

---

---

# 情報化の生産効果について調整費用を考慮した評価

砂田 充\*

慶應義塾大学

本稿では新古典派生産理論を援用し、日本の企業レベルの個票データを使い情報化の生産効果を“Excess returns”とみるのではなく、情報化に関係する比較的大きな調整費用により、評価することを試みた。主な分析結果をまとめれば、IT 関連資本の非 IT 関連資本に対する技術的限界代替率は相対ユーザー・コストより有意に大きい。このことは、非 IT 関連資本財の場合と比較して、IT 関連資本財の導入に際し、日本企業は、より柔軟な人事システム、従業員のスキル向上や新規採用等の大きな調整・修正活動を必要とすることを物語っている。また、各クロスセクション毎の分析結果は、IT に代表される新技術導入のスピルオーバー効果の影響を示唆するものであった。

## 1. はじめに

情報技術革新が実態経済にどのような影響を及ぼしているかに関しては、20 世紀最後の数十年に旺盛な情報関連投資を経験した先進国の間でもまだ評価が定まっていないといつてよい。R.M.Solow は、“We see computers everywhere except in the productivity statistics”として、生産性統計にだけ、コンピューター等に代表される情報通信技術の影響が明確にあらわれていないという疑問を投げかけている<sup>1</sup>。い

---

本稿は平成 13 年度財団法人機会振興協会経済研究所委託事業『雇用の変化とグローバリゼーションの関係に関する調査研究』において黒田昌裕慶應義塾大学商学部教授および河井啓希同経済学部助教授と共同で行なった研究成果の一部である。本研究を進めるにあたって中島隆信同商学部教授、樋口美雄同商学部教授、深尾光洋同商学部教授、和気祥子同商学部教授および慶應義塾大学大学院商学研究科計量経済学・金融論・国際経済学合同演習に参加された学生諸氏より貴重なアドバイスをいただいた。また、本誌の匿名のレフェリーより有益なコメントをいただいた。ここに感謝の意を表したい。ただし、本稿に残る過ちはすべて著者に帰するものである。

\* 慶應義塾大学大学院商学研究科後期博士課程 3 年、連絡先：〒345-0813 埼玉県南埼玉郡宮代町東姫宮 2-7-21、電話番号：0480-34-8059、E-mail：snaphkin@yb3.so-net.ne.jp

<sup>1</sup> Solow (1987)を参照のこと。また、米国の連銀議長 Greenspan 氏は、1996 年のシカゴでの講演で、当時の OECD 各国における、マクロレベルでの生産性成長率が、1970 年後半以来下降傾向にあるという事実とその間の情報通信の著しい技術革新との関係に関して疑問を呈し、それを“conceptualization

いわゆる「生産性パラドックス」といわれる現象である。例えば、このパラドックスは Jorgenson and Stiroh (1999) の中に見ることができる。彼らは 1990 年から 96 年の間に米国におけるコンピュータ投資は年率 28.3% 伸びたのに対し、マクロ全要素生産性成長率は不況期 (1973-90 年) の 0.34% より低い 0.23% であったと報告している。一方、いくつかの米国のマクロ・レベルあるいは産業レベルのデータを使った計量経済分析では IT 関連資本の限界生産力はそのコストに見合うものではなく、経済的見地から生産的ではないと報告している (例えば、Berndt and Morrison (1995) および Morrison (1996))。

ところが、最近の研究である Jorgenson and Stiroh (2000) によれば、1995 年から 98 年の米国における全要素生産性成長率は年率 0.99% であった。これは 1959 年から 73 年の黄金期に記録した年率 1.01% に迫るものである。また、Oliner and Sichel (2000) において彼らは 1995 年の米国の労働生産性成長率の急激な上昇の 3 分の 2 は IT によって説明されると報告している。

しかし、Triplett (1999) は次のように指摘する。成長会計のフレームワークは IT の「経済成長」あるいは労働生産性成長率への貢献を評価するものではあるが、「中立的技術変化」あるいは全要素生産性成長率への貢献を評価するものではない。IT 資本投資の急激な増加は IT 関連資本財価格の急落に対する各経済主体の合理的反応の結果である。この「資本深化 (Capital deepening)」は生産物の成長に対して直接的に貢献するが、このフレームワークの中では技術変化への貢献の道筋は明らかではない。さらに前述の研究報告によれば、米国の最近の経済成長は IT 関連財製造業の貢献によるところが大きい。これら産業の生産性向上の傾向が今後も維持されるのか否かが明らかでないので、経済成長がこれからも維持されるのか否かも不確実である。また、Stiroh (1998) は、1991 年に米国の IT 関連財投資の約 80% は商業、金融・保険・不動産業およびサービス業において行われているが、一方、これら 3 つの産業の全要素生産性成長率はいずれも負の値となっていることを報告している。これは日本も同様であり、経済企画庁 (2000) によれば、商業および金融・保険・不動産業の IT 関連資本の対非 IT 関連資本比率は大きいですが、これらの産業の生産性成長率は小さいと報告している。この生産性成長率と情報化との負の相関関係の一部はこれら産業の生産物を計測することが難しいということに帰するだろう。しかし、一方で情報化は国民経済を根本的に変革し、景気循環に左右されな

---

problem” と呼んで注意を喚起した。(Greenspan (1995))

