Doshisha University Center for the Study of the Creative Economy Discussion Paper Series No. 2015-02

日本の開業率が低下した原因について -1966年から2010年の開業率の決定要因の時系列分析-

中尾武雄・ 東良彰



Discussion Paper Series

日本の開業率が低下した原因について -1966年から2010年の開業率の決定要因の時系列分析-

中尾武雄:東 良彰

2015年11月17日版

1 はじめに

日本の開業率は1955年からの5年は平均で13.7%であったが、2005年からの5年平均では3.5%まで低下した.本稿の目的は、日本におけるこのような開業率低下の原因を解明することである.開業率低下に注目するのは、開業率の高さが、その経済でのイノベーション導入率の大きさを反映する1つの重要な指標と考えるからである.高度成長期が終わりバブルが崩壊して経済成長率は低下しているが、その間に開業率も大幅に低下してきた.日本の経済成長率低下が開業率で表されるようなイノベーション導入率の低下によってもたらされてきたとすれば、開業率低下の原因を分析することで、日本経済が停滞してきた原因をある程度解明できるのではないかと期待できる.以上が、開業率決定要因を解明する理由である.

日本の開業率を決定する要因を分析した先行研究としては、Yamawaki (1991), 吉村 (2000), (2003), 本庄(2002), 土屋(2003), 小林(2003), 岡室・小林(2005), 黒瀬・大塚 (2007) などがある ¹. これらの研究は都道府県などの地域別か産業別のクロスセクショ

¹ 海外でもクロスセクションデータやパネルデータを使った研究が多くある. 文献については Siegfried and Evans(1994), Elert(2014)を参照されたい.

ンデータあるいは短期のパネルデータを用いた分析であるため、本稿の目的である長期的な開業率低下の原因分析には最適な方法とは言えない、そこで、本稿では1966年から2010年の45年間の時系列データを用いて回帰分析を行う。

開業率から廃業率を差し引いた値である純開業率を用いているYamawaki (1991)のような研究もあるが、企業がもたらすイノベーションあるいは技術進歩の重要性を反映する指標としては純開業率より開業率が適していると思われる。純開業率は企業数の変化分を表すが、起業で導入されたイノベーションの重要性を正確に反映することはできない。たとえば開業率も廃業率も10%であれば、純開業率はゼロでイノベーションがまったく導入されなかったことになるが、実際には10%の新しい企業が参入して新陳代謝が行われているから、それに対応したイノベーションが導入されていると考えられる。起業がもたらすイノベーションや技術進歩を把握するのが目的であるから、純開業率よりも開業率が適切と思われる。

本稿の第2章では、開業率の決定要因の時系列分析のための理論モデルについて考える。第3章では、理論モデルから導出される推定モデルの説明変数および分析に用いるデータを具体的に説明する。第4章では推定モデルの推定結果を紹介し、第5章で、その推定結果を用いて日本の開業率が低下してきた原因を明らかにする。第6章は、本稿での研究を要約すると同時に主要な結論を述べる。

2 開業率決定の理論モデル

2.1 基本的モデル

資本主義経済では、どの個人も消費者=労働者(以下では単に消費者あるいは労働者と呼ぶこともある)になるか生産者=企業(単に生産者あるいは企業と呼ぶこともある)になるかを、各時点で決定している。各時点で、生産者になると決定した個人が開業することになる。したがって、開業率の高さを決定する要因を明らかにするためには、個人が消費者=労働者になるか生産者=企業になるかを決定する状況を理論的にモデル化する必要がある。そこで、以下では個人が時点tで直面している最適問題(個人の

消費者・生産者選択問題と呼ぶ)を考える。まず、起業しないで消費者=労働者を選択した場合の最適問題は

$$\max \ U(Y_{it}(e_{it}), e_{it}) \tag{1}$$

ただし,

$$Y_{it} = w_{it}(e_{it}) + r_{it}K_{it}$$
 (2)

と表される. ここで、Yは消費者=労働者を選択したときの総所得、 $w(\cdot)$ は労働収入関数、eは努力度、rは利子率、Kは資産で、添え字itは個人iの時点tを示す. 一方、生産者=企業を選択して開業(以下では起業と表すこともある)した場合の最適問題は

$$\max E\{U(\Pi_{it}(e_{it}), e_{it})\}$$
(3)

ただし、 川は開業時の収入で

$$\Pi_{it} = \pi \left(e_{it}, \alpha_{it}, K_{it}, g_t \right) K_{it} + \gamma_{it}$$
(4)

と定義される. ただし、 π は利潤率、 α は経営能力、gは景気状況、 γ は確率変数である. ここで確率変数が入っているのは、開業時の所得が労働者としての所得よりリスクが高いことを表すためである.

個人iは各時点tで、消費者として得られる効用 $U(Y_{it}, e_{it})$ と起業したときに得られる期待効用 $E[U(\Pi_{it}, e_{it})]$ を比較して、消費者となるか生産者となるかを決定する。消費者としての最適努力度 e^{**} と表示すると

$$U(Y_{it}(e_{it}^*), e_{it}^*) \le E[U(\Pi_{it}(e_{it}^{**}), e_{it}^{**})]$$
(5)

が開業の条件となる. このままではこれ以上の分析が難しいので、 $E(U(\Pi_{it}(e_{it}^{**}), e_{it}^{**}))$ を以下のように単純化する. すなわち, 不確実性は成功(確率 = β_i)か失敗(確率 = $1-\beta_i$)かで, 最適行動時の失敗の利潤を0, 成功時の利潤を Π_{it}^{**} とする. このとき開業利潤の期待値は $\beta_i\Pi_{it}^{**}$ となる. 最適行動時の消費者所得を $Y_{it}^{*}=Y_{it}(e_{it}^{*})$ とおき, リスクプレミアムを β_i と表すと,

$$\beta : \prod_{i} t^{**} - \rho :_{t} \ge Y_{i} t^{*} \tag{6}$$

が開業の条件となる. 成功確率 β が個人の経営者としての能力に依存するのは明らかであるから, 個人が消費者になるか生産者になるかの決定は, その個人の経営者としての能力, 開業時の期待利潤, リスクプレミアム, 消費者を選択したときの収入などに

依存していることがわかる.

