

# IT 化による生産性向上効果の推計と IT 化進展の条件\*

勝 木 太 一

## 概 要

本論文は、1980 年以降の我が国での IT 化が急速に進捗したという事実に対して、その効果を確認するとともに、どのような条件によってそれが可能であったかと言うことを明確にしようというものである。

まず、簡単な生産関数を推計し、それを援用して計量的に IT 化の効果を推計し、その上で、IT 化の進捗がどのような条件下に進められていったかを、理論モデルによって確認することにした。その結果は、IT 化が不況下の最中に進み、その実現をもたらした理論的な条件を明確にしえるものとなった。

## はじめに

我が国の IT 化がどのような時期に本格的に起こってきたのかということは、大体、石油ショック以後であると言うことが一般的に言われているところである。しかし、アメリカの IT 革命の本格的進展がパーソナルコンピュータのビジネス現場での普及に負うところが大きいことを考えれば、同様の IT 化の我が国での進展はもう少し遅れることが予想される。

そのため、考察の対象とした時期を 1980 年から 2003 年としたが、この時期はバブル景気とその崩壊という経済的エポックスを経験した時期で、特に、バブル崩壊による不景気のため経済指標の伸びが停滞し、その期間において IT 化の効果がどれだけのものであったかということを確認するには非常な困難を伴うものである。

問題は、このバブル崩壊による景気の後退の中での IT 化の効果がどのようなものであったかを確認し、それがどのような条件によって進展していったかと言うことである。そのことについて、まず IT 化の効果を簡単な計量モデルによって明確にし、理論的に IT 化の条件を考察して行くことにしよう。

---

\* 本論文は「情報問題研究会 2007 年 7 月」の口頭研究報告の内容をもとに、新に研究論文としてまとめたものである。

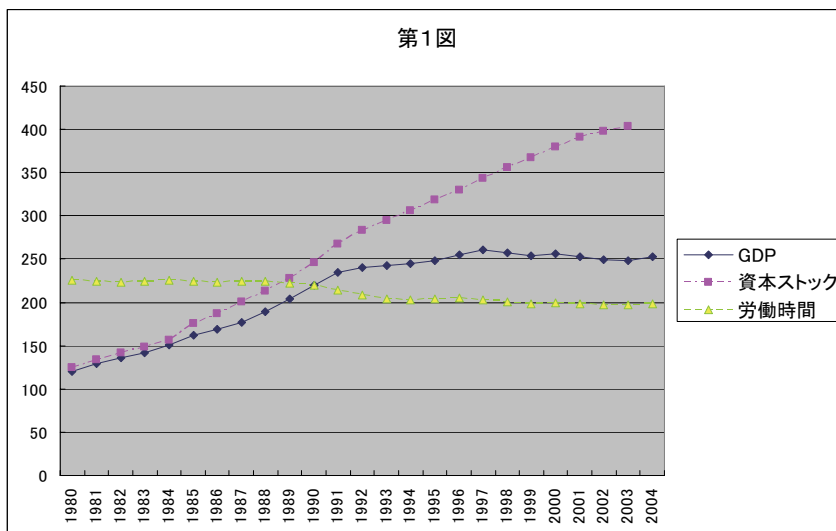
## 1. IT化による生産性効果の計測

我が国のIT革命の時代的位置づけをどのように考えるかは1つの問題であるが、ここでは、アメリカのIT革命が軌道に乗ったすぐ後に我が国のIT革命が進捗していったと考え、1980年から2003年の期間について考察することにしよう。

この期間は、バブルによる好景気とその破綻による不況を含む時期で、データ分析からはIT化による効果の特定は非常に困難を極める時期である。しかし、考察の目的が、「IT化の進捗による効果が雇用や労働生産性にどのような影響をもたらしたか」という点に絞ることにより、計量モデル分析の手法を用いて計測することは可能である。そこで、本報告では以下に示すように、IT化の進展による「労働生産性の向上効果」を測定することにした。

まず、データとして「第1表」のように、オリジナルなデータの単位を調整して表すことにし、それをひとつのグラフに示したものが「第1図」である。

このデータから明らかなように1990年あたりから、GDPと資本ストックのトレンドの大きな乖離が見られる。これは、バブルの消滅に由来する不況の影響を示すものであるが、同時に何らかの構造変化を内含しているものであることが想像される。さらに、総実労働時間も同様に下降傾向が見られる。この点から、もしこの時期にIT化の効果が影響しているとする、不況の深刻化によるGDPの落ち込みの他に生産投入要素に大きな変化が生じていると考えられるのである。



