

# 起業家資本と地域の経済成長

川上 淳之\*

学習院大学

開業企業数の対人口比率で測る「起業家資本」が地域の生産性を高めることを提示している「起業家資本理論」と、開業初期段階にある企業の高い成長力を説明する「産業発展理論」の2つの仮説を、2000年と2005年の2期間にわたる都道府県レベルのパネルデータを用いて明らかにした。操作変数を含むランダム効果モデルの推定結果からは、ハイテク産業、ICT産業の「起業家資本」が有意に地域の生産性を高めていることが実証された。また、「起業家資本」が地域の生産性に与える効果は開業後4年目以降大きくなり、「産業発展理論」の示す、開業初期段階の企業の高い成長力が地域の経済的パフォーマンスを高めることが明らかにされた。

## 1. はじめに

本論文は、Audretsch et al. (2007) (以下、AKL (2007)と示す) で提示されている、開業企業数の対人口比率で測った「起業家資本」が地域の生産性に与える影響を、2000年と05年の2期間にわたる都道府県レベルのパネルデータを用いて明らかにする。更に、開業直後の企業に加え、開業後1年間から5年間生存した企業の影響を測ることにより、開業後初期段階における低生産性企業の退出と、生存企業の存在が地域のパフォーマンスにとって重要な役割を果たしていることを示す。ランダム効果を考慮した操作変数法の推定結果からは、ハイテク産業およびICT産業（情報通信産業）における起業家資本が、地域の生産性向上に貢献していることが確認された。そして、開業後2年から3年経過している企業で集計した起業家資本では、その効果が停滞するものの、4年目から5年目にかけてはその効果が上昇していることがわかった。

開業が地域のマクロ経済に与える効果を日本のデータを用いて検証することの意義

---

本稿は学習院大学博士課程学位論文の第2章に補筆したものである。博士論文の審査過程において、学習院大学 宮川努教授、脇坂明教授、東京大学玄田有史教授に貴重なアドバイスを頂いた。景気循環日付研究会白浜コンファレンスにおいて、討論者の作新学院大学天尾久夫准教授、出席者の方々に有益なコメントを頂いた。そして、本誌の匿名レフェリーからも、論文改善のための懇切かつ有益なコメントを頂いた。また、論文執筆で使用した都道府県レベルの資本ストックのデータは、日本経済研究センターに当時在籍されていた神奈川大学飯塚信夫准教授とキャノングローバル戦略研究所白井大地研究員が作成したデータを利用した。ここに、記して深く感謝する。ただし、本稿における誤りは全て筆者本人に帰するものである。

\* (連絡先住所) 〒171-8588 東京都豊島区目白1-5-1 学長付国際研究交流オフィス  
(E-mail) 20090273@gakushuin.ac.jp

は2点ある。1点目は、日本国内で地域間格差が広がっていることにある<sup>1</sup>。地域の生産性格差の要因分析は蓄積されており、浅子ほか(1994)、岩本ほか(1996)、吉野ほか(1999)などは、社会資本と地域の生産性の関係を明らかにしている。内閣府(2004)は、その要因に、人的資本の影響と共に産業特化の影響が大きいことを強調している。産業ごとの影響についてみると、建設業や農林漁業の従業者シェアが高い地域で労働生産性は低く、製造業とサービス業の従業者シェアが高い地域で労働生産性が高い。その分析結果は、生産性が高い産業における既存企業のシェアと同時に、開業の地域差が地域間の生産性格差を説明する可能性を示唆している。その点から、生産性の高い産業について開業の状況を地域単位で把握し、地域経済へ与える影響を明らかにすることが、地域間格差の問題に対処する上で、重要な課題であるといえる。

2点目として、日本国内における開業率の低下が挙げられる。中小企業庁(2007)は、日本の開業率の推移を複数の統計から推計し、開業率が1980年代から低下を始め、2000年代以降も低い水準で推移していることを示した。その傾向は国際比較からも確認できる。起業家に関する国際比較を行っている研究機関Global Entrepreneurship Monitor(以下、GEM)は、毎年約35カ国でそれぞれ約2,000サンプルのアンケート調査「The GEM Adult Population Survey」を行い、GEMが定義する起業家の参入指標であるTotal Early Stage Entrepreneurial Activity(以下、TEA) Indexを集計している<sup>2</sup>。その最新の集計結果で、日本は調査対象国の中で最もTEAが低かった(Bosma and Levie, 2010)。このGEMの年次レポートは、毎年の人口1人あたりのGDPとTEAとの間で散布図を描き、U字型の関係を推定しているが(発展途上国においては、人口1人あたりのGDPの上昇に伴い開業率が低下しているが、先進国においては開業率と人口1人あたりのGDPの間に正の相関関係が見いだされている)、例年、日本はU字型カーブの底に位置している。つまり、日本は先進国の中で人口1人当たりのGDPが低く、開業率も低い。この状況は、日本において開業率の向上がマクロレベルの生産性を上昇させる可能性を示唆している。

開業と経済成長との関係は、理論面でも実証面でも、ともに分析が進んでいる。開業企業と経済成長の関係を結ぶ理論モデルをサーベイしているAKL(2007, Chapter 3)によれば、その効果は伝統的理論と、80年代以降研究が蓄積されている新しい理論の間で意見が分かれている。伝統的理論によれば、参入が進むことで既存企業が得ていたレントが失われる結果、レントを原資としていた企業の研究開発投資は減退する。伝統的理

<sup>1</sup> 中島ほか(2002)および内閣府(2004)などが指摘している。

<sup>2</sup> Total Early Stage Entrepreneurial Activity (TEA) Indexは、18歳以上64歳以下を対象に、(1)開業の準備を行っている者を初期の起業家(Nascent entrepreneur)と(2)3ヵ月以上42ヵ月以下の間給与を支払っている若い企業オーナーの起業家(Owner-manager of a young firm)で構成されている。

論においては、企業の参入は生産性を減退させる要因となる。

一方、新しい理論は経済に果たす起業家の知識の役割を強調し、多くの理論研究が蓄積され、検証が行われている。本論文はその中でも、AKL (2007) の起業家資本理論 (Entrepreneurship Capital Theory) と、Jovanovic (1982) の産業発展理論 (Industry Evolution Theory) に注目する<sup>3</sup>。

AKL (2007) は、起業家資本を、「新しい企業の誕生を伝播するその地域における制度や主体の環境」と定義している。それは、起業家資本がその地域の起業家を育てる社会的ネットワークを意味しており、社会関係資本の開業に与える影響として位置づけられる<sup>4</sup>。この指標を直接推計するのは困難で、起業家資本の地域成長との関係を実証している AKL (2007, Chapter 4, 5) は、各地域の開業企業数を労働力人口で除して代理指標としている (本論文も、その定義に従い実証分析を行う)。また、AKL (2007) は、開業企業が、既存の企業と比較して新しい知識を商業化しているために、既存の企業よりも生産性が高いことを「起業家活動による知識のスピルオーバー理論 (Knowledge Spillover Theory of Entrepreneurship)」と提示している。ただし、ここで指摘している知識とは、生産性の高い知識集約的な産業で開業を行う為の知識であることに留意する必要がある<sup>5</sup>。そのため、AKL (2007) で行われた実証分析は、特に知識集約的なハイテク産業や ICT 産業を高める起業家資本が地域の成長を促すことを示した (この点についても本論文はその定義に従い、次節以降の実証分析を進める)。

一方の Jovanovic (1982) の産業発展理論 (Industry Evolution Theory) は、開業企業が直面する選別と高い成長力に注目している。この理論では、起業家は、自身の能力 (管理能力、事業に関するアイデア、市場に対する見通し) を予測している一方で、その費用関数は未知である状態で事業を始めるため、最適な規模よりも小さい規模で参入し、参入後に自身の費用関数を知ることで、起業家は撤退と存続の選択を行う。この産

