

日本企業の賃金・勤続プロファイルについて：なぜ年功賃金なのか？
(On the Wage-Tenure Profile of the Japanese Firms)

江口潜
新潟産業大学
eguchi@econ.nsu.ac.jp

新潟産業大学経済学部ディスカッション・ペーパーNo. 27

2003年7月4日

要旨

本稿では、日本企業において賃金体系が、勤続にともない長期間賃金上昇が続く、いわゆる「年功賃金」体系になっていること的主要原因は労働者の企業特殊的人的資本蓄積への報酬によるため（それを本稿では人的資本理論に基づく仮説とよぶ）であるのか、それとも労働者が「手抜き」をしないよう、雇用後しばらくは賃金支払いを留保しているため（それは一般的にインセンティブ仮説と呼ばれている）であるのか、そのいずれであるのか、ということをも日本の製造業の男子ホワイトカラー労働者について、1981年、1986年、1991年および1996年の「賃金構造基本統計調査」の、公表されている集計データを用いて実証的に調べる。

まず、製造業企業全体では、1981年と1996年の2つの年について人的資本理論に基づく仮説を積極的に支持する結果が得られる一方、全ての年についてインセンティブ仮説に対して非斉合的な結果が得られる。さらに、企業規模によりデータを分けて分析を行った結果、1981年においては中企業と大企業において、また1996年においては小企業の場合に人的資本理論に基づく仮説を積極的に支持する結果が得られる。また全ての規模の企業について、全ての年についてインセンティブ仮説とは非斉合的な結果が得られる。

1. はじめに

日本企業においては、「終身雇用」という言葉が示唆するように労働者は一つの企業に長く在職し、長い勤続年数を蓄積することが一般的である。そして労働者の賃金は、勤続年数が長くなり、勤続年数と年齢が上昇すると共に長期間にわたって上昇していく。このような、勤続にともない長期間にわたって賃金が上昇していく賃金制度は一般に「年功賃金制度」と呼ばれている。その際、日本企業においてはとりわけ勤続年数の伸びに応じた賃金上昇の大きさ(それを賃金・勤続スロープと呼ぶことにする)が大きい(例えば Hashimoto and Raisian 1985)。本稿は、日本企業において勤続年数とともに賃金が長期にわたり上昇する賃金体系がとられている理由を、実証的に明らかにすることを試みる。

日本企業において賃金が勤続とともに上昇していく賃金体系が採られている理由として、2つの有力な仮説がある。1つは人的資本理論に基づく仮説であり、もう1つはインセンティブ仮説と呼ばれるものである¹。人的資本理論に基づく仮説は、労働者の賃金は、その労働者の生産性に応じて決まるが、その生産性を決めているのは一般的人的資本と、企業特殊的人的資本という2種類の人的資本の蓄積量であり、そのため賃金は、そのような2種類の人的資本の蓄積量と投資費用の負担のあり方により決定されると考える。そして労働者の賃金が勤続年数とともに上昇するのは、日本企業では企業特殊的人的資本投資が盛んであり、労働者が若年時に、企業特殊的人的資本の投資に対する費用をある程度自己負担するため賃金が低くなり、勤続年数が経つにつれ、そのような投資が減ると同時に、蓄積されてきた企業特殊的人的資本の量が増え、その結果その労働者自身の生産性も高くなるからと考える。²他方、インセンティブ仮説は、日本企業においては、賃金は労働者が「手抜き」をした場合、それが発見され、懲罰的に解雇された場合に失う損失を大きくすべく「若い時に賃金支払いを留保しておいて、(手抜きが発見されなかった)将来、ベテランになったときに、その分もまとめて払う」というシステムになっているのであり、そうであるが故にその賃金は勤続早期には低く、勤続後期になれば上がる、という上昇プロファイルを描く、とする仮説である。³

日本企業において労働者の賃金が勤続とともに上昇することについて、これら2つの有力な仮説すなわち人的資本理論に基づく仮説およびインセンティブ仮説の、いずれが主要な要因であるかということテーマとする研究は、大日・浦坂(1997)によって行われている。そこでは Lazear and Moore (1984)に基づき雇用者(労働者)と自営業者(self-employed)の賃金・勤続スロープの差がインセンティブによる部分(それは雇用者のみについて存在するはず)とリスクプレミアムによる部分によってもたらされているこ

¹ 日本の賃金・勤続スロープが大きい(急である)ことの要因としては他にも2つの仮説(learning モデルと matching 仮説)がある。これらの仮説については大日・浦坂(1997)を参照されたい。

² 人的資本理論については Becker(1962, 1964)の他、中馬(1995)などを参照されたい。

³ インセンティブ仮説については Lazear (1979, 1981) および大日・浦坂(1997)を参照されたい。

とを提唱し、両者の賃金・勤続スロープの差の中にインセンティブ要因がもたらす影響の大きさが十分に見出せるか否かということを検証している。そして大日・浦坂は人的資本理論に基づく仮説が有力であることを示している。

本稿の目的は、大日・浦坂（1997）同様、日本企業における賃金体系が、勤続にともない長期間、賃金上昇するものになっていることの原因は上述の2つの仮説の内容のうちいずれであるのか、ということを実証的に調べることである。その際本稿は、日本企業では学校教育を終了した段階ですぐに企業に入社し、その後転職を経験しないいわゆる「標準労働者」が一般的であり、別の企業での勤務経験を経て企業に入社してくる中途採用労働者は相対的に少数である点に注目する。本稿では、前者の標準労働者および学校教育終了後、比較的短期間だけ社会人経験を積んで企業に入社して勤続している労働者を「生え抜き労働者」と呼び、それ以外の、ある程度長い社会人経験を積んで、年齢が高くなってから現在所属する企業に入社してきた労働者のことを「中途採用労働者」と呼んで、労働者全体を、これら2つの範疇に区別する。⁴すると企業特殊的人的資本は（もしそれが実際に行われており、したがって人的資本理論に基づく仮説が正しいとすると）その投資量には生え抜き労働者と中途採用労働者との間では大きな差があると考えられるであろう。すなわち、生え抜き労働者がそのような企業特殊的人的資本投資を多く受けているのに対し、中途採用労働者はそのような企業特殊的人的資本投資をあまり受けていないと考えられよう。⁵そして、もし日本企業における勤続に伴う賃金上昇が、企業特殊的人的資本の存在とその費用の労働者による負担が原因で生じている現象であるならば、企業特殊的人的資本投資が多く行われる生え抜き労働者の賃金上昇の方が、（それがあまり行われぬ）中途採用労働者のそれよりも、急激になっているはずである。一方、もしインセンティブ仮説が正しいとすれば、生え抜き労働者は定年までの期間が長いため、手抜きをしてそれが見抜かれた場合の罰（punishment）となる、若い時の賃金の支払い留保分は（「小額ずつを長期間に渡って支払い留保すればよい」という事情から）少なくてもよく、したがって勤続に伴う賃金上昇は比較的なだらかになるはずである。一方、中途採用労働者は定年までの期間が短いため、定年までの短期間に手抜きをすることなく働いてもらうためには、手抜き発覚時の罰となる、雇用後早期での賃金支払いの留保分はかなり大きくなくてはならないであろう。したがって中途採用労働者の勤続に伴う賃金上昇の度合いは生え抜き労働者のそれよりも急激になるはずである。このように、人的資本理論に基づく仮説とインセンティブ仮説は、生え抜き労働者の賃金・勤続スロープと中途採用労働者のそれとの関係について、正反対の関係を示唆する。そのためそれらのうち、いずれの方のスロープが急であるかを調べれば、日本企業における労働者の賃金が勤続に伴い長期間上昇する体系に

⁴ 実証分析の際、労働者をこれら2つの範疇にどのように分類するか、その定義は後のセクションで詳しく述べられる。

⁵ 実際、中途採用労働者はしばしば「即戦力」などと言われるが、即戦力とは「人的資本投資をする必要がなく、それを行わない労働者」であることを示唆していると考えられる。

なっている主要な原因は、人的資本理論に基づく仮説の主張する内容によるものなのか、インセンティブ仮説の主張する内容によるものなのか区別することができる。これが本稿の主要なアイデアであり、実証的に検証しようとする仮説である。

本稿のアプローチは長所と短所を持つ。まず、長所としては、大日・浦坂（1997）のように自営業者の賃金と雇用者（労働者）の賃金を同時に用いるということをしておらず、労働者の賃金データのみを実証分析の際の対象として用いている。大日・浦坂（1997）では自営業者と雇用者について、いずれも同一企業に勤務する以上はそこで蓄積される企業特殊的人的資本の量（蓄積の速度）が共通している、という想定を置いている。このような想定が「きつい」ものであることは大日・浦坂（1997）も述べているところである。本稿は、労働者の賃金データのみを用いているので、そのような想定のは是非については議論する必要がない。

一方、本稿のアプローチでは、人的資本理論に基づく仮説とインセンティブ仮説の両方が作用していた場合、その各々がどの程度、賃金・勤続スロープの大きさに貢献しているか、といった「程度の問題」については、計測することができない。すなわち本稿が明らかにしようとしていることは、あくまでも2つの仮説のうち、いずれが主要な要因であると言えるか、という問であり、では、それら2つの仮説が提唱する各要因のそれぞれが一体どの程度の割合で影響しているかといったことまでは分析はできない。