2.2 企業数・賃金率の一般均衡モデル

前節の理論モデルでは、個人は消費者になるか生産者になるかを選択するから、単純に考えると、個人の行動の結果として経済における消費者と企業の数が決定される。ところが、労働を供給するのは消費者で、需要するのは企業であるから、たとえば企業数が増加し消費者数が減少すれば、労働に対する需要が増加、供給が減少して均衡賃金率は低下するはずである。すなわち、前節の理論モデルを一般化すれば企業数と賃金率は同時的に決定されることになる².以下では、このような理論モデルを企業数・賃金率決定モデルと呼ぶことにする³.問題は経済全体としての企業数がどのように決定されるかである。すべての企業が同一の(U-字型費用曲線)技術を保有する競争的産業1つのみからなる閉鎖経済を考えると、財市場の競争メカニズムによってすべての企業は長期的には最適規模(平均費用が最小になる規模)になるため、均衡企業数は経済全体としての生産量(財価格=1のときのGDP)を最適規模で割った値となる⁴.したがって、均衡企業数は、個人が生産者になるか消費者(=労働者)になるかの選択とは関係なく技術的な条件で決定されるはずである。この問題を解明するために、個人

² 労働市場に与える影響を考えるならば、開業した企業の平均雇用者数も無視するべきではないであろう。伊藤(2001,p.84)によれば、1960年代から開業時の雇用者数が4人以下のシェアが低下し、5人以上が増加する傾向があるため、新規開業事業所従業者数が全事業所従業者数に占める比率に大きな変化はない。

³ このような理論モデルとしてはLucas(1978)およびMurphy,Shleifer,and Vishny(1991)を 参照されたい.

⁴ この結論は競争市場という仮定に依存している. 競争市場の条件が満たされない場合, たとえば製品差別されている市場での企業数決定問題は複雑で, 本稿の分析範囲を超えるが, 財市場と技術条件が企業数決定に重要な要因であることに変わりない.

の消費者・生産者選択行動が均衡企業数に与える影響を分析してみる.

具体的な例として、個人の危険回避度の変化が、均衡企業数にどのような影響を与えるかを考える。危険回避度の変化は、企業の費用に含まれる正常利潤に影響を与える。正常利潤率は長期的利子率とリスクプレミアムの合計であるが、たとえば危険回避度が上昇するとリスクプレミアムが上昇して、平均費用曲線も上方にシフトする。危険回避度の変化が最適規模にも需要にも影響を与えないと仮定すれば、長期的均衡での企業数は変化せず、個人の危険回避度の変化は均衡企業数に影響を与えないことになる。実際には、危険回避度の変化は最適規模にも需要にも影響を与えると思われるが、以上の分析より、企業数・賃金率決定モデルは、均衡企業数の決定で最も重要な技術条件と財市場を無視しているため、均衡企業数を説明する理論モデルとしてはきわめて不完全なものと考えられる。現実の企業数は、基本的には技術条件と市場規模によって決定されるのであって、個人が消費者を選択するか生産者を選択するかの決定が均衡企業数に重要な影響を与えるとは考えにくい。企業数・賃金率決定モデルを財市場などを含む一般均衡モデルとして分析するのも1つの方法であるが、本稿の目的から逸脱する。そこで、次節で個人の消費者・生産者選択問題を時間を含むモ

⁵ 日本で耐久消費財産業(たとえば、自動車産業)の企業数が少なく寡占的なのに対して、非耐久消費財産業(たとえば、アイスクリーム産業)の企業数が相対的に多く競争的であるのは、企業数などの市場構造が生産技術条件によって基本的に決定されるためである。個人が消費者を選ぶか生産者を選ぶかの選択がこれらの産業の市場構造に決定的な影響を与えることはない。これは極端な例であろうが、たとえば個人の開業が比較的容易なサービス業の場合には独占的競争の理論があてはまる。この理論では長期的には企業は利潤がゼロとなるが、このときの企業規模は最適規模の大きさや規模の経済の重要性のような技術条件と需要曲線の位置や形状によって決定される。また、個人の消費者・生産者選択行動が産業の技術条件に重要な影響を与えるとは考えられないから、個人の行動が企業数を決定する主要な要因になるとも考えにくい。

デルに拡張し、この部分均衡モデルを基礎に開業率に影響を与える要因、すなわち推定モデルを考える。

2.3 時間を含む消費者・生産者選択問題

個人が開業するときにはある程度の長期の期間を考慮するのが当然である。そこで、時点tで開業して T 期間営業した後に廃業すると仮定すると、個人の消費者・生産者選択問題は消費者を選択したときの効用の現在価値

$$\sum_{j=1}^{T} U(Y_{ij}(e_{ij}^{*}), e_{ij}^{*}) (1-\delta)^{j-t}$$
 (7)

と開業したときの期待効用の現在価値

$$\sum_{i=1}^{T} E[U(\prod_{i} (e_{i}^{**}), e_{i}^{**}) (1-\delta)^{j-t}]$$
(8)

を比較する問題で表される. ただし δ は時間割引率である. したがって, 開業条件は

$$\sum_{i=t}^{T} U(Y_{ij}(e_{ij}^{*}), e_{ij}^{*}) (1-\delta)^{j-t} \leq \sum_{i=t}^{T} E\{U(\prod_{i}(e_{ij}^{**}), e_{ij}^{**}) (1-\delta)^{j-t}\}$$
(9)

と表される. 開業期間 T は、個人の年齢に依存している. 定年退職後の個人の場合には T は小さい値であろうが年齢が若い個人の場合には T は無限で近似できる. そこで、すべての期間の消費者の総所得Yや開業時の収入 Π などが同一と仮定すれば時間を表す下付添字は必要でなくなり、(7)式は $U(Y_i(e^*), e^*)/\delta$ 、(8)式は $E(U(\Pi(e^{**}), e^{**})/\delta$ と表せるから. 年齢が若い個人の開業条件は

$$U(Y_i(e_i^*), e_i^*) \le E[U(\pi(e_i^{**}), e_i^{**})] \tag{10}$$

と表せる. さらに、成功確率が β で、失敗利潤0、成功利潤を Π **とするケースでは、開業条件は

$$\beta : \Pi^{**-} \rho \ge Y^* \tag{11}$$

となる. ただし, $Y_i^* = Y_i(e^*)$ である.

以上の分析より、開業条件は個人の年齢によって異なり、若い個人の場合には時間割引率がそれほど重要でない可能性もあることが分かるが、その他の条件は2.1の基本モデルと同じで、時間を含む理論モデルでも開業するかどうかは、経営者能力、開業時期待利潤、リスクプレミアム、消費者所得に依存していることがわかる.

