

【論 文】

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—

馬 欣 欣

[キーワード] 男女間賃金格差 日中比較 性別職業分離 混雑仮説

[JEL 分類番号] J16 J24 J42 J71

1. はじめに

男女間賃金格差は世界各国における共通の問題である。その原因について、『OECD 労働市場と社会政策臨時報告』は、「性別職業¹分離」(gender occupational segregation)が主な要因の1つであることを指摘している²。性別職業

分離の問題は、「職業間格差」(inter-occupation differentials)と「職業内格差」(intra-occupation differentials)の2種類に分けられる。職業間格差とは、男女間の職業分布の相違によって生じる男女間賃金格差であり、職業内格差とは、同じ職業についても男女の賃金が異なることによって生じる賃金格差である (Brown, Moon and Zoloth 1980)。このような2つの要因に応じて、とるべき政策も異なる。職業間格差は労働者の職業選択、および労働需要側(雇用主、あるいは企業側)の職業配置における男女の相違に関わるため、女性の育児支援や男女雇用均等法が重要な政策になると考えられる。職業内格差は主に同一職業における男女の差別的取り扱いの問題に関連するため、同一労働価値同一賃金政策の徹底が必要であると考えられる。したがって、男女間賃金格差の政策立案の視点からみると、この2つの要因に関する分析は重要な課題になると考えられる。欧米の労働市場を対象とした Bergmann (1974), Brown, Moon and Zoloth (1980), Miller (1987) などの分析では、職業内格差および職業間格差の両方が男

* 本稿を作成するにあたり、慶應義塾大学における文部科学省21世紀 COE プログラム「市場の質に関する理論形成とパネル実証分析—構造的経済政策の構築に向けて」から研究助成を受けた。慶應義塾大学商学部清家篤教授、樋口美雄教授、北京師範大学の李実教授からは御指導およびご助言を頂いた。また、2006年中国経済学会全国大会および2006年春季日本経済学会で報告する際に、東京学芸大学の牧野文夫教授、東京経済大学の羅歆鎮准教授、獨協大学の阿部正浩准教授、慶應義塾大学 COE 小松原崇史研究員にコメントを頂いた。特に本誌の匿名のレフェリーおよび東京学芸大学の劉徳強教授からは沢山の有益な助言を頂いた。上記の方々に深く感謝したい。残る誤りは全て筆者の責任に帰する。

1 日本の先行研究において、「職種」、「職業」などの用語が同じ意味で利用される場合がある。本稿では、欧米の先行研究でよく利用される専門用語「職業」(occupation)を用い、日本の先行研究の用語をすべて「職業」に統一する。

2 『OECD 労働市場と社会政策臨時報告』によれば、OECD の各国における男女間賃金格差の

理由について、①性別職業分離、②家庭を女性の負担とする性別役割分業、③男性には世帯主として家族手当が支給されるのに対して、女性の賃金は男性の何%かに固定される慣行の3つが主な要因であることが指摘されている。

女間賃金格差に影響を与えることを指摘している。本稿は、中国と日本を対象とした、はじめての研究である。

日本と中国における男女間賃金格差の状況を概観してみると、まず、中国においては、計画経済期に男女間賃金格差は小さかったが、市場経済を導入した1978年以降、その格差が拡大し、職業が男女間賃金格差に影響を与えることが示されている (Gustafsson and Li 2000, 馬 2005・2007a)。劉・牛 (2000) は1982年, 1990年, 1995年の人口センサスを用いて女性が低賃金の職業に集中することを指摘している。また、2000年に中国婦人联合会と国家統計局が実施した第二回中国女性の社会的地位調査によれば、1999年には同一職業についても、男性に比べ、女性の賃金が低いことがわかった³。一方、日本においては、1980年代以降、「男女雇用機会均等法」や「労働基準法の改定」などの労働政策の実施によって、女性の雇用環境の改善が図られているが、依然として男女間賃金格差は大きい⁴。その理由については、男女間に職業分布の相違があるのみならず、同一職業における男女間の賃金の差異が大きいことも理由の1つであることが指摘されている⁵。また、1980年代に男女

雇用機会均等法の実施に伴って「コース別雇用制度」⁶が導入されたが、「一般職」と「総合職」の区別により、企業における男女差別の問題は解消せず、むしろ深刻化しているという議論もある (木本1995, 脇坂1996, 熊沢2000)。

以上から、日本と中国では、労働市場の構造が異なるため、両国における男女間賃金格差の要因は異なると考えられるものの、性別職業分離は日本と中国における男女間賃金格差の共通の要因であることがうかがえる。また、1990年代以降、中国においても、日本においても、労働市場の規制緩和が行われ、労働力の流動性が増加し、労働者が職業を選択する自由度が高くなった (南・牧野1999, 巖2005, 樋口・児玉・阿部2005, 馬2006・2007b)。しかしながら、現在までに性別職業分離が両国の男女間賃金格差にそれぞれどのような影響を与えているかは明確にされていない。この点を数量的に明らかにすることが本稿の目的である。

本稿の第2節では先行研究をサーベイし、第3節では分析の枠組みについて説明する。また、第4節で計量分析を行い、第5節で実証分析から得られた結論をまとめる。

2. 先行研究と本稿の特徴

(1) 職業と男女間賃金格差に関する諸理論仮説
職業分布と男女間賃金格差に関する混雑仮説 (Bergmann 1974) によれば、男性と女性の労働市場が分断され、女性に対して開かれる職業

系が支配的であること、第二は、女性が一般的に低賃金労働に集中し、また大半の企業では、女性が補助的職務に配置されているため、雇用上の機会平等が十分に達成されていないことである。

6 1991年の厚生労働省『コース別雇用管理の望ましいあり方』によれば、コース別雇用管理とは、企画的業務や定型的業務等の業務内容や転居を伴う転勤の有無等によっていくつかのコース (例えば、「一般職」と「総合職」) を設定し、コースごとに異なる配置・昇進・教育訓練等の雇用管理を行うシステムと定義される。

3 2000年に中国婦人联合会と国家統計局は30省, 404市区, 48,192人に対して、就業状況の実態調査を行った。その結果、同じ職業についても、男女の賃金が異なり、例えば、男性賃金を100とした場合、女性管理職の賃金は57.9、女性技術職の賃金は68.3であることが明らかになった。

4 男性を100とした場合の女性の時間当たり賃金率は、2003年の日本が66.8、2003年のアメリカが79.4、1999年のイギリスが80.6、2002年のフランスが74.1、1999年の中国が81.35であることが明らかになった。(日本:厚生労働省『賃金構造基本調査 2003』;アメリカ:労働省“Employment and Earning 2003”;イギリスとフランス:ILO“Year Book of Labor Statistics, 2003”;中国:1999年中国都市家計調査)。

5 1993年 ILO 条約勧告適用委員会の報告書 (第4A部) によれば、日本における男女間賃金格差の主な要因として以下の2つがあげられている。第一は、女性に不利に機能しがちな年功賃金体

が少ない場合に、女性が少数の職業（「女性優位性職業」female-dominated occupations）に集中するため、その職業の賃金が低下する。一方、男性が多数の職業（「男性優位性職業」male-dominated occupations）の賃金は高い水準に引き上げられる⁷。混雑仮説では、職業分布の男女間の相違が存在し、男性優位性職業と女性優位性職業の賃金が異なることによって男女間賃金格差が生じると指摘されている。しかし、混雑仮説には職業内格差の問題が含まれておらず、しかも男女間の職業分布の差異が生じる理由が説明されていない。

職業内格差と男女間の職業分布の差異が存在する理由は、以下のような新古典派の労働経済学の理論によって説明されている。まず、1つの理由として労働供給側の自発的職業選択によって格差が生じることがあげられている。新古典派の人的資本理論（Becker 1964, Mincer 1974）によれば、女性は育児時期に就業が中断し、男性より女性の人的資本の蓄積が少なく、企業特殊的な人的資本（企業教育訓練によって形成される）の蓄積を通じた昇進昇級の可能性が男性より小さい。そのため、女性は労働時間が限定されない仕事、人的資本の蓄積の必要性が低い仕事、相対的に賃金が低い仕事を選択する。このことが職業分布における男女の差異の要因であると説明されている（Becker 1985a・1985b, Mincer and Polachek 1974）。

次に、もう1つの理由として労働需要側における男女の差別的取り扱いに基づく格差が考えられる。この問題については、雇用主の偏見仮説（Becker 1957）と統計的差別理論（Arrow 1972・1973, Phelps 1972）によって説明される。Becker（1957）は雇用主を含む人々が差別的嗜好（discrimination taste）を持っているため、利潤をある程度犠牲にしても、ある特定のグループの労働者（黒人、女性など）を排除する

と指摘している。一方、統計的差別理論（Arrow 1972・1973, Phelps 1972）によれば、雇用主が労働者の属性について不完全な情報しか持っていないため、労働者を採用する際に彼らの能力や将来の生産性について正しく判断することは難しい。そのため、これらの情報収集の代わりに性別、人種、年齢、学歴などの指標を用いて判断せざるを得ない。統計的に見ると、男性に比べ、女性は勤続年数が短く、育児時期に離職率が高く、仕事へのコミットメントも低い。企業は教育訓練にかけた投資費用が回収できなくなるリスクを回避するために、男性をより長時間の教育訓練が必要である職業（管理職、生産技能職など）に配置する。また、同じ職業についても、職業ランクの昇級は男性が女性より速い。その結果、女性が男性より低い賃金を受け取ることになる。