本稿は1981年、1986年、1991年および1996年の4つの年について賃金構造基本統計調査（賃金センサス）の、公表されている集計データを用いて上に述べた仮説の検証を行う。主要な結果は以下の通りである。まず、製造業企業全体では、1981年と1996年の2つの年について人的資本理論に基づく仮説を積極的に支持する結果が得られる一方、全ての年についてインセンティブ仮説に対して非斉合的な結果が得られる。さらに、企業規模によりデータを分けて分析を行った結果、1981年においては中企業と大企業において、また1996年においては小企業の場合に人的資本理論に基づく仮説と斉合的な結果が得られる。また全ての規模の企業について、全ての年についてインセンティブ仮説とは非斉合的な結果が得られる。これらの結果内容は大日・浦坂（1997）のそれと一致しており、日本企業の賃金体系が年功賃金制度になっていることの要因として、人的資本理論に基づく仮説が有力であることを示唆する証拠の一つであると見なすことができる。

以下の本稿の構成は次の通りである。次の第2節では、人的資本理論に基づく仮説から得られる賃金決定式、インセンティブ仮説に基づいた場合に得られる賃金決定式、およびそれらを元にして得られる推定式を示す。第3節でそれらの推定結果とその解釈を示す。第4節はまとめを述べる。

2. 仮説の定式化およびデータ

2.1. 各仮説に基づく推定式の定式化

a. 人的資本理論に基づく仮説とその定式化

人的資本理論は、労働者の生産性は、その人的資本の蓄積量に応じて決まると考える。したがって労働者の生産性の説明変数は人的資本の蓄積量の代理変数である社会人経験年数（学校教育終了後の年数）と、勤続年数になると考える。そして労働者の賃金は、その生産性と、企業特殊的人的資本の投資費用の負担のあり方に依存して決まると考える。そのため、一般的には次のミンサー方程式と呼ばれる定式化が、人的資本理論に立脚する場合の賃金決定式として用いられる。

$$(1) \log W_i = a_0 + b_1 \cdot MEXP_i + b_2 \cdot MEXP_i^2 + g_1 \cdot TENU_i + g_2 \cdot TENU_i^2 \\ + d_0 \cdot MEXP_i \cdot TENU_i + f \cdot EDUM_i$$

ただし i は労働者グループを表すインデックス、 W_i は（労働者グループ i の）賃金、 $MEXP_i$ は社会人経験年数、 $TENU_i$ は現在の企業での勤続年数、 $EDUM_i$ は学歴を表すダミー変数（ベクトル）である。⁶ また a_0 、 b_1 、 b_2 、 g_1 、 g_2 、および d_0 はパラメータ（スカラー）そして f はパラメータ（ベクトル）である。これらのパラメータのうち、 b_1 および g_1 はプラスの値、また b_2 および g_2 はマイナスの値をとると期待される。

本稿は、日本企業の場合、労働者の賃金の上昇が企業特殊的人的資本の蓄積およびその投資費用の負担によるのであれば、その際、企業特殊的人的資本は生え抜き労働者に対して集中的に投資されるが中途採用労働者に対してはそうではないため、生え抜き労働者と中途採用労働者とでは上述のミンサー式（1）の係数の値が異なっており、生え抜き労働者の方が中途採用労働者に比べて、

（a）多くの企業特殊的人的資本投資を受け、そのため投資費用の自己負担も多くなるため、切片 a_0 の値が低く、

（b）勤続とともに企業特殊的人的資本の投資とその費用負担が減少し、また企業特殊的人的資本の蓄積にともなう生産性の向上が生じるため賃金・勤続スロープ

$\partial \log W_i / \partial TENU_i = g_1 + 2 \cdot g_2 \cdot TENU_i + d_0 \cdot MEXP_i$ の値は大きくなっているはず、

⁶ 後の実証研究の際には学歴としては中卒、高卒、高専・短大卒、大卒の4つのカテゴリーが用いられる。そのためダミー変数としては、高卒ダミー、高専・短大卒ダミーおよび大卒ダミーの、3種類のダミー変数が用いられる。

と考える。

この仮説を検証するための specification として、上のミンサー方程式(1)を改良した、次の(2)式を本稿は推定式として提唱し、その係数の推定を行う。

$$(2) \log W_i = a_0 + a_1 \cdot D_{H,i} + b_1 \cdot MEXP_i + b_2 \cdot MEXP_i^2 \\ + g_1 \cdot TENU_i + g_3 \cdot D_{H,i} \cdot TENU_i + g_2 \cdot TENU_i^2 + g_4 \cdot D_{H,i} \cdot TENU_i^2 \\ + d_0 \cdot MEXP_i \cdot TENU_i + d_1 \cdot D_{H,i} \cdot MEXP_i \cdot TENU_i + f \cdot EDUM_i + e_i$$

ここで $D_{H,i}$ は生え抜き労働者については1、そうでない中途採用労働者については0とい

う値をとるダミー変数である⁷。また e_i は誤差項、 $a_0, a_1, b_1, b_2, g_1, g_2, g_3, g_4, d_0, d_1$ および f は各々パラメータ(スカラーまたはベクトル)である。(2)を推定した場合、係数 a_1 はマイナスの符号(生え抜き労働者の方が(1)式の切片 a_0 の値が低い)を、また g_3 はプラスの符号をとる(生え抜き労働者の方が、賃金・勤続スロープ $\partial \log W_i / \partial TENU_i$ の主要部分である(1)式の g_1 の値が大きい)ことが期待されることになる。

なお(2)で、 $MEXP_i$ は一般的人的資本 (general human capital)の蓄積量を表す代理変数であるが、賃金決定におよぼす一般的人的資本蓄積量の影響は生え抜き労働者であれ中途採用労働者であれ、労働者である限り同じであると(人的資本理論では)考えられる。そのため(2)においても、これらの変数の係数 b_1 および b_2 は、生え抜き労働者と中途採用労働者とで共通であると想定している。

b. インセンティブ仮説に基づく定式化

インセンティブ仮説にしたがうならば、日本企業のような、定年制というものが明確に存在しており、したがって労働者の退職時期(定年年齢)があらかじめ明確である組織においては、賃金はその企業に入社してくるまでの社会人経験年数が長く高い年齢になって入社してくる労働者(したがって定年までの期間が短い労働者)であればあるほど、賃金・勤続スロープは大きな値(急な勾配)になっていなければならない、と考えられるであろう。したがってインセンティブ仮説に基づくならば、日本企業の賃金は

⁷ 実際の推定においては、後のセクションで述べるように、前職経験年数がある基準年数以下である労働者を生え抜き労働者とみなして、それ以外の労働者を中途採用労働者とみなし、前者は $D_{H,i}$ の値が1、後者はゼロとする。

$$(3) \log W_i = a_0 + a_1 \cdot PJOB_i + b_1 \cdot TENU_i + b_2 \cdot PJOB_i \cdot TENU_i + c \cdot EDUM_i$$

という形で決まっていると考えられることになる。ただし $PJOB_i$ は現在の企業に入社するまでの社会人経験年数（いわゆる前職経験年数）であり

$$(4) \quad PJOB_i = MEXP_i - TENU_i$$

である。生え抜き労働者については $PJOB_i$ という変数は小さな値（ゼロに近い値）になり、そうでない中途採用労働者についてはある程度、大きな値をとる（とくに、現在の企業への入社時の年齢が高ければ高いほど、それは大きな値をとる）ことになる。また a_0 , a_1 , b_1 , b_2 および c はそれぞれパラメータであり、これらパラメータの符号はインセンティブ仮説に従うならば $b_1 > 0$ （賃金・勤続スロープは正の値）および $b_2 > 0$ （ $PJOB_i$ が大きい労働者ほど $\partial \log W_i / \partial TENU_i$ の値が大きい）となる。また a_1 の符号については賃金体系

が純粋にインセンティブ仮説の説く内容により年功賃金体系になっており、そのため中途採用者の生産性が $PJOB_i$ の蓄積によって伸びない場合には図1のように、 $a_1 < 0$ となる（ $PJOB_i$ が大きい労働者ほど、 $a_0 + a_1 \cdot PJOB_i$ の値が小さい）と考えられる。一方もし、例えば一般的人的資本の蓄積により、（生え抜き労働者の生産性も勤続と共に伸びる一方）中途採用者の生産性が $PJOB_i$ の蓄積によって伸びる場合には図2のように、 $a_1 > 0$ となるかもしれない。このように a_1 は正の値も負の値もとり得ると考えられる。

