

熟練仮説か生活費保障仮説か^{*}

——年功賃金の決定要因をめぐって——

小 野 旭

1. はじめに

大企業と小企業との間で労働市場が分断され、大企業には年功賃金・終身雇用制・企業別組合が支配するという図式は、日本経済の特質を示すものとして、これまで多くの人々の考え方を支配してきた。振りかえってみると、労使関係のこの特徴ほど、経済学者の評価が大きく変化した事例もまためずらしい。かつての支配的見解によれば、年功賃金は若年層の不満を招いて能率を低下させる傾向があり、終身雇用制は雇用安定を保障するがゆえに、かえって労働意欲の減退をもたらし、また企業別組織は連合化の障害となって賃金上昇を制約すると考えられてきた。日本的労使関係が西欧的タイプのそれに向けて脱皮する必要があると主張されたのは、このような理由からである。

しかし、知的活動の常として、支配的見解と相容れない主張も存在していた。企業別組合については、早くから、短所のみでなく欧米伝統の組織形態にみられぬ長所が指摘されて⁽¹⁾いたし、年功賃金や終身雇用制が企業帰属意識を刺激し、労働能率の向上と職場秩序の維持に役立つ一面のあるこ

とも認識されていた。⁽²⁾このように考えると、ヴォーゲル (E. F. Vogel) の著書は、従来の思考方法を逆転させたきっかけとしてよりも、それからのシフトを最も象徴的に示した研究と評したほうがよい。

当時の支配的見解と相容れないもう 1 つの方向は国際的共通性の追求である。日本の労使関係は、一般に言われているほどユニークな制度ではないという主張が、相次いで現われた。本研究のテーマである企業内賃金構造に関していえば、小池和男は、すでに 1966 年に刊行された著書⁽⁴⁾の中で、年功賃金の国際的共通性をいち早く指摘している。ドエリンジャーとピオーリ⁽⁵⁾ (P. B. Doeringer and M. J. Piore) とによる研究を始めとして、海外の諸文献を広く吟味することによって、隅谷三喜男は日本と欧米の労使関係がその本質において類似した性質のものであると考えた。より精密な統計的手法による賃金構造の日米比較は島田晴雄⁽⁶⁾によって行われたが、⁽⁷⁾そこでは相違点のみではなく日米間の共通性にも強い力点が置かれている。

私のこの論文はアメリカに関する既存の研究結果を参考にするものの、国際比較を企てるものではない。私の目的はわが国の企業内賃金構造についてやや詳細な数量的分析を行い、将来の比較研究に役立ちうる経験的事実——個人的な期待としてはより堅固な事実認識——を蓄積することにある。小池和男によれば、賃金が年功的であるか否かは、賃金が年齢や勤続年数とともに上昇しているかどうかで判定される⁽⁸⁾。しかしこれは、年功賃金の満足のいく概念規定といえようか。ここでは、賃金を上昇させる要因の差異やその相対的重要性の違いが考慮されていない。もし賃金の決定要因が異なるなら、年功賃金の果たす機能もまた異なると考えるべきであろう。したがって、たとえば、熟練要因を強調するか年齢別生活費保障を重視するかといった立場の差が生じてくるはずである。企業内賃金構造の国際的共通性を主張するためには、以上の諸点を明らかならしめるための計量的研究が先行していなければならない。もしこの線に沿った作業が若干の国

々について進められるなら、われわれにはより堅固な基礎に根ざした展望が開かれることになるであろう。

以下では、まず第2節で企業内賃金に関する諸仮説を吟味し、第3節でモデルとその推定結果を示す。使用されるデータは『賃金構造基本統計調査報告』の個票である。公表されている職種別データは職種経験年数別・年齢別のクロス表を与えるにすぎないが、個票の活用によって職種経験年数別・年齢別・勤続年数別のデータが利用できるようになった。モデルの推定結果に基づく数量的分析は第4節で行う。ここでは職種別に行なわれた回帰分析の結果についても、簡単な考察を加えた。第5節は分析結果の要約と含意とに当てられている。

*この論文の計量的分析で使用されているデータは労働省『賃金構造基本統計調査報告』の個票である。マイクロテープの利用を許可された労働大臣官房統計情報部賃金統計課に感謝したい。またこの研究に当っては昭和59年度日本経済研究奨励財団奨励金と61年度文部省科研費（転職と昇進）を受けることができた。本稿はその研究成果の一部である。記して謝意を表する。

- (1) たとえば白井泰四郎『企業別組合』、中央公論社、1968年、pp. 41-50.
- (2) たとえば中山伊知郎「工業化と労使関係」（中山・篠原編『日本経済事典』、講談社、1973年、pp. 389-392）.
- (3) E. F. Vogel, *Japan As Number One*, Harvard Univ. Press, 1979 (広中・大本訳『ジャパン アズ ナンバーワン』、TBS ブリタニカ、1979年).
- (4) 小池和男『賃金——その理論と現状分析——』、ダイヤモンド社、1966年、とくに p. 130.
- (5) Doeringer, P. B. and Piore, M. J., *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*, D. C. Heath, 1971.
- (6) 隅谷三喜男「日本の労使関係論の再検討——年功制の論理をめぐって——」（上、下）、『日本労働協会雑誌』、1974年8月号および10月号.
- (7) Shimada, H., *Earnings Structure and Human Investment: A Comparison Between the United States and Japan*, Keio Economic Observatory, Keio

Univ., Monograph No. 4, Kogakusha LTD, 1981.

- (8) 小池和男『日本の熟練——すぐれた人材形成システム——』, 有斐閣, 1981年, p. 55 をみよ. 小池は次のようにのべている. 「ヨコ軸に年齢や勤続をとり, タテ軸に賃金率をとって, 大体右上がりであれば, 「年功的」上昇ということになるう。」

2. 企業内賃金構造に関する諸仮説

この節では若干の代表的仮説を取り上げ, それを吟味する.⁽¹⁾ 第1は熟練要因を重視する仮説, 第2は労働者の年齢別生活費の保障を主張する仮説, 第3にはその他の若干の仮説を考察する. 現実の賃金構造は単一の仮説によるよりも, 恐らくはいくつかの仮説の組合せによってより良く説明できると思われる. この意味では, 以下に指摘する諸仮説は互いに排斥しあうというより, 相互に補完しあう性質のものであるといつてよい. しかしどの要因が相対的に重要かという問題があり, この点の判定は大変にやっかいである. 計量的研究はもとより万全ではないが, 判定のための基礎的素材を客観的な形で提供してくれるであろう.

2-1 熟練仮説

(1) 秘伝的熟練仮説⁽²⁾ この仮説によれば, わが国では技術水準の低位のために, 資本主義の高度な発展段階にまでカンやコツとして秘伝化した熟練が存在していたという. この熟練はかつては職場を次々に歴歴することによって獲得されたが, 熟練工不足とともに企業内での養成が行われるようになった. 特定企業内での実技指導はその企業特有の熟練を与えるので, 経験年数は熟練度の指標として不適切である. そこで熟練の獲得段階を示す近似的指標として勤続年数が用いられるようになり, 賃金が勤続年

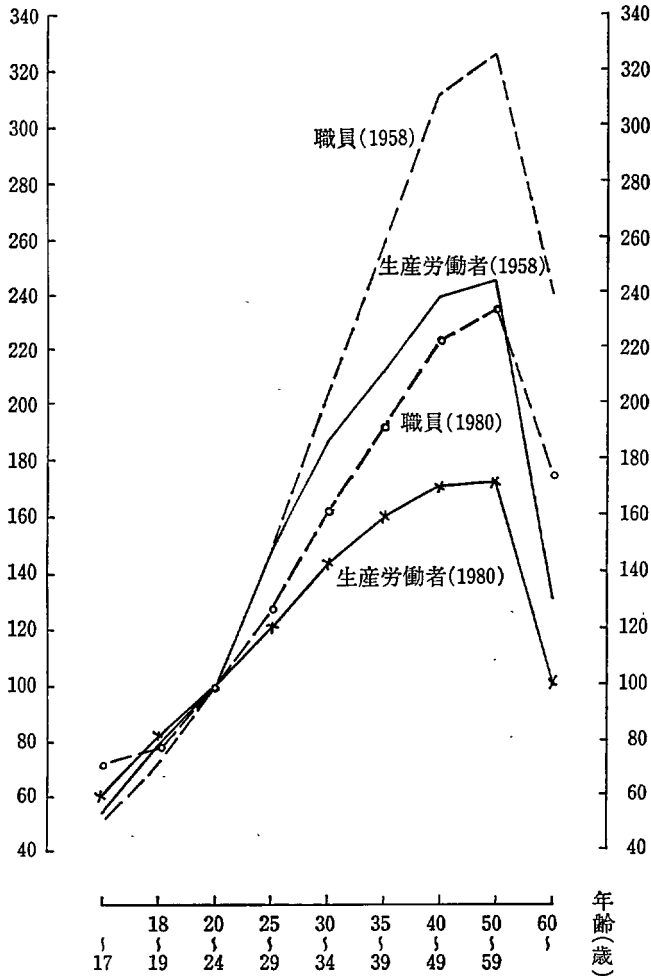
数とともに上昇する傾向が生じたのだと主張される。

この仮説は手工的万能的熟練を対象として提出されたものであり、技術革新の進展とともに年功賃金は徐々にその実態的基盤を失っていくであろうとの予想が導かれた。確かに、年齢別賃金格差は1958年をピークに縮小を開始した（図1参照）。しかし、手工的万能的熟練の重要性が低下した最近時点においても、年齢別賃金格差は依然として残存しており、その上わが国の格差は諸外国のそれより傾斜が急である（図2参照）。この事実、企業内賃金格差を説明するために、秘伝的熟練仮説以外の仮説が必要であることを示唆するものである。

(2) 内部昇進仮説⁽³⁾ 小池和男によれば、効率的生産のためには、予測しがたいトラブルの処理や設備の保守のための熟練を、労働者が習得していなければならない。この種の熟練の習得には、全体の工程・機械のメカニズム・製品の性質等に関する知識が必要である。そこで、労働者は易しい職務から出発し、それと密接に関連したより難しい職務へと順次昇進してゆき、この過程の中で必要とされる熟練を漸次獲得することになる。賃金が年齢や勤続年数とともに上昇するのは、この熟練形成過程に対応した現象である。

熟練形成の方法には学校、職業訓練所、徒弟制、企業内での教育訓練コース等もありうるが、小池はそのいずれでもなく OJT（仕事に就きながらの訓練）を強調する。昇進ルート⁽⁴⁾（キャリアと呼ばれている）を含む職務の数や構成順位が企業によって異なるため、熟練は多少なりとも企業特殊性をもつが、特殊性の高い熟練はむしろ稀で、多くは共通性のほうが強い、と小池は考える⁽⁵⁾。さらに、労働者の企業内移動はわが国の大企業ではかなり幅広く行われるが、しかし全く無原則にいろいろな仕事につくのではなく、あくまで関連の深い仕事群の中での移動であり、こうしてこそ OJT による熟練形成は最も効果的に遂行されるのだという⁽⁶⁾。

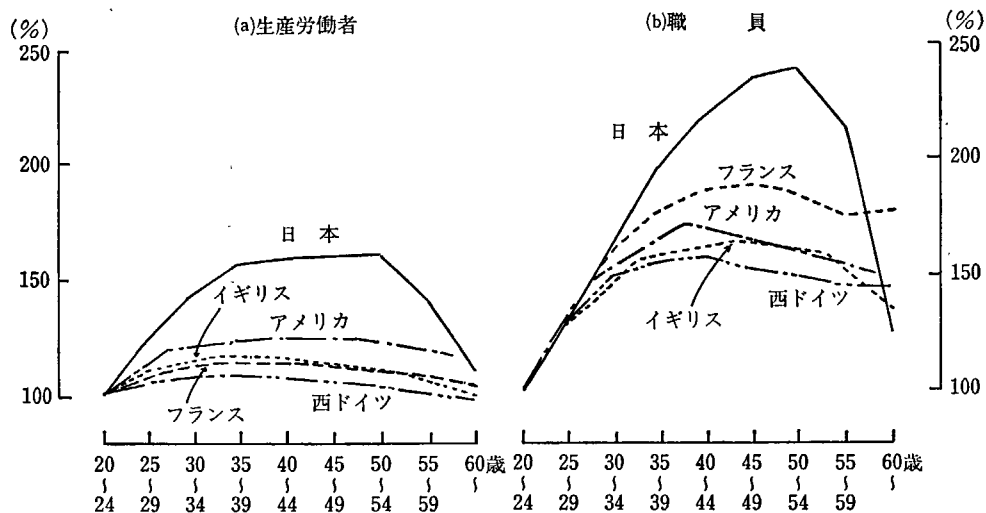
図1 年齢別賃金格差，製造工業，1000人以上，男子労働者



資料) 労働省『賃金構造基本調査』より。

注) きまって支給する給与。20～24歳=100。

図2 年齢別賃金格差の国際比較，製造業，男子労働者，20～24歳＝100



資料) 労働省『国際比較労働情報総覧』1980年，pp. 265-266より。

注) 日本は1977年，アメリカは1969年，イギリスは1977年，西ドイツとフランスは1972年の値。

ところで雇用職業総合研究所は、数年前に、男子正規社員の職場内移動に関する調査を行ったことがある。その結果は『企業内労働力の有効活用に関する実態調査』の中に収められている。いま、この調査の中から、3000人以上の大企業に関する部分を若干のアンケート項目についてピックアップしてみると、表1のようになる。まず職場内の移動の状態をみると、定期的に持ち場を変える企業は16.3%と少ないが、折りをみて変えるものまで含めると83.5%となり、ほとんどの企業が従業員を職場内で移動させていることになる(表1の(1))。次に、この移動の範囲やルートが明確か否かをたずねると、明確であると答えたものは全体の20.5%にすぎないことが分かる(表1の(2))。

この結果は、職場内移動の理由を質した第3の質問事項への回答と関連していて、大変興味深い。小池によれば企業内昇進はもっぱら熟練形成の方法と理解されている。確かに、表1の(3)をみると、「いろいろな持ち場を経験させ幅広い技能を身につけさせるため」という選択肢を選んだ企業のウェイトは一番大きい。しかしかなりそれに近い比重で、「本人の能力や適性上見合った持ち場への移動」が選択されている。この調査結果は、企業内での移動を熟練形成とのみ関連づけることが、事実の一面の強調であることを示している。実際にはマンネリ化を避けたり、個人の能力の品定めをしたり、あるいは各人に適所を見出してやるために、企業内で移動が行われる場合も多い。その場合には、第2の質問事項への回答にもみるように、必ずしも明確な移動範囲や移動ルートは必要とされないであろう。ここに指摘した事実は小池の仮説の否定を意味しない。しかし職場内移動は、熟練養成の視点からばかりでなく、適材適所のための細やかな人事管理の視点からも評価すべきである。

小池は自らの仮説を検証する方法として、公表された統計資料のほかに、特筆すべきこととして聞き取り調査を頻繁に利用する。それは日本のみで

表1 男子正規従業員の職場内移動のアンケート結果, 3000人以上の企業の場合

(1) 職場内の持ち場の移動はどのようになっていますか.

