

- I “残余”の計測と労働の貢献
- II 資本の貢献
- III 再配分(またはシフト)効果

- IV 総括——技術進歩の長期関数
- V 分配率の測定と適用(補論)

は し が き

I “残余”の計測と労働の貢献

この調査は1905年以降現在までの日本経済の成長過程を生産・分配の面に限定してマクロ的な実証的分析を試みることを目的とする。方法はいわゆる sources approach である。したがって副題を“残余”residualsの分析とした。原則として民間部門、とくに非農業セクターを主題とし、産業別の分析はすべて割愛した。紙面の都合上、使用したデータに関する十分な記述は殆んどできなかつたので、読者の個別的な要請があれば別に解答する用意がある。

I節からIII節まではデータの検討と残余の測定、調査に関する手続の記述だから、結論だけを知りたい読者はIV節の総括を読みたい。V節の分配率に関する部分は叙述の順序の都合で「補論」としたが、この調査の不可欠な部分となっている。

主題は戦後経済の分析にあったのだが、歴史的なパースペクティブをもたないと解決がつかない諸問題に当面して1905年までさかのぼった。けれど戦前に関するデータはなお不十分なので、きわめてラフな取扱いしかできていない。歴史理論的にいって、1905—1963年の期間は、ほぼ長期的なひとつの成長局面 growth phase を形成するとわれわれは観るので、考察の期間をそのように区ぎった。基礎的な調査を主目的とするから、分析は骨子だけ述べ、ひとつの仮説的提案をするにとどめてある。

1905—1963の期間について表1に示す6期間をユニットにとり、民間非農業部門について“残余”residualsを求める¹⁾。産出成長率から生産要素の貢献分をひいたものである。期間区分はデータの許す範囲で長期波動に合わせてある。備考に示すようにデータが十分に正確でないが、長期変動への第1次接近は可能とおもう。表1にかかげた計測数字は殆んど自明だが、念のため次の2点を指摘しておこう。1. 戦前の残余は2.0—3.2%, 戦後のそれは5.3—8.5%で格段の相違がある。1952—55年は少し趣がちがうがこれを除けば残余は長期波動的に動く。2. $G(R)/G(Y)$ の値は46—55%, つまり労働と資本の貢献の和, $G(L)$, では産出成長率の半分ていどしか説明できない。この点では戦前と戦後に大差はない。

後段での議論のため、さらに次の2点に読者の留意を促しておく。1. $G(Y) - G(K)$, つまり資本の部分生産性(資本係数の逆数)の成長率と $G(Y) - G(L)$, つまり労働の部分生産性の成長率が表にかかげてある。前者も後者もほぼ残余の長期波動と関連して動いている。後者が残余項と強く相関する傾向のあることは、国際的にも認められているが、前者もまたそうであることは注目すべきである。2. 表にもう1つの特別な値, $\beta\{G(K) - G(L)\}$, が示してある。われわれの基本式は $G(R) = G(Y) - G(K) + \beta\{G(K) - G(L)\}$ と書くことができる。計測にリグレッションを用いないから、項の移動は自由である。前項は資本係数の変化率、後項は資本集約度の変化率に関する。資本係数と資本集約度はわれわれ慣用のタームなので、それらに関連させて残余項を表すのは便利である。また後段の展開にも関係する。時に主張されるよう

* この調査は Social Science Research Council の7ヶ国戦後経済成長に関するプロジェクトのワークシートの1部を材料として筆者の責任でとりまとめたものである。H. ロソフスキー教授にはアイデアの討論を通じて、高松信清、野田 孜の両氏にはデータの整備について、それぞれ負うところが大きかった。記して感謝の意を表す。

1) $G(Y) = G(R) + \alpha G(K) + \beta G(L)$ を前提するから3つの仮定に立つ。生産要素価格の競争的決定、規模について収益不変、技術進歩について中立的(ヒックス)かつ非エンボディード。

に、もし資本集約度の変化率だけが残余の決定に支配的な役割を果たすとすれば、 $\beta\{G(K)-G(L)\}$ の値は $G(R)$ と強く相関して動く筈だが、データはそういう現象を示していない²⁾。

表 1 残余と関連指標：非農業部門，1905—1963年
(平均年率，%)

期 間	(1) 1905 -19	(2) 1919 -31	(3) 1931 -38	(4) 1952 -55	(5) 1955 -61	(6) 1961 -63
G(Y)	5.98	4.10	6.64	10.05	13.58	11.48
G(K)	5.62	4.80	4.52	7.96	10.36	13.68
G(L)	2.32	1.31	2.97	3.85	4.80	3.72
α	27.7	29.9	31.8	25.8 (16.88)	27.7 (22.53)	(24.81)
β	72.3	70.1	68.2	74.2 (83.12)	72.3 (77.47)	(75.19)
$\alpha G(K)$	1.55	1.45	1.44	2.05 (1.35)	2.87 (2.33)	(3.40)
$\beta G(L)$	1.68	0.92	2.03	2.86 (3.20)	3.47 (3.72)	(2.80)
G(I)	3.23	2.37	3.47	4.91 (4.55)	6.34 (6.05)	(6.20)
G(R)	2.75	1.73	3.17	5.14 (5.50)	7.24 (7.53)	(5.29)
G(Y)-G(K)	0.36	-0.70	2.12	3.09	3.22	-2.20
$\beta\{G(K)-G(L)\}$	2.39	2.44	1.05	2.29 (2.57)	4.02 (4.31)	(7.49)
G(Y)-G(L)	3.66	2.79	3.67	6.20	8.78	7.76
G(R)/G(Y)	45.9	42.2	45.9	51.3 (54.9)	53.2 (55.5)	(46.0)

備考：Y—国民所得(NDP)，戦前は1934—36年価格，戦後は1960年価格。戦後はEPA資料により政府部門を除外(但し4期は暫定調整した値)，戦前はわれわれの推計，1905—19以外は政府部門を暫定的に除外。K—粗資本ストック，不変価格Yに同じ。戦後はEPAデータ(『経済分析』17号参照)，但し(4)期はPI法による別系統の値。戦前は大川他『資本ストック』(長期経済統計3巻)による。戦前について政府除外は簡易な調整のみ。軍備資産除外のため(3)期の値は小さくなる。L—労働力，戦後はEPA資料(国民所得推計に対応)，戦前はわれわれの推計。

α —資本の分配率， β —労働の分配率。筆者の計測による。拙稿「分配率の長期変動」(本誌，1965年1月号)参照。戦後データ(括弧内)は新測定。改訂されたデータにより，非法人部門に法人部門の利潤率を適用する方法によったもの。V節補論を参照。

I—総要素投入， $\alpha G(K)+\beta G(L)$ 。R—残余 residuals，Gは成長率を示す。 $G(R)=G(Y)-G(I)$ 。Y/I (total productivity) によっても計測値は大差なし。以下この値はすべて省く。

表1の諸数値を出発点として残余の分析をまず労働投入からはじめる。雇用労働力の増加率は周知のように戦後上昇したが，その産出高成長率にたいする相対的貢献度は，戦前，戦後を通じてさほど大きく変化していない。22—30%のていどである。労働投入の量的，質的な変化を考慮することによって，この値はどれだけ修正されるであろうか。

労働時間 毎月勤労統計の全産業に関する労働時間(常用雇用1人当り月額)は1952年 192.1, 1955年 194.8, 1961年 201.0, 1963年 196.9で，これによる修正値

2) 後段でこの点の追求が問題の焦点のひとつとなる。K, Lのクルードな値は経済的意味を十分に現すインプットになっていないからである。

は $G(L)$ について1952—55年 0.70, 1955—61年 0.57, 1961—63年 -1.02である。修正前2期について20%程度増，最後の期間の負は短期的変動が強くすぎている。より詳細なデータで追求しても数値のオーダーは左程に動くまい。戦前については工場労働者について内閣統計局，賃金毎月調査(A)と日銀，労働統計(B)が利用可能だが，これらから算出される月当り労働時間は次のようである。(A)：1924年 260.3, 1931年 240.0, 1938年 254.1。(B)：1924年 271.0, 1931年 254.8, 1938年 268.3。その平均年変化率は(A)：1924—31年 -1.15%，1931—38年 0.55%。(B)：1924—31年 -0.97%，1931—38年 0.74%。定義上，(B)データの方が戦後との比較に好都合なので $G(L)$ の修正にはそれをとる。但し1924—31年の値は全産業への適用のために-0.50%に修正する。これらはより正確にする余地があるが大きい相違はきたすまい。1905—19年についてはデータがないので暫定的に0.30%を見込む。このスパート期間には途中でディップがあり，1938年への労働強化の過程の半分ていどと考えられるからである。労働投入のインテンシティーの変化についてはデータがえられない。労働時間の修正は残余の長期波動を強化するように働いたが³⁾，インテンシティーもおそらくそれを強めたであろう。

労働の質(学校教育) デニソンのアメリカに関するさきの分析いらい労働の質の向上が重視されてきた。彼のこんどの仕事の結果もまたこの点について刺激的である⁴⁾。人々が日本の学校教育の効果について大きい期待をもっても不思議ではない。しかしわれわれは数年前にその期待がはずれていることを見出した⁵⁾。それは暫定的な計算に基くものであったが，最近渡部経彦氏等はより周到な作業によって，教育の貢献度が戦後日本ではきわめて低いという発見を確立した⁵⁾。これらの経過を念頭において以下の叙述をすすめる。

労働の質を性，年齢，教育の3要素で考える。就業年限等この他にも要因はあるがとり上げえない。産業別，企業別，地域別等の賃金格差を労働の質に直接結びつけ

3) 戦前，戦後とも各年データの吟味によって変化の連続性をたしかめてある。

4) Edward Dennison, *Why Growth Rates Differ?*, Brookings Institution, 1967.

5) "Output, Inputs and Productivity: The Aggregate Picture," with Appendix Tables, presented to Saltsjovaden Conference 1965(未公表)。アジア経済研究所「経済成長と労働力」(謄写)，1967(渡部経彦氏指導による作業)。

るのは手続きに混乱をきたす。これらは前述の要素の結合とみるべきである。1つの仮定が必要である——労働の質と賃金率は労働市場で比例性 proportionality をもつように競争的に決定される。まず戦後に関する計測結果を一括して表2にかかげる。労働の質の指標 quality indexes of labor を平均年変化率で示したものである。

表2 労働の質の平均年変化率, 1952—1964年 (%)

	1952—55	1955—61	1961—64
(A): Q ₁ (性, 年齢)	-0.10	0.29	0.47
Q ₂ (性, 年齢, 教育)	0.01	0.47	0.57
男(年齢)	0.77	0.34	0.50
女(年齢)	0.02	0.13	0.19
男(年齢, 教育)	0.78	0.48	0.37
女(年齢, 教育)	0.83	0.41	0.20
(B): Q ₃ (性, 年齢, 教育)	-0.07	0.40	0.36
Q ₄ (性, 年齢, 教育)	-0.07	0.73	0.33
Q ₅ (性, 教育)	-0.25	0.27	0.74
男(教育)	0.10	0.12	0.17
男(年齢, 教育)	0.03	0.37	0.13
女(教育)	0.07	0.16	0.59
女(年齢, 教育)	0.30	0.41	0.42

備考: (A)は前掲 Saltsjovaden paper から, (B)は前掲, 渡部氏研究から。ともに Q は男女計の指数をさし, 括弧内は考慮した要素を示す。

(B)は7系列について異った年次ウェイトとリンク方法をも用いて各年計算を詳細に行ったもので表には1954年ウェイトのものを代表的に示したにすぎない。Q₃はデニソンのウェイトによったもの。

詳細な論議をすれば, これらの数値は3要素の効果の相違を反映して興味があるが, いまは立ち入らない。何れにしても質の効果はきわめて小であるという点を確認し, 計測値に幅のあることを容認しつつ暫定値ではあるが, われわれの総合値(Q₂)を一応とり上げておく。何故にこれらの値が小さくなるかの説明をいささか加えておこう。

影響を及ぼす2つの要因(賃金格差ウェイトと労働力構成の変化)の効果とともに大きくないとこの効果は大きくでない。労働力構成の変化についてまず男女別の構成はセンサスで1950年の男61.3%, 女38.7%から1960年の男60.9%, 女39.1%へ, 労働力調査では1952年の男59.9%, 女40.1%から1965年の男60.3%, 女39.7%へである。後者では1955年を境に女の割合が上昇から下降に変化することが前述の計測にひびいている。これとて大きいものではない。次に年齢構成だがこれもセンサスが変化の小さいことを示している。平均年齢は1950年の31.8才から1955年の34.7才まで比較的早く上昇したが1960年で35.2才だからその後の変化はおそい。最も重要なのは教育水準構成の変化である。表2-Aに国際比較を示す。

