



RIETI Discussion Paper Series 11-J-025

## 産業集積と労働市場－リスクシェアリングを通じた集積効果

中島 賢太郎  
一橋大学経済研究所

岡崎 哲二  
経済産業研究所



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/>

## 産業集積と労働市場ーリスクシェアリングを通じた集積効果

中島賢太郎（一橋大学経済研究所）

岡崎哲二（東京大学・経済産業研究所）

### 要 旨

本稿の目的は、労働市場を通じた産業集積の効果について実証的に明らかにすることである。企業の集積による労働プーリングは企業固有の生産性ショックをシェアすることを通じて企業の期待利潤の上昇に寄与する可能性があることが理論的に示されてきた。本稿では日本の工業統計個票を用いて産業ごとに、その産業に属する事業所に固有のショックの大きさを測定し、それと集積との関係について実証的な検討を行った。その結果、事業所固有ショックの増大は統計的に有意に産業の集積を促進することが示され、その効果はその他の集積要因の制御や、推定式の特定化について頑健であることが示された。このことは、産業集積のベネフィットの一つとして労働プーリングによるリスクシェアリングを通じた企業利潤上昇効果が存在することを示唆する結果といえる。

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

## 1. はじめに

経済活動は空間的に一様に分布せず、特定の地域に集積する強い傾向がある。このような経済活動の集積の要因は古くは Marshall(1890)によって指摘され、その後理論的な分析が様々な研究者によって進められてきた<sup>1</sup>。

集積要因に関する仮説のひとつに、企業集積による労働プーリング効果がある。これは、集積地において深い労働市場が形成されることにより、企業・労働者のそれぞれにとってリスクシェアリングが可能になることや、効率的な労働力需給のマッチングができるようになることによって、企業利潤、労働者の効用が改善されるというものである。このようなメカニズムは Krugman (1991)によって明快に定式化され、リスクシェアリング効果が産業の集積力として働くことが理論的に示された。これは産業集積について労働市場の側面から説明したものであり、現在各国で失業が深刻な問題となる中で、産業集積と労働市場との関係について理解することの現実的・政策的意味は大きいと考えられる。しかし、産業集積と労働市場の関係に関する実証研究は極めて少ないのが現状である (Glaeser and Gottlieb 2009)。近年 Overman and Puga (2009) は、Krugman(1991)を発展させたモデルによって、各事業所が直面する固有リスクがより大きな産業ほど、集積して立地するメリットが大きいという含意を導き、それをイギリスのデータを用いて実証した。

本稿では、Overman and Puga (2009)の手法に倣い、現代日本の詳細なマイクロデータを用いて、産業集積と労働市場におけるリスクシェアリング効果との関係について分析する。具体的には、「工業統計調査」のマイクロデータを用いて、事業所固有ショックの大きさを産業別に推定し、これによって各産業に属する企業の個々の事業所が直面する固有 (idiosyncratic) ショックを測定する。これと産業集積との関係を分析することによって、産業集積のリスクシェアリング機能をテストするのである。

結論を先取りすれば、上のテストによって、労働プーリング効果が産業集積に対して有意に正の影響を与えるという結果が得られ、この結果は、その他の集積要因の制御や、推定式の特定化の違いに対し頑健であり、また相対的にも大きな効果を持つことが示された。

本稿は以下のように構成される。まず次節で理論モデルの概略について説明し、労働プーリングが持つリスクシェアリングを通じた企業利潤上昇効果について理論的に示す。続いて3節ではデータについて述べ、4節で理論的含意を検証するための実証戦略について説明する。そして5節でその結果について示す。6節はまとめにあてられる。

## 2. モデル

---

<sup>1</sup>Duranton and Puga (2004)は、産業集積の要因について理論的側面からのサーベイを行っている。

労働プーリングがリスクシェアリングを通じて企業利潤を上昇させることは、Krugman (1991)によって最初に理論的に定式化された。これを踏まえて、Overman and Puga (2009)はモデルを多地域多部門モデルに拡張した分析を行った。以下にそのモデルの概略を示す。

