



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

## 製造業における熟練労働への需要シフト： スキル偏向的技術進歩とグローバル化の影響

佐々木 仁\*  
hitoshi.sasaki@boj.or.jp

桜 健一\*\*  
kenichi.sakura@boj.or.jp

No.04-J-17  
2004年12月

日本銀行  
〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30号

\* 調査統計局、\*\* 調査統計局

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局までご相談ください。転載・複製を行う場合は、出所を明記してください。

# 製造業における熟練労働への需要シフト：

## スキル偏向的技術進歩とグローバル化の影響\*

佐々木 仁<sup>†</sup>・桜 健一<sup>‡</sup>

2004年12月

### 【要 旨】

本稿では、大卒労働者に対する需要シフトについて、特定のスキルを有する労働者を相対的に多く用いるスキル偏向的な技術進歩と経済グローバル化という観点から考察を行った。1988年から2003年までの製造業・産業中分類のパネル・データを用いて実証分析を行ったところ、スキル偏向的技術進歩要因である研究開発費比率と、経済グローバル化要因である東アジアからの輸入比率、若しくは海外生産比率は、いずれも大卒労働者への相対的な需要拡大と密接な関係を有することがわかった。本稿での結果は、わが国製造業でも、スキル偏向的技術進歩と経済グローバル化によって、高学歴労働者への需要シフトが生じていることを示唆している。

---

\* 本稿の作成にあたっては、高川泉氏(日本銀行調査統計局)の多大な協力を得た。また、深尾京司氏(一橋大学)、櫻井宏二郎氏(日本政策投資銀行)のほか、木村武氏(日本銀行調査統計局)、肥後雅博氏(同)、加藤涼氏(日本銀行国際局)、山本勲氏(日本銀行金融研究所)、川本卓司氏(同)をはじめとする日本銀行の多くのスタッフから有益なコメントを得た。この場を借りて感謝の意を表したい。ただし、あり得べき誤りは筆者に属する。なお、本稿で述べられている内容、意見は筆者個人に属するものであり、日本銀行および調査統計局の公式見解ではない。

<sup>†</sup> 日本銀行調査統計局 e-mail: hitoshi.sasaki@boj.or.jp

<sup>‡</sup> 日本銀行調査統計局 e-mail: kenichi.sakura@boj.or.jp

## 1. はじめに

米国をはじめとする主要先進国では、1980年代から1990年代にわたって、熟練労働者（ホワイトカラー）と非熟練労働者（ブルーカラー）の賃金格差が拡大した<sup>1</sup>。その背景には、非熟練労働者から熟練労働者への需要シフトが指摘されている。こうした熟練労働者への需要シフトが、近年わが国でも生じてきているのではないかと、というのが本稿の問題意識である。

その熟練労働への需要シフトを引き起こす最も有力な要因とされているのが、スキル偏向的な技術進歩（skill-biased technological change：以下「SBTC」）である。SBTCとは、特定のスキルを有する労働者を相対的に多く用いるような技術変化を指しており、具体的には、コンピュータやソフトウェアの使用に必要なIT関連技術、高度な技術・熟練度を要する製造設備の導入、或いは研究開発などが含まれる。

また、SBTCと並ぶもう一つの有力な要因は、経済グローバル化の影響、とりわけ低開発国との貿易拡大である。これには、低開発国との貿易拡大で安価な非熟練労働集約製品の輸入が拡大することや、企業が国際的な生産活動を展開する中で、自国の熟練度の低い生産工程の一部を低開発国にアウトソーシングすることなどが含まれる。

本稿では、上述したSBTCとグローバル化が、わが国における熟練労働への需要シフトに及ぼす影響について分析を行う。次節からの具体的な分析に入る前に、米国およびわが国の同分野における先行研究を概観しておく。

米国では、冒頭でも述べたとおり、熟練・非熟練労働者間の賃金格差が近年拡大したことから、多くの研究が蓄積されている。特に、その格差拡大の有力な要因であるSBTCとグローバル化の影響の評価については、前者は文教・科学技術政策、後者は貿易政策と密接に関わるだけに、大きな関心が持たれてきた。先行研究によると、コンピュータ投資比率などのSBTCや低開発国へのアウトソーシング・貿易拡大は、ともに生産労働者（非熟練労働者）から非生産労働者（熟練労働者）への需要シフト要因として働いたと報告されている。但

---

<sup>1</sup> Freeman and Katz[1994]によると、先進諸国の中でも、特に賃金格差の拡大が顕著に観察されたのは、米国と英国である。先進国間で賃金格差の程度に違いが生じるのは、労働の需要・供給要因や賃金設定にかかる労働市場の制度的要因（労働組合の組織率、最低賃金制度、失業保険といった非熟練労働者への優遇措置など）が各国で異なることに起因している。

し、その相対的なインパクトは、推計におけるモデルの定式化や用いる指標によって異なっており、コンセンサスを得るに至っていない<sup>2</sup>。

翻って、わが国では、賃金格差がこれまで表立って取沙汰されることが少なかったこともあって、先行研究はさほど多くない。その中でも近年の重要な研究として、Sakurai[2001]は、IT など近年の技術進歩が、生産労働者から非生産労働者への需要シフトの重要な要因であることを報告している<sup>3</sup>。また、グローバル化との関連では、櫻井[2000]は、アウトソーシングの進展が非生産労働者への需要を高めているかどうかについて明瞭な結果は得られなかったと報告する一方、Head and Ries[2000]は、海外現地法人の雇用増加が非生産労働者への需要シフト要因として働いたと報告している。以上紹介した研究は、1980年代や1990年代はじめを分析の対象としており、また、SBTC・グローバル化と熟練労働への需要シフトとの関係を個別に検証したものである。この点、Ito and Fukao[2004]は、分析の対象期間を2000年にまで拡張するとともに、SBTCとグローバル化を同時に考慮した上で、それらと熟練労働者への需要拡大との関係を分析している。その結果、ITや研究開発といったSBTC要因は、熟練労働への需要を高める要因として働いている一方、東アジアとの垂直的産業内貿易比率やアウトソーシング比率といったグローバル化要因は、熟練労働の定義や用いる指標によって、結果が異なると報告している。

こうした先行研究を踏まえて、本稿は、以下述べる二つの点で新たな分析を試みている。一つは、わが国でSBTCやグローバル化の影響がもっとも浸透したと推測される1990年代から2000年代前半に至るまでの期間を分析の対象とした点である。もう一つは、SBTC要因とグローバル化要因を同時に考慮した上で、それらの熟練労働者への需要シフトに対する相対的なインパクトについて評価を試みた点である。いずれもわが国の先行研究では十分に踏み込まれていなかった点といえる。

本稿における分析対象であるが、産業は、経済グローバル化と熟練労働への需要シフトとの関係を検証するという観点から、非製造業は分析の対象とせず、

---

<sup>2</sup> たとえば、Berman *et al.*[1994]や Autor *et al.*[1998]は、熟練労働への需要シフトは主にSBTCの影響によるもので、グローバル化の影響は軽微であると主張する一方、Sachs and Shatz[1994]、Wood[1994]、Bernard and Jensen[1997]、Feenstra and Hanson[1996a, 1996b, 1999]は、SBTCとともにグローバル化の影響もその重要な要因であると主張している。

<sup>3</sup> 櫻井[2004]は、Sakurai[2001]における分析をベースに、近年の技術進歩が高学歴労働者への需要シフトの重要な要因であることを報告している。

製造業に限定する。また、近年サービス業を中心に非正規雇用が拡大しているが、製造業では非正規雇用のウエイトが依然低いことから<sup>4</sup>、本稿で扱う労働者は正規労働者に限定する。最後に、労働者スキルの分類は学歴を基準とし、大卒労働者を熟練労働者、その他学歴労働者を非熟練労働者と位置付ける<sup>5</sup>。

本稿の構成は、以下のとおりである。2 節では、SBTC やグローバル化によって熟練労働者への相対的な需要が拡大すると、熟練労働者向けの賃金支払い比率（賃金支払い総額に占める熟練労働者向け賃金支払い額の割合）が増加するメカニズムを整理する。3 節では、わが国でも近年大卒労働者（本稿での「熟練労働者」）への需要が拡大しているかどうかを、厚生労働省『賃金構造基本統計調査』に格納されている賃金データを用いて検証する。4 節では、1988 年から 2003 年までのわが国製造業の業種別パネル・データを用いて、SBTC とグローバル化が大卒労働者に対する相対的な需要を拡大させてきたかどうかについて、実証分析を行う。5 節で本稿の分析を纏める。

## 2. 非熟練労働から熟練労働への需要シフト

本節では、SBTC やグローバル化によって、業種内で非熟練労働から熟練労働への需要シフトが生じると、熟練労働への賃金支払い比率が高まるメカニズムを整理する。

前提として、業種  $i$  は、熟練労働  $H$  と非熟練労働  $L$  を投入要素として生産を

<sup>4</sup> 業種別の非正規雇用として、パートタイム労働者比率（厚生労働省『毎月勤労統計』2003 年）は、「卸売・小売・飲食店」が 4 割程度、「サービス業」が 2 割程度を占めるのに対し、「製造業」は 1 割程度にとどまる。また、派遣労働者比率（連合『派遣労働実態調査結果報告』2002 年）も、「金融・保険」は 6.5%、「情報・通信」は 10.4%であるのに対し、「金属・機械」、「化学・繊維・製紙」、「食品」は 2%前後と低い（但し、「労働者派遣法」の改正〈2004 年 3 月施行〉で、製造業務への派遣が解禁となったことから、派遣労働者のウエイトは、今後高まることも考えられる）。

<sup>5</sup> 学歴以外のスキル分類基準として、非生産・生産労働者による分類も考えられるが、分析で用いる『賃金構造基本統計調査』（厚生労働省）では、非生産・生産労働者の分類は、製造業・大分類でのみ入手可能で、産業中分類では入手できない（製造業・産業中分類における非生産・生産労働者の分類は『工業統計表』（経済産業省）に存在するが、1990 年以降は入手できない）。因みに、2003 年の『賃金構造基本統計調査』によると、製造業・大分類の生産労働者に占める大卒の割合は 10%弱にとどまる一方、非生産労働者に占める同割合は 50%強である。したがって、高学歴労働者と非生産労働者を熟練労働者と位置付けることで、労働者スキルの分類基準に大きな違いが生じるとは考えにくい。

行うものとし、その投入要素の単位あたり価格(賃金)を、それぞれ  $w_H$ 、 $w_L$  とする。この時、熟練労働を縦軸、非熟練労働を横軸にした場合の業種  $i$  の等産出量曲線は、図表 1(1)における  $y_0y_0$  で示される。完全競争のもと、経済が  $A$  で均衡すれば、熟練・非熟練労働の相対賃金は  $w_L/w_H$ 、相対労働比率は  $H/L$  として表される。

ここで、仮に技術進歩が発生すると、等産出量曲線は原点に向かって内側にシフトする。つまり、業種  $i$  は、より少ない投入要素で一定量の生産が行えるようになる。この時、その技術進歩がスキルに対してバイアスを持つと(SBTC)、等産出量曲線は、非熟練労働を節約する形で内側にシフトする。図表 1(2)では、そのSBTCに伴う等産出量曲線のシフトを  $y_0y_0$  から  $y_1y_1$  へのシフトとして示している。その後、労働投入量や賃金の調整を経て<sup>6</sup>、最終的に経済は  $B$  で均衡する。経済  $A$  と経済  $B$  における相対労働比率と相対賃金比率を比較すると、相対労働比率は上昇する一方で ( $H/L < H'/L'$ )、相対賃金比率は下落する ( $w_L/w_H > w'_L/w'_H$ )。その結果、経済  $B$  における熟練労働向け賃金支払い比率(下式右辺)は、経済  $A$  での賃金支払い比率(下式左辺)に比べて上昇する<sup>7</sup>。

$$\frac{w_H H}{(w_L L + w_H H)} < \frac{w'_H H'}{(w'_L L' + w'_H H')}$$

経済Aでの熟練労働向け賃金支払い比率      経済Bでの熟練労働向け賃金支払い比率

$$\Leftrightarrow \frac{(H/L)}{(w_L/w_H) + (H/L)} < \frac{(H'/L')}{(w'_L/w'_H) + (H'/L')}$$

以上は、SBTC が発生して、業種内で熟練労働に対する相対的な需要が高まると、熟練労働向けの賃金支払い比率が上昇することを示した。こうした個々の業種内における熟練労働への需要シフトは、SBTC だけでなく、グローバル化、とりわけ非熟練労働を多く保有する低開発国へのアウトソーシングによっても生じる。つまり、企業が多国籍化して、非熟練労働を相対的に多く用いる

<sup>6</sup> ここでは、労働需要の変化に着目しているため、熟練・非熟練の労働者数は、ともに外生的に与えられているものとする。したがって、熟練労働への相対的な需要拡大に伴う労働投入量は、人数でなく労働時間で調整されると理解されたい。

<sup>7</sup> ヒックス中立的な技術進歩が発生すれば、等産出量曲線は内側へシフトするが、それは相対労働比率や相対賃金比率に影響を及ぼさず、したがって、熟練労働向けの賃金支払い比率も技術進歩発生前後で変わらない。

ような生産工程の一部を低開発国へ移転し、これまで国内で調達していた中間製品や完成品を同地域からの輸入に切り替えたと、それぞれの業種内における非熟練労働への需要は減少する一方で、熟練労働への需要は拡大する<sup>8</sup>。

最後に補足となるが、上述したアウトソーシングの効果と標準的な貿易財の相対価格変化の効果（「ストルパー・サミュエルソン定理」による価格効果）は、低開発国との貿易拡大によって熟練労働への需要が相対的に高まる点では共通の効果を有するものの、その熟練労働に対する需要シフトの表れ方は、それぞれの場合で異なる。つまり、前者は「業種内」で熟練労働への需要シフトが生じるのに対して、後者は、非熟練労働を相対的に多く有する業種から熟練労働を相対的に多く有する業種へと「業種間」で需要シフトが生じる。したがって、グローバル化による熟練労働への需要シフトは、「業種内」と「業種間」の双方で生じることになる。

