

## 【研究ノート】

# 市場経済期の中国における 企業所有制別賃金構造の変化：1995～2002\*

馬 欣 欣

【キーワード】 企業所有制, 賃金構造, 年功賃金, 人的資本

【JEL 分類番号】 J21, J24, J31

## 1. はじめに

企業の賃金構造, すなわち賃金の規定要因は, 労働市場の構造と企業賃金制度の両方に関連する(小野 1989, 牧野・羅 1999)。そのため, 賃金構造に関する実証分析は労働経済学の重要な課題である<sup>1</sup>。中国においては, 労働市場の構造や企業賃金制度は, 経済発展と経済改革に伴って大きく変化した。その結果, 企業の賃金構造も大きく変化したと考えられる。以下では, 各時期の労働市場と企業賃金制度の変化の特徴を概観する。

計画経済期(1949～77年)には, 社会主義公有制の改革が進んだ。とくに, 1957年には, 民営企業や外資企業などの民間企業が消滅し, 中国の企業がすべて公有制企業(国有企業と集団

企業<sup>2</sup>)に転換するとともに, 「三鉄」<sup>3</sup>と呼ばれる国有企業の雇用慣行が形成された(Holton 1990, Benson 1999, Li and Kleiner 2001)。公有制企業において, 労働者は政府によって配置された。また, 1956年には賃金制度の改革を通じて旧ソ連の賃金制度に基づく「職務等級賃金制度」(政府公務員が20等級, 企業の幹部が17等級, 企業の工人が8等級)が実施され, 労働者の賃金水準, 昇級昇給がすべて政府によって決定された。そのため, 労働市場が機能しなくなった(丸川 2002)。文化大革命期(1967～77年)には, 職務等級賃金制度が年功的に運用され, 年齢昇給が賃金上昇の主な要因になった(Knight and Song 1991, 丸川 2002, 董 2003, 馬 2006)<sup>4</sup>。

である。1978年以降, 国営企業が国有企業に変名したため, 本稿では, 国営企業も, 国有企業と呼ぶ。集団企業とは, 企業における所有権と管理権が地方あるいは出資集団に属するものである。

3 「三鉄」とは, 中国語で「鉄飯碗」+「鉄交椅」+「鉄工資」というものである。これは, 「終身職務」, 「終身雇用」, 「年功賃金」という意味である。

4 職務等級賃金制度が賃金構造に与える影響については, 丸川(2002), 馬(2006)は, 計画経済時期に職務等級賃金制度における職務等級の格差が低く, 昇級昇給の回数が少なく, または昇級昇給の基準は, ほとんど年齢基準であり, 職務等級賃金制度は, 最後に平等主義の年功賃金になったことを指摘している。

\* 本稿の執筆にあたり, 北京師範大学李実教授に個票データを提供して頂いた。李実教授, 慶應義塾大学清家篤教授, 樋口美雄教授に貴重な助言を頂いた。また, 本誌の匿名レフェリー, 一橋大学名誉教授南亮進先生, 桃山学院大学巖善平教授, 京都大学劉徳強教授, 京都大学小松原崇史助教に多くの有益なコメントを頂いた。ここに記して深く感謝したい。残る誤りは全て筆者の責任に帰する。

1 日本と韓国の賃金構造に関する実証分析については, 小野(1989)を参照されたい。

2 国営企業あるいは国有企業は, 企業における所有権および管理権がすべて国家に属するもの

一方、市場経済期（1978年～現在）には、企業所有制の改革に伴って労働市場の構造と賃金制度が大きく変化した。まず、国有企業において、労働契約制度の導入に伴って終身雇用制度が打破された。また、賃金決定の自主権が拡大するとともに、賃金制度が年功賃金制度から業績連動賃金制度へ転換し、従業員が持つ人的資本<sup>5</sup>が重視されるようになった（秦 2003, 董 2003, 邱 2004, 馬 2006）。次に、市場経済の進展とともに、民間企業と外資企業が増加し、雇用・賃金決定の自主権を持つ民間・外資企業においては、市場原理に従って、教育水準などの人的資本が重視されている（Bowles and White 1998, 牧野・羅 1999）。

上記のことから、労働市場の構造変化と企業所有制の改革に伴って中国全体の賃金構造は変化したことがうかがえる。しかし、具体的に(1)年齢、勤続年数や学歴などの要因が、どの程度賃金水準に影響を与えるか、(2)企業所有制ごとに、これらの要因の影響が異なるか、(3)市場経済期に、これらの要因が賃金に与える影響はどのように変化したかなどの点は明確ではない。これらの問題を数量的に解明することが、本稿の目的である。本稿では、企業所有制別の賃金構造の変化、とくに年功賃金の規定要因の変化に注目した実証分析を行う。また実証分析の結果を用いて、国有企業と外資・民間企業の賃金プロファイルと比較する。

このような実証分析の意義は、以下の通りである。第一に、賃金構造は、企業統治の方式<sup>6</sup>に

密接な影響を受けるから、賃金構造を分析することによって、企業統治についての理解が深まる。第二に、中国では企業所有制ごとに市場化の進展が異なっている。とくに、市場化の進展は、国有企業が外資・民間企業より遅れている。そのため、企業所有制の賃金構造に関する計量分析は、市場経済の進展に伴う賃金構造の変化の「自然実験」(natural experiment)となっている。要するに、企業所有制別の賃金構造及びその変化に関する実証分析により、市場経済の変化に伴う企業統治の改革の動きおよび賃金構造の変化の見通しが把握できると考えられる。

本稿の構成としては、第2節で、先行研究をサーベイした上で、本稿の特徴について述べる。第3節では分析の枠組みについて説明する。分析の枠組みに基づく計量分析を、第4節で行い、結果を用いた賃金プロファイルのシミュレーションを行った。最後に本稿の結論と政策示唆をまとめる。

## 2. 先行研究のサーベイと仮説設定

### 2.1 年功賃金に関する理論仮説

まず、本稿で用いた年功賃金の概念を定義する。労働経済学において、年齢が賃金に与える影響は、「年」と「功」の2種に分けられる。本稿では、「年」は、単なる年齢の上昇に伴う賃金上昇の効果（net aging effect, 以下では「年齢効果」と呼ぶ）であり、「功」は、勤続年数の上昇に伴う賃金上昇の効果（以下では「人的資本効果」と呼ぶ）であると定義される。

年功賃金が生じる理由については、主に人的資本理論、効率賃金理論、生活保障仮説などによって説明されている<sup>7</sup>。以下では、これらの

5 人的資本理論（Becker 1964, Mincer 1974）によれば、人的資本が一般的人的資本と企業特殊的人的資本の2種に分けられる。実証分析では、教育水準（あるいは学歴）は一般的人的資本の代理指標、経験年数（あるいは勤続年数）は企業特殊的人的資本の代理指標として用いられている。

6 企業統治が賃金構造に与える影響については、例として、企業の利潤最大化を重視すれば、業績主義賃金が実施される可能性が高くなる一方、企業内部の公平性を重視すれば、賃金制度が年功賃金になりやすいと考えられる。

7 これらの理論仮説の他にも、学習モデル（learning model）やマッチングモデル（matching model）がある。学習モデルでは、情報の不完全性によって企業が雇用者の能力を正確には知り得ず、勤続年数が長くなることに伴う情報の不完全性あるいは不確実性の減少の結果として賃金が増加する。また、マッチング

理論仮説について説明する。

人的資本理論 (Becker 1964; Mincer 1974) によれば、賃金の上昇は、教育水準 (学歴) を通じて形成される一般的人的資本 (general human capital) と仕事を通じて技能を習得する機会、すなわち OJT (on-the-job training) による「企業特殊的人的資本」(special human capital) の上昇の結果であることが説明されている。勤続年数は企業特殊的人的資本の代理指標である。したがって、人的資本理論によると、勤続年数が長くなるほど賃金が上昇すると考えられる。