まず、産業部門を $s = 1, \dots, S$ で表し、各産業部門に属する事業所を $i = 1, \dots, N$ であらわすものとする。また、産業部門特殊な能力を持った労働者は連続体として存在するものとする。事業所、労働者ともにリスク中立的であると仮定して分析を行う。事業所はその立地を決めた後に $\varepsilon_i$ の生産性ショックを受けるとする。ここでこのショック項は平均0、分散 $\sigma_s$ であり、 $[-\varepsilon, \varepsilon]$ の範囲に分布する確率変数であるとし、また、企業間での相関はないとする。企業はこの固有の生産性ショックを観察した後に、ローカルな労働市場から $l_i$ だけの労働者の雇用を行うものとする。企業 $i$ の利潤を以下のような関数形で与えるものとする。

$$\pi_i = [\beta + \varepsilon_i]l_i - \frac{1}{2}\gamma[l_i]^2 - wl_i.$$

この式の右辺第2項は利潤関数の凸性を示している。ここで企業はローカルな労働市場における賃金を所与として雇用者数を決めるものとする。すると、企業は限界生産性と賃金が一致する点で雇用者数を決めるのが最適となるため、企業 $i$ の労働需要は以下の式によって表される。

$$l_i = \frac{\beta - w + \varepsilon_i}{\gamma}$$

さらに、ここである地域における産業部門に特殊な効率単位労働力の供給量を $L$ で表すと、労働市場での需給が均衡する条件は以下の式で表される。

$$L = \sum_{i=1}^N l_i = \frac{N\beta - Nw + \sum_{i=1}^N \varepsilon_i}{\gamma}$$

これを解くと、均衡賃金は以下のように示され、

$$w = \beta - \frac{\gamma L}{N} + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \varepsilon_i$$

さらに期待値を取ることで、以下のように期待賃金が求められる。

$$E(w) = \beta - \frac{\gamma L}{N}.$$

また、企業利潤は(2)式の労働需要を(1)式の利潤関数に代入することによって求められる。

$$\pi_i = \frac{[\beta - w + \varepsilon_i]^2}{2\gamma}$$

このもとで企業の期待利潤は期待値をとって、以下の式で示される。

$$E(\pi_i) = \frac{[\beta - E(w)]^2 + \text{var}[\varepsilon_i - w]}{2\gamma}$$

これに期待賃金と、 $\text{var}[\varepsilon_i - w] = \text{var}[\varepsilon_i] + \text{var}[w] - 2\text{cov}[\varepsilon_i, w]$ という分散に関する公式を用いることで、企業の期待利潤は以下のように示すことができる。

$$E(\pi_i) = \frac{\gamma}{2} \left( \frac{L}{N} \right)^2 + \frac{\text{var}[\varepsilon_i] + \text{var}(w) - 2\text{cov}[\varepsilon_i, w]}{2\gamma}$$

この式の解釈は以下の通りである。まず、右辺第一項は、ショックが無い場合の企業利潤を示している。この項からは、企業数に対して労働者数が相対的に増加すると企業利潤が増加することがわかる。これは相対的な労働者数の増加が期待賃金を押し下げるからである。一方、第二項が労働プーリング効果である。まず、第二項の中の最初の2つの項から、企業固有ショックの分散、および期待賃金の分散の増大が、企業利潤に対して正の効果を持つことが分かる。これは企業利潤関数の凸性からの帰結である。そして本論文の文脈において最も重要なのが右辺第二項の最後の項である。これは、企業固有ショックと期待賃金との共分散の増大が、企業の期待利潤を引き下げる効果を持つことを示している。つまり、正の生産性ショックを受けた企業が雇用者を拡大しようとしたときに、同時に賃金が上昇する場合、正の生産性ショックによる利潤上昇効果を賃金上昇が相殺してしまう。この効果が期待利潤を押し下げる方向に働くのである。これは利潤関数の凸性に基づく結果である。直観的にいえば次のようになる。いま、ある企業に正の生産性ショックが生じたため、雇用者を増やして増産を行いたいという状況を考えよう。このとき、ローカルな労働市場が小さければ、企業の労働需要の増大はローカルな賃金の上昇を招き、企業利潤を押し下げることとなる。それに対し、ローカルな労働市場が十分大きければ、1企業の労働需要の増大がローカルな賃金上昇に与える影響が十分小さくなり、賃金上昇を招くことなく雇用者を増やし増産することができる。これがリスクシェアリング効果を通じた労働

