

中国における農村  
—都市間の労働力移動と都市部のインフォーマル・セクター

前 財務総合政策研究所研究員

馬 欣欣

2009年1月

本論文の内容は全て執筆者の個人的見解であり、  
財務省あるいは財務総合政策研究所の公式見解を  
示すものではありません。

# 中国における農村 —都市間の労働力移動と都市部のインフォーマル・セクター—

前 財務総合政策研究所研究員

馬 欣欣

## [ 要 旨 ]

中国において、農村—都市間の労働力移動の増加に伴って、労働力市場の分断化の問題が深刻化している。労働市場の多重構造を解明するため、本稿では、出稼ぎ労働者において、フォーマル・セクター（正規雇用）、インフォーマル・セクター（非正規雇用、自営業）における就業形態間の所得格差、就業形態ごとに仕事満足度の規定要因に関する実証分析を行った。

計量分析の結果により、以下の主な結論が得られた。第一に、農村と都市間の所得格差が大きくなるほど、自営業になる確率が正規雇用者になる確率より大きくなる。人的資本が多く、党员である場合、正規雇用者になる確率が大きくなる。第二に、教育水準が高いほど、所得が多くなる。こうした教育水準の影響は、正規雇用者の場合の方が非正規雇用者と自営業の場合より大きい。教育訓練期間が長いほど、非正規雇用者と自営業者の所得が多くなる。第三に、所得が正規雇用、自営業、非正規雇用の順に大きくなる。各就業形態グループ間の所得格差において、属性格差が正規雇用者と自営業者間の所得格差に与える影響が一番大きく、非属性格差が非正規雇用と自営業間の所得格差に与える影響が一番大きい。各就業形態グループ間の所得格差においても、属性格差における教育年数、都市経験年数、農村潜在経験年数、非属性格差における都市経験年数、教育年数などの人的資本要因の影響が大きい。第四に、他の条件が一定であれば、出稼ぎ労働者の仕事満足度は、非正規雇用者が一番低い。社会保障制度が仕事満足度に有意な影響を与えていない。

計量分析の結果によれば、出稼ぎ労働者において、教育格差によって就業形態の格差、所得格差が生じることは明確である。正規部門と非正規部門の所得格差を縮小するため、非正規部門の出稼ぎ労働者に対する教育訓練政策は必要であることが示された。また、出稼ぎ労働者の仕事満足度を高めるため、社会保障のみならず、他の要因（例えば、労働生産性の量の差異により説明できない制度的差別など）の問題を検討すべきであることが示唆された。

**キーワード:** 格差, 所得格差, 労働市場, 労働力移動

**JEL Classification:** J31, J42, J61, J71

## 目 次

<b>I</b>	<b>はじめに</b>	3
<b>II</b>	<b>先行研究のサーベイ</b>	6
	1. 欧米の先行研究	6
	2. 中国の先行研究	7
	3. 本研究の特徴	8
<b>III</b>	<b>分析枠組</b>	8
	1. 推定モデル	8
	2. 用いたデータおよび変数設定の説明	13
<b>IV</b>	<b>データからの観察</b>	15
	1. 記述統計量	15
	2. 各要因別からみた就業形態の分布	16
	3. 就業形態別の賃金率の分布	17
<b>V</b>	<b>計量分析の結果</b>	19
	1. どのような要因が、出稼ぎ労働者の就業形態に影響を与えるか	19
	2. どのような要因が、出稼ぎ労働者の所得構造に影響を与えるか	20
	3. どのような要因が、就業形態間の所得格差に影響を与えるか	25
	4. どのような要因が、出稼ぎ労働者の仕事満足度に影響を与えるか	29
<b>VI</b>	<b>結論と政策示唆</b>	33
	<b>参考文献</b>	35

## I はじめに

中国において、計画経済期に戸籍制度が実施され、農村と都市の労働市場が分断された。国家政府による労働力の調達以外、農村から都市への労働力の流動(以下では「農村―都市間の労働力移動」と呼ぶ)は禁止された。市場経済期(1978年～現在)に、戸籍制度の規制緩和に伴って農村―都市間の労働力移動が増加した。国家統計局の調査によれば、2006年に都市で1か月以上住居する出稼ぎ労働者<sup>1</sup>の人数は約1.3億人であった。農村―都市間の労働力流動が、経済発展、所得格差などの社会経済の問題に関連している。そのため、労働力流動の問題が重視されている(Bhattacharya 1993; Worldbank 1996; Lees 1997; 蔡・王 1999; 李 1999; 王・蔡・高 2005)<sup>2</sup>。中国政府は、90年代以後、農村―都市間の労働力流動の促進政策を実施しているが、労働力流動における様々な問題が依然として改善されず、出稼ぎ労働者に対する制度的差別の問題は深刻化している(李 2003; 蔡 2008; 馬 2008a, 2008b)。労働力流動の問題を解明するため、制度的差別に関連する出稼ぎ労働者の就業形態に関する実証分析が重要な課題となっている。

本稿では、出稼ぎ労働者における就業形態の選択およびその所得格差<sup>3</sup>に関する実証分析を行う。本稿の研究意義は、以下の3点である。第一に、開発経済学において、開発途上国の発展過程からみると、都市のインフォーマル・セクターは出稼ぎ労働者の雇用吸収に大きな役割を果

---

\* 本稿の内容はすべて執筆者の個人的見解であり、財務省あるいは財務総合政策研究所の公式見解ではない。本稿を作成するにあたり、北京師範大学経済与工商管理学院李実教授、一橋大学名誉教授南亮進教授、慶應義塾大学商学部清家篤教授、樋口美雄教授に貴重なご助言を頂いた。拓殖大学・中国社会科学院の東京ワークショップで報告する際に、拓殖大学学長渡辺利夫教授、杜進教授、中国社会科学院人口与労働経済研究所副長張車偉主任研究員、張展新副主任研究員にコメントを頂いた。また、財務省のランチミーティングで、財務省財務総合政策研究所後藤正之次長、津曲俊英次長、研究部田中修部長、小林航主任研究官、大野太郎研究官、国際交流室豊田英里係長、安保洋平研究員、中国中央財政大学楊華准教授からは、有益なコメントを頂いた。上記の方々に深く感謝したい。文責は全て筆者に帰する。

<sup>1</sup> 出稼ぎ労働者の概念について、国務院研究室課題組(2006)によれば、出稼ぎ労働者は中国経済転換期における特殊な概念であり、出稼ぎ労働者は、農村戸籍を持ち、かつ耕地を持つ農民が、非農就業をしており、賃金を主な勤労収入とする労働者である。狭義の出稼ぎ労働者は、農村から都市への非農就業者である。広義の出稼ぎ労働者は、農村から都市へ移動して就業している非農就業者と、農村で就業している非農就業者の両方を含むものである。本稿では、出稼ぎ労働者は狭義の出稼ぎ労働者を指す。

<sup>2</sup> World Bank (1996), Lees (1997), 蔡・王 (1999)は、中国において、農村―都市間の労働力流動に伴う労働資源の配分が経済成長に16～20%寄与することを示している。

<sup>3</sup> 厳密的に正規雇用者、非正規雇用者の勤労収入が「賃金」と呼ばれ、自営業者の勤労収入が勤労所得と呼ばれるが、以下では、各グループの勤労収入をすべて「所得」と呼び、各グループ間の勤労収入の格差を「所得格差」と呼ぶ。

たす<sup>4</sup>。二重構造モデル(Lewis1954)によれば、経済発展とともに、過剰労働力が消失するまでに、農村部の伝統部門における労働力は、都市部の現代部門に移動することが説明されている(無制限の労働供給仮説)。また、出稼ぎ労働者が都市部の高賃金を期待しており、正規雇用者の仕事を見つける前に非正規雇用、自営業などの非正規部門で働くと考えられる(Todarro 1969;Fields 1975;Mazumdar 1975,1976,1977;Lal 1973 ;Borjas1986)<sup>5</sup>。Robert (2001), Meng (2001), 蔡・白 (2006), 馬 (2008a, 2008b)は、実証分析を行い、中国の出稼ぎ農民労働者(以下では、出稼ぎ労働者と略称する)、米国への移民者の大多数が、非正規雇用、自営業などの都市のインフォーマル・セクター(informal sector 以下では、非正規部門<sup>6</sup>と呼ぶ)で就業することを示しており、また、この理由はフォーマル・セクター( formal sector 以下では、正規部門と呼ぶ)の参入障壁が高いことに対して、出稼ぎ労働者は非正規部門で就職することが相対的に容易なことにあることを指摘している。第二に、この問題は、労働経済学における労働市場の分断化(Labor market segmentation)の問題に関連する。中国都市部において、非正規部門が出稼ぎ労働者就業の受け皿となっている一方、正規部門と非正規部門間の所得格差が存在しており、つまり、労働市場が就業形態によって分断されることがうかがえる。各就業形態グループ間の所得格差の要因が、労働者生産性の差異に起因する部分(以下では、属性格差と呼ぶ)と、労働者生産性の差異によって説明できない部分の格差<sup>7</sup>(以下では、非属性格差と呼ぶ)の2種<sup>8</sup>に分かれることを指摘している(Meng 2001;Knight,Song and Jia 1999 ; 嚴 2005 ; 馬 2008a,2008b,2008c, 2008d)。属性格差と非属性格差の問題に対して、とるべく政策が異なると考えられる。したがって、労働政策の立案面で出稼ぎ労働者における就業形態およびその所得格差の要因に関する実証分析は、必要である。第三に、計量経済学において、都市者(都市戸籍を持つ者)と農民(農村戸籍を持つ者)において、計測できないグループ間の異質性<sup>9</sup>が存在すると考えられる。労働市場の

---

<sup>4</sup> ILO(1972)は、発展途上国において、農村―都市間の労働力流動には、非正規部門の役割が重要であることを指摘している。

<sup>5</sup> 自営業が移民者の就業状況に与える影響については、Blau(1985), Fernandez and Kim(1998), Hamm- arstedt(2001), Pietrobelli,Rabellotti and Aquilina(2004)を参考されたい。

<sup>6</sup> 非正規就業の概念については、ILO(1972)では分類標準が設定されているが、現在の中国において、非正規就業の概念が統一されていない(呉・蔡 2006;姚 2006)。本稿では、2002年中国都市流動住居者調査の質問項目に基づいて非正規雇用、自営業を非正規就業とする。これらの就業形態の分類については、第Ⅲ節の「用いたデータおよび変数設定の説明」を参照されたい。

<sup>7</sup> 例えば、制度的差別、計測できない能力要因などに起因する格差である。

<sup>8</sup> Oaxaca(1973), Blinder (1973), Neumark(1988)は、賃金格差を属性格差と非属性格差の2種に分類している。

<sup>9</sup> 個体間の異質性については、例えば、観察できない能力の差異などである。個体間の異質性の問題に対応するため、パネルデータを用いた分析が必要であると考えられる。しかし、今回の計量分析はクロス・セクションのデータに基づく分析であるため、個体間の異質性の問題が留保点として残る。

分断化の問題を議論する際に、異質性を持つグループに比べ、同質のグループ間における就業形態別の所得格差に関する比較が望ましい。労働生産性などの要因を統御した上で、出稼ぎ労働者における就業形態グループ間の所得格差が、労働市場の分断化に関する「自然実験」(natural experiment) に類似するものになる。つまり、出稼ぎ労働者における各就業形態間の所得格差に関する実証分析は、一定程度に個体間の異質性による推定のバイアス問題に対応できると考えられる。

さらに、各就業形態グループ間の所得格差が存在すれば、就業形態ごとに出稼ぎ労働者の仕事満足度が異なると考えられる。仕事満足度が低くなると、農村の生活・生産状況の改善<sup>10</sup>に伴って、出稼ぎ労働者は都市から農村に戻る(逆流動)<sup>11</sup>可能性が存在する。逆流動が、非農就業経験をしなかった者の出稼ぎ就業の決定にマイナスの影響を与えると考えられる。したがって、農村—都市間の労働力流動の質の問題<sup>12</sup>を明らかにするため、出稼ぎ労働者における就業形態別の仕事満足度に関する実証分析も、重要な課題である。

本稿では、2002年中国都市流動住居者調査(以下では、RMCHIPと呼ぶ)の個票を用いて、出稼ぎ労働者を、正規雇用者、非正規雇用者、自営業者の3つのグループに分けて実証分析を行う。計量分析を通じて、以下の4つの問題を明らかにする。つまり、(1) どのような要因が出稼ぎ労働者の就業形態に影響を与えるか、(2) どのような要因が就業形態別の所得構造に影響を与えるか、(3) どのような要因が就業形態間の所得格差に影響を与えるか、(4) どのような要因が各就業形態の仕事満足度に影響を与えるかである。

本稿の構成は以下の通りである。第2節で先行研究をサーベイした上で、第3節では、計量分析枠組について説明する。第4節で、データから観察されるものをまとめる。第5節では、分析枠組に基づく計量分析を行い、その分析結果について説明する。最後に、結論と政策示唆をまとめる。

