

経済成長要因としての労働の質: 成長会計アプローチのわが国経済への適用(耳野皓三 教授還暦記念号)

メタデータ	言語: jpn
	出版者:
	公開日: 2009-08-25
	キーワード (Ja):
	キーワード (En):
	作成者: 橋本, 圭司
	メールアドレス:
	所属:
URL	https://doi.org/10.24729/00001714

# 経済成長要因としての労働の質\*

一成長会計アプローチのわが国経済への適用一

## 橋 本 圭 司

#### 1. はじめに

経済の成長が、単に伝統的な生産要素の量的増大だけでは説明しえないものであることは、すでに多くの論者の指摘するところである。 古くは、ソロー [19] が米国のデータを用いて実証分析を行ない、資本および労働の投入だけでは説明しえない部分(残余 residual)がきわめて大きいことを示した。その後、残余の要因を細分化し、その内容を明らかにすべく多くの研究が行なわれてきたことは周知の通りである。すなわち、資本および労働の質、あるいは規模の経済性などの問題が分析課題となったのである。

飛躍的な経済成長を遂げたわが国経済についても、成長の源泉ないし要因は何か、という問題についてさまざまな観点から分析が行なわれている。なかでも労働に関しては、「日本人は忍耐強く勤勉である上に、教育が普及していて、(2)人的資質において優れている。」というような一般論が多く指摘されている。さらには、日本は学歴社会であり、高い学歴をもつことが当人の職業的地位や社会的地位を決定してしまう社会である、といわれる一方で、学歴社会というのは虚像にすぎず、わが国の企業は実にきびしい競争社会であり、賃金等に学

<sup>\*</sup> 本稿作成過程において、岡本武之教授、駿河輝和助教授より貴重な御助言をいただいた。また、伊藤正一講師にも、草稿を読まれ、御助言をいただいた。ここに、諸 先生方に心より感謝申し上げたい。もちろん、筆者の非才のために、諸先生方の御 助言にもかかわらず残存する誤りは、すべて筆者個人に帰すものである。

<sup>(1)</sup> ソローは、1909年から1949年にかけての米国における1人1時間あたりの産出額の増加分のうち、87.5%が技術進歩の含意をもった残余要因であるとの結論を得ている。

<sup>(2)</sup> 髙橋 [21], 294ページ。

歴間の格差はほとんどない, という主張もなされている。

このような状況は、われわれの観点からみると、労働の質を規定する要因である教育(学歴)と企業内での経験ないし訓練とがそれぞれ生産性にどのような効果をもたらしているのか、という問題として把握することができる。

そこで、われわれは、労働の質を規定する要因として、教育 (学歴)、経験 (勤続年数) およびそれらの男女差に注目し、それぞれの要因が経済成長にど のような効果をもたらしているのかという問題に対して、実証的な分析を行な おうと思う。

ただし、われわれの分析手法は、成長会計アプローチ growth accounting ap proach とよばれるものである。これは、米国において、産出量の成長率が投入量の成長率よりも長期にわたって非常に大きいという経験的事実を解明する手法として、ソロー〔19〕以来発展してきたものである。この分析手法の基本的特徴は、以下の通りである。

まず、一国の総生産量は、与えられた生産技術のもとで種々の生産要素を組合わせて生産される、という基本的な考え方に立ち、マクロ的生産関数が想定される。ソローは、一次同次および中立的技術進歩の性質を備えた次式のような生産関数を前提とする。

$$Q = A(t) f(K, L) \qquad \dots (1)$$

ここで、Q=産出量、K=資本投入量、L=労働投入量、A(t)=時間 t を通じて生じる技術進歩である。(1)式を時間に関して全微分し、成長率を求めると、次式が得られる。

$$\frac{\dot{Q}}{Q} = \frac{\dot{A}}{A} + A \frac{\partial f}{\partial K} \frac{\dot{K}}{Q} + A \frac{\partial f}{\partial L} \frac{\dot{L}}{Q} \qquad \dots (2)$$

ただし、変数上の付点は、それぞれ時間を通じての変化量を示す。

完全競争を仮定すると、賃金および資本の利益率は労働および資本の限界生

<sup>(3)</sup> たとえば、小池・渡辺[11]を参照のこと。

<sup>(4)</sup> 教育投資論の観点からみると、学歴は、人的資本へのもっともフォーマルな投資 を、経験ないし訓練は、OJT を中心とした投資をあらわしている。

<sup>(5)</sup> たとえば、佐藤 [16] において、ソローの手法をそのまま日本経済に適用した例がみられる。

産力に等しくなるから、資本および労働の分配率をそれぞれ  $\alpha$ ,  $\beta$  とすれば、

$$\alpha = \frac{\partial Q}{\partial K} \frac{K}{Q}, \quad \beta = \frac{\partial Q}{\partial L} \frac{L}{Q}$$

それゆえ,

$$\frac{\partial Q}{\partial K} = A \frac{\partial f}{\partial K}, \quad \frac{\partial Q}{\partial L} = A \frac{\partial f}{\partial L}$$

を考慮して, 次式を得る。

$$\frac{\dot{Q}}{Q} = \frac{\dot{A}}{A} + \alpha \frac{\dot{K}}{K} + \beta \frac{\dot{L}}{L} \qquad \cdots (3)$$

zの(3)式において,産出量の成長率  $\dot{Q}/Q$ ,資本所得の分配率  $\alpha$ ,資本投入量の成長率  $\dot{K}/K$ ,労働所得の分配率  $\beta$ ,労働投入量の成長率  $\dot{L}/L$  の時系列のデータが得られるならば,技術進歩率は次式で求めることができる。

$$\frac{\dot{A}}{A} = \frac{\dot{Q}}{O} - \left(\alpha \frac{\dot{K}}{K} + \beta \frac{\dot{L}}{L}\right) \qquad \cdots (4)$$

この(4)式から明らかなように、技術進歩率は、産出量の成長率とそれに含まれる投入要素の成長率による構成分との残差として求められている。

したがって、経済成長の要因を解明するためには、この残差の内容を明らか にしなければならないが、投入要素の量だけでなく質をも考慮して分析を進め てゆくのが、成長会計アプローチの方法にほかならない。

その後、ソロー自身は、残差要因を解明するのに、資本財の技術進歩によるところが大きいという立場に立つのであるが、もう一方の投入要素である労働についても、単に量的な増大だけでなく、質の貢献するところを明らかにするという研究が注目を集めることになった。本稿におけるわれわれの分析は、基本的にはこのような問題意識を踏襲するものである。

