

日本の金融システムと金融政策の経済分析 ： ミクロ・マクロデータを用いた実証研究

三浦, 一輝 / MIURA, Kazuki

(開始ページ / Start Page)

1

(終了ページ / End Page)

130

(発行年 / Year)

2015-03-24

(学位授与番号 / Degree Number)

32675甲第347号

(学位授与年月日 / Date of Granted)

2015-03-24

(学位名 / Degree Name)

博士(経済学)

(学位授与機関 / Degree Grantor)

法政大学 (Hosei University)

(URL)

<https://doi.org/10.15002/00011882>

法政大学審査学位論文

日本の金融システムと金融政策の経済分析：
ミクロ・マクロデータを用いた実証研究

三浦 一輝

目次

第1章	序文	1
1.1	はじめに	1
1.2	本論文の構成	4
第2章	アナザー・ライブドア・ショック？	8
2.1	はじめに	8
2.2	データと分析手法	13
2.3	推定結果	16
2.3.1	類似社名企業	16
2.3.2	類似語句の分類	19
2.3.3	カタカナ社名と平仮名・漢字社名の分類	21
2.4	おわりに	23
第3章	電子マネーと現金	25
3.1	はじめに	25
3.2	電子マネーとその動向	28
3.2.1	電子マネーの分類と動向	29
3.2.2	電子マネーの費用と安全性	31
3.3	基本モデル	33
3.3.1	Dayにおける経済主体の行動	35
3.3.2	Nightにおける経済主体の行動	37
3.4	決済手段選択の均衡分析	38
3.4.1	現金決済均衡	40
3.4.2	電子マネー決済均衡	40
3.4.3	現金と電子マネー決済共存均衡	41
3.5	結果と数値計算	43
3.6	おわりに	46

第 4 章	Boone 指標による地銀・信金・信組の競争度	48
4.1	はじめに	48
4.2	Boone 指標と推定方法	50
4.2.1	Boone 指標	50
4.2.2	Boone 指標の推定方法	53
4.2.3	先行研究の推定方法との比較	54
4.2.4	データ	55
4.3	推定結果	60
4.3.1	Boone 指標の推定結果	60
4.3.2	頑健性の検証	66
4.4	その他の競争度指標との比較	70
4.4.1	HHI	70
4.4.2	価格・費用マージン (PCM)	70
4.4.3	H 統計量	71
4.5	おわりに	74
	補論：トランスログ費用関数を用いた限界費用の推定	75
	付録	77
第 5 章	地域金融市場の競争度の決定要因	87
5.1	はじめに	87
5.2	データと推定方法	88
5.3	決定要因の推定結果	92
5.4	おわりに	94
第 6 章	金融・財政政策の国際的波及効果	95
6.1	はじめに	95
6.2	各国の金融・財政政策変数の推移	98
6.3	モデル	101
6.4	変数の定義とデータ	105
6.5	推定結果	107
6.5.1	財政政策の変化がなかった場合	107
6.5.2	貨幣政策の変化がなかった場合	109
6.5.3	金利政策の変化がなかった場合	111

6.5.4 頑健性の確認	112
6.6 おわりに	113
補遺：データの説明	114
第7章 結論	115
参考文献	121

目 次

3.1	電子マネーの発行枚数と決済端末台数の推移	30
3.2	電子マネーの決済件数と決済金額	31
3.3	電子マネー決済一件当たりの平均金額	32
3.4	各期の部分期間	34
3.5	Day の買い手のイベント	36
3.6	Day の売り手のイベント	37
3.7	Night の買い手のイベント	38
3.8	決済手段選択の均衡	44
4.1	OLS 推定による Boone 指標	63
4.2	2SLS 推定による Boone 指標	65
4.3	OLS 推定による Boone 指標：頑健性の検証	66
4.4	2SLS 推定による Boone 指標：頑健性の検証 (1)	67
4.5	2SLS 推定による Boone 指標：頑健性の検証 (2)	67
4.6	2SLS 推定による Boone 指標：頑健性の検証 (3)	68
4.7	2SLS 推定による Boone 指標：頑健性の検証 (4)	68
4.8	OLS 推定による Boone 指標：平均費用を用いた推定結果	69
4.9	2SLS 推定による Boone 指標：平均費用を用いた推定結果	69
4.10	HHI の推移	71
4.11	価格・費用マージンの推移	72
4.12	H 統計量の推移	73
6.1	日米英の実質 GDP の推移	99
6.2	日米英の財政支出（実質）の推移	100
6.3	日米英のマネー・ストックの推移	101
6.4	日米英の短期金利の推移	102
6.5	財政政策の変化がなかった場合の実質 GDP 成長率	108

6.6	貨幣政策の変化がなかった場合の実質 GDP 成長率	110
6.7	金利政策の変化がなかった場合の実質 GDP 成長率	112

表 目 次

2.1	類似語句を含む社名企業	11
2.2	類似社名企業とカウンターサンプル企業の推定結果	17
2.3	類似語句を区別した推定結果	20
2.4	カタカナ社名企業と平仮名・漢字社名企業の推定結果	22
3.1	パラメータ数値	45
4.1	変数の記述統計	58
4.2	利潤・限界費用・標本数の推移	59
4.3	OLS 推定による Boone 指標	62
4.4	2SLS 推定による Boone 指標	64
A.1	OLS 推定による Boone 指標：頑健性の検証	77
A.2	2SLS 推定による Boone 指標：頑健性の検証 (1)	78
A.3	2SLS 推定による Boone 指標：頑健性の検証 (2)	79
A.4	2SLS 推定による Boone 指標：頑健性の検証 (3)	80
A.5	2SLS 推定による Boone 指標：頑健性の検証 (4)	81
A.6	OLS 推定による Boone 指標：平均費用を用いた推定結果	82
A.7	2SLS 推定による Boone 指標：平均費用を用いた推定結果	83
A.8	HHI の結果	84
A.9	価格費用マージンの結果	85
A.10	H 統計量の推定結果	86
5.1	地域別の競争度	89
5.2	パネル推定の結果	93
6.1	分析に用いる変数一覧	106

謝辞

本論文を作成するにあたり、多くの方々に御支援・御指導をいただいた。大学院の指導教官であった靄見誠良教授からは、長年にわたって多大な学恩を賜った。この場をかりて心より御礼申し上げたい。武田浩一教授、宮崎憲治教授には、各章に詳細に目を通していただき、数多くの有益なコメントを頂戴した。また郡司大志准教授には共同研究の成果を収録することを快く許可していただいた。そのほか各章の論文の執筆に際して、日本金融学会、日本経済学会、日本経済政策学会、法政大学比較経済研究所研究会の参加者など多くの方から貴重なコメントをいただいた。ここに記して、改めて感謝申し上げたい。ただし、残された誤りは全て筆者に帰する。

第1章 序文

1.1 はじめに

日本の金融システムは20世紀の最後の四半世紀以降、情報通信技術の飛躍的な発展を背景にして自由化やグローバル化、証券化とともに大きな変化を遂げてきた。金融を取り巻く環境の変化に応じて、新たな発想にもとづく金融商品やサービス、金融技術の開発、金融組織や市場が創造され、金融部門の競争の促進や市場参加者の利便性が向上してきた。こうした金融の構造変化は、広く金融革新と呼ばれる¹。金融革新は、規制の枠組みの変化によって一方向からもたらされたのではなく、金融機関や投資家の側の変化からも現れてきた。金融市場に存在する規制、情報の非対称性や取引コストなどといった不完全性は、市場競争を制限し、市場参加者が金融システムの機能を効率的に利用することを阻害してきた。金融革新は、市場参加者がこうした不完全性を減らすよう行動を変化させ、金融行政はそれに反応して金融システムの安定性を確保しながら規制の緩和や見直しをおこない、それがさらに市場参加者の行動を積極的に変化させるという相互作用の中で生じてきたものである。現在の金融革新は、効率的で安定的な金融システムへの変化の過程であると考えられる。

本論文は、金融革新が金融市場の参加者にどのようなインセンティブを与え、金融取引機会や市場競争をどう変化させるのか、またどのような金融システムが形成されるのかについて明らかにすることを目的とする。金融革新とその一環をなす金融自由化、グローバリゼーションが株式市場、決済システム、銀行市場、金融政策に与える影響に焦点をあて、経済主体の行動様式を捉える。

金融革新において自由化がもたらす意義は大きい。かつて日本の金融行政は金融システムの安定性の確保を狙いとして、金融の中心的な担い手で

¹ 靄見 (1996) による。

あった銀行相互の競争を制限し、市場の資金配分と金利体系を管理してきた。銀行と証券の分離、長短金融の分離、銀行と信託業務の分離などの業務範囲や預金金利の規制を金融機関に課すことで、各業務の間に垣根を設けて他の金融機関の参入を妨げてきた。同時に、規制の有効性を維持するために、国際的な金融取引を制限し、国内金融市場を競争的な国際金融市場から遮断してきた。こうした競争制限的規制は、1970年代後半から経済が投資超過から貯蓄超過へと転化し、それに端緒をなす国債の大量発行と国際化を契機にして、その実効性を失い段階的に緩和されてきた。1990年代から2000年代にかけて日本の金融システムはその構造を大きく変えた。金融ビッグバンを主として金融・証券取引にかかわる法制度の抜本的な改革が進められた。銀行、証券、保険、消費者金融などの相互参入や、金融業以外の異業種から銀行業への新規参入、金融コングロマリット化が進展した。同時期には、株価、地価などの資産価格のバブルとその崩落を契機とした不良債権問題の深刻化によって、大手金融機関の破綻と統合が繰り返され、銀行業に大規模な再編が起こった。金融システムの不安定化と市場構造の再編が、金融機関の競争に影響を及ぼしてきたことは容易に想像できよう。金融部門にとっての競争は、他の産業と同様に、サービスの生産性や商品の質の向上、技術革新を促す要因である。銀行業の競争がどのように変化してきたのか評価することが求められる。

また、市場機能を中核とした金融システムをつくるために、新興市場の創設、取引所集中義務の撤廃、株式売買手数料の完全自由化、証券会社の免許制から登録制への転換などの改革が進められてきた。とりわけ株式売買手数料の完全自由化と登録制への転換は、国内の非金融機関による証券業への参入を促し、インターネットを利用した株式のオンライン取引業務によって個人投資家の積極的な市場参加に大きな役割を果たしている。「貯蓄から投資へ」というスローガンのもと、日本の株式市場における個人投資家の育成に政策の力点が置かれている一方で、投資家の行動について、これまで十分に明らかにされてきたわけではない。市場参加者は必ずしも、投資の意思決定に関わるような重要な情報を十分に持っているわけではないであろうし、あるいはそうした情報にアクセスすることさえ不可能であるかもしれない。意思決定において、その選択肢が必ずしも明確ではないとき、市場では何が起きるのであろうか。株式市場の参加者の実際

の意思決定行動様式を理解することが重要となる。

金融における情報通信技術やコンピュータの高度化は、金融機関や証券市場の取引費用を劇的に低減させ、瞬時に大規模な情報の伝達と処理を可能にした。電子決済システム化や金融取引のネットワーク化が進み、金融機関相互の資金振替のみならず、小口の決済分野でもその効率化を目的にしてCD・ATMなどの決済ネットワークやICカードなどの技術を用いた電子マネーの利用が拡大している。現状の日本の電子マネーは限られた範囲での利用にとどまっているが、一般受容性の確保やセキュリティ上の課題などが克服されることで預金通貨を介さない新たな決済システムになっていく可能性がある。問題は、電子マネーや電子決済システムの普及によって今後の決済・通貨システムがどのように変容していくのかにある。

金融革新や自由化による金融市場のグローバル化の急速な進展は、国境をまたいだ資金フローの量の急速な拡大をもたらしてきた。それは世界各国の金融市場を緊密に結びつける一方で、2007年のアメリカのサブプライム・ローン問題に端を発する世界的な金融危機のように、ある国で生じた危機が一瞬にして各国の市場に広げるものとなった。グローバルな相互関連性の高い経済においては、特定の地域だけに危機のショックがとどまることはない。それは経済政策の効果についても同様であろう。自国の経済や金融システムの安定を意図した政策や規制が、他国の経済に意図せざるかたちで負の影響を生じさせる可能性もある。政策当局は自国経済の安定化を確保する際には、自国の政策の国境を越える波及効果と他国の政策が自国へ及ぼす影響にまで注意を払って政策決定をおこなう必要がある。世界的な経済危機に対する国際的な政策協調は重要な役割を果たすものとなっている。

本論文はこうした金融革新のもとで、近年の日本が経験した金融システムと金融政策をめぐるいくつかの論点について分析をおこなうものである。日本のミクロ・マクロデータを分析することを通じて、それらの現状把握や決定要因の検証、政策効果の検証をおこなう。

第1に、金融ビッグバンによって個人投資家の取引が活性化した2000年代の日本の株式市場において、非合理的な投資家の存在が市場にどのような影響を及ぼしたのかという点である。すべての市場参加者が投資の意思決定にかかわる情報を持って合理的な判断をおこなっていると考えにく

い。むしろ実際の投資家は、ある一定量の情報をもとに投資判断をおこない、その情報を処理し理解するプロセスにおいて誤った解釈をしているかもしれない。日本の株式市場において、投資家が非合理的な基準を用いて意思決定をおこなっていることを検証する。

第2に、どのような通貨システムが人々に選択されるのかという点である。情報技術の進歩とともに電子マネーの利用が拡大していく中で、消費者や企業の決済手段の選択行動にどのような変化をもたらすのか、決済手段としての電子マネーと現金の関係について検証をおこなう。

第3に、銀行業の産業組織がどのように変化してきたのかという点である。1990年代の金融ビッグバンによる金融自由化の流れと、バブル崩壊後の金融システムの不安定化は銀行間の競争を促進させた可能性がある。日本の銀行は、異業種への参入とともに統合・合併を繰り返し、メガバンクを中心とした金融のコングロマリット化を進めた。日本の銀行業の競争状態について検証をおこなう。

第4に、経済政策の国際的な協調の有効性についてである。グローバル化のもとでは、世界的な金融危機のように、ある国で発生したショックの他国への波及的リスクが増大する。こうした危機からの脱却と金融システムの安定化のためにとられた各国の経済政策の効果がどのように他国に影響するのかについて検証をおこなう。

1.2 本論文の構成

本論文は次のように構成される。

第2章は、株式市場において、投資家が非合理的な基準を用いて意思決定をおこなっていることを検証する。投資家が完全には合理的ではないモデルを使うことによってファイナンス現象を説明しようとする考え方の一つに、行動ファイナンスアプローチがある。このモデルは認知心理学者によって集められた人々の行動バイアスや心理に関する実験的証拠によってサポートされる。Tversky and Kahneman (1974) は人間が膨大な情報を所与に意思決定をする際、類似性や系列性が疑われる事象を、一括りにして判断を急いでしまう現象を「代表性ヒューリスティック」と呼んでいる。第2章では、日本の株式市場の参加者がこのヒューリスティックを使って

投資の意思決定をおこなっていたことを検証する。

2006年1月に起きたライブドア・ショックが単に株式市場全体に影響を及ぼしただけでなく、ライブドアと類似する社名企業の株価収益にもう一つの別のショックを与えていたことを検証する。分析の結果、市場の平均的な企業に比べて、類似社名企業にはショック直後に統計的に有意な超過収益率の下落が確認された。通常であれば間違えそうもない判断を時間的圧力の下では、ヒューリスティックを用いて判断してしまうことがありうると考えられる。社名の一部の情報からその関連性を判断してしまった結果、そこに（存在するはずのない）企業の関係性を発見した可能性があると推測される。とくに当時の日本の株式市場は、証券市場の規制緩和により個人投資家の存在が拡大した時期であったため、経験の浅い投資家も多く存在していたことが予想できる。知る限りでは、株式市場における時間的圧力の効果を扱った分析は存在していない。ライブドア・ショックは、この議論における自然実験の好例となっている。

第3章は、電子マネーが、決済手段として普及していくか否かについて検討する。従来から電子決済には銀行振り込みやクレジットカード等が存在しており、BtoBやBtoCなどの取引場面で利用されている。これらは取引金額によって、大口の決済ならば預金通貨、小口であれば現金決済、クレジットカード決済はそれらの中間に位置するというように棲み分けがなされてきた。この棲み分けの視点から考えると、近年、普及が進められてきている電子マネーは現金決済の代替的な側面が強く、両者は競合関係にある。買い手と売り手の視点から電子マネーと現金の関係について理論的に分析する。分析では、電子マネーや現金について、取引費用と保有の安全性の違いを考慮し、経済主体による決済手段の選択を内生的に決定することを試みた。その結果、決済手段として電子マネーと現金が共存する均衡の存在とその条件が示された。さらに、電子マネーが単独で選択される均衡も存在することを明らかにしている。また、決済手段の属性から生じる取引費用や保有の安全性が、経済主体の意思決定にどのように影響を与えているのかを数値計算によって評価した。その結果として、買い手にとっての電子マネーの取引費用が高まるほどに電子マネーが決済手段として選択されなくなる傾向が示された。また、盗難や遺失の生じる可能性が高まるほどに、電子マネーは現金よりも選択されやすくなることが示さ

れた。

第4章と5章は、日本の地域金融市場の産業組織に関する研究である。日本の銀行業の競争度を検証する。さらに、日本の地域別の競争度を用いて、地域金融市場の競争度の決定要因を検証する。かつて日本の金融行政は、金融システムの安定化のために金融部門を「護送船団」と呼ばれるほど強く規制してきた。参入規制、外資規制、業際規制、金利規制などが銀行業の市場競争を制限していたことは想像に難くない。

第4章では、近年の産業組織論の研究で提案されている新しい競争度指標を用いて地域金融市場の競争状態を検証する。Boone et al. (2007) によって提案された利潤の限界費用に関する弾力性 (PE) を競争度の指標に用いる。産業組織研究において競争度の指標として伝統的に用いられてきたマーケット・シェアや価格費用マージン、H 統計量は、市場の競争条件の変化に対して単調に変化しないため、競争度の指標としては適切ではないことが指摘されている。それに対して、Boone の一連の研究によって Boone 指標はその変化を正確にとらえることができることを示している。1989 から 2009 年の日本の銀行マイクロデータを用いて、地方銀行、信用金庫、信用組合の競争度を検証する。結果として日本の地域金融市場は、長期的に競争的になってきていることが分かった。このような傾向が他の指標でも見られるかどうか確認するために、同じ期間のサンプルを用いて伝統的な競争度指標を推定した。ところが、これらの指標では逆に競争度が低下する傾向が見られた。推定期間は金融市場で様々な規制緩和がおこなわれた時期であり、直感的には、Boone 指標から得られる結果が現実と整合的であると考えられる。

5章では、パネルデータを用いて、地域金融市場の競争度の決定要因をパネルデータを用いて検証する。地域別に推定した Boone 指標に対して、地域の銀行業の市場構造や異業種の競争圧力、金融市場の深化などの指標が、どのような影響を与えているのかを分析している。結果からは、地域金融市場は地域の金融深化や企業の商道德の水準が高いほどに競争的な市場となることが明らかとなった。また、集中度や銀行数・支店数と競争度との相関は見られず、競合しているように見える他の金融機関からの競争圧力の影響も確認できないことが示された。

第6章は2007年以降の日本、アメリカ、イギリスの景気後退に対して、

各国の経済政策がどのような効果を持ち、どのように波及したのかを検証する。2007年第3四半期の米国サブプライムローンの大量のデフォルトに端を発した金融不安は、世界的にその影響を急速に深刻化させた。金融危機対策で各国が協調する姿勢が打ち出され、積極的な金融・財政政策とられた。分析のために、VARを用いた動学予測の新しい手法を提案する。この方法はVARの構造を仮定する必要がないため扱い易く、極めて簡便かつ柔軟に政策の効果を検証することができる。分析の結果、2007年以降の財政政策は実質GDP成長率にほとんど影響を与えていないことが分かった。また、金融政策はどの国でもある程度効果があったが、日本の金融政策はアメリカとイギリスにあまり波及していなかったことが明らかとなった。推定結果から見ると、2008年10月以降のG7の国際政策協調は、それ自体に特別な効果がなかったか、あるいは効果が国によって非対称であったため、その評価は難しい。

第2章 アナザー・ライブドア・ ショック？

2.1 はじめに

近年、当該企業の企業価値と直接は関連がないと考えられるイベントが、株価収益率に変化を生じせしめることが明らかとなってきた。その代表的なものとして、企業の社名変更が株価に与える影響を分析する研究がある。Horsky and Swyngedouw (1987) や Bosch and Hirschey (1989) など多くの論文が、アメリカの上場企業の社名変更の発表に対する株式市場の反応を分析している。このような行動は、人間が膨大な情報を所与に意思決定をする際、類似性や系列性が疑われる事象を、一括りにして判断を急いでしまう「ヒューリスティック (heuristic)」という現象によって説明可能だと考えられている。特に、Tversky and Kahneman (1974) はこれを代表性ヒューリスティック (representativeness heuristic) と定義している。

これらの分析は単に社名を変更したということ进行分析しているが、その影響が「変更」によってもたらされたのか、「社名」によってもたらされたのかは必ずしも明らかではない。そこで Cooper et al. (2001) は、1990年代後半にアメリカで発生したインターネット・バブルと社名変更の動機の関係进行分析した。1998年6月から1999年7月の期間、社名変更時に、「ドット・コム (.com)」という語句を新しい社名に含めることを決定した95社の株価が、社名変更のアナウンス後に、短期的に著しい正の収益率を示していることを明らかにした。さらに、Cooper et al. (2005) は、その後生じたインターネット・バブル崩壊期間の分析を行っている。2000年8月から2001年9月の期間、社名変更時の際に、社名から「ドット・コム」等のインターネット関連企業であることを投資家が連想する語句を削除した61企業の株価収益がどのように変化したのかを検証している。そ

の結果、正の超過収益が存在したことが明らかになった。この2つの研究は、株式市場に投資家心理の影響が存在することを示唆している。

しかしながら、Cooper et al. (2001) のように社名のヒューリスティックを検証するために「ドット・コム」の名のついた企業に焦点を当てる分析は、IT の技術革新が進んだ時期には将来の期待を生むという意味で、投資家の比較的合理的な反応であった可能性を否定できない。また、IT 産業以外の企業が「ドット・コム」を名乗ったとしても、IT 技術を積極的に取り入れるという方針を投資家が見込んだとすれば、誤った判断ではないかもしれない。つまり、「ドット・コム」企業で社名のバイアスを検証するだけでは、企業のファンダメンタルをまったく反映していないとは言えないことになる。

そこで、本章では「ドット・コム」のような明示的に技術革新を連想させるような名前ではなく、一見したところまったく関係がないと思われる企業の株価に、より純粋な名前（社名）のヒューリスティックが存在することを検証する。具体的には、2006年1月に起きたライブドア・ショック時の日本の株式市場データを用いて、そのショックが「ライブドア」と類似する社名企業の株価収益に与えた影響を推定する。

一般に、ライブドア・ショックが株式市場、とりわけ IT 関連企業の株価に負の影響を与えたことは共通の認識であろう。すべての投資家が合理的であったならば、強制捜査報道によってライブドアとその関連企業の株価の下落を予測し、それら関連企業やショックの影響を受ける株式を精査し、手放したであろうと考えられる。しかしながら、実際にショックに直面したすべての投資家が、約3900社にも及ぶ上場企業の中から、積極的な M&A によって多数の傘下企業を有していたライブドアの関連企業を正確にスクリーニングすることができたかどうかは疑わしい。むしろ、入手しやすい何らかの情報を基にポートフォリオの変更を行っていたと考える方が自然ではないだろうか。そこで本章は、ライブドアの社名と類似する社名企業の株価が、ライブドア・ショックによる投資家の心理的变化の影響を受けたのではないかと推測する。上場企業の中には、ライブドアとは業務上無関係であるものの、「ライブ」や「ドア」のように語感の似た社名を持つ企業が存在する。このことから、ライブドア・ショックの発生を知った投資家は、短期間のうちにポートフォリオの見直しを迫られ、社

名の一部分の情報からその関連性を判断してしまった結果、そこに（存在するはずのない）企業の関係性を発見した可能性があるのではないかと推測される。

本章で用いる類似社名企業は、表 2.1 に示されている。この中には、一見ただけではその類似性が認識しにくい企業名も存在している。しかしながら、そのような企業名であっても代表性ヒューリスティックを生じさせたと推測する背景には、近年の個人投資家の株式市場への参加の増加とともに、インターネットを介したオンライントレードの活発化がある。そうした投資家は、十分な経験や情報を持たないため、ライブドア関連企業を何らかのヒューリスティックによって選別する必要があった。関連企業の企業名は似ている場合が多いため、「音」や「文字」の類似性を頼りに選別した可能性がないとは言えないだろう。例えば、カタカナの「ライ」を含む企業を探す場合には表 2.1 から比較的容易に識別できることがわかる。このようにして、ライブドア・ショックは企業名を介して広がったと考えられる。これが「アナザー・ライブドア・ショック」である。

丁寧に観察すれば間違いを見つけられるにもかかわらず、誤った判断をしてしまうという仮説を裏付ける先行研究も存在する。Rashes (2001) および Davies et al. (2007) は、90 年代後半のアメリカの株式市場のデータを用いて、ティッカー・シンボル (ticker symbol) が似ている企業間の株価の関係について分析している。ティッカー・シンボルとは株式銘柄の略称のことで、アルファベット数文字で表す。例えば、Rashes (2001) は MCI (Massmutual Corporate Investors fund)、MCIC (MCI Communications) および T (AT&T) を比較している。市場に新たな情報が公開された場合に、似ているティッカー・シンボルを持った企業間の株価は、短期的に、著しく高い相関を持って変動することが明らかにされている。これらは正式な社名を調べることが可能であるにもかかわらず、短期的には投資家がヒューリスティックを用いて判断してしまうことを表していると考えられる。しかも、Rashes (2001) によれば、このような誤りを犯す投資家が少数であっても市場全体に影響が及ぶことになる。

「ライブドア」の文字のうち数文字が社名に含まれているという条件は、ティッカー・シンボルの類似性よりも厳しいものであるが、投資家が時間的圧力 (time pressure) の下で投資判断を迫られたことによって、社名

表 2.1: 類似語句を含む社名企業

類似語句	社名	業種	所属取引所
ライウ	南海プライウッド (株)	その他製品	大二
ライヴ	(株) アライヴコミュニティ	建設業	大へ
ライオ	ライオン (株)	化学	東一・大一
ライグ	(株) 新井組	建設業	東一・大一
ライケ	(株) みらい建設グループ	建設業	東一
ライシ	(株) 白石	建設業	東二
ライジ	日本パーカライジング (株)	化学	東一
ライス	(株) ネットプライス	小売業	東マ
	(株) 牧野フライス製作所	機械	東一・大一
ライズ	(株) 明豊エンタープライズ	不動産業	JQ
ライセ	(株) 桜井製作所	輸送用機器	JQ
ライダ	(株) ベストプライダル	サービス業	東マ
ライト	日本ライトン (株)	卸売業	JQ
	ライト工業 (株)	建設業	東一
	住友ベークライト (株)	化学	東一・大一
	イオンディライト (株)	サービス業	東一・大一
	(株) パトライト	電気機器	東一・大一
	イソライト工業 (株)	ガラス・土石製品	大一
	(株) ライトオン	小売業	東一
ライド	アライドテレスिसホールディングス (株)	電気機器	東二
	テンアライド (株)	小売業	東一
	日本ケンタッキー・フライド・チキン (株)	小売業	東二
ライフ	日本ライフライン (株)	卸売業	JQ
	(株) 日商インターライフ	建設業	JQ
	(株) ライフオート	小売業	JQ
	(株) アムスライフサイエンス	食料品	JQ
	日本ロングライフ (株)	サービス業	大へ
	(株) サン・ライフ	サービス業	JQ
	(株) 東日カーライフグループ	小売業	東一
	アーバンライフ (株)	不動産業	大二
	(株) 菱和ライフクリエイト	不動産業	東二
	(株) ライフコーポレーション	小売業	東一・大一
ライブ	(株) ハーモニック・ドライブ・システムズ	機械	JQ
	イーディーコントロールライブ (現: 株式会社 YAMATO)	その他製品	東マ
ライム	(株) ブライム・リンク	小売業	大へ
	(株) ブライム	小売業	JQ
ライン	(株) フライングガーデン	小売業	JQ
	(株) ゴルフダイジェスト・オンライン	小売業	東マ
	(株) もしもしホットライン	サービス業	東一
	光村印刷 (株)	その他製品	東一
	三浦印刷 (株)	その他製品	東二
	宝印刷 (株)	その他製品	東一
	立川ブラインド工業 (株)	金属製品	東二
	(株) エスライン	陸運業	名二
	(株) 東栄リーファーライン	海運業	JQ
	スカイマークエアライン (現: スカイマーク株式会社)	空運業	東マ
ライ	ウライ (株)	卸売業	JQ
	カワセコンピュータサブライ (株)	その他製品	大二
	ホウライ (株)	サービス業	JQ
	(株) 日本ケアサブライ	サービス業	東マ
	グリーンホスピタルサブライ (株)	卸売業	東二
ドア	アドアーズ (株)	サービス業	JQ
	ナブコドア (株)	卸売業	大二
	(株) ユナイテッドアローズ	小売業	東一
イブ	(株) エヌエフ回路設計ブロック	電気機器	JQ
	三井物産 (株)	卸売業	東一・大一
	東海物産 (株)	卸売業	名二
	(株) エイブル	不動産業	JQ
	ジェイ・ブリッジ (株)	その他金融業	東二
	西部ガス (株)	電気・ガス業	東一・大一
	西部電気工業 (株)	建設業	東一・大一
	ハイブリッド・サービス (株)	卸売業	JQ
	(株) 医学生物学研究所	医薬品	JQ
	西部電機 (株)	機械	大二・福上
イヴ	(株) テレウエイヴ	卸売業	JQ

第 1 列目は、社名に含まれる類似語句を示している。第 3 列の企業名の表記方法は「日経 Needs Financial Quest」による。第 4 列目の業種は、東京証券取引所の区分にしたがっている。

によるヒューリスティックを用いてしまった可能性があると考え。2006年1月当時の日本の株式市場は、長い株価の低迷からの段階的な回復基調にあったことから、そこに何の前触れもなく起きた1月17日のライブドア・ショックが多くの投資家を狼狽させたことは容易に想像できよう。その投資家の動揺ぶりは、ショック翌日の18日、個人投資家の小口の売り注文の殺到によって、東京証券取引所のシステム処理能力が限界に近づき、「全銘柄の売買停止」という前例のない対応がとられたことからわかるだろう。投資家は、時間的圧力の下で十分な情報が与えられないまま、早急な投資計画の見直しを迫られていたと考えられる。

経済学においては時間的圧力の議論はあまり馴染みがないものの、心理学や認知科学の分野では、人の意思決定の判断や選択において、その速度と精度との間のトレード・オフ関係 (speed-accuracy tradeoff) の存在が基本的な事実であると理解されている (Wickelgren, 1977)。人間は、何か課題を行ったり意思決定をしたりする場合に、正確な判断や予測をするためには、すべての情報を収集し、その慎重な精査を必要とする。この過程を経た意思決定は精度の高い判断をもたらすが、現実には、判断に基づいた行動をとるまでに許される時間が短いといった時間の制約が存在することが多く、情報の曖昧さを考慮することや、すべての情報を短時間で処理することは困難である。このような場合に、人は時間的圧力を感じるということが知られている。時間的圧力が意思決定過程に与える影響を扱った研究をサーベイしている Orasanu and Connolly (1993) は、時間的圧力が存在するとき、意志決定者は高水準のストレスを経験することで、疲弊したり熟考を欠いたりすること、また複雑ではない (ヒューリスティックのような容易に答えを導く) 方略 (strategy) を用いて判断や選択を行う傾向が強くなるとしている。例えば、Maule et al. (2000) や Payne et al. (1993) は、この意思決定の過程を認知心理実験によって明らかにしている。この2つの研究では、複数の選択肢を所与とした選択の場面において、時間的圧力などのストレスが存在する状況とそうでない状況との比較を行っている。その結果、ストレスが存在する場合には、被験者はすべての選択肢を十分に精査することなく判断を下してしまう傾向が強く見られ、特に時間的圧力の存在する状況では、感情や情報処理の方略に変化が生じることを明らかにしている。Maule and Edland (1997) もまた、時間

的圧力の下での意思決定では、情報処理の速度を上げることや、優先させる情報を変えるなどの意思決定のルールを変更させることを示している。この情報処理の方略の変化について Edland and Svenson (1993) は、時間的圧力は、意思決定者に、費用と便益を検討する時間を与えず、一部分の目立った特徴に注目させるとともに、ヒューリスティックを利用した判断に頼る傾向を強めることを明らかにしている。

このような時間的圧力とヒューリスティックの関係は、消費者行動の分野においては以前から応用されている。消費者の購買行動において、時間的圧力が存在する場合に、Beatty and Smith (1987) は、購買の意思決定についての情報の検索や精査の努力が低下することを、Petty et al. (1983) は、消費者が商品の一部の特徴のみに頼ったヒューリスティックな判断をおこなう傾向が強くなることを明らかにしている。また、Suri and Monroe (2003) は、消費者が強く時間的圧力を受けている場合には、商品情報を利用する動機が強い場合でさえ、ヒューリスティックによる判断が行われやすくなることを示している。

以上の議論から、本章では株式市場においても通常であれば間違えそうもない判断を時間的圧力の下ではヒューリスティックを用いて判断してしまうことがありうると推測する。その1つの例として、この現象がライブドア・ショックの際にも生じたという仮説を検証することにした。知る限りでは、株式市場における時間的圧力の効果を扱った分析は存在しない。ライブドア・ショックは、この議論における自然実験の好例となっている。この点が本章の最も大きな貢献の1つである。

2.2 データと分析手法

ライブドアと社名の類似性がある企業の株価が、ライブドア・ショックの影響を他の企業より強く受けていたのか否かをイベントスタディの手法を用いて検証する。まず、ライブドア・ショック発生時における類似社名企業とそれ以外の上場企業株式の超過収益率を測定する。そして、ライブドア・ショックが類似社名企業に与えた影響と、マーケット全体に及ぼした影響とを比較する。

本章の分析に用いる標本企業を以下のような手順で抽出した。まず「ラ

ライブドア」という語句（ないし日本語での発音）の中に含まれる「ライ」、「イヴ」、「イブ」、「ドア」の4通りの文字が社名の中に少なくとも1つ含まれる場合、「ライブドア」と社名の類似性があると定義する。また2006年1月16日のライブドア強制捜査報道は、当日の国内証券市場の閉じた後であるため、本章ではライブドア・ショックは翌17日（イベント日）に発生したとする。この基準に基づいて、1月17日時点の国内証券取引所の全銘柄のうち、社名に「ライ」、「イヴ」、「イブ」、「ドア」の語句が含まれる社名企業65社を「日経NEEDS *Financial Quest*」と「eol ESPer」から得た¹。このようにして抽出した類似社名企業を表2.1に示している。得られた標本企業の日次終値株価をデータとして用いる²。また、類似社名以外の全企業がライブドア・ショックによって受けた影響、つまり、マーケット全体に与えた影響を分析するために、東証一部の全上場企業から1575社の日次株価終値（以下、カウンターサンプルと呼ぶ）を準備した。ただし、事前に類似社名企業、および情報・通信業に区分される銘柄、REIT銘柄、類似社名企業と同じ期間の株価が利用できない銘柄を除いている。

ライブドア・ショックに対する株価の反応を測定するために、Campbell et al. (1997)、MacKinlay (1997) に従ったマーケット・モデルによるイベントスタディを採用する。個々の企業の正常収益率を定めるために、イベントの影響を明らかに受けていないと考えられるライブドア・ショックの100営業日前から6営業日前までの94日間を推定期間 ($t = T_0, \dots, T_1$) とし、各企業の株価収益率³をマーケット・ポートフォリオ⁴の収益率に単回帰させてモデルのパラメータを求めている。

¹当初、類似性の存在する銘柄は86社が得られた。しかし本章の関心は、社名の類似性が株価へ影響を及ぼすことの検証であるため、ライブドアと社名が類似する場合でも、社名以外の要因による影響を強く受けていると予想されるライブドア関係企業、東証区分においてライブドアと同じ「情報・通信業」（IT関連企業）に分類される銘柄、REIT銘柄、監理ポストに割り当てられた銘柄を除いた。さらに、分析に必要な期間のデータが得られなかった企業を除いている。

²類似名企業サンプルとカウンターサンプルの日次株価データと株価指標は、『日経NEEDS *Financial Quest*』から得ている。各銘柄について、取引不成立の期（日）については、直前日の終値を用いる。銘柄によっては、株式分割・株式併合・減資・増資・配当落ちなどの株価の不連続要因が発生しているため、それらを考慮して、「終値（権利落調整済、配当落ち含む）」を用いている。

³株価収益率は $R_{it} = (P_{it} - P_{i,t-1})/P_{i,t-1}$ として定義する。ここで $P_{i,t}$ は銘柄 i の t 期の株価を表わす。

⁴各銘柄の上場する市場の株式指標を用いる。日経平均株価、東証第二部株価指数、東証マザーズ指数、大証株価指数300種総合、大証修正株価平均第二部40種、ヘラクレス指数、日経ジャスダック平均指数、および名証第二部株価指数を用いている。

次に、ショックの影響を受けた可能性のあるイベント期間 ($t = T_2, \dots, T_3$) を1月17日から10営業日後までとして、イベント発生後に実際に観測された株価収益率からイベントが発生していなければ期待された株価収益率を差し引いたものを求め、これを超過収益率とした。したがって、類似社名銘柄の t 期の株価収益率 (R_{it}) を従属変数、 t 時点でのマーケット・ポートフォリオの収益率 (R_{mt}) を説明変数とした線形回帰モデルを最小二乗推定し、イベント期間 $t = T_2, \dots, T_3$ の各企業の超過収益率 AR_{it} を、 $AR_{it} = R_{it} - \hat{\alpha}_i - \hat{\beta}_i R_{mt}$ として求めることができる。イベント期間における超過収益率を累積することで、各企業の累積超過収益率 (CAR : Cumulative Abnormal Return)

$$CAR_i = \sum_{t=T_2}^{T_3} AR_{it} \quad (2.1)$$

が得られる。全体の傾向を見るために、本章は各企業の CAR の平均をとった

$$CAR_1 = n^{-1} \sum_{i=1}^n CAR_i = n^{-1} \sum_{i=1}^n \sum_{t=T_2}^{t_3} AR_{it} \quad (2.2)$$

を検証する。また、カウンターサンプルについても同様の推定をおこない、得られた CAR を、類似社名企業の CAR_1 と区別するために CAR_2 とする。これらの CAR は、それぞれ、帰無仮説を $H_0 : CAR_1 = 0$ 、 $H_0 : CAR_2 = 0$ 、対立仮説を $H_1 : CAR_1 \neq 0$ 、 $H_1 : CAR_2 \neq 0$ として、統計的に有意にゼロと異なるか否かの検定 (両側検定) をおこなう。

さらに、この2つの CAR が異なるものである (値に差が存在する) ことを検証するために、帰無仮説 $H_0 : CAR_1 = CAR_2$ 、対立仮説 $H_1 : CAR_1 - CAR_2 < 0$ のもとで t 検定をおこなう。

以上の推定結果から、

1. 類似社名企業の CAR_1 が負である ($CAR_1 < 0$)
2. かつ、 CAR_1 と CAR_2 の間に統計的に有意な差が存在する ($H_1 : CAR_1 - CAR_2 < 0$)

ならば、類似社名企業の株価は、株式市場全体が受けた負のショックとは異なる別のショックを受けていたことになる。

最後に、本章の関心は、 CAR_1 と CAR_2 との値の大きさの比較にあるため、各期間の CAR_1 あるいは CAR_2 が有意にゼロと異ならなかった ($H_0 : CAR = 0$) としても、カウンターサンプルの CAR と比較した場合には、それらが統計的に有意に異なること ($H_1 : CAR_1 \neq CAR_2$) も十分に起こりうることに注意しなければならない。

2.3 推定結果

2.3.1 類似社名企業

全類似社名企業とカウンターサンプル企業の株価にライブドア・ショックが与えた影響を検証した推定と検定の結果を表 2.2 に示す。1 列目には、 CAR を測定する 11 期間を、2 列目以降には、サンプルグループごとの CAR の値を表している。括弧内は CAR の標準誤差であり、 $CAR_1 - CAR_2$ は CAR_1 と CAR_2 の差である。

