



RIETI Discussion Paper Series 04-J-043

## 情報化が正規労働比率へ与える影響

砂田 充

経済産業研究所

樋口 美雄

経済産業研究所

阿部 正浩

経済産業研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

## 情報化が正規労働比率へ与える影響

砂田充\*・樋口美雄\*\*・阿部正浩\*\*\*

## 要旨

本稿では、『企業活動基本調査』の個票資料を利用して、企業の情報通信技術の導入が雇用構造、特に正規・非正規労働にどのような影響を与えているのかを分析した。まず、『企業活動基本調査』でパート比率の動向を観察すると、製造業では、企業内のパート比率は緩やかに高まっている一方で、パート比率の高い企業の従業者数は同産業内の他社と比べて少ない傾向にある。これに対し、小売業では各企業内のパート比率が急速に高まってきているのと同時に、パート比率の高い企業の産業内の従業者シェアもやはり急速に高まってきている。結果として、集計レベルのデータと同様に、小売業全体のパート比率はかなり高い伸びを示している。また、新古典派生産者モデルから回帰式を導出し、正規・非正規労働間の代替関係を考慮した上で情報化が正規労働比率にどのような影響を与えているのかを検証した。それによると、機械製造業以外の産業についての結果は情報化の進展が正規労働節約的な技術変化である可能性を示唆するものであった。このことは、企業の情報通信技術の導入が企業の業務をデジタル化したり、社内の情報処理システムを変化させたりする結果、社内業務に精通し、組織内に人的ネットワークを構築してきた正規従業員の優位が弱まるかもしれないことを示している。

キーワード：情報化、正規労働、偏向的技術変化

JEL Classification No.：

\* 慶應義塾大学経商連携 21 世紀 COE プログラム研究員 (PD)、独立行政法人経済産業研究所リサーチアシスタント

\*\* 独立行政法人経済産業研究所ファカルティフェロー、慶應義塾大学商学部教授

\*\*\* 独立行政法人経済産業研究所ファカルティフェロー、獨協大学経済学部助教授

本稿は独立行政法人経済産業研究所（以下、RIETI）の「労働移動研究」プロジェクトにおいて行った研究の一部を取りまとめたものである。研究に際し、児玉俊洋氏（RIETI 上席研究員）、松浦寿幸氏（RIETI 研究スタッフ）、玄田有史氏（東京大学社会科学研究所助教授）から貴重な助言をいただいた。また、RIETI における DP 検討会においても貴重なコメントをいただいた。本稿は（財）統計研究会労働市場研究委員会月例会における報告論文に加筆・修正を加えたものである。ただし、本稿の内容や意見は、著者ら個人に属し、経済産業研究所やその他の組織の見解を示すものではない。

## 1. はじめに

日本のオフィスデスクの上にパーソナルコンピュータ（PC）が当たり前のように置かれるようになって久しい。今や仕事でPCをまったく使わないという人は、特に、ホワイトカラーでは、珍しいのではないだろうか？ また、日常の業務において、メールやインターネットを積極的に活用して情報交換・情報収集しているビジネスマンも多いことだろう。

しかし、一方で、PC やインターネットに代表される情報通信技術が導入され、職場で日常的に利用されるようになれば、それらを使いこなす技能もまた当たり前のものとして要求されるようになるだろう。結果として、情報通信技術の導入が職場環境や企業の労働需要に影響を与え、企業の組織・雇用戦略の変化をつうじて雇用構造を変化させる可能性があるだろう。すなわち、情報通信機器を使いこなす能力を持つ人々へと労働需要がシフトすることが予想される。情報通信技術の導入のように、ある種の生産要素（例えば、高学歴労働）への需要をシフトされるような技術変化は「偏向的技術変化」と呼ばれている。そして情報通信技術導入の場合、それを使いこなす能力の有無が所得に深刻な格差を生む可能性（デジタル・デバイド）が指摘されている。

一方、樋口（2001）は少し違った視点から情報化の影響を考察している。かつてのFA化、生産工程へのロボット技術の導入の場合、導入された自動制御装置を使いこなし、場合によってはその故障を修理するためには経験によって培われた技能が必要となり、FA化の進展している事業所では正規労働力への需要シフトがみられた。しかし、情報化の場合、中核となる人材以外は必ずしも社内事情に精通している必要はなく、非正規労働を柔軟に使いこなすことにより、より情報化の成果を生み易くなる可能性がある。そして、結果として情報化による非正規労働へのシフトが起こる可能性がある」と指摘している。

例えば、財務・会計ソフトが広く普及することで、会計業務が標準化され、企業に特殊な処理業務が少なくなり、そのような社内事情に精通しているよりはむしろソフトを使いこなせる技能・知識を持った人材が求められるようになるかもしれない。リクルートワークス研究所（2003）によれば、日本の製造業における中間工程のかなり高度な部分においてもデジタル化が進んでおり、熟練工が比較的経験の浅い未熟練工に置き換えられるという現象が起こっているという。また、今や情報化最先端業種とって過言でない総合旅行業界ではPCやインターネットを駆使しながら各種市場データを分析し、ニーズにあったパッケージ旅行商品を企画・立案する能力を持つ人材が求められているという。この業界に長くいるからとって魅力的なパッケージを企画できるわけではない。さらに、大手総合スーパーにおいてパート従業員の現場責任者への登用を可能としている要因のひとつとしてシフト管理用ソフトの導入や売上予測への情報通信技術の活用があると報告している。これは情報通信技術が非正規労働力の活用可能性を広げた典型的な例といえるだろう。

また、阿部（2001）は情報通信技術の導入・利用はデジタル・スキルで構成された仕事を発生させ、関係特殊的人的資本の必要性を少なくする可能性を指摘している。そして、デジタル・スキルからなる仕事が外部労働市場からの労働力で賄うことが可能になり、正

規労働力がパート等の非正規労働力に代替される可能性に注目した。この仮説にもとづき、アンケート調査により、情報化の進展が企業の人事戦略にどのような影響を与えたのかを検証している。その結果によると、情報化が進んでいる企業ほど組織のフラット化が進んでいることを発見している。さらに、一般的に情報化が進んでいる企業ほど非正規社員比率が高く、人材のアウトソーシングの度合いも強い傾向にあることも分かった。しかし人材育成において、正社員の選抜投資を行っている企業では非正規社員比率とアウトソーシング利用度は低いということも分かった。さらに、情報化が従業員の仕事の内容に大きな影響を与えている可能性も示唆している。これらは情報化にともなう企業組織変革やそれにとともなう雇用構造変化の複雑さを物語っていると考えられるだろう。そして、石原（2003）や原（2003）は企業や事業所ベースのデータを使って、正規・非正規労働の代替・補完関係を明らかにしようと試みている。その結果は一律ではなく、正規・非正規労働の関係は各企業・事業所の異質性が重要であるとしている。また、特に、パソコンやインターネットの利用の拡大は仕事の定型化をもたらし、非正規労働への需要を増やす可能性を指摘し、情報化の違いによって正規・非正規労働間の代替・補完関係に違いが生じるかもしれないと述べている。

そこで本稿では、樋口・阿部の問題意識に従い、情報化が業務の定型化を通じて、正規労働者の非正規労働者に対する優位性を低下させているかもしれないという仮説の検証を試みた。具体的には簡単な新古典派生産者モデルを援用しながら、『企業活動基本調査』の個票資料を利用して、企業の情報通信技術の導入・利用が雇用構造、特に正規雇用にどのような影響を与えているのかを検証した。中馬・樋口（1995）では、労働者のインセンティブの問題を明示的に考慮したモデルを展開し、外部労働市場の状況、製品市場の現状および将来見通しと合わせて技術変化の短期・長期雇用者新規採用比率への影響を分析している。実証分析の結果、労働生産性（技術変化の代理変数）は短期雇用者の新規採用を減少させるという結果を得ている。しかし、技術変化を労働生産性でとらえることには問題があると思われ、より具体的に技術変化を特定化し、その影響を探ることには意味があると思われる。<sup>1</sup>ただし、データの利用可能性等により、本稿の実証分析では非正規労働としてパート労働をあてている。本稿の構成は以下のとおり。第2節では、偏向的技術変化の影響に関する先行研究について簡単にまとめている。第3節では、集計データを使って、最近の日本の正規・パート雇用の動向を観察する。第4節では、『企業活動基本調査』の個票資料を用いて、パート比率の変化を企業内の効果と企業間の効果に分けて観察する。第5節では、新古典派生産者モデルに依拠した回帰分析を行い、情報化の正規雇用への影響を検証する。第6節はまとめである。