もちろん、労働の質が経済成長に対して如何なる効果をもつかというわれわれの問題意識と共通点をもつものとして、大川〔14〕、渡辺・荏開津〔22〕、金森〔10〕、デニソン・チャン〔3〕、橘木〔20〕、および西水・ハルテン〔12〕その他の、わが国経済についての実証分析がある。しかし、以下で展開するわれわれの分析は、既存の諸研究とは、労働の質を規定する要因の特定化、分析手法、および分析の期間等が異なる。ただし、分析の手法として、われわれは、セロウスキー〔18〕のモデルを基礎としているが、彼のモデルは労働の質規定

要因として、教育(学歴)しか考慮されておらず、われわれは、経験およびそれらの男女差をも考慮したモデルを用いている。

なお、経済成長要因としての労働の質を考えるとき、問題になるのは、生産を行なうにあたっての未熟練労働 unskilled labor、熟練労働 skilled labor および物的資本の間の、代替および補完性である。この点に関する注目すべき主張として、グリリカス〔6〕、〔7〕およびファロン・レイヤード〔5〕らの、資本・技能の補完性仮説 capital-skill complementarity hypothesis がある。この仮説は、質の高い労働すなわち熟練労働は物的資本と補完的関係にあり、それゆえ、熟練労働と未熟練労働の間の代替の弾力性は高くない、というものである。この仮説の検証は、経済成長要因としての労働の質を考慮するにあたっての基本的分析用具である生産関数を構築する際に重要な課題となってくるのであるが、実際の計測を行なう場合に、物的資本ストックないし非労 働 要 因のデータについて、難点を伴うことが考えられる。

このような現状の中で、われわれは、第1次接近として、セロウスキー[18] のモデルを手がかりにして、以下の分析を進めようと思う。彼のモデルにおいては、物的資本と熟練労働ないし未熟練労働とが分離可能と仮定された生産関数が用いられ、熟練労働と未熟練労働の代替関係に重点がおかれている。われわれは、そのようなセロウスキーのモデルに依拠しつつ、質規定要因で分類された労働の間での代替の弾力性を明示的に取扱い、しかも、労働の質規定要因として教育(学歴)だけでなく、彼のモデルでは考慮されなかった経験およびそれらの男女差をも考慮して、それらの経済成長への効果および相互の関連を明らかにしようと思う。

#### 2. モデルの展開

(1) 理論的枠組

まず、われわれは、新古典派的なマクロ生産関数を手がかりにしてモデルを

<sup>(6)</sup> ただし、セロウスキー〔18〕における分析の目的は、われわれのそれとは異なる ものである。

<sup>(7)</sup> この点については、猪木[8]を参照のこと。そこでは、労働者の教育水準と所得格差の国際比較を論じた諸研究について、問題点が指摘されている。

構成しよう。

$$Y = F(K, L^*) \qquad \cdots (5)$$

ただし、Y=産出量、K=資本投入量、であり、L\*は、

$$L^* = f(L_{111}, L_{211}, \dots, L_{ijk}, \dots, L_{lnn})$$
 .....(6)

の形で示される労働投入量の指標である。

ここで、 $L_{ijk}$  は、労働の質規定要因 i (i=1, ……, l)、j (j=1, ……, m) および k (k=1, ……, n) によって分類された労働投入量である。いうまでもなく、(5)、(6)式のような 2 段式の分析モデルは、 2 段階アプローチ two-level ap proach としてよく知られている。しかし、このようなアプローチにおいて は生産関数(5)式における投入要因である  $L^*$  が、(6)式のように分離できるという仮定がおかれていることに注意しなければならない。この点は、 2 段階アプローチの特徴であり問題点でもあるが、ここでは、  $L^*$  は(5)式から分離して(6)式のように設定できると仮定しておこう。

さて、所得分配に関する限界生産力説によれば、各労働が受取る賃金を $w_{ijk}$ とすると、

$$\frac{\partial Y}{\partial L_{ijk}} = w_{ijk} \qquad \cdots \cdots (7)$$

が成立するから、Y の変化量  $\dot{Y}$   $(=\frac{\partial Y}{\partial t})$  は、次式のようにあらわすことができる。

$$\dot{Y} = \frac{\partial Y}{\partial K} \dot{K} + \frac{\partial Y}{\partial L_{111}} \dot{L}_{111} + \dots + \frac{\partial Y}{\partial L_{lmn}} \dot{L}_{lmn}$$

- (8) 具体的には,後に特定化するように,i, j, k を,それぞれ,性,学歴,経験の指標と考えることができる。
- (9) ボウルズ [1], ドーティ [4] 等を参照のこと。
- (10) すなわち、各  $L_{ijk}$  の限界生産物の比が、K の水準から独立でなければならない。つまり、

$$\partial \left( \frac{\partial Y/\partial L_{ijk}}{\partial Y/\partial L_{rst}} \right) / \partial K = 0$$
  $i \neq r, j \neq s, k \neq t$ 

が成立しなければならない。この点については、佐藤〔15〕を参照のこと。

(11) 2 段階アプローチにより分析を行なっているボウルズ自身も, このような仮定は, 集計化された労働を考えるとき障害となりうることを認めている。ボウルズ [1] p. 70。

$$= \frac{\partial Y}{\partial K} \dot{K} + \sum_{i}^{l} \sum_{j=1}^{m} \sum_{k=1}^{n} w_{ijk} \dot{L}_{ijk} \qquad \cdots (8)$$

ここで、 $L_{i,j,k}$  については、それぞれの質を規定する要因を分離するために、次のような関係を考慮しておこう。

$$L_{ijk} = L_i \frac{L_{ij}}{L_i} \frac{L_{ijk}}{L_{ij}} \qquad \cdots (9)$$

ただし、 $L_{i}=i$  によって分類された労働投入量、 $L_{ij}=L_{i}$  をさらに j で分類した労働投入量、そして、 $L_{ijk}=L_{ij}$  をさらに k で分類した労働投入量である。

したがって、われわれはこの(9)式により、 $L_{ijk}$  の変化量  $\dot{L}_{ijk}$  について次式を得ることができる。

$$\dot{L}_{ijk} = \frac{L_{ijk}}{L_i}\dot{L}_i + \frac{L_i \cdot L_{ijk}}{L_{ij}} \left(\frac{\dot{L}_{ij}}{L_i}\right) + L_{ij} \left(\frac{\dot{L}_{ijk}}{L_{ij}}\right) \cdots (10)$$

そこで、この(10)式を(8)式に代入して次式を得る。

る。ただし、L=総労働量( $\sum\sum\sum L_{ijk}$ )である。

$$\dot{Y} = \frac{\partial Y}{\partial K} \dot{K} + \sum_{i}^{l} \sum_{j}^{m} \sum_{k}^{n} w_{ijk} \frac{L_{ijk}}{L_{i}} \dot{L}_{i}$$

$$+ \sum_{i}^{l} \sum_{j}^{m} \sum_{k}^{n} w_{ijk} \frac{L_{i} \cdot L_{ijk}}{L_{ij}} \left(\frac{\dot{L}_{ij}}{L_{i}}\right)$$

$$+ \sum_{i}^{l} \sum_{j}^{m} \sum_{k}^{n} w_{ijk} L_{ij} \left(\frac{\dot{L}_{ijk}}{L_{ii}}\right) \qquad \dots \dots (11)$$