	いったんある 持ち場につけ たら, あまり 変えない	折をみて持ち 場を変える	定期的に持ち 場を変える	合 計
事 務 部 門	5.7	70.8	23.6	100.0
現 業 部 門	28.9	62.7	8.4	100.0
営業・販売部門	8.5	70.2	21.3	100.0
技術・開発・設計部門	26.1	64.1	9.8	100.0
合 計	16.5	67.2	16.3	100.0

(2) 職場内の持ち場の移動には慣行やルールで定められた移動の範囲や移動のルールがありますか

	範囲やルートはか なり明確である	範囲やルートは必 ずしも明確でない	合 計
事 務 部 門	18.7	81.3	100.0
現 業 部 門	17.1	82.9	100.0
営業・販売部門	24.2	75.8	100.0
技術・開発・設計部門	22.0	78.0	100.0
合 計	20.5	79.5	100.0

(3) 同じ職場内の移動は主としてどのような理由から行っているのですか. 部門ごと
にそれぞれ主な理由を2つ以内選んでください.

	本人の 能力や 適性上 見合っ た持ち 場への 移動	いろいろ な持ち場 を経験さ せ幅広い 技能を身 につけさ せるため	職場内 の人間 関係の 改善	特定の 持ち場 の業務 量の増 減によ る移動	仕事内 容の変 化によ る移動	離職者 の補充 にとも なって	従業員 の希望 によっ て	実数
事 務 部 門	79.0	91.0	0.0	5.0	7.0	9.0	1.0	100
現 業 部 門	55.9	71.2	0.0	40.7	23.7	1.7	3.4	59
営業・販売部門	72.1	83.7	0.0	11.6	9.3	10.5	3.5	86
技術・開発・設計部門	77.9	77.9	0.0	11.8	23.5	2.9	1.5	68

出所) 雇用職業総合研究所『企業内労働力の有効活用に関する実態調査』, 1982年, pp. 442, 445, および451より.

注) 現業部門は生産・運輸・建設など.

なく外国にも及び、斬新な着想の供給源泉の役割も果たしている。だが聞き取り調査の方法上の問題は標本数が少ないことであり、客観的に実施された場合でもバイアスを伴う。その上、分析者がかくあれかしと願う事実⁽⁷⁾に強い光が当てられ、仮説と整合的でない事実が背後に押しやられるという選別的過程が、無意識のうちに働く危険性がないとはいえないであろう。

ドエリンジャーとピオーリは内部労働市場の生成要因として熟練の企業特殊性、OJT、および習慣の3つを指摘した。熟練が企業特殊であるために訓練費用は企業の負担となり、そこに労働者の定着性を高めようとする誘因が働く。また企業に特殊な熟練ゆえに、その習得にはOJTが大いに効果を発揮することになる。昇進ラインが存在する内部労働市場（鉄鋼業、製紙、石油精製、その他の装置産業にみられるという）では職務がいろいろな熟練水準に分けられ、1つの職務で働くことがより上位の仕事に必要な熟練の形成に役立つよう、職務編成がととのえられる。労働者は1つの入口から不熟練労働者として雇い入れられ、昇進ラインを登りながら熟練度を高めていく。かくして、昇進ライン上の各職務の賃金が一定でも、各職務を遍歴する労働者の賃金は時間経過とともに上昇することになる。もし各職務の賃金が単一レートでなく幅をもったレートであるなら、同一職務にとどまっても成績査定次第で賃金は高まりうる。ドエリンジャーとピオーリはこの成績査定が勤続年数と高い相関を示す傾向にあるという。その場合企業内賃金はますます年功的に上昇するだろう。

この仮説と小池のそれとの間には著しい類似性がある。その限りにおいて、小池の仮説に対してすでに指摘した批判の一部は、ドエリンジャーとピオーリにも向けうと思う。どちらの場合も熟練の企業特殊性を指摘するが、この要因への依存の度合はドエリンジャーとピオーリの場合のほうがはるかに強いといってよい。かれらの場合、それは内部市場生成の主因の1つだからである。これに対して、小池和男は熟練の特殊性を指摘はす

るものの、「共通度⁽⁸⁾がはるかに大きいとみた方が実際に近い」という立場をとっている。次節以下の経験的分析においてより詳細に触れる機会があるが、もし企業特殊的熟練の近似的指標として勤続年数を用いるなら、企業内賃金のうち勤続要因で説明される部分は予想外に小さい。したがって熟練の企業特殊性に大きく依存する仮説は、企業内賃金構造の説明方法として不適切といわざるをえない。

2-2 生活費保障仮説

氏原正治郎や舟橋尚道によって主張された仮説⁽⁹⁾であり、これによれば賃金が年齢とともに上昇するのは年齢別生活費の保障を意味している。舟橋は大企業労働市場の分断性を前提した上で、過剰人口下において初任給が低位に決定されるために労働力の再生産費を保障する必要が生じ、ここに賃金と年齢とが相関する理由があると考えた。

高度成長下に発生した労働力不足は初任給を上昇させ、年齢別賃金格差を前掲の図1にみたように縮小させたが、この現象は生活費保障仮説とも両立する。高度成長の結果、現在では若年労働者の賃金がかなりの水準にまで高まった。にもかかわらず、依然として年齢別賃金格差は残存している。その原因は何か。恐らくそれは、生活費保障の慣行が一旦成立し、それが労働者によって支持されるようになると、慣行を発生させた最初の条件が消滅しても、賃金決定方式が1つの制度として持続性をもちうることにあるのであろう。

この仮説は熟練度の上昇とともに賃金が高まる傾向にあることを否定しない。しかし、先に掲げた図2をみると、わが国の年齢別賃金のピークは諸外国のそれより高年齢層へ（定年間際まで）ずれている。舟橋は熟練度が停滞した後になってもわが国ではまだ給与保障が継続していると考えますが、その根拠はここにあるといってよい。

では、なぜ企業は熟練の向上が停止した後になっても賃金を上昇させるのであろうか。若干の理由が考えられる。第1は、すでに指摘したように、年齢別生活費保障が労働側の要求と合致していたことである。もしそれが価値生産性の一部を世代間で移転することによって実現しうるなら、企業としては労働者の意向を考慮し、年齢別に傾斜した賃金構造を容認することができるだろう。第2に、労働者の年齢別構成が若年層に集中している場合には、賃金を傾斜的に形成することによって労務費を節約することができるかもしれない。第3に、年齢別賃金格差は労働者に生活水準向上の見通しを与え、企業帰属意識を刺激し労働者の仕事へのインセンティブを高める可能性がある。この賃金制度がより上位のポストへの昇進と結合された場合には、労働者の競争心をかき立て、勤労意欲を高める効果はより一層大きくなるに相違ない。佐野陽子は、生活給付の発想はバターナリズムや企業一家主義なくしては説明できないという⁽¹⁰⁾。これと同じ解釈は橋本俊詔によっても採用されている⁽¹²⁾。かれによれば、生活費保障は日本社会の伝統的ないし温情主義的性質を反映するものである。しかし、年齢別生活費保障の賃金体系には労働者の士気を鼓舞する一面がある。この点においてそれは企業合理性とマッチしていたのであり、またそれだからこそ、たびたびの批判にもかかわらず、長い期間にわたって存続しえたのではないだろうか。

生活費保障仮説は年齢別賃金格差の男女間における差異を簡明に説明することができる。生活費を保障すべきは世帯の生計の主な担い手に対してであって、家計補助を目的に就業する女子労働にはその必要がないからである。またこの仮説は高年齢層における熟練と賃金との乖離を想定するので、定年制延長に対する企業側の遅い対応や、あるいは出向による高齢者の削減も、企業合理性の観点から解釈することが可能である。

2-3 その他の仮説

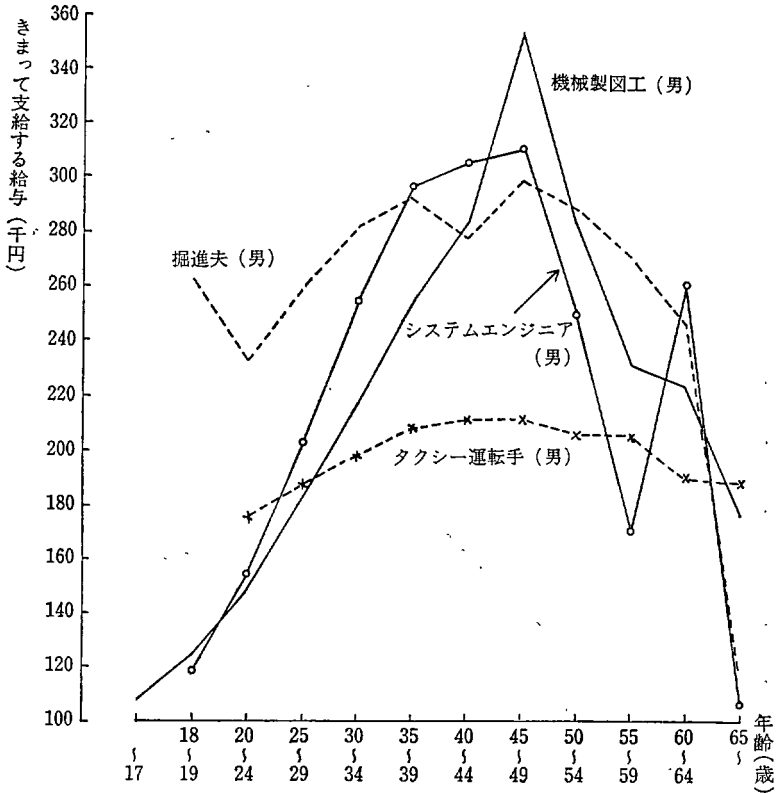
(1) 自己選別仮説⁽¹³⁾ 労働者は非同質的で、潜在的生産力、訓練のしがい、定着性等が異っている。企業としては生産力が高く、訓練が容易であり、定着度の高い労働者を雇い入れたいと思うが、そのときの選別方法には次の2つがある。1つは何らかの選考基準を設けて応募者を順序づけるやり方である。この方法には、信頼するに足る情報を得ようとするコストがかかるという欠点がある。もう1つは自己選別 self-selection の方法である。これは、応募者がかれの市場行動によって自らに関する真の情報を明らかにせしめる価格機構である。

いま企業が定着性の高い労働者を入手したいと考えたとしよう。自己選別法によれば、企業はフラットな賃金でなく、最初はフラットな賃金よりも低く、後になってそれより高くなるような傾斜的な賃金構造を設定すればよい。移動性の高い労働者はフラットな賃金構造を好み、逆に定着度の高い労働者は傾斜的構造を愛好するから、賃金の傾斜を適当にきめてやれば定着性の高い労働者のみが応募してくるようになる。その結果、労働者の離職が企業にもたらすコスト（訓練費の未回収、募集費、新たに要する訓練費など）は下がり、企業利潤は上昇することになる。

図3に若干の職種の年齢別賃金を実額で示した。これをみると、タクシー運転手や掘進夫の賃金はシステムエンジニアや機械製図工の賃金よりはるかにフラットである。これはこれらの職種が定着性の高い労働力を必要としていないからであり、自己選別仮説を適用できる格好な事例を提供しているとみてよい。しかしこの仮説は、なぜ大企業の年齢別賃金格差が小企業のそれより急傾斜であるのかという、われわれにとってきわめて重要な事実を説明することができない。もし自己選別仮説が正しいなら、大企業初任給は小企業初任給より低くなければならない。しかし図4にみるように、とくに「きまって支給する給与」の場合、10～99人規模の初任給は

・熟練仮説か生活費保障仮説か

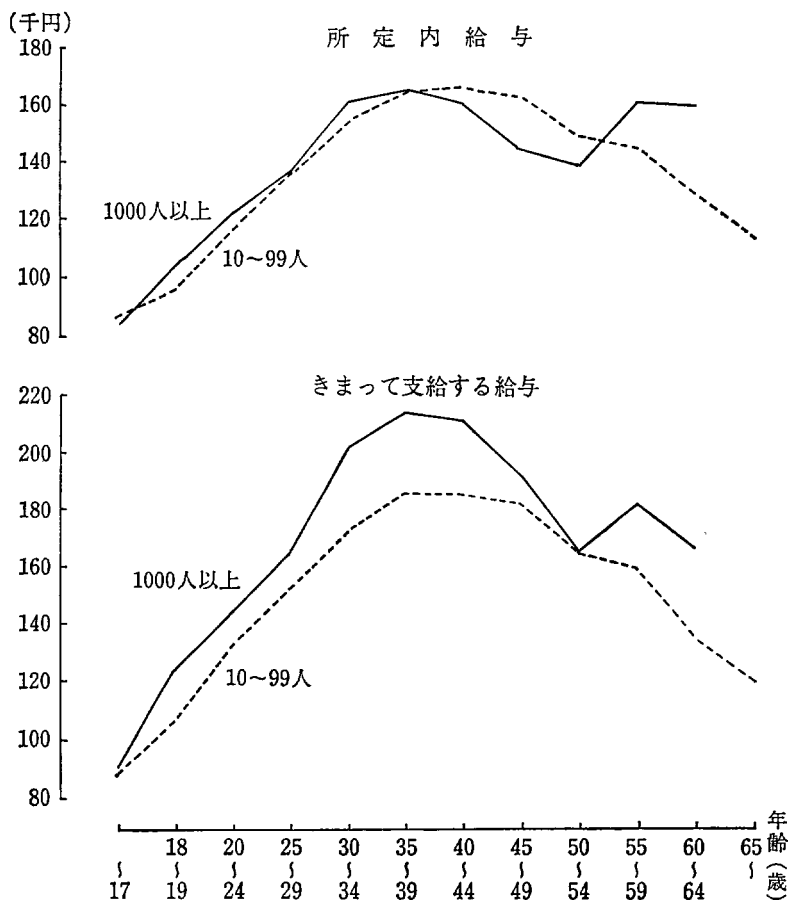
図3 若干の職種に関する年齢別賃金，1980年



・資料) 労働省『賃金構造基本統計調査報告』より。

1000人以上規模のそれよりすべての年齢において低位である。初任給以後の賃金はもちろん大企業のほうが高いから、定着性の高い労働者もしからざる労働者も、ともに高賃金にひかれて大企業に応募するに違いない。それゆえわが国大企業の年齢別賃金格差は、労働者をして自らに関する真の情報を明らかならしめる価格機構の役割を果していない、と評することができよう。

