



RIETI Discussion Paper Series 05-J-014

## 地域データによる開業率の決定要因分析

岡室 博之  
一橋大学

小林 伸生  
関西学院大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

## 地域データによる開業率の決定要因分析\*

岡室 博之

一橋大学大学院経済学研究科

okamuro@econ.hit-u.ac.jp

小林 伸生

関西学院大学経済学部

n-kobayashi@kwansei.ac.jp

2005年3月

### 要旨

近年、開業率の低迷が続いており、新規開業の促進が重要な政策課題になっているが、新規開業の地域別要因に関する計量的分析は日本ではきわめて乏しい。本稿は、市町村レベルおよび県内経済圏レベルの集計データを用いて、1990年代後半における民営事業所の開業率の決定要因を計量的に分析する。主な説明変数は、需要要因、費用要因、人的資本要因、資金調達要因、産業集積・構造要因、およびその他の要因（企業規模構造、交通アクセス、公共サービス）に区分される。加重最小二乗法によるクロスセクション分析の結果、これらの要因が少なくとも市町村レベルではすべて開業率に有意に影響すること、また市町村サンプルの分析結果と県内経済圏サンプルの分析結果がいくつかの点で共通することが分かった。特に人的資本要因（大卒者比率、専門職・技術職従事者比率）は、賃金水準・事業所の平均規模と並んで、いずれのサンプルでも開業率の重要な影響要因であることが確認された。この結果は、地域における人的資本形成・蓄積の重要性を示唆するものである。

キーワード：開業率、地域、市町村、県内経済圏、人的資本

JEL 分類：M13, R12, R39

\*本稿の研究は、一橋大学 21 世紀 COE プロジェクト「現代経済システムの規範的評価と社会的選択」から支援を受けた。ここに記して謝意を表す。また、本稿の作成の過程で、独立行政法人経済産業研究所の「中小企業研究会」委員、とくに橋木俊詔（京都大学）、安田武彦（東洋大学）、本庄裕司（中央大学）、原田信行（筑波大学）、太田総一（名古屋大学）の各氏から有益な示唆を得たことに感謝する。なお、本稿で表明される見解は著者個人のものであり、本稿にありうる間違いはすべて著者個人の責任である。

## 1. はじめに

1990年代以降、企業の新規開業が低迷し、開業率が廃業率を下回る事態が続いている。このような新規開業の低迷により経済活力の低下が懸念され、公的な開業支援措置がさまざまに行われているが、未だに十分な成果を挙げているとは言い難い。最近の日本の開業率は、Reynolds et al. (2002)が示すとおり、先進国中でも最低水準にあり、その要因を分析し、明確化することは緊急の課題であると考えられる。

新規開業によって新たな財とサービスが供給され、雇用が生み出される。企業の新陳代謝によって競争が活発になり、経済は活性化する。このような新規開業の効果は、マクロ経済的な視点からはもちろん、地域経済にとってきわめて重要である。従って、さまざまな地域別要因から地域の開業率を説明し、政策措置への含意を得ることには大きな意義がある。

地域による開業率の差は非常に大きく、1996-99年の3年間における日本全国の事業所開業率が11.4%であるのに対して、開業率が0%である（新規開業のない）市町村が17カ所ある一方で、30%を超える市町村も19カ所存在する<sup>1</sup>。ところが、地域別の開業要因に関する計量的な分析は日本ではまだ乏しく、開業率のこのような地域差が何に起因しているのかは、まだ十分に解明されていない。新規開業の要因に関する初期の研究はマクロ経済要因、産業別要因、あるいは創業者の個人属性に注目しており（Yamawaki [1991]、小田切・本庄 [1995]、玄田他[1998]）、地域要因が考慮の対象になるのは次節で紹介するようにごく最近であるが、それらは都道府県レベルの集計データに基づく研究である。都道府県という単位は地域の開業傾向を分析するにはやや広すぎると考えられる<sup>2</sup>。また、都道府県を分析単位とすると、クロスセクションの観測数が最大でも47しかなく、多くの変数を用いて安定的な結果を得るには観測数が十分ではない。

そこで本稿の課題は、日本の市区町村別データと、それをさらに集計した県内経済圏別データを用いて事業所開業率の地域別要因を分析することである<sup>3</sup>。具体的には、総務省「事業所・企業統計調査」、「国勢調査」、経済産業省「工業統計調査」等の集計データを用いて、

---

<sup>1</sup> この数字は、本稿の分析で使用する、総務省「平成11年事業所・企業統計調査」から算出したものである。開業率の定義は、本稿の分析と同じく、3年間に新たに開設された事業所の数を、期首（1996年）における事業所数で除したものである。

<sup>2</sup> アメリカやドイツの主要な研究は、全国を300から400の地域経済圏に分けて分析を行っている。例えばNerlinger (1998)などドイツの最近の研究（マンハイム・グループ）は、旧西ドイツ（11州）を市・郡を単位として327地域に区分している。

<sup>3</sup> 県内経済圏の区分は、後述するように、総務省統計局「全国物価統計調査報告」の区分に基づいている。これは、各都道府県を平均で4つの経済圏に区分しており、全国では185の経済圏が定義されている。それぞれの経済圏は平均で17の市町村を含む。

1990年代後半の地域別の開業率がどのような地域別要因に影響されるのかを、計量的方法によって分析する。

本稿の構成は、以下の通りである。まず、第2節で新規開業の決定要因に関するこれまでの実証研究の動向と成果を、地域別要因分析に注目しつつ展望する。第3節で分析モデルと仮説を提示し、使用するデータと変数について説明する。第4節で分析の結果を示し、分析結果について考察する。第5節で本稿の内容をまとめ、結論を示す。

## 2. 先行研究の展望

企業の新規開業要因に関する計量的研究は、これまで欧米諸国を中心に活発に行われてきた。それらは産業別要因に関する分析、地域別要因に関する分析、創業者の個人的要因に関する分析に大別されるが、ここでは地域別要因に関する分析に焦点を当てて先行研究の結果を展望する。

欧米諸国では、1990年代に入ってから地域別データによる開業数・開業率の要因分析が活発化してきた。これらの研究の多くは全国を数十から数百のエリアに分け、数期間のデータをプールした分析を行っている。地域別の影響要因は、需要要因、費用要因、人的資本要因、資金調達要因、産業集積・構造要因、その他の要因に区別できる。

まず、開業率に対して最も直接的に影響を与える要因として、地域の需要要因の重要性が多くの研究で指摘されており、人口や所得の増加率など、地域における需要の伸びを示す指標は開業にプラスの影響を及ぼすという点で見解が一致している (Dennis and Phillips [1990], Moyes and Westhead [1990], Yamawaki [1991], Audretsch and Fritsch [1994], Davidsson et al. [1994], Guesnier [1994], Keeble and Walker [1994], Reynolds [1994], Reynolds et al. [1994], Reynolds et al. [1995], 中小企業庁編 [2002], [2003], Armington and Acs [2002], Acs and Armington [2004])。また、需要の水準 (人口規模、所得水準等) も新規開業を促進することが、実証的に裏付けられている (Papke [1991], Davidsson et al. [1994], Reynolds et al. [1995], Armington and Acs [2002], Acs and Armington [2004])。

次に、地域的なコスト格差が開業率に対して与える影響に関しては、賃金水準などの労働コスト、および事業用地・オフィスコストが与える影響について分析が行われている。労働コストの点では、日本を含むいくつかの国について、地域の賃金水準が高いほど開業率が低いことが指摘されている (Ashcroft et al. [1991], Gerlach and Wagner [1994], Santarelli and Piergiovanni [1995], Audretsch and Vivarelli [1996], 小林 [2004])<sup>4</sup>。一方、地価ないし家

---

<sup>4</sup> ドイツにおけるいくつかの研究は、逆に賃金水準と開業率の間に正の関係があることを示している (Fritsch [1992], Berger and Nerlinger [1997], Nerlinger [1998])。その理由として、賃金水準が地域の所得水準および人的資本の水準と関連していることが挙げられる。

賃と開業率の関連については、Keeble and Walker (1994)と Reynolds (1994)が家賃と開業率の間に正の関係を見出している一方<sup>5</sup>、Papke (1991)は（時系列の効果ではあるが）地価水準が開業率に負の影響を及ぼすことを検証した。日本については、経済企画庁編 (1996)が、地価の上昇が開業率の低下に影響したことを示す一方で、小林 (2004) は、1980年代の日本において地価上昇率が開業に対してプラスに作用したことを示している<sup>6</sup>。

第3の人的資本要因については、住民や就業者の質的・量的構成の影響と雇用情勢の影響が研究関心を集めている。人口構成や就業者の構成については、就業者数や労働力人口の比率の他に、年齢構成と、学歴・職種・技能等に関する構成の影響が注目されている。雇用情勢については、失業率の影響をめぐって見解の対立が見られる。

人口の年齢構成の影響に関して、欧米の研究では壮年層の人口比率と開業率の間の正の関連、および若年層、老年層の人口比率と開業率の負の関連が指摘されている。すなわち、キャリア形成の途上にある成人が多く存在する地域では開業率が高まる (Reynolds et al. [1995], Storey [1994], Egelin et al. [1997], Steil [1999]) 一方、高齢者人口比率が高さは開業率を押し下げる方向に作用し (Bull and Winter [1991])、若年労働力人口の増加は自営業比率を引き下げる (Evans and Leighton [1989]) という結果が示されている。しかし日本については、壮年人口比率の高さが開業率を引き下げる一方、若年人口比率の高さは開業率を引き上げるといふ分析結果が示されている (小林 [2004])。

