

(論 文)

# 企業の創出、規模と銀行間競争\*

式 見 雅 代\*\*

## 【要 旨】

本論文では、地域金融市場における銀行間競争が開業率や事業所規模に与える影響について、『事業所・企業統計調査』（総務省）の集計データを用いて実証分析を行った。分析から、外部資金依存度が高く無形資産比率の比較的高い産業では地域金融市場が寡占的であるほど、開業率は低く、事業所の平均的な規模も小さいことが発見された。この結果は、地域金融市場の集中度が高いほど情報の非対称度が高い企業への信用供与が行われにくく、企業が創出されにくくなっているとともに、企業成長も抑制されている可能性を示唆する。

【キーワード】 企業創出、銀行間競争、情報の非対称性

## 1 はじめに

中小企業は成長の要であり、新規事業の開設を促すことは経済成長を考える上で重要な課題である。特に、地域経済にとって、地域産業を育成し、経済を活性化させていくことは重要な政策課題であり、そのための政策数値目標として、開業率を掲げている自治体も数多い。開業及び地域産業の育成に関する従来研究については、産業組織論からのアプローチが主流を占め、産業の参入障壁の高さ、地域需要要因、産業集積及び人的資本の蓄積の程度などに代表される地域固有の実物経済の要因が影響を与えるという報告が欧米を中心

になされている。しかしながら、企業の誕生・退出、企業規模の分布などの地域の産業組織構造が、財市場の競争条件のみならず、金融市場要因にも少なからず影響を受けることが近年明らかにされてきた (Cetorelli and Gambera 2001; Cetorelli and Strahan 2006)。

資金提供者と起業家の間に情報の非対称性がない世界では、金融市場が競争的であるほど企業はより低い調達コストで資金供与を受けることが可能となり、企業が創出されやすくなると考えられる。他方、情報の非対称性が存在する場合、起業家は市場から思うような資金調達を行うことはできず、借り手と貸し手間の緊密かつ長期的・排他的取引関係の構築がこうした資金制約の問題を緩和すると金融仲介理論は説明する。即ち、非対称情報を考慮すれば、資金供与は、同じ競争条件にさらされる企業で同一とはならず、企業・銀行関係の緊密さの程度の違いにより異なることが予想される。

本研究は、新設事業所数や開業率、事業所の規模と地域金融市場の競争度の関係を見ることにより、地域の開業及び成長を促す地域金融市場の条件を実証的に明らかにするとともに、地域金融市場の競争度とリレーションシップバンキングの関係について考察を行う。

\* 本論文の作成に当たり、小倉義明準教授及び2011年度日本金融学会秋季大会の参加者、2名の匿名レフリーから有益なコメントを頂戴した。ここに記して感謝したい。尚、本稿にありうるべき誤りは筆者に帰するものである。また、本研究の主要な部分は科研費(課題番号:23530371)の助成を受け、その他、地域経済研究推進協議会からも研究助成を受けている。

\*\* 広島大学大学院社会科学部  
〒730-0053 広島市中区東千田町1-1-89  
TEL. 082-542-7031 (研究室)  
FAX. 082-542-6964 (事務部)  
E-mail: mshikimi@hiroshima-u.ac.jp

本研究の特色は以下の通りである。地域金融市場の競争条件が地域経済の企業創出や規模に与える影響を分析した研究は、米国やイタリアのデータを用いたものが多く、日本ではまだその関係について直接実証分析したものはそれほど多くない。また、先行研究の多くが製造業を対象にしているが<sup>1)</sup>、日本のような成熟経済では開業率が高い産業は非製造業であり、有形固定資産が少なく情報の非対称度が比較的高いのも非製造業である<sup>2)</sup>。本研究では、日本の都道府県別、産業別のデータを用いて事業所の新規開設、事業所の規模と地域金融市場の競争条件の関係を明らかにする。本研究で用いたデータは集計データであることから、金融市場の競争条件が個別企業の銀行関係に与える効果（メカニズム）を直接検証することはできないが、センサスデータを利用することから、地域金融市場の競争度が地域経済の総開業数や開業率、規模に与える影響について分析することが可能となり、地域経済全体への効果を総合的に把握することができるという利点を持つ。一般に、中小企業のデータは入手が困難で、入手が可能であったとしてもサンプル数が限定される上、小規模企業の補足は非常に困難である、またアンケート調査の場合は回答企業になんらかの特性がある場合、代表性に乏しいという欠点を有する。本分析で用いたデータは、センサスデータであり、小規模の事業所を含めていることから、全体像を示すことが可能であるとともに、小規模企業も含まれるという利点を有する。さらに、非製造業を含めることにより、情報の非対称性にまつわる資金制約の問題と開業、規模の関係がより鮮明になると考えられる。

1) 例外はBonaccorsi di Patti and Dell'Araccia (2004)で、イタリアの非製造業も含めた22産業、103地域の開業率に与える地域金融市場の競争度の影響を見ている。

2) 総務省『平成18年事業所・企業統計調査』によれば、新設事業所数が最も多い産業は卸売・小売業で（新設事業所数全体の約26%）、次いでサービス業、飲食店・宿泊業となり、製造業の新設は新設事業所数全体の5.5%を占めるにとどまる。新設率（新設事業数/前回調査の民営事業所数）で見た場合、最も高いのは複合サービス業（71.3%）で、次いで情報通信業（49.9%）、医療・福祉（39.5%）となり、製造業の新設率は11.6%である。

本稿の構成は、以下の通りである。第2節で、金融市場の要因が企業の創出や成長に与える影響について既存研究を概観し、検証仮説を導出する。第3節では、推計モデルと分析に用いたデータサンプルについて説明し、第4節で推計結果を示し、第5節で結論を述べる。

## 2 先行研究

本節では、金融市場の競争条件が地域の企業創出と規模に与える影響について、先行研究を概観する。理論的には、金融市場の競争条件が企業創出に与える影響は、正と負の両方が考えられる。産業組織論の見地からは、金融市場が競争的であるほど、企業への資金供与が行われやすくなることから、金融市場の集中度と企業の創出及び成長との間には負の関係が導かれる。

他方、情報の非対称性と契約の不完備性が存在するもとは、金融市場の競争度と資金供与の関係は、企業規模に関して一律ではない。一般に公開情報が少なく情報の非対称度が高い中小企業は、信用割当に合いやすいことはよく知られている。こうした企業においては、銀行と長期的・排他的取引関係を構築することによって、資金制約が緩和される。取引関係が排他的・長期的であれば、企業は私的情報が他に漏れることを恐れることなく情報を銀行に提供でき、また銀行側も長期的・排他的取引関係ゆえに情報探索費用を回収する見込みがあることから、費用をかけて企業固有のソフト情報を入手する誘因を持つためである。他方、企業のソフト情報は、その性質上立証可能な形で他に移転することが困難であることから、ソフト情報が特定の銀行に蓄積されている場合、関係にロックインされホールドアップ問題に遭遇する可能性が高まる（Rajan 1992）。こうした長期的・排他的取引関係の弊害を克服するには、取引銀行の変更や資金調達源の多角化が有効である。地域金融市場が競争的であれば、企業は成長した段階で代替行を見つけやすくなることから、銀行は当該企業が他の銀行にスイッチすることを恐れ、コストをかけて情報生産活動を行う誘因を失いやすい。他方、市場が寡占的であれば、企業は他の銀行にスイッチする可能性が低く、情報収集活動の費用を回収できる見込みがあること

から、銀行は創業期の企業に対し資金提供することが可能となる。よって、地域金融市場の集中度が増すほど、リレーションシップバンキングが形成されやすく、競争市場では資金調達が困難な中小企業も資金供与が得やすくなるため (Petersen and Rajan 1995)、企業の創出確率は高く、企業の存続確率も高い一方、ホールドアップ問題から企業成長は抑制されることから、企業規模は競争市場に比べ比較的小規模であることが予想される。

