

中国における雇用調整と 再就職後の賃金の男女格差

——2002年中国都市家計調査を利用した実証分析

馬 欣欣

(慶應義塾大学 COE 研究員)

本稿では、『2002年中国都市家計調査』の個票を利用し、中国都市部における雇用調整と再就職後の賃金の男女格差に関する実証分析を行った。計量分析からの結論は以下の通りである。第1に、失業者になる可能性は、女性が男性より高い。男女とも、教育水準が高いほど、失業者になる可能性が高くなる。第2に、女性の失業期間が男性より長い。男女とも、年齢の上昇とともに、失業期間が長くなる。市場競争と個人関係によって仕事を探す場合に比べ、政府斡旋の場合、失業期間が短くなる。第3に、男女とも、人的資本が高いほど再就職後の賃金が高くなるが、再就職後の賃金は女性のほうが男性より低い。分析結果から、失業と再就職後の賃金の男女格差が存在することが明らかになった。市場経済の改革とともに、労働雇用と賃金の男女差別的取り扱いの問題を重視すべきであり、労働市場のマッチング機能を向上させることが今後の重要な課題であることが示唆された。

目次

- I はじめに
- II 先行研究のサーベイ
- III 分析の枠組み
- IV 計測結果
- V 計量分析の留保点
- VI まとめ

I はじめに

中国では、計画経済期（1949～1978年）には労働力の配置がすべて政府によってコントロールされていた。また、国有企業は、生産性にかかわらず、都市労働者の安定雇用を義務づけられ、労働者が雇用された場合、極端な問題がない限り、定年まで就業できるような終身雇用制度が形成されていた。その結果、国有企業における労働力の余剰の問題は深刻であり、この問題を解決するため、1985年以降、労働契約制度が実施され、終身雇用制度が改革された。しかしながら、1990年代

以降、国有企業の雇用調整が促進され、レイオフ者の人数が増加し、都市登録失業率が上昇した¹⁾。そのため、政府はレイオフ者の再就職を促進する再就職センターを設立した。しかし、国家統計局の2004年調査によれば、2003年において、失業者が再就職者の全体に占める割合はわずか14.76%であった。また、失業後の再就職の男女格差を対象とする第2次中国女性社会地位調査によれば、2000年において、女性がレイオフ者全体に占める割合はレイオフ者の総数（男女計）の5割以上であり、再就職の割合は、女性が男性より24.9%低かった（李 2003）。さらに、李・馬（2006）、馬（2007a, 2007b）は、都市の男女間賃金格差が拡大していることを示している。

以上から、雇用調整と再就職後の賃金の男女格差が存在することがうかがえる。しかしながら、この問題に関する実証分析は行われていない。この空白を埋めることが本稿の目的である。本稿では、中国都市部の労働市場における失業と再就職後の賃金の規定要因を明らかにした上で、男女格差の問題を考察する。

論文の構成としては、Ⅱで先行研究のサーベイを行ったうえで仮説を設定する。Ⅲで分析の枠組みを説明する。Ⅳで計量分析の結果を用いて仮説を検証する。Ⅴで計量分析の留保点について述べる。最後に分析からの結論と政策示唆をまとめる。

Ⅱ 先行研究のサーベイ

1 就業と賃金における男女格差に関する理論研究

雇用調整と再就職後の賃金における男女格差の理由の1つとして、労働供給側の自発的選択があげられる。人的資本理論 (Becker 1964; Mincer 1974) によれば、女性の場合、男性に比べて、市場労働を通じて蓄積された人的資本が少ないため、賃金は低くなると説明されている (Becker 1985; Mincer and Polacheck 1974)。

もう1つの理由は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である。これ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) を排除することを指摘している。中国の状況を考えると、市場経済期に国有企業の雇用自主権の拡大と民間・外資企業の増加とともに、企業では計画経済期より男女の差別的取り扱いをしやすくなり、雇用調整と再就職後の賃金の男女格差が存在する可能性がある。統計的差別理論によれば、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、労働者を雇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、性別、年齢、学歴などの指標を用いて判断せざるをえない。統計的に見ると、男性に比べ、女性は勤続年数が短く、仕事へのコミットメントが低いいため、雇用調整を行う際、女性を優先的にリストラし、女性の賃金を男性より低く設定すると考えられる。

以下では、雇用調整と再就職後の賃金の規定要因について、これらの理論仮説に基づく欧米と中国の先行研究をまとめる。

2 欧米に関する先行研究

まず、欧米の実証分析についてみる。失業期間の規定要因については、Kruse (1988), Ehrenberg and Oaxaca (1976), Classen (1979), Moffit and Nicholson (1982) は、男性、若年層に比べ、女性、中高年者の場合、失業期間が長くなることを指摘している。再就職後の賃金の規定要因については、Jacobson, Lalonde and Sullivan (1993), Stevens (1997) は、自発的離職に比べ、解雇による非自発的離職の場合、再就職後の賃金は前職より低くなりやすいことを示している。Gibbons and Katz (1992) は、レイオフされた場合の再就職後の賃金は、会社倒産の理由で失業者になる場合に比べて低下する可能性が大きく、その理由の1つは、レイオフされた労働者の能力が低いことにあると指摘している。失業期間と再就職後の賃金については、Robert (1994) は、失業期間が長いほど再就職後の賃金が低くなり、失業期間が長いことは労働者の能力が低いというシグナルになることを示している。また、Warner, Poindexter and Fearn (1980) は、教育水準、性別、失業期間、失業給付金、求職方法がいずれも再就職後の賃金に影響を与えることを指摘している。

3 中国に関する先行研究

次に、中国に関する先行研究についてみる。Appleton *et al.* (2002) は、『1999年中国都市家計調査』のデータを用いたプロビット分析を行い、女性、低学歴、中高年層、国有企業と集団企業の従業員は、失業者になる可能性が高く、再就職後の賃金水準は、失業の経験がない従業員の賃金水準より低いことを示している。

Knight・李 (2004) は、『1999年中国都市家計調査』のデータを用いて失業後の再就職者の賃金関数を推定し、再就職後の賃金水準は女性のほうが男性より低く、また、失業期間が長いほど、再就職後の賃金水準が低くなることを指摘している。

蔡・都・王 (2004) は、中国社会科学院人口・労働経済研究所の5都市の調査データを用いた年齢層別・男女別の多項ロジット分析を行い、各年

年齢層の男女とも、学歴が低いほど、失業者になる可能性が高くなり、また有配偶者が失業者になる可能性は、無配偶者より高くなると述べている。

ただし、以上の中国に関する実証分析には3つの限界があると考えられる。

第1に、男性と女性を区別する分析が行われていないため、性別により、各要因が失業と再就職の賃金に与える影響が異なるかどうかは明らかになっていない。

第2に、労働需要側の要因は失業の確率に影響を与えると考えられるが、蔡・都・王 (2004)、Appleton *et al.* (2002) は、労働需要側の要因 (例えば、企業教育訓練や企業経営状況など) をコントロールしていない。また、失業期間には、企業所有制、職業、戸籍制度などが影響を与えるが、以上の先行研究はこれらの要因を考慮していないため、効果が明確になっていない³⁾。

第3に、再就職後の賃金関数について、Knight・李 (2004) は失業期間の実際値を用いているため、失業期間と再就職後の賃金における同時決定の問題が生じると考えられる。

本稿の分析は、上記の問題点を踏まえ、以下のような特徴をもつ。

第1に、男性、女性それぞれの分析を行い、性別による各要因の効果の差異を考察する。

第2に、失業と失業期間の規定要因については、労働需要要因 (企業所有制、企業経営状況、産業)、労働供給要因 (人的資本、職業、婚姻状況、党员などの個人属性)、制度要因 (失業給付金制度、企業教育訓練制度、戸籍制度) の3つに分けて分析する。

