

# 産業集積と労働市場\*

— 労働プーリングを通じた集積効果 —

中島賢太郎<sup>†</sup>・岡崎哲二<sup>‡</sup>

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事業所固有ショックに対応した各事業所の雇用調整によってローカルな賃金変動を緩和することを通じて企業の期待利潤の上昇に寄与することがこれまで示されてきた。本稿では日本の工業統計個票を用いて産業ごとに企業固有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、企業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。

JEL Classification Codes: R10, J23

## 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のプー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、事業所固有ショックに対応した雇用調整による賃金変動の緩和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、集積して立地することで、ショックに対応した雇用調整による賃金変動を緩和することができ、企業利潤を増大させるという含意を導き、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、事業所固有ショックに対応した雇用調整による賃金変動を、産業集積が緩和する効果について分析するものである。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が直面する事業所レベルの固有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、産業集積の労働プーリング機能をテストするのである。

その結果、事業所固有ショックが大きく、したがって労働プーリングの機能の意味が大きい産業ほど、産業集積の程度が大きい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ることが示された。

本稿は以下のように構成される。まず次節で理論モデルについて概説を行い、事業所固有ショックに対応した雇用調整による賃金変動を緩和することを通じて企業利潤を上昇させるという労働プーリングの機能について理論的に示す。続いて3節ではデータについて説明し、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

事業所固有ショックは、雇用調整を通じて賃金変動を引き起こす。産業集積がその賃金変動を緩和することを通じて企業利潤を上昇させることは、Krugman(1991)によって最初に定式化された。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、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、事業所間での相関はないとする。事業所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とする。事業所  $i$  の利潤を以下のような関数形で与えるものとする。

$$\pi_i = [\beta + \varepsilon_i] l_i - \frac{1}{2} \gamma [l_i]^2 - w l_i \quad (1)$$

右辺第2項は利潤関数の凸性を示している。ここで事業所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、事業所は限界生産性と賃金が一致する点で雇用者数を決めることが最適となるため、事

業所  $i$  の労働需要は以下の式によって表される。

$$l_i = \frac{\beta - w + \varepsilon_i}{\gamma} \quad (2)$$

さらに、ここである地域において産業部門特殊な効率単位労働力を  $L$  で表すとすると、労働市場清算条件は以下の式で表される。

$$L = \sum_{i=1}^N l_i = \frac{N\beta - Nw + \sum_{i=1}^N \varepsilon_i}{\gamma} \quad (3)$$

これを解くと、均衡賃金は以下のようになり、

$$w = \beta - \frac{\gamma L}{N} + \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \varepsilon_i \quad (4)$$

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。

$$E(w) = \beta - \frac{\gamma L}{N} \quad (5)$$

また、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で求められる。

$$\pi_i = \frac{[\beta - w + \varepsilon_i]^2}{2\gamma} \quad (6)$$

このもとで期待利潤は  $\pi_i$  の期待値をとって、以下の式で示される。

$$E(\pi_i) = \frac{[\beta - E(w)]^2 + \text{var}[\varepsilon_i - w]}{2\gamma} \quad (7)$$

これに期待賃金と、 $\text{var}[\varepsilon_i - w] = \text{var}[\varepsilon_i] + \text{var}[w] - 2\text{cov}[\varepsilon_i, w]$  という分散についての公式を用いることで、期待利潤は次ぎのように示すことができる。

$$E(\pi_i) = \frac{\gamma}{2} \left( \frac{L}{N} \right)^2 + \frac{\text{var}[\varepsilon_i] + \text{var}(w) - 2\text{cov}[\varepsilon_i, w]}{2\gamma} \quad (8)$$

この式の解釈は以下の通りである。まず、右辺第一項は、事業所固有の生産性ショックが無い場合の利潤を示している。この項からは、事業所数に対して労働者数が相対的に増加すると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、事業所固有ショックの分散、および期待賃金の分散の増大が、利潤に対して正の効果があることが分かる。これは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