効率賃金仮説によれば、企業では従業員の勤務不良 (shirk) と離職を抑制するために、定年まで、年齢の増加に伴う賃金上昇が間接的に形成されると指摘されている。具体的に説明すると、従業員が、雇用期間の前半には、限界労働生産力より低い賃金を受け取ることで企業に預託金として自らが生み出した労働の価値を積み、雇用期間の後半には、限界生産力より高い賃金を受け取り、定年までの企業への貢献量 (生涯貢献量) と賃金の支払い総額をバランスさせるというような暗黙的契約が結ばれるとされる。そのため、定年までの年功賃金が形成される (Lazear 1979)。

生活保障仮説によれば、終身雇用あるいは長期雇用の場合、年齢の上昇に伴い、労働者の子供に対する扶養費および教育費が上昇するため、年齢の上昇とともに賃金が上昇する賃金制度が導入されると説明されている (小野 1989)<sup>8</sup>。

---

モデルでは、企業と雇用者の相性が雇用者の生産性あるいは賃金に影響を与えることが説明され、企業との相性が良くない労働者 (生産性や賃金が低い者) は転職することが想定されている。この仮説によれば、雇用者個人にとっては賃金が不変であったとしても、マクロ的に集計することによって、勤続年数が長くなると、賃金が上昇することが観察される。

8 小野 (1989) は、日本と韓国における年功賃金には、いずれも年齢の効果 (生活保障) が勤続年数の効果 (人的資本) より大きいことを示している。

以上の理論仮説は、欧米および日本の年功賃金に関する説明である。しかし、中国における年功賃金の規定要因は、それらと異なる面がある。たとえば、計画経済期の国有企業における年功賃金の要因については、以下のことが考えられる。(1)人的資本理論は、国有企業の年功賃金が説明できない。その理由は、計画経済期に企業における生産と上納利潤が、すべて国家政府によってコントロールされ、従業員の賃金水準と昇級昇給もすべて政府によって管理されるため、国有企業が従業員の人的資本を重視する必要性が、ほとんどなかったからである。(2)効率賃金仮説は、国有企業の年功賃金には当てはまらないと考えられる。計画経済期に国有企業では、終身雇用制度が実施され、労働者が政府によって配置され、自発的離職・転職が不可能である。したがって、賃金制度が従業員の転職を抑制する目的として存在する必要性がなかったと考えられる。(3)計画経済期の年功賃金の規定要因については、小野 (1989) によって指摘されている生活保障要因の影響が大きいと考えられる。しかし、市場経済期には、国有企業の雇用・賃金制度が変化したため、生活保障要因以外に、人的資本理論と効率賃金理論仮説も、国有企業の年功賃金に当てはまると考えられる。以下では、これらの理論仮説に基づいた市場経済期の賃金構造に関する実証分析についてサーベイする。

## 2.2 中国の賃金構造に関する先行研究

Knight and Song (1991) は、1988年中国家計調査 (CHIP 1988) の個票データを用い、国有企業に比べ、外資企業の賃金水準が高く、OLS 賃金関数を推定し、しかも年齢が高いほど賃金が上昇することを示している。

Meng and Kidd (1997) は、中国社会科学院計量経済研究所の1981~1987年国有企業のパネルデータを用い、OLS 賃金関数を推定し、中国の場合、日本、オーストラリア、アメリカと比べ、経験年数が賃金に与える影響は小さいことを明らかにしている。

牧野・羅 (1999) は、1997年武漢市の4つの国有企業を対象とした「武漢市職務意識調査」の個票データを用い、年齢モデル、勤続年数モデル、職務経験年数モデルの3つのモデルを用いてOLS賃金関数を推定した。その結果、学歴水準の効果が、どのモデルでも有意に推定されていないこと、賃金は熟練形成によって決定されるのではなく、生活保障的な性格が強いことを指摘している。

Dong and Bowles (2002) は、1998年の大連と厦門の136社(741人)に関する調査の個票データを利用し、OLSとヘックマン二段階法の賃金関数を推定した。その結果、学歴が各所有制企業の賃金に与える影響は、企業所有制に関係なく、ほぼ同じであるが、経験年数はその他の企業と比べて、外資企業の賃金に与える影響が最も大きいことを示している。

しかし、上記の中国に関する先行研究には、以下の5つの問題がある。第1に、Meng and Kidd (1997) は、国有企業のみを分析し、牧野・羅 (1999) と Dong and Bowles (2002) は、少数の都市における国有企業を分析対象にしているため、これらの研究は、各企業所有制を含む中国全体の賃金構造に関する分析となっていない。第2に、Meng and Kidd (1997) と Knight and Song (1991) は、いずれも1980年代の賃金構造に関する分析であるため、企業所有制の改革が促進された1990年代以後の賃金構造は、明確ではない。第3に、先行研究では、賃金構造の変化に注目していない。第4に、先行研究では、経験年数あるいは年齢のみを用いて賃金関数を推定したが、計測結果には、前述したように人的資本効果と年齢効果の両方が混在するため、この2つの効果が、それぞれの程度賃金に影響を与えるかが明らかになっていない。第5に、先行研究では、OLS賃金関数の推定がほとんどで、企業所有制によるサンプル・セレクション・バイアスの問題が残っている。

本稿では、これらの問題点を修正した計量分析を行う。先行研究に対して、本稿の分析は以下の特徴を持つ。第1に、本稿では、1995年と

2002年の中国都市家計調査(CHIP 1995とCHIP 2002)の大規模な個票データを用い、各企業所有制を含む中国全体の賃金構造を解明する。第2に、国有企業の改革が促進された1990年中期以後の賃金構造に着目して分析する。第3に、1995年と2002年の2時点における賃金構造をそれぞれ分析した上で、各要因の2時点の変化を考察する。第四に、年功効果について、年齢効果と人的資本の効果の2種類に区分して分析し、それぞれの効果を数量的に明らかにする。第五に、所有制企業の選択によるサンプル・セレクション・バイアスを修正した上で賃金関数を推定する。

### 2.3 仮説設定

本稿では、理論仮説と上記の先行研究に基づいて、以下のような仮説を設定する。まず、市場経済期に、国有企業と集団企業の賃金制度は変化した。従来、年齢のみを重視する年功賃金は、依然として賃金決定に大きな影響を与えている。したがって、年齢が賃金に与える影響は、国有企業と集団企業のほうが外資・民営企業より大きいと考えられる。

次に、完全競争的な市場に直面する外資・民営企業においては、労働生産性が重視されると考えられる。従業員が持つ人的資本が重視されるため、人的資本が外資・民営企業の賃金に与える影響は、国有企業と集団企業より大きいと考えられる。

また、国有企業においては、市場化の改革に伴って賃金構造が変化した。たとえば、1980年代以後、年齢上昇のみによる賃金上昇の賃金制度が改革され、業績連動賃金制度が実施された(馬 2006)。したがって、市場経済の進展とともに、国有企業では、人的資本が重視され、人的資本が賃金に与える影響は大きくなると考えられる。

最後に、外資・民営企業において、利潤追求を最優先するため、一般的人的資本のみならず、企業特殊的人的資本も重視されると考えられる。したがって、市場経済の進展とともに、一般的

人的資本と企業特殊的人的資本が賃金に与える影響は大きくなると考えられる。

まとめると、本稿の仮説は以下のとおりである。

[仮説1]: 年齢は、国有企業、集団企業、外資・民営企業におけるそれぞれの賃金に影響を与える。こうした年齢の影響は、国有企業、集団企業のほうが外資・民営企業より大きい。