さらに、平均賃金  $W\left(=\frac{\sum\sum\sum w_{ijk}\,L_{ijk}}{\sum\sum\sum L_{ijk}}\right)$  を考慮し、各々に 分類された労働の相対賃金 $\frac{w_{ijk}}{W}$ を明示化して(11)式を成長率の式に書き換えると次式が成立す

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\partial Y}{\partial K} - \frac{\dot{K}}{Y} + \frac{WL}{Y} \sum_{i=1}^{l} \sum_{j=1}^{m} \sum_{k=1}^{n} \frac{w_{ijk}}{W} - \frac{L_{ijk}}{L} - \frac{\dot{L}_{i}}{L_{i}}$$

$$+ \frac{WL}{Y} \sum_{i=1}^{l} \sum_{j=1}^{m} \sum_{k=1}^{n} \frac{w_{ijk}}{W} - \frac{L_{ijk}}{L} - \frac{\left(\frac{\dot{L}_{ij}}{L_{i}}\right)}{\left(\frac{\dot{L}_{ij}}{L_{i}}\right)}$$

$$+ \frac{WL}{Y} \sum_{i=1}^{l} \sum_{j=1}^{m} \sum_{k=1}^{n} \frac{w_{ijk}}{W} - \frac{L_{ijk}}{L} - \frac{\left(\frac{\dot{L}_{ijk}}{L_{ij}}\right)}{\left(\frac{\dot{L}_{ijk}}{L_{ij}}\right)} - \cdots (12)$$

この(12)式の右辺第 2 項,第 3 項,第 4 項は,それぞれ労働の質を規定した i, j, k による分類の効果をあらわす指標 quality index となる。具体的には,i,

j, k の分類要因に、性、教育および経験をあてはめることができるし、あるいはそれらの順序を変えて分析を行なうことができるのである。したがって、われわれは、以下においてこの(12)式を基礎としてこれらの指標の経済成長への効果を分析することとする。

#### (2) 関数の特定化

さて、われわれは、前記の(5)式についてはコブ・ダグラス型、(6)式について (12) は CES 型の関数を用いてそれぞれを特定化しよう。

$$Y = K^{ab} \cdot L^{a+1-ab} \qquad \qquad \dots (13)$$

$$L^* = \left( \sum_{i=1}^{l} \sum_{k=1}^{m} d_{ijk} L_{ijk}^{\rho} \right)^{1/\rho} \qquad \dots (14)$$

ただし、 $d_{ijk}$  は  $\sum_{i=1}^{l} \sum_{k=1}^{m} \sum_{k=1}^{n} d_{ijk} = 1$  となるような 各労働の 配分パラメーターであり、 $\rho$  は、各労働の代替の弾力性  $\sigma_L$  によって規定されるパラメーターで、 $\rho = (\sigma_L - 1)/\sigma_L$  である。

ここでは、それぞれの関数の性質から、(13)式においては K と  $L^*$  の代替の 弾力性が 1 であること、そして(14)式においては、各労働投入量  $L_{ijk}$  の間の代替の弾力性が、一定ではあるが、様々な値をとりうること、が考慮されている のである。

したがって、(13)、(14)式より、われわれは、各労働の生産性と賃金の関係について、次式を得る。

$$\frac{\partial Y}{\partial L_{ijk}} = (1 - \alpha) \frac{Y}{L^*} d_{ijk} \left(\frac{L^*}{L_{ijk}}\right)^{1 - \rho} = w_{ijk} \qquad \dots (15)$$

また、平均賃金 W は、コブ・ダグラス型生産関数の性質から、 $1-\alpha$  が労働の分配率に等しいことを考慮すると、次式で求めることができる。

$$W = (1 - \alpha) \frac{Y}{L} \qquad \dots (16)$$

それゆえ、われわれは、(15)式、(16)式より、相対賃金について次式を得る。

$$\frac{w_{ijk}}{W} = d_{ijk} L^{*-\rho} L_{ijk}^{\rho-1} L \qquad .....(17)$$

<sup>(12)</sup> このような特定化は、セロウスキー [18] の分析モデルを、労働の質的要因について、一般化したものである。ただし、以下の数式的展開は、基本的に、彼の方法に依拠している。

ところで、(17)式の  $L^*$  は(14)式で示されており、結局、相対賃金  $w_{ijk}/W$  は、各労働量  $L_{ijk}$ 、総労働量 L、配分パラメーター  $d_{ijk}$ 、そして代替の弾力性を規定する  $\rho$  の関数となっているのであるが、 $d_{ijk}$  については、次のようにして独立に求めることができる。すなわち、(15)式より

$$\begin{split} d_{ijk} &= \frac{w_{ijk} \ L^*}{(1-\alpha)Y} \Big(\frac{L_{ijk}}{L^*}\Big)^{1-\rho}, \\ d_{rst} &= \frac{w_{rst} \ L^*}{(1-\alpha)Y} \Big(\frac{L_{rst}}{L^*}\Big)^{1-\rho} \quad r \neq i, \quad s \neq j, \quad t \neq k \end{split}$$

それゆえ,

$$\frac{d_{ijk}}{d_{rst}} = \frac{w_{ijk}}{w_{rst}} \frac{L_{ijk}^{1-\rho}}{L_{rst}^{1-\rho}}$$

とてろが、 $\sum_{r=s}^{l}\sum_{t=0}^{m}d_{rst}=1$  であるから、

$$d_{ijk} = \frac{w_{ijk} L_{ijk}^{1-\rho}}{\sum_{r} \sum_{s} L_{rst}^{r} w_{rst} L_{rst}^{1-\rho}} \dots (18)$$

が成立するのである。

それゆえ,(17)式であらわされる相対賃金は,(18)式および(14)式を考慮すると,観察期間における各労働量の相対的変化を含めたものとして考えることができる。すなわち,観察期間内で任意の基準年を選び,その時の各労働量を  $\bar{L}_{ijk}$ ,総労働量を  $\bar{L}$  とすると,(17)式の右辺は,次式のようにあらわされる。

$$d_{ijk} L^{*-\rho} \overline{L}_{ijk}^{\rho-1} \overline{L} = \frac{w_{ijk}}{\underbrace{\sum \sum \sum w_{ijk} L_{ijk}}_{L}} \left(\frac{\overline{L}_{ijk}}{L_{ijk}}\right)^{\rho-1} \overline{L}$$