ここで $CAR_1 - CAR_2$ の値の右側に表示される「ALS (Another Live-door Shock の略)」の表記は、 CAR_1 が負であり、かつ t 検定において帰無仮説 $H_0 : CAR_1 = CAR_2$ を棄却し、対立仮説 $H_1 : CAR_1 < CAR_2$ を採択した期間、つまり代表性ヒューリスティックの存在が支持される期間であることを意味する。

ライブドア捜査報道前の期間である $(-5, -1)$ は、 CAR_1 および CAR_2 の値はいずれも正の値であり、投資家にとってライブドア・ショックは事前に利用可能な情報ではなかったことがわかる。本章ではこの期間の推定結果を詳細に確認するために、 $(-4, -1)$ 、 $(-3, -1)$ 、 $(-2, -1)$ 、 $(-1, -1)$ の期間の CAR の推定もおこなった。紙面の都合から表には示していないが、各期間の CAR_1 はいずれも正の値であった。さらに、 $CAR_1 - CAR_2$ の値は 0.357%、0.302%、0.311%、0.258% となっており、いずれも 1% 有意水準で統計的に有意に正の値である。したがって、株価がライブドア・ショックの情報を事前に織り込んでいたとは言えない。

次の $(0, 1)$ について CAR_1 は -3.733% と大きな負の値であるが、 CAR_2 との t 検定において帰無仮説を棄却できない。

つづく $(0, 2)$ では、 CAR_1 は 1% 有意水準で、 -2.644% の負の値が検出されている。この値はカウンターサンプルの CAR_2 、つまりマーケット

表 2.2: 類似社名企業とカウンターサンプル企業の推定結果

期間	カウンターサンプル企業 (1575 社)		全類似社名企業 (65 社)		
	CAR_2		CAR_1	$CAR_1 - CAR_2$	
(-5, -1)	1.707% (0.147)	***	1.150% (0.776)	-0.557%	
(0, 1)	-4.477% (0.126)	***	-3.733% (0.903)	***	0.744%
(0, 2)	-2.141% (0.094)	***	-2.644% (0.751)	***	-0.503% *** <i>ALS</i>
(0, 3)	-2.542% (0.115)	***	-2.077% (0.959)	**	0.465%
(0, 4)	-4.099% (0.152)	***	-3.543% (1.259)	***	0.556%
(0, 5)	-3.460% (0.135)	***	-3.068% (1.154)	***	0.392%
(0, 6)	-2.648% (0.136)	***	-2.160% (1.020)	**	0.487%
(0, 7)	-2.317% (0.143)	***	-1.566% (0.938)	*	0.751%
(0, 8)	-2.658% (0.146)	***	-1.826% (0.869)	**	0.832%
(0, 9)	-2.238% (0.156)	***	-1.146% (0.982)		1.092%
(0, 10)	-2.555% (0.167)	***	-0.704% (1.176)		1.851%

CAR は、各企業の累積超過収益率の平均をとったものである。括弧内は標準誤差を示し、両側検定をおこなっている。 $CAR_1 - CAR_2$ については、帰無仮説 $H_0 : CAR_1 = CAR_2$ 、対立仮説 $H_1 : CAR_1 < CAR_2$ のもとでの t 検定をおこなっている。*ALS* (Another Livedoor Shock) は、 $CAR_1 < 0$ かつ t 検定が有意、対立仮説を支持することを示す。* は、有意水準 10%、** は 5%、*** は 1% で有意にゼロと異なることを示す。

全体が受けたショック (-2.141%) よりもマイナス方向に約 0.5% 程度大きく、 t 検定 ($H_0 : CAR_1 = CAR_2$) の結果においても統計的に有意に異なることが示される。かつ対立仮説 $H_1 : CAR_1 - CAR_2 < 0$ を支持していることから、(0, 2) において、ライブドアと社名が似た企業は、ライブド

ア・ショックの混乱の中で、市場の平均的な企業よりも株価を下げたことが明らかとなっている。

また、類似社名企業の CAR_1 は (0, 9) 以降に統計的に有意ではなくなっているが、カウンターサンプルの CAR_2 は有意にマイナスとなっている。これは、カウンターサンプルがショックから回復していないにもかかわらず、類似社名企業がいち早くショックから回復したということの意味しているわけではない。両者の差の検定によれば、(0, 3) 以降の間では類似社名企業の CAR_1 とカウンターサンプルの CAR_2 との間に有意な差はないことが示されている。つまり、類似社名企業の CAR_1 は統計的に有意にゼロと異ならないが、カウンターサンプルの CAR_2 とも異ならない。本章の関心は、それぞれの CAR の絶対的な値ではなく、両者が等しいかどうかである。このような場合、Hayashi (2000, p.44)、Wooldridge (2003, pp.148-149) および Kennedy (2003, p.63-66) などが強調しているように、それぞれの推定値に対する検定（ここでは $H_0 : CAR_1 = 0$ とする検定および $H_0 : CAR_2 = 0$ とする検定）と、複数のパラメータ間の検定（ $H_0 : CAR_1 = CAR_2$ とする検定）とでは信頼区間が異なるため、後者をより重視すべきである⁵。

言い換えれば、(0, 2) 以外の期間では2つの CAR の値は統計的には区別がつかないのであって、類似社名企業がショックから速やかに回復したとは言えない。この統計的な原因は、類似社名企業の標本数が比較的少ないため、その CAR の分散が大きくなっていることによる。しかしながら、ALS の際にはその大きな分散を上回るほどに (1% 有意水準で) カウンターサンプルの CAR_2 とは異なる値が得られている点を考慮すると、いかに ALS が通常とは異なる現象であるかということがわかるであろう。

この結果から、類似社名企業の CAR_1 は、ライブドア・ショックの後、平均的に負になる傾向があることが確認された。また、重要な結論として、ショック直後の (0, 2) において、類似社名企業の CAR_1 は、マーケット全体が受けた負のショックよりも統計的に有意に大きかったことが明らか

⁵後者のように複数のパラメータについて制約が課される場合、通常は F 検定がおこなわれるが、本章では制約は1つであるため t 検定を用いている。これは、Amemiya (1985, p.30) および Wooldridge (2003, p.149) が指摘しているように、制約が1つの場合には片側検定がおこなえるため t 検定の方が優れていることによる。

になった。類似社名企業は、IT 関連会社を除くサンプルであり、社名の一部が似通っているというだけで、ライブドアと事業上の関係があるわけではない。合理的な投資家の存在を仮定する場合には、もし市場のショックによってこれら企業の超過収益率が統計的に有意な変化をしたとしても、株式市場の平均的な企業と同じショックを受けるだけであって、その差には統計的に有意な変化が見られないはずである。つまりショック直後において投資家の代表性ヒューリスティックが存在したことが支持される。

この効果はショック後のごく短期間のみ観察されているが、この結果は他の先行研究と整合的である。Rashes (2001) および Davies et al. (2007) は、アメリカの株式市場においてティッカー・シンボルの似ている企業の株価が短期では関連するが、長期ではその傾向が見られないことを示した。本章の推定は、日本においても同様の短期的な効果が見られることを明らかにしている。

2.3.2 類似語句の分類

表 2.1 で示したように、本章のサンプルは「ライ」や「ドア」など複数の語句を対象としているので、類似語句が「ライ」の場合と、「ライ」以外の場合では、市場が異なる反応を示すということも考えられよう。そこで、類似語句の違いがもたらす反応の違いを確認するために、「ライ」と「イヴ」、「イブ」、「ドア」の 2 グループに分けて推定をおこなった。結果を表 2.3 に示している。

「ライ」を類似語句とする 51 社について、(0, 1) から (0, 5) の 5 期間では、いずれも負の値となっている。このショック直後に大きな値を示す傾向は、カウンターサンプルや全類似社名企業での推定結果と同様である。この期間中、(0, 2) の CAR_1 は -2.743% であり、全類似社名企業の推定結果と同様に、 CAR_2 よりも負の方向に大きな値である。 CAR_1 と CAR_2 の差についての t 検定 ($H_0 : CAR_1 = CAR_2$) においても 1% 有意水準で統計的に異なることが確認された。代表性ヒューリスティックの存在を支持するものである。(0, 6) から (0, 10) の 5 期間では、 CAR_1 は負の値となっているが、対立仮説は採択されない。

次に、「イヴ」、「イブ」、「ドア」に分類される 14 社の推定結果では、(-5,

表 2.3: 類似語句を区別した推定結果

期間	「ライ」 を含む社名企業 (51 社)			「イブ」・「イヴ」・「ドア」 を含む社名企業 (14 社)		
	CAR_1		$CAR_1 - CAR_2$	CAR_1	$CAR_1 - CAR_2$	
(-5, -1)	1.888% (0.856)	**	0.181%	-1.537% (1.676)	-3.244%	*** ALS
(0, 1)	-4.340% (1.038)	***	0.138%	-1.524% (1.749)	2.953%	
(0, 2)	-2.743% (0.736)	***	-0.603%	-2.283% (2.302)	-0.142%	** ALS
(0, 3)	-1.758% (0.957)	*	0.784%	-3.239% (2.836)	-0.697%	*** ALS
(0, 4)	-3.165% (1.230)	**	0.934%	-4.919% (3.854)	-0.819%	*** ALS
(0, 5)	-2.867% (1.182)	**	0.593%	-3.799% (3.290)	-0.340%	*** ALS
(0, 6)	-1.807% (1.110)		0.840%	-3.447% (2.521)	-0.799%	*** ALS
(0, 7)	-1.444% (1.136)		0.873%	-2.008% (1.413)	0.309%	
(0, 8)	-1.447% (1.014)		1.211%	-3.209% (1.638)	* -0.551%	*** ALS
(0, 9)	-0.808% (1.130)		1.429%	-2.376% (2.008)	-0.138%	** ALS
(0, 10)	-0.059% (1.390)		2.496%	-3.052% (1.996)	-0.497%	*** ALS

CAR は、各企業の累積超過収益率の平均をとったものである。括弧内は標準誤差を示し、両側検定をおこなっている。 $CAR_1 - CAR_2$ については、帰無仮説 $H_0 : CAR_1 = CAR_2$ 、対立仮説 $H_1 : CAR_1 < CAR_2$ のもとでの t 検定をおこなっている。ALS (Another Livedoor Shock) は、 $CAR_1 < 0$ かつ t 検定が有意、対立仮説を支持することを示す。* は、有意水準 10%、** は 5%、*** は 1% で有意にゼロと異なることを示す。

-1) の CAR_1 は、-1.537% であり、 t 検定において帰無仮説 ($H_0 : CAR_1 = 0$) を棄却している。しかしながら、前節で議論したように、ライブドア・ショック報道以前にこの情報が市場に浸み出していたことは考えにくいため、この結果は測定誤差である可能性がある。

(0, 1) から (0, 5) では、いずれの CAR_1 も帰無仮説 ($H_0 : CAR_1 = 0$) を棄却しないが、負の値となった。このうち (0, 1) を除いた (0, 2)、(0, 3)、(0, 4)、(0, 5) の 4 期間では、 CAR_2 との t 検定において帰無仮説 ($H_0 : CAR_1 = CAR_2$) を棄却し、対立仮説 ($H_1 : CAR_1 < CAR_2$) を支持する結果を得た。つづく (0, 6) から (0, 10) のショックから数日経過した期間においても、(0, 6)、(0, 8)、(0, 9)、(0, 10) の 4 期間の CAR_1 が CAR_2 よりもショックを大きく受けており、帰無仮説を棄却し、対立仮説を支持する。つまりこの「イヴ」、「イブ」、「ドア」によって分類される推定グループでは、8 期間において代表性ヒューリスティックの存在が支持された。

これまでの全類似社名企業、「ライ」を含む社名企業の推定結果では、ショック直後の (0, 2) 期間においてのみ代表性ヒューリスティックの存在が検出されたが、この結果は、ショックから数日後まで存在する可能性を示すものである。ただし、小標本による推定であるため、結果の安定性に議論の余地が残される。

この類似語句を分類した推定のうち、「ライ」を含む社名企業の推定では、ショック直後の (0, 2) 期間に CAR_1 が市場の平均的な企業が受けた負のショックよりも大きかったことが明らかになった。また、「イヴ」、「イブ」、「ドア」を含む社名企業の推定では、小標本という条件付きではあるが、ショックから一定の時間が経過した期間にも、それが見られた。この 2 つの推定に明らかな違いを見出すことは難しいが、全類似社名企業の推定結果と共通する点として、ショックから数日の間に、類似社名企業の株価は、市場全体が受けたショックとは別のショックを受けていたことを明らかにしている。

2.3.3 カタカナ社名と平仮名・漢字社名の分類

さらに本章は類似語句を含む社名が、カタカナ表記である場合と平仮名・漢字表記である場合とで、投資家の反応が異なるのかどうかを検証する。これは社名を類似語句の「ライ」や「ドア」などで分類した推定が、「音」の類似情報による投資家のヒューリスティック効果を検証するものであったのに対して、本節の分析は、「視覚的」な類似情報がどのような

表 2.4: カタカナ社名企業と平仮名・漢字社名企業の推定結果

期間	カタカナ社名企業 (33 社)			平仮名・漢字社名企業 (32 社)		
	CAR_1		$CAR_1 - CAR_2$	CAR_1		$CAR_1 - CAR_2$
(-5, -1)	0.939% (1.168)		-0.768%	1.368% (1.036)		-0.339%
(0, 1)	-4.610% (1.557)	***	-0.133% *** ALS	-2.829% (0.887)	***	1.649%
(0, 2)	-4.059% (1.287)	***	-1.918% *** ALS	-1.186% (0.685)	*	0.955%
(0, 3)	-2.963% (1.711)		-0.420% *** ALS	-1.164% (0.829)		1.378%
(0, 4)	-4.505% (2.279)	**	-0.406% *** ALS	-2.551% (1.028)	**	1.549%
(0, 5)	-3.747% (2.042)	*	-0.287% *** ALS	-2.367% (1.056)	**	1.092%
(0, 6)	-2.858% (1.832)		-0.211% *** ALS	-1.441% (0.871)		1.207%
(0, 7)	-1.789% (1.699)		0.528%	-1.335% (0.782)	*	0.982%
(0, 8)	-2.108% (1.539)		0.550%	-1.535% (0.800)	*	1.122%
(0, 9)	-1.328% (1.653)		0.910%	-0.958% (1.066)		1.279%
(0, 10)	-1.088% (1.848)		1.467%	-0.307% (1.466)		2.248%

CAR は、各企業の累積超過収益率の平均をとったものである。括弧内は標準誤差を示し、両側検定をおこなっている。 $CAR_1 - CAR_2$ については、帰無仮説 $H_0 : CAR_1 = CAR_2$ 、対立仮説 $H_1 : CAR_1 < CAR_2$ のもとでの t 検定をおこなっている。ALS (Another Livedoor Shock) は、 $CAR_1 < 0$ かつ t 検定が有意、対立仮説を支持することを示す。* は、有意水準 10%、** は 5%、*** は 1% で有意にゼロと異なることを示す。

効果を持っているのかを検証するものである。

表 2.4 には、社名がカタカナ表記であると平仮名・漢字表記である企業の推定結果が示されている。(0, 1) から (0, 5) までの 5 つの期間について、いずれも投資家の代表性ヒューリスティックの存在が支持された。これら

の期間の CAR_1 は、-2% 台後半から-4% 台後半の負の値となっている。 CAR_2 との t 検定においても帰無仮説 ($H_0 : CAR_1 = CAR_2$) を棄却し、対立仮説 ($H_1 : CAR_1 < CAR_2$) を採択する。とりわけ、(0, 2) においては $CAR_1 - CAR_2$ の値が約-2% であり、大きな違いが示された。(0, 6) から (0, 10) については、(0, 6) でのみ、本章の仮説を支持する結果が得られている。それ以外の期間では、 CAR_1 は負であるが、 $CAR_1 - CAR_2$ の値が正であった。

一方で、類似語句を含む社名が平仮名や漢字で構成される銘柄を対象に推定をおこなった結果は、全期間を通じて、本章の仮説を支持するものではない。つまり、類似語句が漢字として含まれる社名企業の超過収益率は、ライブドア・ショックに対して特異な反応をしたわけではなかったことがわかる。

以上の検証の結果から、ライブドア・ショックでは震源となった企業（ライブドア）の名前がカタカナであったため、社名がカタカナである場合に、平仮名や漢字の社名である場合よりも強くヒューリスティックの影響が出ていることが考えられる。この事実は、投資家の社名によるヒューリスティックが「音」の情報によるものではなく、「視覚的」な情報によって生じている可能性を暗示している。この点を明らかにするためには、本章を超えてより詳細な分析が必要となるだろう。

2.4 おわりに

本章では、2006年1月のライブドア・ショックが単に株式市場全体に影響を及ぼしただけでなく、ライブドアと類似する社名企業の株価収益に別のショックを与えたことを明らかにしている。われわれは「ライ」、「イヴ」、「イブ」、「ドア」が社名に含まれる企業の株価の超過収益率を計測し、ライブドア・ショック後にそれが変化していたかどうか、そしてそれが市場の平均的な企業が受けたショックの影響よりも統計的に有意に大きなものであったのかを検証した。分析の結果から、これらの企業の超過収益率はライブドア・ショックの後に、負の影響を受けており、それは市場が受けた影響よりも大きい傾向があることが明らかとなった。

また分析では、社名の類似性について、「音」による情報と「視覚的」

な情報のいずれが投資家のバイアスを引き起こす要因として重要なのかを確認するために、「ライ」や「ドア」などの類似語句の分類をした推定と、カタカナ社名と平仮名・漢字社名に分類した推定をおこなった。前者の結果は、いずれの分類においても代表性ヒューリスティックが存在していることを明らかにした。後者の結果においては、ライブドアの社名同様に、カタカナの類似社名企業の株価に顕著な影響が表れている。これらの結果は、投資家の判断が「視覚的」な情報に依存していることを示唆するものである。

第3章 電子マネーと現金

3.1 はじめに

1980年代以降、情報技術の革新がもたらした情報通信コストの引き下げは、金融サービス産業の取引費用を劇的に低減させてきた。今日、金融市場や金融機関の構築するグローバルな通信ネットワークや、新しい金融商品の導入などによって、金融システム全体の取引量は拡大し続けている。金融システムの重要な機能の一つである決済機能においても、イノベーションによる変化を見ることができるといえる。取引を円滑で安全なものにするために、決済を電子化する仕組みが進められてきた。電子決済は金融機関や企業のみならず、家計にとっても身近なものとなっている。とりわけ、消費者や企業の行動を変化させうる金融革新の一つとして電子マネーがある。電子決済には従来から銀行振り込みやクレジットカード等が存在しており、様々な取引場面で利用されてきた。これらは決済金額によって、大口決済ならば預金通貨、小口であれば現金通貨、クレジットカード決済はそれらの中間に位置するというように棲み分けがなされてきた。棲み分けの視点から考えると、電子マネーは現金通貨の代替的な決済手段であり、両者は競合関係にあると考えられる。

経済に新たな決済手段が導入されることで、消費者や企業の決済手段の選択行動に変化がもたらされることが予想される。それが著しく大きいならば、経済政策や法制度にかかわる重要な問題となりうる。柳川(2005)は、物価や中央銀行の金融政策のコントローラビリティへの影響や経済取引の活性化への効果などの多様な経済的影響を議論している。また、Solomon(1999)、Singh(1999)、清水(2005)は、電子マネーに関する規制当局の政策のあり方や法制度の整備について検討している。

また一方で、既存の決済手段が存在する市場に新しい決済手段が受け入れられるのか否か、受け入れられるならば、どのような要因で選択され

るのかという疑問が生じてくる。日本では1990年代中期の電子マネー実用化初期には、「Mondex (モンデックス)」などの電子マネーが試験的に導入されたが、期待に反して普及には至らなかった。それが2000年代に入って、「Edy (エディ)」やJR東日本発行の「Suica (スイカ)」に代表される利用範囲の広い電子マネーの発行が開始され、都心部を中心に広がりを見せている。ただし、これらの電子マネーには「法貨」としての法的な裏付けがなく民間の企業が発行主体であることから、今後の継続的なサービス供給や発行の拡大が保証されるものではない。つまり現金通貨やクレジットカードなどを代替するような利便性を持った決済手段になる可能性がある一方で、その利用が一過性のブームに終わってしまうことも考えられる。

そこで本章は、電子マネーの普及の可能性について理論的に検討する。電子マネーと現金の関係に焦点を当て、買い手と売り手の視点から決済手段の選択行動を考える。分析方法には、決済手段の選択を内生的に決定するために貨幣サーチモデルを採用する。Kiyotaki and Wright (1989, 1991, 1993) の一連の研究は、貨幣理論にサーチ・モデルを導入し、交換手段としての貨幣の定式化を試みたものである。物々交換における「欲求の二重の一致」の困難を緩和する貨幣の機能を明らかにし、貨幣が存在しなければ市場取引が滞ってしまうような摩擦のある分権的な市場取引のモデル化に成功している。このモデルを用いて、性質の異なる複数種類の貨幣が存在する経済を分析した研究に、He, Huang and Wright (2005) がある。彼らは17世紀のロンドンを例に、現金が支配的な決済手段として存在する経済に金匠手形 (goldsmith note) が導入されることで、経済主体が貨幣の選択をおこなうようになることを分析している。とりわけ、貨幣の選択基準として保有の安全性が注目されており、盗難に遭い貨幣を失う可能性のあることが選択に影響することを明らかにしている。本章は、He, Huang and Wright (2005) のモデルを応用して、電子マネーと現金の2つの決済手段が存在する経済において、電子マネーが選択される条件を検討する。その際、決済手段にかかわる取引費用、保有の安全性などの属性を考慮し、それらが経済主体の意思決定に与える影響についても議論する。

先行研究では電子マネーと他の決済手段との棲み分けや共存関係について

て理論的に分析がなされている。伊藤・川本・谷口 (1999) は、取引金額や買い手の取引費用に応じて最適な決済手段が異なることを示した Humphrey and Berger (1990) のモデルを拡張して、電子マネーとクレジットカードの関係を分析している。結果は、電子マネーが利用されるべき決済金額の範囲は超小額取引にとどまり、その普及は限定的となる可能性が高いことを示唆している。Shy and Tarrka (2002) や北村 (2005) は電子マネーが従来の決済手段である現金、クレジットカード、小切手などに対して、どのように決済手段として用いられていくかについて、取引費用をはじめとした様々な費用比較を通して議論している。取引費用の比較の中で電子マネーと既存の決済手段との間で棲み分けが可能となることを示している。その境界は、電子マネーが保存される IC チップなどの破損リスクやクレジットカードの決済通信設備投資に応じて決まるとされている。また、実際の電子マネーやクレジットカードは、社会的な最適規模よりも過小にしか利用されていない（現金が過大に利用されている）ことを示している。松井 (2005) はランダム・マッチング・モデルを用いて、電子マネーと現金など他の決済手段との共存について検討している。分析では、経済主体間の決済手段に関する意思決定の違いを、その属性の違いではなく、誰と取引をおこなうのかという取引関係の中で内生的に決まるものとして議論している。

一方で、実証研究においても興味深い結論が得られている。中田 (2007) は、電子マネーの普及が貨幣需要に及ぼす影響を分析している。電子マネーの普及指標（取引件数）を考慮して貨幣の種類ごとに貨幣需要関数の推定をおこなっている。分析の結果から、電子マネーの普及指標が貨幣需要に負の影響を及ぼすことを明らかにしている。ただし、その影響はごく小さなものであることが示されている。中田 (2009) は VAR の推定結果から貨幣の種類ごとにインパルス応答関数を推定し、電子マネーの普及が貨幣需要に及ぼす影響の持続性について検証している。分析の結果から、電子マネーの普及が進むと小額貨幣の流通量が長期持続的に低下していくこと、さらに銀行券については一時的な負の効果があるものの長期的に持続するものではないことを明らかにしている。中田 (2007, 2009) と同様の関心をもっている北村・大森・西田 (2010) は、金融制度の変更などの構造変化を考慮して、硬貨・貨幣の種類別の貨幣流通量に電子マネーが

与えた影響を分析している。電子マネーの発行枚数を説明変数に加えた貨幣需要関数を硬貨別に推定し、50円硬貨以下の少額貨幣では代替効果が存在することを明らかにしている。ただし、その影響は非常に小さく、硬貨保有量の減少に極めて限定的な影響しかもたないことを指摘している。Fujiki and Tanaka (2009) は、電子マネーの普及要因とその普及が現金需要に及ぼす影響を金融広報中央委員会の「家計の金融行動に関する世論調査」のクロスセクションデータを用いて分析している。結論として、電子マネーの導入によって現金保有が減少したという代替効果は見られず、むしろ増加したケースが多い（電子マネー利用世帯は非利用世帯よりも現金保有残高がむしろ多い）ことが示されている。本章は、決済手段として電子マネーが選択されるのか、また現金との関係を検討している点で、これら先行研究と同様の関心をもつものである。

本章の構成は以下の通りである。第3.2節では、電子マネーの現状と特徴を概観する。第3.3節では、分析に用いられるモデルの基本的な環境を述べる。第3.4節では、決済手段が選択される均衡の存在条件を示す。第3.5節では、数値計算によって均衡に影響を与える変数を分析する。第3.6節では結論を述べる。

3.2 電子マネーとその動向

近年、日本で利用されている電子マネーは、複数の民間発行主体によって発行されている。それと同時に様々な規格の電子マネーが混在している。さらに実現には至っていないものの、現在の技術進歩や規制の枠組みを要件としない電子マネーの提案、議論がなされてきている。これまでのところ、日本で利用できる電子マネーは、B to Cの決済にのみ利用可能であるが、技術的にはC to Cの決済にも利用可能であり、これは法制度の整備に依存するものである。こうした制度設計の方向性は、将来の金融通貨システムに大きな影響を及ぼす可能性がある。そこで本節では分析対象とする電子マネーの位置づけと現状、その属性について概観する。

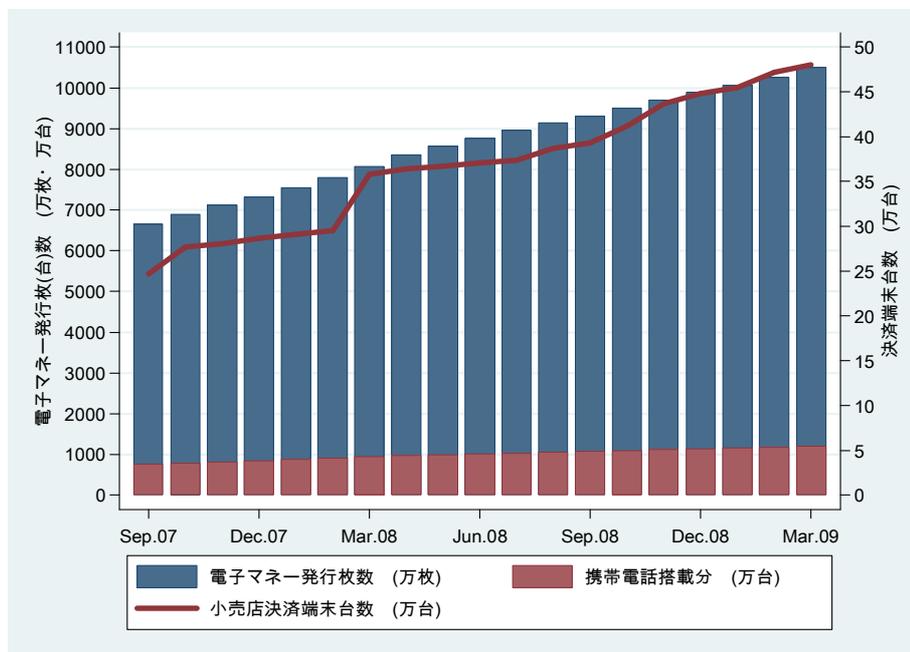
3.2.1 電子マネーの分類と動向

電子マネーは「電子情報化された貨幣価値」とされている。電子情報に置き換えられた金銭的価値をどのような決済ネットワークを介して取引に用いるのかという点から、「アクセス型」と「ストアバリュー型」の2つの代表的な電子決済に分類することが可能である。「アクセス型」の例には、主にデビットカードやクレジットカードが挙げられ、銀行やクレジットカード会社など金融機関の決済ネットワークを通じて預金通貨にアクセスして決済をおこなうものである。「ストアバリュー型」とは、非接触型ICチップを搭載したプラスチックカードや携帯電話を保存媒体にした電子マネーである。現状では、このタイプの電子マネーで決済をおこなう場合には、利用者が事前に現金相当の「電子情報化された貨幣価値」を購入して、保存媒体に記録する必要がある。預金通貨を介する必要なしに決済を完了することが可能である点が「アクセス型」との大きな違いである。さらに、「ストアバリュー型」の電子マネーは流通形態の違いからの分類もなされる。ICカードなどの物質的な保存媒体やネットワーク上に保存された電子マネーは、支払いに一度のみ利用のできる「クローズドループ型（受け取った側は、それを電子マネー発行者に渡すことで現金化される）」と、現金と同様に、回数に制限なく何人ものあいだを流通させ続けることができる（転々流通性をもった）「オープンループ型」の2つが存在する。前者はEdyやSuicaなどのように今日、実用化がなされてきている。

このような分類がなされる一方で、電子マネーをどのように定義するのかに関しては、明確に定まっていない。清水(2005)は、デビットカードやクレジットカード決済に利用される銀行預金は伝統的な貨幣の定義の中核だが、その決済はすでに完全に電子化されており、決済の電子性に注目して電子マネーを定義することは議論を整理する上で有用ではないことを主張している。そこで本章が分析対象とする電子マネーを、清水(2005)によって定義された「現金通貨と預金とを利用しない決済手段」として扱う。そして本章では、既に実用化段階に入っている「ストアバリュー型」かつ「クローズドループ型」の両方の形態をもった電子マネーを分析対象とする。

図3.1は、2007年9月から2009年3月における電子マネーの保存媒体で

図 3.1: 電子マネーの発行枚数と決済端末台数の推移



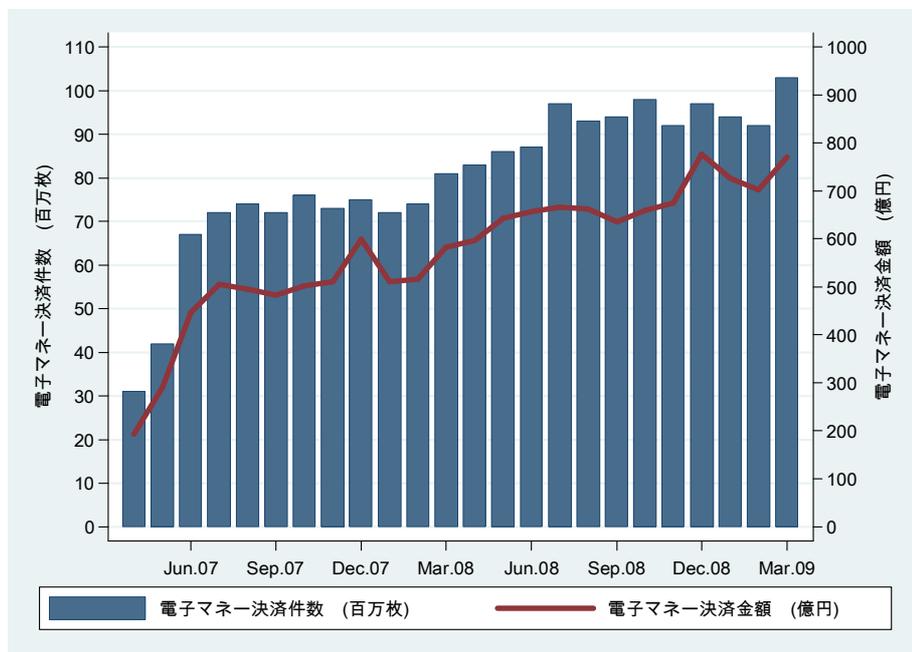
【出所】日本銀行決済機構局 (2009) より筆者作成

ある非接触型 IC チップを搭載したプラスチックカードと携帯電話をベースにカウントされた発行枚 (台) 数¹、そして小売店の電子マネー決済端末の導入台数の推移 (月次) である。電子マネーの発行枚数は 2007 年 9 月の統計開始時点から 2009 年 3 月までに、約 1.6 倍に増加している。携帯電話を含めると 2009 年 3 月時点で 1 億枚に達しており、順調に伸びていることが分かる。ただし、この数字には実際には決済に使われず休眠状態にあるカードも含まれていることに注意すべきである。よって、この発行枚数を利用者数に単純に置き換えて考えることはできない。一方の決済端末の導入台数については直近の統計では約 48 万台が普及しており、2007 年 9 月から 2009 年 3 月までに約 1.95 倍となっている。電子マネー利用者の増加率よりも受け入れる企業の増加率の方が高く、電子マネーの受容性の高まりを示すものとして評価できる。

図 3.2 は、2007 年 4 月から 2009 年 3 月における電子マネーの決済件数と決済金額の推移 (月次) である。2009 年 3 月では、決済件数 1 億 300 万

¹ここで統計の対象とされているのは、Edy、Suica、ICOCA、PASMO、nanaco、WAON、SUGOCA、Kitaka の計 8 つである。

図 3.2: 電子マネーの決済件数と決済金額



【出所】日本銀行決済機構局 (2009) より筆者作成

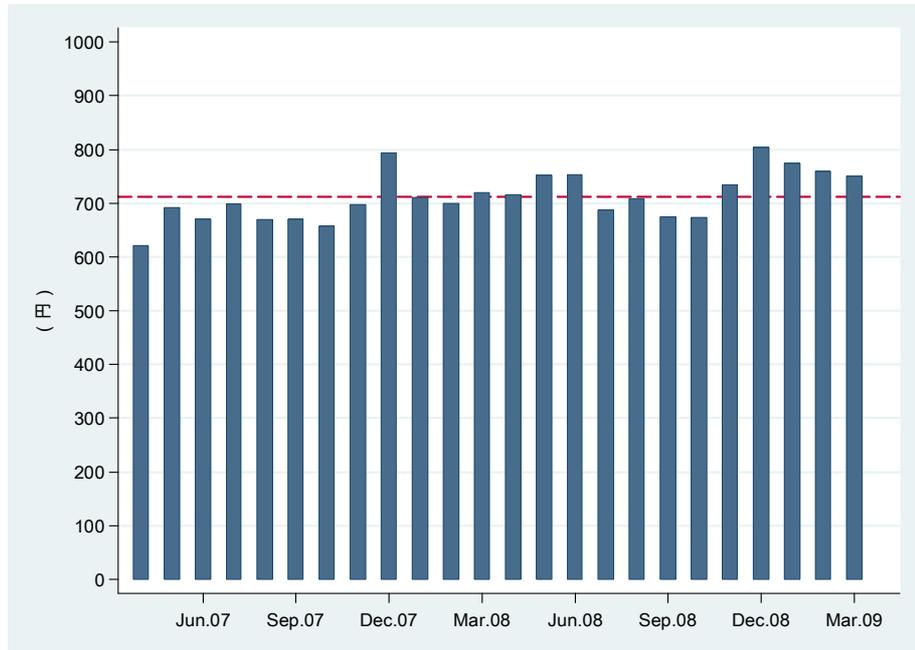
件、決済金額 771 億円となっている。両変数の金額は、期間中、多少の変動をしつつも増加傾向にある。

図 3.3 は、図 3.2 の決済金額を決済件数で除した、取引一件あたりの平均決済金額を示している。この期間中、600 円前半から 800 円強の間を変動しており、全期間を通じた一件当たり平均決済金額は 712 円となっている。図 3.1、図 3.2 からは、電子マネーの発行枚数と電子マネーを受け入れる企業が増加しており、それともなって、決済件数とその総額が増加していることが分かる。一方で、図 3.3 の一件当たりの決済金額には大きな変化は見られず、ほぼ横ばいである。これは、現状の電子マネー利用者は超小口決済にのみ用いていることを示しており、伊藤・川本・谷口 (1999) の理論的考察の結果を支持するものである。

3.2.2 電子マネーの費用と安全性

決済手段の選択に関する先行研究では、経済主体の決済手段選択の意思決定は、どれだけ取引費用を低くすることができるか、あるいは保有の安

図 3.3: 電子マネー決済一件当たりの平均金額



【出所】日本銀行決済機構局 (2009) より筆者作成

全性はどの程度なのかに依存すると考えられてきている。そこで本章も電子マネー決済の特性が、これらに代表されていると推測する。ここでは現金決済と比較して、買い手と売り手から見た電子マネーの取引費用や保有の安全性とはどのようなものが想定されるのかを考える。

電子マネー決済を利用する買い手にとっての取引費用には、電子マネーの保存媒体がカード型、携帯電話型であるかにかかわらず、取引の前に金銭的価値を電子情報化して保存しておかなければならないことが挙げられる。これは「チャージ」と呼ばれ、現金を電子マネーに両替することを指している。

決済手段の属性の違いは、売り手の取引費用にも変化をもたらすことになる。電子マネー決済の受け入れ側である売り手は、ICカードや携帯電話端末に蓄積記録された電子マネーの情報を認証するための専用決済端末を導入する費用を支払わなければならない。さらにクレジットカード決済を受け入れる場合と同様に、電子マネー決済のネットワークに加入する設備費用と、その利用手数料をネットワーク管理者（発行主体）へ支払わな

なければならない。ただし、現金決済の場合に比べて、あらかじめ釣銭を用意しておくことや現金を厳重に保管する必要性がなくなる。それにより、手元の現金保有残高を減らすことができ、いわゆる現金取扱い費用を減ずることも考えられる。また、電子マネー決済は現金よりも顧客一人当たりにかかる決済時間を短縮させることも特徴の一つであろう。ゆえに、本章では専用決済端末の導入費用と現金取扱い費用の減少、決済時間の短縮との差額が売り手にとっての電子マネー決済の費用と考える。

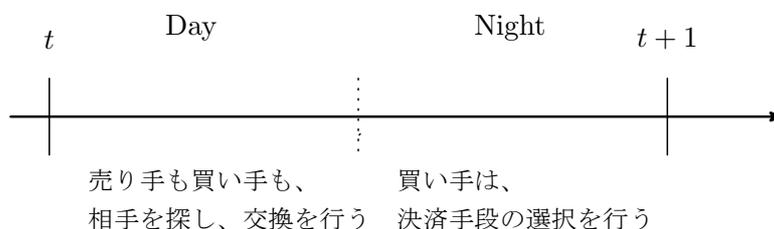
次に、電子マネーの保有の安全性の観点から考察を加える。本章では電子マネーの特徴の一つは、現金通貨と比べて保有する際の安全性が異なることと考える。そこで決済手段の安全性を、盗難や遺失に遭う確率として評価する。現金は最も匿名性が確保された決済手段として認識されており、それが利便性を高めていると考えられる。しかしながら、それゆえに一旦、現金を落としたり（遺失）、盗難に遭ってしまうと、貨幣価値が手元から流出することを防ぐ手段が無い。一方で、電子マネーの匿名性については、利用する電子マネーのタイプに応じて程度の差こそあるが、その安全性は現金に比べて高いと考えられる。電子マネーには、ICカードや携帯電話といった保存媒体が遺失や盗難に遭った場合、電子マネー発行会社へその申告をおこなうことで第三者によって不正利用されることを未然に阻止する機能が備わっている。また、（その時点での）貨幣価値も保証されるものが存在する。このように、電子マネーは匿名性という決済手段の利便性のある程度維持しつつ、安全な保有を可能にしている。

次節では、本節で示された決済手段の属性から生じる費用の違いを考慮して、現金と電子マネーが選択される経済について検討する。

3.3 基本モデル

He, Huang and Wright (2005) のモデルを用いて分析をおこなう。時間は離散時間で、無限期間とする。この経済には、 $[0, 1]$ の連続体として表現される無数の経済主体がおり、彼らは永久に生きるものとする。経済主体は次の2種類から構成される。経済主体のうち、 $1 - M$ の割合が財の生産機会を保有する売り手であり、 M の割合が決済手段を保有する買い手である。財の生産機会と決済手段は分割不可能とし、経済主体はどちら

図 3.4: 各期の部分期間



か一方を 1 単位だけ保有できる。財は複数の種類が存在しており、その生産費用は同一である。経済主体は、この経済に存在する財のうち x の割合だけを消費することができる。各財は x の割合の経済主体によって消費可能である。すべての経済主体にとって、その割合は等しいものとする。いずれの主体も自分の生産した財を消費することはできない。またこの経済では物々交換は生じないとする。

この経済には 2 つの決済手段が存在する。そのため買い手について以下の仮定を追加する。買い手とは、現金か電子マネーのいずれかの形態で決済手段を保有する主体を指す。買い手のうち μ の割合が電子マネーを保有しており、 $1 - \mu$ の割合が現金を保有している。ここで、 μ および $1 - \mu$ はモデルの中で内生的に決定される変数である。