3 推定モデルとデータ

この章では開業率 STRT を被説明変数として時系列データを用いて回帰分析するための推定モデルについて考える. 開業率に関するデータについては,中小企業庁『中小企業白書』2007 年版や 2008 年版に詳しい説明があるが,本稿では設立登記件数は法務省『登記統計年報』・『登記・訟務・人権統計年報』・『民事・訟務・人権統計年報』,企業数は国税庁『国税庁統計年報書』のデータを用いて算出されたデータを2014年版の『中小企業白書』のホームページ

http://www.chusho.meti.go.jp/pamflet/hakusyo/h19/h19_hakusho/excel/j1203000.xls を 使 っ て 1955 年から 2010 年までの期間で収集する. 開業率データは 2011 年以降も収集可能で あるが, 2010 年に定義変更があったため 2010 年を分析期間の最終年とする. また, 危険回避度データの制約で回帰分析の初期年は 1966 年とする. 『国税庁統計年報書』では,企業数データは各年 1 月 31 日から翌年 2 月 1 日の間で事業を行った企業から算出されているが. ほぼ暦年データとみなすことができる.

説明変数は、理論モデルからさまざまなタイプのものが考えられるため、以下で詳細に説明する.

3.1 消費者=労働者の所得と関連する説明変数

労働者所得 WGN

理論モデルから明らかなように、個人が消費者=労働者を選択したときの所得水準は、個人が開業するかどうかに重要な影響を与える。消費者=労働者を選択したときの所得は、労働から得られる賃金収入と保有している資産から得られる財産収入の合計と考えられるから、そのデータとして個人の賃金収入と財産所得の合計を総人口で割った値、1人当たり労働者所得 WGN (以下では簡単に労働者所得と呼ぶ)を説明変数として用いる。個人が消費者=労働者を選択したときに得る賃金収入や資産収入の合計が大きくなれば、危険を冒して開業する意欲は減退するであろうから開業率は低下すると想定し、これを「所得の開業意欲減退効果」と呼ぶ。以上の分析より1人当たり労働者

所得と開業率はマイナスの関係があると予想できる.推定に使うデータは,内閣府『国民経済計算年報』より年データを 1965 年から 1985 年までは 1990 年基準(68SNA)の家計(含個人企業)の雇用者所得(受取)と財産所得(受取)の合計。, 1986 年から 2000年までは 2000年基準の雇用者報酬と家計(含個人企業)財産所得(受取)の合計, 2001年から 2010年は 2005年基準の雇用者報酬と家計(含個人企業)財産所得(受取)の合計, 2001年から 2010年は 2005年基準の雇用者報酬と家計(含個人企業)財産所得(受取)の合計を用いる 7.総人ロデータは『人口推計資料』より収集する.ただし,これらのデータの収集には日本経済新聞社『NEEDS-CD ROM 日経マクロデータ』 2013年版(以下では簡単に『日経マクロデータ』と呼ぶ)を利用した.また,『日経マクロデータ』を用いてデータを収集した場合には、オリジナルな出典名やその詳細については記載しないケースがあるので『日経マクロデータ』を参照されたい、データの単位は労働者所得が 10億円で人口が 1000人であるため、1人当たり労働者所得は 100万円単位となる.

失業率 SITU

個人が消費者=労働者を選択したときの収入の大きさは、その個人が就職できるか

⁶ 異なる基準のデータが重複する年で数値の差異比率が最も小さい年を選んで統合している. たとえば、1990 年基準(68SNA)と 2000 年基準のデータが重複している 1980年から 1998年の間で差異比率が最小になるのは 1986年で、その差異の比率は約 0.2%である. また、家計には個人企業の家計も含まれるが、労働者所得に占める比率は大きくない. たとえば、個人企業経済調査研究会・資料 10「国民経済計算に占める個人企業所得の推移」 http://www.stat.go.jp/info/kenkyu/kojinke/01/pdf/siryo10.pdf(2012)よれば2010年の国民所得に占める個人企業所得は 3.1%である.

⁷ 被説明変数の開業率データがほぼ暦年データであるため,説明変数についても可能なものは暦年データとする.ただし、データの制約で危険回避度と資産保有額は年度データとなる.

どうかによって決定的な影響を受ける. 消費者=労働者を選択しても失業する可能性もあるから, 労働市場で供給過剰気味で失業率が高いような状況では, 個人が消費者=労働者を選択したときの期待所得は低くなると思われる. したがって, この側面から見ると失業率が高いことは開業率を高める効果がある. ただし, 3.3 でも述べるが, 失業率が高いときには景気が悪く開業後期待利潤が小さくなるため, 失業率と開業率の間にはマイナスの関係が存在する可能性もある. 以下では, 前者を「失業率の労働収入効果」と呼び, 後者を「失業率の利潤効果」と呼ぶことにする. 失業率として推定に用いるデータは『労働力調査報告』の完全失業率データ(%)を『日経マクロデータ』を用いて収集する.

3.2 開業利潤と関連する説明変数

保有資産額 SSN

現実の資本市場は不完全であるから、開業時の保有資産が多いほど投資可能な資金も大きくなり、より利潤率の高い投資機会で開業できるようになる。. 開業意欲のある個人が利潤率が高い投資機会の情報を持っていたとしても、その機会をつかむために

⁸ Orr(1974)で分析されているように、参入障壁特に開業に必要な資金の大きさも開業行動に影響を与えると考えられる。クロスセクション分析であれば各産業の参入障壁に関するデータは入手可能であろうが、本稿ではマクロデータで時系列分析を行うため経済全体としての平均的な参入障壁の高さ、たとえば、効率的な規模での開業に必要な資金の産業全体としての平均値を示すデータが必要であるが、これは入手困難である。ただし、2006年5月施行の会社法で参入障壁が低下した可能性がある。そこで、2006年以降あるいは2007年以降で1、それ以外は0となるダミー変数を説明変数としてみたが統計的に有意にならなかった。同様にしてインターネットの発達は開業必要資金を低下させて開業を促進した可能性がある。そこで1993年、1995年、1997年以降を1、その他を0とする3種類のダミー変数も説明変数にしたが統計的に有意にならなかった。