以下では、これらの理論仮説に基づく実証分析の結果をまとめる。

(2) 実証分析

欧米の労働市場を対象とした分析において、Brown, Moon and Zoloth（1980）、Miller（1987）、Hawke（1987）、Kidd（1993）、Kidd and Shannon（1993・1996）などは、男性と女性の労働市場が分断され、職業間格差のみならず、職業内格差が男女間賃金格差に影響を与え、国によってこのような2つの効果が異なることを示している。

中国に関する実証分析については、まず、Gustafsson and Li（2000）と馬（2005）が、1988年、1995年、1999年の中国都市家計調査（以下では、それぞれCHIP1988、CHIP1995、CHIP1999と呼ぶ）の個票を用い、職業が中国の都市部における男女間賃金格差に影響を与えることを示している。次に、李・馬（2006）と馬（2006a）は1999年中国都市家計調査の個票を用い、中国の都市部において、性別職業分離の問題が存在することを指摘している。Meng and Miller（1995）は、中国の農村部において、職業内格差が76.7%、職業間格差が23.3%であることを

7 女性優位性職業とは、女性が集中する職業である。男性優位性職業とは、男性が集中する職業である。

示している。また、Meng (1998) は、山東省済南市の1504人の出稼ぎ労働者のデータを利用し、建築職、製造職、サービス職、自営業職の4つの職業において、職業内格差が79.3%、職業間格差が20.7%であることを明らかにしている。

日本に関する実証分析では、樋口 (1991) が、男女間の職業分布の相違と「コース別雇用管理」が男女間賃金格差に影響を与えることを指摘している。中田 (1997) は、昭和60年賃金構造基本調査の個票を用い、「女性ダミー」を加えた職業別の賃金関数を推定し、職業が賃金に与える影響には男女の相違があることを示している。また、堀 (2003) は、2000年の『賃金構造基本調査』の個票を用い、分析可能な100職業に対し、個人属性をコントロールした後も男女間に賃金格差があることを明らかにしている。

しかし、上記の先行研究には以下のような3つの限界があると考えられる。

第1に、Gustafsson and Li (2000) および馬 (2005) では、職業内格差が男女間賃金格差に与える影響について分析されていないため、職業内格差がどの程度男女間賃金格差に影響を与えるかが明らかになっていない。また、日本の先行研究では、職業間格差および職業内格差の両方に関する実証分析が行われていないため、これらの要因がそれぞれどの程度男女間賃金格差に寄与しているかは必ずしも明確ではない。さらに、このことに関する日中比較は行われていない。

第2に、Meng and Miller (1995) および Meng (1998) では、2つの省の分析しか行われていないため、そこで得られた結論が中国全体に適用できるかどうか不明である。また、職業分類が4種であり、しかもそれらが1999年に公表された『中華人民共和国職業分類大典』における職業の大分類と異なるため、職業分類の数および内容が異なることによるバイアスの問題が残ると考えられる (Brown, Moon and Zoloth 1980)⁸。

第3に、賃金関数の分析の多くは、年齢 (あ

るいは経験年数) のみが人的資本の代理変数として利用されていたが、女性が就業を中断する場合に、年齢あるいは経験年数が同じでも、勤続年数が異なる可能性があるため、年齢 (あるいは経験年数) のみを用いた賃金関数の推定にはバイアスがあると指摘されている (Rummery 1992)。また、年齢の効果には、「生活保障による年功効果」(単なる年齢の効果として表される) と「人的資本による年功賃金効果」(勤続年数の効果として表される) の2つがあると考えられる (小野1989, 馬2007a)⁹。しかし、これまでの先行研究では、単なる年齢効果と勤続年数の効果を含む実証分析がほとんど行われていない。

先行研究の問題を考慮し、本稿の分析は以下のような特徴をもつ。

第1に、日本および中国の両方について、大規模な家計調査の個票を用い、男女間格差を職業内格差と職業間格差に分け、それぞれが日中両国における男女間賃金格差に与える影響を明らかにする。

8 Brown, Moon and Zoloth (1980) は、職業における分類の数と分類内容によって、職業が男女間賃金格差に及ぼす影響に関する推定結果が異なると指摘している。1999年に発行された『中華人民共和国職業分類大典』の職業大分類によって、中国の職業が管理職、技術職、事務職、サービス職、農林漁職、製造・運輸職、軍人、その他の8つに分類されている。Meng (1998) は、職業を建築職、製造職、サービス職、自営業職の4種にしか分類しておらず、また、建築職が産業の分類に属し、自営業が雇用形態の分類に属するため、職業分類が産業分類および雇用形態分類に混同され、分析結果にバイアスが生じていると考えられる。

9 標準的なミンサー型賃金関数では、教育年数、経験年数、経験年数の二乗が説明変数として利用されている。しかし小野 (1989) は、日本についての賃金関数を推定し、年功賃金における年齢効果が人的資本 (勤続年数) 効果より大きいことを指摘している。また、馬 (2007a) は、日本と中国において、年齢と勤続年数が男女の賃金に与える影響はそれぞれ異なることを示している。

第2に、先行研究における職業分類の問題を解決するために、職業分類については、中国および日本における家計調査の設問項目に基づいて、国際基準における職業の大分類にしたがって分類する。

第3に、年齢変数および勤続年数変数を設定し、両者の効果を考察する。

また、先行研究および日中両国の状況を踏まえ、本稿では、男女間賃金格差に職業が及ぼす影響について、以下の2つの仮説を提起することができると考えている。

まず、日中とも、混雑仮説で指摘されるように、男女間の職業分布の相違が男女間賃金格差をもたらす。さらに、雇用主の偏見と統計的差別理論で説明されるように、男女の差別的取り扱いが存在すれば、同じ職業についても男女の賃金が異なることも考えられる。

次に、日本と中国の比較を行う場合、労働市場の状況が異なるため、職業内格差および職業間格差がそれぞれの男女間賃金格差に与える影響は異なると考えられる。中国においては、市場化改革に伴って企業所有制は単なる国有企業から民営企業、外資企業へ大きく転換し、また国有企業においては労働雇用制度が改革されたものの、従来の同一労働価値同一賃金政策に基づく「職務等級賃金制度」が依然として賃金決定に大きく影響を与えている(馬2006b)。一方、日本の場合、1990年代以降、成果主義人事制度の導入に伴って外部労働市場の影響力が若干大きくなってきたものの、男性従業員が依然として企業における長期雇用制度によって優遇されている。したがって、日本企業では、同じ職業における男女の差別的取り扱いの問題が中国より深刻である。つまり職業内格差は日本のほうが中国より大きいと考えられる。

以上のことをまとめると、本稿の仮説は以下の通りである。

<仮説1>日本と中国においては、男女間の職業分布の相違、および同一職業における男女賃金の相違の両方によって、男女間賃金格差が生じる。

<仮説2>男女間賃金格差全体に占める同一職業内の男女間賃金格差の割合は、中国より日本のほうが大きい。

次に、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

(1) 推定モデル

分析手順として、まず Oaxaca モデル¹⁰を用いて職業を含む男女間賃金格差に関する要因分解を行う。次に Brown モデルを用いた要因分解を行う。Brown モデルの要因分解の仕組みについては、まず、職業分布に関する多項ロジット分析の推定係数を用いて女性における職業分布の予測値を計算する。次に男女別・職業別の賃金関数の推定を行い、最後にこれらの推定結果を用いて職業に関する全要因分解を行う。モデルを以下のように定式化する。まず、賃金関数の推定式を(1)式で示す。

$$\ln W_i = \alpha + \beta X_i + u_i \quad (1)$$

X_i : 勤続年数, 勤続年数の二乗, 学歴ダミー, 既婚ダミー, 子供の数, 職業ダミー, 産業ダミー, 地域ダミー

(1) 式の $\ln W_i$ は個人 i の賃金の自然対数, X_i は賃金に影響する各要因, β は各要因の推定係数, u_i は誤差項をそれぞれ示す。(1) 式から男女間賃金格差の要因分解式が(2)式のように展開される。

$$\ln \bar{W}_m - \ln \bar{W}_f = \bar{X}_m \beta_m - \bar{X}_f \beta_f \quad (2)$$

10 男女間賃金格差の要因分解手法はいくつかあるが、本稿では、先行研究でよく利用された Oaxaca (1973) モデルおよび Oaxaca and Ransom (1994) モデルを用いる。Oaxaca モデルは男女間の説明変数の推定係数および平均値の差を利用する分析モデルである。要因分解の他の研究については、Reimers (1983), Cotton (1988), Neumark (1988) を参照されたい。