また経済主体による決済手段の選択を内生的に決定するために、Lagos and Wright (2005) にしたがって、モデルにおける 1 期間を、図 3.4 に示すように 2 つの部分期間に分割する²。各期の前半の部分期間を Day と呼ぶ。この期間は、売り手、買い手ともに取引相手を探し、ランダムマッチングによって取引相手と出会い、取引をおこなう分権的市場である。後半の部分期間を Night と呼ぶ。Night では、取引はおこなわれない。そこでは買い手は、現金か電子マネーのいずれの決済手段を持って Day を迎えるのかを選択することができる。売り手は、財の生産機会を所有している状態である。すべての経済主体は每期必ず Day を過ごした後、Night に移る。

現金と電子マネーの属性をモデルに導入する。決済手段としての現金

²Lagos and Wright (2005) は、分権的市場取引と中央集権的取引をおこなう経済を描写するために期間を分割している。

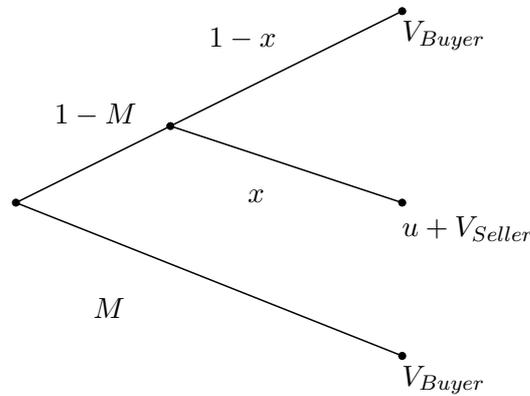
は、盗難に遭ったり遺失したりした場合に、取り戻すことが困難となる。この盗難や遺失が発生する確率を η として表す。一方で、電子マネーは、盗難や遺失が発生した場合にも、第三者の不正利用を未然に阻止する機能が備わっている。したがって、電子マネーの盗難・遺失に対する安全性は、現金よりも高いと考えられる。基準化して電子マネーの盗難・遺失発生確率を 0 とする。盗難や遺失によって失われた現金はこの経済の外に流出することになるが、流出した決済手段と同量の現金が政府によってただちに供給されるとする。したがって、この経済において M の値は時間を通じて不変である。

取引費用についても両決済手段には大きな違いが存在する。売り手が電子マネー決済を受け入れるためには、電子マネー専用の決済端末を導入し、電子マネーの決済ネットワークに（費用を支払って）参加しなければならない。いずれも現金決済をおこなう場合には生じることのない費用である。売り手にかかる電子マネーの取引費用を δ とし、現金の場合には 0 として基準化する。買い手が決済手段を電子マネーで保有するためには、現金から電子マネーへ両替をおこなう必要がある。買い手は、この取引費用を支払うことになる。この買い手が電子マネーを保有するための取引費用を ϕ とする。現金として保有するならば、その費用は 0 である。

3.3.1 Day における経済主体の行動

部分期間 Day と Night における経済主体のイベントを考える。Day では、每期、ランダムマッチングがおこなわれる。すべての経済主体は必ず他の経済主体と出会うと仮定する。出会ったペアの双方が取引から利得を得られる場合にのみ取引を実現する。出会った相手との取引から利得を得られない場合には、すぐにペアを解消し、Night に移行する。この経済では $[0, 1]$ 区間に連続無限な経済主体が一様に分布する仮定から、一度出会った相手と再び出会うことはない。つまり、将来の売買契約を結ぶことはできない。図 3.5 には、Day において買い手が自分以外の他者と出会うイベント過程を示している。ここで、いくつかの記号を導入する。買い手の期待利得を V_{Buyer} 、買い手のうち現金保有者の期待利得を V_{Cash} 、電子マネー保有者の期待利得を V_{Emoney} 、売り手の期待利得を V_{Seller} として

図 3.5: Day の買い手のイベント



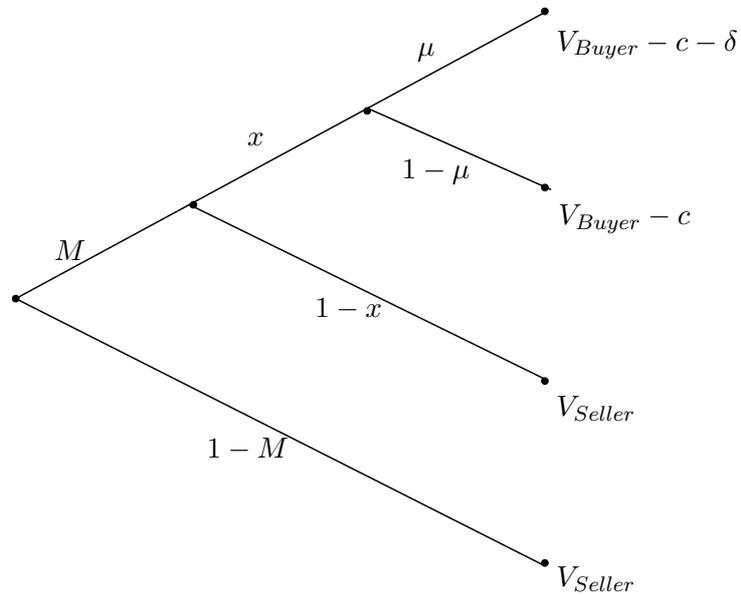
表す。添え字の *Buyer* は買い手（決済手段の保有者）を、*Cash* は現金、*Emoney* は電子マネー、*Seller* は売り手（財の生産者）を表わしている。

買い手は確率 M で自分以外の買い手と出会う。買い手同士が出会った場合、互いに取引から何の利益も得られないため、取引はおこなわれずに即座にペアが解消され、買い手のまま Night 期間に入る。一方で、 $1 - M$ の確率で売り手と出会う。出会った売り手が自分（買い手）にとっての消費可能な財を保有している（確率 x ）ならば、取引から利得が得られるため、取引が実行される。そして交換して得られた財を消費し、効用 u を得た後、生産機会を得て Night に売り手として入る³。買い手が売り手に出会ったとしても、自分にとって消費不可能な財を保有している（確率 $1 - x$ ）ならば、やはり取引はおこなわれず買い手のまま Night に入る。

売り手も買い手と同様にして、ランダム・マッチングによって他の経済主体と出会うことになる。図 3.6 には、Day における売り手のイベント過程を示している。売り手は、確率 $1 - M$ で自分以外の売り手に出会ったならば、取引はおこなわれない。一方で、確率 M で買い手と出会う。出会った買い手は、確率 x で自分の持っている財を欲する。その際、出会った買い手が現金を保有しているならば、生産費用 c を掛けて即座に財を生産し、取引をおこない、売り手から買い手になる。他方、出会った買い手が電子マネーを保有している場合には、売り手は財の生産費用に加えて、

³財の消費、生産は瞬時におこなわれると仮定し、各期において、経済主体は売り手（財の生産者）か買い手（決済手段の保有者）かのいずれかになっている。

図 3.6: Day の売り手のイベント



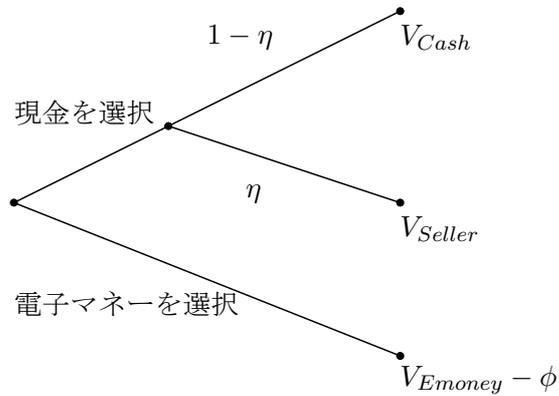
電子マネーでの決済を受け入れるための専用決済端末導入等の取引費用 δ をともなうため、 $c + \delta$ を支払って取引をおこない、売り手から買い手になる。また、出会った買い手にとって消費可能な財ではない（確率 $1 - x$ ）ならば、取引はおこなわれない。

3.3.2 Night における経済主体の行動

図 3.7 は Night における買い手のイベント過程を示している。Day において売り手が買い手と取引をおこない、買い手となって Night に入った時に、現金と電子マネーのどちらの決済手段を保有して来期を迎えるのか選択することが可能となる。ただし、買い手として Night に入った瞬間に、現金を保有している状態となる。

買い手は来期に保有する決済手段の形態に、現金を選択するならば、費用をかけずに現金保有者のままでいることを選択できる。ただし、現金で保有することを選択した場合、来期を迎える前に確率 η で盗難・遺失が発生し、現金を失ってしまう可能性が存在する。一方で、買い手は取引費用

図 3.7: Night の買い手のイベント



ϕ を支払うことで、現金を電子マネーに両替して来期を電子マネー保有者となって迎える選択ができる。電子マネーで保有すらなければ、盗難や遺失は発生しない。また売り手には Night でのイベントが無いため、財の生産機会を保有したまま次期の Day へ移行する。

3.4 決済手段選択の均衡分析

分析では、決済手段が選択される均衡の存在条件を c と x の組として表わす。売り手と買い手のベルマン方程式を導出し、決済手段の選択される均衡の存在条件を求める。

売り手の期待利得 V_{Seller} は次のように表される。

$$V_{Seller} = \frac{1}{1+r} [Mx\{(1-\mu)(V_{Buyer} - c) + \mu(V_{Buyer} - c - \delta)\} + (1-M)xV_{Seller}] \quad (3.1)$$

これよりベルマン方程式を求めると式 (3.1) は、次のように書き換えられる。ただし、ここで r は割引率である。

$$\begin{aligned}
rV_{Seller} &= Mx(1 - \mu)(V_{Buyer} - V_{Seller} - c) \\
&+ Mx\mu(V_{Buyer} - V_{Seller} - c - \delta)
\end{aligned} \tag{3.2}$$

同様にして、現金保有者のベルマン方程式は次のように表わされる。

$$\begin{aligned}
rV_{Cash} &= (1 - M)x(u + V_{Seller} - V_{Buyer}) \\
&+ V_{Buyer} - V_{Cash}
\end{aligned} \tag{3.3}$$

電子マネー保有者のベルマン方程式は次のように表わされる。

$$\begin{aligned}
rV_{Emoney} &= (1 - M)x(u + V_{Seller} - V_{Buyer}) \\
&+ V_{Buyer} - V_{Emoney}
\end{aligned} \tag{3.4}$$

さらに、買い手は部分期間 Day において現金と電子マネーのいずれかの決済手段を選択可能であることから、買い手の期待利得は、次のように表わされる。

$$V_{Buyer} = \max\{V_{Emoney} - \phi, (1 - \eta)V_{Cash} + \eta V_{Seller}\} \tag{3.5}$$

この経済において何らかの決済手段が用いられるには、売り手の決済手段から得られる期待利得が、財（の生産機会）を持ち続けた場合よりも高くなければならない。つまり、売り手が市場に参加して交換をおこなうインセンティブ制約として、次の条件が課される。

$$V_{Buyer} - V_{Seller} - (\delta + c) \geq 0 \tag{3.6}$$

ここで $\delta + c$ は、取引が実行された際に売り手に生じる取引費用 δ と生産費用 c の和であり、総費用を意味する。

3.4.1 現金決済均衡

経済主体が決済手段として現金のみが選択される均衡の存在条件を求める。ここでは電子マネーが流通しない（決済手段として選択されない）ことから、電子マネー保有者の割合は $\mu = 0$ である。これより、式 (3.2) と式 (3.5) は以下のように書き換えられる。

$$rV_{Seller} = Mx(V_{Buyer} - V_{Seller} - c) \quad (3.2')$$

$$V_{Buyer} = (1 - \eta)V_{Cash} + \eta V_{Seller} \quad (3.5')$$

そして式 (3.2') と式 (3.3) と式 (3.5') のベルマン方程式を解き、市場への参加制約式 (3.6) に代入することで均衡の存在条件式が得られる。この均衡では電子マネーを用いた取引はおこなわれないため、 $\delta = 0$ である。

$$c \leq \frac{(1 - M)(1 - \eta)xu}{r + (1 - M)(1 - \eta)x + \eta} \quad (3.7)$$

この制約式を C_1 とする。ただし、現金のみが選択される均衡では制約 C_1 を満たすことに加えて、式 (3.5') が成立していなければならない。したがって、 $(1 - \eta)V_{Cash} + \eta V_{Seller} \geq V_{Emoney} - \phi$ が満たされなければならない。これより、

$$c \leq \frac{\{(1 - \eta)\phi - (1 - M)u\eta\}x + (r + \eta)\phi}{Mx\eta} \quad (3.8)$$

が導かれる。式 (3.7) の C_1 と式 (3.8) を満たすことが現金決済のみが選択される均衡の存在条件となる。この均衡を C とする。

3.4.2 電子マネー決済均衡

電子マネーのみが決済手段として選択される均衡を求める。現金は流通しないことから、電子マネー保有者の割合は $\mu = 1$ となる。これより、式 (3.2) と式 (3.5) は以下のように書き換えられる。

$$rV_{Seller} = Mx(V_{Buyer} - V_{Seller} - c - \delta) \quad (3.2'')$$

$$V_{Buyer} = V_{Emoney} - \phi \quad (3.5'')$$

そして式 (3.2'') と式 (3.4) と式 (3.5'') のベルマン方程式を解き、市場への参加制約の式 (3.6) に代入することで電子マネーが選択される均衡の存在条件が得られる。

$$c \geq \frac{(1-M)(u-\delta)x - r(\delta+\phi) - \phi}{r + (1-x)M} \quad (3.9)$$

この制約式を E_1 とする。ただし、電子マネーのみが選択される均衡では制約 E_1 を満たすことに加えて、式 (3.5'') が成立していなければならない。したがって、 $V_{Emoney} - \phi \geq (1-\eta)V_{Cash} + \eta V_{Seller}$ が満たされなければならない。これより、

$$c \geq \frac{\{(1-\eta)\phi - (1-M)u\eta - M\delta\eta\}x + (r+\eta)\phi}{Mx\eta} \quad (3.10)$$

が導かれる。また c は、 $x \in (0, 1)$ の範囲で、式 (3.9) の E_1 、式 (3.10) を満たさなければならない。そのような c が存在するパラメータの条件は、

$$\frac{(r+\eta)\phi}{(1-M)\{u\eta - (1-\eta)\phi\}} \geq 1 \quad (3.11)$$

である。よって、パラメータが式 (3.11) の条件を満たし、かつ式 (3.9) の E_1 、式 (3.10) の制約を満たしていることが、電子マネー決済のみが選択される均衡の存在条件となる。この均衡を E とする。

3.4.3 現金と電子マネー決済共存均衡

現金と電子マネーが決済手段として選択される定常均衡の存在条件を求める。2つの決済手段が選択されるので、電子マネー保有者の割合は

$\mu \in (0, 1)$ である。これより式 (3.5) は以下となる。

$$V_{Buyer} = \mu(V_{Emoney} - \phi) + (1 - \mu)\{(1 - \eta)V_{Cash} + \eta V_{Seller}\} \quad (3.5''')$$

またこれより、

$$V_{Buyer} = (1 - \eta)V_{Cash} + \eta V_{Seller} = V_{Emoney} - \phi \quad (3.12)$$

となっていなければならない。式 (3.2)、式 (3.3)、式 (3.4) および式 (3.5''') を用いてベルマン方程式を解き、式 (3.12) を用いて μ について解くと次が求められる。

$$\mu = \frac{(r + x + \eta - x\eta)\phi - cMx\eta - (1 - M)ux\eta}{Mx\delta\eta} \quad (3.13)$$

ここで、 $\mu > 0$ より、次を得る。この制約式を CE_1 とする。

$$c < \frac{\{(1 - \eta)\phi - (1 - M)u\eta\}x + (r + \eta)\phi}{Mx\eta} \quad (3.14)$$

また、 $\mu < 1$ より、次を得る。この制約式を CE_2 とする。

$$c > \frac{\{(1 - \eta)\phi - (1 - M)u\eta - M\delta\eta\}x + (r + \eta)\phi}{Mx\eta} \quad (3.15)$$

さらに市場への参加制約式 (3.6) を次のように表す。この制約式を CE_3 とする。

$$c \leq \left(\frac{1}{\eta} - 1\right)\phi - \delta \quad (3.16)$$

したがって、現金と電子マネーの決済手段が共存する均衡の存在条件は、式 (3.14) の CE_1 、式 (3.15) の CE_2 、式 (3.16) の CE_3 を満たすことである。この均衡を CE とする。

3.5 結果と数値計算

3.4節では決済手段選択の均衡の存在を明らかにし、その条件を導出した。図3.8は、均衡の存在条件に任意の変数パラメータを代入して得られる均衡の存在領域を示している。図の(a1)から(c3)は、表3.1に示している変数パラメータの9つの組み合わせを用いて描かれている。図3.8の縦軸は生産費用 c 、横軸は各経済主体の消費できる財の割合 x である。現金決済のみが選択される均衡 C 、電子マネーのみが選択される均衡 E 、現金と電子マネーが決済手段として共存する均衡 CE である。

(a1)を例に結果を見ると、制約条件 C_1 と CE_1 を満たす範囲が、現金決済のみが選択される均衡 C である。この範囲では、電子マネー保有者の割合 μ は0であり、決済手段として現金のみが選択される状態である。「純粹現金決済経済」と言うことができる。

一方で、制約条件 E_1 と CE_2 を満たす範囲が、電子マネー決済のみが選択される均衡 E である。この範囲では、電子マネー保有者の割合 μ は1であり、決済手段として電子マネーのみが選択される状態である。「純粹電子マネー決済経済」と言うことができる。この均衡では経済主体は、現金よりも電子マネーの方が決済手段として適していると考えている。

次に、制約条件 CE_1 と CE_2 と CE_3 を満たす範囲が、現金と電子マネーがともに決済手段として選択される均衡 CE である。ここでは、電子マネー保有者の割合が $\mu \in (0, 1)$ であり、電子マネーと現金の両方が共存する状態である。これを「2決済手段共存経済」とする。この均衡では買い手にとっての電子マネーと現金は、決済手段として等しい価値をもたらすため、決済手段を選択する主体にとってそれらは無差別である。したがって現金が決済手段として普及している経済に、電子マネーが新たな決済手段として追加的に導入された場合には、電子マネーが現金と共存して利用される経済、または電子マネーが単独で選択される経済が存在することを示している。

さらに複数の決済手段が競合する経済において現金の盗難や遺失が生じる確率 η 、決済時点における売り手側の取引費用 δ 、買い手側（決済手段保有主体）の取引費用 ϕ などの決済手段の属性から生じる要因が、現金、あるいは電子マネーの選択に影響を与えることを考察する。そこで図3.8の(a1)から(c3)は、それらの変数のパラメータを動かすことで、均衡の

図 3.8: 決済手段選択の均衡

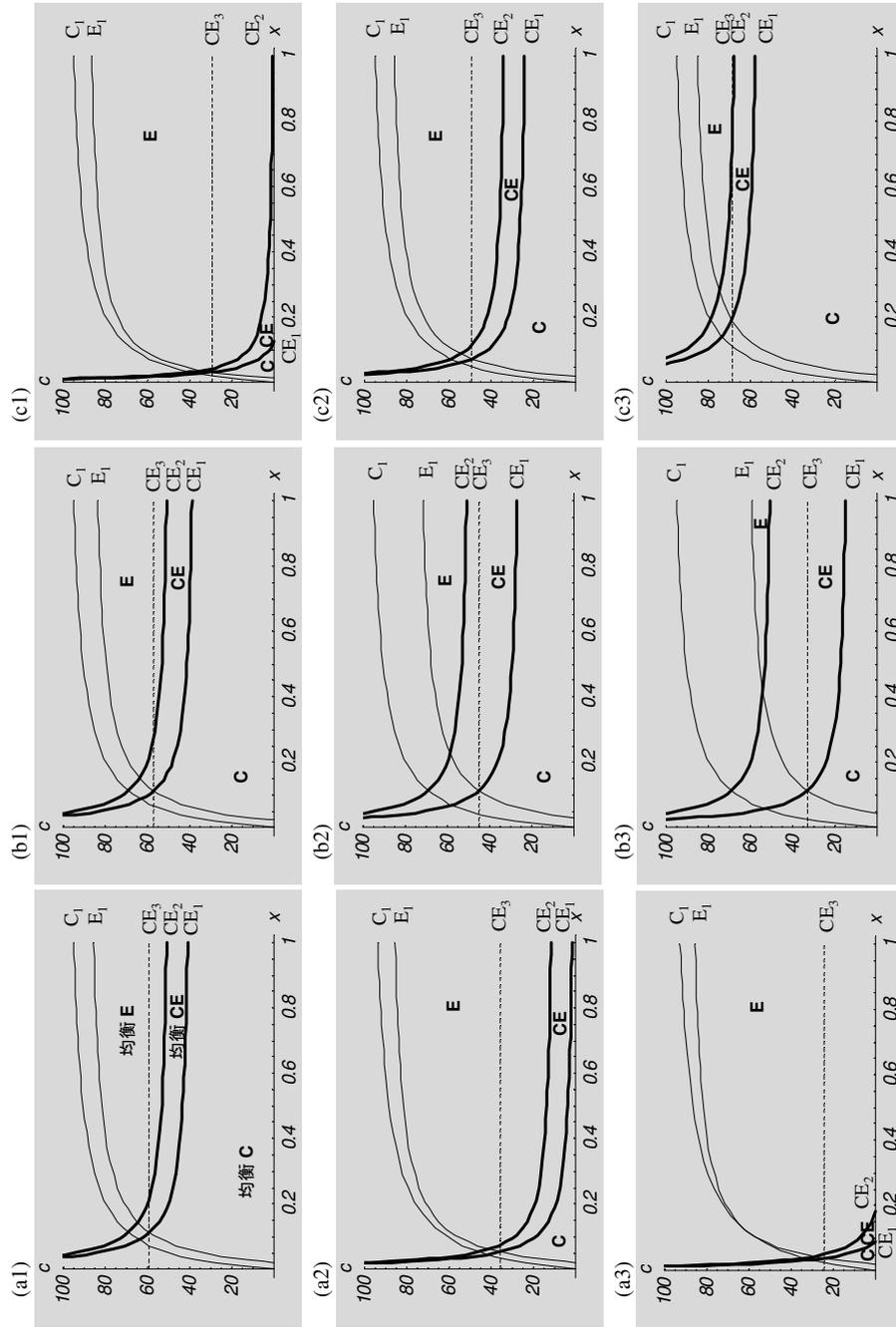


表 3.1: パラメータ数値

	M	r	u	η	δ	ϕ
(a1)	0.6	0.01	100	0.010	10	0.7
(a2)	0.6	0.01	100	0.015	10	0.7
(a3)	0.6	0.01	100	0.020	10	0.7
(b1)	0.6	0.01	100	0.010	12	0.7
(b2)	0.6	0.01	100	0.010	24	0.7
(b3)	0.6	0.01	100	0.010	36	0.7
(c1)	0.6	0.01	100	0.010	10	0.4
(c2)	0.6	0.01	100	0.010	10	0.6
(c3)	0.6	0.01	100	0.010	10	0.8

M : 決済手段を保有する経済主体の割合、 r : 割引率、 u : 効用、 η : 盗難・遺失の起こる確率、 δ : 売り手にかかる電子マネーの取引費用、 ϕ : 買い手にかかる電子マネーの取引費用

存在範囲への影響を示している。採用したパラメータの値は表 3.1 に示されている。他のパラメータが一定のもとで、(a1) から (a3) は η の変化による影響、(b1) から (b3) は δ の変化による影響、(c1) から (c3) は ϕ の変化による影響を分析している。

(a1) から (a3) では、遺失・盗難の確率である η の値を 0.01 から 0.05 ずつ増加させている。それにとまって均衡 E の範囲が大きくなっていることが分かる。また、現金決済のみの均衡 C は著しく小さくなっている。つまり、現金の盗難や遺失が起きるようになる（例えば、治安の悪化など）ほど保有の安全性が選択の重要な要因となり、電子マネーが決済手段として需要されることが示されている。保有の安全性が高い電子マネーの登場ほど普及を加速させる可能性がある。

(b1) から (b3) では、売り手側にとっての取引費用 δ の値を 12 から 36 の間で動かしている。 δ の増加とともに、均衡 E の範囲は小さくなっている。売り手の取引費用が高まるほど電子マネーのみが流通するような経済は存在が困難となる。ただし、ここで代入しているパラメータの値は効用単位 ($u = 100$) で考えた場合、非常に大きな値であり、その変化の幅も大きくとられている。図には示していないが、 δ の微少な変化には、均衡の範囲はほとんど反応しなかった。また、両決済手段が共存する均衡 CE の範囲には変化が見られないことから、この経済において決済手段の選択

をおこなう側（買い手）は、売り手側の負担する取引費用の増減の影響をわずかにしか受ないことが分かる。

一方で、(c1) から (c3) では、買い手の取引費用 ϕ の変化を分析している。0.4 から 0.8 の間を 0.2 ずつ動かしている。 ϕ が十分に小さいケースでは、均衡 E の範囲が大きく、電子マネー決済が選択されることが示される。ただし、 ϕ のわずかな増加にも大きく反応し、パラメータの値が大きくなるほどにその存在範囲は小さくなる。この取引費用 ϕ が、決済手段を選択する買い手が負担する費用であることによると考えられる。

これらの結果は、遺失・盗難の確率と売り手・買い手にかかる取引費用が電子マネーの普及や現金との共存に影響を与えていることを示している。またモデルでは、売り手（例えば、小売店）が電子マネー決済を受け入れるためには取引費用がかかり、それは決済手段が現金である場合よりも高いと仮定している。それにも関わらず分析結果では、決済手段として電子マネーが選択される均衡 E や均衡 CE が存在している。つまり、買い手（消費者）が両替費用を支払ってでも電子マネーを決済手段として選択するのならば、売り手側は電子マネー決済を受け入れるために、電子マネー専用決済端末の導入などの取引費用を負担するようになることを示唆している。

3.6 おわりに

本章では、決済手段の選択について理論的に分析をおこなった。He, Huang and Wright (2005) のモデルを応用して、買い手と売り手の視点から電子マネーと現金の競合関係について分析している。分析では、電子マネーや現金について、取引費用と保有の安全性の違いを考慮し、経済主体による決済手段の選択を内生的に決定した。その結果、決済手段として電子マネーと現金が共存する均衡の存在とその条件が示された。さらに、電子マネーが単独で選択される均衡も存在することを明らかにしている。また、決済手段の属性から生じる取引費用や保有の安全性が、経済主体の意思決定にどのように影響を与えているのかを数値計算によって評価した。その結果として、買い手にとっての電子マネーの取引費用が高まるほどに電子マネーが決済手段として選択されなくなる傾向が示された。また、盗

難や遺失の生じる可能性が高まるほどに、電子マネーは現金よりも選択されやすくなることが示された。

第4章 Boone 指標による地銀・信 金・信組の競争度

4.1 はじめに

1980年代以降、各国の金融システムは経済のグローバル化や自由化などを背景にして大きく変貌してきた。日本においても銀行、証券、保険などの業際規制の緩和や銀行間のM&Aが繰り返されてきており、メガバンクを中心にした銀行のコングロマリット化が起きている。さらに日本経済はこの過去約30年間に、1980年代後半のバブル景気、1990年代の長期の不況と金融システム不安、1996年から2001年にかけておこなわれた日本版金融ビッグバン、2008年の世界的な金融危機などを経験してきた。こうした著しい経済環境の変化は金融市場の構造を大きく変えると同時に、銀行市場の競争状態にも変化を生じさせてきたことが予想される。

最近の研究では、金融業の規制緩和や市場構造の再編によって銀行業が競争的になるか否かに関して議論がなされている。Berger et al. (2004)は、銀行統合や異業種との合併などによってもたらされる銀行の集中や競争は、金融システムの安定性や経済成長に影響を及ぼしうる問題であるとしてこの研究の重要性を主張している。そして多くの実証研究によって各国銀行業の競争度を測定する試みがなされてきている。また銀行業の競争度と他の経済変数との関係を検証している研究も多い。例えば、Gunji et al. (2010)は、クロスカントリー・データを用いてミクロとマクロの両面から銀行業の競争度が金融政策ショックの効果に与える影響を検証している。銀行業の競争度に関する研究の進展の中で、Claessens and Laeven (2004)やBoone (2008a, 2008b)は、ある産業の競争度を測定する場合に、伝統的な産業組織論で用いられてきたHHI（ハーフィンダール・ハーシュマン指数）やその他の集中度の指標では競争度を十分に測定できていないことを指摘している。これらの研究は、効果的な市場競争度の測定に

は、市場のコンテストタビリティを重視したアプローチが求められるとしている。

日本の銀行市場の競争度を分析した代表的な研究に Uchida and Tsutsui (2005) がある。1974年から2000年の日本の銀行市場について、Bresnahan (1982) と Lau (1982) によって定式化された競争度指標を拡張し、銀行のパネルデータを用いて競争度を推定している。日本の銀行業の競争度は1980年代中ごろまで改善傾向にあり、90年代半ばまで競争状態を維持していること、そして、地方銀行よりも都市銀行の方が競争的な市場となっていることを明らかにしている。また筒井 (2009) は、地域金融市場の競争度を分析している。1984年から2006年における信用金庫の貸出市場の競争度を明らかにするために、規模の経済性、価格・費用マージン (Price Cost Margin, PCM)、H 統計量、結託度などの指標を推定している。その結果は、条件付きとしながらも日本の信用金庫の貸出市場が競争的になっていることを示している。他に Molyneux et al. (1996) は H 統計量の推定をおこない、1986年から1988年の日本の都市銀行・地方銀行の競争度は極めて低かったと主張している。新美 (1998) は分析対象を都市銀行、長期信用銀行および地方銀行の上位銀行に限定して、バブル前後の期間の H 統計量を推定している。推定結果から日本の銀行業はバブル期を境にして、独占状態から独占的競争状態に移行したと結論付けている。

銀行業以外の日本の金融市場の競争度を分析している研究には、1983年から2002年の日本の生命保険業の競争度を H 統計量を用いて推定した Tsutsui and Kamesaka (2005) がある。1991年から1996年の期間、市場が独占的であったことを報告している。窪田・筒井 (2009) は、アンケートデータを用いて、2006年から2007年の消費者金融業の競争度を推定している。価格費用マージンや H 統計量の推定結果から、この期間、消費者金融市場が独占的であったことを明らかにしている。

これらの研究に対して、本章は1989年から2009年の日本の地域金融市場の競争状態を、近年の産業組織論で提案されている新しい競争度の指標によって測定する。競争度の指標には、Boone et al. (2007, 2008a) が提案した指標を用いる。この指標は市場のコンテストタビリティを考慮したものであり、これまでの競争度指標よりも優れていることが示されている。分析では、地方銀行・第二地方銀行、信用金庫、および信用組合を対象と

し、日本の地域金融市場の競争度の変化を考察する。

本章の主な結論は以下のとおりである。競争状態を表わす Boone 指標の推定から、業態ごとに競争度の大きさに違いのあることが確認できるが、いずれも長期的には上昇傾向にあり、日本の地域金融市場が競争的になってきていることを明らかにしている。一方で、このような傾向が他の指標でも見られるかどうか確認するために、同じ期間の標本を用いて HHI、価格費用マージン、H 統計量を推定した。ところが、これらの指標では逆に競争度が低下する傾向が見られた。本章の推定期間は金融市場で様々な規制緩和がおこなわれた時期であり、直感的には、Boone 指標から得られる結果が現実と整合的であると考えられる。

本章の構成は以下の通りである。第 4.2 節では、Boone 指標を紹介し、推定方法とデータについて解説する。第 4.3 節では Boone 指標の推定結果を示す。第 4.4 章では、他の競争度の結果との比較をおこなう。最後に結論を述べる。

4.2 Boone 指標と推定方法

4.2.1 Boone 指標

Boone (2008a, 2008b)、Boone et al. (2005, 2007) などとはこれまでと異なる指標で競争度を測ることを提案している。いずれの手法にも共通しているのは、競争度が高まると、効率的な企業ほど高い利潤を得る、という点である。これらの指標を総称して、本章では Boone 指標と呼ぶことにする¹。これを簡単な銀行モデルを用いて説明してみよう。

銀行 i の利潤関数を、

$$\pi_i = r_L L_i - C(D_i, L_i) \quad (4.1)$$

とする。ただし、 L_i は貸出、 D_i は預金である。銀行のバランスシートは $L_i = D_i$ とする。各銀行は、以下の貸出需要関数に直面する ($r_L > 0$)。

¹Boone の一連の研究から 1 つの競争度を得る方法を Boone 指標 (Boone indicator) と呼んだのは van Leuvensteijn et al. (2007) が最初である。

$$r_L = a - bL_i - d \sum_{j \neq i} L_j \quad (4.2)$$

また、費用関数は $C(D_i, L_i) = c_{D_i}D_i + c_{L_i}L_i$ と仮定する。この産業には参入費用 γ が存在し、 $\pi_i \geq \gamma$ のときのみ企業 i は参入する。

以上の仮定より、銀行の利潤は、

$$\pi_i = (a - bL_i - d \sum_{j \neq i} L_j)L_i - c_iL_i \quad (4.3)$$

となる。ただし、 $c_i = c_{L_i} + c_{D_i}$ である。利潤最大化のための1階の条件は、

$$a - 2bL_i - d \sum_{j \neq i} L_j - c_i = 0 \quad (4.4)$$

である。すべての銀行 $i = 1, \dots, N$ の1階の条件を用いて L_i について解くと、

$$L(c_i) = \frac{\left(\frac{2b}{d} - 1\right)a - \left(\frac{2b}{d} + N - 1\right)c_i + \sum_{j=1}^N c_j}{[2b + d(N - 1)]\left(\frac{2b}{d} - 1\right)} \quad (4.5)$$

が得られる。この式と1階の条件を用いて利潤関数を書き換えると、

$$\pi_i = bL(c_i)^2 \quad (4.6)$$

が得られる。ここでは関数型を特定化しているが、一般には、 π_i は c_i に関する非線形の関数 $\pi(c_i)$ である。通常、費用が低いほど利潤は高い。限界費用が利潤に及ぼす影響を $z \equiv \partial\pi_i/\partial c_i$ とすると、

$$z_i \equiv \frac{\partial\pi_i}{\partial c_i} < 0 \quad (4.7)$$

となる。 z_i は競争的な市場ほど大きいと考えられる。つまり、 θ を市場の競争度を和らげるパラメータ（上記モデルでは $\{a, b, \gamma\}$ ）、 ϕ を市場の競争度を厳しくするパラメータ（上記モデルでは $\{d, N\}$ ）とすると、

$$\frac{\partial z_i}{\partial \theta} = \frac{\partial^2 \pi_i}{\partial c_i \partial \theta} > 0, \quad \frac{\partial z_i}{\partial \phi} = \frac{\partial^2 \pi_i}{\partial c_i \partial \phi} < 0 \quad (4.8)$$

ということである。この式は、競争度の高い市場ほど、利潤の限界費用に対する反応が（負の方向に）大きいことを表している。直感的に言えば、競争的な市場では企業同士がひしめき合っているため、少しでも他社に勝る経営をおこなうことが出来れば、より多くの利潤を手にすることができるということを意味している。逆に、非競争的な市場であれば、限界費用を下げるような努力をしても、それほど多くの利潤を得ることはできない。

Boone et al. (2007) の提案する方法は、限界費用 (c_i) が利潤 (π_i) に及ぼす影響を測るというものである。この効果は、利潤の限界費用弾力性、

$$PE \equiv -\frac{c_i}{\pi_i} \frac{d\pi_i}{dc_i} \quad (4.9)$$

として表すことができる。PE を正の値にするために、右辺にマイナスが付いている点に注意されたい。Boone et al. (2007) は、これを利潤弾力性 (Profits Elasticity, PE) と呼んでいる。一般に、企業はコストが低いほど利潤は高いため、 $PE > 0$ であると考えられる。また、市場が競争的であるほど、効率的な企業が収益を得る機会が増えるため、 PE が大きい市場ほど競争度は高い。

これまで利用されてきた競争度に関する指標は、様々な問題が指摘されている。市場シェア（上位数社のシェアや HHI）や価格費用マージンと上記の指標とを比較してみよう。例えば、ある企業が今までよりも効率的な経営をするようになったとしよう。つまり、この産業は横並びの状態ではなく、他の企業よりも少しでも勝るよう経営努力していることを表す。すると、この企業は他の企業と比べて多くの利潤を手にする。このとき、Boone 指標は値が大きくなるのに対し、どちらの指標も競争度が悪化し

たと判断されてしまう。他の条件の変更や、その他の指標との比較については、Boone (2008a)、Boone et al. (2005, 2007) を参照されたい。

また、PE の推定には利潤のデータが用いられるが、利潤は誤差を含むために効率的でないという批判もある。この理由のために、価格費用マージンが好んで用いられる。しかし、価格費用マージンの分子は価格と限界費用の差であるが、平均費用と限界費用がほぼ等しい場合、価格費用マージンの分子と分母に生産量をかけると分子は利潤になってしまう。つまり、価格費用マージンは一見、利潤のデータを用いることを回避しているように見えるが、その分子はほぼ利潤に等しいため、批判を免れない。他方、PE の推定の際には、次の節で説明するように、誤差項を含むため、利潤に誤差が含まれていてもある程度の調整は可能である。

さらに Boone (2008a, b) は、より一般的な条件の下で、競争的な市場ほど効率性が利潤に強い影響を及ぼすことを証明し、相対利潤 (Relative Profits, RP) および相対利潤差 (Relative Profit Differences, RPD) という別の 2 つの指標を提案している²。それぞれの指標は、企業の競争条件が変わることによって単調に変化する。特に、競争度の高い市場では、効率性の高い企業ほど利潤が高いことから、それぞれの指標も効率性に大きく反応する。ただし、これまでの経験では、これらの手法はデータの異常値や期間の違いなどで大きく値が変化するため、本章では推定しない。

4.2.2 Boone 指標の推定方法

Boone et al. (2007) にならい、本章では PE の推定のために、以下の方法を用いる。まず、企業の利潤最大化問題より、利潤を限界費用の関数 $\pi(c_i)$ として表す。 $\pi(c_i)$ は一般には c_i の非線形の関数であるが、 $\ln \pi(c_i)$ を $\ln c_i$ について 1 次のテイラー近似をとることによって、

$$\ln \pi_i = \alpha + \beta \ln c_i \quad (4.10)$$

とすることができる。この式に、推定誤差とコントロール変数を導入して、

²Boone et al. (2005) は、シミュレーションによって他の様々な競争度の指標よりも RP が優れていることを示している。

$$\ln \pi_i = \alpha + \beta \ln \hat{c}_i + X_i' \zeta + \varepsilon_i \quad (4.11)$$

を推定する。ただし、 X_i' はコントロール変数のベクトル、 ε_i は平均ゼロの誤差項である。限界費用は観察可能ではないため、トランスログ費用関数から得た推定値 \hat{c}_i を用いる（推定については補論を参照されたい）。 β の推定値を $\hat{\beta}$ とすると、

$$\widehat{PE} = -\hat{\beta} \quad (4.12)$$

が PE の推定値となる。パラメータの推定には、最小二乗 (OLS) 推定量および二段階最小二乗 (2SLS) 推定量を用いる。後者を用いる理由は、限界費用には推定した値を用いるため、説明変数が誤差を含んでいる可能性があるからである。

Boone 指標は、利潤が正であることを仮定している。参入コストの影響を反映させるために、Boone (2008, p. 1248, Definition 1) は、 $\pi_i \geq \gamma_i$ と定義している。ただし、 γ_i は企業 i の参入コストである。 $\gamma_i > 0$ なので、利潤は正である必要がある。

4.2.3 先行研究の推定方法との比較

Boone 指標の推定には様々な方法が提案されているが、PE の推定には以下の 2 つの分析がある。Schaeck and Cihak (2009) は、

$$\frac{\pi_i}{TA_i} = \alpha + \beta \ln c_i + \varepsilon_i \quad (4.13)$$

という式を用いている。ただし、 TA_i は総資産であり、左辺は ROA である。この式には、2 つの問題がある。まず、左辺を ROA としていることの合理的な説明がなされていない。また、半対数線形を仮定していることについては、Schaeck and Cihak (2009) は、利潤がマイナスになることがあるため、対数をとるのではなく、ROA を用いるとしている。しかし、ROA を用いた場合には限界費用の ROA に対する半弾力性を推定することになり、それは Boone 指標とは言うことができず、理論的根拠が必要

