

Panel Data Research Center at Keio University
DISCUSSION PAPER SERIES

DP2015-008

March, 2016

地域労働市場における二極化の検証— IT の雇用代替効果と地方の雇用

野原 快太*

【要旨】

本稿では、IT の導入が地域労働市場に与える影響を Autor and Dorn(2013)の定型化仮説の枠組みに基づき検証した。具体的には、「国勢調査」や「O*NET」などから作成した 1985 年から 2010 年の都道府県パネルデータを用いて、定型業務シェアが高かった地域ほど IT の導入が進み定型業務シェアが減少する一方で、抽象業務・非定型亭仕事業務のシェアが増加するという業務の二極化や、それに伴う所得分布の二極化が生じているかを検証した。その結果、定型業務シェアが高かった地域で IT の導入が進むことや、その後の定型業務のシェアが減少する一方で抽象業務のシェアが増加するという点については定型化仮説と整合的な結果が得られた。ただし、非定型手仕事業務のシェアも減少していたことから、業務の二極化は確認できなかった。また、所得についても、定型業務のシェアが高かった地域で所得分布の中位・上位に対する下位の所得が小さくなるという関係は見られたが、所得分布の二極化の動きは見られなかった。その他、定型業務のシェアが高かった地域で失業率が上昇、就業者数が減少するという結果が一部では見られた。これらの結果を総合すると、地方創生の一環としての地方への IT 導入の推進は、地域内の職業構成という点で見れば専門的・技術的職業に代表される高スキルの職業の割合を増加させることが期待できるが、その一方で所得下位層の格差拡大や失業率の上昇といった影響には注意が必要であるといえる。

* 慶應義塾大学大学院商学研究科

地域労働市場における二極化の検証*

— IT の雇用代替効果と地方の雇用

野原 快太

<要 約>

本稿では、IT の導入が地域労働市場に与える影響を Autor and Dorn(2013)の定型化仮説の枠組みに基づき検証した。具体的には、「国勢調査」や「O*NET」などから作成した 1985 年から 2010 年の都道府県パネルデータを用いて、定型業務シェアが高かった地域ほど IT の導入が進み定型業務シェアが減少する一方で、抽象業務・非定型手仕事業務のシェアが増加するという業務の二極化や、それに伴う所得分布の二極化が生じているかを検証した。その結果、定型業務シェアが高かった地域で IT の導入が進むことや、その後の定型業務のシェアが減少する一方で抽象業務のシェアが増加するという点については定型化仮説と整合的な結果が得られた。ただし、非定型手仕事業務のシェアも減少していたことから、業務の二極化は確認できなかった。また、所得についても、定型業務のシェアが高かった地域で所得分布の中位・上位に対する下位の所得が小さくなるという関係は見られたが、所得分布の二極化の動きは見られなかった。その他、定型業務のシェアが高かった地域で失業率が上昇、就業者数が減少するという結果が一部では見られた。これらの結果を総合すると、地方創生の一環としての地方への IT 導入の推進は、地域内の職業構成という点で見れば専門的・技術的職業に代表される高スキルの職業の割合を増加させることが期待できるが、その一方で所得下位層の格差拡大や失業率の上昇といった影響には注意が必要であるといえる。

<キーワード>

定型化仮説、IT、地域労働市場、二極化

* 本稿の執筆にあたり、慶應義塾大学商学部の清家篤教授、樋口美雄教授、深尾光洋教授、中島隆信教授をはじめとする多くの方々、そして山本勲教授に多数の貴重なご意見・ご指導を頂いた。ここに記して心からの感謝の意を示したい。なお、本稿に残る誤りの責任はすべて筆者に帰する。

1.はじめに

IT化の進展は地方の労働市場にどのような影響をもたらすのだろうか¹。本稿では職業別従業者数を中心とする1985年から2010年までの都道府県パネルデータを用いることで、IT化の進展により定型的な仕事が代替されることにより労働市場の二極化、具体的には業務内容や所得分布が二極化する動きが日本の各地域で生じているのかを検証する。

地域活性化や「地方創生」を掲げる安倍政権は、ITを地方公共団体が抱える様々な課題を解決する手段の1つとして位置づけ、地方への導入を進める方針をとっている。

例えば、高度情報通信ネットワーク社会推進戦略本部(IT総合戦略本部)のもとに、地方におけるIT活用法の模索や導入促進プランを検討する地方創生IT利活用推進会議が2015年1月に設置され、同年6月には「地方創生IT利活用促進プラン」が取りまとめられた。また、「平成27年版情報通信白書 第3章第2節 地域の雇用とICT」(総務省)では、ICTが地方の企業を活性化し、地方公共団体の抱える課題の1つである雇用環境改善に寄与する可能性に言及している。同白書で言及されているICTが雇用に与える影響を要約すると次のようになる。

まず、ICTが雇用を代替する効果である。これまで人が行ってきた業務をICTでより安価に行うことができる場合、そういった雇用はITに代替されることになる。なお、ICTに代替されるような業務は定型的な業務が多いと考えられるが、こういった業務では比較的高度なスキルが必要とされず、賃金も低い傾向にある。一方で、代替されないような業務は高度な専門知識や人とのコミュニケーションが必要となる、いわば比較的高スキル・高賃金の業務が多い傾向にある。したがって、ICTが定型的な業務を代替することにより、比較的高スキル・高賃金の雇用が残ることになり、全体としてみれば雇用の質が高まるという効果が期待できるとされている。

次に、ICTが雇用を創出する効果である。ICTを利用する側としては、例えばeコマースによる事業拡大や新技術・サービスを活用した新規事業創出により企業が成長すれば、その分だけ雇用が生み出される。こうして生み出された雇用は企業成長を背景としているために安定的であり、また、新規事業創出にかかわる雇用はやりがいのある仕事が多いと考えられ、こうした点からも雇用の質が高まるとしている。また、ICTを供給する産業が拡大することによる雇用創出の効果についても指摘されている。

なお、同白書では政令指定都市以外の市町村のICT化の進展度が三大都市圏以外の政令指定都市並みになった場合、ICT化により企業が成長して生み出される雇用、および新規事業が創出されることにより生み出される正規雇用の合計を20万人弱とシミュレーションしている。その一方で、ICTの雇用代替効果については管理的職業従事者や事務従事者など一

¹ IT(Information Technology)とICT(Information Communication Technology)は意味を区別して使用されることもあるが本稿ではこれらの違いを区別せず、先行研究などでICTと記述されている場合を除いては、コンピュータ関連の資本・技術全般をITと記述する。

部の職種について確認できると指摘するにとどまっております、雇用創出効果と比較してどちらが大きいのか、地域の労働市場に対してどのような影響があるかといったことは明らかになっていない。

また、地方創生 IT 利活用プランにおいては IT が「地方公共団体等が抱える課題解決に当たって有効な手段」であることが前提になっている。しかし、2 節で紹介する Autor and Dorn(2013)や Senftleben and Wielandt(2012)といった IT の導入と地域労働市場の関係を定型化仮説という枠組みに基づき検証した研究の結果からは、IT の導入が地域の労働市場に良い影響のみを与えるとは必ずしも言い切れない。地方創生戦略の一環として地方への IT 導入を進めるにあたっては、IT の雇用代替効果を踏まえたネットの雇用への影響の検証をはじめ、IT の導入が地域の労働市場におよぼす影響の検証が不可欠であろう。

そこで本稿では、業務内容および IT との代替関係に着目したうえで IT の導入と地域労働市場の関係を分析した Autor and Dorn(2013)の枠組みにしたがい、都道府県パネルデータを用いることで IT の導入が地域の労働市場に与える影響を検証する。具体的には、定型的な業務の比率が高い地域で IT 化が進み、定型的な業務の雇用代替が進むことにより、業務の二極化やそれにとまなう所得分布の二極化が引き起こされているかを検証する。

本稿で得られた結果を要約すると次のようになる。Autor and Dorn(2013)の枠組みに基づき、抽象業務・定型業務・非定型手仕事業務と IT の関係について都道府県パネルデータを用いて推計を行った結果、定型業務のシェアが高かった地域で IT の導入が進むことや、定型業務のシェアが減少する一方で抽象業務のシェアが増加するという定型化仮説と整合的な結果が得られた。ただし、非定型手仕事業務のシェアも減少していたことから、業務の二極化は確認できなかった。また、定型業務のシェアが高かった地域で所得分布の中位・上位に対する下位の所得が小さくなるという関係は見られたが、所得分布の二極化の動きは見られなかった。その他、定型業務のシェアが高かった地域で失業率が上昇、就業者数が減少するという結果が一部では見られた。これらの結果を総合すると、地方創生の一環としての地方への IT 導入の推進は、地域内の職業構成という点で見れば専門的・技術的職業に代表される高スキルな職業の割合を増加させることが期待できるといえるが、その一方で所得下位層の格差拡大や失業率の上昇などには注意が必要である

本稿の構成は以下の通りである。まず、2 節では IT が労働市場に与える影響に関する先行研究を概観する。次に 3 節では本稿の分析に用いる理論モデルとそこから得られる実証的含意、推計アプローチを紹介する。4 節では本稿の推計で用いるデータを紹介し、日本全体で見て二極化の動きが確認できるかを概観する。5 節では実際に推計を行い、地域労働市場において後述するような定型化仮説から予想される二極化がおきているかを確認する。最後に、6 節で本稿において得られた結果と限界をまとめる。

2. IT 化が労働市場に与える影響

IT 化が労働市場にどのような影響を与えるかという研究はアメリカをはじめとする先進国において数多く行われてきたが、ここではスキル偏向的技術進歩仮説と定型化仮説という 2 つの仮説からその影響を整理しておく。

スキル偏向的技術進歩仮説は、端的にいえばスキルの高低にもとづき労働者を熟練労働者と非熟練労働者に二分し、熟練労働者の相対需要を上昇させるような技術進歩を賃金格差拡大の要因とする枠組みである。このスキル偏向的技術進歩仮説は 1980 年代以降にみられた賃金分布の変化を説明する可能性の 1 つとして、特にアメリカを中心として検証され始めた。例えば、この時期のアメリカにおける賃金分布の変化の要因を検証した研究を整理した Katz and Autor(1999)では、大卒労働者の相対供給が増加する一方で大卒労働者の相対賃金が上昇するといった賃金分布の変化を説明する要因として、グローバリゼーションの進展、労働組合組織率低下などの労働市場の制度的要因、そしてスキル偏向的技術進歩仮説が挙げられている。そのうえで、スキル偏向的な技術進歩としてコンピュータや関連技術が注目されて数多くの研究が行われ、コンピュータ利用率の上昇やコンピュータを利用する労働者に賃金プレミアムが観測されたと指摘している²。

スキル偏向的技術進歩仮説は一定の説明力を持つとされてきた一方で、1990 年代以降の先進国で観測された労働市場の二極化、すなわち雇用の二極化(job polarization)や賃金の二極化(wage polarization)の動きを必ずしも説明できないという問題点も指摘された。雇用の二極化とは、例えば Goos and Manning(2007)が 1975 年から 1999 年のイギリスにおいて見られたと指摘している様な、賃金水準の高い職業と低い職業のシェアが増加する一方で、その中間の職業シェアが相対的に減少することを指す。こうした動きは、ヨーロッパ 16 か国のデータを使用した Goos, Manning and Salmons(2009)においても確認されている。他方、賃金の二極化については主にアメリカにおいて確認されている動きである。1973 年から 2004 年までのアメリカにおける賃金水準の変化を、観測開始時点での賃金水準別にみている Autor, Katz and Kearney(2006)では、1973 年から 1988 年までは賃金水準が高い職業ほど賃金が上昇していたのに対し、それ以降では高賃金層と低賃金層における賃金の上昇に対して、その中間層の賃金上昇が小さく、賃金の二極化の動きがみられると指摘されている。熟練労働者の相対的な生産性を高めるような技術進歩として IT を仮定する場合、1990 年代以降各国で確認された高賃金層の賃金やシェアの拡大については説明できるものの、低賃金層の賃金やシェアの伸びについては説明できない。

そこで、IT を雇用増大的な技術ではなく一部の雇用を代替する技術と仮定し、その影響

² なお、コンピュータを使用する労働者に確認された賃金プレミアムが、コンピュータが労働者の生産性を高めたことに由来するものか、それともコンピュータの使用という行動は労働者の観測されない属性を代理しているにすぎず、したがって観測された賃金プレミアムはコンピュータが生産性を高めたことによるものではなく労働者の属性に由来するものであるか、といった観点からも研究が行われた。ただし、本稿の分析とは直接には関連しないため、これ以上は言及しない。

を理論的に説明したのが Autor, Levy, and Murnane(2003)の定型化仮説(routinization hypothesis)である。Autor, Levy, and Murnane(2003)では生産に必要な要素を主に2つの基準で5つに分類している。1つは定型的か非定型的か(routine/non-routine)というもので、定型的とは明確に定められたルールに基づき行われ、機械で行うことが可能であることを指している。もう1つは知的作業か身体的作業か(cognitive/manual)というものである。さらに、非定型的かつ知的な業務を2つに分けることで、最終的に非定型分析業務(non-routine analytic task)、非定型相互業務(non-routine interactive task)、定型認識業務(routine cognitive)、定型手仕事業務(routine manual)、非定型手仕事業務(non-routine manual)の5つに分類している。Acemoglu and Autor(2011)では、専門・経営管理・技術職(Professional, Managerial, Technical)では非定型分析業務と非定型相互業務の重要度が高く、事務・販売職(Clerical, Sales)では定型認識業務、生産工程職(Production, Operators)では定型認識業務と定型手仕事業務、サービス職(Service)では非定型手仕事業務の重要性がそれぞれ高いとされている。

ここで、技術進歩により機械の価格が低下すると、定型手仕事業務および定型認識業務の労働が機械により代替されることとなる。特に、1990年以降のコンピュータ関連の技術進歩は、定型認識業務について代替することになる。他方で、生産において定型的な業務と補完性を持つ非定型分析業務や非定型相互業務および非定型手仕事業務の需要は相対的に増加することになる³。ここで、Acemoglu and Autor(2011)では、非定型分析および非定型相互業務の重要性が高い専門・経営管理・技術職は賃金水準が高く高スキルな職業、非定型手仕事業務の重要性が高いサービス職は賃金水準が低く低スキルな職業、定型的な業務の重要性が高い事務・販売職および生産工程職はその中間とされている。したがって、定型化仮説に基づけば、1990年代以降の雇用の二極化および賃金の二極化は、コンピュータをはじめとするITが賃金分布の中位に位置していた定型認識業務に従事する労働者を代替し、賃金分布の下位および上位に位置する非定型的な業務に従事する高スキル・低スキル労働者への需要を増加させた結果であると解釈することができる。