以上の議論を踏まえて、本稿では、非熟練労働（大卒以外の労働者）から熟練労働（大卒労働者）への需要シフトの背景として、SBTC とグローバル化の影響に着目して分析を行う。

### 3. わが国における高学歴労働者への需要拡大

SBTC・グローバル化と大卒労働者への需要シフトとの関係の分析に入る前に、厚生労働省『賃金構造基本統計調査』における製造業・一般労働者（「正規労働者」に該当）の賃金データを用いて、近年、わが国でも高学歴労働者に対する需要が拡大しているかどうかを検証する。

以下 3.1 では、勤続年数など労働者属性を考慮した「ミンサー型賃金関数」を推計することで、1985 年以降の大卒労働者とその他学歴労働者の時間あたり賃金の格差を計測し、その推移を検証する。続く 3.2 では、大卒向け賃金支払い比率の変化を「業種内シフト」と「業種間シフト」に分解し、そのインプリケーションについて、SBTC とグローバル化との関連から考察を加える。

---

<sup>8</sup> アウトソーシングの影響は、厳密には図表 1 で示したような 1 財の生産を前提とした議論よりも、むしろ工程段階に応じた部品や製品を先進国と開発国で取引することをモデルに取り込む必要がある。アウトソーシングが業種内で熟練労働への相対的な需要を高めることを示したフォーマルな理論モデルとして、たとえば Feenstra and Hanson[1996a]参照。

### 3.1 大卒労働者とその他学歴労働者の時間あたり賃金格差の計測

人的資本理論によると、教育は、その投資効果として労働者の人的資本を蓄積し、結果的にそれが生み出す賃金を向上させる。その教育には、学校教育だけでなく、職務をつうじた職業訓練も含まれる。こうした人的資本理論をベースに導出されたのが、「ミンサー型賃金関数」である（Mincer[1974]）。その「ミンサー型賃金関数」によると、労働者の時間あたり賃金の対数値は、その労働者の教育年数と勤続年数およびその二乗値の関数として示される。

$$\ln w = \alpha + \beta t + \gamma_1 K + \gamma_2 K^2 \quad (3-1)$$

ここで、 $\ln w$  は労働者の時間あたり賃金の対数値、 $t$  は労働者の学校教育年数、 $K$  は勤続年数、 $\alpha$  は定数項、 $\beta$ 、 $\gamma_1$ 、 $\gamma_2$  はパラメータを表す。

本稿では、(3-1)式をベースに、厚生労働省『賃金構造基本統計調査』の製造業・産業中分類（全 17 業種<sup>9</sup>）に含まれる男子一般労働者の賃金サンプルを用いて<sup>10</sup>、1985 年、1990 年、1995 年、2000 年、2003 年について、以下の(3-2)式を推計する。なお、推計は、誤差項に不均一分散が含まれる場合への対処として、それぞれの賃金サンプルに含まれる労働者数でウエイト付けして行う（Weighted Least Squares）<sup>11</sup>。

$$\ln(\text{wage}_i) = a + \sum_{g=1}^2 b_g (\text{kin}_i)^g + \sum_{h=1}^3 d_h D_i^{Dh} + \sum_{j=1}^2 e_j D_i^{Ej} + \sum_{k=1}^{16} f_k D_i^{Fk} + u_i \quad (3-2)$$

ここで、 $i$  は賃金サンプルの添え字、 $\ln(\text{wage}_i)$  は時間あたり所定内賃金（＝所定内給与額（千円/月）/ 所定内実労働時間（時/月））の対数値、 $(\text{kin}_i)$  は勤続年数（年）、 $D_i^{Dh}$  は学歴ダミー、 $D_i^{Ej}$  は企業規模ダミー、 $D_i^{Fk}$  は業種ダミー、 $a$  は

<sup>9</sup> 17 業種には、「食料品・飲料・たばこ」、「繊維工業」、「衣服・その他」、「木材・木製品」、「家具・装備品」、「パルプ・紙」、「出版・印刷」、「化学」、「ゴム製品」、「窯業・土石」、「鉄鋼」、「非鉄金属」、「金属製品」、「一般機械」、「電気機械」、「輸送機械」、「精密機械」が含まれる。

<sup>10</sup> 賃金サンプルは、最大で「17（業種数）×9（20 歳以上 65 歳未満の年齢階級数）×4（学歴区分数）×3（企業規模区分数）」計 1,836 個のサンプルが入手できる。

<sup>11</sup> わが国の先行研究として、櫻井[2004]は、(3-2)式と類似したミンサー型賃金関数を用いて 1985 年から 2000 年までの学歴間における時間あたり賃金格差を計測し、その解釈や問題点を指摘している。

定数項、 $b_g$ 、 $d_h$ 、 $e_j$ 、 $f_k$  はパラメータ、 $u_i$  は誤差項である。

3 種類のダミー変数の定義は、以下のとおり。

( 学歴ダミー変数 :  $D_i^{Dh}$  )

$D_i^{D1}$  ...大卒ダミー ( 大卒 1、その他 0 )

$D_i^{D2}$  ...高専・短大卒ダミー ( 高専・短大卒 1、その他 0 )

$D_i^{D3}$  ...高卒ダミー ( 高卒 1、その他 0 )

( 企業規模ダミー変数 :  $D_i^{Ej}$  )

$D_i^{E1}$  ...大規模ダミー ( 大規模 1、その他 0 )

$D_i^{E2}$  ...中規模ダミー ( 中規模 1、その他 0 )

( 業種ダミー変数 :  $D_i^{Fk}$  )

業種ダミーは、基準業種を「食料品・飲料・たばこ」とし、その他 16 業種のダミー変数から構成される。

(3-2)式を推計することで、それぞれの賃金サンプル $i$ に含まれる労働者属性をコントロールしたベースでの学歴間の時間あたり賃金格差が把握できる。(3-2)式の推計結果は、図表 2 に示されている。たとえば、大卒労働者と高卒労働者の格差であれば、それは、大卒ダミーと高卒ダミーにかかるパラメータ推定値の差 ( $\hat{d}_1 - \hat{d}_3$ ) として算出される<sup>12</sup>。こうして計測された学歴間における時間あたり賃金格差の推移を 1985 年から 2003 年までプロットしたのが、図表 3 である。推計誤差の問題などもあって結果は幅を持つてみる必要があるが、大卒労働者とその他学歴労働者の格差(「大卒 - 高専・短大卒」、「大卒 - 高卒」、「大卒 - 中卒」)は、いずれも 1985 年から 2003 年にかけて、僅かながら拡大していることが読み取れる。

近年の高学歴化に伴う大卒労働者の供給拡大は、大卒労働者の時間あたり賃金を相対的に押し下げる方向に作用する筈である。しかし、以上の計測結果は、

<sup>12</sup> 図表 2 における学歴ダミー以外の推計結果のポイントを簡単に記しておく。まず、勤続年数にかかるパラメータ推定値  $\hat{b}_1$  は正である一方、その二乗値にかかるパラメータ推定値  $\hat{b}_2$  は負の値が検出されている。これは、労働者の時間あたり賃金は勤続年数とともに増加するが、その増加テンポは年数とともに低下することを示している。また、企業規模ダミーのうち、大規模ダミーの推定値は正の値が検出された。これは、大企業に属する労働者の時間あたり賃金が、中・小規模の企業に属する労働者よりも高いことを示す。最後に、業種ダミーにかかるパラメータは、「食料品・飲料・たばこ」を基準とした産業プレミアムを意味している。

そうした供給要因による時間あたり賃金の下落圧力を打ち消すのに十分な程、大卒労働者への相対的な需要が拡大してきたことを示唆している。

### 3.2 大卒向け賃金支払い比率の業種内・業種間シフト

次に、1985年以降の大卒向け賃金支払い比率の推移に着目する。賃金支払い比率の算出にあたっては、本来であれば、3.1における分析に倣って、労働者の属性をコントロールした上での賃金支払い額を用いるべきであるが、ここでは「平均所定内給与×労働者数」(男子労働者を対象)として賃金支払い額を算出する。

はじめに、図表4(1)で製造業全体の大卒向け賃金支払い比率の推移をみると、1985年以降、賃金支払い比率は一貫して増加しており、特に2000年以降その増加テンポは幾分加速している。1985年から2003年までの年間平均変化幅は+0.60%ポイントであり、1980年から1996年までにおける米国製造業での大卒向け賃金支払い比率の年間平均変化幅(+0.74%ポイント)に迫る変化幅となっている<sup>13</sup>。また、業種別の推移をみても(同図表(2))、一部の期間を除く全ての業種で賃金支払い比率は増加している。こうした動きの背景には、高学歴化に伴う大卒者の増加といった労働供給側の要因に加えて、3.1での分析結果と併せてみれば、産業の大卒労働者に対する相対的な需要拡大が要因として挙げられる。

さらに、その大卒向け賃金支払い比率上昇の背景を考察するため、第一次的接近として、それを大卒者が業種間を移動することで生じる「業種間シフト」と、個々の業種内で大卒者が増加する「業種内シフト」、の二つに分解してみる<sup>14</sup>。具体的には、以下の(3-3)式で示されるとおり、「業種間シフト」は、大卒向け賃金支払い比率の高い業種の賃金支払い額の拡大、「業種内シフト」は、各業種内における大卒向け賃金支払い比率の拡大、として分解する。

<sup>13</sup> Autor *et al.*[1998]によると、1980年から1990年の米国製造業の大卒向け賃金支払い比率の変化幅は+0.908%ポイント、1990年から1996年の同変化幅は+0.452%ポイントと報告されている。

<sup>14</sup> Berman *et al.*[1994]における手法に従っている。

$$\Delta s^H = \underbrace{\sum_{i=1}^n \Delta p_i \overline{s_i^H}}_{\text{業種間シフト}} + \underbrace{\sum_{i=1}^n \Delta s_i^H \overline{p_i}}_{\text{業種内シフト}} \quad (3-3)$$

$i = 1, \dots, n$  : 製造業・産業中分類に含まれる業種 ( $n = 17$ )

$s^H = W^H / W$  : 製造業全体の大卒向け賃金支払い比率

$s_i^H = W_i^H / W_i$  : 業種  $i$  の大卒向け賃金支払い比率

$p_i = W_i / W$  : 製造業全体の業種  $i$  向け賃金支払い比率

ここで、 $\Delta$ は階差オペレータで、変数の変化幅(%ポイント)を表す。また、 $\overline{\quad}$ は期間(2時点)の平均、 $W$ は製造業全体の賃金支払い額、 $W^H$ は製造業全体の大卒向け賃金支払い額、 $W_i$ は業種  $i$  の賃金支払い額、 $W_i^H$ は業種  $i$  の大卒向け賃金支払い額を表す。

(3-3)式右辺第一項の「業種間シフト」は、部門別の生産性ショックや国内外での製品需要の変化に伴う産業構造の変化によって生じる一方、第二項の「業種内シフト」は、SBTC やグローバル化、とりわけアウトソーシングの拡大に伴って、個々の業種内で大卒労働者に対する需要が高まることで生じる。SBTC やアウトソーシングの拡大で大卒労働者への相対的な需要が拡大しているという本稿での仮説が正しければ、大卒向け賃金支払い比率の変化は、「業種間シフト」よりも「業種内シフト」によって引き起こされている筈である。

そこで、(3-3)式にしたがって、わが国製造業全体の大卒向け賃金支払い比率の変化を業種間シフトと業種内シフトに分解した結果が図表 5(1)である。結果をみると、1985 年以降のいずれの期間においても、賃金支払い比率の変化に対する業種内シフトの寄与率(約 90%程度)は、業種間シフトの寄与率(約 10%程度)を大きく上回っている。

さらに、1985 年から 2003 年までの製造業大卒向け賃金支払い比率の業種内・業種間シフトを、業種別に寄与度分解した結果が図表 5(2)である。まず業種内シフトに関しては、すべての業種内で大卒労働者向けの賃金支払い比率が高まる姿となっているが、中でも「一般機械」、「電気機械」、「輸送機械」、「精密機械」といった業種を中心に、その上昇幅が大きい。続いて、業種間シフトであるが、「繊維」、「衣服・その他」、「木材・木製品」、「家具・装備品」、「窯業・土石」、「鉄鋼」、「非鉄」、「金属」など、近年の国際競争の高まりを背景とした

輸入競争業種の大卒労働者向け賃金支払い額のウエイトが低下している一方で、上述した「一般機械」、「電気機械」、「輸送機械」、「精密機械」といった輸出部門を含む業種のウエイトが増加している。

以上を纏めると、大卒向け賃金支払い比率は、「国際競争力を喪失した業種から高い競争力を有する業種に向けた大卒労働者の業種間シフトを伴いながら、主に同一業種内で大卒労働者が増加する業種内シフトによって上昇してきた」と結論付けられる。こうした動きは、「SBTC やアウトソーシングの拡大を背景に、業種内における大卒労働者への相対的な需要が拡大している」という本稿での仮説と整合的である。

## 4. 実証分析

前節までの分析から、わが国では、大卒労働者に対する需要は、その他学歴労働者に比べて拡大しており、その需要拡大は、主に業種内で生じていることが明らかとなった。そこで、本節では、その需要拡大の有力な要因とされる SBTC とグローバル化の影響について、わが国製造業の業種別パネル・データを用いて、実証分析を行う。

### 4.1 計量モデルの論点

#### (1) コスト・シェア方程式の導出

以下では、Berman *et al.*[1994]に始まる先行研究に基づき、実証分析のベースとなるコスト・シェア方程式を導出する。

前提として、製造業に含まれる業種  $i$  の生産要素には、資本  $K_i$  と非熟練労働  $L_i$ 、熟練労働  $H_i$  が存在し、そのうち、*短期的には*、資本は固定要素である一方、労働はその種類を問わず可変要素であると仮定する<sup>15</sup>。また、SBTC やグローバ

