

日米におけるIT資本の労働生産性上昇効果に関する一考察

— 1990年代後半におけるIT資本の貢献 — *

On the Effect of IT Capital on Labor Productivity Growth in Japan and the US
— Contribution of IT Capital in the Late 1990s —

安藤 潤*

要約

米国経済と同様に1990年代後半の日本経済でもIT資本が労働生産性の上昇をもたらしていたのか実証分析を行った。推定結果及び生産性上昇率の要因分解からはその上昇効果を確認できる。日本では労働生産性上昇率が伸び悩んだ1990年代後半において、IT資本の深化が労働生産性上昇に果たした貢献は非常に大きかったことが明らかにされた。米国についても、多くの論文で指摘されているように、IT資本の深化が労働生産性の上昇及びその加速に大きく貢献していたことが明らかとなった。

1. はじめに

かつてMIT教授のRobert Solowは1980年代半ばに “We can see the computer age everywhere but in the productivity statistics.” と述べ、コンピュータをはじめとするIT（情報技術）が普及しているにもかかわらず、その生産性上昇効果が統計上に現れていないことを指摘した。この「生産性パラドクス」をめぐって多くの経済学者がその実証分析を試み、これを肯定する論文と否定する論文がともに出された。

しかし1990年代も終わり、最近の研究ではIT資本は生産性上昇効果を有するとの見解が多く見られ、米国における「生産性パラドクス」論争には一応の決着がついたとされている。一方、日本についての実証分析も次第に行われるようになってきているが、停滞する景気を回復させると期待された「ITバブル」も短期間のうちに崩壊したことの影響からか、IT資本の深化が労働生産性上昇に与える影響については、IT経済研究者を除いてはあまり注目されなくなりつつあるように思われる。確かにIT投資が民間投資の増加や資産効果を通じた個人消費の増大となって総需要を拡大する効果があるとはいえ、金融システムの問題など他の様々な要因によってその効果が相殺されてしまっているものと考えられる。しかし、我々は

*本研究を行うにあたり財団法人晴明会より平成13年度研究助成金をいただきました。記して感謝いたします。

*ANDO, Jun [情報文化学科]

そういったマクロ経済の需要サイドのみに注目していいものであろうか。IT投資の増加はIT資本ストックの増加へとつながり、これがマクロ経済の供給サイド強化につながるという側面を見逃してはならない。

本稿ではまず「生産性」を定義し、様々な論文や白書で多用されることによりもたらされている「生産性」をめぐる混乱を整理した後、IT資本の生産性上昇効果に関する過去の研究事例を紹介し、コブ・ダグラス型生産関数から労働生産性をIT資本の深化及び非IT資本の深化で説明するモデルを導出し、実証分析を行う。さらにその推定されたパラメータを用いて日米両国における1980年代前半、同後半、1990年代前半、同後半の4期間における労働生産性上昇率に関する要因分解を行い、IT資本の深化が果たした役割の大きさを確認したいと思う。

2. 「生産性」についての整理

『米国大統領経済報告』や、過去4度にわたり出された米国商務省レポート『デジタル・エコノミー』に見られるように、IT資本のマクロ経済に対する効果が述べられる際に、しばしば「生産性 (productivity)」という表現が用いられる。通常「生産性」と言うとき、労働生産性 (labor productivity) もしくは全要素生産性 (total factor productivity ; TFP、総要素生産性、多要素生産性とも言う) を指すことが多い。ここで両者の違いについて整理しておこう¹。

今、t期における総産出高を Y_t 、投入量を $x_t^i (i=1,2,\dots,n)$ 、生産関数を f_t とすると

$$Y_t = f_t(x_t^1, x_t^2, \dots, x_t^n) \quad (2-1)$$

という関係が成立する。ここで $x_t^i (i=1,2,\dots,n)$ の中から任意のm個を選び出したものを $x_t^j (j=j_1, j_2, \dots, j_m)$ とする。 g_t を生産関数とすれば生産性指数 P_t は

$$P_t = \frac{Y_t}{g_t(x_t^{j_1}, x_t^{j_2}, \dots, x_t^{j_m})} \quad (2-2)$$

で表され、この P_t を全要素生産性と言う。たとえば労働投入 L_t 、資本ストック K_t という2つの投入変数を考えるとき、

¹ 松本 (2001)、pp.24-27を参照せよ。

$$P_t = \frac{Y_t}{g_t(L_t, K_t)} \quad (2-3)$$

となる。もしこの2つの投入変数 L_t 及び K_t が産出高 Y_t のすべての変動を説明するのであれば

$$Y_t \equiv g_t(L_t, K_t) \quad (2-4)$$

したがって

$$P_t = \frac{Y_t}{g_t(L_t, K_t)} \equiv 1 \quad (2-5)$$

となる。今ここでコブ・ダグラス型生産関数を適用して具体的に考えてみよう。産出量 Y_t と2つの投入量 L_t 及び K_t との関係が以下のコブ・ダグラス型生産関数