このことを確認するために、オーソドックスな以下の型の生産関数

$$Y=f(K, L)$$

Y: GDP    K: 資本ストック    L: 労働投入

を想定し、これに基づいて「労働生産性関数」

$$Y/L=f(K/L)$$

を推定することにする。

第1表

	GDP	資本 ストック	労働 時間	Y/L	K/L
暦年	Y	K	L		
1980	120.4846	125.1706	112.6	1.070023	1.11164
1981	129.5171	133.687	112.1	1.155371	1.192569
1982	135.9439	141.6779	111.9	1.21487	1.266111
1983	141.4017	148.869	112	1.262515	1.329187
1984	150.4705	156.9596	113	1.331597	1.389023
1985	161.7707	175.1916	112.3	1.440522	1.560032
1986	169.337	186.6998	111.8	1.514642	1.669945
1987	176.265	200.5608	112.3	1.56959	1.785938
1988	189.6252	212.7513	112.5	1.685557	1.891122
1989	204.2674	228.2841	111	1.840246	2.056613
1990	220.0625	245.8679	109.7	2.006039	2.241275
1991	234.1172	267.7697	107.3	2.181893	2.495523
1992	240.2461	282.8201	104.5	2.299005	2.706413
1993	242.117	295.0914	102	2.373696	2.893053
1994	245.0026	306.4074	101.7	2.409072	3.012855
1995	248.4611	318.2005	102	2.435893	3.119613
1996	254.992	330.0712	102.3	2.49259	3.226503
1997	260.4696	343.6829	101.3	2.571269	3.392724
1998	257.2976	356.0831	100.2	2.56784	3.553723
1999	253.6121	366.7954	99.2	2.556573	3.697535
2000	255.7312	379.5083	100	2.557312	3.795083
2001	252.9236	390.6409	99.3	2.547065	3.933947
2002	248.9485	398.1104	98.5	2.527395	4.04173
2003	248.7425	403.3305	98.8	2.517636	4.082293
2004	252.4104		99.3	2.541897	0

※ 『経済統計年鑑 2005 年版』 東洋経済新報社

GDP : 名目値 10 億円 / 2,000

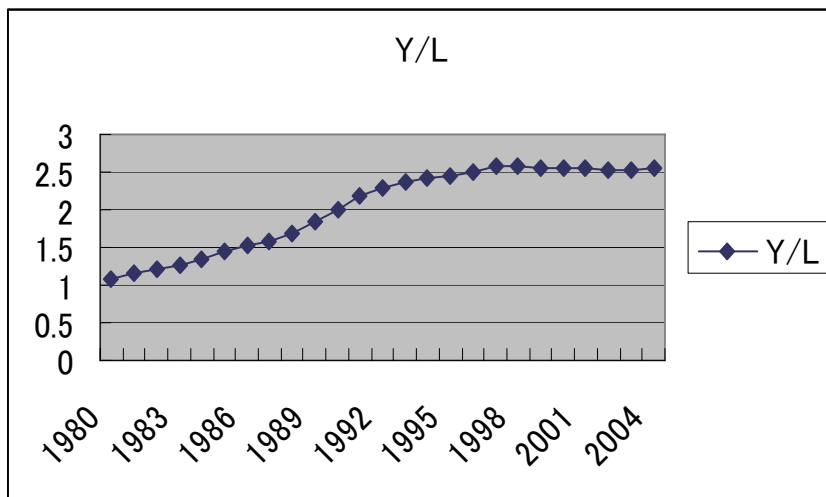
資本ストック : 名目値 100 万円 / 300,000

労働時間 : 2000 年値 = 100 (第 1 図ではこれを 2 倍して表示してある)

なお、 $Y/L$ （労働生産性）のデータをグラフ化した場合、「第2図」のようなものとなっている。

したがって、この期間全体を観測期間として単純な回帰分析にかけることは構造変化を見失った結果となりかねない。このようなデータの性格から、「労働生産性関数」の推定は1980年から1991年のものと1992年から2003年の2本の関数をリンクするか、1992年以降にダミーを導入した関数を考えなければならないわけであるが、ここでは、1991年以降の構造変化を明示的にフォローするために、2つの期間において同型の関数を推計して、それを比較することにする。

