

預貸率の決定要因と地域経済への影響

— ダイナミック・パネル推定によるアプローチ —

寺崎 友 芳

キーワード：預貸率，地域経済，ダイナミック・パネル，Arellano and Bond 法

1. はじめに

預貸率とは、銀行の貸出金残高を預金残高と譲渡性預金残高の和で除した値で、預金のうち貸出金として運用される比率を表す指標である。預貸率は全国的に低下傾向にあるが、預貸率低下がもたらす影響について整理すると地域銀行の経営に与える影響と地域経済に与える影響に大きく2つに分けることができる。まず、地域銀行の経営に与える影響として収益率の低下と金利リスクの増大の2点がある。地域銀行は、貸出で運用できなかった余資を国債、地方債、社債などの有価証券で運用するが、一般に有価証券は貸出よりも運用利回りが低いため、預貸率の低下によって地域銀行の収益率は低下すると考えられる⁽¹⁾。また、一般に有価証券は貸出債権よりも満期が長い場合、預貸率の低下、すなわち預証率⁽²⁾の上昇により地域銀行の金利リスクが増大する恐れがあると考えられる⁽³⁾。

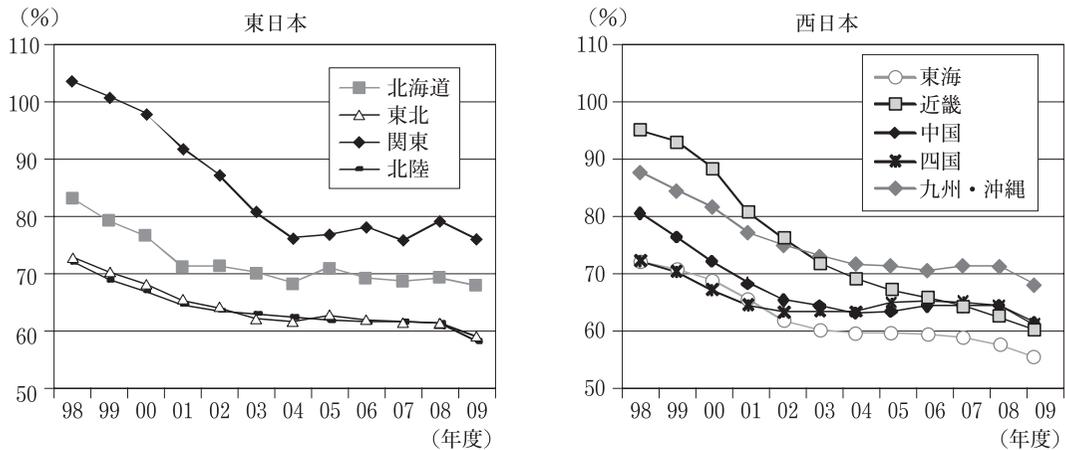
次に、地域経済に与える影響としては、貸出金の大半は域内向けに貸し出されるが⁽⁴⁾、有価証券は、県内企業が発行した有価証券を除いて大都市で運用されるため、預貸率の低下は資金の域外流出の拡大を招くと考えられる。また、何より、貸出は信用創造の源であり、預貸率が低下することで信用乗数が低下し、域内に循環する資金が減少し、地域経済にマイナスの影響を与えるとも考えられる。

本論文ではこうした問題意識のもと、都道府県別の預貸率と实体经济、地域の金融機関の競争環境の関係について、Arellano and Bond (1991) によるダイナミック・パネル推定により分析する。ダイナミック・パネル推定の特徴は、实体经济と金融経済の相互作用がもたらす動学的な効果を処理できる点にある。推定の内容は、第一に、地域のマクロ経済データを用いて都道府県別の預貸率の決定要因を通常のパネル推定とダイナミック・パネル推定により分析する。第二に、預貸率が地域の実体経済に与える影響についてダイナミック・パネル推定により分析する。そして、第三に、預貸率が地域内の金融機関の競争環境に与える影響についてダイナミック・パネル推定により分析する。

2. 地域別の預貸率推移

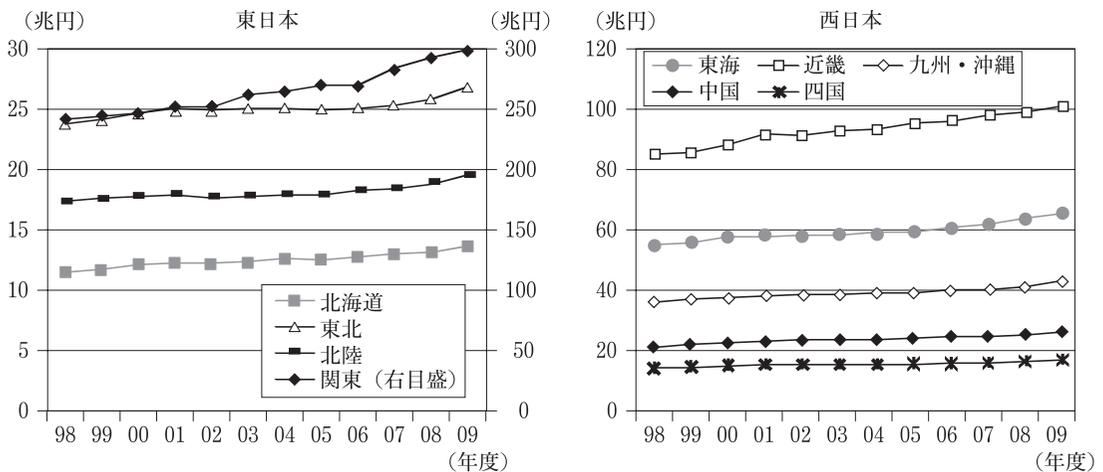
本節では地域別の預貸率の時系列推移について整理する。図表1は、データの連続性が確保できる1998年度以降の地域ブロック別の預貸率の推移であるが、2008年度こそリーマン・ショック後の社債・CP市場の混乱により銀行貸出が代替的に増加したため一部エリアで上昇したが、2009年度は全地域ブロックで再び低下しており、過去10年以上にわたり、預貸率は低下傾向にあることが確認できる。とくに近畿ブロックでは、1998年度には関東に次ぐ水準にあったが、大企業の東京への本社移転や財務部門の移転等により急速に

