経済研究
Vol. 58, No. 1, Jan. 2007

【調　査】

年功賃金は生産性と乖離しているか

——工業統計調査・賃金構造基本調査個票データによる実証分析[1)]——

川口大司・神林龍・金榮愨・権赫旭・清水谷諭・深尾京司・牧野達治・横山泉

本論文では，1993年から2003年について，賃金構造基本統計調査と工業統計調査の事業所データをマッチングして事業所レベルのパネルデータを作成し，年齢に関する生産性プロファイルと賃金プロファイルを同時に推定し，両者の傾きの違いを検証した．これにより労働属性別に労働生産性と賃金率の間の格差を算出した．我々は，日本の製造業では賃金プロファイルの傾きの方が，生産性プロファイルの傾きよりも大きく，従って，若年労働者は生産性以下の報酬を，中高年労働者は生産性以上の報酬を得ているとの結果を得た．

我々はまた，この分析結果を利用し，労働者の属性ごとの生産性の違いを，賃金情報ではなく「真」の属性別生産性の情報で捉えることにより，JIP2006データベースおよび将来の労働投入予測における労働投入指数，労働の質指数の推計結果がどの程度変化するかを，1970-2050年について，主にマクロレベルで分析した．

1. はじめに

日本では，世界に類を見ない急速な高齢化と人口減少が進みつつあるが，今後の日本の潜在成長を考える上で，加齢が労働の生産性に与える影響をどのように評価するかは，重要な意味を持っている．

一定の整った環境，すなわち企業と労働者の間に情報の非対称性が存在せず，企業に固有の熟練が蓄積されず，また雇用契約相手を探したサーチ行動が行われない等の条件の下では，労働の限界生産価値は賃金率(厳密には企業にとっての労働コスト)に等しくなる．単純化して言えば，年収800万円の労働者が退職すれば日本のGDPは800万円減ることになる．今日の成長会計では，最も緻密に労働投入を測定しようとした研究でさえ，通常はこのような仮定のもとに，労働属性別の生産性は賃金率に反映されていると考え，労働投入指数を作成する際に，労働属性別のマンアワー投入に賃金率をウエイトとして集計している[2)]．

しかしながら第2節で説明するように，現実の労働市場では，様々な摩擦や情報の非対称性等のために，労働の生産性と賃金は一致していない可能性が高い．例えば，日本で一般的に観察される退職金の存在は，雇用者と労働者が長期的な関係で結ばれていることをうかがわせる．また40歳以降の転職に際しては，一般に賃金が下落することが多いが，これは高齢者で生産性と賃金が乖離している可能性があることをうかがわせる．これらの事実から，日本のいわゆる年功賃金はインセンティブ契約の性格を持っているとしばしば考えられてきた(小池(2005))．

もし，若年層・短期勤続層では賃金以上の生産性を発揮しており，逆に高年層・長期勤続層では賃金以下の生産性しか発揮されていないとすれば，単に賃金を生産性の代理指標とした場合，高齢者や長期勤続者の生産性を過大評価してしまう危険がある．例えば，団塊世代の退職による労働投入減少は，団塊ジュニアの労働力化によって相殺されるかもしれない．また，パートの生産性が賃金よりも高い場合，近年のパート増加により，労働投入はあまり減少していないかもしれない．さらに，労働の生産性と賃金の乖離は，団塊世代の退職が企業収益に及ぼす影響や，定年年齢の引き上げが企業にもたらす負担の問題を考える上でも重要な意味を持つ．

イスラエルや米国については，Hellerstein and Neumark(1995)，Hellerstein and Neumark(1999)，Hellersein, Neumark and Troske(1999)，Hellerstein and Neumark(2004)のように，事業所レベルのデータを用いて年齢に関する生産性プロファイルと賃金プロファイルを同時に推定し，両者の傾きの違いを検証した研究が行われている．しかし日本では，データの制約のため，事業所レベルのこのような推定は行われてこなかった．

以上のような問題意識から我々は，1993年から2003年について，賃金構造基本統計調査と工業統計

調査(甲表対象事業所に限る)の事業所データをマッチングし，事業所レベルの生産関数と賃金関数を推定し，これにより労働属性別に労働生産性と賃金率の間の格差を算出した．我々はまた，この分析結果を利用し，労働者の属性ごとの生産性の違いを，賃金情報ではなく「真」の属性別生産性の情報で捉えることにより，JIP データベース 2006 における労働投入指数，労働の質指数の推計結果がどの程度変化するかを，主にマクロレベルで分析した．さらに我々は，労働の属性別投入について一定の仮定を置くことにより，人口の急速な減少が予想される将来において，労働投入指数の予測値がどのように変わるかも調べた．

本論文では，これらの分析結果を報告する．

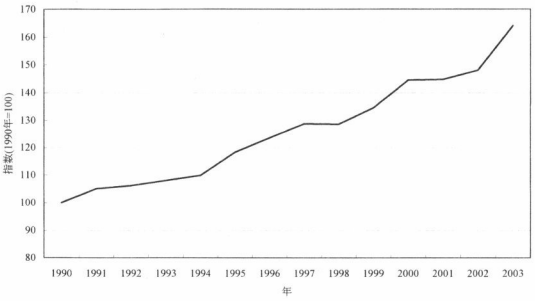
論文の構成は以下の通りである．まず次節では，労働の属性別生産性と賃金の間にどのような関係があると考えられてきたかを簡単にサーベイする．また労働の属性別生産性格差が賃金格差に等しいと仮定して，産業レベルおよびマクロレベルの労働投入指数を作成した研究例として，JIP データベース 2006 における労働投入指数について説明する．第 3 節では，我々が利用したデータについて説明する．第 4 節では，生産関数と賃金関数の推計方法について説明する．第 5 節では，推定結果を報告する．第 6 節では，年齢と関連した労働者の属性として，潜在経験年数(学歴と年齢から推測した学校卒業後の経過年数)だけでなく勤続年数を考慮に入れた場合の推定結果を報告する．第 7 節では，推定された生産性賃金格差に基づいて，労働者の属性ごとの生産性の違いを，賃金情報ではなく「真」の属性別生産性の情報で捉えることにより，JIP データベース 2006 における労働投入指数，労働の質指数の推計結果がどの程度変化するか，また将来の労働投入予測値がどの程度変化するかを調べた結果を報告する．最後に第 8 節では，今後に残された課題について簡単に述べる．なお，データ作成過程の詳細は付録 1 にまとめた．

2. 労働生産性測定時の労働の質の考慮

2.1 労働生産性

生産性は，一般にはアウトプットとインプットの比率をとる平均生産性として計測されることが多く，労働生産性の場合，労働時間 1 時間あたりのアウトプットがしばしば使用される．とくに解雇が困難との認識がある日本では，労働者 1 人あたりの労働時間は景気の動向に左右されやすいので，労働者 1 人あたりよりは労働時間 1 時間あたりのアウトプットが，労働生産性の指標として好まれる．

図 1. 1990 年代から 2000 年代初頭の製造業労働生産性の推移



労働生産性指数＝製造業実質付加価値額／(就業者数×労働時間)
出所)　国民経済計算年報．

図 1 は，わが国における 1990 年代から 2000 年代初頭までの製造業労働生産性の推移を観察したものである．国民経済計算年報より製造業の暦年実質付加価値総額および就業者数・労働時間をとり，両者の比を掲示した．ただし，1990 年の水準を 100 として指数化している．

この指数の推移を見る限り，労働生産性は 1994 年前後から趨勢的に上昇しており，経済活動の調整が中長期的に連続して継続しているようにもみえる．完全失業率や有効求人倍率などの指標から労働市場の状況が改善したのは 2004 年くらいからといわれているが，労働生産性という観点からは，バブル崩壊以降，リストラを通じた経営効率の改善や規制緩和による市場の整備が着実に進展していたのかもしれない．

もちろん，同じ 1 時間の労働でも，実際に生産活動に従事した労働者がどのような労働者かによって，生産性は異なってくるはずだと指摘されることが多い．もしこの指摘が正しいとすると，ある期間(あるいはある産業)で特定の属性をもった労働者が多かったとするならば，そこで観察される労働生産性の違いは，構成員の属性の違いで説明される現象に過ぎない．そして，労働者の属性によって生産性が異なるという主張には傾聴すべき点が確かにある．

2.2 属性の違い

この主張の合理的な根拠を理解するためには，そもそも，「個々の労働者の賃金がなぜ異なるのか」という問いに立ち返る必要がある．これは労働経済学という学問分野の中心的な問いのひとつであるが，

現在までの研究では，完全競争を前提とすると大きく次のような理由があると考えられている．

(a)労働者の選好の違いが反映されている．
(b)労働者によって生産性に違いがある．
(c)情報の不完全性が反映されている．

このうち本稿と関係が強い(b)について詳述しよう[3]．

まず労働者によって労働能力に違いがあることが想定される．この労働能力が首尾よく発揮される場合には労働生産性は高くなり，発揮できない場合には実現される生産性は低くなる．ただし，これらの労働能力の多寡が労働者の属性と一定の相関を持つかは自明ではない．たとえば，欧米ではとくに製造業において長きにわたり職業(産業)別団体交渉によって職業(産業)別の賃金率が決められるという伝統をもっており，どんな属性をもった労働者でも同一の職業・職務であれば同一の賃金率に服することが基本であった．このような伝統が長く維持された背景には，生産性に労働者の属性は影響しないという考え方が根強かったことがあると考えられ，1951年に成立したILO100条約における「同一労働同一賃金の原則」のもっとも素朴な認識でもある(社会経済生産性本部雇用システム研究センター編(1994))．

これに対して，経済学においては，労働者の能力と属性との関係を説明するために様々な理論が提示されてきた．

第一に，教育年数・経験年数(勤続年数)と労働能力との関係を示したのが人的資本理論である．この理論は，労働能力は教育訓練過程で後天的に制御可能(とくに蓄積可能)だが，教育訓練を受けるには多かれ少なかれ賃金獲得機会を犠牲にしなければならないと考える．このとき，各労働者の最適な行動の結果として，どれだけの教育訓練を受けるか，すなわち労働能力を蓄積するかが決定される．Ben-Porath(1967)は，人的資本投資が稼得能力を高めるという仮定の下で，生涯所得の割引現在価値を最大にする最適な投資経路を計算し，一般的な状況の下で職業経験年数とともに賃金水準が上昇することを示した．また，教育訓練過程で獲得する労働能力が，ある特定の企業・産業・職種にのみ通用する場合には，経験年数よりも，ある特定の企業・産業・職種に勤めた勤続年数が生産性および賃金と正の関係をもつことになる．

第二に，勤続年数に応じて生産性が上昇する関係は，Jovanovic(1979)によって提示されたマッチング理論によっても説明可能である．労働者がある労働能力を持っていたとしても，職場によって自分の労働能力を十分に発揮できるかどうかは様々であるとしよう．このとき，事後的に一箇所の職場に長くとどまり続けることは，その労働者にとって魅力的な機会が他の場所に少ないことを意味し，したがってその労働者の生産性・賃金は相対的に高いことになる．

これらの理論的主張は，Mincer(1974)を嚆矢とした一連の賃金関数を巡る実証研究によってある程度実証され，教育年数および経験年数，勤続年数と賃金が正の相関関係をもつことが知られるようになった．

第三に，女性の場合，婚姻や出産によって中途退職してしまうことが予想されるので，企業は教育訓練投資を躊躇するかもしれない．さらに第四に，パートタイマーも同様で，これらの属性に対して教育訓練投資が少なく，結果として生産性が低下する可能性もある．実際，日本労働政策研究研修機構が2004年1月に行った「労働者の働く意欲と雇用管理のあり方に関する調査」によると，過去3年間に何らかの形で正規従業員を対象とした能力開発施策を実行した企業は1066社中985社(92.4%)を占めたのに対して，非正規従業員を対象とした企業は半数以下の449社(42.1%)にとどまる．今後3年間に能力開発施策を計画している企業も，正規従業員を対象とする企業は1066社中1005社(94.3%)なのに対して，非正規従業員を対象とすることを考えている企業は558社(52.3%)と明らかに少ない[4]．パートタイマーに代表される非正規従業員は，正規従業員と比較すると，教育訓練過程を通じた労働能力の涵養があまりなされず，その結果低い生産性しか発揮しないと考えられる．

以上のように，経験年数や勤続年数，性別や就業状態が異なる労働者は，1時間あたりの生産性も異なると考えられる．そして次の図2a，図2bは，賃金構造基本統計調査を用いて，製造業常用労働者の属性が1990年代以降2000年代半ばまでどのように変化したかを示したものである．

図1によれば，この間持続的に労働生産性が増加していた．しかし，実は同時に，製造業常用労働者の平均年齢は2.2年程度，平均勤続年数は2.4年程度上昇しているのがわかる．また，女性比率はおよ

そ30%から23%に減少する一方，大卒比率は14%から22%に増加している．女性比率については労働市場全体の傾向と相反するかもしれないが，国勢調査ベースでも1990年より5年ごとに37.6%，36.0%，34.7%と減少を示している．常用労働者における女性比率の減少分のほうが全体の減少分よりも大きいことから，臨時的労働者では女性比率が高まっていることが示唆されるが，全体として製造業従業者の女性比率が減少していることは否定できない．

上述のように，勤続が長くなれば長くなるほど，教育水準が高ければ高くなるほど労働能力が高まり1時間あたりの生産性が上昇すると考えると，図1で示された労働生産性の上昇は，多くの労働能力が蓄積された労働者が多くなったことを意味するだけで，労働能力単位でみたときに生産性が改善されているわけではないかもしれない．この点を確かめるためには，属性ごとの投入労働時間のみならず生産性の違いを把握する必要がある．

一般に，競争が完全であれば労働能力の限界生産性は実質賃金と一致する．このとき，属性別の賃金情報を利用することができれば，生産性の代理指標として用いることができ，労働投入の質の変化を補正することができるかもしれない．このような方法の代表例が，JIPデータベース2006である．JIPデータベース2006では，属性別(性，年齢，学歴，従業上の地位)の従業者数，労働時間，賃金をJIPデータベース2006産業分類別に推計し，労働者の属性ごとの生産性の違いを賃金情報で補正した労働投入指数を推計している[5]．具体的には，Jorgenson, Gollop, and Fraumeni(1987)などで採用されている方法に倣って，次の(1)式で表されるような連続時間で定義されたディビジア数量指数，

$$\frac{d\ln L_i(t)}{dt}=\sum_j S_{ij}(t)\frac{d\ln MH_{ij}(t)}{dt} \qquad (1)$$

ただし，$L_i(t)$: t期における第i産業部門の労働投入指数

$MH_{ij}(t)$: t期における第i産業部門の属性j労働者のマンアワー

$w_{ij}(t)$: t期における第i産業部門の属性j労働者の時間当たり賃金率

$S_{ij}(t)$: t期における第i産業部門の賃金総額に占める属性j労働者の賃金シェア，すなわち，

$$S_{ij}(t)=\frac{w_{ij}(t)MH_{ij}(t)}{\sum_j w_{ij}(t)MH_{ij}(t)}$$

を，離散時間で近似した(2)式によって推計を行っている．

$$\ln L_i(t)-\ln L_i(t-1)=\sum_j \bar{S}_{ij}(t,t-1)[\ln MH_{ij}(t)-\ln MH_{ij}(t-1)] \qquad (2)$$

ただし，

$$\bar{S}_{ij}(t,t-1)=\frac{1}{2}[S_{ij}(t)+S_{ij}(t-1)]$$

なお，労働者の属性は，性，年齢，学歴，就業上の地位の4次元の属性を考慮している．この際，従業上の地位については，雇用者をフルタイム労働者とパート労働者に区分し，自営業主および家族従業者と合わせて3区分としている．したがって，労働者の属性は，性別2区分，年齢11区分，学歴4区分，従業上の地位3区分となる．このうち，フルタイム労働者についてのみ学歴区分を行っているので，JIPデータベース2006では，

図2a．1990年代の製造業常用労働者の属性構成比の推移(1)

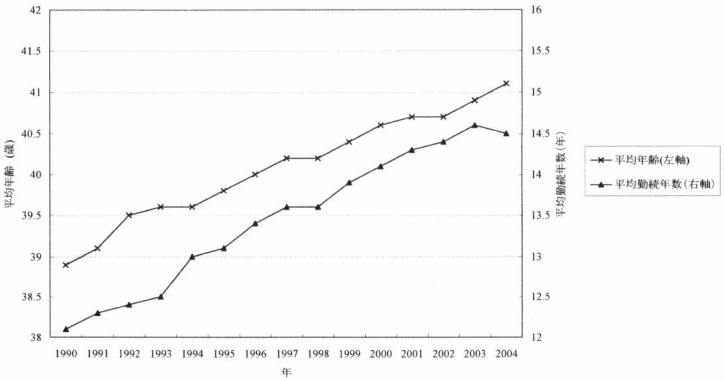
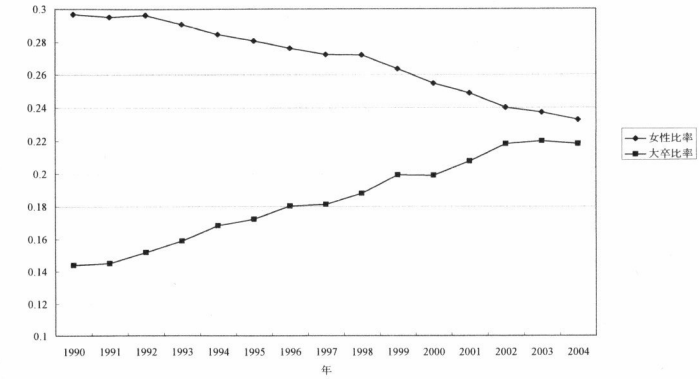