定型化仮説は、雇用の二極化をうまく説明できるフレームワークとしてアメリカだけでなくその他の先進国でも検証されてきた。例えば、先に紹介した Goos and Manning (2007)では1975年から1999年までのイギリスにおいて確認された雇用の二極化の要因として、定型化仮説の説明力が高いと指摘している。また、1975年から2005年のスウェーデンについて検証した Adermon and Gustavsson(2015)でも、1990年代以降起きている雇用の二極化について説明力を持つことが明らかにされている。その他、Goos, Manning and Salmons(2009)でも、1993年から2006年までにヨーロッパ16か国で確認された雇用の二

³ Autor, Levy, and Murnane(2003)では非定型手仕事業務に対してはIT資本の導入は中立的だとされているが、遊喜(2011)でも指摘されているとおり生産において定型業務と非定型手仕事業務が補完的であれば、非定型手仕事業務への相対需要も増加する。また、生産において2つの業務に関係がなくても、ITが生産性の上昇を通して所得を上昇させれば、最終需要に大きな変化がない限り非定型手仕事業務により生産される財への需要も増加、したがって非定型手仕事業務の需要も増加することになると考えられる。

極化の動きについて、オフショアよりも定型化仮説のほうがより説明力があるとされている。

ただし、賃金の二極化に対する説明力については、アメリカ以外の国では雇用の二極化ほどにはその妥当性が確認されているわけではない。例えば、1995年から2007年のヨーロッパ12か国における賃金の動きを見ている Naticchioni, Ragusa and Massari(2014)では、産業レベルでみた場合、ICTは雇用の二極化には影響があるものの、賃金の二極化への影響は確認できなかったとしている。

一国全体の労働市場の二極化の動きについて定型化仮説がある程度の説明力を持つことが各国で確認されたが、この考え方を地域労働市場に適用したのが Autor and Dorn(2013)である。Autor and Dorn(2013)では通勤圏を基に設定された地域労働市場(Local Labor Market)を1つの地域とし、各地域で財・サービスの生産に必要な要素を抽象業務(Abstract task)、定型業務(Routine task)、非定型手仕事業務(Non-routine manual task)としたうえでITの導入がその地域の労働市場にどのような影響を及ぼすかを理論化し、1985年から2005年までのアメリカのデータを用いて検証している⁴。その結果、過去に定型的な業務の割合が高かった地域ほどITの導入とそれによる定型業務の代替がより進むことから、業務の二極化とそれに伴う賃金の二極化が進むことを明らかにしている。地域版定型化仮説とも呼ぶべきこの仮説の検証はまだそれほど進んでいないが、1979年から2007年までのドイツのデータをもちいて検証した Senfleben and Wielandt(2012)では、賃金の二極化は見られないものの業務の二極化という点ではアメリカと同様の結果が得られたと報告されている。

日本についても定型化仮説が成り立つかをはじめに検証したのが、池永(2009)である。池永(2009)では、国勢調査の職業小分類のデータから、労働者を非定型分析、非定型相互、定型認識、定型手仕事、非定型手仕事の5つに分類している。そのうえで、それぞれの業務に分類される職種別の労働者数が時系列的にどう変化してきたか、およびその変化とIT資本導入との関係を検証している。各業務の時系列的な傾向としては、非定型分析業務が大幅に伸びているほか、非定型相互業務や非定型手仕事業務が増加していると指摘している。こうした変化とIT資本導入の関係性を回帰分析により検証した結果、係数は小さいもののIT資本の導入が定型認識業務および定型手仕事業務と代替関係にあり、非定型分析業務と補完的な関係があることを明らかにしている。ただし、定型認識業務が全体としては増加傾向であることや、非定型手仕事業務に対してもIT資本の導入がマイナスの影響を与えること、非定型相互業務に対して有意でないことなど、定型化仮説や欧米における先行研究と必ずしも一致しない結果も得られている。また、池永(2009)では1つの職業は1つの業務のみに従事するとされているが、1つの職業が複数の業務に従事するとみなし、日本全体で5つの

⁴ 生産に必要な業務が Autor, Levy, and Murnane(2003)の5つから3つに変更になっているが、抽象業務は非定型分析業務と非定型相互業務を、定型業務は定型認識業務と定型手仕事業務をまとめたものである。

業務構成がどのように変化してきたかを検証しているのが池永・神林(2010)である。池永・神林(2010)では、業務シェアの算出方法を精緻にすると、非定型手仕事業務が増加する一方で定型業務が減少する傾向が1960年以降一貫して確認できると指摘している。しかし、これらの変化とITとの関係については検証されていない。

このように、業務構成の時系列的推移については、定型認識業務以外の業務では集計方法の違いに寄らず、定型認識業務についてもより細かく集計すれば定型化仮説から予想される動きが日本でも確認されている。一方で、業務レベルで細かく集計したうえで各業務とIT資本との関係を検証した研究は筆者の知る限り存在しない。また、日本において地域ごとに業務内容の変化を検証した研究については池永(2011)があるが、地域版定型化仮説を検証した研究についても筆者の知る限り存在しない⁵。本稿はこうした点を踏まえ、業務を細かく集計したうえで地域版定型化仮説の枠組みに則り分析を行い、ITが地域労働市場に与える影響について検討する。

3. 理論モデルと分析アプローチ

(1) 理論モデル

本稿では、Autor and Dorn(2013)の理論モデルに基づき推計を行う。なお、ここでは基本的なセットアップと最終的に求められるインプリケーションのみを紹介する。詳細は補論およびAutor and Dorn(2013)のWeb Appendixを参照されたい。

いま、抽象業務、定型業務、非定型手仕事業務の3種類の業務のインプットから財とサービス(g, s)が生産される経済を考える。抽象業務、非定型手仕事業務のインプットはそれぞれ抽象業務労働(L_a)および非定型手仕事業務労働(L_m)のみから供給されるが、定型業務のインプットは定型業務労働(L_r)とIT資本(K)から供給される。

ここで、財の生産関数を以下の(1)式の様におく。ただし、 α は効率性パラメータである。

$$Y_g = L_a^{1-\beta} [(\alpha_r L_r)^\mu + (\alpha_k K)^\mu]^{\beta/\mu}, \quad \beta, \mu \in (0,1) \quad (1)$$

このとき、抽象業務労働とトータルの定型業務インプットの代替弾力性は1であるが、定型業務労働とIT資本の代替弾力性は $\sigma_r = 1/(1-\mu) > 1$ である。したがって、IT資本 K は抽象業務労働と補完的であるが、定型業務労働とは代替的である。

⁵ 池永(2011)では、Autor, Levy, and Murnane(2003)で用いられている理論モデルでは非定型手仕事業務の増加を説明できないとし、人口構成や世帯規模といった財・サービスの最終需要を要因とする検証を行っている。後述するようにAutor and Dorn(2013)のモデルでは最終需要における財とサービスにおける代替弾力性と定型業務シェアの関係性を整理したうえで、定型業務シェアと業務構成変化の関係について実証する枠組みが提示されている。

次に、サービスの生産関数を以下の(2)式の様におき、サービスの生産は L_m のみから行われるとする。なお、以降の記述では α_m を1として基準化し、 α_r は相対的な効率性を表すとする。

$$Y_s = \alpha_m L_m \quad (2)$$

労働者は3種類の労働のうちいずれかを供給するが、熟練度の点からは高スキル労働者と低スキル労働者の2種類に分類される。ただし、高スキル労働者は抽象業務労働のみを供給するとし、低スキル労働者は定型業務労働か非定型手仕事業務労働のうち、獲得できる賃金が高い方を供給する。ここで、非定型手仕事業務労働を供給する際の賃金はどの労働者でも一定であるが、定型業務労働を供給する際の賃金は低スキル労働者がもつ能力 η により決まるとする。低スキル労働者はそれぞれの能力 η に基づき、定型業務労働の賃金が非定型手仕事業務労働の賃金を上回る場合にのみ定型業務労働を供給する。

次に、IT資本について以下の(3)式に基づき競争的に供給されると仮定する。

$$K = Y_k(t) e^{\delta t} / \theta \quad (3)$$

ただし、 $Y_k(t)$ はKの生産に投入される最終消費財を表し、 δ は正の一定の値をとり、 $\theta = e^{\delta}$ は効率性パラメータである。ここで、技術進歩を反映して、生産性はレート δ で向上する。競争的な市場で長期にわたり生産する場合を考えると、IT資本の価格 $p_k(t)$ は次の(4)式のように表すことができ、レート δ で低下していく。

$$p_k(t) = \frac{Y_k}{K} = e^{-\delta t} \quad (4)$$

さらに、財とサービスから効用を得る消費者(労働者)の効用関数を次の(5)式のように置き、賃金と価格を所与として効用を最大化すると仮定する。ここで、財とサービスの消費における代替弾力性は $\sigma_c = 1/(1 - \rho)$ である。

$$u = (C_s^\rho + C_g^\rho)^{1/\rho}, \rho < 1 \quad (5)$$

ここまでの定式化に基づくと、ある地域の時点 t における効用を最大化するIT資本 $K(t)$ と非定型手仕事業務労働 $L_m(t)$ の水準は、(6)式を最大化する planner's problem を解くことで得られる。ただし、 X はトータルの定型業務のインプットであり、式中では簡単のため消費における代替弾力性 σ_c を σ と表記している。

$$\max_{K, L_m} \left(L_m^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (Y_g - p_k(t)K)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (6)$$

Where $Y_g = L_a^{1-\beta} X^\beta$ and $X \equiv [(\alpha_r L_r)^\mu + (\alpha_k K)^\mu]^{1/\mu}$,

なお、 $t \rightarrow \infty$ とした時の非定型手仕事業務労働のインプットは次の(7)式の様になる。(7)式は定型業務と非定型手仕事業務のインプット間における低スキル労働の配分が、生産における定型業務集約度 β で測られた消費と生産におけるそれぞれの代替弾力性の相対的な大きさにより異なることを表している。

例えば、IT資本と定型業務労働の代替弾力性が財とサービスの代替弾力性を上回る場合、技術進歩によるIT資本価格の低下は相対的にサービス業における低スキル労働の需要を増加させ、低スキル労働者は定型業務労働から非定型手仕事業務労働へ移動することになる。

$$L_m^* = \begin{cases} 1 & \text{if } \frac{1}{\sigma} > \frac{\beta - \mu}{\beta} \\ \bar{L}_m \in (0,1) & \text{if } \frac{1}{\sigma} = \frac{\beta - \mu}{\beta} \\ 0 & \text{if } \frac{1}{\sigma} < \frac{\beta - \mu}{\beta} \end{cases} \quad (7)$$

さらに、 $j \in \{1, \dots, J\}$ 個の地域が存在し、そのそれぞれが(8)式のような財の生産関数を持つとする場合の Spatial Equilibrium について考える。ただし、 β_j は地域 j が生産を行う際の定型業務集約度を表している。簡単のため、ここではすべての地域 j でその水準が異なるとし、高スキル労働者のみが地域を自由に移動できるとする。

$$Y_{g,j} = L_{a,j}^{1-\beta_j} [(\alpha_r L_{r,j})^\mu + (\alpha_k K_j)^\mu]^{\beta_j/\mu}, \beta, \mu \in (0,1) \quad (8)$$

(8)式をはじめとする仮定に従い、 $t \rightarrow \infty$ としたうえで、労働市場における均衡条件から地域 j における抽象業務労働の成長率 gL_j を求めると、定型業務集約度が最も高い地域 j の定型業務集約度を用いて次の(9)式の様に表示することができる。

$$gL_j = \frac{\delta}{1 - \beta_j} - \frac{\delta \beta_j}{1 - \beta_j} \text{ for each } j \quad (9)$$

同様にして、IT資本の成長率 gK_j は次の式(10)のようにかける。

$$gK_j = \delta \left(\frac{\beta_j}{1 - \beta_j} - \frac{\delta \beta_j}{1 - \beta_j} \right) \text{ for each } j \quad (10)$$

ここまで紹介してきたモデルから導き出される実証的含意は次のようになる。まず、期初に定型業務のシェアが高かった地域ほど、IT 資本価格低下の恩恵が大きくなるため、IT 投資が大きくなる。ここで、IT と代替的な定型業務に従事していた低スキル労働者は IT により代替され、非定型手仕事業務に従事するようになる。さらに、財の生産における抽象業務と定型業務の補完性から、こうした地域における抽象業務に従事する労働者の賃金は上昇し、さらに消費における財とサービスの補完性を通してサービス需要も増加することから、非定型手仕事業務に従事する労働者の賃金も上昇する。他方で、IT と代替的な定型業務に従事する労働者の賃金は IT 資本の価格低下に伴い低下している。また、抽象業務労働者に対する賃金が高くなることにより、期初に定型業務のシェアが高かった地域ほど他の地域からの抽象業務に従事する労働者の流入が多くなる。

(2) 推計アプローチ

本稿の分析では、いくつかの先行研究を参考にしながら、(1)節で紹介した理論モデルからの実証的含意が日本のデータを用いた場合に確認できるかを、回帰分析を用いて検証する。具体的には、複数の公表統計を組み合わせることで作成した都道府県パネルデータを使用し、観測されない地域要因やその他の要因をコントロールし、定型業務シェアが高かった地域ほど IT 投資が大きくなるなどの関係がみられるかを検証する。

まず、本稿において使用する基本的な推計式は以下の式(11)のとおりである。

$$Y_{it} = \theta_1 + \theta_2 R_{it-5} + R_{it-5} \mathbf{T}_t \theta_3 + \mathbf{X}_{it-5} \theta_4 + \mathbf{T}_t \theta_5 + f_i + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

ここで、 Y_{it} は都道府県 i の t 年における各種の被説明変数を表している。また、 R_{it-5} は都道府県 i の $t-5$ 年における定型業務シェア、 \mathbf{T}_t は年ダミーベクトル、 \mathbf{X}_{it-5} は地域特性の変数ベクトル、 f_i は時間不変の固有要因、 ε_{it} は誤差項をそれぞれ表している。なお、以降の説明では、各業務シェアは労働者が投入する業務のインプットのシェアを指している。