したがって,t 年次における,労働量の相対的変化を考慮した相対賃金  $\left(w_{ijk}/W\right)^t$  は,次式であらわされる。

$$\left[\frac{w_{ijk}}{W}\right]^{t} = \frac{w_{ijk}^{t}}{W^{t}} \left(\frac{\overline{L}_{ijk}}{L_{ijk}^{t}}\right)^{\rho-1} \cdot \frac{\overline{L}}{L^{t}} \qquad \dots (17)'$$

それゆえ, $\rho$  の値が与えられるならば,i,i,k によって分類された労働量および賃金のデータから, $(\Pi)'$ 式で示される相対賃金の値が得られることになる。なお,われわれは, $\rho$  の値については,各労働間の代替の弾力性  $\sigma_{L}$  の大きさを仮想的に設定し,外生的に与えることにする。

### (3) データの制約による調整

以上の算定式(17)′、(12)に対して、基本データとして、男女別に教育(学歴)、

経験(勤続年数)で規定される労働量および賃金の数値をあてはめることにしよう。

われわれが用いるデータは、1965年から1980年までの『賃金センサス』にもとづくわが国の製造業に従事する労働者数およびその賃金である。そこでは、勤続年数が0年、1年、2年、3~4年、5~9年、10~14年、15~19年、20~29年、30年以上、の9分類で示されている。また、学歴については、男子労働者の場合は、一貫して、小学・新中卒、旧中・新高卒、高専・短大卒、旧大・新大卒の4分類であるが、女子労働者の場合は、1978年までは、小学・新中卒、旧中・新高卒以上の2分類、1979年以降は男子と同じ4分類となっている。

そのため、女子労働者の場合の学歴分類については、1979年以降 に つ い て も、賃金および労働者数を調整して、小学・新中卒と旧中・新高卒以上の 2 分 類にするというデータ加工を行なうことにした。

このようなデータの制約から、労働投入量  $L_{ijk}$  について、最初に男女の分類を行なわざるをえない。したがって、ここでは、i を性別、j を学歴、k を勤続年数の分類とすることにしよう。つまり、男子の場合 i=1 であり、そのとき j=1、……、4、k=1、……、9、女子の場合 i=2、そのとき j=1、2、k=1、…… 9 ということになる。

以上のような分類区分により、(14)式は

$$L^* = \left(\sum_{j=1}^{4} \sum_{k=1}^{9} d_{1jk} L_{1jk}^{\rho} + \sum_{j=1}^{2} \sum_{k=1}^{9} d_{2jk} L_{2jk}^{\rho}\right)^{1/\rho}$$

となり、(10)式は,

1) 男子労働者の場合  $(i=1,j=1,\dots,4,\ k=1,\dots,9)$ 

$$\dot{L}_{1jk} = \frac{L_{1jk}}{L_1}\dot{L}_1 + \frac{L_1}{L_{1j}}\left(\frac{\dot{L}_{1j}}{L_1}\right) + L_{1j}\left(\frac{\dot{L}_{1jk}}{L_{1j}}\right)$$

2) 女子労働者の場合  $(i=2, j=1, 2, k=1, \dots, 9)$ 

$$\dot{L}_{2jk} = rac{L_{2jk}}{L_2}\dot{L}_2 + rac{L_2}{L_{2j}}\left(rac{L_{2j}}{L_2}
ight) + L_{2j}\left(rac{L_{2jk}}{L_{2j}}
ight)$$

とに分離される。

したがって、(12)式についても、次式のように書き換えられることになる。

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\partial Y}{\partial K} \quad \frac{\dot{K}}{Y} + \frac{WL}{Y} \sum_{j}^{4} \sum_{k}^{9} \frac{w_{1jk}}{W} \quad \frac{L_{1jk}}{L} \quad \frac{\dot{L}_{1}}{L_{1}}$$

$$+ \frac{WL}{Y} \sum_{j}^{4} \sum_{k}^{9} \frac{w_{1jk}}{W} \quad \frac{L_{1jk}}{L} \quad \frac{\left(\frac{\dot{L}_{1j}}{L_{1}}\right)}{\left(\frac{\dot{L}_{1j}}{L_{1}}\right)}$$

$$+ \frac{WL}{Y} \sum_{j}^{4} \sum_{k}^{9} \frac{w_{1jk}}{W} \quad \frac{L_{1jk}}{L} \quad \frac{\left(\frac{\dot{L}_{1jk}}{L_{1j}}\right)}{\left(\frac{L_{1jk}}{L_{1j}}\right)}$$

$$+ \frac{WL}{Y} \sum_{j}^{2} \sum_{k}^{9} \frac{w_{2jk}}{W} \quad \frac{L_{2jk}}{L} \quad \frac{\dot{L}_{2j}}{L_{2}}$$

$$+ \frac{WL}{Y} \sum_{j}^{2} \sum_{k}^{9} \frac{w_{2jk}}{W} \quad \frac{L_{2jk}}{L} \quad \frac{\left(\frac{\dot{L}_{2jk}}{L_{2j}}\right)}{\left(\frac{\dot{L}_{2jk}}{L_{2j}}\right)}$$

$$+ \frac{WL}{Y} \sum_{j}^{2} \sum_{k}^{9} \frac{w_{2jk}}{W} \quad \frac{L_{2jk}}{L} \quad \frac{\left(\frac{\dot{L}_{2jk}}{L_{2j}}\right)}{\left(\frac{\dot{L}_{2jk}}{L_{2j}}\right)} \quad \dots (12)^{n}$$

この(12)'式の右辺第 2 ,第 5 項はそれぞれ男女労働者の量的な変化,第 3 ,第 6 項はそれぞれ男女の教育による質変化,第 4 ,第 7 項はそれぞれ男女の経験による質変化,が経済成長率  $\dot{Y}/Y$  に与える効果をあらわしている。われわれがここで計則を行なうのは,これらの 6 項目についてである。

#### 3. 計測結果とその評価

上記の(12) 式右辺第2項から第7項の計測値について、一定の代替の弾力性を仮定して、われわれは、第1表から第6表のような結果を得た。ここで、それらの計測結果の特徴的なポイントについて、われわれの評価を与えることにしよう。

まず目につくのは、全観察期間を通じて、経験の効果が教育の効果よりも大

<sup>(13)</sup> ただし,1980年を基準年としている。(17) 式を参照のこと。また、Yの数値については,経済企画庁発表による実質国民総生産(昭和50年価格)を用いた。なお,括孤内の数値は,それぞれの指標がYに占める割合(%)を示している。

