(Robert 2001; Meng 2001; 蔡・白 2006; 馬 2007a, 2008a, 2008b)。また、1990 年代以降、国有企業の雇用調整が促進された。それに伴って一部の従業員がレイオフ失業者になり、国有企業の雇用人数が激減した。レイオフ失業者の大多数は、国有企業の中高年者であり、彼らは、文化大革命の影響を受け、教育水準が若いコーホート層より低いため、再就職をしても、大多数が非正規者として就業している (Appleton・Knigh・宋・夏 2004;Knight・李 2004; 馬 2008c)。さらに、外資・民営企業の雇用就業者の人数が増加した (Knight, Song and Jia 1999; Knight・李 2004; 馬 2008c)。外資・民営企業における就業者の大多数は、短期契約者 (非正規就業者) である。よって現在の中国都市における就業形態は、国有部門の正規就業者と、出稼ぎ農民労働者、レイオフ失業後の再就職者、外資・民営企業の就業者などによって構成された非正規就業者に分けられる。Meng and Zhang (2001)、Margaret and Ngan (2004)、馬 (2007a, 2008a, 2008b) は、都市労働者と出稼ぎ農民労働者間の賃金格差が存在することを指摘している。

次に、日本について概観する。日本では、1990 年代以降、派遣労働法などの規制緩和に伴い、非正規就業者が増加している[2]。非正規就業者は、女性のほうが男性より圧倒的に多い[3]。現在、日本企業の内部労働市場においては、男性が基幹労働者 (正規社員) として雇用される一方、女性は、補助的な仕事に従事させられる。「結婚退職」 や 「出産退職」 などの企業慣行が依然として存在し、女性は結婚・出産の際に離職した後に、再就業をしても、ほとんど非正規社員として雇用され、教育水準や過去の就業経験が十分に評価されない (四方・馬 2006)。また、1990 年代以降、フリーターが増加し、教育水準が低いほどフリーターになる確率が高くなり、フリーターを経験した後の賃金は、フリーター経験のない労働者より低いことが指摘されている (酒井・樋口 2005)。まとめると、日本における就業形態は、男性正規就業者、若年層の女性正規就業者と、既婚女性、若年フリーターなどによって構成された非正規就業者に分けられる。永瀬 (1994, 1997)、金子・杉橋・山下 (2005) は、日本において、正規と非正規間の賃金格差が存在することを示している。

以上の概観から、日本と中国の就業者を取り巻く労働市場の状況が異なるが、1990 年代以後、日本においても、中国においても、非正規就業者が増加しており、正規就業者と非正規就業者間の賃金格差 (以下では、「正規と非正規間の賃金格差」 と呼ぶ) の拡大は両国共通の問題となっていることがわかる。しかしながら、現在までに、日中とも、正規と非正規間の賃金格差の要因に関する計量分析は少ない。さらに、正規と非正規間の賃金格差に関する日中比較を行うことは、一国の研究の限界を超えて、両国の労働市場の構造を深く理解することを可能にするため、重要であると考えられる。本稿は、中国および日本を対象とした正規と非正規間の賃金格差の

要因に関するはじめての実証研究である。

本稿の構成は以下の通りである。第1節で先行研究をサーベイした上で、仮説を設定する。第2節では、仮説検証のための計量分析の枠組みについて説明する。第3節では、この分析の枠組みに基づく計量分析を行い、仮説を検証する。最後に、結論と政策示唆をまとめる。

1 先行研究のサーベイと本稿の特徴

(1) 正規と非正規間の賃金格差に関する諸理論仮説

正規と非正規間の賃金格差の要因は、以下のような諸理論によって説明されている。まず、「人的資本理論」(Becker 1964; Mincer 1974) によれば、学校教育 (学歴) を通じて形成される「一般人的資本」と仕事を通じた技能・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し、賃金が上昇することが説明されている。この理論に基づけば、正規と非正規において、学歴や経験年数などの人的資本の量が異なるため、正規と非正規間の賃金格差が生じると考えられる。

次に、人的資本を含む他の属性要因が一定であっても、Becker (1957) の「雇用主の偏見」と、Arrow (1972,1973)、Phelps (1972) などの「統計的差別理論」によれば、正規と非正規間の差別的取り扱いが存在し、両者間の賃金格差が生じることも考えられる。

もう1つの理由として、労働市場の分断化が挙げられる。Piore (1970)、Doeringer and Piore (1971) の「二重労働市場の仮説」(Dual labor markets) によれば、労働市場が制度的に第一次労働市場 (primary market) と 第二次労働市場 (secondary market) の2つに分断されるため、賃金格差が生じると考えられる。第一次労働市場とは、高い賃金、よい労働条件、安定的雇用、組織内部での配置転換や昇進昇格を繰り返し、熟練を形成してゆく労働市場である。第二次労働市場とは、第一次労働市場に対して、低い賃金、劣悪な労働条件、高い労働移動率、少ない教育訓練、低い昇進機会などによって特徴づけられる労働市場である。二重労働市場の仮説によると、第一次労働市場にいる労働者は、ほぼ正規就業者であり、第二次労働市場にいる多くの労働者は、非正規就業者であるため、労働市場の分断化が存在し、正規と非正規間の賃金格差が生じると考えられる。

(2) 実証研究のサーベイ

以下では、これらの理論仮説に基づく正規と非正規間の賃金格差に関する実証分析について

サーベイし、主に正規と非正規間の賃金格差に関する要因分解の先行研究をまとめる。要因分解のモデルでは、正規と非正規間の賃金格差は、人的資本などの各要因の量の格差（本稿では、「属性格差」と呼ぶ）と、各要因の量の格差によって説明できない差異（本稿では、「非属性格差」[4]と呼ぶ）の2種に分けられる。

まず、欧米に関する先行研究についてまとめる。Ermisch and Wright（1991）は、イギリス既婚女性に対する調査の個票を用い、正規、非正規、無業の就業形態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賃金関数を推定し、経験年数で示される「在職人的資本」（on-the job investment in human capital）、教育水準で示される一般的人的資本が正規の賃金に与える影響は、非正規より大きいことを示している。

Barrett and Doiron（2001）は、カナダの1989年LMAC（Labor Market Activity Survey）の男女計のサンプルを用い、正規、自発的パート、非自発的パート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男女別の賃金関数を推定した上で、正規と自発パートの賃金格差および正規と非自発パートの賃金格差に関する要因分解を行っている。その結果、賃金格差への寄与度は、女性の正規と自発的パートの場合、非属性格差が50%、属性格差が50%であり、男性の正規と自発的パートの場合、非属性格差が39%、属性格差が61%であり、女性の正規と非自発的パートの場合、非属性格差が52%、属性格差が48%であり、男性の正規と非自発的パートの場合、非属性格差が43%、属性格差が57%であり、非属性格差の影響は、女性のほうが男性より大きいことを示している。

Baffoe-Bonnie（2003）は、アメリカの2000年CPS（Current Population Survey）の男女計のサンプルを用い、就業形態の選択によるバイアスを修正した正規と非正規の賃金関数を推定した上で、正規と非正規間の賃金格差に関する要因分解を行い、正規と非正規間の賃金格差は13.94であり、このうち、非属性格差は13.71、属性格差は0.23であり、非属性格差の影響が属性格差より大きいことを明らかにしている。