プーリングの集積効果である。このような効果が存在するもとは、企業は自分の生産性ショックができるだけローカルな賃金に影響しない地域をより好むということがいえる。式(8)をさらに展開することを考えよう。式(4),式(5)を用いると、 $\text{var}(\mathbf{w}) = \sigma_s/N$ および  $\text{cov}[\boldsymbol{\varepsilon}_i, \mathbf{w}] = \sigma_s/N$ が得られる。これと  $\text{var}[\boldsymbol{\varepsilon}_i] = \sigma_s$ を式(8)に代入すると、以下の式が得られる。

$$E(\pi) = \frac{\gamma}{2} \left( \frac{L}{N} \right)^2 + \left( 1 - \frac{1}{N} \right) \frac{\sigma_s}{2\gamma}$$

ただし、均衡では全ての企業の期待利潤が一致しているということを利用して、企業インデックスを外している。右辺第二項が労働プーリング効果を表している。ここから、産業間で比較すると、企業固有ショックの分散がより大きい産業ほど、利潤上昇効果が大きいことが分かる。従って、企業固有ショックの分散が大きい産業ほど、労働プーリング効果をより多く受けることができるのである。従って、このような産業部門はより集積して立地するという予想が導かれる<sup>2</sup>。

### 3. データ

本稿で主として用いるデータは工業統計調査の個票データである。ここでは2002年から2005年の各年における個票データをパネル化して用いる。この個票データには、日本の製造業について、従業者4人以上の全事業所に関する基本的な情報が含まれている。特に本稿で使用するのは、各事業所の常用労働者数と市区町村レベルの所在地に関する情報（住所情報）である。

また本稿では労働プーリング以外の集積効果をコントロールする際に、補助的に東京商工リサーチが提供する企業情報データを使用する。このデータは日本の企業についての大規模なデータベースであり、826169社の法人企業についての情報が収録されている。特に企業間の取引関係についてのデータが含まれる点に特徴がある。ここで用いる東京商工リサーチのデータは2005年のものである。

### 4. 実証戦略

第2節で示したモデルから、企業固有ショックの分散が大きい産業部門ほど、労働プーリングによるリスクシェアリングから得られる期待利潤上昇効果が大きく、従って、より集積して立地する傾向がある、という仮説が導かれる。この仮説について、Overman and Puga

<sup>2</sup>Overman and Puga (2009)では、Ellison and Fudenberg (2003)の2段階ゲームを用いてより厳密にこの結果を導いている。詳細についてはOverman and Puga (2009)を参照のこと。

(2009)の戦略に従い、次の式によって検定を行う。

$$C_s = \alpha + \rho P_s + \phi X_s + \epsilon_s$$

ただし、 $C_s$ は産業部門 $S$ の集積度、 $P_s$ は産業部門 $S$ の固有リスク特性、 $X_s$ は産業部門 $S$ のその他の制御要因、そして $\epsilon_s$ は誤差項である。