地域の住民ないし就業者の質的な構成は、人的資本の視点から、近年大いに注目を集める要因である。多くの研究で、開業率は熟練労働者の比率が高いほど (Audretsch and Fritsch [1994], Fotopoulos and Spence [1999])、大卒者の比率が高いほど (Guesnier [1994], Armington and Acs [2002], Acs and Armington [2004])、専門職や管理職の従事者の比率が高いほど (Guesnier [1994], Hart and Gudgin [1994], Keeble and Walker [1994]) 高いという傾向が明らかにされている<sup>7</sup>。また、主にドイツで、大学や公的研究機関、民間企業における研究者の比率が、特に先端技術・ハイテク分野の開業率にプラスの効果を持つことが検証されている (Berger and Nerlinger [1997], Felder et al. [1997], Nerlinger [1998], Steil [1999])。

雇用情勢ないし失業率の影響については、一方では失業率の高さが自ら雇用機会の確保を目指す動きに結びつき、開業率を向上させる要因となっているという見解がある (Evans and Leighton [1990]; Hudson [1987], Parker [1996], Storey [1991]; 中小企業庁編 [2002])。他方、失業率の高さは地域経済活力の停滞を反映しており、新規開業の抑制要因となっていると

---

<sup>5</sup> その主な理由は、家賃収入の増加による所得効果と、担保価値の上昇による資金調達の改善であろう。

<sup>6</sup> その理由として、地価上昇により担保価値も上昇して、開業者の資金調達が容易になった可能性が指摘できる。

<sup>7</sup> Egelin et al. (1993) のように、職業訓練も大卒者比率も開業率に負の影響を持つという結果を出したのは、むしろ例外である。

いう分析結果も示されている (Carree et al. [2002], Reynolds et al. [1995], Nerlinger [1998], Steil [1999])。また小林 (2004) は、1970年代の日本には失業プッシュ型の開業傾向が認められたものの、1980年代以降はその傾向が逆転し、高失業率が開業の抑制要因となっていることを示している。

第4の資金調達要因については、多くの研究が、資金調達の難易度が開業率を規定することを明らかにしている (Blau [1987], Illeris [1986], Keeble and Walker [1994], Parker [1996], Yamawaki [1991])。ここで注目されるのは、資金調達に際しての担保や生活のセーフティネットとなる持ち家比率と新規開業との関係である。これについては、欧米と日本では異なる傾向が示されている。欧米では、Whittington (1984), Moyes and Westhead (1990), Ashcroft et al. (1991), Guesnier (1994) が示すように、持ち家比率が新規開業に対してプラスに影響する一方、日本に関しては小林 (2004) が、持ち家比率の負の影響を明らかにしている。

第5の産業集積・構造要因について、多くの先行研究は、人口規模や人口密度、事業所密度などに示される集積のメリットが新規開業に対してプラスに影響することを明らかにしている (Papke [1991], Audretsch and Fritsch [1994], Davidsson et al. [1994], Guesnier [1994], Keeble and Walker [1994], Reynolds et al. [1994], 吉村 [2000], Armington and Acs [2002], 中小企業庁編 [2002], Acs and Armington [2004], 小林 [2004], 中村・江島 [2004])。また、地域の産業構造が開業に及ぼす影響に関しては、製造業比率の低下、サービス業比率の上昇は新規開業にプラスの影響を及ぼす (Evans and Leighton [1989], Reynolds et al. [1995], Egelin et al. [1997]) という点で、概ね同一の見解が示されている。成熟産業を基幹産業とする地域では新規開業活動が不活発であるという結果も報告されている (Braunerhjelm and Carlsson [1999], Todtling and Wanzenbock [2003])。

最後に、地域別の開業率に影響するその他の要因としては、企業規模構造、交通アクセス、税率等公共部門の役割が注目を集めてきた。企業規模構造について、これまでの研究は、地域における事業所の平均規模が小さいほど、あるいは中小企業の比重が高いほど、開業率が高いという傾向を明らかにしている (Moyes and Westhead [1990], Ashcroft et al. [1991], Fritsch [1992], Audretsch and Fritsch [1994], Gerlach and Wagner [1994], Guesnier [1994], Hart and Gudgin [1994], Keeble and Walker [1994], Reynolds [1994], Santarelli and Piergiovanni [1995], Audretsch and Vivarelli [1996], Egelin et al. [1997], Nerlinger [1998], Fotopoulos and Spence [1999], Steil [1999], Armington and Acs [2002], Acs and Armington [2004], 中村・江島 [2004])。交通アクセスを考慮しているのはドイツの研究のみであるが、特に先端技術・ハイテク産業において特急列車や高速道路へのアクセスが良い地域で開業率が高いことが検証されている (Berger and Nerlinger [1997], Felder et al. [1997], Nerlinger [1998], Steil [1999])。公共部門の役割に関する研究は税率に集中しており、営業税等の地域別の違いが開業率に及ぼす影響が分析されている (Papke [1991], Bania et al. [1993], Egelin et al. [1993], Gerlach and Wagner [1994], Berger and Nerlinger [1997], Steil [1999], Gentry and Hubbard [2000])。その

他、Papke (1991) と Reynolds (1994) は、公共支出の大きさが開業率に与える影響を分析し、それぞれ正と負の効果を検証している。

このように整理した先行研究のほとんどは欧米諸国に関するものであり、日本では地域別の開業要因に注目する実証分析が少ない<sup>8</sup>。また、特にアメリカやドイツに関する研究が、全国を数百のエリアに分けているのに対して、日本では都道府県レベルよりも細かい地域区分のデータを用いた本格的な分析は見られない<sup>9</sup>。そのため、地域における開業促進に向けた環境整備のための示唆を得ることが十分にできない状況にある。この点を補うため、本稿では欧米諸国の先行研究の成果を踏まえて、日本の市区町村別および県内経済圏別のデータを用いて、地域の開業率の決定要因に関する計量分析を行う。

### 3. 分析モデル、仮説とデータ

#### (1) 分析モデル、変数と仮説

地域における事業所の開業には、企業の新規開業、既存事業所の移転、既存企業の支店・支所設立といった、いくつかのパターンが含まれる<sup>10</sup>。新規開業については、企業家は利用可能な情報の下で、ある一定の立地候補地域で開業すべきか（あるいは被雇用者ないし非就業者にとどまるか）どうかを合理的に決定するという、合理的開業決定が前提される。また、既存事業所の移転および既存企業の支店・支所設立については、企業家は利用可能な情報の下で、最適な（利潤を最大化ないし費用を最小化する）立地を選択するという、合理的立地選択が前提される。ただし、企業家の得られる地域情報には限界があるため、立地の選択肢にも限界がある。

---

<sup>8</sup> 吉村 (2000) は 1991-96 年の都市別事業所開業率と人口規模の間に逆 U 字関係を見いだした。中小企業庁編 (2002) は 1987-98 年の都道府県別製造業開業率に対して製造業出荷額伸び率、事業所密度、失業率が有意な正の効果を持つことを明らかにしている。小林 (2004) は 1972-2001 年の都道府県別事業所開業率について 3 期間の比較分析 (OLS) を行い、1990 年代の開業率に対して人口増加率、事業所密度は有意な正の効果、GDP 増加率、平均賃金、平均年齢、持家比率、製造業比率は有意な負の効果を持つことを検証した。中村・江島 [2004] も都道府県データを用いて、1996-99 年の事業所開業率に対して経済集積度が有意な正の効果、大企業従業員の割合が有意な負の効果を持つことを示した。これに対して原田 (2002) および Harada (2002) は開業率の背後にある潜在的開業者比率に注目し、都道府県別データのパネル分析 (1982-97 年) によって、失業率、高齢者比率、産業構造、市場規模・成長率が潜在的開業者比率に対して有意な正の効果を持つことを示した。

<sup>9</sup> 吉村 (2000) は都市のデータを用いているが、開業率と人口規模との関係のみに着目している。

<sup>10</sup> このようなパターンの区別は、本稿で用いるデータでは不可能である。

本稿では、地域別の事業所開業率を被説明変数とする線形の重回帰モデルを用いて、加重最小二乗分析（WLS）と通常最小二乗分析（OLS）を行う。後で述べるように、開業数には地域間で非常に大きなばらつきがある。大都市と地方の農村・山村地域では、開業率は同じでも、開業数には数百倍から数千倍の違いがある。そのため、開業数の多い地域に大きなウェイトをおいて分析することが、政策的含意を導く上でも重要であろう。本稿の分析では、ウェイトとして期首（1996年）の各地域の民営事業所総数を用いた。

分析の基本的なモデルは、前節で展望した先行研究の成果を取り入れて、下記のように設定される。

開業率 = f（需要要因、費用要因、人的資本要因、資金調達要因、産業集積・構造要因、その他の要因）

表1に、各変数の定義を示す。被説明変数は、1996-99年の3年間における全産業の民営事業所の増加率である。これは、期間中に開設された事業所の数を期首の事業所数で除したものであり、期間中の廃業・転出を含む粗開業率である。

説明変数の中の需要要因には、地域の人口規模とその増加率、所得とその増加率などさまざまな指標があるが、本稿では先行研究で最も多く用いられている人口増加率（GRPOP）を用いる。ここでは、開業率の観測期間以前、すなわち1990-95年の人口増加率を、期待される需要増加の変数とし、前節で紹介した多くの先行研究に従って、地域の人口増加率が開業率にプラスの影響を与えると予想する。

**仮説1**：開業率は、高い需要の伸びが期待される地域ほど高い（GRPOP+）。

開業にはさまざまな費用が伴うが、主な費用要因として資本コスト、労働コストと地代ないし賃貸料が考えられる。このうち資本コストは後で見る資金調達要因に含めて考えることとし、地代や賃貸料はデータの制約で使いにくいので<sup>11</sup>、本稿では多くの先行研究に倣って労働コストに注目し、1998年の製造業平均賃金（WAGE）を費用の変数として用いる<sup>12</sup>。開業の立地には労働コストの低い地域が選ばれるという考えに従って（Ashcroft et al. [1991]、Gerlach and Wagner [1994]、Santarelli and Piergiovanni [1995]、Audretsch and Vivarelli [1996]、小林 [2004]）、ここでは賃金水準が開業率にマイナスの影響を与えると予想する<sup>13</sup>。

