しては限界的に有意）、**BCA** に対して負で有意である。この結果は、**ES** に対して有意でない点を除いて、**GMM** 推計の結果と整合的である。**GOE** 保有比率は **Beta** および不良債権比率に対して正で有意（ただし、**Beta** に対しては限界的に有意）、**BCA** に対して負で有意であり、**VaR** と **ROA** に対して有意でないものの、**GMM** 推計の結果と概ね整合的である。**Relationship** はいずれの指標に対しても有意ではない。このように、固定効果モデルの OLS 推計の結果は、ダイナミックパネルの **GMM** 推計の結果とほぼ整合的である。

次に、Bruno(2005)に基づく **LSDVC** (bias-corrected least squares dummy variable estimator) 推定法を用いて、ダイナミックパネルモデルの **GMM** 推計の頑健性をチェックする。ただし、**LSDVC** は、ダイナミックパネル **GMM** とことなり、説明変数の内生性を考慮できない点に注意が必要である。

図表 2-5 は、個別のリスク指標についての **LSDVC** 推計の結果である。政府保有比率の係数を見ると、**ES** および **Beta** に対する係数は正で有意であり（ただし、**ES** に対する有意性は限界的）、**BCA** に対する係数は負で有意である。また、**GOE** 保有比率の係数を見ると、**VaR** に対して正で有意、**BCA** に対しては負で有意である。これらの結果は、概ねダイナミックパネルモデルの **GMM** 推計の結果と整合的であるが、**ROA** 及び **NPL** に対する政府・

GOE 保有比率はいずれも有意ではなく、ダイナミックパネル GMM の結果と異なる。これは、銀行数が少ないために GMM 推計がバイアスを持った可能性と、政府・GOE 保有比率の内生性を考慮しないために LSDVC 推計がバイアスを持った可能性の両方が考えられる。

以上をまとめると、政府保有比率が Beta および BCA に及ぼす影響について、いずれの推計方法でもそれぞれ正・負で有意、GOE 保有比率が BCA に及ぼす影響については、いずれの推計方法でもそれぞれ負で（限界的に）有意であり、これらの結果は頑健だと言える。

図表 2-5. 個別のリスク指標に対する推定結果：LSDVC 推定法

VARIABLES	VaR	ES	Vol	Beta	LVG	ROA	NPL	BCA
Government ownership ratio	67.746 (0.70)	5.264* (1.76)	21.696 (1.10)	1.118** (2.26)	-15.525 (-1.62)	-1.317 (-0.00)	-14.635 (-0.00)	-5.458** (-2.33)
GOE ownership ratio	159.592** (2.24)	-0.106 (-0.05)	1.112 (0.08)	0.303 (0.85)	-10.244 (-1.42)	-0.269 (-0.00)	-18.428 (-0.00)	-3.812* (-1.82)
Relationship	127.299** (2.19)	-2.858 (-1.55)	-14.616 (-1.19)	-0.084 (-0.27)	-12.152* (-1.91)	0.248 (0.00)	-3.669 (-0.00)	-0.344 (-0.54)
Assets	2.49e-15 (0.19)	2.93e-16 (0.71)	1.93e-15 (0.68)	-1.26e-17 (-0.19)	1.37e-15 (1.00)	3.63e-17 (0.00)	-1.68e-15 (-0.00)	4.07e-16*** (2.68)
Assets^2	1.43e-32 (0.04)	-2.15e-33 (-0.21)	-1.81e-32 (-0.26)	6.94e-34 (0.41)	-3.57e-32 (-1.07)	-7.11e-34 (-0.00)	4.19e-32 (0.00)	-4.66e-33 (-1.37)
L.VaR	0.208*** (3.11)							
L.ES		0.141 (1.57)						
L.Vol			0.375*** (3.72)					
L.Beta				0.476*** (4.78)				
L.LVG					0.324*** (3.18)			
L.ROA						127.761*** (1.47e+15)		
L.NPL							1,017.900*** (1.15e+15)	
L.BCA								0.406*** (4.98)
No. of Obs.	166	166	166	166	166	166	108	107
No. of ID	17	17	17	17	17	17	17	13
Year FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Bank FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
括弧内はロバストz統計量。 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1								

第6節 結論

本研究では、中国の銀行業界における個別リスクと政府保有比率の関係について分析した。中国は、政府保有比率が銀行間でも時間的にも大きなばらつきがあるため、分析に適した場を提供している。具体的には、2007年から2018年までの中国の上場銀行のデータを用

いて、政府保有比率およびGOE（政府系企業）保有比率と個別リスクの関係をVaR（Value at Risk）、ES（期待ショートフォール）、Vol（ボラティリティ）、Beta（ベータリスク）、LVG（レバレッジ）、NPL（不良債権比率）、ROA（対総資産利益率）およびBCA（信用格付け）の個別のリスク指標で検証した。

まず、国営銀行と株式制銀行の個別リスク指標を比較し、以下の結果を得た。株価に基づく個別リスク指標（ES、Vol、Beta、LVG）は株式制銀行より国営銀行の方が低く、格付け（BCA）及び不良債権比率は国営銀行の方がやや高い。ただし、これらの単純比較は、国営銀行と非国営銀行の間の銀行規模や経営能力などの観測できない銀行特性の違いを反映していると考えられる。そこで、次に、銀行内の政府所有比率の経年変化を利用して、銀行規模や観測できない銀行の固定効果をコントロールし、さらに、銀行リスクと政府およびGOE保有比率の間の逆因果の可能性を考慮したダイナミックパネルモデルのGMM推計を行った。その結果、政府所有比率が高いほどES、Beta、ROA、NPLが有意に高く、BCAが有意に低いことが明らかになった。特に、BetaおよびBCAに対する政府保有比率の係数は固定効果モデルのOLS推計、LSDVC推計でも同様に負で有意であり、頑健である。またGOE保有比率が高いほどBCAが低い傾向も見られた。これらの結果は、銀行の規模や観察不能な銀行固有の特性を考慮すると、政府およびGOEの保有比率が高いほど、銀行の個別リスクは高くなる傾向があることを示すものであり、政府およびGOEの保有比率の上昇が暗黙の保証を通じて銀行のリスクテイクを促すことを示している。なお、政府あるいはGOE保有比率が、Volと有意ではない理由として、株価には政府による暗黙の保証が反映されている可能性が考えられる。

政府保有比率と個別リスク指標の関係を推定した結果は、国営銀行と株式制銀行の単純比較とは異なっており、政府保有比率の個別リスクへの限界効果を推定するためには、規模や観測されない銀行の特性をコントロールすることの重要性を示している。また、本章の結果は、政府あるいはGOE保有比率を低下させることによって、銀行の個別リスクを低下させることができる可能性を示唆している。

第3章 政府所有と銀行のシステミックリスク

第1節 イン트로ダクション

金融システムの安定は、経済の安定と成長に直接影響するため、金融監督当局の目標となっている。これまでの金融危機では、金融システミックリスクは、1つまたは複数の金融機関の破綻に始まり、波及効果によって他の金融機関に影響を与え、金融システム全体が機能不全に陥り、さらに波及効果が広がることで最終的には実体経済全体に影響を及ぼすことが明らかになっている。こうしたリスクの顕在化を防ぐために、監督当局はシステミックリスクを計測・管理する必要がある。

こうした問題意識から、各金融機関とシステミックリスクの関連に関する様々な指標（以下、システミックリスク指標）が開発され、国際的に活動する主要な金融機関に適用されている。⁸最近の研究では、金融政策やマクロプルーデンス政策などのマクロ経済政策と、規模、レバレッジ、資金調達源などの銀行の特性の両方がシステミックリスクに影響を与えることが明らかになっている。しかし、政府による銀行所有がシステミックリスクに果たす役割に焦点を当てた研究はほとんどない。⁹

政府の保有比率は様々な形でシステミックリスクに影響を与える可能性がある。まず、政府所有が銀行のパフォーマンスやリスクテイクに影響を与えることを示した先行研究および第2章の結果に鑑みれば、政府所有もシステミックリスクに影響を与える可能性が高いと考えられる。政府所有は、所有と経営の一体化により、より効果的なガバナンスとリスクテイクの抑制につながる可能性がある半面、政府による暗黙の保証により、過剰なリスクテイクを招く可能性もある。第二に、国有銀行の規模は相対的に大きく、銀行間ネットワークの中心的な地位を占める傾向があるため、システミックリスクへの影響が強く、システミックリスクとより強く相関している可能性がある。第三に、国有銀行は、国営企業など経済全体に大きな影響を与える大企業に融資する可能性が高く、それによってシステミックリスクと相関する可能性がある。銀行の政府所有は世界的に広く行われており（La Porta et al., 2002）、その影響を分析することは、各国の金融規制・監督に重要な政策的含意をもたらすと考えられる。

⁸ 例えば、Robert Engle、Rob Capellini、Brian Reis、Gianluca DeNard が運営する Volatility Laboratory (V-Lab) は、世界の主要金融機関のシステミックリスク指標をリアルタイムで公表している。

⁹ 金融政策とマクロプルーデンス政策の効果については、Akinci and Olmstead-Rumsey (2018)、Quint and Rabanal (2014)、Bailliu et al. (2015)、Klingelhöfer and Sun (2019)、および、Zhang et al. (2020) を参照。銀行レベルの特性とシステミックリスクとの関係については、López-Espinosa et al. (2015)、Li et al. (2019)、および、Pellegrini et al. (2022) を参照のこと。

そこで、本章は、中国の銀行業界のデータを用いて、政府保有によるシステミックリスクへの影響を分析することを目的とする。中国を分析対象に選んだのは、政府保有比率の高い国営銀行やその他の銀行が複数存在し、政府保有がシステミックリスクに与える影響を分析するのに適しているためである。さらに、政府保有比率は銀行間や時間軸で大きなばらつきがある。2005年から2010年にかけて大手国営銀行が新規株式公開(IPO)を行ったため、政府保有比率は低下し、外国や国内の民間保有比率が上昇した。¹⁰また、国営銀行以外の銀行でも政府保有比率にばらつきがある。このような政府保有比率のばらつきを分析に利用することができる。中国に注目するもう一つの理由は、中国の銀行融資において国営銀行が大きな役割を担っていることである。最近、そのシェアは低下しているが、それでも銀行融資の中で大きなシェアを占めている。¹¹さらに、中国では世界金融危機以降、信用供与の増加に伴って住宅価格の上昇が続いたため、住宅価格が下落に転じた場合、金融システムの安定が懸念される。¹²中国の銀行業を分析するにあたっては、中国と先進国との制度的な差異に留意する必要がある。特に、中国では2015年以前は預金保険が創設されていなかった。そのため、預金などの銀行債務に対する暗黙の保証が銀行システムの安定化のために重要な役割を果たしていた。¹³こうした暗黙の保証は、政府保有比率が高い銀行ほど提供されやすく、したがって政府保有比率と銀行の個別リスクやシステミックリスクとの関係にも影響を与えると考えられる。

本研究では、中国当局が筆頭株主として出資し直接支配している銀行を国営銀行、それ以外の銀行を非国営銀行と定義している。¹⁴国営銀行は5行あり、そのほとんどは規模が大きく、顧客は主に国有企業などの大企業である。¹⁵国営銀行が国家の直接支配を受けているのに対し、非国営銀行は多数の少数株主が所有しているため、所有権と経営権が分離されて

¹⁰ 中国工商銀行(ICBC)は2006年、中国農業銀行(ABC)は2010年、中国銀行(BOC)は2006年、中国建設銀行(CCB)は2005年にそれぞれ株式公開を果たした。

¹¹ 中国銀行業監督管理委員会のウェブサイトが提供するデータを用いると、商業銀行の総貸付残高に占める国営銀行5社(ICBC、ABC、BOC、CCB、交通銀行(Bocom))のシェアは、2014年は58.4%だったのに対し、2018年は50.8%となっていることがわかる。

¹² Board of Governors of the Federal Reserve System (2021)は、"中国の不動産部門のストレスが中国の金融システムをひずませ、米国に波及する可能性がある。"と述べている。

¹³ Wang et al. (2015)によれば、政府の救済策としては、①政府系資産運用会社の設立、②銀行への資本注入、③銀行のIPO時の直接資金援助、④銀行がデット・エクイティ・スワップやデット・フォーキャピタル・スワップを実施できるような政策の確立、などが挙げられている。

¹⁴ ここでいう中国当局とは、財政部と中央匯金投資有限公司(後者は、資産の所有権が国に帰属する100%国有企業)のことである。規制当局である中国人民銀行、中国銀行業監督管理委員会とは異なる。

¹⁵ しかし、国営銀行の中でもBocomは比較的小規模であり、いくつかの商業銀行も同規模の銀行である。

おり、一般に株主から独立した経営体によって管理されている。非国営銀行には、株式制銀行、都市商業銀行、農村商業銀行が含まれるが、ここでは主に比較的大規模な株式制銀行を国営銀行と比較する。

2007年から2018年までの中国上場銀行のデータを用いて、株式市場情報に基づく主要な3つのフォワードルッキング指標でシステミックリスクを測定する。具体的には、SIV (Systemic Risk Index Based on Assets, Lehar 2005)、 ΔCoVaR (Adrian and Brunnermeier, 2016)、MES (限界期待ショートフォール, Acharya et al, 2017)、SRISK (Brownlees and Engle, 2017)を測定する。SIVは全銀行の総資産の一定割合以上の資産を持つ(複数の)銀行が短期間に破綻する確率である。 ΔCoVaR は、ある金融機関が大きな損失を被ったときに金融システム全体が被る損失の増加、MESは金融セクター全体の状態が悪化したときに個々の金融機関の健全性の悪化の程度、SRISKは株式市場全体の価格が急落したときに金融機関の資本不足の程度とである。これらのシステミックリスク指標を用いて、政府保有比率との関係を推計した。

まず、国営銀行と株式制銀行の各平均値を比較すると、 ΔCoVaR 、SRISKは国営銀行の方が大きく、MESは国営銀行の方が小さい。しかし、これらの単純比較は、国営銀行と非国営銀行の間の銀行規模や観測できない銀行特性の違いを反映している可能性が高い。そこで、次に、銀行内の政府所有比率の経年変化を利用して、銀行規模や観測できない銀行の固定効果をコントロールし、かつ、システミックリスクと政府保有比率の間の逆因果の可能性を考慮した推計を行う。その際、SIVはサンプルに含まれる銀行によって値が異なってしまうことから、SIVを除く3つの指標について推計を行う。その結果、政府保有比率は ΔCoVaR とは有意な関係がないものの、SRISK、MESとは負に有意な関係があることが明らかになった。これらの結果は、銀行の規模や観察不能な銀行固有の特性を考慮すると、政府保有比率が高いほど、システミックリスク(MES、SRISK)は低くなる傾向があることを示すものである。これらの結果は、政府保有比率が高い銀行ほど、政府が多額の資本と暗黙の保証を提供するため、個別リスクは高いものの(第2章)、SRISKとMESが規模に比して低くなることを示していると解釈される。

本論文に密接に関係する先行研究は、システミックリスク指標に関する研究である。個別金融機関のリスク指標だけではなく、システミックリスク指標が必要とされるのは、金融市場に外部性が存在するからである。外部性が存在すると、金融資源の効率的な配分が達成できない。Bhattacharya and Gale (1987)、Stiglitz (1982)、および Geanakoplos and Polemarchakis (1986)は、不完全市場では金銭的な外部性のため、制約付きパレート効率性さえも実現しないことを示している。こうした金融市場の外部性を考慮するため、これまで、いくつかの指標が提案、推計されている。

第一に、Lehar (2005)、Adrian and Brunnermeier (2016)、Acharya et al. (2010)、および Brownlees and Engle (2017)は、forward-looking な指標である株式市場の情報を用いたシステミックリス

ク指標を開発した。Lehar (2005)は、資産ベースのシステミックリスク指標 (SIV) を提案した。これは、全銀行の総資産の一定割合以上の資産を持つ (複数の) 銀行が短期間に破綻する確率である。彼は、1988~2002 年までの国際的に活動する先進国の銀行のサンプルを使用して、銀行資産ポートフォリオ間のダイナミックな相関を推定し、地域別の SIV を計測した。Adrian and Brunnermeier (2016)は金融システム全体と特定の金融機関との間のクロスセクションのテイル依存性を捕捉するシステミックリスクの新しい誘導形指標として、 ΔCoVaR を提案した。これは、ある金融機関が財務的に中央値と比較して困難に陥った場合に、金融システムの Value-at-Risk (VAR) がどう変化するかを示す指標である。彼らは米国の主要金融機関に関する ΔCoVaR を推計し、レバレッジ、規模、満期のミスマッチ、及び資産価格ブームが ΔCoVaR の予想に有益であることを示した。Acharya et al. (2010, 2012, 2017) は、金融危機の時にどの機関が最もリスクにさらされているかという問題に対処するため、金融システムが過小資本に陥っているときに各金融機関が経験する期待資本不足を MES (限界期待ショートフォール) と定義し、MES が経済全体にマイナスの外部性を生成するモデルを開発した。Brownless and Engle (2017)は、金融システム危機時のように株式市場価格が大きく低下したときに金融機関が陥る自己資本不足を示す SRISK をシステミックリスク指標として提案した。彼らは、2000 年 1 月 3 日から 2012 年 12 月 31 日における米国の大手金融会社のサンプルを用いて、金融機関別と金融機関の業種別の SRISK を計測した。

さらに、これらの代表的な指標を拡張した指標も開発されている。Adams et al. (2014) は、Adrian and Brunnermeier (2016)を拡張し、金融市場の状態 (安定、正常、不安定) によって異なる金融機関間のリスク・スピルオーバーの方向、規模、および期間を定量化する指標として、状態依存感度バリューアットリスク (SDSVaR) を提案した。彼らは、金融市場の変動が大きい時期には、正常時に比べて、ショックのスピルオーバー効果が大きいことを示している。Gauthier et al. (2012)は、 ΔCoVaR 、MES、その他のリスク指標を用いて、マクロブルーデンスの観点からの所要自己資本を算出している。彼らは、カナダの銀行システムのシステミックリスクエクスポージャーを推定し、マクロブルーデンス資本配分 (各銀行の所要自己資本が金融システムリスクへの寄与と等しくなるような所要自己資本) は、観察された資本水準と最大 25%異なる可能性があることを示している。

こうした株価に基づく指標の他に、クレジット・デフォルト・スワップ (CDS) スプレッドを用いたシステミックリスクの計測も行われている。Wong and Fong (2011)は、ソブリン CDS スプレッドの変化を用いて、アジア太平洋地域 11 か国 (日本、中国、韓国、オーストラリア、ニュージーランド、インドネシア、タイ、香港、マレーシア、シンガポール、フィリピン) の CoVaR と VaR を推計し、どの国も、他の一か国が困難に陥ると有意に高いソブリンリスクを示すことを明らかにしている。Huang et al. (2012)は CDS 価格に基づき、金融システムの大きな損失に対する仮想的保険料として測定されるシステミックリスク指標を提案した。米国の監督資本評価プログラム (SCAP) の対象となる 19 社の銀行持株会社のデ

ータを使用して、このシステムリスク指標を推定した結果、銀行がシステムリスクに及ぼす影響は、デフォルト確率とはほぼ線形だが、規模と資産の相関に関しては非線形であることを示している。Bisias et al. (2012)は、31 のシステムリスクに関する定量尺度をサーベイし、 ΔCoVaR の推計では、 ΔCoVaR と VaR はただ弱い関連性を持つこと、及び、規模が大きく、高レバレッジを持つ金融機関のほうが、四半期後、1年後と2年後にシステムリスクへの寄与が高くなる傾向があることを示している。

システムリスクに関する早期の研究では、主に米国およびその他の先進国の金融システムリスクが測定されていたが (Adrian and Brunnermeier, 2016; Acharya et al., 2010; López-Espinosa et al., 2015; Brownlees and Engle, 2017 など)、近年、多くの研究が新興国、特に中国に焦点を当てている (Gao et al., 2018; Huang et al., 2019; Li et al., 2019; Chen et al., 2020; Zhou et al., 2020; Zhang et al., 2020; Wang et al., 2021; Wang and Li, 2021; Huang et al., 2022a; Huang et al., 2022b; Pellegrini et al., 2022; and Xu et al., 2018)。¹⁶ 中国に関するこれらの研究のほとんどは、銀行が中国の金融システムで支配的な役割を果たしているため、銀行が中国の金融システムのシステムリスクにおいて中心的な役割を果たしていることを示している。¹⁷

これらの研究の中で、Li et al. (2019)および Pellegrini et al. (2022)は、システムリスクにおける銀行の特性の役割を調べるという点で、この研究と密接に関連している。Li et al. (2019)は、2002 年 1 月から 2016 年 10 月までの中国の 16 の銀行に関するパネルデータセットを使用して、銀行の規模、レバレッジ、ローン、不良債権、要求払預金、および VaR が、ROA に対してシステムリスクと正の相関がある一方、貸倒引当金と定期預金とは負の相関があることを示している。しかし、彼らはシステムリスクにおける政府の所有権の役割を調べていない。さらに、彼らは、システムリスクの尺度として ΔCoVaR のみを用いている。Pellegrini et al. (2022)は 2006 年から 2019 年にかけて中国の金融機関のパネルデータを使用して、システムリスクの決定要因が国営銀行と非国営銀行で異なることを見いだしている。具体的には、NPL が低く、総資産に対する有価証券の比率が高

¹⁶ Andries et al. (2022)は、世界の主要な金融機関を対象にシステムリスク指標 ΔCoVaR 、MES と SRISK などを推計し、グローバルレベルでは金融安定理事会 (FSB) によって、ヨーロッパレベルでは欧州銀行監督局 (EBA) によって指定されているグローバルなシステム上重要な銀行 (G-SIB) とその他のシステム上重要な金融機関 (O-SIIs) の二つのグループ間のスピルオーバー効果と関連性を調査した。その結果、平均して、G-SIB のほうがより高いシステムリスクを示している一方、O-SIIs のほうがより高い個別リスクを示しており、個別銀行の監督では不十分であることを示唆している。

¹⁷ 例えば Zhou et al. (2020)は、2007 年から 2018 年までの中国の 16 の銀行、4 の保険会社と 23 の証券会社株式市場のデータを使用して、それらの ΔCoVaR 、MES と SRISK を推定して比較し、銀行は保険会社や証券会社と比べてより大きなシステムリスクを持っていることを示している。

いほど、国営銀行の ΔCoVaR は高くなるが、国営銀行以外ではそうした関係は見られないか、あるいは関係が小さいことがわかった。国営銀行と非国営銀行を区別してシステミックリスクの決定要因を調査している Pellegrini et al. (2022)とは異なり、我々は国営銀行と非国営銀行（特に株式制銀行）のシステミックリスクの水準の違いを分析している点、さらに、政府の所有比率とシステミックリスクとの関係を分析する点で異なる。後者の点は、国営銀行における政府保有比率に大きなばらつきがあり、非国営銀行のなかでも政府保有比率が正の銀行があることを考えると重要である。

以下、第2節で、仮説を説明する。第3節では、用いるデータと、各システミックリスク指標の定義と推計方法の説明を行う。第4節で、推計されたシステミックリスク指標の時系列推移を概観し、国営・非国営別比較を行う。第5節で政府保有比率とシステミックリスクの関係を分析するための手法を述べ、第6節で推計結果を提示する。第7節で結果の要約と解釈を述べる。

第2節 仮説

本章検証する仮説は、以下の二つである。

第一に、政府所有比率の上昇は、システミックリスクを増加させる。その理由として、政府所有比率の上昇は、暗黙の保証の増加を通じて銀行の個別リスクを高めること、政府所有の銀行は比較的規模が大きく、また、銀行間ネットワークのなかで中心的な存在を占める傾向があること、および、国営銀行の融資先は、国営企業など大企業に偏る傾向にあることが挙げられる。

第二に、政府所有比率の上昇は、(計測される)システミックリスク指標を低下させる。その理由として、金融危機時には、政府は銀行を救済する傾向があり、また、この傾向は特に政府所有比率の高い銀行において顕著であることが挙げられる。株価は投資家の救済期待を反映するため、株価を用いたシステミックリスク指標は、政府所有比率が高いほど暗黙の保証を反映して低くなる。

これら二つの仮説の効果は両立しうるが、計測されたシステミックリスク指標において、どちらの効果がより強く表れているかを検証する。

第3節 データ

第1項 出典とサンプルセレクション

システミックリスク指数を作成するための主なデータソースは、Bureau van Dijk が発行する企業データベース Orbis と、各銀行の年次証券報告書である。Orbis には、各銀行の株価と株式数が日次で、負債が年次で記録されている。Orbis で入手できない財務データは、

各銀行のウェブサイトに掲載されている有価証券報告書によって補完している。個別銀行の格付けデータは、ムーディーズ・アナリティクスおよびフィッチ・ソリューションズから入手する。また、上海総合指数 (SSEC)、10年・1年物国債金利は金融市場情報のポータルサイト Investing のウェブサイト (<https://www.Investing.com>)、1年物上海銀行間取引金利 (Shibor) は上海銀行間取引金利のウェブサイト (<http://www.shibor.org/>) から取得する。SSEC は上海証券取引所に上場している全企業を対象としている。サンプル期間は、世界金融危機を含む 2007 年から 2018 年までである。また、2007 年から 2018 年までの銀行の有価証券報告書から、各銀行の政府株保有比率および役員前職のデータを得る。

サンプル銀行は、中国の大手上場銀行の中から以下のように選択する。まず、国営銀行については、中国銀行 (BOC)、中国農業銀行 (ABC)、交通銀行 (Bocom)、中国建設銀行 (CCB)、中国工商銀行 (ICBC) の 5 行すべてを選択する。次に、12 の株式制銀行のうち、データが入手可能な 8 行 (中国光大銀行 (CEB)、工業銀行 (ICB)、中国招商銀行 (CMB)、中国民生銀行 (CMBC)、上海浦東発展銀行 (SPDB)、中信銀行 (CITIC)、華夏銀行、平安銀行 (PINGAN)) をすべて選択する。また、国営銀行や株式制銀行と比較するために、株式制銀行以外の非国営銀行もサンプルに含めている。具体的には、上場している都市商業銀行 24 行のうち、データが入手可能な銀行から 3 行 (北京銀行 (BEIJING)、寧波銀行 (NINGBO)、南京銀行 (NANJING)) を選択する。さらに、上場している 10 行の農村商業銀行のうち、データのある銀行から 1 行 (重慶農村商業銀行 (重慶)) を選択する。したがって、サンプルは、国営銀行 5 行、合資銀行 8 行、その他の非国営銀行 (都市銀行と農村商業銀行) 4 行の計 17 行で構成されている。

