



RIETI Discussion Paper Series 20-J-025

労働規制変化による技術利用変化と生産性に対する影響

田中 健太
武蔵大学

馬奈木 俊介
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

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

労働規制変化による技術利用変化と生産性に対する影響¹

田中健太（武蔵大学）、馬奈木俊介（経済産業研究所、九州大学）

要 旨

本研究では2012年の労働者派遣法の改正に伴って発生したと考えられる、労働法規制の強化によって、企業の生産要素選択、及び生産性に対して、どのような影響を与えたか分析を行う。労働法規制の大きな変化は、労働需給だけでなく、既存技術、及びIT技術のような新技術の利用まで影響を与え、企業経営の構造を大きく変化させる可能性がある。本研究では労働規制変化に対する日本企業の技術や労働需要の変化、及びその帰結としての生産性に対する影響について分析を行う。分析の結果、労働者派遣法の影響によって、影響を受けやすい企業ほど、派遣労働者の労働需要、IT等の新技術の蓄積を捉える無形固定資産ストックをともに減少させる結果を示した。また無形固定資産ストックの増加が企業の生産性を向上させる可能性も示された。こうした結果から労働法規制が技術、労働の利用の在り方に影響を与え、間接的に生産性に影響を与えている可能性があり、今後の労働と技術普及の在り方について、政策的示唆を与える結果が示された。

キーワード：労働規制、技術、生産性

JEL classification: J80, K31

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

¹本稿は、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）におけるプロジェクト「人工知能のマクロ・ミクロ経済動態に与える影響と諸課題への対応の分析」の成果の一部である。本稿の分析に当たっては、経済産業省（METI）の経済産業省企業活動基本調査、工業統計調査、特定業種石油等消費統計及び、経済産業省・総務省の経済センサス・活動調査の調査票情報、を利用した。また、本稿の原案に対して、経済産業研究所ディスカッション・ペーパー検討会の方々から多くの有益なコメントを頂いた。ここに記して、感謝の意を表したい。

1 技術進歩と労働市場に対する影響

生産技術に対する投資の蓄積である資本ストックと労働力は経済学的に最も基本的な企業の生産、経営活動のための投入要素を考えられてきた。そのため、技術の進歩、革新により、資本の利用の在り方や生産性に対する寄与が大きく変化した場合に、その代替、もしくは補完的な生産要素となりうる労働力の利用や希少性に大きな影響が必ず発生する。今後、AI が社会全体に利用規模が拡大することで、労働需給に大きな影響を与えられる可能性は高い。実際に歴史上、大きな技術革新が起きた際に、労働問題は大きな社会的な問題として取り上げられてきた。例えば、19 世紀前半に発生したラッドライト運動では、蒸気機関の発明、普及によりこれまで製品の製造の担い手であった労働者の失業問題の懸念から、失業のおそれを抱いた労働者たちによってイギリスの一部地域では機械の打ちこわしを行った事件が発生した。また近年では IT 関連技術の発展、普及するなかで、様々な作業の自動化が進んでいる。こうした過去の歴史を見た場合に、より我々の社会・経済の根本を大きく変えてしまう可能性がある AI のような革新的な技術の普及において、より一層大きな労働問題が発生しないのか、危惧されている。

これまで、AI の利用が普及拡大することによる、労働需給の変化については未だに十分な帰結が得られていないものの、IT 普及に伴う影響から、革新的な技術の普及が労働需要にどのような影響を与えるか分析が進んでいる。例えば Frey and Osborne(2017)では将来的に AI や ICT の進展により、機械化が進む可能性について、702 職種に及ぶ職業別に確率を推計している。この推計の結果、AI の普及によって、大規模な失業の発生可能性を指摘している。一方で、これまでの経済学的研究においては、技術進歩による失業は大規模に発生する可能性は低いとする研究結果も見られる (Acemoglu, 2018; Black and Lynch, 2001)。しかしながらこうした研究のなかでも、技術進歩が賃金格差を助長する可能性が高いことも指摘されている(Autor et al.1998)。労働と技術進歩との関係性をより明確にすることは、今後、AI の普及が進む中で、労働政策や社会制度の在り方を考えるうえで重要な示唆を示すことができると考えられる。

これまでの研究においても、技術の変化が労働市場に影響をどのように与えるか、様々な分析によって、明らかになってきている。しかし、労働政策や規制の在り方自体が、新技術の普及や利用にどのような影響を与えてきたかは十分に明らかにされていない。Frey and Osborne(2017)では実際の技術と労働との代替には政治的、制度的な様々な要因が大きく影響することが言及されている。とくに労働法規性は直接的に、企業の雇用及び解雇に影響を与える政策的手段である。理論的に、労働規制の強化は短期的には労働調整の費用の増加を通じて資本への代替効果を引き起こすと考えられる (Autor et al., 2007)。

一般的には労働法規制を強化し、新たな技術導入による失業の発生を抑制することが望ましいように考えられる。しかし解雇・雇用規制のような労働法規制の強化によって、新たな技術投資に伴う労働者のリストラクチャリングができなくなった場合、企業の労働から技術に対する代替の効果が抑制され、生産性を向上させるための技術投資が十分に行うことができなくなる恐れもある。実際に、IT 等の新技術の導入状況を反映した無形固定資産ストックの増加が生産性を向上させる可能性については、国内外の研究によって示されている (例えば、Corrado et al. 2009)。技術導入の遅れは、経済全体での生産性の改善を阻害してしまい、国際競争力の相対的な低下につながってしまう。結果

的に、経済全体での新たな労働需要の創出が進まなくなることも長期的に危惧される。現在、日本においては情報化投資が他の先進国に比べて低い水準にあり、より新規性の高い技術導入を企業に進めていく必要性が議論されている。そのため、労働法規制の在り方も新たな技術普及の在り方を議論する必要性が極めて高いといえる。こうした状況のなかで、技術と労働規制、及び労働需要との関係性をより明確にし、AI等の新たな技術導入の潜在的ポテンシャルを社会に広め、生産性を向上させるとともに、社会・経済全体の波及効果を検証する必要性はより一層高まっているといえる。

これまで欧州各国を対象とした研究において、労働規制と企業の技術（資本）、労働などの生産要素利用の変化、及びその帰結として生産性にどのような影響を与えるか研究が進められてきた。こうした先行研究では、雇用規制の強化が企業の資本ストックに対する投資を促す傾向が示されているものの、結果的に生産性向上の機会が失われていることを示している（Cingano et al. 2016; Bjuggren, 2018）。

