



## 技術進歩と労働市場に関する研究

森本, 敦志

---

(Degree)

博士 (経済学)

(Date of Degree)

2014-03-25

(Date of Publication)

2016-03-25

(Resource Type)

doctoral thesis

(Report Number)

甲第6138号

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/D1006138>

※ 当コンテンツは神戸大学の学術成果です。無断複製・不正使用等を禁じます。著作権法で認められている範囲内で、適切にご利用ください。



博 士 論 文

平成 25 年 12 月

神戸大学大学院経済学研究科

総合経済政策専攻

指導教員 勇上和史

森本 敦志

博 士 論 文

技術進歩と労働市場に関する研究

平成 25 年 12 月

神戸大学大学院経済学研究科

総合経済政策専攻

指導教員 勇上和史

森本 敦志

## 目次

はじめに.....	1
第1章 技術進歩と労働市場に関する理論.....	4
1.1 はじめに.....	4
1.2 技術進歩と労働需要のモデル.....	4
1.2.1 旧来の SBTC 仮説.....	4
1.2.2 新しい SBTC 仮説.....	8
1.3 日本の労働市場における SBTC 仮説の研究.....	11
1.4 おわりに.....	12
第2章 日本における労働者の学歴間代替弾力性.....	17
2.1 はじめに.....	17
2.2 先行研究.....	20
2.3 推計モデルとデータ.....	21
2.4 推計結果.....	23
2.5 おわりに.....	29
参考文献.....	31
第3章 学歴・年齢別労働需要と技術進歩.....	33
3.1 はじめに.....	33
3.2 先行研究.....	34
3.3 within 効果と between 効果.....	38
3.4 トランスログ費用関数を用いた分析.....	39
3.4.1 推計モデル.....	39
3.4.2 使用データ.....	41
3.4.3 推計結果.....	45
3.5 結論.....	51
参考文献.....	53
第4章 ICT の利用と企業内労働市場の変化.....	55
4.1 はじめに.....	55
4.2 仮説と分析の枠組み.....	56
A. ICT 利用とスキルのストック.....	57

B. ICT 利用と業務・スキルの変化.....	57
C. ICT 利用と人的資本投資政策 .....	58
<b>4.3 実証分析</b> .....	<b>59</b>
A. スキルのストック .....	61
B. 業務・スキルの変化.....	64
C. 人的資本投資政策 .....	69
4.4 おわりに .....	71
参考文献 .....	72
結論 .....	73

## はじめに

本論文は、技術進歩が日本の労働市場の変化に及ぼす影響を分析することを目的としている。技術進歩のなかでも、とりわけ 1980 年代後半以降急速に普及した情報通信技術(ICT)の進歩を主要な分析の対象とし、それが近年の労働需要や賃金構造の変化に及ぼす影響を明らかにする。

以上のような技術進歩と労働市場の関係について、本論文では以下のような構成に基づいて分析する。

まず、第 1 章「技術進歩と労働市場に関する理論」では、近年の情報通信技術の急速な進歩・普及が労働市場に及ぼす影響に関する経済理論とそれらに基づく実証分析について先行研究をサーベイし、本論文での実証分析における課題を提示している。1980 年代後半以降、アメリカを含む、一部の先進国において学歴間をはじめとする労働者グループ間の賃金格差が急速な拡大傾向を示した。そして、その経済理論的説明として、情報通信技術が熟練労働者と補完的であるとするスキル偏向的技術進歩 (Skill Biased Technical Change:以下, SBTC と呼ぶ)仮説が有力な仮説として提示された。しかし 2000 年代に入ると格差拡大の動向が変化し、賃金分布における下位層の労働者の賃金格差拡大は沈静化した。これに伴って理論面でも単純な SBTC 仮説が改良され、それぞれの職種が内包する業務 (task) の視点から、情報通信技術との関連を分析するフレームワークが提示された。この理論は 2003 年の *The Quarterly Journal of Economics* に掲載された Autor, David H., Frank Levy and Richard J. Murnane による, “The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration”で初めて提示され、以後「ALM 仮説」と呼ばれている。この仮説によれば、情報通信技術が進歩するなか、コンピューターは主に賃金分布の中位にいる労働者が担うと考えられる定型的業務 (routine task) を代替する一方、賃金分布の上位と下位にいる労働者が行う非定型的業務(nonroutine task)は代替されないとされ、アメリカにおいて現実に生じた賃金分布の「二極化仮説」をうまく説明するものである。本章はこれらのスキル偏向的技術進歩仮説の理論を中心に国内外の実証的論文も含めて技術進歩と労働市場に関する文献のサーベイを行った。

第 2 章「日本における労働者の学歴間代替性」では、労働需要に関する重要なパラメータとして学歴間代替弾力性に焦点をあて、これを推定することにより海外先進各国と日本との労働市場の違いを明らかにしている。この章では厚生労働省『賃金構造基本統計調査』の 1982 年から 2007 年の年齢階級・勤続年数階級・学歴別の集計データを用いて、CES 生産関数から誘導された推定モデルをもとにパラメータの推定を行った。その結果、諸外国における推定結果と比較して、日本の労働者の学歴間代替弾力性は非常に大きく、大卒・高卒労働者間の代替性が非常に高いことが示された。さらに産

業別での推計を行ったところ、製造業や建設業などでは学歴間代替が非常に大きいものの、金融保険業・サービス業・卸売業などのサービス型産業では比較的値が小さくなっていることを示した。学歴間の代替弾力性のパラメーターが大きいということは、高学歴労働者の低学歴労働者に対する相対需要曲線の傾きが小さく、高学歴労働者の低学歴労働者に対する相対労働供給の増大に伴って相対賃金が下落する効果が小さいことを意味している。したがって、海外の一部の先進国と比較して、日本の学歴間賃金格差が大幅に拡大しなかった背景には、高学歴労働者に対する相対需要シフトが大幅には起こらなかった可能性があることが示唆される。

第3章「学歴・年齢別労働需要と技術進歩」では、技術進歩が労働需要に与える影響を分析する上で、教育水準と年齢という二つの次元から労働力を分類し、どのような属性をもつ労働力の需要が技術進歩の影響を受けているかについて実証的に検証するとともに、これらの労働者グループ間の代替弾力性についても分析した。本章の分析では、まず各グループの労働者の総賃金シェア変化を、産業内の変化と産業間の変化に分解した。そしていずれの労働者グループについても、産業内変化の効果が大幅に上回っていることを示した。これは高学歴労働者のシェア上昇が貿易の国際化などの産業構造の変化に起因するものではないとした先行研究の結果が、年齢階層別に分割した場合でも支持されることを示す。またトランスログ費用関数を用いた分析では、先行研究と同じく技術進歩によって高学歴労働者に対する需要が増大することを確認している。しかしながら同時に、低学歴でも年齢が高い労働者に対しては技術進歩によって需要が増大することも明らかにした。日本の学歴間賃金格差がアメリカやイギリスのようには拡大しなかった理由の一つには、このように低学歴労働者の技術進歩への適応性の高さが考えられる。また同じ低学歴労働者でも若年層に対する需要は技術進歩によって減少するという結果も示されている。これらの結果から日本の労働市場では、企業内訓練を通じて年齢とともに技術進歩に対する適応性が上昇する可能性があることを指摘している。

第4章「企業のICT化とスキル需要」では、企業単位の情報化と技能について尋ねた事業所調査のマイクロデータを用いて、情報通信技術と企業内で求められる技能の関係について実証的に検討した。ALM仮説の含意から、コンピューターによって代替されない非定型的業務を遂行する能力として、企業特殊のスキルが重要な役割を果たしていると考えられる。そこで本章では、情報通信技術が企業特殊のスキルの収益を高める可能性があるという仮説を立て、企業特殊のスキルを代理する様々な変数と情報化の関連を検証した。分析結果から、企業内の情報化の指標は、企業文化や社内の人間関係の重要性といった企業特殊の技能を示すと考えられる変数の間に有意な関係があり、情報化の進展がこれらのスキルの重要性を高める効果があることを明らかにした。

最後の「結論」では、各章で分析した結果を要約し、それらをふまえた上での含意を述べている。

本論文の執筆に当たっては指導教員である神戸大学大学院経済学研究科の勇上和史准教授および論文の審査を引き受けてくださった岡山商科大学の三谷直紀教授、神戸大学大学院経済学研究科の田中康秀教授、神戸大学大学院経済学研究科の萩原泰治教授に丁寧なご指導をいただいた。また神戸大学大学院経済学研究科の小葉武史講師にも大変貴重なコメントをいただいた。また愛知学院大学経済学部の野村友和准教授にも論文作成についての貴重なアドバイスをいただいた。ここに記して感謝する。ただし、本論文におけるすべての誤謬は筆者の責任である。



# 第1章 技術進歩と労働市場に関する理論

## 1.1 はじめに

本章では、技術進歩が労働市場に与える影響について理論的・実証的にアプローチした先行研究のレビューを行い、本論文の研究課題を提示する。

1980年代にアメリカやイギリスなどを中心として賃金格差や所得格差が急速に拡大し、その要因についての研究が盛んに行なわれた。その主な要因として以下のような仮説が考えられた。

まず労働供給側の要因として、大卒労働者の供給が変動したことがあげられる。アメリカにおいては1970年代にベビーブーム世代の大卒労働者が労働市場に参入することとなった。そのため同時に生じた高スキル労働者の需要の増大は、これらの大卒労働者の供給増加によって緩和され、高スキル労働者の賃金上昇には結びつかなかった。その反動もあり、大卒労働者の供給が相対的に減少した1980年代に急激な賃金上昇が起こったとされる(Bound and Johnson(1992), Juhn et al.(1993), Katz and Murphy (1992), Levy and Murmane (1992)など)。

次に労働需要側の要因としては、まず情報通信技術(ICT)などをはじめとする近年の技術進歩が、熟練労働者を相対的により多く需要することによって熟練労働者の相対賃金を上昇させるというスキル偏向的技術進歩(Skill Biased Technical Changes 以下, SBTC)仮説,あるいは最低賃金の下落や、労働組合組織率の低下などの労働市場の制度的要因(Card(1992)), 国際貿易の進展による低スキル労働投入の海外移転などによる貿易要因,などが考えられた。しかし、労働者数の変化を産業内変化と産業間変化に分解した研究によれば、産業内変化が産業間変化を大幅に超過しており、貿易要因による賃金格差拡大仮説は否定されるような結果となった(Berman et al.(1994), 櫻井(1999))。

本章では、賃金格差拡大の要因を説明するこれらの仮説のうち、SBTC仮説に焦点をあて、その理論的モデルと実証的研究を概観する。

## 1.2 技術進歩と労働需要のモデル

本節では、労働需要の変化の要因として、スキル偏向的技術進歩(SBTC)を考え、賃金格差の動向がその要因によって決定されていたとする仮説を中心にその理論と実証研究を概観し、考察する。

### 1.2.1 旧来のSBTC仮説

1980年代にアメリカやイギリスを中心に急拡大した賃金格差に対応して、まず、技術進歩とスキルの単線的な補完関係を仮定した理論的フレームワークが考えられた。その代表的なものとして、Acemoglu (2002) のモデルを用いて概説する。

まず、以下のようなCES型の生産関数を仮定する。

$$Y(t) = \left[ \{A_l(t)L(t)\}^\rho + \{A_h(t)H(t)\}^\rho \right]^{1/\rho}$$

ここで $H(t)$ 、 $L(t)$ はそれぞれ時点 $t$ における熟練、未熟練労働者の労働投入量、 $A_l(t)$ 、 $A_h(t)$ は時点 $t$ における労働の効率性パラメータである。

完全競争市場を仮定すると、

$$w_H = \frac{\partial Y}{\partial H} = A_h^\rho \left[ A_h^\rho + A_l^\rho (H/L)^{-\rho} \right]^{(1-\rho)/\rho}$$

$$w_L = \frac{\partial Y}{\partial L} = A_l^\rho \left[ A_h^\rho + A_l^\rho (H/L)^\rho \right]^{(1-\rho)/\rho}$$

このとき熟練労働者のスキルプレミアムは、

$$\omega = \frac{w_H}{w_L} = \left( \frac{A_h}{A_l} \right)^\rho \left( \frac{H}{L} \right)^{-(1-\rho)} = \left( \frac{A_h}{A_l} \right)^{(\sigma-1)/\sigma} \left( \frac{H}{L} \right)^{-1/\sigma} \quad (1.1)$$

ここで $\sigma$ は熟練・未熟練労働力間の代替弾力性である。

両辺の対数をとると

$$\ln \omega = \frac{\sigma-1}{\sigma} \ln \left( \frac{A_h}{A_l} \right) - \frac{1}{\sigma} \ln \left( \frac{H}{L} \right) \quad (1.2)$$

ゆえに

$$\frac{\partial \ln \omega}{\partial \ln(H/L)} = -\frac{1}{\sigma} < 0$$

よって、熟練労働者の相対供給が増大すると、熟練労働者のスキルプレミアムが減少する。また、(1.2)式より、スキル偏向的技術進歩を表す $A_h/A_l$ が一定ならば、熟練労働者に対する相対需要は右下がりとなる。図 1.1 は熟練労働者の相対供給が変化したときの、労働市場の均衡の変化を描いている。相対供給が $H/L$ から $H'/L'$ に増大すると、スキルプレミアムは需要曲線 $DD$ に沿って $\omega$ から $\omega'$ に減少する。また、式(1.2)より、

$$\frac{\partial \ln \omega}{\partial \ln(A_h/A_l)} = \frac{\sigma-1}{\sigma}$$

となる。よって、 $\sigma > 1$  の場合には熟練補完的な技術進歩はスキルプレミアムを増大させる。この場合の需要シフトは、図 1.1 においては  $DD$  から  $D'D'$  へのシフトで表される。この場合、スキルプレミアムは  $\omega$  から  $\omega''$  に増大する。しかし、 $\sigma < 1$  ならば、熟練補完的な技術進歩がスキルプレミアムを逆に減少させることになる。

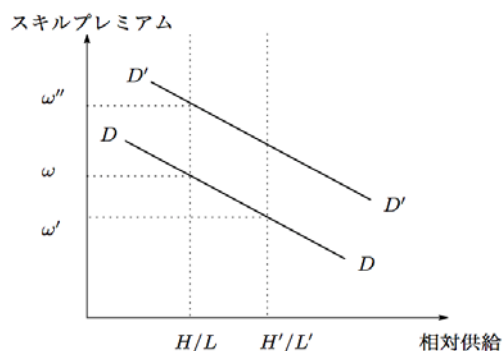


図 1.1 スキルプレミアムと相対労働供給

この場合、 $A_h$  の増加が熟練労働者の生産性の増大をもたらし、未熟練労働力とその労働効率が変化しないならば、それに見合った熟練労働者数が技術進歩以前よりも少なくても済み、熟練労働者が過剰となる。そのためスキルプレミアムが減少するのである。このように、熟練労働者の生産効率  $A_h$  が上昇するような技術進歩であっても、必ずしもスキル偏向的ではなく、熟練・未熟練労働者間の代替弾力性の値に依存するのである。

また式(1.2)より、熟練労働者の相対供給の変化に対するスキルプレミアムの反応もこの代替弾力性の値に依存しており、熟練・未熟練労働者間の代替弾力性の計測が重要であることがわかる。

そして労働者全体の平均賃金は、

$$\begin{aligned}
 w &= \frac{Lw_L + Hw_H}{L + H} = \frac{\frac{1}{L} \left[ (A_l L)^\rho + (A_h H)^\rho \right]^\frac{1}{\rho}}{1 + H/L} \\
 &= \frac{\left[ (A_l)^\rho + (A_h)^\rho (H/L)^\rho \right]^\frac{1}{\rho}}{1 + H/L} \\
 \frac{\partial w}{\partial (H/L)} &= \frac{\left[ (A_l)^\rho + (A_h)^\rho (H/L)^\rho \right]^\frac{1}{\rho} - 1}{1 + H/L} \left\{ A_h^\rho (H/L)^{\rho-1} - A_l^\rho \right\}
 \end{aligned}$$

となる。

ゆえに、 $A_h^{\rho} (H/L)^{\rho-1} - A_l^{\rho}$ つまり  $\omega > 1$  が成立していれば、熟練労働者の相対供給が上昇したとき、労働者全体の平均賃金も上昇する。  
また、式(1.1)より、

$$S_H = \frac{w_H H}{w_L L} = \left( \frac{A_h}{A_l} \right)^{(\sigma-1)/\sigma} \left( \frac{H}{L} \right)^{(\sigma-1)/\sigma}$$

$$\frac{A_h}{A_l} = \frac{S_H^{\sigma/(\sigma-1)}}{H/L} \quad (1.3)$$

熟練・未熟練労働者間の代替弾力性( $\sigma$ )を計測した先行研究の大部分では、ほぼ 1 から 2 の値をとっている。そのため、式(1.3)から技術進歩のスキル偏性の程度を測定することができる。Acemoglu (2002) では、 $\sigma=1.4$  と  $\sigma=2.0$  の場合について、1940 年から 1990 年のアメリカのデータを用いて計測を行なっている(表 1.1)。この表から、どちらの代替弾力性の値を用いた場合でも、この指標の値は現在に近づくほど増加しており、とくに 1980 年から 1990 年にかけては大幅に増加している。これらのことから、アメリカでは、1940 年代以降にスキル偏向的技術進歩が起こっていること、さらにその技術進歩が 1980 年代以降加速していることがわかる。

表 1.1 学歴間代替性と偏向的技術進歩

	$\sigma = 1.4$		$\sigma = 2.0$	
	$A_h/A_l$	D	$A_h/A_l$	D
1940	0.035	0.380	0.339	0.630
1950	0.030	0.370	0.313	0.560
1960	0.080	0.480	0.476	0.690
1970	0.179	0.610	0.652	0.810
1980	0.486	0.810	0.933	0.970
1990	1.777	1.180	1.673	0.129

注： $A_h$ は高学歴労働者の、 $A_l$ は低学歴労働者の労働効率性を示す。

出所：Acemoglu(2002), p.23, Table.1 より一部抜粋して作成。

このようなフレームワークに基づいて行われた実証分析うち、ICT 技術とスキル需要との関係を分析したものに Berman et al.(1994)がある。Berman et al. (1994)では、生産関数を誘導して作られたモデルに、ICT 投資比率などを ICT 化の指標として付加した推計式を用いている。そのうえで、アメリカの製造業 450 業種のデータを用いて 1980 年代の生産・非生産労働者間の賃金シェア変化についてトランスログ費用関数を用いて分析した。その結果、各産業における非生産労働者の賃金シェアの増大が、IT 投資比率などの技術進歩指標と正の相関関係にあることを示し、1980 年代のアメリカにおいて、スキル偏向的技術進歩が起こっているとした。また、Machin and Van Reenen (1998)は、同様の手法に基づき、OECD 諸国のうちの 7 カ国について製造業 60 業種の 1973 年から 1989 年のデータを用いて分析を行なった。分析結果によれば、分析対象となった全ての国において、熟練比率の上昇が産業間ではなく産業内の変化の効果によるものであることを明らかにし、貿易要因による賃金格差拡大の仮説を否定した。また、研究開発集約度の係数がほぼ全ての国で正で有意となった。しかし、その大きさは熟練・未熟練賃金格差の拡大が大きいアメリカとイギリスで小さく、比較的格差が安定的である国々で大きくなるという結果になった。

### 1.2.2 新しい SBTC 仮説

旧来の SBTC 仮説に基づくモデルは、スキル水準が異なる労働者の賃金格差について、技術進歩の影響を明示的に捉えようとする点で意義があるものの、そこには次のような問題点が指摘されている。

まず、技術進歩に基づく高スキル労働者と低スキル労働者の相対需要のシフトについて、その発生の原因については明確な根拠がないことである。特に 2000 年前後に急速に発展・普及した情報通信技術と需要シフトの間にはっきりとした根拠を示すことができないことが問題である。

