

昇進と企業内賃金構造*

小 野 旭

I はじめに

「忠臣は二君に事えず」とは、司馬遷が『史記』の中でのべた言葉であると聞いている。わが国では武家社会の倫理的規範として尊重されたが、江戸時代には商家の労務管理の理念としても大いに活用された。齊藤修の『商家の世界・裏店の世界』（リプロポート、1987年、p. 69）によれば、主人一番頭一手代一丁稚という管理階層において、手代のすべてが子飼いではなく、中途採用者も少なからず存在していたが、しかしかれらの昇進は子飼いの昇進とはっきり区別されており、そこにまたこの雇用制度の大きな特徴があったという。

子飼い重視あるいは生え抜き登用の雇用管理の方針は終身雇用制度の中にもひき継がれている。この制度の要点をとりまとめた文章の中で、大河内一男は次のようにのべていた（大河内は終身雇用を生涯雇用とよんでい

*この論文は1993・94年度における文部省科学研究費に基づく研究成果の一部である（課題番号05630025、研究課題名「内部昇進制と企業内賃金構造—マイクロ・データによる分析—」）。本稿を草するに際し、データの吟味、その整理、回帰計算等に関して経済学部助手の安齊壽美さんから大変な御助力を頂いた。深く感謝したい。

るが、内容は同じである)。

「生涯雇用」というのは、単に労使間の雇用期間が長いということだけでなく、労働者を「子飼い」から従業員として雇い込み、いったん雇い入れた後には、定年退職の慣行のある年齢が到来するまで、現場の労働者の場合にも事務員の場合にも、ひきつづいて当該企業に長くとどまり、そこで働き続けることを意味している。」(大河内一男『労使関係論の史的発展』、有斐閣、1972年、p. 178)

会社をやめる恐れのある人物には、継続性が大切な仕事を安んじてまわせるわけにはいかないし、またかれはいつ退職し、競争相手の戦力として登場してくるかもしれない。かれを採用する際に要した募集費や在籍中に投じた訓練費も無駄になる可能性がある。二君に事えぬものを信頼し、企業純血主義を守ろうとする心理の背後には、これらの要因が作用していると思われる。

子飼い重視の雇用慣行の結果として、若年層の離職率は当然低下せざるをえない。表1は年齢別の離職率を日米英間で比較したやや古い年次の統計資料である。日米間での比較によれば、日本の離職率はすべての年齢階層でアメリカのそれよりも低い。アメリカについては定かでないが、日本の離職率データは同一企業内の事業所間移動を含まない。しかしかりにそれを含めても離職率は2~3%ポイント高まるだけである。したがって結果を左右するほどの大きさではない。他方、イギリスのデータは特定地域における男子の自発的離職率に関するものであり、日米と直接比較はできないが、しかし若年層の離職率は日本の方が低い。この表によれば、総じて若い年齢層において、日本の労働者の企業定着性が高いという傾向を発見することができる(小野旭『日本の労働市場』、東洋経済新報社、1981年、PP. 206~207)。

勤続年数を年齢別に比較した OECD のデータ(図1)は、上記の傾向

表 1 年齢別離職率の日米英比較, 年率

年 齢	日 本 (1969 年)	ア メ リ カ (1955 年)	イ ギ リ ス (1965~66 年)
~ 19 歳	25.7%		32.4*%
20 ~ 24	26.6	95%	31.7**
25 ~ 29			
30 ~ 34	12.9	60	23.5
35 ~ 39			
40 ~ 44	13.0	47	11.5
45 ~ 49			
50 ~ 54	16.9	39	5.2
55 ~ 59			
60 ~ 64	16.9	31	5.2
65 ~			
年 齢 計	19.7	54	12.9

注 1) 出所は小野旭『日本の労働市場』, 東洋経済新報社, 1981 年, P 206 を
みよ

2) イギリスはバーミンガムの男子労働者に関する自発的離職率。

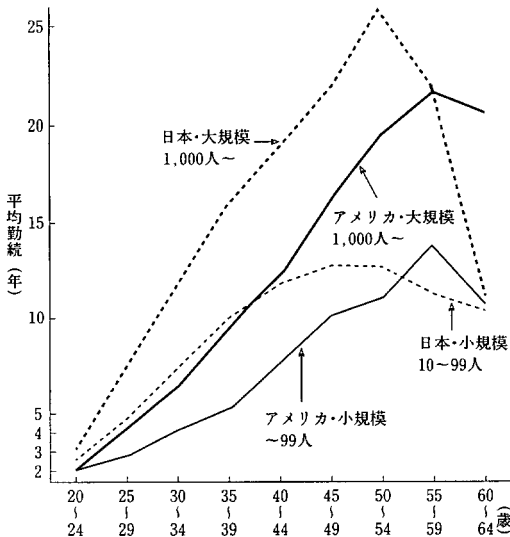
3) *は~20 歳, **は 21~24 歳である。

をより一層明瞭にしている。小池和男は『アメリカのホワイトカラー』（東洋経済新報社, 1993 年）の中で、この図に関連して、日本のほうが勤続年数が長いという常識どおりの結果であるが、しかしよく見ると日米の差の大半は 20 歳代の若年時の差異によるもので、以後の定着度には大差がないとのべ（同書, p. 19）、むしろこの点を強調する。しかし、私見によれば、この若年層の差異がやはり重要である。そこに子飼いの慣行の有無が現われており、わが国の場合にはその慣行が存在するために労働の移動率が全体として他の国々よりも低くなっていると考えられる。

本稿では、日本の雇用慣行の特徴である子飼い、あるいは生え抜き尊重を念頭に置いて、まず最初にそれが昇進速度に及ぼす影響を検討する。次いで企業内賃金構造を管理階層別に分析し、昇進によって賃金水準にどれ程の差が生じるかを明らかにする。

図1 勤続年数の日米比較

——企業規模別, 男子, 1979, 81年



注) 日本1981年, アメリカ1979年。

出所) OECD, *Employment Outlook*, Sep. 1984. (小池和男「アメリカのホワイトカラー」東洋経済新報社, 1993年, P 19より)

富田安信はある銀行の昇進の仕組みを分析し、わが国では昇進に際して能力だけでなく勤続年数という年功的要素も考慮されており、それが企業内で多数を占める平均的能力の労働者の労働意欲を高める効果をもつのではないかと推論した(「昇進のしくみ—査定と勤続年数の影響—」, 橋木俊詔編『査定・昇進・賃金決定』, 有斐閣, 1992年)。しかしわが国の雇用管理体制の下では、昇進は単に勤続年数の長短のみでなく、生え抜きであるか否かも大きくものをいっているはずである。この点を経験的に検証するのが、本論文の第1の目的である。

賃金構造に関する分析では、それぞれのポジション(部長, 課長, 係長, 職長, および非管理層)ごとにモデルの当てはまりに差があるかどうか、また賃金の決定要因にいかなる相違がみられるかを吟味する。それと併せ

て、労働者が同一のポジションに位置している場合に生え抜きか否かによって賃金に特別の割増しが支払われているかどうかを検討したい。この論文では、1985年の韓国の賃金構造に関する分析結果も、簡単ながら報告する予定である。私は、かつて、職種別データに関するマイクロデータを用いて、賃金構造の分析を試みたことがある（小野旭『日本的雇用慣行と労働市場』、東洋経済新報社、1989年）。そこでは、使用したデータの性格上、労働者の範囲は主としてブルーカラーに限られざるをえなかった。しかし今回はホワイトカラーにも範囲を拡大し、企業内賃金構造を全体として分析するよう心がけた。しかし、後でも指摘するように、このような研究対象の拡大は、分析上極めて重要な説明変数を利用しえなくなるという点で、大きな犠牲を伴わざるをえない。

II 分析のための資料と推計方法

(1) 生え抜き推計のための資料

最初に、生え抜きの労働者数を得るためにどのような資料が存在するかをのべよう。第1はダイヤモンド社の『会社職員録』である。これは全国8証券市場に上場されている会社を対象とし、課長以上のホワイトカラーについて最終学校卒業年と入社年とを記録している。入社年から卒業年を差し引いた差がゼロとなる人々が、生え抜きである。役員と、課長以上で役員以外の管理職（その他の管理職と表示）とに二分し、それぞれに占める生え抜きの割合を計算したのが、表2である。

1975年と1984年との比較によれば、役員では精密機器を除き、その他の管理職では鉱業と精密機器とを除き、生え抜きの割合が上昇している。一般にその他の管理職よりも役員のほうが生え抜きの割合が低い。役員の場合には経営上の手腕を買われて他企業に転じる機会が多いために、この

表2 生え抜き登用率の年次間比較, 創立年計 単位 %

	役 員		その他の管理職	
	1975	1984	1975	1984
鉱 業	39.7	39.8	61.6	55.6*
建 設 業	12.8	21.4	33.5	47.2
食 料 品	31.8	41.9	63.6	76.5
織 維	37.9	53.6	67.7	79.4
紙 ・ パ ル プ	29.0	47.1	69.1	81.1
化 学	26.9	44.3	60.4	75.8
石油・石炭製品	14.5	34.9	63.2	87.9
ゴ ム 製 品	27.1	40.3	36.9	76.6
ガラス・土石	31.1	46.1	61.2	83.4
鉄 鋼	26.7	41.5	60.8	79.3
非 鉄 金 属	35.1	48.7	72.1	82.0
金 属 製 品	13.3	26.0	38.9	62.3
機 械	19.6	30.9	46.6	65.7
電 気 機 器	21.0	33.3	55.1	71.3
輸 送 用 機 器	20.8	34.8	53.4	73.3
精 密 機 器	34.2	22.7*	63.7	51.9*
卸 ・ 小 売 業	41.2	56.1	56.9	76.1
金 融 ・ 保 険	35.0	58.2	72.8	91.4
不 動 産	9.4	16.1	28.1	59.4
運 輸 ・ 通 信	23.0	35.3	54.1	71.6
電 気 ・ ガ ス	38.5	50.4	59.5	91.2
サ ー ビ ス 業	10.6	18.8	44.6	60.0

資料) ダイヤモンド社『会社職員録』を利用。

注) 両年次に共通な会社に限定してある

ような結果になるのであろう。また産業別にみると、1984年の役員では金融保険・卸小売・繊維・電気ガス等が50%をこえ、またその他の管理職では金融保険・電気ガスが90%をこえていた。

第2の資料は労働省の『賃金構造基本統計調査』(以下では単に『賃構』と略す)である。学歴別に年齢と勤続年数とを組合せることによって、役員以外の管理職に関して生え抜きの数を推計することができる。とくに興

味深いのは、『賃構』を用いた場合、生産労働者への管理者である職長についても、生え抜きの割合が計算できることである。

『賃構』によれば、管理者層（職階）は次のように定義される。

- (イ) 部長…本社、支社、工場などにおける総務、人事、営業、製造、技術、検査等の各部（局）の長。役員でも部（局）の長を兼ねていれば部長に含まれる。
- (ロ) 課長…課長と呼ばれている人々で、構成員に関係なく、職務内容・責任度が課長に相当すれば含まれる。課長代理や同補佐は含まれない。
- (ハ) 係長…係長と呼ばれている人々で、構成員に関係なく、職務内容・責任度が係長に相当すれば含まれる。課長代理、組長、伍長は含まれない。
- (ニ) 職長…職長、組長、班長、伍長、組頭等で、指揮・監督のかたわら、集団内の生産労働者と同一の作業に従事するものも含まれる。
- (ホ) その他職階…部（局）長代理、同補佐、課長代理、同補佐、支店長、工場長、営業所長など。

以上にのべた人々以外はすべて非職階と定義される。鉱業、建設、製造業については、非職階を生産労働者と事務・技術労働者とに分けることができる。本稿では製造業に関してこの分割に基づく計算結果を掲げる場合がある。

(2) 『賃構』による生え抜きの推計

『賃構』からは、学歴、年齢（AGE）、勤続年数（IE、内部経験と呼ばれることもある）が利用可能であり、この組合せから生え抜き労働者か否かが判別される。例えば大卒で45歳（AGE=45）の労働者の場合、かれ

が22歳で大学を卒業しているなら、生え抜きであるための条件は勤続年数が23年 ($IE=23$) であることである。もし勤続年数が23年より短いなら、かれは大学卒業後何年間かを他の企業で過ごしたことになる。

推計上の基本的原則は以上の通りであるが、第2次大戦後学制が変化し、また夜間学校出身者や大学の場合には浪人のケースがあるため、生え抜きの推計には種々不確かさを伴うことに注意しなければならない。

学制の変化は大変やっかいな問題である。わが国の労働者の中には古い学制の下で教育を受けたものと、新しい制度の教育を受けたものとが混在する。年次を前へさかのぼるほど、中年層や更には若年層にも旧制の卒業生が多く含まれるようになる。

それぞれの学歴水準に応じて、何歳以上のものに旧制の卒業者がいるかを判断しなければならない。ここでは、原則として、『賃構』が標準労働者の賃金を求める際に用いた設定条件（『賃構』第3巻、第8表所収）に依拠した。但し最近年次の設定条件の年齢には誤りがあるので、これを訂正の上、付表1に再掲した（付表は稿末に一括してある）。

本稿では生え抜きを次の3種類に類別する。

- (A) 生え抜き A…学校卒業後直ちに入社し、そのまま当該企業に継続して就業しているもので、以下では「純粹の生え抜き」と呼ぶこともある。
- (B) 生え抜き B…学校卒業後直ちに入社し、そのまま当該企業に継続して就業しているが、その間に夜学を卒業したもの。以下では「夜学出身の生え抜き」と呼ぶこともある。
- (C) 生え抜き C…これは学校卒業後、最初の1年間、他企業に就業した経験のあるものを指す。推計に際しては昼間の学校を卒業した場合を C_1 、夜間の学校を卒業した場合を C_2 とした。本稿ではこの区別を推計過程のみにとどめ、分析では C_1 と C_2 とを

加えて C として利用する。以下では「1 年間他企業経験のある生え抜き」と呼ぶこともある。大学卒業者の場合には一浪の大卒を含むことになる。

各種類ごとの生え抜きの推計原則は付表 2 に示した通りである。以下にのべる説明との関係で、一例として生え抜き A のうち旧大・新大卒に関する設定条件を掲げると、1990 年の場合では

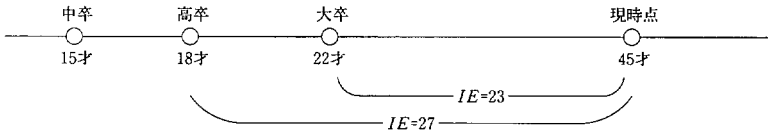
$$\begin{cases} AGE \geq 60, \text{ and } AGE - IE = 22 \text{ の労働者} \cdots \cdots \textcircled{1} \\ AGE \geq 60, \text{ and } AGE - IE = 23 \text{ の労働者} \cdots \cdots \textcircled{2} \\ AGE \leq 59, \text{ and } AGE - IE = 22 \text{ の労働者} \cdots \cdots \textcircled{3} \end{cases}$$

となる。一番下の条件③は、新制大学に現役で入学し、4 年後に卒業したケースである。かれらのうち生え抜きと判定されるのは年齢が 59 歳以下で、かつ年齢と勤続年数との差が 22 歳の条件をみたす人々である。上段の 2 つは旧制の大学卒業者のケースであり、①は旧制中学を 4 年間で卒業したもの、②は 5 年間で卒業したものに対応する。生え抜きは付表 2 の設定条件の下にすべてコンピューターで計算した。

(3) 生え抜き推計上の問題

われわれに利用できるのは最終学歴、年齢、勤続年数の 3 つのデータであり、個々人に関するより詳細な記録は不明である。そのため、生え抜きの推計は所詮不完全なものにならざるをえない。

例えば大卒で 45 歳の労働者の場合 ($AGE = 45$) についてみると、かれの勤続年数が 23 年なら ($IE = 23$)、上記の③の条件に基づいて、われわれはかれを生え抜き A と考える。しかし次頁の図からも明らかなように、かれは高卒後 18 歳で就職し、4 年間の他企業経験の後 22 歳で現在の企業に入社し、その後 23 年間その企業に継続的に就業していたのかもしれない。ただし、かれの最終学歴は大卒であるから、18 歳から 45 歳の間に大



学を卒業していなければならない。したがって、最終学歴よりも低い学歴で卒業可能な場合には、生え抜き A は過大推計となる。ただし、新しい学制の下では、中卒者はそれ以下の学歴での卒業が義務教育制度上不可能なため、上にのべた種類の問題は発生しない。

上の例に戻って、最終学歴が大卒でありながら勤続年数が 27 年の労働者の場合 ($IE=27$)、われわれはかれを夜学出身の生え抜き (生え抜き B) と判定した。かれは高校を 18 歳で卒業した後に就職し、その後 27 年間同じ企業に勤続し続け、その間に夜間大学を卒業したと想定することになる。しかしこの場合に関しても、上図から推察できるように、かれはことによると中学卒業後 15 歳で他企業に就職し、18 歳で現在の企業に入社し、夜間高校と夜間大学とを卒業していたのかもしれない。このような事例は数少ないと思われるが、可能性としては否定できないので、夜学出身の生え抜き (生え抜き B) も過大推計になっている。

(4) 外部経験年数の過小推定について

以上の議論との関係で、外部経験年数 (EE) についての計算上の問題にも触れておこう。外部経験年数は、時間当たり賃金の決定関数を推計する際に、説明変数の 1 つとして利用される。年齢 AGE 、勤続年数 IE 、最終学校卒業年齢 ASL が与えられたとき、外部経験年数は

$$EE = AGE - ASL - IE$$

によって求めることができる。上式を用いて EE を計算するときの設定条件は付表 3 に示した通りである。

付表3の条件をみると、生え抜きAのための設定条件（付表2）と首尾一貫していないところがある。付表3においては、(1)新しい学制の下での卒業者に関する設定条件を優先させ、(2)旧制の卒業者に関しては実際的と思われる条件を考慮した（例えば旧制中学は5年をかけ、17歳で卒業するものが多く、したがって旧制大学の卒業者は23歳のものが多いと仮定してある）。生え抜きの推計に際しては $EE=0$ の条件を考慮できたが、 EE そのものを推計する場合、最早この条件を利用することができない。したがって上の(2)のような実際的な判断を付加せざるをえない。

いま45歳($AGE=45$)で大卒($ASL=22$)の労働者がいたとしよう。もしかれの勤続年数が23年($IE=23$)なら

$$EE=45-22-23=0$$

となる。つまり外部経験年数はゼロ年である。しかし、生え抜きの推計の場合と同様に、もしかれが高卒で就職し、4年間他企業での就業を経験した後に22歳で現在の企業に入社し、そのままその企業に定着していたとしたらどうなるか（かれの最終学歴は大卒だから、夜間大学を卒業したことになる）。 EE の真の値は

$$EE=45-18-23=4$$

とならねばならない。よって EE の値は過小に推定されていることになる。

かりに45歳の大卒労働者の勤続年数が27年($IE=27$)ならどうなるか。われわれの処理は次のようである。かれは大卒だから $ASL=22$ を代入して

$$\begin{cases} EE=45-22-27=-4 \\ \text{if } EE<0, EE=0 \end{cases}$$

とするのが、推計上の原則である。この処理方法は、かれを高卒後就職し、夜間大学を卒業したものと判断して

$$EE=45-18-27=0$$

と計算しているのと同じである。しかしこの場合にも、上でのべたケースと同じ問題がある。もしかれば中卒後就職していたとするなら、 EE の真の値は

$$EE = 45 - 15 - 27 = 3$$

となるべきである。われわれは if $EE < 0$, $EE = 0$ と処理しているため、 EE はやはり過小推計である。

(5) 総括

以上にのべたように、生え抜きか否かの判定や外部経験年数の推計等は、決して満ちうるものではない。正確な値は、個々人の入学、卒業および就業の経過に関して、十分な情報が入手しえない限り不可能である。最近年次になるほど夜学出身者の数は少なくなり、また新旧2つの学制が混在することの影響も小さくなるので、推計誤差をそれほど気にしないでよい。しかし上に指摘した問題が消滅したわけではないので、生え抜き労働者数や外部経験年数の推計値は、第一次接近と理解してもらいたい。

III 生え抜きと昇進

(1) 昇進基準としての在籍年限

職階・非職階の間で賃金、年齢、勤続年数、外部経験年数を比較すると、表3の通りである。1990年の産業計、規模1000人以上、学歴計の男子労働者の場合、以下の諸事実が観察できる。

まず第1に、非職階より職階の方が賃金が高く、職階では（様々な管理階層を含む「その他の職階」を別にして）職長から部長にかけて大幅な格差がある。時間当たり賃金でみると、単位は百円で部長 59.0、課長 46.8、係長 33.1、職長 29.3、非職階計 17.8 であった。

昇進と企業内賃金構造

表3 職階の賃金、労働時間、年齢、勤続年数、外部経験年数および労働者数、産業計、1000人以上、学歴計、男子、1990年

	賃金総額 W (100円)	総実労働時間 H (時間)	時間当り賃金 W/H (100円)	年 齢 AGE (歳)	勤続年数 IE (年)	外 部 経験年数 EE (年)	労働者数 L (人)
部 長	9793.2	166.1	59.0	50.0	25.5	3.5	147,540
課 長	7803.2	166.7	46.8	45.4	23.0	2.2	412,069
係 長	6076.9	183.6	33.1	41.5	20.1	2.1	417,632
職 長	5700.2	194.7	29.3	43.2	23.0	3.1	169,938
そ の 他 職 階	7099.2	174.4	40.7	43.8	21.3	2.8	443,367
職 階 計	7113.6	176.2	40.4	44.1	22.0	2.6	1,590,546
非 職 階 計	3345.9	188.4	17.8	36.1	13.0	4.4	4,115,289
生 産 労 働 者 *	3294.2	190.7	17.3	36.5	15.0	4.3	1,034,224
事 務 ・ 技 術 労 働 者 *	3369.1	192.4	17.5	34.5	12.4	2.5	749,419

資料) 労働省『賃金構造基本統計調査』(特別集計)による。

注1) *は製造業に関するもの

2) 賃金総額は所定内給与、所定外給与、および賞与(12分の1を乗じて月額換算した)の合計である。

非職階計の中から製造業部分のみを取り出し、それを生産労働者と事務・技術労働者にとに2分したところによると、時間当り賃金はそれぞれ17.3、17.5であり、全産業の非職階計の値(17.8)と大差ない。

表3によれば、上位階層ほど一般に年齢が高く、また勤続年数も長い。平均年齢は部長50.0歳、課長45.4歳、係長41.5歳、非職階計36.1歳であり、他方平均勤続年数は部長25.5年、課長23.0年、係長20.1年、非職階計13.0年である。職長は賃金の面からみると係長の下に位置しているが、年齢や勤続年数は係長を上回っている。この点を別にすれば、より高い管理的地位にあるものは、非職階の従業員に比して高年齢者であり、長期勤続者であることが分かる。

しかし部長、課長、係長間の平均勤続年数にはあまり大きな差がみられない。部長と課長の間の勤続年数は2.5年の差、課長と係長の間には2.9年の差があるにすぎない。これは係長どまりのもの、課長どまりのものが、それぞれの地位の平均勤続年数を上げているためと思われる。

外部経験年数は、職階計が2.6年であるのに対して非職階計は4.4年であり、後者のほうが長い。しかし職長を除けば係長→課長→部長となってくつて外部経験年数は長くなる。これは上位階層ほど平均年齢が高まるために生じた対応的現象であろう。

表3の右端に労働者数を示した。マイクロデータの中のどの標本を含め、どの標本を除外するか原則が、『賃構』のそれと必ずしも一致していない。そのため、公表された労働者数との間に若干のギャップが存在する。本稿における標本採否の原則は以下の通りである。

- ① 所定内給与がゼロの標本を除く。
- ② 所定内労働時間がゼロの標本を除く。
- ③ 所定外労働時間がプラス、しかし所定外給与がゼロの標本を除く。
- ④ 所定外労働時間がゼロ、しかし所定外給与がプラスの標本を含む。
(高い管理的地位の人にこのようなケースがあると聞く。)
- ⑤ ボーナスがゼロの標本を含む。
- ⑥ 規模、学歴、性、年齢等が無記入の標本を除く。
- ⑦ 公営企業を含む。
- ⑧ パートタイム労働者を含む。

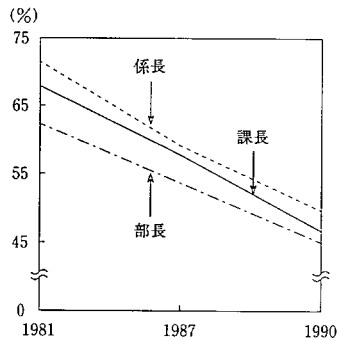
以上のような原則を設けたため、賃金、年齢、勤続年数等は公表の値と若干相違することに注意されたい。

『労働白書』(1992年版, p. 157)によれば在籍年限を昇進基準とする企業の割合は、1981年～1990年の間で大幅に減少している(図2参照)。それでは、その結果として、職階の平均勤続年数は低下したかということ、そうではない。産業計、規模1000人以上、学歴計の男子について1980～1990年の平均勤続年数の変化をみると、部長24.4→25.5年、課長21.5→23.0年、係長19.5→20.1年とすべて上昇している。

