



RIETI Discussion Paper Series 12-J-003

**電子商取引は雇用を増加させるのか：
『事業所企業統計調査』個票データに基づく実証分析**

権 赫旭
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/>

電子商取引は雇用を増加させるのか： 『事業所企業統計調査』個票データに基づく実証分析

*

権 赫旭[†]
(経済産業研究所)

要 旨

本稿では、2001年と2006年の『事業所・企業統計調査』の企業レベルのデータを用いて、電子商取引が雇用成長率に与える効果を分析した。2001年と2006年の間に存続した企業を対象に、企業規模、企業年齢、所有構造など企業属性、及び産業属性をコントロールして行った回帰分析から、電子商取引を行う企業の雇用成長率が電子商取引を行っていない企業に比べて有意に高いとの結果が得られた。加えて、全サンプルを製造業、商業、サービス業に分けて行った結果から、産業にかかわらず電子商取引は雇用に正の影響を及ぼすことが分かった。

Key words: 電子商取引 (E-commerce)、雇用成長

JEL classification: O3, J2

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、(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。

* 政府統計マイクロデータを用いた本実証研究は、経済産業研究所「サービス産業生産性研究会」の研究の一部として行われた。本論文の作成にあたっては、藤田昌久所長、森川正之副所長、富田秀昭研究コーディネーターほかDP検討会参加者と「サービス産業生産性研究会」のメンバーである深尾京司、乾友彦の各氏に有益なコメントを頂いた。なお本研究にあたり、文部科学省科学研究費補助金プロジェクト no. 22330092 の資金補助を受けた。ここに感謝の意を示したい。

[†] 日本大学経済学部准教授・RIETI ファカルティフェロー。E-mail: kwon.hyeogug@nihon-u.ac.jp

1. はじめに

技術進歩が雇用に与える効果に関しては、経済学において重要な問題として考えられてきた。特に、マクロ経済学の分野において、技術進歩と雇用の関係に関する実物的景気循環理論（Real Business Cycle Theory）とニュー・ケインジアン経済学（New Keynesian Economics）の間の有名な論争がある。実物的景気循環理論は技術進歩による生産性上昇は雇用と産出を同時に増加させると主張する一方で、ニュー・ケインジアン経済学は生産性の上昇が起きた場合に、生産性が低い時期に比べて少ない要素投入で同じ産出が得られるが、価格硬直性により需要が変わらないために、雇用は減少するという立場を取っている。Cooley and Prescott (1995)では、実物的景気循環理論モデルの予想とおりの結果である産出と雇用に正の相関があることを一つの定型化された事実であるとしている。これに対して、Gali (1999) は日本を含む G7 のマクロデータを用いた VAR 分析を通じて、日本を除いてプラスの技術的なショックが総労働時間を減少させるニュー・ケインジアン経済学と整合的であるとの結果を得ている。Francis and Ramey (2002) と Basu, Fernald, and Kimball (2004)も Gali(1999)と同様な結果を得ている。Braun・塩路 (2004) は 1995 年から 2003 年までの日本の四半期データを用いて、Gali (1999) が日本に対して発見したように、プラスの技術ショックがあった時に総労働時間は増加するとの結果を示している。日本の年次データを用いた Ko and Kwon (2012)の分析も同様の結果を得ている。

しかし、マクロレベルのデータではなく、「法人企業統計季報」の四半期別の産業レベルのパネル・データを用いた宮川・櫻川・滝澤 (2007) は正の純粋な技術ショックに対して、付加価値は上昇するが、労働投入量は減少することを示している。これは標準的な実物的景気循環理論とマクロレベルのデータを用いた実証との間で異なる結果が得られていることを示している。宮川・櫻川・滝澤 (2007) の結果は、日本が、2002 年から世界金融危機直前の 2008 年までの間、戦後最長の景気拡張期を経験していたにもかかわらず、景気の回

復による雇用増加があまり見られなかった事実と整合的である。ミクロレベルのデータを用いた権・金・深尾（2008）も 2000 年代の景気回復は企業が雇用の縮小など、合理化を通じた生産性と収益率の改善に努め、いわゆるジョブレス・リカバリーの状況が生じたことを明らかにしている。

また、Chang and Hong (2006)は長期間の米国の 4 桁の産業レベルのデータを利用して、生産性の上昇が雇用に与える効果が産業によって異なることを示した。Ko and Kwon (2012)も製造業においては実物的景気循環理論が妥当であるが、非製造業においてはニュー・ケインジアン経済学がより整合的であることを発見した。これは技術進歩のスピードだけではなく、技術進歩が雇用に与える効果も産業の属性に大きく依存していることを示している。これらの結果は技術進歩と雇用の関係がマクロレベルの実証分析で見られるような直線的な関係にあるのではなく、技術進歩によるショックが雇用にどのような効果を与えるかは、技術進歩の性質、製品市場の競争度、需要の価格弾力性、所得不平等度、需要の所得弾力性、産業間の連関などの様々な要因に影響を受ける可能性を強く示唆している。

上記の既存研究を踏まえてみると、技術が雇用に与えるメカニズムをより深く理解するためには、異質性が大きい企業レベルにおいて、どのような企業が新しい技術を導入し、新しい技術の導入はどのような企業の雇用を増加させているのかを分析することは非常に重要な研究課題である。ところが、新たな技術の導入と雇用成長率の関係を企業レベルのデータを用いて分析している研究はあまり存在しない。

本稿は、『事業所・企業統計調査』の個票データを用いて、情報化技術の一つである電子商取引¹の導入が企業の雇用成長率にどのように影響したかについて分析することを目的とする。櫻井（2011）と深尾（2002）は、2000 年代のジョブレス・リカバリーが日本企業の国際化と情報化に起因すると指摘している。² このように 2000 年代の生産性上昇が新たな

¹ 本稿において、電子商取引とは、インターネットやインターネット以外のコンピューターネットワークを利用した商取引（金銭的な対価を伴う商品としての物品、サービス、情報の交換に関する一連の業務・行為）のことをいう。

² 情報化が国内雇用に及ぼす効果に関しては、スキル労働者（Skilled labor）への需要シフトに関する研究が主に行われてきたが、全体の雇用増加率の効果をミクロデータで分析した論文は筆者が知る限り見当たらない。

技術革新なしで、ジョブレスだけで生じたとすると、日本経済の持続的な成長は難しくなることが懸念される。従って、電子商取引のような新技術の導入が雇用を増加させるように機能するかどうかを検証することは、政策的にも非常に重要な課題であると言えよう。

得られた主要な結果は以下の通りである。1) 大企業、外資系企業や多国籍企業ほど、電子商取引の技術の導入確率が高かった。2) 企業規模、企業年齢、所有構造などの企業属性と産業ダミーで産業属性をコントロールして行った回帰分析から、電子商取引を行う企業の雇用成長率が電子商取引を行っていない企業に比べて有意に高かった。