また、能力とスキル偏向的技術進歩の間に単線的な関係を想定しており、1980 年代後半以降アメリカを中心に観察されたような高所得層と低所得層間、あるいは高スキルと低スキル労働者間の格差拡大傾向は説明できるものの、1990 年代後半以降に観察された、所得階級における中位層の労働需要が減少するいわゆる「二極化」現象の発生要因について説明できないことである。

このような問題点を克服するため、新しい SBTC 仮説のモデルが Autor, Levy and Murnane(2003)(以下、ALM 仮説)によって提示された。この理論のフレームワークは次のようなものである。

まず経済全体の生産量に関して、コブ・ダグラス型の生産関数を想定する。

$$Q = (L_R + C)^{1-\beta} L_N^\beta$$

ここで、 $L_R$  は定型的業務を行なう労働者の労働投入量、 $C$  は ICT 資本などの技術ストック、 $L_N$  は非定型的業務を行なう労働者の労働投入量である。この生産関数は定型的業務を行なう労働者と技術資本ストックが完全代替であるという仮定がおかれたものである。

また、個人の生産性に関する能力が異なり、個人  $i$  の非定型的業務、定型的業務に関する生産性の能力がそれぞれ  $n_i, r_i$  であるとし、個人の定型的業務に対する非定型的業務の相対的な効率性を  $\eta_i = n_i / r_i$  とおく。このとき、 $\eta_i = \eta^* = w_R / w_N$  となる個人は双方の業務に就業することに無差別となり、 $\eta_i < \eta^*$  である個人は定型的業務を、 $\eta_i > \eta^*$  である個人は非定型的業務を、それぞれ選択することになる。（ただし  $w_R, w_N$  はそれぞれ定型的業務を行なう労働者と非定型的業務を行なう労働者の賃金である。）

また、利潤最大化条件から、

$$w_R = \frac{\partial Q}{\partial L_R} = (1-\beta)\theta^{-\beta}, \quad w_N = \frac{\partial Q}{\partial L_N} = \beta\theta^{1-\beta},$$

と表すことができる。ここで

$$\theta = \frac{C + g(\eta^*)}{h(\eta^*)}$$

であり、 $g(\eta^*), h(\eta^*)$  はそれぞれ、労働市場全体の定型的業務投入量、非定型的業務投入量である。

また、生産関数の仮定より、労働者の定型的業務の労働投入と、コンピューター資本は完全代替なので、コンピューター資本価格を  $\rho$  とおくと

$$w_R = \rho$$

が成立するので、外生的に変化するコンピューター資本価格との間に次のような関係が導かれる。

$$\frac{\partial \ln \theta}{\partial \ln \rho} = -\frac{1}{\beta}, \quad \frac{\partial \ln(w_N / w_R)}{\partial \ln \rho} = -\frac{1}{\beta}, \quad \frac{\partial \ln \eta^*}{\partial \ln \rho} = \frac{1}{\beta}$$

このような定式化からは次のような結論が得られる。まず、コンピューター資本価格の下落によって、コンピューターによって処理されるものも含めた定型的業務の需要は増大する。しかし同時に、定型

的業務に対する非定型的業務の相対賃金が上昇するため、労働者が非定型的業務を選択する閾値が下落し、労働者は自らの労働投入として、定型的業務よりも非定型的業務を選択するようになる。

このように新しい SBTC 仮説では、労働者が自身で身に着けているスキルではなく、「業務」という観点から情報通信技術との代替関係を仮定している。「業務」のうち、コンピューターでプログラム可能な定型的業務については代替されるとしている。しかし低スキル労働者が行う手作業のような非定型的業務、ならびに高スキル労働者が行う高度な知的作業やコミュニケーション能力を要する非定型的業務は、コンピューターには代替されない。そのため、高スキル労働者と低スキル労働者の労働需要が不変または増大するのに対して、中程度のスキルを持つ労働者の労働需要が減少するということになる。

この新しい SBTC 仮説では、実際のアメリカにおいて観察された 1990 年代以降の賃金の「二極化」現象をうまく説明するとともに、これまで暗黙の仮定であったコンピューターとの代替関係を、プログラム可能な「業務」かどうかという形で明確に提示していることから、この仮説に基づいた賃金格差に関する実証研究がいくつか行われた。

アメリカについては、Autor et al.(2003)の中で実証分析も行われている。1960 年から 1998 年にわたるアメリカ全体における業務の投入量を計測し、分析を行った。そして、産業内、職種内、同一学歴内で、コンピューター化が定形業務量を削減し、非定型的業務量を増加させていることを発見している。

またヨーロッパ各国においてもいくつかの実証分析が行われた。Goos and Manning (2007)は、イギリスにおける職種別の雇用構造についてアメリカと同様な変化が生じていることを示し、低賃金職種と高賃金職種の増大という労働市場の二極化が起こっているとした。Spitz-Oener (2006)は、西ドイツ地域の 1979 年から 1999 年の雇用者を調査したデータを用いて ALM の二極化仮説を検証している。そしてドイツにおいても、非定型的業務が増加し定型的業務が減少するという現象がみられるとしている。そしてこの業務量の変化がコンピューター使用に関連していることを明らかにした。

Antonczyk et al. (2010)は、1979 年から 2004 年にかけてのアメリカと西ドイツ地域を比較した賃金分布の研究を行った。アメリカ、ドイツ共に雇用の二極化は起こっているものの、賃金の二極化はドイツでは起こっていないことを示した。さらに、Goos et al. (2009)は、ヨーロッパ 16 カ国について、職種を低賃金職種、中賃金職種及び高賃金職種に分けて 1993 年～2006 年の雇用の変化を調べた結果、低賃金職種と高賃金職種の雇用の伸びが大きく、中賃金職種の雇用の低下が大きいことを示し、労働市場の二極化がほぼどの国にもみられることを確認した。

### 1.3 日本の労働市場における SBTC 仮説の研究

日本では、1980年代にアメリカやイギリスのように大きな学歴間の賃金格差や全体の賃金分散の拡大がなかったこともあって、それほど研究は多くないが、いくつかの丹念な実証研究が行われている。これらのいずれも、1980年代後半以降、わが国では、アメリカと同様に高学歴（あるいは非生産）労働者への需要は増大したものの、学歴間の賃金格差拡大はなかったとする結論を得ている。このうち櫻井(1999)は、Berman et al.(1994)と同様の手法を用いて分析している。そして労働者を生産労働者と非生産労働者に分けた分析の中で、両者の賃金格差に拡大傾向は見られなかったが、非生産労働者のシェアは上昇していること、またコンピューター投資比率が非生産労働者の賃金シェア変化に大きな影響を与えていること、さらに賃金格差が拡大しなかった要因として、需要シフト要因が労働供給要因により相殺されたことが明らかになったとしている。

一方、ミクロレベルでコンピューター使用が賃金にどのような影響を与えているのかについてもいくつかの研究が分析している。清水・松浦(2000)は、労働者のパソコンの所有と賃金との同時決定性に配慮した推計により、パソコン所有が賃金を上昇させているという結果を得ている。しかし、小原・大竹(2001)は、転職者に関する転職前と転職後の情報を用いて、コンピューター使用と観察されない能力との相関を取り除きながらコンピューター使用が賃金へ与える影響について分析し、統計的に有意な結果が見出されなかったとしている。

このほかにも、労働市場の「二極化」についての分析も行われている。阿部(2001)は、ICT化によって従業員の仕事の一部をデジタル化し、企業は労働力を外部化する傾向があること、また、組織構造の変更によって従業員の仕事の幅が広がり、質も高まるという間接的な影響も観察されたとしている。すなわち、ICT化は情報通信機器には体化できないアナログ・スキルの重要性をより高めるため、企業は関係特殊的な人的資本の開発をより積極的に行う傾向があるとしている。

また中馬(2001)は、総合旅行会社でヒアリング調査を行い、個人客をメインとした店頭営業職場、法人客をメインとした外販団体営業職場、国内旅行パッケージ商品造成職場および海外旅行パッケージ商品造成職場を詳細に分析した。その結果、低価格志向の旅行者の急増と広範な情報化やネットワーク化に基づく業務の細分化・標準化によって、これまで各自に体化されたスキルがより多くの人に分離されたかたちで保有されるようになる傾向（スキルの **unbundling** 化）が進行しており、それによって、契約社員や派遣社員の比率が高まっていることを指摘した。このようなスキルの **unbundling** 化は、店頭職場と海外旅行パッケージ商品造成職場で顕著に見られる一方で、法人団体営業職場や国内パッケージ商品造成職場では、繰り返しの多いやや単調な作業である「ふだんの作



業」に加えて、変化や異常への対応といった「ふだんとちがった作業」ができる、「統合的スキル」の必要性が依然として高いことを確認した。

また、近年では「新しい SBTC 仮説」に沿った実証分析もなされている。池永 (2009) や Ikenaga and Kambayashi (2010) は、ALM の手法を用いて、日本の労働市場の二極化とその要因を分析した。池永(2009)では、ALM の分類にしたがって、総務省『国勢調査』の職業小分類を「非定型分析」, 「非定型相互」, 「定型認識」, 「定型手仕事」及び「非定型手仕事」の五つに分類した。そして、1980 年～2005 年に就業者ベースで「非定型分析」が大幅な伸びを示し、「非定型手仕事」も増加する一方、「定型手仕事」は減少したことを見出ししている。また、「非定型分析」, 「非定型相互」及び「定型認識」の増大に高学歴化が寄与していることを示している。さらに、業務変化と IT 導入との関係を見ると、定型的業務集約度の高い産業ほど IT 資本導入が活発に行われていることを計量的手法で明らかにし、ALM のモデルと整合的な結果になっている。また、非定型分析は IT 資本を補完し、「定型手仕事」や「定型認識」は代替されている可能性が示唆されたとしている。さらに Ikenaga and Kambayashi (2010) は、池永 (2009)では 1 職種 1 業務分類であったものをより細かく 1 つの職種に対して 5 つの業務分類のウェイトからなるひとつのベクトルを対応させることにし、分析対象期間も 1960 年から 2005 年までの長期的な推移を分析した。主な結果は、第 1 に、長期にわたって、非定型的業務 (相互作用, 身体的作業, 分析作業)は、ほぼ安定的に単調増加した反面、定型的業務 (精神的作業, 身体的作業)は、ほぼ安定的に単調減少し、しかも 5 つの業務への投入量のシェアの変化は緩やかであったこと、第 2 に、日本のこうした長期的推移は、1990 年に入ってはじめて二極化現象が現れたアメリカと大きく異なっていること、第 3 に、1970 年～2000 年の間の 5 つの業務の賃金評価を求めると、精神的作業への投入量と職種の平均賃金との間には正の相関があり、定型的身体作業への投入量については負の相関を見出したこと、などである。

## 1.4 おわりに

本章では、賃金格差に関する研究の中でも、技術進歩と労働市場に関する理論をレビューし、これをふまえた実証研究をサーベイした。

アメリカを中心とした技術進歩と労働市場に関する研究の動向は、1990 年代に入ってからの実際の賃金格差の動向の変化を反映して、大きく変わっていった。アメリカでは、1980 年代においては、学歴間をはじめとする様々な格差の拡大傾向が見られたが 1990 年代以降は賃金分布の上位での賃金格差の拡大は続いたものの、賃金分布の下位での格差は縮小に転じた。それに伴って、賃金格差の研究に関しても、技術進歩とスキルの上に単線的な関係を想定する旧来の SBTC 仮説の理論モデル

から、「業務」という概念を通じて、コンピューターとの代替関係を明示した新しい SBTC 仮説の理論モデルが開発された。このフレームワークを用いてアメリカを中心として実証分析が行われ、実際に観察された「二極化」現象をうまく説明した。

一方、日本では、賃金格差の拡大が顕著ではなかったこともあって比較的少ないものの、賃金格差に関する優れた研究が蓄積されてきた。また、非正規化の進展等の形での労働市場の二極化が顕在化するに伴って、二極化に関する研究も増加している。

技術進歩が労働市場に与える影響を検討するための研究上の課題は、まず学歴間の代替弾力性の値が果たしてどのようなものであるかを計測する必要がある点である。これは旧来の SBTC 仮説でも提示されているとおり、この値が各国で異なっていれば、それが賃金格差の動向の国ごとの異質性に影響を及ぼす可能性があるからである。また、技術が労働者を代替するとしても、それが単に熟練労働者か未熟練労働者かどうかだけではなく、年齢によって異なる影響を受けている可能性がある。さらに日本においては大企業における長期雇用慣行があり、企業内訓練を通じた技能形成が積極的になされている。したがって、技術が企業の労働需要に与える影響を分析する上では、企業特殊的熟練など内部労働市場の要因も考慮する必要がある。

## 参考文献

Acemoglu, Daron (2002) “Technical Change, Inequality, and the Labor Market”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 40, No. 1, pp. 7–72, March.

Antonczyk, Dirk, Thomas DeLeire and Bernd Fitzenberger (2010) “Polarization and Rising Wage Inequality: Comparing the U.S. and Germany,” *IZA Discussion Paper* No. 4842.

Autor, David H, Frank Levy and Richard J. Murnane (2003) “The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration,” *The Quarterly Journal of Economics*, 118(4), pp.1279-1333.

Acemoglu, Daron and David Autor (2010) “Skills, Tasks and Technologies: Implications for Employment and Earnings,” *NBER Working Paper* No. 16082.

Berman, Eli, John Bound and Zvi Griliches (1994) “Changes in the Demand for Skilled Labor within U.S. Manufacturing: Evidence from the Annual Survey of Manufacturers,” *The Quarterly Journal of Economics*, 109(2), pp. 367-397.

Bound, John and George Johnson (1992) “Changes in the structure of wages in the 1980s : An Evaluation of Alternative Explanations,” *The American Economic Review*, 82(3), pp. 371-392.

Card, David (1992) “The Effects of Unions on the Distribution of Wages: Redistribution or Relabelling?,” *NBER Working Paper* No. 4195.

Goos, Maarten and Alan Manning (2007) “Lousy and Lovely Jobs : The Rising Polarization of Work in Britain,” *The Review of Economics and Statistics*, 89(1), pp.118-133.

Goos, Maarten, Alan Manning and Anna Salomons (2009) “Job Polarization in Europe,” *The American Economic Review*, 99(2), pp. 58-63.

Ikenaga, Toshie and Ryo Kambayashi (2010) “Long-term Trends in the Polarization of the Japanese Labor Market: The Increase of Non-routine Task Input and Its Valuation in the Labor Market,” *Hitotsubashi University Institute of Economic Research Working Paper*, January 2010.

Juhn, Chinhui, Kevin M. Murphy and Brooks Pierce (1993) “Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill,” *The Journal of Political Economy*, 101(3), pp. 410-442.

Katz, Lawrence F. and Kevin M. Murphy (1992) “Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors,” *The Quarterly Journal of Economics*, 107(1), pp. 35-78.

Levy, Frank and Richard J. Murnane (1992) “U.S. Earnings Levels and Earnings Inequality: A Review of Recent Trends and Proposed Explanations,” *Journal of Economic Literature*, 30(3), pp.1333-1381.

Machin, Stephen and John Van Reenen (1998) “Technology and Changes in Skill Structure: Evidence From Seven OECD Countries,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, No. 4, pp. 1215-1244.

Spitz-Oener, Alexandra (2006) “Technical Change, Job Tasks, and Rising Educational Demands: Looking outside the Wage Structure,” *Journal of Labor Economics*, 24(2), pp.235-270.

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』 No. 584, pp. 73-90.

小原美紀・大竹文雄 (2001) 「コンピューター使用が賃金格差に与える影響」 『日本労働研究雑誌』 No. 494, pp 16-30.

櫻井宏二郎 (1999) 「偏向的技術進歩と日本製造業の雇用・賃金～コンピュータ投資にみる技術進歩の影響～」 『経済経営研究』 Vol. 20-2.

清水方子・松浦克己 (2000) 「努力は報われるか：パソコンと賃金、教育の関係」 『社会科学研究』 Vol. 51, No. 2, pp.115-136.

中馬宏之 (2001) 「ホワイトカラー職場における IT 化のインパクト」, 尾高煌之助・都留康編『デジタル化時代の組織革新』第 6 章, 有斐閣.

## 第2章 日本における労働者の学歴間代替弾力性

### 2.1 はじめに

1980年代から1990年代前半にかけて、アメリカ・イギリスをはじめとするアングロサクソン諸国では、学歴間賃金格差が急速に拡大した。この期間においては、高学歴労働者の供給は先進各国において総じて増大しているため、学歴間賃金格差拡大をもたらしたものは主に需要側の要因であり、技術進歩、なかでも情報通信技術の進歩が高学歴労働者をより多く需要する偏向的技術進歩であり、それによって学歴間賃金格差の拡大が引き起こされたとする研究がアメリカを中心に数多く行なわれてきた(Berman et al. (1994), Machin and Van Reenen(1998) 等)。しかし1990年代後半以降は、アメリカにおいても学歴間賃金格差の拡大がおさまる傾向にある。それが大学進学率の停滞などの供給側の要因に基づくものであり、近年の学歴間賃金格差の推移は、技術進歩などの需要シフトと共に、需要供給双方の要因によって規定されているとの研究も行われている(Card and Lemieux (2001)等)。

一方、日本においては、2000年代に入ってからはやや学歴間賃金格差は拡大傾向にあるものの、1980年～1990年代にかけては、アメリカやイギリスにみられたような学歴間賃金格差の急激な拡大は生じておらず、安定的に推移している。

図2.1は高卒労働者を1としたときの日本の大卒労働者の所定内給与の推移を示したものである。年齢計で見た場合、近年はやや上昇傾向にあるものの、その値は1.2～1.4前後で推移しており安定している。年齢階級別に見た場合でも45～49歳では1980年代から1990年代前半にかけて相対賃金はむしろ下落している。25～29歳の若年労働者では、近年やや上昇傾向にあるものの、同じく大卒相対賃金は安定的に推移していることがわかる。また、図2.2は大卒労働者比率を示したものである。45～49歳の中老年労働者における大卒比率は、0.15から約0.4まで大幅な上昇を示す一方、若年労働者ではあまり変化がみられない。

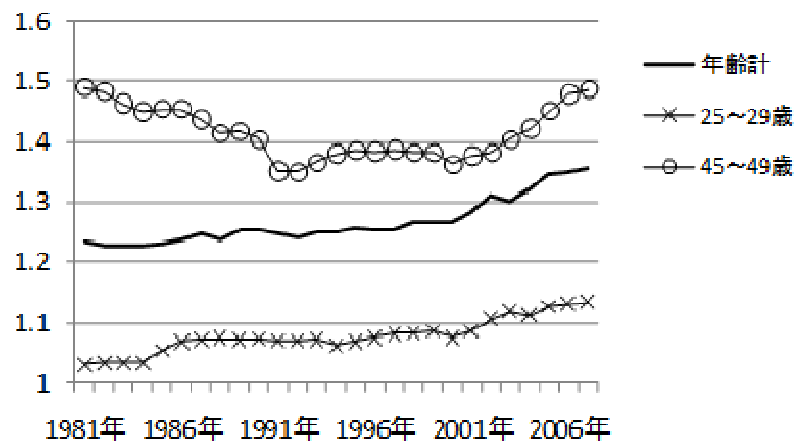


図 2.1 大卒労働者の相対賃金の推移 (高卒=1 所定内賃金)

