

中国の製造業における業種多様性と労働生産性成長の関係

—省別パネルデータによる分析—

李博¹

要旨

本論文は中国の製造業を対象に、業種多様性 (Industrial variety) を「関係的業種多様性」 (Related Variety) と非関係的業種多様性 (Unrelated Variety) に分けて、資本労働比率および地域規模の影響も考慮しながら、それぞれ労働生産性成長との関係を分析した。

その結果、製造業の労働生産性成長との関係については、関係的業種多様性が正、非関係的業種多様性が負、資本労働比率と地域規模はいずれも正であることが明らかになった。今後の産業政策において、製造業の業種多様性を維持するとともに、その業種間の繋がりを強化すること、業種間労働者の交流を増やすため、労働者に対して幅広くトレーニングすること、知識のスピルオーバーをより活発化することなどに取り組む必要がある。

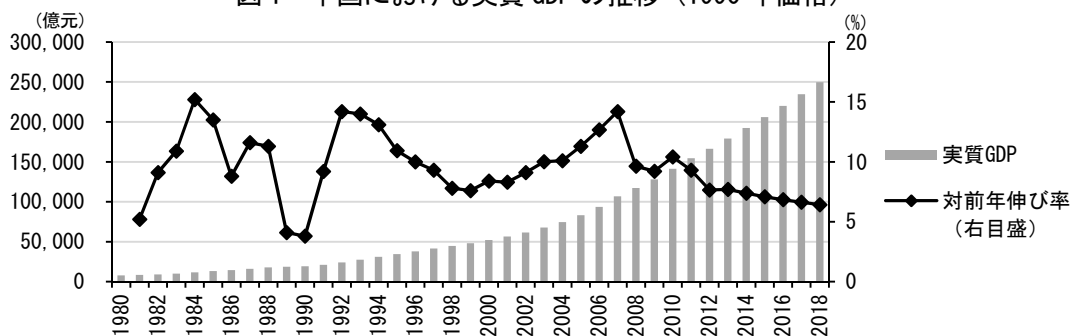
キーワード：中国製造業、業種多様性、労働生産性成長、パネル分析

1. 本研究の背景と目的

中国は、世界で最も大きな発展途上国として、急速な経済成長を実現した。とりわけ改革開放 (1978 年) 以来の 30 年間余りをみると、実質国内総生産 (GDP) は 1980 年の 7,961 億元から 2013 年の 179,136 億元まで上昇して

おり、対前年伸び率もほぼ 8%以上を維持している。しかし 2006 年以降、実数ベースでは増加しているものの、対前年伸び率は低下傾向に転じており、IMF (International Monetary Fund) は、2014 年以降もその低下傾向は継続すると予測している (図 1)。中国はこれまで急速な経済成長を実現したが、今後の経済

図 1 中国における実質 GDP の推移 (1990 年価格)



出所：IMF-World Economic Outlook Databases 2014 年 10 月版より作成。

注：2014～18 年は予測値である。

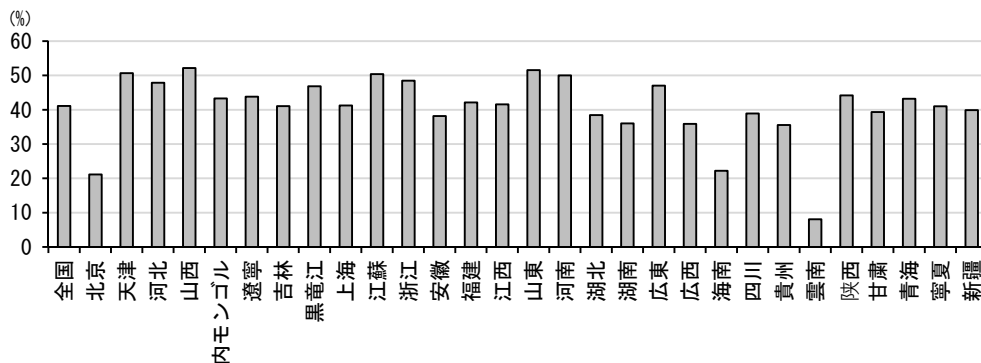
成長は傾向的に減速すると見込まれており、しかもこれまで経済成長を支えてきたのは主

に生産要素の投入であり、労働と資本の無制限な投入は不可能であるため、長期的には持

続的経済成長が困難だという懸念が高まる。経済成長を持続させる要因として労働生産性成長と産業構造変化が挙げられる。労働生産性成長の経済成長への貢献についてはすでに多くの先行研究で実証されている。一方、産業構造変化の労働生産性成長への影響あるいは両者の関係に関する分析も多いが、そのほとんどが産業構造変化の側面として、生産要素移動を取り上げている（以下は生産要素移動アプローチと称する）。また、生産要素移動と労働生産性成長の関係について、Timmer and Szirmai[22]は国・地域により正と負の両方の効果が存在するとし、Singh[21]は正の関係、李[11]は負の関係があるとしており、必ずしも結論は一致していない。これらの生産要素移動アプローチのもう1つの弱点は、産業間・地域間に賦存する生産要素が自由に移動できることを仮定したことである。しかし、宮川ほか[13]が指摘しているように、構造的または制度的な硬直性により、労働と資本の地域間・産業間の移動は必ずしも順調に実現できるわけではない。特に中国では、戸籍制度や地域保護主義など生産要素移動を阻害する多くの制度が存在し、労働と資本の円滑な移動は非常に困難であるとみられる。したがって、中国の地域経済を分析するには生産要素移動アプローチだけでは限界があり、労働生産性成長と産業構造変化の関係を全面的に考察することができないと考えられる。