また、各銀行の上場時期が異なるため、データはアンバランスデータになる。具体的には、2007 年は 6 行 (うち国営 2 行、株式制 4 行、その他 0 行)、2008 年から 2010 年までは 14 行 (うち国営 4 行、株式制 7 行、その他 3 行)、2011 年は 16 行 (うち国営 5 行、株式制 8 行、その他 3 行)、2012 から 2018 年までは 17 行 (うち国営 5 行、株式制 8 行、その他 4 行) のデータを利用する。

データの制約上、株式制銀行とその他の非国営銀行の一部しか含まれていないが、今回のサンプル銀行は中国銀行業の大きなシェアを占めている。図表 2-1 には、サンプル銀行の総資産が中国の銀行業界の総資産に占める割合が示されている。サンプル銀行のシェアは、2000 年 (38.9%) を除くすべての年で 50% を超えており、サンプル期間中の平均シェアは 58.1% となっている。

また、政府保有比率は、サンプル銀行間で大きなばらつきがある。図表 3-1、2007 年と 2018 年の銀行別の上位 10 位までの株主構成を示したものである。これによると、まず、上位 10 位までの株主の保有比率を見ると、国営銀行の株式保有が集中しており、株式制銀行の株式保有も比較的集中しているが、その他の非国営銀行の株式保有は比較的分散していることがわかる。また、政府・国有企業の出資比率は、国営銀行が最も高く、株式制銀行

は相対的に低い。その他の非国営銀行は、政府・国有企業以外の持ち株比率が高く、政府の持ち株比率が非常に低い。さらに、各銀行において、2007年から2018年にかけてある程度の変動があることがわかる。

図表 3-1. 銀行別持株比率 (2007年と2018年)

銀行タイプ	銀行名	政府保有株式比率		国有法人株式比率		それ以外の株式比率		大株主の持株比率の和	
		2007	2018	2007	2018	2007	2018	2007	2018
国営銀行	ICBC	74.80%	69.31%	0.60%	1.36%	20.30%	26.03%	95.70%	96.70%
	ABC		82.04%		2.25%		9.23%		93.52%
	BOC	70.79%	64.02%	0.05%	3.89%	26.42%	28.60%	97.26%	96.51%
	CCB	59.12%	57.11%	10.66%	2.87%	26.47%	37.33%	96.25%	97.31%
	Bocom	26.48%	30.95%	4.96%	8.72%	41.24%	38.85%	72.68%	78.52%
	Mean	57.80%	60.69%	4.07%	3.82%	28.61%	28.01%	90.47%	92.51%
株式制銀行	CMB	1.20%	0%	36.41%	35.32%	17.88%	31.00%	55.49%	66.32%
	CEB		19.53%		0%		76.24%		95.77%
	ICB	20.40%	18.78%	13.73%	24.40%	21.69%	6.23%	55.82%	49.41%
	CMBC	0%	0%	5.10%	0%	39.25%	59.58%	44.35%	59.58%
	SPDB	0%	0%	37.10%	56.66%	10.30%	19.81%	47.39%	76.47%
	CITIC	0.00%	0.07%	62.93%	73.06%	32.41%	24.99%	95.34%	98.12%
	PINGAN	0%	0%	4.62%	0%	26.39%	66.17%	31.01%	66.17%
	HUAXIA	0%	0%	30.68%	68.05%	21.15%	3.89%	51.83%	71.94%
mean	3.09%	4.80%	27.22%	32.19%	24.15%	35.99%	54.46%	72.97%	
それ以外の銀行	BEIJING	0%	0%	20.52%	24.33%	27.73%	28.90%	48.25%	53.23%
	NANJING	14.12%	1.29%	1.13%	19.62%	31.02%	26.27%	46.27%	47.18%
	NINGBO	10.8%	0%	8.04%	22.94%	43.23%	47.64%	62.07%	70.58%
	CHONGQING		0%		23.74%		43.26%		67.00%
	Mean	8.31%	0.32%	9.90%	22.66%	33.99%	36.52%	52.20%	59.50%

(注) 重慶農村商業銀行以外、各銀行上位10位の大株主の持株比率に基づく。重慶農村商業銀行は、上位8位の大株主の持ち株比率に基づく。「それ以外の銀行」のうち、重慶農村商業銀行は農村商業銀行であり、残りの3行は都市商業銀行である。

第2項 システミックリスク指標 (SIV、 Δ CoVaR、MESとSRISK) の概要

システミックリスクとは1つの金融機関の損失・債務超過が、決済関係や資産売却を通じて他の金融機関にもその影響が及び連鎖的に損失・債務超過を引き起こし、金融システム全体の機能が失われてしまう危険性のことである。

中国の銀行業のシステミックリスクをとらえるため、本論文では、Lehar (2005)によって開発されたSIV、Adrian and Brunnermeier (2016)によって開発された Δ CoVaR、Acharya et al. (2010)によって開発されたMES、および、Brownless and Engle (2017)によって開発されたSRISKを中国の主要銀行データを用いて推計する。

このうち、SIVおよび Δ CoVaRは、個別銀行(あるいは一部の銀行グループ)が金融システムに及ぼす影響を示す指標である。具体的には、まず、SIVは債務超過に陥る銀行の総資

産が銀行システム全体の総資産の一定割合以上になる確率である。大きな銀行が債務超過に陥る、あるいは、小さな銀行が同時に債務超過に陥る確率が高いほど、SIV は高くなる。こうしたとき、金融システム全体が自己資本不足となり、多くの金融機関が破綻する危険が高まる。他方、 ΔCoVaR はある金融機関が、まれにしか生じない大きな損失を被った時に、金融システム全体が被る、まれにしか生じない損失は、どの程度大きいかを示す指標である。通常、金融機関は、まれにしか生じない大きな損失（例えば 99 パーセンタイル損失）に備えて自己資本を積んでいるが、実際そうした損失が生じると、自己資本がなくなって、ほぼ破綻状態となる。こうしたときに、金融システム全体のまれにしか生じない損失（99 パーセンタイル損失）がどの程度増加するかを示す指標であり、当該銀行が金融システム全体のシステムリスクに及ぼす影響度を示している。SIV は、銀行資産ポートフォリオ間のダイナミックな相関の時系列変化をとらえるのに適している一方、銀行資産間において、稀にしか生じない大きな損失（テイルイベント）がどの程度共変しているかをとらえることはできない。 ΔCoVaR は、こうした金融機関間のクロスセクションのテイル依存性を捕捉する指標である。他方、 ΔCoVaR は、テイルイベントに着目するため、平常時における時系列変化をとらえるには必ずしも適していない。したがって、両者は個別銀行（あるいは一部の銀行グループ）が金融システムに及ぼすシステムリスクをとらえるうえで、補完的な指標であると考えられる。

次に、MES と SRISK は、金融危機時に個別銀行が被る影響を示す指標である。具体的には、MES（限界期待ショートフォール）は、金融セクターの状態が全体として悪化したときに、個別の金融機関に生じる健全性の悪化を計測することで、各金融機関と金融セクター全体の連動性を計測するものである（Acharya et al., 2010）。他方、SRISK は金融機関の自己資本不足に着目するシステムリスク指標であるが、条件となるトリガー事象を金融セクターの株価収益率が悪化した場合とすることで、特定のパラメータに依存しない形でリスク量を計測しようとするものである。SRISK は、Long Run MES¹⁸に加えて、金融機関のレバレッジと株式時価総額にも依存する指標で、危機時に潜在的に必要となる公的資本注入額を示すものと解釈されている。

¹⁸ MES が金融セクター全体の株価収益率が一定の値を下回ったときに、当該時点における個別金融機関の株価収益率にマイナスを乗じた値であるのに対し、Long Run MES は一定期間内の金融セクター全体の平均株価収益率が一定の値を下回ったときに、個別金融機関の当該期間における平均株価収益率にマイナスを乗じた値である。

第3項 銀行資産の市場価値の推計

SIV および ΔCoVaR の推計には、各銀行の資産の市場価値の推計値が必要となる。本論文では、Lehar (2005) に従い、Black and Scholes (1973) および Merton (1973) による条件付請求権のアプローチを用いて、資産の市場価値を推計する。

各銀行の資産価値を推計するために、日次ベースで、株価×株式数 (E) と負債 (期中線形補完) (B) を計算する。銀行の資産価値 V は、次式で示される幾何ブラウン運動に従うと仮定する。

$$dV = \mu V dt + \sigma V dz \quad (3-1)$$

ここで、 μ はドリフト、 σ はボラティリティを示す。銀行負債の満期は T で、すべての銀行負債は保険対象であり、安全資産金利 r で成長すると仮定する。したがって、銀行債務 B の満期時の想定価値は $B_t e^{rT}$ である。資本 E_t は、 $B_t e^{rT}$ を行使価格とし、 V_t を原資産とするヨーロピアンタイプのコール・オプションとみなすことができ、その価値は

$$E_t = V_t N(d_t) - B_t N(d_t - \sigma\sqrt{T}) \quad (3-2)$$

で表すことができる¹⁹。ここで、 N は標準正規分布の累積密度関数であり、

$$d_t = \frac{\ln(V_t/B_t) + (\sigma^2/2) T}{\sigma\sqrt{T}} \quad (3-3)$$

である。Lehar (2005) に沿って、(3-2)、(3-3) 式に基づき、最尤法を用いて V および (μ, σ) を推計する。具体的な推計方法は、付論 3-1 に詳述する。²⁰

¹⁹ (3-2)式は、Black and Scholes (1973)の(13)式に、行使価格 $c = B_t e^{rT}$ を代入することで得られる。

²⁰ 推計には、細野薫氏が作成した matlab コードを使用した。コードは、細野氏の許諾を得て、付論 3-2 に掲載する。

第4項 SIV

(1) 定義

SIV の定義は、Lehar (2005)に従う。具体的には、まず、今後 6 カ月以内に、ある銀行 j の資産価値が負債の額面を下回る場合、すなわち、 $V_{t+1}^j < B_{t+1}^j$ （ここでは、半年を 1 期間としている）となる場合、銀行 j は債務超過に陥ると定義する。次に、債務超過となる銀行の総資産合計が全銀行の総資産合計の一定割合（ $\xi \times 100\%$ ）を超える場合、すなわち、債務超過に陥る銀行の集合を J 、銀行全体の集合を I で表すと、

$$\sum_{j \in J} V_t^j > \xi \sum_{i \in I} V_t^i \quad (3-4)$$

となる場合に、システミックイベントが生じると定義する。システミックリスク指数 SIV (ξ) は、(3-4) 式で定義されるシステミックイベントが生じる確率として定義される。

(2) 推計方法

SIV (ξ) を計測するためには、3.3.3 節の方法で推計した個別銀行の資産価値に加えて、銀行のポートフォリオの相関とボラティリティの推移に関する情報が必要となる。そこで、Lehar (2005)に沿って、サンプル期間中の日次の資産リターンの分散共分散行列 Σ_t を、減衰係数 λ の指数加重移動平均 (Exponentially Weighted Moving Average: EWMA) モデルによって推計する。具体的には、減衰係数 λ を Lehar (2005)に従い、0.94 に設定し、

$$\sigma_{ij,t} = \lambda \sigma_{ij,t-1} + (1 - \lambda) \ln \left(\frac{V_t^i}{V_{t-1}^i} \right) \ln \left(\frac{V_t^j}{V_{t-1}^j} \right) \quad (3-5)$$

を推計する。²¹

こうして得られた $\Sigma_t = [\sigma_{ij,t}]$ を用い、全サンプル期間を 6 か月毎に区切り、各区間の 1 日目から最終日まで、(3-1) 式と分散共分散行列に基づいたモンテカルロシミュレーションを実行することにより、各銀行の資産額のシナリオを 100 万本生成する。そして、得られたシナリオのうち、(3-4) 式を満たす回数の 100 万に対する割合を SIV (ξ) とする。なお、閾値 ξ は、Lehar (2005)に従い、 $\xi = 0.05, 0.1, 0.2$ の 3 つの値を用いる。²²

²¹ (3-5)式で $\sigma_{ij,t}$ を求める際に用いる V_i 、 V_j はいずれも、(3-1)式に基づきドリフト項が加味されたものである。また、(3-5)式で求めた $\sigma_{ij,t}$ を用いてシミュレーションする際にも、(3-1)式に基づき、ドリフトを加味している。

²² 推計には、細野薫氏が作成した matlab コードを使用した。コードは、細野氏の許諾を得て、付論 3-3 に掲載する。

第5項 ΔCoVaR

(1) 定義

VaR は、資産価値の損失リスクを推定した値で、個々の金融機関のリスクに焦点を当てている。たとえば、 $q\%-VaR^i$ は、 q パーセントイルにおける金融機関 i の最大損失率である。

$$\Pr(X^i \leq VaR_q^i) = \frac{q}{100} \quad (3-6)$$

ここで、 X^i は金融機関 i の損失率として定義される。 $q > 50$ のとき、 VaR_q^i の値は通常正で、リスクが高いほど、 VaR_q^i の値は大きい。

CoVaR とは、ある金融機関の経営危機が他の金融機関に健全性の悪化を引き起こし得るという、システムリスクの顕在化経路に着目した指標である (Adrian and Brunnermeier, 2016)。具体的に、 $CoVaR_q^{j|C_{q_i}(X^i)}$ は、ある金融機関 i の損失率 X^i が q^i パーセントイルをとる際の金融セクター全体 j の q パーセントイル VaR を表す。すなわち、金融機関 i の損失率 X^i が q^i パーセントイル VaR をとるというイベントを $C_{q_i}(X^i)$ 、金融セクター全体 j の損失率を X^j で表すと、 $CoVaR_q^{j|C_{q_i}(X^i)}$ は、(3-7) 式の条件付確率分布によって定義される。

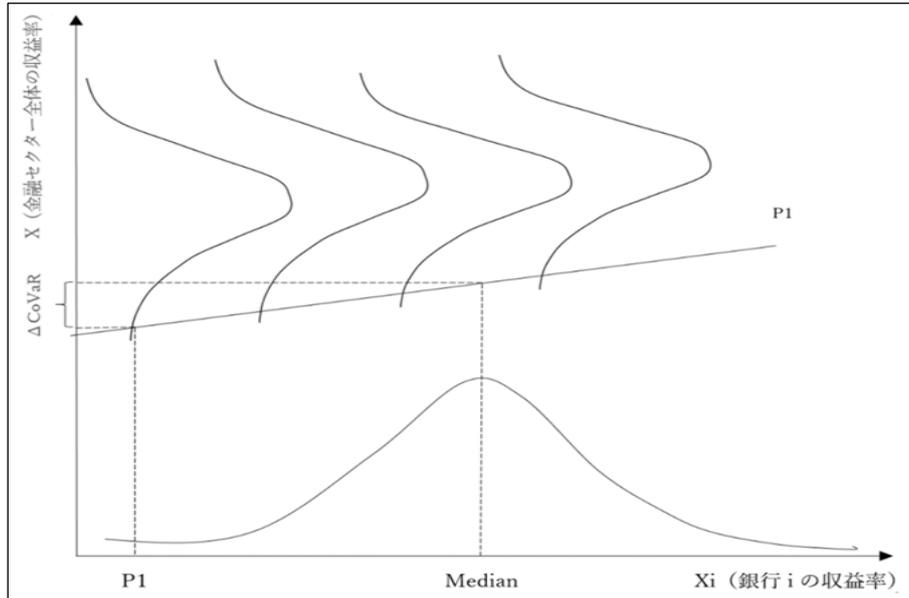
$$\Pr(X^j \leq CoVaR_q^{j|C_{q_i}(X^i)} | C_{q_i}(X^i)) = \frac{q}{100} \quad (3-7)$$

次に、 $\Delta CoVaR_q^{j|i}$ は、金融機関 i の損失率 X^i が $q^i = 50$ パーセントイルから q パーセントイルに増加した際の $CoVaR_q^{j|C_{q_i}(X^i)}$ の変化として定義される。すなわち、

$$\Delta CoVaR_q^{j|i} = CoVaR_q^{j|X^i=VaR_q^i} - CoVaR_q^{j|X^i=VaR_{50}^i} \quad (3-8)$$

図表3-2は、収益率 (= (-1) × 損失率) でみた $\Delta CoVaR_q^{j|i}$ の概念図である。 $\Delta CoVaR_q^{j|i}$ の値が大きいほど、金融機関 i の経営危機が金融セクター全体 j に波及する影響が大きいといえる。

図表3-2. $\Delta CoVaR_q^{ji}$ の概念図



(2) 推計方法

CoVaR は、Adrian and Brunnermeier (2016)に沿って、分位点回帰を用いて推計する。具体的には、まず (3-9) 式 of 分位点回帰によって VaR をもとめ、その推計値を使って (3-10) 式 of 分位点回帰で CoVaR を求める。

$$X_t^i = \alpha_q^i + \gamma_{1,q}^i M_{1,t-1} + \gamma_{2,q}^i M_{2,t-1} + \gamma_{3,q}^i M_{3,t-1} + \mu_{t,q}^i \quad (3-9)$$

$$X_t^j = \alpha_q^{ji} + \beta_q^{ji} VaR_{q,t}^i + \gamma_{1,q}^{ji} M_{1,t-1} + \gamma_{2,q}^{ji} M_{2,t-1} + \gamma_{3,q}^{ji} M_{3,t-1} + \mu_{t,q}^{ji} \quad (3-10)$$

ここで、 X_t^i と X_t^j はそれぞれ銀行 i と全銀行の資産価値の変化率で、 M_1 、 M_2 、 M_3 は金融市場指標で、それぞれ上海総合指数 (SSEC) 収益率 (対前日比上昇率で近似)、1 年物 Shibor と 1 年国債金利のスプレッド、及び、国債の 10 年物と 1 年物の長短スプレッドである。 α_q^i 、 $\gamma_{1,q}^i$ 、 $\gamma_{2,q}^i$ 、 $\gamma_{3,q}^i$ 、 α_q^{ji} 、 β_q^{ji} 、 $\gamma_{1,q}^{ji}$ 、 $\gamma_{2,q}^{ji}$ 、 $\gamma_{3,q}^{ji}$ はパラメータ、 μ^i 、 μ^{ji} は誤差項である。²³ $\Delta CoVaR$

²³ 金融市場指標として、Adrian and Brunnermeier (2016)は、3 カ月物財務省証券の利回りの変化、(コンポジット) 長期国債金利と 3 カ月国債金利のスプレッド、短期 TED スプレッド (3 カ月ドル Libor と 3 カ月物財務省証券流通市場利回りの差)、信用スプレッドの変化 (Moody's Baa 格付け債券と 10 年国債金利の差の変化)、週次市場収益率 (S&P500 リターン)、不動産部門の週次リターンと金融部門の週次市場リターンの差、株式ボラティリティ (CRSP 株式市場リターンの日次ボラティリティ) を用いている。内田他 (2014) は、日経平均株価の日次収益率、3 カ月円 Libor と 3 カ月国債金利のスプレッド、国債の 10 年物と 3

の推計にあたっては、観測期間を1年、リスク評価期間を1日、信頼水準を $q=99$ と 95 パーセントイルに設定するが、以下では主に 99 パーセントイルの結果を報告する。ただし、95 パーセントイルの結果も定性的には同様の結果である。また、銀行の収益率は、資産価値の変化率を用いる。資本価値の変化を表す株価収益率と比べて、負債の変化も考慮しているため、より望ましい指標である。ただし、資産価値の推計にはブラック・ショールズモデルを用いるので、 ΔCoVaR の推定値もブラック・ショールズモデルに依存する点には注意が必要である。

第6項 MES

(1) 定義

まず、金融機関 i の期待ショートフォール (ES) は、以下 (3-11) 式に示すように、金融機関 i の株価収益率 r^i が $(100-\alpha)$ %点 ($-VaR_\alpha^i$) を下回ったときの株価収益率 r^i の期待値のマイナスとして定義される。

$$ES_\alpha^i = -E[r^i | r^i \leq -VaR_\alpha^i] \quad (3-11)$$

次に、金融機関 i の MES は、以下 (3-12) 式に示す通り、金融セクター全体の株価収益率 R が $(100-\alpha)$ %点 ($-VaR_\alpha$) を下回ったときの金融機関 i の株価収益率 r^i の期待値のマイナスとして定義される。

$$MES^i = -E[r^i | R \leq -VaR_\alpha] \quad (3-12)$$

(2) 推計方法

Acharya et al. (2010) に沿って、MES の値を推計する。具体的には、上海総合指数 (SSEC) の対前日比上昇率で金融市場全体の株価収益率 R を近似し、 α を下側 5 %点 ($\alpha=95$) に設定する。²⁴ VaR の保有期間は1日、株価収益率 r^i は日次とする。したがって、(3-12) 式に従い、

ヵ月物の長短スプレッドを用いている。ここでは、内田他 (2014) とほぼ同様の指標を用いている。ただし、3 か月物 Shibor と 3 か月物国債はデータが取れないため、それぞれ1年物を用いている。

²⁴ VaR_α を求める際に、Acharya et al. (2010) は、市場全体の株価収益率を用いているが、内田他 (2014) は銀行セクターの株式収益率を用いている。中国には銀行セクターの株価指数がないため、ここでは、Acharya et al. (2010) に沿って、上海総合指数 (SSEC) を用いる。なお、サンプルに含まれる銀行の日次の株価対前日比上昇率の単純平均値と上海総合指数の対前日比上昇率は比較的高い相関をもっており (各年の相関係数の平均は 0.79)、金融セクター

各銀行・各年の MES の値を、ヒストリカル法を用い、当該年(期間)の上海総合指数(SSEC)の最悪5%範囲に対応する各銀行・各年(期間)の日次の株価収益率の期待値のマイナスとして推計する。

第7項 SRISK

(1) 定義

Brownless and Engle(2017)に沿って、SRISKの定義を説明する。SRISKは、「システミックイベント」が生じたときの、銀行の「資本不足」の期待値である。まず、銀行の資本不足(capital shortage, CS)は、健全性を維持するために必要な資本と実際の株式の市場価値との差額として定義される。また、健全性を維持するために必要な資本は、資産価値 A_{it} に一定の健全性資本比率 k を乗じて算出される。したがって、株式の市場価値を W_{it} 、負債の簿価を D_{it} で表すと、 t 期における銀行 i の資本不足 CS_{it} は、は以下のように定義される。

$$CS_{it} = kA_{it} - W_{it} = k(D_{it} + W_{it}) - W_{it} \quad (3-13)$$

ここで、健全性資本比率 k を8%に設定する。

次に、システミックイベントは、市場収益率(複数期間の単純平均値)が一定の閾値を下回る状態と定義される。すなわち、 $t+1$ から $t+h$ までの市場収益率(単純平均値)を $R_{mt+1:t+h}$ で表すと、システミックイベントは、 $R_{mt+1:t+h} < C$ として定義される。ここでは、期間 h を1か月に設定し、閾値 C を-10%に設定する。負債については再交渉による減免等を考慮せず、 $E_t(D_{it+h}|R_{mt+1:t+h} < C) = D_{it}$ を仮定する。

以上の定義より、SRISKは、以下のとおり算出される。

$$\begin{aligned} SRISK_{it} &= E_t(CS_{it+h}|R_{mt+1:t+h} < C) \\ &= kE_t(D_{it+h}|R_{mt+1:t+h} < C) - (1-k)E_t(W_{it+h}|R_{mt+1:t+h} < C) \\ &= kD_{it} - (1-k)W_{it}(1 - LRMES_{it}) \\ &= W_{it}[kLVG_{it} + (1-k)LRMES_{it} - 1] \end{aligned} \quad (3-14)$$

ここで、 LVG_{it} はレバレッジ比率 $(D_{it} + W_{it})/W_{it}$ 、 $LRMES_{it}$ はLong Run MESである。Long Run MESは、システミックイベントがおこるときの企業 i の株式の累積収益率(複数期間の単純平均値)の符号を反転させたものである。すなわち、

全体の収益率を上海総合指数の対前日比上昇率で代理することに深刻な問題はないと考えられる。

$$LRMES_{it} = -E_t(R_{it+1:t+h} | R_{mt+1:t+h} < C) \quad (3-15)$$

ここで、 $R_{it+1:t+h}$ は、企業*i*の*t*+1から*t*+*h*までの株式の累積収益率である。

システミックイベントがおこるときに、金融システムを救済するために政府が提供しなければならない資金の総額を金融システムのシステミックリスクの総額と考えると、これは次のように推計される。

$$SRISK_t = \sum_{i=1}^N (SRISK_{it})_+ \quad (3-16)$$

ここで、 $(SRISK_{it})_+$ は $\max(SRISK_{it}, 0)$ を示す。 $SRISK_{it}$ の値がマイナス、すなわち資本余剰の場合、 $SRISK$ 総額の計算には含めない。

最後に、システミックリスクの銀行別シェア $SRISK\%$ を次のように定義する。

$$SRISK\%_{it} = \frac{(SRISK_{it})_+}{SRISK_t} \quad (3-17)$$

(2) 推計方法

(3-14) 式から明らかなように、 $SRISK$ を推計するためには、 $LRMES$ を推計する必要がある。 $LRMES$ の推定は、Bronless and Engle (2017)に沿って、GJR-GARCH モデル (Glosten, et, al. 1993) と DCC モデル (Engle 2002) を用いて、銀行と市場の株式対数収益率のボラティリティと相関を推定し、次に、シミュレーションによるモンテカルロ平均を計算する。²⁵

第4節 SIV、 $\Delta CoVaR$ 、MES、 $SRISK$ の推定結果

第1項 SIV

まず、所有形態別に SIV の比較を行う。図表 3-3 は、国営銀行、株式制銀行とそれ以外の銀行それぞれの SIV (5%) について、2007 年から 2018 年の平均値を示したものである。本研究では主に国営銀行と株式制銀行に焦点を当てる。ここで、国営銀行の SIV とは、債務超過に陥る国営銀行の資産価値が全銀行の総資産の ξ の割合 (ここでは、 $\xi = 0.05$) を超える確率であり、株式制銀行、それ以外の銀行の SIV も同様である。したがって、各所有形態別サンプルに含まれる銀行数によって、SIV の水準は異なることに注意が必要である。(3-1)

²⁵ $SRISK$ の推計は、Tommaso Belluzzo による下記 Matlab code を用いた。
<https://github.com/TommasoBelluzzo/SystemicRisk>