Y_{it} として推計する変数は次の通りである。まず、都道府県別の一企業当たり IT 投資額(過去 5 年合計)である。理論モデルからは $t-5$ 年における定型業務シェアが高い地域ほど IT 投資額が大きくなることが予想されるが、定型業務シェア R_{it-5} の係数 θ_2 および年ダミーとの交差項の係数 θ_3 にその関係が反映される。具体的には、これらの係数が有意に正であれば理論と整合的な関係があると判断できる。

次に、抽象業務、定型業務、非定型手仕事業務のそれぞれのシェアについて $t-5$ 年との差分をとった値である。抽象業務シェアについてはすでに理論モデルでみた通り、期初、すなわち $t-5$ 年における定型業務シェアが高い地域ほど t 年にかけての増加幅が大きくなると考

えられる。他方、IT 資本と代替的な定型業務のシェアは減少幅が大きく、また、財とサービスの消費の補完性から、定型業務を代替された労働者の流入先としての非定型手仕事業務シェアは増加幅が大きくなると考えられる。したがって、 θ_2 および θ_3 は定型業務シェアに対しては有意に負、抽象業務及び非定型手仕事業務シェアに対しては有意に正であれば理論と整合的な関係があると判断できる。また、Autor and Dorn(2013)にならい非定型手仕事業務のインプットの具体例としてサービス職業シェアについても推計を行うが、非定型手仕事業務シェアと同様に考えられる。

Senftleben and Wielandt(2012)ではこうした関係だけではなく、IT 資本と代替された労働者が職につかず、失業者のままになる可能性を指摘している。例えば、サービスへの課税によりサービス需要が伸びず、したがってサービス職への需要も伸びづらくなる可能性や、失業保険制度が充実していることから、IT により代替された労働者が失業したままになる可能性である。検証の結果、定型業務シェアが高かった地域ほど失業率が上昇するという結果を得ている。本稿でもこれにならい、地域ごとの失業率について $t-5$ 年前との差分をとった値を被説明変数に用いて分析する。また、雇用が地域外に流出してしまったり、失業者ではなく非労働力化したりする影響をとらえるため、就業者数についても分析を行う。ただし、もともとの大きさの影響を排除するため $t-5$ 年前の就業者数を 100 とした比率を用いる。ここでの θ_2 および θ_3 にはITが地域にもたらず雇用代替効果と雇用創出効果のネットの効果が表れていると解釈できる。

また、各都道府県における所得分布の中位に対する下位の比、中位に対する上位の比、下位に対する上位の比の変化も被説明変数として用いた。具体的には、年間収入の中央値に対する第 20 百分位の比、中央値に対する第 90 百分位の比、第 20 百分位に対する第 90 百分位の比についてそれぞれ前期との差をとった値を被説明変数とした。職業ごとの賃金が業務内容により決まるとすれば、IT の導入に伴う賃金の変化は地域全体の所得分布の変化につながると考えられる。

なお、地域特性に関する変数ベクトル X は、Senftleben and Wielandt(2012)や池永(2011)を参考に、都市部とそれ以外の地域の違いをコントロールするために人口密度、サービス需要の違いをコントロールするために就業率および 65 歳以上人口比率を選定した⁶。具体的には、就業者が多い地域ではサービスを家庭内生産ではなくマーケットで調達する割合が高くなることが考えられるほか、池永(2011)において世帯主が 60 歳以上の世帯でサービス消費が高まることが指摘されており、こういった影響をコントロールしている。

⁶ なお、女性のみの就業率を加えた場合でも、本稿における推計結果とほぼ同じ結果が得られた。

4. データ

(1)使用データ

本稿の分析では複数の公表統計を用い作成した 1985 年から 2010 年までの都道府県パネルデータを使用した。以下、順に記述する。まず、分析の中心となる都道府県ごとの業務構成比を求めるには、都道府県ごとの職業別の従業者数と、職業ごとの抽象業務・定型業務・非定型手仕事業務の構成比の情報が必要である。前者については「国勢調査」(総務省)の都道府県別職業小分類別従業者数のデータを用い、後者については「O*NET」(the North Carolina Department of Commerce)の職業別の職務内容データを利用する。O*NET はアメリカにおける職業を 900 以上に分類し、それぞれの職業についている労働者にアンケート調査を行い、必要とされるスキルや能力、業務環境などの情報を指標化したデータベースである。本来であれば日本における職業データベースを用いることが望ましいが、本稿執筆段階において利用可能な形で公開されているデータは存在しないため、O*NET の職業分類を国勢調査の職業小分類に対応させて用いている^{7,8,9}。O*NET を用いて作成した職業ごとの抽象業務・定型業務・非定型手仕事業務のスコアに、対応する職業小分類の従業者数を乗じ合算することで、都道府県ごとの業務構成比が作成できる。なお、職業ごとの業務構成の作成に使用する O*NET の指標の選定は補論に掲載するとおり、Acemoglu and Autor(2011)にしたがった。

IT 投資については「情報処理実態調査」(経済産業省)の情報関係支出の都道府県別データを使用している。情報処理実態調査は総務省統計局の事業所母集団データベースをサンプル抽出の母集団とし、資本金 3,000 万円以上かつ従業員 50 人以上の企業について業態と従業者数規模を層化基準として無作為抽出したデータである。分析に当たっては、ハードウェア、ソフトウェアなどの購入・レンタル・リース料などをすべて含めた一企業当たり情報処理関係支出総額の平均値を都道府県ごとに毎年算出したうえで、データ期間を国勢調査に合わせるため、1996 年から 2000 年、2001 年から 2005 年、2006 年から 2010 年の投資額を合算している。

⁷ なお、国勢調査の職業小分類は分析期間内に分類の分割・統合が行われているが、分析期間を通じて一定となるように 176 職業に統合した。そのうえで O*NET の職業と対応させているが、池永・神林(2010)にならない国勢調査の職業小分類 1 つに対して O*NET で複数の職業が相当する場合はそれらの単純平均を、該当する職業が無い場合には、O*NET にある職業で内容が近いと思われる他の職業のスコアを用いた。

⁸ 平成 23 年 3 月 31 日までは、日本の職業について評価したキャリアマトリックスという労働政策研究・研修機構が提供するデータベースが存在した。キャリアマトリックスの提供する項目の中には、O*NET の項目と対応するものがあり、池永・神林(2010)ではこれを利用した比較が行われている。具体的には、1960 年以降の 5 業務構成比の経年変化を、キャリアマトリックスから業務シェアを作成した場合と O*NET から業務シェアを作成した場合の両方で見ている。その結果、一部の職業においては日米の評価に差がみられるものの、職業全体としてみた際の推移を覆すほどではないとしている。

⁹ 労働政策研究・研修機構(2012)や同(2015)では日本の労働者にアンケート調査を行い、探索的因子分析を行うことで職業ごとに必要となるスキルや知識がどのようなものかを類型化している。ただし、同報告書に掲載されている情報のみから定型化仮説に沿う形で職業ごとの業務構成比を作成することができず、因子分析に使用したデータも公開されていない。

所得については「全国消費実態調査」(総務省)の二人以上全世帯の年間収入十分位の都道府県別データを使用している。世帯単位の所得データであり、労働者個人の賃金分布の動きを必ずしも表さないが、都道府県別の総合的な所得格差の動きを表しているとも考えられる。なお、全国消費実態調査における年間収入十分位別の年間収入は、世帯を所得の低い順に並べ 10 等分したグループそれぞれの平均値となっている。したがって、所得の中位のデータとしては第 5 十分位と第 6 十分位の値の平均をとったものを疑似的な中央値として使用している。また、データの制約上 1995 年から 2010 年までの変化が対象である。

分析に使用するデータの基本統計量は以下の表 1 のとおりである。各業務シェアの最小値および最大値をみると、クロスセクション方向にも時系列方向にも極端な構成となっている地域がないことがわかる。就業率、65 歳以上人口比率、人口密度についてはクロスセクション方向および時系列方向の差が確認でき、最終需要の違いとして反映されることは十分に考えられる。

表 1 基本統計量

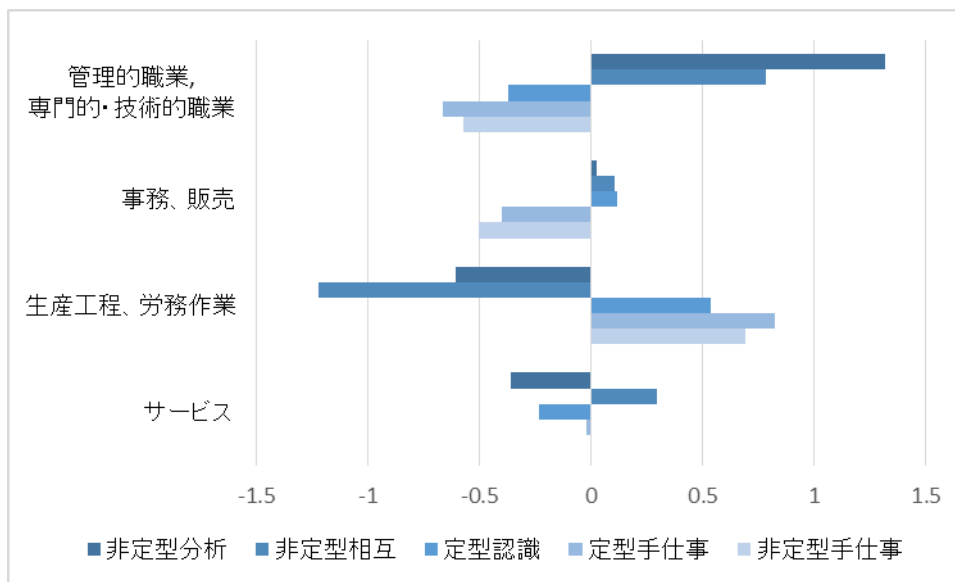
変数名	サンプルサイズ	平均値	標準偏差	最小値	最大値
一企業当たりIT投資額(千円)	141	207808.4	156096.8	22244.92	1042619
抽象業務シェア(%)	282	38.04	1.51	34.42	42.39
定型業務シェア(%)	282	40.61	0.59	39.16	42.04
非定型手仕事業務シェア(%)	282	21.35	1.01	18.45	23.95
サービス職従事者比率(%、男女計)	282	8.63	1.97	5.51	13.84
サービス職従事者比率(%、男性)	282	4.83	1.18	2.64	9.10
サービス職従事者比率(%、女性)	282	13.85	3.00	9.11	21.41
所得下位/中位比	188	0.56	0.02	0.47	0.61
所得上位/中位比	188	1.74	0.08	1.56	2.00
所得上位/下位比	188	3.12	0.23	2.69	4.17
失業率(%、男女計)	282	4.54	1.74	1.65	11.85
失業率(%、男性)	282	5.18	2.05	1.92	13.68
失業率(%、女性)	282	3.67	1.38	1.29	9.29
就業者数(人、男女計)	282	1305942	1221308	287332	6309698
就業者数(人、男性)	282	774920	750860	156232	3877192
就業者数(人、女性)	282	531023	473029	131100	2552416
就業率(%)	282	58.86	3.88	49.35	67.90
65歳以上人口比率(%)	282	21.22	5.61	9.38	33.38
人口密度(人/km ²)	282	634.47	1103.31	70	6016

(2)データの概観

回帰分析に入る前に、データからいくつか傾向を確認しておく。まず、国勢調査と O*NET を組み合わせて作成した本稿の職業ごとの業務スコアと、同じくアメリカの職業分類に基づき O*NET を使用して作成された Acemoglu and Autor(2011)の業務スコアを比較する。以下の図 1 は筆者が作成した日本の職業大分類 4 つにおける業務構成、図 2 は Acemoglu and Autor(2011)に掲載されているアメリカの業務構成をそれぞれ表している。なお、業務

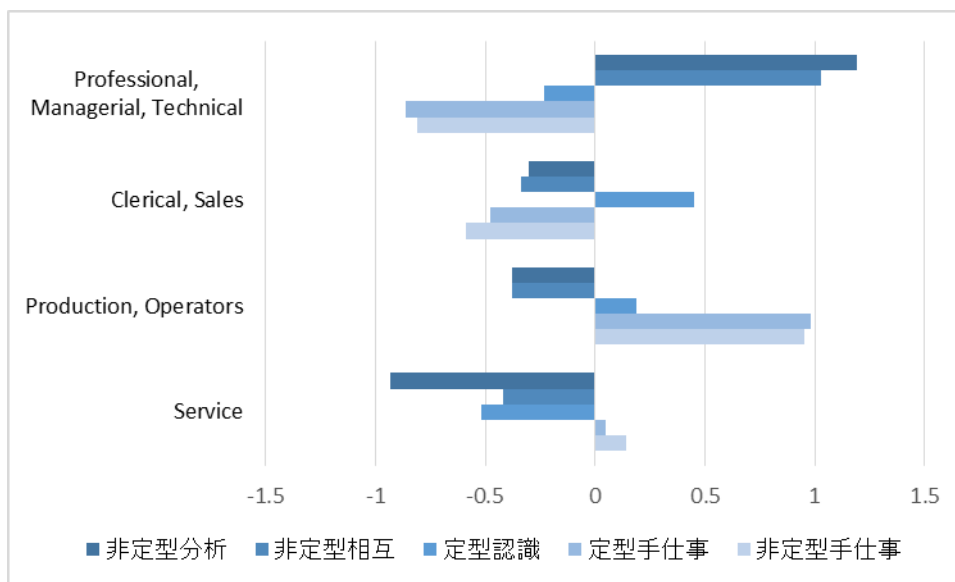
スコアは全職業のデータを使い基準化したのち、職業大分類ごとに平均値をとった値であり、ゼロより大きければ全職業平均よりも高いことを表す。