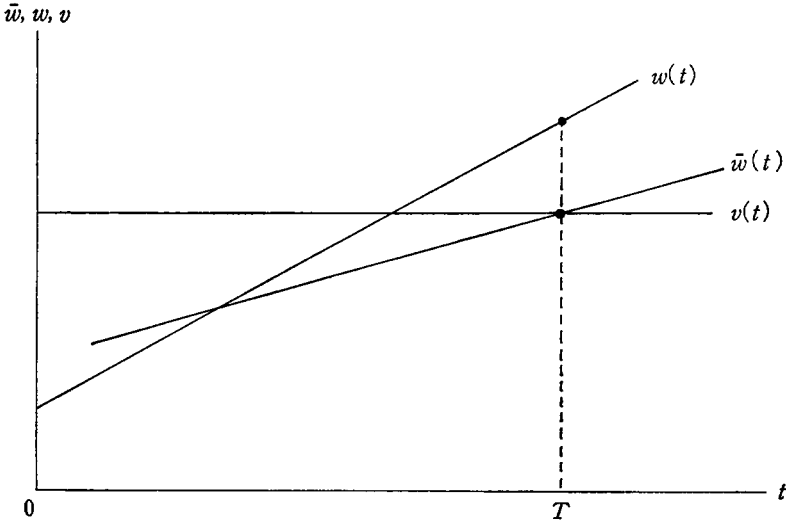
図4 規模別・年齢別の初任給，男子労働者，1980年



資料) 労働省『賃金構造基本統計調査報告』より。

注) 初任給は勤続年数が0年の者の賃金。

図5 定年年齢の決定と年齢別賃金



(2) チューティング仮説⁽¹⁴⁾ 他企業で働いたときの賃金を $w(t)$ ，当該企業での労働の限界生産力を $v(t)$ とし，ラジア (Lazear, E. P.) は $v(t) = \bar{w}(t)$ で定年年齢 T がきまると考える (図5 参照)．かれは $0 \sim T$ 間の賃金をどうきめるかに当って，労働者のごまかし (cheating) を避けるために賃金を図の $w(t)$ のように傾斜的に形成したほうがよいという．もしごまかしが発覚して賃金がまだ低いうちに解雇されるようなことがあると，後で受け取るはずの高賃金の機会を逸することになり，労働者にとって不利益となるからである．このようにして傾斜的な賃金構造 $w(t)$ を設定した結果，定年年齢 T では $v(T) < w(T)$ となり，労働者は当該企業にとどまるほうが得になる．したがってかれらはその企業に就業しつづけようとするであろう．そこで強制引退が必要になるというのが，ラジアの見解である．

この仮説では労働の限界生産力 $v(t)$ は $0 \sim T$ 期間を通じて一定である．

にもかかわらず賃金に傾斜が生じている。この点は熟練仮説あるいは人的資本仮説との著しい相違点である。しかしチーティング仮説に関しては、今村肇・島田晴雄の批判を引用しておけば十分であろう。「ごまかしによる利得と費用を比較しながら行動し、ごまかしが発覚すればただちに解雇されるというリスクに直面している労働者という仮定は、日本の雇用—賃金慣行にそのままあてはめるには、現実妥当性が乏しいように思われる。」⁽¹⁵⁾

(3) インセンティブ仮説 熟練仮説が訓練による労働の限界生産力の上昇を前提し、それに応じる賃金支払を想定するのに対して、インセンティブ仮説では賃金の上昇やその見込みが労働者のモラルを鼓舞し、生産力を高める効果が重視される。これは一種の高賃金経済の作用である。ただし、従来の高賃金経済では賃金の一般的水準の上昇が労働能率を向上させると考えられたが、賃金が労働能率に与える効果は傾斜的賃金構造からも期待できる。大橋勇雄によれば、若い時期に良く働く者ほど速く昇進し、昇進によって賃金が上昇するというシステムを作った場合、昇進に伴う賃金の割増率が大きいほど企業全体の勤労意欲は高まるという。⁽¹⁶⁾

大橋の仮説において賃金を上昇させる重要な要因は内部昇進である。したがってこの仮説では、昇進せずに同じポジションにとどまっても、年齢が高まると賃金が上昇する現象は説明できない。それゆえかれの仮説は、単独でよりも他の仮説と結合して使用したほうがよい。

(1) 年功賃金に関する最近のサーベイとしては佐野陽子『賃金と雇用の経済学』、中央経済社、1981年、第1章がよい。また、必ずしも企業内賃金構造のみに限定されているわけではないが、二重構造論の視点から賃金構造の計量的分析をたんねんに比較検討したものとして、尾高熒之助『労働市場分析——二重構造の日本的展開——』、岩波書店、1984年、第1章を指摘しておく。

(2) これの代表的事例としては、氏原正治郎『日本労働問題研究』、東京大学

- 出版会, 1966 年, pp. 345-456 および津田真澄『年功的労使関係論』, ミネルヴァ書房, 1968 年, 第 1 章をみよ.
- (3) 小池和男『賃金』(前出);『職場の労働組合と参加——労資関係の日米比較——』, 東洋経済新報社, 1977 年;『日本の熟練』(前出); および 1984 年 12 月に開催された日本経済政策学会・専門部会研究会に提出された論文, “Human Resource Development in Japanese Industry” 等がある.
- (4) 小池和男『日本の熟練』(前出), p. 36.
- (5) 小池和男『日本の熟練』, pp. 126-128.
- (6) 小池和男『日本の熟練』, pp. 36-37.
- (7) Doeringer, P. B. and Piore, M. J., *Internal Labor Markets and Manpower Analysis* (前出), Ch. 2.
- (8) 小池和男『日本の熟練』, p. 128.
- (9) 舟橋尚道「企業内賃金構造」(篠原・舟橋編『日本型賃金構造の研究』, 労働法學研究所, 1961 年)あるいは「企業内賃金構造」(舟橋尚道編『日本の賃金』, 日本評論社, 1967 年). この仮説は氏原の主張の中にもみられる(氏原正治郎『日本労働問題研究』(前出), p. 450).
- (10) 荒井一博は, 理論的研究の遅れたこの分野を, 世代間所得移転を考慮した 2 期間モデルで分析している. Arai, K., “A Model of the Seniority-Based Wage System with Intergenerational Transfers”, Hitotsubashi Univ. RUEE Working Paper #83-12 (mimeo).
- (11) 佐野陽子『賃金と雇用の経済学』(前出), p. 3.
- (12) Tachibanaki, T., “Wage Determinations in Japanese Manufacturing Industries——Structural Change and Wage Differentials”, *International Economic Review*, Oct. 1975.
- (13) Salop, J. and Salop, S., “Self-Selection and Turnover in the Labor Market”, *Quarterly Journal of Economics*, Nov. 1976.
- (14) Lazear, E. P., “Why Is There Mandatory Retirement?”, *Journal of Political Economy*, Dec. 1979. この論文の理論的側面に関する批判としては, 1985 年 12 月に開催された労働経済コンファレンスに提出された中馬宏之の論文がある (“What Causes Upward-Sloping Wage Profiles?: Reconsideration of Lazearian Theses”).

- (15) 今村肇・島田晴雄「高齢化社会と雇用政策——雇用保険制度の改正をめぐって——」,『季刊現代経済』, Spring 1984, p. 26.
- (16) 大橋勇雄「企業内労働市場における定年と内部昇進制」,『日本労働協会雑誌』, 1981年10月.

3. モデルと推定結果

以下では計量的分析のためのモデル, 使用されるデータ, 回帰モデルの推定結果の順で議論を進める. モデルの推定は全職種をブールした場合と個別職種ごとの場合の2段階に分けて行われたが, 本稿では前者のみにについてのである.

3-1 考慮される諸変数とモデル

回帰分析で考慮される要因は次の通りである.

(1) 企業規模 (SC_i) わが国では規模間に大きな技術的条件の差異があり, これが製品市場の不完全競争的要因とあいまって付加価値生産性の規模間格差を生み出している. これは企業の間には支払能力差が存在することを意味しており, 労働組合との団体交渉によって賃金が決定されている場合には, 賃金格差を発生させる要因の1つとなりうる.⁽¹⁾ また小企業と大企業の間には, 能力や経験を優先させるか, それともいわゆる年功的要素を重視するかといった, 賃金決定要因に関する考え方の差異もある. さらに, 使用されるデータは個票そのものであり, 労働者の抽出率は産業や規模によって異なるから, これらの要因ごとに個票を区別するようなデータ処理が必要である. ここではこの目的のために, とりあえず規模要因を考慮することにした. 規模差を示すダミーは下記の通りである.

SC_1 ……10~99人規模は1, 他は0

SC_2 ……100～999 人は 1, 他は 0

SC_3 ……1000 人以上は 1, 他は 0

(2) 学歴 (ED_j) 人的資本論によれば, 教育への支出は人的資本のための投資の一形態であり, それによって労働者の生産力は向上し, 賃金も上昇する⁽²⁾. しかし他方には, 学校教育を受けても労働者の生産力が高まるわけではなく, もともと能力のある人を選別する手段として役立つだけだ, という主張もある⁽³⁾. この場合にも能力のある人には高い賃金が支給されるから, 外見上は教育が生産力効果をもっているように見え, 人的資本論と区別することができない.

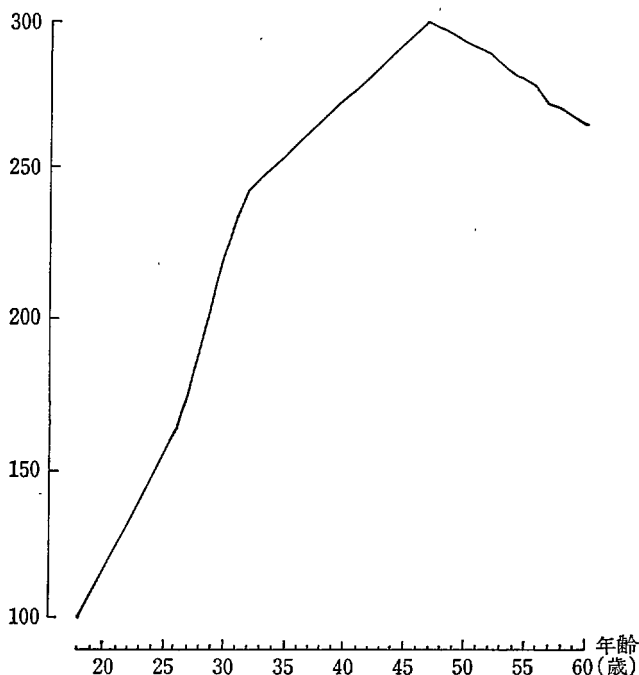
原データでは, 教育水準は旧小・新中卒, 旧中・新高卒, 短大・高専卒, 大学卒の 4 つに区別されている. しかし用いられるデータは職階 (部長, 課長, 係長, 職長等) を除く職種別データであり, 短大卒や大学卒の全体に占めるウェイトは非常に小さい. そこで次のような教育ダミーを考慮することにした.

ED_1 ……旧小・新中卒は 1, 他は 0

ED_2 ……旧中・新高卒以上は 1, 他は 0

(3) 年齢 (AGE) これは年齢別生活費の代理変数である. 図 6 は子供が 2 人いる世帯の年齢別標準生計費の指数を示す. 年齢とともに生計費が急角度で上昇し, 47 歳でピークに達し, その後低下している. 図 1 や図 2 の日本の年齢別賃金の動きと, 変化のパターンが非常に類似していることを発見するであろう. 図 6 では, 2 人の子供が高校卒業後就職すると仮定して, 標準生計費が計算されている. もし子供が大学まで進学するとしたら, 生計費の動きはどうか. 教育費の大幅な増大が予想されるから, 生計費の傾斜はより急になり, かつそれがピークを記録する年齢も右へずれるはずである. 同じく子供 2 人のモデル・ケースについて, 世帯主の年齢別に教育費の推移を示したのが図 7 である. 詳細な説明は『労働白

図6 年齢別標準生計費，子供2人世帯，18歳=100の指数
1975年4月分



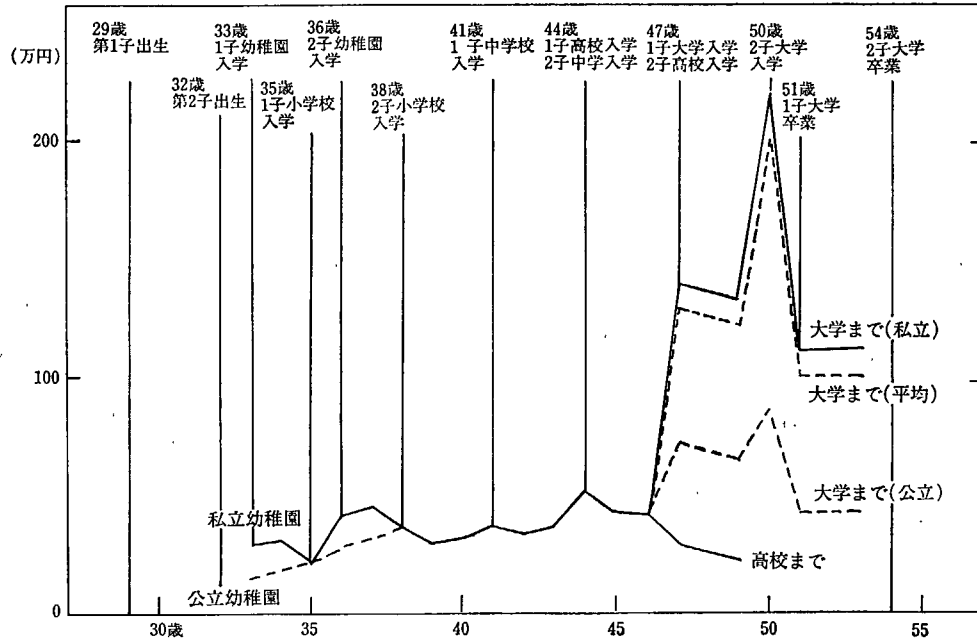
資料) 労務行政研究所『労政時報・春闘別冊シリーズ(2)』1976年版，p. 40 より。

注) 第1子，第2子とも18歳で高校卒業後就職するものと想定してある。

書』にゆずるとして，いま私立大学への入学を仮定すると，第1子が大学に入学する47歳から教育費は急激に上昇し始め，第2子が同じく私立大学に入学する50歳には200万円を超えてピークに達する。公立大学への進学の場合，家計が負担する学費はかなり軽減されるが，それでも40歳代後半に教育費の増大がみられる。

企業内賃金に対する生活費保障の影響を分析するために，上に示した標準生計費指数を説明変数として使用する方法も考えることができる。標準

図7 モデルケースによる教育費の年齢別変化（57年価格）



資料) 労働省『昭和58年労働経済の分析』（『労働白書』），p. 203 より。

注) 小学・中学は公立，高校は公立全日制，大学は昼間とする。

生計費は上で見たように子供の進学レベルで異なるから、いくつかのモデル・ケースを想定して、その加重平均を用いればよい。生活費保障仮説の検証は、本来この方法によるべきであろう。本稿では一種の簡便法として年齢要因を使い、その2次項まで考慮することによって、年齢別生活費のパターンを反映させることとした。なお年齢は65歳までは1歳きざみ、66歳以上の労働者の年齢はすべて66歳⁽⁴⁾としてある。

(4) 勤続年数 (IE) これは特殊人的資本の代理変数であり、後に示す外部経験に対して内部経験 (Internal Experience) と呼ばれることもある。労働省の定義によれば、勤続年数は労働者がその企業に雇い入れられてから調査対象期日までに勤続した年数をいい、見習期間は勤続年数に含まれるが、休職期間は除外される。勤続年数は40年までは1年きざみであり、それ以上はすべて41年としてまとめられている⁽⁵⁾。