<sup>11</sup> 用途別の地価水準とその上昇率についてデータを入手できるのは市のみであり、町村についての地価データは得られない。

<sup>12</sup> 市町村別に平均賃金のデータが得られるのは製造業のみである。また、本稿で利用した地域別データベースは、1997年以前の製造業賃金データを収録していない。

<sup>13</sup> ただし、前節で紹介したように、平均賃金の高い地域のほうが開業率は有意に高いとい

**仮説 2** : 開業率は、平均賃金が高い地域ほど低い (WAGE -)。

人的資本要因は、開業者としての人材供給と、開業事業所における人材確保の両方に関わる。また、この両方について、量的な指標と質的な指標がある。量的な指標は労働力人口（比率）、就業者数（比率）、失業者数（比率）等であるが、先行研究では失業率が最も多く用いられている。これについては、失業率が高いほど失業者が自己雇用のため開業し、また人材の確保も行いやすいため、開業率が高くなるという見解（「プッシュ仮説」）と、失業率が高いほど地域の経済状況が悪く、開業に対するインセンティブが低下するため開業率が低下するという見解（「プル仮説」）がある。日本のデータを用いた先行研究の結果がそれぞれの仮説を支持しているため（中小企業庁編 [2002]、小林 [2004]）、ここでは両方を提示する。

**仮説 3 a** : 開業率は、失業率が高い地域ほど高い (UNEMPL +)。

**仮説 3 b** : 開業率は、失業率が高い地域ほど低い (UNEMPL -)。

人的資本の質的な指標は、地域の人口ないし就業者に占める高学歴者、熟練労働者、専門的職業従事者、研究者・技術者の比率、あるいは年齢構成である。本稿の分析では、このうち高学歴者（大卒以上の学歴を持つ就業者）の比率 (UNIV) と専門的・技術的職業従事者の比率 (EXPERT) を用いる<sup>14</sup>。欧米の先行研究に倣って (Guesnier [1994]、Hart and Gudgin [1994]、Keeble and Walker [1994]、Armington and Acs [2002]、Acs and Armington [2004])、ここではこのような比率の高い地域ほど人的資本の形成が進んでいるため、開業が行われやすいと予想する<sup>15</sup>。

その理由として、欧米の先行研究では、開業者の資質としてある程度の教育水準や高度な職務経験が必要とされることが指摘されている。最近の日本で開業の大部分を占めるサービス業や飲食店では、経営者に高度な人的資本は求められないかもしれず、また日本では高学歴者ほど開業の機会費用が高いために開業に消極的であるという見解もある（中小

---

う研究結果も少なからず見られる。その理由としては、賃金水準が地域の所得水準と人的資本の水準を示すということが挙げられる。

<sup>14</sup> 「専門的・技術的職業」とは、日本標準職業分類（平成9年改訂）によれば、科学研究者、各種技術者、医師・薬剤師・保健士・看護師等保健医療従事者、社会福祉専門職業従事者、弁護士等法務従事者、公認会計士等経営専門職業従事者、教員、芸術家等である。

<sup>15</sup> もっとも、最近の日本のデータによれば、創業希望者の中には高学歴者が比較的多いが、実際の創業者に占める高学歴者の比率は創業を志向しない者と変わらない（中小企業庁編 [2002]）。

企業庁編 [2002])。しかし、開業時における良質な人材の調達や、開業に対する専門的な支援活動の可能性を含めて、本稿では高度な人的資本が相対的に多い地域で開業が促進されると考える。なお、UNIV と EXPERT の相関関係が高いため、分析ではこれらを代替的に用いることにする。

**仮説 4**：開業率は、大学卒業者や専門的・技術的職業従事者など質の高い人的資本の比率が高い地域ほど高い (UNIV +, EXPERT +)。

資金調達に関する地域特性を計測することは容易ではないが、先行研究を参考にして (Whittington [1984]、Moyes and Westhead [1990]、Ashcroft et al. [1991]、Guesnier [1994])、ここでは持ち家世帯比率 (MYHOME) を変数として用いる。持ち家世帯の比率が高いほど、持ち家を担保とする資金調達が行きやすいため、開業が容易になると予想される。

**仮説 5**：開業率は、持ち家比率の高い地域ほど高い (MYHOME +)。

産業集積・構造要因として、事業所密度 (1 平方キロあたり事業所数) (DENS) と製造業比率 (製造業事業所数の割合) (MRATIO) を用いる。事業所の密度が高いほど、生産要素や情報の入手、技術のスピルオーバー等産業集積のメリットを享受しやすいため開業率も高いと予想される。また、サービス化の進展を反映して、製造業への依存度が高い地域では開業率が低いという傾向を多くの先行研究が指摘しているため (Evans and Leighton [1989]、Reynolds et al. [1995]、Egeln et al. [1997])、ここでも製造業の比重が開業率に対してマイナスに影響すると予想する。

**仮説 6**：開業率は、事業所が集積している地域ほど高い (DENS +)。

**仮説 7**：開業率は、製造業の比重が高い地域ほど低い (MRATIO -)。

その他の要因として、企業規模構造、交通アクセスと公共サービスに注目する。企業規模構造は参入障壁の指標であると考えられ、既存事業所の平均規模が小さいほど最小効率規模が小さく、開業に有利であると予想される。また、小規模の事業所が多いことは小規模経営に有利な事業環境があると考えられ、この点からも事業所の平均規模が小さい地域ほど開業が促進されると予想される。本稿では、非農林業全事業所の平均従業者数 (AVESIZE) を変数として用いる。

**仮説 8**：開業率は、事業所の平均規模が小さい地域ほど高い (AVESIZE -)。

交通アクセスが良いほうが、必要な生産要素の獲得と財・サービスの供給に有利なため、開業率が高いと考えられる。本稿では、交通アクセスの変数として、市町村レベルの分析では新幹線停車駅ないし有料高速道路のインターチェンジの有無を示すダミー変数、県内経済圏レベルの分析では新幹線停車駅ないしインターチェンジのある市町村の人口がその県内経済圏の人口に占める比率を用いる（SHINK および HIWAY）。なお、両変数の相関関係を考慮して、分析においては両者を代替的に用いる。

**仮説 9**：開業率は、交通アクセスの良好な地域ほど高い（SHINK +、HIWAY +）。

公共部門の活動の指標として、先行研究では地域別の実効税率がしばしば用いられるが、日本では市町村レベルの実効税率に関するデータが得られないので、本稿では住民 1 人あたりの歳出額（PUBEXP）の対数値と住民 100 人あたりの地方公務員数（CIVSERV）を公共部門の比重の変数として用いる。公共サービスは事業環境の整備という点では開業率に対して正の効果を持つと考えられるが、「大きな政府」の下での規制と民間のインセンティブの低下および公的費用の負担の増大という点では、むしろ負の効果を持つかもしれない。この点に関する 2 つの先行研究（Papke [1991]、Reynolds [1994]）は、正の効果を負の効果それぞれ検証しているため、ここではその両方を仮説として提示する。なお、両変数の相関関係を考慮して、これらを代替的に用いる。

**仮説 10a**：開業率は公共部門の比重が高い地域ほど高い（PUBEXP +、CIVSERV +）。

**仮説 10b**：開業率は公共部門の比重が高い地域ほど低い（PUBEXP -、CIVSERV -）。

## （2）データ

表 1 に、各変数のデータソースを示す。被説明変数である 1996-99 年の開業率（全産業の民営事業所の増加率）は、総務省「平成 11 年事業所・企業統計調査」の市町村別集計データから算出された。同統計調査は、1996 年から 1999 年までの存続事業所数、開設事業所数、廃業事業所数を市区町村ごとに提供しているが、そのデータは産業分野別には分けられていない。また、この統計調査における事業所の開設には他の市区町村からの既存事業所の転入も含まれるが、転入と新規開業を区別して扱うのは不可能である。

交通アクセス以外のすべての説明変数のデータは東洋経済新報社「地域経済データ CD-ROM」2004 年 4 月版から採ったが、原出所は総務省「国勢調査」、総務省「事業所・企業統計調査」、経済産業省「工業統計表」等の官庁統計の市町村別集計データである。このデータベースは、過去の統計データを 2004 年 4 月時点の市区町村の区分に合わせて集計し、提供している。説明変数のデータは原則として被説明変数の期首（1996 年）あるいは

その直前の調査時点のものを採用しているが、データの制約により、一部の変数については期間中のデータを用いた。

本稿の分析の単位は日本全国に 2004 年 4 月時点で存在する 3,123 の市区町村と、それらを統合した 185 の県内経済圏である。市区町村のサンプルに含まれる区は東京都の 23 区のみであり、政令指定都市の区はすべて都市レベルに集計されている。県内経済圏は総務省統計局「2002 年全国物価統計調査報告」の地域区分に従って設定された。これは各都道府県を平均で 4 つの地域に区分し、それぞれ平均 17 の市区町村を含む。これらの県内経済圏の一覧を、付表 1 に示す。

第 2 節で述べたように、日本の先行研究はほとんどすべて都道府県別データを用いているが、都道府県は地域区分としては粗く、クロスセクションのサンプルも少ない。アメリカの研究は州よりも細かい、全国を約 400 に分ける地域区分を用いており、ドイツの研究は旧西ドイツの 11 州を市・郡を単位とする 300 以上の地域に区分している (Nerlinger [1998] など)。最近ではサービス業や飲食店が開業の大きな部分を占めるが、そのような業種の開業は対象とする市場の範囲がかなり狭いと考えられ、市区町村のレベルである程度近似できるであろう。また、交通アクセスや公共部門の比重の変数も、市区町村レベルで捉えるのがむしろ適切であろう。それに対して製造業など他の業種の企業はより広い市場を持っていると考えられ、また労働市場や人的資本の指標については市区町村よりも広い範囲の地域区分が適切であろう。そのような点からは、都道府県と市区町村の間である県内経済圏という地域区分を用いることが支持される。以上の理由から、本稿では市区町村と県内経済圏の 2 種類の地域データを用いて分析を行い、結果を比較する。