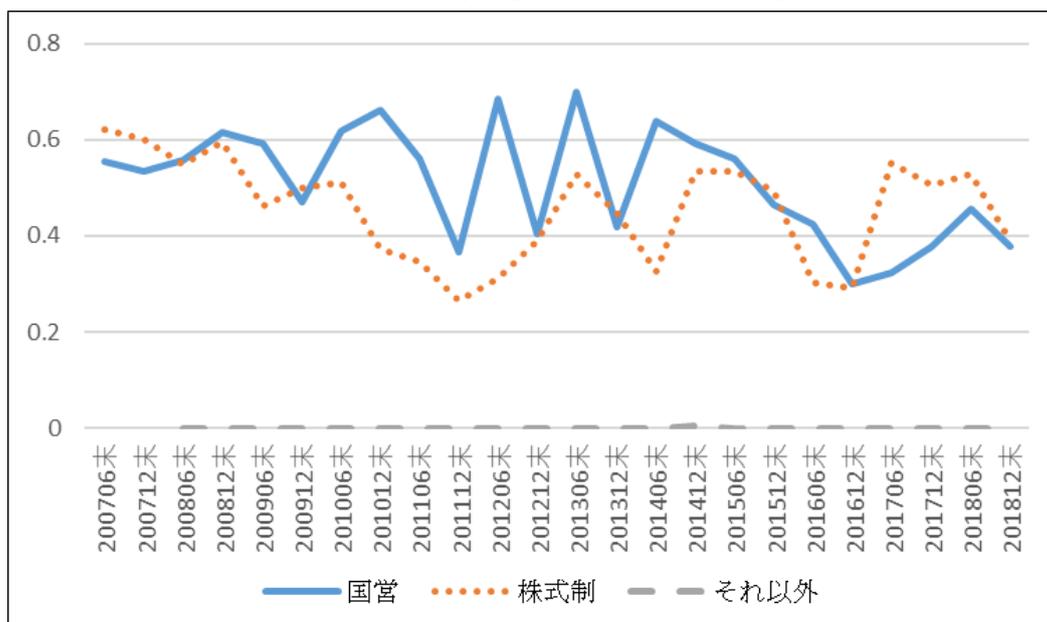
から (3-3) 式と付論 3-1 より、ドリフト (μ) は SIV の減少要因、負債比率 (B/V) 、ボラティリティおよび共分散は SIV の増加要因である。国営銀行は株式制銀行より SIV の減少要因のドリフト (μ) は低く、増加要因の市場価値のシェアはかなり高い (国営銀行 75%、株式制銀行 22%) 一方、SIV の増加要因の負債比率 (B/V) は株式制銀行より低く、ボラティリティ (σ_{ii}) もやや低い。これらの結果、SIV (5%) の値は、国営銀行は株式制銀行よりもやや高い (国営銀行 51.06%、株式制銀行 45.64%)。国営銀行、株式制銀行それぞれの SIV の時系列推移 (図表 3-4) を見ても、国営銀行の方が株式制銀行を上回っている年が多い。ただし、最近年 (2017 年から 2018 年) では、株式制銀行が国営銀行を上回っている。

図表 3-3. 全銀行および所有形態別 SIV (2007-2018 年平均)

	全体	国営	株式制	それ以外
SIV(5%)	0.6067	0.5106	0.4564	0.0003
(参考) 市場価値のシェア (%)	100	75	22	3
B/V	0.938	0.916	0.943	0.959
μ	0.00062	0.00040	0.00065	0.00084
σ_{ii}	0.00132	0.00106	0.00138	0.00150

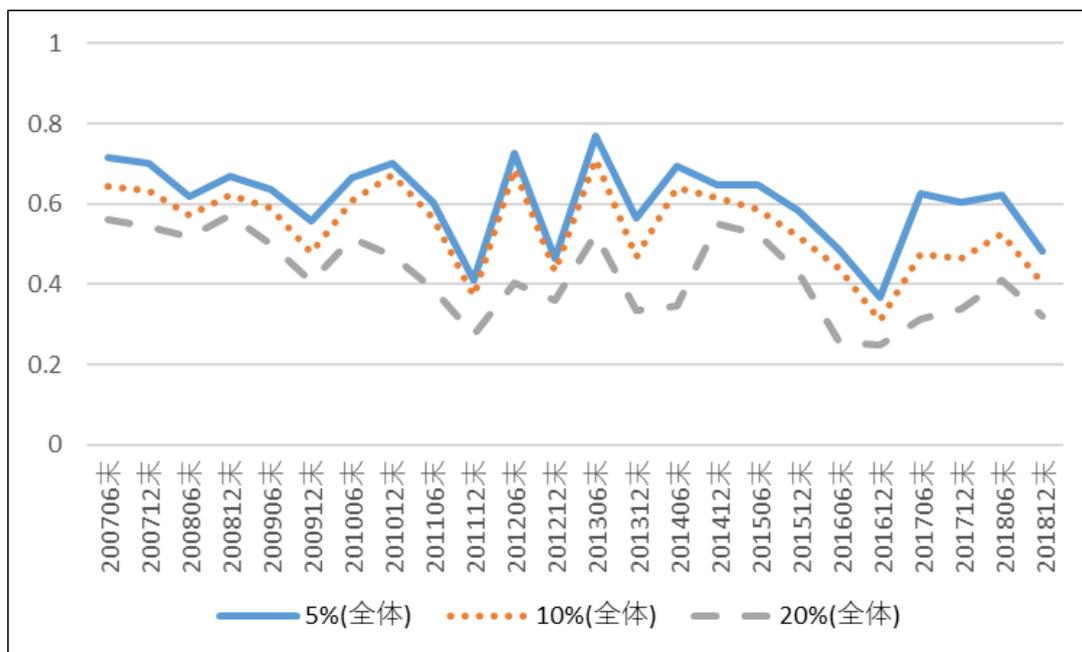
(注) 市場価値のシェアは、サンプル銀行の市場価値合計額に占めるシェアである。

図表 3-4. 所有形態別 SIV (5%) の推移

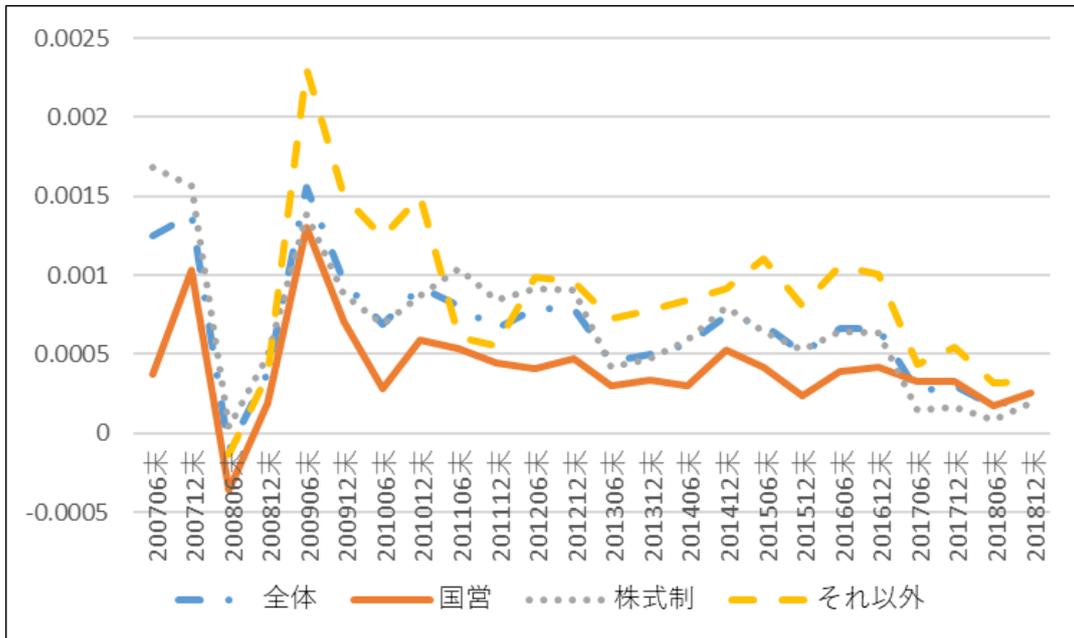


次に、図表 3-5 は、 $\xi = 0.05, 0.1, 0.2$ それぞれについて、推計された SIV (ξ) の時系列推移を示している。これを見ると、いずれの ξ についても、グローバル金融危機（特に、2008 年 9 月のリーマン・ブラザーズの経営破綻）やチャイナショック（2015 年 8 月の人民元の急落）の顕著な影響は見られないものの、総じて高い水準で推移している。図表 3-6 によると、ドリフト (μ) は 2009 年 6 月をピークにその後減少傾向にある。図表 3-7 より、負債比率 (B/V) はほとんど変化がない一方、図表 3-8、図表 3-9 より、ボラティリティ (σ_{ii})、および、銀行間の資産価値の共分散 ($\sigma_{ij}, i \neq j$) はリーマンショック直前およびチャイナショック直前時に比較的高い水準に達している。

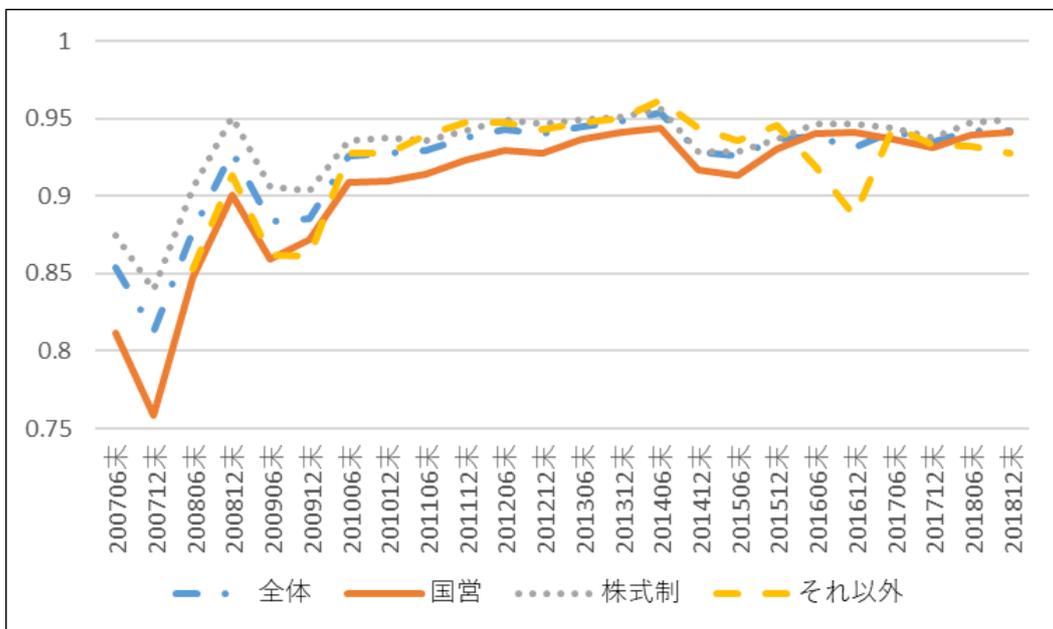
図表 3-5. SIV の推移 (全銀行平均)



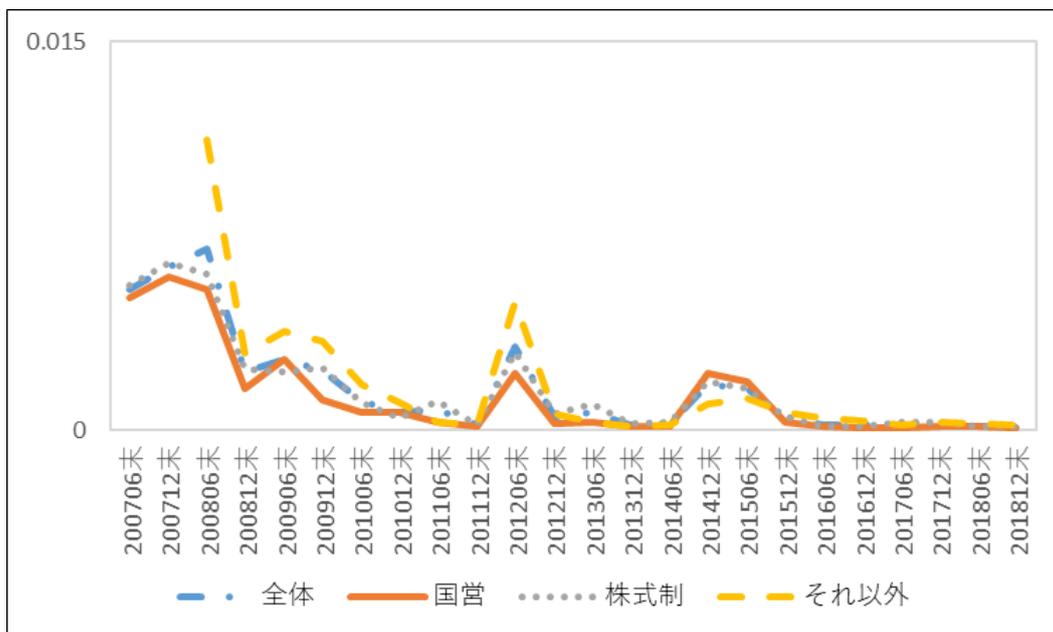
図表 3-6. ドリフト (μ)



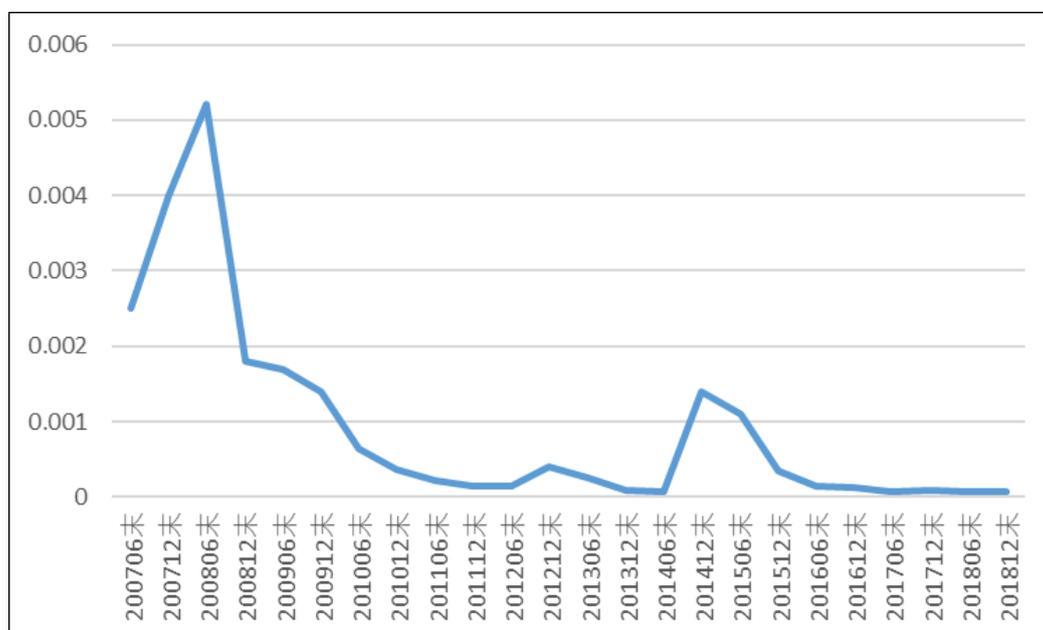
図表 3-7. 負債比率 (B/V)



図表 3-8. ボラティリティ (σ_{ii})



図表 3-9. 資産価値の共分散 ($\sigma_{ij}, i \neq j$)



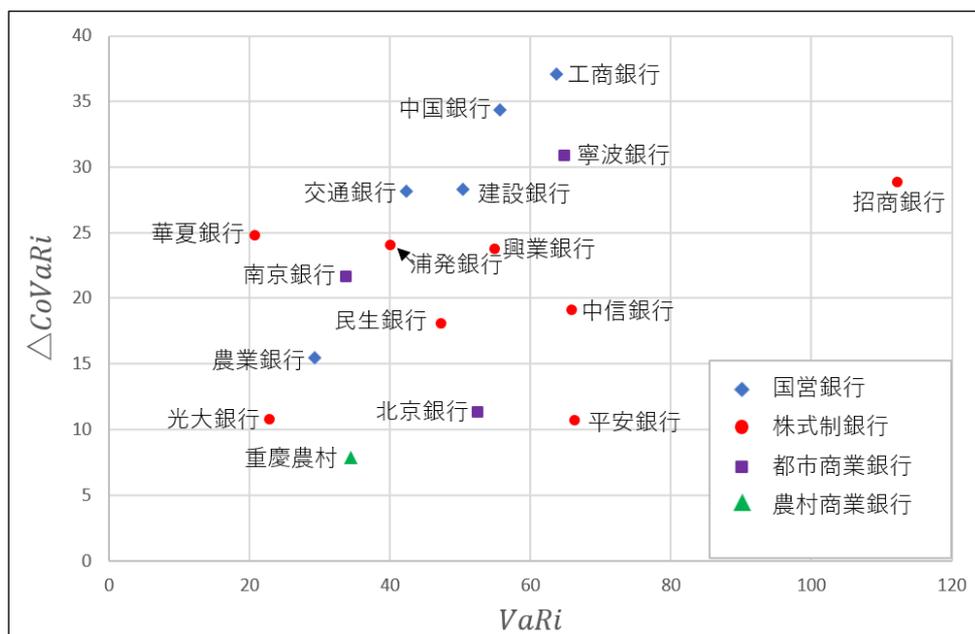
さらに、ここで推計された中国の SIV を、Lehar (2005, Figure 2) によって推定された 1988 年から 2002 年までの北米、欧州、日本の銀行セクターの SIV と比較する。図表 3-3 で全銀行の期間平均は 0.6067 である。他方、Lehar (2005) で推定された北米の銀行セクターの SIV (5%) は、1980 年代末から 1990 年代初頭にかけて、0.6 から 0.8 程度のピークをつけているが、その後、SIV (5%) はほぼゼロで推移しており、ここで推計された中国の SIV と比べると低い水準で推移している。欧州の銀行セクターの SIV (5%) は、比較的安定しており、ピーク時水準も 0.2~0.4 程度であり、やはり中国と比べれば低い。日本の銀行セクターの SIV (5%) は 1998 年から 2001 年の期間に大幅に増加したが、ピーク時の水準は 0.5 程度である。我々のサンプルに含まれる銀行の総資産は中国の銀行セクターの総資産の一部 (平均 58.1%) であるが、実際の銀行セクター全体の SIV がここで推計された SIV よりも高いか低いかは両方の可能性がある。それは、サンプルから外れた銀行群において、債務超過に陥る銀行の総資産がサンプル外の銀行群の総資産の一定割合以上になる確率がここで推計された値よりも高いか低いか依存するからである。仮に、実際の銀行セクター全体の SIV がここでの推定値よりも大きく乖離していないか、より大きければ、Lehar (2005) のサンプル地域・期間と比べると、中国の銀行セクターは 2007 年から 2018 年まで、比較的高いシステムリスクを持っていたと言える。

第 2 項 $\Delta CoVaR^i$

図表 3-10 は、推計された各銀行の $\Delta CoVaR^i$ と VaR^i を、それぞれ四半期の収益率 (%) に換算して示している。²⁶ Adrian and Brunnermeier (2016, Figure1) 同様、両者は正の相関関係があるものの、弱い相関関係にとどまっており、 $\Delta CoVaR^i$ は VaR^i ではとらえきれないシステムリスクの指標となっていることが確認できる。

²⁶ 図表 3-10 では、Adrian and Brunnermeier (2016, Figure1) と比較できるように、式(3-9)、(3-10)で、金融市場指標を除いた「無条件の」 VaR および「無条件の」 $CoVaR$ を用いている。また、それぞれ $\left((1 - VaR^i)^{60} - 1 \right) \times 100$ 、 $\left((1 + \Delta CoVaR^i)^{60} - 1 \right) \times 100$ によって、各銀行 i のと VaR^i と $\Delta CoVaR^i$ を四半期の収益率 (%) に換算している。図表 3-10 以外では、すべて、式(3-9)、(3-10)で、金融市場指標を含めた、すなわち条件付きの VaR および $CoVaR$ を用いている。図は省略するが、条件付き VaR と条件付き $\Delta CoVaR$ との間にも、弱い相関関係が見られる。

図表 3-10. 銀行別条件なしVaRⁱと条件なし $\Delta CoVaR^i$ (全期間平均)



(注) 2007年から2018年の99パーセンタイル条件なしVaRおよび条件なし $\Delta CoVaR$ (四半期収益 (%))

図表 3-11 は、国営銀行、株式制銀行とそれ以外の銀行の $\Delta CoVaR^i$ 、 VaR^i とテール依存性 ($\hat{\beta}_i^{0.99}$) の全期間平均値を示している。これによると、 $\Delta CoVaR^i$ の値は国営銀行の方が株式制銀行より高い (国営銀行 29.64%、株式制銀行 20.43%)。第2章でもみたように、 VaR^i の値は、国営銀行の方が株式制銀行より小さい (国営銀行 49.95%、株式制銀行 55.71%)、国営銀行の方が金融システム全体とのテール依存性がやや低い (国営銀行 0.50、非国営銀行 0.52)。 $\Delta CoVaR^i$ で見た場合、国営銀行の方が金融セクターの安定性への影響が大きいという結果は、SIVの結果と整合的である。

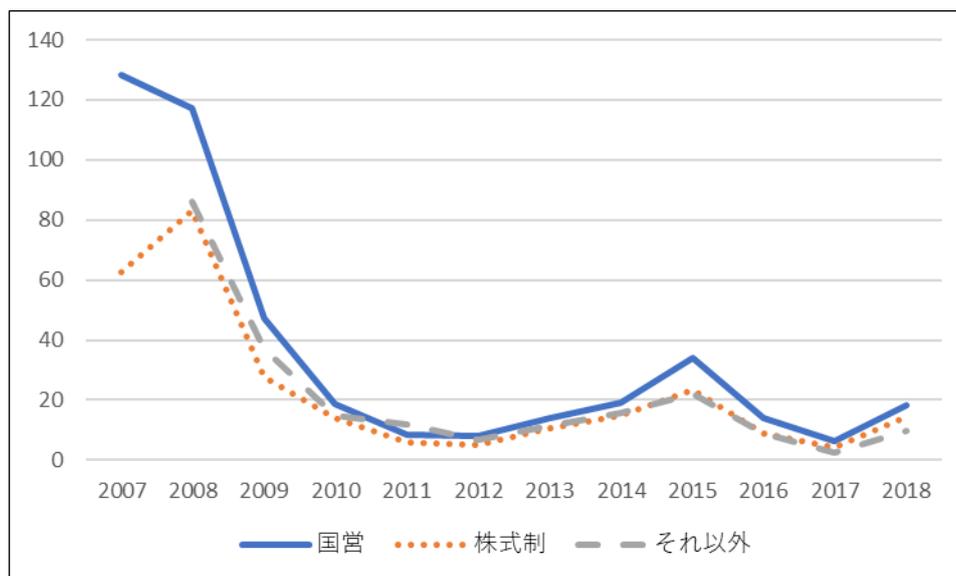
図表 3-11. 全銀行および所有形態別 $\Delta CoVaR$ (2007-2018年平均)

	全体	国営	株式制	それ以外
$\Delta CoVaR$	22.82	29.64	20.43	18.90
VaR	52.25	49.95	55.71	47.64
テール依存性 ($\hat{\beta}_i^{0.99}$)	0.53	0.50	0.52	0.58

(注) $\Delta CoVaR$ および VaR は、四半期ベースの収益率。

図表 3-12 は $\Delta CoVaR^i$ の平均値の推移を所有形態別に示している。国営、株式制のいずれも、リーマンショック時の 2008 年をピークとして、その後低下したが、チャイナショック時の 2015 年には再びやや増加した。ただし、チャイナショック時の水準は、リーマンショック時に比べるとかなり低い。所有形態別にみると、すべての年で、国営銀行の $\Delta CoVaR$ は株式制銀行よりも高い。

図表 3-12. 所有形態別条件付き $\Delta CoVaR$ の推移



(注) 2007-2018 年国営銀行と非国営銀行の 99 パーセンタイル $\Delta CoVaR$ (四半期収益 (%)) の平均値

最後に、図表 3-10 に示されている $\Delta CoVaR^i$ を、Adrian and Brunnermeier (2016, Figure 1) によって推計された 2006 年第 4 四半期における米国の主要金融機関の条件なし $\Delta CoVaR^i$ と比較すると、前者ではおおむね 8 から 40 程度の範囲にあるのに対し、後者ではおおむね 10 から 50 程度であり、両者に大きな差はない。しかし、米国のデータは、サブプライム問題が顕在化しつつある時期であることを考慮すると、中国の銀行業は長期間にわたり相対的に高いシステミックリスクを持っていることを示唆する。ただし、我々は資産価値を用いているのに対し、Adrian and Brunnermeier (2016) は株価データを用いているという点に注意が必要である。²⁷

²⁷ 内田他 (2014) は、1984 年 1 月から 2013 年 11 月までの日本の 3 メガバンクのデータを用いて 95 パーセンタイル $CoVaR$ を推計し、1996 年から 2013 年の推計結果を報告している (内田他 (2014) 図 1)。これと比較するために、本研究でのサンプル (年によって 6 行か

第3項 MES

図表 3-13 は全銀行および所有形態（国営銀行、株式制銀行とそれ以外の銀行）別の MES の全期間（2007 年から 2018 年）の平均値を示している。²⁸ 国営銀行と株式制銀行の MES の平均値を比較すると、国営銀行が 2.46%なのに対し、株式制銀行は 3.40%と高く、金融危機時には、株式制銀行の方が大きな損失を被る傾向にあることを示唆している。または、これは、株式制銀行の株価の方が国営銀行の株価に比べてボラティリティが大きいことを反映している可能性がある。ES と MES では、金融機関の株価収益率の期待値をとる際に、当該銀行の VaR で条件付けるのか、金融セクターの VaR で条件づけるのかの違いがあるものの、MES の所有形態別の相違は、第 2 章でみた ES の結果と整合的である。

図表 3-13. 全銀行および所有形態別 MES（2007-2018 年平均）

	全体	国営	株式制	それ以外
MES	3.11%	2.46%	3.40%	3.37%

図表 3-14 は所有形態別の MES の平均値の推移を示している。国営銀行、株式制銀行のいずれも、リーマンショック時の 2008 年とチャイナショック時の 2015 年にピークに達している。この二つのショック時のピーク時の水準は、国営銀行ではほぼ同じだが、株式制銀行ではややリーマンショック時の方が大きい。