また、生え抜きの労働者は入社以来ずっと同じ企業にいた人々であり、

昇進と企業内賃金構造

図2 在籍年限を昇進基準としている企業割合（事務・技術部門）



資料) 労働省『平成4年版 労働経済の分析』（『労働白書』），P157より

同一年齢の労働者の間では勤続年数が長い。したがって管理階層の中で生え抜きのウェイトが高まるほど勤続年数は長くなり、逆にウェイトが低下するにつれて勤続年数は短縮することになる。部長、課長、係長、職長等の地位別に生え抜きの割合を求めると、表4が得られる。一般的な傾向としては、1980～1990年の間で生え抜きの比率が高まっている事実を発見する。1年間の他企業経験のある生え抜きを含む総数（ $A+B+C$ ）のケースを取り上げてみよう。1000人以上規模についてみると、部長のうち生え抜きの占める割合は54%から59%へ、課長では58%から65%へ、係長では62%から66%へ、職長では40%から55%へ、それぞれ上昇していた。規模が小さくなると、管理職における生え抜きの割合は低くなる。しかし時系列的にみれば、1000人以上の場合と同様、生え抜きのウェイトは高まりつつある。

上記の諸事実を考慮すると、在籍年限を昇進基準からはずそうとする企業側の意図にもかかわらず、管理階層ではますます長期勤続者とりわけ生え抜きが拔擢されていることになる。以下では、わが国の内部昇進制において、生え抜きであることが非生え抜きに対してどの程度有利であったか、

表 4 生え抜き登用率, 産業計, 学歴計, 男子

(%)

		1000 人以上			100~999 人		
		A	A+B	A+B+C	A	A+B	A+B+C
部 長	1980	29.8	31.0	53.8	13.8	14.7	25.0
	1985	26.8	27.9	54.6	15.3	16.1	29.0
	1990	30.2	31.3	59.3	17.6	18.8	32.3
課 長	1980	30.5	32.3	58.0	18.3	19.4	34.5
	1985	32.3	33.7	60.9	19.5	20.4	36.4
	1990	36.7	37.9	65.0	22.9	24.0	39.8
係 長	1980	34.8	37.3	62.0	25.5	26.4	43.2
	1985	36.0	37.4	62.9	25.6	26.5	44.3
	1990	40.2	41.6	66.1	25.8	26.7	44.2
職 長	1980	24.7	25.9	40.0	19.8	21.0	33.1
	1985	29.4	30.6	45.8	21.9	23.0	35.5
	1990	37.7	39.2	54.6	26.3	27.2	41.6
その他職階	1980	31.1	32.9	55.8	19.9	20.7	35.9
	1985	33.4	34.8	60.5	23.8	24.6	40.7
	1990	35.5	36.7	61.4	24.1	24.7	41.4

資料) 労働省『賃金構造基本統計調査』(特別集計)による。

注 1) A は生え抜き A (純粹の生え抜き)を示す。

B は生え抜き B (夜学出身の生え抜き)を示す。

C は生え抜き C (一年間の他企業経験のある生え抜き)を示す。

2) 比率は、例ば部長についていえば、部長のうち生え抜きの占める割合である。

また観察期間内においてその有利性にいかなる変化が生じていたかを、事実即して明らかにしよう。

(2) 職階の年齢別労働者構成

まず初めに、各管理階層の年齢別分布を観察することから議論を出發させる。分析対象は規模 1000 人以上の男子労働者に限定する。内部昇進制が支配するのは規模の大きな企業だからである。

表5 管理職の学歴別平均年齢，産業計，1000人以上，男子，1990年

	小学・新中卒 (1)	旧中・新高卒 (2)	旧大・新大卒 (3)	(1)－(3)	(2)－(3)
	歳	歳	歳	歳	歳
部 長	53.0	50.7	49.7	+ 3.3	+1.0
課 長	50.4	47.2	43.9	+ 6.5	+3.3
係 長	48.7	43.4	37.6	+11.1	+5.8
職 長	46.7	42.0	36.1	+10.6	+5.9

資料) 労働省『賃金構造基本統計調査』(特別集計)より。

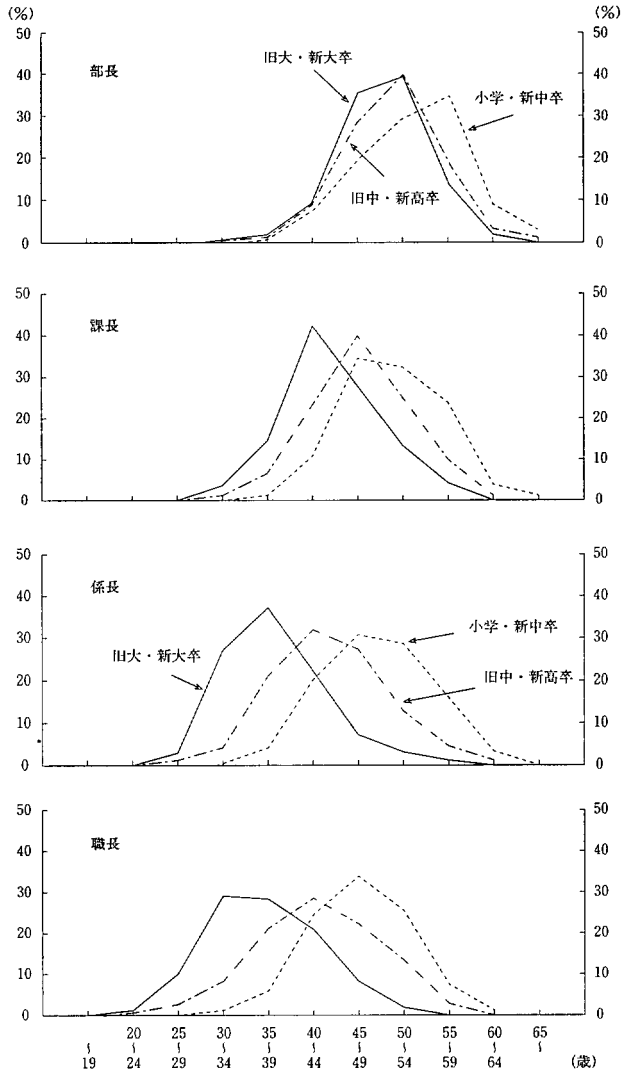
i) 1990年の管理階層別学歴別分布

それぞれの管理的地位には、人生の体験まで含めてそれに相応しい経験が必要である、と考えられることが多い。確かに、図3にみるように、上位階層ほど高年齢層がその地位に就いている。ホワイトカラーに関しては比較的多くの種類の仕事を経験させるという慣行（ジェネラリストの養成）があり、それによって高い地位に高年齢者が就く傾向は強められているように思われる。

ある管理的地位に就くには経験のみでなく学歴も重要である。図3にも明らかだが、学歴の高いものは、低いものに比べて、同一の地位に就く年齢が若い。つまり昇進の速度が速い。表5に計算したように、部長の平均年齢は小学・新中卒と旧大・新大卒との間に3.3歳の差、課長の場合は6.5歳の差、係長の場合は11.1歳の差、職長では10.6歳の差が存在し、一般に下位の管理階層ほど学歴間の平均年齢は拡大する。

学歴水準を高めることによって、構想力・原理の応用力・変化への適応力は高められる。下位の管理的地位になるほど、それに必要とされる実際の経験は学歴によって容易に代替しうるものとなる。そのため、高学歴者のほうが速く職長や係長に昇進できる。しかし上位階層では学歴による代替可能性が低下する。つまり学歴でカバーしえない実際の経験がより多く必要とされる。その結果として、学歴間の平均年齢の差は小さくなるので

図3 管理職の年齢別・学歴別労働者構成，産業計，1000人以上，男子，1990年



資料) 労働省「賃金構造基本統計調査」(特別集計)より

昇進と企業内賃金構造

表 6 男子有業者および男子管理職の学歴別労働者構成，全産業，1000人以上
(単位：%)

	小学・新中卒	旧中・新高卒	高専・短大卒	旧大・新大卒 (含大学院卒)	計
男子有業者(1992年)	8.8	49.7	5.9	35.6	100.0
男子職階					
部長(1990年)	1.0	21.5	2.6	75.0	100.0
課長(1990年)	2.4	38.1	2.8	56.8	100.0
係長(1990年)	6.8	51.5	4.3	37.4	100.0
職長(1990年)	33.4	59.4	1.6	5.6	100.0

資料) 男子有業者に関する比率は総務庁統計局『就業構造基本調査』による

男子職階に関する比率は労働省『賃金構造基本統計調査』(特別集計)による。

あろう。

表 6 によれば、職長の場合を除いて、上位階層ほど高学歴者が大きなウェイトを占めている。1000 人以上の企業についてみると、男子有業者のうち大卒の割合は 35.6% にすぎないが、部長の場合には 75.0% が大卒である。この比率は課長で 56.8%，係長で 37.4% となり、次第に低下する。職長は例外的な事例で、低学歴者を中心に大きく開かれた管理的ポジションである。係長、課長、部長等の管理階層についてみると、低学歴者は単に昇進の速度が遅いだけでなく、上位階層に到達する可能性も小さいことが分かる。

もう一度表 5 をみよう。部長職の平均年齢は学歴間であり大きな違いがなく、50 歳前後である。小学・新中卒の場合、係長の平均年齢は 48.7 歳、部長のそれは 53.0 歳であり、その間 4.3 歳の差しかない。しかし旧大・新大卒の場合には係長の平均年齢が 37.6 歳、部長のそれが 49.7 歳であって、12.1 歳の年齢差がある。これは、低学歴者の場合一旦係長になると、その後はトントン拍子で部長にまで昇進することを意味するものではない。小学・新中卒の係長の平均年齢が 48.7 歳と高いことは、係長に昇進するまでの下積み期間や、係長になってからそこにとどまる在職年数が、

表7 管理職の平均年齢の変化, 産業計, 1000人以上, 男子

	旧中・新高卒			旧大・新大卒		
	1980	1990	変化分	1980	1990	変化分
	歳	歳	歳	歳	歳	歳
部 長	49.1	50.7	+1.6	48.4	49.7	+1.3
課 長	45.4	47.2	+1.8	42.4	43.9	+1.5
係 長	41.4	43.4	+2.0	36.7	37.6	+0.9
職 長	39.2	42.0	+2.8	33.7	36.1	+2.4

資料) 表5と同じ。

高学歴者に比して著しく長いことを示すとみてよい。そして恐らく、多くの小学・新中卒業者は、係長どまりで定年を迎えるのであろう。その結果、小学・新中卒の係長の平均年齢は非常に高くなる。同じことは低学歴の課長にも妥当すると思われる。

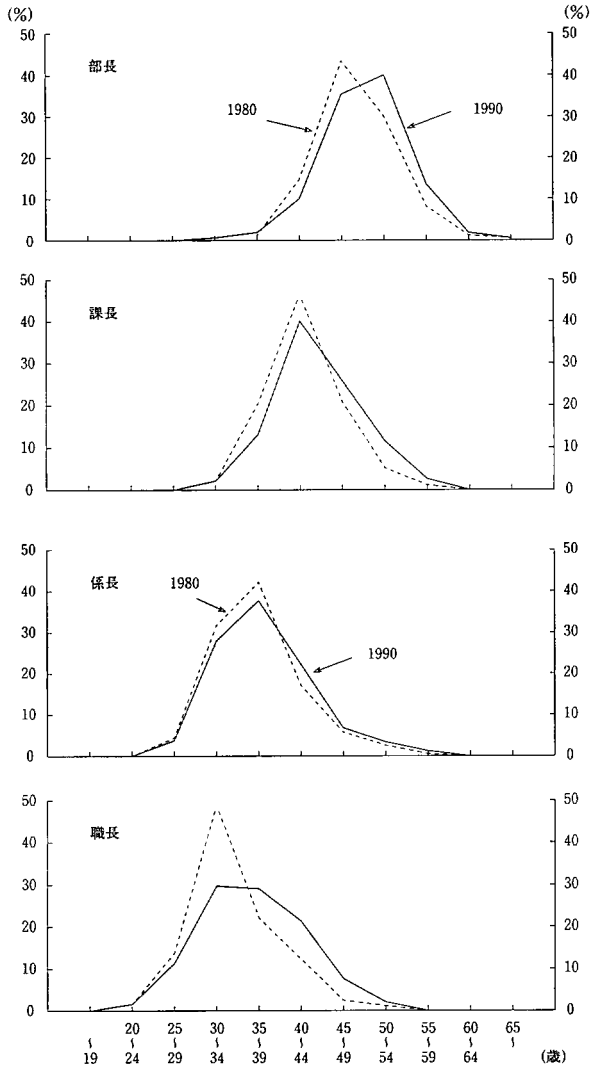
ii) 1980年と1990年の分布のシフト

石油危機以後経済成長率が鈍化し、他方働き手の高齢化が進行し、ポスト不足の問題が生じた。規模1000人以上の大卒男子と高卒男子とについて年齢別分布の変化をみたのが図4-A, 4-Bである。いずれの場合も1990年の分布は全体として1980年の分布の右側にあり、昇進速度の遅れを発見できる。

表7の平均年齢をみると、昇進の遅れはすべての管理階層で発見されるが、職長の遅れが一番大きい。また高卒のみでなく大卒にも遅れがみられるが、大卒よりも高卒のほうで昇進の遅れが大きい。例えば部長の場合、大卒では48.4歳から49.7歳への1.3歳の遅れであるが、高卒では49.1歳から50.7歳への1.6歳の遅れとなっている。低学歴者の昇進は一般に高学歴者のそれより遅いが、そればかりではない。ポスト不足によって昇進がより大きく遅らされたのも、低学歴者であった。

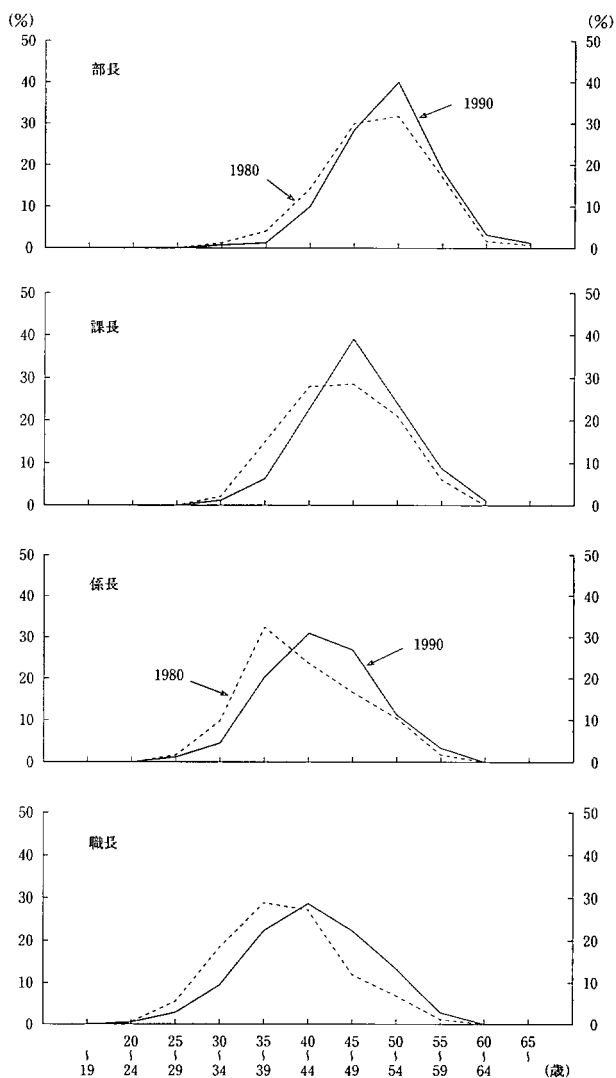
昇進と企業内賃金構造

図4-A 管理職の年齢別労働者構成の変化、産業計、1000人以上、大卒男子



資料) 図3に同じ。

図4-B 管理職の年齢別労働者構成の変化, 産業計, 1000人以上, 高卒男子



資料) 図3に同じ。

(3) 生え抜きと非生え抜きの昇進速度

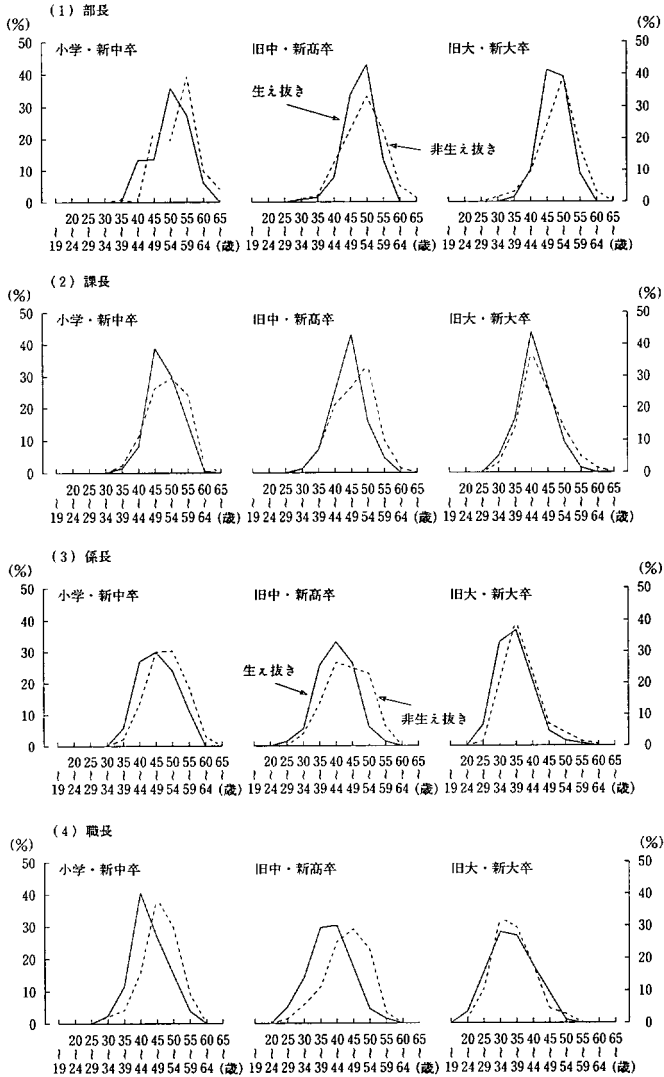
i) 生え抜きと非生え抜きの年齢別分布の相違

ここで生え抜きというのは前にのべた生え抜き A, 同 B, 同 C, の合計であり, それと非生え抜きとを比較したのが図 5-A, 5-B である. 1990 年についてみると, 実線で示した生え抜きの分布は破線で示した非生え抜きの分布の左方に位置しており, 生え抜きの方が非生え抜きより昇進速度が速いことを示している.

表 8 の平均年齢の比較からも, 生え抜きに対する非生え抜きの昇進の遅れを確認できる. 前出の表 6 でみたように, 職長以外では小学・新中卒の管理者のウェイトは小さいので, この点に注意しながら表 8 を読むことにしよう. この表をみると, 1980 年よりも 1990 年のほうが概して生え抜き・非生え抜き間の年齢差は小さくなっている. 生え抜きにせよ非生え抜きにせよ, すべての管理職において 1980~1990 年の間に平均年齢は上昇していた. それゆえ, 生え抜き・非生え抜き間の年齢差の縮小は, 実は非生え抜きの平均年齢の上昇よりも生え抜きの平均年齢の上昇のほうが著しかったこと, すなわち元々昇進の遅い非生え抜きより, 昇進の速い生え抜きの昇進速度が遅らされ, その結果生え抜き・非生え抜き間の年齢差が縮まったことになる. この点は後でもう一度触れる機会がある.

表 8 から発見されるもう 1 つの興味深い事実は, 上位の管理層より下位の管理層のほうで, 生え抜きと非生え抜きとの間の年齢差が大きい事実である. 例えば旧中・新高卒についてみると, 1980 年では部長+2.1 歳, 課長+3.5 歳, 係長+4.6 歳, 職長+5.1 歳となり, また 1990 年でも+1.2 歳, +1.6 歳, +3.1 歳, +5.1 歳, の順である. 大卒のウェイトの小さい職長を除けば, 旧大・新大卒についても同様の事実が発見される. 恐らく判断力や体力からみて, 上位管理層において非生え抜きの年齢を大きく高めるのは賢明でない, との判断が存在しているのではないだろうか. その結果,

図5-A 生え抜き管理職と非生え抜き管理職の年齢別分布、産業計、1000人以上、男子、1990年



昇進と企業内賃金構造

図5-B 生え抜き管理職と非生え抜き管理職の年齢別分布、産業計、1000人以上、男子、1980年

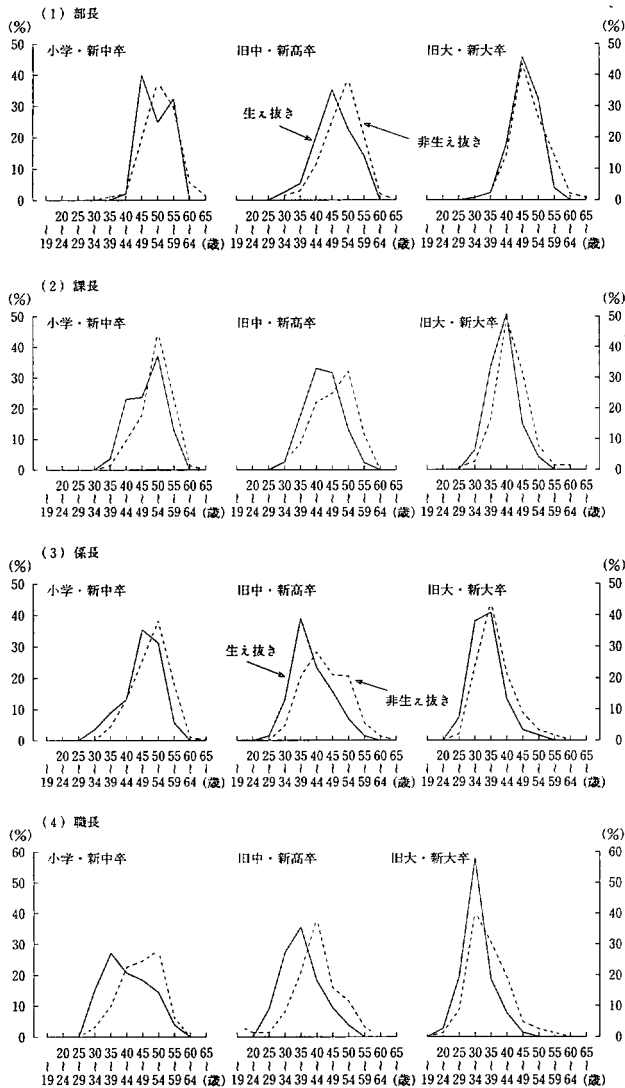


表8 管理職の生え抜き・非生え抜き別平均年齢，産業計，1000人以上，男子

	1980			1990		
	生え抜き (A+B+C)	非生え 抜き	年齢差	生え抜き (A+B+C)	非生え 抜き	年齢差
	歳	歳	歳	歳	歳	歳
部長：小学・新中卒	51.3	52.3	+1.0	51.8	54.2	+2.4
旧中・新高卒	48.0	50.1	+2.1	50.3	51.5	+1.2
旧大・新大卒	47.8	49.4	+1.6	49.2	50.4	+1.2
課長：小学・新中卒	48.4	50.6	+2.2	50.0	50.7	+0.7
旧中・新高卒	44.1	47.6	+3.5	46.7	48.3	+1.6
旧大・新大卒	41.4	43.7	+2.3	43.4	44.8	+1.4
係長：小学・新中卒	47.0	48.8	+1.8	47.4	49.8	+2.4
旧中・新高卒	39.9	44.5	+4.6	42.6	45.7	+3.1
旧大・新大卒	35.8	38.2	+2.4	36.9	38.7	+1.8
職長：小学・新中卒	41.6	45.6	+4.0	44.6	48.0	+3.4
旧中・新高卒	36.8	41.9	+5.1	40.1	45.2	+5.1
旧大・新大卒	32.4	35.7	+3.3	36.0	36.3	+0.3

資料) 表5と同じ。

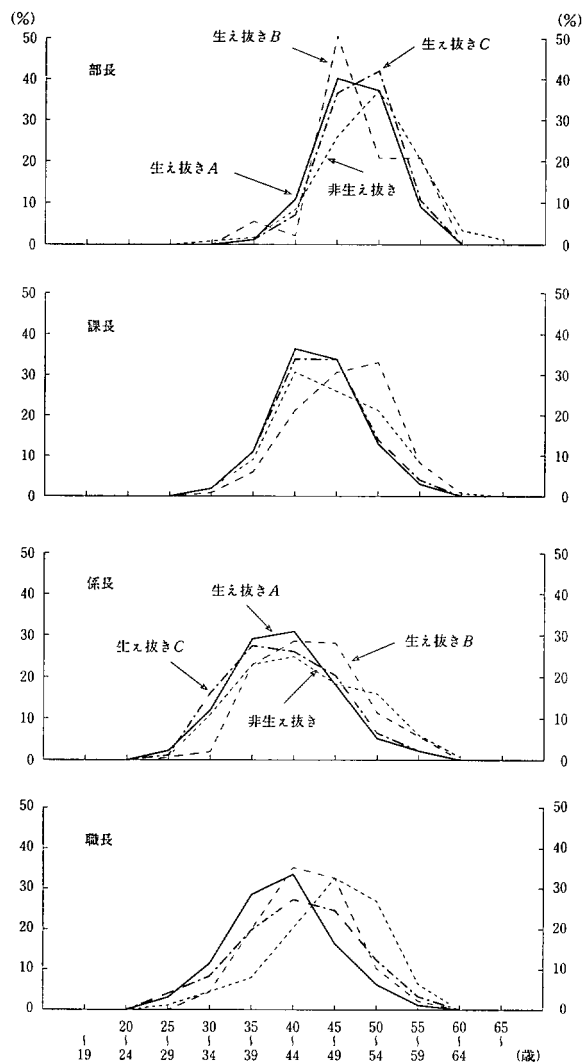
上位階層では生え抜きと非生え抜きとの年齢差が小幅に維持されることになったと思われる。表8にみるように、生え抜きと非生え抜きとの間で昇進速度に大きな差が生じるのは主として下位の管理層においてである。上位のポストになるほど、生え抜きか否かと関係なく、能力に重点を置いた人材配置が行われていたことになる。

ii) 生え抜きの種類別にみた管理職の年齢別分布

いままでの議論では、生え抜きA、同B、同Cの3者をすべて合計して、それと非生え抜きとを比較してきた。図6-A、6-Bや表9では、生え抜きの種類別に昇進速度の違いが観察できる。生え抜きAは純粹の生え抜き、生え抜きBは夜学出身の生え抜き、生え抜きCは1年間他企業経験のある生え抜きである。