データ出所：賃金構造基本統計調査

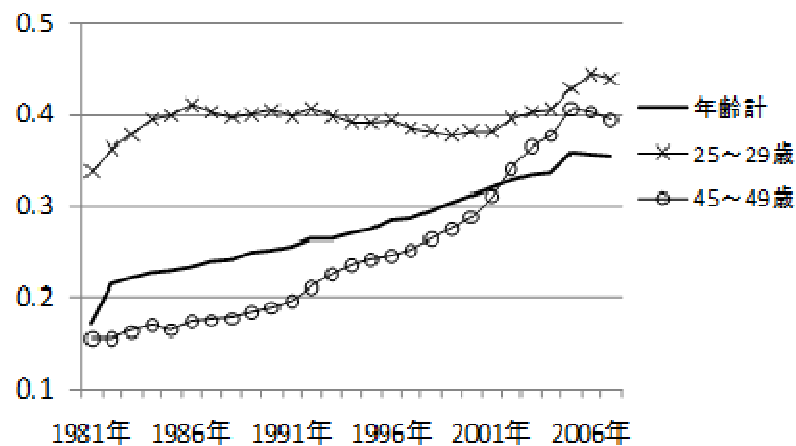


図 2.2 大卒労働者比率の推移

データ出所：賃金構造基本統計調査

このように 45~49 歳の年齢階級では、1990 年代後半から 2001 年前後にかけて、大卒者の相対供給が急増しているにもかかわらず、その相対賃金は 90 年代後半以降は横ばいとなっており、供給増にもとづく賃金下落といった対応関係はあまり見られない。したがって、労働需要側の要因の影響が示唆される。

玄田(1994)は、1960 年代以降の日本における賃金変動の要因を分析している。その中で、学歴間賃金格差など賃金変動の主要因は需要シフトではなく供給シフトであるとする「安定需要仮説」を

検証している。そして中長期的な賃金変動については安定需要仮説に従っているものの、1980年以降の短期的な変化については安定需要仮説が当てはまらず、需要シフト等の要因が影響を及ぼしていることを示している。

また Ueshima et al.(2006)は、日本の高度成長期における高卒・中卒労働者間の相対労働需要について推計している。そして高度成長期には、高学歴労働者である高卒労働者と新技術導入が補完的であり、高学歴労働者に対する需要シフトが起こっていたものの、大幅な供給増があったため相対賃金の上昇は起こらなかったとしている。

このような学歴間賃金格差の推移を分析するためには、労働需要曲線の形状を詳しく分析する必要がある。学歴間の相対労働需要曲線の形状を規定するパラメータとして学歴間代替弾力性がある。学歴間の代替弾力性は相対労働需要曲線においてはその傾きの逆数となる。図 2.3 には学歴間代替弾力性の値が小さなケース(左)と大きなケース(右)における高学歴・低学歴労働者間の相対賃金( $rw$ )と相対労働需要( $RD$ )および相対労働供給( $RS$ )の関係を示している。図のように学歴間代替弾力性の値が小さい場合には、大きな場合と比較して相対労働供給の外生的な増加(高学歴化など)に対する相対賃金変化は小さくなる。

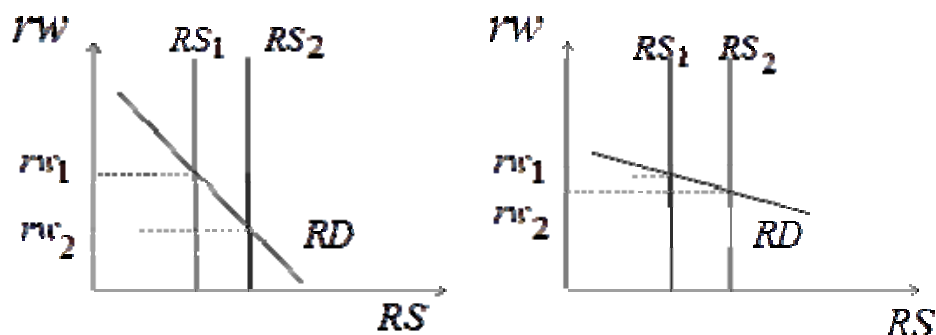


図2.3 相対労働需要と相対賃金

(左：学歴間代替弾力性が小のケース右：学歴間代替弾力性が大のケース)

日本において学歴間代替弾力性の推計を行った研究には野呂・大竹(2006)があげられる。しかし、サンプルサイズの制約のため、あるいは勤続年数など年齢以外の重要な要因を考慮していないため、学歴間代替弾力性については統計的に有意な計測値を得ていない。これらの問題を克服するため、本稿では3段階のCES生産関数モデルを用いて、年齢に加え勤続年数もコントロールして学歴間代替弾力性の計測を試みる。



本章の構成は次のとおりである。第 2 節では学歴間賃金格差や学歴間代替弾力性についての先行研究について述べる。第 3 節では、分析に用いる 3 段階の CES 生産関数モデルとデータについて述べる。第 4 節では、推計結果を示し、さらにそのパラメータの値を先行研究と比較し、日本の労働市場における特徴を明らかにする。最後に第 5 節では、本章の分析結果を要約し、今後の課題を述べる。

## 2.2 先行研究

Card and Lemieux (2001)は、2 段階の CES 生産関数モデルを用いて、アメリカ・イギリス・カナダの 3 カ国について年齢間代替弾力性と学歴間代替弾力性の同時推計を行っている。それによると、アメリカ・イギリスについては学歴間代替弾力性の値が 2 から 2.5 と推定されている。しかしカナダについては、学歴間代替弾力性は有意に推定されていない。

Goldin and Katz (2007)は、1915 年から 2005 年にわたるアメリカの長期のデータを用いて学歴間代替弾力性の推計を行っている。その結果、年齢階級計の推計であるが、その値は約 1.64 となっており、1960 年代以降のデータを用いた他の研究結果ともほぼ整合的な値となっている。

Dustmann et al.(2009)は、1975 年～2005 年にかけてのドイツ(旧西ドイツ地域)における学歴間賃金格差の要因を分析している。その結果、学歴間代替弾力性の値は約 5 であるとの結果を得ている。また大卒以外のうち、apprenticeship 修了者を Medium-Skill、高卒以下を Low-Skill としてそれらの不完全代替性を仮定したモデルを推計し、高卒以上と高卒以下の労働者間の代替弾力性の値のほとんどが Medium -Skill と Low-Skill 間によるもので説明されることを示した。

その他に学歴間代替弾力性を推計したものとして、アメリカにおいて移民労働者が非移民労働者の賃金に与える影響に関する分析を行った一連の研究があげられる。Borjas(2003)は、学歴別の労働供給に移民労働者数を用いた操作変数法による推計を行い、学歴間代替弾力性の推計を行った。そして、有意な結果ではないものの、学歴間代替弾力性の値が約 1.3 であるとの結果を得ている。また Ottaviano and Peri (2008) は、高学歴・低学歴の学歴区分をさらに細分化したモデルを用いて分析を行い、学歴間代替弾力性の推計を行っている。

日本においては学歴間代替弾力性を直接的に計測した研究は少ない。野呂・大竹(2006)は、Card and Lemieux (2001)と同じ手法を用いて、『賃金構造基本統計調査』の集計データを用いて、年齢間代替弾力性と学歴間代替弾力性の値の同時推計を行っている。それによれば、年齢間代替弾力性の値は有意に推定されるものの、学歴間代替弾力性は統計的に有意にはならず、日本においては学歴間では完全代替であるとの帰無仮説を棄却できないとしている。また、Kawaguchi and Mori (2012)で

は、『賃金構造基本統計調査』のみでは分析できないパートタイム労働者も分析の対象に含めるため、『労働力調査特別調査』の個票データを用いて、年齢間代替弾力性と学歴間代替弾力性の推計を行った。そして、学歴間代替弾力性の値は約 4.46 であり、米国のデータを用いて同様の推計を行った結果(約 5.65)とほぼ同じ値となっている。

## 2.3 推計モデルとデータ

以下の分析では、学歴・年齢・勤続年数の 3 段階の CES 生産関数を用いて推計を行う。先行研究における 2 段階の CES 生産関数を用いた Card and Lemieux (2001) や野呂・大竹(2006)ならびに Kawaguchi and Mori (2012)の分析は、年齢間と学歴間が不完全代替であると仮定したモデルを用いており、これは勤続年数の異なる労働者が完全代替であるという暗黙の仮定をおいていることになる。しかし日本の企業のように企業内訓練を重視し、企業特殊的人的資本の蓄積が大きいと考えられる雇用システムの下では、たとえ同一年齢同一教育水準の労働者であっても、勤続年数が異なれば代替することが容易ではないことが考えられる。ただし、現実の企業の労働需要の変化が、労働者の採用や解雇といった雇用調整を通じて実現すると考えれば、年齢や学歴といった属性別の労働力の調整は可能である一方、例えば勤続年数の長い労働力を外部から採用することは不可能である。しかし、労働者の勤続年数の蓄積は、正規労働者の解雇の抑制の結果であり、勤続年数の多寡による代替の程度が労働需要に与える影響も考慮する必要がある。

そこで本章では、Borjas et al.(2008)による移民労働力とネイティブ労働力間の代替弾力性の推計に用いたモデルを、高学歴労働力と低学歴労働力間の代替弾力性推計にあてはめて、勤続年数間も不完全代替であると仮定した推計モデルを用いて学歴間代替弾力性のパラメータ推計を行うことにする。

まず、労働投入量は、各年齢階級ごとの労働力の合計として計算される

$$L_t = \left[ \sum_j (\theta_j L_{jt}^\gamma) \right]^{\frac{1}{\gamma}}$$

(j:年齢階級のインデックス t:年を表すインデックス)

ただし、 $\theta$  は労働の効率性を表すパラメータである。

さらに、各年齢階級の労働力は、同一年齢階級内の各勤続年数階級の労働力の合計として計算される。

$$L_{jt} = \left[ \sum_k (\beta_{kjt} L_{kjt}^\eta) \right]^{\frac{1}{\eta}}$$

(k:勤続年数のインデックス)

ただし、 $\beta$ は労働の効率性を表すパラメータである。

同一年齢階級・同一勤続年数階級の労働力は、学歴別の労働力の合計として計算される。

$$L_{kjt} = \left[ \sum_e (\alpha_{ekjt} L_{ekjt}^\rho) \right]^{\frac{1}{\rho}}$$

(e:学歴のインデックス)

ただし、 $\alpha$ は労働の効率性を表すパラメータである。

ここで、賃金が限界生産物価値と等しいと仮定すると

$$w_{Ckjt} = L_t^{1-\gamma} \cdot \theta_{jt} L_{jt}^{\gamma-\eta} \cdot \beta_{kjt} L_{kjt}^{\eta-\rho} \cdot \alpha_{Ckjt} L_{Ckjt}^{\rho-1}$$

$$w_{Hkjt} = L_t^{1-\gamma} \cdot \theta_{jt} L_{jt}^{\gamma-\eta} \cdot \beta_{kjt} L_{kjt}^{\eta-\rho} \cdot \alpha_{Hkjt} L_{Hkjt}^{\rho-1}$$

(C:高学歴労働者 H:低学歴労働者  $w_i$ :賃金)

となる。そのため、

$$\log \frac{w_{Ckjt}}{w_{Hkjt}} = \phi_{kjt} + (\rho - 1) \log \left( \frac{L_{Ckjt}}{L_{Hkjt}} \right) \quad (2.1)$$

と表すことができる。また、学歴間代替弾力性の値を $\sigma_E$ とすると、

$$\rho - 1 = -\frac{1}{\sigma_E}$$

である。<sup>1</sup>

ここで(2.1)式の右辺第1項 $\phi_{kjt}$ は、年齢・勤続年数階級・年に関する効果を表すが、サンプルサイズの制約からこれを、勤続年数による効果、年齢効果、労働者の生年に基づく世代効果とタイムトレンドの和に近似し、以下のようなモデルを推計する。

<sup>1</sup> 本章での分析モデルでは、現実に行われている労働者の区分の順序も考慮して、同一学歴、同一勤続年数、同一年齢の順でネストされるモデルを採用しているが、この順序以外でも頑健な結果が得られるかどうかについては検討が必要であろう。

$$\log \frac{w_{Ckjt}}{w_{Hkjt}} = trend + A_k + B_j + D_{k-j} - \frac{1}{\sigma_E} \log \left( \frac{L_{Ckjt}}{L_{Hkjt}} \right) \quad (2.2)$$

分析で用いたデータは、厚生労働省『賃金構造基本統計調査』の1982年から2007年の産業計・男子・一般労働者の5年おきのデータである。賃金として月間の所定内給与を用いた。また、大卒・高卒労働者をそれぞれ高学歴・低学歴労働者とした。年齢階級は25歳～60歳未満の5歳区分、勤続年数階級は、0年～29年の5年区分及び30年以上の区分を用いた。表2.1に記述統計量を示す。

表 2.1 記述統計量

	平均	分散	最大値	最小値	サンプルサイズ
対数相対賃金	0.3581	0.1240	0.6128	0.0280	204
対数相対労働供給	-0.7473	0.7486	1.1569	-1.9369	204

## 2.4 推計結果

表 2.2 の①は、勤続年数効果を含めない推計、②は世代効果を含めない推計で、③は世代効果を含めたものである。④は年効果に基づく相対需要シフトが線形のトレンドを示すとの仮定をしたモデルである。

いずれの推計においても、年齢ダミーが有意に正值となっており、年齢の上昇に伴って学歴間の賃金格差が拡大していることを示している。また、勤続年数ダミーを含めた推計②～④においては勤続年数効果が有意で負の値をとっており、①の推計におけるものよりも決定係数が高くなっている。これは、相対賃金抑制効果の一部が勤続年数によって説明できることを意味する。しかし、①の推計においても、相対労働供給の係数は-0.0354であり、ここから計算される学歴間代替弾力性の値は約 28.2 と非常に大きい。また、技術進歩等の外生的要因による相対需要のシフトを表す年効果については、タイムトレンドを用いた場合には有意になったものの、その係数は非常に小さい。また、年ダミーを用いた場合には有意に推定されていない年もあり、必ずしも一貫したトレンドとはなっていないが、2002年、2007年は正值で有意になっている。これらは、2000年以降需要シフト

が拡大していることを示しており、学歴別の労働力に対しては安定需要仮説が成立していないことを示している。

①～④の推計ではいずれも学歴間代替弾力性は正で有意に推計されている。しかしその値は約 28 と非常に大きな値を示しており、日本においては学歴間の代替性が非常に高いことを示唆している。

次に、このような高い値を示す学歴間代替弾力性が企業規模によって違いがあるかを見てみる。表 2.3 は従業員規模別に推計を行ったものである。これによると従業員数 1000 人以上の大企業では、相対労働供給の係数は-0.0283 であり、これから学歴間代替弾力性の値を計算すると約 35 となる。一方で従業員数 100～999 人の中規模企業では相対労働供給の係数は-0.0656 であり、学歴間代替弾力性を計算すると約 15 となる。10～99 人の小企業では、学歴間代替弾力性の値は約 21 と中規模企業より大きくなるものの、やはり大企業より小さい値となっている。

表 2.2 推計結果(企業規模計)

		①		②		③		④	
		係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
対数相対労働供給		-0.0354	5.10 ***	-0.0351	7.07 ***	-0.0363	7.72 ***	-0.0354	7.25 ***
年効果	トレンド							0.0020	2.16 **
(1982年)	1987	0.0141	0.84	0.0159	1.36	0.0133	1.17		
	1992	0.0010	0.06	0.0033	0.29	-0.0044	0.33		
	1997	0.0085	0.52	0.0134	1.19	0.0045	0.28		
	2002	0.0492	2.95 ***	0.0528	4.55 ***	0.0412	2.07 **		
	2007	0.0685	4.01 ***	0.0707	5.95 ***	0.0512	2.24 **		
年齢効果 (25-29歳)	30-34歳	0.0748	4.92 ***	0.0832	7.43 ***	0.0919	8.14 ***	0.0943	8.08 ***
	35-39	0.1450	9.32 ***	0.1630	13.30 ***	0.1776	12.49 ***	0.1817	12.37 ***
	40-44	0.2069	12.81 ***	0.2366	17.89 ***	0.2548	14.35 ***	0.2582	14.10 ***
	45-49	0.2311	13.58 ***	0.2774	19.48 ***	0.2991	13.84 ***	0.3013	13.53 ***
	50-54	0.2325	12.58 ***	0.3304	21.78 ***	0.3503	13.77 ***	0.3521	13.44 ***
	55-59	0.2489	11.88 ***	0.3498	21.28 ***	0.3669	13.20 ***	0.3682	12.84 ***
勤続効果 (1-4年)	5-9年			-0.0174	1.89 *	-0.0173	2.02 **	-0.0175	1.97 *
	10-14			-0.0247	2.31 **	-0.0244	2.46 **	-0.0239	2.32 **
	15-19			-0.0432	3.60 ***	-0.0425	3.81 ***	-0.0420	3.63 ***
	20-24			-0.0605	4.49 ***	-0.0588	4.69 ***	-0.0596	4.58 ***
	25-29			-0.0969	6.33 ***	-0.0938	6.58 ***	-0.0950	6.43 ***
	30-			-0.2265	14.25 ***	-0.2195	14.78 ***	-0.2194	14.23 ***
世代効果 (1922-1927)	1928-1932年					0.0119	0.26	0.0129	0.27
	1933-1937					-0.0126	0.33	-0.0201	0.50
	1938-1942					-0.0417	1.21	-0.0544	1.55
	1943-1947					-0.0652	2.12 **	-0.0770	2.46 **
	1948-1952					-0.0529	1.95 *	-0.0632	2.29 **
	1953-1957					-0.0445	1.80 *	-0.0549	2.19 **
	1958-1962					-0.0239	1.04	-0.0365	1.58
	1963-1967					-0.0020	0.09	-0.0180	0.83
	1968-1972					-0.0206	0.95	-0.0318	1.48
	1973-1977					-0.0256	1.12	-0.0266	1.15
定数項		0.0887	5.67 ***	0.0935	8.10 ***	0.1212	5.12 ***	0.1174	4.58 ***
サンプルサイズ		204		204		204		204	
自由度修正済決定係数		0.73		0.87		0.89		0.88	
学歴間代替弾力性		28.3		28.3		27.5		28.3	

表 2.3 推計結果(企業規模別)

		1000人以上			100～999人			10～99人		
		係数	t値		係数	t値		係数	t値	
対数相対労働供給		-0.0283	7.85 ***		-0.0656	11.09 ***		-0.0485	6.51 ***	
(1982年)	1987	0.0176	1.41		0.0346	2.53 **		0.0008	0.07	
	1992	0.0191	1.56		0.0203	1.54		-0.0322	2.85 ***	
	1997	0.0381	3.11 ***		0.0340	2.61 **		-0.0290	2.60 **	
	2002	0.0537	4.28 ***		0.0887	6.64 ***		-0.0080	0.71	
	2007	0.0786	6.20 ***		0.0819	6.00 ***		0.0308	2.60 **	
年齢効果 (25-29歳)	30-34歳	0.0940	7.25 ***		0.0763	6.03 ***		0.0832	7.60 ***	
	35-39	0.1657	11.03 ***		0.1794	12.94 ***		0.1551	13.59 ***	
	40-44	0.2533	15.46 ***		0.2639	17.66 ***		0.2273	18.81 ***	
	45-49	0.3093	17.56 ***		0.3147	19.51 ***		0.2558	19.84 ***	
	50-54	0.3823	20.44 ***		0.3774	21.93 ***		0.2831	20.40 ***	
	55-59	0.3856	18.87 ***		0.3989	21.49 ***		0.3209	21.35 ***	
勤続効果 (1-4年)	5-9年	0.0018	0.15		-0.0589	5.64 ***		-0.0289	3.52 ***	
	10-14	-0.0147	1.03		-0.0983	8.07 ***		-0.0568	5.78 ***	
	15-19	-0.0400	2.54 **		-0.1529	11.19 ***		-0.0841	7.17 ***	
	20-24	-0.0807	4.71 ***		-0.1990	12.85 ***		-0.0766	5.50 ***	
	25-29	-0.1408	7.46 ***		-0.2473	13.95 ***		-0.0993	5.72 ***	
	30-	-0.2819	13.56 ***		-0.3758	20.16 ***		-0.1670	8.71 ***	
定数項		0.1282	9.67 ***		0.1014	7.70 ***		0.0356	2.71 ***	
サンプルサイズ		204			204			204		
自由度修正済決定係数		0.82			0.88			0.86		
学歴間代替弾力性		35.3			15.2			20.6		