第2図



その推定結果は、1980年から1991年に関しては「第2表」

第2表

回帰統計	
重相関 R	0.998256
重決定 R <sup>2</sup>	0.996514
補正 R <sup>2</sup>	0.996166
標準誤差	0.02164
観測数	12

分散分析表					
	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意 F
回帰	1	1.338668	1.338668	2858.753354	1.27E-13
残差	10	0.004683	0.000468		
合計	11	1.343351			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 95.0%	上限 95.0%
切片	0.202018	0.025479	7.928776	1.27333E-05	0.145247	0.258789	0.145247	0.258789
X 値 1	0.792869	0.014829	53.46731	1.26843E-13	0.759828	0.825911	0.759828	0.825911

が得られ、また、1992年から2003年に関しては、「第3表」

第3表

回帰統計	
重相関 R	0.813408
重決定 R2	0.6616326
補正 R2	0.6277958
標準誤差	0.0540956
観測数	12

分散分析表					
	自由度	変動	分散	観測された分散比	有意 F
回帰	1	0.057221	0.057221	19.55367152	0.00129
残差	10	0.029263	0.002926		
合計	11	0.086484			

	係数	標準誤差	t	P-値	下限 95%	上限 95%	下限 95.0%	上限 95.0%
切片	1.9535871	0.121847	16.03312	1.84051E-08	1.682095	2.225079	1.6820951	2.2250791
X 値 1	0.1546793	0.03498	4.421953	0.001290183	0.076739	0.232619	0.0767393	0.2326192

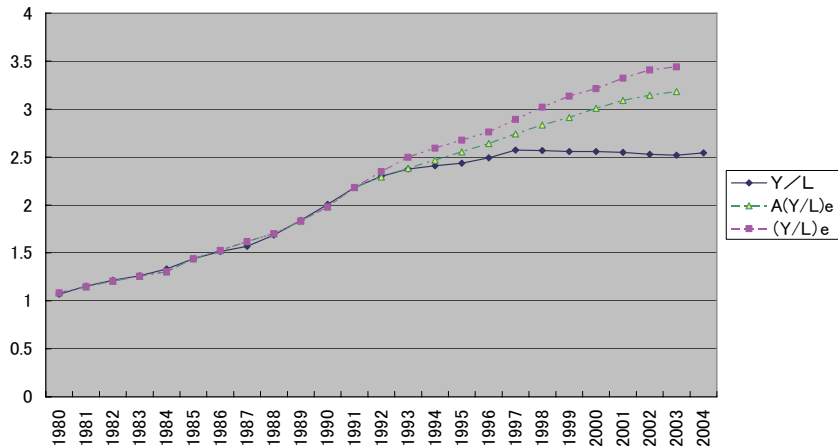
※ 従属変数：Y/L X 値 1：K/L

を得た。この推定結果の両表を比較して解ることは、「第3表」の結果は分散比の値が第2表のものに比べて非常に小さく、また、切片（定数項）の係数が説明変数のそれに対して極めて大きいことから、被説明変数（従属変数）に対する説明変数（独立変数）の説明力は認められるが、さらに別の説明変数が必要であることを示しているものである。すなわちこの両期間の間には明らかに何らかの構造変化が起きていることが確認できる。この構造変化は「平成不況」によるものと考えられがちであるが、IT化の進展の最中にあり、その効果はかなり大きなものであることが考えられる。

このようなIT化の進展の効果を考察するためには、この不況の影響を排除した状況下での労働生産性のトレンドを計測しておかなければならない。そのため、まず、IT化が1980年以来急速に進展しなかった場合のシナリオとして、1980年から1991年の推定結果による上記の「生産性関数」を使用して、その説明変数「K/L」（資本装備率）の労働力投入（L）の値を1980年から1991年値までは現実値を、また1992年から2003年の値としては「1991年値」に固定して関数の推定値を延長した（この値がA（Y/L）eである。これはまた不況によるリストラなどが生じていないシナリオとも考えることができる）。

またさらに、上の労働力投入（L）の値を1992年から2003年の（K/L）の現実値を与えて推定したものが（Y/L）eの値である。これがIT化の進展が現実にとどれだけ行われていたかを示すものである。これらの結果を「第3図」に示すことにする。