い恒久的な経済的繁栄をもたらすとする、いわゆる「ニュー・エコノミー論」に対する重要な反証となっている。

これに対して、米国の企業レベルのデータを利用した新古典派生産関数にもとづく先行研究では IT の生産性は十分に高く、他の資本インプットに比べて“ Excess returns”を生んでいると報告している（例えば、Brynjolfsson and Hitt（1995）、Lichtenberg（1995）、Brynjolfsson and Hitt（1996）および Lehr and Lichtenberg（1998）、Lehr and Lichtenberg（1999）等）。また、日本に関して、李（1998）は産業レベルのデータを使い、IT 関連資本の限界生産力は非 IT 関連資本のそれより大きいという実証結果を得ている。

また、先の「産業革命」での電力の普及・拡大における摩擦や調整といった要因が IT の導入に関しても重要であるとする声もある。Kiley（2000）は情報化の初期段階では企業はそのビジネス・プロセス改革や従業員再教育等、IT を十分に利用するための大きなセットアップ・コストが必要となり、情報化投資の成果があらわれるのはこれらの調整活動が的確に行われた後であると指摘している。また、Brynjolfsson and Hitt（2000）は様々な先行研究のサーベイから、新しいビジネス・プロセスへの転換、技能の高度化、教育およびより先進的人事組織等の情報化にともなう補完的戦略が IT の経済的貢献を高める重要な要素であると述べている。

本稿では新古典派生産者理論を援用し、日本の企業レベルの統計資料である『企業活動基本調査』の個票データを使い、情報化の生産効果を“ Excess returns”とみるのではなく、情報化に関係する比較的大きな調整費用によると評価することを試みた。産業レベルの集計データでは同一産業に属する企業間の不均一性が相殺されてしまう可能性が指摘されている。個票データを利用することでこのような点を克服した分析が可能となるだろう。主な分析結果をまとめれば、非 IT 関連資本財の場合と比べ、IT 関連資本財の導入に際し、日本企業は大きな調整・修正活動を必要とすることが分かった。

本稿は以下のような構成となっている。第 2 節では IT 関連資本インプットの生産効果について新古典派生産者理論の文脈の中で検討する。第 3 節では対応する実証分析モデルを特定化した。第 4 節では利用したデータについて述べた後、計量経済分析結果について検討する。第 5 節ではいくつかの事例を検討することにより、企業の情報化にともない必要となる調整・修正活動の具体的なイメージを描くことを試みた。第 6 節はまとめである。

## 2. 理論的背景

IT 関連資本の生産効果を評価するにあたり、簡単な新古典派生産者理論を用いて企業の最適化行動から推論することとする<sup>2</sup>。今、以下のような一般的な付加価値生産関数を考える。

$$Y = F(K_0, K_1, L, t) \quad (1)$$

ここで  $Y$  は実質付加価値、 $K_i$ ,  $i=0,1$  は非 IT 関連および IT 関連資本、 $L$  は労働インプットである。また  $t$  は時間をあらわす添え字である。それぞれの資本蓄積は以下のような恒久棚卸法によるとする。

$$\dot{K}_{0,t} = I_{0,t} - \delta_0 K_{0,t}, \quad \dot{K}_{1,t} = I_{1,t} - \delta_1 K_{1,t} \quad (2)$$

$I_i$  および  $\delta_i$ ,  $i=0,1$  は各種資本財への投資とそれぞれの償却率である。このモデルの重要な仮定は、資本蓄積に際し、企業は以下のような調整費用に直面するということである。

$$C_{0,t} = H_0(I_{0,t}), \quad C_{1,t} = H_1(I_{1,t}) \quad (3)$$

ここで  $H_i(*)$ ,  $i=0,1$  は凸関数であり以下のような性質をもつ：①  $H_i(0) = 0$ 、②  $H'_i(0) = h_i(0) = 0$ 、③  $H''_i(*) > 0$ ,  $i=0,1$ 。これ以降、小文字の関数は大文字の関数の導関数をあらわすとする。このような状況での企業の当期利潤は以下ようになる。

$$\Pi(I_{0,t}, I_{1,t}, L_t; K_{0,t}, K_{1,t}) = Y_t - P_{0,t} I_{0,t} - P_{1,t} I_{1,t} - W_t L_t - C_{0,t} - C_{1,t} \quad (4)$$

ここで  $P_i$ ,  $i=0,1$  および  $W$  は各種資本財の実質価格と実質賃金である。したがって、企業は以下のような動学的最適化問題を解くことになる。

$$\text{Max} \int_0^{\infty} e^{-rt} \Pi(I_{0,t}, I_{1,t}, L_t; K_{0,t}, K_{1,t}) dt, \quad \text{s.t. (2)}.$$

上記最適化問題の各種資本投資に関する一階の条件を合わせれば、資本インプットに関する技術的限界代替率 MSK は以下のように表現される。

$$\begin{aligned} \text{MSK} &= \frac{MPK_1}{MPK_0} = \frac{f_{1,t}^K}{f_{0,t}^K} = \frac{(r + \delta_1) Q_{1,t} - E(\dot{Q}_{1,t})}{(r + \delta_0) Q_{0,t} - E(\dot{Q}_{0,t})} \\ &= \frac{[(r + \delta_1) P_{1,t} - E(\dot{P}_{1,t})] + [(r + \delta_1) h_{1,t} - E(h_{1,t})]}{[(r + \delta_0) P_{0,t} - E(\dot{P}_{0,t})] + [(r + \delta_0) h_{0,t} - E(h_{0,t})]} = \frac{R_{1,t} + U_{1,t}}{R_{0,t} + U_{0,t}} \end{aligned} \quad (5)$$