しかし、こうした先行研究では、とくにヨーロッパにおける、雇用制度慣行に基づいた労働規制の変化による影響を分析しているために、雇用制度慣行が大きく異なる日本において、同様の帰結が得られるどうかはわからない。とくに日本では、労働法規制の変化に基づき、正社員（正規労働者）、派遣労働者、パートタイム労働者といった各労働者区分ごとの労働法規制の影響が異なる。そのため、日本の労働法規制と労働の在り方の実態に沿った分析を行う必要がある。日本においても労働資本比率などの技術導入に関する変数と労働規制の関係性に関する研究は行われてきた。例えば、奥平ら（2007）が整理解雇判決の傾向を示す変数を労働規制の強さととらえ、資本労働比率に与える効果を分析している。しかし係数の符号は正を示しているものの、その効果は有意ではなかった。また田中ら（2018）の研究では、各労働規制の変化期間のダミー変数と企業の生産資本、資本労働比率、労働者数（正規雇用者、派遣労働者、パートタイム労働者）との関係性を分析し、日本における労働規制変化が資本投資や情報化投資に影響を与えている結果を示している。実際に事業所レベルにおいても、生産性と情報化投資の間に関係性がある可能性が示されている²。しかし、労働規制変化が企業の資本、労働利用に与える影響とともに、実際の生産性に対してどのように影響を与えたか、明確な分析はなされていない。また日本の労働市場における労働者の区分の違い（正規労働者、派遣労働者、パート労働者）ごとに、技術導入との関係性を分析した事例も未だに少ない。そこで、本研究では2012年の労働者派遣法の改正に伴って発生したと考えられる、派遣労働者の雇用費用の実質的な変化（労働規制の強化）が企業の生産要素選択、及び生産性に対して、どのような影響を与えたか分析を行う。

2 労働者派遣法の改正とその影響

日本では1990年代から、より柔軟な労働の在り方について議論され、1990年代から2000年代前半にかけて、派遣労働者の雇用等に関する規制が緩和されてきた経緯がある。とくに派遣労働者に関する規制に関しては1996年、1999年、2004年の労働者派遣法の改正が大きな変化を与えたと言え

² 事業所を対象とした生産性と情報化投資との関係性は田中ら（2018）においても議論されているが、本稿においてもAppendixに一部産業を事例として分析結果を本稿の補完的な分析を行っている。

る。1996年の法改正では、派遣労働者の派遣可能な業種が26業種まで派遣可能な業種が拡大した。この法改正までは派遣可能な業種は13業種と限られており、とりわけ専門的な職種のみに限定がされていた。さらに1999年の改正では派遣可能な業種が原則自由化された。その結果、この改正で派遣労働者の派遣が認められない業種が製造業、建設業、医療関係業務、警備業、港湾運輸に限定され、それ以外での業種や産業では、派遣労働者のさらなる雇用の拡大がみられた。2004年の改正では製造業に関しても派遣の自由化が認められ、2006年の改正では医療関連業務の一部も派遣解禁となった。

しかしその後、2008年のリーマンショックを契機に派遣労働の解雇、雇用に関する規制が再度、強化されるようになった。とくに2012年の法改正では派遣労働者の全常用労働者中の割合を規定（グループ企業内派遣の8割規制）、無期雇用への転換推進措置、日雇派遣の原則禁止など、これまでの規制緩和の流れが大きく変化した。

こうした背景から本研究では、2012年の労働者派遣法改正が企業の生産要素選択に大きな影響を与えた政策であると考え、この改正影響を分析することで、労働法規制変化と生産要素選択、生産性に対する影響を分析する。本研究では労働者派遣法による個々の企業に与えた影響の代理変数として、2010年時点における各企業の派遣労働者数を用いる。前述の通り、2012年の法改正によって、グループ企業派遣の8割規制が実施されるなど、派遣労働者に依存する企業においては派遣労働者を無期雇用に転換する、もしくは派遣労働者の業務をパートタイム労働者にシフトするなどの企業行動をとる可能性が高い。そのため、企業内の派遣労働者数をもともと多い場合、法改正の影響が大きいと仮定し、2010年時点における各企業の派遣労働者数を規制の変化の変数（規制強化変数）として用いる。2011年の派遣労働者数を用いない理由は、2011年に発生した東日本大震災の影響による労働市場の短期的ショックの影響を避けるためである。2010年時点での派遣労働者数を用いるだけでは、産業影響やその他の経済的動向の影響のバイアスから、推計結果の頑健性が十分担保できない可能性もある。そのため、本研究では、パネルデータ分析を用いるとともに、年ダミー、業種ダミー等などのコントロール変数をモデルに組み込み、可能な限り、規制強化変数がより正確に労働者派遣法の規制強化影響を捉える工夫を行う。

3 分析データ及びモデル

3.1 分析に用いるデータ

本研究では労働者派遣法の企業活動に対する影響を分析するために、経済産業省企業活動基本調査の調査票情報（経済産業省、各年）を用いて分析を行う。今回は2012年の労働者派遣法改正の影響を分析するため、2007年から2017年の企業データを用いる。労働者派遣法は2012年の改正前の大きな改正は2003年に行われている。しかし企業活動基本調査において、各労働者の区分（正規労働者、派遣労働者、パートタイム労働者³ごとの労働者数がデータとして得られるのは2007年の調査からになる。そのため、労働者の区分ごとの変化を分析するために、分析期間は2007年からとす

³ 本研究において区分をしている、正規労働者、派遣労働者、パートタイム労働者の定義は経済産業省企業活動基本調査における区分を参照して定義している。企業活動基本調査の調査票情報では、正規労働者は「正社員・正職員」として表記されているものとし、「派遣労働者」は「(受け入れ) 派遣従業者」と表記しているものを対象としている。またパートタイム労働者は「パートタイム従業者」として区分されている従業者数を用いる。

る⁴。

3.2 全要素生産性の推計

本研究では、各企業の生産性に対して、派遣労働法の影響がどの程度あったのか分析を行うために、各企業の TFP (Total factor productivity : 全要素生産性) を推計する。本研究では Bjuggren (2018) の先行研究をもとに、算出要素を各企業の付加価値合計額として TFP の推計を行う。投入要素としての労働力は、従業者合計 (正規労働者、派遣労働者、パートタイム労働者) を用い、資本は各企業の有形固定資産額を各年の物価変動も考慮した資本ストックデータとして計算をし直し用いる⁵。一般的に、OLS (Ordinary least squares) による TFP の推計には、推計バイアスが発生することは既存研究によって示されている。そのため推計バイアスを考慮するために、Levison and Petlin(2003) などを用いた生産性の推計が行われている。しかし、本研究では既存研究との比較するために、既存研究 (Bjuggren, 2018) の方法を踏襲し、推計を行っている。