<sup>15</sup> 本稿では、労働と資本は、そのタイプを問わず、先見的に可変的・準固定的とそれぞれ仮定しているが、この前提がわが国にそのまま当てはまるかどうかについては、疑問を呈する見解もある。たとえば、西村・峰滝[2004]は、生産要素のうち、労働を学歴（高学歴・低学歴）・年齢（高齢・若年）別、資本を IT・非 IT に分類した上でそれらの可変性を個別に検証したところ、高齢・低学歴労働者は短期固定要素（「日本型長期雇用」と生産現場では経年習熟が必要との理由）、IT 資本は短期可変要素（ソフトウェア、コンピュータは短期における購入・売却

ル化など、業種*i*の生産や費用をシフトさせる構造的な要素を一括して*Z<sub>i</sub>*とする。以上の前提のもと、業種*i*の短期における費用最小化問題を解いて得られる可変費用関数*C<sub>i</sub><sup>V</sup>*の形状として、以下のトランスログ型を想定する。

$$\begin{aligned}
\ln C_i^V = & \alpha_0 + \sum_p \alpha_p \ln w_i^p + \alpha_K \ln K_i + \alpha_Y \ln Y_i + \alpha_Z \ln Z_i + \alpha_t t \\
& + 0.5(\alpha_{KK} \ln K_i^2 + \alpha_{YY} \ln Y_i^2 + \alpha_{ZZ} \ln Z_i^2 + \alpha_{tt} t^2 + \sum_p \sum_q \gamma_{pq} \ln w_i^p \ln w_i^q) \\
& + \alpha_{YK} \ln Y_i \ln K_i + \alpha_{iY} t \ln Y_i + \alpha_{YZ} \ln Y_i \ln Z_i + \alpha_{iK} t \ln K_i + \alpha_{KZ} \ln K_i \ln Z_i + \alpha_{iZ} t \ln Z_i \\
& + \sum_p \rho_p^Y \ln Y_i \ln w_i^p + \sum_p \rho_p^K \ln K_i \ln w_i^p + \sum_p \rho_p^Z \ln Z_i \ln w_i^p + \sum_p \rho_p^t t \ln w_i^p
\end{aligned} \tag{4-1}$$

但し、*w<sub>i</sub><sup>p</sup>*は可変要素価格、*t*は時間に伴う影響を表す。(4-1)式のトランスログ型可変費用関数を、可変要素価格の対数值  $\ln w_i^p$  で一次微分し、シェファードの補題を適用すると、以下のコスト・シェア方程式が得られる。

$$\frac{\partial \ln C_i^V}{\partial \ln w_i^p} = \frac{w_i^p d_i^p}{C_i^V} = s_i^p = \alpha_p + \rho_p^Y \ln Y_i + \rho_p^K \ln K_i + \rho_p^Z \ln Z_i + \sum_q \gamma_{qp} \ln w_i^q + \rho_p^t t \tag{4-2}$$

ここで、*d<sub>i</sub><sup>p</sup>*は要素価格が*w<sub>i</sub><sup>p</sup>*である可変要素への需要を表す。また、(4-1)式のトランスログ型可変費用関数が、可変要素価格 *w<sub>i</sub><sup>p</sup>* に関して一次同次であるための条件は、次の(4-3)式が満たされることである<sup>16</sup>。

$$\begin{aligned}
\sum_p \gamma_{pq} = \sum_q \gamma_{pq} = \sum_p \rho_p^Y = \sum_p \rho_p^K = \sum_p \rho_p^Z = \sum_p \rho_p^t = 0 \quad \text{and} \\
\sum_p \alpha_p = 1
\end{aligned} \tag{4-3}$$

加えて、(4-2)式のコスト・シェア方程式に、規模に関する収穫一定の制約を以下の形で課す。

$$\rho_p^Y + \rho_p^K = 0 \tag{4-4}$$

---

が可能との理由)であると報告している。

<sup>16</sup> あわせて、パラメータの対称性 ( $\gamma_{pq} = \gamma_{qp}$ ) も前提とする。

当モデルにおける費用最小化問題の可変要素は非熟練労働  $L_i$  と熟練労働  $H_i$  であることから、(4-1)式のトランスログ型可変費用関数に含まれる可変要素価格  $w_i^p$  を熟練労働の要素価格  $w_i^H$  とみなすと、(4-2)式のコスト・シェア方程式は、(4-3)式と(4-4)式の制約も踏まえて、以下のとおり書き直せる。

$$s_i^H = \alpha_i + \gamma \ln \left( \frac{w_i^H}{w_i^L} \right) + \mu \ln \left( \frac{K_i}{Y_i} \right) + \lambda \ln Z_i + \delta t \quad (4-5)$$

ここで、 $s_i^H$  は可変要素である熟練労働向け費用が総可変費用に占める比率(コスト・シェア)、つまり熟練労働者向けの賃金支払い比率(  $w_i^H H_i / (w_i^H H_i + w_i^L L_i)$  )となる。また、 $\ln(w_i^H / w_i^L)$  は熟練・非熟練労働者の相対賃金比率の対数值、 $\ln(K_i / Y_i)$  は資本集約度の対数值、 $\ln Z_i$  は構造変数の対数值、 $\alpha_i$  は定数項、 $\gamma$ 、 $\mu$ 、 $\lambda$ 、 $\delta$  はパラメータである。

このコスト・シェア方程式の特徴は、熟練労働者向けの賃金支払い比率が、構造変数とその他コントロール変数の線形関数として表せることにある。2 節では、SBTC やアウトソーシングの影響で熟練労働への相対的な需要が拡大すると、熟練労働向けの賃金支払い比率が高まるメカニズムを示した。この点に関して、(4-5)式は、費用関数が業種毎に同一であると仮定し( (4-1)式 )、業種別のデータが入手できれば、そのメカニズムをダイレクトに実証できるという利点を有する。

以下の( 2 )で推計モデルをセットアップする前に、一点補足を加えておく。(4-5)式右辺に含まれる変数のうち、第三項の資本集約度と第四項の構造変数はともに外生的に変動すると仮定しているが、第二項の相対賃金は、それが熟練・非熟練労働者の相対的な質を反映している限り、外生的に変動するとは考え難い。この場合、相対賃金と相関を有する操作変数を用いて推計を行うことが一つの対処として考えられるが、適当な変数が見当たらないため、本稿では Berman *et al.*[1994]を含む先行研究に倣ってそれを推計から除く。

## ( 2 ) 推計モデル

分析では、1988 年から 2003 年までの製造業・産業中分類( 14 業種<sup>17</sup> )のバ

<sup>17</sup> 「食料品・飲料・たばこ」、「繊維工業<衣服・その他繊維製品含む>」、「パルプ・紙」、「出版・印刷」、「化学」、「ゴム製品」、「窯業・土石」、「鉄鋼」、「非鉄金属」、「金属製品」、「一般機械」、「電気機械」、「輸送機械」、「精密機械」の 14 業種。

ランス・パネル・データを用いる<sup>18</sup>。推計モデルは、(4-5)式のコスト・シェア方程式（但し、右辺第二項の相対賃金を除く）をベースに、誤差項などを以下の形で加えた。

$$s_{it}^H = \alpha + \mu \ln\left(\frac{K}{Y}\right)_{it} + \lambda Z_{it} + \alpha_i + \phi_t + \varepsilon_{it} \quad (4-6)$$

ここで、 $i$ は製造業・産業中分類に含まれる業種の添え字、 $t$ は時間の添え字、 $s_{it}^H$ は大卒労働者向け賃金支払い比率、 $\alpha$ は定数項、 $\mu$ と $\lambda$ はパラメータで業種 $i$ に関わらず一定と仮定する。また、 $\alpha_i$ は業種毎の個別効果、 $\phi_t$ は時間効果、 $\varepsilon_{it}$ は誤差項（idiosyncratic shock）である。

(4-6)式右辺第三項の構造変数 $Z_{it}$ には、グローバル化とSBTCの影響を示す変数を含める。グローバル化の影響を示す変数には、東アジアからの輸入比率 $M_{it}$ 、若しくは海外生産比率 $F_{it}$ を用いる<sup>19</sup>。また、SBTCを示す変数には、IT投資比率やコンピュータ投資比率、研究開発費比率などが候補として考えられる。但し、筆者の知る限り、わが国のIT資本に関するデータで、業種別かつ2000年代前半までの期間をカバーしたものは入手できないことから<sup>20</sup>、本稿では研究開発費比率 $R_{it}$ を用いることとした。また、被説明変数が賃金支払い比率であることから、解釈を容易にするために、構造変数に含まれる変数は対数変換せず

<sup>18</sup> 製造業・産業中分類ベースのデータを用いたわが国の先行研究は、業種数が限られていることもあって、実証分析におけるサンプル数が十分確保されているとは言い難い。この点、前掲 Ito and Fukao[2004]は、1988年から2000年における製造業35業種のデータを利用しており、これまでの小サンプルに伴う問題を大幅に改善している。本稿でも、14業種・16暦年のランス・パネル・データを揃えることで、サンプル数は最大224個確保している。

<sup>19</sup> 東アジア諸国は、わが国と比べて非熟練労働を相対的に多く保有していることから、本邦企業は、同地域向けに垂直的分業を目的としたアウトソーシングを進めている。したがって、東アジアからの輸入には、わが国との要素賦存の違いを前提とした非熟練労働集約的な製品のほかに、アウトソーシングに伴う中間製品・完成品の輸入も含まれる。この点、東アジアからの輸入比率は、中間製品貿易に限定して作成されたアウトソーシング指標よりも、やや広い意味でのアウトソーシング指標といえよう。また、もう一つのグローバル化要因の変数である海外生産比率は、本稿の主旨に鑑みれば、低開発国における海外生産比率を用いるべきであるが、データが存在しないため、世界全体の海外生産比率で代用する（海外生産比率は、「出版・印刷」を除く13業種のデータが入手可能）。

<sup>20</sup> たとえば、深尾ほか[2003]における『JIP データベース』は、詳細な産業別資本ストック・データを含む有益なデータベースであるが、残念ながら同データの終期は1998年で、その後の期間が入手できない。3節で紹介した学歴間の時間あたり賃金格差や大卒向け賃金支払い比率は、特に2000年以降その拡大テンポを高めており（前掲図表3、4(1)）、大卒労働者への需要は同時期に一層高まったことが推測される。そうした意味でも、推計は2000年代前半をサンプルに含めた形で行うのが望ましいと判断したため、足許までのデータが入手可能な研究開発費比率をSBTC要因として扱うこととした。

に、比率のまま用いる（この時、構造変数にかかるパラメータ  $\lambda$  は、弾性値と解釈できる）。

実際の推計では、グローバル化要因である輸入比率と海外生産比率を同時に推計式に含めることはせず、以下の(4-6')式と(4-6'')式で示されるとおり、それぞれの変数と研究開発費比率を個別に入れ子にした形で推計を行う。

$$s_{it}^H = \alpha + \mu \ln\left(\frac{K}{Y}\right)_{it} + \lambda^M M_{it} + \lambda^R R_{it} + \alpha_i + \phi_t + \varepsilon_{it} \quad (4-6')$$

$$s_{it}^H = \alpha + \mu \ln\left(\frac{K}{Y}\right)_{it} + \lambda^F F_{it} + \lambda^R R_{it} + \alpha_i + \phi_t + \varepsilon_{it} \quad (4-6'')$$

(4-6)式におけるパラメータの解釈であるが、 $\mu$  は労働者のスキルと資本の補完・代替性を示しており、正であれば補完的、負であれば代替的となる。また、構造変数にかかるパラメータ  $\lambda$  であるが、それらが正であれば、SBTC 要因として研究開発費比率が、グローバル化要因として輸入比率、若しくは海外生産比率が、大卒労働者に対する需要を拡大させることを意味する。また、推計で得られるパラメータの値を用いて、SBTC 要因とグローバル化要因の相対的なインパクトの評価が可能となる<sup>21</sup>。

### (3) 推計方法

(4-6)式の推計を行うには、業種毎の特性や規模の違いを反映させるため、各業種の賃金支払い額シェアをウエイトとしたパネル推計法を用いる。ウエイト付けしたパネル推計を行うことで、誤差項に不均一分散が含まれる場合への対処にもなる。

パネル推計法では、業種毎の個別効果（(4-6)式の  $\alpha_i$ ）の取り扱いが焦点となる。推計では、固定効果モデル（fixed effects model）と変量効果モデル（random

<sup>21</sup> Wood[1994]が指摘するように、低開発国との貿易が活発化して非熟練労働集約的な製品の輸入が拡大すると、先進国は、その安価な輸入品と競合するため、或いは、国内で生産する製品付加価値を一層高めるための技術開発を促進することも考えられる。こうして開発される技術は、総じて非熟練労働節約的なものであることを踏まえると、SBTC は、グローバル化によって誘発された側面（defensive innovation）も有すると考えられる（たとえば、Lawrence[2000]は、国際競争の激化と技術進歩の関係の実証分析を試みており、両者には有意な関係が認められると報告している）。したがって、SBTC とグローバル化のインパクトを正確に評価するには、本来であればグローバル化の影響を排除した SBTC（autonomous innovation）を計測することが望ましいが、それは今後の課題としたい。

effects model)の両モデルを推計し、ハウスマン検定を行うことで適切な推計モデルを選択する(ハウスマン検定の結果、ほぼ全ての定式化で固定効果モデルが選択された)。また、業種毎の個別効果だけでなく、各時点で全ての業種に及ぶショックを時間効果(4-6式の $\phi_t$ )としてコントロールする<sup>22</sup>。こうした時間効果には、全業種に行き渡るような技術ショックや景気循環による影響のほかに、高学歴化に伴う大卒比率の上昇といった労働供給側の要因も含まれると考えられる。時間効果に労働供給要因が含まれるとの解釈に関しては、時間効果と異なる形で大卒労働者の相対的な供給増加を推計に織り込むことで、その解釈の妥当性を検証してみる。そこで、新卒に占める大卒者の比率 $NL_t$ を(4-6)式右辺に加えたモデルも、併せて推計する<sup>23</sup>。