そこで本研究は、上述した生産要素移動アプローチを補完するため、製造業の業種多様性（Industrial variety）と労働生産性成長の関係を分析する。一般に業種多様性とは、ある地域の産業または業種の種類およびその分布状況を指すことが多いが、Frenken et al.[5]、Siegel et al.[20]、Wagner and Deller[24]などが指摘しているように、業種多様性は単に産業の種類と分布状況だけでなく、産業間または産業内部の業種間の繋がりにも深く関係している。本研究は、この指摘を踏まえ、製造業の業種間の繋がりをも考慮しながら、業種多様性と経済成長の関係を分析する。なお、本研究が製造業の労働生産性（従業者1人当たり実質付加価値額）の成長率を取り上げた理由として、中国では工業化が急速に進展しており、図2に示したように、地域総生産（GRP）に占める製造業の割合はほとんどの省が35%を超えており、非常に大きいことが挙げられる。本研究では分析期間を1999～2007年とする理由は、製造業の省別業種別付加価値額のデータは2007年以降には公表されておらず、労働生産性を計算することができないからである。

図2 省別 GRP に占める製造業の割合（2007年）



出所：中国統計年鑑 2008 年版より作成。

注：四川省は四川省と重慶市の合計値である。チベット自治区のデータは公表されていない。

また、本研究の重要な定義である業種多様性については、英文では産業多様性も業種多様性も“Industrial variety”で表現され、日本語の文献でも両者を混用した例がある。しかし一般には、産業はいくつかの業種の合計であり、業種は産業のより細かい分類であるため、両者を区分する必要がある。そのため産業多様性とは第1次産業、第2次産業、第3次産業、あるいは農林水産業、鉱業、製造業、サービス業などを分析する際に使用し、業種多様性はそれぞれの産業内部の各部門を分析する際に使用する。本研究は、製造業という単一産業に限定し、その各部門の多様性を分析するため、「産業多様性」ではなく「業種多様性」という用語で統一する。

II. 本研究の先行研究と問題意識

業種多様性に関する先行研究は、主にその定義や性質に関する理論的研究と経済成長との関係に関する実証的研究に大別される。本節では業種多様性に関する理論的・実証的研究をレビューすることにより、本研究の問題意識を提示する。なお、理論的研究のうち Attaran and Zwick[2], Siegel et al.[20], Wagner and Deller[24], Mizuno et al.[14]は産業間の多様性を論じているのに対し、Rodgers[17], Parr[16], Frenken et al.[5]は業種間の多様性を扱っている。

1. 業種多様性に関する理論的研究

業種多様性について、これまで多くの研究があるが、必ずしも一致した定義は存在しない。例えば Rodgers[17]は「多数の異なる産業の地域での集中」としているが、Parr[16]は「地域にある多種類の経済活動の分布の状況」としている。また、Attaran and Zwick[2]は、Rodgers[17]と Parr[16]の定義を折衷し、業種多様性とは「産業の種類の数と産業分

布の状況に関係する」としている。しかし、このような産業・業種の種類と分布の仕方による定義はしばしば批判される。Mizuno et al.[14]によれば、産業・業種の種類と分布の水準が同様であっても、産業構造が異なる可能性があり得るからである。つまり、製造業とサービス業の構成比が地域Aは3対1、地域Bは1対3の場合、産業の種類と分布による定義では両地域の業種多様性の水準は同じであるが、産業構造が異なるため、労働生産性成長に対する影響は必ずしも同じではない。一方、Siegel et al.[20]と Wagner and Deller[24]は、業種多様性は単に産業の種類と分布状況だけでなく、産業間・業種間の繋がりとも関係があるとしている。業種多様性の概念に産業間・業種間の繋がりやの緊密さをも考慮した例として Attaran[1]と Frenken et al.[5]がある。Attaran[1]は業種多様性を部門内多様性と部門間多様性に区分し、Frenken et al.[5]は関係的業種多様性と非関係的業種多様性に分解している。両者の基本的な考え方は同じである。すなわち部門内多様性と関係的業種多様性は産業内業種多様性を意味し、部門間多様性と非関係的業種多様性は産業間多様性を意味している。

本研究では Siegel et al.[20]と Wagner and Deller[24]を参考に、業種多様性とは、ある地域において繋がりを有する多数の異なる業種の集合だと定義する。