3.3 労働規制変化の影響分析

本研究では、労働者派遣法の改定による TFP 及び各生産投入要素の変化をより詳細に分析するために、各要素を被説明変数とする計量モデル (固定効果モデル) を用いて、それぞれの要素の労働規制変化に対する影響を分析する。影響分析モデルは(1)式に示す。

$$Y_{i,t} = c + \beta_1 (Regulation_{2012} \times temp_{worker}_{i,2010}) + \beta_2 Regulation_{2012} + \sum_{k=1}^n x_{it} + u_i + \varepsilon \quad (1)$$

i は各企業を示し、 t は年を示している。被説明変数 (Y) としては、前述の推計で推計された TFP と労働力の変化を捉えるために、全従業者数、正規労働者数、派遣労働者数、パートタイム労働者数それぞれを被説明変数とする別個のモデルで推計を行う。また労働者派遣法の改正に伴う技術利用の変化も分析を行うために、資本ストック及び、労働資本比率、無形固定資産ストックについても、同様に被説明変数として用いた分析も行う。

一方で説明変数としては、労働者派遣法の改正に伴う影響をより正確に捉えるために、法律改正前の 2012 年の法律改正ダミー変数 ($Regulation_{2012}$) と 2010 年における各企業の派遣労働者数 ($temp_worker_{2010}$) を掛け合わせた変数を用いる。前述の通り、2012 年の労働者派遣法の改正では、企業同一グループ内での派遣労働者数の制限が盛り込まれている。そのため、改正以前に、派遣労働者により依存した経営を行っていた場合、より規制の影響が強く観測されることになる。そのため、各年の効果全体を捉えてしまう、規制実施時のダミー変数よりも、より規制の変化を捉える変数として有用であると考えられる。2011 年の派遣労働者数ではなく、2010 年の派遣労働者数を用いる理由

⁴ 本研究において、後述の通り、資本ストックを各企業の有形固定資産から導出しているが、2007 年の資本ストックについては、計量分析の分析期間外である 1998 年からの有形固定資産データから継続して計算をしている資本ストックを用いている。

⁵ 資本ストックの推計については西村ら(2003)をもとに推計し、分析に用いた。また物価変動に関しては、年平均の企業物価指数 (日本銀行、各年) を用いて調整を行った。

は、2011年の東日本大震災のショックによる影響を避け、2011年の正常な経営状況における派遣労働者数に最も近似することができる2010年の派遣労働者数を用いる。従って、本分析では、より長期的な規制変化の影響を捉えるため、2013年以降も2010年に派遣労働者に依存が高い企業が、同じく派遣労働者の規制強化の影響を受け続けると仮定をして、2012年以降を1とするダミー変数 (*Regulation*) と2010年の派遣労働者数 (*temp_worker*₂₀₁₀) の交差項を規制の長期影響を捉える説明変数として用いる。また2012年以降の震災後の産業構造変化と労働者派遣法改正の全産業に対する影響を加味するために、*Regulation*₂₀₁₂を別途独立した説明変数として、モデルに加える。

またこの分析モデルにおいて用いられているほかの変数 x は各企業の特徴を捉える変数を示している。企業特徴を捉える変数として、本研究では企業の規模を捉える企業全体の「売上」を企業規模のコントロール変数として用いている。また情報化に伴うソフトウェアなどに対する投資の影響を加味するために、各企業の無形固定資産ストック（金額）⁶を説明変数として加える (*intangible*)。無形固定資産は特許権、借地権、商標権、営業権などの権利に加え、ソフトウェアなどのITに関連する無益の資産の合計を示している。産業ごとの影響については、企業活動基本調査の「子会社・関連会社業種分類表」の分類に基づき、それぞれの産業ごとにダミー変数を作成し、分析モデルに導入している。この際に、「農業・林業」、「漁業」については農林水産業として、1つの産業ダミーとして扱い、サービス業に関しては、サービス業全体を1つの産業区分として⁷、ダミー変数化している。ここで u は各企業の固定効果を示しており、 ε は攪乱項を示している。また各年固有の効果については、年ごとのダミー変数をモデルに加えることで、各年固有の効果をコントロールする。

4 分析結果

4.1 労働者派遣法改正の影響分析

前述のモデルに基づいた推計結果を表1に示す。まず労働者派遣法改正による規制強化を捉える規制強化変数 (*Regulation*₂₀₁₂ × *temp_worker*₂₀₁₀) と各被説明変数との関係性について、分析結果を考察する。規制強化変数とTFPに関しては、有意な関係性が示されなかった。つまり、規制強化の影響がより強かった企業のTFPは規制強化によって、生産性に対する影響が限定的であったことを示している。一方で、資本ストックや各労働者数、無形固定資産ストックについては、規制強化の影響を受けていることが推計結果から考察できる。まず資本ストックについては規制強化変数と負に有意な関係性が示されている。そのため、規制強化によって、資本ストックが全体的に減少した傾向が示された。ただし、規制強化の影響は資本労働比率全体に与えた影響は限定的であると推計結果から考えられる。資本労働比率と規制強化変数の関係性は推計の結果、有意な関係性が示されていない。ただし、規制強化により、派遣労働者数が減少した分、正規雇用者数、パートタイム労働者数が代替的に増加した傾向が推計結果から考察できる。そのため、正規雇用者、パートタイム労働者のみでの

⁶ 無形固定資産ストックの計算については、資本ストックの計算方法を踏襲し、2007年の無形固定資産金額を基準にストック化したものを無形固定資産ストックとして用いている。

⁷ 本研究において、この分類表に基づき、産業大分類ごとのダミー変数を作成した。ただし、本研究でサービス業に分類した産業は、「不動産業、物品賃貸業」、「学術研究、専門・技術サービス業」、「宿泊業、飲食サービス業」、「生活関連サービス業、娯楽業」、「教育、学習支援業」、「医療、福祉」、「複合サービス事業」、及び「サービス業（他に分類されないもの）」としている。また製造業に関しては分類表の大分類である「製造業」を対象としている。