注1) \*\*\*は1%水準 \*\*は5%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示している。

注2)各推計においては、高卒労働者数と大卒労働者数の合計をウェイトとした。

表 2.4 推計結果(産業別)

		金融・保険業		製造業		卸売業	
		係数	t値	係数	t値	係数	t値
対数相対労働供給		-0.0360	5.16 ***	-0.0112	2.90 ***	-0.0352	4.97 ***
(1982年)	1987	0.0244	0.97	0.0050	0.52	-0.0086	0.62
	1992	0.0197	0.78	0.0071	0.76	-0.0010	0.07
	1997	0.0662	2.51 **	0.0091	0.98	-0.0036	0.26
	2002	0.0765	2.63 ***	0.0225	2.37 **	0.0606	4.17 ***
年齢効果 (25-29歳)	30-34歳	0.0388	1.30	0.0462	4.47 ***	0.0240	1.69 *
	35-39	0.1060	2.99 ***	0.0890	7.90 ***	0.0660	4.07 ***
	40-44	0.1617	4.13 ***	0.1413	11.83 ***	0.1034	5.75 ***
	45-49	0.1808	4.30 ***	0.1930	15.16 ***	0.1356	6.82 ***
	50-54	0.2337	5.43 ***	0.2494	18.25 ***	0.1926	8.65 ***
	55-59	0.2095	4.54 ***	0.2678	17.43 ***	0.2275	8.80 ***
勤続効果 (1-4年)	5-9年	0.0611	2.22 **	0.0035	0.40	-0.0049	0.40
	10-14	0.0559	1.68 *	0.0127	1.26	0.0065	0.44
	15-19	0.0179	0.49	0.0271	2.41 **	-0.0017	0.10
	20-24	-0.0186	0.48	0.0290	2.37 **	0.0031	0.16
	25-29	-0.0512	1.22	0.0142	1.03	-0.0426	1.90 *
	30-	-0.2006	4.50 ***	-0.0675	4.53 ***	-0.1399	5.56 ***
定数項		0.0467	1.69 *	0.1133	10.79 ***	0.0872	6.39 ***
サンプルサイズ		170		170		170	
自由度修正済決定係数		0.41		0.86		0.66	
学歴間代替弾力性		27.8		89.6		28.4	

		建設業		サービス業	
		係数	t値	係数	t値
対数相対労働供給		-0.0098	1.43	-0.0578	6.96 ***
(1982年)	1987	0.0125	0.90	0.0145	0.83
	1992	-0.0030	0.22	-0.0282	1.67 *
	1997	-0.0072	0.56	-0.0105	0.63
	2002	0.0183	1.37	0.0203	1.20
年齢効果 (25-29歳)	30-34歳	0.0542	3.66 ***	0.1342	8.44 ***
	35-39	0.0943	5.81 ***	0.2592	14.90 ***
	40-44	0.1551	8.93 ***	0.3525	18.41 ***
	45-49	0.1875	9.89 ***	0.4040	19.36 ***
	50-54	0.2739	13.36 ***	0.4484	19.89 ***
	55-59	0.2982	13.37 ***	0.4404	18.36 ***
勤続効果 (1-4年)	5-9年	0.0488	4.18 ***	-0.0949	7.27 ***
	10-14	0.0605	4.42 ***	-0.1513	9.62 ***
	15-19	0.0477	2.99 ***	-0.2180	11.72 ***
	20-24	0.0588	3.23 ***	-0.2423	11.40 ***
	25-29	0.0366	1.73 *	-0.2964	11.81 ***
	30-	-0.0667	2.98 ***	-0.3990	14.19 ***
定数項		0.0048	0.34	0.2000	12.15 ***
サンプルサイズ		170		170	
自由度修正済決定係数		0.78		0.87	
学歴間代替弾力性		102.0		17.3	

注1) \*\*\*は1%水準 \*\*は5%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示している。

注2) 各推計においては、高卒労働者数と大卒労働者数の合計をウェイトとしている。



さらに、産業別の推計を行った結果が表 2.4 である。これによると各産業とも代替弾力性の値は大きい、そのなかで製造業の値がきわめて大きく、さらに建設業については統計的に有意に推計されていない。一方で、金融保険業、サービス業、卸売業などのサービス型産業では比較的値が小さくなっていることがわかった。

今回得られた推計値を先行研究と比較したものが表 2.5 である。各国のうちアメリカに関する推計については値にばらつきがあるものの、最大でも 2.5 程度である。その一方で、Dustmann et al. (2009)の旧西ドイツ地域についての推計では、値が 5 となっており、アメリカ・イギリスなどと比較してやや大きい。また、日本について推計した野呂・大竹(2006)では、学歴間代替弾力性については有意に推定されておらず、符号についても理論とは逆の負値となっており学歴間代替弾力性が無限大であるとの帰無仮説を棄却できていない。一方で、Kawaguchi and Mori(2012)では、同時に推計を行った米国の学歴間代替弾力性の値とほぼ同じく約 4.46 という結果になっている。今回の本章での推計では、学歴間代替弾力性は理論どおり正值で有意となつてはいるものの、その値は約 28 となっている。この値は先行研究で推定されたアメリカでの値に比べて著しく大きくなっており、日本では他の先進各国と比較して高卒労働者の大卒労働者に対する代替性が非常に大きいことがわかる。これは日本においては企業内訓練の密度が高く、高卒労働者と大卒労働者が同様の熟練度に達していることが要因の1つであると考えられる。その一方で、同じ日本における分析結果でも Kawaguchi and Mori(2012)では学歴間代替弾力性の値が比較的小さく推計され、米国とほぼ同じ値となっている。これは、本章での分析と異なり、分析の対象にパートタイム労働者を含めており、高卒労働者の中に企業内訓練密度の低い労働者が含まれているためであると考えられる。

表 2.5 先行研究の学歴間代替弾力性推計値

	アメリカ	イギリス	ドイツ (旧西独地域)	日本	期間
Katz and Murphy (1992)	1.41				1963-1987
Card and Lemieux (2001)	2~2.5	2~2.5			1970-1997
Borjas (2003)	1.3				1960-2000
Goldin and Katz (2007)	1.64				1915-2005
Ottabiano (2008)	2.5				1960-2006
Dustmann他(2009)			5		1975-2004
野呂・大竹(2006)				∞	1976-2001
Kawaguchi and Mori(2012)	5.65			4.46	1986-2008

## 2.5 おわりに

本章の分析では、日本における学歴間賃金格差の変動を決定する要因として学歴間代替弾力性の値に注目し、年齢・勤続年数を考慮したモデルを用いて分析を行った。分析の結果、学歴間代替弾力性の値は理論と整合的な符号で有意に推定されたものの、その値は他の先進諸国よりも顕著に大きく、日本においては大卒-高卒間の労働者の代替性がきわめて高いことが判明した。また、企業規模別にみた場合、大企業で学歴間代替弾力性の値が大きい、中規模企業では小さくなっていることがわかった。さらに産業別に見た場合には、製造業などの従来型産業で大きく、金融・サービス業など新しい産業では比較的小さくなっていることもわかった。このように、日本国内においても、企業属性や産業属性の違いによって、学歴間代替弾力性が異なることがわかった。

Goldin and Katz (2007)の研究では、アメリカにおいて学歴間代替弾力性の値は長期にわたって安定していることを示している。国や産業、企業属性ごとには値が違っているが、それらは長期的に見ても変化しないということであれば、そのような違いは国・産業・企業属性毎の生産構造の差異に基づくものであることが考えられる。たとえば、日本のように長期的な雇用関係が成り立っているような国の場合や、製造業のような生産現場の労働者の熟練が必要とされるような産業の場合、そこではより密度の高い企業内訓練が行われる。このような企業内訓練が高学歴労働者のみならず低学歴労働者にも長い期間にわたって行われると、学歴間の熟練度の差が小さくなり、ひいては学歴間代替弾力性の値が大きくなることが考えられる。

学歴間の相対需要曲線の傾きは、相対労働供給の増大に伴う相対賃金の「押し下げ効果」を意味している。この傾きが小さいほど高学歴労働者の相対供給増加による、相対賃金下落の効果が小さいということになるのである。本章の推計結果は日本においてはこの効果が小さいという結果を示している。つまり日本においては高学歴労働者の相対供給増加が相対賃金を引き下げる効果が弱いのである。にも拘わらず、実際には日本において学歴間賃金格差の大幅な増加がみられなかったということは、日本においては高学歴労働者に対する相対需要シフトが起こらなかったか、非常に小さかった可能性もあることを意味している。本章においては需要シフトに関する分析をおこなっていないが、このことを確認するには国際比較などを通じた詳細な分析が必要であろう。

ただし、本章の分析結果のさらなる妥当性を確認する上では、残された課題もある。まず、共通の定式化や、整合性のあるデータを用いた分析で国際比較をおこなうことである。本章での分析結果は、内部労働市場が発達した日本では企業内訓練の密度が高く、それが学歴間代替弾力性の値の大きさを高めていることを示唆している。この結果が妥当なものであるかどうかを検証するために内部労働市

場が発達していない国も含めた比較分析が望まれる。さらに本章の分析で確認されたような、産業別にみた学歴間代替性の相違が、日本以外の国でも観察されるのがどうかを検証することも必要であろう。

さらに、学歴間代替弾力性の値が日本においても米国と同様に長期間にわたって安定していたのかどうかを検証することも必要であろう。日本においてもこの値が変化していなかったかどうか、あるいは変化が起こっているとすればその時期や変動の大きさについて検証する必要があるだろう。

## 参考文献

Berman, Eli, John Bound, and Zvi Griliches (1994) “Changes in the Demand for Skilled Labor within U.S. Manufacturing: Evidence from the Annual Survey of Manufacturers,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, No. 2, pp.367–397, May.

Borjas, George J. (2003) “The Labor Demand Curve Is Downward Sloping: Reexamining the Impact of Immigration on the Labor Market,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.118, pp.1335-1374.

Borjas, George, Jeffrey Grogger and Gordon Hanson (2008) “Imperfect Substitution between Immigrants and Natives: A Reappraisal,” *NBER Working Paper* No. 13887, March.

Card, David and Thomas Lemieux (2001) “Can Falling Supply Explain the Rising Return to College for Younger Men? A Cohort-Based Analysis,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 116, No. 2, pp.705–746, May.

Dustmann, Christian, Johannes Ludsteck and Uta Schönberg (2009) “Revisiting the German Wage Structure,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.124, pp843-881.

Goldin, Claudia and Lawrence F. Katz (2007) “The Race between Education and Technology: The Evolution of U.S. Educational Wage Differentials, 1890 to 2005,” *NBER Working Paper* No. 12984, March.

Katz, Lawrence F., and Kevin M. Murphy (1992) “Changes in the Wage Structure, 1963–1987: Supply and Demand Factors,” *The Quarterly Journal of Economics*, CVII, pp.35–78.

Kawaguchi, Daiji and Yuko Mori (2012) “Trends in Returns to Education: A Transpacific Perspective, 1986-2008”, European Economic Association & Econometric Society 2013 Parallel Meetings, mimeo.

Machin, Stephen and John Van Reenen (1998) “Technology and Changes in Skill Structure: Evidence From Seven OECD Countries,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, No. 4, pp. 1215–1244, November.

Ottaviano, Gianmarco I.P. and Giovanni Peri (2008) “Immigration and National Wages: Clarifying the Theory and the Empirics,” *C.E.P.R. Discussion Papers*.

Ueshima, Yasuhiro and Takuji Funaba and Takenori Inoki (2006) “New Technology and Demand for Educated Workers: The Experience of Japanese Manufacturing in the Era of High-speed Growth,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 20, pp. 50-76.

玄田有史(1994) 「高学歴化, 中高年化と賃金構造」石川経夫編『日本の所得と富の分配』東京大学出版会.

野呂沙織・大竹文雄 (2006) 「年齢間労働代替性と学歴間賃金格差」『日本労働研究雑誌』 No. 550, pp. 51-66.

## 第3章 学歴・年齢別労働需要と技術進歩

### 3.1 はじめに

1980年代から1990年代にかけて、アメリカ・イギリスをはじめとするアングロサクソン諸国では学歴間賃金格差が急速に拡大した。これが、スキル偏向的技術進歩によって引き起こされたとする研究がアメリカを中心に数多く行なわれてきた。スキル偏向的技術進歩によって、熟練労働者への需要が非熟練労働者への需要と比べて増大し、また、熟練・未熟練労働者の相対供給が一定ならば、熟練労働者の未熟練労働者に対する相対賃金は上昇する。

一方で、日本においては、同時期の学歴間賃金格差は縮小傾向にあり、アメリカやイギリスなど賃金格差が拡大した国々とは対照的な推移を示している。しかし、総賃金でみた場合では日本においても熟練労働者(高学歴,あるいは非生産労働者)のシェアは増大しており、熟練労働に対する需要増大は日本においても起こっていると考えられる。

スキル偏向的技術進歩の実証研究の多くは、労働力を熟練と未熟練の二つにわけてそれぞれの労働力への需要に対する技術進歩の影響を分析している。しかし、熟練労働者と未熟練労働者間の賃金格差を年齢階層別に見た場合には、その推移は同一ではない。図3.1には日本の製造業労働者における、高学歴(大卒)・低学歴(高卒)間の賃金格差の推移を示している。

これを見ると、年齢階層で賃金格差の推移は大きく異なっており、40歳以上の高年齢層では、学歴間賃金格差は縮小傾向にあるのに対して、40歳未満の低年齢層ではほぼ安定的に推移していることが分かる。

また、学歴別の労働力のシェアも年齢階層で異なった変化を示している。図3.2は、日本の製造業の総賃金シェアと労働者数シェアの推移を学歴・年齢別に示したものである。これを見ると、低年齢層における低学歴のシェアは10%程度減少しているのに対して、高年齢層の低学歴のシェアは比較的安定的な推移を示すなど、労働力のシェアで見ても年齢間で異なった推移をしていることがわかる。

このように、学歴別の労働需要の変化は年齢階層ごとに異なっていることが考えられる。そのため、技術進歩などの影響による労働需要の変化を正確に分析するためには学歴・年齢階層別のより詳細な分析が必要となってくる。本章では、先行研究で十分にはなされてこなかった学歴別・年齢階層別の労働需要の分析を試みることにする。

本章では Berman et al.(1994), 櫻井 (2004) 等で用いられたトランスログ費用関数を使ったアプローチで、労働者を学歴別・年齢階層別に区分をして分析を行なう。それにより日本の学歴、年齢階層別の労働需要が、資本や技術進歩の変化に対してどのように影響を受けているかを計測することが本

章の目的である。さらに同時にこれらの学歴・年齢階層で区分された労働者グループ間の偏代替弾力性の計測も行なった。

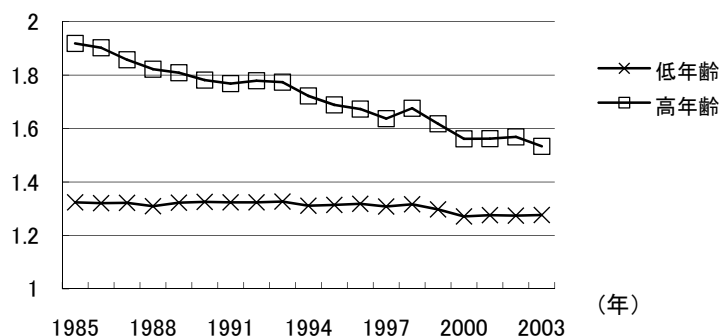


図 3.1 学歴間賃金格差の推移(製造業・男女計)

注：低年齢は40歳未満，高年齢は40歳以上の労働者を示す

データ出所：『賃金構造基本統計調査』厚生労働省各年版

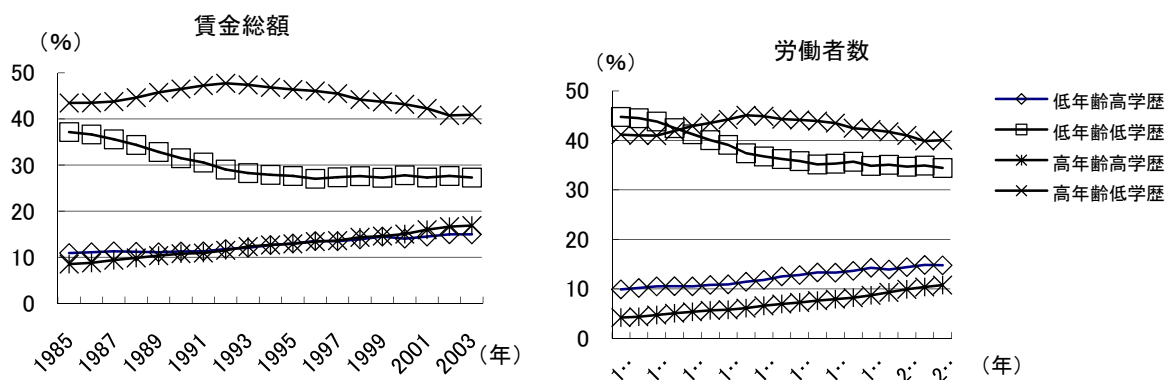


図 3.2 年齢・学歴別シェア変化(製造業・男女計)

データ出所：『賃金構造基本統計調査』厚生労働省各年版

### 3.2 先行研究

スキル偏向的技術進歩の実証分析は、アメリカをはじめ1990年代以降盛んに行なわれてきた。

Berman et al.(1994) はアメリカの製造業 450 業種のデータを用いて 1980 年代の生産・非生産労働者のシェア変化を分析した。まず、非生産労働者の比率増大を、個別産業内で発生したもの(within 効果)と産業間で発生したもの(between 効果)のどちらが大きいかを計測するため、次のような式を用いて 2 つの効果の分解を行った。

$$\Delta P_n = \sum_i \Delta S_i \bar{P}_i + \sum_i \Delta P_i \bar{S}_i \quad (3.1)$$

ただし、 $i$  は産業、 $n$  は非生産労働者、 $P_{ni}$  は産業  $i$  における非生産労働者の総賃金シェア、 $S_i$  は製造業全体での産業  $i$  の総賃金シェアを示す。

(3.1) 式の右辺第 1 項が、between 効果を表し、第 2 項が within 効果を表している。そして 1959 年から 1987 年にかけては、アメリカの製造業において within 効果が between 効果を上回っており、非生産労働者比率の上昇が主に産業内で発生していることを明らかにした。さらに Berman et al. (1994) は、トランスログ費用関数を用いて、次のような定式化に基づいて分析した。

$$dS_{n_j} = \beta_0 + \beta_1 d \log \left( W_{n_j} / W_{p_j} \right) + \beta_2 d \log \left( K_j / Y_j \right) + \varepsilon_j$$

ただし、 $dS_{n_j}$  は非生産労働者の賃金シェア変化を、 $W_{n_j}$  は非生産労働者の賃金を、 $W_{p_j}$  は生産労働者の賃金を、 $K$  は資本ストック、 $Y$  は生産量を表す。

彼らは、この式に、研究開発集約度(研究開発投資額/産出額)や、コンピューター投資比率(コンピューター関連投資額/投資総額)などの技術進歩指標を加えて分析を行った。そして、各産業における非生産労働者のシェア増大が、これらの技術進歩指標と正の相関関係にあることを示し、1980 年代のアメリカにおいて、スキル偏向的技術進歩が起こっている事を示した。

Machin and Van Reenen (1998) は OECD 諸国のうちの 7 カ国について製造業 60 業種の 1973 年から 1989 年のデータを用いて、Berman et al. (1994) の手法を用いて分析を行なった。その結果、分析した全ての国において、非生産労働者比率の上昇が within 効果によるものであることを明らかにした。また、研究開発集約度の係数がほぼ全ての国で正で有意となった。しかし、その大きさは熟練・未熟練賃金格差の拡大が大きいアメリカとイギリスで小さく、比較的格差が安定的である国々で大きくなるという結果になった。また、資本集約度の変化の係数については、日本以外の国で正となり、日本以外では Capital-Skill 補完仮説が成立している可能性を示した。