業種多様性の分類方法については、本研究は基本的に Frenken et al.[5]に準拠するが、若干の相違点もある。Frenken et al.[5]では、オランダの全産業を対象に、2桁分類によって「非関係的業種多様性」(Unrelated Variety)を、2桁分類内における5桁分類によって「関係的業種多様性」(Related Variety)を算出している。しかし、本研究では、1つの中分類ともいえる製造業を3つのグループに細分化するため、必ずしも Frenken et al.[5]で定義した全産業を2分化した業種多様性の分類方法

とは一致しない。また、中国では事業所レベルの製造業データが公表されていないため、本研究では後述の表1のとおり、最終生産物の類似性により、全製造業を基礎素材型製造業、加工組立型製造業、生活関連型製造業といった中分類産業に分類し、それぞれ中分類産業をいくつかの小分類業種に分けるという独自の分類方法に基づくことになる。したがって、本研究でいう業種多様性が「非関係的」であるか、「関係的」であるかを判断する基準は、産業間・業種間の繋がりが比較的に緊密であるかどうかということであり、Attaran[1]とFrenken et al.[5]のような「絶対的な基準」による分類ではないことに留意する必要がある。

2. 業種多様性に関する実証的研究

業種多様性と経済成長の関係に関する先行研究は、業種多様性と経済成長の関係を分析するものと経済安定性との関係を分析するものとに大別される。前者について Izreali and Murphy[7]は、業種多様性が地域の失業率の低下に有意で正の影響を及ぼし、人口1人当たりGDPとの関係は弱い正であるとしている。Frenken et al.[5]は、非関係的業種多様性と失業率の間に負の関係が確認され、就業率と労働生産性成長の関係は非常に弱いのに比べ、関係的業種多様性は就業率とは正の関係、労働生産性成長とは負の関係にあり、失業率との関係は非常に弱いとしている。Imabs and Wacziarg[6]によれば、業種多様性の増大に伴って経済成長率も上昇するが、ある程度になると成長率は鈍化し、全体的には逆U字型であるとしている。Mizuno et al.[14]は日本の都市データを用いて、業種多様性と摩擦的失業の関係を検討した結果、業種多様性が摩擦的失業率を低下させる可能性はあるが、両者の関係は非常に弱いとしている。さらにAttaran[1]によると、業種多様性と失業者数は

有意で弱い負の関係にあり、業種多様性と人口1人当たりGDPの間にはやや強い負の相関があるという。

これらの先行研究によると、業種多様性と経済成長の関係には正と負の両方の可能性があることが明らかにされている。だが、これらの先行研究にはいくつかの課題もある。第1に、Mizuno et al.[14]は経済成長の指標として就業率または失業率を使用している。しかし中国の場合、労働者の地域間・産業間移動は硬直的であり、失業率には経済的要因だけでなく制度的要因も関係しているため、就業率または失業率で経済成長を表すことが困難である。これも本研究が労働生産性を分析対象にする理由である。第2に、Imabs and Wacziarg[6]とIzreali and Murphy[7]は多様性の指標としてハーフィンダール・ハーシュマン指数を使用している。しかし、ハーフィンダール・ハーシュマン指数は単純に産業・業種の多様性を表すものであり、業種間の繋がりに基づいた業種多様性を表現することができない。そこで、本研究では業種多様性の変数としてエントロピー・インデックス(Entropy Index)を使用する。その理由もエントロピー・インデックスは唯一産業間・業種間の繋がりと業種多様性を同時に表現できるからである。

3. 本研究の問題意識

先行研究においては業種多様性と労働生産性成長の関係について一致した結論は得られず、Imabs and Wacziarg[6]とFrenken et al.[5]の結論に示したように、業種多様性を関係的業種多様性と非関係的業種多様性に分解すると、それぞれ労働生産性成長あるいは地域経済成長への影響が異なることになる。関係的業種多様性については、最終生産物の類似性が高く、生産設備、労働者のスキルレベル、生産に必要な技術も類似性があるため、業種

間の繋がりが比較的に緊密であり、緊密な業種間繋がりは人的・物的交流ひいては技術移転・革新を促し、結果的に労働生産性成長に貢献するということになる。一方、非関係的業種多様性における業種間の繋がりは関係的業種多様性と比べて弱く、各業種は比較的に独立しているため、景気変動などの外生的リスクを分散される利点はあるが、上記した人的・物的または技術移転・革新による労働生産性成長効果を生み出せないため、労働生産性成長に対する影響は弱いかまたは負になると考えられる。

そこで本研究の問題意識は、関係的業種多様性は各業種間の緊密な繋がりに基づいており、業種間の人的・物的交流または技術移転・革新を促すにより、製造業労働生産性成長に貢献される。一方、非関係的業種多様性については業種間の繋がりが相対的に弱いいため、製造業労働生産性成長に対する貢献は弱いまたは阻害することになる。

