

銀行競合度と金融政策の地域波及効果

—地域貸出市場の金融緩和波及プロセスの検証¹—

名古屋市立大学大学院経済学研究所附属経済研究所 永野 護

要旨

本稿は、47都道府県の地域データを用い、いかなる要因が地域の資金需要創出を促進するのかを検証した。実証分析から得られた知見は次の通りである。第一に、中央銀行の金融緩和政策は、民間資本ストックの規模が地域の経済規模に比べて大きい場合に、設備投資向け資金需要を生み出すことが多い。第二に、実質貸出金利の低下と銀行市場の高い競合度が重複する場合にも資金需要は促がされる場合が多い。上記の2つの結果より、金融緩和政策が地域経済において資金需要を生み出すためには、金融面以外での地域産業政策が政策ミックスとして必要であることがわかる。

JEL Classification Code: R11, R12, G21

Keywords : 地域金融、金融政策、地域政策

1. 分析の目的

2001年からのおよそ5年間、続けられたゼロ金利政策は日本の景気回復とともに一度は解除された。しかし、2008年秋以降の急激な景気後退により、再び日本の政策金利はほぼゼロ金利にまで低下している。前回のゼロ金利政策時に研究者が解決できなかった課題のひとつが、ゼロ金利下でも企業の資金需要が回復しない場合、その他の政策手段として何がありうるのか、という点である。この日本のゼロ金利下でのいわゆる「流動性の罠」の経験は、2008年秋のリーマンショック後、米国、欧州などがほぼゼロ金利まで政策金利を引き下げたことにより、現在では主要先進国の共通の政策課題となっている。

最近10年間の日本では、中央銀行の政策金利はほとんどの期間でほぼゼロ金利の水準にあった。しかし、こうした長期的な金融緩和政策にも関わらず、資金需要が強く回復したという状況は長期的にも生まれにくくなっている。他方、この10年間、銀行システムの健全性回復の過程で、地域金融

¹ 本稿の作成にあたり東京商工リサーチ社よりデータ面での支援を得た。記して御礼申し上げる。また、本研究は、財団法人全国銀行学術研究振興財団2008年度研究助成の成果の一部である。

システムも著しい変化を余儀なくされた。その一つの例が、預貸率の長期的な下落である。地方銀行・第二地方銀行の預貸率は、長期的な地方都市の資金需要低迷に加え、都市部での企業の直接金融化が進んだため、戦後かつてない水準まで低下が進んでいる。また預貸率が趨勢的に下落する中でも、地域銀行市場で顧客を有する地域金融機関と、そうではない金融機関との間で、預貸率の地域間格差も拡大している。

最近30年間の地方銀行・第二地方銀行のバランスシートは、負債サイド（預金）は概ね地域内市場、資産サイド（貸出）は東京・大阪・名古屋が多い銀行で6割を超えるという、地域的不整合が続いていた。大都市圏での有力上場企業の直接金融化は、地方銀行、第二地方銀行に、地域貸出市場でのリレーションシップ・バンキングの強化を余儀なくさせている。ところが、地域金融機関がこうした事業再構築を望む一方で、地域経済では長期的に資金需要が低迷するといった現実がある。本稿はこうした問題意識をもとに、過去10年間の47都道府県データを用い、この期間の低金利経済下で資金需要の増大が見られた地域に、どのような共通の特徴が見られるのかを統計的に検証することを目的とした。

本稿が検証した仮説は次の通りである。第一に、過去の企業の設備投資活動の蓄積である民間資本ストックの集積が進んでいる地域とそうではない地域では、低金利下局面で資金需要に差異が生じている。また、製造業者は、バランスシート上の特徴としてサービス業よりも、生産設備として多くの固定資産を計上する傾向がある。このため、第二の仮説では、生産活動を行うための固定資産を有する製造業が多い地域ほど、金利低下時に設備投資向け資金需要が発生しやすいのではないかと考えた。第一、第二の仮説は、資金需要サイドの地域要因と整理することができる。一方、本稿は資金供給サイドの地域要因も資金需要に影響を与えると考えた。第三の仮説として、地域経済において、民間企業が設備投資を行うための資金需要を高めるためには、その地域の主たる金融機関が経営の健全性が高く、また借手が望む条件を提示できる競合環境が必要条件となると考えた。さらに、第四の仮説として、銀行業の所有構造が異なることも、地域市場での銀行融資業務に影響を与えうると考えた。すなわち、外国人投資家、機関投資家、銀行経営者が地方銀行へ期待する役割とその所有動機が異なるため、保有構造の違いが融資業務の積極性に影響を与えるのではないかと仮説を設定している。

本稿では、上記の4つの仮説は、次の手順で分析され、結論を導出している。まず次章では、本研究が関わる先行研究の動向を説明し、本稿がこれらの研究に対してどのような追加的な貢献をもたらすのかに言及する。次に実証研究に先立ち、本稿が設けた仮説を詳述し、その仮説を検証するために用いたデータの説明を続いて行う。データの説明の後、3種類の実証分析を実施し、得られた実証結果からどのような含意がもたらされたのかを検証し、本稿の結論を導出する。

2. 問題意識

地域の金融多様性が金融政策の波及効果も多様化させることは、これまで米国を中心に幾つかの先行研究が発表されている。そこでの議論では、金融緩和が資金需要を創出するか否かは、(1) 地域産業の資金需要の利子弾力性、(2) 製造業比率と中小企業比率、(3) 地域金融機関の経営健全性、の3つの地域要因に依存すると考えられている。

2. 1 地域産業の資金需要の利子弾力性

Carlino and Defina (1998) (1999)に象徴されるように、先行研究では、資金需要に影響を与える地域要因として、産業ごとの資金需要の利子弾力性の違いを重視している。すなわち市中金利の低下が迅速に企業の資金調達活動を刺激する産業もあれば、そうではない産業もある。このため、金融緩和政策が地域の資金需要を創出するか否かは、その地域の産業に資金需要の利子弾力性が高い産業がどの程度の比率で存在するかに依存すると考えられている。

最近20年間の日本の都道府県別の設備投資動向を確認すると、県内GDPに対する比率が恒常的に高い地域と、長期的に低下トレンドを描いている地域の二極化傾向が進んでいる。民間設備投資が活発な地域が、東京都および近隣県であり、これらの地域では企業の設備投資向け資金需要も強い一方で、資金調達手段は銀行借入のみならず、市中金利に依存しない多様なツールも存在する。一方、産業集積が進まず、県内人口も流出超の県では、県内GDPに占める民間固定資本形成の割合は小さい。したがって、日本の場合には、この資金需要の利子弾力性の違いの原因に、地域的な産業構造の違いが影響を与えている可能性がある。

例えば、北海道、東北地方、中国地方、四国地方では、かつては紙パルプ業、鉄鋼業、造船業が集積し、巨大な設備投資が毎年行われていた。しかし、日本のこれらの産業が国際市場で劣勢に立たされるにつれ、地域の設備投資とその資金需要も低迷へと向かっている。長期的な産業構造変化の中で、新たな産業を育み、近年、民間資本ストックの規模を高めている地域もあるが、産業構造転換に成功していない地域もある。