第3図



この  $A(Y/L)e$  と  $(Y/L)e$  の違いは、「第1図」で確認されたように、 $L$  の値が少しずつ減少していることから、設備投資が1980年から1991年のトレンドにしたがって従来通り行われつつ、不況によるリストラなどの雇用の減少が無いと仮定された場合（したがって  $L$  の値は1991年値を持続したものと考える）と、IT化などによって雇用が削減されていったと考える場合の差である。すなわち、この  $A(Y/L)e$  と  $(Y/L)e$  の差が不況の影響が生じていない場合の「IT革命」の効果を示すものといえることができるであろう。

このように、明らかに1992年以降はIT化の進展によって労働生産性が高められ、そのGDPへの寄与を大きくしていったことが確かめられるのである。唯、1992年以降の大不況によるGDPの減少または伸び率の低下と、それに伴うリストラと俗称される雇用の低下が表面的に目立つために、この労働生産性向上の効果がそれほど評価されていないのが実情であろう。

## 2. 理論モデルによる考察

### (1) IT革命進展の条件

次に、理論モデルからの考察を行うことにしよう。まず、労働投入を2部門に分けた以下の式のようなコブ・ダグラス型の生産関数を仮定する。<sup>1)</sup>

$$Y = (ALp)^{\alpha} (JLj)^{\beta} X^{\gamma} \quad - (1)$$

$$\alpha + \beta + \gamma = 1 \quad - (2)$$

Y : GDP    Lp : 非IT化労働投入    A : 非IT化労働の効率性

<sup>1)</sup> Ethier (1982) Romer (1990) のモデルに使用された生産関数を拡張したものである。

$L_j$  : IT 化労働投入  $J$  : IT 化労働の効率性

$X$  : 中間財投入  $\alpha, \beta, \gamma$  :  $L_p, L_j, X$  の分配率

この (1) 式から、労働投入それぞれの限界生産性を算定すると

$$\frac{\partial Y}{\partial L_p} = wp = \alpha A^\alpha L_p^{\alpha-1} (JL_j)^\beta X^\gamma \quad - (3)$$

$$\frac{\partial Y}{\partial L_j} = wj = \beta (AL_p)^\alpha J^\beta L_j^{\beta-1} X^\gamma \quad - (4)$$

となり、定義によって非 IT 化労働投入・IT 化労働投入それぞれの実質賃金率となる。

また、非 IT 化労働投入・IT 化労働投入それぞれの平均労働生産性を算定すると、以下の (5) (6) 式が得られる。

$$\frac{Y}{L_p} = A^\alpha L_p^{\alpha-1} (JL_j)^\beta X^\gamma \quad - (5)$$

$$\frac{Y}{L_j} = (AL_p)^\alpha J^\beta L_j^{\beta-1} X^\gamma \quad - (6)$$

この (3) ~ (6) 式から、以下の関係式が得られるが、

$$wp = \alpha \frac{Y}{L_p} \quad - (7)$$

$$wj = \beta \frac{Y}{L_j} \quad - (8)$$

この両関係式から、

$$\frac{wj}{wp} = \frac{\beta}{\alpha} \frac{L_p}{L_j} \quad - (9)$$

を得る。ここで、IT 化が生産性の向上に寄与することが考えられるならば、

$$wj > wp$$

の関係が成立しているはずであるので、これから、

$$\frac{\beta}{\alpha} \geq 1$$

$$\frac{L_j}{L_p} \leq 1 \quad - (10)$$

という関係を定義することができる。この式が意味するところは IT 化労働投入が非 IT 化労働投入よりも小さく、さらに IT 化労働投入の分配率が IT 化労働投入の分配率よりも大きく無ければ IT 化の進展の持続が保障されないということである。

すなわち、IT 化技術が一定なら、例えば、IT 化労働力と非 IT 化労働力に差がなくなったようなケースでは、当然、今日的な意味での IT 革命といわれる状況は終息するということであるが、IT 化技術が不断に継続される場合上記の条件は重要となる。

## (2) 企業における IT 化の意思決定

さて、いうまでもなく合理的な企業は利潤極大原理に基づいて行動するが、上述の関係がこの企業行動の整合性を有するものであるかを確認しなければ IT 化の進展を是認することはできない。そこで、このような企業が IT 化をどのように進展させるかについて考察を加えてみよう。

まず、利潤 ( $\pi$ ) の定義を (11) 式のようなものとしよう。

$$\pi = Y - w_p L_p - w_j L_j - P X \quad - (11)$$

$\pi$  : 利潤       $P$  : 中間財投入の限界コスト

また、中間財投入の限界生産性を求めると、

$$\frac{\partial Y}{\partial X} = \gamma (AL_p)^\alpha (JL_j)^\beta X^{\gamma-1} \quad - (12)$$