---

<sup>10</sup> 農村の生活・生産状況の改善については、例えば、近年の農業税減免、政府農村投資の増加、農民向けの社会保障制度の実施などである。

<sup>11</sup> 「逆流動」は、中国語で「回流」と呼ぶ。『中国農村統計年鑑』によれば、逆流動率は、1998年の0.50%から2001年の1.40%、2002年の2.14%に上昇した。また、張・宋(2005)は、東莞県に関する実態調査のデータを用い、出稼ぎ労働者の逆流動が「民工荒」(出稼ぎ労働者の不足)が生じる理由の一つであることを指摘している。

<sup>12</sup> ここで、非農就業の決定が労働力流動の量に関連する課題に対して、出稼ぎ労働者の仕事満足度が、労働力流動の質に関わる課題であることを意味する。

## II 先行研究のサーベイ

### 1. 欧米の先行研究

欧米の先行研究において、農村―都市間の労働力流動のメカニズムについては、二重構造モデル(Lewis 1954; Rains and Fei 1961), 都市の失業を考慮した期待所得モデル(Harris and Todaro 1970), ジョブサーチモデル(Lippman and McCall 1976)などの諸理論仮説によれば、都市と農村間の所得格差, 期待所得, 移動コスト, 都市で仕事に就く確率などの要因が非農就業の決定に影響を与えることが説明されている。Todaro (1969), Fields (1975), Mazumdar (1975, 1976, 1977), Lal (1973)は、都市部における自営業などの非正規部門は、出稼ぎ労働者の就業に役割を果たすことを示している<sup>13</sup>。以下では、これらの理論モデルに基づく実証分析を検討しておく。

欧米の先行研究において、出稼ぎ労働者の就業形態に関する分析が少ない。ただし、欧米において、発展途上国から先進国へ移動する移民者の就業が中国における出稼ぎ労働者の就業状況と類似する(蔡 2005)。以下では、欧米における移民者の就業形態に関する実証分析をまとめる。

Borjas(1986)は、1970年と1980年のアメリカ人口センサスの個票データを用い、就業形態に関する分析を行い、自営業者になる確率は、移民者が現地者より高いことを示している。

Yuenger(1995)は、1980年アメリカ人口センサスの個票データを用い、移民者が自営業を選択する規定要因、および自営業者と雇用者の所得格差に関する分析を行った。分析結果により、(1)母国で自営業の経験があった者が移民国で自営業者になる確率が高くなること、(2)自営業者と雇用者においても、所得は母国で自営業を経験した者が自営業を経験しなかった者より多いこと、(3)自営業を経験したことが所得に与える影響は、自営業が雇用者より大きいことを示している。

Yamada(1996)は、Loma Peruの1985～1986、1990年の調査データを用い、都市の非正規部門において、自営業、雇用就業に分けて分析し、出稼ぎ労働者が自発的に自営業を選択する場合、所得が高くなる仮説を検証している。

Marie and Davila(2006)は、2000年アメリカ人口センサスの個票データを用い、メキシコ移民

---

<sup>13</sup> 農村―都市間の労働力移動のメカニズムに関するサーベイについては、Bhattacharya (1993)を参照されたい。また、中国における非農就業に関する文献研究については、Zhao(2005)、程・史・趙(2007)を参照されたい。

者とアメリカ現地者における自営業、雇用就業に関する分析を行い、自営業者になる確率は、メキシコ移民者がアメリカ現地者より高いが、他の条件が一定であれば、所得はメキシコ移民者がアメリカ現地者より低いことを明らかにしている。

欧米の先行研究によれば、現地者に比べ、移民者が自営業などの都市非正規部門で就業する確率が大きくなることと、他の条件が同じでも、現地者と移民者間の所得格差が存在し、つまり、労働市場が移民者と現地者の身分によって分断されることが示されている。

## 2. 中国の先行研究

中国において、戸籍制度が存在するため、都市と農村の労働市場が分断されており、非農就業が農村部の非農就業<sup>14</sup>と都市部の非農就業の2種に分けられるが、以下では、主に都市における出稼ぎ労働者の就業形態に関する実証分析をまとめる<sup>15</sup>。

Knight, Song and Jia(1999)は、1995年の4都市(北京市、深セン市、武漢市、蘇州市)における企業調査の個票を用いて分析し、雇用者において、都市労働者と出稼ぎ労働者間の所得格差が存在し、両者の賃金構造が異なり、職業分布の差異が両者の所得格差に影響を与えることを指摘している。

Meng(2001)は、1995年の山東省済南市調査の個票を用いて分析した結果により、出稼ぎ労働者における正規雇用、非正規雇用、自営業の各就業形態グループ間の所得格差が存在し、また非正規雇用と正規雇用、自営業と正規雇用グループ間の所得格差において、いずれも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。

佐藤(2004)は、1999年の中国都市流動住居者調査の個票を用い、出稼ぎ労働者における雇用者と自営業者の所得関数を推定し、就業形態ごとに人的資本などの要因の影響が異なることを示している。

馬(2008a,2008b)は、中国社会科学院の2002年中国都市流動住居者調査(RMCHIP2002)と2002年中国都市住居者家計調査(CHIP2002)の個票を用い、都市正規と都市非正規、都市正規と出稼ぎ農民非正規、都市非正規と出稼ぎ農民非正規の3つのグループ間の所得格差に関する計量分析を行い、労働生産性が同じでも、各グループ間の所得格差が存在し、非属性格差

---

<sup>14</sup> 農村部の非農就業に関する最近の実証分析について、Mohapatra,Rozelle and Goodhue(2006), Zhang,Zhang,Rozelle and Boucher(2006)を参照されたい。

<sup>15</sup> ここで、主に「出稼ぎ労働者(都市における農村戸籍を持つ非農就業者)」の就業形態に関する先行研究をまとめている。都市戸籍を持つ労働者を含む就業形態に関する実証分析を Meng and Zhang(2001), 呉・蔡(2006), 姚(2006), 馬(2008a,2008b,2008c,2008d)を参照されたい。



の影響は、都市正規労働者と出稼ぎ農民労働者のグループが一番大きいことを明示している。

### 3. 本研究の特徴

上記の中国に関する先行研究においては、いくつかの問題点が残されている。本稿は、先行研究の問題点を踏まえ、以下のような特徴を持つ。

第一に、出稼ぎ労働者における正規雇用者に関する分析である。Knight, Song and Jia(1999), 馬(2008a,2008b)は、いずれも都市戸籍を持つ正規雇用者を、正規雇用者のグループとして分析を行った。佐藤(2004)は、出稼ぎ労働者を正規雇用者と非正規雇用者の2種に分けて分析したが、計量分析が所得関数の推定にとどまっている。Meng(2001)は、出稼ぎ労働者を、正規雇用、非正規雇用、自営業の3つのグループに分けてそれぞれの所得格差に関する分析を行っているが、分析対象が中国山東省済南市のみである。つまり、これらの先行研究によると、中国出稼ぎ労働者における正規雇用者の全体像が、明確となっていない。それに対して、本稿では、全国範囲の大規模な RMCHIP2000 を用い、出稼ぎ労働者自身の標本を正規雇用、非正規雇用、自営業の3つのグループに分けて分析する。

第二に、男女差異に関する分析も行う。李(2001)、金(1998)、譚(1997)は、非農就業には、性別の差異が存在することを示している。出稼ぎ労働者において、性別により、所得構造が異なり、また就業形態間の所得格差における男女の差異が存在すると考えられるが、先行研究では就業形態間の所得格差に関する男女別の分析が行われていない。本稿では、サンプルを男性と女性に分けて分析し、就業形態、所得格差の規定要因における男女の差異を考察する。

第三に、出稼ぎ労働者の仕事満足度に関する分析である。労働生産性が同じでも、就業形態間の所得格差が存在すれば、就業形態ごとに仕事満足度が異なり、また各就業形態において、仕事満足度の規定要因が異なると考えられる。しかし、現在までに中国出稼ぎ労働者の仕事に対する満足度に関する実証分析が行われていない。この空白を埋めることも本稿の目的の一つである。

以下では、分析枠組、用いたデータおよび変数の設定について説明する。

## III 分析枠組

### 1. 推定モデル

計量分析の手順として、まず、多項ロジットモデルを用いて、就業形態の確率に関する分析を行う。次に多項ロジットモデルの分析結果を利用し、サンプル・セレクション・バイアスを修正した就

業形態別の所得関数を推定する。また、Oaxaca(1973)のモデルを利用し、所得関数の推定結果を用いて所得格差に関する要因分解を行う。最後に、順序ロジットモデルを用いて、出稼ぎ労働者の仕事満足度に関する分析を行う。

計量分析を行う際に、以下の問題を考慮することは必要である。第一に、就業形態に関する多項ロジット分析において、所得と就業形態の選択における内生性の問題が存在する可能性がある。この問題に対応するため、本稿では、都市所得の推定値と農村所得の予測値の比率を用いて構造型多項ロジット分析を行う。第二に、就業形態別の所得関数において、就業形態の選択による標本の非ランダム性の問題が存在する可能性がある。この問題を解決するため、Maddala(1983)のモデルを用いている。第三に、構造型方程式において、識別問題が存在する可能性がある。この問題に対応するため、所得関数の説明変数に農村非農業就業ダミー、戸籍ダミー、出身地ダミーの変数を加える。以下では、推定式モデルを定式化する。

まず、所得関数の推定式を説明する。Maddala(1983)モデルは、(1)式から(10)までで示す。(1)式は、OLS 所得関数の推定式である。

$$\text{LnIncome}_i = \alpha_i + \beta X_i + u_i \quad (1)$$

$X$  : 農村潜在経験年数, 農村潜在経験年数二乗, 都市経験年数, 都市経験年数二乗, 教育年数, 党員ダミー, 健康ダミー, 男性ダミー, 既婚ダミー, 教育訓練期間ダミー

(1)式において、 $i$ は労働者個体 $i(i = 1.2 \dots, N)$ ,  $\text{LnIncome}_i$ は、労働者個体 $i$ の時間当たり所得の自然対数、 $\alpha_i$ は定数項、 $X_i$ が個体 $i$ の所得に影響を与える各要因、 $\beta$ は $X_i$ の推定値、 $u_i$ は誤差項を示す。

Maddala (1983) によれば、(2)式では労働者個体 $i(i = 1.2 \dots, N)$ が、選択集合 $s$ の選択肢から選択すると仮定する。労働者個体 $i$ が選択肢 $s$ を選択する属性を、 $H_{si}$ として表す。正規雇用者、非正規雇用者、自営業者の所得については、ある就業形態 $j$ を選択した場合しか $j$ の所得が観察できない。このような就業形態の選択による標本の非ランダムの問題を考慮した所得関数の推定式は、(2)式で示している。

$$\text{LnIncome}_{si} = \varphi_{si} H_{si} + u_{si} \quad (s = 1, 2, \dots, M)$$

$$I_{si}^* = z_{si} \gamma + \eta_{si} \quad (i = 1.2 \dots, N)$$

$$I = s \quad \text{if} \quad z_s \gamma - z_j \gamma > \eta_j - \eta_s \quad j = 1.2. \dots \dots, M \quad (j \neq s) \quad (2)$$

$H$  : 農村潜在経験年数, 農村潜在経験年数二乗, 都市経験年数, 都市経験年数二乗, 教育年数, 党員ダミー, 健康ダミー, 男性ダミー, 既婚ダミー, 教育訓練期間ダミー

$Z$  : 都市と農村間の所得格差, 農村潜在経験年数, 農村潜在経験年数二乗, 都市経験年数, 都市経験年数二乗, 教育年数, 党員ダミー, 健康ダミー, 男性ダミー, 既婚ダミー, 教育訓練期間ダミー, 農村非農業就業ダミー, 本県(市)戸籍ダミー, 行政村出身ダミー, 出稼ぎ労働の意欲ダミー

(2)式において,  $\gamma$ を就業形態の選択に影響を与える各要因を示す。 $I$ は1から $M$ までの多項の選択肢(正規雇用者, 非正規雇用者, 自営業者)であり, 他の選択に比べ, 就業形態 $s$ を選択する効用が最大化である。そのため,  $I$ から $s$ を選択する。効用最大化の条件式を, (3)式で示している。

$$I = s \quad \text{if} \quad I_s^* > \text{Max} I_j^* \quad j = 1.2. \dots \dots, M \quad (j \neq s) \quad (3)$$

「 $\varepsilon_s = \text{Max} I_j^* - \eta_s$ 」を設定し, 「 $I = s \quad \text{if} \quad \varepsilon_s < z_s \gamma$ 」の条件を満たすと,  $I$ から $s$ を選択する確率を(4)式のように表し,  $\varepsilon_s$ の分布関数を(5)式のように示している。

$$\text{Prob}(\varepsilon_s < z_s \gamma) = \text{Prob}(I = s) = \frac{\exp(z_s \gamma)}{\sum_j \exp(z_j \gamma)} \quad (4)$$

$$F_s(\varepsilon) = \text{Prob}(\varepsilon_s < \varepsilon) = \frac{\exp(\varepsilon)}{\exp(\varepsilon) + \sum_{\substack{j=1,2,\dots,M \\ j \neq s}} \exp(z_j \gamma)} \quad (5)$$