(2) 式で、下付きの添え字 m および f は男性と女性を表す。 $\text{Ln}\bar{W}_m$ と $\text{Ln}\bar{W}_f$ は男性と女性の平均賃金率の自然対数、 \bar{X}_m と \bar{X}_f は男性と女性における各要因の平均値、 β_m と β_f は (1) 式で求められる男性と女性の賃金関数の推定係数をそれぞれ示す。

Oaxaca (1973) は、男女間賃金格差が労働生産性¹¹の違いによって生じる賃金格差 (differentials) と、労働生産性が同じでも賃金が異なることによって生じる格差 (discriminations) の2つに分けられると述べている。これらの2つの要因は属性要因に基づく格差と、非属性要因に基づく格差といえる。以上を定式化すると、 $(\bar{X}_m - \bar{X}_f)\beta_m$ あるいは $(\bar{X}_m - \bar{X}_f)\beta_f$ は属性要因に基づく格差、 $\bar{X}_f(\beta_m - \beta_f)$ あるいは $\bar{X}_m(\beta_m - \beta_f)$ は非属性要因に基づく格差をそれぞれ示す。そうすると、要因分解式が、「男性基準」(β_m)を用いる分解式 ((3) 式) と「女性基準」(β_f)を用いる分解式 ((4) 式) の2つに分けられる。

$$\begin{aligned} \text{Ln}\bar{W}_m - \text{Ln}\bar{W}_f &= (\bar{X}_m - \bar{X}_f)\beta_m \\ &\quad \text{属性要因に基づく格差} \\ &\quad + \bar{X}_f(\beta_m - \beta_f) \\ &\quad \text{非属性要因に基づく格差} \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \text{Ln}\bar{W}_m - \text{Ln}\bar{W}_f &= (\bar{X}_m - \bar{X}_f)\beta_f \\ &\quad \text{属性要因に基づく格差} \\ &\quad + \bar{X}_m(\beta_m - \beta_f) \\ &\quad \text{非属性要因に基づく格差} \end{aligned} \quad (4)$$

(3) 式と (4) 式に対して、Reimers (1983), Cotton (1988), Neumark (1988) および Oaxaca

and Ransom (1994) は、男性基準と女性基準を別々に利用することによって分解結果が異なってしまう、この問題を解決するために、「非差別性賃金構造の係数」(no-discrimination wage structure index) を利用すべきであると指摘している。これらの先行研究に従い、「非差別性賃金構造の係数」(β^*)¹² を利用すると、(3) 式と (4) 式は (5) 式のように一本化される。

$$\begin{aligned} \text{Ln}\bar{W}_m - \text{Ln}\bar{W}_f &= (\bar{X}_m - \bar{X}_f)\beta^* \\ &\quad \text{属性要因に基づく格差} \\ &\quad + \bar{X}_m(\beta_m - \beta^*) + \bar{X}_f(\beta^* - \beta_f) \\ &\quad \text{非属性要因に基づく格差} \end{aligned} \quad (5)$$

以下では、(2) 式、(3) 式あるいは (4) 式で示すモデル1、(5) 式で示すモデル2の2つ方法を用いて男女間賃金格差に関する要因分解を行い、他の要因をコントロールした上で、職業が男女間賃金格差に与える影響を明らかにする。

次に職業に関する全要因分解の Brown モデルについて説明する。この要因分解では、職業別賃金関数の推定係数、および女性の職業分布の予測値¹³を用いる。以下では、これらの数値を求めるための職業別賃金関数と多項ロジット分析の推定式について説明する。

まず、(1) 式の賃金関数を発展させた職業 k につく個人 i の職業別賃金関数を (6) 式で示す。

$$\text{Ln}W_{ki} = \alpha_k + \beta_k X_{ki} + u_{ki} \quad (6)$$

X_{ki} : 年齢, 年齢の二乗, 勤続年数, 勤続年数の二乗, 学歴ダミー, 既婚ダミー, 子供の数

11 労働生産性についての計量分析をする際には、人的資本の諸要因 (例えば学歴, 経験年数あるいは勤続年数) が代理指標として用いられている。人的資本要因をコントロールすれば、労働生産性が同じであるという条件が満たされると考えられる。他には、産業などの要因も労働生産性に影響を与えるため、実証分析では、これらの要因もコントロールする必要がある。

12 計量分析では、 β^* は男性と女性のサンプルを含むプーリングデータを用いた男女計の賃金関数から求められた推定係数である。

13 女性の職業分布の予測値とは、女性に対する評価が男性と同じである場合の女性の職業分布の推定値である。これは職業に関する多項ロジットモデルから求められた男性の推定係数と女性の平均値を用いて計算される。

(6) 式の $\text{Ln}W_{ki}$ は職業 k につく個人 i の賃金率の自然対数, X_{ki} は各職業の確率に影響を与える各要因, β_k は各要因の推定係数をそれぞれ示す。

次に、職業に関する多項ロジット分析の推定式は (7) 式である。

$$P_{ki} = \text{prob}(y_{ki} = oc_{ki}) = \frac{e^{\chi_i \gamma_k}}{\sum_{k=1}^K e^{\chi_i \gamma_k}}$$

$i = 1 \cdots N$ 従業員の観測数
 $k = 1 \cdots K$ 職種

(7) 式の $\text{prob}(y_{ki} = oc_{ki})$ は個人 i が職業 k につく確率, χ_i は職業につく確率に影響を与える各要因 (例えば、年齢、学歴など) を表す。

Brown, Moon and Zoloth (1980) に従うと、職業に関する全要因分解の分解式は (8) 式で示される。

$$\begin{aligned} & \text{Ln}\bar{W}_m - \text{Ln}\bar{W}_f \\ &= \frac{\sum P_k^f \hat{\beta}_k^m (\bar{X}_k^m - \bar{X}_k^f)}{A} + \frac{\sum \bar{W}_k^m (P_k^m - \hat{P}_k^f)}{B} \\ &+ \frac{\sum P_k^f (\hat{a}_k^m - \hat{a}_k^f) + \sum P_k^f \bar{X}_k^f (\hat{\beta}_k^m - \hat{\beta}_k^f)}{C} \\ &+ \frac{\sum \bar{W}_k^m (\hat{P}_k^f - P_k^f)}{D} \end{aligned} \quad (8)$$

- A: 職業内格差: 属性要因に基づく格差
 C: 職業内格差: 非属性要因に基づく格差
 B: 職業間格差: 属性要因に基づく格差
 D: 職業間格差: 非属性要因に基づく格差

(8) 式において、添え字 m および f は男性と女性, P_k^m と P_k^f は男女の職業分布の割合 (実際値), \bar{X}_k^m と \bar{X}_k^f は男女別の各要因の平均値を示す。 $\hat{\beta}_k^m$ と $\hat{\beta}_k^f$ は (6) 式によって推定される各職業における男女別賃金関数の推定係数, \hat{a}_k^m と \hat{a}_k^f は推定される各職業における男女別賃金関数の定数項, \hat{P}_k^f は女性における職業分布の予測値をそれぞれ示す。

(8) 式の右辺において、B と D は職業間格差

における属性要因と非属性要因に基づく格差, A と C は職業内格差における属性要因と非属性要因に基づく格差をそれぞれ示す。したがって、B と D の合計値、および A と C の合計値は職業間格差、職業内格差の総合効果を表す。この2つの合計値を用いて仮説1を検証する。また両国における A と C の合計値の大きさを比較し、仮説2を検証する。

(2) データの説明

中国に関する分析では、1999年中国都市家計調査の個票 (CHIP1999) を利用する。CHIP1999 は2000年1月に北京市、甘肅省、江蘇省、遼寧省、山西省、河南省¹⁴ から抽出した都市住民¹⁵ 3,799世帯の12,060人に対し、中国社会科学院・経済研究所が2000年に実施した大規模な家計調査である。日本の分析では、2004年に行われた慶應義塾大学家計パネル調査 (KHPS2004) の個票を利用する。KHPS2004は慶應義塾大学経商連携21世紀 COE プログラムによって2004年に実施された日本の家計パネル調査の第1回目調査である。KHPS2004は層化2段階無作為抽出によって日本全国を代表するように選ばれた4,000人を対象に実施され、調査対象は2004年1月31日時点で満20歳から69歳の男女である。CHIP1999およびKHPS2004によって、豊富な個人属性情報を用いる分析が可能になる¹⁶。

分析対象については、日中両国とも自営業を除外し、分析対象を20~60歳の雇用者のみに限定する。ただし、日中のサンプルには、非正規雇用者および正規雇用者の両方が含まれる。欠

14 中国の地域は東部、中部、西部の3つに分けられる。例えば、北京、江蘇省と遼寧省は東部地域、河南省と山西省は中部地域、甘肅省は西部地域にそれぞれ属する。

15 都市住民は都市戸籍を持つ都市住民と都市臨時住民証を持つ出稼ぎ農村労働者の2つに分けられるものの、CHIP1999のデータからみると、後者の割合はわずか2.3%である。

16 CHIP1999およびKHPS2004の詳細な情報については、李・佐藤 (2004)、Li and Sato (2006) と樋口 (2005) を参照されたい。

損値を除外すると、中国においては、男女計5,605人、うち男性は2,843人、女性は2,762人になる。日本においては、男女計1,782人、うち男性は1,081人、女性は701人になる。