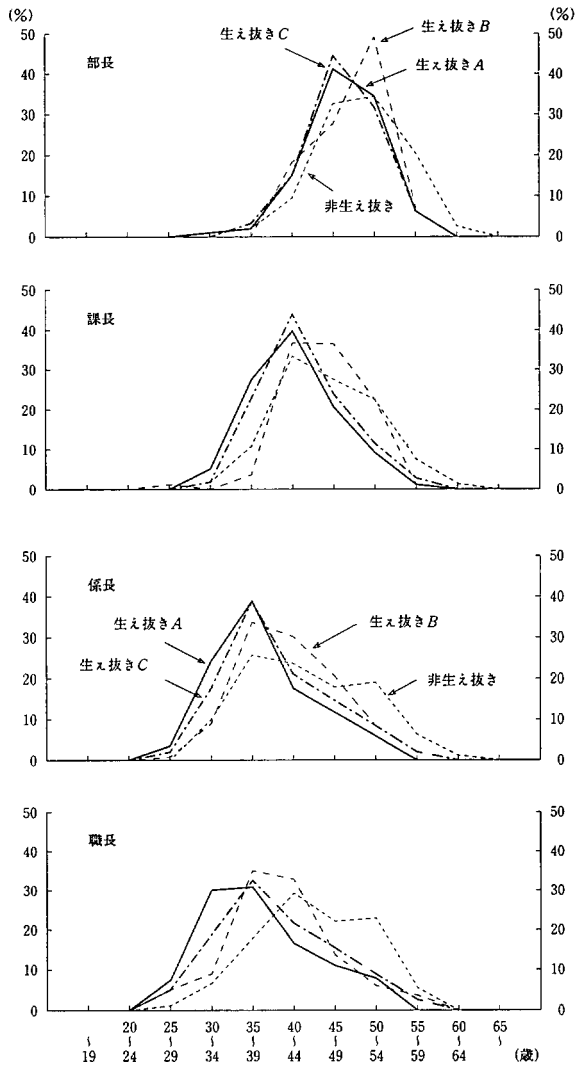
昇進と企業内賃金構造

図6-A 生え抜きの種類別にみた管理職の年齢別分布、産業計、1000人以上、学歴計、男子、1990年



資料) 図3に同じ。

図6-B 生え抜きの種類別にみた管理職の年齢別分布、産業計、1000人以上、学歴計、男子、1980年



資料) 図3に同じ。

昇進と企業内賃金構造

表9 管理職の生え抜き種類別平均年齢,
産業計, 1000人以上, 学歴計, 男子

	1980	1990	変化分
	歳	歳	歳
部長: 生え抜き A	48.1	49.2	+1.1
B	49.0	49.0	0.0
C	48.1	49.9	+1.8
非生え抜き	50.3	50.8	+0.5
課長: 生え抜き A	42.2	44.7	+2.5
B	46.1	47.8	+1.7
C	43.5	45.0	+1.5
非生え抜き	46.0	46.2	+0.2
係長: 生え抜き A	38.4	40.6	+2.2
B	41.1	43.7	+2.6
C	39.8	40.8	+1.0
非生え抜き	43.3	42.9	-0.4
職長: 生え抜き A	37.6	40.2	+2.6
B	40.4	43.7	+3.3
C	39.7	42.1	+2.4
非生え抜き	44.2	46.0	+1.8

資料) 表5と同じ。

1990年および1980年の2枚の図をみると、一般的傾向として生え抜きAの分布は生え抜きCの分布と重なるか、あるいは多少その左方に位置し、生え抜きBの分布はAやCの分布の右方にあつて、非生え抜きの分布に接近している。

この点は表9からも平均年齢の差としてより明瞭に確認できる。1990年の部長を唯一の例外として、

生え抜きAの年齢 $\leq$ 生え抜きCの年齢 $<$ 生え抜きBの年齢となる。生え抜きBは一般には非生え抜きより平均年齢が多少若く、昇進速度が速いようである。しかし1980・1990両年の課長や1990年の係長のように、非生え抜きより僅かであるが平均年齢の高い場合もみられる。

われわれは、すでに、昇進の遅い非生え抜きよりも、昇進の速い生え抜きのほうで、昇進速度が遅らされている事実を指摘したが、この点は生え抜きを細分した場合にも確認することができる。1980年と1990年の間の平均年齢の変化を表9でみると、部長の生え抜きBを例外として、非生え抜きよりも生え抜きA、B、Cそれぞれのほうで、平均年齢がより一層高まっている。例えば課長の場合についてみると、非生え抜きの平均年齢の年次間における変化分は+0.2歳であるが、生え抜きAは+2.5歳、Bは+1.7歳、Cは+1.5歳であった。どの種類の生え抜きで昇進が最も遅れたかに関しては、一概になんともいえない。部長では生え抜きC、課長では生え抜きA、係長では生え抜きB、そして職長では生え抜きBである。

iii) 夜学卒業は昇進を速めるか

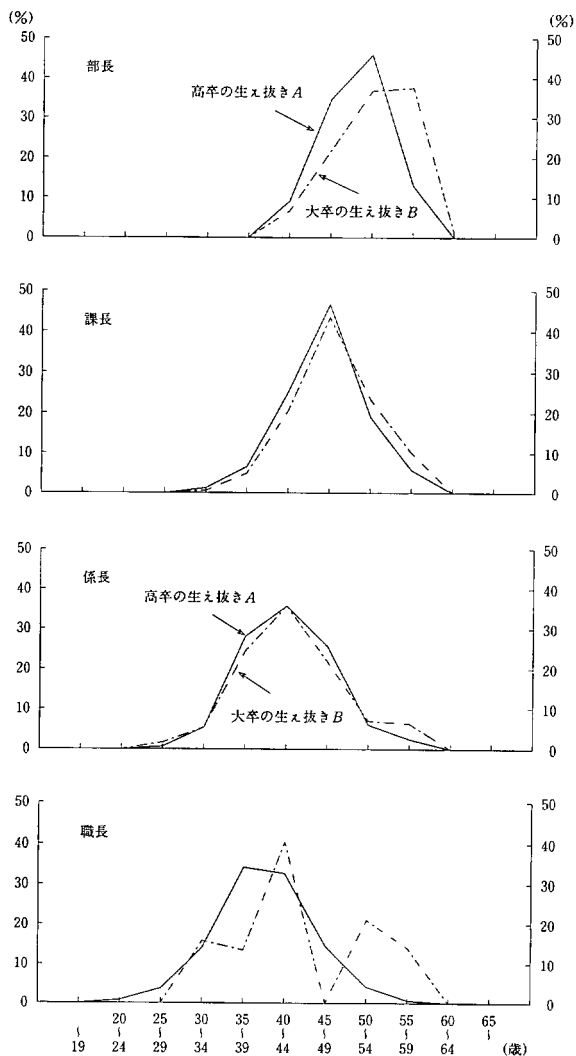
夜間大学に通学し、大学出身者となることが、昇進の速度にどの程度影響するかを、もう少し詳細に検討しよう。そのためには、「高卒の生え抜きA」と「大卒の生え抜きB」とを比較すればよい。両者はともに入社時点での学歴が高校卒業であるが、後者（「大卒の生え抜きB」）は入社後に夜間大学を出身した人々である。図7-A、7-Bには部長、課長、係長、職長のそれぞれについて、高卒の生え抜きAの分布と大卒の生え抜きBの分布とが示してある。1990年の産業計、1000人以上の男子についてみると、管理階層別の労働者数は

		高卒の生え抜き A	大卒の生え抜き B
部	長	13,134 ^人	617 ^人
課	長	77,408	2,580
係	長	106,918	2,580
職	長	44,368	117

となる。部長や職長では大卒の生え抜きBの数が非常に少ない。それゆ

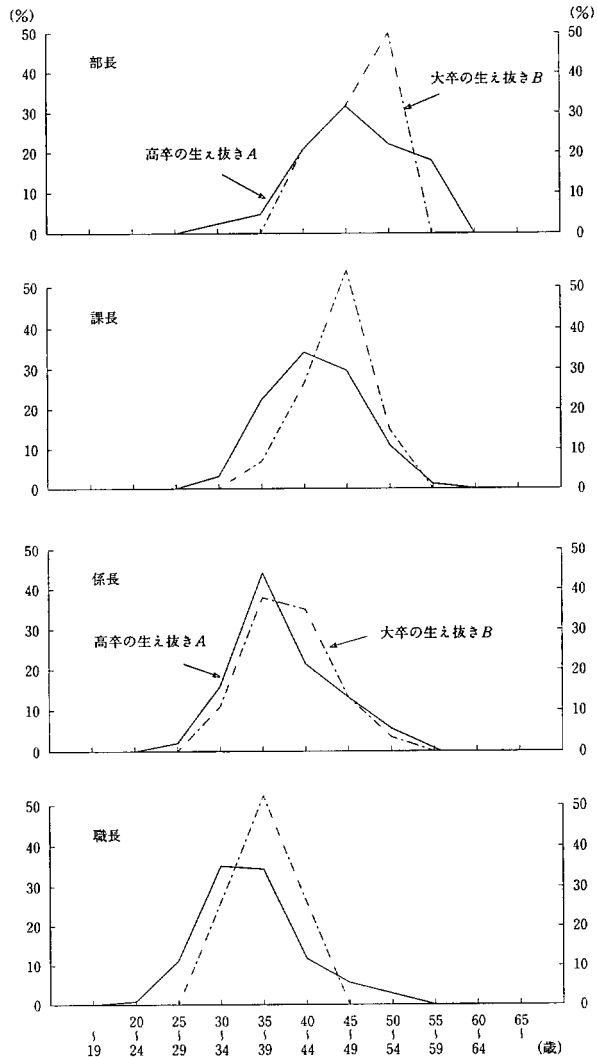
昇進と企業内賃金構造

図 7-A 夜間大学出身の昇進速度に及ぼす影響、産業計、入社時高卒の男子、1990年



資料) 図 3 に同じ。

図7-B 夜間大学出身の昇進速度に及ぼす影響、産業計、入社時高卒の男子、1980年



資料) 図3に同じ。

表 10 夜学出身の生え抜きの得失, 産業計, 1000 人以上, 男子

	1980			1990		
	高卒の生え抜き A	大卒の生え抜き B	年齢差	高卒の生え抜き A	大卒の生え抜き B	年齢差
部 長	47.9 歳	48.3 歳	+0.4 歳	50.0 歳	52.1 歳	+2.1 歳
課 長	43.2	46.0	+2.8	46.4	47.1	+0.7
係 長	39.0	39.6	+0.6	42.0	42.3	+0.3
職 長	35.4	36.9	+1.5	39.1	42.7	+3.6

資料) 表 5 と同じ

え人数の多い課長や係長を中心に分析したほうが安全であろう。

まず 1990 年についてみると、課長や係長では高卒の生え抜き A と大卒の生え抜き B の分布は大変よく似ている。多少高卒の生え抜き A が昇進で有利なようにみえるが、大きな差はみられない。これに対して部長や職長では明らかに高卒の生え抜き A のほうが大卒の生え抜き B より昇進面で有利である。1980 年についてみると、すべての管理的地位において高卒の生え抜き A が大卒の生え抜き B より速く昇進していることが分かる。

以上の点は、平均年齢を比較した表 10 から明らかなである。一般的な傾向としては、夜間大学の通学によって、かえって高卒就職者の昇進速度が遅れてしまう。年齢差をみると 1980 年では課長の 2.8 歳が最も大きく、1990 年では職長の 3.6 歳が最大である。この事実は、夜学に通学するために仕事を早く打ち切り、残業が出来ないこと、他の従業員との付き合いが無くなり意志の疎通に欠けること等が、企業忠誠心や和の精神の欠如と受け取られ、昇進にかえって不利に作用していることを示唆するように思われる。

表 10 によれば、高卒の生え抜き A も大卒の生え抜き B も、すべての管理的地位で平均年齢を高め、昇進速度が遅くなっていた。このうち部長や職長では、1980 年より 1990 年のほうで、高卒の生え抜き A と大卒の生

え抜き B との間の年齢差が拡大していた（部長では 0.4 歳から 2.1 歳へ、職長では 1.5 歳から 3.6 歳へ年齢差が開いている）。このことは大卒の生え抜き B の昇進がより一層遅れたことを意味する。つまり、高齢化によるポスト不足の影響は、大卒の生え抜き B （夜間大学出身の生え抜き）がより強く受けたことになる。ただし、これはいずれも夜間大学出身の労働者数が極端に少ないポジションについての話であり、注意を要する。それに反して夜間大学出身者の多い課長や係長では、例えば課長にみるように（表 10 参照）、1980 年に 2.8 歳の差が存在したが、1990 年には 0.7 歳の差となっており、昇進速度の差が縮小している。もし 1980 年の年齢差（2.8 歳）を 1990 年に仮定するなら、夜間大学出身の課長の平均年齢は 49.2 歳（ $=46.4+2.8$ ）となり、ほとんど 50 歳に接近してしまう。仕事の内容からみてそれを遅すぎるとする判断が作用し、大卒の生え抜き B の昇進速度の遅れが軽減されたのかもしれない。

以上の分析によれば、同じ高卒後就職の生え抜きでも、夜間大学の出身者は非出身者に比して昇進速度が遅い。しかし、かれらが同一の管理階層に到達した場合に、賃金の面でも夜間大学出身の生え抜きが不利な扱いを受けているかという点、そうではない。表 11 は、管理階層ごとに、高卒の生え抜き A の賃金と大卒の生え抜き B の賃金とを年齢別に比較したものである。ほとんどの年齢階級において、大卒の生え抜き B の賃金が高卒の生え抜き A の賃金を上回っている。両者の勤続年数は同じだから、各年齢階級における賃金格差の主要な部分は教育水準の違いに帰着させることができよう。表には、参考までに、大卒の生え抜き A の賃金も掲げておいた。それは、いくつかの年齢階級で大卒の生え抜き B の賃金より低い点、そこには勤続年数の差（昼間部の大卒者は高卒者より勤続年数が短い）が影響していることに注意されたい。

昇進と企業内賃金構造

表 11 夜学大学出身の時間当り賃金への影響，産業計，

1000 人以上，男子，1990 年

(単位，百円)

年 齢	部 長			課 長		
	高卒の生 え抜き A	大卒の生 え抜き B	大卒の生 え抜き A	高卒の生 え抜き A	大卒の生 え抜き B	大卒の生 え抜き A
—19	—	—	—	—	—	—
20—24	—	—	—	—	—	—
25—29	—	—	29.6	13.7	13.9	14.0
30—34	26.0	—	22.8	20.2	30.9	22.3
35—39	28.5	—	28.5	27.6	19.6	29.0
40—44	29.9	52.3	33.2	29.6	32.8	31.5
45—49	37.0	41.2	39.3	32.6	35.4	35.3
50—54	40.3	45.0	41.7	33.9	37.2	36.7
55—59	40.3	49.2	41.1	34.1	35.9	39.8
60—64	—	—	51.7	—	—	21.7
65—	—	—	46.5	—	—	—
合 計	38.1	46.0	39.4	31.7	34.2	31.9

年 齢	係 長			職 長		
	高卒の生 え抜き A	大卒の生 え抜き B	大卒の生 え抜き A	高卒の生 え抜き A	大卒の生 え抜き B	大卒の生 え抜き A
—19	—	—	—	—	—	—
20—24	10.2	—	—	10.3	—	11.2
25—29	15.9	18.2	19.0	13.7	—	13.4
30—34	19.6	20.5	19.6	17.1	13.7	16.3
35—39	22.2	22.2	23.2	19.5	17.6	18.6
40—44	24.5	26.2	24.8	21.8	19.0	23.2
45—49	26.9	27.6	29.0	24.0	—	32.5
50—54	28.9	28.4	29.1	25.0	37.5	22.1
55—59	28.5	30.6	28.2	22.6	29.7	—
60—64	—	21.7	—	—	—	—
65—	—	—	—	—	—	—
合 計	24.3	25.3	22.4	20.3	23.2	19.2

資料) 労働省『賃金構造基本統計調査』(特別集計)による。

注) —は労働者が存在しないことを示す。

iv) 1年間の他企業経験が昇進速度に及ぼす影響

生え抜き C は現在の企業に入社する前に1年間他の企業を経験したことのある、いわば「準生え抜き」である。前に指摘したように、学歴計の生え抜き種類別の分析(図6-A, 6-B および表9)において、純粹の生え抜き(生え抜き A)と1年間他企業経験のある生え抜き(生え抜き C)とを比較すると、平均年齢は前者が低いものの、あまり大きな差がないことを見出した。しかし生え抜き C の中には、最初の年に大学受験に失敗した一浪の純粹生え抜きが含まれている。したがって、1年間の他企業経験が昇進に及ぼす影響をみるには、学歴計のデータでは不十分である。

1年間の他企業経験が昇進速度にどれほどの不利益をもたらすかをみるには、浪人の存在を無視できる高卒者を対象に、生え抜き A と生え抜き C とを比較するのがよい。生え抜きの推計の箇所でも指摘しておいたが、高卒の生え抜き C は、昼間の高校(全日制高校)の卒業者の場合(生え抜き C_1)と夜間の高校(定時制高校)の卒業者の場合(生え抜き C_2)とを含む。高卒の生え抜き A は全日制高校の卒業者であるから、厳密には高卒の生え抜き C_1 と比較するのがよい。しかし1990年についてみると(産業計, 1000人以上, 高卒男子のケース),

		総数 C	夜間高校卒業者 C_2	C_2/C
		人	人	%
部	長	6,341	182	2.9
課	長	33,669	538	1.6
係	長	46,454	1005	2.2
職	長	17,757	655	3.7

となり、夜間高校卒業の管理職従事者はその数が極めて少なく、その存在の影響はほとんど度外視できる。それゆえ以下では高卒の生え抜き A と高卒の生え抜き C (C_1 と C_2 との和)とを比較することにした。

表 12 1年間の他企業経験の得失、産業計、1000人以上、高卒男子

	1980				1990			
	生え抜き A	生え抜き C	非生え 抜き	C-A	生え抜き A	生え抜き C	非生え 抜き	C-A
	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳	歳
部 長	47.9	47.9	50.1	0.0	50.0	51.0	51.5	+1.0
課 長	43.2	45.4	47.6	+2.2	46.4	47.4	48.3	+1.0
係 長	39.0	41.1	44.5	+2.1	42.0	43.9	45.7	+1.9
職 長	35.4	38.7	41.9	+3.3	39.1	42.2	45.2	+3.1

資料) 表5と同じ。

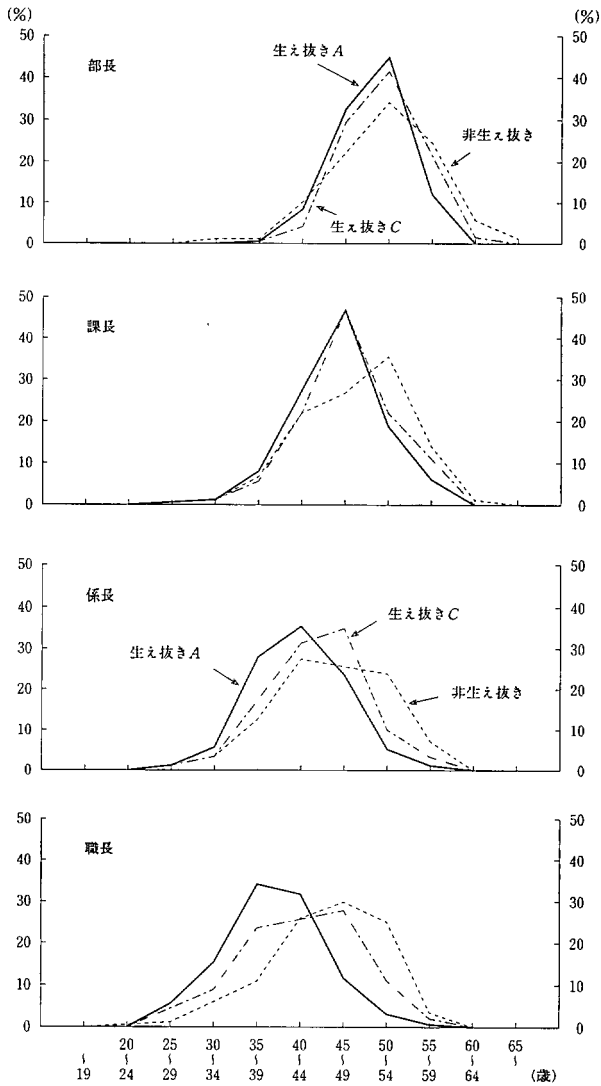
注) C-A は生え抜き C の平均年齢と生え抜き A の平均年齢との差を示す。

図8-A、8-Bをみると、分布の位置は生え抜きA、生え抜きC、非生え抜きの順で少しずつ右方へずれている。つまり高卒の生え抜きCは非生え抜きよりも昇進速度が速いものの、生え抜きAよりは昇進が遅い。

表12によれば、1990年の場合、部長および課長では1.0歳の遅れ、係長では1.9歳の遅れ、職長では3.1歳の遅れであった。1980年では部長に昇進の遅れはみられないが、他の管理職では1990年の場合よりやや大きな遅れが存在していた。すなわち課長では2.2歳の遅れ、係長では2.1歳の遅れ、職長では3.3歳の遅れがみられる。つまり1年間の他企業経験が昇進に及ぼす不利益はこの10年間に全体として軽減されてきたといえる。

表12が示すように、1年間の他企業経験をペナルティとして昇進速度が1年以上遅らされているのは、上位の管理階層よりもむしろ下位階層においてである。ホワイトカラーにとって係長はより上位のポジションに就くための最初の関門である。そこをパスすれば、上位の管理職への昇進にとって他企業経験はさしたる障害にならないようである。1990年の部課長では、1年間の他企業経験は、せいぜい1年の昇進の遅れとなっているにすぎない。1980年の部長の場合のように、他企業経験が昇進速度にま

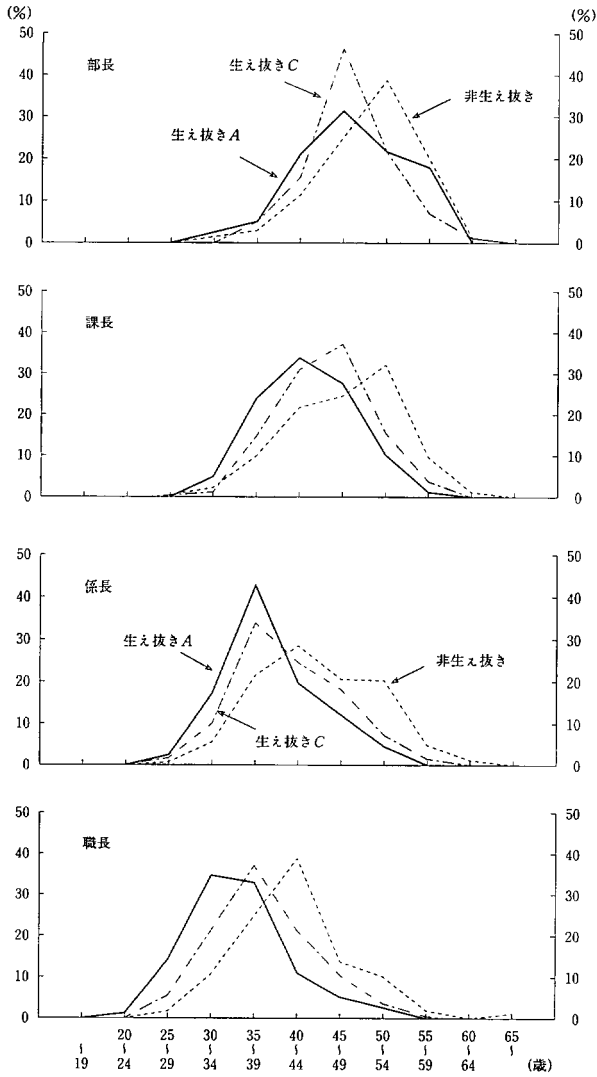
図8-A 1年の他企業経験が昇進に及ぼす影響、産業計、入社時高卒の男子、1990年