第3に、再就職後の賃金関数については、失業と再就職によって生じるサンプル・セレクション・バイアスの問題を解決するため、Maddala のモデル³⁾を利用して修正された賃金関数を推定する (Amemiya 1974; Maddala 1983, 1991)。また、失業期間と再就職後の賃金の同時決定の問題を解決するため、失業期間の推定値を用いた構造型賃金関数 (structure wage function) を推定する。

4 仮説の設定

上記の先行研究と中国の状況を踏まえ、本稿では以下のような3つの仮説を提起する (図1参照)。

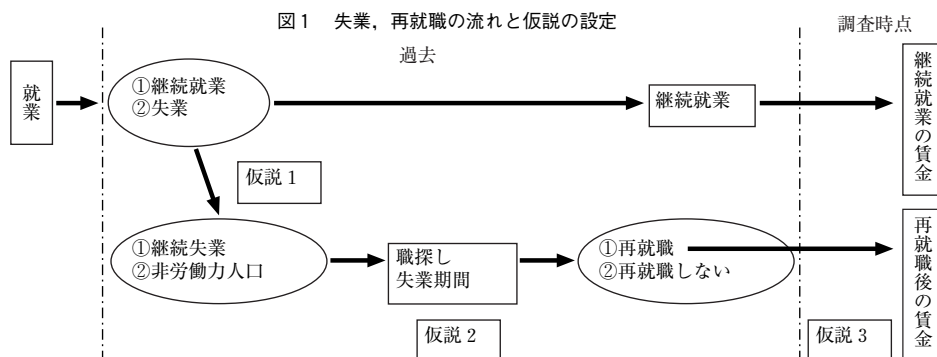
まず、人的資本が低いほど失業者になる可能性は高くなるため、高学歴者に比べ、低学歴者は失業者になる可能性が高いと考えられる。また、男女の差別的取り扱いが存在すれば、人的資本を含む他の条件が同じでも、失業者になる可能性は、女性のほうが男性より大きいと考えられる⁴⁾。

次に、男女の差別的取り扱いの問題が存在すれば、人的資本を含む他の条件が同じでも、失業期間は女性のほうが男性より長くなる⁵⁾。また、年齢差別の問題が存在すれば、失業期間は中高年齢者のほうが若年層より長くなると考えられる。

最後に、再就職する場合、企業では男女の差別的取り扱いの問題が存在すると、人的資本を含む他の条件が同じでも、女性の賃金が男性の賃金より低いと考えられる。

まとめると、本稿の仮説は以下のとおりである。

仮説1：男女とも、教育水準が低いほど、失業者になる可能性が高くなる。また、失業者になる可能性は、人的資本を含む他の条



出所：筆者により作成。

件が同じでも、女性のほうが男性より高い。

仮説 2：男女とも、年齢の上昇とともに失業期間が長くなる。また、失業期間は、人的資本を含む他の条件が一定であれば、女性のほうが男性より長い。

仮説 3：教育水準が高いほど、再就職後の賃金が高くなる。また、再就職後の賃金は、人的資本を含む他の条件が同じでも、女性のほうが男性より低い。

III 分析の枠組み

本節では仮説検証に関する分析の枠組みを説明する。計量分析の手順としては、まず、失業の確率に関するプロビット分析を行い、仮説 1 を検証する。次に、失業期間に関するコックス比例ハザード分析を行い、仮説 2 を検証する。最後に、サンプル・セレクション・バイアス⁶⁾を修正した再就職後の賃金関数を推定して、仮説 3 を検証する。以下では、以上の 3 つの推定モデルを定式化する。

1 推定モデル

まず、失業の確率に関するプロビット分析の推定式を (1) から (3) 式で示す。

$$Y_i^* = \beta M_i + u_i$$

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{if } Y_i^* > 0 \\ 0 & \text{if } Y_i^* \leq 0 \end{cases} \quad (1)$$

$$\Pr(Y_i = 1) = \Pr(Y_i^* \geq 0) = \Phi(\beta M_i) \quad (2)$$

(1)、(2) 式において、 Y_i^* は観察されない労働者 i が失業の確率、「 $Y_i = 1$ 」が失業者になること、「 $Y_i = 0$ 」が失業をしないこと（継続就業者）をそれぞれ示す。 M_i は労働者 i の失業の確率に影響を与える各要因、 β は各要因の推定係数、 u_i は誤差項をそれぞれ示す。 $\Phi(\beta M_i)$ は失業の確率の分布関数であり、これは正規分布に従う。その尤度方程式を (3) 式で示す。

$$L = \prod_{y_i=1} [(\beta M_i)] \cdot \prod_{y_i=0} [1 - \Phi(\beta M_i)] \quad (3)$$

次に、失業期間に関するコックス比例ハザード分析の推定式を (4) 式で示す。

$$\lambda_i(t) = \lambda_0(t) \exp\{X_i(t)\vartheta\} \quad (4)$$

(4) 式で、 $\lambda_i(t)$ は失業期間、 $\lambda_0(t)$ はベースライン、 $X_i(t)$ は失業期間に影響を与える各要因、 ϑ は推定係数をそれぞれ示す。分析では、失業時点における個人属性（性別、教育水準、年齢、党員、民族、婚姻状況、前職の職業）、企業側要因（前職の産業、前職の企業所有制）、制度を含む他の要因（求職方法、失業給付制度、地域）が説明変数として用いられる。失業が発生した時点 (t_0) はリスクの開始時点とし、再就職の時点 (t_1) はリスクの結末時点とし、「 $t_1 - t_0$ 」は失業期間 $\lambda_i(t)$ とする。また、脱出点 (failure point) を「再就職 = 1、失業中 = 0」のように設定する。

最後に、再就職後の賃金関数については、Maddala (1983) のモデルを用いた賃金関数の推定式を (5) から (9) 式で示す。まず、レイオフ者あるいは失業経験があった者のサンプルを用いた再就職の確率に関するプロビット分析の推定式を (5)、(6) 式で示す。

$$H_j^* = \varepsilon Z_j + \kappa_j$$

$$H_j = \begin{cases} 1 & \text{if } H_j^* > 0 \\ 0 & \text{if } H_j^* \leq 0 \end{cases} \quad (5)$$

$$\Pr(H_j = 1) = \Pr(H_j^* \geq 0) = \Phi(\varepsilon Z_j) \quad (6)$$

(5)、(6) 式において、 H_j^* は観察されない労働者 j が再就職する確率、「 $H_j = 1$ 」が再就職すること、「 $H_j = 0$ 」が再就職していないことをそれぞれ示す。 Z_j は労働者 j の再就職する確率に影響を与える各要因、 κ_j は誤差項、 $\Phi(\varepsilon Z_j)$ は再就職確率の分布関数をそれぞれ示す。

(1)、(2) 式の推定結果から求められた修正係数 λ_{1i} を (7) 式で示し、(5)、(6) 式の推定結果から求められた修正係数 λ_{2i} を (8) 式で示す。

$$\lambda_{1i} = \frac{\phi(\beta M_i)}{\Phi(\beta M_i)} \quad (7)$$

$$\lambda_{2i} = \frac{\phi(\varepsilon Z_j)}{\Phi(\varepsilon Z_j)} \quad (8)$$

(7), (8)式で, $\phi(\beta M_i)$, $\phi(\varepsilon Z_j)$ は失業と再就職の確率の密度関数, $\Phi(\beta M_i)$, $\Phi(\varepsilon Z_j)$ は失業と再就職の確率の分布関数をそれぞれ示す。

失業と再就職によるサンプル・セレクション・バイアスを修正するため, (7), (8)式を用いて求められる修正係数 (λ_1, λ_2) を再就職後の賃金関数に代入する。また, 内生性の問題を回避するため, 失業期間の推定値が用いられる。このような再就職後の賃金関数の推定式を(9)式で示す。

$$E(\ln W^i | Y_i = 1, H_j = 1) = \tau \hat{T} + \gamma X + \gamma_{\lambda_1} \lambda_1 + \gamma_{\lambda_2} \lambda_2 \quad (9)$$