日本の水準の変化はとくに小さいとはいえない。アメ

リカとそしてイタリーはとくに大きい(わけて女)が, 10年率でみれば日本はフランスに近く, ドイツ等よりは大きい。この点だけから日本のQの値がとくに小さくなる筈はない。

表2-A 平均教育水準とその変化の国際比較, 1950—1962

	1950		1962		上昇 (1950→1962)	
	男	女	男	女	男	女
日本	9.5	8.7	10.0	9.3	0.50	0.60
アメリカ	9.68	10.01	10.68	11.08	1.00	1.07
フランス	8.09	7.89	8.65	8.51	0.56	0.62
西ドイツ	7.93	7.95	8.24	8.19	0.31	0.24
イギリス	9.16	9.43	9.71	9.86	0.55	0.43
イタリー	4.23	3.89	5.10	4.88	0.87	0.99

備考: 日本はセンサスから。1962年でなく1960年。他はデニソンの前掲書, 表8-12, 107頁。その付録Fと日本データに関する知識からすれば比較はきわめて厳密にはできない。

ウェイトの方に主な原因があるであろうと考えられる。表2-Bに上記の指数の計算に用いられたデータがデニソンのものとともに整理されている。表の数値は日本の性別, 年齢別の賃金格差についてかなり正確な判断を与える。それを国際的に比較して特長を規定することが1つの問題であるが, ここでは立ち入らず, 教育水準の相違による賃金格差にだけ注意を集中する。日本の格差は国際的に小さいというのがわれわれの主な指摘である。

表2-B 性・年齢・教育による賃金格差

	男			女		
	20才未満	20-40才	40才以上	20才未満	20-40才	40才以上
(A): 1954年(男1)20-40才=100						
(1) 旧小・新中卒	41.4	100.0	128.2	36.6	51.0	48.4
(2) 旧中・新高卒	48.8	108.6	166.1	41.7	65.0	75.0
(3) 短大卒		130.7	211.5		85.9	86.7
(4) 大学卒		140.2	255.0		86.6	99.3
(B): 平均値(男1)=100	1954年	1961年	1964年	1954年	1961年	1964年
(1) 旧小・新中卒	100.0	100.0	100.0	40.3	44.4	42.1
(2) 旧中・新高卒	111.5	113.1	104.4	61.5*	77.8*	68.8*
(3) 短大卒	126.0	144.1	120.1			
(4) 大学卒	160.4	161.1	145.5			
(C): デニソンデータ(初等8年卒=100)	高校	アメリカ	北西ヨーロッパ			
(1) 1-3年		109(115)	122			
(2) 4年		124(140)	139			
大学						
(3) 1-3年		139(165)	152			
(4) 4年以上		181(235)	194			

備考: (A)は前掲拙稿に(B)は前掲渡部報告に使用されたもの(49頁), とともに労働省『賃金構造基本調査』ならびに同系統資料にもとづく。*印は上級学校卒を含む。(C)はデニソン前掲書(表8-2, 8-3, 83-85頁)から。括弧内はデニソンが調整を行う前の原格差を示す。

このことは重要だからやや詳しく説明する。幸に(C)と(A), (B)とはほぼ比較可能である。日本の(1)はデニソンの基準, 初等8年卒に, 日本の(2)デニソンの(1),

(2)平均に、そして日本の(3),(4)はデニソンの(3),(4)にほぼ対応するとみていい。彼のデータは性別、年齢別に示されていないけれども、日本の男(4)とアメリカ、北西ヨーロッパの(4)をくらべれば、日本の格差が低いことは確実である。デニソンは教育水準による賃金格差を労働の質の評価に適用するに当って若干の割引をしているので、割引前のアメリカの数値が括弧内に示してある。北西ヨーロッパについて同率(77%)でかりに推定するとその(4)の値194は252となる。日本の(2),(3)についてもより控えめにではあるが、その賃金格差が比較的小さいことが同様に推定されるであろう⁶⁾。このことが指数計算に及ぼす影響を示すために1つの仮想的な計算を表2—Cに示そう。これはデニソンの北西ヨーロッパ

表2—C 賃金格差相違の効果に関する仮想計算

	1955年			1961年		
	(A) 男の分布 (%)	(B) 日本のウェイト	(C) 北西ウェイト	(A)	(B)	(C)
(1)	42.4	100.0	100	40.6		
(2)	12.4	111.5	139	8.5		
(3)	2.2	126.0	152	2.1		
(4)	1.3	160.4	194	3.0		
計	58.3	61.1	65.5	54.2	57.6	62.5

のウェイトを日本に適用して、日本のウェイト(1954年)の場合との相違をみたものである。男の分布が前表の4クラスの教育水準(1)~(4)について、男女合計を100としてとってある。

1955年から1961年への労働力の質の変化の指数は、(B)が101.4、(C)が102.5、年平均増加率はそれぞれ0.23%と0.42%でその相違は大きくない。性・年齢分布の変化を入れることができればより大きくなるが、それでも0.5%以上の相違はでまい。何れにしろ分布の変化が大きいからである。

以上で学校教育による労働の質の効果の小さい原因をきわめた。ここに1つ重要な付言がある。それは日本の教育の水準に関する。前表において北西ヨーロッパウェイトは1955年で7.2%、1961年で8.5%、それぞれ日本の教育水準の評価を高めている。前掲渡部報告にも同様な主旨の指摘があるように、これは質の時間的変化とは別に、日本の教育水準がポテンシャルにもつ力として評価すべきものとおもう。後段で技術進歩を吸収する社会的能力

6) いわゆる年功序列による賃金格差が日本で大きいことと、ここに指摘する学校教育水準による賃金格差が国際的に小さいこととは、区別されなければならない。表2—Bの(B)における(4)は若年層の賃金が相対的に上昇する前にほぼ160で、(A)に示されているようにそれは20—40才の140対40才以上255という著しい年齢格差を内包して成立していた。

social capability のことに言及するが、ここに見出された事実はそのことに重要な関係をもつ。

戦前の教育効果 戦前についてはデータが遙かに貧弱だが、学校教育が労働の質の向上に及ぼした効果は戦後に比べてかなり大きかったと推定される。作業はきわめて技術的に細かく、ここではそのごく大要を記すにとどめざるをえない⁷⁾。

教育水準による雇用労働力の分布はえられないが、代用としてその生産年齢人口に関する分布を作ることができる。5年間隔でそれを表3に男女別に示す。

表3 生産年齢人口の教育水準による分布、1905—1940年 (%)

	男			女		
	(A)	(B)	(C)	(A)	(B)	(C)
1905	70.2	28.9	0.8	87.8	11.9	0.3
1910	59.4	38.6	2.0	77.3	22.0	0.6
1915	49.4	46.4	4.2	68.1	30.4	1.5
1920	40.8	50.9	8.3	60.0	37.2	2.8
1925	32.1	53.7	14.2	51.0	43.2	5.8
1930	24.4	56.5	19.1	41.8	48.7	9.5
1935	18.2	58.5	23.3	33.7	53.6	12.7
1940	13.7	59.4	26.9	26.0	56.8	17.2

備考: (A)は無教育、(B)は義務教育卒、(C)はそれ以上の学校卒、それぞれの内容について詳しくは本文参照。

教育水準の3分類は学校制度の変革等のため十分に均質的にはできない。たとえば義務教育の年限の変更、高等小学校、実業補習学校の変遷、文部省管轄外の諸学校の取扱等である。最後の分は除外し、原則として教育効果を控え目に評価するように処理した。推計の手続は次のようである。第1に各クラスの卒業年齢は一定としその数の同年令の生産年齢人口にたいする比率をとる。この比率がその後の年についても維持されるものと仮定する。上級学校卒業者についても同様な推計をしてさしひき計算をする⁸⁾。(A)は以上の結果、さしひき残余として求めた。寺小屋教育、小学校中途までの教育はあっても、すべて無教育として一括されている。

表3によって次のことが指摘できる。1.(A)の割合は急速に下るが、前半で意外に大きい。女だけでなく男もそうである。明治年間には義務教育の著しい普及があっ

7) 年齢と性に関する構成の変化の効果は、戦前においてきわめて小であったと推定される。1924, 1936の両年について工場と鉱山に関する賃金格差データが利用可能で、これによるチェックにこの判断はもとづく。

8) 生産年齢人口は赤坂敬子氏の未発表データ(『長期経済統計』2巻に収めて公表の予定)による。教育関係については文部省の年報、帝国統計年鑑、その他多くの補助資料による。

たという通常の観念とこれとは相容れないと感ずるのは誤っている。それはいわばフローの観念にだけよるからである。ストック的な推計をこのようにして与えれば、趣がちがうのは当然である。2. (B)の割合は男女とも20年代まで急激に増加するが30年代にはその速度は著しく鈍化する(とくに男について)。3. (C)の割合が初期にきわめて小さいのは当然だが、その急速な増大はとくに印象的である(1920年以後の男, 1930年代の女)。戦後との比較は正確にはできないけれども、以上の諸傾向からして、戦前における教育水準構成の変化がきわめて著しかったことは明かである。

その効果をはかるウェイトを直接に戦前データに求めることができないのは遺憾である。表3-Aは人為的な各種のウェイトをあてはめて、総合的な判断の材料を提供したものである。

表3-A 労働の質向上の平均年率, 1905—1940年

(A): 平均年率 (%)	男		女		計				
	(1)	(2)	(5)	(1)	(2)	(1)	(2)	(3)	(4)
1905—1920	1.15	0.50	1.27	0.73	0.61	1.12	0.54	0.81	0.57
1920—1930	1.00	0.40	1.29	1.14	1.06	1.10	0.62	1.06	0.67
1930—1940	0.67	0.29	0.81	0.45	0.21	0.88	0.28	0.44	0.26

(B): ウェイト	(A)			(B)			(C)			総合比率 男 女
	(A)	(B)	(C)	(A)	(B)	(C)	(A)	(B)	(C)	
(1)	62	100	128	25	40	56				100: 51
(2)	85	100	116	30	40	51				100: 51
(3)	(1)と同じ									100: 70
(4)	(2)と同じ									100: 70
(5)	62	100	154							

備考: A, B, Cの3クラスは前表と同じ教育水準分類。(1), (2)等はウェイト(教育の相違に対応する賃金格差)のちがいを示す。(1)は表2-Bの日本1954年ウェイト, ただしそこでの(3), (4)は加重平均。本表での(B), (C)の比率はデニソンのイタリーウェイト(前掲書85頁)による。(2)は(A)を20%, (C)を10%上げたもの。(5)は(C)を男に対して20%あげ, 男女のウェイトは前掲 Saltsjovaden 論文による。(3), (4)は女のウェイト増大の効果のテストのため。

備考に述べてあるようにいろいろなウェイトを用いてテストしたが、結局「計」の(1)を採用することにする。その労働投入の修正効果はかなり大きいものである。(2)は極端に低い格差を、(3), (4)は女子の比率の増大をみたものだが、総合的にいって、戦後に比べて上昇率が格段に大きく、かつ30年代に低下したことは間違いない。(5)によって前述した教育水準のポテンシャルが戦前でも1905年頃以降から次第に形成されてきたことが推定される。原指数について(1)と(5)を比較すると、後者の前者にたいする比は1905年 0.3%, 1920年 2.5%, 1930年 6.1%, 1940年 6.7%と上昇するからである。

さて学校教育以外、わけて職場教育は重要だが一応断念し、労働の時間と質に関する以上の測定と調整の結果

を一括して示す(期間に関する多少のずれは無視する)。表4は労働投入の効果に関する概観を全期間について与える。後述する労働のシフト効果はふくまないが、その貢献が期間によってかなり大きい相違をもつこと、戦前の大きい教育効果をもってしても残余に対する比率はさして大きくはないことが明かである。

表4 労働投入効果の総括 (%)

	(1) 1905 -19	(2) 1919 -31	(3) 1931 -38	(4) 1952 -55	(5) 1955 -61	(6) 1961 -63
(a) $G(L)$	2.32	1.31	2.97	3.85	4.80	3.72
(b) 労働時間	(0.30)	-0.50	0.74	0.70	0.57	-1.02
(c) 労働の質	1.12	1.10	0.88	0.01	0.47	0.57
(d) = (b) + (c)	1.42	0.60	1.62	0.71	1.04	-0.45
(f) = (d)/(a) (%)	61.2	45.8	54.7	18.4	21.6	-12.1
$G(L') = (a) + (d)$	3.74	1.91	4.59	4.56	5.84	3.27
$\beta G(L')$	2.70	1.34	3.13	3.79	4.53	2.46
残余減少分	1.02	0.42	1.10	0.59	0.81	-0.34