本稿は次のように構成されている。第2節においてデータと変数について説明する。第3節では電子商取引を導入する企業がどのような企業なのかについて推計モデルと結果を提示する。第4節においては電子商取引が企業の雇用成長率に与える効果を検証するための推計モデルと仮説を提示し、推計結果を議論する。第5節で結論を述べる。

2. データと変数

2.1 データ

本稿が用いるデータは『事業所・企業統計調査』の個票である。電子商取引に関する質問項目は、2001年の調査で初めて加えられて、2006年の調査でも同様に調査されている。そのため、本稿では2001年と2006年の『事業所・企業統計調査』の個票データを用いて、電子商取引が雇用成長に与える影響を分析する。分析に適したデータを利用するために以下の絞り込みを行った。まず、『事業所・企業統計調査』のデータは日本の全事業所と全企業を調査対象にしているが、電子商取引導入決定は事業所よりは企業の経営責任によって行われると考えるので、雇用、年齢、所有形態などに関する企業の情報を用いた。³企業の情報を使うことで、雇用形態を詳細に分類した分析ができないという問題点が存在する一

³ 『事業所・企業統計調査』では、同一企業内の事業所間での商取引は、電子商取引に含めないようにしている。

方、企業の年齢を連続的な変数で利用できる良い部分もある。また、『事業所・企業統計調査』のデータでは、経営組織を個人経営、株式会社（有限会社を含む）、合名・合資会社、合同会社、相互会社、外国の会社（外国に本社・本店のある事業所）、独立行政法人など、その他の法人、法人ではない団体の9つに分類している。分析では、株式会社（有限会社を含む）、合名・合資会社、合同会社、相互会社の5つに限定して行った。このように制限して得られた企業数と常用雇用者数はそれぞれ、2001年に162万社、3,320万人、2006年に152万社、3,210万人であった。

2.2 変数

分析に利用する主な企業特性変数は以下の通りである。

① 電子商取引ダミー変数：電子商取引を行っていない場合を標準ケースにして以下の二つのダミー変数を用意した。

インターネット利用企業ダミー変数：インターネットを利用して電子商取引を行っている企業を1、それ以外を0とする。

コンピューターネットワーク利用企業ダミー変数：インターネット以外のコンピューターネットワークを利用して電子商取引を行っている企業を1、それ以外を0とする。

② 企業の国内常用雇用者数（正規および非正規の常用雇用者の和である）：企業規模を表す。

③ 企業の年齢：登記上の企業設立年から経過年数を表す。

④ 単独事業所のみを持つ企業ダミー変数：単独事業所を持つ企業を1、それ以外を0とする。

⑤ 所有構造に関するダミー変数：日本の独立企業が標準ケースで次の二つのダミー変数を用意した。

外資系企業ダミー変数：関係会社または親会社が海外にある企業を1、それ以外を0と

する。

日本の子会社ダミー変数：関係会社または親会社が国内にある企業を1、それ以外を0とする。

⑥ 海外進出企業ダミー変数：海外に常用雇用者が存在する企業を1、それ以外を0とする。

各変数の各年度の記述統計量は図表 2.1 に示されている。

(図表 2.1)

電子商取引をインターネットで行う企業が全サンプルに占める割合は2001年に8%で、2006年には12%へ増加している。インターネット以外のコンピューターネットワークで電子商取引を行う企業の割合は2001年の2.7%から2006年では2.5%へ減少している。産業別にみると、電子商取引を行う企業の割合は商業で一番高く、次いで製造業とサービス業の順である。⁴ サービス業においては、インターネットを利用して電子商取引している企業の割合が2001年に比べて2006年に増加してはいるものの、未だ10%にも達していない状況である。

(図表 2.2)

図表 2.2 には、電子商取引利用有無別に、2001 - 06 年における存続企業による雇用の純増の人数を示した。全産業における雇用の純減は電子商取引を行っていない企業によるものであった。電子商取引を利用している企業は雇用を約9万人増加させている。電子商取

⁴製造業の事業所レベルのデータを用いた McElheran(2011)を見ると、1999年時点で、アメリカはインターネットを利用して電子商取引を行っている事業所の割合が29%である。この結果と我々の結果を比べると日本の電子商取引の導入はかなり低いと言えよう。

引を実施するための技術のタイプに分けてみると、コンピューターネットワークを利用する企業が最も雇用を活発に作り出していることがわかる。製造業、商業とサービス業に分けて、電子商取引利用有無と雇用の純増の関係を見ると、製造業においては、電子商取引の利用有無と関係なく、雇用を純減させている。一方、商業においては、すべての企業が雇用を純増させている。その中で、雇用の純増が最も高い企業はインターネットを利用して電子商取引を実施している企業であった。サービス業においては、コンピューターネットワークを利用して電子商取引を行っている企業のみが雇用を作り出していることがわかる。電子商取引を行っていない企業が一番多く雇用を削減している。

以上を纏めると、商業とサービス業のような非製造業において、新しく電子商取引を導入している企業が大部分の雇用を創出しているとの結果である。これは、Ko and Kwon (2012)が集計されたデータを利用して、非製造業ではニュー・ケインジアン経済学がより整合的であるという結果と異なる結果であると言えよう。

3. どのような企業が電子商取引を選択するのか

3.1 モデル

次に、どのような属性の企業が電子商取引を選択するのかを多項ロジットモデル (Multinomial Logit Model) で分析する。我々は電子商取引を行っていない企業を標準ケースにして、インターネットを利用して電子商取引を行っている企業とインターネット以外のコンピューターネットワークを利用して電子商取引を行っている企業に分ける。各企業が電子商取引を選択する確率は次のようになる。

$$\text{Pr ob}(E_{jt} = s) = \frac{\exp(\beta_s Z_{jt})}{1 + \sum_{k=1}^2 \exp(\beta_k Z_{jt})}$$

ただし、 $s=0, 1, 2$ である。ここで、 $E_{f,t}$ は t 期に企業 f が選択した電子商取引のタイプ、つまりインターネットを利用($s=1$)、インターネット以外のコンピューターネットワークを利用($s=2$)、と電子商取引を行っていない($s=0$)、を表す。 $Z_{f,t}$ は企業 f の t 期における電子商取引の決定要因として考えられる企業特性変数である。企業の特性に関する変数 $Z_{f,t}$ として以下の変数を用意した。企業規模を表す変数として企業の雇用者数の対数値、企業の経験を示す企業年齢の対数値、所有構造に関する変数(外資系企業かどうか、国内子会社かどうか)、単独事業所を持つ企業のダミー変数、海外進出している企業のダミー変数である。

企業の特性を表す変数以外に産業特性をコントロールするために産業ダミーも考慮した。産業によって電子商取引の選択確率は大きく異なる可能性があるので、製造業、商業とサービス業に分けて推計を行った。

