

89-J-9

労働市場における
割当てと年功賃金

石川経夫
玄田有史
(東京大学)

1989年9月

1989年 8月

石川 経夫
玄田 有史
(東京大学)

1. はじめに

労働市場を内部労働市場と外部労働市場の二重構造として把握し、さらに前者における制度的賃金決定機構の存在がもたらす賃金率の非伸縮性が内部労働市場への雇用に数量的な割当てを生じさせることが理論的に論じられて久しい。制度的な非伸縮性の発生する原因としては、企業内部における熟練労働者の集団的交渉力、職場訓練制度の維持に必要な訓練者誘因の確保 (Doeringer and Piore [1971])、あるいは労働者の自発的離職防止誘因 (Stiglitz [1974]) および生産性誘因 = 労働意欲の確保 (Solow [1979], Calvo [1979], Shapiro and Stiglitz [1984]) が指摘されている。また労働市場における割当てを明確に定式化したものとしては、サローの「仕事競争」モデルが代表として挙げられよう。(Thurow [1975])

ところで企業の内部において賃金の非伸縮性があっても、企業への入職口においては価格の競争は生まれ得る。筆者の一人は、入職口での労働需給の調整を果たす役割を担う価格として参入料 (entree fee) を考察し、その自由な競争のもとではあたかも賃金率本体に自由競争があったと同一の資源配分の状態が長期的に達成されることを示した (Ishikawa [1981])。同様のことは、生産性誘因の確保を重視する立場に對してもいえる。効率賃金仮説が最近になって再登場する以前にすでに Becker and Stigler [1974] は、入職時点で労働者が保証金を積み、勤務態度の不満足な際にはそれを雇主が没収するという制度がもし成立するとすれば、生産性誘因の問題は解決することを論じている。そこでもしさらに保証金の水準が競争的に変動すれば、賃金率本体に伸縮性がなくとも立派にその代役を果たす。つまり参入料・保証金メカニズムはいわば裏口から労働市場の不完全性を取り除く役割を果たすわけである。

参入料、あるいは保証金は、労働者が仕事の機会を金銭で購入するということを意味している。ルイ王朝時代フランスの売官制度など歴史的に例がなかったわけではないが、現代の経済において仕事の機会を(能力、資格など他の条件を同一にして)金銭で買うということには社会的公平という観点から強い抵抗がある。¹⁾

年功賃金制度には、社会的に受け入れられ易い形で実質的に参入料ないし保証金が持つ機能を達成する雇主側の工夫だといえる側面がある。（参入料および保証金が年功賃金形態をとる可能性については、それぞれIshikawa [1981]およびLazear [1979]を参照のこと。） むろん、年功賃金制度が現実にもそうした機能を発揮できるかどうか、自明ではない。第1に、資本市場の不完全性という制約がある。（Becker and Stigler [1974]）たとえ年功賃金という形で支払いが将来に繰り延べられるとしても、市場を均衡させる（プラスの）参入料ないし保証金が充分多額の場合には、制約は有効となる。第2に、参入料がマイナスとなる場合（新規入職者に対しプレミアムが支払われる場合）には、参入料がプラスの時に入職した労働者との間で継続的に賃金格差が生まれる。そのような格差は不利な労働者の生産性誘因および訓練者誘因を阻害するだろう。第3に、保証金の場合には、労働者の事後のパフォーマンスの評価が公正になされ、しかも預託された保証金がやがて確実に返済されるという二重の信用がなければならない。パフォーマンスの客観的評価はとりわけ難しく、しばしば紛争の火種となる。以上の理由から、予想される摩擦が大きい場合、企業は合理的に割当てを選択するだろう。²⁾

もっとも、市場に超過需要が発生する場合と超過供給が発生する場合とでは、事態が非対称となることも充分考えられる。第1に、効率賃金仮説の世界では超過需要は競争的な賃金上昇を招く。割当ては生じない。第2に、企業の新規労働需要が充分強力であればすでに入職した労働者に格差是正のための補償をしてもなおマイナスの参入料を支払おうとするだろう。³⁾

参入料ないし保証金のメカニズムが現実にも作用するかどうかは、すぐれて実証的問題である。もしこのメカニズムが年功賃金の形をとって妥当するのであれば、入職期別コーホート間での年齢・賃金曲線の勾配が、入職期の景気指標と反対方向に変動するのでなければならない。雇主であれ労働者であれ、支払いを要求できる立場の交渉力が強いと考えられるので、比較的短い期間に支払いを完了させるよう契約が結ばれると考えられるからである。したがって参入料ないし保証金の額と、入職時点の賃金と一定期間後（以下では5年ないし10年を考える）の賃金の間で算定した賃金曲線の勾配との間には正の対応関係が生まれる。

本稿は、参入料・保証金メカニズムが日本の労働市場において実際に存在するかどうかを、大産業分類・学歴別のコーホート時系列データを用いて詳細に検討しよう

するものである。対象とする産業は、製造業、金融・保険業、卸売・小売業、そして運輸・通信業であり、学歴としては、高校卒と大学卒を区別した。さらに分析の対象は、男子しかも従業員1000人以上の企業に勤める常用労働者に限定した。内部労働市場の特徴をもっとも良く備えた部門だと考えられるからである。

本稿の結論を前もって述べておこう。製造業の高校卒生産労働者については、高度成長期にあたる1960年代前半から1970年代はじめまでの期間について、参入料メカニズムが機能したとみられる比較的強い証拠が見いだされた。しかしこの期間は新規の労働力に対して旺盛な需要のあった局面であり、雇主が労働者にプレミアム（負の参入料）を支払っても来てもらいたい時期であったといえる。これに対して、日本経済が低成長局面に入り、比較的顕著な景気変動を示すようになった1970年代中葉以降1980年代初期までの期間では、参入料の競争を示す関係は消滅してしまった。賃金曲線の勾配もほとんど変化していない。それゆえ内部労働市場への入口では、ケインズの賃金下方硬直性と類似の関係が見られる。製造業生産労働者以外の産業、学歴、職種グループについては、高校卒グループにかんし、上記の製造業生産労働者ほどの明瞭な結果とはいえないものの、おおむね同様の傾向が観察された。しかし大学卒グループについては、参入料・保証金効果の作用を示す証拠はほとんど見いだされないか、もしくは高校卒グループよりはるかに弱いという結果が得られた。また高校卒の場合と違って高度成長期に負の参入料が発生した形跡は全く認められなかった。日本の大企業の形成する内部労働市場への入職口において（正の）参入料・保証金メカニズムの作用は顕著だとは言いがたい—それゆえ不況時には割当てが生ずる—というのが、本稿の全般的な結論である。その結果は、日本における二重労働市場仮説の妥当性を示す一つの証拠であると解釈することができよう。

日本経済の高度成長過程において高校卒新規労働者にプレミアムが支払われたという事実は、すでに良く指摘されている同時期を通しての年齢間所得格差の減少（たとえば小野[1973]）にとどまらず、労働市場の構造としても二重構造を突き崩すような平等化の力が作用していたことを意味している。ところがそのような力は1970年代半ばよりもはや作用しなくなっている。このことは日本の所得分布をめぐる平等化傾向が1970年代半ばを境に反転したという Mizoguchi, Takayama and Terasaki [1980, p. 10]、石崎 [1983, pp. 67-69]の指摘する事実の重要な背景をなすものとして理解できよう。

本稿の構成は次の通りである。第2節で、検証の対象とする仮説を示し、第3節でデータの特徴を検討する。第4節では、モデルの推定結果を示し、第5節で、構造変化の有無を検証する。第6節で、実証結果を要約し、結果の解釈を述べるとともに、われわれの分析の留保点に言及する。

2. 年齢・賃金曲線のスロープと景気指標

参入料・保証金の存在が賃金の年功的上昇を生み出すとすれば、その効果は入職時点を共有する労働者コーホートの時間を追っての賃金水準の変化、つまり年齢・賃金曲線の勾配に現われるはずである。しかし実際の名目賃金水準の変化には、その他の要因の影響が混在している。(a) 技術進歩を通ずる全般的な生産性の変化、(b) 消費者物価や景気変動、あるいは労働者の交渉力の変化を反映した内部労働賃金水準の全般的変化、(c) 職場訓練を通しての熟練形成および労働者の適性をめぐる情動的学習、である。

このうち要因(a)および(b)の影響は、コーホートの所属するグループ（すなわち産業・企業規模・学歴・職種が同一のグループ）全体の平均名目賃金の変化で割り引くことで除去できる。もっとも、グループ内で時間を追って年齢・勤続年数の分布に変化があれば、それだけで平均賃金の値は変化してしまうので、比較する時点間でグループ内労働者の年齢・勤続年数構成の変化の影響を補正する工夫が必要となる。

要因(c)については、労働者の受ける職場訓練（情動的学習を含む）の質、密度やその時間的配置は安定的で、起こりうべき変化は長期的トレンドとしての変化のみだと想定する。企業内部に確立された訓練様式やそのオペレーションについては、景気変動の過程で訓練対象者数に変化はあっても、個々の被訓練者の訓練内容を大きく変えるものではないと考えられるからである。つまり要因(c)については、それが要因(a), (b) 除去後の賃金曲線の勾配を確かに引き上げるとしても、景気の変動が勾配の値に影響することはないと想定して、（トレンド要因を割り引く以外）そのままの値を用いることとする。要因(a), (b)および(c) のトレンド的变化の影響を取り除いた賃金曲線の勾配を「ネットの年功賃金スロープ」と呼べば、この数値こそわれわれの検証の主演となる変数に他ならない。

以上の議論を数式で表わそう。産業（および職種） i 、学歴 e 、入職時点 t_0 で年齢階層は同一の労働者コーホートの時点 t （勤続年数 $t - t_0$ ）における名目賃金を

$w(i, e, t_0, t)$ 、同一グループの労働者の時点 t における平均名目賃金を $\underline{w}(i, g, t)$ と表わす時、2 時点 t_0, t 間の要因 (a), (b) 除去後 (年齢・勤続年数構成補正前) の年功賃金スロープ $S(i, e, t_0, t)$ は、

$$S(i, e, t_0, t) = \frac{w(i, e, t_0, t)}{w(i, e, t_0, t_0)} \bigg/ \frac{\underline{w}(i, e, t)}{\underline{w}(i, g, t_0)} \quad (1)$$

として定義される。分母の項 ($\underline{w}(i, e, t) / \underline{w}(i, g, t_0)$) が年齢・勤続年数の変化を補正前の要因 (a), (b) の割引項である。言うまでもなく、 S は実質値である。この定義式の各項は、直接観察値として得られる。

次に、コーホートの属するグループの時点 t における年齢・勤続年数構成を入職時点 t_0 での構成に合わせた場合の、このグループの仮想的な平均名目賃金を $\underline{w}^*(i, e, t)$ と表記する時、年齢・勤続年数補正を加えた要因 (a), (b) 除去後の年功賃金スロープ $N(i, e, t_0, t)$ は、

$$N(i, e, t_0, t) = \frac{w(i, e, t_0, t)}{w(i, e, t_0, t_0)} \bigg/ \frac{\underline{w}^*(i, e, t)}{\underline{w}(i, e, t_0)} \quad (2)$$

となる。(1)と(2)を比較することにより、

$$N(i, e, t_0, t) = S(i, e, t_0, t) \cdot \frac{\underline{w}(i, e, t)}{\underline{w}^*(i, e, t)} \quad (3)$$

の関係が導かれる。 $\underline{w}^*(i, e, t)$ は直接観察可能ではないため、良く知られた対数線形の稼得収入関数を仮定して推定する。(実際には最終方程式の中で間接的に推定する。) いま年齢・勤続年数の構成を表わす変数を、グループの平均勤続年数 $D(i, e, t)$ で代表させることにすれば (より一般的には、平均年齢、平均勤続年数のベクトルとして解していっこうに構わない)、グループの平均賃金の自然対数値を被説明変数として、次のような稼得収入関数を想定できる。

$$\log \underline{w}(i, e, t) = b_0(i, e, t) + b_1 \cdot D(i, e, t) \quad (4)$$

ここで $b_0(i, e, t)$ は、勤続年数以外の説明変数ベクトルの線形結合式であるが、ここではその具体的内容に立ち入る必要はない。日本でも (4) の形をした稼得収入関数が高い説明力をもつことについては、島田 [1974]、貝塚・石田・石山・原・小野 [1979 第 2 章] によって確認されている。ところで $\underline{w}^*(i, e, t)$ については、グループの平均勤続年数を t_0 時点の値に固定して推定すれば良い。したがって、

$$\log \underline{w}^*(i, e, t) = b_0(i, e, t) + b_1 \cdot D(i, e, t_0) \quad (5)$$

となる。(4)、(5) の間の差をとることで、

$$\log \left(\frac{w(i, e, t)}{w^*(i, e, t)} \right) = b_1 (D(i, e, t) - D(i, e, t_0)) \quad (6)$$

の関係が得られる。 $D(i, e, t)$ および $D(i, e, t_0)$ は直接観察可能であるので、 $w^*(i, e, t)$ を求める作業としては、未定係数 b_1 の推定を残すのみとなる。その点の説明は後に回そう。なお、 b_1 は勤続年数の限界的増加に対する平均所得の増加率を表わしており、稼得収入関数の実証研究の分野の用語によれば勤続に対する（名目）収益率を表わすといえる。経済主体の合理的行動を仮定すれば、この収益率は資本市場での収益率（名目金利）と大きく異ならないことが要求される。この点は、推定結果の妥当性をチェックする際に有用な基準となる。

要因(c) の影響を見るために、 $N(i, e, t_0, t)$ を熟練形成ないし情報的学習を反映した個別生産性の上昇を表わす部分 $\alpha(i, e, t_0, t)$ と、参入料ないし保証金の水準を反映した年功賃金契約に基づく賃金上昇を表わす部分 -- これが上で定義した純粹の年功賃金スロープである -- $\beta(i, e, t_0, t)$ との積に分解しよう。すなわち、

$$N(i, e, t_0, t) = \alpha(i, e, t_0, t) \cdot \beta(i, e, t_0, t) \quad (7)$$

である。 $\alpha(i, e, t_0, t)$ は観察不可能なのであり、すでに述べたようにこの数値は長期的にのみ変化すると想定する。より具体的に指数トレンド

$$\alpha(i, e, t_0, t) = a_0(i, e, t-t_0) \cdot \exp \{ a_1(i, e, t-t_0) \cdot t_0 \} \text{ for all } t_0 \quad (8)$$

を仮定しよう。 $a_0(i, e, t-t_0)$ 、 $a_1(i, e, t-t_0)$ とともに、 i 、 e 、そして検証の際考慮する勤続期間 $t-t_0$ に依存して決まる定数である。以下では、単に a_0 、 a_1 と記そう。

(7)、(8) の両辺の自然対数をとって比較することにより

$$\log \beta(i, e, t_0, t) = \log N(i, e, t_0, t) - \log a_0 - a_1 \cdot t_0 \quad (9)$$

が得られる。われわれが検証対象とする仮説は、こうして求めた純粹の年功賃金スロープ $\beta(i, e, t_0, t)$ が年功賃金契約の結ばれる時点 (t_0-1) での新規労働市場の需給逼迫指標（あるいは景気指標） $X(i, t_0-1)$ と負の対応関係をもつというものである。すなわち、回帰方程式

$$\log \beta(i, e, t_0, t) = c_0 + c_1 X(i, t_0-1) + u(i, e, t_0) \quad (10)$$

（ここで $u(i, e, t_0)$ は、期待値 0、分散一定の攪乱項である）における $X(i, t_0-1)$ の係数 c_1 が負の値を取るかどうかを確かめればよい。ただし $\beta(i, e, t_0, t)$ は直接観察可能な変数ではないので、方程式(10)を直接推定するかわりに、(9)と(6)を対数表現に直した(3)に代入し、その結果を用いて(10)を書き換えた

$$\log S(i, e, t_0, t) = (c_0 + \log a_0) + a_1 t_0 - b_1 (D(i, e, t) - D(i, e, t_0)) \\ + c_1 X(i, t_0 - 1) + u(i, e, t_0) \quad (11)$$

を推定式とする。ここで攪乱項は右辺の他の説明変数とは無相関だと仮定する。理論上の制約として $b_1 \geq 0$ でなければならないが、 a_1 は正、負いずれの符号もとりうる。ここで変数としている年功賃金の勾配について要因 (c) の効果と参入料・保証金の効果とを分離できないということは、右辺の定数項推定値から c_0 と $\log a_1$ を識別することができないことに表現されている。われわれの検証対象は、

$$c_1 < 0 \quad (12)$$

の妥当性である。以上のような工夫により稼得収入関数(4)を直接推定する必要は生じない。

年功賃金スロープ・データ

方程式(12)に当てはめるデータとしては個々人のパネルデータが理想的であるが、そのようなデータは日本では存在しない。そこで各年の公表された『賃金センサス』クロス表をもとに、入職時点を共有する男子のコーホートを産業・学歴別に構成することにした。変数 $S(i, e, t_0, t)$ に対応する賃金曲線の勾配は、入職時点とその5年後、または10年後の間で算出することとした。比較的短期間の時点間勾配に着目するのは、雇主にとって労働者の自発的離職のリスクが存在するため、正の参入料ないし保証金が発生する市場の状況では、雇主がその支払いをできるだけ短期間に完結させるような契約を労働者に要求すると考えられ、逆に参入料が負となる(雇主から労働者にプレミアムの支払われる)市場状況では、将来の解雇リスクまたは資本市場の不完全性を反映して労働者が雇主に対しできるだけ短期間にプレミアム支払いの完了を要求すると考えられる(また実際、市場の状況がそのような要求を相手にのませるような交渉力ポジションの変化をもたらす)ためである。

『賃金センサス』は、毎年の調査時点である4-6月期の産業(大分類)別、企業規模別、学歴別、性別、年齢(18-19、以後は5歳刻み、20-24, 25-29, ...)別、そして勤続年数(0, 1, 2, 3-4, 5-9, 10-14, ..年)別の平均所定内給与と当該階層に属する常用労働者の人数を教えてくれる。本来共通の新規入職時点(学卒時かつ勤続0年次)をもち、同一企業に一定年数勤続した労働者のコーホートについて年功賃金のスロープ $S(i, e, t_0, t)$ を算出したいのであるが、実際の統計上、(1)雇用の初期における勤続年数の分類は細かいが、勤続5年以上の所では5年刻みの数字しか教えてくれない、(2)大

学卒の労働者については年齢20-24歳の階層がちょうど新規入職時期と重なるが、高校卒の労働者については新規入職時点が年齢18-19歳階層に対応するもののその後の年齢階層分類と勤続年数分類とが整合しない、という制約がある。そこで次善策として、高卒、大卒別にそれぞれの新規入職時点(t_0)を出発点に、第1表に示すような疑似コホートを作成した。

第1表 学歴別データ・コホートの構成

	年齢階層	勤続年数階層	対応する変数
<u>高校卒 (e = h)</u>			
t_0 年	18-19 歳	0 年	$w(i, h, t_0, t_0)$
t_0+5 年	20-24 歳	5-9 年	$w(i, h, t_0, t_0+5)$
t_0+10 年	25-29 歳	10-14 年	$w(i, h, t_0, t_0+10)$
<u>大学卒 (e = u)</u>			
t_0 年	20-24 歳	0 年	$w(i, u, t_0, t_0)$
t_0+5 年	25-29 歳	5-9 年	$w(i, u, t_0, t_0+5)$
t_0+10 年	30-34 歳	10-14 年	$w(i, u, t_0, t_0+10)$

この表の中で、高校卒5年後のデータは、実質的に年齢23-24歳、勤続5-6年の労働者、10年後のデータは、年齢28-29歳、勤続10-11年の労働者に限られる。また大学卒は22歳以上に限られることから、大学卒5年後のデータは実質的に27歳以上、勤続5-7年の労働者、10年後のデータは、実質的に32歳以上、勤続10-12年の労働者に限られることになる。このようなコホート作成上の問題点は、高校卒5年後、10年後のグループは、5年前19歳かつ勤続1年であった労働者を含み、また同様に大学卒5年後、10年後のグループは、出発点で24歳、勤続1-2年の労働者を含むことである。これらの労働者を平均値の中に取り込んだ5年後ないし10年後の賃金データと、出発点で勤続0年のグループの賃金との比をとって年功賃金のスロープを計算するわけであるから、本来の厳密なコホートについての年功賃金スロープをやや過大に評価することになる。しかしながら、われわれの研究が時系列的特徴を分析するものであり、しかもこのようなデータ上の歪みもわれわれが検証を目的とする参入料・保証金効果を打ち消す方向には作用しない⁴⁾、という2点で充分利用に耐えるものと考えら

れる。なお、 $S(i, e, t_0, t)$ を算出する際必要となる各グループごとの平均所定内給与額、および各グループ労働者の平均勤続年数 $D(i, e, t_0)$, $D(i, e, t)$ のデータも直接『賃金センサス』のクロス表から見いだせる。

第1表の構成に見合うデータの利用期間は、1964年から1987年までである。したがって5年間の賃金スロープとしては入職時点 t_0 が1964年から1982年までの19個のデータがとれ、また10年間のスロープとしては入職時点 t_0 が1964年から1977年までの14個のデータがとれる。本来対象とする労働者をできるだけ均質とするため、産業中分類のデータを用いたところであるが、勤続年数にかんするクロス分類がなされていないため断念した。産業大分類のうち、鉱業は労働者が少ないため、またサービス業はデータが1973年からしかとれないため除いた。建設業については年々のデータの変動が激しく、サンプル誤差がその主な理由だと考えられるので、分析の対象から外した。以上の結果、考察対象は、製造業、金融・保険業、卸売・小売業、運輸・通信業の4産業である。なお製造業については、職種として生産労働者と事務労働者を分けた。最後に、分析対象としたのはいずれの産業・職種についても雇用規模1000人以上の大企業である。内部労働市場がもっとも広範に発達した企業階層だと考えられるからである。

景気動向指数

新規労働市場の競争性の検証が目的であるから、その市場の逼迫度を直接表わす指標が欲しいところであるが、通常用いられる「新規有効求人倍率指標」については、われわれの分析期間全体にわたる産業別のデータを得ることができない。また職業安定統計の産業別「雇用充足率指標」についても、1973年以降しか連続したデータがとれない。そこで代理変数として、2種類の産業別マクロ景気指標を用いることにした。

第1は、各入職時点の1年前の産業別国内総生産の対前年実質成長率（以下では、簡略に「粗生産成長率」と呼ぶ）である。この数値は、経済企画庁の1980年基準『国民経済計算年報』および『国民経済計算：長期遡及推計1955-1969』から得られる。

第2は、各入職時点における産業別の進捗ベース実質設備投資率（投資額・資本ストック比率（以下では簡略に「投資率」と呼ぶ）であり、数値は経済企画庁『民間企業資本ストック』に依った。分母となるのは、再生産可能な資本ストック（土地は除外）を、耐用期間内では同一の生産能力を発揮するという仮定に基づき、投資後の資本財価格の変動を考慮して実質価値として評価したものである。投資率について入職

時点と同一年のデータを利用するのは、今年の進捗ベースの投資を規定するのは昨年における企業家の将来収益に対する長期期待であり、その期待が同時に今年の新規労働需要を生み出すと考えられるからである。

各変数の自然対数をとった上、推定式(11)の説明変数 $X(i, t_0-1)$ は、正確には

$$X(i, t_0-1) = \text{CHGDP}(i, t_0-1) = \log \left\{ 1 + \frac{\text{RGDP}(i, t_0-1) - \text{RGDP}(i, t_0-2)}{\text{RGDP}(i, t_0-1)} \right\} \quad (13)$$

または

$$X(i, t_0-1) = \text{INV}(i, t_0) = \log \left\{ \frac{\text{RK}(i, t_0) - \text{RK}(i, t_0-1)}{\text{RK}(i, t_0-1)} \right\} \quad (14)$$

として定義される。ここで、RGDP は（産業別）実質国内総生産、RK は（産業別）実質民間企業資本ストック（デフレーターベースはいずれも1980年）を表わす記号である。(13)の括弧内で1を加えた表現をとったのは、実質成長率がマイナスとなる産業・年があるためである。

$X(i, t_0-1)$ として粗生産成長率をとる場合には、その変数が誤差項と独立だという仮定は充たされると考えて良い。したがって推定方法として通常の最小二乗法を利用すればよい。他方、 $X(i, t_0-1)$ として投資率をとる場合には、説明変数 $\text{INV}(i, t_0)$ と誤差項 $u(i, e, t_0)$ の間に負の相関が生まれる。その理由は、次の通りである。そもそも投資率を説明変数に用いるということは、新規労働需要圧力を生み出す源泉が企業家の長期期待（組織成長意欲）にあるが、長期期待の状態そのものは観察可能でないため、それと共変関係にある投資率を観察可能な代理変数として利用しようという発想に基づいている。実際、固定資本ストックと熟練労働の間の補完性が強いことは良く知られている。(Griliches[1969], Fallon and Layard[1975]) いま t_0-1 時点の企業家の長期期待を $Z(i, t_0-1)$ 、新規労働需要圧力を $X(i, t_0-1)$ と表記すると、

$$X(i, t_0-1) = f \cdot Z(i, t_0-1) + v_x(i, t_0-1) \quad f > 0 \quad (15)$$

$$\text{INV}(i, t_0) = g \cdot Z(i, t_0-1) + v_1(i, t_0) \quad g > 0 \quad (16)$$

(ここで v_x および v_1 は、 $Z(i, t_0-1)$ とは独立の誤差項) というモデルを想定することが出来る。(15)を(11)に代入し、さらに(16)を用いて $Z(i, t_0-1)$ を消去すると、(11)は

$$\begin{aligned} \log S(i, e, t_0, t) = & (c_0 + \log a_0) + a_1 t_0 \\ & - b_1 (D(i, e, t) - D(i, e, t_0)) + (c_1 f / g) \text{INV}(i, t_0) \end{aligned}$$

$$+ \{u(i, e, t_0) + c_1 v_x(i, t_0-1) - (c_1 f/g) v_1(i, t_0)\} \quad (17)$$

と書き換えられる。したがって {} で囲んだ新しい誤差項が説明変数 $INV(i, t_0)$ と負の相関をもつことは明らかである。以上の点は、同時性バイアスの問題として良く知られている。(17)式の場合、通常最小二乗法では $INV(i, t_0)$ の係数を過小(絶対値を過大)に推定してしまう歪みが発生する。こうしたバイアスを除去するために、操作変数法を用いて推定する。投資率 $INV(i, t_0)$ の操作変数としては、1期前の投資率 $INV(i, t_0-1)$ のほか、1期前の実質総生産成長率 ($CHGDP(i, t_0-1)$)、平均生産者実質賃金の対前年変化率 ($CHRWAGE(i, e, t_0)$ と表記) をとり、操作変数の任意性という問題に対処するため、これらの変数の組合せの変化に対してもローバスタな推定値を求めた。

惰性効果の可能性

結果を先取りすることになるが、一部の産業の推定結果として推定式 (11) ないし (17) の誤差項に正の時系列相関の認められる場合があった。一般に誤差項に正の時系列相関を生み出す理由はさまざまであるが、その一つの代表的ケースとして被説明変数の自己回帰項が説明変数として含まれる場合が挙げられる。なんらかの理由で惰性効果が働き、被説明変数の調整が遅れる場合である。年功賃金スロープの調整にあっても、組織、制度上の摩擦により競争的圧力が部分的にしかスロープの変化に反映されないことは充分考えられることである。

いま、(10)の想定に換えて、 β^* を望ましい β の値として定義し、それが

$$\log \beta^*_t = c_0' + c_1' X_{t-1} \quad (c_1 > 0) \quad (18)$$

の関係を満たすこと、また実際の β_t は部分調整式

$$\log \beta_t - \log \beta_{t-1} = \lambda (\log \beta^*_t - \log \beta_{t-1}) + u_t \quad (19)$$

に従い決定されると想定しよう。 λ は、0 と 1 の間の定数で調整スピードを表わす。

(18)を(19)に代入し、さらに(3)および(9)の関係を用いて、

$$\begin{aligned} (1-(1-\lambda)L) \log S_t &= (1-(1-\lambda)L) \log a_0 + (1-(1-\lambda)L) a_{1t} \\ &+ (1-(1-\lambda)L) b_1 CHAVEX_t + \lambda (c_0' + c_1' X_{t-1}) \\ &+ (1-(1-\lambda)L) u_t \end{aligned}$$

が得られる。ここで L はラグ・オペレーターを表わし、 $CHAVEX_t$ は平均勤続年数の増分 $D(i, e, t) - D(i, e, t_0)$ を表わしている。以上から、推定式として

$$\log S_t = A_0 + A_1 t + A_2 \log S_{t-1} + A_3 CHAVEX - A_2 A_3 CHAVEX + A_4 X_{t-1} + w_t \quad (20)$$