## 2. 先行研究

---

<sup>1</sup> 中馬・樋口（1995）のモデルにおいても、長期雇用節約的な技術変化の場合には短期雇用採用比率が高まることが分かる。

過去数十年の間に所得格差の拡大を経験したアメリカにおいて、特定の生産要素、たとえば高学歴・高技能労働者に偏向的な技術変化は、経済のグローバル化、移民増加および組合組織率の低下等の制度的要因とならび、格差拡大の要因のひとつとして注目されてきた。<sup>2</sup>Autor, Katz and Krueger (1998)は、過去約50年にわたり、持続的な高学歴労働に対する需要の増加がみられるとしている。また、Berman, Bound and Griliches (1994)によれば、1980年代のアメリカにおける低技術労働（製造労働者）から高技術労働（非製造労働者）への需要シフトが観察されるとしている。このようなマクロの観察事実は前述のとおり、経済のグローバル化の結果としての産業構造の変化に伴う労働力のシフト、すなわち、低技術労働集約的産業から高技術労働集約的産業への労働力シフトの結果であるのか、それとも産業内の高技術労働需要の増加であろうか？前掲の論文でこの点に関しての検証が行われている。たとえば、Autor, Katz and Krueger (1998)の細分化された産業レベルの分析によれば、同一産業内における高学歴労働への需要シフトで大卒労働需要の増加のほとんどが説明されるとしている。また、Berman, Bound and Griliches(1994)は、非製造労働者への需要シフトに関して産業間の労働再配分の影響は小さく、産業内の高技術労働利用の増加が主な原因であるとしている。したがって、貿易等をもたらす労働再配分効果は小さく、むしろ産業内の高技術労働に偏った技術変化が要因である可能性があると述べている。

実際、Autor, Katz and Krueger (1998)は偏向的な技術変化をコンピュータ化としてとらえ、様々なデータによる分析からコンピュータ集約的産業における労働の高技術化のペースは大きいという結果をえている。また、Berman, Bound and Griliches (1994)によれば、非製造労働者利用の増加はコンピュータ投資や研究開発投資と強い相関関係にあることがわかり、したがって、アメリカ製造業の労働の高技術化の主たる原因はこれらにともなう産業内の偏向的な技術変化によるとしている。一方、同様のフレームワークに従い、日本の製造業における技術変化の製造および非製造労働需要への影響を検証した分析としてSakurai (2001)がある。これによれば、日本の製造業における非製造労働シェアは1960年代から安定的に増加してきた。そして、やはり1980年代の非製造労働シェアの増加のほとんどが産業内のシフトで説明される。さらにコンピュータ投資は非製造労働所得シェアの増加に著しい貢献をしている。したがって、そのペースに差はあるものの、日本においてもコンピュータ投資に代表される技術変化が非製造労働者シェアの増加に対して重要な役割を果たしたと考えられると述べられている。

以上はマクロ・産業レベルの分析であるが、Doms, Dunne and Troske (1997)は事業所レベルの賃金、職種構成、学歴構成および生産性がCADに代表される新技術の導入・利用によりどのように変化するかを検証している。それによれば、まず、クロスセクション分析によると、より多くの新技術を利用している事業所ほど、より高学歴の労働者を雇用

---

<sup>2</sup> 技術革新とアメリカの労働需要および賃金格差に関する先行研究のサーベイとしては石原(2000)が詳しい。

し、より管理職および専門職を雇用し、より高い賃金を支払っている。しかし、各年のデータをプールした分析では、労働の高技術化と新技術の導入との間には確かな相関関係はみられなかった。したがって、新技術を導入している事業所では、新技術導入の前でも後でも、より高技術労働を雇用し、より高い賃金を支払っていると考えられ、新技術の導入が企業の労働需要を著しく変化させているとは言えないとしている。これは一見マクロ・産業レベルの分析結果と相反するように思える。しかし、各事業所間の新技術と高技術労働との関係に変化がなくとも、事業所間の生産物シェアや雇用シェアに変化がある場合、具体的には旧技術事業所から新技術事業所への生産物配分や雇用のシフトが起こっている場合にはマクロ・産業レベルでの分析結果が観察される可能性はあるだろう。

一方、個人のレベルで、コンピュータを仕事に使いこなせる技術と個々の労働者の賃金との関係を明らかにすることにより、所得格差の拡大を説明しようと試みた分析として Kureger (1993) がある。彼は“Current Population Survey”のマイクロ・データを使って、仕事でコンピュータを使っている労働者は、そうでない場合に比べて、高い賃金を得ているのか否かを検証した。様々な賃金関数を推定した結果、仕事でコンピュータを利用する労働者は 10~15%高い賃金をえており、また、1980 年代のコンピュータ利用の拡大は学歴プレミアムの増加の 3 分の 1 から 2 分の 1 を説明するとしている。

しかし、本当にコンピュータを利用することが賃金プレミアムを生むのか、それともそもそも能力の高い労働者がコンピュータを使っている、すなわち、コンピュータの利用は個人間の能力格差の代理指標に他ならないのかは判別の難しい問題である。たとえば、DiNardo and Pischke (1997) はドイツのサーベイ・データを使って、仕事でのコンピュータ利用による賃金格差はコンピュータを使いこなせる能力に対するプレミアムなのか、あるいは能力の高い労働者が仕事でコンピュータを使っているだけなのか検証した。その結果、ドイツにおいても、アメリカと同様に仕事でのコンピュータ利用による賃金格差は観察された。しかし、同じく計算機、電話およびペン・鉛筆といった事務用品を仕事で使っている場合でも大きな賃金格差が確認された。したがって、観察されている仕事でのコンピュータ利用による賃金格差は真のコンピュータを使いこなせる能力に対するプレミアムではなく、労働者の能力格差をさす代理指標に過ぎないのではないかと疑問を呈している。また、Bartel and Sicherman (1999) は産業レベルの技術変化の指標と若年労働者のパネル・データ“National Longitudinal Survey of Youth”とを接続し、技術変化と賃金および技術変化と学歴プレミアムとの間の正の相関関係に影響を与えるような、観測されるあるいは観測されない不均一性の役割を明らかにしようとした。それによれば、観測されない個人間の不均一性をコントロールした結果、技術変化と賃金および技術変化と学歴プレミアムとの間の正の相関関係は著しく弱まり、また、ハイテク産業の高賃金および学歴プレミアムはもっぱら労働者の能力によるところが大きいという分析結果をえている。

日本についての分析としては清水・松井 (1999) が興味深い。『全国消費実態調査』の個票データを用い、パソコンに代表される情報処理能力が労働者の生産性を上昇させ、情報

処理能力の差による賃金格差、デジタル・デバイドを生んでいる可能性を検証している。賃金とパソコン所有との同時性の問題に配慮した推定結果から、パソコンの所有のような新技術への積極的対応は高賃金に結びついており、また、パソコン所有は賃金に強く影響されるという結果をえている。

### 3. 賃金構造基本調査にみる正規・パート雇用

最近の日本の正規・非正規（パート）雇用の動向を 1985 年から 2002 年の『賃金構造基本調査』の公表資料を使って簡単に観察する。<sup>3</sup>まず、図 1 は総労働者数（=一般労働者数+パート労働者数）に占めるパート労働者の比率をグラフ化したものである。これによれば、産業全体でみると 1985 年頃は 6%前後だったのが、2002 年には 17%程度まで上昇してきている。一方、製造業では 1985 年頃には 6%強であり、2002 年でも 10%強までの上昇にとどまっている。これに対し、卸・小売業では 1985 年頃の 10%前後から急速にその比率を上昇させ、2002 年には 37%を超えるまでに至っている。相対労働投入比率（=パート労働者数/一般労働者数、図 2）で見ても基本的には同じ動向、すなわち観測期間を通じてパート雇用の増大が見られ、特に卸・小売業で顕著である点も同様である。これに対し、相対賃金（=パート労働者賃金/一般労働者賃金、図 3）の動向を見ると、1985 年から 2002 年にかけて緩やかに低下しているに過ぎない。<sup>4</sup>したがって、この期間の正規・パート間の代替の弾力性（= $\frac{\text{相対労働の変化率}}{\text{相対賃金の変化率}}$ ）を計測してみると、観測期間全体（1985-2002）では産業全体で 65.56、製造業で 12.01、卸・小売業で 17.26、90 年代以降（1991-2002）では産業全体で 34.55、製造業で 9.44、卸・小売業で 15.76 であった。いずれもかなり大きい値である。これは前述のとおり、相対賃金の変化が小さいにもかかわらず、相対労働の動きが大きい（したがって、パート比率の増大）ことを反映している。しかし、前節の先行研究の議論を参考にすれば、パート雇用の増大は単なる価格変化に対する代替効果以外にも労働需要サイド、すなわち企業の技術変化の影響も無視できないだろう。