備考: $G(L)$ は表1から。残余減少分 = $\beta G(L') - \beta G(L)$ 。(4), (5), (6)の3期については表1括弧内を適用。

II 資本の貢献

利用度 まず資本ストックの利用度 rate of utilization を調整しなければならない。労働投入の変動を調整すればそれは資本利用度の調整も含む、という解釈もあるが、それを採らない。労働、資本それぞれの限界的貢献を問題にすべきだと考えるからである。だが統計的にはこの調整は所詮大まかたらざるを得ない。戦後1953年以降については通産省の稼働率指数が製造業についてある。その動きを他の諸指標、例えば所定外労働時間等と比較検討してみると十分納得がいかない。また製造業の変動は大きいから、これを機械的に非農業部門全体に適用するのはいかがかとおもう。この指数によれば1953—55年の変化は僅かだが、年変化率で1955—61年プラス2.89%, 1961—63年マイナス3.35%である。これをどの程度調整かつ割引きして非農業部門全体に適用すべきか、確たるめやすはない。かりにこれらの3分の1の程度、つまり年率1%をとるとしても、戦前における資本ストックの増加率は3.8~5.6%のオーダーだからその変動効果はかなり大きいものとなる。

さらにもう1つ戦後について特別な問題がある。1952—55年の残余は比較的高いが資本はそれほど増大していない。労働投入の調整も説明力僅かである。その比較的高い資本生産性の増大は資本利用率の大きい増大を考えなければ説明が付きにくい。日本の資本ストックは戦争によって破壊されただけでなく残存ストックの著しいアンバランスという問題に直面した。そのアンバラン

スは戦時中の軍需集中投資によってもまた激化された。修繕や部分的更新、そして比較的小額の投資がボトルネックを除いて資本ストック全体の利用率を格段にひき上げた。復興期におけるこのアンバランス是正効果はこの時期にもなお残存していたとおもわれる⁹⁾。これと関連するが、一応別個に指摘すべきは交通等の社会的施設の異常に高い利用率である。商業、サービスにおける資本利用度の向上もまた同様に集計資本係数を小さくする。

以上の事情から利用度の測定は困難、次の調整値を暫定的に与えるにとどめる(年率%)。(1)期 0.48, (2)期 -0.48, (3)期 0.96, (4)期 2.90, (5)期 1.45, (6)期 -1.45。前掲の製造業に関する値の半分を(5)期について非農業部門に適用した。(6)期の値は短期で大きすぎるので(5)期の値に対応したマイナスにする。(4)期は前述の理由から(5)期の2倍をかりにとっておく。戦前については製造業の比重が下ることを考え(3)期は(5)期の3分の2, (1)期と(2)期のプラス, マイナスの変動はさらにその半分とする。これらはおそらく過小であろうが利用率の変動で“残余”の変動を説明しすぎる危険をさけたいためである。

資本ストックの質 資本の平均年令の平均率を指標として測定しようとおもう。少し長い説明がある。資本の質という言葉を広義に解釈すればその測定には2つの異なった接近法がある。1つは資本収益率 rate of capital return によるもの(たとえばケンドリック), 他は周知の体化仮説 embodied hypothesis である。資本財のタイプ構成の変化を重視するわれわれの見地からみると、何れの方法によっても十分な接近はできないように思われる。前者はタイプ別の接近を不可能にする難点をもつ。資本の質の問題を資本財に即して考えれば、広い意味で後者の体化仮説にしたがうことになる。われわれはそうするが、それによって残余のすべてを説明しようとは企てない。ところでこの種の取扱方法は資本ストック測定概念に密接に関係することも忘れてはならない。コスト概念による基準時価格測定こそが質の調整を明確に可能にする。それは資本の生産能力の評価に独立な測定をまず与えているからである。その他の評価法ではそうはいかない。表1の $G(K)$ は幸にしてこの要求に合致している。それにしても資本ストック測定は一義的たりにくい事情に留意しなければならない。そこでまず、資本財

9) Krenzel は西ドイツの復興期について同様な性質の問題を見出し、正常と見なされる資本係数の延長によって利用率の測定を企てているが、ここではそういう方法はとらない。

表 5 資本財タイプ別の構成変化, 1945—1964年(%)

	(1) 建物	(2) (1)以外の ストラクチャー	(3) 機械	(4) 船舶	(5) 車輛	(6) 器具 備品	(7) 計
(A) PI 法:							
1945	53.2	4.6	33.4	3.6	3.0	2.2	100.0
1950	55.9	5.0	30.6	4.1	1.9	2.4	100.0
1955	48.8	7.1	30.1	5.2	4.0	4.8	100.0
1961	36.0	10.8	37.8	5.0	4.7	5.7	100.0
1964	31.1	10.8	41.1	4.7	5.6	6.7	100.0
(B) BY 法:							
1953	58.4	8.4	19.2	4.1	3.6	6.3	100.0
1955	55.5	8.7	20.3	4.8	3.6	7.1	100.0
1961	43.3	10.1	29.8	5.8	4.6	6.4	100.0
1964	37.7	10.0	33.7	5.7	5.7	7.4	100.0

備考: 原データは企画庁, 経済研究所『長期経済統計の整備改善に関する研究』(勝亨), 1967。1960年価格, 民間セクター建物から住宅を除く。PI 法—perpetual inventory method, BY 法—benchmark year method (1955年国富調査による)。推計方法の詳細は省く。上記報告に詳しい。

タイプ別シリーズの検討からはじめる。

両方法による相異は著しい。とくに機械とストラクチャーについて。いまその理由には立ち入らず、構成変化の趨勢をみる。注目すべきは機械を中心とする生産者耐久施設 producers durables (以下 PD) の増加である。PD と建物, 構築物とは耐用年数にも, 経済的年令にも著しい相違がある。資本の平均年令の変化を質の指標とするとき表5に現れたような構成変化を無視するわけにはいかない。それをとり入れるためデータを吟味してみよう。表5—A は表5に対応して, タイプ別の平均年令を各年計算したものから若干年を選んでその傾向を示したものである。

表 5—A 資本財タイプ別の平均年令, 1945—1964年

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
(A) PI 法:							
1945	14.72	13.67	5.83	3.72	3.27	5.47	10.76
1947	15.00	14.09	6.97	4.19	3.11	4.91	11.55
1952	13.93	11.68	7.62	3.60	2.10	2.86	10.78
1955	13.61	8.61	6.36	3.50	2.18	3.18	9.60
1958	12.86	6.68	4.63	3.90	2.47	3.70	8.21
1961	11.62	6.03	4.14	3.83	1.94	3.45	6.87
1964	10.30	6.12	4.49	3.72	2.23	3.07	6.21
(B) BY 法:							
1953	15.60	13.32	5.14	2.11	2.67	4.13	11.66
1955	16.97	13.58	5.52	4.17	2.39	5.93	12.43
1958	17.47	10.54	4.92	5.19	3.39	6.96	11.87
1961	17.27	7.69	4.21	6.24	3.40	6.94	10.47
1964	16.27	6.46	4.02	6.68	3.61	6.06	9.38

備考: 原データは表5と同種のもの。表頭ナンバーは前表に同じ。計算方法の詳細は省略。耐用年数は(1), (2)35, (3)15, (4), (6)9, (5)5と仮定。BY 法でもし(1), (2)を50年にすれば1955年で平均年令は(1)22.86, (2)18.19, 全体の計16.10となる。計は各年のタイプ別粗資本ストックをウェイトとする加重平均。

2点に注目する。1. (7)の合計欄について両方法の間にかんがりの相違があるが、それらは国際的にみて小さく、

資本年令が日本では若いことを示す。デニソン(前掲書, 147頁)によれば, ほぼ比較可能な値は西独で25.0(1950), 21.8(1960), U.S. で15.6(1950), 14.7(1960)。耐用年数を伸ばした計算を比較してもこのことは確かである。日本におけるはげしい投資スパートの結果としてこれは当然であろう。2. その態様はタイプ別に一様でないが, 平均年令は両方法を通じて低下するものが多い。この点が主題に関係する。表5—Aの各年値の差をとって細く観察することは省略するが, たとえばBY法について, 次の動向が注目される。建物(および器具・備品)は1959—60年まで平均年令を増加し以後低下するが, 機械と構築物は1955—56年から著しく平均年令を低下させ1961年以後その速度はゆるくなる。船舶, 車輛は, しかし, むしろ平均年令を上昇させる。合計の加重平均年令は1955—56年から低下, 1961年までずっと以後速度をゆるめるが, これは以上3様の型の合成に他ならない。すなわち, その平均年令の年変化は, かりに両方法による相違を別としても, 各タイプ別資本財の年令の変化の仕方, その全体に占めるウェイト, したがってそのウェイトを何にとるか, この3つによって違ってくる。

資本の質の一元的指標として平均年令の変化を用いることにはかくて多大の困難を伴う。PDだけを採用するという主張があらわれるのもうなずける。しかしそれはラフな便法でしかない。すべての困難を一挙に解決するわけにはいかないから, 次の1点だけを重視した測定をしてみよう。建物年令の0.5年の年低下と機械年令の同じく0.5年の年低下の経済的意味はひじょうに異なる, という点に着目し, 年差でなくその平均年令にたいする比率をより意義あるものとしてとる。実際のところ機械の平均年令はBY法によれば1960年の4.51から1961年の4.21に低下した。前者の後者にたいする比率を指数として表せばそれは107.12である。資本に体化しているとみる技術による質の向上はその平均年令の逆数に比例するという想定を立てる。すると前述の指数が機械に関する質の向上を測定することになる。同じ両年間における建物の平均年令は17.52から17.27へ, つまり絶対差ではさしてちがわない低下を示した。対応した指数はしかし101.44ではるかに小である。

表6は, この想定に基づく指数を各年値について作製した資料から, この調査がとり上げている波動期間とその補助期間に合せて若干年を選択し, それらの間の年平均変化率を計算してかかげたものである。補助期間(括弧でくくる)については3つの主要資本財タイプのみについて参考のための数値がかかげられている。

表6 資本の質の変化の指標: 平均年令の年平均変化率, 1951—1964年 (%)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
(A) PI法:							
1951—55	1.05	9.86	5.04	3.27	-2.87	-1.45	3.79
1955—61	2.67	6.12	8.42	-1.49	1.97	-1.33	5.73
(1955—58)	1.91	8.83	11.16				5.34
(1958—61)	3.43	1.12	3.80				6.36
1961—64	3.30	-0.49	-2.67	0.93	-4.54	3.96	3.42
(B) BY法:							
1953—55	-4.17	-0.96	-0.11	?	?	-5.70	-3.15
1955—61	0.29	9.93	3.42	-6.06	-13.85	-0.39	2.68
(1955—58)	-3.70	8.81	1.54				1.55
(1958—61)	0.39	11.17	5.33				4.27
1961—64	2.01	5.98	1.55	-2.25	-1.98	-4.42	3.71

備考: 表頭ナンバーは表5に同じ。BY法の1953—55年に関する値, とくに(4), (5)はあまり大きくて疑問。

2つの方法による数値の間にはなおかなりの開きがある。何れをよしとするかの一般的判定ができないので, 後の2期については両者の平均を, 1951—55年についてはPI法の値を79%におとして次のようにきめる(79%は平均値, 4.21%とPI法値, 5.73%の比率)。

1951—55年 2.97%,

1955—61年 4.21%(1955—58年 3.45%, 1958—61年 5.32%),

1961—64年 3.57%。

判断の根拠についていささか説明を加える。2種の数値はかなり類似した時間的動きをみせているが, 水準はPIの方がBYより高く, その相違は最近年に近づくほど小さくなる。BY法の初期の値は明かに不合理とおもわれる。投資スパートの期間, 1955—61年, については前半のBYの小さい値はとくに建物の負の値と機械の小さい値に影響されている。他方においてPIの値の1955—58年から1958—61年への比較的ゆるやかな変化は, 機械(3)とストラクチャー(2)の大きい低下が建物(1)の上昇と相殺して起っている。前述の結論的値は(7)欄, 合計にこのような動きを粗資本ストックの当年ごとのタイプ別ウェイトで加重平均して求めてある。われわれはこのようにして算出された値が排他的に最善であると主張する根拠をもたない。だが, それは資本の質的向上について戦後経済のスパート以前に比較的ゆるい速度を, スパートの期間に4%をこえる率への加速を, そしてその後の若干の減速を示して, そのパターンはかなり納得的だともう。

吟味 2点について吟味を加えなければならない。1つはPI法とBY法の相違に関する技術的説明, 他は体化仮説にもとづく他の研究結果との関連解釈に関する。

1955年の粗資本ストック(1960年価格)は, 前諸表に

用いたタイプ別ナンバーで次のようにちがう(単位, 億円)。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
BY	9,235	1,444	3,384	793	596	1,182	16,630
PI	4,921	720	3,060	529	830	540	10,640
BY/PI (%)	53.3	50.0	90.5	64.2	138.3	45.8	64.1