ここで, 「 $\varepsilon_s < z_s \gamma$ 」しか(6)式のような所得が観測できないことを留意しておく。就業形態 $s$ を選択する所得関数が, (6)式で示される。

$$\ln \text{Income}_s = \varphi_s H_s + u_s \quad (6)$$

$\varepsilon_s^*$ を(7)式で示している。 $\varepsilon_s < z_s \gamma$ あるいは $\varepsilon_s^* < J_s(z_s \gamma)$ の条件を満たすと、所得関数の推定式が(8)式となっている。(8)式を用いて所得関数の一致推定値が求められる。

$$\varepsilon_s^* = J_s(\varepsilon_s) = \Phi^{-1}[F_s(\varepsilon)] \quad (7)$$

$$\text{LnIncome}_s = \varphi_s H_s - \sigma_s \rho_s \phi[J_s(z_s \gamma)] / F_s(z_s \gamma) + v_s \quad (8)$$

(8)式において、 $\sigma_s^2$ は $u_s$ の分散、 $\rho_s$ は $\varepsilon_s^*$ と $u_s$ 間の相関係数、 $\sigma_s \rho_s \phi[J_s(z_s \gamma)] / F_s(z_s \gamma)$ は、多項ロジットモデルによって求められた修正項を示している。

次に、所得格差の要因分解式について説明する。2つのセクター(例えば、正規雇用者と自営業者)の所得関数を、(9)式で示している。

$$\begin{aligned} \text{LnIncome}_a &= \beta_a X_a + \varepsilon_a \\ \text{LnIncome}_b &= \beta_b X_b + \varepsilon_b \end{aligned} \quad (9)$$

(9)式で、下付きの添え字 $a$ および $b$ は2つのセクターを表す<sup>16</sup>。 $\text{LnIncome}_a$ 、 $\text{LnIncome}_b$ は $a$ 部門と $b$ 部門の時間あたり所得率の自然対数、 $X_a$ および $X_b$ は所得に影響を与える各要因、 $\beta_a$ および $\beta_b$ は、所得関数で求められる各要因の推定係数、 $\varepsilon_a$ 、 $\varepsilon_b$ は誤差項を示す。

Oaxaca(1973)、Blinder(1973)およびNeumark(1988)は、労働生産性に基づく格差(差異 differentials)と、労働生産性が同じでも取扱が異なることに基づく格差(差別 discriminations)の2種の要因によって、所得格差が生じることを指摘している。前者を各要因の量の違いによる所得格差(以下では、「属性格差」と呼ぶ)、後者を各要因の量の違いによって説明できない所得格差(以下では、「非属性格差」と呼ぶ)と定義している。定式化すると、所得格差は、属性格差としての $(\bar{X}_a - \bar{X}_b) \beta_a$ あるいは $(\bar{X}_a - \bar{X}_b) \beta_b$ 、および非属性格差としての $\bar{X}_b (\beta_a - \beta_b)$ あるいは $\bar{X}_a (\beta_a - \beta_b)$ に分けられる。 $\text{Ln}\bar{W}_a$ および $\text{Ln}\bar{W}_b$ は $a$ 部門と $b$ 部門における時間あたり所得平均値の自然対数、 $\bar{X}_a$ および $\bar{X}_b$ は各要因の平均値、 $\beta_a$ および $\beta_b$ は、所得関数で求められる各要因の推定係数を示す。すると、(9)式が(10)式のように展開できる<sup>17</sup>。

<sup>16</sup> 以下では、記述の便利上で推定式における労働者個体 $i$ の表示を省略している。

<sup>17</sup> Oaxaca 要因分解モデルは誤差項の平均値がゼロであるという仮定のもとで導出されることを留意しておく。

$$\overline{\text{LnIncome}}_a - \overline{\text{LnIncome}}_b = \bar{X}_a \beta_a - \bar{X}_b \beta_b$$

$$\overline{\text{LnIncome}}_a - \overline{\text{LnIncome}}_b = (\bar{X}_a - \bar{X}_b) \beta_a + \bar{X}_b (\beta_a - \beta_b)$$

または,

$$\overline{\text{LnIncome}}_a - \overline{\text{LnIncome}}_b = (\bar{X}_a - \bar{X}_b) \beta_b + \bar{X}_a (\beta_a - \beta_b) \quad (10)$$

要因分解では、所得格差は、正規雇用者と非正規雇用者、正規雇用者と自営業者、非正規雇用者と自営業者の3つのグループに分けて分析する。

最後に、出稼ぎ労働者の仕事満足度に関する順序ロジット分析 (ordered logit model)<sup>18</sup>の推定式を(11)式、(12)式で示している<sup>19</sup>。

$$\begin{aligned} \Pr(=m) &= \Pr(\kappa_{m-1} < \sum_n \mathcal{G}_n X_n + \nu \leq \kappa_m) \\ &= \frac{1}{1 + \exp(-\kappa_m + \sum_n \mathcal{G}_n X_n)} - \frac{1}{1 + \exp(-\kappa_{m-1} + \sum_n \mathcal{G}_n X_n)} \end{aligned} \quad (11)$$

$$\begin{aligned} \Pr(=m) &= \Pr(\kappa_{m-1} < \sum_n \mathcal{G}_n X_n + \nu \leq \kappa_m) \\ &= \Phi(\kappa_m - \sum_n \mathcal{G}_n X_n) - \Phi(\kappa_{m-1} - \sum_n \mathcal{G}_n X_n) \end{aligned} \quad (12)$$

$\mathcal{G}_n$  : 就業形態ダミー(正規雇用, 非正規雇用, 自営業), 年金保険ありダミー, 医療保険ありダミー, 失業保険ありダミー, 住宅提供ありダミー, 都市と農村間の所得格差, 農村潜在経験年数, 農村潜在経験年数二乗, 都市経験年数, 都市経験年数二乗, 教育年数, 健康ダミー, 党員ダミー, 男性ダミー, 既婚ダミー, 教育訓練期間, 農村非農就業経歴ダミー, 戸籍ダミー(本県・市戸籍ダミー), 出身地ダミー(行政村出身ダミー), 非労働所得

(11)式、(12)式において、 $m$  は、順序づけの選択肢(例えば、本稿の  $m$  は、「非常に不満足=

<sup>18</sup> 順序ロジットモデルに関する詳細な説明については、Green(2003)、Brant(1990)、McCullagh(1980)を参照されたい。

<sup>19</sup> 仕事満足度に個体間の異質性の問題が存在すると考えられる。つまり、仕事嗜好などの個体間の差異が存在する可能性がある。その問題に対応するため、パネルデータ分析が必要であるが、今回の実証分析はクロス・セクションデータの分析であるので、この点は本稿の留保問題とする。この問題に対応するため、今回のクロス・セクション分析では、出稼ぎ労働者の就業意欲をコントロールしている。

1, やや不満足=2, どちらでもいえない=3, やや満足=4, 非常に満足=5)のように設定する)。 $X_n$ は各要因 $n$ ,  $\beta_n$ は各要因の推定係数,  $\nu$ は, 誤差項を示す。(14)式の $\Phi(\cdot)$ は, 累積密度関数を示す。

また, 社会保障制度の効果を考察するため, 以下の順序ロジット分析では, 年金保険ありダミー, 医療保険ありダミー, 失業保険ありダミー, 住宅提供ありダミーの説明変数を入れない分析を「推定1」とし, 年金保険ありダミー, 医療保険ありダミー, 失業保険ありダミー, 住宅提供ありダミーの説明変数を入れない分析を「推定2」とする。

## 2. 用いたデータおよび変数設定の説明

本稿では, RMCHIP2002の個票を利用する。この調査は2003年に中国社会科学院経済研究所が実施した全国の代表な地域における流動住居者を調査対象とする家計調査である。RMCHIP2002の調査範囲は12省・直轄市(北京市, 甘肅省, 江蘇省, 遼寧省, 山西省, 河南省, 安徽省, 広東省, 湖北省, 雲南省など)を含む。回収した有効調査票は5318人である<sup>20</sup>。流動住居者とは, 調査時点に現地住居者ではない都市住居者である。RMCHIP2002では, このような流動住居者において, 農村戸籍を持つ者の割合は96%である。計量分析では, 都市戸籍持つ流動住居者をサンプルから除外する。以下では, 変数の設定について説明する(表1の参照)。

まず, 被説明変数について説明する。(1)就業形態に関する多項ロジット分析では, 就業形態のカテゴリー変数(正規雇用=1, 非正規雇用=2, 自営業=3)を被説明変数として用いている。(2)所得関数では, 時間あたり所得の自然対数を被説明変数として利用する。所得は, 出稼ぎ労働者の勤労収入(月収)である。時間あたり所得率は, 月収を対応する労働時間で割ったものである。(3)仕事満足度に関する順序ロジット分析において, 被説明変数を「非常に不満足=1, やや不満足=2, どちらでもいえない=3, やや満足=4, 非常に満足=5)のように設定している。

次に, 説明変数について説明する。(1)都市と農村間の所得格差が就業形態の選択に与える影響を考察するため, 都市所得(推定値)と農村所得(予測値)の比率を都市と農村間の所得格差として算出した。(2)人的資本が就業形態の選択と所得に影響を与えられられるため, 農村潜在経験年数<sup>21</sup>, 都市経験年数, 教育年数, 教育訓練期間を人的資本の代理指標として設定している。(3)他には, 既婚ダミー, 健康ダミー, 男性ダミー, 党員ダミー, 農村非農業就業ダミー,

<sup>20</sup> 本稿の分析対象は, 労働者の個人単位である。出稼ぎ労働者の就業に関する家計単位の分析は, 今後の課題としたい。

<sup>21</sup> 農村潜在経験年数を「年齢-7-都市経験年齢」のように算出した。

戸籍ダミー、出身地ダミー、非労働所得、出稼ぎ労働意欲ダミーを設定している。(4) 仕事満足度に関する分析では、就業形態ごとに仕事満足度の差異を考察するため、就業形態のダミー変数を、RMCRHIP2002における現在の就業状況と現在の職業状況に関する質問項目に基づいて設定している。具体的に言えば、就業形態を自営業(自営業者=1, その他=0), 非正規雇用(短期労働契約者・臨時労働者=1, その他=0), 正規雇用(企事業の固定工, 長期労働契約者=1, その他=0)の3種に分けて設定している。

最後に、サンプルの選定を説明する。本稿の計量分析において、分析対象の年齢を16～60歳に限定し、欠損値と異常値を除外する。出稼ぎ労働者のサンプルの総数は3097人、うち自営業者2065人、非正規雇用者869人、正規雇用者163人になる。以下では、標本の平均値およびクロス集計の結果を観察する。

**表1 変数の設定**

変数名	設定方法
都市所得(元/年間)	出稼ぎ労働者の年間所得関数に基づく推定値
農村所得(元/年間)	質問項目「現在あなたは農村にいれば、年間所得がいくらと予測しているか」に基づく設定
都市と農村間の所得格差	都市所得の推定値を農村所得で割ったもの
都市経験年数	質問項目「あなたは2002年までに何年間ぐらい都市で生活をしましたか」に基づく設定
農村潜在経験年数	「年齢-7-教育年数-都市経験年数」により計算
教育年数	質問項目「2002年までの教育年数」に基づく設定
健康ダミー	非常に健康、健康=1、その他=0
党员ダミー	党员=1、非党员=0
男性ダミー	男性=1、女性=0
既婚ダミー	既婚=1、その他=0
教育訓練期間(月)	質問項目「2002年までに職業教育訓練時間(月)」に基づく設定
農村非農業就業ダミー	郷鎮企業、非農自営業、農村幹部、農村教師=1、農業=0
本県(市)戸籍	本県(市)戸籍を持つ者=1、その他=0
行政村出身	戸籍所在地が行政村である場合=1、県、郷級鎮=0
非労働所得(元/月)	質問項目「他からもらう所得(月)」に基づく設定
出稼ぎ労働の意欲ダミー	質問項目「現地政府に該当都市での住居が認められない場合、あなたはどのようにしますか」に基づく設定 他の都市に行つて仕事探し、郷鎮に行つて仕事探し、他の農村地区に行つて仕事探し=1、故郷に帰る=0
年金保険あり	年金保険あり、年金保険部分あり=1、なし=0
医療保険あり	医療保険あり、医療保険部分あり=1、なし=0
失業保険あり	失業保険あり、失業保険部分あり=1、なし=0
住宅提供あり	住宅提供あり、住宅提供部分あり=1、なし=0

出所：RMCHIP2002より筆者作成

## IV データからの観察

### 1. 記述統計量

標本の記述統計量をみると、各要因の平均値により、以下のことが示される。まず、都市—農村の賃金格差は、自営業者(1.23)が一番大きく、正規雇用者(1.18)が一番小さい。出稼ぎ労働者の所得は、正規雇用者、自営業者、非正規雇用者の順に大きくなる(時間当たり所得の自然対数は、正規雇用が1.11、自営業が0.87、非正規雇用が0.82である)。