図 1 日本における職業大分類ごとの業務スコア



出所：国勢調査および O*NET より作成

図 2 アメリカにおける職業大分類ごとの業務スコア



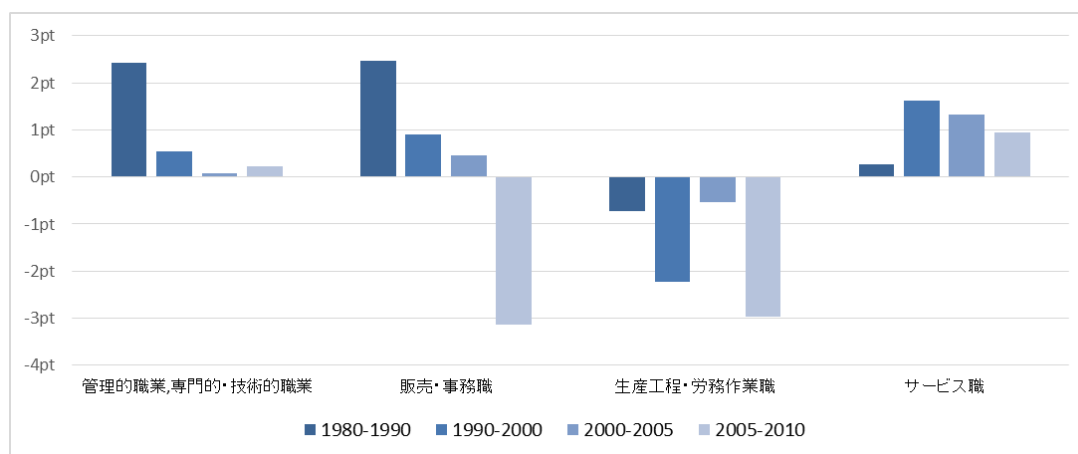
出所：Acemoglu and Autor(2011)より作成

図 1 と図 2 を比較すると、一部に違いがみられるものの、全体的な傾向としてはおおむ

ね類似していることがわかる。事務・販売職と Clerical,Sales の非定型分析業務及び非定型相互業務において傾向に違いがみられるが、事務・販売職に分類される職業を細かく見ていくと、小売店主・店長と卸売店主・店長の 2 つの職業で非定型相互業務のスコアが高く、事務・販売職全体の平均値を押し上げている。また、サービス職でも同様に飲食店主・店長と旅館主・支配人の 2 つの職業がサービス職全体の非定型相互業務のスコアを押し上げている。なお、回帰分析は職業小分類に基づき作成した都道府県ごとの業務構成比を作成するため、これらの差異は大きな問題とされないと考えられる。

業務の二極化が起きているかを確認する前に、それぞれの業務の重要性が高い職業の就業者シェアの時系列推移を見てみよう。図 3 は国勢調査から作成した日本における職業大分類別就業者シェアの、図 4 は Acemoglu and Autor(2011)から作成したアメリカにおける職業大分類別就業者シェアの時系列変化をそれぞれ表している¹⁰。管理的職業、専門的・技術的職業で変化幅に違いがみられるものの、生産工程・労務作業を除く 3 職業ではシェア増加・減少の時期が一致している¹¹。他方、生産工程・労務作業と Production, Operators/Laboreres をみると、日本では期間中一貫して減少し続けているのに対し、アメリカでは 2007 年まで微増減し、それ以降に減少が加速している。このような違いはみられるものの、職業大分類レベルの比較からは日米における職業シェアの推移にいくつか共通点がみられており、アメリカで確認されている定型化仮説が日本にも当てはまる可能性が示唆される。

図 3 日本における職業大分類別就業者シェアの時系列推移

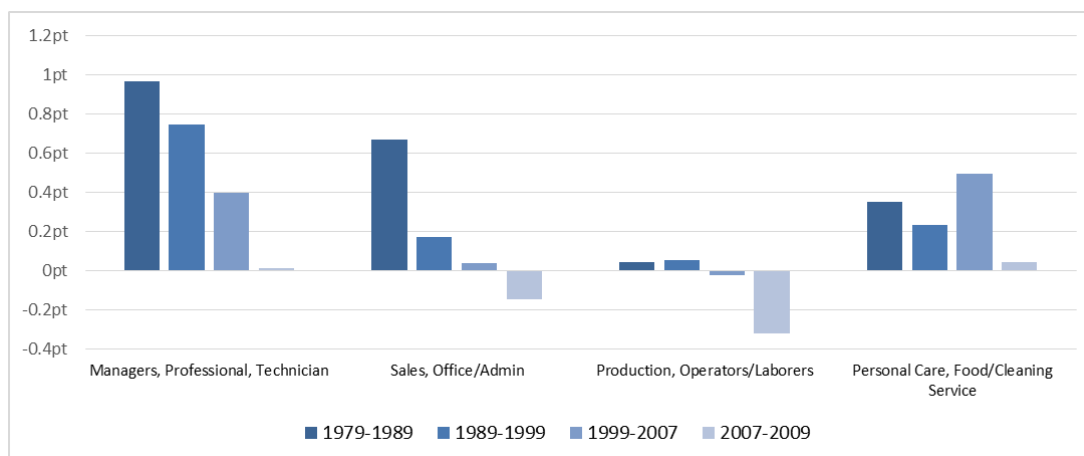


出所：国勢調査より作成

¹⁰ Acemoglu and Autor(2011)において図 4 は、May/ORG CPS という連続クロスセクションデータをもちいて、農業を除く非軍属の 15 歳から 64 歳の労働者をサンプルとして作成されている。なお、図 3 は 15 歳以上の全就業者を対象としているが、これは本稿の分析に用いるデータも同様である。

¹¹ ただし、日本における管理的職業は対象期間中一貫してシェアを減少させている一方、アメリカの Managers は一貫してシェアを増加させている。

図 4 アメリカにおける職業大分類別就業者シェアの時系列推移



出所：Acemoglu and Autor(2011)より作成

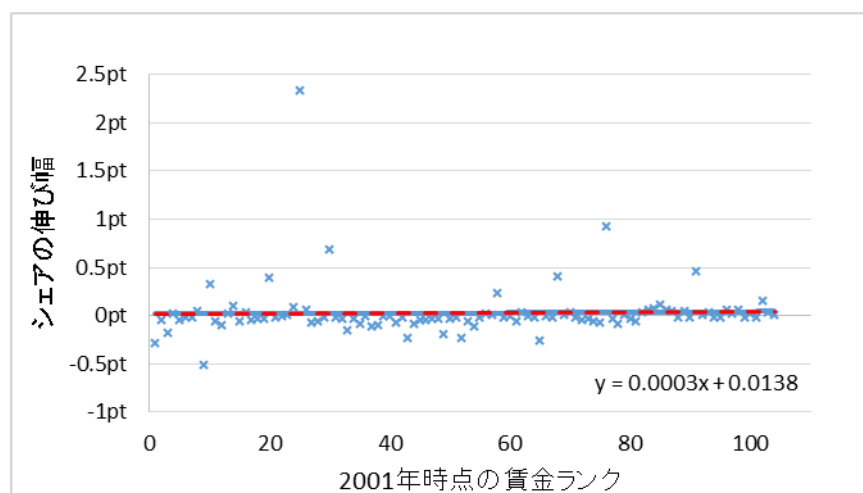
次に、賃金水準別の職種ごとの動向も確認しておこう。図 5 は、賃金構造基本統計調査の一般労働者における職種別賃金をもとに、2001 年時点の賃金と、2001 年から 2014 年までのシェアの変化についてグラフ化したものである¹²。横軸は 2001 年と 2014 年に共通して存在する 104 の職業について、2001 年時点の所定内給与額を所定内労働時間数で割ることで算出した時間当たり賃金の値が小さい順に左から並べてあり、縦軸については産業計の総労働者数に対するその職種のシェアが何ポイント変化したかを表している。なお、グラフ中の点 1 つ 1 つは職種をプロットしたものであり、点線は二次近似したものである。また、この期間でシェアの伸びが最も大きかったのは福祉施設介護員であり、2.33 ポイント増加している。

図 5 を見ると、賃金ランクの 10~30 位付近および 60 位~100 位付近でシェアの伸びが高い職種がみられてはいるものの、全体としてははっきりと二極化の動きが見えていない¹³。なお、福祉施設介護員を除いても、二極化の傾向は確認できない。

¹² なお、賃金構造基本統計調査ではすべての職業がカバーされているわけではない点については注意が必要である。

¹³ この点に関して、例えば池永(2009)では 2000 年と 2007 年において月間所定内給与額階級別に一般労働者数の変化を見ると男性において高収入層および低収入層が増加し、中収入層が減少しているとしている。その要因として、本稿でも一部みられているシェアの伸びの大きな職業、例えば福祉施設介護員の従事者が特定の階層に集中している可能性は考えられるものの、給与階層別の労働者の増減が職種の動向に特徴づけられているかは判断できない。その他、池永(2015)では 2005 年と 2014 年において本稿と同様に時間当たり賃金水準別にシェアの変化を見ており、賃金水準が最も低い第 1 五分位と比較的高い第 4 および第 5 五分位でシェアが増加している一方、その中間の第 2 五分位ではシェアが減少し第 3 五分位では増加が小さいとしている。対象期間の違いやカバーしている職種の範囲の影響の可能性もあるが、図 5 と比較する限りでは分位ごとに集計した結果として特定の職種の影響が反映されてしまっている可能性も否定できない。

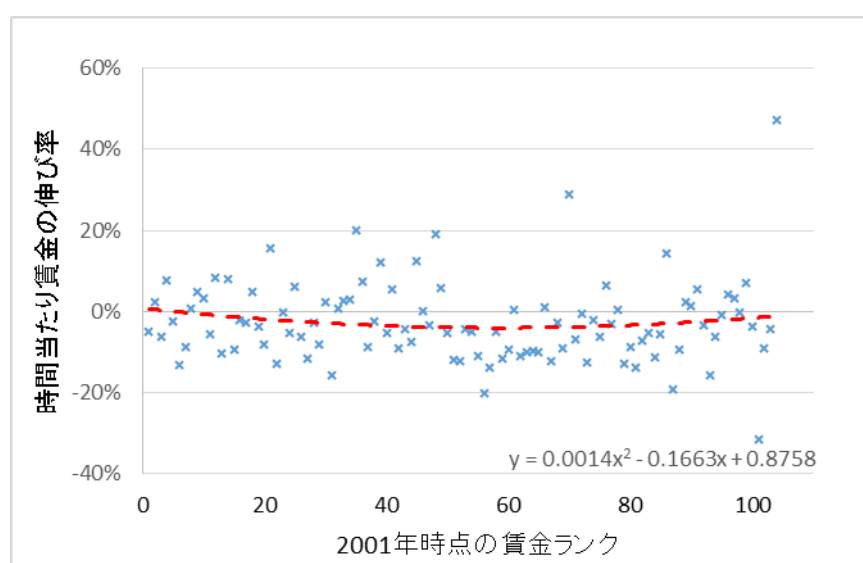
図5 賃金水準別にみた就業者シェアの変化(2001年～2014年)



出所：賃金構造基本統計調査より作成

同様に、職種ごとの賃金水準の伸びを見たのが図6である。縦軸は2001年時点の時間当たり賃金を100として、2014年時点の時間当たり賃金が何パーセント変化したかを表している。なお、各年の時間当たり賃金は、消費者物価指数における持家の帰属家賃を除く総合を用いて2010年価格に実質化している。二次近似した曲線を見ると賃金ランクの中位層を頂点として下に凸のグラフになっており、中位層の賃金の伸びが下位層および上位層にくらべ相対的に小さいというアメリカで報告されていると同様の傾向が確認できる。

図6 賃金水準別にみた時間当たり賃金の伸び率(2001年～2014年)

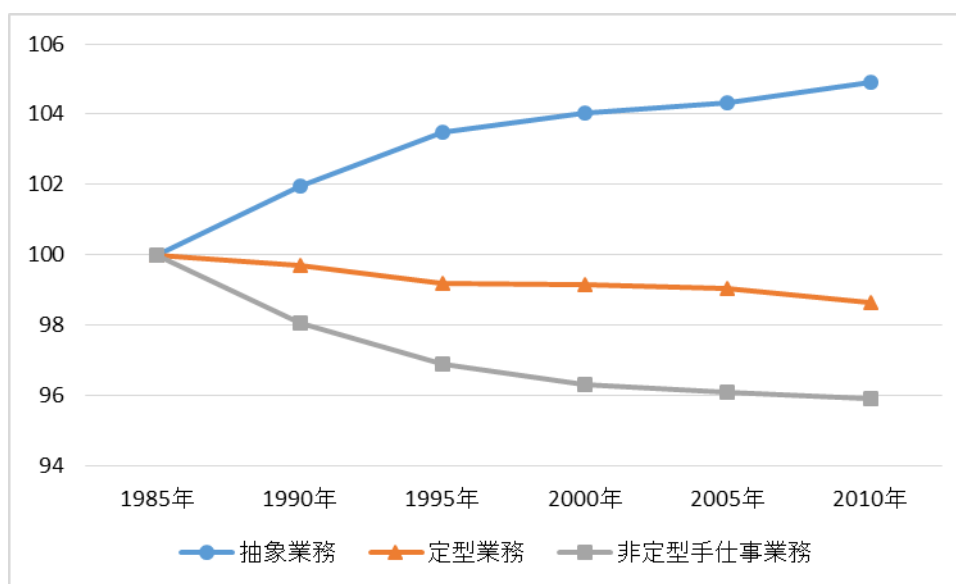


出所：賃金構造基本統計調査より作成

ただし、プロットされた点を見ると、賃金ランク 40 位付近にも伸び率が高い職業がいくつか確認できるほか、賃金の伸び率がプラスの職とマイナスの職のどちらも賃金ランクの下位から上位にかけてまんべんなく存在している。さらに、伸び率が最も高く 40%を超えている航空機操縦士を外したうえで二次近似した曲線はほぼ右下がりの直線となる。したがって、ここでの二極化の傾向は必ずしも明確なものとは判断できない。

最後に、業務構成の動向について確認しておく。本稿のデータから作成した、日本全体の業務構成の推移は図 7 の通りである。抽象業務のシェアが 1985 年以降増加しているのに対し、定型業務と非定型手仕事業務のシェアは一貫して減少していることがわかる。つまり、この図からは定型業務が IT により代替され抽象業務と非定型手仕事業務のシェアが拡大するという定型化仮説から予想される変化は確認できない¹⁴。そこで、次節以降の分析では、地域別でも二極化が起きていないのかを検証する。

図 7 日本全体の業務構成の推移(1985 年時点のシェア=100)



出所：国勢調査および O*NET より作成

¹⁴ ただし、非定型手仕事業務のシェアが減少していることについては注意が必要である。本稿と同じく国勢調査と O*NET を組み合わせて業務構成の推移を見ている池永・神林(2010)では、非定型手仕事業務のシェアが 1960 年以降一貫して増加傾向にあると指摘している。この違いは国勢調査の職業分類と O*NET の職業分類のマッチング、もしくは職業ごとの各業務を数値化する際に使用した指標の差に起因するものと考えられる。ただし、池永・神林(2010)で使用されている職業ごとの業務構成は、職業における各業務の重要性、および各業務における O*NET 指標の重要性の 2 つについて独自の重みづけをして作成されているが、それらのウェイトは公開されておらず再現することができない。本稿では、図 1 と図 2 の比較でみたように、職業ごとの業務構成で本稿と Acemoglu and Autor(2011)に大きな違いがみられないこと、Autor(2013)でも業務構成に使用する変数は独自に選定せず共通のものを使用することが推奨されていることを踏まえ、Acemoglu and Autor(2011)にしたがって作成した業務構成を用いて分析を行う。なお、抽象業務および定型業務の推移の傾向については本稿と池永・神林(2010)に大きな差はない。