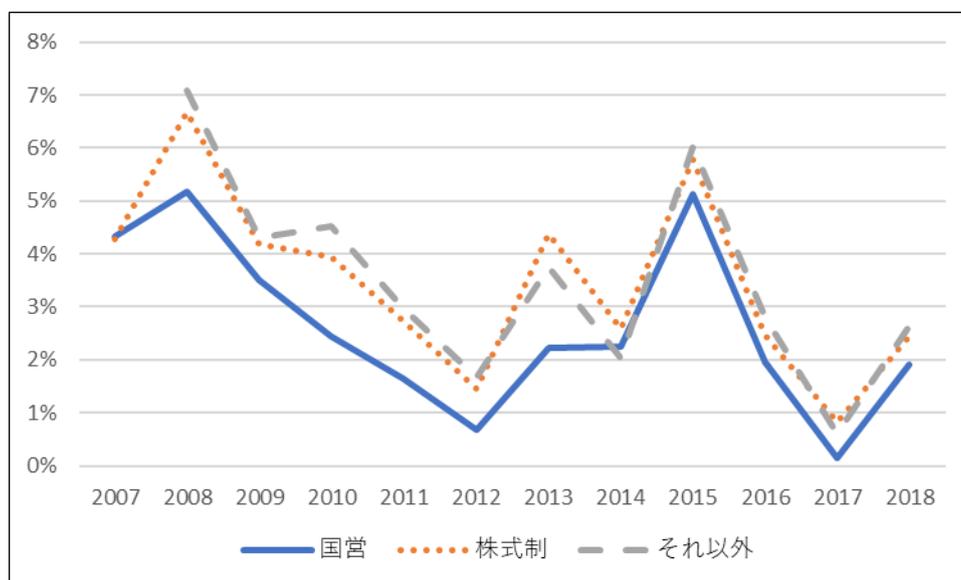
ここで推計された中国の MES を、Acharya et al. (2010)によって推計された米国の主要金融機関の MES と比較する。中国の 2007 年から 2009 年の各年の MES の平均値は 4.30%、6.33%、4.02%である。これは、Acharya et al. (2010)によって推計された 2008 年 4 月から 2009 年 3 月の米国の主要金融機関の平均値（12.2%、Table 1）より低く、2007 年 10 月から 2008

ら 17 行) を用いて 95 パーセンタイル CoVaR (日次収益率) を推計すると、比較可能な 2007 年から 2013 年においては、おおむね 0.1%から 1%の範囲となった。これは、内田他 (2014) の同期間の推計値 (おおむね 1%から 6%の範囲内) よりも低い。ただし、内田他 (2014) は主要 3 行の結果であり、より小規模な銀行を含む場合には、より低い CoVaR になる可能性があることに注意が必要である。

²⁸ 本研究で推計された MES の妥当性をチェックするために、MES がストレステストの結果をどの程度予想するかを検証したところ、ストレステストの結果と MES は弱いながらも正の相関を持つことが確認された。詳細は、付論 3-4 参照。

年9月の平均値（6%台半ば、Figure 1）とほぼ同程度である。しかし、中国では、チャイナショック時（2015年）に再び5.64%まで上昇していることに注意が必要である。²⁹

図表 3-14. 所有形態別 MES の推移



第4項 SRISK

図表 3-15 では、国営銀行、株式制銀行とそれ以外の銀行を分けて、2007年1月から2018年12月までのSRISK総額を示している。これによると、ピーク時の2014年、2016年、2018年には、SRISK総額はおよそ5兆元に達している。ただし、SRISK総額は、年によってサンプルサイズが変わることの影響を受けること、特に2007年から2011年のサンプルサイズは小さい（2007年は6行、2008年から2010年までは14行、2011年は16行、2012年以降は17行）ために、グローバル金融危機時とチャイナショックの時のSRISK総額は単純には比較できないことに注意が必要である。

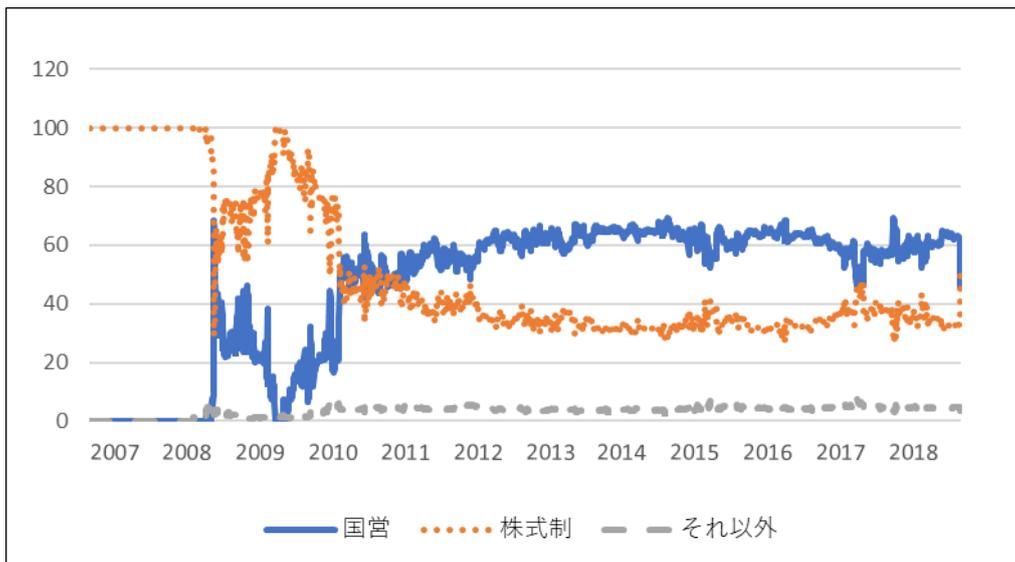
²⁹ 内田他（2014）は、1984年1月から2013年11月までの日本の3メガバンクのデータを用いてMESを推計し、1996年から2013年の結果を報告している。これによると、本研究と比較可能な2007年から2013年において、おおむね2%から10%の範囲内で推移しており、本研究の結果（同期間において1.3%から6.5%）よりもやや高い。ただし、内田他（2014）は主要3行の結果であり、より小規模な銀行を含む場合には、より低いMESになる可能性があることに注意が必要である。

図表 3-15. 所有形態別 SRISK の推移



国営銀行、株式制銀行とそれ以外の銀行それぞれの SRISK%の時系列推移（図表 3-16）を見ると、グローバル金融危機時には、株式制銀行のシェアが高かったが、それ以降は国営銀行のシェアが高い。図表 3-17 は、国営銀行、株式制銀行とそれ以外の銀行それぞれの SRISK%について、サンプルサイズが安定している 2012 年から 2018 年の平均値を比較している。株式制銀行とその他銀行は LVG および LRMES が高いにもかかわらず、市場価値のシェアが低いため、株式制銀行の SRISK%は 34.24%と、国営銀行（61.45%）より低くなっている（その他銀行は 4.31%）。

図表 3-16. 所有形態別 SRISK%の推移



図表 3-17. 全銀行および所有形態別 SRISK (2012-2018 年平均)

	全体	国営	株式制	それ以外
SRISK(単位：10億人民元)	3573.26	2209.17	1210.69	153.40
SRISK%	100	61.45	34.24	4.31
LRMES	0.43	0.35	0.44	0.53
LVG	18.21	15.39	18.95	20.26
市場価値のシェア(%)	100	72.12	24.88	3.00

2007 年から 2013 年までの SRISK 総額を各年の名目為替レートでドル換算し、Brownless and Engle (2017, Figure 1) によって推定された米国の金融セクターの 2005 年 1 月から 2012 年 12 月における SRISK 総額を比較すると、中国のサンプルに含まれる銀行の総資産は中国の銀行セクターの総資産の 58.1%にもかかわらず、2016 年以降は、米国のリーマンショック時よりやや低い水準が継続しており（中国は 2016 年 654.96 億ドル、2017 年 672.71 億ドル、2018 年 619.90 億ドル、米国は 2008 年秋から 2009 年春にかけておおよそ 800 億ドル）、中国のシステミックリスクは比較的高い水準を継続していることを示唆している。

第 5 節 推計手法

SIV を除くシステミックリスクの各指標を被説明変数とし、政府保有株比率、政府系企業（GOE）保有株比率、規模、政府との人的つながりの程度を説明変数として回帰分析を行う³⁰。さらに、観測不能な銀行の固定効果（FE）とマクロショックである年固定効果をコントロールする。その際、2つの懸念が生じる可能性がある。第一に、銀行のリスク度合いに応じて政府や GOE の保有比率が増減する場合、そのような逆の因果関係により内生性のバイアスが生じる可能性である。第二に、リスク指標は徐々に変化するため、現在の指標は 1 期前の指標に依存する可能性がある。この 2 つの懸念に対処するため、Arellano and Bond (1991) に従い、以下のダイナミックパネルモデルの GMM (Generalized Method of Moments) を推計する。

$$\begin{aligned} Sysrisk_{it} = & \beta_0 Sysrisk_{i,t-1} + \beta_1 Ownership_{it} + \beta_2 Relationship_{it} \\ & + \beta_3 Assets_{it} + \beta_4 (Assets_{it})^2 + f_i + year_t + u_{it} \end{aligned} \quad (3-18)$$

³⁰ システミックリスクの指標を他の変数に回帰している先行研究として Li et al. (2019) および Pellegrini et al. (2022) がある。本研究はそれらと同様の手法を用いるが、内生性を考慮する。

被説明変数である $Sysrisk_{it}$ は、システミックリスク指標である。説明変数のうち、 $Ownership_{it}$ は政府保有比率と GOE 保有比率からなる。 $Relationship_{it}$ は、過去に監督当局に勤務していた経営者の割合である。 $Assets_{it}$ は、簿価総資産で規模を表す指標である。規模とシステミックリスク指標の間の非線形関係を考慮し、 $(Assets_{it})^2$ を加える。 $Sysrisk_{it-j}$ と $Ownership_{it-j}$ ($j \geq 2$)、および、その他の説明変数の 1 回階差を操作変数として用い、ロバスト標準誤差による 1 段階推定法を用いる。 $Ownership_{it}$ の内生性を考慮するため、操作変数として 1 期ラグ値 $Ownership_{it-1}$ は用いない。2 年以上のラグを持った変数を操作変数として用いるため、推計期間は 2009 年から 2018 年までである。

第 6 節 推計結果

第 1 項 要約統計量

図表 3-18 は、2007 年から 2018 年にかかる全銀行および銀行タイプ別の要約統計量である。図表 3-18 から、 $\Delta CoVaR$ は、平均して国営銀行の方が株式制銀行よりも有意に大きい (29.64 対 20.43) ことがわかる。MES は、国営銀行の方が株式制銀行よりも有意に低い (2.46% 対 3.40%)。SRISK は、国営銀行の方が株式制銀行よりも有意に高い (3,070 億元対 1,100 億元)。³¹ なお、こうしたシステミックリスク指標の銀行形態間の単純比較は、銀行の規模や観測できない銀行固有の特性を反映している可能性があることに留意が必要である。

³¹ 図表 3-17 では各銀行形態別 SRISK の総額の年平均を示しているのに対し、図表 3-18 では、各個別銀行の SRISK の銀行形態別・年別平均を示している。

図表 3-18 記述統計量 (2007 年～2018 年)

		平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値
Δ CoVaR	全銀行	22.82	13.36	29.74	0.10	166.74
	国営銀行	29.64	16.52	34.79	3.82	135.61
	株式制銀行	20.43	12.40	26.37	0.10	141.48
	それ以外	18.90	11.46	28.65	0.13	166.74
	国営銀行－非国営銀行	9.68 ***				
	国営銀行－株式制銀行	9.21 ***				
MES	全銀行	3.11%	2.75%	1.80%	-0.09%	7.45%
	国営銀行	2.46%	2.16%	1.62%	-0.09%	6.75%
	株式制銀行	3.40%	3.10%	1.74%	0.39%	6.97%
	それ以外	3.37%	3.06%	1.96%	0.00%	7.45%
	国営銀行－非国営銀行	-0.92% ***				
	国営銀行－株式制銀行	-0.95% ***				
SRISK (Unit: RMB 1 billion)	全銀行	150.00	89.90	171.00	0.00	670.00
	国営銀行	307.00	322.00	227.00	0.00	670.00
	株式制銀行	110.00	104.00	76.30	0.00	299.00
	それ以外	29.00	25.90	22.70	0.19	89.80
	国営銀行－非国営銀行	22.2 ***				
	国営銀行－株式制銀行	19.7 ***				
Relationship	全銀行	19.91%	19.23%	8.93%	0.00%	50.00%
	国営銀行	25.55%	23.11%	8.15%	13.51%	50.00%
	株式制銀行	18.26%	17.24%	8.65%	0.00%	36.36%
	それ以外	15.94%	15.76%	6.82%	0.00%	29.63%
	国営銀行－非国営銀行	8.00% ***				
	国営銀行－株式制銀行	7.23% ***				
Assets	全銀行	5.81e+15	3.17e+15	6.48e+15	9.37e+13	2.77e+16
	国営銀行	1.39e+16	1.37e+16	6.36e+15	2.68e+15	2.77e+16
	株式制銀行	3.13e+15	2.74e+15	1.81e+15	3.53e+14	6.75e+15
	それ以外	8.17e+14	7.17e+14	6e+14	9.37e+13	2.57e+15
	国営銀行－非国営銀行	1.15e+16 ***				
	国営銀行－株式制銀行	1.08e+16 ***				

Note: ***, **, * denote the significance levels of 1%, 5%, and 10%, respectively for the t-test of the null hypothesis that the mean value of SOBs is equal to that of joint-stock banks.

第 2 項 ベースライン推計結果

図表 3-19 は、各システムリスク指標に関する推計結果を示している。³² まず、誤差の一階階差に自己相関がないことを確認するため、Arellano-Bond 系列相関検定を行った。いずれのシステムリスク指標も AR(1)は 5%水準で有意だが、AR(2)は有意ではなく、1階階差の GMM 推計の妥当性が示唆される。また、操作変数の妥当性を確認するため、Hansen

³² 説明変数から Relationship を削除しても、同様の結果が得られる。

の J 検定を行った³³。いずれのシステミックリスク指標も J 統計量は有意ではなく、操作変数の結合妥当性 (joint validity) を示している。ただし、Hansen の J 検定については、年数 (T) が多く操作変数が多いために、検定力が弱いこと (Roodman, 2009) に留意が必要である。

政府保有比率の係数は、MES と SRISK において負で有意である。また、GOE 保有比率の係数は、MES では負で有意であった。MES と SRISK の結果は、銀行規模が大きければ、政府・GOE の保有比率が高い銀行ほど、システミック危機時に銀行が被る損失や株式市場リターンから見た資本不足が小さいことを示している。政府保有比率が高いほど信用格付けなどの個別リスクが高い (第 2 章) にもかかわらず、MES や SRISK が低いという結果は、MES や SRISK は暗黙の保証によって実際のシステミックリスクを過小評価しているためではないかと考えられる。金融危機の際には、ある銀行の破綻が銀行業界全体に波及するのを防ぐために、政府が銀行を救済する可能性が高い。したがって、金融危機の際には、暗黙の保証が大きくなる。また、このような金融危機時の暗黙の保証は、政府の出資比率が高い銀行ほど大きくなる可能性が高い。投資家は金融危機時にこのような暗黙の保証を予期していると考えられる。MES と SRISK は、それぞれ金融セクター全体が大きな損失を被る場合の、株価ベースの予想損失と資本不足の尺度であるため、政府保有比率が高い銀行ほど小さくなるものと考えられる。中国では 2015 年以前に預金保険が創設されていないため、サンプル期間中は預金やその他の銀行債務に対する暗黙の保証が銀行システムの安定に極めて重要な役割を果たしていたようである。

Brownlees and Engle (2017) は、SRISK を危機時に必要となる可能性のある公的資本注入額と解釈している。しかし、SRISK が投資家の暗黙の保証に対する期待に影響される場合、政府は危機時に金融システムを救済するために SRISK が示すよりも多くの金額を提供しなければならない可能性がある。政府保有比率と GOE 保有比率の内生性の可能性を考慮しているので、政府保有比率と MES や SRISK で表されるシステミック指標との負の関係は、逆因果だけでは説明できない。

総資産は ΔCoVaR に対しては一次項のみ負で有意である。MES に対しては総資産の一次項は負で限界的に有意、二次項は正に有意であるが、サンプル銀行の総資産の範囲では、総資産は U 字型の効果を持つ (総資産が 1.37×10^{16} 人民元より低い銀行に対して負で、これより高い銀行に対して正の相関を持つ)。SRISK に対しては総資産の一次項は正で有意、二次項は負で有意であるが、サンプル銀行の総資産の範囲では、限界効果は低減しつつも、正の相関を持つ。人的つながりの係数はいずれのシステミックリスク指標でも有意ではない。

³³ 1 階階差のロバスト標準誤差 1 段階 GMM 推計では、Sargan 統計量は一致性を持たない一方、2 段階 GMM 推計から得られる Hansen J 統計量は一致性を持つ (Roodman, 2009)。ここでは、2 段階 GMM 推計から得られる Hansen J 統計量を検定に用いる。

図表 3-19. システミックリスク指標に対する推定結果：
ダイナミックパネル GMM 推定法

VARIABLES	(1) Δ CoVaR	(2) MES	(3) SRISK
Government ownership ratio	-0.641 (-0.02)	-2.825** (-2.44)	-2.354e+11** (-2.56)
GOE ownership ratio	-5.334 (-0.33)	-1.891** (-2.21)	-3.156e+10 (-0.49)
Relationship	39.239 (1.57)	0.304 (0.22)	-1.401e+09 (-0.02)
Assets	-4.51e-15* (-1.72)	-1.35e-16* (-1.76)	4.72e-05*** (4.69)
Assets^2	7.91e-32 (1.52)	4.94e-33*** (3.33)	-5.39e-22** (-2.52)
L. Δ CoVaR	-0.020 (-0.19)		
L.MES		-0.189* (-1.86)	
L.SRISK			0.308*** (3.97)
No. of Obs.	149	149	149
No. of ID	17	17	17
Year FE	yes	yes	yes
Bank FE	yes	yes	yes
AR(1)	Pr > z = 0.013	Pr > z = 0.027	Pr > z = 0.013
AR(2)	Pr > z = 0.964	Pr > z = 0.070	Pr > z = 0.058
Hansen test	Prob > chi2 = 1.000	Prob > chi2 = 1.000	Prob > chi2 = 0.114
Hansen J 検定とは、GMM 推定における過剰識別制約検定のことである。AR(1), AR(2) はそれぞれ、一階階差の 1 次および 2 次の自己相関の存在に対する Arellano and Bond 検定である。 括弧内はロバスト z 統計量。 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1			

第 3 項 システミックリスク指標の感度分析

この小節では、銀行間や時間経過による規制の違いを考慮することで、システミックリスクに関する我々の結果の頑健性について証拠を示す。

(1) 固定効果モデルの最小二乗法推計および LSDVC (Least Squares Dummy Variable Bias Corrected Model) 推計

ダイナミックパネルモデルの GMM 推定法は、個体（銀行）数 N が大きく時間（年）数 T が小さいサンプルでは安定して機能するが、今回のサンプルは $N=17$ 行、 $T=8$ または 9 年のパネルデータから構成されているので、バイアスが発生する可能性がある (Bruno, 2005; Perić, B. Š, 2019)。そこで、頑健性のチェックのため、固定効果モデルの最小二乗法推計および LSDVC (Least Squares Dummy Variable Bias Corrected Model) 推計を行う。

まず、固定効果モデルの最小二乗法 (OLS) 推計は、(3-18)式の説明変数から、被

説明変数の1期ラグを除いたものを、OLSで推計するものである。これは、被説明変数（ここでは、システムリスク指標）の系列相関および説明変数（ここでは、政府保有比率およびGOE保有比率）の内生性を考慮できない点に注意が必要である。いずれの推計も、2007年のサンプルサイズが小さいこと、また、LSDVCでは1次のラグを説明変数に加えることを考慮し、推計期間は2008年から2018年とする。

図表3-20は、固定効果モデルの最小二乗法推計の結果を示している。政府保有比率の係数はMESとSRISKで負で有意であり、ダイナミックパネルモデルのGMM推計と整合的である。GOE保有比率の係数はMESで負であることが有意ではない。

図表3-20. システムリスク指標に対する推定結果：FE推定法

VARIABLES	(1) Δ CoVaR	(2) MES	(3) SRISK
Government ownership ratio	25.866 (0.80)	-1.632** (-2.25)	-1.978e+11** (-2.15)
GOE ownership ratio	-21.911 (-1.02)	-1.231 (-1.41)	-1.537e+10 (-0.21)
Relationship	25.529 (0.75)	0.041 (0.03)	-3.302e+10 (-0.41)
Assets	-3.16e-15 (-0.78)	-2.58e-17 (-0.29)	6.11e-05*** (6.60)
Assets^2	4.44e-32 (0.52)	2.66e-33 (1.38)	-5.75e-22** (-2.62)
No. of Obs.	177	177	177
R-squared	0.762	0.871	0.858
No. of ID	17	17	17
Firm FE	yes	yes	yes
Bank FE	yes	yes	yes

括弧内はロバストt統計量。
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

次に、Bruno(2005)に基づくLSDVC (bias-corrected least squares dummy variable estimator) 推定法を用いて、GMM推計の頑健性をチェックする。これは、(3-18)式の1階階差をとった推計で生じるバイアスを補正する推計方法である。固定効果モデルのOLS推計と異なり、被説明変数の系列相関は考慮できるが、ダイナミックパネルGMMと異なり、説明変数の内生性を考慮できない点に注意が必要である。

図表3-21にLSDVC推計の結果を示す。これによれば、政府保有比率の係数はMESとSRISKにおいて負で限界的に有意である。また、GOE保有比率の係数は、MESで負で限界的に有意である。これらの結果は、有意水準がやや低下するものの、ダイナミックパネルモデルのGMM推定法による推定結果と整合的である。

図表 3-21. システミックリスク指標に対する推定結果：LSDVC 推定法

VARIABLES	(1) Δ CoVaR	(2) MES	(3) SRISK
Government ownership ratio	9.349 (0.36)	-2.694* (-1.67)	-2.005e+11* (-1.93)
GOE ownership ratio	-11.682 (-0.72)	-2.043* (-1.91)	-4.161e+10 (-0.54)
Relationship	44.733*** (2.99)	0.253 (0.26)	-5.278e+08 (-0.01)
Assets	-2.80e-15 (-0.81)	-6.55e-17 (-0.29)	4.01e-05*** (2.78)
Assets^2	4.07e-32 (0.47)	3.21e-33 (0.56)	-5.21e-22 (-1.56)
L. Δ CoVaR	0.053 (0.84)		
L.MES		-0.083 (-0.86)	
L.SRISK			0.482*** (3.62)
No. of Obs.	166	166	166
No. of ID	17	17	17
Year FE	yes	yes	yes
Bank FE	yes	yes	yes

括弧内はロバストz統計量。
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

(2) G-SIBs

金融安定化理事会（FSB）によるグローバルなシステム上重要な銀行（G-SIB）に指定されているかどうかで、銀行間や時間軸での規制の違いを検討する。FSBは2011年以降、毎年約30行をG-SIBに認定し、非G-SIBよりも高い規制資本を要求している。中国の銀行では、上位4行がG-SIBに認定されているが、認定された年は銀行によって異なる。³⁴そこで、政府保有比率とMESやSRISKの間に見られる負の関係が、G-SIBsに課された追加的な自己資本規制によるものかどうかを検証してみる。具体的には、以下の式を推定する。

³⁴ 中国銀行は2011年、中国工商銀行は2013年、中国農業銀行は2014年、中国建設銀行は2015年からそれぞれG-SIBと認定されている。

$SysRisk_{it}$

$$\begin{aligned} &= \beta_0 SysRisk_{i,t-1} + \beta_1 Ownership_{it} + \beta_2 Relationship_{it} + \beta_3 GSIB_{it} + \beta_4 Assets_{it} \\ &+ \beta_5 (Assets_{it})^2 + f_i + year_t \\ &+ u_{it} \end{aligned} \tag{3-19}$$

ここで、 $SysRisk_{it}$ はシステムリスク指標、 $GSIB_{it}$ は銀行*i*が*t*年に G-SIB と特定された場合の指標である。より大きなシステムリスクに関与した場合に G-SIB と特定される可能性を考慮し、操作変数としては、式(3-18)の推定で用いた変数に加えて、 $GSIB_{it-j}$ ($j \geq 2$)を使用する。

図表 3-22 に推計結果を示す。Arellano-Bond 系列相関検定では、いずれのシステムリスク指標でも、AR(2)は有意ではなく、1階階差の GMM 推計の妥当性が示唆される。Hansen の J 検定の結果をみると、いずれのシステムリスク指標の J 統計量は有意ではなく、操作変数の結合妥当性 (joint validity) を示している。

G-SIB ダミーの係数はいずれのシステムリスク指標でも有意ではないが、政府保有比率の係数は MES と SRISK で負で有意で、GOE 保有比率の係数は MES で負で有意であることが分かる。これらの結果は、政府保有比率と2つのシステムリスク指標との負の相関が、単に G-SIB 状態に起因するものではないことを示唆している。

図表 3-22. G-SIB ステータスをコントロールした場合のシステミックリスク
指標の推定結果：ダイナミックパネル GMM 推定法

VARIABLES	(1) Δ CoVaR	(2) MES	(3) SRISK
Government ownership ratio	-0.358 (-0.01)	-2.802** (-2.37)	-2.237e+11** (-2.54)
GOE ownership ratio	-5.236 (-0.32)	-1.891** (-2.25)	-2.685e+10 (-0.44)
Relationship	39.900 (1.58)	0.368 (0.26)	1.931e+10 (0.31)
G-SIBs dummy	2.080 (0.38)	0.198 (0.46)	6.772e+10 (1.18)
Assets	-4.58e-15* (-1.73)	-1.40e-16* (-1.77)	4.92e-05*** (5.38)
Assets^2	7.54e-32 (1.45)	4.58e-33*** (3.30)	-6.81e-22*** (-3.12)
L. Δ CoVaR	-0.020 (-0.19)		
L.MES		-0.189* (-1.86)	
L.SRISK			0.234*** (4.64)
No. of Obs.	149	149	149
No. of ID	17	17	17
Year FE	yes	yes	yes
Bank FE	yes	yes	yes
AR(1)	Pr > z = 0.013	Pr > z = 0.027	Pr > z = 0.016
AR(2)	Pr > z = 0.951	Pr > z = 0.084	Pr > z = 0.074
Hansen test	Prob > chi2 = 1.000	Prob > chi2 = 1.000	Prob > chi2 = 1.000
Hansen J 検定とは、GMM 推定における過剰識別制約検定のことである。AR(1), AR(2) はそれぞれ、一階階差の 1 次および 2 次の自己相関の存在に対する Arellano and Bond 検定である。 括弧内はロバスト z 統計量。 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1			