市区町村サンプルを用いる場合の市場の範囲の問題は、通勤・通学や買い物等の人の移動を考慮すると、東京を中心とする首都圏や大阪・京都・神戸の京阪神地域のような大都市圏で特に重要であろう。また、地方における開業促進への政策的含意を得るためには、大都市圏を除いた分析の結果を比較することも有用である。以上の理由から、市区町村サンプルを用いた分析では、大都市圏を含めるものと含めないものの結果を比較する。なお、ここ大都市圏は、東京都・埼玉県・神奈川県・千葉県内の市部・区部および大阪府・京都府南部（山城）・兵庫県阪神地域（摂津）・奈良県の市部と定義する（町村は含まない）<sup>16</sup>。

ところで、説明変数を取り出した「地域経済データ」が 2004 年 4 月時点の市区町村の区分に従っているのに対し、被説明変数のデータソースである「平成 11 年事業所・企業統計」は 1999 年 7 月時点の市区町村の区分を用いている。1999 年 7 月から 2004 年 4 月までに市町村の合併が 53 件あったが、本稿は 2004 年 4 月現在の市区町村を分析対象とし、合併し

---

<sup>16</sup> このような大都市圏の範囲についての法律的・学術的な規定は存在しないので、ここでの定義は恣意的なものであるが、首都圏や京阪神圏の市場の範囲として適切であると考えられる。なお、名古屋や北九州など他の大都市圏は除外していない。

た市町村の合併前のデータはすべて合併後の区分に合わせて集計した。合併市町村が複数の経済圏にまたがる場合には、すべての合併市町村を合併の中心となる（人口の最も多い）市町村の属する経済圏に含めて集計した。

市区町村サンプルと県内経済圏サンプルの基本統計量を表2に示す。まず、1996-99年の3年間における全産業の民営事業所の粗開業率の平均値（および中央値）は、市区町村サンプルで8.2%（7.5%）、県内経済圏サンプルで9.8%（9.5%）である。粗開業率の最大値は市区町村サンプルで62.8%（長崎県北有馬町）、県内経済圏サンプルで18.9%（沖縄県中南部）であるから、市区町村間での開業率のばらつきは非常に大きい。地域データの単純平均値（8.2%および9.8%）よりも加重平均値（日本全体の開業率：11.4%）のほうが高いことから、開業数の多い地域で開業率も高いという傾向があることが推測できる。

この表にはないが、開業数の最大値は市区町村サンプルでは32,462件（大阪市）、県内経済圏では55,713件（東京都23区センターコアエリア）である。全国の開業約742,000件のほぼ5分の1（18.8%）が東京都23区と大阪市・名古屋市に、4分の1以上（27.6%）がそれに横浜市、神戸市、福岡市、札幌市、京都市を加えた8地域に集中している。

#### 4. 分析結果と考察

##### （1）市区町村サンプル

市区町村の全サンプルによる分析の結果を表3に示す。持家比率（MYHOME）と事業所の平均規模（AVESIZE）以外の変数の影響はすべて予想通りで、ほとんどが統計的にも有意である。回帰係数が統計的に有意でないのは、住民1人あたりの公共支出（PUBEXP）のみである<sup>17</sup>。すなわち、地域の事業所開業率に対して、人口増加率、失業率（UNEMPL）、大卒者比率（UNIV）、専門的・技術的職業従事者比率（EXPERT）、事業所密度（DENS）、事業所平均規模（AVESIZE）、新幹線ダミー（SHINK）および高速道路ダミー（HIWAY）は有意な正の効果を持ち、平均賃金（WAGE）、持家比率（MYHOME）、製造業比率（MRATIO）、住民100人あたりの地方公務員数（CIVSERV）は有意な負の効果を持つ。以上の結果は仮説1、2、3a、4、6、7、9、10bを支持するが、仮説3b、5、8、10aを支持しない。

自由度調整済み決定係数は0.55を超え、F値も375以上あるため、本稿で用いたモデルは十分な説明力を持つと言える。通常の方法（OLS）で行った分析の結果も、加重最小二乗法（WLS）による分析結果と基本的に同じ傾向を示し、ほとんどの変数の係数の符号と係数が有意であることには変わりはない。しかし係数値と有意水準は大幅に低下し、

---

<sup>17</sup> この変数の影響はすべての分析において有意でなく、紙幅の都合により表3および表4に示されていない。

HIWAY と CIVSERV の係数は有意ではなくなる。OLS 分析における自由度調整済み決定係数は約 0.21、F 値は約 81 であり、モデルの説明力は十分ではあるが、WLS と比べて大きく低下する。

表 4 は、大都市圏を除く市区町村サンプルの分析結果である。全サンプルの結果と比べて大きな違いは少ないが、交通アクセスの変数（SHINK と HIWAY）の効果が有意でなくなったことが注目される。変数の分散が小さくなるため、自由度調整済み決定係数も F 値も全サンプルの結果と比べて低い、説明力は十分に高い。

## （2）県内経済圏サンプル

次に、県内経済圏サンプルによる分析の結果を見てみよう（表 5）。平均賃金（WAGE）、失業率（UNEMPL）、大卒比率（UNIV）、専門的・技術的職業従事者比率（EXPERT）の係数の符号は予想通りで、かつ係数値は統計的にも有意である。事業所平均規模（AVESIZE）の係数値も常に有意であるが、係数の符号は予想と逆である。持ち家比率（MYHOME）、事業所密度（DENS）と製造業比率（MRATIO）の係数値は一部の推計式でのみ有意であるが、持ち家比率と事業所密度の係数の符号は予想と逆である。その他の変数の回帰係数は統計的に有意でない。すなわち、地域の事業所開業率に対して、失業率、大卒者比率、専門的・技術的職業従事者比率、事業所平均規模は有意な正の効果、平均賃金と相対的な地方公務員数は有意な負の効果を持つ。持ち家比率、事業所密度と製造業比率の負の効果は部分的に有意であるが、人口成長率と交通アクセスは開業率に有意に影響しない。以上の結果は仮説 2、3 a、4、7、10b を支持し、仮説 1、3 b、5、6、8、9、10a を支持しない。

自由度調整済み決定係数は約 0.79、F 値も約 69 と高いので、このモデルは十分な説明力を持つと言える。通常最小二乗法（OLS）で行った分析の結果も、加重最小二乗法（WLS）による分析結果と基本的に同じ傾向を示すが、いくつかの変数の係数値とその有意水準が低下する一方、持ち家比率と製造業比率の係数値とその有意水準は高くなり、すべてのモデルで有意になる。OLS 分析における自由度調整済み決定係数は約 0.70、F 値は約 44 であるから、モデルの説明力は十分に高い。

## （3）考察

大都市圏を除く市区町村サンプルの結果は、交通アクセスの変数が有意な効果を持たないという点で、全サンプルの結果と異なる。このことは、開業率に対する良好な交通アクセスの効果が東京や京阪神の大都市圏に限られ、地方では交通アクセスの良さと地域の開業率の間には明確な関係が見られないということの意味する。他の変数の効果には違いは

なく、開業率に対して大都市圏でも地方でも同様の効果を持つといえる。

市区町村サンプルの結果と県内経済圏サンプルの分析結果を比較すると、後者は、1) 人口増加率の影響が有意でない、2) 持ち家比率と製造業比率の影響が(WLS分析では)一部の推定式でしか有意でない、3) 事業所密度の影響が負である(一部の推定式でのみ有意)、4) 交通アクセスの影響が有意でない、という点で前者と異なる(ただし、最後の点は大都市圏を除く市区町村サンプルの結果と同じである)。このように、いくつかの変数の推定された係数が有意でなくなるのは、それらの変数がかなり地域限定的な性質を持ち、広域的な開業動向には明確に影響しないことを示唆するものと解釈できる。

それでは、事業所密度の効果が、県内経済圏レベルの分析では(部分的に)有意に負となるのはなぜか。この変数の係数は、単純回帰では有意な正の値になるので、重回帰分析で有意な負の結果が出るのは変数の組み合わせの影響(多重共線性)であるとも考えられる。分析結果をそのまま受け入れるなら、市区町村のような比較的狭い範囲での事業の集積はインフラの整備や資源・情報の蓄積などのプラスの効果を生むが、県内経済圏のような比較的広い範囲での事業の集積は逆にコストの上昇、競争の激化などマイナスの効果を生む、と解釈できる。

本稿の分析結果は多くの点で主要な先行研究の結果と一致している。需要要因(人口増加率)の正の効果は、多くの先行研究の結果と一致している。費用要因(賃金水準)の負の効果も、ドイツを対象とする研究を除く主要な先行研究の結果と一致している。人的資本要因の中で、失業率の正の効果は「プッシュ仮説」を支持し、いくつかの先行研究の結果(Hudson [1987], Evans and Leighton [1990], Storey [1991], Parker [1996], 中小企業庁編 [2002])と一致している。他の人的資本要因(大卒者比率、専門職・技術職従事者比率)の正の効果も、ほとんどの先行研究の結果を支持している。このような変数は、これまでの日本の研究では全く扱われていないので、これは重要な成果だと言える。事業所密度の正の効果と産業構造の影響は、日本を含むいくつかの先行研究の結果と一致している。交通アクセスの正の効果はドイツに関する研究結果と基本的に一致し、また公共部門の比重の負の効果は Reynolds [1994]の結果と一致している。

資金調達の指標として用いた持ち家比率については予想と逆の負の効果、事業所平均規模については予想と逆の正の効果が得られたが、これらはほとんどの先行研究の結果と異なる。小林(2004)は日本について持ち家比率と事業所平均規模の負の影響を検証しているので、本稿の分析は、事業所平均規模については小林(2004)を含めたすべての先行研究と逆の結果を得ているのである。