上記のように、Carlino and Defina (1998) (1999)らの先行研究を日本を例に再考すると、金利感応度が高い産業が地域に存在するか否かは、地域産業政策に依存する。地域産業政策が成功している地域では民間資本ストックが他地域に比べて相対的に高く、裾野産業も多様に存在する。こうした地域は、金利低下時に金利負担余力が低下すれば、設備投資資金需要も安定的に発生すると考えられる。そして、次節で述べるように、中小企業が多く、資金調達手段のチャンネルが銀行部門に限られている地域ほど、金利感応度は高くなっているものと考えられる。

2. 2 地域経済における中小企業数と製造業比率

先行研究では、金利面のみならず、企業規模の大小が地域資金需要に影響を与えると考えられている。この理由は、大企業は上場企業に象徴されるように、企業経営が外部者にとって見えやすい。しかし、外部者と企業内部者が持つ情報に著しい偏りがある中小企業の場合、外部資金調達活動は銀行借入に依存せざるをえない。このため、中小企業比率が高い地域では金利低下による銀行の与信活動の活性化により、資金需要は促されやすいと見なされている。

Bernanke and Blinder (1988)、Bernanke (1993)、Gertler and Gilchrist (1993)の主張では、金融政策は金融仲介機関のバランスシートに変化を与えることで、最終的な借り手である一般事業会社の資金需要を促進したり、引き締めたりすることができる。ところが、この議論が想定しているのは財務データが資本市場で公開されている上場企業であるが、実際には上場企業は多様な資金調達手段を具備している。特にこの資金調達手段の中には、市中金利の水準や変化と無関係な調達方法もあり、これ

が1990年代以降、世界的に広まった金融のディスインターメディエーションの帰結とも言える。

一方で、Oliner and Rudebusch (1995)が指摘するように、地域経済において中小企業が多い場合、金融機関にとっては、融資を実施する際にそれらの企業の信用情報を生産しなければならないという手間を要する。しかし、これらの企業の企業金融は内部資金もしくは銀行借入が資金の源泉のすべてであるため、これら中小企業の比率が高い場合には、金融緩和効果は波及しやすい。ただし、この議論を直接、日本の実証研究で用いるには一考を要する。その理由は、大企業と中小企業の市場シェアは、売上高で見るか企業数で測るかにより、状況が大きくことなってくるためである。2001年の総務省『事業所・企業統計調査』によると、47都道府県で常用雇用者300人未満の中小企業の比率は、いずれの都道府県も99%台と、地域的な差が小さいためである。一方で、榎矢野経済研究所『日本マーケットシェア事典』では、あらゆる産業で上場企業は売上高シェアの6~7割を占有している。

2.3 地域金融機関の競合度と経営健全性

資金需要の地域要因を研究する際に、もうひとつの重要な論点が資金供給側の貸出行動である。仮に資金需要サイドが全国で同一であったとしても、資金供給側の融資行動が地域によって異なれば、企業の銀行借入も地域によって濃淡ができることになる。これに関わる先行研究では、2.2、2.3双方の条件を満たしている場合でも、地域の銀行市場競合度や金融機関の経営健全性が異なれば、やはり借り手企業の設備投資行動に影響を与えうると考えられている。

大規模金融機関の地方進出が望ましいのか、あるいは地場金融機関の借り手とのリレーションが重要かは先行研究の中でもかねてより議論となってきた。Kashyap and Stein (1994)は、総資産規模が大きい金融機関は与信能力が高く、大規模銀行が地域銀行市場へ参入すれば、資金供与もプラスの影響を受けると述べている。一方、Moore and Hill (1982)は、大規模銀行が他地域から参入するよりも、小規模であっても地場銀行は借り手企業が実施するプロジェクトの内容を正確に把握できるため、こうした地場銀行の活動こそが借り手が設備投資資金を調達する上で重要であると指摘している。

Hanson and Waller (1996)は、地域ごとの銀行信用チャネルの違いを示唆しているが、日本の場合、特にこうした市場分断化の下での貸出市場構造が借り手にとって重要である。日本の場合、例えば、2000年から2005年までのこの地域の地場企業の利払い負担率を見ると、福岡県、長崎県、熊本県の九州3県、静岡県、愛知県、三重県の東海3県は、平均有利子負債負担率が2%を下回っている。他の41都道府県の平均値がこの間、2%超で推移していたことを考えると、これらの地域の金利低下速度の速さが顕著である。そして、これら6県のうち、福岡県、静岡県、愛知県の3県が、2008年において、営業利益率が全国平均を超える水準にまで上昇している。

先行研究では、金融機関の規模と地域性に言及しているが、本稿では、日本の場合、地域貸出市場の競合度と経営健全性も重要であると見なしている。上記の金利低下速度が速い地域に共通する状況は、県内の地域金融機関の競合度が高いことである。実際、Lee and Nagano (2008)においても、日本では地域貸出市場における競合度が低く、借入金利が市中金利ほど低下しない状況が指摘されている。また、もうひとつ日本の銀行市場を議論する上で重要であるのが、地域金融機関の経営健全性である。Hosono(2006)が指

摘するように、金融機関が仲介能力を発揮するためには、経営環境が健全であることが前提となる。

3. 先行研究

地域経済と金融政策の関係に関わる研究について代表的であるのが Garrison and Chang (1979)、Toal(1977)、Beare(1976)である。これらの研究はいずれも、米国の8地域の地域経済と連邦準備制度理事会の金融政策の関係を検証し、その金融緩和効果の多様性について実証分析を行っている。例えば、Garrison and Chang (1979)の報告では、金融緩和時の製造業の収益は地域によって異なり、ミシガン州周辺では緩和時の収益性の改善が顕著であることを報告している。他方、Garrison and Kort (1983)では地域ごとの雇用と金融政策との関係に言及し、1960-1978年の19年間の関係を検証して、雇用においても地域によって波及効果が異なるとの結論を導出している。1980年代までの研究はこの他、Mathur and Stein (1980)や Garrison and Kort (1983)などがあげられるが、この時代までの研究はいずれも理論に基づく誘導方程式を推計することで仮説を検証してきた。

1990年代に入ると、ベクトル自己回帰モデルによる検証が増加し、以降、現在までこの手法が一般的となっている。この口火を切ったのが Carlino and DeFina (1995)の論文であり、VARモデルを用いることにより、時間的なラグをとともなう他変数との因果関係を検証することが可能となった。Carlino and DeFina (1995)はさらに Carlino and DeFina (1998)、(1999)など、地域別の波及効果の大きさの測定を計測する研究へ発展されているが、これ以降、Fratantoni and Schuh (2003)、Schunk(2004)、Owyang and Wall (2005)など、VARモデルを用いる手法が主流となっている。

