

銀行貸出供給のパネル・データ分析

竹 澤 康 子

1. はじめに
 2. 銀行貸出供給の地域分析に関する先行研究と貸出供給関数の定式化
 3. データと計量方法
 4. 推計結果
 5. 終わりに
- 参考文献

1. はじめに

1990年代以降、わが国経済は「失われた10年、あるいは15年」といわれる停滞期を送ってきた。長期の不況からなかなか抜け出せない状況下にあつて、戦後のわが国経済・社会システムの問題点が繰り返し議論されてきたが、その中で最も機能低下や機能不全が指摘されたのが銀行部門である。

わが国の銀行貸出供給は、90年代半ばまで経済活動が大幅に低下・縮小しているにもかかわらず増加を続け、1996年3月期にピークを迎えた。その後も各金融機関は90年代には大きく貸出を縮小させることはなく、わずか1%台の減少率にとどまっていた（図1、図2参照）。しかし公的資金投入や金融再生プログラムの発表などにより、不良債権処理と自己資本比率の向上という目標がすべての金融機関に課せられることによって、2002年3月期以降、ようやく4%を超える減少率となった。最近では、景気回復に伴い減少率そのものは下げ止まりを見せているが、2005年3月期の貸出額は389兆4000億円と400兆円台を割り、ピーク時よりも91兆4000億円も減少している。

このような銀行部門の動向について、マクロ経済との関連については数多くの研究が蓄積されてきた^{*1}。また、大手の金融機関と地域金融機関の経営モデルや貸出行動が大きく異なっていることから、金融機関の地域性の重要性を主眼においた研究も蓄積されてきている^{*2}。しかし、地域金融機関の分析は業態別のものが多く、都道府県毎に分析した研究はそれほど多くはない。経済動向の分析をする際には、地域ごとの跛行が大きいと、マクロ分析や業態別の分析のみでは地域特性と

^{*1} 宮川・石原 [1997]、小川・北坂 [1998] などを参照。

^{*2} 村本 [2004]、家森 [2004] などを参照。

いう重要なシグナルを見逃す可能性がある。

そこで、本稿では1990年代以降の銀行貸出供給について、どのような要因によって決定されていたのかを、都道府県別に作成されたパネルデータによって明らかにすることを目的とする。パネルデータを用いることによって、得られた結果が各経済主体（都道府県）固有の事情や特性によるものか、それとも経年的変化によるものなのかを峻別することが可能である。

本稿の構成は、以下の通りである。まず第2章で銀行貸出供給の地域分析に関する先行研究の紹介と地域別貸出供給関数の定式化を行う。次に第3章で分析に用いるデータの出所を明らかにし、1990年代以降のデータを概観する。また、パネルの推計方法と検定方法について若干の解説を加える。第4章で推計結果の紹介とその解釈を行い、第5章で本稿の分析の簡単なまとめを行う。

2. 銀行貸出供給の地域分析に関する先行研究と貸出供給関数の定式化

2. 1 先行研究

1990年代以降の銀行貸出について地域別に分析した実証研究をみると、まず山崎・竹田〔1997〕は、地域毎に市場が分断されていることと信用割り当てがあることを仮定して全国を9ブロックに分けたパネル分析を行い、貸出金利が有意に正であること、また地価が有意に正であるとして土地担保がエージェンシー・コストを削減することを検証している。

次に堀・木滝〔2003〕では、金融機関の機能低下が経済のパフォーマンスに及ぼした影響を地域の視点から検証している。その結果、各都道府県別の金融機関の健全性と貸出動向と当該地域における経済パフォーマンスとの間に有意な関係は見出せないとしている。

安孫子・吉岡〔2003〕は、75～99年度の都道府県別パネルデータを用いて貸出変動要因を計測し、地域経済の成長と人口増加、地価の上昇が貸出拡大要因であることを確認している。

Kano-Tsutsui〔2003〕では、地方貸出市場は都道府県別に分断されているかについて1996年度のデータを用いて分析し、「借り手の質」を調整した後においても信用金庫の貸出市場は県毎に分断されているが、地方銀行については分断されていないと結論づけている。

また、中小企業貸出に限定したものであるが、都道府県別パネル分析を行ったものとして松浦・竹澤〔2001〕、小西・長谷部〔2002〕、竹澤・松浦・堀〔2005〕がある。これらは特に信用保証制度など中小企業金融に関する問題点を指摘した実証研究である。

本稿は、安孫子・吉岡〔2003〕の実証分析手法に近いものとなっているが、貸出残高と変動額の双方を推計していること、不良債権の存在が貸出に与える影響を明示的に考慮していることが特徴である。

2. 2 貸出供給関数の定式化

貸出供給に最も影響を及ぼすと考えられる要因は、第一に貸出の価格であり収益の源泉となる貸

出金利である。その符号は正が期待される^{*3}。貸出金利を説明変数におく際に課題となるのは、貸出供給ととの同時性（内生性）の問題である。すなわち非説明変数と説明変数が同時に決定されると、説明変数が誤差項と相関するために推計結果がバイアスを持つ。この点については、推計の後、強外生性検定を行うことにする。

次に銀行の貸出供給に影響を与えるものとして、貸出金利の他には担保価値の役割が大きいと考えられる。バブル期においては地価の上昇および上昇期待により担保価値が高騰し、資金供給を増大させた。90年代以降は、担保価値の下落がさらなる貸出減少を招いているように見える。担保価値としては各都道府県の商業地の平均地価を取り上げる。その符号は正が期待される。