持ち家比率が予想に反して有意な負の効果を持つのは、持ち家比率の高い地域が企業活動の盛んな地域から離れており、事業機会が少ないからであると考えられる。しかし、事業機会の豊富さは、賃金水準、失業率、事業所密度等で既にコントロールされているので、この説明では不十分である。もうひとつの説明は、持ち家比率の高い地域では、特に開業

に積極的だとされる30代、40代が住宅ローンの負担を抱え、開業に消極的になるということである。

他方、事業所の平均規模が予想に反して有意な正の効果を持つという結果のひとつの解釈は、事業機会が豊富な地域は大企業の立地も多く、平均規模が大きい一方で、開業率も高いというものである。しかし、地域の事業機会は既に賃金水準、失業率、事業所密度等でコントロールされているので、それだけでは十分に説明できない。もうひとつの説明は、事業所の平均規模の大きい地域では規模の大きい事業所からのスピノフが多く、またそのような事業所を中心とする事業活動のネットワークが開業を促進するというものである。

## 5. むすび

活発な新規開業は地域の雇用促進と経済活性化に重要な意味を持つが、新規開業の地域別要因に関する計量的分析は、日本ではまだあまり行われていない。本稿は、日本の市区町村別・県内経済圏別の集計データによる、開業決定要因の最初の本格的な分析であり、従来の都道府県別データによる分析よりも細かく立地決定要因を把握・解明できる点に特長がある。本稿では、地域別の事業所（粗）開業率が需要要因、費用要因、人的資本要因、資金調達要因、産業集積・構造要因、およびその他の要因（企業規模構造、交通アクセス、公共サービス）に影響されるという仮説を立て、市区町村レベルおよび県内経済圏レベルの地域別データによる加重最小二乗分析と通常最小二乗分析を用いてそれを検証した。

分析の結果、主な開業促進要因は、高い人口増加率、低い賃金、高い失業率、低い持家比率、大学卒業者と専門的・技術的職業従事者の比率の高さ、事業所の集積度の高さ、製造業依存度の低さ、平均規模の大きさ、交通アクセスの良さ、公共部門の比重の低さであり、上記要因のすべてが地域の開業率に有意に影響していることが明らかになった。ただし、持ち家比率（資金調達要因）と平均規模については、予想とは逆の結果となった。これらの変数のうち、サンプルや分析方法を変えても安定して有意な結果が見られたのは、平均賃金、事業所平均規模、そして高度な人的資本の比率である。この点は、東京や大阪のような大都市圏をサンプルから除外しても変わらない。つまり、この結果は大都市圏の影響によるものではなく、大都市圏以外の地域にとっても意味のあるものである。

以上の分析結果は、高度な人的資本の蓄積が開業率を大きく左右するというを示唆している。つまり、地域レベルで開業を促進するためには、高度な人的資本を形成することが重要なのである。自ら開業する、あるいは開業を支える人材がいなければ、いくら開業の障壁が低くても意味がない。潜在的開業者とそれを支える人材を惹きつける政策、あるいは少なくともそのような人材の流出を止める政策が地域における開業促進の基本になると考えられる。そのような政策は、人的資本が集中する大都市圏だけでなく、その他の地域においても十分に意味のあると言える。

本稿は、地域別の事業所開業率の違いを都道府県レベルよりも細かい地域区分を用いてさまざまな変数によって説明しようとする、日本で初めての試みである。また、日本では初めて、地域の開業率に対する人的資本の効果を検証した。最後に、今後の研究の方向を示唆すべく、本稿の分析の制約について述べておきたい。

ひとつは、地域区分の問題である。本稿では都道府県レベルよりも細かい地域区分として、市区町村とそれらを集計した県内経済圏のデータを用いた。地域区分を細分化することには、はじめに述べたようなメリットもあるが、市区町村は製品市場や労働市場の区分としては小さすぎるかもしれない。県内経済圏は物価調査の地域区分に基づくものであるだけに、地域別分析の単位としてはおおむね適切と考えられるが、交通アクセスや公共部門の比重についてはより細かい地域区分を用いるべきであろう。

第2に、本稿の分析は個票データではなく地域別の集計データに基づいているため、開業した事業所のその後の状況を調べることはできない。新規開業に関する最近の研究は、少なくとも産業組織論的視点からの研究について見れば、開業の要因よりもむしろ開業後の生存と成長の要因により大きな関心を寄せている。この点については、開業事業所の個票データを用いた分析が必要である。

第3に、分析の対象産業の区分に関する制約がある。本稿の分析は、データの制約のため、全産業の民営事業所の開業を対象としているが、製造業・小売業・サービス業など産業分野によって開業率は大きく異なるため、産業分野別に見ると開業の決定要因には何らかの明確な違いがあるかもしれない<sup>18</sup>。例えば製造業と小売業・サービス業では、販売市場の範囲も異なると考えられる。賃金水準などの費用要因や集積要因の影響も、産業によって異なる可能性がある。また、Felder et al. (1997), Nerlinger (1998) 等ドイツに関する研究が示すように、製造業の中でも「ハイテク分野」と「ローテク分野」など技術水準の違いによって開業の要因には明らかな違いがあると考えられる。このように、開業率の要因を産業別・技術分野別に明らかにすることは、技術革新の促進等の政策的見地からも重要である。そのためには、統計調査の個票データに基づいて産業別の開業数を地域別に集計する必要があるが、今後の研究課題として挙げておきたい。

## 参考文献

Acs, Z. J. and Armington, C. (2004), The impact of geographical differences in human capital on

---

<sup>18</sup> 中小企業庁編 (2003、88 ページ) によれば、1999 年から 2001 年までの年平均事業所開業率は非一次産業全体では 3.8% であるが、製造業で 1.6%、卸売業で 3.1%、小売業で 3.9%、飲食店で 6.9%、運輸・通信業で 4.6%、サービス業で 4.0% というように、業種間で大きく異なる。

- service firm formation ratio, *Journal of Urban Economics* 56, 244-278.
- Armington, C. and Acs, Z. J. (2002), The Determinants of Regional Variation in New Firm Formation, *Regional Studies* 36, 33-45.
- Ashcroft, B., Love, J. H. and Malloy, E. (1991), New Firm Formation in the British Counties with Special Reference to Scotland, *Regional Studies* 25-5, 395-409.
- Audretsch, D. B. and Fritsch, M. (1994), The Geography of Firm Birth in Germany, *Regional Studies* 28-4, 359-365.
- Audretsch, D. B. and Vivarelli, M. (1996), Determinants of New-Firm Startups in Italy, *Empirica* 23, 91-105.
- Bania, N., Eberts, W. R. and Fogarty, M. S. (1992), Universities and the Start-up of New Companies: Can we generalize from Route 128 and Silicon Valley?, *Review of Economics and Statistics* 75, 761-766.
- Berger, G. und Nerlinger, E. (1997), Regionale Verteilung von Unternehmensgründungen in der Informationstechnik, Harhoff, Dietmar (ed.), *Unternehmensgründungen – Empirische Analysen für die alten und neuen Bundesländer*, Baden-Baden (Nomos), 151-186.
- Blau, D. M. (1987), A Time-Series Analysis of Self-Employment in the United States, *Journal of Political Economy* 95, 445-467.
- Braunerhjelm, P. and Carlsson, B. (1999), Industry Structure, Entrepreneurship and Macroeconomy: A Comparison of Ohio and Sweden, 1975-1995, in Acs Z. J. et al. (eds.), *The Entrepreneurship, Small and Medium-Sized Enterprises and the Macroeconomy*, Cambridge (Cambridge University Press), 137-158.
- Bull, I. and Winter, F. (1991), Community Differences in Business Births and Business Growths, *Journal of Business Venturing* 6, 29-43.
- Carree, M. A. (2002), Does Unemployment Affect the Number of Establishments? A Regional Analysis for US States, *Regional Studies* 36-2, 389-398.
- 中小企業庁編 (2002) 『2002 年版中小企業白書』、ぎょうせい.
- 中小企業庁編 (2003) 『2003 年版中小企業白書』、ぎょうせい.
- Dennis, W. J. Jr. and Phillips, B. D. (1990), The Synergism of Independent High-technology Business Starts, *Entrepreneurship & Regional Development* 2, 1-14.
- Egeln, J, Licht, G. and Steil, F. (1993), Firm Foundations and the Role of Financial Constraints, *Small Business Economics* 9, 137-150.
- Evans, D. S. and Leighton, L. S. (1989), The Determinants of Change in U.S. Self-employment, 1968-1987, *Small Business Economics* 1, 111-119.
- Evans, D. S. and Leighton, L. S. (1990), Small Business Formation by Unemployed and Employed Workers, *Small Business Economics* 2, 319-330.
- Felder, J., Fier, A. and Nerlinger, E. (1997), Im Osten nichts Neues? Unternehmensgründungen in High-Tech-Industrien, in Harhoff, Dietmar (ed.), *Unternehmensgründungen – Empirische Analysen für die alten und neuen Bundesländer*, Baden-Baden (Nomos), 73-110.