資料) 図3に同じ。

昇進と企業内賃金構造

図8-B 1年の他企業経験が昇進に及ぼす影響、産業計、入社時高卒の男子、1980年



資料) 図3に同じ。

表 13 1 年間の他企業経験が時間当たり賃金に与える影響,
産業計, 1000 人以上, 男子, 1990 年

年 齢	部 長		課 長		係 長		職 長	
	高卒の生 え抜き A	高卒の生 え抜き C	高卒の生 え抜き A	高卒の生 え抜き C	高卒の生 え抜き A	高卒の生 え抜き C	高卒の生 え抜き A	高卒の生 え抜き C
—19	—	—	—	—	—	—	—	—
20—24	—	—	—	—	10.2	8.4	10.3	9.5
25—29	—	—	13.7	16.6	15.9	12.9	13.7	11.9
30—34	26.0	40.8	20.2	24.9	19.6	19.2	17.1	15.7
35—39	28.5	22.7	27.6	26.6	22.2	20.8	19.5	19.0
40—44	29.9	26.6	29.6	29.3	24.5	23.5	21.8	20.7
45—49	37.0	36.1	32.6	32.5	26.9	26.6	24.0	23.5
50—54	40.3	37.1	33.9	33.2	28.9	26.9	25.0	25.3
55—59	40.3	38.7	34.1	33.4	28.5	28.1	22.6	22.3
60—64	—	30.6	—	—	—	31.3	—	—
65—	—	—	—	—	—	—	—	—
合 計	38.1	36.5	31.7	31.7	24.3	24.3	20.3	20.7

資料) 労働省『賃金構造基本統計調査』(特別集計)による。

注) —は労働者が存在しないことを示す。

まったく影響しないことさえありうる。生え抜きと非生え抜きとの比較の場合にも指摘したが、上位管理層になるほど実力に応じた人材登用が行われ、1年間の他企業経験による昇進面での損失は小さくなる。

表 13 は、純粹の生え抜き (A) と 1 年間他企業経験のある生え抜き (C) との間で、賃金を年齢別に比較したものである。この表は、若干の例外を除いて、生え抜き A の賃金が生え抜き C の賃金より高いことを示す。僅かな相違であるが、これは 1 年間の勤続年数の差を反映するものである。

v) 昇進が遅れたのは生え抜きか、それとも非生え抜きか

近年の低成長と団塊の世代の中老年化とによって、ポスト不足が生じていることは、よく知られているが、それによって昇進が遅れたのは生え抜

表 14 管理職の生え抜き・非生え抜き別平均年齢，産業計，
1000人以上，学歴計，男子

	生え抜き (A+B+C)			非生え抜き			生え抜きと非生え 抜きとの年齢差	
	1980	1990	変化分	1980	1990	変化分	1980	1990
部 長	48.1 ^歳	49.5 ^歳	+1.4 ^歳	50.3 ^歳	50.8 ^歳	+0.5 ^歳	+2.2 ^歳	+1.3 ^歳
課 長	42.9	44.9	+2.0	46.0	46.2	+0.2	+3.1	+1.3
係 長	39.1	40.8	+1.7	43.3	42.9	-0.4	+4.2	+2.1
職 長	38.4	40.8	+2.4	44.2	46.0	+1.8	+5.8	+5.2

資料) 表 5 と同じ。

注) 生え抜きと非生え抜きとの年齢差は，非生え抜きの平均年齢から生え抜きの平均年齢を差し引いた差を示す

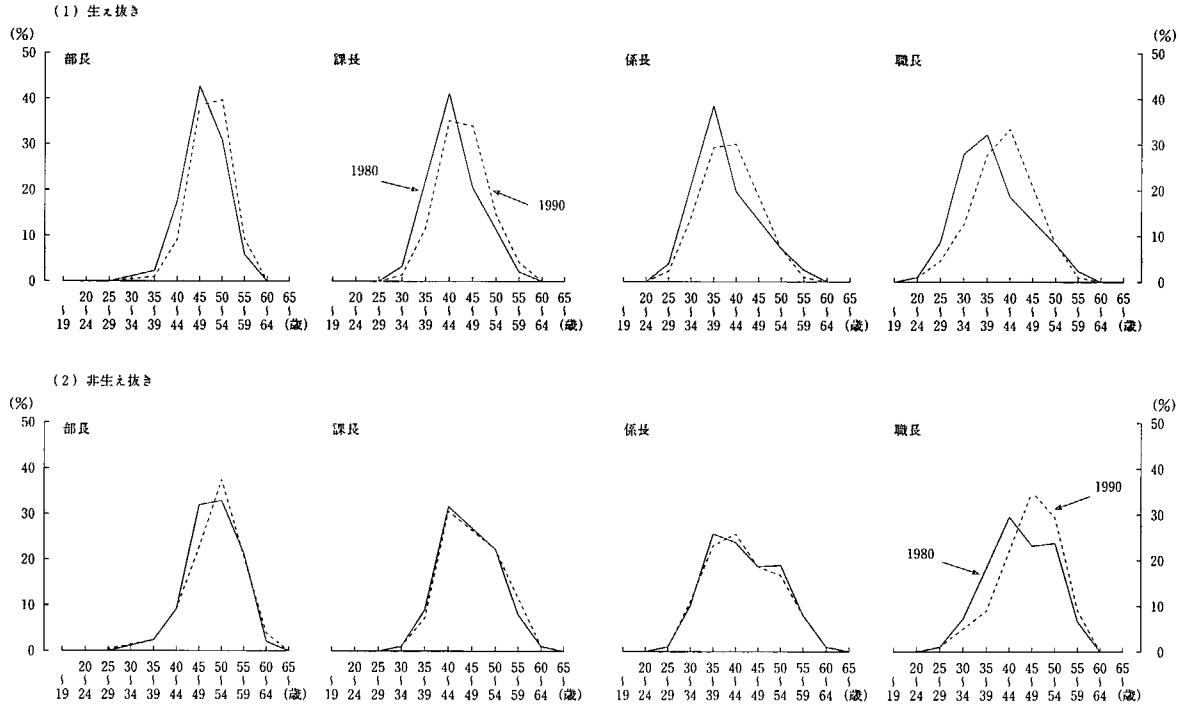
きか，それとも非生え抜きか。あるいは両者ほぼ同じ程度に遅れたのであるのか。この点は図 5-A，5-B や表 8 との関連で前にも触れた議論であるが，ここでは学歴計のデータを用いて簡潔に表現してみよう。

次頁に掲げた図 9 で上段が生え抜き，下段が非生え抜きである。生え抜きでは部長，課長，係長，職長のすべてにおいて，1980 年から 1990 年にかけて分布が右方にシフトし，昇進年齢の上昇（昇進速度の遅れ）が観察される。しかし下段の非生え抜きでは部長や職長で遅れはあるものの，課長や係長の分布は時点間でほとんど不変である。

それゆえ上記の設問に対しては，生え抜きも非生え抜きも昇進は遅れているが，生え抜きのほうで遅れはより全面的である，とのべなければならない。表 14 の平均年齢の 1980—1990 年間における変化分からも，同じ結果が得られる。部長の場合についてみると，非生え抜きでは 0.5 歳平均年齢が高まったにすぎないが，生え抜きでは 1.4 歳の上昇である。同様の傾向が他の管理職にも観察できる。

なぜこのようなことが生じたのか。非生え抜きはすでに生え抜きよりも昇進が遅い。したがって，かれらの昇進をより一層遅らせるのは，インセ

図9 生え抜き・非生え抜き別にみた管理職の年齢別構成の変化、産業計、1000人、学歴計、男子



ンティブの面からも、年齢に相応しい能力発揮の面からも、実行困難との判断が存在したかもしれない。そのような判断の結果として、生え抜きの昇進速度のほうが遅らされ、表 14 から明らかなように、生え抜きと非生え抜きとの年齢差が縮小したのである。これを管理階層別にみると（表 14 の右端の欄を参照のこと）、部長では 1980 年の 2.2 歳から 1990 年の 1.3 歳へ、課長では 3.1 歳から 1.3 歳へ、係長では 4.2 歳から半減して 2.1 歳へ、職長では 5.8 歳から 5.2 歳への、年齢差の縮小が発生した。前掲の表 8 では学歴の差を考慮したためやや不明瞭であったが、表 14 では学歴計での観察であり、結果はより一層単純化されている。

（4）観察結果の要約

以上では、『賃構』の特別集計に基づき、生え抜きと非生え抜きとの間で昇進速度にどの程度の差異がみられるか、また時間的にいかなる変化が発見されるかを検討してきた。観察された主要な事実を要約すれば、下記の通りである。

- ① 1980—90 年では、全体として管理職に占める生え抜きの割合が上昇している（表 4、併せて表 2 も参照されたい）。
- ② 部長・課長・係長・職長の各管理階層別にみると、生え抜きの平均年齢は非生え抜きの平均年齢よりも若い（表 8）。つまり生え抜きは非生え抜きに比して各管理層に到達する昇進速度が速い。
- ③ しかし、生え抜きと非生え抜きとの間で平均年齢に大きな差がみられるのは、主として下位の管理層においてである（表 8）。この事実、上位のポストほど生え抜きか否かと無関係に、能力に重点を置いた人材の登用が行われていることを示唆する。
- ④ 人口の高齢化、団塊の世代の中高年化、経済成長率の鈍化の中でポスト不足が生じ、各管理階層で平均年齢が高まっている。平均年齢の上

昇は生え抜き・非生え抜きの双方に観察される（表 8 および表 14）。

- ⑤ 子細に観察すると、年次間で興味深い変化が見出される。すなわち、
- （イ） 生え抜きのほうが非生え抜きよりも平均年齢が大きく上昇しており、かれらの昇進速度の遅れが目立つ（表 8 および表 14）。その結果、各ポジションにおける生え抜き・非生え抜き間の年齢差は縮小した。
 - （ロ） 学校卒業直後の 1 年間の他企業経験は昇進に不利に作用するが、課長・係長・職長のクラスでは、近年この不利益が緩和されつつある（表 12）。

これから分かるように、非生え抜きや他企業経験者に対する差別的処遇は後退しつつあり、われわれはこの事実を日本的雇用慣行の変質に連なる前兆と解釈することができる。

IV 職階・非職階別の賃金構造分析

（1） 本節のテーマ

前節までの分析では、より高い管理的地位が年齢の高いものや勤続年数の長いものによって占められていること、また生え抜きが非生え抜きよりも速く昇進することなどを明らかにした。

本節では職階・非職階別に企業内賃金構造の分析を行う。勤続年数の長短や生え抜きか否かによって、到達できる管理階層のレベルや昇進の速度が左右されるので、長期勤続者や生え抜き労働者は当然より高い賃金を受けとることができる。前節までの議論との関係で吟味すべき論点の 1 つは、同一の管理的ポジションに位置する労働者の賃金が生え抜きか否かによって特別な影響を受けているかどうかである。

表 15 は、45～49 歳の男子労働者に対象を限定して、管理上の地位別に

昇進と企業内賃金構造

表 15 生え抜き・非生え抜き別の賃金、勤続年数および外部経験年数、産業計、1000 人以上、45～49 歳の男子

		(A) 旧大・新大卒				
		時間当り 賃金 W/H (100 円)	年 齢 AGE (歳)	勤続年数 IE (年)	外 部 経験年数 EE (年)	労働者数 L (人)
部長	生え抜き	59.6	47.4	24.9	0.5	26,378
	非生え抜き	56.9	47.4	20.2	5.1	12,391
課長	生え抜き	52.0	47.0	24.5	0.6	36,558
	非生え抜き	49.7	46.8	20.2	4.6	25,338
係長	生え抜き	40.7	46.7	24.9	0.4	5,256
	非生え抜き	40.1	46.9	20.2	4.7	4,749
職長	生え抜き	45.4	47.9	25.9	0.4	335
	非生え抜き	33.8	46.6	17.6	7.1	326

		(B) 旧中・新高卒				
		時間当り 賃金 W/H (100 円)	年 齢 AGE (歳)	勤続年数 IE (年)	外 部 経験年数 EE (年)	労働者数 L (人)
部長	生え抜き	56.8	47.7	29.4	0.3	6,350
	非生え抜き	47.0	47.4	21.9	7.5	2,563
課長	生え抜き	48.4	46.9	28.7	0.3	49,987
	非生え抜き	44.3	47.2	23.4	5.8	11,270
係長	生え抜き	38.1	46.7	28.4	0.4	42,261
	非生え抜き	34.7	47.1	23.3	5.8	15,104
職長	生え抜き	34.0	46.8	28.7	0.4	11,207
	非生え抜き	32.1	47.3	24.0	5.4	10,601

資料) 労働省『賃金構造基本統計調査』(特別集計)より。

注 1) 時間当り賃金は所定外給与および賞与を含む賃金総額を総実労働時間で除した値。

2) 生え抜きは、生え抜き A、同 B、同 C の 3 者の合計である。

生え抜きか否かが賃金に及ぼす影響をみたものである。大卒の職長や高卒の部長のように大きな差異のみられるケースもあるが、しかし全体としてあまり大きな差は存在しない。年齢がコントロールされているため、勤続年数と外部経験年数との和はほぼ一定だが、それぞれの年数が異なる。生え抜き・非生え抜き間に発見される賃金格差の一部は、勤続年数や外部経験年数の差異に帰着しうるかもしれない。もし、生産力に及ぼす効果の点で企業が勤続年数と外部経験年数とを等しく評価しているなら、表 15 における生え抜き・非生え抜き間の賃金格差は勤続年数や外部経験年数の違いによって影響されないはずである。しかし、例えば企業が勤続年数を外部経験年数よりも高く評価しているなら、表 15 に示される生え抜き・非生え抜き間の賃金格差は勤続年数の差を強く反映することになる。なぜなら、生え抜きは非生え抜きよりも勤続年数が長いからである。いずれにせよ、以下の分析は、生え抜きか非生え抜きかも説明変数の 1 つに含めて進められる。

(2) データとモデルの推定結果

i) データ

データは『賃構』の個票で、1990 年の分を使用した。産業計を中心とし、これを職階（部長、課長、係長、職長、その他職階）と非職階とに分けた。製造業についての推定結果も一部利用するが、それは、この産業の場合、非職階を生産労働者と事務・技術労働者にと更に分割できるからである。

ii) 諸変数

W = 賃金総額（月間所定内賃金 + 月間所定外賃金 + 賞与 / 12, 単位百円 / 月）

H = 月間総実労働時間（単位、時間）

$SZ=1000$ 人以上は 1, 他は 0 のダミー

ED_1 =旧中・新高卒は 1, 他は 0 のダミー

ED_2 =高専・短大卒は 1, 他は 0 のダミー

ED_3 =旧大・新大卒は 1, 他は 0 のダミー

AGE =年齢 (1 歳きざみ)

IE =勤続年数 (あるいは内部経験年数, 1 年きざみ)

EE =外部経験年数 (1 年きざみ)

F_1 =生え抜き A を 1, 他を 0 とするダミー

F_2 =生え抜き総数 ($A+B+C$) を 1, 他を 0 とするダミー

EE の推計方法は第 II 節で詳細にのべたので, ここでは再説を省く. 職種別データを利用する場合と異って, 残念ながら経験年数を説明変数に追加することができない.

iii) モデル

$$\begin{aligned} \ln W/H = & a_0 + a_1 SZ \\ & + \{a_2 + a_3 SZ\} \cdot ED_1 \\ & + \{a_4 + a_5 SZ\} \cdot ED_2 \\ & + \{a_6 + a_7 SZ\} \cdot ED_3 \\ & + \{a_8 + a_9 SZ\} \cdot EE \\ & + \{a_{10} + a_{11}SZ\} \cdot EE^2 \\ & + \{a_{12} + a_{13}SZ\} \cdot IE \\ & + \{a_{14} + a_{15}SZ\} \cdot IE^2 \\ & + \{a_{16} + a_{17}SZ\} \cdot AGE \\ & + \{a_{18} + a_{19}SZ\} \cdot AGE^2 \\ & + \{a_{20} + a_{21}SZ\} \cdot F_1 \\ & + \{a_{22} + a_{23}SZ\} \cdot F_2 \end{aligned}$$

ここで $\ln W/H$ は時間当たり賃金の自然対数値である。最終学校卒業年齢を ASL として

$$AGE = ASL + EE + IE$$

なる制約が存在するため、上記のモデルをそのまま推定できない。そこで、 IE と EE とを考慮する V. Stoikov 型のモデル（以下では $IE \cdot EE$ モデルと呼ぶ）と、 IE と AGE とを考慮するモデル（以下では $IE \cdot AGE$ モデルと呼ぶ）とを検討することにする。それぞれについて F_1 を採用する場合と F_2 を採用する場合の推定結果を掲げる。

$IE \cdot EE$ モデルと $IE \cdot AGE$ モデルの中間に、全就業経験年数（ $IE + EE$ ）を考慮する $IE \cdot (IE + EE)$ モデルも考えられる。しかし $IE + EE$ を就業経験と考えるのは1つの解釈であって、年齢別生活費保障の観点からは、学校卒業後一人前になってからの経過年数という解釈もありうる。それゆえ、ここでは、より一層対比が明確な $IE \cdot EE$ モデルと $IE \cdot AGE$ モデルとに限りて推定を試みた。

上でものべたように、本稿の分析はそれぞれの管理的地位を何年勤めてきたか（管理職経験年数）、あるいは各職種を何年こなしてきたか（職種経験年数）を示す変数を考慮していない。とくに前者は現在のところまったく利用不可能である。それゆえ年齢の上昇は管理職経験年数や職種経験年数の上昇がもたらす効果と未分離であり、年齢上昇の純粋な効果を検出するに至っていない。

iv) モデルの推定結果

表 16 の $A \sim G$ は産業計の男子労働者に関する推定結果、表 17 の $A \sim I$ は製造業の男子労働者に関する推定結果である。女子は当対象外とした。

表 16 および 17 において、*印を付したパラメーター推定値は通常の基準（5%）で統計的に有意でないことを示す。例外はあるが、いずれのモ

デルの場合も規模ダミー（SZ）との交互作用部分を除いて、ほとんどのパラメーター推定値が統計的に有意である。

$IE \cdot EE$ モデルの $\bar{R}^2$ と $IE \cdot AGE$ モデルの $\bar{R}^2$ とを管理的地位ごとに比較すると、 $IE \cdot EE$ モデルよりも $IE \cdot AGE$ モデルのほうが多少高目である。唯一の例外は産業計の部長の場合で、ここでは $IE \cdot EE$ モデルのほうが $\bar{R}^2$ が僅かばかり高い。しかし製造業の部長では $IE \cdot AGE$ モデルがより高い $\bar{R}^2$ を与えた。また AGE と SZ との交互作用部分を除けば、 AGE および AGE^2 のパラメーター推定値はすべて統計的に有意である。以上の事実は、 AGE を説明変数に採用したモデルを度外視できないことを示している。

モデルの当てはまりを $\bar{R}^2$ で比較してみよう。 $IE \cdot EE$ モデルにせよ $IE \cdot AGE$ モデルにせよ、また産業計にせよ製造業にせよ、上位階層になるほどモデルの当てはまりが悪くなり、逆に管理的地位が低くなるにつれて $\bar{R}^2$ が高まる傾向がみられる。つまり上位階層の賃金では、モデルに含まれる変数以外に重要な働きをする要因が存在すること、本稿のモデルはそれらの要因を除外していることが、 $\bar{R}^2$ の比較から明らかになる。

産業計では職長の $\bar{R}^2$ が非職階計のそれより高くなっている。職長は生産労働者を管理するためのポストであり、 $\bar{R}^2$ の順位の逆転は分析対象となる産業の構成内容の相違を主として反映するものと思われる。この点は範囲を製造業に限定することによって確かめることができる。表 17 の製造業についてみると、職長の $\bar{R}^2$ は非職階計のそれよりも明らかに低い。

(3) 推定結果を利用した分析

i) 生え抜きの効果

年齢が 45 歳である大卒の労働者を想定してみよう。勤続年数が上昇するにつれてかれの時間当たり賃金も高まるので、68 頁のような右上がりの

表 16-A 回帰方程式の推定結果, 産業計, 男子労働者, 1990 年

変 数	部 長 (標本数 361,180)			
	IE・EE モデル		IE・AGE モデル	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>const.</i> a_0	3.05138	3.04802	0.86893	0.88856
<i>SZ</i> a_1	0.62246	0.58326	0.82270	0.79550
ED_1 a_2	0.14514	0.14372	0.12779	0.13056
<i>SZ</i> a_3	-0.03164*	-0.02836*	-0.00830*	-0.00744*
ED_2 a_4	0.19452	0.18972	0.17371	0.17879
<i>SZ</i> a_5	-0.04093*	-0.03840*	-0.00226*	0.00208*
ED_3 a_6	0.43185	0.42607	0.38912	0.39567
<i>SZ</i> a_7	-0.09915	-0.09351*	-0.04020*	-0.03716*
<i>EE</i> a_8	0.02037	0.02120	—	—
<i>SZ</i> a_9	-0.00346*	-0.00035*	—	—
EE^2 a_{10}	-0.00048	-0.00049	—	—
<i>SZ</i> a_{11}	-0.00019	-0.00026	—	—
<i>IE</i> a_{12}	0.00563	0.00579	-0.00061*	-0.00084*
<i>SZ</i> a_{13}	-0.01879	-0.01786	-0.01499	-0.01492
IE^2 a_{14}	0.00022	0.00021	0.00021	0.00024
<i>SZ</i> a_{15}	0.00035	0.00034	0.00047	0.00047
<i>AGE</i> a_{16}	—	—	0.09745	0.09721
<i>SZ</i> a_{17}	—	—	-0.01017*	-0.00880*
AGE^2 a_{18}	—	—	-0.00095	-0.00096
<i>SZ</i> a_{19}	—	—	0.00001*	-0.00001*
F_1 a_{20}	0.06809	—	0.00582*	—
<i>SZ</i> a_{21}	-0.03829	—	-0.02662	—
F_2 a_{22}	—	0.05599	—	-0.02784
<i>SZ</i> a_{23}	—	-0.00668*	—	-0.00909*
R^2	0.3507	0.3505	0.3496	0.3504

注 1) *印は t 値が 1960 未満であることを示す

2) $SZ=1000$ 人以上は 1, 他は 0 のダミー, $ED_1=旧中・新高卒は 1$, 他は 0 のダミー; $ED_2=高専・短大卒は 1$, 他は 0 のダミー, $ED_3=旧大・新大卒は 1$, 他は 0 のダミー; $EE=$ 外部経験年数, $IE=$ 内部経験年数, $AGE=$ 年齢; $F_1=$ 純粋の生え抜き (生え抜き A) を 1, 他は 0 のダミー; $F_2=$ 全体の生え抜き ($A+B+C$) を 1, 他は 0 のダミー.

3) 被説明変数はボーナスを含む賃金総額を総実労働時間で割った値の自然対数値である.