3.2 仮説

企業が電子商取引を導入する理由は、企業間取引費用や企業内の調整費用の減少が、既存市場の拡大や新たな市場の開拓に繋がることで、産出が増加し、規模の経済効果が働くことによって、更なるコスト優位性を確保することができるためである(Steinfeld and Klein (1999))。⁵ そのため、電子商取引の導入による企業間取引費用や企業内の調整費用の削減効果が多いほど、その技術の導入可能性は高くなると考えられる。このことから次のような仮説が導かれる。

仮説1：企業規模が大きく、複数事業所を持つ企業、親会社や海外進出している企業ほど、電子商取引の導入確率は高い。

⁵ 電子商取引の導入はプロセス・イノベーションとして考えることができる。

次に、既存の古い企業は組織の硬直性、利用している既存技術からの利益や新技術の導入による費用の大きさなどに直面するため、電子商取引のような新しい技術の導入は非常に難しいと考えられる (Kuemmerle(2006))。新しい技術は比較的若く、組織が大きくない小規模の企業ほど導入しやすい傾向にある。このことから、以下の仮説が導かれる。

仮説 2 : 企業規模が小さく、若い企業ほど、電子商取引の導入確率は高い。

企業規模に関しては仮説 1 と 2 が相反するが、企業はコストとベネフィットを比べて、ベネフィットが大きい方を選択すると思われる。

また、企業間の関係などを考えるとインターネットを利用して電子商取引を選択する場合とインターネット以外のコンピューターネットワークを利用して電子商取引を選択する場合とで、異なる可能性がある。国内の子会社、古い企業ほどインターネットよりも企業関係特殊な性質が強いコンピューターネットワークを利用して電子商取引を行う可能性が高いと考えられる。そのため、以下の仮説が導かれる。

仮説 3 : 国内の子会社、古い企業ほど、コンピューターネットワークを利用した電子商取引の導入確率は高い。

3.3 推計結果

図表 3.1 と 3.2 に推計結果が示されている。

(図表 3.1、3.2)

まず、図表 3.1 の全サンプルを利用した推計の結果をみると、インターネットを利用して

電子商取引を行うケースでは、仮説 1 と 2 に整合的で、複数事業所を持つ企業、親会社、海外進出している企業、若い企業ほどインターネットを利用して電子商取引を行う確率が高い結果になっている。企業規模に関しては、仮説 1 の方を支持する結果となっている。また、仮説 3 で指摘したように、電子商取引が利用する技術のタイプによって結果が異なることが分かる。インターネットを利用して電子商取引を行うケースがコンピューターネットワークを利用して電子商取引を選択するケースと大きく異なる点として、古い企業、国内の子会社や単独事業所を持つ企業ほど、コンピューターネットワークを利用した電子商取引を選択することである。この結果は、電子商取引の導入は企業の戦略的な目的や置かれたポジショニングによって異なる可能性を示唆している。このように新技術の選択と企業間関係や企業戦略の関係については、より深層的な研究が必要であろう。

図表 3.2 は全サンプルを製造業、商業、サービス業に分けて電子商取引の選択要因を分析した結果である。製造業の推計結果をみると、全企業の推計結果と大きく異なる部分はインターネットを利用して電子商取引を行うケースにおいて、若い企業ほどインターネットを利用して電子商取引を行わない結果になっている点である。商業とサービス業の推計では、インターネットを利用して電子商取引を行うケースで、国内子会社の係数値が全企業の推計結果と逆になっている。

以上の結果を要約すると、電子商取引の技術のタイプと産業区分によって、電子商取引を選択する企業特性が異なる可能性があるが、企業規模が大きく、外資系企業や海外進出している企業ほど、電子商取引の技術のタイプと関係なく、電子商取引をより行うという結果を得た。

4. 電子商取引と雇用成長率に関する回帰分析

4.1 回帰分析モデル

電子商取引が企業の雇用成長率を高めるかどうかを検証するために、企業の成長を企業規模と企業年齢の関数として考える Evans (1987)を基本モデルに、所有形態、海外進出などの企業属性を加えた。更に3桁レベルの産業ダミーを利用して産業属性をコントロール変数として考慮した上で、電子商取引に関するダミー変数も含めた推計モデルを定式化した。

具体的な基本推計式は以下の通りである。⁶

$$[\ln(n_{f,t}) - \ln(n_{f,t-5})]/5 = \alpha_0 + \alpha_1 D_{f,t-5}^I + \alpha_2 D_{f,t-5}^C + \alpha_3 \ln(n_{f,t-5}) + \alpha_4 \ln(\text{age}_{f,t-5}) + \delta Z_{ft-5} + \sum_j \gamma_j D_j + \varepsilon_{ft}$$

ここで $n_{f,t}$ は 2006 年において、ある企業が雇用している雇用者数（正規および非正規の常用雇用者の和であり、役員、臨時雇用者等を含まない）、 $n_{f,t-5}$ は 2001 年における雇用者数である。従って、被説明変数は 2001 年から 2006 年における企業全体の雇用成長率（年率値）を表す。説明変数のうち $D_{f,t-5}^I$ と $D_{f,t-5}^C$ はインターネットを使って電子商取引を行う企業ダミーとインターネット以外のコンピューターネットワークを使って電子商取引を行っている企業ダミーを表す。 $n_{f,t-5}$ の対数値は、2001 年における雇用者数で測った企業規模が、その後の雇用成長率に与えた効果を測るために加えた。また、 $\text{age}_{f,t-5}$ は登記上の企業設立年から 2001 年までの経過年数を表す。我々は社齢が雇用成長率に与える影響を見るため、 $\text{age}_{f,t-5}$ の対数値を説明変数に加えた。 Z は 2001 年における各企業のその他の属性を表す変数である。 Z としては、以下のようなダミー変数を用いた。まず、日本企業または外国企業の子会社か否かという所有構造（2001 年における）に関しては、議決権のうち 20% 以上を単独所有する企業が、それぞれ国内または海外に存在するか否かで判断するダミー変数群を用意した。次に、単独事業所を持つ企業と複数事業所を持つ企業間に雇用成長率に与える効果が異なるかどうかを見るために、単独事業所のみを持つ企業を 1 とするダミー変数を説明変数に加えた。最後に、企業活動のグローバル化が雇用成長に及ぼす影響をコントロール

⁶ 電子商取引のような新技術の導入と雇用成長間には内生性の問題がある可能性が高いと考えられるが、データが 2 時点しかなく、適当な操作変数が見当たらなかったために、内生性の問題を考慮した推計ができなかった。

するために、海外進出している企業ダミーも考慮した。また、企業の雇用成長率は企業属性だけではなく、産業特性と景気にも影響を受けられるので、3桁レベルの産業ダミーを利用して、産業特性と景気循環の影響をコントロールした。