- Fotopoulos, G. and Spence, N. (1999), Spatial Variations in New Manufacturing Plant Openings: Some Empirical Evidence from Greece, *Regional Studies* 33, 219-229.
- Fritsch, Michael (1992), Regional Difference in New Firm Formation: Evidence from West Germany, *Regional Studies* 26-3, 233-241.
- 玄田有史・石原真三子・神林龍 (1998)、「自営業減少の背景—既存研究の整理、実証研究の紹介、ランティエ型経済への移行—」、『調査季報』(国民金融公庫総合研究所) 47号、14-35.
- Gentry, W. M. and Hubbard, R. G. (2000), Tax Policy and Entrepreneurial Entry, *American Economic Review* 90, 283-287.
- Gerlach, K. and Wagner, J. (1994), Regional Differences in Small Firm Entry in Manufacturing Industries: Lower Saxony, 1979-1991, *Entrepreneurship and Regional Development* 6, 30-80.
- Guesnier, B. (1994), Regional Variations in New Firm Formation in France, *Regional Studies* 28-4, 347-358.
- 原田信行 (2002)、「潜在的開業者の実証分析」、『日本経済研究』44号、122-140.
- Harada, Nobuyuki (2002), Potential Entrepreneurship in Japan, *JCER Discussion Paper* No. 81, Japan Center for Economic Research (JCER).
- Hart, M. and Gudgin, G. (1994), Spatial Variations in New Firm Formation in the Republic of Ireland, 1980-1990, *Regional Studies* 28-4, 367-380.
- Hudson, J. (1987), Company Births in Great Britain and the Institutional Environment, *International Small Business Journal* 6-1, 57-69.
- Illeris, S. (1986), New Firm Creation in Denmark: The Importance of the Cultural Background, in Keeble, D. and Wever, E. (eds.), *New Firms and Regional Development in Europe*, London (Croom Helm), 141-150.
- Keeble, D. and Walker, S. (1994), New Firms, Small Firms and Dead Firms: Spatial Patterns and Determinants in the United Kingdom, *Regional Studies* 28-4, 411-427.
- 経済企画庁編 (1996)『平成8年版経済白書』、大蔵省印刷局.
- 小林伸生 (2004)「地域における開業率規定要因と環境整備の方向性」、『日本中小企業学会論集』第23号、100-113.
- Moyes, A. and Westhead, P. (1990), Environments for New Firm Formation in Great Britain, *Regional Studies* 24-2, 123-136.
- 中村良平・江島由裕 (2004)『地域産業創生と創造的中小企業』、大学教育出版.
- Nerlinger, Eric A. (1998), Standorte und Entwicklung junger innovativer Unternehmen. Empirische Ergebnisse für West-Deutschland, Baden-Baden (Nomos).
- 小田切宏之・本庄裕司 (1995)「新規企業の市場参入：工業統計表による計量分析」、『通産研究レビュー』6号、76-92.
- Papke, L. E. (1991), Interstate Business Tax Differentials and New Firm Location – Evidence from

- Panel Data, *Journal of Public Economics* 45, 47-68.
- Parker, S. C. (1996), A Time Series Model of Self-employment under Uncertainty, *Economica* 63, 459-475.
- Reynolds, P. D. (1994), Autonomous Firm Dynamics and Economic Growth in the United States, *Regional Studies* 28-4, 429-442.
- Reynolds, P. D., Storey, D. J. and Westhead, P. (1994), Cross National Comparisons of the Variation in New Firm Formation Rates, *Regional Studies* 28-4, 443-456.
- Reynolds, P. D., Miller, B. and Maki, W. R. (1995), Explaining Regional Variation in Business Births and Deaths: U.S. 1976-88, *Small Business Economics* 7, 389-407.
- Reynolds, P., Bygrave, W. D., Autio, E., Cox, L. W. and Hay, M. (2002), *Global Entrepreneurship Monitor: 2002 Executive Report*, Babson College, London Business School and Ewing Marion Kauffman Foundation.
- Santarelli, E. and Piergiovanni, R. (1995), The Determinants of Firm Start-up and Entry in Italian Producer Services, *Small Business Economics* 7, 221-230.
- Steil, Fabian (1999), Determinanten regionaler Unterschiede in der Gründungsdynamik. Eine Empirische Analyse für die neuen Bundesländer, Baden-Baden (Nomos).
- Storey, D. J. (1991), The Birth of New Firms - Does Unemployment Matter? A Review of the Evidence, *Small Business Economics* 3, 167-178.
- Storey, D. J. (1994), *Understanding the Small Business Sector*, London (Thomson Learning).
- Todtling, F. and Wanzenböck, H. (2003), Regional Differences in Structural Characteristics for Start-ups, *Entrepreneurship & Regional Development* 15, 351-370.
- Whittington, R. C. (1984), Regional Bias in New Firm Formation in the UK, *Regional Studies* 18-3, 253-256.
- Yamawaki, H. (1991), The Effects of Business Conditions on Net Entry: Evidence from Japan, in Geroski, P. A. and Schwalbach, J. (eds.), *Entry and Market Contestability*, Cambridge (Blackwell), 168-186.
- 吉村弘 (2000) 「都市規模と事業所の開業率・廃業率」、『地域経済研究』(広島大学地域経済研究センター) 第 11 号, 45-61.

表1: 変数の定義とデータの原出所

変数名	定義(単位・年次)	原出所
STARTR	1996-99年民営事業所開業率(開設事業所数/1996年事業所数)	総務省「事業所・企業統計調査」
GRPOP	人口増加率(1990-95年)	総務省「国勢調査」
WAGE	製造業平均賃金(千円)(1998年)	経済産業省「工業統計表」
UNEMPL	完全失業率(1995年)	総務省「国勢調査」
UNIV	大卒者比率:15才以上人口に占める大学卒業者の比率(2000年)	総務省「国勢調査」
EXPERT	専門技術職比率:全就業者に占める専門的・技術的職業従事者の比率(1995年)	総務省「国勢調査」
MYHOME	持家世帯比率(1995年)	総務省「国勢調査」
DENS	事業所密度:1平方キロメートルあたり事業所数(1995/96年)	総務省「国勢調査」、「事業所・企業統計調査」
MRATIO	製造業比率:全事業所に占める製造業事業所の比率(1996年)	総務省「事業所・企業統計調査」
AVESIZE	平均規模:非一次産業事業所の平均従業者数(人)(1996年)	総務省「事業所・企業統計調査」
SHINK	新幹線ダミー:新幹線の駅があれば1、それ以外は0(1999年以前)	
HIWAY	高速道路ダミー:高速道路のインターチェンジがあれば1、それ以外は0	
PUBEXP	公共サービス:住民1人あたり歳出額(対数)(1996年)	総務省「市町村別決算状況調」
CIVSERV	公共サービス:住民100人あたり地方公務員数(人)(1996年)	総務省「地方公務員給与の実態」

注) 分析に使用するデータは、STARTR, SHINK, HIWAY 以外はすべて東洋経済新報社「地域経済データCD-ROM 2004年4月版」から収集した。

SHINKおよびHIWAYは、全国地図帳に基づいて作成。また、県内経済圏サンプルにおいては、これらは新幹線停車駅ないし高速道路のインターチェンジのある市町村の人口の、経済圏全体の人口に対する比率と定義される。

表2:基本統計量

A. 市区町村サンプル

変数	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値	観測数
STARTR	0.082	0.075	0.052	0.000	0.628	3,123
GRPOP	-0.005	-0.014	0.064	-0.253	0.592	3,123
WAGE	3,467	3,346	1,069	190	9,890	3,038
UNEMPL	0.033	0.030	0.016	0.000	0.178	3,123
UNIV	0.076	0.065	0.044	0.011	0.335	3,122
EXPERT	0.099	0.096	0.029	0.031	0.253	3,123
MYHOME	0.799	0.836	0.135	0.127	0.998	3,123
DENS	39.0	9.5	160.2	0.2	4,403.6	3,123
MRATIO	0.121	0.102	0.076	0.000	0.660	3,123
AVESIZE	7.7	7.3	2.2	2.0	26.1	3,123
SHINK	0.023	0.000	0.151	0.000	1.000	3,123
HIWAY	0.210	0.000	0.407	0.000	1.000	3,123
PUBEXP	6.312	6.202	0.537	5.382	8.966	3,123
CIVSERV	1.660	1.369	1.051	0.108	22.571	3,123

B. 県内経済圏サンプル

変数	平均値	中央値	標準偏差	最小値	最大値	観測数
STARTR	0.098	0.095	0.024	0.040	0.189	185
GRPOP	0.007	0.007	0.031	-0.079	0.096	185
WAGE	3,995	3,936	870	2,093	6,417	185
UNEMPL	0.038	0.038	0.012	0.018	0.111	185
UNIV	0.103	0.097	0.042	0.042	0.264	185
EXPERT	0.116	0.112	0.018	0.080	0.187	185
MYHOME	0.698	0.718	0.107	0.378	0.904	185
DENS	54.7	14.3	180.9	1.9	1,884	185
MRATIO	0.110	0.097	0.050	0.039	0.306	185
AVESIZE	8.3	8.3	1.5	5.3	15.0	185
SHINK	0.113	0.000	0.231	0.000	1.000	185
HIWAY	0.457	0.502	0.306	0.000	1.000	185
PUBEXP	6.091	6.084	0.274	5.503	7.167	185
CIVSERV	1.273	1.222	0.341	0.773	3.065	185

表3: 市区町村データによる分析結果

被説明変数 = 1996-99年事業所開業数 (STARTR)

加重最小二乗法 (WLS: ウェイト= 1996年の事業所数)

変数/モデル	1	2	3	4
定数項	0.0602 (8.62) a	0.0386 (5.01) a	0.0572 (8.12) a	0.0387 (5.04) a
GRPOP	0.129 (10.1) a	0.129 (10.1) a	0.136 (10.7) a	0.137 (10.8) a
WAGE	-0.611E-05 (-7.85) a	-0.501E-05 (-6.69) a	-0.610E-05 (-7.92) a	-0.489E-05 (-6.59) a
UNEMPL	0.542 (12.0) a	0.432 (10.0) a	0.562 (12.4) a	0.455 (10.5) a
UNIV	0.174 (12.1) a		0.168 (11.8) a	
EXPERT		0.343 (13.3) a		0.322 (12.6) a
MYHOME	-0.122E-03 (-2.11) b	-0.167E-03 (-3.03) a	-0.110E-03 (-1.92) c	-0.173E-03 (-3.18) a
DENS	0.116E-04 (8.72) a	0.173E-04 (13.6) a	0.123E-04 (9.26) a	0.178E-04 (13.9) a
MRATIO	-0.131 (-16.9) a	-0.0990 (-11.9) a	-0.129 (-16.7) a	-0.0997 (-12.0) a
AVESIZE	0.601E-02 (17.8) a	0.592E-02 (17.6) a	0.582E-02 (17.2) a	0.571E-02 (17.0) a
SHINK	0.312E-02 (2.43) b	0.443E-02 (3.43) a		
HIWAY			0.475E-02 (4.08) a	0.454E-02 (3.91) a
CIVSERV	-0.440E-02 (-3.53) a	-0.422E-02 (-3.41) a	-0.321E-02 (-2.59) a	-0.296E-02 (-2.39) b
調整済み決定係数	0.552	0.556	0.554	0.557
F値	375.6	381.9	378.0	382.7
観測数	3,037	3,038	3,037	3,038