III. 本研究のフレームワーク

1. 研究方法

本研究の目的は、中国の地域経済における製造業業種多様性と労働生産性成長の関係を明らかにすることである。そのため本研究では製造業労働生産性成長率を被説明変数とし、業種多様性をはじめとする要因を説明変数として回帰分析を行う。すなわち通常のコブ-ダグラス型生産関数をベースに、業種多様性などを外部経済とみなす。まずコブ-ダグラス型生産関数により、

$$Y = f(K, L)A \quad ①$$

である。ただし、Yは付加価値額、Kは資本ストック、Lは労働者数、AはKとLが説明できない外部経済に当たる要因とする。

規模に対する収穫一定の条件の下で、式①の両辺をLで割ると、

$$\frac{Y}{L} = f\left(\frac{K}{L}\right)A \quad ②$$

となる。ただし、Y/Lは労働生産性、K/Lは資本労働比率を表す。

製造業の労働生産性は地域要因に影響されると考えられることから、Aに相当するとして業種多様性と地域規模を使用する。式②について対数を取ると、以下のようなになる。

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right)_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln\left(\frac{K}{L}\right)_{jt} + \alpha_2 \ln IV_{jt} + \alpha_3 \ln P_{jt} + \gamma_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad ③$$

ただし、IVは業種多様性、Pは地域規模を表し、 γ は固定効果、 ε は誤差項、jは地域、tは年次を表す。

業種多様性IVを表す変数としてエントロピー・インデックスを使用する。エントロピー・インデックスはもともとShannon[19]が情報科学分野で提唱した概念であり、近年経済学においては、ある地域におけるある産業(業種)の雇用者の割合を表す指標として使われている。その大きさについては、 $0 < \text{エントロピー・インデックス} < \log_2 N$ (Nは産業・業種数)となる。エントロピー・インデックスが0に近ければ、ある産業だけに特化しており、地域における多様性の水準が極端に低いことを意味し、逆にエントロピー・インデックスが $\log_2 N$ に近いと、すべての産業部門が地域の雇用に等しく貢献しており、地域は完全多様化の状態に近いと考えられる。エントロピー・インデックスを計算するためには、製造業の小分類業種をいくつかの中分類にまとめる必要がある。本研究では、表1のように製造業を基礎素材型、加工組立型、生活関連型の中分類に区分する。

表 1 製造業の分類

基礎素材型製造業	加工組立型製造業	生活関連型製造業
紙・紙加工品製造業	汎用設備製造業	農産品加工業
石油石炭核燃料加工業	生産用設備製造業	食料品製造業
化学製品製造業	運輸機械製造業	飲料製造業
医薬品製造業	電気機械製造業	紡績業
化学繊維製造業	情報通信機械製造業	
非金属鉱物製品製造業	計量器製造業	
鉄鋼業		
非鉄金属製造業		
金属製品製造業		

エントロピー・インデックスの加法分解性により、当該産業全体でみた業種多様性 IV は、中分類業種でみた非関係的業種多様性 UV と小分類業種でみた関係的業種多様性 RV の合計と表現される。

$$IV = UV + RV \quad (4)$$

Frenken et al. [5] に準拠すると、非関係的業種多様性 UV は次のように表現される。

$$UV = \sum_{m=1}^m Q_m \ln \left(\frac{1}{Q_m} \right) \quad (5)$$

ただし、 Q_m は中分類業種 m の労働者数構成比である。

関係的業種多様性 RV は次のように表現される。

$$RV = \sum_{m=1}^m Q_m \left[\sum_{n \in m} \left(\frac{Q_n}{Q_m} \right) \ln \left(\frac{1}{Q_n/Q_m} \right) \right] \quad (6)$$

ただし、 Q_n は小分類業種 n の労働者数構成比である。関係的業種多様性と非関係的業種多様性の推計結果は表 2 のとおりである。表 2 によると、ほとんどの省では関係的業種多様性は非関係的業種多様性より高いことがわか

る。最終生産物の類似性が高く、業種間の繋がりが比較的に緊密であることが中国製造

業における業種多様性の特徴の 1 つであるといえる。

関係的業種多様性 RV と非関係的業種多様性 UV を省別・年次別に算出し、それぞれ式 ③ に代入すると、以下の 2 つのケースが成り立つ。

ケース 1 (関係的業種多様性 RV)

$$\ln \left(\frac{Y}{L} \right)_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \left(\frac{K}{L} \right)_{jt} + \alpha_2 \ln RV_{jt} + \alpha_3 \ln P_{jt} + \gamma_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (7)$$

ケース 2 (非関係的業種多様性 UV)

$$\ln \left(\frac{Y}{L} \right)_{jt} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln \left(\frac{K}{L} \right)_{jt} + \alpha_2 \ln UV_{jt} + \alpha_3 \ln P_{jt} + \gamma_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (8)$$

2. データ

本研究は、中国の 29 地域 (チベットを除く 26 省と 3 直轄市) の製造業を対象に、1999～2007 年の 9 年間、19 業種のパネルデータを用いる (2004 年については欠測であるため、補間法で計算した)。付加価値額と資本ストックは 1990 年価格の PPI (Producer Price Index) で実質化する。なお、四川省については四川省と直轄市である重慶市の合計値を用いる。

付加価値額は、『中国工業経済統計年鑑』各年版に記載されている産業別工業増加値(GDP ベース)を使用する。付加価値額は、利潤、賃金、減価償却費などの項目別に計算することが望ましいが、中国では減価償却率を業種別に算出することが不可能であるため、本研究では付加価値額を一括して扱う。労働