上記の基本モデルに、企業の雇用成長率と企業規模と年齢の間の非線形関係を見るために、企業規模と年齢の2次項を含めたモデルの推計も行った。また、企業規模と年齢によって電子商取引の効果が異なる可能性があることも考えて、企業規模と年齢の対数値と電子商取引ダミー変数とのクロス項も説明変数に含めたモデルも考えた。

また、製造業と非製造業における電子商取引の効果が異なるかどうかをより正確に把握するために、全企業を対象にした推計だけではなく、全サンプルを製造業、商業、サービス業に分けた推計も行った。

4.2 仮説

実証分析で検証する仮説を提示する。欧米諸国と日本を対象にした、ITのような新しい技術の導入はスキルを持つ労働者の需要を増加させるという研究結果は多く存在する（代表的な研究として Berman, Bound and Griliches (1994)、櫻井 (2011) がある）。しかし、企業全体の雇用に与える効果を分析した論文はほぼない状況である。電子商取引のような新しい技術導入が雇用に影響を与えるメカニズムを次の二つに分けて考えることができる。第一に、新しい技術が労働節約的であれば、技術導入は雇用を減らすことになる。第二に、新しい技術が労働を節約するとしても、人件費を削減することで、企業がコスト優位性を確保して、市場シェアを拡大すると産出が増加し、雇用も増加することになる。また、電子商取引を行う際に使う技術がより企業特殊的な技術であるほどコスト優位性が高まり、産出と雇用増加を高くする可能性が考えられる。これらの推測から、電子商取引が日本企業の雇用に及ぼした効果に関して以下の仮説が導かれる。

仮説 1：電子商取引を行う企業ほど、企業の雇用成長率は高い（または低い）。

仮説 2：電子商取引を行う企業の中で、インターネットを利用する企業よりインターネット以外のネットワークを利用する企業ほど、雇用成長率が高い。

企業規模と企業成長率の関係については経験則としての「ジブラ法則（Gibrat's law）」がよく知られている。「企業の成長率は企業規模とは独立である」というジブラ法則を検証する研究は多数行われてきたが、多くの先行研究ではジブラ法則は棄却されて、相対的に小さい規模の企業がより高い成長率を示す結果になっている。⁷ また、企業年齢と企業成長の関係を示した理論的なモデルとして、Jovanovic(1982)の学習モデルが有名である。

Jovanovic モデルによると、企業は生産経験を通じて企業の効率性水準を把握し、若いうちに非効率的であると分かると市場から退出し、市場に残った若い企業は効率性が高い企業であるので、若い企業ほど企業成長率が高くなる。これらの研究の結果から、以下の 2 つの仮説が考えられる。

仮説 3：企業規模が小さいほど、企業の雇用成長率は高い。

仮説 4：企業年齢が若いほど、企業の雇用成長率は高い。

また、企業が単独事業所を持つのか、複数事業所を持っているのかによって、雇用成長率が異なるかどうかについて、Dunne, Roberts, and Samuelson(1989)は米国の事業所レベルデータを、権・伊藤・深尾（2007）は日本の事業所レベルデータを用いて検証した。実証研究によると、複数事業所を持っている企業に属している事業所のほうが単独事業所よりも平均的に雇用成長率が高かった。従って、本研究では以下の仮説を考える。

⁷ 詳しいサーベイ論文として、Lotti, Santarelli, and Vivarelli (2003)を参照されたい。

仮説 5：企業の雇用成長率は単独事業所を持つ企業ほど低い。

外資系企業と国内子会社は親会社が多大な費用をかけて開発した技術、ノウハウをただで受けるだけではなく、経営と資金支援を受けていることもあるかもしれないので、外資系企業と国内子会社の雇用成長率は高いと考えられる。日本における外資系企業と雇用成長に関する研究を見ると、『企業活動基本調査』を用いた木村・清田（2003）の研究では、外資系企業の雇用成長率が国内企業に比べて有意に低い一方、本稿と同様に『事業所・企業統計調査』を用いた権・伊藤・深尾（2007）は外資系企業に属している事業所の雇用成長率が国内事業所に比べて高いという結果が得られている。国内子会社に関しては、権・金（2010）と深尾・権（2011）が大企業は雇用を子会社に活発に移動させていることを示している。このことから国内企業の雇用成長率は国内の独立企業より高くなる可能性がある。

仮説 6：外資系企業と国内子会社の雇用成長率は国内独立企業より高い（または低い）。

『企業活動基本調査』の個票を用いた乾・戸堂・Hijzen（2008）の分析では企業の海外進出が企業内資源を効率的に利用させるために、生産性が上昇し、その生産性の改善に誘発されて企業の雇用が増加するという結果を得ている。深尾・袁（2001）、成田（2001）のような産業レベルのデータを用いた研究では、日本企業の海外進出が国内の雇用を減少させる効果を持っているとの結果を得ている。これらの研究に基づいて、次のような仮説が考えられる。

仮説 7：海外進出企業の雇用成長率は海外進出していない企業に比べて高い（または低い）。

4.3 推計結果

図表 4.1 には全企業を対象にした推計結果が示されている。

(図表 4.1)

電子商取引はすべての推計式において、正で有意である。基本推計式である図表 4.1 の列 (4) の推計結果から、インターネットを利用して電子商取引を行うと電子商取引を行っていない企業と比べて、5年間で 6.1%、インターネット以外のコンピューターネットワークを利用して電子商取引を行う場合には、5年間で 8.2%、雇用成長率が高い結果になっている。権・金・深尾 (2008) では、2002 年以降の景気回復は、雇用の縮小などを通じた生産性の改善に努め、いわゆるジョブレス・リカバリーの状況が生じたと指摘しているが、推計結果は電子商取引が単純に労働節約的に働くより、コスト優位性による市場シェアの拡大により、産出が増加し、雇用者数も増加する好循環を生み出していることを示している。この結果は、新たな技術の導入によって、企業の効率性と雇用創出を同時に達成できる可能性を強く示唆している。

また、電子商取引効果が企業規模や企業年齢によって異なる可能性を検証するために、電子商取引ダミーと企業規模、企業年齢との交差項も説明変数に加えた図表 4.1 の列 (3) と (5) の結果を見ると、企業規模と企業年齢による電子商取引の効果が逆になっている。企業規模が大きくなっていくほどに、電子商取引が雇用成長に与える効果が負になる一方、企業年齢は増えていくほど電子商取引効果は正になる。特に、インターネットを利用する場合には正で有意である。

インターネットを利用して電子商取引を利用する場合と、その他のコンピューターネットワークを利用する場合で、雇用成長率に与える相対的な効果に関しては、仮説 2 で予想