(9)式では, T は失業期間の推定値⁷⁾, X は賃金に影響を与える失業期間以外の各要因 (例えば, 学歴, 経験年数, 再就職後の職業, 再就職後の企業規模など) を示す。 λ_1, λ_2 は修正項, $\tau, \gamma, \gamma_{\lambda_1}, \gamma_{\lambda_2}$ は失業期間, 失業期間以外の各要因, 修正項のそれぞれの係数を示す。サンプル・セレクション・バイアスが賃金関数の推定結果に有意な影響を与えれば, λ_1, λ_2 の係数が統計的に有意になる。

また, 識別問題を解決するため, (2)式では, 企業経営状況ダミー, (4)式では, 求職方法ダミーと失業給付金取得ダミー, (6)式では, 下崗登録ダミー, 失業給付金取得ダミーをそれぞれ加える。

2 データの説明と変数の設定

本稿では, 中国社会科学院の経済研究所が2003年に実施した『2002年中国都市家計所得調査』(以下では, 「CHIP2002」と呼ぶ)を利用する。CHIP2002は, 国家統計局の調査から多段階無作為に抽出した都市部の6835世帯, 2万632人に対する大規模な家計所得調査である。その調査範囲は12省70都市に及ぶ。CHIP2002では個人の豊富な情報(学歴, 性別, 年齢, 婚姻状況, 就業状況, 賃金所得, 職業, 企業所有制, 産業など)が利用できる。以下では, CHIP2002に基づく変数の設定について説明する。

まず, 被説明変数については, 失業の確率に関するプロビット分析では, 被説明変数を「レイオ

フ・失業を経験しない場合 = 0, レイオフ・失業を経験した場合 = 1」のように設定する。失業期間については, 「あなたが現在までに失業している期間は何カ月ですか」と「レイオフ・失業の経験がありますか」の2つの設問を利用し, 失業期間の連続変数を設定する。賃金関数の被説明変数としての時間あたり賃金率は, 年間賃金所得を年間労働時間で割ったものである。また, 再就職の確率に関するプロビット分析では, 被説明変数を「レイオフ・失業後に再就職をしない場合 = 0, レイオフ・失業後に再就職をした場合 = 1」のように設定する。

次に, 3つの分析で用いた共通の説明変数について説明する。まず, 年齢, 経験年数, 教育年数と企業教育訓練⁸⁾が人的資本要因として設定される。次に, 職業を管理職, 技術職, 非技術生産職, 事務職, サービス職, その他の6つに分けて, それぞれのダミー変数を設定する。産業は, 第一次産業, 第二次産業, 第三次産業の3つに分けてそれぞれのダミー変数を設定する。企業所有制は国有企業, 集団企業, 民営・外資企業, その他の4つに分けてそれぞれのダミー変数を設定する。また, 政治的社会的地位と民族性をコントロールするために, 党员ダミー(党员 = 1, 非党员 = 0)と漢民族ダミー(漢民族 = 1, 少数民族 = 0)を設定し, 地域別のマクロ経済要因(例えば, 地域間の人口構造・失業状況・産業構造の差異など)をコントロールするために, 調査票に基づいて12の地域ダミーを設定する。さらに, 就業形態⁹⁾と戸籍制度の影響をコントロールするため, 就業形態は「正規就業」(終身雇用 + 長期労働契約), 「非正規就業」(短期労働契約 + 労働契約なし), 「その他」の3つ, 戸籍制度は現地戸籍と外地戸籍(現地以外の戸籍¹⁰⁾)の2つに分けてダミー変数を設定する。

以上の説明変数以外に, 失業期間に関するコックス比例ハザード分析では, 求職方法ダミー変数(「政府企業仲介」, 「市場競争」, 「個人関係」, 「その他」)を加える。また, 再就職に関するプロビット分析では, 企業経営状況の3つのダミー変数(経営不振ダミー, 経営やや良好ダミー, 経営良好ダミー), 失業給付金取得ダミー(取得した = 1, 取

得しなかった = 0), 登録ダメー (登録した = 1, 登録しなかった = 0) を加える¹¹⁾。

各分析で用いた男女計のサンプルサイズについては, 失業の確率に関するプロビット分析は 5897 人, 失業期間に関するコックス比例ハザード分析は 1261 人, 再就職後の賃金に関する分析は 891 人である。国有企業においては, 幹部と工人によって定年年齢が異なる¹²⁾。男女間の定年年齢の差異によるサンプル・セレクション・バイアスの問題を回避するため, 本稿では, 分析対象の

年齢は, 男女とも 20~50 歳に限定する。また, 欠損値 (無回答と非常識の回答) と異常値¹³⁾をサンプルから除外した。

標本の記述統計量を表 1 で示している。平均値をみると, 教育年数と経験年数には男女間の大きな格差は見られない。しかし, 男性と女性では, 職業と企業所有制の分布は異なることが観察される。

失業期間別の平均賃金の状況を表 2 で表している。まず, 失業期間が 18 カ月以内の場合, 失業

表 1 標本の記述統計量

	変数	男女計		男性		女性	
		平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
個人属性	女性	0.509		—	—	—	—
	教育年数	11.145	2.518	11.341	2.535	10.956	2.487
	年齢	37.350	7.433	37.526	7.547	37.180	7.318
	経験年数	20.205	8.210	20.185	8.267	20.224	8.155
	漢民族	0.965		0.965		0.965	
	党员	0.171		0.218		0.126	
	既婚	0.868		0.845		0.890	
職業	非健康	0.039		0.031		0.046	
	管理職	0.057		0.087		0.028	
	技術職	0.153		0.162		0.145	
	現場生産職	0.401		0.439		0.364	
	事務職	0.144		0.125		0.164	
	サービス職	0.157		0.103		0.210	
	その他	0.087		0.085		0.089	
就業形態	正規就業	0.666		0.680		0.653	
	非正規就業	0.315		0.300		0.329	
	その他	0.019		0.020		0.018	
企業所有制	国有企業	0.463		0.490		0.436	
	集団企業	0.125		0.086		0.162	
	民営・外資	0.389		0.404		0.375	
	その他	0.023		0.020		0.027	
経営状況	経営不振	0.213		0.171		0.254	
	やや良好	0.550		0.555		0.546	
	良好	0.236		0.274		0.200	
産業	第一次産業	0.031		0.041		0.022	
	第二次産業	0.434		0.434		0.433	
	第三次産業	0.535		0.524		0.545	
戸籍	現地戸籍	0.989		0.990		0.988	
	外地戸籍	0.011		0.010		0.012	
求職方法	(政府企業)	0.533		0.562		0.503	
	市場競争	0.120		0.108		0.133	
	個人関係	0.325		0.313		0.338	
	その他	0.021		0.017		0.025	
失業期間		21.717	13.835	18.136	11.430	23.618	14.778
標本数		5897		2898		2999	