が右辺第二項の中の最後の項である。これは、事業所固有ショックと期待賃金との共分散の増大が、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事業所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の結果である。直観的にいえば次のようになる。いま、ある事業所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、事業所の労働需要の増大はローカルな賃金の上昇を招き、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事業所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。これが集積の労働プーリング効果である。このような効果が存在するもとは、事業所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、 $var(w) = \sigma_s/N$  および  $cov[\varepsilon_i, w] = \sigma_s/N$  が得られる。これと  $var[\varepsilon_i] = \sigma_s$  を式(8)に代入すると、以下の式が得られる。

$$E(\pi) = \frac{\gamma}{2} \left( \frac{L}{N} \right)^2 + \left( 1 - \frac{1}{N} \right) \frac{\sigma_s}{2\gamma} \quad (9)$$

ただし、均衡では全ての事業所の期待利潤が一致しているということを利用して、事業所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、事業所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、事業所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のは経済産業省による工業統計調査の個票データである。同調査の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た。この個票データには、日本の製造業について、4人以上の従業員を雇用している全ての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、各事業所の労働者数の総計<sup>3)</sup>と市区町村レベルの住所情報である。

また本稿では労働プーリング以外の集積効果を制御する際に、補助的に(株)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関する大規模なデータベースであり、826169社の法人企業について、特に企業間の取引関係の情報を含む点に特徴がある。この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、事業所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事業所固有ショックに対応した雇用調整による賃金変動の緩和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(2009)の戦略に従い、次の式によって検定を行う。

$$C_s = \alpha + \rho P_s + \varphi X_s + \varepsilon_s \quad (10)$$

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 $\varepsilon_s$ 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

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	標本数	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

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。

$$C_s \equiv \frac{G_s - (1 - \sum_a x_a^2) H_s}{(1 - \sum_a x_a^2) (1 - H_s)} \quad (11)$$

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  $a$  は市区町村となる。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対象外となっている。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、通常の調査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。また、EG 指数について上位、下位の 20 産業についてリストアップしたものが表 2 である。皮革関連産業 (JSIC 215, 211, 213, 214, 219) が高く出ているほか、福井県鯖江市において国内産出の 90% 以上を占める眼鏡製造業 (JSIC 316) が高く出ていることが分かる。

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) にならい、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。この絶対値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<sup>4)</sup>。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する。

労働プーリング指数の作成にあたっては、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、まず 2002 年から 2004 年の各年について労働プーリング指数を計算したうえで、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、イギリスより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。表 3 は労働プーリング指数について上位、下位の 20 産業をリストアップしたものである。表 2 において EG 指数が高い産業としてあげられていた印刷関連サービス業 (JSIC 169) や、ゴム製・プラスチック製履物・同付属品製造業 (JSIC 202) がここでもリストアップされている。また、派遣労働者に

表 2. Ellison and Glaeser 指数について上位, 下位の産業

JSIC	産 業 名	EG 指数
上位 20 産業		
215	革製手袋製造業	0.23586954
316	眼鏡製造業(枠を含む)	0.2048605
322	楽器製造業	0.11555903
211	なめし革製造業	0.08986673
223	建設用粘土製品製造業(陶磁器製を除く)	0.06753377
202	ゴム製・プラスチック製履物・同附属品製造業	0.06565129
225	耐火物製造業	0.04484817
234	表面処理鋼材製造業	0.038484
321	貴金属・宝石製品製造業	0.03711027
169	印刷関連サービス業	0.03696279
216	かばん製造業	0.03278728
174	化学繊維製造業	0.03078735
152	紙製造業	0.02681906
326	漆器製造業	0.0267292
118	レース・繊維雑品製造業	0.02572453
113	ねん糸製造業	0.02554873
213	革製履物用材料・同附属品製造業	0.02509
115	ニット生地製造業	0.02456896
214	革製履物製造業	0.02286938
219	その他のなめし革製品製造業	0.02265396
下位 20 産業		
151	バルブ製造業	-0.067120165
249	その他の非鉄金属製造業	-0.030716799
312	測量機械器具製造業	-0.018735894
201	タイヤ・チューブ製造業	-0.013498204
231	製鉄業	-0.009057943
241	非鉄金属第1次製錬・精製業	-0.00904167
218	毛皮製造業	-0.00780135
328	武器製造業	-0.006658567
244	電線・ケーブル製造業	-0.005288357
314	理化学機械器具製造業	-0.004899989
261	ボイラ・原動機製造業	-0.004831212
242	非鉄金属第2次製錬・精製業(非鉄金属合金製造業を含む)	-0.003340184
317	時計・同部分品製造業	-0.002902967
315	光学機械器具・レンズ製造業	-0.00167946
268	事務用・サービス用・民生用機械器具製造業	-0.001095746
195	プラスチック成形材料製造業(廃プラスチックを含む)	-0.000719899
191	プラスチック板・棒・管・継手・異形押出製品製造業	-0.000666036
171	化学肥料製造業	-0.000457247
95	糖類製造業	-0.000455561
243	非鉄金属・同合金圧延業(抽伸, 押し出しを含む)	-0.00032003