したように、企業特殊的、企業間関係特殊性が強い技術であるその他のコンピューターネットワークを利用する場合の雇用成長率が高い結果になっている。

他のコントロール変数の結果を見ると、企業規模と企業年齢に関しては、理論と実証研究の結果に基づいて提示した仮説3と4を支持する結果になっている。基本推計式である図表4.1の列(4)を見ると、外資系、国内子会社や所有事業所数に関連する係数は上記に提示した仮説と整合的である。企業の海外進出活動が企業の雇用成長率に与える効果は負で有意である。この結果は日本企業による海外進出が国内を空洞化させる可能性があることを示している。しかし、基本式に電子商取引と企業規模、企業年齢の交差項を入れると、単独事業所を持つ企業ダミーと海外進出企業ダミーの係数値が基本推計式の結果と逆になっている。これは企業が所有する事業所数や海外進出するかどうかは、企業規模や年齢の変動と強く相関しているためであると考えられる。

全サンプルを製造業、商業とサービス業に分けて行った推計結果も全サンプルの推計結果と概ね一致している。また、電子商取引が雇用成長率に与える効果は製造業の企業において一番大きかった。

(図表 4.2、4.3、4.4)

5. おわりに

本稿では、2001年と2006年の『事業所・企業統計調査』の企業レベルのデータを用いて、どのような企業が電子商取引を新たに導入するのかと、その導入された電子商取引技術が雇用成長率に与える効果を分析した。2001年と2006年の『事業所・企業統計調査』の全企業を対象にして、多項ロジットモデルを用いて、電子商取引の決定要因を分析した結果、我々は電子商取引の技術のタイプと産業区分によって、電子商取引を選択する企業特性が異なる可能性があるが、企業規模が大きく、外資系企業や海外進出している企業ほど、電

子商取引の技術のタイプと関係なく、電子商取引を行う確率が高いという結果を得た。

また、2001年と2006年の間に存続した企業を対象に、企業規模、企業年齢、所有構造などの企業属性と産業ダミーで産業属性をコントロールして行った回帰分析から、電子商取引を行う企業の雇用成長率が電子商取引を行っていない企業に比べて有意に高いとの結果を得た。全サンプルを製造業、商業、サービス業に分けて行った結果からは、産業にかかわらず電子商取引は雇用に正の影響を及ぼすことが分かった。このような結果は電子商取引が単純に労働節約的に働くより、コスト優位性による市場シェアの拡大で、産出が増加し、雇用者数も増加する好循環を生み出していることを示している。この結果は、新たな技術の導入によって、企業の効率性と雇用創出を同時に達成できる可能性を強く示唆している。このような結果は、日本のマクロレベルに集計されたデータで、技術ショックと雇用の関係を見た実証結果と同様であると言えよう。

上記の結果から、電子商取引のような情報化は雇用を犠牲した上で、企業の効率性や競争力を高めるということではなく、効率性や競争力を高めることで雇用を増加させるため、電子商取引と雇用は補完的な関係にあると言える。明らかにアメリカより遅れている情報化が今後進展すると日本の雇用創出問題は解決できる可能性もあり、情報化をより促進する政策を実施する必要がある。しかし、本稿では、雇用者を正規と非正規に分けられていない。そのため、情報化によるスキル労働者 (Skilled Labor) への需要増と非スキル労働者 (Unskilled Labor) への需要減の現象や、それによる格差の問題に関する検証はできない。今回の分析では、電子商取引による雇用創出がどの属性の労働者によるものかについては識別できないといった問題が残されている。

参考文献

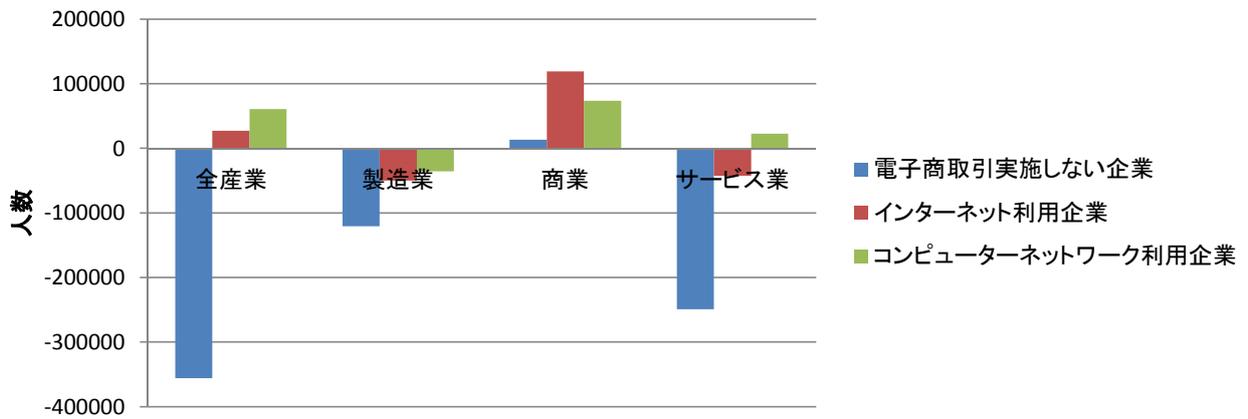
- Berman, E., J. Bound, and Z. Griliches (1994) "Changes in the Demand for Skilled Labor within U.S. Manufacturing: Evidence from Annual Survey of Manufacturers," *Quarterly Journal of Economics*, 109, 367-397.
- Cooley, T. F., and E. C. Prescott (1995) "Economic Growth and Business Cycles," in T. F. Cooley (ed.) *Frontiers of Business Cycle Research*, Princeton University Press.
- Dunne, T., M. J. Roberts, and L. Samuelson (1989) "The Growth and Failure of Manufacturing Plants," *Quarterly Journal of Economics*, 104, 671-698.
- Evans, D. S. (1987) "Tests of Alternative Theories of Firm Growth" *Journal of Political Economy*, 95, 657-674.
- Gali, J. (1999) "Technology, Employment, and the Business Cycle: Do Technology Shocks Explain Aggregate Fluctuations?," *American Economic Review*, 89, 249-271.
- Jovanovic, B. (2001) "Selection and Evolution of Industry," *Econometrica*, 50, 649-670.
- Kluemmerle, W. (2006) "Innovation in Large Firms," in M. Casson, B. Yeung, A. Basu, and N. Wadeson (eds) *The Oxford Handbook of Entrepreneurship*, Oxford University Press.
- Ko, J. and H. U. Kwon (2012) "Do Technology Shocks Lower Sectoral Employments? Evidence from Japan," mimeo
- Lotti, F., E. Santarelli, and M. Vivarelli (2003) "Does Gibrat's Law Hold among Young, Small Firms?," *Journal of Evolutionary Economics*, 13, 213-235.
- McElheran, K.S. (2011) "Do Market Leaders Lead in Business Process Innovation? The Case(s) of E-business Adoption," Center for Economic Studies Discussion Paper, CES10-03.
- Steinfeld, C. and S. Klein (1999) "Local vs Global Issues in Electronic Commerce," *Electronic Markets*, 9, 1-6.
- 乾友彦・戸堂康之・A. Hijzen (2008) 「海外進出・生産委託の影響」、深尾京司・宮川努編『生産性と日本の経済成長：JIP データベースによる産業・企業レベルの事象分析』、第 11 章、319-341、東京大学出版会。
- 木村福成・清田耕造 (2003) 「日本企業における外資比率と企業経営：パネル・データを用いた実証研究」、花崎正晴、寺西重郎編『コーポレート・ガバナンスの経済分析：変革期の日本と金融危機後の東アジア』、第 6 章、159-181、東京大学出版会。
- 権赫旭・伊藤恵子・深尾京司 (2007) 「外資系事業所の退出と雇用成長：『事業所・企業統計調査』に基づく実証分析」、『経済分析』、第 179 号、pp.1-35。
- 権赫旭・金榮慤 (2010) 「所有構造と TFP：日本企業データに基づく実証分析」、経済産業研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズ、# 10-J-050、経済産業研究所。
- 権赫旭・金榮慤・深尾京司 (2008) 「日本の TFP 上昇率はなぜ回復したのか：『企業活動基本調査』に基づく実証分析」経済産業研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズ、# 08-J-050、経済産業研究所。