第1表 Quality Index  $(\sigma_L=2)$ 

/ <del>r:</del>		男子労作者			女子労働者		経済
年	量	教育	経 験	量	教 育	純 験	成長率
1965—1966	0. 255	-0.048	0. 145	0. 077	-0.012	0.010	
	(2. 247)	(-0.422)	(1. 278)	(0.681)	(-0.109)	(0.092)	11. 353
1966—1967	0. 253	<del>-</del> 0.044	0. 121	0. 226	-0.015	0.009	
	(2. 284)	(-0.397)	(1.090)	(2.041)	(-0.135)	(0.080)	11.058
1967—1968	0. 022	-0.062	0.166	-0.080	-0.014	0. 027	
	(0.170)	(-0.478)	(1. 273)	(-0.617)	(-0.105)	(0. 205)	13.022
1968—1969	0. 929	-0.054	0.144	0. 300	-0.011	0.034	
	(7. 682)	(-0.448)	(1.193)	(2. 481)	(-0.094)	(0. 282)	12.090
1969—1970	0. 572	-0.048	0.163	-0.084	-0.007	0. 022	
	(6.915)	(-0.581)	(1.976)	(-1.018)	(-0.080)	(0.270)	8. 267
1970—1971	0. 358	-0.036	0. 263	0.006	-0.004	0.015	
	(6. 732)	(-0.685)	(4.958)	(0.115)	(-0.078)	(0. 285)	5. 313
1971—1972	0.046	0.008	0. 249	-0.109	-0.002	0.023	
	(0.469)	(0.077)	(2.558)	(-1.117)	(-0.023)	(0.239)	9. 743
1972—1973	9. 743	0. 031	0.677	0. 795	0.019	0. 105	
	()	(0.577)	(12. 774)	(15.014)	(0. 354)	(1.987)	5. 296
1973—1974	<b>-4.</b> 909	-0.004	0. 289	-0.582	-0.003	0.061	
	()	(1.683)	(·····)	()	(1.595)	()	-0.211
1974→1975	-1.127	0.014	0.499	-0.473	-0.001	0. 149	
	()	(0.400)	(14.046)	()	(-0.033)	(4. 192)	3. 556
1975—1976	-0.225	0.008	0. 442	-0.076	-0.001	0.064	
	(-4.383)	(0.157)	(8.619)	(-1.482)	(-0.013)	(1.240)	5. 123
1976—1977	-0.337	0.017	0. 398	-0.103	0.001	0.058	
	(-6.395)	(0.328)	(7. 555)	(-1.963)	(0.018)	(1.111)	5. 265
1977—1978	-0.152	0.024	0. 314	-0.077	0.002	0.090	
	(-3.018)	(0.470)	(6. 220)	(-1.515)	(0.040)	(1.777)	5. 050
1978—1979	0.048	0.033	0. 241	0. 199	0.052	0.041	
	(0.908)	(0.615)	(4. 542)	(3. 743)	(0.986)	(0. 771)	5. 305
1979—1980	-0.177	0. 035	0.418	-0.081	0.022	0.044	
	(-3.815)	(0.757)	(9.034)	(-1.754)	(0.465)	(0.949)	4. 628

幅に大きいということである。このような結果は、学校教育よりも企業内での訓練や経験、すなわち OJT (on the job training)の効果の方が大きいということを窺わせる。ただ、わが国の場合、教育の効果が低いということに関しては、戦前からの教育制度の充実により、ある程度高い水準の教育ないし知識のストックがすでに保持されているという主張がある。もしその主張が正しいと

第2表 Quality Index  $(\sigma_L=4)$ 

Pro-	:	男子労働者			女子労働者		経済
年	量	教育	経験	量	教育	経 験	成長率
1965—1966	0. 238	-0.014	0. 217	0.068	-0.002	0.017	
	(2.092)	(-0.122)	(1.908)	(0.597)	(-0.018)	(0.152)	11. 353
1966—1967	0. 238	-0.009	0. 205	0.198	-0.001	0.029	
	(2. 153)	(-0.083)	(1.857)	(1.794)	(-0.010)	(0.260)	11.058
1967—1968	0.021	0.003	0.194	-0.072	0.013	0.029	
:	(0.162)	(0.020)	(1.493)	(-0.555)	(0.097)	(0.224)	13.022
1968—1969	0. 875	-0.020	0.118	0. 266	0.002	0.025	
	(7. 238)	(-0.166)	(0.979)	(2. 200)	(0.017)	(0. 209)	12.090
1969—1970	0. 542	0.006	0. 268	-0.077	0.009	0.050	
	(6.558)	(0.071)	(3.238)	(-0.928)	(0.107)	(0.608)	8. 267
1970—1971	0. 339	0.004	0. 256	0.006	0.003	0.021	
	(6. 380)	(0.066)	(4.814)	(0.106)	(0.047)	(0.394)	5. 313
1971—1972	0.044	0.034	0. 297	-0.101	0.004	0.036	
	(0.447)	(0.348)	(3.046)	(-1.039)	(0.045)	(0.374)	9. 743
1972—1973	8. 859	0.024	0. 715	0. 706	0.007	0.089	
	()	(0.449)	(13. 508)	(13. 329)	(0.134)	(1.683)	5. 296
1973—1974	-4.680	0. 035	0. 236	-0.542	0.002	0. 075	
	()	(·····)	(·····)	$(\cdots\cdots)$	(-1.151)	(·····)	-0.211
1974—1975	-1.100	0.038	0. 543	-0.460	0.005	0. 157	
	()	(1.075)	(15. 268)	(·····)	(0.130)	(4.415)	3. 556
1975—1976	-0.221	0.024	0.485	-0.075	0.001	0. 070	
	(-4.320)	(0.470)	(9.466)	(-1.457)	(0.016)	(1.358)	5. 123
1976—1977	-0.334	0.026	0. 420	<b>-0.</b> 103	0.005	0.059	
	(-6.352)	(0.490)	(7.974)	(-1.950)	(0.094)	(1.118)	5. 265
1977—1978	-0.152	0. 031	0.350	-0.077	0.005	0.094	
	(-3.013)	(0.621)	(6.936)	(-1.520)	(0.105)	(1.855)	5. 050
1978—1979	0.048	0.037	0. 246	0. 197	0. 056	0.042	
	(0.907)	(0.691)	(4.632)	(3.722)	(1.064)	(0. 791)	5. 305
1979—1980	<b>−0.177</b>	0.035	0.418	-0.081	0. 022	0.044	
	(-3.815)	(0.757)	(9.034)	(-1.754)	(0.465)	(0.949)	4. 628