[仮説2]: 一般的人的資本と企業特殊的人的資本の両方が、国有企業、集団企業、外資・民営企業におけるそれぞれの賃金に影響を与える。こうした一般的人的資本と企業特殊的人的資本の影響は、外資・民営企業のほうが国有企業と集団企業より大きい。

[仮説3]: 国有企業において、市場経済改革に伴って、年齢の影響は小さくなる一方、一般的人的資本と企業特殊的人的資本の影響は大きくなる。

[仮説4]: 外資民営企業においては、市場経済改革に伴い、一般的人的資本と企業特殊的人的資本が賃金に与える影響は大きくなる。

以下では、仮説検証に関する分析の枠組みについて説明する。

### 3. 分析の枠組み

#### 3.1 推定モデル

本稿では、Maddala (1983) のモデルを用いて賃金関数を推定する。分析の手順は以下の通りである。まず、企業所有制に関する多項ロジット分析を行い、多項ロジット分析の結果を用いて、それぞれの修正項を求める。次に、修正項を賃金関数に代入して企業所有制別の賃金関数を推定する。以下では、推定モデルを定式化する。

本稿では、賃金関数の推定に当たっては、年功賃金における年齢効果と人的資本効果の両方を考察するため、AGE モデル (年齢のみ)、TEN モデル (勤続年数のみ)、AGE・TEN モデル (年齢と勤続年数の両方) の3つのモデルを用いる。賃金関数の3つのモデルの推定式が

(1)式から(3)式で示される。

$$\ln W = \alpha_1 + \beta_1 AGE + \beta_1' AGE^2 + \gamma_1 Z + u_1 \quad (1)$$

$$\ln W = \alpha_2 + \beta_2 TEN + \beta_2' TEN^2 + \gamma_2 Z + u_2 \quad (2)$$

$$\ln W = \alpha_3 + \beta_3 AGE + \beta_3' AGE^2 + \beta_4 TEN + \beta_4' TEN^2 + \gamma_3 Z + u \quad (3)$$

(1)式から(3)式において、 $AGE, AGE^2$  は年齢、年齢の二乗、 $TEN, TEN^2$  は勤続年数、勤続年数の二乗を示す。また、 $Z$  はその他の説明変数 (たとえば、教育年数、性別ダミー)、 $\mu$  は誤差項を示す。以下では、(3)式を例として説明する。

Maddala (1983) によれば、(3)式では、労働者個人が選択集合  $s$  からある選択肢を選択すると仮定する。個人がある選択肢  $s$  を選択する要因を、 $Z_s$  として表す。具体的には、労働者がある所有制の企業を選択する要因が  $Z_s$  である。実際には、各所有制企業の賃金については、労働者が選択した企業所有制の賃金しか観察できない。このような企業所有制の選択によるサンプルの非ランダムなバイアスを考慮した賃金関数の推定式が(4)で示す。

$$\ln W_s = \varphi_s H_s + u_s \quad (s=1,2,\dots,M)$$

$$I_s^* = z_s \gamma + \eta_s$$

$$I = s \text{ if } z_s \gamma - z_j \gamma > \eta_j - \eta_s, \quad j=1,2,\dots,M \quad (j \neq s)$$

(4)

(4)において、 $I$  は、1から  $M$  までの多項の選択肢を選択する確率であり、具体的には、企業所有制の種類 (本稿では、国有企業、集団企業、外資・民営企業) を選択する確率である。他の選択肢に比べ、 $s$  を選択する効用が最大であるため、労働者は、企業所有制の種類の中から  $s$  を選択する。効用最大化の条件式が、(5)式で示される<sup>9</sup>。

9 Hay (1980), Dubin and Mcfadden (1980) は、(10)式がM-1のプロビット分析に類似することを指摘している。しかし、ヘックマン二段階推定法と本稿の推定方法が異なる。ヘックマン二段階法の賃金関数では、修正項を就業選択のプロ

$$I = s \text{ if } I_s^* > \text{Max}I_j^*, j=1.2.\dots, M (j \neq s) \quad (5)$$

また、以下の(6)式のように、 $\varepsilon_s$  が  $\text{Max}I_j^* - \eta_s$  と等しいと仮定し、(7)式の条件が満たされると、 $s$  を選択する確率が(8)式で表される。 $\varepsilon_s$  の分布関数と密度関数は(9)式、(10)式で示される。

$$\varepsilon_s = \text{Max}I_j^* - \eta_s, \quad j=1.2.\dots, M (j \neq s) \quad (6)$$

$$I = s \text{ if } \varepsilon_s < z_s \gamma \quad (7)$$

$$\text{Prob}(\varepsilon_s < z_s \gamma) = \text{Prob}(I = s) = \frac{\exp(z_s \gamma)}{\sum \exp(z_j \gamma)} \quad (8)$$

$$F_s(\varepsilon) = \text{Prob}(\varepsilon_s < \varepsilon) = \frac{\exp(\varepsilon)}{\exp(\varepsilon) + \sum_{\substack{j=1,2,\dots,M \\ j \neq s}} \exp(z_j \gamma)} \quad (9)$$

$$J_s(\varepsilon_s) = \Phi^{-1}[F_s(\varepsilon)] \quad (10)$$

前述したように、実際に、 $\varepsilon_s < z_s \gamma$  の場合しか以下の(11)式のような賃金が観測できない。したがって、OLS 賃金関数に、各所有制企業を選択によるサンプル・セレクション・バイアスの問題があると考えられる。そのため、Maddala (1983) に従って、上記の多項ロジットモデルによって求められた各所有制企業の確率の分布関数と密度関数を用いて修正項を計算し、その修正項を OLS 賃金関数に代入して賃金関数を修正する。このような修正した賃金関数の推定式が、(12)式で示す。

$$\text{Ln}W_s = \varphi_s H_s + u_s \quad (11)$$

$$\text{Ln}W_s = \varphi_s H_s - \sigma_s \rho_s \phi[J_s(z_s \gamma)] / F_s(z_s \gamma) + v_s \quad (12)$$

(12)式において、 $\sigma_s$  は  $u_s$  の分散、 $\rho_s$  は  $\varepsilon_s$  と

$u_s$  間の相関係数を示す。 $J_s(z_s \gamma)$  は密度関数、 $F_s(z_s \gamma)$  は分布関数を示す。 $\sigma_s \rho_s [J_s(z_s \gamma)] / F_s(z_s \gamma)$  は求められた修正項である。

### 3.2 データの説明と変数の設定

本稿の計量分析では、1995年と2002年の中国都市部家計所得調査 (CHIP1995,CHIP2002) の個票データを用いる。CHIP1995とCHIP2002は、中国社会科学院の経済研究所が都市世帯(都市住居者)<sup>10</sup>に対して実施した大規模な家計調査である。これらの調査は国家統計局の中国都市部世帯調査 (SBB) から無作為抽出し、全国の代表的な地区をカバーする家計調査であり、一般の機関・団体の実施した調査より信頼度が高い。調査対象は、CHIP1995では、10省市の6,931世帯の21,694人であり、CHIP2002では、12省市の6,835世帯の20,632人である。これらの調査の個票データからは、『中国統計年鑑』、『中国労働統計年鑑』や『中国人口センサス』などの公表資料では得られない個人の情報(たとえば、学歴、年齢、経験年数、勤続年数、性別、職業、企業所有制、賃金など)が利用できる。また、各調査年の調査項目はほぼ同じであるため、2時点の変化に関する実証分析が可能になる。以下では、CHIP1995とCHIP2002の設定項目に基づいて変数の設定を行う。

まず、被説明変数について説明する。多項ロジット分析では、企業所有制のカテゴリ変数が被説明変数であり、これは国有企業、集団企業、外資・民営企業の3つに分けられる。一方、賃金関数では、被説明変数として時間当たり賃金率の自然対数を用いる。賃金は、基本給、賞与および手当によって構成され、金融財産所得、移転所得や実物所得などは含まれていない。

