『地域金融と経済成長の相関性について』

福島大学大学院　経済学研究科

石川　大輔

（目次）

１．はじめに
２．経済成長と先行研究
２－１．先行研究と実証分析
２－２．先行研究と地域金融
２－３．金融深化の定義について
３．実証分析
３－１．変数の決定について
３－２．使用データについて
３－３．推計方法について
３－３－１．変数の取り扱いについて
３－３－２．単位根の問題について
３－３－３．ラグ変数の導入について
３－３－４．ダミー変数について
３－３－５．その他注意点について
３－４．推計式とその結果について
３－４－１．推計式について
３－４－２．推計モデルの決定について
３－４－３．推計結果について
３－４－４．結論

１．はじめに

本稿では地域金融が経済成長に与える影響を明らかにすることを目的とし1990年代以降の日本経済を例にとってパネル回帰分析を行った。その中で、金融機関が有する機能の一つである銀行貸出に焦点を当て経済成長との相関性について中心的に分析を行った。なお、実証分析に際しては野間（2007）の分析を参考に、分析対象期間についてはそれに追随する形でその後の期間を対象期間として設定した。また、本研究は先行研究において実施されていない分析を取り扱う。一つ目は金融破綻が地域経済に負の影響を与えることを想定した銀行破綻ダミーを組み込んだ推定モルの構築である。二つ目は、設備投資を被説明変数とした推定モデルの構築である。これにより、地域金融と経済成長の相関性について多方面から考察を行う。

２．経済成長と先行研究

実物経済と地域金融との関係性はどのようなものなのだろうか。地域金融の発達により経済が成長するということはあるのだろうか。これまでその関係性について各種先行研究・論文によってその仔細が明らかにされている。ここでは地域金融と経済成長に関する実証分析に関していくつかの紹介を行っていくことにする。

２－１．先行研究と実証分析

地域単位での経済成長に関する実証分析について、斎藤（2003）では分析対象を山形県として県内の資本・労働・TFP と GDP 成長率の関係を検証している。そこでは GDP 増加に対して資本・労働力上昇の必要性を挙げ、特に TFP に関してはそれを内発的に向上させることが経済成長を導く要因となるという結果を得ている。

朝日（2007）では、47 都道府県を対象として人的資本と社会資本の効果をモデル化した回帰分析を行っている。その中で、人的資本ストックは公的・私的教育等の向上によって、一方社会資本ストックは生活基盤が民間資本ストックの効果を産業基盤が人的資本ストック効果を補完することによって経済成長に影響を与えるという結論を得ている。

大塚（2008）においては、47 都道府県を対象として地域経済成長と産業集積の関係についての検証を行っている。そこでは製造業については各地域において優位な分野に生産集中させることが地域間の生産性格差収束に寄与する一方、非製造業については首都圏への経済活動の一極集中が産業集積の影響を通じて地域間の生産性格差を拡大させそれが経済成長に与える影響について分析している。

山根・筒井（2009）では、47 都道府県を対象として銀行貸出と経済成長の関係性についてパネル回帰分析を行っている。そこでは、2000 年以前は金融深化の効果を確認できるが 2000 年以降は金融深化の存在を確認できないという結論を得ている。

野間（2007）においては 47 都道府県を対象として銀行貸出と地域経済成長の関係性についてのパネル回帰分析を行っている。対象としている期間内については銀行貸出が地域経済に有意に正の影響を与えるという結果を得ている。また、地域毎の利ザヤが地域経済成長に強い影響を与えるという結論も得ている。なお、各論文の詳細については表 1 に記した。

表1：比較分類表					
	斎藤（2003）	朝日（2007）	大塚（2008）	山根・筒井（2009）	野間（2007）
データ出所	『県民経済計算』	『日本の社会資本』	『県民経済計算』	『都道府県別経済統計』	『県民経済計算』
	『毎月勤労統計調査結果報告』		『労働力調査』	『消費者物価指数年報』	『工業統計表』
	『国富統計』		『毎月勤労統計調査』	『県民経済年報』	『銀行財務データ』
				『国勢調査』	
				『日本統計年鑑』	
				『建設工事施工統計』	
				『地方財務統計年報』	
期間	1975～2000	1975～2003	1980～2002	1965～2003	1976～1999
期種	4半期	年次	年次	年次	年次
対象	山形県	47都道府県	47都道府県	47都道府県	47都道府県
推定方法	時系列OLS	パネルOLS	パネル3段階OLS	クロスセクションOLS	パネルOLS
被説明変数	GDP成長率	GDP	産業集積	GDP	GDP成長率
説明変数	資本	資本	資本	貸出	貸出増加率
	労働	労働	労働	預金	人口成長率
	TFP	TFP	TFP		政府支出率
結果	持続的経済成長のためには、各自治体は利益誘導・工場誘致といった従来型の考え方を捨て、TFPを内発的に向上させる戦略へと資源を投下する必要性がある。	人的資本ストックには効果が確認され地域データを用いた教育等の上昇が成長に寄与するとの既往研究と概ね整合的であった。	製造業については地方への資本移転と工場誘致による産業基盤の強化により資本投入成長と規模の経済性が生産性格差に寄与することが確認された。	1955～2000年までは金融深化の存在を確認。2000年以降は確認できず。	地銀貸出は1980年代以降、県内成長率を引き上げる。
		社会資本ストックは生活基盤が民間資本ストックの効果を、産業基盤が人的資本ストック効果を補完する。	非製造業は規模の経済性の影響とインフラ整備に伴う交通アクセスの向上、さらに技術進歩が地域間の生産性格差を拡大させる方向に作用する。		

