

日中における男女間賃金格差の 差異に関する要因分解

馬 欣欣

(慶應義塾大学大学院)

目次

- I はじめに
- II 先行研究と本稿の位置づけ
- III 分析枠組
- IV 推定結果
- V まとめと今後の研究課題

I はじめに

国際的に、男女間賃金格差は各国共通の問題として議論されてきた。この問題を解決するために、各国では様々な労働政策が実施されているものの、男女間賃金格差は依然として存在する。男女間賃金格差が生じる理由としては、Oaxaca (1973)、Mincer and Polachek (1974) や樋口 (1991) などでは、男女における「人的資本」¹⁾の量の相違(属性格差 differentials) および人的資本の量が同じでも男女賃金が異なること(差別 discrimination)の二つがあると説明されている。一方、『OECD 労働市場と社会政策臨時報告』(1990)²⁾によって、「賃金決定制度」がEU 各国における男女間賃金格差の主要な要因の一つであることが指摘されている。賃金決定制度は、法規制(国家の介入)および労働組合の団体交渉によって決定されるマクロレベルの賃金決定制度、および企業における個別レベルの賃金決定制度の二つに分けられる。前者の影響力が後者より強くなると、「集権型の賃金決定制度」と呼ばれ、逆の場合には、「分権型の賃金決定制度」と呼ばれる。Blau and Kahn (1992, 1996, 1997) や Kidd and Shannon

(2002) などの実証研究によって、賃金決定制度が欧米の各国における男女間賃金格差の差異に影響を与えることが示されている。しかし、以上の研究では日本および中国が分析対象に入っていなかった。

日本と中国の状況をみると、両国における労働市場の状況が異なるため、男女間賃金格差の状況およびその形成要因は同じではない。中国では、計画経済時期(1949~1977年)に「男女平等の労働政策」が強化され、男女間賃金格差が小さかったが、90年代以降、市場経済の改革に伴って男女間賃金格差が拡大し、人的資本、とくに男女間の教育水準の違いがその格差の拡大に影響を与えたことが指摘されている(Gustafsson and Li 2000; 馬 2005a)。一方、日本では、40年代の「同一労働同一賃金原則」、80年代後半以降の「男女雇用機会均等法」や「男女共同参画」などの法規制の実施に伴って男女間賃金格差が縮小したが、他の先進国に比べ、男女間賃金格差は依然大きい³⁾。その主要な理由は人的資本、とくに男女間の勤続年数の違いにあることが示されている(樋口 1991; 三谷 1995)。

また、中国において、計画経済時期には「統一分配統一賃金」の労働政策が確立され、国有企業における賃金総額、従業員の賃金基準および昇級・昇給は政府によってコントロールされていた。その時期における賃金決定制度は典型的集権型であったが、経済改革時期(1978~現在)に入ると、国有企業における賃金決定の自主権の拡大および非国有企業の発展に伴って賃金決定制度は集権型か

ら分権型に転換した (Kidd and Meng 2001; 丸川 2002; 馬 2006a)⁴⁾。一方、日本における賃金決定制度の主要な特徴は「春闘」である。これは、年一回、春にパターンセッター産業の労使交渉で春闘相場が決定され、これが各産業・企業に波及していくというものである。高度成長期に春闘を通じて賃金決定制度が集権化した⁵⁾が、90年代以降の経済不況期に、春闘の影響力が低下し、また、多くの企業において、「成果主義賃金制度」が導入された結果、賃金決定制度が分権型になりつつある (高梨 1989; 労働政策研究・研修機構 2006)。

以上から、日本と中国における人的資本および賃金決定制度の状況が異なり、これらの要因が日本および中国における男女間賃金格差の差異 (以下、本稿ではこのことを「日中の差異」と呼ぶ) に影響することがうかがえるが、具体的に人的資本および賃金決定制度はどの程度日中の差異に寄与しているかが明確になっていない。本稿では、日中における労働市場の状況を理解するため、両国における男女間賃金格差の差異の要因を解明する。

論文構成としては、Ⅱでは先行研究をサーベイし、Ⅲでは分析枠組を説明する。Ⅳで計量分析を行い、Ⅴは分析から得られた結果のまとめである。

Ⅱ 先行研究と本稿の位置づけ

1 先行研究

男女間賃金格差の形成要因について、さまざまな理論仮説が提出されているが、以下では、人的資本理論および賃金決定制度について説明した上で、この二つの要因に関する先行研究をサーベイする。

(1) 人的資本

「人的資本理論」(Becker 1964)によれば、「教育水準」(学歴)を通じて形成される「一般的人的資本」と仕事を通じて技能・知識を習得する機会、すなわち「企業内の教育訓練」によって形成される「企業特殊的な人的資本」の上昇によって従業員の生産性が向上するため、賃金が上昇することが説明されている。「人的資本理論」に従えば、学歴および勤続年数 (あるいは経験年数) に

おける男女格差が大きいほど、男女間賃金格差も大きいと考えられる。

(2) 賃金決定制度

「賃金決定制度」は、法規制 (国家の介入) および労働組合の団体交渉によって決定されるマクロレベルの賃金決定制度、および企業における個別レベルの賃金決定制度の二つに分けられる。前者の影響力が後者より強くなると、「集権型の賃金決定制度」と呼ばれ、逆の場合には、「分権型の賃金決定制度」と呼ばれる。

分権型の賃金決定制度が男女間賃金格差に与える影響には二つの効果があると考えられる。まず分権型の場合、「雇用主の偏見仮説」(Becker 1960) および「統計的差別仮説」(Arrow 1973; Phelps 1972) によって、労働需要側による男女差別が生じ、男女間賃金格差が拡大する (差別による負の効果)。一方、分権型では、完全競争市場に近づき、男女差別が小さい企業が市場を通じて生き残るため、男女間賃金格差は縮小する (市場競争による正の効果)。分権型の賃金決定制度が男女間賃金格差に与える影響は、このような「正の効果」と「負の効果」をあわせたものであると考えられる。

(3) 実証分析のサーベイ

男女間賃金格差の国際比較に関する代表的な実証分析の方法は JMP モデル⁶⁾による要因分解である (Juhn, Murphy and Pierce 1991)。以下では JMP モデルを利用した先行研究の分析結果をまとめる。