### 4. パート比率の分解

ここでは今回の分析で主に利用する『企業活動基本調査』の個票資料を用いて、パート比率の変化をみてみよう。<sup>5</sup>今回の分析では総従業者数を常時従業者数と定義し、正規雇用

<sup>3</sup> 『賃金構造基本調査』におけるパートタイム労働者とは 1 日の所定労働時間が一般の労働者よりも少ない又は 1 日の所定内労働時間が一般の労働者と同じで 1 週の所定労働日数が一般の労働者よりも少ない労働者をいう。これは後の実証分析で利用する『企業活動基本調査』の定義に比較的近いものである。

<sup>4</sup> 産業別パート賃金はごく最近まで女性についてのみ利用可能であるため、今回、パート賃金は女性パート労働者のそれを使っている。

<sup>5</sup> 『企業活動基本調査』は 1991 年に初めて行われ、その後 1994 年から毎年調査されている。その主な目的は、財務諸表に加えて、国際化、多角化、情報化および研究開発等の日本の企業活動の全体像を把握することにある。調査対象企業は、日本標準産業分類に掲げる大

者数を常時従業者数からパート従業者数を差し引いたものと定義している。今、パート比率を常時従業者数に占めるパート従業者数比率と定義する。すると、j 産業に属する企業のパート比率の従業者数シェアによる加重平均  $P_j$  を以下のように分解することができる。<sup>6</sup>

$$P^j = \sum_i s_i^j p_i^j = \bar{P}^j + \sum_i (s_{i,t}^j - \bar{s}_{i,t}^j)(p_{i,t}^j - \bar{p}_{i,t}^j). \quad (1)$$

ただし、 $p$  はパート比率、 $s$  は常時従業者で図った従業者数シェア、添え字  $i$  は各企業をあらわしている。<sup>7</sup>ここで最右辺の第 1 項はパート比率の算術平均値であり、企業内の効果をあらわしている。一方、第 2 項は共分散であり、企業間の効果をあらわしている。すなわち、パート比率が（算術）平均より大きい企業の従業者数シェアが相対的に大きければ、この値は正の値となり、加重平均を押し上げる効果があり、逆に、相対的に小さければ、加重平均を押し下げる効果がある。また、各項の時間変化を観察することにより、企業間の効果の重要性の動向を検証できるだろう。『企業活動基本調査』は脚注で述べたとおり、従業員数 50 人未満および 3,000 万円未満の企業が調査対象外となっているため、このデータで参入退出を議論することは相応しくないとと思われる。したがって、各産業のパート比率の変化と企業間の効果の影響を観察する目的において、この比較的簡単な方法で十分であると思われる。

表 1 がその結果である。<sup>8</sup>まず、製造業の企業間の効果は、食料品製造業の 1996 年から 1998 年までを除いてマイナスである。したがって、製造業では、パート比率の高い企業の従業者シェアは相対的に小さい傾向にあることがわかる。また、この傾向は時間を通じてほとんど変化してない。絶対値でみたその大きさは食料品製造業では小さく、その他の製造業では後述する企業内の効果の約半分くらいと比較的大きい。一方、卸売・小売業では、逆に企業間の効果はプラスであった。したがって、卸売・小売業ではパート比率の相対的に高い企業の従業者シェアは相対的に大きい傾向にある。また、企業間の効果は時間がたつにつれ大きくなってきている。小売業では企業間の効果は非常に大きく、後述する企業

---

分類 D - 鉱業、F - 製造業および I - 卸売・小売業、飲食店（中分類 60 - 一般飲食店及び同 61 - その他の飲食店を除く。）に属する事業所を有する企業のうち、従業員 50 人以上かつ資本金（または出資金）3,000 万円以上の会社（合名会社、合資会社、株式会社および有限会社）である。したがって、調査対象企業は比較的大きい特定産業に属する企業に偏っている点に注意が必要である。利用したデータベースの詳細に関しては後述。

<sup>6</sup> Olley and Pakes (1996) はこの方法でアメリカの通信機器製造業の生産性の分解をおこなっている。

<sup>7</sup> 『企業活動基本調査』は脚注 4 で述べたとおり、従業員数 50 人未満および 3,000 万円未満の企業が調査対象外となっているため、このデータで参入退出を議論することは相応しくないとと思われる。

<sup>8</sup> 製造業の内訳については付表を参照のこと。



内の効果に匹敵するが、卸売業ではその効果は相対的に小さい。一方、パート比率の算術平均の動き、つまり企業内の効果のみをみると、食料品製造業と卸売・小売業においてその値が急激に大きくなってきている。このことはこれら産業における企業内パート比率が高まってきていることを示している。しかし、その他の製造業では非常に緩やかに上昇しているかほとんど変化していない。最後にパート比率の加重平均の動向を観察すると、『賃金センサス』の場合と同様に、製造業では緩やかに上昇している一方、商業、特に小売業において急激に上昇していきいていることがわかる。ただし、製造業の値は『賃金センサス』のそれより小さい。以上の結果から、製造業では、企業内のパート比率は緩やかに高まっている一方で、パート比率の高い企業の従業者数は同産業内の他社と比べて少ない傾向にある。これに対し、小売業では各企業内のパート比率が急速に高まってきているのと同様に、パート比率の高い企業の産業内の従業者シェアもやはり急速に高まってきている。結果として小売業全体のパート比率はかなり高い伸びを示している。

## 5. 偏向的技術変化と正規労働

### モデル

ここでは、情報通信技術のような新しいテクノロジーの導入が企業内の技術変化として正規労働にどのような影響を与えているのかを検証する。具体的には、簡単な新古典派生産者モデルを援用し、正規・非正規労働間の代替関係を考慮した上で技術変化が正規労働比率（非正規労働比率）にどのような影響を与えているのかを分析する。

正規労働および非正規労働を可変生産要素、資本ストックを固定生産要素とする CES 型の短期付加価値生産関数を考える。

$$Y_{i,t} = A_{i,t} \left[ a_{i,t} L_{0,i,t}^c + (1 - a_{i,t}) L_{1,i,t}^c \right]^{\frac{1-d}{c}} \bar{K}_{i,t}^d \quad (2)$$

ただし、L0 は正規、L1 は非正規労働をそれぞれあらわし、K は資本ストックおよび Y は実質付加価値生産物をあらわす。また、A は中立的技術レベルをあらわし、一方、a は正規労働偏向的（非正規労働節約的）な技術レベルをあらわす。<sup>9</sup>このとき、CES 型生産関数の代替弾力性は

$$\sigma = -\frac{1}{c-1} \quad (3)$$

<sup>9</sup> 一般的には、CES 型関数形で a は分配パラメータであるが、本稿ではこのパラメータの変化自体が偏向的技術レベルをあらわすとしている。

となる。最適化条件より、以下の関係式をえる。

$$MST = \frac{MP_0}{MP_1} = \left( \frac{a_t}{1-a_t} \right) \left( \frac{L_{0,i,t}}{L_{1,i,t}} \right)^{c-1} = \frac{W_{0,i,t}}{W_{1,i,t}} \quad (4)$$

ただし、 $W_0$  および  $W_1$  は正規・非正規賃金、 $MP_0$  および  $MP_1$  はそれぞれの限界生産性をあらわす。したがって、技術的限界代替率  $MST$  が、代替弾力性一定のもとで、正規労働偏向的な技術レベル  $a$  の変化によってシフトすることがわかる。たとえば、企業の情報通信技術の導入がその業務をデジタル化したり、社内の情報処理構造を変化させたりするとする。すると、樋口（2001）が指摘するように、それまで社内業務・事情に精通し、また社内的人的ネットワークをもつ正規従業員の外部労働力に対する優位性が情報化の進展により弱まるかもしれない。つまり、正規従業員の生産性が（相対的に）低下する可能性を示唆している。このことは、(4)式において  $a$  が減少することととらえられる。その場合、情報化の進展は正規労働節約的な技術変化と考えられるだろう。さらに、(4)式の両辺の逆数を取り、 $L_1/L_0$  を掛け合わせると以下のように変形できる。

$$\begin{aligned} \frac{W_{1,i,t} L_{1,i,t}}{W_{0,i,t} L_{0,i,t}} + 1 &= \frac{W_{1,i,t} L_{1,i,t} + W_{0,i,t} L_{0,i,t}}{W_{0,i,t} L_{0,i,t}} = \frac{1}{S_{0,i,t}} \\ &= \left( \frac{a_t}{1-a_t} \right) \left( \frac{L_{1,i,t}}{L_{0,i,t}} \right)^{c-1} + 1 = \frac{a_t L_{0,i,t}^c + (1-a_t) L_{1,i,t}^c}{a_t L_{0,i,t}^c} = \frac{(Y_{i,t} / \bar{K}_{i,t}^d)^{e/1-d}}{a_t L_{0,i,t}^c} \end{aligned} \quad (5)$$