5. 推計結果

ここまでのデータの概観では、職種別にみたシェアの増減にアメリカとの類似がみられたり、定型業務シェアの減少傾向がみられたりした一方で、非定型手仕事業務のシェアも減少しており必ずしも明確な二極化の動きは確認できなかった。本節では、回帰分析によりその他の要因をコントロールしたうえで、地域別に見た場合に二極化の動きが確認できるかを検証する。

まず、定型業務シェアと IT 投資の関係を見たのが以下の表 2 ある。なお、変量効果モデルと固定効果モデルのうち、ハウスマン検定で採択されたものを掲載しており、RE は変量効果モデルを、FE は固定効果モデルをそれぞれ表している。

定型化仮説からは、初めに定型業務シェアが高かった地域ほど、その後の IT 投資が大きくなることが予想される。表 2 を見ると、いずれのモデルにおいても定型業務シェアの係数が有意に正となっており、定型化仮説と整合的な結果が得られている。また、年ダミーとの交差項の係数はいずれも有意ではなく、定型業務シェアが高かった地域ほど IT 投資が大きくなるという関係が 1995 年以降に共通してみられることもわかる。

表 2 定型業務シェアと IT 投資の関係

被説明変数:	(a)	(b)	(c)	(d)
ln一企業当たりIT投資額	FE	FE	FE	FE
定型業務シェア[-1]	3.532*** (0.901)	3.231*** (0.971)	3.725*** (0.883)	3.380*** (0.960)
×2005年ダミー		-0.161 (0.128)		-0.160 (0.129)
×2010年ダミー		-0.207 (0.199)		-0.268 (0.193)
人口密度[-1]	-0.000160 (0.000675)	-0.000720 (0.000900)	-0.000236 (0.000615)	-0.000962 (0.000773)
就業率[-1]			-0.0405 (0.0776)	-0.0384 (0.0814)
65歳以上人口比率[-1]			-0.159 (0.112)	-0.181* (0.104)
2005年ダミー	0.114 (0.0873)	6.630 (5.157)	0.507 (0.420)	7.047 (5.318)
2010年ダミー	-0.0119 (0.135)	8.325 (8.054)	0.760 (0.791)	11.69 (7.923)
定数項	-131.0*** (36.43)	-118.4*** (39.41)	-133.2*** (35.35)	-118.4*** (38.60)
サンプルサイズ	141	141	141	141
自由度修正済決定係数	0.477	0.487	0.497	0.510

注 1) ***は有意水準 1%, **は 5%, *は 10%で統計的に有意であることを示す。

2)括弧内の数値は White の頑健な標準誤差。

なお、地域ではなく産業レベルで定型業務と IT の関係を分析している池永(2009)においては、IT ストックの年率変化への影響を見た場合には定型業務シェアの係数は有意に正であるものの限界効果が非常に小さく、IT 投資フローへの影響を見た場合には係数が不安定になると報告されている。本稿とは推計対象期間やサンプル単位などが異なっているため、推計結果の違いが何に起因するかを特定するのは難しく、この点に関しては今後様々な角度から検証されることが望まれる。

次に、期初の定型業務シェアと各業務シェアの変化の関係を表したのが以下の表 3 である。定型化仮説からは、初めに定型業務シェアが高かった地域ほどその後の定型業務シェアの減少が大きく、逆に抽象業務と非定型手仕事業務シェアの増加が大きくなることが予想される。

表 3 期初の定型業務シェアと各業務シェアの変化(男女計)

	(a) FE	(b) RE	(c) FE	(d) RE	(e) FE	(f) FE
	△抽象業務シェア		△定型業務シェア		△非定型手仕事業務シェア	
定型業務シェア[-1]	0.805*** (0.191)	0.144*** (0.0488)	-0.394*** (0.0930)	-0.0557** (0.0226)	-0.411*** (0.113)	-0.494*** (0.107)
×1995年ダミー		0.0889** (0.0400)		-0.0493** (0.0234)		-0.0602** (0.0243)
×2000年ダミー		0.0184 (0.0543)		-0.0323 (0.0271)		-0.0554 (0.0336)
×2005年ダミー		-0.0708 (0.0500)		0.0130 (0.0186)		-0.0558 (0.0458)
×2010年ダミー		0.104* (0.0560)		-0.0856*** (0.0216)		-0.142** (0.0530)
人口密度[-1]	-0.000394** (0.000185)	1.06e-05 (1.51e-05)	0.000310*** (9.00e-05)	-1.36e-05** (5.79e-06)	8.41e-05 (0.000118)	-8.71e-05 (0.000140)
就業率[-1]	-0.0358* (0.0189)	-0.0127* (0.00647)	0.00982 (0.00914)	0.00265 (0.00260)	0.0260* (0.0136)	0.0242 (0.0146)
65歳以上人口比率[-1]	0.0120 (0.0171)	0.0192*** (0.00519)	-0.0162** (0.00791)	-0.00509** (0.00210)	0.00422 (0.0105)	0.00343 (0.00981)
年ダミー、定数項	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプルサイズ	235	235	235	235	235	235
自由度修正済決定係数	0.811	0.7772	0.725	0.6949	0.852	0.864

注 1) ***は有意水準 1%, **は 5%, *は 10%で統計的に有意であることを示す。

2)括弧内の数値は White の頑健な標準誤差。

(a)~(d)列を見ると、定型業務シェアの係数は抽象業務シェアの変化に対しては有意に正、定型業務シェアの変化に対しては有意に負となっており、定型化仮説と整合的な結果が得られている。他方、(e)、(d)列を見ると非定型手仕事業務シェアの変化に対して定型業務シェアの係数は有意に負となっている。年ダミーとの交差項を見ても傾向は変わらず、推計期間を通してこうした傾向が確認できる。

さらに、男性と女性で IT 化に伴う影響が異なる可能性を考え、男性と女性に分けて定型業務シェアと各業務シェア変化の関係を見ていくことにする。Black and Spitz-Oener (2010)では男性に比べ女性のほうが IT との代替圧力により強くさらされていると指摘されている他、Senftleben and Wielandt(2012)では定型業務シェアが高かった地域ほどサービス職比率が上昇するという関係が女性については確認できているものの、男性については有意な結果が得られていない。日本においては「平成 26 年版男女共同参画白書 I 特集 第 2 節 男女の就業の現状と変化」(内閣府)で職業構成が男女別に異なっていることが指摘されており、こうした違いから IT 化の影響が男女で異なる可能性は十分考えられる。

表 4 は男性について、表 5 は女性について推計した結果をそれぞれ表している。2 つの表を見ると、各業務シェアの変化に対する定型業務シェアの係数の符号、および有意性に男女で差は見られない。ここで、係数の絶対値に着目すると、女性のほうが大きくなる傾向にあることがわかる。また、交差項をみると 2000 年ダミーや 2010 年ダミーとの交差項が女性についてのみ有意になっているものがみられる。したがって、女性のほうが IT との代替圧力により強くさらされているという傾向は日本でも確認できると言えよう。

表 4 期初の定型業務シェアと各業務シェアの変化(男性)

男性	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
	FE	RE	FE	RE	FE	FE
	△抽象業務シェア		△定型業務シェア		△非定型手仕事業務シェア	
定型業務シェア[-1]	0.751*** (0.158)	0.113** (0.0454)	-0.385*** (0.0799)	-0.0469** (0.0194)	-0.366*** (0.0968)	-0.373*** (0.103)
×1995年ダミー		0.0808** (0.0357)		-0.0513*** (0.0198)		-0.0388 (0.0272)
×2000年ダミー		0.0227 (0.0541)		-0.0436 (0.0287)		-0.0219 (0.0348)
×2005年ダミー		-0.0718 (0.0534)		0.0238 (0.0188)		-0.0261 (0.0474)
×2010年ダミー		0.0280 (0.0697)		-0.0620** (0.0271)		-0.0414 (0.0562)
人口密度[-1]	-0.000247 (0.000199)	2.08e-05 (2.01e-05)	0.000168** (8.05e-05)	-1.66e-05** (7.22e-06)	7.93e-05 (0.000139)	4.03e-05 (0.000140)
就業率[-1]	-0.0564** (0.0214)	-0.0216*** (0.00588)	0.0229** (0.00918)	0.00975*** (0.00250)	0.0335** (0.0150)	0.0320** (0.0156)
65歳以上人口比率[-1]	-0.0124 (0.0138)	0.00337 (0.00525)	0.00124 (0.00707)	0.00367* (0.00208)	0.0112 (0.00841)	0.0116 (0.00868)
年ダミー、定数項	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプルサイズ	235	235	235	235	235	235
自由度修正済決定係数	0.861	0.8076	0.831	0.796	0.832	0.834

注 1) ***は有意水準 1%, **は 5%, *は 10%で統計的に有意であることを示す。

2)括弧内の数値は White の頑健な標準誤差。

表 5 期初の定型業務シェアと各業務シェアの変化(女性)

女性	(a) FE △抽象業務シェア	(b) FE	(c) FE △定型業務シェア	(d) RE	(e) RE △非定型手仕事業務シェア	(f) FE
定型業務シェア[-1]	0.988*** (0.263)	1.272*** (0.267)	-0.393*** (0.140)	-0.0752** (0.0335)	-0.193*** (0.0356)	-0.679*** (0.138)
×1995年ダミー		0.126** (0.0512)		-0.0339 (0.0306)		-0.0776** (0.0304)
×2000年ダミー		0.165** (0.0619)		-0.0214 (0.0305)		-0.0843** (0.0383)
×2005年ダミー		0.189** (0.0804)		-0.00974 (0.0255)		-0.0680 (0.0495)
×2010年ダミー		0.377*** (0.0879)		-0.0794*** (0.0234)		-0.160*** (0.0538)
人口密度[-1]	-0.000260 (0.000238)	0.000195 (0.000285)	0.000213* (0.000119)	-1.23e-05* (7.03e-06)	3.81e-06 (1.23e-05)	-0.000128 (0.000180)
就業率[-1]	-0.00933 (0.0212)	-0.00623 (0.0207)	-0.00263 (0.0121)	-0.00388 (0.00431)	0.00993 (0.00630)	0.00855 (0.0155)
65歳以上人口比率[-1]	0.0554** (0.0221)	0.0547** (0.0206)	-0.0362*** (0.0114)	-0.00988*** (0.00365)	-0.0237*** (0.00427)	-0.0185 (0.0129)
年ダミー、定数項	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプルサイズ	235	235	235	235	235	235
自由度修正済決定係数	0.706	0.745	0.680	0.6552	0.869	0.909

注 1) ***は有意水準 1%, **は 5%, *は 10%で統計的に有意であることを示す。

2)括弧内の数値は White の頑健な標準誤差。

なお、定型業務シェアが高かった地域ほど非定型手仕事業務シェアが減少するという、定型化仮説から想定される結果と逆の関係がみられていることは、男女計で見た場合でも男女別で見た場合でも共通である。その理由として次のようなことが考えられる。図 1 からわかる通り、生産工程・労務作業職はサービス職に比べ非定型手仕事業務のスコアが高い。他方で、図 3 からわかる通り、生産工程・労務作業職は一貫してシェアが減少しているのに対し、サービス職のシェアは一貫して増加している。つまり、相対的に非定型手仕事業務のスコアが高い生産工程・労務作業職が減少し、生産工程・労務作業職に比べ非定型手仕事業務のスコアが低いサービス職が増加したことで、トータルとして非定型手仕事業務のシェアが減少しているのかもしれない。

そこで、Autor and Dorn(2013)をはじめとする先行研究にならい、非定型手仕事業務全体のシェアではなく、サービス職従事者のシェアについて推計した結果が以下の表 6 である。(a)~(c)列を見ると、男女計および男性では一部の年でのみ定型業務シェアの係数が有意に負という結果になっているほか、女性については推計期間を通して有意に正となっており、女性についてだけ見れば Autor and Dorn(2013)や Senftleben and Wielandt(2012)と整合的な結果が得られている。ただし、(f)列にあるように、こうした結果も就業率や 65 歳以上人口比率をコントロールすると、2010 年ダミーとの交差項を除き確認することができない。

表 6 期初の定型業務シェアとサービス職従事者シェアの変化

被説明変数:	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
	FE	FE	FE	FE	FE	FE
△サービス職従業者比率	男女計	男性	女性	男女計	男性	女性
定型業務シェア[-1]	0.00123 (0.244)	-0.220 (0.147)	0.733* (0.406)	-0.231 (0.227)	-0.360** (0.150)	0.335 (0.405)
×1995年ダミー	-0.0920 (0.0851)	-0.0581 (0.0590)	-0.219* (0.117)	-0.0922 (0.0747)	-0.0472 (0.0503)	-0.226** (0.106)
×2000年ダミー	-0.197** (0.0885)	-0.173*** (0.0455)	-0.296* (0.163)	-0.239*** (0.0766)	-0.170*** (0.0414)	-0.383*** (0.141)
×2005年ダミー	-0.169 (0.122)	-0.162*** (0.0563)	-0.218 (0.218)	-0.228** (0.105)	-0.175*** (0.0547)	-0.331* (0.189)
×2010年ダミー	0.163 (0.121)	-0.0480 (0.0615)	0.404* (0.211)	0.163* (0.0890)	-0.0461 (0.0553)	0.403** (0.155)
人口密度[-1]	-0.00186* (0.000933)	-0.00119** (0.000585)	-0.00240* (0.00140)	-0.00125** (0.000614)	-0.00101** (0.000454)	-0.00125 (0.000810)
就業率[-1]				0.114*** (0.0374)	0.0610** (0.0279)	0.199*** (0.0531)
65歳以上人口比率[-1]				0.143*** (0.0280)	0.0430*** (0.0140)	0.270*** (0.0494)
年ダミー、定数項	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプルサイズ	235	235	235	235	235	235
自由度修正済決定係数	0.904	0.819	0.904	0.924	0.834	0.928