Blau and Kahn (1992, 1996, 1997) は、人的資本および賃金決定制度がアメリカおよび EU 各国における男女間賃金格差に影響を与え、集権型に比べて分権型の場合に、男女間賃金格差が大きいことを証明している⁶⁾。Kidd and Shannon (1996) は、カナダに比べてオーストラリアにおける男女間賃金格差が小さい理由は、人的資本における男女格差が小さいことおよびオーストラリアの賃金決定制度が集権的なものであることだと指摘している。

Kidd and Shannon (2002) は 80 年代におけるオーストラリアとイギリスの男女間賃金格差の変化について検証を行っており、80 年代に人的資

本がオーストラリアにおける男女間賃金格差の縮小に寄与したことを示している。また、賃金決定制度がイギリスにおける男女間賃金格差に大きく影響を与えたことを示している。すなわちイギリスにおいて男女間賃金格差がオーストラリアよりも大きいのは、イギリスの賃金決定制度が相対的に分権型的であることによると述べている。

中国の実証研究について、Gustafsson and Li (2000) および 馬 (2005a) は中国国家計調査の1988年、1995年および1999年の個票を用い、市場経済時期に中国・都市部における男女間賃金格差が拡大し、人的資本がその格差拡大に強く影響したことを指摘している。Hughes and Maurer-Fazio (2002) は1992年の中国労働市場調査プロジェクト (CLMRP) のデータを利用し、既婚者と独身者に分けて分析し、人的資本が既婚者の賃金に与える影響は未婚者より大きい、いずれも学歴が高いほど男女間賃金格差は小さいことを証明している。Liu, Meng and Zhang (2000) は1996年の上海社会科学研究所の人口調査データおよび1995年の中国社会科学院の山東省済南市・人口調査のデータを利用し、企業を、「国有企業」「集団企業」および「外資企業」の三つに分けて分析し、いずれも人的資本が男女間賃金格差に大きく影響を与えることを示している。また Kidd and Meng (2001) は国有企業のパネルデータ (1981-1987) を用い、国有企業における賃金決定制度が集権型から分権型に変化すると、男女間賃金格差が縮小することを指摘している。

日本の既存研究について、八代 (1980)、富田 (1988)、樋口 (1991) および三谷 (1995) は男女間の勤続年数の相違が日本における男女間賃金格差に大きく影響を与えることを示している。また中田 (1997) などの研究によって、日本企業内部の賃金制度、とくに「年功賃金制度」が世帯主としての男性を優遇し、それが男女間賃金格差に大きく影響を与えることが指摘されている。

2 仮説設定および本稿の特徴

以上で説明した日本と中国における労働市場の状況および先行研究を参照し、本稿では以下のような二つの仮説を設定している。

〈仮説1〉 人的資本および賃金決定制度が日中の差異に影響を与える。

〈仮説2〉 これらの要因が日中の差異に与える影響は人的資本のほうが賃金決定制度より大きい。

まず日本と中国において、両国における人的資本および賃金決定制度の状況およびその賃金への影響が異なり、これらの要因が日中の差異に寄与すると予想される。また、両国とも、90年代以降、賃金決定制度が集権型から分権型に変化し、このような賃金決定制度の変化が日中の差異に影響を与えると考えられるが、人的資本の影響に比べて小さいことが予想される。

ところで、1であげた先行研究にはいくつかの問題点があると考えられる。第一に、実証分析で日中比較が行われていないため、日中の差異の要因が明らかになっていない。第二に、先行研究では、賃金決定制度に関する実証分析が行われていないため、賃金決定制度が日中の差異に与える影響が明確になっていない。第三に、JMPモデルを用いた分析の多くは、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、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、賃金関数の推定にバイアスがあると考えられる (Rummery 1992)。第四に、賃金の平均値のみを利用した場合、賃金関数の推定にデータ自身における異質性の問題が残ると議論されているが、日中の先行研究では、この問題が考察されていない (Koener and Bassett 1982; Wu 1986)。

それゆえ本稿では、先行研究の問題を踏まえ、以下の三つの分析を行う。第一に、JMPモデルを利用して要因分解を行い、人的資本と賃金決定制度が日中の差異に与える影響を明らかにする。第二に、「経験年数モデル」および「勤続年数モデル」を利用し、両方の効果を区別して分析する。第三に、賃金関数の比例回帰分析 (quantile regression analysis) を行い、これによってデータ自身における異質性による推定バイアスの問題を考察する。

III 分析枠組

1 推定モデル

計量分析の手順としては、まず OLS によって賃金関数を推定し、次に賃金関数の推定結果を JMP モデルに代入し、要因分解を行う (Juhn, Murphy and Pierce 1991)⁷⁾。最後に賃金関数の比例回帰分析を行う。

賃金関数の推定方法について、OLS の推定にサンプル・セレクションの問題 (Heckman 1976) が起こると考えられるが、Manski (1989) は、ヘックマンの二段階の推定結果に識別制限 (identifying restrictions) や頑健性の欠如 (general lack of robustness) などの問題があることを議論している。また馬 (2005a) は CHIP1999 を利用し、ヘックマン二段階推定による要因分解の結果が OLS の結果に比べてわずかに 1% の差しかないことを示している。以上のことを考え、本稿では OLS 賃金関数の推計を行う。以下では、推定式について説明しよう。

まず OLS 法による賃金関数の推定式は式 (1) で示される。

$$\ln W = \alpha_j + \beta X_j + u_j \quad (1)$$

式 (1) の X_j は賃金に影響を与える各要因 (例えば、学歴、経験年数、勤続年数、職業、産業)、 u_j は誤差項である。

男女間賃金格差の差異の分解式について、Juhn, Murphy and Pierce (1991) に従って、式 (1) の残差 u_j を再分解すると、式 (1) は式 (2) のように展開される。

$$D_{\text{中}} - D_{\text{日}} = \frac{(\Delta X_{\text{中}} - \Delta X_{\text{日}}) \hat{\beta}_{\text{日}}^m}{\begin{aligned} &\text{① 人的資本の量の差} \\ &+ \Delta X_{\text{中}} (\hat{\beta}_{\text{中}}^m - \hat{\beta}_{\text{日}}^m) \\ &\text{② 観察される価格の効果} \\ &+ (\Delta \theta_{\text{中}} - \Delta \theta_{\text{日}}) \sigma_{\text{日}}^m \\ &\text{③ ギャップ効果} \\ &+ \Delta \theta_{\text{中}} (\sigma_{\text{中}}^m - \sigma_{\text{日}}^m) \\ &\text{④ 観察されない価格の効果} \end{aligned}} \quad (2)$$