次に、人的資本の量における就業形態間の差異をみる。(1)農村潜在経験年数は、自営業者(19.99年間)、非正規雇用者(19.37年間)が、正規雇用者(16.01年間)より長い。(2)都市経験年数は、正規雇用者(7.90年間)、自営業者(7.55年間)が非正規雇用者(6.30年間)より長い。(3)教育年数は、正規雇用者(9.28年間)が一番長く、自営業者(7.65年間)が一番短い。(4)教育訓練期間は、正規雇用者(1.52月)が、非正規雇用(0.63月)、自営業者(0.95月)より長い。(5)農村非農就業の割合は、正規雇用者(23%)が、非正規雇用者(16%)と自営業者(17%)より多い。人的資本は、正規雇用者が非正規雇用者及び自営業者より多いことがうかがえる。

表2 標本の記述統計量

	正規雇用		非正規雇用		自営業	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
都市と農村間の所得格差	1.18	0.13	1.21	0.18	1.23	0.17
Ln時間当たり所得	1.11	0.66	0.82	0.66	0.87	0.69
農村潜在経験年数	16.01	9.77	19.37	10.44	19.99	8.81
都市経験年数	7.90	5.29	6.30	4.87	7.55	5.02
教育年数	9.28	2.93	8.19	2.69	7.65	2.71
健康ダミー	0.35		0.32		0.34	
党员ダミー	0.08		0.04		0.02	
男性ダミー	0.64		0.59		0.56	
既婚ダミー	0.88		0.86		0.94	
教育訓練期間(月)	1.52	4.01	0.63	2.45	0.95	4.86
農村非農就業ダミー	0.23		0.16		0.17	
本県(市)戸籍	0.33		0.30		0.31	
行政村出身	0.43		0.45		0.50	
非労働所得(月/元)	42.13	159.96	18.27	84.76	17.27	150.28
出稼ぎ労働者の意欲ダミー	0.60		0.60		0.61	
標本数	166		889		2081	

出所：RMCHIP2002より筆者作成

また、社会保障制度については、年金保険、医療保険、失業保険、住宅提供の割合は、正規



雇用者がほぼ2割で非正規雇用者と自営業者に比べて多い。医療保険、失業保険、住宅提供の割合は、非正規雇用者と自営業者がいずれも5%以下であるが、住宅提供の割合は、非正規雇用者(14%)が自営業者(4%)より多い。就業形態ごとに社会保障の差異が存在することがみとれる。

最後に、他の要因の状況をみる。党員の割合は、正規雇用者(8%)が、非正規雇用者(4%)と自営業(2%)より多く、非労働所得(毎月単位)は、正規雇用者(42.13 元)が、非正規雇用者(18.27 元)と自営業者(17.27)より多い。一方、健康、既婚、性別、戸籍、出身地、出稼ぎ労働の意欲において、正規雇用者、非正規雇用者、自営業者者間の大きな差がみられない。

## 2. 各要因別からみた就業形態の分布

各要因別の就業形態の分布状況を表3で示している。これらのクロス集計の結果によって以下のことが示される。

(1)性別については、就業形態分布間の大きな男女差異がみられない。

(2)学歴別については、短大卒以上の場合、正規雇用者の割合(20.5%)が一番多いが、中卒、小学卒以下の場合、自営業者の割合がそれぞれ67.6%、72.9%で多い。学歴が低いほど、自営業者になる可能性が大きくなる一方、教育水準が高いほど、正規雇用者になる可能性が大きいことがうかがえる。

(3)婚姻状況別については、「配偶者あり」、「配偶者なし」を分けてみると、自営業者の割合は、「配偶者あり」(68.8%)のほうが「配偶者なし」(46.7%)より多い。一方、正規雇用者、非正規雇用者の割合は、「配偶者なし」のほうが「配偶者あり」より多い。

(4)党員別については、自営業者の割合は、非党員(67.2%)が党員(50.4%)より多い。一方、正規雇用者、非正規雇用者の割合は、党員が非党員より多い。

(5)農村での就業経歴については、農村での雇用就業を経験しなかった場合に比べ、農村での雇用就業を経験した者の場合、正規雇用者(8.1%)になる割合が多い。農村での自営業就業、農村での幹部・教師を経験した場合、自営業者になる割合(それぞれ74.2%、73.6%)が多い。

(6)性別、健康状況、出稼ぎ就業意欲における就業形態分布間の差異が小さい。

以上のクロス集計により、就業形態の分布は、学歴別、婚姻状況別、党員別、農村での就業経歴別間の差異が大きい一方、性別、健康状況、出稼ぎ労働意欲間のその差異が小さいことが示された。

表3 出稼ぎ労働者における各要因別の就業形態の分布

	正規雇用		非正規雇用		自営業		合計	
	人数 (人)	割合 (%)	人数 (人)	割合 (%)	人数 (人)	割合 (%)	人数 (人)	割合 (%)
<b>性別</b>								
男性	115	5.9	559	28.8	1270	65.3	1,944	100.0
女性	67	4.4	413	27.4	1029	68.2	1,509	100.0
<b>学歴</b>								
短大以上	16	20.5	29	37.2	33	42.3	78	100.0
高校	17	15.2	47	42.0	48	42.9	112	100.0
専門学校	49	9.7	148	29.4	307	60.9	504	100.0
中学	70	3.7	544	28.7	1279	67.6	1893	100.0
小学以下	30	3.5	204	23.6	630	72.9	864	100.0
<b>婚姻状況</b>								
配偶者あり	154	5.0	816	26.3	2138	68.8	3108	100.0
配偶者なし	28	8.1	156	45.2	161	46.7	345	100.0
<b>政治地位</b>								
党员	15	13.0	42	36.5	58	50.4	115	100.0
非党员	166	5.0	928	27.9	2238	67.2	3332	100.0
<b>健康状況</b>								
健康	63	5.3	322	26.8	816	67.9	1201	100.0
非健康	118	5.3	650	28.9	1480	65.8	2248	100.0
<b>戸籍状況</b>								
現地	57	5.3	294	27.3	726	67.4	1,077	100.0
外地	117	5.2	643	28.3	1514	66.6	2,274	100.0
<b>戸籍所在地の状況</b>								
県・鎮	105	5.7	539	29.5	1186	64.8	1830	100.0
行政村	77	4.8	428	26.6	1102	68.6	1607	100.0
<b>農村での仕事の状況</b>								
農村農民	85	3.8	589	26.2	1577	70.1	2251	100.0
農村での雇用就業	17	8.1	77	36.5	117	55.5	211	100.0
農村での自営業	21	6.9	58	19.0	227	74.2	306	100.0
農村での幹部・教師	2	3.8	12	22.6	39	73.6	53	100.0
<b>出稼ぎ労働の意欲</b>								
意欲が強い者	106	5.1	574	27.5	1404	67.4	2084	100.0
意欲が弱い者	73	5.5	392	29.3	873	65.3	1338	100.0

出所：RMCHIP2002より筆者作成

### 3. 就業形態別の所得分布

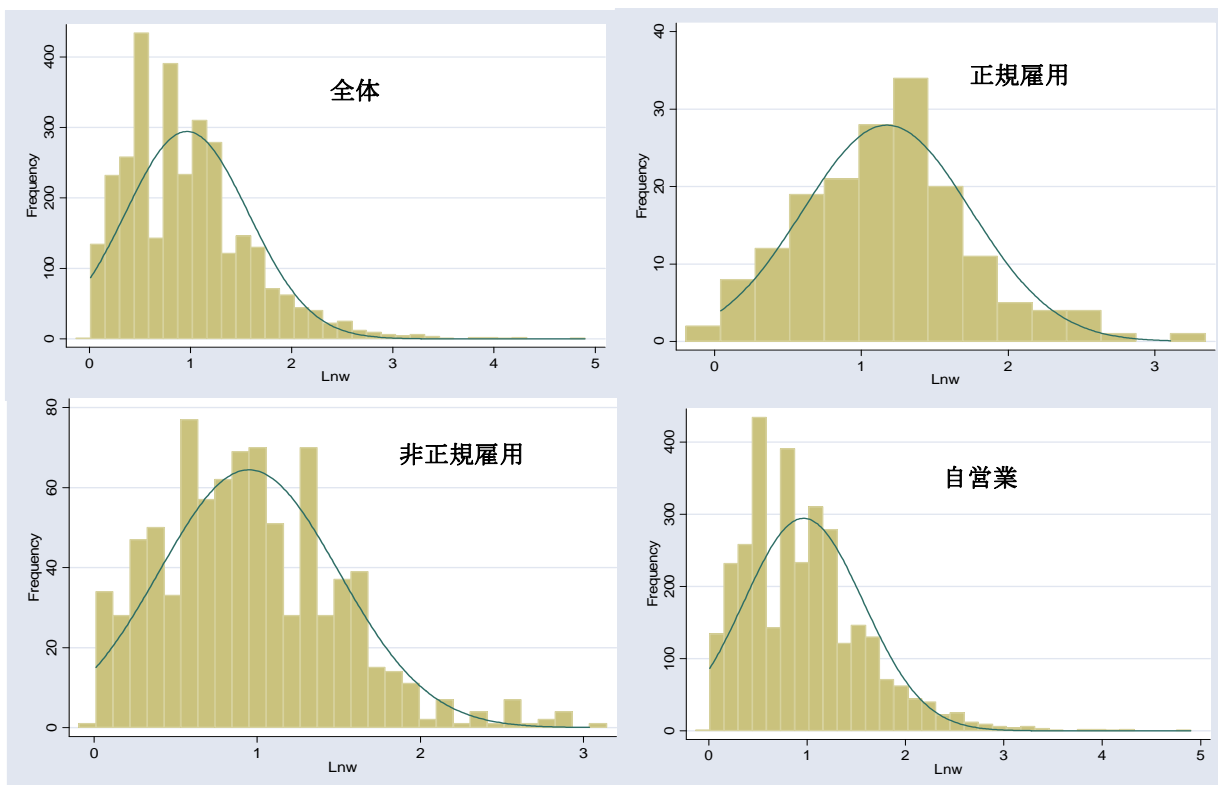
図1で、就業形態別の所得(時間当たり所得率)分布を表している。まず、所得分布の形を観察する。正規雇用者の所得分布が正規分布となっている。一方、非正規雇用者、自営業者の場合、低所得の域にある標本数の割合が高所得の域にある標本数の割合より多いため、非正規雇用者と自営業者の所得分布が、いずれも正規分布となっていない。

次に、所得の大きさをみる。正規雇用者の場合、所得の自然対数の平均値が1.2に集中している。一方、非正規雇用者、自営業者の場合、所得の自然対数の平均値が、ほぼ0.8～1.0に集中

している。平均所得は、正規雇用者が、非正規雇用者、自営業者より多いことがうかがえる。

最後に、所得の分散については、正規雇用と非正規雇用に比べ、自営業の場合、所得分散が大きい。グループ内の所得格差は、自営業が一番大きいことが示される。

図1 出稼ぎ労働者における就業形態別の所得分布



出所：RMCHIP2002より筆者作成

注：横軸の値は、賃金率の自然対数を示し、縦軸の数値は、頻度を示す。

以上から、要因ごとに就業形態の分布が異なり、また、就業形態ごとに所得分布が異なることがみてとれる。しかし、各要因がどの程度就業形態の選択に影響を与えるか、各要因がどの程度就業形態間の所得格差に影響を与えるか、また、就業形態ごとに仕事満足度の差異が存在するかなどが、明確となっていない。以下では、計量分析を通じてこれらの問題を解明する。

## V 計量分析の結果

### 1. どのような要因が、出稼ぎ労働者の就業形態に影響を与えるか

出稼ぎ労働者の就業形態の選択に関する多項ロジット分析の結果を表4で示している。分析結果は以下の通りである。

第一に、都市と農村間の所得格差の影響について、所得格差の影響における正規雇用と非正規雇用の就業形態間の大きな差がみられない。一方、所得格差が大きくなるほど、出稼ぎ労働者は自営業者になる確率が、正規雇用者になる確率に比べて大きい。

第二に、人的資本の影響について検討する。(1)農村潜在経験年数が長くなるほど、非正規雇用者、自営業者になる確率に比べ、正規雇用者になる確率が小さくなる。ただし、ある値を超えると、農村潜在経験年数が長くなるほど、正規雇用者になる可能性が大きくなる。農村潜在経験年数が正規雇用者になる確率に与える影響において、二極化の効果が存在することがうかがえる。つまり、農村潜在経験年数が極めて短い者と長い者の両方において、正規雇用者になる可能性が大きい。(2)都市経験年数が長くなると、非正規雇用者になる確率に比べ、正規雇用者になる確率が大きくなる。(3)教育水準が高いほど、正規雇用者になる可能性が大きくなり、また、教育訓練期間が長いほど、正規雇用者になる可能性が大きくなる。(4)農村で非農就業を経験しなかった者に比べ、農村で非農就業を経験した者の場合、正規雇用者になる可能性が大きくなる。これらの分析結果により、人的資本が多いほど、正規雇用者になる可能性が大きくなることが示される。

第三に、他の要因については、党員である場合、正規雇用者になる確率が大きくなる。また、出稼ぎ労働の意欲が大きいほど、非正規雇用者と自営業者になる可能性が大きくなる。ただし、健康、性別、婚姻状況、戸籍、出身地、非労働所得の影響における就業形態間の有意な差異がみられない。

表4 出稼ぎ労働者の就業形態に関する分析  
(multinomial logistic model)