(3) 変数設定

被説明変数を以下のように設定する。多項ロジット分析の被説明変数には、職業に関するカテゴリー変数を用いる。職業分類については、中国の場合、1999年に発行された『中華人民共和国職業分類大典』をベースにし、CHIP1999の設問項目に基づいて「管理職」＝「民間企業の経営者＋政府機関・企業の経営者＋政府機関・企業の管理職」、「技術職」＝「各専門技術職＋技術4級および4級以上の生産職＋技術3級および3級以下の生産職」、「事務職」＝「事務職」、「製造職」＝CHIP1999の「非技術生産職」、「サービス職」＝「商業＋サービス職」、「その他」＝「農・林・漁業職＋その他」のように設定する。日本の場合、KHPS2004では職業が「管理職」、「専門・技術職」、「製造・建築・保守・運搬職」、「運輸・通信職」、「事務職」、「サービス職」、「保安職」やその他などの11種類に分類されているが、中国における職業分類に合わせ、製造・建築・保守・運搬職、運輸・通信職、保安職を製造職に統一し、またサンプル数が30人以下の女性管理職や農・林・漁業職をその他に入れる。計量分析を行う場合、日中とも職業分類を技術職、製造職、事務職、サービス職、その他の5つの種類とする。これに基づいて職業のカテゴリー変数を設定する。

賃金関数では、時間当たり賃金率の自然対数を被説明変数として用いる。中国の場合、CHIP1999には労働時間の設問がないものの、CHIP1999における正規雇用者の割合は8割以上であり、中国における正規雇用者の労働時間はほぼ一定である（週40時間）ため、年間賃金所得を年間労働時間で割り、時間当たり賃金率とする。日本の時間当たり賃金率はKHPS2004における時給、週給、月給、年給と賞与の合計値をそれぞれの対応する労働時間で割ったもの

である。また残業時間の賃金は通常賃金の1.25倍にして調整した。両国とも、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ない。

一方、説明変数を以下のように設定する。多項ロジット分析および賃金関数における説明変数については、両国とも人的資本の要因（年齢、勤続年数、学歴）と家族構成の要因（婚姻状況、子供の数）の両者が職業につく確率と職業別賃金に影響を与えると考えられるため、これらの要因を説明変数とする（Berker 1964・1985a・1985b, Miller 1987, Kidd 1993, Kidd and Shannon 1993・1996）。

年齢については、中国の場合、質問票における年齢の設問の回答によって設定する。日本の場合、生年月日の回答によって計算する（年齢＝2004－生年）。

勤続年数については、中国の場合、「勤続年数＝CHIP1999における『現在の企業で勤める年数』」、日本の場合、「『勤続年数＝2004－KHSP 2004における『あなたは現在の企業・組織でいつから働いていますか』という設問への回答』によって算出する。また、職業ダミー変数を上記の職業分類に従ってそれぞれ設定する。

既婚と子供の数の影響については、既婚の男性は、子供の数が増えると、家庭責任が大きくなるため、仕事意欲が大きくなると考えられる（Neumark 2004）。一方、女性の場合、特に日本の女性の場合、保育サービスが不備であるため、子供の数が増えると、家事労働が増加する。その結果、多くの女性が離職・転職し、その後には再就職をしても、彼女達は就業形態あるいは職業の種類を変更し、低賃金しか受け取れていない（四方・馬 2006, 仙田・樋口 2000・2002）。つまり、子供の数が職業の選択と賃金に与える影響は、男女によって異なることが考えられる¹⁷。このような家族構成の要因をコントロー

17 中国の場合、1979年以降、「一人っ子政策」が実施され、都市では一人っ子世帯の数が増加している。楊・郭（2000）は、91年～95年に、都

ルするため、既婚ダミー（「既婚＝1，未婚＝0」）と子供の数を説明変数に加えた。

産業によって資本設備率が異なり、これが労働者の賃金に影響を与えると考えられる。産業要因をコントロールするため、日中とも、産業を農林漁業、建築業、製造業、運輸業、サービス業などの13種類に分けてそれぞれのダミー変数を設定する。

(4) データの観察

男女間の職業分布の相違を示す表1によれば、日中とも、女性が事務職（日本28%、中国17%）につく割合は、男性が事務職（日本11%、中国15%）につく割合より大きく、女性技術職の割合（日本15%、中国17%）は、男性（日本16%、中国21%）より小さい。つまり日本においても、中国においても、男性が技術職、女性が事務職に集中することが見て取れる。次に、製造職についてみると、日本男性の製造職の割合（36%）は日本女性（11%）を大幅に上回るのに対して、中国女性の製造職の割合（41%）は中国男性（39%）とほぼ同じであることがわかる。

職業別の男女間賃金格差は表2に示されている。男性の賃金を100とした場合、両国とも各職業における女性の賃金が男性の賃金より低いことがわかる。また、中国に比べ、日本の各職

表1 男女別職業分布

	（%）			
	男性		女性	
	中国	日本	中国	日本
技術職	21	16	17	15
事務職	15	11	17	28
製造職	39	36	41	11
サービス職	5	17	15	7
その他	20	20	10	39
合計	100	100	100	100

（注）1）職業分類について、日本と中国とも、その他は技術職、事務職、製造職、サービス職の以外の職業である。

2）日中の職業分布の差について、t検定を行い、各職業について、いずれも1%以下の有意水準で差があることが示された。

（資料）CHIP1999とKHPS2004の個票により筆者が計算（以下特に記述がなければ、すべて同様）。

業において、男女間賃金格差が大きく、とくに事務職におけるその格差が一番大きいことが見て取れる。

次に、各職業における男女の個人属性を表3の記述統計量で示している。日本、中国とも、教育水準や勤続年数などの人的資本において男女の差異が存在するが、その格差は日中で異なっていることが示される。

例として、勤続年数について日中を比較してみると、技術職における従業員の勤続年数は、日中とも、女性が男性より短いものの、中国男

表2 日本と中国における職業別の男女間賃金格差

	中国			日本		
	男性 (元/年)	女性 (元/年)	女/男 (%)	男性 (円/時間)	女性 (円/時間)	女/男 (%)
技術職	9,673	7,920	82	2,544	2,058	81
事務職	8,432	6,688	79	1,941	926	48
製造・運輸職	6,027	3,785	63	2,449	1,311	54
サービス職	5,353	4,020	75	1,548	1,129	73
その他	3,133	3,133	100	2,896	1,726	60

（注）1）日中とも、その他が管理職、技術職、事務職、製造・運輸職、サービス職以外の職である。

2）日中とも、職業別の男女間賃金格差の値について、t検定を行い、いずれも1%以下の有意水準で差があることが示された。

市部の一人っ子世帯の割合が67.35%、農村部の一人っ子世帯の割合が11.92%であることを示している。

性の19年に対して、日本男性は12年と短く、中国女性が18年に対して、日本女性が8年と短いことがわかる。この理由が職業別の年齢構成と離職・転職率における日中の相違にあると考え

表3 標本の職業別の記述統計量（平均値）

	技術職		事務職		製造職		サービス職		その他	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性	男性	女性
中国										
賃金率（元/時間）	5	4	5	4	3	2	3	2	2	2
年齢（歳）	43	42	42	41	42	42	40	40	42	42
勤続年数（年）	19	18	18	18	20	19	14	16	13	15
学歴の構成比（%）										
大卒	32	20	11	8	1	0	1	0	7	1
短大卒	36	46	35	28	5	4	6	5	19	14
高卒	16	22	30	38	34	34	38	47	19	23
中卒	16	12	24	26	60	62	55	48	55	62
既婚者比率（%）	97	93	95	95	95	96	88	94	97	97
子供の数（人）	1.30	1.36	1.36	1.44	1.34	1.44	1.31	1.49	1.45	1.67
標本数	597	494	427	474	1,099	1,163	154	390	76	79
日本										
賃金率（円/時間）	2,544	2,058	1,941	926	2,449	1,311	1,548	1,129	2,896	1,726
年齢（歳）	41	39	41	40	45	45	41	44	51	52
勤続年数（年）	12	8	12	8	14	8	13	8	20	13
学歴の構成比（%）										
大卒	62	37	59	20	14	3	40	9	47	6
短大卒	11	36	3	25	4	19	9	13	10	18
高卒	25	23	15	54	66	65	41	68	33	66
中卒	2	4	3	1	16	13	10	10	10	10
既婚者比率（%）	83	85	86	92	89	88	85	83	94	84
子供の数（人）	1.20	0.94	1.12	0.96	1.20	1.32	1.00	1.12	1.49	1.35
標本数	174	105	117	200	389	74	218	273	183	49

（注）1）日中の平均値の差について、t検定を行い、検定結果によってすべて1%以下の有意水準で差はあることが示された。

2）中国の賃金率は、年間賃金所得を年間の平均労働時間（1800時間）で割ったものである。平均労働時間は「平均労働時間＝週平均労働時間 \times 4 \times 4 \times 12－祭日・祝日の日数 \times 40）のように算出する。