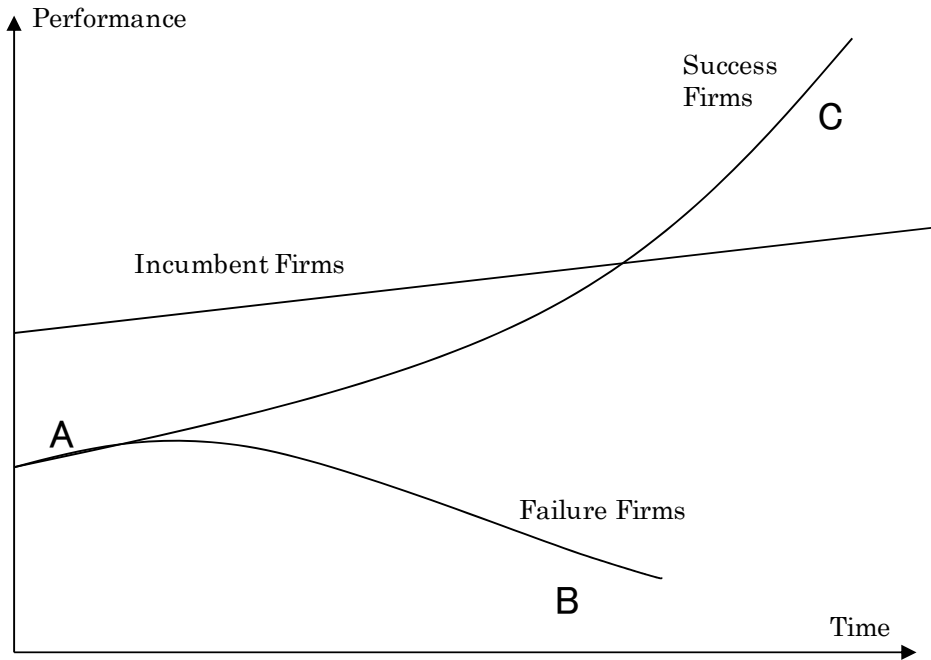
---

<sup>3</sup> 開業企業のパフォーマンスが高いことは、多様な仮説が提示され研究の蓄積が進んでいる。Cooper et al. (1995) は、資本のヴァンテージの生産能力の違いに注目し、その効果を確認している。Ericson and Pakes (1995) は Jovanovic (1982) を改良し、能動的学習モデルを提示している。また、参入企業が既存の企業の生産性に与える影響については、Aghion et al. (2005) が、開業によってもたらされる競争環境と既存企業との間に、競争環境の激化が研究開発投資を減退させる伝統的理論の枠組みで説明される効果と、競争を回避するために既存の企業が研究開発を促す効果が同時にみられる、逆 U 字型の関係があることを示している。

<sup>4</sup> AKL (2007) によれば、社会学において社会関係資本と地域経済の関係に注目した Putnam (2000) を受け、Aldrich and Martinez (2003) や Thornton and Flynn (2003) など社会関係資本と起業家の活動との繋がりを分析した論文が書かれた。しかし、これらの研究成果に対して、Putnam は、社会関係資本が地域経済にプラスの効果をもたらす地域のつながりや規範を意味しており、起業家活動は含まれないと批判した。その批判を受け、Audretsch 等により、社会関係資本に置ける起業家活動への影響は、「起業家資本」と位置づけられた。

<sup>5</sup> AKL (2007) は Romer (1990) の内生的成長理論 (Endogenous Growth Theory) において、既存の企業が研究開発によって生み出す知識のうち、商業化されなかった部分を起業家が商業化する過程を通じて経済成長に貢献するという、成長理論に起業家活動を内生化した「起業活動の内生的成長理論」を構築している。

図1 開業と成長の関係



注) AKL (2007) より引用。

業発展理論を図示したものが図1である。この図において、横軸は時間、縦軸は企業のパフォーマンスをとっている。産業発展理論によれば、既存の企業(Incumbent Firms)は緩やかに成長する一方、起業家は自身の費用関数が未知であるため、失敗する可能性を考慮して小さい規模で参入する(点A)。その後、時間が経つにつれて、新規参入した企業は自身の費用関数を知り、パフォーマンスの低い企業(Failure Firms)は失敗して退出し(点B)、それ以外の企業(Success Firms)は成功して、既存の企業よりも高い成長を見せる(点C)。この過程がその産業および地域の発展につながると考える<sup>6</sup>。

以上の2つの理論モデルについて、地域レベルのデータを用いた分析、および企業レベルのデータを用いた実証分析の蓄積も進んでいる。起業家資本が地域の生産性を高めることを説明している先行研究として、ドイツの地域レベルの単年の集計データを使用したAKL(2007, Chapter 4)が挙げられる。開業企業数を労働力人口で除して集計した起業家資本を生産関数に加えて推定した結果によると、特にハイテク産業とICT産業の

<sup>6</sup> Jovanovic (1982)は参入後、自身の能力に気づく受動的学習モデル(passive learning model)を提示しているが、Ericson and Pakes (1995)は開業後、自身の能力を高めていく能動的学習モデル(Active Learning Model)を提示している。本論文の実証分析において、産業発展理論の地域経済への影響を推定するが、その影響について、起業家が自分の能力に気づくことで成長しているのか、能力を高めることで成長しているのか、両者の違いについて区別することが出来ない。

起業家資本が、地域の経済に対してプラスの影響をもたらす。それに加え、ハイテク産業、ICT 産業、ローテク産業の起業家資本が蓄積される要因を分析した AKL (2007, Chapter 5)によると、ハイテク産業については経済成長が進んでいる地域、R&D 集約度が高い地域、人口密度が高い地域、失業率の低い地域で起業家資本が高い。ICT 産業も GDP の成長率とは無相関であったが、それ以外の変数についてはハイテク産業と同様の結果が得られている。

企業レベルのデータから開業企業が既存の企業よりも生産性が高いことを示した実証研究として、イギリスの製造業のパネルデータを利用した Disney et al. (2003)は参入企業と退出企業、継続している企業の労働生産性と全要素生産性を集計し、開業直後企業の生産性が高いことを示している。

ただし、多くの実証分析において確認されるのは、開業企業の生産性レベルではなく、Jovanovic (1982)の理論モデルが示す開業後初期段階の高い成長力である<sup>7</sup>。その中で、Acs and Mueller (2008)は、89年から03年のアメリカにおける民間の新設事業所の1年前から6年前の開業率と地域の民間企業の雇用成長率との関係を推定し、5年目の効果が高いという推定結果を得ている。しかし、その分析対象には、企業の参入のみではなく、既存企業の新しい事業所の開設も含んでおり、純粋な意味での開業の分析とは異なる。

AKL (2007)は、起業家資本理論を実証するという目的で、開業企業が地域のパフォーマンスを高めることを明らかにした。しかし、Jovanovic (1982)の提示した「産業発展理論」を実証した Acs and Mueller (2008)などの研究成果からは、開業直後の企業は決してパフォーマンスが高くなく、生産性の低い企業の退出、生存企業の高い成長が地域のパフォーマンスを高めることを明らかにした。つまり、AKL (2007)が起業家資本変数として用いた開業直後の企業数には、Jovanovic (1982)の指摘にあるように成長の過程で失敗して退出をする企業も含まれている可能性から、起業家資本が地域の生産性に与える効果が正確に測定できない可能性が残る。起業家資本の効果を明らかにするには、

---

<sup>7</sup> Fritsch (2008)は開業が地域の経済成長を促す効果があることを示す実証研究のサーベイを行っている。Fritsch and Mueller (2008)は西ドイツの事業所データ、Mueller et al. (2008)はイギリスの事業所データ、Baptista, Escaria and Madrugo (2008)ではポルトガルの新設事業所のデータ、Arauzo-Carod et al. (2008)ではスペインの製造業、Van Stel and Suddle (2008)はオランダの企業データを用いた分析から得られている。Carree and Thurik (2008)は、OECD21カ国のデータを用いて、各国の企業所有者 (Business Owner) の変動と GDP、雇用、労働生産性の変化率について同様の結果を得ている。日本においては、若い企業の成長率の規定要因を探る実証的アプローチが進んでいる。売上高成長率については Honjo (2004)や本庄 (2005)、従業員成長率については安田 (2004)や岡室 (2005)がその推定に企業年齢を説明変数に加えることで、若い企業の成長率が高いことを明らかにしている。労働生産性については川上・宮川 (2008)が東京商工リサーチのパネルデータを用いて、開業後10年目まで労働生産性が平均的に上昇しているものの、それ以降は横ばいで推移していることを示している。

開業直後の企業数だけではなく、開業後生存している企業の効果もみる必要がある。

以上の問題意識を受け、次節以降、日本の都道府県レベルのデータを使用し、労働力人口に占める開業企業の割合を AKL (2007) に倣って起業家資本と位置づけ、それが地域のパフォーマンスに貢献しているか、また、1年間から5年間の生存企業数で集計した起業家資本の地域パフォーマンスに対する貢献を検証する。

以下、第2節では本稿で検証する仮説を提示し、推定方法を紹介する。第3節で仮説を実証するためのデータの説明を行い、第4節でその推定結果を記述する。第5節で分析結果と今後の課題を述べ、論文のまとめをおこなう。

## 2. 仮説と推定方法

前節で示した AKL (2007) の「起業家資本理論」および Jovanovic (1982) の「産業発展理論」を、地域レベルのデータを用いて実証するのが、第2節以降の目的である。これら2つの論文から導き出される検証すべき仮説は、2つに分けられる。