(3) 預金保険

中国は、2015 年 5 月に発効した預金保険を設立した。こうした制度変更により、特に政府保有比率が高く、規模が大きい銀行に提供される可能性が高かった暗黙の保証への期待が変化した可能性がある。そうであれば、預金保険の創設は、政府保有比率とシステミックリスクの関係も変化した可能性がある。この可能性を検証するために、 $t \geq 2015$ 年で 1 となるダミー DI_t を用い、それを $Ownership_{it}$ と交互作用させる。具体的には、以下の式を推定する。

$$\begin{aligned}
SysRisk_{it} = & \beta_0 SysRisk_{i,t-1} + \beta_1 Ownership_{it} + \beta_2 Relationship_{it} + \beta_3 Assets_{it} \\
& + \beta_4 (Assets_{it})^2 + \beta_5 Ownership_{it} \times DI_t + f_i + year_t \\
& + u_{it}
\end{aligned} \tag{3-20}$$

操作変数としては、式 (3-18) の推定で用いた変数に加えて、 $Ownership_{it-j} \times DI_{t-j}$ ($j \geq 2$) を用いる。

推計結果を図表 3-23 に示す。Arellano-Bond 系列相関検定では、いずれのシステミックリスク指標でも、AR(2)は有意ではなく、1階階差の GMM 推計の妥当性が示唆される。Hansen の J 検定の結果をみると、 $\Delta CoVaR$ 、MES の J 統計量は有意ではなく、操作変数の結合妥当性 (joint validity) を示しているが、SRISK の統計量は 5%水準で有意であり、注意が必要である。係数を見ると、 $\Delta CoVaR$ については、Assetsを除いていずれも有意でないことが分かる。一方、政府保有比率の係数は、MES と SRISK では負で有意であり、GOE 所有比率の係数は SRISK が負で有意であった。したがって、2015 年の預金保険導入は、少なくとも 2018 年までのサンプル期間においては、政府保有比率とシステミックリスクの関係に影響を与えなかった。

図表 3-23. 預金保険導入後の構造変化を考慮した場合のシステミックリスク
指標の推定結果：ダイナミックパネル GMM 推定法

VARIABLES	(1) Δ CoVaR	(2) MES	(3) SRISK
Government ownership ratio	8.719 (0.35)	-2.348* (-1.80)	-3.014e+11*** (-3.32)
GOE ownership ratio	-15.110 (-0.65)	-2.101 (-1.16)	6.403e+10 (0.78)
DI × Government ownership ratio	27.828*** (3.09)	1.166 (1.34)	-2.202e+11*** (-4.39)
DI × GOE ownership ratio	5.284 (0.62)	0.043 (0.06)	-5.820e+10* (-1.66)
Relationship	48.077** (2.02)	0.635 (0.43)	-7.583e+10 (-1.17)
Assets	-5.07e-15* (-1.94)	-1.49e-16* (-1.83)	4.46e-05*** (4.42)
Assets^2	4.53e-32 (0.95)	3.33e-33* (1.93)	-2.48e-22 (-1.26)
L. Δ CoVaR	-0.048 (-0.47)		
L.MES		-0.227** (-2.12)	
L.SRISK			0.433*** (4.28)
No. of Obs.	149	149	149
No. of ID	17	17	17
Year FE	yes	yes	yes
Bank FE	yes	yes	yes
AR(1)	Pr > z = 0.014	Pr > z = 0.021	Pr > z = 0.019
AR(2)	Pr > z = 0.812	Pr > z = 0.098	Pr > z = 0.116
Hansen test	Prob > chi2 = 1.000	Prob > chi2 = 1.000	Prob > chi2 = 0.000
Hansen J 検定とは、GMM 推定における過剰識別制約検定のことである。AR(1), AR(2) はそれぞれ、一階階差の 1 次および 2 次の自己相関の存在に対する Arellano and Bond 検定である。 括弧内はロバスト z 統計量。 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1			

第 7 節 結論

本研究では、中国の銀行業界におけるシステミックリスクと政府保有比率の関係について検討した。中国は、政府保有比率が銀行間でも時間的にも大きなばらつきがあるため、分析に適したフィールドを提供している。具体的には、2007 年から 2018 年までの中国の上場銀行のデータを用いて、政府保有比率とシステミックリスクの関係を ΔCoVaR、MES、SRISK、で検証した。

まず、国営銀行と株式制銀行のシステミックリスク指標を比較し、以下の知見を得た。シ

システムリスク指標については、 ΔCoVaR 、 SRISK は国営銀行の方が大きく、 MES は国営銀行の方が小さくなっている。

しかし、これらの単純比較は、国営銀行と非国営銀行の間の銀行規模や経営能力などの観測できない銀行特性の違いを反映していると考えられる。そこで、次に、銀行内の政府所有比率の経年変化を利用して、銀行規模や観測できない銀行の固定効果をコントロールし、さらに、銀行リスクと政府保有比率の間の逆因果の可能性を考慮する推計を行った。この結果、政府保有比率は ΔCoVaR とは有意な関係がないものの、 SRISK 、 MES とは負に有意な関係があることが明らかになった。これらの結果は、銀行の規模や観察不能な時変特性をコントロールすると、政府保有比率が高いほど、システムリスク (MES 、 SRISK) は低くなる傾向があることを示すものである。政府保有比率が高いほど信用格付けなどの個別リスクが高い (第2章) にもかかわらず、 MES や SRISK が低いという結果は、 MES や SRISK は金融危機時に特に大きな救済が行われやすいという特徴がある暗黙の保証によって、実際のシステムリスクを過小評価しているためではないかと考えられる。

この結果は、いくつかの重要な政策的含意を持つ。まず、政府保有比率とシステムリスク指標の関係を推定した結果は、国営銀行と株式制銀行の単純比較とは異なっており、政府保有比率のシステムリスクへの限界効果を推定するためには、規模や観測されない銀行の特性をコントロールすることが重要であることが示唆される。この限界効果は、中国の国営銀行のように IPO による (部分的な) 民営化の場合に重要となる。第二に、 SRISK には投資家の暗黙の保証に対する期待も含まれているため、金融危機の際に実際に必要となる資本注入の額は SRISK よりも大きくなる可能性がある。第三に、第2章の個別リスクの推計結果は、政府保有比率の上昇が暗黙の保証を通じて銀行のリスクテイクを促すことを示しており、政府が国営銀行に提供する大規模な資本と暗黙の保証が、国営銀行の規模に比べて国営銀行のシステムリスクを過小評価している可能性がある。このため、国営銀行への監督を強化することが重要である。第4節で推計した 2007 年から 2018 年までの中国のシステムリスクは、米国、日本のシステムリスクと比べて、比較的高い水準を継続していたが、中国のシステムリスクは現在でも相当高い水準を継続していると考えられるため³⁵、こうした政策的含意は、現在でも重要である。

本研究は、中国の銀行業界における銀行の所有権とシステムリスクの関係について新たな光を当てたが、いくつかの限界がある。第一に、入手可能なデータの制約から、銀行業に焦点を当て、伝統的な銀行との密接な関係を通じてシステムリスクを生み出す中

³⁵ New York University の Volatility and Risk Institute が運営する V-Lab では、国別 SRISK を公表している (<https://vlab.stern.nyu.edu/srisk>)。これによると、2022 年 12 月時点において、 SRISK は中国がもっと高く、 SRISK の対 GDP 比は 7 位である。

国のシャドウ・バンキング・セクターをカバーしていない³⁶。第二に、銀行の所有権とシステムミックリスクとの関係は、暗黙の保証の程度に依存し、それがさらに、明示的預金保証の存在とカバー率、その他金融システムの制度的特徴に依存する可能性があることである。先進国やその他の途上国に分析を広げることで、政府保有とシステムミックリスクの関係におけるこうした制度上の違いの役割を分析することは有用であろう。

³⁶ Huang et al. (2022)は、例えば、富裕層向け商品のデータを用いて、シャドバンキング活動から暗黙の保証を通じて伝統的な銀行にリスクが波及する様子を分析している。

第4章 流動性リスク、信用リスク及び破綻リスク

第1節 インTRODクシヨN

信用リスクと流動性リスクは銀行が直面する主要なリスクである。Basel Committee on Banking Supervision (1999) によると、信用リスクとは、銀行の借り手や取引先が合意した条件に従って義務を果たせない可能性のことである。また、Basel Committee on Banking Supervision (2008) によると、流動性とは、銀行が許容できないほどの損失を被ることなく、資産の増加を賄い、期日が到来した債務を履行する能力である。したがって、流動性リスクは、主に負債の減少または資産の増加によって生じる流動性の問題に銀行が対処できない可能性のことである。短期預金を長期貸付金に満期変換するという銀行の基本的な役割により、銀行は、機関固有の性質と市場全体に影響を及ぼす性質の両方の流動性リスクに本質的に脆弱である。事実上、すべての金融取引やコミットメントは、銀行の流動性に影響を及ぼす。

さらに、流動性リスクや信用リスクは、当該銀行の破産リスクを高めうるのみならず、銀行の流動性リスクが金融システム全体に広がると、金融システム全体に混乱が生じ、金融システムの安定性に深刻な影響を及ぼす。ゆえに、流動性リスクと信用リスクを適切に抑制することは監督当局にとって重要な課題である。

特に、金融機関の流動性リスクと破綻リスクとの関係は、理論的には長らく認識されてきたものの (Diamond and Dybvig, 1983)、世界金融危機以降、実際にその重要性が認識されるようになった。その結果、バーゼル銀行監督委員会 (BCBS) は、銀行の流動性を向上させるために、流動性カバレッジ比率 (LCR) と安定調達比率 (NSFR) に基づく規制を提案し、各国で適用されるようになってきている。³⁷

自己資本を所与とすると、信用リスクの上昇は破綻リスクを高めると予想されるが、流動性リスクの上昇が破綻リスクを高めるかどうかは、理論的には必ずしも自明ではない。流動性が低いと、銀行は十分な資金を得るために負債の増加や合理的なコストでの資産の迅速な換価に頼ることができず、その結果、極端な場合、流動性不足は銀行の破綻をもたらす。流動性リスクを抑えれば、直接的には、資金不足による破綻を回避することが容易になるが、流動性リスクを抑えるために長期資金を調達し短期資産に運用すれば、コストの増加と収益の悪化によって、破綻リスクが高まる可能性もある。したがって、実際にどちらの効果が大きいかは、実証分析によって明らかにする必要がある。こうした問題意識から、信用リス

³⁷ 日本では、国際統一基準行に対し、2015年3月末から LCR 規制、2021年9月末から NSFR 規制が適用されている。中国では、コロナウイルスの影響により、中国の銀行による流動性リスク NSFR などの規制を含むバーゼル3の適用が2023年1月以降に延期されることになった。

ク・流動性リスクと破綻リスクとの関係に関する実証研究が蓄積されつつある。しかし、先行研究は主に米国や欧州などの先進国・地域の金融機関を対象としているため、金融システムの発展度が低い途上国を含め、流動性リスクがどのように銀行の破綻リスクにつながるかは明らかになっていない。また、流動性リスクの指標は複数存在するが、既存研究ではそれぞれ個別の指標を分析対象としており、包括的な研究は行われていない。

そこで本章では、全世界に分析対象を拡大した上で、信用リスクと流動性リスクが銀行安定性に及ぼす影響を分析する。また、先進国と途上国の間での金融システムの発展度、法制度や開放性の違い等を考慮し、先進国と途上国とにサンプルを分割した推計を行う。さらに、経済規模が大きく現在の世界経済への影響力が大きい米国、中国、日本については、それぞれの国における流動性リスク、信用リスクと破綻リスクとの関係を分析する。分析対象は、2011年から2020年までの195の国と地域の銀行である。

流動性リスクの指標については、単一の指標に限定せず、可能な限り先行研究で用いられた指標を包括的に使用する。具体的には、流動性リスクの指標として、資金ギャップ比率 ($FGAPR = (\text{総貸出} - \text{コア預金}) / \text{総資産} (\%)$)、流動性資産・負債比率 ($LR = \text{流動性資産の残高} / \text{流動性負債の残高} (\%)$)、安定調達比率 ($NSFR$ 。バーゼルIIIで公表されたウェイトによる銀行負債と資産の加重合計の比率)、および、貸出・預金比率 ($NLCS = \text{貸出純額} / \text{預金および短期資金} (\%)$) を用いる。また、信用リスクの指標としては、不良債権比率 (不良債権額/総貸出 (%)) を用いる。銀行安定性を表す指標としては、倒産確率の指標である Zスコアを用いる。

分析の結果、信用リスク指標に加え、 $NSFR$ を除く複数の流動性リスク指標が破綻リスクと正の相関を有していること、また、これらの相関は、先進国と途上国に分けても、また、米国、中国、日本のサンプルを抽出した場合のいずれに国においても概ね成立していることが明らかになった。ただし、流動性リスクと倒産リスクの関係は、先進国と途上国に分ければ、先進国において、また、銀行システムの発展度合いによって分ければ、銀行システムの発展度が高い国において、特に顕著である。これは、金融危機時の流動性枯渇が、銀行システムの発達した先進国で顕著であることに起因すると思われる。

本研究に関する先行研究には信用リスク、流動性リスクと銀行安定性の関係についての研究がある。信用リスクと流動性リスクはそれぞれ破綻確率に影響することが見出されているが (Imbierowicz and Rauch, 2014; Ghemini et al., 2017)、既存研究の対象は米国など一部の国・地域に限られる。具体的に Imbierowicz and Rauch (2014)は流動性リスク指標 LR ((要求払い預金+取引預金+仲介預金+NOW口座+未使用貸出コミットメント) - (現金+通貨・コイン+トレーディング資産+購入フェドファンド+コマーシャルペーパー+売却可能証券) ± ネット銀行間貸出ポジション ± ネット銀行間受入ポジション ± ネット派生商品ポジション) / 総資産額) を用い、米国の商業銀行のデータを利用して、流動性リスクと信用リスクの関係とその銀行安定性への影響を分析した。その結果、流動性リスクと信用リスク両

方とも銀行破綻リスクと正の相関があることを明らかにしている。Ghemini et al. (2017)は Liquidity (総資産に対する流動資産の比率) を用い、2006年から2013年にかけての中東と北アフリカの49の銀行データを使用して、流動性リスクと信用リスクの関係とその銀行安定性に及ぼす影響を調査し、流動性リスクと信用リスクの双方が銀行の安定性へ負の影響を与えることを示した。Vazquez and Federico (2015)は流動性リスク指標 NSFR を使用し、金融危機に至るまでの銀行の資金調達構造の変化を分析し、2001年から2009年の間に米国とヨーロッパの約11,000の銀行のデータセットを用いて、金融の安定性への影響を調査し、流動性リスクを計測した。結果として、構造的な流動性が弱く、レバレッジが高い銀行は構造的な流動性が弱く、レバレッジが高い銀行ほど、危機の後に破綻する可能性が高いことが示された。Chen et al. (2018)は流動性リスク指標 FGAPR と NLCS を用い、1994年から2006年までの12の先進国の商業銀行のアンバランスパネルデータセットを使用して、流動性リスクの決定要因を調査した。結果として、市場ベース金融システムにおいて、流動性リスクは銀行のパフォーマンスに対して負の影響を与えることを示している。Purbaningsih and Fatimah. (2014)は LTA (総資産に対する流動資産) と LAD (預金に対する流動資産) を用い、2014~2016年までのインドネシアの10のシャリア商業銀行のデータを用いて、銀行収益性の決定要因を推測した。結果として、LTA と LAD は銀行の収益と正の相関を持つことを示している。Iqbal (2012)は流動性リスク指標として Liquidity Risk (総資本に対する現金と現金同等物の比率) を用い、2007~2010年までのパキスタンの在来銀行とイスラム銀行のサンプルを使用して、流動性リスクの決定要因を推測した。結果として、銀行の ROA、ROE、自己資本比率と規模が、流動性リスクと正の相関を持つことを発見した。Akhtar et al. (2011)は流動性リスク指標として Liquidity Risk (総資本に対する現金の比率) を用い、2006~2009年までのパキスタンの在来銀行とイスラム銀行6行ずつのサンプルを使用して、別々の流動性リスクに関する決定要因を推計した。結果は銀行の規模や純資産に対する自己資本比率は流動性リスクと正の相関があることを示している。Madushanka and Jathurika. (2018)は2012~2016年まで5年間のコロンボ証券取引所に上場しているスリランカの製造業企業15社のデータを使用して、CR (流動性資産/流動性負債) と QR ((流動性資産-棚卸資産)/流動性負債) を用い、流動性リスクと企業の収益性の関係を調査した。推計の結果について、QRは正で有意である。これは流動性リスク (QR) が企業の収益性と負の相関を有していることを示唆する。これらの先行研究に対し、本研究の貢献は、世界の国々の銀行データを用い、信用リスクと流動性リスクが銀行安定性に及ぼす影響を調査する点にある。これによって、金融システムの発展度合い、健全性、開放度などが異なる先進国と発展途上国の違いや銀行システムの発展度の違いに着目した分析が可能となるさらに、流動性リスクについては、単一の指標ではなくさまざまな指標を用いることにより、包括的な分析を行っている。

以下、第2節で仮説を説明する。第3節と第4節で、それぞれデータと推計方法の説明を行う。第5節で推計結果を提示し、第6節で結果の要約と解釈を述べる。

第2節 仮説

本章で検証する仮説は、以下のとおりである。

第一に、流動性リスクおよび信用リスクは、破綻リスクを高める。

第二に、流動性リスクが破綻リスクを高める程度は、金融システムの発展度によって異なる。具体的には、以下の二つの可能性がある。

- (a) 金融システムが発展しているほど、流動性リスクが破綻リスクにつながりやすい。その理由として、銀行間の競争が活発で、かつ、銀行預金以外の多様な資産運用手段が利用可能であることから、金融システムが発展しているほど、流動性リスクが顕在化し、破綻リスクが高まる可能性がある。
- (b) 金融システムが未発達なほど、流動性リスクが破綻リスクにつながりやすい。その理由として、金融システムの未成達は、銀行への信頼の低さを反映している可能性がある。この場合には、金融システムが未発達なほど、流動性リスクが顕在化し、破綻リスクが高まる可能性がある。

第三に、信用リスクと破綻リスクとの関係は、金融規制の程度によって異なる。その理由として、自己資本比率規制などの規制が強いほど、信用リスクが顕在化しても、銀行破綻につながりにくいことが挙げられる。

第3節 データ

主なデータソースは、Bureau Van Dijk 社が提供する世界の企業データベース Orbis である。³⁸

具体的に、2011 年から 2020 年までの Orbis の銀行に関する財務データおよび、NEEDS-Financial QUEST から集めた International Financial Statistics (International Monetary Fund) の M3、GDP、実質 GDP のデータを利用する。このデータセットには、195 か国の銀行のデータが含まれている。このうち、被説明変数、説明変数のデータが存在するものにサンプルを限る。この結果、サンプルは 7065 行、推計期間は 2012 年から 2020 年の 9 年間、総観測値数は 132,657 となる。外れ値による推論問題を避けるために、各変数を 1% レベルで winsorize する。含まれる重要な変数は、以下のとおりである。

まず、銀行の破綻リスクを示す被説明変数としては、以下で定義される Z-Score を用いる。

³⁸ 世界の銀行のデータを使った銀行リスクに関する最近の分析の例としては Beck et al. (2022) などがある。

Z-score : Z-スコア = $\ln \left(\frac{\text{資産利益率} + \text{資本比率}}{\text{資産利益率の標準偏差}} \right)$ 、Z-スコアが高いほど、銀行の破綻確率が低くなると想定される。

次に、説明変数のうち、流動性リスクは、以下の4つの指標を代替的に用いる。

FGAPR : 資金ギャップ比率 = (総貸出 - コア預金) / 総資産 (%)、FGAPR が高いほど、流動性リスクは高くなる。

LR : 流動性資産・負債比率 = 流動性資産の残高 / 流動性負債の残高 (%)、LR が高いほど、流動性リスクは低くなる。

NSFR : 安定調達比率 $\left(\frac{\sum_i W_i L_i}{\sum_j W_j A_j} \right)$ 、バーゼルⅢでは公表した基準に従って、銀行負債 (L_i) と資産 (A_j) の加重合計の比率である (ウェイトは下記表で示すように)。NSFR が高いほど、流動性リスクは低くなる。

NLCS : 貸出・預金比率 = 貸出純額 / 預金および短期資金 (%)、NLCS が高いほど、流動性リスクは高くなる。

このうち、FGAPR と NLCS は Chen et al. (2018)、NSFR は Vazquez and Federico (2015)、LR は Madushanka and Jathurika. (2018)によってそれぞれ用いられている指標である。³⁹

また、説明変数のうち、信用リスクは、下記のとおり不良債権比率を用いる。

NPL:不良債権比率 = 不良債権額 / 総貸出 (%)、NPL が高いほど、信用リスクは高くなる。

これ以外に、コントロール変数として、以下の変数を用いる。

Loan growth : 貸出伸び率 (%)

ROA : 資産利益率 = 純利益 / 総資産 (%)

ER:自己資本比率 = 資本 / 総資産 (%)

SIZE: 規模 = 総資産 (対数値)

GDP:実質 GDP 伸び率 (%)

すべての変数について、上下1%を winsorize する⁴⁰。図表4-1に記述統計量を示す。流動性リスク指標のうち、NSFR については、必要なデータが得られる銀行数が比較的少なく、またそのほとんどは米国の銀行であることに注意が必要である。

図表4-1によると、Z-score の平均値は、先進国の方が途上国より大きい。これは Z-score で評価する破綻リスクは途上国のほうが大きいことを示している。流動性リスク指標につ

³⁹ 本章で定義している LR は、Madushanka and Jathurika. (2018)の CR に相当するものであり、Imbierowicz and Rauch (2014)の LR とは異なる。

⁴⁰ NPL は最大 4153%、最小 0%で、異常値が存在するが、winsorize しない推計も行った。この結果、世界全体のサンプルで NPL の係数が有意でなくなったが、それ以外では、NPL および流動性指標の係数の符号・有意性は変わらなかった。詳細は、付論4-1に推計結果を示す。

いて、FGAPR と NLCS の平均値は先進国より途上国のほうが大きい。NSFR の平均値は先進国より途上国のほうが小さい。これらは途上国の流動性リスクがより大きいことを示している。他方、LR の平均値は先進国より途上国のほうが大きく、途上国の流動性リスクが小さいという逆の結果を示している。不良債権比率の平均値は先進国より途上国のほうが大きい。これは、途上国の信用リスクがより大きいことを示している。この他の変数、Loan growth、ROA、ER、SIZE と GDP の平均値について、いずれも先進国より途上国のほうが大きい。

図表 4-1. 記述統計量

	変数名	zscore_w	FGAPR_w(%)	NSFR_w	LR_w(%)	NLCS_w(%)	NPL_w(%)	Loangr~w(%)	ROA_w(%)	ER_w(%)	SIZE_w(%)	GDP_w(%)
全体	サンプルサイズ	43152	131836	55504	131427	131083	66680	115160	131979	132159	132229	132240
	平均値	4.17	-11.24	0.88	29.24	71.81	2.49	5.89	0.65	12.91	11.87	1.84
	標準偏差	1.02	27.60	0.16	28.80	28.69	4.70	15.94	1.06	8.41	2.55	2.29
	最小値	1.44	-75.13	0.32	1.44	2.13	0.00	-35.32	-3.75	2.25	5.89	-66.66
	最大値	7.08	65.27	1.26	161.41	187.08	31.97	86.76	5.22	67.70	19.50	64.01
先進国	サンプルサイズ	36981	120575	53835	120112	119921	59629	105835	120743	120750	120800	120806
	平均値	4.24	-11.80	0.88	28.11	71.34	2.07	5.43	0.60	12.58	11.67	1.66
	標準偏差	1.00	27.31	0.16	27.35	26.81	3.98	14.70	0.97	7.54	2.42	1.71
	最小値	1.44	-75.13	0.32	1.44	2.13	0.00	-35.32	-3.75	2.25	5.89	-10.82
	最大値	7.08	65.27	1.26	161.41	187.08	31.97	86.76	5.22	67.70	19.50	25.18
途上国	サンプルサイズ	6171	11261	1669	11315	11162	7051	9325	11236	11409	11429	11434
	平均値	3.78	-5.23	0.86	41.28	76.95	6.02	11.07	1.18	16.45	13.90	3.74
	標準偏差	1.03	29.89	0.22	39.18	43.81	7.83	25.63	1.70	14.31	2.92	5.08
	最小値	1.44	-75.13	0.32	1.44	2.13	0.00	-35.32	-3.75	2.25	5.89	-66.66
	最大値	7.08	65.27	1.26	161.41	187.08	31.97	86.76	5.22	67.70	19.50	64.01
日本	サンプルサイズ	901	937	123	942	937	856	817	942	942	942	942
	平均値	4.91	-33.72	0.85	38.90	55.55	4.75	0.83	0.29	6.54	15.99	0.93
	標準偏差	1.10	24.74	0.20	35.63	32.84	5.38	15.95	0.63	4.21	2.15	0.70
	最小値	1.44	-75.13	0.32	1.44	2.13	0.00	-35.32	-3.75	2.25	10.33	0.02
	最大値	7.08	65.27	1.26	161.41	187.08	31.97	86.76	5.22	54.63	19.50	2.01
中国	サンプルサイズ	653	750	114	750	750	621	633	750	750	750	750
	平均値	4.38	-18.23	0.90	27.41	54.58	1.55	16.53	0.83	8.72	17.37	7.12
	標準偏差	0.65	19.19	0.13	24.33	27.41	1.60	15.45	0.45	5.83	1.61	0.81
	最小値	1.44	-67.04	0.46	2.28	8.75	0.01	-35.32	-3.75	2.25	13.36	2.34
	最大値	6.56	65.27	1.22	161.41	187.08	31.97	86.76	2.92	67.70	19.50	9.55
米国	サンプルサイズ	29200	109388	51895	108983	108886	51272	96439	109480	109485	109485	109491
	平均値	4.16	-12.43	0.87	27.28	71.16	1.40	5.54	0.61	12.73	11.34	1.66
	標準偏差	0.84	26.68	0.15	26.02	25.41	2.15	13.86	0.95	7.04	2.15	1.68
	最小値	1.44	-75.13	0.32	1.44	2.13	0.00	-35.32	-3.75	2.25	5.89	-3.41
	最大値	7.08	65.27	1.26	161.41	187.08	31.97	86.76	5.22	67.70	19.50	2.92