$MPK_i$ ,  $i=0,1$  は各種資本インプットの限界生産力を、 $Q_i$ ,  $i=0,1$  は各種資本財の限界価値をあらわす。(5)式によれば MSK は資本財市場に依存して決まる

<sup>2</sup> ここでのモデルは Kiley (2000) を参考としている。

Jorgenson 流資本のユーザー・コスト  $R_i = (r + \delta_i)P_i - E(\dot{P}_i)$ ,  $i=0,1$  と企業の資本調整費用関数に依存する限界調整費用  $U_i = (r + \delta_i)h_i - E(\dot{h}_i)$ ,  $i=0,1$  とからなることが分かる。もし MSK が  $R_i$ ,  $i=0,1$  から予想されるレベルを超えるほど大きいならば、IT 関連資本の限界調整費用  $U_1$  の方が非 IT 関連資本の限界調整費用  $U_0$  より大きいことが示唆される。これは、コンピュータ等の IT 関連資本の導入に際して、日本の企業組織はより大きな調整を必要とすることを意味すると考えられるだろう。したがって、MSK を推定し  $R_1/R_0$  と比較することによって、IT 関連資本の導入に際して、日本の企業組織がどれだけ大きな調整を必要とするかを評価することができるだろう。

### 3. 実証モデル

第 2 節では新古典派生産者理論に依拠しながら IT 関連資本と非 IT 関連資本との関係とその生産効果について考察を行った。IT 関連資本の生産効果を評価するにあたり、対応する実証モデルを特定化する必要がある。簡単化のため、ここでは一次同次コブ・ダグラス型付加価値生産関数を考える。

$$Y = F(K, L, t) = A(t)K^\alpha L^{1-\alpha} \quad (6)$$

$\alpha$  は資本分配率であり、 $A(t)$  は中立的技術レベルをあらわす<sup>3</sup>。次に IT 関連資本をモデルに導入する。資本サービス集計関数を

$$K = G(K_0, K_1) \quad (7)$$

と定義する。実証分析のためにはさらなる仮定をおく必要がある。まず、総資本ストックは以下のように、IT 関連資本ストックと非 IT 関連資本ストックとの単純和集計からなるとする。

$$\bar{K} = K_0 + K_1 \quad (8)$$

一方、資本サービス集計関数を以下のように特定化する。

$$K = G(K_0, K_1) \cong K_0 + (1 + \theta)K_1 = \bar{K}(1 + \theta KIT), \quad KIT = \frac{K_1}{\bar{K}} \quad (9)$$

ここで  $KIT$  は総資本ストックに占める IT 関連資本ストックの比率である。理想的には資本集計関数はより伸縮的な関数型であるべきである。しかしながら、デー

タ・ソースの制約から、(9)式のような線形近似を行うこととした。ここで  $\theta$  の意味を明確にしておこう。(6)式および(9)式から、資本の技術的限界代替率は以下のようなパラメータ化される。

$$MSK = \frac{MPK_1}{MPK_0} = 1 + \theta \quad (10)$$

もし  $1 + \theta$  が  $R_1 / R_0$  より大きければ、企業は IT 関連資本の導入に際して非 IT 関連資本の場合に比べて、より大きな調整・修正を必要とすることがわかる<sup>4</sup>。(9)式を(6)式に代入して整理すると、全要素生産性 TFP は以下ようになる。

$$TFP = \frac{Y}{K^\alpha L^{1-\alpha}} = A(t)(1 + \theta KIT)^\alpha \quad (11)$$

(11)は TFP が中立的技術レベルと資本の情報化度に依存する資本インプットの質に分解されることを示す。

#### 4. 計量経済分析

(11)式の両辺の対数を取り、個体  $i$  と時間  $t$  の添え字をつけると以下のようになる。

$$\ln TFP_{i,t} = \alpha \ln(1 + \theta KIT_{i,t}) + \beta + \pi + \omega_i + \xi_{i,t}, \quad (12)$$

$$\ln A(t) = \beta + \pi + \omega_i + \xi_{i,t} \quad (13)$$

ここで  $\beta$  は定数項、 $\pi$  は技術的トレンド、 $\omega_i$  は企業固有の技術レベル、そして  $\xi_{i,t}$  はランダムな技術的ショックをあわらす。加えて、

$$E(\xi_{i,t}) = 0, \quad E(\xi_{i,t}^2) = \sigma_\xi^2, \quad E(\xi_{i,t}, \xi_{j,s}) = 0, \quad \text{if } i \neq j \text{ or } t \neq s \quad (14)$$

と仮定する。もしも企業経営者が行う様々な経営上の意思決定がこの企業固有の技術レベル  $\omega$  にもとづいているならば、(12)式の説明変数と誤差項との直交条件は満たされない。そこで(12)式の  $t$  期と  $t + \Delta$  期の差分をとると以下の非線形回帰式を得る。

$$\ln \left( \frac{TFP_{i,t+\Delta}}{TFP_{i,t}} \right) = \alpha \ln \left( \frac{1 + \theta KIT_{i,t+\Delta}}{1 + \theta KIT_{i,t}} \right) + \pi \Delta + (\xi_{i,t+\Delta} - \xi_{i,t}) \quad (15)$$

3 このモデルは Lehr and Lichtenberg (1999) を参考としている。

4 総資本ストックを次のように IT 関連資本ストックと非 IT 関連資本ストックとの質の差を考慮した和集計であるとする： $K_0 + \rho K_1$ 。一方、資本サービス集計関数を  $K = K_0 + (\rho + \theta)K_1$  とする。この場合、資本の技術的限界代替率は  $MSK = \rho + \theta$  となる。そして今回の分析では  $\rho = 1$  としていることになる。もしも IT 関連資本ストックの質は少なくとも非 IT 関連資本ストックと同じ程度である： $\rho \geq 1$ 、という仮定が成