仮説1 知識をベースとした産業（ハイテク産業・ICT産業）における開業が進む環境の整っている地域の生産性は、そうでない地域と比較して高い。

仮説1の検証のために、次式の推定を行う。

$$\ln Y_{it} = \text{constant} + \alpha_L * \ln L_{it} + \alpha_K * \ln K_{it} + \alpha_1 * EC_{itb} + \alpha_2 * \ln R\&D_{it} + \alpha_3 * HITECH_{it} + \text{year dummy}_t + \text{area dummy}_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1)式の左辺  $\ln Y_{it}$  は都道府県  $i$  おける  $t$  期の実質県内総生産（付加価値）の対数値であり、コブ=ダグラス型の生産関数を仮定して、対数労働力  $\ln L_{it}$  と対数資本ストック  $\ln K_{it}$  を説明変数におく。この生産関数に、都道府県  $i$  の  $t$  期における誕生年  $b$  の企業によって集計される起業家資本 ( $EC_{itb}$ ) を加える。仮説が正しければ、この起業家資本変数のパラメータ  $\alpha_1$  が正の値をとり有意であるという推定結果が得られる。ただし、AKL (2007) は知識集約的な産業において参入の効果が存在すると指摘していることから、起業家資本の集計対象をハイテク産業 ( $EHC_{itb}$ ) と ICT 産業 ( $EICTC_{itb}$ )<sup>8</sup> に限定する。それに加え、比較を行うためにローテク産業 ( $ELC_{itb}$ ) の影響についても検証する。起業家資本が地域の生産性の向上につながる根拠となる AKL (2007) の「起業家活動による知識のスピルオーバー理論」は、開業企業が新しい知識を商業化することを前提としており、開業後

<sup>8</sup> ハイテク産業と ICT 産業の定義および、起業家資本の詳細な定義については次節を参照。

の成長は説明に含んでいないため、仮説1については、誕生年を $b=t$ とし、開業直後の企業数を起業家資本の集計に採用する。

知識集約的な産業で開業が進む地域については、既存の企業においても研究開発に従事する労働者が多いことも考えられる。この問題への対処として、既存の企業が保有している知識の影響をコントロールするために、研究開発に従事している労働者ベースで測った地域レベルの研究開発変数 ( $\ln R\&D_{it}$ ) を推定式に加える。また、内閣府 (2004) によれば、その地域の産業構造も生産性に影響を与えることから、起業家資本にハイテク産業の産業特化による生産性の向上効果が含まれることによる影響を除く必要がある。そこで、各地域のハイテク製造業の産出比率 ( $HITECH_{it}$ ) をコントロール変数として推定式に加える。

この (1) 式を推定する目的は開業の地域生産性への効果を推定することだが、この関係には、生産性の高い地域で開業が行われるという、同時性バイアスが含まれる可能性を考慮する必要がある<sup>9</sup>。そこで、開業の効果を正確に推定するために、起業家資本を内生変数として扱う操作変数法 (Instrumental Variable Model、以下、IV) を採用する。また、IV や最小二乗法など、データをクロスセクションとして扱い推定を行う場合には、変数欠落のバイアス (Omitted Variable Bias) が含まれる可能性が指摘されている<sup>10</sup>。特に、本論文で用いる都道府県データのように地域の属性がその生産性に大きく影響する場合には (また、その属性が起業家資本と関連している限り)、正確な起業家資本の効果を測ることはできない。そこで、IV に加え、操作変数を含む固定効果モデル (以下、IV-FE) とランダム効果モデル (以下、IV-RE) による推定を追加的に行い、都道府県の固有の影響を除いた純粋な起業家資本の影響を推定する。

ここで用いる起業家資本は、パフォーマンスの値をとる年次の直近の値を使用しているため、開業直後に退出するパフォーマンスの低い企業がノイズとして混ざっている可能性、すなわち、開業企業の高い成長力の効果を過小評価している可能性がある。起業家資本に含まれる偏りを考慮するために、仮説1に合わせて、Jovanovic (1982) の産業発展理論から導き出される仮説2の検証も行いたい。

仮説2 開業したばかりの企業には、パフォーマンスの低い企業も含まれているため、開業後に生存している企業で測る起業家資本の効果は、開業したばかりの企業数で測る起業家資本の効果よりも大きい。

<sup>9</sup> 地域の景気要因によって開業率が決定することは、Audrestch and Fritsch (1994) による地域レベルデータの分析、Yamawaki (1991) による製造業の産業レベル分析から明らかになっている。

<sup>10</sup> Wooldridge (2002, pp. 61) を参照。

この仮説は、仮説1を検証するために行う推定式(1)において、起業家資本( $EC_{itb}$ )で使用する開業企業数を1歳( $b=1$ )から5歳( $b=5$ )まで拡張して推定を行い、その係数を比較することで検証する。

### 3. データ<sup>11</sup>

分析に使用する項目は、起業家資本を集計するための開業企業数に関する項目、生産関数を推定するために使用する付加価値ベースの産出量、資本、労働などに関する項目、操作変数として使用する起業家資本に影響を与える各地域の属性項目に分類できる。

起業家資本( $EC_{itb}$ )は、AKL(2007)に倣い、開業企業数をその地域の労働力人口で除して集計した。開業企業数には、総務省『事業所企業統計調査』の非農林漁業に属する民間企業開業数を用いた<sup>12</sup>。01年調査および06年調査では、調査を行った企業の開設年を1年おきに集計しているため、01年調査から把握できる2000年の開業企業数と06年調査から把握される05年の開業企業数を用いた<sup>13</sup>。都道府県レベルのデータを用いて推定を行うことの利点は、公表統計からデータセットを作成できる点と、それにより長期間に及ぶパネルデータを作成することが可能な点にある。長期間のデータを使用することで、景気の変動の影響を取り除き、安定した推定結果を得ることが可能となる。しかし、本稿で分析の対象とするのは、2000年と05年に限られる。その理由は、起業家資本の集計において、『事業所企業統計調査』を使用して、都道府県単位で、創業後の経過年数1年ごとに企業数が確認できるのが、01年と06年の調査に限られるためである<sup>14</sup>。開業後初期の企業の成長力を推計しているAcs and Mueller(2008)などの研究では、1年ごとにみられる成長率の変動を推定し、誕生年から誕生後6年まで経過している企業の効果は1年ごとに変動し、その影響の変動が非線形であることを示した。そこで、本稿の分析において集計する起業家資本の地域への影響についても、同様に非線形の動きをする可能性を考慮して、経過年数1年ごとに開業企業数を把握することが必要

<sup>11</sup> 各変数の定義は表1にまとめている。

<sup>12</sup> 『事業所企業統計調査』には推計誤差が多く含まれることを中小企業総合研究機構(2006)が指摘している。特に、本論文においては、マンションなどの一室を利用した事業所を把握できない点において、ローテク産業とICT産業において推計誤差が含まれることに留意する必要がある。

<sup>13</sup> 中間年の調査及び、96年以前の調査では都道府県×産業レベルの開業企業数を1年おきに把握することはできないため、本論文では01年、06年の調査のみを使用した。また、開業企業数の集計には、会社企業の集計ではなく、事業所集計を用い、企業の定義を「単独事業所、もしくは複数事業所の本所・本社・本店の個人と、法人内の会社」として集計を行った。なお、『事業所企業統計調査』の調査月は10月であるため、調査年に開業した企業数では1年単位で集計を行っている存続企業の影響との比較ができないため、調査年の1年前の開業企業数を直近の数値として使用した。

<sup>14</sup> 『事業所企業統計調査』は06年の調査で終了し、『経済センサス』に統合された。『経済センサス』では『事業所企業統計調査』で把握されていない事業所で商業・法人登記簿に記載の法人が含まれるなど、調査方法に変更が加えられているため、パネルデータの延長も行うことが不可能である。



と考えた。

$$EC_{itb} = \frac{b\text{年に誕生し}t\text{年まで生存している開業企業数}_{itb}}{\text{労働力人口}_{it}} \quad (2)$$

労働力人口は、総務省統計局『労働力調査』の都道府県別のモデル集計の数値を使用している<sup>15</sup>。なお、経済産業省『企業活動基本調査』を用いて企業の売上高に占める研究開発費が産業全体の平均値よりも高い産業の起業家資本をハイテク産業の起業家資本 ( $EHC_{itb}$ )<sup>16</sup>、低い産業をローテク産業の起業家資本 ( $ELC_{itb}$ )、「情報通信機器製造業」・「情報通信業」を ICT 産業の起業家資本 ( $EICTC_{itb}$ ) と区分して集計を行った。