図表1 預貸率の推移



(備考) 1. 預貸率=貸出金残高/(預金残高+譲渡性預金残高)
 2. 日本銀行「都道府県別預金・現金・貸出金」より作成

図表2 預金+譲渡性預金の推移



(備考) 日本銀行「都道府県別預金・現金・貸出金」より作成

低下し、2009年度には東海、北陸、東北に次ぐ低水準となっている。なお、図表2・3で預金+譲渡性預金と貸出金の残高推移をみると、預金+譲渡性預金は一貫して増加しているのに対し、貸出金は減少ないしは横ばい傾向にあり、預貸率の低下は預金の増加、貸出金の低迷という側面から説明できる。

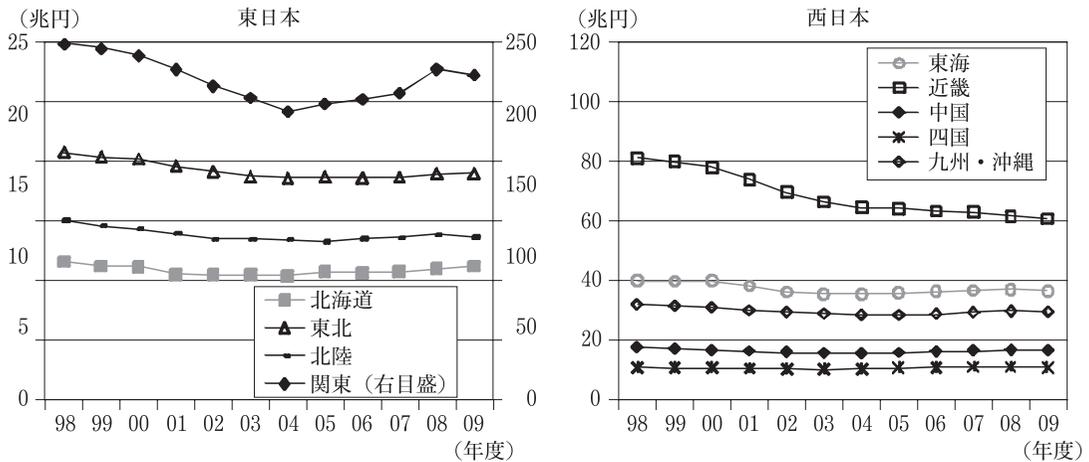
3. 先行研究

預貸率の要因分析については、高橋・杜(2001)

では、1997年時点の預金額上位50都市を対象に1960年から1997年までの預貸率の時系列変化と都市の階層構造を観察することで、広域中心都市において高い預貸率を保つ様相がみられる点を指摘している。また、益田(2009)では、2007年度の都道府県別貸出残高を多変量解析し、預貸率に対して県内総生産が有意に正で、倒産件数率が有意に負であることを示した。

また、預貸率に限定せず、貸出機能の強さと経済発展の関係については、金融論の分野では金融部門の大きい地域ほどその後の経済発展のスピー

図表3 貸出金の推移



(備考) 日本銀行「都道府県別預金・現金・貸出金」より作成

ドが速いという「金融深化」という命題があり、多国間データを用いた多くの先行研究がある。例えば、岡部・光安(2005)では、88カ国の1993年から2002年の期間を対象に、1人あたりGDPを銀行貸出残高のGDP比率と株式時価総額のGDP比率で回帰するというシンプルなモデルを用いて推定し、金融部門の深化は、銀行型金融または市場型金融のいずれか単独の深化であっても経済発展をもたらすことを示している。日本の都道府県を対象とした分析としては、山根・筒井(2009)では、1965年～2003年の都道府県データを用い、同期間の1人あたりGDP成長率を1965年時点の1人あたり実質貸出額などで回帰した結果、この仮説が支持されることを実証した⁽⁵⁾。しかし、始点を2000年にとったときは、この仮説が成立しないことも同時に示している。このことは、経済発展の初期の段階では金融深化のような仮説が成立するが、成熟段階に達し、金融システムも整備された現在のような状況では、むしろ、地域経済の状況が銀行の貸出行動に影響を与えるとも考えることができる。

こうした観点に立ち、寺崎(2008)では、1998年度～2005年度の都道府県別データを用いて、預貸率を被説明変数とし、1人あたり実質県内総生産と人口を説明変数とするパネル推定を行ったところ、前者が有意に正で、後者が有意に負とな

ることを示した。しかし、これらの先行研究で行われているクロスセクションの分析やパネル推定では、実体経済と金融経済の静学的な関係は説明されるものの、動学的な関係については考慮されていない。

動学的な効果を考慮した推定法の1つにダイナミック・パネル推定があるが、金融経済と実体経済の因果関係を考慮したダイナミック・パネル推定の研究としては、堀内・松下・花崎(2007)があり、戦前の日本を対象に、道府県別の実質工業生産を被説明変数とし、道府県別の銀行貸出、銀行数などを説明変数とする推定を行い、銀行貸出は実質工業生産に有意に影響を与えているという結果を得ており、第一次世界大戦後の工業化の過程が銀行の貸出機能に依存し続けていたと指摘している。本章では、堀内・松下・花崎(2007)の手法にならい、1998年度～2007年度の都道府県別の預貸率を被説明変数とするモデルを、通常のパネル推定に加えて、ダイナミック・パネル推定の手法によっても推定することで動学的な効果を処理する。