この操作によって計量経済分析における推定上の問題を回避できる。

(15)式の推定にあたり、経済産業省実施の『企業活動基本調査』の個票資料を利用した<sup>5</sup>。今回の分析では1991年および1994年から1998年までの6時点のデータを利用した。また、上記操作のためには少なくとも連続2時点でデータが利用可能でなくてはならない。したがって、1時点でしか観測できない企業は分析対象から除いた<sup>6</sup>。同様に、例えば、1991年と1995年と1997年に観測された企業のように一度サンプルから落ちた後、再び登場した「再生企業」も情報の信頼性の観点から分析対象外とした。

『企業活動基本調査』からIT関連資本の情報を直接入手することはできない。したがって、以下のような実用的仮定をおくこととする。まず、営業費用に占める情報処理・通信費の比率を費用の情報化度と定義する<sup>7</sup>。

$$\text{情報処理通信比率 (CIT)} = \text{情報処理・通信費} / \text{営業費用} \quad (16)$$

このCITが資本情報化度KITの合理的な代理指標とみなせると仮定し、 $KIT=CIT$ とする。TFPの計測に関して、実質付加価値、総資本ストックおよび労働インプットのデータを集めなくてはならない。まず、名目付加価値を以下のように定義する。

$$\begin{aligned} \text{名目付加価値} &= \text{売上高} - \text{営業費用} \\ &+ \text{給与総額} + \text{減価償却費} + \text{賃借料} \end{aligned} \quad (17)$$

この名目値を経済活動別GDPデフレーターで実質化した。また、有形固定資産の簿価を総資本ストック、総従業者数を労働インプットとした。実証モデルの構築に際し、簡単化のため(6)式のように生産関数を一次同次のコブ・ダグラス型に特定化

---

り立つならば、本稿の $MSK=1+\theta$ は資本の技術的限界代替率の下限にあたると思われる。

5 『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、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、従業者50人以上かつ資本金(または出資金)3000万円以上の会社(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。

6 この操作によってサンプル・セレクション・バイアスを引き起こしている可能性があることをここで述べておく。

7 『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。

した。これは資本分配率  $\alpha$  が一定であると仮定していることに等しい。実際には資本分配率は一定ではなく、企業間でも時点間でも変化している。したがって、TFP は Törnqvist-Theil 指数で計測した<sup>8</sup>。本稿の分析のようなパネル・データの場合には、複数企業間の整合的比較が可能な連鎖指数の構築法として、Caves, Christensen and Diewert (1982) で提案され Good, Nadiri and Sickles (1997) で要約された方法がある。具体的には、プールしたサンプル企業の分配率の算術平均と各数量の幾何平均を代表的企業のそれとし各企業の TFP を、この代表的企業を基準とした Törnqvist-Theil 指数として定義する<sup>9</sup>。

本来ならば、(15)式のような回帰式を Törnqvist-Theil 指数と整合的なトランス・ログ型生産関数から再度導出するべきであるが、前述のとおり、データ・ソースの制約からそのような複雑なシステム推定を行うことは困難である。そこで代替案として以下のような操作を行なった。まず、各企業毎に 2 時点間の資本分配率の平均を以下のように計算する。

$$S_t = 1 - \left( \frac{s\text{期の給与総額}}{s\text{期の名目付加価値}} \right), \quad (18)$$

$$\bar{S} = \frac{S_{t+\Delta} + S_t}{2} \quad (19)$$

これを  $\alpha$  に代入し(15)式を推定する。この操作によりトランス・ログ型の持つ分配率可変の構造の一部を捉えることができるだろう。

相対資本ユーザー・コスト  $R_1/R_0$  は以下のように計測した。

$$\frac{R_1}{R_0} = \frac{[(r + \delta_1)p_{1,t} - E(\dot{p}_{1,t})]}{[(r + \delta_0)p_{0,t} - E(\dot{p}_{0,t})]} \quad (20)$$

卸売物価指数の資本財を  $p_0$  とし、電子計算機・同部品を  $p_1$  とし、平均約定金利を

8 Törnqvist-Theil 指数は一次同次トランス・ログ型集計関数と整合的である。より詳しくは Solow, R.M. (1987) および Diewert, W.E. (1976) を参照のこと。

9 本稿における資本と労働の定義は一般的な粗資本ストックおよびマン・アワー・ベースのインプットの定義と異なっている。この違いがもたらす影響をチェックするために、『国民経済計算』の数値から粗資本ストックおよびマン・アワー・ベースの TFP 成長率を計測し、これと本稿の標本平均から計測した TFP 成長率とを比較した。その結果、全体として本稿の TFP の計測結果は SNA ベースの TFP から乖離している。参考のために『企業活動基本調査』の公表資料の数値から計測した TFP 成長率によると計測結果の動きは本稿の結果とは一致はしないもののおおまかな動きが非常に似通っている。特に商業では本稿の結果に近い動きをしている。これらを考え合わせると、この差異は『企業活動基本調査』の特徴に加え、インプットの定義の違いが影響していると考えられるだろう。したがって、本稿の分析結果を解釈する際には、この点を十分考慮する必要があるだろう。なお、この点に関して、本誌の匿名のレフェリーより適切なご指摘をいただいた。