他方、Boot and Thakor (2000) は、銀行間の競争が熾烈になるに従い、トランザクション貸出、リレーションシップ貸出の双方の収益は低下するが、トランザクション取引の収益性は関係取引の収益性以上に下がることから、地域金融市場が競争的であるほどリレーションシップバンキングが促進されることを理論的に示した。これは、リレーションシップ貸出は関係特殊の貸出であることから、トランザクション取引による貸出に比較し、一般に銀行間競争の影響を受けにくいことに依存する。よって、競争市場では開業率が高くなることが予想される。

但し、企業成長に関しては、銀行間競争の影響は負と正の両方が考えられる。負の効果は、ホールドアップ問題である。他方、リレーションシップバンキングであってもホールドアップ問題が生じにくい場合、規模に対してはリレーションシップバンキングは正の効果をもたらすことが予想される。Boot and Thakor (2000) のモデルでは、銀行間競争が増すにつれて、銀行はリレーションシップ貸出への割合を増加させるが、競争の影響はゼロではなくリレーションシップ貸出からの限界収益も低下することから、銀行の貸出先に対する収益改善努力インセンティブが削がれる。このため、銀行間競争が激しくなるほど、銀行の貸出先収益改善のための努力水準は低下し、ホールドアップ問題の軽減につながることを予想される。また、企業側も、投下された銀行の努力水準が低いことから、特定の銀行関係にロックインされにくく、地域金融市場が競争的であれば切替費用が低下するため、比較的容易に代替金融機関を見つけやすくなる。そのため、ホールドアップ問題が抑制され、企業成長が阻害されない。また、評判効果が働く場合、銀行はホールドアップ問題を

起こさないことにコミットすることが可能となる<sup>3)</sup>。この場合、リレーションシップバンキングであれば、企業成長は抑制されるとは言い切れず、特に地域金融市場が競争的である場合、リレーションシップバンキングであっても企業成長が促されるケースが考えられる。

地域金融市場の競争条件と企業の創出・成長の関係に関する実証結果も、正と負の両方の関係が観察されている。Petersen and Rajan (1994, 1995) は、米国の中小企業のデータを用いて、地域金融市場がより寡占的であるほど、若い企業は資金制約が緩和されるという結果を得ている。Zarutskie (2006) は、米国企業のパネルデータを用いて、店舗規制緩和が実施された1994年以降銀行の競争激化に伴い、若い企業の外部資金依存度が低下したこと、さらに企業年齢が高くなるとこの傾向は逆転することから、地域金融市場の競争激化は、若い企業に不利に働くという結果を得ている。Ogura (2007) は、中小企業庁「金融環境実態調査」の約1500社のアンケート調査を用いて、企業の設立から最初の融資を受けるまでの期間の長さに金融機関からの助言が負の影響を与えることから、新規開業企業の資金調達にリレーションシップバンキングが正の影響を与えるとともに、地域金融市場の競争度とリレーションシップバンキングの形成には負の相関があるという結果を得ている。Bonaccorsi di Patti and Dell'Arciccia (2004) は、イタリアの産業別、地域別データを用いて、金融市場の競争度と開業率の間には非線形の関係があること、また地域金融市場が競争的である場合、非対称情報の程度が高い産業で開業率が下がるという結果を得ている。これらの結果はいずれも、地域金融市場が寡占的である程、企業の資金制約が緩和され企業創出が促進されやすくなることを示唆する。

他方、Cetorelli and Strahan (2006) は、米国

3) 例えばA銀行が顧客Bに対しホールドアップ問題を起こした場合、その情報が地域の潜在的な貸出先に流れ、A銀行は他の良好な貸出機会を失う。顧客Bへのホールドアップによる収益の増分を上回る評判効果による損失がある場合、A銀行はホールドアップしないことにコミットすると考えられる。特に市場が競争的であれば、その評判効果による損失がホールドアップ問題による収益を上回る可能性が高い。

の地域別産業別パネルデータを用いて、外部資金依存度が高い産業で、地域金融市場が寡占的であるほど事業所数が少なく、事業所の規模が大きくなるという結果を得ている。金融市場の集中度の影響は企業規模に応じて異なり、比較的規模の小さい事業所が信用割当を受けている可能性を示唆している。Black and Strahan (2002) は、米国の地域別パネルデータを用いて、地域金融市場が寡占的である場合、開業数が減少するものの、店舗規制の緩和以降は寡占市場でも開業数が上昇するという結果を得ている。Shikimi (forthcoming) は、日本の中小企業のデータを用いて企業の取引金融機関数をコントロールしたうえで、地域金融市場が競争的であるほど中小企業の資金制約が緩和されるという結果を得ている。これらの結果は、地域金融市場の競争度と企業創出の間の正の関係を示唆するものである。

企業成長については、Fernández de Guevara and Maudos (2009) は、スペイン企業のデータを用いて、地域金融市場の集中度と外部資金依存度の交差項と、企業成長に間には逆U字型の関係があり、中程度の集中度で企業成長が最も高く、ある程度寡占状態にあるほうが企業の資金制約が緩和され、企業成長が促されるという結果を得ている。また、地域金融市場の競争度ではないが、国の銀行部門の集中度が産業の成長率に与える影響を見た研究もある。Cetorelli and Gambera (2001) は、国別産業別のデータを用いて、銀行部門の集中度と外部資金依存度の交差項と、各国の成長率の間には逆U字型の関係があることを発見した。これは、集中度の低い（競争）市場では、外部資金依存度の最も低い産業だけがレント収奪による問題が最小化され競争の便益を享受する一方、集中度の高い市場では、外部資金依存度の最も高い産業だけがリレーションシップバンキングによる恩恵を享受でき、集中度が中レベルでは外部資金依存度が中程度の産業も資金供与を受けやすくなるためであると説明する。他方、Claessens and Laeven (2005) は、16カ国の産業別のデータを用いて、銀行間の競争度が高い国では、外部資金依存度が高いほど産業の成長率が高くなる結果を得ている。

他方、金融市場の競争条件が企業の存続、成長に何ら影響を与えないという研究もある。岡室

(2007) は、国民生活金融公庫の融資を受けた企業2181社を対象とする「新規開業パネル調査」の個票データを用いて、開業資金に占める自己資金比率や国民生活金融公庫融資比率が高いほど新規開業企業の存続の確率が高いが、地域金融市場の競争要因は存続率にも成長にも影響を与えていないという結果を得ている。これは、個票データによる分析であることから、企業の存続、成長の決定に影響を与えると考えられる経営者属性、企業属性などの要因がコントロールされているという利点を有するが、対象企業が国民生活金融公庫の融資を受けている2100社程度に限定されていることから、日本企業の全体像を示しているとは言い難い。

集計データを用いた先行研究では、金融市場の競争度の影響が産業を通じて一律ではなく、産業特性に依存し、産業の外部資金依存度や情報の非対称性の違いにより異なるというモデルの推計を行っている。より具体的には、他の条件を一定として、金融市場の競争度の代理変数と産業の外部資金依存度（もしくは情報の非対称度）の代理変数との交差項の係数を見るという分析方法が採用されており、暗黙のうちに、外部資金依存度が高い企業は、同時に情報の非対称性の問題が深刻であると仮定されている。しかしながら、企業の資金調達を選択肢としては、株式発行や社債、銀行借入などがあり、情報の非対称度が高く市場からの資金調達が困難な企業が銀行借入れを選択する。多くの先行研究では、情報の非対称度の代理変数として、企業規模、企業年齢、無形固定資産比率などが用いられるが、一般に銀行借入比率と担保の間には正の相関があり、無形固定資産などの企業特殊的な資産は用途の汎用性が狭く評価が困難で担保物件にはなりにくいため、無形固定資産比率が高く情報の非対称度が高いほど銀行依存度が高いとは言い切れない。

さらに、銀行の貸出の決定には、財務情報などハード情報に基づく貸出とアウトサイダーには容易には入手不可能な経営者の質や事業の将来性、評判などといったソフト情報に基づく貸出があるが、リレーションシップバンキングの理論が対象としている銀行貸出は、ソフト情報に基づく貸出が主であり、銀行借入依存度が高いことがソフト情報に基づく貸出が多いことと同義にならない可