企業特殊的熟練のうまい事例を探すのは、思いのほか難しい。小池和男が掲げる例の1つは、昇進ルートのくみ方の企業間における相違である。

(i)企業ごとに昇進ルートが含む職務の内容や数が異なるかもしれないし、(ii)職務内容が企業をこえて共通でも昇進の順序は異なりうるという⁽⁶⁾。熟練をいかなる仕事をこなさうかで見るとしても、これらのケースは熟練の企業特殊性（他企業では通用しない熟練）を示すというより、熟練がカバーする仕事の範囲の差にすぎない（だから、共通部分に関しては他企業でも通用する）。とくに(ii)の場合は、熟練形成過程の中途ではカバーする仕事の範囲が異っても、時間経過とともに共通してこなさう職務の数は増える。したがって勤続年数の上昇につれて熟練の企業特殊性は次第に消滅することになってしまう。われわれは勤続年数を労働者に体化された特殊人的資本の代理指標と考えるので、上記のケースは特殊的熟練の事例から除かなければならない。

ドエリンジャーとビオーリが高度に特殊的な熟練の事例として指摘して

いるのは、設備の特性に関する知識である。⁽⁷⁾たとえば、1つの機械が多数の仕事を果たすようになるほど、それぞれの仕事における機械の効率は低下する。そこで効率性改善のために設備は修正され、技術はますます企業特殊的なものになる。したがって、労働者が機械の特性を知っているほど生産の速度は高まるし、故障も事前に察知して設備を休ませる時間を短縮できるという。この場合、勤続年数は設備の特性に通暁する時間に対応しており、特殊人的資本の指標とみなすことができよう。

(5) 職種経験年数 (YE_k) これは労働者が現在従事しているそれぞれの職種（旋盤工とか用務員のような）に対する経験年数 (Years of Experience) を示す。特殊人的資本の指標である勤続年数の効果が一定に維持されているならば、職種経験年数の長短は各々の職種への一般人的資本の蓄積を示すかなり良好な指標となろう。労働省の定義によれば（職種別統計では単に「経験年数」と呼ばれている）、それは調査対象期日現在の職種に過去において従事した年数をすべて通算することになっている。ただし休職期間は除かれる。職種経験年数は5つの期間に分けて調査されているので、ダミー変数の形で処理した。

YE_1 ……職種経験年数1年未満は1、他は0

YE_2 ……職種経験年数1～2年は1、他は0

YE_3 ……職種経験年数3～4年は1、他は0

YE_4 ……職種経験年数5～9年は1、他は0

YE_5 ……職種経験年数10年以上は1、他は0

表2には、各勤続年数ごとに男子労働者の職種経験年数別構成比を掲げておいた。1970年の勤続0年（1年未満）に注目すると、小企業ほど経験年数1年以上のものの割合が大きい。これは、小企業ほど熟練工の中途採用に依存する度合いが強いことを意味する。同様なことは他の勤続年数の場合にもいえる。この傾向は対角線上の比率が小企業ほど低いという事実

表2 勤続年数別にみた職種経験年数別労働者構成比, 男子労働者, 学歴計, 年齢計

		A. 1970 年					B. 1980 年				
職種経験 年数(年)	勤続年数 (年)	0	1~2	3~4	5~9	10~	0	1~2	3~4	5~9	10~
1000 人以上											
	0	76.4	5.6	2.2	1.6	0.7	88.5	3.8	1.3	0.8	0.5
	1~2	6.2	75.3	6.8	3.5	1.7	2.7	83.7	4.3	2.1	1.4
	3~4	5.9	6.6	72.7	5.3	2.1	2.0	3.8	82.3	4.2	1.7
	5~9	6.7	7.1	11.0	76.1	7.3	3.0	4.0	6.0	85.3	6.6
	10~	4.8	5.4	7.3	13.5	88.2	3.8	4.7	6.1	7.6	89.8
	合 計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
100~999 人											
	0	66.4	4.5	1.0	0.8	0.5	73.5	3.0	0.8	0.6	0.5
	1~2	8.5	66.8	3.9	1.6	1.3	5.3	71.1	2.5	1.4	1.2
	3~4	8.0	9.6	69.4	3.7	1.5	4.7	7.4	72.5	3.0	1.5
	5~9	8.9	10.2	14.0	75.3	5.5	7.5	8.2	12.0	78.1	5.3
	10~	8.2	8.9	11.7	18.6	91.2	9.0	10.3	12.2	16.9	91.5
	合 計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
10~99 人											
	0	52.3	4.8	0.6	0.4	0.4	55.8	3.0	0.2	0.2	0.2
	1~2	10.7	52.8	3.4	1.1	0.7	7.3	54.8	1.5	0.4	0.3
	3~4	11.2	12.9	58.4	3.8	1.1	7.9	9.5	57.8	1.6	0.6
	5~9	12.7	14.0	18.0	66.9	4.4	11.0	12.4	15.9	65.5	2.2
	10~	13.1	15.5	19.6	27.8	93.4	18.0	20.3	24.6	32.3	96.7
	合 計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

注)『賃金構造基本統計調査報告』の個票より作成。

反映されるが、勤続10年以上では逆に小企業のほうで対角線上の比率が高くなっている。もし勤続年数10年未満について発見された傾向が勤続10年以上にも妥当したとすれば、10年以上をひと括りにしたときの対角線上の比率は小企業で大きくなりうるだろう。時点間で比較すると、どの規模をとってみても、対角線上の比率が一般に上昇していることを発見す

る。これは石油危機後の不況の影響に違いない。就業機会の減少によって他企業からの中途採用者が減少し、勤続年数と職種経験年数とが等しいグループの比重が上昇したのである。

(6) 外部経験年数 (EE) 外部経験 (External Experience) とは、現在就業している企業以外のところ (企業、家庭、あるいは社会関係) で獲得した人的資本である。もしそれが特殊なもので、現在の企業に通用しないなら、 EE の効果はゼロである。もしそれがゼロでないなら、外部経験の中に他企業にも通用する一般的熟練部分が存在することを意味する。回帰モデルが職種経験年数 (YE_k) を含んでいる場合、 EE の効果として測定されるものは、他企業で習得した「他職種の熟練」の効果か、あるいは女子のように非労働力期間が介在する場合には、「人生経験」のようなより漠とした人的資本の効果を示すことになる。もし回帰モデルが YE_k を含んでいないなら、 EE は現在の企業以外のところで獲得されたすべての人的資本の大きさを測ると考えてよい。

上記の女子の場合が示唆するように、外部経験は必ずしも外部での「就業」経験を意味するものではない。このようなものとしての外部経験年数は、次のようにして求められる。すなわち、年齢 (AGE) は最終学校卒業年齢 (ASL , Age of School Leaving), 外部経験年数 (EE), および勤続年数 (IE) の和であるから、

$$AGE = ASL + EE + IE \cdots \cdots (1)$$

これより

$$EE = AGE - ASL - IE \cdots \cdots (2)$$

として外部経験年数が算出できる。

以下に示す通り、われわれの回帰モデルは ASL に対応する学歴ダミーを含むので、 AGE , EE , IE の3変数を同時に考慮したモデルを推定することはできない。なぜなら式 (1) の制約が存在するからである。そこで、

回帰モデルとしては IE と EE とを考慮した場合 ($IE \cdot EE$ モデルと呼ぶ) と, IE と AGE を考慮した場合 ($IE \cdot AGE$ モデルと呼ぶ) の 2 通りを分析することにした. 職種経験年数 (YE_k) は式 (1) の制約に服さないから, $IE \cdot EE$ モデルや $IE \cdot AGE$ モデルにこれを含めることは差しつかえない.

(7) 労働時間 (H) 労働時間の長短は賃金所得に影響する要因の 1 つである. 以下では労働時間を説明変数に加える代わりに, 時間当り賃金を被説明変数とする回帰モデルを考えた.

賃金 (W) には所定内給与 (単位, 100 円) を選んだ. それとの対応上, 労働時間は所定内労働時間 (単位, 時間) である. かくしてわれわれの回帰モデルは次式によって与えられる.

$$\begin{aligned} \ln W/H = & a_1 + a_2 SC_2 + a_3 SC_3 + \{a_4 + a_5 SC_2 + a_6 SC_3\} \cdot ED_2 \\ & + \{a_7 + a_8 SC_2 + a_9 SC_3\} \cdot EE + \{a_{10} + a_{11} SC_2 + a_{12} SC_3\} \cdot EE^2 \\ & + \{a_{13} + a_{14} SC_2 + a_{15} SC_3\} \cdot IE + \{a_{16} + a_{17} SC_2 + a_{18} SC_3\} \cdot IE^2 \\ & + \{a_{19} + a_{20} SC_2 + a_{21} SC_3\} \cdot YE_2 + \{a_{22} + a_{23} SC_2 + a_{24} SC_3\} \cdot YE_3 \\ & + \{a_{25} + a_{26} SC_2 + a_{27} SC_3\} \cdot YE_4 + \{a_{28} + a_{29} SC_2 + a_{30} SC_3\} \cdot YE_5 \\ & + \{a_{31} + a_{32} SC_2 + a_{33} SC_3\} \cdot AGE + \{a_{34} + a_{35} SC_2 + a_{36} SC_3\} \cdot AGE^2 \\ & \dots\dots(3) \end{aligned}$$

この式で AGE と AGE^2 の項を除去したのが $IE \cdot EE$ モデルであり, EE と EE^2 の項を落としたのが $IE \cdot AGE$ モデルである.

3-2 データ

使用されるデータは労働省『賃金構造基本統計調査報告』の職種別統計 (ただし職階を除く) であり, 1970, 75, 80 年の 3 カ年分の個票である. 個票を利用したのは, 職種別統計に関する公表資料が職種経験年数別・年齢別のクロス表を与えているが, 職種経験年数別・年齢別・勤続年数別の 3 方向のクロス表を用意していないためである. したがって公表資料によ

るかぎり、職種別賃金統計に特殊人的資本に基づく熟練仮説を適用することはできない。職種別統計を用いるのでないなら、公表資料は勤続年数別・年齢別に分解されたデータを与えているから、上記の熟練仮説の適用は可能である。しかしこの場合には、今度は職種経験年数の情報を活用できない。熟練仮説や生活費保障仮説をより厳密に検証するには、職種経験年数、勤続年数、年齢に関する情報が不可欠である。もし職種経験年数を考慮せずに $IE \cdot AGE$ モデル（勤続年数と年齢とを説明変数として含むモデル）を推定したとするなら、年齢上昇の効果は職種経験年数上昇の効果と分離しえず、したがって熟練仮説も生活費保障仮説も不十分にしか検討しえないであろう。

回帰分析に使われた標本数は年次によって異なるが、極めて大きい（表3）。使用されたデータの性質をみておくために、1980年に関して公表数字と比較しておいた（表4）。公表数字は全産業の労職計の値である。使用された職種別データは職階を除くものの、職員に分類されるべき人々や（公表資料では労職の分類が行われていない）第3次産業就業者も含まれている。表によれば、男子の場合、使用したデータでは、公表資料に比して、10～99人規模の労働者のウェイトが大きい。また低学歴者のウェイトも高くなっている。勤続年数や、僅かではあるが年齢も、標本平均のほうが低い。これらの事柄は、賃金水準の標本平均が公表数字より低い事実に対応している。これは、使用した職種別データから職員のかんりの部分が抜け落ちていることにもよるであろう。

回帰方程式の推定は男女別に行ったが、本稿での分析は男子を中心に進める。データが含む職種の数や種類は年次によって差異がある。この点に関しては、分析を共通職種に限るという方法も考えられる。しかし同一名称の職種でも、仕事の内容が時とともに少しずつ変わるとことはありうる。したがって共通とはいっても、名称の上だけの話である。このよう

表3 回帰分析に使われた標本数

	男 (人)	女 (人)
1970	343.156	174.932
1975	173.898	100.009
1980	213.013	107.225

表4 使用されたデータの性質, 1980年

	男 子		女 子	
	標本平均	公表数字	標本平均	公表数字
所定内賃金(100円/月)	1668	1986	1146	1169
所定内労働時間(時/月)	183	182	180	181
時間当り所定内賃金(円/月)	911	1091	637	645
労働者の規模別構成				
10~99人	0.475	0.356	0.463	0.407
100~999人	0.293	0.331	0.285	0.334
1000人~	0.232	0.313	0.252	0.259
労働者の学歴別構成				
小学・新中卒	0.508	0.327	0.406	0.333
旧中・新高卒以上	0.492	0.673	0.594	0.667
EEの平均値(年)	12.5		14.4	
IEの平均値(年)	8.8	10.8	5.2	6.1
AGEの平均値(歳)	37.1	37.8	35.7	34.8
ASLの平均値(歳)	15.8		16.2	
YEの平均値(年)	9.3		6.2	

注1) 公表数字は労働省『賃金構造基本統計調査報告』による全産業・労働計の値。

2) 公表数字の空所は上記資料から直接計算しえないことを示す。

3) $ASL = AGE - EE - IE$ として ASL を求めた。

4) YE は1年未満を0.5年, 1~2年を1.5年, 3~4年を3.5年, 5~9年を7.0年, 10年以上を15.0年として労働者数で加重平均した値。

なわけで, ここでは職種の数や種類の年次間の違いについて何らの調整も行っていない。

3-3 モデルの推定結果

表 5-1～5-4 にモデルの推定結果を示す。表 5-1 と 5-2 とは男子労働者、表 5-3 と 5-4 とは女子労働者に関する結果である。回帰方程式はすでに式 (3) によって与えられている。式 (4-A) と (4-B) とは $IE \cdot EE$ モデルであり、式 (3) から年齢変数 (AGE と AGE^2) を除いたものである。式 (4-A) に職種経験年数を加えたのが式 (4-B) である。式 (5-A) と (5-B) とは $IE \cdot AGE$ モデルを示す。これは式 (3) から外部経験 (EE と EE^2) を除いたケースであって、式 (5-A) に職種経験年数を加えたのが式 (5-B) である。推定方法は OLS であり、自由度調整済み決定係数 $\bar{R}^2$ を表の最下段に示した。*印を付したのはパラメーター推定値の t -value が 1.960 未満の場合である。それはごく少数の推定値に限られ、ほとんどのものが通常の基準で統計的に有意であった。

- (1) 小野旭『戦後日本の賃金決定』, 東洋経済新報社, 1973 年, 第 8 章。尾高煌之助『労働市場分析』(前出), 第 1 章等をみよ。
- (2) Becker, G. S., *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, NBER and Columbia Univ. Press, 1964, 2nd ed., 1975 (佐野陽子訳『人的資本』, 東洋経済新報社, 1976 年), および Mincer, J., *Schooling, Experience and Earnings*, NBER, 1974.
- (3) Spence, M., "Job Market Signaling", *Quarterly Journal of Economics*, Aug. 1973.
- (4) これは『賃金構造基本統計調査報告』の調査票における年令のきざみ方である。
- (5) これも調査票における勤続年数のきざみ方である。
- (6) 小池和男『日本の熟練』(前出), pp. 126-128, あるいは『職場の労働組合と参加』(前出), pp. 222-227。小池が掲げる具体例の 1 つは、大手私鉄の運転士の場合である。関東のある会社では入社→見習運転士→運転士→急

行電車運転士→運転助役というコースをとるのに対し、関西のある企業では入社→駅手→車掌→運転士→駅員→駅助役→駅長のコースをもうけているという（『賃金』(前出), p. 138）。

- (7) Doeringer, P. B. and Piore, M. J., *Internal Labor Markets and Manpower Analysis* (前出), pp. 16-17.