２－２．先行研究と地域金融

上記において、各種経済成長に関する先行研究を紹介したが、ここではもう少し先行研究と地域金融の関わりについて考えていくことにする。

斎藤（2003）については山形県経済に関して資本増加、TFP の向上が大きく経済成長に寄与するという結論を得ていた。これに関し、地域金融機関が有する貸出機能が発揮されれば設備投資等を経由し資本蓄積を高めることが考えられる一方で、仮に県内全体の金融システムの円滑化を TFP と捉えればその上昇が経済の成長の促進に影響を与えると考えられる。

朝日（2007）については、社会資本の蓄積（産業基盤、生活基盤）が経済成長を高めるという結論から金融機関貸出との関連性も考えることができる。

大塚（2008）に関しては、得られた結論より工場誘致には金融機関が保有している独自の顧客情報などを広く活用することにより各種取引等のコスト削減などが期待できるし、産業集積に関しても銀行貸出との関連が考えられる。

山根・筒井（2009）、野間（2007）に関しては地域金融ひいては銀行貸出を中心に地域経済に与える影響について回帰分析を行いその関係性について検証を行っている。以上から、地域金融機関が地域経済に果たす役割の重要性がうかがえる。

本研究においては山根・筒井（2009）、野間（2007）の 2 つの先行研究を主に参考としている。また、実証分析においては特に野間（2007）の手法を参考に実証分析を進めた。表 2 には本研究と野間(2007)のそれぞれの分析手法について記した。

表２：

	野間（2007）	本研究
題目	地方銀行パフォーマンスと地域経済分析	地域金融と経済成長の相関について
方法	パネル回帰分析	パネル回帰分析
期間	1976～1999	1998～2007
期種	年度	年度
横断面	47	47
時系列面	24	10
サンプル数	1128	470
主な使用データ	県民経済計算、銀行財務データ、工業統計表	県民経済計算、日本銀行統計、全国銀行協会、金融庁

２－３．金融深化の定義について

野間（2007）においては Goldsmith（1969）、Levine(1997)の考えに加え、岡部・光安（2005）の定義を拡張し金融深化と捉えている。しかし、本研究においては地域金融機関の貸出動向と GDP との関連に加え、またその先の地域成長との関わりについての分析を主としている。そのため野間（2007）で使われている定義を包括する形での金融深化について端的に述べている概念をここで採用したい。これについては山根・筒井（2009）の定義に留意して分析・検証を行っていくことにする。つまり、「金融部門の大きい地域ほどその後の経済発展が大きい。」と本稿では定義する。

また、地域金融の定義についてもここで述べておきたい。本研究では、地域金融機関と地域経済の関係についての分析を主としている。前項でも述べたが、本稿の分析手法は野間（2007）に留意しているため定義についてもそれと同じものを用いることにする。つまり、「地域（国内のある限られた圏内）の住民、地元企業及び地方公共団体等に関する金融サービス」。と定義する。

３．実証分析

前章においては地域金融と経済成長についての関わりについて述べた。その中で、金融部門が地域経済の成長を考える上で重要であるということが分かった。本研究ではとりわけ地域金融機関が有する機能の一つである銀行貸出に焦点を当てる。そこで、ここでは実際に地域金融と地域経済の関係についてのパネル回帰分析を実施する。なお、前章でも説明したが本稿における実証分析においては野間（2007）を参考にしその後の地域経済の動向について検証を行っていくことにする。

３－１．変数の決定について

まず、地域の経済成長を表す指標として各都道府県別の県内 GDP、次いで銀行部門の動向を表すであろう変数として貸出、預金を用い、その他経済成長に影響を持つであろう変数として政府支出、設備投資、県内就業者数、貸出・預金金利を使用する。またこれ以外に、金融破綻が地域成長に対して負の影響を与えることを想定したダミーを作りそれも回帰式に組み込む。各種変数の記号化、データ出所等詳細については表 3 にまとめたのでそちらを参考にして頂きたい。なお、赤文字で示した記号は元データの値を、緑文字は筆者が独自に算出した数値を、青帯は実際に分析に使用する変数について記述した。