昇進と企業内賃金構造

表 16-B 回帰方程式の推定結果, 産業計, 男子労働者, 1990 年

変 数	課 長 (標本数 830,772)			
	IE・EE モデル		IE・AGE モデル	
	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>const.</i> a_0	2.69246	2.71535	1.03962	1.09798
<i>SZ</i> a_1	0.24823	0.22609	-0.10322*	-0.15744*
<i>ED</i> ₁ a_2	0.16825	0.16609	0.13705	0.14069
<i>SZ</i> a_3	-0.03141*	-0.03026*	-0.01237*	-0.01635*
<i>ED</i> ₂ a_4	0.24903	0.24161	0.20979	0.21246
<i>SZ</i> a_5	-0.09149	-0.08718	-0.06424	-0.06892
<i>ED</i> ₃ a_6	0.41309	0.40669	0.35051	0.35643
<i>SZ</i> a_7	-0.09167	-0.08891	-0.05862	-0.06684
<i>EE</i> a_8	0.01518	0.01315	—	—
<i>SZ</i> a_9	-0.00814	-0.00590	—	—
<i>EE</i> ² a_{10}	-0.00029	-0.00024	—	—
<i>SZ</i> a_{11}	0.00025	0.00020	—	—
<i>IE</i> a_{12}	0.02078	0.02035	0.00818	0.00872
<i>SZ</i> a_{13}	0.01595	0.01632	0.00566	0.00508
<i>IE</i> ² a_{14}	-0.00001*	-0.00000*	0.00011	0.00012
<i>SZ</i> a_{15}	-0.00037	-0.00038	-0.00012	-0.00013
<i>AGE</i> a_{16}	—	—	0.08078	0.07866
<i>SZ</i> a_{17}	—	—	0.01810	0.02014
<i>AGE</i> ² a_{18}	—	—	-0.00081	-0.00080
<i>SZ</i> a_{19}	—	—	-0.00021	-0.00022
<i>F</i> ₁ a_{20}	0.05830	—	0.03427	—
<i>SZ</i> a_{21}	-0.04192	—	-0.02216	—
<i>F</i> ₂ a_{22}	—	0.02169	—	-0.00367*
<i>SZ</i> a_{23}	—	-0.00729*	—	0.01196*
$\bar{R}^2$	0.4261	0.4248	0.4360	0.4353

表 16-C 回帰方程式の推定結果, 産業計, 男子労働者, 1990 年

変 数	係 長 (標本数 803,138)			
	<i>IE</i> ・ <i>EE</i> モデル		<i>IE</i> ・ <i>AGE</i> モデル	
	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>const.</i> a_0	2.49034	2.49240	1.34922	1.37042
<i>SZ</i> a_1	0.20763	0.21477	-0.04237*	-0.04415*
<i>ED</i> ₁ a_2	0.13258	0.13239	0.09974	0.10108
<i>SZ</i> a_3	-0.03431	-0.03711	-0.03207	-0.03456
<i>ED</i> ₂ a_4	0.21909	0.21850	0.17113	0.17329
<i>SZ</i> a_5	-0.06528	-0.07305	-0.06335	-0.07072
<i>ED</i> ₃ a_6	0.33040	0.32976	0.25801	0.26104
<i>SZ</i> a_7	-0.05491	-0.06420	-0.05189	-0.06094
<i>EE</i> a_8	0.01373	0.01349	—	—
<i>SZ</i> a_9	-0.00024*	-0.00095*	—	—
<i>EE</i> ² a_{10}	-0.00024	-0.00023	—	—
<i>SZ</i> a_{11}	0.00004*	0.00006*	—	—
<i>IE</i> a_{12}	0.02933	0.02932	0.01265	0.01307
<i>SZ</i> a_{13}	0.00878	0.00865	-0.00051*	-0.00065*
<i>IE</i> ² a_{14}	-0.00016	-0.00016	0.00006	0.00006
<i>SZ</i> a_{15}	-0.00022	-0.00022	-0.00006*	-0.00006*
<i>AGE</i> a_{16}	—	—	0.06300	0.06206
<i>SZ</i> a_{17}	—	—	0.01401	0.01422
<i>AGE</i> ² a_{18}	—	—	-0.00066	-0.00065
<i>SZ</i> a_{19}	—	—	-0.00013	-0.00013
<i>F</i> ₁ a_{20}	0.00414*	—	-0.00330*	—
<i>SZ</i> a_{21}	0.03289	—	0.03415	—
<i>F</i> ₂ a_{22}	—	0.00085*	—	-0.01003*
<i>SZ</i> a_{23}	—	0.02441	—	0.03035
$\bar{R}^2$	0.4324	0.4317	0.4429	0.4424

昇進と企業内賃金構造

表 16-D 回帰方程式の推定結果, 産業計, 男子労働者, 1990 年

変 数		職 長 (標本数 307,106)			
		IE・EE モデル		IE・AGE モデル	
		(13)	(14)	(15)	(16)
<i>const.</i>	a_0	2.25514	2.25075	1.04977	1.06363
<i>SZ</i>	a_1	0.08400	0.10492	0.33243	0.37309
ED_1	a_2	0.11109	0.10939	0.08100	0.08075
<i>SZ</i>	a_3	-0.02336	-0.02387	-0.01845	-0.01247*
ED_2	a_4	0.22732	0.22430	0.18820	0.18754
<i>SZ</i>	a_5	-0.04555*	-0.04624*	-0.05501	-0.04470*
ED_3	a_6	0.30694	0.30206	0.21916	0.21792
<i>SZ</i>	a_7	-0.04642	-0.04691	-0.03352	-0.02187*
<i>EE</i>	a_8	0.01831	0.01899	—	—
<i>SZ</i>	a_9	-0.00305*	-0.00639	—	—
EE^2	a_{10}	-0.00034	-0.00035	—	—
<i>SZ</i>	a_{11}	-0.00006*	0.00003*	—	—
<i>IE</i>	a_{12}	0.04219	0.04216	0.02173	0.02206
<i>SZ</i>	a_{13}	0.01915	0.01932	0.01737	0.01861
IE^2	a_{14}	-0.00041	-0.00041	-0.00015	-0.00015
<i>SZ</i>	a_{15}	-0.00044	-0.00044	-0.00040	-0.00039
<i>AGE</i>	a_{16}	—	—	0.06958	0.06901
<i>SZ</i>	a_{17}	—	—	-0.01348	-0.01494
AGE^2	a_{18}	—	—	-0.00073	-0.00072
<i>SZ</i>	a_{19}	—	—	0.00017	0.00017
F_1	a_{20}	0.04167	—	0.02274	—
<i>SZ</i>	a_{21}	-0.02357	—	-0.02321	—
F_2	a_{22}	—	0.03690	—	0.01054*
<i>SZ</i>	a_{23}	—	-0.03874	—	-0.03339
$\bar{R}^2$		0.6046	0.6041	0.6171	0.6171

表 16-E 回帰方程式の推定結果, 産業計, 男子労働者, 1990 年

変 数	その他職階 (標本数 868,728)			
	IE・EE モデル		IE・AGE モデル	
	(17)	(18)	(19)	(20)
<i>const.</i> a_0	2.14279	2.14113	0.53125	0.59463
SZ a_1	-0.01810*	-0.03254*	-0.04969*	-0.14450*
ED_1 a_2	0.28478	0.28501	0.22457	0.22976
SZ a_3	-0.00420*	-0.00846*	-0.00173*	-0.01501*
ED_2 a_4	0.44478	0.44224	0.37009	0.37503
SZ a_5	-0.10769	-0.12168	-0.10604	-0.13260
ED_3 a_6	0.61858	0.61476	0.48646	0.49423
SZ a_7	0.04355	0.03405	0.05466	0.02610*
EE a_8	0.03088	0.03109	—	—
SZ a_9	-0.01155	-0.00943	—	—
EE^2 a_{10}	-0.00052	-0.00052	—	—
SZ a_{11}	0.00042	0.00038	—	—
IE a_{12}	0.03923	0.03926	0.01224	0.01321
SZ a_{13}	0.02975	0.03005	0.01890	0.01734
IE^2 a_{14}	-0.00016	-0.00017	0.00013	0.00013
SZ a_{15}	-0.00071	-0.00072	-0.00052	-0.00054
AGE a_{16}	—	—	0.09042	0.08781
SZ a_{17}	—	—	0.00184*	0.00565*
AGE^2 a_{18}	—	—	-0.00088	-0.00086
SZ a_{19}	—	—	0.00002*	-0.00001*
F_1 a_{20}	0.06066	—	0.01478	—
SZ a_{21}	0.02203	—	0.06333	—
F_2 a_{22}	—	0.04413	—	-0.01980
SZ a_{23}	—	0.03635	—	0.09387
$\bar{R}^2$	0.5035	0.5021	0.5159	0.5153

表 16-F 回帰方程式の推定結果, 産業計, 男子労働者, 1990 年

変 数	職階計 (標本数 3,170,924)			
	<i>IE</i> ・ <i>EE</i> モデル		<i>IE</i> ・ <i>AGE</i> モデル	
	(21)	(22)	(23)	(24)
<i>const.</i> a_0	2.20032	2.20576	0.46063	0.51927
<i>SZ</i> a_1	0.03474	0.01976*	-0.18543	-0.25161
<i>ED</i> ₁ a_2	0.26246	0.26130	0.20434	0.20768
<i>SZ</i> a_3	0.00175*	-0.00098*	0.00419*	-0.00446*
<i>ED</i> ₂ a_4	0.40554	0.40043	0.32201	0.32529
<i>SZ</i> a_5	-0.04357	-0.05090	-0.03869	-0.05561
<i>ED</i> ₃ a_6	0.60700	0.60187	0.46973	0.47525
<i>SZ</i> a_7	0.02771	0.02102	0.03659	0.01668
<i>EE</i> a_8	0.03033	0.02989	—	—
<i>SZ</i> a_9	-0.00740	-0.00517	—	—
<i>EE</i> ² a_{10}	-0.00046	-0.00045	—	—
<i>SZ</i> a_{11}	0.00030	0.00025	—	—
<i>IE</i> a_{12}	0.03561	0.03559	0.00784	0.00860
<i>SZ</i> a_{13}	0.02103	0.02117	0.00792	0.00684
<i>IE</i> ² a_{14}	-0.00010	-0.00011	0.00015	0.00016
<i>SZ</i> a_{15}	-0.00047	-0.00047	-0.00022	-0.00024
<i>AGE</i> a_{16}	—	—	0.09483	0.09253
<i>SZ</i> a_{17}	—	—	0.01270	0.01527
<i>AGE</i> ² a_{18}	—	—	-0.00090	-0.00088
<i>SZ</i> a_{19}	—	—	-0.00011	-0.00013
<i>F</i> ₁ a_{20}	0.06010	—	0.02266	—
<i>SZ</i> a_{21}	0.00266*	—	0.02979	—
<i>F</i> ₂ a_{22}	—	0.03715	—	-0.01033
<i>SZ</i> a_{23}	—	0.02479	—	0.05798
$\bar{R}^2$	0.4876	0.4863	0.5032	0.5026

表 16-G 回帰方程式の推定結果, 産業計, 男子労働者, 1990 年

変 数		非職階計 (標本数 8,259,852)			
		<i>IE</i> ・ <i>EE</i> モデル		<i>IE</i> ・ <i>AGE</i> モデル	
		(25)	(26)	(27)	(28)
<i>const.</i>	a_0	2.10209	2.11649	1.20479	1.26663
<i>sz</i>	a_1	0.10120	0.09008	0.21255	0.19069
<i>ED</i> ₁	a_2	0.17279	0.17283	0.14434	0.14711
<i>sz</i>	a_3	0.00209*	0.00086*	-0.00795	-0.00834
<i>ED</i> ₂	a_4	0.29066	0.28964	0.24166	0.24629
<i>sz</i>	a_5	-0.00012*	-0.00238*	-0.00975*	-0.01245
<i>ED</i> ₃	a_6	0.53888	0.53680	0.44398	0.44999
<i>sz</i>	a_7	-0.04038	-0.04301	-0.04119	-0.04547
<i>EE</i>	a_8	0.02192	0.02043	—	—
<i>sz</i>	a_9	-0.00479	-0.00362	—	—
<i>EE</i> ²	a_{10}	-0.00043	-0.00041	—	—
<i>sz</i>	a_{11}	0.00009	0.00006	—	—
<i>IE</i>	a_{12}	0.05296	0.05306	0.03400	0.03519
<i>sz</i>	a_{13}	0.01197	0.01187	0.00928	0.00903
<i>IE</i> ²	a_{14}	-0.00069	-0.00069	-0.00036	-0.00038
<i>sz</i>	a_{15}	-0.00025	-0.00025	-0.00021	-0.00021
<i>AGE</i>	a_{16}	—	—	0.05733	0.05450
<i>sz</i>	a_{17}	—	—	-0.00590	-0.00498
<i>AGE</i> ²	a_{18}	—	—	-0.00063	-0.00060
<i>sz</i>	a_{19}	—	—	0.00007	0.00006
<i>F</i> ₁	a_{20}	0.01300	—	0.00422	—
<i>sz</i>	a_{21}	0.01193	—	0.01314	—
<i>F</i> ₂	a_{22}	—	-0.00967	—	-0.02296
<i>sz</i>	a_{23}	—	0.02566	—	0.02249
$\bar{R}^2$		0.5769	0.5768	0.5886	0.5886

昇進と企業内賃金構造

表 17-A 回帰方程式の推定結果, 製造工業, 男子労働者, 1990 年

変 数		部長 (標本数 134,171)			
		<i>IE</i> ・ <i>EE</i> モデル		<i>IE</i> ・ <i>AGE</i> モデル	
		(1)	(2)	(3)	(4)
<i>const.</i>	a_0	2.82912	2.80448	0.56774	0.56932
<i>SZ</i>	a_1	0.57240	0.64952	0.98312	0.98058
ED_1	a_2	0.17168	0.17135	0.13596	0.13603
<i>SZ</i>	a_3	-0.11575	-0.11133*	-0.08359*	-0.07753*
ED_2	a_4	0.19996	0.19781	0.15334	0.15334
<i>SZ</i>	a_5	-0.17862	-0.17554	-0.13288*	-0.12094*
ED_3	a_6	0.40911	0.40752	0.32209	0.32253
<i>SZ</i>	a_7	-0.19938	-0.19858	-0.13514	-0.12082
<i>EE</i>	a_8	0.01953	0.02204	—	—
<i>SZ</i>	a_9	-0.00564*	-0.01259	—	—
EE^2	a_{10}	-0.00030	-0.00036	—	—
<i>SZ</i>	a_{11}	-0.00001*	0.00014*	—	—
<i>IE</i>	a_{12}	0.01794	0.01849	0.00602	0.00598
<i>SZ</i>	a_{13}	-0.00141*	-0.00420*	0.00254*	0.00054*
IE^2	a_{14}	0.00003*	0.00002*	0.00005*	0.00005*
<i>SZ</i>	a_{15}	-0.00003*	0.00003*	0.00001*	0.00010*
<i>AGE</i>	a_{16}	—	—	0.10113	0.10115
<i>SZ</i>	a_{17}	—	—	-0.02197*	-0.01935*
AGE^2	a_{18}	—	—	-0.00093	-0.00093
<i>SZ</i>	a_{19}	—	—	0.00018*	0.00013*
F_1	a_{20}	0.04177	—	0.00315*	—
<i>SZ</i>	a_{21}	-0.01862*	—	0.00049*	—
F_2	a_{22}	—	0.05300	—	-0.00094*
<i>SZ</i>	a_{23}	—	-0.06321	—	-0.03164*
$\bar{R}^2$		0.4448	0.4449	0.4530	0.4536

表 17-B 回帰方程式の推定結果, 製造工業, 男子労働者, 1990 年

変 数			課長 (標本数 293,885)			
			<i>IE</i> ・ <i>EE</i> モデル		<i>IE</i> ・ <i>AGE</i> モデル	
			(5)	(6)	(7)	(8)
<i>const.</i>	a_0		2.60004	2.57413	0.07716*	0.07774*
<i>SZ</i>	a_1		0.41666	0.48831	0.23641*	0.19600*
<i>ED</i> ₁	a_2		0.13232	0.13217	0.09805	0.09722
<i>SZ</i>	a_3		-0.06464	-0.06728	-0.05701	-0.04460
<i>ED</i> ₂	a_4		0.30117	0.29784	0.25645	0.25397
<i>SZ</i>	a_5		-0.21866	-0.22198	-0.19845	-0.18156
<i>ED</i> ₃	a_6		0.36703	0.36504	0.28711	0.28478
<i>SZ</i>	a_7		-0.14057	-0.14844	-0.11436	-0.09491
<i>EE</i>	a_8		0.01761	0.02089	—	—
<i>SZ</i>	a_9		-0.00480*	-0.01642	—	—
<i>EE</i> ²	a_{10}		-0.00027	-0.00035	—	—
<i>SZ</i>	a_{11}		0.00026	0.00063	—	—
<i>IE</i>	a_{12}		0.02802	0.02825	0.00904	0.00895
<i>SZ</i>	a_{13}		0.00576*	0.00526*	-0.00469*	-0.00424*
<i>IE</i> ²	a_{14}		-0.00014	-0.00014	0.00006*	0.00006*
<i>SZ</i>	a_{15}		-0.00019	-0.00018	0.00004*	0.00010*
<i>AGE</i>	a_{16}		—	—	0.12223	0.12217
<i>SZ</i>	a_{17}		—	—	0.00907*	0.01239*
<i>AGE</i> ²	a_{18}		—	—	-0.00124	-0.00124
<i>SZ</i>	a_{19}		—	—	-0.00008*	-0.00015*
<i>F</i> ₁	a_{20}		0.04096	—	0.01659	—
<i>SZ</i>	a_{21}		-0.01800*	—	-0.00304*	—
<i>F</i> ₂	a_{22}		—	0.05717	—	0.01417*
<i>SZ</i>	a_{23}		—	-0.07651	—	-0.03440
$\bar{R}^2$			0.4933	0.4936	0.5144	0.5144

表 17-C 回帰方程式の推定結果, 製造工業, 男子労働者, 1990 年

変 数	係長 (標本数 321,380)			
	IE・EE モデル		IE・AGE モデル	
	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>const.</i> a_0	2.37833	2.38420	0.91794	0.93295
<i>sz</i> a_1	0.28364	0.32294	-0.02108*	-0.00598*
<i>ED</i> ₁ a_2	0.12297	0.12311	0.08641	0.08815
<i>sz</i> a_3	-0.02445*	-0.02741	-0.02519	-0.02200*
<i>ED</i> ₂ a_4	0.19457	0.19441	0.13675	0.13933
<i>sz</i> a_5	-0.01266*	-0.01870*	-0.01323*	-0.00982*
<i>ED</i> ₃ a_6	0.33406	0.33382	0.24162	0.24520
<i>sz</i> a_7	-0.07204	-0.08351	-0.07104	-0.06915
<i>EE</i> a_8	0.01586	0.01502	—	—
<i>sz</i> a_9	0.00056*	-0.00832	—	—
<i>EE</i> ² a_{10}	-0.00016	-0.00014	—	—
<i>sz</i> a_{11}	0.00007*	0.00045	—	—
<i>IE</i> a_{12}	0.03622	0.03623	0.01377	0.01415
<i>sz</i> a_{13}	0.00268*	0.00274*	-0.00664	-0.00528
<i>IE</i> ² a_{14}	-0.00028	-0.00028	-0.00002*	-0.00002*
<i>sz</i> a_{15}	-0.00012	-0.00013	0.00001*	0.00002*
<i>AGE</i> a_{16}	—	—	0.07958	0.07898
<i>sz</i> a_{17}	—	—	0.01598	0.01583
<i>AGE</i> ² a_{18}	—	—	-0.00080	-0.00080
<i>sz</i> a_{19}	—	—	-0.00014*	-0.00016*
<i>F</i> ₁ a_{20}	-0.00117*	—	-0.00996*	—
<i>sz</i> a_{21}	0.03276	—	0.03417	—
<i>F</i> ₂ a_{22}	—	-0.00808*	—	-0.01513
<i>sz</i> a_{23}	—	-0.00858*	—	0.01185*
$\bar{R}^2$	0.4702	0.4696	0.4865	0.4860

表 17-D 回帰方程式の推定結果, 製造工業, 男子労働者, 1990 年

変 数			職長 (標本数 273,400)			
			IE・EE モデル		IE・AGE モデル	
			(13)	(14)	(15)	(16)
<i>const.</i>	a_0		2.22050	2.21604	1.17939	1.17354
	<i>sz</i>	a_1	0.11290	0.14232	0.31331	0.37762
ED_1		a_2	0.11404	0.11328	0.08139	0.08062
	<i>sz</i>	a_3	-0.02531	-0.02810	-0.02224	-0.01595*
ED_2		a_4	0.23629	0.23468	0.18281	0.18137
	<i>sz</i>	a_5	-0.05524	-0.06015	-0.05781	-0.04742*
ED_3		a_6	0.32833	0.32634	0.23297	0.23096
	<i>sz</i>	a_7	-0.08016	-0.08657	-0.06829	-0.05710
EE		a_8	0.01526	0.01594	—	—
	<i>sz</i>	a_9	0.00308*	-0.00242*	—	—
EE^2		a_{10}	-0.00016	-0.00018	—	—
	<i>sz</i>	a_{11}	-0.00037	-0.00016*	—	—
IE		a_{12}	0.04668	0.04666	0.02600	0.02587
	<i>sz</i>	a_{13}	0.01451	0.01466	0.01284	0.01482
IE^2		a_{14}	-0.00050	-0.00050	-0.00026	-0.00026
	<i>sz</i>	a_{15}	-0.00034	-0.00035	-0.00031	-0.00031
AGE		a_{16}	—	—	0.06028	0.06053
	<i>sz</i>	a_{17}	—	—	-0.01006*	-0.01247
AGE^2		a_{18}	—	—	-0.00060	-0.00060
	<i>sz</i>	a_{19}	—	—	0.00013*	0.00013*
F_1		a_{20}	0.02031	—	0.01124*	—
	<i>sz</i>	a_{21}	0.00648*	—	-0.00478*	—
F_2		a_{22}	—	0.02037	—	0.01057*
	<i>sz</i>	a_{23}	—	-0.02157*	—	-0.02928
	$\bar{R}^2$		0.6205	0.6201	0.6294	0.6295

昇進と企業内賃金構造

表 17-E 回帰方程式の推定結果, 製造工業, 男子労働者, 1990 年

変 数		その他職階 (標本数 210,473)			
		<i>IE</i> ・ <i>EE</i> モデル		<i>IE</i> ・ <i>AGE</i> モデル	
		(17)	(18)	(19)	(20)
<i>const.</i>	a_0	2.11962	2.11475	0.39214	0.43359
	<i>sz</i> a_1	-0.02345*	0.03349*	0.31121	0.30809
ED_1	a_2	0.22400	0.22317	0.16869	0.17098
	<i>sz</i> a_3	0.01432*	0.00972*	0.00933*	0.00972*
ED_2	a_4	0.41787	0.41539	0.32989	0.33293
	<i>sz</i> a_5	-0.04639*	-0.06120*	-0.04423*	-0.05154*
ED_3	a_6	0.52993	0.52688	0.38786	0.39185
	<i>sz</i> a_7	0.08470	0.07146	0.07056	0.06638
<i>EE</i>	a_8	0.02978	0.03062	—	—
	<i>sz</i> a_9	-0.00504*	-0.01434	—	—
EE^2	a_{10}	-0.00046	-0.00048	—	—
	<i>sz</i> a_{11}	0.00046	0.00072	—	—
<i>IE</i>	a_{12}	0.04546	0.04543	0.01337	0.01396
	<i>sz</i> a_{13}	0.01631	0.01650	0.00674	0.00722
IE^2	a_{14}	-0.00032	-0.00032	0.00005*	0.00005*
	<i>sz</i> a_{15}	-0.00031	-0.00032	-0.00027	-0.00027
<i>AGE</i>	a_{16}	—	—	0.09766	0.09605
	<i>sz</i> a_{17}	—	—	-0.01721	-0.01658
AGE^2	a_{18}	—	—	-0.00095	-0.00094
	<i>sz</i> a_{19}	—	—	0.00030	0.00028
F_1	a_{20}	0.03078	—	0.00862*	—
	<i>sz</i> a_{21}	0.02286*	—	0.04028	—
F_2	a_{22}	—	0.02927	—	-0.01244*
	<i>sz</i> a_{23}	—	-0.03805	—	0.02415*
$\bar{R}^2$		0.5816	0.5806	0.5998	0.5989

表 17-F 回帰方程式の推定結果, 製造工業, 男子労働者, 1990 年

変 数			職階計 (標本数 1,233,309)			
			<i>IE</i> ・ <i>EE</i> モデル		<i>IE</i> ・ <i>AGE</i> モデル	
			(21)	(22)	(23)	(24)
<i>const.</i>	a_0		2.14535	2.13839	0.52109	0.52858
	<i>sz</i>	a_1	0.01774*	0.06070	-0.05973*	-0.04826
ED_1		a_2	0.21296	0.21202	0.15981	0.15989
	<i>sz</i>	a_3	0.00134*	-0.00169*	-0.00254*	-0.00208
ED_2		a_4	0.38882	0.38625	0.30188	0.30141
	<i>sz</i>	a_5	-0.02781	-0.03549	-0.03228	-0.03654
ED_3		a_6	0.53752	0.53512	0.39673	0.39660
	<i>sz</i>	a_7	0.06289	0.05227	0.05480	0.05064
<i>EE</i>		a_8	0.02608	0.02711	—	—
	<i>sz</i>	a_9	-0.00593	-0.01309	—	—
EE^2		a_{10}	-0.00026	-0.00029	—	—
	<i>sz</i>	a_{11}	0.00042	0.00064	—	—
<i>IE</i>		a_{12}	0.04332	0.04333	0.01281	0.01291
	<i>sz</i>	a_{13}	0.01729	0.01738	0.00551	0.00589
IE^2		a_{14}	-0.00028	-0.00028	0.00001*	0.00001
	<i>sz</i>	a_{15}	-0.00034	-0.00035	-0.00019	-0.00019
<i>AGE</i>		a_{16}	—	—	0.08948	0.08921
	<i>sz</i>	a_{17}	—	—	0.00497*	0.00482
AGE^2		a_{18}	—	—	-0.00082	-0.00082
	<i>sz</i>	a_{19}	—	—	0.00001*	0.00000
F_1		a_{20}	0.03073	—	0.01156	—
	<i>sz</i>	a_{21}	0.01482	—	0.03626	—
F_2		a_{22}	—	0.03073	—	0.00442
	<i>sz</i>	a_{23}	—	-0.02802	—	0.02143
$\bar{R}^2$			0.5730	0.5721	0.5884	0.5874

昇進と企業内賃金構造

表 17-G 回帰方程式の推定結果, 製造工業, 男子労働者, 1990 年

変 数	非職階計 (標本数 3,273,923)			
	IE・EE モデル		IE・AGE モデル	
	(25)	(26)	(27)	(28)
<i>const.</i> a_0	2.15632	2.16528	1.30164	1.33340
<i>sz</i> a_1	0.14837	0.16190	0.23987	0.27160
<i>ED</i> ₁ a_2	0.13009	0.12999	0.09937	0.10090
<i>sz</i> a_3	0.00160*	0.00097*	-0.00028*	0.00282*
<i>ED</i> ₂ a_4	0.22188	0.22111	0.16292	0.16495
<i>sz</i> a_5	-0.00522*	-0.00605*	-0.00729*	-0.00261*
<i>ED</i> ₃ a_6	0.39511	0.39358	0.29390	0.29652
<i>sz</i> a_7	-0.02089	-0.02462	-0.02170	-0.01832
<i>EE</i> a_8	0.01769	0.01672	—	—
<i>sz</i> a_9	-0.00288	-0.00498	—	—
<i>EE</i> ² a_{10}	-0.00036	-0.00034	—	—
<i>sz</i> a_{11}	0.00009	0.00015	—	—
<i>IE</i> a_{12}	0.05425	0.05431	0.03541	0.03607
<i>sz</i> a_{13}	0.00471	0.00474	-0.00011*	0.00102*
<i>IE</i> ² a_{14}	-0.00076	-0.00076	-0.00042	-0.00043
<i>sz</i> a_{15}	-0.00009	-0.00009	-0.00005	-0.00006
<i>AGE</i> a_{16}	—	—	0.05557	0.05412
<i>sz</i> a_{17}	—	—	-0.00551	-0.00700
<i>AGE</i> ² a_{18}	—	—	-0.00063	-0.00061
<i>sz</i> a_{19}	—	—	0.00010	0.00011
<i>F</i> ₁ a_{20}	0.00656	—	0.00645	—
<i>sz</i> a_{21}	0.00477*	—	0.00420*	—
<i>F</i> ₂ a_{22}	—	-0.00636	—	-0.00846
<i>sz</i> a_{23}	—	-0.00879	—	-0.00572*
$\bar{R}^2$	0.6702	0.6702	0.6857	0.6857