資本労働比率は減少し、派遣労働者のみでの資本労働比率が向上している推計結果も示されており、規制強化に対して、企業が整合的に行動した結果が示されている。規制強化変数と無形固定資産ストックとの関係性は負に有意な推計結果が示されており、規制強化によって、無形固定資産の蓄積が減少したこと可能性が示されている。

次に無形固定資産が各被説明変数に与える影響について考察する。無形固定資産は正規労働者数、派遣労働者数、パートタイム労働者数のいずれも増加させる可能性が推計結果から示されており、とくに正規労働者数を最も増加させる効果が示されている。こうした結果から、無形固定資産が、とくに正規労働者と補完的な関係性がある可能性が指摘できる。そして、この推計結果において、無形固定資産の増加が TFP を有意に増加させる要因になっていることが示された。既存研究においても、無形資産の増加は企業の TFP を上昇させる可能性が高いことが示されている（宮川ら, 2015）。

しかし、無形固定資産と資本ストック（有形固定資産のストック）が労働規制とどのような関係性があるのか、より詳細にみるためには東日本大震災後の産業構造の変化自体を十分に考慮する必要がある。震災以前より、日本の産業のソフト化は進んでいたが、とくに 2011 年の東日本大震災以降、日本国内でのサービス産業のシェアはより高まっている。こうした背景のもと、もともと派遣労働者数が多い企業に産業の偏りがある場合（サービス産業に属する企業が 2010 年時点での派遣労働者数が他の産業よりも多い場合）は、産業構造変化の影響が大きく影響してしまう可能性がある。実際に今回のサンプルにおける製造業とサービス業の間での 2010 年の派遣労働者数の差は約 6.8% である。そこで、次節以降では、とくに産業構造の変化が大きい製造業とサービス産業のそれぞれについて、サンプルを分けた同様の分析を行い、産業の違いによる労働者派遣法の影響をより詳細に分析する。

4.2 製造業における労働者派遣法改正の影響

これまでの分析結果から、労働規制変化が産業構造自体の変化に大きく影響を受けてしまっている可能性が考えられる。とくに有形固定資産と労働力との関係性が強い製造業と、情報化投資がより経営状況に影響を与え、かつ従業者の中でも、派遣労働者の割合が比較的高いと考えられるサービス業では、労働法規制改正の影響が大きく異なる可能性がある。そこで、全企業データにおける分析と同様のモデルに基づいて、製造業とサービス業とにサンプルを分けたいうえで、労働規制の変化影響の分析を行う。表 2 は製造業に区分された企業のみをサンプルとして分析した結果を示している。

製造業の分析の結果、製造業においては規制強化変数と TFP との間には有意な関係性を示されなかった。そのため、製造業においては、労働規制の影響が TFP に与えた影響は限定的であったと言える。ただし資本ストックに対しては、規制強化変数が正に有意な関係性を示した。そのため、規制強化によって、資本ストックが増加した可能性がある。しかし資本労働比率は規制強化変数と有意な関係性を示していないために、資本労働比率を変化させるほど影響が規制強化にはなかったと考えられる。さらに各労働者区分の規制強化に対する影響については、規制強化によって、派遣労働者及びパートタイム労働者が減少するとともに、正規労働者が増加していることが推計結果から考察することができる。この結果は 2012 年における労働者派遣法の変化と整合的な結果を示している。つまり、派遣労働者の規制強化によって、派遣労働者が減少するとともに、派遣労働者やパートタイム

労働者の正規労働者化の奨励によって、正規労働者が代替的に増加した結果を示している。

一方で、この推計結果で注目すべき結果は、無形固定資産ストックの影響である。例えば、TFP に関しては、無形固定資産ストックと TFP の間に有意な関係性が示されていないものの、資本ストックに関しては、無形固定資産の増加とともに、資本ストックが増加し、結果として、資本の深化を促進する結果が示されている（無形固定資産ストックと資本労働比率との関係性について、推計結果から正の関係性が示されている）。さらに無形固定資産ストックの増加は派遣労働者数を増加させ、パートタイム労働者の減少を促す要因となっている可能性も推計結果から考察される。つまり、製造業においては、より新たな技術ストックとして捉えることが可能な無形固定資産は派遣労働者と補完的な関係性がある。しかし派遣労働者と資本ストックとは代替的な関係性があると考えられる。一方で、無形固定資産は物的な技術ストックである資本ストックと補完関係があると推計結果からは解釈することができる。

こうした結果から無形資産の影響については、日本の製造業における無形固定資産自体の構成に大きな原因がある可能性も指摘できる。日本の製造業において、一般的に研究開発費に対する投資ストックが大きいとされている（内閣府, 2011）。一方で、近年の研究では、日本企業の無形資産のうち、IT に対する投資が他の先進国と比較した場合、少ないことも示唆されている（Chun et al. 2015）。つまり、日本の製造業において、研究開発活動を柔軟に行うための専門的な技術を持った派遣労働者が必要となるために、無形固定資産ストックと派遣労働者が補完的な関係性にあると考えられる。一方で、資本ストックについては、柔軟な製造プロセスを実現するための一般的な派遣労働者の雇用が難しくなる中で、既存の製造設備ではなく、より資本集約的な製造設備への移管を行うため、同時に IT 等のソフトウェアなどの投資が必要となる。結果的に無形固定資産と資本ストックとの間では補完的な関係性が示された可能性がある。しかし、製造業の生産性をより高めるとされている IT などの新たな技術投資が十分になされていない可能性があり、製造業における無形固定資産が増加したとしても、生産性をとくに向上させる IT 自体の割合が低く、IT の生産性を向上させる影響が弱まっている可能性が指摘できる。

4.3 サービス業における労働者派遣法改正の影響

表 3 はサービス業のみをサンプルとした法改正影響の分析結果を示している。サービス業のみの分析において、規制強化変数は TFP に対して、負に有意な関係性を示している。この結果は、規制強化によって、生産性が減少した可能性を示している。また規制強化変数の各モデルにおける推計結果をみると、規制強化によって、資本ストックが有意に減少している結果が示されている。労働者数と規制強化変数との推計結果を見ると、規制強化変数と正規労働者数は正の関係性が統計学的に有意に示されているが、派遣労働者数については規制強化変数と負に有意な関係性を示している。つまりサービス産業においても、製造業と同様に労働者派遣法の改正による規制強化の結果として、より規制が大きく影響した企業については派遣労働者数が減少するとともに、不足した労働力を正規労働者の増加で補う企業行動が発生した可能性を示している。