- 櫻井宏二郎（2011）『市場の力と日本の労働市場：技術進歩、グローバル化と格差』、東京大学出版会。
- 成田裕介（2001）「海外事業活動が日本経済に及ぼす影響」、国際貿易投資研究所『海外活動調査・外資系企業活動の動向データなどに基づく実証研究』。
- 深尾京司（2002）「直接投資と雇用の空洞化」、『日本労働研究雑誌』、501号、34-37。
- 深尾京司・袁堂軍（2001）「日本の対外直接投資と空洞化」経済産業研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズ、#01-J-003、経済産業研究所。
- 深尾京司・権赫旭（2011）「日本経済成長の源泉はどこにあるのか：マイクロデータによる実証分析」経済産業研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズ、#11-J-045、経済産業研究所。
- 宮川努・櫻川幸恵・滝澤美穂（2007）「日本における生産性と景気循環 - 産業データによる分析 -」、林文夫編『経済停滞の原因と制度』、第2章、37-69、東京大学出版会。
- Braun, R. A.・塩路悦朗（2004）「日本における技術的ショックと総労働時間 - 新しい VAR アプローチによる分析 -」、『経済研究』、第55巻、4号、pp.289-298.

図表2.1記述統計

	全サンプル							
	2001年				2006年			
	サンプル数	平均値	最大値	最小値	サンプル数	平均値	最大値	最小値
インターネット利用企業ダミー	1617600	0.078	1.000	0.000	1515835	0.121	1.000	0.000
コンピューターネットワーク利用企業ダミー	1617600	0.027	1.000	0.000	1515835	0.025	1.000	0.000
企業規模(常用雇用の対数値)	1428721	1.801	11.872	0.000	1307452	1.790	11.884	0.000
企業年齢の対数値	1555382	2.820	4.625	0.000	1446476	2.954	4.673	0.000
国内子会社ダミー	1617600	0.063	1.000	0.000	1515835	0.056	1.000	0.000
外資系ダミー	1617600	0.002	1.000	0.000	1515835	0.003	1.000	0.000
単独事業所を持つ企業ダミー	1617600	0.870	1.000	0.000	1515835	0.865	1.000	0.000
海外進出している企業ダミー	1617600	0.003	1.000	0.000	1515835	0.003	1.000	0.000
	製造業							
インターネット利用企業ダミー	297614	0.089	1.000	0.000	263518	0.133	1.000	0.000
コンピューターネットワーク利用企業ダミー	297614	0.029	1.000	0.000	263518	0.030	1.000	0.000
企業規模(常用雇用の対数値)	273627	2.101	11.872	0.000	238837	2.126	11.884	0.000
企業年齢の対数値	289558	3.029	4.625	0.000	255341	3.181	4.673	0.000
国内子会社ダミー	297614	0.086	1.000	0.000	263518	0.076	1.000	0.000
外資系ダミー	297614	0.003	1.000	0.000	263518	0.004	1.000	0.000
単独事業所を持つ企業ダミー	297614	0.869	1.000	0.000	263518	0.858	1.000	0.000
海外進出している企業ダミー	297614	0.006	1.000	0.000	263518	0.008	1.000	0.000
	商業							
インターネット利用企業ダミー	493601	0.095	1.000	0.000	442412	0.157	1.000	0.000
コンピューターネットワーク利用企業ダミー	493601	0.047	1.000	0.000	442412	0.042	1.000	0.000
企業規模(常用雇用の対数値)	429420	1.640	11.020	0.000	376127	1.640	11.709	0.000
企業年齢の対数値	473633	2.904	4.625	0.000	421660	3.048	4.673	0.000
国内子会社ダミー	493601	0.054	1.000	0.000	442412	0.050	1.000	0.000
外資系ダミー	493601	0.004	1.000	0.000	442412	0.005	1.000	0.000
単独事業所を持つ企業ダミー	493601	0.832	1.000	0.000	442412	0.827	1.000	0.000
海外進出している企業ダミー	493601	0.003	1.000	0.000	442412	0.003	1.000	0.000
	サービス業							
インターネット利用企業ダミー	816733	0.064	1.000	0.000	800183	0.099	1.000	0.000
コンピューターネットワーク利用企業ダミー	816733	0.014	1.000	0.000	800183	0.015	1.000	0.000
企業規模(常用雇用の対数値)	716953	1.781	11.479	0.000	683881	1.754	11.824	0.000
企業年齢の対数値	782758	2.692	4.625	0.000	760031	2.827	4.673	0.000
国内子会社ダミー	816733	0.059	1.000	0.000	800183	0.053	1.000	0.000
外資系ダミー	816733	0.002	1.000	0.000	800183	0.002	1.000	0.000
単独事業所を持つ企業ダミー	816733	0.893	1.000	0.000	800183	0.888	1.000	0.000
海外進出している企業ダミー	816733	0.001	1.000	0.000	800183	0.001	1.000	0.000

図表2.2 電子商取引利用有無別に見た存続企業による雇用の純増減数：2001-2006



図表3.1 どのような企業が電子商取引を選択するのか:多項ロジットモデル(Multinomial Logit Model)の推計結果

	全企業			
	インターネット利用企業		コンピューターネットワーク利用企業	
	係数値	標準偏差	係数値	標準偏差
企業規模(常用雇用者の対数値)	0.253	0.002 ***	0.449	0.003 ***
企業年齢の対数値	-0.047	0.002 ***	0.032	0.005 ***
国内子会社ダミー	-0.009	0.008 ***	0.338	0.012 ***
外資系ダミー	0.293	0.030 ***	0.288	0.047 ***
単独事業所を持つ企業ダミー	-0.158	0.006 ***	0.125	0.011 ***
海外進出している企業ダミー	0.484	0.026 ***	0.415	0.036 ***
産業ダミー	Yes			
PseudoR-squared	0.0603			
サンプル数	2627516			