日本の研究では、地方経済と金融政策波及効果に焦点をあてた研究は数少ない。金融政策の波及プロセスには言及していないが、堀・小滝 (2003)、野間 (2007) が、地域金融機関と地域経済のパフォーマンスについて検証を行っている。堀・小滝 (2003) が金融機関の健全性と地域経済の関係が懐疑的であるとの結論を導出し、野間 (2007) では地域金融機関の貸出行動は地域経済の成長性へ貢献をもたらしていると結論付けている。竹澤他 (2004) は、本稿と同様に都道府県パネルデータを用いた中小企業金融の実証分析を行っている。ここでは信用保証制度の貸出促進効果が分析の目的とされている。この他、Hosono(2005) は、地域金融機関に焦点をあてたものではないが、標本データに地域金融機関を含むデータセットから、金融機関の経営健全性が与える実物経済への影響を確認している。

4. 仮説と推計モデル

本稿の研究の目的は、資金需要の利子弾力性に影響をもたらす地域要因を日本のデータで確認することである。具体的には、米国での先行研究が指示する地域経済の製造業比率の高さや金融機関の経営健全性をまず確認する。続いて、これまで議論されていない新たな仮説として、ストック面での集積の進展度と地域における銀行市場の競争性をもたらす可能性を考える。すなわち、金利低下局面で資金需要が発生するためには、民間資本ストックの規模が大きいことが、高い利子弾力性を生む状況を生み出しているものと考えた。また、金融機関の競争性についても、貸出市場での競争度が高い地域ほど、市中金利の低下が迅速に貸出約定金利の低下へとつながり、貸出需要の創出に貢献すると本稿では考えている。

$$I_{it} = f(X_{it}, Y_{it}^1, \dots, Y_{it}^m, Z_{it}^1, \dots, Z_{it}^n) \quad (3.1)$$

$$X_{it} = g(R_{it}, Z_{it}^1, \dots, Z_{it}^n) \quad (3.2)$$

ここで、 I : 企業設備投資、 X : 企業の資金調達コスト、 Y : 企業の資金需要に影響を与える地域要因、 Z : 貸出条件に影響を与える地域要因、 R : 貸出金利、をそれぞれ示す。 i は都道府県番号、 t は時間的推移を示す。

$$\frac{\partial I}{\partial X \partial Y} < 0, \quad \frac{\partial X}{\partial R} > 0, \quad \frac{\partial X}{\partial R \partial Z} > 0 \quad (3.3)$$

本稿は、低金利経済のもとで企業の有利子負債利回りが低下しても、それ自身が設備投資を拡大するわけではない、供給サイドに設備投資を促進する地域要因が存在して始めて設備投資は拡大する、との仮説に立脚している。また有利子負債の低下が企業の手元流動性を改善する過程においても、地域銀行市場の競合度が高い場合は、その効果が大きいと仮説設定した。

上記の本稿の仮説の妥当性を確認するため、本稿では被説明変数を互いに内生変数とする次の同時方程式を採用する。

$$I/K = const + \phi_1 CF + \phi_2 MFG + \phi_3 STK + \phi_4 RI + \phi_5 RI^2 + \phi_6 STK \times RI + \varepsilon \quad (3.4)$$

$$CF = const + \theta_1 I/K + \theta_2 DIR + \theta_3 CAR + \theta_4 CMP + \theta_5 DIR \times CAR + \theta_6 DIR \times CMP + \theta_7 DIR^2 + \zeta \quad (3.5)$$

I/K : 各都道府県内非上場・上場企業の(固定資産純増+減価償却費)/前期の固定資産残高の平均値、 CF : 各都道府県内非上場・上場企業のキャッシュフロー売上高比率の平均値、 DIR : 各都道府県内非上場・上場企業の有利子負債利回りの平均値、 MFG : 各都道府県GDPに占める製造業比率、 STK : 各都道府県民間資本ストック/GDP、 RI : 各都道府県実質短期プライムレート、 CAR : 各都道府県内全国銀行の自己資本比率加重平均値(総資産による加重平均値)、 CMP : 各都道府県内地方銀行のハフィンダール指数

(3.4)と(3.5)式では、金融緩和の借り手企業への影響として、 CF と DIR の2種類のデータを採用した。双方とも、市中金利、貸出約定金利の低下による利払い負担の低下がキャッシュフローを改善し、設備投資へつながるというプロセスを想定している。都道府県別民間資本ストックの推計は、石川(2003)により推計された1994年までの値を、次式により2005年度まで再計算した。調整係数は石川(2003)において算出された値と本推計値が等しくなる数値を47都道府県の値から算出した。

$$STK_{i,t} = STK_{i,t-1} \times (1 - a_i) - DP_{i,t} / p_{i,t} + IP_{i,t} \quad (3.6)$$

STK: 実質非政府資本ストック、DP: 非政府固定資本減耗、IP: 非政府実質固定資本形成、P: 非政府固定資本形成デフレーター、 a_i : 調整係数

本稿の仮説から、推計モデル (3.4) (3.5) に期待される推計結果の符合は次の通りである。

	各都道府県の設備投資 資平均値 (I/K)	各都道府県の有利子 負債利回り平均値 (DIR)
I/K: 各都道府県内設備投資平均値		+or-
DIR: 各都道府県内キャッシュフロー (有利子負債利回り)の平均値	- +	
MFG: 各都道府県 GDP に占める製造業比率	+	
STK: 各都道府県民間資本ストック/GDP	-	
RI: 各都道府県実質短期プライムレート		+
DRI: 各都道府県実質短期プライムレートの変化幅	-	
STK×RI: 各都道府県民間資本ストック/GDP と各都道府県実質短期プライムレートの交差項		+or-
CAR: 各都道府県内全国銀行の自己資本比率		+or-
CMP: 各都道府県内全国銀行の自己資本比率		+
DRI×CAR: 実質短期プライムレートと各都道府県内全国銀行の自己資本比率の交差項		+
DRI×CMP: 実質短期プライムレートと各都道府県地方銀行ハフィンダール指数の交差項		+

5. データ

本稿が使用したデータは、(株)東京商工リサーチ社、(株)日経データ社、(株)金融ジャーナル社、内閣府の4つの機関から入手した資料を用いている。まず資金需要側である都道府県別の企業データは、非上場企業については東京商工リサーチ社より、上場企業は日経 NEEDS データより入手した。前者は、1999年から2006年までの約11万社の本社所在地を都道府県別に分類し、それぞれの財務指標の平均値を算出した。対象企業は製造業、サービス業であり、金融業、不動産業は除外している。各都道府県の標本期