注: 1) 年齢を 20-50 歳に限定する。

2) 表の標本数はプロビット分析のサンプルサイズのみを示す。他の分析では, 利用する被説明変数と説明変数が若干異なるため, サンプルサイズは異なっている。

資料出所: CHIP2002 より計算。

表2 各要因別・下崗失業期間別の平均賃金

単位：元/月

		0-6カ月	7-12カ月	13-18カ月	18カ月以上	割合 (%)			
		①	②	③	④	②/①	④/①		
性別	全体	694.065	553.991	471.592	445.761	79.8	64.2		
	男性	744.352	643.981	714.673	538.846	86.5	72.4		
	女性	645.665	490.067	362.454	394.611	75.9	61.1		
学歴	中学	女/男	86.7%	76.1%	50.7%	73.2%			
		全体	656.928	432.288	372.844	396.206	65.8	60.3	
		男性	736.218	501.299	602.590	458.508	68.1	62.3	
		女性	581.843	372.720	271.980	362.385	64.1	62.3	
	高校	女/男	79.0%	74.4%	45.1%	79.0%			
		全体	668.400	622.543	576.819	477.250	93.1	71.4	
		男性	704.019	752.115	859.376	573.975	106.8	81.5	
		女性	631.798	540.481	429.119	427.205	85.6	67.6	
	大学	女/男	89.7%	71.9%	49.9%	74.4%			
		全体	1249.403	453.235	458.333	357.083	36.3	28.6	
		男性	1138.781	426.225	-	-	37.4		
		女性	1396.899	493.750	458.333	357.083	35.4	25.6	
就業形態	正規	女/男	122.7%	115.8%	-	-			
		全体	754.148	488.492	371.241	389.352	64.8	51.6	
		男性	782.490	578.104	627.095	489.562	73.9	62.6	
		女性	731.619	434.861	275.923	339.600	59.4	46.4	
	非正規	女/男	93.5%	75.2%	44.0%	69.4%			
		全体	679.197	610.386	555.084	523.476	89.9	77.1	
		男性	735.810	702.848	842.382	586.252	95.5	79.7	
		女性	621.507	533.551	397.754	482.856	85.9	77.7	
	企業所有制	国有	女/男	84.5%	75.9%	47.2%	82.4%		
			全体	680.824	534.643	398.639	400.964	78.5	58.9
			男性	743.672	680.296	662.178	482.038	91.5	64.8
			女性	617.975	454.069	257.457	354.510	73.5	57.4
集団		女/男	83.1%	66.8%	38.9%	73.5%			
		全体	584.477	360.127	295.893	299.506	61.6	51.2	
		男性	677.209	385.093	427.931	453.307	56.9	66.9	
		女性	530.383	348.089	274.767	245.035	65.6	46.2	
民営・外資		女/男	78.3%	90.4%	64.2%	54.1%			
		全体	715.697	645.968	608.884	528.044	90.3	73.8	
		男性	768.912	711.594	810.215	570.653	92.6	74.2	
		女性	654.721	570.863	472.689	494.712	87.2	75.6	
	女/男	85.2%	80.2%	58.3%	86.7%				

注：1) 年齢を20-50歳に限定する。

2) 月給は「月給=年取/12」のように算出した。

資料出所：CHIP2002より計算。

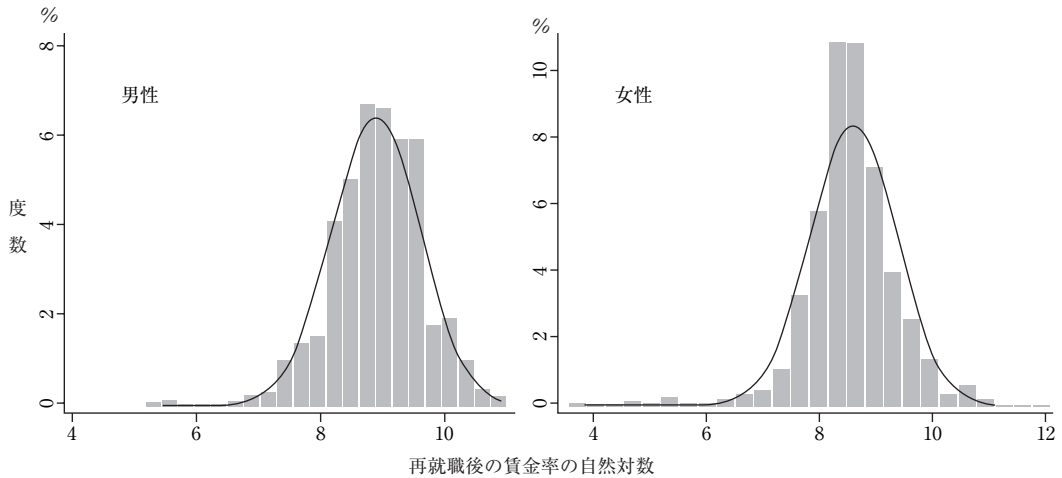
期間が長いほど再就職後の賃金水準は低くなるが、失業期間が18カ月以上の場合、失業期間の長さと同再就職後の賃金水準とのマイナスの関係は観察されない。再就職後の男女間賃金格差については、女性の平均賃金の男性の平均賃金に対する比率は、0~6カ月(8割)、7~12カ月(7割)、13~18カ月(5割)の順に小さくなり、失業期間が長いほど、再就職後の賃金の男女格差が大きくなることが示される。

男女別・再就職後の賃金率の度数分布を図2で

示す。男女とも、再就職後の賃金は正規分布に近く、賃金率の自然対数値は「9」の前後が一番大きく、賃金分布のばらつきは、男性のほうが大きいことが観察される。

以上から、性別や人的資本などの要因が失業期間と同再就職後の賃金水準に影響し、これらの要因によって、再就職後の男女間賃金格差が異なることがうかがえる。しかし、失業と同再就職後の賃金の男女格差は、数量的に明らかになっていない。以下では、計量分析によって仮説を検証する。

図2 男女別の再就職後の賃金率分布



出所：CHIP2002より計算。

注：1) 年齢を20-50歳に限定する。

2) 縦軸の数値は度数を示し、横軸は賃金率自然対数の数値を示す。

IV 推定結果

1 失業の確率に関するプロビット分析の結果

まず、失業の確率に関する仮説1を検証する。プロビット分析の結果は表3である。男女計に関する推定結果をみると、教育年数の推定係数が -0.024 であり、係数は5%水準で有意である。男女を比較してみると、男性の場合、教育水準が失業の確率に与える影響は統計学的に有意になっていないが、男女とも、教育水準が低いほど、失業者になる可能性が高くなる傾向が示される。また、人的資本を含む他の要因をコントロールした上で女性ダミーの推定係数は 0.249 であり、係数は1%水準で有意である。さらに、人的資本を含む他の条件が同じでも、女性が失業者になる確率は男性より3.1%高くなることがわかった。以上の分析結果から、「男女とも、教育水準が低いほど、失業者になる確率が高くなる。また、失業者になる可能性は、人的資本を含む他の条件が同じでも、女性のほうが男性より高い」という仮説1が検証された。

次に、年齢の効果については、男女計、男性、女性に関するそれぞれの推定結果により、年齢はいずれも失業の確率に有意な影響を与えていない。この理由については、以下のようなことが考えられる。まず、近年、若年層の失業率が上昇してい

る(蔡・都・王 2004)ため、年齢と失業の可能性との負の相関関係が存在すると考えられる(年齢の負の効果)。一方、レイオフ者において、中高年齢者の割合が相対的に大きい(李 2003)ため、年齢の上昇とともに失業者になる可能性が高くなる(年齢の正の効果)。このような年齢の負の効果と正の効果が相殺される結果、年齢は失業の確率に有意な影響を与えないと考えられる。

また、男女とも、非党員に比べ、党員(共産党員)の場合、失業者になる確率はそれぞれ2%(男)、4%(女)低くなる。この分析結果により、党員という社会的政治的地位は失業の確率を低め、こうした影響は女性のほうが男性より大きいことが示される。

2 失業期間に関するコックス比例ハザード分析の結果

失業期間に関するコックス比例ハザード分析の結果を表4と図3で示す。ハザード分析の推定係数が正で大きくなれば、失業の状態から脱出する確率が大きくなり、失業期間が短くなることが示される。

まず、仮説2を検証する。年齢の推定係数は男女それぞれ -0.948 、 -0.934 であり、年齢の二乗の推定係数が男女それぞれ 0.001 、 0.001 である。年齢と年齢の二乗の合計値を計算してみると、年齢の上昇とともに失業期間が長くなる傾向が示

表3 失業の確率に関するプロビット分析の結果
(Marginal probit analysis)