すれば、われわれの得た数値も、増加率の形であらわしているために、教育の (14) 効果が低く算定されるという結果をもたらしたことになる。

また、別の観点から指摘しておかなければならない問題点は、学歴よりも経

<sup>(14)</sup> この点については、渡部・荏開津〔22〕、橋木〔20〕を参照のこと。

第3表 Quality Index  $(\sigma_L=6)$ 

/r:	_	男子労働者			女子労働者		経済
年	量	教育	経験	量	教育	経 験	成長率
1965—1966	0. 234	-0.003	0. 241	0.065	0.001	0.019	
	(2.062)	(-0.027)	(2.125)	(0.576)	(0.010)	(0.169)	11.353
1966—1967	0. 235	0.002	0. 233	0. 192	0.003	0. 035	
	(2. 127)	(0.016)	(2.108)	(1.732)	(0.028)	(0. 313)	11.058
1967—1968	0.021	0.024	0. 205	-0.070	0. 021	0.030	
	(0.161)	(0.181)	(1.577)	(-0.539)	(0.158)	(0. 229)	13.022
1968—1969	0.863	-0.009	0.112	0. 257	0.006	0.023	
	(7. 139)	(-0.077)	(0.930)	(2. 126)	(0.049)	(0. 191)	12.090
1969—1970	0. 535	0.023	0. 304	-0.075	0.013	0.059	
	(6.475)	(0.277)	(3. 671)	(-0.903)	(0.163)	(0.711)	8. 267
1970—1971	0. 334	0.016	0. 254	0. 005	0.004	0.023	
	(6. 295)	(0.301)	(4. 790)	(0. 103)	(0.084)	(0.428)	5. 313
1971—1972	0.043	0.042	0. 313	-0.099	0.006	0.041	
	(0.442)	(0.433)	(3. 217)	(-1.017)	(0.065)	(0.419)	9. 743
1972—1973	8. 258	0.022	0. 724	0. 681	0.004	0.084	
	()	(0.414)	(13.669)	(12. 854)	(0.071)	(1.593)	5. 296
1973—1974	-4.619	0.047	0. 222	-0.531	0.004	0.080	
	()	()	(·····)	()	(-1.979)	()	-0.211
1974—1975	-1.093	0.046	0. 558	-0.456	0.006	0.160	
	(·····)	(1. 291)	(15.693)	()	(0.182)	(4. 496)	3. 556
1975—1976	-0.221	0.029	0. 500	-0.074	0.001	0.072	
	(-4.305)	(0.572)	(9.758)	(-1.450)	(0.026)	(1.397)	5 <b>.</b> 123
1976—1977	-0.334	0.029	0. 428	0.103	0.006	0.059	
	(-6.343)	(0.543)	(8. 126)	(-1.948)	(0.120)	(1.122)	5. 265
1977—1978	-0.152	0. 034	0. 362	-0.077	0.006	0.095	
	(-3.012)	(0.671)	(7.172)	(-1.522)	(0.127)	(1.882)	5.050
1978—1979	0.048	0. 038	0. 247	0. 197	0.058	0.042	
	(0.907)	(0.716)	(4.663)	(3.716)	(1.090)	(0.797)	5. 305
1979—1980	-0.177	0.035	0.418	-0.081	0. 022	0.044	
	(-3.815)	(0.757)	(9.034)	(-1.754)	(0.465)	(0.949)	4. 628

験の効果の方が大きいということから、直ちに、「学歴は重要ではない。」という短絡的な結論を導くのは危険であるということである。わが国の高等教育機関の現状では、大学での教育、訓練は各学部別特色が認められるとはいえ、基本的には専門教育というよりも一般的教育といった基礎的教養の性質を強くもっている。むしろこの一般的教育が企業内における訓練および仕事を通じて

第4表 Quality Index ( $\sigma_L=8$ )

		知 1 改	Quality 1	`	,		(70)
	男子労働者						——— 経済
年	量	教育	経 験	量	教育	経 験	成長率
1965—1966	0. 233	0. 002	0. 254	0.064	0.003	0. 020	
	(2.050)	(0.020)	(2. 235)	(0.567)	(0.023)	(0.177)	11. 353
1966—1967	0,234	0.007	0. 247	0.188	0.005	0.037	
	(2.117)	(0.065)	(2. 235)	(1.704)	(0.046)	(0.339)	11.058
1967—1968	0. 021	0.034	0. 211	-0.069	0.024	0.030	
	(0.160)	(0.262)	(1.622)	(-0.532)	(0.188)	(0. 231)	13.022
1968—1969	0. 858	-0.004	0.110	0. 253	0.008	0.022	
	(7.098)	(-0.034)	(0.909)	(2.093)	(0.064)	(0. 182)	12.090
1969—1970	0. 532	0. 031	0. 322	-0.074	0.016	0.063	
	(6.440)	(0.378)	(3.891)	(-0.892)	(0.190)	(0.762)	8. 267
1970—1971	0. 332	0.022	0. 254	0.005	0.005	0.024	
	(6. 258)	(0.417)	(4. 782)	(0.102)	(0.102)	(0.445)	5. 313
1971—1972	0.043	0.046	0. 322	-0.098	0.007	0.043	
	(0.440)	(0.475)	(3. 304)	(-1.007)	(0.075)	(0.441)	9. 743
1972—1973	8. 102	0. 021	0. 728	0. 669	0.002	0.082	
	()	(0.398)	(13. 737)	(12. 631)	(0.041)	(1.549)	5. 296
1973—1974	-4.591	0.053	0. 216	-0.525	0.005	0.083	
	()	()	()	()	(-2.378)	()	-0.211
1974—1975	-1.090	0.050	0.566	-0.455	0.007	0. 161	
	()	(1.398)	(15.910)	()	(0.207)	(4. 538)	3. 556
1975—1976	-0.220	0.032	0.507	-0.074	0.002	0.073	
	(-4.298)	(0. 622)	(9.905)	(-1.447)	(0.031)	(1.417)	5. 123
1976—1977	-0.334	0.030	0.432	-0.103	0.007	0.059	
	(-6.340)	(0.569)	(8. 204)	(-1.947)	(0.132)	(1.124)	5. 265
1977—1978	-0.152	0. 035	0.368	-0.077	0.007	0.096	
	(-3.012)	(0.696)	(7. 289)	(-1.523)	(0.138)	(1.896)	5. 050
1978—1979	0.048	0.039	0. 248	0. 197	0. 058	0.042	
	(0.907)	(0. 728)	(4. 678)	(3.713)	(1.102)	(0.800)	5. 305
1979—1980	-0.177	0. 035	0.418	-0.081	0. 022	0.044	
	(-3.815)	(0.757)	(9.034)	(-1.754)	(0.465)	(0.949)	4. 628

の専門的技能を吸収しやすくしていると考えるのは不自然ではない。その意味 では、学歴か経験かという単純な対比は皮相的なものでしかないといえるであ

<sup>(15)</sup> 人的資本理論の観点からは、わが国の大学教育は、特殊人的資本 specific human capital ではなく、一般人的資本 general human capital の性格をもっているという ことができるであろう。

第5表 Quality Index ( $\sigma_L=10$ )