表３：記号の定義とデータ出所

記号	定義	データ出所
GDP	名目県内総生産	県民経済計算
RGDP	実質県内総生産･･･(GDP/P)	
ERGDP	就業者一人当たり実質県内総生産･･･(GDP/P*E)	
L	名目銀行貸出	日本銀行統計
RL	実質銀行貸出･･･(L/P)	
ERL	就業者一人当たり実質銀行貸出･･･(L/P*E)	
D	名目銀行預金	日本銀行統計
RD	実質銀行預金･･･(D/P)	
ERD	就業者一人当たり実質銀行預金･･･(D/P*E)	
E	県内就業者数	県民経済計算
i_L	名目貸出金利	日本銀行統計
i_D	名目預金金利	日本銀行統計
P	GDPデフレータ	県民経済計算
r_L	実質貸出金利･･･($i_L-\Delta P/P$)	
r_D	実質預金金利･･･($i_D-\Delta P/P$)	
GI	政府支出（公的資本形成）	県民経済計算
RGI	実質政府支出･･･(GI/P)	
ERGI	就業者一人当たり実質政府支出･･･(GI/P*E)	
PI	企業設備投資	県民経済計算
RPI	実質企業設備投資･･･(PI/P)	
ERPI	就業者一人当たり実質企業設備投資･･･(PI/P*E)	
D1	破綻ダミー･･･(D1=1 2003年/栃木, D1=0 それ以外)	全国銀行協会
D2	破綻ダミー･･･(D2=1 2002年/静岡、D2＝0それ以外)	全国銀行協会
D3	破綻ダミー･･･(D3=1 2001年/石川,D3=0それ以外)	全国銀行協会

注1）破綻ダミーに関しての各種金融機関の詳細は下記の通りである。
栃木･･･足利銀行（第一地方銀行）
静岡･･･中部銀行（第二地方銀行）
石川･･･石川銀行（第二地方銀行）
注2）実質金利（貸出・預金）算出の方法は下記の通りである。
i：名目金利　P：GDPデフレータ　t：時点（年度）
$r_t = i_t - (\Delta P/P)_t$
注3）各種金利のデータ詳細については以下の通りである。
預金金利･･･定期預金の預入期間別金利（新規受入分）
貸出金利･･･貸出約定平均金利（ストック）
注4）GDPデフレータについては連鎖方式を使用したものを用いる。
注5）赤字は各種変数の元データ、緑文字は筆者が独自に作成した変数、青帯は一人当たり実質値を想定したものを表記している。

３－２．使用データについて

GDP、政府支出、設備投資、県内就業者数、GDP デフレータの５つの変数に関しては『県民経済計算』のデータを、貸出、預金、各種金利に関しては『日本銀行統計』のデータベースを、破綻ダミーに関しては『全国銀行協会』のデータを引用した。なお、データの種類に関しては各上記データ出所から引用したデータをパネルデータ化したものを用いて分析を行う。[1]

[1]パネルデータを使用するメリットについては以下の通りである。
・経済主体間の異質性をコントロールできる。
・標本数の増加により自由度が大きくなる。

次に、それら各種変数の元データの内訳である。GDP に関しては『県民経済計算』内の「都道府県別県内総生産」の項目を用いる。期種は年度、単位は百万円である。同様に、政府支出は総資本形成項目内の「公的」部門から、設備投資に関しては総資本形成項目内の「企業設備」から引用した。これらも期種が年度、単位が百万円である。また、県内就業者数に関しては「都道県別県内就業者数」から引用し、期種は年度、単位は人である。GDP デフレータに関しては、『県民経済計算』内の「デフレータ（連鎖方式）」項目から引用し、期種は年度、単位はパーセントである。

預金・貸出に関しては、『日本銀行統計』内の時系列データベース項目「都道府県別預金・貸出統計」を参照した。これについては、期種が年度、単位が億円である。金利については、『日本銀行統計』内の貸出金利を「貸出約定平均金利（ストック）」として用い、預金金利には「定期預金の預入期間別金利（新規受入分）」の項目の数値を引用した。これに関しては期種が年度で単位はパーセントである。

３－３．推計方法について

本稿の回帰分析においては GDP、設備投資のそれぞれを被説明変数として用いた推計式を想定する。サンプル期間は 1998～2007 年の 10 年間[2]とし推計方法としてはパネルデータを用いた最小二乗法を採用する。また、推計には Eviews6(student.version)を利用した。

３－３－１．変数の取り扱いについて

ここでは各種変数の扱いについて述べていきたい。まず、最初に考えなければいけないことは名目値から実質値への変換のことである。これに関して、各種変数 GDP、貸出、預金、政府支出、設備投資についてはそれぞれ GDP デフレータで割った値を算出して実質化し、さらに就業者数で割って就業者一人当たりの数値として算出したものを使用する。これは人口等を用いるよりも実物経済のサイズを表すであろう就業者を変数として組み込んだ方がより現実に即した分析結果が得られるのではないかという考えに基づくものである。

３－３－２．単位根の問題について

上記においては、各種変数を実質値化しそれを就業者数で割って就業者一人当たり実質値を導いた。ここで、新たな問題として単位根[3]の問題を考える必要がある。そこでこの節では、単位根による見せかけの相関を取り除くために変数間の階差をとりその問題の解消を試みた。更に、その数値を変化率で算出し分析上の数値変換を行った。

表４は各変数に関して行ったパネル単位根検定の結果を示したものである。赤文字は各種変数の就業者一人当たり実質値を、青帯は実際の分析で使用する形に階差をとり変化率にした数値について記述している。これを見ると、各変数の就業者一人当たり実質値は単位根の存在が確認できるが、それらの階差をとり変化分で示せば単位根の問題が回避できるということが確認できる（金利に関しては変化分とした数値のみを使用）。なお、パネル単位根検定に際しては Levin,Lin