$$Y_t = AL_t^\alpha K_t^\beta \quad (2-6)$$

で表されるとき、全要素生産性は

$$P_t = \frac{Y_t}{L_t^\alpha K_t^\beta} = A \quad (2-7)$$

となり、(2-6) 式の A に一致することになる。

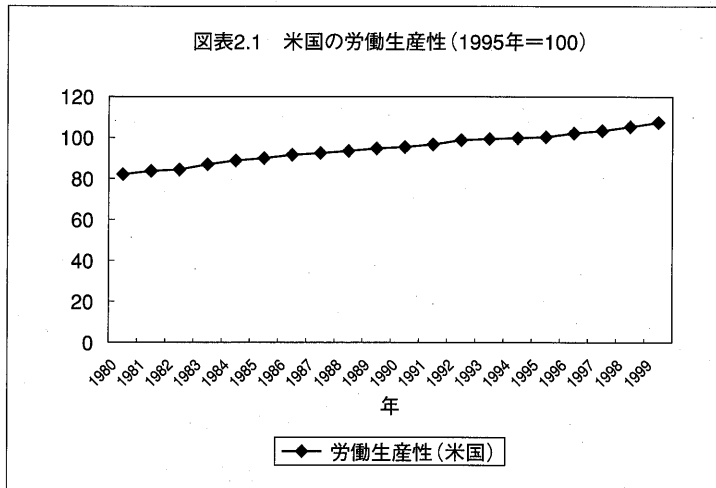
つまり、全要素生産性とは経済成長のうち、労働や資本ストック、あるいは人的資本や研究開発ストックといった投入量だけでは説明できない部分のことである。ところで我々は、

Y_t を L_t で除した $\frac{Y_t}{L_t}$ を、つまり投入された労働1単位当たりの産出高を労働生産性と呼ぶが、

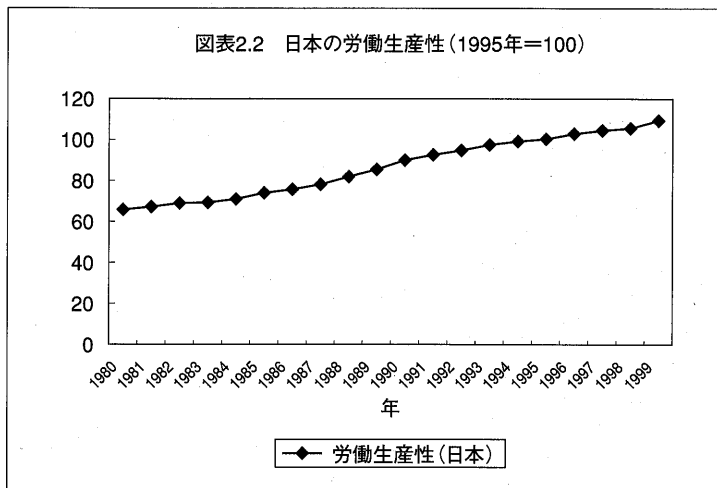
この労働生産性とは、投入変数が労働だけという特殊なケースの全要素生産性であり、経済成長のうちで労働投入の変動だけでは説明できない部分とも言える。同じ量だけの投入要素を投入してもより多くの産出高がもたらされれば全要素生産性は上昇する。経済学ではこの全要素生産性の上昇を、なんらかの要因で生じた技術進歩により経済の効率性が高まったと解釈する。本稿で扱う生産性は労働生産性である²。

2 実際に労働生産性を分析するに当たっては労働者1人当たりの生産量が基本的に労働時間に比例することを考え、 $\frac{Y_t}{h_t L_t}$ で技術的な生産性まで見ておく必要があり、本稿ではこれを労働生産性として用いる。ただし、過去の研究事例のすべてでこの指標が用いられているとは限らない。同様に非IT資本ストックについては稼働率まで考慮しているが、先行研究の多くに従い、IT資本ストックについては稼働率による修正は行っていない。

図表2.1 米国の労働生産性(1995年=100)



図表2.2 日本の労働生産性(1995年=100)



日米の労働生産性は図表2.1及び図表2.2に示されている通りである。両国ともに労働生産性は1980年代及び1990年代を通じて全般的に緩やかな上昇傾向が見られる。

さて、一般に、以下の点でIT資本は労働生産性を上昇させると考えられている³。IT資本が普及すればそれ自体が労働と代替され、他の資本設備や労働力とのシナジー効果を持つと考えられる。具体的には情報伝達の迅速化や情報の共有を通じた人員管理、在庫管理に関わる間接コストを抑制し、組織の効率化や意思決定のスピード化をもたらす。また、技能の高い

³ 斎藤 (2000)、pp.10-11を参照せよ。

労働力を生み出すと同時に生産性の低い労働力を代替する効果を持つ。さらに、ネットワークに接続すれば、単にネットワーク参加者がネットを通じてつながるというだけを意味するのではない。それ以上にコミュニケーションや仕事の効率化を促進することで経済全体の生産性上昇に貢献するとも考えられる。

IT資本の利用により労働生産性が上昇すると考えられるとしても、この生産性については「どこでどのように生産性が上昇するのか」について混乱が生じていることが多い。一般に「IT企業」という表現がされる場合、IT財を供給する「IT生産企業」と、それらを業務に活用する「IT利用企業」とに分けて考える必要がある⁴。そしてIT生産企業の多くがIT利用企業であると考えられる点にも注意が必要である。

IT生産企業の全要素生産性が上昇すると、同企業での効率性が高まってそこから供給されるIT財の価格が低下する。この価格低下効果により、IT利用企業でのより新しいITの利用が増大する（IT投資の増加）。その結果、IT利用企業で労働投入に対するIT資本ストックの比率が上昇し（つまりIT資本の深化が進み）、労働生産性が上昇する。さらにIT利用企業はIT導入により、企業活動そのものを進歩させて効率化させるのである⁵。