者数は、『中国工業経済統計年鑑』と『中国労働統計年鑑』の各年版に記載した年末従業員数を使用する。資本ストックは、張ほか[23]、孟[12]、李[11]に依拠し、PIM (Perpetual Inventory Method)を利用して省別・業種別に計算する。

表2 省別製造業における業種多様性の推計結果

	関係の業種多様性				非関係の業種多様性			
	1999	2003	2007	平均	1999	2003	2007	平均
北京	2.50	2.47	2.48	2.48	1.47	1.48	1.40	1.46
天津	2.45	2.44	2.40	2.43	1.49	1.48	1.38	1.46
河北	2.31	2.33	2.31	2.32	1.45	1.42	1.42	1.44
山西	2.51	2.43	2.46	2.46	1.22	1.19	1.15	1.18
内モンゴル	2.24	2.19	2.26	2.22	1.36	1.46	1.40	1.38
遼寧	2.40	2.39	2.40	2.41	1.41	1.43	1.46	1.43
吉林	2.23	2.08	2.03	2.10	1.49	1.50	1.53	1.50
黒竜江	2.43	2.40	2.40	2.41	1.56	1.56	1.56	1.56
上海	2.45	2.42	2.42	2.43	1.48	1.44	1.30	1.41
江蘇	2.19	2.16	2.15	2.16	1.57	1.56	1.49	1.55
浙江	2.14	2.14	2.11	2.12	1.58	1.55	1.51	1.55
安徽	2.25	2.28	2.36	2.29	1.55	1.57	1.57	1.56
福建	2.34	2.25	2.26	2.26	1.55	1.57	1.57	1.56
江西	2.39	2.39	2.42	2.41	1.52	1.48	1.48	1.49
山東	2.29	2.24	2.24	2.26	1.57	1.57	1.58	1.57
河南	2.32	2.31	2.37	2.33	1.54	1.53	1.54	1.53
湖北	2.18	2.18	2.19	2.19	1.56	1.56	1.57	1.56
湖南	2.39	2.40	2.42	2.41	1.42	1.41	1.44	1.42
広東	2.26	2.11	2.06	2.12	1.48	1.38	1.27	1.38
広西	2.29	2.23	2.29	2.27	1.53	1.48	1.48	1.48
海南	2.04	1.92	1.99	2.00	1.54	1.52	1.51	1.50
四川	2.33	2.32	2.35	2.32	1.49	1.49	1.51	1.50
貴州	2.27	2.37	2.38	2.34	1.40	1.30	1.25	1.32
雲南	2.31	2.32	2.41	2.35	1.35	1.30	1.20	1.28
陝西	2.34	2.33	2.41	2.36	1.50	1.50	1.50	1.50
甘肅	2.45	2.41	2.55	2.50	1.32	1.34	1.25	1.27
青海	2.24	2.20	2.27	2.25	1.37	1.08	0.97	1.11
寧夏	2.47	2.55	2.45	2.51	1.36	1.25	1.24	1.23
新疆	2.03	2.08	2.15	2.11	1.41	1.35	1.27	1.35

注：紙幅の都合により、2000～02年および2004～06年の結果を割愛した。

時点 t の資本ストックは以下のように表現される。

$$K_t = (1 - \delta_t)K_{t-1} + I_t$$

ただし、K は実質資本ストック、 δ は資産減耗率(資産減耗/固定資産原価)、I は実質投資額を表す。PIM では基準年の資本ストックの設定によって結果が大きく変化する。本研

究では、まず1997年の固定資産額(原典では固定資本净值)を K_{t-1} とし、1998年と1997年の固定資産額の差を i とし、1998年の資本ストックを計算する。次に、時点 t と時点 t-1 の固定資産額の差を投資額、1998年の資本ストックを基準年の資本ストックとし、1999～2007年の製造業資本ストックを推計する。その推計の結果は表2のとおりである。また、表3からもわかるように、2004～2005

年にはいずれの省の製造業資本ストックも大きく上昇した。その理由は、この期間にはほとんど全ての業種の資本投資量（フロー）が急増し、その中には、特に石油石炭加工業と鉄鋼業の資本投資量の増加幅が高く、それぞ

れ前年の2倍と5倍となっている。2006年以降になると、資本投資量の増加幅が全般的に縮小しており、それに相まって製造業資本ストックの増加も全体的に緩やかになっている。