4. 預貸率モデルのパネル推定

本節では、まず、預貸率モデルを通常のパネル推定により分析する。推定に際しては、寺崎

(2008) の推定期間を2年延長し、47都道府県の1998年度～2007年度をサンプルデータとする⁽⁶⁾。預貸率を被説明変数とし、説明変数には、1人あたり実質県内総生産の他に、都道府県別のデフレーター、老年人口比率(65歳以上人口比率)、金融機関の競争環境を示す指標、年度ダミー変数を加えた。金融機関の競争環境を示す指標としては、都道府県別の大手銀行等貸出金シェア⁽⁷⁾、貸出金残高のハーフィンダール・ハーシュマン指数⁽⁸⁾、人口100万人あたりの銀行店舗数の対数値の3指標のうちいずれか1指標を変数として採用した⁽⁹⁾。なお、大手銀行等貸出金シェアを競争環境指標として採用したのは、幅広い金融サービス機能とブランド力を有するメガバンクなどの大手銀行は、地域銀行よりも競争力があると推察され、大手銀行等の貸出シェアの高い地域はより市場が競争的であると想定されるためである。従って推定するモデルは(1)式のようになり、競争環境指標ごとに3つのモデルを推定する。なお、(1)式は固定効果モデルであるが、変量効果モデルについても推定し、最終的にはHausmanテストによってモデルを選択する。

$$\frac{L_i^t}{D_i^t} = \alpha + \beta_1 \times PGRP_i^t + \beta_2 \times DEF_i^t + \beta_3 \times OLD_i^t + \beta_4 \times COMP_i^t + dummy1999 + \dots + dummy2007 + \nu_i + \varepsilon_i^t \quad (1)$$

<i>L</i>	貸出金						
<i>D</i>	預金+譲渡性預金						
<i>PGRP</i>	ln(1人あたり実質県内総生産)						
<i>DEF</i>	ln(デフレーター)						
<i>OLD</i>	老年人口比率						
<i>COMP</i>	<table border="0" style="border-left: 1px solid black; border-right: 1px solid black;"> <tr> <td style="border: none;">{</td> <td style="border: none;">大手行等貸出金シェア</td> </tr> <tr> <td style="border: none;">{</td> <td style="border: none;">ハーフィンダール・ハーシュマン指数(貸出金残高)</td> </tr> <tr> <td style="border: none;">{</td> <td style="border: none;">ln(人口100万人あたり銀行店舗数)</td> </tr> </table>	{	大手行等貸出金シェア	{	ハーフィンダール・ハーシュマン指数(貸出金残高)	{	ln(人口100万人あたり銀行店舗数)
{	大手行等貸出金シェア						
{	ハーフィンダール・ハーシュマン指数(貸出金残高)						
{	ln(人口100万人あたり銀行店舗数)						
<i>dummy</i>	年度ダミー						
ν_i	固定効果						
ε_i^t	誤差項						

サンプルデータの記述統計量を図表4に、説明変数間の相関係数を図表5に示した。老年人口比率と3つの競争環境指標の間に若干の相関がみられる点に留意を要するが、相関係数は-0.57と0.50の間に収まっており、完全に多重共線性の問題を排除するには至らないものの、決定的な問題はみられない。これらのデータを用いてパネル推定を行った結果、図表6に示したように、選択されたモデルはmodel1では固定効果モデル、model2とmodel3では変量効果モデルであった。いずれのモデルでも、1人あたり実質県内総生産とデフレーターは有意ではなく、老年人口比率は有意に負であった。また、競争環境指標については、市場が競争的であるほど預貸率が高い水準にある傾向が確認できる。逆に表現すれば、預貸率は、高齢化が進展し、地銀再編等によって競

図表4 パネルデータの記述統計量(預貸率モデル)

	平均	標準偏差	最大値	最小値
被説明変数				
預貸率	65.6%	11.3%	119.2%	43.6%
説明変数				
ln(1人あたり実質県内総生産)	15.13	0.17	15.87	14.77
ln(デフレーター(2000年度=100))	4.6	0.0	4.7	4.5
老年人口比率	20.2%	3.2%	27.6%	11.3%
大手行等貸出金シェア	13.7%	17.5%	81.6%	0.7%
ハーフィンダール・ハーシュマン指数(貸出金残高)	0.2927	0.1446	0.6740	0.0001
ln(人口100万人あたり銀行店舗数)	4.8	0.3	5.4	4.1

(備考) 1. サンプルは47都道府県の1998年度～2007年度

2. 預貸率は日本銀行「都道府県別預金・現金・貸出金」、1人あたり実質県内総生産、デフレーターは内閣府「県民経済計算」、老年人口比率は国土地理協会「住民基本台帳基本要覧」、その他は金融ジャーナル社「金融マップ」より作成