図2b．1990年代の製造業常用労働者の属性構成比の推移(2)



一産業の労働者の属性は全体で128種類に分類されている．

以上のような労働力の質のコントロールを考慮した上，JIPデータベース2006の1970年から2002年までのデータを用いて，マクロレベル，製造業と非製造業に対して成長会計分析を行うと，年率のTFP上昇率が各々0.7%，0.6%，0.2%であった．同じデータセットで，労働の質を考慮しない労働投入時間だけでTFP上昇率を計測すると，マクロ，製造業，非製造業の年率のTFP上昇率は1%，0.7%，0.5%になるので，労働の質を考慮しないことによって，マクロレベルで見るとTFP上昇率を年率0.3%程度過大に推計することになる．

2.3　賃金と生産性の乖離

以上のように，労働投入の質を，属性別賃金情報を用いて補正する方法は一般的に用いられており，いくつか重要な実証的知見を見出している．しかし，賃金情報で生産性が十分に代理できるかは定かではない．情報の不完全性がある場合には，賃金と生産性が乖離する状況が十分に考えられるからである．

たとえば，Lazear(1979)によって指摘されたように，労働者の努力水準を使用者が直接観察できない場合，若年時には生産性以下の賃金を受け取り，部署や企業の業績が好調な場合には，事後的に生産性以上の賃金を受け取るという長期的な賃金契約が労使間で合意・成立する可能性がある．Lazear and Moore(1984)は雇用労働者と，情報の非対称性がないはずの自営業者の賃金プロファイルを比較することで，このメカニズムが実証的に妥当している可能性を示した．

さらに，日本においては雇用管理の特徴もあいまって，Lazear型インセンティブ契約がより広範に成立していると考えられている．たとえば，小池(2005)は，日本の製造現場では知的熟練が形成され「ふだんと違った作業」がスムーズに実行されることが生産性に寄与していると主張した．知的熟練は客観的に観察されない企業特殊的な熟練なので，そこで観察されるいわゆる年功賃金はインセンティブ契約の性格をもつことが予想される．また，日本の企業では定年制と退職金が広く観察され，単なる人的資本理論では解釈できない現象が頻繁に観察される．さらにいえば，転職時の賃金減少は高齢者ほど大きくなることが知られており，とくに高齢者で生産性と賃金が乖離している可能性があることを示唆している(大橋・中村(2002))．

もし，若年層・短期勤続層では賃金以上の生産性を発揮しており，逆に高年層・長期勤続層では賃金以下の生産性しか発揮されていないとすれば，単に賃金を生産性の代理指標とした場合，高齢者や長期勤続者の生産性を過大評価してしまう可能性がある．

もちろん，これらの賃金と生産性の乖離は，集計データを利用してもある程度考察することができる．たとえば，公表されている工業統計表から産業分類や企業規模ごとに集計された出荷額を採取し，公表されている賃金センサス第1表より産業分類(や企業規模)別の性別学歴別年齢階級別労働者数および各階級平均労働時間をあわせれば，属性別の1時間あたり出荷額を計算できる．

しかし，この方法では勤続やパートタイマーの生産性を計測することができない．また，産業や企業規模など各集計単位によってパートタイマーや勤続の生産性に偏りがある場合，明示されている労働属性別の生産性を正しく計測することはできないという難点もある．

したがって，各要素の生産性を計測するためには，生産に関する計数と労働要素を詳細に分類した計数を同時に採取した事業所調査の個票を使う必要がある．しかし残念ながら，そのような調査はない．本稿では，複数の既存統計を事業所レベルでマッチングすることによって，データ上の難点を克服した．

3. データ

さきにも触れたように，本稿で用いるデータは工業統計調査と賃金構造基本統計調査である．ここで製造業に関心を集中させるのには，いくつかの理由がある．最も重要な点として，雇用管理のあり方を日本と欧米で比較したときに，もっとも明白かつ重要な違いが生じるのが製造業のブルーカラーであることがあげられる(小池(2005))．賃金が年齢や学歴に伴って上昇する現象は世界の労働市場共通に観察される現象であるが，その濃淡は産業や職種によって異なる．たとえば，ホワイトカラーに関しては欧米においても日本同様右上がりの賃金カーブが観察されることが古くから指摘されてきたが，ブルーカラーについてはそれほど注目されてこなかった．実際にも，賃金決定方式が団体交渉的であったことなども影響して，データ上右上がりの賃金カーブを欧米ブルーカラーについて認めるのは難しかった．これに対して，日本の製造業ブルーカラーでははっき

りと右上がりの賃金カーブが観察され，「年功賃金」として人口に膾炙するようになっていた．先に見た小池(2005)などの立論が，製造業ブルーカラーを中心的な分析対象としているのもこのためである．

したがって，日本の製造業に関心を集中して生産性と賃金の乖離を確かめるのは，欧米の先行研究との比較という観点からもっとも興味深い対象から分析をはじめることに相当する．

以下，本節では用いたデータに関して説明する．

3.1 工業統計調査

工業統計調査は指定統計のひとつであり，その目的は工業の実態を明らかにすることである．

日本標準産業分類にあげる「大分類 F-製造業」に属する事業所(国に属する事業所を除く)が調査対象で，1955 年から 1980 年まで全数調査を実施してきたが，1981 年以降西暦末尾 0，3，5，8 年については規模を限らず全数調査を，それ以外の年については従業者 4 人以上の事業所および従業者 3 人以下の事業所のうち特定業種に該当する事業所について全数調査を実施している．申告者の自計申告に基づき，基本的に 12 月 31 日現在の資本金，年末従業者数，給与総額，原材料・燃料，有形固定資産，在庫，品目別出荷額及び出荷額合計，加工賃収入，修理料収入額などが調査項目である．従業者 30 人以上を対象にする甲表が，29 人以下を対象にする乙表より詳しい項目を調査している(工業用地および工業用水など)．乙表では，多くの事業所が有形固定資産残高について回答していない．また平成 13 年(2001 年)調査以降は，乙票では西暦末尾 0，5 年にのみ有形固定資産残高を調査することになった．本研究では必要な変数が備わっている甲調査対象事業所のみを分析対象とした．

3.2 賃金構造基本統計調査

属性別の労働投入時間は賃金構造基本統計調査(以下，賃金センサス)の個人票を用いる．賃金センサスは，1958 年に成立した指定統計で，賃金の実態を調べることを目的としている．全国の 9 大産業の常用労働者数 10 人以上の官営民営事業所および企業規模・事業所規模がともに 5～9 人の民営事業所が調査対象となり，当該調査事業所に所属する常用労働者をさらに抽出調査する．基本的に 6 月 30 日現在の情報を実地自計方式で調査する．事業所企業統計調査より都道府県，産業・企業規模で層化二段抽出され，毎年約 7 万事業所が調査対象となり 5 万～6 万の事業所から回答が得られている．このうち製造業では毎年約 15,000～19,000 の事業所について回収されている．調査事業所に所属する常用労働者については，500 人以上事業所では産業・規模別に，500 人未満事業所では産業別に，あらかじめ指定された抽出率で賃金台帳または労働者名簿を用いてサンプリングし，毎年およそ 150 万人が調査対象となる．

調査票は事業所票と個人票からなり，事業所票では当年 4 月の学歴別新卒採用数，初任給などが調査される．一方，個人票では性別，年齢，就業形態，学歴，勤続年数，所定内賃金および労働時間，超過勤務手当および労働時間，前年度賞与などが記録されるので，事業所ごとに属性別労働時間を集計することができる．

3.3 マッチング

工業統計調査の生産・資本データおよび賃金センサスの属性別労働時間を事業所レベルで同時に用いるためには，工業統計調査と賃金センサス事業所票を接続する必要がある．具体的には，まず工業統計調査甲表対象事業所について，2002 年を基点とし，1993 年までおよび 2003 年まで拡張しパネルデータを作成した．賃金構造基本統計調査についても，同一の事業所番号が用いられている各期間について事業所データをパネル化した．最後に，双方のデータに共通する市区町村番号，事業所業種，常用労働者数，等の情報をもとにパネルデータ同士をマッチングさせた[6]．ただし，常用労働者一人あたりの資本サービス投入および常用労働者一人あたりの出荷額の対数値について，平均値プラスマイナス標準偏差の 3 倍を外れるデータは異常値として除いた．

工業統計調査甲票で調査された事業所は 11 年間総計で 585,630 事業所であったが，パネル化とマッチングが可能な事業所について 11 年間の標本をプールし，本分析のサンプルに格納することができた標本数は，51,354 標本(年平均 4,669 標本)と，ほぼ 11 分の 1 の 9% 程度であった．

本分析の対象は賃金センサスで調査対象となる標本に限定されることから，工業統計の母集団と比較して大規模事業所に偏る傾向があることが予想される．実際，マッチングの結果作成されたサンプルの要約統計量について，工業統計調査甲票全体との比較をした表 1 をみると，年間出荷額は，全データ平

表1. 工業統計(甲表)とマッチング後サンプル

期間；1993～2003年

工業統計甲表	全データ		賃金センサスとのマッチング後サンプル	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
出荷額(年間単位；万円)	477,177.4	2,865,251.0	990,731.4	3,612,672.0
常用労働者給与(年間単位；万円)	60,554.6	209,612.0	114,701.7	266,366.2
期首有形固定資産(万円)	115,821.4	635,537.8	243,336.8	799,540.0
中間投入(年間単位；万円)	275,181.1	2,113,080.0	577,254.0	2,383,771.0
事業所数	585,630		51,354	

表2. 賃金センサス(製造業事業所レベル)とマッチング後サンプル

期間；1993～2003年

賃金センサス	全データ		マッチング後サンプル	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
常用労働者数(人)	225.09	575.11	227.91	420.69
平均教育年数(年)	12.17	1.18	12.16	0.92
女性比率	0.34	0.25	0.33	0.23
平均年齢(歳)	41.26	6.01	40.01	5.23
平均勤続年数(年)	11.92	5.64	12.44	5.21
パートタイマー比率	0.09	0.18	0.07	0.15
一般労働者労働時間(時間；月単位)	37,912.29	98,195.41	38,436.08	71,324.40
パート労働者労働時間(時間；月単位)	973.48	4,111.12	1,369.64	5,271.37
事業所数	159,649		51,354	

均では35億9千万円程度であるのに対して，マッチ後サンプル平均では約99億円とかなり大きい(各要約統計量の定義については付録1を参照のこと)．常用労働者給与，年初有形固定資産，原材料使用額等の平均値もマッチ後サンプルでは大きく，工業統計調査甲票の母集団と比較するとかなり大規模な事業所に集中していることがわかる．また，賃金センサスでの10人以上企業の事業所あたりの平均常用労働者数がおよそ227人であるのに対して，2002年の工業統計調査において30人以上の事業所の事業所あたりの常用労働者は半分程度の122.5人であった．賃金センサスは大規模事業所から厚くサンプルされており，本稿の必要上賃金センサスと接続する必要がある以上やむをえないが，本稿で用いるサンプルでは，工業統計調査と比較して大規模事業所に分析対象が偏ることには注意が必要であろう．

表2は同様な比較を企業規模10人以上の賃金センサスの事業所データと比較したものである．賃金センサスでは，10人以上の製造業については11年間に総計159,649事業所(年平均14,513.5箇所)から有効回答を得ている．本サンプルはそのうち33%程度を格納していることになる．

表2を見る限り，事業所あたりの常用労働者数や平均教育年数，平均年齢，平均勤続年数，女性比率などをみても，全データとマッチング後サンプルでは大きな違いはない．賃金センサスに関する限り，工業統計表と異なりオリジナルのデータセットとのズレはそれほど大きくないことが確認できる．

4. 推定モデル

4.1 主な先行研究

本稿の目的は，労働者の属性別の生産性と賃金を計測し，その乖離の有無を検証することにある．

欧米では，Hellerstein and Neumark(1995)に代表されるように，本稿と同様の事業所レベルデータを用いた先行研究がみられる．彼らは，およそ1,000のサンプルサイズをもったイスラエルの企業レベルのデータを用い，生産性プロファイルと賃金プロファイルを同時に推定することで，両者の年齢に対する傾きの違いを検証した．その結果，生産性プロファイルおよび賃金プロファイルもともに，年齢に対して右上がりになることが確かめられた一方，その傾きには差がないことがわかった．結局，人的資本の蓄積は確かめられるものの，ラジアー流のインセンティブ契約は妥当しない可能性が強いと結論されている．ただし，この論文では，年齢属性として35歳未満，35～54歳，55歳以上の3区分しか用いることができないこと，学歴構成が不明なことなど，データ上の制約が大きかった．また，単年度のクロスセクショナルデータであることも，Omitted Variable Biasを生む温床となり，この観察結果がどこまで一般性をもつかは疑問の余地がないわけではなかった．

ついで，彼らはHellerstein and Neumark(1999)でデータをパネル化することに成功し，さらにHellersein, Neumark and Troske(1999)では3,000程度に大規模化された合衆国データを用い，本質的に同様の推定を行って観察結果の頑健さを確かめた．その結果，Hellerstein and Neumark(1995)とほぼ同様の推定結果が得られ，彼らがイスラエルで発見した右上がりだが互いに差がない生産性・賃金プロファイルは，ある程度一般的に成立している可能性

が示されたといえよう．

ところが，近年米国では大規模な新たなデータセットが開発され，それを用いたHellerstein and Neumark(2004)では，賃金プロファイルのほうが生産性プロファイルよりも急な傾きをもつことが観察された．この実証結果は，ラジアー型インセンティブ契約が成立していることを示唆しており，従前の実証結果と異なる．ただし，Hellerstein and Neumark(2004)は，従来との違いがもたらされた原因の大きな部分を3,000と20,000というサンプルサイズの違いに帰しており，生産性プロファイルと賃金プロファイルの傾きに差があるかは，データセットの違いや推定方法の違いなど現在さまざまな観点から検討が行われている最中であるといえる．この点，本稿では50,000程度のサンプルサイズが確保されており，先行研究と比較可能な頑健な結果を得ることが期待できる．

4.2 関数の特定化と使用データ項目

生産関数の特定化については，本稿でもこれら先行研究を利用する．具体的には，コブ・ダグラス型に生産関数の形状を限定し，属性別労働投入の生産性を計測する．

この際，事業所のアウトプットとして用いるのは事業所の出荷額である．出荷額は付録1に示したとおり，製造品出荷額，加工賃収入額，修理料収入額の和として計算した．製造品は「その事業所の所有する原材料によって製造されたもの(原材料を他に支給して製造させたものを含む)」として定義され，「自家使用されたもの」や「同一企業に属するほかの事業所へ引き渡したもの」も含まれている．なお，出荷額は「工場出荷額」で定義され，消費税・内国消費税が課されたものについては課税後出荷額を報告するべきものとして調査票に指示されている．加工賃収入とは「(調査年)中に他の所有に属する主要原材料によって製造し，あるいは他の所有に属する製品又は半製品に加工，処理を加えた場合，これに対して受け取った又は受け取るべき加工賃」をさし，主として産業組織的理由から製品の所有権の移転が行われない場合を対象とすると考えてよい．

また，インプットとして用いるのは資本サービス投入，中間投入，労働投入である．資本サービス投入，中間投入の計算方法はやはり付録1に記した．中間投入には委託生産費が含まれている．

労働投入時間は当該事業所に所属する常用労働者の所定内および超過労働時間の合計で測る．そして，当該事業所内の性別教育年数別潜在経験年数別に集計された労働投入時間を事業所ごとの抽出率の逆数を用いて膨らませ，それぞれ別個の生産要素と考える．さらに，教育年数の係数は男女等しいとする．つまり，教育過程を経由することで蓄積される人的資本の生産性は，男女で差がないと考える．

パートタイマーについては属性別に別個の投入とはみなさず，全投入時間のみを説明変数とする．その際，教育年数は高卒相当(12年)，男女の違いはないとする．パートタイマーについても性別教育年数別潜在経験年数別の投入を区別することも原理的には可能だが，本稿でとりあげる対象が製造業であること，女性でいったん就業を中断した人々がほとんどであることなどから，パートタイマーの潜在経験年数を生産性と結びつけることには慎重を期すべきあり，本推定ではパートタイマーは平均的な生産性を計測するのみにとどめた．そのほかに，年ダミー・産業中分類ダミーをコントロール変数として採用する．

したがって，推定式は次の(3)式となる．

$$\begin{aligned}\log y_{it} = {} & \alpha + \beta_1 \log(full_{it} \\ & + part_{it} \cdot \exp(\theta + \gamma_0 + \gamma_1 \cdot 12)) \\ & + \beta_2 \log CKB_{it} + \beta_4 \log ME_{it} \\ & + year\ dummies + industry\ dummies + u_{it}\end{aligned} \tag{3}$$

ただし，変数は次の通りである．

y_{it} : t 年，i 事業所の実質出荷額

$full_{it}$: t 年，i 事業所のフルタイム常用労働者の性別教育年数別潜在経験年数別総労働投入時間

$part_{it}$: t 年，i 事業所のパートタイマーの総労働投入時間

CKB_{it} : t 年，i 事業所の資本サービスの投入(資本ストック×資本コスト)