表3 省別製造業資本ストックの推計結果（億元）

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
北京	382	434	402	401	446	491	535	506	656
天津	442	449	529	474	430	476	496	486	551
河北	531	582	639	648	763	855	919	1,100	1,132
山西	261	252	265	359	425	487	547	724	815
内モンゴル	151	141	142	188	253	263	269	310	368
遼寧	816	879	1,006	1,000	956	1,048	1,073	1,257	1,518
吉林	379	361	357	399	420	443	459	503	497
黒竜江	272	306	301	326	355	326	313	338	341
上海	1,025	1,038	1,063	1,011	1,025	1,268	1,360	1,366	1,429
江蘇	1,146	1,203	1,409	1,470	1,651	2,207	2,514	2,971	3,475
浙江	665	691	853	935	1,171	1,453	1,641	1,887	2,151
安徽	309	286	292	306	349	397	424	470	678
福建	321	347	362	380	454	487	512	560	634
江西	209	192	186	208	220	252	276	345	383
山東	1,001	951	1,037	1,131	1,385	1,959	2,285	2,627	3,293
河南	505	494	508	529	553	671	741	914	1,081
湖北	473	492	511	461	515	560	583	671	825
湖南	302	326	305	311	370	371	391	479	547
広東	1,138	1,283	1,342	1,462	1,560	1,787	1,902	2,336	2,457
広西	230	233	232	218	243	254	270	283	331
海南	60	58	53	48	44	63	80	136	134
四川	543	545	576	584	739	752	799	888	1,093
貴州	101	103	103	129	132	158	171	173	185
雲南	167	187	193	209	223	224	235	270	308
陝西	212	207	234	232	293	275	287	351	357
甘肅	188	180	232	188	226	235	226	316	261
青海	38	34	41	40	38	61	74	76	102
寧夏	51	53	56	66	67	71	76	111	106
新疆	134	170	173	176	169	165	159	171	226

地域規模について、省別全労働者数の統計データは都市部のみであるため、本研究は省別の都市部全労働者数を用いる。

本研究の変数と基本統計量は表4のとおりである。

IV. 推計結果の考察

本節では、製造業の労働生産性成長率を被説明変数とする回帰分析の結果を説明する。回帰分析を行うためにEviews6.0 (Quantitative Micro Software社)を用いた。回帰分析はパネルデータを利用したが、単位根検定ではほとんどの変数の単位根の存在が棄却されない

表4 変数と基本統計量

変数	説明	平均値	標準偏	最小値	最大値
Y/L	労働生産性（千元/人）	38.92	21.04	10.96	122.55
K/L	資本労働比率（千元/人）	588.26	582.58	34.10	3475.13
RV	関係的業種多様性（指数）	2.31	0.14	1.88	2.59
UV	非関係的業種多様性（指数）	1.43	0.13	0.97	1.58
P	全労働者数（百万人）	22.50	15.77	1.24	60.81

という結果が示された。本研究では単位根の影響を除去するため、各変数は時間に関する1階差分を取り、差分値を用いて回帰分析を行っている。ランダム効果モデルは過分散あるいは測定誤差の拡大をもたらす可能性があり、固定効果モデルのほうがリスクは低いとされる(Crawley[4])ため、本研究は固定効果モデルを使用した。また、不均一分散への対応として本研究では加重最小2乗法(Weighted Least Square)を使用したほか、ホワイトの方法も使用した。なお、トレランス値を計算した結果、いずれも多重共線性はみられなかった。

最小二乗法による回帰分析結果は表5のとおりである。ケース1とケース2はそれぞれ式⑦と式⑧の回帰分析結果である。それによると、労働生産性成長率との関係については、K/Lはいずれも正であり、1%水準で有意である。RVは正であるのに対してUVは負であり、いずれも1%水準で有意となっている。PもK/Lと同様に正であり、1%水準で有意である。

説明変数と誤差項の間に相関があると、内生性があると考えられる。説明変数が内生的であれば、推定されたパラメータは一致推定量ではなくなり、モデルの推定値は統計学的に信頼されないことになる。関係的業種多様性と非関係的業種多様性の定義からもわかるように、両者が労働生産性成長に影響を与えるとすれば、逆に労働生産性成長率の変化が関係的業種多様性と非関係的業種多様性の度合いに影響すると考えられる。そのため、

表5のように、関係的業種多様性、非関係的業種多様性および労働生産性が互いに決定し得るという内生性問題が存在する可能性があり、結果の信憑性が問われる。

そこで、本研究では説明変数の内生性の有無を検定したうえで、操作変数法に基づいた2段階最小二乗法(2SLS)により再計算した²。表6は、2段階最小二乗法による回帰分析結果である。ケース3とケース4はそれぞれ式⑦と式⑧に操作変数を入れたものであり、操作変数としてRV(-1)、UV(-1)を使用している。表6によると、K/Lはいずれも1%水準で有意であり、正である。すなわち、1999~2007年の間、資本労働比率の上昇(資本深化)が製造業労働生産性を上昇させる重要な要因である。次に、RVとUVについて、両方ともに1%で有意となっているものの、前者は正であるのに対して、後者は負となっている。すなわち、比較的業種間の繋がりが強く、最終生産物の類似性が高い関係的業種多様性が製造業労働生産性成長に促進し、逆に業種間の繋がりが弱く、最終生産物の類似性が低い非関係的業種多様性は製造業労働生産性成長に阻害することが明らかになった。これも本研究の仮説と一致した結果となっている。また、Pはいずれも正となっており、ケース3とケース4では、いずれも1%で有意となっている。すなわち、地域規模の大きい省ほど、製造業労働生産性の成長も大きいことを意味している。