4. 企業内賃金の数量的分析

4-1 熟練仮説による接近

分析のまず最初に、 $IE \cdot EE$ モデルの推定結果をみておこう。1973年の *JPE* 誌上におけるストイコフ (V. Stoikov) の論文は、勤続年数 (IE) と外部経験年数 (EE) とを含む回帰モデルを用いて、日本の製造業の企業内賃金構造を分析した最初の試みではないかと思う。⁽¹⁾ 交互作用の組合せ方に若干差異はあるものの、 $IE \cdot EE$ モデルはその基本的性格においてストイコフ型と称してよい。

このモデルを用いて、外部経験年数や勤続年数が賃金に及ぼす効果を男子労働者について規模別に図示すると、図8のようになる。いくつかの発見事項を指摘できる。

(1) 実線による賃金曲線は表5-1の式(4-B)を用いたものである。この回帰方程式は職種経験年数を説明変数の1つとして考慮しているの、勤続年数や外部経験の効果からは職種経験年数の効果が除去されており、いわば勤続や外部経験の純粋な効果が検出されていると考えられる。他方破線は同じく表5-1の式(4-A)によるもので、この場合は回帰モデルが職種経験年数を考慮に入れていないため、勤続や外部経験の効果と職種経験の効果とが未分離である。勤続年数別賃金曲線を実線と破線との間で比較しよう。どちらの規模をとってみても、職種経験年数の効果を除去した

表 5-1 IE・EE モデルの推定結果, 男子労働者

年 式	次 番 号	1970		1975		1980	
		(4-A)	(4-B)	(4-A)	(4-B)	(4-A)	(4-B)
回	帰 標 本 数	343,156	343,156	173,898	173,898	213,013	213,013
ED ₂	SC ₂ a ₂	0.02430	0.04684	0.03862	0.06747	0.00825*	0.05127
	SC ₃ a ₃	0.13713	0.14881	0.15585	0.16758	0.11876	0.11999
	SC ₂ a ₅	0.00578*	0.00323*	0.02479	0.02312	0.01192	0.00928
	SC ₃ a ₆	0.02123	0.01949	0.01502	0.01325	0.02990	0.02758
EE	a ₇	0.03244	0.02722	0.02224	0.01814	0.02179	0.01721
	SC ₂ a ₈	0.00822	0.00978	0.00519	0.00673	0.00341	0.00560
	SC ₃ a ₉	0.00112	0.00392	0.00472	0.00726	0.00184	0.00565
EE ²	a ₁₀	-0.00067	-0.00059	-0.00048	-0.00041	-0.00045	-0.00038
	SC ₂ a ₁₁	-0.00020	-0.00022	-0.00015	-0.00017	-0.00010	-0.00013
	SC ₃ a ₁₂	-0.00006	-0.00009	-0.00015	-0.00020	-0.00006	-0.00012
IE	a ₁₃	0.03606	0.01316	0.03205	0.01358	0.03210	0.01100
	SC ₂ a ₁₄	0.00715	0.00840	0.01066	0.01353	0.00985	0.01440
	SC ₃ a ₁₅	0.00501	0.01185	0.01209	0.01421	0.01455	0.02154
IE ²	a ₁₆	-0.00082	-0.00027	-0.00066	-0.00022	-0.00057	-0.00009
	SC ₂ a ₁₇	-0.00001*	0.00000*	-0.00008	-0.00013	-0.00009	-0.00018
	SC ₃ a ₁₈	0.00018	0.00039*	-0.00011	-0.00016	-0.00018	-0.00035
YE ₂	a ₁₉	—	0.06366	—	0.06558	—	0.07314
	SC ₂ a ₂₀	—	-0.00680*	—	-0.01783	—	-0.03638
	SC ₃ a ₂₁	—	0.00266*	—	-0.00027*	—	0.01143*
YE ₃	a ₂₂	—	0.14112	—	0.11512	—	0.14229
	SC ₂ a ₂₃	—	-0.01973	—	-0.02406	—	-0.05736
	SC ₃ a ₂₄	—	-0.02551	—	0.00120*	—	-0.01103*
YE ₄	a ₂₅	—	0.22213	—	0.18891	—	0.21516
	SC ₂ a ₂₆	—	-0.03453	—	-0.04957	—	-0.06646
	SC ₃ a ₂₇	—	-0.05348	—	-0.02395	—	-0.04022
YE ₅	a ₂₈	—	0.31645	—	0.27077	—	0.31655
	SC ₂ a ₂₉	—	-0.05694	—	-0.07085	—	-0.10658
	SC ₃ a ₃₀	—	-0.09842	—	-0.04442	—	-0.09405
AGE	a ₃₁	—	—	—	—	—	—
	SC ₂ a ₃₂	—	—	—	—	—	—
	SC ₃ a ₃₃	—	—	—	—	—	—
AGE ²	a ₃₄	—	—	—	—	—	—
	SC ₂ a ₃₅	—	—	—	—	—	—
	SC ₃ a ₃₆	—	—	—	—	—	—
	Const.	0.46748	0.40689	1.38004	1.31526	1.68762	1.61232
	$\bar{R}^2$	0.33311	0.35753	0.35285	0.37117	0.36277	0.38575

注 1) 被説明変数=ln W/H. 但し W=所定内給与 (単位, 100 円), H=所定内実労働時間 (単位, 時間).

2) *は t-value が 1.960 未満であることを示す.

3) SC₂=100~999 人のとき 1, 他は 0

SC₃=1000 人~のとき 1, 他は 0

ED₂=旧中・新高卒以上のとき 1, 他は 0

YE₂=経験年数 1~2 年のとき 1, 他は 0

YE₃=経験年数 3~4 年のとき 1, 他は 0

YE₄=経験年数 5~9 年のとき 1, 他は 0

YE₅=経験年数 10 年以上のとき 1, 他は 0

表 5-2 IE・AGE モデルの推定結果, 男子労働者

年 式	次 番 号	1970		1975		1980	
		(5-A)	(5-B)	(5-A)	(5-B)	(5-A)	(5-B)
回帰標本数		343,156	343,156	173,898	173,898	213,013	213,013
ED ₂	SC ₂ a ₂	-0.19554	-0.22183	-0.11035	-0.13954	-0.08015	-0.11752
	SC ₃ a ₃	0.12876	0.07791	0.10820	0.06510	0.13649	0.02995*
	a ₄	0.09979	0.10895	0.08209	0.08809	0.08444	0.09151
	SC ₂ a ₅	-0.01467	-0.01966	0.01571	0.01248	0.00345*	-0.00096*
	SC ₃ a ₆	0.00829	0.00103*	0.00260*	-0.00222*	0.01703	0.01043
EE	a ₇	—	—	—	—	—	—
	SC ₂ a ₈	—	—	—	—	—	—
	SC ₃ a ₉	—	—	—	—	—	—
EE ²	a ₁₀	—	—	—	—	—	—
	SC ₂ a ₁₁	—	—	—	—	—	—
	SC ₃ a ₁₂	—	—	—	—	—	—
IE	a ₁₃	0.01567	0.00117	0.01728	0.00534	0.01624	0.00434
	SC ₂ a ₁₄	0.00096*	0.00285	0.00652	0.00942	0.00420	0.00828
	SC ₃ a ₁₅	-0.00004*	0.00543	0.00463	0.00597	0.00725	0.00995
IE ²	a ₁₆	-0.00028	0.00007	-0.00028	0.00001*	-0.00022	0.00006
	SC ₂ a ₁₇	0.00012	0.00008	0.00000*	-0.00006*	0.00003*	-0.00006
	SC ₃ a ₁₈	0.00011	-0.00001*	-0.00003*	-0.00008	-0.00011	-0.00019
YE ₂	a ₁₉	—	0.05410	—	0.05196	—	0.05078
	SC ₂ a ₂₀	—	-0.01190	—	-0.01436*	—	-0.04202
	SC ₃ a ₂₁	—	-0.00220*	—	0.00141*	—	0.02125
YE ₃	a ₂₂	—	0.11447	—	0.09015	—	0.09221
	SC ₂ a ₂₃	—	-0.03175	—	-0.02642	—	-0.06202
	SC ₃ a ₂₄	—	-0.04017	—	-0.00103*	—	0.01159*
YE ₄	a ₂₅	—	0.17086	—	0.14799	—	0.14186
	SC ₂ a ₂₆	—	-0.04978	—	-0.05485	—	-0.07373
	SC ₃ a ₂₇	—	-0.06669	—	-0.02866	—	-0.00910*
YE ₅	a ₂₈	—	0.24704	—	0.20898	—	0.21868
	SC ₂ a ₂₉	—	-0.06165	—	-0.07084	—	-0.10667
	SC ₃ a ₃₀	—	-0.09441	—	-0.03726	—	-0.05106
AGE	a ₃₁	0.07695	0.06795	0.06586	0.05834	0.07129	0.06255
	SC ₂ a ₃₂	0.01614	0.01949	0.01124	0.01465	0.00773	0.01252
	SC ₃ a ₃₃	-0.00119*	0.00351	0.00418	0.00769	-0.00018*	0.00568
AGE ²	a ₃₄	-0.00090	-0.00080	-0.00078	-0.00070	-0.00082	-0.00073
	SC ₂ a ₃₅	-0.00019	-0.00023	-0.00015	-0.00018	-0.00010	-0.00015
	SC ₃ a ₃₆	0.00007	0.00002	-0.00002*	-0.00005	0.00003	-0.00002*
Const.		-0.66686	-0.58222	0.34412	0.41009	0.51835	0.61151
R ²		0.38139	0.39449	0.39506	0.40498	0.42042	0.43055

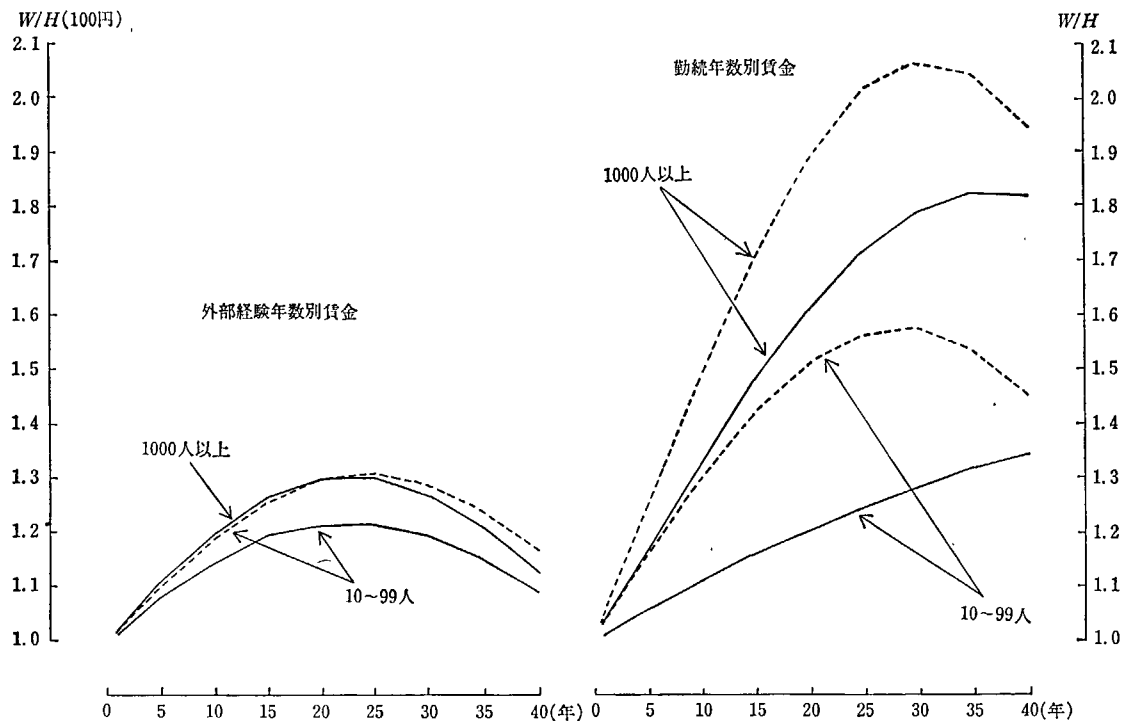
表 5-3 IE・EE モデルの推定結果, 女子労働者

年 式 番 号	次 回 帰 標 本 数	1970		1975		1980	
		(4-A)	(4-B)	(4-A)	(4-B)	(4-A)	(4-B)
		174,932	174,932	100,009	100,009	107,225	107,225
SC_2	a_2	0.03122	0.05783	0.09119	0.11825	0.00956*	0.02313
SC_3	a_3	0.10286	0.01675	0.21803	0.15619	0.07016	0.02124
ED_2	a_4	0.15195	0.12882	0.20904	0.18594	0.18845	0.17489
SC_2	a_5	0.07340	0.06834	0.04907	0.04488	0.06120	0.05438
SC_3	a_6	0.02448	0.04636	-0.01737	0.00076*	0.00480*	0.01521
EE	a_7	0.01143	0.00597	-0.00444	-0.00823	-0.00180	-0.00543
SC_2	a_8	-0.00405	-0.00378	0.00851	0.00807	0.00558	0.00518
SC_3	a_9	0.00534	0.01105	0.01833	0.02147	0.02441	0.02874
EE^2	a_{10}	-0.00025	-0.00017	0.00006	0.00012	0.00001*	0.00007
SC_2	a_{11}	0.00008	0.00009	-0.00022	-0.00020	-0.00011	-0.00010
SC_3	a_{12}	-0.00007	-0.00017	-0.00043	-0.00047	-0.00051	-0.00058
IE	a_{13}	0.04118	0.00566	0.03344	-0.00467	0.02260	-0.00660
SC_2	a_{14}	0.02118	0.01561	0.00483	0.00957	0.00655	0.00041*
SC_3	a_{15}	0.06071	0.05606	0.03499	0.04173	0.05320	0.06237
IE^2	a_{16}	-0.00091	-0.00005*	-0.00060	0.00024	-0.00021	0.00044
SC_2	a_{17}	-0.00026	-0.00012*	0.00027	0.00011*	0.00006*	0.00025
SC_3	a_{18}	-0.00182	-0.00133	-0.00089	-0.00092	-0.00145	-0.00154
YE_2	a_{19}	—	0.06536	—	0.06154	—	0.08226
SC_2	a_{20}	—	-0.01422	—	-0.01897	—	0.00843*
SC_3	a_{21}	—	0.12193	—	0.07224	—	0.07189
YE_3	a_{22}	—	0.15648	—	0.13712	—	0.14684
SC_2	a_{23}	—	-0.01937	—	-0.04030	—	0.00492*
SC_3	a_{24}	—	0.09647	—	0.04753	—	0.02644
YE_4	a_{25}	—	0.24996	—	0.24066	—	0.22337
SC_2	a_{26}	—	-0.01226*	—	-0.06273	—	0.02382
SC_3	a_{27}	—	0.07349	—	-0.00157*	—	-0.03345
YE_5	a_{28}	—	0.40325	—	0.44156	—	0.36596
SC_2	a_{29}	—	0.03186	—	-0.04295	—	0.03967
SC_3	a_{30}	—	-0.06226	—	-0.09817	—	-0.13186
AGE	a_{31}	—	—	—	—	—	—
SC_2	a_{32}	—	—	—	—	—	—
SC_3	a_{33}	—	—	—	—	—	—
AGE^2	a_{34}	—	—	—	—	—	—
SC_2	a_{35}	—	—	—	—	—	—
SC_3	a_{36}	—	—	—	—	—	—
Const.		0.12730	0.11209	1.05427	1.04709	1.44677	1.41004
R^2		0.35871	0.38464	0.41177	0.43973	0.37338	0.39534