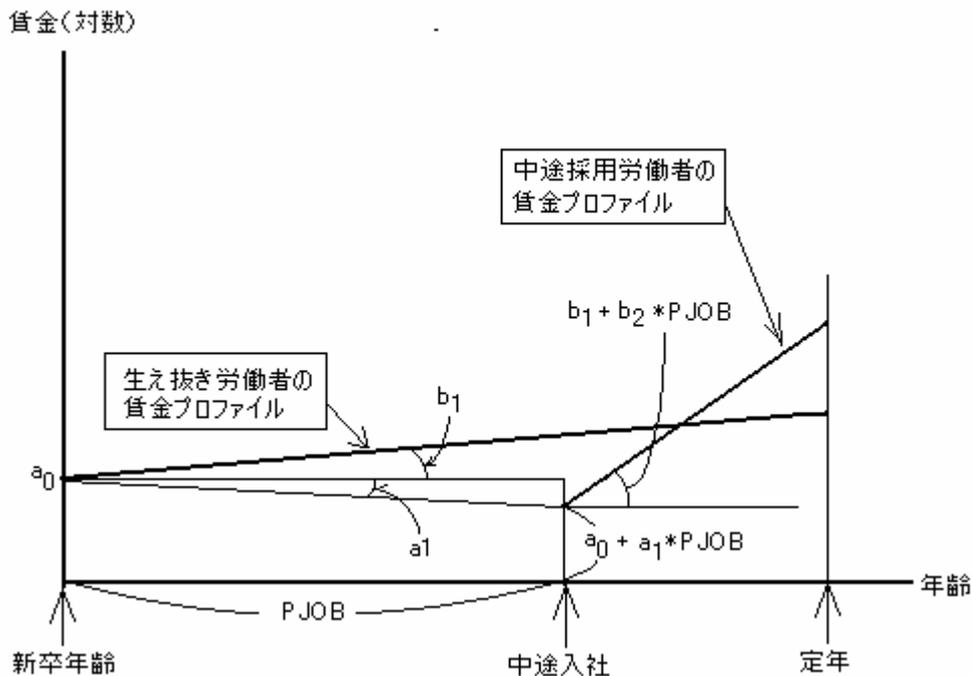


図1 . $a_1 < 0$ となる場合

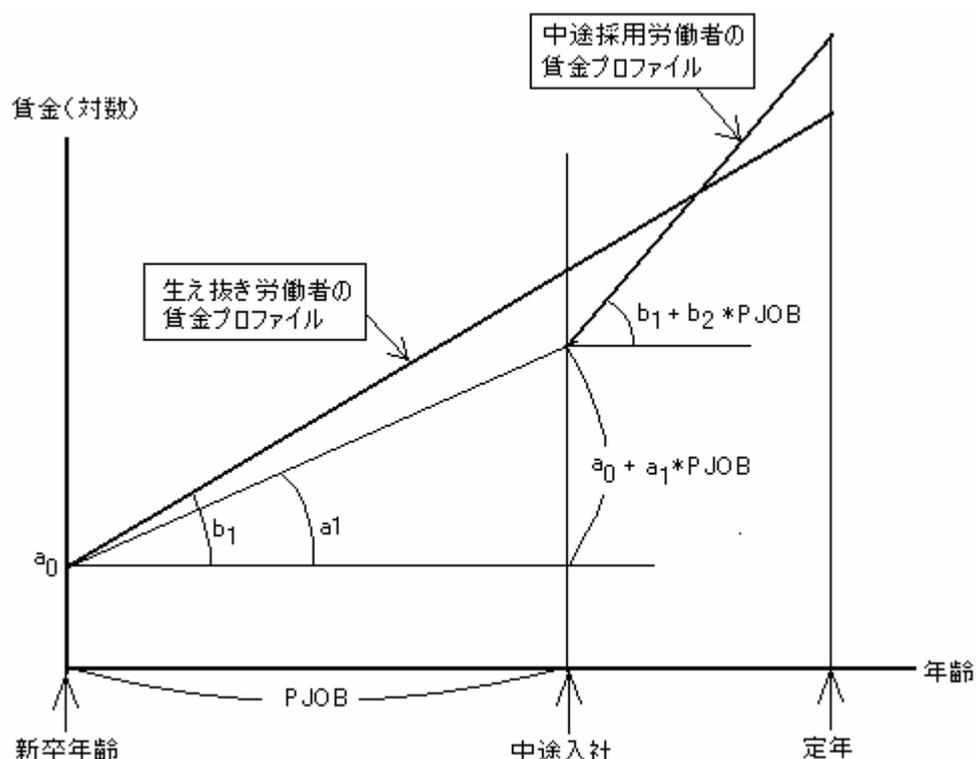


図2 . $a_1 > 0$ となる場合

この、インセンティブ仮説に基づく賃金決定のあり方を表す式(3)を、 $PJOB_i = MEXP_i - TENU_i$ という関係を代入して変形するならば

$$(5) \quad \log W_i = a_0 + a_1 \cdot MEXP_i + (b_1 - a_1) \cdot TENU_i + b_2 \cdot (MEXP_i - TENU_i) \cdot TENU_i + c \cdot EDUM_i$$

となる。(5)から、もし労働者の賃金が勤続とともに長期間上昇することの主要な理由がインセンティブ仮説の述べる内容に因るとするならば、その場合、賃金関数はミンサー式とは全く異なる式になっており、(5)から直接的に得られる次の

$$(6) \quad \log W_i = m_0 + m_1 \cdot MEXP_i + m_2 \cdot TENU_i + m_3 \cdot (MEXP_i - TENU_i) \cdot TENU_i + m_4 \cdot EDUM_i + e_i$$

という推定式(ただし m_1, m_2, m_3 および m_4 はパラメータ、 e_i は誤差項)を推定すべきであること、また、それを推定した場合には m_2 の推定値はプラス(なぜなら $b_1 - a_1$ は正であるから)、 m_3 の推定値はプラス(なぜなら $b_2 > 0$ だから)となることが期待されることが分かる。また m_1 の推定値は a_1 の符号に応じてプラスにもマイナスにもなり得ることが分かる。そしてもし(6)を推定して、 m_3 の推定値が有意に負という結果が得られるならば、

そのような結果は中途採用労働者の方が賃金・勤続スロープが緩やかということになり、インセンティブ仮説を明確に否定する結果であると解釈されることになる。

c . 人的資本理論に基づく仮説とインセンティブ仮説

次に、もしインセンティブ仮説に基づいた場合の賃金決定式(3)から、 $D_{H,i}$ を用いて推定式を作るならば

$$(7) \quad \log W_i = a_0 + a_2 \cdot D_{H,i} + b_1 \cdot TENU_i + b_3 \cdot D_{H,i} \cdot TENU_i + c \cdot EDUM_i + e_i$$

が得られる。ただし a_0, a_2, b_1, b_3, c はそれぞれパラメータであり e_i は誤差項である。また(7)の $a_2 \cdot D_{H,i}$ という項は(3)の $a_1 \cdot PJOB_i$ という項に対応しその影響を捕捉し、 $b_3 \cdot D_{H,i} \cdot TENU_i$ という項は(3)の $b_2 \cdot PJOB_i \cdot TENU_i$ という項に対応しその影響を捕捉する。そしてインセンティブ仮説に従うならば(7)式を推定した場合、 $b_1 > 0$ および $b_3 < 0$ (生え抜き労働者の方がスロープは賃金・勤続スロープは緩やか)という結果が出ることに期待されることになる。また a_2 については a_1 の符号に応じてプラスにもマイナスにもなり得る。

一方、人的資本理論に基づく仮説に基づいて賃金が決まっているとするならば(したがってミンサー式(1)が正しい賃金決定式であるとするならば)ミンサー式(1)を、 $MEXP_i = PJOB_i + TENU_i$ という関係を代入して変形することにより

$$(8) \quad \log W_i = a_0 + b_1 \cdot PJOB_i + b_2 \cdot PJOB_i^2 \\ + (b_1 + g_1 + 2b_2 \cdot PJOB_i + d_0 \cdot PJOB_i) \cdot TENU_i \\ + (b_2 + g_2 + d_0) \cdot TENU_i^2 + f \cdot EDUM_i$$

という式が得られる。この式から((7)を導いた際と同様に) $D_{H,i}$ を用いて推定式を作るならば

$$(9) \log W_i = p_0 + p_1 \cdot D_{H,i} + p_2 \cdot TENU_i + p_3 \cdot D_{H,i} \cdot TENU_i + p_4 \cdot TENU_i^2 \\ + p_5 \cdot EDUM_i + e_i$$

が得られる。ただし p_1, p_2, p_3, p_4 および p_5 はパラメータであり e_i は誤差項である。(9) の $p_1 \cdot D_{H,i}$ という項は(8)の $b_1 \cdot PJOB_i + b_2 \cdot PJOB_i^2$ という項に対応しその影響を捕捉する。そのため p_1 の推定値はマイナスとなることが期待される。また p_2 は正(なぜなら p_2 は(8)の $b_1 + g_1$ という項に対応するので)の値をとることが期待される。また(9)の $p_3 \cdot D_{H,i} \cdot TENU_i$ という項は(8)の $(2b_2 \cdot PJOB_i + d_0 \cdot PJOB_i) \cdot TENU_i$ という部分に対応し、その影響を捕捉する。この(9)式においては、もし仮に(1)の中の g_1 や d_0 の値が生え抜き労働者と中途採用労働者で同じであったとしても、 p_3 は(8)式右辺の $2b_2 \cdot PJOB_i$ の影響を捕捉するが、通常は $b_2 < 0$ であると考えらるため $p_3 > 0$ となることが予想される。⁸したがって、賃金が人的資本理論の示す内容によりきまっており、したがって賃金決定はミンサー式(1)によって決まっているならば上の(9)式か、あるいは(9)式を線形近似することにより $p_4 \cdot TENU_i^2$ の項を落とした式(それは形式的には(7)と同じ形になる)を推定した場合、 p_3 の係数推定値がマイナスになることはあり得ないと考えられる。まして、もし本稿が想定するように、ミンサー式の係数 g_1 の大きさが生え抜き労働者の場合には中途採用者のそれよりも大きいものになっているとするならば、その影響は p_3 の推定値((7)式であれば b_3 の推定値)に反映され、 p_3 の推定値((7)式であれば b_3 の推定値)を大きくするはずである。そのため p_3 の推定値((7)式であれば b_3 の推定値)はますますマイナスにはなり得ないということになる。

以上の議論をまとめるならば、(7)式は人的資本理論に基づく仮説からも、インセンティブ仮説からも賃金決定を表す推定式として得られるけれども、その符号については、人的資本理論に基づく仮説からは $a_2 < 0, b_1 > 0$ および $b_3 > 0$ という結果が出ることを期待され、インセンティブ仮説に従うならば $b_1 > 0$ および $b_3 < 0$ (a_2 の符号は不明)という結果が出ることを期待されることになる。すなわち b_3 の符号については両仮説からは反対の符号が予測される。そして(7)式を推定したとき、 $b_3 < 0$ という推定結果は人的資本理論に基づく仮説が正しい仮説であった場合には起こりえない結果であり、そのような結果が得られた場合には、それはインセンティブ仮説を支持するのみならず、人的資本理論に基づく仮説に対する明確な否定を示唆する結果と解釈される。