- 注)1.電子商取引を行っていない企業がベース
 2.標準偏差は不均一分散を考慮した値である。
 3. ***p<0.01

図表3.2 どのような企業が電子商取引を選択するのか:多項ロジットモデル(Multinomial Logit Model)の産業別推計結果

製造業						
	インターネット利用企業			コンピューターネットワーク利用企業		
	係数値	標準偏差		係数値	標準偏差	
企業規模(常用雇用者の対数値)	0.367	0.004	***	0.615	0.007	***
企業年齢の対数値	0.043	0.006	***	0.141	0.012	***
国内子会社ダミー	-0.272	0.017	***	0.241	0.024	***
外資系ダミー	0.227	0.063	***	0.410	0.087	***
単独事業所を持つ企業ダミー	-0.115	0.014	***	0.063	0.023	***
海外進出している企業ダミー	0.161	0.042	***	0.010	0.056	
産業ダミー	Yes					
PseudoR-squared	0.0743					
サンプル数	498545					
商業						
	インターネット利用企業			コンピューターネットワーク利用企業		
	係数値	標準偏差		係数値	標準偏差	
企業規模(常用雇用者の対数値)	0.194	0.003	***	0.451	0.005	***
企業年齢の対数値	-0.106	0.004	***	-0.009	0.006	
国内子会社ダミー	0.111	0.014	***	0.387	0.018	***
外資系ダミー	0.368	0.042	***	0.012	0.071	
単独事業所を持つ企業ダミー	-0.166	0.010	***	0.247	0.015	***
海外進出している企業ダミー	0.674	0.044	***	0.438	0.060	***
産業ダミー	Yes					
PseudoR-squared	0.0241					
サンプル数	772081					
サービス業						
	インターネット利用企業			コンピューターネットワーク利用企業		
	係数値	標準偏差		係数値	標準偏差	
企業規模(常用雇用者の対数値)	0.237	0.003	***	0.298	0.006	***
企業年齢の対数値	-0.027	0.004	***	0.053	0.009	***
国内子会社ダミー	0.037	0.012	***	0.352	0.023	***
外資系ダミー	0.177	0.056	***	0.545	0.095	***
単独事業所を持つ企業ダミー	-0.198	0.010	***	-0.087	0.021	***
海外進出している企業ダミー	0.460	0.056	***	0.446	0.089	***
産業ダミー	Yes					
PseudoR-squared	0.0575					
サンプル数	1339979					

- 注)1.電子商取引を行っていない企業がベース
 2.標準偏差は不均一分散を考慮した値である。
 3. ***p<0.01

図表4.1 雇用成長の決定要因:全企業

	被説明変数:雇用成長率 (ln(2006年の常用雇用者数)-ln(2001年の常用雇用者数))/5									
	全企業									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)					
インターネット利用企業ダミー	0.0126 *** (27.88)	0.0115 *** (25.77)	0.0106 *** (5.90)	0.0122 *** (27.08)	0.0093 *** (5.17)					
コンピューターネットワーク利用企業ダミー	0.0176 *** (25.08)	0.0135 *** (19.34)	0.0204 *** (6.66)	0.0165 *** (23.58)	0.0177 *** (5.82)					
常用雇員の対数値	-0.0199 *** (-161.01)	-0.0614 *** (-159.07)	-0.0616 *** (-160.88)	-0.0230 *** (-158.73)	-0.0619 *** (-165.38)					
(常用雇員の対数値)^2		0.0086 *** (104.31)	0.0087 *** (106.04)		0.0086 *** (102.55)					
企業年齢の対数値	-0.0052 *** (-30.47)	-0.0065 *** (-26.69)	-0.0067 *** (-26.66)	-0.0049 *** (-28.68)	-0.0066 *** (-26.45)					
(企業年齢の対数値)^2		0.0000 (1.24)	0.0000 (1.31)		0.0000 (2.92)					
インターネット利用企業ダミーと常用雇員の対数値の交差項			-0.0016 *** (-3.98)		-0.0013 *** (-3.37)					
コンピューターネットワーク利用企業ダミーと常用雇員の対数値の交差項			-0.0036 *** (-5.70)		-0.0035 *** (-5.50)					
インターネット利用企業ダミーと企業年齢の対数値の交差項			0.0015 ** (2.53)		0.0018 *** (3.06)					
コンピューターネットワーク利用企業ダミーと企業年齢の対数値の交差項			0.0008 (0.81)		0.0014 (1.46)					
国内子会社ダミー				0.0310 *** (53.80)	0.0236 *** (35.39)					
外資系ダミー				0.0424 *** (12.39)	0.0236 *** (6.39)					
単独事業所を持つ企業ダミー				-0.0088 *** (-19.66)	0.0011 ** (2.43)					
海外進出している企業ダミー				0.0414 *** (16.48)	-0.0373 *** (-13.36)					
定数項	0.0336 *** (63.28)	0.0723 *** (102.55)	0.0726 *** (100.33)	0.0442 *** (57.50)	0.0709 *** (82.85)					
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes					
R-squared	0.05	0.08	0.08	0.05	0.08					
サンプル数	902,019									