3. 最近の研究事例

米国経済のIT資本による労働生産性上昇効果に関する研究は1990年代に多くの研究が行われてきたが、2000年前後に一層の進展が見られた⁶。

IT資本が米国の非農業民間経済部門の労働生産性を上昇させているとする代表的な実証分析の結果から1つの表にしてまとめて示してくれているのが米国商務省『デジタル・エコノミー2000』である⁷。一例を挙げておけば、Oliner and Sichel (2000) の分析結果を基に算出し、1991～1995年と1996～1999年の2期間にかけての労働生産性上昇率1.04%のうち、IT資本の深化と技術進歩による寄与度は0.71%ポイント、寄与率は66.3%であることを示している⁸。また、Jorgenson and Stiroh (2000) の分析結果に基づく算出結果からは、1990～1995年から1995

4 杉山 (2001)、pp.10-12を参照せよ。

5 同上書、p.16、図表16を参照せよ。

6 ただし、分析方法は様々で、必ずしも後述するような推定式の回帰分析だけではない。

7 米国商務省 (2000)、p.74、表4-1を参照せよ。

8 Oliner and Sichel (2000)、pp.24-25、Table 1、Table2を参照せよ。

～1998年の2期間にかけての労働生産性上昇率1.00%のうち、IT資本の深化と技術進歩による寄与度は0.50%ポイント、寄与率は50.0%で、やはりIT資本の貢献度の大きさを明らかにしている⁹。実証分析の結果は示されていないが、東京三菱銀行調査室（2002）も3種類の要因分解の結果を示している。特に1990年代後半におけるIT資本の深化（IT資本装備率の上昇）が、1990年代前半に比べ、明らかに米国民間部門の労働生産性上昇に寄与したことを明らかにしている¹⁰。

さらに『デジタル・エコノミー2002/03』では非農業部門民間企業をIT高集約産業とIT低集約産業とに分け、前者の1989～2000年における労働生産性上昇率の平均値が2.95%であるのに対し、後者のそれが0.58%にすぎないことを示している。また、同期間における全般的労働生産性上昇率への寄与のほぼ100%をIT高集約産業の寄与が説明することも示されている。その他、同期間を1989～1995年と1995～2000年の2期間に分け、両期間にかけての生産性上昇率を見た場合、IT高集約産業のそれが2.32%から3.7%へと1.38%の伸びを示したのに対して、IT低集約産業は0.06%から1.21%へと1.15%しか上昇していないこと、そして両期間にわたる全般的労働生産性の加速1.46%のうち、1.01%がIT高集約産業によりもたらされたとの分析結果が示されている¹¹。

池田(1999)は米国の1968～1996年のデータを用い、労働生産性を一般資本装備率と情報化率で説明する推定式をOLSにより推計し¹²、情報化比率が1%上昇すれば労働生産性は0.232%上昇することが明らかにしている¹³。

日本開発銀行（1995）と篠崎（1999）は日米両国に関するIT資本の生産性上昇効果についての実証分析の結果を示している。篠崎の実証分析は、日本開発銀行時代の精力的な取り組みの延長であるので、その推定結果を示しておく。米国については、1974～1994年のデータを用いて、「設備の情報化要因」つまり池田の表現で言うところの情報化比率が1%上昇すれば労働生産性は0.120%上昇することを示している¹⁴。労働生産性の要因分解をすれば、同期

⁹ Jorgenson and Stiroh (2000), p.55, Table 4を参照せよ。

¹⁰ 使用されたデータの違いや分析手法の違いなどから必ずしも要因分解の結果は一致してない。東京三菱銀行調査室（2002）、p.24、p.162及びp.198を参照せよ。

¹¹ 米国商務省（2002）、pp.71-96を参照せよ。

¹² 「一般資本装備率」とは労働投入に対する非IT資本ストックの比率、「情報化比率」とは労働投入に対するIT資本ストックの比率のことである。この推定式は篠崎（1999）及びMurakami（1997）が用いている推定式と同じである。

¹³ ただし、労働生産性上昇の要因分解は行われていないが、池田（2000）ではこの実証分析の結果を基にしてヨハンセンの共和分分析により見せかけの回帰の可能性についての検証が行われている。

¹⁴ 篠崎（1999）、p.115を参照せよ。

間中の労働生産性上昇率の平均値1.33%のうち、設備の情報化要因による寄与度は0.84%ポイント、同寄与率は63.15%であった¹⁵。日本については独自に作成した情報資本ストックの時系列データを用い、1974～1996年を推定期間として実証分析を行っている¹⁶。その結果は、情報化比率が1%上昇すると労働生産性は0.114%上昇し、同期間における労働生産性上昇率は2.83%のうち、設備の情報化要因により上昇した労働生産性は0.35%ポイントで、寄与率は12.4%程度であったことを示している¹⁷。またMurakami (1997) は篠崎と同じ推定式で1980～1995年を推定期間にとって日本の実証分析を行い、情報化比率が1%上昇すれば労働生産性は0.04985%上昇することを明らかにしている¹⁸。

2000年以降の日本経済に関する研究では、たとえば峰滝 (2001) が産業別の1985～1998年のデータを作成し、ソフトウェアの外部性効果をも含めた推定式で実証分析を行っている。そこでは設備の情報化比率が1%上昇することにより産業全体で労働生産性は0.11495%上昇することが明らかにされており、これは篠崎のマクロデータによる推定結果とほぼ整合的である¹⁹。佐々木 (2002) は日本開発銀行及び篠崎が用いた方法と同様にして日本のIT資本ストックを独自に算出し、1975～1998年のデータを用いてコブ・ダグラス型生産関数から導出した推定式でIT資本の深化が労働生産性上昇に及ぼす影響を分析しているが²⁰、IT資本の深化は労働生産性上昇に対して有意に寄与しないと推定結果が示されている²¹。