られる。まず、年齢構成からみると、中国では技術職における中高年者の割合が大きい一方、日本では技術職の年齢が相対的に若い。また、離職・転職率の状況について、CHIP1999およびKHPS2004の個票によれば、中国の転職率が日本より小さいことがわかる。この理由としては、サンプルにおける国有企業の割合が大きいことが考えられる。CHIP1999のサンプルにおいて、国有企業の占める割合が8割以上である。国有企業における転職・離職は多くないため、中国の離職・転職率が日本より大きくないと考えられる。また、中国の女性は正規に雇用される場合が多いため、日本女性より離職・転職率が低いことがもう1つの理由になると考えられる¹⁸。

また、男女間の勤続年数の格差を計算してみると、日本が4年、中国が1年である。男女間の勤続年数の格差は中国より日本が大きいことがわかる。この理由は日本と中国における女性の就業の状況が異なることにあると考えられる。中国においては、計画経済期に女性の就業が促進された結果、国有企業では、多くの女性が出産後も継続して雇用される。一方、日本においては、「結婚退職」や「出産退職」といった言葉

18 現在の中国では、結婚・出産の際に退職する女性は少ないが、日本の厚生労働省の「第1回21世紀出生児縦断調査」（平成14年）によると、日本では出産1年前に就業していた女性のうち出産後に就業する割合は32.2%にとどまり、無業者が67.4%を占めている。

で表わされているように、多くの女性が結婚や出産を契機に離職し、出産・育児後に元の職場に正規社員として戻ることは極めて困難である(四方・馬2006)。このように日本と中国における女性の就業の状況が異なるため、男女間の勤続年数が違ってくると考えられる。

上記のクロス集計の結果により、各職業において、勤続年数などの人的資本における男女の格差が存在し、しかも日中においてそれは異なることがわかる。しかし、具体的に職業がどのように日本と中国における男女間賃金格差に影響を与えるかについては必ずしも明確になっていない。次節では、計量分析を通じてこのことを明らかにしたい。

4. 分析結果

(1) Oaxaca モデルによる要因分解の結果

(2), (3) と (4) 式を利用した Oaxaca 要因分解の結果が表4に示されている。両国とも、2つのモデルによる推定結果は細部において異なるものの、各要因の推定結果の傾向はほぼ同様である。

モデル2の分析結果によると、まず、非属性要因に基づく格差の影響は日中両国それぞれ90%、62%であり、属性要因に基づく格差(日中両国それぞれ10%、38%)に比べて大きいことが明らかになっている。また、他の要因(勤続年数、学歴、婚姻状況、子供の数、産業や地域など)の影響をコントロールした上で、両国とも、属性要因における職業の差異が男女間賃金格差に寄与し、その効果はそれぞれ6%(日本)、12%(中国)であることが示されている。

以上の要因分解では、職業の差異が日中両国における男女間賃金格差に寄与することが示されるものの、職業内格差と職業間格差の効果は明確になっていない。この問題を解明するため、次に Brown モデルによる要因分解を行う。

(2) Brown モデルによる要因分解の結果

まず、各職業につく確率に関する多項ロジッ

表4 Oaxaca 要因分解の結果 (Oaxaca model)
(%)

	モデル1 (Oaxaca 1973モデル)		モデル2 (Oaxaca 1994モデル)	
	非属性格差	属性格差	非属性格差	属性格差
中国				
合計	71	29	64	37
勤続年数	-36	1	-37	2
学歴	1	8	0	9
職業	-1	10	-3	12
婚姻状況	53	5	51	8
子供の数	-2	6	-3	8
産業	2	0	2	0
地域	4	-1	4	-1
定数項	50	-	49	-
	モデル1 (Oaxaca 1973モデル)		モデル2 (Oaxaca 1994モデル)	
日本	非属性格差	属性格差	非属性格差	属性格差
合計	83	17	90	10
勤続年数	2	7	11	-2
学歴	3	3	3	4
職業	-13	4	-15	6
婚姻状況	-4	0	-5	1
子供の数	11	1	12	0
産業	6	1	6	0
地域	11	1	11	1
定数項	67	-	67	-

(注) 1) モデル1は(2)式、(3)式を利用した推定結果である。モデル2は(2)式、(5)式を利用した推定結果である。

2) 非属性格差と属性格差の合計欄を横に加えると100に等しくなり、勤続年数以下の要因を縦に合計すると合計欄の数字に等しくなる。

3) OLSによる男女別の賃金関数を推定したが、掲載は省略した。

(資料) CHIP1999とKHPS2004の個票により筆者が計算。

ト分析の結果を表5および表6に表している。

年齢と勤続年数の影響をコントロールした上で、学歴の効果をみる。高卒をレファレンス¹⁹にすると、中国の場合、教育水準が高いほど男女とも技術職および事務職の確率が大きくなる²⁰。日本の場合、学歴が高いほど、男女とも、

19 日中両国とも、各職業にける学歴の構成比からみると、高卒の割合が一番大きいことがわかった。計量分析を行う際に、サンプルの数が多いグループをレファレンスとすると、安定的なパラメータが求められると考えられる。そのため、本稿では高卒を学歴のレファレンスとする。

表5 中国：職業に関する多項ロジット分析

	技術職		事務職	
	男性	女性	男性	女性
年齢	-0.10	-0.01	0.03	0.02
年齢の二乗	-1.22	-0.14	0.34	0.27
	1.91×10^{-4}	9.01×10^{-5}	2.14×10^{-4}	3.12×10^{-4}
勤続年数	2.02	0.99	0.19	0.35
勤続年数の二乗	0.02	-0.02	-0.03	-0.08***
	0.64	-0.73	-1.24	-2.78
	-5.02×10^{-4}	8.11×10^{-4}	5.08×10^{-4}	1.71×10^{-4} ***
大卒	-0.30	0.97	0.69	2.31
	1.96***	4.47***	0.86**	2.88***
短大卒	4.72	9.35	1.96	5.90
	-2.83***	3.10***	-2.10***	1.96***
中卒	-14.56	15.10	-10.99	9.74
	-3.63***	-1.54***	-3.04***	-1.23***
既婚	-18.35	-8.48	-15.32	-8.69
	0.63	-0.09	0.17	0.21
子供の数	1.58	-0.30	0.47	0.70
	-0.11	-0.10	0.06	0.01
	-1.43	-1.30	0.81	0.15
定数項	1.58	-2.05	-0.12	-1.50
	1.09	-1.41	-0.09	-1.13
	サービス職		その他	
	男性	女性	男性	女性
年齢	3.61×10^{-4}	0.03	-0.04	-0.25**
年齢の二乗	0.04	0.50	-0.34	-2.24
	2.02×10^{-4}	-3.11×10^{-4}	1.10×10^{-4}	3.42×10^{-4} ***
勤続年数	0.15	-0.33	0.07	2.59
勤続年数の二乗	-0.11***	-0.09***	-0.16***	-0.16***
	-3.32	-3.63	-3.81	-3.53
	1.22×10^{-4}	1.20×10^{-4}	1.91×10^{-4}	2.34×10^{-4} ***
大卒	1.25	1.59	1.50	1.84
	-0.39	-1.11	0.85	1.20
短大卒	-0.35	-1.01	1.29	1.06
	2.92×10^{-4}	-0.12***	-1.71***	1.58***
中卒	0.01	-4.08	-4.23	3.72
	-0.12	-0.53	-1.35***	0.29
既婚	-0.34	-0.42	-3.83	1.00
	-0.28	-0.35	1.42*	1.21
子供の数	-0.73	-1.22	1.70	1.53
	0.08	0.12**	0.16	0.18*
	0.89	2.09	1.28	1.70
定数項	-0.71	-0.34	-1.12	1.45
	-0.43	-0.26	-0.46	0.68
サンプル数	2,762 (女性)		2,843 (男性)	
LR検定	1,333.21		1,555.36	
尤度比検定	0.00		0.00	
自由度修正済み決定係数	0.16		0.18	
対数尤度	-3,528.71		-3,593.93	