⁸ ただし $d_0 \cdot PJOB_i$ の項の影響も p_3 は反映するが、その影響は小さいものとみなしてここでは無視している。

以上、本節で展開された(1)から(9)に至る、人的資本理論に基づいた場合に得られる賃金決定式、インセンティブ仮説に基づいた場合に得られる賃金決定式、およびそれらにそれらを元にして得られる推定式の関係は図3のようになる。そして本節での議論に基づき、以下では(2),(6)および(7)の、3つの式の推定を行う。なお実際の推定の際には、各式とも、労働者グループの所属している企業の規模による賃金水準の違いの影響を捕捉するため、そのような企業規模を表すダミー変数が説明変数として加わることになる。

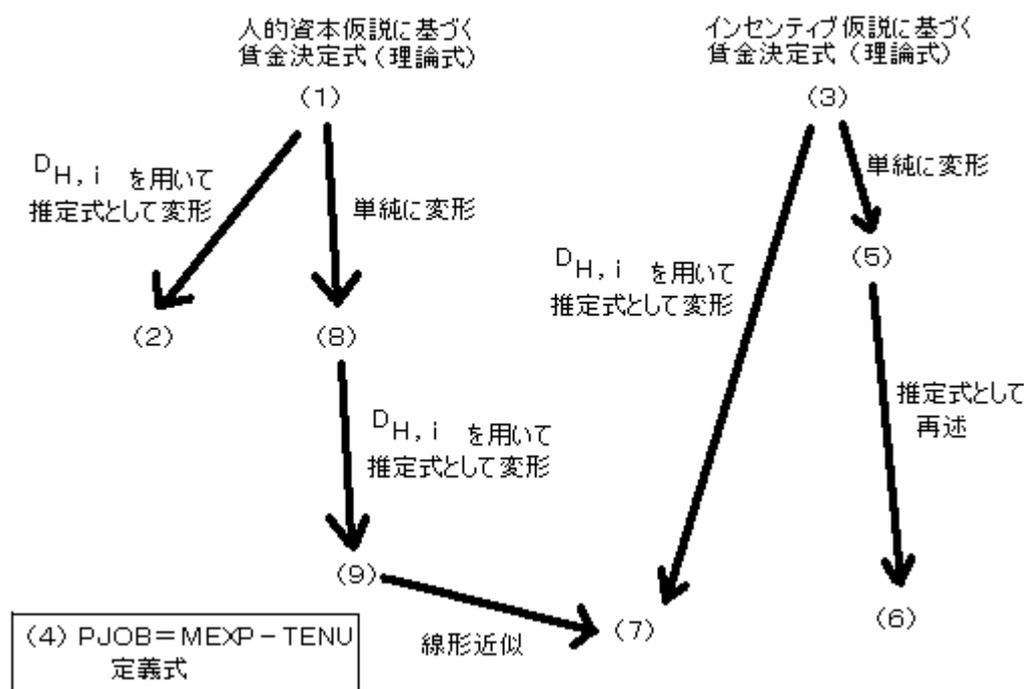


図3.(1)から(9)までの各式の関係

2.2. データ

推定には「賃金構造基本調査(賃金センサス)」に公表されている集計データを用いる。図4は用いられるデータの構造を表している。すなわち横方向には勤続年数が、縦方向には年齢が目盛られており、労働者は勤続年数と年齢によって区別され、そのような区別によって作られたセルごとに、そのセルに属する労働者の賃金および労働者数が記載されている。そしてこの表は性別、職種(ホワイトカラーとブルーカラー)、企業規模および学歴(中卒、高卒、高専または短大卒、大卒)によってグループ分けされて出来た各労働者グループについて作成され提示される。

勤続年数, 年齢()	0 年	1-2 年	3-4 年	5-9 年	10-14 年	15-19 年	20-24 年	25-29 年	29-34 年
~ 17 歳									
18-19 歳	A1								
20-24 歳	B1			A2					
25-29 歳	C1			B2	A3				
30-34 歳	D1			C2	B3	A4			
35-39 歳	E1			D2	C3	B4	A5		
40-44 歳	F1			E2	D3	C4	B5	A6	
45-49 歳	G1			F2	E3	D4	C5	B6	A7
50-54 歳	H1			G2	F3	E4	D5	C6	B7
55-59 歳	I1			H2	G3	F4	E5	D6	C7
60-64 歳	J1			I2	H3	G4	F5	E6	D7

図 4 . 賃金構造基本調査のデータ構造

生え抜き労働者と中途採用労働者の区別

さて、図 4 の中では各セルに対して A1, B1 などといった名前を付けてある。⁹名前を付けたセルを見ると、縦方向も横方向も「5 年間隔」の幅をもつことがわかる。したがって例えばセル B 1 にいる労働者は勤続をするならば 5 年後にはセル B 2 に移動する。その際 5 年後にセル B 2 に移動してくる労働者は現在セル B1 にいる労働者だけであり他のセルからはセル B2 には流入してこない。他のセルについても事情は同様である。すると B1 , B2 , . . . , B7 というセル群を見ると、そこに属している労働者は全員が 2 0 ~ 2 4 歳までの間に企業に入社し B1 というセルに入り、その後に勤続を続けて 5 年おきにセルを順番に移動している労働者であることがわかる。同様に C1, C2, . . . C7 というセル群に属している労働者は全員が 2 5 歳から 2 9 歳までの間に企業に入社し、その後は勤続をし続けて 5 年おきにセルを移動している労働者であることが分かる。

⁹ このようなセルに対する「名前付け」は本稿でのみ行われていることであり、一般的ではない。

日本の場合、企業に新卒として入社してくる大卒の労働者の年齢の中心は22歳であると考えられる。また、高専または短大卒（以下、高専・短大卒と書く）の場合にはそれは20歳であると考えられる。したがって大卒および高専・短大卒の労働者のうちB1, B2, ..., B7というセル群（以下ではこのセル群のことをB群のセルと呼ぶ。他のセル群についても同様である）に属している労働者は、その大半が「新卒として企業に入社し、その後転職をすることなく、同じ企業に勤務し続けている労働者」であると考えられるであろう。またC1, C2, ..., C7というC群のセルに属している大卒あるいは高専・短大卒の労働者は、「大学あるいは高専・短大を卒業後、新卒としてすぐに入社したのではなく、しばらく経って（すなわち、社会人経験を別の会社で積んで）25歳から29歳までの間に入社し、その後転職をすることなく、同じ企業に勤務し続けている労働者」ということになる。同様に、高卒および中卒の労働者の場合、A群のセルに属する労働者はその大半が「新卒として企業に入社し、その後転職をすることなく、同じ企業に勤務し続けている労働者」であると考えられ、B群のセルに属している労働者は、「学校卒業後、新卒としてすぐに入社したのではなく、しばらく経って（すなわち、社会人経験を別の会社で積んで）20歳から24歳までの間に入社し、その後転職をすることなく、同じ企業に勤務し続けている労働者」ということになる。

本稿では生え抜き労働者の範囲としては、大卒および短大卒の労働者については図4の中のA群、B群およびC群のセルに属している労働者がそれに該当し、高卒および中卒の労働者についてはA群およびB群のセルに属している労働者がそれに該当するものとして、これらの労働者について $D_{H,i}$ は1という値を、そうでない労働者は中途採用労働者として0という値をとるものとする。¹⁰

なお、日本企業においては、定年は55歳であることが一般的であることを踏まえて、本稿では年齢が54歳以下の労働者のデータのみを用いることにする。サンプルとして、1981年（昭和56年）、1986年（昭和61年）、1991年（平成3年）、1996年（平成8年）の、日本の製造業の、男子のホワイトカラー労働者のデータを用いる。

なお「賃金構造基本調査」においては、企業を雇用者数に応じて、それが「1000人以上」「100～999人」および「10～99人」の企業に分類してデータを示している。そのため以下では、「1000人以上」の企業を大企業、「100～999人」の企業を中企業、「10～99人」の企業を小企業と呼ぶことにする。

¹⁰ このような本稿における「生え抜き」と呼ばれる労働者の範囲は小野（1997, pp. 92-93）より広いものになっている。なお、大卒および短大卒の労働者の場合、A群のセルの労働者は、19歳までに就職した学生であり在学中から企業に勤務している労働者ということになる。勤労学生などがそのような労働者として含まれると考えられる。

3. 実証分析の結果

3.1. 分析と結果のサマリー

以下では、まず3.2節で、全ての規模の企業の賃金データを用いて(2),(6)および(7)の各式の推定を行い、人的資本理論に基づく仮説とインセンティブ仮説の、いずれが日本企業全体では支持されるか、ということを検証する。¹¹ここでは(2)については g_3 の係数推定値は4つの年のうち、1981年と1996年という2つのサンプル年については有意に正であり、人的資本理論に基づく仮説を積極的に支持する結果(本稿が提唱した仮説を支持する結果)が得られる。一方、(6)を推定した結果は、全ての年についてインセンティブ仮説に対して非斉合的な結果が得られる。また(7)を推定した結果は、やはり人的資本理論に基づく仮説とは斉合的であるがインセンティブ仮説に対しては支持しない内容の結果が得られる。その後、さらに3.3節では、企業規模によりデータを分けて分析を行う。その結果、1981年においては中企業と大企業において、また1996年においては小企業の場合に、(2)の g_3 の係数推定値が有意に正であり人的資本理論に基づく仮説を積極的に支持する結果が得られる。また(6)と(7)を推定した結果、全ての規模の企業について、全ての年についてインセンティブ仮説とは非斉合的な結果が得られることが示される。