この相違は同じ投資データを用いることによって最近年になるほど狭まるが、相違自体のよって来る諸原因を適格に指摘することはむずかしい。しかしそれに関係深いと思われる点は次のようである。

1. 戦争被害の推定。『太平洋戦争によるわが国の被害総合報告書』(経済安定本部)に基づいて、PI法は次の被害率(%)を前提としている。これは十分正確な調査ではな

	直接被害	間接被害	計
建物, 構築物	18.8	5.7	24.5
機械および装置	20.1	14.2	34.3
船舶	71.9	8.7	80.6
車輛および運搬具 (器具, 備品には建物, 構築物の率を適用)	12.5	9.4	21.9

いが唯一のものである。戦前投資データとこの被害率の使用からだしたPI法の数値がBY法に比して前述のように小さい要因は投資推計の過小か被害率の過大か、その両方かによる筈である。

2. 耐用年数。形式的な耐用年数が経過した後でもなお実際に使用されている資産は日本ではかなり多い。とくに建物, 構築物についてそうである。ベンチマーク年の値がこの種の資産を含むならば、BY法はそれだけPI法よりも過大になる。前掲の両方法による相違が、とくに建物, 構築物, 器具, 備品について大きくPDについては比較的小さいことは、この推定に根拠を与えるようにおもわれる。

以上、重点的に2点のみを述べた。戦前の投資系列の過小推計はあったとしても大きい影響はない。戦争被害率は、その後における修繕, 部分的更新による旧資本利用, 戦時中における増加資本(主として軍用設備)の転換利用等を考慮すると、過大推定になっている可能性が強いとおもう。他方においてBY法は1955年以前について思わしい値を得にくいという弱点が、前述の点に加えて存在する。さきに採った処理は、以上のような解釈にもとづくものである。

もう1つの吟味はわれわれの計測結果が過小評価ではないかという疑問点に関する。それは平均年令の変化率が技術的進歩の資本への体化を比例的に測定しようという仮定をフルにとっていて、両者の対応になんらの割引

きもしていない。していないのにそれは残余を部分的にしか説明しないので、残余をフルに体化仮説で説明できるという主張と異なるからである。ネルソン方式をかりて事態を明かにしてみよう¹⁰⁾。資本の平均年令の変化を Δa として $1/[\alpha(1-\Delta a)]$ の値を考えてみる(α は資本の分配率)。 Δa の可能なかぎり大きい値は0.60, α はネットで22.5%, グロスで30.8%が1955—61年の非農業部門にたいする平均値である(補論参照)。 α の値はきわめて大きい場合を考えても40%を上廻らない。したがって前式の値は1.5~1.6ていどがせいぜいで1を遙かに越える。すなわち、体化仮説が最もよく妥当する筈の投資スパート期についてさえ、その仮説の説明力は限られていることを前述の簡単な数的チェックが暗示している。

ところが渡部経彦氏らはネルソンの近似方式を日本の製造工業に適用しその結果はアメリカにおけるよりも遙かに満足な妥当性を示すことを見出している。1955—61年についての計測値を引用すれば次のようである¹¹⁾。

	製造業	機械	金属	化学	紙パルプ	繊維
Δa	-0.19	-0.53	-0.28	-0.30	-0.22	0.17
α	0.65	0.60	0.62	0.73	0.67	0.61
$1/[\alpha(1-\Delta a)]$	1.29	1.09	1.31	1.05	1.22	1.40

これらの数値は体化仮説の有力なことをたしかに示している。とりわけ、機械, 化学等の主導部門で最後の列の値が1にきわめて近いからである。 Δa の値も表5-Aから算出されるものに比べれば、機械などの産業ではたしかに大きい。また大きい理由も首肯される。製造業, とりわけ機械, 化学等の主導部門では高投資とともに技術進化率がとくに早かったことが体化仮説の十分な妥当性を保証するように見える。他方において非農業部門全体としてはそれが限られた程度にしか妥当しないとすれば、2つの研究結果は矛盾なく両立しうるように見える。非農業部門ぜんたいについて資本増加と技術進歩の関係が製造業にくらべてより弱いことは十分にうなずけるからである。これでいいようだが、しかし問題は残る。それは α の大きさと概念に関する。 α はグロスが使用されていて、国際的にいってきわめて大きいその値が渡部氏等の計測値でモノをいっている。補論でわれわれもグロス概念による分配率をネット概念のものとともに測定

10) R. R. Nelson, "Aggregate Production Functions and Medium-Range Growth Projections," *A. E. R.*, September 1964.

11) 渡部経彦・荏開津典生「技術進歩と経済成長」嘉治元郎編『経済成長と資源配分』(岩波書店, 1967年)第2部, 第7章。

してあるが、残余分析にはそれは使用しなかった。sources approach のいわば慣行によったからである。この点今後の研究に俟つ。

戦前と取まとめ 同様な方法を戦前に適用するためのデータは現在まだととのっていない。時日をかければ、しかし、それを得ることはできる。この調査ではできなかったのが、大胆にすぎるが単純な便法で大見当を与える。次のように想定する。1905—19年 1.08, 1919—31年ゼロ, 1931—38年 1.24。これは資本の平均年令の変化率が新投資増大率の速度で概略的につかみうるとの前提にたった推定値である。新投資(この場合粗資本ストックの年差)の伸び率は1955—56年から1960—61年の間平均年率27.2%(PI法資本ストックデータ)で他方戦前は1905—19年は7%, 1919—1931年はゼロ, 1931—38年は8%とみられる(前掲『資本ストック』のデータによる)。

さて以上資本の貢献についての測定と調整をまとめれば次のようになる。

表7 資本投入効果の総括 (%)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
(a) $G(K)$	5.62	4.80	4.52	7.96	10.36	13.68
(b) 利用率	0.48	-0.48	0.96	2.90	1.45	-1.45
(c) 資本の質	1.08	0.00	1.24	2.97	4.21	3.57
(d) = (b) + (c)	1.56	-0.48	2.20	5.87	5.66	2.11
(f) = (d)/(a)	27.7	-10.0	48.6	73.7	54.6	15.5
$G(K') = (a) + (d)$	7.18	4.32	6.72	13.83	16.02	15.80
$\alpha G(K')$	1.99	1.29	2.14	2.33	3.60	3.92
残余減少分	0.44	-0.16	0.70	0.98	1.27	0.52

備考: $G(K)$ は表1から。残余減少分 = $\alpha G(K') - \alpha G(K)$. (4), (5), (6)の3期については表1の括弧内を選用。

この表は自明であろう。期間についてかなりの相違があるが、全体として資本投入の貢献に関する以上の測定・調整は残余のなおきわめて限られた部分しか説明しない。

III 再配分効果

ここに再配分効果 re-allocation effects というのは別にシフト効果ともいわれることで、生産要素が低い生産性部門から高い生産性部門へ配分がえされることによって生ずる効果のことをさす。所得の再配分問題とは関係ない。まず計測のもとになる概念規定について予備的な2つの説明をする。第1にわれわれは質的效果 quality effects と配分効果 allocation effects を区別する。労働についてI節で計測した質的效果は次の前提に立っていた。すなわち要素市場は労働の質にたいして十分競争

的(資本との間の競争関係ではない)、したがって測定に用いた賃金格差は労働の限界的貢献を比例的に評価している。ところがこの節で採り上げる再配分効果は賃金格差が労働の限界貢献の相違を比例的に表しえない場合に関する。これは労働に体比した質それ自体の問題ではなくて、その質が市場評価に十分に具現しないという問題から出発する。そして再配分によってその具現の仕方が変化し、それを通じて労働の貢献度が向上することを計測しようとするのである。

第2は再配分効果を労働についてだけ行い、資本について行わないという点についてである。純形式的には労働と資本について相違はないといえる。けれども具体的には投下された物的資本は容易に再配分できないし、貨幣資本についていうなら、その収益率の競争的決定は国民経済的に前提されていいものであろう。労働とは何れにしても異った具体的性質をもつ。かくて資本を除外するよう計測に一貫性をもたせる。すなわち資本については労働の再配分を問題とする部門についても競争的な資本収益率が成立しているように予め所得の相対的分配率を計算する(この点、補論を参照)。この手続は通常のものより計測上有効であるとおもう。

実際の計測に当っては部門別の取扱いをどうするか。これが次の問題である。これまで前2節は非農業部門に限定されてきた。再配分効果は当然に農業と非農業の間に著しく生ずる。けれども非農業部門の内部にも生ずることを日本経済については無視できない。また、デニソン氏がやっているようにそれを法人と非法人(ないし自己雇用部門)の間にだけかぎるわけにもいかない。まず非農業内部をとりあげ次に非農業と農業に関する、より大きい課題を考察しよう。

非農業部門内部 種々の場合のうちから、2つのケースだけが当面計測可能である。製造業に関する規模別と非農業に関する法人企業対個人企業(以下企業を略す)とである。まず前者について1955—61年をとりあげる。

表8 製造業における労働者、賃金所得の規模別分布, 1955, 1961年

	賃金所得(月額, 千円)		労働者数 (比率と増加率, %)		
	1955	1961	1955	1961	年平均 増加率
計	159.7(100.0)	258.1(100.0)	100.0	100.0	8.61
4—9人	87.3(54.5)	143.9(55.7)	11.09	7.68	2.21
10—29	110.3(68.9)	188.5(72.9)	23.93	20.64	7.49
30—99	133.3(83.3)	223.3(86.9)	20.72	20.77	8.68
100—499	175.0(109.4)	260.6(101.0)	20.51	23.48	10.60
500—999	217.1(135.7)	310.1(120.2)	7.54	8.16	10.10
1,000以上	269.9(168.8)	391.5(151.7)	16.23	19.27	24.91

備考: 通産省『工業統計表』より算出。

労働者分布の変化と賃金格差の2つが必要データである。

周知のように賃金格差は縮小の傾向をもったがなお存在する。大きい規模(事業所単位)の労働者比率は増大の傾向をもったがなお中小の比重大なことを示す。再配分効果をどのように計測すべきか。全体として労働者は年率で8.6%増加した。これは他産業からの流入によるのでここでは問題外とする。製造業内の再配分効果は、表に示された賃金所得格差をウェイトとして計測できると前提する。1955年ウェイトを1961年分布に適用すれば、105.16(年平均率0.85%)、1961年ウェイトを1955年分布に適用すれば104.19、両者平均の年平均増加率は0.77%である。大規模への配分がこれだけの率で労働の限界的貢献を高めたとみる。

法人対非法人部門の場合は自己雇用部門を含む点が前の場合と性質的にちがう。雇用労働者については賃金格差ウェイトを用いたが、自己雇用の場合には無条件にそうはいかない。けれど分配率に関する補論で述べてあるように戦後の非農業部門については、家族従業者に雇用労働者賃金(個人業主部門)を適用しても現実からそう離れないことをわれわれは見出したので、ここでも同様の手法を援用する。

表 8-A 法人・個人別の賃金所得と労働者数

	賃金所得(年額, 千円)		労働者数(千人)	
	1955	1961	1955	1961
平均又は計	182.3(100.0)	270.5(100.0)	14,739(100.0)	20,572(100.0)
法人	211.8(116.2)	298.4(111.1)	9,789(66.4)	14,831(72.1)
個人	124.0(68.0)	196.0(72.5)	4,952(33.6)	5,741(27.9)

備考: 労働者数には家族従業者は含まれるが業主は含まれない。賃金所得は1960年価格による実質値、個人業主雇用労働者のもの。原資料については分配率に関する補論を参照。

1955年ウェイトで平均増加率は0.40%、両者の平均ウェイトでそれは0.34%である。この値は予期に反して前の場合よりもかなり小さい。これは2つの要因によると推定される。1つは自己雇用部門の家族従業者の労働を過大に評価しているおそれがあること、他は製造業におけるこの種の効果が他産業に比してとくに大きいことである。前者については直接にチェックする方法はないが後者については可能である。法人・非法人比較のデータを製造業だけについて集計して同様の計算を試みる。詳細は省略するが、その年平均増加率は1955年ウェイトで0.98%、1955,1961年平均ウェイトで0.66%である。明かに非農業部門の値よりも高い。しかし工業統計表データの場合よりも低い。それは賃金所得クラスが2つに限られているためであろう。

さて以上の種々のデータの長短を考えて総合的に判断

する他ない。1.工業統計表にみられた現象は非農業の法人部門一般に3分の1の割引きをして適用することができよう。2.法人・非法人間の再配分効果は若干の重複はあろうが前者に加算的に考える。すなわち、0.51プラス0.34で0.85%を1955—61年についてとる(効果を過大に出さないため両ウェイトの平均値をとる)。3.戦後の他の期間についてはさし当り次の調整値をおく。(4)期0.68%、(6)期0.65%。(5)期の値を基準とし雇用労働力の増加率に比例するものとしてだした。