$S_0$  は労働費用に占める正規労働費用の比率である。ここで偏向的な技術変化の項を以下のように仮定する。

$$\ln a_t = \ln \bar{a} + eTech_{i,t} + v_i \quad (6)$$

ただし、 $Tech$  は企業内の技術変化をあらわす変数であり、 $e$  はパラメータである。また、 $v$  は各企業固有の技術レベルをあらわす固定効果である。すなわち、ある種の職場の技術変化が正規労働偏向的（節約的）な技術変化であれば、 $e > 0$  ( $e < 0$ ) となることが予想される。

(5)式の両辺の対数を取り(6)式を代入し、さらに攪乱項  $u$  を加えると以下のような回帰式をえる。

$$\ln S_{0,i,t} = \ln \bar{a} + eTech_{i,t} + c \ln \left( \frac{L_{0,i,t}}{\bar{K}_{i,t}} \right) - \frac{c}{1-d} \ln \left( \frac{Y_{i,t}}{\bar{K}_{i,t}} \right) + v_i + u_{i,t} \quad (7)$$

さらに、 $\ln S_0$  は以下のように分解できることは明らかである。

$$\ln S_{0,i,t} = \ln \left( \frac{L_{0,i,t}}{\bar{L}_{i,t}} \right) + \ln \left( \frac{W_{0,i,t}^*}{\bar{W}_{i,t}} \right) \quad (8)$$

ここで、右辺第 1 項は総労働者数に占める正規労働者数の比率（対数）であり、右辺第 2 項は平均賃金に対する正規労働賃金の比率（対数）である。したがって、(7)式と(8)式を合わせれば、以下のような回帰式をえる。

$$\begin{aligned} \ln \left( \frac{L_{0,i,t}}{\bar{L}_{i,t}} \right) &= \ln \left( 1 - \frac{L_{1,i,t}}{\bar{L}_{i,t}} \right) \\ &= -\ln \left( \frac{W_{0,i,t}^*}{\bar{W}_{i,t}} \right) + \ln \bar{a} + eTech_{i,t} + c \ln \left( \frac{L_{0,i,t}}{\bar{K}_{i,t}} \right) - \frac{c}{1-d} \ln \left( \frac{Y_{i,t}}{\bar{K}_{i,t}} \right) + v_i + u_{i,t} \end{aligned} \quad (9)$$

したがって、企業の要素価格変化に対する最適化行動の結果としての正規・非正規雇用間の代替関係（等量曲線上のシフト）を考慮した上で、様々な技術変化が偏向的か否か（生産関数自体のシフト）をパラメータの符号から判断できるだろう。また、正規労働者数＋非正規労働者数＝総労働者数という関係と(2)式の  $a$  に注意すれば、ある種の技術変化が正規労働偏向的な技術変化であれば、一方で非正規比率を減らすような技術変化であることがわかるだろう。<sup>10</sup>(9)式の左辺は『企業活動基本調査』のデータから観測可能である。一方、(7)式の左辺、すなわち正規労働コストシェアは観測できない。今回の分析では、利用

<sup>10</sup> 表 5 にあるように、本稿の分析対象企業の約 3 割のサンプルでパートを雇用していない ( $L_0=0$ )。ここで正規労働に注目することによって、パート雇用に関するサンプル・セクションの問題 ( $L_1=0$ ) を明示的にモデル化せずにする。

可能なデータの問題から、(9)式を推定することを選択した。また、(9)式の方が技術変化の正規労働比率（あるいは非正規比率）に与える影響をより直感的に捉えることができると考えられる。

## データ

ここで、各変数の定義を説明する。本稿では基本的に前述の『企業活動基本調査』の個票資料を利用する。<sup>11</sup>本稿では非正規労働 L1 をパート従業員とする。総労働投入 L に関しては常時就業者数、一方、正規労働投入 L0 に関しては常時従業員数からパート従業員数を差し引いたものを正規労働者数として用いている。資本ストック K に関しては、有形固定資産のデータをベースに西村・中島・清田（2003）の方法によって以下のように資本ストックの系列を推計している。

$$K_{i,t+1} = \begin{cases} K_{i,t} + (FA_{i,t+1} - FA_{i,t}) / PI_{t+1}, & \text{if } FA_{i,t+1} - FA_{i,t} > 0 \\ K_{i,t} + (FA_{i,t+1} - FA_{i,t}), & \text{if } FA_{i,t+1} - FA_{i,t} \leq 0 \end{cases} \quad (10)$$

ただし、FA は有形固定資産簿価（名目値）であり、初期値  $K_1 = FA_1 / PI_1$  としている。また、PI は投資財デフレータ、SNA 固定資本形成デフレータ（93SNA，暦年 1995 年基準）である。企業の生産物 Y に関しては名目付加価値を以下のように定義し、

名目付加価値 = 売上高 - 仕入高、

これを SNA の産業別付加価値デフレータで実質化したものを実質付加価値生産物とした。

最後に、技術変化として本稿では、情報通信技術の導入・利用に注目する。まず、情報化に関して『企業活動基本調査』の調査項目の中で観測期間を通じて利用できる変数としては費用項目内の「情報処理・通信費」がある。<sup>12</sup>しかし、この情報処理・通信費はいわゆる中間投入物の 1 種であり、実証分析の文献でしばしば情報化を把握する変数として利用

<sup>11</sup> 本稿の分析に利用したデータベースの構築は（独）経済産業研究所計量分析・データ室、松浦寿幸氏の協力を得ておこなった。ここに感謝の意を表したい。また、データベース構築の詳細に関しては経済産業研究所計量分析・データ室（2003）を参照のこと。

<sup>12</sup> 『企業活動基本調査』の調査票の記入手引によれば、情報処理・通信費とは「コンピュータによる情報処理やデータ通信などの専門部署の情報処理経費と電報、電話、郵便等の通信費の合計金額」であり、「ただし、電子計算機の買い取りの場合の減価償却費は除く」とある。また、コンピュータによる情報処理費に含まれる項目として、導入諸掛り、リース・レンタル料、保守料、回線使用料、ソフトウェア委託料および購入費、パンチ委託料、計算委託料（マシンタイム借料を含む）およびオンラインサービス料があり、人件費は含まれない。

されている資本ストックに占める IT 関連資本ストックの比率、以下、資本の情報化度と呼ぶ、を直接推計することができない。<sup>13</sup>したがって、今、情報処理・通信関連中間投入サービス (SIT) はもっぱら企業の IT 関連資本ストック (K\_IT) に依存して決まると仮定する。

$$SIT = \frac{1}{\gamma} K_{IT}^{\lambda} \quad (11)$$

K\_IT に関して書き直すと、

$$K_{IT} = \gamma SIT^{\frac{1}{\lambda}} \quad (12)$$

となる。すると資本の情報化度 (KIT) は以下のようにあらわすことができる。

$$KIT = \gamma \frac{SIT^{\lambda}}{K} \quad (13)$$

残念ながら今回の分析で  $\gamma$  や  $\lambda$  を知ることができない、したがって、やはり KIT を推計することはできない。そこで本稿ではまず、各企業の SIT/K を以下のように推計する。情報処理・通信費を『企業サービス価格指数』の「情報サービス」および「通信」の平均値で実質化したものを資本ストックで割ることで計算した。その各年の 2 桁産業分類毎の分布における四分位値で各々の企業を 4 つのグループ格付けした (1Q-4Q: 以下、便宜的に第 k 四分位グループ、k=1-4 と呼ぶこととする)。したがって、これは各企業の情報化度を各 2 桁産業分類内における相対的な位置によって把握しようとするものである。もちろん前述のパラメータを無視しているので KIT の推定値としてはバイアスを含んでいるわけだが、情報・通信サービス価格の変化を加味しつつ、各産業内での分布における位置で評価することによりある程度は情報化度の違いを補足することができるだろう。すなわち、第 1 から第 4 四分位グループへと以降するほど、積極的に情報通信技術を導入・利用している企業であると考えられるだろう。(9) 式の推定の際には、この情報化度のダミー変数 (KIT2Q-KIT4Q) とタイムトレンドの交差項を情報化による技術変化とみなして推定をおこ