3.2. 全ての規模の企業の賃金データを用いた結果

表1、表2および表3は、それぞれ(2),(6)および(7)の、各サンプル年についての推定結果である。表1は(2)の推定結果であるが、それを見ると g_3 の推定値は4つの年のうち、1981年と1996年という2つのサンプル年については有意に正になっており、日本企業の賃金決定が人的資本理論に基づく仮説に立脚しているとするならば観察されるであろうと本稿が想定した現象が、実際に観察されていることが分かる。これは、人的資本理論仮説と斉合的であり、それを支持する結果である。また、他の2つの年については、 g_3 の推定値は有意に正にはなっていないけれども、それは単にミンサー式のパラメータの値が生え抜き労働者と中途採用労働者とで異なっているはずである、という本稿の仮説について支持的ではないというだけであり、人的資本理論仮説そのものについて否定的な含意を含む結果ではない、ということに留意する必要がある。

また、表1の下段には、生え抜き労働者の賃金・勤続スロープ $\partial \log W_i / \partial TENU_i$ が中途

¹¹ なお、「全ての規模の企業の賃金データ」とは、大企業、中企業および小企業のデータをプールして用いる、ということであり、賃金構造基本調査の中の「企業規模計」のデータを用いるということではない。本稿では賃金構造基本調査の「企業規模計」のデータは一切用いられていない。

採用労働者の $\partial \log W_i / \partial TENU_i$ よりも有意に急であるか否かということを調べるために、その差 $g_3 + 2 \cdot g_4 \cdot TENU_i + d_1 \cdot MEXP_i$ について、いろいろな $MEXP_i$ と $TENU_i$ の値の場合について、表 1 の上段に示された結果を用いて推定値を求め、その (0 を基準とした) t 値を求めた結果が示されている。それを見ると、実際、 g_3 の係数推定値が有意に正であった 2 つの年 (1981 年と 1996 年) についてはしばしば $g_3 + 2 \cdot g_4 \cdot TENU_i + d_1 \cdot MEXP_i$ の t 値が 2 を越えており、生え抜き労働者の賃金・勤続スロープが、中途採用労働者のそれよりも有意に大きくなっていったことが分かる。

一方、表 2 と表 3 にはそれぞれ、(6) と (7) を推定した結果が示されている。(6) については、インセンティブ仮説に基づくならば $(MEXP_i - TENU_i) \cdot TENU_i$ の係数 m_3 はプラスとなることが期待されることは既に 2.1 節で述べたが、表 2 の推定結果を見ると、得られた係数推定値の符号はいずれの係数についても逆であり、かつ統計的にも (1996 年の m_3 の推定値の t 値が -1.73 というケースを除いて) 有意という結果になっている。すなわち表 2 を見る限り、インセンティブ仮説は全く支持されない。¹²

なお、表 2 を見ると $MEXP_i$ の係数 m_1 はプラスになっており、(3) 式に含まれるパラメータ a_1 の符号がプラスである、という結果になっている。すでに述べたように a_1 は、日本企業の賃金体系が純粋にインセンティブ仮説の説く内容により年功賃金体系になっており、そのため中途採用者の生産性が $PJOB_i$ の蓄積によって伸びない場合には図 1 のように、 $a_1 < 0$ となると予想されるが、ここでの推定結果は、少なくともそのようにはなっていないことを示唆していると考えられる。

一方 (7) については、人的資本理論に基づく仮説とインセンティブ仮説とでは $D_{H,i} \cdot TENU_i$ の係数 b_3 について逆の符号を予測することを 2.1 節で述べたが、表 3 の推定結果を見ると、これらの係数の推定値はいずれも 人的資本理論に基づく仮説が示唆する符号を示しており、また統計的にも有意である。また a_2 の推定値もマイナスの符号を示しており、これは人的資本理論に基づく仮説が予想する符号と一致している。すなわち表 3 の結果は人的資本理論に基づく仮説と斉合的なものばかりであり、それを否定する結果 (すなわちインセンティブ仮説と斉合的な結果) は一切得られていない。

以上の結果をまとめるならば、人的資本理論に基づく仮説を支持する結果が 1981 年と 1996 年という 2 つの年について得られた (表 1) けれども、「インセンティブ仮説を支持する結果」は一切得られなかった (表 2)。また「インセンティブ仮説を支持し、同時に人的資本理論を否定する結果」は一切得られず、人的資本理論に基づく仮説と斉合的な結果のみが得られた (表 3)。

¹² なお (6) を推定する際、 $PJOB_i = MEXP_i - TENU_i$ の値がマイナスになる労働者をデータから除外して推定した結果が表 2 に示されている。なお、そのようなデータを除かないで推定した場合でも、同様の結果が得られる。

3.3. 企業規模ごとの結果

以下では、異なる企業規模ごとに(2)(6)および(7)の各式を推定し、各企業規模ごとに、人的資本理論に基づく仮説およびインセンティブ仮説の、いずれが成り立っているのか、その詳細を検証することとする。

企業規模別(2)の推定結果

表4、表5および表6は、それぞれ、大企業、中企業および小企業について、各データ年について(2)式を推定した結果と、さらにその結果を用いて賃金・勤続スロープ $\partial \log W_i / \partial TENU_i$ について、生え抜き労働者のそれと中途採用労働者のそれとで差があるかどうか、その差 $g_3 + 2 \cdot g_4 \cdot TENU_i + d_1 \cdot MEXP_i$ について、いろいろな $MEXP_i$ と $TENU_i$ の値の場合についてその(0を基準値とした)t値を求めたものである。

これらの表を見ると、大企業(表4)と中企業(表5)については1981年に $D_{H,i} \cdot TENU_i$ の係数 g_3 は有意に正である。そして、生え抜き労働者と中途採用労働者とで勤続・賃金スロープが有意に異なるかどうか、その差 $g_3 + 2 \cdot g_4 \cdot TENU_i + d_1 \cdot MEXP_i$ のt値を見た場合、これらの規模の企業については、しばしば値が2を大きく上回っており、生え抜き労働者の勤続・賃金スロープの方が急になっていることが分かる。一方、小企業(表6)の場合は1996年についてのみ $D_{H,i} \cdot TENU_i$ の係数 g_3 は有意に正である。そして、 $g_3 + 2 \cdot g_4 \cdot TENU_i + d_1 \cdot MEXP_i$ のt値も1996年のみ、2を上回る値が観察される。

以上の結果をまとめるならば(1981年と1996年は全企業のデータについては本稿の打ち出した仮説と斉合的な結果が出たケースであるが、それを企業規模別に分けて検証すると)1981年においては中企業と大企業において、人的資本理論に基づく仮説と斉合的な結果が得られ、小企業では得られていないのに対して、1996年においては小企業の場合に斉合的な結果が得られ、大企業と中企業ではそうではない。この結果は、日本企業の賃金決定のあり方が、1981年から1996年にかけての15年間にかけて、大きく変遷したことを示唆していると考えられる。

企業規模別(6)および(7)の推定結果

表7、表8および表9は、それぞれ、大企業、中企業および小企業の、各データ年の(6)式の推定結果である。既に2.1節で述べたように、(6)についてはインセンティブ仮説に基づくならば $(MEXP_i - TENU_i) \cdot TENU_i$ の係数 m_3 はプラスとなることが期待されるが、表7、表8、表9の推定結果を見ると、 $(MEXP_i - TENU_i) \cdot TENU_i$ の係数 m_3 は大企業(表7)および中企業ではマイナス(すなわち期待される符合とは逆)で、かつ統計的にも有意となっている。小企業の場合(表9)のみ1991年と1996年についてプラスの推定値が

得られているが、統計的には有意ではない。したがってこれらの表を見る限り、インセンティブ仮説は全く支持されないということが分かる。¹³また $MEXP_i$ の係数 η はいずれの場合にもプラスで、かつ統計的にも有意になっている。

次に表 10、表 11 および表 12 は、それぞれ、大企業、中企業および小企業の、各データ年の (7) 式の推定結果である。(7) については、人的資本理論に基づく仮説とインセンティブ仮説とでは $D_{H,i} \cdot TENU_i$ の係数 b_3 については逆の符号を予測することを 2.1 節で述べたが、表 10、表 11、表 12 の各表の推定結果を見ると表 3 とまったく同様の結果となっている。すなわち係数の推定値はいずれも 人的資本理論に基づく仮説が示唆する符号を示しており、また統計的にも有意である。すなわちこれらの表の結果は人的資本理論と斉合的なものばかりであり、それを否定する結果（すなわちインセンティブ仮説と斉合的な結果）は一切得られていない。

以上の結果をまとめるならば、全ての規模の企業について、全ての年についてインセンティブ仮説と斉合的な、支持する結果は得られない。

4. まとめ

本稿では、日本企業において勤続とともに賃金が長期間上昇する、いわゆる年功賃金体系が採られていることの主要原因は人的資本理論に基づく仮説とインセンティブ仮説が提唱する内容のうち、いずれであるのか、ということを用いて 1981 年、1986 年、1991 年および 1996 年のデータ（賃金センサスの、公表されている集計データ）を用いて実証的に調べた。

その結果、まず製造業企業全体では、1981 年と 1996 年の 2 つの年について人的資本理論に基づく仮説を積極的に支持する結果が得られる一方、全ての年についてインセンティブ仮説に対して非斉合的な結果が得られた。さらに、企業規模によりデータを分けて分析を行った結果、1981 年においては中企業と大企業において、また 1996 年においては小企業の場合に人的資本理論に基づく仮説と斉合的な結果が得られた。また全ての規模の企業について、全ての年についてインセンティブ仮説とは非斉合的な結果が得られた。

本稿の結果内容は大日・浦坂（1997）のそれと一致しており、日本企業の賃金・勤続スロープが急であることの主要な要因として、人的資本理論に基づく仮説が有力であることを示唆する証拠の一つであると見なすことができる。

¹³ 表 2 の場合と同様に、ここでも (6) を推定する際、 $PJOB_i = MEXP_i - TENU_i$ の値がマイナスになる労働者をデータから除外して推定した結果が表 7、表 8 および表 9 に示されている。なお、そのようなデータを除かないで推定した場合でも、同様の結果が得られる。

参考文献

大日康史・浦坂純子（1997）「賃金勾配における企業特殊的人的資本とインセンティブ」, 中馬宏之, 駿河輝和編「雇用慣行の変化と女性労働」東京大学出版会（1997）第4章.