能性がある。そこで、本稿では、外部資金依存度が高い産業のうち、情報の非対称度が高く最も資金制約に遭いやすいと考えられる産業に着目し、それら産業内の事業所の新設率や規模に地域金融市場の競争度が与える影響を見る。本研究で用いるデータは、都道府県別、産業別に集計されたデータであることから、個別事業所の意思決定問題を扱うことはできないが、センサスデータを用いることから、地域金融市場の競争度が地域産業の開業や成長といった地域経済に与える影響についての全体像をみる事が可能となる。

先行研究から、次節で行う実証分析の検証仮説は以下のようにまとめられる。

仮説1：

地域金融市場が寡占的であるほど、リレーショナルシップバンキングが形成されやすい。よって、地域金融市場の集中度が高まるほど、外部資金依存度が高く情報の非対称性が高い産業では事業所創出が多くなるが、ホールドアップ問題から事業所規模は比較的小さくなる (Petersen and Rajan 1995, Bonaccorsi di Patti and Dell’Ariccia 2004)。

仮説2：

地域金融市場が競争的であるほどリレーショナルシップバンキングは形成されやすい (Boot and Thakor 2000)。よって、地域金融市場の集中度が低下するほど、外部資金依存度が高く情報の非対称性が高い産業では、事業所の創出が多くなるが、ホールドアップ問題から事業所規模は比較的小さい。

仮説3：

地域金融市場が競争的であるほどリレーショナルシップバンキングは形成されやすい (Boot and Thakor 2000)。よって、地域金融市場の集中度が低下するほど、外部資金依存度が高く情報の非対称性が高い産業では、事業所の創出が多くなり、競争から銀行の切替費用が低下しホールドアップ問題が抑制されるため事業所規模は比較的大きい (Claessens and Laeven 2005)。

### 3 推計モデルとデータ

#### 3.1 推計モデル

本節では、地域における銀行間競争が、事業所

の誕生や、事業所規模に与える影響を見ることにする。事業所の創出・成長は、地域金融市場の競争度、産業の成熟度及びその他の要因によって規定される。但し、銀行部門の競争度の影響は、同一金融市場で一定とは限らず、産業の外部資金依存度及び情報の非対称度によって異なると考えられることから、推計の基本モデルは以下のように表される<sup>4)</sup>。

$$Y_{jpt} = \alpha_1 + \beta_1 \cdot (\text{Dependence}_j \cdot \text{Concentration}_{pt}) + \gamma_1 \cdot \text{Concentration}_{pt} + \delta_1 \cdot \text{Share}_{jpt} + \Gamma \cdot \text{Industry effect}_{jt} + \kappa \cdot \text{Control}_{pt} + \varepsilon_{jpt}. \quad (1)$$

ここで、 $j$ は産業、 $p$ は都道府県を表す。被説明変数の $Y_{jpt}$ は、推計式によって異なり、新設事業所数、開業率、 $\ln$ (一事業所あたりの従業員数)、のいずれかである。 $\text{Dependence}$ は、推計式によって異なり、産業の外部資金への依存度、産業の情報の非対称度、産業の外部資金依存度と情報の非対称度との交差項のいずれかである。 $\text{Concentration}$ は地域金融市場の集中度、 $\text{Share}$ は、当該産業の雇用シェアを表し、産業のライフサイクルに基づく要因をコントロールするもので、すでに成長を遂げた産業は、新規参入や成長が抑制されると考えられることから、期待される符号は負である<sup>5)</sup> (Rajan and Zingales 1998; Cetorelli and Gambera 2001; Cetorelli and Strahan 2006)。 $\text{Industry effect}$ は、産業ダミー×年ダミーで時間を通じて変化する産業固有の要因をコントロールする変数である。 $\text{Control}$ は、地域の産業集積状況や規模等の需要要因をコントロールする変数である。

(1)式では、推計上、2つの大きな問題に直面する。第一は、多重共線性の問題で、一般に人口規模の大きな地域や産業集積が進んでいる地域には金融機関も密集しており、 $\text{Concentration}$ と

4) 研究により被説明変数及び説明変数は異なるが、推計モデルの基本形は、Rajan and Zingales (1998)、Cetorelli and Gambera (2001)、Cetorelli and Strahan (2006)、Bonaccorsi di Patti and Dell’Ariccia (2004) により採用されているものである。

5) 他方、衰退産業で既にシェアが小さくなっている産業では新規参入も少なく成長も乏しいことから、正の符号が成立する可能性がある。

表1 検証仮説と符号条件

被説明変数	仮説1：地域金融市場が寡占的であるほど、リレーションシップバンキングが形成されやすく、外部資金依存度が高く情報の非対称性が高い産業では事業所創出が多くなるが、ホールドアップ問題から事業所規模は比較的小さくなる (Petersen and Rajan 1995)。	仮説2：地域金融市場が競争的であるほど、リレーションシップバンキングが形成されやすく (Boot and Thakor 2000)、外部資金依存度が高く情報の非対称性が高い産業では、事業所の創出が多くなるが、ホールドアップ問題から事業所規模は比較的小さい。	仮説3：地域金融市場が競争的であるほど、リレーションシップバンキングが形成されやすく、外部資金依存度が高く情報の非対称性が高い産業では、事業所の創出が多くなる。但し、競争から切替費用が低下しホールドアップ問題は抑制されるため事業所規模は比較的大きい。
新設事業所数 もしくは開業率	$\beta_2 > 0$	$\beta_2 < 0$	$\beta_2 < 0$
$\ln$ (従業員数/事業所数)	$\beta_2 < 0$	$\beta_2 > 0$	$\beta_2 < 0$

Controlの間に高い相関関係があることによる。第二は、内生性の問題である。仮に、地域の産業構造を決定する観察不可能な要因が、同時に地域金融市場の競争度も決定するとしよう。すると、(1)式では、地域金融市場の競争度と誤差項の間に相関があることから、内生性の問題が生じ、OLS推計量は一致性を持たない。この場合の一般的な解決法は、操作変数を用いるか、もしくは固定効果による推計である。本稿では、Cetrelli and Strahan (2006) に倣い、地域の固定効果を入れた推計を行うことにより、上記の定式化の問題を克服することとする。具体的には、財市場の財・サービス需要要因や地域固有のトレンドを除去した以下の推計式を推計する。

$$\begin{aligned}
 Y_{jpt} = & \alpha_2 + \beta_2 \cdot (\text{Dependence}_j \cdot \text{Concentration}_{pt}) \\
 & + \Phi \cdot \text{Market effect}_{pt} + \delta_2 \cdot \text{Share}_{jpt} \\
 & + \Lambda \cdot \text{Industry effect}_{jt} + \varepsilon_{jpt}. \quad (2)
 \end{aligned}$$

Market effectは、都道府県ダミー×年ダミーで、地域固有のトレンドをコントロールする変数である。Industry effectと合わせて、両方向の固定効果を推計式に加えることにより、産業もしくは地域を通じて起こる除外された変数問題が回避できるとともに内生性の問題をもコントロールできる。但し、Concentrationは加えられないので、地域金融市場の競争度の直接的な効果は特定できない<sup>6)</sup>。

6) 同一年同一都道府県内ではConcentrationは共通で、その効果はすべてMarket effectに吸収されてしまうため、識別できない。

検証仮説と符号条件は、表1にまとめた。

### 3.2 データ

本稿では、事業所の創出、成長については、先行研究に倣い都道府県別、産業別の集計データを用いる。被説明変数として用いられる新設事業所数、開業率及び従業員数のデータは、『事業所・企業統計調査』(総務省)から得た。『事業所・企業統計調査』は5年置きに実施され、その中間年に簡易調査が行われる。本研究で使用したデータは、1991年、1994年、1996年、1999年、2001年、2004年、2006年の7時点の調査報告に基づく<sup>7)</sup>。尚、新設(廃止)事業所数の調査は、分析期間中では1994年、1999年、2004年のみ行なわれているため、新設事業所数及び開業率の分析は3時点に限定されるが、事業所規模の分析は7時点のデータをプールしたものとなる。分析対象は民営部門の事業所とし、都道府県×中分類の業種で、各々の調査年毎に変数を作成した。同統計資料の産業分類は日本標準産業分類に基づくが、日本標準産業分類は1993年10月及び2002年3月に改訂が行われていることから、全期間のデータをプールするには産業分類を統一する必要がある。そのため、小分類の集計データを用いて1991年の産業分類に再集計し直した。銀行・保険業、規制産業は、分析対象外とした。