最小二乗法 (OLS)

変数/モデル	5	6	7	8
定数項	0.0749 (5.24) a	0.0661 (4.38) a	0.0753 (5.29) a	0.0664 (4.41) a
GRPOP	0.130 (6.30) a	0.136 (6.77) a	0.130 (6.33) a	0.136 (6.78) a
WAGE	-0.328E-05 (-2.19) b	-0.203E-05 (-1.49)	-0.327E-05 (-2.20) b	-0.204E-05 (-1.51)
UNEMPL	0.228 (2.94) a	0.154 (2.04) b	0.226 (2.92) a	0.153 (2.03) b
UNIV	0.177 (5.40) a		0.175 (5.31) a	
EXPERT		0.226 (5.25) a		0.223 (5.19) a
MYHOME	-0.346E-03 (-3.24) a	-0.371E-03 (-3.57) a	-0.350E-03 (-3.28) a	-0.372E-03 (-3.58) a
DENS	0.125E-04 (2.98) a	0.229E-04 (5.33) a	0.129E-04 (3.10) a	0.232E-04 (5.57) a
MRATIO	-0.0777 (-8.02) a	-0.0675 (-6.73) a	-0.0774 (-7.95) a	-0.0672 (-6.69) a
AVESIZE	0.445E-02 (6.34) a	0.433E-02 (6.26) a	0.441E-02 (6.25) a	0.429E-02 (6.17) a
SHINK	0.630E-02 (2.20) b	0.654E-02 (2.18) b		
HIWAY			0.185E-02 (0.981)	0.224E-02 (1.19)
CIVSERV	0.573E-03 (0.425)	0.110E-03 (0.0831)	0.630E-03 (0.468)	0.195E-03 (0.147)
調整済み決定係数	0.209	0.208	0.209	0.208
F値	81.1	80.8	81.1	80.8
観測数	3,037	3,038	3,037	3,038

注) かつこ内の数値はt 値(分散不均一性を考慮した標準誤差に基づく)。有意水準: a 1%, b 5%, c 10%.

PUBEXPIに関する結果は割愛。

表4: 市区町村データによる分析結果(大都市圏を除外)

被説明変数 = 1996-99年事業所開業数 (STARTR)

加重最小二乗法 (WLS: ウェイト= 1996年の事業所数)

変数/モデル	1	2	3	4
定数項	0.109 (12.1) a	0.0933 (9.69) a	0.108 (12.1) a	0.0945 (9.98) a
GRPOP	0.188 (12.6) a	0.197 (13.9) a	0.190 (12.7) a	0.198 (14.0) a
WAGE	-0.484E-05 (-5.77) a	-0.411E-05 (-5.07) a	-0.495E-05 (-5.90) a	-0.412E-05 (-5.09) a
UNEMPL	0.465 (9.48) a	0.356 (7.53) a	0.464 (9.63) a	0.349 (7.52) a
UNIV	0.142 (5.65) a		0.138 (9.63) a	
EXPERT		0.226 (7.08) a		0.218 (6.80) a
MYHOME	-0.600E-03 (-8.61) b	-0.574E-03 (-8.42) a	-0.588E-03 (-8.45) a	-0.577E-03 (-8.57) a
DENS	0.118E-04 (1.49)	0.325E-04 (4.42) a	0.126E-04 (1.62)	0.343E-04 (4.79) a
MRATIO	-0.088 (-10.2) a	-0.0751 (-8.46) a	-0.0875 (-10.1) a	-0.0749 (-8.44) a
AVESIZE	0.363E-02 (7.73) a	0.362E-02 (7.74) a	0.361E-02 (7.70) a	0.357E-02 (7.64) a
SHINK	0.434E-03 (0.282)	0.192E-02 (1.25)		
HIWAY			0.175E-02 (1.33)	0.178E-02 (1.36)
CIVSERV	-0.287E-02 (-2.22) b	-0.273E-02 (-2.13) b	-0.272E-02 (-2.10) b	-0.264E-02 (-2.05) b
調整済み決定係数	0.493	0.496	0.493	0.496
F値	276.5	280.1	276.8	280.2
観測数	2,836	2,837	2,836	2,837

最小二乗法 (OLS)

変数/モデル	5	6	7	8
定数項	0.0718 (4.53) a	0.0548 (3.25) a	0.0717 (4.54) a	0.0548 (3.26) a
GRPOP	0.129 (5.61) a	0.132 (6.12) a	0.129 (5.62) a	0.132 (6.12) a
WAGE	-0.366E-05 (-2.25) b	-0.277E-05 (-1.86) c	-0.368E-05 (-2.27) b	-0.281E-05 (-1.90) c
UNEMPL	0.173 (2.16) b	0.0847 (1.11)	0.171 (2.15) b	0.0838 (1.11)
UNIV	0.171 (3.59) a		0.168 (3.48) a	
EXPERT		0.224 (4.75) a		0.221 (4.68) a
MYHOME	-0.288E-03 (-2.44) b	-0.219E-03 (-1.81) c	-0.286E-03 (-2.44) b	-0.218E-03 (-1.81) c
DENS	0.113E-03 (3.70) a	0.161E-03 (5.47) a	0.116E-03 (3.81) a	0.163E-03 (5.57) a
MRATIO	-0.0847 (-8.07) a	-0.0775 (-7.28) a	-0.0841 (-7.97) a	-0.0770 (-7.20) a
AVESIZE	0.444E-02 (5.66) a	0.442E-02 (5.73) a	0.441E-02 (5.60) a	0.439E-02 (5.67) a
SHINK	0.440E-02 (1.37)	0.540E-02 (1.61)		
HIWAY			0.214E-02 (1.02)	0.245E-02 (1.20)
CIVSERV	0.106E-02 (0.764)	0.103E-02 (0.742)	0.115E-03 (0.833)	0.114E-02 (0.820)
調整済み決定係数	0.170	0.172	0.170	0.172
F値	59.0	60.0	59.0	60.0
観測数	2,836	2,837	2,836	2,837

注) かつこ内の数値はt 値(分散不均一性を考慮した標準誤差に基づく)。有意水準: a 1%, b 5%, c 10%。

東京都・埼玉県・神奈川県・千葉県市区および大阪府全域・兵庫県阪神地域(摂津)・京都府南部(山城)・奈良県の市を除外した。

PUBEXPに関する結果は割愛。

表5: 県内経済圏データによる分析結果

被説明変数 = 1996-99年事業所開業数 (STARTR)

加重最小二乗法 (WLS: ウェイト= 1996年の事業所数)

変数/モデル	1	2	3	4
定数項	0.0297 (1.53)	0.0155 (0.732)	0.0300 (1.52)	0.0166 (0.763)
GRPOP	-0.0504 (-1.08)	-0.0272 (-0.585)	-0.0487 (-1.05)	-0.0252 (-0.542)
WAGE	-0.115E-04 (-5.31) a	-0.108E-04 (-5.19) a	-0.111E-04 (-5.28) a	-0.102E-04 (-5.07) a
UNEMPL	0.819 (7.87) a	0.699 (6.94) a	0.821 (7.89) a	0.707 (7.02) a
UNIV	0.149 (4.08) a		0.144 (3.99) a	
EXPERT		0.313 (4.12) a		0.293 (3.95) a
MYHOME	-0.0167 (-1.06)	-0.0251 (-1.69) c	-0.0200 (-1.24)	-0.0292 (-1.92) c
DENS	-0.115E-04 (-2.26) b	-0.530E-05 (-1.04)	-0.120E-04 (-2.39) b	-0.643E-05 (-1.29)
MRATIO	-0.0672 (-2.74) a	-0.0317 (-1.18)	-0.0657 (-2.69) a	-0.0320 (-1.19)
AVESIZE	0.0119 (10.3) a	0.0116 (10.2) a	0.0119 (10.3) a	0.0117 (10.1) a
SHINK	0.194E-02 (0.554)	0.336E-02 (0.943)		
HIWAY			-0.106E-02 (-0.255)	-0.468E-03 (-0.112)
CIVSERV	-0.816E-02 (-1.80) c	-0.938E-02 (-2.11) b	-0.727E-02 (-1.71) c	-0.797E-02 (-1.90) c
調整済み決定係数	0.787	0.788	0.787	0.787
F値	69.1	69.2	68.9	68.8
観測数	185	185	185	185

最小二乗法 (OLS)

変数/モデル	5	6	7	8
定数項	0.0865 (2.73) a	0.0655 (1.92) c	0.0837 (2.56) a	0.0648 (1.86) c
GRPOP	0.0572 (0.909)	0.0694 (1.14)	0.0578 (0.895)	0.0689 (1.09)
WAGE	-0.916E-05 (-4.39) a	-0.898E-05 (-4.78) a	-0.893E-05 (-4.25) a	-0.863E-05 (-4.47) a
UNEMPL	0.452 (2.00) b	0.355 (1.56)	0.455 (2.01) b	0.365 (1.61)
UNIV	0.131 (2.49) b		0.122 (2.54) b	
EXPERT		0.292 (2.96) a		0.262 (2.93) a
MYHOME	-0.0558 (-2.79) a	-0.0554 (-2.90) a	-0.0567 (-2.92) a	-0.0574 (-3.06) a
DENS	-0.506E-05 (-0.355)	0.190E-05 (0.158)	-0.540E-05 (-0.387)	0.769E-06 (0.0644)
MRATIO	-0.0716 (-2.94) a	-0.0457 (-1.70) c	-0.0697 (-2.86) a	-0.0447 (-1.71) c
AVESIZE	0.812E-02 (4.85) a	0.826E-02 (5.07) a	0.812E-02 (4.56) a	0.827E-02 (4.70) a
SHINK	0.674E-02 (1.22)	0.862E-02 (1.52)		
HIWAY			0.505E-02 (1.18)	0.563E-02 (1.33)
CIVSERV	-0.298E-02 (-0.720)	-0.399E-02 (-1.00)	-0.162E-02 (-0.369)	-0.229E-02 (-0.534)
調整済み決定係数	0.696	0.702	0.695	0.700
F値	43.1	44.4	42.9	43.9
観測数	185	185	185	185

注) かつこ内の数値はt 値(分散不均一性を考慮した標準誤差に基づく)。有意水準: a 1%, b 5%, c 10%.