$r$ とした。また、減耗率はそれぞれ  $\delta_0 = 0.099$  と  $\delta_1 = 0.315$  とした<sup>10</sup>。表1に主な変数の記述統計量を掲載した。

表2の1列目が製造業、10行目が商業（卸・小売業）のサンプルをそれぞれ時系列・クロスセクションでプールした推定結果である<sup>11</sup>。 $\theta$ の推計結果は製造業で5.191、商業で4.820とどちらも正で1%で有意である。さらに技術的限界代替率  $1 + \theta$ は相

表1-1 主な変数の記述統計量(次のページへつづく)

	製造業			商業		
	S	TFP	CIT	S	TFP	CIT
<u>1991</u>						
Mean	0.361	1.029	0.004	0.365	1.285	0.004
Std. Dev.	0.166	0.608	0.008	0.165	3.464	0.008
Minimum	0.001	0.094	0.000	0.001	0.097	0.000
1 <sup>st</sup> Quartile	0.245	0.734	0.001	0.251	0.682	0.001
Median	0.348	0.933	0.002	0.352	0.902	0.002
3 <sup>rd</sup> Quartile	0.462	1.179	0.005	0.466	1.280	0.005
Maximum	0.985	15.662	0.638	0.981	222.265	0.638
<u>1994</u>						
Mean	0.302	1.027	0.005	0.293	1.127	0.005
Std. Dev.	0.165	2.720	0.011	0.148	1.713	0.011
Minimum	0.001	0.029	0.000	0.001	0.138	0.000
1 <sup>st</sup> Quartile	0.180	0.660	0.002	0.188	0.675	0.002
Median	0.285	0.876	0.003	0.278	0.867	0.003
3 <sup>rd</sup> Quartile	0.403	1.142	0.006	0.381	1.176	0.006
Maximum	0.972	266.039	0.828	0.977	129.738	0.828
<u>1995</u>						
Mean	0.296	1.123	0.005	0.283	1.189	0.005
Std. Dev.	0.154	2.221	0.008	0.147	1.112	0.008
Minimum	0.001	0.082	0.000	0.001	0.076	0.000
1 <sup>st</sup> Quartile	0.185	0.747	0.002	0.178	0.722	0.002
Median	0.281	0.978	0.003	0.267	0.925	0.003
3 <sup>rd</sup> Quartile	0.388	1.265	0.006	0.369	1.261	0.006
Maximum	0.963	211.077	0.648	0.992	40.321	0.648

10 減耗率については、Jorgenson and Stiroh (2000) の Table B1 を参照した。 $\delta_0$  は Table B1 の中で Equipment および Nonresidential structures に格付けられた資産の減耗率の平均とした。 $\delta_1$  は Computers and peripheral equipment の減耗率を用いた。計測結果は以下のとおりである。

	1991-98	1991-94	1994-95	1995-96	1996-97	1997-98
R_1/R_0	1.121	1.317	1.166	1.028	0.888	0.823

11 ここでの分析は製造業と商業を分けておこなっている。これは両者では生産技術とその活動が大きくことなっているという考えにもとづいている。

表 1-2 主な変数の記述統計量（前のページからのつづき）

	製造業			商業		
	S	TFP	CIT	S	TFP	CIT
<u>1996</u>						
Mean	0.296	1.187	0.005	0.284	1.262	0.005
Std. Dev.	0.152	1.696	0.008	0.147	3.052	0.008
Minimum	0.000	0.073	0.000	0.001	0.088	0.000
1 <sup>st</sup> Quartile	0.187	0.780	0.002	0.180	0.744	0.002
Median	0.279	1.014	0.003	0.268	0.957	0.003
3 <sup>rd</sup> Quartile	0.388	1.344	0.006	0.373	1.320	0.006
Maximum	0.973	136.380	0.594	0.980	284.364	0.594
<u>1997</u>						
Mean	0.295	1.184	0.004	0.276	1.193	0.004
Std. Dev.	0.153	1.411	0.006	0.148	2.767	0.006
Minimum	0.001	0.028	0.000	0.001	0.079	0.000
1 <sup>st</sup> Quartile	0.185	0.749	0.002	0.170	0.692	0.002
Median	0.277	0.989	0.003	0.257	0.907	0.003
3 <sup>rd</sup> Quartile	0.388	1.346	0.006	0.361	1.245	0.006
Maximum	0.971	96.242	0.345	0.975	244.865	0.345
<u>1998</u>						
Mean	0.281	1.121	0.005	0.269	1.158	0.005
Std. Dev.	0.153	0.967	0.008	0.148	1.390	0.008
Minimum	0.000	0.060	0.000	0.001	0.059	0.000
1 <sup>st</sup> Quartile	0.170	0.703	0.002	0.162	0.691	0.002
Median	0.263	0.927	0.003	0.249	0.890	0.003
3 <sup>rd</sup> Quartile	0.375	1.284	0.006	0.354	1.199	0.006
Maximum	0.963	49.335	0.374	0.960	69.731	0.374

注) 変数は以下のとおりである。S: 資本分配率=1-(給与総額/名目付加価値)、TFP: 全要素生産性および CIT: 情報処理費用比率=情報処理・通信費/営業費用。計測の詳細に関しては本文を参照のこと。

対ユーザー・コスト  $R_1/R_0$  より 1%水準で有意に大きい。したがって、日本の製造業および商業企業は IT 関連資本の導入に際し、比較的大きな調整・修正活動を必要とすることが推論される。