預貸率の決定要因と地域経済への影響

図表5 (1)式の説明変数間の相関係数

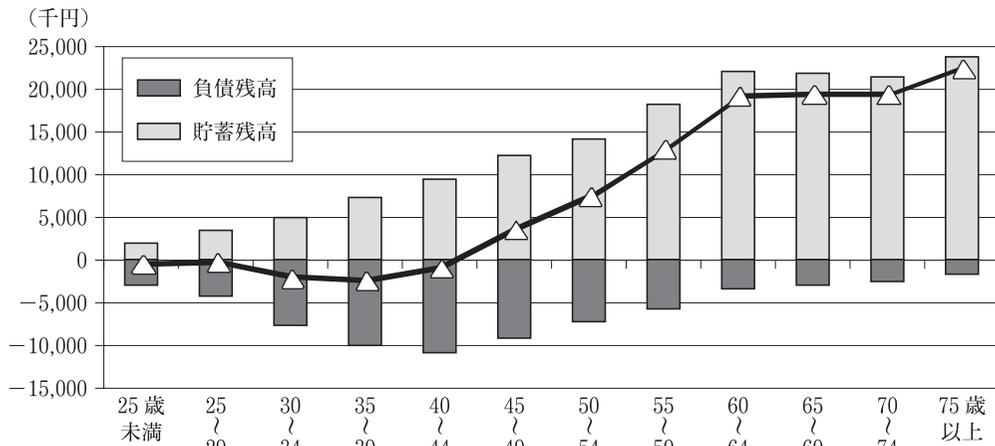
	ln (1人あたり実質県内総生産)	ln (デフレーター (2000年度=100))	老年人口比率	大手行等貸出金シェア	ハーフィンダール・ハーシュマン指数 (貸出金残高)	ln (人口100万人あたり銀行店舗数)
ln (1人あたり実質県内総生産)	1					
ln (デフレーター (2000年度=100))	-0.27	1				
老年人口比率	-0.10	-0.39	1			
大手行等貸出金シェア	0.44	0.04	-0.57	1		
ハーフィンダール・ハーシュマン指数 (貸出金残高)	-0.32	-0.07	0.50		1	
ln (人口100万人あたり銀行店舗数)	-0.09	0.13	0.46			1

図表6 パネル推定による預貸率モデルの推定結果

被説明変数	model 1 預貸率		model 2 預貸率		model 3 預貸率	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
ln (1人あたり実質県内総生産)	0.0720	0.91	0.1035	1.72	0.0948	1.61
ln (デフレーター)	-0.1388	-1.07	0.0080	0.06	-0.0012	-0.01
老年人口比率	-1.3279	-2.14**	-0.9899	-2.44**	-2.5717	-6.28***
大手行等貸出金シェア	1.2647	12.07***				
ハーフィンダール・ハーシュマン指数 (貸出金残高)			-0.2352	-3.53***		
ln (人口100万人あたり銀行店舗数)					0.2223	7.91***
R ²	0.726		0.633		0.677	
Hausman test	85.210***		17.310		7.350	
固定効果モデル vs 変量効果モデル	固定効果モデル		変量効果モデル		変量効果モデル	

(備考) 1. 図表の***, **, *はそれぞれ1%有意, 5%有意, 10%有意を示す
 2. 年度ダミーについての記載は省略している
 3. 推定期間: 1998年度~2007年度

図表7 1世帯あたりの貯蓄・負債残高 (世帯主の年齢階級別)



(備考) 総務省「2004年全国消費実態調査」より作成

争環境が緩和している地域ほど低くなる傾向がある。これらの結果から、市場の競争環境と貸し手の資金供給には相関があることが示唆される。また、老年人口比率が有意に負であったことは、図表7に示したように、高齢者は、ストックベースでみると、若年層よりも預金残高の水準が高く、負債残高の水準は低いため、老年人口比率が高くなるほど預貸率は低い傾向がみられると考えられる。

5. ダイナミック・パネルによる 預貸率モデルの推定

前節のパネル分析においては、実体経済と預貸率に代表される金融経済の静学的な関係性について推定しているが、本節では、動学的な効果を処理する手法としてダイナミック・パネル分析を採用する。ダイナミック・パネルモデルで(1)式を表現すると、右辺に被説明変数の1期のラグ項を設けた以下の(2)式のようになる。

$$\frac{L_i^t}{D_i^t} = \alpha + \beta_1 \times \frac{L_i^{t-1}}{D_i^{t-1}} + \beta_2 \times PGRP_i^t + \beta_3 \times DEF_i^t + \beta_4 \times OLD_i^t + \beta_5 \times COMP_i^t + dummy2001 + \dots + dummy2007 + \nu_i + \varepsilon_i^t \quad (2)$$

この(2)式で新たに加わった右辺第2項のラグ付きの変数は固定効果 ν_i を通じて誤差項 ε_{it} と相関をもつので通常の推定ではバイアスを持ってしまう。この問題を処理するために Arellano and Bond (1991) は、推定式全体に1階の差分をとった次の(3)式をGMM(一般化積率法)で推定することを提唱した。なお、(3)式では、固定効果 ν_i は、差分をとったことで消去されている。

$$\Delta \frac{L_i^t}{D_i^t} = \beta_1 \times \Delta \frac{L_i^{t-1}}{D_i^{t-1}} + \beta_2 \times \Delta PGRP_i^t + \beta_3 \times \Delta DEF_i^t + \beta_4 \times \Delta OLD_i^t + \beta_5 \times \Delta COMP_i^t + dummy2001 + \dots + dummy2007 + \dots + \Delta \varepsilon_i^t \quad (3)$$

Arellano and Bond (1991) では、推定値の一致性を担保するために、誤差項の2次の系列相関の有無の検定と、操作変数が適切に選択されてい

るかを示す Sargan (1958) の過剰識別制約検定を提案している。具体的には、「誤差項に2次の系列相関がない」「過剰識別制約が有効である」という帰無仮説の検定を行い、この帰無仮説が棄却されなければ、推計にバイアスがないと解釈できる。

(3)式の推定にあたっては、預貸率、1人あたり実質県内総生産、競争環境指標を内生変数とし、その他の変数を外生変数としている。そのため、Arellano and Bond (1991) に従い、2期以前の預貸率・1人あたり実質県内総生産・競争環境指標と、デフレーター・老年人口比率の1期の差分を操作変数として採用する。なお、被説明変数に預貸率の差分を採用していることと、説明変数に1期のラグ項があることから計測期間はサンプルデータより2年短い2000年度～2007年度となっている。(3)式の各変数間の相関係数は、図表8の通りで、説明変数間の相関係数は-0.28から0.14の間に収まっており、多重共線性の問題はない。