PUBEXPIに関する結果は割愛。

付表1: 県内経済圏一覧

番号	都道府県	経済圏	主要都市(例)	番号	都道府県	経済圏	主要都市(例)
1	北海道	道南圏	函館、室蘭、苫小牧	47	東京都	区部センターコアエリア	千代田区、港区
2	北海道	道央圏	札幌、小樽、江別	48	東京都	区部東部・北部エリア	北区、江戸川区
3	北海道	道北圏	旭川、稚内、留萌	49	東京都	区部西部・南部エリア	練馬区、大田区
4	北海道	道東圏	帯広、釧路、根室	50	東京都	多摩東部エリア	武蔵野、調布、国分寺
5	青森県	青森圏域	青森	51	東京都	多摩中央部北エリア	立川、青梅、昭島
6	青森県	弘前圏域	弘前、五所川原	52	東京都	多摩中央部南エリア	八王子、府中、町田
7	青森県	八戸圏域	八戸、十和田	53	東京都	多摩西部エリア	あきる野
8	青森県	下北圏域	むつ	54	東京都	島しょエリア	
9	岩手県	盛岡地域	盛岡	55	神奈川県	京浜	横浜、川崎、横須賀
10	岩手県	岩手中部・胆江地域	水沢、花巻、北上	56	神奈川県	湘南・三浦	鎌倉、藤沢
11	岩手県	両盤・気仙地域	一関、大船渡	57	神奈川県	県央・津久井	相模原、厚木
12	岩手県	宮古・久慈地域	宮古、久慈	58	神奈川県	県西	小田原
13	宮城県	県中南部	仙台	59	新潟県	新潟地域	新潟、三条
14	宮城県	県北東部	石巻、気仙沼	60	新潟県	長岡地域	長岡、柏崎
15	宮城県	県北中西部	古川	61	新潟県	上越地域	上越
16	秋田県	県北	能代、大館	62	新潟県	佐渡地域	佐渡
17	秋田県	県央	秋田	63	富山県	富山	富山
18	秋田県	大曲・仙北	大曲	64	富山県	高岡・射水	高岡
19	秋田県	県南	横手、湯沢	65	富山県	新川	魚津
20	山形県	村山地域	山形、天童	66	富山県	砺波	砺波
21	山形県	最上地域	新庄	67	石川県	石川中央	金沢
22	山形県	置賜地域	米沢	68	石川県	南加賀	小松
23	山形県	庄内地域	酒田、鶴岡	69	石川県	中能登	七尾
24	福島県	中通り方部	福島、郡山	70	石川県	奥能登	輪島
25	福島県	会津方部	会津若松	71	福井県	福井・坂井	福井
26	福島県	浜通り方部	いわき	72	福井県	丹南	鯖江
27	茨城県	県北	日立、ひたちなか	73	福井県	奥越	大野
28	茨城県	県央	水戸	74	福井県	嶺南	敦賀
29	茨城県	鹿行	鹿嶋	75	山梨県	峡中	甲府
30	茨城県	県南	土浦、つくば	76	山梨県	峡東	山梨
31	茨城県	県西	古河、下館	77	山梨県	峡北	韭崎
32	栃木県	県北	黒磯、大田原	78	山梨県	郡内	富士吉田
33	栃木県	県央	宇都宮	79	長野県	長野・北信	長野
34	栃木県	県南	足利、小山	80	長野県	佐久・上小	上田
35	群馬県	県央	前橋、伊勢崎	81	長野県	諏訪・木曾・松本・北安	松本
36	群馬県	県東	桐生、太田	82	長野県	上伊那・飯伊	飯田
37	群馬県	県西	高崎	83	岐阜県	岐阜圏域	岐阜、各務原
38	群馬県	県北	沼田、渋川	84	岐阜県	西濃圏域	大垣
39	埼玉県	県中央	さいたま	85	岐阜県	中濃圏域	関、美濃加茂
40	埼玉県	県西部	川越、所沢	86	岐阜県	東濃圏域	多治見
41	埼玉県	県東部	草加、越谷	87	岐阜県	飛騨圏域	高山
42	埼玉県	県北部	熊谷、秩父	88	静岡県	東部	沼津、三島
43	千葉県	県中央	千葉、市原	89	静岡県	中部	静岡
44	千葉県	県東	佐倉、銚子	90	静岡県	西部	浜松
45	千葉県	県南	木更津、館山	91	愛知県	尾張地域	名古屋
46	千葉県	県西	市川、船橋	92	愛知県	西三河地域	岡崎、豊田
				93	愛知県	東三河地域	豊橋

付表1: 県内経済圏一覧(続き)

番号	都道府県	経済圏	主要都市(例)	番号	都道府県	経済圏	主要都市(例)
94	三重県	北勢	四日市、桑名	142	徳島県	東部圏域	徳島、鳴門
95	三重県	中勢・南勢	津、伊勢	143	徳島県	南部圏域	阿南
96	三重県	伊賀	上野	144	徳島県	西部圏域	
97	三重県	紀州	尾鷲	145	香川県	東讃地域	高松
98	滋賀県	湖南	大津、草津	146	香川県	西讃地域	丸亀、坂出
99	滋賀県	湖東	彦根	147	愛媛県	松山圏域	松山
100	滋賀県	湖北	長浜	148	愛媛県	新居浜・西条・宇摩圏域	新居浜、西条
101	滋賀県	湖西		149	愛媛県	今治圏域	今治
102	京都府	北部	福知山、舞鶴	150	愛媛県	宇和島・八幡浜・大州圏域	宇和島
103	京都府	中部	亀岡	151	高知県	安芸地域	室戸、安芸
104	京都府	京都・乙訓	京都、長岡京	152	高知県	高知中央・高吾・土長地域	高知
105	京都府	南部	宇治	153	高知県	高幡地域	須崎
106	大阪府	大阪市地域	大阪	154	高知県	幡多地域	中村、宿毛
107	大阪府	北大阪地域	高槻、池田	155	福岡県	福岡地域	福岡
108	大阪府	東大阪地域	枚方、寝屋川	156	福岡県	北九州地域	北九州
109	大阪府	南河内地域	富田林、河内長野	157	福岡県	筑豊地域	直方、飯塚
110	大阪府	泉州地域	堺、岸和田	158	福岡県	筑後地域	大牟田、久留米
111	兵庫県	神戸市	神戸	159	佐賀県	佐城	佐賀
112	兵庫県	阪神地域	尼崎、西宮	160	佐賀県	三神	鳥栖
113	兵庫県	東播磨地域	明石、加古川	161	佐賀県	東松	唐津
114	兵庫県	西播磨地域	姫路、赤穂	162	佐賀県	西杵藤	伊万里
115	兵庫県	但馬・丹波地域	豊岡、篠山	163	長崎県	長崎地域	長崎
116	兵庫県	淡路地域	洲本	164	長崎県	県央・島原地域	諫早、大村
117	奈良県	北和圏	奈良、生駒	165	長崎県	県北地域	佐世保
118	奈良県	中和圏	橿原	166	長崎県	離島地域	福江
119	奈良県	東和圏	桜井	167	熊本県	熊本中央地域	熊本
120	奈良県	南和圏	五條	168	熊本県	県北地域	山鹿、菊池
121	和歌山県	和歌山	和歌山	169	熊本県	県南地域	八代
122	和歌山県	橋本	橋本	170	熊本県	天草地域	本渡、牛深
123	和歌山県	御坊・有田	有田、御坊	171	大分県	別杵国東・大分臼津地域	大分、別府
124	和歌山県	田辺	田辺	172	大分県	県南・大野直入地域	佐伯
125	和歌山県	新宮	新宮	173	大分県	県北・日田玖珠地域	中津、宇佐
126	鳥取県	東部	鳥取	174	宮崎県	県央	宮崎
127	鳥取県	中部	倉吉	175	宮崎県	県南	都城
128	鳥取県	西部	米子	176	宮崎県	県北	延岡
129	島根県	出雲地域	松江、出雲	177	鹿児島県	鹿児島・南薩地域	鹿児島、指宿
130	島根県	石見地域	益田	178	鹿児島県	北薩地域	川内
131	島根県	隠岐地域		179	鹿児島県	始良・伊佐地域	国分
132	岡山県	岡山	岡山、倉敷	180	鹿児島県	大隈地域	鹿屋
133	岡山県	備中	笠岡	181	鹿児島県	奄美・熊毛地域	名瀬、西之表
134	岡山県	美作	津山	182	沖縄県	中南部	那覇
135	広島県	広島	広島、呉	183	沖縄県	北部	名護
136	広島県	備後	福山、尾道	184	沖縄県	宮古	平良
137	広島県	備北	三次	185	沖縄県	八重山	石垣
138	山口県	岩国・柳井地域	岩国				
139	山口県	周南地域	周南(徳山)				
140	山口県	山口・防府・萩地域	山口、萩				
141	山口県	下関・宇部・長門地域	下関、宇部				

総務省「2002年全国物価統計調査報告」より作成。