間中の採用企業数は巻末に示した通りである。一方、都道府県別の上場企業財務データ平均値は、日経 NEEDS 財務データより入手した。この都道府県別の財務データも、本店所在地ごとに 47 都道府県それぞれの平均値を算出した。上場企業についても、標本企業は製造業、サービス業であり、金融業、不動産業を除外している。本稿で採用した非上場企業、上場企業の各都道府県の標本期間中の採用企業数は巻末に示した通りである。次に資金供給側である地域金融機関のデータは、日経 NEEDS 金融データより銀行財務データを入手した。一方で、全国銀行財務データの場合、都道府県域を跨ぐ貸出、預金残高が計上されているため、47 都道府県内の業態別貸出額を金融ジャーナル社『金融マップ』各年版より入手した。日経 NEEDS 金融データは地域に本店を置く全国銀行の自己資本比率の加重平均値（総資産残高で加重平均）を算出するために用い、後者は地域内銀行市場のハフィンダール指数を算出するために数値を用いた。地方銀行の場合、県外で実施されている貸出の件数が多いが、貸出先の地域外比の高低に関わらず、自己資本比率が低下した場合、地域内の与信活動に影響を与えるとの前提に立っている。最後に、製造業比率や民間資本ストックなど、各都道府県の経済環境や産業集積の程度を示す変数は、内閣府『県民経済計算年報』からのデータを用いた。

6. 実証分析

6. 1 非上場企業の分析

すでに述べたように、総務省『事業所・企業統計調査』によると、47 都道府県を通じて、常用雇員 300 人未満の中小企業の比率は、全企業 99% 台と、極めて高い比率にある。こうした状況を踏まえ、最初の実証分析では、(株)東京商工リサーチの都道府県別非上場企業財務データを用い、前節のモデルを推計した。分析結果は次の通りである。まず設備投資関数では、企業のキャッシュフローや有利子負債の係数は非有意だが、民間資本ストック、実質短期プライムレートおよび民間資本ストックと実質短期プライムレートの交差項は有意な結果を示している。一方、市中金利の低下がもたらす企業キャッシュフローについては、被説明変数に風利子負債利回りをを用いた場合に、良好な推計結果が得られている。ここでは、実質短期プライムレートの変化率(差分)は有利子負債利回りに影響を与えていないが、この変数と域内金融機関の自己資本比率、銀行市場競合度との交差項は有意な値を示している。

図表 地域要因が与える資金需要への影響：推計結果（非上場企業）

(A) Model I									
	(a) Dep. Var.= I/K		(b) Dep. Var.= I/K		(c) Dep. Var.= I/K		(d) Dep. Var.= I/K		
	Fixed Effect		Random Effect		Fixed Effect		Random Effect		
Endogenous Variable									
CF	0.025	(0.230)	0.019	(0.240)					
DIR					0.034 ***	(2.560)	0.012 *	(1.600)	
Instruments Variables									
MFG	0.084	(0.690)	0.014	(0.810)	0.098	(0.810)	0.022	(1.210)	
STK	0.122 ***	(2.930)	0.063 ***	(2.770)	0.108 **	(2.600)	0.058 **	(2.550)	
RI	5.002 **	(2.330)	3.616 **	(2.230)	4.589 **	(2.180)	3.248 **	(2.040)	
RI^2	3.779	(0.770)	5.734	(1.260)	3.217	(0.660)	5.749	(1.270)	
STK*RI	-2.687 **	(-2.510)	-1.938 **	(-2.490)	-2.445 **	(-2.330)	-1.783 **	(-2.310)	
Dum99	-0.005	(-1.130)	-0.007	(-1.430)	-0.012 *	(-2.250)	-0.009 *	(-1.820)	
Dum00	-0.005	(-1.160)	-0.007	(-1.480)	-0.011 *	(-2.140)	-0.008 **	(-1.810)	
Dum01	-0.012 **	(-2.430)	-0.012 ***	(-2.600)	-0.012 **	(-2.400)	-0.012 ***	(-2.600)	
Dum02	-0.020 ***	(-3.580)	-0.020 ***	(-4.080)	-0.021 ***	(-3.700)	-0.020 ***	(-4.080)	
Dum03	-0.019 ***	(-3.930)	-0.019 ***	(-4.090)	-0.019 ***	(-3.930)	-0.018 ***	(-4.070)	
Dum04	-0.009 **	(-2.000)	-0.009 *	(-1.960)	-0.008 *	(-1.750)	-0.008 *	(-1.860)	
Dum05	-0.009 *	(-1.890)	-0.010 **	(-2.140)	-0.006	(-1.250)	-0.009 *	(-1.870)	
Const	-0.238 ***	(-2.760)	-0.112 **	(-2.440)	-0.286 ***	(-3.290)	-0.126 ***	(-2.740)	
F Statistic	1.180				1.300				
Wald Chi2	54.980 ***		39.680 ***		62.610 ***		45.460 ***		
Hausman Specification Test	4.210				8.490				
Observations	376		376		376		376		
Firms	47		47		47		47		
(B) Model II									
	(a)' Dep. Var.= CF		(b)' Dep. Var.= CF		(c)' Dep. Var.= DIR		(d)' Dep. Var.= DIR		
	Fixed Effect		Random Effect		Fixed Effect		Random Effect		
Endogenous Variable									
I/K	0.006	(0.200)	0.008	(0.270)	0.080	(1.010)	0.057	(0.680)	
Instruments Variables									
DRI	0.106	(0.069)	0.097	(0.630)	0.233	(0.570)	0.330	(0.760)	
CAR	0.002	(1.140)	0.002	(1.250)	-0.123 ***	(-21.740)	-0.136 ***	(-24.900)	
CMP	-0.094	(-1.390)	-0.085	(-1.380)	-2.658 ***	(-14.690)	-2.591 ***	(-14.800)	
DRI*CAR	0.000	(-0.380)	-0.006	(-0.670)	0.056 ***	(22.770)	0.063 ***	(25.670)	
DRI*CMP	0.049 *	(1.690)	0.033	(1.220)	1.370 ***	(17.680)	1.224 ***	(15.870)	
DRI^2	0.850	(0.070)	0.032	(0.000)	-45.654	(-1.340)	-59.915 *	(-1.670)	
Dum99	0.008 *	(1.720)	0.006	(1.390)	0.068 ***	(5.660)	0.061 ***	(5.390)	
Dum00	0.002	(0.800)	0.002	(0.770)	0.032 ***	(4.090)	0.022 ***	(2.790)	
Dum01	0.005 **	(2.090)	0.005 *	(1.820)	0.007	(1.080)	0.001	(0.160)	
Dum02	0.002	(0.760)	0.002	(0.580)	0.008	(0.950)	0.001	(0.170)	
Dum03	0.007 ***	(2.700)	0.006 **	(2.450)	0.006	(0.880)	0.003	(0.450)	
Dum04	0.002	(0.890)	0.002	(0.660)	-0.004	(-0.610)	-0.006	(-0.830)	
Dum05	0.001	(0.300)	0.000	(0.080)	-0.015 **	(-2.140)	-0.014 *	(-1.850)	
Const	0.020 *	(1.940)	0.030 ***	(5.530)	2.091 ***	(77.630)	2.153 ***	(140.630)	
F Statistic	7.47 ***				11.16 ***				
Wald Chi2	4,713.5 ***		14.990		1.9E-06 ***		6104.72 ***		
Hausman Specification Test	8.930				73.390 ***				
Observations	376		376		376		376		
Firms	47		47		47		47		