ME_{it} : t 年，i 事業所の実質中間投入量

year dummies : 年ダミー

industry dummies : 産業ダミー

u_{it} : 誤差項

また，

$$\begin{aligned}full_{it} = {} & \sum_{ed=9}^{16} \sum_{ex=0}^{45} hour^{m}_{i,ed,ex,t} \cdot \exp(\gamma_0 + \gamma_1 \cdot ed \\ & + \gamma_2 \cdot ex + \gamma_3 (ex^2/100)) \\ & + \sum_{ed=9}^{16} \sum_{ex=0}^{45} hour^{f}_{i,ed,ex,t} \cdot \exp(\gamma_0 + \delta_0 \\ & + \gamma_1 \cdot ed + \delta_2 \cdot ex + \delta_3 (ex^2/100))\end{aligned}$$

$hour^{m(f)}_{i,ed,ex,t}$：t 年，i 事業所，教育年数 ed 年，潜在経験年数 ex 年の男性(m)又は女性(f)のフルタイム常用労働者の労働時間

他方，賃金関数は，常用労働者に対する賃金支払い総額を被説明変数とし，生産関数と同様な属性で区分された労働投入時間を説明変数とする．パートタイマーについての想定も同様で，年ダミー・産業ダミーを含むところも同様である．したがって，推定する賃金関数は次の(4)式となる．

$$\log w_{it} = \chi + \phi_1 \log(full_{it} + part_{it} \cdot \exp(\lambda + \eta_0 + \eta_1 \cdot 12)) + year\ dummies + industry\ dummies + e_{it} \tag{4}$$

ただし，

$$full_{it} = \sum_{ed=9}^{16} \sum_{ex=0}^{45} hour^{m}_{i,ed,ex,t} \cdot \exp(\eta_0 + \eta_1 \cdot ed + \eta_2 \cdot ex + \eta_3 (ex^2/100)) + \sum_{ed=9}^{16} \sum_{ex=0}^{45} hour^{f}_{i,ed,ex,t} \cdot \exp(\eta_0 + \xi_0 + \eta_1 \cdot ed + \xi_2 \cdot ex + \xi_3 (ex^2/100))$$

このような想定のもと，基本的にはサンプルを4種類，すなわち全製造業，軽工業，重化学工業，機械電気工業に分割し，それぞれで(3)および(4)を推定した[7]．推計に用いた変数の要約統計量は付表1として掲げた．推定には Stata の非線形最小自乗法を用い，初期値にはマイクロデータを使用した賃金関数の推定結果から出発して収束が速いものを選んだ．紙幅の関係ですべての推計結果を掲示することはできないが，初期値の設定に対してかなり頑健な結果を得ていることは付言しておく．また，規模別などの推定の初期値は，基本推定の推定値を使用している．

推定結果を吟味する前に，データ構築方法から生じる，注意するべき点をいくつか指摘しておく．まず，請負については労働投入からは控除され，中間投入の一部(委託生産費)として本推計に取り入れられている．したがって，少なくとも計測概念上は，直傭社員による生産活動と請負とは明確に分離して考えられている．直傭社員と請負労働との関係が代替であるか補完であるか等などについては定見がないので，対数線形であるとする本稿の想定は一次接近としては妥当であると考える[8]．

また，製品在庫について，多くの事業所が回答していないため，生産されながら出荷されていない製造品在庫や仕掛品はアウトプットとして考慮していない．本稿でとらえられる生産活動は，営業など間接部門を含めた事業所全体の活動の結果として考えることができ，常用労働者の中に間接部門に所属すると思われる労働者を含めることで整合性を保っている．ただし，たとえば同一企業内で生産拠点と販売拠点を事業所として分けて立地させている企業については別途考慮する必要があるかもしれない．たとえば，生産部門と研究開発部門をまとめて地方に立地させ，販売部門は都市部に展開する場合などである．このとき，地方の事業所にある研究開発部門の成果は，当該事業所の1年間の製品出荷額ではとらえきれず，ホワイトカラーの生産性を過小に評価する可能性がある．同様に，事業所ベースの独立採算制が採用されていない場合，販売事業所への製品移転時にどこまで出荷額が市場価格と同様に評価されているかは定かではない．本稿では，これらの事業所について詳しく分析することが困難なため，すべての企業活動が完結している単一事業所にサンプルを限った推定を行い，フルサンプルの推定結果と比較することで，これらの問題点が重大であるかを調べる．

5. 推計結果

5.1 基本的な推定結果

(3)式および(4)式の推定結果は表3としてまとめた．そのうち製造業全体をサンプルとした生産関数の推定が(1)，賃金関数の推定が(2)である．また，軽工業・重化学工業・機械工業にサンプルを分割し，それぞれについて行った推定結果が(3)から(8)として掲示されている．

まずコブ・ダグラス係数をみてみると，労働投入に対する係数が製造業全体では0.385となっており，他の研究と同様の結果になっている．軽工業では0.358，重化学工業では0.400，機械工業では0.404で，軽工業では比較的資本集約的である様子がわかる．

本稿で中心的に議論するのは，潜在経験年数の生産性に与える効果と賃金へ与える効果であり，両関数において，男性・女性別に潜在経験年数の一次項と二次項の係数として評価される．これらの係数の特徴を以下にまとめる．まず，製造業全体で推定した(1)をみると，男性潜在経験年数の一次項は正で有意であり，3産業に分割した(3)，(5)，(7)でも同様の傾向が観察される．この推定結果は，経験に応じた生産性の上昇が製造業一般で起こっており，人的資本が蓄積されていることを示唆する．(2)，(4)，

表 3. 基本的な推計結果

	製造業全体		軽工業		重化学工業		機械工業	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被説明変数	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与
観察単位	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所
労働者の特性ごと相対生産性・賃金								
男性潜在経験年数	0.034	0.040	0.027	0.038	0.026	0.032	0.040	0.050
	(0.005)	(0.001)	(0.010)	(0.003)	(0.008)	(0.002)	(0.010)	(0.003)
男性潜在経験年数 2 乗	−0.067	−0.055	−0.075	−0.062	−0.036	−0.035	−0.083	−0.070
	(0.011)	(0.003)	(0.022)	(0.006)	(0.016)	(0.004)	(0.021)	(0.006)
女性潜在経験年数	0.006	−0.017	0.069	−0.014	−0.029	−0.028	−0.017	−0.023
	(0.010)	(0.003)	(0.020)	(0.005)	(0.018)	(0.007)	(0.019)	(0.007)
女性潜在経験年数 2 乗	−0.052	0.032	−0.158	0.019	−0.021	0.051	0.002	0.054
	(0.023)	(0.007)	(0.043)	(0.011)	(0.047)	(0.016)	(0.048)	(0.016)
フルタイマー×教育年数	0.020	0.064	0.046	0.048	0.005	0.064	0.006	0.071
	(0.006)	(0.002)	(0.011)	(0.003)	(0.009)	(0.003)	(0.010)	(0.003)
フルタイマー×女性	0.040	−0.072	−1.071	−0.082	0.648	−0.076	0.239	0.011
	(0.106)	(0.035)	(0.240)	(0.060)	(0.150)	(0.061)	(0.202)	(0.072)
パートタイマー	−0.085	−0.253	−0.679	−0.295	0.051	−0.401	0.241	−0.137
	(0.061)	(0.019)	(0.110)	(0.036)	(0.105)	(0.035)	(0.107)	(0.035)
コブダグラス係数								
Log(労働)	0.385	—	0.358	—	0.400	—	0.404	—
	(0.003)		(0.005)		(0.005)		(0.005)	
Log(資本)	0.105	—	0.104	—	0.117	—	0.088	—
	(0.002)		(0.003)		(0.003)		(0.003)	
Log(中間財)	0.554	—	0.563	—	0.541	—	0.554	—
	(0.002)		(0.003)		(0.003)		(0.003)	
産業・年ダミー	含む	含む	含む	含む	含む	含む	含む	含む
R^2	0.951	0.948	0.938	0.915	0.942	0.941	0.963	0.963
N	51,354	51,354	14,433	14,433	20,399	20,399	14,888	14,888

注)　(　)内は標準偏差.

(6), (8)をみると賃金に対しても男性潜在経験年数は正の効果を与えており，いわゆる年功賃金が成立していることがわかる．ただし，二次項はすべて有意に負の値をとっており，人的資本の蓄積や年功による賃金上昇が逓減的であることも示されている．

第二の特徴は，一次項のみで評価したときに，生産性プロファイルの傾きよりも賃金プロファイルの傾きのほうが大きいことであろう．この(一次項で評価した)両プロファイルの傾きの乖離は軽工業・重化学工業・機械工業にサンプルを分割して推定しても同様に観察でき，とくに軽工業と機械工業で顕著である．ただし，生産性・賃金ともに二次項も負で有意となっているため，両者の乖離は当該労働者の潜在経験年数によって異なる．この点を視覚的に明らかにするために男子労働者についての両プロファイルを図示したのが，図 3a から図 3d である．ただし，経験年数 40 年で引退するとし，経験年数 0 年の生産性を 1 と基準化したうえで，生涯の総生産性と賃金総額が等しくなるように調整している(以下，両プロファイルを図示するときは同様に調整したものを掲げる)．

図 3a で製造業全体のプロファイルをみると，生産性は経験 20 年程度まで増加し，以降減少に転じる．それに対して賃金は減少することなく維持されており，若年時に生産性以下の賃金を受け取り，高齢時に生産性以上の賃金を受け取るというラジアー型のインセンティブ契約の特徴が表れているのがわかる．生産性と賃金が一致するのは概ね潜在経験年数 20 年程度，40 歳前後であろう．

ただし，これらの傾向は産業によっても異なる．まず生産性プロファイルについて，製造業全体と似ているのは図 3d で示した機械工業である．それと比較すると，図 3b で表された軽工業では生産性プロファイルのピークが若干はやく，低い．その結果，軽工業の男子労働者の生産性は，引退間際には経験 0 年の労働者よりも低くなってしまい，人的資本蓄積効果が，機械工業や製造業全体と比較すると弱く，陳腐化しやすいことを示している．これに対して重化学工業では，図 3c に掲げられたように，生産性プロファイルはピークを経験 30 年以上で迎え，引退時にもほとんど低下しない．これらの装置産業では，人的資本形成がほとんど引退間際まで継続するのがわかる．

両プロファイルの相対的な関係をみると，やはり

図3. 生産性と賃金プロファイル　サンプル：1993～2003年プールデータ　男子

図3a　全製造業

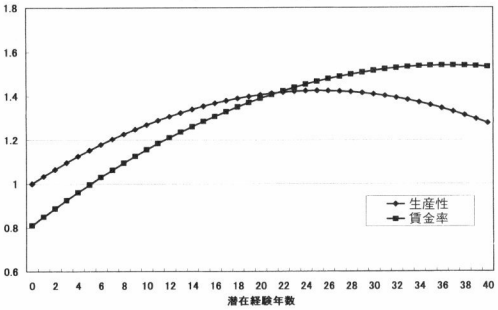


図3b　軽工業

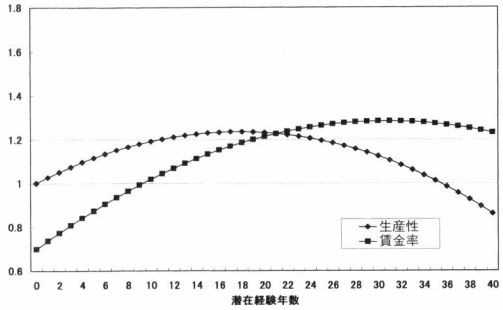


図3c　重化学工業

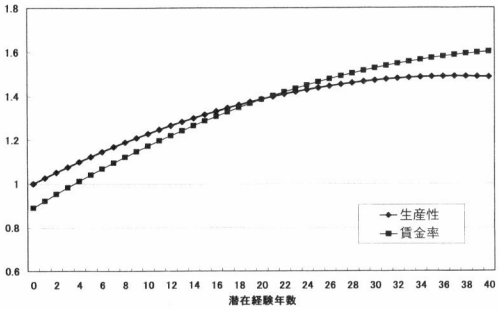
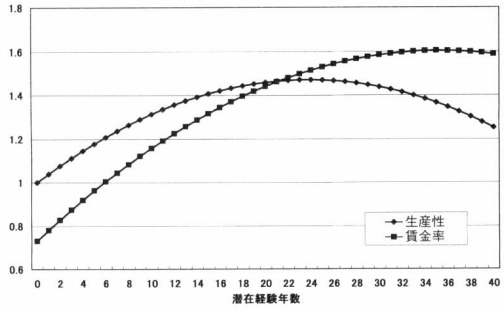


図3d　機械工業



違いがある．軽工業と機械工業ではっきりとした交差が観察され，ラジアー型の後払い賃金契約の存在と矛盾しない．これに対し，重化学工業では両プロファイルはほとんど一致しており，当該産業での年功賃金はそのほとんどが人的資本蓄積による生産性上昇によって説明されるものと考えられる．

女性の潜在経験年数の係数については生産性プロファイルの一次項は軽工業をのぞいて有意に推定されていない．二次項についても製造業・軽工業において負で有意な結果を得たほかは，統計的な意味を持たせるには危険をともなう水準である．元来，潜在経験年数は，学卒後の就業可能年数を意味しており，本稿と同じく実際の経験年数を計測できない場合の代理変数として使用される．男性の場合には，何らかの理由で学卒後の就業経験が中断されることは頻繁とはいえないが，女性の場合には結婚や出産時点で就業が中断されることが多く，職業生活に復帰するタイミングも様々である．したがって，女性では潜在経験年数と実際の経験年数の相関はそれほど強くない．だとすると，潜在経験年数を人的資本の代理変数とするには不適当かもしれない．以上のような理由で，以降は女性の生産性・賃金プロファイルにはそれほど言及しない．

教育年数に関しては，製造業全体では生産性に対する貢献よりも賃金に対する貢献がかなり大きく，この傾向は重化学工業・機械工業で顕著である．字義通り解釈すれば，高学歴者は生産性の裏づけなく高賃金を受け取っていることになる．しかし，これは生産性に対する過小評価である可能性が高い．なぜなら，本稿で用いたサンプルは基本的に事業所単位の出荷額をとっているので，研究開発などによって生じた技術や営業外活動は十分に評価されていない可能性があるからである．また，管理部門を併設しない純粋な生産拠点の場合もホワイトカラーの貢献は十分にはとらえられない．したがって，間接部門に配置されがちな教育年数の長い，とくに大卒者の投入労働時間の効果は，本稿のサンプルでは，生産性に対して過小評価されると考えられる．そして，これらの部門が相応の事業活動を担っていると思われる重化学工業や機械工業では，過小評価は顕著であると考えられ，表3の推定結果と整合的である（後述のように，必ず間接部門を併設するはずである単一事業所についての推定からは，学歴の生産性に対する影響と賃金に対する影響は同等であった）．

5.2　規模別推定結果

次に企業規模による違いを観察するために，企業規模30～99人，100～299人，300人以上のサンプル

表 4. 製造業全体，規模別推定結果

企業規模	30～99 人		100～299 人		300 人～	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被説明変数	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与
観察単位	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所
労働者の特性ごと相対生産性・賃金						
男性潜在経験年数	0.016	0.021	−0.005	0.028	0.041	0.048
	(0.007)	(0.003)	(0.009)	(0.003)	(0.013)	(0.003)
男性潜在経験年数 2 乗	−0.050	−0.028	0.018	−0.021	−0.061	−0.054
	(0.015)	(0.005)	(0.022)	(0.006)	(0.028)	(0.006)
女性潜在経験年数	−0.035	−0.044	−0.008	−0.020	0.026	0.015
	(0.013)	(0.006)	(0.023)	(0.006)	(0.026)	(0.007)
女性潜在経験年数 2 乗	0.044	0.090	−0.014	0.039	−0.154	−0.055
	(0.031)	(0.012)	(0.055)	(0.014)	(0.071)	(0.018)
フルタイマー×教育年数	0.085	0.072	0.094	0.077	−0.061	0.059
	(0.008)	(0.003)	(0.012)	(0.003)	(0.014)	(0.003)
フルタイマー×女性	−0.100	−0.209	−0.416	−0.119	0.474	−0.114
	(0.144)	(0.064)	(0.224)	(0.068)	(0.241)	(0.068)
パートタイマー	−0.548	−0.634	−0.499	−0.376	−0.274	−0.168
	(0.085)	(0.035)	(0.124)	(0.040)	(0.167)	(0.035)
コブダグラス係数						
Log(労働)	0.384	—	0.334	—	0.300	—
	(0.007)		(0.006)		(0.005)	
Log(資本)	0.068	—	0.083	—	0.112	—
	(0.003)		(0.003)		(0.003)	
Log(中間財)	0.504	—	0.541	—	0.608	—
	(0.002)		(0.003)		(0.003)	
産業・年ダミー	含む	含む	含む	含む	含む	含む
R^2	0.862	0.701	0.880	0.843	0.932	0.950
N	18,743	18,743	13,568	13,568	18,109	18,109