生産関数に用いる変数は、被説明変数に実質県内総生産、説明変数に労働投入量と実質資本ストックを、それぞれ対数変換して用いる。推定モデルの被説明変数である実質県内総生産は、内閣府『県民経済計算』の非農林漁業の県内総生産実質値を使用した。要素投入のうち、労働については就業者数×労働時間を労働投入と定義し、就業者数を『国勢調査』の「従業地による就業者数」のうちの非農林漁業の民間従業者数を用いて集計を行い<sup>17</sup>、労働時間を厚生労働省『賃金構造基本統計調査』より、都道府県別で得られる企業規模計・年齢階級計の一般労働者の「所定内労働時間」と「超過労働時間」を合わせたものを労働時間として集計した。資本は、日本経済研究センター (2009) の分析・予測作業に用いられた都道府県レベルの実質資本ストックを使用する。その集計方法は、土居 (2002) に倣っている。土居 (2002) は、都道府県別の資本ストックの合計が 90 年基準の民間企業資本ストックとなるように作成されており、現行の 2000 年基準の日本全体の民間企業資本ストックに、土居 (2002) における都道府県別の資本ストックシェアを乗じて、現行基準の都道府県別の民間企業資本ストックを 98 年度まで作成した。99 年度以降については、以下の式に従って資本ストックを積み上げている。

$$K_{it} = I_{it} + (1 - \delta_t) * K_{it-1} \quad (3)$$

$I_{it}$  は  $i$  県における  $t$  年の新設設備投資額であり、 $\delta$  は除却率である。除却率は、下記の方法

<sup>15</sup> モデル推計の方法については総務省のホームページを参照

<[http://www .stat.go.jp/data/roudou/pref/pdf/02.pdf](http://www.stat.go.jp/data/roudou/pref/pdf/02.pdf)>。

<sup>16</sup> 産業分類については、非製造業は大分類、製造業については中分類で集計を行った。集計の結果、集計企業全体の売上高に占める R&D 投資の割合は最も高い年で 2003 年の 3.46%、低い年は 2000 年の 3.12%であった。集計の結果、ハイテク産業に分類される産業は集計期間を通じて一定で、「化学工業」・「ゴム製品製造業」・「一般機械器具製造業」・「電気機械器具製造業」・「情報通信機械器具製造業」・「電子部品・デバイス製造業」・「輸送用機械器具製造業」・「精密機械器具製造業」・「その他の製造業」であった。

<sup>17</sup> 90 年、95 年、2000 年、05 年における各都道府県の就業者数を作成し、これを地域レベルで集計を行い、労働力調査の地域別集計の伸び率を使用して中間年を作成した。

で作成した日本全体の値をすべての県に当てはめた。

$$\delta_t = \frac{(I_t - \Delta K_{t, t-1})}{K_{t-1}} \quad (4)$$

$\Delta K_{it}$ は民間企業資本ストックの増分である。各都道府県の新設設備投資は、県民経済計算ベースの実質設備投資額の全県計に占める各都道府県のシェアを、日本全体の民間企業資本ストック統計ベースの新設設備投資に乗じて作成した。

IV で使用する操作変数は以下のとおりである。まず、ハイテク産業と ICT 産業の起業家資本に影響を与えると考えられる項目として、R&D 集約度の伸び率 ( $\Delta \ln R\&D_{it,t-1}$ ) を集計した。ハイテク産業の起業家資本を特定するために使用した『企業活動基本調査』は「研究開発費」を都道府県単位で公表していないため、AKL (2007)と同様に就業者に占める研究開発従事者の割合を R&D 集約度と定義し、『国勢調査』から都道府県単位で

表 1 変数の定義

	変数	定義
EHC	開業者資本 (ハイテク産業)	ハイテク産業 <sup>注1</sup> 開業企業数/労働力人口 (千人)
ELC	開業者資本 (ローテク産業)	ローテク産業開業企業数/労働力人口 (千人)
EICTC	開業者資本 (ICT産業)	ICT産業 <sup>注2</sup> 開業企業数/労働力人口 (千人)
Y	県内総生産	実質県内総生産
K	資本ストック	実質民間企業資本ストック
L	労働	従業地による就業者数×(所定内労働時間+超過労働時間)
R&D	R&D集約度	(科学研究者数+技術者数)/就業者数
<b>TFP作成のための変数<sup>注3</sup></b>		
	利子率	東証国債先物利回り (10年)
	資本財デフレーター	企業設備名目値/企業設備実質値
	人件費	1人当たり雇用者報酬×就業者数
	減価償却	固定資本減耗

注1) ハイテク産業、ローテク産業の特定に使用。売上高に占める R&D の割合が平均よりも高い産業をハイテク産業、平均未満の産業をローテク産業と定義している。

注2) ICT 産業は、「情報通信機器製造業」と「情報通信業」である。

注3) 集計方法の詳細は本文を参照。

集計を行った。研究開発従事者とは、職業が「科学研究者」あるいは「技術者」の就業者である。R&D 集約度の伸び率に加えて、人口密度の伸び率とハイテク産業の割合の伸び率も操作変数に加えた。人口密度は、総務省『国勢調査』から集計した人口を、国土地理院『全国都道府県市区町村別面積調』から得た各都道府県の面積で除して求めた。ローテク産業については、地域別の失業率の変動と、交際・つきあいの行動者率、ローテク産業の伸び率を操作変数に採用した。地域別の失業率は、総務省『労働力調査』で公表されているモデル推計の値を用いた。交際・つきあいの行動者率は、起業家資本の議論の出発点である社会関係資本の影響を考慮して変数として加えており、総務省『平成 18 年 社会生活基本調査』から、「交際・つきあい」の行動者率（10 歳以上の人口で、1 週間に「交際・つきあい」を行った者の割合）を用いた。ローテク産業の割合は、1 からハイテク産業の産出比率  $HITECH_{it}$  を引くことで求めた。

表 2 記述統計量

変数	サンプル・サイズ	平均値	標準偏差	最小値	最大値
<b>2000年</b>					
EC	47	2.043	0.576	1.274	4.843
EHC	47	0.038	0.018	0.012	0.083
ELC	47	2.005	0.576	1.261	4.820
EICTC	47	0.037	0.029	0.011	0.211
lnY	47	15.675	0.855	14.410	18.306
lnK	47	16.506	0.818	15.222	18.925
lnL	47	18.904	0.768	17.753	21.120
lnR&D	47	12.984	1.350	10.763	16.947
<b>2005年</b>					
EC	47	1.758	0.544	1.035	4.599
EHC	47	0.028	0.016	0.006	0.071
ELC	47	1.730	0.546	1.024	4.592
EICTC	47	0.023	0.028	0.005	0.192
lnY	47	15.579	0.872	14.257	18.244
lnK	47	16.569	0.819	15.283	19.018
lnL	47	18.875	0.774	17.701	21.068
lnR&D	47	13.225	1.340	11.075	17.054

図 2-1 都道府県別起業家資本（ハイテク産業）

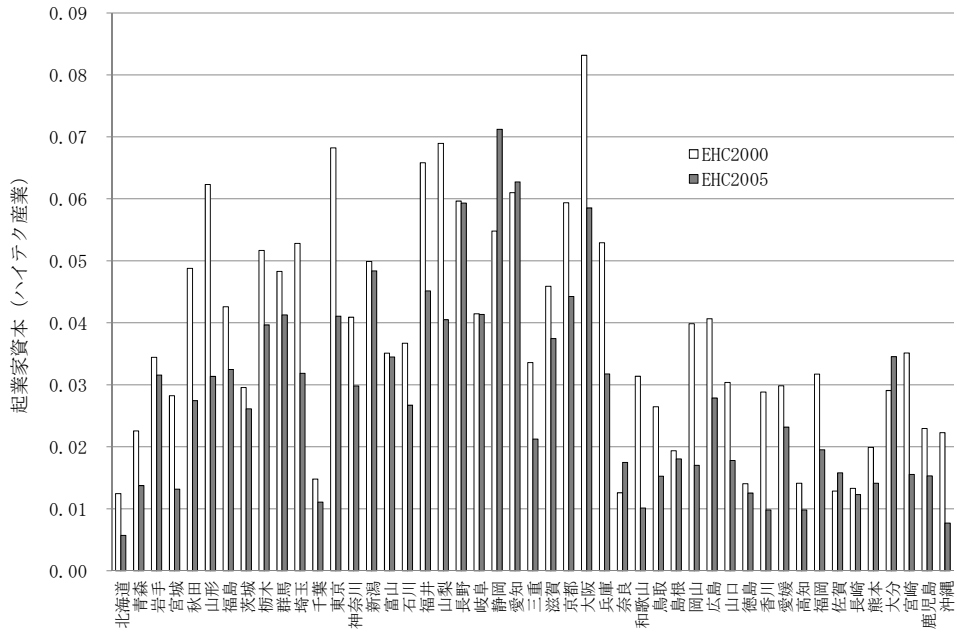
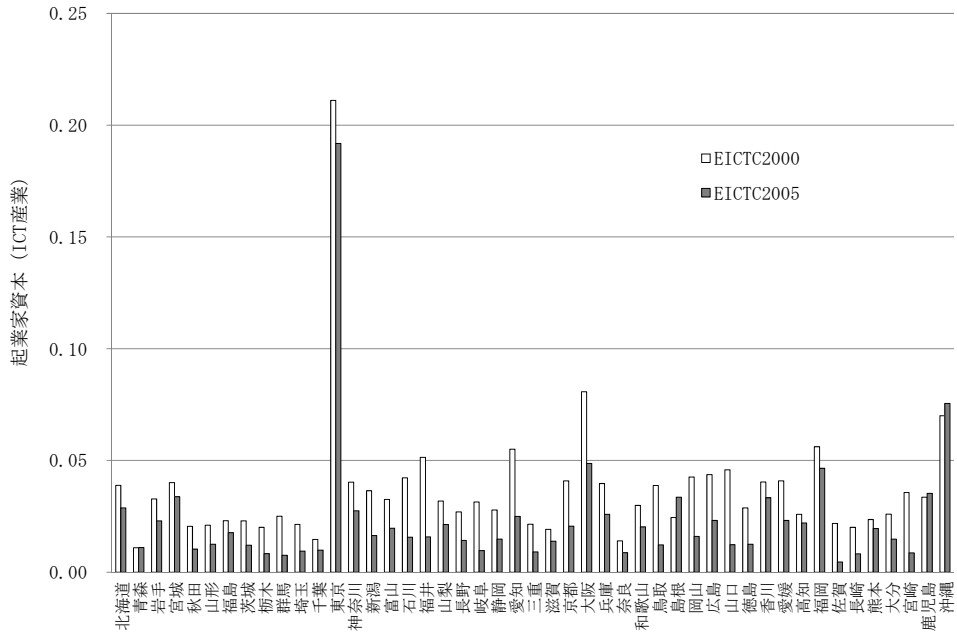