よる人員調整が話題となる自動車・同附属品製造業(JSIC 301)が上位の産業としてあげられている。

## 5. 結果

式(10)の推定結果は表4に示されている。まず列(1)は、EG 指数を労働プーリング指で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、労働プーリングが、事業所固有ショックに対応し

た賃金変動を緩和することを通じて、期待利潤を上昇させる効果を持つこと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効果である。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、企業間取引の効果について制御を試みる。これは、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4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

表 3. 労働プーリング指数について上位, 下位の産業

JSIC	産 業 名	労働プーリング指数
上位 20 産業		
212	工業用革製品製造業(手袋を除く)	0.1650454
282	電子計算機・同附属装置製造業	0.1610801
314	理化学機械器具製造業	0.1610479
317	時計・同部分品製造業	0.1593867
309	その他の輸送用機械器具製造業	0.1538746
291	電子部品・デバイス製造業	0.1511037
281	通信機械器具・同関連機械器具製造業	0.1505424
103	茶・コーヒー製造業	0.1493807
279	その他の電気機械器具製造業	0.1489748
272	民生用電気機械器具製造業	0.1484817
193	工業用プラスチック製品製造業	0.146771
315	光学機械器具・レンズ製造業	0.1456208
202	ゴム製・プラスチック製履物・同附属品製造業	0.1442586
328	武器製造業	0.1442499
244	電線・ケーブル製造業	0.1441913
122	ニット製外衣・シャツ製造業	0.1392334
169	印刷関連サービス業	0.1391909
215	革製手袋製造業	0.1388664
249	その他の非鉄金属製造業	0.1386137
301	自動車・同附属品製造業	0.1378169
下位 20 産業		
181	石油精製業	0.05761667
231	製鉄業	0.06635696
232	製鋼・製鋼圧延業	0.06839624
233	製鋼を行わない鋼材製造業(表面処理鋼材を除く)	0.08242113
173	有機化学工業製品製造業	0.08483866
189	その他の石油製品・石炭製品製造業	0.08608407
154	紙製品製造業	0.09008655
251	ブリキ缶・その他のめっき板等製品製造業	0.09017686
175	油脂加工製品・石けん・合成洗剤・界面活性剤・塗料製造業	0.09171715
241	非鉄金属第1次製錬・精製業	0.09203235
152	紙製造業	0.09275943
94	調味料製造業	0.09343809
176	医薬品製造業	0.09374425
161	印刷業	0.09490089
117	網・網製造業	0.09502208
143	建具製造業	0.09599929
243	非鉄金属・同合金圧延業(抽伸, 押し出しを含む)	0.09710563
155	紙製容器製造業	0.09763825
174	化学繊維製造業	0.09771131
153	加工紙製造業	0.09778915

表 4. 推定結果

従属変数	(1) EG	(2) EG	(3) EG	(4) EG	(5) EG	(6) 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
標本数	150	150	150	50	150	50
修正済 R <sup>2</sup>	0.022	0.101	0.006	0.048	0.086	0.248

おり、企業間取引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、この企業間取引の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の指数として用いた。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件は偏在しており、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、統計的には有意ではなくなる。

集積の要因として、知識の波及も重要である。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、標本数が 50 に減ってしまう点が注意すべき点である。

最後に、その他の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、このダミーによって産業の固有効果を制御することとした。

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 支出については標本数を 150 から 50 にまで減少させてしまうため、R&D を制御せず、標本数を確保した特定化(列 5)と標本数が 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。このことは企業間取引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、事業所固有のショックに対応した雇用調整がもたらす賃金変動を緩和するという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。さらに、標準化係数による解釈を行う。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