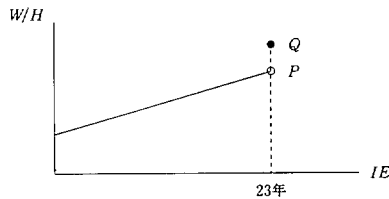
表 17-H 回帰方程式の推定結果, 製造工業, 男子労働者, 1990 年

変 数		生産労働者 (標本数 2,068,829) (非職階)			
		IE・EE モデル		IE・AGE モデル	
		(29)	(30)	(31)	(32)
<i>const.</i>	a_0	2.18953	2.19699	1.38107	1.41090
	<i>sz</i> a_1	0.20375	0.21507	0.33276	0.36156
ED_1	a_2	0.09899	0.09876	0.07236	0.07365
	<i>sz</i> a_3	-0.00639*	-0.00618*	-0.00738	-0.00330*
ED_2	a_4	0.16204	0.16090	0.10651	0.10781
	<i>sz</i> a_5	0.00081*	0.00132*	0.00758*	0.01325*
ED_3	a_6	0.25054	0.24877	0.15749	0.15916
	<i>sz</i> a_7	0.00305*	0.00156*	0.00952*	0.01481*
EE	a_8	0.01672	0.01592	—	—
	<i>sz</i> a_9	-0.00377	-0.00546	—	—
EE^2	a_{10}	-0.00035	-0.00033	—	—
	<i>sz</i> a_{11}	0.00007	0.00012	—	—
IE	a_{12}	0.05238	0.05243	0.03589	0.03645
	<i>sz</i> a_{13}	0.00251	0.00253	-0.00136	-0.00028*
IE^2	a_{14}	-0.00075	-0.00075	-0.00045	-0.00046
	<i>sz</i> a_{15}	-0.00007	-0.00007	-0.00001*	-0.00002*
AGE	a_{16}	—	—	0.05261	0.05125
	<i>sz</i> a_{17}	—	—	-0.00750	-0.00868
AGE^2	a_{18}	—	—	-0.00060	-0.00059
	<i>sz</i> a_{19}	—	—	0.00011	0.00011
F_1	a_{20}	0.01697	—	0.01613	—
	<i>sz</i> a_{21}	-0.01292	—	-0.01506	—
F_2	a_{22}	—	0.00285*	—	-0.00093*
	<i>sz</i> a_{23}	—	-0.02059	—	-0.02313
$\bar{R}^2$		0.6730	0.6730	0.6897	0.6898

表 17-I 回帰方程式の推定結果, 製造工業, 男子労働者, 1990 年

変 数		事務・技術労働者 (標本数 1,205,094) (非職階)			
		IE・EE モデル		IE・AGE モデル	
		(33)	(34)	(35)	(36)
<i>const.</i>	a_0	2.07346	2.08157	0.98427	1.02225
	<i>sz</i> a_1	0.08773	0.10756	0.08427	0.12352
ED_1	a_2	0.19720	0.19719	0.15269	0.15403
	<i>sz</i> a_3	-0.02101	-0.02349	-0.01603*	-0.01483*
ED_2	a_4	0.29730	0.29714	0.22566	0.22824
	<i>sz</i> a_5	-0.00128*	-0.00538*	-0.00396*	-0.00293*
ED_3	a_6	0.46402	0.46359	0.33591	0.33981
	<i>sz</i> a_7	0.00191*	-0.00653*	-0.00235*	-0.00348*
EE	a_8	0.02405	0.02307	—	—
	<i>sz</i> a_9	-0.00313	-0.00614	—	—
EE^2	a_{10}	-0.00047	-0.00045	—	—
	<i>sz</i> a_{11}	0.00014	0.00021	—	—
IE	a_{12}	0.05803	0.05809	0.03016	0.03111
	<i>sz</i> a_{13}	0.00775	0.00781	0.00170*	0.00291
IE^2	a_{14}	-0.00077	-0.00077	-0.00027	-0.00029
	<i>sz</i> a_{15}	-0.00013	-0.00014	-0.00012	-0.00013
AGE	a_{16}	—	—	0.07043	0.06863
	<i>sz</i> a_{17}	—	—	-0.00058*	-0.00255*
AGE^2	a_{18}	—	—	-0.00077	-0.00075
	<i>sz</i> a_{19}	—	—	0.00006	0.00008
F_1	a_{20}	-0.00370*	—	-0.00573*	—
	<i>sz</i> a_{21}	0.02376	—	0.02741	—
F_2	a_{22}	—	-0.01232	—	-0.01729
	<i>sz</i> a_{23}	—	0.00083*	—	0.01429
$\bar{R}^2$		0.6727	0.6726	0.6890	0.6888

曲線が描ける。純粹の生え抜きであるなら、かれの勤続年数は23年（＝45－22）となる。生え抜きダミー（ F_1 や F_2 ）をモデルに含めたのは、かれの時間当り賃金が生え抜きであることによってP点でなくQ点に高められているかどうか、換言すれば標準昇給者の賃金には特別の割増し分が含まれているか否かを検討するためである。



モデルの推定結果（表16および17）をみると、 F_1 や F_2 の係数は期待された符号条件と異なってマイナスの場合もある。またプラスの場合でも、それと直接比較可能な教育ダミーと違って、計測されたパラメーターの値は非常に小さい。先にも指摘したように、より高い管理的地位への昇進に関しては、生え抜きか否かが影響を及ぼす。しかしそれぞれのポジションごとにみると、勤続年数の違いによる差額以外の特別の割増しはほとんどみられない。以下ではもっぱら F_1 を考慮したモデルに議論を限定するが、 F_2 の場合でも分析結果は同じである。

ii) 教育の効果

教育ダミーは $IE \cdot EE$ モデルと $IE \cdot AGE$ モデルとに共通な変数である。図10-A、10-Bによれば、推定方程式の違いや規模の大小にかかわらず、教育水準が高くなると一般に時間当り賃金も上昇することが分かる。ただし高専・短大卒は前後の学歴水準に比べて賃金に与える効果が弱い。

それぞれの管理職ごとに図をながめると、上位の管理階層ほど教育効果が必ずしも大きいとはいえないが、旧大・新大卒に関しては部長＞課長＞

昇進と企業内賃金構造

図10-A 時間当たり賃金に対する教育水準の効果，産業計，男子労働者，1990年

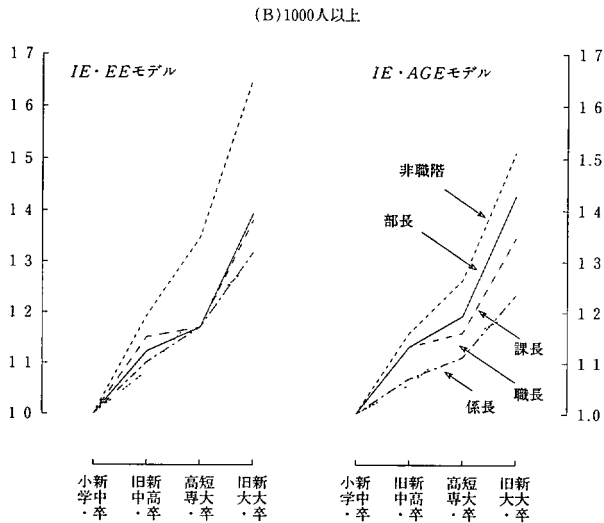
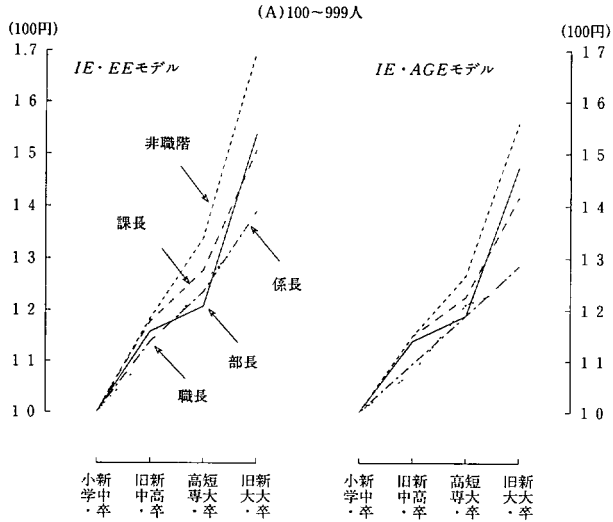
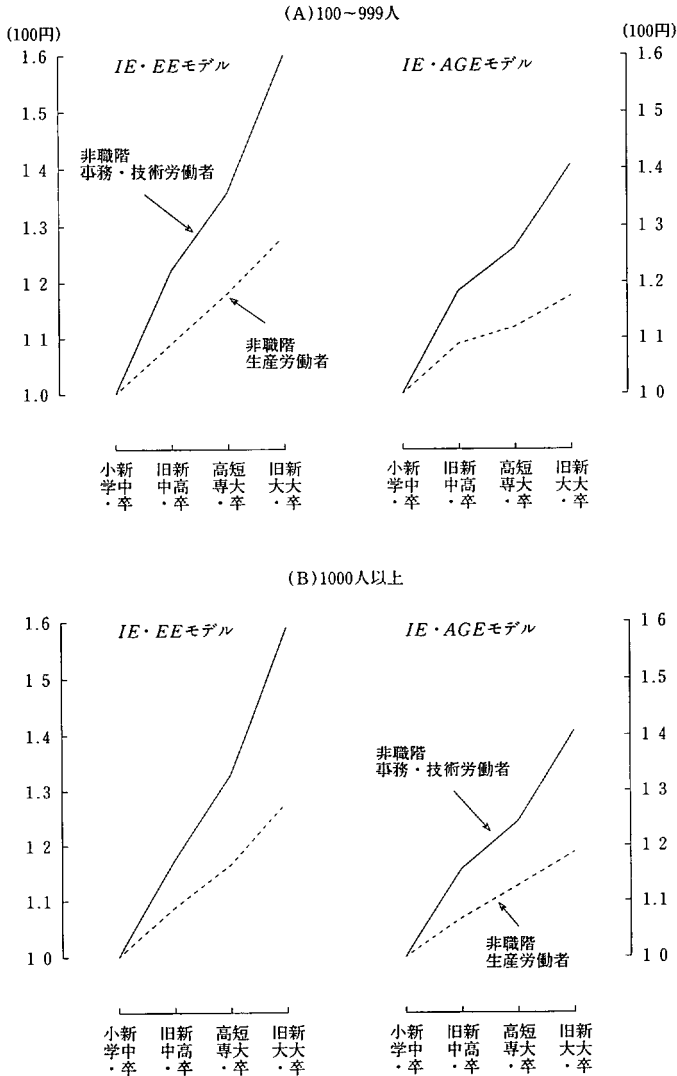


図10-B 時間当たり賃金に対する教育水準の効果，製造業，非職階男子労働者，1990年



係長＞職長の順で教育効果が大きい。しかし非職階の賃金に対する教育水準の効果は、管理者の賃金に対する効果を上回って非常に大きく、常に図の上方に位置している。

図 10-B は製造業に関するグラフで、非職階の賃金に対する教育効果を、生産労働者と事務・技術労働者とに分けて図示したものである。これによれば、非職階の賃金に対して教育効果が大きく現われているのは、事務・技術労働者の賃金への教育の効果を反映したものであることが分かる。事務・技術労働者の中には、役職についていなくても、技術的知識によって専門職に従事し、そこで活動している人々が含まれる。かれらの学歴は企業によって非常に高く評価されており、それがかれらの賃金を引き上げる。この点は図 10-B から明瞭であろう。

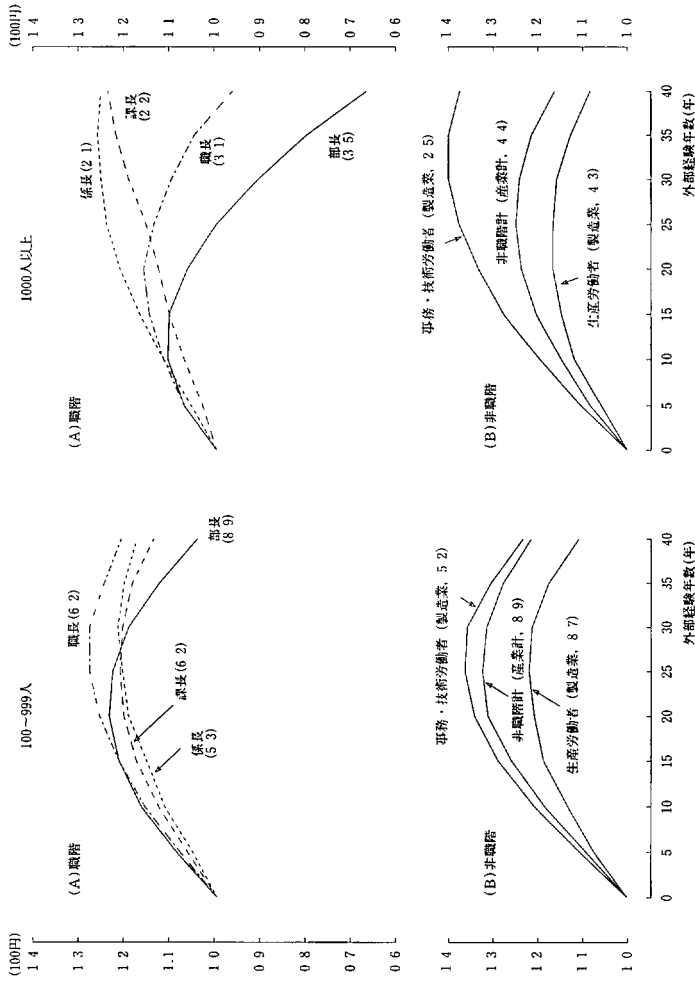
もう一度図 10-A に戻って、教育効果を規模間およびモデル間で比較しよう。教育効果は大企業でやや小さく現われ、また $IE \cdot AGE$ モデルのほうで小さく推定される傾向がみられる。しかし図 10-B の製造業非職階では、規模間で教育水準の効果にほとんど差がみられない。なお、 $IE \cdot AGE$ モデルで教育効果が小さく推定されているが、この点は図 10-A の産業計の場合と同じである。

iii) 外部経験年数の効果

$IE \cdot EE$ モデルは説明変数の 1 つに外部経験年数を含むので、それが時間当たり賃金に与える効果を検討することができる。図 11 には、0～40 年という長い外部経験年数について、賃金曲線が描かれている。図の中で（ ）内に記入した数字は、それぞれのポジションの平均外部経験年数であり、小さい規模（100～999 人）においてもそれは 10 年にみえない。

図の上半分に描いた職階についてみると、曲線は交叉しており、管理的地位の上下と曲線の位置との間に系統的な関係を求めることはできない。

図11 時間当たり賃金に対する外部経験の効果、産業計、男子労働者、1990年



注()内の数字は平均外部経験年数を示す。

また規模間で共通性を探すこともむずかしい。100～999人規模では職長の曲線が上方に位置するが、1000人以上規模では係長の曲線が上側にある。また100～999人ではかなりの範囲にわたって係長の曲線が最下位に位置するのに対し、1000人以上では外部経験15年までは課長の曲線が最

下位である。部長職においては賃金曲線が極端な逆U字形を示し、外部経験年数があまり長いと、賃金が他の管理職の賃金以下に下がってしまう。この傾向はとくに1000人以上で著しい。ただし、1000人以上の部長の平均外部経験年数は3.5年、100～999人では8.9年であるから、賃金曲線のうちピークをこえて下降する部分は、實際上ほとんど問題にしないでよい。

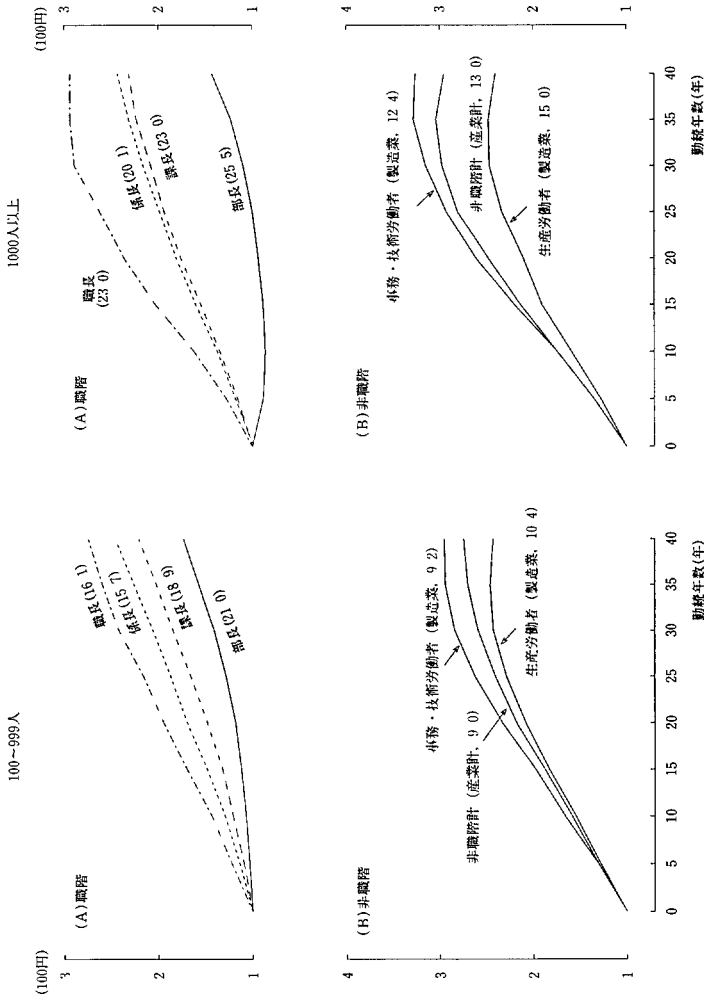
非職階については、事務・技術労働者の賃金曲線が、規模の大小に関わりなく、生産労働者の曲線の上側に位置している。事務・技術労働者のうちとくに技術労働者に関しては、他企業からかれらを引き抜く際に便利ないように、外部経験年数を高く評価する賃金管理が行われているのではないかと思う。しかし外部経験の効果は、最高値でみても100～999人規模では1.36（百円）、1000人以上では1.39（百円）であり、後にのべる勤続年数や年齢、とりわけ年齢の効果に比較して大変に小さい。

iv) 勤続年数の効果

勤続年数の上昇は時間当り賃金を引き上げる。図12-Aは $IE \cdot EE$ モデルによる勤続年数の効果を、図12-Bは $IE \cdot AGE$ モデルによる効果を、それぞれ図示したものである。2枚の図で縦軸の目盛りは同じだから、相互に比較できる。比べてみると、 $IE \cdot EE$ モデルのほうが勤続年数の効果を大きく表す傾向がみられる。

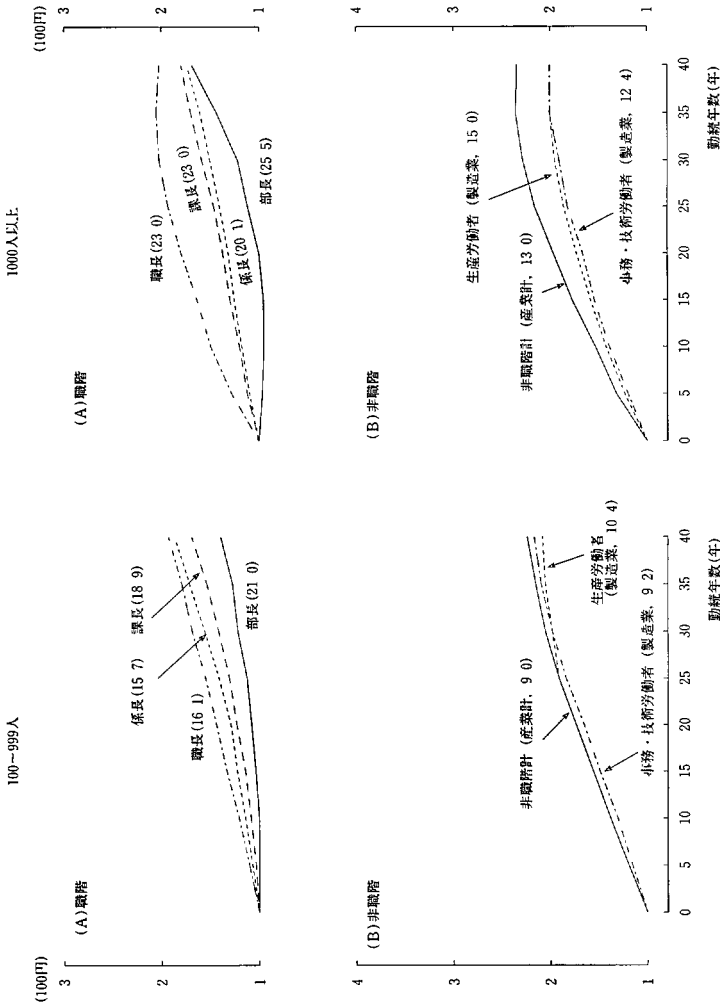
私が以前に行った職種別データによる分析によれば（小野旭『日本の雇用慣行と労働市場』前出）、説明変数に職種経験年数を含まない回帰モデルは、勤続年数の効果を過大に推定することが分かっている。わが国における職種別データは限られた範囲のもので、管理的ポジションやそれ以外の多くのホワイトカラー職種について、その経験年数を明らかにしていない。しかしこれまでの研究からの類推によれば、本稿の分析は勤続年数の効果を過大に推定していると考えて間違いない。

図12-4 1E・1Fモデルによる勤続年数の効果、産業計、男子労働者、1990年



(注) () 内の数字は平均勤続年数を示す。

2つのモデルからの推定結果に共通していることは、管理的地位が低下するにつれて勤続年数別の賃金曲線が急な傾斜を示すこと、つまり勤続年数が時間当たり賃金により大きな効果を及ぼしていることである。例外が存



注) () 内の数字は平均勤続年数を示す。

75

が、同一の勤続年数に対してより高い時間当たり賃金を支給される。さらに、非職階計の勤続年数別賃金曲線は、図の上下の比較から明らかなように、職長の賃金曲線の上方に位置している。

製造業について、非職階を生産労働者と事務・技術労働者とに分け、勤続年数別賃金曲線を比較してみよう。図 12-A の $IE \cdot EE$ モデルによれば、事務・技術労働者の賃金曲線は生産労働者のそれより上方に位置する。しかしこの結果はモデルに依存する。 $IE \cdot AGE$ モデルの推定結果に基づく図 12-B では、事務・技術労働者の賃金曲線と生産労働者のそれとはほとんど重なっており、差異が認め難い。

より高い管理的地位に達するには、一般に長期勤続者のほうが有利である。とりわけ、単なる長期勤続者でなく、生え抜きであることが昇進に好都合であり、この点は今までの分析で強調してきた通りである。しかし、表 18 が示すように、規模 1000 人以上の大企業においても、勤続年数の短い部課長や係長が存在している。表中の変動係数を各ポジションごとにとみると、年齢より勤続年数のほうが変動係数が大きく、労働者が広い範囲にわたって分散していることがわかる。この事実は個々の企業や産業によって昇進における勤続重視の度合いが様々であることを窺わせている。

上位管理階層におけるほど、他の事情にして等しいなら、勤続年数別賃金曲線の傾斜が緩いという現象は、表 18 の事実（すなわち同一の管理的地位に長短様々な勤続年数の労働者が存在する事実）を考慮して説明する必要がある。一つの憶測であるが、部長に対しては勤続の長短とあまり関係なしに部長職に相応しい賃金、部長職への世間相場ともいえる賃金が支払われているのかもしれない。地位への相応しさが考慮されるため、部長の場合には勤続年数と時間当たり賃金との関わりが弱くなる。つまり勤続年数が伸びても、賃金はあまり上昇しない。他方下位階層になるほど、地位に相応しい賃金という考え方が後退し、定着性の刺激、忠誠心の鼓舞、生

昇進と企業内賃金構造

表 18 勤続年数別・年齢別労働者構成比，産業計，学歴計，男子，1990 年

(単位: %)