P	=	男子労働者			女子労働者		経済
年	量	教育	経験	量	教育	経 験	成長率
1965—1966	0. 232	0.006	0. 261	0.064	0.004	0. 021	
	(2.044)	(0.049)	(2.302)	(0.562)	(0.031)	(0.182)	11. 353
1966—1967	0. 234	0.010	0. 256	0. 187	0.006	0.039	
	(2.112)	(0.095)	(2. 311)	(1.689)	(0.057)	(0.354)	11.058
1967—1968	0.021	0.040	0. 215	-0.069	0.027	0.030	
	(0.160)	(0.310)	(1.650)	(-0.528)	(0.205)	(0. 232)	13.022
1968—1969	0.855	-0.001	0.109	0. 251	0.009	0. 021	
	<b>(7. 076)</b>	(-0.008)	(0.898)	(2.074)	(0.073)	(0.178)	12.090
1969—1970	0. 531	0. 036	0. 333	-0.073	0.017	0.065	
	(6. 421)	(0.439)	(4.025)	(-0.886)	(0, 206)	(0. 791)	8. 267
1970—1971	0. 331	0. 026	0. 254	0.005	0.006	0.024	
	(6. 237)	(0.485)	(4.779)	(0.101)	(0.113)	(0.455)	5. 313
1971—1972	0.043	0.049	0. 327	-0.098	0.008	0.044	
	(0.438)	(0.499)	(3.356)	(-1.001)	(0.080)	(0.454)	9. 743
1972—1973	8. 011	0. 021	0.729	0. 662	0.001	0. 081	
	()	(0. 388)	(13. 774)	(12.502)	(0.024)	(1.524)	5. 296
1973—1974	-4.575	0. 056	0. 212	-0.522	0.006	0. 085	
	()	()	(·····)	()	(-2.614)	()	-0.211
1974—1975	-1.089	0.052	0.570	-0.454	0.008	0. 162	
	(·····)	(1.461)	(16.040)	()	(0.223)	(4. 563)	3. 556
1975—1976	-0.220	0.033	0.512	-0.074	0.002	0. 073	
	(-4.294)	(0.652)	(9.995)	(-1.446)	(0.034)	(1.429)	5. 123
1976—1977	-0.334	0. 031	0.434	-0.102	0.007	0.059	
	(-6.338)	(0.585)	(8, 252)	(-1.947)	(0.140)	(1. 126)	5. 265
1977—1978	-0.152	0. 036	0.372	-0.077	0.007	0.096	
:	(-3.012)	(0.711)	(7. 359)	(-1.524)	(0.145)	(1.905)	5.050
1978—1979	0.048	0.039	0. 249	0. 197	0.059	0.043	
	(0.907)	(0.736)	(4.687)	(3. 711)	(1.110)	(0.802)	5. 305
1979—1980	-0.177	0. 035	0.418	<b>-0.</b> 081	0.022	0.044	
	(-3.815)	(0.757)	(9.034)	(-1.754)	(0.465)	(0.949)	4. 628

ろう。つまり、学歴と企業内での経験は、本質的には、相互に密接な関連をも つものだと考えられるのである。

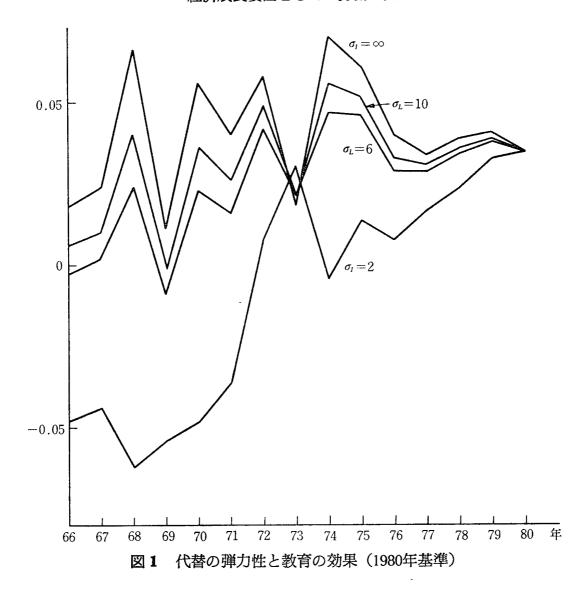
次に注目すべき点は、第1次石油危機の影響を受けた1973-1974, 1974-1975の時期を境にして各項目の数値に転換がみられることである。すなわち、その時期までは労働量の増加の影響が顕著であるのに対し、教育および経験の

第6表 Quality Index  $(\sigma_L = \infty)$ 

<u></u> tr:	-	男子労働者		•	女子労働者		経 済
年	量	教育	経 験	量	教育	経 験	成長率
1965—1966	0. 230	0.018	0. 293	0.062	0.007	0.023	
	(2.030)	(0.163)	(2.579)	(0.545)	(0.063)	(0. 201)	11. 353
1966—1967	0. 232	0.024	0. 290	0. 181	0.011	0.046	
	(2.100)	(0.213)	(2.619)	(1.634)	(0.099)	(0.413)	11.058
1967—1968	0. 021	0.066	0. 230	-0.067	0.036	0. 031	
	(0.160)	(0.505)	(1.768)	(-0.514)	(0.274)	(0.235)	13.022
1968—1969	0. 847	0.011	0. 104	0. 242	0.013	0. 020	
	(7.009)	(0.094)	(0.863)	(2.005)	(0.108)	(0.161)	12.090
1969—1970	0. 526	0.056	0. 378	-0.071	0.022	0.075	
	(6. 359)	(0.680)	(4. 571)	(-0.862)	(0.266)	(0.907)	8. 267
1970—1971	0. 328	0.040	0. 254	0.005	0.008	0.026	
	(6. 169)	(0.756)	(4. 777)	(0.098)	(0.153)	(0.495)	5. 313
1971—1972	0.042	0.058	0. 348	-0.096	0.010	0.050	
	(0.434)	(0.598)	(3. 572)	(-0.980)	(0.103)	(0.508)	9. 743
1972—1973	7. 666	0.019	0. 736	0. 636	-0.002	0.076	
	()	(0. 353)	(13. 895)	(12.017)	(-0.042)	(1.427)	5. 296
1973—1974	-4.517	0.070	0. 199	-0.511	0.007	0. 091	
	()	()	()	()	(-3.524)	()	-0.211
1974—1975	-1.083	0.061	0. 589	-0.451	0.010	0. 166	
	()	(1.713)	(16. 573)	()	(0.283)	(4.668)	<b>3. 5</b> 56
1975—1976	-0.219	0.040	0. 531	-0.074	0.002	0.076	
	(-4.282)	(0.772)	(10. 358)	(-1.440)	(0.045)	(1.477)	5. 123
1976—1977	-0.333	0.034	0. 445	-0.102	0.009	0.060	
	(-6.333)	(0.648)	(8.447)	(-1.946)	(0.170)	(1.132)	5. 265
1977—1778	-0.152	0.039	0. 386	-0.077	0.009	0.098	
	(-3.012)	(0.772)	(7.639)	(-1.528)	(0.171)	(1.940)	5.050
1978—1979	0.048	0. 041	0. 251	0. 197	0.061	0.043	
	(0.906)	(0.766)	(4. 725)	(3.704)	(1.141)	(0.810)	5. 305
1979—1980	-0.177	0.035	0.418	-0.081	0.022	0.044	
	(-3.815)	(0.757)	(9.034)	(-1.754)	(0.465)	(0.949)	4. 628