表5 最小二乗法による回帰分析結果

	ケース1	ケース2
C	-10.939 (-13.152) **	-7.363 (-9.370) **
K/L	1.364 (21.087) **	1.298 (19.700) **
RV	3.075 (3.976) **	
UV		-1.343 (-3.354) **
P	1.313 (4.510) **	1.263 (4.304) **
R*2	0.848	0.850
D.W.	0.722	0.663
Prob(F)	0.000	0.000
Sample size	261	261

注：() は t 値、R*2 は自由度調整済決定係数、D.W. はダービン・ワトソン比、**は1%水準、*は5%水準(両側検定)で有意であることを意味する。

表6 2段階最小二乗法による回帰分析結果

	ケース3	ケース4
C	-10.593 (-15.616) **	-5.491 (-3.655) **
K/L	1.269 (20.610) **	1.165 (16.937) **
RV	4.850 (5.216) **	
UV		-1.919 (-2.709) **
P	0.891 (3.930) **	0.972 (2.587) **
R*2	0.849	0.847
D.W.	0.919	0.770
Prob(F)	0.000	0.000
Sample size	232	232

注：() は t 値、R*2 は自由度調整済決定係数、D.W. はダービン・ワトソン比、**は1%水準、*は5%水準(両側検定)で有意であることを意味する。

V. 本研究の結論

本研究は製造業における業種多様性と労働生産性の関係について、業種間の繋がりや緊密さの影響を考慮しながら分析してきた。産業構造変化に関する研究は数多くあるが、中国の製造業に焦点を合わせて、業種間の繋がりをも考慮しながら業種多様性を分析するのは本研究がおそらく初めてである。

本研究の結論は次のようにまとめることができる。

第1に、業種多様性を非関係的業種多様性と関係的業種多様性に分解すると、非関係的業種多様性と労働生産性成長は負の関係があるのに対して、関係的業種多様性と労働生産性成長は強い正の関係があるという結果が得られた。つまり、立地した業種の間にある相互の繋がりや緊密さにより、業種多様性の労働生産性成長への影響も異なることである。関係的業種多様性については、最終生産物の類似性が高く、生産設備、労働者のスキルレベル、生産に必要な技術も類似性があるため、業種間の繋がりや比較的に緊密であり、緊密な業種間繋がりや人的・物的交流については技術移転・革新を促し、結果的に労働生産性成長に貢献する。一方、非関係的業種多様性における業種間の繋がりや関係的業種多様性と比べて弱く、各業種は比較的に独立しているため、景気変動などの外生的リスクを分散される利点はあるが、人的・物的または技術移転・革新による労働生産性成長効果を生み出せないため、結果として労働生産性成長に対して負に働くことになった。

第2に、資本労働比率は、労働生産性成長と強い正の関係を持っている。生産要素の投入は長期にわたって中国の経済成長を支えており、本研究の結果からもこのことが確認される。しかし、生産要素の供給は量的にも質的にも限界があり、今後の労働生産性成長への影響は次第に減衰する可能性もある。

第3に、地域規模については、ケース3とケース4のとおり、いずれも製造業労働生産性成長を促進する。一般には地域の人口規模が大きければ需要も増大し、労働生産性成長の水準も高くなると考えられる。本研究もこの論理を支持する結果が得られたのである。

周知されたように、多種類の業種が特定の地域に集中することは、分業や労働市場の多様性を生み出し、結果として地域の経済活動の水準を高め、個々の業種の労働生産性の成長を高められる。しかし、先行研究レビューおよび本研究の計量分析の結果のように、業種間の繋がりや緊密さを考慮すると、業種多様性の上昇が労働生産性の成長を促進することは必ずしも言い切れない。本研究の結論によると、労働生産性成長においては、最終生産物の類似性の高く、相互に緊密に繋がる業種を集中的に立地させることが有効な手段の1つである。その理由は、最終生産物の類似性が高ければ、投入要素の共有化、共通の労働市場および知識のスピルオーバーなどのメリットがより容易に享受できるからである。したがって、今後の産業政策においては、本研究の結論のように、製造業の業種多様性を保つとともに、その業種間の繋がりや強化すること、業種間労働者の交流を増やすため、労働者に対して幅広くトレーニングすること、知識のスピルオーバーをより活発化することなどにも留意し、取り組む必要があると考えられる。

本研究は次の課題を残している。これらは今後さらに検討していく必要がある。

まず、中国における労働生産性成長は、産業構造の種類の変化のほか、労働者のスキルや国有企业問題など、多くの要因に影響されているとみられる。今後は多重共線性問題などに留意したうえで、より実態的なモデルの構築が必要である。

また、本研究では、技術変化による労働生産性成長への影響について議論していない。

その理由として、技術変化の代理変数として全要素生産性（TFP）がよく使用されるが、一般に労働と資本で説明できない部分、すなわち残差として計測されるため、純粋な TFP の計測が困難だからである。今後、TFP の影響を考慮するためには、新たな計測方法の開発が必要と考えられる。