必要な資金がなければ開業できないのである。. したがって、個人が保有する資産が多いほど開業する可能性は高くなる ¹⁰. 以下では、保有している資産が大きいほど開業が促進される効果を簡単に「資産の開業資金効果」と呼ぶ ¹¹. 回帰分析で用いる家計の保有資産額は、日本銀行のホームページの『時系列統計データ検索サイト・資金循環』<u>http://www.stat-search.boj.or.jp/ssi/cgi-bin/famecgi2?cgi=\$nme_a000&lstSelection=11</u> を使って、『資金循環統計』にある個人あるいは家計の資産合計データを 1966 年と 2010 年の間で収集する. ただし、このデータには新旧の 2 基準があり新基準では 1979 年までしかさかのぼれない. そこで、新旧両方のデータがある 1979 年から 1998 年のデータを使って新基準データと旧基準データの比率を算出し、この平均値を新データに乗じる方法でデータの時系列としての整合性を確保している. また、推定係数の桁を合わせるため、収集したデータを 1/1,000,000 倍している. したがって、推定用データの単位は 100

⁹ 忽那(1995, p.70)によれば、開業資金として自己資金を使った企業の2/3から3/4以上は開業資金の半分以上が自己資金であった。

¹⁰ クロスセクション的な因果関係と時系列的な因果関係は区別する必要がある. 前者は、保有資産が大きい個人ほど投資機会が大きくなって開業する可能性が高くなる関係を意味し、後者は個人が保有する資産が時間的に増加すれば投資機会が拡大して開業率が高くなる関係を意味する. 前者は比較静学的な分析であるのに対して、後者は動学的あるいは時系列的な因果関係を表している. ただし比較静学的に因果関係が成立すれば、動学的にも成立するのが一般的と考えられる.

^{11 (2)}式にも保有資産額が変数として含まれるから、保有資産額は財産所得の変化を通じて消費者=労働者としての所得にも影響を与える。ところが、推定モデルでは消費者=労働者の所得を表す説明変数である労働者所得に財産所得を含めているため、保有資産額の財産所得を通じた影響は保有資産額の推定係数には含まれない。まったく同じことは利子率についても成立するから、利子率が労働者所得を通じて与える影響は利子率の推定係数には含まれない。

兆円である. また,保有資産額については総人口数で割った値を用いないが,これは保有資産の個人分布が偏っているためである. たとえば国立国会図書館・財政金融課(2005, p.10)によれば,「家計調査(貯蓄・負債編)調査結果」平成 16 年版データでは,日本の純資産額の 97%が世帯主 50 歳代以上の世帯によって保有されている. このような偏った分布のケースで保有資産総額を人口数で割っても,その平均値が潜在的な起業家の平均的保有資産額を表すとは考えられない. そこで,本稿では保有資産額をそのまま用いる 12 . 開業する個人は,自分の保有資産だけでなく,親戚・友人・知人および金融機関から開業資金を集めると考えられるから,日本全体として家計あるいは個人が保有している資産が多くなるほど,開業する個人が集められる資金も多くなると想定する.

1人当たり労働者所得も保有資産額も実質化しない値を用いる. 実質化するとすれば,消費者・生産者選択問題に直面している個人の立場から見た物価指数で, 1人当たり労働者所得(と関連する要因)と開業から得られる利潤(と関連する要因)を割ることになるが,消費者・生産者選択問題で大きさを比較する値の双方の値(労働者所得と利潤)を同じ指数で割っても最適化行動の結果には影響を与えない. したがって, 両変数ともに実質化は行わず, 名目値を用いる.

利子率 RSR

個人が開業するときに必要な資金は自己資金だけでなく、知人・友人・親戚や金融機関から借り入れるが、利子率が高いと返済利息が大きくなるため、この側面から見ると開業に対してネガティブな影響がある。ところが、経済成長率が高いか景気が良いときには利子率は高くなり、経済成長率が低いか景気が悪いときには利子率が低い傾向が

¹² 労働者所得に含まれる財産所得にも偏った分布の問題があるが、労働者所得全体に占める財産所得の割合を算出すると約 13 %(3.1 節で説明した労働者所得データを用いて 1965 年から 2010 年の平均を算出)であるから、深刻な影響はないと思われる.

あるから, 3.3 で述べる景気状況を反映する変数として利子率は開業率とはプラスの関係を持つ可能性もある.これらのどちらの影響が優勢かについては推定結果を見て判断したい. 利子率のデータとしてはいろいろあるが,借り手の立場から見た利子率として国内銀行の総合・貸出約定貸付金利(%)を『日経マクロデータ』を使って収集する.

個人の経営能力

(4)式を見ると、開業後の利潤の大きさは個人の経営能力の高さ α に依存していることが分かる、現実には、開業後に企業が成功するか失敗するかは、この要因が決定的に重要と言ってもよいくらいである。ただし、この分析はクロスセクション的なケースには当てはまるが時系列的な分析では重要性は低いと思われる。以下では、この点を説明する。

2.1節あるいは2.3節の個人の最大化問題の決定は各時点で行われるが、各時点で見れば個人が異なればα店異なる。経営能力が高くαが大きい個人は、開業で得ると期待する利潤は大きいから、開業して生産者となる方を選択するはずである。ところが、本稿では日本全体の開業率を時系的に分析するのが目的であるから、経営能力を表す説明変数として考えられるのは、日本国民全体の平均的な経営能力の時系列データとなる。問題は、日本国民の平均的経営能力が長期的に上昇してきたか、あるいは低下してきたかである。もし、高等教育が経営能力を高めてきたとすれば、たとえば大学進学率の時系列データを説明変数とすることが考えられる。しかし、残念ながら日本の大学進学率の上昇が日本人の平均的経営能力を長期的に高めてきたとは考えにくい。本稿では、日本人の平均的経営能力を表す長期的な時系列データは入手困難

¹³ 日本の大学進学率は長期的に上昇しているが、開業率は低下している。

と判断して経営能力に関する説明変数は用いないことにする 14.

3.3 景気状況を反映する説明変数

経済成長率 GRY

経済が成長している時期には投資機会 (イノベーションの機会)も多いであろうから、開業率が高くなると思われる。また、開業後の利潤の期待値は開業後の景気の影響を強く受けるが、経済成長率は景気状況をも表すから、経済成長率が高い時期には開業率は高くなるはずである。以下では、前者は「経済成長のイノベーション効果」、後者は「経済成長の景気効果」と呼ぶことにする 15 . これらの効果によって経済成長率は開業率とプラスの関係があると予想される。推定に用いる経済成長率データは GDP を用いて算出し%で表示する 16 . ただし 1965 年から 1986 年までは 1990 年基準(68SNA)、1986年から 1998年までは 2000年基準、1998年から 2010年までは 2005年基準の GDP を用いて算出する 17 .