Baffoe-Bonnie（2004）は、アメリカの1993年CPSの男女計のサンプルを用いて正規と非正規の賃金関数を推定し、非正規に比べ、正規就業者の年齢と教育水準が高いことと、就業形態の選択が正規と非正規の賃金関数に影響を与えるため、正規と非正規の非ランダムのバイアスを修正することが必要であることを指摘している。

次に、中国に関する先行研究についてまとめる。Meng and Zhang（2001）は1995年と1999年上海社会科学院人口研究所の上海流動労働力調査の個票を利用し、Oaxaca 要因分解の分析を行い、都市労働者と出稼ぎ農民労働者間の賃金格差の要因について、属性格差が賃金格

差の 50.82%に寄与し、非属性格差が賃金格差の 49.18%に寄与することを示している。

Margaret and Ngan (2004) は、2000 年中国都市労働力市場の共同調査 (北京、南京、武漢、西安、天津、長春で 118 社 4873 人に対して実施した調査) の個票を利用し、都市労働者、レイオフ失業者、レイオフ失業後の再就業者、出稼ぎ農民労働者の賃金格差に関する Oaxaca の要因分解分析によって、出稼ぎ農民労働者と都市労働者間の賃金格差への寄与度は、属性格差が 5.89%、非属性格差が 94.11%であり、都市労働者と都市再就業者間の賃金格差への寄与度は、属性格差が-8.48%、非属性格差が 108.48%であることを示している。

馬 (2007a, 2008a, 2008b) は 2002 年中国都市部家計調査 (CUHIP2002) と 2002 年中国出稼ぎ農民労働者調査 (CRHIP2002) の個票を利用し、都市正規、都市非正規、農民非正規の三者間の賃金格差に関する Oaxaca の要因分解の分析を行い、都市正規と農民非正規間の賃金格差の寄与度は、属性格差が 25.46%、非属性格差が 74.54%であり、都市正規と都市非正規間の賃金格差の寄与度は属性格差 16.05%、非属性格差が 83.95%であり、都市非正規と農村非正規間の賃金格差の寄与度は属性格差が 99.23%、非属性格差が 0.77%であることを明らかにしている。

最後に、日本に関する先行研究についてまとめる。日本において、正規と非正規間の賃金格差の要因分解に関する計量分析は少ないが、以下のような先行研究がある。

永瀬 (1994) は、パートと正規就業者の賃金を分析し、女性の就業形態選択のバイアスを修正した賃金関数を推定し、家族構成要因 (子供の数や末子の年齢など) が、それぞれの賃金に与える影響は異なることを指摘している。また、永瀬 (1997)は、パートと正規社員間の賃金格差が存在し、属性要因をコントロールしても、その賃金格差が依然として存在することを確認している。

金子・杉橋・山下 (2005)は、正規と非正規就業者の年間所得格差について、1992 年、1997 年および 2002 年の就業構造基本調査のリサンプリング・データを利用し、Oaxaca 要因分解の方法を用いて分析している。その結果、男性の正規と非正規において、非属性格差に起因する所得格差は、年間所得格差の約半分であり、女性の正規と非正規において、非属性格差に起因する所得格差が、年間所得に占める割合は若干低くなると指摘している。その理由として、男女雇用機会均等法の実施・改正のもとで、とくに女性の正規就業者の高学歴化や継続就業年数の長期化が進行した一方で、女性の非正規就業者では、高学歴化や継続年数が大きく変化しなかったことにあることを指摘している。

本稿の分析は、以上に挙げた先行研究と比べて、いくつかの長所をもっている。第一に、正

規と非正規間の賃金格差について、日本と中国の両方を含む要因分解の分析が行われていないため、正規と非正規間の賃金格差の要因において、日中の共通性と相違性は明確ではない。本稿では、日本と中国における正規と非正規間の賃金格差の要因について、それぞれの分析を行った上で、日中比較を行う。また、実証分析では、日本および中国の労働市場の状況を考慮し、日本と中国の調査票の質問項目に基づいて、日本と中国における正規と非正規の就業形態を分類する[5]。

第二に、金子・杉橋・山下 (2005) は、正規と非正規間の所得格差に関する要因分解を行ったが、被説明変数を年間所得とした。しかし、一般的に非正規就業者と正規就業者の労働時間は異なる。そのため、先行研究は正規と非正規間の賃金格差に関する分析になっていないと考えられる。本稿では、労働時間が所得に与える影響を考慮し、時間あたり賃金率を用いた正規・非正規間の賃金格差に関する計量分析を行う。

第三に、永瀬 (1994,1997) と馬 (2007a, 2008a; 2008b) 以外の先行研究において、賃金関数の推定は、ほとんどが最小自乗法(OLS)である。しかし、就業形態の選択によるサンプル・セレクション・バイアスの問題を考慮しない場合、推定結果にバイアスの問題が残ると考えられる。先行研究の問題点を踏まえ、本研究では、正規者と非正規者の賃金関数の推定ではスイッチングモデル (Switching regression model) を用いる[6]。

第四に、先行研究では、女性の正規と非正規間の賃金格差に関する分析は蓄積されているが、男性を分析対象とする実証分析は少ない。本稿では、男性と女性に分けて分析し、それぞれの正規と非正規間の賃金格差の要因を明らかにした上で男女比較も行う。

(3) 仮説設定

本稿では、前述した日本と中国における労働市場の状況と先行研究に基づいて、以下の 3 つの仮説を提起している。

第一に、属性格差と非属性格差の影響について考える。① 属性格差の影響については、人的資本理論によれば、正規と非正規就業者において、学歴、経験年数などの各要因の量が異なれば、労働生産性の格差が生じる。そのため、正規と非正規の賃金が異なると考えられる。② 非属性格差の影響については、雇用主の偏見仮説と統計的差別理論によれば、人的資本要因が同じでも、各要因の量の差異によって説明できない部分、例えば、各要因に関する評価の差異、差別的取扱いの問題が存在すれば、正規と非正規間の賃金格差が生じることも考えられる。③ 本稿では、日本と中国の現状および先行研究を参考にし、日中両国とも、差別的取り扱いに起因

する部分が、正規と非正規間の賃金格差に与える影響は、労働生産性の量の差異に起因する部分より大きいと推測している。

第二に、非属性格差の影響における男女差異についてみる。男女差異の理由は、男性と女性のライフスタイルが異なることにあると考えられる。男性の場合、大多数は、家計の主な稼得者として、生涯を通じて労働市場で働く。ただし、女性の場合、就業と家庭の二者択一に迫られる。仕事を重視する女性が正規者を選択し、家庭を重視する女性が非正規者を選択する可能性が高い。統計的差別理論や雇用主の偏見仮説によると、男性に比べ、女性の場合、正規者と非正規者間の就業意欲に大きな差異があると判断されれば、正規と非正規間の差別的取扱いの問題は、女性の方が男性より顕著であると考えられる。つまり、非属性要因がその賃金格差に与える影響は、女性が男性より大きいと考えられる。