戦前についてはデータが限られているが、概略の見当をつけることは不可能ではない。工場統計表によって1909年および1914年以降、3クラスの規模すなわち、4—49人(小)、50—499人(中)、500人以上(大)を連続的につくることのできる。賃金格差データは1909,1914年以外はこの統計からえられないが、1932年の工業と商業について詳しいデータが梅村又次氏によって提供されている¹²⁾。これは労働者人数でなく資本額で事業所規模を与えているが、資本集約度と労働者人数規模との間にみられる正の相関を利用すれば、前述の方法を適用できる。その他種々のデータから総合的にみて、賃金格差の拡大は第1次大戦中にはじまり1920年代に強く形成されたことがほぼ明かなことを背景に以上のデータによって表8-Bを作製する。1905年は1909年にみられる女子格差を無視して格差ゼロと仮定、1931年は梅村データを適用、1938年はそれと同じと仮定、1919年は暫定的に補間した値。

表 8-B 労働者と賃金の規模別分布、製造業

	賃 金 所 得			勞 働 者 数			
	1905	1919	1931	1905	1919	1931	1938
小(4—49)	100.0	70.0	46.6	45.7	34.0	37.6	36.4
中(50—499)	100.0	90.0	76.7	33.6	34.5	37.7	27.4
大(500—)	100.0	140.0	183.0	20.7	31.5	25.6	36.2
平均又は計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

備考: 梅村データのクラスとの対応はA,B,C,D,E,Fが小, G,H,Iが中, Jが大である。労働者分布については1909年を1905年に1940年を1938年に代用。

これによれば再配分の効果は次のようである。1905—19年 0.34%、1919—31年 —0.39%、1931—38年 1.17%。規模間分布は長期波動のピーク時に大規模にかたよりその谷に小規模にかたよる、という傾向は連続的データで確認されている。拡大された賃金格差が1931—38年の値をより大きくしたことを考えれば、上の数値は諒解できるパターンを示している。製造業いがいについては商業に関する梅村データしかない。それによれば賃金

12) 梅村又次『賃金・雇用・農業』(大明堂、1961年)第10章、209—210頁。

格差は平均を100として、小62.9、中170.7、大271.6である。明かに小規模のウェイトがきわめて大きい。しかし労働者分布の推定を試みるデータはない。また法人・個人間の再配分効果については、補論の分配率データが若干の情報を与えるが直接測定には不十分である。これらの理由から、戦前の2期については製造業による過大評価が法人・個人別測定をしない過小評価とほぼ相殺するとみて、(1)期0.34%、(2)期ゼロとする。(3)期は戦後の値さえ越えて過大とおもわれるので(5)期に等しいとして0.85%とみる。

以上戦前、戦後を通ずる労働の再配分効果の非農業部門内部に関する測定・調整について次の説明を補う。市場賃金ウェイトの使用は、日本経済において小規模、個人経営で働く労働者の限界的貢献のポテンシャルな能力が過小に評価されていてそれが再配分によってより十分に評価されるという前提にたった。これは欧米では計測されていない部分である。教育による値の向上効果の測定とは概念上は明確に区別されるが、実際には複雑な関係をもつ。事実上或は重複を含むかも知れないが是正できない。

農業対非農業部門 1954年頃いらい労働力は継続的に農業から非農業へ移動しているから、その再配分効果は大きいと期待される。計測上の問題点は農業労働力の限界的貢献をどう評価するかにある。農業賃金はその直接の指標にはならない、という見解をとるからである。2つの方法がある。1つは農業労働の限界生産力をなん

表9 農業と非農業にわけた労働力と生産所得：
1955, 1961年

	1955	1961	変 化 (年平均変化率%)
労働力(千人)			
(A) 農業: 業主	5,480	5,120	-360
家族従業者	10,400	8,220	-2,180
雇用労働者	650	740	90
計	16,530	14,040	-2,490(-2.64)
(B) 非農業: 雇用労働者			
法人	9,787	14,831	5,044
非法人	2,478	3,147	668
業主	4,106	4,405	299
家族従業者	2,474	2,534	60
計	18,845	24,977	6,132(4.80)
総計(A+B)	35,375	39,057	3,682(1.66)
生産所得 (10億円, 1960年価格)			(年平均増加率%)
農業	1,747(1,621*)	1,891(1,857*)	1.42(2.29*)
非農業	4,384	9,414	12.60
計	6,131	11,305	10.74
農業における資本ストック	5,213	6,321	3.27

備考: データについては分配率に関する補論参照。* 印は豊凶の影響を少なくするための3年平均。

らかの方法で直接に推定するもの、他は間接に農業における労働の分配率を計測してこれによって接近するものである。前者は恣意的な判断に支配されやすいのでここでは後者による。その理論的基礎については別に詳しく述べたので省略する¹³⁾。まず1955—61年の期間をとり上げて詳しく検討する。

表9に關係のデータが1括してある。

注13に述べた式についていえば非農業を1、農業を2として $G(L_1) - G(L) = 3.14\%$ 、 $G(L_2) - G(L) = -4.30\%$ 、 W_1, W_2 は1955年で71.5%と28.5%、1961年で83.28%と16.72%、その平均は77.39%と22.61%である。非農業の分配率 β_1 は平均で77.47(補論参照)として与えられている。したがって唯一の未知数は農業の労働分配率 β_2 である。その推定は結局労働所得の帰属計算に帰する。ここでは非農業部門の自己雇用の場合と同じように、資本の側の競争を前提して残余としての労働所得を求める方法をとる。実際には補論に述べる非農業の法人部門の平均資本収益率で農業資産所得を推定する。その際、表9に農業資本額は示してあるが、農地の評価は別に取扱うことをしない。資本と土地が補完的に貢献して資産所得を生むと考える。前記の資本収益率は1950年代の前半から後半にかけて急速に上昇した(補論に示すように1955年の5.92%から1961年の11.44%へ)。しかし推計の原則をまげないためにこれらをそのまま農業にあてはめる。さらに作柄の変動、雇用労働者への支払賃金を考慮して、業主労働所得年帰属額(千円)を出せば1955年261.1、1961年221.7である。非農業部門の個人業主に対する相当額は1955年211.8、1961年298.4だから、両年の大小関係を逆転したことになるものの、平均的にはさほどの開きをみない。だが、そういうためには1つの重要な条件の相違を前提しなければならぬ。非農業では家族従業者の労働所得を当該産業における個人部門雇用者賃金で評価しているのにたいし、ここでは農業家族従業者の所得をゼロとしているからである。しかしその限界生産力をゼロと見做すからではなく、便宜上その所得を業主に配分して計算したのである。何れにしても農業の所得的地位は著しく低いことに留意すべきである。

13) 拙稿「マクロ生産性上昇への生産要素配分変動の効果」本誌18巻4号(1967年10月)参照。労働についての再配分効果は2部門(1と2)について次式で与えられる。 $W_1\beta_1\{G(L_1) - G(L)\} + W_2\beta_2\{G(L_2) - G(L)\}$ 。 $G(L)$ は労働の年増加(減少)率、 β は労働の所得分配率、 W は所得の構成比である。

ところで β_2 の値は 1955 年 80.95, 1961 年 63.33 で平均 72.14 % となる。注 13 の方式によれば再配分効果は 1.182 % となるが、労働分配率の集計値 76.28 % でこれを $G(L)$ の段階の計算にひき直せば 1.53 % となる。これが農業を含む全民間部門につき 1955—61 年において平均年率でみた再配分効果である。これは当然ながら非農業部門内部の値に比して、かなり大きい。

農・非農両部門の総括 以上の計測は全民間経済に関したから、これまでの非農業部門の枠をこえた。そこで農業部門の残余項の計測を与えてはじめにかかげた表 1 の内容を拡張しなければならない。表 9 に示した数値を用いれば農業の残余は容易にでる。それは 1955—61 年について 2.49 % (3 年平均値のリンクでは 3.46 %) である。

さて同様の方式を原則的に適用することによって、他の期間における再配分効果を推定する。ただし 1961 年以後はあまりに短い期間しかデータが利用できないので、断念し将来に残す。結果は表 10 に全民間部門に関するマクロ計算とともに一括してかかげた。推定上の細い点については表 10 の備考に記した以外は重要でないので 1 点を除いて省略する。1 点とは農業資産に適用し

た収益率でそれは谷の年 5 %, 峰の年 10 % と仮定したことである。

加重 $G(R)$ は非農業の残余 $G(R_1)$ と農業の残余 $G(R_2)$ の加重値で理論上、これは再配分効果を含まないもの。マクロ $G(R)$ は表に示した Y, K, L 等マクロの数値から直接に計算した残余。これと前者との差額として再配分効果を求める方式は理論上、表の最後の列に記したものと等しくなる筈であるが実際には若干の開きがある。近似計算の累積のためであって実体的分析には影響しない。 $G(L)$ の段階での結論はこうなる。再配分効果は戦後スパート期の約 1.5 % が最大で戦前では 0.2 ないし 0.6 %, 上向期に大きく下向期に小さいという波動を示す。

表 10 に総括された民間部門全体に関する残余ならびに関連諸タームの動きは、本来なら詳しい考察を必要とするが、そのための補助データの整備を俟って他日を期し、ここでは立ち入らないことにする。またそこに示された農業の生産・分配のパターン、それと非農業部門との関係についてもさらに興味ある展開が可能であるが割愛する。以下再び非農業部門に論議をもどすが、読者は表 10 の内容がその背景となっていることに留意されたい。

さきに確定した非農業部門内の再配分効果は今後の論議にくみ入れられ、いま測定したものとは別個にとり扱われる。しかし性質は同じであり、両者は加算的なものであると解しここに一括しておく。 $G(L)$ の段階 (%) である。その値は注目すべき大いさであると判断される。

表 10 民間部門の 2 分割(農・非農)による残余ならびに関連諸ターム (%)

	(1) 1905—19	(2) 1911—31	(3) 1931—38	(4) 1952—55	(5) 1955—61
$G(Y)$	4.83	3.31	5.73	8.34	10.74
$G(Y_1)$	5.98	4.10	6.64	10.05	13.58
$G(Y_2)$	2.40	0.90	1.76	4.47	1.42 (2.29)
$G(L)$	0.86	0.66	1.71	1.67	1.66
$G(L_1)$	2.32	1.31	2.97	3.85	4.80
$G(L_2)$	-0.11	-0.16	0.35	-0.60	-2.64
$G(K)$	4.61	3.93	3.82	7.04	8.40
$G(K_1)$	5.62	4.80	4.52	7.96	13.68
$G(K_2)$	1.13	1.68	0.83	4.17	3.27
W_1	67.7	75.4	81.4	68.8	77.4
W_2	32.3	24.6	18.6	31.4	22.6
β_1	72.3	70.1	68.2	83.1	77.5
β_2	78.7	79.3	79.1	84.5	72.2
β	74.4	72.3	70.2	83.5	76.4
$G(R_1)$	2.75	1.73	3.17	5.50	7.53
$G(R_2)$	2.25	0.68	1.31	4.33	2.49
加重 $G(R)$	2.59	1.52	2.83	5.04	6.37
マクロ $G(R)$	2.90	1.81	3.68	5.76	7.50
再配分効果	0.44 (0.58)	0.29 (0.23)	0.51 (0.65)	0.72 (0.66)	1.18 (1.53)

備考: 1. 記号は表 1 に同じ、但し W は Y の部門ウェイト。非農業部門 (1) に関する数値は表 1 から。2. 農業部門 (2) に関する数値は前掲 Saltsjovaden paper から (改訂の上近目別に公表の予定)、但し K_2 は大川他『資本ストック』(長期経済統計 3 巻) から。3. W_1, W_2 は 3 ヶ年平均値により、さらに各期を画する兩年の平均値。4. (4) 期の $G(K)$ は暫定調整値。5. 最下列括弧内の数値は $G(L)$ 段階での効果を示す。

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
非農業部門	0.34	0.00	0.85	0.68	0.85	0.65
農対非農	0.58	0.23	0.65	0.66	1.53	(1.16)*
計	0.92	0.23	1.50	1.34	2.38	(1.81)*

注: *印(6)期の括弧内の値は(5)期における非農業部門の値の比率で(5)期からかりに推定したもの。

IV 総括——技術進歩の長期関数

作業結果の総括 以上 3 節の測定と調整の諸結果をまとめて考察しひとつの仮説を立てて結論に導きたい。まず計数の整理を表 11 に与えよう。これまでの作業の主目的は $G(R')$ の値を知ることであった。それは表 11 において調整された労働投入の全貢献 $\beta G(L')$ と資本投入の全貢献 $\alpha G(K')$ の合計(表の (g) 列)をつくり、それを産出の成長率 $G(Y)$ からひいて得たものである。