		男女計			男性			女性		
		係数	z 値	限界効果	係数	z 値	限界効果	係数	z 値	限界効果
個人属性	女性	0.249***	5.03	0.031						
	教育年数	-0.024**	-2.04	-0.003	-0.006	-0.32	-0.001	-0.035**	-2.22	-0.006
	年齢	0.003	0.18	0.000	0.018	0.81	0.002	0.016	0.81	0.003
	年齢二乗	0.000	-0.38	0.000	0.000	-0.58	0.000	0.000	0.01	0.000
	漢民族	-0.113	-0.89	-0.015	-0.286	-1.50	-0.030	0.001	0.01	0.000
	党员	-0.319***	-3.85	-0.034	-0.342***	-2.94	-0.024	-0.292**	-2.41	-0.041
	既婚	0.325***	2.95	0.049	0.745***	4.63	0.099	-0.090	-0.53	-0.014
	非健康	0.361***	3.69	0.058	0.473***	3.11	0.057	0.299**	2.29	0.058
職業	(事務職)									
	管理職	-0.140	-0.88	-0.016	-0.119	-0.59	-0.009	-0.365	-1.20	-0.047
	技術職	-0.150	-1.41	-0.017	-0.172	-1.03	-0.013	-0.089	-0.63	-0.014
	現場生産職	0.401***	4.76	0.053	0.276**	2.11	0.023	0.528***	4.63	0.094
	サービス職	0.159	1.59	0.022	0.210	1.25	0.020	0.183	1.42	0.032
	その他	0.825***	7.50	0.165	0.606***	3.31	0.077	1.007***	7.02	0.258
就業形態	(正規)									
	非正規	-0.030	-0.46	-0.004	-0.019	-0.17	-0.002	-0.057	-0.69	-0.009
	その他	-0.088	-0.44	-0.010	-0.461	-1.18	-0.026	0.137	0.56	0.024
企業所有制	(国有企業)									
	集団企業	0.349***	5.53	0.053	0.263**	2.43	0.026	0.409***	5.07	0.079
	民営・外資	-0.328***	-5.18	-0.039	-0.453***	-4.49	-0.035	-0.230***	-2.74	-0.036
	その他	-1.244***	-3.90	-0.064	-0.906**	-1.97	-0.035	-1.656***	-3.39	-0.096
経営状況	(経営良好)									
	経営不振	1.503***	17.78	0.330	1.577***	11.47	0.294	1.451***	13.05	0.350
	やや良好	0.382***	4.68	0.047	0.488***	3.68	0.039	0.295***	2.73	0.047
産業	(第一次産業)									
	第二次産業	0.090	0.59	0.011	-0.053	-0.26	-0.005	0.247	1.03	0.041
	第三次産業	0.152	0.97	0.002	0.051	0.24	0.004	0.293	1.19	0.047
戸籍	(現地戸籍)									
	外地戸籍	0.014	0.06	0.002	-0.284	-0.58	-0.018	0.156	0.56	0.028
地域	あり				あり		あり			
定数項		-2.244***	-6.43		-2.394***	-4.59		-2.104***	-4.25	
観測数			5897			2989			2999	
尤度比検定			0.000			0.000			0.000	
修正済み R ²			0.261			0.262			0.269	
対数尤度			-1771.900			-702.160			-1026.890	

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

2) 年齢を 20-50 歳に限定する。

3) レファレンスはそれぞれ, 「事務職」「正規就業」「国有企業」「企業経営良好」「第一次産業」「現地戸籍」である。

資料出所：CHIP2002 より推定。

される。男女計の推定をみると、女性ダミーの推定係数が-0.862であり、人的資本を含む他の条件が一定でも、女性の失業期間が男性より長いことが示される。

また、Kaplan-Meier 法¹⁴⁾による分析結果から、女性が失業の状態にとどまる確率は男性より大きいことが観察される(図3)。

これらの分析結果により、「男女とも、年齢の上昇とともに、失業期間が長くなる。失業期間は、人的資本を含む他の条件が一定であれば、女性の

ほうが男性より長い」という仮説2が検証された。

次に、求職方法の影響については、政府・企業を通じて仕事を探すことに比べ、労働市場を通じて仕事を探す場合、男性の失業期間が長くなる。また、個人関係を利用して仕事を探す場合、男女とも、失業期間が長くなる。これらの分析結果から、政府企業の斡旋は失業後の再就職に重要な役割を果たしていることが示される。しかし、より長期的な視点にたてば、失業の問題を解決するためには、労働市場を通じて労働力資源の再配置を

表4 失業期間に関するコックス比例ハザード分析の結果
(Cox proportional hazards model)

		男女計		男性		女性	
		係数	z 値	係数	z 値	係数	z 値
個人属性	女性	-0.862**	-2.45				
	教育年数	0.992	0.54	0.979	0.93	1.001	0.07
	年齢	-0.948***	-2.88	-0.948*	-1.64	-0.934***	-2.76
	年齢二乗	0.001**	2.40	0.001	1.10	0.001***	2.66
	漢民族	1.093	0.57	1.419*	1.73	-0.734	-1.25
	党员	1.258**	2.12	1.361**	1.98	1.148	0.88
	既婚	-0.950	-0.41	-0.840	-0.91	1.043	0.21
	非健康	-0.743**	-2.13	-0.608*	-1.70	-0.771*	-1.60
職業	(事務職)						
	管理職	-0.816	-1.03	-0.783	-0.93	-0.859	-0.36
	技術職	-0.930	-0.51	-0.869	-0.62	1.000	0.00
	現場生産職	-0.752**	-2.50	-0.709*	-1.86	-0.751*	-1.81
	サービス職	-0.678***	-3.25	-0.553***	-2.83	-0.756*	-1.87
	その他	-0.601***	-4.08	-0.601**	-2.48	-0.598***	-3.04
就業形態	(正規)						
	非正規	1.604***	5.27	1.910***	4.98	1.450***	2.95
	その他	2.002***	4.37	2.439***	3.92	1.682***	2.57
企業所有制	(国有企業)						
	集団企業	1.112	0.93	-0.882	-0.72	1.217	1.24
	民営・外資	1.640***	5.75	1.777***	4.65	1.617***	3.84
	その他	1.373**	2.32	2.169***	3.58	1.166	0.82
産業	(第一次産業)						
	第二次産業	1.038	0.13	1.150	0.33	-0.837	-0.40
	第三次産業	1.245	0.75	1.306	0.63	1.014	0.03
戸籍	(現地戸籍)						
	外地戸籍	1.065	0.35	1.408	1.43	1.031	0.13
求職方法	(政府・企業)						
	市場競争	-0.712***	-2.68	-0.453***	-3.58	-0.889	-0.77
	個人関係	-0.621***	-5.01	-0.519***	-5.20	-0.615***	-3.65
	その他	-0.834	-1.15	-0.781	-0.74	-0.919	-0.45
失業給付金	-1.000***	-3.03	-1.000**	-2.25	-1.000*	-1.66	
地域	あり			あり			あり
観測数		1263		610		653	
センサリング標本数		1079		523		556	
リスク回数		18995		8585		10410	
尤度比検定		0.000		0.000		0.000	
対数尤度		-6678.350		-2828.670		-3080.260	

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

2) 年齢を20-50歳に限定する。

3) レファレンスはそれぞれ、「事務職」「正規就業」「国有企業」「第一次産業」「現地戸籍」「政府・企業幹旋」「北京地域」とする。

資料出所：CHIP2002より推定。

行うことも望ましいであろう。

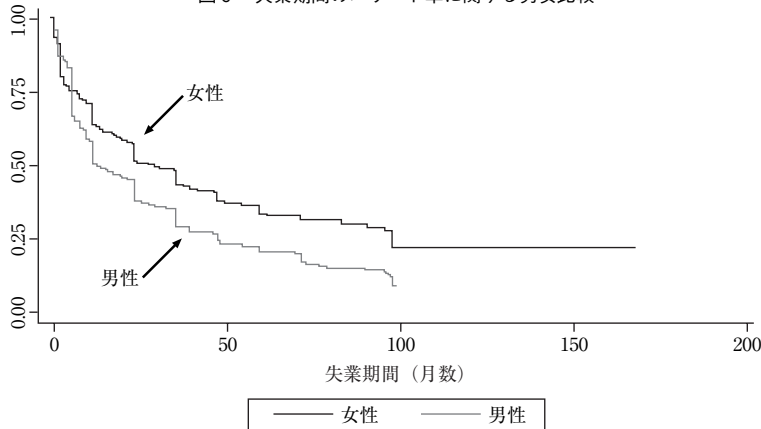
3 再就職後の賃金関数の推定結果

OLSとサンプル・セレクション・バイアスを修正した賃金関数の推定結果を表5で示す。表5では、「1次修正」は失業の確率に関する分析の結果(λ_1)のみを利用した分析、「2次修正」は失