が得られる。ただし

$$A_0 = \lambda (\log a_0 + c_0') + (1 - \lambda) a_1$$

$$A_1 = \lambda a_1$$

$$A_2 = (1 - \lambda)$$

$$A_3 = b_1$$

である。残る A_4 および新たな誤差項 w_t については、 $X_{t-1} = \text{CHGDP}_{t-1}$ の場合、

$$A_4 = \lambda c_1'$$

$$w_t = u_t - (1 - \lambda)u_{t-1}$$

$X_{t-1} = \text{INV}_t$ の場合、(15)、(16) を用いて

$$A_4 = \lambda c_1' f/g$$

$$w_t = u_t - (1 - \lambda)u_{t-1} + \lambda c_1' v_{X,t-1} - (\lambda c_1' f/g)v_{I,t}$$

となる。景気指標として $\text{CHGDP}(-1)$ をとる場合には誤差項 w_t の中に含まれる u_{t-1} と説明変数 $\log S_{t-1}$ の相関、 INV_t をとる場合には、 w_t の中に含まれる u_{t-1} と説明変数 $\log S_{t-1}$ の相関および $v_{I,t}$ と INV_t との相関を考慮しなければならない。ここでは $\log S_{t-1}$ の操作変数として $\log S_{t-2}$ および CHGDP_{t-2} 、 INV_t の操作変数として (17) と同じ操作変数 (INV_{t-1} , CHGDP_{t-1} , CHRWAGE_{t-1}) を用い、非線形 2 段階最小二乗法によって推定する。なお、実際に推定するのは (11) ないし (17) で有意な正の時系列相関の見いだされたケースについてである。

3. データの特徴

ネットの年功賃金スロープ (S) と前年の粗生産成長率 ($\text{CHGDP}(-1)$) および投資率 ($\text{INV}(-1)$) との相関関係は、第 1 図に示すとおりである。図の中で実線のグラフは 5 年間のスロープをめぐる散布点、破線のグラフは 10 年間のスロープをめぐる散布点を、それぞれ時間を追って結んだものである。当然破線のグラフは実線のグラフより上方に位置しており、さらに共通期間について両者はほぼ上下平行に推移してきたことが分かる。金融・保険業の 5 年および 10 年スロープが高卒・大卒ともに他の産業に抜きんでて高い値を示すほかは、どの産業 (職種) グループも大体 5 年間のスロープについて、高卒で 1.2-1.3、大卒で 1.4-1.5、10 年間のスロープについて、高卒で 1.5-1.7、大卒で 1.7-1.9 の値をとる。

図から得られる印象として、第 1 に、ほとんどすべての産業において、データの開

始点である1964年から1970年代半ばまでスロープにかなりはっきりした趨勢的低下が見られる点である。もっとも、1970年代後半以降はスロープはフラットないし若干上がり気味である。実際にこうした印象の正しいことは、スロープの5年（ないし4年）刻みでの平均値の推移を示した第2-(i)表から確かめられる。

第2の印象として、高校卒では1964年から1970年代前半までの時期について、産業間で程度の差はあれ、スロープ・景気指標間に右下がりの関係が観察される。これは本稿の検証仮説と整合的な関係である。ただし1970年代後半以降は、そのような関係は消滅したように見える。大学卒については、右下がりの関係の存在はたとえ時期を限ってもいまひとつ明瞭でない。

しかし、このような2変数間の単純な相関関係には注意が必要である。第2-(ii)表は5年ないし10年間の産業・学歴別グループ平均勤続年数の増分値 ($D(i, e, t) - D(i, e, t_0)$) の時間的推移を、第2-(i)表と対応させる形で示したものである。実際この表が示すように、高校卒では1964年から1970年代の前半まで、金融・保険業5年間の数値を例外としてこの増分値が時間とともに上昇しており、しかも1970年代後半以降はその増分が停滞または低下している。こうして高校卒のグループでは平均勤続年数構成の変化が第2-(i)表のスロープの動きとはほぼ裏返しの関係にあるといえる。つまり先にみたネットの年功賃金スロープSの時間を通じた動きは、平均勤続年数構成の変化が生み出した見かけ上のもので、一旦後者を補整した年功賃金スロープNのタームに直してみれば(3)を参照)上下の動きは消えてしまうのではないかという疑いをもたせる。もしそうであれば、上述のSと景気指標間の右下がりの関係もたまたま同じ期間景気指標が右方へ移動したことによって生じた見かけ上の相関に過ぎないことになる。

ただこうした推論が必ずしも正しくないことは、第2-(ii)表における大学卒グループの平均勤続年数増分値が製造業、卸売・小売業では高校卒の増分値と似通った動きを示すにもかかわらず、第2-(i)表に示すスロープの動きは高校卒と似通った動きを示していないということによって分かる。それゆえスロープと景気指標の間に真の相関があるかどうかは、(11)の推定結果を待って判定しなければならない。

各産業の考察期間(1964-1982年)全般にわたる景気指標(CHGDP(-1), INV)間の相関係数は、製造業で0.70、建設業で0.69、運輸・通信業で0.82と期待通り高いが、金融・保険業 および卸売・小売業ではそれぞれ0.28, 0.25と低い。この2つの産

業については周知のように生産物をいかに計測するかの問題があり、投資率の方がより良い指標を与える可能性もある。

4. 推定結果

以上のような特徴をもつデータに対して、モデル(11)をあてはめた結果を第4表(4-1~4-9)に示す。この表には(i) 利用する景気指標の違い、(ii) 景気指標として投資率をとる場合の操作変数のとり方の違い、(iii) 誤差項に時系列相関の可能性を認めるかどうかの違いに対応した7つのスペシフィケーション(方程式1 - 方程式7 と呼ぶ)を示してある。各表の上段は5年間のコーホート、下段は10年間のコーホートについてである。さらに第4表において誤差項に統計的に有意な正の時系列相関が認められた産業・学歴・コーホート・タイプについては、第5表として部分調整モデル(20)を適用した推定結果を示している。

第4表の方程式 1-2 は、前年の粗生産成長率(CHGDP(-1))を景気指標とした場合で、方程式 1は OLS、方程式 2 は誤差項に一階の自己回帰項を許したAR1(初期観察値を含めた最尤法による)手法によって推定したものである。誤差項の自己回帰係数は ρ と表記している。

これに対し方程式 3-7 では同時点の投資率(INV)を説明変数にとっている。まず方程式 3は、同時性バイアスを無視して通常最小二乗法(OLS)を用いた場合である。方程式 4 は、投資率INVに対する操作変数として前年の粗生産成長率(CHGDP(-1))と前年の投資率(INV(-1))をとった場合、方程式 5 はその AR1 バージョンである。AR1 推定の際には Fairの指摘に従い、上記の操作変数のリストに前年の説明変数CHAVEX(-1)と前年の被説明変数(スロープ)を加えた。方程式 6 および方程式 7 は、それぞれ方程式 4 および方程式 5 の操作変数リストに前年における生産者実質賃金の(対前々年)変化率(CHRWAGE(-1))を加えた場合である。

第4表の結果を産業別に整理すると、次の通りである。なお、以下の議論はやや詳細にわたるため、結論の要約のみに関心のある読者は直接本節末に進めたい。

(a) 製造業 (第4-1~3表)

モデル(11)の制約をもっとも忠実にみたすのは、5年間コーホートの高卒生産労働者である。(第4-1表。)7つの方程式間の各係数推定値もきわめて安定している。

CHGDP(-1)の係数は、有意性こそ充分でないが負であり、また投資率 INVをとる場合には統計的にも有意に負である。上述の議論から予想されるように同時内生性を無視した OLS推定の場合(方程式 3)に係数の値が-0.081ともっとも小さいが、バイアスを除去する手段を講じても(方程式 4-7) -0.064から-0.075の範囲に収まる。グループ平均勤続年数の増分の効果(勤続収益率と呼ぶ)もはっきり有意であり、その値も他の投資機会と比べほぼ妥当な水準である。その他に毎年若干の割合で年功賃金スロープを低下させる有意なトレンドが存在している。10年間コーホートの場合でも以上と定性的に同様の結果が検出される。景気指標の係数は負である。ただし統計的有意性ははるかに低下する。考えられる理由としては、参入料・保証金効果にもとづく年功賃金の調整が雇用の初期段階に集中する可能性、または推定にあたってのデータ数の小ささ(あるいはその両者)を指摘することができよう。

他の学歴・職種グループでは上記のような明瞭な結果は得られなかった。まず高卒事務労働者のグループについては、いずれの景気指標のもとでも ρ の推定値が0.74以上(5年スロープの場合)ないし0.58以上(10年スロープの場合)と高く、しかも統計的に有意である。説明変数としてCHGDP(-1)をとるかINVをとるかでトレンドと勤続収益率の値に若干差が出るが、おおむね誤差の範囲であり、勤続収益率も妥当な水準だといえる。生産労働者同様、有意な下降トレンドが認められる。いずれの景気指標の推定値も負であり、しかも投資率を指標とする方程式5および7の係数は生産労働者の場合とほぼ同じ値をとるが、統計的有意性は低い。10年スロープの場合にあとわずかで10%の有意性に到達する程度である(方程式5, 7)。

部分調整モデルをあてはめた結果(第5表)を見ると、(i)5年間のコーホートでは、調整係数 λ が粗生産成長率を用いた場合0.56、投資率を用いた場合0.36-0.38(投資率の場合は統計的にも有意)となり、正の時系列相関の原因が部分調整にあるという解釈は可能である。しかし景気指標の係数は粗生産成長率についてプラス、投資率の場合はほぼゼロとなるが、推定誤差が大きく信頼性は低い、(ii)10年間コーホートでは、推定誤差は大きいものの調整係数 λ が1ないし1以上の値を示し、部分調整という解釈は適切でないと判定される。それゆえ少なくとも10年スロープの場合、正の時系列相関の原因は他に求めなければならない。部分調整モデルが4-2表の結果に新たな情報を付け加えることはないと考えられる。

以上の検討の結果、われわれに残るのは、統計的な有意性は充分とはいえないが10

年という長期のタームでみた場合の年功賃金スロープと投資率との逆方向の関係である。

大学卒事務・管理労働者については、高卒の事務・管理労働者と違って誤差項の時系列相関は認められない。他のグループ同様、スロープには毎年わずかの下降トレンドが認められる。景気指標の係数は5年間コーホートの場合でプラス、10年間コーホートの場合でマイナスの傾向があるが、いずれも値は小さく、かつ統計的有意性もきわめて低い。それゆえ年功賃金スロープは景気とほぼ無関係だといえる。

以上を要約すれば、製造業では高卒生産労働者につき参入料・保証金効果が認められること、高卒事務労働者についても統計的有意性は落ちるが同様の傾向が存在すること、大卒労働者については参入料・保証金効果は見いだせないことが分かる。

(b) 金融業 (第4-4~5表)

高校卒のグループについては、景気指標として粗生産成長率をとる場合、5年、10年いずれのスロープについても $\rho = .84$ という強い正の時系列相関が認められる。方程式2の $CHGDP(-1)$ の係数はプラスであるが、有意性は低く、ゼロだという帰無仮説は棄却されない。部分調整モデルの推定結果(第5表)からも同様の結論が得られる。実際、製造業高卒事務労働者の場合と全く逆に、調整係数 λ はきわめて小さく、とくに10年スロープの場合は(推定誤差は大きい)係数推定値がマイナスになるというモデルの制約と合わない結果が得られる。しかし ρ の高さの主な原因が惰性効果にあると見て誤りはないであろう。(20)に付随するA4の定義を想起すると、景気指標本来の係数 c_1' の推定値は、5年スロープの場合マイナス、10年スロープの場合プラスとなるが、符号の有意性は低い。

投資率を景気指標とする場合には、5年、10年いずれのスロープについても景気と逆方向の傾向が見いだせる。統計的にも有意だと評価できる。このような評価を下す際の一つの不安材料は、5年スロープの場合、方程式4および6の推定結果は似通っているものの、誤差項にAR1効果を許容すると、両者の係数推定値が大きく乖離し、とりわけ方程式7では投資率の係数がゼロになってしまう点である。その原因としては、第3表に示したように $CHGDP(-1)$ と $CHRWAGE(-1)$ の間の相関が0.9と高く、両者を投資率の操作変数にとった方程式7では多重共線性が生まれ、不安定な推定結果が得られたのだと推察される。しかし方程式5および7をともに部分調整モデルとして推

定すると不安定性はまったく解消し（第 5-i 表）、しかも両者とも投資率にかんし統計的に有意な負の係数が得られる。したがって最初の方程式 7は無視しても不都合はないと考えられる。なお、 λ の推定値は0.24~0.28（しかも強く有意）であり、惰性効果の存在を裏付けている。第5-ii表は、さらに10年スロープについても $\lambda = 0.30 \sim 0.31$ の部分調整モデルが妥当し、しかも投資率について有意ないしほぼ有意な負の係数をとることを示している。⁵⁾投資率を用いた部分調整モデルに従うと5年、10年のスロープともわずかの下降トレンドが認められる。動続収益率も妥当な値を示している。

大学卒のグループについては、スロープと景気との間に逆相関の可能性があるのは、景気を投資率で測る場合である。まず第1に、粗生産成長率との関係では、5年スロープについてどちらかというと順相関の傾向が観察される。方程式 2では $CHGDP(-1)$ の係数は有意性は充分ではないがプラスである。もっとも ρ が0.78と高いため部分調整モデルを推定すると（第 5-i表） $CHGDP(-1)$ の係数はマイナスとなり、係数の符号に不確定性が残る。しかし符号の有意性という観点からは後者は前者に比べ著しく低く、弱い順方向の関係という評価を下しても良いであろう。10年スロープについては推定された係数（方程式4,6）はプラスであるが、有意性は低い。

第2に、投資率を景気指標としてとる場合には、5年スロープについて逆相関の傾向がある。まず方程式 4 および 6の投資率の係数は負であるが、有意性は高くない。誤差項にAR1 を許容する方程式 5および 7では（有意水準10%で）有意な負の係数を得るが、 ρ の推定値自体は 0.10~0.13と小さく、統計的にも有意でない。部分調整モデル（第5-i表, 方程式4-PA, 6-PA）では調整係数は0.60-0.68となり、惰性効果が認められるとともに、投資率の係数は有意に負となる。このように具体的な推定式の定式化に依存して有意性は変動するものの、逆方向の関係という点では一貫している。10年スロープについては投資率との間にいずれの方向ともはっきりした関係は見られない。5年スロープにはほとんどトレンドはないが、10年スロープについてはわずかであるが有意な下降トレンドが見いだされる。

以上を要約すれば、金融・保険業では粗生産成長率と投資率のいずれを景気指標にとるかで、参入料・保証金効果の検証結果は異なる。前者については否定的、後者については肯定的な結論である。ただし、大学卒については肯定的な結論の統計的根拠は高校卒に比べ弱い。

(c) 卸売・小売業 (第 4-6, 7表)

製造業、金融・保険業と同様、この産業においても賃金スロープと景気動向との関係の有無をめぐり高校卒と大学卒との間で結果に違いが見られる。

まず高校卒のグループについて見ると、景気指標を粗生産成長率にとる場合、10年スロープにつき統計的に充分とはいえないまでもかなり有意な負の係数が得られる。5年スロープについてははっきりした傾向は認めにくい。景気と逆方向の関係は投資率を景気指標としてとる場合にも認められる。その関係は5年スロープについてはほぼ有意(方程式 4では10%水準で有意)、10年スロープで明確に有意である。勤続収益率は5-6%であり、5年、10年のスロープともわずかな(しかし統計的に有意な)下降トレンドが認められる。

大学卒の労働者については、年功賃金スロープと景気動向間で有意に逆方向の関係は見だし得ない。5年スロープと投資率との間では、方程式 5および 7の推定結果が示すように、統計的に充分有意とはいえないまでも両者はむしろ同方向に動く傾向がある。その点を除くと、5年、10年の別を問わずどの景気指標の係数も有意性は低い。5年スロープについてはわずかな下降トレンドが認められるが、10年スロープについては有意なトレンドは存在しない。

(c) 運輸・通信業 (第 4-8, 9表)

高校卒のグループについては、5年スロープと10年スロープとで結果が大いに異なる。5年スロープの場合、粗生産成長率を景気指標にとると、誤差項に $\rho = 0.73$ という強い時系列相関が認められ(方程式 2)、景気指標の係数はほぼゼロとなる。部分調整モデル(第5表 14行)では係数は負となるが、有意性は低い。総じて有意な逆方向の関係は見いだせない。景気指標として投資率をとる場合には、方程式 4, 6ともに10%水準で統計的に有意なプラスの係数が得られる。

他方、10年スロープについては、粗生産成長率とは無関係であるが、投資率とは統計的に有意な逆方向の関係が認められる。また、かなり強い下降トレンドが見いだされる。

大学卒のグループについては、5年スロープにつき粗生産成長率との間に統計的に有意な同方向の関係が認められる。投資率を景気指標とする場合についても、方程式

4および6から統計的に有意とはいえなくても同方向の関係の傾向が示唆されるが、誤差項にAR1を許容する方程式5および7では、実際かなり強い($\rho = 0.4$)正の自己相関が見いだされるとともに投資率のプラスの係数の有意性は大きく低下してしまう。部分調整モデルでも同様の結果が得られる。実際部分調整モデルを推定すると $\lambda = 0.34 \sim 0.36$ (第5-i表, 方程式4-PAおよび6-PA)となり有意な惰性効果が認められるが、投資率係数の有意性はきわめて低い。以上から5年スロープと投資率との関係に明確な傾向は認めがたい。

他方、10年のスロープについては、粗生産成長率を景気指標にとる場合、高卒グループ同様係数はプラスとなるが、有意な傾向性を認めるには至らなかった(方程式1, 2)。なお誤差項に有意な自己相関が認められるため部分調整モデルを推定したが、その結果からも有意な方向性は検出されなかった。

景気指標として投資率をとる場合、推定された係数は各種の定式化を通じ負であるが、総じてその統計的有意性は低く、年功賃金スロープとの関係につき明確な傾向性は認めがたい。しかし逆方向の関係の可能性は依然残ると考えられる。まず方程式6では投資率の係数は10%水準で有意で負の値をとるものの、誤差項にAR1を許容する方程式7では、実際 $\rho = 0.37$ という自己相関が見いだされるとともに投資率の負の係数は有意性を大きく減じてしまう。部分調整モデル(第5-ii表、方程式6-PA)でも負の係数は得られるが、有意性は低い。操作変数に生産者実質賃金成長率を含めない定式化(方程式4, 5, 4-PA)では負の係数の有意性は一段と低下する。⁶⁾なお、5年スロープ、10年スロープともわずかの下降トレンドが認められる。

以上大学卒についての結果を要約すれば、粗生産成長率指標でみた景気と年功賃金との間に参入料・保証金効果の存在と整合的な逆方向の関係は見いだせないが、投資率でみた景気指標と10年タームの年功賃金スロープの間には逆方向の相関の可能性が残る。いずれにせよ他産業の場合と全く同様、大学卒グループの年功賃金スロープが景気動向との逆方向に関連する度合は高校卒グループに比べはるかに弱い。

要約

参入料・保証金効果の有無をめぐる以上の検証結果は、第6表に要約されている。表の同一行中少なくともひとつマイナスの符号があるという基準でみると、産業・学歴・職種で分類した計9つのグループのうち、実に7グループで参入料・保証金効果の作用と整合的な結果が得られた。

しかしこの評価は景気動向指標として投資率を用いたことによる所が大きい。実際、粗生産成長率のみを指標とした場合には、9つのうち2つのグループでしか参入料・保証金効果の作用と整合的な結果を検出することができない。しかもそれらのいずれのケースについても統計的に有意だとはいえないのである。さらに粗生産成長率は景気指標として広く用いられているのに対し、投資率を景気動向指標としてとるということは標準的でない。したがって第6表は参入料・保証金効果に対し否定的な検証結果を示していると評価する向きもあり得よう。

こうした否定的評価に対して2点ほど反論することができよう。第1に、たとえ製造業生産労働者ないし卸売・小売業労働者という一部の労働者について妥当し得るということが事実であったとしても、それらの労働者は決して限界的な部分ではないことである。とくに生産労働者については、内部労働市場が歴史的にもっとも典型的に発達したのは、まさしくこのグループだという事情がある。(尾高[1984,第6,7章])第2に、すでに第2節で論じたように、投資率は新規労働需要の大きさを決める長期期待と、熟練労働と固定資本との補完的關係を通じて、共変關係にあると考えられる。それゆえ新規労働市場への競争的圧力の指標としては、粗生産成長率のような短期的な景気指標より投資率の方が優れているというべきである。しかし、現行の投資率変数が理想的な変数だと主張するつもりはない。ここで用いた投資率は産業全体としての投資率であり、企業規模間で集計されたものでしかない。また、たとえ企業規模別の投資率が数値として得られたとしても、それは新規労働需要の学歴・職種別構成まで立ち入って代理するものでない。新規労働市場における需給圧力をより直接反映する変数がぜひ欲しいところである。

第6表から明らかなもう一つの点は、参入料・保証金効果と整合的な結果は高校卒の労働者について顕著に現われ、大学卒の労働者についてはきわめて稀かつ弱体だということである。実際、金融・保険業(5年、投資率)と運輸・通信業(10年、投資率)でマイナスの符号が現われるが、両者とも未だ統計的に有意だとはいえない。しかもいずれも同じ産業の高校卒グループの対応するケースで強く有意なマイナス符号が現われるのと好対照をなしている。

他方、第6表から参入料・保証金効果の存在に対して肯定的な評価を下そうとする場合には、果して考察期間を通して構造変化がないかどうかチェックの必要があると思われる。というのは、すでに第1図で見たように、データのプロットは多くの産業

・学歴・職種グループにおいて1970年代前半を境に賃金スロープの上下の動きが以前より明らかに小さくなっており、賃金スロープと景気動向の相関のあり方に変化があったのではないかと予想させるものだからである。実際、構造変化の有無を調べることでそうした予想を裏付けることができる。したがって第6表の結果のみをもとにして参入料・保証金効果が考察した期間すべてにわたって広範に作用しているとはいえないのである。構造変化の検討は、節を改めて行なうことにする。

5. 構造変化の特徴

第4表の方程式1にもとづき構造変化テストを行なった結果を第7表に示す。ここで構造変化テストとは、1971, 1972, 1973, 1974, 1975, 1976の各年年頭を構造変化の潜在的な境界点だと想定した上で、(i) 5年スロープについては、その時点の前後で係数および誤差項の分散に変化がないとする帰無仮説が棄却されるかどうか、(ii) 10年スロープについては、1971, 1972年につき5年スロープと同様のテスト、1973年以降につき当該年以降のデータがそれ以前のデータから推定された構造と同一の構造に従うという帰無仮説が棄却されるかどうかを、周知のF-検定によって調べたものである。5年スロープと10年スロープで帰無仮説の立て方が異なるのは、いうまでもなく後者ではデータ数が制約されているためである。⁷⁾この表から製造業大学卒および卸売・小売業大学卒を除く7つのグループについて5年スロープないし10年スロープの一方または双方に統計的に有意な構造変化が認められた。F値が有意性の臨界値を超える時点は、製造業（高卒生産・事務5年）、金融・保険業（高卒5年, 10年）、運輸・通信業（高卒5年, 10年, 大卒10年）のように高原状に分布する場合もあれば、金融・保険業（大卒10年）、卸売・小売業（高卒5年, 10年）のように単一時点に限られる場合もある。これらの点は1970年代前半の期間に広く分布しており、特定の境界点を識別することはできない。

構造変化が認められたグループ（5年スロープについては6グループ、10年スロープについては5グループおよびそれに準ずる製造業高卒生産・事務労働者グループ）について、さらに部分期間ごとに第4表の方程式1, 4, 6（全期間につき誤差項に有意な時系列相関があり、第6表における符号の判定根拠となっている場合にはそれらのAR1バージョンを含む）を推定した。その結果得られる各景気指標の係数推定値を示したのが第3-(i), (ii) 図である。また第2図は、1973-74年ないし1974-75年を境

として方程式 1を推定した際同時に得られた時間トレンドの係数を、図示したものである。データ数の制約から、第3図の(i)と(ii)では、図の構成が異なることに注意しよう。なお第2図、第3図作成の根拠となった係数推定値（および付随する t 統計量）は、それぞれ補表 1および補表 2-(i), (ii)に示してある。補表 2で(a) および(c) の記号をつけた数字は、信頼度が著しく低いため図示しなかった。(b) については、その旨を図に記入した。) もともとデータ数が少ないため期間を分けて推定する場合、自由度が極端に低下してしまうが、その割には係数が不安定となるケースは少なかった。また、AR1 バージョンの係数を採択する基準は、補表 2-(i)欄外に説明した通りである。

第3図から観察される景気動向と年功賃金スロープの相関をめぐる構造変化のパターンは、第8表に要約されている。(符号判定の基準は第6表と同じである。) この表を作成するにあたっては、構造変化は漸次的に生まれるとの想定の下に、符号の判定が一過性の変化に依存しないよう注意した。したがって、たとえば1970年代前半を境に符号がマイナスからゼロに変化したということは、1970年代前半期のなんらかの境界時点の選択の下で、それ以前のどの年(1970年まで)を終了年とする部分期間についてもマイナスの符号が得られる傾向があり、逆にその境界時点以後のどの年(1976年まで)を出発年とする部分期間についてもゼロの符号が得られる傾向があるということを意味している。各ケースについてどの時点を境界点として把握したかは、補表 1 に記した。1973年末あるいは1974年末に集中している。⁸⁾

第2図、第3図および第8表をもとに、構造変化の特徴は、次の3点として整理できよう。

第1に、構造変化のひとつの主演は、年功賃金スロープのトレンドにおける変化である。第2図が示すように、第7表で構造変化が認められたどのグループについても、70年代前半までの明確なマイナスのトレンドから、それ以降のゼロないしプラスのトレンドへと変化している。このようなトレンドの変化は、技術革新ないし企業組織の変化にともなう訓練密度の変化、あるいは賃金制度上のなんらかの変化を反映したものと考えられるが、その具体的な姿をデータから読みとることはできない。

第2点、そしてより重要な点として、前節で参入料・保証金効果が典型的な形で認められた高卒生産労働者グループについては、粗生産成長率、投資率いずれの指標をとってみても、また 5年、10年のスロープ如何にかかわらず、遅くとも1973年末を境

に、それ以前の統計的に有意な負の値からそれ以後のほぼゼロへと、係数に確固とした変化が認められる。第6表において、全期間を通しての係数が粗生産成長率指標のもとでは $- (?)$ (5年スロープ)、および 0 (10年スロープ) という判定結果であったことに注意しよう。他方、同じ表における投資率指標のもとでの全期間を通しての $-$ (5年スロープ)、および $- (?)$ (10年スロープ) という判定結果も、実は1970年代前半までの投資率と逆方向に動く力が充分強大であった余波として生じたものであることが分かる。つまり、参入料・保証金効果はおおよそ1973年(第1次オイルショック時)までの日本経済のいわゆる高度成長局面では妥当したが、それ以後の低成長局面では妥当しないのである。このような時期を通ずる非対称性は、ケインズ的な賃金の下方硬直性と類似している。

1970年代前半を境に参入料・保証金効果が消滅するという非対称性は製造業高卒生産労働者以外にも、金融・保険業高卒労働者(投資率指標、5年)、卸売・小売業高卒労働者(粗生産成長率および投資率指標、5年)、運輸・通信業高卒労働者(粗生産成長率指標、10年)について認められる。なお10年スロープについては境界点の前後を比較できないので、以上のリスト以外にも非対称性があてはまる高卒労働者グループの存在する可能性が残っている。(たとえば卸売・小売業高卒労働者、投資率指標、10年。)その意味で上記のリストはミニマムのリストである。しかしこのリストの範囲内ですでに非対称性を示唆する結果は考察対象であるすべての産業に出現していること、また高卒労働者に限られていることが特徴的である。(大卒労働者では1970年代前半まで - または $- (?)$ の符号をとるケースはないため、仮にリストが拡大したとしても非対称性が妥当するグループは生じない。)このように非対称性が妥当するケースは広範に及んでいるが、製造業生産労働者以外のグループについては非対称性を強調し過ぎてはならない。製造業事務労働者(粗生産成長率指標、5年)では $+$ からゼロへ、さらに金融保険業(粗生産成長率指標、5年)では $+(?)$ から $- (?)$ へと上記の傾向から逸脱した傾向が見られるからである。他方、表から直接確かめることはできないが、10年スロープ中には1970年代後半以降も景気と逆相関の関係を維持したグループもあると推測される。

第3に、大学卒についてはもともと全期間を通して賃金スロープと景気との間に逆方向の関係が得られたケースは2つ(第6表)と少ないわけであるが、その2つのケース(金融・保険業 5年 投資率指標、および運輸・通信業 10年、投資率指標)いず

れについても1970年代前半までの高度成長期における景気指標の係数はゼロであり、低成長期になって初めて負の係数、すなわち景気と逆方向の力が生まれている。大学卒労働者については高卒労働者と丁度逆方向の非対称性の可能性がある。