図 4. 企業規模別の生産性と賃金プロファイル　サンプル：1993～2003 年プールデータ　全製造業男子

図 4a　30～99 人

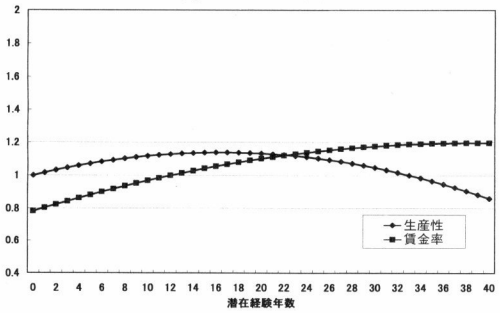


図 4b　100～299 人

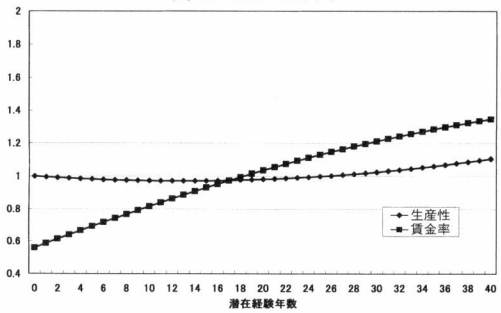
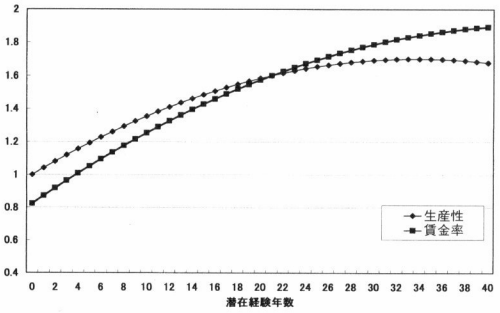


図 4c　300 人以上



に分割して推定した．その推定結果が表 4～表 7 である．まず比較的サンプルが確保できる製造業全体について表 4 として示した．

賃金関数については，概ね上に凸のプロファイルが推定され，その傾きは規模が大きくなるに従って急になる．一般に，賃金関数は企業規模が大きくなるほどプロファイルが急になるといわれているが，それは本稿のサンプルでも確かめられた．しかし，生産関数については常に上に凸のプロファイルが観察されるわけではなく，とりわけ中規模企業での推定結果は不安定である．したがって，企業規模が大きくなるほど生産性プロファイルの傾きが急になる

表 5．軽工業，規模別推定結果

企業規模	30～99 人		100～299 人		300 人～	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被説明変数	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与
観察単位	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所
労働者の特性ごと相対生産性・賃金						
男性潜在経験年数	0.004	0.024	0.013	0.030	0.092	0.040
	(0.011)	(0.005)	(0.017)	(0.006)	(0.040)	(0.007)
男性潜在経験年数 2 乗	−0.047	−0.043	−0.061	−0.028	−0.114	−0.043
	(0.025)	(0.010)	(0.042)	(0.012)	(0.082)	(0.015)
女性潜在経験年数	0.029	−0.034	0.084	−0.017	0.086	0.027
	(0.024)	(0.008)	(0.051)	(0.009)	(0.053)	(0.013)
女性潜在経験年数 2 乗	−0.075	0.062	−0.160	0.033	−0.271	−0.087
	(0.051)	(0.017)	(0.105)	(0.021)	(0.143)	(0.032)
フルタイマー×教育年数	0.059	0.055	0.093	0.064	0.079	0.045
	(0.015)	(0.006)	(0.021)	(0.007)	(0.035)	(0.008)
フルタイマー×女性	−1.211	−0.279	−1.942	−0.087	0.888	−0.193
	(0.295)	(0.100)	(0.639)	(0.114)	(0.667)	(0.140)
パートタイマー	−1.226	−0.683	−0.955	−0.273	0.341	−0.250
	(0.163)	(0.066)	(0.214)	(0.072)	(0.482)	(0.075)
コブダグラス係数						
Log(労働)	0.372	—	0.339	—	0.253	—
	(0.012)		(0.011)		(0.009)	
Log(資本)	0.071	—	0.065	—	0.128	—
	(0.004)		(0.006)		(0.006)	
Log(中間財)	0.517	—	0.544	—	0.614	—
	(0.004)		(0.005)		(0.007)	
産業・年ダミー	含む	含む	含む	含む	含む	含む
R^2	0.874	0.701	0.891	0.831	0.907	0.903
N	6,332	6,332	3,835	3,835	3,910	3,910

図 5．企業規模別の生産性と賃金プロファイル　サンプル：1993～2003 年プールデータ　軽工業男子

図 5a　30～99 人

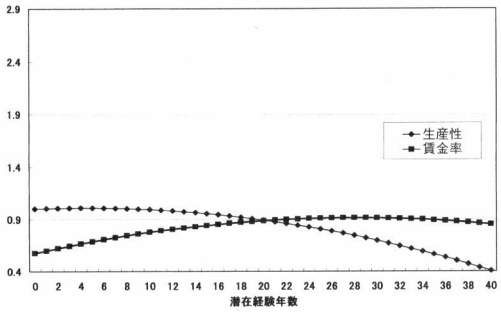


図 5b　100～299 人

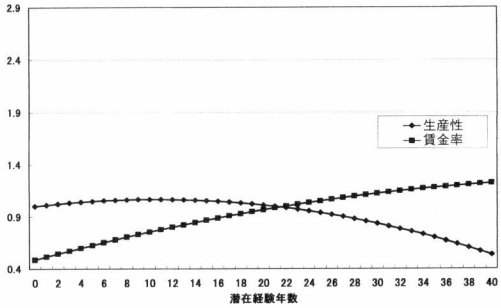
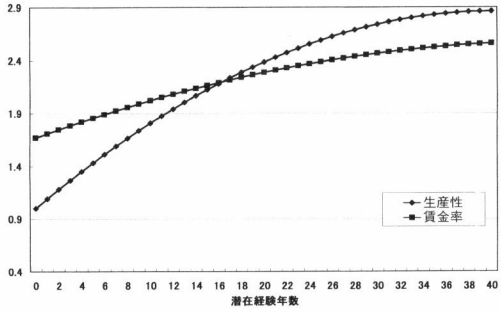


図 5c　300 人以上



とは言いがたい．

以上のような推定結果なので留保をつけることが必要であるが，たとえば小規模企業と大規模企業とを比較すると，賃金プロファイルと生産性プロファイルとの傾きの乖離は，規模が大きくなるほど縮小するようにも見受けられる．この点を視覚的に確かめるために，図 3 と同様に賃金プロファイルと生産性プロファイルを描写したのが，次の図 4 である（ただし，統計的に有意ではない係数についても推定された係数を用いて計算している）．

賃金プロファイルの傾きは，企業規模が大きくなるごとに急になっているのがわかる．他方，生産性

表 6. 重化学工業，規模別推定結果

企業規模	30～99 人		100～299 人		300 人～	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被説明変数	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与
観察単位	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所
労働者の特性ごと相対生産性・賃金						
男性潜在経験年数	0.011	0.018	−0.020	0.022	0.055	0.038
	(0.010)	(0.004)	(0.014)	(0.004)	(0.020)	(0.004)
男性潜在経験年数 2 乗	−0.026	−0.018	0.067	−0.008	−0.080	−0.030
	(0.023)	(0.008)	(0.030)	(0.008)	(0.042)	(0.008)
女性潜在経験年数	−0.098	−0.064	−0.078	−0.043	0.009	0.024
	(0.028)	(0.011)	(0.045)	(0.013)	(0.038)	(0.015)
女性潜在経験年数 2 乗	0.175	0.125	0.111	0.099	−0.183	−0.107
	(0.066)	(0.025)	(0.032)	(0.124)	(0.043)	
フルタイマー×教育年数	0.087	0.061	0.078	0.077	−0.101	0.070
	(0.014)	(0.005)	(0.018)	(0.005)	(0.022)	(0.004)
フルタイマー×女性	0.344	0.056	0.166	−0.167	1.451	−0.180
	(0.233)	(0.102)	(0.311)	(0.120)	(0.331)	(0.117)
パートタイマー	−0.488	−0.670	−1.085	−0.543	0.771	−0.641
	(0.152)	(0.063)	(0.284)	(0.072)	(0.281)	(0.093)
コブダグラス係数						
Log(労働)	0.371	—	0.326	—	0.346	—
	(0.011)		(0.009)		(0.008)	
Log(資本)	0.072	—	0.105	—	0.130	—
	(0.004)		(0.005)		(0.006)	
Log(中間財)	0.522	—	0.529	—	0.562	—
	(0.004)		(0.005)		(0.006)	
産業・年ダミー	含む	含む	含む	含む	含む	含む
R^2	0.858	0.685	0.880	0.857	0.926	0.955
N	7,370	7,370	5,784	5,784	6,918	6,918

図 6. 企業別規模の生産性と賃金プロファイル　サンプル：1993～2003 年プールデータ　重化学工業男子

図 6a　30～99 人

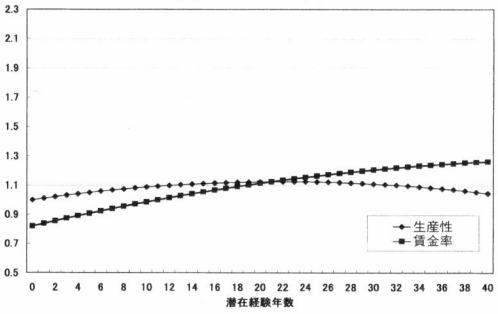


図 6b　100～299 人

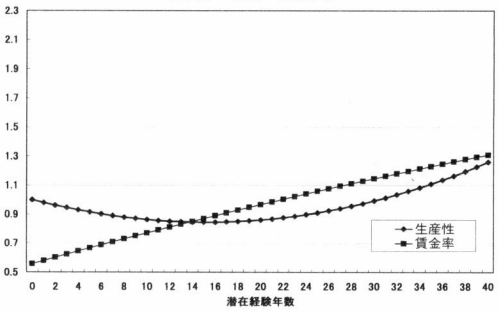
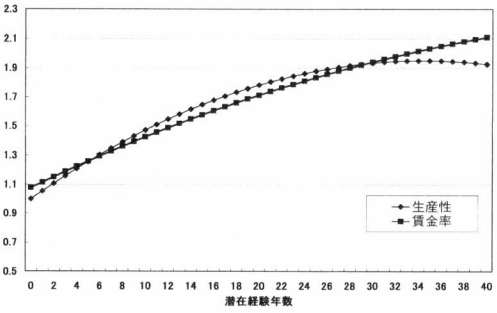


図 6c　300 人以上



プロファイルは中小規模企業ではそれほど顕著ではないこともわかる．したがって，中小規模企業では人的資本の蓄積はそれほど顕著ではなく，主としてラジアー型のインセンティブ契約によって賃金カーブが形成されていることが示唆される．逆に大規模企業では，賃金の上昇にみあった人的資本の蓄積が生じている可能性があり，企業規模と雇用慣行との関連を考える上で興味深い．

次に軽工業，重化学工業，機械工業でサンプルを分割した場合でも同様の傾向が見られるかを確かめよう．軽工業に関する企業規模別の推定結果は次の表 5 である．

表 7．機械工業，規模別推定結果

企業規模	30～99 人		100～299 人		300 人～	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
被説明変数	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与
観察単位	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所
労働者の特性ごと相対生産性・賃金						
男性潜在経験年数	0.034	0.021	0.015	0.038	0.000	0.059
	(0.015)	(0.005)	(0.022)	(0.006)	(0.017)	(0.004)
男性潜在経験年数 2 乗	−0.074	−0.021	−0.009	−0.036	0.004	−0.075
	(0.032)	(0.011)	(0.050)	(0.013)	(0.039)	(0.009)
女性潜在経験年数	−0.101	−0.052	−0.077	−0.051	0.150	0.034
	(0.025)	(0.015)	(0.036)	(0.013)	(0.119)	(0.014)
女性潜在経験年数 2 乗	0.188	0.141	0.151	0.122	−0.431	−0.122
	(0.060)	(0.031)	(0.090)	(0.030)	(0.315)	(0.036)
フルタイマー×教育年数	0.121	0.102	0.123	0.086	−0.097	0.056
	(0.017)	(0.007)	(0.024)	(0.006)	(0.022)	(0.004)
フルタイマー×女性	0.791	−0.388	0.714	0.178	−2.037	−0.097
	(0.256)	(0.167)	(0.366)	(0.135)	(1.039)	(0.122)
パートタイマー	−0.176	−0.575	0.420	−0.387	−0.474	−0.069
	(0.164)	(0.066)	(0.239)	(0.083)	(0.302)	(0.082)
コブダグラス係数						
Log(労働)	0.414	—	0.346	—	0.285	—
	(0.015)		(0.013)		(0.008)	
Log(資本)	0.056	—	0.073	—	0.088	—
	(0.005)		(0.006)		(0.005)	
Log(中間財)	0.467	—	0.532	—	0.640	—
	(0.005)		(0.006)		(0.005)	
産業・年ダミー	含む	含む	含む	含む	含む	含む
R^2	0.846	0.703	0.868	0.834	0.940	0.949
N	4,298	4,298	3,484	3,484	6,893	6,893

図 7．企業規模別の生産性と賃金プロファイル　サンプル：1993～2003 年プールデータ　機械工業男子

図 7a　30～99 人

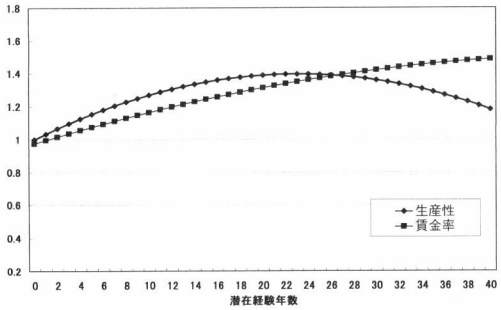


図 7b　100～299 人

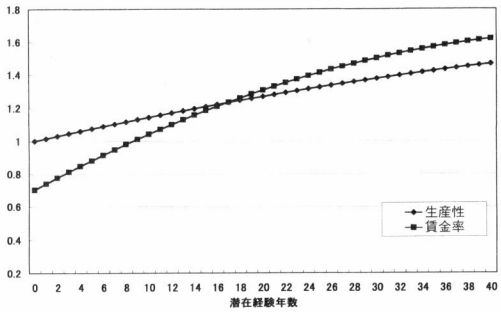
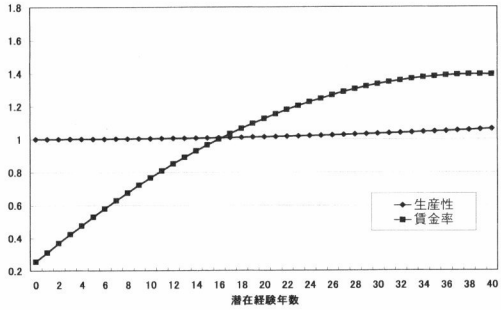


図 7c　300 人以上



製造業全体と同様に，男子潜在経験年数の賃金に対する係数は，企業規模が大きくなるごとに大きくなっており，他方，生産性に対しては 300 人以上の大規模企業以外はそれほど有意な値が推定されていない．これを視覚的に確かめるために，図 5 として男子潜在経験年数の生産性と賃金プロファイルを図示した．

やはり賃金プロファイルの傾きは，企業規模が大きくなるごとに急になっているのがわかる．他方，生産性プロファイルは中小規模企業では有意な傾きを観察できないが，賃金プロファイルは生産性プロファイルよりも急な傾きをもっているので，単純な

表 8a. 大規模事業所※

	製造業全体		軽工業		重化学工業		機械工業	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被説明変数	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与
観察単位	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所
労働者の特性ごと相対生産性・賃金								
男性潜在経験年数	0.029	0.045	0.023	0.035	0.016	0.036	0.014	0.061
	(0.009)	(0.002)	(0.017)	(0.005)	(0.012)	(0.003)	(0.016)	(0.004)
男性潜在経験年数 2 乗	−0.041	−0.055	−0.029	−0.046	−0.015	−0.033	−0.014	−0.084
	(0.019)	(0.004)	(0.039)	(0.010)	(0.025)	(0.006)	(0.036)	(0.009)
女性潜在経験年数	0.055	0.001	0.138	0.003	0.092	−0.007	−0.068	0.029
	(0.019)	(0.005)	(0.041)	(0.008)	(0.034)	(0.012)	(0.057)	(0.013)
女性潜在経験年数 2 乗	−0.199	−0.016	−0.333	−0.015	−0.388	−0.024	0.120	−0.108
	(0.051)	(0.012)	(0.095)	(0.018)	(0.107)	(0.033)	(0.147)	(0.034)
フルタイマー×教育年数	−0.008	0.059	0.073	0.048	−0.049	0.065	−0.049	0.061
	(0.010)	(0.002)	(0.020)	(0.005)	(0.015)	(0.003)	(0.018)	(0.004)
フルタイマー×女性	−0.093	−0.133	−1.185	−0.207	0.162	−0.161	−0.212	−0.047
	(0.183)	(0.052)	(0.460)	(0.090)	(0.251)	(0.094)	(0.453)	(0.112)
パートタイマー	−0.246	−0.206	−0.498	−0.277	−0.034	−0.504	−0.219	−0.239
	(0.107)	(0.027)	(0.191)	(0.051)	(0.165)	(0.058)	(0.255)	(0.081)
コブダグラス係数								
Log(労働)	0.344	—	0.306	—	0.397	—	0.310	—
	(0.004)		(0.008)		(0.007)		(0.009)	
Log(資本)	0.116	—	0.124	—	0.136	—	0.085	—
	(0.003)		(0.005)		(0.004)		(0.005)	
Log(中間財)	0.587	—	0.579	—	0.543	—	0.638	—
	(0.003)		(0.005)		(0.004)		(0.004)	
産業・年ダミー	含む	含む	含む	含む	含む	含む	含む	含む
R^2	0.935	0.932	0.919	0.878	0.923	0.926	0.938	0.933
N	25,502	25,502	7,140	7,140	10,172	10,172	7,437	7,437

※ 各産業のメディアンより多い常用労働者数の事業所対象 全産業 93 人より多い 軽工業 80 人より多い
重化学工業 84 人より多い 機械工業 139 人より多い