とされる。

また、van Leuvensteijn et al. (2007) は、

$$\ln s_i = \alpha + \beta \ln c_i + \varepsilon_i \quad (4.14)$$

を推定している。ただし、 s_i は生産量のシェアである。Boone 指標とシェアとは全く異なる指標である点に注意が必要である。Boone et al. (2005) はシェア指標と Boone 指標とを比較し、シェアが競争度の指標としては誤った情報を与えることを指摘している。つまり、van Leuvensteijn et al. (2007) は誤った推定をしていることになる。

一方、CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis (2000) は、

$$\frac{\pi_i}{\pi_0} = \alpha + \beta \frac{c_i}{c_0} + \varepsilon_i \quad (4.15)$$

を推定して、 β の推定値から RP を得ている。これは、基準となる利潤と費用との比率を用いて、それらが線形の関係にあることを仮定している。仮に、これを対数線形だと仮定すると、

$$\ln \frac{\pi_i}{\pi_0} = \alpha + \beta \ln \frac{c_i}{c_0} + \varepsilon_i \quad (4.16)$$

となるため、Boone et al. (2005) が指摘している通り、 β の推定値は (11) と数値的に等しくなる。従って、(4.15) 式の方法は、PE を推定することとほぼ同じであることが分かる。

4.2.4 データ

本章では、日本国内の地方銀行（第二地方銀行を含む）、信用金庫、および信用組合の貸出市場の競争度を推定する。都市銀行の標本数は少なく、効率的な推定がおこなえないため地域金融機関に焦点を当てて分析をおこなう。これら 3 業態の貸出市場の競争度を、Boone 指標を推定することによって明らかにする。さらに、多くの先行研究で用いられてきた HHI、

価格費用マージン、H 統計量の指標も推定し、Boone 指標の結果と比較する。

分析に必要なデータは、地方銀行（第二地銀を含む）について「日経 NEEDS *Financial Quest*」から、信用金庫については「全国信用金庫財務諸表」、信用組合については「全国信用組合財務諸表」から抽出した。データが利用可能である 1989 年から 2008 年度の金融機関財務諸表データを用いる。二重計算を避けるために非連結勘定を採用する。

PE の推定のために式 (4.11) を推定する。銀行の貸出業務から得られる利潤 π_i を、資金運用収益から資金調達費用、人件費、物件費を引いたものと定義する。

限界費用は観察可能ではないため、トランスログ費用関数を推定することによって得られる推定値 \hat{c}_i を用いる（推定については補論を参照されたい）。トランスログ費用関数の推定に用いた変数は、以下のとおりである。経費 C は、預金利息 + 人件費 + 物件費 である。資金調達金利 (w_1) は、資金調達費用/(預金合計 + 譲渡性預金) である。貸金率 (w_2) は、人件費/総従業員数 である。金融資産計 (q) を、貸出金合計として定義する。

X'_i はコントロール変数のベクトルである。経営の健全性の違いをコントロールする変数として自己資本比率、保有する有価証券額の違いをコントロールする変数として有価証券比率、金融機関規模の違いをコントロールする変数として店舗当たり従業員数、範囲の経済性（業務の分散の程度）をコントロールする変数として預貸比率、業態間の行動に異質性がある可能性を考慮して、信用金庫ダミー、信用組合ダミー、株式上場ダミー、第二地銀ダミーを用いる。ただし、信用金庫、信用組合のみの推定には、会員数（組合員数）を加えている。 ε_i は平均ゼロの誤差項である。また、パラメータの推定には、最小二乗 (OLS) 推定量および二段階最小二乗 (2SLS) 推定量を用いる。限界費用の操作変数として預金原価率を採用する。

また Boone 指標との比較をおこなうために、多くの先行研究で用いられている H 統計量を推定する。H 統計量の推定では、被説明変数に経常収益、説明変数に資金調達金利、貸金率を用いる。コントロール変数は、PE の推定に用いた変数に総資産を加えたものである。

外れ値による影響を除くために、各業態の各年度について、利潤と限界

費用の平均値 ± 標準偏差 × 2.58 の範囲に入らないものを除外した。さらに、必要な変数が利用できない銀行を標本から落としたデータセットを推定に用いている。また、利潤や限界費用などの推定に必要な変数が利用できない金融機関を除いている。

表 4.1 の記述統計には、主な変数の全期間の標本平均を業態別に表している。表 4.2 には期間中の利潤、費用および標本数を示している。いずれの表も単位の表示がない変数については自然対数をとっている。標本数は、全期間で信用金庫が 4591 と最も多く、次いで信用組合の 2784、地方銀行の 1595 となっている。

表 4.1: 変数の記述統計

	全業態					地方銀行				
	平均	標準偏差	中央値	最小値	最大値	平均	標準偏差	中央値	最小値	最大値
利潤	6.503	1.644	6.467	-1.580	10.722	8.808	0.949	8.906	5.024	10.722
限界費用	-3.314	0.530	-3.432	-4.978	-1.738	-3.651	0.598	-3.854	-4.735	-2.412
資金調達金利	-0.008	0.294	-0.017	-1.693	4.526	-0.007	0.280	-0.012	-1.159	1.312
貸金率	-0.003	0.166	-0.004	-4.039	2.414	-0.004	0.152	0.003	-0.696	0.394
貸出額	11.295	1.703	11.211	5.076	15.642	13.837	0.814	13.955	11.358	15.642
預金額	11.733	1.601	11.627	5.829	15.839	14.099	0.837	14.211	11.590	15.839
貸出金利	8.054	1.616	7.982	2.187	12.930	10.401	0.798	10.430	8.074	12.930
預金利息	6.758	1.881	6.717	0.388	12.799	8.854	1.584	8.872	4.466	12.799
貸出金利 (%)	4.266	1.806	3.617	-0.082	36.099	3.560	1.713	2.798	1.494	8.341
預金金利 (%)	1.546	1.645	0.603	0.018	30.253	1.307	1.543	0.449	0.018	5.750
総資産	11.857	1.589	11.746	6.021	16.018	14.212	0.846	14.327	11.684	16.018
負債	11.804	1.595	11.695	5.928	15.986	14.171	0.841	14.284	11.658	15.986
経常収益	8.496	1.555	8.381	2.750	13.377	10.827	0.847	10.873	8.382	13.377
営業経費率 (%)	2.729	0.859	2.628	0.649	13.058	2.043	0.325	2.033	0.981	3.180
自己資本比率 (%)	5.089	2.886	4.720	-58.535	161.124	4.012	2.366	3.937	-48.015	8.840
有価証券比率	16.612	11.650	15.144	0.000	173.877	19.042	6.440	17.896	0.517	46.129
1店舗当たり従業員数	2.627	0.345	2.639	0.100	6.879	2.768	0.238	2.775	1.382	3.562
預貸比率 (%)	67.019	52.585	68.319	7.252	6177.899	77.346	8.000	77.478	53.652	170.241
不良債権比率 (%)	7.830	6.731	6.533	0.000	81.228	4.700	4.023	4.017	0.038	53.191
預金原価率 (%)	4.275	1.886	3.586	0.676	32.486	3.350	1.654	2.596	1.311	7.825
平均費用	-3.140	0.515	-3.263	-4.998	-1.294	-3.462	0.518	-3.647	-4.375	-2.345
負債比率	2.996	0.436	3.003	-0.653	7.320	3.187	0.325	3.193	2.333	6.632
支店数 (店)	29	36	15	1	284	97	42	91	20	284
総従業員数 (人)	469	704	203	2	24296	1647	912	1484	285	5110
会員数・組合員数 (人)	17341	18251	12037	45	361219					
	標本数	14701				標本数	2352			

	信用金庫					信用組合				
	平均	標準偏差	中央値	最小値	最大値	平均	標準偏差	中央値	最小値	最大値
利潤	6.626	1.079	6.667	-1.580	9.026	5.281	1.316	5.440	-1.339	8.044
限界費用	-3.300	0.500	-3.481	-4.341	-2.079	-3.180	0.469	-3.240	-4.978	-1.738
資金調達金利	-0.005	0.205	-0.012	-0.865	4.526	-0.013	0.390	-0.031	-1.693	2.192
貸金率	-0.003	0.136	-0.003	-4.039	2.414	-0.002	0.206	-0.009	-2.944	2.380
貸出額	11.453	0.971	11.420	8.166	14.531	9.916	1.331	10.089	5.076	13.453
預金額	11.911	0.956	11.862	7.888	14.982	10.407	1.167	10.523	5.829	13.493
貸出金利	8.188	0.936	8.132	4.873	11.589	6.798	1.348	6.982	2.187	10.563
預金利息	6.834	1.520	6.853	2.357	11.421	5.696	1.605	5.710	0.388	10.225
貸出金利 (%)	4.129	1.685	3.380	1.432	10.185	4.780	1.866	4.515	-0.082	36.099
預金金利 (%)	1.463	1.644	0.502	0.025	30.253	1.771	1.666	0.929	0.020	10.273
総資産	12.031	0.937	11.986	8.784	15.041	10.541	1.159	10.650	6.021	13.766
負債	11.976	0.940	11.931	8.688	14.994	10.488	1.170	10.605	5.928	13.751
経常収益	8.636	0.906	8.596	5.465	11.877	7.238	1.153	7.312	2.750	10.806
営業経費率 (%)	2.765	0.480	2.710	1.323	5.668	2.992	1.202	2.810	0.649	13.058
自己資本比率 (%)	5.391	2.133	5.220	-55.927	48.142	5.159	3.766	4.435	-58.535	161.124
有価証券比率	18.295	9.399	16.792	0.122	173.877	13.160	15.037	8.114	0.000	76.697
1店舗当たり従業員数	2.690	0.285	2.671	0.201	6.879	2.475	0.403	2.485	0.100	5.354
預貸比率 (%)	65.083	72.962	64.483	19.982	6177.899	65.009	19.392	68.290	7.252	369.939
不良債権比率 (%)	7.956	5.301	7.258	0.000	81.228	9.944	9.258	8.513	0.000	67.310
預金原価率 (%)	4.228	1.767	3.462	1.452	32.486	4.763	1.977	4.263	0.676	17.594
平均費用	-3.138	0.477	-3.308	-4.192	-1.918	-2.995	0.500	-3.042	-4.998	-1.294
負債比率	2.918	0.373	2.898	0.687	5.426	3.017	0.523	3.068	-0.653	7.320
支店数 (店)	21	15	17	1	113	8	8	6	1	78
総従業員数 (人)	343	411	245	11	24296	108	117	74	2	846
会員数・組合員数 (人)	20790	19703	14927	379	361219	12537	14721	7829	45	129926
	標本数	7188				標本数	5161			

期間は1989年から2009年である。地方銀行については、第二地銀を含んでいる。変数に単位表示のないものはすべて自然対数をとっている。

表 4.2: 利潤・限界費用・標本数の推移

	全業態			地方銀行			信用金庫			信用組合				
	利潤	限界費用	標本数	利潤	限界費用	標本数	株式上場	第二地銀	利潤	限界費用	標本数	利潤	限界費用	標本数
1989	6.186	-2.795	918	8.500	-2.891	123	71	24	6.505	-2.762	428	5.038	-2.800	367
1990	6.057	-2.556	880	8.102	-2.585	114	65	24	6.421	-2.523	413	4.972	-2.586	353
1991	6.196	-2.499	860	8.420	-2.568	123	71	25	6.512	-2.462	403	4.995	-2.518	334
1992	6.229	-2.655	864	8.671	-2.808	120	71	25	6.417	-2.604	406	5.137	-2.661	338
1993	6.106	-2.799	844	8.499	-2.993	121	72	25	6.257	-2.747	392	5.052	-2.790	331
1994	6.668	-3.013	845	9.079	-3.213	119	71	24	6.922	-2.970	392	5.512	-2.994	334
1995	6.632	-3.211	840	9.030	-3.454	124	74	25	6.878	-3.179	391	5.420	-3.156	325
1996	6.691	-3.431	824	8.985	-3.689	120	71	25	6.947	-3.404	385	5.520	-3.367	319
1997	6.603	-3.525	793	8.903	-3.782	119	71	25	6.849	-3.512	379	5.359	-3.439	295
1998	6.558	-3.585	760	8.887	-3.860	116	71	25	6.759	-3.581	369	5.307	-3.473	275
1999	6.625	-3.638	724	8.988	-3.951	118	72	24	6.697	-3.620	362	5.375	-3.514	244
2000	6.474	-3.632	679	8.937	-3.989	109	71	23	6.532	-3.628	345	5.192	-3.465	225
2001	6.447	-3.701	599	8.895	-4.087	108	71	24	6.347	-3.665	312	5.145	-3.531	179
2002	6.520	-3.769	587	8.893	-4.183	110	73	25	6.405	-3.733	306	5.200	-3.568	171
2003	6.638	-3.819	554	8.969	-4.228	106	74	25	6.466	-3.783	288	5.402	-3.614	160
2004	6.749	-3.841	540	9.016	-4.252	103	74	25	6.638	-3.801	279	5.466	-3.643	158
2005	6.854	-3.874	539	9.007	-4.274	103	74	25	6.794	-3.850	278	5.554	-3.656	158
2006	6.937	-3.833	530	9.030	-4.210	100	73	24	6.914	-3.809	274	5.635	-3.631	156
2007	6.797	-3.714	516	8.884	-4.080	102	74	25	6.698	-3.665	267	5.530	-3.549	147
2008	6.644	-3.713	504	8.723	-4.104	98	72	25	6.579	-3.655	261	5.356	-3.552	145
2009	6.692	-3.761	501	8.633	-4.182	96	72	25	6.662	-3.710	258	5.477	-3.578	147
	6.503	-3.314	14701	8.808	-3.651	2352	1508	517	6.626	-3.300	7188	5.281	-3.180	5161

4.3 推定結果

4.3.1 Boone 指標の推定結果

全業態、地方銀行、信用金庫、信用組合を対象とした Boone 指標を推定する。OLS と 2SLS の推定によって得られた限界費用の係数が、利潤の限界費用弾力性 PE であり、本章では Boone 指標として評価する。得られた係数にマイナス 1 をかけて、この値が大きいほど市場が競争的であると解釈できる。Boone 指標の推定結果は OLS が表 4.3 に、2SLS が表 4.4 に示されている。表は、左列から Boone 指標、信頼区間、標準誤差、標本数である。また OLS の結果を図 4.3.1 に、2SLS の結果を図 4.2 に信頼区間とともに図示している。

全業態の推定結果は、全期間について OLS 推定量よりも 2SLS 推定量の方が大きい値となっている。その差は平均して約 2.15 程度である。1990 年から 1992 年の期間の競争度の変動が大きく、またその推移が両推定量で逆向きの動きを示している。この期間は、日本経済がバブルとその崩壊を経験した時期であり、とりわけ金融市場には大きな混乱があったことが予想される。それ以外の期間では概ね同じ傾向をもっている。とくに、2003 年以降に競争度が上昇傾向となり、2009 年に競争度が急激に低下している特徴が両推定量に共通して確認できる。この時期には、サブプライムローン問題によって資本市場が機能不全に陥っていたため、企業は株式や社債発行による資金調達が困難であった。その結果、健全性を維持していた日本の金融機関への資金借入需要が高まり、銀行間の競争が緩やかになったと考えられる。この結果から、1990 年から 1992 年以外の期間では、地域金融市場はやや変動はあるものの緩やかに競争的になっていたことが分かる。両推定量は、おおむね平行に推移していることが確認できる。

次に、地方銀行、信用金庫、信用組合の業態別の Boone 指標の推定結果を見ると、3つの業態の競争度は、全体的にほぼ同じ傾向で推移していることが確認できる。まず、90年代前半まで競争度は低下傾向にある。ただし、この期間は信頼区間の幅も大きいため、その評価には注意が必要である。90年代後半以降は、変動をしながら横ばいか緩やかに競争度が高まっていることが示されている。

これら地方銀行、信用金庫、信用組合の貸出市場の Boone 指標の推移を期間ごとにまとめると、以下の特徴が挙げられる。第一に、期間全体を通してみると、90年代は変動が激しいが、2000年代になると競争度は緩やかに高まる傾向がみられる。1996年に始まった金融ビッグバンの影響で、いずれの業態についても段階的に競争的な市場になってきていることが要因として考えらる。また、銀行合併、金融危機、サブプライム問題などの影響で、非効率的な金融機関が市場から退出し、効率的な金融機関が残ったためである可能性がある。第二に、競争度の期間平均を比べると、両推定量ともに、地方銀行 > 信用金庫 > 信用組合の順で高いことが分かる。1989年から1999年には業態間による競争度の差はあまり見られなかったが、2000年以降に差が大きくなっている。第三に、90年代前半のバブル崩壊後の期間と2009年に競争度の低下が観察される。この期間は信用市場が混乱した時期であり、そのような影響が貸出し市場に影響を及ぼしたものと考えられる。

表 4.3: OLS 推定による Boone 指標

全業態						地方銀行						
Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	
1989	2.4216	3.295	1.548	[0.445]***	917	0.6701	3.7645	5.864	1.665	[1.060]***	123	0.5906
1990	0.6090	1.694	-0.476	[0.553]	880	0.5886	4.9938	7.778	2.209	[1.404]***	114	0.4810
1991	0.3809	1.390	-0.628	[0.514]	859	0.6511	4.8127	7.030	2.595	[1.120]***	123	0.6814
1992	1.6126	2.452	0.773	[0.428]***	862	0.6653	5.7689	7.667	3.871	[0.958]***	120	0.6956
1993	1.4804	2.367	0.593	[0.452]***	841	0.5850	4.5664	6.732	2.401	[1.093]***	121	0.5742
1994	1.2392	2.021	0.458	[0.398]***	844	0.6909	4.2390	5.831	2.647	[0.803]***	119	0.6818
1995	1.2785	2.013	0.544	[0.374]***	838	0.6584	2.9179	4.453	1.383	[0.775]***	123	0.6323
1996	0.6794	1.200	0.159	[0.265]**	822	0.6893	2.1367	3.361	0.912	[0.618]***	119	0.5435
1997	0.8405	1.319	0.362	[0.244]***	779	0.6785	1.6264	2.849	0.404	[0.617]***	117	0.5440
1998	1.0978	1.578	0.618	[0.244]***	749	0.6758	2.4190	3.875	0.963	[0.734]***	113	0.6179
1999	1.4657	1.983	0.949	[0.263]***	711	0.6990	4.1917	5.418	2.966	[0.618]***	114	0.6889
2000	1.6668	2.298	1.035	[0.322]***	673	0.6877	2.4201	3.824	1.016	[0.708]***	109	0.6248
2001	1.8901	2.541	1.239	[0.331]***	596	0.6656	2.7966	4.067	1.526	[0.640]***	107	0.6605
2002	1.6629	2.306	1.020	[0.327]***	587	0.6396	3.3261	4.520	2.132	[0.602]***	110	0.6691
2003	1.8841	2.410	1.358	[0.268]***	554	0.6931	2.5363	3.172	1.901	[0.320]***	106	0.7599
2004	1.7538	2.325	1.183	[0.291]***	539	0.7112	3.1622	3.837	2.487	[0.340]***	102	0.7579
2005	1.8745	2.434	1.315	[0.285]***	539	0.7114	2.9162	3.680	2.152	[0.385]***	103	0.6758
2006	1.8870	2.461	1.313	[0.292]***	530	0.7032	2.9213	3.834	2.009	[0.459]***	100	0.6665
2007	2.6967	3.446	1.947	[0.382]***	516	0.7027	3.4962	4.544	2.449	[0.528]***	102	0.7297
2008	2.7598	3.455	2.064	[0.354]***	503	0.6513	4.4443	5.507	3.382	[0.535]***	98	0.7324
2009	1.9409	2.673	1.209	[0.373]***	500	0.6641	3.9830	4.878	3.088	[0.450]***	95	0.7157

信用金庫						信用組合						
Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	
1989	4.9114	5.997	3.826	[0.552]***	428	0.7669	3.6173	4.658	2.577	[0.529]***	366	0.5655
1990	5.2970	6.677	3.917	[0.702]***	413	0.7159	1.0355	2.952	-0.881	[0.974]	353	0.5254
1991	3.1392	4.776	1.502	[0.833]***	403	0.7264	1.1117	2.682	-0.458	[0.798]	333	0.5192
1992	3.5879	4.593	2.583	[0.511]***	406	0.7388	2.9214	4.150	1.692	[0.625]***	336	0.5087
1993	2.8260	4.285	1.367	[0.742]***	392	0.5094	2.6649	3.872	1.458	[0.614]***	328	0.4388
1994	2.0657	2.799	1.333	[0.373]***	392	0.8063	2.6868	3.605	1.769	[0.467]***	333	0.5752
1995	3.1900	4.157	2.223	[0.492]***	391	0.7703	1.8382	2.500	1.177	[0.336]***	324	0.4927
1996	1.8575	2.377	1.338	[0.264]***	385	0.8221	0.7894	1.257	0.322	[0.238]***	318	0.5256
1997	2.1479	2.597	1.699	[0.228]***	379	0.7903	0.8269	1.297	0.357	[0.239]***	283	0.4753
1998	2.1254	2.576	1.675	[0.229]***	367	0.7899	0.7881	1.261	0.315	[0.240]***	269	0.5043
1999	1.4208	2.085	0.756	[0.338]***	354	0.7749	0.6118	1.071	0.153	[0.233]***	243	0.5914
2000	1.7337	2.343	1.125	[0.310]***	345	0.7438	0.7727	1.458	0.088	[0.348]**	219	0.5049
2001	1.7995	2.453	1.145	[0.332]***	312	0.6717	0.8430	1.515	0.172	[0.340]**	177	0.5081
2002	1.7718	2.464	1.080	[0.352]***	306	0.6795	0.5551	1.283	-0.173	[0.369]	171	0.4252
2003	2.1873	2.814	1.561	[0.318]***	288	0.6933	0.4489	0.954	-0.056	[0.256]*	160	0.5044
2004	2.0797	2.625	1.535	[0.277]***	279	0.7730	0.1341	0.803	-0.535	[0.339]	158	0.4729
2005	1.9646	2.491	1.438	[0.267]***	278	0.7027	0.4434	0.998	-0.112	[0.281]	158	0.5524
2006	1.4687	1.930	1.007	[0.234]***	274	0.7806	0.8711	1.539	0.203	[0.338]**	156	0.5733
2007	2.5122	3.457	1.567	[0.480]***	267	0.7438	1.4769	2.558	0.395	[0.547]***	147	0.5294
2008	2.5324	3.478	1.587	[0.480]***	260	0.6840	1.2186	2.040	0.397	[0.416]***	145	0.5685
2009	1.8850	2.829	0.941	[0.479]***	258	0.7245	0.5707	1.271	-0.130	[0.354]	147	0.6268

N は標本数、[] の中の値は標準誤差を示す。*、**、*** はそれぞれ 10%、5%、1% 有意水準で統計的に有意にゼロと異なることを示す。

図 4.1: OLS 推定による Boone 指標

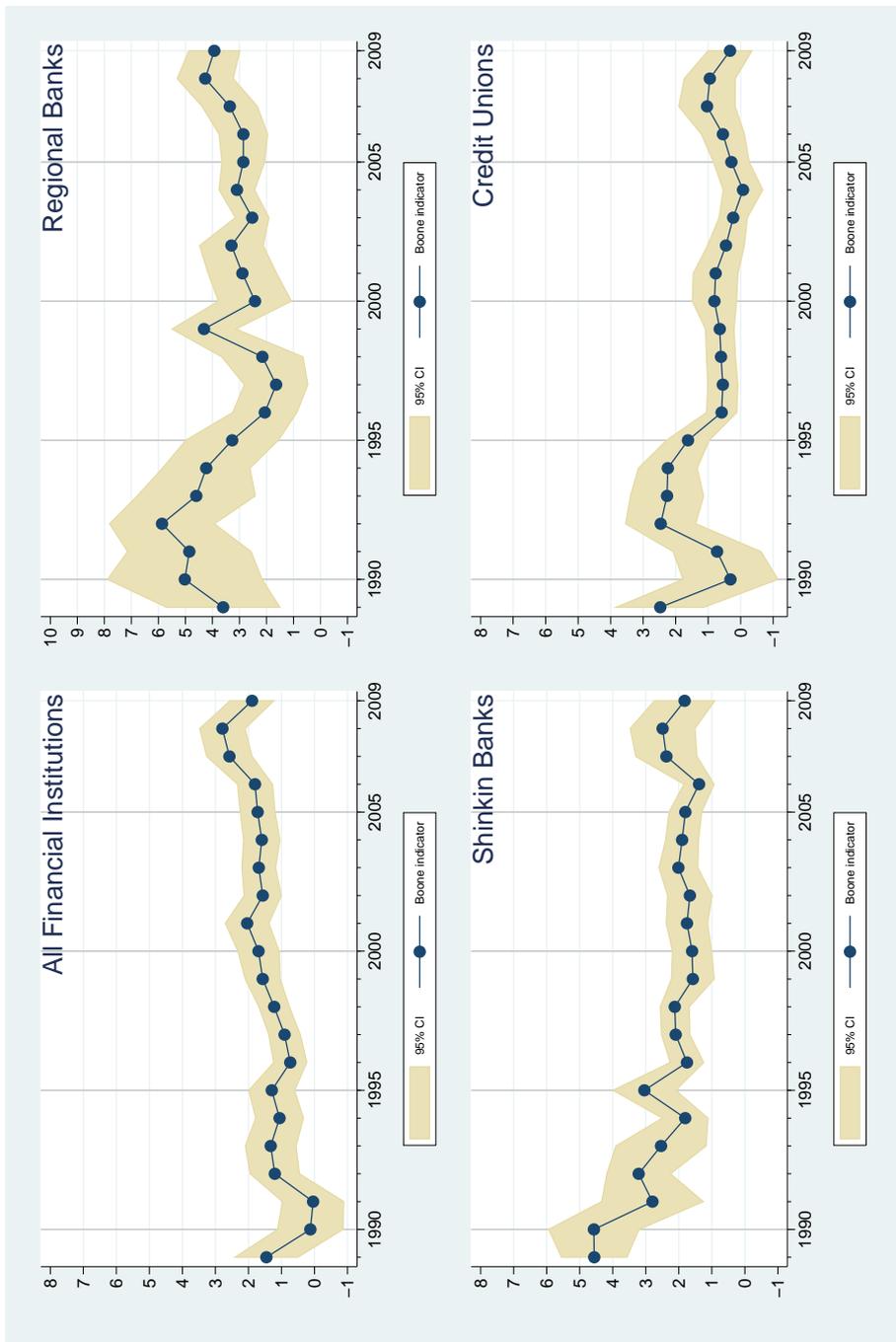


表 4.4: 2SLS 推定による Boone 指標

全業態						地方銀行						
Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	
1989	6.2053	7.376	5.034	[0.597]***	917	0.6325	7.6837	10.331	5.036	[1.351]***	123	0.5358
1990	6.7534	9.060	4.447	[1.177]***	880	0.5034	7.2818	10.075	4.489	[1.425]***	114	0.4707
1991	6.7125	8.587	4.838	[0.956]***	859	0.5680	4.8802	6.907	2.853	[1.034]***	123	0.6813
1992	5.7600	7.212	4.308	[0.741]***	862	0.6140	5.7469	7.425	4.068	[0.856]***	120	0.6956
1993	4.7099	6.110	3.310	[0.714]***	841	0.5433	4.8796	6.788	2.971	[0.974]***	121	0.5737
1994	4.3459	5.503	3.188	[0.591]***	844	0.6477	6.4140	8.242	4.586	[0.933]***	119	0.6619
1995	4.1939	5.426	2.962	[0.629]***	838	0.6106	5.8738	7.819	3.929	[0.992]***	123	0.5779
1996	2.9526	3.738	2.168	[0.401]***	822	0.6386	4.5361	5.931	3.141	[0.712]***	119	0.4857
1997	3.0315	3.763	2.300	[0.373]***	779	0.6313	3.7614	4.934	2.589	[0.598]***	117	0.4869
1998	2.8996	3.680	2.120	[0.398]***	749	0.6417	4.3919	5.573	3.211	[0.603]***	113	0.5784
1999	3.3566	4.109	2.604	[0.384]***	711	0.6654	5.4405	6.524	4.357	[0.553]***	114	0.6741
2000	3.7337	4.524	2.943	[0.403]***	673	0.6514	4.8000	6.181	3.419	[0.705]***	109	0.5643
2001	4.0854	5.023	3.148	[0.478]***	596	0.6307	4.7502	6.126	3.374	[0.702]***	107	0.6259
2002	3.1084	3.842	2.375	[0.374]***	587	0.6201	3.8496	4.993	2.706	[0.584]***	110	0.6656
2003	2.6700	3.339	2.001	[0.341]***	554	0.6862	2.2638	2.862	1.666	[0.305]***	106	0.7582
2004	2.8857	3.574	2.197	[0.351]***	539	0.6981	3.0691	3.716	2.422	[0.330]***	102	0.7577
2005	2.8992	3.603	2.196	[0.359]***	539	0.7006	3.2294	3.998	2.461	[0.392]***	103	0.6733
2006	3.1143	3.922	2.306	[0.412]***	530	0.6890	3.3700	4.173	2.567	[0.410]***	100	0.6617
2007	3.8826	4.839	2.926	[0.488]***	516	0.6918	3.8087	4.679	2.938	[0.444]***	102	0.728
2008	3.8530	4.684	3.022	[0.424]***	503	0.6409	4.7806	5.778	3.784	[0.509]***	98	0.7311
2009	3.1449	4.033	2.257	[0.453]***	500	0.6495	4.1220	5.079	3.165	[0.488]***	95	0.7154

信用金庫						信用組合						
Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	
1989	5.8114	6.863	4.760	[0.537]***	428	0.7644	6.0424	7.285	4.8	[0.634]***	366	0.5344
1990	7.4345	9.015	5.854	[0.807]***	413	0.7078	5.5030	8.653	2.353	[1.607]***	353	0.4521
1991	4.9863	7.247	2.726	[1.153]***	403	0.7200	7.0050	9.558	4.452	[1.303]***	333	0.4225
1992	4.3728	5.831	2.915	[0.744]***	406	0.7374	6.3339	8.109	4.559	[0.906]***	336	0.4466
1993	3.3860	5.992	0.780	[1.330]**	392	0.5083	5.2856	6.727	3.844	[0.735]***	328	0.3907
1994	3.4577	4.441	2.474	[0.502]***	392	0.7967	4.4571	5.453	3.461	[0.508]***	333	0.5423
1995	4.2892	5.466	3.113	[0.600]***	391	0.7642	3.5822	4.532	2.632	[0.485]***	324	0.4441
1996	2.4211	3.046	1.796	[0.319]***	385	0.8190	2.3667	3.085	1.649	[0.366]***	318	0.449
1997	2.7646	3.302	2.227	[0.274]***	379	0.7865	2.4348	3.194	1.675	[0.388]***	283	0.3943
1998	2.5249	3.068	1.982	[0.277]***	367	0.7884	2.1087	2.853	1.365	[0.380]***	269	0.4434
1999	1.9696	2.817	1.122	[0.432]***	354	0.7716	2.1657	2.964	1.368	[0.407]***	243	0.5185
2000	2.5393	3.210	1.869	[0.342]***	345	0.7376	2.5810	3.581	1.581	[0.510]***	219	0.4196
2001	2.6517	3.403	1.900	[0.383]***	312	0.6656	2.9443	4.043	1.845	[0.561]***	177	0.4162
2002	2.4767	3.318	1.635	[0.429]***	306	0.6748	1.8898	2.640	1.140	[0.383]***	171	0.3719
2003	2.7743	3.497	2.051	[0.369]***	288	0.6896	1.2899	2.043	0.537	[0.384]***	160	0.4718
2004	2.5911	3.205	1.977	[0.313]***	279	0.7697	1.6613	2.474	0.849	[0.415]***	158	0.3991
2005	2.7068	3.354	2.060	[0.330]***	278	0.6954	1.6423	2.373	0.912	[0.373]***	158	0.507
2006	2.0684	2.626	1.511	[0.285]***	274	0.7757	2.1782	3.133	1.223	[0.487]***	156	0.5343
2007	3.2209	4.117	2.324	[0.457]***	267	0.7386	2.7544	4.111	1.398	[0.692]***	147	0.5011
2008	2.7359	3.617	1.855	[0.450]***	260	0.6835	2.5808	3.727	1.434	[0.585]***	145	0.5334
2009	2.8535	4.172	1.535	[0.673]***	258	0.7123	1.9550	2.883	1.027	[0.473]***	147	0.5777

N は標本数を、[] の中の値は標準誤差を示す。*、**、*** はそれぞれ 10%、5%、1% 有意水準で統計的に有意にゼロと異なることを示す。

図 4.2: 2SLS 推定による Boone 指標

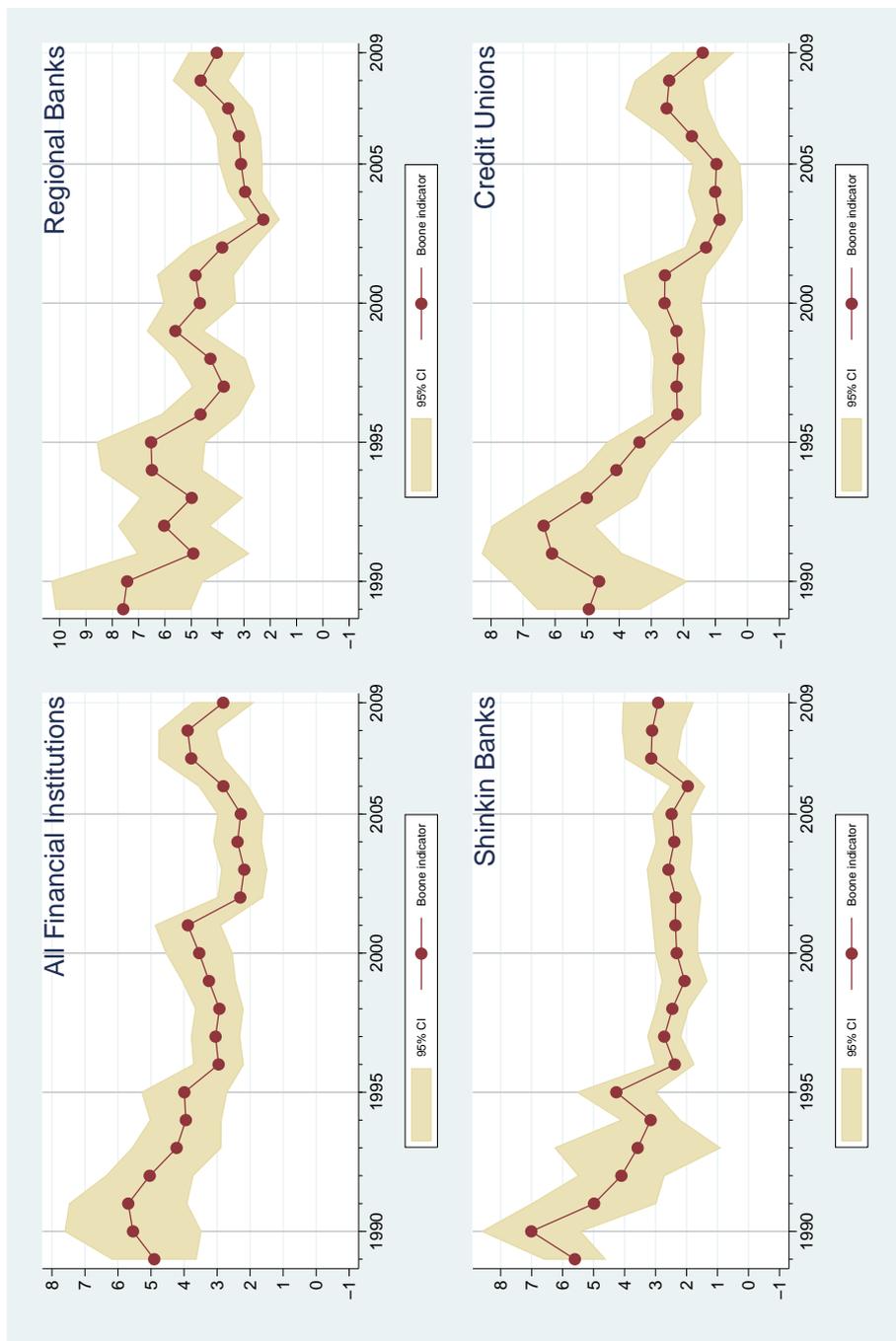
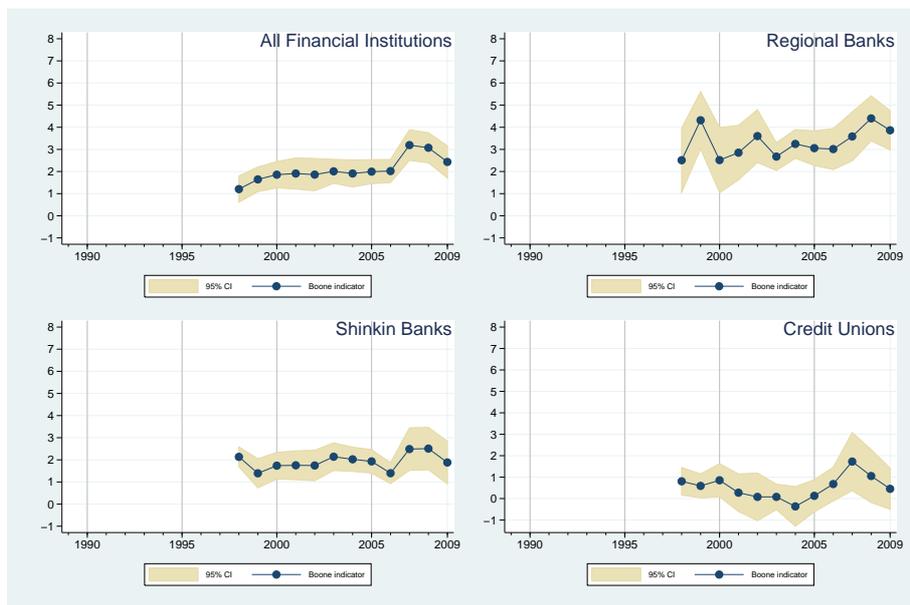


図 4.3: OLS 推定による Boone 指標：頑健性の検証



4.3.2 頑健性の検証

Boone 指標の結果の頑健性を確認するために、式 (4.11) の説明変数と操作変数を入れかえて推定をおこなう。第一に、式 (4.11) の推定式に、説明変数として不良債権比率を加えたときの OLS 推定量と 2SLS 推定量の結果を示したものが、図 4.3 と図 4.4 である。ただしデータの利用可能性から、推定期間は 1998 年から 2009 年までとなっている。第二に、2SLS 推定量を用いた推定について、操作変数に預金原価率と負債比率（負債/自己資本）の 2 つを用いた推定結果を図 4.5 に示している。第三に、2SLS 推定量を用いた推定について、操作変数に平均費用を用いた推定結果を図 4.6 に示している。第四に、2SLS 推定量を用いた推定について、説明変数に不良債権比率を加え、操作変数に預金原価率と負債比率（負債/自己資本）の 2 つを用いた推定結果を図 4.7 に示している。第五に、費用の変数について、限界費用と平均費用入れかえて推定をおこなった場合の OLS 推定量と 2SLS 推定量の結果を示したものが、図 4.8 と図 4.9 である。

前節の推定結果と本節の頑健性を検証するための推定結果とを比較すると、一部の期間で値の大きさに違いがあるものの、全体的な傾向はいずれ

図 4.4: 2SLS 推定による Boone 指標：頑健性の検証 (1)

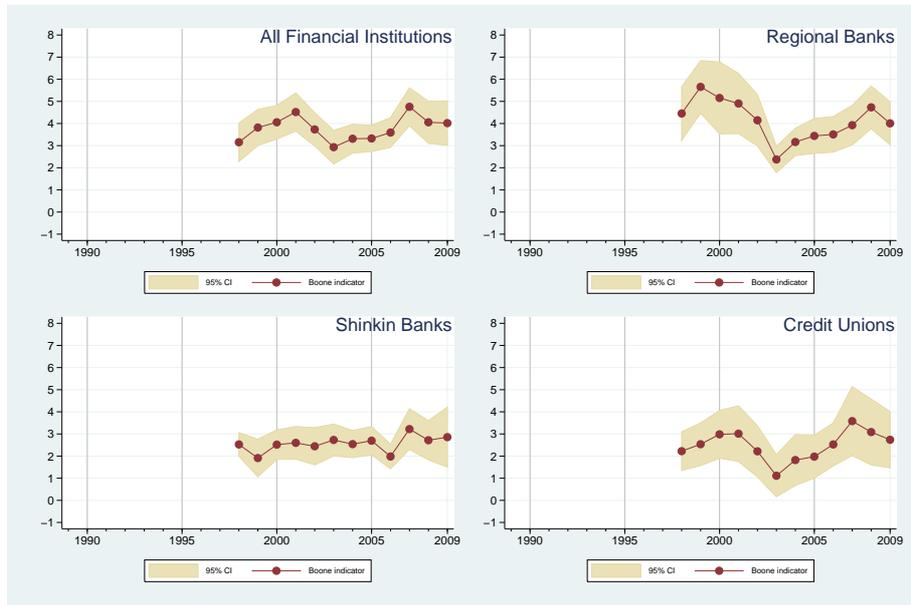


図 4.5: 2SLS 推定による Boone 指標：頑健性の検証 (2)