---

[2]サンプル期間の決定の理由については野間（2007）の分析期間後を見ること。及び、入手しうるデータの最新のものが 2007 年までであるということである。

[3] 単位根が存在すると見せかけの回帰のような本来存在しないような結果が生じることがある。

＆Chu test（以降、LLC と表記）と Im,Peasaran and W-stat（以降 IPS と表記）の二種類の検定を採用した。[4]

表4：パネル単位根検定の結果

変数	LLC							IPS						
品目	トレンドなし		ラグ	P値	トレンドあり		ラグ	P値	トレンドなし		ラグ	P値	トレンドあり		ラグ	P値
ERGDP	−0.295		1	0.384	−9.474	***	1	0.000	6.501		1	1.000	−0.358		1	0.360
ln(ERGDP)	−2.016	**	1	0.022	−14.406	***	1	0.000	5.513		1	1.000	−1.209		1	0.113
Δln(ERGDP)	−24.085	***	1	0.000	−21.092	***	1	0.000	−11.005	***	1	0.000	−3.393	***	1	0.000
ERL	3.732		1	1.000	−2.728	***	1	0.003	6.442		1	1.000	1.439		1	0.925
ln(ERL)	2.461		1	0.993	−3.815	***	1	0.000	5.922		1	1.000	1.319		1	0.906
Δln(ERL)	−9.547	***	1	0.000	−20.393	***	1	0.000	−4.579	***	1	0.000	−2.557	***	1	0.005
ERD	−8.706	***	1	0.000	−10.890	***	1	0.000	1.172		1	0.880	0.517		1	0.698
ln(ERD)	−13.616	***	1	0.000	−12.108	***	1	0.000	−2.476	***	1	0.007	0.253		1	0.600
Δln(ERD)	−20.048	***	1	0.000	−23.583	***	1	0.000	−5.329	***	1	0.000	−3.039	***	1	0.001
ERGI	−1.072		1	0.142	−14.893	***	1	0.000	5.761		1	1.000	−0.904		1	0.183
ln(ERGI)	2.099		1	0.982	−9.913	***	1	0.000	7.732		1	1.000	−0.290		1	0.386
Δln(ERGI)	−17.832	***	1	0.000	−22.466	***	1	0.000	−8.798	***	1	0.000	−3.449	***	1	0.000
ERPI	8.326		1	1.000	−4.582	***	1	0.000	9.335		1	1.000	2.084		1	0.981
ln(ERPI)	6.621		1	1.000	−5.871	***	1	0.000	8.333		1	1.000	1.489		1	0.932
Δ(ERPI)	−18.126	***	1	0.000	−25.849	***	1	0.000	−7.606	***	1	0.000	−3.594	***	1	0.000
E	−6.989	***	1	0.000	−641.482	***	1	0.000	−0.725		1	0.234	−55.557	***	1	0.000
ln(E)	−6.318	***	1	0.000	−22.685	***	1	0.000	−0.350		1	0.363	−0.646		1	0.259
Δln(E)	−34.203	***	1	0.000	−79.672	***	1	0.000	−6.947	***	1	0.000	−8.901	***	1	0.000
r_L	−5.828	***	1	0.000	−16.616	***	1	0.000	0.257		1	0.601	−2.063	**	1	0.020
Δr_L	−21.874	***	1	0.000	−21.755	***	1	0.000	−10.720	***	1	0.000	−2.401	***	0	0.008
r_D	−12.583	***	1	0.000	−19.303	***	1	0.000	−5.504	***	1	0.000	−2.575	***	1	0.005
Δr_D	−23.888	***	1	0.000	−21.515	***	1	0.000	−10.884	***	1	0.000	−2.303	**	0	0.011

注1）Unit root testの内訳は以下の通り。
LLC･･･ Levin, Lin & Chu t*
IPS･･･ Im, Pesaran and Shin W-stat
注2）＊＊＊、＊＊、＊はそれぞれ1、5、10%で有意。

３－３－３．ラグ変数の導入について

上記では単位根を回避するために各種変数の階差をとり変化分で示すことによってそれを回避できるという結論を得た。ここでは、実際の分析に際して推計モデルの説明変数にラグ変数を導入して分析することを想定する。その理由は、例えば銀行貸出を例にとると、貸出が GDP に影響を与えるということを考えた場合、当期の GDP に影響を与えることも考えられるがやはり若干のラグを通じてその影響が出てくると考える方が自然だからである。つまり、内生性の問題を除去することを目的としている。従って、それらを考慮した分析方法としてラグ変数を採用した検証を行うことにする。

３－３－４．ダミー変数について

ここでは推計モデルに組み込むダミー変数の取り扱いについて説明する。本分析においては、地域金融ひいては銀行貸出が地域経済に影響を与えるという観点から金融機関破綻についてのダミー変数を取り入れた分析を行う。ダミーに関しては対象期間内に破綻した金融機関３行について全国銀行協会の独自データを用いながら推計を行う。なお、表５には分析対象期間内に破綻した金融機関の詳細が載せてあるので参考にして頂きたい。またここでは、金融機関破綻の事後的・事前的影響を推計式に反映させるためダミー変数にアーモンラグ[5]を想定して分析を行っていくことにする。

---

[4]LLC に関してはクロスセクション面に関して同一の仮定を想定した検定を、IPS に関しては同一ではないという仮定を置いて検定を行う所に大きな違いがある。そのため、検定精度としては前者の方が強く後者のほうが弱い。なお、詳細については羽森茂之（2009） p 203～207 参照。