表 8b. 小規模事業所※

	製造業全体		軽工業		重化学工業		機械工業	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被説明変数	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与
観察単位	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所
労働者の特性ごと相対生産性・賃金								
男性潜在経験年数	0.024	0.031	0.032	0.038	0.015	0.025	0.035	0.035
	(0.007)	(0.002)	(0.013)	(0.004)	(0.011)	(0.003)	(0.012)	(0.004)
男性潜在経験年数 2 乗	−0.064	−0.042	−0.114	−0.066	−0.020	−0.026	−0.079	−0.044
	(0.015)	(0.005)	(0.030)	(0.009)	(0.023)	(0.007)	(0.028)	(0.008)
女性潜在経験年数	−0.030	−0.036	0.021	−0.034	−0.106	−0.044	−0.057	−0.048
	(0.013)	(0.005)	(0.027)	(0.007)	(0.027)	(0.010)	(0.020)	(0.009)
女性潜在経験年数 2 乗	0.021	0.070	−0.064	0.057	0.164	0.080	0.092	0.119
	(0.031)	(0.011)	(0.059)	(0.017)	(0.067)	(0.023)	(0.049)	(0.021)
フルタイマー×教育年数	0.067	0.075	0.043	0.054	0.082	0.072	0.078	0.092
	(0.008)	(0.003)	(0.016)	(0.005)	(0.014)	(0.004)	(0.014)	(0.005)
フルタイマー×女性	0.064	−0.073	−0.994	−0.070	0.777	0.017	0.587	−0.051
	(0.139)	(0.054)	(0.326)	(0.093)	(0.208)	(0.092)	(0.221)	(0.107)
パートタイマー	−0.331	−0.475	−1.008	−0.453	−0.319	−0.578	0.074	−0.363
	(0.083)	(0.030)	(0.178)	(0.061)	(0.160)	(0.058)	(0.133)	(0.049)
コブダグラス係数								
Log(労働)	0.361	—	0.337	—	0.338	—	0.419	—
	(0.007)		(0.014)		(0.011)		(0.011)	
Log(資本)	0.085	—	0.079	—	0.093	—	0.075	—
	(0.002)		(0.004)		(0.004)		(0.004)	
Log(中間財)	0.529	—	0.549	—	0.536	—	0.500	—
	(0.002)		(0.004)		(0.004)		(0.004)	
産業・年ダミー	含む	含む	含む	含む	含む	含む	含む	含む
R^2	0.863	0.685	0.880	0.649	0.853	0.636	0.867	0.778
N	25,852	25,852	7,293	7,293	10,227	10,227	7,451	7,451

※ 各産業のメディアン以下の常用労働者数の事業所対象 全産業 93 人以下 軽工業 80 人以下
重化学工業 84 人以下 機械工業 139 人以下

図 8．事業所規模別の男性の生産性と賃金プロファイル　サンプル：1993～2003 年プールデータ

図 8a　全製造業大規模事業所(94 人～)

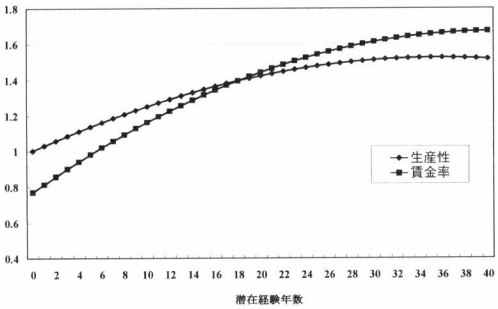


図 8b　全製造業小規模事業所(～93 人)

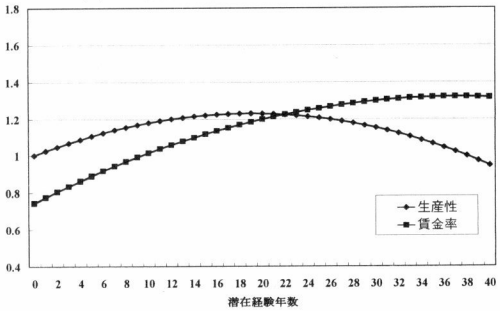


図 8c　軽工業大規模事業所(80 人～)

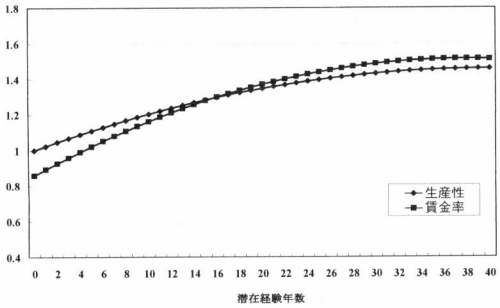


図 8d　軽工業小規模事業所(～79 人)

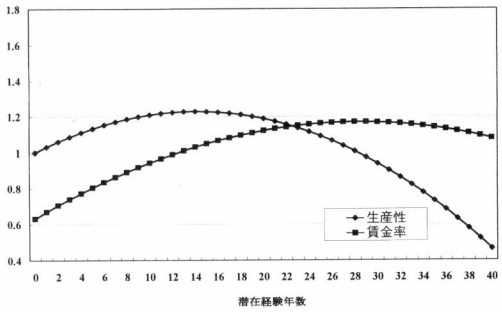


図 8e　重化学工業大規模事業所(85 人～)

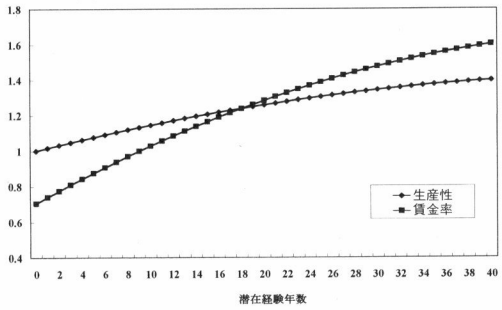


図 8f　重化学工業小規模事業所(～84 人)

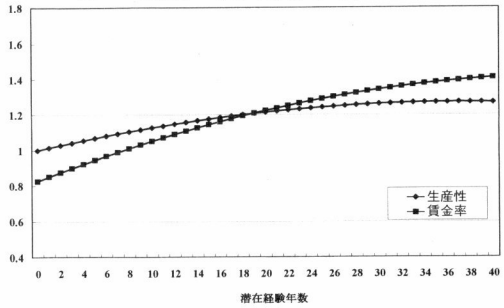


図 8g　機械工業大規模事業所(140 人～)

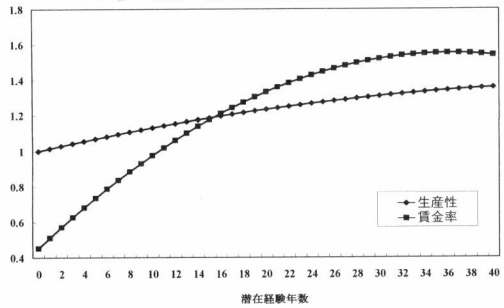
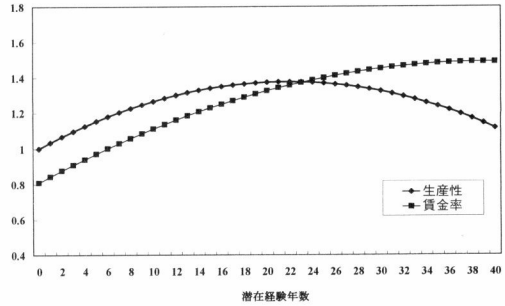


図 8h　機械工業小規模事業所(～139 人)



後払い契約があることを示唆している．また，300 人以上の大企業では，若年時には生産性以上の賃金を獲得し，中高年齢時に生産性以下の賃金を得るというラジアー型と逆の関係が生じているのがわかる．軽工業大企業では比較的人的資本の蓄積が重要であるため，企業は採用時に訓練費用を支払っているの

表 9a. 1997 年以前

	製造業全体		軽工業		重化学工業		機械工業	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被説明変数	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与
観察単位	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所
労働者の特性ごと相対生産性・賃金								
男性潜在経験年数	0.023	0.042	−0.003	0.039	0.029	0.038	0.032	0.049
	(0.007)	(0.002)	(0.013)	(0.004)	(0.012)	(0.003)	(0.013)	(0.003)
男性潜在経験年数 2 乗	−0.039	−0.058	−0.010	−0.060	−0.041	−0.044	−0.055	−0.068
	(0.016)	(0.004)	(0.030)	(0.009)	(0.025)	(0.006)	(0.029)	(0.008)
女性潜在経験年数	−0.019	−0.028	0.025	−0.021	−0.042	−0.041	−0.048	−0.040
	(0.013)	(0.004)	(0.023)	(0.006)	(0.023)	(0.009)	(0.024)	(0.008)
女性潜在経験年数 2 乗	0.000	0.052	−0.076	0.031	0.024	0.079	0.094	0.087
	(0.031)	(0.009)	(0.053)	(0.014)	(0.059)	(0.021)	(0.059)	(0.019)
フルタイマー×教育年数	0.028	0.063	0.046	0.048	−0.014	0.068	0.045	0.065
	(0.009)	(0.002)	(0.018)	(0.005)	(0.015)	(0.004)	(0.015)	(0.004)
フルタイマー×女性	0.227	0.085	−0.806	0.025	0.838	0.131	0.287	0.127
	(0.135)	(0.044)	(0.268)	(0.078)	(0.211)	(0.079)	(0.258)	(0.085)
パートタイマー	−0.035	−0.239	−0.709	−0.301	0.152	−0.346	0.147	−0.183
	(0.090)	(0.028)	(0.154)	(0.053)	(0.168)	(0.055)	(0.153)	(0.048)
コブダグラス係数								
Log(労働)	0.384	—	0.370	—	0.395	—	0.396	—
	(0.004)		(0.008)		(0.007)		(0.008)	
Log(資本)	0.105	—	0.115	—	0.116	—	0.080	—
	(0.003)		(0.005)		(0.004)		(0.005)	
Log(中間財)	0.553	—	0.550	—	0.547	—	0.559	—
	(0.002)		(0.005)		(0.004)		(0.004)	
産業・年ダミー	含む	含む	含む	含む	含む	含む	含む	含む
R^2	0.956	0.957	0.944	0.928	0.945	0.951	0.968	0.971
N	21,511	21,511	5,876	5,876	8,539	8,539	6,436	6,436

表 9b. 1998 年以降

	製造業全体		軽工業		重化学工業		機械工業	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被説明変数	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与
観察単位	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所
労働者の特性ごと相対生産性・賃金								
男性潜在経験年数	0.034	0.038	0.048	0.038	0.024	0.027	0.032	0.049
	(0.007)	(0.002)	(0.014)	(0.004)	(0.010)	(0.003)	(0.013)	(0.004)
男性潜在経験年数 2 乗	−0.072	−0.052	−0.123	−0.064	−0.029	−0.028	−0.075	−0.070
	(0.015)	(0.004)	(0.031)	(0.009)	(0.021)	(0.006)	(0.030)	(0.008)
女性潜在経験年数	0.030	−0.005	0.133	−0.004	−0.011	−0.017	0.017	−0.004
	(0.015)	(0.005)	(0.037)	(0.007)	(0.027)	(0.010)	(0.029)	(0.011)
女性潜在経験年数 2 乗	−0.107	0.009	−0.280	0.002	−0.081	0.026	−0.112	0.014
	(0.035)	(0.011)	(0.076)	(0.016)	(0.074)	(0.023)	(0.074)	(0.024)
フルタイマー×教育年数	0.018	0.065	0.048	0.048	0.018	0.061	−0.012	0.075
	(0.008)	(0.002)	(0.015)	(0.005)	(0.012)	(0.003)	(0.014)	(0.004)
フルタイマー×女性	−0.159	−0.225	−1.623	−0.197	0.485	−0.244	0.200	−0.132
	(0.158)	(0.054)	(0.471)	(0.091)	(0.215)	(0.092)	(0.284)	(0.118)
パートタイマー	−0.150	−0.268	−0.613	−0.285	−0.007	−0.447	0.195	−0.121
	(0.080)	(0.025)	(0.156)	(0.049)	(0.134)	(0.047)	(0.144)	(0.049)
コブダグラス係数								
Log(労働)	0.387	—	0.349	—	0.404	—	0.415	—
	(0.004)		(0.007)		(0.006)		(0.007)	
Log(資本)	0.105	—	0.097	—	0.118	—	0.092	—
	(0.002)		(0.004)		(0.004)		(0.004)	
Log(中間財)	0.554	—	0.572	—	0.537	—	0.551	—
	(0.002)		(0.004)		(0.004)		(0.004)	
産業・年ダミー	含む	含む	含む	含む	含む	含む	含む	含む
R^2	0.949	0.941	0.934	0.905	0.940	0.933	0.960	0.957
N	29,843	29,843	8,557	8,557	11,860	11,860	8,452	8,452

かもしれない．

重化学工業と機械工業ではどうであろうか．推定結果は表 6 および表 7 に，それぞれから男子について生産性・賃金プロファイルを図示したものが図 6 および図 7 である．

賃金関数は，両産業ともに企業規模が大きくなる

図9．時期別の生産性と賃金プロファイル

図9a　1998～2003年　製造業全体

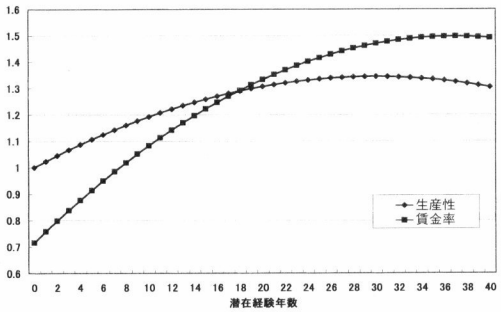
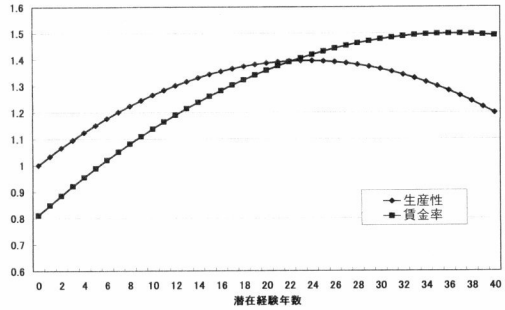


図9b　1993～1997年　製造業全体



につれて傾きが急になっていることがわかる．それに対して，潜在経験年数が生産性に影響を及ぼすのは，重化学工業の大企業，機械工業の小企業であるが，後者はそれほど強い関係を示すわけではない．また，重化学工業大企業部門においては，生産性・賃金プロファイルともに右上がりであることは観察されるが，両者の乖離は明確ではない．したがって，そこでは単なる人的資本の蓄積が行われるだけで，ラジアー型のインセンティブ契約は成立していない可能性があろう．

機械工業大企業部門では生産性プロファイルはフラットであるが，賃金カーブはきつく右上がりとなっており，人的資本の蓄積はないが後払い型のインセンティブ契約は成立しているかもしれないことを示している．もちろん，機械工業大企業部門では事業所の年齢が影響を及ぼしているという考え方もある．たとえば，歴史の古い事業所では生産性の高い中高年労働者を多く雇用しているのに対して，比較的最近参入した事業所では若年労働者を多く雇用するのと同時に技術革新を進めて労働生産性を高めているかもしれない．このとき，一見フラットにみえる生産性プロファイルは，事業所のライフステージの違いを示しているだけの可能性がある．自動車組み立てなど日本における人的資本理論の形成に重要な事例を提供してきた機械工業大企業部門で，生産性プロファイルがフラットとなる推定結果については，さまざまな事情を考慮しつつさらなる実証研究を進める必要があろう．

結局，賃金カーブは概ね右上がりで，企業規模が大きくなるにつれて急になるものの，右上がりの生産性カーブは，製造業の中でも軽工業・重化学工業の大企業部門で顕著に観察される現象であって，それ以外ではそれほど強く観察されるわけではないことがわかる．結果として，人的資本が蓄積され同時に後払い契約が採用されている部門はほとんど観察されず，参入料を支払って人的資本を蓄積する場合(軽工業大企業)，人的資本の蓄積と平行して賃金が成長する場合(重化学工業大企業，機械工業小企業)があるほかは，人的資本の蓄積は観察されないが賃金の後払いのメカニズムの存在を示唆する場合が多くあることがわかる．

以上のような規模別の生産性・賃金プロファイルは，企業規模ではなく事業所規模で異なるかもしれない．これを確かめるために，製造業全体，軽工業，重化学工業，機械工業それぞれのサンプルの常用労働者数の中位数で大規模事業所と小規模事業所にわけ，それぞれ推定した結果が表8a，表8b，さらに両プロファイルを図示したものが，図8である．

基本的には企業規模別の推定結果と同様であるが，軽工業大企業で見られた生産性を上回る賃金プロファイルは観察されず，おおむね後払い賃金を示唆する関係がみえる．

5.3　時期別推定結果

1997年以前，1998年以降に分割して推定した結果が，表9aおよび表9bである．それぞれについて，男性の潜在経験年数に対する生産性・賃金プロファイルを製造業全体について図9で示した．

製造業全体では，男性フルタイマーの賃金プロファイルの形状はこの2期間で大きくは変化していないのがわかる．それに対して生産性プロファイルは若干急になっており，ピークが高くかつ若年によっているかもしれない．同時に，高齢層の生産性の落ち込みが激しくなってきている．この間，旧来の年功賃金を排して成果主義的賃金制度を導入するなど，賃金と生産性を各時点で一致させる雇用制度変更が行われたといわれているが，本推定結果によると，賃金プロファイルではなく，生産性プロファイルが変化