次に、説明変数については、両方の分析にお

ビット分析 (binary probit analysis) によって求めるのに対して、本稿の修正項は、多項ロジットモデルの推定結果を用いて計算されるものである。

10 都市住居者は、都市戸籍者と都市臨時住居証を持つ出稼ぎ労働者の両方を含むものであるが、CHIP では、後者の割合は少ない。たとえば、CHIP 2002によれば、都市臨時住居証を持つ出稼ぎ労働者の人数が全体のサンプルに占める割合はわずかに5%である。

いて共通で、教育年数および勤続年数を人的資本の代理変数として設定する。教育年数は「大学=16 高卒=12 中卒=9 小卒=6」によって換算する。勤続年数を「現在の勤務先で勤める年数」の設問に基づいて設定する。また、教育訓練を受けることが賃金に影響を与えられと考えられるため、教育訓練のダミー変数は、「教育訓練を受けた場合=1、教育訓練を受けなかった場合=0」のように設定する。職業については、1999年に発行された『中華人民共和国職業分類大典』を基準にした設問項目に基づいて、「管理職」、「技術職」、「現場生産職」、「事務職」、「その他」の5つのダミー変数を設定する。

さらに、女性ダミー（女性=1 男性=0）、既婚ダミー（既婚=1、その他=0）、党员ダミー（党员=1、非党员=0）、漢民族ダミー（漢民族=1、少数民族=0）をそれぞれ説明変数として設定する。また、地域別のマクロ経済環境の諸要因（たとえば、人口構造、失業状況、産業構造など）が賃金に影響を与えられと考えられるため、それぞれの地域ダミーを設定する。

サンプルの選定については、ILOの労働力人口の定義を参考にし、分析対象は20~60歳に限定する<sup>11</sup>。また、欠損値および自営業を除外したサンプルを用いる。サンプル数は、1995年が10,229人、2002年が6,389人になる。

### 3.3 データの観察

まず、標本の記述統計量を表1にまとめている。各要因の平均値あるいは構成比をみると、以下のことが示される。

第1に、各所有制企業が全体に占める割合についてみる。1995年の場合、国有企業が82.9%、集団企業が15.5%、外資・民営企業がわずか

表1 標本の記述統計量（平均値と構成比）

	1995年	2002年
企業所有制の構成 (%)		
国有企業	82.93	47.92
集団企業	15.48	10.84
外資・民営企業	1.59	41.24
学歴の構成 (%)		
大卒	8.13	6.03
短大卒	15.93	17.10
高卒	41.31	43.99
中卒	30.07	29.54
小学以下	4.56	3.56
職業の構成 (%)		
管理職	12.49	7.86
技術職	23.99	15.88
非技術職	38.94	38.40
事務職	21.16	14.77
サービス職	3.42	23.09
個人属性		
女性ダミー	47.25	42.75
年齢 (歳)	38.66	40.20
勤続年数 (年)	15.01	14.96
党员ダミー	25.59	21.82
既婚ダミー	88.68	89.55
漢民族ダミー	95.72	96.25
標本数	10,229	6,389

(注) 2時点の平均値の差についてt検定を行い、検定結果はすべて1%の水準で有意な差がある。

(資料) CHIP1995 および CHIP2002 により計算。

1.6%である。しかし、2002年の場合、国有企業の割合が47.9%で大幅に減少した一方、集団企業（10.8%）と外資・民営企業（41.4%）の割合が大幅に増加した。

第2に、2時点とも、高卒と中卒が全体に占める割合は多く、両者の合計値はほぼ7割となっている。大卒の割合は1995年の8.1%から2002年の6.0%に減少したが、短大卒の割合は1995年の15.9%から2002年の17.1%に増加した。全体的に短大以上の高学歴者の割合はほぼ変化していない。

第3に、職業分布については、技術職の割合が、1995年の24.0%から2002年の15.9%に減少

11 ILOでは、労働力人口が16~64歳の人口であると定義されている。しかし、1995年と2002年中国都市部家計調査によれば、16~20歳の場合、高校、短大と大学に進学する者は多い。そのため、16~20歳の就業者のサンプルは少ない。したがって、本稿の分析対象は、20~60歳の労働者に限定する。

し、事務職の割合は、1995年の21.2%から2002年の14.8%に減少した。他方、サービス職の割合は、1995年の3.4%から2002年の23.1%に大幅に上昇した。この理由については、経済発展とともに、第3次産業が発展し、従来の技術職、製造職がサービス職に転換し、サービス職の割合が大きくなったと考えられる。

第4に、他の要因、たとえば、年齢、勤続年数、党員、既婚者、女性、教育訓練の割合については、2時点間で大きな差は見られない。

次に、企業所有制別・各要因別の平均賃金の状況についてみる。図1、図2、図3から、以下のことが観察される。

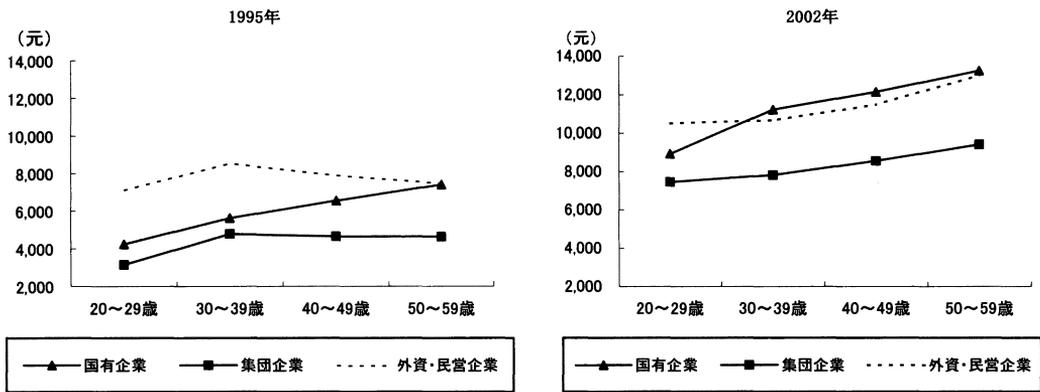
第1に、1995年の年齢別の賃金の場合、国有企業において、年齢の上昇とともに上昇する。

一方、集団企業と外資・民営企業の場合、30～39歳年齢層までの賃金は、年齢とともに上昇するが、40歳以上の年齢層においては、年齢の上昇とともに低下する。2002年の場合、各所有制企業においても、年齢とともに賃金が上昇する。

第2に、勤続年数別の賃金をみる。1995年の場合、国有企業と集団企業において、勤続年数が長くなるほど賃金が上昇する。一方、外資・民営企業の場合、勤続年数の上昇に伴う賃金の上昇の傾向は見られない。2002年の場合、国有企業と外資・民営企業では、いずれも勤続年数の上昇とともに賃金が上昇する。しかし、集団企業においては、勤続年数が5～19年間の場合、勤続年数が長くなるほど、賃金が低下する。