最後に、推計結果の頑健性を、以下の諸点から検証する。

#### パラメータの一致性の検証

固定効果モデルで推計されたパラメータが一致推定量であるためには、説明変数が定数項や観測されない個別効果・時間効果を条件付きとした強外生性(strict exogeneity)の条件を満たすこと、つまり、(4-6)式右辺における誤差項 $\varepsilon_{it}$ の条件付き期待値がゼロに等しくなることが必要である。

$$E[\varepsilon_{it} | \alpha X_{iu} \alpha_i \phi_t] = 0 \text{ for all } i \text{ and } u \text{ (} u = \{1, 2, \dots, t, \dots, T\} \text{)}$$

ここで、 $E[\cdot]$ は期待オペレータ、 $X_{iu}$ は(4-6)式右辺に含まれる説明変数ベクトル $X_{iu} = (\ln(K_{iu}/Y_{iu}), Z_{iu})'$ である。

本稿では、(4-6)式右辺に含まれる説明変数 $X_{it}$ が強外生性の条件を満たしているかどうかを、以下の方法で検証する<sup>24</sup>。まず、(4-6)式の右辺に説明変数 $X_{it}$ のサブセットとなる $t$ 期以外の変数 $W_{is}$ ( $t \neq s$ )を加えた推計モデルを設定する。

<sup>22</sup> パネル推計法で、個別効果と時間効果を含んだモデルを二元配置効果モデル、個別効果のみを含んだモデルを一元配置効果モデルと呼ぶ。モデルの選定は、定式化検定(F検定と尤度比検定)で判断する。

<sup>23</sup> (4-6)式の推計モデルは労働需要側から導出されており、労働供給は内生化されていない。したがって、同式の右辺に労働供給要因である大卒比率を加えるのは ad hoc な方法といえる。但し、被説明変数である大卒向け賃金支払い比率が労働供給側の影響も受ける以上、推計の際はそれをコントロールした上で推計結果を判断する必要があると考えた。

<sup>24</sup> Wooldridge[2002], pp. 285。

$$s_{it}^H = \alpha + \Phi X_{it} + \Psi W_{is} + \alpha_i + \phi_t + \varepsilon_{it} \quad (4-7)$$

ここで、 $\Phi$  と  $\Psi$  はパラメータ・ベクトルを表す。次に、(4-7)式を固定効果モデルで推計し、右辺第三項の変数  $W_{is}$  にかかるパラメータ・ベクトルがゼロであるという帰無仮説 ( $H_0: \Psi=0$ ) のもと F 検定を行う。仮に、帰無仮説が棄却できなければ、 $X_{it}$  の強外生性の条件が満たされる<sup>25</sup>。実際の検定作業では、すべてのサブセット変数  $W_{is}$  について検定を行うのではなく、 $t$  期の誤差項と相関を持ちやすい前後 1 年間のサブセット変数 ( $W_{it-1}$  と  $W_{it+1}$ ) について、検定を実施する。

また、(1) で既述したとおり、(4-6)式の推計では、(4-5)式右辺第二項の対賃金 ( $\ln(w_{it}^H / w_{it}^L)$ ) を除いて推計を行ったが、omitted variable による問題が深刻であると、(4-6)式右辺で用いている説明変数の外生性が満たされなくなる可能性がある。したがって、参考までに、それを含めたベースでも推計を行ってみる。

#### 誤差項 $\varepsilon_{it}$ における系列相関の検証

(4-6)式右辺の誤差項  $\varepsilon_{it}$  における系列相関の存在がパラメータの推定量に影響を及ぼしているかどうかを検証するため<sup>26</sup>、誤差項に一階の自己相関を仮定したモデルを推計して(パネル AR(1)推計) 標準的なパネル推計の結果と比較する。

## 4.2 推計に用いたデータ

業種分類は、製造業・産業中分類(日本標準産業分類)にしたがった<sup>27</sup>。デ

<sup>25</sup> 逆に帰無仮説が棄却される場合、 $s < t$  であれば、(4-6)式における  $t$  期の誤差項  $\varepsilon_{it}$  が  $(t-s)$  期前の説明変数と相関を有することとなるため、説明変数のラグ値をコントロール変数として右辺に加える必要がある。逆に  $s > t$  であれば、(4-6)式における  $t$  期の誤差項から  $(s-t)$  期先の説明変数へのフィードバック効果をコントロールするため、操作変数を用いて階差モデルを推計するなどの対処が必要となる。

<sup>26</sup> 誤差項に系列相関が存在するにも関わらず、通常の最小二乗法やパネル推計法(固定効果モデル、変量効果モデル)を当てはめてしまうと、推定されたパラメータは有効(efficient)でなくなる。こうしたケースでは、階差モデル(First Differenced Model)を推計して得られるパラメータの方が有効となる。

<sup>27</sup> 本稿で用いる変数は、原則として製造業・産業中分類に準じた業種別データを用いている。但し、輸入比率は、貿易統計における個別品目を業種毎に集計して作成しているため、業種分類がやや厳密ではなくなってしまう点は否めない。

ータは暦年、期間は 1988 年から 2003 年までである<sup>28</sup>。推計に用いた変数とその定義・出所は、以下のとおり。

- 大卒向け賃金支払い比率  $s_{it}^H$  : 『賃金構造基本統計調査』(厚生労働省)から、「大卒労働者向け賃金支払い額 / 賃金支払い総額」を算出(×100)。賃金支払い額は、「平均所定内給与 × 労働者数」(男子労働者を対象)で算出。
- 資本ストック  $K_{it}$  : 『工業統計表』(経済産業省)の有形固定資産(除く土地、帳簿価額、除却・減価償却調整済み)。従業員 30 人以上の事業所を対象としたベース。実質化には、『国民経済計算』(内閣府)における設備投資デフレータを用いた。2003 年は未公表のため、2002 年の値で代用した。
- 付加価値  $Y_{it}$  : 『工業統計表』(経済産業省)の付加価値額。従業員 30 人以上の事業所を対象としたベース。実質化には、『国民経済計算』(内閣府)における経済活動別総支出デフレータを用いた。2003 年は 2002 年の値で代用した。
- 東アジアからの輸入比率  $M_{it}$  : 「東アジアからの輸入 / (国内出荷 + 輸入)」(×100)。『外国貿易概況』(日本関税協会)、『工業統計表』(経済産業省)、『産業連関表』(総務省)、『企業物価指数』(日本銀行)から作成した<sup>29</sup>。
- 海外生産比率  $F_{it}$  : 『企業行動に関するアンケート調査』(内閣府)における海外生産比率。「海外現地生産高 / (国内生産高 + 海外現地生産高)」(×100)。
- 研究開発費比率  $R_{it}$  : 『科学技術研究調査報告』(総務省)から、「社内使用研究費 / 売上高」を算出(×100)。
- 大卒比率  $NL_t$  : 『就業構造基本調査』(総務省)から、「大卒・大学院卒 / 新卒(小学・中学、高校・旧制中、短大・高専、大学・大学院卒の合計)」(男子労働者を対象)を算出(×100)。5 年毎の公表(最新は 2002 年)なので、未公表年度は線形補完した。

<sup>28</sup> サンプル期間を 1988 年からとしたのは、輸入比率の作成に用いる『外国貿易概況』の品目分類が 1988 年からのみ入手可能であることによる。

<sup>29</sup> 製造業・業種別の輸入比率は、「鉱工業総供給表」(経済産業省)から入手できる。但し、同指標は、対象業種が少ないこと(鉱工業に限定)、東アジアからの輸入比率は入手できないこと、などの問題があることから、本稿では東アジアからの輸入比率を新規に作成することとした。具体的な作成手続きは、【データ補論】参照。

- 相対賃金比率 ( $w_{it}^H / w_{it}^L$ ) : 『賃金構造基本統計調査』(厚生労働省)から、「大卒労働者の平均所定内給与 / その他学歴労働者の平均所定内給与」(男子労働者を対象)を算出。

推計に用いた変数の記述統計量と相関係数は、図表 6 に示してある。変数の平均変化幅(階差変数の平均値)をみると(同図表(1))、グローバル化要因である輸入比率と海外生産比率の平均変化幅(それぞれ +0.30、+0.67)は、SBTC 要因である研究開発費比率の平均変化幅(+0.04)を大きく上回る。また、大卒比率も高い増加幅(+0.42)を示している。以上の統計量は、1990年代、わが国で対東アジア貿易の拡大と高学歴化が大きく進展したことを示している。

最後に、図表 7 で、SBTC 要因である研究開発費比率、グローバル化要因である輸入比率と大卒向け賃金支払い比率の関係をそれぞれチェックすると、年毎にややばらつきはあるが、研究開発費比率や輸入比率が高い業種ほど、大卒向け賃金支払い比率が高い傾向が観察される。

#### 4.3 実証結果と考察

図表 8(1)における実証分析の結果によると、グローバル化の影響を示す輸入比率  $M_{it}$  と海外生産比率  $F_{it}$  にかかるパラメータ推定値、および SBTC の影響を示す研究開発費比率  $R_{it}$  にかかるパラメータ推定値は、モデル(1)から(5)までのいずれの定式化にも関わらず、統計的に有意で正の値が検出されている。また、それらのモデルでは時間効果が有意に検出されているが(二元配置効果)、説明変数に労働供給要因として大卒比率  $NL_t$  を加えたところ、時間効果は有意でなくなる一方(一元配置効果)、大卒比率は正で有意な値が検出される結果を得た(モデル(6)とモデル(7))。有意に検出された時間効果の推定値は、やや振れを伴いつつも概ね右肩上がりのトレンドを示しており、高学歴化に伴う大卒比率の上昇と類似した動きを見せている(図表 9)。被説明変数である大卒向け賃金支払い比率の上昇には、このような高学歴化に伴う大卒労働者の相対的な供給拡大も寄与しているわけであるが、以上で報告した推計結果は、こうした要因もコントロールした上で、グローバル化と SBTC が、わが国製造業の大卒向け賃金支払い比率を上昇させてきたことを示している。最後に、コントロール変数として用いた資本集約度  $\ln(K/Y)_{it}$  にかかるパラメータ推定値は、通常のパネル推計では有意で負の値が検出されたものの(図表 8(1))、パネル AR(1)

推計では、有意に検出されなかった（同図表(3)）。また、その推定値は、モデルの定式化や推計方法によってやや異なる。このように、わが国製造業における資本集約度と労働者スキルの間には、明確な補完・代替関係は見出せない<sup>30</sup>。

以上の推計結果の頑健性を検証するため、はじめに、説明変数の強外生性検定（F検定）を行ったところ、(4-7)式右辺第三項の前後1年間のサブセット変数（ $W_{it-1}$ と $W_{it+1}$ ）にかかるパラメータがゼロであるという帰無仮説は、いずれも棄却されないという結果が得られた<sup>31</sup>（図表8(2)）。また、(4-6)式の右辺に相対賃金（ $\ln(w_{it}^H/w_{it}^L)$ ）を加えて推計を行っても、定数項を除くその他説明変数のパラメータ推定値に大きな影響は出でならず、omitted variableによる問題は表面化していない（図表8(1)のモデル(8)とモデル(9)）。いずれの結果も、(4-6)式をベースに推計されたパラメータが一致性を満たす傍証となっている。次に、パネルAR(1)推計で得られたグローバル化要因とSBTC要因にかかるパラメータの推定量をみても、海外生産比率にかかるパラメータの有意性は低下しているものの、輸入比率と研究開発費比率にかかるパラメータは、いずれも標準的なパネル推計で得られた推定量とほぼ変わらない（図表8(3)）。したがって、誤差項における系列相関の存在が、推計結果に深刻な影響を及ぼしているとは言い難い。以上の検証結果は、図表8(1)のパネル推計で得られた結果が頑健であることを支持している。

そこで、実証分析で推計されたパラメータと分析で利用したデータを用いて、グローバル化要因（輸入比率と海外生産比率）とSBTC要因（研究開発費比率）が大卒向け賃金支払い比率に及ぼすインパクトについて、評価を試みる。パネル推計の結果、研究開発費比率にかかるパラメータ推定値（約0.7～0.8）は、

<sup>30</sup> わが国の先行研究によると、資本集約度と労働者スキルの関係は、分析によって異なる。たとえば、Sakurai[2001]は両者の間に明確な関係は認められないと報告する一方で、櫻井[2004]は両者に有意な正の相関があることを報告している。また、Head and Ries[2000]は両者に負の関係が存在すると報告している。以上の結果は、両者に明確な正の相関を検出している米国の数多くの先行研究とは異なる（前掲 Berman *et al.*[1994]、Feenstra and Hanson[1996a, 1996b, 1999]、Bernard and Jensen[1997]、Autor *et al.*[1998]ほか）。近年の製造現場では、組立方式からバッチ方式による生産工程への移行が進んでおり、こうした資本深化は非熟練労働を代替することが多いことから、資本と労働者スキルは一般に補完関係にあると考えられる（Goldin and Katz[1998]）。わが国でそうした補完性が観察されない背景には、（電気産業など）既製の最新装置を購入・据付けて同品質の製品生産を行う汎用型産業のウエイトが高まっている可能性、若しくは、単なる資本の計測誤差の問題、などが挙げられよう。

<sup>31</sup> 変数セットとして幾つかのパターンを試してみた（図表8(2)参照）。また、前後2年間と3年間のサブセット変数についても同様の検定を実施したところ、帰無仮説は棄却されないとの結果を得た（結果報告は省略）。