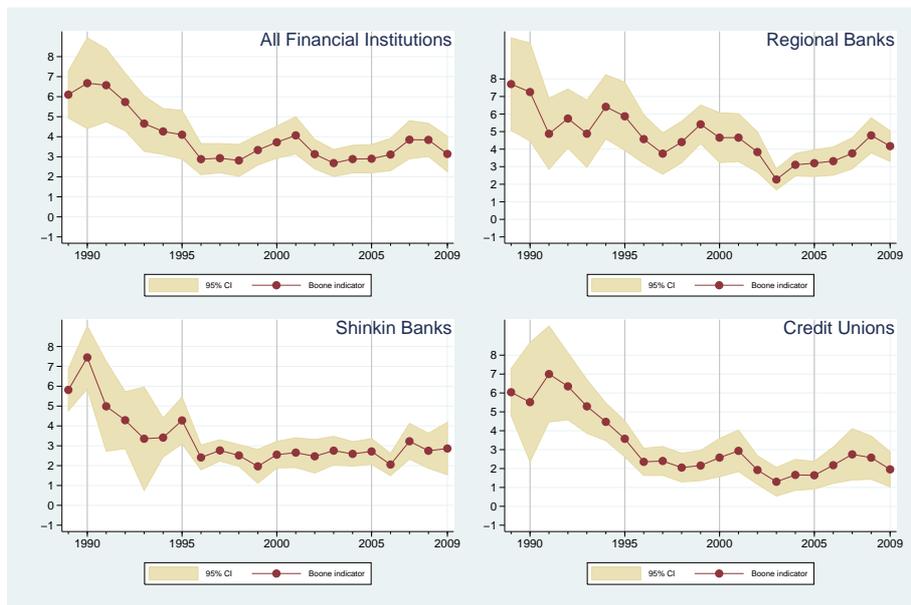


図 4.6: 2SLS 推定による Boone 指標：頑健性の検証 (3)

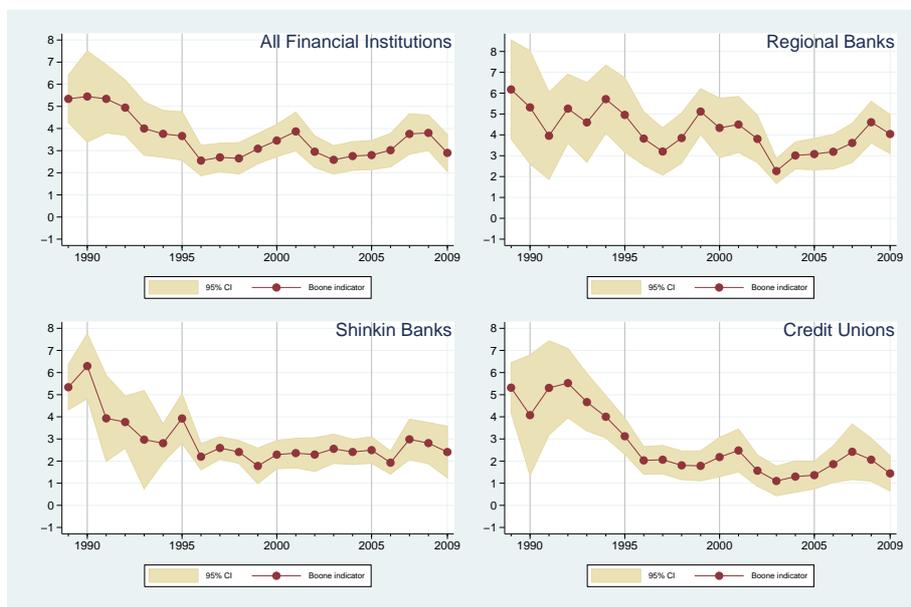


図 4.7: 2SLS 推定による Boone 指標：頑健性の検証 (4)

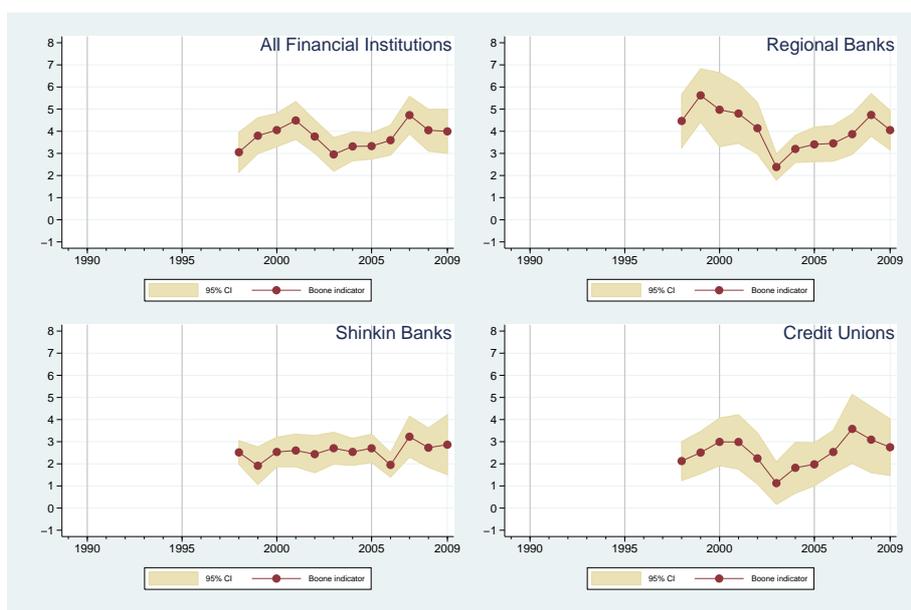


図 4.8: OLS 推定による Boone 指標：平均費用を用いた推定結果

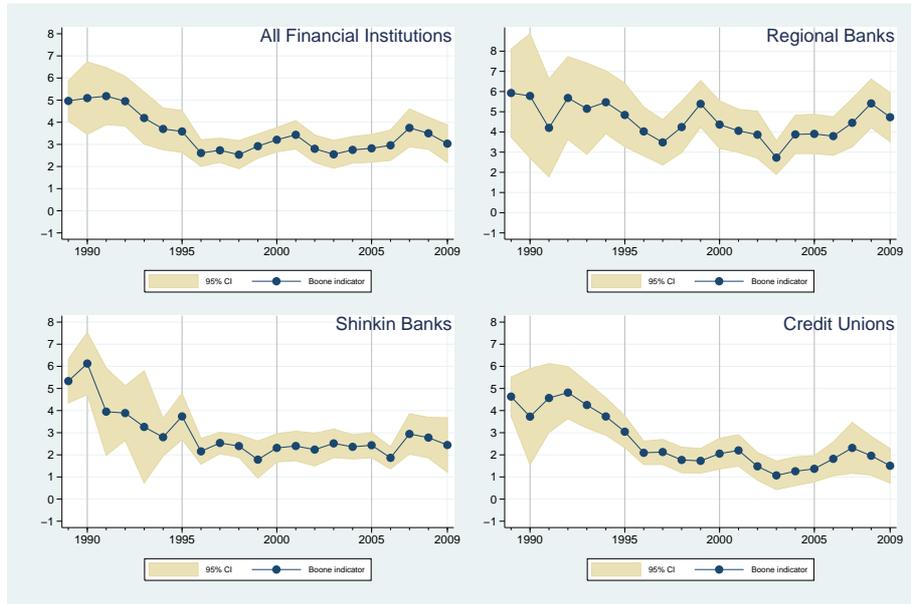
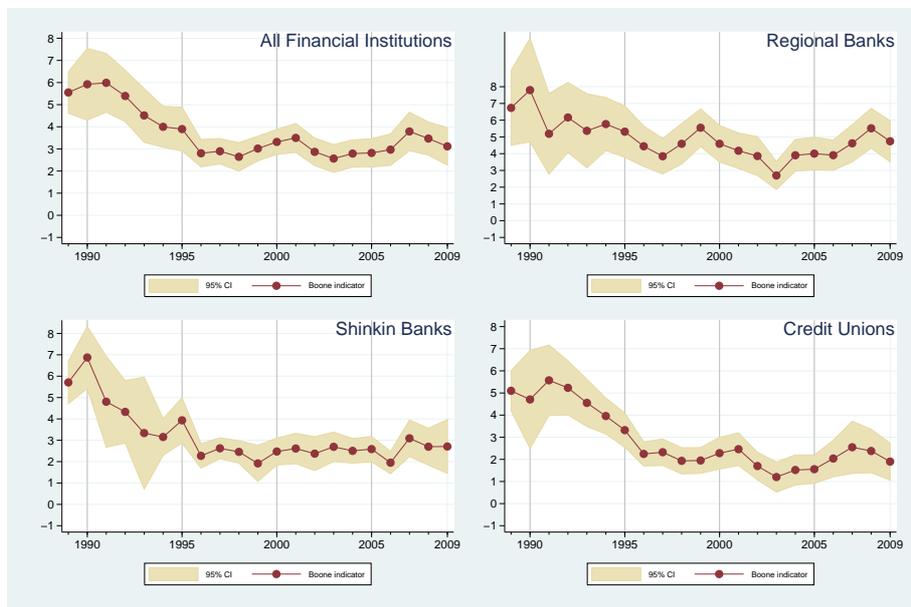


図 4.9: 2SLS 推定による Boone 指標：平均費用を用いた推定結果



の変数を用いた場合も変わらなかった。推定結果の詳細は章末の付録の表 A.1、A.2、A.3、A.4、A.5、A.6、A.7に示している。

4.4 その他の競争度指標との比較

本節では、4.3.1 節で推定した Boone 指標の結果と他の競争度指標の結果とを比較する。市場の集中度の指標として HHI、市場の価格支配力の指標として価格・費用マージン、金融業の競争度を推定した多くの先行研究によって採用されている H 統計量を取り上げる。

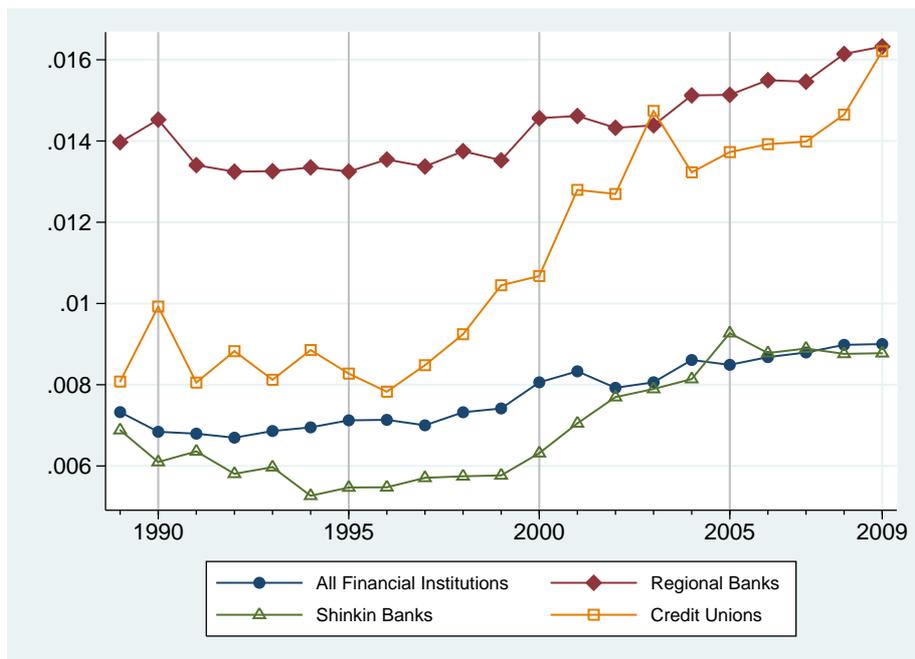
4.4.1 HHI

貸出金データを用いて算出した HHI の結果を図 4.10 に示している。また結果の詳細を章末付録の表 A.8 に示している。HHI はその値が低いほど市場が集中的ではない、つまり競争的であると評価される。図 4.10 からは、地方銀行、信用組合、信用金庫の順で市場の集中度が高いことが分かる。また、1995 年以降、緩やかに市場の集中が高まってきていることが確認される。Boone 指標の結果はこの期間、市場が段階的に競争的になっていたことを示しており、HHI は逆の変化を示すものとなっている。地域金融市場が 90 年代から続く規制緩和や金融危機などの影響を受けていることは容易に想像できるが、HHI の結果からはそういった変化は確認することができない。

4.4.2 価格・費用マージン (PCM)

貸出金利と限界費用のデータを用いて、価格費用マージンを計算している。この指標は、価格と限界費用の差を価格で除したものとなっており、価格支配力の程度を表すものである。価格 = 限界費用が成り立つ完全競争市場であれば、指標の値は小さくなり、値が大きいほど企業が価格支配力を行使していると考えられる。本章では、価格として貸出金利（貸出金利息/貸出金）を用い、限界費用はトランスログ費用関数の推定から得ている。計算結果をおよび図 4.11 に示している。また結果の詳細を章末付録の表 A.9 に示している。

図 4.10: HHI の推移

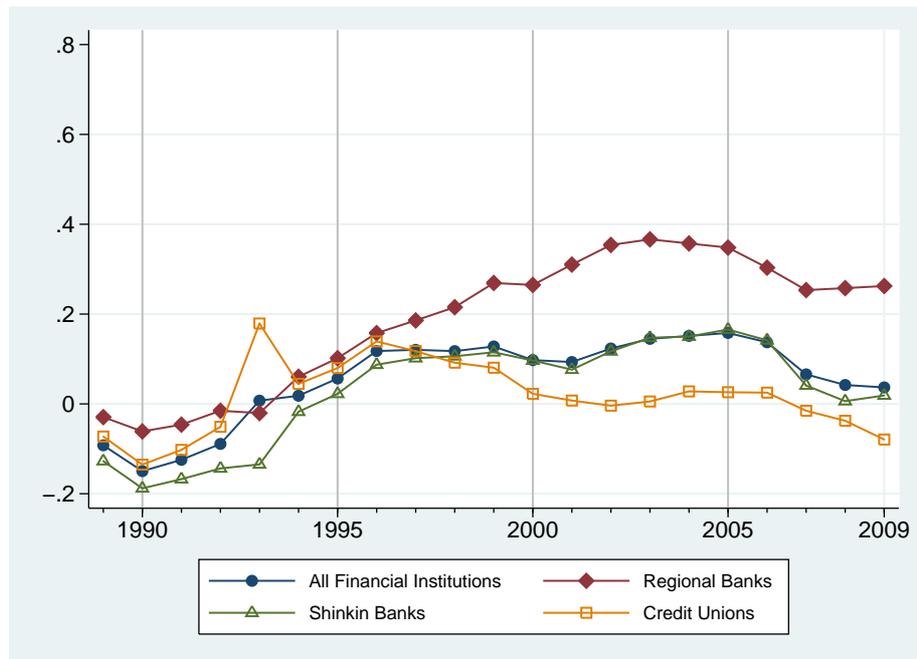


地方銀行の価格費用マージンは1995年から2000年代中ごろまで上昇を続け、それ以降、やや下がるものの高止まりしているように見える。信用金庫、信用組合についてはほぼ横ばいかやや上昇で推移してきているが、地方銀行と同様に、2000年代の中ごろから低下してきている。2000年代中頃から競争が高まっているという点と、競争的な業態の順序は、Boone指標の結果と一致する。ただし、地方銀行の価格支配力が高い水準に位置している点は大きく異なる。90年代以降の金融業の規制緩和が進む中で、その独占による価格支配力を強め、比較的高い水準で推移しているということは直観に反するものと考えられる。

4.4.3 H 統計量

これまで金融業の競争度を検証した数多くの先行研究が、Panzar and Rosse (1987) の H 統計量を用いてきている。H 統計量は、確かにある条件の下では値の大小と競争度が比例するものの、松村 (2005) は様々な問題を抱えていることを指摘している。第一に、値の大きさが必ずしも競争

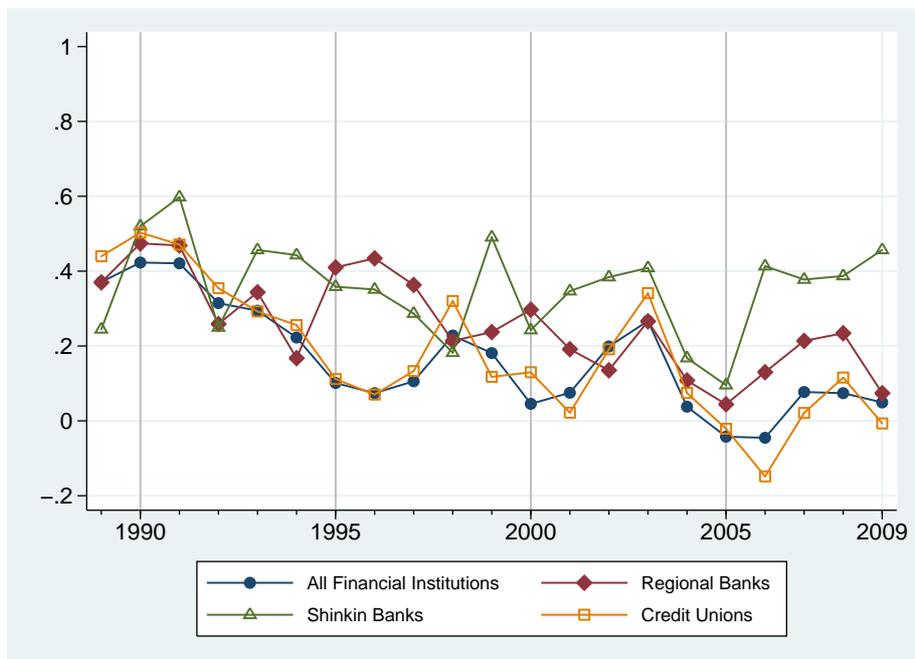
図 4.11: 価格・費用マージンの推移



度を意味していないことが挙げられる。H 統計量を用いた分析では、0 から 1 までの値を取り、1 に近いほど競争度が高いと解釈する研究が多い。これはある条件のもとでは成り立つが、一般には成り立たない。第二に、完全競争でなくても完全競争と判断されたり、逆に完全競争であるのに完全競争であることを棄却されたりする点である。これは、単純な条件のもとでのみ H 統計量が 1 であることを証明しているに過ぎないことを表している。第三に、H 統計量は独占の場合には負の値になりうる点である。このような場合、競争度をどのように判断するかは難しい。第四に、市場が長期均衡にある場合にのみ Panzar and Rosse (1987) の結果は成り立つため、クロスセクション・データを用いて推定することに適していない。パネルデータを用いる場合にも、長期均衡状態であるかどうかの検証が必要となってくる。これらの問題があるため、H 統計量は競争度の検証には適していないことが指摘されているが、4.3.1 節の結果と比較するために本章のデータを用いて H 統計量を推定する。まず、以下の式を推定する。

$$\ln R_i = \beta_0 + \beta_1 \ln w_{1i} + \beta_2 \ln w_{2i} + X'_i \zeta + \varepsilon_i \quad (4.17)$$

図 4.12: H 統計量の推移



ここで R は経常収益、 w_1 は資金調達金利、 w_2 は貸金率である。また、銀行の規模の影響を取り除くために、対数営業店舗数と対数総資産をコントロール変数 X として含めている。H 統計量は収入に対する要素価格弾力性の和として定義されるので、パラメータの推定値 $\hat{\beta}_1$ および $\hat{\beta}_2$ を用いて、

$$H = \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 \quad (4.18)$$

を計算する。Panzar and Rosse (1987) の証明によれば、H の値は、その市場が独占的であればゼロ以下、独占的競争市場であれば 1 未満、完全競争市場であれば 1 となる。図 4.12 は、3 つの業態についての H 統計量の推定結果を示している。また結果の詳細を章末付録の表 A.10 に示している。いずれの業態の H 統計量の系列についても、2005 年頃まで変動しながら競争状態が低下してきている。これは Boone 指標の結果とは異なる。2006 年以降の期間に、競争度が上昇している点では一致しているが、いずれの銀行市場もその競争度は低位である。HHI や価格費用マージンの結果と同様に、90 年代後半には金融危機や長期の景気後退によって多く

の地方金融機関が破綻していった中で、この時期に3つすべての銀行業が非競争的になっていったとは考えがたい。

H 統計量の利点は完全競争や独占状態などを検定できる点にある。本章の推定結果からは、その中間に位置する独占的競争状態にあるものと考えられる。部分的には Boone 指標と整合的な競争度を示す期間もあるが、全体的な傾向は現実とは整合的ではないと考えられ、H 統計量が競争度以外の要因を含むことで偏った推定となっているものと考えられる。このような結果から見ても、本章の Boone 指標による推定の方が、極めて自然な結果であると言えよう。

4.5 おわりに

本章は Boone et al. (2007) によって提案された利潤の限界費用に関する弾力性 (PE) を用いて、1989 から 2009 年における日本の地域金融市場（地方銀行、信用金庫、信用組合）の競争度を検証した。

Boone 指標の推定結果から、各業態での競争度の大きさに違いが見られるものの、長期的には上昇傾向にあり、日本の地域金融市場が競争的になってきたことが明らかとなった。本章はこのような傾向が他の指標でも見られるかどうか確認するために、同じ期間の標本を用いて HHI、価格費用マージン、H 統計量も推定した。ところが、これらの指標では逆に競争度が低下する傾向が見られた。本章の推定期間は金融市場で様々な規制緩和がおこなわれた時期であり、直感的には、Boone 指標から得られる結果が現実と整合的であると考えられる。

補論：トランスログ費用関数を用いた限界費用の推定

Hayashi (2000) にならって、トランスログ費用関数を推定する。費用関数を $C(q, w_1, w_2)$ とする。ただし、 q は生産量、 w_j ($j = 1, 2$) は生産要素価格とする。 $\ln C(q, w_1, w_2)$ を $\ln q = 0$, $\ln w_j = 0$ ($j = 1, 2$) の近傍で2次のテイラー近似をすると、

$$\begin{aligned} \ln C = & \alpha_0 + \sum_{j=1}^2 \alpha_j \widetilde{\ln w_j} + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^2 \sum_{k=1}^2 \gamma_{jk} \widetilde{\ln w_j} \widetilde{\ln w_k} \\ & + \alpha_q \widetilde{\ln q} + \frac{1}{2} \gamma_{qq} (\widetilde{\ln q})^2 + \sum_{j=1}^2 \gamma_{jq} \widetilde{\ln w_j} \widetilde{\ln q} + \varepsilon \end{aligned} \quad (\text{A1})$$

となる（標本を表す $i = 1, \dots, n$ は省略）。ただし、 $\gamma_{jk} = \gamma_{kj}$ ($j, k = 1, 2$) である（対称性）。変数 \tilde{x} は、 x から平均を引いた値として定義する。シェア方程式は、

$$s_j = \alpha_j + \sum_{k=1}^2 \gamma_{jk} \widetilde{\ln w_k} + \gamma_{jq} \widetilde{\ln q} \quad (\text{A2})$$

である。ただし、 s_j は生産要素 j の総コストに対するシェアである。(A2) に誤差項を加えて書き換えると、

$$\begin{aligned} s_1 &= \alpha_1 + \gamma_{11} \widetilde{\ln w_1} + \gamma_{12} \widetilde{\ln w_2} + \gamma_{1q} \widetilde{\ln q} + \varepsilon_1 \\ s_2 &= \alpha_2 + \gamma_{21} \widetilde{\ln w_1} + \gamma_{22} \widetilde{\ln w_2} + \gamma_{2q} \widetilde{\ln q} + \varepsilon_2 \end{aligned} \quad (\text{A3})$$

となる。

費用関数の性質より、adding-up restrictions、

$$\begin{cases} \alpha_1 + \alpha_2 = 1 \\ \gamma_{11} + \gamma_{21} = 0 \\ \gamma_{12} + \gamma_{22} = 0 \\ \gamma_{1q} + \gamma_{2q} = 0 \end{cases} \quad (\text{A4})$$

が成り立つ必要がある。Adding-up restrictions と対称性より、(A3) は、

$$\begin{aligned} s_1 &= \alpha_1 + \gamma_{11}(\widetilde{\ln w_1} - \widetilde{\ln w_2}) + \gamma_{1q}\widetilde{\ln q} + \varepsilon_1 \\ s_2 &= \alpha_2 + \gamma_{21}(\widetilde{\ln w_1} - \widetilde{\ln w_2}) + \gamma_{2q}\widetilde{\ln q} + \varepsilon_2 \end{aligned} \quad (\text{A5})$$

と書き換えることができる。推定には (A5) のうち 1 つの式のみを使えば、制約を使って残り 1 つのパラメータも推定できる。

まず、

$$s_1 = \alpha_1 + \gamma_{11}(\widetilde{\ln w_1} - \widetilde{\ln w_2}) + \gamma_{1q}\widetilde{\ln q} + \varepsilon_1 \quad (\text{A6})$$

を OLS 推定する。ここから、 α_1 , γ_{11} , γ_{1q} の 3 個のパラメータが得られる。残りの 7 個のパラメータは、制約を使って、 $\alpha_2 = 1 - \alpha_1$, $\gamma_{12} = -\gamma_{11}$, $\gamma_{21} = \gamma_{12}$, $\gamma_{22} = -\gamma_{21}$, $\gamma_{2q} = -\gamma_{1q}$ とすることで (A5) のすべてのパラメータが推定できる。これらの作業で求めたパラメータを (A1) に戻すと、

$$Y^* = \alpha_0 + \alpha_q\widetilde{\ln q} + \frac{1}{2}\gamma_{qq}(\widetilde{\ln q})^2 + \varepsilon \quad (\text{A6})$$

となる。ただし、

$$\begin{aligned} Y^* &= \ln C - \sum_{j=1}^2 \hat{\alpha}_j \widetilde{\ln w_j} - \frac{1}{2} \sum_{j=1}^2 \sum_{k=1}^2 \hat{\gamma}_{jk} \widetilde{\ln w_j} \widetilde{\ln w_k} \\ &\quad - \sum_{j=1}^2 \hat{\gamma}_{jq} \widetilde{\ln w_j} \widetilde{\ln q} \end{aligned} \quad (\text{A7})$$

である。(A6) には制約がないので、そのまま OLS 推定すれば α_0 , α_q , γ_{qq} が得られる。

よって、(A1) より、限界費用の推定値は (i をつけ直す)、

$$\begin{aligned} \hat{c}_i &= \frac{\partial C(q_i, w_1, w_2)}{\partial q_i} = \frac{C_i}{q_i} \frac{\partial \ln C_i}{\partial \ln q_i} \\ &= \frac{C_i}{q_i} \left(\hat{\alpha}_q + \hat{\gamma}_{qq} \widetilde{\ln q_i} + \hat{\gamma}_{1q} \widetilde{\ln w_{1i}} + \hat{\gamma}_{2q} \widetilde{\ln w_{2i}} \right) \end{aligned} \quad (\text{A8})$$

となる。(4.10) の c_i にこの \hat{c}_i を用いて推定する。

付録

表 A.1: OLS 推定による Boone 指標：頑健性の検証

全業態						地方銀行						
Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	
1989												
1990												
1991												
1992												
1993												
1994												
1995												
1996												
1997												
1998	1.2053	1.799	0.612	[0.302]***	692	0.6686	2.5114	3.963	1.060	[0.732]***	113	0.6265
1999	1.6451	2.203	1.087	[0.284]***	679	0.6940	4.3181	5.613	3.023	[0.653]***	114	0.6888
2000	1.8577	2.453	1.262	[0.303]***	649	0.7006	2.5176	3.991	1.044	[0.743]***	109	0.6222
2001	1.9098	2.611	1.208	[0.357]***	581	0.6537	2.8515	4.084	1.619	[0.621]***	107	0.6577
2002	1.8607	2.591	1.130	[0.372]***	575	0.6381	3.6019	4.796	2.408	[0.602]***	110	0.6808
2003	2.0088	2.550	1.467	[0.276]***	544	0.6995	2.6742	3.303	2.045	[0.317]***	106	0.7634
2004	1.9118	2.522	1.302	[0.311]***	529	0.7167	3.2466	3.897	2.596	[0.327]***	102	0.7677
2005	1.9950	2.539	1.451	[0.277]***	531	0.7154	3.0560	3.839	2.273	[0.394]***	103	0.681
2006	2.0218	2.545	1.498	[0.267]***	524	0.6990	3.0138	3.940	2.087	[0.466]***	100	0.6686
2007	3.1944	3.885	2.504	[0.352]***	511	0.7079	3.5857	4.692	2.480	[0.557]***	102	0.7291
2008	3.0740	3.756	2.392	[0.347]***	495	0.6552	4.4010	5.420	3.382	[0.513]***	98	0.7334
2009	2.4346	3.160	1.709	[0.369]***	489	0.6739	3.8640	4.750	2.978	[0.446]***	95	0.7192

信用金庫						信用組合						
Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	
1989												
1990												
1991												
1992												
1993												
1994												
1995												
1996												
1997												
1998	2.1352	2.586	1.685	[0.229]***	363	0.7886	0.8063	1.448	0.164	[0.326]**	216	0.473
1999	1.3915	2.051	0.732	[0.335]***	351	0.7775	0.5904	1.150	0.031	[0.284]**	214	0.5914
2000	1.7365	2.337	1.136	[0.305]***	342	0.7493	0.8539	1.627	0.081	[0.392]**	198	0.4833
2001	1.7541	2.407	1.101	[0.332]***	312	0.6721	0.2739	1.151	-0.603	[0.444]	162	0.4662
2002	1.7449	2.435	1.054	[0.351]***	306	0.6798	0.0791	1.190	-1.032	[0.562]	159	0.4075
2003	2.1425	2.769	1.516	[0.318]***	288	0.6936	0.0784	0.674	-0.517	[0.301]	150	0.5202
2004	2.0240	2.573	1.475	[0.279]***	279	0.7733	-0.3656	0.559	-1.290	[0.468]	148	0.5038
2005	1.9317	2.462	1.401	[0.269]***	278	0.7020	0.1279	0.877	-0.621	[0.379]	150	0.572
2006	1.3954	1.867	0.924	[0.240]***	274	0.7821	0.6771	1.465	-0.111	[0.399]*	150	0.5786
2007	2.4865	3.449	1.524	[0.489]***	267	0.7430	1.7266	3.083	0.370	[0.686]**	142	0.5359
2008	2.5090	3.467	1.551	[0.486]***	260	0.6830	1.0518	2.289	-0.186	[0.625]*	137	0.5699
2009	1.8802	2.839	0.921	[0.487]***	258	0.7235	0.4555	1.412	-0.501	[0.483]	136	0.637

N は標本数を、[] の中の値は標準誤差を示す。*、**、*** はそれぞれ 10%、5%、1% 有意水準で統計的に有意にゼロと異なることを示す。

表 A.2: 2SLS 推定による Boone 指標：頑健性の検証 (1)

全業態						地方銀行						
Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	
1989												
1990												
1991												
1992												
1993												
1994												
1995												
1996												
1997												
1998	3.1554	4.025	2.286	[0.444]***	692	0.6341	4.4530	5.662	3.244	[0.617]***	113	0.5881
1999	3.8182	4.635	3.001	[0.417]***	679	0.6564	5.6562	6.845	4.467	[0.607]***	114	0.6725
2000	4.0571	4.818	3.296	[0.388]***	649	0.6642	5.1547	6.783	3.527	[0.831]***	109	0.5534
2001	4.5192	5.384	3.654	[0.441]***	581	0.6100	4.9058	6.266	3.546	[0.694]***	107	0.6205
2002	3.7323	4.482	2.983	[0.382]***	575	0.6128	4.1468	5.309	2.984	[0.593]***	110	0.6772
2003	2.9312	3.690	2.172	[0.387]***	544	0.6914	2.3761	2.974	1.778	[0.305]***	106	0.7615
2004	3.3132	3.965	2.661	[0.333]***	529	0.7002	3.1653	3.784	2.547	[0.315]***	102	0.7675
2005	3.3250	3.917	2.733	[0.302]***	531	0.7007	3.4402	4.232	2.649	[0.404]***	103	0.6774
2006	3.5925	4.270	2.916	[0.345]***	524	0.6795	3.5078	4.312	2.704	[0.410]***	100	0.6628
2007	4.7565	5.612	3.902	[0.436]***	511	0.6920	3.9250	4.822	3.028	[0.458]***	102	0.7272
2008	4.0555	5.008	3.103	[0.486]***	495	0.6473	4.7321	5.696	3.768	[0.492]***	98	0.7322
2009	4.0182	5.022	3.014	[0.512]***	489	0.6528	4.0068	4.981	3.032	[0.497]***	95	0.7189

信用金庫						信用組合						
Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	
1989												
1990												
1991												
1992												
1993												
1994												
1995												
1996												
1997												
1998	2.5267	3.060	1.993	[0.272]***	363	0.7871	2.2220	3.098	1.345	[0.447]***	216	0.4102
1999	1.9125	2.761	1.064	[0.433]***	351	0.7746	2.5363	3.500	1.573	[0.492]***	214	0.4976
2000	2.5171	3.184	1.850	[0.340]***	342	0.7436	2.9839	4.063	1.905	[0.550]***	198	0.3698
2001	2.5986	3.338	1.859	[0.377]***	312	0.6661	3.0137	4.272	1.756	[0.642]***	162	0.3162
2002	2.4437	3.285	1.603	[0.429]***	306	0.6752	2.2168	3.376	1.057	[0.592]***	159	0.3172
2003	2.7289	3.450	2.007	[0.368]***	288	0.6899	1.1125	2.066	0.159	[0.487]**	150	0.4821
2004	2.5411	3.154	1.928	[0.313]***	279	0.7701	1.8210	2.972	0.670	[0.587]***	148	0.3975
2005	2.6962	3.337	2.055	[0.327]***	278	0.6945	1.9758	2.947	1.005	[0.495]***	150	0.4993
2006	1.9803	2.536	1.425	[0.284]***	274	0.7776	2.5261	3.496	1.556	[0.495]***	150	0.5205
2007	3.2200	4.140	2.300	[0.469]***	267	0.7376	3.5811	5.142	2.021	[0.796]***	142	0.4935
2008	2.7169	3.607	1.827	[0.454]***	260	0.6826	3.0867	4.575	1.598	[0.760]***	137	0.5197
2009	2.8565	4.211	1.502	[0.691]***	258	0.7110	2.7389	4.009	1.468	[0.648]***	136	0.5508

N は標本数を、[] の中の値は標準誤差を示す。*、**、*** はそれぞれ 10%、5%、1% 有意水準で統計的に有意にゼロと異なることを示す。

表 A.3: 2SLS 推定による Boone 指標：頑健性の検証 (2)

全業態						地方銀行						
Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	
1989	6.1017	7.265	4.939	[0.593]***	917	0.6346	7.7087	10.348	5.069	[1.347]***	123	0.5351
1990	6.6751	8.943	4.407	[1.157]***	880	0.5055	7.2547	10.041	4.469	[1.421]***	114	0.471
1991	6.5727	8.395	4.751	[0.930]***	859	0.5716	4.8749	6.894	2.855	[1.030]***	123	0.6813
1992	5.7340	7.169	4.299	[0.732]***	862	0.6147	5.7458	7.424	4.067	[0.856]***	120	0.6956
1993	4.6572	6.042	3.272	[0.707]***	841	0.5447	4.8793	6.793	2.965	[0.976]***	121	0.5737
1994	4.2648	5.407	3.123	[0.583]***	844	0.6499	6.4123	8.237	4.588	[0.931]***	119	0.6619
1995	4.1013	5.318	2.885	[0.621]***	838	0.6135	5.8724	7.815	3.930	[0.991]***	123	0.5779
1996	2.8816	3.658	2.105	[0.396]***	822	0.6417	4.5731	5.957	3.189	[0.706]***	119	0.4839
1997	2.9313	3.660	2.203	[0.372]***	779	0.6355	3.7448	4.919	2.571	[0.599]***	117	0.4878
1998	2.8169	3.612	2.022	[0.406]***	749	0.6448	4.4039	5.584	3.224	[0.602]***	113	0.5779
1999	3.3368	4.087	2.587	[0.383]***	711	0.6661	5.4148	6.511	4.319	[0.559]***	114	0.6747
2000	3.7263	4.520	2.932	[0.405]***	673	0.6517	4.6554	6.076	3.235	[0.725]***	109	0.5715
2001	4.0682	5.000	3.137	[0.475]***	596	0.6313	4.6567	6.020	3.294	[0.696]***	107	0.6291
2002	3.1295	3.864	2.396	[0.374]***	587	0.6195	3.8364	4.982	2.691	[0.584]***	110	0.6657
2003	2.6871	3.358	2.016	[0.342]***	554	0.6859	2.2724	2.866	1.679	[0.303]***	106	0.7583
2004	2.8854	3.573	2.198	[0.351]***	539	0.6981	3.1084	3.748	2.469	[0.326]***	102	0.7579
2005	2.9027	3.606	2.199	[0.359]***	539	0.7005	3.2007	3.959	2.442	[0.387]***	103	0.6737
2006	3.1118	3.917	2.307	[0.411]***	530	0.6891	3.3172	4.121	2.514	[0.410]***	100	0.6628
2007	3.8527	4.803	2.902	[0.485]***	516	0.6923	3.7604	4.645	2.876	[0.451]***	102	0.7285
2008	3.8446	4.673	3.016	[0.423]***	503	0.6411	4.7857	5.781	3.791	[0.508]***	98	0.7311
2009	3.1413	4.025	2.258	[0.451]***	500	0.6496	4.1728	5.046	3.3	[0.446]***	95	0.7152

信用金庫						信用組合						
Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	
1989	5.8143	6.864	4.765	[0.535]***	428	0.7644	6.0402	7.285	4.795	[0.635]***	366	0.5344
1990	7.4511	9.031	5.871	[0.806]***	413	0.7076	5.5130	8.665	2.361	[1.608]***	353	0.4518
1991	4.9885	7.249	2.728	[1.153]***	403	0.7200	7.0021	9.541	4.463	[1.295]***	333	0.4226
1992	4.2887	5.722	2.855	[0.731]***	406	0.7377	6.3504	8.123	4.578	[0.904]***	336	0.446
1993	3.3546	5.956	0.753	[1.327]**	392	0.5084	5.2906	6.711	3.870	[0.725]***	328	0.3905
1994	3.4138	4.394	2.434	[0.500]***	392	0.7973	4.4706	5.470	3.471	[0.510]***	333	0.5418
1995	4.2771	5.454	3.101	[0.600]***	391	0.7644	3.5748	4.526	2.623	[0.486]***	324	0.4445
1996	2.4119	3.035	1.788	[0.318]***	385	0.8191	2.3537	3.073	1.635	[0.367]***	318	0.4502
1997	2.7666	3.304	2.230	[0.274]***	379	0.7865	2.3999	3.163	1.637	[0.389]***	283	0.3978
1998	2.5147	3.059	1.971	[0.278]***	367	0.7885	2.0517	2.812	1.291	[0.388]***	269	0.4485
1999	1.9656	2.813	1.118	[0.432]***	354	0.7717	2.1576	2.955	1.361	[0.407]***	243	0.5193
2000	2.5538	3.224	1.883	[0.342]***	345	0.7374	2.5798	3.594	1.566	[0.517]***	219	0.4197
2001	2.6550	3.406	1.904	[0.383]***	312	0.6656	2.9362	4.035	1.838	[0.560]***	177	0.4169
2002	2.4726	3.314	1.632	[0.429]***	306	0.6749	1.9206	2.678	1.163	[0.387]***	171	0.3694
2003	2.7554	3.477	2.034	[0.368]***	288	0.6898	1.3005	2.057	0.544	[0.386]***	160	0.4710
2004	2.5933	3.207	1.980	[0.313]***	279	0.7697	1.6618	2.480	0.844	[0.417]***	158	0.3991
2005	2.7165	3.360	2.073	[0.328]***	278	0.6952	1.6448	2.376	0.913	[0.373]***	158	0.5068
2006	2.0546	2.613	1.497	[0.285]***	274	0.7759	2.1773	3.138	1.217	[0.490]***	156	0.5344
2007	3.2276	4.127	2.328	[0.459]***	267	0.7385	2.7506	4.107	1.394	[0.692]***	147	0.5012
2008	2.7491	3.629	1.869	[0.449]***	260	0.6834	2.5772	3.722	1.433	[0.584]***	145	0.5335
2009	2.8624	4.183	1.542	[0.674]***	258	0.7120	1.9553	2.883	1.027	[0.473]***	147	0.5776