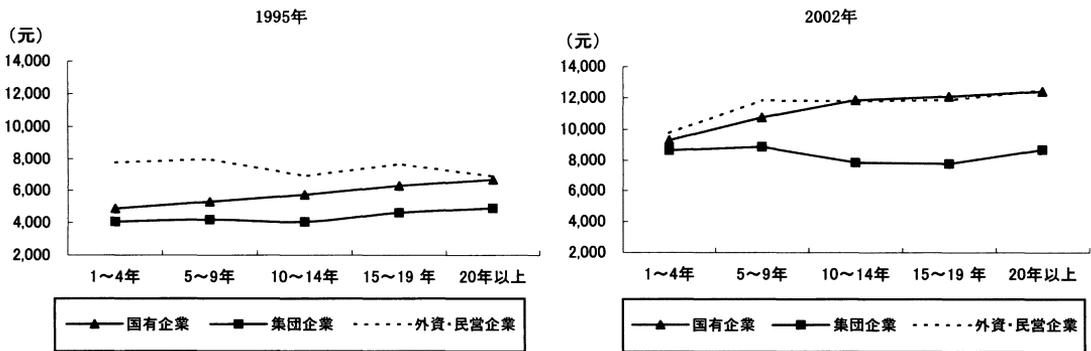
第3に、学歴別の賃金については、以下のこ

図1 企業所有制・年齢階級別の年間賃金



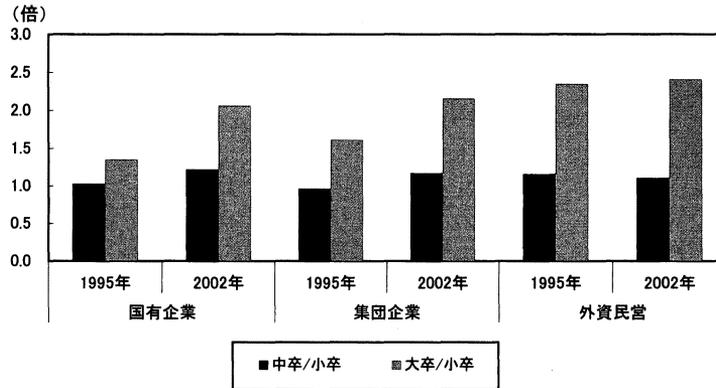
(資料) CHIP1995およびCHIP2002により筆者が作成。

図2 企業所有制・勤続年数別の年間賃金



(資料) 図1に同じ。

図3 企業所有制別の学歴間賃金格差



(資料) 図1に同じ。

とが見て取れる。まず、2時点とも、各所有制企業において、教育水準が高いほど賃金が高くなる。次に、中卒、大卒の年間賃金が小卒の年間賃金に占める割合を学歴間賃金格差とすれば、学歴間賃金格差は、外資・民営企業が一番大きい。また、2時点間の学歴間賃金格差の変化を見ると、外資・民営企業の場合、2時点のその賃金格差がほぼ変化していない一方、国有企業、集団企業の場合、1995年に比べ、2002年の場合、学歴間賃金格差が大きくなり、その格差の拡大は、高学歴のほうが低学歴より大きい。

以上から、年齢、勤続年数や教育年数が、各所有制企業の賃金に影響を与えることがわかった。しかし、各要因がどの程度賃金に影響を与えるかは必ずしも明確ではない。以下では、計量分析の結果を用いて、これらの問題を検証する。

#### 4. 計量分析

##### 4.1 賃金関数の推定結果と仮説の検証

企業所有制別・賃金関数の推定結果は、表2から表4で示されている。分析の結果によれば、2002年の集団企業以外の賃金関数においては、それぞれの修正項（前述した  $\sigma_s \rho_s [J_s(z_s, \gamma)] / F_s(z_s, \gamma)$ ）の推定係数は、いずれも有意であることが明らかになった。サンプル・セレクション・バイアスを考慮しない場合、賃金関数の推定が過大もしくは過小になることが示される。

本稿では、3つのモデル（AGEモデル、TENモデル、AGE・TENモデル）を用いて分析したが、以下では主にAGE・TENモデルの推定結果を用いて仮説を検証する。

〔仮説1の検証〕 国有企業、集団企業と外資・民営企業における賃金関数の年齢の一次項の推定値およびその有意水準をみると、以下のことがわかる。1995年の場合、年齢の推定値は、集団企業（0.1136）が外資・民営企業（0.0940）、国有企業（0.0508）より大きい。また、年齢が国有企業と集団企業の賃金に与える影響は統計的に有意であるが、年齢が外資・民営企業の賃金には有意な影響を与えていない。一方、2002年の場合、各所有制形態の企業において、年齢の賃金への影響は、統計的に有意ではないが、年齢の推定値は国有企業（0.0867）、集団企業（0.0074）が外資・民営企業（0.0241）より大きい。

これらの分析結果により、近年になるほど、年齢が賃金に与える影響の統計的有意性がなくなるが、年齢効果は、1995年の場合、集団企業が一番大きく、2002年の場合、国有企業が一番大きいことがわかった。それゆえ、「年齢が国有企業、集団企業、外資・民営企業におけるそれぞれの賃金に影響を与えるが、こうした年齢の影響は、国有企業、集団企業のほうが外資・民営企業より大きい」という仮説1が部分的に検証された。

表2 国有企業の賃金関数

	AGE モデル			TEN モデル			AGE・TENモデル		
	係数		t 値	係数		t 値	係数		t 値
1995年									
年齢	0.0561	***	8.90				0.0508	***	7.18
年齢の二乗/100	-0.0536	***	-6.96				-0.0505	***	-5.82
勤続年数				0.0164	***	6.50	0.0054	**	1.92
勤続年数の二乗/100				-0.0173	***	-2.58	-0.0020		-0.27
教育年数	0.0113	***	4.34	0.0069	***	2.63	0.0121	***	4.67
女性	-0.0662	***	-5.09	-0.0655	***	-5.02	-0.0636	***	-4.90
教育訓練あり	0.0748	***	5.75	0.0691	***	5.25	0.0741	***	5.70
修正項	-1.0491	***	-4.67	-1.2358	***	-5.46	-1.0682	***	-4.76
定数項	-0.0736		-0.49	1.0342	***	9.96	0.0095		0.06
標本数	8,504			8,504			8,504		
自由度調整済み決定係数	0.2993			0.2887			0.3017		
2002年									
年齢	0.0296	**	2.15				0.0867		0.06
年齢の二乗/100	-0.0387	**	-2.47				-0.0089		-0.49
勤続年数				0.0253	***	5.70	0.0225	***	4.32
勤続年数の二乗/100				-0.0542	***	-4.72	-0.0416	***	-2.97
教育年数	0.0178	**	2.50	0.0262	***	4.57	0.0173	**	2.38
女性	-0.0896	***	-3.48	-0.0963	***	-3.97	-0.0848	***	-3.33
教育訓練あり	0.1505	***	6.37	0.1511	***	6.44	0.1487	***	6.33
修正項	-2.5920	***	-4.62	-1.7643	***	-4.18	-2.5610	***	-4.56
定数項	2.7669	***	4.82	2.5510	***	9.17	3.2036	***	5.47
標本数	3,062			3,062			3,062		
自由度調整済み決定係数	0.285			0.293			0.295		

(注) 1) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ有意水準10%, 5%, 1%を示す。

2) robust 修正した OLS 推定である。

3) 対象となる従業員の年齢は20～60歳。

(資料) CHIP1995およびCHIP2002による推定。

表3 集団企業の賃金関数

	AGE モデル			TEN モデル			AGE・TENモデル		
	係数		t 値	係数		t 値	係数		t 値
1995年									
年齢	0.1211	***	6.63				0.1136	***	5.85
年齢の二乗/100	-0.1484	***	-6.47				-0.1398	***	-5.73
勤続年数				0.0276	***	3.71	0.0076		0.99
勤続年数の二乗/100				-0.0684	***	-3.24	-0.0179		-0.80
教育年数	0.0071		0.73	0.0061		0.64	0.0064		0.66
女性	-0.0576		-1.46	-0.0614		-1.55	-0.0576		-1.46
教育訓練あり	0.0588	*	1.58	0.0455		1.21	0.0562		1.52
修正項	1.9634	***	4.38	1.6667	***	3.78	1.9323	***	4.31
定数項	-3.0066	***	-6.61	-0.8191	***	-2.60	-2.8909	***	-6.21
標本数	1574			1574			1574		
自由度調整済み決定係数	0.3089			0.2906			0.3094		
2002年									
年齢	0.0197		0.74				0.0074		0.26
年齢の二乗/100	-0.0150		-0.49				-0.0010		-0.04
勤続年数				0.0099		1.22	0.0110		1.25
勤続年数の二乗/100				-0.0160		-0.70	-0.0231		-0.90
教育年数	0.0239	*	1.82	0.0259	**	1.98	0.0239	*	1.81
女性	-0.0703		-0.92	-0.1183	*	-1.78	-0.0657		-0.86
教育訓練あり	0.0773		1.50	0.0838	*	1.63	0.0832	*	1.61
修正項	0.7346		0.46	-0.1234		-0.09	0.9276		0.58
定数項	0.5484		0.39	1.6527	*	1.70	0.5977		0.42
標本数	696			696			696		
自由度調整済み決定係数	0.274			0.274			0.276		