高校卒労働者についての非対称性と一部の大学卒労働者についての非対称性をめぐっては、第1図から明らかなように、前者が主として景気指標の上昇局面におけるスロープと景気の逆相関であるのに対し、後者は景気指標の下降局面におけるスロープと景気の逆相関であるという違いがある。端的に言って、(a) 高度成長局面では雇主が比較的広範な高校卒労働者のグループに対し賃金スロープのタームで入職プレミアムを支払ったが、大卒労働者のどのグループに対してもそのようなプレミアムは支払わなかったこと、(b) 低成長局面では高校卒グループについては労働者による参入料・保証金の支払いは生じなかったが、一部の産業の大学卒業者については参入料・保証金の支払いがあったこと、を意味している。(b)の点は、低成長局面で高校卒労働者が割当て現象(Ishikawa [1981]における需要制約下の割当て現象)に直面している可能性のあることを示唆している。それでは大学卒労働者についての傾向はどのように解釈すれば良いのか、次節で大卒労働者の供給、および高卒労働者との構造的違いなどに着目しながら考察しよう。

6. 解釈と結論

二重労働市場仮説の重要な命題は、労働市場を内部労働市場と外部労働市場に分ける時、企業内部市場に賃金の競争による雇用機会の配分ないし再配分を制限する制度的事情が生まれ、雇用機会の得られない労働者にとって非自発的な割当てが発生するというものである。こうした割当ては内部労働市場内の各職務についても発生するが、経済全体の所得分配の観点から重要なのは新規雇入れ時(内部労働市場への入口)の割当てである。内部労働市場が大企業において中小企業より広範に発達していることを考慮すると、この種の割当ての存在が真の意味での企業規模間の賃金格差 -- 賃金二重構造 -- の存在を意味することは、すでに石川 [1989] で論じた通りである。

割当ての存在を実証的に確認する作業は、通常賃金の硬直性といった、競争市場における上下に伸縮的な動きとは異なる価格変動のパターンを発見する作業として行なわれる。⁹⁾ 内部労働市場への新規雇用という局面について検証しようとする場合には、次の3点に留意しなければならない。

第1に、雇用実現後のカレントな労働の対価としての賃金について制度的固定性が存在したとしても、それとは別種の、雇用機会の獲得そのものについて価格が競争的に形成される可能性を考慮しなければならない。本稿が参入料および保証金と呼んだものがそれに該当する。

第2に、内部労働市場のごとく雇用の継続性を特徴とする雇用形態の下では、参入料および保証金は雇入れ時に一回的に支払われるのではなく、継続的な分割払いになると考えるのが現実的である。初めて雇用される労働者にとっては、資本市場における借入れ制約も厳しいはずだからである。他方、分割払いといっても期間が非常に長期にわたるとは考えにくい。労働者には離職の自由があるとともに、雇入れ側に交渉力の優位が存在するからである。こうして参入料および保証金は、現実には雇用開始初期における正味所得の低下に反映される。¹⁰⁾ 本稿が新規雇用時点の賃金（初任給）と5年ないし10年勤続後の賃金比率・年功賃金スロープの大きさとその時間的変動に着目したのは、この理由による。新規雇用をめぐる市場需給の逼迫は年功賃金スロープを低下、需給の弛緩は年功賃金スロープを上昇させる力を持つことになる。

第3に、参入料・保証金メカニズムについては、市場が売手市場になるか買手市場になるかで、それが現実に作用するか否かの非対称性が生まれる可能性がある。まず効率賃金仮説に対する反論として提示された観念である保証金が発生し得るのは、市場が買手市場（超過供給）の場合に限られる。参入料については、市場が買手市場の場合正、売手市場の場合は負の値をとる。参入料が負とは雇主に労働者に雇入れに際してプレミアムが支払われることである。（前項では暗黙の内に市場が買手市場であると想定していた。）ところで「非対称性」とは、負の参入料については実際に支払いがなされるが、正の参入料および正の保証金の支払いはさまざまな理由（第1節参照）から現実化しない -- その結果、市場に割当てが残る -- ということを指している。つまり、上方伸縮性と下方硬直性というケインズの労働市場観と類似の様相である。結局の所、新規雇用局面で割当てがあるかどうかは、年功賃金スロープについて、(i) 景気動向と有意な逆相関が観察されるかどうか、(ii) しかも景気の上昇・下降の別なく逆相関の事実が存在するかどうかを調べることで検証できる。

本稿では、『賃金センサス』（1964年～1987年）の大産業分類別クロス・セクションデータをもとに、製造業、金融・保険業、卸売・小売業および運輸・通信業の4つの産業（男子、企業規模1000人以上）につき高卒ないし大卒の学歴別（製造業高卒で

は生産・事務の職種別)に計9つのコーホートをとって新規雇入れ後5年間ならびに10年間の賃金スロープを算出した。なお、スロープ算出にあたっては、比較する二時点のそれぞれにおいて同一の産業・学歴・(職種)階層に属するすべての労働者が共通に受ける変動—例えば物価、生産性の変化、予期しない景気の変動による賃金の全般的変化—の影響を除去したネットのスロープの変化に注目した。このスロープは労働者の訓練・情動的学習などの人的投資効果を含むもので未だ純粹に参入料・保証金効果を反映するものとはいえない。しかし、労働者一人当りの人的投資水準は、技術革新を反映して長期的に変化することはあっても景気の動向に依存して変化することはないと仮定した上で、上記(i)および(ii)の設問を考察した。景気動向指標としては、第1に、各産業の前年における粗生産額(GDPベース)実質成長率、第2に、各産業の当年における生産資本ストックの増加率(投資率)を選んだ。後者は、新規労働力需要と共通の企業の長期的期待を反映すると考えられるからである。

設問(i)に対する回答は第6表、設問(ii)に対する回答は第8表に示した。それぞれに付随して検討結果のくわしい要約が与えられている。(第4節末および第5節末。)ここでは、両者を総合して本稿から得られる結論を整理して述べよう。

1. 歴史的に企業内部労働市場が典型的に発達した製造業高卒生産労働者のグループについては、1970年代前半(1975年)までのいわゆる高度成長期については賃金スロープと景気指標との逆相関が顕著に見られるがそれ以降の低成長期(1974~1982年)への以降とともに逆相関の傾向はほとんど消滅している。景気指標は高度成長期では主として上昇運動、低成長期では主として下降運動によって特徴づけられる(第1図参照)事実を考慮すると、新規労働市場が逼迫した前者にあつては参入料効果が労働者が雇主からプレミアムを受けるという形で機能したこと、これに反し新規労働需要の停滞した後者にあつては、参入料・保証金効果はほとんど機能しなかったこととして解釈できる。したがって日本経済の低成長局面では、二重労働市場仮説が主張するような需要制約にもとづく新規雇用の割当てが発生していると理解される。

2. 製造業生産労働者以外の8つのグループについては、高校卒と大学卒の労働者間で賃金スロープと景気指標間の相関にかなりきわだった特徴的差異が発見された。まず高校卒労働者については、わずかな例外を別とすると製造業生産労働者とおおむね同様の傾向が認められた。すなわち、高度成長期におけるプレミアム支払いの存在と低成長局面における参入料・保証金効果の非存在という非対称性である。ただしこ

うした特徴は、景気指標として投資率をとる場合により頻繁に現われ、粗生産成長率をとる場合には弱いという傾向がある。労働者の新規雇用は一時的な景気動向ではなく、企業の長期的期待により強く反応するものとして理解できよう。

これらの事実は、上述1.の事実と合わせ、経済の停滞する局面では高校卒労働者の新規雇用機会が二重労働市場仮説の想定する需要制約下の割当てに服することを示している。

3. 大学卒労働者については、高度成長、低成長期のいずれを問わず一般に年功賃金スロープと景気との間に明確な相関は見い出されない。つまり大学卒業者の労働市場においては割当て現象が基本的に全期間を通して継続的に存在したことを物語っている。ただし、一部の産業（金融・保険および運輸・通信業）では、むしろ低成長期の景気指標が下降する局面で参入料・保証金効果と整合的な逆相関の傾向が発見された。新規雇用市場の競争性を示唆する結果とも受け取れる。しかしこうした高校卒とは逆方向の非対称性の事実を現段階でどれだけ重視すべきか、未だ論議の余地があるろう。証拠がきわめて断片的だからである。¹¹⁾

大学卒と高校卒労働者間の結論の違いはどのように解釈したら良いのか検討しよう。考慮すべき事情は2点あると考えられる。第1は、高校卒・大学卒労働市場間の構造的差異についてであり、第2は、高学歴化の進行という労働供給構造の変化についてである。

高校卒・大学卒労働市場間の構造的差異

大卒労働者のかなりの部分は専門的・管理的ないし技術的職業に就く。これらの職種は内部労働市場内での上位層として把握される。(Piore [1980a]) ピオーリは、この階層の労働市場は競争市場として機能すると論じた。すなわち、情報的に顕示された限界生産性（能力）にもとづいて報酬が支払われる世界であり、また一般的熟練機会と労働サービスとが結合交換される世界でもある。

しかし、現実への適用という観点から2点ほど留意する必要がある。第1に、大学卒とはいえ、中間管理的職務など、むしろ内部労働市場下位層の特徴を多く持つ職務に就く場合も多い。大卒労働者の供給が増加すれば、当然このような仕事に就く者の割合も増える。そこでの賃金形成は下位層に特徴的な制度上のルールに従う度合いが高いであろう。また日本のように通常内部昇進を通してキャリアが形成される世界では、雇用の初期局面では下位層的職務に従事し、次第に選抜されて上位層に到達するケー

スが多い。したがって大学卒労働者の新規雇入れ過程においていきなり賃金競争が働くとは考えにくい。

第2に、将来の潜在的な上位層労働者の雇用は、終身雇用・内部昇進制の下では雇主に対し雇入れ時点で一般的能力（トレーナビリティ）の高い労働者を選別する強い誘因を与える。しかし求人者・求職者間の情報の非対称性が著しい新規雇入れのプロセスでは、高い能力を持ち、したがって留保賃金の高い労働者を確保するために、市場に超過供給があっても雇主は需給をクリアさせる水準以上の期待生涯賃金（職務上の権限、昇進のスピード、到達先など、不確実性を残しながらも将来の仕事、所得のコースにかんするおおよその見通しを体化する）をオファーする可能性がある。そのような場合、雇主と求職者間で暗黙に契約される期待生涯賃金水準は、上方には伸縮的だが、下方には硬直的となるだろう。¹²⁾

第二の論点はワイス（Weiss [1980]）が厳密な定式化を与えている。結論として期待される（労働者間）平均生産性単位当りの賃金を最小にするという、効率賃金仮説と同一の企業行動が発生する。もっともワイスのモデルは一期間モデルであり、能力の高い人は雇用労働で十分な賃金が得られなければ自営業をおこすと想定されている。効率賃金選択行動の根拠となる、留保賃金と雇主には見えない労働者の能力との間の右上がりの関係は、この想定から導かれるものである。われわれの提案は、一期間の契約を長期間の契約に置き換え、労働者は将来の雇主による情動的学習を見越して自己の一般的能力と留保（期待生涯）賃金との間に右上がりの関係を想定すると再解釈しようというものである。自営業で高い能力を発揮できるという考え方は、セットアップ・コストがもたらす費用逓減性を考慮すると、一部の職業を除き現実的とはいえない。（Weitzman [1982]）

以上、日本の新規大卒労働市場は競争的に賃金が形成される市場と考えるより、むしろ雇主の情報選別的手段として効率賃金を選択され、雇用の割当てが生ずる市場だと理解した方が良いのではないかと論じた。ここで労働意欲の誘因を根拠とする標準的な効率賃金仮説と異なる側面を強調するのは、ピオーリが指摘するように、上位層（ないし将来上位層となることが見込まれる）労働者にとっては仕事から得られる知識の一般性と仕事に付随する責任が内発的な努力と自己規律を生み出すとともに、将来の大きな内部昇進の展望が（選抜というプロセスをとるということを含め）十分な努力誘因を引き出すと考えられるからである。この点で大学卒労働市場と高校卒労働

市場との間には構造的差異を認めることができるように思われる。¹³⁾

ところで情報選別的観点からの効率賃金仮説であれ、標準的な効率賃金仮説同様、保証金水準の競争によって需要制約下の割当てが突き崩される可能性をかかえている。ここでの保証金にあたるのは、事後の情動的学習によって労働者の適性があらかじめ定めたレベルに満たないと雇主が判断する場合には、労働者が積み立てた金額を雇主が没収するというものである。¹⁴⁾ 大卒労働者にかんするわれわれの実証結果は、まさにこのような保証金効果が低成長期の一部の産業を除きほとんど機能しなかったことを示している。「逆方向の非対称性」と呼んだ傾向が今後のデータの蓄積とともにより顕著なものとなれば、(次項での検討と合わせ)大学卒新規労働市場を競争的市場として把握し直す用意をわれわれは持っている。そしてその場合には新規雇入れ局面での能力情報の非対称性という仮定そのものにも遡って吟味する必要がある。¹⁵⁾

労働供給構造の変化

以上は高卒・大卒の新規労働市場が構造的特質を異にする可能性を論じたものであるが、結論的に好況期の負の参入料と不況期の割当てを期待できるという点では両市場とも軌を一にしている。それではなぜ高度成長期の労働需要逼迫局面で大学卒市場では負の参入料が発生しなかったのだろうか？ その解答は、労働供給構造の変化に求められると思われる。

本稿で用いた景気指標は主として労働需要側の指標であり、新規労働市場の逼迫度を必ずしも正確に表現するものではない。とくに1960年代後半から1970代前半までの労働需要増大期には、高学歴化の進行によって大卒・高卒間の相対的な労働供給のバランスが大きく変化したはずである。

実際、文部省『学校基本調査報告』を用いて大卒・高卒それぞれの卒業者・就業者の対前年変化率を調べ、プロットしたのが第4図である。卒業者数の変化で見た労働供給量の変化は、高卒、大卒とも1975年以降比較的小さい(1986年の高校卒業者数の大きな増加は、丙午の反動の影響であろう)が、それ以前にはかなり大きな増・減がある。すなわち、(1)1964年から1973年までの期間では、1965、1966年のいわゆるベビー・ブームの世代を例外として、大卒卒業者・就業者の増加率は、一貫して高卒卒業者・就業者の増加率を上回っている。1974年以降ではそのような事実は必ずしも見受けられない。(2)1968年から1976年までは、高卒就業者は毎年減少する傾向にあり、その程度も前年比 -9%を超える年がしばらく続く程大きかった。さらにこの時期には

高校卒業者数の増加率と高校卒就業者数の増加率に大きな乖離が生じた。その乖離が大学進学率の上昇に対応するわけである。(3) 大学卒就業者は1974年まで常に増加しており、とりわけ1964年から1971年までの期間では対前年比 5 %から 15%という著しい増加となった。

以上の観察から、1970年代前半までの高度成長期における高卒新規労働力に対する需要圧力は、高卒労働者の供給の相対的さらには絶対的減少によって一層拍車をかけられたことが分かる。¹⁶⁾ これに対し顕著に供給の増加した大卒労働者については、労働需要圧力はかなりの程度相殺されたと考えられる。その意味で大卒新規労働需給の逼迫度を投資率や粗生産高変化率など労働需要指標で表現すると、本来の逼迫度を過大に評価する恐れが強い。1970年代前半までの高度成長期に大卒労働者に対しプレミアム（負の参入料）が支払われなかった主要な原因として大卒労働者の供給の増加が関与していることは、間違いないと思われる。

実証結果にかんする留保点を述べて本稿を終えよう。

第1に、データ数の絶対的制約がある。コーホートをとったため考察対象に含めることのできた最終の入職時点は1982年である。1987年以來の好景気に支えられて1988年、1989年の新規労働市場は再び極端な売手市場と化しているが、こうした状況の変化がわれわれの参入料・保証金効果の検証結果にどのような影響を与えるか興味のある所である。実際、初任給の上昇は著しいようである。（脚注 3参照。）少なくとも5年後に得られる未知のデータは、1970年代前半に生じたデータ上の「構造変化」が市場構造の恒久的変化というより、むしろ下方硬直性という言葉に象徴されるような同一枠組内の局面の交替（あるいはレジームの交替）として理解できるというわれわれの主張の正否を教えてくれるはずである。

第2に、コーホート・データの不完備性（第1表参照）、景気指標の不完全性がある。とくに、金融・保険業における投資率指標と粗生産成長率指標とはかなり異なった動きを示しており、いずれの指標をとるかで第6表の相関関係が逆に出る場合もあった。われわれ筆者は、長期的期待を反映する投資率こそ新規労働需要の強さをより良く表わす代理変数と考えるが、そのような想定の妥当性について独立に検証する必要がある。

第3に、若干のケースについて、年功賃金スロープと景気指標との間に有意な正の

相関が認められた。現在の所、残差項に押し込められている何らか未知変数の動きを通じた spurious な相関としてしか説明できない。

第4に、われわれの実証作業で設けた(a) 雇い入れる労働者の訓練密度はトレンドとして変化することはあっても入職時点の短期的な景気動向に影響されない、(b) 5年ないし10年後の事後的な景気変動は、同一グループ内すべての年齢勤続階層の賃金率に一様に影響する、という仮定の妥当性である。¹⁷⁾

まず(a)について。もし入職時点の景気動向が、上述のワイスの議論と異なり、雇主が認識する労働者のトレーナビリティの分布を大きく変化させる場合には、労働者間の平均的訓練投資も変化するだろう。たとえばもし景気上昇が労働者の平均的なトレーナビリティを低下させる(cf. Reder [1955])とすれば、平均的な訓練密度は低下すると予想される。その場合、負の参入料とは別の理由で年功賃金スロープは低下することになる。このような効果を検証するには訓練投資量をより直接に測れるような別種の、そして容易には取得できないマイクロ・データが必要となる。

次に(b)について。年功賃金のスロープ(年齢間の賃金格差)をめぐる従来の研究は、むしろ(b)の想定が成立しないことを前提に、カレントな景気動向と年齢間賃金格差との相関の有無を調べてきた。代表的な研究である小野[1973, 第7章]は、主として1950年代から1960年代の製造業の賃金データを分析した上で、景気の動向と賃金格差の間には逆相関の傾向が見られること、1960年前後を境に年齢別賃金格差は拡大から縮小に転じ、1960年代を通して縮小を続けたことを指摘している。その理由として小野は新規労働市場の競争性と労働組合内部における若年層の発言力の強化を挙げている。¹⁸⁾ この議論に対するコメントを述べよう。初任給を含め若年層の賃金が相対的に上昇したことは、われわれの負の参入料効果でも充分説明できる。新規労働市場の逼迫によって労働組合内部に力関係の変化がおき、年齢間の所得の再配分がもたらされた可能性—便宜上、「組織内再配分効果」と呼ぶ—を否定することはできないが、逆にこの部分が量的にどれだけの効果を独立に及ぼしたか積極的に測定されているわけではない。それゆえ、同時点の景気と年齢間格差の逆相関の傾向を(b)が妥当しないことの証拠と見なす必然性はない。

他方、組織内再配分効果とは逆に、同時点における年齢・賃金曲線の勾配は景気動向と順相関を示すはずだというHashimoto [1975]、Raisian [1979]の主張がある。(大橋 [1981]も同様の主張をしている。) 企業特殊熟練が雇主と労働者が費用を分担

して継続的に進行する場合、年齢（勤続年数）の高い労働者ほど既に投下した費用が大きい。したがって、景気の下降に際して若年層より大きな賃金カットを受け入れる用意があり、景気上昇期には雇主との間の交渉の立場は逆転し、若年層より大きな賃金上昇を獲得する。したがって年齢・賃金曲線の勾配は景気の動きと同方向に変化する、というのがこの主張の骨子である。便宜上、「サンク・コスト効果」と呼ぶことにしよう。

サンク・コスト効果は一見したところ本稿で検討した仮説と対立する仮説のように見える。しかし、実際はそうでない。というのは、本稿が問題としているのは入職時点の景気動向と入職時点で契約される賃金の期待上昇率であるのに対し、サンク・コスト効果の対象は、事後的な景気と年齢間賃金格差の関係だからである。しかし、もしサンク・コスト効果が現実存在する場合には、われわれの推定における入職時点の景気指標の係数は過大評価バイアスを受ける。その場合、第6表、第8表における無相関の結果は必ずしも参入料・保証金効果の非存在を示すものといえなくなる。（さらには、第3点で述べたプラスの係数とも整合的たりうる。）¹⁹⁾

しかし、サンク・コスト効果をめぐっては未だそれを強く支持する実証結果は得られていない。Raisian [1979, p. 492] は、米国ミシガンのサーベイデータ (PSID) を用いた研究から、非労働組合部門ではサンク・コスト効果と整合的な結果が得られるが、労働組合部門ではむしろそれとは逆方向の関係が見いだせると報告している。

（後者は、所得変動回避の暗黙契約効果を反映すると解釈している。）しかしなぜ労働組合部門と非労働組合部門でこのような差が生まれるのか説得的な説明が与えられているとはいえず、未だサンク・コスト効果が存在する明らかな証拠とはいえない。日本においては、むしろ先に述べたように1960年代を通してサンク・コスト効果とは反対の傾向が認められており、また1970年代以降、年齢・経験年数間賃金格差はほぼ不変であることが確かめられている。（Tachibanaki [1982, pp. 449-450], 橋木 [1984, p. 20, 表11]）

試みにわれわれの研究でもっとも安定的な推定結果を得た製造業高卒生産労働者（5年コーホート）について、粗生産成長率指標を用いた方程式 1 に4年後の粗生産成長率 (CHGDP(+4)) を加えて、全期間(1964-1982) と1964-1973年、1974-1982年の部分区間について再推定した。その結果、いずれの期間についても新しい変数は統計的に有意でなく、元来の変数の係数推定値にはt-統計量も含めほとんど変化が見られなか

った。(なお、新しい変数の係数は、1964-1973年ではプラス、1974-1982年ではマイナス、全期間を通してプラスであった。方向としては、前半の時期では組織内再配分効果と整合的、後半の時期ではサンク・コスト効果と整合的である。) ²⁰⁾ それゆえ、カレントな景気動向が及ぼす影響の一様性という (b)の想定は少なくともこのグループについては妥当であり、われわれの推定値に大きなバイアスはないと考えられる。もっともここでのデータは企業内のごく初期の勤続年数階層と全体の平均にかんするもので、組織内再配分効果ないしサンク・コスト効果の実証に必要な広い年齢レンジ(とりわけ中高年齢層)をカバーしていない。それゆえ未だ両効果の正当な評価とは言いがたい。他方、上記の結果は、年齢・賃金曲線の勾配をめぐる研究においては事前の長期契約の可能性とそれに伴いコーホート・データを検討する必要があることを教えている。参入料・保証金効果と組織内再配分効果およびサンク・コスト効果の存在をより広範なデータを用いて同時に検証する作業は、将来の課題として残したい。

*) 本稿の実証仮説の基礎は筆者の一人が米国 M. I. T. に客員研究員として滞在中(1983-84年)に構想されたものである。この過程での Michael Piore, Lester Thurow 両教授との討論が有益であったことを感謝の意とともに記したい。また、その滞在中に可能にした American Council of Learned Societies にも感謝の意を表したい。実証作業の実施に当たっては、文部省科学研究費(課題番号 63530019 および 01450081)の助成を受けた。本稿はその成果である。また実証作業の比較的初期の段階において京都大学経済研究所における関西労働研究会および東京大学のマクロ・労働ワークショップの参加者から多数の有益なコメントを受けた。併せて感謝する次第である。

- 1) 参入料はプラスともマイナスともなり得る。社会的に問題とされるのはプラスの参入料である。私立医科大学入学に際しての公然たる高額寄付金が社会的非難を浴びるのは、そのような寄付金を実質的に医師という職業の購入を意味するからである。
- 2) Akerlof-Katz [1986] は、たとえ年功賃金の形で保証金メカニズムが達成されても、労働者の怠業性向(怠業にともなう効用)が充分強い場合には、未だ保証金の積立額が充分でない雇用初期における労働意欲の低下を防止できず、結局(監督費用との対比で)市場をクレーマーさせる水準以上の生涯賃金の支払いが雇主にとって合理的となるケースのあることを論じている。
- 3) 1989年8月6日の朝日新聞(朝刊)が報じた労務行政研究所の調査結果は、こうした可能性が現実のものとなることを示している。記事を引用しよう。

「労務行政研究所がまとめた大手・中堅企業の今年の大卒初任給は平均は16万4500円。昨年に比べ7500円、4.7%と大幅アップ。在職者のベア相場をはるかにしのいでいる。このギャップ解消対策を聞いたところ、回答のあった236社のうち、44%にあたる103社がこの春の段階で、初任給アップに合わせ先輩社員の給料を「調整している」と答えた。
... (中略) ... この「特別昇給」の恩恵を受けるのは若手だけ。入社2, 3年目が最も多く、30歳前後が上限になっている。最高年齢は大卒38歳、勤続16年目だった。」

この記事は、第6節で論ずる労働需要逼迫期における「組織内再配分効果」の傍証として理解することもできよう。

- 4) 好況の局面では採用の人数も増えるので、平均の中に占める今期(t_0)入職したばかりの労働者のウェイトが高まり、不況の局面では逆のことが起こる。したがって年功賃金スロープについてのデータ上のバイアスは参入料・保証金効果を見かけ上強めに見せることはあっても、弱める方向には働かない。
- 5) ただし、もともとの10年コーホートにおける方程式 5 および 7 では ρ の推定値はマイナスであり、部分調整モデルが妥当する根拠は必ずしも明らかではない。プラス

の時系列相関を他の未知変数が相殺していることも考えられる。

6) ここでの状況は、AR1を許容することで係数の有意性が失われてしまうという点で5年スロープと投資率との間の関係（ただし示唆される方向はプラス）に似ているが、その場合と違うことは、少なくとも方程式 7について投資率の係数の t 値が -1.14 と絶対値が 1を超えることである。5年スロープの場合に意味のある方向性がなく、10年スロープの場合に逆方向の可能性が残ると異なった判定を下した理由はこの点にある。

7) なお、第6表に要約された結果に鑑み、投資率を景気指標とする方程式についても構造変化テストを行なうことが望ましいが、操作変数法にかんする確立した検定方法がないため、最終的な係数推定値を用いて推定した残差をもとに疑似F-テストを行なった。このテストは明らかに OLSの場合に比して検出力の劣るものである。その結果、5年スロープ、10年スロープ双方のケースについて、疑似F-テストで帰無仮説が棄却される時は、わずかな例外を除き、方程式 1のテストでも帰無仮説が棄却されることが見いだされた。したがって方程式 1をベースとする構造変化の有無のチェックはほぼ同時に投資率をベースとする方程式の構造変化のチェックにもなっているといえる。

8) 注釈を加える必要のあるのは、製造業高卒事務労働者および運輸・通信業高卒労働者の5年スロープ、投資率指標の場合である。前者は、1973-74、1974-75年の2カ所では前期比較的大きいプラス値をとるが、1970、1971、1972年までの部分期間では係数はほぼゼロないしマイナスであり、プラス符号はローバストでない。後者は、マイナスないしゼロからプラスへと係数が変化したように見えるが、1974、1975年以降は再びゼロとなり、やはりローバストな変化とはいいがたい。

9) 日本の労働市場の二重構造にかんする従来の実証的検討としては、尾高 [1984、第2章] のように企業規模間の労働力移動の頻度を測定するもの、橋木 [1982] らのように稼得収入関数の計測で純粹の企業間格差を測定するものなどがある。企業間賃金格差をめぐる文献のサーベイは、石川 [1989] を参照のこと。景気変動を通ずる賃金調整という観点からは、吉川 [1987] が女子労働者賃金と男子労働者賃金との相対格差が景気と順方向に変動していることを示すことで、固定賃金の部門を内部市場として含む二重労働市場の仮説が有効だと論じている。米国における二重労働市場仮説検証の代表的研究としては Dickens and Lang [1985] を挙げることができる。ミクロデータを用い、経験年数とともに所得の上昇する階層と上層しない階層とが確かに存在すること、しかも両者の間には経済的諸変数の制御後もなお生涯賃金上の格差が残ることを示している。しかし、Dickens and Langの研究の性格は基本的に靜学的であり、本稿のように二重構造が動学的に維持可能(viable)なシステムとなりうるかという点の検証とは発想が根本的に異なっている。両者は相互に補完的な研究である。日本においても彼らの研究に相当する研究を行なう価値はあるが、『賃金センサス』の個表

データが必要となる。

10) なお本稿の関心からは、賃金曲線が階段状であれ、なだらかなもの（参入料・保証金の每期支払い額の漸次的縮小による）であれ、一向に構わない。

11) 金融・保険あるいは運輸・通信というような低成長期以降のいわゆる人気業種については部門間の新規労働力の移動により供給過多のバランスがさらに助長され、実際に正の参入料が発生した可能性もある。