	非正規雇用		自営業	
	推定係数	z 値	推定係数	z 値
都市と農村間の賃金格差(推定値)	0.620	1.04	1.378 **	2.39
農村潜在経験年数	0.076 **	2.07	0.191 ***	5.37
農村潜在経験年数二乗	-0.001 *	-1.81	-0.004 ***	-4.99
都市経験年数	-0.105 **	-2.12	0.016	0.33
都市経験年数二乗	0.003	1.34	-4.800E-4	-0.23
教育年数	-0.120 ***	-2.87	-0.159 ***	-3.93
健康ダミー	-0.201	-1.10	-0.032	-0.18
党员ダミー	-0.640 *	-1.83	-0.967 ***	-2.86
男性ダミー	-0.029	-0.16	-0.128	-0.72
既婚ダミー	-0.210	-0.71	0.300	1.01
教育訓練期間	-0.045 **	-2.23	-0.009	-0.59
農村非農業就業ダミー	-0.365 *	-1.64	-0.229	-1.08
本県(市) 戸籍	-0.123	-0.66	-0.145	-0.81
行政村出身	-0.066	-0.38	0.069	0.41
非労働所得	-4.042E-04	-1.00	-4.764E-04	-1.30
出稼ぎ労働の意欲ダミー	0.331 *	1.78	0.461 ***	2.58
定数項	2.016 **	2.00	-0.194	-0.20
標本数		3136		
対数尤度		-2326.66		
LR値		270.53		
尤度比検定		0.0000		
調整済み決定係数		0.0549		

出所：RMCHIP2002より筆者作成

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

2) レファレンス組は正規雇用である。

## 2. どのような要因が、出稼ぎ労働者の所得構造に影響を与えるか

出稼ぎ労働者の就業形態別の所得関数の分析結果を、表5、表6で示している。表6によれば、非正規雇用、自営業の所得関数の推定結果において、修正項の有意水準がほぼ1%である。これらの分析結果により、OLS 推定に就業形態による標本の非ランダムの問題が存在することが明らかになっており、OLS モデルの修正が必要であることが示されている。以下では、この非ランダムのバイアスを修正した推定結果について説明する。

第一に、人的資本の影響について、以下のことが示されている。(1)農村潜在経験年数が正規雇用者の所得に有意な影響を与えていない。一方、農村潜在経験年数が長いほど、非正規雇用と自営業者の所得が大きくなり(農村潜在経験年数の一次項の推定値は、非正規雇用者が0.083、自営業者が0.057)、ある経験年数を超えると、農村潜在経験年数が上昇すると、非正規雇用者と自営業者の所得が少なくなる(農村潜在経験年数の二次項の推定値は、非正規雇用者が一

0.002, 自営業者が-0.001)。

(2)都市経験年数については、正規雇用者、非正規雇用者、自営業者においても、都市経験年数が長くなるほど、所得が多くなる。都市経験年数の影響は、自営業者の場合が一番大きい(一次項の推定値は、自営業者が0.093, 正規雇用者が0.087, 非正規雇用者が0.086)。

(3)正規雇用者、非正規雇用者、自営業者においても、教育水準の上昇とともに所得が多くなる。教育が所得に与える影響に関するこれらの分析結果は、李・丁(2003), Margaret and Ngan(2004), 馬(2007)に一致している。また、教育年数の効果について具体的にいえば、教育年数が1年間増えれば、所得の上昇率は、正規雇用者が4.6%, 非正規雇用者が3.3%, 自営業者が2.9%となっており、こうした教育の効果は正規雇用者が一番大きい。

(4)教育訓練の影響について、教育訓練期間が正規雇用者の所得に有意な影響を与えていない。一方、非正規雇用者と自営業者の場合、教育訓練期間が1ヶ月長くなると、所得が3.7%(非正規雇用者), 自営業者(1.1%)多くなる。つまり、教育訓練期間の延長に伴う所得上昇の効果は、非正規雇用者と自営業者が、正規雇用者より大きい。

第二に、他の要因をみる。(1)健康については、健康が正規雇用者の所得に有意な影響を与えていない。一方、非正規雇用者と自営業者において、健康者の場合、所得がそれぞれ9.2%(非正規雇用), 12.7%(自営業)多くなる。

(2)党員が正規雇用者と自営業の所得に有意な影響を与えていない。一方、非党員に比べ、党員の場合、非正規雇用者の所得が21.3%少なくなる。出稼ぎ労働者の場合、党員で反映される政治資本による所得上昇の効果が出現しておらず、むしろその逆の効果が現われていることがわかった。このような分析結果からみると、農村での政治資本は都市で通用していないことがうかがえる。政治資本が所得に与える影響において、出稼ぎ労働者が都市労働者と異なることがわかった<sup>22</sup>。

(3)既婚が正規雇用者の所得に有意な影響を与えていないが、非正規雇用者と自営業者において、無配偶者に比べ、有配偶者の場合、所得がそれぞれ53.4%(非正規雇用), 17.8%(自営業)多くなる。

第三に、各要因の影響について男女を比較する。(1)農村潜在経験年数について、男女とも、非正規雇用者と自営業者の場合、農村潜在経験年数が長いほど、所得が多くなる。こうした農村

---

<sup>22</sup> Gustafson and Li(2001), 馬(2007a)は、1988年、1995年、2002年の中国都市家計調査の個票を用いた分析により、党員で示す政治的地位が都市労働者の賃金水準を高める効果を持つことを示している。

潜在経験年数の影響は、男性が女性より大きい。正規雇用者において、男性の場合、農村潜在経験年数の上昇とともに、所得が多くなる。一方、農村潜在経験年数が女性の所得に有意な影響を与えていない。各就業形態においても、農村潜在経験年数が所得に与える影響は、男性が女性より大きい。

(2)男女とも、各就業形態において、都市経験年数が長くなれば、所得が多くなる。ただし、各就業形態のグループにおいて、都市経験年数における男女の差異が異なっている。非正規雇用者と自営業者の場合、都市経験年数の影響は男性が女性より大きい。一方、正規雇用者の場合、その影響は女性が男性より大きい。

(3)教育年数の影響については、男女とも、正規雇用者の場合、教育水準が所得に有意な影響を与えていない。一方、非正規雇用者と自営業者の場合、教育水準の上昇とともに、所得が多くなる傾向にある。ただし、教育収益率における大きな男女の差異がみられない。各就業形態においても、教育収益率の男女差異は小さいといえる。

(4)教育訓練の影響について、教育訓練期間が1ヶ月増加すれば、男性の非正規雇用者、男性自営業者、女性自営業者の所得がそれぞれ4.6%、1.2%、1.0%上昇する。

(5)健康の影響について、男女とも、健康が正規雇用者の所得に有意な影響を与えていない。一方、非健康者に比べ、健康者の場合、女性非正規雇用者(13.6%)、女性自営業者(16.3%)、男性自営業者(10.1%)の所得が高くなる。健康の影響は、非正規雇用者と自営業者の場合が正規雇用者の場合より大きく、女性が男性より大きい。

(6)政治資本の影響について、党員が、女性の所得に有意な影響を与えていない。一方、男性非正規雇用者の場合、人的資本などの要因が一定であれば、所得は、党員が非党員より33.3%少なくなる。

(7)婚姻状況の影響について、男女とも、婚姻状況が正規雇用者の所得に有意な影響を与えていない。一方、無配偶者の場合に比べ、有配偶者の場合、男性非正規雇用者(61.2%)、女性非正規雇用者(44.3%)、女性自営業者(18.6%)の所得が多くなる。

表5 就業形態別・出稼ぎ労働者の所得関数（OLS 推定）

	正規雇用者		非正規雇用者		自営業者	
	推定係数	t 値	推定係数	t 値	推定係数	t 値
<b>全体</b>						
農村潜在経験年数	-1.911E-04	-0.01	0.018 **	2.01	0.006	0.93
農村潜在経験年数二乗	-2.680E-04	-0.07	-4.969E-04 ***	-2.97	-1.434E-04	-1.07
都市経験年数	0.093 ***	3.11	0.002	0.17	0.050 ***	6.29
都市経験年数二乗	-0.003 **	-2.34	-3.233E-04	0.44	-0.002 ***	-4.39
教育年数	0.190 **	2.03	0.291 ***	6.89	0.206 ***	7.03
健康ダミー	0.074 ***	3.63	0.050 ***	5.19	0.049 ***	7.75
党员ダミー	-0.092	-1.00	-0.013	-0.30	0.060 **	2.04
男性ダミー	0.204	1.27	-0.032	-0.32	0.137	1.48
既婚ダミー	0.041	0.27	0.208 ***	3.03	0.013	0.21
教育訓練期間（月）	0.004	0.37	0.016 *	1.88	0.004	1.49
定数項	-0.152	-0.44	-0.084	-0.56	0.015	0.13
標本数	176		926		2250	
F値	5.76		17.34		25.93	
F値検定	0.000		0.000		0.000	
自由度調整済み決定係数	0.214		0.152		0.100	
<b>男性</b>						
農村潜在経験年数	0.018	0.69	0.027 **	2.25	0.011	1.14
農村潜在経験年数二乗	-4.326E-04	-0.81	-0.001 ***	-3.10	-1.861E-04	-1.00
都市経験年数	0.096 **	2.43	0.016	0.80	0.057 ***	5.16
都市経験年数二乗	-0.003 *	-1.96	-2.254E-04	-0.23	-0.002 ***	-3.70
教育年数	0.087 ***	3.11	0.049 ***	3.73	0.052 ***	5.67
健康ダミー	-0.099	-0.80	-0.052	-0.88	0.029	0.69
党员ダミー	0.121	0.62	-0.129	-1.07	0.149	1.39
既婚ダミー	-0.049	-0.22	0.263 ***	2.66	-0.086	-0.97
教育訓練期間（月）	0.005	0.42	0.026 **	2.50	0.001	0.31
定数項	-0.160	-0.31	0.041	0.19	0.187 ***	1.14
標本数	111		543		1243	
F値	3.07		8.17		8.85	
F値検定	0.000		0.000		0.000	
自由度調整済み決定係数	0.145		0.106		0.054	
<b>女性</b>						
農村潜在経験年数	-0.037	-1.27	0.002	0.15	0.002	0.19
農村潜在経験年数二乗	0.001	1.33	-1.792E-04	-0.73	-1.199E-04	-0.61
都市経験年数	0.090 *	1.74	-0.014	-0.69	0.039 ***	3.05
都市経験年数二乗	-0.003	-1.13	0.001	0.70	-0.001 *	-1.73
教育年数	0.051	1.61	0.046 ***	3.39	0.043 ***	5.15
健康ダミー	-0.059	-0.42	0.012	0.18	0.103 ***	2.55
党员ダミー	0.568 *	1.63	0.328	1.59	-0.029	-0.12
既婚ダミー	0.164	0.75	0.156 *	1.68	0.138 **	1.67
教育訓練期間（月）	0.004	0.17	-0.013	-0.85	0.008 **	2.02
定数項	0.218	0.45	0.199	0.93	0.053	0.32
標本数	65		383		1007	
F値	2.64		4.70		10.34	
F値検定	0.000		0.000		0.000	
自由度調整済み決定係数	0.188		0.080		0.077	

出所：RMCHIP2002より筆者作成

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



表6 就業形態の選択を考慮した出稼ぎ労働者の所得関数 (Maddala model)