それぞれの指数の作成方法は以下の通りである。まず、産業部門 $S$ の集積度を表す $C_s$ について、本稿では、Ellison and Glaeser (1997)によって提案された、Ellison and Glaeser 指数 (EG 指数) を用いる。この指数は、各産業の事業所密度を全産業の平均的密度分布からの乖離によって指数化したものであり、現在さまざまな応用研究において広く利用されている。地域を $a$ で表し、 $s_a$ を注目する産業部門の全雇用者のうち、地域 $a$ の雇用者が占める割合、 $x_a$ を全産業の雇用者のうち地域 $a$ が占める割合とすると、EG 指数は次のように定義される。

$$C_s \equiv \frac{G_s - (1 - \sum_a x_a^2) H_s}{(1 - \sum_a x_a^2)(1 - H_s)}$$

ただし、 $G_s$ は地理的ハーフィンダール指数、 $G_s \equiv \sum_a (s_a - x_a)^2$ である。また、 $H_s$ は事業所規模分布のハーフィンダール指数、 $H_s \equiv \sum_i z_i^2$ である。ただし $z_i$ は事業所 $i$ の雇用者数が産業部門 $S$ の総雇用者数に占める割合である。

これら実際の指数の計算は、工業統計個票に含まれている住所情報を用いて、データを市区町村レベルに集計したうえで行った。従って上の式における $a$ は市区町村を示すことになる。また、データの年次については、2005年のものを用いた。その理由は以下の通りである。工業統計調査は毎年行われているが、通常の間は雇用者数が4人以上の事業所が調査対象とされ、それよりも小規模の事業所は調査されていない。しかし、暦年末尾が0, 3, 5, 8の年に限り全数調査が行われ、通常の間ではサンプルから除外される小規模事業所を含むデータを得ることができる。2005年はその全数調査の年であるため、小規模事業所を含んだ日本の製造業の全事業所の分布を用いることができるのである。EG 指数についての記述統計量は表1に示されている。この指数は定義上-1から1までの範囲を取るものであり、最小値は負の値となっている。

次に各産業部門の固有リスク特性の指数化を行う。各産業の固有リスク特性とは、理論上はそれぞれの産業に属する各企業に固有の生産性ショックの分散のことである。これを捉えるため、本稿ではOverman and Puga (2009)にならひ、まず事業所ごとに、年次間における雇用者数の変化率を計算した。さらにその事業所が属する産業部門全体での年次間における雇用者数の変化率を計算し、これと事業所レベルの雇用者数変化率との差分をとった。この値は、産業全体の雇用者数変化率に対し、各事業所の雇用者数変化率がどの程度乖離しているかを表している。これを各産業に属する全ての企業について平均したものを、そ

の産業の固有リスク特性と定義するのである。その値が大きい産業ほど、そこに属する事業所が固有のリスクに直面している程度が大きいことを示し、したがって第 2 節のモデルから、この指数が大きいほどその産業では事業所の集積度が大きいと予想される。そこで、この指数を労働プーリング指数と呼ぶことにしよう。

具体的な計算に際しては、従属変数である EG 指数が 2005 年のデータを用いて作られたものであることを考慮して、同時点のデータを用いることによる内生性を避けるため、2002 年から 2004 年までのデータを用いて指数の作成を行い、それらの値の平均をとった。表 1 にこの労働プーリング指数の記述統計が示されている。先行研究の Overman and Puga (2009) では、イギリスについてこの労働プーリング指数がおおよそ 0 から 0.5 までの値を取るとされているが、表 1 の結果を見ると、日本では、労働プーリング指数は 0.06 から 0.16 と、かなり小さい値を取ることがわかる。日本の産業では事業所固有のショックが相対的に小さいというこの観察自体、日本の産業ないしは日本経済の特性に関する興味深い発見である。

## 5. 結果

式(10)の推定結果は表 2 に示されている。まず列(1)は、EG 指数を労働プーリング指数で回帰したベースラインの結果である。労働プーリングの係数は正で有意となっており、モデルの含意と整合的である。つまり、産業における企業固有ショックの分散が大きいほど、その産業の集積度が高いという関係がある。これは、リスクシェアリングを通じた労働プーリングの利潤上昇効果の存在を示唆する結果といえる。

次にこの推定結果についての頑健性について検討する。Marshall(1890)は、産業集積の効果は労働プーリング以外にも複数あることを指摘している。例えば企業間の知識波及や技術移転はひとつの重要な産業集積の要因である。このようなその他の集積効果を制御してもこの労働プーリング効果は頑健に現れるであろうか。以下では、Rosenthal and Strange (2001)、Overman and Puga (2009)に従って、その他の産業集積の要因の制御を試みる。