表 5-4 IE・AGE モデルの推定結果, 女子労働者

年次 式番号 回帰標本数		1970		1975		1980	
		(5-A)	(5-B)	(5-A)	(5-B)	(5-A)	(5-B)
		174,932	174,932	100,009	100,009	107,225	107,225
	SC_2 a_2	0.19109	0.19330	-0.13038	-0.10189	-0.08970	-0.06997
	SC_3 a_3	0.22701	0.04066	-0.10327	-0.19852	-0.26306	-0.40311
ED_2	a_4	0.13642	0.12437	0.21960	0.20443	0.19930	0.19224
	SC_2 a_5	0.07658	0.07153	0.04262	0.03882	0.05444	0.04848
	SC_3 a_6	0.02515	0.03587	-0.02635	-0.01656	-0.00823*	-0.00441*
EE	a_7	—	—	—	—	—	—
	SC_2 a_8	—	—	—	—	—	—
	SC_3 a_9	—	—	—	—	—	—
EE^2	a_{10}	—	—	—	—	—	—
	SC_2 a_{11}	—	—	—	—	—	—
	SC_3 a_{12}	—	—	—	—	—	—
IE	a_{13}	0.03579	0.00502	0.03430	-0.00120*	0.02066	-0.00444
	SC_2 a_{14}	0.02177	0.01592	0.00293	0.00861	0.00379	-0.00095*
	SC_3 a_{15}	0.06095	0.05076	0.03205	0.03729	0.04768	0.05658
IE^2	a_{16}	-0.00070	0.00003*	-0.00058	0.00022	-0.00010	0.00046
	SC_2 a_{17}	-0.00033	-0.00018	0.00037	0.00016	0.00013	0.00027
	SC_3 a_{18}	-0.00200	-0.00141	-0.00086	-0.00091	-0.00141	-0.00156
YE_2	a_{19}	—	0.05976	—	0.06097	—	0.07786
	SC_2 a_{20}	—	-0.01157*	—	-0.02396	—	0.00569*
	SC_3 a_{21}	—	0.12241	—	0.06526	—	0.06393
YE_3	a_{22}	—	0.14490	—	0.13598	—	0.13509
	SC_2 a_{23}	—	-0.01407*	—	-0.05023	—	-0.00047*
	SC_3 a_{24}	—	0.10147	—	0.03160	—	0.00809*
YE_4	a_{25}	—	0.23301	—	0.23685	—	0.20470
	SC_2 a_{26}	—	-0.00555*	—	-0.07415	—	0.01733*
	SC_3 a_{27}	—	0.08948	—	-0.01767*	—	-0.06133
YE_5	a_{28}	—	0.39043	—	0.43332	—	0.34445
	SC_2 a_{29}	—	0.03524	—	-0.04710	—	0.03475
	SC_3 a_{30}	—	-0.03479	—	-0.08809	—	-0.13427
AGE	a_{31}	0.02730	0.01844	0.00005*	-0.00544	0.01071	0.00399
	SC_2 a_{32}	-0.01113	-0.00978	0.01623	0.01627	0.00771	0.00718
	SC_3 a_{33}	-0.00897	-0.00155*	0.02246	0.02569	0.02286	0.02945
AGE^2	a_{34}	-0.00034	-0.00025	-0.00002	0.00002	-0.00014	-0.00008
	SC_2 a_{35}	0.00014	0.00013	-0.00021	-0.00021	-0.00008	-0.00007
	SC_3 a_{36}	0.00017	0.00010	-0.00024	-0.00027	-0.00019	-0.00026
	Const.	-0.25656	-0.14322	1.03582	1.10727	1.25420	1.32437
	R^2	0.35971	0.38406	0.41086	0.43781	0.37452	0.39354

図8 外部経験年数(EE)および勤続年数(IE)が賃金に及ぼす効果, 男子労働者, 1980年



注) 実線は表5-1の式(4-B)を, 破線は式(4-A)をそれぞれ利用.

場合に、勤続年数別賃金曲線が大きく下方シフトすることが分かる。この事実は、従来の研究において勤続要因の効果あるいは特殊人的資本の貢献と認識されていた部分が、職種経験という一般性ある人的資本の効果をかき含んでいたこと、したがってこれを分離しない既往の諸研究では、特殊熟練が過大評価されていたことを意味する。

外部経験年数別賃金曲線の場合も、職種経験の効果を除くと曲線の下方シフトが生じる。図8では10～99人規模についてのみ破線を描いておいた（1000人以上の破線は10～99人のそれと非常に接近しているので省略した）。外部経験の場合、小企業において破線から実線への下方シフトが顕著である。大企業では勤続年数12.1年に対して職種経験年数は10.2年であるが、小企業では勤続年数7.6年に対して職種経験年数は9.3年である。⁽²⁾つまり小企業の場合、外部経験年数は現在従事している職種の経験年数の一部を含んでいる。そのため職種経験の効果を除くと、その影響が外部経験年数別賃金曲線の下方シフトとして大きく現われてくるのではないかと思う。

(2) もう一度図8に戻って、実線の位置を規模間で比較してみよう。勤続年数の効果も外部経験年数の効果も、大企業のほうが大きい。特殊人的資本によって年功制度を説明しようとする立場によれば、企業勤続要因の効果が大きい大企業に関しては、外部経験年数の効果が無視しうるはずである。しかし図8によれば、勤続年数を減少させても、外部経験年数を増大させるなら、一定の時間当たり賃金を維持することができる。この事実は、ストイコフが指摘したように、勤続年数と外部経験年数とが代替可能であることを意味しており、特殊人的資本あるいは熟練の企業特殊性に強く依存した仮説が経験的に妥当しないことを示すものである。

4-2 生活費保障仮説による接近

以上は、企業内賃金構造に関する熟練仮説からの解釈である。しかしこれが存在する唯一の仮説ではない。そこで次に生活費保障を考慮した仮説、すなわち $IE \cdot AGE$ モデルの吟味に進もう。

(1) 表 5-1 と 5-2 とは、ともに男子労働者に関するモデルの推定結果を与えている。いま $IE \cdot EE$ 仮説に基づいた式 (4-B) と $IE \cdot AGE$ 仮説に基づいた式 (5-B) とを対比してみよう。どの年次をとっても式 (5-B) のほうが決定係数は大きい。もう 1 つ重要なことは、いくつかの交互作用を別にして、年齢のパラメーターが統計的に有意に推定されていることである。

年齢別生活費を示す代理変数として年齢要因を考慮する計量的分析には、若干の先行的研究を指摘することができる。たとえば小野旭、橋本俊詔などがそれである。⁽³⁾ しかしアメリカ経済に関する研究の中に、上記の意味での年齢要因を説明変数の 1 つに加えている事例を見出すのはむずかしい。ミンサー (J. Mincer) は、学校卒業後もし人的投資が行われなければ、収入の流れは就業期間を通じて一定であると仮定した。かれは、「生産性や収入に影響するものとして、就業経験のほうが年齢よりはるかに重要だ」という証拠がある⁽⁴⁾ とのべている。マルキール (B. G. Malkiel and J. A. Malkiel) は、ある会社の 272 人の専門的労働者を対象にした男女間賃金格差の分析において、高校以上の就学年数、勤続年数および年齢を考慮したモデルを推定した。⁽⁵⁾ かれらによれば、年齢要因の係数推定値はゼロからの有意差がないということだが、この結果はミンサーの主張と合致している。

ミンサーの発言に代表されるように、アメリカでは年齢要因を含む分析例は多くないし、それを含む場合でも経験の代理変数としてである。ブラインダー (A. S. Blinder) はまさにその事例の 1 つである。⁽⁶⁾ ラジア (E.

Lazear) は 1966-69 年の間の賃金変化を分析し、年齢上昇の効果 effect of aging を推定しようと試みた⁽⁷⁾。しかしその内容としてかれが考えていたのは、年齢上昇に伴う人的資本の非市場的獲得であって、生活費保障ではない。またハヌシェクとクイグリー (E. A. Hanushek and J. M. Quigley) の研究も年齢上昇に言及するが、それは実際の労働市場経験に対する潜在的経験としての意味においてであった⁽⁸⁾。

すでにのべてあるように、本稿では年齢別生活費の指標として年齢を考慮する。しかし、高学歴者は一般に結婚が遅いから、ライフ・サイクルに応じた生活費の動きをより正確にとらえるには、単なる年齢よりも最終学校卒業後の経過年数のほうがよいかも知れない。前掲の式 (1) を用いると、これは

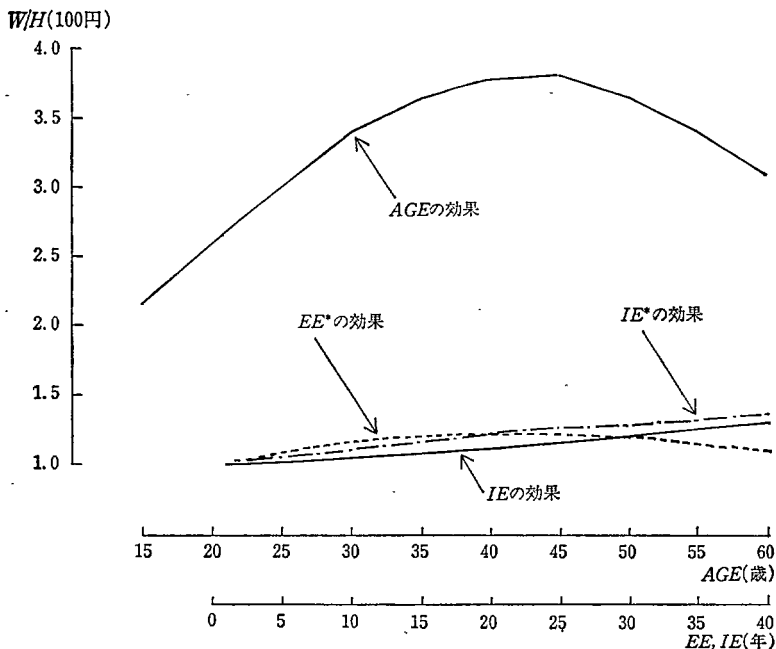
$$AGE - ASL = EE + IE$$

となる。学校卒業後、僅かな失業期間を除けばほとんど継続的に仕事に就いている男子の場合、 $EE + IE$ は全体としての就業経験年数に一致する。ミンサーは上記の引用文に示したように就業経験が年齢より重要であると主張するが、生活費保障仮説の立場からいうと $EE + IE$ は一人前の働き手になってからの生活費の変化を示す指標である。

(2) 年齢を経験あるいは人的資本の代理変数とみなす立場のあることは上で触れたが、われわれはこの立場をとらずに、年齢を生活費の指標と解釈する。この解釈を優先させる根拠は、年齢を外部経験年数や勤続年数のような人的資本指標に分解し、それぞれを別個に考慮したときのモデル ($IE \cdot EE$ モデル) よりも、年齢を分解せずに用いたときのモデル ($IE \cdot AGE$ モデル) のほうが説明力 ($\bar{R}^2$) が高いことである。

もう 1 つの根拠は、外部経験や勤続年数等の人的資本要因に帰しうる賃金部分の変化が、図 9 にみるように、年齢に帰しうる部分の変化に比して、非常に小さいことである。図中 EE^* の効果、 IE^* の効果というのは $IE \cdot$

図9 年齢 (AGE), 外部経験年数 (EE^*), 勤続年数 (IE , IE^*) の効果,
男子労働者, 規模効果=0, 1980年.



注) AGE および IE の効果は表5-2の式 (5-B) より。
 EE^* および IE^* の効果は表5-1の式 (4-B) より。

EE モデルから求めた外部経験および勤続年数の効果である。 AGE の効果, IE の効果とあるのは, $IE \cdot AGE$ モデルによる年齢と勤続年数の効果である。どちらにせよ, 人的資本仮説で説明される賃金部分の変化は僅かであり, 他方年齢で説明される部分の変化は極めて大きい。この事実は, 年齢を外部経験や勤続年数と質的に異なった別種の要因と考えるべきことを示唆するものといえよう。

(3) 以上の議論を基礎にして, 賃金(ただし時間当り賃金の自然対数値)を諸要因の効果に分解してみよう。表6は分解方法の一例である。欄

表6 諸要因の賃金への効果, 男女間比較, 規模計, 1980年

	男 子			女 子		
	実 数 (1)	寄与率 (2)	寄与率 (3)	実 数 (4)	寄与率 (5)	寄与率 (6)
定 数 項	0.58402	27.0%	—%	1.20335	67.2%	—%
教 育	0.04623	2.1	2.9	0.12134	6.8	20.7
勤 続 年 数	0.08260	3.8	5.2	0.05877	3.3	10.0
職種経験年数	0.12359	5.7	7.8	0.16742	9.4	28.6
年 齢	1.32805	61.8	84.0	0.23856	13.3	40.7
合 計	2.16452	100.0	100.0	1.78945	100.0	100.0

注 1) 欄(1)および(4)に示した諸要因の効果は, パラメーター推定値に説明変数の平均値を乗じて求めた値である。その合計値は時間当り所定内給与の自然対数 $\ln W/H$ を示し, 男子の合計値は 8.710 (100円), 女子のそれは 5.986 (100円) に等しい。

2) 寄与率は $\ln W/H$ に関するものである。

3) 使用した回帰モデルは表 5-2 および 5-4 の式 (5-B) である。

(1)および(4)は, 回帰方程式のパラメーター推定値に説明変数の平均値を乗じて求めた値である。その合計値に対する各要因のウェイトが, 寄与率として欄(2)および(5)に示してある。男子の場合, 年齢の寄与率は 61.8% であり, 他の要因の寄与率より大きい。女子では年齢の寄与率は 13.3% と小さいが, それは定数項部分が大きなウェイトを占めているためである。そこで定数項を除き, その上に積み上げられた部分に関して寄与率を計算したのが欄(3)および(6)である。年齢の効果は男子が 84%, 女子が 40.7% となる。女子では年齢に次いでウェイトの大きい要因は職種経験年数の 28.6% であるが, 男子ではそれは僅か 7.8% にすぎない。