失業率 SITU

- 14 経営能力が高い個人は保有資産も多いため、保有資産で経営能力の高さを表すことも考えられる。ところが、時系列分析では、すべての個人についてデータを合計するため、各時点では経営者能力 α も保有資産 Kも国民の平均値は1個しかない。したがって、時系列分析では保有資産と経営者能力の間には相関関係は存在しないと考えられる。
- 15 経済成長のイノベーション効果は長期トレンド,経済成長の景気効果は短期変動が 開業率に与える影響を表している.
- 16 名目成長率の方が景気状況をより明確に反映すると考えられるため名目 GDP を用いて算出している.
- 17 異なる GDP 基準データの接続は重複する年で経済成長率の差異比率が最も小さくなる年を選んで行っている.

失業率については、3.1 節で消費者=労働者の所得と関連する説明変数として用いることを説明した。失業率が高い時期には消費者=労働者を選択しても就業できない確率が高いため賃金収入の期待値が低くなる。この結果、開業を選択する個人が増加することを失業率の労働収入効果と呼んだ。このルートからは失業率と開業率の間にはプラスの関係が存在することになる。ところが、既述のように、失業率は景気状況を反映する変数でもあるから、失業率が高いときには景気が悪く開業後に期待される利潤率も低くなるという失業率の利潤効果もある。この効果では失業率と開業率の間にはマイナスの関係が予想される。簡単にまとめれば、失業率が高く景気が悪い状況では、賃金も利潤も小さくなるため、消費者=労働者を選択しても生産者を選択しても、収入は小さい。問題は景気の悪化が賃金率に与える影響(失業率の労働収入効果)と利潤に与える影響(失業率の利潤効果)のどちらが重要かである。その結論については、推定結果を見て判断したい。

利潤率 RJR

開業時の利潤の定義である(4)式には、利潤率が含まれているから日本の全産業平均利潤率の時系列データを説明変数とすることも考えられる。日本全体として利潤率が高くなるのは、イノベーション導入が活発な成長期のとき(利潤のイノベーション効果)や景気状態が良好なとき(利潤の景気効果)であるから、投資機会も豊富で、開業後利潤も大きいと期待される。したがって、利潤率と開業率の間にはプラスの関係があると予想される。利潤率データとしては、『日経マクロデータ』を用いて財務省『法人企業統計季報』の全産業・法人企業の純資産と経常利益を収集し、後者を前者で割った%表示のデータを用いる。

3.4 個人の特性を表す説明変数

高齢者比率 OLDH

経済社会の開業率の大きさは、その社会の年齢構成の影響を受ける. 人間は年とと もに保守的になるであろうから高齢者が多い社会では開業率は低くなる. 極端なケース で、社会の構成員のほとんどが高齢者であれば、開業する意欲がある人も少ないであるうし、開業して革新的な新製品を売り出しても購入する人も少なくなる。以下では、前者を「年齢の開業意欲低下効果」、後者を「年齢の新製品拒否効果」と呼ぶ、これらの効果によって社会の高齢化は開業率とはマイナスの関係があると予想される。高齢者比率関連のデータは、『日経マクロデータ』を用いて、総人口と 60 歳以上の人口を収集し、後者を前者で割った値を%表示している。

危険回避度 RISK

推定に用いるデータとしては、中尾・東(2015)で算出された相対的危険回避度の推定値を用いる。この論文では4種類の危険回避度の推定値が算出されているが、本稿では実際の株式益利回りを7倍し、分散を過去7年のデータで算出したケースの相対的危険回避度の推定値を用いる18.危険回避度は入手できるデータが年度データで、開業率が暦年データであるため整合性がない。問題は、たとえば2000年中の開業率の説明変数として2000年3月末時点の相対的危険回避度を使うか2001年3月末時点の相対的危険回避度を使うかである。後者のケースは年央から見れば9ヶ月先のデータということになるから、年央から見れば3ヶ月前になる2000年3月のデータを用いる方が良いようにも思えるが19、この選択は回帰分析の推定結果を見て判断する20.

4 推定結果

¹⁸ 中尾・東(2015)の相対的危険回避度データは 1965 年度から収集できる.

^{19 2000} 年 3 月のデータを用いるケースは、1年のラグ付きの説明変数で回帰分析を 行うことを意味する.

²⁰ 保有資産額も年度データであるため同じ問題があり、このケースでも同年データを 用いるか1年前のデータを使うかは回帰分析の結果を見て判断する.

開業率を被説明変数とする基本的な推定モデルは以下の式で表される.

 $STRT=a_0+a_1WGN+a_2SITU+a_3SSN+a_4RSR+a_5GRY+a_6RJR+a_7OLDH+a_8RISK+\varepsilon$ (12) ただし、WGN は労働者所得、SITU は失業率、SSN は保有資産額、RSR は利子率、GRY は経済成長率、RJR は利潤率、OLDH は高齢者比率、RISK は危険回避度、 ε は攪乱項で、 a_i (i=0,1,...,8)は推定係数、ただし、保有資産額と危険回避度については、1期のラグ付き変数を使ったケースも推定する、開業率に与える影響は、労働者所得はマイナス、保有資産額はプラス、利子率はマイナス、経済成長率はプラス、利潤率はプラス、高齢者比率はマイナス、危険回避度はマイナスと予想される、失業率は利潤効果のプラスの関係と労働収入効果のマイナスの関係があるため、推定係数の符号はどちらとも予想できない、推定のために 1965 年から 2010 年の年データを収集しているが、ラグ付き説明変数で1期間のデータを使うため回帰分析の期間は 1966 年から 2010年の 45年となる.

時系列データの回帰分析を行うのであるから、推定方法を決めるためには、被説明変数および説明変数が定常的か非定常的かを分析する必要がある。そこで、加重対称タウ検定、ディッキー・フラー検定、フィリップス・ペロン検定の単位根検定を行うと「単位根を持つという帰無仮説」はすべての変数で棄却されないと言う結果になった。こしかし、これらの結果は単位根を持つという仮説を棄却できないだけであるから、変数がほんとうに単位根を持つかは明かではない。単位根過程は時間とともに分散が無限になって平均的に発散する性質を持つが、一別業率をはじめ失業率、利子率、経済成長率、利潤率、高齢者比率、危険回避度のような比率を表す変数は時間とともに平均的に発散するような性質のデータではなく、定常的に有限な範囲内に存在していると想定できる。そこで、分散の有限性を調べることで変数が定常的かどうかを分析する KPSS

²¹ ただし,経済成長率と利潤率のフィリップス・ペロン検定では単位根帰無仮説は棄却される.