不良債権の深刻化は貸出リスクの上昇による銀行の期待利益の減少をもたらすので、負の効果が期待される。本稿では不良債権の状況については信用保証協会の代位弁済比率で代理させる。信用保証協会は中小企業を対象として保証業務を行っており、都道府県別貸出全体を分析対象とする本稿で使用するには問題はある。しかし、都道府県単位の不良債権に関する公表データは存在しないこと、当該データ以外に適当な代理変数は見あたらないことの2つの理由により、本稿では代位弁済比率を使用する。

さらに、本稿では地域経済の動向をとらえるものとして、都道府県別の実物経済の動向を示すデータを採用する。候補としては県内総生産（GDP）、県民所得、IIP が考えられる。県内 GDP や県民所得など県民経済計算データの方がカバレッジの点からは望ましいが、データ公表までの期間が長く、これを採用すると直近の貸出残高・金利のデータを考慮できないという問題が生じる。そのため、本稿では IIP を採用することとした。符号条件は正が期待される。

以上により、1991年3月期から2005年3月期までの16年間の都道府県別データを用い、以下のパネル推計を行う。

$$\text{LAMOUNT}_{it} = a_0 + a_1 \text{LOANRATE}_{it} + a_2 \text{LSHOUGYOU}_{it} + a_3 \text{IIP}_{it} + a_4 \text{WRONG}_{it} + e_{it}$$

LAMOUNT—都道府県別貸出残高（対数値）

LOANRATE—都道府県別貸出金利（％）

LSHOUGYOU—都道府県別商業地地価単純平均（対数値）

IIP—都道府県別鉱工業生産指数

WRONG—都道府県別不良債権比率（代位弁済金額／保証債務残高）

e_{it} —誤差項

i は各都道府県、 t は期間である。

^{*3} 安孫子・吉岡 [2003] においては、この符号が負になっており、実証結果も符号は負である。

また、本稿では山崎・竹田 [1997]、松浦・竹澤 [2001] と同じく都道府県毎に貸出市場は分断されていると考える。

なお、推計期間については

①全期間を通した推計

②1994年3月期以降の推計

③1996年3月期以降の推計

の3種類の推計を試みる。②は1990年代以降の貸出動向を見る際、貸出残高の定義変更により1993年3月期と翌年の間に大きなジャンプがあり、その影響を考慮するものである。③は、貸出が減少に転じての後の動向に特化して分析しようとするものである。

3. データと計量方法

3. 1 推計に用いるデータ

被説明変数となる都道府県別貸出残高は、日銀ホームページで公表されている国内銀行銀行勘定の「都道府県別貸出金」の数値によった。すなわち、分析対象とするのは都銀および信託銀等の大手行・地銀・第二地銀の合計値である。信用金庫および信用組合等の中小地域金融機関については、都道府県別に公表データが得られないので、分析対象から捨象した。

都道府県別の貸出約定金利については、当該都道府県に本店が所在する地銀・第二地銀の貸出金利を各行の貸出シェアに応じて加重平均し、それを当該県の貸出金利とした（月刊金融ジャーナル社各年10月号掲載の全国銀行決算特集による）。ただし当該各都道府県において、同社金融マップデータにより都市銀行の貸出シェア合計が20%を超えるケースについては、都銀、地銀、第二地銀の各貸出金利をそれぞれの貸出残高シェアに応じて加重平均値を求めた。なお、都銀の平均貸出金利については各行の貸出金利をそれぞれの貸出量に応じて加重平均した。

この方法を用いることにしたのは、東京・大阪などの第二地銀が比較的高金利⁴⁴であり、都銀の金利との差が大きいことによる。実際の貸出量によって加重平均を行わないと、取引で実現している代表的な金利水準と都道府県別金利推計値との間に大きな乖離が生じてしまうからである。具体的に都銀のシェアを考慮したのは、都銀貸出シェアの大きい順に東京、大阪、埼玉、兵庫、神奈川、愛知、京都、奈良、千葉、北海道⁴⁵の10都道府県である。

担保価値の代理変数としての地価については、各都道府県の商業地公示価格（国土庁）の単純平均によった（土地価格研究会「最新データによる土地価格の推移と分析」ダイヤモンド社、各年版）。

⁴⁴ 都道府県別貸出金利の推移と東京・大阪の地域金融機関の高金利については、竹澤・松浦・堀 [2005] 参照。

⁴⁵ 北海道における都銀のシェアは北海道拓殖銀行の経営破綻以降6%台で推移し、直近の2005年3月期には9.2%となっているが、データの継続性を考慮して、全期間について都銀のシェアを考慮した貸出金利を作成した。

また、同資料から得られる住宅地地価については、ダイナミックパネル推計における操作変数として用いた。

不良債権比率の代理変数としては、(社)全国信用保証協会連合会が毎年公表している「信用保証制度の現状」に掲載されている信用保証協会別^{*6}の債務保証残高と代位弁済金額の比である代位弁済比率を用いた。

また、ダイナミックパネル推計に用いる操作変数として前述の住宅地地価の他に、内閣府の県民経済計算による県内総支出、県民所得、県内人口のデータを用いた。

以上、推計に用いる各変数基本統計量（全期間データのみ）は表1に示すとおりである。

表1 推計に用いる各変数基本統計量

変 数	平 均	標準偏差	最 大	最 小
都道府県別貸出残高(対数値)	15.1474	1.0212	19.1465	13.5171
貸出金利(%)	3.8234	1.8947	8.1176	1.6688
商業地地価(対数値)	12.6569	0.7934	15.8632	11.2734
IIP	97.8932	9.8865	136.4907	68.6454
不良債権比率	0.0166	0.0112	0.0897	0.0014