図 10a. 生産性プロファイルと賃金プロファイルの差と離職率

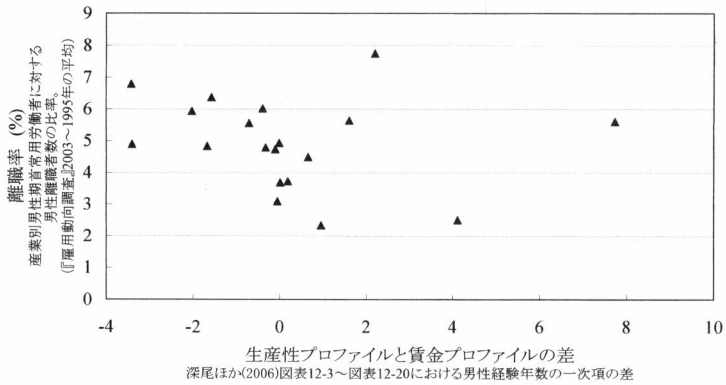
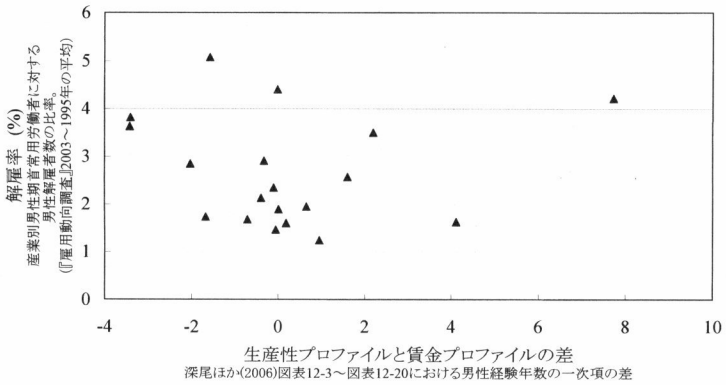


図 10b. 生産性プロファイルと賃金プロファイルの差と解雇率



することで生産性と賃金が一致する傾向にあった可能性がある．また，IT など現場レベルでの技術革新が年齢別の生産性に影響をあたえた可能性も指摘できよう．とりわけ高齢層では技術革新に追従できず，大きく生産性を落としてしまったのかもしれない．

5.4 生産性・賃金プロファイルの乖離と離職率・解雇率

以上のように，産業や規模・時期によって結論に違いはあるが，製造業においては概ね両プロファイルは右上がりで乖離があることがわかった．これらの乖離の度合いが労働市場のあり方と何らかの関係があるのかをみるために，サンプルを 21 の産業中分類に分割し，それぞれについて生産関数と賃金関数を計測した推定結果を用いて，生産性プロファイルと賃金プロファイルの乖離度合いと離職率・解雇率との関係をみたのが図 10a，図 10b である．

両プロファイルの乖離度合いは，深尾ほか(2006)図表 12-3～図表 12-20 の男性経験年数の一次項の差をとった．離職率は，2003 年から 1995 年の雇用動向調査の各産業別の男子一般労働者の離職率(個人的理由による年間離職者数/期首常用労働者数)を，解雇率は同期間の解雇率(契約の終了，経営上の都合，本人の責による年間離職/期首常用労働者数)を 8 ヵ年平均してとった．工業統計調査の産業分類と雇用動向調査の公表集計表の産業分類が正確に対応しないことから，「その他製造業」，「食品産業」，「たばこ産業」を除いた 19 産業で比較している．

図 10a および図 10b から，両プロファイルの乖離度合いと離職率が負の関係にあることがわかる．この背後には，たとえば，離職機会が多い場合には，解雇による脅しがきかないので，両プロファイルの乖離は小さくせざるをえず，逆に両プロファイルの乖離が大きい場合にはインセンティブが強く結果として解雇する割合も少なくてすむという，効率賃金的メカニズムがあるのかもしれない．因果関係に関する単純な類推は慎む必要があるが，本研究のような実証研究を追及することによって，両プロファイルの形状と労働市場の構造と間ある一定の関係について，実証的な根拠を提出できるかもれない．

5.5 単一事業所，開業 2 年目以降のみの推定結果

最後に，今までの推定が被るかもしれないバイアスについて議論しておこう．

本稿のサンプルではアウトプットを工場出荷額で評価することから，間接部門の貢献を過小評価しているかもしれないことはさきに指摘した．とくに，同一企業に間接部門を保持しない事業所と保持する事業所が混在する場合，推定結果に影響を及ぼすかもしれない．この点をチェックするために，間接部門を必ず保持すると思われる単一事業所のみにサンプルを限定し，全製造業・軽工業・重化学工業・機械工業の 4 区分で推定したのが表 10 である[9]．

全サンプル 51,354 事業所と比較すると，サンプルサイズは 18,520(製造業全体，約 36%)まで減少して

表 10.　単一事業所

	製造業全体		軽工業		重化学工業		機械工業	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被説明変数	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与
観察単位	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所
労働者の特性ごと相対生産性・賃金								
男性潜在経験年数	0.030	0.029	0.033	0.028	0.006	0.017	0.046	0.040
	(0.006)	(0.002)	(0.011)	(0.004)	(0.010)	(0.004)	(0.013)	(0.004)
男性潜在経験年数 2 乗	−0.072	−0.039	−0.106	−0.048	−0.010	−0.014	−0.101	−0.055
	(0.014)	(0.005)	(0.024)	(0.009)	(0.021)	(0.008)	(0.029)	(0.009)
女性潜在経験年数	−0.031	−0.027	0.003	−0.016	−0.051	−0.056	−0.068	−0.024
	(0.010)	(0.005)	(0.017)	(0.007)	(0.026)	(0.010)	(0.018)	(0.010)
女性潜在経験年数 2 乗	0.049	0.057	−0.006	0.024	0.081	0.113	0.122	0.065
	(0.024)	(0.010)	(0.037)	(0.015)	(0.061)	(0.022)	(0.044)	(0.023)
フルタイマー×教育年数	0.071	0.069	0.053	0.047	0.075	0.070	0.088	0.085
	(0.007)	(0.003)	(0.012)	(0.005)	(0.012)	(0.005)	(0.013)	(0.005)
フルタイマー×女性	0.072	−0.115	−0.638	−0.185	−0.044	0.015	0.918	−0.111
	(0.121)	(0.054)	(0.227)	(0.089)	(0.234)	(0.094)	(0.204)	(0.112)
パートタイマー	−0.299	−0.336	−0.614	−0.337	−0.471	−0.566	0.069	−0.224
	(0.075)	(0.030)	(0.127)	(0.055)	(0.144)	(0.062)	(0.144)	(0.053)
コブダグラス係数								
Log(労働)	0.455	—	0.427	—	0.463	—	0.466	—
	(0.004)		(0.008)		(0.008)		(0.008)	
Log(資本)	0.075	—	0.079	—	0.081	—	0.068	—
	(0.003)		(0.004)		(0.005)		(0.005)	
Log(中間財)	0.508	—	0.518	—	0.481	—	0.514	—
	(0.002)		(0.004)		(0.004)		(0.004)	
産業・年ダミー	含む	含む	含む	含む	含む	含む	含む	含む
R^2	0.947	0.928	0.933	0.887	0.920	0.906	0.965	0.953
N	18,520	18,520	6,291	6,291	6,349	6,349	5,205	5,205

表 11.　操業 2 年目以上

	製造業全体		軽工業		重化学工業		機械工業	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被説明変数	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与
観察単位	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所
労働者の特性ごと相対生産性・賃金								
男性潜在経験年数	0.034	0.040	0.026	0.038	0.027	0.031	0.039	0.049
	(0.005)	(0.001)	(0.010)	(0.003)	(0.008)	(0.002)	(0.010)	(0.003)
男性潜在経験年数 2 乗	−0.067	−0.054	−0.074	−0.062	−0.037	−0.034	−0.082	−0.070
	(0.011)	(0.003)	(0.022)	(0.006)	(0.016)	(0.004)	(0.021)	(0.006)
女性潜在経験年数	0.007	−0.017	0.069	−0.014	−0.029	−0.028	−0.012	−0.023
	(0.010)	(0.003)	(0.020)	(0.005)	(0.017)	(0.007)	(0.020)	(0.007)
女性潜在経験年数 2 乗	−0.054	0.032	−0.157	0.020	−0.018	0.051	−0.007	0.054
	(0.023)	(0.007)	(0.043)	(0.011)	(0.046)	(0.016)	(0.048)	(0.016)
フルタイマー×教育年数	0.020	0.064	(0.047	0.048	0.005	0.064	0.006	0.070
	(0.006)	(0.002)	(0.011)	(0.003)	(0.009)	(0.003)	(0.010)	(0.003)
フルタイマー×女性	0.028	−0.074	−1.074	−0.082	0.655	−0.081	0.185	0.006
	(0.106)	(0.035)	(0.240)	(0.060)	(0.150)	(0.061)	(0.206)	(0.072)
パートタイマー	−0.086	−0.258	−0.690	−0.298	0.044	−0.415	0.242	−0.138
	(0.061)	(0.019)	(0.110)	(0.036)	(0.106)	(0.036)	(0.107)	(0.034)
コブダグラス係数								
Log(労働)	0.384	—	0.358	—	0.400	—	0.403	—
	(0.003)		(0.005)		(0.005)		(0.005)	
Log(資本)	0.105	—	0.104	—	0.118	—	0.088	—
	(0.002)		(0.003)		(0.003)		(0.003)	
Log(中間財)	0.554	—	0.563	—	0.541	—	0.556	—
	(0.002)		(0.003)		(0.003)		(0.003)	
産業・年ダミー	含む	含む	含む	含む	含む	含む	含む	含む
R^2	0.951	0.948	0.938	0.915	0.942	0.942	0.963	0.963
N	51,106	51,106	14,379	14,379	20,298	20,298	14,799	14,799

おり，多くの事業所が複数事業所をもつ企業に所属していることがわかる．また，表 4 によれば企業規模が 30〜99 人のサンプルサイズが 18,743 で，この図表と比較するとほぼ同様の推定結果がでていることから，単一事業所は比較的小企業に偏っていることが示唆されよう．

推定結果の特徴として，教育年数の与える効果が大きく変化しているのがわかる．たとえば，全サンプルを用いた製造業全体の推定結果(表3(1)(2))では，教育年数の生産関数の係数は0.020で，賃金関数の係数(0.064)と比較すると低かった．これに対して間接部門を必ず含む単一事業所だけに限定した表10(1)(2)では，それぞれ0.071および0.069と，両者の違いはほとんど消失している．間接部門を含まない事業所を取り入れた基本推定では，とりわけ高学歴者の生産性を過小評価する可能性があることには注意が必要であろう．

また，生産関数を推定する上では，開業直後で生産が軌道にのっていない事業所を含むと推定結果に影響を及ぼす可能性がある．この点を確かめるために，開業2年目以降のサンプルに限定し，全製造業・軽工業・重化学工業・機械電気工業の4区分で推定したのが表11である．操業2年目以上の事業所は，工業統計調査上に最初に現れた年を操業年とみなし，2年目以降のサンプルに限定した．

全サンプルと用いた表3と比較すると，製造業全体で約200事業所しかサンプルが減少せず，したがってほとんど同様な推定結果が得られる．これは，2001年に存在した事業所を出発点として遡ってサンプルを構築しており，かつ賃金センサスとマッチングする過程で調査期間中に新規に開業した事業所を補足することが困難になっているからと考えられる．事業所(企業)年齢と両プロファイルとの関係は，残された重要な研究課題である．

6. ラジアー型賃金契約の存在

ラジアー型のインセンティブ契約が企業特殊熟練の蓄積と結び付けられる場合，議論の要になるのは潜在経験年数に対するプロファイルよりも勤続年数に対するプロファイルである．Fukao *et al.* (2006)では，企業特殊熟練の蓄積を内容としたラジアー型のインセンティブ契約が存在するかどうかを確かめるために，表3の基本推定に勤続年数および勤続年数の2乗を含めて行った推定結果を報告している．ただし，ありうべきバイアスを可能な限り排除するために，単一事業所に限定し，男性と女性の違いは女性ダミーのみで制御し，勤続年数と経験年数に対する性別の違いは考慮していない．推定結果を再掲したのが表12である[10]．また，それぞれについて，勤続の生産性・賃金プロファイルを図示したものが図11である．

潜在経験年数の係数がうまく推定できていないほ

表12. 勤続年数を考慮した推定

単一事業所限定	製造業全体		軽工業		重化学工業		機械工業	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
被説明変数	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与	自然対数出荷額	自然対数常用労働者給与
観察単位	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所	事業所
労働者の特性ごと相対生産性・賃金								
フルタイマー×教育年数	0.079	0.073	0.061	0.051	0.077	0.072	0.110	0.086
	(0.008)	(0.003)	(0.013)	(0.005)	(0.013)	(0.005)	(0.014)	(0.005)
フルタイマー×潜在経験年数	−0.004	−0.009	0.009	−0.007	−0.035	−0.019	0.009	0.001
	(0.006)	(0.002)	(0.011)	(0.004)	(0.011)	(0.004)	(0.013)	(0.005)
フルタイマー×潜在経験年数2乗	−0.019	0.015	−0.059	0.003	0.052	0.039	−0.042	0.006
	(0.014)	(0.005)	(0.023)	(0.008)	(0.023)	(0.008)	(0.031)	(0.010)
フルタイマー×勤続年数	0.018	0.021	0.017	0.017	0.033	0.025	0.001	0.019
	(0.006)	(0.002)	(0.010)	(0.004)	(0.010)	(0.003)	(0.012)	(0.004)
フルタイマー×勤続年数2乗	−0.024	−0.015	−0.018	−0.006	−0.050	−0.022	−0.001	−0.018
	(0.017)	(0.005)	(0.028)	(0.010)	(0.027)	(0.008)	(0.036)	(0.011)
フルタイマー×女性	−0.506	−0.718	−0.644	−0.645	−0.766	−0.700	−0.185	−0.767
	(0.043)	(0.017)	(0.074)	(0.028)	(0.094)	(0.028)	(0.075)	(0.032)
パートタイマー	−0.749	−0.702	−0.896	−0.668	−0.821	−0.719	−0.756	−0.690
	(0.082)	(0.031)	(0.132)	(0.048)	(0.159)	(0.055)	(0.177)	(0.060)
コブダグラス係数								
Log(労働)	0.515	—	0.479	—	0.521	—	0.555	—
	(0.008)		(0.015)		(0.016)		(0.014)	
Log(資本)	0.072	—	0.079	—	0.076	—	0.063	—
	(0.003)		(0.004)		(0.005)		(0.005)	
Log(中間財)	0.508	—	0.520	—	0.480	—	0.517	—
	(0.002)		(0.004)		(0.004)		(0.004)	
産業・年ダミー	含む	含む	含む	含む	含む	含む	含む	含む
R^2	0.947	0.931	0.933	0.891	0.921	0.912	0.965	0.952
N	18,520	18,520	6,291	6,291	6,349	6,349	5,205	5,205

出所)　Fukao *et al.* (2006) Table 4.