となる。完全競争市場の均衡下で、利潤極大原理に基づいて中間投入が決定される場合、中間財投入の限界生産性は均衡限界コスト ( $P$ ) を示すことになる。

この (12) 式の左辺をゼロとして変形した式、

$$X^{1-\gamma} = \frac{\gamma}{P} (AL_p)^\alpha (JL_j)^\beta$$

から、(13)式

$$X = \left( \frac{\gamma}{P} \right)^{\frac{1}{1-\gamma}} (AL_p)^{\frac{\alpha}{1-\gamma}} (JL_j)^{\frac{\beta}{1-\gamma}} \quad - (13)$$

が得られる。完全競争市場の均衡下での中間財投入と労働投入の関係を定義するものであるが、この式を得ることによって、以下のラグランジュ・メソッドを適用することができるようになる。<sup>2)</sup>

このラグランジュ・メソッドとは、周知のように、一定の投入要素の制約の下に目的関数の最適化を実現するためには、それぞれの投入要素の投入量の組み合わせがどのようなものであるかを知らうというものである。

まず、ここでは目的関数を (11) 式に定義したものとする。すなわち、利潤を最大化するためには、IT 化労働投入と非 IT 化労働投入をどのようにするか、また、中間財投入の価格が如何なるものであったら最適であるかを確定するものといえる。

ここで、ラグランジュアン関数を

$$F = \pi + \lambda (L - aL_p - bL_j) + \mu (X - K) \quad - (14)$$

とし、制約条件を以下の 2 式で定義する。

<sup>2)</sup> すべての変数が連続変数である場合には、有名なポントリャーギンの「最大化原理」を援用することもできる。この場合も結果は同様なものである。なお、この場合ラグランジュアンでなくハミルトニアン関数を用いるように変形しなければならない。



$$L = aL_p + bL_j \quad - (15)$$

$$X = \dot{K} \quad - (16)$$

※ $\dot{K}$  は資本等の中間財ストックの増加分で、投資と考えて良い。

$a, b$  は  $L_p, L_j$  の投入比率

投入要素量（額）の決定の段階では、 $X$ （中間財投入）は  $Y$  と独立に決定されるものであるから、(11) 式を  $X$  について偏微分すると、

$$\frac{\partial \pi}{\partial X} = -P$$

となり、これを (14) 式の  $X$  についての偏微分値に代入すると、

$$\begin{aligned} \frac{\partial F}{\partial X} &= \frac{\partial \pi}{\partial X} + \mu \\ &= -P + \mu \end{aligned} \quad - (17)$$

が得られる。すなわち、最適条件として、

$$\mu = P$$

が得られるわけである。これはラグランジュ乗数である  $\mu$  の値（この場合市場の限界価格）を  $P$  である  $X$  の限界生産性の値に等しくすることによって、利潤極大が得られるということの意味する。

また、次に  $L_p, L_j$  またはその比率をどのようなものにするかということを考えることにしよう。まず、利潤についての定義式 (11) 式に (1) ~ (4) 式と (13) 式を代入すると、

$$\begin{aligned} \pi &= Y - w_p L_p - w_j L_j - P X \\ &= \gamma (AL_p)^\alpha (JL_j)^\beta X^\gamma - P \left( \frac{\gamma}{P} \right)^{\frac{1}{1-\gamma}} (AL_p)^{\frac{\alpha}{1-\gamma}} (JL_j)^{\frac{\beta}{1-\gamma}} \end{aligned} \quad - (18)$$

となる。そこで、 $\pi$  の  $L_p, L_j$  それぞれの偏微分値は、

$$\frac{\partial \pi}{\partial L_p} = \alpha \gamma \frac{1}{L_p} (AL_p)^\alpha (JL_j)^\beta X^\gamma - P \left( \frac{\gamma}{P} \right)^{\frac{1}{1-\gamma}} \frac{\alpha}{1-\gamma} \frac{1}{L_p} (AL_p)^{\frac{\alpha}{1-\gamma}} (JL_j)^{\frac{\beta}{1-\gamma}} \quad - (19)$$

$$\frac{\partial \pi}{\partial L_j} = \beta \gamma \frac{1}{L_j} (AL_p)^\alpha (JL_j)^\beta X^\gamma - P \left( \frac{\gamma}{P} \right)^{\frac{1}{1-\gamma}} \frac{\beta}{1-\gamma} \frac{1}{L_j} (AL_p)^{\frac{\alpha}{1-\gamma}} (JL_j)^{\frac{\beta}{1-\gamma}} \quad - (20)$$