櫻井(1999)は、日本の 80 年代のデータを用いて Berman et al. (1994) の定式化にならい分析を行った。櫻井 (1999) は日本の製造業 39 業種間のクロスセクション分析を生産・非生産労働者について行った。そして日本においても、1981 年から 1990 年にかけての非生産労働者比率の上昇は、within



効果が支配的であることを示した。さらにトランスログ費用関数を用いた分析で、コンピューター投資比率の高い業種ほど非生産労働者の賃金シェアを増大させているとの結果を示した。そして技術進歩が熟練労働に対するバイアスをもっている可能性があるとの結論付けている。また Allen の偏代替弾力性も計算し、1990年の製造業計・年齢計の生産労働者と非生産労働者間の偏代替弾力性の値が、0.271~0.428であることを示した。

森脇(2000)もまた、Berman et al. (1994)と同じ手法で1990年代の日本のデータを用いて、労働者を大卒・非大卒に分けて分析を行なった。その結果、大卒労働者のシェア上昇についても、within 効果の寄与が between 効果を大きく上回っていることを明らかにした。またトランスログ費用関数を用いた分析も行い、それまでの研究と同様に研究開発集約度の係数は有意にプラスの値を示し、スキル偏向的技術進歩と整合的な結果を示した。しかし、資本集約度の係数は有意に負となり、Capital-Skill 補完仮説が成立しないとの結論を出した。

櫻井(2004)も、Berman et al. (1994)にならい、1985年から2000年の日本の大卒労働者のシェア変化についてトランスログ費用関数を使って分析を行なった。その結果、先行研究と同じく、研究開発集約度が大卒労働者のシェアにプラスの影響を与えているとの結果を示した。さらに、コンピューター投資比率を用いた分析も行い、この指標も大卒労働者シェアにプラスの影響を与えていることを示した。ただし、資本集約度の係数はプラスで計測され、資本とスキルが補完的であることを示し、森脇(2000)とは整合的でない結果を得ている。

これらの先行研究では共通して、研究開発集約度や、コンピューター投資比率などの指標によって表されている技術進歩が、熟練労働力への需要を増大させることを明らかにしている。しかしこれらの研究は、労働者を生産・非生産労働者、あるいは高学歴・低学歴の2つに分割して、熟練労働者への需要増大と、技術進歩の関係を分析したものである。つまり暗黙のうちに労働者が年齢間で完全に代替的であることを仮定している。しかし、小原・大竹(2001)はマイクロデータを用いた分析により、コンピューター使用が賃金に正の影響を与えるのは、35歳未満、大卒、男性、正社員に限定され、その他のグループでは賃金に対する影響が見られないとの結果を得ている。つまり、技術進歩は、年齢階層によって異なる影響を与えていることを示している。この結果は、技術進歩が労働需要へ与える影響を分析する場合には年齢の要因を考慮することが重要であることを示しているといえよう。

日本の学歴・年齢階層別の労働需要に関する分析を行った研究には玄田(1994)がある。玄田(1994)は、1978年から1990年にかけての労働需要のシフトを計測した。その結果、20歳代大卒者、40歳代大卒者、20歳代高卒者、40歳代高卒者の順で需要が好転していることを示した。そしてこ

の期間では、高学歴、若年層の労働需要が増大したと結論づけた。さらに、労働者の給与を、同一企業での勤続年数によって決定される「勤続給」部分と、企業内勤続年数とは関係ない「勤続外給与」部分に分割して、それぞれの変化を計測し、「勤続外給与」の変化が労働需要の変化の影響を受けているとした。

さらに本章の分析では、学歴・年齢階層で区分された労働者のグループ間の Allen の偏代替弾力性の計測も行なう。以下、こうしたアプローチをとる先行研究を概観する。

まず、学歴間については、労働者を高学歴・低学歴に区分して、学歴間の偏代替弾力性と、各区分の労働者と資本間の偏代替弾力性を計測した研究として駿河・橋本 (1996) がある。駿河・橋本 (1996) は、トランスログ費用関数を用いて分析を行い、Capital-Skill 補完仮説を検証した。その結果、教育水準の低い労働力と比べ、教育水準の高い労働力は資本とより補完的である、という命題が成立していることを示した。また、教育水準の高い労働力と資本の補完性が、年代が新しくなるほど弱まってきているとの結果を示した。

また、日本の労働者の年齢間の補完の部分弾力性の計測を行なった研究には三谷 (2001) がある。三谷(2001)はトランスログ型生産関数を用いて、若年・壮年・高齢労働者間の補完の部分弾力性の計測を行なった。その結果、高齢男性労働者と、その他の労働者の補完の部分弾力性が負となり、高齢労働者数の増加が他の労働者の賃金低下につながることを示した。

さらに、労働者を学歴・年齢階層に区分して、各グループ間の代替弾力性を計測した研究には、Card and Lemieux (2001)がある。Card and Lemieux (2001) は、労働者を学歴別のグループに分け、以下のモデルを使った分析を行った。

$$H_t = \left[ \sum_j \alpha_j H_{jt}^{\eta_H} \right]^{1/\eta_H} \quad C_t = \left[ \sum_j \beta_j C_{jt}^{\eta_C} \right]^{1/\eta_C}$$

ただし  $H_t$ ,  $C_t$  はそれぞれ時点  $t$  における高卒労働者、大卒労働者の労働投入、 $j$  は生年を表すインデックス、 $\alpha$ ,  $\beta$  は労働効率性を表すパラメータである。

そして生産関数をさらに CES 型で表した。

$$y_t = \left( \theta_H H_t^\rho + \theta_C C_t^\rho \right)^{1/\rho}$$

ただし、 $\theta_H, \theta_C$  は技術効率性を表すパラメータである。ここで、単純化のために  $\eta$  が学歴間で同一とすると、年齢間の代替弾力性は、 $\sigma_A = 1/(1-\eta)$  学歴間の代替弾力性は  $\sigma_E = 1/(1-\rho)$  となる。

Card and Lemieux (2001) はこのネストした CES 生産関数のモデルを用いて、二段階推定を行い、アメリカ、イギリス、カナダ 3 カ国の年齢間代替弾力性を計測し、年齢階層間で代替弾力性は有意にプラスになることを明らかにした。さらにアメリカについては、年齢間の代替弾力性が学歴別に異なる( $\eta_H \neq \eta_C$ ) と仮定したモデルでの計測も行ない、代替弾力性の値が、学歴別でほぼ同じ値であることを明らかにした。

### 3.3 within 効果と between 効果

まず Berman et al. (1994)に用いられた(3.1)式を使って、日本の製造業において各属性をもった労働者のシェア変化を within 効果と between 効果に分解した分析をおこなう。スキル偏向的技術進歩による労働者のシェア変化は、産業内変化(within 効果)となって現れるはずである。一方で、国際化の要因は輸入産業と輸出産業の違いとなって産業間の効果(between 効果)となって主に現れるはずである。そのため within 効果と between 効果への分解を行なうことにより、労働者のシェア変化に影響を与えた要因を分析することができる。

労働者シェアの変化の分析には、厚生労働省『賃金構造基本統計調査』の製造業産業中分類 20 業種のデータを用いる。分析の期間は、1988 年から 2003 年までであり、これを 5 年間に 3 分割して計測した。労働者の学歴の定義については、男性労働者は大卒労働者と、高専卒労働者の半数を、女性労働者に関しては高専卒以上の半数を、高学歴とした。また、年齢に関しては 40 歳以上の労働者を高年齢、40 歳未満を低年齢とした。また、「きまって支給する給与額」×12+「賞与その他特別支給額」を年収とし、これに労働者数を乗じたものを総支給額として、各区分の労働者の総支給額計を元に総賃金シェア変化を計算した。また、[各効果の値]/[各労働者区分のシェア変化] を寄与率として計算し、総賃金シェア変化における within 効果と between 効果の割合も計算した。

表 3.1 労働者の賃金シェア変化の要因分解(年率換算単位:%)

		1988-1993	(寄与率)	1993-1998	(寄与率)	1998-2003	(寄与率)
高学歴高年齢	within	0.47708	96.00	0.37297	95.14	0.49932	96.10
	between	0.01988	4.00	0.01906	4.86	0.02026	3.90
高学歴低年齢	within	0.18663	96.74	0.30527	84.92	0.18097	89.46
	between	0.00630	3.26	0.05422	15.08	0.02132	10.54
低学歴高年齢	within	0.54799	101.61	-0.49296	-79.56	-0.59993	-90.61
	between	-0.00866	-1.61	-0.12666	-20.44	-0.06214	-9.39
低学歴低年齢	within	-1.21171	-98.57	-0.18529	-140.46	-0.08035	-134.36
	between	-0.01752	-1.43	0.05338	40.46	0.02055	34.36

表 3.1 に示された結果を見てみると、まず、各労働者区分の各年代において、常に **within** 効果が **between** 効果を大きく上回っていることがわかる。これは、製造業における各年齢区分の労働者の高学歴化が産業構造変化に伴うものではなく、<sup>2</sup>産業内で起こっていることを示している。次に、**within** 効果を学歴別に見ると、高学歴労働者では高年齢と低年齢で共にプラスに、低学歴労働者では団塊の世代の影響と考えられる 88 年から 93 年の高年齢を除いてマイナスとなっている。また、**between** 効果を見てみると、低年齢労働者で寄与率が比較的大きくなっている。特に低学歴低年齢労働者では、**within** 効果がマイナスであるのに対して、**between** 効果はプラスとなっており、その値も高学歴労働者とほぼ同じ水準である。また、低学歴高年齢労働者をみると、**between** 効果が各年代においてマイナスとなっており、その値は比較的大きなものであることがわかる。このように、同じ低学歴労働者でも若年層とは対照的な結果となった。ここで、**between** 効果は産業構造の変化に伴うものと解釈されることから、特に低学歴高年齢層に対する需要が国際貿易の要因などの構造変化によってマイナスの影響を受けていることが考えられる

### 3.4 トランスログ費用関数を用いた分析

先行研究においては、技術進歩が熟練・未熟練労働力の需要に与える影響の分析や、学歴間および年齢間の代替弾力性の推計などが行なわれてきた。本節では、学歴・年齢を区分して、技術進歩が労働需要にあたる影響をさらに詳細に分析するため、トランスログ費用関数を用いたアプローチで分析を行う。

#### 3.4.1 推計モデル

まず、次のような費用関数を想定する。

$$\log C(\log Y, \log K, \log w)$$

ただし、 $Y$  は付加価値額、 $K$  は資本ストック、 $w$  は可変要素の価格ベクトルを表している。

これを  $\log m=0$  (ただし、 $m$  は費用関数の要素ベクトル) 近傍で 2 次の項までテーラー展開して近似し、微分の対称性を仮定すると次式のようなトランスログ費用関数が得られる。

<sup>2</sup> ただし、同一産業内でも国際化の影響が異なっている場合、国際化の影響は必ずしも **between** 効果としてのみ現れる訳ではないことに注意する必要がある。

$$\begin{aligned}
\log C &= \sum_i \left( \frac{\partial \log C}{\partial \log w_i} \right) \log w_i + \left( \frac{\partial \log C}{\partial \log Y} \right) \log Y + \left( \frac{\partial \log C}{\partial \log K} \right) \log K \\
&+ \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \left( \frac{\partial^2 \log C}{\partial \log w_j \partial \log w_i} \right) \log w_i \log w_j \\
&+ \sum_i \left( \frac{\partial^2 \log C}{\partial \log Y \partial \log w_i} \right) \log Y \log w_i \\
&+ \sum_i \left( \frac{\partial^2 \log C}{\partial \log K \partial \log w_i} \right) \log K \log w_i \\
&+ \left( \frac{\partial^2 \log C}{\partial \log K \partial \log Y} \right) \log K \log Y \\
&+ \frac{1}{2} \left( \frac{\partial^2 \log C}{\partial^2 \log Y} \right) (\partial^2 \log Y)^2 + \frac{1}{2} \left( \frac{\partial^2 \log C}{\partial^2 \log K} \right) (\partial^2 \log K)^2
\end{aligned} \tag{3.2}$$

また、シェパードの補題より、

$$\frac{\partial \log C}{\partial \log w_i} = \frac{w_i}{C} \cdot \frac{\partial C}{\partial w_i} = \frac{w_i}{C} \cdot x_i = S_i$$

( $x_i$ : グループ  $i$  の要素需要量  $S_i$ : グループ  $i$  の可変費用総額に占める割合)

ここで

$$\gamma_{ij} = \left( \frac{\partial^2 \log C}{\partial \log w_j \partial \log w_i} \right), \gamma_{Yi} = \left( \frac{\partial^2 \log C}{\partial \log Y \partial \log w_i} \right), \gamma_{Ki} = \left( \frac{\partial^2 \log C}{\partial \log K \partial \log w_i} \right)$$

(3.2)を  $\log w_i$  で偏微分すると、

$$S_i = \frac{\partial \log C}{\partial \log w_i} = \beta_i + \sum_j \gamma_{ij} \log w_j + \gamma_{Yi} \log Y + \gamma_{Ki} \log K \tag{3.3}$$

(3.3) の両辺の変化分をとると、

$$\Delta S_i = \sum_j \gamma_{ij} \Delta \log w_j + \gamma_{Yi} \Delta \log Y + \gamma_{Ki} \Delta \log K \tag{3.4}$$

コストシェアの合計は常に1なので、 $\sum_j \Delta S_i = 0$  より

$$\sum_j \gamma_{ij} = \sum_i \gamma_{yi} = \sum_i \gamma_{ki} = 0$$

さらに、規模に関して収穫一定を仮定すると、オイラーの定理より

$$\frac{\partial C}{\partial K} \cdot K + \frac{\partial C}{\partial Y} \cdot Y = C$$

となるので

$$\begin{aligned} \gamma_{ki} + \gamma_{yi} &= \frac{\partial^2 \log C}{\partial \log K \partial \log w_i} + \frac{\partial^2 \log C}{\partial \log Y \partial \log w_i} \\ &= \frac{\partial}{\partial \log w_i} \left( \frac{\partial C}{\partial K} \cdot \frac{K}{C} + \frac{\partial C}{\partial Y} \cdot \frac{Y}{C} \right) \\ &= \frac{\partial}{\partial \log w_i} \left( \frac{\partial C}{\partial K} \cdot K + \frac{\partial C}{\partial Y} \cdot Y \right) \cdot \frac{1}{C} \\ &= 0 \end{aligned}$$

これらから、賃金シェア変化に関する以下の方程式が導かれる。

$$\Delta S_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^{n-1} \gamma_{ij} \cdot \Delta \log \left( \frac{w_j}{w_n} \right) + \gamma_{ki} \cdot \Delta \log \left( \frac{K}{Y} \right) \quad (3.5)$$

また、Allen の偏代替弾力性は、(3.5)式で推計された係数より、

$$\begin{aligned} \sigma_{ij} &= C \times \frac{\partial^2 C}{\partial w_j \partial w_i} \\ &\left\{ \begin{aligned} &= \frac{\gamma_{ij} + S_i S_j}{S_i S_j} \quad (i \neq j) \\ &= \frac{\gamma_{ij} + S_i^2 - S_i}{S_i^2} \quad (i = j) \end{aligned} \right. \quad (3.6) \end{aligned}$$

として計算される。

### 3.4.2 使用データ

以下の分析では労働者を学歴・年齢階級別に区分し、各グループの労働者の賃金シェア変化を被説明変数にして(3.5)式を用いて製造業中分類 19 業種の産業間クロスセクション分析を行う。推計に

用いた業種は表 3.2 に掲載した。賃金・労働者数に関しては、厚生労働省『賃金構造基本統計調査』を用いた。先の労働者シェアに関する分析と同様に、年齢の区分は、39 歳以下を低年齢、40 歳以上を高年齢とした。学歴の区分は、女性労働者は高専・短大卒以上の半数を、男性労働者は大卒と高専・短大卒の半数を高学歴として計算を行なった。

賃金は「きまって支給する給与額」×12+「年間賞与その他特別給与額」を労働者一人あたりの年間賃金総額とし、これを「所定内実労働時間」+「所定外実労働時間」で割って当該グループの労働者の時間あたり賃金とした。また、労働者一人あたり賃金総額に労働者数を乗じたものを用いて、各区分の当該産業における賃金シェアを計算した。

また (3.5) 式に、技術進歩の指標を導入して推計を行なった。技術進歩指標としては、先行研究でも一般的によく用いられている研究開発集約度(研究開発費/産出額)の対数値を、シェア変化の期間で平均した値を用いた。研究開発集約度には名目研究開発費と名目産出額を、資本集約度には実質資本ストックと実質付加価値額を用いた。参考までに、製造業計の研究開発集約度の推移を図 3.3 に示す。これらの資本、産出額や技術関連指標のデータには『JIP データベース』(深尾(2003))を用いた。

1985 年から 1997 年を 3 年ごとの 4 期間に分けてデータをプールして、各グループの賃金シェア変化を被説明変数にして推計を行った。これらのデータのうち、1990 年以降のシェア変化の推計についてはダミー変数を導入した。用いた製造業中分類のうち、食料品製造業と飲料・たばこ・飼料製造業については 1985 年から 1987 年までの労働のデータが得られなかったため使用しなかった。サンプルサイズは合計 73 で、1 個の係数を推定する。推定には SUR(Seemingly Unrelated Regression) 法を用いた。労働者のグループが多すぎる場合、サンプルサイズに比べて推計すべき係数が多くなるため、年齢・学歴で 4 つに区分されたグループのうちから 2 つを選んで 1 つに統合し、3 つの区分を作成して分析を行った。

表 3.2 推計に用いた業種

産業中分類コード	名称
F12	食料品製造業
F13	飲料・たばこ・飼料製造業
F14	繊維工業（衣服・その他繊維製品製造業を除く）
F15	衣服・その他の繊維製品製造業
F16	木材・木製品製造業（家具を除く）
F17	家具・装備品製造業
F18	パルプ・紙・紙加工品製造業
F19	出版・印刷・同関連産業
F20	化学工業
F23	ゴム製品製造業
F25	窯業・土石製品製造業
F26	鉄鋼業
F27	非鉄金属製造業
F28	金属製品製造業
F29	一般機械器具製造業
F30	電気機械器具製造業
F31	輸送用機械器具製造業
F32	精密機械器具製造業
F33	武器製造業、その他の製造業

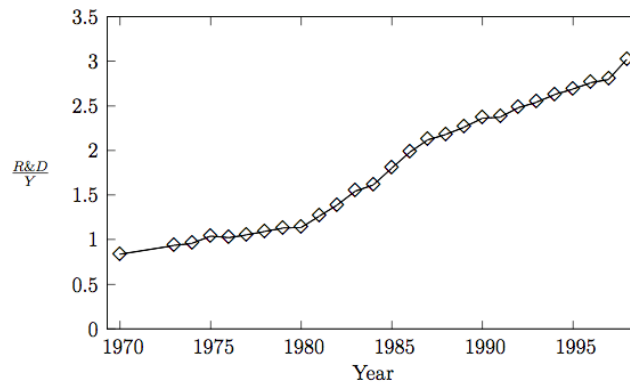


図 3.3 研究開発集約度の推移

データ出所：『JIP データベース』深尾(2003)