<sup>13</sup> 砂田 (2003) では同じく『企業活動基本調査』の個票資料を使って、情報化の生産効果を調整費用構造の中において評価することを試みた。そこでは資本の情報化度の代理指標として営業費用に占める情報処理・通信費の比率 (費用の情報化度) を使っている。しかし、情報処理および通信サービス価格が低下傾向にあることを考え合わせると、この指標はかなりの下方バイアスを持っていることが指摘されている。

なっている（第1四分位グループ、KIT1Qが基準）。表2は推計したSIT/Kの平均値を計算したものである。前述の議論からこの値自体にはあまり意味はない。しかし、一方で、第3・4四分位グループ（KIT\_3QおよびKIT\_4Q）この値が時系列的に上昇してきていることはこの期間で日本企業の情報化が進んできたことを示唆しているのではないだろうか？

## 回帰分析

(9)式の推定において必要となる変数について述べてきたが、平均賃金に対する正規労働賃金の比率  $W0^*/W$  を『企業活動基本調査』から得ることはできない。そこでまず、平均賃金は以下のように従業者1人当たり労働コストと定義する。

平均賃金=給与総額/常時従業者数。

一方、正規労働賃金に関しては『賃金構造基本調査』と『毎月勤労統計要覧』のデータをベースに推計したパート賃金を使って計測した。<sup>14</sup>具体的には、パート給与は市場で決定されると仮定し、『賃金構造基本調査』からパートタイム労働の1日当り所定内給与額、1日当り所定内労働時間、年間実労働日数を得る。しかし、『賃金構造基本調査』では製造業については中分類ベースでは情報を得ることができない。そこで、『毎月勤労統計要覧』から製造業中分類ベースの現金給与総額および総実労働時間の情報を得る。ただし、『毎月勤労統計要覧』は抽出替えによる誤差の修正を行っていないため、時系列比較をすることができない。そこで、『毎月勤労統計要覧』の数値を使ってクロスセクションで指数化し、『賃金構造基本調査』の製造業のデータに乗じることでパート賃金およびパート労働時間を算出した。このパート賃金を使って、以下の要領で正規労働賃金を推計する。

パート向け給与総額=パート時給×パート労働時間×パート従業者数。

正規労働賃金=(給与総額-パート向け給与総額)/(常時従業者数-パート従業者数)。

しかし、このようにして計測された正規労働賃金に含まれる観測誤差をどのように取り扱うべきなのかという新たな問題が発生する。そこで以下のような推論をおこなった。<sup>15</sup>

今回の分析モデルでは、正規およびパート労働市場は競争的であると仮定している。すると各企業の正規労働賃金の格差の大部分は、格付けられる産業特性や立地する地域特性等で説明されると考えられるだろう。そしてこのような要因は基本的に企業ごとに一定で

---

<sup>14</sup> この点に関しては、慶応義塾大学商学研究科の酒井正氏より貴重なアドバイスをいただいた。記して感謝の意を表したい。

<sup>15</sup> 本稿では、労働時間の動きは賃金変数の中に含まれている。しかし、労働投入を従業者数×労働時間、賃金をとして分析を行ったが、結果に大きな差はなかった。

あると考えてよいだろう。また、固定効果で捕まえきれない部分に関して、時系列的にトレンドをもった動きをする可能性がある。そこで、このトレンド的な要因を上で推定した正規労働賃金の平均賃金に対する比率  $W_0^*/W$  で代理させることにする。

$$\ln\left(\frac{W_{0,i,t}^*}{\bar{W}_{i,t}}\right) = \alpha \ln\left(\frac{W_{0,i,t}}{\bar{W}_{i,t}}\right) + \omega_i + \mu_{i,t} \quad (14)$$

(14)式は正規労働賃金の比率  $W_0^*/W$  を企業固有の要因と公表資料からの推定値およびその他に分解したようすをあらわしている。これを(9)式に代入し、以下のように回帰式を修正する。

$$\ln\left(\frac{L_{1,i,t}}{\bar{L}_{i,t}}\right) = -\alpha \ln\left(\frac{W_{0,i,t}}{\bar{W}_{i,t}}\right) + \ln \bar{a} + et + \sum_{k=2}^4 e_k KIT_{Qk}t + c \ln\left(\frac{L_{0,i,t}}{\bar{K}_{i,t}}\right) - \frac{c}{1-d} \ln\left(\frac{Y_{i,t}}{\bar{K}_{i,t}}\right) + \tilde{v}_i + \tilde{u}_{i,t} \quad (15)$$

この操作により正規労働賃金の観測誤差をある程度は補正可能であると考えられる。本稿では(15)式を固定効果モデルとして推定する。ただし、 $t$  はタイムトレンド、 $KIT_{Qk}$  は前述の情報化度指標の分布において、当該企業が第  $k$  分位グループに属することを示すダミー変数である ( $k=2-4$ )。したがって、偏向的な技術進歩の影響をタイムトレンドであらわし、情報化ダミーとの交差項でその効果に情報化の進展度合いによって違いがみられるのか否かを検証する。

今回の分析では、1991年および1994年から2000年までの8時点について少なくとも連続2時点において観測可能なサンプルのみ分析対象とした。また、仕入高および資本ストックが欠損値のサンプル、常時従業者数-パート従業者数 $\leq 0$ 、売上高-仕入高 $\leq 0$ 、正規従業者向け給与額 $\leq 0$ のサンプルを分析用データセットから削除した。さらに、常時従業者数、製造部門従業者数、売上高、仕入高、付加価値、正規従業者向け給与額および資本ストックの変化率の異常値を示すサンプルも除去した。具体的には、各変数の2時点間の変化率の各々の分布の第3四分位と第1四分位の差をIQR (Inter-quartile Range) とする。各変数の変化率  $G$  が範囲 ( $G25-3 \times IQR$ ,  $G75+3 \times IQR$ ) からもれるサンプルを異常値とした。ここで  $G25$  および  $G75$  はそれぞれ第1四分位と第3四分位をあらわす。主な回帰係数の記述統計量は表4のとおりである。

## 推定結果

表 5 が推定結果である。第 1 行目が製造業全体についての結果である。これによるとタイムトレンドの係数の推定値が正で統計的に有意であることから、全体としての技術変化は正規労働偏向的である、すなわち正規労働の生産性を高める傾向にあると言えるだろう。一方、タイムトレンドと情報化ダミーとの交差項の係数をみると推定値はマイナスであり、情報化度が第 2 四分位グループから第 4 四分位グループへと移るにつれて絶対値でみて大きくなっている。ただし、統計的に有意であるのは第 3・4 四分位グループ・ダミーとの交差項である。また、その絶対的な大きさは第 3・4 四分位グループで先のタイムトレンドのみのプラスの係数より大きい。したがって、情報通信技術の導入・利用は正規労働節約的な技術変化であるといえるかもしれない。続いて、食料品製造業の結果をみると、推定されたタイムトレンドの係数が正で有意であることから、全体としての技術変化は正規労働偏向的であると言えるだろう。一方、タイムトレンドと情報化ダミーとの交差項の係数をみると第 3・4 四分位グループで推定値は有意にマイナスであり、第 4 四分位グループの方が絶対値でみて大きい。また、その絶対的な大きさは第 3・4 四分位グループでタイムトレンドのみのプラスの係数より大きい。したがって、やはり、情報化の進展は正規労働節約的な技術変化であるといえるかもしれない。一方、繊維・衣服製造業では、唯一第 4 四分位グループ・ダミーとの交差項の係数が統計的に有意にマイナスであった。したがって、推定結果を積極的にみれば、情報通信技術の積極的利用は正規労働節約的な技術変化であるといえるかもしれない。化学・石油製造業ではタイムトレンドの係数はプラスだが有意ではない。一方、タイムトレンドと情報化ダミーとの交差項の係数をみると推定値は統計的に有意でマイナスであり、情報化度が第 2 四分位グループから第 4 四分位グループへと移るにつれて絶対値でみて大きくなっている。したがって、情報化は正規労働節約的な技術変化であるといえるかもしれない。機械製造業の結果にみると、推定されたタイムトレンドの係数が正で有意であることから、全体としての技術変化は正規労働偏向的であると言えるだろう。推定された係数はすべてマイナスであるが、第 3・4 四分位グループの係数が統計的に有意であった。また、いずれの交差項の係数もタイムトレンドのみの係数より絶対値でみて小さい。したがって、機械製造業では情報化の進展が正規労働偏向的な技術変化を弱くする傾向にあるようである。その他の製造業では、タイムトレンドの係数およびタイムトレンドと情報化ダミーとの交差項の係数もすべてマイナスであり、情報化度が第 2 四分位グループから第 4 四分位グループへと移るにつれて絶対値でみて大きくなっている。しかし、統計的に有意であるのは各四分位グループ・ダミーとの交差項である。したがって、情報化の進展は正規労働節約的な技術変化であるといえるかもしれない。続いて、卸売業の結果をみると、タイムトレンドの係数およびタイムトレンドと情報化ダミーとの交差項の係数もすべてマイナスであり、情報化度が第 2 四分位グループから第 4 四分位グループへと移るにつれて絶対値でみて大きくなっている。また、第 2 四分位グループ・