となり、これらの式から以下の式が導出される。

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial F}{\partial L_j} &= \frac{\partial \pi}{\partial L_j} - \lambda b + \mu \left( \frac{\gamma}{P} \right)^{\frac{1}{1-\gamma}} \frac{\beta}{1-\gamma} \frac{1}{L_j} (\text{ALP})^{\frac{\alpha}{1-\gamma}} (\text{JLj})^{\frac{\beta}{1-\gamma}} \\
 &= \beta \gamma \frac{1}{L_j} (\text{ALP})^\alpha (\text{JLj})^\beta X^{\gamma-P} - P \left( \frac{\gamma}{P} \right)^{\frac{1}{1-\gamma}} \frac{\beta}{1-\gamma} \frac{1}{L_j} (\text{ALP})^{\frac{\alpha}{1-\gamma}} (\text{JLj})^{\frac{\beta}{1-\gamma}} \\
 &\quad - \lambda b + \mu \left( \frac{\gamma}{P} \right)^{\frac{1}{1-\gamma}} \frac{\beta}{1-\gamma} \frac{1}{L_j} (\text{ALP})^{\frac{\alpha}{1-\gamma}} (\text{JLj})^{\frac{\beta}{1-\gamma}} \\
 &= \beta \gamma \frac{1}{L_j} (\text{ALP})^\alpha (\text{JLj})^\beta X^{\gamma-P} - \lambda b \\
 &\quad + (\mu - P) \left( \frac{\gamma}{P} \right)^{\frac{1}{1-\gamma}} \frac{\beta}{1-\gamma} \frac{1}{L_j} (\text{ALP})^{\frac{\alpha}{1-\gamma}} (\text{JLj})^{\frac{\beta}{1-\gamma}} \quad - (21)
 \end{aligned}$$

ここで、上記の

$$\mu = P$$

を代入して、左辺をそれぞれゼロ（極大条件）とおくと、

$$\begin{aligned}
 \lambda b &= \beta \gamma \frac{1}{L_j} (\text{ALP})^\alpha (\text{JLj})^\beta X^\gamma \\
 &= \beta \gamma \frac{1}{L_j} Y \quad - (22)
 \end{aligned}$$

の関係式が得られる。これが利潤極大を保障するラグランジュ乗数  $\lambda$  と  $L_j$  の投入比率  $b$  の値である。

また、同様の方法で、

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial F}{\partial L_p} &= \alpha \gamma \frac{1}{L_p} (\text{ALP})^\alpha (\text{JLj})^\beta X^{\gamma-P} - \lambda a \\
 &\quad + (\mu - P) \left( \frac{\gamma}{P} \right)^{\frac{1}{1-\gamma}} \frac{\alpha}{1-\gamma} \frac{1}{L_p} (\text{ALP})^{\frac{\alpha}{1-\gamma}} (\text{JLj})^{\frac{\beta}{1-\gamma}} \quad - (23)
 \end{aligned}$$

から、

$$\begin{aligned}
 \lambda a &= \alpha \gamma \frac{1}{L_p} (\text{ALP})^\alpha (\text{JLj})^\beta X^\gamma \\
 &= \alpha \gamma \frac{1}{L_p} Y \quad - (24)
 \end{aligned}$$