式 (2) の $D_{\text{中}}$ は中国における男女賃金の平均値

の差であり、これは「男性の平均賃金率 - 女性の平均賃金率」によって計算され、 $D_{\text{日}}$ は同様の方法で計算された日本における男女賃金の平均値の差である。 $D_{\text{中}} - D_{\text{日}}$ は日中における男女間賃金格差の差異である。 ΔX は男女における各説明変数の平均値、 $\hat{\beta}^m$ は男性における賃金関数の推定係数、 $\Delta \theta$ は男女間の賃金残差の差、 σ^m は男性の賃金残差の標準分散である。

この各推計値の意味について説明する。第一項①は人的資本の量の差 (human capital effect) であり、第二項②は観察される価格の効果 (the observed price effect) である。第三項③は男女間の観察されない人的資本の差 (gap effect) であり、第四項④は男女間の観察されない価格の効果 (the unobserved price effect) である。①と③の合計値は人的資本の総合効果を示し、また、②と④の合計値は賃金構造の格差 (wage structure differentials)、すなわち賃金決定制度の総合効果を示している⁸⁾。①と③の合計値によって、仮説 1 を検討し、また、②および④の合計値によって、仮説 2 を検討する。

次に、比例回帰分析の賃金関数の推定式は式 (3) によって示される。

$$\ln W_j = \alpha_j + \beta_{\theta} X_j' + u_j$$

$$Q_{\theta}(\ln W_j | X_j) = \ln W_j^{\theta} = \beta_{\theta} X_j' \quad (3)$$

式 (3) では、 $Q_{\theta}(\ln W_j | X_j)$ は第 θ 分布比例の条件づけ X_j の賃金関数であり、 β_{θ} はそれぞれの説明変数の推定係数である。式 (3) によって、平均値を含む中間値および指定される各比例分布における賃金関数が推定できる。データ自体における異質性の問題が存在すれば、分布比例 θ によって、条件づけ賃金関数の推定値が異なる結果が得られる。

2 変数設定

一般的に賃金関数の推定では、被説明変数として「時間あたり賃金率の自然対数」を用いる。しかしながら、中国の場合、CHIP1999 には「労働時間」の設問がない。よって、本稿では日本の被説明変数として「時間あたり賃金率の自然対数」

表1 標本の記述統計量

	中国					日本				
	男性		女性		男-女	男性		女性		男-女
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値の差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値の差
賃金の自然対数	8.9403	0.6396	8.6938	0.7519	0.2465	7.5314	0.6042	7.0102	0.5698	0.5212
経験年数	23.086	8.686	19.959	7.668	3.1270	24.319	13.122	23.342	12.945	0.9770
勤続年数	19.627	9.4067	17.371	8.0225	2.2560	12.893	11.764	6.6737	7.8334	6.2193
中学	30.56%	0.4607	29.59%	0.4565	0.97%	8.52%	0.2794	5.29%	0.2241	3.23%
高校	23.57%	0.4245	30.27%	0.4595	-6.70%	43.64%	0.4962	56.44%	0.4963	-12.80%
短大・専門	33.88%	0.4734	33.43%	0.4719	0.45%	7.50%	0.2635	22.40%	0.4173	-14.90%
大学	11.99%	0.3249	6.71%	0.2503	5.28%	40.34%	0.4909	15.87%	0.3657	24.47%
技術・専門職	49.20%	0.5000	44.63%	0.4972	4.57%	17.73%	0.3821	15.87%	0.3657	1.86%
非技術労働職	10.12%	0.3017	14.62%	0.3534	-4.50%	34.09%	0.4743	10.76%	0.3101	23.33%
事務職	16.34%	0.3698	19.45%	0.3959	-3.11%	13.41%	0.3409	31.39%	0.4645	-17.98%
サービス職	4.06%	0.1973	12.23%	0.3277	-8.17%	15.00%	0.3573	35.10%	0.4777	-20.10%
その他	20.29%	0.4022	9.06%	0.2872	11.23%	19.77%	0.3985	6.88%	0.2533	12.89%
農・林・漁業	4.06%	0.1973	3.42%	0.1818	0.64%	0.57%	0.0752	1.06%	0.1024	-0.49%
製造業	33.08%	0.4706	35.23%	0.4778	-2.15%	25.23%	0.4346	15.17%	0.3590	10.06%
鉱業	4.71%	0.2120	4.23%	0.2014	0.48%	2.27%	0.1491	0.35%	0.0593	1.92%
建設業	5.15%	0.2211	3.98%	0.1954	1.17%	12.50%	0.3309	3.00%	0.1707	9.50%
運輸・情報通信業	11.48%	0.3188	7.61%	0.2652	3.87%	13.86%	0.3458	5.11%	0.2205	8.75%
卸業・小売業・飲食業	6.18%	0.2408	11.12%	0.3144	-4.94%	10.91%	0.3119	25.75%	0.4376	-14.84%
不動産業	1.64%	0.1272	2.01%	0.1404	-0.37%	3.18%	0.1756	6.17%	0.2409	-2.99%
衛生・体育・社会福祉業	0.99%	0.0989	0.86%	0.0921	0.13%	1.02%	0.1007	0.35%	0.0593	0.67%
教育・芸術・テレビ放送業	3.14%	0.1745	6.11%	0.2396	-2.97%	12.05%	0.3257	15.34%	0.3607	-3.29%
科学・技術サービス業	3.98%	0.1956	5.52%	0.2283	-1.54%	2.84%	0.1662	12.35%	0.3293	-9.51%
金融・保険業	9.69%	0.2958	10.09%	0.3013	-0.40%	3.30%	0.1786	5.47%	0.2275	-2.17%
公務	11.95%	0.3245	7.01%	0.2554	4.94%	9.55%	0.2940	6.70%	0.2503	2.85%
その他	3.95%	0.1948	2.82%	0.1656	1.13%	2.73%	0.1630	3.17%	0.1755	-0.44%
	2736		2339			880		567		