尚、ここでは事業所データを使用しており、個

7) 調査日は、1991年7月1日、1994年4月8日、1996年10月1日、1999年7月1日、2001年10月1日、2004年6月1日、2006年10月1日で、調査は、約2.5年(+ - 3か月)置きに実施されていることになる。

表2 事業所規模の分布

従業員シェア	事業所数	比率 (%)
1～4人	3,448,156	61.40%
5～9人	1,073,979	19.12%
10～29人	800,830	14.26%
30～49人	143,123	2.55%
50～99人	89,617	1.60%
100～299人	44,138	0.79%
300人以上	10,349	0.18%
派遣・下請従業員のみ	5,555	0.10%
総数	5,615,747	

出典：『平成18年事業所・企業調査』（総務省）

人企業はほぼ事業所と等しいが、株式会社等規模の大きい企業と事業所とは必ずしも一致しない。但し、2004年の『事業所・企業統計調査』によれば、総事業所数約573万のうち、約75.5%が単独事業所で、本所・本社・本店事業所数と合わせると、全体の約80%に相当する。事業所データを用いることの利点は、以下の2点にある。第一に、個人経営の小規模企業の動向を捉えることが可能である。第二に、Rajan and Zingales (1998) は、既存の事業所を拡張する場合は内部資金に依存する傾向が強いのにに対し、事業所の新規開設には外部資金を必要とする可能性が高いこと、事業所数の増加は、既存の事業の規模を拡張することによるよりも、新たに企業を設立することによって起こりやすいことから、事業所数の増加は、より外部資金依存度や金融市場の影響を受けやすいと説明する。日本については、労働政策研究・研修機構『ユースフル労働統計：労働統計加工指標集2011』によれば、新設事業所の開業率（調査期間内の開業した事業所数/事業所総数）は、1992～1996年の期間では、事業拡大による開業率が1.0%であるのに対し、新規企業による開業率は2.2%、2001年～2004年調査では各々、4.1%と8%と新規企業の開業率が事業拡大による開業率の2倍となっており、日本についても新設事業所数は、小規模企業の開業の動向をある程度の規模で捉えていると言えよう。本稿では、以上の点を踏まえつつ先行研究との比較を考慮し、事業所データを用いる。

2006年における事業所規模の分布は、表2に示

してある。これより、10人未満の零細事業所が全体の80.5%を占めていることがわかる。サンプルの記述統計量は、表3に示している。各都道府県の人口は、内閣府『県民経済計算』より得た<sup>8)</sup>。一事業所当たりの従業員数は、メジアンで11人である。

以下、説明変数の作成方法を示す。

#### 地域金融市場の競争条件

地域金融市場の競争度の代理変数として、都道府県別のハーフィンダール指数を用いた。本指標は、地銀、第二地銀、信用金庫、信用組合の都道府県別の貸出額に基づいて作成した。都銀・長銀・信託が含まれていないのは、各都道府県別の貸出金額の情報が得られないことによる<sup>9)</sup>。地銀、第二地銀、信用金庫、信用組合の個別金融機関の都道府県別貸出額については、『月刊金融ジャー

8) 労働力人口当たりにするほうが望ましいが、対象期間の都道府県別の労働力人口のデータが得られなかったため、先行研究に倣い、人口一人当たりとした。

9) Ogura (2007) は、都銀、長銀、信託については、各都道府県別の支店数の分布で貸出量を近似し、貸出額に基づくハーフィンダール指数を作成している。個別銀行の各都道府県別の支店数は『日本金融名鑑』（日本金融通信社）に記載されているが、本分析に対応する期間のデータを入手することは、困難であった。但し、今回入手可能であった2000年について、Ogura (2007) と同様の指標を作成したところ、0.939と極めて高く、本推計で用いたハーフィンダール指標に大銀行が入っていないことの影響は小さいと考えられる。

ナル』(日本金融通信社)及び『全国信用金庫財務諸表』(金融図書コンサルタント社)、『全国信用組合財務諸表』(金融図書コンサルタント社)より情報を得た。推計では、内生性の問題を考慮して事業所統計調査年の前年のものを用いた。尚、中小企業が借入を行う地域金融市場を都道府県単位で捉えるのはやや広すぎるといった批判もあり得るが、データの制約上、企業が直面する実際の貸出市場の競争条件は、同じ都道府県内で変わらないと仮定して分析を行う<sup>10)</sup>。

### 外部資金依存度の指標

外部資金依存度の指標としては、2つの変数を用意した。表2に示したように、本分析に用いる事業所の大半は、小規模の事業所であることから、第一の指標として、Cetorelli and Strahan (2006)に倣い、中小企業の銀行借入/総資産比率を用いることにする。データの作成にあたっては、一時的なショックの影響を除くため、各企業の借入依存度の期間平均(1998年～2002年)を求めた上で、その産業メジアンを計算し、それを産業の借入依存度とした。期間平均を求めることにより、資金の需給要因がある程度コントロールできると考えられるためである。借入依存度の産業メジアンはShikimi (forthcoming) から得た<sup>11)</sup>。但し、期間平均値を用いているとは言え、本指標は中小企業の財務データをもとに作成したものであることから、恒久的に銀行依存度が低いのは資金需要が少ないからではなく借入制約の問題が生じている可能性もあり、観察される借入比率が需要曲線上にあるか供給曲線上にあるのかを識別することは困

難である。そのため、Rajan and Zingales (1998)、Cetorelli and Strahan (2006)に倣い、上場企業の外部資金依存度を第二の指標とした。Rajan and Zingales (1998)によれば、事業の初期投資の規模、キャッシュフローが生み出されるまでの期間、追加投資の必要性と規模などは、産業の(生産)技術に依存し、産業間で大きく異なるため、事業に必要な外部資金需要も産業の技術に依存して決定されることから、技術的な外部資金依存度の指標が望ましいことになる。外部資金依存度を上場企業の財務諸表から作成する利点は、上場企業の場合は銀行借入以外の資金調達手段があることから、供給制約に陥っている可能性が低く、中小企業のデータを使った指標よりもより産業の外部資金依存度の真の値に近づく点である。外部資金依存度は、総資産の変化分から利益剰余金の変化分を差し引いたものの総資産に対する比率で表し、これが正である場合、企業は内部資金以上に設備投資を行っていると考えられることから、資金不足の状況にあると定義する。他方、負である場合、設備投資を行っても資金余剰があることから、資金過剰の状況にあると判断する。尚、推計式にはダミー変数及びレベル変数の双方を入れた。データの作成にあたっては、第一の指標と同様、各企業の外部資金依存度の期間平均(1991年～2006年)を求めた上で、その産業メジアンを計算し、それを産業の外部資金依存度とした。産業メジアンを求めることにより、極端な値の影響、例えば内部留保が豊富で外部資金に全く依存しない企業の影響を取り除くことが可能となる。上場企業の財務データは、日本経済研究所・日本政策投資銀行『企業財務データバンク』より得た。対象企業は上場間もないIPO企業を除く1991～2006年の間に5年以上存続する企業に限定した。

### 情報の非対称度

中小企業金融に関する先行研究の多くは、情報の非対称性の代理変数として企業年齢や企業規模を用いるが、これらは同じ産業内でも比較的ばらつきが大きく、産業メジアン(もしくは産業平均)を用いることは適切とは言えない。他方、企業の有する技術や投資プロジェクトについては、産業間のばらつきが大きい一方、産業内のばらつきは比較的小さいと考えられる。一般に、R&Dやの