次に、推計結果に基づいて、無形固定資産の経営活動に与える影響の分析について確認すると、無形固定資産ストックの増加は TFP を向上させる傾向が有意に示されている。また今回の推計結果で

は、資本ストックと無形固定資産の関係性は正に有意な結果を示している。つまり、無形固定資産ストックが増加した場合、資本ストック自体が増加する結果が示されている。一方で、無形固定資産と労働者数との関係性を見ると、どの労働者区分の労働者数にも影響を与えていない可能性が示されている。つまり、無形固定資産の増加は、資本ストックを増加させるが、労働者数には影響を与えないために、結果として、資本労働比率を高める効果があることに言及が可能である。実際に、無形固定資産ストックと各資本労働比率は正の関係性が示されている。こうした結果は資本ストック、無形固定資産、及び各労働者関係性が製造業と異なった関係性を持っている可能性を示している。製造業の場合、無形固定資産の増加は派遣労働者数を増加させる要素となっていた。しかしサービス業では、無形固定資産の増加は、どの労働者区分の労働者数にも影響を与えていない。一方で、サービス業では、規制強化により、資本ストックは減少している。この結果は、サービス業において、派遣労働者と資本ストックの間に代替的な関係がある可能性を示している。ただし、こうした規制の影響は資本労働比率自体に与える影響は限定的である一方で、無形固定資産ストックの増加が通常の資本の深化を進める要因となっていることがわかる。つまり、サービス業において労働法規制の規制強化のTFPに対する影響は労働利用自体の柔軟性が損なわれたことが主因である可能性が指摘できる。

5 労働規制影響と今後の生産性向上のための技術導入の在り方

本研究では労働規制の変化が資本労働比率、資本ストック（有形固定資産ストック）、無形固定資産ストック、労働力、及び生産性にどのような影響を与えたのか、複数の計量分析モデルから考察する試みを行った。分析の結果、労働法規制の生産性自体に対する影響は限定的である一方、企業の各生産要素の利用を変化させ、技術利用や労働需要に対して影響を与えていることが示された。

今回の分析対象となった、2012年の労働者派遣法の改正による規制強化は、実質的な派遣労働者の雇用、解雇費用を増加させることとなる。またより直接的には、グループ企業派遣の8割規制及び、無期雇用転換の促進の実施によって、派遣労働者の雇用全体に影響をあたえる法改正であったといえる。

今回の分析結果での重要な示唆は第1に産業全体に対する影響として、労働法規制の変化が、間接的に企業の技術利用に変化を与えていることが示唆できる点にある。一般的に2012年の労働者派遣法改正において、派遣労働者の雇用、解雇費用の実質的な増加に伴い、派遣労働者数が減少した結果は本分析でも確認ができた。ただし、派遣労働者に対する雇用、解雇規制の強化が、既存技術の集積を捉える資本ストック、及び、IT等の新技術の蓄積を一部捉えている無形固定資産ストックの双方に有意に影響を与えていることが本分析結果により示された。こうした結果は今後のAI等の新技術普及を行う際に、労働法規制が技術普及の要因として、十分に考慮しないといけない政策的効果を含んでいることを示す結果と言える。とくに、TFPを増加させる効果が強いとされる無形固定資産ストックが本推計結果においても、TFPを向上させる効果が有意に示されるとともに、無形固定資産ストック及び資本ストックが派遣労働者に対する雇用、解雇規制の強化によって影響を受けている可能性が示された。

第2に、労働者派遣法の改正による企業パフォーマンス、技術、労働利用の変化は産業間で共通する変化があるとともに、大きく異なる変化も推計結果から示唆された。例えば、各労働者区分の労働

者数に対する影響を見た場合、製造業、サービス業ともに、規制強化によって、派遣労働者数が減少するとともに正規雇用者数の増加が発生していた。この結果は、労働者派遣法の改正によって、派遣労働者の解雇、雇用費用が実質的に増加したため、正規雇用者に代替する企業行動を捉えた結果といえる。一方で、規制強化によって、製造業では無形固定資産ストックが減少した結果が示される一方で、サービス業に関しては無形固定資産ストックと規制強化変数との関係性は有意な関係性が示されなかった。さらに資本ストックに関しては、製造業において、規制強化が資本ストックの増加を促したのに対して、サービス業では規制強化によって、資本ストックが減少した可能性が示された。こうした結果は産業ごとに、労働者派遣法による企業の技術及び労働利用に異なる影響が与えられていると考えられる。とくに無形固定資産ストックは、産業ごとに無形固定資産の内訳が異なっていることがすでに既存研究により示されている (Miyagawa, 2013)。また森川 (2015) においては、無形資産投資に対するキャッシュフロー感応度が製造業、非製造業で大きく異なる可能性に言及している。そのため、今後、労働と技術との関係性を分析する上で、無形固定資産における各資産の構成と労働との関係性、及びそれぞれの無形固定資産項目に対する労働との関係性をより詳細に分析する必要性があると考えられる。

第3に労働利用、技術利用の在り方と、生産性に対する影響に関しての考察にある。今回の分析結果から、サービス業においては、規制強化が TFP を減少させた可能性が示される一方、製造業においては、規制強化による TFP に与える影響が限定的であったことを示している。とくにサービス業においては、規制強化に対する生産要素に与えた影響として、資本ストックと派遣労働者数の減少と正規雇用者の増加があったことに言及することができる。推計された係数で比較した場合、規制強化による労働者数の影響に関しては、派遣労働者数の減少よりも、正規労働者数の増加数が多い。既存技術である資本ストックは規制によって、減少しており、無形固定資産ストックは規制強化の影響を受けていないことから、サービス業において、規制強化による労働利用の柔軟性の変化が結果的に TFP を減少させている可能性が高いといえる。今回の TFP 推計においては、付加価値合計額が産出要素として、用いられているため、規制強化によって、やむを得ず、派遣労働者から正規労働者に代替を行った結果、労働における非効率性が発生し、TFP の減少を招いたと考えることができる。