出所：CHIP1999およびKHPS2004の個票により筆者作成。

を用い、中国の被説明変数として「年間平均賃金の自然対数」を用いる⁹⁾。

説明変数については、まず、経験年数、学歴、職業および産業を、人的資本を示す代理変数として設定する。また勤続年数および経験年数の効果を考察するために、勤続年数および経験年数を別々に説明変数として設定する¹⁰⁾。

3 データ

中国のデータは1999年中国家計調査の個票(CHIP1999)を利用する。CHIP1999調査は2000年1月に国家统计局の中国都市部世帯調査(SBB)から、3799世帯を抽出し、1万2060人の個人に対し、中国社会科学院・経済研究所が実施した大規模の中国家計調査である。調査範囲は6省市(北京市、甘肅省、江蘇省、遼寧省、山西省、河南省)¹¹⁾を含み、一般の機関・団体が実施した調査より信頼度が高い。

日本のデータは2004年慶應義塾大学家計パネ

ル調査(KHPS2004)の個票を使用する。KHPS2004は慶應義塾大学によって、2004年1月末に第1回目の調査が実施された家計パネル調査である。KHPS2004は日本全国を代表するように選ばれた4000人を対象に実施され、対象者の就業や所得などの幅広い項目を調査している。

分析対象の年齢を20~60歳に限定し、欠損値を除外すると、中国においては、男女計5075人、うち男性2736人、女性2339人になる。日本においては男女計1447人、うち男性880人、女性567人になる。

標本の平均値を観察すると、日本における男女間賃金格差が中国より大きいことが見て取れる。中国に比べ、日本においては、男女間の経験年数の差異は小さいが、男女間の勤続年数の差異は大きい¹²⁾。また男女間の教育水準の相違は日本のほうが中国より大きい(表1)。

各要因別・男女間賃金格差の状況は表2に表している。年齢別および勤続年数別の男女間賃金格

表2 日本と中国における男女間賃金格差の状況

年齢	中国			日本		
	男性	女性	女/男	男性	女性	女/男
20-29歳	7401.42	6470.24	87.42%	2087.85	1288.77	61.73%
30-39歳	8466.91	7256.21	85.70%	2437.26	1444.63	59.27%
40-49歳	9337.95	7529.38	80.63%	2580.87	1579.94	61.22%
50-59歳	9813.20	8589.19	87.53%	2530.10	1289.45	50.96%

勤続年数	中国			日本		
	男性	女性	女/男	男性	女性	女/男
0-4	8981.85	6418.61	71.46%	1883.76	1231.58	65.38%
5-9	9206.46	7115.46	77.29%	2185.87	1314.14	60.12%
10-14	8878.38	7488.72	84.35%	2673.52	1241.51	46.44%
15-19	8834.65	7421.28	84.00%	2876.32	1476.31	51.33%
20-24	8546.43	7213.49	84.40%	3314.31	1993.92	60.16%
25-29	9355.91	7606.71	81.30%	3265.86	2099.15	64.28%
30-34	9797.38	8689.87	88.70%	3260.68	2347.95	72.01%
35-39	10678.41	10403.85	97.43%	3435.69	2349.51	68.39%

学歴	中国			日本		
	男性	女性	女/男	男性	女性	女/男
中学	7457.55	5788.71	77.62%	1848.45	951.24	51.46%
高校	8129.05	6634.10	81.61%	2025.07	1268.74	62.65%
短大	9920.68	8864.25	89.35%	2000.73	1394.71	69.71%
大学	12624.01	11014.55	87.25%	2614.31	1724.36	65.96%

出所：CHIP1999およびKHPS2004の個票により筆者作成。

注：表の中での数値について、中国は年間平均賃金の値（元/年）であり、日本は時間当たり賃金率（円/時間）である。

差について、いずれも日本は中国より大きい。日本における男女間賃金格差は特に勤続年数「10～14年間」の層で大きい。この理由は、日本企業では昇進格差が就職10～14年間に出現することにあると考えられる。つまり昇進における男女差別（昇進の天井 glass ceiling）が存在するため、勤続年数の「10～14年間」に男女間の昇進昇給の格差が拡大し、男女間賃金格差が拡大することが考えられる（日本労働研究機構 1994；梅崎 2005）。すなわち、男性を優遇する日本企業の人事制度によって男女間賃金格差が拡大していることが示唆される。学歴別の男女間賃金格差は日本のほうが中国より大きい。日中とも、学歴が高いほど、男女間賃金格差が小さいことがわかる。

以上から、学歴および勤続年数の要因が日中の差異に関連することがうかがえるが、これらの要因がどの程度日中の差異に寄与しているかは必ずしも明確ではない。以下では、日中の差異の要因に関する計量分析を行い、その推定結果について説明しよう。

IV 推定結果

1 賃金関数の推定結果

経験年数の基本モデル¹³⁾の分析結果は表3の通りである。経験年数は、中国男性に比べて、日本男性の賃金に強く影響する。また経験年数は中国女性の賃金にプラスの有意な影響を与えるが、日本女性の賃金には有意な影響を与えない。学歴について、高校をレファレンスグループにすると、両国とも、学歴が高いほど男女の賃金が高い。この結果は人的資本理論に整合的である。また両国とも、学歴が賃金に与える影響は女性のほうが男性より大きい。

勤続年数の基本モデルの結果を示したものが表4である。両国とも、勤続年数および学歴が男女賃金に与える影響は「経験年数の基本モデル」とほぼ同様である。しかし、経験年数に比べ、勤続年数が男女の賃金に与えるプラスの影響は小さい。このことは、経験年数の効果には年齢の効果と勤