第三に、非属性格差における日中比較をみる。中国に比べ、日本の場合、男女間賃金格差が大きく、とくに非属性格差の影響は、日本が中国より大きい。つまり、日本の場合、男女の差別的取り扱いの問題が深刻化している（馬 2007b, 2007c)。したがって、非属性格差が正規と非正規の賃金格差に与える影響は、日本女性が一番大きいと考えられる。

まとめと、本稿の仮説は以下の通りである。

[仮説1]: 日本においても、中国においても、男女とも、非属性格差が正規と非正規間の賃金格差に与える影響は、属性格差の影響より大きい。

[仮説 2]: 日中とも、非属性格差が正規と非正規間の賃金格差に与える影響は、女性が男性より大きい。

[仮説 3]: 中国に比べ、日本の場合、非属性格差が正規と非正規間の賃金格差に与える影響は大きい。非属性要因の影響は、日本女性が一番大きい。

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。

2 分析の枠組み

(1) 推定モデル

計量分析の手順としては、まず、サンプル・セレクション・バイアスを修正した賃金関数を推定する。次に賃金関数の結果を利用し、賃金格差に関する要因分解を行う。

ただし、賃金関数の推定方法について、以下のことを考慮することが必要である。第一に、就業するかどうかの選択によるサンプル・セレクション・バイアスの問題である。Heckman (1976) は、賃金関数の OLS 推定では、就業しない者を考慮しない場合、サンプル・セレクション・バイアスが

発生し、ヘックマンの二段階の推定が必要であることを指摘している。ただし、本稿では、ヘックマンの二段階推定法を用いていない。その理由は、以下の 2 点である。① 本稿では、最初に就業者と無業者を含む標本を利用し、ヘックマンの二段階の推定を行った。ただし、日本女性以外には、逆 Mill's 比が有意ではない結果が得られた。つまり、日本女性以外にはセレクションバイアスが確認されていない。② 日本女性に関しては、セレクションバイアスの問題が存在する可能性があるが、Manski (1989) は、ヘックマンの二段階の推定結果には、識別制限 (identifying restrictions) や頑健性の欠如 (general lack robustness) などの問題があり、つまり、ロバスト性が低い可能性があると指摘している。そのため、本稿でヘックマン二段階法を採用していない。

第二に、就業形態の選択によるサンプル・セレクション・バイアスの問題である。例えば、正規就業者の賃金は、正規就業者のみが観察できるため、就業形態の選択を考慮しない場合、推定結果にバイアスがあることが考えられる。このバイアスを修正するため、本稿では、スイッチング分析モデル (switching regression model) を用いる (Maddala 1983)。

以下では、本稿の推定モデルを定式化する。まず、スイッチング分析モデルの推定式を (1) 式から (4) 式で示す。

$$\ln W_{1i} = \beta_1 X_i + \varepsilon_{1i} \tag{1}$$

$$\ln W_{2i} = \beta_2 X_i + \varepsilon_{2i} \tag{2}$$

$$I_i^* = \delta(\ln W_{1i} - \ln W_{2i}) + \gamma Z_i + u_i \tag{3}$$

(1) 式から (3) 式において、添字 i は個人 i、$\ln W_{1i}$ と $\ln W_{2i}$ は正規と非正規の賃金の自然対数、X_i は正規と非正規の賃金に影響を与える各要因 (例えば学歴、勤続年数、職業、産業、地域など)、ε_{1i} と ε_{2i} はそれぞれの賃金関数の誤差項を示す。就業形態に属する確率関数 (スイッチ関数) の推定式を (3) 式で示す。その確率は、$\ln W_{1i}$ と $\ln W_{2i}$ に影響を与える各要因 X_i、それ以外の要因 Z_i (例えば、婚姻状況、失業経験) によって決定される。δ は $\ln W_{1i}$ と $\ln W_{2i}$ に影響を与える要因 X_i の推定係数、γ 他の要因 Z_i の推定係数を示す。

スイッチング回帰モデルの分析手順としては、まず、各労働者が正規と非正規の 2 部門に所属する確率を計算する。次に、これらの確率をウェイトとした 2 部門の賃金関数における誤差の期待値を計算した上で、最尤法を用いて誤差の合計値を最小化にするように、賃金関数を推定する。このように、賃金関数の誤差に関するセレクションバイアスを考慮した対数尤度方程式は、以下の (4) 式で示される。

$$\ln L = \sum_{i=1} \{ I_i w_i [\ln(F(\eta_{1i}) + \ln(f(\varepsilon_{1i}/\sigma_1)/\sigma_1 +$$

$$(1-I_i)w_i\left[\ln(1-F(\eta_{2i}))+\ln(f(\varepsilon_{2i}/\sigma_2)/\sigma_2)\ \right]\}\qquad(4)$$

(4) 式において、F は累積正規分布、f は正規密度、w_i は就業者 i の確率ウェイトをそれぞれ示す。η_i は (5) 式で示される。

$$\eta_{ji}=\frac{(\gamma Z_i+\rho_j\varepsilon_{ji}/\sigma_j)}{\sqrt{1-\rho_j^2}}\qquad j=1、2(正規、非正規)\qquad(5)$$

(5) 式の ρ_j は、ε_1 と u、ε_2 と u の相関係数を示す。尤度を最大化にすることによって、$\ln\sigma_1$、$\ln\sigma_2$、$ath\ \rho$ が計測される。

ρ_j と $ath\ \rho$ の関係は、(6) 式で示す。

$$ath\ \rho_j=\frac{1}{2}\ln\left(\frac{1+\rho_j}{1-\rho_j}\right)\qquad(6)$$

スイッチ関数と賃金関数を識別可能にするため、スイッチ関数では、賃金関数の各説明変数に、婚姻状況と失業経験の説明変数（既婚ダミー、失業経験ダミー）を加える。

次に、正規と非正規間の賃金格差に関する要因分解の推定式を説明する。Oaxaca (1973)、Blinder (1973) と Reimer (1983) によれば、賃金格差は、労働生産性の要因に基づく賃金格差（差異 differentials）と労働生産性の要因が同じでも賃金における取り扱いが異なること（差別 discriminations）との 2 つに分けられる。Oaxaca (1973)、Blinder (1973) と Reimer (1983) は、前者を「属性要因に基づく格差」（各要因の量の違いによる賃金格差、本稿では「属性格差」と呼ぶ）、後者を「非属性要因に基づく格差」（各要因の量の違いによって説明できない賃金格差、本稿では「非属性格差」と呼ぶ）と定義している。