注: 1) 括弧内の数値は不均一分散を考慮したWhiteのt値である。

2) ** p<0.05, *** p<0.01

図表4.2 雇用成長の決定要因:製造業

	被説明変数:雇用成長率 (ln(2006年の常用雇用者数)-ln(2001年の常用雇用者数))/5				
	製造業				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
インターネット利用企業ダミー	0.0138 *** (17.47)	0.0138 *** (17.59)	0.0240 *** (6.13)	0.0140 *** (17.70)	0.0229 *** (5.86)
コンピューターネットワーク利用企業ダミー	0.0188 *** (14.82)	0.0132 *** (10.21)	0.0432 *** (5.70)	0.0178 *** (14.06)	0.0386 *** (5.13)
常用雇用者の対数値	-0.0110 *** (-50.60)	-0.0417 *** (-63.11)	-0.0427 *** (-64.84)	-0.0132 *** (-49.79)	-0.0437 *** (-66.01)
(常用雇用者の対数値)^2		0.0057 *** (48.64)	0.0061 *** (51.00)		0.0064 *** (50.09)
企業年齢の対数値	-0.0063 *** (-16.66)	-0.0064 *** (-11.49)	-0.0064 *** (-11.30)	-0.0058 *** (-15.40)	-0.0062 *** (-11.03)
(企業年齢の対数値)^2		0.0000 (1.22)	0.0000 (-1.16)		0.0000 (-0.27)
インターネット利用企業ダミーと常用雇用者の対数値の交差項			-0.0044 *** (-6.24)		-0.0039 *** (-5.50)
コンピューターネットワーク利用企業ダミーと常用雇用者の対数値の交差項			-0.0101 *** (-9.14)		-0.0098 *** (-8.99)
インターネット利用企業ダミーと企業年齢の対数値の交差項			0.0005 (0.40)		0.0006 (0.46)
コンピューターネットワーク利用企業ダミーと企業年齢の対数値の交差項			0.0010 (0.45)		0.0021 (0.94)
国内子会社ダミー				0.0196 *** (21.88)	0.0121 *** (13.27)
外資系ダミー				0.0218 *** (4.39)	0.0008 (0.14)
単独事業所を持つ企業ダミー				-0.0046 *** (-5.41)	0.0056 *** (6.41)
海外進出している企業ダミー				0.0234 *** (8.16)	-0.0305 *** (-9.38)
定数項	0.0276 *** (23.17)	0.0585 *** (35.87)	0.0584 *** (35.00)	0.0331 *** (20.24)	0.0523 *** (27.42)
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R-squared	0.04	0.06	0.06	0.04	0.06
サンプル数			186,986		

注: 1) 括弧内の数値は不均一分散を考慮したWhiteのt値である。
2) *** p<0.01

図表4.3 雇用成長の決定要因:商業

	被説明変数:雇用成長率 (ln(2006年の常用雇用者数)-ln(2001年の常用雇用者数))/5							
	商業							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
インターネット利用企業ダミー	0.0102 *** (13.41)	0.0093 *** (12.44)	0.0064 ** (2.17)	0.0097 *** (12.87)	0.0054 * (1.85)			
コンピューターネットワーク利用企業ダミー	0.0137 *** (14.15)	0.0117 *** (12.29)	0.0123 *** (3.19)	0.0130 *** (13.39)	0.0108 *** (2.79)			
常用雇用者の対数値	-0.0177 *** (-85.09)	-0.0608 *** (-102.19)	-0.0608 *** (-102.38)	-0.0194 *** (-75.84)	-0.0602 *** (-102.06)			
(常用雇用者の対数値)^2		0.0094 *** (70.65)	0.0095 *** (70.83)		0.0094 *** (68.11)			
企業年齢の対数値	-0.0076 *** (-26.17)	-0.0093 *** (-21.47)	-0.0096 *** (-21.44)	-0.0072 *** (-24.65)	-0.0094 *** (-20.98)			
(企業年齢の対数値)^2		0.0000 (0.87)	0.0000 (0.96)		0.0000 (1.62)			
インターネット利用企業ダミーと常用雇用者の対数値の 交差項			-0.0023 *** (-3.46)		-0.0022 *** (-3.31)			
コンピューターネットワーク利用企業ダミーと常用雇用 者の対数値の交差項			-0.0030 *** (-3.56)		-0.0030 *** (-3.67)			
インターネット利用企業ダミーと企業年齢の対数値の交 差項			0.0025 *** (2.69)		0.0028 *** (2.96)			
コンピューターネットワーク利用企業ダミーと企業年齢 の対数値の交差項			0.0020 * (1.68)		0.0024 ** (2.04)			
国内子会社ダミー				0.0319 *** (28.29)	0.0205 *** (18.01)			
外資系ダミー				0.0411 *** (8.60)	0.0260 *** (5.13)			
単独事業所を持つ企業ダミー				-0.0010 (-1.29)	0.0045 *** (6.04)			
海外進出している企業ダミー				0.0328 *** (7.30)	-0.0194 *** (-4.06)			
定数項	0.0355 *** (37.18)	0.0732 *** (59.35)	0.0739 *** (57.09)	0.0362 *** (26.94)	0.0679 *** (44.13)			
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes			
R-squared	0.04	0.07	0.07	0.04	0.07			
サンプル数			263,058					

注: 1) 括弧内の数値は不均一分散を考慮したWhiteのt値である。

2) * p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01

図表4.4 雇用成長の決定要因:サービス業

	被説明変数:雇用成長率 (ln(2006年の常用雇用者数)-ln(2001年の常用雇用者数))/5									
	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	サービス業									
インターネット利用企業ダミー	0.0120 *** (15.67)	0.0106 *** (13.92)	0.0113 *** (3.94)	0.0114 *** (14.88)	0.0100 *** (3.49)					
コンピューターネットワーク利用企業ダミー	0.0144 *** (9.36)	0.0108 *** (7.01)	0.0224 *** (3.28)	0.0128 *** (8.36)	0.0194 *** (2.87)					
常用雇用者の対数値	-0.0260 *** (-127.72)	-0.0706 *** (-106.07)	-0.0708 *** (-108.36)	-0.0301 *** (-131.92)	-0.0712 *** (-112.93)					
(常用雇用者の対数値)^2		0.0094 *** (63.30)	0.0095 *** (65.64)		0.0093 *** (63.10)					
企業年齢の対数値	-0.0029 *** (-11.32)	-0.0048 *** (-13.49)	-0.0049 *** (-13.53)	-0.0027 *** (-10.47)	-0.0048 *** (-13.32)					
(企業年齢の対数値)^2		0.0000 *** (4.00)	0.0000 *** (4.06)		0.0000 *** (4.89)					
インターネット利用企業ダミーと常用雇用者の対数値の交差項			-0.0018 *** (-2.52)		-0.0018 *** (-2.47)					
コンピューターネットワーク利用企業ダミーと常用雇用者の対数値の交差項			-0.0063 *** (-3.42)		-0.0061 *** (-3.45)					
インターネット利用企業ダミーと企業年齢の対数値の交差項			0.0012 (1.15)		0.0016 (1.58)					
コンピューターネットワーク利用企業ダミーと企業年齢の対数値の交差項			0.0012 (0.51)		0.0019 (0.83)					
国内子会社ダミー				0.0361 *** (38.47)	0.0259 *** (27.42)					
外資系ダミー				0.0526 *** (6.32)	0.0389 *** (4.31)					
単独事業所を持つ企業ダミー				-0.0164 *** (-22.26)	-0.0020 ** (2.51)					
海外進出している企業ダミー				0.0484 *** (6.55)	-0.0580 *** (-7.39)					
定数項	0.0357 *** (47.13)	0.0774 *** (75.47)	0.0774 *** (74.44)	0.0552 *** (47.69)	0.0791 *** (63.35)					
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes					
R-squared	0.06	0.09	0.09	0.07	0.10					
サンプル数	445,770									

注: 1) 括弧内の数値は不均一分散を考慮したWhiteのt値である。
 2) ** p<0.05, *** p<0.01