表3 日本と中国における男女別・賃金関数（経験年数モデル）

基本モデル	中国				日本			
	男性		女性		男性		女性	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
経験年数	0.0292***	4.42	0.0251***	3.01	0.0775***	15.54	0.0045	0.67
経験年数二乗	-0.0003**	-2.41	-0.0002	-0.77	-0.0013***	-12.36	-0.0001	-0.77
中学	-0.1697***	-5.04	-0.2355***	-5.87	-0.0763	-0.84	-0.1926*	-1.86
短大	0.2066***	6.96	0.3223***	9.64	0.1487**	2.44	0.1649***	3.01
大学	0.5024***	13.92	0.6289***	13.08	0.3527***	9.07	0.3672***	5.12
常数項	8.3982***	112.84	8.1856***	96.94	6.5047***	116.03	6.8984***	87.44
Number of obs	2736		2339		880		567	
Prob>F	0.0000		0.0000		0.0000		0.0000	
R-squared	0.1304		0.1459		0.2629		0.0745	
Root MSE	0.5970		0.6956		0.5203		0.5505	
拡張モデル								
経験年数	0.0313***	5.16	0.0273***	3.30	0.0674***	13.45	-0.0009	-0.13
経験年数二乗	-0.0004***	-3.22	-0.0003	-1.38	-0.0012***	-11.17	0.0000	-0.09
中学	-0.1413***	-4.32	-0.2042***	-5.36	-0.0075	-0.08	-0.1536	-1.51
短大	0.1216***	4.17	0.1769***	5.22	0.0933*	1.65	0.0297	0.51
大学	0.3419***	8.99	0.3649***	7.03	0.2286***	5.38	0.1342	1.60
職業	有り		有り		有り		有り	
産業	有り		有り		有り		有り	
常数項	8.2193***	107.42	8.5636***	84.04	6.8579***	86.10	7.0424***	70.26
Number of obs	2736		2339		880		567	
Prob>F	0.0000		0.0000		0.0000		0.0000	
R-squared	0.2144		0.2333		0.3529		0.2020	
Root MSE	0.5691		0.6619		0.4920		0.5187	

出所：CHIP1999およびKHPS2004より推定。

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

2) OLSの推定で、robust修正を行う。

3) 学歴のレファレンスグループ＝「高校」、職業のレファレンスグループ＝「事務職」、産業のレファレンスグループ＝「製造業」である。

4) 拡張モデルでは、職業および産業を推定したが、本稿では掲載で省略している。

続年数の効果の二つが含まれていることによって説明できる。すなわち、経験年数の効果は、「生活保障による年功効果」（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）の二つからなる。このことによって、経験年数の推定値が勤続年数より大きくなると考えられる。小野（1989）でも、生活保障による年功効果が賃金に大きく影響を与える場合に、勤続年数の推定値が経験年数により小さいと述べられている。勤続年数の拡張モデルの結果と経験年数の拡張モデルの結果も基本モデルの推定結果とほぼ同様な傾向がみられる。

2 JMP モデルによる要因分解の結果

次に要因分解の結果をみてみよう。その結果は表5に示している。日本と中国における男女間賃

金格差の差異 ($D_{中}-D_{日}$) をみると、日本の値が中国に比べて0.2747上回り、日本における男女間賃金格差が中国より大きいことが明らかになった。要因分解の結果について、どのモデルでもほぼ同様な傾向がみられる。そのため、以下では勤続年数の拡張モデルの結果について詳しく説明する。

第一列①の結果は男女間の人的資本の量の違いを示す。この推定値が-0.1557であり、各属性の中では勤続年数の推定値が-0.1241で一番高い値を示している。よって、勤続年数における男女格差が日本と中国における男女間賃金格差の差異の主要な要因であることが示される。この理由は日中の女性における就業状況が異なることにあると考えられる¹⁴⁾。また、他の日中における男女間賃金格差の差異の要因についてもみてみよう。

表4 日本と中国における男女別・賃金関数（勤続年数モデル）

基本モデル	中国				日本			
	男性		女性		男性		女性	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
勤続年数	0.0143***	2.57	0.0212***	2.93	0.0520***	9.78	0.0109	1.52
勤続年数二乗	-0.0002	-1.22	-0.0002	-1.05	-0.0007***	-4.59	0.0005*	1.80
中学	-0.1438***	-4.23	-0.2237***	-5.54	-0.2447***	-3.23	-0.2202**	-2.31
短大	0.2183***	7.20	0.3344***	9.85	0.0408	0.72	0.1998***	3.95
大学	0.4986***	13.90	0.6294***	13.09	0.2998***	8.54	0.3882***	6.37
常数項	8.6472***	148.21	8.3127***	121.44	6.9849***	189.62	6.7929***	167.59
Number of obs	2736		2339		892		567	
Prob>F	0.0000		0.0000		0.0000		0.0000	
R-squared	0.1081		0.1317		0.3472		0.1797	
Root MSE	0.6046		0.7014		0.4896		0.5183	
拡張モデル								
経過年数	0.0188***	3.66	0.0208***	2.96	0.0474***	9.19	0.0078	1.13
経過年数二乗	-0.0003***	-2.14	-0.0002	-1.21	-0.0007***	-4.57	0.0005*	1.88
中学	-0.1165***	-3.57	-0.1952***	-5.11	-0.1945***	-2.57	-0.1832*	-1.92
短大	0.1195***	4.03	0.1775***	5.16	0.0227	0.41	0.0907	1.63
大学	0.3219***	8.56	0.3460***	6.65	0.2158***	5.66	0.2226***	3.00
職業	あり		あり		あり		あり	
産業	あり		あり		あり		あり	
常数項	8.4244***	134.65	8.2387***	107.69	7.1491***	114.47	6.8967***	97.00
Number of obs	2736		2339		880		567	
Prob>F	0.0000		0.0000		0.0000		0.0000	
R-squared	0.2011		0.2251		0.4197		0.2753	
Root MSE	0.5739		0.6649		0.4695		0.4943	

出所：CHIP1999およびKHPS2004より推定。

注：1）*，**，***はそれぞれ有意水準10%，5%，1%を示す。

2）OLSの推定で，robust修正を行う。

3）学歴のレファレンスグループ＝「高校」，職業のレファレンスグループ＝「事務職」，産業のレファレンスグループ＝「製造業」である。

4）拡張モデルでは，職業および産業を推定したが，本稿では掲載で省略している。

第二列②（観察される価格）の推定値は-0.0090であり，第三列③（男女間の観察されない人的資本の差）の推定値は-0.1579であり，第四列④（観察されない価格）の推定値は0.0479であることがそれぞれ示されている。