12) もともと労働者の異質性を強調しつつ、景気変動の過程で雇主がオファーする賃金の変動を回避し、むしろ新規に雇い入れる労働者の質の変動（たとえば景気拡張期の質の劣化）を甘受する傾向のあることはレーダーの仮説（Reder [1958]）として良く知られている。レーダー自身は、賃金の変化と質の維持あるいは賃金の維持と質の変化の選択肢（あるいはその中間）のいずれを雇主が選ぶか、その基準をきわめて一般的に述べているに過ぎない。

13) 大学卒労働者については、実際には大学入学の難易度などのインデックスを通じて、労働者の能力情報がより細かに選別されているといえるかもしれない。しかし雇用が雇主によって相対的に適性の高いと見なされる（ハイ・インデックス）グループから優先的になされ、順次相対的に適性の低いと見なされる（ロー・インデックス）グループに移行するという様相が生まれる以外、雇用限界の存在するグループに割当てが生ずることには変わりがない。（むろんインデックスがきわめて多数存在する場合には通常の競争市場と変わりなくなってしまうが、現実にはインデックスは比較的少数に限定されよう。）また、好況により雇用が充分拡大する時には、ハイ・インデックスグループにマイナスの参入料が生ずるが、参入料の生じないロー・インデックスグループの雇用量が増加する分、（データに現われる）大学卒全体としての平均的な参入料は薄められることになる。以上の議論から、複数のインデックスグループの存在は、本文の議論の本質に影響を与えないことが分かる。

14) この議論にとって情報の非対称性の仮定は重要である。もし雇主・労働者間で能力情報に対称的な不確実性のある場合には、Harris-Holmstrom [1982]が論ずるように、問題は保証金ではなく、むしろ保険契約の可能性とそれに付随する保険プレミアムの存在に転化してしまう。保険プレミアムの水準は、保証金の場合と同様、コーホートを通じた年功賃金曲線のスロープを規定することになる。

15) その場合、前注で述べた情報対称性のもとでの情報的学習の枠組も有力なオルターナティブとなる。すなわち、不況期で労働需要が縮小する場合には、同一の初期認定能力をもつ労働者の支払う保険プレミアムが上昇し、初期保証賃金は低下しよう。したがって本稿のようなコーホートで見た賃金曲線のスロープは（労働者間で）平均的に上昇すると期待される。

16) 1965年、1966年の高校卒業者の増大についても、この時の製造業における賃金スロープの増加と矛盾しない。しかし同時に、なぜ1965年、1966年の高卒就業者の急増

が製造業以外の産業の参入料をもっと引き上げることにならなかったのだろうかという疑問も残る。

17) その他、景気変動にともなう所定内労働時間の変化も年齢・勤続年数階層間で同様だという仮定があるが、米国のような先任権に基づくレイオフ制度のない日本ではそれほど心配する必要はないと思われる。

18) 該当箇所を引用すれば、次の通りである。

「労働力不足は新規学卒労働者に最も強い影響を与え、かれらの初任給を大幅に引き上げた。もしここで組合があくまでライフ・サイクルに沿った年齢別賃金に固執したなら、賃金格差の縮小は阻止されたか、あるいはもっと軽微であったに相違ない。... (その方針を貫徹できない) 事情というのは、労働力不足が若い組合員の組織内部における発言力を強化したことである。そのため、組合自身も、賃金総額の増加分のうちより多くの割合を、若年層に配分する政策をとらざるを得なかった。(括弧内は、引用者)」 (小野 [1973, pp. 135-6])

19) (2)の右辺に含まれる二つの比率 $w(i, e, t_0, t_0) / \underline{w}(i, e, t_0)$ および $w(i, e, t_0, t) / \underline{w}^*(i, e, t)$ について

$$\frac{w(i, e, t_0, t_0)}{\underline{w}(i, e, t_0)} = s_1 X(i, t_0-1) + s_1', \quad \frac{w(i, e, t_0, t)}{\underline{w}^*(i, e, t)} = s_2 X(i, t-1) + s_2'$$

であると想定しよう。ここで定数 s_1, s_2 はほぼ同規模の定数で、プラスであればサック・コスト効果、マイナスであれば組織内再配分効果を表わすものとする。すると(11)の右辺第4項 $c_1 X(i, t_0-1)$ は、 $(s_1+c_1)X(i, t_0-1) - s_2 X(i, t-1)$ (実際の推定では $t=t_0+5$ または $t=t_0+10$)で置き換えられることになる。それゆえもしここでの想定が正しい場合には、 s_1, s_2 がプラスである場合、 c_1 は過大推定、 s_1, s_2 がマイナスである場合、 c_1 は過小推定となる。 s_1 と c_1 はそれぞれ識別可能でないが、 s_2 の値を推定することで c_1 に生ずるバイアスの有無を調べることができる。

20) 製造業高卒生産労働者(5年コーホート)の方程式1に変数CHGDP(+4)を追加した場合のCHGDP(-1)およびCHGDP(+4)の係数推定値は、次の通りである。括弧内はt-統計量である。なおCHGDP(-1)の係数の変化を見るために、変数追加前の推定値を上段、変数追加後の推定値を下段に記している。CHGDP(-1)の係数は、前注の s_1+c_1 (ただしCHGDP(+4)を含まない場合にはもともとの c_1)に一致し、またCHGDP(+4)の係数は $-s_2$ に一致する。

		CHGDP(-1)	CHGDP(+4)
全期間	1964-1982	- 0.202 (-1.54)	-
		- 0.175 (-1.34)	+ 0.179 (1.21)
前半期	1964-1973	- 0.553 (-3.37*)	-
		- 0.526 (-3.04*)	+ 0.0938 (0.789)

後半期 1974-1982	- 0.111 (-1.12)	-
	- 0.130 (-1.20)	- 0.217 (-0.687)

データ補論

本稿で用いたデータの定義、加工を要する場合の方法について説明しよう。

1. 本稿で「賃金」と呼ぶ変数は、毎年調査月（6月）における1ヶ月間の「所定内給与額」である。所定内給与とは、労働契約・労働協約・就業規則にあらかじめ定められている税込み現金給与総額（「きまって支給される給与」）から、超過勤務に対応する給与を引いたもので、基本給、職務手当、精皆勤手当、通勤手当、家族手当が含まれている。われわれの用いたクロス表において所定内給与データが直接とれるのは1967年以降である。1964-1966年については学歴×勤続年数別のきまって支給される給与データはあっても所定内給与データがないため、データの存在する学歴別年齢・勤続年数計の所定内給与ときまって支給される給与の比率が各学歴×勤続年数別のセルにも適用できると仮定して推定した。
2. 本稿の母集団を構成するのは、常用労働者10人以上を雇用する事業所に勤める「常用労働者」である。常用労働者とは、雇用期間に制限のない労働者であり、いわゆるパート・タイム労働者、アルバイトや、試用ないし見習い期間中の者を含んではいない。製造業では、職種として「生産労働者」と「管理・事務および技術労働者」が区別されている。前者は本稿で生産労働者と呼んだ者に一致し、後者は本稿で事務労働者と呼んだ者と一致する。「管理・事務・および技術労働者」には、生産部門での事務員、技術員、そして直接の作業に従事しない職長、組長などの監督者も含まれる。『賃金センサス』のクロス表では、生産労働者の学歴区分として高卒・大卒を合わせた「高校卒以上」という項目しかないが、実際はほとんど高卒に限られると判断して、本文では「高卒生産労働者」との呼称を採用した。
3. 粗生産成長率指標（CHGDP）としては、（昭和55年基準）産業別実質総生産対前年比率を『国民経済計算年報』および同『遡及統計』より直接とった。
4. 投資率指標（INV）については、資料の接続に工夫が必要であった。経済企画庁『民間企業資本ストック』統計は、1955-75年度（以下、資料Aと呼ぶ）と1965-86年度（以下、資料Bと呼ぶ）の2冊存在し、前者は1970（暦）年平均価格ベース、後者は1980（暦）年平均価格ベースと、両者間で評価価格が異なっている。そこで、1963、1964の2ヶ年度の実質資本ストック額については、1970年時点で両価格指数をリンクさせて価格指数を改訂し推計しなおした。

こうして資本ストックについての連続した時系列を用意した上で、

$$\text{投資率}(t) = \frac{\text{産業別新設投資額}(t \text{ 年度})}{\text{産業別資本ストック}(t-1 \text{ 年度末})}$$

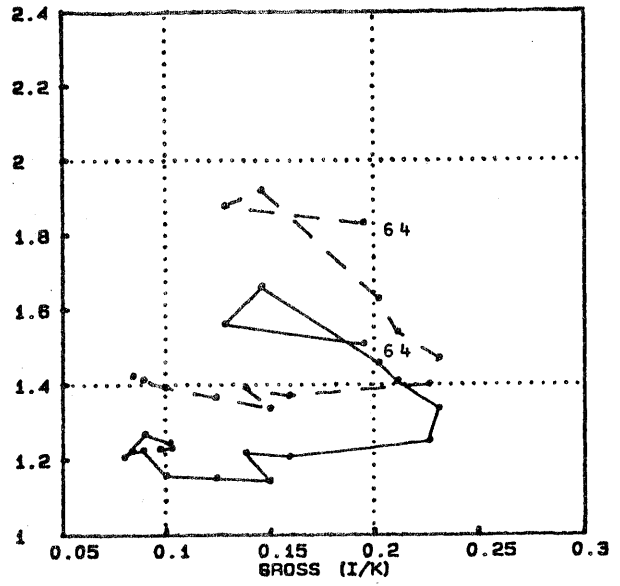
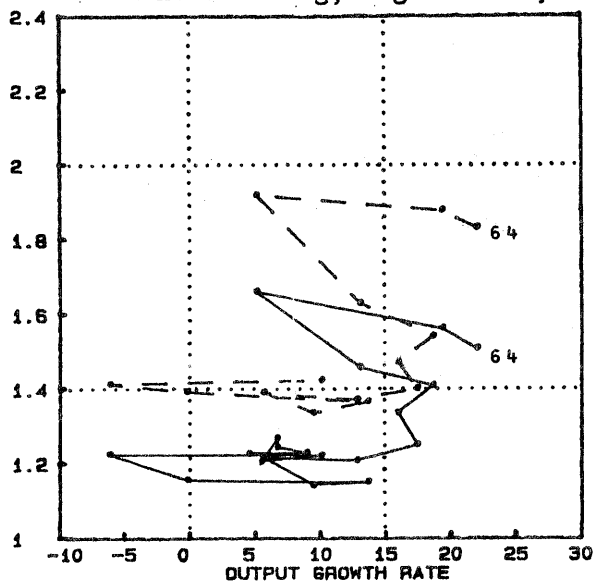
の算式から投資率指標を求めた。

参考文献

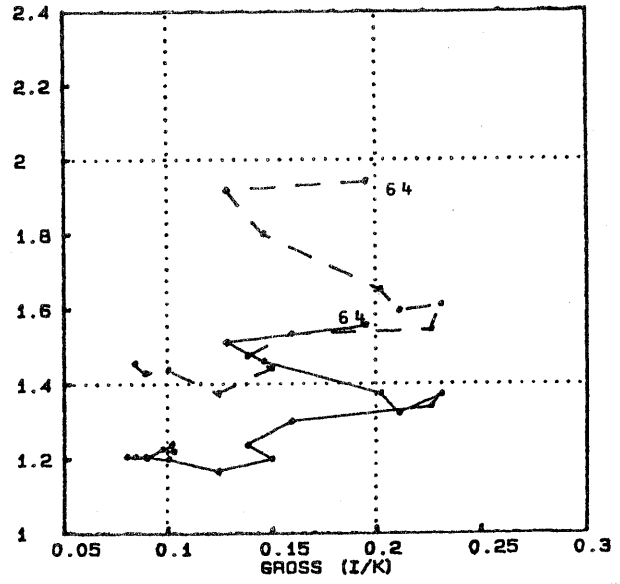
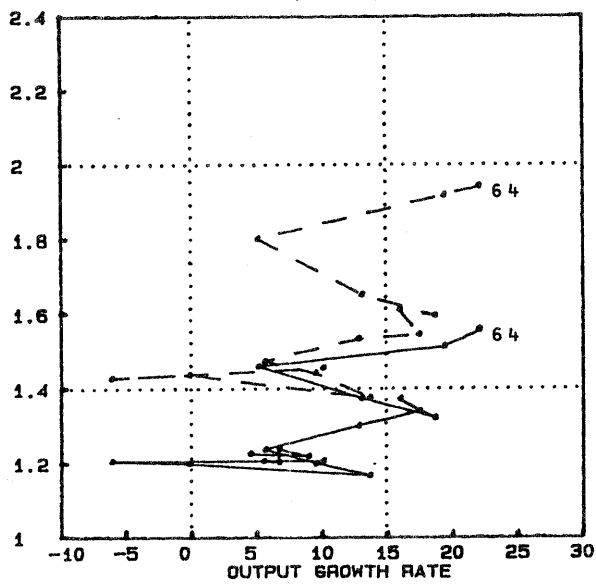
- Akerlof, G. and Katz, L. "Do Deferred Wages Dominate Involuntary Unemployment as a Worker Discipline Device?" NBER Working Paper #2025, 1986.
- Becker, G. S. and Stigler, G. "Law Enforcement, Malfeasance, and Compensation of Enforcers," Journal of Legal Studies 3 (1974): 1-18.
- Calvo, G. "Quasi-Walrasian Theories of Unemployment," American Economic Review 69 (Papers and Proceedings), (May, 1979): 102-107.
- Dickens, W. and Lang, K. "A Test of Dual Labor Market Theory," American Economic Review 75 (September, 1975): 792-805.
- Doeringer, P. and Piore, M. Internal Labor Markets and Manpower Analysis, Lexington, Mass.: D. C. Heath, 1971.
- Fallon, P. and Layard, P., "Capital-Skill Complementarity, Income Distribution, and Output Accounting," Journal of Political Economy 83 (April, 1975): 279-301.
- Griliches, Z., "Capital-Skill Complementarity," Review of Economics and Statistics 51 (1969): 465-468.
- Harris, M. and Holmstrom, B. "A Theory of Wage Dynamics," Review of Economic Studies 49 (1982): 315-333.
- Hashimoto, M. "Wage Reduction, Unemployment and Specific Human Capital," Economic Inquiry 13 (December, 1975): 485-504.
- Ishikawa, T. "Dual Labor Market Hypothesis and Long-Run Income Distribution," Journal of Development Economics 9, (August, 1981): 1-30.
- 石川 経夫 「賃金二重構造の理論的検討」、土屋、三輪（編）『日本の中小企業』東大出版会、1989年所収。
- 石崎 唯雄 『日本の所得と富の分配』 東洋経済新報社、1983年。
- 貝塚 啓明、石田 祐幸、石山 行忠、原 孝裕、小野 久子 『勤労者世帯の所得分配の研究』 研究シリーズ 34, 経済企画庁、1979年。
- Lazear, E. "Why is There Mandatory Retirement?" Journal of Political Economy 87, (December, 1979): 1261-1284.
- Mizoguchi, T., Takayama, N. and Terasaki, Y. "Over Time Changes of Size Distribution of Household Income under Rapid Economic Growth: The Japanese Experience," in K. Ohkawa and B. Key (eds.) Asian Socio-Economic Development, Tokyo: University of Tokyo Press, 1980.
- 尾高煌之助 『労働市場分析』、岩波書店、1984年。
- 小野 旭 『戦後日本の賃金決定』、東洋経済新報社、1973年。

- 大橋勇雄 「労働市場の日米比較」 『季刊・現代経済』 1981年夏：100-113.
- Piore, M. "Dualism as a Response to Flux and Uncertainty," in M. Piore and S. Berger, Dualism and Discontinuity in Industrial Societies, New York: Cambridge University Press, 1980. (1980a)
- Piore, M. "The Technological Foundations of Dualism and Discontinuity," in M. Piore and S. Berger, op. cit. (1980b)
- Raisian, J. "Cyclic Patterns in Weeks and Wages," Economic Inquiry 17 (October, 1979): 475-495.
- Reder, W. "The Theory of Occupational Wage Differentials," American Economic Review 45 (March, 1955): 833-852.
- Shapiro, C. and Stiglitz, J. "Equilibrium Unemployment as a Worker Discipline Device," American Economic Review 74, (June, 1984): 433-444.
- Shimada, H. Earnings Structure and Human Investment: A Comparison between the United States and Japan, Keio Economic Observatory, Monograph No. 4, Tokyo: Kogakusha, 1981. Originally Ph. D. Dissertation, University of Wisconsin, 1974.
- Solow, R. "Alternative Approaches to Macroeconomic Theory: A Partial View," Canadian Journal of Economics 12, (1979): 339-354.
- Stiglitz, J. "Alternative Theories of Wage Determination and Unemployment in LDC's," Quarterly Journal of Economics 88 (May, 1974): 194-227.
- Tachibanaki, T. "Further Results on Japanese Wage Differentials: Nenko Wages, Hierarchical Position, Bonuses, and Working Hours," International Economic Review 23 (June, 1982): 447-461.
- 橋本 俊詔 「若年における失業問題について」、『日本労働協会雑誌』、第307号、1984年：12-22.
- Thurow, L. Generating Inequality, New York: Basic Books, 1975.
- Weiss, A. "Job Queues and Layoffs in Labor Markets with Flexible Wages," Journal of Political Economy 88 (June, 1980): 526-538.
- Weitzman, M. "Increasing Returns and the Foundations of Unemployment Theory," Economic Journal 92 (December, 1982): 787-804.
- 吉川 洋 「日本の労働市場とマクロ経済学」、『経済研究』 38 (1987年 7月): 240-250.

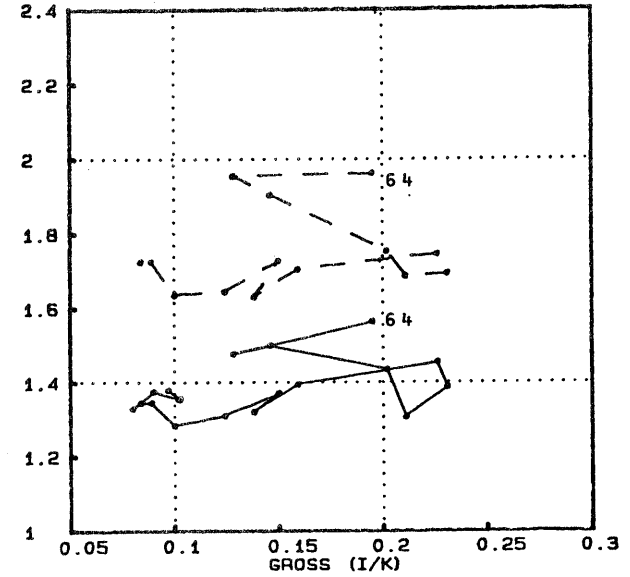
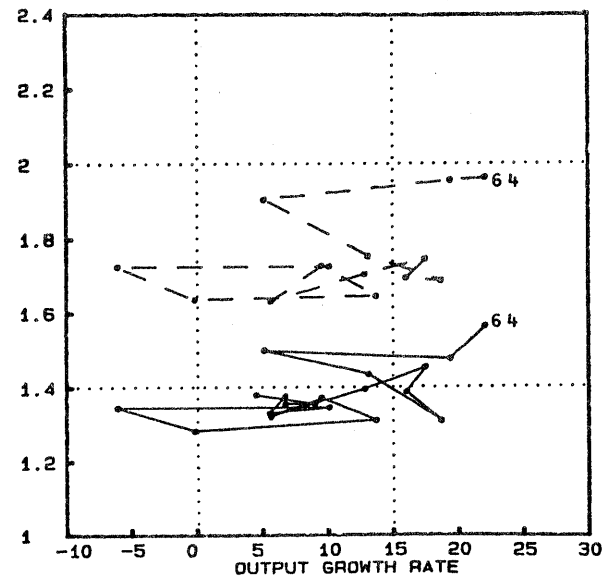
1-1 Manufacturing, High School, Production

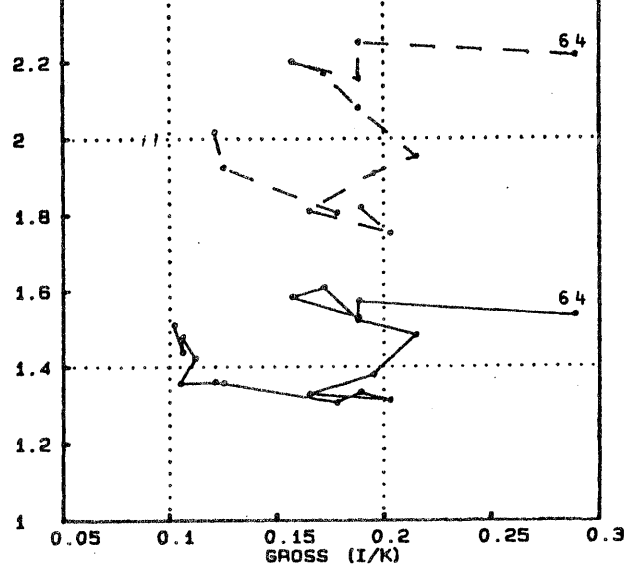
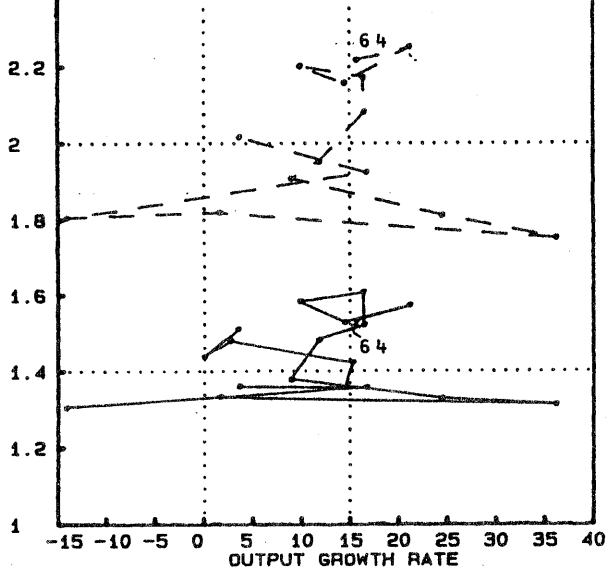


1-2 Manufacturing, High School, Office

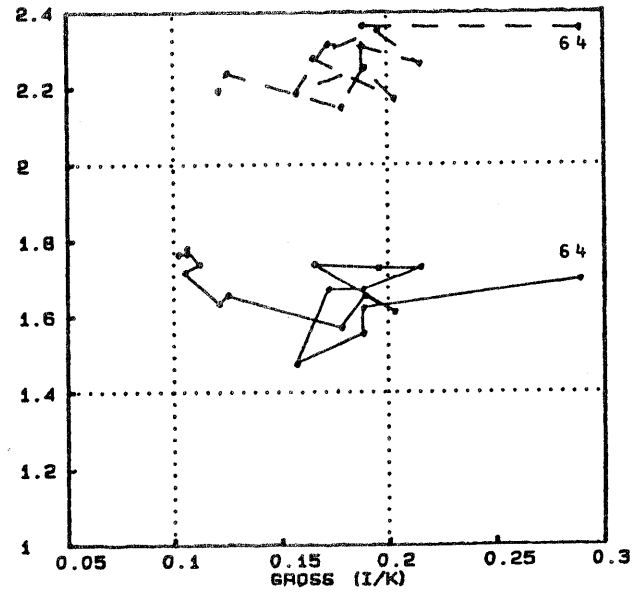
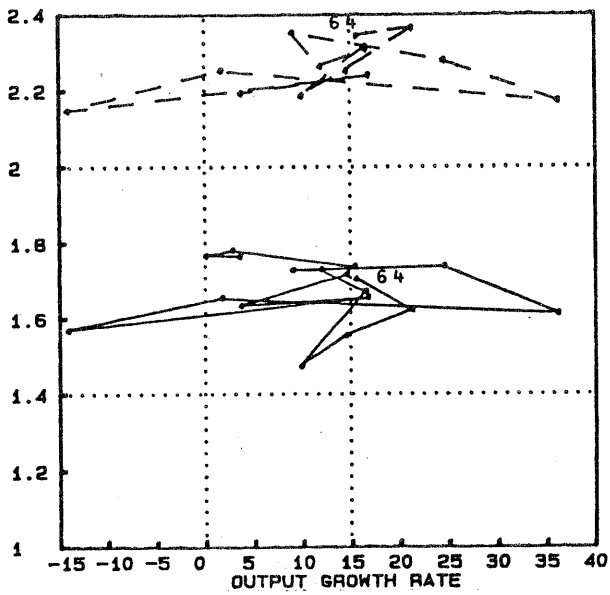


1-3 Manufacturing, College

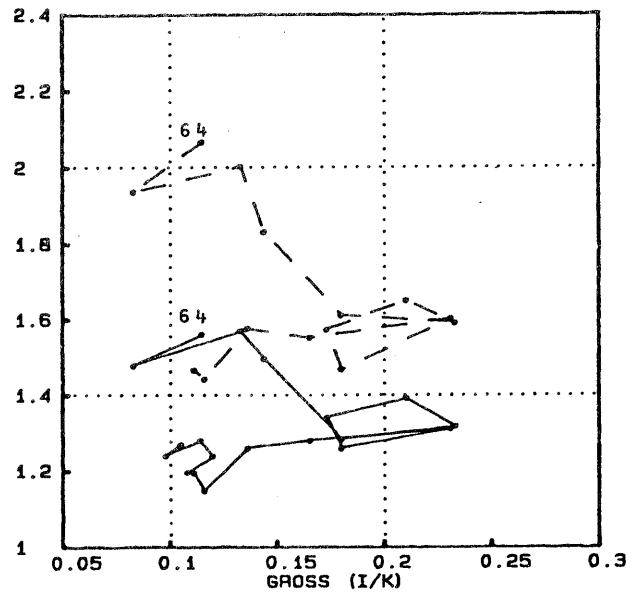
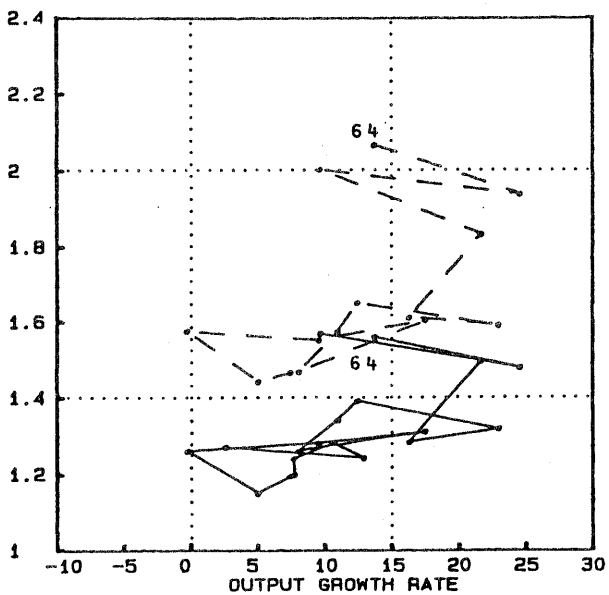


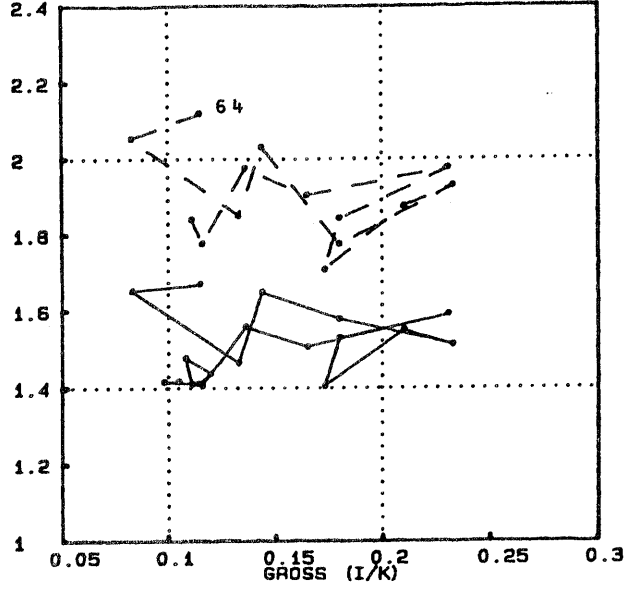
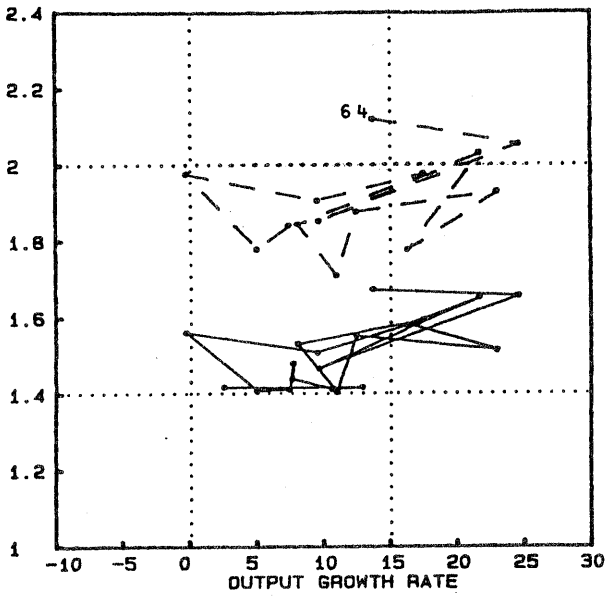