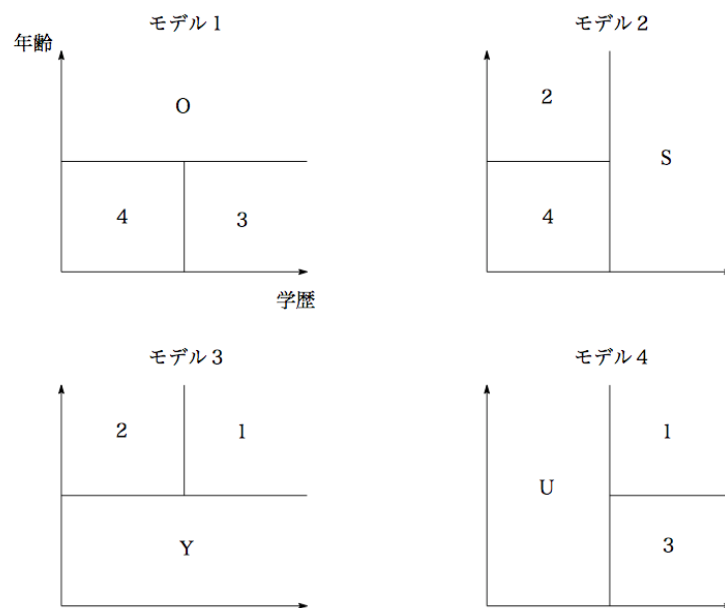


図 3.4 労働者区分のパターン

統合する組み合わせによって 4 パターンのモデルを作って推計した。今回用いた区分の方法を図 3.4 に示している。ただし、高学歴高年齢を区分 1、低学歴高年齢を区分 2、高学歴低年齢を区分 3、低学歴低年齢を区分 4 とした。また、高年齢の区分(つまり、1 と 2 を統合した区分)を O、若年齢を Y、高学歴を S、低学歴を U として表記している。この区分によって、式(3.5)を用いて 4 つのモデルを作り、推計を行なった。

これらの推計において予測される符号条件を検討する。まず、高学歴の労働者は新技術に対して適合可能な知識を保有している、あるいは技術の変化に対して柔軟に対処できると考えられる。そのため、研究開発集約度の係数は、高学歴労働者のシェア変化についてはプラスであると推測される。年齢と技術進歩の関係については、若年労働者は中高年労働者と比較して、柔軟に新技術を吸収できることが考えられるが、中高年の経験によって蓄積された技能が、技術進歩によってもたらされる生産システムの変化や人的組織の変化に対して適合性を高めるということも考えられる。

資本集約度の係数については、多くの先行研究で **Capital - Skill** 補完仮説を支持する結果を示していることから、高学歴労働者のシェア変化についてはプラスの符号が予想される。また、**Capital-Skill** 補完の原因が資本に”embody”された技術進歩とスキルとの補完関係であると考えられていることから、その他のシェア変化の符号についても、研究開発集約度と似たような結果が想定される。

### 3.4.3 推計結果

推計で用いたデータの記述統計量を表 3.3 に示す。

表 3.3 記述統計量

$\Delta S_O$	0.01794	$\Delta \log w_O/w_4$	0.02421
$\Delta S_Y$	-0.01794	$\Delta \log w_3/w_4$	-0.00590
$\Delta S_S$	0.01631	$\Delta \log w_S/w_4$	-0.00288
$\Delta S_U$	-0.01631	$\Delta \log w_2/w_4$	0.02282
$\Delta S_1$	0.01125	$\Delta \log w_Y/w_2$	-0.0177
$\Delta S_2$	0.00669	$\Delta \log w_1/w_2$	-0.04969
$\Delta S_3$	0.00506	$\Delta \log w_U/w_3$	0.02437
$\Delta S_4$	-0.02300	$\Delta \log w_1/w_3$	-0.02097
$\Delta \log K/Y_{va}$			0.044890
$\log RD/Y_{out}$			-4.45707
dum90			0.520548

4 つのモデルの推計結果を表 3.4 から表 3.7 に示した。なお、本節で用いた推定式では、 $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$  という仮定を行なっている。そのため推計にあたっては、係数  $\gamma_{ij}$  の対称性についてワルド検定を行なったが、モデル 2 では係数に対称性があるとの帰無仮説が 1%水準で棄却された。

表 3.4 推計結果(モデル 1)

			$\Delta S_0$	$\Delta S_3$	$\Delta S_4$
定数項			0.05448*** (6.150)	0.01088** (2.382)	-0.06537*** (-8.026)
$\Delta \log K/Y_{va}$			0.02193* (1.714)	0.00798 (1.189)	-0.02992** (-2.544)
$\log RD/Y_{out}$			0.00568*** (3.133)	0.00254*** (2.681)	-0.00823*** (-4.930)
<i>dum90</i>			-0.02437*** (-6.091)	0.00755*** (3.648)	0.01682*** (4.602)
Adjusted $R^2$			0.4028	0.28601	
$\gamma_{03}$	0.05096* (1.892)	$\gamma_{00}$	0.03337 (0.541)	$\gamma_{44}$	0.13470** (2.249)
$\gamma_{04}$	-0.08433 (-1.524)	$\gamma_{33}$	-0.00059 (-0.026)	$\gamma_{34}$	-0.05036* (-1.862)
サンプル数			73		

注)\*\*\*は 1%, \*\*は 5%, \*は 1%水準でそれぞれ有意であることを示す。括弧内は t 値。

表 3.5 推計結果(モデル 2)

			$\Delta S_s$	$\Delta S_2$	$\Delta S_4$
定数項			0.02816*** (3.213)	0.04165*** (4.247)	-0.06982*** (-8.327)
$\Delta \log K/Y_{va}$			0.01673 (1.286)	0.01360 (0.964)	-0.03033** (-2.526)
$\log RD/Y_{out}$			0.00444** (2.411)	0.00394** (1.971)	-0.00839*** (-4.916)
<i>dum90</i>			0.01179*** (2.987)	-0.02977*** (-6.695)	0.01797*** (4.699)
Adjusted $R^2$			0.23723	0.41169	
$\gamma_{S2}$	0.05277 (1.188)	$\gamma_{SS}$	0.04339 (0.982)	$\gamma_{44}$	0.04662 (0.722)
$\gamma_{S4}$	-0.09617*** (-2.631)	$\gamma_{22}$	-0.10231 (-1.322)	$\gamma_{24}$	0.04954 (0.797)
サンプル数			73		

表 3.6 推計結果(モデル 3)

		$\Delta S_Y$	$\Delta S_1$	$\Delta S_2$	
定数項		-0.05895*** (-6.769)	0.01852*** (3.216)	0.04043*** (4.146)	
$\log K/Y_{va}$		-0.02185* (-1.709)	0.00902 (1.060)	0.01282 (0.901)	
$\log RD/Y_{out}$		-0.00578*** (-3.194)	0.00194 (1.616)	0.00383* (1.902)	
$dum90$		0.02555*** (6.172)	0.00442* (1.684)	-0.02998*** (-6.573)	
Adjusted $R^2$		0.40778	0.15185		
$\gamma_{Y1}$	-0.05012* (-1.709)	$\gamma_{YY}$	-0.02277 (-0.334)	$\gamma_{22}$	-0.07914 (-0.994)
$\gamma_{Y2}$	0.07289 (1.075)	$\gamma_{11}$	0.04386* (1.750)	$\gamma_{12}$	0.00625 (0.183)
サンプル数		73			

表 3.7 推計結果(モデル 4)

		$\Delta S_U$	$\Delta S_1$	$\Delta S_3$	
定数項		-0.03273*** (-3.650)	0.01919*** (3.432)	0.01353*** (2.713)	
$\log K/Y_{va}$		-0.01749 (-1.314)	0.00841 (1.013)	0.00908 (1.224)	
$\log RD/Y_{out}$		-0.00466** (-2.487)	0.00197* (1.687)	0.00268*** (2.577)	
$dum90$		-0.00961** (-2.401)	0.00420* (1.680)	0.00541** (2.387)	
Adjusted $R^2$		0.18016	0.19013		
$\gamma_{U1}$	-0.02138 (-0.761)	$\gamma_{UU}$	0.04001 (0.854)	$\gamma_{33}$	0.05379** (2.265)
$\gamma_{U3}$	-0.01863 (-0.697)	$\gamma_{11}$	0.05654** (2.539)	$\gamma_{13}$	-0.03516** (-1.972)
サンプル数		73			

また、推計された係数と各年の各区分シェアの産業間平均を用いて、式(3.6)から偏代替弾力性を計算することができる。計算した結果を表 3.8 から表 3.12 に示した。なお、各推計で自己代替弾力性の符号は各年で負となっており、費用関数が満たすべき局所凹性の条件を満たしていると考えられる。

また、係数がサンプル数と比較して多くなってしまうという問題点があるが、4 区分に分割した推計も行なった(モデル 5)。ただし、係数の対称性に関するワルド検定では、対称的であるという帰無仮説が 10%水準で棄却された。その他のモデルでは有意水準 10%で帰無仮説は棄却されなかった。

#### [研究開発集約度とシェア変化]

研究開発集約度の係数を見ると、高学歴低年齢(区分 3)のシェアがモデル 1 とモデル 4 の二つのモデルにおいてプラスで有意に推定された。これは若年で高学歴の労働者が技術進歩への適応度が高く、この区分の労働者への需要が技術進歩によって高まるとの事前の予測と整合的な結果となった。さらに、モデル 2 でも高学歴(区分 S)のシェアに関してプラスに有意となっており、技術進歩と学歴(ないしは熟練)が補完的な関係にあると結論付けた櫻井(1999)、森脇(2000)や櫻井(2004)などの先行研究と整合的な結果となった。また、モデル 1 とモデル 2 においては、低学歴低年齢(区分 4)のシェア変化に対して研究開発集約度の係数は負で有意に計測された。さらにモデル 4 でも低学歴(区分 U)のシェア変化について負で有意に推定されており、技術進歩が低学歴労働者を代替している可能性があることが考えられる。これらは、これまでの先行研究の結果と整合的である。

ここで注目すべき点は、低学歴高年齢(区分 3)のシェア変化に対する結果である。モデル 2 では、係数は有意にプラスに推計されている。先の低学歴低年齢ではマイナスという結果を考え合わせると、日本の製造業においては経験年数を積むことによる人的資本の蓄積が労働者の技術進歩への適応力を増していると推測することができる。さらにモデル 3 では低年齢(区分 Y)のシェア変化に対する係数が有意にマイナスに推計されたのに対して、モデル 1 の高年齢(区分 O)では有意でプラスになっている。技術進歩と補完的な関係にあるスキルが、学歴だけではなく経験年数によって蓄積されるものであることを示唆している。

#### [資本集約度とシェア変化]

分析に用いた推計モデルでは資本と労働の代替弾力性を直接計算することはできない。しかし、資本集約度の係数は  $\gamma_{Ki} = \partial S_i / \partial K \cdot K$  であるため、資本量の変化に対する労働者の区分  $i$  のシェア変化が推計でき、間接的に資本と労働需要との関係が推測できる。

資本集約度の係数については、モデル 1 で高年齢(区分 O)のシェア変化について有意でプラスと推定された。また、低年齢(区分 Y)と低年齢低学歴(区分 4)で有意にマイナスの値になっている。また、有意ではないものの高学歴(区分 S)でもプラスになっており、 $t$  値も比較的高いことから、Capital-Skill 補完仮説が成立していることを示唆している。この点については、櫻井 (2004) の結果とほぼ同じであるが、日本の非生産労働者のシェア変化に対してプラスに計測されなかった Machin and Van Reenen (1998)の結果や、大卒労働者のシェア変化に関して有意にマイナスに計測され、1990 年代の日本においては Capital-Skill 補完仮説が成立していないとした森脇(2000)の結果とは整合的でない。

資本集約度の係数の符号は、研究開発集約度とほぼ同一となった。資本集約度と研究開発集約度間に正の相関があることが考えられるため、両変数の相関係数を計測したが、値は-0.34072 であり、正の相関関係は見られなかった。また、資本集約度の係数は有意に計測されたものが研究開発集約度よりも少なかったものの、係数の値は研究開発集約度を上回っているためシェア変化に与える影響は小さくないといえる。

#### [労働力間の代替弾力性]

次に、各区分の労働者間の Allen の偏代替弾力性を見してみる。表 3.8 より、低学歴低年齢と高学歴低年齢労働者間の偏代替弾力性の値( $\sigma_{34}$ )はマイナスであり、偏代替弾力性の計算の元となった係数( $\gamma_{34}$ )も有意になっている。低年齢の労働者の関係は、価格補完(p-Complement)であることが有意に推計されている。しかし、高学歴高年齢と低学歴高年齢間では有意に推定されておらず、偏代替弾力性も正となっている。このように学歴間の代替性は年齢階層で異なっており、若年層で補完的な関係になっている。

また、表 3.11 に示すモデル 4 では、高学歴高年齢と高学歴低年齢労働者グループ間の偏代替弾力性 ( $\sigma_{13}$ ) がマイナスで有意に計測されている。一方、表 3.9 のモデル 2 からは、有意ではないものの、低学歴高年齢と低学歴低年齢の労働者グループ間の偏代替弾力性 ( $\sigma_{24}$ ) はプラスに計測された。このことから、年齢階層間では、高学歴グループで補完的、低学歴グループで代替的な関係にあることがわかる。この結果は、年齢間代替弾力性の値は学歴に関わらずほぼ同一であるとした Card and Lemieux (2001)のアメリカの分析結果とは異なるものである。

表 3.8 偏代替弾力性(モデル 1)

	$\sigma_{OO}$	$\sigma_{33}$	$\sigma_{44}$	$\sigma_{O3}$	$\sigma_{O4}$	$\sigma_{34}$
1985	-0.69606	-10.1438	-0.74688	1.01825	-0.42805	-1.56824
1990	-0.57057	-9.21242	-0.83645	0.86023	-0.46729	-1.70372
1995	-0.51716	-8.19018	-0.85569	0.74667	-0.50682	-1.72608
1997	-0.5124	-7.85032	-0.85369	0.71681	-0.51727	-1.70252

表 3.9 偏代替弾力性(モデル 2)

	$\sigma_{SS}$	$\sigma_{22}$	$\sigma_{44}$	$\sigma_{S2}$	$\sigma_{S4}$	$\sigma_{24}$
1985	-3.42663	-1.54549	-1.44345	0.66112	-1.61646	0.29202
1990	-2.96451	-1.39059	-1.81433	0.53345	-1.63038	0.32796
1995	-2.56965	-1.37148	-2.09363	0.45982	-1.59211	0.36647
1997	-2.4299	-1.40354	-2.15184	0.44164	-1.548	0.37961

表 3.10 偏代替弾力性(モデル 3)

	$\sigma_{YY}$	$\sigma_{11}$	$\sigma_{22}$	$\sigma_{Y1}$	$\sigma_{Y2}$	$\sigma_{12}$
1985	-1.35709	-4.58832	-1.44372	-1.46003	0.34263	0.17036
1990	-1.65191	-4.63631	-1.29915	-1.28257	0.36329	0.12681
1995	-1.81953	-4.34161	-1.28129	-1.1384	0.38237	0.10548
1997	-1.83612	-4.19406	-1.31125	-1.07261	0.38895	0.099973

表 3.11 偏代替弾力性(モデル 4)

	$\sigma_{UU}$	$\sigma_{11}$	$\sigma_{33}$	$\sigma_{U1}$	$\sigma_{U3}$	$\sigma_{13}$
1985	-0.14322	-2.44865	-3.47709	-0.3335	-0.24771	-5.05732
1990	-0.18264	-3.31681	-3.60747	-0.27143	-0.23539	-3.64151
1995	-0.22588	-3.41605	-3.64576	-0.23612	-0.22015	-2.7462
1997	-0.24421	-3.38145	-3.63413	-0.22474	-0.21541	-2.47851

表 3.12 偏代替弾力性(モデル 5)

	$\sigma_{11}$	$\sigma_{22}$	$\sigma_{33}$	$\sigma_{44}$	$\sigma_{12}$	$\sigma_{13}$	$\sigma_{14}$	$\sigma_{23}$	$\sigma_{24}$	$\sigma_{34}$
1985	-2.07608	-1.48816	-4.54038	-1.73426	0.50948	-5.41693	-1.45386	0.38464	0.31815	-0.7482
1990	-3.08705	-1.33907	-4.50141	-2.22258	0.37924	-3.90045	-1.35274	0.3343	0.3573	-0.81284
1995	-3.25488	-1.32067	-4.37056	-2.61045	0.31545	-2.94147	-1.27473	0.29896	0.39927	-0.82351
1997	-3.23996	-1.35155	-4.30658	-2.6938	0.29899	-2.65475	-1.22311	0.29129	0.41359	-0.81227

### 3.5 結論

本章では、Berman et al. (1994) の手法に基づき、日本の 1985 年から 1997 年のデータを用いて、労働者を学歴・年齢階層別に区分して、技術進歩が労働需要に与える影響を分析した。同時にこれらのグループ間の代替弾力性についても分析を行なった。本稿の分析から得られた結果を要約すると次のようになる。

第 1 に、各区分の労働者の総賃金シェア変化を、産業内での変化と産業間での変化に分解した。そして、各区分において産業内変化の効果が大幅に上回っており、高学歴労働者のシェア上昇が貿易の国際化などの産業構造変化で起こっているものではないとした先行研究の結果が、年齢階層別に分割した場合でも支持されることを示した。

第 2 に、トランスログ費用関数を用いた分析では、先行研究と同じく、技術進歩によって高学歴労働者に対する需要が増大することが確認された。しかし低学歴労働者でも 40 歳以上の高年齢層では技術進歩によって需要が増大することも明らかになった。日本において学歴間賃金格差がアメリカやイギリスのように拡大しなかった理由の一つには、このように低学歴高年齢の労働者の技術進歩への適応性の高さが考えられる。また、低学歴労働者でも若年層に対する需要は技術進歩によって減少するという結果を得た。これらの結果は、日本の労働市場においては、技術進歩に対する適応性が企業内訓練によって年齢とともに上昇することによって起こっている可能性があることを示唆している。

第 3 に、年齢間の代替弾力性は、高学歴労働者では補完的となり、低学歴労働者では統計的に有意ではないものの代替的となった。本章とは推計モデルが異なるものの、Card and Lemieux (2001) は、アメリカでは学歴によらず年齢間代替弾力性が同一であるとの結果を得ており、本章の結果はこれとは異なったものとなった。この原因としてはアメリカと日本の労働市場の構造の違いが背景にあることが考えられる。さらに、若年労働者では学歴間で補完的であるのに対して、高年齢労働者の学歴間では代替的であり、年齢別に学歴間代替弾力性が異なっていることが明らかになった。



ただし、本章の分析では、サンプルサイズの制約上、労働者の年齢階級の区分を 2 つにせざるを得なかった。そのため、技術進歩が異なる年齢階層別にどのような影響を及ぼすかについてや、また年齢間の代替弾力性の推計について詳細に分析することができなかったそのため、今後は都道府県別データやマイクロデータを用いるなどして、十分なサンプルサイズを確保した上で、詳細な分析を行うことが課題として残されている。

## 参考文献

Berman, Eli, John Bound, and Zvi Griliches (1994) “Changes in the Demand for Skilled Labor within U.S. Manufacturing: Evidence from the Annual Survey of Manufacturers,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, No. 2, pp. 367–397, May.

Card, David and Thomas Lemieux (2001) “Can Falling Supply Explain the Rising Return to College for Younger Men? A Cohort-Based Analysis,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 116, No. 2, pp. 705–746, May.

Machin, Stephen and John Van Reenen (1998) “Technology and Changes in Skill Structure: Evidence From Seven OECD Countries,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, No. 4, pp. 1215–1244, November.

玄田有史 (1994) 「高学歴化、中高年齢化と賃金構造」, 『日本の所得と富の分配』, 東京大学出版会, 141–168 頁.

小原美紀・大竹文雄 (2001) 「コンピューター使用が賃金に与える影響」, 『日本労働研究雑誌』, 第 494 巻, 16–30 頁.

櫻井宏二郎 (1999) 「偏向的技術進歩と雇用-日本の製造業のケース-」, 『循環と成長のマクロ経済学』, 東京大学出版会, 165–187 頁.

櫻井宏二郎 (2004) 「技術進歩と人的資本-スキル偏向的技術進歩の実証分析-」, 『経済経営研究』, 第 25 巻, 第 1 号.

駿河輝和・橋本圭司(1996) 「教育水準別労働者と資本の代替関係について：日本の製造業部門別の場合」, 『日本統計学会誌』, 第25 巻, 第3 号, 255-267 頁.