注1：***、**、*はそれぞれ、1%、5%、10%有意水準を示す。

注2：Dum99～Dum05は年ダミー変数を示す。

6. 2 上場企業の分析

上場企業の分析では、2つの同時方程式のうち、被説明変数に都道府県民間固定資本形成（名目）を名目 GDP で除した値を採用した。上場企業の都道府県平均値ではなく、都道府県内全体のマクロデータを用いた理由は、県によっては上場企業数が1～2社と少ない地域が存在するためである。説明変数には、上場企業の財務平均値を採用しているが、この場合、他の説明変数に都道府県内上場企業数を加えることで問題の解消を試みた。Model II では、被説明変数にキャッシュフロー対売上高比率ならびにデット・エクイティ・レシオを採用した。この理由は、上場企業は非上場企業に比べて全般的に負債比率が高く、金融政策の変化が有利子負債利回りの低下ではなく、負債の規模の圧縮へ働いている可能性を考えたためである。

上場企業を標本とする結果は次の通りである。まず、上場企業においても、地域実質金利の低下は設備投資の増大に貢献していないが、民間資本ストックと実質金利の交差項が4つのいずれの推計式も負の有意な値を示している。ハウスマン検定が(a)、(c)いずれも非有意であることから、本推計式は変量効果モデルもしくはOLSプーリングが選択されるべきであるが、少なくとも前者では都道府県資本ストックの蓄積も設備投資の増大に対してプラスの影響を及ぼすとの結果が得られている。

一方、Model II の推計結果では、域内銀行競合度が上場企業の売上高キャッシュフロー比率、デット・エクイティ・レシオに負の有意な値を示している。その一方で、短期プライムレートは単独では借り手企業の財務構造への影響は非有意であった。また、実質金利と域内銀行競合度の交差項は、上場企業のキャッシュフロー比率に正に有意な値を示している。金利低下と高い銀行競合度が重なった場合には、キャッシュフロー、銀行借入に対してともに増加する方向で影響が及んでいることを示している。

図表 地域要因が与える資金需要への影響：推計結果（上場企業）

(A) Model I								
	(a) Dep. Var.= I/K		(b) Dep. Var.= I/K		(c) Dep. Var.= I/K		(d) Dep. Var.= I/K	
	Fixed Effect		Random Effect		Fixed Effect		Random Effect	
Endogenous Variable								
CF	-0.073	(-0.570)	-0.043	(-0.550)				
DER					0.020	(0.360)	0.012	(0.380)
Instruments Variables								
MFG	0.185	(0.760)	0.096	(1.350)	0.185	(0.760)	0.101	(1.420)
STK	0.003	(0.030)	0.151 **	(2.030)	-0.001	(-0.010)	0.148 **	(2.000)
RI	8.790	(1.670)	8.913 *	(1.840)	8.359	(1.610)	8.692 *	(1.810)
RI^2	16.907 *	(1.750)	14.115	(1.480)	16.938 *	(1.750)	14.264	(1.000)
STK*RI	-5.123 **	(-1.980)	-4.918 **	(-2.090)	-4.912 *	(-1.920)	-4.808 **	(-2.050)
listed	-0.001	(-0.520)	4.1E-06	(0.060)	-0.001	(-0.570)	0.000	(0.010)
Dum99	-0.130 ***	(-13.240)	-0.130 ***	(-14.080)	-0.132 ***	(-12.490)	-0.131 ***	(-13.780)
Dum00	-0.048 ***	(-5.120)	-0.047 ***	(-5.130)	-0.050 ***	(-4.880)	-0.048 ***	(-5.090)
Dum01	-0.111 ***	(-11.200)	-0.119 ***	(-13.080)	-0.112 ***	(-10.720)	-0.119 ***	(-12.890)
Dum02	-0.096 ***	(-8.740)	-0.108 ***	(-10.380)	-0.097 ***	(-8.450)	-0.108 ***	(-10.230)
Dum03	-0.064 ***	(-6.770)	-0.073 ***	(-7.990)	-0.065 ***	(-6.730)	-0.073 ***	(-7.970)
Dum04	-0.015	(-1.660)	-0.021 **	(-2.300)	-0.016 *	(-1.730)	-0.021 **	(-2.340)
Dum05	-0.017 *	(-1.760)	-0.021 **	(-2.270)	-0.017 *	(-1.780)	-0.021 **	(-2.280)
Const	0.837 ***	(3.810)	0.540 ***	(3.640)	0.830 ***	(3.750)	0.534 ***	(3.550)
F Statistic	6.170 ***				6.170 ***			
Wald Chi2	1.3E+05 ***		454.040 ***		1.3E+05 ***		453.630 ***	
Hausman Specification Test	14.980				14.190			
Observations	367		367		367		367	
Firms	46		46		46		46	
(B) Model II								
	(a)' Dep. Var.= CF		(b)' Dep. Var.= CF		(c)' Dep. Var.= DER		(d)' Dep. Var.= DER	
	Fixed Effect		Random Effect		Fixed Effect		Random Effect	
Endogenous Variable								
I/K	0.001	(-0.030)	-3.0E-04	(-0.070)	0.026	(0.460)	0.026	(0.460)
Instruments Variables								
DRI	0.078	(0.630)	0.782	(0.630)	0.342	(0.590)	0.326	(0.550)
CAR	0.003	(1.050)	0.003	(1.000)	0.006	(0.730)	0.007	(0.870)
CMP	-0.368 ***	(-3.310)	-0.357 ***	(-3.300)	-0.616 **	(-2.360)	-0.664 **	(-2.550)
DRI*CAR	-0.001	(-0.980)	-0.001	(-0.900)	-0.002	(-0.530)	-0.003	(-0.750)
DRI*CMP	0.164 ***	(3.410)	0.158 ***	(3.360)	0.244 **	(2.160)	0.260 **	(2.300)
DRI^2	4.252	(0.160)	3.623	(0.130)	-29.634	(-0.630)	-27.063	(-0.570)
Dum99	-0.005	(-0.390)	-3.2E-04	(-0.370)	0.066 ***	(3.680)	0.063 ***	(3.540)
Dum00	0.002	(0.230)	0.002	(0.240)	0.065 ***	(5.970)	0.065 ***	(5.960)
Dum01	-0.001	(-0.620)	-0.001	(-0.660)	0.063 ***	(5.490)	0.063 ***	(5.450)
Dum02	-0.002	(-0.870)	-0.002	(-0.900)	0.054 ***	(4.360)	0.054 ***	(4.320)
Dum03	0.003	(0.350)	0.003	(0.350)	0.036 ***	(3.650)	0.036 ***	(3.560)
Dum04	0.005	(0.970)	0.005	(0.980)	0.023 **	(2.470)	0.022 **	(2.400)
Dum05	0.003	(0.640)	0.003	(0.640)	0.007	(0.680)	0.006	(0.640)
Const	0.094 ***	(3.720)	0.095 ***	(3.800)	0.549 ***	(8.880)	0.548 ***	(8.960)
F Statistic	76.62 ***				100.32 ***			
Wald Chi2	10,347.1 ***		23.200 *		7.4E+04 ***		147.85 ***	
Hausman Specification Test	0.810				2.550			
Observations	375		375		367		367	
Firms	47		47		46		46	