10) 本論文の分析をより細かい単位である市町村レベルで行うには、大きく2つのデータ制約の問題に遭遇する。第一は、被説明変数となる事業所数のデータである。市町村レベルで集計(公開)されているものは一部の都市に限定され、市町村×産業レベルでの集計データは公開されておらず、日本全体で見ると『事業所・企業統計調査』(総務省)の個票にアクセスする他ないという問題である。第二は、各金融機関の支店単位の貸出額などに関する情報を入手するのは極めて困難である点である。

11) Shikimi (forthcoming) では、JADE (Japanese Accounts and Data on Enterprises) に収録されており主要財務項目が揃う中小企業約25000社に基づいて分析を行っている。



表3 基本統計量

	サンプル数	Mean	Median	Std. Dev.	25th percentile	75th percentile	Min	Max
事業所（都道府県×産業(中分類)×年)								
従業員数/事業所数	23880	17.63	11.05	19.81	6.50	20.49	1	384.25
新設事業所数	9183	199.82	45.00	521.21	10.00	160.00	0.00	11600.00
廃業事業所数	9183	270.29	69.00	666.87	15.00	227.00	0.00	12579.00
年平均新設事業所数/前回調査年の事業所数	9183	0.05	0.04	0.06	0.03	0.06	0.00	1.10
年平均廃業事業所数/前回調査年の事業所数	9183	0.07	0.06	0.05	0.05	0.08	0.00	3.71
雇用シェア (%)	23880	1.22	0.66	1.46	0.17	1.55	0.00	10.64
産業属性								
中小企業の銀行借入/総資産	23880	0.42	0.41	0.12	0.36	0.45	0.13	0.92
上場企業の外部資金依存度	21714	0.03	0.02	0.03	0.01	0.04	-0.02	0.17
中小企業の無形固定資産/固定資産	23880	0.32	0.30	0.12	0.21	0.39	0.07	0.67
q	17108	1.40	1.27	0.45	1.18	1.42	1.01	4.09
地域金融市場の競争度								
ハーフィンダール指数	23880	0.29	0.28	0.13	0.21	0.39	0.00	0.62

れんなどに代表される企業の無形固定資産への投資は、その成果や質を外部者が評価するのは困難で情報の非対称度が高くなる。他方、機械設備、土地などの有形固定資産に対する投資は、比較的情報の非対称度が低く、担保になるため、スクリーニングデバイスとして機能し、モラルハザードや逆選択の問題が軽減される。そこで企業の情報の非対称度を表す変数として、2つの変数を用意した。第一の変数は無形固定資産・固定資産比率である。無形固定資産比率についても、銀行依存度と同様に各中小企業の無形固定資産比率の期間平均を求め、その産業メジアンを求めて産業別の情報の非対称度の代理変数とした。データの出所は、銀行借入依存度と同じである。

また、成長産業は一般に有形固定資産が少なく、評価が困難で情報の非対称度が高くなることから、産業平均qを情報の非対称度の第二の変数とする<sup>12)</sup>。qが高いほど、観察されない質が高く成長率が高いとみなす。産業平均qの作成に当たっては、中小企業の多くは未上場であり、qを作成できないことから、1部2部上場企業の財務デー

タをもとに作成した。用いたデータの出所は、日本経済研究所・日本政策投資銀行『企業財務データバンク』である。

産業のライフサイクル要因をコントロールする変数 ( $Share_{jpt}$ ) としては、都道府県別の各年における当該産業の雇用シェアを用意した。雇用者数のデータは、『事業所・企業統計調査』(総務省)から得た。

また、新設事業所数の決定の推計には、廃業に続く参入の要因をコントロールするべく、当該都道府県、産業、年における廃業事業所数を推計式に加えた。

表3には、サンプルの基本統計量を示した。

付表1パネルAには、各個別産業の外部資金依存度、情報の非対称度の値を、パネルBには各変数の相関係数を示した。

## 4 推計結果

### 4.1 新設事業所数、開業率と金融市場競争

事業所の新設に関する推計結果は、表4.Aである。被説明変数が非負の整数の値をとる計数データであることから、推計量はポワソン・モデルにより得た。また各地域別産業別の規模の要因をコントロールするため、当該都道府県、産業、年におけるln(期首の事業所数)を入れた。さらに、全ての推計式には、産業固有の要因及び地域財市

12) 無形固定資産比率及び産業平均qと、売上高成長率の産業平均との相関は、各々0.38と0.59であった。尚、売上高成長率の産業平均は、消費者物価指数で実質化した実質売上高成長率の年平均を各企業毎に計算したのち、産業平均を求めた。データの出所は、銀行借入依存度と同じである。

表4.A 新設事業所数の決定

被説明変数：新設事業所数	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
中小企業の銀行借入依存度×ln(ハーフィンダール指数)(t-1)	0.235 (0.183)					
外部資金依存度×ハーフィンダール指数(t-1)		0.820 (0.796)				
無形固定資産比率×ハーフィンダール指数(t-1)			-1.747*** (0.331)			
q×ハーフィンダール指数(t-1)				-0.105 (0.167)		
外部資金依存度ダミー×無形固定資産比率×ハーフィンダール指数(t-1)					-0.556*** (0.195)	
外部資金依存度×無形固定資産比率×ハーフィンダール指数(t-1)						-4.648*** (1.773)
雇用シェア(%) (t-1)	0.030*** (0.004)	0.031*** (0.004)	0.024*** (0.005)	0.012*** (0.008)	0.028*** (0.004)	0.029*** (0.004)
ln(事業所総数(t-1))	0.845*** (0.035)	0.845*** (0.034)	0.843*** (0.034)	0.894*** (0.035)	0.844*** (0.034)	0.845*** (0.034)
廃業事業所数	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
定数項	-1.440*** (0.190)	-1.423*** (0.195)	-1.200*** (0.178)	-0.798** (0.324)	-1.344*** (0.179)	-1.378*** (0.190)
産業ダミー×年ダミー	有	有	有	有	有	有
都道府県ダミー×年ダミー	有	有	有	有	有	有
サンプル数	9183	9183	9183	7286	9183	9183
Pseudo R2	0.9773	0.9773	0.9775	0.9737	0.9774	0.9773
Log pseudolikelihood	-53838.647	-53837.378	-53384.531	-38699.019	-53738.686	-53794.047

(注) 係数はポワソンモデルにより得た。外部資金依存度ダミーは、外部資金依存度が正の場合1、その他ゼロのダミー変数である。係数の下の( )内の数値は、都道府県×年のクラスター頑健標準誤差を表す。\*\*\*、\*\*は各々有意水準1%、5%である。

場の要因をコントロールするため、各々産業ダミー×年ダミー、及び都道府県ダミー×年ダミーを入れている。モデル(I)、(II)は地域金融市場の集中度の影響が産業の外部資金依存度によって異なることを考慮したものであり、モデル(III)、(IV)は地域金融市場の集中度が情報の非対称性の程度の差により、企業創出に与える効果が異なることを見たもので、先行研究に対応した定式化となる。モデル(I)より、地域金融市場のハーフィンダール指数と中小企業の銀行借入依存度の交差項は有意でない。産業の外部資金依存度を上場企業の外部資金依存度で代理させた場合(モデル(II))も、ハーフィンダール指数と外部資金依存度の係数は有意となっていない。モデル(III)よりハーフィンダール指数と無形固定資産比率の交差項の係数は負で1%有意水準で有意であり、企業の無形固定資産比率が高い産業では、金融市場が寡占的であるほど新規開業数が少なくなり、仮説2及び仮説3と整合的な結果を得た。モデル(IV)では、情報の非対称度の代理変数としてq

を用いたものであるが、交差項は負であるが有意でない。モデル(V)では、外部資金依存度が高く情報の非対称度が高い産業における地域金融市場の寡占度の効果を見たものである。尚、ここでは、結果の解釈を容易にするため、産業の外部資金の必要性を表す変数として、外部資金依存度が正の場合1その他ゼロのダミー変数を作成し、このダミー変数と無形固定資産比率及び地域金融市場のハーフィンダール指数との交差項を入れて推計を行った。結果は、交差項は、負に1%有意水準で有意であり、仮説2及び仮説3を支持する結果となった。これらの結果は、異常値を排除してもほぼ変わらない。モデル(VI)では、外部資金依存度のレベル変数と無形固定資産比率及び地域金融市場のハーフィンダール指数との交差項を入れたものであるが、結果はモデル(V)と変わらず、頑健である。