²² 沖本(2010, p.108)を参照.

検定を行うと ²³ , すべての変数について「定常変数という帰無仮説」も棄却できないことが明らかになった ²⁴ . すなわち、(12)式のすべての変数について非定常過程という帰無仮説も定常過程という帰無仮説も棄却されないという結果になって、これらの帰無仮説検定の結果だけからでは非定常過程か定常過程かは判断できないことになる. ところが、Kwiatkowski et al.(1994. pp.160-161)、Maddala(2001, p.547)、Greene(2012, p.987)で指摘されているように単位根検定では、根が1のケースと1に近い値たとえば 0.99 のケースを識別することは困難なのである. また、副島(1994,p.126)が指摘しているように、単位根検定で単位根帰無仮説が棄却出来ず、KPSS 検定で定常変数帰無仮説が棄却できない状況は、根が1ではなく1に近い値すなわち1より小さい値のときに起こると考えられるし、根が1より小さいケースでは変数は定常的であると考えられる. したがって、本稿で採用されているすべての変数は定常的であると考えられる. したがって、本稿で採用されているすべての変数は定常的と判断でき ²⁵ , 通常の最小自乗法で回帰分析を行うのが適切と考えられる. ただし、実際に最小自乗法で回帰分析を行うとすべてのケースでダービンワトソン値が1より小さくなるため、誤差項に1階の自己相関を仮定して最尤法で推定した ²⁶ .

²³ KPSS 検定の意味については,Kwiatkowski et al.(1994. p.162)を参照.

²⁴ 開業率,利潤率,保有資産額,失業率については 10%水準,利子率,経済成長率,労働者所得,高齢者比率については 2.5%水準で棄却されない. ただし、この検定ではトレンドの存在を仮定しているが、念のため時間を説明変数として回帰分析を行うとすべての変数でp-値は 0.00 となりトレンドの存在が確認できる.

²⁵ 比率ではない労働者所得と保有資産額を定常的としているが, たとえば副島(1994) でも厳密な分析の結果, 実質GDPを定常的と結論づけている.

²⁶ 以下の表では,自己相関係数に関する推定結果は示されていないが,すべてのケースで 0.5 と 0.7 の間にあって、p-値は 0.00 であった.

(12)式の推定結果は**表1**でモデル1として示されているが 27 , これより明らかなように利子率と経済成長率が統計的に有意でない 28 . そこで, これら2変数を説明変数から省いたケースの推定結果がモデル2として示されている. この推定結果ではすべての説明変数が 10 %水準で統計的に有意である. 次に, 利潤率と経済成長率は景気状況を反映する説明変数として, 同じような影響を与える代替的な関係にあって多重共線性問題を起こしていると考え, 利潤率の代わりに経済成長率を説明変数として用いたケースも推定した. その推定結果がモデル3に示されているが, 経済成長率は 10 10 10 10 10 10 10 10 10 10 10 11 11 12 12 12 13 14 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15 15

²⁷ 回帰分析の推定結果の Akaike Information Criterion から判断して、保有資産額は同年データ、危険回避度は前年データを用いている.

²⁸ 利子率と開業率の間には、開業資金を借りたときの利息支払いに与える影響から来るマイナスの関係と景気状況を反映することから来るプラスの関係がある。回帰分析で統計的に有意にならなかったのは、これらの相反する効果が相殺されたためと考えられる。

表1 開業率決定要因の推定結果 29

	モデル1		モデル2		モデル3	
説明変数	推定係数	p−値	推定係数	p−値	推定係数	p−値
切片	10.57	0.00	12.62	0.00	13.40	0.00
労働者所得	-0.20	0.00	-0.16	0.00	-0.15	0.00
失業率	-0.55	0.13	-0.64	0.07	-0.63	0.06
保有資産額	0.70	0.02	0.49	0.07	0.53	0.03
利子率	0.25	0.20				
経済成長率	-0.01	0.92			0.06	0.13
利潤率	0.09	80.0	0.06	0.04		
高齢者比率	-0.25	0.07	-0.23	0.10	-0.26	0.04
危険回避度	-0.06	0.15	-0.07	0.07	-0.08	0.04
AR^2/AIC	0.93	49.9	0.93	48.7	0.93	49.5

このモデル 2 あるいはモデル 3 の推定結果によれば開業率は労働者所得,失業率, 高齢者比率,危険回避度が低いほど高くなるし,保有資産額と利潤率あるいは経済成 長率が高いほど高くなる.また,自由度修正済決定係数が 0.93 であるから,これらの 6 個の説明変数で日本における開業率の長期的な変化のほぼすべてを説明できるという 結果である 30.

推定係数の符号はすべて予想通りである。失業率については、仮説の説明でプラスの可能性(利潤効果)もマイナスの可能性(労働収入効果)もあると述べたが、推定結果はマイナスであるから、失業率の労働収入効果よりも利潤効果のほうが大きいようである。一般的に言って、賃金収入は景気変動に対して硬直的であるのに対して利潤は変化が大きいから、この結果は納得できる。

²⁹ 表の最下行の AR^2 は自由度修正済決定係数, AIC は Akaike Information Criterion を表す.

³⁰ これら6変数を用いて通常の最小自乗法で推定した場合でも自由度修正済決定係数は 0.90 となる.