小野（1997）「生え抜き登用の後退の内部労働市場の変質：マイクロ・データによる検証」, 中馬宏之, 駿河輝和編「雇用慣行の変化と女性労働」東京大学出版会（1997）第3章.

中馬宏之（1995）「労働経済学」新世社.

労働省政策調査部編（1982）「昭和56年賃金構造基本統計調査」

労働省政策調査部編（1987）「昭和61年賃金構造基本統計調査」

労働省政策調査部編（1992）「平成3年賃金構造基本統計調査 平成4年版」

労働省政策調査部編（1997）「平成8年賃金構造基本統計調査 平成9年版」

Becker, G. S. (1962), "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis," *Journal of Political Economy*, Vol. 70, pp. 9-49.

Becker, G. S. (1964), *Human Capital*, The University of Chicago Press, 3rd ed. 1993.

Lazear, E. P. (1979), "Why Is There Mandatory Retirement?" *Journal of Political Economy*, Vol. 87, pp. 1261-1284.

Lazear, E. P. (1981), "Agency, Earning Profile, Productivity, and Hours Restriction," *American Economic Review*, Vol. 71, pp. 606-620.

Lazear, E. P. and R. L. Moore (1984), "Incentives, Productivity, and Labor Contracts," *Quarterly Journal of Economics* 99, pp. 275-296.

Hashimoto, M. and J. Raisian (1985), "Employment Tenure and Earnings profiles in Japan and the United States," *American Economic Review* 75, pp. 721-735.

表 1 . (2) の推定結果 全企業の場合 (括弧内は t 値)

変数	1981	1986	1991	1996
定数項	4.76502 (283.20)	7.24555 (268.19)	7.49376 (263.42)	7.60049 (253.36)
$D_{H,i}$	-.127165 (-8.15)	-.085624 (-3.47)	-.119802 (-4.73)	-.154487 (-5.72)
$MEXP_i$.038162 (25.66)	.041825 (17.50)	.034428 (13.99)	.028416 (11.30)
$MEXP_i^2$	-.608197E-03 (-14.78)	-.531666E-03 (-7.88)	-.347478E-03 (-4.95)	-.216449E-03 (-2.92)
$TENU_i$.019102 (8.13)	.037221 (9.84)	.034241 (8.39)	.024516 (5.39)
$D_{H,i} \cdot TENU_i$.785303E-02 (3.34)	-.356844E-02 (-.95)	.101076E-02 (.24)	.010280 (2.28)
$TENU_i^2$	-.249932E-03 (-2.68)	-.397909E-03 (-2.72)	-.406699E-03 (-2.62)	-.301026E-03 (-1.76)
$D_{H,i} \cdot TENU_i^2$	-.161709E-03 (-1.55)	.236885E-04 (.14)	-.506980E-05 (-.03)	-.175859E-03 (-1.01)
$MEXP_i \cdot TENU_i$	-.976213E-05 (-.08)	-.322163E-03 (-1.66)	-.268456E-03 (-1.27)	-.104765E-03 (-.44)
$D_{H,i} \cdot MEXP_i \cdot TENU_i$.512475E-04 (.51)	.255449E-03 (1.62)	.186714E-03 (1.09)	.808613E-04 (.43)
高卒ダミー	.088243 (15.47)	.173149 (17.04)	.168608 (13.88)	.167167 (11.37)
短大・高専卒ダミー	.214579 (22.80)	.313601 (20.27)	.307925 (18.72)	.305428 (17.09)
大卒ダミー	.310837 (50.44)	.472039 (43.46)	.470472 (36.42)	.460023 (29.83)

大企業ダミー	.089715 (18.78)	.134632 (17.48)	.127931 (15.13)	.188806 (22.08)
中企業ダミー	.699857E-04 (.014)	.030317 (3.93)	.026090 (3.09)	.043859 (5.18)

サンプル数	585	583	586	565
R-squared =	.979340	.973843	.970963	.969224
Adjusted R-squared =	.978832	.973198	.970251	.968441
Durbin-Watson =	1.36611	1.05480	1.13706	1.08181

=====
 生え抜き労働者の $\partial \log W_i / \partial TENU_i$ と中途採用労働者のそれとの差 $g_3 + 2 \cdot g_4 \cdot TENU_i + d_1 \cdot MEXP_i$ について、いろいろな $MEXP_i$ と $TENU_i$ の値の場合についてその (0 を基準値とした) t 値

	1981	1986	1991	1996
TENU=TEXP=0	3.3471229	-0.95404469	0.24953440	2.2809524
TENU=TEXP=5	3.1654782	-0.62294337	0.52260268	2.2035737
TENU=TEXP=10	2.5671859	-0.16875751	0.78712278	1.9280452
TENU=TEXP=15	1.7083051	0.27999213	0.96612444	1.4923923
TENU=TEXP=20	0.92167896	0.61362760	1.0464416	1.0319272
TENU=TEXP=25	0.33355960	0.82972822	1.0654519	0.64082247
TENU=TEXP=30	-0.083337463	0.96648365	1.0571724	0.33783862
TENU=0, TEXP=5	3.7702581	-0.67436150	0.53630233	2.6679725
TENU=5, TEXP=10	3.8759111	-0.27895359	0.93324829	2.7611926
TENU=10, TEXP=15	3.3910881	0.28999221	1.3282637	2.5586033
TENU=15, TEXP=20	2.2855442	0.81409652	1.5295300	2.0022936
TENU=20, TEXP=25	1.2204606	1.1192139	1.5291536	1.3566574
TENU=25, TEXP=30	0.47570697	1.2629376	1.4504074	0.83178320

表 2 . (6) の推定結果 全企業の場合 (括弧内は t 値)

変数	1981	1986	1991	1996
定数項	4.79165 (246.38)	7.27882 (295.73)	7.45991 (303.58)	7.51034 (302.33)
$MEXP_i$.022909 (21.54)	.028688 (22.53)	.027864 (24.43)	.026216 (23.87)
$TENU_i$.010613 (12.26)	.015809 (15.02)	.014530 (15.46)	.012773 (14.16)
$(MEXP_i - TENU_i) \cdot TENU_i$	-.453060E-03 (-4.55)	-.481432E-03 (-4.11)	-.315488E-03 (-2.89)	-.187548E-03 (-1.73)
高卒ダミー	.140469 (10.85)	.236476 (13.76)	.231030 (12.90)	.232312 (12.08)
短大・高専卒ダミー	.236139 (10.58)	.364809 (13.30)	.368047 (14.60)	.374559 (15.48)
大卒ダミー	.342687 (23.35)	.525724 (27.65)	.541557 (27.83)	.534083 (26.31)
大企業ダミー	.083308 (6.98)	.124293 (8.63)	.104255 (7.54)	.178022 (14.05)
中企業ダミー	.203588E-02 (.17)	.028354 (1.98)	.019157 (1.40)	.041205 (3.33)
サンプル数	502	499	503	483
R-squared =	.876329	.910412	.922660	.933928
Adjusted R-squared =	.874322	.908950	.921407	.932813
Durbin-Watson =	1.10571	.856025	.959592	.950048

表3. (7)の推定結果 全企業の場合(括弧内はt値)

変数	1981	1986	1991	1996
定数項	5.23931 (293.07)	7.83639 (323.19)	8.02677 (316.24)	8.05276 (289.17)
$D_{H,i}$	-.401010 (-23.43)	-.478568 (-22.53)	-.463335 (-23.24)	-.430872 (-21.94)
$TENU_i$.020088 (18.10)	.028937 (21.86)	.027992 (22.34)	.026254 (20.30)
$D_{H,i} \cdot TENU_i$.013471 (11.06)	.015232 (10.63)	.013984 (10.39)	.012546 (9.16)
高卒ダミー	.086364 (6.73)	.167447 (9.30)	.156456 (7.92)	.151649 (6.80)
短大・高専卒ダミー	.207695 (9.21)	.313417 (10.94)	.302940 (10.99)	.293913 (10.64)
大卒ダミー	.302716 (21.46)	.468967 (24.22)	.469337 (22.50)	.456755 (19.82)
大企業ダミー	.088756 (7.65)	.123033 (8.43)	.100213 (6.84)	.170910 (12.22)
中企業ダミー	-.206733E-02 (-.18)	.021009 (1.43)	.509320E-02 (.34)	.028317 (2.04)
サンプル数	585	583	586	565
R-squared =	.875918	.903830	.910705	.915785
Adjusted R-squared =	.874195	.902489	.909467	.914573
Durbin-Watson =	1.37081	1.16841	1.27493	1.34005

表4 . (2) の推定結果 大企業の場合 (括弧内は t 値)