注 1) ***は有意水準 1%, **は 5%, *は 10%で統計的に有意であることを示す。

2)括弧内の数値は White の頑健な標準誤差。

ここまでは各業務シェアの変化を中心にみてきたが、以下ではそれに伴う動きをみていく。Senfleben and Wielandt(2012)では、ITにより代替された労働者が失業したままになる可能性を検証し、定型業務シェアが高かった地域ほど失業率が上昇するという結果を得ている。そこで、日本においても同様の関係がみられるかを推計した結果が以下の表7である。まず失業率についてみると、2010年ダミーとの交差項の係数が有意に正であり、男女ともにこの時期に定型業務シェアが高かった地域ほど失業率が高くなる傾向があることがわかる。なお、女性についてみれば1995年ダミーとの交差項を除いた推計期間を通してその傾向がみられる。次に就業者数について見てみると、女性においては定型業務シェアと2010年ダミーとの交差項の係数が有意に負となっており、雇用が代替された可能性が示唆される。総じてみると、2010年ダミーとの交差項が示す期間、すなわち2005年～2010年においてはITが定型的な雇用を代替した結果、職につくことができなくなった労働者が生まれた可能性があるといえる。ただし、失業率においては1995年ダミー、就業者数については男性の2000年ダミーとの交差項の係数に逆の効果も確認することができるため、ここでの結果は幅を持つてみる必要がある。

表 7 期初の定型業務シェアと失業率、就業者数の変化

	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
	RE	RE	RE	FE	RE	FE
	△失業率(t期-t-1期)			△就業者数(前期=100)		
	男女計	男性	女性	男女計	男性	女性
定型業務シェア[-1]	0.160 (0.103)	0.121 (0.143)	0.228*** (0.0574)	-0.117 (2.608)	-0.453 (1.039)	-3.217 (2.698)
×1995年ダミー	-0.531*** (0.0830)	-0.530*** (0.0954)	-0.555*** (0.119)	0.0814 (0.475)	1.049 (0.825)	0.222 (0.415)
×2000年ダミー	0.130 (0.183)	0.132 (0.234)	0.111 (0.109)	0.525 (0.587)	2.017** (0.939)	0.940 (0.582)
×2005年ダミー	-0.188 (0.178)	-0.234 (0.219)	-0.135 (0.144)	-0.440 (0.796)	1.099 (0.798)	-0.0277 (0.798)
×2010年ダミー	0.382** (0.188)	0.461** (0.232)	0.248** (0.119)	-2.597** (1.035)	-0.909 (1.198)	-2.033* (1.053)
人口密度[-1]	-0.000322 (0.00890)	0.00180 (0.0110)	-0.00703 (0.00661)	-0.0155*** (0.00514)	-0.000464* (0.000249)	-0.0165*** (0.00477)
就業率[-1]	-0.00681 (0.00791)	-0.00506 (0.00951)	-0.00525 (0.00629)	-0.921** (0.404)	0.0787 (0.0923)	-1.196*** (0.356)
65歳以上人口比率[-1]	-6.68e-06 (2.04e-05)	-1.63e-05 (2.81e-05)	8.58e-06 (1.35e-05)	0.374 (0.225)	-0.528*** (0.0623)	0.146 (0.217)
年ダミー、定数項	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
サンプルサイズ	235	235	235	235	235	235
自由度修正済決定係数	0.7288	0.7276	0.7472	0.886	0.8082	0.869

注 1) ***は有意水準 1%, **は 5%, *は 10%で統計的に有意であることを示す。

2)括弧内の数値は White の頑健な標準誤差。

最後に、所得分布との関係について推計した結果は以下の表 8 のとおりであり、左から順に、所得分布の中位に対する下位、中位に対する上位、下位に対する上位の比の変化を被説明変数とした推計結果を表している。(a)列を見ると定型業務シェアの係数が有意に負となっており、平均的に見ればこの期間で所得分布の中位に対する下位の所得が低下したことがわかる。なお、(b)列を見ると定型業務シェアの係数が有意に負となっているが、2010年ダミーとの交差項の係数は有意に正となっており、これら2つの係数を合計すると有意にゼロと異なる。

また、(e)列では定型業務シェアの係数が有意に正となっており、この期間中に所得分布の上位と下位の差が拡大したことがわかるが、(f)列では定型業務シェアの係数が有意に正、2010年ダミーとの交差項の係数が有意に負となっており、これら2つの係数の合計も有意にゼロと異なる。なお、(c)列と(d)列の定型業務シェアおよびその年ダミーとの交差項の係数はいずれも有意でない。

これらの動きを総合すると次のようになる。推計期間を通して、定型業務シェアが高かった地域ほど、所得分布の上位・中位に対する下位の所得水準が相対的に低下し、所得分布の上位・中位と下位の差が広がる傾向がみられていたが、期間を区切って見ると、2005

年以降そのような関係は見られなくなっている。したがって、こうした傾向は 1995 年から 2005 年にかけての動きを中心としたものといえる。いずれにしても、アメリカ以外の先進国について見たいくつかの先行研究と同様に、日本においても所得の二極化の動きは見られなかったと言えよう。

表 8 定型業務シェアと所得分布の下位・中位・上位の差

	(a) RE △P20/P50	(b) RE △P20/P50	(c) RE △P90/P50	(d) RE △P90/P50	(e) RE △P90/P20	(f) RE △P90/P20
定型業務シェア[-1]	-0.00762* (0.00390)	-0.0123* (0.00707)	0.0204 (0.0150)	0.0246 (0.0182)	0.0745** (0.0347)	0.109** (0.0513)
×2005年ダミー		0.00305 (0.0123)		-0.00250 (0.0239)		-0.0273 (0.0704)
×2010年ダミー		0.0143* (0.00744)		-0.0129 (0.0225)		-0.101* (0.0614)
人口密度[-1]	-3.29e-06*** (5.97e-07)	-3.02e-06*** (5.82e-07)	4.57e-06 (3.26e-06)	4.32e-06 (3.31e-06)	2.74e-05*** (7.45e-06)	2.54e-05*** (7.60e-06)
就業率[-1]	0.00293 (0.00663)	-0.121 (0.499)	0.0122 (0.0156)	0.114 (0.969)	-0.00302 (0.00587)	-0.00211 (0.00571)
65歳以上人口比率[-1]	0.0130*** (0.00444)	-0.567* (0.301)	-0.00786 (0.0164)	0.516 (0.913)	-0.00101 (0.00302)	-0.00131 (0.00304)
2005年ダミー	0.000570 (0.000563)	0.000445 (0.000534)	-5.07e-05 (0.00269)	6.12e-05 (0.00271)	0.0136 (0.0405)	1.125 (2.857)
2010年ダミー	0.000477 (0.000414)	0.000520 (0.000423)	0.000365 (0.00139)	0.000326 (0.00139)	-0.0909** (0.0424)	4.021 (2.486)
定数項	0.260** (0.128)	0.456* (0.271)	-0.805* (0.468)	-0.979 (0.635)	-2.746** (1.105)	-4.208** (1.896)
サンプルサイズ	141	141	141	141	141	141
自由度修正済決定係数	0.0798	0.0952	0.041	0.044	0.0981	0.1126

注 1) ***は有意水準 1%, **は 5%, *は 10%で統計的に有意であることを示す。

2)括弧内の数値は White の頑健な標準誤差。

6. 本稿のまとめ

本稿では、定型化仮説が都道府県レベルで確認できるかを検証した。その結果、定型業務シェアが高かった地域ほどその後の IT 投資が大きくなるという結果は確認できたものの、業務の二極化およびそれに伴う所得分布の二極化の明確な動きは確認できなかった。より具体的には、定型業務シェアが高かった地域ほどその後の定型業務シェアの減少が大きく、抽象業務シェアの増加が大きくなるという点については理論モデルおよび先行研究と整合的な結果が得られた。その一方で、定型業務シェアが高かった地域ほど非定型手仕事業務のシェアが減少するという理論モデルとは非整合的な結果も得られた。その他、IT が雇用を代替した結果として職につくことができなくなった労働者が存在する可能性を示

唆する結果も得られた。具体的には、女性については1990年から1995年を除いた期間にわたって、男性については2005年から2010年にかけて、定型業務シェアが高かった地域ほど失業率が高まっていたことが確認された。また、2005年から2010年の女性については定型業務シェアが高かった地域ほど就業者数が減少していたことも確認された。そして、所得分布との関係については、1995年から2005年においては、定型業務シェアが高かった地域ほど所得分布の下位層と中・上位層の差が広がっていたという結果も得られた。

本稿で得られた結果からの含意は次のようになる。まず、業務構成という点でみると、情報通信白書における指摘と同様に、地方のIT化を進めることにより高スキルな職業のシェアが相対的に増加することが期待できる。その際には、地方創生IT利活用プランでも挙げられている「地方におけるIT教育・人材育成の推進」が、地方の労働者の高スキル化支援という意味でも、また、地方のIT化を担う人材の育成という意味でも重要な取り組みになってくる。なお、地方創生IT利活用プランの中ではIT教育・人材育成は初等中等教育段階が念頭におかれているが、近年においてはITに代替されたことで職につけなくなった労働者が存在する可能性も示唆されていることから、こうした労働者を対象とした職業訓練の充実も考えられよう。

ただし、所得分布については二極化の動きは確認できなかったとはいえ、推計期間を通して、あるいは、すくなくとも2005年までは定型業務シェアが高かった地域ほど中位・上位層に対する下位層の所得が減少するという動きがみられた。したがって、政策的に地方のIT投資を促進することにより地域内の所得中・上位層と下位層の格差が広がらないかという点については注意もしくは対策を講じる必要がある。

なお、ITの雇用代替効果と雇用創出効果の相対的な大きさについては、すでに述べたような代替効果が上回ることを示す結果だけでなく、男女ともに1990年から1995年にかけてはむしろ失業率を押し下げていたという結果や、1995年から2000年においては男性の就業者数を増加させていたという結果など、相対的に雇用創出効果が上回ることを示唆する結果も得られた。これらの結果を踏まえると、冒頭で触れたITの雇用代替効果と雇用創出効果の相対的な大きさについては、今後さらに検証が必要であろう。

本稿で得られた結果にはこれまでの研究と整合的でない部分もみられる。定型業務シェアが高かった地域ほど非定型手仕事業務のシェアが減少するという結果については、定型化仮説や欧米における研究結果とは非整合的である。ただし、日本において分析した池永(2009)でも本稿と同様の結果が得られており、必ずしも特異な結果とも言い切れない。このような関係が日本に特有なものなのか、そうだとすればどのようなメカニズムで生じているかは今後検証が必要である。その際には、事業所レベルでのケーススタディをもとにしている中馬(2002)やBartel, Ichniowski, and Shaw(2007)のように、ITが労働者の行う職務や雇用に影響を及ぼすメカニズムや、ITの種類による違いについてより詳しく検証していく研究の蓄積が必要であろう。

また、サービス職従事者比率や所得分布との関係などでは、2005年以前と以降では傾向に違いがみられている。その要因については本稿では明らかになっていないが、ITに代替される職業が2005年以前と以後では異なっており、その影響が反映されているのかもしれない。例えば、図3をみると、2005年以後に事務・販売職が減少に転じている。ただし、先行研究の結果から考えると、こうした動きは中位層に対する下位層の所得の伸びが相対的に大きくなるというだけでなく、中位層の所得の伸びが上位層に対して相対的に小さくなるという動きも伴うはずである。本稿の結果では前者は観察できるものの、後者がみられていない。また、仮にこのような変化があったとしても、なぜ2005年以降に変化がみられたかという点は自明ではない。この点についても、今後の検証が待たれる。

最後に改めて本稿における分析の限界について整理しておく。まず、職業ごとの業務内容の指標にアメリカの職務内容データであるO*NETを使用している点である。池永・神林(2010)で全体的な傾向としては日本で作成されたデータを使用した場合と大きな違いがないとされているとはいえ、増加職種・減少職種については違いがみられていることも確かである。また、O*NETについては2015年時点の職務内容データを利用しているが、同じ職業であっても1985年から2015年にかけて業務内容が変化していることが考えられる。Goos and Manning(2007)において業務構成の変化は職種内の変化よりも職種間の要因によるところが非常に大きいとされているものの、日本においても同様のことが成り立つかは検証する必要がある。次に、地域の単位に行政単位である都道府県を用いている点である。地域労働市場が都道府県と一致しているとは限らず、実際には都道府県をまたいで1つの労働市場を形成していることも少なくないであろう。近年はITと雇用の代替だけでなく、Frey and Osborne(2013)に代表されるように人工知能(AI)と雇用の代替にも注目が集まっているが、こうした検証にも職業ごとの職務内容に関するデータは必要不可欠である。また、地域労働市場の単位としては金本・徳岡(2002)による「都市雇用圏」があるが、国土全体をカバーするアメリカの地域分類(Commuting Zones; Tolbert and Sizer, 1996)やドイツにおける地域分類と比べるとカバーしている地域が少なく、より広範囲での整備が進められることが期待される。

補論1 職業ごとの職務内容作成に使用したO*NETの指標

ここでは、本稿における職業ごとの抽象業務、定型業務、非定型手仕事業務の構成を作成するにあたり使用したO*NETの指標を紹介する。本稿における職業ごとの業務内容作成は、Acemoglu and Autor(2011)にしたがってO*NETのWork ActivitiesおよびWork Contextから合計16の指標を用いた。また、補論3の推計に用いたオフショアビリティの作成に使用した指標6つもあらかじめ掲載しておく。各業務との対応関係は以下の補表1のとおりであり、W.A.はWork Activities、W.C.はWork Contextの指標であることをそ

れぞれ表している。いずれの指標も職業ごとに設定されており、0~100 までの値をとる。なお、O*NET の情報はアップデートされることがあるが、本稿の分析に使用したデータは 2015 年 10 月時点で取得したものである。

補表 1 業務構成に使用した O*NET の指標一覧

3分類	5分類	指標項目名	指標分類
抽象業務	非定型 分析業務	Analyzing data/information	W.A.
		Thinking creatively	W.A.
		Interpreting information for others	W.A.
	非定型 相互業務	Establishing and maintaining personal relationships	W.A.
		Guiding, directing and motivating subordinates	W.A.
		Coaching/developing others	W.A.
定型業務	定型認識業務	Importance of repeating the same tasks	W.C.
		Importance of being exact or accurate	W.C.
		Structured v. Unstructured work	W.C.
	定型 手仕事業務	Pace determined by speed of equipment	W.C.
		Controlling machines and processes	W.A.
		Spend time making repetitive motions	W.C.
非定型 手仕事業務	非定型 手仕事業務	Operating vehicles, mechanized devices, or equipment	W.A.
		Spend time using hands to handle, control or feel objects, tools or controls	W.C.
		Manual dexterity	W.A.
		Spatial orientation	W.A.
分類		指標項目名	指標分類
オフショアビリティ		Face to face discussions	W.C.
		Assisting and Caring for Others	W.A.
		Performing for or Working Directly with the Public	W.A.
		Inspecting Equipment, Structures, or Material	W.A.
		Handling and Moving Objects	W.A.
		Repairing and Maintaining Mechanical Equipment(0.5掛けで計算)	W.A.
		Repairing and Maintaining Electronic Equipment(0.5掛けで計算)	W.A.