輸入比率および海外生産比率にかかるパラメータ推定値（それぞれ約 0.2、約 0.06～0.1）を一貫して上回っている。その一方で、研究開発費比率、輸入比率、海外生産比率の 1988 年から 2003 年における年間平均変化幅<sup>32</sup>をみると、研究開発費比率は +0.05% ポイントの上昇幅にとどまるものの、輸入比率は +0.31% ポイント、海外生産比率は +0.75% ポイントの上昇幅となる。そこで、大卒向け賃金支払い比率の上昇に対するインパクトとして、各変数のパラメータ推定値とそれらの年間平均上昇幅を乗じると、輸入比率（ $0.2 \times 0.31$ ）と海外生産比率（ $<0.06 \sim 0.1> \times 0.75$ ）の影響は、研究開発費比率（ $<0.7 \sim 0.8> \times 0.05$ ）の影響と同程度か、それを上回る計算になる。以上算出した値を、大卒向け賃金支払い比率の年間平均上昇幅（+0.56% ポイント）で割って、各変数の賃金支払い比率上昇に対する寄与率を算出すると、輸入比率は +10.8～+12.7% 程度、海外生産比率は +8.7～+13.7% 程度、研究開発費比率は +5.5～+6.6% 程度の寄与率を示すことになる。以上の試算から、わが国製造業の大卒向け賃金支払い比率の上昇に対するグローバル化要因と SBTC 要因の寄与率の合計（輸入比率、若しくは海外生産比率と研究開発費比率の寄与率の合計）は 2 割弱程度であるとともに、グローバル化要因は、SBTC 要因とほぼ同程度か、それを上回るインパクトを及ぼしてきたといえる。

最後に、以上のグローバル化要因と SBTC 要因のインパクトの大きさを、米国の先行研究結果と比較する。推計に用いている変数や対象とする期間が異なるために厳密な比較はできないが、たとえば、Feenstra and Hanson[1999]は、1979 年から 1990 年までの米国製造業の業種別データを用いて分析を行ったところ、非生産労働者向け賃金支払い比率（本稿では大卒向け賃金支払い比率に対応）の上昇に対するアウトソーシング比率（グローバル化要因）上昇の寄与率は +11.0～+15.2% 程度、コンピュータ比率（SBTC 要因）上昇の寄与率は +7.6～+13.3% 程度であると報告している<sup>33</sup>。この研究結果と本稿での分析結果から判断する限り、わが国製造業の 1988 年以降における大卒向け賃金支払い比率の上

<sup>32</sup> 本稿では、業種毎の賃金支払い額シェアをウェイトとしたパネル推計法を行っていることから、変数の年間平均伸び率も賃金支払い額でウェイト付けした伸び率を用いる（図表 6(1)階差変数の加重平均値）。

<sup>33</sup> Feenstra and Hanson[1999]で用いられているアウトソーシング比率は、「輸入された中間投入額 / 非エネルギー中間製品額」、コンピュータ比率は、「コンピュータ設備額 / 資本総額」として定義されている。また同研究は、SBTC 要因としてコンピュータ投資比率（「コンピュータ投資額 / 投資総額」）を用いると、寄与率は +31.5% に上昇すると報告しており、その定量的なインパクトは用いる指標で異なると結んでいる。

昇は、かつて米国製造業が経験した規模とほぼ変わらない程度の SBTC とグローバル化の影響を受けてきたことになる。

## 5. おわりに

本稿では、わが国の製造業・男子正規労働者の賃金データを用いて、大卒労働者に対する需要シフトについて、スキル偏向的な技術進歩（SBTC）と経済グローバル化という観点から考察を行った。

分析結果によると、わが国製造業の男子正規労働者のうち、大卒労働者とその他学歴労働者の時間あたり賃金格差は、1985 年以降僅かながら拡大していることが明らかとなった。また、大卒向け賃金支払い比率も一貫して増加しており、その上昇は、大卒労働者が業種間を移動することで生じる「業種間シフト」よりも、同じ業種内で大卒労働者の割合が高まる「業種内シフト」で生じていることがわかった。こうした結果は、「SBTC やグローバル化により、それぞれの業種内で大卒労働者に対する需要がその他学歴労働者に比べて相対的に高まっている」という本稿での仮説と整合的な動きといえる。

以上の仮説を検証するため、製造業・産業中分類（14 業種）のパネル・データを用いて、大卒向け賃金支払い比率と、SBTC 要因（研究開発費比率）およびグローバル化要因（東アジアからの輸入比率、海外生産比率）の関係について、実証分析を行った。その結果、SBTC 要因とグローバル化要因は、いずれも大卒向け賃金支払い比率を上昇させる要因として働いていることが明らかとなった。また、その大卒向け賃金支払い比率の上昇に対するインパクトとして、グローバル化要因の影響は、SBTC 要因の影響と同程度か、それを上回ることがわかった。それらの影響の大きさは、かつて米国製造業が経験した規模とほぼ変わらない程度であり、わが国製造業においても、SBTC とグローバル化が大卒労働者への需要シフトに相応のインパクトを有していることが判明した。

本稿での分析から、わが国製造業でも、スキル偏向的な技術進歩と経済グローバル化によって、高学歴労働者への需要シフトが生じていることが明らかとなった。このことは、裏を返せば、非熟練・熟練労働者間における資源配分の調

整が、製造業に含まれる業種内では、それなりに進展してきたことを示唆している<sup>34</sup>。

---

<sup>34</sup> 1990年代以降のわが国では、部門間における生産要素移動の不完全性といった非効率的な資源配分が構造問題として指摘されてきた。こうした生産要素市場の歪みが一国の経済に及ぼす定性・定量的な影響については、大谷ほか[2004]が詳細な議論を展開している。

## 【データ補論】

ここでは、経済グローバル化要因として用いた東アジアからの輸入比率  $M_{it}$  の作成について述べる（同変数を用いる背景については、本文脚注 19 参照）。

基本的なアイデアは、2000 年の『産業連関表』と『外国貿易概況』を用いて、同年における製造業・産業中分類の東アジアからの輸入比率を業種別に算出し、その前後の期間を『外国貿易概況』や『工業統計表』などを用いて作成した実質輸入系列と実質出荷系列を用いて接続するというもの。

具体的な手順は、以下のとおり。

- A) 最新（2000 年）の『産業連関表』における「生産者価格評価表」を用いて、製造業・産業中分類に含まれる業種の国内出荷額と輸入金額を算出する。また、東アジアからの輸入金額は、『外国貿易概況』から業種別に作成した東アジアからの輸入金額の輸入総額に占める比率を用いて、『産業連関表』ベースの輸入金額から割り戻して算出する。

『産業連関表』の「生産者価格評価表」には、国内出荷の項目は存在しない。したがって、国内出荷は、簡便的に「国内生産額 - 在庫純増」として計算する。

現在の分類による貿易品目は、1988 年からのみ入手可能。

- B) A) で算出された国内出荷額、輸入金額をもとに、東アジアからの輸入比率「東アジアからの輸入 / (国内出荷 + 輸入)」（×100）を業種別に算出する。
- C) 『工業統計表』から業種別の実質出荷額を作成し、2000 年=100 として指数化する。

名目出荷額として利用した製造品出荷額等は、従業員 30 人以上の事業所を対象としたベース。実質化には、『国民経済計算』の経済活動別産出デフレーターを用いる。また、未公表の 2003 年は 2002 年の値で代用した。

- D) 実質輸入を作成するため、業種別の輸入デフレーターを作成する。輸入デフレーターは、『企業物価指数』から業種毎に作成する。そうして得た業種別の輸入デフレーターで、A) で作成した東アジアからの輸入と輸入金額を割り込むことで実質輸入を算出し、2000 年=100 で指数化する。

『企業物価指数』は 5 年毎（最新は 2000 年）に基準改定が行われるため、

それぞれの基準時点における指数分類とウエイトを基に、輸入物価と輸入品目との紐付けを行い、業種別に足しあげて、最終的に時系列で接続する。

- E) 最後に、B)で算出した2000年時点における業種別の東アジアからの輸入比率をベースに、D)で算出した東アジアからの実質輸入系列および実質総輸入系列と、C)で算出した実質出荷系列を用いて、2000年前後の期間を接続する。

## 【参考文献】

- Autor, D. H., L. F. Katz, and A. B. Krueger[1998], “Computing inequality: Have computers changed the labor market?,” *Quarterly Journal of Economics*, 113, 1169-213.
- Berman, E., J. Bound, and Z. Griliches[1994], “Changes in the demand for skilled labor within U.S. manufacturing: Evidence from the *Annual Survey of Manufactures*,” *Quarterly Journal of Economics*, 104, 367-97.
- Bernard, A. B., and J. B. Jensen[1995], “Exporters, skill upgrading, and the wage gap,” *Journal of International Economics*, 42, 3-31.
- Feenstra, R. C., and G. H. Hanson[1996a], “Foreign investment, outsourcing and relative wages,” in R. C. Feenstra, G.M. Grossman and D. A. Irwin (edi.) *The Political Economy of Trade Policy: Papers in Honor of Jagdish Bhagwati*, Cambridge, MA: MIT press, 89-127.
- Feenstra, R. C., and G. H. Hanson[1996b], “Globalization, outsourcing, and wage inequality,” *American Economic Reviews*, 86, 240-45.
- Feenstra, R. C., and G. H. Hanson[1999], “The impact of outsourcing and high-technology capital on wages: Estimates for the U.S., 1979-1990,” *Quarterly Journal of Economics*, 114, 907-40.
- Freeman, R. B., and L. F. Katz[1994], “Rising wage inequality: the United States vs. other advanced countries,” in R. B. Freeman (edi.) *Working under Different Rules*, New York, NY: Russell Sage Foundation, 29-62.
- Goldin, C., and L. F. Katz[1998], “The origins of technology-skill complementarity,” *Quarterly Journal of Economics*, 113, 693-732.
- Head, K., and J. Ries[2000], “Offshore production and skill upgrading by Japanese manufacturing firms,” *Journal of International Economics*, 58, 81-106.
- Ito, K., and K. Fukao[2004], “Physical and human capital deepening and new trade patterns in Japan,” NBER Working Paper 10209.
- Lawrence, R.[2000], “Does a kick in the pants get you going or does it just hurt? The impact of international competition on technological change in U.S. manufacturing,” in R. C. Feenstra (edi.) *The Impact of International Trade on*

*Wages*, Chicago: University of Chicago press, 197-219.

Mincer, J.[1974], *Schooling, Experience, and Earnings*, New York, NBER.

Sachs, J.D., and H. J. Shatz[1994], “Trade and jobs in U.S. manufacturing,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1-84.

Sakurai, K.[2001], “Biased technological change and Japanese manufacturing employment,” *Journal of the Japanese and International Economics*, 15, 298-322.

Wood, A.[1994], *North-South Trade, Employment and Inequality, Changing Fortunes in a Skill-Driven World*, Oxford: Clarendon press.

Wooldridge, J. M.[2002], *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MA: MIT press.

大谷聡、白塚重典、中久木雅之[2004]、「生産要素市場の歪みと国内経済調整」『金融研究』第23巻第1号、日本銀行金融研究所

櫻井宏二郎[2000]、「グローバル化と労働市場 日本の製造業のケース」『経済経営研究』Vol.21-2、日本政策投資銀行設備投資研究所

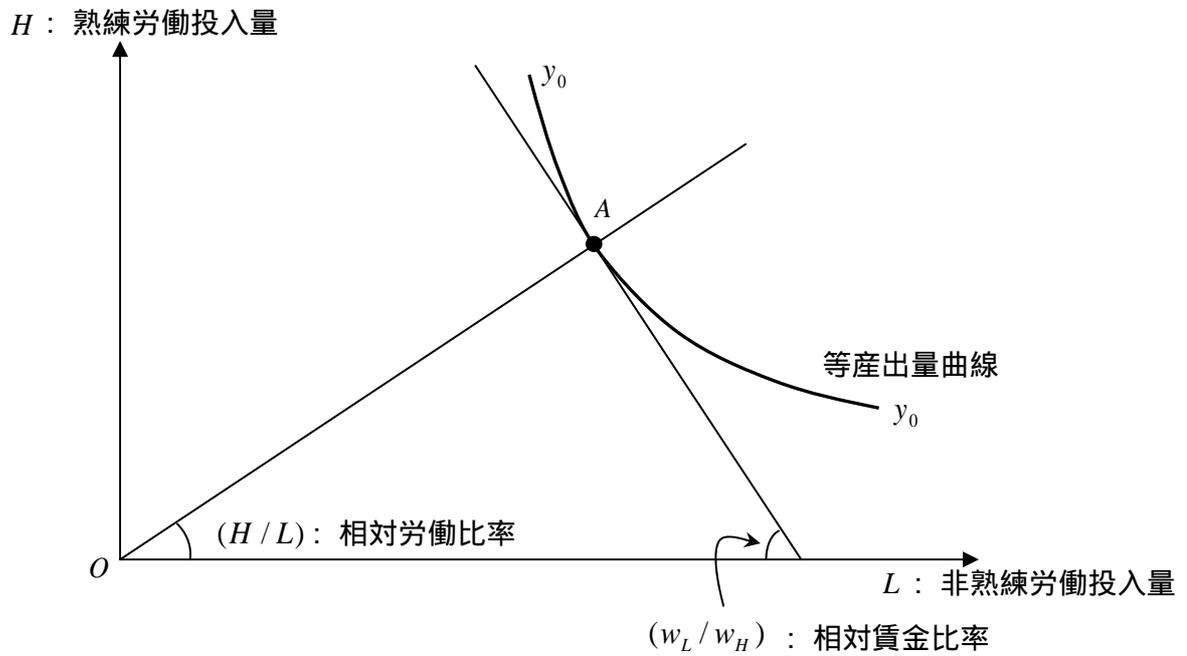
櫻井宏二郎[2004]、「技術進歩と人的資本 スキル偏向的技術進歩の実証分析」『経済経営研究』Vol.25-1、日本政策投資銀行設備投資研究所