4. 推定式の導出と実証分析の結果

4.1 推定式の導出

今、資本ストックをIT資本ストック(K_i)と一般資本ストック(K_o)に分けた以下のようなコブ＝ダグラス型生産関数を考える。ここでは1次同次 ($\alpha + \beta + \gamma = 1$) の仮定を置いている。

$$Y = AK_o^\alpha K_i^\beta L^\gamma \quad (4-1-1)$$

¹⁵ 前掲書、p.118、表8-2を参照せよ。ただし、寄与率は篠崎の要因分解を基に独自に算出したものである。

¹⁶ 同上書、p.153を参照せよ。

¹⁷ 同上書、p.156、表10-3を参照せよ。寄与率に関してはやはり篠崎の要因分解を基に独自に算出した。

¹⁸ Murakami (1997)、pp.14-15を参照せよ。

¹⁹ 詳細については峰滝 (2001)、p.20、表2を参照せよ。

²⁰ 佐々木の推定式は本稿で導出される (4-1-4) 式と同じである。

²¹ 推定結果の一部を示しておく、IT資本の深化 (つまり労働1単位当たりのIT資本ストック) が1%上昇すれば、労働生産性は0.147%低下する (t値: -1.66) ことになる。なお佐々木はIT資本ストックと経済成長の関係をCES型生産関数及びトランス・ログ型生産関数でも推定している。その結果、トランス・ログ型生産関数のみ有意な結果が出ている。その結果からは、IT資本ストックの経済成長に対する弾性値は0.099 (t値: 5.80) である。

ここで、

Y : 実質総産出高 (実質GDP)

L : 労働 (就業者数×年平均労働時間)

K_o : 実質非IT資本ストック (稼働率修正済み)

K_i : 実質IT資本ストック

である。(4-1-1) 式の両辺を L で割って、

$$\frac{Y}{L} = AK_o^\alpha K_i^\beta L^{\gamma-1} \quad (4-1-2)$$

$\alpha + \beta + \gamma = 1$ より $\gamma - 1 = -(\alpha + \beta)$ だから

$$\begin{aligned} \frac{Y}{L} &= AK_o^\alpha K_i^\beta L^{-(\alpha+\beta)} \\ &= AK_o^\alpha K_i^\beta \frac{1}{L^{\alpha+\beta}} \\ &= A \left(\frac{K_o}{L} \right)^\alpha \left(\frac{K_i}{L} \right)^\beta \quad (4-1-3) \end{aligned}$$

(4-1-3) 式の両辺の自然対数をとれば

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right) = \ln A + \alpha \ln\left(\frac{K_o}{L}\right) + \beta \ln\left(\frac{K_i}{L}\right) \quad (4-1-4)$$

が得られる。これに攪乱項 ϵ を付け加えたものが推定式となる。(4-1-4) 式において

$\frac{Y}{L}$: 労働時間修正済み労働生産性

$\frac{K_o}{L}$: 労働1単位当たりの非IT資本ストック

$\frac{K_i}{L}$: 労働1単位当たりのIT資本ストック

である。

4.2 推定結果

図表4.1 OLSによる推定結果（日本）

被説明変数： $\ln(Y/L)$ ，推定期間1980—1999年

| 説明変数 | 推定結果(1) | | 推定結果(2) | |
|--------------|----------|----------|----------|----------|
| | 指定係数 | t 値 | 指定係数 | t 値 |
| 定数項 | -1.87705 | -4.67837 | -1.86469 | -4.78224 |
| $\ln(K_0/L)$ | 0.24714 | 2.56149 | 0.23011 | 2.43469 |
| $\ln(K_i/L)$ | 0.11114 | 3.08583 | 0.06939 | 1.51687 |
| Trend | — | — | 0.00678 | 1.41716 |
| adj.R2 | 0.99121 | | 0.99170 | |
| s | 0.01583 | | 0.01538 | |
| DW | 0.55124 | | 0.49942 | |

(注) \ln は自然対数。adj.R2は自由度修正済み決定係数，sは標準誤差，DWはダービン・ワトソン比。

(4-1-4) 式のOLSによる日本の推定結果は図表4.1の「推定結果(1)」に示されている。説明変数 $\ln\left(\frac{K_0}{L}\right)$ 及び $\ln\left(\frac{K_i}{L}\right)$ それぞれの係数である α 及び β の推定値は0.24714及び0.11114であり、これらから算出される γ は0.64172となる。 α 及び β それぞれの t 値、そして自由度修正済み決定係数0.99121は満足できるものとなっているが、やはり先行研究に見られたようにダービン・ワトソン比が0.55124と低く、明らかに誤差項に1次の系列相関があることがわかる。(4-1-4) 式にタイム・トレンドを加えて推定したものが図表4.1「推定結果(2)」である。 α の推定値0.23011、 β の推定値0.06939はともに低下（したがって γ は0.70050に上昇）しており、それぞれの t 値も低下している。さらにタイム・トレンドの t 値も $\sqrt{2}$ 基準を満たしている程度である。自由度修正済み決定係数は満足いくものの、この推定結果でもダービン・ワトソン比が非常に低い。