以上では定数項以上に積み上げられた部分を要因別に分解するという操作を行ったが, 定数項には一体どのような経済学的意味を与えうるのだろうか。モデル定式化や推定年次のいかんによっては, 定数項がマイナスになることも十分ありうる。こういった不都合を避けるために, 義務教育をおえて就職する若年者の初任給(中卒者初任給)を基準にして, 平均的属

性の労働者の賃金がそれから示す乖離部分を、諸要因に分解してみよう。
このほうが実態の意味はつけやすい。

労働者の平均的屬性として、前掲の表4を一応参考にしながら、学歴は旧中・新高卒以上 ($ED_2=1$)、勤続年数10年 ($IE=10$)、職種経験年数10年以上 ($YE_3=1$)、年齢40歳 ($AGE=40$) を考えてみることにする。これらの賃金と中卒者初任給との乖離部分を分解した結果を、表7および8

表7 中卒者初任給からの乖離部分に対する諸要因の寄与、1980年

(単位: %)

	男 子		女 子	
	10~99人	1000人以上	10~99人	1000人以上
教 育	10.0	9.5	36.4	15.9
勤 続 年 数	5.4	12.1	0.3	34.9
職種経験年数	23.8	15.6	65.2	17.8
年 齢	60.8	62.8	-1.9	31.4
合 計	100.0	100.0	100.0	100.0

- 注1) 小学・新中卒の若年者 ($ED_2=IE=YE_2=YE_3=YE_4=YE_5=0$, $AGE=15$) と平均的労働者 ($ED_2=1$, $IE=10$, $YE_3=1$, $AGE=40$) との賃金格差に対する諸要因の寄与率を示す。
2) 寄与率は時間当り賃金の自然対数値について計算されている。
3) 回帰モデルは表5-2および表5-4の式(5-B)である。

表8 諸要因の寄与の年次間比較、1000人以上の男子労働者

(単位: %)

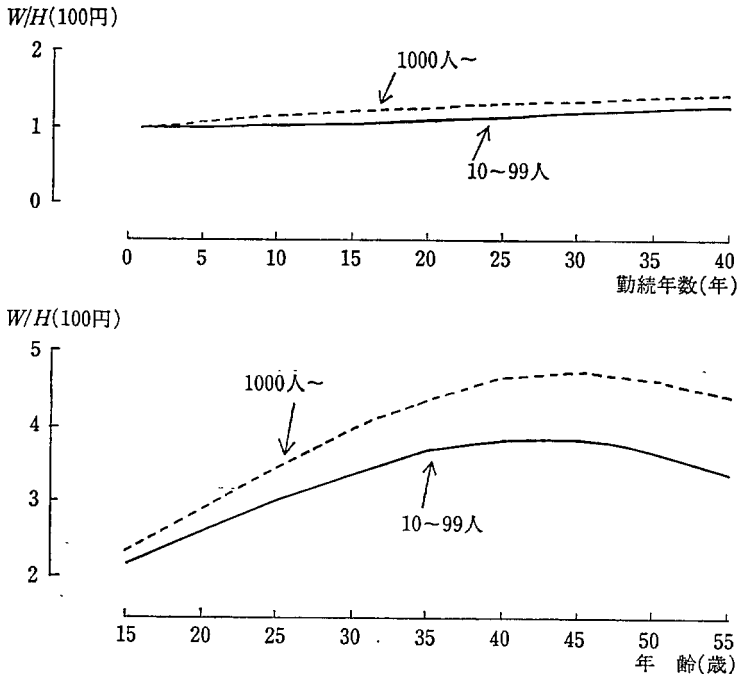
	1970	1975	1980
教 育	10.5	8.7	9.5
勤 続 年 数	6.9	10.8	12.1
職種経験年数	14.6	17.5	15.6
年 齢	68.0	63.0	62.8
合 計	100.0	100.0	100.0

注) 表7をみよ。

に示した。

まず男子労働者の賃金を規模間で比較すると、大企業のほうが勤続年数

図 10 勤続年数効果と年齢効果, 男子労働者, 1980 年



注) 使用した回帰モデルは表 5-2 の式 (5-B) である。

や年齢の寄与率が高い。また生活費の指標たる年齢に帰着される部分は 60% を超えており、企業内の訓練に関連づけられる部分（勤続年数や職種経験年数の効果）よりはるかに重要であることが分かる。このことは、企業内賃金の説明に際して熟練要因を過度に強調することが、正確な事実認識から人々を遠ざける危険性のあることを意味する。

表 7 のもとになったデータによると、勤続年数に帰する賃金部分は小企業が 105 円、大企業が 114 円であり、微小な差しかない。この点は図 10 から明らかである。勤続年数別賃金には労働者の定着化を促進する機能

があるといわれるが、この小額の差では定着化促進の機能をほとんど果たしえないであろう。しかし規模間にみられる労働力の定着率の差異は、勤続年数に応じた賃金上昇テンポの大小のみから生じるわけではない。勤続年数に基づいて支払われる賃金に微差しか存在しなくても、他の要因（たとえば図 10 にみられるように年齢）によって規模間に大きな賃金格差が生じるなら、大企業労働者はやはり高い定着率を示すことになるであろう。

表 7 によれば、小企業に就業する女子の場合、職種経験年数のウェイトは 65.2% で非常に高く、次いで教育が 36.4% である。年齢はむしろ負の方向に働く作用をしている。大企業になると、女子の場合でも年齢要因による賃金部分のウェイトは高まるが、しかし男子労働者の場合の約半分にすぎない。年齢別の生活費保障が生計の主たる担い手に集中している事実が読み取れる。

表 8 に寄与率の年次間比較を示した。1000 人以上の男子労働者に関する結果であるが、勤続要因の寄与が若干高まり、年齢要因のそれが低下している。いわゆる年功賃金を能力重視に向けて修正すべしとする議論は多いが、表 8 によるかぎり年齢に基づく賃金支払部分の変化は決して大きなものではなかった。

(4) 企業内賃金に占める年齢要因の寄与がかなり大きいという既述の結果は、日本固有のものであろうか。厳密な検討は今後の研究にまわし⁽⁹⁾て、ここでは簡単な日英比較を行っておこう。『昭和 54 年版労働白書』の参考資料の中に、日英の公表資料を用いて、賃金を勤続年数と年齢（ともに 2 次項を含む）とで回帰した推定結果が掲載されている。⁽¹⁰⁾ この結果をもとに、先の場合（表 7 および 8）と同様、勤続 10 年・年齢 40 歳の男子労働者の賃金が 15 歳男子労働者の初任給から示す乖離部分を、勤続要因と年齢要因とに分解してみた。表 9 に示した計算結果をみると、年齢要因の寄与率は日英ともに生産労働者より事務労働者のほうが高く、またイギリ

表9 15歳労働者の初任給からの乖離部分に対する諸要因の寄与、男子労働者、日英比較

	日本 (1978)		イギリス (1976)	
	生産労働者	事務労働者	生産労働者	事務労働者
勤続年数	26.4	14.3	17.4	12.6
年 齢	73.6	85.7	82.6	87.4
合 計	100.0	100.0	100.0	100.0

注) 説明は本文を参照せよ。

スの企業内賃金のほうが年齢に帰着できるウェイトが大きい。

繰り返すが、この比較分析はごく大雑把な、かつ初歩的なものにすぎない。しかし日本に関する上記のより詳細な分析からの類推でいえば、イギリスの企業内賃金にも生活費保障的要因が作用している可能性がある。この指摘は、各職務の賃金が仕事の難易や責任度を考慮した職務評価によって厳格にきめられていることと、何ら矛盾しない。要は賃金制度の運用の仕方である。年齢が上昇し、生活費が高まるにつれて、そのような労働者をより高賃金の職務へ昇進させてやればよい。これは、すでに言い古された事柄に属する。賃金が労働者にとって生活の糧である以上、年齢に応じた支出額の増嵩をみたすべく決定されるのは、むしろ当然のことではないのか。熟練要因を強調する立場は、この点への配慮を欠くように思う。更に一步進めていえば、熟練的要素は労働需要側の要因であり、需要側の要因のみでは価格は決定しえない。供給側の要因も不可欠であろう。年齢別生活費保障は労働供給側の背後にあって、賃金決定に作用する力の1つであるといえることができる。

4-3 職種別分析

あまりにも煩雑になるので、モデルの推定結果を掲げることは避けるが、

わたくしは式(3)の回帰モデルを各年次の各職種(職階を除く)にも応用した。⁽¹¹⁾ 個別職種の回帰モデルを推定するに際しては、統計的に有意でないパラメーターを除去するようなプログラムを用いたので、職種によっては教育の効果がまったく存在しないとか、年齢要因の影響力がゼロであるといった場合も発生した。より一層奇妙なケースは、当然正であるべき諸要因の効果が負でかつ統計的に有意に推定される場合である。モデルに吟味の余地があるのか、あるいはデータにかたよりの問題があるためなのか、⁽¹²⁾ この点は今後の検討課題として残さざるをえない。

以下では、それぞれの要因ごとに効果の大小を測る階級を設け、個別職種をその階級に分類した結果を示しておくことにしよう。表10-1から10-4までの4表がそれである。表側の数字は時間当たり賃金の自然対数値に対する諸要因の効果の大きさを表わしている。原則として同一の階級に2回以上現われた職種のみを記録することとしたが、表によっては隣接した階級に現われた職種名を記入した場合もある。

表10-1では教育効果の程度別に職種を区別してある。これは教育ダミー(ED_2)の係数の大小による職種の分類であって、係数が統計的に有意でない職業や負に推定された職業はすべて表から除外した(これは表10-2以下についても同様である)。パン洋生菓子製造工やタクシー運転手が教育効果の高い階級に位置していたり、電算機のオペレーターが低い階級に分類されているのは、いささか疑問であるが、システムエンジニアが3年とも最高の階級に分類されているのは妥当な結果といえよう。特定年次にも調査対象となった職種の中で、航空機整備工、航空機操縦士、各種学校専修学校教員、臨床検査技師が最高の階級に位置しているのも、分類を正当化する上に役立つであろう。

表10-2は勤続要因の効果の大小によって職種を分類している。ここでは、注にも示したように、勤続年数を10年としたときの効果を考慮した。

不熟練職種の典型といってよい用務員が、特殊人的資本の代理指標たる勤続年数が最も大きい効果を発揮する階級に現われている。この点は説明が困難だが、守衛や調理士見習（調理士は最下級に属する）の場合には、解雇がつかないわけではない。恐らく守衛の最も重要な仕事は従業員を識別でき、部外者の侵入をチェックし、不測の事態を未然に回避するにある。従業員の識別はまさにその企業特有の熟練であり、他企業に転じればその価値は無に等しい。調理士見習の場合も、その店独特の調理法が重要になるという点では特殊人的資本形成の一例であるかも知れない。

職種経験年数の効果による職種の分類が、表 10-3 に示してある。経験年数 10 年以上を示すダミー変数 (YE_0) のパラメーター推定値で、階級を区分した。この要因が大きな効果を表わす職種の中には、調理士見習、洋服工、ミシン縫製工、理容師等がみられる。いずれも伝統的な手工的職種に属することに注意したい。近代的産業とともに発生した職種には、経験年数の効果が概して小さいものが多い。先に不熟練職種の典型といった用務員は最下級に分類されている。守衛も職種経験年数の効果は小さい。かれらにとっては特定企業に継続的に就業することが大切なのであって、もし勤め先を頻繁に変えるなら、通算した守衛経験年数がいくら長くても、賃金は極く僅かしか上昇しないのである。

最後に、年齢要因の効果による職種分類を表 10-4 に掲げておく。これは年齢を 40 歳に指定したときの効果の大小による分類である。賃金構造が平坦な職種の例として、先の図 3 では掘進夫とタクシー運転手をあげたが、これらは表 10-4 でも年齢効果が最小の階級に現われている。ここには、自家用貨物自動車運転手、採炭夫、仕繰夫、クレーン運転手、玉掛け作業員、ビル清掃員等、肉体的労働に依存する職種が多く見られる。われわれはこの論文の中で年齢別生活費保障という要因を大いに強調してきた。それは既出の諸資料から結論される一般的傾向であり、いくつかの職種で

表 10-1 教育の効果, 男子職種のみ

～0.05 未満	自家用貨物自動車運転手 (70, 75, 80)	守衛 (70, 75, 80)	クレーン運転工 (70, 75, 80)	製鋼工 (70, 75)
	溶接工 (70, 75, 80)	板金工 (70, 80)	金属塗装工 (70, 80)	金属プレス工 (70, 80)
	自動車整備工 (70, 75, 80)	木工塗装工 (7, 80)	製紙工 (75, 80)	オフセット印刷工 (75, 80)
	自動車組立工 (75, 80)	営業用バス運転手 (75, 80)	オペレーター (70)	掘進夫 (70)
	築炉工 (70)	陶磁器工 (70)	旋盤工 (70)	ボイラー工 (75)
	紡機調整工 (75)	凸版印刷工 (80)	化繊紡糸工 (80)	フライス盤工 (80)
	機械組立工 (80)	調理士 (80)	調理士見習 (80)	機械修理工 (80)
0.05～0.10 未満	自家用乗用車運転手 (70, 75, 80)	用務員 (70, 75, 80)	紡機調整工 (70, 80)	バルブ工 (70, 75)
	紙器工 (70, 80)	一般化学工 (70, 75, 80)	圧延伸張工 (70, 75)	非鉄金属精錬工 (70, 75)
	電気めっき工 (70, 75, 80)	電車運転手 (70, 80)	電車車掌 (70, 75, 80)	旅客掛 (70, 75, 80)
	調理士 (70, 75)	調理士見習 (70, 75)	陶磁器工 (75, 80)	ボイラー工 (70)
	製紙工 (70)	化繊紡糸工 (70)	自動車組立工 (70)	機械総組立工 (70)
	外交販売員 (70)	凸版印刷工 (75)	写真凸版製版工 (75)	操炉工 (75)
	フライス盤工 (75)	金属塗装工 (75)	タクシー運転手 (75)	機械修理工 (75)
	オペレーター (80)	掘進夫 (80)	化学分析員 (80)	旋盤工 (80)
0.10～0.15 未満	パン洋生菓子製造工 (70, 75)	化学分析員 (70, 75)	石油精製工 (70, 75)	診療X線技師 (70, 80)
	写真凸版製版工 (70)	タクシー運転手 (70)	外交販売員 (75)	
0.15 以上～	システムエンジニア (70, 75, 80)	自由鍛造工(75, 80)		
	航空機整備工 <70>	航空機操縦士 <80>	各種学校専修学校教員 <80>	臨床検査技師 <80>