すなわち、β_i と β_{ir} は (1) 式と (2) 式で求められた説明変数の推定値（下付きの添え字 r と ir は正規、非正規をそれぞれ表す）であり、$\overline{X}_r$ と $\overline{X}_{ir}$ は説明変数の平均値であるとすると、賃金格差は、属性格差としての $\beta_r(\overline{X}_i-\overline{X}_{ir})$ あるいは $\beta_{ir}\ (\overline{X}_r-\overline{X}_{ir})$、および非属性格差としての $(\beta_r-\beta_{ir})\overline{X}_{ir}$ あるいは $(\beta_r-\beta_{ir})\overline{X}_r$ に分けられる。すると、(1) 式は (7) 式と (8) 式のように展開される。

$$\ln\overline{W}_r-\ln\overline{W}_{ir}=\beta_r\ \overline{X}_r-\beta_{ir}\ \overline{X}_{ir}\qquad(7)$$

$$\ln\overline{W}_r-\ln\overline{W}_{ir}=\underbrace{\beta_r\ (\overline{X}_r-\overline{X}_{ir})}_{\text{属性格差}}+\underbrace{(\beta_r-\beta_{ir})\ \overline{X}_{ir}}_{\text{非属性格差}}$$

$$\ln\overline{W}_r-\ln\overline{W}_{ir}=\underbrace{\beta_{ir}\ (\overline{X}_r-\overline{X}_{ir})}_{\text{属性格差}}+\underbrace{(\beta_r-\beta_{ir})\ \overline{X}_r}_{\text{非属性格差}}\qquad(8)$$

要因分解の（8）式について、推定基準によって2種類の推定結果が得られる問題、つまり、インデックス・ナンバー（index number）の問題が存在すると考えられる。本稿では、この2種の推定式によって要因分解を行ったが、これらの分解結果の傾向がほぼ同じである。そのため、正規就業者を基準にする結果（上の式）のみを掲載している。

（2）用いたデータと変数設定

本稿では、2002年中国都市部家計調査（CHIP2002）と2004年慶應義塾大学家計パネル調査（KHPS2004）の個票を使用する。CHIP2002は、国家統計局の調査から層化2段階無作為に抽出した都市住居者[7]の6835世帯、20632人に対する大規模な家計調査である。その調査範囲は、12省・直轄市（北京市、甘粛省、江蘇省、遼寧省、山西省、四川省、河南省、安徽省、重慶市、広東省、湖北省、雲南省）である。KHPS2004は慶應義塾大学によって、2004年に第一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。CHIP2002とKHPS2004では、個人の豊富な情報（学歴、性別、年齢、婚姻状況、就業形態、賃金所得、職業、企業規模、産業など）が利用できる。

次に、実証分析での正規就業者と非正規就業者の分類についてみる。中国の場合、CHIP2002の質問項目に基づいて、「正規＝企業事業単位『固定工』（公務員を含む）＋『長期契約者』」、「非正規＝『臨時あるいは短期契約者』＋『労働契約なし者』」のように分類する。日本の場合、KHPS2004の質問項目に基づいて、「正規＝『常勤の職員・従業員（正規社員）－役職なし』＋『常勤の職員・従業員（正規社員）－役職あり』」、「非正規＝『契約社員』＋『アルバイト・パートタイマー』＋『派遣社員』＋『嘱託』＋『委託労働・請負（雇用関係にない者）』」のように分類する。

サンプルの選定については、KHPS2004の調査対象は19歳以上であるため、本稿では分析対象の年齢を20～59歳に限定する。自営業主と会社経営者を除き、欠損値を除外すると、中国においては、正規と非正規就業者の総計は9820人、うち正規就業者7139人、非正規就業者2681人になる。日本において、正規と非正規就業者の総計は1884人、うち正規就業者1071人、非正規就業者は813人になる。

被説明変数については、日中とも、賃金関数の被説明変数として「時間あたり賃金率の自然対数」を用いる。賃金は、税引き後の基本給、賞与、手当によって構成され、金融財産所得、移転所得や現物所得などは含めない。賃金率は、賃金を対応する労働時間で割ったものである。

具体的には、中国の場合、まず、CHIP2002 における年間賃金所得の質問項目に基づいて月給を求める。次に、月給を毎月の労働時間で割って、時間当あたり賃金率を算出した。日本の場合、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に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。

説明変数については、日中とも、経験年数は、「経験年数＝年齢－教育年数－6」として算出する。次に、婚姻状況、性別、失業経験の影響をコントロールするため、「既婚ダミー」（既婚＝1、未婚＝0）、「女性ダミー」（女性＝1、男性＝0）、「失業経験ありダミー」（調査時点までに失業経験あり＝1、経験なし＝0）のそれぞれのダミー変数を設定している。また、日本および中国の調査票の設問項目に基づいて職業を管理職、専門技術職、現場生産職、サービス職、その他の 5 種に分けて設定している。また、企業規模ダミーを「1～99 人」、「100～499 人」、「500～999 人」、「1000 人以上＋官公庁」の 4 種に分けて設定しており、産業を第一次産業、第二次産業、第三次産業の 3 種に分けてダミー変数を設定している。最後に、地域によるマクロ経済環境の影響をコントロールするため、日中とも、地域に関するそれぞれのダミー変数を設定している[8]。

(3) データの観察

標本の記述統計量を表 1 で示している。平均値をみると、以下のことが観察される。

第一に、日中とも、正規労働者は、女性の割合（日本が 25.30%、中国が 41.25%）が男性より小さい。一方、非正規労働者は、女性の割合（日本が 60.64%、中国が 52.52%）が男性より大きい。中国に比べ、日本女性が非正規就業に集中することがうかがえる。

第二に、経験年数について、中国の場合、正規が 23.2958 年、非正規が 21.7788 年である。日本の場合、正規が 23.0756 年、非正規が 24.9508 年である。日中とも、正規・非正規間における経験年数の大きな差が見られない。ただし、中国の場合、正規就業者の経験年数が非正規より若干長い。一方、日本の場合、正規就業者の経験年数は、非正規より若干短い。

第三に、学歴については、日本と中国の学歴構成が異なっている。中国に比べ、日本の場合、高学歴者の割合が大きい。例えば、正規就業者において、大卒の割合は、日本が 36.41%、中国が 12.77%である。非正規就業者において、大卒の割合は、日本が 22.26%、中国が 4.03%である。日本においても、中国においても、高学歴の割合は、正規のほうが非正規より大きい。日中とも、正規と非正規間に教育水準の格差が存在することが示される。