[5] アーモンラグの多項式は 2 次関数である。また、ラグについては、破綻ダミーの効果を当期だけでなく向こう 2 年間までと想定しその合算を数値として計算する。

表5:破綻金融機関の内訳									単位(億円)
名称	総資産	預金	貸出金	資本金	自己資本比率		店舗数	従業員数	破綻年
足利銀行	49,620	47,356	38,019	1,474					2003年11月
中部銀行	5,308	5,090	4,164	98	(単体)3.05%	(連結)2.63%	44	636	2002年3月
石川銀行	5,513	5,107	4,161	230	(単体)▲6.27%	(連結)▲6.37%	65	709	2001年12月
注1)金融庁HP、全国地方銀行協会HP、全国第二地方銀行協会HPより作成。									
注2)中部銀行・石川銀行はデータは2001年9月期のものを使用。									
注3)足利銀行に関しては2003年9月期のものを使用。									
注4)黄色帯に関しては当時のデータが入手できなかったため空白としている。									

３－３－５．その他注意点について

まず、GDP デフレータの扱いについてである。実際に、GDP デフレータの算出方法については固定基準方式と連鎖方式という 2 つがある。前者は基準年を固定して指数を算出するものであり、後者は指数計算に当たって毎年基準年を 1 年ずつ更新していくというものである。後者の場合、基準年取引量で実際の指数を過大に評価し見せかけのウエイトで計算されるというリスクを回避できるという特徴がある。よって、本研究では後者を使用することにした。

第二に、金利の算出法についてである。実質金利を導く方法としてはフィッシャー方程式を採用する[6]。しかし、当時の期待インフレ率を現実に算出することは難しい。そこで、本研究においては、各期の GDP デフレータを事後的なデータとして用いて期待インフレ率も計算し、各都道府県毎の名目金利からその数値を引くことにより実質金利を事後的に算定し分析を行った。なお、前述したが預金金利については日本銀行統計から定期預金の預入期間別金利（新規受入分）を利用し貸出金利については貸出約定平均金利（ストック）を用いた。

３－４．推計式とその結果について

ここでは前項で説明した部分を反映させて実際に推計するモデルを紹介する。①式は県内就業者一人当たり GDP の変化率を被説明変数とし一期前の県内就業者一人当たり貸出・預金・政府支出の変化率、今期の貸出・預金金利、就業者数の変化率、ダミー変数を説明変数としている。②式に関しては、①式の説明変数から貸出・預金を除き、預貸率[7]を説明変数として扱う。これにより貸出と預金の双方の影響をより細かく見ることができる。また、③式に関しては県内就業者一人当たりの設備投資の変化率を被説明変数とし、一期前の GDP、貸出、預金、政府支出の県内就業者数に占める一人当たり変化率、今期の貸出・預金金利、県内就業者数の変化率、ダミー変数を説明変数としている。④式に関しても、上記と同じように③式から貸出・預金の説明変数を除き預貸率の変数を入れて分析する。

---

6 分析に用いるフィッシャー方程式は以下のように書くことができる。
実質利子率＝名目利子率―期待物価上昇率
詳細については、中谷巌（2007） p 374～375 参照。

7 ここで用いる預貸率（＝ERL/ERD）の変化は以下の通り示すことができる。
Δ（ERL/ERD）＝ΔERL/ERL-ΔERD/ERD=dlnERL-dlnERD
これにより、貸出と預金の間の変化分が計算できる。

３－４－１．推計式について

基本推定式①：

$$\mathrm{dln}ERGDP_{i,t}$$
$$=\alpha_i+\beta_L \mathrm{dln}ERL_{i,t-1}+\beta_D \mathrm{dln}ERD_{i,t-1}+\beta_{GI} \mathrm{dln}ERGI_{i,t-1}$$
$$+\beta_{rl} dr_{L\,i,t}+\beta_{rd} dr_{D\,i,t}+\beta_E dE_{i,t}$$
$$+\sum_{j=0}^{2}\gamma_j^{D1} D1_{i,t-j}+\sum_{j=0}^{2}\gamma_j^{D2} D2_{i,t-j}+\sum_{j=0}^{2}\gamma_j^{D3} D3_{i,t-1}+u_{i,t}$$

基本推定式②：

$$\mathrm{dln}ERGDP_{i,t}$$
$$=\alpha_i+\beta_{LD}\left(\mathrm{dln}ERL_{i,t-1}-\mathrm{dln}ERD_{i,t-1}\right)+\beta_{GI} \mathrm{dln}ERGI_{i,t-1}$$
$$+\beta_{rl} dr_{L\,i,t}+\beta_{rd} dr_{D\,i,t}+\beta_E dE_{i,t}$$
$$+\sum_{j=0}^{2}\gamma_j^{D1} D1_{i,t-j}+\sum_{j=0}^{2}\gamma_j^{D2} D2_{i,t-j}+\sum_{j=0}^{2}\gamma_j^{D3} D3_{i,t-1}+u_{i,t}$$