業者と再就職者の確率に関する分析の結果の両方(λ_1, λ_2)を利用した分析をそれぞれ示す¹⁵⁾。推定結果により、1次修正の λ_1 のみが有意である。そのため、以下では、主に1次修正の推定結果を説明する。

まず、仮説3を検証する。表5の結果により、教育年数の推定係数は0.021であり、教育水準が

図3 失業期間のハザード率に関する男女比較



注：1) 年齢を20-50歳に限定する。

2) 縦軸の値は失業の状態に留まる確率、横軸は失業期間(月数)をそれぞれ示す。

資料出所：CHIP2002を用い、Kaplan-Meierのハザード分析法を利用した推定結果である。

高いほど再就職後の賃金が上昇することが示される。この結果は人的資本理論と整合的であり、馬(2007c)の分析結果に一致している¹⁶⁾。また、学歴や経験年数などの人的資本の要因をコントロールした上で、女性の賃金が男性より20%程度低くなり、再就職後の賃金の男女格差が存在することが示される。それゆえ、「教育水準が高いほど、再就職後の賃金が高くなる。また、再就職後の賃金は、人的資本を含む他の条件が同じでも、女性のほうが男性より低い」という仮説3が検証された。

次に、失業期間の影響について、男女計、男性、女性に分けて考察する。失業期間の推定値は大きくないが、これらの推定係数はいずれも負で、5%水準で有意である。この分析結果により、失業期間が長いほど、再就職後の賃金が低くなることが示される。これはKnight・李(2004)と同様の結果である¹⁷⁾。この理由については、以下のことが考えられる。人的資本理論によれば、失業期間が長くなると、人的資本の損失が大きくなるため、再就職後の賃金は低くなる可能性がある(マイナスの効果)。また、シグナリング仮説によれば、失業期間が長くなることによって、企業側が労働者に対してマイナスの評価をする(例えば、従業員の能力が不足であることが判断される)ため、失業期間が長い再就職者の賃金は低くなる(マイナスの効果)。一方、能力が高い者は、その期待賃金が高いため、低能力者に比べ、より長い期間の再就職活動を行うことが考えられる(プラスの効

果)。失業期間が再就職後の賃金に与える影響は、以上のようなマイナス効果とプラス効果を相殺した結果である。今回の分析結果により、失業期間の影響は、マイナスの効果がプラスの効果より大きいことが示された。

V 計量分析の留保点

以上の分析によって、失業と再就職後の賃金の規定要因に関するいくつかの事実が明らかになったが、以下のような課題も残されている。

第1に、今回の分析では、CHIP2002という10年間の個票を利用し、クロスセクション分析を行ったものの、個体間の異質性の問題が残っている。この問題を対応するためには、パネルデータの分析が必要であろう。

第2に、戸田・馬(2005)は学卒直後の離職・転職がその後の賃金に影響を与えることを示している(戸田・馬 2005)¹⁸⁾。この課題に関する日中比較は今後の研究課題である。

第3に、失業給付金制度などの労働雇用政策は失業者の再就職に影響を与えると考えられる。このような労働政策の効果に関する厳密な計量分析は今後の課題としたい¹⁹⁾。

VI まとめ

本稿では、中国都市部の労働市場において、失

表5 再就職後の賃金関数の推定結果

		OLS		一次修正		二次修正	
		係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
個人属性	女性	-0.248***	-5.07	-0.208***	-4.18	-0.199***	-3.77
	教育年数	0.026**	2.32	0.021*	1.86	0.020*	1.63
	経験年数	0.024	0.95	0.025	0.96	0.024	0.90
	経験年数二乗	0.000	-0.58	0.000	-0.62	0.000	-0.58
	漢民族	-0.007	-0.07	0.000	0.00	0.001	0.01
	党员	-0.010	-0.13	-0.036	-0.46	-0.041	-0.51
	既婚	-0.246**	-2.46	-0.190*	-1.86	-0.183*	-1.77
	非健康	-0.092	-0.94	-0.021	-0.19	0.000	0.00
職業	(事務職)						
	管理職	0.485***	2.89	0.465***	2.86	0.464***	2.86
	技術職	0.101	0.88	0.087	0.76	0.088	0.77
	現場生産職	-0.156*	-1.83	-0.093	-1.11	-0.096	-1.15
	サービス職	-0.218**	-2.48	-0.195**	-2.23	-0.195**	-2.24
	その他	-0.101	-1.03	0.043	0.40	0.040	0.37
就業形態	(正規)						
	非正規	-0.186***	-3.09	-0.200***	-3.41	-0.194***	-3.24
	その他	-0.283*	-1.83	-0.326**	-2.05	-0.319**	-1.99
企業所有制	(国有企業)						
	集団企業	-0.116	-1.38	-0.069	-0.77	-0.074	-0.83
	民営・外資	0.076	1.14	0.015	0.22	0.013	0.18
	その他	-0.155	-1.38	-0.335***	-2.54	-0.336**	-2.53
産業	(第一次産業)						
	第二次産業	0.074	0.39	0.099	0.52	0.092	0.47
	第三次産業	0.154	0.80	0.181	0.93	0.171	0.86
戸籍	(現地戸籍)						
	外地戸籍	0.187	1.37	0.183	1.35	0.169	1.23
失業期間	(推定値)	-0.003**	-2.18	-0.003**	-2.17	-0.003**	-2.14
修正係数	λ_1			-0.336***	-2.60	-0.334***	-2.58
	λ_2					-0.088	-0.55
地域		あり		あり		あり	
定数項		9.149***	22.74	9.257***	22.99	9.307***	22.28
観測数		871		871		871	
修正済み R ²		0.219		0.225		0.225	
F 検定		0.000		0.000		0.000	

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

2) 年齢を 20-50 歳に限定する。

3) レファレンスはそれぞれ、「事務職」「正規就業」「国有企業」「第一次産業」「現地戸籍」である。

資料出所：CHIP2002 より推定。

業と再就職後の賃金の規定要因を明らかにした上で、失業の確率、失業期間、再就職後の賃金における男女格差に関する実証分析を行った。本稿の結論は以下の通りである。

第1に、男女とも、教育水準が低いほど、失業者になる可能性が大きくなるが、人的資本を含む他の条件が同じでも、失業者になる確率は、女性のほうが男性より高くなる。

第2に、男女とも、年齢の上昇とともに、失業期間が長くなるが、人的資本を含む他の条件が一定であれば、失業期間は、女性のほうが男性より

長い。また、政府・企業の斡旋を通じた再就職の場合、失業期間が短くなる。

第3に、人的資本が大きいほど、再就職後の賃金が高くなる。しかし、人的資本を含む他の条件が同じでも、再就職後の賃金は、女性のほうが男性より低くなり、つまり、再就職後の賃金の男女格差が存在する。

本稿の分析結果から、以下のことが考えられる。

第1に、雇用調整と再就職において、男女の差別的取り扱いの問題が存在することがうかがえる。労働市場における男女格差の問題を解決するため

には、男女雇用均等法の徹底が必要であろう。

第2に、男女とも、教育水準が低いほど、失業後に再就職できる確率が低くなり、しかも失業期間が長くなる。失業者が長期間の失業を経て労働市場から退出し、求職意欲喪失者 (discouraged worker) になる可能性が大きいこと、低学歴の失業者が都市の貧困層になる可能性はより大きい (Knight・李 2004)。したがって、低学歴者の失業は、単なる国有企業における雇用調整の問題のみならず、所得格差の拡大の問題に関連すると考えられる。低学歴の失業者の再就職を促進するため、公的職業教育訓練が重要な課題になるであろう (馬 2007d, 2007e)。