モデル2とモデル3を比較すると、自由度修正済決定係数はともに 0.93 で、利潤率と経済成長率以外の説明変数の推定係数もほとんど同じ値である。利潤率の推定係数は 0.064 で、経済成長率は 0.061 であるから、これもほぼ同一水準と言える。既述のように、経済成長率にも利潤率にもイノベーション効果と景気効果があって、開業率に類似した影響を与えると予想したが、推定結果によれば係数までほぼ同一であるから、これらの変数の 1%の変化が開業率に与える影響の大きさもほぼ同一と推測できる。モデル2とモデル3の AIC を比較すると、モデル2がよりよいモデルと判断できるので、以下では景気や投資機会が開業率に与える影響を表す説明変数として利潤率を採用するが、経済成長率を使ってもほぼ同一の結論が得られることを強調しておく31、

5 開業率低下の原因

日本の開業率は長期的に低下傾向にある。これは図1を見ても明らかであるが、念のため時間 t を説明変数として 1965 年から 2010 年の間で回帰分析を行うと

$$STRT=10.2 - 0.18t$$
 (13)

となる. ただし、推定係数の下の括弧内の数字は p-値である. ダービンワトソン値は 0.47 で残差項に自己相関があるが、自由度修正済決定係数は 0.81 と高く、推定係数が マイナスとなった時間の p-値が 0.00 であることから、開業率が時間とともに長期的に低

^{31 2.2} 節で分析したように開業率が労働市場を通じて失業率に影響を与えている可能性がある。そこで、失業率以外の説明変数、それらの一期前の値、タイムトレンドおよびタイムトレンドを2乗~4乗したデータを操作変数として操作変数法で推定した。その結果、モデル2では高齢者比率のp-値が0.26と大きくなったが、他の説明変数のp-値は0.1以下となった。推定係数は、失業率が約1.6倍、高齢者比率が約0.7倍になったが、その他の説明変数はほぼ同じであった。

下してきたことが確認できる. 具体的な数字で示すと、 1965 年には 10.1 %であった開業率が 2010 年には 3.5 %までほぼ3分の1に下がっている.

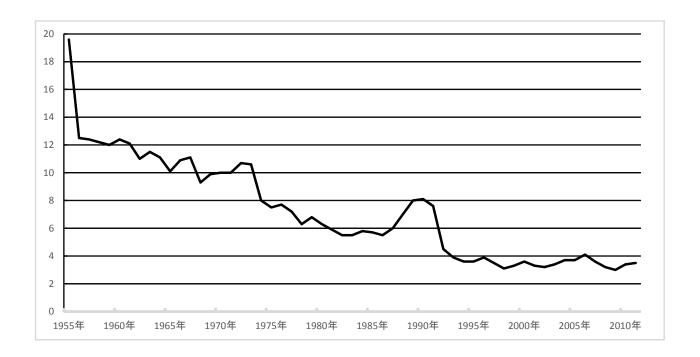


図1 開業率(%)の推移: 1955 - 2010

問題は何が、このような開業率の劇的な下落をもたらしてきたかである。この問題を分析するためにモデル2の6変数の 1966 年から 2010 年の 45 年の間の寄与度と寄与率が表2に示されている。ただし、寄与度とは説明変数の変化がもたらした開業率低下の大きさのことで、説明変数の終端年(2010 年)の値から初期年(1966 年)の値を差し引いた変化分に推定係数を乗じることで得られる。これらの寄与度を、開業率の初期値10.9 %から終端値 3.1 %を差し引いた開業率変化分 7.8 で割った値を%表示したものが寄与率である。6個の説明変数の寄与率を合計すればほぼ 100 %、寄与度を合計す

ればほぼ 7.8 %となる 32.

表2 説明変数の開業率に対する寄与度と寄与率 33

説明変数	初期値	終端値	変化分	寄与度	寄与比(%)
労働者所得(十万円)	3.9	40.4	36.4	-5.8	74.4
失業率(%)	1.3	5.1	3.8	-2.4	31.2
保有資産額(10兆円)	3.8	140.4	136.7	6.6	-85.2
利潤率(%)	16.1	4.0	-12.1	-0.6	7.5
高齢者比率(%)	9.8	30.9	21.1	-4.8	61.6
危険回避度	3.3	7.4	4.1	-0.3	3.7

表2で最も興味深いのは、寄与度がプラスとなっているのが保有資産額だけということであろう。家計の保有資産額は 1966 年の約 38 兆円から 2010 年の約 1404 兆円まで 40 倍近く増加しており ³⁴ ,これが開業資金効果によって開業率を 45 年間で 6.6 %も引き上げる効果があった。分析初期の開業率が 10.9 %であったから、もし他の条件が一定であったとすれば、分析終端年の開業率は 17.5 %と大きく増加していたことになる。現実には分析期間中に開業率は 8 %近くも低下したのであるが、この開業率低下をもたらした最大の要因は所得上昇である。1人当たり労働者所得は分析期間の 45 年間

^{32 1966} 年から 2010 年の開業率の実際の変化は 7.8 %であったが, 6 個の説明変数を使った推定値を使うと 7.4 %となる. したがって, 寄与度の合計は約 7.4 , 寄与率の合計は約 94 %となっている.

³³ 保有資産額の単位は回帰分析では 100 兆円であったが、この表では 10 兆円としている.

³⁴ 既述のように保有資産額は,新旧データを接続するために新データが調整されており,実際の 2010 年保有資産額は 1520 兆円である.

で 33 万円から 304 万円に 10 倍近く増加し、これが開業意欲減退効果を引き起こして開業率を 5.8 %引き下げてきた。これは寄与率で表せば 74.4 %であるから、日本の開業率減少の4分の3は所得上昇だけで説明できることになる。

労働者所得に次いで影響が大きかったのは社会の高齢化である. 60 歳以上人口は分析期間中に 9.8 %から 30.9 %に上昇しており,これが開業意欲低下効果や新製品拒否効果を通じて開業率を 4.8 %も減少させてきた. 寄与率で見れば 61.6 %であるから、社会の高齢化は開業率を半分以下に引き下げてきたことになる. 失業率も開業率を低下させてきた. 分析期間で失業率自体は 1.3 %から 5.1 %に上昇したが,推定係数がマイナスであることから,失業率の利潤効果によって開業率にはマイナスの影響を与え,開業率を 2.4 %減少させた.