第四に、職業について、日中とも、専門技術職、現場生産職、事務職の割合は、正規が非正

規より大きい。日中両国とも、正規と非正規間の職業分布の差異が存在することが示される。

表1　日本と中国における標本の記述統計量（平均値）

		中国		日本	
		正規	非正規	正規	非正規
賃金率		1.6360	1.0870	7.6142	7.0377
性別	女性	0.4125	0.5252	0.2530	0.6064
人的資本	経験年数	23.2958	21.7788	23.0756	24.9508
	中学以下	0.2173	0.3708	0.0355	0.0689
	高校＋高専	0.3914	0.4502	0.4725	0.5597
	短大	0.2625	0.1388	0.1279	0.1488
	大学	0.1277	0.0403	0.3641	0.2226
婚姻状況	配偶者あり	0.9109	0.8146	0.7386	0.7380
職業経歴	失業経験有り	0.0410	0.4338	0.0467	0.1451
職業	管理職	0.1422	0.0231	0.0962	0.0111
	専門技術職	0.2596	0.0925	0.2054	0.1058
	現場生産職	0.3086	0.2268	0.2558	0.2534
	事務職	0.2198	0.1611	0.2101	0.1562
	その他	0.0688	0.4931	0.2325	0.4736
企業規模	1～99人	0.3133	0.6818	0.4099	0.7146
	100～499人	0.2888	0.1779	0.2101	0.1218
	500～999人	0.1203	0.0627	0.0616	0.0357
	1000人以上	0.2775	0.0776	0.3184	0.1279
産業	第一次産業	0.0364	0.0060	0.0345	0.0627
	第二次産業	0.3169	0.2044	0.3352	0.2325
	第三次産業	0.6467	0.7896	0.6303	0.7048
地域	地域1(P1)	0.0775	0.1007	0.0401	0.0369
	地域2(P2)	0.1010	0.0474	0.0840	0.0701
	地域3(P3)	0.0937	0.1514	0.3399	0.3137
	地域4(P4)	0.1021	0.0914	0.2017	0.1513
	地域5(P5)	0.0685	0.0571	0.1354	0.2091
	地域6(P6)	0.1009	0.0768	0.0626	0.0701
	地域7(P7)	0.1055	0.0854	0.0317	0.0283
	地域8(P8)	0.0768	0.1429	0.1046	0.1205
	地域9(P9)	0.0412	0.0407		
	地域10(P10)	0.0714	0.1130		
	地域11(P11)	0.1024	0.0429		
	地域12(P12)	0.0591	0.0504		
標本数		7139	2681	1071	813

出所：CUHIP2002とKHPS2004により計算。

各要因別の正規と非正規の賃金所得（月給）[9]の状況を表2で示している。正規と非正規間の賃金格差について、正規賃金が1とした場合の非正規賃金の比率を見ると、以下のことがわかる。

第一に、全体的にみると、非正規の平均賃金と正規の平均賃金との比率は、中国が約8割であ

り、日本が約5割である。日中とも、非正規の賃金は正規より低いが、中国に比べ、日本の場合、正規と非正規間の賃金格差は大きい。

第二に、学歴別の賃金格差については、大卒者の場合、中国が 0.99、日本は 0.35 である。中卒以下の者の場合、中国が 0.83、日本が 0.76 である。中国の場合、学歴が高いほど、正規と非正規間の賃金格差が小さくなる。しかし、日本の場合、学歴が高いほど、その賃金格差が大きくなる。

第三に、コーホート別の賃金格差については、日中とも、年齢が若いほど、正規と非正規間の賃金格差が小さく、年齢の上昇とともに、正規と非正規間の賃金格差が拡大する。これから見ると、日本においても、中国においても、若年層の非正規者が、正規就業者へ変更できなければ、正規と非正規間の賃金格差が拡大してくる可能性は高いと考えられる。

表2　日本と中国における正規者と非正規者の平均賃金の比較

		中国			日本		
		正規（元/月）	非正規（元/月）	非正規/正規	正規（万円/月）	非正規（万円/月）	非正規/正規
学歴	中学以下	845.46	698.46	**0.83**	37.33	28.24	**0.76**
	高校＋高専	1015.51	813.32	**0.80**	42.05	18.71	**0.44**
	短大	1215.63	969.43	**0.80**	39.98	14.98	**0.37**
	大学	1519.58	1509.60	**0.99**	58.58	20.77	**0.35**
年齢層	20～29歳	878.20	763.94	**0.87**	26.28	11.15	**0.42**
	30～39歳	1022.05	818.33	**0.80**	44.54	17.68	**0.40**
	40～49歳	1129.50	812.14	**0.72**	53.55	20.56	**0.38**
	50～59歳	1267.80	940.84	**0.74**	58.63	21.73	**0.37**
性別	男性	1161.63	956.07	**0.82**	53.04	33.22	**0.63**
	女性	1001.63	697.83	**0.70**	30.97	10.09	**0.33**
職業	専門技術職	1255.88	1163.89	**0.93**	55.16	24.53	**0.44**
	現場生産職	886.10	730.39	**0.82**	39.05	23.15	**0.59**
	事務職	1096.42	934.15	**0.85**	43.28	11.86	**0.27**
	サービス職	764.86	725.63	**0.95**	41.07	17.40	**0.42**
企業規模	1～99人	1061.08	786.25	**0.74**	36.23	21.84	**0.60**
	100～499人	1116.20	853.67	**0.76**	44.71	11.87	**0.27**
	500～999人	1063.04	867.10	**0.82**	51.35	12.97	**0.25**
	1000以上＋官庁	1127.35	1007.17	**0.89**	64.27	14.89	**0.23**
産業	第一次産業	865.13	1443.37	**1.67**	38.38	24.70	**0.64**
	第二次産業	917.83	865.46	**0.94**	47.93	23.00	**0.48**
	第三次産業	1195.71	804.09	**0.67**	48.38	17.41	**0.36**

出所：CHIP2002とKHPS2004により計算。
注：　1）賃金の数値は月給である。
　　2）「非正規/正規」とは、正規賃金を１とした場合の非正規賃金の比率。

第四に、男女別の正規と非正規の賃金格差については、日中とも、その賃金格差は女性が（日中それぞれ 0.33、0.70）が男性（日中それぞれ 0.63、0.82）より大きい。また、中国に比べ、

日本の場合、正規と非正規間の賃金格差の男女差異は大きい。

第五に、職業別・賃金格差の状況については、管理職の場合、日中とも、正規と非正規間の賃金格差は一番小さい（日中それぞれ 1.10、0.72）。また、中国の場合、現場生産職の場合、その賃金格差は 0.82 で一番大きく、日本の場合、事務職の場合、その賃金格差は 0.27 で一番大きい。

第六に、企業規模別の賃金格差については、中国において、「1～99 人」の企業の場合、正規と非正規間の賃金格差は0.74であり、「1000人以上＋官庁」の企業の場合、その賃金格差は 0.89 である。日本において、「1～99 人」の企業の場合、正規と非正規間の賃金格差は 0.60 であり、「1000 人以上＋官庁」の企業の場合、その賃金格差は 0.23 である。中国の場合、企業規模が大きいほど、正規と非正規間の賃金格差が小さくなる一方、日本の場合、企業規模が大きければ、その賃金格差が大きくなる。

第七に、産業別の賃金格差については、日中とも、いずれも第一次産業の場合、その賃金格差は一番小さい（日中それぞれ 0.64、1.67）。それに対して、第三次産業の場合、その賃金格差は一番大きい（日中それぞれ 0.36、0.67）。

以上から、日本と中国において、正規と非正規において、学歴、年齢、性別、職業や産業分布などの各要因の量が異なり、各要因による正規と非正規就業者の賃金格差が異なることが示される。しかし、これらの各要因の量の違いは、どの程度それぞれの賃金格差に影響を与えるか、また各要因の量の差で説明できないものは、どの程度その賃金格差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解明する。

3 計量分析の結果

(1) 正規者と非正規者の賃金関数の推定結果

中国と日本における正規者と非正規者の賃金関数に関するスイッチング分析結果を表 3 から表 6 で表している。以下では、スイッチ関数と賃金関数の推定結果について説明する。