注1：***、**、*はそれぞれ、1%、5%、10%有意水準を示す。

注2：Dum99～Dum05は年ダミー変数を示す。

6. 3 地方銀行の所有構造と地域経済

商業銀行の所有構造と融資業務の関係については、海外では近年、研究対象として脚光を浴び続けている。この背景には、1990年代前半の世界的な金融自由化の潮流と、その後の金融危機の頻発を経て、銀行システム再建の過程で外国人所有比率が先進国、新興国を問わず、上昇してきたためである。Bonin et al. (2005) は実証分析を通じて、外国人保有比率の上昇が銀行の費用効率性を著しく改善したと結論付け、特に元来、商業銀行の政府所有比率が高かった国ほどその傾向が顕著であると述べている。

一方で、商業銀行の外国人保有比率と融資行動との関係については、見解が分かれることも事実である。Yildirm and Philippatos (2002)は、少なくとも外国銀行の参入は、銀行システム全体の費用効率性を改善するものの、融資の増大という面においては、必ずしも増大しないと結論付けている。また、Lensink et al. (2006)も外国人所有比率の上昇が銀行経営の効率性にネガティブな帰結をもたらす可能性を指摘しており、この原因を各国間での銀行法制の違いに求めている。Freis and Taci (2005)は、こうした結論の相違を詳細に分析し、外国人所有比率の高まりにおいても、そのプロセスの違いにより、銀行の業績パフォーマンスが異なると指摘している。彼らの研究では、外国人所有が高まる前に、政府所有比率が高かったのか、もともと民間所有比率が高かったのかにより、外国人所有比率上昇後のパフォーマンスが異なると結論付けている。

かかる観点から、本稿の最後の仮説では、地域金融機関の所有構造も地域の設備投資行動に影響を与えようと考え、実証分析を実施した。前節までで用いた推計モデルの Model II の説明変数に外国人所有比率と自行所有比率の説明変数を加え、その影響を確認した。自行内部保有比率も先行研究では議論的となっており、Anderson and Fraser (2000)では、自行保有比率の高まりは銀行の資産運用業務をリスク回避的に導くと指摘している。上場銀行各行ごとに得られる外国人所有比率、自行所有比率は、都道府県ごとに各年度の総資産残高で加重平均値を算出し、都道府県別のパネルデータの変数として採用した。実証結果は次の通りである。

まず所有構造について原データを確認しておくとして、ThomsonReuters から入手したデータでは、株式を公開している上場銀行99行の外国人保有比率は1999年の19.0%から2006年には39.7%に上昇したが、標本期間外の2007年、2008年は再び15%台半ばに下落している。これは、2005年から06年にかけての国内銀行業の業績改善が海外投資家の資金を誘ったためと見られる。他方、自行保有比率は、1999年の1.6%から2006年には5.9%に上昇している。銀行危機直後の1999年は、銀行株価の急落と経営再建により銀行株式が外部者へ売却される動きが加速したが、内部資金力が高まった2000年代半ば以降は再び買い戻す動きが顕著となった。

実証結果を見ると、日本の地方銀行の場合は、外国人所有比率の高まりは非上場企業のデット・エクイティ・レシオを高めていることがわかる。すなわち、外国人所有比率が高まるほど、借り手企業は外部資金による資金調達を行っていると思われるが、非上場企業の場合、社債発行がほとんどないと考えられることから、銀行借入が増大しているものと見られる。一方、自行の株式所有については、借り手企業との明白な関係は見られていない。本稿では、非上場企業の場合について次表において報告しているが、上場企業の場合は、双方とも有意な結果が得られていない。

図表 地域金融機関の所有構造と地域経済への影響（非上場企業）

(A) Model I								
	(a) Dep. Var.= I/K		(b) Dep. Var.= I/K		(c) Dep. Var.= I/K		(d) Dep. Var.= I/K	
	Fixed Effect		Random Effect		Fixed Effect		Random Effect	
Endogenous Variable								
DER	1.121 **	(2.420)	0.103	(0.400)	1.121 **	(2.420)	0.103	(0.400)
Instruments Variables								
MFG	0.097	(0.800)	0.016	(0.890)	0.097	(0.800)	0.016	(0.890)
STK	0.124 ***	(3.010)	0.062 ***	(2.790)	0.124 ***	(3.010)	0.062 ***	(2.790)
RI	5.400 **	(2.550)	3.564 **	(2.230)	5.400 **	(2.550)	3.564 **	(2.230)
RI^2	3.678	(0.760)	5.775	(1.270)	3.678	(0.760)	5.775	(1.270)
STK*RI	-2.781 ***	(-2.650)	-1.919 **	(-2.500)	-2.781 ***	(-2.650)	-1.919 **	(-2.500)
Dum99	-0.015 **	(-2.410)	-0.007	(-1.460)	-0.015 *	(-2.410)	-0.007	(-1.460)
Dum00	-0.013 **	(-2.320)	-0.007	(-1.520)	-0.013 **	(-2.320)	-0.007	(-1.520)
Dum01	-0.015 ***	(-2.890)	-0.012 ***	(-2.620)	-0.015 **	(-2.890)	-0.012 ***	(-2.620)
Dum02	-0.023 ***	(-4.090)	-0.020 ***	(-4.900)	-0.023 ***	(-4.090)	-0.020 ***	(-4.900)
Dum03	-0.020 ***	(-4.150)	-0.019 ***	(-4.090)	-0.020 ***	(-4.150)	-0.019 ***	(-4.090)
Dum04	-0.009 *	(-1.890)	-0.009 *	(-1.930)	-0.009	(-1.890)	-0.009 *	(-1.930)
Dum05	-0.009 *	(-1.930)	-0.010 **	(-2.110)	-0.009	(-1.930)	-0.010 **	(-2.110)
Const	-0.286 ***	(-3.270)	-0.114 **	(-2.450)	-0.286 ***	(-3.270)	-0.114 **	(-2.450)
F Statistic	1.330 *				1.330 *			
Wald Chi2	61.820 ***		39.800 ***		61.820 ***		39.800 ***	
Hausman Specification Test	12.230				12.230			
Observations	376		376		376		376	
Firms	47		47		47		47	
(B) Model II								
	(a)' Dep. Var.= DER		(b)' Dep. Var.= DER		(c)' Dep. Var.= DER		(d)' Dep. Var.= DER	
	Fixed Effect		Random Effect		Fixed Effect		Random Effect	
Endogenous Variable								
I/K	0.014 **	(2.000)	0.013 *	(1.850)	0.015 **	(2.130)	0.013 **	(1.970)
Instruments Variables								
DRI	0.001	(0.020)	-0.001	(-0.040)	0.001	(0.030)	-0.001	(-0.030)
CAR	-9.8E-05	(-0.820)	-8.0E-05	(-0.730)	-9.1E-05	(-0.760)	-7.2E-05	(-0.060)
CMP	-0.006	(-0.470)	0.004	(0.340)	-0.007	(-0.510)	0.003	(0.310)
DRI*CMP	0.001	(0.100)	4.5E-04	(0.090)	2.4E-04	(0.050)	0.003	(0.060)
DRI^2	-5.507 *	(-1.880)	-4.978 *	(-1.700)	-5.593 *	(-1.900)	-5.090 *	(-1.730)
Foreign Ownership	0.002 **	(2.130)	0.002 **	(2.280)				
Inside Ownership					-0.004	(-0.860)	-0.003	(-0.740)
Dum99	0.007 ***	(7.240)	0.008 ***	(8.060)	0.007 ***	(7.050)	0.008 ***	(7.850)
Dum00	0.006 ***	(9.580)	0.006 ***	(10.320)	0.006 ***	(9.390)	0.006 ***	(10.110)
Dum01	0.002 ***	(3.840)	0.002 ***	(4.320)	0.002 ***	(3.760)	0.002 ***	(4.220)
Dum02	0.002 ***	(2.800)	0.002 ***	(3.090)	0.002 ***	(2.800)	0.002 ***	(3.080)
Dum03	0.001	(1.040)	0.007	(1.190)	0.007	(1.210)	0.001	(1.360)
Dum04	-0.001	(-0.920)	-4.4E-04	(-0.070)	-0.001	(-0.940)	-4.6E-04	(-0.800)
Dum05	-4.6E-04	(-0.740)	-4.3E-04	(-0.690)	-4.6E-04	(-0.740)	-4.4E-04	(-0.700)
Const	0.035 ***	(14.870)	0.032 ***	(20.310)	0.035 ***	(15.140)	3.2E-02 ***	(20.690)
F Statistic	17.38 ***				17.43 ***			
Wald Chi2	6.6E+04 ***		483.400 ***		6.6E+04 ***		472.98 ***	
Hausman Specification Test	48.150 ***				57.460 ***			
Observations	376		376		376		376	
Firms	47		47		47		47	