図表4.2 コックラン・オーカット法による推定結果（日本）

被説明変数： $\ln(Y/L)$ ，推定期間1980—1999年

| 説明変数 | 推定結果(3) | | 推定結果(4) | |
|--------------|----------|----------|----------|----------|
| | 指定係数 | t 値 | 指定係数 | t 値 |
| 定数項 | -1.85683 | -6.50074 | -1.65669 | -6.21148 |
| $\ln(K_0/L)$ | 0.24321 | 3.55195 | 0.17238 | 2.54333 |
| $\ln(K_i/L)$ | 0.10706 | 4.38207 | 0.05734 | 1.92252 |
| Trend | — | — | 0.01076 | 2.35506 |
| ρ | 0.73635 | 4.69722 | 0.77225 | 5.77647 |
| adj.R2 | 0.99569 | | 0.99631 | |
| s | 0.01136 | | 0.01034 | |
| DW | 1.13023 | | 1.08951 | |

(注) \ln は自然対数。adj.R2は自由度修正済み決定係数，sは標準誤差，DWはダービン・ワトソン比。

誤差項 ϵ に1次の系列相関があるとの仮定に基づき、推定結果(1)及び(2)で示されている推定式をコックラン・オーカット法で推定したものが図表4.2の「推定結果(3)」及び「推定結果(4)」である。両推定結果は「推定結果(1)」及び「推定結果(2)」それぞれと比較して推定係数の t 値は上昇している。ダービン・ワトソン比には改善が見られるものの、両者ともに1を超える程度である。

ダービン・ワトソン比には依然問題は残るものの、ここではタイム・トレンドの t 値が高く、説明変数としては見逃すことができないこと、タイム・トレンドを加えることによって推定係数 β の t 値が4.38207から1.92252まで大きく低下してはいるが、説明変数としての重要性が大きく低下しているとは考えられないことを考慮し、「推定結果(4)」を採用することとする。したがって $\alpha = 0.17238$ 、 $\beta = 0.05734$ 、 $\gamma = 0.77028$ となる。

図表4.3 OLSによる推定結果 (米国・その1)

被説明変数： $\ln(Y/L)$ ，推定期間1980—1999年

| 説明変数 | 推定結果(5) | | 推定結果(6) | |
|-------------|----------|----------|----------|----------|
| | 指定係数 | t 値 | 指定係数 | t 値 |
| 定数項 | 0.115697 | 0.991993 | -0.60854 | -0.60559 |
| $\ln(Ko/L)$ | 0.538483 | 17.2074 | 0.48632 | 6.18950 |
| $\ln(Ki/L)$ | 0.478751 | 24.1677 | 0.42077 | 5.10760 |
| Trend | — | — | 0.00143 | 0.72578 |
| adj.R2 | 0.994447 | | 0.99429 | |
| s | 0.00565 | | 0.00573 | |
| DW | 1.03551 | | 0.96204 | |

(注) \ln は自然対数。adj.R2は自由度修正済み決定係数、sは標準誤差、DWはダービン・ワトソン比。

図表4.4 コックラン・オーカット法による推定結果 (米国・その2)

被説明変数： $\ln(Y/L)$ ，推定期間1980—1999年

| 説明変数 | 推定結果(7) | | 推定結果(8) | |
|-------------|----------|----------|----------|----------|
| | 指定係数 | t 値 | 指定係数 | t 値 |
| 定数項 | -0.07775 | -0.29875 | -1.49789 | -1.59007 |
| $\ln(Ko/L)$ | 0.46601 | 8.54552 | 0.37225 | 5.00024 |
| $\ln(Ki/L)$ | 0.50819 | 20.42560 | 0.38826 | 4.82503 |
| Trend | — | — | 0.00308 | 1.54468 |
| ρ | 0.70210 | 3.07538 | 0.70808 | 3.86911 |
| adj.R2 | 0.99574 | | 0.99597 | |
| s | 0.00496 | | 0.00485 | |
| DW | 1.58862 | | 1.63594 | |

(注) \ln は自然対数。adj.R2は自由度修正済み決定係数、sは標準誤差、DWはダービン・ワトソン比。

同様に米国についても (4-1-4) 式を推定してみた。まず推定期間を日本と同様に1980～1999年とした場合のOLSによる推定結果は図表4.3の「推定結果(5)」及び「推定結果(6)」に示されている。日本の場合と同様に、ダービン・ワトソン比が低い。タイム・トレンドを除いて推定係数の t 値や自由度修正済み決定係数は満足いくものの、また、 $\alpha + \beta$ の値が高すぎる（つまり γ の値が低すぎる）。特にタイム・トレンドを加えない場合には $\alpha + \beta + \gamma = 1$ との1次同時の仮定が満たされなくなる。それぞれをコックラン・オーカット法による推定結果は図表4.4の「推定結果(7)」及び「推定結果(8)」に示されている通りである。たしかにダービン・ワトソン比はかなり改善されたが、やはり $\alpha + \beta$ の値が高いという問題は残されたままである。

図表4.5 OLSによる推定結果（米国・その3）

被説明変数： $\ln(Y/L)$ ，推定期間1974—1999年

| 説明変数 | 推定結果(9) | | 推定結果(10) | |
|-------------|----------|----------|----------|----------|
| | 指定係数 | t 値 | 指定係数 | t 値 |
| 定数項 | -0.55769 | -2.54699 | -5.03487 | -5.70440 |
| $\ln(Ko/L)$ | 0.471516 | 7.40286 | 0.15208 | 2.00153 |
| $\ln(Ki/L)$ | 0.436906 | 14.3531 | 0.085458 | 1.19670 |
| Trend | — | — | 0.00965 | 5.14822 |
| adj.R2 | 0.980752 | | 0.99087 | |
| s | 0.01343 | | 0.00925 | |
| DW | 0.64671 | | 0.78337 | |