これを 2 次残余 secondary residuals とよぼう。その値は戦前については 0.8~1.5 % ほどの小さい値になったが、戦後についてはなお 3.4~4.8 % でかなり大きい。

表 11 総括された諸効果と 2 次残余 (%)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
(a) $G(L')$	3.74	1.91	4.59	4.56	5.84	3.27
(b) 労働配分効果	0.34	0.00	0.85	0.68	0.85	0.65
(a) + (b), $G(L'')$	4.08	1.91	5.44	5.24	6.69	3.92
(c) $\beta G(L'')$	2.95	1.34	3.70	4.35	5.19	2.95
(d) $G(K')$	7.18	4.32	6.72	13.83	16.02	15.80
(f) $\alpha G(K')$	1.99	1.29	2.14	2.33	3.60	3.92
(g) = (c) + (f)	4.94	2.63	5.84	6.68	8.79	6.87
$G(R'), G(Y) - (g)$	1.04	1.47	0.80	3.37	4.79	4.61
$G(R')/G(R)$	37.8	84.9	25.2	61.3	63.6	87.1
$G(K') - G(L'')$	3.10	2.41	1.28	8.59	9.33	11.88
$G(Y) - G(L'')$	1.90	2.19	1.20	4.81	6.89	7.56

備考: $G(L')$ は表1, 労働の再配分効果は III 節最後に記した非農部門の数値, $G(K')$ は表7からそれぞれ再出。

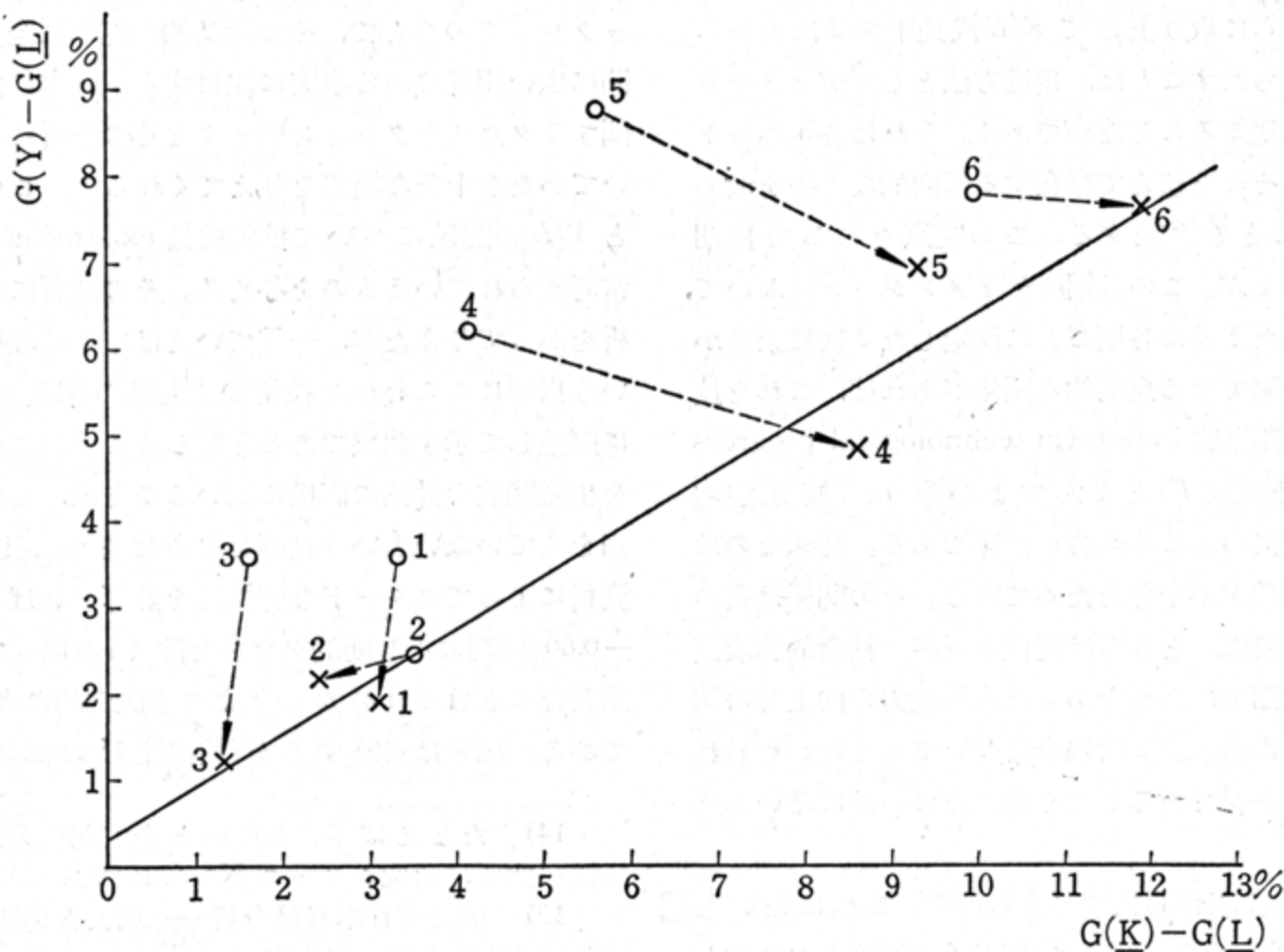
これにたいしききのを1次残余 primary residuals とよぼう。この $G(R)$ にたいする $G(R')$ の比が表に示してある。この比はわれわれの作業が1次残余の何割をなお説明できずに残しているかを示す。25%から87%ほどの間にちらばっていてかなりマチマチである。何れかといえば戦後の方により大きい割合が残されているが、しかし戦前でも1919—31の中間期の値はその他の2期にくらべて著しく大きい。これまでの測定と調整でもかなり無理な概観的推定を重ねてきたのだから、2次残余がなお大きくかつちらばってこのように残っても、これ以上それを縮める検討をすすめる余地は現在のところ存在しない。ちらばりについてもそれが真実か或はわれわ

れの測定の不適切によるものか、それを別のデータで確かめる方法もない。

けれども残余分析は部分的説明に終わったのでは説得力を著しく欠く。ともかく全部的説明を与えるべき性質のものである。そこで視点をかえて2次残余 $G(R')$ の値の動きとよく関連しているタームはないか、という問を発してみる。それに答えるとおもわれるのは表11の最後の列に示した $G(K') - G(L'')$ と $G(Y) - G(L'')$ の2つの値の関係である。資本・労働比率の成長率と労働の部分生産性成長年の2次タームの関係に他ならない。図1に×点の分布で示したように(数字は表1の期間ナンバー)2つの間には一定の弾性値(約0.60~0.65)をもち原点の近くを通る直線で記述できる関係が見出される。○点の分布は表1にかかげた1次タームでの $G(K) - G(L)$ と $G(Y) - G(L)$ の関係を示す。われわれの全作業は各期ごとに○点を×点に移動させた。その効果を矢印をもった点線で示す。この移動の結果各期の位置が前記直線の近傍に集った、ということが重要なのである。戦後、 $G(K)$ にたいし $G(L)$ の相対的増大が大きいことにとくに注目したい。この種の観察では統計的に有意な式を確定するわけにもいかないから、判断による典型化を試みる。弾性値を ϵ とし単純化のため直線は原点を通るとすれば近似的に(バーは2次タームを示す),

$$(1) \quad G(\bar{Y}) - G(\bar{L}) = \epsilon \{G(\bar{K}) - G(\bar{L})\}.$$

図 1 技術進歩の長期曲線



2次タームの残余を求めた式は各期(i)について、

$$(2) \quad G(Y) - G(L) = G(R_i) + \alpha_i \{G(K) - G(L)\}.$$

したがって次式をうる。

$$(3) \quad G(R_i) = (\epsilon - \alpha_i) \{G(K) - G(L)\}$$

$\epsilon = 0.63$ の場合をとって $G(R_i)$ と実際値 $G(R')$ をくらべてみる。

期 間	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$G(R_i)$	1.09	0.79	0.40	3.96	3.73	4.52
$G(R') - G(R_i)$	-0.05	0.68	0.40	-0.59	1.06	0.09

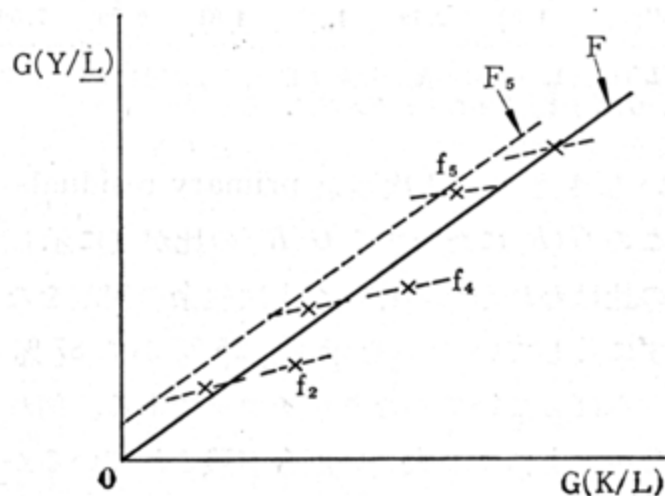
開差はなおかなり大きい期間もあるが、2次残余の説明としては、目下のところこれが最も有力である。この計数的事実を根拠として、以下1つの仮説的を展開してみよう。

技術進歩の長期関数 まずこれまでの作業の経済的意味を反省、整理することから始めよう。最初に与えた生産関数は観察した全期間を通じて前提されているが、 α 、 β は各期間ごとに平均値を使用した。これは期間ごとに前述(2)の関数を考え、期間から期間へはシフトするという考方にたつ。補論に書いたようにその変化は長期波動的に規則性をもつ。ここで指摘したいのは、このようにわれわれの作業が各期間を観察のユニットとして取扱っているという手法の一般的な意味内容である。すなわち、残余の測定は全期間を通じてできるだけ統一性をたもって行ったが、測定されたそれぞれの α 、 β の値によって期間ごとにその2次値をだした。だからその各期間ごとの値をさらに取り上げて K/L 成長率の2次タームとの関係をもちだすことは、接近方法としてディメンジョンを大きく変えることなのである。それは各ユニット期間を通じ、それを超えて存在する傾向的なものを改めて追求することを意味する。この視点をここで長期 long-term とよぶ。この長期のディメンジョンにおいて、さきに示唆したように各期ごとに測定した2次残余をかなり有力に説明できる規則的な関係があれば、これを技術進歩の長期関数 long-term technological progress function (以下関数 F) とよんでよかろう。「技術進歩」という用語は実のところ内容が曖昧である。曖昧なのはわれわれの知識が不十分なためである。その関係は真の技術いがいの要因、とりわけ規模の経済、社会的施設資本の効果、I節ではかれなかった人的能力の向上等の諸効果を含むであろう。2次残余についてもまたわれわれはそれがスポンジであることを認めないわけにはいかない。

関数 F は一応前述(1)式で与えられる。これにたいし(2)式を関数 f とする。図2に F と f の関係を典型化し

て示す。 f は歴史的に限定された期間だけ ϵ より小さい α の弾性で作用することを点線で表してある。こういう場合 F はそのシフト曲線とみられる。それで誤りではないが、ここでは F と f の関係を次のように理解する。図2に例示として f_5 を通り F に平行な F_5 を描いてある。期間5では関数 F がそのように位置すると考える。他期間についても同じ。したがって前述の(3)式

図2 長期、短期2関数の関係



はこういう意味で F 、 f 両関数を集合した関係を表す。単純化のため F は1本に表してあるが、それは“平均的”なものを示すのである。即ち F の作用は歴史的に幅をもつという理解をとる。

さて、このような着想を関連した経験と概念について吟味してみよう。まず第1に、与えられた技術知識のバックログのもとで、その産業的実現には企業間、産業間に広い相違のある事実注目する。日本の製造工業に関するクロスセクションデータとその分析はこの点についてかなり十分な情報を与えてくれる¹⁴⁾。これらは K/L と Y/L の関係について拡張曲線 expansion path と通常考えられているものを与える。その性質についての分析をかって与えたが、一言でいえばそれは規模の大小という指標にあらわれた技術知識実現の相異を K/L 分布に関連して示す曲線であると解しうる¹⁵⁾。この種データを生産関数の計測に直接に用いることは、したがって、当をえていないという見解を筆者はもつ。注14の前掲資料によってクルードな弾性値を計算すればおよそ0.55—0.60(両端の不規則的クラスを除く)の程度であって、重要なことはそれが α の値よりも決定的に大きいことである。図示は省略するが(前掲注15の拙著参照)、こ