(注) 標本数=705

3. 2 データの概観

(都道府県別貸出残高)

1990年代以降におけるわが国の銀行貸出残高は、バブル崩壊にもかかわらず1996年3月期まで増加を続け^{*7}、その後減少に転じたものの、90年代における減少は小幅なものにとどまっていた^{*8}。その後2002年3月期に入ってはじめて4%を超える減少率となり2005年3月期まで一貫して低下し続けている。

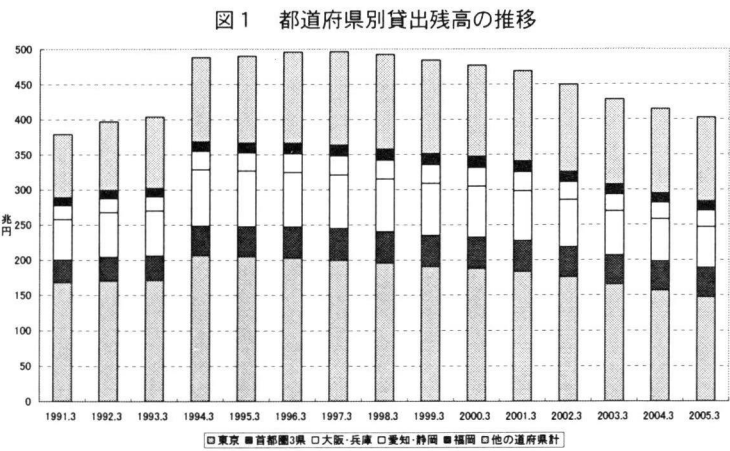
これを各都道府県の内訳で見ておくと、90年代前半においては残高全体の44.4%が東京、12.7%が大阪で占められ、残りの45道府県合計で42.9%を分け合っていた。図1で示すように東京に埼玉・神奈川・千葉の首都圏3県を加え、大阪・兵庫、愛知・静岡の3大都市圏に福岡を加えた9都府県で見ると、その合計値は全体の72.3%を占めていた。しかし都市圏のシェアは徐々に減少しており、最近の2年間は東京・大阪以外の道府県のシェアが50%を超えるようになってきた。特に東京はこの15年間に6.5%もシェアを低下させている。これは、竹澤・松浦・堀 [2005] で指摘したように、中小企業貸出減少が東京・大阪において顕著な問題であったことがその理由として考えら

^{*6} 信用保証協会は都道府県単位に47カ所、横浜、川崎、名古屋、岐阜、大阪の市単位に5カ所の計52カ所設置されている。複数の協会が存在する府県についてはそれぞれの合計額で不良債権比率を算出した。

^{*7} ただし1993年3月期から1994年3月期にかけての極端な変動は、94年3月期以降当座貸越を貸出残高に含めるという定義変更によるものである。

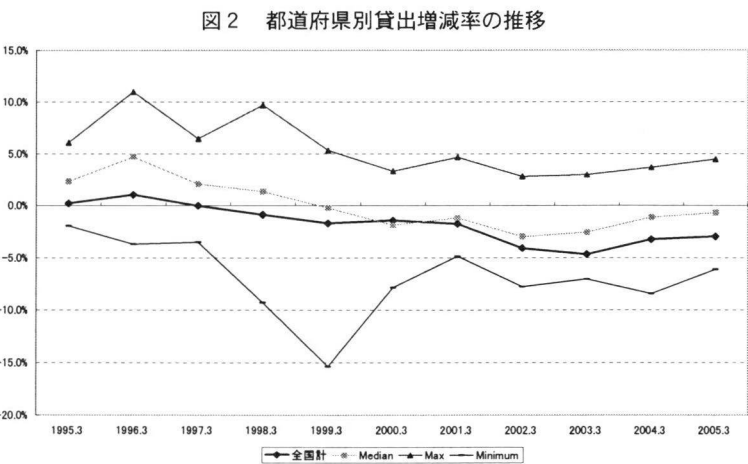
^{*8} 金融危機に見舞われていた時期に貸出が急減しなかったのは、「追い貸し」によるものとする実証分析が蓄積されている（杉原・笛田 [2002]、小林・才田・関根 [2002]などを参照）。

れる。また、（東京に本社を置く）大企業が資金調達方法を銀行借入から市場での調達にシフトさせていることも大きな要因であろう。



（資料：日本銀行「都道府県別貸出金」より作成）

貸出残高の推移を都道府県別に増減率で見ると、貸出減少は一律ではなく、かなり増減幅が大きいことが分かる。図2は定義変更以降の変動率について見ている。前述の通り1996年3月期をピークとして減少しているにもかかわらず、メディアンは1998年3月期までプラスであり、半数以上の県が貸出を増加させている。2005年3月期においても、47都道府県中20を数える県が前年度比プラスである。残高の大きさに偏りが大きいために、平均値とメディアンとの差が大きくなっている。