脚注

- ¹ 愛知大学国際中国学研究センター研究員。
Email:rihaku198752@yahoo.co.jp
- ² 本研究は RV と UV を操作変数とする。小西・伊藤[9]にしたがい、ハウスマン検定を用いて次のように内生性検定を行った。まず、RV と UV をそれぞれ一階差分し、RV (-1) と UV (-1) を操作変数にして、それぞれ RV および UV との関係を検証した。その結果、いずれも有意な相関がみられたため、RV (-1) と UV (-1) を操作変数とすることが適当であるといえる。次に RV と UV を被説明変数とし、それぞれ回帰式の残差を取り、RV と UV を被説明変数とする回帰式に代入した結果、いずれも帰無仮説が棄却されないため、RV と UV はいずれも内生的であるといえる。

謝辞

本稿は、日本地域学会第 50 回年次大会（徳島大学、2013 年 10 月 13 日）での研究発表をベースに、加筆・修正したものです。同研究会における討論者・参加者の方々をはじめ、今回の投稿に際して 2 人の匿名査読者から、きわめて貴重なご意見・ご示唆をいただきました。これらの方々にあらためて心からお礼申し上げます。

参考文献

- [1] Attaran, M., “Industrial Diversity and Economic Performance in U.S. Areas,” *The Annals of Regional Science*, Vol.20, issue 2, pp.44-54, 1986.
- [2] Attaran, M. and Zwick, M., “Entropy and Other Measures of Industrial Diversification,” *Quarterly Journal of Business and Economics*, Vol.26, pp.17-34, 1987.
- [3] Conroy, M. E., “The Concept and Measurement of Regional Industrial Diversification,” *Southern Economic Journal*, Vol.41, No.3, pp.492-505, 1975.
- [4] Crawley, M. J., *Statistics: An Introduction using R*, WILEY, 2005.
- [5] Frenken, K., Van Oort, F., Verburg, T., “Related Variety, Unrelated Variety and Regional Economic Growth,” *Regional Studies*, Vol.41.5, pp.685-697, 2007.
- [6] Imabs, J. and Wacziarg, R., “Stages of Diversification,” *American Economic Review*, Vol.93, pp.63-86, 2003.
- [7] Izreali, O. and Murphy, K. J., “The Effect of Industrial Diversity on State Unemployment Rate and Per Capita Income,” *The Annals of Regional Science*, Vol.37, Issue 1, pp.1-14, 2003.
- [8] 経済産業省, 『通商白書 2007』経済産業省, 2007.
- [9] 小西葉子・伊藤有希, EViews の使い方 第 6 章, http://ykonishi.web.fc2.com/EViews_manual6.pdf, 2007.
- [10] Kort, R. J., “Regional Economic Instability and Industrial Diversification in the U.S.,” *Land Economics*, Vol.57, No.4, pp.596-608, 1981.

- [11] 李博, “産業構造要因と生産性の変化からみた遼寧省産業の課題,” 『広島大学経済学研究』第29集, 2013, pp.21-49.
- [12] 孟若燕, “中国産業別資本投入の推計(1),” 『三田商学研究』第55巻第2号, 2012, pp.31-61.
- [13] 宮川努・笛田郁子・井上有弘, “産業別生産性からみた日本経済の低迷,” *JCER Review*, Vol.53, 2003.
- [14] Mizuno, K., Mizutani, F., Nakayama, N., “Industrial Diversity and Metropolitan Unemployment Rate,” *The Annals of Regional Science*, Vol.40, Issue 1, pp.157-172, 2006.
- [15] Olaberria, E. and Rigolini, J., “Managing East Asia's Macroeconomic Volatility,” *Policy Research Working Paper* 4989, 2009.
- [16] Parr, J.B., “Specialization, Diversification, and Regional Development,” *The Professional Geographer*, Vol. XVII, No.6, pp.21-25, 1965.
- [17] Rodgers, A., “Some Aspects of Industrial Diversification in The United States,” *Economic Geography*, Vol.33, No.1, pp.16-30, 1957.
- [18] Shannon, C. E., “A Mathematical Theory of Communication,” *The Bell System Technical Journal*, Vol.27, pp.379-423, 623-656, 1948.
- [19] Siegel, P.B., Johnson, T.G. and Alwang, J., “Regional Economic Diversity and Diversification,” *Growth and Change*, Vol.26, No.2, pp.261-284, 1995.
- [20] Singh, L., “Technological Progress, Structural Change and Productivity Growth in Manufacturing Sector of South Korea,” *World Review of Science Technology and Sustainable Development*, Vol.1, No.1, pp.37-49, 2004.
- [21] Timmer, M. P. and Szirmai, A., “Productivity Growth in Asia Manufacturing: The Structural Bonus Hypothesis Examined,” *Structural Change and Economic Dynamics*, Vol.11, No.4, pp.371-392, 2000.
- [22] Wagner, J. E. and Deller, S. C., “Measuring the Effects of Economic Diversity on Growth and Stability,” *Land Economics*, Vol.74, No.4, pp.541-556, 1998.
- [23] 張軍, 吳桂英, 張吉鵬, 《中国省级物质资本存量估算: 1952-2000》, (中国省レベルの資本ストックの試算: 1952-2000), 《经济研究》第10集, 2004, pp.35-44.