西村清彦・峰滝和典[2004]、『情報技術革新と日本経済 ニュー・エコノミーの幻を超えて』、有斐閣

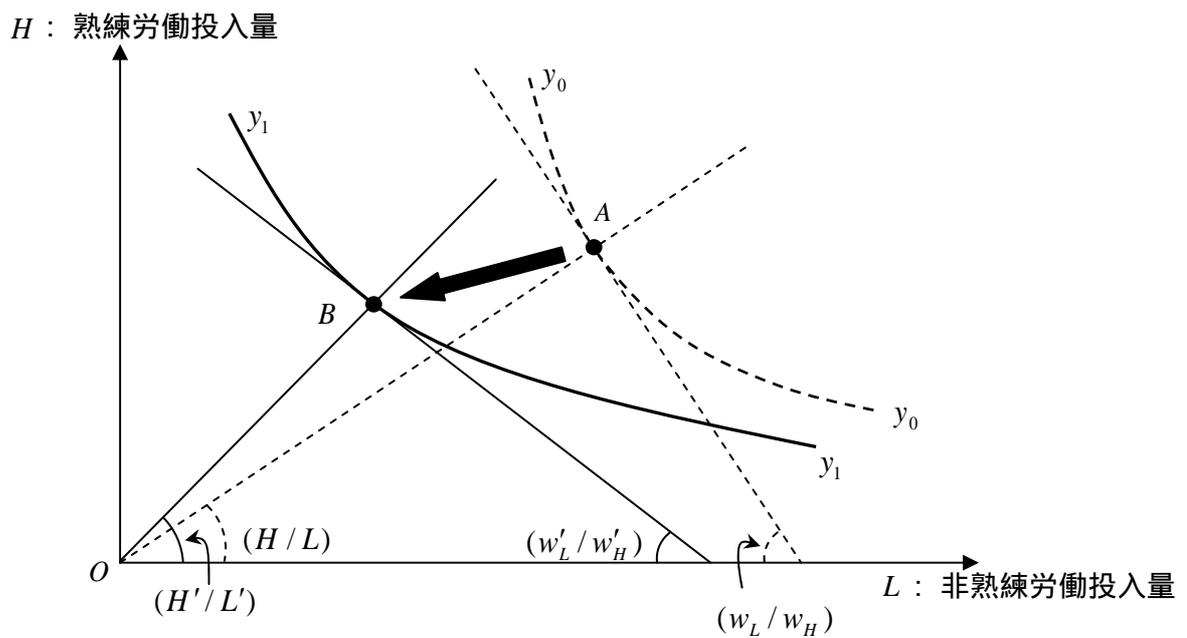
深尾京司、宮川努、河井啓希、乾友彦、岳希明、奥本佳伸、中村勝克、林田雅秀、中田一良、橋川健祥、奥村直紀、村上友佳子、浜瀧純大、吉沢由羽希、丸山士行、山内慎子[2003]、「産業別生産性と経済成長：1970-98年」『経済分析』第170号、内閣府経済社会総合研究所

## SBTCに伴う熟練労働への需要シフト

### ( 1 ) SBTC発生前



### ( 2 ) SBTC発生後



## ミンサー型賃金関数の推計結果

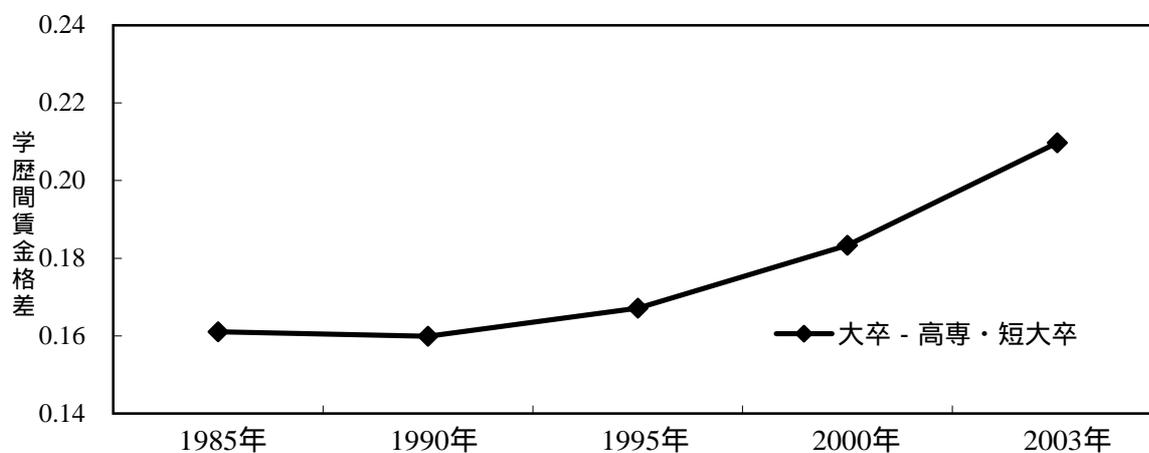
	1985年	1990年	1995年	2000年	2003年
勤続年数	0.068 ( 23.85 )	0.063 ( 27.35 )	0.061 ( 32.89 )	0.057 ( 33.75 )	0.057 ( 40.65 )
( 勤続年数 ) <sup>2</sup>	-0.001 ( -11.53 )	-0.001 ( -12.45 )	-0.001 ( -15.05 )	-0.001 ( -17.06 )	-0.001 ( -21.66 )
大卒ダミー	0.396 ( 28.04 )	0.436 ( 29.55 )	0.435 ( 32.27 )	0.441 ( 32.74 )	0.470 ( 29.25 )
高専・短大卒ダミー	0.235 ( 15.26 )	0.276 ( 21.90 )	0.268 ( 21.01 )	0.258 ( 16.68 )	0.260 ( 15.94 )
高卒ダミー	0.139 ( 17.16 )	0.158 ( 17.37 )	0.159 ( 16.13 )	0.149 ( 15.57 )	0.154 ( 11.22 )
大規模ダミー	0.035 ( 2.89 )	0.034 ( 3.15 )	-0.007 ( -0.72 )	0.045 ( 5.58 )	0.119 ( 13.26 )
中規模ダミー	-0.051 ( -5.19 )	-0.041 ( -5.03 )	-0.073 ( -8.75 )	-0.074 ( -9.29 )	-0.043 ( -4.88 )
繊維ダミー	-0.049 ( -3.28 )	-0.075 ( -5.54 )	-0.102 ( -7.77 )	-0.078 ( -4.30 )	-0.097 ( -6.23 )
衣服・その他ダミー	0.060 ( 2.99 )	0.015 ( 0.96 )	-0.062 ( -4.25 )	-0.030 ( -1.81 )	-0.047 ( -2.34 )
木材・木製品ダミー	-0.217 ( -7.75 )	-0.148 ( -5.27 )	-0.105 ( -2.82 )	-0.035 ( -1.81 )	-0.041 ( -2.17 )
家具・装備品ダミー	-0.036 ( -1.95 )	-0.011 ( -0.59 )	-0.068 ( -4.42 )	-0.063 ( -4.35 )	-0.039 ( -2.29 )
パルプ・紙ダミー	0.007 ( 0.54 )	0.029 ( 2.04 )	0.000 ( 0.03 )	0.022 ( 1.43 )	0.029 ( 2.02 )
出版・印刷ダミー	0.115 ( 5.56 )	0.124 ( 9.32 )	0.104 ( 7.55 )	0.085 ( 5.41 )	0.103 ( 6.82 )
化学ダミー	0.090 ( 6.61 )	0.128 ( 9.83 )	0.112 ( 9.42 )	0.096 ( 6.70 )	0.106 ( 5.89 )
ゴム製品ダミー	0.098 ( 6.43 )	0.078 ( 5.84 )	0.003 ( 0.25 )	0.000 ( 0.02 )	-0.015 ( -0.64 )
窯業・土石ダミー	0.015 ( 0.87 )	0.021 ( 1.49 )	0.010 ( 0.61 )	0.036 ( 2.57 )	0.014 ( 0.93 )
鉄鋼ダミー	0.083 ( 6.01 )	0.039 ( 2.98 )	-0.011 ( -0.60 )	-0.014 ( -0.70 )	-0.017 ( -0.83 )
非鉄金属ダミー	0.012 ( 0.71 )	0.023 ( 1.69 )	-0.008 ( -0.55 )	0.012 ( 0.89 )	0.013 ( 0.68 )
金属製品ダミー	0.059 ( 3.82 )	0.096 ( 7.44 )	0.037 ( 3.12 )	0.049 ( 3.27 )	0.040 ( 2.70 )
一般機械ダミー	0.029 ( 2.20 )	0.057 ( 5.17 )	0.026 ( 2.53 )	0.024 ( 2.07 )	0.018 ( 1.41 )
電気機械ダミー	0.056 ( 4.01 )	0.073 ( 6.69 )	0.046 ( 4.73 )	0.055 ( 4.88 )	0.061 ( 4.89 )
輸送機械ダミー	0.087 ( 5.55 )	0.100 ( 7.78 )	0.025 ( 2.21 )	0.024 ( 2.00 )	0.022 ( 1.78 )
精密機械ダミー	0.061 ( 4.26 )	0.065 ( 5.54 )	0.037 ( 4.11 )	0.033 ( 2.79 )	0.002 ( 0.10 )
定数項	-0.606 ( -25.00 )	-0.479 ( -21.93 )	-0.274 ( -14.40 )	-0.230 ( -12.55 )	-0.282 ( -14.34 )
R <sup>2</sup>	0.983	0.990	0.994	0.995	0.996
S.E.	0.100	0.094	0.095	0.093	0.097
サンプル数	1802	1801	1780	1776	1774

( 注 )

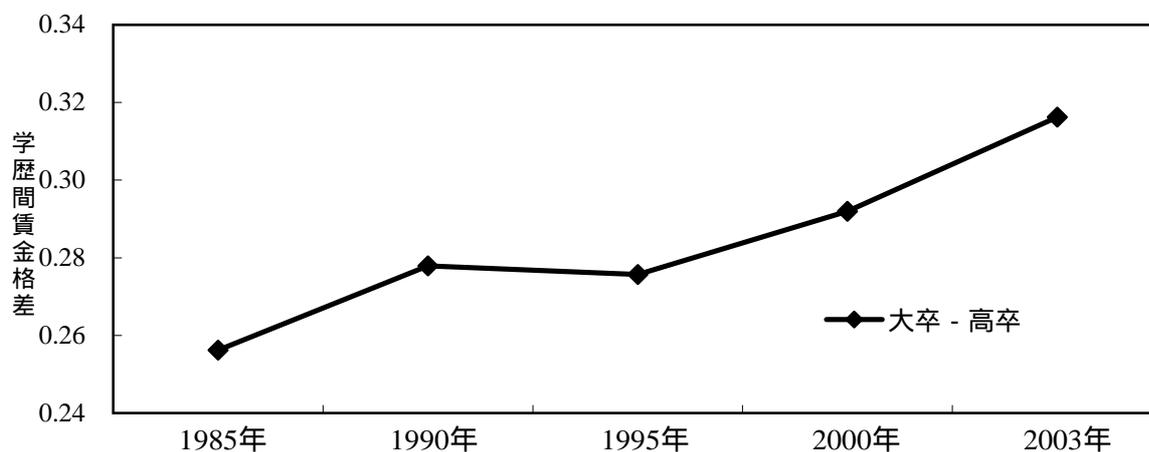
1. 推計は、労働者数をウエイトとしたWLSによる。
2. 括弧内は、Heteroskedasticity-consistent standard errors ( HCSEs ) による不均一分散を調整したt値。
3. 産業中分類17業種のうち、食料品産業を除く16業種について、ダミー変数を推計に使用している ( 学歴は中卒者以外の区分、企業規模は小規模企業以外の区分について、ダミー変数を使用 ) 。

## 学歴間における時間あたり賃金格差

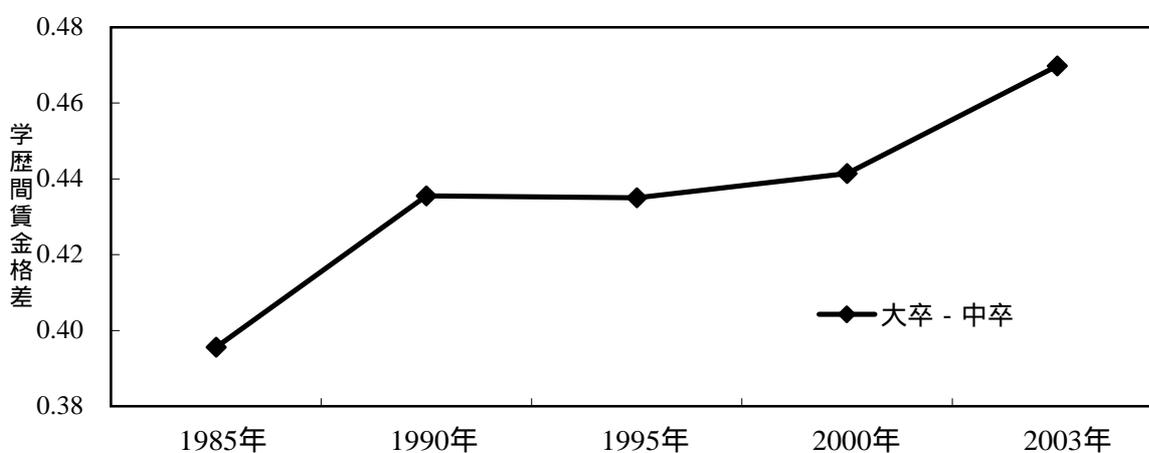
### ( 1 ) 大卒 - 高専・短大卒



### ( 2 ) 大卒 - 高卒



### ( 3 ) 大卒 - 中卒



( 注 )