	正規雇用者		非正規雇用者		自営業者	
	推定係数	t 値	推定係数	t 値	推定係数	t 値
<b>全体</b>						
農村潜在経験年数	0.026	0.99	0.083 ***	4.96	0.057 ***	4.57
農村潜在経験年数二乗	-0.001	-1.04	-0.002 ***	-5.42	-0.001 ***	-4.53
都市経験年数	0.087 **	2.60	0.086 ***	3.60	0.093 ***	7.75
都市経験年数二乗	-0.003 **	-2.04	-0.002 **	-2.35	-0.003 ***	-6.34
教育年数	0.046 *	1.69	0.033 ***	3.17	0.029 ***	3.65
健康ダミー	-0.105	1.76	0.092 *	4.74	0.127 ***	4.49
党员ダミー	-0.069	-1.06	-0.213 ***	1.83	-0.060	3.96
男性ダミー	0.178 *	-0.29	0.214 ***	-1.94	0.140 ***	-0.58
既婚ダミー	0.092	0.56	0.534 ***	5.30	0.178 **	2.25
教育訓練期間 (月)	-0.001	-0.06	0.037 ***	3.83	0.011 ***	3.48
修正項	-4.139	-1.61	-5.582 ***	-4.63	4.152 ***	5.27
定数項	2.986	1.48	2.165 ***	4.29	-2.476 ***	-4.88
標本数	163		869		2065	
F値	5.16		15.76		23.79	
F値検定	0.000		0.000		0.000	
自由度調整済み決定係数	0.220		0.158		0.108	
<b>男性</b>						
農村潜在経験年数	0.057 *	1.65	0.089 ***	3.95	0.082 ***	4.68
農村潜在経験年数二乗	-0.001 *	-1.72	-0.002 ***	-4.36	-0.002 ***	-4.53
都市経験年数	0.087 *	1.98	0.100 ***	3.00	0.117 ***	7.06
都市経験年数二乗	-0.003 *	-1.69	-0.003 **	-2.19	-0.003 ***	-5.92
教育年数	0.044	1.19	0.031 **	2.23	0.027 **	2.30
健康ダミー	-0.123	-0.94	0.037	0.55	0.101 **	2.27
党员ダミー	-0.317	-1.05	-0.333 ***	-2.57	-0.146	-1.21
既婚ダミー	-0.025	-0.10	0.612 ***	4.21	0.186 *	1.65
教育訓練期間 (月)	0.001	0.09	0.046 ***	3.85	0.012 **	2.47
修正項	-6.020 *	-1.86	-5.515 ***	-3.25	5.486 ***	5.00
定数項	4.440 *	1.75	2.196 ***	3.20	-3.294 ***	-4.60
標本数	104		513		1161	
F値	2.98		8.00		11.20	
F値検定	0.000		0.000		0.000	
自由度調整済み決定係数	0.161		0.120		0.081	
<b>女性</b>						
農村潜在経験年数	-0.041	-0.94	0.068 ***	2.75	0.023	1.28
農村潜在経験年数二乗	0.001	0.98	-0.001 ***	-3.04	-0.001	-1.44
都市経験年数	0.095 *	1.67	0.064 **	1.91	0.059 ***	3.21
都市経験年数二乗	-0.003	-1.07	-0.002	-1.12	-0.002 **	-2.32
教育年数	0.053	1.17	0.031 **	2.03	0.030 ***	2.87
健康ダミー	-0.065	-0.42	0.136 *	1.82	0.163 ***	3.59
党员ダミー	0.673	1.44	0.216	0.97	0.092	0.32
既婚ダミー	0.242	1.00	0.443 ***	3.28	0.151	1.37
教育訓練期間 (月)	-0.003	-0.09	0.008	0.48	0.010 **	2.42
修正項	0.778	0.15	-5.528 ***	-3.29	2.183 *	1.93
定数項	-0.435	-0.11	2.449 ***	3.46	-1.091	-1.50
標本数	59		356		904	
F値	2.28		5.22		8.07	
F値検定	0.000		0.000		0.000	
自由度調整済み決定係数	0.181		0.106		0.073	

出所：RMCHIP2002より筆者作成

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

### 3. どのような要因が、就業形態間の所得格差に影響を与えるか

正規雇用者と非正規雇用者、正規雇用者と自営業者、非正規雇用者と自営業者間の所得格差に関する要因分解の結果を全体、男性、女性の3つのサンプルに分けて表7、表8、表9で示している。以下では、これらの推定結果について説明する。

**表7 出稼ぎ労働者における就業形態間の所得格差に関する要因分解（全体）**

（Oaxaca model）

	属性格差		非属性格差	
	数値	割合 (%)	数値	割合 (%)
<b>正規雇用－非正規雇用 (0.303)</b>				
<b>合計</b>	<b>0.169</b>	<b>55.7</b>	<b>0.134</b>	<b>44.3</b>
農村潜在経験年数	0.005	1.5	-0.118	-38.9
都市経験年数	0.063	20.9	0.345	113.8
男性	0.008	2.8	-0.059	-19.4
教育年数	0.083	27.3	0.199	65.8
健康	-0.002	-0.6	-0.026	-8.5
党员	0.007	2.5	0.010	3.4
既婚	4.168E-04	0.1	-0.142	-46.9
教育訓練期間	0.004	1.2	-0.007	-2.5
定数項	0.000	0.0	-0.068	-22.5
<b>正規雇用－自営業(0.262)</b>				
<b>合計</b>	<b>0.162</b>	<b>61.7</b>	<b>0.100</b>	<b>38.3</b>
農村潜在経験年数	0.005	1.7	-0.075	-28.5
都市経験年数	0.005	2.0	0.020	70.7
男性	0.015	5.7	-0.009	-3.3
教育年数	0.126	47.9	0.193	73.6
健康	0.001	0.4	-0.054	-20.7
党员	0.011	4.3	0.002	0.6
既婚	-0.003	-1.2	0.026	9.9
教育訓練期間	0.002	0.9	-3.383E-4	-0.1
定数項	0.000	0.0	-0.168	-64.0
<b>非正規雇用－自営業(-0.041)</b>				
<b>合計</b>	<b>-0.008</b>	<b>20.7</b>	<b>-0.033</b>	<b>79.3</b>
農村潜在経験年数	-0.015	36.6	-0.015	-142.3
都市経験年数	-0.009	21.5	-0.009	510.8
男性	0.010	-24.1	0.047	-114.5
教育年数	4.062E-04	-70.6	0.008	-18.7
健康	0.000	-1.0	-0.026	63.8
党员	-0.001	1.5	-0.004	10.1
既婚	-0.018	43.6	0.182	-446.3
教育訓練期間	-0.005	13.1	0.011	-27.3
定数項	0.000	0.0	-0.100	243.7

出所：RMCHIP2002より筆者作成

表8 出稼ぎ労働者における就業形態間の所得格差に関する要因分解（男性）

（Oaxaca model）

	属性格差		非属性格差	
	数値	割合（%）	数値	割合（%）
<b>正規雇用－非正規雇用(0.265)</b>				
合計	<b>0.153</b>	<b>57.6</b>	<b>0.112</b>	<b>42.4</b>
農村潜在経験年数	-0.002	-0.7	-0.033	-12.5
都市経験年数	0.065	24.6	0.316	119.5
教育年数	0.084	31.6	0.316	119.5
健康	-0.002	-0.7	-0.016	-6.1
党员	0.005	1.8	0.015	5.6
既婚	-0.002	-0.8	-0.268	-101.4
教育訓練期間	0.005	1.8	-0.016	-6.2
定数項	0.000	0.0	-0.201	-75.9
<b>正規雇用－自営業(0.242)</b>				
合計	<b>0.134</b>	<b>55.5</b>	<b>0.108</b>	<b>44.5</b>
農村潜在経験年数	-0.013	-5.2	0.033	13.8
都市経験年数	0.013	5.3	0.155	64.2
教育年数	0.122	50.5	0.276	113.8
健康	3.073E-04	0.1	-0.047	-19.6
党员	0.007	3.0	-0.001	-0.4
既婚	0.002	0.6	0.034	14.1
教育訓練期間	0.003	1.2	0.005	1.9
定数項	0.000	0.0	-0.347	-143.2
<b>非正規雇用－自営業(-0.023)</b>				
合計	<b>-0.040</b>	<b>174.5</b>	<b>0.017</b>	<b>-74.5</b>
農村潜在経験年数	-0.016	69.6	0.071	-314.5
都市経験年数	-0.017	74.4	-0.197	865.4
教育年数	0.022	-96.8	-0.024	106.4
健康	0.001	-5.2	-0.030	132.5
党员	-0.003	11.5	-0.011	47.2
既婚	-0.019	83.7	0.325	-1430.5
教育訓練期間	-0.008	37.3	0.028	-121.8
定数項	0.000	0.0	-0.146	640.8

出所：RMCHIP2002より筆者作成

表9 出稼ぎ労働者における就業形態間の所得格差に関する要因分解（女性）

（Oaxaca model）

	属性格差		非属性格差	
	数値	割合（%）	数値	割合（%）
<b>正規雇用－非正規雇用(0.327)</b>				
合計	<b>0.154</b>	<b>47.1</b>	<b>0.173</b>	<b>52.9</b>
農村潜在経験年数	0.025	7.7	-0.264	-80.7
都市経験年数	0.051	15.7	0.380	116.2
教育年数	0.067	20.5	0.040	12.1
健康	-0.001	-0.3	-0.021	-6.4
党员	0.014	4.4	0.005	1.5
既婚	-0.008	-2.3	0.007	2.1
教育訓練期間	0.004	1.3	0.007	2.0
定数項	0.000	0.0	0.020	6.0
<b>正規雇用－自営業(0.237)</b>				
合計	<b>0.155</b>	<b>65.5</b>	<b>0.082</b>	<b>34.5</b>
農村潜在経験年数	0.066	27.8	-0.335	-141.1
都市経験年数	-0.016	-6.6	0.222	93.6
教育年数	0.103	43.5	0.057	24.2
健康	0.002	0.8	-0.055	-23.2
党员	0.022	9.4	0.004	1.7
既婚	-0.025	-10.4	0.025	10.5
教育訓練期間	0.003	1.1	-0.002	-1.0
定数項	0.000	0.0	0.166	69.8
<b>非正規雇用－自営業(-0.090)</b>				
合計	<b>0.028</b>	<b>-31.1</b>	<b>-0.118</b>	<b>131.1</b>
農村潜在経験年数	-4.000E-04	4.4	-0.026	29.1
都市経験年数	0.007	-7.5	-0.220	258.4
教育年数	0.032	-36.1	0.021	-23.8
健康	-0.001	0.6	-0.031	34.4
党员	0.005	-5.1	0.002	-2.8
既婚	-0.016	18.1	0.017	-18.9
教育訓練期間	0.005	-5.5	-0.016	17.4
定数項	0.000	0.0	0.166	69.8

出所：RMCHIP2002より筆者作成

第一に、全体的にみると、所得の平均値が、大きさの順に正規雇用者、自営業者、非正規雇用者になる。

第二に、属性格差と非属性格差の推定値をみる。属性格差と非属性格差は正規雇用者と非正規雇用者、正規雇用者と自営業者、非正規雇用者と自営業者間の所得格差に与える影響が、それぞれ異なっている。属性格差が所得格差に与える影響は正規雇用者－自営業者グループ(61.7%)が一番大きく、非属性格差の影響は非正規雇用者－自営業者グループ(79.3%)が一番大きい。

第三に、各要因の影響を検討する。(1) 正規雇用者と非正規雇用者間の所得格差において、属性格差における教育年数(27.3%)、都市経験年数(20.9%)、非属性格差における都市経験年数(113.8%)、教育年数(65.8%)の影響が大きい。

(2) 正規雇用者と自営業者間の所得格差において、属性格差における教育年数(47.9%)、非属性格差における都市経験年数(70.7%)、教育年数(73.6%)の影響が大きい。

(3) 非正規雇用者と自営業者間の所得格差において、属性格差における既婚(43.6%)、農村潜在経験年数(36.6%)、都市経験年数(21.5%)、非属性格差における都市経験年数(510.8%)、健康(63.8%)の影響が大きい。

第三に、各要因の影響に関する男女比較を行う。(1) 属性格差と非属性格差の影響をみる。男性の場合、属性格差の影響(正規雇用者—非正規雇用者のグループが 57.6%、正規雇用者—自営業者のグループが 55.5%、非正規雇用者—自営業者のグループが 174.5%)が、いずれも非属性格差(正規雇用者—非正規雇用者のグループが 42.4%、正規雇用者—自営業者グループが 44.5%、非正規雇用者—自営業者のグループが-74.5%)より大きい。一方、女性の場合、正規雇用者と自営業者間の所得格差において、属性格差(65.5%)が非属性格差(34.5%)より小さいが、正規雇用者—非正規雇用者、非正規雇用者—自営業者間の所得格差において、属性格差(正規雇用者—非正規雇用者のグループが 47.1%、非正規雇用者—自営業者のグループが-31.1%)が非属性格差(正規雇用者—非正規雇用者のグループが 52.9%、非正規雇用者—自営業者のグループが 131.1%)より大きい。

非正規雇用者と自営業者間の所得格差において、属性格差と非属性格差における男女間の大きな差異が存在する。具体的にいえば、男性の場合、属性格差(174.5%)の影響が大きい。一方、女性において、非属性格差(131.1%)の影響が大きい。つまり、非正規雇用者と自営業者間の所得格差において、男性の場合、各要因の量の差異に起因する部分による格差が大きい一方、女性の場合、各要因の量の差異に説明できない部分による格差が大きいといえる。

(3) 各要因の影響を3つのグループに分けて検討する。まず、正規雇用者と非正規雇用者間の所得格差において、男女とも、属性格差における教育年数(男性 31.6%、女性 20.5%)、都市経験年数(男性 24.6%、女性 15.7%)、非属性格差における都市経験年数(男性 119.5%、女性 116.2%)の影響が大きい。また、非属性要因における教育年数の影響は、男性(119.5%)が女性(12.1%)より大きい。

次に、正規雇用者と自営業者間の所得格差において、男女とも、属性格差における教育年数(男性 50.5%、女性 43.5%)、非属性格差における教育年数(男性 113.8%、女性 24.2%)、都市

経験年数(男性 64.2%, 女性 93.6%)の影響が大きい。

最後に、非正規雇用者と自営業者間の所得格差において、男性の場合、属性格差における既婚(83.7%), 都市経験年数(74.4%), 農村潜在経験年数(69.6%), 非属性格差における都市経験年数(865.4%), 健康(132.5%), 教育年数(106.4%)の影響が大きい。一方、女性の場合、属性格差における既婚(18.1%), 農村潜在経験年数(4.4%), 非属性格差における都市経験年数(258.4%), 健康(34.4%), 農村潜在経験年数(29.1%)の影響が大きい。これらの要因の影響は、男性が女性より大きい。

#### 4. どのような要因が、出稼ぎ労働者の仕事満足度に影響を与えるか

出稼ぎ労働者の仕事満足度に関する分析結果について、社会保障制度の要因を含まない分析結果(推定1)を表 10 で示し、社会保障制度の要因を含む分析結果(推定 2)を表 11 で示している。両方の推定結果の傾向がほぼ同じである。以下では、主に表 11 の分析結果について説明する。