一方で技術利用の影響については、推計結果から、無形固定資産ストックの影響が各生産要素の利用、及び企業パフォーマンスに影響を与えている可能性が示されている。とくにサービス業においては、無形固定資産の増加が、TFP を向上させる要因となっている可能性が示唆されているだけでなく、無形固定資産ストックが資本ストックとの補完的な関係性がある可能性も示唆されている。こうした結果は無形固定資産のなかでも、サービス業のなかで投資比率が高い情報化投資が拡大することで、それに伴う、他の設備の改良を行う結果として、無形固定資産ストックと資本ストックが相乗的に蓄積した可能性を示していると考えられる。

しかし製造業においては、推計結果から無形固定資産ストックの増加が TFP に与える影響は限定的であり、また規制強化の影響によって、無形固定資産ストックが減少する可能性が示されている。一方で、派遣労働者数と無形固定資産ストックとが補完的な関係性が製造業では分析結果から示されている。こうした結果は、無形固定資産のなかでも、革新的資産が製造業において無形固定資産に占める比率が高いことが起因している可能性がある。製造業における無形固定資産の多くは研究開

発活動や、そこから生み出された特許権などの、革新的資産の比率が高いとされている（内閣府、2011）。とくに製造業においては、2015年の労働者派遣法のさらなる改正によって、専門的な技術を持つ派遣労働者の雇用に対しても、規制が強化された。そのため、研究開発上、柔軟に必要な専門的技術を持つ派遣労働者に対する雇用に減少させてしまい、結果として、研究開発活動が柔軟に行えなくなっている可能性が示唆できる。研究活動自体の柔軟性が損なわれることで、革新的資産の蓄積が十分に進まず、結果的に無形固定資産が減少した可能性があると考えられる。革新的資産は情報化に伴い増加する無形固定資産と比べて、短期的な生産性向上を促さない一方で、長期的には大きな付加価値を生み出す資産である。そのため、今回の推計結果では、短期的な付加価値合計に対する影響が限定的であったため、無形固定資産のTFPに与える影響が限定的であったと解釈するも可能である。そのため、労働者派遣法の規制強化の影響は長期的に見た場合、製造業においてもTFPを減少させてしまう可能性もありうる。

本研究の結果は、今後、AIのような新規性の高い技術導入が加速した場合においても、日本企業全体では労働需要自体の減少が必ずしも発生するとは限らない可能性と考えることもできる。今回の分析結果から、無形固定資産による労働者数に対する影響は平均的にみると、労働者数を増加させる要因になっており、かつ労働法規制強化によって、減少した派遣労働者は、派遣労働者の減少数以上に正規労働者とパートタイム労働者の合計数を増加させる要因になっている。そのため技術による労働の代替が起きていない可能性が高い。そのため、今後の新技術普及に対しても、労働自体の需要減少よりも、労働自体の在り方や賃金格差に対する新技術の普及影響をより分析する必要性が今後の政策的議論に重要になると考えられる。

しかし、重要な点は現状の日本企業における無形固定資産の中身の状況と、労働者派遣法の改正によって、生産性自体が減少した可能性も計量分析結果からは議論が必要となる論点と考えられる。無形固定資産の重要性については、これまでもその資産の生産性に対する影響が大きいことは明らかにされている。しかし一方で、日本の無形固定資産に対する投資が、他の先進国に比べて少なく、かつ、その内訳として、ITなどの新規性がより高い技術に対する投資が少ないことが指摘されている（Chun et al. 2015）。つまり、現状の日本企業における無形固定資産自体が、生産性を向上させる新たな技術投資ではなく、現状の既存技術の補完的な投資にとどまっている可能性が高い。実際に本分析において、既存技術が中心となる資本ストックと無形固定資産の関係性は正に有意な関係性が分析結果からも示されている。現状、日本の産業の中で中心的な業種となっているサービス業において、無形固定資産の蓄積が生産性を向上させることは国内外の研究によって示されている。そのため、IT投資を中心に、より新たな技術を受容可能な無形固定資産の蓄積をどう行うかが、今後の経済政策として重要な課題となると考えられる。

今後、AIのような急激に生産性を向上させる可能性が秘められた新技術が普及していく段階で、現状の日本企業の投資行動を鑑みた場合に、技術導入が十分に進まず、生産性向上が十分に促されない可能性がある。今回の分析結果では、労働法規制の変化の直接的な影響を頑健に示すことはできなかったものの、労働者派遣法改正により、派遣労働者から正規労働者に対する労働代替が進んでいることや、派遣労働者と無形固定資産との関係性が補完的な関係性である可能性が示唆された。また規制強化によって、生産性にも影響が与えられた可能性も示された。しかし、現状の日本

企業の生産要素選択として、労働に対する規制が強化されたとしても、十分な新技術の普及が進むことがなく、むしろ、労働規制による労働市場のゆがみが一部の産業の生産性を押し下げている可能性が示唆された。こうした規制強化に対する影響や、各生産要素の関係性の分析から、AIのような革新的な技術導入の恩恵と、労働市場に与える影響を加味したうえで、より社会的に望ましい労働法規制の在り方を今後も検証することが必要である。