効果は低い値となっていたが、それ以後は、労働量については減量経営の影響が顕著であり、逆に教育、経験による質の向上による貢献が大きくなっている。

最後に、注目すべき点は、代替の弾力性が大きくなるにつれて特に男子労働 者の教育の効果が増大する傾向があるということである (図1参照)。 われわ



れは、この結果を代替雇用の可能性という観点から評価しておきたい。

つまり、労働市場において高学歴者が過剰になれば、次のような状況が生じると考えられる。すなわち、高学歴労働者の失業、高学歴労働者と低い学歴の労働者との賃金格差の縮小、そして低い学歴の労働者の職域への高学歴労働者の進出、等である。最後の状況が、いわゆる代替雇用が発生する状況である。

てのような状況は、低い学歴の労働者から高学歴労働者への代替が行なわれ、代替の弾力性の値が大きいということになる。この場合、上に指摘したように賃金格差が縮小することが予想され、個人の立場からみた教育投資(より高位の学校への進学を意味する)の収益率が低下するという可能性をもたらすと考えられる。ところが、本稿におけるわれわれの分析のように、マクロ的な観点からみた場合には、代替雇用が発生する状況はむしろ経済成長への教育の効果を増大させるという可能性が考えられるのである。

つまり、代替の弾力性増大の具体的発現である代替雇用は、高学歴労働者個人の観点からみると不利な結果を招くかもしれないが、一国経済というマクロ的な観点からみると、高学歴労働者の担っている人的資本によって雇用労働者の質的上昇がもたらされ、教育の経済成長率に与える効果が引上げられるのではないかということを、われわれの分析は明らかにしていると考えられるのである。

#### 4. む す び

本稿においてわれわれは、成長会計アプローチの発展形態である2段階アプローチの手法を用いて、労働の質規定要因として教育、経験およびそれらの男女差に注目し、それらが経済成長率にどのような効果を与えるかという問題について分析を行なった。そこで得られた主要な結果は次の通りである。

- (1) 経済成長への貢献としては、経験の効果の方が教育の効果よりも大きい。この点は、わが国高等教育機関の現状からみて妥当な結果であると思われる。
- (2) 第1次石油危機を境にして雇用量の効果は減少,教育および経験の効果は増大へと転換がみられる。これは,減量経営による雇用量の減少を質の向上によりカバーするという可能性を示唆している。
- (3) 各労働の間での代替の弾力性が大きくなれば、相対的に教育の効果が大きくなる。これは、学歴別労働者の間の代替雇用は、経済成長に対しては、プラスの効果をもつことの可能性を示唆している。

本稿における分析の問題点としては、熟練労働と未熟練労働との代替性を仮定し、それらと物的資本との代替の可能性がもたらす影響を不問としていることが挙げられる。この点は、2段階アプローチそのものの問題点であるが、われわれは、労働の質が経済成長に与える効果を考える際の第1次接近として、その分析手法を用いたのである。したがって、われわれは、さらに一歩進んで、物的資本、熟練労働および未熟練労働の間の代替および補完性を検証するという問題を、今後の課題としておこう。

#### 参 考 文 献

- [1] Bowles, S., "Aggregation of Labor Inputs in the Economics of Growth and Planning: Experiments with a Two-Level CES Function," *Journal of Political Economy*, Jan./Feb. 1970, pp. 68-81.
- (2) Chiswick, C.U., "The Elasticity of Substitution Revisited: The Effects of Secular Changes in Labor Force Structure," *Journal of Labor Economics*, Oct. 1985, pp. 490-507.
- (3) Denison, E.F. and Chung, W.K., How Japan's Economy Grew So Fast, 1976.
- (4) Dougherty, C.R.S., "Estimates of Labor Aggregation Functions," Journal of Political Economy, Nov./Dec. 1972, pp. 1101-1119.
- (5) Fallon, P.R. and Layard, P.R.G., "Capital-Skill Complementarity, Income Distribution and Output Accounting," *Journal of Political E/onomy*, Apr. 1975, pp. 279–301.
- (6) Griliches, Z., "Capital-Skill Complementarity," Review of Economics and Statistics, Nov. 1969, pp. 465-468.
- (7) Griliches, Z., "Notes on the Role of Education in Production Functions and Growth Accounting," in L. Hansen ed. Education, Income and Human Capital, 1970, pp. 71-115.
- [8] 猪木武徳「労働の『質』と経済成長」『日本労働協会雑誌』 1981年6月号2-11ページ.
- [9] 伊藤正一「近代的労働力の形成と教育」安場保吉・江崎光男編『経済発展論』創 文社,昭和60年,に所収。
- (10) Kanamori, H., "What Accounts for Japan's High Rate of Growth?," Review of Income and Wealth, June, 1972, pp. 155-172.
- 〔11〕 小池和男・渡辺行郎『学歴社会の虚像』東洋経済新報社,昭和54年.
- (12) Nishimizu, M. and Hulten, C.R., "The Sources of Japanese Economic Growth: 1955-71," Review of Economics and Statistics, Aug. 1978, pp. 351-361.
- [13] 岡本武之「人間資本と報酬」『教育の経済学』(未定稿)日本経済研究センター, 昭和47年, 1-30ページ.
- [14] 大川一司「日本経済の生産・分配,1905-1963年- \*残余"の分析-」『経済研究』1968年4月,133-151ページ。
- [15] Sato, K., "A Two-Level Constant-Elasticity-of-Substitution Production Function," Review of Economic Studies, Apr. 1967, pp. 201-18.
- [16] Sato, R., "Technical Progress and the Aggregate Production Function of Japan (1930-1960)", 『季刊理論経済学』1968年3月, 15-24ページ。
- [17] Schultz, T.W., The Economic Value of Education, 1963, 清水義弘・金子元久訳『教育の経済価値』日本経済新聞社, 昭和55年。
- (18) Selowsky, M., "On the Measurement of Education's Contribution to

Growth," Quartery Journal of Economics, Aug. 1969, pp. 449-463.

- [19] Solow, R., "Technical Change and the Aggregate Production Function," Review of Economics and Statistics, Aug. 1957, pp. 312-320.
- (20) Tachibanaki, T., "Quality Change in Labor Input: Japanese Manufacturing," Review of Economics and Statistics, Aug. 1976, pp. 293-299.
- 〔21〕 高橋亀吉『戦後日本経済躍進の根本要因』日本経済新聞社、昭和50年。
- [22] 渡部経彦・荏開津典生「労働の質と経済成長」『季刊理論経済学』1968年3月, 38-52ページ。