その他の変数について見てみよう。産業の雇用シェアは、予想に反し正に1%水準で有意である。これについては、すでにシェアが小さくなっ

表4.B 開業率の決定

被説明変数: ln(年平均新設事業所数/事業所総数(t-1))	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
中小企業の銀行借入依存度×ln(ハーフィンダール指数)(t-1)	0.133 (0.301)					
外部資金依存度×ハーフィンダール指数(t-1)		-2.852*** (0.898)				
無形固定資産比率×ハーフィンダール指数(t-1)			-1.604*** (0.449)			
q×ハーフィンダール指数(t-1)				-0.857*** (0.128)		
外部資金依存度ダミー×無形固定資産比率×ハーフィンダール指数(t-1)					-0.918*** (0.245)	
外部資金依存度×無形固定資産比率×ハーフィンダール指数(t-1)						-10.343*** (2.178)
雇用シェア(%) (t-1)	-0.030*** (0.010)	-0.031*** (0.010)	-0.036*** (0.008)	-0.029*** (0.011)	-0.033*** (0.009)	-0.033*** (0.009)
ln(年平均廃業事業所数/事業所数(t-1))	0.425*** (0.035)	0.426*** (0.035)	0.424*** (0.034)	0.378*** (0.042)	0.426*** (0.035)	0.425*** (0.035)
定数項	1.351*** (0.097)	1.375*** (0.095)	1.505*** (0.101)	0.711*** (0.106)	1.412*** (0.094)	1.384*** (0.094)
産業ダミー×年ダミー	有	有	有	有	有	有
都道府県ダミー×年ダミー	有	有	有	有	有	有
サンプル数	8784	8784	8784	6841	8784	8784
自由度修正済み決定係数	0.7284	0.7288	0.7298	0.7334	0.7292	0.7292

(注) 外部資金依存度ダミーは、外部資金依存度が正の場合1、その他ゼロのダミー変数である。係数の下の( )内の数値は、都道府県×年のクラスター頑健標準誤差を表す。\*\*\*は有意水準1%である。

ている斜陽産業では新規開業が少ないと解釈できよう。また、シェアが大きい場合は、その産業に必要な様々な生産要素の入手がしやすく、産業基盤が形成され、立地条件が整えられていることから、開業しやすいとも解釈できる。ln(期首の事業所数)は、予想通り1%有意水準で正に有意である。他方、廃業事業所数は有意でない。

尚、政策的含意を求めるとなると、開業率のほう理解しやすいことから、表4.Bではln(年平均新設事業所数/期首の事業所総数)を被説明変数とする推計を行った。ここで母数の事業所数は、前回調査時点における産業別都道府県別の事業所総数である。尚、新設事業所数がゼロのサンプルは除外されていることから解釈には留意が必要である<sup>13)</sup>。但し、紙面の都合上掲載は控えるが、被説明変数を年平均新設事業所数/期首の事業所総数にして新設事業所数がゼロのケースを含めて分析した場合も、主な結果は変わらなかった。モデ

ル(I)より中小企業の借入依存度とハーフィンダール指数の交差項は有意でない。他方、モデル(II)より外部資金依存度との交差項は1%有意水準で負に有意で仮説2及び仮説3と整合的な結果となった。無形固定資産比率やqとハーフィンダール指数の交差項は1%有意水準で負に有意で仮説2及び仮説3と整合的である(モデル(III)、(IV))。また外部資金依存度ダミー、無形固定資産比率とハーフィンダール指数の交差項は、1%有意水準で負に有意であり、モデル(III)、(V)(VI)については、表4.Aとほぼ同様の結果が得られた。

得られた結果を要約すると、寡占市場で外部資金依存度が高いほど、また無形固定資産比率やqが高いほど、開業率が低下するというものであった。これらの結果は、開業率に対する地域金融市場の集中度の影響は、外部資金依存度が高くなるほど大で、担保物件が比較的少ない産業やqの高い成長産業では資金制約が緩和されにくくなっていることを示唆する。

得られた結果の経済的効果を見よう。表6の第一列は、地域金融市場のハーフィンダール指数が第1四分位点(0.21)から第3四分位点(0.39)

13) 例えば、外部資金依存度が高い産業で、新規開業に対し借入制約が発生した結果、開業が行われなかったケースはサンプルには含まれておらず推計にバイアスが生じるといった問題が発生する。

に変化した場合、外部資金依存度（もしくは情報の非対称度）の高い産業（第3四分位点）では低い産業（第1四分位点）に比べ開業率が何%変化するかを示したものである。試算に当たっては、表4.Bの開業率のモデル（Ⅰ）から（Ⅴ）の推計結果を利用した。これより、地域金融市場の集中度の増加により、外部資金依存度が低い産業に比べ、高い産業では開業率が1.86%低下することがわかる。他方、地域金融市場の集中度の増加により、無形固定資産比率の高い産業では、低い産業よりも開業率が約5.2%減少し、qの高い産業では低い産業に比較し約3.7%減少する。最後に、外部資金依存度が高く情報の非対称度が高い産業での地域金融市場の競争度の変化の效果を見てみよう。表6の最後の行が、地域金融市場のハーフィンダール指数が第1四分位点から第3四分位点に変化した場合、外部資金に依存している産業内での無形固定資産比率の変化の效果を、外部資金に依存していない場合と比較したものである。モデル（Ⅴ）の結果を用いて試算したところ、外部資金に依存している産業で無形固定資産比率が高い産業では、低い産業に比べ、地域金融市場の寡占化により開業率が約3%減少することがわかる。これらの効果は、各都道府県の産業別の開業率の中央値が4.2%であることから、決して小さくない

いと考えられる。

#### 4.2 事業所の規模と金融市場競争

次に、地域金融市場の競争度が、事業所規模に与える効果についてみてみよう。被説明変数はln（都道府県別産業別従業員数/都道府県別産業別事業所数）である。推計結果は表5に示している。ハーフィンダール指数と中小企業の銀行借入依存度の交差項は有意でないが（モデル（Ⅰ））、モデル（Ⅱ）～モデル（Ⅳ）よりハーフィンダール指数と大企業の外部資金依存度との交差項及び無形固定資産比率、qとの交差項はすべて負に1%有意水準で有意で、市場が寡占的であるほど外部資金依存度が高い産業や情報の非対称度が高い産業では平均的事業所規模が小さいという結果が得られた。モデル（Ⅴ）で、金融市場の競争度と外部資金依存度ダミー及び無形固定資産比率との交差項を入れて推計すると、交差項の係数は1%有意水準で負に有意であり、この結果は、外部資金依存度をレベル変数に変更しても変わらない（モデル（Ⅵ））。開業率の結果と照らし合わせると、競争市場では外部資金依存度が高く情報の非対称度が高いほど、開業率は上昇し、事業所規模も拡大することから、仮説3を支持する結果となった。

表6第2列より、地域金融市場の競争度の変

表5 地域金融市場の競争と事業所規模

被説明変数：ln(従業員数/事業所数)	(Ⅰ)	(Ⅱ)	(Ⅲ)	(Ⅳ)	(Ⅴ)	(Ⅵ)
中小企業の銀行借入依存度×ln（ハーフィンダール指数）(t-1)	0.111 (0.186)					
外部資金依存度×ハーフィンダール指数(t-1)		-2.734*** (0.897)				
無形固定資産比率×ハーフィンダール指数(t-1)			-1.264*** (0.184)			
q×ハーフィンダール指数(t-1)				-0.251*** (0.039)		
外部資金依存度ダミー×無形固定資産比率×ハーフィンダール指数(t-1)					-0.434*** (0.150)	
外部資金依存度×無形固定資産比率×ハーフィンダール指数(t-1)						-9.235*** (1.825)
雇用シェア(%)	0.118*** (0.004)	0.117*** (0.004)	0.116*** (0.004)	0.123*** (0.005)	0.116*** (0.006)	0.116*** (0.006)
定数項	2.783*** (0.121)	2.764*** (0.145)	2.955*** (0.121)	2.872*** (0.115)	1.935*** (0.022)	2.767*** (0.031)
産業ダミー×年ダミー	有	有	有	有	有	有
都道府県ダミー×年ダミー	有	有	有	有	有	有
サンプル数	23792	22010	23792	17330	21427	21427
自由度修正済み決定係数	0.8312	0.791	0.8316	0.7662	0.8201	0.8203