深尾京司他15名(2003) 「産業別生産性と経済成長：1970 – 98 年」, 『経済分析』, 第170 巻.

三谷直紀(2001) 「高齢者雇用政策と労働需要」, 『雇用政策の経済分析』, 東京大学出版会, 339-

388 頁

森脇祥太(2000) 「学歴別の労働需要と技術進歩(1990 年代の製造業を中心に)」, 『産業経営』, 第29 卷, 151-170 頁.

## 第4章 ICTの利用と企業内労働市場の変化

### 4.1 はじめに

2000年代以降の急速な情報通信技術(ICT)の進歩によって、情報通信機器の性能は大幅に上昇するとともにその価格も急速に低下した。また、ADSLや光ファイバー通信網の普及により、企業内・企業間の情報通信ネットワーク環境も整備されることとなった。このような企業を取り巻くICTの環境変化によって、業務のデジタル化も進展することになった。このような業務のICT化が、労働市場に及ぼす影響に関しては、その論点の一つとして賃金に及ぼす影響について議論されてきた。

アメリカなどをはじめとするいくつかの国々では、1980年代後半から1990年代前半にかけて学歴間賃金格差をはじめとする熟練・未熟練労働者間の賃金格差が急速に拡大していった。その原因をめぐって、様々な仮説が立てられてきたが、当時有力とされていたのは、熟練労働者と新たな技術が補完的で、未熟練労働者が代替的であるような技術進歩が発生したことが原因であるとする説である。これは、技術進歩によって労働需要が熟練労働者にシフトし、未熟練労働者と熟練労働者の間で賃金格差が拡大しているとするスキル偏向的技術進歩(SBTC)仮説と呼ばれている。

またその当時、コンピューターの価格が急速に下落したことなどにより、産業を超えて広範囲に企業へのICTの普及がみられたことなどから、同じく広範囲に発生していた賃金格差の拡大の原因となるスキル偏向的技術進歩としてICTが注目されるようになり、それに関連したさまざまな研究が行われるようになった。なかでも、ICTをはじめとする技術進歩は、企業内における業務やそこで求められるスキルに変化をもたらすことがいくつかの研究から指摘されている。

このうち、Bresnahan et al.(2002)は、ICTが労働需要に与える影響は、チームに基づく職場組織や個々の労働者の判断を重視する分権型組織といった職場組織の再設計と組み合わせることによって大きくなることを示し、単にICT資本が直接的に企業の労働需要に影響をあたえているだけでなく、職場組織の革新を通して間接的にも労働需要に影響を与えているとの分析結果を示した。

またAutor et al.(2003)は労働者が行う仕事の内容を5つの業務(タスク)に分類し、ICTの進歩がどの業務を代替しているのかについて詳細に定量的な分析を行った。その結果、コンピューターは反復的な業務を代替し、コミュニケーションスキルや高度な分析業務とは補完的である一方、比較的単純な業務であっても反復的でない業務とは代替関係にないことを示した。

以上のように、情報通信技術とスキルの関係に関する従来の研究では、ICTの進展が企業内の業務の内容を変化させたり、雇用構造の変化をもたらすことを明らかにしている。しかし、これらの研究は、主に労働市

場全体について分析したものである。また、内部労働市場が発達した日本に関しては、企業内で起こっているこのような変化についてケーススタディによる優れた分析はいくつかあるものの、企業のマイクロデータを使った分析は行われていない。さらに ICT の進展によって需要が高まる高スキル労働者を、外部労働市場から調達しているのかそれとも企業内訓練によって調達しているのかといった、ICT が人的資本投資政策に与える影響に関しては、十分に明らかにされているとはいえない。そこで本章では、マイクロデータに基づき、企業の ICT の利用状況と企業内における業務の変化、ならびにそこで求められるスキルの変化や人的資本投資との関係を分析し、日本における ICT の普及と内部労働市場との関係を考察する。

## 4.2 仮説と分析の枠組み

先行研究においては、ICT 導入と、企業内において求められるスキルや業務の変化に着目した分析が行われてきた。従来、日本の労働市場は、大企業を中心とした内部労働市場が発達し、各企業における長期のキャリア形成を通じた企業内訓練によって、企業特殊的なスキルを形成してきたとされる(小池, 2005)。いくつかの先行研究によれば、ICT 導入によって重要性が増大する業務やそれに求められるスキルは、このような企業特殊なものであることが示唆されており、本章ではこの点について実証分析をおこなう。ここで、ICT と補完的な業務やそこで求められるスキルが企業特殊であると考えられる要因としては以下のようなものがある。

まず、コストの問題で一般的なスキルより企業特殊なスキルは ICT に代替されにくいと考えられる。Autor et al. (2003)が指摘するように、あるスキルや業務が ICT に代替されるには、それらがプログラム可能でなければならぬ。さらに、たとえプログラム可能であるとしても、アプリケーションソフトの開発や導入のコストがかかりすぎる場合には、ICT への代替は行われまいであろう。特定の企業や職場のみで行われる業務を遂行するためのアプリケーションは、それがプログラム可能な業務であっても、開発コストと比較してユーザーベースが小さすぎるために高コストとなるため、ICT への代替が行われまいであろう。その一方で、広く一般的に行われている業務であるならば、ユーザーベースが大きいため、ユーザー当たりの開発コストが低くなる。このような要因で、ICT と一般的スキルや業務は代替的な関係になるものの、企業特殊なスキルや業務とは代替関係にはなりにくい。そして企業内への ICT の導入とともに、企業特殊なスキルや業務の相対的な重要性が高まると考えられる。

次に、業務遂行に必要な情報が、ICT の普及とともにデータベース化されることによって、より幅の広い業務を遂行できるスキルが重要になっていることが考えられる。労働者がデータベースを利用することによって、個々の労働者がすべての業務のプロセスを完遂するのに必要な情報を得ることができるようになり、過去に

においては分割されていたさまざまな業務が、一人で遂行できるようになった。これは労働者を各職能のスペシャリストから、ジェネラリストにシフトさせることを意味する(Bresnahan et al.(2002))。そして、個々の労働者が遂行できるようになったさまざまな業務の組み合わせ方がその企業に特有のものであれば、業務が企業特長的なものになるであろう。そのため ICT と企業特長的スキルとの間には補完的な関係が存在することになるであろう。

このように、ICT が導入されると、ICT と補完的な関係にある業務を遂行するスキルに対する需要が増加する。そのため、ICT の導入は、必要とされるスキルの調達する手段としての採用方針や企業内訓練といった企業の人的資本投資政策にも影響を与えるであろう。

以下では、企業での ICT 導入と関連すると考えられる内部労働市場における3つの要因について、それぞれ議論する。

#### A. ICT 利用とスキルのストック

ICT 価格の下落とともに、企業における ICT 導入・利用は進んでいくことになる。しかし同じ ICT 価格の下落に直面していても、技術の導入や利用の速度は産業や企業ごとの特性に応じて異なってくる。例えば ICT 導入以前に定型的業務の比率が高い産業や企業では、ICT 導入による利益が大きいとため、その導入に積極的であり、ICT の導入が進むとされる(Autor et al.(2003))。さらに、ICT 導入の利益は、ICT と補完的な関係にある高スキル労働者の存在によって高まるため、高学歴労働者や熟練労働者の比率が高い産業や企業ほど ICT 導入が進んでいるはずである。さらに、ICT と企業特長的なスキルとの補完性が高い場合には、企業内の労働者が蓄積している企業特長的スキルが多い企業ほど、ICT の導入が進展していると考えられる。

#### B. ICT 利用と業務・スキルの変化

企業内での ICT の普及はまた、従来の企業内の業務の内容を変化させることが考えられる(Autor et al. (2003))。企業内で労働者が遂行していた業務のうち、定型的な業務は、コンピューターで処理できるような形にプログラム可能である。そのためコンピューターなどの ICT 資本価格が下落すると、定型的な業務は ICT が代替するであろう。その一方で、高度な知的業務などは、プログラムすることが困難であるため、ICT によって代替されないであろう。そのため、ICT 導入が進んだ企業では、定型的業務の重要性が減少する一方、創意工夫が必要な業務などの重要性が高まっていることが予想される。

ICT の導入が企業の業務に与える影響に関しては、日本においてもいくつかの研究がなされている。このうち中馬(2001)は、旅行会社のヒアリング調査を行い、ICT の導入が職場にどのような影響を与えているかについてケーススタディで詳細な分析を行なった。そして、会社内での情報化やネットワーク化に伴って業務が細分化・標準化され、それによって業務遂行上必要なスキルが分離可能となるスキルの”unbundling 化”が観察される職場があるとした。しかしこのような職場がある一方で、普段の業務のみならず、普段とは異なる変化や異常にも対応できる「統合的スキル」が必要となっている職場があることも見いだしている。

また、池永(2009)は日本の労働市場に関して Autor et al.(2003)のモデルを用いて分析を行っている。池永(2009)は、総務省『国勢調査』の集計データを用いて、業務を「非定型分析」、「非定型相互」、「定型認識」、「定型手仕事」及び「非定型手仕事」の5つに分類した上で、職業小分類の各職種に対してそれら5業務のウェイト付けを行い、就業者数の変化をもとにして労働市場における業務量の変化を推計した。そして定型的業務の集約度が高い産業ほど ICT 資本の導入が活発に行われていることや、「非定型分析」は ICT 資本と補完的な関係にあり、「定型手仕事」や「定型認識」の業務は ICT によって代替されている可能性があることを示した。

このように ICT の導入は、企業で遂行される業務の構成に様々な変化をもたらすことが実証的な研究によって示されており、業務の重要性が変化することにより、労働者に必要とされるスキルもまた変化するであろう。中馬(2002)は、現代の製造業の現場では、ICT 導入にともなって、職人的な「匠型熟練」はデジタル化され、その代わりに「問題発見・解決型熟練」が不可欠になってきていると指摘している。このスキルは、生産プロセスの不具合の発生を未然に察知して対処したり、原因を迅速に究明・解決できる熟練技能であり、生産プロセス全体に対する統合的な知識が必要であるとしている。この点について、日本の内部労働市場における技能形成を明らかにした小池(2005)は、変化や異常に対応できる「知的熟練」は、労働者が関連の深い仕事群(キャリア)を経験することによって形成されるとし、キャリアの組み方や広がり企業が異なるために、形成されるスキルもまた企業特殊性を帯びることを指摘している。したがって、ICT の導入はこれらの企業特長的スキルの重要性や価値を高めていることが予想される。

### C. ICT 利用と人的資本投資政策

ICT によって企業内のスキル需要や業務構成は変化するが、このような変化によって重要になったスキルはどのような経路で調達されるのであろうか。一つの経路は企業外部の労働市場から、既にそのようなスキルを蓄積した労働者を採用するという方法であり、もう一つは、企業内訓練を通じて育成した労働者を組織内部から調達し、ICT 導入に伴うスキル需要に対応する方法が考えられる。

海外における研究では、Behaghel et al.(2011)が、フランスのマイクロデータを用いて、企業内部と外部の労働力のフローと ICT の関係について分析を行った。そして、ICT 導入にともなう高スキル労働者への需要増大は、中途採用などの外部からの調達によってではなく、企業内訓練を実施して内部の労働者のスキルをアップグレードすることによって行われていることを示している。

日本において関連する先行研究には阿部(2001)がある。阿部(2001)は企業内の ICT 化が雇用に与える影響をマイクロデータを用いて分析している。そして企業内での ICT 化が非正規雇用者比率を増大させたり、アウトソーシング化を促進するなど、外部労働力の活用を促進させている一方で、正社員のコア人材化を促進している可能性があることを示した。

日本においては、内部労働市場が発達しているなどの特徴があり、先に述べたように、必要とされるスキルは企業特殊な性格を帯びていることが考えられる。このような企業特殊なスキルは中途採用などの手段で外部から調達することはできず、企業内訓練を通じて組織内部で育成する必要がある。そのため人員調達方法などの人的資本投資政策については、ICT の利用・導入が進んでいる企業ほど、企業内部での育成に重点を置くことが予想される。

### 4.3 実証分析

本章の分析では、日本労働研究機構(現労働政策研究・研修機構)が 2000 年 12 月におこなった「IT 活用企業についての実態調査」(以下、IT 活用調査と記す)の個票データを用いる。当該調査は従業員数が概ね 300 人以上である企業 10,000 社にアンケートを行ったもので、有効回収数は 1,637 社(有効回収率 16.4%)となっている。この調査は各企業における情報化の状況とともに、業務の遂行において必要とされるスキルや、業務内容の変化に関連する設問が含まれている。

IT 活用調査では、企業内での ICT 利用・導入状況に関して詳細な調査を行っている。調査事項には、従業員数に対するパソコン導入台数の比率、電子メールやグループウェア、ERP(エンタープライズ・リソース・プランニング)等のソフトウェア・システムの導入や利用状況など、各企業内の ICT の導入や活用状況の程度を示す項目が含まれている。さらに、各企業の従業員のうち情報機器を扱う必要がある者の割合(以下、情報機器使用比率と記す)など、実際の業務の ICT 化がわかる項目も調査されている。本章ではこれらのデータを企業の ICT 利用状況の変数として用いる。

先に提示した仮説に従って、本章では ICT の利用が内部労働市場に及ぼす影響について、次のような手順で検証する。



第1に、企業内のスキルのストックと、ICT利用状況の関係を分析する。ICT導入のベネフィットは、ICTと補完的な関係にある高スキル労働者の存在によって高まるため、高学歴労働者や熟練労働者の比率が高い産業や企業ほどICT導入が進むことが予想される。本章では、企業のスキルストックの変数には、企業における大卒労働者の比率および企業の従業員の平均勤続年数を用いる。ただし、ICT利用とスキルストックはいずれも同時点のデータを用いるため、ここでは厳密な意味での因果関係の識別ではなく、両者の相関関係をとらえる。

第2に、ICTの利用と様々な業務のウエイトや、業務を行うために必要とされるスキルの関係について分析する。IT活用調査では、様々な内容のスキルについて、その重要性が高まっているかどうかを4段階で調査している。なお、この設問に関しては、管理職と非管理職について別途質問しているが、非管理職の設問を用いて分析を行うこととする。ここでは、まず、「定型的な仕事」ならびに非定型的な業務を示すと考えられる「創意工夫の余地が大きい仕事」のそれぞれについて、3年前から現在にかけてそのウエイトが高まっている=4、やや高まっている=3、変わらない=2、低下している=1となる段階的な変数を用いて、ICTの導入が業務の変化に及ぼす影響を検討する。さらに、IT活用調査では、業務遂行上必要な知識として「企業に特有の仕事の仕方や企業文化に関する知識」や「社内で良好な人間関係を築く能力」のウエイトが3年前と調査時点でどのように変化したかについて、重要性が高まった=4、やや重要性が高まった=3、特にかわらない=2、重要性が低下した=1の4段階で尋ねている。ここでは、これらが企業特殊スキルの重要性の変化を表す変数とみなし、ICTの導入との関係について分析する。

最後に、ICT導入に伴って必要とされるスキルの調達方法に着目する。IT活用調査では、過去3年間の増員方法として最も多い経路についての設問がある。ここでは、3年前から現在までに、増員方法として最も多かった方法が中途採用であると答えた企業を1、それ以外が0となる変数を用いて、ICTと採用方針との関係を考察する。

表4.1には、本章での分析で用いるデータの記述統計量を示す。

表 4.1 記述統計量

	標本サイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
非正規比率	1577	0.1754	0.2285	0.0000	1.0000
対数企業規模	1603	6.5615	0.8372	2.7726	11.4567
操業年数	1556	67.0154	196.0103	0.0000	1995.0000
操業年数 2 乗	1556	42886.4	388351.9	0	3980025
対数売上高	1491	9.7567	1.5463	1.0986	15.8338
上場ダミー	1541	0.1395	0.3466	0	1
平均年齢	1561	37.8136	5.3143	24.0000	64.0000
平均年齢 2 乗	1561	1458.0900	423.0223	576.0000	4096.0000
1 人あたり PC 台数	1626	0.6673	0.3383	0	1
電子商取引導入済	1605	0.1925	0.3944	0	1
グループウェア導入済	1573	0.6771	0.4678	0	1
ERP 導入済	1498	0.2971	0.4571	0	1
情報機器使用比率	1620	0.6825	0.3019	0	1
大卒比率	1476	36.6721	24.8205	0	100
増員方法が中途採用	1510	0.2285	0.4200	0	1
平均勤続年数	1511	13.1264	5.3429	1	40
定型業務のウエイト	1546	2.0576	0.9023	1	4
創意工夫が必要な仕事のウエイト	1501	2.6855	0.6868	1	4
企業特有の文化に関する知識の重要性	1412	2.3088	0.6582	1	4
社内人脈を築く能力の重要性	1382	2.3929	0.6456	1	4

## A. スキルのストック

まず企業内のスキルのストックと、ICT 利用状況の関係を分析した。企業のスキルストックの変数として、まず企業の大卒労働者比率を用いた。大卒労働者は、高卒労働者と比べて、大学教育などでもたらされる一般的スキルの蓄積が多いと解釈できる。ここでは、大卒比率を被説明変数とし、説明変数には、ICT 導入・利用の状況をはじめ、平均年齢や産業などの企業属性をコントロールする変数を用いて最小二乗法による分析を行った。

表 4.2 大卒比率と ICT 利用(OLS)

被説明変数=大卒比率	係数	t 値	係数	t 値
情報機器使用比率	22.6029 ***	8.70		
1 人あたり PC 台数			10.0353 ***	3.87
電子商取引導入済			1.6427	0.82
グループウェア導入済			0.7137	0.40
ERP 導入済			3.9112 **	2.28
平均年齢	4.3588 ***	3.32	4.5012 ***	3.14
平均年齢 2 乗	-0.0620 ***	-3.75	-0.0659 ***	-3.65
対数企業規模	-2.3641 **	-2.18	-2.6241 ***	-2.21
対数売上高	2.4275 ***	3.86	2.7547 ***	4.05
操業年数	0.0394	1.51	0.0585 **	2.04
操業年数 2 乗	-0.0000	-1.63	-0.0000 **	-2.13
上場ダミー	8.9855 ***	3.84	7.2545 ***	2.87
定数項	-80.6280 **	-2.25	-72.9798 *	-1.92
サンプルサイズ	1244		1126	
自由度修正済決定係数	0.2491		0.2157	

注)\*\*\*は 1%,\*\*は 5%,\*は 1%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示す。括弧内は t 値。また推計にはこの他に産業ダミーを含んでいる。

分析の結果、従業員のうち、情報機器使用比率の高い企業ほど、大卒労働者の比率が高くなっている。またその他の ICT の利用状況を表す指標との関係では、社員1人あたり PC 台数が大きい企業ほど、また ERP 導入が行われている企業ほど、大卒労働者比率が高くなっている。これらの結果は、先行研究でも見られるとおり、ICT と高スキル労働者の補完的な関係を示唆しているものである。ただし、この関係が ICT 導入が高スキル労働者の需要を増加させることによって、高学歴労働者の採用を増大させた結果なのか、あるいは高スキル労働者がもともと多く存在する企業ほど ICT 導入コストが低くなるためにその導入が進むというような逆の因果関係にあるのか、またはその両者が同時決定の関係にあるのかは不明であることに留意する必要がある。

次に、企業特殊的スキルのストックが ICT 導入とどのような関係にあるのかを分析するため、ICT 導入状況と企業内の正社員の平均勤続年数の関係について分析をおこなう。企業特殊的スキルは、企業内におけ

る勤続年数の増加とともに蓄積されると考えられるため、それがより大きい企業ほど、企業特殊的人的資本の蓄積が多いと解釈できる。ICT は企業特殊のスキルと補完的な関係にあることが予想されるため、ここでは企業の正社員の平均勤続年数を被説明変数とし、説明変数としては ICT 導入・利用の状況と、平均年齢や産業ダミーなどのコントロール変数を用いて最小二乗法による分析を行った。表 4.3 はその推計結果である。