第 4 節 推計手法

流動性リスクと信用リスクがそれぞれ破綻リスクとどう関連しているかを分析するため、以下の固定効果モデルでの推計を行う。さらに、観測不能な銀行の固定効果 (FE) をコントロールする。⁴¹

⁴¹ 付論 4-2 では、ダイナミックパネルモデルの GMM 推計の結果を示しているが、得られた結果は固定効果モデルの最小二乗法推計の結果と定性的にはほぼ同じである。

$$FRISK_{i,t} = a + b_1 LRisk_{i,t} + b_2 CRisk_{i,t} + \sum_{k=1}^k b_k Control Variables_{i,t}^k + f_i + year_t + u_{i,t} \quad (4-1)$$

ここで、*FRISK*は破綻リスク指標（Z-Score）、*LRisk*は流動性リスク指標（FGAPR、LR、NSFR、または、NLCS）、*CRisk*は信用リスク指標（NPL）、*Control Variables*はコントロール変数（Loan growth、ROA、ER、SIZE、および、GDP）、 f_i は銀行固定効果である。

第5節 推計結果

第1項 ベースライン推計結果

図表 4-2 から 4-5 は被説明変数を Z-score として、全サンプル、先進国と途上国別、および米国・中国・日本の各国別に、それぞれ異なる流動性リスク指標を用いて推計した結果を示している。

まず、図表 4-2 は、流動性リスク指標として FGAPR を用いた推計結果を示している。FGAPR の係数は、全体、先進国、発展途上国いずれのマイナスで有意である。係数の絶対値を見ると、先進国が発展途上国の約 1.7 倍と大きい (-0.005 対 -0.003)。また、米中日の 3 か国をそれぞれ抽出すると、日本、米国では負で有意である。他方、NPL の係数は全体および中国において、マイナスで（いずれも限界的に）有意である。

他の変数の係数をみると、まず、Loan growth（貸出伸び率）は全体、先進国と米国において、負で有意である。これは、貸出伸び率が銀行の安定性に悪影響を及ぼしていることを示しており、高い貸出伸び率が高い破綻リスクを伴っていることを示唆している。この結果は、Imbierowicz and Rauch (2014) および Ghemini et al. (2017) 同様のものである。

ROA の係数は全体と途上国において、正で有意で、ER の係数は、ほとんどのサンプルにおいて、正で有意である。これは、収益率および自己資本比率の高い銀行は破綻する可能性が低くなることを示しており、Ghemini et al. (2017) の結果と同様の結果だが、Imbierowicz and Rauch (2014) の結果とは異なる。

SIZE の係数は、日本において、正で有意である一方、米国において、負で有意である。整合的な結果が得られていない。

最後に、GDP 伸び率は米国において負で有意である。これは、GDP 成長率が銀行の安定性に良い影響を及ぼしていることを示しており、Ghemini et al. (2017) の結果とは異なる。

以下、代替的な流動性リスク指標を用いた推計結果について述べるが、NPL とコントロール変数については、おおむね図表 4-2 と同様の結果である。

図表 4-3 は、流動性リスク指標として NSFR を用いた推計結果を示している。NSFR の係数は全体、先進国、日本および米国において負で有意である。これは、NSFR で測った流動性リスクが低いほど、破綻確率が高くなることを示しており、FGAPR の結果とは逆である。ただし、NSFR が得られる銀行のほとんどは米国の銀行であるため、全体および先進国の結果は、米国の銀行の影響が大きいことに留意する必要がある。

図表 4-4 は、流動性リスク指標として LR を用いた推計結果を示している。LR の係数は日本のサンプルにおいて正で有意であり、LR で測った流動性リスクが高いほど破綻リスクが高まることを示している。先進国と途上国で係数の大きさを比較すると、FGAPR と同様、先進国の方が発展途上国よりも大きい（先進国 0.003 対途上国 0.001）。

図表 4-5 は、流動性リスク指標として NLCS を用いた推計結果を示している。NLCS の係数は全てのサンプルにおいて負で有意であり、NLCS で測った流動性リスクが高いほど破綻リスクが高まることを示している。また、先進国と途上国で係数の大きさを比較すると、FGAPR と同様、先進国の方が発展途上国よりも大きい（先進国-0.004 対途上国-0.002）。

推定結果をまとめると、NSFR 以外の流動性リスクの各指標は Z-Score と負の相関、すなわち、破綻リスクと正の相関を持つ傾向にある。こうした流動性リスクと破綻リスクとの関係は、特に先進国において強い。また、不良債権比率で測った信用リスクは、先進国および中国においてのみ、Z-Score と負で限界的に有意な相関が見られる。不良債権比率と破綻リスクの影響が限定的なのは、不良債権比率に応じて自己資本を積むような規制を反映している可能性と、サンプル期間がグローバル金融危機後に限られ、比較的銀行システムが安定している国が多かったことが影響している可能性が考えられる。

図表 4-2. Z-score の推計結果 (流動性リスク指標 : FGAPR)

VARIABLES	(1) 全体	(2) 先進国	(3) 発展途上国	(4) 日本	(5) 中国	(6) 米国
FGAPR_w	-0.005*** (-16.88)	-0.005*** (-15.87)	-0.003*** (-5.31)	-0.006*** (-4.61)	-0.001 (-1.29)	-0.006*** (-16.42)
NPL_w	-0.002*** (-2.58)	-0.002 (-1.54)	-0.002 (-1.30)	0.004 (1.61)	-0.021* (-1.89)	0.001 (0.37)
Loangrowth_w	-0.001*** (-6.12)	-0.001*** (-6.13)	-0.00009 (-0.40)	-0.001 (-1.57)	-0.0001 (-0.28)	-0.0004*** (-4.29)
ROA_w	0.005* (1.65)	0.002 (0.55)	0.013** (2.04)	-0.004 (-0.32)	-0.036 (-1.18)	0.004 (1.29)
ER_w	0.037*** (21.77)	0.041*** (17.24)	0.030*** (14.06)	0.091*** (6.18)	0.067*** (17.98)	0.051*** (31.58)
SIZE_w	-0.009 (-0.78)	-0.011 (-0.83)	0.008 (0.39)	0.164*** (2.67)	-0.014 (-0.44)	-0.034** (-2.47)
GDP_w	-0.0003 (-0.20)	-0.002 (-0.94)	-0.0003 (-0.18)	-0.008 (-0.55)	-0.006 (-0.58)	-0.006*** (-10.95)
No. of Obs	39,109	34,510	4,599	745	502	28,651
R-squared	0.336	0.350	0.327	0.471	0.586	0.452
No. of ID	7,060	6,180	880	110	93	5,213
Year FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Bank FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes

括弧内はロバストt統計量。
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

図表 4-3. Z-score の推計結果 (流動性リスク指標 : NSFR)

VARIABLES	(1) 全体	(2) 先進国	(3) 発展途上国	(4) 日本	(5) 中国	(6) 米国
NSFR_w	-0.763*** (-22.78)	-0.781*** (-22.79)	-0.126 (-0.90)	-0.699*** (-4.19)	-0.131 (-0.44)	-0.814*** (-22.95)
NPL_w	-0.002 (-1.26)	-0.001 (-0.92)	-0.004 (-1.39)	-0.020*** (-4.34)	-0.042*** (-2.97)	0.0002 (0.16)
Loangrowth_w	-0.0004*** (-4.68)	-0.0004*** (-4.60)	0.00003 (0.08)	-0.001* (-1.98)	0.0001 (0.05)	-0.0004*** (-4.13)
ROA_w	0.002 (0.54)	0.003 (1.02)	-0.022 (-1.63)	0.027** (2.16)	0.104 (1.22)	0.004 (1.39)
ER_w	0.044*** (29.72)	0.044*** (29.26)	0.035*** (5.14)	-0.009 (-0.25)	0.087*** (5.81)	0.045*** (28.69)
SIZE_w	-0.045*** (-3.79)	-0.045*** (-3.69)	-0.032 (-0.76)	-0.729*** (-3.09)	-0.018 (-0.45)	-0.048*** (-3.89)
GDP_w	-0.002 (-0.88)	-0.008** (-2.18)	0.003 (1.19)	0.025 (0.63)	0.024 (1.57)	-0.005*** (-9.08)
No. of Obs	30,725	29,901	824	89	88	28,561
R-squared	0.441	0.451	0.199	0.474	0.834	0.466
No. of ID	5,627	5,457	170	16	17	5,201
Year FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Bank FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes

括弧内はロバストt統計量。
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

図表 4-4. Z-score の推計結果 (流動性リスク指標 : LR)

VARIABLES	(1) 全体	(2) 先進国	(3) 発展途上国	(4) 日本	(5) 中国	(6) 米国
LR_w	0.003*** (10.14)	0.003*** (9.32)	0.001*** (3.64)	0.001 (0.56)	0.002*** (3.94)	0.005*** (10.33)
NPL_w	-0.002*** (-2.89)	-0.002** (-2.19)	-0.001 (-1.07)	0.002 (0.64)	-0.024** (-2.38)	0.001 (0.68)
Loangrowth_w	-0.001*** (-9.44)	-0.001*** (-9.40)	-0.0002 (-0.66)	-0.001* (-1.80)	-0.0002 (-0.46)	-0.001*** (-8.75)
ROA_w	0.007** (2.37)	0.004 (1.06)	0.015** (2.32)	-0.005 (-0.27)	-0.023 (-0.74)	0.003 (0.91)
ER_w	0.032*** (18.41)	0.036*** (14.33)	0.027*** (12.17)	0.081*** (5.02)	0.065*** (17.18)	0.045*** (24.01)
SIZE_w	-0.015 (-1.28)	-0.016 (-1.19)	0.004 (0.21)	0.066 (0.98)	-0.013 (-0.48)	-0.033** (-2.27)
GDP_w	0.001 (1.32)	0.002 (1.42)	-0.0002 (-0.10)	-0.006 (-0.38)	-0.002 (-0.20)	-0.007*** (-10.66)
No. of Obs	39,093	34,494	4,599	745	502	28,649
R-squared	0.308	0.322	0.319	0.429	0.607	0.420
No. of ID	7,055	6,175	880	110	93	5,212
Year FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Bank FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes

括弧内はロバストt統計量。
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

図表 4-5. Z-score の推計結果 (流動性リスク指標 : NLCS)

VARIABLES	(1) 全体	(2) 先進国	(3) 発展途上国	(4) 日本	(5) 中国	(6) 米国
NLCS_w	-0.004*** (-12.96)	-0.004*** (-13.12)	-0.002*** (-4.21)	-0.008*** (-4.89)	-0.002** (-2.56)	-0.005*** (-12.55)
NPL_w	-0.003*** (-4.10)	-0.003*** (-3.37)	-0.002 (-1.44)	0.002 (0.86)	-0.020* (-1.74)	0.001 (0.34)
Loangrowth_w	-0.001*** (-6.41)	-0.001*** (-6.51)	-0.00008 (-0.34)	-0.001 (-1.43)	-0.00005 (-0.12)	-0.0005*** (-4.82)
ROA_w	0.006** (2.01)	0.004 (1.13)	0.013** (2.02)	-0.003 (-0.28)	-0.027 (-0.84)	0.005 (1.36)
ER_w	0.038*** (23.09)	0.042*** (17.55)	0.031*** (14.89)	0.091*** (6.50)	0.068*** (18.62)	0.051*** (28.99)
SIZE_w	-0.012 (-1.04)	-0.014 (-1.04)	0.006 (0.30)	0.140** (2.35)	-0.028 (-0.99)	-0.033** (-2.30)
GDP_w	0.001 (0.59)	0.00005 (0.03)	-0.00005 (-0.03)	-0.010 (-0.67)	-0.016 (-1.65)	-0.007*** (-11.69)
No. of Obs	39,093	34,494	4,599	745	502	28,649
R-squared	0.336	0.352	0.327	0.490	0.594	0.451
No. of ID	7,055	6,175	880	110	93	5,212
Year FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Bank FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes

括弧内はロバストt統計量。
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

第2項 金融システムの発展度によるサブサンプル推計結果

先進国と途上国における推計結果の違いは、金融システムの発展度の違いに起因する可能性がある。そこで、特に銀行システムの発展度合いによって、流動性リスクと破綻リスクの関係に違いがあるかを分析する。銀行システムの発展度合いとしては、多くの国のデータが入手可能なM3の対GDP比を用いる。⁴²M3は、現金に加え、流動性預金や定期性預金などを主な構成要素とするマネーストックの指標である。具体的には、2011年のM3/GDPの値がミディアンより大きい(large)か小さい(small)かによって全サンプルを分割したサブサンプル推計を行う。図表4-6は被説明変数をZ-scoreとして、説明変数に異なる流動性リスク指標を用いた推計結果を示している。

まず、(1)と(2)列は、流動性リスク指標としてFGAPRを用いた推計結果を示している。FGAPRの係数は、largeとsmallいずれにおいてもマイナスで有意であるが、係数の絶対値を見ると、largeがsmallの約3倍と大きい(-0.006対-0.002)。(3)と(4)列は、流動性リスク指標としてNSFRを用いた推計結果を示している。NSFRの係数はlargeにおいて負で有意である。これは、NSFRで測った流動性リスクが低いほど、破綻確率が高くなることを示しており、図表4-3の結果と同様、FGAPRの結果とは逆である。(5)と(6)列は、流動性リスク指標としてLRを用いた推計結果を示している。LRの係数はlargeとsmallいずれにおいて正で有意であり、係数の絶対値を見ると、largeがsmallより大きい(0.004対0.001)。最後に、(7)と(8)列は、流動性リスク指標としてNLCSを用いた推計結果を示している。NLCSの係数はlargeのサンプルにおいて有意であり、銀行システムが発展している国では、NLCSで測った流動性リスクが高いほど破綻リスクが高まることを示している。

推定結果をまとめると、NSFR以外の流動性リスクの各指標は、特に銀行システムの発展している国において、Z-Scoreと負の相関、すなわち、破綻リスクと正の相関を持つ傾向が強い。

⁴² 金融市場の発展度に関する主な実証分析は、King and Levine (1993)および Rajan and Zingales (2003)がある。King and Levine (1993)では、金融システムの発展度として、(1)金融システムの流動性負債/GDP、(2)預金通貨銀行の国内資産/(預金通貨銀行の国内資産+中央銀行の国内資産)、(3)民間非金融部門に対する債権/総国内信用(通貨銀行に対する信用を除く)、(4)民間非金融部門に対する債権/GDPを用いている。Rajan and Zingales (2003)では、銀行部門の発展度として預金/GDP、株式市場の発展度として株式発行/投資、株式時価総額(market capitalization)/GDP、上場国内企業数/人口(100万人)を用いている。

図表 4-6. Z-score の推計結果：銀行部門の大小によるサブサンプル推計

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Liquidity measure	FGAPR		NSFR		LR		NLCS	
Banking sector	large	small	large	small	large	small	large	small
VARIABLES								
Liquidity_w	-0.006*** (-16.35)	-0.002*** (-2.71)	-0.800*** (-23.01)	0.089 (0.45)	0.004*** (10.31)	0.001* (1.80)	-0.005*** (-12.19)	-0.001 (-0.88)
NPL_w	-0.001 (-0.41)	-0.001 (-0.89)	-0.0001 (-0.10)	-0.001 (-0.28)	-0.001 (-0.76)	-0.001 (-1.02)	-0.001 (-0.64)	-0.001 (-1.20)
Loangrowth_w	-0.005*** (-5.31)	0.00009 (0.25)	-0.0004*** (-4.59)	0.00009 (0.18)	-0.001*** (-9.66)	0.0001 (0.36)	-0.001*** (-5.64)	0.0001 (0.29)
ROA_w	0.003 (0.69)	-0.0005 (-0.07)	0.004 (1.28)	-0.025** (-2.22)	0.004 (1.05)	0.001 (0.08)	0.004 (1.09)	-0.0001 (-0.02)
ER_w	0.045*** (19.33)	0.029*** (11.74)	0.045*** (28.93)	0.029*** (3.12)	0.039*** (15.96)	0.028*** (11.25)	0.046*** (22.23)	0.029*** (10.92)
SIZE_w	-0.026* (-1.80)	0.065* (1.92)	-0.045*** (-3.71)	-0.017 (-0.21)	-0.025 (-1.64)	0.062* (1.73)	-0.026* (-1.77)	0.060* (1.67)
GDP_w	0.0002 (0.08)	0.001 (0.60)	0.009 (1.63)	-0.006 (-1.10)	0.003 (1.15)	0.002 (0.83)	0.002 (0.67)	0.002 (0.85)
No. of Obs	31,493	1,456	29,194	195	31,491	1,456	31,491	1,456
R-squared	0.401	0.380	0.461	0.333	0.367	0.372	0.401	0.370
No. of ID	5,688	300	5,315	47	5,687	300	5,687	300
Year FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Bank FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes

括弧内はロバストt統計量。
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

第3項 金融規制の程度によるサブサンプル推計結果

次に、国・地域による金融規制の程度によって、流動性リスクや信用リスクが破綻リスクに与える影響が異なる可能性を考慮するため、金融規制の強弱別の推計を行う。このため、Cihak et al. (2012)による Bank Regulation and Supervision Survey (2011年版)を用いる。このサーベイは、銀行業への参入、資本金、外部監査要件、流動性と多様性の要件、預金者(貯蓄)保護スキーム、資産分類、引当金および償却、会計/情報開示、規律/問題のある機関/退出、監督と消費者保護のそれぞれの項目について、yes/noあるいは程度の指標を公表している。これら項目を用い、規制の強い国と弱い国の数がおおむね同程度になるように、以下の基準で規制の強い国を識別した。まず、yes/noの項目で、かつ、金融規制の強弱が判断できる項目に絞る。次に、全サンプル(銀行×年)で“Yes”に該当するデータ数の比率が20%より低い項目、および、2011年に“Yes”に該当する国の比率が80%より低い項目を落とす。最後に、これらの項目について、2011年時点ですべて“Yes”に該当する場合は規制が強いサブサンプル(以下、strongと呼ぶ)とする。また、それ以外の国は規制が弱いサブサ

ンプル（以下、**weak** と呼ぶ）とする。⁴³ 規制が強い国がすべて **yes** の項目は、以下の 9 項目である。

1. 所定のライセンスを持たずに銀行業務を行う事業体に対して法的措置を取る権限があるか？
2. 資本として使用される資金源は、規制/監督当局によって検証されていますか？
3. 管轄区域内のすべての商業銀行に専門の外部監査人による監査が必要ですか？
4. 銀行の財務諸表に関する監査報告書は、これらの財務諸表とともに公開する必要がありますか？
5. 銀行は、単一の借り手または相互に関連する借り手のグループへの貸付を制限していますか？
6. 銀行が共通の規制尺度を使用して貸出金の質を報告しなければならない資産分類システムを持っていますか？
7. 銀行は、会計目的で連結勘定を作成する必要がありますか？
8. 銀行の株主は、銀行監督者の決定に対して裁判所に上訴できますか？
9. システムの安定性を評価するプロセスの一環としてストレステストを実施していますか？

サンプルサイズは、流動性リスク指標によって異なるが、**strong** がおよそ 79 개국、**weak** がおよそ 92 개국である（ただし、流動性リスク指標として NSFR を用いる場合、**weak** は 41 개국に減る）。

推計結果は、図表 4-7 に示す。(1)と(2)列は、流動性リスク指標として FGAPR を用いた推計結果を示している。FGAPR の係数は、**strong** と **weak** いずれにおいてもマイナスで有意であるが、係数の絶対値を見ると、**strong** が **weak** の約 2.5 倍と大きい (-0.005 対 -0.002)。(3)と(4)列は、流動性リスク指標として NSFR を用いた推計結果を示している。NSFR の係数は **strong** と **weak** いずれにおいても負で有意である。これは、NSFR で測った流動性リスクが低いほど、破綻確率が高くなることを示しており、図表 4-3 の結果と同様、FGAPR の結果とは逆である。(5)と(6)列は、流動性リスク指標として LR を用いた推計結果を示している。LR の係数は **strong** と **weak** いずれにおいても正で有意であるが、係数の絶対値を見ると、**strong** が **weak** より大きい (0.004 対 0.001)。最後に、(7)と(8)列は、流動性リスク指標として NLCS を用いた推計結果を示している。NLCS の係数は **strong** と **weak** いずれにおいても

⁴³ yes/no の項目の詳細は、付図表 4-9 を参照のこと。

正で有意であるが、係数の絶対値を見ると、strong が weak より大きい (-0.005 対-0.001)。信用リスクについては、いずれも有意ではない。流動性リスクに関する推定結果をまとめると、規制の強い国も弱い国も、定性的には同様であり、流動性リスクが高いほど、破綻リスクは高い。ただし、流動性リスクの係数の絶対値は、規制が強い国ほど大きい。

他方、不良債権比率の係数は、規制が弱い国においてのみ、負で有意である（流動性リスクとして NSFR を用いた場合を除く）。規制の強い国では、不良債権の増加に応じて十分な自己資本を積むよう規制が行われていることを反映しているのかもしれない。

図表 4-7. Z-score の推計結果：金融の規制の強弱によるサブサンプル推計

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Liquidity measure	FGAPR		NSFR		LR		NLCS	
Banking sector	strong	weak	strong	weak	strong	weak	strong	weak
VARIABLES								
Liquidity_w	-0.005*** (-16.76)	-0.002*** (-4.50)	-0.804*** (-22.84)	-0.238*** (-3.29)	0.004*** (10.45)	0.001*** (3.95)	-0.005*** (-13.14)	-0.001*** (-3.11)
NPL_w	-0.002 (-1.34)	-0.002** (-2.28)	-0.001 (-0.81)	-0.004 (-1.30)	-0.001 (-1.05)	-0.003*** (-2.71)	-0.003** (-2.21)	-0.003*** (-3.00)
Loangrowth_w	-0.001*** (-5.67)	-0.0003 (-1.48)	-0.0004*** (-4.27)	-0.0004 (-1.10)	-0.001*** (-10.03)	-0.0003 (-1.57)	-0.001*** (-5.83)	-0.0003 (-1.56)
ROA_w	0.003 (0.77)	0.011** (2.10)	0.003 (0.92)	0.002 (0.18)	0.005 (1.34)	0.013** (2.47)	0.004 (1.12)	0.012** (2.23)
ER_w	0.042*** (22.11)	0.027*** (11.22)	0.045*** (29.18)	0.030*** (4.06)	0.037*** (18.27)	0.025*** (10.61)	0.043*** (24.90)	0.027*** (10.49)
SIZE_w	-0.029** (-2.33)	0.028 (1.51)	-0.047*** (-3.86)	-0.004 (-0.08)	-0.030** (-2.31)	0.017 (0.95)	-0.024* (-1.92)	0.017 (0.94)
GDP_w	-0.002 (-1.19)	0.001 (0.92)	-0.005 (-1.11)	0.003 (0.92)	0.002 (0.93)	0.001 (1.01)	-0.0003 (-0.19)	0.002 (1.14)
No. of Obs	31,573	7,536	29,198	1,527	31,571	7,522	31,571	7,522
R-squared	0.391	0.248	0.456	0.306	0.357	0.246	0.395	0.244
No. of ID	5,721	1,339	5,323	304	5,720	1,335	5,720	1,335
Year FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Bank FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
括弧内はロバストt統計量。 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1								

第6節 結論

2011年から2020年までの195か国・地域の銀行のデータを用いて、流動性リスクと信用リスクがそれぞれ破綻リスクとどう関連しているかを分析した。流動性リスク指標として

は、FGAPR（資金ギャップ比率）、LR（流動性資産・負債比率）、NSFR（安定調達比率）、および、NLCS（貸出・預金比率）の4つの指標を用い、信用リスク指標としては、不良債権比率を用いた。推計の結果は下記のとおりである。まず、流動性リスクについては、NSFR以外の3指標が破綻リスクと正の相関を持つ。これらの相関は、先進国と途上国に分けても、また、米国・中国・日本それぞれの国においてもおおむねみられる。ただし、流動性リスクと破綻リスクの関係は、先進国と途上国に分ければ特に先進国において、また、銀行システムの発展度合いで分ければ特に銀行システムが発展している国において、金融規制の程度で分ければ、特に規制の強い国において、より顕著な傾向が見られる。他方、不良債権比率で測った信用リスクと破綻リスクの関係については、比較的弱い関係しか見いだされなかった。これは、不良債権比率に応じた自己資本規制が機能している可能性と、グローバル金融危機後のサンプル期間において、比較的金融システムが安定していることが影響している可能性が考えられる。

先進国と途上国、あるいは、銀行システムの発展度や規制の程度において、流動性リスクが破綻リスクに与える影響の程度が異なるのは、金融危機時における流動性の枯渇という現象が、金融システムが発展した先進国により顕著であることを示唆している。その理由としては、金融システムが発展しているほど、銀行間の競争が活発で、かつ、銀行預金以外の多様な資産運用手段が利用可能であることから、預金を含む金融資産間の資金の移動が素早く行われることが考えられる。また、流動性リスクが銀行破綻につながるうえで、社会的ネットワークが重要であることが知られているが⁴⁴、特に途上国においては、流動性リスクの指標が社会的ネットワークの重要性を十分に捉えられていないことが、その有意性を低下させた可能性もある。これらの具体的なメカニズムの分析については、今後の課題としたい。

本章の結果は、重要な政策的含意を持つ。一般に金融システムの発展は経済発展の重要な基盤であるが、金融システムが発展している国ほど、より流動性リスク管理が重要であることを示唆している。特に新型コロナウイルス感染症が世界の金融、貿易、経済的安定に大きな影響を与えている現在、銀行の流動性リスク管理は、特に先進国における銀行の流動性リスク管理は重要な課題である。

⁴⁴ Iyer and Puri(2012)は、バンク・ランにおける社会的ネットワークの重要性を明らかにしている。

参考文献

- 内田善彦・菊池健太郎・丹羽文紀・服部彰夫 [2014] 「システミックリスク指標に関するサーベイ：手法の整理とわが国への適用可能性」『金融研究』(4).
- Acharya, V. V., Pedersen, L. H., Philippon, T., and Richardson, M. [2017] “Measuring Systemic Risk.” *The Review of Financial Studies*, 30(1), 2-47.
- Adams, Z., Füss, R., and Gropp, R. [2014] “Spillover Effects among Financial Institutions: A State-Dependent Sensitivity Value-at-Risk Approach.” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 49 (3), 575-98.
- Adrian, T., and Brunnermeier, M. K. [2016] “CoVaR.” *American Economic Review*, 106 (7), 1705-1741.
- Akhtar, M. F., Ali, K., & Sadaqat, S. [2011] “Liquidity risk management: a comparative study between conventional and Islamic banks of Pakistan.” *Interdisciplinary journal of research in business*, 1(1), 35-44.
- Akinci, O., and Olmstead-Rumsey, J. [2018] “How effective are macroprudential policies? An empirical investigation.” *Journal of Financial Intermediation*, 33, 33-57.
- Andries, A. M., Ongena, S., Sprincean, N., and Tunaru, R. [2022] “Risk spillovers and interconnectedness between systemically important institutions.” *Journal of Financial Stability*, 58 (2022) 100963
- Arellano, M., and S. Bond. [1991] “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations.” *Review of Economic Studies*, 58: 277-297.
- Bailliu, J., Meh, C., and Zhang, Y. [2015] “Macroprudential rules and monetary policy when financial frictions matter.” *Economic Modelling*, 50, 148-161.
- Basel Committee on Banking Supervision. 1999. Principles For The Management Of Credit Risk,

1999.