図 2-2 都道府県別起業家資本（ICT 産業）



調査年の2000年と05年において記述統計量をまとめたものが、表2である。起業家資本に関しては、ハイテク産業、ローテク産業、ICT産業の起業家資本すべてが低下しており、第1節で示した開業率の低下傾向を裏付けている。一方、実質産出量および生産要素は、それぞれ横ばいが続いているが、同時に標準偏差は上昇しており、地域間の経済格差は広がった。科学研究者および技術者を用いて推計したR&D集約度は上昇傾向がみられた。

ハイテク産業の起業家資本をまとめたものが、図2-1である。中部地方ではハイテク産業の開業傾向が見られるが、中国・四国・九州地方ではその傾向はみられない。2000年から05年にかけてのハイテク産業の起業家資本の変化をみると、静岡県・愛知県・奈良県・大分県以外で低下し、特に関東地方・東北地方において下げ幅が大きかった。ICT産業の起業家資本をプロットした図2-2については東京の一極集中がみられ、沖縄県、大阪府、福岡県が続いた。

## 4. 推定結果

表3は仮説1と仮説2をIVから検証した結果である。ハイテク産業の起業家資本( $EHC_{itb}$ )、ICT産業の起業家資本( $EICTC_{itb}$ )、ローテク産業の起業家資本( $ELC_{itb}$ )の3通りの起業家資本について、開業直後の( $b = t$ )企業から、開業後5年経過している( $b = t - 5$ )企業まで、0歳から5歳まで各年齢の起業家資本の地域生産性への効果を推定する。

仮説1の検証は、開業直後( $b = t$ )の企業数で集計を行う。開業企業のうち、生存企業のパフォーマンスが高いことを検証する仮説2については、1歳から5歳までの企業で集計した起業家資本の効果が、年齢に応じて変化しているかを確認する。

IVによる推定結果からは、仮説1が正しいことが実証されている。ハイテク産業とICT産業両方で、正で有意であり、 $b = t$ の企業数で集計した起業家資本が地域のパフォーマンスを高めている。一方、ローテク産業の起業家資本の有意性は確認されなかった。これは、地域の生産性を向上させる為に、知識集約的な産業での開業を促進することが効果的であることを示している。

仮説2を検証するために、開業後1年から5年経過している企業の起業家資本をみると、ハイテク産業は、開業後1年経過した企業の効果は開業直後と比較して低く、2年目と3年目の起業家資本は有意に地域の生産性に貢献していなかった。しかし、4年目と5年目の企業の起業家資本は有意に地域の生産性を高め、その効果も上昇傾向にあ

った。ICT 産業については、開業直後から2年目までは、地域の生産性への影響は横ばいで推移するものの、3年目からその効果は上昇し、分析対象期間では5年生存している企業の起業家資本の効果が最大になっている。この IV による推定結果からは、ハイテク産業についてはU字型の関係、ICT 産業については3年目までの横ばいの傾向と、4年目以降の成長傾向が確認された。しかし、ローテク産業については、開業直後の企業で測った場合と同様、1年目から5年目の開業企業の効果が確認されなかった。知識集約的な産業を産む起業家資本が地域の生産性を高めるとする仮説1と、開業後の初期段階の成長効果が大きいとする仮説2が支持された。

操作変数を用いるときには、その操作変数の数が過剰である時には推定にバイアスをもたらす可能性があり、Sargan 統計量による過剰識別であるかを検定する必要がある。表3で示した Sargan 統計量はどれも有意な値を示しておらず、表3の IV において採用された操作変数は適切であることを示している。

しかし、この結果には、地域の属性が起業家資本変数に含まれてしまうことによって、推定結果の誤差が生じている可能性が残る。そこで、各都道府県固有の影響を除く操作変数法 (IV-FE、IV-RE) による推定を行った。表4はその結果をまとめたもので、3つの産業タイプと誕生年ごとに6通りの起業家資本に分けて推定した。ハウスマン検定で IV-FE と IV-RE のどちらの推定方法が支持されるかを確認したところ、全ての推定式でランダム効果モデルが支持されるという検定結果が得られたため、以下ではランダム効果モデルの推定結果について解釈を加える。

誕生直後の起業家資本の効果をみると、IV による推定とは異なり、ハイテク産業では開業0年目の起業家資本は地域の生産性を高めているものの、1年目から3年目にかけては有意性が確認されない。しかし、4年目から5年目にかけて、再び、起業家資本は正で有意な効果を持つ。図3は、ハイテク産業および ICT 産業の起業家資本の IV の推定結果と IV-RE の推定結果で係数の値の大小を比較したものであるが、ここからは、起業家資本に地域固有の効果が含まれてしまう IV の推定では、係数の値が過剰に推定されていたことがわかる。

ICT 産業の起業家資本については、ハイテク産業と異なり、分析対象期間全てで、有意な結果が得られた。同様に、2年目の起業家資本までは横ばいでその効果が推移し、それから後は成長をしているが、その成長の幅は IV よりも低く5年目の効果は4年目の効果よりも低い。両者の結果を比較した図3からは、ハイテク産業と同様に、IV では、起業家資本に地域固有の影響が含まれていることがわかる。

表3 生存企業の地域経済への影響 (IV)