図表9に推定結果を示したように、まず、AR(2)検定とSargan検定の結果をみると、Arellano and Bond (1991) 法において決定的に重要なAR(2)検定はクリアされたが、Sargan検定については棄却された。Arellano and Bond (1991) では、誤差項が不均一分散のときには過剰に棄却されてしまうことが指摘されており、本推定で帰無仮説が棄却されてしまうのは、北村(2005)らが指摘しているように「パネルデータには不均一分散の問題が常につきまとう」ためである可能性がある⁽¹⁰⁾。各説明変数の推定値をみると、第4節の通常のパネル推定では有意ではなかった1人あたり実質県内総生産、デフレーターが有意に正となっており、経済発展やインフレーションは預貸率を押し上げ、マイナス成長やデフレーションは預貸率を押し下げる効果があることが確認された。一方、老年人口比率は、第4節の推定結果とは異なり、有意ではなくなった。高齢世代は、貯蓄を取り崩しているため、動学的にみると、高齢化の進展は、預貸率の分母にあたる預金の減少を通じて預貸率を上昇させる効果がある。しかし、現在進

預貸率の決定要因と地域経済への影響

図表 8 (3)式の説明変数間の相関係数

	$\Delta \ln$ (1人あたり実質県内総生産)	$\Delta \ln$ (デフレーター)	Δ 老年人口比率	Δ 大手行等貸出金シェア	Δ ハーフィンダール・ハーシュマン指数 (貸出金残高)	$\Delta \ln$ (人口100万人あたり銀行店舗数)
$\Delta \ln$ (1人あたり実質県内総生産)	1					
$\Delta \ln$ (デフレーター)	-0.28	1				
Δ 老年人口比率	-0.17	0.06	1			
Δ 大手行等貸出金シェア	0.04	0.05	-0.14	1		
Δ ハーフィンダール・ハーシュマン指数 (貸出金残高)	-0.02	0.00	0.11		1	
$\Delta \ln$ (人口100万人あたり銀行店舗数)	0.11	0.14	0.05			1

図表 9 ダイナミック・パネル推定による預貸率モデルの推定結果

被説明変数	model 4 Δ 預貸率		model 5 Δ 預貸率		model 6 Δ 預貸率	
	係数	z 値	係数	z 値	係数	z 値
Δ 預貸率 (-1)	0.8490	22.05***	0.8596	35.06***	0.8018	30.43***
$\Delta \ln$ (1人あたり実質県内総生産)	0.1663	2.46**	0.2281	2.89***	0.1324	1.72*
$\Delta \ln$ (デフレーター)	0.2938	2.82*	0.3546	3.05***	0.2294	2.01**
Δ 老年人口比率	-0.3902	-1.16	-0.5402	-1.53	-0.3619	-1.06
Δ 大手行等貸出金シェア	0.1021	0.79				
Δ ハーフィンダール・ハーシュマン指数 (貸出金残高)			0.1869	0.24		
\ln (人口100万人あたり銀行店舗数)					0.1751	5.88***
AR (2) 検定 (p 値)	-1.652 (0.0985)		-1.581 (0.1139)		-1.325 (0.1853)	
Sargan 検定 (p 値)	237.979 (0.0000)		213.698 (0.0000)		176.072 (0.0000)	

- (備考) 1. 図表の***, **, *はそれぞれ1%有意, 5%有意, 10%有意を示す
 2. 年度ダミーについての記載は省略している
 3. 内生変数を預貸率, 1人あたり実質県内総生産, 競争環境指標とし, その他を外生変数としている
 4. AR (2) 検定は「誤差項に2次の系列相関が存在しない」という帰無仮説に対する検定統計量
 5. Sargan 検定は「過剰識別制約が有効である」という帰無仮説に対する検定統計量
 6. 推定期間: 2000年度~2007年度

行している高齢化は, 最も貯蓄を積み増す50代後半~60代前半の人口増も伴うことから, 65歳以上の人口増加による預貸率押し上げ効果を打ち消し, 有意にはならなかったと考えられる。また, 競争指標についても通常のパネル検定とは異なり, 大手行等貸出金シェアとハーフィンダール・ハーシュマン指数は有意ではなかった。すなわち, 動学的には, 経済発展から預貸率への影響は確認できたが, 競争環境から預貸率への影響は, 銀行店

舗数を除いて確認されなかった。すなわち, メガバンクの撤退や事業規模縮小によって大手銀行等貸出シェアが減少したり, 地域銀行の再編等によって貸出市場の寡占度が上昇 (=ハーフィンダール・ハーシュマン指数が上昇) し, 競争環境が緩和したとしても, 預貸率に影響を与えるとは確認できなかった。一方, 銀行店舗数が有意に正となったのは, 銀行の支店が削減されると, 銀行借入へのアクセスシビリティが低下するため, 貸出の減少

を通じて預貸率を押し下げる効果があるためと考えられる。

6. ダイナミック・パネルによる 地域経済成長モデルの推定

次に、前節のダイナミック・パネルモデルの説明変数であった1人あたり実質県内総生産を被説明変数に、被説明変数であった預貸率を説明変数に入れ替えることで、預貸率が地域の経済成長に与える影響を分析する。説明変数には、この他、金融機関の競争環境指標と地域の経済成長に関連があるとみられる輸出産業比率、郵便貯金／預貯金計比率を加える。輸出産業比率については、2000年度と2005年度の産業連関表において輸出額が生産額の25%以上の産業を輸出産業と定義し、各年度の輸出産業の付加価値の全産業の付加価値に占める比率を輸出産業比率とした。また、郵便貯金／預貯金計比率を採用したのは、銀行部門において同じ預貸率であっても、郵貯比率の高い地域では、銀行預金が相対的に低水準になり、地域に環流する資金が少なくなるため、実質県内総生産に負の影響を与えると想定したためである。従って、以下の(4)式をArellano and Bond (1991)法で推定する。

$$\begin{aligned} \Delta PGRP_i^t = & \beta_1 \times \Delta PGRP_i^{t-1} + \beta_2 \times \Delta \frac{L_i^t}{D_i^t} \\ & + \beta_3 \times \Delta EXPORT_i^t + \beta_4 \times \Delta YUCHO_i^t \\ & + \beta_5 \times \Delta COMP_i^t + dummy2001 \\ & + \dots + dummy2007 + \Delta \epsilon_i^t \quad (4) \end{aligned}$$