(注) 外部資金依存度ダミーは、外部資金依存度が正の場合1、その他ゼロのダミー変数である。係数の下の( )内の数値は、都道府県×年のクラスター頑健標準誤差を表す。\*\*\*は有意水準1%を示す。

表6 地域金融市場の競争度が変化した時の経済的効果

(%)

	開業率	ln(従業員数/事業所数)
ハーフィンダール指数が第1四分位点から第3四分位点に変化したときの効果		
中小企業の銀行借入依存度	0.23	0.19
外部資金依存度	-1.86***	-1.78***
無形固定資産比率	-5.23***	-4.12***
q	-3.66***	-1.07***
外部資金依存度ダミー×無形固定資産比率 <sup>a</sup>	-2.99***	-1.37***

(注) この表は、地域金融市場のハーフィンダール指数が第1四分位点から第3四分位点に変化した場合、外部資金依存度（もしくは情報の非対称度）の高い産業（第3四分位点）では低い産業（第1四分位点）に比べてどれだけ開業率（もしくは従業員規模）が変化するかを示したものである。\*\*\*は有意水準1%を示す。

<sup>a</sup>：地域金融市場のハーフィンダール指数が第1四分位点から第3四分位点に変化した場合、外部資金に依存している産業内での無形固定資産比率の変化の効果を、外部資金に依存していない場合と比較したものである。

化の経済効果を見てみよう。試算に当たっては、表5のモデル（I）から（V）の推計結果を利用した。金融市場の集中度が増すと、事業所の平均的規模は無形固定資産比率が高い産業では、低い産業に比べ、4.1%縮小する。他方、外部資金依存度の高い産業では、低い産業に比べ、1.8%の規模縮小となり、外部資金に依存し情報の非対称度が高い産業では、金融市場の寡占化により規模は約1.4%縮小し、総じて資金制約により企業成長が抑制されていることが示唆される。

#### 4.3 考察

得られた結果を要約すると、産業の外部資金依存度が高く無形固定資産比率が高いほど、地域金融市場の寡占化は開業率には負の効果をもたらすことがわかった。また、産業の外部資金依存度が高く無形固定資産比率が高いほど、地域金融市場の寡占化は、規模に負の効果をもたらすことがわかった。これらの結果は、仮説3と整合的である。

得られた結果を先行研究と比較してみよう。地域金融市場の競争度の変化が与える影響を産業特性の違いで見ると、外部資金依存度と金融市場の集中度の交差項が開業率に負の効果を与えるという本稿の結果は、日本の中小企業のデータを用いたShikimi (forthcoming) と整合的で、地域金融市場が競争的であり、銀行間競争があるほうがリレーションシップが形成されやすく、中小企業の資金制約が緩和されやすいと解釈できよう。また、情報の非対称度と金融市場の集中度の交差項が規模に負の効果を与えるという結果は、地域金融市場が競争的であるほど、関係にロックイン

されにくく、リレーションシップの切替が可能となり、成長が促進されることを示唆する。この結果は、無形固定資産比率の高い企業では、地域金融市場の競争や取引銀行間の競争が制限されているほどメインバンクの変更が困難であるという日本の中小企業のデータを用いた式見 (2010) と整合的である。他方、米国の中小企業のデータを用いたPetersen and Rajan (1994)、(1995) や、日本の中小企業のデータを用いたOgura (2007) とは異なる結果となった。また、米国の地域別データを用いたCetorelli and Strahan (2006) とは、寡占市場ではファイナンス問題が障壁となって開業が行われにくいという点では一致しているものの、規模に関しては異なる結果となった。同じ米国内、日本国内の分析であっても、データの違い、分析対象の違いにより異なる結果が得られており、両者のギャップを説明するような研究が今後の課題となろう。一つの可能性として考えられることは、マイクロデータと集計データの違いに加え、マイクロデータを用いた場合、そのサンプルの代表性が重要になろう。一般に、中小企業のマイクロデータを入手することは非常に困難であり、仮に入手が可能であったとしても、通常企業属性変数として推計に用いられる財務変数が揃っている企業は、中小企業の中でも中堅企業など一部企業に限定され、本研究に含まれているような小規模企業が含まれる可能性は低い。他方、集計データを用いた場合は、企業属性がコントロールできず、産業内での企業間の違いが捨象されてしまうといった問題を有する。

また、金融市場の集中度と無形固定資産比率の

交差項は開業に負の影響を与えるという本稿の結果は、イタリアの地域別開業率のデータを用いた Bonaccorsi di Patti and Dell'Ariceia (2004) とは反対の結果となった。アイデアはあるが担保資産を持たない企業は、寡占的金融市場では開業しにくいと考えられる。

## 5 結論

本論文では、企業の新規開業や成長が地域金融市場の競争要因に影響を受けるのかについて、地域別産業別のデータを用いて実証分析を行った。分析から、外部資金依存度が高く無形資産比率の比較的高い産業では地域金融市場が寡占的であるほど、開業率は低く、規模も小さいことが発見された。これらの結果は、地域金融市場の集中度が高いほど情報の非対称度が高い企業には信用供与が行われにくく、企業の新規参入が起りにくくなっていることを示唆し、有望な投資機会が生かされにくくなっていることを示唆する。

銀行間の競争が開業や企業成長に与える効果は産業特性によって異なるという結果は、今後、地域の開業率を上げる、企業成長を促すといった地域経済・産業振興政策を考慮する上で示唆に富むものとなろう。地域金融市場の競争が増すことで、情報の非対称性が高い産業においても資金制約が緩和され、開業率が上がるとともに、成長も期待できる。他方、地域金融市場の競争度は、地方自治体の政策立案者や多くの潜在的起業家にとっては制御不可能なものであり、金融市場の競争条件を所与として行動する他ない。短期的には、地域金融市場の競争条件を所与としたうえで、地域経済全体に与える開業率の上昇や事業所規模の拡大による経済成長への効果の寄与度を試算し、産業特性を考慮した、より効果の高い政策設計が望まれる。また、寡占市場では担保物件を有しない企業が比較的开業しづらい環境をどのように整備していくかが重要な課題となる。起業家がとり得る行動は、業種、立地、取引金融機関数の選択に集約されると考えられる。

最後に今度の課題について述べよう。本研究では、産業別地域別の集計データを用いたことから、地域金融市場の競争条件が個別地域産業の開業率や規模に与える影響の全体像を見ることが可能と

なった。しかし、どのようなメカニズムで本研究結果が与えられたか、その背景については本データから直接解明することはできない。今後マイクロデータを用いた検証が必要となる。特に、同じ国を対象にしても異なる結果が得られている現象をどのように説明するかについては、今後の課題としたい。