1-5 Finance & Insurance, College

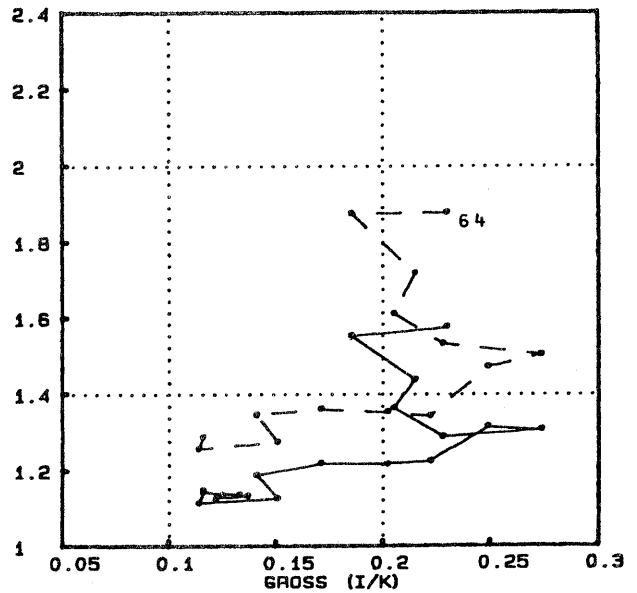
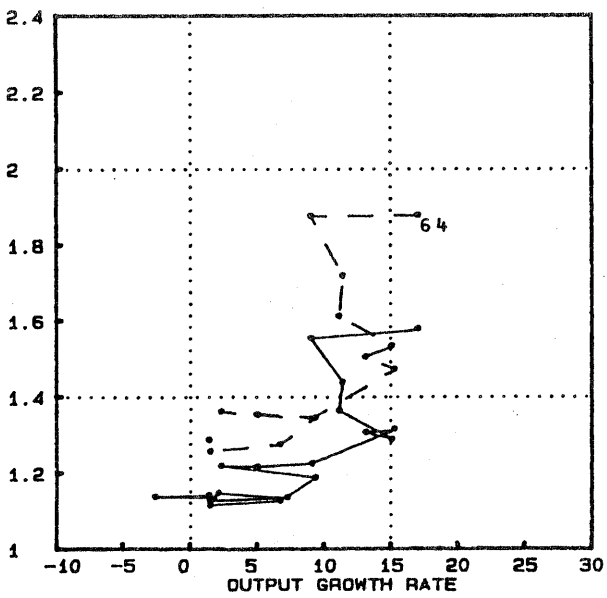


1-6 Wholesale & Retail, High School

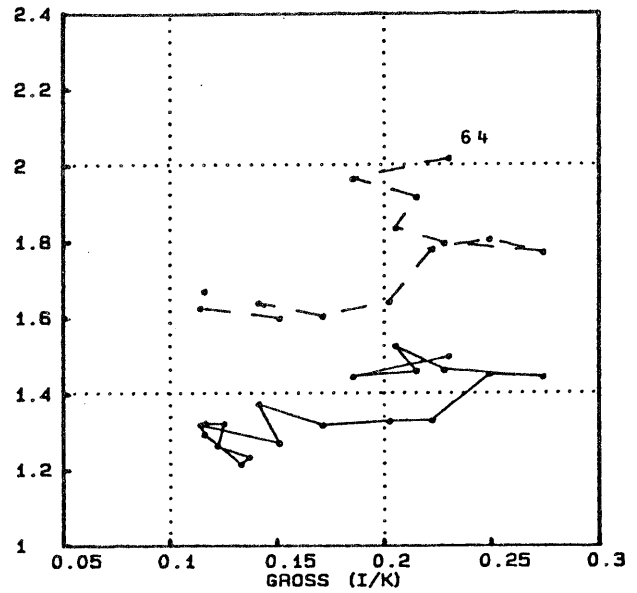
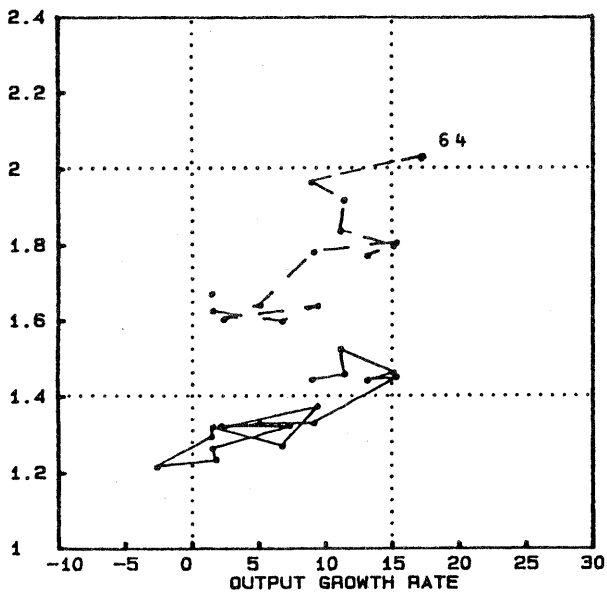




1-8 Transportation & Communication, High School

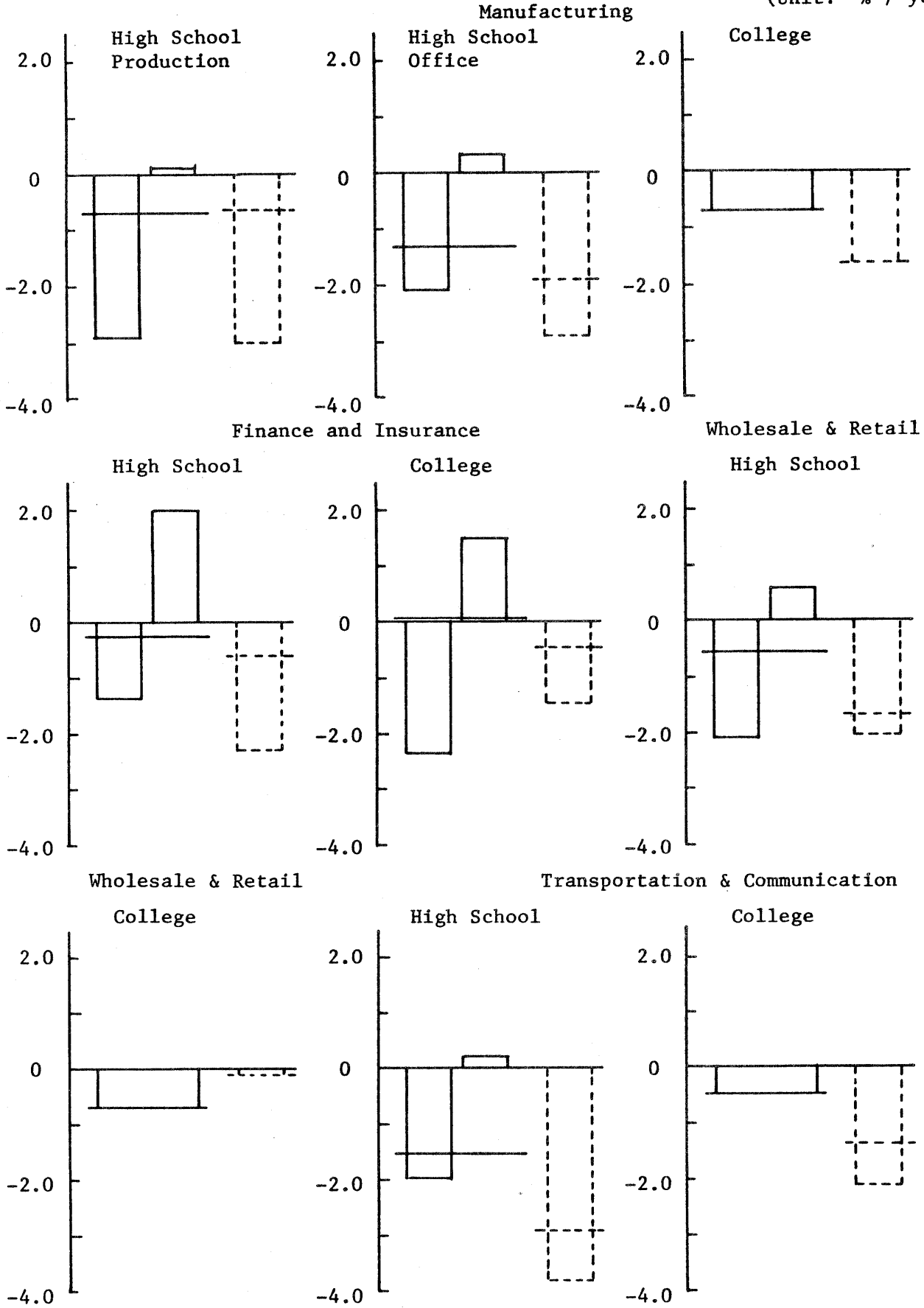


1-9 Transportation & Communication, College



第2図： 1970年代前半期を境とする
トレンド係数の構造変化

(Unit: % / year)



- 説明：
1. グラフの数値および数値の算定基礎については、補表1を参照のこと。
 2. 各産業・学歴（職種）のグラフにおけるの実線で引かれた棒グラフは、5年スロープにつき、1970年代前半を境界としてそれ以前（左側）とそれ以後（右側）を別々に推定した場合の時間トレンドの大きさを示す。破線で引かれた棒グラフは、10年スロープにつき1970年代前半までの期間に限定して推定した場合の時間トレンドの大きさを示す。実線、破線いずれの棒グラフについてもそれぞれを横切る形で引かれた水平の線分は、全期間を通して推定した場合の時間トレンドの大きさを示す。

第3図： 1970年代前半期を境とする
景気指標係数の構造変化

(i) 5-year Slope

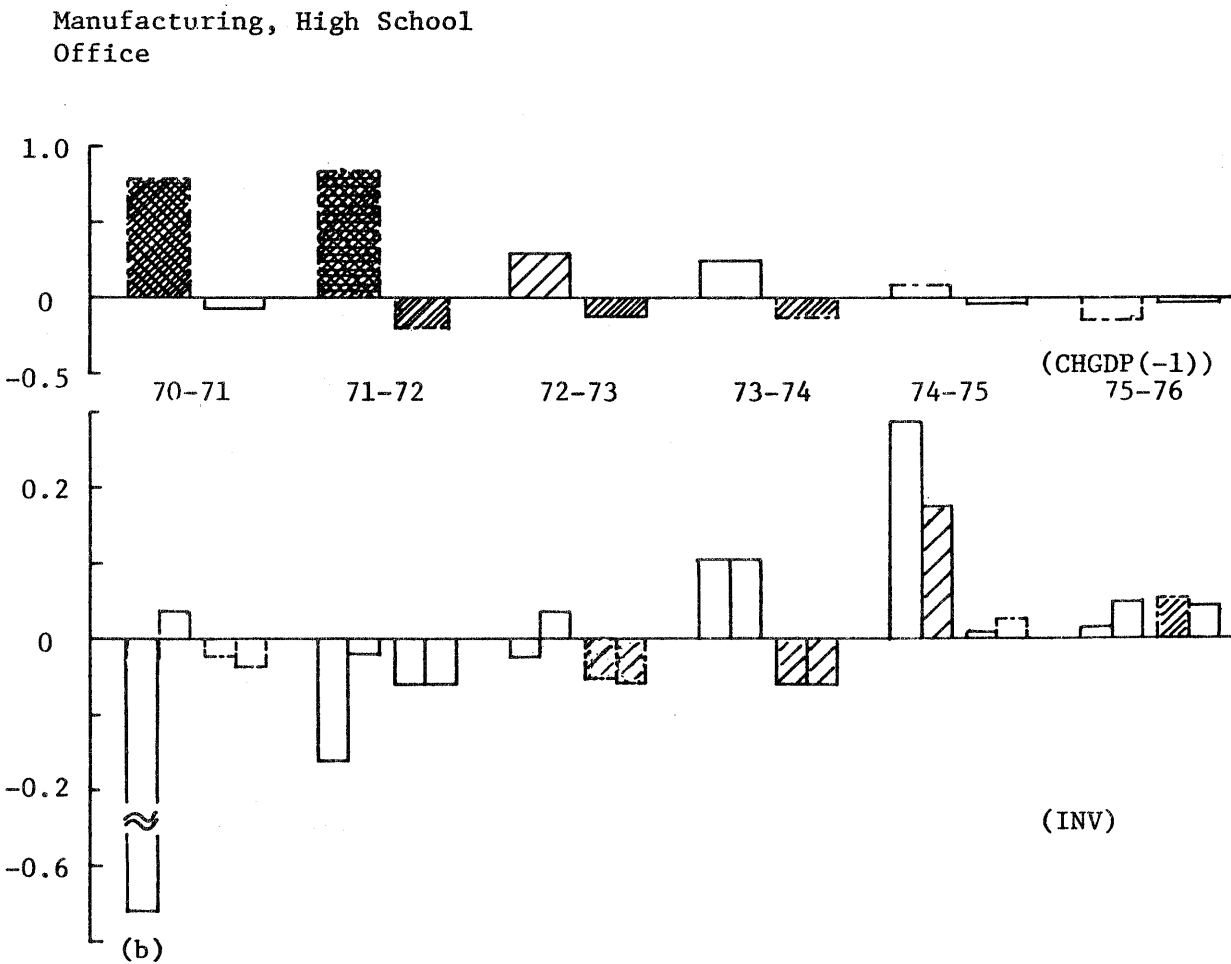
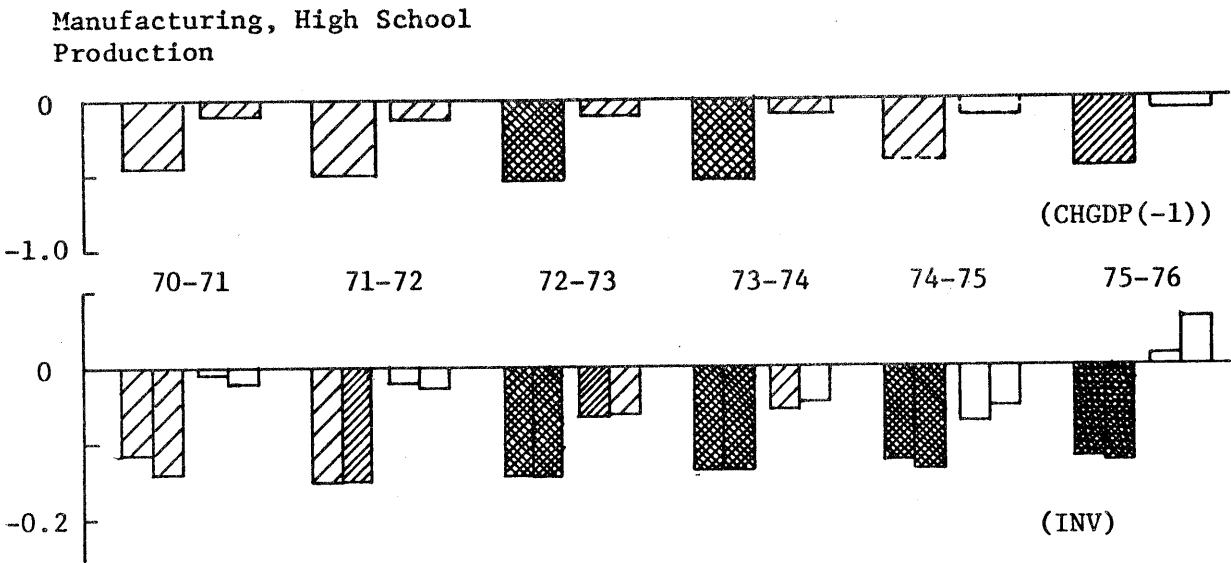
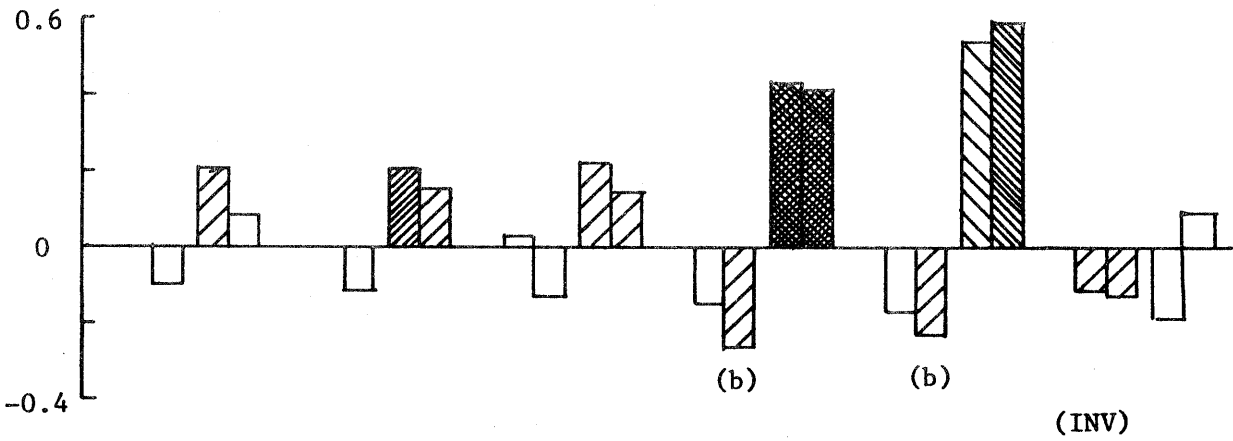
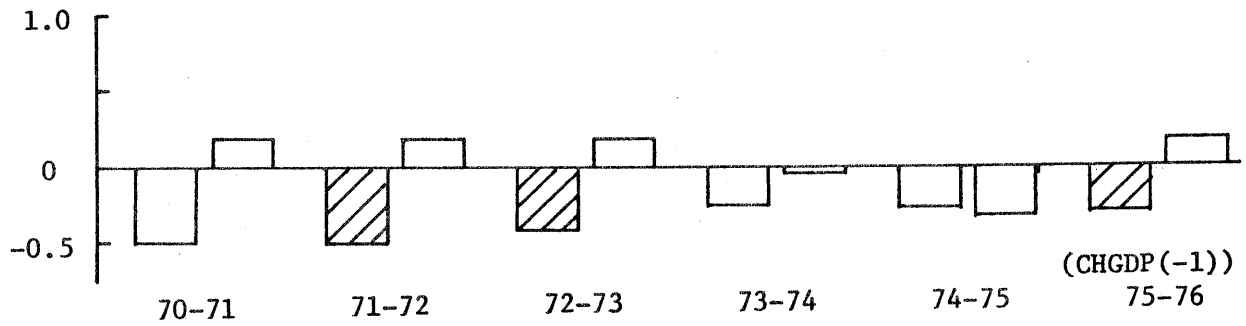


Figure 3-(i) (Continued)

Wholesale & Retail, High School



Transportation & Communication, High School

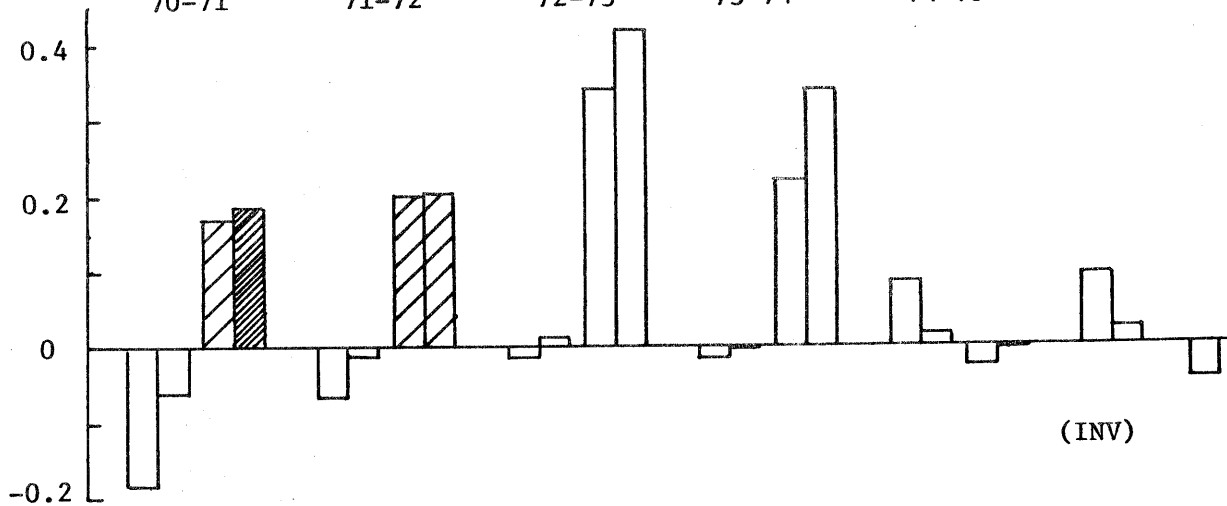
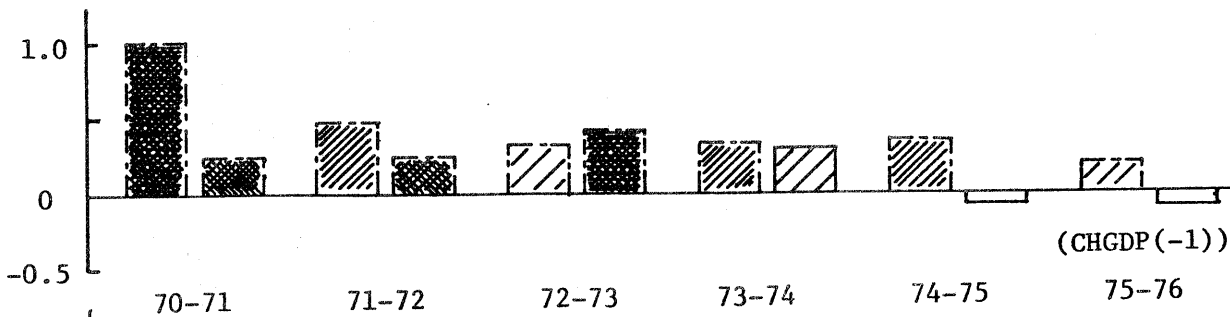
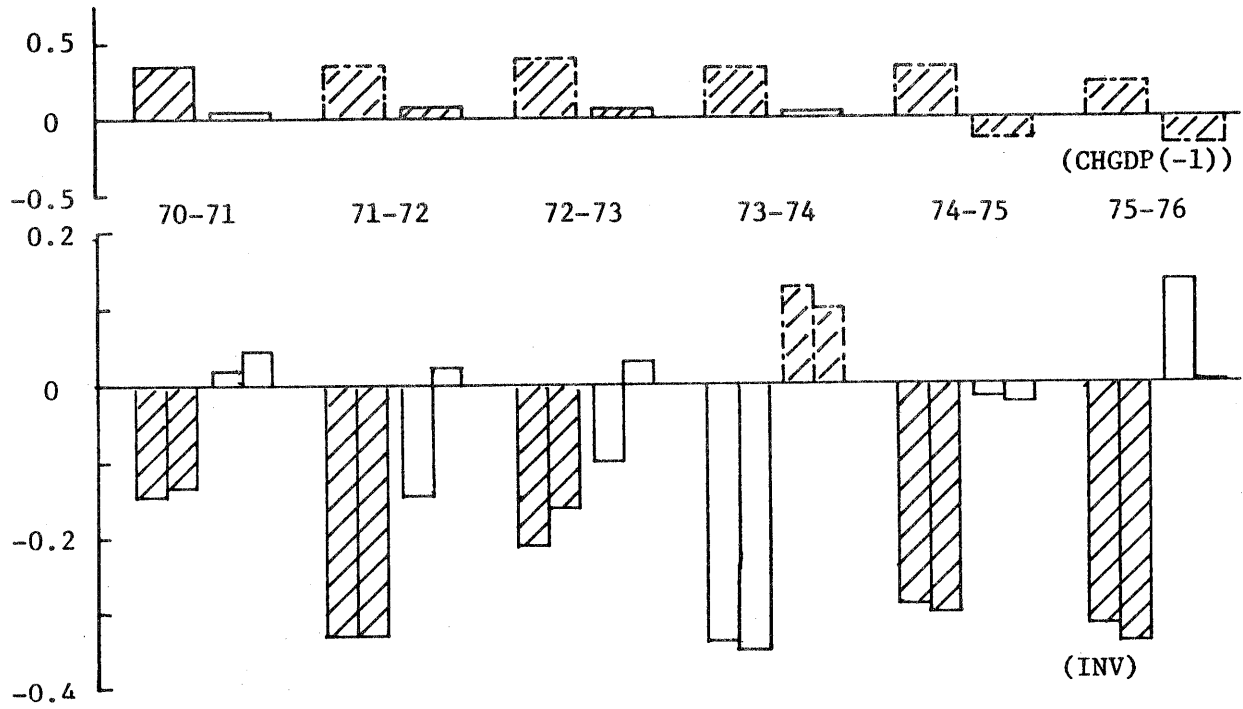
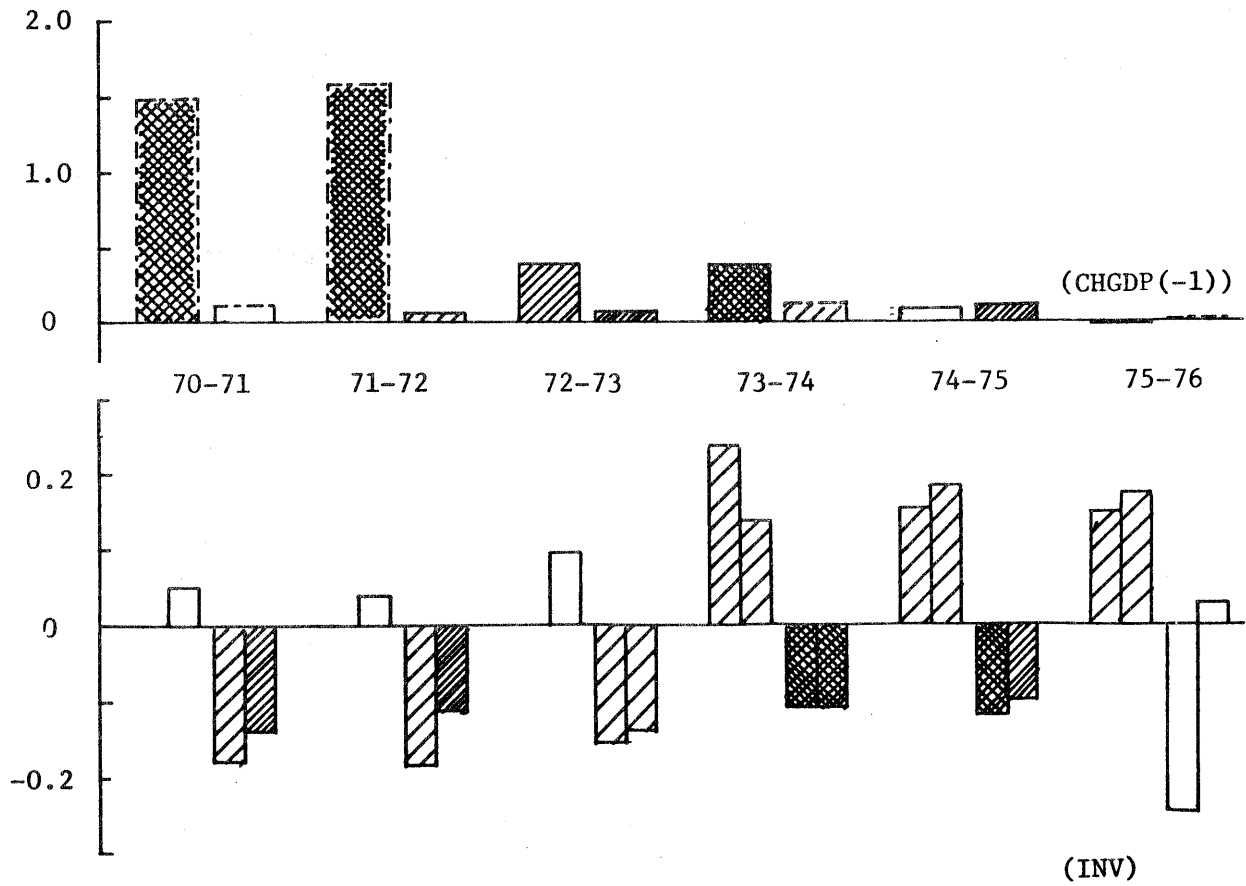


Figure 3-(i) (Continued)