14) たとえば『資本構造と企業間格差』企画庁経済研究所、研究シリーズ No. 6, 1960。

15) 拙著『日本経済分析——成長と構造』(春秋社, 1962年)第3編, 第3章。

これらのデータから観察される諸点を通る真の生産関数を描けばその勾配は観察された前記曲線のそれより必ず小さい。それは静態的な技術実現曲線とでもいべきものである。すなわち、技術知識の変化を近似的に表す。

次にカルドアの技術進歩関数に代表される構想を反省してみよう¹⁶⁾。広く知られているようにそれは $G(K/L)$ と $G(Y/L)$ の関係を技術知識の不変のフローのもとで、限界原理を排除して考えたものである。経験的テストを経ていないから、 F 関数と比較するわけにはいかないが類似性は認めることができよう。しかしさきに述べた静的な技術実現曲線を動態的性質に転ずればすぐカルドア式関数になるわけではない。技術知識の新フローもそれを実現ないし吸収する社会的能力もともに変化するためである。ここに現実分析の真のむずかしさがある。しかしまったく接近が不可能でもない。歴史的にみて1つの社会の技術進歩実現のキャパシティーは、通常はきわめて徐々にしか変化しえないものと想定しえよう。それは社会的、制度的諸条件に支配されることが大きいからである。そうであれば、クロスセクション資料の示す静的な技術実現関数は新知識のフローのない場合のオーバータイムな技術進歩曲線を暗示しよう。

このように見ると、われわれの提案は経験的にも理論的にもさほど奇異なものでないことがわらう。その実態を構成する要素はなお分析的には不明だが、歴史的には2つが考えられる。技術知識のバックログの形成ないし新フローの速度とそしてそれを吸収ないし実現する社会的能力 social capability である。作業結果に帰ってこのことをいささか考察してみよう。

まず全期間を通じてみて、次のことが強く暗示される。すなわち、2次タームでの資本集約度の成長率は技術知識進歩を実現する社会的能力の指標として第1次的な適合性をもつようである。それはかなり安定した弾性値によって各期間を通ずる2次残余の相違を相当のていどに説明しその弾性値の大いさはその能力のていどを量的に与えるからである。かかる意味内容をもつものとして前述の仮説を提唱したいとおもう。

この場合、誤解をさけるために説明を要することがなお少くとも2点について残っている。ひとつは社会的能力の内容であり他は資本集約度の増加率に関係しない、その他の要因の効果である。両者は相互に関係するが一応わけて述べる。

社会的能力の内容は複雑で分析的にこれをよく明かに

しつくせない。われわれは $G(K/L)$ をその増大率の「指標」としてとり上げるのであって、すべての技術進歩が直接に資本集約度によって決定されると主張しているのではない。たとえば社会的能力の重要な要素である教育水準の問題を考えてみよう。I 節で労働の質の向上を検討したとき、日本の教育水準は労働の価格格差に反映されている以外に重要なポテンシャルをもっていることを指摘した。高等教育の生産的効果にたいする対価が国際的に低いことである。これは一定の技術知識の新フローをより速かに吸収する能力の社会的存在をいみする。この潜在力は物的設備等の拡充によって顕在化してくる。もし逆に人的能力の方にボトルネックが存在するならば、 $G(K/L)$ を大きくしても産出の生産性は漸減し一定の弾性をたもつことはないであろう。この例からおして考えれば、 $G(K/L)$ が最有力な指標であるという事実は、社会的能力増大のいわば限界的要因が資本にあることを暗示している。そういう意味にわれわれの長期関数を解したい。

けれども他方において、われわれのえた統計的結果は2次タームでの資本・労働比率以外の要因の作用が長期局面で存在することをもまた暗示している。たとえば1955—61年の戦後の投資スパート期の $G(R)$ の値は共通弾性値では説明しきれず、なお1%以上の残余をもっている。われわれの計測にはいろいろ仮定や前提が多くおかれているから、偏倚は或はもっと大きいかもしれない。逆にまた補論の末尾に近く指摘してあるように、非競争的要因の存在が、残差測定を過大にしているとすれば、このていどのプラスはその要因のためで、真の値はゼロに近いのかもしれない。(同性質のことは他の期間にもある。)しかし原則としてかなりの程度にプラスの偏倚が生じうるものと考えるのが妥当であろう。そうすることは長期的に技術進歩の速度とその型を左右する諸要因は決して一様ではないという事実を正当に容認することになる。たとえば、いまとり上げている戦後スパートの期間については、外国からの技術導入の速度がとくに著しかったことは否定できない事実である。さきに長期関数の実態について社会的能力とならんで技術的知識の新フローというもうひとつの重要な要素を指摘しておいた。このフローの変化がプラスにもまたマイナスにも各期間の2次残余の偏倚をひき起すと推定することも可能であろう。そのように一般化していうためには、フローの速度に関するわれわれの知識が不十分である。しかし少くともかかる可能性は認めるべきであろう。このような要因をみとめれば、われわれの関数の性質から当然

16) Nicholas Kaldor, *Essays on Economic Stability and Growth*, 1960, Part III, 13.

にそれは2次タームでの資本係数をそれだけ低下(或は上昇)させることになる。それは表1について1次タームではあるがすでに説明しておいた。現に1955—61年に関するさきの数値はそうになっている。かかる可能性をも容認しつつ、かつ歴史的な底流として技術進歩の長期関数を仮説として認め、日本経済の生産面に関する長期分析をこの仮説のテストとして拡充してはどうか。これが筆者の提案である。

V 分配率の測定と適用(補論)

本稿は表1にかかげた α, β にはじまり、その後一貫してきわめて重く分配率或は相対的分前 relative shares of income の値に依拠してきた。この測定は数年前に戦前(1919年以降)を含めて第1次的に行い¹⁷⁾、今度戦後1955年以後について企画庁で改訂された国民所得及び資本ストックデータの基礎資料をもとにして詳細に第2次作業を行って来たものである。製造業以下6大産業部門別にかつ法人・非法人別に調査したが、ここでは産業別データには僅かしか触れず本論に密接に関係する部分だけにしぼってその測定過程を述べる。資料の性質・典拠等に関する詳細は省かざるをえないが近く別に発表の予定である。最後に適用の問題に関し要点だけにふれるであろう。

戦後(1952—1964年) 範囲は民間部門、農業(林業、水産業を含む)および金融業をのぞく。前者はその性質が異なるため別個の推計をIII節で行った。後者は帰属利子計算のため他産業との比較に不適切であるという理由で除く。但し非農業部門全体の値にはきわめて僅かしかひびかない。ファクターコストでのネット産出高をもとにしこれに別に推計した資本償却額を加えてグロス産出高をつくり、ネット、グロス2通りの分配率を出す(本論ではネットのみを使用した)¹⁸⁾。関連推計として必要な資本収益率 rate of capital return の測定について粗資本ストックを用いるのがグロスを出した1理由である。長期分析に資するため1960年不変価格を用い(分配率自体は当年価格の場合と同じだが、関連指標 $K/L, K/Y$ 等との関係のため)、とくに「はしがき」で述べた分析目的に適合した値を出す方針をとる。

17) 拙稿「分配率の長期変動」本誌1965年1月号参照。

18) 産出高 output と以下でも呼び所得といわないのは分配された所得の概念をとらないからである。これは分配論を生産論に結合するために止むをえない。

表 A—1 民間部門の法人・個人別構成

		法人 個人 計			構成割合(%)		
		法人	個人	計	法人	個人	計
1952	産出(Y)	1,814	1,257	3,071	59.1	40.9	100.0
	資本(K)	8,896	1,664	10,560	84.3	15.7	100.0
	労働(I)	881	802	1,683	52.3	47.7	100.0
1963	産出(Y)	8,427	3,270	11,697	72.5	27.5	100.0
	資本(K)	24,912	3,643	28,555	87.3	12.7	100.0
	労働(I)	1,742	1,030	2,775	62.8	37.2	100.0

備考: Yはネット, 10億円, Kはグロス, 10億円, Lは就業者人数, 万人。農業と金融業を除く, 1960年価格。以下同じ。

まず日本経済の実情に即するには、近代部門と自己雇用部門の2つに分割して測定することが絶対に要請される。前者について測定された分配率を後者に適用する便法(デニソン氏もその1例)は分析結果を著しくゆがめるからである。現実には法人・非法人別の測定がこの要請に近似的に答える。

表 A—1 の値に賃金率(w)か資本収益率(r)を加えれば分配率をうるが、この表は $K/L, K/Y$ の基礎、そして Y, K, L の両部門配分の状態を示す。個人部門はなおきわめて重要であり(その割合が通常統計より高いのは民間に限るため)、基礎タームの値も法人のそれと著しくちがう。例えば K/Y は1952年で4.91対1.32という大きい相違がある等、その他殆んど自明であろう。通常のように賃金所得の推計から労働の分配率を計算するが、まず簡単な法人部門を示す。念のため産業別の値をもかかげる。

表 A—2 法人部門の労働分配率と関連ターム, 1958年

	分配率(%)		資本収益率(%)		K/Y		K/L	賃金率
	グロス	ネット	グロス	ネット	グロス	ネット		
製 造 業	62.61	72.48	15.00	9.57	2.47	2.87	902	227.2
鉱 業	71.72	86.56	9.30	4.86	2.29	2.77	809	253.0
建 設	81.09	88.39	15.56	10.97	0.97	1.06	229	190.9
商 業	72.04	76.73	9.61	7.47	2.91	3.10	966	238.5
ファシリテイ ティング	59.63	77.61	7.86	3.34	5.14	6.70	2,732	317.4
サ ー ビ ス	78.17	93.36	5.07	1.29	4.29	5.12	1,381	251.2
計	66.63	77.30	8.59	6.50	3.04	3.48	1,089	238.0

備考: ファシリテイティング facilitating industry は交通, 通信, 公益部門。資本収益率は $(Y-Lw)/K$ によって計算, したがって1960年不変価格, wも1960年産出価格によってデフレートしてある。

表 A—2 に示した数値のうち、本論で直接使用したのは計についてのネットの分配率と資本収益率だが、ここにはその背景となるデータを1958年の1年を例にとって示した。資本の分配率 Kr/Y は $(K/Y) \cdot r$ に、その変形 Kr/Lw は K/L と r/w に分解される等のことを念頭におけば、これらの数値とその集計値の意味がつかめよう。これらは個人部門の分配率の計測へ進む予備的データともなる。

その個人部門の分配率の帰属的測定を行うに当って、ひとつの方針をたてる。資本収益率について競争的決定を法人部門との間に想定しうることが、本論での分析的適用に便利なので、それにそのような測定法を採る可能性をまず追求する。幸にそれは大きい支障なく可能なことを見出されるので、法人部門の資本収益率を産業別、年別に個人部門に適用する方法によって賃金所得を残余としての帰属計算とする。以下計算の概要を1958年について例示的に述べる。

(1)個人部門の $K=2,352$ (10億円, 以下略), (2)これに法人部門の平均資本収益率 6.50% を適用, (3) $= (1) \times (2) = 142$, (4)個人部門のネット産出 $= 2,017$, (5)非資産への分配額 $(4) - (3) = 1,875$, (6)労働の分配率 $= 1 - (3)/(4) = 92.93\%$. (5), (6)の内容はこうである。業主は利潤を得るがそれは(3)に含まれるとする。家族従業者はしばしばパートタイマーだがデータ不足でそれを調整できない。雇用者については現実に支払われた賃金データがある。これで家族労働者の労働所得を推計する。すなわち(7)個人部門の雇用労働者の平均賃金年額 151.3 (千円), 法人部門のそれ 238.0 の 63.57%, (8)その数 2,958 (千人), 個人部門の総数 9,731 の 30.4%, (9)これら雇用労働者への賃金支払 $= (7) \times (8) = 448$ (10億円), (4)の 22.48%, (10)家族従業者の数 $= 2,572$ (千人), (11)それに帰属される労働所得 $= (7) \times (10) = 389$, (12)業主の労働所得としての残余 $= (5) - (9) - (11) = 1,038$, (13)業主の数 $= 4,201$ (千人), すなわち(14)業主に帰属される平均労働所得 $= (12)/(13) = 247.1$ (千円)。

この額は法人部門労働者の賃金に近くそれより 3.74% 多い。同様の計算によれば個人業主への労働所得帰属額の法人部門労働者賃金に対する比率は1952年 127.8, 1955年 111.3, 1961年 116.8 そして1963年 103.0 である。1952年の値は復興期で異常に高いとすれば、この比率は平均ほぼ 10% とみられる。労働者は単身の若年・女子を多く含むが業主は世帯主で資産所得を別にえている計算なので、総合して考えれば、この期間において両者