図 11. 勤続の生産性と賃金プロファイル　サンプル：1993～2003 年プールデータ(Fukao *et al*. (2006) Figure 3～ Figure 6)

図 11a　製造業全体

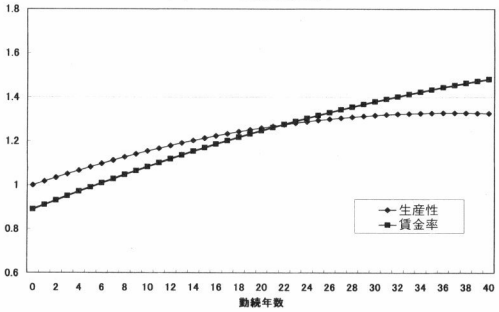


図 11b　軽工業

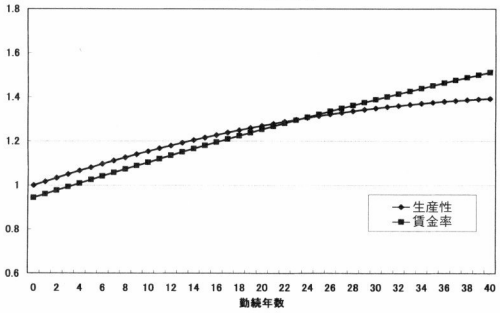


図 11c　重化学工業

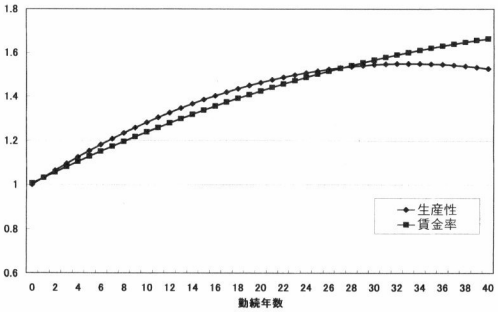
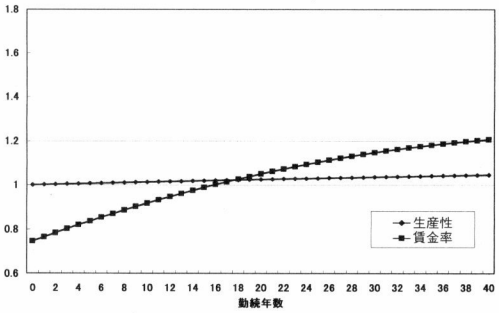


図 11d　機械工業



かは概ね基本推定と同様な結果が得られる．そして，やはり勤続年数は賃金に対しては上に凸の関係を示している．生産性に対しては，機械工業を除き上に凸の関係を示しているものの，両プロファイルの差はそれほど顕著ではない．企業特殊熟練の蓄積による生産性の上昇は認められるものの，それが賃金カーブと大きく乖離しているとはいえるかは微妙である．また，機械工業においては，これも今までの推定と同様に生産性に対する勤続の効果が認められないことも明記しておこう．

7. 労働生産性格差を考慮した労働投入の推移：1970～2050 年

7.1　生産性賃金格差を考慮したマクロレベルの労働投入指数の作成方法

以上のように，日本における製造業において，生産性プロファイルと賃金プロファイルが多くの場合一致しないことが確かめられた．本節では，本研究の動機に立ち戻り，この両プロファイルの乖離が，従来のマクロレベルの労働投入推計にどのような修正をせまるかを考察する．

第 2 節でも述べたように，JIP データベース 2006 では労働者の属性ごとの生産性の違いを賃金情報で補正した労働投入指数を推計している．また，労働投入指数をマンアワー指数(全属性の労働者の労働時間の合計を，基準年次を 1 として指数化した値)で割った値を労働の質指数と定義し，併せてこれも推計している．

本節では本研究の分析結果を利用し，労働者の属性ごとの生産性の違いを，賃金情報ではなく「真」の属性別生産性の情報で捉えることにより，JIP2006 データベースにおける労働投入指数，労働の質指数の推計結果がどの程度変化するかを，主にマクロレベルでの労働投入指数成長率の要因分解により分析する．なお，我々は，労働生産性賃金格差を考慮した時，過去の労働投入指数がどのように変わるかを見るだけではなく，将来の属性別労働投入について一定の仮定を置くことにより，人口の急速な減少が予想される将来において，労働投入指数の予測値がどのように変わるかも調べることにする．

まず，本論文のこれまでの推定結果のうち，第 5 節表 3 より軽工業，重化学工業，機械工業における労働属性別の生産性・賃金比率 $z_{ij}=M_{ij}/W^*_{ij}$(ただし i は軽工業，重化学工業，機械工業，j は労働者の属性，＊印は JIP データベース 2006 と本論文では賃金率について異なった推定をしていることを示す)を求める．参考として，製造業全体についての具体例を表 13 としてまとめた．

表 13. 性別年齢階級別学歴別の生産性/賃金比率(全産業)

	男性				女性			
	中卒	高卒	短大・高専卒	大卒	中卒	高卒	短大・高専卒	大卒
～17 歳	1.19				1.04			
18～19	1.18	1.21			1.07	1.01		
20～24	1.15	1.18	1.19	1.21	1.12	1.08	1.04	1.00
25～29	1.10	1.13	1.15	1.17	1.16	1.14	1.12	1.09
30～34	1.05	1.08	1.10	1.12	1.15	1.16	1.16	1.15
35～39	0.99	1.03	1.05	1.07	1.10	1.14	1.15	1.16
40～44	0.94	0.97	0.99	1.02	1.00	1.06	1.10	1.12
45～49	0.87	0.91	0.94	0.96	0.88	0.95	1.00	1.04
50～54	0.81	0.85	0.87	0.90	0.74	0.82	0.88	0.93
55～59	0.75	0.79	0.81	0.84	0.59	0.68	0.74	0.79
60～64	0.69	0.73	0.75	0.78	0.46	0.54	0.59	0.65
65 歳～	0.65	0.69	0.71	0.74	0.38	0.46	0.51	0.56

次に，JIP データベース 2006 の産業別・属性別総労働時間をウエイトとして，労働属性別に，この生産性・賃金比率の製造業全体に関する平均値 $z_j = M_j/W^*_j$ を算出した．これを利用して，第 2 節で述べた労働投入指数推計式における賃金シェア $S_{ij}(t)$ を生産への寄与シェア

$$\bar{S}_{ij}(t) = \frac{W_{ij}(t) z_j MH_{ij}(t)}{\sum_j W_{ij}(t) z_j MH_{ij}(t)} = \frac{W_{ij}(t)\left(\frac{M_j}{W^*_j}\right) MH_{ij}(t)}{\sum_j W_{ij}(t)\left(\frac{M_j}{W^*_j}\right) MH_{ij}(t)}$$

に置き換えることにより，労働の質を生産性で評価した新しい労働投入指数を作成した．なお，自営業主については性，年齢にかかわらず全て $z_j = M_j/W^*_j$ を 1 と仮定した．また，パート労働者については性，年齢にかかわらず全て $z_j = M_j/W^*_j$ を 1.371 としている．

労働投入指数とマンアワー指数から計算される労働の質指数の成長率は，性，年齢，学歴，従業上の地位別の貢献に分解可能である．本節では，労働の質指数の成長率を従業上の地位(自営業主，フルタイム労働者，パートタイム労働者)の貢献に分解した上で，最も影響が大きいと想定されるフルタイム労働者の貢献度のみを性，年齢，学歴の貢献度に分解する[11]．この分解を，賃金情報に基づく「従来型」の労働の質指数の成長率と，本論文の推定結果に基づく属性別生産性で評価した「新しい」労働の質指数の成長率に適用し，労働者の質の評価方法の差異による影響を明らかにする．

7.2 「質」を考慮した労働投入量の推計：1970～2002 年

図 12 では，賃金情報を用いて労働の質を考慮した JIP2006 データベースにおける労働投入データと，生産性・賃金比率情報を用いて労働の質を生産性で評価した新しい労働投入データを，マクロレベル(5 年間の年平均成長率)で比較している．労働投入指数の成長率を両者で比較してみると，1970 年から 1995 年までは賃金評価による方が若干高く，1995 年以降は生産性評価による方が高くなり，直近の 2000-2002 年で両者の乖離が最も大きくなっている．

次に，労働の質の成長率を，労働の質の評価方法の違いという観点から比較してみる．労働の質の成長率は，労働投入指数の成長率からマンアワー成長率を引くことによって求められるが，マンアワー成長率は労働の質の評価方法には何ら影響を受けない．よって，評価方法の異なる二つの労働投入指数の成長率から，共通のマンアワー成長率を引いて求めた労働の質の成長率を比較すると，労働投入指数の成長率の比較と同様の結果を示すこととなり，1995 年までは賃金評価による労働の質の成長率が高く，1995 年以降は生産性評価の方が高くなっている．特に，2000-2002 年では，賃金評価の場合には前期と比較して大幅な低下を示しているのに対し，生産性評価の場合には低下の度合いはそれほど大きくないことが分かる．

図 12 では，労働投入指数や労働の質指数の成長率が，労働の質の評価方法の差異によって少なからず影響を受けることが明らかになったが，更に一歩踏み込んで，労働者の質の評価方法の違いがどの属性で最も顕著に表れているかを，労働の質指数の成長率を従業上の地位，性，年齢，学歴で分解することによって示しているのが表 14a(賃金評価)，表 14b(生産性評価)である．

表 14a と表 14b をパート労働者の貢献に注目してみると，パート労働者の増加は質指数を低下させたため，寄与は両者とも全期間でマイナスであるが，生産性評価の方がマイナスの度合いが小さい．これは，全労働者に占めるパート労働者の割合の拡大が顕著であっても，フルタイム労働者とパート労働者の生産性格差は賃金格差ほど大きくないため，生産性で評価した場合には労働の質低下は緩やかになることを示している．

図 12. 労働の質を賃金で評価した場合と生産性で評価した場合の労働投入データの比較
(期間別年平均成長率，%)

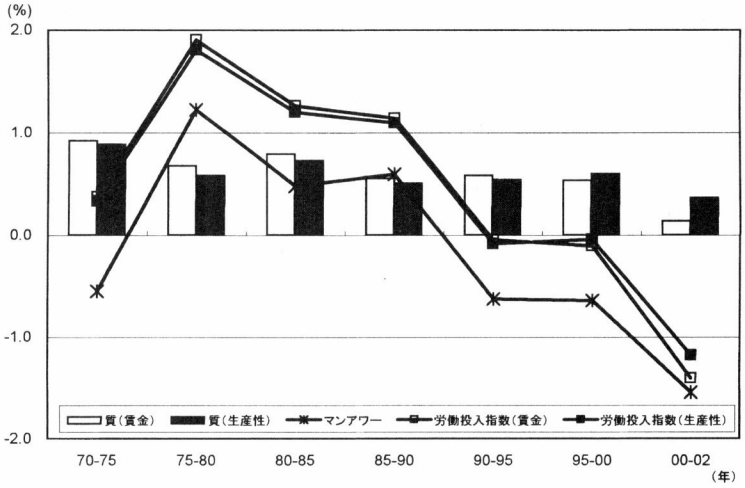


表 14a. 労働の質を賃金で評価した場合
期間別平均成長率と属性別労働投入変化の質指数への寄与(年率，%)

	労働投入指数	マンアワー指数	質指数	自営業主	パート労働者	フルタイム労働者	性	年齢	学歴
70-75	0.374	−0.550	0.923	0.221	−0.172	0.873	0.009	0.615	0.287
75-80	1.905	1.231	0.674	0.079	−0.136	0.730	0.126	0.548	0.393
80-85	1.269	0.478	0.791	0.160	−0.122	0.752	0.088	0.357	0.467
85-90	1.146	0.594	0.552	0.159	−0.305	0.696	0.057	0.171	0.369
90-95	−0.045	−0.625	0.581	0.172	−0.127	0.535	−0.087	−0.020	0.234
95-00	−0.105	−0.639	0.534	0.183	−0.280	0.631	−0.132	0.114	0.207
00-02	−1.404	−1.546	0.142	0.255	−0.483	0.368	−0.442	−0.053	−0.091
70-80	1.139	0.341	0.799	0.150	−0.154	0.801	0.067	0.582	0.340
80-90	1.208	0.536	0.671	0.160	−0.213	0.724	0.073	0.264	0.418
90-00	−0.075	−0.632	0.557	0.178	−0.203	0.583	−0.110	0.047	0.221
70-02	0.622	−0.020	0.643	0.168	−0.209	0.682	−0.018	0.276	0.300

表 14b. 労働の質を生産性で評価した場合
期間別平均成長率と属性別労働投入変化の質指数への寄与(年率，%)

	労働投入指数	マンアワー指数	質指数	自営業主	パート労働者	フルタイム労働者	性	年齢	学歴
70-75	0.336	−0.550	0.886	0.227	−0.112	0.769	0.010	0.472	0.395
75-80	1.811	1.231	0.580	0.079	−0.101	0.600	0.119	0.372	0.480
80-85	1.206	0.478	0.728	0.163	−0.092	0.656	0.083	0.199	0.588
85-90	1.099	0.594	0.505	0.160	−0.228	0.572	0.053	0.006	0.506
90-95	−0.084	−0.625	0.541	0.173	−0.092	0.461	−0.079	−0.138	0.404
95-00	−0.041	−0.639	0.598	0.184	−0.207	0.621	−0.118	0.087	0.399
00-02	−1.180	−1.546	0.366	0.257	−0.358	0.464	−0.386	0.049	0.093
70-80	1.074	0.340	0.733	0.153	−0.106	0.685	0.065	0.422	0.437
80-90	1.153	0.536	0.617	0.161	−0.160	0.614	0.068	0.103	0.547
90-00	−0.062	−0.632	0.570	0.178	−0.149	0.541	−0.098	−0.025	0.402
70-02	0.603	−0.020	0.623	0.170	−0.152	0.604	−0.013	0.159	0.439

また，フルタイム労働者の質変化の寄与については，性，年齢，学歴の貢献まで分解した結果を示している．性に関しては生産性評価，賃金評価ともほぼ一致しているが，年齢に関しては生産性評価の方が低く，学歴に関しては生産性評価の方が高くなっている．この結果，JIP データベース 2006 のよう

な賃金評価に基づく「従来型」の労働の質指数では，労働者の高齢化を質の向上と捉えることになり，また高学歴化による質の向上を正しく評価できない可能性あることが分かる．

最後に，質の評価方法による全要素生産性への影響については，特に1995年以降に関しては，労働の質を生産性で評価した新しい労働投入データの方が，労働質指数の上昇が高く，このため，労働投入指数の下落も軽微にとどまっている．従って，このデータを用いて成長会計を行えば，全要素生産性上昇率は，従来の推計よりやや低くなることになる．

7.3 「質」を考慮した労働投入量の将来推計：2000～2050年

次に，労働の属性別投入に関して一定の仮定を置くことにより，将来の労働投入指数予測値がどのように変わるかを調べた．まず，そのためにおいた仮定を列挙しよう．

①将来人口

国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口―平成14(2002)年1月推計」における中位推計を用いた．

②労働力率

男女別・年齢階級別の労働力率が2004年と同じ水準で推移すると仮定した．ただし，2000年については実績値．労働力率は総務省統計局「労働力調査」を使用した．

③非雇用者比率

男女別・年齢階級別の非雇用者比率が2004年と同じ水準で推移すると仮定した．ただし，2000年については実績値．非雇用者比率は総務省統計局「労働力調査」における非農林業のデータを使用し，非雇用者を自営業主と家事従事者の合計とし，非雇用者／(非雇用者＋雇用者)として算出した．

④短時間労働者比率

全性別・全年齢階級における短時間労働者比率(＝(労働時間が週35時間未満の雇用者数)／総雇用者数)が2004年と同じ水準で推移すると仮定した．ただし，2000年については実績値．総務省統計局「労働力調査」における『10表　農林業・非農林業，従業上の地位(非農林業雇用者については従業者階級)，週間就業時間(10区分)別就業者数)』から作成した．

⑤一人当たり総労働時間(年間)

一人当たり労働時間については，賃金構造基本調査のデータを用いて，一般労働者とパート労働者，非雇用者(自営業者及び家事従事者)に分け，男女別・年齢階級別の1人当たり総労働時間が2003年と同じ水準で推移すると仮定した上で(ただし，2000年については実績値)，それぞれについて以下のとおり算出した．

(a)一般労働者

男女別・年齢階級別に賃金構造基本調査の一般労働者の産業計・規模計の所定内実労働時間と超過実労働時間の合計を使用した．

(b)パート労働者

男女別・年齢階級別に賃金構造基本調査のパートの1日当たり所定内実労働時間に実労働日数を乗じて使用した．

(c)非雇用者(自営業者及び家事従事者)

総務省統計局「労働力調査」を用いて，自営業者，家事従事者，雇用者の延べ週労働時間数のデータ及び人数のデータから一人当たり労働時間数を算出．非雇用者と雇用者の労働時間数の比率を算出した上で，①で求めた一般労働者の労働時間を雇用者の労働時間と見なし非雇用者の労働時間数を推計した．

⑥「質」を考慮する際の賃金，生産性

「質」を考慮する際の賃金，生産性情報は，それぞれ以下のように与えた．

(a)賃金

男女，学歴，年齢，一般・パート別賃金が，2004年における賃金構造基本調査の水準で推移すると仮定した．

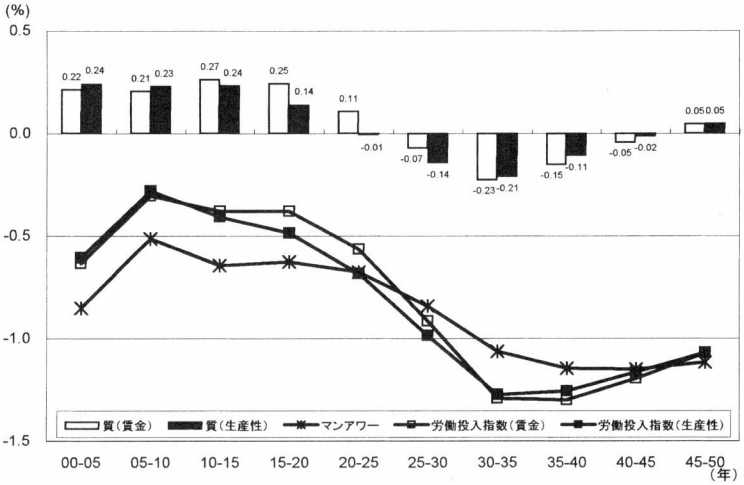
(b)生産性

生産性／賃金比率は，1970年～2002年の「質」を考慮した労働投入量を推計する際に利用した値が，予測期間においても不変であると仮定し，一定の値を使った．

以上の仮定の下，具体的な「質」を考慮した労働投入量，マンアワー，労働の「質」(賃金情報または生産性情報)の推移は図13のとおりである．

労働の質を生産性で評価する場合に予測される労働投入指数成長率は，労働の質を賃金で評価する予測値と比較して，現在から2010年までの近未来にはやや高くなるものの，2010年以降は，かなり低くなる．特に2015-2025年にかけては，この差は0.1パーセントポイントと無視できない大きさである．

図 13. 2000 年～2050 年の労働投入，マンアワー，質の予測
（期間別年平均成長率，%）



資料）独立行政法人経済産業研究所「JIP データベース 2006」，経済産業省「工業統計調査」，厚生労働省「賃金構造基本統計調査」，総務省統計局「労働力調査」，国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口―平成 14(2002)年 1 月推計」より作成．

現在及び近未来については，両者の差は次の 2 点で説明できる．団塊の世代は生産性以上の賃金を得ている傾向があるため，彼らの退職がもたらすマイナス成長効果は，労働の質を賃金で評価した場合に過大に評価されている傾向がある．また現在は，団塊ジュニア世代が比較的急速に人的資本を蓄積し生産性を上昇させる時期にあたるため，生産性で評価した労働投入減少は緩やかである．これに対して 2015-2025 年頃については，加齢による生産性上昇が賃金率上昇を大幅に下回る 50 歳代に団塊ジュニア世代が達するため，労働の質を賃金で評価すると，労働投入の減少を過少に評価してしまうことになる．