Finance & Insurance, High School

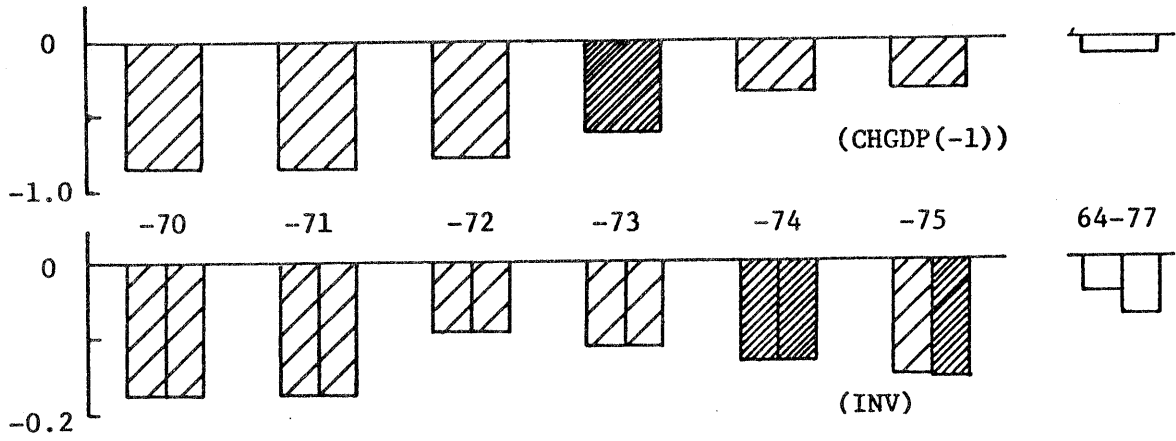


Finance & Insurance, College



(ii) 10-year Slope

Manufacturing, High School
Production



Manufacturing, High School
Office

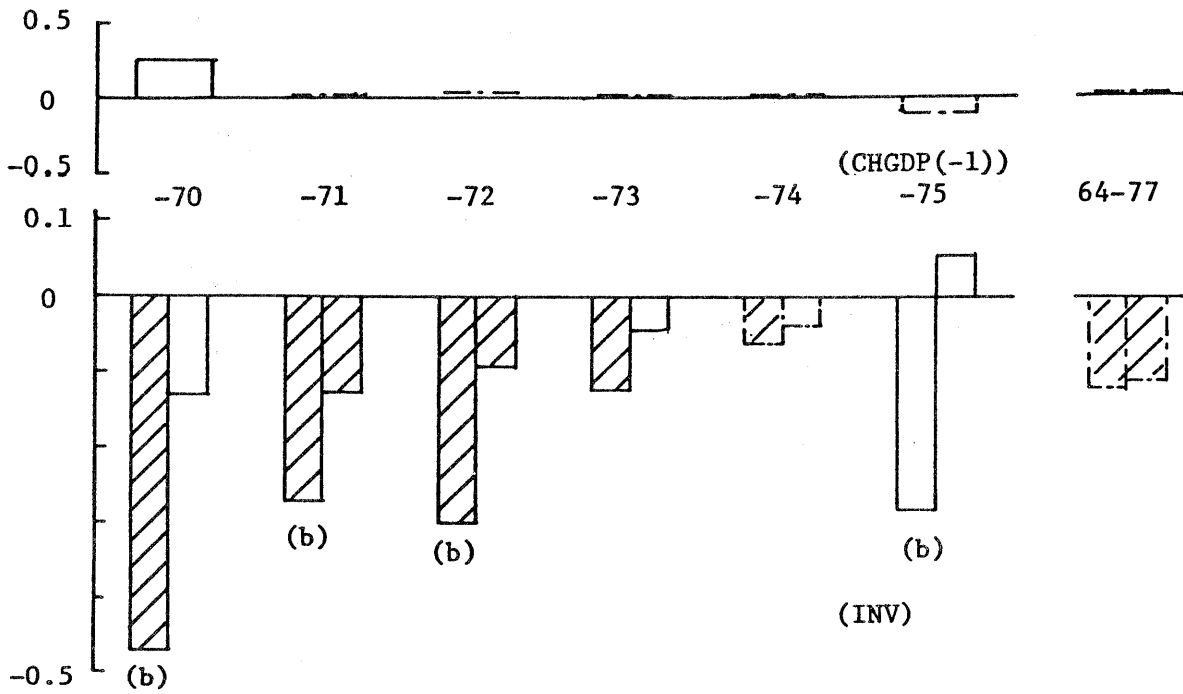
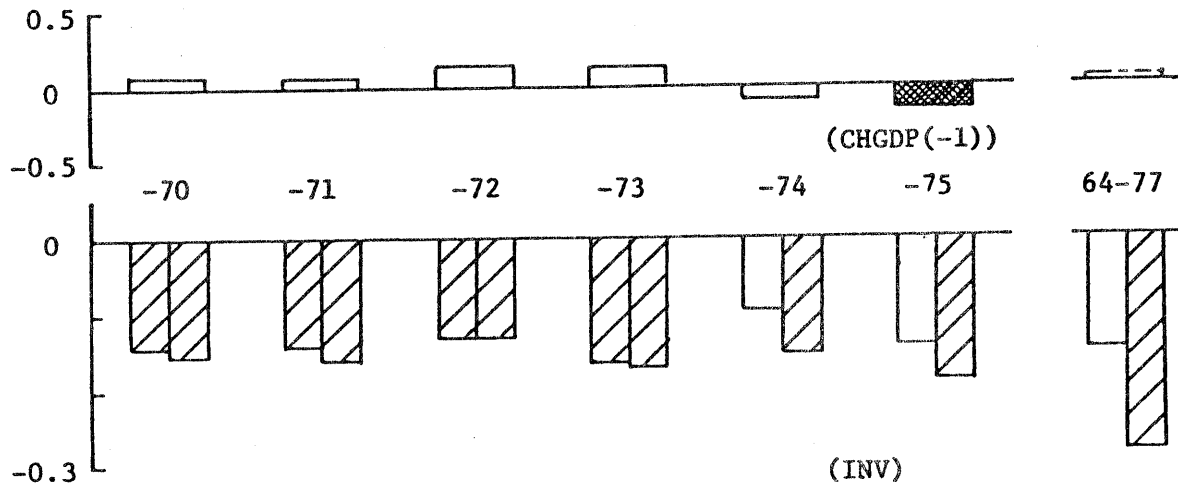
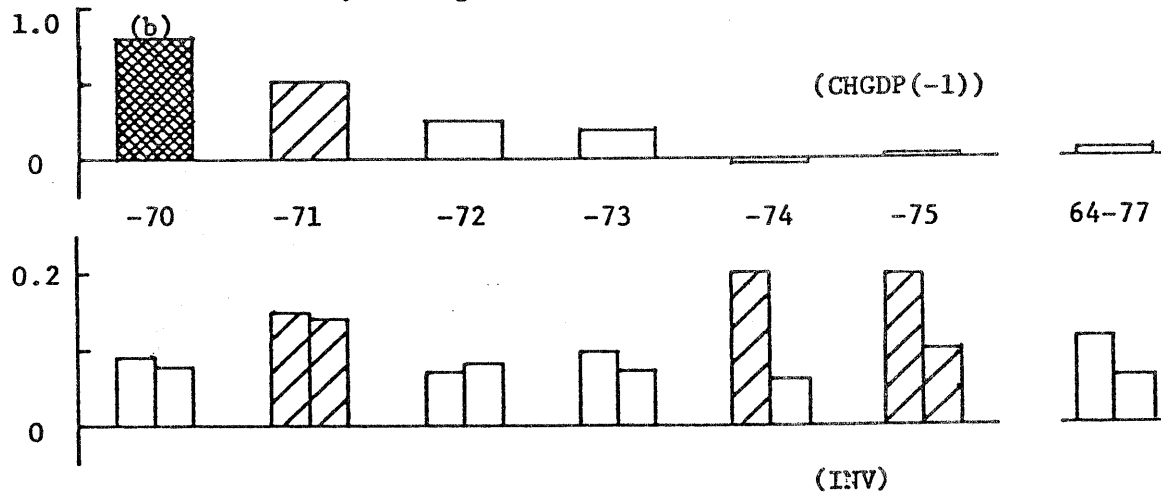


Figure 3-(ii) (Continued)
 Finance & Insurance, High School



Finance & Insurance, College



Wholesale & Retail, High School

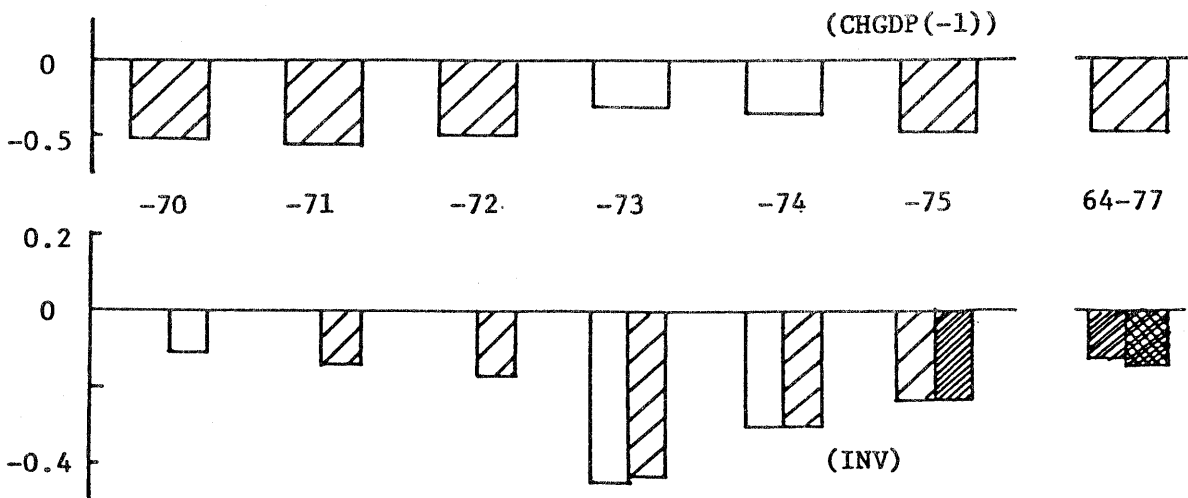
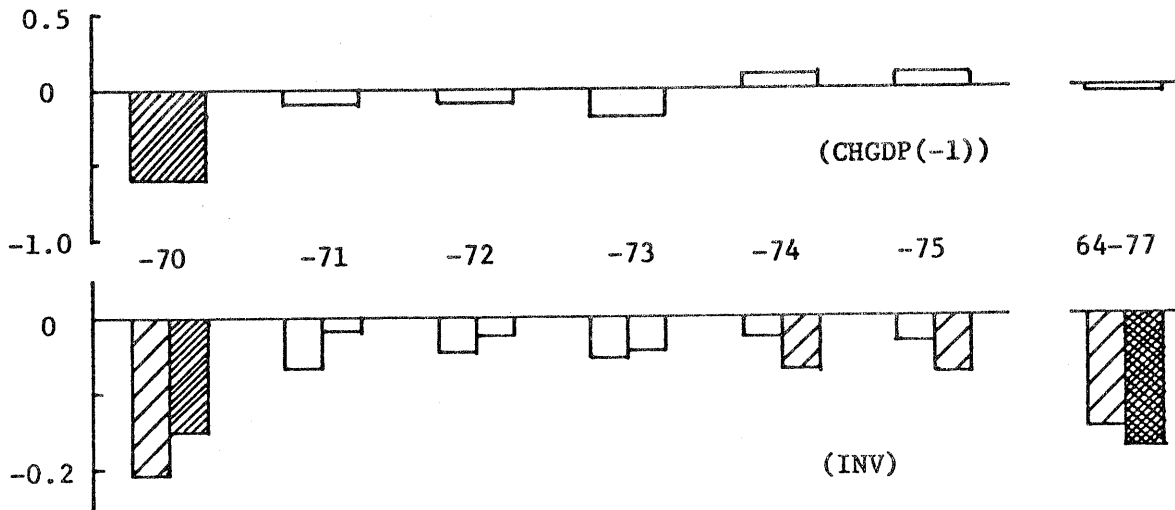
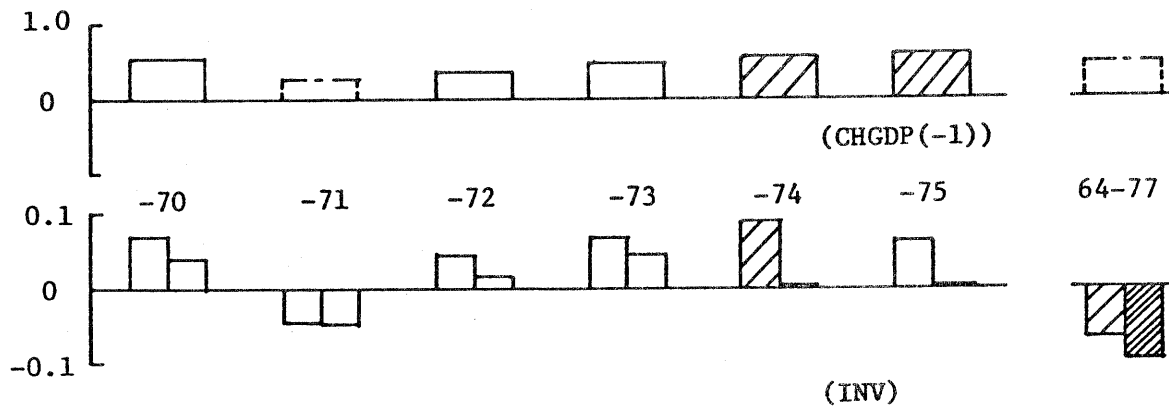


Figure 3-(ii) (Continued)

Transportation & Communication, High School

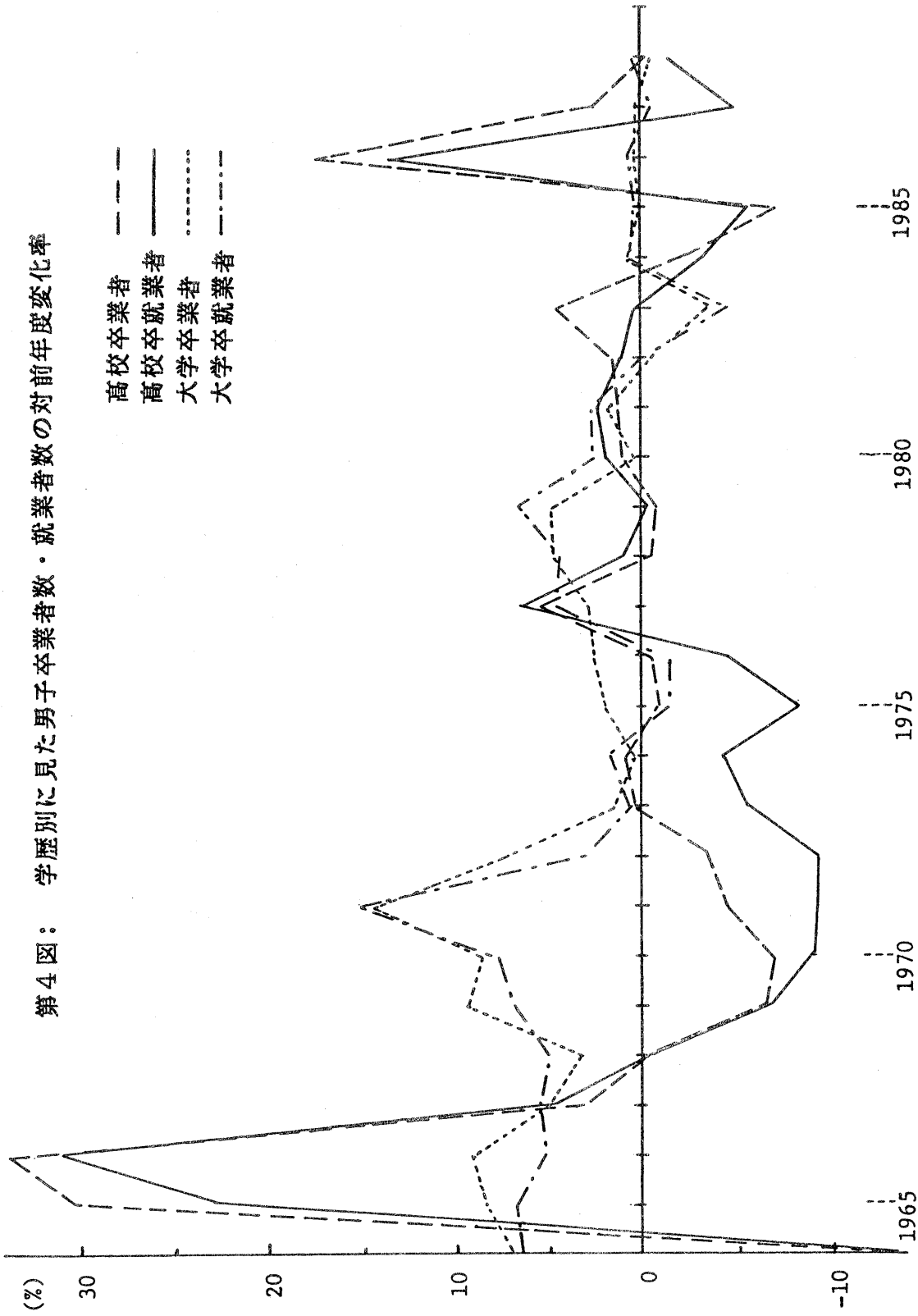


Transportation & Communication, College



- 説明：
1. グラフの数値および数値の算定基礎および記号 (b) の意味については、補表 2 を参照のこと。
 2. 5 年スロープについては、それぞれの境界点までの時期の係数を左側に、それ以後の時期の係数を右側に配置している。
10 年スロープについては、それぞれの境界点までの時期の係数を示すとともに、最右欄のグラフが全期間を通して推定した場合の係数を示す。
 3. いずれの年数のスロープをめぐっても、投資率を景気指標とするグラフについては、それぞれの時期についてさらに方程式 4 (または方程式 5) にもとづく係数を左側に、方程式 6 (または方程式 7) にもとづく係数を右側に配置している。
 4. いずれの年数のスロープにかんするグラフについても、一点鎖線で引かれたグラフは、AR1 バージョン (方程式 2, 4, または 5) による推定値であることを示している。
 5. 間隔が粗な斜線を引いた棒グラフは、その係数の t -統計量の絶対値が 1 以上であること、間隔が密な斜線を引いた棒グラフは、係数が 10 % 水準で統計的に有意であること、二重斜線で引いた棒グラフは、係数が 5 % 水準で有意であること、三重斜線で引いた棒グラフは、係数が 1 % 水準で有意であることを意味している。

第4図： 学歴別に見た男子卒業生数・就業者数の対前年度変化率



出典： 文部省 『学校基本調査報告』

第2表 期間別 年功賃金スロープ および
グループ平均 勤続年数の 期間中増分

(i) 年功賃金スロープ

		全期間平均	1964-68	1969-73	1974-77	1978-82
製造業 高卒(生産)	5年	1.30	1.52	1.23	1.19	1.24
	10年	1.53	1.76	1.39	1.40	-
高卒(事務)	5年	1.29	1.44	1.29	1.20	1.22
	10年	1.59	1.78	1.52	1.42	-
大卒	5年	1.38	1.46	1.39	1.32	1.36
	10年	1.75	1.85	1.70	1.68	-
金融・保険業 高卒	5年	1.44	1.56	1.40	1.34	1.44
	10年	2.00	2.20	1.90	1.89	-
大卒	5年	1.67	1.60	1.70	1.63	1.75
	10年	2.26	2.29	2.27	2.21	-
卸売・小売業 高卒	5年	1.32	1.48	1.32	1.22	1.24
	10年	1.67	1.89	1.58	1.51	-
大卒	5年	1.51	1.60	1.52	1.47	1.43
	10年	1.90	1.97	1.87	1.87	-
運輸・通信業 高卒	5年	1.25	1.44	1.26	1.14	1.14
	10年	1.49	1.72	1.41	1.29	-
大卒	5年	1.36	1.48	1.37	1.31	1.27
	10年	1.76	1.91	1.72	1.63	-

(ii) 平均勤続年数の 期間中増分

(単位 : 年数)

		全期間平均	1964-68	1969-73	1974-77	1978-82
製造業 高卒(生産)	5年	1.62	0.22	2.06	2.73	1.68
	10年	3.71	2.28	4.62	4.35	-
高卒(事務)	5年	2.22	1.82	2.26	2.68	2.22
	10年	4.59	4.08	4.88	4.85	-
大卒	5年	1.31	1.10	2.02	1.53	0.64
	10年	2.94	3.12	3.44	2.08	-
金融・保険業 高卒	5年	2.13	1.98	1.92	2.08	2.54
	10年	4.17	3.90	4.12	4.58	-
大卒	5年	0.86	1.48	0.34	0.88	0.76
	10年	1.54	1.82	1.20	1.63	-
卸売・小売業 高卒	5年	1.88	1.26	1.72	2.30	2.34
	10年	3.82	2.98	3.96	4.73	-
大卒	5年	1.16	0.58	1.52	1.28	1.28
	10年	2.48	2.10	2.68	2.70	-
運輸・通信業 高卒	5年	1.49	0.92	1.98	1.65	1.46
	10年	3.21	2.90	3.52	3.20	-
大卒	5年	0.84	0.72	0.80	0.58	1.20
	10年	1.59	1.52	1.50	1.78	-

第3表 景気指標・操作変数間の相関係数

製造業

	I/K	ΔG	ΔW-HB	ΔW-HW	ΔW-C
I/K	1.00	0.69	0.21	0.30	0.16
ΔG	0.70	1.00	-0.060	0.071	0.000
ΔW-HB	0.47	0.13	1.00	0.71	0.45
ΔW-HW	0.50	0.22	0.80	1.00	0.91
ΔW-C	0.36	0.13	0.60	0.92	1.00

金融・保険業

	I/K	ΔG	ΔW-H	ΔW-C
I/K	1.00	0.16	-0.13	-0.074
ΔG	0.28	1.00	0.90	0.92
ΔW-H	0.032	0.88	1.00	0.98
ΔW-C	0.076	0.91	0.98	1.00

卸売・小売業

	I/K	ΔG	ΔW-H	ΔW-C
I/K	1.00	0.13	0.55	0.58
ΔG	0.25	1.00	0.47	0.34
ΔW-H	0.55	0.44	1.00	0.78
ΔW-C	0.58	0.36	0.78	1.00

運輸・通信業

	I/K	ΔG	ΔW-H	ΔW-C
I/K	1.00	0.80	0.41	0.45
ΔG	0.82	1.00	0.11	0.35
ΔW-H	0.50	0.51	1.00	0.75
ΔW-C	0.48	0.60	0.88	1.00

説明:

1. 各表の対角線より左下の部分は1964-1982年にかんする数値、右上の部分は1964-1977年の数値である。
2. 表中の記号と本文の記号との対応は、次の通りである。
 I/K = INU (投資率)
 ΔG = CHGDP(-1) (前年の粗生産成長率)
 ΔW = CHRWAGE(-1) (前年の学歴別平均生産者実質賃金率の対前々年変化率)
 -H = 高校卒
 -C = 大学卒
 -HB = 高校卒生産労働者(製造業のみ)
 -HW = 高校卒事務労働者(製造業のみ)
3. 生産者実質賃金率の変化率は、『賃金センサス』各年の産業・学歴(職種)別名目賃金の変化率と『国民経済計算』記載の産業別粗生産デフレーターの変化率との差を求めて算出した。

Table 4 - 1
 Industry: Manufacturing Blue-collar Schooling: High School

(i) 5-year Cohort Data (1964-1982)

Eq.	Method	Coefficients						N S. E. Mean	F-stat. R-Square D. W.
		CONST	TIME	CHAVEX	CHGDP(-1)	INV	ρ		
1	OLS	0.473 (18.0**)	-0.00648 (-3.83**)	-0.0825 (-10.4**)	-0.202 (-1.54)	-	-	19 0.0289 0.256	79.8** 0.941 1.56
2	AR1	0.469 (17.2**)	-0.00644 (-3.46**)	-0.0816 (-9.21**)	-0.181 (-1.38)	-	0.135 (0.480)	19 0.0287 0.222	67.3** 0.931 1.81
3	OLS	0.688 (8.78**)	-0.00935 (-5.27**)	-0.0799 (12.2**)	-	-0.0814 (-3.22**)	-	19 0.0239 0.256	118.7** 0.960 1.88
4	IV	0.634 (6.02**)	-0.00845 (-3.96**)	-0.0802 (-12.0**)	-	-0.0637 (-1.87+)	-	19 0.0243 0.256	- (0.958) -
5	IV with AR1	0.632 (8.15**)	-0.00806 (-4.68**)	-0.0802 (-14.3**)	-	-0.0652 (-2.63*)	-0.154 (-0.528)	18 0.0232 0.283	- (0.966) -
6	IV	0.651 (6.31**)	-0.00874 (-4.16**)	-0.0801 (-12.1**)	-	-0.0693 (-2.07+)	-	19 0.0240 0.256	- (0.959) -
7	IV with AR1	0.662 (8.96**)	-0.00857 (-5.15**)	-0.0801 (-14.5**)	-	-0.0753 (-3.19**)	-0.160 (-0.541)	18 0.0230 0.284	- (0.967) -

(ii) 10-year Cohort Data (1964-1977)

Eq.	Method	Coefficients						N S. E. Mean	F-stat. R-Square D. W.
		CONST	TIME	CHAVEX	CHGDP(-1)	INV	ρ		
1	OLS	0.801 (24.0**)	-0.00575 (-1.34)	-0.0898 (-7.39**)	-0.0996 (-0.638)	-	-	14 0.0287 0.414	82.0** 0.961 2.21
2	AR1	0.803 (26.7**)	-0.00618 (-1.52)	-0.0894 (-8.31**)	-0.105 (-0.667)	-	-0.198 (-0.622)	14 0.0282 0.491	105.6** 0.969 2.02
3	OLS	1.05 (8.14**)	-0.0162 (-2.49*)	-0.643 (-3.85**)	-	-0.104 (-2.08+)	-	14 0.0244 0.414	114.2** 0.972 2.22
4	IV	0.890 (3.04*)	-0.00858 (-0.619)	-0.0821 (-2.47*)	-	-0.0396 (-0.347)	-	14 0.0264 0.414	- (0.967) -
5	IV with AR1	0.985 (7.40**)	-0.0131 (-2.00+)	-0.0747 (-4.56**)	-	-0.0719 (-1.40)	-0.293 (-0.918)	13 0.0242 0.507	- (0.975) -
6	IV	0.973 (3.76**)	-0.0125 (-1.01)	-0.0731 (-2.48*)	-	-0.0720 (-0.716)	-	14 0.0249 0.414	- (0.971) -
7	IV with AR1	1.00 (8.04**)	-0.0139 (-2.26*)	-0.0728 (-4.71**)	-	-0.0784 (-1.63)	-0.301 (-0.940)	13 0.0240 0.509	- (0.976) -

(t-statistics in parentheses)

+ indicates significance at 10 % level (for coefficients only).

* indicates significance at 5 % level, while ** indicates significance at 1 % level.

Instruments other than CONST, TIME, CHAVEX:

for Eq. 4: INV(-1), CHGDP(-1).

for Eq. 5: INV(-1), CHGDP(-1), CHAVEX(-1), DEPVAR(-1).

for Eq. 6: INV(-1), CHGDP(-1), CHRWAGE(-1).

for Eq. 7: INV(-1), CHGDP(-1), CHRWAGE(-1), CHAVEX(-1), DEPVAR(-1).