	部 長		課 長		係 長		職 長		その他職階		非職階計	
	1000人 以上	100～ 999人	1000人 以上	100～ 999人	1000人 以上	100～ 999人	1000人 以上	100～ 999人	1000人 以上	100～ 999人	1000人 以上	100～ 999人
勤続年数 0 年	0.6	1.7	0.2	1.2	0.2	0.8	0.0	0.5	0.6	1.7	6.7	10.9
1～5	3.9	9.6	1.5	7.3	2.0	8.5	1.5	12.3	4.5	12.0	24.1	36.6
6～10	2.4	10.1	2.6	10.5	11.4	18.2	5.1	20.2	8.6	16.2	17.9	19.3
11～15	2.2	8.5	7.2	13.4	15.8	23.9	7.5	16.4	11.6	15.4	11.0	10.8
16～20	7.5	11.5	27.2	24.2	23.5	22.5	20.3	18.8	19.2	18.8	15.5	10.0
21～25	23.1	19.3	23.7	19.5	20.0	14.0	25.6	13.3	19.3	16.2	11.0	5.8
26～30	38.3	20.5	24.2	15.5	17.9	8.3	27.2	11.8	21.5	12.2	9.1	4.2
31～35	15.9	13.8	9.6	6.4	6.2	2.8	9.2	5.1	10.2	5.6	3.0	1.5
36～40	5.9	4.3	3.4	1.9	2.7	0.9	3.0	1.6	3.9	1.6	1.3	0.6
41～45	0.3	0.6	0.3	0.2	0.4	0.1	0.4	0.1	0.7	0.3	0.4	0.2
46～	0.0	0.0	0.0	—	—	0.0	—	—	0.0	0.0	0.0	0.0
計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
平 均 値 (年)	25.5	21.0	23.0	18.9	20.1	15.7	23.0	16.1	21.4	16.8	13.0	9.0
変動係数 (%)	29.6	48.1	26.6	44.1	30.6	46.3	27.9	50.2	38.6	54.8	68.6	93.0
年 齢 ～19 歳	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	2.7	3.7
20～24	—	—	—	—	0.1	0.3	0.4	1.9	0.7	1.0	12.3	15.6
25～29	0.0	0.1	0.2	0.5	1.7	4.1	2.7	12.3	3.7	5.3	19.3	18.2
30～34	0.7	1.0	2.0	4.5	13.1	18.9	8.2	17.2	8.4	12.3	14.9	13.4
35～39	1.7	4.6	10.7	16.7	26.3	26.9	17.8	17.2	16.6	16.9	13.8	11.3
40～44	8.9	15.5	33.1	31.6	27.3	24.1	26.4	18.0	21.9	21.0	12.9	10.8
45～49	33.3	26.8	31.4	23.9	18.6	13.3	24.9	15.5	23.0	18.7	10.0	8.8
50～54	38.6	28.7	16.7	14.9	9.2	8.3	15.9	12.3	17.1	13.7	7.6	7.6
55～59	14.7	18.1	5.4	6.3	3.5	3.5	3.6	4.9	7.7	8.0	5.2	6.7
60～64	1.7	4.2	0.4	1.4	0.2	0.5	0.1	0.5	0.7	2.5	0.9	2.9
65～	0.3	0.9	0.0	0.2	0.0	0.1	—	0.2	0.2	0.6	0.3	1.0
計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
平 均 値 (歳)	50.0	49.7	45.4	44.6	41.5	40.2	43.2	40.0	43.8	43.1	36.1	36.4
変動係数 (%)	9.8	12.8	11.6	14.3	13.9	16.9	14.7	19.8	17.6	20.1	27.0	30.7

資料) 労働省『賃金構造基本統計調査』(特別集計)による。

注) —は労働者が存在しないことを示す

活給への補充(すぐ後でみるように，下位階層ほど年齢別賃金曲線の傾きは緩くなるので，それを補充するために勤続給を大きくする)，長期勤続者へのねぎらいといった意味合いが強まり，勤続年数の上昇とともに賃金もより大きく上昇するようになる。

高い管理的地位にある人々は，高い地位を与えられたことによって企業

に定着する度合いが大きく、引き止めのために更に高い賃金を勤続年数に応じて支払う理由はない。定着のための割増の支給は、むしろ地位の低い人々にこそ必要である。ただし、図からも分かるように、勤続年数に対して支払われる賃金の水準はそれほど大きなものではない。とくに $IE \cdot AGE$ モデルから推定される勤続年数別賃金曲線は傾斜が小さいから、定着化の作用をあまり強調しすぎてはならない。

非職階や下位の管理的地位にとどまった労働者は、もし上位階層に昇進したなら得られたであろう高賃金の機会にも恵まれず、(専門職の人々を除くなら) 下積みの生活を続けている人々である。勤続給とはいうものの、より高い賃金の機会を失った人々への生活費の補助という含みがないとはいえない。また、定着化の促進という積極的意義は乏しいとしても、労働者が移動しなかったことによって企業が受けた利益(新たな募集費の発生や訓練費の無駄などが回避されたこと)の一部還元という役割も考えられる。

特殊人的資本の立場によれば、勤続年数は企業特殊的熟練の指標である。それゆえ、例えば生産労働者の場合についてみると、勤続年数に伴う時間当り賃金の上昇は、製造過程に関連した特殊人的資本への投資に対する収益である。かれらの賃金曲線は、部長、課長、係長の曲線の上方に位置するから、この仮説によれば、生産労働者の訓練のための投資支出は、部長、課長、係長のそれよりも、性格上企業特殊的ということになる。しかし日本企業、在日外資系企業、米国企業、在米日系企業等に関するアンケート調査によれば、生産労働者の熟練は他企業への転用が最も容易な部類に属する(小野旭「外資系企業の外資的性格と雇用慣行の変化」、労働問題リサーチセンター『日本経済の国際化と年功制度の動向に関する調査研究報告書』、1990年所収、および小野旭・白石栄司「アメリカ企業および在米日系企業の雇用慣行—若干の日米比較を含めて—」、日本労働研究機構、

1993 年). この事実は、勤続年数を特殊人的資本の代理指標とする従来の方法に、疑問を投げかけるものではないだろうか.

v) 勤続年数と外部経験との代替関係

$IE \cdot EE$ モデルの中から外部経験年数と勤続年数に関係する部分を取り出すと,

$$\ln W/H = \alpha EE + \beta EE^2 + \gamma IE + \delta IE^2$$

これを全微分すると,

$$d(W/H) = \{(\alpha + 2\beta EE)dEE + (\gamma + 2\delta IE)dIE\} W/H$$

W/H を一定に保つ IE と EE との組合せは $\{ \} = 0$ で示される. EE の IE に対する限界代替率は

$$\left| \frac{dEE}{dIE} \right| = \frac{\gamma + 2\delta IE}{\alpha + 2\beta EE}$$

となる. 表 16 および 17 の回帰方程式の推定結果を使って限界代替率を計算した結果が表 19 に掲げてある. 限界代替率は IE や EE のレベルにも依存するが, それらの値として各ポジションごとの規模計の平均値を用いた (表 19 の右側に IE と EE の平均値を示してある).

限界代替率=1 なら, 勤続年数を例えば 1 年延長したとき, 賃金を一定に維持するには外部経験年数を 1 年短縮させればよい. これは勤続年数 (あるいは内部経験年数) と外部経験年数とが賃金に対して同一の効果をもっている場合であり, 企業が両者に対して同一の評価を与えていることを意味する. もし限界代替率>1 なら, 勤続年数を 1 年延ばしたとき, 賃金を一定にするために外部経験を 1 年以上減少させることが必要なこと, つまり外部経験が賃金に与える影響よりも内部経験の影響のほうが大きいことを示す.

表 19 の計算結果をみると限界代替率は 1 より大であり, 企業勤続が外

表 19 EE の IE に対する限界代替率, 産業計, 男子労働者, 1990 年

		100～999人	1000人以上	規模計の平均値	
				IE(年)	EE(年)
部	長	1.12	1.62	22.8	6.7
課	長	1.60	3.11	20.9	4.2
係	長	1.96	2.03	18.0	3.6
職	長	1.70	2.36	19.9	4.5
非 職 階 計		2.34	3.52	11.0	6.7
生 産 労 働 者		2.74	3.66	12.7	6.5
事務・技術労働者		1.96	2.45	11.2	3.5

注 1) 限界代替率は各ポジション別に規模計の IE, EE の平均値 (学歴計) を用いて計算した。

2) 生産労働者と事務・技術労働者は製造業に関するものである。

部経験より大きく評価されていることになる。また、規模 1000 人以上の課長を例外として、ポジションが低くなるほど限界代替率は傾向として大きくなる。すでに図 12 でみたように、低いポジションでは勤続年数別賃金曲線の傾斜が急である。したがって、勤続年数を 1 年延ばすと、外部経験年数を大幅に減少させない限り、時間当たり賃金を一定に保つことができない。

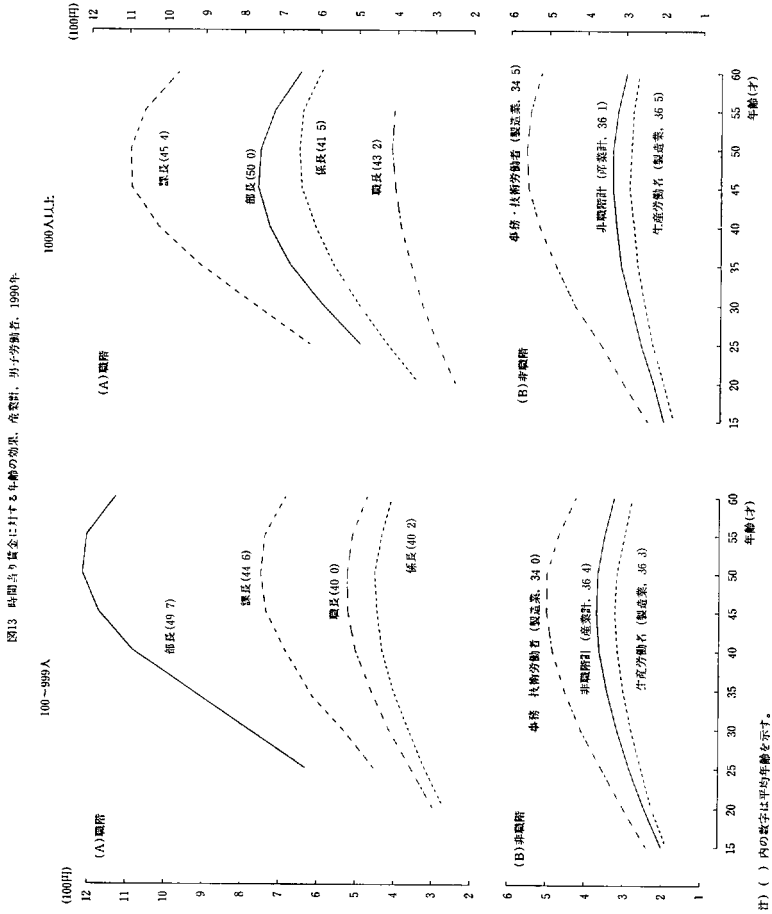
vi) 年齢が賃金に与える影響

図 13 は年齢別の賃金曲線を示す。作図にあたっては、表 18 の年齢別労働者構成を考慮し、労働者が存在しない年齢階級の曲線部分は消去した。

職階と非職階とで比較すると、職階のほうが年齢別曲線が急である。また 1000 人以上の規模では部長の曲線が課長の曲線の下側に位置しているが、これは推定された回帰方程式から年齢効果の部分だけを取り出したためである。もし定数項部分を加えて部長の賃金を年齢別に描くなら、それが課長の曲線の上側に位置することはいうまでもない。同じことは規模 100～999 人の職長と係長の賃金曲線の位置関係にもいえる。

問題は、なぜ賃金が年齢とともに上昇するかである。今回のモデルには

昇進と企業内賃金構造



職種や管理職の経験年数が説明変数として含まれていないので、年齢の効果の中には加齢に伴う職種経験および管理職経験の効果が分離されぬま含まれている。しかし、ブルーカラーを主な調査対象とする職種別データを利用した研究によると、職種経験の効果を除去しても、賃金が年齢とともに上昇する傾向が発見される。私はこの現象を説明する方法の1つとし

て、年齢別生活費保障という仮説を導入した（小野旭『日本の雇用慣行と労働市場』、前出）。

入社後ある期間が経過すると、人事考課によって賃金に個人差が生じることは、しばしば指摘される通りである（一例として松繁寿和・大橋勇雄「賃金の決め方から見た年功賃金」（1993年）は、鉄鋼企業におけるブルーカラーの賃金テーブルに基づいて、人事考課を含む賃金の決め方を詳細に論じている）。しかし年齢とともに賃金を上昇させる基本的要因の1つは、少なくとも非職階の労働者に関する限り、年齢別の生活費保障と考えてよいのではないだろうか。図13の非職階部分をみると、生産労働者の賃金曲線より事務・技術労働者のそのほうが上方に描かれており、傾斜も急である。ブルーカラーとホワイトカラーとでは慣行となる生活内容が異なり（例えば子弟の教育水準の差）、この差が賃金曲線に反映されているのかもしれない。このような賃金体系の設定は企業をも利するところがある。管理的地位にたとえ昇進しなくても、賃金が年齢に応じて年々上昇するとの期待を労働者に与えることによって、労働者は仕事に張り合いを感じ、企業は年齢別賃金への見返りとして効率性を維持することができる。

上記の松繁・大橋論文は、「昇進がストップした労働者といえども年々の定期・臨時昇給によって若年者より多く賃金が増える仕組み」に言及し、この「仕組みこそが年功的な賃金体系の本質であると言えよう」（上掲論文、P. 13）と述べている。しかし図13にみるように、わが国の賃金体系のもう1つの特徴は、職階の賃金もまた年齢別の曲線を描く事実である。この現象をどう説明したらよいのか。

R. L. Katzは優秀な管理者に必要な熟練を3つに分類した。すなわちテクニカル・スキル（手法、プロセス、手順を理解し、それに熟達していることで、下位の管理階層において最も重要なもの）、ヒューマン・スキル（グループの一員として手ぎわよく仕事をし、自分の率いるチーム内で力

を合わせて努力する場を作りあげる能力、すなわち個人とグループを理解し、動機づける能力)、コンセプチュアル・スキル(企業を総合的にとらえることのできる能力、すなわち組織の諸機能の相互依存性を認識した上で、共通の目標に向かって組織の行動と関心を調整し統合する能力)がそれである(R. L. Katz, "Skill of an Effective Administrator", *Harvard Business Review*, Jan.-Feb. 1955. この論文は「スキル・アプローチによる優秀な管理者への道」, DHB, May-June 1982 として訳出されている). 管理階層を上へ登るほどテクニカル・スキルの必要性は減少し、逆にコンセプチュアル・スキルの重要性が高まると考えられている。

職階の熟練を上の3つのカテゴリーに分けて分析する立場を受け入れるにしても、年齢別賃金曲線を説明するためには年齢とともに各種のスキルが上昇すること、部長の場合についていえばとくにコンセプチュアル・スキルが加齢に伴って高まることを承認しなければならない。R. Doreによれば、「イギリスの金融部長のポストは年俸35,000ポンドで、それは50歳の人でも、30歳の人でも同じである」とのべ、日本的な年功序列賃金と対比させている(深田祐介、ロナルド・ドーア『日本型資本主義なくしてなんの日本か』, 光文社, 1993年, p. 131). つまりドーアの指摘するイギリスの金融部長のケースでは、管理者に必要なスキルは年齢と独立である。

以下では、職階における年齢別賃金曲線を説明するための2・3の仮説をのべておこう。

- (イ) 様々な経験に基づく情勢判断、直面する諸問題を解決する能力、人々を説得する力、社会全般にわたる知識等は、年齢とともに向上するものであり、広く人生経験と呼ばれるものも含まれる。Katzのいうコンセプチュアル・スキルも加齢に伴って上昇すると考える。

- (ロ) 組織編成の原理として、人材配置や賃金に関して長幼の序を重視する考え方。上で指摘した様々なスキル（あるいは能力）は必ずしも年齢とともに向上するものではない。とりわけ40代、50代までスキルが上昇しつづけるとは思えない（しかし長幼の序を維持するための理由づけとして、あたかもスキルがかなりの高齢まで年齢と連動するかのようには装うことはありうる）。それぞれの管理的地位では年齢別の序列を優先させ、賃金もそれに対応させることによって、年功序列型の人間関係を形成し、組織の安定を図る。
- (イ) が能力と賃金との対応関係を重視するのに対して、(ロ) では各管理的ポジションにおける個人の能力差を著しく小さく考えることになる（中根千枝『タテ社会の人間関係』、講談社現代新書、1967年、第3章が参考になると思われる）。
- (ハ) それぞれの管理的地位に応じた年齢別生活水準の保障。地位と年齢とに対応して人々には社会的な体面があり、賃金はそれを維持しうるものであるを要するとの考え方。
- (ニ) 非職階の賃金は年齢別生活費保障の原理によって強く支配されている。職階の賃金は、この非職階の生活費保障型賃金体系を基礎とし、その上に責任度や能力に対応した支払部分を次々に加算することによって形成される。そのため結果として職階の賃金も年齢とともに上昇していくようになる。しかし上位の管理層になるほど、賃金に占める生活費保障部分のウェイトは小さくなり、それに反して責任度や能力に対する支払部分が大きな比重を占めるようになる。
- 上でものべたように、仮説(イ)はR. Doreの事例と相反する。もっと

とも Dore の主張をどの程度一般化しうるのか私には評価するだけの準備がない。熟練仮説についてこれまでしばしば指摘されてきたことは、スキルが年齢と連動することもありえても、50 代の高齢までこの連動関係が継続するのか、という疑問である。もしこの疑問が正しいなら、仮説（イ）の妥当する範囲を限定し、40 代の後半から 50 代にみられる賃金の上昇現象に関しては他の仮説でこれを補強するしかないと思う。年齢に強く依存する賃金体系が労働効率の観点からみて望ましいかどうかは、意見の分かれる問題である。これを望ましくないとする考えは、かなり以前から存在していた。近年中間管理職を中心に年俸制を導入しようとする動きがみられるが、これは日本的な賃金体系を労務管理上の欠点と認識する立場が経営者の間で力を増してきた証拠といえるだろう。

vii) 賃金の要因分解——以上の分析の総括

以上では、モデルに含まれる諸要因が時間当たり賃金に与える効果を個別的に論じてきた。最後に賃金を諸要因の効果に分解し、各要因のウェイトを明らかにしておこう。ここでは大卒で 45 歳の生え抜き労働者を想定する。

まず $IE \cdot EE$ モデルによる分解の結果を表 20-A に示す。生え抜きを前提としたので、外部経験の効果はゼロである。それぞれの要因の効果は自然対数値で表わされており、それらを加え合わせると右端の合計欄の数字になる。（ ）内には百円単位の賃金額を記入しておいた。この表によれば、最も大きなウェイトを占めるのは定数項部分である。しかもこの定数項が、部長＞課長＞係長＞職長＞非職階計の順に並んでおり、その順序は明らかに仕事の難しさや責任度に対応している。これを基礎として、その上に教育、勤続年数、生え抜きの諸効果が加算される。定数項は 1000 人以上規模のほうが大きく、規模による支払能力の相違が反映されている。

表 20-A IE・EE モデルによる要因分解、大卒 45 歳の男子生え抜き労働者、
産業計、1990 年

	const.	教 育	外部経験	勤続年数	生え抜き	合 計
(A) 100~999 人						
部 長	3.05138	0.43185	0	0.24587	0.06809	3.79719(44.6百円)
課 長	2.69246	0.41309	0	0.47265	0.05830	3.63650(38.0)
係 長	2.49034	0.33040	0	0.58995	0.00414	3.41483(30.4)
職 長	2.25514	0.30694	0	0.75348	0.04167	3.35723(28.7)
非 職 階 計	2.10209	0.53888	0	0.85307	0.01300	3.50704(33.3)
生 産 労 働 者	2.18953	0.25054	0	0.80799	0.01697	3.26503(26.2)
事務・技術労働者	2.07346	0.46402	0	0.92736	-0.00370	3.46114(31.9)
(B) 1000 人以上						
部 長	3.67384	0.33270	0	-0.00115	0.02980	4.03519(56.6百円)
課 長	2.94069	0.32142	0	0.64377	0.01638	3.92226(50.5)
係 長	2.69797	0.27549	0	0.67551	0.03703	3.68600(39.9)
職 長	2.33914	0.26052	0	0.96117	0.01810	3.57893(35.8)
非 職 階 計	2.20329	0.49850	0	0.99613	0.02493	3.72285(41.4)
生 産 労 働 者	2.39328	0.25359	0	0.82869	0.00405	3.47961(32.4)
事務・技術労働者	2.16119	0.46593	0	1.03684	0.02006	3.68402(39.8)

注 1) 表 16, 17 の推定結果のうち F_1 を採用したケースを利用。

2) 表中の数字は時間当たり賃金の自然対数値 ($\ln W/H$) に関する分解結果を示す、但し右端の () 内に 100 円単位の時間当たり賃金 (W/H) を掲げた。

3) 生産労働者および事務・技術労働者に関する数字は製造業のものである。

表 20-B は IE・AGE モデルによる分解結果である。上位階層ほど年齢の効果が大きなウェイトを占め、これがポジション別の賃金格差を説明する。定数項には地位の差に見合う一貫した傾向がなく、勤続年数の効果は下位階層になるほどウェイトを高め、年齢効果による地位別賃金格差を緩和するように作用している。

これら 2 つの分析結果を対比させると、いうまでもないが、まったく違った世界が現われてくる。IE・EE モデルは右の頁の図 A を基礎とし、それに教育、勤続、外部経験等の効果がつみ重なるタイプ、IE・AGE モデルは図 B を基礎とし、それに教育や勤続などの効果が付加されるタイプ、ということになる。人的資本論になじんでいる人々には図 A のタイプの

昇進と企業内賃金構造

表 20-B IE・AGE モデルによる要因分解、大卒 45 歳の男子生え抜き労働者、産業計、1990 年

		const	教 育	勤続年数	年 齢	生え抜き	合 計
(A) 100~999 人							
部	長	0.86893	0.38912	0.09706	2 46150	0.00582	3.82243(45.7 ^{四四})
課	長	1.03962	0.35051	0.24633	1.99485	0.03427	3.66558(39.1)
係	長	1.34922	0.25801	0.32269	1 49850	-0.00330	3 42512(30.7)
職	長	1 04977	0.21916	0 42044	1.65285	0.02274	3.36496(28.9)
非 職 階 計		1.20479	0.44398	0.59156	1.30410	0.00422	3.54865(34.8)
生 産 労 働 者		1.38107	0.15749	0 58742	1.15245	0.01613	3.29456(27.0)
事務・技術労働者		0.98427	0 33591	0.55085	1 61010	-0.00573	3.47540(32.3)
(B) 1000 人以上							
部	長	1.69163	0.34892	0.00092	2.02410	-0.02080	4 04477(57.1 ^{四四})
課	長	0.93640	0.29189	0.31303	2.38410	0.01211	3.93753(51.3)
係	長	1.30685	0.20612	0.27922	1.86570	0.03085	3 68874(40.0)
職	長	1.38220	0.18564	0 60835	1.39050	-0.00047	3.56622(35.4)
非 職 階 計		1 41734	0.40279	0.69391	1.18035	0.01736	3.71175(40.9)
生 産 労 働 者		1.71383	0.16701	0.55085	1.03770	0.00107	3.47046(32.2)
事務・技術労働者		1.06854	0 33356	0 52647	1 70550	0.02168	3.65575(38.7)

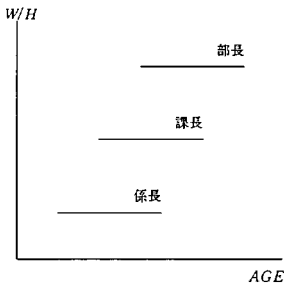


図 A

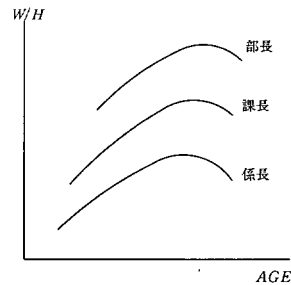


図 B

ほうが理解しやすいかもしれない。しかし、 $\bar{R}^2$ から判断するかぎり、図 B のタイプのモデルを無視するわけにはいかない。管理階層の賃金が年齢要因に強く依存する現象をどのように説明するか、本稿は若干の提案を試みたが、もとより暫定的なものであり、より一層の究明は今後に残された

課題である。

(4) 韓国の賃金構造——日本との比較

生え抜きダミー (F_1 , F_2) を除くが、それ以外は日本の場合と同一のモデルを用いて、韓国の賃金構造の分析を試みた。被説明変数は時間当たり現金給与総額（ボーナスを含む）の自然対数値で、これも日本のケースと同じである。データは1985年の賃金構造調査の個票であり、モデルを推定した結果は表21の通りである。この表では、それぞれのポジションごとに、左側に $IE \cdot EE$ モデル、右側に $IE \cdot AGE$ モデルを示してある。韓国については役員に関するデータも利用できるのも、参考までに役員の賃金関数の推定結果も掲げておいた。

わが国の場合もそうであったが、韓国においても管理的地位が高まるほどモデルの当てはまりが悪くなる。表の最下段の決定係数をみると、役員、部長、課長の場合の決定係数は非職階計のその半分以下である。また役員や課長では、 $IE \cdot EE$ モデルが僅かに高い決定係数を与えたが、しかし部長、係長、職長、非職階計では、 $IE \cdot AGE$ モデルのほうが多少ではあるが良好な結果を示した。

表22では、モデルの推定結果を用いて、ポジション別に賃金を諸要因に分解した。日本の場合には大学を卒業し、年齢が45歳の生え抜き労働者を対象としたが、韓国の賃金に関する要因分解では、男子労働者の平均的属性に近い値として、高校卒業で年齢35歳、勤続年数5年、外部経験年数12年の労働者を想定した（外部経験は兵役期間を含む）。35歳という年齢は部長としてやや若すぎるかもしれない。しかしすべての労働者の賃金を同一の条件の下で評価することにした。ここでは1000人以上規模のみを対象としており、表の上半分は $IE \cdot EE$ モデルによる場合、下半分は $IE \cdot AGE$ モデルによる場合である。右端の（ ）内の数字は百元単位