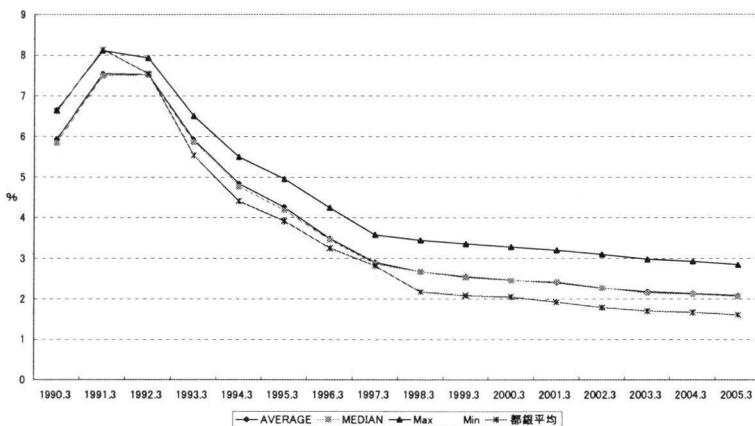


（資料：日本銀行「都道府県別貸出金」より作成）

(都道府県別貸出金利)

都道府県別に見た銀行貸出金利は、バブル末期の金融引き締めにより1991年3月期に平均7.55%（都銀平均は8.13%）という最高水準を記録した後に一貫して減少を続けており、直近の2005年3月末においては平均2.08%（メディアン2.06%、最大2.84%、最小1.67%）である。また1998年3月期以降における都市銀行の平均貸出金利は、地域別金利の最小値を下回っている（図3）。最近の3年間は、減少率がようやく5%以内となったが、長期間のゼロ金利政策と量的緩和政策の継続により、世界でも希に見る超低金利が続いてきた。

図3 都道府県別貸出金利の推移



（資料：金融ジャーナル社「月刊金融ジャーナル」各年10月号掲載記事より作成）

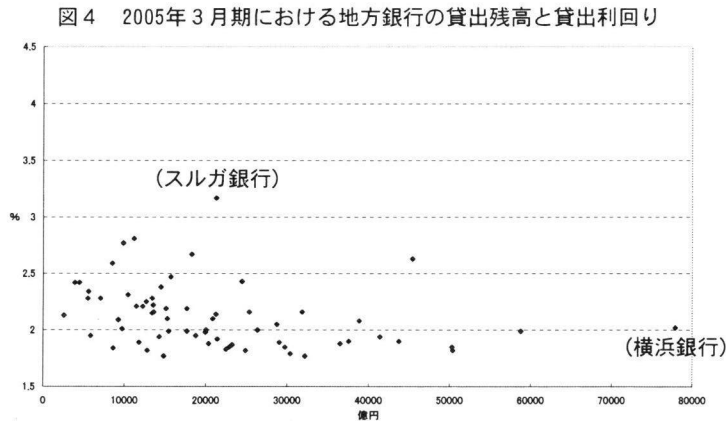
都道府県別貸出金利は、都銀のシェアを考慮してもなお都道府県間で1.2%程度の開きがある。貸出市場が都道府県毎に分断されていなければ金利水準は全国的に収斂すると考えられ、担保条件や借手手のリスクを考慮しても、これほど大きな金利差は生じないだろう。（しかし、Kano-Tsutsui [2003] においては県ごとの分断が観測されるのは信用金庫についてであり、地銀の貸出市場は県ごとには分断されていないとしている。）なお、本稿において推計された都道府県別金利には信用金庫のデータは含まれておらず、さらに都銀のシェアで加重平均されているため、よりフラットな金利構成となっている。

まず、各都道府県別に按分する前の地銀・第二地銀別金利を見ておく。貸出金利は業態別の差が大きく、借手のリスクの差を反映して平均的には大手行<地方銀行<第二地方銀行となっている。しかし、図4および図5でみるように、同じ業態でも金利差は大きく、史上最低の低金利を更新している2005年3月期においても地銀のスルガ銀行、第二地銀の東京スター銀行などでは、相対的にはかなりの高金利が設定されている。

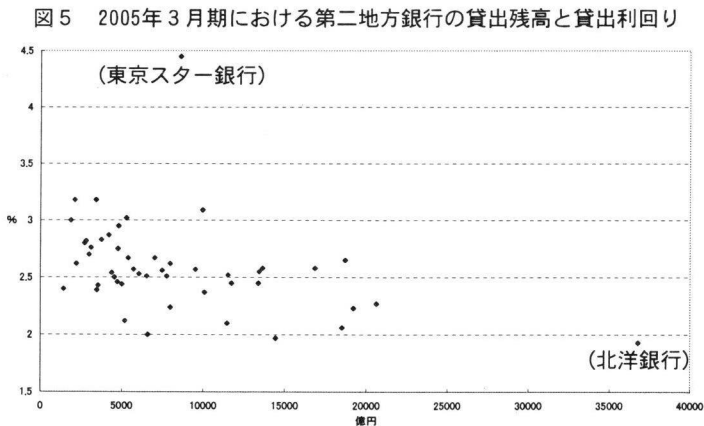
次に、都道府県別貸出金利のメディアンについて、地域別に分断されているかどうかの差の検定

を行った。貸出金利が低下局面となった1993年3月期から直近の2005年3月期までの期間の検定である。最もメディアンの低い東京都の貸出金利と当該都道府県別貸出金利との検定であるが、それぞれ13サンプルという小標本であるため、帰無仮説は棄却されにくい。それにもかかわらず当該県の貸出金利のメディアンと東京の貸出金利のメディアンとの間に差がないという帰無仮説は沖縄県において5%水準で棄却されており、他の20の県では10%水準で棄却されている。