α_i：各県固有の効果

$\mathrm{dln}ERGDP_{i,t}$：t 期の経済主体 i に関する就業者一人当たり実質 GDP の変化分

$\mathrm{dln}ERL_{i,t-1}$　：t-1 期の経済主体 i に関する就業者一人当たり実質貸出の変化分

$\mathrm{dln}ERD_{i,t-1}$　：t-1 期の経済主体 i に関する就業者一人当たり実質預金の変化分

$\mathrm{dln}ERGI_{i,t-1}$：t-1 期の経済主体 i に関する就業者一人当たり実質政府支出の変化分

$dr_{L\,i,t}$：t 期の経済主体 i に関する就業者一人当たり実質貸出金利の変化分

$dr_{D\,i,t}$：t 期の経済主体 i に関する就業者一人当たり実質預金金利の変化分

$dE_{i,t}$：t 期の経済主体 i に関する県内就業者数の変化分

$\mathrm{dln}ERL_{i,t-1}-\mathrm{dln}ERD_{i,t-1}$：t-1 期の主体 i に関する就業者一人当たり実質預貸率の変化分

$\sum_{j=0}^{2}\gamma_j^{D} D_{i,t-j}$：各期毎のダミー変数の合計値

基本推定式③

$$\mathrm{dln}ERPI_{i,t}$$
$$=\alpha_i+\beta_{GDP} \mathrm{dln}ERGDP_{i,t-1}+\beta_L \mathrm{dln}ERL_{i,t-1}+\beta_D \mathrm{dln}ERD_{i,t-1}+\beta_{GI} \mathrm{dln}ERGI_{i,t-1}$$
$$+\beta_{rl} dr_{L\,i,t}+\beta_{rd} dr_{D\,i,t}+\beta_E dE_{i,t}$$
$$+\sum_{j=0}^{2}\gamma_j^{D1} D1_{i,t-j}+\sum_{j=0}^{2}\gamma_j^{D2} D2_{i,t-j}+\sum_{j=0}^{2}\gamma_j^{D3} D3_{i,t-1}+u_{i,t}$$

基本推定式④

$$dlnERPI_{i,t}$$
$$=\alpha_i+\beta_{GDP}dlnERGDP_{i,t-1}+\beta_{LD}(dlnERL_{i,t-1}-dlnERD_{i,t-1})+\beta_{GI}dlnERGI_{i,t-1}$$
$$+\beta_{rl}dr_{L\,i,t}+\beta_{rd}dr_{D\,i,t}+\beta_{E}dE_{i,t}$$
$$+\sum_{j=0}^{2}\gamma_j^{D1}D1_{i,t-j}+\sum_{j=0}^{2}\gamma_j^{D2}D2_{i,t-j}+\sum_{j=0}^{2}\gamma_j^{D3}D3_{i,t-1}+u_{i,t}$$

α_i：各県固有の効果

$dlnERPI_{i,t}$：t 期の経済主体 i に関する就業者一人当たり実質設備投資の変化分

$dlnERGDP_{i,t-1}$　：t-1 期の経済主体 i に関する就業者一人当たり実質 GDP の変化分

$dlnERL_{i,t-1}$　：t-1 期の経済主体 i に関する就業者一人当たり実質貸出の変化分

$dlnERD_{i,t-1}$　：t-1 期の経済主体 i に関する就業者一人当たり実質預金の変化分

$dlnERGI_{i,t-1}$：t-1 期の経済主体 i に関する就業者一人当たり実質政府支出の変化分

$dr_{L\,i,t}$：t 期の経済主体 i に関する就業者一人当たり実質貸出金利の変化分

$dr_{D\,i,t}$：t 期の経済主体 i に関する就業者一人当たり実質預金金利の変化分

$dE_{i,t}$：t 期の経済主体 i に関する県内就業者数の変化分

$dlnERL_{i,t-1}-dlnERD_{i,t-1}$：t-1 期の主体 i に関する就業者一人当たり実質預貸率の変化分

$\sum_{j=0}^{2}\gamma_j^{D}D_{i,t-j}$：各期毎のダミー変数の合計値

３－４－２．推計モデルの決定について

ここでは上記において構築したモデルについての説明を行う。パネルデータを使用した分析を行う際にはまず各経済主体が持つ個別の効果について考えなければならない。前節で構築した推計式の α_i がそれにあたる。モデル体系にはこの α_i を確率変数と想定した変量効果モデルとそうでない固定効果モデルがあり、それ以外には一般的なプール推計のモデルがある。ここでは固定効果モデル、変量効果モデル、プール推計モデルのうちどのモデルを採用するのが最適かという想定のもとで検定を行った。その結果が下記の表 6 である。

まず、①～④式について固定効果の有無を見るために Redundant test（リダンダントテスト）を行い、次に変量効果の有無を見るために Hausman test（ハウスマンテスト）を行った。推計の結果、どちらの検定でも有意な結果は得られなかったため最終的な結論としてプール推計でのモデルを採用するという結論に至った。なお、推計式については不均一分散の問題を回避するため White-period で標準偏差の修正を行っている。従って、この検定の結果から①～④式ではプール推計での実証分析を行い検証していくことにする。