表 21 韓国の職階・非職階別賃金構造分析, 産業計, 100 人以上, 男子, 1985 年

		役員 (7,793 人)		部長 (20,672 人)		課長 (60,938 人)		係長 (32,668 人)	
<i>const.</i>	a_0	2.938665	1.485763	3.056896	1.466465	2.719488	1.768249	2.521525	1.534069
<i>SZ</i>	a_1	0.752622	1.104402*	0.331824	1.245856	0.430609	0.761334	0.067336*	0.582280
ED_1	a_2	0.006953*	0.020096*	0.109957	0.084682*	0.148902	0.141258	0.104063	0.089197
<i>SZ</i>	a_3	0.373279*	0.354220*	-0.010072*	0.007387*	-0.012767*	-0.019625*	0.130616	0.120566
ED_2	a_4	-0.002862*	-0.006215*	0.174573	0.139022	0.254353	0.230592	0.188538	0.171244
<i>SZ</i>	a_5	0.316871*	0.309224*	0.006310*	0.027375*	-0.010493*	0.007958*	0.158679	0.150169
ED_3	a_6	0.471915	0.439818	0.529260	0.477394	0.577195	0.529430	0.437793	0.401260
<i>SZ</i>	a_7	0.054301*	0.050189*	-0.076131*	-0.047646*	-0.195892	-0.164397	0.087053	0.080143
<i>EE</i>	a_8	0.040956	—	0.009559	—	0.023924	—	0.010654	—
<i>SZ</i>	a_9	-0.035610	—	-0.009285*	—	-0.031329	—	-0.009849	—
EE^2	a_{10}	-0.000683	—	-0.000204	—	-0.000538	—	-0.000249	—
<i>SZ</i>	a_{11}	0.000747*	—	0.000300*	—	0.000868	—	0.000366	—
<i>IE</i>	a_{12}	0.014866	0.005109*	0.026211	0.023068	0.025425	0.013311	0.047609	0.036736
<i>SZ</i>	a_{13}	-0.020884*	-0.019872*	-0.016744	-0.017832	-0.002500*	0.007241	-0.010724	-0.007518*
IE^2	a_{14}	0.000313*	0.000102*	-0.000214*	-0.000289*	0.000053*	0.000222	-0.000642	-0.000303
<i>SZ</i>	a_{15}	-0.000026*	0.000221*	0.000461*	0.000566	-0.000292*	-0.000364	0.000428	0.000263*
<i>AGE</i>	a_{16}	—	0.071499	—	0.077465	—	0.054667	—	0.056798
<i>SZ</i>	a_{17}	—	-0.023393*	—	-0.045984*	—	-0.023637	—	-0.029184
AGE^2	a_{18}	—	-0.000586	—	-0.000840	—	-0.000575	—	-0.000682
<i>SZ</i>	a_{19}	—	0.000168*	—	0.000520*	—	0.000194*	—	0.000366
$\bar{R}^2$		0.2012	0.1959	0.2397	0.2456	0.2424	0.2412	0.3698	0.3766

注 1) *は 5% で統計的に有意でないことを示す。

2) 被説明変数は時間当たり現金給与総額の自然対数値。

表 21 韓国の職階・非職階別賃金構造分析, 産業計, 100 人以上, 男子, 1985 年 (つづき)

		職長 (36,178 人)		職階計 (158,249 人)		非職階計 (1,168,181 人)	
	<i>const.</i> a_0	2.116292	0.945748	2 013582	0.928439	1.703157	0.311096
	<i>SZ</i> a_1	0.028924*	0.382473	0.219184	0.122160*	0 233026	0.515985
ED_1	a_2	0.119040	0.076582	0 431481	0.348715	0.251909	0.166625
	<i>SZ</i> a_3	-0.003664*	0.019406*	-0 056900	-0.030021	0.036572	0.078048
ED_2	a_4	0 194896	0.133559	0.654509	0.528514	0.593912	0.436815
	<i>SZ</i> a_5	0 043573*	0.071089*	-0.006836*	0.045400	-0.053629	0.021568
ED_3	a_6	1.342481	1.384566	1.092390	0.916165	1.093824	0.905883
	<i>SZ</i> a_7	-0.705559	-0.795574	-0 105065	-0.054688	-0.175120	-0.100091
EE	a_8	0 023069	—	0.034466	—	0.053213	—
	<i>SZ</i> a_9	-0.016366	—	-0.027170	—	-0.032108	—
EE^2	a_{10}	-0.000487	—	-0 000445	—	-0.001087	—
	<i>SZ</i> a_{11}	0.000426	—	0 000790	—	0.000667	—
IE	a_{12}	0.052900	0.033854	0 042486	0.017214	0.085449	0.054542
	<i>SZ</i> a_{13}	0.043060	0.049013	0.009543	0.010514	0.014632	0.021493
IE^2	a_{14}	-0.001299	-0.000709	-0.000248	-0.000050*	-0 001873	-0.000876
	<i>SZ</i> a_{15}	-0.001453	-0.001667	-0.000320	-0.000189*	-0 000249	-0.000482
AGE	a_{16}	—	0.075032	—	0.066204	—	0.098989
	<i>SZ</i> a_{17}	—	-0 026914	—	-0.000818*	—	-0.025674
AGE^2	a_{18}	—	-0.000907	—	-0.000557	—	-0.001126
	<i>SZ</i> a_{19}	—	0.000337	—	-0.000063*	—	0.000232
	$\bar{R}^2$	0.3594	0.3720	0 5340	0 5377	0.5589	0.5663

注 1) 職長は什長・組長・班長の合計である。

2) *は 5% で統計的に有意でないことを示す。

3) 被説明変数は時間当り現金給与総額の自然対数値。

表 22 モデルによる諸要因の分解, 韓国, 産業計, 1000 人以上, 1985 年

(A) $IE \cdot EE$ モデル						
	<i>const.</i>	教 育	外部経験	勤続年数	合 計	
部 長	3.38872	0.09988	0.01711	0.05283	3.55854	(35.1百元)
課 長	3.15009	0.13613	-0.04134	0.10865	3.35353	(28.6)
係 長	2.58886	0.23467	0.02650	0.17907	3.02910	(20.7)
職 長	2.14521	0.11537	0.07165	0.41100	2.74323	(15.5)
非職階計	1.93618	0.28848	0.19278	0.44735	2.86479	(17.5)
(B) $IE \cdot AGE$ モデル						
	<i>const.</i>	教 育	勤続年数	年 齢	合 計	
部 長	2.71232	0.09206	0.03310	0.70983	3.54731	(34.7百元)
課 長	2.52958	0.12163	0.09921	0.61932	3.36974	(29.1)
係 長	2.11634	0.20976	0.14509	0.57939	3.05058	(21.1)
職 長	1.32822	0.09598	0.35493	0.98588	2.76501	(15.9)
非職階計	0.82708	0.24467	0.34622	1.47087	2.88884	(18.0)

注 1) 男子労働者の平均的属性に近い値として, 高卒, 年齢 35 歳, 勤続年数 5 年, 外部経験年数 12 年を想定した。

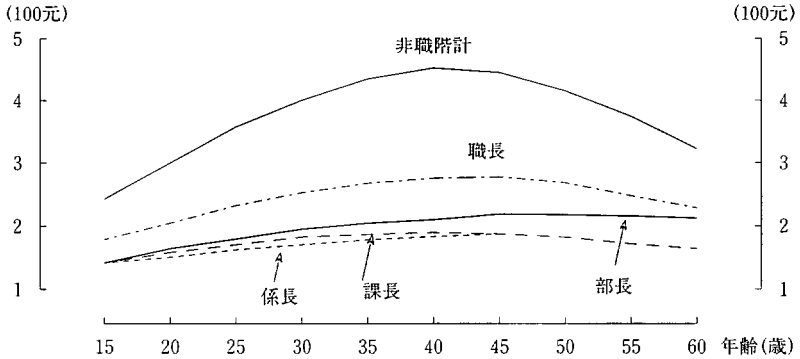
2) 時間当たり現金給与総額の自然対数値に関する分解結果を示し, 右端の合計欄の () 内に百元単位で賃金水準を計算した。

の時間当たり賃金である。

①まず定数項をみると, いずれのモデルの場合でも, 管理階層が高いほど定数項が大きく推定されており, その順位は責任度や管理上の熟練度に対応している。日本の場合には $IE \cdot EE$ モデルの推定結果だけがこのような対応関係を示したが, 韓国では $IE \cdot AGE$ モデルでも同じ傾向がみられた。

②どのポジションについても教育水準は高校卒業で同一である。しかし教育が賃金に及ぼす効果は非職階の場合が最も大きい。この点は日本の分析結果と共通である。韓国の場合には, もし職長を除くなら, ポジションが低くなるほど教育の効果は大きいという傾向がみられる。(言うまでもないが, 表 21 の教育ダミーの係数から分かるように, 学歴が高いほど賃

図14 韓国における年齢別時間当たり賃金，産業計，1000人以上，男子労働者，1985年



注1) 表21の推定結果を利用した。

2) 賃金はボーナスを含む現金給与総額を総実労働時間で割った値である。

金水準は高くなる。)

③日本の場合と同様に，外部経験年数は教育や勤続年数に比べてその効果が小さい。外部経験は非職階の賃金に最も大きな影響を及ぼしており，もし課長を除くなら，ポジションが低くなるほど外部経験の効果は大きくなる。

④勤続年数が賃金に及ぼす効果は，ポジションが低くなるほど大きくなる。また $IE \cdot EE$ モデルは $IE \cdot AGE$ モデルよりも勤続年数の効果を大きく推定する性質がある。この2点はわが国の場合と共通な現象である。

⑤年齢が賃金に及ぼす効果は，非職階の場合が一番大きく，職長がそれに次ぐ。部長，課長，係長での年齢要因の効果は，非職階や職長のそれよりも小さい。図14には，モデルの推定結果を利用して，年齢別の賃金曲線を描いておいた。併せて参照されたい。日本の場合には，高い管理階層

におけるほど、賃金曲線が上方に位置する傾向を見出すことができた。つまり日本と韓国との間で年齢別賃金曲線の階層間位置関係が逆転しており、これは両国間にみられる大きな相違点の1つである。実は、賃金曲線の位置関係として、当初わたくしが予想していたのは、韓国タイプのそれであった。非職階の賃金は年齢別生活費保障の影響を強く受け、そのために年齢要因の効果は大きくなる。他方、上位の管理階層の賃金では生活費保障の影響が弱まり、年齢の効果は小さく現われるのではないのか。このような予想を持ちながら分析を進めてきたが、しかし日本の場合それは的中しなかった。わたくしの当初の予想に近い結果を与えてくれたのは、日本の賃金構造でなく、むしろ韓国の賃金構造である。

IV 結びにかえて

労働移動に関する国際比較によれば、わが国は他の国々に比して労働の移動率が低い。それは、とくに若年労働者の低い移動率と結びついている。調査時点は古いが、1960年代の日本と1950年代のアメリカとの間で離職率を比較してみると、表1でみたように、日本の離職率はすべての年齢層でアメリカのそれを下回る。しかし、とりわけ20代前半層までの離職率の低位は格別で、アメリカの3分の1以下といった有様である。

このような低い労働流動性を引き起こす原因として、従来しばしば年功賃金の存在が指摘されてきた。勤続を重ねるにつれて賃金が増加する報酬の仕組みが、労働者の移動意欲を減退させるというわけである。本稿での分析によれば、下位の管理階層におけるほど勤続要因の効果は大きくなり、非職階の場合が最も大きい。しかしながら、この非職階においてさえ、勤続の長期化にともなう賃金の上昇はそれほど大きなものではない。その上、結果は推定されるモデルのスペシフィケーションにも依存する。もし職種

別の賃金データが現在以上にもっと充実され、非職階全体の分析に際して職種経験年数を利用できるようになるなら、わたくしの以前の分析例（『日本的雇用慣行と労働市場』、前出、pp. 37～39）が示唆するように、非職階における勤続要因の効果はさらに一層小さく推定されることになる。このようなわけで、企業内賃金構造に労働移動を阻止する機能は存在しないか、あるいは仮に存在したとしても非常に弱いというのが、わたくしの判断である。

勤続年数別賃金と比較するなら、退職金のほうが労働移動に強い影響を及ぼしているに違いない。とくに中高年労働者の場合はそうである。就職したての20歳前後の労働者が、果たして退職金を考慮に入れて、労働移動を差し控える行動をとるかどうか、わたくしには疑問である。しかし、中には遠い将来まで見すえて、移動に対して慎重に構える若者もいるかもしれない。

若年層の移動に対する影響という点で最も重要なのは、生え抜きを重視する内部昇進制度の存在である。高い管理階層に昇りたいと思うのは、年齢を問わず、多くの労働者に共通な傾向であるから、もし企業を変えることが昇進にとっての障害になるなら、彼らは労働移動を控え、同一の企業に定着しようとするであろう。生え抜きと非生え抜きとで昇進の速度に大きな開きが生じるのは、係長や課長といったレベルの管理職である。日常頻繁に接触する直属の上司の多くが生え抜きで構成されているなら、それは部下の行動にも影響を与えるはずである。それは最も移動しやすい年齢層、つまり若年層の労働移動を妨げ、労働市場の資源配分機能を低下させるであろう。

上でのべたように、同一のポジションに留まるかぎり、勤続年数が上昇しても、それによって賃金が高まる程度は微々たるものにすぎない。しかし勤続を重ねることによって、より高位のポジションに昇進することがで

きるなら、かれは下方に位置する年齢別賃金曲線から上方に位置する年齢別曲線に乗り移ることになり、今までよりも高い賃金を受け取ることができる。このように、勤続年数が高い水準の賃金と結びつくのは昇進を介してであり、昇進には生え抜きのほうが非生え抜きよりも一般に有利な立場に立つ。

本稿の分析によれば、生え抜き尊重の慣行には後退の兆しがみられる。各ポジションにおける生え抜きの平均年齢と非生え抜きのそれとの差異は縮小しており、また他企業の就業経験をもつ労働者が昇進面で受ける不利な処遇も改善されつつある。これらの変化は、若年層における勤労意識の変化とあいまって、若い労働者の流動性を高める傾向をもつ。おそらくはそれと連動して、中高年層の移動率も高まるかもしれない。しかし、どこでも労働移動は若年層がその中核を占めており、資源配分上期待できるのは主として若年労働者の流動性である。

子飼いは終身雇用制度を構成する主要な要因であるから、生え抜き尊重の慣行が後退することは終身雇用制度の変質を意味する。しかし終身制度は、労働者を長期にわたり継続的に雇用することによって、企業に適合した人材の育成を容易にしたり、あるいは信頼関係の形成を促進し、企業の組織効率を高めるという重要な役割を果たしてきた。人材の育成と信頼関係の形成は、日本の企業に限らず、他の国の企業にとっても成長のための不可欠な条件である。それゆえ、その前提となる長期雇用システムは、わが国に固有の現象ではない。実際、OECDの調査によれば、ヨーロッパ諸国の中にも日本に劣らず勤続年数の長い国が存在する（*Employment Outlook*, 1993, P. 121）。

バブル崩壊後の不況過程では、企業のリストラクチャリングの一環として、終身雇用制度を見直す動きが企業の間で顕著である。それは、単に企業がかかえる余剰労働者の排出のためばかりでなく、今後予想される産

業構造の変化にどのように対応するかという問題とも密接に関連する。労働移動が活発になれば、市場の資源配分効率が高められる。しかし活発な労働移動は、上にのべた終身雇用制度のメリット、すなわち組織効率を減殺することになるかもしれない。

いまわれわれに求められているのは、労働市場の資源配分効率を高めながら、いかにして企業内部の組織効率を維持向上させるかである。労働力の流動化を図るために終身雇用制度を崩す必要があると主張する人々は、2つの効率性をトレード・オフ関係にあるものとして捉えていることになる。しかし、一方を達成するために、果たして他方を犠牲にしなければならないのだろうか。これは検討を要する問題である。主として年若い年齢層が移動し、その後の中高年層が定着するタイプの労働市場は構想可能であり、この場合には配分効率と組織効率とを両立させることも、決して不可能ではない。

参考文献

- 深田祐介，ロナルド・ドーア『日本型資本主義なくしてなんの日本か』，光文社，1993年。
- R. L. Katz, "Skill of an Effective Administrator", *Harvard Business Review*, Jan. -Feb. 1955.
- 小池和男『アメリカのホワイトカラー』，東洋経済新報社，1993年。
- 松繁寿和・大橋勇雄「賃金の決め方から見た年功賃金（謄写）」，1993年。
- 中根千枝『タテ社会の人間関係』，講談社現代新書，1967年。
- OECD, *Employment Outlook*, 1993.
- 大河内一男『労使関係論の史的発展』，有斐閣，1972年。
- 小野旭『日本の労働市場』，東洋経済新報社，1981年。
- 小野旭『日本的雇用慣行と労働市場』，東洋経済新報社，1989年。
- 小野旭「外資系企業の外資的性格と雇用慣行の変化」，労働問題リサーチセンター『日本経済の国際化と年功制度の動向に関する調査研究報告書』，1990年。

昇進と企業内賃金構造

小野旭・白石栄司「アメリカ企業および在米日系企業の雇用慣行—若干の日米比較を含めて—」, 日本労働研究機構, 1993 年.

齊藤修『商家の世界・裏店の世界』, リプロポート, 1987 年.

富田安信「昇進のしくみ—査定と勤続年数の影響—」, 橋木俊詔編『査定・昇進・賃金決定』, 有斐閣, 1992 年.

付表 1 標準労働者のための設定条件

1 1980 年の設定条件

学 歴	設 定 条 件		摘 要
	年 齢	年齢から勤続年数を差し引いた数	
小 学 新 中	45 歳以上	12	旧制小学校を卒業した者
	47 歳以上	14	旧制高等小学校を卒業した者
	47 歳以下	15	新制中学校を卒業した者
旧 中 新 高	48 歳以上	16	旧制中学校等 (4 年制) を卒業した者
	49 歳以上	17	旧制中学校等 (5 年制) を卒業した者
	49 歳以下	18	新制高等学校を卒業した者
高 専 短 大	48 歳以上	19	旧制高等専門学校等を卒業した者
	48 歳以下	20	新制高等専門学校, 短期大学を卒業した者
旧 大	49 歳以上	22	旧制中学校 4 年修了で進学した者
	50 歳以上	23	旧制中学校 5 年卒業で進学した者
新 大	49 歳以下	22	新制大学を 22 歳で卒業した者
	49 歳以下	23	新制大学を 23 歳で卒業した者

出所) 労働省『賃金構造基本統計調査』, 第 3 巻, 第 8 表による

2 1985 年の設定条件

学 歴	設 定 条 件		摘 要
	年 齢	年齢から勤続年数を差し引いた数	
小 学 新 中	50 歳以上	12	旧制小学校を卒業した者
	52 歳以上	14	旧制高等小学校を卒業した者
	52 歳以下	15	新制中学校を卒業した者
旧 中 新 高	53 歳以上	16	旧制中学校等（4 年制）を卒業した者
	54 歳以上	17	旧制中学校等（5 年制）を卒業した者
	54 歳以下	18	新制高等学校を卒業した者
高 専 短 大	53 歳以上	19	旧制高等専門学校等を卒業した者
	53 歳以下	20	新制高等専門学校、短期大学を卒業した者
旧 大	54 歳以上	22	旧制中学校 4 年修了で進学した者
	55 歳以上	23	旧制中学校 5 年卒業で進学した者
新 大	54 歳以下	22	新制大学を 22 歳で卒業した者
	54 歳以下	23	新制大学を 23 歳で卒業した者

3 1990 年の設定条件

学 歴	設 定 条 件		摘 要
	年 齢	年齢から勤続年数を差し引いた数	
小 学 新 中	55 歳以上	12	旧制小学校を卒業した者
	57 歳以上	14	旧制高等小学校を卒業した者
	57 歳以下	15	新制中学校を卒業した者
旧 中 新 高	58 歳以上	16	旧制中学校等（4 年制）を卒業した者
	59 歳以上	17	旧制中学校等（5 年制）を卒業した者
	59 歳以下	18	新制高等学校を卒業した者
高 専 短 大	58 歳以上	19	旧制高等専門学校等を卒業した者
	58 歳以下	20	新制高等専門学校、短期大学を卒業した者
旧 大	59 歳以上	22	旧制中学校 4 年修了で進学した者
	60 歳以上	23	旧制中学校 5 年卒業で進学した者
新 大	59 歳以下	22	新制大学を 22 歳で卒業した者
	59 歳以下	23	新制大学を 23 歳で卒業した者

付表 2 生え抜きの推計原則, 1990 年の場合

生え抜き A (純粹の生え抜き)

小学・新中卒

 $AGE \geq 55$, and $AGE - IE = 12$ の労働者 $AGE \geq 57$, and $AGE - IE = 14$ " $AGE \leq 57$, and $AGE - IE = 15$ "

旧中・新高卒

 $AGE \geq 58$, and $AGE - IE = 16$ の労働者 $AGE \geq 59$, and $AGE - IE = 17$ " $AGE \leq 59$, and $AGE - IE = 18$ "

高専・短大卒

 $AGE \geq 58$, and $AGE - IE = 19$ の労働者 $AGE \leq 58$, and $AGE - IE = 20$ "

旧大・新大卒

 $AGE \geq 60$, and $AGE - IE = 22$ の労働者 $AGE \geq 60$, and $AGE - IE = 23$ " $AGE \leq 59$, and $AGE - IE = 22$ "

生え抜き B (夜学出身の生え抜き)

夜間の旧中・新高卒

小学卒: $AGE \geq 55$, and $AGE - IE = 12$ の労働者高小卒: $AGE \geq 57$, and $AGE - IE = 14$ "新中卒: $AGE \leq 57$, and $AGE - IE = 15$ "

夜間の高専・短大卒

旧中 16 歳卒: $AGE \geq 58$, and $AGE - IE = 16$ の労働者旧中 17 歳卒: $AGE \geq 59$, and $AGE - IE = 17$ "新高卒: $AGE \leq 59$, and $AGE - IE = 18$ "

夜間の旧大・新大卒

高専卒 (旧中 16 歳卒): $AGE \geq 58$, and $AGE - IE = 19$ の労働者高専卒 (旧中 17 歳卒): $AGE \geq 58$, and $AGE - IE = 20$ "新高卒 (現役): $AGE \leq 59$, and $AGE - IE = 18$ "

生え抜き C_1 (昼間学校卒業後, 1 年間の他企業経験のあるもの)

小学・新中卒

$AGE \geq 55$, and $AGE - IE = 13$ の労働者

$AGE \geq 57$, and $AGE - IE = 15$ "

$AGE \leq 57$, and $AGE - IE = 16$ "

旧中・新高卒

$AGE \geq 58$, and $AGE - IE = 17$ の労働者

$AGE \geq 59$, and $AGE - IE = 18$ "

$AGE \leq 59$, and $AGE - IE = 19$ "

高専・短大卒

$AGE \geq 58$, and $AGE - IE = 20$ の労働者

$AGE \leq 58$, and $AGE - IE = 21$ "

旧大・新大卒

$AGE \geq 60$, and $AGE - IE = 23$ の労働者

$AGE \geq 60$, and $AGE - IE = 24$ "

$AGE \leq 59$, and $AGE - IE = 23$ " *

(*この中には一浪の純粹生え抜きが含まれる)

生え抜き C_2 (夜間学校卒業後, 1 年間の他企業経験のあるもの)

夜間の旧中・新高卒

小学卒: $AGE \geq 55$, and $AGE - IE = 13$ の労働者

高小卒: $AGE \geq 57$, and $AGE - IE = 15$ "

新中卒: $AGE \leq 57$, and $AGE - IE = 16$ "

夜間の高専・短大卒

旧中 16 歳卒: $AGE \geq 58$, and $AGE - IE = 17$ の労働者

旧中 17 歳卒: $AGE \geq 59$, and $AGE - IE = 18$ "

新高卒: $AGE \leq 59$, and $AGE - IE = 19$ "

夜間の旧大・新大卒

高専卒 (旧中 16 歳卒): $AGE \geq 58$, and $AGE - IE = 20$ の労働者

高専卒 (旧中 17 歳卒): $AGE \geq 58$, and $AGE - IE = 21$ "

新高卒 (現役): $AGE \leq 59$, and $AGE - IE = 19$ "

付表 3 外部経験年数推計のための設定条件

① $EE = AGE - ASL - IE$

② ASL の定義

		1980 年	1985 年	1990 年
(イ) 学歴が小学・新中卒のもの				
	$ASL = 14, \text{ if } AGE \geq$	48 ^歳	53 ^歳	58 ^歳
	$ASL = 15, \text{ if } AGE \leq$	47	52	57
	if $EE < 0, EE = 0$ とする			
(ロ) 学歴が旧中・新高卒のもの				
	$ASL = 17, \text{ if } AGE \geq$	50	55	60
	$ASL = 18, \text{ if } AGE \leq$	49	54	59
	if $EE < 0, EE = 0$ とする			
(ハ) 学歴が高専・短大卒のもの				
	$ASL = 19, \text{ if } AGE \geq$	49	54	59
	$ASL = 20, \text{ if } AGE \leq$	48	53	58
	if $EE < 0, EE = 0$ とする			
(ニ) 学歴が旧大・新大卒のもの				
	$ASL = 23, \text{ if } AGE \geq$	50	55	60
	$ASL = 22, \text{ if } AGE \leq$	49	54	59
	if $EE < 0, EE = 0$ とする			