(注) \ln は自然対数。adj.R2は自由度修正済み決定係数、sは標準誤差、DWはダービン・ワトソン比。

図表4.6 コックラン・オーカット法による推定結果（米国・その4）

被説明変数： $\ln(Y/L)$ ，推定期間1974—1999年

| 説明変数 | 推定結果(11) | | 推定結果(12) | |
|-------------|----------|----------|----------|----------|
| | 指定係数 | t 値 | 指定係数 | t 値 |
| 定数項 | -1.23783 | -3.43125 | -4.53175 | -4.11069 |
| $\ln(Ko/L)$ | 0.28654 | 5.96026 | 0.13010 | 1.89976 |
| $\ln(Ki/L)$ | 0.485749 | 14.86460 | 0.16909 | 1.62980 |
| Trend | — | — | 0.00833 | 3.23123 |
| ρ | 0.84892 | 8.85567 | 0.68142 | 4.63354 |
| adj.R2 | 0.99331 | | 0.99441 | |
| s | 0.00799 | | 0.00724 | |
| DW | 1.23951 | | 1.40597 | |

(注) \ln は自然対数。adj.R2は自由度修正済み決定係数、sは標準誤差、DWはダービン・ワトソン比。

そこで推定期間を若干長くとして同様の方法で推定してみた。推定期間は1974～1999年である²²。OLSによる推定結果は図表4.5に、そしてコックラン・オーカット法による推定結果は図表4.6に示されている。「推定結果(9)」ではやはりダービン・ワトソン比と $\alpha + \beta$ の高さに問題が生じている。「推定結果(10)」では α と β の推定値は大きく低下し、 $\alpha + \beta = 0.23753$ となり、したがって $\gamma = 0.76247$ はplausibleな値と言える。ただし、 β のt値が1を若干上回る程度であり、ダービン・ワトソン比は低いと言わざるを得ない。「推定結果(11)」ではダービン・ワトソン比に改善が見られるものの、やはり $\alpha + \beta$ の値が高い。以上の推定結果と比較すれば「推定結果(12)」はますますの推定結果となっている。 $\alpha + \beta = 0.29919$ 、つまり $\gamma = 0.70081$ はacceptableな値であるし、ダービン・ワトソン比も改善が見られる。ただし、 α 及び β の推定値のt値がともに2基準を満たしていない。この点の問題は残るが、他の結果に比べ、最も満足いく推定結果であることを考え、米国については最後の「推定結果(12)」を採用することとしたい。

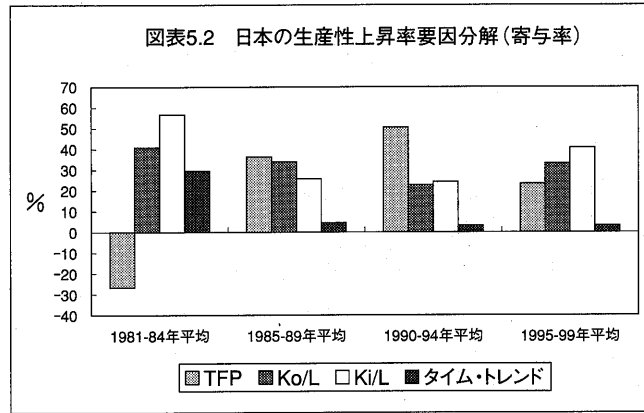
5. 労働生産性上昇率の要因分解

1980年代と1990年代をそれぞれ前半と後半に分けて日本及び米国の労働生産性の上昇をもたらした要因について吟味する。労働生産性上昇率に関する要因分解が、日本については図表5.1と図表5.2に、米国については図表5.3と図表5.4に示されている。

図表5.1 労働生産性上昇率の要因分解（日本）

| | 1981-84年平均 | 1985-89年平均 | 1990-94年平均 | 1995-99年平均 |
|--------------|------------|------------|------------|------------|
| 平均寄与度(%ポイント) | | | | |
| 労働生産性上昇率 | 1.919 | 3.714 | 2.980 | 1.931 |
| 全要素生産性 | 0.510 | 1.350 | 1.499 | 0.447 |
| 非IT資本の深化 | 0.781 | 1.250 | 0.675 | 0.637 |
| IT資本の深化 | 1.080 | 0.953 | 0.713 | 0.783 |
| トレンド | 0.567 | 0.160 | 0.090 | 0.063 |
| 平均寄与度(%) | | | | |
| 労働生産性上昇率 | 100.000 | 100.000 | 100.000 | 100.000 |
| 全要素生産性 | -26.586 | 36.354 | 50.326 | 23.156 |
| 非IT資本の深化 | 40.715 | 33.673 | 22.648 | 32.998 |
| IT資本の深化 | 56.682 | 25.654 | 23.975 | 40.548 |
| トレンド | 29.189 | 4.319 | 3.051 | 3.298 |

²² 米国の場合、商務省経済分析局（BEA）による長期にわたるIT資本ストックのデータを利用することができるが、ここで推定期間を1974～1999年に設定したのは、第1次石油ショックを境に構造変化が生じている可能性が高いからである。