(注) 1) 上段(太字)が推定値, その下段(細字)がz値である。

2) *, **, ***はそれぞれ有意水準10%, 5%, 1%を示す。

3) 多項ロジット分析では, レファレンスは「製造・運輸職」である。

「学歴」のレファレンスは高卒である。

(資料) CHIP1999の個票により筆者が計算。

表6 日本：職業に関する多項ロジット分析

	技術職		事務職	
	男性	女性	男性	女性
年齢	0.16** 2.16	0.05 0.42	-0.07 -0.94	0.01 0.09
年齢の二乗	-2.01×10^{-3**} -2.29	-3.11×10⁻⁴ -0.61	5.08×10⁻⁴ 0.82	-4.12×10⁻⁴ -0.36
勤続年数	-0.01 -0.24	0.14*** 2.58	0.05 1.35	0.16*** 3.42
勤続年数の二乗	5.07×10⁻⁴ 0.62	-3.12×10^{-3*} -1.83	-1.31×10⁻³ -1.31	-4.32×10^{-3***} -2.89
大卒	2.48*** 10.45	3.57*** 4.55	2.96*** 8.21	1.93** 2.54
短大卒	-0.75*** -1.35	1.72*** 4.11	0.31 0.54	0.38 1.04
中卒	1.88 4.93	-0.09 -0.14	-1.08* -1.70	-1.81** -2.51
既婚	-0.75 -1.35	-0.15 -0.28	-0.08 -0.21	0.68 1.39
子供の数	-0.41 -1.28	-0.23 -1.26	0.04 0.35	-0.31** -2.03
定数項	-4.62*** -3.06	-1.41 -0.60	-0.38 -0.25	0.33 0.16
	サービス職		その他	
	男性	女性	男性	女性
年齢	-0.08 -1.41	-0.07 -0.79	0.07 0.92	0.35* 1.83
年齢の二乗	7.11×10⁻⁴ 1.08	8.03×10⁻⁴ 0.71	-3.04×10⁻⁴ -0.37	-3.01×10⁻³ -1.51
勤続年数	0.02 0.61	0.05 1.20	3.90×10⁻³ 0.14	0.10* 1.74
勤続年数の二乗	-1.23×10⁻⁴ -0.05	-1.21×10⁻³ -1.05	6.12×10⁻⁴ 0.94	-2.23×10⁻³ -1.35
大卒	1.48*** 6.85	1.07 1.40	2.19*** 9.14	1.37 1.42
短大卒	1.11*** 3.10	-0.37 -1.03	1.90*** 4.89	0.45 0.89
中卒	0.11 0.36	-0.43 -0.94	-0.25 -0.78	-0.74* -1.17
既婚	-0.10 -0.34	-0.31 -0.70	0.18 0.45	-0.49 -0.80
子供の数	-0.04 -0.43	-0.04 -0.31	0.15 1.49	0.03 0.13
定数項	1.00 0.85	3.15 1.64	-4.80*** -2.95	-10.20** -2.28
サンプル数	701 (女性)		1,081 (男性)	
LR検定	197.21		351.99	
尤度比検定	0.00		0.00	
自由度修正済み決定係数	0.10		0.11	
対数尤度	-905.79		-1,473.65	

(注) 表5に同じ。

技術職につく確率が大きくなる。

この分析結果から、日中両国ともに人的資本が高いほど、高技能職業（例えば、技術職）につく確率が大きくなることが明らかになる。また、両国とも、高学歴が高技能職業に就く確率に与える影響は女性のほうが男性より大きいことが示される。

家族構成の影響については、両国とも、既婚ダミーは職業の選択に有意な影響を与えていない。しかし、子供の数が多いほど、中国女性がサービス職につく確率が大きくなり、日本女性が事務職につく確率が小さくなる。また、推定係数の大きさをみると、家族構成は両国における職業の選択に影響を与えるものの、その効果は人的資本の要因に比べて小さいことがわかる。

両国における男女別・職業別の賃金関数の推定結果を表7～8に示した²¹。

年齢の効果については、勤続年数の効果をコントロールした上で、年齢が高いほど、日本と中国における男性の技術職、事務職、製造職の賃金、中国女性の事務職、製造職の賃金および日本女性の技術職の賃金が高くなる。両国とも年齢の上昇とともに男女の賃金が上昇する傾向

が見て取れる。

勤続年数の効果については、勤続年数が中国の各職業における男女の賃金に有意な影響を与えないのに対して、日本では、勤続年数が長いほど、男性における製造職の賃金および女性における事務職の賃金が高いことがわかる。企業特殊的な人的資本が賃金に与える影響は、日本のほうが中国より大きいことが示される。この理由は企業教育訓練における日中の差異にあると考えられる。日本の場合、勤続年数の上昇とともに企業教育訓練が増加するが、中国の場合、企業教育訓練が日本より少ない（馬2007c）。

また、年齢と勤続年数の推定係数の大きさと有意水準からみると、両国とも、年齢が男女の賃金に与える影響は勤続年数のそれより大きく、しかも日本のほうが中国より大きい。年齢の効果については、前述のように単なる年齢効果および勤続年数の効果の2つが含まれている。すなわち、年齢の効果は、「生活保障による年功効果」（単なる年齢の効果として表される）と「人的資本による年功賃金効果」（勤続年数の効果として表される）の2つからなる。これらの分析結果から、日中の賃金において、単なる年齢上昇の効果は、企業特殊な人的資本の効果より大きいことが示される。日本に関するこの推定結果は小野（1989）、馬（2007a）の分析に一致している²²。

学歴の効果については、高卒をレファレンスにすると、大卒が日本と中国の男性における事務職およびサービス職の賃金に正の有意な影響を与える結果が得られた。両国とも、教育水準が高いほど、男女ともに賃金が上昇することが示される。これらの推定結果は、ほぼ人的資本

20 中国の職業に関する分析結果について、高卒に比べ、短大卒の女性はサービス職につく確率が低くなるが見て取れる。この理由について、現在の中国では、サービス職の労働者全体の教育水準は高くないことが考えられる。また、中国では、高卒に比べ、短大卒でも専門的な知識を持つ者と評価されることはもう1つの理由であると考えられる。

21 労働需要側の要因を考慮してみると、資本が労働需要に影響を与え、それゆえ資本装備率が労働者の賃金に影響を与えることが考えられる。ただし、CHIP1999とKHPS2004の個人票には勤務先に関する資本の情報がいないため、それをコントロールすることができない。また、表4で示されるOaxaca要因分解の結果から、日中とも、属性要因における産業の割合値がほとんど0%になり、しかも非属性要因における産業の割合値が小さい（日本6%、中国4%）ことが明らかになっている。したがって、職業別の賃金関数では、産業を除いても、バイアスは小さいと考えられる。

22 転職をしない場合、年齢と勤続年数の推定には多重共線性の問題が存在する可能性があると考えられるが、CHIP1999およびKHPS2004によれば、中国における転職率が22.21%、日本における1年間以内の転職・離職率が32.01%で、日中とも、転職・離職率は高いことがわかる。それゆえ、両者間の多重共線性の可能性は小さいと判断できる。

表7 中国：職業別の賃金関数の推定結果

	技術職		事務職	
	男性	女性	男性	女性
年齢	0.08*** 2.70	0.07 1.40	0.09** 2.36	0.13** 2.45
年齢の二乗	-8.12×10⁻⁴** -2.17	-8.23×10⁻⁴ -1.26	-9.02×10⁻⁴** -2.03	-1.64×10⁻³** -2.21
勤続年数	-0.01 -0.54	-3.62×10⁻³ -0.17	-2.83×10⁻³ -0.21	-0.02 -1.50
勤続年数の二乗	1.00×10⁻⁵ -0.15	3.02×10⁻⁴ 0.54	1.13×10⁻⁵ 0.20	7.04×10⁻⁴ 1.41
大卒	0.39*** 4.93	0.34*** 3.82	0.50*** 6.49	0.53*** 5.32
短大卒	0.22*** 2.80	0.80*** 3.46	0.15** 2.18	0.19** 2.41
中卒	-0.03 -0.33	-1.23×10⁻³ -0.01	-0.15 -1.65	-0.11 -0.98
既婚	0.19 -1.24	-0.05 -0.46	-0.12 -0.83	0.13 0.70
子供の数	-0.07** -2.26	2.04×10⁻³ 0.07	-0.07* -1.87	-0.05 -1.62
定数項	7.23*** 13.29	7.23*** 7.72	7.03*** 10.15	6.16*** 6.62
サンプル数	554	413	741	377
決定係数	0.12	0.07	0.08	0.08
MSEの平方根	0.52	0.58	0.62	0.65
	製造職		サービス職	
	男性	女性	男性	女性
年齢	0.07** 2.11	0.11* 1.69	-0.04 -0.39	0.01 0.09
年齢の二乗	-8.12×10⁻⁴** -1.92	-1.31×10⁻³ -1.58	8.13×10⁻⁴ 0.61	-1.08×10⁻⁵ -0.03
勤続年数	0.01 0.87	0.02 1.27	-0.01 -0.31	0.04 1.49
勤続年数の二乗	-1.23×10⁻⁴ -0.25	-1.04×10⁻⁴ -0.25	5.21×10⁻⁴ 0.59	-1.13×10⁻³ -1.09
大卒	0.19 0.76	0.48*** 3.77	1.74*** 13.37	-0.25*** -3.56
短大卒	0.08 0.91	0.24 1.58	0.38** 2.29	0.70*** 6.28
中卒	-0.14*** -3.08	-0.16*** -2.97	-0.29 -1.51	-0.12 -1.20
既婚	0.01 0.12	-0.04 -0.26	0.69 1.45	-0.29 -1.37
子供の数	0.01 0.28	-0.03 -0.93	-0.19 -1.54	-0.08** -2.01
定数項	7.07*** 12.49	6.00*** 5.10	8.68*** 5.19	8.32*** 7.67
サンプル数	914	788	104	258
決定係数	0.05	0.06	0.22	0.09
MSEの平方根	0.62	0.78	0.78	0.74