注1：***、**、*はそれぞれ、1%、5%、10%有意水準を示す。

注2：Dum99～Dum05は年ダミー変数を示す。

7. 考察

本稿の実証分析の仮説は3章に示されているが、このうち、本稿が新たに取り上げた仮説は、双方とも概ね支持されている。実証結果の中でひとつの重要なポイントは、民間資本ストックが都道府県内GDPに比べて大きな地域ほど、設備投資が促されやすいという点である。特に非上場企業の場合には、民間資本ストックそのものの規模、実質金利との交差項双方とも設備投資を促す効果が検出されている。上場企業の場合にも、実質金利との交差項は設備投資を促進する結果が得られており、こうした状況が47都道府県で共通していると解釈してよいだろう。つまり、ゼロ金利政策によりいかに地域資金需要を促そうとも、産業集積の進んだ地域は資金需要が回復するが、そうではない地域に金融緩和効果が波及し難いことを本稿の実証結果は示している。

逆に、資金供給者側の地域要因に関する仮説は、実証結果がそれを支持しているとは言い難い。銀行市場の競合度が高い市場は有利子負債利回りが低い傾向があることは確認されているが、この有利子負債利回りが低いことが借り手企業のキャッシュフローを改善しているとの仮説は支持されていない。これは借り手企業のキャッシュフローには貸出約定金利面よりも、本業の事業パフォーマンスなど様々な要因が影響を与えているためと考えられる。一方で、実質金利と銀行競合度との交差項は、有利子負債利回りに対して有意な結果をもたらしており、地域における金利低下は銀行市場の競合度と相まって有利子負債に効果をもたらすことが示されている。

上記2つの実証結果を踏まえると、地域ごとに異なる資金需要の利子弾力性は、民間資本ストックと銀行競合度という、資金需給両サイドの影響が地域要因の一部となっていると考えられる。したがって、本稿の実証結果が示唆するのは、中央銀行が政策金利を0%まで引き下げても、コール市場で資金需要が底打ちしない状況の下では、地域産業政策、地域銀行行政の2つの方面から長期的には政策手段を考えてゆく必要があるという点である。勿論、家森・小倉(2009)が指摘するように、銀行競合度の高まりが地域の貸し手と借り手間のリレーションを阻害するといった側面があることは否定できない。しかし、本稿の分析結果が示唆するのは、資金需要の利子弾力性を高める地域要因は、資金需要サイドと供給サイド両面に存在するという点である。つまり、長期的な観点から産業集積を促す政策を考える場合、貸出約定金利という価格面を含めた高い金融サービスの質が地域市場で普及することは、地域の産業政策を進める上でプラスとなることは間違いない。

所有構造がもたらす地域銀行市場への影響も、本稿のひとつの貢献であると考えられる。これまでの日本の商業銀行の保有構造と業績パフォーマンスに関する実証分析は、Konishi and Yasuda (2004)以外、数多くの実証研究が発表されたとは言い難い状況にある。本稿では、上記の資金需給両サイドの地域要因に加え、外国人投資家と自行保有の2つの所有集中の地域金融行動への影響を検証している。この結果を踏まえると、日本の地方銀行の場合にも、外国人所有は非上場企業の外部資金調達を増加させるとの結果が得られており、少なくとも地域経済にとってはプラスの要因として働くことが示されている。つまり、産業集積と銀行競合度に加え、ガバナンス上も地方銀行に規律付け効果をもたらさう株主への所有集中も、地域の融資活動を活性化させるひとつの要因として働いていると言えよう。

むすびにかえて

本稿は、年々高まる銀行市場の地域多様性に焦点をあてた研究である。銀行市場は、借り手企業に上場企業が多い東京と非上場企業が多い名古屋では大きく異なるし、同じ非上場企業を顧客とする東海3県と中国四国地方でも、経済規模自体が大きく異なる。預貸率の長期的な低迷とともに、長期にわたる金融緩和政策が、なぜ地域資金需要を生み出さないのかが、本稿の主たる論点であった。本稿の実証結果を裏付ける事例は少なくない。例えば、2008年秋以降の株式時価総額が、簿価の総資産残高を上回る銀行は、近年他業態から新規参入した銀行、経営統合が発表された銀行、事業の将来が有望視されている銀行、の3つのパターン化が可能である。第一のグループがセブン銀行、ソニー・フィナンシャル・ホールディングス、第二のグループは池田銀行、泉州銀行、関西アーバン銀行等、第三のグループが横浜銀行、千葉銀行、広島銀行等である。そして、本稿の結論を支持するのは、第三のグループである。