を得る。さらに (22) (24) の両式の比をとると、

$$\frac{b}{a} = \frac{\beta}{\alpha} \frac{L_p}{L_j} \quad - (25)$$

すなわち、

$$\frac{L_p}{L_j} = \frac{\alpha}{\beta} \frac{b}{a} \quad - (26)$$

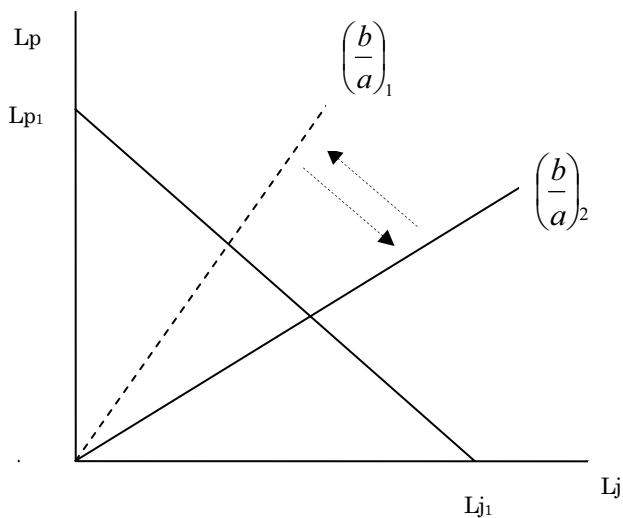
が求められる。 $L_p$ 、 $L_j$  の分配率  $\alpha$ 、 $\beta$  が (労働市場メカニズム) から外生的に決定されるとすると、以下の「第4図」のメカニズムで  $L_p$ 、 $L_j$  の値または  $a$ 、 $b$  の値が決定されることになる。すなわち、 $L_p$ 、 $L_j$  の代替性を示す直線  $L_{p1}-L_{j1}$  と IT 化と非 IT 化の比率である直線

$\left(\frac{b}{a}\right)_1$  から  $\left(\frac{b}{a}\right)_2$  の交点の間のどこかに  $\frac{w_j}{w_p}$  と一致する値があり、その値に対応する  $L_p$ 、 $L_j$

の値が最適値であることになる (なお、 $\left(\frac{b}{a}\right)_1$  と  $\left(\frac{b}{a}\right)_2$  は固定されていない)。

したがって、 $a$ 、 $b$  の比率を  $w_p$ 、 $w_j$  の比率に等しくなるように決定すれば、利潤極大原理に則っているかぎり最適値となり、企業はこの (25) 式に基づいて  $L_p$ 、 $L_j$  の値 (雇用) を決定することができるのである。

第4図



## むすび

上述の IT 化進展のための条件は、どのように 1980 年から 2003 年の期間において現実的のどのような意味を有するかは、以下のように考えることができる。

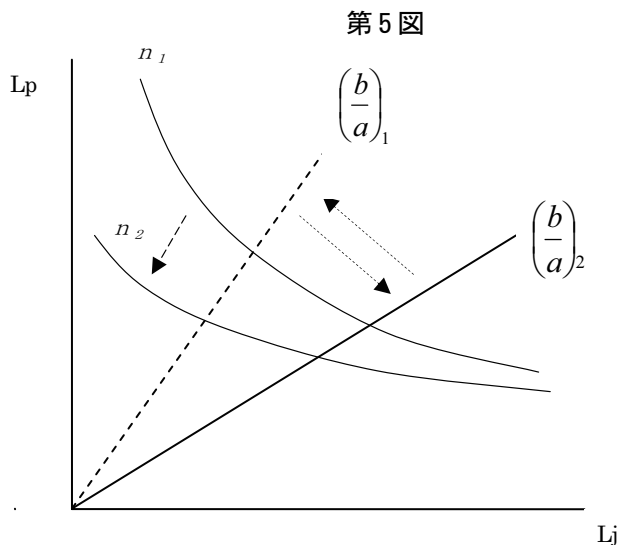
ここで、「第 4 図」に、 $L_p$ 、 $L_j$  の限界代替率の概念を採り入れて、それが変化すると考えると以下の「第 5 図」のように拡張することができる。

この「第 5 図」の  $n_1$  および  $n_2$  の曲線が  $L_p$ 、 $L_j$  の限界代替率を示す曲線であるが、この曲線

と  $\left(\frac{b}{a}\right)_1$  または  $\left(\frac{b}{a}\right)_2$  の交点が、先述したように利潤極大原理に則っている  $L_p$ 、 $L_j$  の最適値

を示している。問題は、IT 化の進展によって労働生産性が変化し  $n_1$  から  $n_2$  に曲線がシフトすることで、その結果、 $L_p$ 、 $L_j$  の最適値が変化する。

この曲線のシフトは IT 化の目的に従って、労働生産性の向上ひいては雇用の削減であり、当然、 $L_p$  の減少幅が  $L_j$  の減少幅よりも大きなものとなる。



すなわち、「第 5 図」で示したように、限界代替率の変化は、一種の「一般労働力節約型」の技術変化が生じたと同じような効果を示すことになる。

このことが、労働投入の現場で大幅なリストラを出現させた大きな要因ともなったとすることができるであろう。したがって、第 1 図で示した労働時間の低下と資本ストックの大きな乖離現象は、このことを示すものであり、また不況による雇用低下現象以上に雇用を低下させた