注 1) ED_2 の係数による分類を示す。() 内の数字は調査年次を示す。

2) 同一範囲になくても、隣接する範囲にあればその職種を掲げてある。

3) 0.15 以上の範囲に示した最後の4つの職種は、特定年次にのみ調査対象となったもの(年次は < > 内に示す)。

4) 1980 年の診療X線技師は診療放射線技師を含む。

表 10-2 勤続要因の効果, 男子職種のみ

～0.1 未満	掘進夫 (70, 75)	横編メリヤス工 (70, 75)	木工塗装工 (70, 75)	オフセット印刷工 (70, 75, 80)
	写真凸版製版工 (70, 75)	金属溶融工 (70, 80)	旋盤工 (70, 75)	機械製図工 (70, 75, 80)
	金属塗装工 (70, 80)	自動車整備工 (70, 80)	機械総組立工 (70, 75)	調理士 (70, 75)
	理容師 (70, 80)	機械修理工 (70, 80)	医師 (70, 75, 80)	凸版印刷工 (75, 80)
	非鉄金属精錬工 (75, 80)	タクシー運転手 (75, 80)	洗たく工 (75, 80)	診療X線技師 (75, 80)
0.1～0.2 未満	自家用乗用車運転手 (70, 75, 80)	仕繰夫 (70, 80)	クレーン運転工 (70, 75, 80)	玉掛け作業員 (70, 75, 80)
	製紙工 (70, 75, 80)	プロセス製版焼付工 (70, 75)	一般化学工 (70, 75)	ガラス製品工 (70, 80)
	鋳物工 (70, 75, 80)	フライス盤工 (70, 75, 80)	形削り盤工 (70, 75)	溶接工 (70, 75)
	機械検査工 (70, 75)	板金工 (70, 75)	鉄工 (70, 80)	配電盤組立工 (70, 75)
	造機き装工 (70, 75, 80)	営業用バス運転手 (70, 75, 80)	プログラマー (75, 80)	木型工 (75, 80)
	陶磁器工 (75, 80)	製鉄工 (75, 80)	操炉工 (75, 80)	軽電機器検査工 (75, 80)
0.2～0.3 未満	ボイラー工 (70, 75, 80)	パン洋生菓子製造工 (70, 75)	合成樹脂製品成型工 (70, 80)	圧延伸張工 (70, 75)
	鉄鋼熱処理工 (70, 75)	ボール盤工 (70, 75)	仕上工 (70, 80)	自動車組立工 (70, 80)
	電車車掌 (70, 75, 80)	無線技術員 (70, 75, 80)	オペレーター (75, 80)	紡機調整工 (75, 80)
	製鋼工 (75, 80)	電車運転手 (75, 80)		
0.3 以上～	用務員 (70, 75)	紙器工 (70, 75)	バフ研ま工 (70, 75)	外交販売員 (70, 75)
	守衛 (75, 80)	調理士見習 (75, 80)		

注 1) $IE=10$ のときの勤続要因の効果を示す。() 内の数字は調査年次を示す。

2) 1980 年の診療X線技師は診療放射線技師を含む。

表 10-3 職種経験年数の効果, 男子職種のみ

～0.1 未満	用務員 (70, 80) 製鉄工 (70, 80) 玉掛け作業員 (75, 80) 診療X線技師 (70) 機械総組立工 (75) 採炭夫 (80) 自動車組立工 (80)	仕繰夫 (70, 80) タクシー運転手 (70, 80) 機械製図工 (75, 80) 製鋼工 (75) 外交販売員 (75) 金属プレス工 (80) 旅客掛 (80)	製紙工 (70, 80) 機械修理工 (70, 80) 営業用バス運転手 (75, 80) 旋盤工 (75) 医師 (75) 金属塗装工 (80)	紙器工 (70, 80) ボイラー工 (75, 80) 仕上工 (70) 電気めっき工 (75) 守衛 (80) ボール盤工 (80)
0.1～0.2 未満	守衛 (70, 75) 金属溶融工 (70, 75) 非鉄金属精錬工 (75, 80) 電気めっき工 (70) 金属プレス工 (70) 洗たく仕上工 (70) 製紙工 (75) 自動車組立工 (75) 診療X線技師 (80)	クレーン運転工 (70, 80) 旋盤工 (70, 80) 玉掛け作業員 (70) 機械製図工 (70) 機械総組立工 (70) 医師 (70) 凸版印刷工 (75) 旅客掛 (75)	写真凸版製版工 (70, 75, 80) 自家用貨物自動車運転手 (75, 80) 製鋼工 (70) 回転電機巻線工 (70) 外交販売員 (70) 採炭夫 (75) 植字工 (75)・文選植字工 (80) 機械修理工 (75)	一般化学工 (70, 80) 木工塗装工 (75, 80) ボール盤工 (70) 金属塗装工 (70) 調理士 (70) 仕繰夫 (75) 仕上工 (75) 絹・人絹織機調整工 (80)
0.2～0.3 未満	オフセット印刷工 (70, 80) 木工塗装工 (70) 調理士 (75) 調理士見習 (80)	ミシン縫製工 (70) 横編メリヤス工 (75) 洗たく仕上工 (75)	洋服工 (70) 文選工 (75) 理容師 (75)	絹・人絹ジャガード織機調整工 (70) 回転電機巻線工 (75) 凸版印刷工 (80)
0.3 以上～	調理士見習 (70, 75) ミシン縫製工 (80)	洋服工 (75, 80) 理容師 (80)	横編メリヤス工 (70)	絹・人絹織機調整工 (75)

注 1) YE₅ (職種経験年数 10 年以上) の係数による分類を示す。() 内の数字は調査年次を示す。

2) 同一範囲になくても、隣接する範囲にあれば、その職種を掲げてある。

3) 1980 年の診療X線技師は診療放射線技師を含む。

表 10-4 年齢要因の効果, 男子職種のみ

～1.0 未満	自家用貨物自動車運転手 (70, 80) クレーン運転工 (70, 75, 80) 電車運転手 (70, 75) 調理士見習 (70, 75)	採炭夫 (70, 80) 玉掛け作業員 (70, 75, 80) 旅客掛 (70, 75, 80) 製鋼工 (75, 80)	掘進夫 (70, 75, 80) 製鉄工 (70, 75) 営業用バス運転手 (70, 75, 80) 電車車掌 (75, 80)	仕繰夫 (70, 75, 80) 非鉄金属精錬工 (70, 80) タクシー運転手 (70, 75) ビル清掃員 (75, 80)
1.0～1.5 未満	ボイラー工 (70, 75, 80) 木型工 (70, 75, 80) 紙器工 (70, 75, 80) 鉄鋼熱処理工 (70, 75, 80) ボール盤工 (70, 75, 80) 鉄工 (70, 75, 80) 金属塗装工 (70, 75) 洗たく工 (70, 75, 80) 型鍛造工 (75, 80)	ミシン縫製工 (70, 80) 製紙工 (70, 75, 80) 一般化学工 (70, 75) 操炉工 (70, 75) 溶接工 (70, 75) 構造物現図工 (70, 75) 自動車整備工 (70, 75) 機械修理工 (70, 75, 80) 機械検査工 (75, 80)	製材工 (70, 75, 80) 凸版印刷工 (70, 75) 圧延伸張工 (70, 80) 金属溶融工 (70, 75, 80) 仕上工 (70, 75, 80) 回転電機巻線工 (70, 75) 造機ぎ装工 (70, 75) 守衛 (75, 80)	家具工 (70, 75, 80) オフセット印刷工 (70, 80) 鋳物工 (70, 75, 80) 金属検査工 (70, 75) 板金工 (70, 75) 自動車組立工 (70, 75, 80) 調理士 (70, 75, 80) ガラス製品工 (75, 80)
1.5～2.0 未満	自家用乗用車運転手 (70, 80) プロセス製版写真工 (70, 75) フライス盤工 (70, 80) 写真凸版製版工 (75, 80)	オペレーター (70, 75, 80) プロセス製版焼付工 (70, 75) パフ研ま工 (70, 80) 陶磁器工 (75, 80)	パン洋生菓子製造工 (70, 75, 80) 化繊紡糸工 (70, 75) 通信機総組立工 (70, 80) 自由鍛造工 (75, 80)	紡機調整工 (70, 80) 合成樹脂製品成型工 (70, 75) 診療X線技師 (70, 75, 80) 軽電機器検査工 (75, 80)
2.0 以上～	システム・エンジニア (70, 75, 80) 医師 (70, 75, 80)	プログラマー (70, 75, 80) 薬剤師 (70, 75, 80)	機械製図工 (70, 80) ラジオ・テレビ総組立工 (75, 80)	無線技術員 (70, 80)

注 1) AGE=40 のとき年齢要因の効果を示す。() 内の数字は調査年次を示す。

2) 1980 年の診療X線技師は診療放射線技師を含む。

サロップが主張する自己選別のための平坦な賃金構造が採用されることを否定するものではない。また、表 10-4 は規模要因をゼロとしたときの分類であるが、前掲の図 10 が示唆するように、年齢別生活費保障の程度は規模の大小によって異なるはずである。同じ労働者であるのに、何故規模によって生活費保障に差異が生じるのか。それは企業の支払能力（つまり労働需要側要因）が規模間で相違するからであろう。ここでも需給双方を考慮することが大切である。

- (1) Stoikov, V., "The Structure of Earnings in Japanese Manufacturing Industries: A Human-Capital Approach", *Journal of Political Economy*, Mar./April 1973. これと同型のモデルは、八代尚宏「人的資本理論と年功賃金制度——日本の雇用慣行の経済分析——」,『日本労働協会雑誌』, 1979 年 11 月号, および Shimada, H. *Earnings Structure and Human Investment* (前出) 等にみられる。
- (2) 職種経験年数の計算は、経験年数 1 年未満を 0.5 年, 1~2 年を 1.5 年, 3~4 年を 3.5 年, 5~9 年を 7 年, 10 年以上を 15 年とし、それに各階級の労働者のウェイトを乗じるという方法によった。
- (3) 小野旭『戦後日本の賃金決定』(前出), 1973 年; Tachibanaki, T., "Wage Determinations in Japanese Manufacturing Industries" (前出). 佐伯啓思「人的資本論の再検討——労働の固定性と関連して——」,『経済評論』, 1978 年 2 月号は年齢を含むが、一般訓練の指標としてである。
- (4) Mincer, J., *Schooling, Experience, and Earnings*, (前出), p. 65.
- (5) Malkiel, B. G. and Malkiel, J. A., "Male-Female Pay Differentials in Professional Employment." *American Economic Review*, Sept. 1973.
- (6) Blinder, A. S., "Wage Determination: Reduced Form and Structural Estimates," *Journal of Human Resources*. Fall 1973.
- (7) Lazear, E. P., "Age, Experience, and Wage Growth", *American Economic Review*, Sept. 1976.
- (8) Hanushek, E. A. and Quigley, J. M., "Implicit Investment Profiles and Intertemporal Adjustments of Relative Wage," *American Economic*

Review, Mar. 1978.

- (9) 水野朝夫は、サウンダースとマースデンの著書 (Saunders, C. and Marsden, D., *Pay Inequalities in the European Communities*, Butterworth, 1981) に基づいて、EC 諸国の中でも企業内賃金構造の決定要因が国によって異なる事実に注目している (『年功賃金に関する文献展覧』、『経済学論纂』(中央大学), 1983 年 9 月)。
- (10) 労働省『昭和 54 年版労働白書』, 参考資料, pp. 102~103 をみよ。関数は
$$W=a_0+a_1AGE+a_2AGE^2+a_3IE+a_4IE^2$$
というタイプのものであり、モデルの推定年次は日本が 1978 年、イギリスが 1976 年である。
- (11) 男子だけに限ってみても、職種の数 は 1970 年が 116, 1975 年が 96, 1980 年が 99 である。
- (12) 計量的分析においては、『賃金構造基本統計調査報告』の個票がそのまま利用されており、標本抽出率による復元の操作は行っていない。」

5. 分析の要約と含意

企業内賃金構造を説明する仮説にはいく種類が存在するが、主要なものは熟練仮説と生活費保障仮説であり、両者の対立関係として現状を図式化することができる。『賃金構造基本統計調査報告』は職種別統計を含むが、その個票を用いた回帰分析によれば、次の事実が明らかになった。すなわち、新中卒若年男子の初任給を基準にして、平均的屬性の男子労働者の賃金がそれから示す乖離部分を諸要因に分解すると、乖離部分の約 60% は年齢要因によって説明され、残りの 40% が教育・勤続年数・職種経験年数等の人的資本指標に帰着しうる。40% 部分の 3 要因間への配分は規模によって異なるが、教育が規模の大小と無関係に 10% ほどを占めるので、企業内の訓練 (OJT および Off J T) と関連するのは 30% 程度である。上記の比率は労働者の平均的屬性の指定の仕方に多少は依存するが、しか

し結果の大幅な変更はないと思われる。

以上の事実は熟練仮説を否定あるいは軽視すべきことを意味するものではない。しかしきわめて重要な発見は年齢要因の効果が非常に大きいことである。われわれは年齢を年齢別生活費の代理的指標と考えるが、その経験的な根拠は次の2点にある。第1は、外部経験年数や勤続年数を考慮したモデルよりも、勤続年数や年齢を考慮したモデルのほうが決定係数が大きいという事実である。第2は、外部経験や勤続年数等の熟練指標によって説明される賃金部分の変化が、年齢要因によって説明される部分の変化に比して、著しく小さい事実である。これは、年齢を外部経験や勤続年数と質的に異った内容の指標と考えるべきことを示唆すると思われる。

われわれの想定にしたがって、年齢によって説明される賃金部分を生活費に対する保障と読みかえるなら、分析結果はきわめて重大な事実認識へとわれわれを導く。それは、企業内賃金の決定関係において生活費保障が熟練形成以上に大きな役割を演じている、ということである。したがって、(i)熟練形成の重要性を力説する小池和男の主張は、その有効性がもっと限定された仮説として位置づける必要があり、(ii)熟練の企業特殊性を不可欠の要素とするドエリンジャー・ビオーリ型の内部労働市場論は、企業内賃金を説明する仮説としてみた場合、その妥当する範囲が更に一層制約されたものと考えべきである。

教育水準、勤続年数、職種経験年数の諸要因を一定に維持しておいても、賃金は年齢の上昇とともに高まる傾向をもつ。この年齢別生活費保障は、日英間の簡単な比較が示すように、ことによると国際間で共通した現象であるのかも知れない。年齢に応じて生活費が異なる以上、賃金がそれを反映するように決定されるのは、むしろ当然だからである。若干の国々に関する家計調査データは、世帯の消費支出が年齢とともに上昇することを明らかにしている。⁽¹⁾この事実は生活費保障の国際的共通性を示唆する間接的証

拠を提供しよう。賃金の背後に生産の技術的過程が存在することは断わるまでもない。熟練仮説が焦点をしばって分析したのはこの側面である。しかし賃金の背後に勤働者世帯の生活が存在することも忘れるべきではない。生活費保障仮説はこの側面がきわめて重要であり、企業内賃金の説明に際して熟練仮説よりも相対的に優位であることを主張するものである。

- (1) 労働省『国際比較労働情報総覧』, 中央法規出版, 1980年, pp. 298-306
を参照。日本, アメリカ, イギリス, 西ドイツの年齢別消費支出額のデータ
がえられる。