第3に、再就職の場合、政府企業の斡旋がそれに大きな影響を与えることは明確である。都市失業者の再就職を促進するため、政府企業の役割と同時に、労働市場を通じた労働力資源の再配置が重要になっている。今後、労働市場の改革を促進し、労働市場のマッチング機能を向上させることを重視すべきである。

* 本稿を作成する際に、慶應義塾大学の経商連携 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、樋口英雄、北京師範大学李実の各教授からご指導およびご助言をいただいた。日本労使関係研究協会 (JIRRA) の 2007 年労働政策研究会議で報告する際に、慶應義塾大学経商連携 21 世紀 COE 研究員小松原崇史氏、日本学術振興会特別研究員戸田淳仁氏から有益なコメントをいただいた。とくに慶應義塾大学商学研究科の研究報告会で、商学部樋口英雄教授と和気洋子教授から多くの貴重なコメントをいただいた。記して深く感謝したい。残る誤りはすべて筆者の責任に帰する。

- 1) 『中国統計年鑑 2006』によれば、中国都市部の登録失業率は 1985 年に 1.8%、1995 年に 2.5%、2004 年に 4.2% であり、20 年で 2 倍以上になった。
- 2) 企業所有制の影響については、1990 年代以降国有企業では雇用調整が行われたため、国有企業の従業員は民営・外資企業よりリストラされる可能性が高くなると考えられる。職業の影響については、専門職、管理職に比べ、事務職と現場生産職の労働者が外部の労働市場から調達しやすいため、事務職と現場生産職の失業率は相対的に高くなると考えられる。また、戸籍制度の影響については、現在の中国の労働市場において、現地戸籍と外地戸籍、都市戸籍と農村戸籍における差別的取り扱いが存在すると考えられる。
- 3) Maddala のモデルについては、Ⅲの説明を参照されたい。
- 4) 計量分析では、人的資本 (教育水準、勤続年数あるいは経験年数) が労働生産性を反映する指標であるため、これらの人的資本の変数をコントロールすれば、労働生産性が同じという前提条件が満たされる。

- 5) 「他の条件が一定」とは、教育年数、年齢、民族、婚姻状況、党員、前職の職業、前職の産業、前職の就業形態、戸籍、求職方法、失業給付金取得の状況、地域などの要因を一定にすることである。この前提条件を満たすため、実証分析では、各要因をコントロールする。
- 6) サンプル・セレクション・バイアスの問題とは、利用した標本が母集団からランダムに抽出されたものではない場合、その推定値が母集団における真の値と異なることである。
- 7) 失業期間と再就職後の賃金は同時決定の問題が存在すると考えられる。この問題を解決するため、本稿では、再就職後の賃金関数を推定する際に、失業期間の実際値を利用せず、失業期間の推定値を説明変数として用いる。失業期間に関する OLS 推定の結果を付表 1 で表している。
- 8) 経験年数は人的資本要因の 1 つとして賃金に影響を与えると指摘されている (Mincer 1974) が、経験年数には年齢上昇による賃金上昇という「年齢効果」と勤続年数の上昇による賃金上昇という「企業特殊な人的資本の効果」の 2 つの効果があると考えられる (小野 1989; 馬 2007b)。本稿では、企業教育訓練の有無の設問を利用して「企業教育訓練ダミー」を設定し、企業教育訓練をコントロールした上で、経験年数の効果を考察する。
- 9) 欧米では、労働契約によって、正規就業者と非正規就業者に分けられ、非正規就業者はパート、派遣社員、有期雇用者、季節就業者、臨時雇用者、請負労働者などの多種多様な種類を含むのである。しかしながら、現在の中国において、正規就業者と非正規就業者の分類基準は統一していない。そのため、本稿では中国の労働市場の状況を考慮し、また、アメリカと日本の分類標準を参照した上で、CHIP2002 の質問項目に基づいて、「企業事業単位の固定工+長期契約者」を正規就業者とし、「短期あるいは臨時契約者+契約なし就業者」とする。また、「その他」は質問項目における「その他」の回答に基づいて設定したダミー変数である。つまり、「正規就業者」と「非正規就業者」以外を「その他」とする。
- 10) 外地戸籍者は現地以外の都市者と出稼ぎ農民労働者の両方を含むものの、CHIP2002 において、出稼ぎ労働者が全体のサンプルに占める割合は僅かに 5% である。
- 11) Appleton *et al.* (2002) は、識別問題を解決するために、失業の分析では「配偶者が国有企業にいて、しかも「配偶者が下崗失業者になった場合 = 1、その他 = 0」のダミー変数を利用し、再就職の推定では家族規模を利用しているが、これらの変数の推定結果は統計的に有意ではない。そのため、本稿では、企業経営状況、失業給付金の利用ダミー、登記ダミーを利用する。「登記」とは、失業者が再就職サービスセンターで登録手続きをすることである。国家による再就職の斡旋を通じた場合、失業者の再就職の確率が高くなると考えられるため、登記ダミーを設定している。
- 12) 国有企業において、工人と幹部の身分制が存在している。工人と幹部は職業と教育水準によって分類される。学歴が高校以下である労働者の多くは現場生産職につき、彼らは工人に属する。短大以上の労働者の多くは専門・技術職や管理職などの職業につき、彼らは幹部に属する。工人は中央政府の労働部によって管理され、幹部は中央政府の人事部によって管理される。また、定年年齢は、工人の場合、女性が 50 歳、男性が 60 歳であり、幹部の場合、女性が 55 歳、男性が 60 歳である。
- 13) 標準偏差 3 倍の値を異常値とする。
- 14) Kaplan-Meier 法は、医学の生存率を計算する方法である (この方法は積極限法とも呼ばれる)。労働経済学においても、

付表1 失業期間に関する OLS 推定の結果

		男女計		男性		女性	
		係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
個人属性	女性	1.912*	1.79				
	教育年数	0.178	0.75	0.360	1.05	0.065	0.20
	年齢	0.881***	3.31	1.196***	2.63	0.891**	2.41
	年齢二乗	-0.015**	-2.46	-0.019*	-1.90	-0.017*	-1.96
	漢民族	-1.854	-0.61	-7.053*	-1.71	4.127	0.97
	党员	-3.985**	-2.55	-5.311**	-2.55	-2.917	-1.12
	既婚	0.125	0.08	1.384	0.59	-0.400	-0.16
職業	非健康	6.458**	2.02	7.732	1.54	5.475	1.25
	(事務職)						
	管理職	3.778	1.13	3.515	0.86	2.299	0.40
	技術職	-1.031	-0.59	0.447	0.16	-2.488	-0.98
	現場生産職	3.064**	2.02	2.885	1.21	3.374	1.49
	サービス職	5.241***	3.12	6.824**	2.41	4.667**	2.15
就業形態	その他	5.977***	3.17	4.749*	1.76	7.665***	2.81
	(正規)						
	非正規	-2.459	-1.52	-3.231	-1.45	-1.633	-0.68
企業所有制	その他	-6.221**	-2.32	-4.921	-1.44	-4.598	-1.25
	(国有企業)						
	集団企業	-0.947	-0.47	0.861	0.29	-1.857	-0.66
産業	外資民営	-3.647**	-2.27	-3.596	-1.51	-3.940*	-1.73
	その他	-1.473	-0.61	-6.119*	-1.81	-0.021	-0.01
	(第一次産業)						
戸籍	第二次産業	-4.056	-0.73	0.067	0.01	-8.329	-1.08
	第三次産業	-4.902	-0.88	-0.835	-0.11	-8.611	-1.11
	(現地戸籍)						
求職方法	外地戸籍	0.460	0.12	-3.898	-1.24	3.536	0.51
	(政府・企業)						
	市場競争	1.815	0.95	3.976	1.20	0.558	0.24
	個人関係	2.413	1.50	2.311	1.00	2.758	1.22
失業給付金	その他	-1.136	-0.49	-2.675	-0.70	-1.400	-0.44
	あり	0.001	1.53	0.000	0.25	0.002	1.57
地域	あり			あり		あり	
定数項		3.118	0.37	-4.746	-0.40	6.051	0.51
観測数		1263		610		653	
修正済み R ²		0.077		0.112		0.089	
F検定		0.000		0.001		0.000	