ダミーとの交差項以外は統計的に有意である。したがって、やはり情報化の進展は正規労働節約的な技術変化であるといえるだろう。最後に、小売業の結果を見てみよう。タイムトレンドと第 2 四分位グループ・ダミーとの交差項以外は統計的に有意にマイナスの値となっている。したがって、やはり情報化の進展は正規労働節約的な技術変化であるといえるかもしれない。最後の 2 列は推定されたパラメータから代替弾力性  $\sigma$  と生産関数の分配パラメータ  $d$  を推計したものである。代替弾力性は 1.06（機械）から 1.32（食料品）と比較的小さい値である。一方、 $d$  はマイナスでありその理論的制約を満たさない。この点は留意が必要であろう。

## 6. むすびにかえて

本稿では、『企業活動基本調査』の個票資料を利用して、企業の情報通信技術の導入・利用が雇用構造、特に正規・非正規（パート）雇用にどのような影響を与えているのかを検証した。『企業活動基本調査』でパート比率の動向を観察すると、以下のような傾向が見られた。

- ・ 製造業では、企業内のパート比率は緩やかに高まっている一方で、パート比率の高い企業の従業者数は同産業内の他社と比べて少ない傾向にある。
- ・ これに対し、小売業では各企業内のパート比率が急速に高まってきているのと同時に、パート比率の高い企業の産業内の従業者シェアもやはり急速に高まってきている。
- ・ 結果として、集計レベルのデータと同様に、小売業全体のパート比率はかなり高い伸びを示している。

続いて、簡単な新古典派生産者モデルから回帰式を導出し、正規・非正規（パート）労働間の代替関係を考慮した上で情報化が正規労働比率（非正規労働比率）にどのような影響を与えているのかを検証した。それによると、機械製造業以外の産業についての結果は情報化の進展が正規労働節約的な技術変化である可能性を示唆するものであった。このことは、企業の情報通信技術の導入がその業務をデジタル化したり、社内の情報処理構造を変化させたりする結果、長期雇用の中で社内業務に精通し、また社内に人的ネットワークを構築してきた正規従業員のパート従業員に代表される非正規労働力に対する優位が弱まるかもしれないことを示している。つまり、正規従業員の生産性が（相対的に）低下する可能性を示唆していると考えられるだろう。そして、情報通信技術の導入・利用が正規労働節約的、あるいは非正規（パート）労働偏的な技術変化であると考えられるのではないだろうか？しかし、一方で、技術変化の正規労働比率への影響は比較的小さい。たとえば、小売業の最も情報化の進んでいる企業グループで年率-0.0045 であった。したがって、企業の情報化が正規労働に深刻な影響を与えているという状況ではないと思われる。また、表 5 にパート雇用のない ( $L1=0$ ) 企業の比率を記している。これによれば、全体の 3 割強の企業でパートを雇用していない。本稿のモデルはこれらの企業がサンプルから落ちることはないが、これらの状況を考慮したモデル（サンプル・セレクション等）を推定する必

要があるかもしれない。しかし、一方で、非正規（パート）雇用の決定を正しくモデル化する必要がある。本稿ではこの点に立ち入らなかったが、今後の研究課題としたい。

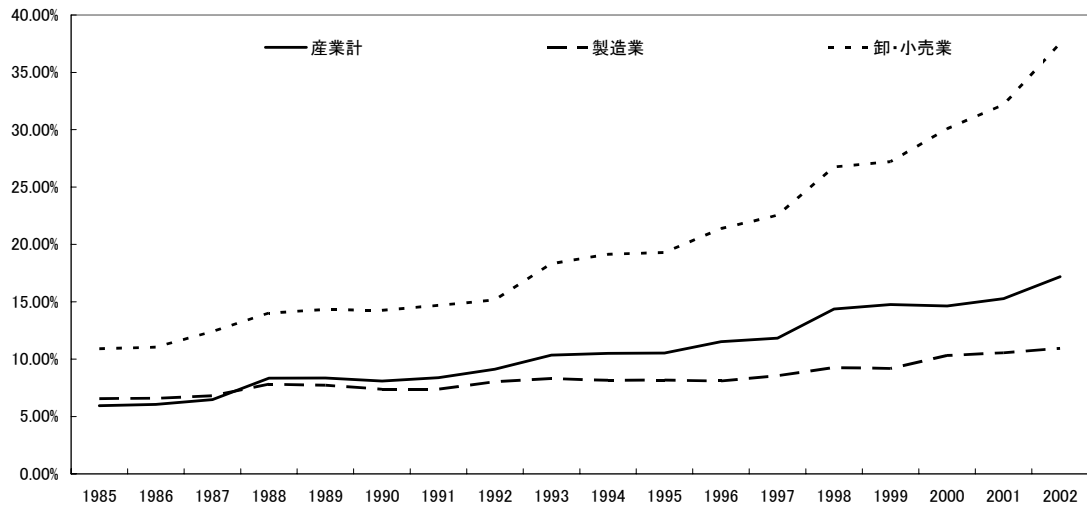
本稿では、理論モデルに依拠しながら、情報化の影響の検証を試みたが、本来、生産者行動の叙述に不可欠な賃金情報（正規・パート別）をサンプル別に得ることができなかった。したがって、別の集計データから作った賃金データを回帰式の推定の際に補完的に利用した。しかし、このような方法が推定結果にどのような影響を与えるのかを判断するのは難しい。賃金に限らず、企業統計の中で企業毎に様々な価格情報が利用できるようなになれば、さらに踏み込んだ精緻な分析が可能になるだろう。

## 参考文献

- 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. 13-26.
- 石原真三子（2000）「米国の技術革新と労働需要・賃金格差—最近の実証研究の整理」、日本労働研究雑誌、No. 475, pp. 60-70.
- 石原真三子（2003）「パートタイム雇用の拡大はフルタイムの雇用を減らしているのか」、日本労働研究雑誌、No. 518, pp. 4-16.
- 清水方子・松浦克己（1999）「技術革新への対応とホワイトカラーの賃金—賃金とパソコン所有の相互関係」、日本労働研究雑誌、No. 467, pp. 31-45.
- 砂田充（2003）「情報化の生産効果について調整費用を考慮した評価」、日本経済研究、No. 47, pp. 101-117.
- 中馬宏之・樋口美雄（1995）「経済環境の変化と長期雇用システム」猪木武徳・樋口美雄編著『日本の雇用システムと労働市場』、第1章、日本経済新聞社.
- 西村清彦・中島隆信・清田構造（2003）「失われた1990年代、日本産業に何が起こったのか？—企業の参入退出と全要素生産性—」、RIETI Discussion Paper Series, 07-J-002.
- 原ひろみ（2003）「正規労働と非正規労働の代替・補完関係の計測」、日本労働研究雑誌、No. 518, pp. 17-30.
- 樋口美雄（2001）『雇用と失業の経済学』、日本経済新聞社.
- 松浦寿幸・清田耕造（2004）『『企業活動基本調査』パネル・データの作成・利用について：経済分析への応用とデータ整備の課題』、RIETI Policy Discussion Paper Series, 04-p-004.
- リクルートワークス研究所『揺れる正社員——雇用の多様化と人材ポートフォリオ——』、Works, No. 59, Aug.-Sep., 2003.
- Autor, D.H., L.F. Katz, and A.B. Krueger, (1998), "Computing Inequality: Have Computers Changed the Labor Market?" Quarterly Journal of Economics, Vol. 113, No. 4, pp. 1169-1213.