まず、インプットシェアリングの効果について制御を試みる。インプットシェアリング効果とは、企業が取引相手と近接して立地することで、取引費用の節約効果を通じて企業利潤が上昇するというものである。これが日本においても重要な産業集積の要因であることは、Nakajima, Saito, and Uesugi (2010)によって示されている。このような効果を制御するために、我々は産業内取引率についての指数化を行った。これは東京商工リサーチによる企業間取引データを用い、各企業の取引相手数に占める、同一産業の企業との取引の割合として定義した。この指数を推定式の説明変数に加えた結果が表 2 の列(2)である。まず、産業内取引率の係数は、正で有意であった。このことは産業内取引率の上昇が集積を促進する効果があることを示しており、インプットシェアリングを通じた集積促進効果が存在することを示唆する結果といえる。さらに、このインプットシ



エアリング効果を制御した上でも労働プーリング指数の係数は正で有意な結果となった。

また、近年の新経済地理学の発展は、輸送費用が産業の集積にとって重要な役割を果たすことを示した。この理論を踏まえて、ここでは輸送費用の指数として、各産業が輸送部門との間で行っている取引の規模を指数化し、推定式に導入した。ここでもデータは東京商工リサーチのものを使用し、企業の総取引相手数に占める輸送部門の取引相手数を輸送費用を示す指数として用いた。なお、ここでの輸送部門には船舶輸送部門を含むため、この指数は後述する意味での *first nature* の要因を含んでいる。

*First nature* とは、経済にとって外生的な自然条件を指している。エネルギー等の天然資源の賦存や河川、平地等の自然地理的要因は偏在しており、同時に産業立地に重要な影響を及ぼすことが知られている。ここでは、エネルギー部門からのインプットと、鉱業からのインプットを *first nature* の指数として用いた。データは東京商工リサーチの企業データを使用し、各企業の全ての取引相手数に占めるエネルギー部門との取引数の比率、鉱業部門との取引数の比率をその指数として用いた。

これらを説明変数として加えた推定結果は列(3)に示されている。まず、輸送部門へのインプットについては、その係数は負の値となるが、統計的には有意ではなかった。また、エネルギー部門からのインプットの係数は正となるが、やはり統計的には有意な結果が得られなかった。工業部門からのインプットに関しては負の係数が得られたが、こちらも統計的には有意ではなかった。また、このとき労働プーリング指数の係数は、これらの輸送費用および *first nature* の指数を制御した場合、係数は正となるが、統計的に有意ではなくなる。

集積の要因として、知識の波及も重要であることが指摘されている。知識波及の効果を制御するために、本稿では Rosenthal and Strange (2001), Overman and Puga (2009) に従い、各産業の総売上額に占める R&D 投資額の割合をその指数として用いた。このデータは「企業活動基本調査」から得たが、公表された同調査では産業小分類データが一部産業についてしか示されていないため、サンプル数が 50 に減ってしまう点が注意すべき点である。

さらに、その他の観測できない産業固有の効果を制御するため、産業中分類ダミーを作成し、これ以降の全ての推定についてこれを導入する。知識波及に関する指数を説明変数に加えた推定結果は列(4)に示されている。R&D 支出の係数は予想に反して負となるが、統計的には有意ではない。一方、労働プーリング指数の係数は、正で有意となる。さらに、係数の大きさも、ベースラインの推定量である 0.303 から大きく上昇し、0.955 となっている。この結果は、R&D 支出についての統計値が得られる産業についてはより強い労働プーリング効果が存在していることを示唆している。