表６：推計式のモデル決定について

被説明変数			redundant test		hausman test	結論
			Cross-section F	Cross-section Chi-square	Cross-section random	
①	d(ln(ERGDP))	推定量	0.875	46.217	0.000	Pool
		P値	0.700	0.463	1.000	
②	d(ln(ERGDP))	推定量	0.826	43.621	0.000	Pool
		P値	0.780	0.572	1.000	
③	d(ln(ERPI))	推定量	0.291	16.033	0.000	Pool
		P値	1.000	1.000	1.000	
④	d(ln(ERPI))	推定量	0.338	18.600	0.000	Pool
		P値	1.000	1.000	1.000	

注１）＊＊＊、＊＊、＊はそれぞれ１、５、１０％で有意。

３－４－３．推計結果について

表７にはそれぞれの式の推計結果を記述した。①式に関しては前述した通り被説明変数をGDP とした時の数値結果を示している。②式は被説明変数を GDP とし、説明変数から貸出と預金を除きその代わりの代理変数として貸出から預金を引いた預貸率を組み込んだ結果を示している。次に③式についてだが、これも前述の通り被説明変数を設備投資としたときの推計結果を示している。④式は先ほどと同じように説明変数から貸出と預金を除きその代わりの代理変数として貸出から預金を引いた預貸率を組み込んだ結果を示している。

ここからはそれぞれの結果について個別に見ていくことにする。まず表７の①式の推計結果を見ると、一期前の貸出が今期の GDP に対して有意に正の影響を与えている。これは一期前の銀行貸出が今期の GDP 成長に寄与していると見ることができる。一方、一期前の預金は今期の GDP に対して有意に負の影響を与えている。これは一般の人々が所得を貯蓄に回し消費等に振り向けなくなった結果であるという解釈ができる。ここで②式の説明変数である預貸率（dlnL-dlnD）の結果を見ると有意に正の影響があるため、貸出と預金において貸出の伸び率が預金の伸び率を上回る時に GDP に正の影響を与えることが確認できる。これは貸出が経済成長に与える影響を如実に表していると思われる。政府支出に関しては、有意にはならなかったが一期前の政府支出が今期の GDP に正の影響を持つという結果が得られた。就業者数に関しても有意な結果にはならなかったが符号がマイナスになるという結果になった。[8]金利に関しては、貸出金利が有意に GDP 成長に対して正の影響を預金金利が GDP 成長に対して有意に負の影響を与えるという結果になった。これについては、金融機関の貸出行動の観点から２つのことが考えられる。まず、貸出金利については、その上昇が銀行の収益力を押し上げ成長に寄与していると見ることができる。また、預金金利の上昇は銀行の収益性を圧迫するため GDP に対してマイナスの影響を与える方向に作用すると考えられる。しかし、この点については事前予測と整合的ではなくなってしまった部分があるため今後の課題[9]の一つとしたい

破綻ダミーについては全てが有意な結果になったがΣD2 のみが GDP に対して負の影響を持つ結果となった。これは金融機関の破綻が経済成長を停滞させる要因となるということを端的に

8 労働者数が増えると一人当たりの資本装備率が小さくなるためＧＤＰが下がるというソロー・モデルの理論と整合性がある。しかし、その対応関係については不明瞭な部分も多いためその点も踏まえ今後の課題の一つとしたい。なお、詳細については Mankiw,N・Gregory（2004） p 31、図１－12（人口成長の影響）を参照。

9 一般的に、貸出金利の上昇は貸出需要を下げてＧＤＰにマイナスの影響を与えると考えられる。

表している。ΣD1 の栃木県足利銀行破綻に関しては推計値は符号が正となった。これは野間（2007）の分析においても同じような結果を得ているため先行研究との整合性を見出せる[10]。ΣD3 に関しては推計値が正になった。これについては銀行自体の規模が県内経済に影響を与えうるほど大きなものだったのかという点も踏まえ今後の課題としたい。

次に③式についてだが、こちらは一期前の GDP 成長が今期の設備投資に有意に正の影響を与えるという結果が出ている。これは一期前の GDP 成長が今期の設備投資決定に大きな影響を与えていると考えられる。貸出については一期前のものが今期の設備投資に有意に正の影響を、預金については一期前のものが今期の設備投資に有意に負の影響を持つという結果が得られた。ここで④式を見ると、預貸率の推計値は有意に正である。ここから、前期の貸出が預金を上回ると今期の設備投資に影響を与えることが分かる。政府支出に関しては有意ではなかったが推計値が正という結果になった。就業者数は有意にはならなかったが正の影響を設備投資に持つという推計結果が得られた。金利に関しては有意に貸出金利の上昇が設備投資に正の影響を与え、預金金利の上昇が設備投資に負の影響を与えるという結果になった。これについては理論と整合的ではなくなってしまったため今後の課題の一つとしたい

破綻ダミーの推計結果に関してはΣD2 とΣD3 については予測通りの結果となった。金融機関の破綻が銀行貸出というツールを通じて県内設備投資の減少に起因するということが見て取れる。ΣD1 に関しては、設備投資に対して有意に正の影響を与える。これは前述したが、野間（2007）の分析と整合性をもつ部分であると考えられる。