<i>L</i>	貸出金						
<i>D</i>	預金+譲渡性預金						
<i>PGRP</i>	ln (1人あたり実質県内総生産)						
<i>EXPORT</i>	輸出産業比率						
<i>YUCHO</i>	郵便貯金／預貯金計						
<i>COMP</i>	<table border="0"> <tr> <td>{</td> <td>大手行等貸出金シェア</td> </tr> <tr> <td>{</td> <td>ハーフィンダール・ハーシュマン指数(貸出金残高)</td> </tr> <tr> <td>{</td> <td>ln (人口100万人あたり銀行店舗数)</td> </tr> </table>	{	大手行等貸出金シェア	{	ハーフィンダール・ハーシュマン指数(貸出金残高)	{	ln (人口100万人あたり銀行店舗数)
{	大手行等貸出金シェア						
{	ハーフィンダール・ハーシュマン指数(貸出金残高)						
{	ln (人口100万人あたり銀行店舗数)						
<i>dummy</i>	年度ダミー						
ϵ_i^t	誤差項						

(4)式の推定にあたっては、1人あたり実質県内総生産と預貸率を内生変数とし、その他の変数を外生変数としている。そのため、Arellano and Bond (1991)に従い、2期以前の1人あたり実質県内総生産・預貸率と、輸出産業比率・郵便貯金／預貯金計・競争環境指標の1階の差分を操作変数として採用する。図表10で説明変数間の相関係数をみると、-0.10から0.29の間に収まっており、多重共線性の問題はない。図表11の推定結果をみると、全てのモデルにおいて、「誤差項に2次の系列相関が存在しない」という帰無仮説を検定するAR(2)検定は棄却されないものの、Sargan検定は棄却されてしまう。Sarganテストについては、前節同様、パネルデータ特有の不均一分散が影響している可能性がある。

推定値をみると、預貸率は予想に反して有意に負となっている一方、輸出産業比率と郵便貯金／預貯金計は、予想通り、それぞれ有意に正、有意に負となった。また、金融機関の競争環境は、1人あたり実質県内総生産に対していずれも有意ではなく、実体経済に影響を与えるとは言えない。

図表10 (4)式の説明変数間の相関係数

	Δ 預貸率	Δ 輸出産業比率	Δ 郵便貯金／預貯金計	Δ 大手行等貸出金シェア	Δ ハーフィンダール・ハーシュマン指数(貸出金残高)	Δ ln (人口100万人あたり銀行店舗数)
Δ 預貸率	1					
Δ 輸出産業比率	0.27	1				
Δ 郵便貯金／預貯金計	-0.01	0.00	1			
Δ 大手行等貸出金シェア	0.21	0.04	0.04	1		
Δ ハーフィンダール・ハーシュマン指数(貸出金残高)	-0.10	-0.01	0.05		1	
Δ ln (人口100万人あたり銀行店舗数)	0.29	0.14	-0.08			1

図表 11 ダイナミック・パネル推定による地域経済成長モデルの推定結果

被説明変数	model 7 Δ ln (1人あたり 実質県内総生産)		model 8 Δ ln (1人あたり 実質県内総生産)		model 9 Δ ln (1人あたり 実質県内総生産)	
	係数	z 値	係数	z 値	係数	z 値
説明変数						
Δ ln (1人あたり実質県内総生産) (-1)	0.4252	5.57***	0.4302	5.82***	0.4266	5.78***
Δ 預貸率	-0.1598	-4.73***	-0.1657	-6.04***	-0.1669	-5.67***
Δ 輸出産業比率	0.5040	10.48***	0.5103	10.78***	0.5074	10.69***
Δ 郵便貯金/預貯金計	-0.5915	-4.60***	-0.6271	-4.81***	-0.5900	-4.59***
Δ 大手行等貸出金シェア	0.0191	0.23				
Δ ハーフインダール・ハーシュマン指数(貸出金残高)			-0.0828	-1.60		
Δ ln (銀行店舗数)					0.0236	0.97
AR (2) 検定 (p 値)	1.641 (0.1009)		1.588 (0.1123)		1.596 (0.1104)	
Sargan 検定 (p 値)	149.942 (0.0000)		147.282 (0.0000)		148.781 (0.0000)	

- (備考) 1. 図表の***, **, *はそれぞれ1%有意, 5%有意, 10%有意を示す
 2. 年度ダミーについての記載は省略している
 3. 内生変数を預貸率, 1人あたり実質県内総生産とし, その他を外生変数としている
 4. AR (2) 検定は「誤差項に2次の系列相関が存在しない」という帰無仮説に対する検定統計量
 5. Sargan 検定は「過剰識別制約が有効である」という帰無仮説に対する検定統計量
 6. 推定期間: 2000年度~2007年度

預貸率についての、やや意外な結果の解釈としては、預貸率の低下が預金の増加に起因する場合は、消費者が資産効果により消費を増やしたり、企業のキャッシュフローが改善して設備投資を増やすことで実体経済にプラスの影響を与えることが考えられるが、この点に関しては更なる精緻な分析が必要である⁽¹¹⁾。