	b=t	b=t-1	b=t-2	b=t-3	b=t-4	b=t-5
	IV	IV	IV	IV	IV	IV
被説明変数: lnY						
EHC	4.403 ** (2.11)	3.531 ** (2.05)	1.939 (1.44)	1.900 (1.47)	2.566 ** (2.35)	3.564 ** (2.09)
lnK	0.336 *** (5.15)	0.398 *** (5.86)	0.383 *** (6.33)	0.359 *** (6.65)	0.338 *** (5.95)	0.352 *** (5.34)
lnL	0.697 *** (9.97)	0.635 *** (8.07)	0.666 *** (9.66)	0.694 *** (11.75)	0.715 *** (11.85)	0.696 *** (9.82)
HITECH	0.670 *** (3.03)	0.545 ** (2.50)	0.614 *** (3.30)	0.667 *** (3.66)	0.648 *** (3.37)	0.721 *** (3.18)
ln(R&D)	0.798 *** (4.05)	0.643 *** (4.52)	0.559 *** (4.71)	0.575 *** (4.70)	0.637 *** (5.09)	0.697 *** (4.30)
constant	-5.238 *** (-12.54)	-4.662 *** (-12.75)	-4.754 *** (-15.16)	-4.919 *** (-15.95)	-5.161 *** (-14.65)	-5.209 *** (-12.53)
サンプル・サイズ	94	94	94	94	94	94
R2	0.993	0.993	0.995	0.995	0.995	0.993
Sargan Statistic	0.14	0.35	3.30	3.45	0.62	0.49
Prob>chi2	0.932	0.840	0.193	0.178	0.735	0.784
EICTC						
EICTC	2.029 ** (2.42)	1.996 ** (2.16)	2.009 * (1.95)	2.969 ** (2.52)	3.407 *** (2.75)	4.045 ** (2.40)
lnK	0.277 *** (4.95)	0.328 *** (6.61)	0.280 *** (4.74)	0.285 *** (5.46)	0.254 *** (4.28)	0.243 *** (3.60)
lnL	0.760 *** (14.08)	0.715 *** (13.76)	0.768 *** (13.41)	0.760 *** (14.63)	0.791 *** (13.62)	0.794 *** (12.49)
ln(R&D)	1.036 *** (4.43)	0.887 *** (4.35)	0.870 *** (4.25)	0.980 *** (4.68)	1.043 *** (4.68)	1.104 *** (4.17)
HITECH	0.287 *** (2.59)	0.336 *** (3.27)	0.340 *** (3.25)	0.299 *** (2.90)	0.311 *** (3.08)	0.253 ** (2.02)
constant	-4.124 *** (-10.38)	-4.212 *** (-10.63)	-4.418 *** (-12.85)	-4.282 *** (-12.63)	-4.385 *** (-13.76)	-4.113 *** (-9.85)
サンプル・サイズ	94	94	94	94	94	94
R2	0.996	0.996	0.996	0.996	0.996	0.995
Sargan Statistic	2.55	2.96	3.05	1.05	0.75	2.04
Prob>chi2	0.279	0.228	0.218	0.593	0.689	0.360
ELC						
ELC	0.014 (0.43)	0.016 (0.55)	0.016 (0.41)	0.026 (0.63)	0.024 (0.53)	0.048 (0.87)
lnK	0.361 *** (5.91)	0.365 *** (5.94)	0.362 *** (5.67)	0.368 *** (5.98)	0.365 *** (5.85)	0.377 *** (5.93)
lnL	0.703 *** (10.67)	0.698 *** (10.67)	0.702 *** (10.42)	0.696 *** (10.68)	0.700 *** (10.74)	0.688 *** (10.44)
ln(R&D)	0.662 *** (3.57)	0.649 *** (3.73)	0.647 *** (3.70)	0.660 *** (3.71)	0.666 *** (3.62)	0.687 *** (3.63)
HITECH	0.454 *** (5.07)	0.450 *** (5.00)	0.450 *** (4.93)	0.454 *** (5.08)	0.458 *** (5.16)	0.460 *** (4.99)
constant	-4.775 *** (-15.58)	-4.766 *** (-15.70)	-4.783 *** (-15.87)	-4.790 *** (-16.39)	-4.826 *** (-16.84)	-4.866 *** (-16.13)
サンプル・サイズ	94	94	94	94	94	94
R2	0.996	0.996	0.996	0.996	0.996	0.995
Sargan Statistic	0.48	0.46	0.95	0.13	0.00	2.30
Prob>chi2	0.785	0.796	0.623	0.937	0.998	0.317

注1) 推定年は2000年と2005年である。

注2) 各推定において、開業者資本の推計に使用する開業企業数は、表頭に示している誕生年bで、かつt期まで生存している企業数を用いている。

注3) 各推定には年次ダミーと地域ダミーをコントロール変数として加えている。

注4) 操作変数にはt期のlnR&D、HITECH、開業企業の誕生年1期前の対数実質県民生産と、失業率、年ダミー、地域ダミーを用いている。

注5) \*、\*\*、\*\*\*は有意水準が10%、5%、1%で有意であることを示す。

表4 生存企業の地域経済への影響 (IV-FE, IV-RE)

	b = t		b = t-1		b = t-2	
	IV-RE	IV-FE	IV-RE	IV-FE	IV-RE	IV-FE
被説明変数: lnY						
EHC	4.288 ** (2.16)	-13.949 (-0.54)	0.522 (0.46)	-1.471 (-0.82)	0.531 (0.71)	0.300 (0.26)
lnK	0.334 *** (4.74)	0.289 (0.43)	0.278 *** (3.97)	0.036 (0.22)	0.278 *** (3.96)	0.084 (0.57)
lnL	0.700 *** (9.26)	2.138 (0.92)	0.786 *** (10.07)	0.912 *** (3.23)	0.786 *** (10.29)	1.011 *** (3.64)
HITECH	0.669 *** (2.80)	2.293 (0.71)	0.771 *** (3.26)	1.104 * (1.77)	0.779 *** (3.28)	0.831 (1.48)
ln(R&D)	0.789 *** (4.01)	0.336 (0.22)	0.490 *** (3.34)	0.193 (0.39)	0.499 *** (3.43)	0.457 (0.85)
constant	-5.232 *** (-11.88)		-5.064 *** (-12.05)		-5.096 *** (-11.95)	
サンプル・サイズ	94	94	94	94	94	94
R2	0.993	-0.490	0.996	0.870	0.996	0.896
Chi2	11000.0		8947.4		8562.1	
F		4.168		47.264		59.329
Sargan Statistic	2.91	0.04	13.97	3.18	11.40	3.76
Prob>Chi2	0.968	0.983	0.123	0.204	0.250	0.153
Hausman Specific Test	chi2=1.02		chi2=3.19		chi2=2.59	
	Prob>chi2=0.985		Prob>chi2=0.784		Prob>chi2=0.858	
EICTC	1.810 * (1.90)	4.057 (0.52)	1.782 ** (2.15)	2.220 * (1.90)	1.988 ** (2.13)	2.015 (1.55)
lnK	0.261 *** (3.91)	-0.189 (-0.34)	0.275 *** (4.25)	0.057 (0.36)	0.250 *** (3.58)	0.037 (0.21)
lnL	0.780 *** (11.97)	1.225 ** (2.00)	0.772 *** (11.29)	0.982 *** (3.62)	0.799 *** (11.20)	0.993 *** (3.34)
HITECH	1.023 *** (3.84)	0.647 (0.70)	0.996 *** (4.01)	1.350 ** (2.19)	0.913 *** (3.83)	0.795 (1.27)
ln(R&D)	0.312 ** (2.36)	0.569 (0.77)	0.378 *** (2.98)	0.728 (1.51)	0.354 *** (2.71)	0.534 (1.07)
constant	-4.291 *** (-9.15)		-4.512 *** (-10.14)		-4.549 *** (-10.60)	
サンプル・サイズ	94	94	94	94	94	94
R2	0.996	0.745	0.996	0.870	0.996	0.844
Chi2	14700.0		11100.0		11300.0	
F		24.163		47.841		39.679
Sargan Statistic	10.32	1.67	8.31	0.27	5.52	0.12
Prob>Chi2	0.325	0.434	0.503	0.874	0.787	0.943
Hausman Specific Test	chi2=2.38		chi2=3.68		chi2=1.97	
	Prob>chi2=0.882		Prob>chi2=0.720		Prob>chi2=0.923	
ELC	0.007 (0.19)	-0.211 (-0.84)	-0.012 (-0.37)	-0.110 (-1.46)	0.008 (0.18)	-0.225 (-1.49)
lnK	0.316 *** (4.58)	0.047 (0.22)	0.274 *** (3.78)	0.004 (0.03)	0.321 *** (4.38)	-0.182 (-0.65)
lnL	0.749 *** (10.05)	0.913 ** (2.56)	0.794 *** (10.23)	0.925 *** (3.42)	0.745 *** (9.62)	0.819 ** (2.12)
HITECH	0.726 *** (3.31)	0.796 (1.08)	0.742 *** (3.35)	0.828 (1.47)	0.710 *** (3.47)	1.449 * (1.68)
ln(R&D)	0.458 *** (4.07)	1.066 (1.05)	0.469 *** (3.83)	0.489 (1.09)	0.456 *** (4.07)	0.584 (0.93)
constant	-4.926 *** (-13.22)		-5.062 *** (-12.78)		-4.917 *** (-13.49)	
サンプル・サイズ	94	94	94	94	94	94
R2	0.996	0.785	0.996	0.873	0.996	0.756
Chi2	13300.0		11000.0		13800.0	
F		28.640		48.633		25.481
Sargan Statistic	5.96	0.70	9.67	1.22	9.61	1.18
Prob>Chi2	0.744	0.706	0.378	0.544	0.383	0.555
Hausman Specific Test	chi2=2.72		chi2=4.14		chi2=4.10	
	Prob>chi2=0.844		Prob>chi2=0.658		Prob>chi2=0.663	