仮説1（「人的資本および賃金決定制度が日中の差異に影響を与える」）の検証結果が①と③の合計値，および②と④の合計値によって検証される。①と③の合計値は人的資本の総合効果を示し，その推定値は-0.3154である。また，②と④の合計値は賃金決定制度の総合効果を示し，その推定値は0.0407である。この二つの要因がいずれも日中の差異に寄与したことが明確であり，仮説1が検証された。また，仮説2（「人的資本および賃金決定制度が日中の差異に与える影響は人的資本のほうが賃金決定制度より大きい」）を検証するために，両者

の絶対値を比較する。すると，人的資本の総合効果（0.3154）は日中の差異に与える影響が賃金決定制度の総合効果（0.0407）に比べて大きい。よって，仮説2が検証された。

3 比例回帰分析の推定結果

上記の推定結果は平均値のみを考慮していた。しかし，Ⅲでも述べたように，賃金の平均値のみを利用した場合，推定結果にデータ自身における異質性の問題が残る。よって，比例回帰分析でも推定した。

表6の比例回帰分析から，賃金の平均値および指定される各分布比例値（10%，25%，50%，75%および90%）では，日中の差異が異なっている。日中の差異は高労働所得層（賃金における75～90%の比例分布）のほうが低労働所得層（賃金にお

表5 日本と中国における男女間賃金格差の差異に関する要因分解 (JMP モデル)

	$D_{\phi} - D_{\eta}$	人的資本の量 ①	観察される価格 ②	ギャップ ③	観察されない 価格 ④	人的資本 ①+③	賃金制度 ②+④
基本モデル1	-0.2747	-0.0016	0.0076	-0.2867	0.0060	-0.2883	0.0136
経験年数		0.0366	0.0003				
学歴		-0.0432	0.0073				
拡張モデル1	-0.2747	0.0114	0.0028	-0.3194	0.0305	-0.3080	0.0333
経験年数		0.0249	0.0081				
学歴		-0.0294	0.0048				
職業		0.0305	-0.0244				
産業		-0.0146	0.0123				
基本モデル2	-0.2747	-0.1880	-0.0190	-0.1357	0.0680	-0.3237	0.0490
勤続年数		-0.1423	-0.0313				
学歴		-0.0457	0.0123				
拡張モデル2	-0.2747	-0.1557	-0.0090	-0.1579	0.0479	-0.3136	0.0389
勤続年数		-0.1241	-0.0215				
学歴		-0.0335	0.0068				
職業		-0.0008	-0.0115				
産業		-0.0024	0.0172				

出所：CHIP1999およびKHPS2004の個票により筆者推定。

注：モデル1 = 「経験年数モデル」、モデル2 = 「勤続年数モデル」

表6 日本と中国における男女間賃金格差に関する比例回帰分析の結果

年別	平均値	10%	25%	50%	75%	90%
日本	0.3250***	0.2585***	0.3012***	0.3618***	0.4218***	0.3706***
	0.0325	0.0566	0.0382	0.0206	0.0341	0.0586
中国	0.1645***	0.2121***	0.1549***	0.1361***	0.1081***	0.0814***
	0.0182	0.0287	0.0208	0.0164	0.0202	0.0240
$F_{\eta} - F_{\phi}$	0.1605	0.0464	0.1463	0.2257	0.3137	0.2892

出所：CHIP1999およびKHPS2004の個票により筆者推定。

注：1) 表の数値は quantile regression による「男性ダミー」の推定係数の差 ($F_{\eta} - F_{\phi}$) である。

ほかには「勤続年数」「学歴」「職業」および「産業」を推定したが、掲載で省略している。

2) ***はそれぞれ有意水準1%を示す。二段階の値は不均一分散の標準偏差である。

る10~25%の比例分布)に比べて大きいことが示される。

比例回帰分析の結果から、平均値のみを利用する賃金関数の推定にデータ自身における異質性の問題があり、賃金所得が高いほど、日中の差異が大きいことが示された。

V まとめと今後の研究課題

本稿では、日中の差異の要因について、JMPモデルを用いた計量分析を通じ、仮説1および仮説2が検証され、以下のことが明らかになった。

第一に、中国に比べ、日本においては男女間賃金格差が大きい。

第二に、人的資本および賃金決定制度が日中の差異に寄与する。

第三に、賃金決定制度に比べ、人的資本が日中の差異に与える影響が大きい。男女間の勤続年数の相違が日中の差異の最も主要な要因である。

第四に、低労働所得層に比べ、高労働所得層における日中の差異が大きい。

計量分析の結果から、以下のことが提示される。

第一に、男女間の勤続年数の相違によって日中の差異が生じることが明らかになった。したがって、日本において、男女間賃金格差を縮小するために、勤続年数における男女格差を縮小することが重要な課題になると考えられる。出産・育児期における女性の継続就業を促進するため、「育児休業制度」の徹底および育児サービスの充実が必要であることが考えられる(四方・馬 2006)。

第二に、賃金決定制度の影響については、以下のことが考えられる。まず中国において、経済改

革に伴って賃金決定制度が集権型から分権型に変化した。それに伴い、男女間賃金格差が拡大した。この問題を解決するために、中国では「男女平等の労働政策」の徹底が必要であると考えられる。また日本における労働組合に比べ、中国における労働組合が賃金決定に与える影響は小さい。今後中国における労働組合の機能向上が重要な課題になると考えられる。

第三に、職業および産業が人的資本要因の一部として日中の差異に寄与し、男女間の職業分布の相違および同じ職業についても男女賃金が異なることが両国における男女間賃金格差に影響を与えていた¹⁵⁾。両国とも、男女間賃金格差を縮小するために、「同一労働同一賃金政策」の徹底が重要であると考えられる(馬 2005b, 2006b; 李・馬 2006)。