8. 結論

本論文では，1993 年から 2003 年について，賃金構造基本統計調査と工業統計調査の事業所データをマッチングして事業所レベルのパネルデータを作成し，年齢に関する生産性プロファイルと賃金プロファイルを同時に推定し，両者の傾きの違いを検証した．これにより労働属性別に労働生産性と賃金率の間の格差を算出した．我々は，日本の製造業では賃金プロファイルの傾きの方が，生産性プロファイルの傾きよりも大きく，従って，若年労働者は生産性以下の報酬を，中高年労働者は生産性以上の報酬を得ているとの結果を得た．

我々はまた，この分析結果を利用し，労働者の属性ごとの生産性の違いを，賃金情報ではなく「真」の属性別生産性の情報で捉えることにより，JIP2006 データベースおよび将来の労働投入予測における労働投入指数，労働の質指数の推計結果がどの程度変化するかを，1970-2050 年について，主にマクロレベルで分析した．

今後に残された課題としては，以下の点が指摘できよう．まず，本論文では製造業のみを対象としたが，日本の全就業者のうち製造業で就業する者の割合は，四分の一に満たない．今後は，非製造業についても生産性賃金格差を測る事が望まれよう．ただし，非製造業に関する政府統計調査の多くは，資本ストックを調べていないため，生産性測定には困難を伴うと予想される．第二に，本論文では，女性の生産性プロファイルについては，必ずしも安定した結果が得られなかった．一部の非製造業等，女性の役割がより大きな産業を分析することにより，この問題は将来解決できるかもしれない．

（一橋大学大学院経済学研究科・一橋大学経済研究所・一橋大学大学院経済学研究科大学院生・日本大学経済学部・一橋大学経済研究所・一橋大学経済研究所・一橋大学経済研究所非常勤研究員・一橋大学大学院経済学研究科大学院生）

付録 1：工業統計調査から得たデータの加工方法について

(a) 出荷額

出荷額は，工業統計調査の調査項目のうち，「製造品出荷額」「加工賃収入額」「修理料収入額」の和をとった．

(b)常用労働者給与

常用労働者給与は，工業統計調査の調査項目のうち，「1 年間に常用労働者に対し決まって支給された給与(基本給，諸手当など)および特別に支払われた給与(期末賞与など)の額」と「その他の給与の額(退職金，解雇予告手当てなど)」との合計とした．

(c)中間投入

工業統計調査の調査項目のうち，「原材料使用額」「燃料使用額」「購入電力使用額」「委託生産費」の合計とした．なお，燃料と電力のデフレータには，日本銀行企業物価指数のうち，需要段階別・用途別指数の，国内需要財，国内品・輸入品別指数と，電力・都市ガス・水道物価指数を使用した．

(d)資本サービス投入

資本の生産への寄与は，資本サービスという概念で捉えることが出来る．これは物的な資本ストックに資本の限界生産力を乗じた値である．企業の費用最小化の下で，資本の限界生産力は資本コスト(名目金利プラス資本減耗マイナス資本財価格の上昇率)に等しいと考えることが出来る．例えば，コンピューターのように資本減耗や価格下落が激しいため，資本コストが高い資本財を多く投入する産業では，そうでない産業と比べて，同じ物的資本ストックを据え付けていても，より多くの資本サービスを投入していると考えるべきである．我々は，JIP データベースの産業別資本コストデータを，次項で説明する各事業所の実質時価資本ストックに掛けることにより，各事業所の資本サービス投入を計算した．従って，同じ産業内では，事業所間で資本コストが同一と仮定していることになる[13]．

(e)実質資本ストック

まず，各事業所の純資本ストック(1995 年価格)は各事業所の簿価表示の年初有形固定資産額[14)15)]に『工業統計表(産業編)』を用いて推計した各年度の 3 桁分類産業別の資本ストック時価・簿価比率を掛けて算出した．すなわち，

$$K_{pt} = BV_{pt} \times (INK_{jt}/IBV_{jt})$$

ただし，BV_{pt} は t 期における事業所 p の土地を除いた有形固定資産額(簿価)である．INK_{jt} は事業所 p が属している j 産業全体の純資本ストックであり，IBV_{jt} は事業所 p が属している j 産業全体の資本ストック(簿価)である．

ここで用いる，各産業全体の純資本ストックは『工業統計表(産業編)』を用いて次の手順で推計した．第一に，1976 年『工業統計表(産業編)』の年初有形固定資産額を JIP2006 の投資デフレータで 1995 年価格に変換し，初期時点の実質純資本ストックとした．第二に，恒久棚卸法(perpetual inven-

付表 1．記述統計量

サンプル期間 1993-2003 年
サンプルサイズ 51354

変数名	平均値	標準偏差
出荷額	990,731.4	3,612,672.0
常用労働者給与	114,701.7	266,366.2
一般労働者労働時間合計	38,436.08	71,324.4
パート労働者労働時間合計	1,369.644	5,271.368
期首有形固定資産合計	243,336.8	799,540.0
中間投入	577,254.0	2,383,771.0
一般労働者の労働時間特性		
中卒労働者労働時間比率	0.166	0.174
高卒労働者労働時間比率	0.634	0.196
短大・高専卒労働者労働時間比率	0.068	0.093
大卒労働者労働時間比率	0.132	0.131
女性労働時間比率	0.270	0.209
31-45 歳労働時間比率	0.339	0.141
46 歳以上労働時間比率	0.363	0.195
産業ダミー		
食料品製造業	0.072	
飲料・たばこ・飼料製造業	0.032	
繊維工業	0.034	
衣服・その他の繊維製品製造業	0.032	
木材・木製品製造業	0.026	
家具・装備品製造業	0.030	
パルプ・紙・紙加工品製造業	0.045	
印刷・同関連業	0.041	
化学工業	0.057	
石油製品・石炭製品製造業	0.007	
プラスチック製品製造業	0.059	
ゴム製品製造業	0.038	
なめし革・同製品・毛皮製造業	0.014	
窯業・土石製品製造業	0.049	
鉄鋼業	0.042	
非鉄金属製造業	0.034	
金属製品製造業	0.065	
一般機械器具製造業	0.075	
電気機械器具製造業[12)]	0.107	
輸送用機械器具製造業	0.075	
精密機械器具製造業	0.033	
その他の製造業	0.032	
企業規模ダミー		
30～99	0.365	
100～299	0.264	
300～999	0.180	
1000～	0.172	
単一事業所ダミー	0.361	
操業 2 年以上ダミー	0.995	

tory method)により1977年以降の各年の純資本ストックを推定した．恒久棚卸法の計算式は次のとおりである．

$$INK_{jt} = INK_{jt-1}(1-\delta_t) + I_{jt}$$

ただし，Iは1995年価格に実質化した3桁分類産業別投資総額である．デフレータとしてはJIP2006の投資デフレータを使った．δ_jは，JIP2006の85年，90年，95年，2000年の固定資産マトリックスとBEA資産別償却率を利用して，JIP2006産業分類別に求めた産業別減価償却率である．

注

1)　本論文は『通商白書2006』のために作成されたバックグラウンド・ペーパー，深尾他(2006)を大幅に改稿したものである．また，京都大学経済研究所，一橋大学経済研究所におけるセミナーの出席者からは参考となるコメントを多くいただいた．特に有賀健，西山慶彦，都留康の各氏，バックグラウンド・ペーパー作成時にご尽力いただいた，白石重明・杉江一浩両氏に感謝申し上げる．なお，本稿に示されている意見は経済産業省の公式見解を示すものではない．また，ありうべき誤りはすべて著者ら個人に属することを明言しておく．なお，本研究にあたり，一橋大学研究プロジェクト『人口減少と日本経済』および一橋大学経済研究所21世紀COEプログラム『社会科学の統計分析拠点構築』の資金援助を受けた．深く感謝したい．

2)　詳しくは，Jorgenson, Gollop, and Fraumeni (1987)，Fukao, Inui, Kawai and Miyagawa(2004)，2006年版日本産業生産性データベース(JIPデータベース2006，http://www.rieti.go.jp/jp/database/d04.htmlからダウンロードできる)，等を参照．JIPデータベース2006の労働投入指数に関するより厳密な説明は，第2節および第7節を見られたい．

3)　(a)は「均等化差異の原則」といわれる仮説で，仕事の内容に違いがある場合には，人々は自らの選好に沿ってもっとも最適な仕事を選ぶという原則が成立しているという考え方である．このとき，均衡で成立する賃金の違いはすべて，仕事の内容の違いと人々の選好の違いに帰着する(現実の賃金格差がこのメカニズムによって発生しているとする仮説を補償賃金格差仮説と呼ぶ)．均等化差異の原則については石川(1991)を参照のこと．

4)　製造業に限っても，過去3年間に関してはそれぞれ91.6%，45.5%，今後3年間の見通しに関してはそれぞれ94.1%，56.4%となっている．

5)　JIPデータベース2006の詳細な内容についてはhttp://www.rieti.go.jp/jp/database/d04.htmlを参照されたい．

6)　また，産業分類については分析期間中に少なからず改正があるが，賃金センサスについては各年の産業分類をそのまま利用した．工業統計表の産業分類は数回改定されたが(1958, 1967, 1972, 1985, 1994, 1999, 2002年)，経済産業省が提供する「産業分類の変遷」とコンバータによって2002年基準に産業分類を合わせている．http://www.meti.go.jp/statistics/kougyou/kaitei-14/s-hensen.xls

7)　3産業への分類は以下の通りである(括弧内は平成14年改訂日本標準産業分類中分類番号である)．軽工業には食料品製造業(9)，飲料・たばこ・飼料製造業(10)，繊維工業(11)，衣服・その他の繊維製品製造業(12)，木材・木製品製造業(13)，家具・装備品製造業(14)，印刷・同関連産業(16)，なめし革・同製品・毛皮製造業(21)を分類した．重化学工業へは，パルプ・紙・紙加工品製造業(15)，化学工業(17)，石油製品・石炭製品製造業(18)，プラスチック製品製造業(19)，ゴム製品製造業(20)，窯業・土石製品製造業(22)，鉄鋼業(23)，非鉄金属製造業(24)，金属製品製造業(25)を分類した．機械工業へは，一般機械器具製造業(26)，電気機械器具製造業(27)，情報通信機械器具製造業(28)，電子部品・デバイス製造業(29)，輸送用機械器具製造業(30)，精密機械器具製造業(31)を分類した．

8)　もっとも，たとえば木村(2004)は電気機械産業に対して行ったアンケート調査をもとに構内請負の活用実態をまとめている．それによると，「正社員と請負労働者の従事する仕事が「明確に分離」されている職場は全体の17.9%であり，「ほぼ分離」されている職場が最も多い(35.4%)．「ほとんど同じ」(35.4%)，「全く同じ」(6.1%)を合わせると4割以上となり，正社員と請負労働者の仕事が分離されているケースとされていないケースは半々程度である」(p.81)．

9)　この際には，工業統計調査の質問項目のうち，『他事業所の有無』の項目で，「工場が一つで，本社本店はこの工場と同じ場所にある」，「工場が一つで，本社本店はこの工場と異なった場所にある」，「工場が2つ以上ある」の3択質問で1と答えた事業所を単一事業所とした．

10)　Fukao *et al.* (2006)では，勤続年数および経験年数双方に性別の違いを許容した推定，経験年数のみに性別の違いを許容した推定を行っているが，大きな違いは観察されなかった．また，本稿では資本ストックと中間投入を別個に生産関数に投入しており，かつ中間投入には原材料のみならず電力や水の消費も含まれているので，(3)および(4)式の推定で相当程度需要ショックは制御されていると考える．ただし，もちろん分析者にとって観察できない系列相関を持つ需要ショックが存在し，これと労働の属性別投入等の説明変数の間に相関があるために推計結果にバイアスが生じる可能性は排除しきれていない．この問題を解決するため，深尾他(2006)ではLevinsohn and Petrin(2003)の方法を用いて，資本ストックと中間投入の3次多項式で需要ショックを代理した推定も試みたが，主な結果は変わらなかった．

11)　働の質指数の寄与度の分解方法については，Jorgenson, Ho, and Stiroh(2005)のChapter 6を参照．

12)　2002年以降の電気機械器具製造業は，情報通信機械器具製造業と電子部品・デバイス製造業の合計．

13)　IPデータベース2006では，Jorgenson and Griliches(1967)に従って，産業別資本サービス投入指数を，異なった資本ストックサービスを集計したディビジア指数の離散時間近似として算出している．産業平均の資本コスト(資本の質指数)は，資本サービス投入指数を実質資本ストック総額で割ることにより求められる．詳

しくは，2006年版日本産業生産性データベースの解説(JIPデータベース2006，http://www.rieti.go.jp/jp/database/d04.html からダウンロードできる)を参照．

14) 業統計表の年初有形固定資産現在高は，土地を除いた資本に対して調査を行っている．

15) 初有形固定資産現在高に取得額，除却額，減価償却額をあわせて年末有形固定資産現在高を求めることもできるが，これら全ての情報を得ることが出来る事業所は限られていたため，年初有形固定資産現在高を採用した．

参考文献

深尾京司・清水谷諭・神林龍・牧野達治・川口大司・横山泉・権赫旭・白石重明・杉江一浩(2006)「賃金・生産性の乖離と日本の経済成長」通商白書2006バックグラウンド・ペーパー．

石川経夫(1991)『所得と富』岩波書店．

木村琢磨(2004)「電機産業製造部門における請負労働者の活用実態」佐藤博樹・佐野嘉秀・藤本真・木村琢磨『生産現場における外部人材の活用と人材ビジネス(1)』東京大学社会科学研究所人材ビジネス研究寄付部門研究シリーズ No.1.

小池和男(2005)『仕事の経済学』(第3版)，東洋経済新報社．

大橋勇雄・中村二朗(2002)「転職のメカニズムとその効果」玄田有史・中田喜文編『リストラと転職のメカニズム』東洋経済新報社，

社会経済生産性本部雇用システム研究センター(1994)『アメリカの賃金・ヨーロッパの賃金——変貌する欧米の人事賃金制度』生産性出版．

Ben-Porath, Yoram(1967)"The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings," *The Journal of Political Economy*, Vol. 75, No. 4, Part 1. (Aug. 1967), pp. 352-365.

Fukao, Kyoji, Tomohiko Inui, Hiroki Kawai, and Tsutomu Miyagawa(2004)"Sectoral Productivity and Economic Growth in Japan, 1970-98: An Empirical Analysis Based on the JIP Database," in Takatoshi Ito and Andrew Rose(eds.), *Productivity and Growth: East Asia Seminar on Economics* Volume 13, the University of Chicago Press.

Fukao, Kyoji, Ryo Kambayashi, Daiji Kawaguchi, Hyeog Ug Kwon, Young Gak Kim, and Izumi Yokoyama(2006) "Deferred Compensation: Evidence from Employer-Employee Matched Data from Japan," Hi-Stat Discussion Paper Series No. 187.

Hashimoto, Masanori and John Raisian(1985) "Employment Tenure and Earnings Profiles in Japan and the United States," *The American Economic Review*, Vol. 75, No. 4, pp. 721-735.

Hellerstein, Judith K. and David Neumark(1995)"Are Earnings Profiles Steeper Than Productivity Profiles? Evidence from Israeli Firm-Level Data," *The Journal of Human Resources*, Vol. 30, No. 1, pp. 89-112.

Hellerstein, Judith K. and David Neumark(1999) "Sex, Wages, and Productivity: An Empirical Analysis of Israeli Firm-level Data," *International Economic Review*, Vol. 40, No. 1, pp. 95-123.

Hellerstein, Judith K. and David Neumark(2004) "Production Function and Wage Equation Estimation with Heterogeneous Labor: Evidence from a New Matched Employer-Employee Data Set," NBER Working Paper, 10325.

Hellerstein, Judith K., David Neumark, and Kenneth R. Troske(1999)"Wages, Productivity, and Worker Characteristics: Evidence from Plant-Level Production Functions and Wage Equations," *Journal of Labor Economics*, Vol. 17, No. 3, pp. 409-446.

Jorgenson, Dale W. and Frank M. Gollop and Barbara M. Fraumeni(1987)*Productivity and U. S. Economic Growth*, Harvard Economic Studies, Vol. 159 Cambridge, Mass.: Harvard University Press.

Jorgenson, D. W. and Z. Griliches(1967)"The Explanation of Productivity Change," *Review of Economic Studies*, Vol. 34, No. 99, pp. 249-283.

Jorgenson, Dale W. and Mun S. Ho and Kevin J. Stiroh(2005)*Productivity* Volume 3, the MIT Press.

Jovanovic, Boyan(1979)"Job Matching and the Theory of Turnover," *The Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 5, pp. 972-990.

Lazear, Edward(1979)"Why Is There Mandatory Retirement?" *The Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 6, pp. 1261-1284.

Lazear, Edward and Robert L. Moore(1984)"Incentives, Productivity, and Labor Contracts," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 99, No. 2, pp. 275-296.

Levinshohn, James and Amil Petrin(2003)"Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables," *Review of Economic Studies*, Vol. 70, No., pp. 317-341.

Mincer, Jacob(1974)*Schooling, Experience and Earnings*, New York, National Bureau of Economic Research; distributed by Columbia University Press.