注と資料は表2に同じ。

表4 外資・民営企業の賃金関数

	AGE モデル		TEN モデル		AGE・TENモデル	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
1995年						
年齢	0.1138 **	2.05			0.0940	1.56
年齢の二乗/100	-0.1200 *	-1.75			-0.0965	-1.30
勤続年数			0.0500 *	1.74	0.0314	1.08
勤続年数の二乗/100			-0.1300	-1.36	-0.0995	-1.05
教育年数	0.0383	1.35	0.0228	0.80	0.0394	1.37
女性	-0.0460	-0.38	-0.0126 *	-0.10	-0.0370	-0.31
教育訓練あり	0.2008	1.46	0.2399	1.73	0.2171	1.53
修正項	-4.6183 ***	-2.69	-3.9628	-2.30	-4.6726 ***	-2.73
定数項	1.2777	0.88	2.9482	2.54	1.5789	1.04
標本数	151		151		151	
自由度調整済み決定係数	0.2275		0.2074		0.2325	
2002年						
年齢	0.0487 ***	2.74			0.0241	1.34
年齢の二乗/100	-0.0549 ***	-2.84			-0.0276	-1.40
勤続年数			0.0391 ***	7.97	0.0373 ***	7.30
勤続年数の二乗/100			-0.0894 ***	-6.1	-0.0832 ***	-5.38
教育年数	0.0416 ***	5.18	0.0388 ***	6.85	0.0416 ***	5.14
女性	-0.1460 ***	-4.93	-0.1582 ***	-5.71	-0.1541 ***	-5.23
教育訓練あり	0.1100 ***	3.42	0.1010 ***	3.17	0.1001 ***	3.15
修正項	1.2116 *	1.45	1.6501 ***	3.78	1.2167 *	1.46
定数項	-0.0030	-0.01	0.5509 **	2.26	0.2564	0.74
標本数	2,626		2,626		2,626	
自由度調整済み決定係数	0.335		0.355		0.355	

注と資料は表2に同じ。

[仮説2の検証] まず、勤続年数の推定結果をみる。1995年の場合、勤続年数の一次項の推定は、国有企業が0.0054、集団企業が0.0076、外資民営企業が0.0314であり、勤続年数の影響は国有企業、集団企業、外資・民営企業の順に大きくなる。勤続年数は、国有企業の賃金のみ有意な影響を与えている。一方、2002年の場合、勤続年数の推定値は、外資・民営企業(0.0373)が一番大きい(国有企業が0.0225、集団企業が0.0110)。勤続年数が集団企業の賃金に有意な影響を与えていないが、国有企業、外資・民営企業においては有意である。

次に教育年数の推定値(教育の内部収益率、以下ではIRRと呼ぶ)をみる。1995年の場合、IRRは国有企業が0.0121、集団企業が0.0064、外資・民営企業が0.0394となっており、2002年の場合、IRRは、国有企業が0.0173、集団企業が0.0239、外資・民営企業が0.0416)となっている。各所有制企業において、市場化の改革に伴って教育の内部収益率が上昇しており、2時点とも、教育水準が賃金に与える影響は、外資・

民営企業が一番大きいことが示される。

以上の分析結果により、どちらの時点の推定結果においても、「一般的人的資本と企業特殊的人的資本の両方が、国有企業、集団企業、外資・民営企業におけるそれぞれの賃金に影響を与える。こうした一般的人的資本と企業特殊的人的資本の影響は、外資・民営企業のほうが国有企業と集団企業より大きい」という仮説2が検証された。

[仮説3の検証] 各要因が国有企業の賃金に与える影響が2時点でどのように変化したかをみる。まず、年齢と勤続年数の影響については、1995年の場合、推定値はそれぞれ0.0508、0.0054であり、しかもこれらの推定値の有意水準は1%で高い値を示した。一方、2002年の場合、年齢の統計的有意性は無くなり、また、勤続年数の推定値(0.0225)が1995年の結果(0.0054)の約4倍になっている。これらの推定結果から、国有企業の改革に伴い、単なる年齢の上昇による賃金の上昇という純粋な年齢効果が賃金に与える影響は小さくなる一方、勤続

年数によって示される企業特殊的人的資本が賃金に与える影響は大きくなることが明らかになった。次に、教育の内部収益率が1995年の0.0121から2002年の0.0173に上昇し、市場化の改革とともに、国有企業において、一般的人的資本の効果は大きくなったことが示された。

以上の分析結果により、市場経済期の国有企業において、年功賃金における「年」の効果が減少した一方、一般的人的資本の効果と企業特殊的人的資本で示される「功」の効果が大幅に増加したことが示される。それゆえ、「国有企業では、市場経済改革に伴って、年齢の影響は小さくなる一方、一般的人的資本と企業特殊的人的資本の影響が大きくなる」という仮説3が検証された。

[仮説4の検証] 外資・民営企業の学歴（一般的人的資本）と勤続年数（企業特殊的人的資本）に関する推定結果をみる。まず、勤続年数の推定値は、1995年が0.0314であり、2002年が0.0373である。市場化の改革とともに、勤続年数の効果が大きくなることが示された。また、1995の場合、勤続年数が賃金に有意な影響を与えていないが、2002年の場合、勤続年数が賃金に有意な影響を与えており、その有意水準は1%である。さらに、教育の内部収益率は、1995年の0.0394から2002年の0.0416に上昇している。これらの推定結果により、「外資民営企業においては、市場経済改革に伴い、一般的人的資本と企業特殊的人的資本が賃金に与える影響は大きくなる」という仮説4が検証された。

[その他の要因の検討] 第1に、教育訓練が賃金に与える影響をみる。まず、教育訓練を受けなかった者に比べ、教育訓練を受けた者の賃金は上昇することがわかった。次に、2002年の場合、教育訓練が賃金を高める効果は国有企業において最も大きい。

第2に、性別が賃金に与える影響についてみる。各所有制企業において、他の条件が一定である場合、女性の賃金は、いずれも男性より低い。また、男女間賃金格差は外資・民営企業が一番大きい。このような企業所有制間の男女間

賃金格差の差異<sup>12</sup>については、以下のことが考えられる。国有企業と集団企業においては、従来の男女平等の労働政策が依然として賃金決定制度に大きな影響を与えている。そのため、国有企業と集団企業における男女間賃金格差が小さいと考えられる。一方、外資・民営企業の場合、雇用主が労働雇用と賃金決定の自主権を持つため、「雇用主の嗜好」(Becker 1957)の理論仮説で指摘されるような男女の差別的取扱いが生じる可能性が高くなる。したがって、男女間賃金格差は外資・民営企業が一番大きいと考えられる。