要因に、上記の理由があったということがいえるのである。

さらに「第2図」に見られるように、1990年代にはいつてからの労働生産性の停滞現象は、不況に入ってからの生産性の低下をより大きなものになるのを押しとどめた結果といて良いもので、上述の一種の「一般労働力節約型」の技術変化がIT化の進展によって実現できた結果とすることができる。このことは「第3図」でも明らかとなったところであろう。

## 参 考 文 献

- 1) Barro ,R.J.,and X. Sala-i-Martin, *ECONOMIC GROWTH*, McGraw-Hill,1998.
- 2) Dore, H. Mohammed , *THE MACROECONOMICS OF BUSINESS CYCLES*, Basil Blackwell Limited , Oxford ,1993.
- 3) Ethier,Wilfred,j. "National and International Returns to Scale in the Modern Theory of International Trade." *Jurnal Economic Review*,72.3,1982.
- 4) Griliches,Zvi, "Productivity Puzzles and R&D:Another Nonexplanation.", *Journal of Economic Perspectives*, vol.2, no.4, 1988.
- 5) Jorgenson , W. Dale ,"Productivity and Postwar U.S.Economic Growth.", *Journal of Economic Perspectives*, vol.2, no.4, 1988.
- 6) King, G. Robert ,Charles I. Plosser and Sergio T. Rebelo, "PRODUCTION,GROWTH AND BUSINESS CYCLES", *Journal of Monetary Economics 21,North-Holland,1988.*
- 7) Lucas, E. Robert, "ON THE MECHANICS OF ECONOMIC DEVELOPMENT", *Journal of Monetary Economics 22,North-Holland,1988.*
- 8) Mankiw, N. Gregory, Romer,David, and Weil, David N., "A Contribution to the Empirics of Economic Growth.", *Quarterly Journal of Economics* 107 ,1992.
- 9) Paolo, Mauro. "CORRUPTION AND GROWTH", *Quarterly Journal of Economics* 110, 1995.
- 10) Solow, M. Robert, *Capital Theory and the Rate of Return*, North-Holland,Amsterdam,1963.
- 11) Solow, M. Robert,"Technical Change and the Aggregate Production Function", *Review of Economics and Statistics*,1957.

- 12) Solow, M. Robert, "Capital, Labor, and Income in Manufacturing",  
*The Behavior of Income Shares: Selected Theoretical and Empirical Issues*, 1964.
- 13) Solow, M. Robert, "Some Recent Developments in the Theory of  
Production: An Experimental Study", *Econometrica*, 1963.
- 14) Uzawa, Hirofumi, "OPTIMUM TECHNICAL CHANGE IN  
AN AGGREGATIVE MODEL OF ECONOMIC GROWTH",  
*International Economic Review*, Vol.6, No.1, 1965.
- 15) 浅子和美・大瀧雅之, 『現代マクロ経済動学』,  
東京大学出版会, 1977年.
- 16) 宇沢弘文, 『日本経済-蓄積と成長の軌跡』,  
東京大学出版会, 1989年.
- 17) 内田忠夫, 『日本経済論』, 東京大学出版会, 1987年.
- 18) 置塩信雄, 『景気循環-その理論と数値解析』, 青木書店, 1988年.
- 19) 大瀧雅之, 『景気循環の理論-現代日本経済の構造』,  
東京大学出版会, 1994年.
- 20) 勝木太一, 「高度成長期の労働雇用と人的資本の考察」,  
『Review of Economics and Information Studies』,  
第6巻、第1号, 岐阜聖徳学園大学. 2006年.
- 21) 勝木太一, 「日本の労働雇用の本質の考察(前編)(後編)」,  
『松阪大学政策研究』, 第3巻、第1号、第4巻第1号, 松阪大学. 2003年. 2004年.
- 22) 勝木太一, 「労働供給と教育費用の関係についての一考察」,  
『松阪大学政策研究』, 第5巻、第1号, 松阪大学. 2005年.
- 23) 新開陽一, 『日本経済のマクロ分析』,  
大阪大学出版会, 1995年.
- 24) 中村隆英・西川俊作・香西泰, 『現代日本の経済システム』,  
東京大学出版会, 1985年.
- 25) 浜田宏一・黒田昌裕・堀内昭義, 『日本経済のマクロ分析』,  
東京大学出版会, 1987年.
- 26) 浜田文雅, 『日本経済分析のフロンティア』,  
有斐閣, 1993年.
- 27) 本多佑三, 『日本の景気』, 有斐閣岩波書店, 1995年.