変数	1981	1986	1991	1996
定数項	4.88962 (147.31)	7.3590312 (138.90)	7.5050812 (153.24)	7.6417548 (151.39)
$D_{H,i}$	-.214859 (-6.67)	-0.14884031 (-2.92)	-0.12099883 (-2.64)	-0.16027308 (-3.32)
$MEXP_i$.034805 (14.93)	0.038999873 (10.08)	0.034492874 (9.47)	0.030855497 (9.44)
$MEXP_i^2$	-.570512E-03 (-7.00)	-0.00050214483 (-3.49)	-0.00018197089 (-1.30)	2.1972460e-005 (0.15)
$TENU_i$.014130 (2.92)	0.039815120 (5.03)	0.038525998 (4.86)	0.035140020 (4.09)
$D_{H,i} \cdot TENU_i$.019653 (4.15)	0.00017190889 (0.02)	0.0022610587 (0.29)	0.0050048012 (0.59)
$TENU_i^2$	-.420490E-03 (-1.95)	-0.00043718146 (-1.20)	-0.00015059875 (-0.41)	0.00044504131 (1.08)
$D_{H,i} \cdot TENU_i^2$	-.190843E-03 (-.96)	-6.2733579e-005 (-0.19)	-0.00015949091 (-0.48)	-0.00071087034 (-2.00)
$MEXP_i \cdot TENU_i$.323906E-03 (1.17)	-0.00027777107 (-0.58)	-0.00070692317 (-1.46)	-0.0013016197 (-2.37)
$D_{H,i} \cdot MEXP_i \cdot TENU_i$	-.172887E-03 (-.92)	0.00028408809 (0.91)	0.00028982478 (0.85)	0.00070869142 (1.92)
高卒ダミー	.089986 (10.03)	0.18938494 (11.57)	0.19319831 (10.36)	0.19710190 (10.37)
短大・高専卒 ダミー	.229139 (15.57)	0.34686028 (13.81)	0.35484991 (13.90)	0.35613972 (14.85)
大卒ダミー	.344269 (36.47)	0.53398796 (31.12)	0.55191683 (28.21)	0.55544619 (27.87)

サンプル数	189	187	190	179
R-squared =	.987029	.982761	.983548	.985889
Adjusted R-squared =	.986145	.981573	.982433	.984869
Durbin-Watson =	1.51322	1.14607	1.43486	1.43266

=====

生え抜き労働者の $\partial \log W_i / \partial TENU_i$ と中途採用労働者のそれとの差 $g_3 + 2 \cdot g_4 \cdot TENU_i + d_1 \cdot MEXP_i$ について、いろいろな $MEXP_i$ と $TENU_i$ の値の場合についてその (0 を基準値とした) t 値

	1981	1986	1991	1996
TENU=TEXP=0	4.1568117	0.022514303	0.29330868	0.59542294
TENU=TEXP=5	4.0276693	0.14138560	0.29808219	0.18452413
TENU=TEXP=10	3.4479792	0.26178388	0.27564246	-0.26995323
TENU=TEXP=15	2.5421734	0.34764877	0.23252956	-0.66121125
TENU=TEXP=20	1.6482600	0.39186264	0.18559729	-0.93942654
TENU=TEXP=25	0.93848069	0.40956171	0.14495490	-1.1201396
TENU=TEXP=30	0.41396512	0.41449056	0.11264478	-1.2356001
TENU=0, TEXP=5	4.3619608	0.23044916	0.54506982	1.1587987
TENU=5, TEXP=10	4.4945004	0.41469630	0.61076169	0.77923961
TENU=10, TEXP=15	4.0286125	0.59367574	0.60863981	0.22909481
TENU=15, TEXP=20	2.9176942	0.67642375	0.52540802	-0.31446500
TENU=20, TEXP=25	1.7699628	0.67037912	0.41854617	-0.70370352
TENU=25, TEXP=30	0.91584020	0.63423263	0.32802811	-0.94642343

表5 . (2) の推定結果 中企業の場合 (括弧内は t 値)

変数	1981	1986	1991	1996
定数項	4.77969 (227.17)	7.2925381 (188.60)	7.5579244 (195.03)	7.7081944 (183.67)
$D_{H,i}$	-.114714 (-5.91)	-0.050320800 (-1.42)	-0.092945080 (-2.73)	-0.12987287 (-3.47)
$MEXP_i$.038261 (20.28)	0.040382762 (11.59)	0.030132545 (8.67)	0.022805220 (6.43)
$MEXP_i^2$	-.581253E-03 (-10.93)	-0.00036660994 (-3.67)	-0.00017671653 (-1.77)	2.4377510e-005 (0.22)
$TENU_i$.016815 (5.70)	0.036519080 (6.71)	0.038583485 (7.08)	0.025993453 (4.10)
$D_{H,i} \cdot TENU_i$.684335E-02 (4.15)	-0.0050366878 (-0.93)	-0.0051021077 (-0.94)	0.0072845271 (1.16)
$TENU_i^2$	-.155560E-03 (-1.31)	2.3308821e-005 (0.10)	-0.00019538313 (-0.91)	5.0885742e-005 (0.20)
$D_{H,i} \cdot TENU_i^2$	-.162485E-03 (-1.21)	-0.00028835167 (-1.22)	-0.00024451949 (-1.04)	-0.00037919295 (-1.50)
$MEXP_i \cdot TENU_i$	-.459958E-04 (-.30)	-0.00073083835 (-2.56)	-0.00061078172 (-2.13)	-0.00049675655 (-1.46)
$D_{H,i} \cdot MEXP_i \cdot TENU_i$.416904E-04 (.32)	0.00046076486 (1.97)	0.00050287737 (2.11)	0.00023265084 (0.87)
高卒ダミー	.093787 (12.31)	0.16002434 (10.05)	0.16281851 (8.78)	0.14950797 (6.59)
短大・高専卒 ダミー	.208819 (17.34)	0.28300725 (12.18)	0.28861161 (12.11)	0.27715731 (10.61)
大卒ダミー	.288255 (35.45)	0.43107172 (25.51)	0.43972930 (22.52)	0.41175501 (17.55)

サンプル数	197	197	197	190
R-squared =	.987915	.979298	.978525	.975962
Adjusted R-squared =	.987127	.977948	.977124	.974332
Durbin-Watson =	1.76947	1.27326	1.26373	1.25604

=====

生え抜き労働者の $\partial \log W_i / \partial TENU_i$ と中途採用労働者のそれとの差 $g_3 + 2 \cdot g_4 \cdot TENU_i + d_1 \cdot MEXP_i$ について、いろいろな $MEXP_i$ と $TENU_i$ の値の場合についてその (0 を基準値とした) t 値

	1981	1986	1991	1996
TENU=TEXP=0	2.3319565	-0.93718068	-0.94444462	1.1637929
TENU=TEXP=5	2.1172247	-1.1825440	-1.0436236	0.82195927
TENU=TEXP=10	1.5993209	-1.3342206	-1.0480683	0.36496307
TENU=TEXP=15	0.93086553	-1.3310981	-0.94715049	-0.10098006
TENU=TEXP=20	0.35503822	-1.2329012	-0.80333886	-0.47640894
TENU=TEXP=25	-0.059658608	-1.1154190	-0.66891989	-0.74213731
TENU=TEXP=30	-0.34692136	-1.0107934	-0.55967500	-0.92311355
TENU=0, TEXP=5	2.6169801	-0.55964524	-0.53304297	1.5216671
TENU=5, TEXP=10	2.5955389	-0.82858331	-0.62656372	1.2380747
TENU=10, TEXP=15	2.1290474	-1.0610758	-0.65820649	0.72767714
TENU=15, TEXP=20	1.2661446	-1.1088589	-0.58350443	0.11918186
TENU=20, TEXP=25	0.50177235	-1.0224861	-0.46659301	-0.37080272
TENU=25, TEXP=30	-0.0086716083	-0.91485655	-0.36596613	-0.69392811

表 6 . (2) の推定結果 小企業の場合 (括弧内は t 値)

変数	1981	1986	1991	1996
定数項	4.73510 (194.21)	7.3252628 (214.13)	7.6648768 (209.83)	7.7536701 (197.61)
$D_{H,i}$	-.043114 (-1.98)	-0.047627908 (-1.59)	-0.10760051 (-3.32)	-0.13471608 (-3.88)
$MEXP_i$.040295 (17.15)	0.038555795 (11.62)	0.027107643 (7.65)	0.022729871 (5.91)
$MEXP_i^2$	-.654301E-03 (-10.98)	-0.00054433815 (-6.38)	-0.00029729173 (-3.29)	-0.00020038174 (-2.00)
$TENU_i$.026539 (8.57)	0.042725472 (10.08)	0.035141607 (7.86)	0.027862885 (5.56)
$D_{H,i} \cdot TENU_i$	-.551636E-04 (-.01)	-0.0056711584 (-1.27)	0.0011539422 (0.24)	0.010682044 (2.06)
$TENU_i^2$	-.283990E-03 (-2.41)	-0.00079138509 (-5.19)	-0.00062237760 (-4.12)	-0.00054875578 (-3.29)
$D_{H,i} \cdot TENU_i^2$	-.461359E-04 (-.27)	0.00015039747 (0.70)	6.3461002e-006 (0.02)	-0.00044925744 (-1.92)
$MEXP_i \cdot TENU_i$	-.272523E-03 (-1.83)	-0.00021946459 (-1.08)	-0.00011903863 (-0.56)	1.3522800e-005 (0.05)
$D_{H,i} \cdot MEXP_i \cdot TENU_i$.907409E-04 (.58)	0.00019705001 (0.95)	0.00013201113 (0.61)	0.00030266469 (1.29)
高卒ダミー	.084141 (10.12)	0.15418834 (12.02)	0.12984138 (9.02)	0.11994086 (6.12)
短大・高専卒 ダミー	.199555 (13.69)	0.27965187 (13.86)	0.25699941 (12.54)	0.22267915 (9.09)
大卒ダミー	.283099 (28.79)	0.38852754 (26.66)	0.34741645 (21.33)	0.32720891 (15.48)