#### 4.2 企業所有制別の賃金プロファイル

この節では、上の節で推定した賃金関数の推定結果を用いて、男女別の年齢—賃金プロファイルと勤続年数—賃金プロファイルを説明する。

第1に、国有企業の賃金プロファイルを観察すると、以下のことがわかる。(1)男女とも、年齢と勤続年数の上昇に伴って、賃金が増加する（以下では、それぞれ「年齢効果」と「勤続年数効果」と呼ぶ）。(2)年齢効果と勤続年数効果の大きさを比較する。1995年の場合、年齢効果は勤続年数効果より大きい。一方、2002年の場合、年齢効果と勤続年数効果はほぼ同じとなっている。(3)年齢効果と勤続年数効果における男女の差異をみる。1995年の場合、年齢が高くなるほど年齢効果の男女差異は大きくなる。一方、2002年の場合、中年層において、年齢効果の男女差異は一番大きい。(4)年齢効果における男女差異は、勤続年数効果における男女差異より大きい。

第2に、外資・民営企業のプロファイルについてみると、以下のことが示された。(1)男女とも、1995年に比べ、2002年の場合、年齢—賃金プロファイルと勤続年数—賃金プロファイルの傾

12 中国における男女間賃金格差に関する他の実証分析については、Gustafsson and Li (2000)、馬 (2007 a ; 2007 b ; 2008)、李・馬 (2006) を参照されたい。

図4 国有企業の賃金プロフィール

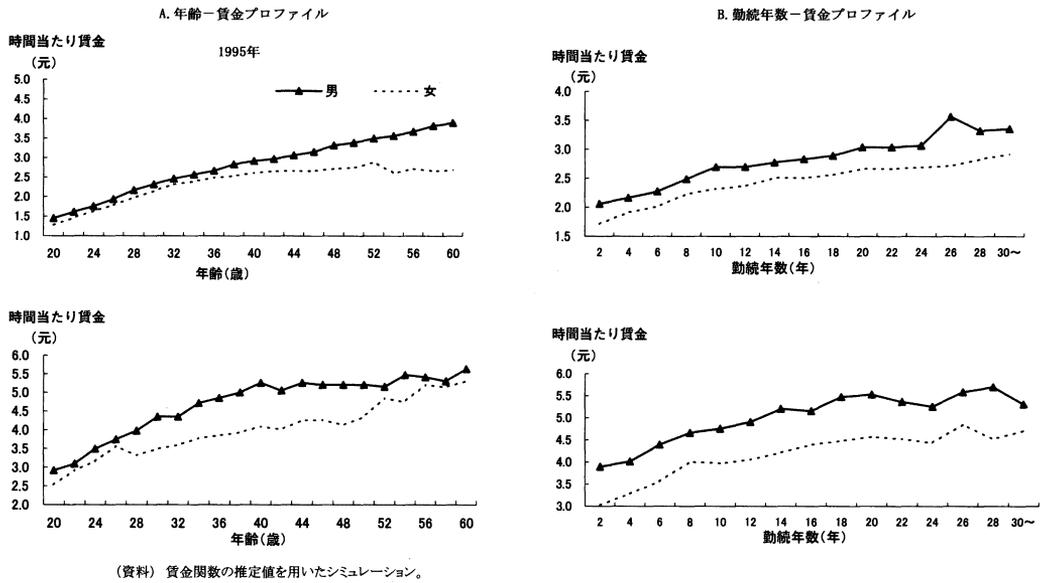
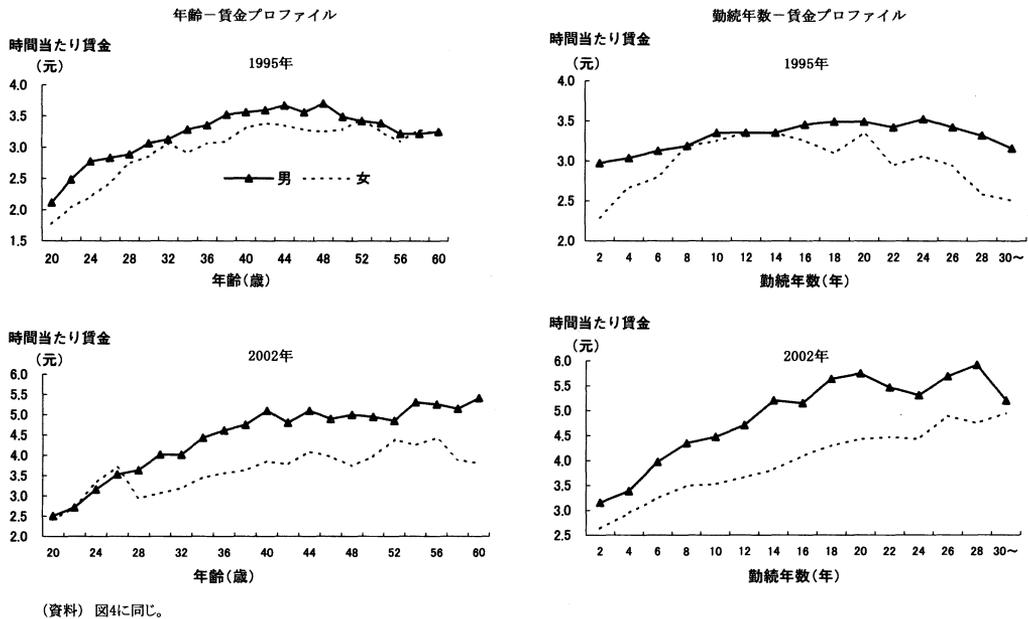


図5 外資・民営企業の賃金プロフィール



きは急になっている。(2)年齢効果については、2時点の男女とも、年齢の上昇とともに賃金が上昇する。(3)勤続年数効果については、女性の場合、2時点とも勤続年数が長くなるほど賃金が高くなる。一方、男性において、1995年の場

合、勤続年数の上昇に伴う賃金の上昇は観察されていないが、2002年の場合、勤続年数が長くなるほど賃金水準が高くなることが見て取れる。(4)年齢効果と勤続年数効果における男女の差異をみる。1995年の場合、各年齢層において、年

年齢効果における男女の差異はほぼ同じである。しかし、勤続年数効果における男女差異は、若年層と高年層が中年層より大きい。一方、2002年の場合、年齢と勤続年数の上昇とともに男女とも、賃金水準が上昇し、各年齢層と各勤続年数において、男女の差異はほぼ同じである。(5) 男女差異の2時点の変化についてみる。2002年の場合、年齢効果と勤続年数効果の男女差異が1995年に比べていずれも大きくなる。

## 5. おわりに

本稿では、企業所有制改革に伴う賃金構造の変化について計量分析を行った。分析から得られた知見および新たな発見は、以下のとおりである。

第1に、国有企業、集団企業、外資・民営企業において、近年になるほど年齢効果が賃金水準に与える影響は小さくなる。このような分析結果は Knight and Song (1991) と Dong and Bowles (2002) の分析結果と異なっている。その理由については、以下のことが考えられる。(1) 分析対象が異なる。具体的に言えば、Knight and Song (1991) の分析対象は、市場経済改革の初期 (1980年代) の国有企業である一方、本稿の分析対象は、市場化の改革が促進された1990年代中期以降の各所有制企業である。また、Dong and Bowles (2002) は、大連と厦門の136社のみに関する分析であるが、本稿の分析対象は全国の代表な11省・市である。(2) 計測方法が異なる。本稿では、勤続年数効果をコントロールした上で、年齢効果を計測した。一方、Knight and Song (1991)、Dong and Bowles (2002) は、勤続年数効果をコントロールせず、年齢あるいは経験年数のみを推定した。そのため、年齢あるいは経験年数に単なる年齢効果と人的資本の効果が混在すると考えられる。分析対象と計測方法を考えると、本稿の分析結果は、市場経済期の中国における賃金構造の実態に近いものであると考えられる。