利潤率にはイノベーション効果と景気効果があり、それらが開業率に与える影響は重要と予想していた。実際、分析期間の初期は日本もまだ高い率で成長しており利潤率も高く分析初期の値は 18.5 %で、経済が停滞していた終端期の値が 9.5 %と分析期間中に半減していた。しかし、その影響を算出すると寄与度は 0.6 %、寄与率で 7.5 %であった。危険回避度を除けば、利潤率が与えた影響は最も小さかったことになる。このような結果になった 1 つの原因は景気状況を表す説明変数が失業率と利潤率の2つあったためではないかと思われる。景気状況の影響を総合的に把握するために、失業率と利潤率の寄与度を合計すると 3.0 %、寄与率で 38.7 %となるが、これでもたとえば高齢化が開業率に与えた影響の約半分程度である。以上の分析では、イノベーションと景気の影響を表す変数として利潤率を使ったモデル2の推定結果を用いたが、モデル3の経済成長率を使った場合でも、ほぼ同じ結論となる。

危険回避度の開業率に対する寄与度はほとんどゼロという結果になっているが、これは危険回避度の初期値が 3.3 で終端値が 7.4 と差が大きくなかった可能性がある. そこで、危険回避度が最小となるバブル期 1986 年の 0.3 と最大値となる長期不況中の 2001 年の 16.5 のケースを使って寄与度を調べてみる. 危険回避度の最大値と最小値の差 16.2 に推定係数を乗じると寄与度は 1.1 %、寄与率は 14.6 %である. したがって、日本家計の危険回避度が最も小さかったバブル時代とバブルが崩壊して長期不況の

最中で危険回避度が最大になった時代を比較しても、危険回避度の上昇が開業率に 与えた影響は大きくなかったと判断できる³⁵.

6 おわりに

本稿では、1950年代から日本の開業率が急速に低下した原因を明らかにするため、開業率の決定要因を1966年から2010年の時系列データを用いて分析した。個人が、消費者=労働者となるか企業=生産者となるかを選択する簡単な理論モデルから、開業率に関する推定モデルを構築し、これに基づいて説明変数として労働者所得、失業率、保有資産額、利子率、経済成長率、利潤率、高齢者比率、危険回避度を採用し、回帰分析を行った。その結果、日本の開業率に影響を与えてきたのは労働者所得、失業率、保有資産額、利潤率、高齢者比率、危険回避度であること、また、これらの要因で日本の開業率の変化の90%以上を説明できることが明らかになった。また、開業率を低下させてきた要因の相対的重要度を分析するために、これらの要因の開業率に対する寄与度と寄与率を算出したところ以下のような結論を得た。

日本の開業率が低下してきたのは

- ①労働者家計の所得が上昇して起業の魅力が相対的に低下した.
- ②人口高齢化で起業意欲や新技術受け入れ意欲が乏しい社会になってきた.
- ③高度成長の終焉とバブル崩壊の長期的不況で起業環境が悪い状況が継続した、と言うような要因のためであることが明らかになった。すなわち所得増加、高齢化、長期不況が開業率を低下させたのである。序文で述べたように、開業率は経済社会にお

³⁵ 危険回避度が開業率に与えた影響が相対的に小さかった理由は,危険回避度が個人によって異なり,起業するのは危険回避度が低い個人で,社会の平均的危険回避度が高くなるような社会環境でも危険回避度の低い個人はそれほど社会的変化の影響を受けなかったためかもしれない.

けるイノベーションの活発さを表す指標と考えられるから、日本経済でイノベーションが減少してきたとすれば、その原因は日本が豊かになった、高齢化した、長期不況が続いたためであると言う平凡な結論になる.

回帰分析の結果が出るまでは、開業率が低くなったのは、日本経済における利潤率の長期的低下と日本社会全体としての危険回避度の上昇が重要な要因と推測していたが、本稿の分析結果はこのような推測に対して否定的な答えを出した。長期的に低下してきた利潤率と上昇してきた危険回避度は開業率に影響を与えたが、その影響の大きさはほとんど無視できる程度であった。

【参考文献】

- Elert, Niklas (2014) 'What Determines Entry? Evidence from Sweden,' *The Annals of Regional Science*, Vol.53, pp.55-92.
- Greene, W.H. (2012) Econometric Analysis, 7th ed., Pearson Education Ltd.
- Lucas, R. E. Jr. (1978) "On the Size Distribution of Business Firms," *The Bell Journal of Economics*, Vol. 9, No. 2, pp. 508-523.
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Phillips, Peter Schmidt and Yongcheol Shin (1992) "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?" *Journal of Econometrics*, Vol.54, pp.159-178.
- Maddala, G.S. (2001) Introduction to Econometrics, 3rd ed., John Wiley & Sons Ltd.
- MurphyK. M., A.Shleifer, and R. W. Vishny(1991) "The Allocation of Talent: Implications for Growth," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 2, pp. 503-530.
- Orr, D. (1974) "The Determinants of Entry: A Study of the Canadian Manufacturing Industries," *The Review of Economics and Statistics*, Vol.56, pp.58-66.
- Siegfried, J.J. and L.B. Evans (1994) "Empirical Studies of Entry and Exit: a Survey of the Evidence," *Review of Industrial Organization*, Vol. 9, pp.121-155.

- 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*, Blackwell, pp.168-186.
- 本庄裕司(2002)「新規参入と退出の計量分析」『日本経済研究』第 44 号, pp.106-121.
- 福島豊(1994)「日本のマクロ変数の単位根検定」『金融研究』第 13 巻第 4 号,pp.97-129.
- 伊藤正憲(2001)「日本の開業動向をどうみるか」『現代社会研究』(京都女子大学), 第1号, pp.81-92.
- 黒瀬誠・大塚章弘(2007)「産業別の開業率に対する地域要因の影響--47 都道府県データによる製造業とサービス業との比較分析」『地域経済研究』(広島大学),第 18 巻,pp.19-33.
- 忽那憲治(1995)「新規開業率の低下と資金調達問題:関西地区の実態調査に基づく 一考察」『季刊経済研究』(大阪市立大学),第 18 巻第 3 号, pp.67-88.
- 小林伸生(2003)「地域における開業率規定要因に関する一考察」『經濟學論究』(関西学院大学),第 57 巻第 1 号, pp.59-86.
- 中尾武雄·東良彰(2015)「日本の危険回避度の長期的変化について-1965 年から 2012 年の相対的危険回避度の推定-」『経済学論叢』(同志社大学),第 67 巻 第 2 号, pp.1-31.
- 岡室博之・小林伸生(2005)「地域データによる開業率の決定要因分析」RIETI Discussion Paper Series(経済産業研究所) 05-J-014.
- 沖本竜義(2010)『計量時系列分析』朝倉書房.
- 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), 第 11 巻, pp.45-62.
- 吉村弘(2003)「市規模と事業所の開業率・廃業率・年齢」『東亞経濟研究』(広島大学),第 62 巻第 1 号, pp.139-173.
- 土屋大二郎(2003)「開業率低下と事業所数減少の要因に関する統計的考察:クロス・セクション・データ(県別統計)による分析」『産業経済研究所紀要』(中部大学), 第 13 巻, pp.133-158.