## 参考文献

- Black, Sandra E., and Philip E. Strahan (2002), "Entrepreneurship and Bank Credit Availability", *Journal of Finance*, Vol. 57, No. 6, 2807-2833.
- Bonaccorsi di Patti, Emilia, and Giovanni Dell'Ariceia (2004) "Bank Competition and Firm Creation", *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 36, No. 2, 225-51.
- Boot, Arnoud W. A., and Anjan V. Thakor (2000) "Can Relationship Banking Survive Competition?", *Journal of Finance*, Vol. 55, No. 2, 679-713.
- Cetorelli, Nicoka, and Michele Gambera (2001) "Banking Market Structure, Financial Dependence and Growth: International Evidence from Industry Data", *Journal of Finance*, Vol. 56, No. 2, 617-648.
- Cetorelli, Nicola, and Philip E. Strahan (2006) "Finance as a Barrier to Entry: Bank Competition and Industry Structure in Local U.S. Markets", *Journal of Finance*, Vol. 61, No. 1, 437-461.
- Claessens, Stigin, and Luc Laeven (2005) "Financial Dependence, Banking Sector Competition, and Economic Growth", *Journal of the European Economic Association*, Vol. 3, No. 1, 179-207.
- Fernández de Guevara, Juan, and Joaquín Maudos (2009) "Regional Financial Development and Bank Competition: Effects on Firms' Growth", *Regional Studies*, Vol. 43, No. 2, 211-228.
- Ogura, Yoshiaki (2007) "Lending Competition, Relationship Banking, and Credit Availability for Entrepreneurs", RIETI Discussion Paper Series 07-E-036.
- Petersen, Mitchell A., and Raghuram G. Rajan (1994) "The Benefits of Lending Relationships: Evidence from Small Business Data", *Journal of Finance*, Vol. 49, No. 1, 3-37.
- , and — (1995) "The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 2, 407-443.
- Rajan, Raghuram G., and Luigi Zingales (1998) "Financial Dependence and Growth", *American Economic Review*, Vol. 88, No. 3, 559-586.
- Shikimi, Masayo, "Do Firms Benefit from Multiple Banking Relationships? Evidence from Small and

- Medium-Sized Firms in Japan”, *International Economics and Economic Policy*, DOI 10.1007/s10368-011-0196x, forthcoming.
- Zarutskie, Rebecca (2006) “Evidence on the Effects of Bank Competition on Firm Borrowing and Investment”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 81, No. 3, 503-37.
- 岡室博之 (2007) 「存続・成長と地域特性」樋口美雄・村上義昭・鈴木正明・国民生活金融公庫総合研究所 (編) 『新規開業企業の成長と撤退』, 95-122, 頸草書房.
- 式見雅代 (2010) 「中小企業の銀行切替と銀行間競争, 銀行合併, 銀行危機」, 北村行伸編 『応用ミクロ計量経済学』, 197-226, 日本評論社.

\* 本稿は投稿時に2人の匿名レフェリーによる査読という要件をみたしたものである。

# Firm Entry, Growth, and Bank Competition

Masayo Shikimi

## **Abstract**

This paper investigates empirically the effects of competition in the financial sector on the creation and growth of establishments in the regional economy. Banking competition is found to have a negative effect on the creation and average size of establishments in industries with a greater dependence on external financing and fewer intangible assets. These results suggest that in concentrated banking markets, potential entrants are more likely to face difficulty obtaining credit and are less likely to grow than in competitive banking markets.

**Key words :** Firm Creation, Bank Competition, Asymmetric Information



付表1：産業の外部資金依存度、情報の非対称度

産業中分類	中小企業の銀行 借入依存度	上場企業の外部 資金依存度	中小企業の無形 固定資産比率	q
パネルA				
金属鉱業	.	-0.038	.	1.133
石炭・亜炭鉱業	.	-0.197	.	1.339
石油・天然ガス鉱業	0.133	0.108	0.470	1.407
非金属鉱業	0.391	0.042	0.191	1.007
総合工事業	0.315	-0.013	0.272	1.138
職別工事業（設備工事業を除く）	0.365	-0.013	0.347	.
設備工事業	0.317	-0.005	0.386	1.126
食料品製造業	0.462	0.014	0.183	1.313
飲料・たばこ・飼料製造業	0.444	-0.004	0.177	1.271
繊維工業（衣服、その他の繊維製品を除く）	0.420	-0.003	0.233	1.230
衣服・その他の繊維製品製造業	0.389	0.002	0.321	1.194
木材・木製品製造業（家具を除く）	0.426	0.011	0.192	1.251
家具・装備品製造業	0.406	0.007	0.198	1.283
パルプ・紙・紙加工品製造業	0.367	0.015	0.196	1.180
出版・印刷・同関連産業	0.429	0.003	0.275	1.384
化学工業	0.330	0.007	0.217	1.354
石油製品・石炭製品製造業	0.399	0.021	0.320	1.263
プラスチック製品製造業（別掲を除く）	0.377	0.001	0.212	1.217
ゴム製品製造業	0.330	0.016	0.247	1.269
なめし革・同製品・毛皮製造業	0.477	0.003	0.394	1.107
窯業・土石製品製造業	0.399	0.012	0.212	1.229
鉄鋼業	0.420	0.011	0.178	1.162
非鉄金属製造業	0.410	0.035	0.219	1.354
金属製品製造業	0.417	-0.008	0.230	1.152
一般機械器具製造業	0.389	0.016	0.249	1.388
電気機械器具製造業	0.378	0.005	0.303	1.512
輸送用機械器具製造業	0.402	0.034	0.218	1.187
精密機械器具製造業	0.397	0.034	0.248	1.529
武器製造業	.	0.006	.	.
その他の製造業	0.429	0.007	0.281	1.446
鉄道業	0.444	0.012	0.175	1.402
道路旅客運送業	0.595	0.018	0.233	1.310
道路貨物運送業	0.494	0.019	0.207	1.107
水運業	0.466	0.020	0.404	1.580
航空運輸業	0.470	0.005	0.308	1.480
倉庫業	0.516	0.026	0.208	1.146
運輸に附帯するサービス業	0.416	0.031	0.362	1.223
電気通信業	0.409	0.093	0.425	1.989
各種商品卸売業	0.346	-0.004	0.574	1.096
繊維・衣服等卸売業	0.354	-0.021	0.416	1.264
飲食物品卸売業	0.360	0.016	0.388	1.185
建築材料、鉱物・金属材料等卸売業	0.276	-0.001	0.434	1.076
機械器具卸売業	0.301	0.018	0.425	1.240
その他の卸売業	0.327	0.023	0.383	1.107
各種商品小売業	0.431	0.016	0.288	1.409
織物・衣服・身の回り品小売業	0.444	0.043	0.485	1.417
飲食物品小売業	0.429	0.043	0.320	.
自動車・自転車小売業	0.548	0.043	0.239	.
家具・じゅう器・家庭用機械器具小売業	0.443	0.043	0.434	.
その他の小売業	0.454	0.043	0.327	.

付表1：産業の外部資金依存度、情報の非対称度（続き）

パネルA				
産業中分類	中小企業の銀行 借入依存度	上場企業の外部 資金依存度	中小企業の無形 固定資産比率	q
飲食店	0.463	0.049	0.326	1.636
その他の飲食店	0.630	.	0.380	.
不動産取引業	0.918	0.169	0.342	1.384
不動産賃貸業・管理業	0.400	0.079	0.246	1.262
洗濯・理容・浴場業	0.481	0.061	0.335	.
駐車場業	0.372	0.092	0.226	4.086
その他の生活関連サービス業	0.265	0.061	0.481	.
旅館、その他の宿泊所	0.778	0.002	0.177	1.577
娯楽業（映画・ビデオ制作業を除く）	0.327	0.028	0.190	.
自動車整備業	0.622	.	0.291	.
機械・家具等修理業（別掲を除く）	0.257	0.061	0.345	.
物品賃貸業	0.491	0.016	0.179	1.119
映画・ビデオ制作業	0.435	0.028	0.465	1.979
放送業	0.166	0.010	0.352	1.722
情報サービス・調査業	0.387	0.069	0.629	2.178
広告業	0.337	0.094	0.614	1.704
専門サービス業（他に分類されないもの）	0.357	0.061	0.532	.
協同組合（他に分類されないもの）	0.326	0.061	0.313	.
その他の事業サービス業	0.416	0.061	0.511	.
廃棄物処理業	0.472	0.061	0.200	.
医療業	.	0.018	.	1.324
保健衛生	0.754	.	0.203	.
教育	0.284	.	0.433	.
その他のサービス業	0.363	0.061	0.310	.
パネルB：相関係数				
	中小企業の銀行 借入依存度	上場企業の外部 資金依存度	中小企業の無形 固定資産比率	q
中小企業の銀行借入依存度	1.000			
上場企業の外部資金依存度	0.354	1.000		
中小企業の無形固定資産比率	-0.240	0.257	1.000	
q	-0.013	0.453	0.154	1.000