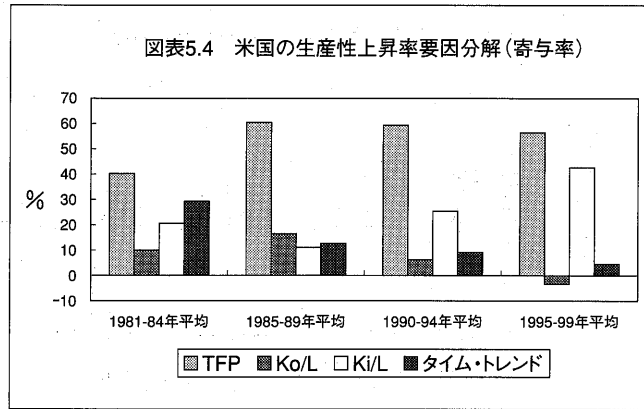


まず日本について見てみよう。労働生産性の平均上昇率は、80年代後半の3.714%ポイントを境に、90年代前半2.980%ポイント、同後半1.931%ポイントと時間の経過に伴って次第に低下しており、90年代後半は80年代前半(1.919%ポイント)とほぼ同水準である。90年代後半のIT資本の深化による生産性上昇への寄与度は0.783%ポイントで、4期間の中では90年代前半に次ぐ低さである。しかしながら、寄与率で見ると90年代後半では40.548%となっており、同期間中では非IT資本の深化による寄与率32.998%を上回って最大である。また他の期間と比較しても80年代前半の40.715%について2番目の高さである。また90年代前半から90年代後半にかけて労働生産性上昇率の加速が -1.049% ($=1.931\% - 2.980\%$)、全要素生産性及び非IT資本の深化それぞれの加速が -1.043% ($=1.499\% - 0.447\%$)及び -0.038% ($=0.637\% - 0.675\%$)とマイナスになっている中で、IT資本の深化は 0.050% ($=0.783\% - 0.713\%$)とプラスの加速を示している。つまり、90年代後半に日本の労働生産性上昇率は低下傾向を見せたが、そのような中でもIT資本の深化が労働生産性上昇に果たした役割は非常に大きかったのである。

図表5.3 労働生産性上昇率の要因分解(米国)

| | 1981-84年平均 | 1985-89年平均 | 1990-94年平均 | 1995-99年平均 |
|--------------|------------|------------|------------|------------|
| 平均寄与度(%ポイント) | | | | |
| 労働生産性上昇率 | 1.915 | 1.286 | 0.989 | 1.496 |
| 全要素生産性 | 0.769 | 0.777 | 0.587 | 0.843 |
| 非IT資本の深化 | 0.189 | 0.209 | 0.059 | -0.049 |
| IT資本の深化 | 0.396 | 0.140 | 0.251 | 0.638 |
| トレンド | 0.560 | 0.160 | 0.090 | 0.063 |
| 平均寄与度(%) | | | | |
| 労働生産性上昇率 | 100.000 | 100.000 | 100.000 | 100.000 |
| 全要素生産性 | 40.163 | 60.396 | 59.376 | 56.339 |
| 非IT資本の深化 | 9.889 | 16.246 | 6.054 | -3.297 |
| IT資本の深化 | 20.696 | 10.887 | 25.383 | 42.699 |
| トレンド | 29.252 | 12.471 | 9.187 | 4.259 |

図表5.4 米国の生産性上昇率要因分解(寄与率)



さて、次に米国についてであるが、80年代前半から90年代前半にかけて労働生産性の平均上昇率は1.915%、1.286%、0.989%と次第に低下したものの、90年代後半に1.496%まで回復している。90年代後半におけるIT資本の深化による生産性上昇への寄与度は0.638%ポイントで4期間中最大であり、90年代前半から後半にかけての伸びは著しいものがある。90年代後半におけるIT資本の深化による生産性上昇への寄与率は42.699%であり、これは同期間中では全要素生産性の寄与率58.339%に次いで2番目の大きさである。また4期間中最大で90年代前半から大きく伸びていることがわかる。90年代前半から90年代後半にかけての労働生産性上昇率の加速は0.487% (=1.496% - 0.989%) である。非IT資本の深化の加速が-0.108% (= -0.049% - 0.059%) とマイナスになっている中で、IT資本の深化の加速は0.387% (= 0.638% - 0.251%) で、全要素生産性の加速0.256% (=0.843% - 0.587%) を上回って最大であり、その貢献度は79.47% (=0.387% ÷ 0.487% × 100) と非常に大きい。様々な先行研究事例が示しているように、90年代後半の米国ではIT資本が労働生産性を大きく改善したことが裏付けられた。

6. 結語

本稿では日米両政府から出されているIT統計を元にIT資本ストックの労働生産性上昇効果について実証分析を行った。その結果、特に90年代後半において日米両国でIT資本の深化が労働生産性上昇に大きく貢献していたことが裏付けられた。意外にも90年代後半だけ見れば、日本の方が米国よりもIT資本の深化による労働生産性上昇効果は大きく、寄与率では米国が

日本を2.151%上回っているが、寄与度では日本が米国を0.145ポイント上回っていることがわかる。「ITバブル」が崩壊し、今ではITへの関心がかなり低くなった日本でもこの結果には注目する必要があるだろう。

ただし池田（2000）が行っているように、単位根検定及びヨハンセンの共和分検定から「見せかけの回帰」を回避しつつ、詳細な分析を行うべきであろう。これについては今後の課題としたい。