Basel Committee on Banking Supervision. 2008. Principles for Sound Liquidity Risk Management and Supervision, 2008.

Beck, T., Jonghe, O. D., and Mulier, K. [2022] “Bank Sectoral Concentration and Risk: Evidence from a Worldwide Sample of Banks” *Journal of Money, Credit and Banking*, 54(6),1705-1739.

Berger, A. N., Hasan, I., and Zhou, M. [2009] “Bank ownership and efficiency in China: What will happen in the world’s largest nation?” *Journal of Banking and Finance*, 33(1), 113-130.

Bhattacharya, S., and Gale, D. [1987] “Preference shocks, liquidity and central bank policy, New Approaches to Monetary Economics.” Chapter 4, 69–88, W. Barnett, and K. Singleton, eds.

Bisias, D., Flood, M., Lo, A. W., and Valavanis, S. [2012] “A survey of systemic risk analytics.” *Annual Review of Financial Economics*, 4(1), 255-296.

Black, F., and Scholes, M. [1973] “The pricing of options and corporate liabilities.” *Journal of Political Economy*, 8,1637–1659.

Board of Governors of the Federal Reserve System. 2021. *Financial Stability Report*, Fall 2021.

Brownlees, C., and Engle, R. F. [2017] “SRISK: A conditional capital shortfall measure of systemic risk.” *The Review of Financial Studies*, 30(1), 48-79.

Bruno, G. S. [2005] “Estimation and inference in dynamic unbalanced panel-data models with a small number of individuals.” *The Stata Journal*, 5(4), 473-500.

Chen, G., Liu, Y., and Zhang, Y. [2020] “Can systemic risk measures predict economic shocks? Evidence from China.” *China Economic Review*, 64, 101557.

Chen, Y. K., Shen, C. H., Kao, L., & Yeh, C. Y. [2018] “Bank liquidity risk and performance.” *Review of pacific basin financial markets and policies*, 21(01), 1850007.

Cihak, M., Demircuc-Kunt, A, Peria, Maria, M.S.M., Soledad Martinez; Mohseni-Cheraghloou, A.

- [2012] “Bank regulation and supervision around the world: a crisis update.” *Policy Research working paper*, 6286, Washington, D.C.: World Bank Group.
- Cornett, M. M., Guo, L., Khaksari, S., and Tehranian, H. [2010] “The impact of state ownership on performance differences in privately-owned versus state-owned banks: An international comparison.” *Journal of financial intermediation*, 19(1), 74-94.
- Diamond, D. W., and Dybvig, P. H. [1983] “Bank runs, deposit insurance, and liquidity.” *Journal of political economy*, 91(3), 401-419.
- Engle, R. [2002] “Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models.” *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(3), 339-350.
- Gao, Q., Fan, H., and Jiang, S. S. [2018] “Macroprudential Regulation for the Chinese Banking Network System with Complete and Random Structures.” *Sustainability*, 11, 69.
- Gauthier, C., Lehar, A., and Souissi, M. [2012] “Macroprudential Capital Requirements and Systemic Risk.” *Journal of Financial Intermediation*, 21 (4), 594-618.
- Geanakoplos, J. D., and Polemarchakis, H. M. [1986] “Existence, Regularity, and Constrained Suboptimality of Competitive Allocations When the Asset Market is Incomplete.” In *Uncertainty, Information, and Communication: Essays in Honor of Kenneth J. Arrow*, Vol. 3, edited by Heller, W.P., Starr, R.M. and Starrett, D.A. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Ghenimi, A., Chaibi, H., & Omri, M. A. B. [2017] “The effects of liquidity risk and credit risk on bank stability: Evidence from the MENA region.” *Borsa Istanbul Review*, 17(4), 238-248.
- Glosten, L. R., Jagannathan, R., and Runkle, D. E. [1993] “On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks.” *The journal of finance*, 48(5), 1779-1801.

- Goldstein, I., and Pauzner, A. [2005] “Demand–deposit contracts and the probability of bank runs.” *the Journal of Finance*, 60(3), 1293-1327.
- Haque, F., and Shahid, R. [2016] “Ownership, risk-taking and performance of banks in emerging economies: Evidence from India.” *Journal of Financial Economic Policy*.
- Huang, Q., De Haan, J., and Scholtens, B. [2019] “Analysing systemic risk in the Chinese banking system.” *Pacific Economic Review*, 24(2), 348-372.
- Huang, Xin, Hao Zhou, and Haibin Zhu. [2012] “Systemic Risk Contributions.” *Journal of Financial Services Research*, 42 (1-2), 55-83.
- Huang, W., Lan, C., Xu, Y., Zhang, Z., and Zeng, H. [2022a] “Does COVID-19 matter for systemic financial risks? Evidence from China's financial and real estate sectors.” *Pacific-Basin Finance Journal*, 74, 101819.
- Huang, J., Huang, Z., and Shao X. [2022b] “The Risk of Implicit Guarantees: Evidence from Shadow Banks in China.” Available at SSRN:
<https://ssrn.com/abstract=3395598> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3395598>
- Iannotta, G., Nocera, G., and Sironi, A. [2013] “The impact of government ownership on bank risk.” *Journal of Financial Intermediation*, 22 (2013) , 152-176.
- Imbierowicz, B., and Rauch, C. [2014] “The relationship between liquidity risk and credit risk in banks.” *Journal of Banking and Finance*, 40, 242-256.
- Iqbal, A. [2012] “Liquidity risk management: a comparative study between conventional and Islamic banks of Pakistan.” *Global journal of management and business research*, 12(5).
- Iyer, R., and Puri, M. [2012] “Understanding bank runs: The importance of depositor-bank relationships and networks.” *American Economic Review*, 102(4), 1414-1445.
- Jia, C. [2009] “The effect of ownership on the prudential behavior of banks–The case of

- China.” *Journal of Banking and Finance*, 33(1), 77-87.
- King, R. G., and Levine, R. [1993] “Finance and growth: Schumpeter might be right.” *The quarterly journal of economics*, 108(3), 717-737.
- Klingelhöfer, J., and Sun, R. [2019] “Macprudential policy, central banks and financial stability: Evidence from China.” *Journal of International Money and Finance*, 93, 19-41.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., and Shleifer, A. [2002] “Government ownership of banks.” *Journal of Finance*, 57(1), 265-301.
- Lehar, A. [2005] “Measuring systemic risk: A risk management approach.” *Journal of Banking and Finance*, 29(10), 2577-2603.
- Lin, X., and Zhang, Y. [2009] “Bank ownership reform and bank performance in China.” *Journal of Banking and Finance*, 33(1), 20-29.
- Li, X., Yu, H., Fang, L., and Xiong, C. [2019] “Do firm-level factors play forward-looking role for financial systemic risk: Evidence from China.” *Pacific-Basin Finance Journal*, 57, 101074.
- López-Espinosa, G., Moreno, A., Rubia, A., and Valderrama, L. [2015] “Systemic risk and asymmetric responses in the financial industry.” *Journal of Banking and Finance*, 58, 471-485.
- Madushanka, K. H. I., and Jathurika, M [2018] “The impact of liquidity ratios on profitability.” *International Research Journal of Advanced Engineering and Science*, 3(4), 157-161.
- Merton, R.C. [1973] “A rational theory of option pricing.” *Bell Journal of Economics and Management Science*, 4, 141-183.
- Morris, S., and Shin, H. S. [1998] “Unique equilibrium in a model of self-fulfilling currency attacks.” *American Economic Review*, 587-597.
- Pellegrini, C. B., Cincinelli, P., Meoli, M., and Urga, G. [2022] “The contribution of (shadow) banks

- and real estate to systemic risk in China.” *Journal of Financial Stability*, 101018.
- Perić, B. Š. [2019] “Do the most frequently used dynamic panel data estimators have the best performance in a small sample? A Monte Carlo comparison.” *Croatian Operational Research Review*, 45-54.
- Purbaningsih, R. Y. P., and Fatimah, N. [2014] “The effect of liquidity risk and non performing financing (NPF) ratio to commercial Sharia bank profitability in Indonesia.” *LTA*, 60(80), 100.
- Quint, D., and Rabanal, P. [2014] “Monetary and macroprudential policy in an estimated DSGE model of the euro area.” *International Journal of Central Banking*, June 2014, 169-236.
- Rajan, R. G., and Zingales, L. [2003] “The great reversals: the politics of financial development in the twentieth century.” *Journal of financial economics*, 69(1), 5-50.
- Roodman, D. [2009] “How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata.” *The Stata Journal*, 9(1), 86-136.
- Shih, K., and Wang, C. [2019] “China Banking Sector: Who needs capital?” *DBS Asian Insights, DBS Group Research* • June
- Stiglitz, J.E. [1982] “The Inefficiency of the Stock Market Equilibrium.” *Review of Economic Studies*, 49 (2), 241-61.
- Xu, Q., Chen, L., Jiang, C., and Yuan, J. [2018] “Measuring systemic risk of the banking industry in China: A DCC-MIDAS-t approach.” *Pacific-Basin Finance Journal*, 51, 13-31.
- Vazquez ,V., and Federico , P. [2015] “ Bank funding structures and risk: Evidence from the global financial crisis” *Journal of Banking & Finance*, 61, 1-4
- Wang, B., and Li, H. [2021] “Downside risk, financial conditions and systemic risk in China.” *Pacific-Basin Finance Journal*, 68, 101356.
- Wang, X., Hou, S., and Shen, J. [2021] “Default clustering of the nonfinancial sector and systemic

risk: Evidence from China.” *Economic Modelling*, 96, 196-208.

Wang, Z., Chen, J., Wan, Y., Jin, Y., and Mazzanti, J.A. [2015] “Information disclosure and bank risk-taking under a partially implicit deposit insurance system: Evidence from China.” *Australian Economic Review*, 48(2), 163–176.

Wong, A. Y., and Fong, T. P. W. [2011] “Analysing interconnectivity among economies.” *Emerging Markets Review*, 12(4), 432-442.

Zhang, A., Pan, M., Liu, B., and Weng, Y. C. [2020] “Systemic risk: The coordination of macroprudential and monetary policies in China.” *Economic Modelling*, 93, 415-429.

Zhou, H., Liu, W., and Wang, L. [2020] “Systemic Risk of China’s Financial System (2007–2018): A Comparison between Δ CoVaR, MES and SRISK across Banks, Insurance and Securities Firms.” *The Chinese Economy*, 53(3), 221-245.

付論 2-1 BCA と BSR の各格付けの数値換算

BCA		BSR	
aaa	19	aaa	8
aa1	18	aa	7
aa2	17	a	6
aa3	16	bbb	5
a1	15	bb	4
a2	14	b	3
a3	13	ccc	2
baa1	12	ns	1
baa2	11		
baa3	10		
ba1	9		
ba2	8		
ba3	7		
b1	6		
b2	5		
b3	4		
caa1	3		
caa2	2		
caa3	1		

付論 3-1 資産価値 V およびパラメータ (μ, σ) を求める方法

株価 P_t 、株式数 N_t 、負債 B_t をもとに、本文(3-2)式と(3-3)式を用いて、 V および (μ, σ) を求める方法を詳述する。

手順 1. 任意に設定された σ をもとに、(3-2)式と(3-3)式を用いて、以下の手順で、 $V_t(\sigma)$ および $d_t(\sigma)$ を求める。

(1) Initial guess として、 $E_t = P_t \times N_t$ 、 $V_t = E_t + B_t$ とする。

(2) V_t と σ を(3-3)式に代入し、 $d_t(\sigma)$ を計算する。

(3) (2)で得られた $d_t(\sigma)$ を、(3-2)式を変形した $V_t = \frac{E_t + B_t N(d_t(\sigma) - \sigma\sqrt{T})}{N(d_t)}$ に代入し、 $V_t(\sigma)$ を求める。

(4) (2)-(3)のステップを、 $V_t(\sigma)$ の値が収束するまで繰り返す。

手順 2. 手順 1 で得られた $V_t(\sigma)$ をもとに、 $\mu = \frac{\ln\left(\frac{V_T(\sigma)}{V_2(\sigma)}\right)}{T-1}$ を求める。

手順 3. 手順 1 で得られた $V(\sigma)$ と手順 2 で得られた μ をもとに、最尤法を用い、以下の尤度関数を最大化する σ を求める。

$$L(\sigma) = -\frac{m-1}{2}\ln(2\pi) - \frac{m-1}{2}\ln(\sigma^2) - \sum_2^m \ln(V(\sigma)) - \sum_2^m \ln(N(d(\sigma))) \\ - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_2^m \left(\ln\left(\frac{V_t(\sigma)}{V_{t-1}(\sigma)}\right) - \mu \right)^2$$

ここで、 m はサンプルサイズで、 $m = T$ とする。

手順 4. 手順 3 で得られた σ をもとに、手順 1(2)-(4)、手順 2、手順 3 を σ の値が収束するまで繰り返す。

付論 3-2 株式市場価値 (E:株価×株式数) と負債額面学 (B) から企業価値(V)を求める
コード

matlab コードは、以下のとおり。

1. JR.m (E_t , B_t から V_t を求める)

% This code gives mu and sigma given E and B.

% mu is directly estimated from V.

clear

load CCB2012.mat % Contains Edata and Bdata

%Edata=Edata(1:134); % 1:134 = 2001/9/10:2002/3/29 135:266=2002/4/1-2002/9/30,

%Bdata=Bdata(1:134); % 1:134 = 2001/9/10:2002/3/29 135:266=2002/4/1-2002/9/30,

% Initial values

sigma0=std(Edata)/length(Edata); % length(Edata)=264

d3=1;

iterate=0;

options=optimset('Display','off','MaxIter',10000,'TolX',10^-30,'TolFun',10^-30);

% Iteration for mu and sigma

while d3>1e-6

% Obtain V and d, given E,B, and sigma

[V,d]=Lehar_Vd_func(Edata, Bdata, sigma0);

data=[V,d];

% Estimate mu, given V

NV=size(V,1);

mu=1/(NV-1)*(log(V(NV))-log(V(2)));

% Estimate sigma, given V and d, and mu

f = @(sigma0)Lehar_log_lik2(sigma0,mu,data);

[sigma,fval,exitflag,output,grad,hessian]=fminunc(f,sigma0,options);

% iteration for mu and sigma

d3 = max(max(abs(sigma0-sigma)./(1+abs(sigma))));

sigma0=sigma;

```
iterate=iterate+1;
```

```
end
```

```
theta=[mu,sigma];
```

2. Lehar_Vd_func.m (JR.m で用いる関数)

% This is a function that gives V and d given E, B, and sigma.

```
function [V,d]=Lehar_Vd_func(Edata, Bdata, sigma)
```

```
T=size(Edata,1)-1;
```

```
N=size(Edata,1);
```

```
V0=ones(N,1);
```

```
iterate=0;
```

```
d2=1;
```

```
while d2>1e-6
```

```
% Calculation of d(t) given V0
```

```
d=(log(V0./Bdata)+0.5*sigma^2*T)/(sigma*T^0.5);
```

```
% Calculation of V(t) given d
```

```
V = (Edata+Bdata.*normcdf(d-sigma*T^0.5*ones(T+1,1)))/normcdf(d);
```

```
% iteration procedure
```

```
d2 = max(max(abs(V0-V)./(1+abs(V))));
```

```
V0 = V;
```

```
iterate=iterate+1;
```

```
end
```

3. Lehar_log_lik2.m (JR.m で用いる関数)

% Log likelihood of Lehar (2005), Eq. (4).

% mu is directly estimated from Vhat.

```
function val=Lehar_log_lik2(sigma0,mu,data)
```

```
[m nvar] = size(data);
```

```
% Parameters
```

```

sigma=sigma0;

% Data
Vhat = data(:,1); % Column 1
dhat = data(:,2); % Column 2

% Log Likelihood: See Lehar (2005), Eq. (4)
z=0;
f= zeros(1,m-1);
for i= 2:m
f(i)=-((1/2)*log(2*pi)-((1/2)*log(sigma^2))-log(Vhat(i))-log(normcdf(dhat(i)))-
(1/2)*(log(Vhat(i)/Vhat(i-1))-mu)^2/(sigma^2));
z=z+f(i);
end

val=-z;

```

付論 3-3 SIV を求める matlab コード

1. EWMA.m (λ, V_t から Σ_t を求める)

```
clear
lambda=xlsread('weight.xlsx');
V=xlsread('V2018.xlsx');

[nw,nv]=size(lambda); % nw= # of weights
[nd,nb]=size(V);

% Daily Return
r=NaN(nd,nb);
for i=1:nb
    for t=2:nd
        r(t,i)=log(V(t,i)/V(t-1,i));
    end
end

% r(t,i)*r(t,j)
rr=NaN(nd,nb,nb);
for t=2:nd
    for i=1:nb
        for j=1:nb
            rr(t,i,j)=r(t,i)*r(t,j);
        end
    end
end

%EWMA
ewma=zeros(nd,nb,nb);
for i=1:nb
    for j=1:nb
        for t=nw+2:nd
            for s=1:nw
                ewma(t,i,j)=ewma(t,i,j)+rr(t-s,i,j)*lambda(nw+1-s,2);
            end;
        end;
    end;
end;
```

```

                end
            for t=1:nw+1
                ewma(t,i,j)=NaN;
            end
        end
    end
end
ewma=ewma*nd;
sigma=ewma;
sigmap=permute(sigma,[3,2,1]);
sigma_201806=sigmap(:,119);
sigma_201812=sigmap(:,nd);
save sigma_201806.mat sigma_201806;
save sigma_201812.mat sigma_201812;

rr12=rr(:,1,2);
ewma12=ewma(:,1,2);
sigma12=sigma(:,1,2);

% mu
mu_201806=(1/118)*(log(V(119,:))-log(V(2,:)));
mu_201812=(1/(nd-120))*(log(V(nd,:))-log(V(121,:)));
save mu_201806.mat mu_201806;
save mu_201812.mat mu_201812;

```

2. SRISK_Lehar.m (μ, Σ_t から SIV を求める)

```

clear
%
% Parameters
%
% Number of banks
N=17;

%Variance-Covariance Matrix
load('sigma_201812.mat');

```

```

sigma=sigma_201812;

load('mu_201812.mat');
mu=mu_201812;

% symmetric NxN matrix
[m,n]=size(sigma);          % Reconfirm that m=n=N
vol=diag(sigma);            % volatility

% Drift
% Set so that mu=0.5*vol
%mu=0.5*vol; % 1xN vector

% Initial Values of V
%V0=ones(1,N);              % 1xN vector
% Debt
V0=[22214197799178  20604617617078  9255844180739  22823306823683
    4229068918209  6549439358365  6837580687863  5814693994543
    27240002910457  6098876205538  2497343138680  914488783966
    5880298643082  2556624588236  1219286984361  3339505817871
    1225830834830];
%B=0.9*V0;                  % 1xN vector
B=[20934684000000  19541878000000  8825863000000  21231099000000  4034859000000
   6239073000000  6202124000000  5563821000000  25354657000000  5811226000000
   2378731000000  878468837000  5613628000000  2461865000000  1164502961000
   3178550000000  1035193487000];

% Share of assets held by default banks

xi=0.05;
%xi=[0.148787997  0.138007224  0.061994519  0.152867735  0.02832579  0.043867349
    0.045797284  0.038946114  0.182450229  0.040849532  0.016726901 0.006125135
    0.039385526 0.017123961 0.008166636 0.022367604 0.008210466];

% State-owned bank dummy

```

```

SDUM=[1,1,1,1,0,0,0,0,1,0,0,0,0,0,0,0];
KSDUM=[0,0,0,0,1,1,1,1,0,1,0,0,1,1,0,1,0];
QSDUM=[0,0,0,0,0,0,0,0,0,0,1,1,0,0,1,0,1];

%Check the data
E=V0-B;
E_V0=E./V0;
% # of simulation periods
T=121 ;% half a year ahead

% # of simulations
S=1000000; %1000000

%
%Start Simulation 1
%

V1=NaN(S,N);
DefaultV1=NaN(S,N);

for s=1:S
% Generate X(T): multivariate normally-distributed r.v.
muX=zeros(N,1);

V=zeros(1,N);
Default1=zeros(1,N);

sigmaT=T*sigma;
X=mvnrnd(muX,sigmaT); % row(X)=bank

% Generate V(i) and Defaultdummy(i)
for i=1:N
V(i)=V0(i)*exp(T*mu(i)+X(i)-0.5*T*vol(i));
if V(i)<B(i)

```

```

        Default1(i)=1;    % default dummy
    end
end

% Store values for all banks (V) and for default banks (Default V), respectively,for each simulation
V1(s,:)=V;    % value of each bank at T for simulation s
DefaultV1(s,:)=Default1.*V;    %    % value of each default bank at T for simulation s

end

% Compute the ratio of the sum of Default V to the sum of V
Defaultasstratio1=sum(DefaultV1,2)./sum(V1,2);
Defaultasstratio1_S=DefaultV1*SDUM./sum(V1,2);
Defaultasstratio1_KS=DefaultV1*KSDUM./sum(V1,2);
Defaultasstratio1_QS=DefaultV1*QSDUM./sum(V1,2);

sumV1=sum(V1,2);
Defaultasstratio1_bank=zeros(S,N);
for s=1:S
    for i=1:N
        Defaultasstratio1_bank(s,i)=DefaultV1(s,i)./sumV1(s,1);
    end
end

% Complute the probability that the ratio of Default V to V exceeds the
% threshold (xi).
systemicdum1=zeros(S,1);
systemicdum1_S=zeros(S,1);
systemicdum1_KS=zeros(S,1);
systemicdum1_QS=zeros(S,1);
systemicdum1_bank=zeros(S,N);

for s=1:S
    if Defaultasstratio1(s)>xi
        systemicdum1(s)=1;
    end
end

```

```

        end
    end
    systemic1=sum(systemicdum1)/S;

    for s=1:S
        if Defaultassetratio1_S(s)>xi
            systemicdum1_S(s)=1;
        end
    end
    systemic1_S=sum(systemicdum1_S)/S;

    for s=1:S
        if Defaultassetratio1_KS(s)>xi
            systemicdum1_KS(s)=1;
        end
    end
    systemic1_KS=sum(systemicdum1_KS)/S;

    for s=1:S
        if Defaultassetratio1_QS(s)>xi
            systemicdum1_QS(s)=1;
        end
    end
    systemic1_QS=sum(systemicdum1_QS)/S;

    systemic1_bank=zeros(N,1);
    for i=1:N
        for s=1:S
            if Defaultassetratio1_bank(s,i)>xi
                systemicdum1_bank(s,i)=1;
            end
        end
        systemic1_bank(i)=sum(systemicdum1_bank(s,i))/S;
    end
end

```

```

% log(V)
%logV=log(V);

% Plot
%figure
%subplot(2,1,1)
%plot(linspace(1,T,T),X)
%subplot(2,1,2)
%plot(linspace(1,T,T), logV)

% Cholesky Decomposition
U=chol(sigma);

%Start Simulation 2
V2=NaN(S,N);
DefaultV2=NaN(S,N);

for s=1:S
%Generate Y and Get W^s
sigmaY=eye(N);
muY=zeros(N,1);
Y=mvnrnd(muY,sigmaY)';
What=sqrt(T)*U'*Y;

% Generate V(i) and Defaultdummy(i)
VT=zeros(1,N);
Default2=zeros(1,N);
for i=1:N
    VT(i)=V0(i)*exp(T*mu(i)+What(i)-0.5*T*vol(i));
    if VT(i)<B(i)
        Default2(i)=1;    % default dummy
    end
end
end

```

```

% Store values for all banks (V) and for default banks (Default V), respectively,for each simulation
V2(s,:)=VT;
DefaultV2(s,:)=Default2.*VT; % % value of each default bank at T for simulation s

end

% Compute the ratio of the sum of Default V to the sum of V
Defaultassetratio2=sum(DefaultV2,2 )./sum(V2,2); % Ratio of default bank assets to total bank
assets at T

% Complute the probability that the ratio of Default V to V exceeds the
% threshold (xi).
systemicdum2=zeros(S,1);
for s=1:S
    if Defaultassetratio2(s)>xi
        systemicdum2(s)=1;
    end
end
end
systemic2=sum(systemicdum2)/S;

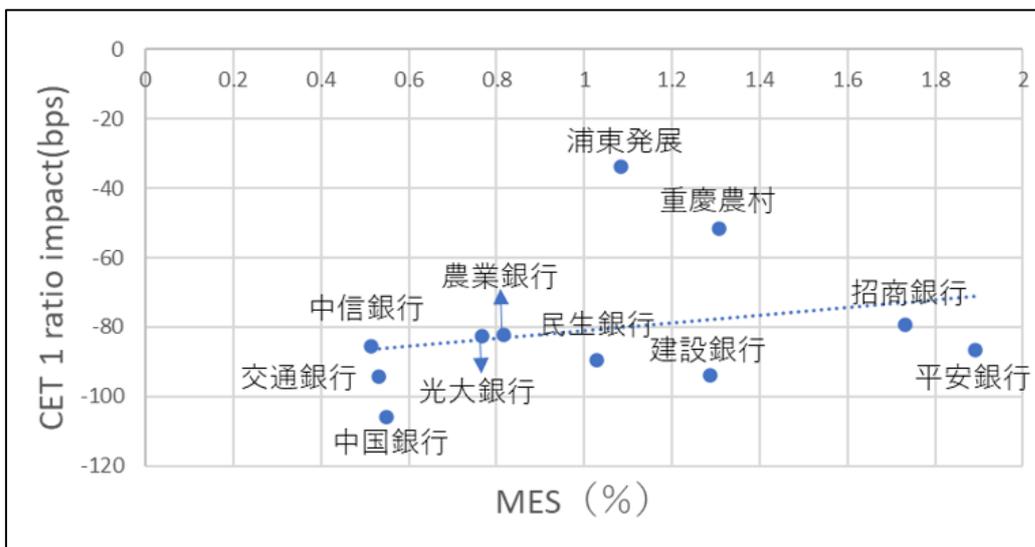
```