Table 4 - 2
 Industry: Manufacturing White-collar Schooling: High School

(i) 5-year Cohort Data (1964-1982)

Eq.	Method	Coefficients						N S. E. Mean	F-stat. R-Square D. W.
		CONST	TIME	CHAVEX	CHGDP(-1)	INV	ρ		
1	OLS	0.532 (9.15**)	-0.00917 (-4.68**)	-0.0892 (-3.80**)	0.104 (0.637)	-	-	19 0.0356 0.252	30.0** 0.857 0.988
2	AR1	0.490 (7.86**)	-0.0131 (-3.46**)	-0.0359 (-1.91+)	-0.0539 (-0.554)	-	0.848 (7.28**)	19 0.0259 0.0366	19.9** 0.805 1.25
3	OLS	0.607 (4.82**)	-0.0107 (-4.26**)	-0.0919 (-3.95**)	-	-0.0170 (-0.450)	-	19 0.0358 0.252	29.6** 0.855 0.940
4	IV	0.547 (3.18**)	-0.00970 (-3.10**)	-0.0917 (-3.90**)	-	0.00238 (0.0444)	-	19 0.0361 0.252	- (0.853) -
5	IV with AR1	0.683 (2.80*)	-0.0120 (-2.36*)	-0.0538 (-2.78*)	-	-0.0740 (-0.911)	0.744 (4.66**)	18 0.0250 0.0626	- (0.845) -
6	IV	0.585 (3.51**)	-0.0103 (-3.38**)	-0.0918 (-3.94**)	-	-0.0101 (-0.195)	-	19 0.0358 0.252	- (0.855) -
7	IV with AR1	0.668 (2.59*)	-0.0117 (-2.35*)	-0.0540 (-2.80**)	-	-0.0695 (-0.868)	0.741 (4.58**)	18 0.0249 0.0633	- (0.847) -

(ii) 10-year Cohort Data (1964-1977)

Eq.	Method	Coefficients						N S. E. Mean	F-stat. R-Square D. W.
		CONST	TIME	CHAVEX	CHGDP(-1)	INV	ρ		
1	OLS	1.01 (9.86**)	-0.0157 (-3.88**)	-0.0973 (-3.56**)	0.0810 (0.470)	-	-	14 0.0322 0.455	48.0** 0.935 1.00
2	AR1	0.944 (8.70**)	-0.0186 (-4.45**)	-0.0751 (-2.88*)	0.0259 (0.212)	-	0.609 (2.37*)	14 0.0281 0.185	57.1** 0.948 1.27
3	OLS	1.09 (10.2**)	-0.0252 (-4.26**)	-0.0478 (-1.30)	-	-0.0832 (-1.55)	-	14 0.0292 0.455	58.9** 0.946 0.929
4	IV	0.944 (3.07*)	-0.0108 (-0.377)	-0.126 (-0.806)	-	0.0639 (0.222)	-	14 0.0387 0.455	- (0.907) -
5	IV with AR1	1.21 (7.31**)	-0.0255 (-3.66**)	-0.0504 (-1.60)	-	-0.125 (-1.74)	0.586 (2.40*)	13 0.0236 0.190	- (0.963) -
6	IV	1.02 (5.84**)	-0.0184 (-1.26)	-0.0848 (-1.04)	-	-0.0140 (-0.0958)	-	14 0.0316 0.455	- (0.938) -
7	IV with AR1	1.20 (7.60**)	-0.0247 (-3.77**)	-0.0533 (-1.77)	-	-0.116 (-1.72)	0.583 (2.39*)	13 0.0230 0.191	- (0.965) -

(t-statistics in parentheses)

+ indicates significance at 10 % level (for coefficients only).

* indicates significance at 5 % level, while ** indicates significance at 1 % level.

Instruments other than CONST, TIME, CHAVEX:

for Eq. 4: INV(-1), CHGDP(-1).

for Eq. 5: INV(-1), CHGDP(-1), CHAVEX(-1), DEPVAR(-1).

for Eq. 6: INV(-1), CHGDP(-1), CHRWAGE(-1).

for Eq. 7: INV(-1), CHGDP(-1), CHRWAGE(-1), CHAVEX(-1), DEPVAR(-1).

Table 4 - 3
Industry: Manufacturing White-collar Schooling: College

(i) 5-year Cohort Data (1964-1982)

Eq.	Method	Coefficients						N S. E. Mean	F-stat. R-Square D. W.
		CONST	TIME	CHAVEX	CHGDP(-1)	INV	ρ		
1	OLS	0.431 (8.63**)	-0.00667 (-2.96**)	-0.0344 (-2.00+)	0.0483 (0.268)	-	-	19 0.0387 0.323	5.66** 0.531 1.89
2	AR1	0.431 (8.80**)	-0.00664 (-3.01**)	-0.0352 (-2.09+)	0.0545 (0.305)	-	-0.0356 (-0.132)	19 0.0387 0.334	5.44** 0.522 1.87
3	OLS	0.388 (3.06**)	-0.00623 (-2.42*)	-0.0377 (-2.17*)	-	0.0183 (0.432)	-	19 0.0386 0.323	5.01* 0.535 1.82
4	IV	0.438 (2.42*)	-0.00701 (-2.14*)	-0.0356 (-1.96+)	-	0.000915 (0.015)	-	19 0.0388 0.323	- (0.529) -
5	IV with AR1	0.390 (2.45*)	-0.00525 (-1.71)	-0.0277 (-1.54)	-	0.00701 (0.129)	0.0488 (0.186)	18 0.0365 0.302	- (0.432) -
6	IV	0.435 (2.41*)	-0.00697 (-2.13*)	-0.0358 (-1.97+)	-	0.00191 (0.310)	-	19 0.0387 0.323	- (0.530) -
7	IV with AR1	0.389 (2.45*)	-0.00523 (-1.71)	-0.0278 (-1.55)	-	0.00748 (0.139)	0.0487 (0.185)	18 0.0365 0.302	- (0.432) -

(ii) 10-year Cohort Data (1964-1977)

Eq.	Method	Coefficients						N S. E. Mean	F-stat. R-Square D. W.
		CONST	TIME	CHAVEX	CHGDP(-1)	INV	ρ		
1	OLS	0.836 (11.6**)	-0.0159 (-4.77**)	-0.0533 (-2.80*)	-0.0237 (-0.131)	-	-	14 0.0356 0.557	9.74** 0.745 2.12
2	AR1	0.845 (12.7**)	-0.0160 (-5.18**)	-0.0567 (-3.15*)	-0.00726 (-0.0399)	-	-0.120 (-0.392)	14 0.0354 0.619	8.95** 0.730 2.08
3	OLS	0.975 (6.67**)	-0.0173 (-5.51**)	-0.0209 (-0.596)	-	-0.0838 (-1.09)	-	14 0.0337 0.557	11.3** 0.772 2.13
4	IV	0.870 (2.98*)	-0.0169 (-3.63**)	-0.0735 (-1.01)	-	0.0110 (0.0658)	-	14 0.0373 0.557	- (0.727) -
5	IV with AR1	0.837 (2.94*)	-0.0154 (-4.20**)	-0.0568 (-0.617)	-	0.000433 (0.00221)	-0.160 (-0.503)	13 0.0365 0.629	- (0.563) -
6	IV	0.968 (4.04**)	-0.0180 (-4.42**)	-0.0488 (-0.724)	-	-0.0491 (-0.348)	-	14 0.0351 0.557	- (0.757) -
7	IV with AR1	0.965 (4.42**)	-0.0160 (-4.91**)	-0.0116 (-0.169)	-	-0.0954 (-0.657)	-0.150 (-0.464)	13 0.0330 0.624	- (0.630) -

(t-statistics in parentheses)

+ indicates significance at 10 % level (for coefficients only).

* indicates significance at 5 % level, while ** indicates significance at 1 % level.

Instruments other than CONST, TIME, CHAVEX:

for Eq. 4: INV(-1), CHGDP(-1).

for Eq. 5: INV(-1), CHGDP(-1), CHAVEX(-1), DEPVAR(-1).

for Eq. 6: INV(-1), CHGDP(-1), CHRWAGE(-1).

for Eq. 7: INV(-1), CHGDP(-1), CHRWAGE(-1), CHAVEX(-1), DEPVAR(-1).

Table 4 - 4
Industry: Finance and Insurance

Schooling: High School

(i) 5-year Cohort Data (1964-1982)

Eq.	Method	Coefficients						N S. E. Mean	F-stat. R-Square D. W.
		CONST	TIME	CHAVEX	CHGDP(-1)	INV	ρ		
1	OLS	0.400	-0.00718	0.0204	-0.0738	-	-	19	1.64
		(4.69**)	(-1.99+)	(0.444)	(-0.411)	-	-	0.0660	0.247
2	AR1	0.477	-0.00218	-0.0382	0.0486	-	0.843	19	7.58**
		(5.13**)	(-0.426)	(-1.15)	(0.635)	-	(7.53**)	0.0363	0.608
3	OLS	1.21	-0.0158	-0.0209	-	-0.233	-	19	4.78*
		(3.93**)	(-3.86**)	(-0.542)	-	(-2.71*)	-	0.0543	0.489
4	IV	2.14	-0.0265	-0.0624	-	-0.500	-	19	-
		(2.72*)	(-2.76*)	(-1.07)	-	(-2.23*)	-	0.0698	(0.432)
5	IV with AR1	2.98	-0.0310	-0.132	-	-0.741	0.117	18	-
		(2.71*)	(-2.63*)	(-1.58)	-	(-2.35*)	(0.457)	0.0820	(0.476)
6	IV	1.78	-0.0225	-0.0466	-	-0.398	-	19	-
		(2.80*)	(-2.86*)	(-0.944)	-	(-2.19*)	-	0.0607	(0.458)
7	IV with AR1	0.401	0.00194	-0.0321	-	-0.000304	0.886	18	-
		(1.02)	(0.235)	(-0.995)	-	(-0.0025)	(8.28**)	0.0391	(0.611)

(ii) 10-year Cohort Data (1964-1977)

Eq.	Method	Coefficients						N S. E. Mean	F-stat. R-Square D. W.
		CONST	TIME	CHAVEX	CHGDP(-1)	INV	ρ		
1	OLS	1.11	-0.0117	-0.0755	-0.0910	-	-	14	7.82**
		(6.25**)	(-2.17*)	(-1.55)	(-0.597)	-	-	0.0546	0.701
2	AR1	1.15	-0.00590	-0.0934	0.0212	-	0.842	14	31.8**
		(7.52**)	(-0.910)	(-2.83*)	(0.295)	-	(6.37**)	0.0334	0.909
3	OLS	1.82	-0.0199	-0.0426	-	-0.206	-	14	16.2**
		(7.24**)	(-3.97**)	(-1.11)	-	(-2.86*)	-	0.0412	0.830
4	IV	1.46	-0.0171	-0.0540	-	-0.144	-	14	-
		(2.64*)	(-1.61)	(-0.997)	-	(-0.665)	-	0.0428	(0.818)
5	IV with AR1	2.20	-0.0196	-0.0617	-	-0.388	-0.120	13	-
		(9.20**)	(-4.65**)	(-2.00+)	-	(-4.95**)	(-0.370)	0.0332	(0.907)
6	IV	1.81	-0.0234	-0.0288	-	-0.283	-	14	-
		(3.89**)	(-2.59*)	(-0.575)	-	(-1.58)	-	0.0435	(0.816)
7	IV with AR1	2.11	-0.0185	-0.0650	-	-0.353	-0.105	13	-
		(10.0**)	(-4.84**)	(-2.27*)	-	(-5.21**)	(-0.315)	0.0306	(0.913)

(t-statistics in parentheses)

+ indicates significance at 10 % level (for coefficients only).

* indicates significance at 5 % level, while ** indicates significance at 1 % level.

Instruments other than CONST, TIME, CHAVEX:

for Eq. 4: INV(-1), CHGDP(-1).

for Eq. 5: INV(-1), CHGDP(-1), CHAVEX(-1), DEPVAR(-1).

for Eq. 6: INV(-1), CHGDP(-1), CHRWAGE(-1).

for Eq. 7: INV(-1), CHGDP(-1), CHRWAGE(-1), CHAVEX(-1), DEPVAR(-1).

(i) 5-year Cohort Data (1964-1982)

Eq.	Method	Coefficients						N S. E. Mean	F-stat. R-Square D. W.
		CONST	TIME	CHAVEX	CHGDP(-1)	INV	ρ		
1	OLS	0.508 (14.2**)	0.00361 (1.91+)	-0.0457 (-2.48*)	0.0845 (0.851)	-	-	19 0.0373 0.513	5.56** 0.527 0.958
2	AR1	0.594 (11.4**)	0.000262 (0.0719)	-0.0886 (-4.52**)	0.0699 (1.14)	-	0.780 (5.29**)	19 0.0294 0.126	24.8** 0.847 1.80
3	OLS	0.631 (2.76*)	0.00132 (0.343)	-0.0539 (-2.47*)	-	-0.0307 (-0.462)	-	19 0.0380 0.513	4.62* 0.511 0.945
4	IV	0.838 (1.78+)	-0.00182 (-0.248)	-0.0645 (-2.11+)	-	-0.0913 (-0.664)	-	19 0.0390 0.513	- (0.487) -
5	IV with AR1	1.09 (3.85**)	-0.00400 (-0.895)	-0.0848 (-3.82**)	-	-0.170 (-1.92+)	0.104 (0.370)	18 0.0304 0.462	- (0.667) -
6	IV	0.735 (1.66)	-0.000259 (-0.0374)	-0.0592 (-2.03+)	-	-0.0811 (-0.473)	-	19 0.0382 0.513	- (0.504) -
7	IV with AR1	1.03 (3.55**)	-0.00324 (-0.742)	-0.0819 (-3.78**)	-	-0.154 (-1.78+)	0.129 (0.456)	18 0.0299 0.450	- (0.676) -

(ii) 10-year Cohort Data (1964-1977)

Eq.	Method	Coefficients						N S. E. Mean	F-stat. R-Square D. W.
		CONST	TIME	CHAVEX	CHGDP(-1)	INV	ρ		
1	OLS	0.871 (20.8**)	-0.00458 (-2.32*)	-0.0169 (-0.815)	0.0393 (0.528)	-	-	14 0.0269 0.816	2.49 0.428 2.07
2	AR1	0.870 (21.6**)	-0.00454 (-2.42*)	-0.0162 (-0.814)	0.0386 (0.522)	-	-0.0754 (-0.242)	14 0.0268 0.873	1.97 0.409 1
3	OLS	0.848 (5.41**)	-0.00462 (-1.88+)	-0.0166 (-0.775)	-	0.00945 (0.206)	-	14 0.0272 0.816	2.36 0.414 2.15
4	IV	0.492 (1.19)	-0.000872 (-0.178)	-0.00550 (-0.189)	-	0.117 (0.943)	-	14 0.0338 0.816	- (0.247) -
5	IV with AR1	0.937 (1.60)	-0.00425 (-1.11)	-0.0358 (-0.592)	-	-0.0133 (-0.0803)	-0.266 (-0.795)	13 0.0254 1.01	- (0.897) -
6	IV	0.671 (2.12+)	-0.00275 (-0.715)	-0.0111 (-0.455)	-	0.0633 (0.669)	-	14 0.0289 0.816	- (0.351) -
7	IV with AR1	1.02 (2.73*)	-0.00472 (-1.75)	-0.0438 (-1.07)	-	-0.0361 (-0.343)	-0.270 (-0.797)	13 0.0248 1.01	- (0.908) -

(t-statistics in parentheses)

+ indicates significance at 10 % level (for coefficients only).

* indicates significance at 5 % level, while ** indicates significance at 1 % level.

Instruments other than CONST, TIME, CHAVEX:

for Eq. 4: INV(-1), CHGDP(-1).

for Eq. 5: INV(-1), CHGDP(-1), CHAVEX(-1), DEPVAR(-1).

for Eq. 6: INV(-1), CHGDP(-1), CHRWAGE(-1).

for Eq. 7: INV(-1), CHGDP(-1), CHRWAGE(-1), CHAVEX(-1), DEPVAR(-1).

Table 4 - 6
Industry: Wholesale and Retail

Schooling: High School

(i) 5-year Cohort Data (1964-1982)

Eq.	Method	Coefficients						N S. E. Mean	F-stat. R-Square D. W.
		CONST	TIME	CHAVEX	CHGDP(-1)	INV	ρ		
1	OLS	0.488 (6.41**)	-0.00537 (-1.14)	-0.0854 (-1.84+)	0.0113 (0.0413)	-	-	19 0.0538 0.275	11.8** 0.702 1.45
2	AR1	0.474 (6.84**)	-0.00881 (-1.80+)	-0.0517 (-1.25)	-0.0998 (-0.423)	-	0.374 (1.54)	19 0.0512 0.175	10.1** 0.670 1.86
3	OLS	0.621 (5.02**)	-0.00727 (-1.57)	-0.0740 (-1.64)	-	-0.0510 (-1.17)	-	19 0.0515 0.275	13.3** 0.727 1.72
4	IV	0.744 (4.51**)	-0.00900 (-1.79+)	-0.0631 (-1.32)	-	-0.0990 (-1.63)	-	19 0.0535 0.275	- (0.707) -
5	IV with AR1	0.773 (3.60**)	-0.0100 (-1.76+)	-0.0504 (-1.01)	-	-0.115 (-1.51)	0.137 (0.487)	18 0.0565 0.230	- (0.596) -
6	IV	0.806 (5.07**)	-0.00987 (-1.91+)	-0.0576 (-1.16)	-	-0.123 (-2.12+)	-	19 0.0560 0.275	- (0.686) -
7	IV with AR1	0.805 (3.85**)	-0.0105 (-1.82+)	-0.0482 (-0.949)	-	-0.127 (-1.73)	0.141 (0.498)	18 0.0579 0.229	- (0.582) -

(ii) 10-year Cohort Data (1964-1977)

Eq.	Method	Coefficients						N S. E. Mean	F-stat. R-Square D. W.
		CONST	TIME	CHAVEX	CHGDP(-1)	INV	ρ		
1	OLS	0.954 (7.71**)	-0.0169 (-1.94+)	-0.0690 (-1.68)	-0.483 (-1.60)	-	-	14 0.0517 0.505	19.3** 0.853 1.79
2	AR1	0.911 (7.64**)	-0.0179 (-2.10+)	-0.0590 (-1.49)	-0.379 (-1.35)	-	0.168 (0.544)	14 0.0513 0.424	19.9** 0.857 1.88
3	OLS	1.08 (7.35**)	-0.0135 (-1.73)	-0.0560 (-1.46)	-	-0.0950 (-2.11+)	-	14 0.0482 0.505	22.7** 0.872 2.41
4	IV	1.16 (6.10**)	-0.0136 (-1.69)	-0.0534 (-1.35)	-	-0.129 (-1.95+)	-	14 0.0495 0.505	- (0.866) -
5	IV with AR1	1.12 (7.95**)	-0.0101 (-1.31)	-0.0646 (-1.71)	-	-0.108 (-2.52*)	-0.251 (-0.754)	13 0.0471 0.602	- (0.869) -
6	IV	1.22 (6.53**)	-0.0137 (-1.63)	-0.0518 (-1.25)	-	-0.150 (-2.39*)	-	14 0.0517 0.505	- (0.856) -
7	IV with AR1	1.12 (7.98**)	-0.0102 (-1.32)	-0.0646 (-1.71)	-	-0.108 (-2.53*)	-0.254 (-0.762)	13 0.0471 0.603	- (0.869) -

(t-statistics in parentheses)

+ indicates significance at 10 % level (for coefficients only).

* indicates significance at 5 % level, while ** indicates significance at 1 % level.

Instruments other than CONST, TIME, CHAVEX:

for Eq. 4: INV(-1), CHGDP(-1).

for Eq. 5: INV(-1), CHGDP(-1), CHAVEX(-1), DEPVAR(-1).

for Eq. 6: INV(-1), CHGDP(-1), CHRWAGE(-1).

for Eq. 7: INV(-1), CHGDP(-1), CHRWAGE(-1), CHAVEX(-1), DEPVAR(-1).

Table 4 - 7
Industry: Wholesale and Retail

Schooling: College

(i) 5-year Cohort Data (1964-1982)

Eq.	Method	Coefficients						N S. E. Mean	F-stat. R-Square D. W.
		CONST	TIME	CHAVEX	CHGDP(-1)	INV	ρ		
1	OLS	0.463 (9.74**)	-0.00679 (-2.85*)	-0.00309 (-0.162)	0.161 (0.728)	-	-	19 0.0431 0.409	6.74** 0.574 2.35
2	AR1	0.452 (9.73**)	-0.00597 (-2.61*)	-0.00476 (-0.288)	0.182 (0.831)	-	-0.204 (-0.884)	18 0.0420 0.487	7.73** 0.624 2.19
3	OLS	0.487 (4.26**)	-0.00765 (-3.18**)	-0.00628 (-0.280)	-	0.00226 (0.0528)	-	19 0.0597 0.409	6.34** 0.559 2.42
4	IV	0.356 (1.93+)	-0.00617 (-2.07+)	-0.0200 (-0.722)	-	0.0521 (0.744)	-	19 0.0458 0.409	- (0.522) -
5	IV with AR1	0.299 (2.34*)	-0.00437 (-1.83+)	-0.0281 (-1.34)	-	0.0687 (1.45)	-0.471 (-1.91+)	18 0.0405 0.581	- (0.768) -
6	IV	0.420 (2.81*)	-0.00689 (-2.58*)	-0.0133 (-0.537)	-	0.0277 (0.491)	-	19 0.0443 0.409	- (0.549) -
7	IV with AR1	0.331 (2.86*)	-0.00481 (-2.12+)	-0.0240 (-1.21)	-	0.0567 (1.34)	-0.449 (-1.82+)	18 0.0402 0.572	- (0.746) -

(ii) 10-year Cohort Data (1964-1977)

Eq.	Method	Coefficients						N S. E. Mean	F-stat. R-Square D. W.
		CONST	TIME	CHAVEX	CHGDP(-1)	INV	ρ		
1	OLS	0.860 (11.6**)	-0.000871 (-0.235)	-0.0849 (-3.72**)	-0.00923 (-0.0387)	-	-	14 0.0401 0.642	6.79** 0.871 2.39
2	AR1	0.816 (12.2**)	0.000778 (0.227)	-0.0765 (-4.43**)	0.0494 (0.212)	-	-0.278 (-1.04)	13 0.0343 0.813	8.69** 0.743 2.59
3	OLS	0.920 (8.89**)	-0.000664 (-0.221)	-0.0828 (-3.75**)	-	-0.0250 (-0.678)	-	14 0.0393 0.642	7.25** 0.885 2.51
4	IV	0.790 (5.13**)	-0.000930 (-0.282)	-0.0869 (-3.55**)	-	0.0275 (0.474)	-	14 0.0295 0.642	- (0.623) -
5	IV with AR1	0.791 (12.1**)	0.000380 (0.230)	-0.0714 (-5.56**)	-	0.00717 (0.312)	-0.602 (-2.43)	13 0.0295 0.976	- (0.967) -
6	IV	0.905 (7.36**)	-0.000696 (-0.231)	-0.0833 (-3.75**)	-	-0.0186 (-0.410)	-	14 0.0393 0.642	- (0.684) -
7	IV with AR1	0.820 (13.4**)	0.000546 (0.343)	-0.0688 (-5.58**)	-	-0.00651 (-0.310)	-0.613 (-2.56)	13 0.0287 0.982	- (0.969) -

(t-statistics in parentheses)

+ indicates significance at 10 % level (for coefficients only).

* indicates significance at 5 % level, while ** indicates significance at 1 % level.

Instruments other than CONST, TIME, CHAVEX:

for Eq. 4: INV(-1), CHGDP(-1).

for Eq. 5: INV(-1), CHGDP(-1), DEPVR(-1).

for Eq. 6: INV(-1), CHGDP(-1), CHRWAGE(-1).

for Eq. 7: INV(-1), CHGDP(-1), CHRWAGE(-1), DEPVR(-1).

Table 4 - 8
Industry: Transportation and Communication

Schooling: High School

(i) 5-year Cohort Data (1964-1982)

Eq.	Method	Coefficients						N S. E. Mean	F-stat. R-Square D. W.
		CONST	TIME	CHAVEX	CHGDP(-1)	INV	ρ		
1	OLS	0.405 (10.3**)	-0.0121 (-4.74**)	-0.0636 (-4.14**)	0.416 (1.64)	-	-	19 0.0346 0.218	54.4** 0.916 1.45
2	AR1	0.429 (8.19**)	-0.0153 (-3.87**)	-0.0301 (-1.53)	-0.00116 (-0.0557)	-	0.728 (4.12**)	19 0.0310 0.0570	23.2** 0.825 1.66
3	OLS	0.193 (0.945)	-0.0110 (-2.98**)	-0.0714 (-3.80**)	-	0.0857 (1.30)	-	19 0.0356 0.218	51.1** 0.911 1.28
4	IV	-0.302 (-0.708)	-0.00287 (-0.396)	-0.0981 (-3.36**)	-	0.246 (1.78+)	-	19 0.0421 0.218	- (0.878) -
5	IV with AR1	-0.363 (-0.747)	-0.00188 (-0.229)	-0.108 (-2.65*)	-	0.270 (1.67)	-0.00445 (-0.0144)	18 0.0452 0.206	- (0.823) -
6	IV	-0.304 (-0.713)	-0.00283 (-0.390)	-0.0983 (-3.36**)	-	0.247 (1.79+)	-	19 0.0422 0.218	- (0.878) -
7	IV with AR1	-0.372 (-0.764)	-0.00172 (-0.209)	-0.108 (-2.65*)	-	0.273 (1.68)	-0.00392 (-0.0127)	18 0.0455 0.205	- (0.821) -

(ii) 10-year Cohort Data (1964-1977)

Eq.	Method	Coefficients						N S. E. Mean	F-stat. R-Square D. W.
		CONST	TIME	CHAVEX	CHGDP(-1)	INV	ρ		
1	OLS	0.798 (13.6**)	-0.0290 (-7.22**)	-0.0592 (-2.99*)	-0.0327 (-0.0994)	-	-	14 0.0318 0.387	77.7** 0.959 1.34
2	AR1	0.788 (11.8**)	-0.0284 (-6.62**)	-0.0569 (-2.60*)	-0.0400 (-0.129)	-	0.265 (0.800)	14 0.0310 0.288	67.4** 0.953 1.55
3	OLS	1.10 (7.16**)	-0.0361 (-9.01**)	-0.0290 (-1.39)	-	-0.121 (-2.09+)	-	14 0.0266 0.387	113.1** 0.971 1.80
4	IV	1.18 (5.09**)	-0.0379 (-6.56**)	-0.0212 (-0.776)	-	-0.151 (-1.70)	-	14 0.0269 0.387	- (0.971) -
5	IV with AR1	1.24 (5.95**)	-0.0395 (-7.34**)	-0.0109 (-0.308)	-	-0.177 (-2.01+)	-0.107 (-0.304)	13 0.0290 0.406	- (0.961) -
6	IV	1.24 (6.66**)	-0.0393 (-8.30**)	-0.0153 (-0.647)	-	-0.174 (-2.47*)	-	14 0.0277 0.387	- (0.969) -
7	IV with AR1	1.27 (6.93**)	-0.0404 (-8.45**)	-0.00559 (-0.175)	-	-0.192 (-2.54*)	-0.108 (-0.313)	13 0.0297 0.406	- (0.959) -

(t-statistics in parentheses)

+ indicates significance at 10 % level (for coefficients only).

* indicates significance at 5 % level, while ** indicates significance at 1 % level.

Instruments other than CONST, TIME, CHAVEX:

for Eq. 4: INV(-1), CHGDP(-1).

for Eq. 5: INV(-1), CHGDP(-1), CHAVEX(-1), DEPVAR(-1).

for Eq. 6: INV(-1), CHGDP(-1), CHRWAGE(-1).

for Eq. 7: INV(-1), CHGDP(-1), CHRWAGE(-1), CHAVEX(-1), DEPVAR(-1).

Table 4 - 9
Industry: Transportation and Communication

Schooling: College

(i) 5-year Cohort Data (1964-1982)

Eq.	Method	Coefficients						N S. E. Mean	F-stat. R-Square D. W.
		CONST	TIME	CHAVEX	CHGDP(-1)	INV	ρ		
1	OLS	0.311 (9.13**)	-0.00458 (-2.26*)	-0.0116 (-0.836)	0.729 (3.45**)	-	-	19 0.0298 0.305	26.5** 0.841 1.52
2	AR1	0.320 (8.89**)	-0.00468 (-2.10+)	-0.0151 (-1.14)	0.666 (3.09**)	-	0.225 (0.831)	19 0.0293 0.240	23.7** 0.826 1.77
3	OLS	0.342 (1.75)	-0.00897 (-2.79*)	-0.0109 (-0.590)	-	0.0221 (0.369)	-	19 0.0397 0.305	12.7** 0.718 1.16
4	IV	0.0468 (0.164)	-0.00486 (-1.11)	-0.0143 (-0.712)	-	0.113 (1.29)	-	19 0.0426 0.305	- (0.678) -
5	IV with AR1	0.218 (0.585)	-0.00585 (-0.963)	-0.0209 (-1.09)	-	0.0578 (0.505)	0.398 (1.59)	18 0.0385 0.185	- (0.651) -
6	IV	0.0883 (0.320)	-0.00543 (-1.28)	-0.0138 (-0.701)	-	0.100 (1.18)	-	19 0.0419 0.305	- (0.688) -
7	IV with AR1	0.246 (0.666)	-0.00631 (-1.05)	-0.0201 (-1.06)	-	0.0493 (0.434)	0.402 (1.61)	18 0.0382 0.184	- (0.655) -

(ii) 10-year Cohort Data (1964-1977)

Eq.	Method	Coefficients						N S. E. Mean	F-stat. R-Square D. W.
		CONST	TIME	CHAVEX	CHGDP(-1)	INV	ρ		
1	OLS	0.703 (11.5**)	-0.0167 (-4.77**)	-0.0111 (-0.566)	0.0312 (0.101)	-	-	14 0.0355 0.563	20.2** 0.858 0.931
2	AR1	0.669 (12.0)	-0.0136 (-3.08*)	-0.00984 (-0.705)	0.232 (0.934)	-	0.619 (2.48*)	14 0.0288 0.226	46.9** 0.936 1.14
3	OLS	0.958 (5.77**)	-0.0204 (-6.73**)	-0.0184 (-1.02)	-	-0.0729 (-1.53)	-	14 0.0301 0.563	25.7** 0.885 1.28
4	IV	0.933 (4.52**)	-0.0201 (-5.77**)	-0.0177 (-0.960)	-	-0.0654 (-1.10)	-	14 0.0302 0.563	- (0.885) -
5	IV with AR1	0.745 (3.10*)	-0.0153 (-2.95*)	-0.0112 (-0.706)	-	-0.0177 (-0.249)	0.434 (1.38)	13 0.0301 0.324	- (0.924) -
6	IV	1.04 (5.80**)	-0.0216 (-6.75**)	-0.0208 (-1.13)	-	-0.0972 (-1.89+)	-	14 0.0305 0.563	- (0.882) -
7	IV with AR1	0.919 (4.52**)	-0.0185 (-4.18**)	-0.0122 (-0.777)	-	-0.0681 (-1.14)	0.371 (1.19)	13 0.0291 0.358	- (0.920) -

(t-statistics in parentheses)

+ indicates significance at 10 % level (for coefficients only).