まず、スイッチ関数の分析結果を用い、日本と中国において、正規就業者のグループに所属する規定要因を見る。

第一に、経験年数の影響について見る。中国の男性と女性、日本の男性の場合、いずれも経験年数の上昇とともに正規者になる確率が上昇し、ある経験年数を超えると、経験年数の上昇とともに正規者になる確率が低くなる。一方、日本女性の場合、経験年数が正規者になる確率に有

意な影響を与えていない。

中国の場合について考えると、男女とも、この結果は国有企業の雇用調整に関連すると考えられる。国有企業の改革に伴って、一部の中高年者がレイオフ失業者になり、彼らが再就業する場合、ほとんど非正規就業者として雇用されるため、男女とも、経験年数の上昇とともに、非正規者になる確率が高くなると考えられる（馬 2008c)[10]。

日本の場合、男性については、中高年層での正規者としての中途採用が少ないため、中高年層になるほど、正規者より非正規者として就業する可能性が高くなると考えられる。一方、女性については、中高年層においても、若年層においても、非正規就業者が増加することが考えられる。具体的に言えば、学卒後、正規として雇用された女性就業者が、出産・育児期に労働市場から退出し、子供が大きくなると、再び非正規者として労働市場に参入する。そのため、経験年齢の上昇とともに、既婚女性が非正規者になる確率が高くなる（四方・馬 2006)。一方、1990年代以降、若年層のフリーターの増加に伴って、年齢が若い非正規者も増加している（酒井・樋口 2005)。この2つの効果を相殺した結果、日本女性の場合、経験年数が正規者になる確率に有意な影響を与えていないと考えられる。

第二に、教育水準の影響を見る。中国の場合、男女とも、高学歴ほど、正規者になる確率は高くなる。これらの推定結果は、人的資本理論に一致している。一方、日本の場合、学歴が男性の正規就業の確率に有意な影響を与えておらず、しかし、女性の確率には、影響を与えている。つまり、高卒に比べ、大卒の場合、女性が正規就業者になる確率は低い。日本女性に関する分析結果は、樋口（1991）に一致している。この理由について、以下のようなことが考えられる。出産・育児期に大卒女性が正規就業の職場から離れれば、その後に再就職をしても、ほぼ非正規就業者になるため、高学歴者の正規就業の確率は、低学歴者より低くなると考えられる。

第三に、他の要因の効果について見る。① 日本においても、中国においても、男女とも、企業規模が大きいほど、正規就業者になる確率が高くなる。

② 日中とも、失業経験をしなかった者に比べ、失業経験をした者の場合、正規就業者になる確率は低い。この理由については、以下の2点が考えられる。まず、労働供給側から見ると、人的資本理論によれば、失業経験をしなかった者に比べ、失業により、蓄積された人的資本が損失する可能性が高い。そのため、正規就業者になる可能性は、失業経験者のほうが失業経験をしなかった者より低いと考えられる。次に、労働需要側から見ると、シングナル理論によれば、企業は、失業経験をしたことを、労働者自身の能力が低いシングナル(signal)とする。そのため、失業経験者が能力不足の労働者と評価され、非正規者として雇用されると考えられる。また、こうした失業

経験の影響は、女性が男性より大きい。

③ 婚姻状況の影響については、日中とも、男性の場合、正規就業者になる確率は、有配偶者が無配偶者より大きい。ただし、女性の場合、婚姻状況の影響は、中国が日本とは異なる。具体的にいえば、中国女性の場合、配偶者の有無が正規者になる確率に有意な影響を与えていない。一方、日本の場合、無配偶者に比べ、有配偶女性の場合、女性が正規就業者になる確率は低い。この分析結果について、以下のことが考えられる。まず、労働供給側において、新古典派労働経済学理論によれば、以下のことが説明されている。労働時間あるいは就業形態の選択は、留保賃金（reservation wage)[11]と市場賃金（market wage）によって決定される。市場賃金が留保賃金を上回れば、就業を決定する。労働者の余暇が上級財である条件下では、配偶者の所得が上昇すると、留保賃金が上昇するため、労働時間が減少する。出産・育児によって、留保賃金が高くなり、また、配偶者の所得も既婚女性の留保賃金の一部になる。そのため、留保賃金は、既婚女性が未婚女性より高いと考えられる。ただし、日中を比較すると、日本の場合、公的育児施設が不足しており、親からの育児援助が少ない。一方、中国の場合、公的育児施設が充実しており、また親からの育児援助が多い。そのため、婚姻状況が留保賃金に与える影響は、日本女性の方が中国女性より大きいと考えられる。次に、労働需要側の要因については、日本企業において、女性の「結婚退職制度」、「出産退職制度」の影響は、依然として存在し、出産・育児期に離職した女性は多い。また、多くの女性正規者が、一旦離職をした後に、非正規として再就職する（四方・馬　2006)。一方、中国の場合、計画経済期に、女性就業が促進され、出産・育児期における女性の就業率が高く、しかも出産した後に、元の職場に戻って正規者として継続就業をする者が多い（馬　2008d)。以上の理由で、婚姻状況が日本と中国女性の就業形態に与える影響は異なることが考えられる。

以上のスイッチ関数の分析結果から、日中とも、性別、人的資本、職業、失業経験、婚姻状況などの各要因が正規者になる確率に影響を与えることが示される。また、国によって各要因の影響は、それぞれ異なっていることがわかる。

次に、正規と非正規の賃金関数の分析結果について説明する。$\ln\sigma_1$、$\ln\sigma_2$、$ath\,\rho_1$、$ath\,\rho_2$の推定結果についてみると、日中とも、修正項の推定係数は、統計的に有意であり、しかもこれらの推定係数の有意水準は 1%であることがわかる。これらの推定結果により、正規と非正規に関する賃金関数の推定に、正規と非正規の就業形態によるサンプル・セレクション・バイアスが存在し、スイッチング回帰モデルを用いた賃金関数の推定が必要であることが示される。以下では、サンプル・セレクション・バイアスを修正した賃金関数の推定結果について説明する。

第一に、経験年数の影響をみる。日本男性の非正規就業者以外、日本においても、中国においても、男女とも、経験年数の上昇とともに賃金が上昇し、この推定結果は人的資本理論に一致している。経験年数一次項の推定係数については、中国女性の場合、正規が 0.0240、非正規が 0.0104 であり、中国男性の場合、正規が 0.0264、非正規が 0.0435 である。日本女性の場合、正規が 0.0711、非正規が 0.0251 であり、日本男性の場合、正規が 0.0571、非正規が－0.0051 である。これらの推定結果により、経年年数の効果は、日本が中国より大きく、また、日本正規女性のほうが一番大きいことがわかる。

第二に、学歴の影響をみる。高卒をレファレンスにすると、中国正規女性、中国正規と非正規の男性、日本正規男性では、学歴が高いほど賃金が高くなる。これらの推定結果は、人的資本理論に整合しており、馬 (2007c,2007d) の分析結果に一致している。

ただし、中国非正規女性、日本非正規男性、日本非正規女性の場合、教育水準がいずれも賃金に有意な影響を与えていない。これらの分析結果により、日中両国とも、非正規の場合、高学歴が高く評価されていないことがうかがえる。