表 2 の 2 行目および 3 行目は製造業を重工業と軽工業に分けて推定を行った結果である。具体的には資本装備率 (=有形固定資産/総従業者数) の産業別平均値が全産業中央値より大きい (小さい) 産業を重工業 (軽工業) に格付けた<sup>12</sup>。θ の推計結果は重工業で 8.251、軽工業で 3.238 とどちらも正で 1%で有意である。また、技術的限界代替率は相対ユーザー・コストより 1%水準で有意に大きい。さらに重工業の方が軽工業より θ の推定結果が大きい。2 つの推定値が等しいという帰無仮説

12 分類の詳細に関しては、Sunada (2002)を参照のこと。

に対するワルド検定量は 16.606 であった。これは自由度 1 のカイ自乗分布に従い 1%の有意水準で仮説は棄却される。したがって、重工業の方が軽工業より IT 関連資本の導入に際し、比較的大きな調整・修正活動を必要とすることが推測される。

表 2 情報化の生産効果の計測

	No.	$\theta$	$\tau$	$1 + \theta > R_1/R_0$	R2
<u>製造業</u>					
1 Total	50,624	5.191 a (1.036)	-0.022 a (0.003)	5.070 a (1.036)	0.105
2 重工業	21,735	8.251 a (1.732)	-0.028 a (0.007)	8.130 a (1.732)	0.053
3 軽工業	28,889	3.238 a (1.230)	-0.026 a (0.003)	3.117 b (1.230)	0.140
4 Ex. 94/91	41,729	3.020 a (0.996)	0.124 a (0.010)	2.899 a (0.996)	0.102
5 1994/91	8,895	9.298 a (2.725)	-0.043 a (0.009)	8.981 a (2.725)	0.156
6 1995/94	9,959	5.278 b (2.362)	0.153 a (0.025)	5.113 b (2.362)	0.039
7 1996/95	10,890	8.285 a (2.148)	0.019 (0.016)	8.257 a (2.148)	0.085
8 1997/96	10,779	0.793 (1.766)	-0.061 a (0.017)	0.905 (1.766)	0.087
9 1998/97	10,101	-0.654 (1.814)	-0.010 (0.017)	-0.477 (1.814)	0.078
<u>商業</u>					
10 Total	36,455	4.820 a (1.164)	-0.021 a (0.004)	4.699 a (1.164)	0.033
11 Ex. 94/91	30,207	2.066 c (1.093)	0.048 a (0.011)	1.945 c (1.093)	0.042
12 1994/91	6,248	9.879 a (3.353)	-0.036 a (0.012)	9.562 a (3.353)	0.009
13 1995/94	7,370	2.996 (1.847)	-0.001 (0.023)	2.831 (1.847)	0.012
14 1996/95	7,967	5.968 b (2.796)	0.056 a (0.020)	5.940 b (2.796)	0.009
15 1997/96	7,689	-2.661 a (0.933)	-0.063 a (0.024)	-2.549 a (0.933)	0.012
16 1998/97	7,181	6.672 b (2.961)	-0.026 (0.023)	6.849 b (2.961)	0.038

注) 推定方法は NLS。各回帰分析は製造業では 57、商業では 20 の産業ダミーと 1995、96、97 および 98 年についての年ダミーを加えて行った。“Ex. 94/91”は 1991 年から 94 年のサンプルを除いてプールした推定結果である。a は 1%、b は 5%、c は 10% の有意水準で有意であることを示す。括弧内の数値は標準誤差。

表 3 : CIT=0.0 という企業の割合

	1991	1994	1995	1996	1997	1998
合計	0.118	0.049	0.035	0.032	0.036	0.030
製造業	0.146	0.065	0.044	0.040	0.043	0.037
商業	0.079	0.026	0.021	0.020	0.024	0.020

注) CIT=0.0 とは情報処理通信費が百万円以下の企業である。

表 4 : 企業における情報通信利用動向

	LAN	E-mail	Internet	EDI	Intranet
1993	39.6	17.2	n. a.	n. a.	n. a.
1995	53.1	25.8	11.7	40.0	n. a.
1996	66.6	46.9	50.4	39.8	6.4
1997	75.2	62.7	68.2	38.0	21.4
1998	83.3	76.2	80.0	36.3	36.3
1999	90.3	86.0	88.6	44.5	44.5

注) 旧郵政省『通信白書』より著者が作成。各通信ネットワークを利用している企業の割合 (%)。

表 2 の 4-9 行目および 11-16 行目は製造業および商業それぞれについて、各年毎にクロスセクションで推定した結果である。ただし、4 行目および 11 行目はそれぞれ 1991 年から 94 年のサンプルを除いてプールした推定結果である。これはこの期間だけ 3 年間の変化であるためである。θ の推計結果は概ね正で有意であり、技術的限界代替率は相対ユーザー・コストより有意に大きい。しかし、製造業では 1998 年に有意でないが負の推定値となり、また商業では 1997 年に有意に負の推定値となっている。製造業では 1997 年から推定値は小さくなっている。この点を考察するべく、各年のサンプルに占める CIT=0.0、すなわち、情報処理・通信費への支出が 100 万円以下の企業の割合を計測した。表 3 が計測結果である。これによるとその割合が年を経るに従い低くなっていることがわかる。これはこの期間より多くの企業が情報化を進めたとみることができるだろう<sup>13</sup>。また、『通信白書』の数値を著者が整理した表 4 によれば、90 年代をとおして企業による LAN、電子メールおよびインターネット等の情報通信メディアの利用が年々著しく増加している。これらを考え合わせると、本稿の分析結果は IT に代表される新技術の導入のスピルオー