補論 2 理論モデルの説明

ここでは、Autor and Dorn(2013)に基づき理論モデルを解説する。いま、抽象業務、定型業務、非定型手仕事業務の 3 種類の業務のインプットから財とサービス(g, s)が生産される経済を考える。抽象業務、非定型手仕事業務のインプットはそれぞれ抽象業務労働(L_a)および非定型手仕事業務労働(L_m)のみから供給されるが、定型業務のインプットは定型業務労働(L_r)と IT 資本(K)から供給される。なお、IT 資本は中間投入財である。

ここで、財の生産関数を以下の(1)式の様におく。ただし、 α は効率性パラメータである。

$$Y_g = L_a^{1-\beta} [(\alpha_r L_r)^\mu + (\alpha_k K)^\mu]^\beta / \mu, \beta, \mu \in (0,1) \quad (1)$$

このとき、抽象業務労働とトータルの定型業務投入の代替弾力性は 1 であるが、定型業務労働と IT 資本の代替弾力性は $\sigma_r = 1/(1-\mu) > 1$ である。したがって、IT 資本 K は抽象業務労働と補完的であるが、定型業務労働とは代替的である。

次に、サービスの生産関数を以下の(2)式の様におき、サービスの生産は L_m のみから行われるとする。なお、以降の記述では α_m を1として基準化し、 α_r は相対的な効率性を表すとする。

$$Y_s = \alpha_m L_m \quad (2)$$

また、労働者は3種類の労働のうちいずれかを供給するが、熟練度の点からは高スキル労働者(H)と低スキル労働者(U)の2種類に分類される。ただし、高スキル労働者は抽象業務労働のみを供給するとし、低スキル労働者は定型業務労働か非定型手仕事業務労働のうち、獲得できる賃金が高い方を供給する。ここで、非定型手仕事業務労働を供給する際の賃金はどの労働者でも一定であるが、定型業務労働を供給する際の賃金は低スキル労働者もつ能力 η により決まるとする。この η は密度関数 $f(\eta)$ 、分布関数 $F(\eta)$ をもち、ここでは、 $f(\eta)=e^{-\eta}$ 、 $([0, \infty])$ と仮定する。低スキル労働者はそれぞれの能力 η に基づき、定型業務労働の賃金が非定型手仕事業務労働の賃金を上回る場合にのみ定型業務労働を供給する。

次に、IT資本について以下の(3)式に基づき競争的に供給されると仮定する。

$$K = Y_k(t) e^{\delta t} / \theta \quad (3)$$

ただし、 $Y_k(t)$ はKの生産に投入される最終消費財を表し、 δ は正の一定の値をとり、 $\theta = e^{\delta}$ は効率性パラメータである。ここで、技術進歩を反映して、生産性はレート δ で向上する。競争的な市場で長期にわたり生産する場合を考えると、IT資本の価格 $p_k(t)$ は次のように表すことができ、レート δ で低下していく。

$$p_k(t) = \frac{Y_k}{K} = e^{-\delta t} \quad (4)$$

さらに、財とサービスから効用を得る消費者(労働者)の効用関数を次の(5)式のように置き、賃金と価格を所与として効用を最大化すると仮定する。ここで、財とサービスの消費における代替弾力性は $\sigma_c = 1/(1 - \rho)$ である。

$$u = (C_s^\rho + C_g^\rho)^{1/\rho}, \rho < 1 \quad (5)$$

ここまでの定式化に基づくと、ある地域の時点 t における効用を最大化するPC資本 $K(t)$ と非定型手仕事業務労働 $L_m(t)$ の水準は、(6)式に示される planner's problem を解くことで得られる。

$$\max_{K, L_m} \left(L_m^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + (Y_g - p_k(t)K)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (6)$$

Where $Y_g = L_a^{1-\beta} X^\beta$ and $X \equiv [(\alpha_r L_r)^\mu + (\alpha_k K)^\mu]^{1/\mu}$,

$$L_r = g(L_m) \equiv (1 - \log(1 - L_m))(1 - L_m)$$

ただし、 X はトータルの定型業務のインプット、 $g(\cdot)$ は $g(0)=1$ および $g(1)=0$ を満たす関数であり、式中では簡単のため消費における代替弾力性 σ_c を σ と表記している。

実際に時点 t における PC 資本 K と L_m に関する一階の条件を求めると、次の(7)式、(8)式のようになる。

$$\frac{\partial Y_g}{\partial K} = p_k(t) \quad (7)$$

$$L_m^{1/\sigma} = (Y_g - p_k K)^{-1/\sigma} \frac{\partial Y_g}{\partial X} \frac{\partial X}{\partial Y_g} (-\log(1 - L_m)) \quad (8)$$

さらに、 $t \rightarrow \infty$ とした時の L_m の漸近的な動きを考える。 $t \rightarrow \infty$ とすると、PC 資本 K の価格 $p_k(t)$ は 0 に近づくから、極限における K を考えると(9)式のようになる。

$$\lim_{t \rightarrow \infty} K(t) = \infty \quad (9)$$

また、 L_r は有界であり X の生産において L_r と K は粗代替的であるから、 X の生産は漸近的には K の水準により決まり、その関係は(10)式として表せる。

$$\lim_{t \rightarrow \infty} X/\alpha_k K = 1 \quad (10)$$

(9)式と(10)式を用いることで、サービス業に配分される低スキル労働 L_m^* が次の(11)式のように導かれる。

$$L_m^* = \begin{cases} 1 & \text{if } \frac{1}{\sigma} > \frac{\beta - \mu}{\beta} \\ \bar{L}_m \in (0,1) & \text{if } \frac{1}{\sigma} = \frac{\beta - \mu}{\beta} \\ 0 & \text{if } \frac{1}{\sigma} < \frac{\beta - \mu}{\beta} \end{cases} \quad (11)$$

(11)式は定型業務と非定型手仕事業務のインプット間における低スキル労働者の配分が、生産における定型業務集約度 β で測られた消費と生産におけるそれぞれの代替弾力性の相対的な大きさにより異なることを表している。

例えば、PC 資本と定型業務労働の代替弾力性が財とサービスの代替弾力性を上回る場合、技術進歩による PC 資本価格の低下は相対的にサービス業における低スキル労働者の需要

を増加させ、低スキル労働者は定型業務労働から非定型手仕事業務労働へ移動することになる。

次に、業務間の賃金の比を考える。ここでは、定型業務労働の賃金に対する非定型手仕事業務の賃金と、非定型手仕事業務の賃金に対する抽象業務の賃金をみていく。まず、前者について考えると、労働者は得られる賃金が最も高くなるようなタスクに配分されるから、賃金の動きは(11)式に示される労働者の動きを反映したものになる。それを表したのが(12)式である。

$$\frac{w_m}{w_r} = \begin{cases} \infty & \text{if } \frac{1}{\sigma} > \frac{\beta - \mu}{\beta} \\ -\log(1 - L_m^*) & \text{if } \frac{1}{\sigma} = \frac{\beta - \mu}{\beta} \\ 0 & \text{if } \frac{1}{\sigma} < \frac{\beta - \mu}{\beta} \end{cases} \quad (12)$$

また、非定型手仕事業務労働の賃金に対する抽象業務労働の賃金を比較したとき、前者が後者に対して一定、もしくはより大きいとき、賃金分布はいわゆる二極化の様相を呈することになる。その条件を表すのが(13)式である¹⁵。

$$\frac{w_a}{w_m} = \begin{cases} 0 & \text{if } \sigma < 1 \\ 1 & \text{if } \sigma = 1, \text{ when } \frac{1}{\sigma} > \frac{\beta - \mu}{\beta} \\ \infty & \text{if } \sigma > 1 \end{cases} \quad (13)$$

これまでの議論をまとめると次のようになる。生産における PC 資本と定型業務の代替弾力性が、消費における財とサービスの代替弾力性よりも相対的に大きい場合 ($\frac{1}{\sigma} > \frac{\beta - \mu}{\beta}$)、技術進歩が進み PC 資本の価格は定型業務労働の賃金も低下させ、最終的に手仕事業務の賃金水準を下回り、低スキル労働者は非定型手仕事業務に移行する。

また、消費における財とサービスの代替弾力性が 1 以下の場合 ($1 \geq \frac{1}{\sigma} > \frac{\beta - \mu}{\beta}$)、非定型手仕事業務と抽象業務の賃金に比して定型業務の賃金が相対的に低下することになるから、賃金の二極化が観察されることとなる。

ここまではある 1 つの地域だけに絞った議論だったが、**Spatial Equilibrium** を考えた場合については次のようになる。いま、地域 $j \in \{1, \dots, J\}$ を考える。これらの地域はこれまで見てきたようにそれぞれハイスキル労働者と低スキル労働者を内在しているとする。また、それぞれの地域の生産する財は完全に差別化されているとする。さらに、財は地域間をコストがかからず移動可能とし、サービスはその性質上地域間で移動できないものとする。さらに、高スキル労働者は地域間を自由に移動可能で、低スキル労働者は地域を移動できないと

¹⁵ なお、 $\frac{1}{\sigma} \leq \frac{\beta - \mu}{\beta}$ のときは常に $\frac{w_a}{w_m} \rightarrow \infty$ となる。

する。この時、地域 j における財の生産は以下の(14)式の様に定式化できる。

$$Y_{g,j} = L_{a,j}^{1-\beta_j} [(\alpha_r L_{r,j})^\mu + (\alpha_k K_j)^\mu]^{\beta_j/\mu}, \beta, \mu \in (0,1) \quad (14)$$

ここで、 β_j は地域 j が生産を行う際の定型業務集約度を表している。簡単のため、ここではすべての地域 j でその水準が異なるとする。そうすると、すべての地域の中で定型業務集約度が最も高い地域 j^{max} が存在する。

それぞれの地域における家計の効用関数は(15)式および(16)式で与えられるとする。なお、 $\nu > 0$ 、すなわち各地域 j で生産された財は互いに祖代替的である。

$$u = (C_s, C_{g1}, \dots, C_{gj}) = (C_s^\rho + \tilde{C}^\rho)^{1/\rho} \quad (15)$$

$$\text{ただし、} \tilde{C} = (\sum_{j=1}^J C_j^\nu)^{1/\nu} \quad (16)$$

ここで財の価格 $p_{g,j}(t)$ を1に基準化し、消費 $(C_{s,j}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} + C_{g,j}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}})^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$ の物価指数を次の(17)式の様に定める。

$$P_j(t) = (p_{s,j}^{1-\sigma} + 1)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (17)$$

高スキル労働者は最も高い賃金が得られる地域に移動できるから、労働市場における均衡条件は次の(18)式の様にかける。

$$L_{a,j}(t) > 0 \text{ only if } w_{a,j}(t)/P_j(t) = w_{a,j^{max}}(t)/P_{j^{max}}(t) \quad (18)$$

さらに、 $t \rightarrow \infty$ とするにつれてすべての地域 j について K が増大し、また、地域 j では他の地域から高スキル労働者が流入してくることにより $L_a \equiv \sum_j L_{a,j}$ となり、逆に地域 $j \neq j$ では $\frac{L_{a,j}(t)}{L_a(t)} = gL < 0$ になるとする。ここで、PC資本 K と抽象業務が一定の速度で成長しているとの仮定から、 $Y_{g,j}(t)$ の成長率 gY,j を次の(19)式の様におく。

$$gY,j \equiv gL_j(1 - \beta_j) + \beta_j gK,j > 0 \text{ for each} \quad (19)$$

これは、 $Y_{g,j}(t)$ や $C_{g,j}(t)$ が一定の正の成長率を持つことを表す。

また、 $p_k(t)K(t) \sim \beta L_{a,j}(t)^{1-\beta} (\alpha_k K_j(t))^\beta$ より、IT資本 K の成長率 gK,j は δ を定数として $gK,j = gY,j + \delta$ と表せる。(21)式と合わせると、 gK,j について次の(20)の様にかける。

$$gK,j = gL,j + \frac{\delta}{1 - \beta_j} \quad (20)$$

ここで、 $w_{m,j}(t)$ と $w_{a,j}(t)$ を考えると以下の(21)式の様になる。ただし、 $k_1 = (1 - \beta)\alpha_k^\beta$ である。

$$w_{m,j}(t) = \left(\frac{C_{g,j}(t)}{C_{s,j}(t)} \right)^{1/\sigma} \sim k_1^{1/\sigma} L_{a,j}(t)^{(1-\beta_j)/\sigma} K(t)^{\beta_j/\sigma} \quad (21)$$

$$w_{a,j}(t) = k_1 L_{a,j}(t)^{-\beta_j} K(t)^{\beta_j}$$

さらに、 $p_{s,j}(t) = w_{m,j}(t)$ であることから(17)式は以下の(22)式の様にも表せる。

$$P_j(t) \sim w_{m,j}(t)^{1/2} \text{ for each } j \quad (22)$$

(21)および(22)式を用いると、(18)式は次の(23)式の様に書くことができる。

$$\frac{k_1 L_{a,j}(t)^{-\beta_j} K(t)^{\beta_j}}{k_1^{1/2} L_{a,j}(t)^{(1-\beta_j)/2} K(t)^{\beta_j/2}} = w(t) \quad (23)$$

Where

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \frac{w_{a,j}(t)}{w_{m,j}(t)^{1/2}} = w(t) \text{ for each } j$$

この(23)式が成り立つためには、次の(24)式が成り立つ必要がある。

$$\beta_j \frac{gK,j}{2} = \left(\frac{1 - \beta_j}{2} + \beta_j \right) gL,j + \eta \text{ for each } j \quad (24)$$

なお、 η は定数である。なお、仮定したように、地域 j における高スキル労働者の成長率 gL,j は漸近的には0である。したがって、地域 j と地域 \bar{j} について上式の差を考えると次の(25)式が導ける。

$$\beta_j \frac{gK,j}{2} - \beta_{\bar{j}} \frac{gK,\bar{j}}{2} = \left(\frac{1 - \beta_j}{2} + \beta_j \right) gL,j \text{ for each } j \quad (25)$$