第三に、他の要因の影響についてみる。企業規模について、中国の場合、企業規模が大きいほど、男女とも、正規と非正規の賃金が高くなる。しかし、日本の場合、企業規模が男性正規就業者の賃金のみに有意な影響を与えている。この分析結果の理由については、中国において、企業規模間の賃金格差が存在するため、正規と非正規において、男女とも、いずれも大企業就業者の賃金が中小企業より大きいと考えられる。一方、日本では、企業規模が大きいほど、内部労働市場が発達した結果、男性就業者のみが優遇されるため、企業規模が大きいほど、男性正規者の賃金が高くなると考えられる。

以上から、教育水準、経験年数や企業規模などの要因は、日中の正規と非正規就業者の賃金に影響を与え、また、各要因が両国の正規と非正規の賃金に与える影響はそれぞれ異なることが示される。ただし、具体的に各要因が、どの程度日本と中国におけるそれぞれの正規と非正規間の賃金格差に影響を与えるかは、明確ではない。以下では、要因分解の結果を用いて仮説を検証する。

表3　中国における女性の正規者と非正規者の賃金関数

(Maximum-likelihood estimation of switching regression model)

		正規			非正規			スイッチ関数（正規）		
		係数		t値	係数		t値	係数		t値
人的資本	経験年数	0.0240	**	5.03	0.0104		1.43	0.1020	**	8.36
	経験年数二乗	-0.0003	**	-2.66	-0.0001		-0.57	-0.0021	**	-7.59
	（高校＋高専）									
	中学以下	-0.1937	**	-6.46	-0.1733	**	-3.72	-0.2256	**	-3.43
	短大	0.1904	**	7.13	0.0713		1.18	0.3364	**	4.71
	大学	0.3993	**	10.39	-0.0020		-0.02	0.7308	**	5.65
職業	（事務職）									
	管理職	0.0635		1.49	-0.3556	*	-2.02	0.7005	**	4.62
	専門技術職	0.0355		1.31	-0.1018		-1.25	0.4495	**	5.77
	現場生産職	-0.1486	**	-4.80	-0.2834	**	-3.99	0.1353	+	1.70
	その他	-0.3072	**	-7.48	-0.2047	**	-3.68	-0.8111	**	-11.71
企業規模	（1～99人）									
	100～499人	0.0573	*	2.20	-0.0346		-0.63	0.6046	**	9.92
	500～999人	0.0552		1.58	0.0131		0.16	0.6166	**	6.89
	1000人以上＋官庁	0.1653	**	5.38	0.1192		1.48	0.8670	**	10.91
産業	（第二次産業）									
	第一次産業	0.0408		0.66	0.1022		0.36	0.7930	**	3.44
	第三次産業	0.2582	**	10.13	0.0061		0.10	0.1972	**	2.86
地域	（P1）									
	P2	-0.7640	**	-15.82	-1.2255	**	-11.81	0.5638	**	4.60
	P3	-0.5677	**	-11.43	-0.8064	**	-10.71	0.1703		1.59
	P4	-0.4749	**	-9.99	-0.6811	**	-7.94	0.3709	**	3.38
	P5	-0.6909	**	-13.10	-0.8786	**	-8.81	0.4499	**	3.49
	P6	-0.8762	**	-18.51	-1.1781	**	-13.35	0.5251	**	4.61
	P7	-0.6300	**	-13.63	-0.9208	**	-10.75	0.4194	**	3.79
	P8	0.0362		0.74	-0.2705	**	-3.49	-0.1200		-1.16
	P9	-0.4853	**	-7.96	-0.6700	**	-6.52	0.2530	+	1.76
	P10	-0.5133	**	-10.06	-0.9232	**	-11.28	0.2059	+	1.85
	P11	-0.4758	**	-10.17	-1.0110	**	-9.24	0.7193	**	6.16
	P12	-0.7322	**	-13.56	-1.1195	**	-10.88	0.4733	**	3.71
婚姻状況	配偶者あり							0.1318		1.49
職業経歴	失業経験有り							-1.3462	**	-20.81
定数項		1.5447	**	19.64	1.5360	**	12.89	-1.2058	**	-7.91
athρ1		0.3175	**	4.49						
$\ln\sigma_1$		-0.6376	**	-43.46						
athρ2		0.5100	**	6.13						
$\ln\sigma_2$		-0.3344	**	-13.59						
標本数		2945			1408			4353		
LR検定		chi2(1) = 18.88 Prob > chi2 = 0.0000								
対数尤度		-3952.00								

出所：CHIP2002により推定。

注：　+、*、** はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

表4　中国における男性の正規者と非正規者の賃金関数

(Maximum-likelihood estimation of switching regression model)

		正規			非正規			スイッチ関数（正規）		
		係数		t値	係数		t値	係数		t値
人的資本	経験年数	0.0264	**	6.96	0.0435	**	5.62	0.0664	**	5.37
	経験年数二乗	-0.0004	**	-4.47	-0.0009	**	-4.97	-0.0009	**	-3.82
	（高校＋高専）									
	中学以下	-0.1523	**	-6.48	-0.0906	+	-1.87	-0.1840	**	-2.83
	短大	0.1592	**	6.99	0.2180	**	3.31	0.2090	**	2.87
	大学	0.3324	**	11.72	0.4999	**	5.28	0.1547	+	1.66
職業	（事務職）									
	管理職	0.0968	**	3.67	0.0470	**	0.40	0.2627	**	2.64
	専門技術職	0.0725	**	2.89	0.1433	+	1.70	-0.0938		-1.16
	現場生産職	-0.0416	+	-1.63	-0.0512		-0.70	-0.3140	**	-4.10
	その他	-0.2461	**	-4.71	0.0589		0.76	-1.4454	**	-16.87
企業規模	（1～99人）									
	100～499人	0.0542	*	2.38	0.0366		0.65	0.5780	**	9.48
	500～999人	0.0758	**	2.59	-0.0502		-0.60	0.6591	**	7.86
	1000人以上＋官庁	0.1821	**	7.19	0.0139		0.17	0.9556	**	13.17
産業	（第二次産業）									
	第一次産業	0.0516		1.21	-0.0687		-0.31	0.5611	**	2.93
	第三次産業	0.2656	**	13.50	0.0003		0.01	0.1604	**	2.69
地域	（P1）									
	P2	-0.6904	**	-17.82	-0.9136	**	-8.03	0.6146	**	4.93
	P3	-0.4494	**	-11.97	-0.6556	**	-7.68	0.1210		1.17
	P4	-0.4015	**	-10.64	-0.7373	**	-7.92	0.2101	*	1.97
	P5	-0.5680	**	-13.68	-0.9187	**	-8.77	0.2880	*	2.32
	P6	-0.7906	**	-20.37	-0.8999	**	-8.95	0.5004	**	4.20
	P7	-0.5582	**	-14.61	-0.9365	**	-9.85	0.3268	**	2.89
	P8	0.0423		1.02	-0.0801		-0.94	-0.3376	**	-3.29
	P9	-0.4109	**	-8.57	-0.6004	**	-4.71	0.2047		1.44
	P10	-0.5223	**	-12.67	-0.9692	**	-10.89	-0.0016		-0.02
	P11	-0.5123	**	-12.90	-0.9316	**	-7.99	0.5464	**	4.55
	P12	-0.6091	**	-13.89	-1.1222	**	-10.18	0.4453	**	3.38
婚姻状況	配偶者あり							0.1963	*	1.96
職業経歴	失業経験有り							-1.5858	**	-23.05
定数項		1.4812	**	22.69	1.0996	**	8.09	-0.4990	**	-3.25
athρ1		0.3442	**	4.27						
$\ln\sigma_1$		-0.6601	**	-52.65						
athρ2		0.5174	**	7.22						
$\ln\sigma_2$		-0.3213	**	-13.60						
標本数		4194			1273			5467		
LR検定		chi2(1) = 17.39 Prob > chi2 = 0.0000								
対数尤度		-4813.15								