7. ダイナミック・パネルによる競争環境モデルの推定

第5節では、競争環境から預貸率への影響を分析したが、本節では逆に預貸率から競争環境への影響について、次の(5)式を Arellano and Bond (1991) 法で推定する。

$$\begin{aligned} \Delta COMP_i^t = & \beta_1 \times \Delta COMP_i^{t-1} + \beta_2 \times \Delta \frac{L_i^t}{D_i^t} \\ & + \beta_3 \times \Delta PGRP_i^t + \beta_4 \times \Delta DEF_i^t \\ & + \beta_5 \times \Delta OLD_i^t + dummy2001 \\ & + \dots + dummy2007 + \Delta \varepsilon_i^t \quad (5) \end{aligned}$$

- L* 貸出金
D 預金+譲渡性預金
PGRP ln (1人あたり実質県内総生産)
DEF ln (デフレーター)
OLD 老年人口比率
COMP { 大手行等貸出金シェア
 ハーフインダール・ハーシュマン指数(貸出金残高)
 ln (人口100万人あたり銀行店舗数)
dummy 年度ダミー
ε_i^t 誤差項

(5)式の推定にあたっては、預貸率と競争環境指標を内生変数とし、その他の変数を外生変数としている。そのため、Arellano and Bond (1991) に従い、2期以前の預貸率・競争環境指標と、1人あたり実質県内総生産・デフレーター・老年人口比率の1階の差分を操作変数として採用する。被説明変数となる競争環境指標については、大手行等貸出金シェア、貸出金残高のハーフインダール・ハーシュマン指数、銀行店舗数の3変数について推定した。説明変数は、(3)式の説明変数に預貸率を加えたものとした。説明変数間の相関係

図表 12 (5)式の説明変数間の相関係数

	Δ 預貸率	Δ ln (1人あたり実質県内総生産)	Δ ln (デフレーター)	Δ 老年人口比率
Δ 預貸率	1			
Δ ln (1人あたり実質県内総生産)	0.10	1		
Δ ln (デフレーター)	0.18	-0.28	1	
Δ 老年人口比率	-0.16	-0.17	0.06	1

図表 13 ダイナミック・パネル推定による競争環境モデルの推定結果

被説明変数	model 10 Δ 大手行等 貸出金シェア		model 11 Δ ハーフインダール・ ハーシューマン指数 (貸出金残高)		model 12 Δ ln (人口 100 万人 あたり銀行店舗数)	
	係数	z 値	係数	z 値	係数	z 値
説明変数						
Δ 被説明変数 (-1)	0.4040	6.53***	0.3945	5.25***	0.4440	5.80***
Δ 預貸率	0.1620	7.81***	-0.0538	-1.86*	0.2089	2.71***
Δ ln (1人あたり実質県内総生産)	-0.0144	-0.40	0.0927	1.57	-0.1081	-0.88
Δ ln (デフレーター)	-0.0249	-0.39	0.0154	0.15	0.0565	0.27
Δ 老年人口比率	-0.3671	-1.54	0.4145	1.12	1.6993	2.27
AR (2) 検定 (p 値)	1.032 (0.3021)		0.171 (0.8640)		-0.969 (0.3326)	
Sargan 検定 (p 値)	74.055 (0.3474)		63.460 (0.6964)		115.252 (0.0005)	

(備考) 1. 図表の***, **, *はそれぞれ1%有意, 5%有意, 10%有意を示す
 2. 年度ダミーについての記載は省略している
 3. 内生変数を預貸率, 競争環境指標とし, その他を外生変数としている
 4. AR (2) 検定は「誤差項に2次の系列相関が存在しない」という帰無仮説に対する検定統計量
 5. Sargan 検定は「過剰識別制約が有効である」という帰無仮説に対する検定統計量
 6. 推定期間: 2000 年度~2007 年度

数は、図表 12 で示したように、-0.28 から 0.18 の間に収まっており、問題はない。

結果を図表 13 でみると、AR (2) 検定は全てのモデルで棄却できず問題はなかった。Sargan 検定も人口 100 万人あたり銀行店舗数を採用したモデルを除き棄却できず、概ね問題はなかった。推定値をみると、いずれの競争環境指標についても、預貸率の影響を受けることが確認できる。第 5 節の図表 9 では競争環境指標から預貸率への影響は人口 100 万人あたり銀行店舗数を採用した 1 つのモデルでしか確認できなかったが、預貸率か

ら競争環境指標への影響は全てのモデルで確認できた。この結果は次のように解釈できよう。すなわち、地域の預貸率の上昇は、地域の資金需要の増大を意味し、資金需要の取り込みを狙ってメガバンク等が参入するため大手行等貸出金シェアは上昇する。また、同時に県外地銀の進出を招くため貸出金残高のハーフインダール・ハーシューマン指数は低下する。さらに、県外地銀の進出が活発化すれば、銀行店舗数も増加する。ただし、実際には、地域の預貸率は低下傾向にあるので、地域の資金需要が細り、預貸率が低下すると、メガバ

ンクの店舗の撤退・統廃合が進展して大手銀行等貸出金シェアは低下し、地銀再編などが惹起され貸出金残高のハーフィンダール・ハーシュマン指数は上昇し、銀行の店舗数も減少するというのが現下の実情と解釈できよう。

8. 結 語

本論文では、都道府県別の預貸率の決定要因と預貸率が地域の実体経済と金融機関の競争環境に与える影響について分析した。サンプルは、1998年度から2007年度の47都道府県のパネルデータで、動学的な効果を処理するダイナミック・パネル法により推定した。推定に際しては、Arellano and Bond (1991) によるGMM推定を採用し、以下の結論を得た。