以上の分析によって、その他の産業集積要因をそれぞれ制御したとしても、労働プーリングの効果は頑健に得られることが分かった。列(5)、(6)はこれまで独立に制御して

きた産業集積要因を全て同時に制御した推定結果である。ここで、R&D 支出についてはサンプルサイズを 150 から 50 にまで減少させてしまうため、R&D を制御せず、サンプルサイズを確保した特定化（列 5）とサンプルサイズが 50 にまで減少するものの、すべての集積要因を制御した特定化（列 6）の二つを試した。いずれの結果においても、まずその他集積要因については産業内取引率が正で有意であった。このことはインプットシェアリングを通じた集積効果が頑健に存在することを示す結果といえる。さらにこれら全ての産業集積要因を制御したとしても、やはり労働プーリング指数の係数は正で有意な結果が得られた。このことはリスクシェアリングを通じた労働プーリング効果が、頑健に存在することを示唆する結果といえる。

ここで、標準化係数によって推定された係数の大きさに関する評価を行う。まず列(5)の推定における、労働プーリングの標準化係数は 0.20 となり、これは労働プーリング指数が 1 標準偏差分上昇した場合、EG 指数が 0.20 標準偏差分上昇することを示している。列(5)の結果について、最も大きい標準化係数を与える変数は産業内取引率であり、その値は 0.34 であった。労働プーリングの標準化係数はそれに次いで高いことが分かった。このことは労働プーリングの集積効果が、産業内取引がもたらす集積効果に次いで高いことを示唆するものといえる。さらに、列(6)については産業内取引率の標準化係数が 0.63 に対し、労働プーリングの標準化係数は 1.07 と極めて高い値を示した。これらのことから労働プーリングの集積効果はその他の集積要因と比べても、非常に高く、重要な集積の要因であることが示されているといえる。

以上の結果より、労働プーリングが頑健に産業集積に有意、かつその他の変数に比べて相対的にも大きな正の効果をもたらすことが示されたが、これらの結果は推定式の特定化に依存している可能性がある。この点についてテストを行った結果が表 3 に示されている。列(1)、(2)は労働プーリング指数について、自然対数を取ったものである。先の分析と同様、サンプルサイズを保持するため、その他集積要因の制御変数として R&D 支出を使用しない推定（列 1）と、全てを含んだ分析（列 2）を行った。この場合もこれまで同様、産業内取引率の係数のみが有意で正の結果が得られ、また、自然対数を取った労働プーリング効果の係数もやはり正で有意となった。

列(3)、(4)は、労働プーリング指数だけでなく、EG 指数についても自然対数をとったものである。ただし、EG 指数は-1 から 1 までの範囲をとるため、指数に 1 を加えることで 0 から 2 までの範囲を取る指数に変換したうえでその自然対数をとった。先ほどの分析同様に、列(3)は R&D 投資以外の集積要因を制御した結果であり、列(4)は全ての集積要因を制御したものである。得られた結果はこれまでのものと同様であった。産業内取引率の係数は正で有意であり、また労働プーリング指数の係数も正で有意であった。

これらの結果から、労働プーリングが産業集積に与える正の効果は、推定式の特定化に依らず頑健に得られることが分かった。

## 6. 結論

本稿では労働プーリングが産業の集積に対して果たす役割について実証的に分析した。すなわち、Krugman (1991), Overman and Puga (2009)によって定式化された、企業固有の生産性ショックに対するリスクシェアリングという労働プーリング効果の経路を、Overman and Puga (2009)の手法に基づいて、日本の工業統計個票を用いて分析した。

すなわち、事業所固有の生産性ショックに基づいて労働プーリング効果の指数を作成して、それが各産業の集積度に与える効果を推定した。それによって、労働プーリング指数が産業集積に対して有意に正の効果を与えるという結果が得られ、この結果は、その他の集積要因の制御や、推定式の特定化の違いに対し頑健であり、また相対的にも大きな効果を持つものであった。このことは、産業集積が、労働者のプーリングをもたらすことで、企業固有の生産性ショックに対するリスクシェアリングを通じて企業利潤の上昇に寄与するという理論的予想を支持する結果であり、労働市場を通じた産業集積効果が存在することが実証的に確認されたことになる。