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

2) 年齢を 20-50 歳に限定する。

3) レファレンスはそれぞれ、「事務職」「正規就業」「国有企業」「第一次産業」「現地戸籍」「政府・企業幹旋」「北京地域」である。

4) OLS 推定では標準偏差の Robust 修正を行う。

資料出所：CHIP2002 より推定。

離職、結婚などのイベントに関する存在期間を分析する際に、Kaplan-Meier 法が用いられる。

- 15) 再就職に関するプロビット分析の結果を付表2で示している。
- 16) 馬 (2007c) は、中国都市部において、1988~2002年に男女とも、教育の内部収益率が上昇し、教育水準が高いほど賃金が上昇することを示している。
- 17) 失業期間が再就職後の賃金に与える影響については、Knight・李 (2004) は『1999年中国都市家計調査』を利用して分析しているものの、本稿では『2002年中国都市家計調査』を用いて分析している。また、IIで述べたように、本稿の分析方法が Knight・李 (2004) とは若干異なる点も留

意しておきたい。

- 18) 戸田・馬 (2005) は、2004年の慶應義塾大学家計パネル調査 (KHPS2004) を用い、日本において、若年時期の転職が40歳までの賃金と60歳までの賃金に与える影響は異なることを明らかにしている。
- 19) 労働市場政策の効果に係る定量的評価については、労働政策研究・研修機構 (2004) を参照されたい。

参考文献

Amemiya, T. (1974) "Multivariate Regression and Simultaneous Equation Models When the Dependent Variables Are Truncated Normal," *Econometrica*, Vol. 42, No. 6, pp.

付表2 再就職に関するプロビット分析の結果

	係数	z 値
女性	-0.291***	-5.25
教育年数	0.065***	5.33
年齢	0.022	1.36
年齢二乗	0.000	-1.38
漢民族	-0.052	-0.37
党员	0.378***	4.09
既婚	-0.215*	-1.76
非健康	-0.481***	-4.31
登記	-1.596***	-17.79
失業給付金 (現地戸籍)	0.000***	-7.05
外地戸籍	0.482	1.59
定数項	0.346	1.07
観測数	2353	
尤度比検定	0.000	
修正済み R ²	0.194	
対数尤度	-1411.290	

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

2) 年齢を20-50歳に限定する。

3) 失業経験があった者のサンプルを利用した。

資料出所: CHIP2002より推定。

999-1012.

Appleton, S. J. Knight, Lina Song and Qing jie Xia (2002) "Labor Retrenchment in China Determinants and Consequences," *China Economic Review*, Vol. 13, pp. 252-275.

Arrow, K. (1972) "Some Mathematical Models of Race Discrimination in the Labor Market," in A. Pascal (ed.) *Racial Discrimination in Economic Life*, Lexington, DCHearth.

Arrow, K. (1973) "The Theory of Discrimination," in Ashenfelter and A. Ree (eds.) *Discrimination in Labor Market*, Princeton, N. J., Princeton University Press.

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

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

Becker, G. S. (1985) "Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor," *Journal of Labor Economics*, Vol. 3, No. 1, pp. 33-58

蔡昉・都阳・王美艳 (2004) 『中国劳动力市场转型与发育』商务印书社。

Classen, K. P. (1979) "The Effect of Unemployment Insurance on the Duration of Unemployment and Subsequent Earnings," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 33, No. 8, pp. 438-444.

Ehrenberg, R. G. and R. L. Oaxaca. (1976) "Unemployment Insurance, Duration of Unemployment, and Subsequent Wage Gain," *American Economic Review*, Vol. 66, pp. 754-766.

Gibbons, R. and L. Katz. (1992) "Does Unmeasured Ability Explain Inter-Industry Wage Differentials?" *Review of Economic Studies*, Vol. 59, pp. 515-535.

Jacobson, L. S., R. J. Lalonde, and D. G. Sullivan, (1993) "Earning Losses of Displaced Workers," *American Economic Review*, Vol. 83, pp. 685-709.

Knight, J.・李实 (2004) 「中国城镇职工失业的持续性再就业职工的收入」李实・佐藤宏 (編) 『经济转型的代价——中国城市失业, 贫困, 收入差距的经验分析』北京中国财政经济出版社。

Kruse, D. (1988) "International Trade and the Labor Market Experience of Displaced Workers," *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 41, pp. 557-569.

李实・馬欣欣 (2006) 「中国城镇职工的性别工资差异与职业分割的经验分析」『中国人口科学』No. 5, pp. 2-14.

Li Shi (2006) "Rising Poverty and Its Causes in Urban China," *Unemployment, Inequality and Poverty in Urban China*, Routledge Taylor and Francis Group London and New York, pp. 128-151.

李秋芳 (2003) 『中国妇女就业: 现状与对策』中国妇女出版社。

馬欣欣 (2007a) 「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ミクロデータをを用いた実証分析」『中国经济研究』Vol. 4, No. 1, pp. 15-36.

—— (2007b) 「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』No. 560, pp. 96-107.

—— (2007c) 「人的資本が中国都市部の所得格差に与える影響: 1988-2002」財務省財務総合政策研究所 Discussion Paper Series No. 07A-15.

—— (2007d) 「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』Vol. 53, No. 617, pp. 22-28.

—— (2007e) 「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.

Maddala, G. S. (1983) *Limited Dependent and Qualitative Variables in Economics*: Cambridge University Press New York.

Maddala, G. S. (1991) "A Perspective on the Use of Limited-Dependent and Qualitative Variables Models in Accounting Research," *The Account Review*, Vol. 66, No. 4, pp. 788-807.

Mincer, J. (1974) *Schooling, Experience and Earning*, Columbia University Press.

Mincer, J. and S. W. Polacheck, (1974) "Family Investments in Human Capital: Earnings of Women," *Journal of Political Economy*, Vol. 82, No. 2, pp. 76-108

Moffit, R. and W. Nicholson, (1982) "The Effect of Unemployment Insurance on Unemployment: The Case of Federal Supplement Benefits," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 64, pp. 1-11.

小野旭 (1989) 『日本の雇用慣行と労働市場』東洋経済新報社。

Phelps, E. S. (1972) "The Statistical Theory of Racism and Sexism," *American Economic Review*, Vol. 62 No. 4, pp. 659-661.

Robert, K. (1994) "The Duration of Unemployment as a Signal," *Economic Letters*, Vol. 45 No. 3, pp. 373-377.

労働政策研究・研修機構 (2004) 『労働市場政策の効果に係る定量的評価の欧米における先行研究についての調査』労働政策研究報告書 No. L-4.

Stevens, A. H. (1997) "Persistent Effect of Job Displace-

ment: The Importance of Multiple Job Losses," *Journal of Labor Economics*, Vol. 15, No. 1, pp. 165-188.

戸田淳仁・馬欣欣 (2005) 「若年時の転職がその後の賃金に及ぼす影響」 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 I——慶應義塾家計パネル調査の特性と居住・就業・賃金分析』慶應義塾大学出版会, pp. 162-175.

Warner, J. T., J. Poindexter, and R. Fearn, (1980) "Employer-Employee Interaction and the Duration of Unemployment," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 94,

No. 2, pp. 211-233.

ま・きんきん 慶應義塾大学 COE 研究員。最近の主な論文に「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』No. 560 (2007年), 「団塊の世代の職業キャリアのタイプとその就業形態の選択に与える影響」『日本労働研究雑誌』No. 569 (2007年) など。労働経済学・計量経済学専攻。