* indicates significance at 5 % level, while ** indicates significance at 1 % level.

Instruments other than CONST, TIME, CHAVEX:

for Eq. 4: INV(-1), CHGDP(-1).

for Eq. 5: INV(-1), CHGDP(-1), CHAVEX(-1), DEPVAR(-1).

for Eq. 6: INV(-1), CHGDP(-1), CHRWAGE(-1).

for Eq. 7: INV(-1), CHGDP(-1), CHRWAGE(-1), CHAVEX(-1), DEPVAR(-1).

Table 5
Partial Adjustment Model
(Non-linear Two Stage Least Squares Estimates)

(i) 5-year Cohort Data (Estimation Period: 1966-1982)

Industry Schooling (Job type)	Equa. No.	Coefficients						S. E. Mean R-square
		A0	A1	A2	A3	A4		
		(CONST)	(TIME)	(1 - λ)	CHAVEX	CHGDP(-1)	INV	
Manufacturing High School (Office)	1-PA	0.194 (0.381)	-0.00246 (-0.319)	0.442 (0.406)	-0.0518 (-0.657)	0.284 (0.310)	-	0.0303 0.232 (0.830)
	4-PA	0.148 (0.855)	-0.00225 (-0.595)	0.620 (1.99+)	-0.0401 (-1.50)	-	-0.00299 (-0.0840)	0.0235 0.232 (0.897)
	6-PA	0.131 (0.837)	-0.00190 (-0.549)	0.640 (2.40*)	-0.0388 (-1.57)	-	-0.000917 (-0.0274)	0.0233 0.232 (0.898)
Finance & Insurance High School	1-PA	0.0101 (0.0645)	0.00211 (0.602)	0.924 (1.60)	-0.0238 (-0.222)	-0.0519 (-0.0564)	-	0.0383 0.355 (0.763)
	4-PA	0.632 (2.11+)	-0.00598 (-1.49)	0.718 (4.42**)	-0.0450 (-1.59)	-	-0.163 (-2.26*)	0.0291 0.355 (0.862)
	6-PA	0.531 (1.94+)	-0.00469 (-1.24)	0.760 (4.82**)	-0.0409 (-1.47)	-	-0.139 (-2.10+)	0.0292 0.355 (0.861)
Finance & Insurance College	1-PA	0.465 (0.593)	-0.00232 (-0.168)	0.405 (0.453)	-0.120 (-1.24)	-0.806 (-0.428)	-	0.0965 0.514 (0.138)
	4-PA	0.700 (2.09+)	-0.00183 (-0.641)	0.400 (1.46)	-0.100 (-5.54**)	-	-0.120 (-1.83+)	0.0243 0.514 (0.837)
	6-PA	0.786 (2.43*)	-0.00217 (-0.742)	0.315 (1.21)	-0.0993 (-5.48**)	-	-0.132 (-2.01+)	0.0245 0.514 (0.833)
Wholesale and Retail High School	1-PA	0.0911 (0.164)	-0.00298 (-0.145)	1.07 (0.838)	-0.0328 (-0.507)	-0.873 (-0.215)	-	0.0829 0.258 (0.384)
	4-PA	0.259 (0.517)	-0.00269 (-0.284)	0.822 (1.07)	-0.0408 (-0.865)	-	-0.0646 (-0.681)	0.0621 0.258 (0.564)
	6-PA	0.343 (0.809)	-0.00428 (-0.584)	0.664 (1.37)	-0.0449 (-0.974)	-	-0.0679 (-0.764)	0.0584 0.258 (0.597)
Transportation & Communication High School	1-PA	0.121 (1.09)	-0.00499 (-0.805)	0.634 (3.30**)	0.0228 (0.683)	-0.356 (-0.579)	-	0.0297 0.191 (0.889)
	4-PA	-0.157 (-0.784)	0.00239 (0.529)	0.742 (3.90**)	0.00231 (0.105)	-	0.0591 (1.08)	0.0239 0.191 (0.928)
	6-PA	-0.159 (-0.794)	0.00249 (0.556)	0.749 (4.02**)	0.00207 (0.0950)	-	0.0589 (1.07)	0.0240 0.191 (0.928)
Transportation & Communication College	1-PA	0.165 (0.111)	-0.00777 (-0.158)	0.945 (0.0890)	-0.0151 (-0.155)	-1.08 (-0.0503)	-	0.0678 0.296 (0.348)
	4-PA	0.0673 (0.213)	-0.00164 (-0.276)	0.640 (1.70)	-0.0193 (-1.05)	-	0.0215 (0.226)	0.0411 0.296 (0.708)
	6-PA	0.0645 (0.204)	-0.00149 (-0.251)	0.664 (1.83+)	-0.0193 (-1.06)	-	0.0191 (0.203)	0.0412 0.296 (0.707)

t-statistics in Parentheses.

Instruments other than CONST, TIME, CHAVEX, CHAVEX(-1) are:

CHGDP(-2) and DEPVAR(-2) for Equation 1-PA.

CHGDP(-2), CHGDP(-1), INV(-1), DEPVAR(-2) for Equation 4-PA.

CHGDP(-2), CHGDP(-1), INV(-1), CHRWAGE(-1) and DEPVAR(-2) for Equation 6-PA.

Table 5
 Partial Adjustment Model
 (Non-linear Two Stage Least Squares Estimates)

(ii) 10-year Cohort Data (Estimation Period: 1966-1977)

Industry Schooling (Job type)	Eque. No.	Coefficients						S. E. Mean R-square
		A0	A1	A2	A3	A4		
		(CONST)	(TIME)	(1 - λ)	CHAVEX	CHGDP(-1)	INV	
Manufac- turing	1-PA	1.15 (0.714)	-0.0223 (-0.793)	-0.272 (-0.176)	-0.0668 (-1.41)	-0.208 (-0.588)	-	0.0332 0.422 (0.881)
	4-PA	1.04 (1.07)	-0.0171 (-1.06)	-0.120 (-0.131)	-0.0777 (-1.78)	-	-0.00520 (-0.0746)	0.0296 0.422 (0.905)
	6-PA	0.893 (0.956)	-0.0150 (-0.949)	0.0299 (0.0345)	-0.0733 (-1.61)	-	-0.00833 (-0.135)	0.0275 0.422 (0.918)
Finance & Insurance	1-PA	-0.284 (-0.366)	0.00899 (0.795)	1.20 (1.69)	-0.0778 (-1.50)	-0.0223 (-0.213)	-	0.0293 0.673 (0.920)
	4-PA	0.723 (1.27)	-0.00147 (-0.240)	0.703 (2.33+)	-0.0726 (-2.75*)	-	-0.149 (-1.77)	0.0188 0.673 (0.965)
	6-PA	0.770 (1.60)	-0.00199 (-0.378)	0.686 (2.48*)	-0.0713 (-2.71*)	-	-0.159 (-2.49*)	0.0188 0.673 (0.965)
Transport- ation & Communi- cation	1-PA	0.634 (0.275)	-0.0120 (-0.198)	0.00323 (0.00110)	-0.00856 (-0.173)	0.266 (0.321)	-	0.0361 0.542 (0.781)
	4-PA	0.763 (0.870)	-0.0158 (-0.794)	0.0822 (0.0940)	-0.0144 (-0.550)	-	-0.0382 (-0.437)	0.0341 0.542 (0.805)
	6-PA	0.370 (0.633)	-0.00602 (-0.426)	0.631 (1.00)	-0.00906 (-0.542)	-	-0.0420 (-0.631)	0.0321 0.542 (0.827)

t-statistics in Parentheses.

Instruments other than CONST, TIME, CHAVEX, CHAVEX(-1) are:

CHGDP(-2) and DEPVAR(-2) for Equation 1-PA.

CHGDP(-2), CHGDP(-1), INV(-1), DEPVAR(-2) for Equation 4-PA.

CHGDP(-2), CHGDP(-1), INV(-1), CHRWAGE(-1) and DEPVAR(-2) for Equation 6-PA.

第6表 年功賃金スロープ・景気指標間の相関

	景気動向指標			
	粗生産成長率 (CHGDP(-1))		投資率 (INV)	
	5年	10年	5年	10年
製造業				
高卒生産労働者	-(?)	0	-	-(?)
高卒事務労働者	0	0	0	-(?)
大卒事務労働者	0	0	0	0
金融・保険業				
高卒労働者	0	0	-	-(?)
大卒労働者	+(?)	0	-(?)	0
卸売・小売労働者				
高卒労働者	0	-(?)	-(?)	-
大卒労働者	0	0	+(?)	0
運輸通信労働者				
高卒労働者	0	0	+(?)	-
大卒労働者	+	0	0	-(?)

計測期間：

5年スロープ： 1964-1982年
 10年スロープ： 1964-1977年

記号の説明：

- は、年功賃金スロープが景気動向とは逆方向に変化し、参入料・保証金効果の存在と整合的な結果を示す。
- + は、年功賃金スロープが景気動向と同方向に変化することを示す。
- (?)は、有意性は充分でないがかなり強い傾向のある場合、ないし有意であっても他に矛盾する結果があり、必ずしもローバストだと判定できないことを示す。
- (?)のつかない符号は、誤差項の時系列相関の有無・惰性効果を考慮した上でなお一つ以上の方程式の中で有意水準10%以上で統計的に有意な符号であることを示す。
- 0 は、定式化に依存して特定の方向性が認められないか、あるいは定式化を通じて符号は一定であっても、有意性が低いことを示す。

第7表 構造変化テスト

産業・学歴 (職種)	Cohort 期間	推定区間の境界					
		1970-1	1971-2	1972-3	1973-4	1974-5	1975-6
製造業 高卒(生産)	5年	4.58*	4.83*	6.34**	7.69**	2.19	2.44
	10年	1.35	1.30	2.20	2.49	1.28	1.87
高卒(事務)	5年	3.62	9.13**	12.0**	9.87**	10.2**	5.78**
	10年	0.70	0.27	1.97	2.41	3.21	2.01
大卒	5年	3.68	2.49	2.27	3.18	2.59	2.69
	10年	0.41	0.40	2.16	0.77	0.79	1.17
金融・保険業 高卒	5年	16.9**	27.7**	24.8**	24.9**	27.6**	18.8**
	10年	11.0**	10.6**	19.2**	24.0**	20.5**	28.8**
大卒	5年	16.8**	19.4**	17.3**	18.7**	6.58**	5.38*
	10年	3.04	0.56	3.11	2.86	3.04	4.43*
卸売・小売業 高卒	5年	2.09	2.28	2.08	1.79	2.24	3.43*
	10年	1.56	1.52	4.10*	1.05	1.03	1.22
大卒	5年	1.48	2.55	0.76	0.60	0.69	0.56
	10年	0.37	0.35	0.94	1.07	1.36	0.14
運輸・通信業 高卒	5年	3.37*	3.01	3.39*	5.01*	7.25**	6.60**
	10年	5.70*	1.72	4.83*	4.12*	3.19	4.71*
大卒	5年	2.19	1.03	1.15	2.21	2.20	1.83
	10年	6.53*	3.22	4.36*	5.18*	6.34*	9.12**
5年スロープ 臨界値(5%)		F(4/11) = 3.36	F(4/11) = 3.36	F(4/11) = 3.36	F(4/11) = 3.36	F(4/11) = 3.36	F(4/11) = 3.36
臨界値(10%)		= 5.67	= 5.67	= 5.67	= 5.67	= 5.67	= 5.67
10年スロープ 臨界値(5%)		F(4/6) = 4.53	F(4/6) = 4.53	F(5,10) = 3.33	F(4,10) = 3.48	F(3,10) = 3.71	F(2,10) = 4.10
臨界値(10%)		= 9.15	= 9.15	= 5.64	= 5.99	= 6.55	= 7.56

説明：

第4表 方程式1の期間別推定にもとづくF-検定。

* は有意水準5%、** は有意水準10%で構造変化なしとの帰無仮説が棄却されることを示す。

第8表 1970年代前半を境とする年功賃金
スロープと景気指標との相関関係
をめぐる構造変化

産業 学歴-職種	景気動向指標					
	粗生産成長率 CHGDP(-1)			投資率 (INV)		
	5年		10年	5年		10年
	前期	後期	前期	前期	後期	前期
製造業						
高校卒-生産	[-(?)] - 0		[0] -	[-] - 0		[-(?)] -
高校卒-事務	[0] + 0		[0] 0	[0] 0 0		[-(?)] -(?)
大学卒	[0]		[0]	[0]		[0]
金融・保険業						
高校卒	[0] +(?) -(?)		[0] 0	[-] -(?) 0		[-(?)] -(?)
大学卒	[+(?)] + +(?)		[0] 0	[-(?)] 0 -		[0] +(?)
卸売・小売業						
高校卒	[0] -(?) 0		[-(?)] -(?)	[-(?)] -(?) +(?)		[-] -(?)
大学卒	[0]		[0]	[+(?)]		[0]
運輸・通信業						
高校卒	[0] + 0		[0] -	[+(?)] 0 0		[-] -
大学卒	[+]		[0] 0	[0]		[-(?)] 0

Notes: Assignment of signs follows the rules explained at the foot of Table 6. Signs in brackets refer to those found in Table 6, i.e., covering the whole period. Items without entry of signs refer to cases with little indication of structural change.

補表1 年功賃金スロープの
期間別トレンド

(単位: %/年)

産業 学歴-職種		境界	前期	後期	全期間
製造業					
高校卒-生産	5年	1973-4	-2.87 (-4.95**)	0.07 (0.20)	-0.65 (-3.83**)
	10年	-1973	-3.01 (-2.41+)	-	-0.62 (-1.52)
高校卒-事務	5年	1973-4	-2.06 (-3.69*)	[0.35] (1.84)	[-1.31] (-3.46**)
	10年	-1973	[-2.88] (-4.75**)	-	[-1.86] (-4.45**)
金融・保険業					
高校卒	5年	1974-5	[-1.34] (-1.82)	[2.03] (9.83**)	[-0.22] (-0.43)
	10年	-1974	-2.29 (-7.68**)	-	[-0.59] (-0.91)
大学卒	5年	1973-4	-2.33 (-5.17**)	[1.49] (5.36**)	[0.03] (0.07)
	10年	-1973	-1.45 (-1.43)	-	-0.46 (-2.32*)
卸売・小売業					
高校卒	5年	1973-4	-2.08 (-1.76)	0.59 (1.02)	-0.54 (-1.14)
	10年	-1973	-2.05 (-1.47)	-	-1.69 (-1.94+)
運輸・通信業					
高校卒	5年	1974-5	[-1.96] (-4.25**)	0.21 (1.43)	[-1.53] (-3.87**)
	10年	-1973	-3.80 (-6.54**)	-	-2.90 (-7.22**)
大学卒	10年	-1973	-2.08 (-5.77**)	-	[-1.36] (-3.08*)

Notes: Estimates based on Eq. 1 or Eq. 2. The choice between the two equations follows that of Table A-2. Bracketed figures are coefficients estimated by Eq. 2. Numbers in parentheses are estimated t-statistics.

補表 2: 期間別推定結果

産業 学歴(職種)	期間別係数										
	1964-1970	1964-1971	1972-1982	1964-1972	1973-1982	1964-1973	1974-1982	1964-1974	1975-1982	1964-1975	1976-1982
製産業											
高校卒-生産 Eq. 1 (GDP)	-0.462 (-1.05)	-0.510 (-1.96)	-0.154 (-1.32)	-0.553 (-3.08*)	-0.143 (-1.37)	-0.553 (-3.37*)	-0.111 (-1.12)	-0.423 (-1.72)	-0.141 (-0.853)	-0.465 (-2.27+)	-0.0981 (-0.632)
Eq. 4 (INV)	-0.115 (-0.108)	-0.149 (-1.83)	-0.0210 (-0.484)	-0.143 (-2.57*)	-0.0653 (-1.99+)	-0.133 (-2.59*)	-0.0580 (-1.13)	-0.123 (-2.62*)	-0.0718 (-0.813)	-0.120 (-3.36*)	0.0160 (0.146)
Eq. 6 (INV)	-0.140 (-1.34)	-0.147 (-2.15+)	-0.0280 (-0.652)	-0.143 (-2.80*)	-0.0815 (-1.88)	-0.135 (-2.71*)	-0.0482 (-0.959)	-0.135 (-3.04*)	-0.0517 (-0.603)	-0.125 (-3.51**)	0.0649 (0.655)
高校卒-事務 Eq. 1, [2] (GDP)	[0.795] (3.69*)	[0.828] (4.86**)	[-0.201] (-2.13+)	0.295 (1.22)	[-0.133] (-2.35+)	0.222 (0.954)	[-0.131] (-2.12+)	[0.0773] (0.434)	-0.0223 (-0.563)	[-0.153] (-0.963)	-0.0213 (-0.481)
Eq. 4, [5] (INV)	-0.661 (b) (-0.412)	-0.160 (-0.900)	-0.0601 (-0.814)	-0.0236 (-0.217)	[-0.0532] (-1.24)	0.105 (0.557)	-0.0608 (-1.37)	0.288 (0.742)	0.0103 (0.430)	0.0168 (0.229)	[-0.0531] (2.60+)
Eq. 6, [7] (INV)	0.0388 (0.271)	-0.0187 (-0.239)	-0.0607 (-0.820)	0.0375 (0.505)	[-0.0594] (-1.36)	0.106 (0.984)	-0.0647 (-1.45)	0.174 (1.18)	[0.0273] (2.09)	0.0488 (0.667)	0.0419 (0.718)
金融・保険業											
高校卒 Eq. 1, [2] (GDP)	0.362 (1.58)	[0.356] (1.01)	0.0832 (1.27)	[0.392] (1.35)	0.0633 (1.01)	[0.330] (1.38)	0.0462 (0.485)	[0.344] (1.56)	[-0.140] (-1.63)	[0.246] (1.50)	[-0.161] (-1.45)
Eq. 4, [5] (INV)	-0.146 (-1.34)	-0.331 (-1.04)	-0.146 (-0.705)	-0.211 (-1.21)	-0.103 (-0.510)	-0.337 (-0.972)	[0.129] (1.95)	-0.290 (-1.31)	-0.0183 (-0.155)	-0.317 (-1.22)	0.134 (0.196)
Eq. 6, [7] (INV)	-0.133 (-1.39)	-0.332 (-1.04)	0.0253 (0.232)	-0.164 (-1.15)	0.0341 (0.383)	-0.351 (-0.991)	[0.0977] (1.53)	-0.300 (-1.33)	-0.0243 (-0.231)	-0.339 (-1.34)	0.00798 (0.0241)
大卒 Eq. 1, [2] (GDP)	[1.49] (3.78*)	[1.58] (4.44*)	0.0748 (1.83)	0.393 (2.43+)	0.0726 (2.11+)	0.375 (3.22*)	[0.134] (1.98)	0.0907 (0.778)	0.110 (2.21+)	-0.00212 (-0.0241)	[0.00740] (0.204)
Eq. 4 (INV)	-0.972 (a) (-0.392)	-1.04 (a) (-0.408)	-0.187 (-1.70)	-0.951 (a) (-0.468)	-0.156 (-1.59)	0.238 (1.30)	-0.110 (-2.75*)	0.157 (1.18)	-0.117 (-2.77*)	0.152 (1.29)	-0.249 (-0.743)
Eq. 6 (INV)	0.0517 (0.301)	0.0367 (0.243)	-0.116 (-2.14+)	0.0944 (0.444)	-0.142 (-1.58)	0.138 (1.77)	-0.108 (-2.71*)	0.184 (1.29)	-0.101 (-2.42+)	0.175 (1.41)	0.0315 (0.143)
卸売・小売業											
高校卒 Eq. 1 (GDP)	-0.493 (-0.889)	-0.513 (-1.10)	0.188 (0.666)	-0.428 (-1.05)	0.192 (0.628)	-0.264 (-0.679)	-0.0893 (-0.229)	-0.275 (-0.759)	-0.325 (-0.822)	-0.302 (-1.07)	0.178 (0.848)
Eq. 4 (INV)	0.300 (a) (0.496)	0.206 (0.444)	0.205 (1.91+)	0.0311 (0.112)	0.218 (1.89)	-0.147 (-0.437)	0.432 (3.14*)	-0.169 (-0.532)	0.537 (2.12)	-0.117 (-1.07)	-0.191 (-0.260)
Eq. 6 (INV)	-0.103 (-0.432)	-0.115 (-0.613)	0.149 (1.46)	-0.137 (-0.766)	0.144 (1.29)	-0.260 (b) (-1.10)	0.417 (3.10*)	-0.233 (b) (-1.29)	0.592 (2.25+)	-0.129 (-1.61)	0.0940 (0.300)
運輸・通信業											
高校卒 Eq. 1, [2] (GDP)	[1.03] (8.42**)	[0.472] (2.62+)	[0.246] (2.49*)	[0.332] (1.59)	[0.419] (6.54**)	[0.339] (1.97+)	0.296 (1.18)	[0.354] (2.27+)	-0.0766 (-0.465)	[0.197] (1.58)	-0.110 (-0.551)
Eq. 4 (INV)	-0.185 (-0.760)	-0.0689 (-0.450)	0.197 (1.56)	-0.0156 (-0.131)	0.341 (0.767)	-0.0156 (-0.167)	0.219 (0.692)	0.0856 (0.739)	-0.0285 (-0.234)	0.0965 (0.822)	-1.14 (a) (-0.227)
Eq. 6 (INV)	-0.0561 (-0.369)	-0.0128 (-0.109)	0.213 (1.62)	0.0122 (0.125)	0.419 (0.803)	-0.000983 (-0.0121)	0.337 (0.847)	0.0193 (0.280)	-0.00411 (-0.0871)	0.0224 (0.333)	-0.0472 (-0.373)

Notes: (a) estimate unreliable because the accompanying estimate of the rate of return on duration of service is extremely high and simultaneously, the entire regression is very poor in terms of estimated standard error.
 (b): estimate may not be reliable because the accompanying estimate of the rate of return on duration of service takes a relatively large negative value.

Figures in brackets are based on AR1 estimation. The criterion for reporting the AR1 estimate is (1) the signs given in Table 6 for the current group is based on AR1 estimate, (2) the t-statistic for ρ estimated for the current sub-period is greater than unity in absolute value, and (3) the estimated coefficients do not incur problems referred to as (a) and (b).

補表2: 期間別 推定結果

(ii) 10年 コーホート

産業 学歴(職種)	期間別係数						全区間
	1964-1970	1964-1971	1964-1972	1964-1973	1964-1974	1964-1975	1964-1977
製造業							
高校卒-生産 Eq. 1 (GDP)	-0.826 (-1.50)	-0.826 (-1.50)	-0.763 (-1.84)	-0.604 (-2.32+)	-0.338 (-1.50)	-0.325 (-1.58)	-0.0996 (-0.638)
Eq. 4 (INV)	-0.174 (-1.88)	-0.174 (-1.88)	-0.0954 (-1.45)	-0.110 (-1.89)	-0.134 (-2.34+)	-0.148 (-1.68)	-0.0396 (-0.347)
Eq. 6 (INV)	-0.175 (-1.88)	-0.175 (-1.88)	-0.0943 (-1.44)	-0.110 (-1.89)	-0.133 (-2.33+)	-0.151 (-1.95+)	-0.0720 (-0.716)
高校卒-事務 Eq. 1, [2] (GDP)	0.251 (0.695)	[0.0346] (0.128)	[0.0410] (0.174)	[0.0128] (0.0670)	[0.0221] (0.127)	[-0.108] (-0.597)	[0.0259] (0.212)
Eq. 4, [5] (INV)	-0.471 (b) (-1.16)	-0.267 (b) (-1.76)	-0.302 (b) (-1.26)	-0.129 (-1.40)	[-0.0651] (-1.03)	-0.278 (b) (-0.552)	[-0.125] (-1.74)
Eq. 6, [7] (INV)	-0.132 (-0.807)	-0.129 (-1.63)	-0.0936 (-1.07)	-0.0471 (-0.632)	[-0.0437] (-0.770)	0.0490 (0.281)	[-0.116] (-1.72)
金融・保険業							
高校卒 Eq. 1, [2] (GDP)	0.0686 (0.164)	0.0592 (0.159)	0.143 (0.623)	0.131 (0.764)	-0.104 (-0.908)	-0.161 (-2.37*)	[0.0212] (0.295)
Eq. 4 (INV)	-0.143 (-1.76)	-0.141 (-1.41)	-0.130 (-2.01)	-0.164 (-1.47)	-0.0933 (-0.816)	-0.137 (-0.933)	-0.144 (-0.665)
Eq. 6 (INV)	-0.155 (-2.21)	-0.159 (-1.78)	-0.129 (-2.00)	-0.169 (-1.64)	-0.150 (-1.22)	-0.185 (-1.21)	-0.283 (-1.58)
大学卒 Eq. 1 (GDP)	0.813 (b) (4.04*)	0.540 (1.37)	0.259 (0.895)	0.187 (0.671)	-0.0224 (-0.173)	0.00865 (0.108)	0.0393 (0.528)
Eq. 4 (INV)	0.0892 (0.998)	0.149 (1.65)	0.0715 (0.766)	0.0958 (0.985)	0.204 (1.29)	0.201 (1.40)	0.117 (0.943)
Eq. 6 (INV)	0.0774 (0.934)	0.142 (1.66)	0.0833 (0.913)	0.0716 (0.755)	0.0588 (0.613)	0.104 (1.05)	0.0632 (0.669)
卸売・小売業							
高校卒 Eq. 1 (GDP)	-0.526 (-1.22)	-0.561 (-1.58)	-0.506 (-1.64)	-0.305 (-0.765)	-0.364 (-0.968)	-0.486 (-1.60)	-0.483 (-1.60)
Eq. 4 (INV)	0.534 (c) (0.456)	0.232 (c) (0.0478)	-0.399 (b, c) (-0.386)	-0.456 (-0.418)	-0.308 (-0.613)	-0.236 (-1.30)	-0.129 (-1.95+)
Eq. 6 (INV)	-0.113 (-0.618)	-0.144 (-1.12)	-0.176 (-1.35)	-0.440 (-1.15)	-0.312 (-1.59)	-0.238 (-2.14+)	-0.150 (-2.39*)
運輸・通信業							
高校卒 Eq. 1 (GDP)	-0.591 (-3.12+)	-0.0996 (-0.253)	-0.0997 (-0.300)	-0.193 (-0.576)	0.0860 (0.290)	0.0991 (0.363)	-0.0327 (-0.0994)
Eq. 4 (INV)	-0.206 (-2.17)	-0.0680 (-0.515)	-0.0453 (-0.422)	-0.0542 (-0.556)	-0.0237 (-0.201)	-0.0322 (-0.290)	-0.151 (-1.70)
Eq. 6 (INV)	-0.150 (-2.36+)	-0.0177 (-0.174)	-0.0239 (-0.277)	-0.0442 (-0.552)	-0.0693 (-1.03)	-0.0722 (-1.15)	-0.174 (-2.47*)
大学卒 Eq. 1, [2] (GDP)	0.279 (0.830)	[0.131] (0.507)	0.182 (0.586)	0.235 (0.893)	0.291 (1.24)	0.303 (1.37)	[0.232] (0.934)
Eq. 4 (INV)	0.0698 (0.535)	-0.0416 (-0.351)	0.0442 (0.445)	0.0689 (0.908)	0.0897 (1.02)	0.0644 (0.825)	-0.0654 (-1.10)
Eq. 6 (INV)	0.0395 (0.434)	-0.0426 (-0.456)	0.0158 (0.182)	0.0456 (0.661)	0.00399 (0.0703)	0.00664 (0.124)	-0.0972 (-1.89+)

Notes: Numbers in parentheses are estimated t-statistics.

.(b): estimate may not be reliable because the accompanying estimate of the rate of return on duration of service takes a relatively large negative value.

.(c): estimate unreliable because the entire regression is very poor in terms of estimated standard error, and at least, is far inferior to the equation with the alternative set of instruments.

.For figures in brackets see the explanation at the foot of Part (i) of this table with condition (3) changed to read: the estimated coefficients do not incur problems referred to as (b) and (c).