表5. 推定式の特定化についての頑健性テスト

従属変数	(1) EG	(2) EG	(3) ln(EG)	(4) 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
標本数	150	50	150	50
修正済 R <sup>2</sup>	0.095	0.257	0.106	0.280

標準偏差分上昇した場合、EG指数が0.20標準偏差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ぐ大きさである。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している。さらに、列(6)においては産業内取引率の標準化係数が0.63であるのに対し、労働プーリングの標準化係数は1.07ときわめて大きい値となった。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大きく、労働プーリングが重要な集積要因であることを示している。

以上の結果から、労働プーリングが頑健に産業集積に対して有意、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。しかし、これらの結果が推定式の特定化に依存している可能性がある。最後にこの可能性についてチェックしよう。表5の列(1)、(2)は労働プーリング指数について、自然対数を取った場合の推定結果を示している。先の分析と同様、標本数を保持するため、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)では、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ている。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、ローカルな労働市場の拡大が、事業所固有ショックに対応した雇用調整がもたらす賃金変動を緩和するという労働プーリング効果を、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して、事業所固有ショックに対応した雇用調整による賃金変動を緩和し、さらにその



こと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。

最後に、本稿の対象期間である2002年から2005年という期間は、労働者派遣法の改正が施行された2004年3月1日をはさんでいる。この法改正によって製造業種における派遣労働が解禁されたことから、本稿の対象となる製造業事業所の人員調整手段が激変している可能性もある。このような法改正の影響等を考慮して、より深く労働市場と産業集積について検討することは今後の課題の一つであろう。

(†東北大学経済学部, ‡東京大学大学院経済学研究科・経済学部)

## 注

\* 本稿は2011年2月に行われた経済産業研究所におけるセミナー、2012年2月に行われた一橋大学経済研究所定例研究会において、藤田昌久教授、討論者の町北朋洋氏、およびその他の参加者より大変有益なコメントをいただいた。記して感謝の意を表したい。但しあり得べき誤りは全て筆者たちに帰するものである。本稿の作成にあたっては、経済産業研究所から研究助成を受け、また工業統計個票及び、東京商エリサーチのデータベースの利用に関してご助力をいただいた。加えて本稿は科学研究費補助金からの助成を受けた(#21330064, #22223003, #22330073)。記して感謝する。

1) 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。

2) Overman and Puga(2009)では、このようなKrugman(1991)による直観的なモデリングを、企業、

労働者の立地選択の問題をフォーマルに扱ったうえで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。

3) 正社員のほか、派遣労働者、およびパート労働者などを含んでいる。

4) そのほかにも各事業所の変化率の自乗和や、分散等がこのような指数の候補として考えられるが、先行研究との比較のため、先行研究に倣って絶対値の和を使用した。

## 参考文献

- Ellison, G. and E. Glaeser (1997) "Geographic Concentration in US Manufacturing Industries: A Dartboard Approach," *Journal of Political Economy*, Vol. 105, No. 5, pp. 889-927.
- 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, pp. 2063-2117. Amsterdam. North-Holland.
- Glaeser, E. and J. Gottlieb (2009) "The Wealth of Cities: Agglomeration Economies and Spatial Equilibrium in the United States," *Journal of Economic Literature*, Vol. 47, No. 4, pp. 983-1028.
- Krugman, P. (1991) *Geography and Trade*. Cambridge, MA, MIT Press.
- Marshall, A. (1890) *Principles of Economics*, London, Macmillan.
- Nakajima, K., Y. Saito, and I. Uesugi (2010) "The Role of Transaction on Agglomeration: Evidence from Japanese Firm-Level Data," *mimeo*.
- Overman, H. and D. Puga (2009) "Labor Pooling as a Source of Agglomeration: An Empirical Investigation," in *Agglomeration Economies*, ed. E. Glaeser, pp. 133-150, Chicago, The University of Chicago Press.
- Rosenthal, S. and W. Strange (2001) "The Determinants of Agglomeration," *Journal of Urban Economics*, Vol. 50, No. 4, pp. 191-229.