現在、米国における労働生産性上昇効果に関する関心は、マクロ経済レベルでの分析から産業レベルでの分析へと移っている。米国商務省『デジタル・エコノミー2002/03』でも、IT高集約業種とIT低集約業種に分けた労働生産性の要因分解から、前者において非常に大きな生産性上昇効果及びそれに対する寄与を提示し、IT資本の重要性を訴えている。

これに対して日本では、李（1998）あるいは峰滝が産業レベルでの推定結果を示しているが、両者ともに独自に産業連関表から産業別のIT資本ストックを算出した上での分析である。しばしば指摘されることであるが、日本は米国と違い、政府公表のIT関連統計は限られており、これがIT経済研究者をしてより詳細な産業レベルでの分析を踏み留まらしめている一因にもなっていると考えられる。確かに日本ではITによる景気回復効果や株価上昇効果は期待されていたよりは小さかった。それゆえに、IT資本が我々のマクロ経済のサプライサイドに与える影響について関心が低くなりつつあるように思われる。しかし、だからと言ってその重要性が低下しているわけでもなく、分析の必要性がなくなったわけでもない。今後の更なる研究の発展のためにも政府にはIT関連統計の整備を急ぐよう強く求めて結びとさせていただきたい。

【参考文献】

池田琢磨（1999）「情報化による生産性上昇について」『郵政研究所月報 1999.1』、pp.19-31、郵政省郵政研究所。

———（2000）「続・情報化による生産性上昇について—ヨハンセンの共和分分析による考察—」『郵政研究所月報 2000.5』、pp.46-51、郵政省郵政研究所。

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—」『政策効果分析レポートNo.4』、pp.1-19（<http://www5.cao.go.jp/2000/f/1031f>）

seisakukoka4.pdf)。

斎藤克仁 (2000) 「情報化関連投資を背景とした米国での生産性上昇」『日本銀行調査月報 2000年2月号』、pp.1-27、日本銀行。

佐々木文之 (2002) 「IT化のマクロ的インパクトの論点整理と実証」『郵政研究所月報 2002.5』、pp.4-18、郵政省郵政研究所。

篠崎彰彦 (1999) 『情報革命の構図 日米経済に何が起きているか』、東洋経済新報社。

杉山博史 (2001) 「企業におけるIT利用と生産性向上」『郵政研究所月報 2001.1』、pp.4-40、郵政省郵政研究所。

東京三菱銀行 [編著] (2002) 『米国経済の真実 成長のダイナミズムは顕在か』、東洋経済新報社。

中島隆信 (2001) 『日本経済の生産性分析 データによる実証的接近』、日本経済新聞社。

日本開発銀行調査部 (1995) 「米国における情報関連投資の要因・経済効果分析と日本の動向」『調査 第208号』、日本開発銀行。

日本興行銀行調査部 (2000) 「IT革命の成功の条件は何か？」『IBJ TOPICS 2000.4』。

米国商務省 (室田泰弘 [編訳]) (2000) 『デジタル・エコノミー2000』、東洋経済新報社。

————— (2002) 『デジタル・エコノミー2002/03』、東洋経済新報社。

松本和幸 (2001) 「経済の情報化とITの経済効果」『経済経営研究 Vol.22-1』、pp.1-69、日本政策投資銀行設備投資研究所 (http://www.dbj.go.jp/japanese/research/download/pdf/economy/all_22-1.pdf)。

峰滝和典 (2001) 「ITは日本の生産性を上げるか」『経済セミナー 2001年3月号』、pp.16-21、日本評論社。

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 1998.9』、pp.114-141、日本経済研究センター。

Bosworth, B. P. and Triplet, J. E. (2000) "What's New about The New Economy ? IT, Economic Growth and Productivity," *Tokyo Club Papers, No.14, 2001* (<http://www.tcf.or.jp/tcp/tcp14/BI-what.pdf>).

Brynjolfsson, E. and Hitt, L. M. (2000) "Computing Productivity : Firm-Level Evidence," *MIT Working Papers, No.4210-01* (<http://ebusiness.mit.edu/erik/Brynjolfsson-Hitt-Computing%20Productivity.doc>).

- Murakami, M. (1997) "The Impact of ICT on Economic Growth and the Productivity Paradox," *Tokyo Club Papers, No.11*, pp.1-22 (<http://www.tcf.or.jp/tcp/tcp11/2nri.pdf>).
- Oliner, S. D. and Sichel, D. E. (2000) "The Resurgence of Growth in the Late 1990s: Is Information Technology the Story ?" *FRB Working Paper, May, 2000* (<http://www.federalreserve.gov/pubs/feds/2000/200020/200020pap.pdf>).
- Jorgenson, D. W. and Stiroh, K. J. (2000) "Raising the Speed Limits : US Economic Growth in Information Age," *OECD Working Papers No.261* ([http://www.oilis.oecd.org/oilis/2000doc.nsf/c5ce8ffa41835d64c125685d005300b0/c125692700623b74c12569760048eb9e/\\$FILE/00085332.DOC](http://www.oilis.oecd.org/oilis/2000doc.nsf/c5ce8ffa41835d64c125685d005300b0/c125692700623b74c12569760048eb9e/$FILE/00085332.DOC)).
- Stiroh, K. (2001) "Information Technology and the U.S. Productivity Revival : What Do the Industry Data Say ?" *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports January 2001 No.115* (http://www.ny.frb.org/rmaghome/staff_rp/2001/sr115.pdf).