1. 学歴間賃金格差は、製造業・産業中分類の賃金サンプルを用いて「ミンサー型賃金関数」を推計して得られたもの。
2. 学歴間賃金格差のスケールは、0.1 = 1,105円/時間に対応。

## 大卒向け賃金支払い比率の推移

### ( 1 ) 製造業全体

	大卒向け賃金支払い比率					年間平均変化幅 ( %ポイント )				
	85年	90年	95年	00年	03年	85-90年	90-95年	95-00年	00-03年	85-03年
男子労働者計	0.209	0.236	0.269	0.296	0.317	0.538	0.653	0.539	0.716	0.600

### ( 2 ) うち業種 ( 産業中分類・17業種 )

	大卒向け賃金支払い比率					年間平均変化幅 ( %ポイント )				
	85年	90年	95年	00年	03年	85-90年	90-95年	95-00年	00-03年	85-03年
男子労働者計										
食料品・飲料・タバコ	0.200	0.231	0.235	0.259	0.301	0.619	0.074	0.472	1.396	0.556
繊維工業	0.127	0.155	0.184	0.238	0.227	0.551	0.585	1.084	-0.369	0.555
衣服・その他	0.204	0.215	0.240	0.263	0.281	0.227	0.483	0.465	0.597	0.426
木材・木製品	0.080	0.080	0.112	0.167	0.172	0.007	0.625	1.099	0.176	0.510
家具・装備品	0.111	0.108	0.137	0.160	0.205	-0.067	0.570	0.466	1.502	0.520
パルプ・紙	0.151	0.186	0.179	0.209	0.210	0.700	-0.150	0.619	0.026	0.329
出版・印刷	0.353	0.359	0.376	0.436	0.441	0.128	0.333	1.195	0.169	0.488
化学工業	0.340	0.381	0.406	0.414	0.421	0.824	0.493	0.172	0.226	0.451
ゴム製品	0.168	0.186	0.212	0.244	0.264	0.368	0.511	0.651	0.655	0.534
窯業・土石	0.115	0.158	0.154	0.179	0.219	0.872	-0.083	0.489	1.349	0.580
鉄鋼	0.135	0.165	0.188	0.199	0.204	0.606	0.465	0.220	0.147	0.383
非鉄金属	0.204	0.217	0.257	0.280	0.288	0.268	0.802	0.449	0.285	0.470
金属製品	0.133	0.146	0.187	0.196	0.210	0.275	0.809	0.186	0.444	0.427
一般機械	0.212	0.234	0.271	0.280	0.306	0.438	0.739	0.173	0.859	0.518
電気機械	0.273	0.298	0.347	0.377	0.407	0.498	0.966	0.614	0.983	0.741
輸送機械	0.167	0.181	0.217	0.237	0.245	0.280	0.725	0.395	0.285	0.436
精密機械	0.254	0.298	0.328	0.373	0.416	0.895	0.599	0.896	1.414	0.900

#### ( 注 )

1. 大卒向け賃金支払い比率は、「大卒向け賃金支払い額 / 賃金支払い総額」。賃金支払い額は、「所定内給与 × 労働者数」。所定内給与は、労働者の属性などを考慮していない平均ベース。いずれも男子労働者が対象。
2. ( 1 ) の製造業全体は、産業中分類17業種の合計。
3. 年間平均変化幅がプラスのところには、シャドウを付してある。

( 資料 ) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」

## 大卒向け貸金支払い比率の変化

業種内・業種間シフトへの分解

### ( 1 ) 製造業全体

	年間平均変化幅、%ポイント、( )内は合計に対する寄与率				
	85-90年	90-95年	95-00年	00-03年	85-03年
業種内シフト	0.471 (87.6%)	0.596 (91.3%)	0.483 (89.6%)	0.673 (94.0%)	0.538 (89.7%)
業種間シフト	0.066 (12.4%)	0.057 (8.7%)	0.056 (10.4%)	0.043 (6.0%)	0.062 (10.3%)
合計	0.538	0.653	0.539	0.716	0.600

( 注 ) ( 1 ) の製造業全体は、産業中分類17業種の合計。

( 図表 5 - 2 )

## ( 2 ) 業種別の寄与度分解 ( 1985年 ~ 2003年 )

年間平均変化幅、%ポイント、< > 内は製造業全体の業種内・業種間シフトに対する寄与率

	製造業全体	食料品・ 飲料・ タバコ	繊維	衣服・ その他	木材・ 木製品	家具・ 装備品	パルプ・ 紙	出版・ 印刷	化学	ゴム	窯業・ 土石	鉄鋼	非鉄	金属	一般	電気	輸送	精密
業種内シフト	0.538 <100.0%>	0.043 <8.0%>	0.013 <2.4%>	0.005 <0.9%>	0.007 <1.3%>	0.007 <1.3%>	0.009 <1.7%>	0.030 <5.6%>	0.035 <6.5%>	0.009 <1.7%>	0.025 <4.7%>	0.020 <3.7%>	0.011 <2.0%>	0.029 <5.4%>	0.066 <12.3%>	0.139 <25.8%>	0.063 <11.8%>	0.026 <4.8%>
業種間シフト	0.062 <100.0%>	0.007 <11.3%>	-0.020 <-32.0%>	-0.007 <-11.5%>	-0.003 <-5.1%>	-0.005 <-8.8%>	0.000 <-0.1%>	0.015 <23.9%>	-0.003 <-4.9%>	-0.002 <-3.7%>	-0.008 <-13.7%>	-0.028 <-46.0%>	-0.004 <-6.4%>	-0.003 <-4.8%>	0.001 <1.1%>	0.101 <163.6%>	0.020 <32.9%>	0.003 <4.3%>
合計	0.600	0.050	-0.007	-0.002	0.004	0.002	0.009	0.045	0.032	0.007	0.017	-0.008	0.007	0.026	0.067	0.240	0.084	0.028

## 変数の記述統計量と相関係数

### ( 1 ) 記述統計量

	大卒向け賃金 支払い比率 $s_{it}^H$	資本集約度 の対数值 $\ln(K_{it}/Y_{it})$	輸入比率 $M_{it}$	海外生産 比率 $F_{it}$	研究開発 費比率 $R_{it}$	大卒比率 $NL_t$	相対賃金 比率 $\ln(w_{it}^H/w_{it}^L)$
レベル							
平均値	25.638	3.507	3.510	7.974	2.908	22.329	1.257
標準偏差	8.409	0.401	4.998	5.869	1.736	2.051	0.043
最小値	13.076	2.653	0.031	0.520	0.626	18.992	1.152
最大値	45.536	4.442	31.770	25.900	7.770	25.247	1.379
階差							
平均値	0.540	0.025	0.300	0.672	0.042	0.417	0.001
加重平均値	0.556	0.013	0.313	0.747	0.046	0.417	0.001
標準偏差	1.436	0.096	0.714	1.845	0.272	0.116	0.027

### ( 2 ) 相関係数 ( レベル )

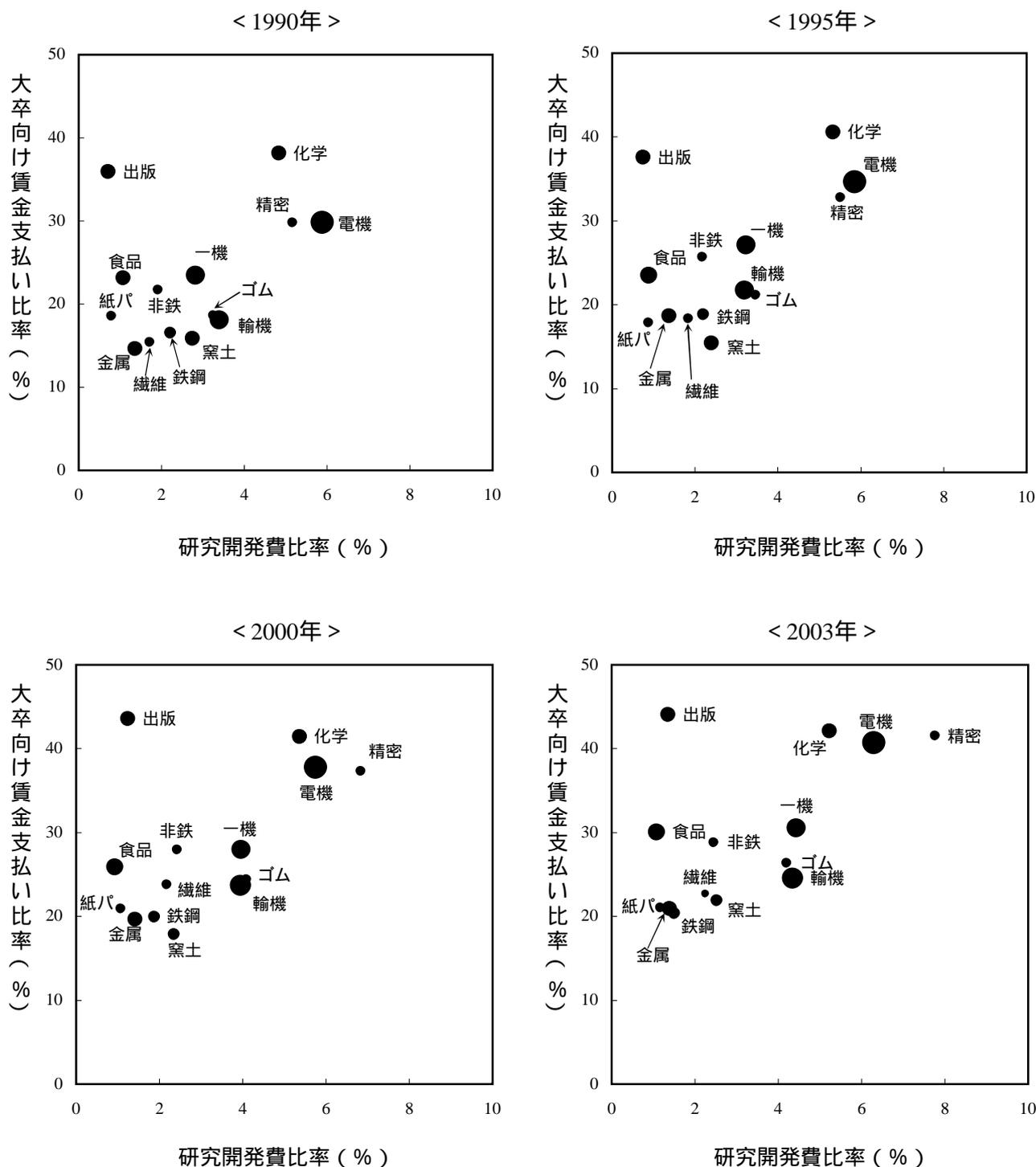
	$s_{it}^H$	$\ln(K_{it}/Y_{it})$	$M_{it}$	$F_{it}$	$R_{it}$	$NL_t$	$\ln(w_{it}^H/w_{it}^L)$
$s_{it}^H$	1.000						
$\ln(K_{it}/Y_{it})$	-0.280	1.000					
$M_{it}$	0.003	0.003	1.000				
$F_{it}$	0.483	-0.212	0.542	1.000			
$R_{it}$	0.510	-0.358	0.083	0.608	1.000		
$NL_t$	0.302	0.353	0.270	0.541	0.096	1.000	
$\ln(w_{it}^H/w_{it}^L)$	-0.073	0.353	0.032	-0.123	-0.282	-0.003	1.000

( 注 )

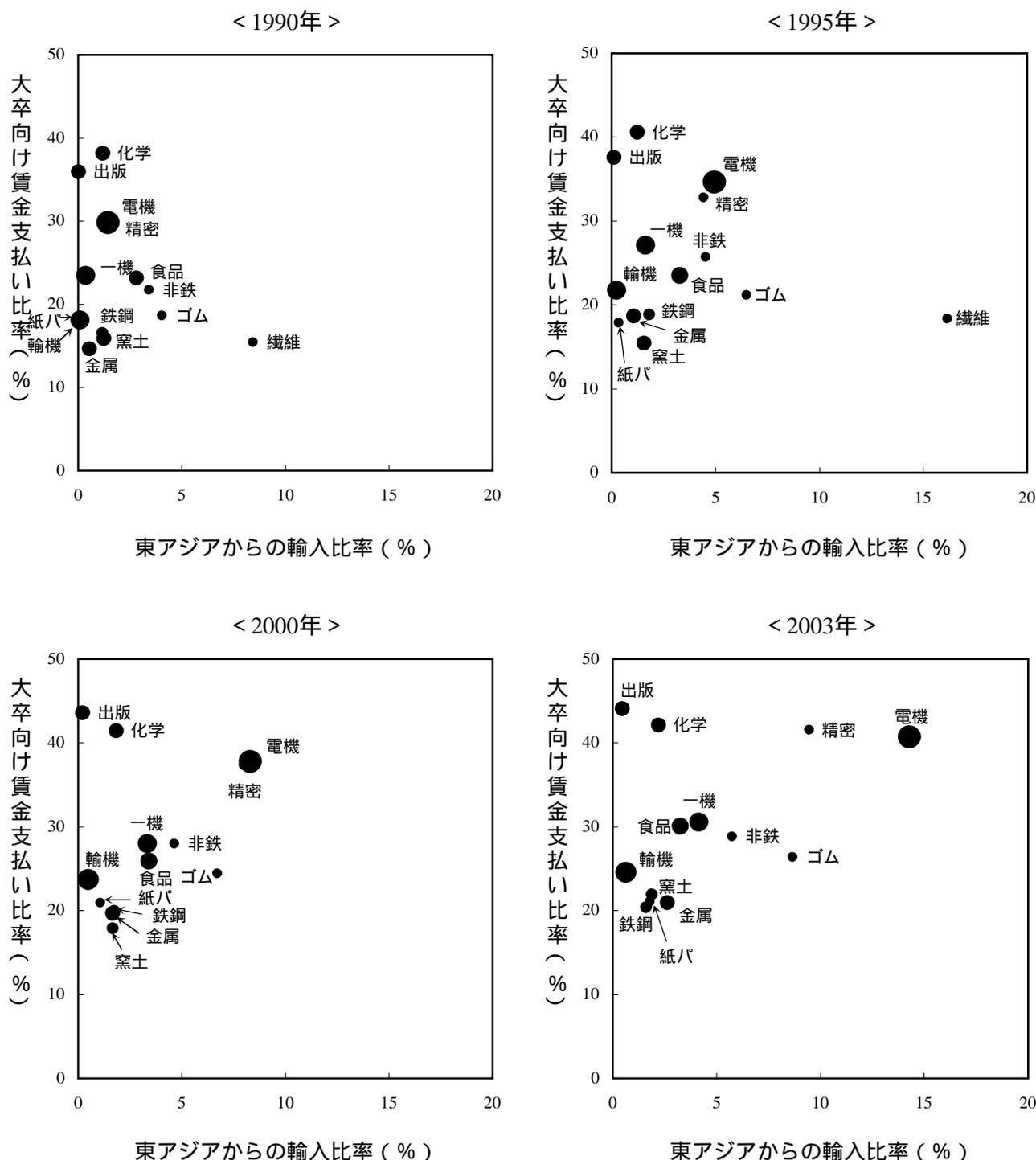
- 1 . 記述統計量と相関係数は、ともに製造業・産業中分類14業種の1988年から2003年までの値（海外生産比率のみ13業種）。
- 2 . ( 1 ) 記述統計量の階差変数の加重平均値は、階差平均を業種毎の賃金支払い額シェアでウエイト付けしたものの。