### 【参考文献】

- [1] Ellison, G. and E. Glaeser (1997) Geographic Concentration in US Manufacturing Industries: A Dartboard Approach, *Journal of Political Economy* 105, 889-927.
- [2] Duranton, G. and D. Puga (2004) Micro-Foundations of Urban Agglomeration Economies. In *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol.4, ed. V. Henderson and J. Thisse, 2063-2117. Amsterdam. North-Holland.
- [3] Glaeser, E. and J. Gottlieb(2009) The Wealth of Cities: Agglomeration Economies and Spatial Equilibrium in the United States, *Journal of Economic Literature* 47, 983-1028.
- [4] Krugman, P. (1991) *Geography and Trade*. Cambridge, MA. MIT Press.
- [5] Marshall, A. (1890) *Principles of Economics*. London. Macmillan.
- [6] Nakajima, K., Y. Saito, and I. Uesugi (2010) The Role of Transaction on Agglomeration: Evidence from Japanese Firm-Level Data, *mimeo*.
- [7] Overman, H. and D Puga (2009) Labor Pooling as a Source of Agglomeration: An Empirical Investigation. In *Agglomeration Economies*, ed. E. Glaeser, 133-150. Chicago. The University of Chicago Press.
- [8] Rosenthal, S. and W. Strange (2001) The Determinants of Agglomeration. *Journal of Urban Economics* 50, 191-229.

表 1 Ellison and Glaeser 指数及び労働プーリング指数についての記述統計

指数	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
Ellison and Glaeser 指数	150	0.010	0.035	-0.123	0.234
労働プーリング指数	150	0.116	0.019	0.058	0.165

表 2 推定結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
従属変数	EG	EG	EG	EG	EG	EG
労働プーリング	0.303** (0.145)	0.368* (0.190)	0.260 (0.199)	0.955** (0.274)	0.364* (0.194)	1.004** (0.264)
ln(労働プーリング)						
産業内取引率		0.0701** (0.0208)			0.0732** (0.0215)	0.0947** (0.0276)
輸送部門からのインプット			-0.0705 (0.148)		-0.0502 (0.142)	-0.118 (0.184)
エネルギー部門からのインプット			0.0548 (0.331)		0.277 (0.324)	-1.071 (2.517)
鉱業部門からのインプット			-0.0991 (0.489)		-0.0279 (0.469)	-0.0198 (0.525)
R&D 支出率				-0.000778 (0.00189)		-0.00256 (0.00199)
定数項	-0.0255 (0.0170)	-0.0584** (0.0245)	-0.0181 (0.0243)	-0.105** (0.0313)	-0.0578** (0.0260)	-0.135** (0.0340)
産業中分類ダミー	no	yes	yes	yes	yes	yes
Observations	150	150	150	50	150	50
Adjusted R-squared	0.022	0.101	0.006	0.048	0.086	0.248

表 3 推定式の特特定化についての頑健性テスト

	(1)	(2)	(3)	(4)
従属変数	EG	EG	ln(EG)	ln(EG)
ln(労働プーリング)	0.0451** (0.0205)	0.0988** (0.0256)	0.0459** (0.0191)	0.105** (0.0263)
産業内取引率	0.0737** (0.0213)	0.0828** (0.0274)	0.0708** (0.0199)	0.0871** (0.0282)
輸送部門からのインプット	-0.0382 (0.142)	-0.0742 (0.188)	-0.0447 (0.132)	-0.0709 (0.193)
エネルギー部門からのインプット	0.261 (0.322)	-0.714 (2.490)	0.252 (0.300)	-0.764 (2.565)
鉱業部門からのインプット	-0.0419 (0.467)	0.00744 (0.520)	-0.0396 (0.435)	0.0106 (0.536)
R&D 支出率		-0.00237 (0.00198)		-0.00241 (0.00204)
定数項	0.0819* (0.0438)	0.198** (0.0556)	0.0842** (0.0408)	0.211** (0.0573)
産業中分類ダミー	yes	yes	yes	yes
Observations	150	50	150	50
Adjusted R-squared	0.095	0.257	0.106	0.280