(注) パラメータの推定結果の下段(細字)はt値, その他は表5に同じ。

表8 日本：職業別の賃金関数の推定結果

	技術職		事務職	
	男性	女性	男性	女性
年齢	0.14*** 4.24	0.04*** 4.14	0.12*** 3.39	0.04 1.32
年齢の二乗	-1.62×10⁻³*** -4.25	-8.80×10⁻⁴* -1.77	1.33×10⁻³*** -3.47	-4.14×10⁻⁴ -1.19
勤続年数	0.00 0.16	0.01 0.59	0.00 -0.33	0.03*** 2.31
勤続年数の二乗	4.02×10⁻⁴ 1.20	3.12×10⁻⁴ 0.47	7.22×10⁻⁴* 1.79	-3.13×10⁻⁴ -0.70
大学	0.26*** 3.07	0.04 0.21	0.21** 2.57	0.09 0.98
短大	0.16 1.48	-0.23 -1.26	-3.21×10⁻³ -0.28	0.04 0.45
中学	0.08 0.38	0.49 1.30	-0.78** -2.14	-0.49 -4.19
既婚	-0.05 -0.31	-0.30** -1.92	0.18 1.52	0.08 0.45
子供の数	4.04×10⁻³ 0.11	0.25*** 2.92	0.02 0.31	-0.09* -1.93
定数項	4.37*** 6.22	7.04*** 10.28	4.68*** 6.68	6.15*** 10.99
サンプル数	165	98	114	193
決定係数	0.31	0.26	0.49	0.13
MSEの平方根	0.50	0.60	0.41	0.54
	製造職		サービス職	
	男性	女性	男性	女性
年齢	0.06*** 3.60	-0.04 -0.71	-0.02 -0.68	-0.02 -0.72
年齢の二乗	-7.03×10⁻⁴*** -3.73	4.12×10⁻⁴ 0.58	3.23×10⁻⁴ 0.71	1.32×10⁻⁴ 0.40
勤続年数	0.04*** 4.75	0.03 1.24	0.00 0.10	0.02 1.07
勤続年数の二乗	-5.13×10⁻⁴** -2.37	-6.02×10⁻⁴ -1.08	3.04×10⁻⁴ 0.55	-4.12×10⁻⁴ -0.94
大学	0.03 0.38	1.16** 2.37	0.33*** 3.02	0.20 1.03
短大	0.12* 1.72	0.07 0.38	0.27 1.32	0.14 1.20
中学	0.05 0.49	-0.28** -1.58	0.06 0.29	-0.07 -0.45
既婚	0.09 0.98	-0.11 -0.43	-0.16 -1.29	-0.36** -2.56
子供の数	0.10*** 3.46	-0.01 -0.11	0.25*** 3.51	0.05 0.89
定数項	5.66*** 18.11	7.76*** 6.83	7.11*** 11.83	7.55*** 13.40
サンプル数	373	74	199	261
決定係数	0.31	0.21	0.18	0.07
MSEの平方根	0.50	0.59	0.65	0.68

(注) 表7に同じ。

理論と整合的である (Becker 1964, Mincer 1974)。

家族構成の影響については、既婚であることは中国における男女の賃金に有意な影響を与えないが、日本の場合、技術職およびサービス職について、既婚であることは女性の賃金にマイナスの影響を与えることが明らかになった。また、子供の数が多きほど、技術職と事務職における中国男性の賃金およびサービス職における中国女性の賃金が低いのに対して、日本では、製造職およびサービス職において、多くの子供を持つ男性の賃金が多くなる。

表9では表5と表6の推定係数を用いて計算した日本と中国における女性の職業分布の予測値を示している。また、表7、表8、表9の推定結果を用いた職業に関する全要因分解の結果

表9 女性職業分布の実際値および予測値 (%)

	実際値		予測値		予測値-実際値	
	中国	日本	中国	日本	中国	日本
技術職	17	15	29	28	12	13
事務職	17	28	20	9	3	-19
製造・運輸職	41	11	4	36	-37	25
サービス職	15	7	24	14	9	7
その他	10	39	23	13	13	-26
合計	100	100	100	100	0	0

(注) 1) 「女性の予測値」は多項ロジットの推定結果を利用して計算したものである。

2) 実際値はCHIP1999およびK HPS2004から計算したものである。

を表10にまとめている。以下では、これらの分析結果を用いて仮説を検証する。

まず、仮説1についてみると、職業間格差 (BとDの合計値) の総合効果は32% (日本)、3% (中国) である。この分析結果から、男女間の職業分布の相違が日中における男女間賃金格差に影響を与えることが示され、仮説1の前半部分が検証された。推定結果より日中とも、混雑仮説が支持されている。

また、職業内格差 (AとCの合計値) の総合効果は97% (日本)、68% (中国) である。両国とも、同じ職業についても男女の賃金が大きく異なることが示され、仮説1の後半部分が検証された。

以上の結果から、「日本と中国においては、男女間の職業分布の相違、および同一職業における男女賃金の相違の両方によって、男女間賃金格差が生じる」という仮説1が検証された。

次に、仮説2についてみると、職業内格差の合計値は日本 (97%) のほうが中国 (68%) より大きい。それゆえ、「男女間賃金格差全体に占める同一職業内の男女間賃金格差の割合は中国より日本のほうが大きい」という仮説2が検証された。以上の結果から、日本の場合、同じ職業における男女賃金の相違に起因する男女間賃金格差の問題は、男女間の職業分布の差異に由来する賃金格差の問題より深刻であることが

表10 職業に関する全要因分解の結果 (Brown モデル)

	推定値		部分分解 (%)		全分解 (%)	
	中国	日本	中国	日本	中国	日本
賃金格差合計	0.25	1.61			100	100
職業内格差	0.17	1.56	100	100	68	97
A: 属性格差	0.06	0.12	36	8	25	8
C: 非属性格差	0.11	1.44	64	92	43	89
職業間格差	0.08	0.05	100	100	32	3
B: 属性格差	-0.01	-0.02	-13	-40	-4	-1
D: 非属性格差	0.09	0.07	113	140	36	4
属性格差合計	0.05	0.10			20	6
非属性格差合計	0.20	1.51			80	94

(注) 1) 表5～9の結果を利用した推定結果である。

2) 部分分解は、職業内格差と職業間格差の推定値をそれぞれ100%として計算した各要因の割合で、全分解は、賃金格差を100%として計算した各要因の割合である。

示される。

5. まとめと今後の研究課題

本稿では、中国と日本の家計調査の個票を利用し、Oaxaca モデルおよび Brown モデルを用いた実証分析を行い、以下のような結論を得た。

第1に、両国とも、混雑仮説で指摘されるように、男女間の職業分布の相違が存在し、これが男女間賃金格差に寄与した。

第2に、日中とも、職業内格差が男女間賃金格差全体に占める割合は、職業間格差より大きい、この問題は中国より日本において深刻である。

以上の分析結果から、性別職業分離が日本と中国における男女間賃金格差の共通な要因であり、職業内格差と職業間格差は、両国の男女間賃金格差全体に与える影響は異なることが明らかになった。このような分析結果は、次のような政策含意を持つと考えられる。

第1に、職業間格差の問題については、女性自身の職業選択などの労働供給側要因が職業分布の偏りに影響を与えるものの、人材採用および職業配置をする際に、労働需要側（企業側）による男女の差別的取り扱いの問題を軽視できない。この問題を解決するため、日中とも、男女雇用均等法の徹底が重要な課題になっていると考えられる。とくに、中国の場合、経済改革とともに生じる労働雇用における男女の差別的取り扱いの問題を重視すべきである。

第2に、職業内格差の問題については、同一労働同一賃金政策を厳守すべきである。中国では、1954年に同一労働同一賃金政策が実施され、また日本では1945年に同一労働同一賃金原則が確立されたが、日本の大手企業と中国の国有企業では、年功賃金が賃金制度の基本的仕組みとして実施されている。年齢や勤続年数などの個人属性を重視する年功賃金制度の下では、男女差別が生じやすく、これによって同じ職業についても男女の賃金が異なることが考えられる。両国とも、同一労働同一賃金政策を徹底的に実施

するために、欧米の経験を参考にし、職務の客観的な評価を賃金制度に反映させることによって、男女差別が生じにくい賃金制度（例えば、「職務・職業賃金制度」²³）を検討すべきであろう。

最後に本研究では、1時点のデータを用いてクロスセクション分析を行ったが、経済発展に伴って、各職業における労働需給の状況と、職業が男女間賃金格差に与える影響が変化すると考えられる（Goldin 1990, 大沢1993）。また、今回の分析では、データの制約により、職業を5種類だけに分類したが、職業をより細かく分類すると、職業間格差に関する分析結果は異なる可能性がある。これらについては今後の研究課題としたい。

23 欧米では、男女間賃金格差の問題を解決するために、1970年代頃から同一価値労働同一賃金（comparable work）を内容とする「職務・職業賃金制度」が実施された。それに伴って1980年代以降、欧米各国における男女間賃金格差が縮小した。