N は標本数を、[] の中の値は標準誤差を示す。*、**、*** はそれぞれ 10%、5%、1% 有意水準で統計的に有意にゼロと異なることを示す。

表 A.4: 2SLS 推定による Boone 指標：頑健性の検証 (3)

全業態						地方銀行						
Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	
1989	5.3401	6.408	4.272	[0.545]***	917	0.6477	6.1779	8.549	3.806	[1.210]***	123	0.5698
1990	5.4475	7.509	3.386	[1.052]***	880	0.5358	5.32	8.03100	2.609	[1.383]***	114	0.4807
1991	5.3413	6.881	3.802	[0.786]***	859	0.6001	3.9556	6.046	1.865	[1.067]***	123	0.6794
1992	4.9439	6.194	3.694	[0.638]***	862	0.6322	5.2582	6.913	3.604	[0.844]***	120	0.6947
1993	3.9991	5.206	2.792	[0.616]***	841	0.5596	4.5968	6.504	2.689	[0.973]***	121	0.5742
1994	3.7593	4.818	2.701	[0.540]***	844	0.6625	5.7162	7.346	4.087	[0.831]***	119	0.6726
1995	3.6622	4.759	2.565	[0.560]***	838	0.6264	4.9597	6.738	3.181	[0.907]***	123	0.6063
1996	2.5524	3.241	1.864	[0.351]***	822	0.6549	3.8219	5.100	2.544	[0.652]***	119	0.515
1997	2.6956	3.335	2.056	[0.326]***	779	0.6447	3.2022	4.332	2.073	[0.576]***	117	0.5129
1998	2.6519	3.361	1.943	[0.362]***	749	0.6505	3.8496	5.050	2.649	[0.613]***	113	0.5971
1999	3.0869	3.769	2.405	[0.348]***	711	0.6743	5.1187	6.214	4.023	[0.559]***	114	0.6807
2000	3.4580	4.186	2.730	[0.372]***	673	0.6605	4.3354	5.758	2.913	[0.726]***	109	0.5856
2001	3.8660	4.739	2.993	[0.445]***	596	0.6374	4.4968	5.837	3.156	[0.684]***	107	0.6343
2002	2.9532	3.667	2.240	[0.364]***	587	0.6241	3.8080	4.939	2.677	[0.577]***	110	0.6661
2003	2.5847	3.224	1.945	[0.326]***	554	0.6876	2.2657	2.855	1.676	[0.301]***	106	0.7582
2004	2.7568	3.404	2.110	[0.330]***	539	0.7010	3.0126	3.657	2.368	[0.329]***	102	0.7574
2005	2.7998	3.458	2.142	[0.336]***	539	0.7026	3.0794	3.830	2.329	[0.383]***	103	0.6751
2006	3.0205	3.775	2.266	[0.385]***	530	0.6911	3.1912	4.019	2.364	[0.422]***	100	0.6648
2007	3.7557	4.671	2.841	[0.467]***	516	0.6940	3.6128	4.550	2.676	[0.478]***	102	0.7295
2008	3.8024	4.599	3.006	[0.406]***	503	0.6419	4.6077	5.607	3.609	[0.510]***	98	0.7321
2009	2.8982	3.732	2.064	[0.426]***	500	0.6549	4.0408	4.972	3.110	[0.475]***	95	0.7157

信用金庫						信用組合						
Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	
1989	5.3386	6.364	4.314	[0.523]***	428	0.7664	5.3180	6.448	4.188	[0.576]***	366	0.5502
1990	6.2931	7.762	4.824	[0.749]***	413	0.7142	4.0758	6.793	1.359	[1.386]***	353	0.4914
1991	3.9317	5.879	1.984	[0.994]***	403	0.7252	5.3084	7.436	3.181	[1.086]***	333	0.4701
1992	3.7629	4.937	2.589	[0.599]***	406	0.7387	5.5241	7.087	3.961	[0.798]***	336	0.4726
1993	2.9681	5.190	0.746	[1.134]***	392	0.5093	4.6651	5.963	3.367	[0.662]***	328	0.4108
1994	2.8090	3.679	1.939	[0.444]***	392	0.8035	4.0033	4.958	3.049	[0.487]***	333	0.557
1995	3.9259	5.041	2.811	[0.569]***	391	0.7676	3.1228	3.940	2.305	[0.417]***	324	0.4663
1996	2.2000	2.794	1.606	[0.303]***	385	0.8210	2.0312	2.651	1.411	[0.316]***	318	0.4781
1997	2.5930	3.100	2.086	[0.259]***	379	0.7884	2.0632	2.707	1.419	[0.329]***	283	0.4274
1998	2.4116	2.928	1.895	[0.264]***	367	0.7891	1.8085	2.456	1.161	[0.331]***	269	0.4679
1999	1.7806	2.583	0.978	[0.409]***	354	0.7735	1.7841	2.459	1.109	[0.344]***	243	0.5499
2000	2.2923	2.930	1.655	[0.325]***	345	0.7408	2.1797	3.067	1.292	[0.453]***	219	0.4533
2001	2.3609	3.028	1.694	[0.340]***	312	0.6690	2.4794	3.445	1.514	[0.492]***	177	0.4523
2002	2.2934	3.054	1.532	[0.388]***	306	0.6769	1.5671	2.271	0.864	[0.359]***	171	0.3946
2003	2.5549	3.217	1.892	[0.338]***	288	0.6919	1.1003	1.767	0.434	[0.340]***	160	0.4848
2004	2.4125	2.980	1.845	[0.290]***	279	0.7716	1.2980	2.004	0.592	[0.360]***	158	0.43
2005	2.4964	3.094	1.899	[0.305]***	278	0.6990	1.3646	1.988	0.741	[0.318]***	158	0.5256
2006	1.9285	2.448	1.409	[0.265]***	274	0.7777	1.8609	2.690	1.032	[0.423]***	156	0.5509
2007	2.9839	3.893	2.075	[0.464]***	267	0.7415	2.4209	3.676	1.166	[0.640]***	147	0.514
2008	2.8121	3.743	1.881	[0.475]***	260	0.6831	2.0625	3.035	1.090	[0.496]***	145	0.555
2009	2.4099	3.576	1.244	[0.595]***	258	0.7209	1.4433	2.233	0.654	[0.403]***	147	0.6073

N は標本数を、[] の中の値は標準誤差を示す。*、**、*** はそれぞれ 10%、5%、1% 有意水準で統計的に有意にゼロと異なることを示す。

表 A.5: 2SLS 推定による Boone 指標：頑健性の検証 (4)

全業態						地方銀行						
Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	
1989												
1990												
1991												
1992												
1993												
1994												
1995												
1996												
1997												
1998	3.0535	3.955	2.152	[0.460]***	692	0.6376	4.4644	5.671	3.257	[0.616]***	113	0.5876
1999	3.7984	4.609	2.988	[0.414]***	679	0.6570	5.6231	6.827	4.419	[0.614]***	114	0.6733
2000	4.0537	4.808	3.299	[0.385]***	649	0.6643	4.9737	6.649	3.299	[0.855]***	109	0.5625
2001	4.4872	5.343	3.631	[0.437]***	581	0.6111	4.8023	6.153	3.452	[0.689]***	107	0.6242
2002	3.7619	4.507	3.016	[0.380]***	575	0.6120	4.1385	5.302	2.975	[0.594]***	110	0.6773
2003	2.9531	3.715	2.192	[0.389]***	544	0.6910	2.3846	2.977	1.792	[0.302]***	106	0.7616
2004	3.3153	3.965	2.666	[0.331]***	529	0.7001	3.2007	3.814	2.587	[0.313]***	102	0.7677
2005	3.3304	3.922	2.739	[0.302]***	531	0.7006	3.4071	4.186	2.628	[0.398]***	103	0.678
2006	3.5954	4.270	2.920	[0.344]***	524	0.6794	3.4526	4.259	2.646	[0.411]***	100	0.664
2007	4.7303	5.580	3.880	[0.434]***	511	0.6925	3.8691	4.785	2.953	[0.467]***	102	0.7278
2008	4.0482	4.995	3.101	[0.483]***	495	0.6474	4.7377	5.699	3.776	[0.491]***	98	0.7322
2009	3.9950	4.992	2.998	[0.509]***	489	0.6534	4.0514	4.938	3.165	[0.452]***	95	0.7187

信用金庫						信用組合						
Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	
1989												
1990												
1991												
1992												
1993												
1994												
1995												
1996												
1997												
1998	2.5164	3.051	1.982	[0.273]***	363	0.7872	2.1258	3.008	1.244	[0.450]***	216	0.4184
1999	1.9147	2.763	1.066	[0.433]***	351	0.7746	2.5089	3.466	1.551	[0.488]***	214	0.5003
2000	2.5366	3.205	1.869	[0.341]***	342	0.7434	2.9920	4.070	1.914	[0.550]***	198	0.3689
2001	2.6021	3.341	1.863	[0.377]***	312	0.6661	2.9879	4.216	1.759	[0.627]***	162	0.3191
2002	2.4369	3.277	1.596	[0.429]***	306	0.6753	2.2450	3.402	1.088	[0.590]***	159	0.3148
2003	2.7052	3.425	1.986	[0.367]***	288	0.6902	1.1268	2.085	0.169	[0.489]**	150	0.4811
2004	2.5388	3.151	1.926	[0.313]***	279	0.7701	1.8215	2.972	0.670	[0.587]***	148	0.3975
2005	2.7024	3.341	2.064	[0.326]***	278	0.6944	1.9775	2.949	1.006	[0.496]***	150	0.4992
2006	1.9518	2.507	1.396	[0.283]***	274	0.7780	2.5343	3.513	1.556	[0.499]***	150	0.5200
2007	3.2256	4.148	2.303	[0.471]***	267	0.7375	3.5783	5.140	2.017	[0.797]***	142	0.4937
2008	2.7300	3.619	1.841	[0.453]***	260	0.6825	3.0912	4.581	1.601	[0.760]***	137	0.5195
2009	2.8646	4.220	1.509	[0.692]***	258	0.7108	2.7505	4.029	1.472	[0.652]***	136	0.5500

N は標本数を、[] 中の値は標準誤差を示す。*、**、*** はそれぞれ 10%、5%、1% 有意水準で統計的に有意にゼロと異なることを示す。

表 A.6: OLS 推定による Boone 指標：平均費用を用いた推定結果

全業態						地方銀行						
Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	
1989	4.9648	5.872	4.058	[0.462]***	917	0.7171	5.9278	8.106	3.75	[1.099]***	123	0.6562
1990	5.0934	6.73	3.457	[0.834]***	880	0.6323	5.7821	8.861	2.703	[1.553]***	114	0.4849
1991	5.1809	6.472	3.89	[0.658]***	859	0.6883	4.2018	6.628	1.776	[1.225]***	123	0.6591
1992	4.9519	6.072	3.832	[0.571]***	862	0.7104	5.6819	7.728	3.636	[1.033]***	120	0.6684
1993	4.1918	5.374	3.01	[0.602]***	841	0.6237	5.15	7.407	2.893	[1.139]***	121	0.5678
1994	3.6983	4.642	2.754	[0.481]***	844	0.7318	5.4704	7.028	3.913	[0.786]***	119	0.7238
1995	3.5853	4.533	2.638	[0.483]***	838	0.7064	4.8399	6.411	3.269	[0.793]***	123	0.7036
1996	2.6102	3.21	2.01	[0.306]***	822	0.7304	4.0239	5.231	2.817	[0.609]***	119	0.6182
1997	2.7344	3.278	2.19	[0.277]***	779	0.7254	3.4827	4.602	2.364	[0.565]***	117	0.6163
1998	2.5354	3.172	1.899	[0.324]***	749	0.7207	4.2412	5.511	2.971	[0.640]***	113	0.6815
1999	2.92	3.464	2.376	[0.277]***	711	0.7483	5.3894	6.544	4.235	[0.583]***	114	0.7441
2000	3.2103	3.759	2.662	[0.279]***	673	0.7438	4.3644	5.543	3.186	[0.594]***	109	0.7249
2001	3.4338	4.078	2.79	[0.328]***	596	0.7245	4.0565	5.121	2.992	[0.536]***	107	0.7475
2002	2.8017	3.422	2.182	[0.316]***	587	0.6836	3.8626	5.027	2.698	[0.587]***	110	0.7032
2003	2.551	3.18	1.922	[0.320]***	554	0.7199	2.7271	3.56	1.895	[0.420]***	106	0.7221
2004	2.7528	3.354	2.152	[0.306]***	539	0.7466	3.8776	4.827	2.928	[0.478]***	102	0.7176
2005	2.8222	3.448	2.196	[0.319]***	539	0.7456	3.9027	4.877	2.928	[0.491]***	103	0.6772
2006	2.959	3.645	2.273	[0.349]***	530	0.7462	3.7929	4.744	2.842	[0.479]***	100	0.6872
2007	3.7465	4.603	2.89	[0.436]***	516	0.7438	4.4527	5.649	3.257	[0.602]***	102	0.7285
2008	3.5029	4.228	2.778	[0.369]***	503	0.6992	5.4109	6.617	4.205	[0.607]***	98	0.7278
2009	3.033	3.879	2.187	[0.430]***	500	0.6982	4.7292	5.94	3.519	[0.609]***	95	0.7006

信用金庫						信用組合						
Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	
1989	5.3333	6.322	4.344	[0.503]***	428	0.7783	4.6331	5.517	3.749	[0.449]***	366	0.6326
1990	6.1264	7.533	4.719	[0.716]***	413	0.7274	3.7258	5.892	1.56	[1.101]***	353	0.5719
1991	3.9512	5.92	1.982	[1.001]***	403	0.734	4.568	6.124	3.012	[0.791]***	333	0.5769
1992	3.8871	5.122	2.652	[0.628]***	406	0.738	4.8128	5.991	3.635	[0.599]***	336	0.6
1993	3.2629	5.797	0.729	[1.289]**	392	0.5058	4.2518	5.296	3.208	[0.531]***	328	0.521
1994	2.7977	3.649	1.946	[0.433]***	392	0.8157	3.7335	4.58	2.887	[0.430]***	333	0.6478
1995	3.7384	4.782	2.695	[0.531]***	391	0.7858	3.0464	3.767	2.326	[0.366]***	324	0.5715
1996	2.1574	2.736	1.579	[0.294]***	385	0.8286	2.0916	2.622	1.561	[0.270]***	318	0.604
1997	2.5373	3.018	2.056	[0.245]***	379	0.8039	2.1281	2.694	1.562	[0.287]***	283	0.5583
1998	2.3964	2.909	1.884	[0.261]***	367	0.7981	1.7684	2.347	1.19	[0.294]***	269	0.5751
1999	1.7832	2.62	0.947	[0.425]***	354	0.7846	1.7278	2.281	1.174	[0.281]***	243	0.6558
2000	2.3139	2.947	1.681	[0.322]***	345	0.7606	2.055	2.751	1.359	[0.353]***	219	0.5907
2001	2.4005	3.069	1.732	[0.340]***	312	0.688	2.2007	2.91	1.492	[0.359]***	177	0.5973
2002	2.2369	2.975	1.499	[0.375]***	306	0.6971	1.4807	2.106	0.855	[0.317]***	171	0.4788
2003	2.5179	3.164	1.871	[0.328]***	288	0.7095	1.0715	1.716	0.427	[0.326]***	160	0.5443
2004	2.3621	2.91	1.814	[0.278]***	279	0.7893	1.2585	1.907	0.61	[0.328]***	158	0.5175
2005	2.4355	3.003	1.868	[0.288]***	278	0.73	1.3683	1.959	0.777	[0.299]***	158	0.5969
2006	1.865	2.365	1.365	[0.254]***	274	0.7983	1.8196	2.583	1.056	[0.386]***	156	0.6268
2007	2.9449	3.853	2.037	[0.461]***	267	0.7644	2.3134	3.461	1.166	[0.580]***	147	0.586
2008	2.7794	3.698	1.86	[0.467]***	260	0.6992	1.9602	2.839	1.082	[0.444]***	145	0.6159
2009	2.4451	3.674	1.216	[0.624]***	258	0.744	1.5063	2.286	0.726	[0.395]***	147	0.6663

N は標本数を、[] の中の値は標準誤差を示す。*、**、*** はそれぞれ 10%、5%、1% 有意水準で統計的に有意にゼロと異なることを示す。

表 A.7: 2SLS 推定による Boone 指標：平均費用を用いた推定結果

全業態						地方銀行						
Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	
1989	5.5524	6.489	4.615	[0.477]***	917	0.7163	6.7355	8.966	4.504	[1.126]***	123	0.654
1990	5.9228	7.545	4.3	[0.827]***	880	0.6312	7.7984	10.89	4.707	[1.559]***	114	0.4785
1991	5.9871	7.316	4.658	[0.677]***	859	0.6874	5.1876	7.598	2.777	[1.217]***	123	0.6571
1992	5.3934	6.556	4.231	[0.592]***	862	0.7099	6.1617	8.252	4.071	[1.055]***	120	0.6678
1993	4.5128	5.725	3.3	[0.618]***	841	0.6234	5.366	7.577	3.155	[1.116]***	121	0.5676
1994	3.9997	4.925	3.074	[0.471]***	844	0.7314	5.7686	7.353	4.185	[0.799]***	119	0.7235
1995	3.8971	4.884	2.91	[0.503]***	838	0.706	5.317	6.849	3.785	[0.773]***	123	0.7024
1996	2.8033	3.422	2.185	[0.315]***	822	0.7301	4.4436	5.649	3.238	[0.609]***	119	0.6169
1997	2.8953	3.469	2.322	[0.292]***	779	0.7252	3.8481	4.905	2.792	[0.533]***	117	0.6152
1998	2.6433	3.285	2.002	[0.327]***	749	0.7206	4.5902	5.796	3.384	[0.608]***	113	0.6807
1999	3.0168	3.573	2.461	[0.283]***	711	0.7482	5.5506	6.673	4.428	[0.566]***	114	0.7439
2000	3.3156	3.879	2.752	[0.287]***	673	0.7437	4.5929	5.685	3.5	[0.551]***	109	0.7244
2001	3.4971	4.155	2.84	[0.335]***	596	0.7245	4.1743	5.232	3.116	[0.533]***	107	0.7473
2002	2.8677	3.489	2.247	[0.316]***	587	0.6836	3.8599	5.022	2.697	[0.586]***	110	0.7032
2003	2.5647	3.194	1.936	[0.320]***	554	0.7199	2.7002	3.535	1.866	[0.420]***	106	0.7221
2004	2.7914	3.407	2.176	[0.313]***	539	0.7466	3.9053	4.852	2.959	[0.477]***	102	0.7176
2005	2.8195	3.46	2.178	[0.326]***	539	0.7456	4.005	4.976	3.034	[0.489]***	103	0.677
2006	2.9672	3.677	2.258	[0.361]***	530	0.7462	3.9102	4.815	3.006	[0.455]***	100	0.6869
2007	3.7891	4.659	2.919	[0.443]***	516	0.7438	4.6212	5.731	3.511	[0.559]***	102	0.7282
2008	3.4694	4.219	2.719	[0.382]***	503	0.6992	5.5179	6.704	4.332	[0.597]***	98	0.7277
2009	3.1167	3.963	2.271	[0.431]***	500	0.6981	4.7431	5.968	3.518	[0.616]***	95	0.7006

信用金庫						信用組合						
Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	Boone 指標	CI (上側)	CI (下側)	標準誤差	N	R-squared	
1989	5.7065	6.703	4.71	[0.507]***	428	0.7779	5.0981	6.006	4.19	[0.462]***	366	0.6312
1990	6.8739	8.32	5.427	[0.736]***	413	0.7265	4.708	6.923	2.493	[1.126]***	353	0.5684
1991	4.8046	6.935	2.674	[1.084]***	403	0.7328	5.5727	7.167	3.978	[0.810]***	333	0.574
1992	4.3299	5.793	2.867	[0.744]***	406	0.7376	5.2327	6.456	4.009	[0.622]***	336	0.5989
1993	3.3368	5.959	0.715	[1.333]**	392	0.5058	4.5511	5.62	3.483	[0.543]***	328	0.5203
1994	3.1533	4.017	2.29	[0.439]***	392	0.8152	3.9594	4.772	3.147	[0.413]***	333	0.6473
1995	3.9351	4.993	2.877	[0.538]***	391	0.7856	3.3207	4.097	2.544	[0.395]***	324	0.5704
1996	2.2721	2.845	1.699	[0.292]***	385	0.8285	2.2457	2.789	1.703	[0.276]***	318	0.6035
1997	2.6241	3.114	2.135	[0.249]***	379	0.8038	2.3227	2.922	1.723	[0.305]***	283	0.5574
1998	2.4569	2.982	1.931	[0.267]***	367	0.798	1.9341	2.526	1.343	[0.300]***	269	0.5743
1999	1.9181	2.762	1.074	[0.429]***	354	0.7844	1.9484	2.53	1.367	[0.295]***	243	0.6545
2000	2.4744	3.106	1.843	[0.321]***	345	0.7603	2.2812	2.998	1.564	[0.364]***	219	0.5894
2001	2.6137	3.326	1.902	[0.362]***	312	0.6877	2.4618	3.199	1.724	[0.374]***	177	0.5958
2002	2.3741	3.167	1.581	[0.403]***	306	0.697	1.6986	2.319	1.078	[0.314]***	171	0.4774
2003	2.6947	3.381	2.009	[0.348]***	288	0.7091	1.2012	1.881	0.521	[0.344]***	160	0.5436
2004	2.5054	3.081	1.929	[0.293]***	279	0.7891	1.5195	2.2	0.839	[0.344]***	158	0.5155
2005	2.5874	3.179	1.996	[0.301]***	278	0.7297	1.5567	2.196	0.918	[0.323]***	158	0.5959
2006	1.9522	2.474	1.43	[0.265]***	274	0.7982	2.0382	2.866	1.211	[0.419]***	156	0.6258
2007	3.093	3.947	2.239	[0.434]***	267	0.7642	2.5484	3.73	1.366	[0.598]***	147	0.585
2008	2.6996	3.563	1.836	[0.438]***	260	0.6992	2.3783	3.36	1.397	[0.496]***	145	0.6125
2009	2.709	3.967	1.451	[0.639]***	258	0.7433	1.8993	2.733	1.066	[0.422]***	147	0.663

N は標本数を、[] の中の値は標準誤差を示す。*、**、*** はそれぞれ 10%、5%、1% 有意水準で統計的に有意にゼロと異なることを示す。

表 A.8: HHI の結果

	全業態	N	地方銀行	N	信用金庫	N	信用組合	N
1989	0.007326	918	0.013971	123	0.006883	428	0.008078	367
1990	0.006842	880	0.014527	114	0.006097	413	0.009924	353
1991	0.006795	860	0.013406	123	0.006359	403	0.008053	334
1992	0.006696	864	0.013246	120	0.005807	406	0.008827	338
1993	0.006861	844	0.013257	121	0.005971	392	0.008123	331
1994	0.006951	845	0.013350	119	0.005267	392	0.008854	334
1995	0.007124	840	0.013248	124	0.005471	391	0.008274	325
1996	0.007136	824	0.013545	120	0.005476	385	0.007828	319
1997	0.007001	793	0.013372	119	0.005708	379	0.008481	295
1998	0.007323	760	0.013751	116	0.005747	369	0.009244	275
1999	0.007416	724	0.013525	118	0.005768	362	0.010449	244
2000	0.008060	679	0.014563	109	0.006316	345	0.010676	225
2001	0.008331	599	0.014616	108	0.007050	312	0.012797	179
2002	0.007925	587	0.014326	110	0.007695	306	0.012696	171
2003	0.008061	554	0.014386	106	0.007895	288	0.014740	160
2004	0.008609	540	0.015123	103	0.008141	279	0.013229	158
2005	0.008491	539	0.015137	103	0.009270	278	0.013727	158
2006	0.008680	530	0.015499	100	0.008780	274	0.013923	156
2007	0.008795	516	0.015460	102	0.008893	267	0.013986	147
2008	0.008982	504	0.016144	98	0.008761	261	0.014649	145
2009	0.009002	501	0.016325	96	0.008777	258	0.016209	147
期間平均	0.007576	14701	0.014250	2352	0.006761	7188	0.010227	5161

N は標本数を示す。

表 A.9: 価格費用マージンの結果

	全業態	N	地方銀行	N	信用金庫	N	信用組合	N
1989	-0.089	918	-0.0282	123	-0.1271	428	-0.0649	367
1990	-0.1418	880	-0.0606	114	-0.1891	413	-0.1126	353
1991	-0.1148	860	-0.0518	123	-0.1627	403	-0.0802	334
1992	-0.0851	864	-0.0185	120	-0.1465	406	-0.0351	338
1993	0.0200	844	-0.0225	121	-0.1341	392	0.2180	331
1994	0.0237	845	0.0596	119	-0.018	392	0.0599	334
1995	0.0615	840	0.1016	124	0.0225	391	0.0932	325
1996	0.1208	824	0.1597	120	0.0860	385	0.1481	319
1997	0.1260	793	0.1889	119	0.1016	379	0.1321	295
1998	0.1197	760	0.2134	116	0.1055	369	0.0993	275
1999	0.1297	724	0.2678	118	0.1134	362	0.0872	244
2000	0.1035	679	0.2669	109	0.0950	345	0.0374	225
2001	0.1029	599	0.3091	108	0.0766	312	0.0246	179
2002	0.1247	587	0.3520	110	0.1156	306	-0.0052	171
2003	0.1465	554	0.3644	106	0.1423	288	0.0099	160
2004	0.1509	540	0.355	103	0.1457	279	0.0271	158
2005	0.1564	539	0.3436	103	0.1629	278	0.0227	158
2006	0.1335	530	0.2974	100	0.1392	274	0.0184	156
2007	0.0624	516	0.2459	102	0.0383	267	-0.0211	147
2008	0.0376	504	0.2485	98	0.0044	261	-0.0451	145
2009	0.0309	501	0.2525	96	0.0144	258	-0.0849	147
期間平均	0.0465	14701	0.1748	2352	0.0161	7188	0.0304	5161

N は標本数を示す。

表 A.10: H 統計量の推定結果

	全業態	N	地方銀行	N	信用金庫	N	信用組合	N
1989	0.371	918	0.37	123	0.2446	428	0.4398	367
	[0.0781]		[0.0802]		[0.0607]		[0.1173]	
1990	0.423	880	0.4742	114	0.5201	413	0.5029	353
	[0.0608]		[0.1134]		[0.0651]		[0.084]	
1991	0.4209	860	0.4685	123	0.5977	403	0.4711	334
	[0.0429]		[0.1019]		[0.0793]		[0.0417]	
1992	0.3146	864	0.2588	120	0.2496	406	0.3545	338
	[0.0462]		[0.0748]		[0.066]		[0.0549]	
1993	0.2945	844	0.3436	121	0.4567	392	0.2924	331
	[0.0467]		[0.1038]		[0.0907]		[0.0578]	
1994	0.2227	845	0.1675	119	0.4429	392	0.2559	334
	[0.047]		[0.0751]		[0.0799]		[0.0531]	
1995	0.1012	840	0.4099	124	0.3585	391	0.1118	325
	[0.0568]		[0.0948]		[0.082]		[0.0703]	
1996	0.0742	824	0.4343	120	0.3511	385	0.0704	319
	[0.0507]		[0.0926]		[0.0787]		[0.069]	
1997	0.1058	793	0.3631	119	0.2868	379	0.1331	295
	[0.0519]		[0.0881]		[0.0732]		[0.0792]	
1998	0.228	760	0.2137	116	0.1822	369	0.3202	275
	[0.0886]		[0.0784]		[0.0648]		[0.0944]	
1999	0.1812	724	0.2373	118	0.4905	362	0.1175	244
	[0.0809]		[0.0694]		[0.1174]		[0.1091]	
2000	0.0455	679	0.2972	109	0.2427	345	0.1299	225
	[0.1422]		[0.0791]		[0.0932]		[0.1918]	
2001	0.0751	599	0.1915	108	0.3467	312	0.0219	179
	[0.0719]		[0.0656]		[0.074]		[0.1115]	
2002	0.1988	587	0.1352	110	0.3841	306	0.1912	171
	[0.0731]		[0.0784]		[0.0862]		[0.1236]	
2003	0.267	554	0.2661	106	0.4086	288	0.3412	160
	[0.096]		[0.0933]		[0.0765]		[0.172]	
2004	0.038	540	0.108	103	0.1679	279	0.0746	158
	[0.0365]		[0.0759]		[0.0626]		[0.0827]	
2005	-0.0422	539	0.0443	103	0.0956	278	-0.0211	158
	[0.0626]		[0.1199]		[0.0976]		[0.0974]	
2006	-0.0451	530	0.1301	100	0.4133	274	-0.1482	156
	[0.0636]		[0.0897]		[0.11]		[0.1076]	
2007	0.0772	516	0.2137	102	0.3776	267	0.0213	147
	[0.0656]		[0.0866]		[0.1048]		[0.0905]	
2008	0.0741	504	0.2342	98	0.3871	261	0.1158	145
	[0.0733]		[0.0812]		[0.1045]		[0.0671]	
2009	0.0493	501	0.074	96	0.4567	258	-0.0067	147
	[0.074]		[0.0867]		[0.1066]		[0.0906]	
期間平均	0.186	14701	0.2659	2352	0.3585	7188	0.2205	5161

N は標本数を、[] の中の値は標準偏差を示す。

第5章 地域金融市場の競争度の決定 要因

5.1 はじめに

本章では、日本の地域金融市場の競争度の決定要因を検証する。同様の関心をもつ研究には、Claessens and Laeven (2004) や Delis (2012) がある。それらの先行研究は、クロスカントリー・データを用いて、各国の銀行業の競争度がどのような要因によって変化するのかについて検証している。Claessens and Laeven (2004) は、競争度の指標に H 統計量を用いて、金融市場構造の指標やコンテスタビリティの指標などとの関係を検証している。そこでは、集中度や銀行数などの市場構造指標と競争度が正の関係をもつことや、コンテスタブルな市場ほど競争的であることが示されている。また、Delis (2012) は、Boone 指標を競争度指標として用いて、金融の自由化や法、制度の指標との関係を分析している。金融の自由化の指標、法や官僚の質は競争度を高めることが明らかとなっている。また、Uchida and Tsutsui (2005) は、日本の金融自由化に注目して、国債市場の創設や預金金利の自由化、業際規制などが都市銀行と地方銀行の競争度に与える影響を分析している。結果からは、国債市場の創設に関する変数のみが市場を競争的にし、それ以外の変数は影響を与えていないことが明らかにされている。

これらの研究に対して、本章では第4章で議論をおこなった Boone 指標を用いて、地域金融市場の競争度の決定要因を日本のパネルデータを用いて検証する。先行研究で用いられている銀行市場の構造や異業種の競争圧力、金融市場の深化などを表わす指標が、日本地域金融市場の競争度に影響を与えているのかを確認する。

本章の主な結論は以下のとおりである。地域金融市場の競争度の決定要因を分析した結果は、地域金融市場は、金融深化や商道德の水準が高いほ

どに銀行業の貸出市場が競争的であることが明らかとなった。また、集中度や銀行数・支店数と競争度との相関は確認されなかった。

5.2 データと推定方法

地方銀行、信用金庫、信用組合は、地域を限定した営業活動をおこなっていることから地域別に PE を推定し、各地域の経済状態や特性を表す変数に回帰する。地域を、各金融機関の本店所在地を基準として北海道地域、東北地域、関東地域、甲信越地域、北陸地域、東海地域、近畿地域、中国地域、四国地域、九州地域の 10 に区分する¹。以下のモデルを推定する。

$$PE_{it} = \alpha + \theta F'_{it} + \gamma Z'_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5.1)$$

ここで、 t は年度、 i は地域を示している。 PE_{it} は式 (4.11) を推定することで得られる二段階最小二乗 (2SLS) 推定量の競争度である。

1998 から 2008 年度の期間の 10 地域について PE を推定した結果を銀行数とともに表 5.1 に示している。 F_{it} は、地域の特性を表す変数のベクトルである。 Z_{it} は、マクロ経済環境が金融機関に与える影響をコントロールする変数ベクトルである。上記の期間の 10 地域のデータを用いて、固定効果モデルによる分析をおこなう。

説明変数 F_{it} は、銀行システムの構造、異業種の競争圧力、政府・商道德・法、金融市場へのアクセスの 4 つに分類することが可能である。

銀行システムの構造に関する推定では、銀行業の集中度を表す指標として HHI と、金融機関の密度を表す変数として人口当たり地銀・信金・信組数 (自然対数) を用いる。市場構造・行動・成果 (SCP) 仮説は、市場集中度が高いほどより競争的になると予想している。一方で、Demsetz (1973) が提唱する効率性仮説はその逆の関係を予想する。HHI は、貸出、預金、支店数の 3 つを準備している。また、金融機関の営業ネットワークの規模

¹北海道地域は北海道、東北地域は、青森県、岩手県、宮城県、秋田県、山形県、福島県、関東地域は、茨城県、栃木県、群馬県、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、甲信越地域は、新潟県、山梨県、長野県、北陸地域は、富山県、石川県、福井県、東海地域は、岐阜県、静岡県、愛知県、近畿地域は、三重県、滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、和歌山県、中国地域は、鳥取県、島根県、岡山県、広島県、山口県、四国地域は、徳島県、香川県、愛媛県、高知県、九州地域は、福岡県、佐賀県、長崎県、熊本県、大分県、宮崎県、鹿児島県、沖縄県に分けられる。

表 5.1: 地域別の競争度

	北海道	東北	関東	甲信越	北陸
1996	2.4017	1.3653	5.0397	3.7483	1.9282
1997	3.2010	1.5930	4.7591	3.2734	4.8723
1998	5.7362	1.9848	5.5674	2.8375	3.5271
1999	3.2387	3.2469	4.9735	2.8175	5.4166
2000	5.7699	2.7890	3.4222	2.9054	4.9640
2001	5.3413	5.1528	5.0371	4.1848	5.9875
2002	3.9162	3.8955	3.0092	4.8559	3.6831
2003	5.4874	2.1264	1.9145	1.7308	6.9921
2004	1.4670	2.9658	2.1785	3.6273	4.0235
2005	5.8926	2.6791	2.6800	4.2279	4.8873
2006	5.0683	3.0252	2.7276	6.7393	5.5900
2007	6.3355	2.8227	3.3423	9.4564	9.8093
2008	8.1808	1.3925	4.3009	11.7128	11.8269
2009	5.6995	2.2576	2.1711	6.2466	6.7653
平均値	4.6970	2.6477	3.8903	4.6979	5.3093

	東海	近畿	中国	四国	九州
1996	3.3951	2.9717	-0.1133	0.0029	0.0981
1997	2.7991	2.4282	0.3945	0.5052	0.3452
1998	3.1546	1.4256	1.7490	2.7564	0.6668
1999	2.7330	2.6958	2.0143	1.5078	0.9637
2000	2.5791	4.4706	3.5592	6.5022	3.2378
2001	1.8113	2.3105	5.3316	5.6799	2.1503
2002	2.1475	2.4821	3.3481	5.0545	3.0398
2003	2.1605	0.9847	4.1547	5.2737	3.6335
2004	2.1701	0.9224	4.0318	5.5754	3.6677
2005	2.2108	0.6330	3.9983	4.8976	4.2095
2006	2.3624	2.2421	2.7251	5.9180	3.6785
2007	2.6749	1.1006	5.1601	7.9393	5.8263
2008	3.6649	1.7110	5.2383	7.2241	4.9351
2009	2.9450	2.0277	3.5155	5.2896	2.7293
平均値	2.6431	2.1131	3.0010	4.2185	2.5548

を代理する変数として、対数をとった金融機関当たりの支店数を用いる。これらの変数は、銀行のパフォーマンスや安定性、効率性が銀行システムの構造に与える影響について分析している先行研究で用いられているものである。

次に、異業種の競争圧力が競争度に与える影響について検証する。金融市場の発展の程度が競争度に与える影響を調べるために、GDPに対する国内銀行貸出残高（自然対数）を採用する。金融部門の活動が活発である地域ほど、金融機関間の競争は高まっていると考えられる。金融深化の指標である。また、本章の分析対象とする地銀、信金、信組以外の金融業からの競争圧力の影響も調べる。人口当たり都市銀行の支店数（自然対数）と、人口当たり漁業協同組合と農業協同組合の合計支店数（自然対数）のデータを用いる。都市銀行が全国的に支店を展開していることや漁業協同組合、農業協同組合が地域の産業と密接にかかわる貸出をおこなっていることから、それら金融機関が多いほどに、地銀、信金、信組へ競争圧力が存在することが予想される。同様に、ノンバンクからの競争圧力の代理変数として、GDPに対する生命保険契約高（自然対数）を利用する。金融部門が発展したものであり、企業や家計にとって借入先の選択肢が多様であれば、銀行業への競争圧力が存在するはずであり、いずれの指標の係数も正となると考えられる。

地域の政府・商道德・法などの制度的要因が地域金融市場の競争度に与える影響を考察するために、次の3つの代理変数を採用する。まず、政府が地域経済の民間部門の自由な経済活動に介入することによる競争度への影響について考察する。日本の地域経済では、社会資本整備や産業基盤のインフラの構築を目的にして、大規模な公共投資がおこなわれてきた。公共投資がおこなわれた結果、政府や地方政府の資金需要の高まりとともに地域の民間部門の経済活動を刺激し、金融機関への資金需要が増加するならば、金融機関間の競争は緩慢なものになることが予想される。一方で公共投資によって、政府や地方政府の資金需要の高まりが、地域の民間部門の投資行動や資金需要を抑制するほどに金利を上昇させてしまうことも考えられる。つまり、企業や家計の借入を減少させることから、金融機関間の融資競争は激しくなり競争度に正の効果をもつことが予想される。政府が地域経済に介入する程度を表す代理変数として、公的投資依存度（%）

を用いる。

次に、地域経済の商道德の質を表す代理変数として、振出された手形や小切手の交換数に対する取引停止処分数（自然対数）を用いる²。本章では、1回目の不渡りに続いて短期間のうちに2回目の不渡りとなった手形の枚数、つまり銀行取引停止処分となった手形の枚数に注目している。手形交換枚数は、企業間の信頼やコミットメントの程度を表す指標として考えることができ、枚数や交換金額が高いほど、企業間の供給連鎖があると解釈できる。一方で、手形交換枚数に対する2回目の不渡りを出した手形枚数は、商道德や企業間の相互不信の程度を表す指標として考えることができる。この指標の値が高い市場ほど、企業間の不信が高まり、手形の発行ができず、銀行からの借入をおこなわなければならないため、競争度が高まることが予想される。

地域の法の実効性についても検証する。日本国内では金融規制や商法が統一的に定められているが、その実効性には差異が存在する可能性がある。そうであるならば、地域間の市場の質に多様性をもたらしていることが予想される。そこで、法の実効性の代理変数として、人口一人当たり指定暴力団構成員数 (%) を用いる。この変数の値が低いほど法の実効性が高いと考えられ、企業の活動はルールによって守られ、また規律づけられることになるので、市場では公正な競争が促進されるであろう。予想される係数の符号は正となる。

金融市場へのアクセスに関する変数として、地域の経済主体の金融市場への参加機会や金融リテラシーの水準といった市場へのアクセス手段や能力が与える影響についても検証する。金融市場への参加機会の代理変数として、地域のインターネット普及率 (%) を用いる。インターネット普及率が高いならば、各金融機関のHP上から借入条件に関する情報を得たりオンラインでの融資審査を受けたりすることができるため、借り手の金融市場への参加を容易にする。金融機関にとっては互いの貸出条件の一部が公開されることになり、競争が促進されることが予想される。また、金融や金融商品に対する理解度や活用能力も金融市場へのアクセスを高める要因となる。金融リテラシーの代理変数として、高等教育機関の卒業者割

² 約束手形や為替手形の振出人（発行者）が、満期（支払期日）に手形金を支払えない場合に、手形交換所から「不渡り処分」を受け全金融機関に通知される。さらに、6か月以内に2回手形が不渡りになった場合には、以後2年間、銀行取引停止処分となる。