以上のように、本稿の分析によって日中の男女間賃金格差に関するいくつかの事実が明らかになったが、課題も残されている。第一に、今回の分析では、データの制限でCHIP1999 およびKHSP2004の個票を利用したが、クロス・セクションの分析によって、個体間の異質性の問題が残ると考えられる。今後中国パネルデータの調査が充実することで、この課題に関するパネルデータの分析が必要であると考えられる。第二に、本稿では、JMPモデルに基づいて日中労働市場における労働需給の状況が同じであることを前提条件とした上で、要因分解の分析が行われた。しかし、両国における異なる労働需給が日中の差異に影響を与えることも考えられる。このため、雇用状況の要因を含む実証分析は今後の研究課題としたい。

* 本稿を作成する際に、慶應義塾大学における文部省 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、樋口美雄、八代充史、中国社会科学院・経済研究所李実の各教授から御指導および貴重な助言を頂いた。日本労使関係研究協会 (JIRRA) の 2006 年労働政策研究会議で報告する際に、孫田良平教授および同志社大学の石田光男教授に有益なコメントをして頂いた。ここに記して深く感謝したい。文責の誤りは全て筆者に帰する。

1) 「人的資本」について、Becker (1964) や Mincer (1974) などの研究では、「人的資本」が「一般的人的資本」と「企業特殊的な人的資本」に分けられ、実証分析の際には、「学歴」、「経験年数」および「勤続年数」が代理指標として利用

された。

- 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としては、①「性別職域分離」、②家庭責任を女性の負担とする「性別役割分業」および ③男性には世帯主として「家族賃金」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三つが主要な要因であることが指摘されている。
- 3) 男女間賃金格差の国際比較について、男性を 100 とした場合、女性の時間当たり賃金率は、日本 66.8 (2003 年)、アメリカ 79.4 (2003 年)、イギリス 80.6 (1999 年)、フランス 74.1 (2002 年) である。(日本：厚生労働省『賃金構造基本統計調査 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* 参照)。
- 4) 『中国国家統計年鑑 2004』によると、国有企業における従業員数は 1990 年の 1 億 346 万人から 2003 年の 6876 万人に激減したが、民営企業における従業員数は 1990 年の 671 万人から 2003 年の 4922 万人に激増し、また、外資企業における従業員数は 1990 年の 66 万人から 2003 年の 863 万人に増加した。
- 5) JMP モデルは、Juhn, Murphy and Pierce (1991) がはじめて用いたもので、人的資本および人的資本以外の要因が男女間賃金格差に与える影響を分析するための計量モデルである。男女間賃金格差の国際比較に関する実証研究では、このモデルがよく利用されている (Blau and Kahn 1992, 1996, 1997; Kidd 2001; 2002)。なお、「JMP」という名称は三人の姓の頭文字をとったものである。
- 6) Blau and Kahn (1992, 1996, 1997) は EU における賃金決定制度は集権型である一方、アメリカでは労働組合の団体交渉を通じた賃金決定への影響力が弱く、賃金はほとんど外部労働市場の賃金相場によって決定されるため、その賃金決定制度は分権型であると述べている。また、分権型であるアメリカの男女間賃金格差は、集権型である EU の賃金格差に比べて大きいことを指摘している。
- 7) Suen (1997) は、JMP モデルについて、第三項の差別効果が第四項の観察されない価格から完全に独立ではなく、大きい分布に「厚い末端」(thicker tails) があると、賃金分布における不平等度が大きくなり、これによって推定結果にバイアスが生じると議論している。しかし、このような問題点があるにしても、JMP モデルは男女間賃金格差の国際比較に関する実証分析では標準的な手法であるため、本稿では JMP モデルを利用する。
- 8) 計量分析において、第二項および第四項の合計値が賃金構造の差を示すが、賃金決定制度が賃金構造の差に大きく影響を与えるため、JMP モデルでは、第二項および第四項の合計値を賃金決定制度の代理指標として利用する。
- 9) 日中とも、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のものは含まない。日本の分析では、「時間当たり賃金率」を利用するが、中国の分析では、「年間平均賃金」を利用するため、若干バイアスが生じると考えられる。しかし、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、バイアスは小さいと考えられる。また日中比較では、男女の差に関する推定結果を利用するため、推定結果のバイアスは少ないと考えられる。
- 10) 以下の分析では、経験年数と勤続年数の説明変数をそれぞれ利用することによって、推定モデルが経験年数モデルと勤

続年数モデルの二つに区別される。

- 11) 中国の地域は東部、中部および西部の三つに分けられる。江蘇省および遼寧省が東部地域であり、北京市および河南省が中部地域であり、甘肅省および山西省が西部地域である。
- 12) 経験年数は「経験年数=年齢-教育年数-5」として算出する。勤続年数について、中国の分析では、「勤続年数=CHIP 1999における『現在の企業で勤める年数』」、日本の分析では、「『勤続年数』=2004-KHSP2004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」として算出する。
- 13) 本稿において、基本モデルとは、説明変数が経験年数（あるいは勤続年数）および学歴である推定モデルであり、拡張モデルとは、基本モデルの説明変数に職業および産業を加えた推定モデルである。
- 14) 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、厚生労働省「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が出産後に就業する割合は32.2%であり、無業は67.4%である。つまり日本では出産退職をする女性が多いことが示されている。
- 15) 馬（2005b, 2006b）はBrownモデルを用い、日中とも「性別職業分離」の問題が存在したが、職業内格差（同じ職業内についても男女賃金が異なること）は日本のほうが中国より大きいことを示している。