引用文献

- 【日本語文献】
- 阿部正浩（2005）「男女の雇用格差と賃金格差」『日本労働研究雑誌』第538号。
- 巖善平（2005）『中国の人口移動と民工：マクロ・ミクロ・データに基づく計量分析』勁草書房。
- 樋口美雄（1991）『日本経済と就業行動』東洋経済新報社。
- 一・児玉俊洋・阿部正浩（編）（2005）『労働市場設計の経済分析：マッチング機能の強化に向けて』東洋経済新報社。
- 一・慶應義塾大学経商連携21世紀 COE（編）（2005）『日本の家計行動のダイナミズムⅠ：KHPS の特性と住居・就業・賃金分析』慶應義塾大学出版会。
- 堀春彦（2003）「男女間賃金格差および男女間賃金格差縮小の規定要因分析」（厚生労働省雇用・児童家庭局（編）『男女間の賃金格差の解消に向けて；男女間の賃金格差問題に関する研究会報告』厚生労働省雇用・児童家庭局）。
- 木本喜美子（1995）「性別職務分離と女性労働者—百貨店A社の職務分析」『日本労働社会学会年報』第6号。
- 熊沢誠（2000）『女性労働と企業社会』岩波書店。

- 馬欣欣 (2005) 『中国都市部における男女間賃金格差の要因分解』 KUMQRP DISCUSSION PAPER SERIES, DP2005-013。
- (2006a) 「グローバル化市場経済における男女間賃金格差の中日比較：職業が男女間賃金格差に及ぼす影響の中日比較」(慶應義塾大学商学研究科 (編) 『グローバル化時代における企業経営の諸課題』 慶應義塾大学出版会)。
- (2006b) 「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) 「農村—都市の労働力流動と中国の都市部における賃金格差—都市部の労働市場の分断化に関する実証分析」 財務省財務総合政策研究所 Discussion Paper Series No.07A-08。
- (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巻第617号。
- 南亮進・牧野文夫 (編) (1999) 『流れゆく大河：中国農村労働の移動』 日本評論社。
- 三谷直紀 (1995) 「女子雇用と労働市場構造の分析」 (猪木武徳・樋口美雄 (編) 『日本の雇用システムと労働市場』 日本経済新聞社)。
- 中田喜文 (1997) 「日本における男女間賃金格差の要因分析」 (中馬宏之・駿河輝和 (編) 『日本の雇用慣行と労働市場』 東洋経済新報社)。
- 小野旭 (1989) 『日本の雇用慣行と労働市場』 東洋経済新報社。
- 大沢真知子 (1993) 『経済変化と女子労働：日米の比較研究』 日本経済評論社。
- 仙田幸子・樋口美雄 (2000) 「妻の職種別にみた子どもを持つことの経済的コストの違い」 『人口問題研究』 第56巻第4号。
- (2002) 「子どもを持つ結婚カップルの就業行動に関する選択機会の職種による差異」 (高橋重郷 (編) 『少子化に関する家族・労働政策の影響と少子化の見通しに関する研究』 (厚生労働科学研究費補助金政策科学推進研究事業平成13年度報告 課題番号H11-政策-009, 厚生労働省)。
- 四方理人・馬欣欣 (2006) 「90年代における両立支援政策は有配偶女性の就業を促進したか」 (樋口美雄・慶應義塾大学経商連携21世紀COE (編) 『日本の家計行動のダイナミズムⅡ：税制改革と家計の対応』 慶應義塾大学出版会)。
- 脇坂明 (1996) 「コース別人事管理の意義と問題点」 『日本労働研究雑誌』 第433号。
- [中国語文献]
- 李実・佐藤宏 (編) (2004) 『経済転型的代価—中国城市失業、貧困、収入差別的経験分析』 北京, 中国財政経済出版社。
- 馬欣欣 (2006) 「中国城鎮職工の性別工資差異と職業分割的経験分析」 『中国人口科学』 第5期。
- 劉徳中・牛変秀 (2000) 「中国的職業性別隔離与女性就業」 『婦女研究論叢』 第4期。
- 楊書章・郭震威 (2000) 「中国独生子現状及其对未来人口發展的影響」 北京大学 (編) 『市場与人口分析』 北京大学出版社。
- [英語文献]
- Arrow, K. (1972) “Some Mathematical Models of Race Discrimination in the Labor Market,” in A. Pascal (eds.) *Racial Discrimination in Economic Life*, Lexington, DCHeath.
- Arrow, K. (1973) “The Theory of Discrimination,” in O. A. Asehnfelter and A. Ree (eds.) *Discrimination in Labor Market*, Princeton, New Jersey, Princeton University Press.
- 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*, New York, Columbia University Press.
- (1985a) “Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 3 No. 1.
- (1985b) “The Allocation of Effort, Specific Human Capital, and the Differences between Men and Women in Earning and Occupations,” *Journal of Labor Economics*, Vol. 3 No. 1.
- Bergmann, B. R. (1974) “Occupational Segregation, Wages and Profits when Employers Discriminate by Race and Sex,” *Eastern Economic Journal*, No.1.
- Brown, R. S., M.Moon, and B. S. Zoloth (1980) “Incorporating Occupational Attainment in Studies of Male/Female Earnings Differentials,” *Journal of Human Resources*, No.15.
- Cotton, J. (1988) “On the Decomposition of Wage Differentials,” *Review of Economics and Statistics*, Vol. 70 No. 2.
- Goldin, C. (1999) *Understanding the Gender Gap: An Economic History of America Women*, New York, Oxford University Press.
- Gustafsson, B. and S. Li (2000) “Economic Transformation and the Gender Earnings Gap in Urban China,” *Population Economics*, No.13.
- Hawke, A. (1991) “Male-female Wage Differential: How Important is Occupational

- segregation?" Discussion Paper 256, Centre for Economic Policy Research, Australian National University.
- Kidd, M. P. and M. Shannon (1993) "Occupation Segregation and the Importance of Aggregation in Gender Wage Discrimination: the Canadian Evidence," *Working papers in Economics and Econometrics*, Australian National University.
- and — (1993) "Sex Discrimination and Occupational Segregation in the Australian Labor Market," *Economic Record*, No. 69.
- and — (1996) "Does the Level of Occupational Aggregation Affect Estimates of the Gender Wage Gap," *Industrial and Labor Relations Review*, No. 49.
- and X. Meng (2001) "The Chinese State Enterprise Sector: Labor Market Reform and the Impact on Male-Female Wage Structure," *Asian Economic Journal*, Vol. 15 No. 4, Dec.
- Li, S. and H. Sato (eds.) (2006) *Unemployment, Inequality and Poverty in Urban China*, London and New York, Routledge.
- Meng X. (1998) "Gender Occupational segregation and its Impact on the Wage Differential among Rural-Urban Migrant: a Chinese case study," *Applied Economics*, No. 30.
- and P. Miller (1995) "Occupational Segregation and its Impact on Gender Gap Discrimination in China's Rural Industrial Sector," *Oxford Economic Papers*, No. 4.
- Miller, P. W. (1987) "The Wage Effect of the Occupational Segregation of Women in Britain," *Economic Journal*, No. 9.
- Mincer, J. (1974) *Schooling, Experience and Earning*, New York, Columbia University Press.
- and S. W. Polacheck (1974) "Family Investments in Human Capital: Earnings of Women," *Journal of Political Economy*, Vol. 82 No. 2.
- Neumark, D. (1988) "Employers' Discrimination Behavior and the Estimation of Wage Discrimination," *Journal of Human Resources*, Vol. 23 No. 3.
- Neumark, D. (2004) *Sex Differences in Labor Markets*, London and New York, Routledge.
- Oaxaca, R. L. (1973) "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets," *International Economic Review*, Vol. 14 No. 3.
- and M. Ransom (1994) "On Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials," *Journal of Econometrics*, No. 61.
- Phelps, E. S. (1972) "The Statistical Theory of Racism and Sexism," *American Economic Review*, Vol. 62 No. 4.
- Reimer, C. W. (1983) "Labor Market Discrimination against Hispanic and Black Men," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 65 No. 4.
- Rummery, S. (1992) "The Contribution of Intermittent Labor Force Participation to the Gender Wage Differential," *Economic Record*, Vol. 68 No. 203.

(ま きんきん・慶應義塾大学 COE 研究員)

A Comparative Study on Occupational Segregation and its Impact on Gender Wage Differentials : Based on Micro-data from Household Survey in Japan and China

Xinxin MA (The 21 century COE , Keio University)

Key Words: Gender wage differentials, Comparison of Japan and China, Occupational segregation, Crowding hypothesis

JEL Classification Numbers: J16 J24 J42 J71

This paper is concerned to explore occupational segregation and its impact on gender wage differentials in Japan and China based on the micro-data from Chinese 1999 urban household income survey and Japanese 2004 Keio University household income panel data survey, using decomposition models developed by Oaxaca and Brown *et al.*

The results indicate that although social economic system of Japan and China is different, occupational segregation is a common factor of gender wage differentials in Japan and China. The main findings are as follows: (1) In Japan and China, there are gender differentials in occupation distribution, and the intra-occupation differentials affect the gender wage differentials. The crowding hypothesis is proved in Japan and China. (2) Although the intra-occupation differentials affect the gender wage differentials in both Japan and China, the intra-occupation differentials effect is greater in Japan than China. It shows that the problem of discrimination in the same occupation in Japan is more serious.

These results suggest that for making a solution about the problem of occupational segregation and gender wage differentials in Japan and china, male and female employment equality law and an equal pay for equal work policy are important.