サンプル数	199	199	199	196
R-squared =	.970994	.969266	.962538	.957103
Adjusted R-squared =	.969122	.967283	.960121	.954290
Durbin-Watson =	1.48247	1.25172	1.33398	1.28261

=====

生え抜き労働者の $\partial \log W_i / \partial TENU_i$ と中途採用労働者のそれとの差 $g_3 + 2 \cdot g_4 \cdot TENU_i + d_1 \cdot MEXP_i$ について、いろいろな $MEXP_i$ と $TENU_i$ の値の場合についてその (0 を基準値とした) t 値

	1981	1986	1991	1996
TENU=TEXP=0	-0.016761269	-1.2788431	0.24450201	2.0656437
TENU=TEXP=5	-0.022160787	-0.82882102	0.45741509	1.7041526
TENU=TEXP=10	-0.025147035	-0.18451522	0.65409908	1.0796818
TENU=TEXP=15	-0.024358435	0.42663421	0.75931296	0.36473451
TENU=TEXP=20	-0.021903873	0.84619140	0.78020639	-0.21960918
TENU=TEXP=25	-0.019481316	1.1011653	0.76345276	-0.62546756
TENU=TEXP=30	-0.017521767	1.2567671	0.73696687	-0.89784189
TENU=0, TEXP=5	0.12984417	-1.1378152	0.41478326	2.5643042
TENU=5, TEXP=10	0.16245808	-0.67306263	0.72500449	2.4034688
TENU=10, TEXP=15	0.17542679	0.099609769	1.0435053	1.8148257
TENU=15, TEXP=20	0.14880499	0.84331290	1.1661596	0.87255084
TENU=20, TEXP=25	0.11309688	1.2629411	1.1104564	0.060617001
TENU=25, TEXP=30	0.086342063	1.4603234	1.0144272	-0.46833088

表7. (6)の推定結果 大企業の場合(括弧内はt値)

変数	1981	1986	1991	1996
定数項	4.80455 (145.5)	7.28653 (179.4)	7.41446 (184.3)	7.51741 (191.4)
$MEXP_i$.030198 (9.46)	.038476 (9.47)	.037829 (11.39)	.037690 (11.32)
$TENU_i$.586155E-02 (2.19)	.010521 (3.01)	.987682E-02 (3.46)	.646453E-02 (2.28)
$(MEXP_i - TENU_i) \cdot TENU_i$	-.787927E-03 (-3.32)	-.104750E-02 (-3.72)	-.852419E-03 (-3.41)	-.773007E-03 (-2.94)
高卒ダミー	.149838 (6.31)	.261081 (8.63)	.263896 (8.39)	.267047 (8.39)
短大・高専卒ダミー	.264834 (6.42)	.417724 (8.41)	.444677 (9.81)	.456151 (10.84)
大卒ダミー	.391432 (14.99)	.599649 (18.23)	.635821 (18.75)	.653134 (19.42)
サンプル数	161	159	162	150
R-squared =	.888001	.922417	.937092	.947247
Adjusted R-squared =	.883637	.919354	.934657	.945034
Durbin-Watson =	1.15890	.893537	.987622	1.11887

表 8 . (6) の推定結果 中企業の場合 (括弧内は t 値)

変数	1981	1986	1991	1996
定数項	4.78911 (171.9)	7.32208 (209.9)	7.50698 (215.5)	7.59606 (220.3)
$MEXP_i$.024892 (15.09)	.031125 (16.33)	.028092 (17.46)	.027457 (17.62)
$TENU_i$.909659E-02 (7.00)	.013372 (8.82)	.012898 (10.02)	.010705 (8.63)
$(MEXP_i - TENU_i) \cdot TENU_i$	-.52729E-03 (-3.35)	-.515689E-03 (-2.86)	-.174989E-03 (-1.09)	-.160635E-03 (-1.03)
高卒ダミー	.142200 (6.81)	.216386 (7.87)	.219141 (7.61)	.206599 (6.98)
短大・高専卒ダミー	.229854 (6.69)	.330505 (7.93)	.340680 (8.91)	.337342 (9.62)
大卒ダミー	.316760 (13.6)	.483132 (16.12)	.509097 (16.59)	.469963 (15.26)
サンプル数	170	169	170	163
R-squared =	.892167	.926625	.938632	.948967
Adjusted R-squared =	.888198	.923908	.936373	.947004
Durbin-Watson =	1.09837	.838552	.924775	.904543

表9 . (6) の推定結果 小企業の場合 (括弧内は t 値)

変数	1981	1986	1991	1996
定数項	4.90009 (168.75)	7.45408 (203.14)	7.69170 (244.97)	7.72058 (218.01)
$MEXP_i$.017093 (12.33)	.019899 (12.48)	.018150 (14.03)	.018112 (14.17)
$TENU_i$.011825 (10.39)	.016086 (12.28)	.014262 (13.73)	.014075 (13.62)
$(MEXP_i - TENU_i) \cdot TENU_i$	-.275843E-03 (-1.83)	-.135005E-04 (-.07)	.152510E-03 (1.11)	.835384E-04 (.60)
高卒ダミー	.123954 (6.06)	.207255 (7.63)	.177594 (7.47)	.174010 (6.06)
短大・高専卒ダミー	.207432 (5.58)	.313796 (7.11)	.293158 (8.36)	.269275 (7.26)
大卒ダミー	.292754 (11.55)	.438049 (13.73)	.409351 (14.91)	.395287 (12.67)
サンプル数	171	171	171	170
R-squared =	.808913	.854969	.891073	.896476
Adjusted R-squared =	.801922	.849663	.887088	.892665
Durbin-Watson =	.986572	.775386	.951862	.894198

表 10 . (7) の推定結果 大企業の場合 (括弧内は t 値)

変数	1981	1986	1991	1996
定数項	5.29315 (112.8)	7.86544 (133.4)	7.99323 (140.6)	8.09145 (138.9)
$D_{H,i}$	-.418334 (-9.31)	-.486136 (-9.04)	-.459118 (-9.56)	-.452018 (-9.69)
$TENU_i$.020803 (7.57)	.031192 (10.11)	.030946 (10.92)	.027657 (9.19)
$D_{H,i} \cdot TENU_i$.014049 (4.90)	.015838 (4.97)	.014546 (4.99)	.014488 (4.73)
高卒ダミー	.107343 (4.52)	.207304 (6.72)	.204752 (5.92)	.208945 (5.73)
短大・高専卒ダミー	.223832 (5.32)	.366160 (7.32)	.376117 (7.63)	.380935 (8.06)
大卒ダミー	.356871 (13.96)	.554139 (16.90)	.577662 (15.89)	.591886 (15.68)
サンプル数	189	187	190	179
R-squared =	.885145	.923882	.930025	.935115
Adjusted R-squared =	.881359	.921344	.927731	.932852
Durbin-Watson =	1.46741	1.24014	1.43904	1.52585

表 1 1 . (7) の推定結果 中企業の場合 (括弧内は t 値)

変数	1981	1986	1991	1996
定数項	5.26297 (185.5)	7.89559 (193.2)	8.06702 (194.9)	8.12530 (175.4)
$D_{H,i}$	-.408554 (-15.58)	-.463836 (-13.76)	-.433779 (-14.74)	-.402630 (-13.65)
$TENU_i$.019995 (11.61)	.029798 (13.74)	.029186 (15.14)	.027542 (13.76)
$D_{H,i} \cdot TENU_i$.013503 (7.01)	.013432 (5.63)	.010770 (5.11)	.970253E-02 (4.53)
高卒ダミー	.077130 (3.57)	.133862 (4.15)	.129062 (3.71)	.119558 (3.08)
短大・高専卒ダミー	.196329 (5.42)	.270244 (5.52)	.258073 (5.66)	.247161 (5.46)
大卒ダミー	.265087 (11.37)	.410048 (11.98)	.414358 (11.48)	.384518 (9.69)
サンプル数	197	197	197	190
R-squared =	.883225	.899273	.912219	.915456
Adjusted R-squared =	.879538	.896092	.909447	.912684
Durbin-Watson =	1.42500	1.17873	1.30201	1.47107

表 1 2 . (7) の推定結果 小企業の場合 (括弧内は t 値)

変数	1981	1986	1991	1996
定数項	5.25880 (226.2)	7.89732 (251.7)	8.12360 (278.4)	8.16517 (219.7)
$D_{H,i}$	-.339072 (-13.69)	-.382512 (-13.05)	-.368497 (-14.11)	-.354276 (-13.00)
$TENU_i$.018988 (12.17)	.026815 (15.11)	.025023 (16.85)	.023902 (15.11)
$D_{H,i} \cdot TENU_i$.011069 (5.71)	.980681E-02 (4.50)	.872716E-02 (4.70)	.908018E-02 (4.69)
高卒ダミー	.067127 (3.34)	.132510 (4.80)	.100945 (3.89)	.081878 (2.43)
短大・高専卒ダミー	.193651 (5.22)	.261025 (5.79)	.240003 (6.30)	.186530 (4.32)
大卒ダミー	.252200 (10.48)	.365702 (11.67)	.323845 (11.22)	.289203 (8.11)
サンプル数	199	199	199	196
R-squared =	.801334	.833947	.858063	.846876
Adjusted R-squared =	.795126	.828758	.853628	.842015
Durbin-Watson =	1.14086	1.00059	1.06836	1.24624