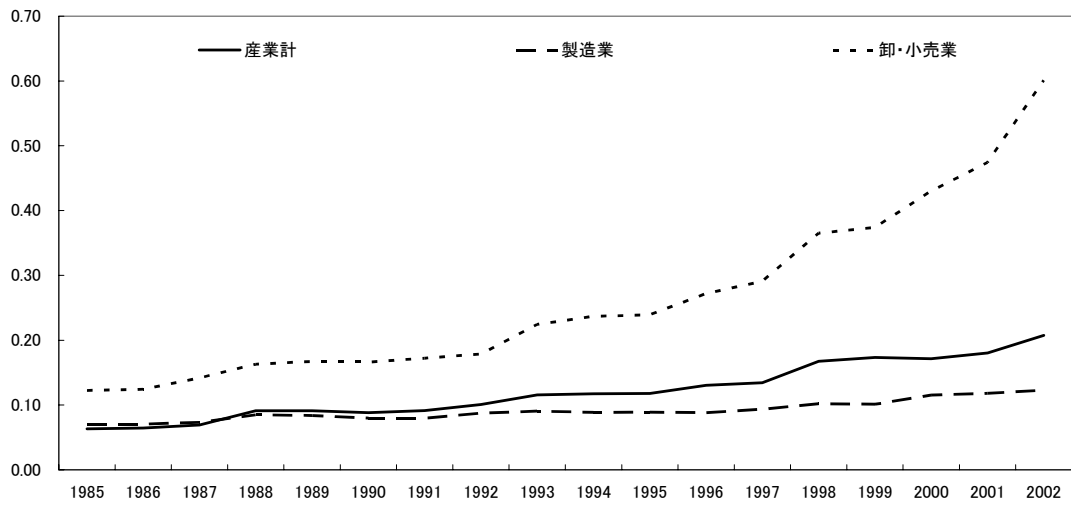
- Bartel, A.P., and N. Sicherman, (1999), "Technological Change and Wages: An Interindustry Analysis," *Journal of Political Economy*, Vol. 107, No. 2, pp. 284-325.
- Berman, E, J. Bound, and Z. Griliches, (1994), "Changes in the Demand for Skilled Labor within U.S. Manufacturing: Evidence from the Annual Survey of Manufacturers," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, No. 2, pp. 367-397.
- DiNardo, J.E., and J.S. Pischke, (1997), "The Returns to Computer Use Revisited: Have Pencil Changed the Wage Structure too?" *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, No. 1, pp. 290-303.
- Doms, M., T. Dunne, and K.R. Troske, (1997), "Workers, Wages, and Technology," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, No. 1, pp. 253-290.
- Krueger, A.B., (1993), "How Computers Have Changed the Wage Structure: Evidence from Microdata, 1984-1989," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 108, No. 1, pp. 33-60.
- Olley, G.S. and A. Pakes, (1996), "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry," *Econometrica* 64, Vol. 6, pp. 1263-1297.
- Sakurai, K., (2001), "Biased Technological Change and Japanese Manufacturing Employment," *Journal of Japanese and International Economies*, 15, pp. 298-322.

図1: パート労働比率



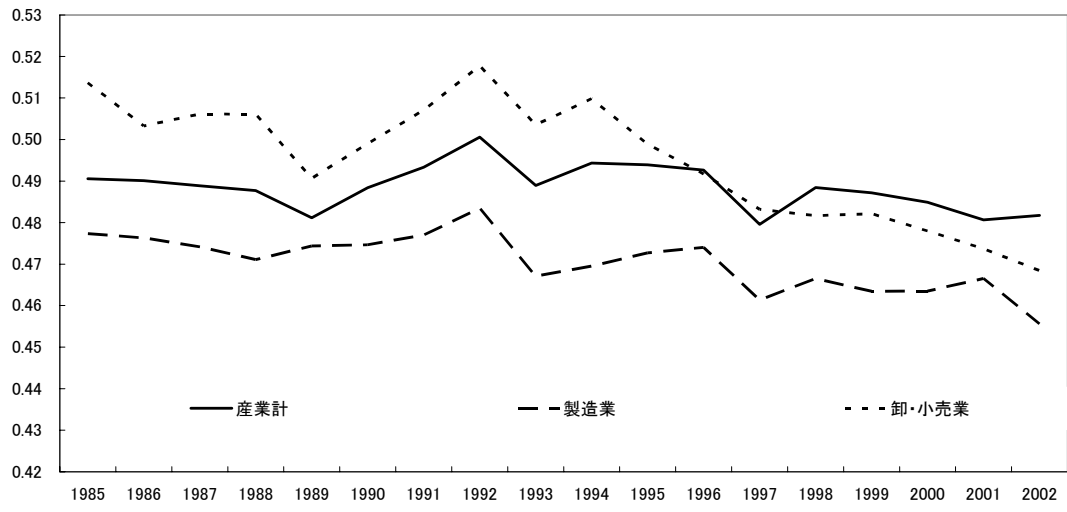
(出典)『賃金構造基本調査』より作成

図2: 相対労働(人)



(出典)『賃金構造基本調査』より作成

図3: 相対賃金



(出典)『賃金構造基本調査』より作成

表1: パート比率の分解(%)

製造業				機械			
	加重平均	算術平均	共分散		加重平均	算術平均	共分散
1991	3.62	7.45	-3.84	1991	2.39	6.66	-4.26
1994	4.13	7.36	-3.23	1994	2.37	5.81	-3.44
1995	4.09	7.33	-3.24	1995	2.32	5.98	-3.66
1996	4.38	7.42	-3.04	1996	2.59	6.10	-3.51
1997	4.83	7.80	-2.96	1997	2.89	6.51	-3.62
1998	4.99	8.02	-3.03	1998	2.78	6.29	-3.51
1999	5.08	8.44	-3.36	1999	2.63	6.47	-3.84
2000	4.97	8.20	-3.23	2000	2.68	6.43	-3.74
食料品				その他の製造業			
1991	11.94	16.09	-4.15	1991	3.50	6.01	-2.51
1994	16.98	17.84	-0.86	1994	3.58	5.97	-2.40
1995	15.84	16.45	-0.61	1995	3.60	5.96	-2.36
1996	17.42	16.62	0.80	1996	3.50	5.82	-2.32
1997	19.26	18.81	0.45	1997	3.75	5.95	-2.21
1998	21.39	21.28	0.11	1998	3.92	6.14	-2.22
1999	22.02	22.29	-0.27	1999	4.32	6.72	-2.40
2000	20.66	20.70	-0.05	2000	4.52	6.68	-2.16
繊維・衣服				卸売業			
1991	8.31	9.87	-1.55	1991	6.07	5.84	0.22
1994	8.33	9.27	-0.94	1994	6.29	5.89	0.41
1995	7.66	9.00	-1.34	1995	6.52	6.22	0.30
1996	8.28	10.16	-1.88	1996	7.05	6.50	0.55
1997	7.96	9.80	-1.84	1997	7.46	6.66	0.80
1998	7.42	8.87	-1.45	1998	8.28	7.14	1.14
1999	5.80	7.81	-2.01	1999	9.64	7.77	1.87
2000	7.41	8.28	-0.87	2000	9.70	7.77	1.93
化学・石油				小売業			
1991	3.59	6.05	-2.47	1991	24.11	15.61	8.51
1994	3.94	6.21	-2.27	1994	24.70	15.15	9.55
1995	4.18	6.92	-2.73	1995	26.98	15.83	11.16
1996	4.46	7.16	-2.70	1996	29.45	16.70	12.75
1997	4.71	6.97	-2.26	1997	31.58	17.90	13.68
1998	4.69	6.94	-2.26	1998	34.04	19.56	14.48
1999	5.13	7.22	-2.09	1999	35.86	21.45	14.42
2000	5.04	6.99	-1.95	2000	38.83	22.48	16.35