概して大都市圏とその近隣県では本データを用いる限り差は確認できないが、九州、東北、四国地方などでは差があると認められ、貸出市場の分断がうかがえる。また、大都市圏にあっても静岡、福岡などでは差があると確認されており、関東圏の栃木も差が検出された。それぞれの地域の貸出市場の特性や経済動向が反映されることによって、市場が効率的ならば本来同一であるはずの貸出金利に差が生じていると言えよう。



(資料：金融ジャーナル社「月刊金融ジャーナル」2005年10月号掲載記事より作成)



(資料：金融ジャーナル社「月刊金融ジャーナル」2005年10月号掲載記事より作成)

表2 都道府県別貸出金利のメディアンに関する差の検定

	メディアン	統計量	P値	
沖縄	3.3565	2.462	0.0138	**
佐賀	2.8672	1.897	0.0578	*
長崎	2.8644	1.897	0.0578	*
徳島	2.8415	1.897	0.0578	*
鹿児島	2.8281	1.846	0.0649	*
大分	2.7994	1.795	0.0727	*
熊本	2.7754	1.846	0.0649	*
宮崎	2.7577	1.846	0.0649	*
鳥取	2.7300	1.846	0.0649	*
愛媛	2.7257	1.692	0.0906	*
福島	2.7224	1.846	0.0649	*
高知	2.6932	1.744	0.0812	*
秋田	2.6812	1.436	0.1510	
青森	2.6793	1.846	0.0649	*
島根	2.6775	1.744	0.0812	*
山形	2.6501	1.795	0.0727	*
広島	2.6341	1.744	0.0812	*
岩手	2.6224	1.744	0.0812	*
新潟	2.6055	1.487	0.1370	
香川	2.5947	1.436	0.1510	
茨城	2.5740	1.538	0.1239	
宮城	2.5620	1.077	0.2815	
静岡	2.5596	1.744	0.0812	*
山梨	2.5300	0.974	0.3299	
群馬	2.5297	1.282	0.1998	
福岡	2.5179	1.692	0.0906	*
滋賀	2.5116	1.282	0.1998	
和歌山	2.5061	1.640	0.1000	*
三重	2.4987	1.282	0.1998	
福井	2.4959	1.077	0.2815	
長野	2.4732	1.179	0.2382	
千葉	2.4722	1.231	0.2184	
栃木	2.4593	1.692	0.0906	*
石川	2.4340	1.077	0.2815	
山口	2.4240	1.179	0.2382	
岡山	2.4103	0.872	0.3833	
北海道	2.3966	1.282	0.1998	
岐阜	2.3777	1.077	0.2815	
富山	2.3486	1.231	0.2184	
奈良	2.3355	0.667	0.5050	
京都	2.2839	0.769	0.4418	
愛知	2.2197	0.513	0.6081	
神奈川	2.2099	0.513	0.6081	
大阪	2.1946	0.564	0.5727	
兵庫	2.1945	0.718	0.4728	
埼玉	2.1319	0.256	0.7976	
東京	2.1049	-	-	

(注) 東京と当該都道府県との検定

統計量は Wilcoxon / Mann - Whitney 検定による。

3. 3 計量方法

パネル分析では、クロスセクション方向で各経済主体ごとの個別効果があるか否かがまず問われる。個別効果がある場合には、その個別効果と誤差項が無相関であれば変量効果モデル (random effect model)、相関していれば固定効果モデル (fixed effect model) となる。同様のことが時系列方向でもテストされるために、下図のように9種類の推計を行うことになる。

表3 パネル推計における個別効果と時間効果

	個別効果なし	個別変量効果	個別固定効果
時間効果なし	I	II	III
時間変量効果	IV	V	VI
時間固定効果	VII	VIII	IX

I 式は、プールした OLS 推定となる。V 式は個別効果と時間効果の双方が説明変数と無相関となるので「2 方向変量効果モデル」、IX 式は双方が説明変数と相関するので、「2 方向固定効果モデル」と特に呼ばれている。

モデルの選択方法は、まず変量効果モデルを固定効果をそれぞれ推計し、個別効果・時間効果いずれかが有意であればプールした OLS 推計は候補からはずされる。さらに Wu-Hausman 検定を行って、変量効果モデルと固定効果モデルのいずれかを選択する（詳細は、松浦・マッケンジー [2005] 参照）。

4. 推計結果

4. 1 貸出残高のパネル推計

4. 1. 1 推計結果と Wu-hausman 検定

残高の推計については、推計期間を 3 種類に分けても非常に安定しており、係数の有意性、符号、検定結果は一致している。そこで、①の全期間推計について報告する。

まず最初に I 式から IX 式まで 9 種類の推計結果を報告する煩雑さを回避するため、個別主体効果がないという帰無仮説、時点効果がないという帰無仮説、およびその複合仮説の検定を行った。検定結果は表 4 に示されている。F 検定の結果すべて強く棄却されており、プールした OLS (I 式) および II、III、IV、VII 式は採択されないことになる。

次に、Wu-hausman 検定により、変量効果モデルと固定効果モデルの選択を行う。時系列方向と都道府県別（各経済主体）方向と、いずれについても行う必要がある。まず、時間効果に関して変量効果か固定効果かの検定を行う。すなわち、クロスセクション方向は固定にして、時間に関して変量効果モデルか固定効果モデルかの検定である。その結果 χ^2 統計量は 32.278 (p 値 0.00) であり、時間変量効果という帰無仮説は強く棄却され、時間固定効果が採択される。