この第三グループの銀行は、2009年4-6月期決算のデータを用いると、横浜銀行、千葉銀行、京葉銀行、静岡銀行、スルガ銀行、広島銀行の6行があげられる。これらの地方銀行に共通した特徴は、神奈川県、千葉県、静岡県、広島県という、地場産業の集積が長期的に進んできた地域であること、産業発展の経緯から雇用者数も増加、個人ローン市場も拡大が続いている県であることである。こうした地の利に恵まれた経緯から、地域金融機関の間での競合度も高い点も共通している。特に神奈川県、千葉県は、都市銀行のシェアも大きく、極めて競合度は高い。これら6県の地方銀行、第二地方銀行の近年の貸出残高を確認すると、この10年間で優勝劣敗がかなりの程度、進んでいる。つまり、資金需要が旺盛な地域に所在するという必要条件に恵まれているものの、近年貸出市場でのシェアを下落させている金融機関もこれらの地域には多い。上記の6銀行は、この高い競争環境のもとで、自らの競争力を高めてきた地方銀行であるといえることができる。

本稿が言及しきれなかった今後の研究課題を示すと下記のようなことになる。まず、本稿の実証研究は、民間資本ストックを推計することにより、地域資金需要への影響を考察している。財政学の実証研究の分野では、民間資本ストックに加え、社会資本ストックの推計も行われ、両者の関係が検証されている。社会資本ストック、すなわち地域の公共事業が民間資本ストックとどのような関係にあり、引いてはそれが地域経済の民間設備投資へつながっているのか。金融財政の政策ミックスを考える場合、今後においてこの切り口の研究は不可欠と思われる。また、本稿はマイクロデータを各都道府県で集計した地域マクロ金融研究であるため、中小企業に対する信用保証制度の影響など、マイクロ分析がこれまでフォーカスしてきた成果が十分に織り込まれていない。こうした不一致を解消してゆくことも今後の研究に期待される点である。

Reference

- Anderson, R. C. and D. R. Fraser, (2000), "Corporate Control, Bank Risk Taking, and the Health of the Banking Industry," *Journal of Banking and Finance* 24, pp. 1383-1398.
- Beare, J. B. (1976), "A Monetarist Model of Regional Business Cycles," *Journal of Regional Science* 16, pp.57-63.
- Bonin, J., I. Hasan and P. Wachtel, (2005) Bank Privatization and Performance: Evidence from Transition Countries, *Journal of Banking and Finance* 29, pp.31-53.
- Carlino, G. and R. DeFina, (1995), "Regional Income Dynamics," *Journal of Urban Economics* 37, pp. 88-106.
- Carlino, G. and R. DeFina, (1998), "The Differential Regional Effects of Monetary Policy," *The Review of Economics and Statistics* 80, pp.572-587.
- Carlino, G. and R. DeFina, (1999), "The Differential Regional Effects of Monetary Policy: Evidence from the U.S states.," *Journal of Regional Science* 39, pp.339-358.
- Bernanke, B., S. and A. S. Blinder, (1988), "Credit, Money and Aggregate Demand," *American Economic Review, Papers and Proceedings* 78, pp. 435-439.
- Bernanke, B., S., "Credit in the Macroeconomy," *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, spring, pp. 50-70.
- Frantantoni, M. and S. Schuh, (2003), "Monetary Policy, Housing, and Heterogeneous Regional Markets," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 35, No. 4. pp. 557-589.
- Freis, S. and A. Taci, (2005), "cost Efficiency of Banks in Transition: Evidence from 289 Banks in 15 Post-Communist Countries," *Journal of Banking and Finance* 29, pp. 55-81.
- Garrison, C. B., and H. S. Chang, (1979), "The Effects of Monetary Forces in Regional Economic Activity," *Journal of Regional Science* 19, pp. 15-29.

- Garrison, C. B., and H.S. Chang, (1983), "The Effects of Monetary Forces in Regional Economic Activity," *Journal of Regional Science* 19, pp. 15-29.
- Gertler, M., and S. Gilchrist, (1993), "The Role of Credit Market Imperfections in Monetary Transmission Mechanism: Arguments and Evidence," *Scandinavian Journal of Economics*, 95, pp. 43-64.
- Hanson, S. J. and C. Waller, (1996), "Empirical Evidence of a Credit Channel Using Regional Data," unpublished manuscript.
- Hori, M. and H. Kotaki, (2003), "Bank Soundness and the Regional Economy: Evidence from Regional Data," (in Japanese) ESRI Discussion Paper No. 38.
- Hosono, K. (2006), "The Transmission Mechanism of Monetary Policy in Japan: Evidence from Banks' Balance Sheets," *Journal of The Japanese and International Economies*, 20, pp. 380-405.
- Ishikawa, T., (2000), "Long-term Trend of Private and Social Capital Stock in 47 Prefectures," *NLI Research Report*, Vol. 15., pp.1-39.
- Kashyap, A. K. and J. C. Stein, (1994), "The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets," *National Bureau of Economic Research, Working Paper* 4821.
- Lensink, R. A. Meesters and I. Naaborg, (2006), "Bank Efficiency and Foreign Ownership: Does Good Governance Matter? Groningen: University of Groningen, Mimeo.
- Mathur, V. and S. Stein, (1980), "Regional Impacts of Monetary and Fiscal Policy: An Investigation into the Reduced Form Approach," *Journal of Regional Science* 20, pp. 343-351.
- Moore, C. L. and J. M. Hill, (1982), "Interregional Arbitrage and the Supply of Loanable Funds," *Journal of Regional Science*, 22, pp. 499-512.
- Lee, M. H. and M. Nagano, (2008), "Market Competition Before and After Bank Merger Wave: A Comparative Study of Korea and Japan", *Pacific Economic Review*, Issue 5, Volume 13. Pp.604-619.
- Noma, K., (2007), "Bank Performance and the Regional Economy: Some Considerations for the Financial Deepening in Regional Economies," Y. Tsutsui and S. Uemura eds., *Relationship Banking and Regional Banking System*, Tbyokeizai-Shimposha.

Oliner, S., and G. D. Rudebusch (1995), "Is There a Bank Lending Channel for Monetary Policy?" *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, p.2-21.

Owyang, M. T. and H. J. Wall, (2005), "Structural Breaks and Regional Disparities in the Transmission of Monetary Policy," *Working Paper 2003-008C Federal Reserve Bank of St. Louis*.

Schunk, D. L., (2003), "The Differential Impacts of Monetary Policy: Are the differences Diminishing?," *Papers in Regional Science* Vol. 84., Issue 1, pp. 127-136.

Toal, W. D. (1977), "Regional Impacts of Monetary and Fiscal Policies in the Postwar Period: Some Initial Tests," *Federal Reserve Bank of Atlanta Working Paper*.

Yildirim, S. and G. Philippatos, (2002), "Efficiency of Banks: Recent Evidence from the Transition Economies of Europe, 1993-2000. Knoxville: University of Tennessee. Mimeo.

}