13 CIT=0.0 は本文にあるように情報処理・通信費が 100 万円以下である企業の集合である。しかし、一方で情報処理・通信費の記載がない、すなわち情報処理・通信費への支出がゼロである企業も含まれている可能性がある。この支出項目には「電報、電話、郵便等の通信費」を含んでいることを考えれば、情報処理・通信費がゼロというのは異常値であると思われる。ここでは『通信白書』のデータを傍証と考え、このような異常値による影響は小さいと暗黙に仮定している。

パー効果を明らかにしているのかもしれない。すなわち、初期に情報化を行った企業は非常に大きな試行錯誤と調整を必要としたが、後期に情報化を行った企業は初期情報化企業の情報をうまく活用することにより、比較的少ない調整活動で済んでいると考えられるかもしれない。商業における 1997 年の推定結果については合理的な説明は難しいが、1996 年から 97 年にかけて TFP が大きく落ち込んでいる一方で、前述のとおり情報化企業の割合が増加していることが影響しているかもしれない。いずれにしてもさらなる考察が必要である。

## 5. 事例研究

前節までの分析で、情報化にともなう調整・修正活動が比較的大きいことが分かった。では、具体的にはどのような調整が必要なのであろうか。経済企画庁(2000)では情報化を進めている企業ほど「自己管理型チーム」、「組織構造のフラット化」および「下部組織権限委譲」等の人事組織変革が進んでいるという実証結果を得ている。同じ文献の参考資料のアンケート調査結果にあるとおり、情報化が仕事に与えた影響として「専門的スキルを必要とする業務」、「専門性や判断を必要とする非定型業務」、「コンピュータを活用するための知識・スキルの必要性」および「仕事に従事する場所や時間の自由度」の増加をあげた企業が多いことを考え合わせると、上記の人事組織変革は情報化にともなう調整・修正活動の一部であると考えられるだろう。また、同じアンケート調査結果によれば、「情報関連技能労働不足」や「従業員再教育費用の増大」等の経営上のコスト増大をあげる企業が多いことも注目に値する。

阿部(2001)では独自のアンケート調査により、情報化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、やはり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明らかにしている。さらに、情報化が進んでいる企業ほど非正社員比率が高く、人材のアウトソーシングも進んでいる傾向にあることも分かった。しかし人材育成上、正社員の選抜投資を行っている企業は非正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。このことは情報化にともなう調整・修正活動の複雑さを物語っていると考えられるだろう。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明らかにしている。

2002 年 8 月 20 日付日本経済新聞朝刊に興味深い記事が掲載された。「機密漏え

い防止に動く」と題したこの記事は情報技術の普及や人材の流動化にともなう情報流出リスク拡大に関するアンケート調査の結果を報告したものである。それによれば、日本の主要製造業の18%で実際に企業機密が漏えいした（可能性がある）と答えており、それに対する情報システム面における対策として、多くの企業で「不正アクセス監視」、「電子メール監視」および「情報等の暗号化」を実施・検討していると伝えている。しかし、情報の流通を著しく制限すれば、かえって情報化がもたらすはずの経営上の効率を失う可能性があり、企業の多くは情報技術の利便性と機密情報漏えいリスクの間のトレード・オフに悩まされていると指摘している。このような状況も情報化にともなう摩擦のひとつであると考えられるだろう。

以上のいくつかの事例から情報化に関係する調整・修正活動の具体的なイメージを描くことができるだろう。しかし、これらの断片的な情報を体系的に考察するためには、さらなる理論的・実証的アプローチが必要であるが、それらは本稿の分析の範囲を越えるものであろう。今後の研究課題としたい。

## 6. おわりに

情報技術革新が実態経済にどのような影響を及ぼしているかに関しては、20世紀最後の数十年に旺盛な情報関連投資を経験した先進国の間でもまだ評価が定まっていないといつてよい。本稿では新古典派生産者理論を援用し、日本の企業レベルの個票データを使い情報化の生産効果を“Excess returns”とみるのではなく、情報化に関係する比較的大きな調整費用によると評価することを試みた。

主な分析結果をまとめれば、IT関連資本の非IT関連資本に対する技術的限界代替率は相対ユーザー・コストより有意に大きい。このことは、非IT関連資本財の場合と比べIT関連資本財の導入に際し、日本企業は、より柔軟な人事システム、従業員のスキル向上や新規採用等の比較的大きな調整・修正活動を必要とすることを物語っている。また、重工業と軽工業に分けて推定を行った結果、重工業の方が軽工業より大きな調整活動を必要とすることが推測される。さらに、各年毎のクロスセクションの推定結果によれば、おおむね技術的限界代替率は相対ユーザー・コストより有意に大きい。しかし、製造業では1997年から推定値は小さくなっている。情報処理・通信費への支出の少ない企業の割合が年を経るに従い低くなっていることから、この期間より多くの企業が情報化を進めたと推測される。これらを考え合わせると、本稿の分析結果はITに代表される新技術の導入のスピルオーバー効果

を明らかにしているのかもしれない。すなわち、初期に情報化を行った企業は非常に大きな試行錯誤と調整を必要としたが、一方で後期に情報化を行った企業は初期情報化企業の情報をうまく活用することにより、比較的少ない調整活動で済んでいると考えられるかもしれない。製造業における推定結果はこのような現象を明らかにしているのではないだろうか。