表 4.3 平均勤続年数と ICT 利用(OLS)

被説明変数=勤続年数	係数	t 値	係数	t 値
情報機器使用比率	0.9677 **	2.28		
1 人あたり PC 台数			0.4259	1.03
電子商取引導入済			0.0507	0.16
グループウェア導入済			0.2219	0.78
ERP 導入済			0.5823 **	2.12
平均年齢	3.0797 ***	14.32	3.0202 ***	13.19
平均年齢 2 乗	-0.0344 ***	-12.70	-0.0337 ***	-11.67
対数企業規模	0.0004	0.00	-0.0095	-0.05
対数売上高	0.2391 **	2.35	0.2383 **	2.20
操業年数	0.0288 ***	6.74	0.0289 ***	6.31
操業年数 2 乗	-0.0000 ***	-6.81	-0.0000 ***	-6.39
上場ダミー	0.2348	0.62	0.2148	0.54
定数項	-55.9159 ***	-9.47	-54.2486 ***	-8.87
サンプルサイズ	1277		1151	
自由度修正済決定係数	0.4005		0.3999	

注)\*\*\*は 1%,\*\*は 5%,\*は 1%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示す。括弧内は t 値。また推計にはこの他に産業ダミーを含んでいる。

この分析の結果においても、情報機器使用比率や、ERP 導入済みなど、いくつかの ICT 利用変数の係数が有意に正に計測されている。このような結果は、企業特殊のスキルの蓄積もまた企業の ICT 利用と補完的な関係にあることを示している。

ここでは、ICT が高スキル労働者と補完的であり、ICT 導入状況が進んでいる企業ほどスキルのストックが大きいことを確認した。しかし、この結果は同時に、一般的スキルと企業特殊のスキルの両方について ICT と補完的であることを示している。このことは、ICT の導入が進んだ企業では、企業特殊のスキルの蓄積のため行われる企業内訓練のトレーナビリティが高い高学歴労働者をより多く採用するということからも一部説明できるであろう。

## B. 業務・スキルの変化

ICT 利用と企業内の定型的業務ならびに非定型的業務の重要性の変化の関係を分析するため、被説明変数として、3 年前から現在にかけて「定型的な仕事」のウエイトおよび「創意工夫の余地が大きい仕事」のウエイトの変化を示す 4 段階の変数を被説明変数として用いて、順序プロビットモデルにより推計した。表 4.4 は定型的業務に関する結果を、表 4.5 は非定型的業務に関する結果を示している。

表 4.4 の結果を見ると、情報機器使用比率や、1 人あたりのパソコン台数、電子商取引の変数について、係数が有意に負に計測されている。この結果は ICT 利用がなされている企業ほど定型的な仕事のウエイトが低くなってきているということを示しており、Autor et al.(2003)で示されているような、ICT が定型的業務を代替し、非定型的業務は代替しないとした仮説とも整合的である。さらに、表 4.5 をみると、情報通信機器使用比率や、1 人あたり PC 台数などの ICT 利用状況の変数が創意工夫の余地がある仕事のウエイトに関して、正で有意な影響を与えていることがわかる。先ほどの分析にあった通り、ICT 利用が活発な企業ほど、ICT が定型的業務を代替してそのウエイトを下げるが、「創意工夫の余地のある仕事」ような非定型的な仕事については、ICT が代替できないため、その結果として労働者が遂行する仕事としては、そのウエイトを高めていくと解釈できる。この結果もまた Autor et al.(2003)で提示されている理論モデルの帰結と整合的であると考えられる。

表 4.4 ICT 利用と業務のウエイト（順序プロビットモデル）

被説明変数：定型的業務のウエイトが高まった=4～ウエイトが低下=1

	係数	z 値	係数	z 値
情報機器使用比率	-0.2470 **	-2.16		
1 人あたり PC 台数			-0.3210 ***	-2.87
電子商取引導入済			-0.1500 *	-1.73
グループウェア導入済			0.0579	0.75
ERP 導入済			0.0773	1.04
平均年齢	-0.0817	-1.42	-0.1001	-1.64
平均年齢 2 乗	0.0010	1.45	0.0013 *	1.69
対数企業規模	-0.1160 **	-2.45	-0.0908 *	-1.78
対数売上高	-0.0492 *	-1.82	-0.0659 **	-2.28
操業年数	-0.0002	-0.17	-0.0002	-0.19
操業年数 2 乗	0.0000	0.02	0.0000	0.18
上場ダミー	-0.2551 **	-2.47	-0.2735 **	-2.48
cut1	-3.3561		-3.6399	
cut2	-2.2205		-2.4653	
cut3	-1.3559		-1.5772	
サンプルサイズ	1244		1115	
疑似決定係数	0.0308		0.0359	

注)\*\*\*は 1%,\*\*は 5%,\*は 1%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示す。括弧内は t 値。また推計にはこの他に産業ダミーを含んでいる。

表 4.5 ICT 利用と業務のウエイト (順序プロビットモデル)

被説明変数: 創意工夫の余地のある仕事のウエイトが高まった=4~ウエイトが低下=1

	係数	z 値	係数	z 値
情報機器使用比率	0.7068 ***	5.89		
1 人あたり PC 台数			0.3550 ***	3.04
電子商取引導入済			0.0181	0.21
グループウェア導入済			0.0121	0.15
ERP 導入済			0.0856	1.12
平均年齢	-0.0472	-0.77	-0.0111	-0.17
平均年齢 2 乗	0.0004	0.58	-0.0000	-0.02
対数企業規模	0.0186	0.38	-0.0185	-0.35
対数売上高	0.0269	0.93	0.0583 *	1.88
操業年数	0.0012	1.05	0.0017	1.34
操業年数 2 乗	-0.0000	-1.22	-0.0000	-1.46
上場ダミー	-0.0442	-0.42	-0.0463	-0.42
cut1	-1.2763		-0.8393	
cut2	0.5517		1.0286	
cut3	2.1296		2.6311	
サンプルサイズ	1082		1209	
疑似決定係数	0.0327		0.0339	

注)\*\*\*は 1%,\*\*は 5%,\*は 1%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示す。括弧内は t 値。また推計にはこの他に産業ダミーを含んでいる。

つぎに、企業において求められるスキルの変化として、「企業に特有の仕事の仕方や企業文化に関する知識」や「社内で良好な人間関係を築く能力」といった企業特殊的と見なせるスキルの重要性が 3 年前と比べて高まったかどうかを 4 段階で示した被説明変数として用いて、ICT 使用状況や、産業ダミーなどのコントロール変数を説明変数として、順序プロビットモデルで推計を行った。推計結果はそれぞれ表 4.6 と表 4.7 に示している。

表 4.6 ICT 利用と企業文化（順序プロビットモデル）

被説明変数：企業に特有の仕事の仕方や企業文化に関する知識

（重要性が高まった=4～ウエイトが低下=1）

	係数	z 値	係数	z 値
情報機器使用比率	0.4803 ***	3.70		
1 人あたり PC 台数			0.1177	0.93
電子商取引導入済			-0.1283	-1.36
グループウェア導入済			0.3041 ***	3.46
ERP 導入済			0.0578	0.72
平均年齢	-0.0516	-0.77	-0.0305	-0.43
平均年齢 2 乗	0.0004	0.52	0.0001	0.16
対数企業規模	0.0834	1.58	0.1415 ***	2.48
対数売上高	-0.0540 *	-1.76	-0.0612 *	-1.89
操業年数	0.0004	0.30	-0.0001	-0.08
操業年数 2 乗	-0.0000	-0.40	-0.0000	-0.07
上場ダミー	-0.0098	-0.09	-0.0972	-0.81
cut1	-3.7434		-3.3380	
cut2	-1.4685		-1.0448	
cut3	-0.4821		-0.0543	
サンプルサイズ		1139		1021
疑似決定係数		0.0283		0.0364

注)\*\*\*は 1%、\*\*は 5%、\*は 1%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示す。括弧内は t 値。また推計にはこの他に産業ダミーを含んでいる。



表 4.7 ICT 利用と社内人脈（順序プロビットモデル）

被説明変数：社内で良好な人間関係を築く能力

（重要性が高まった=4～ウェイトが低下=1）

	係数	z 値	係数	z 値
情報機器使用比率	0.3798***	2.82		
1 人あたり PC 台数			0.206	1.58
電子商取引導入済			-0.045	-0.47
グループウェア導入済			0.204**	2.24
ERP 導入済			0.005	0.06
平均年齢	-0.0828	-1.22	-0.053	-0.72
平均年齢 2 乗	0.0009	1.05	0.000	0.53
対数企業規模	0.0689	1.29	0.112*	1.94
対数売上高	-0.0189	-0.61	-0.038	-1.16
操業年数	-0.0008	-0.55	-0.001	-0.73
操業年数 2 乗	0.0000	0.59	0.000	0.72
上場ダミー	-0.1808	-1.57	-0.230*	-1.86
cut1	-3.7434		-4.077	
cut2	-1.4685		-1.430	
cut3	-0.4821		-0.322	
サンプルサイズ	1116		997	
疑似決定係数	0.0253		0.0309	

注)\*\*\*は 1%、\*\*は 5%、\*は 1%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示す。括弧内は t 値。また推計にはこの他に産業ダミーを含んでいる。

分析の結果、ICT 変数のうち 1 人あたり PC 台数と、グループウェア導入済ダミーが正に有意な影響を与えていることがわかる。また、企業特殊的スキルと考えられる 2 つのスキルの双方で、ほぼ同様の結果をしめしている。これらの結果から、企業における ICT 導入が、企業特殊的なスキルの重要性を高めているということが示唆される。

### C. 人的資本投資政策

最後に ICT 利用と企業の人的投資政策の関係について分析を行う。ICT 導入によってもたらされるスキル需要の変化により、必要とされるスキル水準は高くなる。そしてその変化に対応するために何れかの経路でスキルが調達されるが、その経路には、中途採用など企業外部からの調達と、企業内部の人員に対して企業内訓練を行うことによりスキルを高める、という 2 つが考えられる。そのため、ICT 利用が企業の人的資本投資政策に与える影響としては、人員採用の方法の変化としてあらわれることが考えられる。

IT 活用調査では、過去 3 年間の増員方法として最も多い経路についての設問がある。ここでの分析はその設問を用いて分析を行う。被説明変数としては、3 年前から現在までに、増員方法として最も多かった方法が中途採用であると答えた企業が 1、それ以外が 0 となる変数を用い、プロビットモデルによる推計を行う。その推計結果を表 4.8 に示す。

これをみると、グループウェア導入済みの変数や、情報機器使用者比率の変数の影響が負に有意に計測され、ICT 導入が進んでいる企業ほど、増員方法として中途採用以外の経路を使用していることがわかる。これは、先に述べたような ICT の導入によって高いスキルを持つ労働者が必要となるが、そのスキルの調達方法として、企業は外部から高スキル労働者を中途採用するという方法をとっていないことを示唆するものである。中途採用の場合、採用される労働者はその時点では企業固有の技能、すなわち企業特長的スキルをもっていないと考えられる。そのためこのような推計結果は、ICT 利用に伴って必要とされるスキルの内容が、企業特長的スキルであることを示唆していると考えられる。

表 4.8 増員方法と ICT 利用(プロビットモデル)

被説明変数:最も多い増員方法 が中途採用=1	係数	z 値	係数	z 値
情報機器使用比率	-0.2718 *	-1.84		
1人あたりPC台数			-0.0462	-0.31
電子商取引導入済			0.0407	0.35
グループウェア導入済			-0.1772 *	-1.73
ERP導入済			-0.0662	-0.66
平均年齢	-0.1323 *	-1.87	-0.1378 *	-1.82
平均年齢2乗	0.0016 *	1.76	0.0017	1.79
対数企業規模	0.0374	0.59	0.0594	0.87
対数売上高	-0.1251 ***	-3.38	-0.1052	-2.65
操業年数	-0.0046 **	-2.55	-0.0047	-2.43
操業年数2乗	0.0000 **	2.42	0.0000	2.19
上場ダミー	-0.2480	-1.63	-0.3015	-1.86
定数項	-1.9190		-2.3248	
サンプルサイズ	1216		1063	
疑似決定係数	0.0906		0.0853	

注)\*\*\*は 1%,\*\*は 5%,\*は 1%水準でそれぞれ統計的に有意であることを示す。括弧内は t 値。また推計にはこの他に産業ダミーを含んでいる。

#### 4.4 おわりに

本章では、企業内の ICT の利用状況と、業務内容やスキルとの関係について分析を行った。本章での分析で得られた結果をまとめると、つぎの通りである。

第 1 に、ICT の利用が進展している企業ほど、労働者の大卒比率が高いという結果にみられるように、ICT によって高スキル労働者への需要が増加していることが示唆された。

第 2 に、ICT は定型的業務と代替的で、非定型的業務とは補完的な関係がみられた。そしてスキルの側面からみると企業特殊スキルと ICT が補完的であるという可能性も示唆された。これらの結果から、業務とスキルとの関係という観点で見ると非定型的業務の遂行上必要なスキルとして企業特殊スキルが重要な役割を果たしているということが考えられるであろう。

第 3 に、高いスキルを持つ労働力の調達方法として、企業は外部からの中途採用などの方法ではなく、内部での育成や配置転換などの方法をとっている可能性があることがわかった。これは、高スキル労働者への需要増大は、中途採用などの外部からの調達によってではなく、企業内訓練を実施して内部の労働者のスキルをアップグレードすることによって行われるとする Behaghel et al.(2011)の分析結果とも整合的である。

現実の日本の労働市場に目を向けると、近年は雇用関係の短期化や、非正規雇用の増加が問題となっている。本章の分析結果に基づけば、企業内の ICT 化が、企業特殊スキルの価値を高めることによって、内部労働市場の中核をなす正社員の企業内訓練を促進し、労働力の非正規化を緩和する可能性がある。しかしその一方で、ICT 化は従来正社員が担っていた定型的業務を代替し、また外部委託を可能にするものであることから、労働力の非正規化を促進するという逆の側面ももっている。

このような ICT 化が持つ2つの側面が、従来の賃金分布の中位層の需要をどのように変化させたかについて分析を行うことが今後の課題として考えられる。

## 参考文献

Autor, David H., Frank Levy and Richard J. Murnane (2003) “The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration,” *The Quarterly Journal of Economics*, 118(4), pp.1279-1333.

Behaghel, Luc, Eve Caroli and Emmanuelle Walkowiak (2011) “Information and Communication Technologies and Skill Upgrading: The Role of Internal vs. External Labour Markets,” *IZA Discussion Paper No. 54-94*.

Bresnahan Timothy, Erik Brynjolfsson and Lorin Hitt, (2002) “Information technology, workplace organization, and the demand for skilled labor: firm-level evidence,” *The Quarterly Journal of Economics*, 117(1), pp.339-376

阿部正浩 (2001) 「情報通信技術は雇用にどう影響しているのか?」『日本労働研究雑誌』 No. 498, pp. 60-70.

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』 No. 584, pp. 73-90.

小池和男 (2005)『仕事の経済学第3版』東洋経済新報社.

中馬宏之 (2001) 「ホワイトカラー職場における IT 化のインパクト」, 尾高煌之助・都留康編『デジタル化時代の組織革新』第6章, 有斐閣.

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: 二極分化傾向の背景」『日本労働研究雑誌』, No. 510.

謝辞 本章での分析においては, 東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「IT 活用企業についての実態調査, 2000」(寄託者: 労働政策研究・研修機構労働政策研究所情報解析部)の個票データの提供を受けました。

## 結論

本論文は、技術進歩が労働市場の変化に及ぼす影響について分析をおこなった。

まず 第1章では、近年の情報通信技術の急速な進歩・普及が労働市場に及ぼす影響に関する理論的研究や実証的研究をサーベイし、本論文での実証分析における課題を提示した。

また第2章では、労働需要に関する重要なパラメータである学歴間代替弾力性に焦点をあて、これを推定することにより海外先進各国と日本との労働市場の違いを明らかにしている。具体的には厚生労働省『賃金構造基本統計調査』の1982年から2007年の年齢階級・勤続年数階級・学歴別の集計データを用いて、CES生産関数から誘導された推定モデルをもとにパラメータの推定を行った。その結果、諸外国の先行研究において示された結果と比較して、日本の一般労働者の学歴間代替弾力性は非常に大きく、大卒-高卒労働者間の代替性が非常に高いという結果が示された。さらに産業別の推計を行ったところ、製造業や建設業などでは学歴間代替が非常に大きいものの、金融保険業・サービス業・卸売業などのサービス型産業では比較的値が小さくなっていることを示した。学歴間の代替弾力性のパラメーターが大きいということは、高学歴労働者の低学歴労働者に対する相対需要曲線の傾きが小さいということを表す。つまり、日本においては高学歴労働者の低学歴労働者に対する相対労働供給の増大に伴って相対賃金が下落する効果が小さいことを示している。にも拘わらず日本において学歴間賃金格差が海外の一部の先進国と比較して大幅な増加がみられなかったということは、高学歴労働者に対する相対需要シフトが大幅には起こらなかった可能性があることを意味している。

第3章では技術進歩が労働需要に与える影響を分析する上で、教育水準と年齢という二つの次元から労働力を分類し、どのような属性をもつ労働力の需要が技術進歩の影響を受けているかについて実証的な分析を行った。またこれらの労働者グループ間の代替弾力性についても分析を行なった。まず各グループの労働者の総賃金シェア変化を、産業内での変化と産業間での変化に分解した結果、いずれの労働者グループについても、産業内変化の効果が大幅に上回っていることを示した。これは高学歴労働者のシェア上昇が貿易の国際化などの産業構造変化で起こっているものではないとした先行研究の結果が、年齢階層別に分割した場合でも支持されることを示した。またトランスログ費用関数を用いた分析により、先行研究と同じく技術進歩によって高学歴労働者に対する需要が増大することを確認した。しかしながら低学歴でも年齢が高い労働者については技術進歩によって需要が増大することも明らかにした。日本において学歴間賃金格差がアメリカやイギリスのように拡大しなかった理由の一つには、このように低学歴労働者の技術進歩への適応性の高さが考えられる。また同じ低学歴労働者でも若年層に対する需要は技術進歩によって減少する

という結果も示されており、これらは技術進歩に対する適応性が企業内訓練によって年齢とともに上昇することによって起こっている可能性があることを示唆している。

第4章では企業内での情報化と、スキルや業務内容に関する調査を行ったマイクロデータを用いて、情報通信技術（ICT）が企業内の労働市場をどのように変化させているのかについて実証的分析を行うことにより議論した。この章では ICT が企業特殊スキルの重要性を高める可能性があるという仮説を立てて分析している。これは ALM 仮説が述べているところのコンピューターによって代替されない業務やスキルとして、企業特殊な業務やスキルが重要な役割を果たしていると考えられるからである。本章での実証分析の結果、企業内の ICT 化の進展が、企業文化や社内の人間関係の重要性など、企業特殊とされられるスキルの重要性に有意な正の影響を与えていることを明らかにした。

以上から、日本の労働市場において、学歴間代替弾力性の高さや、低学歴ではあるが年齢の高い労働者の技術進歩への適応性の高さなど、技術進歩と賃金格差の拡大に関連すると考えられるいくつかの特徴的な要因が存在することが明らかになった。さらに企業特殊スキルと ICT の補完性を示す結果も得られた。これらを考え合わせると、技術進歩が労働市場に与える影響を検討する際には、内部労働市場や企業内訓練の要因も考慮する必要があることがわかる。日本や欧州の一部の国々においては、米国などにみられる学歴間をはじめとする賃金格差の拡大が顕在化しなかった。このように技術進歩が労働市場に与える影響が各国で異なっている原因の一つには、内部労働市場の発達程度やそれと関連して企業内訓練の密度の違いにあるかもしれない。しかしその詳細についてはまだ明らかになっておらず、データや分析対象を統一した形での詳細な国際比較による分析が必要であろう。これが今後の課題である。