第2に、一般的人的資本と企業特殊的人的資本の両方が、国有企業、集団企業、外資・民営

企業の賃金に影響を与える。しかし、一般的人的資本と企業特殊的人的資本の影響は外資・民営企業が一番大きい。この分析結果は Dong and Bowles (2002) の結果と異なっている。その理由については、前述した分析対象と分析方法にあると考えられる。

第3に、国有企業の賃金構造については、1995年の場合、年齢が賃金水準に有意な影響を与える結果が得られた。また、統計的に有意ではないが、2002の場合、年齢効果は国有企業が一番大きい。この結果は Knight and Song (1991)、牧野・羅 (1999) に一致している。国有企業において、労働者の生活保障が重視されることが確認された。

国有企業における年齢効果、一般的人的資本効果、企業特殊的人的資本効果の2時点の変化は、本稿の新たな発見である。つまり、1995年に比べ、2002年の場合、年齢の効果が小さくなった一方、一般的人的資本と企業特殊的人的資本の効果は大きくなった。これらの推定結果により、国有企業においては、今後も市場経済の進展に伴って人的資本要因の影響が大きくなる可能性が推測される。

第4に、外資・民営企業において、2002年には、一般的人的資本と企業特殊的人的資本の効果が1995年に比べて大きくなった。

第5に、教育訓練の影響については、教育訓練を受けなかった者に比べ、教育訓練を受けた者の賃金水準は高くなる。また、近年になるほど教育訓練が賃金を高める効果は、集団企業、外資・民営企業、国有企業の順に大きくなる。

第6に、各所有制企業において、女性の賃金は男性より低い。男女間賃金格差は、外資民営企業で一番大きい。

上記の分析結果から、以下のようなことが示唆される。まず、他の条件が同じであれば、一般的人的資本と企業特殊的人的資本の影響は、外資・民営企業のほうが国有企業と集団企業より大きい。そのため、有能な人材が、国有企業と集団企業から外資・民営企業へ転職する可能性が高いと考えられる。高学歴高技能者の流出

に伴って国有企業の生産性は、外資・民間企業より低くなる恐れがある。したがって、国有企業は市場競争力を高めるため、労働者の人的資本を重視すべきである。国有企業において、従来の「年」のみを重視した賃金制度は、人的資本を重視する賃金制度に転換することは必要である。

次に、教育訓練を受けたことにより、賃金水準が上昇することが示される。したがって、企業内部の教育訓練を通じた労働者への人的資本の再投資が、重要な課題となっている(馬 2007c)。また、労働者の自己啓発も必要である。

最後に、各所有制企業において、男女間賃金格差が存在し、1995年に比べ、2002年の場合、男女格差が大きくなっており、その賃金格差は、外資・民間企業が一番大きいことが明らかになった。市場経済の進展とともに、男女の差別的取り扱いの問題が深刻化していることが示された。この問題を解決するため、市場化の改革に任せるのではなく、男女平等の労働政策が必要であろう。

## 引用文献

### 〔日本語文献〕

- 馬 欣欣 (2006) 「現代の中国企業における賃金制度の概要と特徴」『労務研究』第59巻第10号。
- (2007a) 「日中における男女間賃金格差の差異に関する要因分解」『日本労働研究雑誌』第560号。
- (2007b) 「性別職業分離と男女間賃金格差の日中比較：日本と中国の家計調査のマイクロデータを用いた実証分析」『中国経済研究』第4巻第1号。
- (2007c) 「人材育成の日中比較—職業教育訓練の実施状況の日中比較」『産業訓練』第53巻617号。
- (2008) 「中国における雇用調整と再就職後の賃金の男女格差」『日本労働研究雑誌』第571号。
- 牧野文夫・羅歆鎮 (1999) 「熟練と企業内教育訓練」(南亮進・牧野文夫(編)『大国への試練：転換期の中国経済』日本評論社、所収)。

丸川知雄 (2002) 『労働市場の地殻変動』名古屋大学出版社。

小野 旭 (1989) 『日本的雇用慣行と労働市場』東洋経済新報社。

### 〔中国語文献〕

董克用 (2003) 『中国転軌時期薪酬問題』中国労働社会保障出版社。

李実・馬欣欣 (2006) 「中国城镇職工的性別工資差異与職業分割的經驗分析」『中国人口科学』第5期, 10月。

秦興方 (2003) 『人力資本与收入分配機制』経済科学出版社。

邱小平 (2004) 『工資收入分配』中国労働社会保障出版社。

### 〔英語文献〕

Becker, G.S. (1957) *The Economics of Discrimination* Chicago, University of Chicago Press.

— (1964) *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, Columbia University Press.

Benson, J. (1999) “Markets, Firm and Workers in Chinese State-Owned Enterprises,” *Journal of Human Resource Management*, Vol.9 No.4.

Bowles, P. and G. White (1998) “Labor Systems in Transitional Economies: A Analysis of China’s Township and Village Enterprises,” *International Review of Comparative Public Policy*, No.10.

Dong, X. and P. Bowles (2002) “Segmentation and Discrimination in China’s Emerging Industrial Labor Market,” *China Economic Review*, No.13.

Dubin, J. and D. Mcfadden (1980) “An Econometric Analysis of Residential Electrical Appliances Holdings and Usage,” *Working Paper*, Department of Economics, Massachusetts Institute of Technology.

Gustafsson, B. and S. Li (2000) “Economic Transformation and the Gender Earnings Gap in Urban China,” *Journal of Population Economics*, No.13.

Hay, J. (1980) *Selectivity Bias in a Simultaneous Logit-OLS Model: Physician Specialty Choice and Specialty Income* (Manuscript),

- University of Connecticut Health Center.
- Holton, R.H.(1990) "Human Resource Management in the People's Republic of China," *Management International Review*, No.30 Special Issue.
- Knight, J. and L. Song (1991) "The Determinants of Urban Income Inequality in China," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.53 No.2.
- Lazear, A. (1979) "Why is There Mandatory Retirement?" *Journal of Political Economy*, No.87.
- Li, L. and B.H.Kleiner (2001) "The Legacy of DANWEI and Job Performance," *Management Research News*, No.24.
- Maddala, G.S. (1983) *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Economic*, Cambridge University Press.
- Meng, X. and M.P. Kidd (1997) "Labor market reform and the changing structure of wage determination in China's state sector," *Journal of Comparative Economics*, Vol.25 No.3.
- Mincer, J. (1974) *Schooling, Experience and Earning*, Columbia University Press.
- (ま きんきん・慶應義塾大学産業研究所)

## The Enterprise Ownership Reforms and the Change of Wage Structure in China : Comparison of Gender Wage Profiles Differentials by Ownership

Xinxin Ma (Keio University)

Key Words: Chinese Enterprise Ownership, Wage Structure, Seniority-based Wage, Human Capital

JEL Classification Numbers: J21, J24, J31

This paper empirically examines the change of wage structure with the enterprise ownership reforms in urban China. It uses Chinese Urban Household Income Project Surveys in 1995 and 2002.

The main results are as follows. First, age effect is the most remarkable in private owned enterprises and foreign owned enterprises than the other ownership enterprises in also 1995 and 2002. Second, human capital effects are the most remarkable in private owned enterprises and foreign owned enterprises than the other ownership enterprises in also 1995 and 2002. Third, human capital effects become more important with the progress of market reforms in all ownership enterprises. Forth, there are gender wage differentials in all ownership enterprises, and gender wage gaps spread substantially in private owned enterprises and foreign owned enterprises. Fifth, the wage rate increases if the worker receives more vocational training.

These results imply that the wage structures changed in the market economic reform period. The wage determination system changed from seniority-based wage structure to human capital factors (such as education years of school or tenures) -based wage structure, and the gender wage differentials spread with the progress of market reforms.