(23)式に代入し、地域 j における抽象業務労働の成長率 gL,j について解くと、定型業務集約度が最も高い地域 \bar{j} の定型業務集約度を用いて次の(26)式の様に表示することができる。

$$g_{L,j} = \frac{\delta}{1-\beta_j} - \frac{\delta\beta_j}{1-\beta_j} \text{ for each } j \quad (26)$$

同様に、IT 資本の成長率 $g_{K,j}$ は次の式(27)の様にかける。

$$g_{K,j} = \delta \left(\frac{\beta_j}{1-\beta_j} - \frac{\delta\beta_j}{1-\beta_j} \right) \text{ for each } j \quad (27)$$

ここで、地域 j を除くすべての地域 j で $g_{L,j} < 0$ がという仮定が成り立つのは、すべての $j \neq j^*$ において $\beta_j < \beta_{j^*}$ のときである。したがって、 $g_{L,j} > 0$ となる地域 j が j^* である。つまり、高スキル労働者は定型業務集約度 β_j が最も高い地域に集中することになるが、高スキル労働者の成長率 $g_{L,j}$ および IT 資本 K の成長率 $g_{K,j}$ は β_j が大きいほど高くなる。

補論 3 頑健性の確認

(1) オフショアビリティ

本稿では定型化仮説の枠組みに基づき、IT との代替を前提に期初の定型業務シェアと各業務シェアの変化の関係について検証したが、Goos, Manning and Salmons(2011)や Autor and Dorn(2013)で言及されているように、定型的な業務が代替されるその他の可能性として海外への生産拠点の移転や生産委託(オフショア)が考えられる。ここでは、地域ごとのオフショアビリティに関する変数を加えたうえで、期初の定型業務シェアと各業務シェアの変化の関係を確認しておく。

オフショアビリティに関する変数については、各業務シェアと同じく Acemoglu and Autor(2011)を参考に O*NET から 6 つの指標を使用し作成した。このオフショアビリティのスコアは職業ごとに 0~500 の値が設定され、500 に近いほどオフショアビリティが高い、すなわちその職業がオフショアされやすいことを意味する。地域ごとのオフショアビリティの指標については、各都道府県における各職業小分類別の就業者数とその職業のオフショアビリティのスコアをかけ合わせた値を、全就業者がオフショアビリティのスコアが 500 の職業についたと仮定した場合の値で割り、100 をかけた値を用いている。言い換えると、定義上で最高のオフショアビリティのスコアに対して、実際のオフショアビリティのスコアがどの程度かということを表している。

こうして作成した都道府県ごとのオフショアビリティの指標を説明変数に加え推計した結果が以下の補表 2、補表 3 および補表 4 である。なお、補表 2 は男女計、補表 3 は男性、補表 4 は女性についての推計結果をそれぞれ表している。

補表 2 の定型業務シェアの係数を見ると、抽象業務シェアの変化に対しては有意に正、定型業務シェアの変化および非定型手仕事業務シェアの変化に対しては有意に負となって

おり、符号と有意性は5節で得られた結果と一致する。男女別にみた場合も同様であることから、本稿の推計で得られた期初の定型業務シェアと各業務シェアの変化の関係は、オフショアビリティの影響を考慮したとしても確認できると言えよう。

補表2 オフショアビリティを考慮した期初の定型業務シェアと各業務シェアの変化(男女計)

	(a) FE △抽象業務シェア	(b) FE △抽象業務シェア	(c) FE △定型業務シェア	(d) FE △定型業務シェア	(e) FE △非定型手仕事業務シェア	(f) FE △非定型手仕事業務シェア
定型業務シェア[-1]	1.013*** (0.198)	0.156*** (0.0518)	-0.392*** (0.0853)	-0.627*** (0.0998)	-0.621*** (0.131)	-0.790*** (0.139)
×1995年ダミー		0.0888** (0.0400)		-0.0630*** (0.0206)		-0.0545** (0.0260)
×2000年ダミー		0.0181 (0.0543)		-0.0929*** (0.0244)		-0.0525 (0.0323)
×2005年ダミー		-0.0709 (0.0502)		-0.0955*** (0.0285)		-0.0631 (0.0472)
×2010年ダミー		0.104* (0.0563)		-0.215*** (0.0352)		-0.164*** (0.0549)
オフショアビリティ[-1]	-22.56* (13.35)	-1.568 (2.251)	-0.226 (6.475)	7.640 (6.534)	22.79*** (8.368)	29.07*** (8.719)
人口密度、就業率、65歳以上 人口比率、年ダミー、定数項	YES	YES	YES	YES	YES	YES
サンプルサイズ	235	235	235	235	235	235
自由度修正済決定係数	0.813	0.7777	0.725	0.797	0.857	0.872

注 1) ***は有意水準1%、**は5%、*は10%で統計的に有意であることを示す。

2)括弧内の数値はWhiteの頑健な標準誤差。

補表3 オフショアビリティを考慮した期初の定型業務シェアと各業務シェアの変化(男性)

男性	(a) FE △抽象業務シェア	(b) FE △抽象業務シェア	(c) FE △定型業務シェア	(d) FE △定型業務シェア	(e) FE △非定型手仕事業務シェア	(f) FE △非定型手仕事業務シェア
定型業務シェア[-1]	1.133*** (0.206)	0.144*** (0.0480)	-0.487*** (0.0924)	-0.0440** (0.0216)	-0.646*** (0.139)	-0.707*** (0.149)
×1995年ダミー		0.0796** (0.0355)		-0.0513*** (0.0199)		-0.0324 (0.0283)
×2000年ダミー		0.0193 (0.0536)		-0.0437 (0.0289)		-0.0186 (0.0336)
×2005年ダミー		-0.0765 (0.0540)		0.0238 (0.0188)		-0.0343 (0.0485)
×2010年ダミー		0.0221 (0.0707)		-0.0621** (0.0271)		-0.0659 (0.0589)
オフショアビリティ[-1]	-41.48*** (15.23)	-5.106** (2.239)	11.04* (6.545)	-0.389 (0.782)	30.44*** (10.38)	32.67*** (10.74)
人口密度、就業率、65歳以上 人口比率、年ダミー、定数項	YES	YES	YES	YES	YES	YES
サンプルサイズ	235	235	235	235	235	235
自由度修正済決定係数	0.867	0.8117	0.833	0.7961	0.842	0.844

注 1) ***は有意水準1%、**は5%、*は10%で統計的に有意であることを示す。

2)括弧内の数値はWhiteの頑健な標準誤差。

補表 4 オフショアビリティを考慮した期初の定型業務シェアと各業務シェアの変化(女性)

女性	(a) FE △抽象業務シェア	(b) FE △抽象業務シェア	(c) FE △定型業務シェア	(d) FE △定型業務シェア	(e) FE △非定型手仕事業務シェア	(f) FE △非定型手仕事業務シェア
定型業務シェア[-1]	1.060*** (0.224)	1.499*** (0.278)	-0.300*** (0.0983)	-0.580*** (0.123)	-0.201*** (0.0400)	-0.919*** (0.178)
×1995年ダミー		0.122** (0.0522)		-0.0491* (0.0268)		-0.0730** (0.0315)
×2000年ダミー		0.163** (0.0610)		-0.0812** (0.0331)		-0.0819** (0.0370)
×2005年ダミー		0.195** (0.0810)		-0.121*** (0.0410)		-0.0739 (0.0514)
×2010年ダミー		0.394*** (0.0877)		-0.216*** (0.0425)		-0.178*** (0.0549)
オフショアビリティ[-1]	-7.788 (14.94)	-22.31 (15.61)	-10.21 (9.317)	-1.216 (9.017)	0.815 (2.054)	23.53** (9.732)
人口密度、就業率、65歳以上 人口比率、年ダミー、定数項	YES	YES	YES	YES	YES	YES
サンプルサイズ	235	235	235	235	235	235
自由度修正済決定係数	0.706	0.748	0.682	0.734	0.8688	0.912

注 1) ***は有意水準 1%, **は 5%, *は 10%で統計的に有意であることを示す。

2)括弧内の数値は White の頑健な標準誤差。

(2)長期の変化との関係

本稿では 5 年ごとに各業務シェアの変化をとり、期初の定型業務シェアとの関係を見ているが、Senftleben and Wielandt(2012)では 1979 年時点の定型業務シェアと 1979 年から 2007 年までの変化を用いて分析を行っている。そこで、サンプルサイズは小さくなるが、本稿のデータでも 1985 年時点の定型業務シェアと 1985 年から 2010 年までの変化の関係を確認しておく。

推計結果は以下の補表 5 の通りである。なお、男女計、男性、女性について見た場合の定型業務シェアの係数のみを抜き出して記載しており、いずれのモデルにも説明変数には 1985 年時点の人口密度、就業率、65 歳以上人口比率、オフショアビリティを含んでい

る。
補表 5 に掲載した定型業務シェアの係数の符号と有意性に注目すると、いずれも本節(1)および 5 節で得られた結果と一致する。したがって、本稿の推計で得られた期初の定型業務シェアと各業務シェアの変化の関係は、より長期的な変化を見た場合にも確認できると言えよう

補表 5 1985 年の定型業務シェアと 1985 年-2010 年における各業務シェアの変化

	(a) △抽象業務シェア	(b) △定型業務シェア	(c) △非定型手仕事業務シェア
男女計			
定型業務シェア[1985年]	0.811*** (0.170)	-0.284*** (0.0578)	-0.527*** (0.131)
自由度修正済決定係数	0.726	0.795	0.676
男性			
定型業務シェア[1985年]	0.635*** (0.186)	-0.272*** (0.0722)	-0.362*** (0.131)
自由度修正済決定係数	0.284	0.396	0.387
女性			
定型業務シェア[1985年]	0.978*** (0.217)	-0.225** (0.0836)	-0.753*** (0.168)
自由度修正済決定係数	0.844	0.827	0.819
サンプルサイズ	47	47	47

注 1) ***は有意水準 1%, **は 5%, *は 10%で統計的に有意であることを示す。

2)括弧内の数値は White の頑健な標準誤差。

3)推計方法は OLS で、説明変数には 1985 年時点の人口密度、就業率、65 歳以上人口比率、オフショアビリティを含む。

参 考 文 献

- Acemoglu, D., and Autor, D. (2011) "Skills, tasks and technologies: Implications for employment and earnings," *Handbook of labor economics*, ed4, pp1043-1171.
- Adermon, A., and Gustavsson, M. (2015) "Job polarization and task-biased technological change: Sweden, 1975-2005," *The Scandinavian Journal of Economics*, Vol.117, No.3, pp878-917.
- Autor, David H. (2013) "The "task approach" to labor markets: an overview," NBER Working paper 18711.
- Autor, David H., and Dorn, D. (2013) "The growth of low-skill service jobs and the polarization of the US labor market," *The American Economic Review*, Vol.103, No.5, pp1553-1597.
- Autor, David H., Levy, F., and Murnane, R. J. (2003) "The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.118, No.4, pp1279-1333.
- Autor, David H, Katz, L., and Kearney, M. (2006) "Measuring and interpreting trends in economic inequality," *AEA Papers and Proceedings*, Vol. 96, No. 2, pp. 189-194.
- Bartel, A., Ichniowski, C., and Shaw, K. (2007) "How Does Information Technology Affect Productivity? Plant-Level Comparisons of Product Innovation, Process Improvement, and Worker Skills," *The Quarterly journal of economics*, Vol.122, No.4, pp.1721-1758.

- Black, S. E. and Spitz-Oener, A. (2010) “Explaining Women’s Success: Technological Change and the Skill Content of Women’s Work,” *Review of Economics and Statistics* Vol.92, No.1, pp.187–194.
- Frey, C. B., & Osborne, M. A. (2013) “The future of employment: how susceptible are jobs to computerization,” Retrieved September, 7, 2013.
- Goos, M., and Manning, A. (2007) “Lousy and lovely jobs: The rising polarization of work in Britain,” *The review of economics and statistics*, Vol.89, No.1, pp.118-133.
- Goos, M., Manning, A., and Salomons, A. (2009) “Job polarization in Europe,” *The American Economic Review*, pp.58-63.
- Goos, M., Manning, A., and Salomons, A. (2011) “Explaining Job Polarization: The Roles of Technology, Offshoring and Institutions,” University of Leuven, Center of Economic Studies Discussion Paper Series 11.34.
- Katz, L. F., and Autor, David H., (1999) “Changes in the wage structure and earnings inequality,” *Handbook of labor economics*, ed.3, pp.1463-1555.
- Naticchioni, P., Ragusa, G., and Massari, R. (2014) “Unconditional and Conditional Wage Polarization in Europe,” IZA Discussion Papers No.8465.
- Senftleben, C., and Wielandt, H. (2012) “The polarization of employment in German local labor markets,” SFB 649 discussion paper 2012-013.
- Tolbert, Charles M., and Sizer, Molly. (1996) “U.S. Commuting Zones and Labor Market Areas: A 1990 Update.” Economic Research Service Staff Paper 9614.
- 池永肇恵 (2009) 「労働市場の二極化--IT の導入と業務内容の変化について」『日本労働研究雑誌』 N.584, pp.73-90.
- 池永肇恵 (2011) 「日本における労働市場の二極化と非定型・低スキル就業の需要について」『日本労働研究雑誌』 No.608, pp.71-87.
- 池永肇恵 (2015) 「情報通信技術 (ICT) が賃金に与える影響についての考察」『日本労働研究雑誌』 No.663, pp.71-87
- 池永肇恵, & 神林龍 (2010) 「労働市場の二極化の長期的推移: 非定型業務の増大と労働市場における評価」 PIE/CIS Discussion Paper No. 464.
- 金本良嗣・徳岡一幸 (2002) 「日本の都市圏設定基準」『応用地域学研究』 No.7, pp.1-15
- 中馬宏之 (2002) 「もの造り現場における問題発見・解決型熟練--二極分化傾向の背景」『日本労働研究雑誌』, 510 号特別号, pp.4-14.
- 遊喜一洋 (2011) 「機械化と労働市場, 経済成長」『経済論叢』 第 185 巻第 1 号, pp. 113-135.
- 労働政策研究・研修機構(2012) 「職務構造に関する研究—職業の数値解析と職業移動からの検討—」労働政策研究報告書 No.146
- 労働政策研究・研修機構(2015) 「職務構造に関する研究Ⅱ—5万人の就業者 Web 職業動向調査より、現状、変化、能力、生活のデータ分析—」労働政策研究報告書 No.176