- ① 預貸率は1人あたり実質県内総生産とデフレーターの増加(減少)により上昇(低下)する。一方、金融機関の競争環境指標については、銀行店舗数は有意であったが、大手銀行等貸出金シェア、貸出金残高のハーフィンダール・ハーシュマン指数は有意ではなく、競争環境の緩和が必ずしも預貸率の低下を招くわけではないことが示唆された。
- ② 1人あたり実質県内総生産を被説明変数とする推定では、予想に反して預貸率は有意に負となっており、預貸率の低下が実体経済にマイナスの影響を与えるという結果にはならなかった。このやや意外な結果の解釈としては、預貸率の低下が預金の増加に起因する場合は資産効果を通じて実体経済にプラスの影響を与えることなどが考えられるが、この点に関しては更なる精緻な分析が必要である。
- ③ 一方、競争環境指標を被説明変数とする推定では、預貸率は全てのモデルで有意であり、預貸率の低下により、金融再編や大手行の撤退が進展し、地域における金融機関の競争環境が緩和することが示唆された。

今後の課題としては、本論文では、地域経済の状況が預貸率という貸出量の代理変数の決定要因になっているという結果を得たが、地域銀行の健

全性も貸出量に影響を与える可能性がある。金融機関の健全性と貸出の関係については、多くの先行研究があるものの、従来の研究ではアドホックに貸出供給関数を定義しており、資金需要と資金供給の均衡を意識した研究はない。また、地域の資金需要が少ないため貸出が減少し、結果として健全性が高くなっている地域銀行が少なからず存在することを考慮していない。このため、貸出市場の均衡をモデル化するとともに、健全性の高い銀行と低い銀行とに統計的に区分した上で均衡貸出量を推定することで地域銀行の健全性が貸出量に与える影響について研究を進めていきたい。

《注》

- (1) 全国銀行協会「全国銀行財務諸表分析」によれば、2008年度の地方銀行の貸出金利回りは2.12%であるのに対し、有価証券利回りは1.27%で0.85%の格差がある。各行有価証券報告書を集計した結果、貸出金の信用コスト率((一般貸倒引当金繰入額+不良債権処理額)/貸出金残高)の2004年度~2008年度の平均は0.44%なので、信用コスト率を勘案しても0.41%だけ貸出金の方が利回りは大きい。同様に、第二地方銀行の貸出金利回りは2.37%であるのに対し、有価証券利回りは1.21%で1.16%の格差がある。第二地方銀行の貸出金の信用コスト率(同)は0.70%なので、信用コスト率を勘案しても0.46%だけ貸出金の方が利回りは大きい。
- (2) $\text{預証率} = \text{有価証券残高} / (\text{預金残高} + \text{譲渡性預金残高})$
- (3) 各行ディスクロージャー誌を集計した結果、2008年度の地方銀行の貸出金のうち7年超の比率は33.1%であるのに対し、国債のうち7年超の比率は42.6%、第二地方銀行の貸出金のうち7年超の比率は43.2%であるのに対し、国債のうち7年超の比率は47.6%となっている。
- (4) 金融ジャーナル社「金融マップ2010年版」では2008年度の各地域銀行の本店のある都道府県内向け貸出額が記載されており、2008年度の地域銀行の本店所在都道府県向けの貸出比率の加重平均を集計したところ71.4%であった。
- (5) 山根・筒井(2009)では、このほか、銀行部門の経費率、非効率性、市場集中度(ハーフィンダール指数)などの銀行部門のパフォーマンスが経済成長に与えた影響を分析したが、どの変数も経済

成長に明確に影響を与えたという結果は得られなかった。

- (6) データの始点を1998年度としたのは、日本銀行「都道府県別預金・現金・貸出金統計」の譲渡性預金データの連続性による制約のためであり、データの終点を2007年度としたのは、内閣府「県民経済計算」の最新期が2007年度であるためである。
- (7) 大手銀行等とは、都市銀行、信託銀行、旧長期信用銀行を示す。
- (8) i 県のハーフィンダール・ハーシュマン指数は、 i 県における j 銀行の貸出金シェアを x_{ij} とするとき、 $\sum_j x_{ij}^2$ として表現される。具体的には、金融ジャーナル社の「金融マップ」各年版より、各県において本店を有する各地域銀行の貸出金残高／（同県における大手銀行等貸出残高＋地銀貸出残高＋第二地銀貸出残高）を各行の貸出金シェアとして、地銀・第二地銀を対象としたハーフィンダール・ハーシュマン指数を算出した。
- (9) 3指標とも金融ジャーナル社の月刊金融ジャーナル増刊号「金融マップ」各年版より作成した。
- (10) パネルデータに不均一分散が存在する場合、有効性は確保されないが、一致性は確保される。
- (11) 一方、預貸率の低下が貸出の減少に起因する場合は、効率性の低い産業への貸出を減少させることで地域内の資源配分を是正し、地域経済の効率性を改善させている可能性があることなどが考えられるが、この点についても更なる精緻な分析が必要である。

参考文献

- Arellano, M. and S. Bond (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies*, 58 (2)
- Sagan, J. D. (1958), "The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables," *Econometrica*, 26 (3)
- 岡部光明・光安孝将 (2005), 「金融部門の深化と経済発展 — 多国データを用いた実証分析 —」, 慶應義塾大学『総合政策学ワーキングペーパーシリーズ』No. 69
- 北村行伸 (2005), 岩波書店『パネルデータ分析』
- 高橋伸夫・杜国慶 (2001), 「日本における金融機能による都市成長の分析」, 筑波大学『人文地理学研究』第25号
- 寺崎友芳 (2008), 「地域銀行のマクロ環境と財務状況の定量分析」, 日本政策投資銀行『地域調査研究』Vol. 3
- 堀内昭義・松下佳菜子・花崎正晴 (2007), 「戦前の日本の工業化と金融システムの機能」, 日本政策投資銀行設備投資研究所『DBJ Discussion Paper Series』No. 0611
- 山根智沙子・筒井義郎 (2009), 「銀行部門と地域の経済発展 — 金融深化と収束仮説 —」日本金融学会『金融経済研究』第28号
- 益田安良 (2009), 「地方における預貸率低下の要因とその是正策 — 戦略的な資金環流の必要性 —」, 東洋大学『経済論集』35巻1号