上記 2 つの検定により、残ったのが VIII 式（個別変量効果・時間固定効果モデル）および IX 式（個別固定効果・時間固定効果モデル）である。それぞれの推計結果は表 5 に示すとおりである。最終的にどちらの推計式が統計的に望ましいか、今度は時間を固定にしてクロスセクション方向で個別変量効果か個別固定効果かを判断するための Wu-hausman 検定を行った。その結果、 χ^2 統計量は 102.471 (p 値 0.00) となり、個別変量効果という帰無仮説は強く棄却された。すなわち、最終的

に個別効果も時間効果も共に固定効果となる「2方向固定効果モデル（IX式）」が選択されたことになる。

推計結果をみると、商業地地価、経済動向、不良債権比率については、理論通りの符号条件とで統計的にも有意であるが、貸出金利については全く説明力を持たない。この結果は、推計期間を変更してもロバストであった。90年代以降、貸出残高の決定に当たって、価格である金利が本来の機能を発揮していなかったことがうかがわれる。

採択された最終結果により、各都道府県の個別固定効果が平均からどの程度乖離しているかを見たものが表6である。それによると、説明変数としての地価や他の経済動向でコントロールした後であっても、東京を含む関東圏や大阪・兵庫、福岡などが平均からの乖離が大きいことが分かる。

表4 個別効果と時点効果の検定結果

Effects Test	統計量	P値
Cross-section F	1566.262	0.000
Cross-section Chi-square	3336.387	0.000
Period F	12.291	0.000
Period Chi-square	167.874	0.000
Cross-Section/Period F	1417.778	0.000
Cross-Section/Period Chi-square	3452.539	0.000

表5 推計結果

式	Ⅷ式			Ⅸ式		
個別効果	random			fixed		
時間効果	fixed			fixed		
変数	係数	t値	p値	係数	t値	p値
定数項	12.834	69.755	0.000	13.015	70.370	0.000
貸出金利	-0.018	-1.049	0.295	-0.008	-0.466	0.641
商業地地価	0.180	12.073	0.000	0.163	10.878	0.000
IIP	0.001	3.909	0.000	0.001	3.783	0.000
不良債権比率	-0.814	-2.288	0.022	-0.930	-2.610	0.009
Adjusted R-squared	0.788			0.997		
S.E. of regression	0.057			0.053		
F-statistic	146.603			4024.725		

表6 都道府県別にみた固定効果

1	北海道	0.9443
2	青森	-0.4977
3	岩手	-0.7689
4	宮城	0.1791
5	秋田	-0.6386
6	山形	-0.6032
7	福島	-0.1545
8	新潟	0.1618
9	茨城	0.2908
10	栃木	0.1260
11	群馬	0.0232
12	埼玉	1.0263
13	千葉	0.9646
14	東京	3.5440
15	神奈川	1.4227
16	山梨	-1.0779
17	長野	-0.0488
18	静岡	0.5858
19	愛知	1.4714
20	岐阜	-0.0390
21	三重	-0.0767
22	富山	-0.3229
23	石川	-0.3348
24	福井	-0.8641
25	滋賀	-0.4262
26	京都	0.4415
27	大阪	2.4011
28	兵庫	0.9743
29	奈良	-0.3928
30	和歌山	-0.6967
31	鳥取	-1.1512
32	島根	-1.2623
33	岡山	-0.0299
34	広島	0.5459
35	山口	-0.3513
36	香川	-0.3555
37	徳島	-0.7730
38	高知	-0.9847
39	愛媛	-0.0290
40	福岡	1.2198
41	佐賀	-1.1156
42	長崎	-0.3340
43	熊本	-0.3574
44	大分	-0.6642
45	宮崎	-0.8910
46	鹿児島	-0.5335
47	沖縄	-0.5472

4. 1. 2 外生性の検定

ここまでの推計では、説明変数はすべて外生変数であるという仮定を暗黙のうちに置いてきた。すなわち、説明変数と誤差項は相関しないという強外生性の仮定である。しかし、貸出供給関数において、貸出金利および不良債権比率は純粋に外生かどうかという疑問は大きい。強外生性の仮定が満たされなければ、推計されたモデルは一致性を欠くことになる。そこで、松浦・マッケンジー〔2005〕にしたがって、貸出金利および不良債権比率それぞれの1期リードラグを入れてワルド検定を行った。結果は表7に示すとおりで、 χ^2 検定量は2.637、P値は0.268である。1期リードラグの係数がゼロであるという帰無仮説は棄却されない。すなわちそれぞれの変数は内生変数ではないということになる。

表7 強外生性のワルド検定

Test Statistic	検定量	P値
F-statistic	1.318267	0.2684
Chi-square	2.636535	0.2676

4. 2 ダイナミックモデルのパネル推計結果（GMM 推計）と J 検定

次に貸出残高の階差をとり、都道府県別の貸出の変化について推計を試みる。推計方法は Arellano and Bond 推定法と呼ばれる GMM (Generalized Method of Moments) 推計である。これは、各変数に 1 回の階差を取るため個別効果が消去され、それによりすべての説明変数が強外生性を満たす推計である。またダイナミック推計の場合、一般的に被説明変数（貸出変化額）のラグ項が説明変数に入るが、ラグ付き内生変数は当然外生性を満たさない。そのためダイナミック推計を行う場合には、GMM が最尤法推定を用いることになる。さらに、推計式の説明変数の数を上回る操作変数がないと、モデルは過剰識別条件を満たさない⁴⁹。