付論 3-4 MES とストレステストの結果

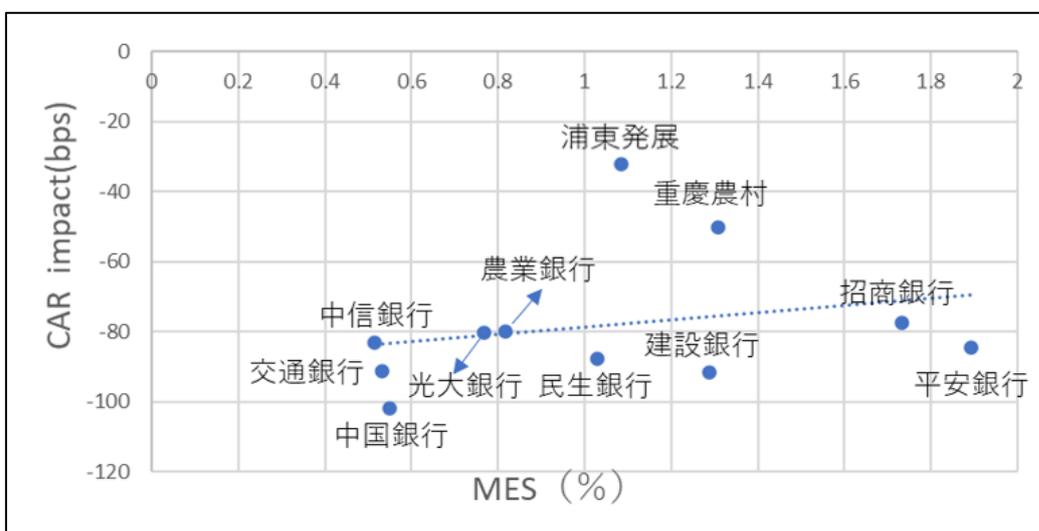
本節では、MES がストレステストの結果をどの程度予想するかを検証する。中国では、監督当局によるストレステストの結果は個別銀行レベルでは公表されていないため、DBS Bank によって公表されたストレステスの結果 (Shih and Wang, 2019) を用いる。これは、DBS Bank によって、2019 年に中国銀行、中国農業銀行など 19 の中国の銀行を対象として実施したストレステストの結果である。具体的には、GDP 成長率が 4% (貸出増加率 2% 低下)、ベンチマークレートが 150bps 減少、製造業、小売業と卸売業の不良債権比率が 5% 増加、特記貸出の 10% が不良債権に移行という条件の下で、2019 年の CET1 比率 (普通株式等 Tier1 比率) および CAR (最低所要自己資本比率) の低下幅 (それぞれ、CET1 インパクトおよび CAR インパクト) が公表されている。そこで、これらと、2018 年の MES とを比較する。比較できる銀行は、農業銀行、中国銀行、交通銀行、建設銀行、光大銀行、招商銀行、民生銀行、浦東発展銀行、重慶農村商業銀行、中信銀行と平安銀行の 11 行である。

付図表 3-1 と付図表 3-2 はそれぞれ MES と CET1 比率インパクト、MES と CAR インパクトを示している。図を見ると、CET1 インパクト、CAR インパクトとも MES と弱いながらも正の相関関係があることがわかる。

付図表 3-1. 銀行別 MES とストレステストにおける CET1 比率インパクト



付図表 3-2. 銀行別 MES とストレステストにおける CAR インパクト



付論 4-1 Z-score の推計結果 (NPL のみ winsorize しない)

付図表 4-1. Z-score の推計結果 (流動性リスク指標 : FGAPR)

VARIABLES	(1) 全体	(2) 先進国	(3) 発展途上国	(4) 日本	(5) 中国	(6) 米国
FGAPR_w	-0.005*** (-17.05)	-0.005*** (-15.87)	-0.003*** (-5.26)	-0.006*** (-4.13)	-0.001 (-1.29)	-0.006*** (-16.51)
NPL	-0.00005 (-1.62)	-0.001 (-0.87)	-0.00001 (-1.32)	-0.001 (-0.24)	-0.021* (-1.89)	0.002 (0.73)
Loangrowth_w	-0.0005*** (-5.61)	-0.001*** (-6.01)	-0.00002 (-0.08)	-0.001 (-1.44)	-0.0001 (-0.28)	-0.0004*** (-4.12)
ROA_w	0.007** (2.21)	0.002 (0.73)	0.015** (2.36)	-0.006 (-0.30)	-0.036 (-1.18)	0.005 (1.42)
ER_w	0.037*** (21.48)	0.041*** (17.19)	0.030*** (13.88)	0.090*** (6.16)	0.067*** (17.98)	0.051*** (31.58)
SIZE_w	-0.008 (-0.74)	-0.011 (-0.85)	0.010 (0.51)	0.113** (2.16)	-0.014 (-0.44)	-0.034** (-2.48)
GDP_w	-0.0002 (-0.14)	-0.002 (-0.97)	-0.0003 (-0.16)	-0.009 (-0.61)	-0.006 (-0.58)	-0.006*** (-10.97)
No. of Obs	39,109	34,510	4,599	745	502	28,651
R-squared	0.335	0.350	0.326	0.467	0.586	0.453
No. of ID	7,060	6,180	880	110	93	5,213
Year FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Bank FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
括弧内はロバストt統計量。						
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1						

付図表 4-2. Z-score の推計結果 (流動性リスク指標 : NSFR)

VARIABLES	(1) 全体	(2) 先進国	(3) 発展途上国	(4) 日本	(5) 中国	(6) 米国
NSFR_w	-0.763*** (-22.90)	-0.781*** (-22.91)	-0.126 (-0.90)	-0.699*** (-4.19)	-0.131 (-0.44)	-0.813*** (-23.19)
NPL	-0.001 (-0.66)	-0.001 (-0.44)	-0.004 (-1.39)	-0.020*** (-4.34)	-0.042*** (-2.97)	0.001 (0.60)
Loangrowth_w	-0.0004*** (-4.53)	-0.0004*** (-4.47)	0.00003 (0.08)	-0.001* (-1.98)	0.0001 (0.05)	-0.000*** (-3.97)
ROA_w	0.002 (0.68)	0.003 (1.14)	-0.022 (-1.63)	0.027** (2.16)	0.104 (1.22)	0.005 (1.52)
ER_w	0.044*** (29.70)	0.044*** (29.25)	0.035*** (5.14)	-0.009 (-0.25)	0.087*** (5.81)	0.045*** (28.68)
SIZE_w	-0.045*** (-3.81)	-0.045*** (-3.71)	-0.032 (-0.76)	-0.729*** (-3.09)	-0.018 (-0.45)	-0.048*** (-3.91)
GDP_w	-0.002 (-0.82)	-0.008** (-2.19)	0.003 (1.19)	0.025 (0.63)	0.024 (1.57)	-0.005*** (-9.12)
No. of Obs	30,725	29,901	824	89	88	28,561
R-squared	0.441	0.451	0.199	0.474	0.834	0.466
No. of ID	5,627	5,457	170	16	17	5,201
Year FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Bank FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
括弧内はロバストt統計量。 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1						

付図表 4-3. Z-score の推計結果 (流動性リスク指標 : LR)

VARIABLES	(1) 全体	(2) 先進国	(3) 発展途上国	(4) 日本	(5) 中国	(6) 米国
LR_w	0.003*** (10.15)	0.003*** (9.31)	0.001*** (3.64)	0.001 (0.59)	0.002*** (3.94)	0.005*** (10.38)
NPL	-0.00003 (-0.89)	-0.001* (-1.74)	1.65e-06 (0.19)	-0.002 (-0.79)	-0.024** (-2.38)	0.002 (0.97)
Loangrowth_w	-0.001*** (-8.82)	-0.001*** (-9.32)	-0.00009 (-0.37)	-0.001* (-1.68)	-0.0002 (-0.46)	-0.001*** (-8.54)
ROA_w	0.009*** (3.05)	0.004 (1.27)	0.017*** (2.59)	-0.005 (-0.25)	-0.023 (-0.74)	0.003 (1.05)
ER_w	0.032*** (18.10)	0.036*** (14.30)	0.027*** (12.02)	0.082*** (5.15)	0.065*** (17.18)	0.045*** (24.02)
SIZE_w	-0.015 (-1.23)	-0.017 (-1.22)	0.006 (0.31)	0.027 (0.47)	-0.013 (-0.48)	-0.033** (-2.28)
GDP_w	0.002 (1.42)	0.002 (1.36)	-0.0001 (-0.08)	-0.008 (-0.48)	-0.002 (-0.20)	-0.007*** (-10.68)
No. of Obs	39,093	34,494	4,599	745	502	28,649
R-squared	0.306	0.322	0.318	0.430	0.607	0.420
No. of ID	7,055	6,175	880	110	93	5,212
Year FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Bank FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
括弧内はロバストt統計量。 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1						

付図表 4-4. Z-score の推計結果 (流動性リスク指標 : NLCS)

VARIABLES	(1) 全体	(2) 先進国	(3) 発展途上国	(4) 日本	(5) 中国	(6) 米国
NLCS_w	-0.004*** (-12.78)	-0.004*** (-13.08)	-0.002*** (-4.20)	-0.008*** (-4.48)	-0.002** (-2.56)	-0.005*** (-12.57)
NPL	-0.00006 (-1.19)	-0.002*** (-2.65)	-9.56e-06 (-0.80)	-0.001 (-0.59)	-0.020* (-1.74)	0.002 (0.69)
Loangrowth_w	-0.0005*** (-5.64)	-0.001*** (-6.34)	1.43e-06 (0.01)	-0.001 (-1.32)	-0.00005 (-0.12)	-0.0005*** (-4.65)
ROA_w	0.009*** (2.87)	0.005 (1.39)	0.015** (2.36)	-0.004 (-0.27)	-0.027 (-0.84)	0.005 (1.48)
ER_w	0.038*** (22.50)	0.042*** (17.48)	0.031*** (14.71)	0.091*** (6.54)	0.068*** (18.62)	0.051*** (28.99)
SIZE_w	-0.011 (-0.99)	-0.014 (-1.08)	0.009 (0.43)	0.102* (1.89)	-0.028 (-0.99)	-0.033** (-2.31)
GDP_w	0.001 (0.72)	-0.0001 (-0.06)	-0.00001 (-0.01)	-0.012 (-0.75)	-0.016 (-1.65)	-0.007*** (-11.70)
No. of Obs	39,093	34,494	4,599	745	502	28,649
R-squared	0.333	0.351	0.325	0.489	0.594	0.451
No. of ID	7,055	6,175	880	110	93	5,212
Year FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Bank FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
括弧内はロバストt統計量。 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1						

付論 4-2 Z-score の推計結果 (ダイナミックパネル GMM 推計)

付図表 4-5. Z-score の推計結果 (流動性リスク指標 : FGAPR)

VARIABLES	(1) 全体	(2) 先進国	(3) 発展途上国	(4) 日本	(5) 中国	(6) 米国
L.zscore_w	0.361*** (6.51)	0.393*** (6.21)	0.217*** (2.67)	0.324*** (2.81)	0.011 (0.33)	0.341*** (6.07)
FGAPR_w	-0.003*** (-10.30)	-0.004*** (-9.83)	-0.002*** (-2.98)	-0.006*** (-4.02)	-0.00002 (-0.02)	-0.004*** (-9.92)
NPL_w	-0.002* (-1.94)	-0.001 (-1.02)	-0.001 (-0.74)	0.004* (1.75)	-0.020* (-1.76)	0.002 (0.75)
Loangrowth_w	-0.001*** (-11.08)	-0.002*** (-11.63)	-0.001** (-2.53)	-0.0002 (-0.46)	-0.001** (-2.43)	-0.002*** (-10.92)
ROA_w	0.013*** (4.22)	0.012*** (3.25)	0.014*** (2.66)	-0.043 (-1.44)	0.019 (0.81)	0.013*** (3.51)
ER_w	0.035*** (14.44)	0.040*** (12.44)	0.027*** (9.00)	0.092*** (8.77)	0.061*** (10.86)	0.049*** (23.05)
SIZE_w	0.067*** (3.72)	0.065*** (3.08)	0.092*** (3.24)	0.093 (1.27)	0.055 (1.31)	0.078*** (3.47)
GDP_w	-0.002 (-1.45)	-0.002 (-0.88)	-0.003 (-1.46)		-0.011 (-0.50)	-0.001 (-1.22)
No. of Obs	26,475	23,002	3,473	633	391	18,352
No. of ID	6,753	6,012	741	102	83	5,100
Year FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Bank FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
AR(1)	Pr > z = 0.000	Pr > z = 0.000	Pr > z = 0.000	Pr > z = 0.014	Pr > z = 0.004	Pr > z = 0.000
AR(2)	Pr > z = 0.346	Pr > z = 0.883	Pr > z = 0.142	Pr > z = 0.858	Pr > z = 0.300	Pr > z = 0.160
Hansen test	Prob > chi2 = 0	Prob > chi2 = 0	Prob > chi2 = 0.073	Prob > chi2 = 0.767	Prob > chi2 = 0.488	Prob > chi2 = 0.000
Hansen J 検定とは、GMM 推定における過剰識別制約検定のことである。AR(1), AR(2) はそれぞれ、一階階差の 1 次および 2 次の自己相関の存在に対する Arellano and Bond 検定である。						
括弧内はロバースト z 統計量。						
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1						

付図表 4-6. Z-score の推計結果 (流動性リスク指標 : NSFR)

VARIABLES	(1) 全体	(2) 先進国	(3) 発展途上国	(4) 日本	(5) 中国	(6) 米国
L.zscore_w	0.307*** (5.55)	0.325*** (5.65)	0.075 (0.67)	0.542*** (7.08)	0.010 (0.06)	0.335*** (6.25)
NSFR_w	-0.573*** (-16.10)	-0.578*** (-15.68)	-0.138 (-1.49)	-0.493*** (-4.12)	-0.076 (-0.23)	-0.594*** (-14.96)
NPL_w	0.0005 (0.26)	0.001 (0.52)	-0.003 (-0.97)	0.001 (0.18)	-0.022* (-1.66)	0.001 (0.70)
Loangrowth_w	-0.001*** (-11.17)	-0.002*** (-11.32)	0.00003 (0.12)	-0.0002 (-0.33)	-0.0001 (-0.05)	-0.002*** (-11.13)
ROA_w	0.011*** (3.35)	0.012*** (3.50)	-0.002 (-0.18)	0.072*** (6.73)	0.006 (0.04)	0.013*** (3.66)
ER_w	0.044*** (22.93)	0.044*** (22.56)	0.033*** (5.66)	-0.012 (-0.68)	0.076*** (5.03)	0.045*** (22.78)
SIZE_w	0.052*** (2.69)	0.056*** (2.82)	0.053 (1.46)	-0.005 (-0.03)	-0.059 (-1.24)	0.061*** (2.96)
GDP_w	-0.001 (-0.33)	-0.005** (-2.18)	-0.0004 (-0.18)		-0.057 (-1.62)	
No. of Obs	19,909	19,297	612	73	67	18,276
No. of ID	5,428	5,288	140	12	15	5,089
Year FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Bank FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
AR(1)	Pr > z = 0.000	Pr > z = 0.000	Pr > z = 0.201	Pr > z = 0.115	Pr > z = 0.026	Pr > z = 0.000
AR(2)	Pr > z = 0.362	Pr > z = 0.421	Pr > z = 0.544	Pr > z = 0.096	Pr > z = 0.716	Pr > z = 0.275
Hansen test	Prob > chi2 = 0.000 Prob > chi2 = 0.000 Prob > chi2 = 0.743 Prob > chi2 = 1.000 Prob > chi2 = 1.000 Prob > chi2 = 0.000					
Hansen J 検定とは、GMM 推定における過剰識別制約検定のことである。AR(1), AR(2) はそれぞれ、一階階差の 1 次および 2 次の自己相関の存在に対する Arellano and Bond 検定である。						
括弧内はロバスト z 統計量。						
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1						

付図表 4-7. Z-score の推計結果 (流動性リスク指標 : LR)

VARIABLES	(1) 全体	(2) 先進国	(3) 発展途上国	(4) 日本	(5) 中国	(6) 米国
L.zscore_w	0.363*** (6.67)	0.394*** (6.56)	0.225*** (2.76)	0.332** (2.54)	0.014 (0.43)	0.389*** (6.86)
LR_w	0.002*** (5.93)	0.003*** (6.21)	0.001* (1.67)	0.002*** (3.09)	0.004*** (3.97)	0.004*** (7.90)
NPL_w	-0.002* (-1.74)	-0.002 (-1.13)	-0.001 (-0.53)	0.003 (1.21)	-0.025** (-2.51)	0.002 (0.74)
Loangrowth_w	-0.001*** (-13.35)	-0.002*** (-14.22)	-0.001*** (-2.78)	-0.0002 (-0.31)	-0.001* (-1.90)	-0.002*** (-14.41)
ROA_w	0.015*** (4.91)	0.014*** (3.81)	0.016*** (2.92)	-0.039 (-1.15)	0.016 (0.63)	0.015*** (3.93)
ER_w	0.032*** (13.94)	0.036*** (12.24)	0.025*** (8.17)	0.088*** (9.02)	0.060*** (10.83)	0.044*** (20.81)
SIZE_w	0.066*** (3.65)	0.063*** (2.83)	0.090*** (3.03)	0.038 (0.52)	0.036 (0.94)	0.074*** (3.34)
GDP_w	-0.001 (-0.98)	0.000 (0.09)	-0.003 (-1.46)		-0.028* (-1.69)	-0.000 (-0.33)
No. of Obs	26,465	22,992	3,473	633	391	18,351
No. of ID	6,748	6,007	741	102	83	5,099
Year FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Bank FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
AR(1)	Pr > z = 0.000	Pr > z = 0.000	Pr > z = 0.000	Pr > z = 0.015	Pr > z = 0.008	Pr > z = 0.000
AR(2)	Pr > z = 0.317	Pr > z = 0.648	Pr > z = 0.153	Pr > z = 0.776	Pr > z = 0.229	Pr > z = 0.177
Hansen test	Prob > chi2 = 0.000 Prob > chi2 = 0.000 Prob > chi2 = 0.107 Prob > chi2 = 0.651 Prob > chi2 = 0.757 Prob > chi2 = 0.000					
Hansen J 検定とは、GMM 推定における過剰識別制約検定のことである。AR(1), AR(2) はそれぞれ、一階階差の1次および2次の自己相関の存在に対するArellano and Bond検定である。						
括弧内はロバストz統計量。						
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1						

付図表 4-8. Z-score の推計結果 (流動性リスク指標 : NLCS)

VARIABLES	(1) 全体	(2) 先進国	(3) 発展途上国	(4) 日本	(5) 中国	(6) 米国
L.zscore_w	0.374*** (6.75)	0.405*** (6.39)	0.237*** (2.90)	0.291** (2.46)	0.011 (0.31)	0.357*** (6.22)
NLCS_w	-0.002*** (-7.01)	-0.003*** (-7.13)	-0.001 (-1.52)	-0.007*** (-4.16)	-0.002* (-1.80)	-0.003*** (-7.25)
NPL_w	-0.002** (-2.46)	-0.002* (-1.69)	-0.001 (-0.72)	0.002 (0.87)	-0.019 (-1.63)	0.002 (0.69)
Loangrowth_w	-0.001*** (-11.55)	-0.002*** (-11.79)	-0.001*** (-2.77)	0.00005 (0.10)	-0.001** (-2.07)	-0.002*** (-11.20)
ROA_w	0.014*** (4.51)	0.014*** (3.71)	0.014*** (2.68)	-0.037 (-1.33)	0.015 (0.62)	0.013*** (3.52)
ER_w	0.035*** (14.55)	0.040*** (12.58)	0.026*** (8.74)	0.092*** (9.62)	0.063*** (10.66)	0.049*** (22.36)
SIZE_w	0.067*** (3.80)	0.067*** (3.18)	0.091*** (3.18)	0.046 (0.72)	0.017 (0.43)	0.081*** (3.44)
GDP_w	-0.002 (-1.33)	-0.001 (-0.80)	-0.003 (-1.43)		-0.029* (-1.72)	-0.002** (-2.38)
No. of Obs	26,465	22,992	3,473	633	391	18,351
No. of ID	6,748	6,007	741	102	83	5,099
Year FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Bank FE	yes	yes	yes	yes	yes	yes
AR(1)	Pr > z = 0.000	Pr > z = 0.000	Pr > z = 0.000	Pr > z = 0.038	Pr > z = 0.005	Pr > z = 0.000
AR(2)	Pr > z = 0.284	Pr > z = 0.612	Pr > z = 0.172	Pr > z = 0.659	Pr > z = 0.244	Pr > z = 0.158
Hansen test	Prob > chi2 = 0.000 Prob > chi2 = 0.000 Prob > chi2 = 0.074 Prob > chi2 = 0.602 Prob > chi2 = 0.413 Prob > chi2 = 0.000					
Hansen J 検定とは、GMM 推定における過剰識別制約検定のことである。AR(1), AR(2) はそれぞれ、一階階差の 1 次および 2 次の自己相関の存在に対する Arellano and Bond 検定である。						
括弧内はロバスト z 統計量。						
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1						

付論 4-3 金融規制

付図表 4-9 Bank Regulation and Supervision Survey (2011 年版) の yes/no 項目

2011年に右側の項目を“Yes”に該当する国の比率	全サンプル（銀行×年）で“Yes”に該当するデータ数の比率	規制強弱の判断可能性	項目
89.52%	98.24%	Yes	1.2 あなたには、所定の免許なしで銀行業務を行う事業体に対して法的措置を取る権限がありますか？
18.10%	3.57%	Yes	1.3 複数のライセンスが必要ですか？
48.57%	94.43%	Yes	1.4.1 最低資本参入要件は、認可された銀行業務の性質によって異なりますか？
91.43%	99.25%	Yes	1.4.2 資本として使用される資金源は、規制/監督当局によって検証されていますか？
35.24%	93.16%	Yes	1.4.3 最初の支出またはその後の資本の注入は、現金または政府証券以外の資産で行うことができますか？
27.62%	3.88%	Yes	2.3.1 個人の所有者が所有できる銀行の株式の最大パーセンテージはありますか？
87.62%	12.42%	Yes	2.4 規制当局は、銀行の所有権を評価する際に最終的な（受益者の）所有者に反対する法的権限を持っていますか？
49.52%	7.81%	Yes	2.5 法律または規制により、銀行の最終的な（受益者）所有者および管理者を公開する必要がありますか？
59.05%	94.72%	Yes	3.6.1 銀行に対し、経済資本に対する自己資本の十分性を内部評価することを要求していますか？
27.62%	94.80%	Yes	3.8 重大なエクスポージャー（企業向け融資、住宅ローン、消費者向け融資、政府への融資など）について、バーゼル委員会の当初のバーゼルフレームワークとは異なるリスクウェイトを適用していますか？
100.00%	100.00%	Yes	5.1 管轄区域内のすべての商業銀行に専門の外部監査人による監査が必要ですか？
85.71%	10.68%	Yes	5.4 法律または規制により、監査人は国際監査基準（ISA）に従って監査を実施する必要がありますか？
53.53%	93.28%	Yes	5.5 規制は、監査会社が監査対象の金融口座を持つ銀行に非監査サービスを提供することを明示的に禁止していますか？
90.48%	98.94%	Yes	5.6 銀行の財務諸表に関する監査報告書は、これらの財務諸表とともに公開する必要がありますか？
87.62%	97.31%	No	6.2 上記のガイドラインまたは要件は、すべての銀行（国営銀行や外国銀行を含む）に一律に適用されますか？
98.10%	99.92%	Yes	7.1 銀行は、単一の借り手または相互に関連する借り手のグループへの貸付を制限していますか？
57.14%	10.53%	Yes	7.2 資産の多様化に関する規制規則や監督上のガイドラインはありますか？
74.29%	98.11%	Yes	8.1 商業銀行向けの明示的な預金保険保護システムはありますか？
18.10%	3.90%	Yes	8.3 預金保険基金は、預金者保護以外の目的で使用されていますか（銀行への流動性提供など）？
80.95%	97.10%	Yes	9.1 銀行が共通の規制尺度を使用して貸出金の質を報告しなければならない資産分類システムを持っていますか？
72.38%	7.75%	Yes	9.6 規制当局によって設定された貸付金に関する特定の規定の最低レベルはありますか？
34.29%	3.75%	Yes	9.8 特定の期間が経過した後、不良債権を帳消しにするよう銀行に要求していますか？
98.10%	99.79%	Yes	10.1 銀行は、会計目的で連結勘定を作成する必要がありますか？
71.43%	94.80%	Yes	11.4 金融以外の企業とは異なる銀行の倒産フレームワークはありますか？
82.86%	97.12%	Yes	11.7 銀行の株主は、銀行監督者の決定に対して裁判所に訴えられますか？
65.71%	9.26%	Yes	12.22 あなたの機関には、財政の安定とシステムの監督を担当する専門部署がありますか？
60.00%	7.19%	Yes	12.23 あなたの機関は財政安定報告書を発行する責任がありますか？
82.86%	98.00%	Yes	12.25 システムの安定性を評価するプロセスの一環としてストレステストを実施していますか？
55.24%	94.84%	Yes	12.28 体系的な機関を、非体系的な機関とは異なる方法で監督していますか？
69.52%	99.05%	Yes	14.5 法律または規制により、銀行は、契約に署名する前に、金融商品の価格設定、利用規約を書面で消費者に通知する必要がありますか？