表7：推定結果

	被説明変数	説明変数	dln(ERGDP(-1))	dln(ERL(-1))	dln(ERD(-1))	dln(ERL(-1))-dln(ERD(-1))	dln(ERGI(-1))	dln(E)	$d(r_L)$	$d(r_D)$	ΣD1	ΣD2	ΣD3	DW	R-squared
①	d(ln(ERGDP))	推定量		0.088 *	-0.140 **		0.006	-0.135	8.577 ***	-9.746 ***	0.047 ***	-0.067 **	0.027 ***	1.958	0.169
		S.E.		0.048	0.061		0.010	0.144	2.305	2.341	0.005	0.006	0.005		
		P値		0.071	0.022		0.556	0.348	0.000	0.000	0.009	0.012	0.010		
②	d(ln(ERGDP))	推定量				0.105 ***	0.005	-0.135	8.355 ***	-9.512 ***	0.048 ***	-0.064 ***	0.028 ***	1.974	0.167
		S.E.				0.040	0.010	0.144	2.336	2.381	0.004	0.004	0.004		
		P値				0.010	0.587	0.347	0.000	0.000	0.009	0.007	0.008		
③	d(lnERPI))	推定量	0.595 ***	0.392 **	-0.443 **		0.001	1.198 *	10.359	-11.246	0.053 **	-0.264 **	-0.036 **	2.166	0.113
		S.E.	0.194	0.153	0.209		0.042	0.627	8.968	8.858	0.018	0.020	0.013		
		P値	0.002	0.011	0.035		0.980	0.057	0.249	0.205	0.035	0.040	0.026		
④	d(lnERPI))	推定量	0.587 ***			0.409 ***	0.001	1.200 *	10.044	-10.912	0.054 **	-0.261 **	-0.035 **	2.169	0.113
		S.E.	0.197			0.139	0.042	0.625	8.858	8.745	0.018	0.012	0.012		
		P値	0.003			0.004	0.985	0.056	0.258	0.213	0.036	0.024	0.023		

注1)S･Eは、white periodで修正。

注2)＊＊＊、＊＊、＊はそれぞれ1、5、10%で有意。

注3)ΣD1、D2、D3のp値に関しては推定したt値を逆算して筆者自ら算出したものを使用。

10 これに対し野間（2007）は足利銀行破綻に際し、政府等の支援体制や内部改革の早期化等が経済停滞を食い止める要因になったのではないかと述べている。

３－４－４．結論

実証分析により、銀行貸出の増加が GDP の成長に対して有意に正の影響を与えるということが確認できた。また、貸出の増加は一期前の GDP の増加に起因するという結果も導くことができた[11]。破綻ダミーに関しては、部分的にではあるが金融機関の破綻が成長を停滞させる要因となり GDP 成長に対する銀行の果たす役割の重要性も再確認できた。従って、GDP と銀行貸出との間には相互に影響を与える経済的要因があり有意の正の相関関係があると考えられる[12]。つまり、銀行貸出は GDP 成長ひいては経済成長に正の影響を与えるということが考察できる。

---

[11] この考えには加速度原理との整合性を見出せる。加速度原理については以下のように集約して書くことができる。
ｔ：時点　ｖ：技術的定数　$\Delta Y : Y_t - Y_{t-1}$
$I = v \Delta Y$
なお、詳細については中谷巌（2007）ｐ316～317 参照。

[12] 今後は同時決定の方向性も考慮した二段階最少二乗法の採用も検討している。

参考文献

[書籍・論文]

野間敏克（2007）「地方銀行パフォーマンスと地域金融－地域における「金融深化」とは」『リレーションシップバンキングと地域金融　筒井義郎・植村修一（2007）』p 193～225

山根智紗子・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－」『金融経済研究』第 28 号、p 68～89

大塚章弘（2008）「地域経済・産業に対する産業集積効果の実証分析－1981～2002 年における製造業と非製造業の比較－」『内閣府経済社会総合研究所“経済分析”』第 180 号、p 1～19

朝日ちさと（2008）「地域経済成長における社会資本整備と人的資本との関係に関する一考察」『第 44 回日本地域学界年次大会報告』

斎藤信也（2003）「山形県経済成長の課題と展望～成長会計による経済成長の予測～」『荘銀総合研究所』

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－」『総合政策学ワーキングペーパーNo.69』

Levine,Ross（1997）“Financial Development and Economic Growth:Views and Agenda” *Journal of Economic Literature* Vol.XXXV(June1997),pp.688－726

羽森茂之（2009）『ベーシック計量経済学』中央経済社

柴沼武・森映雄・藪下史郎・昼間文彦（2000）『金融論』有斐閣

二神孝一・堀敬一（2009）『マクロ経済学』有斐閣

中谷巌（2007）『入門マクロ経済学入門』（第 5 版）日本評論社

Mankiw,N・Gregory（2004）『マンキュー・マクロ経済学Ⅱ応用編（第二版）』（足立英之・地主敏樹・中谷武・柳川隆訳）東洋経済新報社

北岡孝義・高橋青天・矢野順治（2008）『Eviews に学ぶ実証分析応用編』日本評論社

[HP]

日本銀行：（http://www.boj.or.jp/）

国民経済計算：（http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/menu.html）

県民経済計算：（http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/toukei.html#kenmin）

全国銀行協会：（http://www.zenginkyo.or.jp/）

金融庁：（http://www.fsa.go.jp/index.html）

全国地方銀行協会：（http://www.chiginkyo.or.jp/index.shtml）

全国第二地方銀行協会：（http://www.dainichiginkyo.or.jp/）