ストックの推計とは違い安定的な結果とはならないので、3 種類の推計結果すべてを報告する。推計モデルは 2 方向固定効果モデルである。比較を容易にするために、説明変数と操作変数をすべて同一にして、期間のみを変更している。まず全期間（推計 1）については、経済動向（IIP）と不良債権比率は統計的に有意である。しかし、ストック推計において説明力の高かった地価については符号条件は満たしているものの有意な結果が得られていない。貸出金利は符号条件・t 値ともに有意でない。原データを見ると、1993 年 3 月期から 1994 年 3 月期の 1 年で銀行貸出は定義変更により総額約 86 兆 4000 億円増加している。この変動は経済要因ではまったく説明できないし、時点ダミーで吸収しきれいていないと考えられる。

次に定義変更以降の推計結果（推計 2）をみると、地価と不良債権比率については符号条件、t 値ともに有意であるが、経済動向・貸出金利については符号条件は満たしているものの有意な結果が得られていない。経済動向に関して、IIP に代えて GDP、県民所得、一人あたり県民所得、人口など他に候補として考えられる実体変数の階差を説明変数として試みたが、結果は変わらなかった。金利、実体経済動向、地価すべてが減少している時期に、貸出が増加したという事実を説明できないのかもしれない。

貸出が減少に転じた時期 1996 年 3 月期からの GMM 推計結果（推計 3）をみると、はじめて貸出金利が統計的に有意な結果となっている。商業地地価、不良債権比率ともに理論通りの有意な結果が得られている。ただし、IIP は符号条件は満たしているものの t 値は低い。

GMM 推計においては、過剰識別制約条件を満たさなければならない。3 つの推計結果について

⁴⁹ 詳細については、Arellano [2003]、松浦・マッケンジー [2006]、北村 [2005] などを参照。

それぞれ J 検定^{*10}を行った。J 統計量はそれぞれ表の下欄に示されている。この統計量と自由度 n（操作変数のランク－説明変数の数）の χ^2 統計量とを比較する。全期間と94年3月期からの推計は J 統計量が大きく、帰無仮説はそれぞれ棄却される。しかし、96年からの推計においては、J 統計量は36.08で自由度30の χ^2 統計量は5%水準で43.77、10%水準で40.26だから、過剰識別制約条件を満たすという帰無仮説は10%水準でも棄却されない。すなわち、モデルの特定化として最も望ましいのは、1996年3月期以降の推計結果であることがわかる。

表8 ダイナミックパネルモデルの推計結果

変数	推計1			推計2			推計3		
	係数	t値	p値	係数	t値	p値	係数	t値	p値
貸出残高(-1)の1回階差	0.835	14.558	0.000	0.751	16.921	0.000	0.794	28.672	0.000
貸出金利の1回階差	-0.031	-1.396	0.163	0.003	0.316	0.752	0.027	3.145	0.002
商業地地価の1回階差	0.018	1.114	0.266	0.039	2.131	0.034	0.048	3.108	0.002
IIPの1回階差	0.001	2.167	0.031	0.000	0.269	0.788	0.000	1.346	0.179
不良債権比率の1回階差	-1.255	-3.363	0.001	-1.697	-3.373	0.001	-0.898	-4.484	0.000
1993年ダミー	-0.034	-0.991	0.322						
1994年ダミー	0.088	4.134	0.000						
1995年ダミー	-0.106	-9.950	0.000						
1996年ダミー	0.007	0.438	0.662	0.039	5.110	0.000			
1997年ダミー	-0.040	-3.894	0.000	-0.007	-1.146	0.253			
1998年ダミー	-0.003	-0.652	0.515	-0.001	-0.229	0.819	0.008	2.544	0.011
1999年ダミー	-0.016	-6.880	0.000	-0.010	-2.771	0.006	-0.007	-2.587	0.010
2000年ダミー	-0.027	-7.272	0.000	-0.004	-0.925	0.355	-0.004	-1.406	0.161
2001年ダミー	0.018	5.234	0.000	0.020	4.474	0.000	0.015	4.536	0.000
2002年ダミー	-0.010	-2.016	0.044	-0.009	-2.328	0.020	-0.003	-0.847	0.398
2003年ダミー	0.010	2.397	0.017	0.010	3.235	0.001	0.006	2.367	0.019
2004年ダミー	-0.006	-1.993	0.047	0.004	0.971	0.332	0.011	5.077	0.000
S.E. of regression	0.03171			0.02559			0.02727		
J-statistic	78.4932			54.4166			36.0792		
Instrument rank	49			47			42		
データ数	564			423			329		

(注) 操作変数: 階差変数(2期前ラグ以前の各貸出残高、商業地地価、IIP、不良債権比率、県内人口、県内総支出、県民所得、住宅地地価)および各説明変数のレベル

5. 終わりに

以上、1990年代以降の都道府県別銀行貸出について、ストック推計とフロー推計の両方を試みた。そこで明らかになったことは第一に2方向固定効果モデルが支持されたこと、すなわち地域別貸出の決定に当たっては経年的な変化のみでは説明できず、地域固有の特性を考慮しなければならないということである。第二に地域貸出決定においては商業地地価の動向、実体経済の動向がプラスの効果、不良債権比率がマイナスの効果を持つことである。第三に貸出金利は残高の決定については説明力を持っていなかったが、90年代半ば以降の階差推計においては貸出決定の価格としての効果を確認できた。さらに貸出金利の地域分断については、残高で加重平均したデータにおいても認められた。