第一に、就業形態が仕事満足度に有意な影響を与えていないが、非正規雇用者をレンファレンスとすると、正規雇用者と自営業者の推定係数がプラスの値となっている。他の条件が同じであれば、非正規雇用者の仕事満足度が一番低いことがうかがえる。

第二に、社会保障制度の影響について、社会保障を提供しなかった場合に比べ、社会保障を提供したことが、仕事満足度に有意な影響を与えていない。ただし、統計的に有意ではないが、各就業形態においても、失業保険と住宅提供ありが仕事満足度にプラスの影響を与えている。年金保障制度と医療保障制度に対して、就業と生活を安定させる福利厚生政策は、出稼ぎ労働者の仕事満足度を高める効果を持つことがうかがえる<sup>23</sup>。

第三に、所得格差の影響について、都市と農村間の所得格差が大きくなると、非正規雇用者の仕事満足度は高くなり、逆にその仕事満足度が低くなる傾向にある。この理由について、以下のことが考えられる。前述した二重構造モデル、期待所得モデルによれば、つまり、都市部門の賃金水準が農村の賃金水準(生存費用に近いもの)より高いため、農村から都市への労働力流動が発生することが説明されている。これらの理論モデルによれば、出稼ぎ労働の主な目的が、都市現代部門の高い所得を獲得することであれば、都市と農村間の所得格差が大きくなるほど、

---

<sup>23</sup> RMCHIP において、出稼ぎ労働者における年金保険あり、医療保険あり、失業保険あり、住宅提供ありのサンプルが少ない。そのため、これらの制度の影響は、統計的に有意ではない結果が得られた可能性が存在することも考えられる。これは留保点とする。

出稼ぎ労働者の満足度が高くなるはずである。ただし、出稼ぎ雇用就業者は、所得以外のことを期待すると考えられる。所得要因以外のこと(例えば、都市者になる機会、仕事昇進の機会、子供の教育機会など)が満たされなければ、都市と農村間の所得格差が大きい場合、非正規雇用者の仕事満足度が高くないと考えられる。

一方、自営業者の場合、都市と農村間の所得格差が大きくなるほど、仕事満足度が高くなる傾向にある。この理由について、以下の2点が考えられる。(1)差別的雇用・賃金制度である。自営業に比べ、正規雇用者と非正規雇用者のグループにおいて、いずれも戸籍身分による差別的雇用・賃金制度が生じやすいと考えられる。そのため、正規雇用者と非正規雇用者の仕事満足度が、自営業者より低いと考えられる。(2)雇用者と自営業者における労働時間の柔軟性の差異である。自営業者が自由に労働時間を調整することは可能である一方、雇用者の場合、労働時間が拘束される<sup>24</sup>。そのため、仕事満足度は、正規雇用者と非正規雇用者が自営業者より低いと考えられる。

第四に、人的資本の影響については、以下のような結果が得られた。(1)自営業者において、農村潜在経験年数と都市経験年数が長いほど、仕事満足度が高くなる。一方、経験年数が正規雇用者と非正規雇用者の満足度に有意な影響を与えていない。(2)教育年数が各就業形態の仕事満足度に有意な影響を与えていない。ただし、教育水準が高いほど、正規雇用者の仕事満足度が低くなる一方、非正規雇用者と自営業者における仕事満足度がいずれも高くなる傾向にある。(3)教育訓練期間が長いほど、正規雇用者の仕事満足度が高くなる。

第五に、他の要因の影響について、非正規雇用者の場合、仕事満足度は、党員が非党員より低い。農村での農業者に比べ、農村で非農業経験をした者の仕事満足度が低い。

---

<sup>24</sup> 日本における労働時間の拘束性については、樋口(1991)は、現実には一般的に雇用労働では企業側の指定する労働時間で働くことになり、少なくとも短期では労働時間が自発的に選択される幅は狭く、労働時間が拘束されることを指摘している。小尾・宮内(1998)は、労働時間の拘束性を定式化し、理論的に論述している。馬(2007b)は、パネルデータを用いた実証分析により、夫婦とも、長労働時間で働く家計行動が存在することを示し、その理由は、正規雇用の場合、夫、妻とも、労働時間が拘束されることにあることを指摘している。

表10 出稼ぎ労働者の仕事満足度に関する分析(推定1)

(ordered logistic model)

	全体	正規雇用者	非正規雇用者	自営業者
就業形態 (非正規雇用)				
正規雇用	0.168 (0.75)			
自営業	0.073 (0.63)			
都市と農村の所得格差 (推定値)	-0.131 (-0.42)	-1.375 (-0.71)	-1.302 ** (-2.14)	0.343 0.94
農村潜在経験年数	0.051 ** (2.08)	-0.131 (-1.33)	0.107 ** (2.27)	0.055 * (1.77)
農村潜在経験年数二乗	-0.001 (-1.32)	0.002 (1.13)	-0.001 * (-1.67)	-0.001 (-1.11)
都市経験年数	0.039 (1.42)	-0.169 (-1.04)	0.042 (0.59)	0.059 * (1.85)
都市経験年数二乗	-0.001 (-0.62)	0.005 0.60	-0.001 (-0.18)	-0.001 (-0.95)
教育年数	0.020 (0.96)	-0.116 (-1.10)	0.040 (0.85)	0.021 (0.83)
健康	-0.048 (-0.48)	0.226 (0.52)	0.144 (0.68)	-0.084 (-0.69)
党员	-0.533 ** (-1.97)	-0.421 (-0.54)	-1.028 ** (-2.42)	-0.332 (-0.78)
男性	0.040 (0.40)	0.386 (0.86)	-0.071 (-0.35)	0.059 (0.49)
既婚	-0.098 (-0.52)	1.062 (1.47)	-0.281 (-0.88)	-0.056 (-0.21)
教育訓練期間	-0.016 (-1.17)	0.161 ** (2.03)	0.010 (0.25)	-0.028 * (-1.86)
農村非農業就業ダミー	-0.236 * (-1.87)	0.449 (0.84)	-0.614 ** (-2.44)	-0.118 (-0.75)
本県(市)戸籍	-0.062 (-0.55)	0.569 (1.08)	-0.153 (-0.68)	-0.052 (-0.38)
行政村出身	-0.253 ** (-2.54)	-0.446 (-0.98)	-0.269 (-1.34)	-0.256 ** (-2.10)
非労働所得	0.001 * (1.87)	0.002 (1.19)	4.993E-04 (0.37)	0.001 * (1.69)
出稼ぎ労働の意欲ダミー	0.108 (1.05)	0.558 (1.11)	0.156 (0.75)	0.007 (0.06)
_cut1	-2.610	-6.398	-3.306	-2.051
_cut2	-0.285	-4.100	-1.165	0.404
_cut3	1.767	-1.971	1.141	2.407
_cut4	5.010	0.330	4.173	5.939
標本数	1507	91	391	1025
対数尤度	-1823.022	-112.497	-462.280	-1226.550
LR値	31.85	14.82	25.41	24.70

出所：RMCHIP2002より筆者作成

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

2) 順序ロジットモデルを用いた推計である。( )内はz値を示す。

3) 被説明変数の満足度を、「1=非常に不満足 2=やや不満足 3=どちらでもいけない 4=やや満足 5=非常に満足」のように設定している。



表 11 出稼ぎ労働者の仕事満足度に関する分析(推定 2)

(ordered logistic model)

	全体	正規雇用者	非正規雇用者	自営業者
就業形態 (非正規雇用)				
正規雇用	0.143 (0.60)			
自営業	0.084 -0.70			
年金保険あり	-0.072 (-0.25)	0.601 (0.54)	0.025 (0.05)	-0.535 (-1.33)
医療保険あり	-0.197 (-0.56)	-0.564 (-0.57)	0.100 (0.15)	-0.236 (-0.46)
失業保険あり	0.214 (0.49)	-0.460 (-0.54)	0.168 (0.22)	-0.215 (-0.26)
住宅提供あり	0.030 (0.16)	-0.275 (-0.46)	-0.333 (-1.12)	0.709 ** (2.25)
都市と農村間の所得格差 (推定値)	-0.154 (-0.48)	-2.671 (-1.17)	-1.517 ** (-2.34)	0.390 (1.05)
農村潜在経験年数	0.052 ** (2.10)	-0.158 (-1.32)	0.092 (1.90)	0.067 ** (2.12)
農村潜在経験年数二乗	-0.001 (-1.30)	0.003 (1.29)	-0.001 (-1.38)	-0.001 (-1.29)
都市経験年数	0.047 * (1.66)	-0.117 (-0.69)	0.016 (0.22)	0.072 ** (2.21)
都市経験年数二乗	-0.001 (-0.78)	0.004 (0.50)	0.001 (0.24)	-0.002 (-1.32)
教育年数	0.021 (0.96)	-0.090 (-0.63)	0.028 (0.58)	0.030 (1.15)
健康	-0.017 (-0.17)	0.674 (1.37)	0.171 (0.79)	-0.038 (-0.31)
党员	-0.458 * (-1.65)	-0.447 (-0.56)	-0.908 ** (-2.02)	-0.213 (-0.50)
男性	0.019 (0.18)	0.203 (0.41)	-0.111 (-0.53)	0.045 (0.36)
既婚	-0.128 (-0.66)	1.202 (1.55)	-0.229 (-0.69)	-0.246 (-0.90)
教育訓練期間	-0.018 (-1.27)	0.161 ** (1.96)	-0.008 (-0.14)	-0.023 (-1.55)
農村非農業就業ダミー	-0.201 (-1.53)	0.763 (1.32)	-0.576 ** (-2.15)	-0.085 (-0.52)
本県 (市) 戸籍	-0.057 (-0.50)	0.510 (0.88)	-0.122 (-0.51)	-0.070 (-0.50)
行政村出身	-0.253 ** (-2.48)	-0.725 (-1.38)	-0.370 * (-1.77)	-0.209 * (-1.68)
非労働所得	0.001 * (1.88)	0.001 (0.99)	0.001 (0.47)	0.001 * (1.75)
出稼ぎ労働の意欲ダミー	0.108 (1.02)	0.761 (1.37)	0.216 (0.97)	-0.004 (-0.03)
_cut1	-2.520	-7.459	-3.850	-1.770
_cut2	-0.234	-5.108	-1.764	0.660
_cut3	1.813	-2.849	0.563	2.660
_cut4	5.094	-0.304	3.698	6.159
標本数	1431	84	367	980
対数尤度	-1734.117	-99.983	-432.271	-1174.768
LR値	31.61	19.86	25.40	31.68

出所：RMCHIP2002より筆者作成

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

2) 順序ロジットモデルを用いた推計である。( )内はz値を示す。

3) 被説明変数の満足度を、「1=非常に不満足 2=やや不満足 3=どちらでもない 4=やや満足 5=非常に満足」のように設定している。

## VI 結論と政策示唆

本稿では、(1) どのような要因が、出稼ぎ労働者の就業形態に影響を与えるか、(2) 各就業形態において、どのような要因が所得に影響を与えるか、(3) どのような要因が、就業形態間の所得格差に影響を与えるか、(4) 各就業形態において、どのような要因が、仕事の満足度に影響を与えるかの4つの問題について実証分析を行った。計量分析から得られた主な結論は、以下の通りである。

第一に、就業形態の規定要因については、(1) 都市と農村間の所得格差が大きいほど、自営業者になる確率が大きくなる。ただし、都市と農村間の所得格差の影響における正規雇用者と非正規雇用者間の大きな差がみられない。(2) 人的資本が多いほど、正規雇用者になる確率が大きくなる。(3) 党员の場合、正規雇用者になる確率が大きくなる。出稼ぎ就業の意欲が大きいほど、非正規雇用者と自営業者になる可能性が大きくなる。

第二に、就業形態別の所得構造については、(1) 正規雇用、非正規雇用、自営業においても、都市経験年数が長いほど、所得が高くなる。こうした都市経験年数の影響は、自営業の場合が一番大きい。(2) 各就業形態においても、教育水準が高いほど、所得が多くなる。教育水準が所得に与える影響は、正規雇用者が非正規雇用者と自営業者より大きい。(3) 教育訓練期間が正規雇用者の所得に有意な影響を与えていない。一方、教育訓練期間が長いほど、非正規雇用者と自営業者の所得が多くなる。(4) 各要因の影響において男女の差異が存在しており、例えば、男女とも、各就業形態においても、都市経験年数が長くなれば、所得が多くなる。こうした影響は、非正規雇用者と自営業者の場合、男性が女性より大きい。一方、正規雇用者の場合、都市経験年数の影響は、女性が男性より大きい。

第三に、就業形態間の所得格差の要因については、(1) 所得が、正規雇用者、自営業者、非正規雇用者の順に大きくなる。属性格差が正規雇用者と非正規雇用者間の所得格差に与える影響が一番大きく、非属性格差が非正規雇用者と自営業者間の所得格差に与える影響が一番大きい。(2) 各就業形態間の所得格差においても、属性格差における教育年数、都市経験年数、農村潜在経験年数、非属性格差における都市経験年数、教育年数などの人的資本要因の影響は大きい。属性格差と非属性格差の影響における男女差異は、非正規雇用者—自営業者のグループが一番大きい。