<引用文献>

- Acemoglu, D. and Restrepo, P. (2018). “The race between man and machine: Implications of technology for growth, factor shares, and employment”, *American Economic Review*, 108(6), 1488-1542.
- Autor, H. D., R. W. Kerr., & D. A. Kugler. (2007) “Does employment protection reduce productivity? Evidence from US states”, *The Economic Journal*, 117, 189-217.
- Autor, D. H., F. L. Katz., and B. A. Krueger. (1998) “Computing inequality: have computers changed the labor market?”, *The Quarterly Journal of Economics*, 113(4), 1169-1213.
- Bjuggren, C. M. (2018). “Employment protection and labor productivity”, *Journal of Public Economics*, 157, 138-157.
- Black, S. E., and L. M. Lynch, (2001). “How to compete: the impact of workplace practices and information technology on productivity”, *The Review of Economics and Statistics*, 83(3), 434-445.
- Chun, H., Miyagawa, T., Pyo, H. K., and Tonogi, K. (2015). Do intangibles contribute to productivity growth in East Asian countries? Evidence from Japan and Korea. Retrieved September, 21, 2016.
- Cingano, F., M. Leonardi., J. Messina. and G. Pica. (2016) “Employment protection legislation, capital investment and access to credit: evidence from Italy”, *The Economic Journal*, 126(595), 1798-1822.
- Corrado, C., Hulten, C., and Sichel, D. (2009). “Intangible capital and US economic growth” *Review of income and wealth*, 55(3), 661-685.
- Frey, C. B., and M. A. Osborne (2017). “The future of employment: how susceptible are jobs to computerisation?”, *Technological Forecasting and Social Change*, 114, 254-280.
- Levinsohn, J., and A. Petrin (2003). Estimating production functions using inputs to control for unobservables. *The review of economic studies*, 70(2), 317-341.
- Miyagawa, T., Hisa, S.(2013). “Estimates of intangible investment by industry and productivity growth in Japan”, *The Japanese Economic Review*, 64, 1, 42-73.
- 奥平寛子, 滝澤美帆, 鶴光太郎 (2007) 「雇用保護は生産性を下げるのかー『企業活動基本調査』 個票データを用いた分析」, 『RIETI Discussion Paper Series』, 08-J-017.
- 経済産業省「企業活動基本調査」.
- 経済産業省「工業統計調査」.
- 経済産業省「特定業種石油等消費統計調査」.
- 経済産業省、総務省 (2012) 「経済センサス-活動調査」.
- 内閣府 (2011) 『経済財政白書』
- 西村清彦, 中島隆信, 清田耕造 (2003) 「失われた 1990 年代、日本産業に何が起こったのか?ー企業の参入退出と全要素生産性」, 『RIETI Discussion Paper Series』 03-J-002.
- 日本銀行 (各年) 「時系列統計データ検索サイト」 (<https://www.stat-search.boj.or.jp/index.html>)
- 田中健太・馬奈木俊介 (2016) 「事業所レベルでのエネルギー効率性の推定とその変化要因の分析ー産業集積のエネルギー効率化に与える影響可能性の分析ー」, 『RIETI Discussion Paper Series』, 16-J-003.
- 田中健太、古村聖、馬奈木俊介 (2018) 「労働規制と技術投資の関係性ー労働規制変化による資本投

資及び情報化投資への影響の分析」, 『RIETI Discussion Paper Series』 18-J-006.

宮川努, 枝村一磨, 尾崎雅彦, 金榮慤, 滝澤美帆, 外木好美, 原田信行. (2015). 「無形資産投資と日本の経済成長」, 『RIETI Discussion Paper Series』, 15-P-010.

森川正之(2015)「無形固定資産のファイナンス」, 『組織科学』, vol.49, No.1, 45-52.

表 1 労働者派遣法改正の影響分析

	TFP	資本 ストック	資本労働比率			
			全体	正規雇用者	派遣労働者	パート
Regulation2012 ×temp_worker2010	-0.0000 (0.0000)	-4.0597*** (0.5004)	0.0008 (0.0005)	-0.0012* (0.0006)	0.1182** (0.0532)	-0.3431*** (0.1289)
year_after2012	0.0568*** (0.0099)	-344.1293* (187.8067)	-0.1946** (0.1735)	0.0399 (0.2071)	-74.7986 (25.8028)	-6.7966 (51.2309)
intangible	0.0001*** (0.0000)	2.8724*** (0.0491)	0.0017*** (0.0001)	0.0019*** (0.0001)	-0.0220*** (0.0055)	0.3453*** (0.0139)
sale	0.0000*** (0.0000)	0.1112*** (0.0010)	0.0000 (0.0000)	0.0000 (0.0000)	0.0001 (0.0001)	0.0015 (0.0005)
R ₂	0.0456	0.1897	0.0033	0.0038	0.0081	0.0081
サンプル数	57,414	181,722	62,149	57,708	95,256	135,512

	労働者数			無形固定資産 ストック
	正規雇用者	派遣労働者	パートタイム	
Regulation2012 ×temp_worker2010	0.3128*** (0.0126)	-0.4310*** (0.0027)	0.2710*** (0.0110)	-0.1758*** (0.0262)
year_after2012	11.857*** (4.1243)	23.3248*** (1.1167)	20.599*** (4.3421)	42.2551*** (9.8415)
intangible	0.0306* (0.0240)	0.0033*** (0.0003)	0.0021* (0.0012)	
Sale	0.0005*** (0.0000)	0.0002*** (0.0000)	0.0003*** (0.0000)	0.0004*** (0.0001)
R ₂	0.3869	0.0329	0.0126	0.0576
サンプル数	57,756	125,558	150,480	181,941

()内は標準誤差を示し、*は10%、**は5%、***は1%水準でt検定によって有意と示されたことを示している。

表 2 製造業における労働規制影響の分析結果

	TFP	資本 ストック	資本労働比率			
			全体	正規雇用者	派遣労働 者	パート
Regulation2012 ×temp_worker2010	0.0001 (0.0001)	14.1939*** (0.3237)	0.0001 (0.0005)	-0.0009 (0.0006)	0.1437* (0.0781)	1.4569*** (0.1522)
year_after2012	0.0622*** (0.0108)	158.9588 (100.5034)	-0.2296** (0.1577)	-0.0506 (0.0001)	- 141.1037** * (31.1328)	-36.3150*** (44.7354)
intangible	-0.0000 (0.0000)	2.6097*** (0.0417)	0.0002*** (0.0001)	-0.0003*** (0.0001)	0.0328** (0.0156)	-0.1601*** (0.0236)
sale	0.0000*** (0.0000)	0.05123*** (0.0008)	-0.0000* (0.0000)	0.0000 (0.0000)	-0.0006*** (0.0002)	-0.0017*** (0.0004)
R ₂	0.0410	0.5491	0.0002	0.0079	0.0007	0.0305
サンプル数	28,211	85076	29,830	27,842	49,517	65,221

	労働者数			無形固定資産 ストック
	正規雇用者	派遣労働者	パート	
Regulation2012 ×temp_worker2010	0.8775*** (0.0205)	-0.3626*** (0.0041)	-0.0587*** (0.0523)	-0.1370*** (0.0294)
year_after2012	-23.2210*** (4.8954)	24.1169*** (1.4214)	2.0013 (1.5962)	-32.1928*** (9.0477)
intangible	0.1364 (0.0036)	0.0055*** (0.0001)	-0.0041*** (0.0001)	
sale	0.0023*** (0.0001)	0.0007*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0000)	0.0020*** (0.0001)
R ₂	0.7742	0.1735	0.0196	0.3022
サンプル数	27,849	62,051	71,556	85,100