合 (%) を用いる。金融リテラシーが高いほどに、借り手と金融機関の間の情報の非対称性が緩和されることから、金融機関間の競争が促進されることが予想される。

Z_{it} には、マクロ経済環境が金融機関のパフォーマンスに与える影響をコントロールするために、地域経済の発展水準の代理変数として一人当たり GDP、地域経済の状態の代理変数として GDP 成長率、金利の安定性の代理変数としてインフレ率を採用する。

5.3 決定要因の推定結果

推定結果を表 5.2 に示している。表 5.2 の 1 列目から 3 列目は銀行市場の構造を表す代理変数で回帰した結果である。HHI はどの指標も係数の標準誤差が大きく有意ではない。また、銀行数や支店数も有意ではない。これらは、日本の貸出市場においては集中度や銀行数以外の要因が競争に影響を及ぼしており、HHI や企業数では競争度を十分に捉えきれないことを表していると考えられる。マクロ変数では、一人あたり GDP が多く、インフレ率が低く、GDP 成長率が低い地域ほど貸出市場の競争度は高い。

次に、4 列目では異業種からの競争圧力について検証している。国内銀行貸出残高の GDP 比は統計的に有意に正である一方で、他の産業からの影響を表す変数はいずれも有意でない。したがって、日本の地域金融市場は、経済全体の貸出残高の影響はあるものの、貸出に関連する他の金融機関とはあまり競合していないことが分かる。

政府や商習慣の影響を見ているのは 5 列目である。指定暴力団構成員数は有意ではなく、地域ごとの貸出には暴力団の活動が関連していないことがわかる。他方、取引停止処分数は 1% 水準で有意であるため、企業の信用状況が悪化するにつれて貸出市場は競争的になるものと考えられる。また、公的依存度が高いほど貸出市場の競争度は低くなっている。

6 列目では、金融市場へのアクセスの違いによって貸出市場の競争度に変化が生じているかどうかを検証している。高等教育、ネット普及率のいずれも統計的に有意でないため、個々人の金融リテラシーが貸出市場の競争度と関連することはないようである。

表 5.2: パネル推定の結果

	銀行市場の 構造 (1)	銀行市場の 構造 (2)	銀行市場の 構造 (3)	異業種の 競争圧力	政府・法 ・商習慣	金融市場への アクセス	ALL
貸出金の HHI	0.1110 [2.954]						
預金の HHI		1.5650 [3.515]					
支店数の HHI			-1.3790 [5.387]				
人口当たり地銀・信金・ 信組の本店数 (log)	-0.0650 [0.658]	-0.0620 [0.674]	-0.1180 [0.660]				
地銀・信金・信組の 本店数あたり支店数 (log)	-1.2600 [0.884]	-1.4400 [1.046]	-1.1840 [0.874]				
GDP に対する 国内銀行貸出残高 (log)				5.3990** [1.723]			4.0480** [1.557]
GDP に対する 生命保険契約高 (log)				-1.1010 [1.120]			
人口当たり 都市銀行の支店数 (log)				-0.0800 [0.150]			
人口当たり 漁業協同組合と 農業協同組合の 合計支店数 (log)				0.2680 [0.319]			
人口当たり 指定暴力団構成員数 (%)					-16.5460 [80.559]		
小切手・手形 取引停止処分比率 (log)					0.8680*** [0.168]		0.6410*** [0.127]
公的投資依存度 (%)					-0.073** [0.030]		-0.0880** [0.029]
高等教育機関の 卒業生割合 (%)						-0.3040 [0.464]	
インターネット 普及率 (%)						0.0500 [0.089]	
一人当たり GDP (log)	5.4710* [2.850]	5.6020* [2.700]	5.5250* [2.885]	9.2550* [4.244]	1.2750 [1.980]	6.2100 [4.668]	6.1600* [2.728]
インフレ率 (%)	-0.2310** [0.099]	-0.2270** [0.097]	-0.2300** [0.098]	-0.3230*** [0.089]	-0.0690 [0.085]	-0.2140* [0.096]	-0.2020** [0.082]
GDP 成長率 (%)	-7.6620** [2.457]	-7.7460** [2.428]	-7.6340** [2.462]	-4.3020 [3.025]	-1.5240 [2.068]	-8.8370* [4.119]	-1.1540 [2.008]
<i>Cons</i>	-2.7420 [7.027]	-2.7500 [6.810]	-3.3860 [6.776]	-5.2130 [9.236]	-4.5770 [3.202]	-2.8700 [4.423]	-7.537** [3.077]
N	120	120	120	120	120	120	120
R-squared	0.188	0.192	0.188	0.282	0.282	0.184	0.356

N は標本数を、[] の中の値は標準誤差を示す。*、**、*** はそれぞれ 10%、5%、1% 有意水準で統計的に有意にゼロと異なることを示す。

最後に、ここまでで統計的に有意であった変数をまとめて推定したのが7列目である。いずれの変数も有意であり、かつ符号も個別の推定と同じである。決定係数も他の推定と比べて高くなっている。

結果をまとめると、日本の地方金融市場においては、国内銀行貸出残高や企業の取引停止処分数が多いほど、貸出市場が競争的であるといえる。また、集中度や銀行数・支店数と競争度との相関は見られず、競合しているように見える他の金融機関からの影響は確認されなかった。

5.4 おわりに

本章では、地域金融市場の競争度とそれに影響を与える決定要因をパネルデータを用いて検証をおこなった。

地域金融市場の競争度の決定要因を分析した結果は、地域金融市場は、金融深化や商道德の水準が高いほどに競争的な市場となることが明らかとなった。また、集中度や銀行数・支店数と競争度との相関は見られず、競合しているように見える他の金融機関からの競争圧力の影響は確認されていない。この点は先行研究の結果と異なるものである。

第6章 金融・財政政策の国際的波及効果

6.1 はじめに

2007年第3四半期の米国サブプライムローンの大量のデフォルトに端を発した金融不安は、2008年9月のアメリカ投資銀行リーマン・ブラザーズの破綻を契機にして、その影響を急速に深刻化させた。同年10月に開催されたG7財務相・中央銀行総裁会議では、金融危機対策で各国が協調する姿勢が打ち出され、積極的な金融・財政政策が講じられた。その後、2010年4月の現時点においては、景気の下げ止まりと緩やかな回復に向けた動きがみられ、金融システムも落ち着きを取り戻しつつある。

経済学者はこれまでの手法でこの不況を分析することが可能なのであろうか。Hamilton (2009, Section 5) は、この時期の米国の景気後退について、石油価格がどれだけ影響を及ぼしたのかを検証した。彼は、実質GDPに石油価格の上昇のみが影響を与える非線形モデル (Hamilton, 2003) を、危機以前の期間について推定し、その推定を元に2007年以降のGDPについて動学予測 (dynamic forecast) を行った。その結果、2007年第3四半期以降の米国におけるGDPの変動は、ほとんど全て石油価格の変動によって説明できてしまうと結論づけた。一方、郡司・三浦 (2010) は、日本について同じ分析を行ったが、日本では石油ショックの実質GDPへの効果はほとんど見られなかった。さらに郡司・三浦 (2010) は、財政・金融政策の効果についても検証し、日本の両政策とアメリカの財政政策にはほとんど効果はなかったものの、アメリカの金融政策には効果があったことを示した。ここで問題なのは、対象国を小国開放経済としてしか扱っていない点である。そのため、一方の国の変動が他の国に影響を及ぼすことは、モデル上はない。日本でも米国と同様に景気後退とその回復が見られることから、何らかの相互作用があると考えるのが自然であろう。また、

郡司・三浦 (2010) が示したように、これらのモデルでは石油ショック以外の変数では現実の景気変動を適切に説明することができない。

そこで本章では、Hamilton (2009) および郡司・三浦 (2010) の方法を拡張し、国際的景気循環の動学予測を扱うためのベクトル自己回帰 (vector autoregression, VAR) モデルを構築する。先行研究の動学予測では、外生変数の有無によってその効果を見ていた。この方法の欠点は、モデル内で表されていないショックを正確に反映できない点である。例えば、2007年以降にモデルにはないショックが生じていた場合には、外生変数の有無に関わらず、動学予測は正確なものとはならない。そこで、モデルが現実の系列を正確に反映していると仮定し、モデル外で生じたショックを予測誤差として利用する。その上で、ある外生変数に変化がなかった場合を考察することで、現実とは異なる場合 (counterfactual) の動学予測をシミュレーションする。

また、本章では複数の国々からなる VAR を用いた動学予測を行う。Hamilton (2003) は、実質 GDP 成長率の自己回帰 (autoregression, AR) モデルに石油価格についての非線形の関数を加えた自己回帰分布ラグ (autoregressive distributed lag, ARDL) モデルを推定した。また、郡司・三浦 (2010) は、Hamilton (2003) のモデルにおける変数を内生化した構造 VAR モデルから同様のモデルを導出している。しかしながら、これらの分析では国内の変化は検証できるものの、政策の国際的な波及効果は無視されている。本章の提案する方法は、この残された課題を埋めるものであり、これによって一方の国で起きたショックが別の国に波及し、国際的な危機や景気回復の過程を描写することを可能とする。各国の金融・財政政策が自国のみならず、他国にも影響を与えるのかを検証できるため、経済政策の国際的な協調の重要性にも示唆を与えるものと考えられる。

国際的景気循環を分析する計量経済学的手法で最も良く利用されているものは、大きく2つに分類できる。1つは、構造 VAR ないしベクトル誤差修正モデル (vector error correction model, VECM) を用いる方法である¹。この方法では、複数の国のマクロ変数からなる VAR を想定し、インバージョン会計 (インパルス応答関数や予測誤差分散分解) などを行う。2つ目は、Dynamic Factor Model (DFM) によって複数の国々の景気変

¹Ahmed et al. (1993)、Elliott and Fatas (1996) など。

動に共通の要因や個別の要因を分解する分析である²。これらの要因を区別することができれば、どの国の景気変動が主因となって他国の景気変動を引き起こしているのかを分析することができる。これらの実証的な手法は、確率的動学的一般均衡モデル (DSGE) の理論的結論と比較され検証される³。本章の用いる手法は前者に近いが、変動の要因そのものを探ることを目的としているのではなく、政策効果のみを抽出する点に違いがある。

推定の結果は以下の通りである。第1に、サブプライム危機以降に日米英とも財政政策を拡大したものの、その効果はあまり大きくなかった。また、自国内だけでなく、他国への影響も小さかった。Caporale et al. (2003) は VECM を用いて、1984年から1994年のアメリカの財政ショックの国際的な波及効果が強いと結論しているが、本章の結果はこれとは異なるものである。第2に、マネー・ストックによる金融政策（以下、貨幣政策とする）は自国へは大きな影響をもたらした。一方で、その波及効果については国ごとに異なる。日本の貨幣政策は影響が非常に小さかったものの、イギリスの貨幣政策はアメリカにも日本にも大きな影響があったと推定された。第3に、金利による金融政策（以下、金利政策とする）は、アメリカとイギリスでは自国へも他国へも効果があった。日本については、この時期に入る前にすでに利子率がゼロに近く政策変更の余地がなかったため、効果は限定的であった。

2008年10月以降政策協調が行われたことを考慮しながらこれらの結果を解釈すると、財政政策および貨幣政策については協調の効果があつたようには見えない。財政政策は各国が大規模な拡張を行ったにも関わらず、期待された大きな効果が実現したとは考えられない。貨幣政策については、2008年10月前後で政策効果にあまり変化はなかった。他方で、金利政策については日米英のいずれの国でも自国への効果は大きかったものの、他国への効果は完全に対称的ではないため、協調の評価は難しい。

本章の構成は以下の通りである。第6.2節では、日本、アメリカ、イギリスにおける実質 GDP、および政策変数が近年、どのように推移してき

²Gregory et al. (1997)、Gregory and Head (1999)、Kose et al. (2003, 2008a, b) など。

³国際的景気循環を扱った DSGE は、Backus et al. (1992)、平田 (2009)、Boileau et al. (2010) など多数の研究がある。

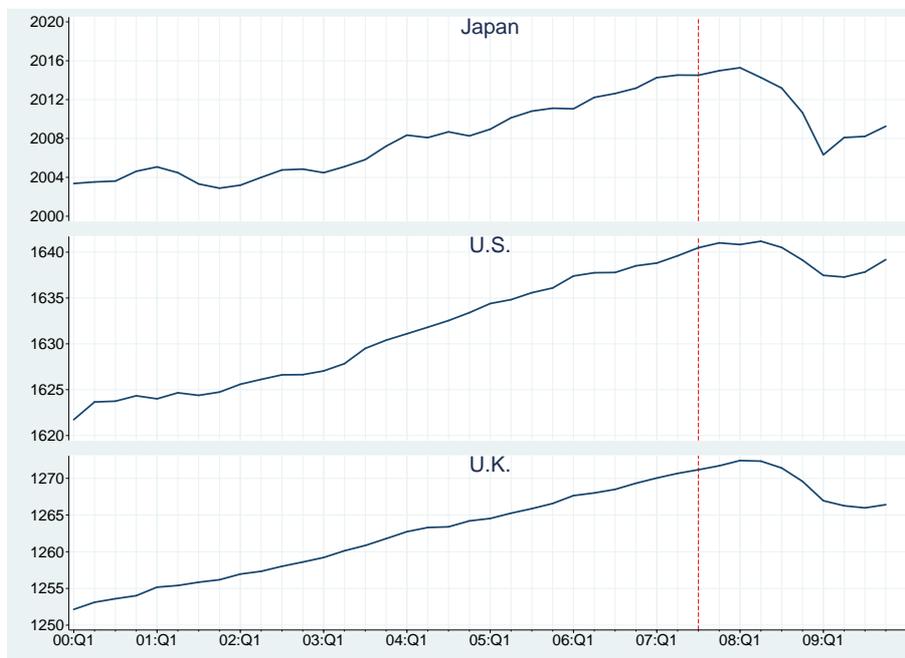
たかを概観する。第 6.3 節では、本章が提案する政策評価のための動学予測のモデルを紹介する。第 6.4 節では分析に用いるデータについて紹介する。第 6.5 節では推定結果を示す。

6.2 各国の金融・財政政策変数の推移

本節では、この期間の日米英の 3 カ国の経済成長と財政政策、貨幣政策、金利政策に関連する政策変数の推移を見てみよう。サブプライム危機前後の期間を比較するために、2000 年第 1 四半期以降のマクロ経済変数の推移を図に示す。図 6.1 は、日米英の 3 カ国についての実質 GDP の推移である。日本の実質 GDP 成長率は、2000 年から 2008 年第 1 四半期までの期間、年率約 1.7% 程度で上昇していたが、2008 年第 2 四半期以降マイナス成長に転じ、特に 2008 年第 3 四半期以降の GDP の低下は急激なものであった。2008 年第 3 四半期から 2009 年第 1 四半期の成長率は、年率約-9% である。アメリカとイギリスについても、2008 年第 1 四半期まではそれぞれ年率約 2.3%、約 2.6% 程度で成長していたが、2008 年第 2 四半期から 2009 年第 1 四半期には大きく低下し、年率約-3.4%、約-5.5% となっており、その後 2009 年に入って回復に向かっている。

このような急激な GDP の低下に対して、各国はどのような経済政策を行ってきたのであろうか。図 6.2 は、3 カ国の財政支出（実質）の推移を示している。日本の財政支出はほぼ横ばいか、非常に緩やかに減少する傾向があった。小泉政権下にあったこの時期、政府は財政健全化を目指し、歳出抑制路線をとっていた。しかし景気後退の深刻化を受けて、2008 年第 3、第 4 四半期には路線を大きく転換させ、打ち出された財政支出は経済対策としては過去最大規模の 12 兆円に達した。一転して、急激に増加し続け、2004~05 年の水準まで戻っている。それに対して、アメリカ及びイギリスでは長期的に上昇しており、2007 年第 2 四半期以降、アメリカでは、年率約 2.5% 程度、イギリスについては年率約 3.9% 程度で増加している。サブプライム問題の震源地であるアメリカはもちろん、イギリスも金融機関のサブプライム関連商品の保有度合いが大きく、日本よりも早い段階から大手金融機関への資本注入や大規模な経済対策が実施されて

図 6.1: 日米英の実質 GDP の推移



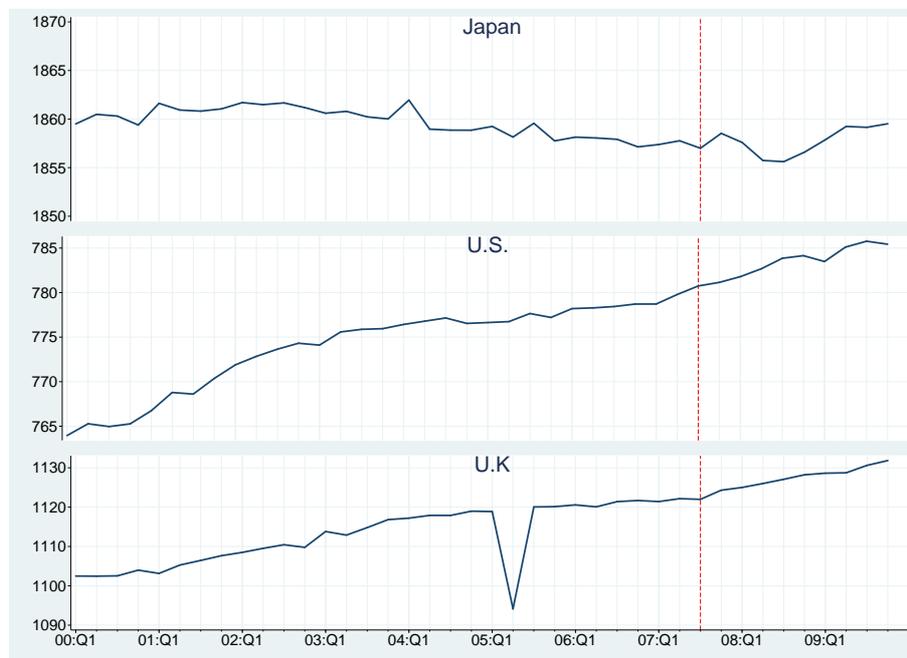
自然対数をとった実質 GDP に 100 をかけたもの。上段は日本、中段はアメリカ、下段はイギリスである。

きた⁴。2005 年第 2 四半期にジャンプが見られるが、これは後の分析には影響はない。

図 6.3 は、各国のマネー・ストックの推移を表している。長期的には 3 カ国ともマネー・ストックが増加しているが、2008 年、2009 年では、いずれの国もその伸びに変化が見られる。2008 年に日本は第 4 四半期に減少が見られるものの年率約 1.4% となっており、2009 年に入ってから急激な伸び（年率約 6.1%）があった。一方で、アメリカ、イギリスについては、マネーの伸びが高まった時期が日本とは異なっており、両国は 2008 年に高い伸び（米 7.4%、英 11.2%）を示している。2009 年に入ると、その変化が緩やかな伸び（米 2.9%、英 3.8%）となっている。このように、

⁴例えば、2008 年 10 月、米国政府が大手銀行 9 行に最大 2500 億ドルの公的資本注入を発表、英政府が主要 3 行に 370 億ポンドの資本注入を発表した。同年 11 月には、米国政府がシティ・グループに対する 3260 億ドルの支援策発表、英政府が 200 億ポンドの経済対策を発表した。さらに、2009 年 2 月、米国で 7870 億ドル規模の経済対策が成立した。

図 6.2: 日米英の財政支出（実質）の推移



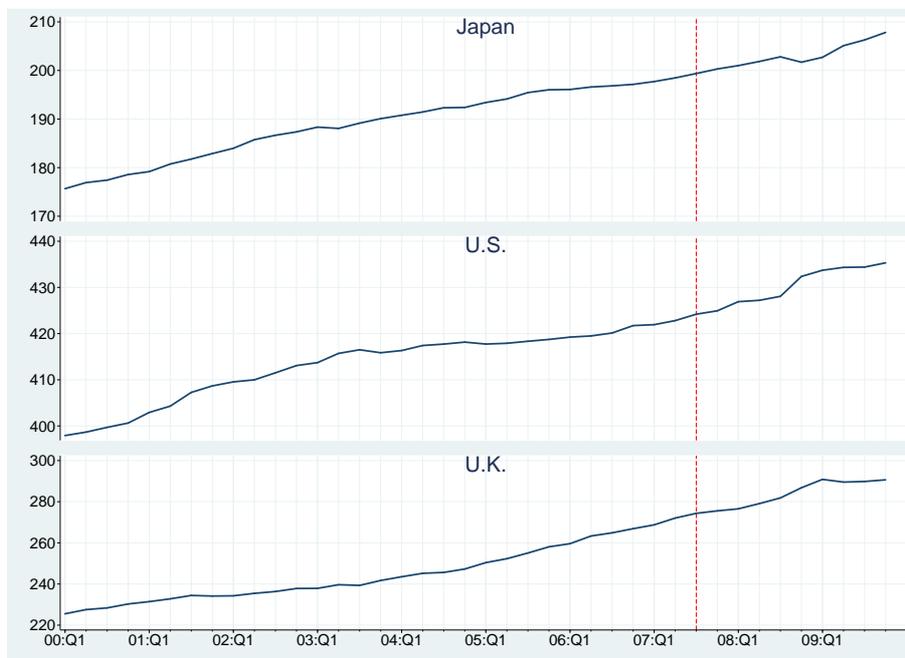
自然対数をとった財政支出に 100 をかけたもの。上段は日本、中段はアメリカ、下段はイギリスである。

マネー・ストックについては各国とも変化のタイミングや上昇率に違いが見られる。

図 6.4 は、中央銀行の政策金利となる短期金利である。2000 年以降、レベルの違いはあるが、3 カ国とも金融緩和の方向で短期金利は推移していたが、2003～2004 年にかけてアメリカとイギリスでは引き締め局面に入った。遅れて日本でも 2006 年にゼロ金利政策が解除され、徐々に金利が引き上げられた。しかし、2007 年後半にアメリカで金利が引き下げられたのに合わせるようにイギリスでも緩和政策が採られ、2008 年第 3 四半期には 3 カ国が一気に政策金利を引き下げることとなった。

ここまでの概観から推測すると、3 つの経済政策はタイミングから見てどれも GDP 成長率に寄与していたように思われる。特に、2009 年以降各国の GDP が揃って回復していることから、2008 年 10 月以降の政策協調が功を奏したものと見られている。しかし、これらの政策手段のどれが効率的で、どの程度景気回復に寄与したのかは定かではない。次の節で提案

図 6.3: 日米英のマネー・ストックの推移



自然対数をとったマネー・ストックに 100 をかけたもの。上段は日本、中段はアメリカ、下段はイギリスである。

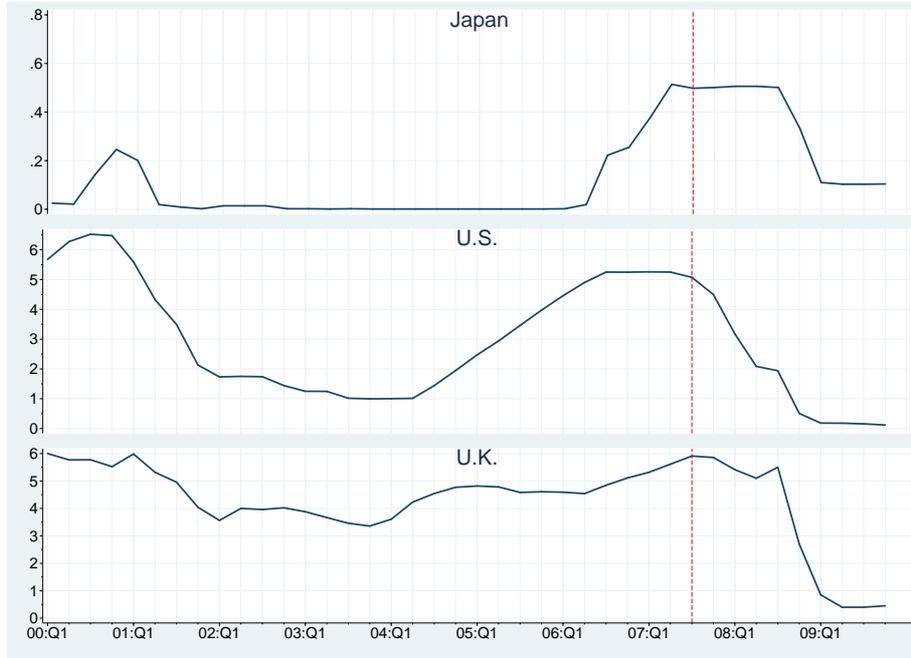
する手法によって統計的により厳密な議論を可能にしたい。

6.3 モデル

本章では、動学予測によって政策評価を行うための手法を導出する。ここで用いるモデルは、2つの点で動学予測を用いた先行研究である Hamilton (2003) および郡司・三浦 (2010) とは異なる。第 1 に、動学予測の際に、予測誤差をモデル外のショックとして利用する点である。言い換えれば、誤差項を含むモデルが正確に現実を描写するものとして仮定することになる。その上で、政策変数が変化しなかった場合について検証する。第 2 に、複数の国々からなる VAR を動学予測に用いる点である。先行研究では国内の動学予測のみを扱っていたが、本章では、ある国の政策が他の国に波及することも考慮する。

先ず、 t 期における i 国の内生変数 $y_{it}^{(m)}$ ($m = 1, \dots, M$) および外生変

図 6.4: 日米英の短期金利の推移



短期金利の単位は % である。上段は日本、中段はアメリカ、下段はイギリスである。

数 $x_{it}^{(k)}$ ($k = 1, \dots, K$) からなるベクトル

$$\underbrace{y_{it}}_{M \times 1} = [y_{it}^{(1)}, \dots, y_{it}^{(M)}]' \quad \underbrace{x_{it}}_{K \times 1} = [x_{it}^{(1)}, \dots, x_{it}^{(K)}]'$$

を考える ($i = 1, \dots, N$, $t = 1, \dots, T$)。さらに、すべての国についてこれらを縦に並べたベクトル、

$$\underbrace{Y_t}_{NM \times 1} = \text{vec}(y_{1t}, \dots, y_{Nt}) \quad \underbrace{X_t}_{NK \times 1} = \text{vec}(x_{1t}, \dots, x_{Nt})$$

を考える。このベクトル Y_t は以下の構造 VAR に従うと仮定する。

$$A_0 Y_t = c_0 + \sum_{p=1}^{p_{\max}} A_p Y_{t-p} + \sum_{p=1}^{p_{\max}} B_p X_{t-p} + u_t \quad (6.1)$$

ただし、 u_t は $NM \times 1$ の誤差ベクトル、 c_0 は $NM \times 1$ の定数項ベクトル

ル、 A_0 、 A_p は $NM \times NM$ 、 B_p は $NM \times NK$ の係数行列である。 X_t について外生性の仮定がなくても推定の段階では結果は同じであるが、後の動学予測の際にこの仮定が必要となる。

A_0 が反転可能であると仮定し、(6.1) の両辺に左から A_0^{-1} を掛けると、

$$Y_t = \delta + \sum_{p=1}^{p_{\max}} \Pi Y_{t-p} + \sum_{p=1}^{p_{\max}} \Psi X_{t-p} + \varepsilon_t \quad (6.2)$$

という誘導型 VAR が得られる。ただし、

$$\delta = A_0^{-1} c_0, \quad \Pi_p = A_0^{-1} A_p, \quad \Psi_p = A_0^{-1} B_p, \quad \varepsilon_t = A_0^{-1} u_t$$

である。(6.2) は誘導型であるため、それぞれの式を推定期間 $1 \leq t \leq T$ において最小二乗推定することによってパラメータの推定値 $\hat{\delta}$ 、 $\hat{\Pi}$ 、 $\hat{\Psi}_p$ が得られる。

ここで、予測期間 $t \geq T+1$ においてもこのモデルが正しく Y_t を描写すると仮定すると、 $s \geq 1$ について予測誤差、

$$\hat{\varepsilon}_{T+s|T} = Y_{T+s} - \hat{\delta} - \sum_{p=1}^{p_{\max}} \hat{\Pi} Y_{T-p+s} - \sum_{p=1}^{p_{\max}} \hat{\Psi} X_{T-p+s} \quad (6.3)$$

が得られる。この予測誤差を用いると、予測期間 $t = T+1, \dots$ の Y_t の予測値

$$\hat{Y}_{T+s|T} = \hat{\delta} + \sum_{p=1}^{p_{\max}} \hat{\Pi} \hat{Y}_{T-p+s|T} + \sum_{p=1}^{p_{\max}} \hat{\Psi} X_{T-p+s} + \hat{\varepsilon}_{T+s|T} \quad (6.4)$$

は現実の値と同じになる ($s \geq 1$)。ただし、 $s \leq p$ のとき $\hat{Y}_{T-p+s|T} = Y_{T-p+s}$ である。 X_t については外生であるため、データの値がそのまま使われる。

次に、予測期間において i 国の経済政策が行われなかった場合の、現実とは異なる動学予測を推定する。 i 国の k 番目の政策が行われなかったということを、本章は外生変数がゼロ ($x_{it}^{(k)} = 0$) であることと定義する。予測

期間 $t > T$ において x_{it} の第 k 要素が $x_{it}^{(k)} = 0$ となるベクトル、

$$x_{it}^* = \begin{cases} x_{it} & \text{if } t \leq T \\ (x_{it}^{(1)}, \dots, x_{it}^{(k-1)}, 0, x_{it}^{(k+1)}, \dots, x_{it}^{(K)})' & \text{if } t > T \end{cases}$$

を定義する。この x_{it}^* を含む外生変数ベクトルを

$$X_t^* = \text{vec}(x_{1t}, \dots, x_{i-1,t}, x_{it}^*, x_{i+1,t}, \dots, x_{Nt})$$

として、 $s \geq 1$ について、

$$\hat{Y}_{T+s|T} = \hat{\delta} + \sum_{p=1}^{p_{\max}} \hat{\Pi} \hat{Y}_{T-p+s|T} + \sum_{p=t-T}^{p_{\max}} \hat{\Psi} X_{T-p+s}^* + \hat{\varepsilon}_{T+s|T} \quad (6.5)$$

を推定することで、 i 国が政策を行わなかった場合の Y_t の動学予測 $\hat{Y}_{T+s|T}$ が得られる。この $\hat{Y}_{T+s|T}$ と実際の系列 Y_t とを比較することで、政策の効果を確認することができる。

この手法には、いくつかの優れた点がある。第 1 に、ある国の経済政策が国際的に波及したかどうかを分析することができる。(6.5) のようにある国の経済政策を現実とは異なる値にすることでその国自身に影響が及ぶが、VAR の性質から同時に他国の変数にも政策を行わない影響が及ぶこととなる。これは Hamilton (2009) や郡司・三浦 (2010) では想定されていない状況である。

第 2 に、政策の効果のみに焦点を当てることができる。通常の動学予測では、現実の系列の予測そのものが目的となる。Hamilton (2009) や郡司・三浦 (2010) では現実の系列との比較において外生変数の効果を検証しているが、この場合、モデル外のショックの存在については無視されている。しかし、本章のモデルでは内生・外生変数以外のショックは予測誤差に集約されるため、予測期間内ではモデルが正確に現実の値と同じになる。この性質があるために、政策変数の値を変化させることが引き起こす現実の系列との乖離をシミュレーションすることが可能となる。

第 3 に、現実とは異なる動学予測を柔軟に検証できる。本章では政策変数の変化率がゼロとなると仮定したが、これを任意の値に置き換えることもできる。例えば、実質 GDP 成長率を 3% にするためにはどれだけの

財政政策が必要だったか、という議論も本章の手法であれば可能である。ただし、本章ではサブプライム危機以降の国際的な景気循環において経済政策が果たした役割を見ることが目的であるため、このようなシミュレーションは行わない。

第4に、(6.1)の構造がどのようなものであっても、動学予測の推定には影響がない。通常、VARを用いた分析ではイノベーション会計（インパルス応答関数や予測誤差分散分解）によってショックの効果を検証する。このとき問題となるのは、モデルの構造をどのようにおくかである。例えば、最も良く用いられる再帰的VAR (recursive VAR) においてもコレスキー分解を「仮定」しているのもであって、全く仮定を必要としないわけではない。一方、本章の手法では、そのような仮定は必要ない。

6.4 変数の定義とデータ

本章はサブプライム危機以降の政策効果を考察するため、危機が表面化した予測期間を2007年第2四半期から、データが利用可能な2009年第4四半期までとする。推定期間は1988Q1から2004Q1までとする。これは、データの利用可能性と、サブプライム危機の影響があると考えられる予測期間から十分離れた期間で推定する必要があるためである。しかし、後で検証するように、この期間を変えても結果に影響はない。従って、2007年第1四半期までのデータは所与として扱う点に注意されたい。対象とする国は、世界経済への影響の大きさとデータの利用可能性を考慮し、日本、アメリカ、イギリスの3カ国とする。

内生変数には、実質GDP成長率、実質消費支出、実質投資支出、実質為替レートを用いる。外生変数については、財政政策、貨幣政策、金利政策の3つを検証する。詳細は表6.1を参照されたい。財政政策については、2007年以降に各国で大きく変動しているため、それがその国のみならず他国にどのように波及したのかを分析する。金融政策は通常、中央銀行の操作目標である短期金利について考察されるため、本章は金利変動についても分析を行うが、予測期間では対象国が事実上のゼロ金利政策に近い政策を採用したため、マネー・ストックでもその効果を見ることにする。ハイパワードマネー（ベースマネー）を政策変数とすることも考えられる

表 6.1: 分析に用いる変数一覧

	経済変数	実質 GDP	
内生変数	消費	民間最終消費支出	
	投資	民間企業固定資本形成	
	為替レート	実質為替レート (円建て・ポンド建て)	
外生変数	財政政策変数	政府最終消費支出 + 公的固定資本形成	
	貨幣政策変数	M2 (日・米)、M4 (英)	
	金利政策変数	Call Rate (日)	
			Federal Fund Rate (米) Overnight Interbank Rate (英)

が、金融市場、とりわけ銀行の機能不全を克服する政策を考慮するのであればマネー・ストックを利用の方が中央銀行の政策の効果をより正確に反映できると考える。また、ハイパワードマネーについては推定期間と予測期間の両方にわたってデータの入手が困難であったため、本章では割愛する。

先行研究である Hamilton (2003, 2009) に従い、全ての変数は対数変換の後、階差をとることで成長率として推定する。注意すべきは、利子率も対数階差をとる点である。通常の VAR の分析では、レベルであれば金利のみ対数をとらず、階差であれば金利のみ対数をとらない階差として分析が行われる。本章の推定期間の一部と予測期間においては、日米英でほぼゼロに近い政策金利となっているが、名目利子率は通常負になることはないため、ゼロ金利制約を置く必要がある。そのかわりに、本章は名目利子率に対数をとることで制約の影響を取り除いている。このようなゼロ金利制約を回避するための利子率の対数変換は、DSGE の文脈でも Adjemian and Juillard (2009) によって行われている。

財政支出変数で注意すべき点は、図 6.2 から明らかなように、イギリスの政府支出は 2005 年第 2 四半期にのみジャンプが見られることである。しかし本章の分析では、この期間を推定期間および動学予測期間に用いていないことから結果に影響はない。

また、ラグの長さはラグの長さは BIC より 1 とする。本章で用いたデータは、OECD Quarterly National Account (OECD)、International

Financial Statistics (IFS)、Bureau of Economic Analysis (BEA) から得ている。詳細は補遺を参照されたい。

6.5 推定結果

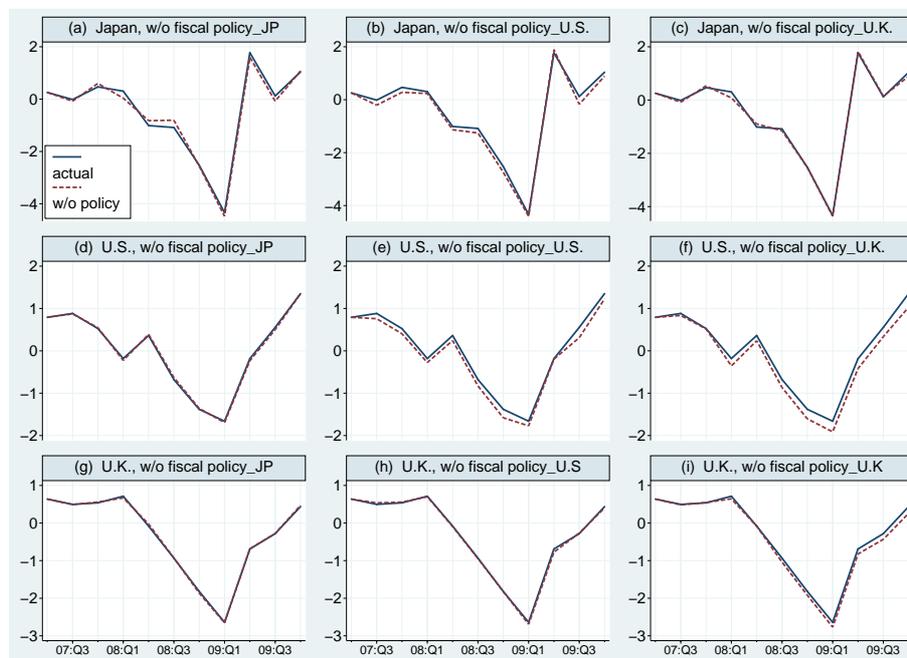
6.5.1 財政政策の変化がなかった場合

はじめに、それぞれの国で財政政策に変化がなかった場合の実質 GDP 成長率を推定する。結果は、図 6.5 に示されている。実線は現実の系列、破線は経済政策を行わなかった場合の系列である。

左の列の 3 つのパネルは、日本の財政政策が変化しなかった場合である。左上のパネルにある日本国内での影響を見ると、2007 年第 4 四半期まではほとんど財政政策の影響はないが、2008 年第 1 四半期になると政策の効果が見られる。これは、図 2 で見た政府・与党が大規模な財政支出路線に転換した時期と一致する。ごく短期的には、財政による追加的経済対策が一定の効果を持っていたと考えられる。その一方で、2008 年第 2 四半期および第 3 四半期には、逆に財政政策が景気に若干の悪影響を与えている。これは直感に反するが、この負の効果をもった期間、景気後退に伴う大幅な税収減を新規国債の増発で補い、財政支出の拡大で実体経済を下支えする効果を目指す政府の政策に対して低調な経済成長の中でのバラマキ政策であるとした批判も多かった。非効率的な産業への資源配分が行われ、経済の生産性の低下として表れてしまった可能性がある。あるいは、将来の財政赤字の悪化を予想した家計が消費を減少させ、景気に悪影響を与えたとも解釈できる。事実、その後の日本の財政赤字は一気に上昇している。また、2009 年第 2 四半期および第 3 四半期にもわずかに景気の押し上げ効果の存在が確認できる。日本の財政政策の海外への影響は、その下の 2 つのパネルから、ほとんど影響がないことが分かる。

アメリカの財政政策がなかった場合については、図 6.5 の中央の列の 3 つのパネルに示されている。日本への影響については、ごくわずかではあるが予測期間を通じて、正の効果があったことが分かる。ここで、日本の財政政策の効果が負であった 2008 年第 2 四半期および第 3 四半期についても、アメリカの財政政策の日本への波及効果が正であったことは興味深い。アメリカ国内への影響についても、日本への効果と同様に予測期間中

図 6.5: 財政政策の変化がなかった場合の実質 GDP 成長率



図は、2007年第2四半期から2009年第4四半期について、財政政策が行われなかった（財政支出に変化がなかった）場合の日本、アメリカ、イギリスの実質 GDP 成長率の推移の動学予測の結果を示している。ここで2007年第2四半期以前のデータは所与としている。図中の実線は自然対数をとった実質 GDP 成長率に100を掛けたもの、破線は、財政支出の成長率（自然対数をとって100を掛けたもの）を用いて(6.5)から得られる実質 GDP の動学予測の結果を示している。ここで、(6.4)の推定期間はデータの利用可能な時点から2007年第1四半期である。左の列の3つのパネルは、日本の財政政策が変化しなかった場合の日本、アメリカ、イギリスの実質 GDP 成長率である。同様に、中央列はアメリカ、右の列はイギリスである。

(2009年第2四半期を除く)、正の効果があったと推定されている。また、図2で見たように、米政府は危機の発生の時期から度重なって巨額の公的資金を金融機関の支援に使っており、この財政支出を通じた信用逼迫への対応がある程度の効果をもっていたと評価できる。イギリスへの影響はほとんどなかったことが示される。