出所：CHIP2002により推定。

注：　+、*、** はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

表5　日本における女性の正規者と非正規者の賃金関数

(Maximum-likelihood estimation of switching regression model)

		正規			非正規			スイッチ関数（正規）		
		係数		t値	係数		t値	係数		t値
人的資本	経験年数	0.0711	**	3.41	0.0257		1.45	-0.0322	+	-1.63
	経験年数二乗	-0.0010	*	-2.28	-0.0003		-0.94	0.0005		1.29
	（高校＋高専）									
	中学以下	0.6334		1.11	-0.4070	+	-1.72	-0.7702	*	-2.01
	短大	-0.1427		-0.99	0.0997		0.76	0.2239		1.74
	大学	0.1647		0.98	0.2441		1.52	-0.0584	**	-0.38
職業	（事務職）									
	専門技術職	-0.1399		-0.88	0.0023		0.01	0.4089	**	2.65
	現場生産職	-0.1316		-0.59	-0.2766		-1.42	-0.5062	**	-2.68
	その他	0.2952	+	1.85	0.3643	**	2.77	-0.5403	**	-4.23
企業規模	（1～99人）									
	100～499人	-0.0685		-0.47	-0.2259	+	-1.66	0.3479	**	2.64
	500～999人	0.1301		0.46	-0.0333		-0.13	0.2257		0.89
	1000人以上＋官庁	-0.0258		-0.18	-0.2057		-1.46	0.3898	**	2.95
産業	（第二次産業）									
	第一次産業	-0.2410		-0.87	-0.1695		-0.66	0.2491		1.00
	第三次産業	0.1006		0.58	-0.2221		-1.30	-0.1621		-1.02
地域	（P1）									
	P2	-0.9740	**	-2.7	-0.6842	*	-2.28	0.6149	+	1.93
	P3	-0.4519		-1.38	-0.0603		-0.24	0.0946		0.33
	P4	-0.7741	*	-2.31	-0.3048		-1.14	0.3238		1.10
	P5	-0.4423		-1.26	-0.1693		-0.63	-0.1370		-0.45
	P6	-0.6171	+	-1.69	-0.2589		-0.87	0.2362		0.73
	P7	-1.0035	*	-2.36	-0.2074		-0.57	0.5199		1.36
	P8	-0.7535	*	-2.16	-0.2796		-1.03	0.1763		0.57
婚姻状況	配偶者あり							-0.2000	+	-1.74
職業経歴	失業経験有り							-0.9064	**	-5.19
定数項		7.7889	**	19.49	6.4033	**	17.42	0.1691		0.47
athρ1		-1.5548	**	-10.02						
$\ln\sigma_1$		0.0795		1.31						
athρ2		0.8235	**	5.35						
$\ln\sigma_2$		0.0942	**	2.01						
標本数		271			493			764		
LR検定		chi2(1) = 41.99 Prob > chi2 = 0.0000								
Log likelihood		-706.16								

出所：CHIP2002により推定。

注：　+、*、** はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

表6　日本における男性の正規者と非正規者の賃金関数

(Maximum-likelihood estimation of switching regression model)

		正規			非正規			スイッチ関数（正規）		
		係数		t値	係数		t値	係数		t値
人的資本	経験年数	0.0571	**	6.17	-0.0051		-0.23	0.0401	*	2.29
	経験年数二乗	-0.0007	**	-3.67	0.0007		1.57	-0.0013	**	-3.64
	（高校＋高専）									
	中学以下	-0.0753		-0.70	0.0668		0.28	0.0827		0.46
	短大	0.2340	**	2.58	0.1993		0.80	-0.1863		-1.09
	大学	0.2106	**	3.96	0.1109		0.69	-0.0774		-0.70
職業	（事務職）									
	管理職	0.1102		1.22	0.2262		0.51	-0.1060		-0.40
	専門技術職	0.0937		1.19	0.5837	+	1.62	-0.7084	**	-3.27
	現場生産職	-0.0350		-0.45	0.4377		1.23	-0.8283	**	-3.96
	その他	-0.0893		-1.18	0.4407		1.29	-1.0536	**	-5.16
企業規模	（1～99人）									
	100～499人	-0.0581		-0.95	-0.8964	**	-3.83	0.8773	**	6.47
	500～999人	-0.0050		-0.05	-0.3920		-1.12	0.7789	**	3.81
	1000人以上＋官庁	0.2367	**	4.28	-0.8226	**	-3.73	1.0107	**	8.24
産業	（第二次産業）									
	第一次産業	0.1823		1.42	-0.0505		-0.20	-0.4839	*	-2.42
	第三次産業	0.0767		1.50	0.0402		0.24	-0.0330		-0.30
地域	（P1）									
	P2	-0.2479	+	-1.89	0.7681	+	1.93	0.0535		0.20
	P3	0.0461		0.41	1.0113	**	2.91	-0.1066		-0.46
	P4	-0.0094		-0.08	1.0495	**	2.86	-0.0449		-0.18
	P5	0.1940	+	1.63	1.2711	**	3.56	-0.5235	*	-2.17
	P6	-0.0145		-0.10	1.1256	**	2.75	-0.0790		-0.28
	P7	-0.0089		-0.05	0.6884		1.32	-0.3973		-1.15
	P8	-0.0429		-0.34	0.8663	*	2.26	-0.1185		-0.46
婚姻状況	配偶者あり							0.5016	**	4.77
職業経歴	失業経験有り							-0.6589	**	-4.76
定数項		6.8147	**	39.55	4.3803	**	8.01	0.8068	*	2.20
athρ1		-1.3269	**	-11.11						
$\ln\sigma_1$		-0.4423	**	-14.48						
athρ2		1.6609	**	9.41						
$\ln\sigma_2$		0.2882	**	4.70						
標本数		800			320			1120		
LR検定		chi2(1) = 58.88　Prob > chi2 = 0.0000								
対数尤度		-1140.77								

出所：CHIP2002により推定。

注：　+、*、** はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

(2) 正規と非正規間の賃金格差に関する要因分解の結果

日本と中国における男女別の正規と非正規間の賃金格差に関する Oaxaca の要因分解の結果を、表7と表8でまとめている。以下では、仮説検証を含む分析結果について述べる。

第一に、仮説を検証する。まず、仮説1を検証する。属性格差と非属性格差の寄与度につい