()内は標準誤差を示し、*は 10%、**は 5%、***は 1%水準で t 検定によって有意と示されたことを示している。

表 3 サービス業における労働者派遣法改正の影響

	TFP	資本ストック	資本労働比率			
			全体	正規雇用者	派遣労働者	パート
Regulation2012 ×temp_worker2010	-0.0004* (0.0003)	-4.453*** (1.4437)	-0.0048 (0.0055)	-0.0069 (0.0064)	-0.1355 (0.2798)	-1.7652 (1.289)
year_after2012	-0.0939* (0.0567)	-121.7784 (448.1671)	-0.4594 (1.1604)	0.1157 (1.3863)	12.8127 (0.0020)	-425.7381* (373.4945)
intangible	0.0003*** (0.0000)	5.2330*** (0.0592)	0.0120*** (0.0004)	0.0122*** (0.0005)	0.0459*** (0.0097)	0.6899*** (0.0476)
sale	0.0000*** (0.0000)	0.0002*** (0.0055)	0.0002*** (0.0000)	0.0002*** (0.0001)	0.0115*** (0.0020)	0.2688*** (0.0109)
R ₂	0.1266	0.3628	0.0733	0.0752	0.0331	0.0535
サンプル数	6,862	21,517	7,830	7,364	10,112	16,610

	労働者数			無形固定資産 ストック
	正規雇用者	派遣労働者	パート	
Regulation2012 ×temp_worker2010	0.3531*** (0.0891)	-0.1657*** (0.0113)	0.0837 (0.0873)	0.1054 (0.1880)
year_after2012	71.5141*** (19.1927)	9.7200*** (3.4358)	51.1586*** (28.2073)	21.5014 (58.2853)
intangible	-0.0012 (0.0070)	0.0001 (0.0004)	0.0020 (0.0036)	
sale	0.0071*** (0.0007)	0.0007*** (0.0001)	0.0068*** (0.0008)	-0.0010 (0.0015)
R ₂	0.1409	0.0002	0.0585	0.0078
サンプル数	7,387	14,369	18,380	21,601

()内は標準誤差を示し、*は 10%、**は 5%、***は 1%水準で t 検定によって有意と示されたことを示している。

Appendix: 事業所レベルでの生産性と技術利用との関係性

本分析は日本の紙パルプ産業を対象に、各事業所の生産性と親企業の情報化投資との関係性を分析した事例を示す。また生産効率のみを考慮した生産性だけでなく、エネルギー生産効率を例としてあげ、情報化投資の多面的な生産性向上可能性について考察を行う。生産性（全要素生産性）の推計については、指向性距離関数を用いた DEA（Data Envelopment Analysis）を用い、Malmquist 生産性指標（以下、TFPC とする）を用いている。TFPC は生産性の変化を示しており、下記で示す 2007 年の指標の場合、2006 年から 2007 年の全要素生産性の変化率を示している。なお生産性指標の推計のために、工業統計調査（経済産業省、年調査）及び、特定業種石油等消費統計調査（経済産業省、月例調査）の事業所別調査票情報及び、企業活動基本調査の企業別調査票情報を用いている。生産上の産出項目としては、売上（額）を用い、生産の投入要素として、有形固定資産残高、従業員数、及びエネルギー投入熱量（ジュール換算）を用いている。推計の詳細については田中・馬奈木（2017）の推計方法に基づいている。サンプルは本研究における企業分析と同様の開始年である 2007 年から 2010 年を対象として、企業活動基本調査と接合し、パネルデータ化が可能なサンプルが合計で 155 サンプルとなった。2011 年以降のサンプルについては、2012 年の経済センサス-活動調査（経済産業省, 2012）をもとに、同産業のサンプルの確認を行ったところ、震災の影響が著しいサンプルが存在するため、今回の分析対象とはしなかった。

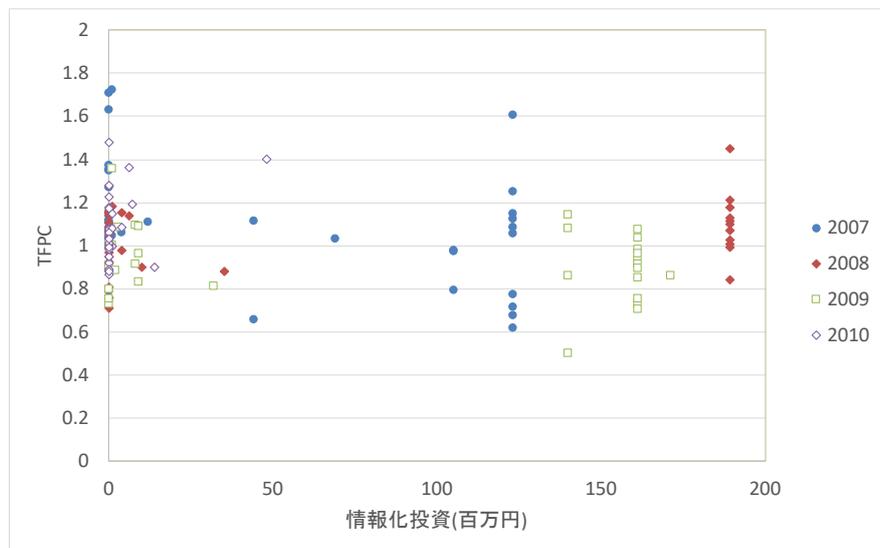


図 A TFPC と情報化投資の関係性

表 A TFPC 及び情報化投資額の年推移

	2007	2008	2009	2010
TFPC 全サンプル平均	1.1427	1.0371	1.1753	1.1086
情報化投資平均額	48.5	116.2791	101.5588	176.725
情報化投資額標準偏差	55.9378	431.2839	153.2645	593.6254

図 A は情報化投資と推計された TFPC との関係性を示した散布図である。また各年の変化をみるために。また表 A は TFPC 及び情報化投資額の各年平均と各年での情報化投資額の事業所間での標準偏差を示している。各事業所の親企業の情報化投資自体の平均額は 2007 年から 2010 年で増加傾向にあることは表 A から明らかである一方で、投資額自体の標準偏差は年を追うごとに大きくなっている。とくに 2008 年では情報化投資を活発に行っている企業の事業所ほど生産性が向上している傾向が図 A から見れるものの、2009 年では情報化投資を行っている企業の事業所と、投資を行っていない企業との間で、顕著な生産性の変化は見られない。2009 年では多くの事業所の親企業が情報化投資を行っていない傾向もみられる。こうした結果から、年を追うごとに、情報化投資の効果が低くなるとともに、情報化投資に対しての積極的な投資を行う一部の企業と、そうでない企業とに大きく企業行動が分かれてしまっている可能性が示される。