注)『企業活動基本調査』より作成。

表2: SIT/Kの平均値

		KIT_1Q	KIT_2Q	KIT_3Q	KIT_4Q
1991	製造業	0.00001	0.00006	0.00012	0.00067
1994	製造業	0.00002	0.00007	0.00015	0.00147
1995	製造業	0.00003	0.00008	0.00016	0.00113
1996	製造業	0.00003	0.00009	0.00018	0.00097
1997	製造業	0.00003	0.00008	0.00016	0.00092
1998	製造業	0.00003	0.00008	0.00017	0.00088
1999	製造業	0.00003	0.00008	0.00016	0.00165
2000	製造業	0.00003	0.00008	0.00016	0.00517
1991	卸売業	0.00007	0.00026	0.00057	0.00602
1994	卸売業	0.00010	0.00028	0.00060	0.00816
1995	卸売業	0.00010	0.00027	0.00059	0.00766
1996	卸売業	0.00011	0.00030	0.00064	0.00759
1997	卸売業	0.00010	0.00028	0.00061	0.00949
1998	卸売業	0.00010	0.00028	0.00062	0.01258
1999	卸売業	0.00010	0.00029	0.00065	0.01369
2000	卸売業	0.00011	0.00028	0.00064	0.03625
1991	小売業	0.00005	0.00016	0.00030	0.00134
1994	小売業	0.00005	0.00017	0.00031	0.00253
1995	小売業	0.00006	0.00016	0.00031	0.00269
1996	小売業	0.00006	0.00017	0.00033	0.00231
1997	小売業	0.00006	0.00017	0.00032	0.00284
1998	小売業	0.00006	0.00018	0.00033	0.00393
1999	小売業	0.00006	0.00018	0.00035	0.00380
2000	小売業	0.00006	0.00017	0.00034	0.00451

表3: 回帰変数の記述統計量

	Mean	Std. Dev.	Min.	Max.
ln(L0/L)	-0.11559	0.22446	-2.82138	0.00000
ln(W0/W)	13.89039	0.15889	13.17603	16.29515
ln(L0/K)	-1.85605	1.07761	-6.52635	7.85357
ln(K/Y)	-3.89172	1.02445	-9.30487	5.63324
Age	37.06784	15.28784	0.00000	106.00000
KIT1Q	0.25269	0.43456	0.00000	1.00000
KIT2Q	0.25050	0.43330	0.00000	1.00000
KIT3Q	0.25009	0.43307	0.00000	1.00000
KIT4Q	0.24673	0.43111	0.00000	1.00000
製造業	0.49599	0.49999	0.00000	1.00000
食料品	0.05172	0.22146	0.00000	1.00000
繊維・衣服	0.02646	0.16050	0.00000	1.00000
化学・石油	0.06552	0.24745	0.00000	1.00000
機械	0.16941	0.37512	0.00000	1.00000
その他の製造業	0.18287	0.38657	0.00000	1.00000
卸売業	0.34205	0.47440	0.00000	1.00000
小売業	0.16196	0.36842	0.00000	1.00000

表4: 回帰分析結果

	製造業	食料品	繊維・衣服	化学・石油	機械	その他製造業	卸売業	小売業
Dependent Var.	ln(L0/L)	ln(L0/L)	ln(L0/L)	ln(L0/L)	ln(L0/L)	ln(L0/L)	ln(L0/L)	ln(L0/L)
No. of obs	27629	2881	1474	3650	9437	10187	19054	9022
No. of firms	5074	713	1785	2046	3853	1886	586	337
F	130333	39734	7415	23365	40283	34423	87132	157589
R2: Within	0.43730	0.64480	0.47480	0.41960	0.34190	0.39140	0.52030	0.68320
R2: Between	0.48010	0.47440	0.23300	0.47170	0.45050	0.44170	0.57270	0.73910
R2: Overall	0.45480	0.45350	0.22610	0.46650	0.44730	0.40570	0.56550	0.76770
F(ui=0)	8.51	9.77	9.97	8.55	8.47	6.40	7.26	6.95
Variable	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.	Coef.
ln(W0/W)	-0.66031 a 0.00565	-0.84029 a 0.01919	-0.65369 a 0.02450	-0.58920 a 0.01364	-0.49712 a 0.00849	-0.60001 a 0.00914	-0.67324 a 0.00578	-0.88147 a 0.00936
ln(L0/K)	0.10234 a 0.00187	0.24805 a 0.00824	0.15842 a 0.00994	0.07995 a 0.00478	0.06269 a 0.00266	0.08056 a 0.00275	0.10480 a 0.00225	0.23274 a 0.00476
ln(Y/K)	-0.03113 a 0.00129	-0.07633 a 0.00618	-0.04847 a 0.00691	-0.02595 a 0.00311	-0.01361 a 0.00164	-0.03532 a 0.00204	-0.06021 a 0.00188	-0.12318 a 0.00415
Time trend	0.00086 a 0.00018	0.00185 b 0.00092	0.00007 0.00092	0.00075 b 0.00036	0.00142 a 0.00024	-0.00008 0.00026	-0.00053 b 0.00021	0.00036 0.00046
Trend x KIT2Q	-0.00030 0.00022	0.00041 0.00111	-0.00016 0.00115	-0.00095 b 0.00044	-0.00038 0.00029	-0.00061 c 0.00032	-0.00027 0.00026	-0.00071 0.00054
Trend x KIT3Q	-0.00104 a 0.00024	-0.00225 c 0.00121	0.00052 0.00131	-0.00103 b 0.00048	-0.00062 c 0.00032	-0.00101 a 0.00035	-0.00072 b 0.00029	-0.00224 a 0.00060
Trend x KIT4Q	-0.00210 a 0.00027	-0.00300 b 0.00136	-0.00295 b 0.00147	-0.00173 a 0.00057	-0.00107 a 0.00036	-0.00203 a 0.00040	-0.00146 a 0.00035	-0.00446 a 0.00071
Constant	9.14319 a 0.07863	11.69576 a 0.26685	9.00445 a 0.34213	8.16898 a 0.19016	6.86936 a 0.11847	8.27313 a 0.12721	9.21189 a 0.08048	12.03427 a 0.13219
sigma_u	0.14243	0.27848	0.19219	0.10980	0.09632	0.10081	0.11510	0.19408
sigma_e	0.04658	0.07262	0.05277	0.03407	0.03694	0.04173	0.04190	0.06424
rho	0.90337	0.93633	0.92989	0.91219	0.87175	0.85372	0.88301	0.90126
σ	1.11401	1.32988	1.18824	1.08690	1.06689	1.08762	1.11707	1.30334
d	-2.28805	-2.24975	-2.26843	-2.08121	-3.60526	-1.28072	-0.74052	-0.88949

注) a, bおよびcはそれぞれ1%, 5%および10%水準で統計的に有意であることをしめす。下段は標準誤差。

表5: パート雇用無し企業の比率

	比率(%)	累積(%)
1991 パート>0	61.88	61.88
パート=0	38.12	100.00
合計	100.00	
1994 パート>0	62.92	62.92
パート=0	37.08	100.00
合計	100.00	
1995 パート>0	64.20	64.20
パート=0	35.80	100.00
合計	100.00	
1996 パート>0	64.54	64.54
パート=0	35.46	100.00
合計	100.00	
1997 パート>0	65.06	65.06
パート=0	34.94	100.00
合計	100.00	
1998 パート>0	65.78	65.78
パート=0	34.22	100.00
合計	100.00	
1999 パート>0	67.63	67.63
パート=0	32.37	100.00
合計	100.00	
2000 パート>0	65.20	65.20
パート=0	34.80	100.00
合計	100.00	



付表：製造業の内訳

食料品	畜産食料品製造業 水産食料品製造業 精穀・製粉業 その他の食料品製造業 清涼飲料・酒類・茶・たばこ製造業 飼料・有機質肥料製造業
繊維・衣服	製糸・紡績業 織物・ニット生地製造業 染色整理業 その他の繊維工業 織物・ニット製衣服製造業 身の回り品・その他の繊維製品製造業
化学・石油	化学肥料・無機化学工業製品製造業 有機化学工業製品製造業 化学繊維製造業 油脂加工製品・石けん・合成洗剤・界面活性剤・塗料製造業 医薬品製造業 その他の化学工業製品製造業 石油精製業 その他の石油製品・石炭製品製造業 プラスチック製品製造業
機械	特殊産業用機械製造業 事務用・サービス用機械器具製造業 その他の機械・同部分品製造業 産業用電気機械器具製造業 民生用電気機械器具製造業 通信機械器具・同関連機械器具製造業 電子計算機・電子応用装置製造業 電子部品・デバイス製造業 その他の電気機械器具製造業 自動車・同附属品製造業 その他の輸送用機械器具製造業 医療用機械器具・医療用品製造業 光学機械器具・レンズ製造業 時計・同部分品製造業 その他の精密機械器具製造業
その他の製造業	その他の業種