## SBTC・グローバル化と大卒向け賃金支払い比率

( 1 ) SBTC ( 研究開発費比率 ) と大卒向け賃金支払い比率



( 2 ) グローバル化 ( 東アジアからの輸入比率 ) と大卒向け賃金支払い比率



( 注 )

- 1 . 印の大きさは、各業種の男子労働者数に対応する ( 大きい 印は、その業種の男子労働者数が多いことを示す ) 。
- 2 . 大卒向け賃金支払い比率は、以下の定義に基づき業種別に算出。  

$$\text{大卒向け賃金支払い比率} = \frac{\text{男子大卒労働者の平均所定内給与} \times \text{男子大卒労働者数}}{\text{男子労働者の平均所定内給与} \times \text{男子労働者数}} \times 100$$

( 資料 ) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」、総務省「科学技術研究調査報告」、経済産業省「工業統計表」、内閣府「国民経済計算」、日本関税協会「外国貿易概況」、日本銀行「企業物価指数」ほか

## 製造業・業種別パネル・データを用いた推計結果

( 1 ) パネル推計：1988年～2003年

説明変数	被説明変数 $S_{it}^H$ 大卒向け賃金支払い比率								
	モデル(1)	モデル(2)	モデル(3)	モデル(4)	モデル(5)	モデル(6)	モデル(7)	モデル(8)	モデル(9)
$\ln(K/Y)_{it}$ 資本集約度の対数値	-1.758 *** (0.530)	-3.045 *** (0.487)	-3.087 *** (0.454)	-1.878 *** (0.526)	-3.349 *** (0.489)	-1.592 *** (0.490)	-2.831 *** (0.466)	-1.713 *** (0.450)	-2.840 *** (0.475)
<b>グローバル化要因</b>									
$M_{it}$ 輸入比率	0.229 *** (0.052)			0.214 *** (0.052)		0.214 *** (0.051)		0.194 *** (0.044)	
$F_{it}$ 海外生産比率		0.102 *** (0.039)			0.065 * (0.040)		0.088 ** (0.040)		0.067 * (0.038)
<b>SBTC要因</b>									
$R_{it}$ 研究開発費比率			0.805 *** (0.289)	0.668 *** (0.280)	0.761 *** (0.264)	0.727 *** (0.250)	0.704 *** (0.244)	0.652 *** (0.239)	0.695 *** (0.250)
$NL_t$ 大卒比率						1.166 *** (0.060)	1.147 *** (0.083)		
$\ln(w^H/w^L)_{it}$ 相対賃金の対数値								34.263 *** (4.058)	24.317 *** (5.176)
const.	32.814 *** (1.854)	35.958 *** (1.832)	35.089 *** (1.790)	30.940 *** (1.993)	34.536 *** (1.862)	2.358 (2.224)		22.816 *** (1.957)	27.658 *** (2.290)
S.E.	1.11	1.00	1.14	1.10	0.98	1.11	1.01	0.94	0.93
F値	425.4	464.4	402.1	421.9	467.6	758.8	819.4	560.6	507.1
Hausman-test (P値)	1060.0 (0.00)	3266.4 (0.00)	1430.4 (0.00)	1519.5 (0.00)	1411.5 (0.00)	4.9 (0.30)	16.2 (0.00)	2321.2 (0.00)	1485.5 (0.00)
推計モデル	二元配置固定効果	二元配置固定効果	二元配置固定効果	二元配置固定効果	二元配置固定効果	一元配置変量効果	一元配置固定効果	二元配置固定効果	二元配置固定効果
Number of obs.	224	208	224	224	208	224	208	224	208

( 注 )

1. パラメータ下の括弧内は、標準偏差。\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1、5、10%で有意であることを示す。
2. 推計モデルは、specification-testで支持されたもの。変量効果はFGLS ( Feasible Generalised Least Squares ) の方法で推計。
3. モデル(2)、(5)、(7)、(9)は、「出版・印刷」を除く13業種で推計を実施。

## ( 2 ) 強外生性検定

$$s_{it}^H = \alpha + \Phi X_{it} + \Psi W_{is} + \alpha_i + \phi_t + \varepsilon_{it} : \text{本文(4-7)式}$$

		$W_{is}$ に含めた変数			$H_0 : \Psi = 0$ F値 P値	
一 期 リ ード	$W_{is} = W_{it+1}$	$\ln(K/Y)_{it+1}$	$M_{it+1}$	$R_{it+1}$	1.019	(0.385)
		$\ln(K/Y)_{it+1}$	$F_{it+1}$	$R_{it+1}$	0.748	(0.525)
			$M_{it+1}$	$R_{it+1}$	1.112	(0.331)
			$F_{it+1}$	$R_{it+1}$	0.973	(0.380)
一 期 ラ グ	$W_{is} = W_{it-1}$	$\ln(K/Y)_{it-1}$	$M_{it-1}$	$R_{it-1}$	0.739	(0.530)
		$\ln(K/Y)_{it-1}$	$F_{it-1}$	$R_{it-1}$	0.991	(0.399)
			$M_{it-1}$	$R_{it-1}$	1.074	(0.344)
			$F_{it-1}$	$R_{it-1}$	1.332	(0.267)

## ( 3 ) パネルAR(1)推計：1988年～2003年

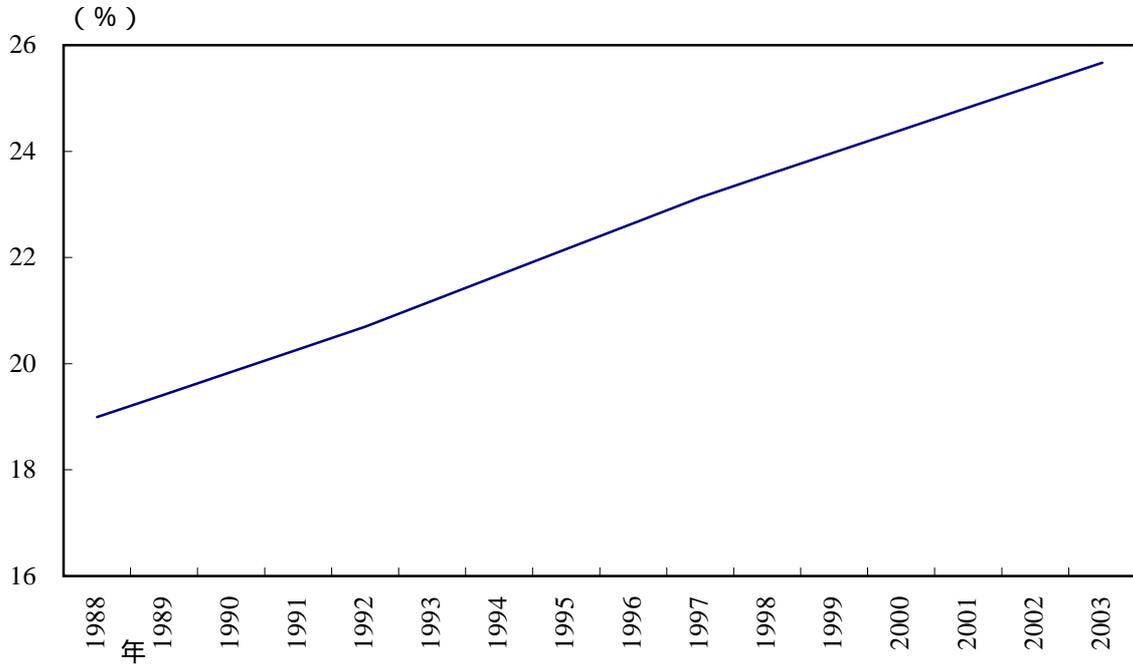
		被説明変数 $s_{it}^H$ 大卒向け賃金支払い比率						
説明変数		モデル(1)'	モデル(2)'	モデル(3)'	モデル(4)'	モデル(5)'	モデル(6)'	モデル(7)'
$\ln(K/Y)_{it}$	資本集約度の対数値	-1.028 (0.965)	-1.567 (1.267)	-1.372 (0.975)	-1.022 (0.954)	-1.622 (1.254)	-0.814 (0.753)	-1.333 (0.925)
<b>グローバル化要因</b>								
$M_{it}$	輸入比率	0.198 *** (0.055)			0.182 *** (0.055)		0.174 *** (0.054)	
$F_{it}$	海外生産比率		0.061 (0.048)			0.040 (0.048)		0.081 * (0.048)
<b>SBTC要因</b>								
$R_{it}$	研究開発費比率			0.876 *** (0.334)	0.732 ** (0.328)	0.742 *** (0.342)	0.873 *** (0.299)	0.665 *** (0.334)
$NL_t$	大卒比率						1.108 *** (0.093)	1.116 *** (0.139)
S.E.		1.19	1.14	1.21	1.18	1.13	1.20	1.17
F値		173.8	67.2	168.0	171.9	66.5	298.0	111.6
推計モデル		二元配置固定効果	二元配置固定効果	二元配置固定効果	二元配置固定効果	二元配置固定効果	一元配置変量効果	一元配置固定効果
Number of obs.		210	195	210	210	195	210	195

( 注 )

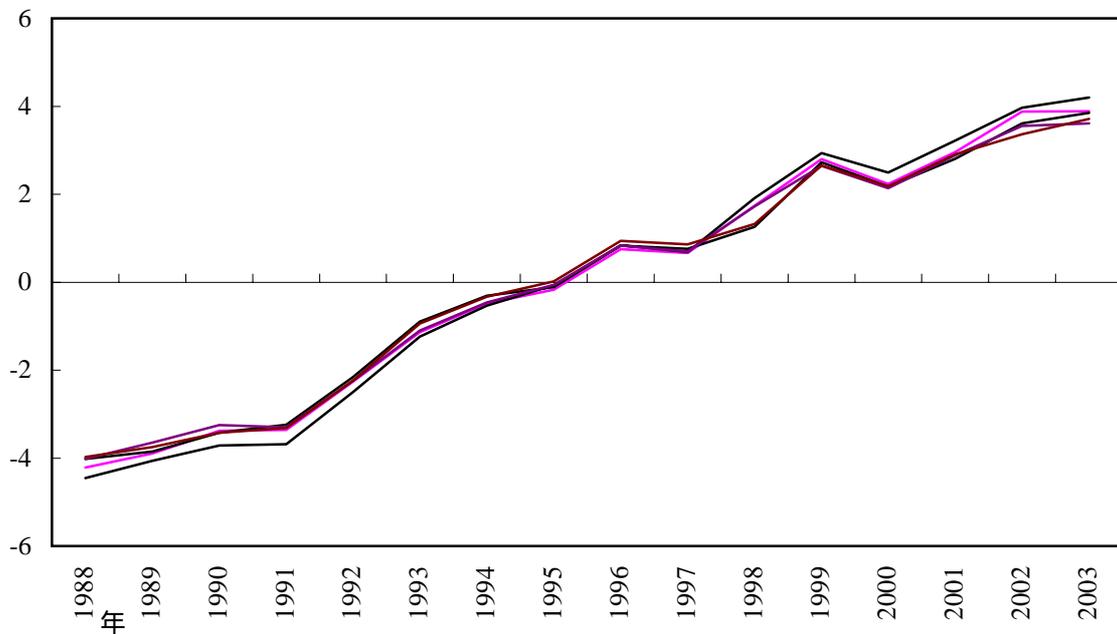
1. パラメータ下の括弧内は、標準偏差。\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1、5、10%で有意であることを示す。
2. 変量効果はFGLSにより推計。
3. ( 2 ) のF値は、パラメータ制約 (  $\Psi = 0$  ) を課して推計を行った時に得られる統計量。
4. ( 3 ) パネルAR(1)推計では、時間効果をコントロールするため、モデル(1)'からモデル(5)'には時間ダミーを含めて推計を実施 ( 表示は省略 )。

## 大卒比率の上昇と時間効果

### ( 1 ) 大卒比率



### ( 2 ) 推計された時間効果



( 注 )

- 1 . ( 1 ) の大卒比率は、新卒 ( 小学・中学、高校・旧制中、短大・高専、大学・大学院の総計 ) に占める大学・大学院卒の割合。
- 2 . ( 2 ) の時間効果は、二元固定効果で推計されたもの ( 図表8(1) : モデル(1) ~ (5) ) 。