表4 生存企業の地域経済への影響 (IV-FE, IV-RE) (続き)

	b = t-3		b = t-4		b = t-5	
	IV-RE	IV-FE	IV-RE	IV-FE	IV-RE	IV-FE
被説明変数: lnY						
EHC	0.166 (0.19)	1.227 (0.67)	1.264 * (1.66)	-7.815 (-0.72)	2.172 * (1.73)	-2.864 (-0.31)
lnK	0.292 *** (4.62)	0.013 (0.07)	0.335 *** (6.04)	0.767 (0.74)	0.311 *** (4.35)	-0.120 (-0.18)
lnL	0.774 *** (11.47)	1.127 *** (3.18)	0.725 *** (12.33)	-0.486 (-0.23)	0.745 *** (9.64)	1.185 (1.58)
HITECH	0.753 *** (3.45)	0.848 (1.47)	0.655 *** (3.49)	1.845 (0.97)	0.842 *** (3.38)	0.089 (0.03)
ln(R&D)	0.474 *** (3.49)	0.673 (1.05)	0.548 *** (4.92)	-1.722 (-0.56)	0.619 *** (3.84)	-0.031 (-0.02)
constant	-5.024 *** (-12.82)		-5.019 *** (-15.11)		-5.213 *** (-11.80)	
サンプル・サイズ	94	94	94	94	94	94
R2	0.996	0.868	0.996	0.247	0.995	0.797
Chi2	11300.0		17600.0		9077.2	
F		46.625		8.237		30.313
Sargan Statistic	12.10	2.49	6.82	0.31	10.56	3.35
Prob>Chi2	0.208	0.288	0.655	0.857	0.307	0.187
Hausman Specific Test	chi2=3.10 Prob>chi2=0.076		chi2=2.22 Prob>chi2=0.899		chi2=1.92 Prob>chi2=0.927	
EICTC	2.113 * (1.82)	2.790 * (1.67)	2.789 *** (2.81)	2.239 * (1.88)	1.992 * (1.94)	1.887 * (1.74)
lnK	0.246 *** (3.68)	-0.089 (-0.49)	0.236 *** (3.50)	0.096 (0.65)	0.240 *** (3.48)	0.055 (0.37)
lnL	0.808 *** (11.89)	1.029 *** (3.94)	0.814 *** (11.57)	1.028 *** (4.06)	0.814 *** (11.48)	0.995 *** (3.99)
HITECH	0.989 *** (3.99)	1.126 ** (2.01)	1.021 *** (4.24)	0.908 * (1.72)	1.004 *** (3.95)	1.235 ** (2.21)
ln(R&D)	0.343 *** (2.62)	0.070 (0.15)	0.345 *** (2.66)	0.408 (0.99)	0.360 *** (2.71)	0.252 (0.61)
constant	-4.624 *** (-11.20)		-4.599 *** (-11.01)		-4.664 *** (-10.89)	
サンプル・サイズ	94	94	94	94	94	94
R2	0.996	0.881	0.996	0.888	0.996	0.890
Chi2	12600.0		10600.0		10800.0	
F		52.079		55.284		56.354
Sargan Statistic	9.05	0.48	4.42	2.04	13.61	3.35
Prob>Chi2	0.433	0.787	0.881	0.361	0.137	0.188
Hausman Specific Test	chi2=4.67 Prob>chi2=0.586		chi2=1.61 Prob>chi2=0.952		chi2=2.83 Prob>chi2=0.830	
ELC	0.012 (0.31)	-0.020 (-0.38)	0.061 (1.20)	0.167 (1.31)	0.046 (0.81)	-0.141 (-0.67)
lnK	0.284 *** (3.85)	0.059 (0.39)	0.342 *** (4.17)	0.194 (1.08)	0.334 *** (4.30)	-0.045 (-0.18)
lnL	0.784 *** (9.98)	0.957 *** (3.85)	0.726 *** (8.45)	0.668 * (1.90)	0.733 *** (9.06)	1.115 *** (3.03)
HITECH	0.790 *** (3.46)	0.958 * (1.78)	0.811 *** (3.48)	0.643 (1.11)	0.757 *** (3.45)	1.359 (1.44)
ln(R&D)	0.458 *** (3.53)	0.377 (0.94)	0.449 *** (3.49)	-0.001 (0.00)	0.458 *** (3.82)	0.504 (0.93)
constant	-5.053 *** (-12.28)		-4.994 *** (-12.24)		-5.000 *** (-13.12)	
サンプル・サイズ	94	94	94	94	94	94
R2	0.996	0.895	0.995	0.879	0.995	0.836
Chi2	9447.3		9679.9		11300.0	
F		58.591		51.115		37.510
Sargan Statistic	10.50	4.40	8.83	3.74	9.42	0.78
Prob>Chi2	0.312	0.111	0.454	0.154	0.399	0.676
Hausman Specific Test	chi2=2.98 Prob>chi2=0.812		chi2=3.12 Prob>chi2=0.793		chi2=2.56 Prob>chi2=0.861	

注1) 推定年は2000年と2005年である。

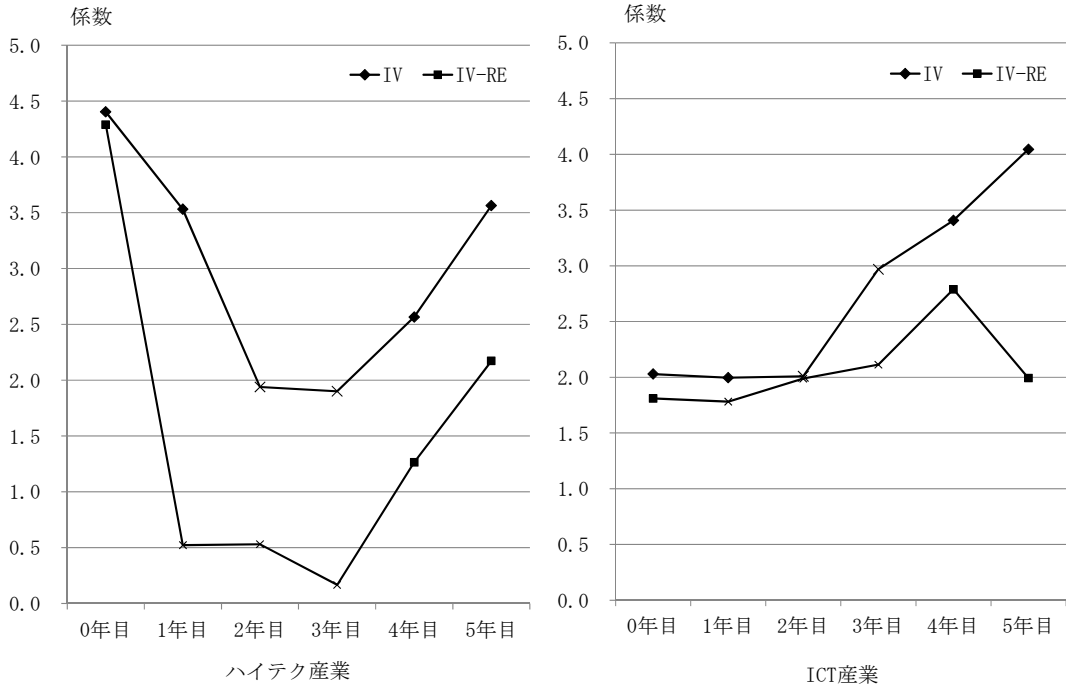
注2) 各推定において、開業者資本の推計に使用する開業企業数は、表頭に示している誕生年bで、かつt期まで生存している企業数を用いている。

注3) 各推定には年次ダミーと地域ダミーをコントロール変数として加えている。

注4) 操作変数はt期のlnR&D、HITECH、開業企業の誕生年1期前の対数実質県生産、失業率、年ダミー、地域ダミー。

注5) アスタリスク\*、\*\*、\*\*\*は有意水準が10%、5%、1%で有意であることを示す。

図3 開業後の経過年数ごとの起業家資本が地域の生産性に与える効果



注) 図において、×でマークされているのは、その起業家資本のパラメータの t 検定の結果が、有意水準 10% よりも高い基準で有意でなかったことを示している。

一方、ローテク産業については、IV と同様に、地域の生産性への効果は確認されなかった。ローテク産業の多くはサービス業によって占められていることを考慮すると、森川 (2007) で検証されたサービス業のマクロレベルの TFP に与える参入効果が小さいという実証結果とも整合的である。

IV の結果を表す表 3 と同様に、IV-FE および IV-RE の推定においても、過剰な数の操作変数が用いられないかを検定する Sargan 統計量から、適切な操作変数が用いられていることが示されている。

## 5. おわりに

本稿は、都道府県レベルのパネルデータを用いて、開業が地域の生産性に与える影響を、AKL(2007)の枠組みを用いて検証した。それに加えて、開業初期段階で生存した企業の高い成長と、低生産性企業の撤退が参入企業グループのパフォーマンスを高めるこ