イギリスの財政政策がなかった場合については、右側の列の3つのパネルに示されている。日本への実質 GDP 成長率への効果は全くと言って良いほどない。アメリカへの波及は、2008年第1四半期以降、持続的に景気を押し上げる効果をもっている。イギリス国内への影響も同時期から経

済成長へ小さな正の効果が推定されている。図 6.2 で見たように、イギリスでは 2007 年以降財政支出の成長率が高まったのにも関わらず、その効果は大きなものではなかった。注目すべき結果として、イギリス国内への効果とアメリカへの波及効果と比較した場合に、2008 年第 1 四半期以降の効果は、アメリカへの効果の方が平均して約 0.1% 程度大きかったことが分かる。この期間中の 2008 年第 3、第 4 四半期には、主要金融機関への大規模な資本注入のための国債発行やサブプライム関連商品へのエクスポージャーが大きかった金融機関の国有化があったが、短期的に経済成長を促すものではなかったと評価できる。アメリカ・イギリスの財政政策は、非常に大規模なものであったが、その効果は大きなものではなかった。

全体としては、各国の財政政策はあまり大きな効果はなかったということである。この結果は、国際的景気循環を扱った DSGE によって財政政策を分析した Boileau et al. (2010) の結果と整合的である。

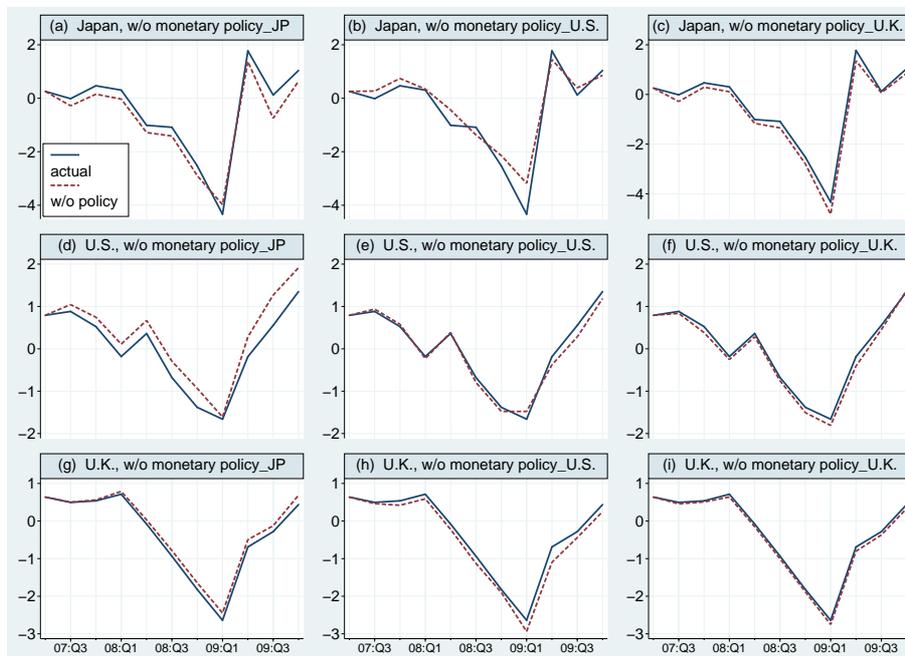
6.5.2 貨幣政策の変化がなかった場合

次に、貨幣政策がなかった場合の日米英の経済成長率をモデルから求める。結果は、図 6.6 に示されている。

日本の貨幣政策がなかった場合は、左側の 3 つのパネルである。左上のパネルは日本国内での影響であるが、マネー・ストックの増加はすぐに正の効果を表し、しかも長い期間にわたって効果が続いている。2009 年第 1 四半期には効果が見られなくなるが、その後にはまた景気の押し上げ効果が見られる。これは日銀のベースマネーの供給が、マネー・ストックを通じて貸出に回っていたことを示唆しており、この期間、日銀の「非伝統的」金融政策と言われる量的緩和政策の効果が、「目詰まり」の効果よりも大きかったようである。特に、マネー・ストックが急激に伸びた 2009 年第 2 四半期以降の正の効果の大きいことが確認される。日本の貨幣政策のアメリカ、イギリスへの影響は、その下の 2 つのパネルから分かるように、負の効果の存在が確認される。

アメリカの貨幣政策の効果は、図 6.6 の中央のパネルである。アメリカでも自国への貨幣政策の効果（中央の列、中央の行のパネル）は、2008 年第 2 四半期まではまったくなかったが、第 3 四半期以降は景気を押し上げ

図 6.6: 貨幣政策の変化がなかった場合の実質 GDP 成長率



図は、2007年第2四半期から2009年第4四半期について、貨幣政策が行われなかった（マネー・ストックに変化がなかった）場合の日本、アメリカ、イギリスの実質 GDP 成長率の推移の動学予測の結果を示している。ここで2007年第2四半期以前のデータは所与としている。図中の実線は自然対数をとった実質 GDP 成長率に100を掛けたもの、破線は、マネー・ストックの成長率（自然対数をとって100を掛けたもの）を用いて(6.5)から得られる実質 GDP の動学予測の結果を示している。ここで、(6.4)の推定期間はデータの利用可能な時点から2007年第1四半期である。左の列の3つのパネルは、日本の貨幣政策が変化しなかった場合の日本、アメリカ、イギリスの実質 GDP 成長率である。同様にして、中央列はアメリカ、右の列はイギリスである。

る効果が確認できる。とりわけ、アメリカでは2009年第2四半期以降の回復の過程で大きな効果があったことが分かる。ただし、アメリカの貨幣政策は残りの2国には異なった影響を与えている。上のパネルは日本への影響であるが、ところどころで景気回復の効果を抑制されている。全体としては、アメリカの拡張的貨幣政策は日本の景気に悪影響を与えていたと考えられる。しかし、政策がなかった場合と比べてあった場合には景気の変動がならされている点にも注意すべきであろう。一方で、イギリスへの影響は予測期間を通じて実質 GDP 成長率に正の効果をもっている。アメリカ国内への効果と同様にして、2009年以降の景気回復過程にとくに効

果があったことが分かる。

イギリスの貨幣政策の効果は、図 6.6 の右側のパネルに表されている。日本、アメリカの貨幣政策の国内への効果と異なり、イギリスの自国への効果は、小さな正の効果しかなかったことがわかる（右下のパネル）。しかしながら、その正の効果は日本、アメリカにも波及しており、イギリスについては3カ国全てに小さな正の効果があったと考えられる。

総じて、各国の貨幣政策は自国に対しては効果的であったが、他国への影響は必ずしも同じではない。さらに、2008年10月のG7の政策協調の合意前後で、貨幣政策の効果が大きく変化したようには見えない。

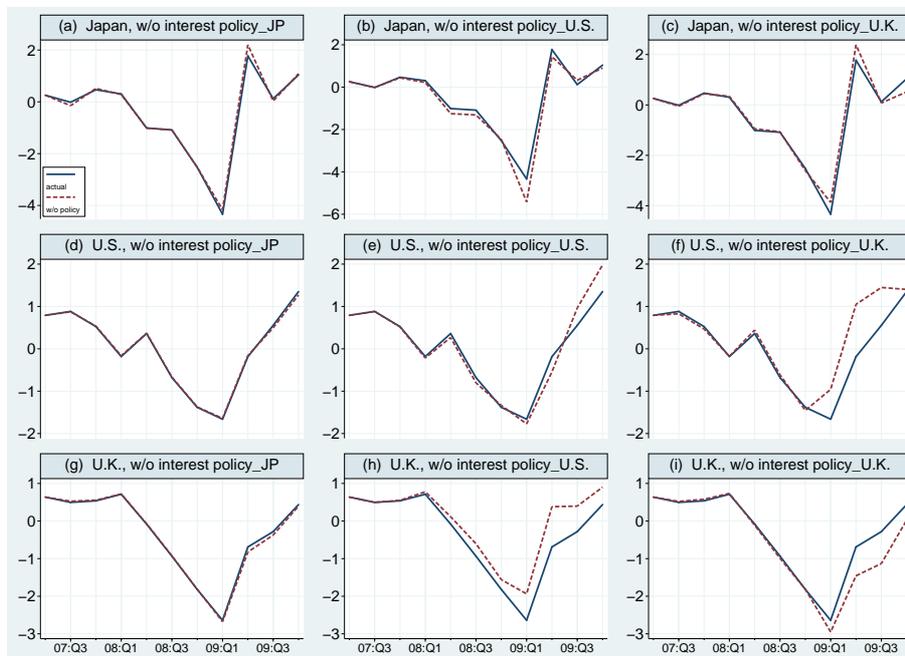
6.5.3 金利政策の変化がなかった場合

最後に、各国の金利政策に変化がなかった場合の実質 GDP 成長率への効果を検証する。図 6.7 の左側のパネルは、日本の金利政策についての分析である。この時期には日本では金利引き下げの余地がなく、政策金利がほとんど動いていないため、3カ国とも全く影響を受けていない。

図 6.7 の中央のパネルは、アメリカの金利政策がなかった場合を考えている。図 6.4 で見たように、この予測期間中、アメリカの政策金利は段階的に引き下げられている。自国アメリカへの効果は中央のパネルであるが、2009 年第 2 四半期まで小さな効果ではあるが、続いている。とりわけ、2009 年第 2 四半期には約 0.5% の他の期間に比べて比較的大きな正の効果があったことが分かる。日本においては、2008 年に正の効果が見られ、平均して約 0.12%、2009 年には平均して約 0.34% の効果が推定されている。とりわけ 2009 年第 1 四半期には大きな景気押し上げ効果あり、1.1% もの正の効果が推定されている。これは、ここまでに見てきた効果の中でも最大のものである。イギリスへの影響は、この逆に 2008 年以降から負の効果が持続的にあった。

イギリスの金利政策の影響は、図 6.7 の右側のパネルに示されている。イギリスについては、自国への影響は 2009 年までは全く見られない。ところが、2009 年以降は徐々に効果を現し、2009 年第 2、3 四半期になると約 0.6% もの極めて大きな政策効果があったことが分かる。しかし同時期に、アメリカには負の効果を与えており、この現象もアメリカの金利政策

図 6.7: 金利政策の変化がなかった場合の実質 GDP 成長率



図は、2007年第2四半期から2009年第4四半期について、金利政策が行われなかった（短期金利に変化がなかった）場合の日本、アメリカ、イギリスの実質 GDP 成長率の推移の動学予測の結果を示している。ここで2007年第2四半期以前のデータは所与としている。図中の実線は自然対数をとった実質 GDP 成長率に100を掛けたもの、破線は、短期金利の成長率（自然対数をとって100を掛けたもの）を用いて(6.5)から得られる実質 GDP の動学予測の結果を示している。ここで、(6.4)の推定期間はデータの利用可能な時点から2007年第1四半期である。左の列の3つのパネルは、日本の金利政策が変化しなかった場合の日本、アメリカ、イギリスの実質 GDP 成長率である。同様に、中央列はアメリカ、右の列はイギリスである。

の効果と似ている。また、イギリスの金利政策の日本への効果についてはほとんど影響がなかったようであるが、期間最後の2009年第4四半期には、約0.5%の成長率の押し上げ効果があったことが推定されている。

6.5.4 頑健性の確認

本章の結果が頑健であることを確認するために、他の推定期間についても推定を行った。推定期間の開始時点をデータの利用可能な期間から（これまでの推定期間よりも4四半期短い）2003年第1四半期までとした推定と、（これまでの推定期間よりも4四半期長い）2005年第1四半期まで

とした2つの推定期間について推定を行った。結果は、いずれの国の財政政策、貨幣政策、金利政策の効果についても、これまでの結果とほとんど同じである。推定期間を変化させたとしても、ほとんど結果の傾向に影響を与えるものではなかった。

6.6 おわりに

本章において、国際的景気循環を分析するための動学予測の手法を提案した。このモデルはVARに基づいており、構造がどのようなものであっても対応できる柔軟なものである。また、ある国の経済政策の効果がどのように他国に影響するのかを容易に検証することができる。この手法は、先行研究で行われた分析を拡張したものであり、より豊かな分析を可能にする。

このモデルを用いて、サブプライム危機後の日米英の3カ国における実質GDP成長率を分析した。その結果、以下の結論を得た。第1に、日本、アメリカ、イギリスの財政政策については、自国に小さな正の影響があった。この背景は必ずしも明らかではないが、アメリカ、イギリスの場合には、大手金融機関の支援などによって金融市場の信用逼迫が緩和された可能性がある。またアメリカの財政政策は、日本の経済成長に正の効果があった。第2に、貨幣政策については、日米英とも自国には大きな正の効果をもたらした。しかし、他国への影響は異なっている。第3に、金利政策についてはアメリカとイギリスの効果は非常に似ており、自国にプラスの効果をもたらし、また互いの金融政策が経済成長にマイナスの影響があった。これらの結果は、政策協調をする際に政策の規模の調整が難しいことを示唆している。

補遺：データの説明

本文中に示したように本章で用いたデータは、OECD Quarterly National Account (以下、OECD)、International Financial Statistics (以下、IFS)、Bureau of Economic Analysis (以下、BEA) から得ている。

実質 GDP については、OECD から日米英の Gross domestic product (LNBARSA.2000.S1、LNBARSA.2005.S1、LNBQRSA.2005.S1) を採用した。

消費は、OECD から民間最終消費支出 Private final consumption expenditure (LNBARSA.2000.S1、LNBARSA.2005.S1、LNBQRSA.2005.S1) を採用した。

投資は、民間公的資本形成を採用した。日本、イギリスについては OECD から GFCF Private sector (LNBARSA.2000.S1、LNBQRSA.2005.S1) を、アメリカについては BEA から Gross private domestic investment を採用した。

為替には、IFS から名目為替レート (RH.ZF...) を取得し、CPI (64...ZF...) で実質化している。

財政支出については、加藤 (2003) や 藤井 (2008) などの VAR を用いて財政政策の効果を検証している多くの先行研究に従い、政府最終消費支出+公的固定資本形成として定義している。日本とイギリスの政府最終消費支出について OECD から Government final consumption expenditure (LNBARSA.2000.S1、LNBQRSA.2005.S1) を取得した。公的固定資本形成は、日本については GFCF Public sector (LNBARSA.2000.S1) を、イギリスについては GFCF General government (LNBQRSA.2005.S1) を採用した。アメリカについては BEA から Table 1.1.6. Real Gross Domestic Product, Chained Dollars から Government consumption expenditures and gross investment (A822RX1) を採用した。

マネー・ストックは、日本とアメリカについては M2 (59M)、イギリスでは、M4 (59M) をいずれも IFS から得ている。実質化には各国の GDP DEFLATOR (2005=100、IFS 99B) を用いた。

短期金利は、日本については CALL MONEY RATE (60B)、アメリカは FEDERAL FUNDS RATE (60B)、イギリスは OVERNIGHT INTER-BANK MIN (60B) を IFS より用いている。

第7章 結論

本論文は、金融革新が金融市場の参加者にどのようなインセンティブを与え、金融取引機会や市場競争をどう変化させるのか、またどのような金融システムが形成されるのかについて明らかにすることを目的とした。金融革新とその一環をなす金融自由化、グローバル化が、株式市場、決済システム、銀行市場、金融政策に与える影響に焦点をあて、マイクロ・マクロデータを分析することを通じて、それらの現状把握や決定要因の検証、政策効果の検証をおこなった。

金融革新は、金融市場の参加者が旧来の規制や、情報の非対称性、取引コストといった市場の不完全性から解放されるための行動として起きてきた。規制当局がそれに反応し、既存の規制の緩和や見直しをおこなうことにより、金融革新はさらに発展してきた。1980年代以降、金融革新が急速に進んできた背景には、情報技術の進展、自由化やグローバル化があった。

自由化された日本の株式市場のもとで、多くの個人が投資家として市場へアクセスすることが容易になった。しかしながら、すべての投資家が必ずしも十分な情報を持って合理的な意思決定をおこなっているわけではなく、一部分の情報しか入手できずに、誤った解釈や間違った投資判断をおこなう投資家が存在する。そうした非合理的な市場参加者の行動が一定の規則性をもって引き起こされる場合には、市場全体に影響を及ぼす要因となりうる。政策目標として株式市場に個人投資家を呼び込んでいくならば、個人の投資に関する意思決定について正確な理解を深める必要がある。また金融の規制緩和、自由化によって日本の銀行業はその産業組織を変化させた。この約30年間に銀行危機や銀行合併があり、貸出市場の競争状態にも変化が起きてきた。地方銀行、信用金庫、信用組合とその業態によって競争の水準の程度は違っているものの、長期的には銀行業の競争は緩やかに改善してきており、自由化の成果が確認できる。今後は競争促

進的な政策をとっていくことも必要であると考えられる。決済システムにおいても、電子マネーの導入は消費者の利便性を高める決済手段として普及が進んでいる。今後、一般受容性やセキュリティ上の課題などが解決されていけば、現状よりも多額の決済に利用されるようになり、預金通貨を中心とした現在のシステムを変化させることもあろう。グローバル化のもとで、各国経済は相互連関を強めており、経済政策の国際協調が進んでいくものと考えられる。政策の波及効果は国境を越えて他国の経済に影響を及ぼしているが、金融あるいは財政政策の効果は国によって異なるため、政策当局にとって政策規模の調整が難しいものとなっている。現在の金融革新は、効率的で安定的な金融システムへの変化の過程であり、今後も、技術革新や金融サービスへのニーズの多様化を反映しながら、構造変化をつづけていくと考えられる。

各章の分析と結果を示す。第2章は、2006年に起きたライブドア・ショックが単に株式市場全体に影響を及ぼしただけでなく、投資家が「ヒューリスティック」をもちいた投資の意思決定をおこなっていたために、ライブドアと類似する社名企業の株価に、もう一つの別のショックを与えていたことを検証した。ライブドア・ショック時の日本の株式市場データを用いて、そのショックがライブドアと類似する社名企業の株価収益に与えた影響を推定した。分析の結果、市場の平均的な企業に比べて、類似社名企業には、ショック直後に統計的に有意な超過収益率の下落が確認された。ライブドア・ショックは、関連会社や取引先を通じて株式市場全体に影響を与えただけでなく、事業上関係のない類似社名企業にも影響を与えていたことを示唆している。投資家は、通常であれば間違えそうもない判断を時間的圧力の下では、Tversky and Kahneman (1974) が定義した代表性ヒューリスティックを用いて意思決定をおこなっていることを明らかにしている。知る限りでは、株式市場における時間的圧力の効果を扱った分析は存在しない。ライブドア・ショックは、この議論における自然実験の好例となっている。

第3章は、電子マネーが決済手段として普及していくか否かについて検討している。He, Huang and Wright (2005) のモデルを応用して、買い手と売り手の視点から電子マネーと現金の競合関係について理論的に分析した。分析では、電子マネーや現金について、取引費用と保有の安全性の違

いを考慮し、経済主体による決済手段の選択を内生的に決定することを試みた。その結果、決済手段として電子マネーと現金が共存する均衡の存在とその条件が示された。さらに、電子マネーが単独で選択される均衡も存在することを明らかにしている。また、決済手段の属性から生じる取引費用や保有の安全性が、経済主体の意思決定にどのように影響を与えているのかを数値計算によって評価した。その結果として、買い手にとっての電子マネーの取引費用が高まるほどに電子マネーが決済手段として選択されなくなる傾向が示された。また、盗難や遺失の生じる可能性が高まるほどに、電子マネーは現金よりも選択されやすくなることが示された。

第4章と5章は、日本の地域金融市場の産業組織に関する研究である。第4章では、近年の産業組織論の研究で提案されている新しい競争度指標を用いて地域金融市場の競争状態を検証した。本章では Boone et al. (2007) によって提案された利潤の限界費用に関する弾力性 (PE) を競争度の指標に用いた。産業組織研究において競争度の指標として伝統的に用いられてきたマーケット・シェアや価格費用マージン、H 統計量は、市場の競争条件の変化に対して単調に変化しないため、競争度の指標としては適切ではない。それに対して、Boone の一連の研究によって Boone 指標はその変化を正確にとらえることができることを示している。1989 から 2009 年の日本の銀行マイクロデータを用いて、地方銀行、信用金庫、信用組合の競争度を検証した。結果として日本の地域金融市場は、長期的に競争的になってきていることが分かった。本章ではこのような傾向が他の指標でも見られるかどうか確認するために、同じ期間のサンプルを用いて伝統的な競争度指標を推定した。ところが、これらの指標では逆に競争度が低下する傾向が見られた。本章の推定期間は金融市場で様々な規制緩和がおこなわれた時期であり、直感的には、Boone 指標から得られる結果が現実と整合的であると考えられる。5章では、パネルデータを用いて、地域金融市場の競争度の決定要因をパネルデータを用いて検証した。地域別に推定した Boone 指標に対して、地域の銀行業の市場構造や異業種の競争圧力、金融市場の深化などの指標が、どのような影響を与えているのかを分析した。結果からは、地域金融市場は、地域の金融深化や企業の商徳の水準が高いほどに競争的な市場となることが明らかとなった。また、集中度や銀行数・支店数と競争度との相関は見られず、競合しているように見

える他の金融機関からの競争圧力の影響も確認できないことが示された。

第6章では2007年以降の日本、アメリカ、イギリスの景気後退に対して、それぞれの国の経済政策がどのような効果を持ち、どのように波及したのかを検証した。2007年第3四半期の米国サブプライムローンの大量のデフォルトに端を発した金融不安は、世界的にその影響を急速に深刻化させた。金融危機対策で各国が協調する姿勢が打ち出され、積極的な金融・財政政策がとられた。分析のために、VARを用いた動学予測の新しい手法を提案した。この方法はVARの構造を仮定する必要がないため扱い易く、極めて簡便かつ柔軟に政策の効果を検証することができる。分析の結果、2007年以降の財政政策は実質GDP成長率にほとんど影響を与えていないことが分かった。また、金融政策はどの国でもある程度効果があったが、日本の金融政策はアメリカとイギリスにあまり波及していなかったことが明らかとなった。推定結果から見ると、2008年10月以降のG7の政策協調は、それ自体に特別な効果がなかったか、あるいは効果が国によって非対称であったため、評価は難しい。

最後に本論文の分析で残されている課題について述べておく。第2章の分析では、類似社名企業の標本数が少なかったことから、企業規模や業種等で分類して比較するにはいたらなかった。今後、そうした企業の特徴を十分に考慮した上で比較することも必要であろう。また日本の株式市場の検証にとどまっているため、海外の株式市場においても同様の結果を得ることができるかどうか検証が必要である。第3章は、現金通貨以外の決済手段について、電子マネーとの競合や代替関係を検討すべきであろう。特に、クレジットカードやデビットカードのような比較的大口の決済に用いられる決済手段との属性の違いはどこにあるのか、そして電子マネーが大口径決済に用いられるようになるには、どのような制度設計が必要となるのかについて考えるべきかもしれない。また、種類の異なる電子マネー間での競争の促進や統合がおこなわれた場合に、どのような電子マネーが残るのか検証すべきである。一方で、電子マネーの理論的分析にとどまっているため、データを用いた実証分析が必要である。第4章と第5章は、海外の銀行業のデータを用いて競争度の推定が必要である。それらの競争度データを用いることで、競争度の決定要因のほかにも、競争度が経済成長やイノベーションなどにどのような影響を及ぼしているのかをパネルデー

タによって検証することが可能となる。第6章では、第1に、本章のVARではゼロ金利制約を排除するために対数をとっているが、その制約下で他の政策変数の効果が増加する可能性については考慮していない。特に、財政政策についてはゼロ金利制約を明示的に考慮したモデルによって考察する必要があるかもしれない。しかし、そのことによって本章の結果が変わるかどうかは定かではない。第2に、本章では政策変更をしなかった場合について考察したが、より適切な政策変更を人工的にシミュレーションすることも考えられる。例えば、テイラールール等を考慮して金利の適切な経路をもとに動学予測することも考えられる。

初出一覧と構成章について

各章は以下の論文を加筆修正したものである。

- 2章 「アナザー・ライブドア・ショック？」（郡司大志氏との共著）
『金融経済研究』第31号、75–87頁、2010年、著作権者：日本金融学会
- 3章 「電子マネーと現金 –決済手段選択の理論分析–」『サステイナビリティ研究』第1号、133–148頁、2010年
- 4章・5章 “Competition Among Regional Banks in Japan: Evidence from Boone Indicator,” (with Hiroshi Gunji) *mimeo*, 2014.
- 6章 「金融・財政政策の国際的波及効果」（郡司大志氏との共著）
『経済政策ジャーナル』第8号2巻、51–54頁、2011年

本論文の構成章の中で、2章、4章、5章、6章は、共同研究の成果にもとづいている。執筆箇所を明確に示すことは困難であるが、論文の構想から分析にわたる細部において、多くのアイデアを共著者の郡司大志准教授（大東文化大学）からいただいた。ここに記して感謝の意を表すとともに、本稿の文責は著者にあることを申し添えたい。

参考文献

Adjemian, Stephane and Michel Juillard (2009) “Dealing with Trends in DSGE Models: An Application to the Japanese Economy,” *ESRI Discussion Paper*, 224.

Ahmed, Shaghil, Barry W. Ickes, Ping Wang and Byung Sam Yoo (1993) “International Business Cycles,” *American Economic Review*, Vol. 83, No.3, pp. 335–359.

Allen, Franklin and Glenn Yago (2010) *Financing the Future: Market-Based Innovations for Growth*, Pearson Prentice Hall.

Amemiya, Takeshi (1985) *Advanced Econometrics*, Harvard University Press.

Backus, David K., Patrick J. Kehoe and Finn E. Kydland (1992) “International Real Business Cycles,” *Journal of Political Economy*, Vol. 100, No. 4, pp. 745–775.

Beatty, Sharon E. and Scott M. Smith (1987) “External Search Effort: An Investigation Across Several Product Categories,” *Journal of Consumer Research*, Vol. 14, No. 1, pp. 83–95.

Berger, Allen N., Asli Demirguc-Kunt, Ross Levine and Joseph G. Haubrich (2004) “Bank Concentration and Competition: An Evolution in the Making,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 36, No. 3, Part 2, pp. 433–451.

Boileau, Martin, Michel Normandin and Bruno Powo Fosso (2010) “Global versus Country-Specific Shocks and International Business Cycles,” *Journal of Macroeconomics*, Vol. 32, No. 1, pp. 1–16.

- Boone, Jan (2007) “How to Phase Out Regulation?,” *Nederlandse Zorgautoriteit, Research Paper*, 2007/02.
- Boone, Jan (2008a) “Competition: Theoretical Parameterizations and Empirical Measures,” *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, Vol. 164, No. 4, pp. 587–611.
- Boone, Jan (2008b) “A New Way to Measure Competition,” *The Economic Journal*, Vol. 118, No. 531, pp. 1245–1261.
- Boone, Jan, Rachel Griffith and Rupert Harrison (2005) “Measuring Competition,” *Advanced Institute of Management Research Working Paper*, No. 022.
- Boone, Jan, Jan C. van Ours and Henry van der Wiel (2007) “How (not) to Measure Competition,” *CEPR Working Paper*, 6275.
- Bosch, Jean-Claude and Mark Hirschey (1989) “The Valuation Effect of Corporate Name Changes,” *Financial Management*, Vol. 18, No. 4, pp. 64–73.
- Bresnahan, Timothy F. (1982) “The Oligopoly Solution Concepts is Identified,” *Economic Letters*, Vol. 10, No. 1–2, pp. 87–92.
- Campbell, John Y., Andrew W. Lo and A. Craig MacKinlay (1997) *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press.
- Caporale, Guglielmo M., Michael Chui, Stephen G. Hall and Brian Henry (2003) “Evaluating the Gains to Cooperation in the G-3,” *Empirica*, Vol. 30, No. 4, pp. 337–356.
- Claessens, Stijn and Luc Laeven (2004) “What Drives Bank Competition? Some International Evidence,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 36, No. 3, Part 2, pp. 563–83.
- Cooper, Michael J., Ajay Khorana, Igor Osobov, Ajay Patel and P. Raghavendra Rau (2005) “Managerial Actions in Response to

a Market Downturn: Valuation Effects of Name Change in the Dot.com Decline,” *Journal of Corporate Finance*, Vol. 11, No. 1–2, pp. 319–335.

Cooper, Michael J., Orlin Dimitrov and P. Raghavendra Rau (2001) “A Rose.com by Any Other Name,” *Journal of Finance*, Vol. 56, No. 6, pp. 2371–2388.

CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis (2000) “Measuring Competition: How Are Cost Differentials Mapped into Profit Differentials?,” *CPB Working Paper*, 131.

Davies, John R., David Hillier and Juliane Thamm (2007) “Investor Confusion and Similarly Identified Securities,” *Accounting & Finance*, Vol. 47, No. 4, pp. 693–711.

Delis, Manthos D. (2012) “Bank Competition, Financial Reform, and Institutions: The Importance of being Developed,” *Journal of Development Economics*, Vol. 97, No. 2, pp. 450–465.

Demsetz, Harold (1973) “Industry Structure, Market Rivalry, and Public Policy,” *Journal of Law and Economics*, Vol. 16, No. 1, pp. 1–9.

Edland, Anne and Ola Svenson (1993) “Judgment and Decision Making under Time Pressure: Studies and Findings,” in Svenson, O. and A. J. Maule eds., *Time Pressure and Stress in Human Judgment and Decision Making*, Plenum Press, pp. 27–40.

Elliott, Graham and Antonio Fatas (1996) “International Business Cycles and the Dynamics of the Current Account,” *European Economic Review*, Vol. 40, No. 2, pp. 361–387.

Fujiki, Hiroshi and Migiwa Tanaka (2009) “Demand for Currency, New Technology and the Adoption of Electronic Money: Evidence Using Individual Household Data,” *Discussion Paper Series*, No. 2009-E-27.

Gregory, Allan W. and Allen C. Head (1999) “Common and Country-Specific Fluctuations in Productivity, Investment and the Current account,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 44, No. 3, pp. 423–451.

Gregory, Allan W., Allen C. Head and Jacques Raynauld (1997) “Measuring World Business Cycles”, *International Economic Review*, Vol. 38, No. 3, pp. 677–701.

Griffith, Rachel, Jan Boone and Rupert Harrison (2005) “Measuring Competition,” *AIM Research Working Paper*.

Gunji, Hiroshi, Kazuki Miura and Yuan Yuan (2010) “Bank Competition and Monetary Policy,” *Japan and the World Economy*, Volume 21, No. 1, pp. 105–115.

Hamilton, James D. (2003) “What is an Oil Shock?,” *Journal of Econometrics*, Vol. 113, No. 2, pp. 363–398.

Hamilton, James D. (2009) “Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007-08,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 2009: 2.

Hay, Donald A. and Guy S. Liu (1997) “The Efficiency of Firms: What Difference does Competition Make?,” *Economic Journal*, Vol. 107, No.442, pp. 597–617.

Hayashi, Fumio (2000) *Econometrics*, Princeton University Press.

He, Ping, Lixin Huang and Randall Wright (2005) “Money and Banking in Search Equilibrium,” *International Economic Review*, Vol. 46, No. 2, pp. 637–670.

Horsky, Dan and Patrick Swyngedouw (1987) “Does It Pay to Change Your Company’s Name? A Stock Market Perspective,” *Marketing Science*, Vol. 6, No. 4, pp. 320–335.

Humphrey, David B. and Allen N. Berger (1990) "Market Failure and Resource Use: Economic Incentives to Use different Payment Instruments," *The U.S. Payment System: Efficiency, Risk and the Role of the Federal Reserve*, Kluwer Academic Publishers.

Kennedy, Peter (2003) *A Guide to Econometrics*, Fifth Edition, MIT Press.

Kiyotaki, Nobuhiro and Randall Wright (1989) "On Money as a Medium of Exchange," *Journal of Political Economy*, Vol. 97, No. 4, pp. 927–954.

Kiyotaki, Nobuhiro and Randall Wright (1991) "A Contribution to be the Pure Theory of Money," *Journal of Economic Theory*, Vol. 53, No. 2, pp. 215–235.

Kiyotaki, Nobuhiro and Randall Wright (1993) "A Search-Theoretic Approach to Monetary Economics," *The American Economic Review*, Vol. 83, No. 1, pp. 63–77.

Kose, M. Ayhan, Christopher Otrok and Eswar Prasad (2008a) "Global Business Cycles: Convergence or Decoupling?," *International Economic Review*, Vol. 53, No. 2, pp. 511–538.

Kose, M. Ayhan, Christopher Otrok and Charles H. Whiteman (2003) "International Business Cycles: World, Region, and Country-Specific Factors," *American Economic Review*, Vol. 93, No. 4, pp. 1216–1239.

Kose, M. Ayhan, Christopher Otrok and Charles H. Whiteman (2008b) "Understanding the Evolution of World Business Cycles," *Journal of International Economics*, Vol. 75, No. 1, pp. 110–130.

Lagos, Ricardo and Randall Wright (2005) "A Unified Framework for Monetary Theory and Policy Analysis," *Journal of Political Economy*, Vol. 113, No. 3, pp. 463–484.

Lau, Lawrence J. (1982) "On Identifying the Degree of Competitiveness from Industry Price and Output data," *Economic Letters* Vol. 10, No. 1-2, pp. 93–99.

MacKinlay, A. Craig (1997) "Event Studies in Economic and Finance," *Journal of Economic Literature*, Vol. 35, No. 1, pp. 13–39.

Marsh, Barnaby, Peter M. Todd and Gerd Gigerenzer (2003) "Cognitive Heuristics: Reasoning the Fast and Frugal Way," in Leighton, J. P. and R.J.Sternberg,eds., *The Nature of Reasoning*, Cambridge University Press, pp. 273–287.

Maule, A. John and Anne C. Edland (1997) "The Effect of Time Pressure on Human Judgement and Decision Making," in R.Ranyard,W.R.Crozier and O.Svenson,eds., *Decision Making: Cognitive Models and Explanations*, Routledge, pp. 189–204.

Maule, A. John, G. Robert J Hockey and L Bdzola (2000) "Effects of Time-Pressure on Decision-Making under Uncertainty: Changes in Affective State and Information Processing Strategy," *Acta Psychologica*, Vol. 104, No. 3, pp. 283–301.

Molyneux, Philip, John Thornton and D Michael Llyod-Williams (1996) "Competition and Market Contestability in Japanese Commercial Banking," *Journal of Economics and Business*, Vol. 48, No. 1, pp. 33–45.

Orasanu, Judith and Terry Connolly (1993) "The Reinvention of Decision Making," in Kein, G. A., J. Orasanu, R. Calderwood and C. E. Zsombok, eds., *Decision Making in Action: Models and Methods*, Ablex Pub, pp. 3–20.

Panzar, John C. and James N. Rosse (1987) "Testing for "Monopoly" Equilibrium," *Journal of Industrial Economics*, Vol. 35, No. 4, pp. 443–456.

- Payne, John W., James R. Bettman and Eric J. Johnson (1993) *The Adaptive Decision Maker*, Cambridge University Press.
- Petty, Richard E., John T. Cacioppo and David Schumann (1983) “Central and Peripheral Routes to Advertising Effectiveness: The Moderating Role of Involvement,” *Journal of Consumer Research*, Vol. 10, No. 2, pp. 135–146.
- Rashes, Michael S. (2001) “Massively Confused Investors Making Conspicuously Ignorant Choices,” *Journal of Finance*, Vol. 56, No. 5, pp. 1911–1927.
- Schaeck, Klaus and Martin Cihak (2009) “Competition, Efficiency, and Soundness in Bankings: An Industrial Organization Perspective,” *mimeo*.
- Schiersch, Alexander and Jens Schmidt-Ehmcke (2010) “Empiricism Meets Theory: Is the Boone-Indicator Applicable?,” *Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) Berlin, Discussion Paper*, 1030.
- Shy, Oz and Juha Tarkka (2002) “The Market for Electronic Cash Cards,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 34, No. 2, pp. 299–314.
- Singh, Supriya (1999) “Electronic Money: Understanding its Use to Increase the Effectiveness of Policy,” *Telecommunications Policy*, Vol. 23, No. 10-11, pp. 753–773.
- Solomon, Elinor Harris (1999) “What should Regulators do about Consolidation and Electronic Money?,” *Journal of Banking & Finance*, Vol.23, No. 2-4, pp. 645–653.
- Souma, Toshiyuki and Yoshiro Tsutsui (2010) “Competition in the Japanese Life Insurance Industry,” *Review of Monetary and Financial Studies*, Vol. 31, pp. 1–19.

Suri, Rajneesh and Kent B. Monroe (2003) “The Effects of Time Constraints on Consumers’ Judgements of Prices and Products,” *Journal of Consumer Research*, Vol. 30, No. 1, pp. 91–104.

Tsutsui, Yoshiro and Akiko Kamesaka (2005) “Degree of Competition in Japanese Securities Industry,” *Journal of Economics and Business*, Vol. 57, No. 4, pp. 360–374.

Tversky, Amos and Daniel Kahneman (1974) “Judgement under Uncertainty: Heuristics and Biases,” *Science*, Vol. 185, No. 4157, pp. 1124–1131.

Uchida, Hirofumi and Yoshiro Tsutsui (2005) “Has Competition in the Japanese Banking Sector Improved?,” *Journal of Banking and Finance*, Vol. 29, No. 2, pp. 419–439.

van Leuvensteijn, Michiel, Jacob A. Bikker, Adrian A.R.J.M. van Rixtel and Christoffer Kok Sorensen (2007) “A New Approach to Measuring Competition in the Loan Markets of the Euro Area,” *CPB Discussion Paper*, 84.

Wickelgren, Wayne A. (1977) “Speed-Accuracy Tradeoff and Information Processing Dynamics,” *Acta Psychologica*, Vol. 41, No. 1, pp. 67–85.

Wooldridge, Jeffrey M. (2003) *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, Second Edition, South-Western.

伊藤隆敏・川本卓司・谷口文一 (1999) 「クレジットカードと電子マネー」『IMES Discussion Paper Series』No.99-J-16 (日本銀行金融研究所)

加藤涼 (2003) 「財政政策乗数の日米比較 –構造 VAR と制度的要因を併用したアプローチ」『International Department Working Paper Series』03-J-4 (日本銀行国際局)

北村行伸 (2005) 「電子マネーの普及と決済手段の選択」『電子マネーの発展と金融・経済システム』(金融調査研究会報告書 (34))、21-37 頁

北村行伸・(2010) 「電子マネーが貨幣需要に与える影響について：時系列分析」『Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series』114 (一橋大学)

窪田康平・筒井義郎 (2009) 「消費者金融業の競争度」『現代ファイナンス』No.25、23-51 頁

郡司大志・三浦一輝 (2010) 「サブプライム危機以降の景気変動」『経済志林』第 77 巻第 3 号、59-84 頁

清水啓典 (2005) 「電子マネー成長の条件」『電子マネーの発展と金融・経済システム』(金融調査研究会報告書 (34)) 7-19 頁

轟見誠良 (1996) 「金融革新とセイフティ・ネットの再構築」金子勝編『現代資本主義とセイフティ・ネット』法政大学出版社

筒井義郎 (2009) 「地域金融研究の課題」『金融経済研究』第 28 号、1-22 頁

中田真佐男 (2007) 「電子マネーが既存の現金需要に及ぼす影響-種類別貨幣需要関数の推定による実証分析-」『PRI Discussion Paper Series』No.07A-19 (財務省財務総合政策研究所)

中田真佐男 (2009) 「電子マネーの普及が小口決済に及ぼす影響」『個人金融』Vol.4、No.1、28-40 頁

新美一正 (1998) 「ビッグバンとわが国銀行業-自由化とリレーションシップ・レンディングの変質」『Japan Research Review』1998 年 3 月号

日本銀行決済機構局 (2009) 「最近の電子マネーの動向について (2008 年度)」『BOJ Reports & Research Papers』

平田英明 (2009) 「グローバル化と国際景気連動-日米欧 3 国動学的-一般均衡モデルによる分析-」『経済研究』第 60 巻第 3 号、241-252 頁

藤井隆雄 (2008) 「財政政策の効果について—構造変化を考慮した検証」『金融経済研究』第 26 号、63-86 頁

松井彰彦 (2005) 「電子マネーと現金等他の決済手段との共存について」『電子マネーの発展と金融・経済システム』(金融調査研究会報告書 (34)) 59-67 頁

松村敏弘 (2005) 「H 統計量と市場の競争度」『社会科学研究』第 56 巻 第 3/4 号、43-51 頁

柳川範之 (2005) 「電子マネーの影響に関する整理」『電子マネーの発展と金融・経済システム』(金融調査研究会報告書 (34)) 51-59 頁