最後に今回の分析の問題点について述べておく。まず、企業毎に IT 関連資本を直接推計することができなかった。したがって、営業費用に占める情報処理・通信費の比率を情報処理通信比率（CIT）と定義し、これを資本情報化度（KIT）の代理指標とした。しかし、①CIT の分母である営業費用には人件費等の資本に係る費用と直接関係のない費用が含まれていること、②CIT の分子の情報処理・通信費は IT 関連資本の利用にともなう情報サービス・インプットに係る費用が主であり、IT 関連投資に係る資本コストは含まれていないこと、以上の 2 点から  $\theta$  は過大推計されている可能性がある<sup>14</sup>。また、本稿ではデータの制約から分配率に修正を施したコブ・ダグラス型集計関数を用いたが、IT 関連資本ストック等より細かいデータを収集した上でより伸縮的な集計関数による様々な代替関係の検証も重要な問題であろう。これらの問題点はこれからの研究課題としたい。

## 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.
- 経済企画庁調査局（2000）「IT化が生産性に与える効果について－日本版ニューエコノミーの可能性を探る－」『政策研究レポート』 No. 4
- 日本経済新聞社（2002）「機密漏えい防止に動く」『日本経済新聞』 2002年8月20日付朝刊
- 郵政省（1997）『通信白書（平成9年度版）』大蔵省印刷局
- 郵政省（1999）『通信白書（平成11年度版）』大蔵省印刷局

---

14 この点に関して、本誌の匿名のレフェリーより適切なご指摘をいただいた。

- 郵政省 (2000) 『通信白書 (平成12年度版)』大蔵省印刷局
- 李 斌 (1998) 「コンピュータ関連技術普及の生産性効果について—日本産業における普及効果を中心に」 『日本経済研究』 No. 37, pp. 114-141.
- Berndt, E.R. and C.J. Morrison, C.J. (1995), "High-tech Capital Formation and Economic Performance in U.S. Manufacturing Industries, An Exploratory Analysis," *Journal of Econometrics*, Vol.65, pp.9-43.
- Brynjolfsson, E. and L. Hitt (1995), "Information Technology as Factor of Production: The Role of Differences Among Firms," *Economics of Innovation and New Technology*, Vol.3, pp.183-199.
- and — (1996), "Paradox Lost? Firm-level Evidence on the Returns to Information Systems Spending," *Management Science*, Vol.42, No.4, pp.541-558.
- and — (2000), "Beyond Computation: Information Technology, Organizational Transformation Business Performance", *Journal of Economic Perspectives*, Vol.14, No.2, pp.23-48.
- Caves, D., L. Christensen and W. Diewert (1982), "Output, Input and Productivity using Superative Index Numbers", *Economic Journal*, Vol.93, pp.73-96.
- Diewert, W.E. (1976), "Exact and Superative Index Numbers", *Journal of Econometrics*, Vol.4, pp.115-145.
- Good, D.H., M.S. Nadiri and R.C. Sickles (1997), "Index Numbers and Factor Demand Approaches to the Estimation of Productivity", in M.H. Pesaran and P. Schmidt, eds, *Handbook of Applied Econometrics*, vol.2: Microeconomics, Blackwell Publishers Ltd, Oxford.
- Greenspan, A. (1995), "Speech at the Economic Club of Chicago".
- Jorgenson, D.W. and K.J. Stiroh (1999), "Information Technology and Growth," *American Economic Review Papers and Proceedings*, Vol.89, No.2, pp.109-115.
- and — (2000), "Raising the Speed Limit: U.S. Economic Growth in the Information Age," *Brookings Papers on Economic Activity*, I, pp.125-235.
- Kiley, M.T. (2000), "Computers and Growth with Frictions: Aggregate and Disaggregate Evidence", a paper prepared for Carnegie-Rochester Conference on Public Policy on November 17-18, 2000.
- Lehr, W. and F.R. Lichtenberg (1998), "Computer Use and Productivity Growth in US Federal Government Agencies, 1987-92," *The Journal of Industrial Economics*,



Vol.XLVI, No.2, pp.257-279.

- and — (1999), “Information Technology and Its Impact on Productivity: Firm-level Evidence from Government and Private Data Sources, 1977-1993,” *Canadian Journal of Economics*, Vol.32, No.2, pp.335-362.
- Lichtenberg, F.R. (1995), “The Output Contributions of Computer Equipment and Personnel: A Firm-level Analysis,” *Economics of Innovation and New Technology*, Vol.3, pp.201-217.
- Morrison, C.J. (1996), “Assessing the Productivity of Information Technology Equipment in U.S. Manufacturing Industries,” *Review of Economics and Statistics*, Vol.79, No.3, pp.471-481.
- Oliner, S.D. and D.E. Sichel (2000), “The Resurgence of Growth in the Late 1990s: Is Information Technology the Story?”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol.14, No.4, pp.3-22.
- Solow, R.M. (1957), “Technical Change and Aggregate Production Function,” *Review of Economics and Statistics*, Vol.XXXIX, No.3, pp.312-320.
- (1987), “We’d Better Watch Out,” *New York Times*, Book Review, July,12.
- Stiroh, K. (1998), “Computers, Productivity, and Input Substitution”, *Economic Inquiry*, Vol.XXXVI, pp.175-194.
- Sunada, M. (2002), “An Interpretation of the Effect of IT Input with the Adjustment Cost,” *Occasional Paper Series-GSBC*, No.02-03, Graduate School of Business and Commerce, Keio University.
- Triplett, J. (1999), “The Solow Productivity Paradox: What Do Computers Do to Productivity?”, *Canadian Journal of Economics*, Vol.32, No.2, pp.308-334.