とを提示している Jovanovic (1982) の産業発展理論が都道府県レベルの生産性に与える影響についても検証した。

操作変数法を用いた推定からは、ハイテク産業と ICT 産業において開業の経済効果が確認されたが、同時に、開業後の成長の効果も確認された。ハイテク産業での開業は、開業後 1 年目から 3 年目ではその効果がみられなかったが、4 年目以降は地域の生産性を高めていた。ICT 産業についても、開業してから 3 年目までは、その効果が横ばいで推移しているが、4 年目でその効果が大きくなっている。ローテク産業の開業企業については、有意に地域の生産性を高めているという推定結果は確認されなかった。以上の推定結果からは、地域の生産性を目標と置いた場合に、知識集約的な業種への開業の支援を行うこと、開業後の企業に対しては、特に 2 年目から 3 年目の企業を対象に、生産性の低い企業の円滑な退出と、高パフォーマンス企業への成長に向けたフォローを進めることが、地域の生産性を向上させる上で効果的であることが示唆される。

一方で、生産性の格差とともに、人口の流出も地域間格差の問題として注目される。雇用創出や人口の伸び率など、地域の生産性以外の指標をパフォーマンスとして捉えた場合の開業の影響についても分析を行うことが求められる。その場合は、ハイテク産業に限らず、サービス業、建設業など、それ以外の産業に注目した開業の規定要因を分析することになるだろう。

本稿では、地域の生産性を経済効果の指標として取り上げるためにマクロレベルの分析を行ったが、開業が生産性に与える影響の意味を具体的に探るには、よりミクロレベルの分析を行う必要がある。例えば、Harada (2004) は国民生活金融公庫（現・日本政策金融公庫）から借入を受けて開業した経営者の生産性に、関連する事業の経験期間がプラスで影響することを明らかにしているが、ハイテク産業、ICT 産業などにおいてその傾向が強いかどうかは、まだ確認されていない。そして、本稿では、知識集約の開業が地域パフォーマンスを高めることが分かったが、そのような開業を促す要因については、いまだ研究の途上の段階であり<sup>18</sup>、開業企業の産業に応じた経済要因以外の要因を探ることも求められる。

---

<sup>18</sup> 岡室 (2006) は、「工業統計表」から都道府県よりも細かい工業区のクロスセクショナルデータを作成して、1998 年から 2000 年にかけてのハイテク産業とローテク産業の、開業率の地域的要因を分析している。ただし、ハイテク産業に関する分析結果は、事業所密度、製造業比率と平均規模と、産業集積の効果がみられるにとどまっている。

## 参考文献

- 浅子和美・常木淳・福田慎一・照山博司・塚本隆・杉浦正典（1994）「社会資本の生産力効果と公共投資政策の経済厚生評価」『経済分析』 135.
- 岩本康志・大内聡・竹下智・別所正（1996）「社会資本の生産性と公共投資の地域間配分」、『ファイナンシャル・レビュー』 41, pp. 27-52.
- 岡室博之（2005）「取引関係とパフォーマンス」忽那憲治・安田武彦編『日本の新規開業企業』, pp. 101-125, 白桃書房.
- 岡室博之（2006）「製造業の開業率への地域要因の影響：ハイテク業種とローテク業種の比較分析」RIETI Discussion Paper Series 06-J-049.
- 川上淳之・宮川努（2008）「新規参入企業の生産性と資金調達」深尾京司・宮川努編『生産性と日本の経済成長』, pp. 269-292.
- 中小企業総合研究機構（2006）「第1章 わが国の開業率について」『わが国における開業率の要因分析に関する調査研究』.
- 中小企業庁（2007）『中小企業白書 地域の強みを活かし変化に挑戦する中小企業』, ぎょうせい.
- 土居丈朗（2002）『入門 公共経済学』, 日本評論社.
- 内閣府（2004）「第2章 地域経済再生への展望」『平成16年度 年次経済財政報告』, pp. 116-125.
- 中島隆信・中東雅樹・日野健（2002）「第1章 都道府県別にみる経済成長と生産性向上の要因分析」『都道府県の経済活性化における政府の役割 —生産効率・雇用創出からの考察—』.
- 日本経済研究センター（2009）『世界経済の構造調整と日本の行方』  
<<http://www.jcer.or.jp/Research/Middle/Detail13811.html>>.
- 本庄裕司（2005）「新規開業企業のパフォーマンス」忽那憲治・安田武彦編『日本の新規開業企業』, pp. 75-100, 白桃書房.
- 森川正之（2007）「サービス産業の生産性は低いのか？—企業データによる生産性の分布・動態の分析—」RIETI Discussion Paper Series 07-J-048.
- 安田武彦（2004）「起業後の成長率と起業家属性, 起業タイプと起業動機 — 日本のケース —」『企業家研究』 創刊号, pp. 79-95.
- 吉野直行・中島隆信・中東雅樹（1999）「地域別・分野別生産関数の推計」吉野直行・中島隆信編『公共投資の経済効果』, pp. 35-88, 日本評論社.
- Acs, Z. J. and P. Mueller (2008) “Employment Effects of Business Dynamics: Mice, Gazelles and Elephants,” *Small Business Economics*, 30(1), pp. 85-100.
- Aghion, P., N. Bloom, R. Blundell, R. Griffith, and P. Howitt (2005) “Competition and

- Innovation: An Inverted-U Relationship,” *The Quarterly Journal of Economics*, 120(2), pp. 701-728.
- Aldrich, H. E. and M. Martinez (2003) “Entrepreneurship Society and Introduction: A Multi-Level Evolutionary Approach,” In *Handbook of Entrepreneurship Research: An Interdisciplinary Survey and Introduction*, eds. J. A. Zoltan and D. B. Audretsch, pp. 359-399. Boston, MA: Kluwer Academic Publisher.
- Arauzo-Carod, J. M., D. L. Solís, and M. M. Bofarull (2008) “New Business Formation and Employment Growth: Some Evidence for the Spanish Manufacturing Industry,” *Small Business Economics*, 30(1), pp. 73-84.
- Audretsch, D. B., M. B. Keilbach, and E. E. Lehmann (2007) *Entrepreneurship and Economic Growth*. Cheltenham, U.K. and Northampton: Elgar.
- Baptista, R., V. Escária, and P. Madruga (2008) “Entrepreneurship, Regional Development and Job Creation: The Case of Portugal,” *Small Business Economics*, 30, pp. 49-58.
- Bosma, N. and J. Levie (2010) *Global Entrepreneurship Monitor 2009 Executive Report*, Global Entrepreneurship Monitor.
- Cooper, R., J. Haltiwanger, and L. Power (1999) Machine Replacement and the Business Cycle: Lumps and Bumps,” *The American Economic Review*, 89(4), pp. 921-946.
- Disney, R., J. Hskel, and Y. Heden (2003) “Restructuring and Productivity Growth in UK Manufacturing,” *The Economic Journal*, 113(489), pp. 666-694.
- Fritsch, M. (2008) “How Does New Business Formation Affect Regional Development? Introduction to the Special Issue,” *Small Business Economics*, 30, pp. 1-14.
- Fritsch, M. and P. Mueller (2008) “The Effect of New Business Formation on Regional Development over Time: The Case of Germany,” *Small Business Economics*, 30(1), pp. 15-29.
- Harada, N. (2004) “Productivity and Entrepreneurial Characteristics in New Japanese Firms,” *Small Business Economics*, 23(4), pp. 299-310.
- Honjo, Y. (2004) “Growth of New Start-up Firms: Evidence from the Japanese Manufacturing Industry,” *Applied Economics Letters*, 7-9, pp. 575-579.
- Jovanovic, B. (1982) “Selection and the Evolution of Industry,” *Econometrica*, 50(3), pp. 649-670.
- Mueller, P., A. van Stel, and D. J. Storey (2008) “The Effects of New Firm Formation on

- Regional Development over Time: The Case of Great Britain,” *Small Business Economics*, 30, pp. 59-71.
- Putnam, R. (2000) *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Country*. New York: Simon and Schuster.
- Romer, P. M. (1990) “Endogenous Technological Change,” *Journal of Political Economy*, 98(5), pp. 71-102.
- Thornton, P. H. and K. Flynn (2003) “Entrepreneurship, Network and Geographies,” In *Handbook of Entrepreneurship Research: An Interdisciplinary Survey and Introduction*, eds. J. A. Zoltan and D. B. Audretsch, pp. 401-433. Boston, MA: Kluwer Academic Publisher.
- van Stel, A. and K. Suddle (2008) The Impact of New Firm Formation on Regional Development in the Netherlands,” *Small Business Economics*, 30, pp. 31-47.
- Wooldridge, J. M. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: The MIT Press.
- Yamawaki, H. (1991) “The Effects of Business Conditions on Net Entry: Evidence from Japan,” In *Entry and Market Contestability: An International Comparison*, ed. P. A. Geroski and J. Schwalbach, 168-186, Oxford, UK: Blackwell Pub.