2006年4月12日付新聞によれば、2005年度末（2006年3月期）における全国銀行貸出残高は約10

^{*10} GMM によって推定したモデルの特定化を確認するためのテストで Hansen の過剰識別制約テストと呼ばれる。モデルの特定化が正しければ、J 統計量は漸近的に自由度（操作変数の数－説明変数の数）の χ^2 分布にしたがう。

年ぶりに増加に転じた。今後は実体経済の回復とともに、地価が上昇に転じ、不良債権比率が減少していけば、それらはすべて貸出の増加に寄与していくと思われる。また、本年3月に量的緩和政策が解除され、ゼロ金利という金融商品に正当な価格がつかない異常な事態の改善にも次第に展望が開けてきている。

不良債権問題にひとまず区切りがつき、デフレの終焉と景気の本格上昇期を迎えた2006年3月を転換点として、このまま銀行貸出は順調に回復するであろうか。設備資金と日々の運転資金両方を銀行に頼る中小企業においては資金需要は旺盛になろうが、すでに証券市場での資金調達と内部資金の運用とに完全にシフトしている大企業と一部の中堅企業にとっては、もはや銀行貸出は選択肢の一つにすぎない。また、企業規模が同一でも業種による差も大きい。銀行貸出動向を分析するには、こうした企業規模別・業種別の動向と各地域の特性双方を考慮しなければならない。

しかし日本銀行は、2003年3月末を最後に都道府県別貸出先別貸出金統計を廃止した。それにより、業種別や企業規模別の都道府県別パネルデータの作成が不可能となった。本稿ではやむを得ず貸出金総額データを用いて推計を行ったが、やはり業種・企業規模をコントロールすることは重要である。どのようなデータで借り手の質を考慮すべきか、今後の課題としたい。

参考文献

- 安孫子勇一・吉岡孝昭 [2003], 「パネルデータを用いた地域経済と地域金融に関する実証分析」, 大阪大学 OOSIP Discussion Paper 03-03.
- 安孫子勇一 [2005], 「経済活動と貸出行動」, 堀江康熙編著『地域金融と企業の再生』, 中央経済社, pp.85-114.
- 小川一夫・北坂真一 [1998], 『資産市場と景気変動—現代日本経済の実証分析』, 日本経済新聞社.
- 北村行伸 [2005], 『パネルデータ分析』, 岩波書店.
- 小西大・長谷部賢 [2002], 「公的信用保証の政策効果」, 『一橋論叢』第128巻5号, pp.522-533.
- 小林慶一郎・才田友美・関根敏隆 [2002], 「いわゆる「追い貸し」について」, 日本銀行調査統計局 Working Paper 02-2.
- 杉原茂・笹田郁子 [2002], 「不良債権と追い貸し」, 『日本経済研究』, No.44, pp.63-87.
- 竹澤康子・松浦克己・堀雅博 [2005a], 「都道府県別・業種別にみた1990年代以降の中小企業向け貸出市場—どこに問題があったのか—」, 『経済論集(東洋大学)』第30巻2号, pp.17-36.
- 竹澤康子・松浦克己・堀雅博 [2005b], 「中小企業金融円滑化と倒産・代位弁済の相互関係—EC3SLSによる都道府県別パネル分析—」, 内閣府経済社会総合研究所『経済分析』, 176号, pp.1-18.
- 筒井義郎 [2005], 「銀行貸出市場の地域分断」, ——『金融業における競争と効率性—歴史的視点による分析』, 東洋経済新報社, pp.237-262.
- 堀雅博・木滝秀彰 [2003], 「金融機関の健全性と地域経済—都道府県別データによる検証—」, 内閣府 ESRI

ディスカッション・ペーパーシリーズ No.38.

堀江康熙 [2001], 『銀行貸出の経済分析』, 東京大学出版会.

松浦克己・竹澤康子 [2001], 「銀行の中小企業向け貸出と担保、信用保証、不良債権」, 郵政研究所 DP2001-1.

松浦克己・竹澤康子 [2002], 「不良債権問題－原因とこれからの解決策」, 『日本経済研究』, No.44, pp.88-105.

松浦克己・堀雅博 [2003], 「特別信用保証と中小企業経営の再構築」, 内閣府 ESRI ディスカッション・ペーパーシリーズ No.60.

松浦克己・コリン・マッケンジー [2005], 『EViews による計量経済学入門』, 東洋経済新報社.

松浦克己・コリン・マッケンジー [2006], 『ミクロ計量経済学入門 (仮題)』, 東洋経済新報社近刊.

宮川努・石原秀彦 [1997], 「金融政策・銀行行動の変化とマクロ経済」, 浅子・福田・吉野編著『現代マクロ経済分析』, 東京大学出版会, pp.157-191.

村本孜 [2004], 『リレーションシップ・バンキングと金融システム』, 東洋経済新報社.

山崎福寿・竹田陽介 [1997], 「土地の担保価値と銀行の貸出行動」, 浅子・大瀧編著『現代マクロ経済動学』, 東京大学出版会, pp.351-375.

家森信善 [2004], 『地域金融システムの危機と中小企業金融』, 千倉書房.

Arellano.M [2003], *Panel Data Econometrics*, Oxford University Press, pp.182-184.

Baltagi.B [2001], *Econometric Analysis of Panel Data [second]*, John Wiley & Sons, pp.111-118.

Hsiao.C [2003], *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, pp.119-126.

Kano,M and Y,Tsutsui [2003], "Geographical Segmentation in Japanese Bank Loan Markets," *Regional Science and Urban Economics*, Vol.33, No.2, pp.157-174.