第四に、出稼ぎ労働者の仕事満足度の要因については、(1) 他の条件が一定であれば、非正規雇用者は、仕事満足度が一番低い。(2) 社会保障を提供したことが仕事満足度に有意な影響

を与えていない。(3)自営業者の場合、農村潜在経験年数と都市経験年数が長いほど、仕事満足度が高くなる。一方、農村潜在経験年数と都市経験年数が正規雇用者と非正規雇用者の満足度に有意な影響を与えていない。(4)教育年数が各就業形態の仕事満足度に有意な影響を与えていないが、教育訓練期間が長いほど、正規雇用者の仕事満足度が高くなる。

以上の実証分析の結果から、以下のような政策示唆が考えられる。

第一に、出稼ぎ労働者において、人的資本が多いほど、正規雇用者になる可能性が大きくなることと、各就業形態においても、人的資本が多いほど、所得が多くなることは明確である。したがって、農村と都市間の所得格差を縮小するため、労働力流動を促進すると同時に、出稼ぎ労働者向けの教育訓練政策の実施と、平等の教育機会の提供は必要である。

第二に、就業形態間の所得格差において、非属性格差に起因する部分の影響が存在する。とくに非属性格差における都市経験年数、教育年数の影響が大きい。この理由は、各就業形態において、労働者の雇用・賃金制度の差異が存在することにあると考えられる。したがって、農村一都市間の労働力流動を促進するため、正規雇用者と非正規雇用者の均等処遇政策が求められる。雇用・賃金制度における都市戸籍者と農村戸籍者間の身分差別の問題を解決することは、今後の課題となっている。戸籍差別禁止法などの均等雇用に関する労働政策を設立・実施すべきであろう。

第三に、非正規雇用者と自営業者の所得格差において、女性の場合、非属性要因の影響が大きい。女性非正規雇用者の場合、労働生産性が同じでも、労働生産性により説明できない部分に起因する格差が、非正規雇用者と自営業者間の所得格差に与える影響は大きい。したがって、今後とくに女性非正規雇用における差別的取扱いの問題を重視すべきである。女性非正規雇用の低所得の問題が、最低賃金制度の設立・実施に関連する<sup>25</sup>。中国において、最低賃金水準が各地域の政府により設定されている。しかし、非正規雇用部門において、最低賃金より低い賃金を払うこと、および出稼ぎ労働者の未払い賃金の問題が少なくない。最低賃金制度を徹底的に実施することと、これらの労働法に違反する企業に対する懲罰する規則の制定ことは、今後の課題である。

第四に、他の条件が一定であれば、仕事満足度は、非正規雇用者が一番低い。非正規雇用者における雇用・賃金面の問題を検討すべきである。

第五に、社会保障の提供が就業形態ごとに仕事満足度に有意な影響を与えていないが、各就

---

<sup>25</sup> 安部・田中(2007)は、日本の労働市場において、女性非正規雇用者(パート)の低賃金の問題については、最低賃金制度を引き上げることが重要な政策であることを指摘している。

業形態においても、失業保険と住宅提供ありのことが仕事満足度にプラスの影響を与えている。年金保障と医療保障に対して、就業と生活を安定させる福利厚生は、出稼ぎ労働者の仕事満足度を高める効果を持つことがうかがえる。したがって、出稼ぎ労働者の仕事満足度を高めるため、社会保障のみならず、他の要因(例えば、雇用制度的差別)も検討すべきである。出稼ぎ労働者の就業と生活を安定させる福利厚生の充実は必要であろう。出稼ぎ労働者の就業問題において、社会保障制度を含むさらなる実証分析は、今後の課題としたい。

#### 参考文献:

##### [日本語文献]

安部由紀子・田中藍子(2000)「正規—パート賃金格差と地域別最低賃金の役割—1990年～2001年」『日本労働研究雑誌』第568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。

馬欣欣(2007a)「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。

——(2007b)「生活時間と生活格差」樋口美雄・瀬古美喜等(編)『日本の家計行動のダイナミズムⅢ—経済格差変動の実態・要因・影響』慶應義塾大学出版会。

——(2008a)「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(上)」『大原社会問題研究所雑誌』第591号, 39—51ページ。

——(2008b)「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(下)」『大原社会問題研究所雑誌』第592号, 62—72ページ。

——(2008c)「正規と非正規の就業形態およびその賃金格差の要因に関する日中比較(上)」『大原社会問題研究所雑誌』第601号, 17—28ページ。

——(2008d)「正規と非正規の就業形態およびその賃金格差の要因に関する日中比較(下)」『大原社会問題研究所雑誌』第602号。

##### [中国語文献]

程名望・史清華・趙永柯(2007)「我国農村労働力轉移的研究現状:一個文献総述」『広西経済管理幹部学院学報』2007年第19卷第1期。

- 蔡昉·王德文(1999)[中国經濟增長的可持續性与勞働貢獻]『經濟研究』1999年第10期。
- (2005)「中国会出现勞働力短缺吗？—勞働力市場新特徵分析」劉国光·王洛林·李京文(主編)『中国經濟前景分析—2005年春季報告』社会科学文献出版社。
- 白南生(主編)(2006)『中国轉型時期勞働力流動』社会科学文献出版社。
- (主編)(2008)『中国人口与勞働問題報告 No.9』社会科学文献出版社。
- 國務院研究課題組(2006)『中国農民工調研報告』中国言实出版社。
- 金一虹(1998)「非農化過程中的農村婦女」『社会学研究』1998年第5期, 106—114页。
- 李实(1999)「中国農村勞働力流動与經濟增長和分配」『中国社会科学』1999年第2期, 16—33页。
- (2001)「中国農村女勞働力流動行為的經驗分析」『上海經濟研究』2001年第1期, 38—46页。
- 丁赛(2003)「中国城鎮教育收益率的長期變動趨勢」『中国社会科学』2003年第6期。
- 李培林(2003)『中国新城農民工的經濟社会分析』社会科学文献出版社。
- 譚深(1997)「農村勞働力流動的性別差異」『社会学研究』1997年第1期, 42—47页。
- 王德文·蔡昉·高文書(2005)「全球化与中国国内勞働力流動趨勢与政策政策涵義」『開放導報』2000年第4期。
- 吳要武·蔡昉(2006)[中国城鎮非正規就業:規模与特徵]『中国勞働經濟学』2006年第3卷第2期 67—84页。
- 姚宇(2006)「中国非正規就業規模与研究」『中国勞働經濟学』2006年第3卷第2期 85—109页。
- 張建国·宋国慶(2005)「轉型時期農村勞働力就業選擇機制研究—以東莞为例」『中国勞働經濟学』2005年第2卷第3期, 119—137页。
- 佐藤宏(2004)「外出務工謀職和城市勞働力市場—市場支撐機制的社会網絡分析」李实·佐藤宏(主編)『經濟轉型的代價—中国城市事業, 貧困, 收入差距的經驗分析』中国財政經濟出版社。

#### [英語文獻]

- Bhattacharya(1993) “Rural-Urban Migration in Economic Development,” *Journal of Economic Surveys*, 7(3), pp.243-281.
- Blau, D.M.(1985) “The Self-Employment and Self-Selection in Developing Country Labor Markets,” *Southern Economic Journal*, 52, pp.351-363.

- Blinder, A. S. (1973) "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimation." *Journal of Human Resources*, 8, pp.436-455.
- Borjas,G.J.(1986) "The Self-Employment Experience of Immigrants," *The Journal of Human Resources*, 21(4), pp.485-506.
- Brant,R.(1990) "Assessing Proportionality in Proportional Odds Model for Ordinal Logistic Regression," *Biometrics* , 46, pp.1171-1178.
- Fernandez,M. and K.W. Kim(1998) "Self-employment Rates of Asian Immigrant Groups: An Analysis Intragroup and Intergroup Differences," *International Migration Review*,32,654-681.
- Fields,G.S. (1975) "Rural-Urban Migration, Urban Unemployment and Under Employment, and Job Search Activities in LDCs," *Journal of Development Economics*,2(2), pp.165-187.
- Gustafsson,B. and Li Shi (2000) "Economic Transformation and the Gender Earnings Gap in Urban China," *Journal of Population Economics*,13,pp.305-329.
- Green,W.H.(2003) *Econometric Analysis* Upper Saddle River,NJ: Prentice-Hall.
- Hammarstedt,M. (2001) "Immigrant Self-Employment in Sweden-Its Variation and Some Possible Determinants," *Entrepreneurship and Regional Development*,13, pp.147-161.
- Harre,D.(1999) "'Push' versus 'Pull' Factors in Migration Outflows and Returns: Determination of Migration Status and Spell Duration Among China's Rural Population," *World Development*, 35(1), pp.45-72.
- Harris,J.R. and M.P. Todarro (1970) "Migration, Unemployment and Development: A Two Sector Analysis," *American Economic Review*,60,126-142.
- Knight,J, L.N.Song and Jia,H.B.(1999)"Chinese Rural Migrants n Urban Enterprises: Three Perspectives," in Cook, S. and M.F.Margaret(eds.) *The Worker's State Meets the Market: Labor in China's Transition*. London: Frank Cass.
- Lal,D. (1973) "Disutility of Effort, Migration and the Shadow Wage," *Oxford Economic Papers*,25 March, pp.112-126.
- Lees,F.A.(1997) *Chinese Superpower: Requisites for High Growth*, NewYork: St. Martin's Press.
- Lewis,W.A.(1954) "Economic Development with Unlimited Supplies of Labor," *The Manchester School* ,22,139-191.
- Lippman,S.A. and McCall,J.J. (1976) "The Economics of Job Search: A Survey. Part I Optimal Job Search Policy," *Economic Inquiry*, XIV, pp.155-189.

- Maddala,G.S. (1983) *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Economic* Cambridge University Press.
- Marie,M.T.andA.Davila (2006) “Mexican Immigrant Self-Employment Along the U.S.–Mexico Border: An Analysis of 2000 Census Data,” *Social Science Quarterly*, 87(1), pp.91–109.
- Margaret,M.F. and N.Ngan (2004) “Differential Rewards to, and Contributions of, Education in Urban China’s Segmented Labor Markets,” *Pacific Economic Review*, 9 (3),pp.173–189.
- Mazumdar,D.(1975)“The Theory of Urban Unemployment in Less Developed Countries,” *World Bank Staff Working Paper*, 1980.
- Mazumdar,D. (1976) “The Rural–Urban Wage Gap, Migration and the Shadow–Wage,” *Oxford Economic Paper*, 28 (3),pp.406–425.
- Mazumdar,D.(1977)“Analysis of the Dual Labor Market in LDCs,” in Kannappan,S.(ed.), *Studies in Urban Labor Market Behavior in Developing Areas*, International Institute of Labor Studies.
- McCullagh,P.(1980) “Regression models for ordinary data,” *Journal of the Royal Statistical* , 42, pp.109–142.
- Meng Xin (2001) “The Informal Sector and Rural–Urban Migrant: A Chinese Case Study,” *Asian Economic Journal*,15(1),pp.71–89.
- Meng Xin and Zhang Junsen (2001) “The Two–Tier Labor Market in Urban China: Occupational Segregation and Wage Differentials between Urban Residents and Rural Migrants in Shanghai,” *Journal of Comparative Economics*, 29, pp.485–504.
- Mohapatra,S.,S.Rozelle and R. Goodhue (2006) “The Rise of Self–Employment in Rural China: Development or Distress?” *World Development*, 35(1), pp.163–181.
- Neumark,D.(1988) “Employer’s Discrimination Behavior and the Estimation of Wage Discrimination,” *Journal of Human Resources*,23,pp.279–295.
- Oaxaca, R. L. (1973) “Male–Female Wage Differentials in Urban Labor Markets,” *International Economic Review*,14(3),pp.693–709.
- Pietrobelli,C.,R.Rabellotti and M.Aquilina (2004) “An Empirical Study of The Determinants of Self–Employment in Developing Countries,” *Journal of International Development*,16, pp.803–820.
- Robert,K.D. (2001) “The Determinants of Job Choice by Rural Labor Migrants in Shanghai,”

*China Economic Review*, 12, pp.15-39.

Todarro, M.P. (1969) "A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries," *American Economic Review*, 69, pp.486-99.

World Bank (1996) *The Chinese Economy: Controlling Inflation, Deepening Reform*, The World Bank Publication, Washington, D.C.

Yuenger, A.M. (1995) "Testing Hypotheses of Immigrant Self-Employment," *The Journal of Human Resources*, 30, pp.194-204.

Yamada, G. (1996) "Urban Informal Employment and Self-Employment in Developing Countries: Theory and Evidence," *Economic Development and Culture Change*, 44, pp.289-314.

Zhang, J., L.N. Zhang, S. Rozelle and S. Boucher (2006) "Self-Employment with Chinese Characteristics: The Forgotten Engine of Rural China's Growth," *Cotemporary Economic Policy*, 24(3), pp. 446- 458.

Zhao zhong (2005) "Migration, Labor Market Flexibility, and Wage Determination in China: A Review," *Developing Economies*, 43(2), pp.285-312.