参考文献

- Arrow, K. (1973) "The Theory of Discrimination," in O.A. Ashenfelter and A. Rees (eds.) *Discrimination in Labor Markets*, Princeton: Princeton University Press, pp. 3-33.
- Becker, G.S. (1960) *The Economics of Discrimination, 1st*, Chicago: University of Chicago Press.
- Becker, G.S. (1964) *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*, Chicago: University of Chicago Press.
- Blau, F. and Kahn L. (1992) "The Gender Earnings Gap: Learning from International Comparisons," *American Economic Review*, 82, pp. 533-538.
- Blau, F. and Kahn L. (1996) "Wage Structure and Gender Earning Differentials: A International Comparison," *Economica*, 63, pp. 29-62.
- Blau, F. and Kahn, L. (1997) "Swimming Upstream: Trends in the Gender Wage Differentials in the 1980s," *Journal of Labor Economics*, 15, pp. 1-42.
- Gustafsson, B. and Li Shi (2000) "Economic Transformation and the Gender Earnings Gap in Urban China," *Population Economics*, 13, pp. 305-329.
- Hughes, J. and Maurer-Fazio, M. (2002) "Effects of Marriage, Education, and Occupation on the Female / Male Wage Gap in China," *Pacific Economic Review*, 7(1), pp. 137-156.
- Heckman, J. (1976) "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection, and Limited Development Variables and a Simple Estimator for Such Model," *The Annals of Economic and Social Measurement*, 5, 475-492.
- Juhn, C. K., Murphy and Pierce, B. (1991) "Accounting for the Slowdown in Black-White Wage Convergence," In Koster, K. M. (ed.), *Workers and their Wages*, Washington DC: AEI, pp. 107-143.
- Kidd, M. P. and Shannon, M. (1996) "The Gender Wage Gap: A Comparison of Australia and Canada," *Industrial and Labor Relations Review*, 49(4), pp. 729-746.
- Kidd, M. P. and Shannon, M. (2002) "Labor Market Institutions and the Gender Wage Gap in Britain and Australia, 1973-90," *Labor*, 16(1), pp. 135-156.
- Kidd, M. P. and Xin Meng (2001) "The Chinese State Enterprise Sector: Labor Market Reform and the Impaction Male-Female Wage Structure," *Asian Economic Journal*, 15(4), pp. 405-423.
- Koener, R. and Bassett, G. (1982) "Robust Tests for Heteroscedasticity Based on Regression Quantile," *Econometrica*, 50, pp. 43-61.
- Manski, C. F. (1989) "Anatomy of Election Problem," *Journal of Human Resources*, 24, pp. 343-360.
- Mincer, J. and Polachek, S. W. (1974), "Family Investments in Human Capital: Earnings of Women," *Journal of Political Economy*, 82(2-2), pp. 76-108.
- Oaxaca, R. L. (1973) "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets," *International Economic Review*, 14(3), pp. 693-709.
- Pak-Wai Liu, Xin Meng, and Zhang Junsen (2000) "Sectoral Gender Wage Differentials and Discrimination in the Transition Chinese Economy," *Population Economics*, 13, pp. 331-352.
- Phelps, E. S. (1972) "The Statistical Theory of Racism and Sexism," *American Economic Review* 62: 659-661.
- Reimer, C. W. (1983) "Labor Market Discrimination against Hispanic and Black Men," *The Review of Economics and Statistics*, LXZ, pp. 351-364.
- Rummery, S. (1992) "The Contribution of Intermittent Labor Force Participation to the Gender Wage Differential," *Economic Record*, 68(202), pp. 351-354.
- Suen, W. (1997) "Decomposing Wage Residuals: Unmeasured Skill or Statistical Artifact?" *Journal of Labor Economics*, Vol. 15, No. 3(1), pp. 555-566.
- Wu, C. F. J. (1986) "Jackknife, Bootstrap and Other Resampling Methods in Regression Analysis," *Annals of Statistics*, 14, pp. 1261-1350.
- Xiao-Yuan Dong and Bowles (2002) "Segmentation and Discrimination in China's Emerging Industrial Labor Market," *China Economic Review*, 13, pp. 170-196.
- OECD (1990) 「価値を比較できる労働に対する同一賃金」『労働市場と社会政策臨時報告』OECD.
- 梅崎修 (2005) 「ジェンダーと昇進」松繁寿和・梅崎修・中嶋哲夫『人事の経済分析』ミネルヴァ書房。
- 小野旭 (1989) 『日本の雇用慣行と労働市場』東洋経済新報社。
- 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 (2006) 『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』pp.167-189, 慶應義塾大学出版会。
- 高梨昌 (1989) 『新たな雇用政策の展開——昭和50年代の雇用政策』労務行政研究所。
- (2002) 『変わる春闘——歴史的総括と展望』労働政策研究・研修機構。
- 富田安信 (1988) 「女性の雇用管理と男女間賃金格差」小池和男・富田安信『職場のキャリアウーマン』pp. 144-165, 東洋

- 経済新報社.
- 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『日本の雇用慣行と労働市場』 pp. 170-200, 東洋経済新報社.
- 日本労働研究機構 (1994) 『大企業ホワイトカラーの移動と昇進——ホワイトカラーの企業内配置・昇進に関する実態調査結果報告』調査研究報告書.
- 樋口美雄 (1991) 『日本経済と就業行動』東洋経済新報社.
- 馬欣欣 (2005a) 「中国・都市部における男女間賃金格差」
KUMQRP DISSCUSSION PAPER SERIES DP2005-013.
—— (2005b) 「職業が男女間賃金格差に及ぼす影響の中日比較」
KUMQRP DISSCUSSION PAPER SERIES DP2005-011.
—— (2006a) 「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 pp. 19-27.
—— (2006b) 「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『グローバル化時代における企業経営の諸課題』 pp. 85-104, 慶應義塾大学出版会.
- 丸川知雄 (2002) 『労働市場の地殻変動』名古屋大学出版会.
- 三谷直紀 (1995) 「女性雇用と男女雇用機会均等法」猪木武徳・樋口美雄『日本の雇用システムと労働市場』 pp. 201-227, 日本経済評論社.
- 八代尚宏 (1980) 「男女間賃金差別の要因について——その合理的解明と対策」『日本経済研究』第 9 号 pp. 17-31.
- 李实・马欣欣 (2006) 「中国城镇职工の性別工资差异与职业分割的经验分析」『中国人口科学』2006 年第 5 期 pp. 2-13.
- 労働政策研究・研修機構 (2006) 『社会経済構造の変化を踏まえた労働条件決定システムの再構築』労働政策研究報告書 No.56.

ま・きんきん 慶應義塾大学経商連携 21 世紀 COE 研究員。最近の主な著作に「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」(共著)『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, 2006 年)。労働経済学・人事労務管理専攻。