表 A-3 個人部門の労働分配率と関連ターム, 1958年

	労働分配率 (1) (%)	法人部門賃金 (2) (千円)	比率 (1)/(2) (%)	個人部門賃金 (3) (千円)	賃金比率 (3)/(2) (%)	法人部門資本収益率 (%)
製造業	82.28	227.2	76.4	135.1	59.5	9.57
鉱業	98.28	253.0	196.0	153.3	60.6	4.86
建設業	98.29	190.9	157.0	143.8	75.4	10.97
商業	94.50	238.5	102.9	159.4	66.9	7.47
ファシリテイティング	94.53	317.4	106.7	192.3	60.6	3.34
サービス	99.76	251.2	109.1	166.4	66.3	1.29

の所得格差はかなり競争的にきまってきたと見うるとおもう。産業別の立ち入った考察は省略するが、同様な方式をあてはめた結果だけを関連タームとともにかかげる。

表に示されるように、産業の性質によって同様な帰属計算の結果にはかなりの開きがある。個人経営の力がなお強い鉱業、建設業とそうでない製造業とは平均からそれぞれ逆の方向にかなりずれている。こうした幅をもってさきの平均値の妥当性を是認する。これによれば自己雇用部門の労働分配率はこれまでの通念に比してきわめて大きい。筆者はこれが妥当であると考える。

さて両部門それぞれの分配率を産出高ウェイトで加重して民間部門の集計分配率を出す。1952—1964年の期間にたいする測定の結果を一括して表 A-4 に示す。時間的パターンについて詳しい考察には立ち入らないが、次の点だけを指摘しておく、1. 集計分配率は明かに景気変動を反映するが、より長期にみて1952—55年から1955—61年へと低下する(資本収益率の動向に注意)。2. それは構造(法人・個人比率)変化の影響をかなりこうむる。3. 1961年以後は不変、最近やや上昇みである。

表 A-4 労働分配率の総括, 1952—64年 (%)

	ネットの場合				グロスの場合			
	集計	法人	個人	資本収益率	集計	法人	個人	資本収益率
1952	84.51	70.04	94.51	4.57	78.64	69.81	91.26	4.98
1953	80.94	74.79	93.01	5.99	75.52	67.11	89.35	6.67
1954	83.43	76.88	93.60	5.51	75.70	67.43	89.40	6.28
1955	83.61	77.29	93.68	5.92	75.22	67.03	89.08	6.82
1952—55平均	83.12	76.50	93.70	5.50	76.27	67.85	89.77	6.19
1956	79.51	75.53	91.72	8.03	71.36	65.64	86.80	9.24
1957	78.27	71.29	90.99	8.82	70.30	62.17	86.11	10.11
1958	82.91	77.30	92.93	6.50	73.91	66.63	88.04	7.54
1959	77.50	71.79	89.99	9.07	69.17	62.20	85.43	10.48
1960	73.40	67.78	87.85	11.10	65.67	58.76	83.68	12.80
1961	73.22	67.41	88.15	11.44	64.68	57.58	84.25	13.39
1956—61平均	77.47	71.85	90.27	9.16	69.18	62.16	85.72	10.59
1962	76.07	70.84	89.94	9.90	67.04	60.32	86.08	11.62
1963	76.27	71.25	90.30	9.87	67.46	60.98	86.56	11.53
1964		72.15				60.37		
1962—64平均	75.19	71.41*	90.12	9.88	67.25	60.56*	86.32	11.57

備考: 1964年は法人分配率のみ計算可能, *印はそれを含む。1952—55年については産出高調整のため若干の変更を来すかもしれない。

いささか国際比較を試みる。1956年以後について日本の労働分配率は75.2~77.5(ネット), 67.3~69.2(グロス)である。デニソンによればアメリカは79.2(1955—59), 79.9(1960—62), 北西欧洲諸国は75.8(1955—59), 76.5(1960—62)である。これらはネットについて非金融部門法人の分配率を個人部門に適用したものだからわれわれの値と正確に比較はできないが、次の点は指摘でき

よう。一見日本の値はこれらの諸国のそれに近いとみえるが実はそうではない。もし同様の方法を日本にあてはめれば71.4~71.9(法人部門)に近い集計分配率となり、はるかに低位である。すなわち、法人部門における労働分配率が日本で低位なことは疑を入れない。だが、個人部門のそれが高く、かつそのウェイトも日本では大きいので集計分配率はあまり相異しないという結果になっていることに留意を要する。なお日本の労働分配率は1955年以降かなりすどく低下したが、これは国際的にユニークなパターンであることを付記する。

戦前ならびに長期動向 戦前を含む1920—1962年の期間に関する旧推計を用いる(前掲拙稿参照)。戦前について当時は資本収益率の信頼できる測定ができなかったこと、また資本についての競争的前提を立てにくかったこと、これらのため前述の方法とは次の点だけについて違っている。すなわち、個人部門の業主の労働所得の帰属を産業別の平均賃金で行い、残余をその財産所得とした¹⁹⁾。表1にかかげた β の重複した期間の2つの値について比較すれば両者の相違の程度がわかろう。大局的にさしたる影響はないと判断されるが、家族従業者の労働所得の過小評価のため個人部門の労働分配率が戦後で低位に失っている。これを考慮して本論分析では新測定値を使用した。

表 A—5 労働の分配率, 1920—1962年 (%)

	1905—19	1920—30	1931—38	1953—62
集 計	(72.3)	70.1	68.2	72.3
法 人 部 門		66.2	63.5	74.2
個 人 部 門		80.4	80.5	68.5

1905—1919年については目下推計不可能なので暫定的に1953—62年の値を適用してある。関連タームの詳細な検討にもとづくが、理由の詳細は省く。この第1のスパート期間についても労働の分配率は低下の傾向をもったと判断されるが、平均値としては戦前を通じて低下のトレンドをもち、戦後水準がそれを回復したと判断するからである²⁰⁾。

ところでいま触れた戦前、戦後を資じた分配率の長期動向について結論的な考察を与える。1. 戦後について見たスパート時の労働分配率の低下傾向は戦前1931—38年にも著しく(前掲拙論参照)、これは日本経済の構造的

19) 統計的操作の詳細については前掲拙稿末尾の〔統計的附録〕を参照。

20) 工場製造業に関する労働分配率についてはこの期間に関して梅村氏の測定がある。同氏前掲書第4章。

特徴とみなされる。2. スパートの中間期間については1920—31年のデータしかないが、スパート時の低下を回復する現象がみられず却っていくぶん低下きみである。3. 戦後およそ1953年頃までは戦争直後の諸インパクトによる水準回復が作用した。4. 1961—63年以降は若年労働力の供給不足によって新しい局面にはいり、少なくともこれまでの長期的低下傾向がとまった。このような判断を裏づけるため関連したタームの動向をかかげる。表A—6は本論のはじめにかかげた表1を補うものであり、比較して関連的に読まれたい。

表 A—6 分配率関連タームの動向: 平均年成長率 (%)

	(1) 1905—19	(2) 1919—31	(3) 1931—38	(4) 1952—55	(5) 1955—61	(6) 1961—63
$G(w)$	3.10	2.70	2.00	8.44	5.90	8.34
$G(L)+G(w)$	5.42	4.01	4.97	12.29	10.70	12.06
$G(L)+G(w)-G(Y)$	-0.56	-0.09	-1.67	2.24	-2.88	0.58
$G(L)+G(w)-G(K)$	-0.20	0.21	0.45	4.33	0.34	-1.62
$G(Y)-G(L)$	3.66	2.79	3.67	6.20	8.78	7.76
$G(K)-G(L)$	3.30	2.49	1.55	4.11	5.56	9.96

備考: 実質賃金(w)の年増加率を導入し、表1の諸タームを結合したものの。労働生産性の増大率 $G(Y)-G(L)$ は表1から再掲。(3)の $G(w)$ は過大のおそれあり。

労働の部分生産性の増大率、 $G(Y)-G(L)$ 、と実質賃金の増加率、 $G(w)$ を比較すれば、労働の分配率の長期動向が明かである。それはスパート期につき $G(L)+G(w)-G(Y)$ の負の値で最も特徴的に示されている。 $G(L)+G(w)-G(K)$ は資本の単位当り労働コストの変化率を示す。 $G(K)-G(L)$ によって示されている資本集約度の上昇率のもとで、この値は(4)の異常期を除いてきわめて小さいプラスか或はマイナスの値を示している。これらのことは、表1に示した $G(Y)-G(K)$ の値がプラスの増大率をもつ期間の多いことと一体として考えらるべきものであろう。深く立ち入らないが、このように見るとき、分配率の長期動向は戦後経済の成長メカニズムが少なくとも1961年頃までは、戦前、1905年頃以降形成されたそれと基本的にちがわないことを示唆する。

分配率の適用 本論での計測が前提している基礎的な仮説すなわち、生産要素価格のほぼ競争的な決定は日本経済の現実についてどの程度に受け入れうるか。このことを最後に吟味する。賃金水準が労働の限界生産力を下廻って決定されているという数種の計測、III節で検討した賃金格差指標の制限性そして表A—6に示された生産性にラグをもつ賃金の上昇、等これらはこの命題の無条件な受け入れに賛成しかねることを暗示する。本論I節、II節での計測は重大な欠陥をもつのではなかろうか、

という疑念がおきよう。答はどうか。筆者は基本的には競争的メカニズムの作用を日本の要素市場についても肯定するが、分配率の適用については欧米諸国よりも強い留保条件をつけるべきだとおもう(こういうとき、Ⅲ節で取り扱った再配分効果の問題は解決済みとして除外していることに注意されたい)。しかしこの答を具体化して本論での測定値を計量的に修正することは至難である。以下ごく簡単にではあるが、それへの接近を述べる。

修正を分配率の変更(たとえば賃金が限界生産力より低い分だけ上げる)によって行う考え方は採らない。賃金が限界生産力を過小評価しているとすれば、その差額は労働の一種の質的要素の如く取り扱うべきものとおもう。すると、絶対的な差額ではなくてその時間的変化の大きさだけが問題となる。たとえば1955—61年において労働分配率は10.4%ポイント低下した。このはげしい低下が労働の限界的貢献の過小評価を含むとすれば、 $G(L)$ の増加率4.80%は質の向上等によって調整したのと類同にそれだけ調整して加算すべきである、と考える。けれどもその計量を平均労働生産性の増加率によって行うことは害あって益ないから、限界的貢献の増大率の直接の計測以外にこれに答える方法はない。だがリグレーションによる時系列生産ないし生産性函数の計測は現実につねにワーカブルとは期待できない。そこでひとつの仮想的な計算をすることによって調整すべき数値のオーダーを例示してみたい。

競争的市場において資本収益率と賃金率の均等成長の場合を仮定する。1955—61年にもしそれが起ったとす

れば賃金の上昇率は8.59%で現実の5.90%より2.69%大きかったことになる²¹⁾。この想定は規模の収益不変のもとで資本と労働のそれぞれの限界的貢献が等しい率で伸びたことを意味する。残余の計測式において資本の増加率、 $G(K)$ 、労働の増加率、 $G(L)$ 、ともに不変とすると、 $G(L)$ の貢献は2.69%増大、 $G(K)$ の貢献は3.11%減少し、しひき残余 $G(R)$ を1.38%だけ減少させる。換言すれば生産要素の貢献の和、 $G(I)$ がそれだけ増大した筈である、ということになる。かりに1.38%の3分の2をとってもなお0.92%であって、この影響はかなり大きいものとみななければならない。

他の期間についてはどうか。1961—63年は短かすぎるし、1952—55年は w と r の増大率が接近しているから何れもテストに値しない。1931—38の期間について同様の想定をあてはめると、要素価格の均等成長率は1.74%で労働によるプラスが0.730%資本によるマイナスが0.337%、差しひき要素の貢献度は0.39%ほど上昇する。戦後スパート時にくらべればその効果はよほど小さい。

これらから次のようにいいうる。投資スパートに伴って賃金上昇率のラグが著しく認められる期間には、われわれの本論の計測は残余をおそらく過大評価している。その程度は不明だが1955—61年について1%余、その他の上向期間についてもその半分ないし3分の1程度を斟酌すべきであろう²²⁾。

【日本経済第1部門：大川一司，ハーバートにて】

21) 生産要素価格の均等成長率、 $G(e)$ は、 $G(K)$ 、 $G(L)$ が変化しないという前提のもとで $\{1+G(L)\} \{G(e)-G(w)\} = \{1+G(K)\} \{G(r)-G(e)\}$ として計算する。

22) 資本バイアスをもつ技術進歩の可能性を排除するわけではない。中立性の前提を一貫したこの調査は、この点について将来拡充を必要とすることは十分に認める。