

【特集・論文】

中国の労働移動に関する一考察¹

——2002年世帯調査データによる実証分析——

大坂 仁・岑 智偉

【キーワード】 労働移動, 世帯調査

【JEL 分類番号】 R20, R23

1. はじめに

中国国家统计局（2012）によると、2008年から2010年において農民工と呼ばれる中国の出稼ぎ労働者数は毎年800万人から900万人ずつ増加し、2010年における中国の農民工総数は約2.5億人になっている。² その中で、故郷を離れている外出農民工は約6割強となっている。一方、呉（2007）の2655社を対象に行った調査では、2006年における全国の企業の労働者募集状況として、雇用目標を達成できた企業の割合は全国の平均で3割しかない。いわゆる「民工荒」、すなわち企業の求人が一部でしか満たされていないことは実際に中国でおきている。しかし、前述の中国統計局の公表データが正しいとすれば、農民工総数は減っていない。これらの現象をどう説明するのかは大きな課題であり、農村部から都市部への労働移動をミクロ的に解明す

ることは中国の労働市場を見極めるのに重要である。

本稿では中国の労働移動に関する一考察として、農村戸籍を持つ労働者の都市部への移動要因に関し、中国社会科学院が行った2002年世帯所得調査プロジェクト（Chinese Household Income Project, 以降 CHIP2002）の調査データを用いてプロビット・モデルによって検証を試みる。CHIP2002は農村部での世帯調査、都市部での世帯調査、農村部から都市部へ移動した労働者（以降、労働移民）の世帯調査の3つからなっているが、本稿の分析ではその3つの中から農村部ならびに労働移民の世帯調査の2つを用いている。³ 後述するように、農村部から都市部への労働移動に関して、対象となる労働者の属性や状況に関する相違点をCHIP2002のデータを用いて明らかにすることで、今後の労働移動の動向について考察するものである。

本稿での構成は、2章で最近の先行研究を簡潔にレビューし、3章でデータの説明を行う。また、実証分析のフレームワークや回帰分析の考察は4章で行う。最後に、5章では本稿での帰結および今後の研究課題について述べる。

1 本研究は科学研究費（課題番号：24530305、および20402025）の助成を受けたものであり、2012年9月8日に黒竜江大学で開催された日中国際シンポジウム『中国の経済モデル転換と日中経済貿易関係』で報告したものである。国際シンポジウムでは拓殖大学の杜進教授、また本誌の匿名査読者から大変有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝を申し上げたい。ただし、本稿における誤りは著者の責任である。

2 中国の農民工の総数については各統計や報告書により少し異なっている。

3 農村部の世帯調査および労働移民の世帯調査は、中国語でそれぞれ「農村住戸調査表」と「農村進入城市的暫住戸調査問卷」である。

2. 先行研究

中国の世帯所得調査プロジェクト(CHIP)はこれまでに1988年、1995年、2002年、2007年の4回にわたり実施されているが、本稿ではその中でも2002年に行われたCHIP2002のデータを用いて分析を行う。⁴ Knight-Deng-Li(2011)やXing-Li(2012)にみられるように、CHIP2002を用いた分析は、他のCHIPのデータを用いた分析とともに少なくない。Knight-Deng-Li(2011)はCHIPの2002年と2007年のデータを用いて、労働移民の賃金状況、属性や移動の決定要因について分析を行っている。また、Knight-Deng-Li(2011)は中国がルイス・モデルの転換点に到達したかどうかについても考察しているが、制度面での理由から賃金上昇とともに未熟練労働者の余剰もしばらく同時に存在するとの結論に至っている。労働移動に関しては劉・高田(1999)、巖(2005)、Cai-Du(2011)、Lee(2012)などの研究も挙げられる。

劉・高田(1999)は中国内陸地域の河南省と四川省で行った農家の調査をもとに、労働移動の原因と特徴について分析を行った。労働移動の要因として、農家内の労働者数、地元での非農業部門の雇用機会、年齢(若さ)、技能水準、情報ネットワーク、地域の特有性などが重要であることを示した。また巖(2005)は1990年代以降における中国の地域間労働移動に関して、様々なデータや定量的な手法を用いて包括的に分析を行っている。特に、上海市の1995年流動人口調査の個票データを用いた分析では、上海市在住の出稼ぎ労働者の特徴として、比較的高い教育を受けた青壮年の男性であること、結婚していること、また前職が非農業である者が2

割強いることなどを挙げている。⁵ 加えて、巖(2005)は出稼ぎ労働者の中で商業・サービス等の自営業を3割が営むほかは工場や建設業の工員・作業員であることが多く、業種の中では製造業や商業での勤務期間が相対的に長いことなどを明らかにしている。

なお、Cai-Du(2011)は2003年以降の非農業部門や労働移民などにおける賃金上昇を明らかにし、また労働移民と都市労働者の賃金を比較した上で、熟練労働者と未熟練労働者の賃金の分析も行っている。Cai-Du(2011)は中国の工業部門ではルイス転換点を越えた結論づけている。一方、Lee(2012)は農村から都市への労働移民の賃金差別を賃金の構造分解手法により明らかにし、労働移民には今でも多くの差別があることを示している。

これらの労働移動に関する分析の他に、人口センサスやその他の労働データを用いた様々な先行研究もみられる。伊藤(1998)は中国の労働市場全般にわたる分析を行っており、人口移動についてはその理由が地域で異なることを示し、要因として地域間の所得格差、また移民の中ではおよそ男性の比率が高く、多くの都市で高校や大学の高学歴の割合は移民の方が高いことなどを示している。また、CHIP2002を用いたものとしてXing-Li(2012)も挙げられる。Xing-Li(2012)は1995年、2002年および2007年に行われたCHIPデータを用いて不平等度とその決定要因の分析を行っている。Xing-Li(2012)は所得(賃金)分配に関する不平等は増大傾向を示しており、スキル・プライスの増大にはオーナーシップの変更や中国経済の世界市場への統合が影響を与えていると結論づけている。

なお、ルイス転換点に関しては、Cai-Du(2011)の他にGolley-Meng(2011)などの分析がある。Golley-Meng(2011)は2000年から2009年のデータを用いて、都市における未熟練労働者の名目賃金の上昇とともに農村部門での

4 本稿執筆時に2007年のCHIPデータ(以降、CHIP2007)が未入手であったため分析に利用することができなかった。今後、CHIP2007を入手しデータ分析が可能となった時に、あらためてCHIP2002との比較分析を行い、通時的な変化、特に近年の「民工荒」の問題についても検証していきたい。

5 巖(2005)、212-213頁。

余剰労働や低所得を示しながら、中国はルイス転換点には到達していないと結論づけている。本稿ではルイス転換点については特に分析しておらず、Knight-Deng-Li (2011) の労働移民の属性に関する分析⁶ などへの補足的な分析として位置づけられる。

3. データ概要

前述したように、CHIP2002 は農村部での世帯調査、都市部での世帯調査、労働移民の世帯調査の3つからなっているが、本稿では農村部から都市部への労働移動の考察に関し、CHIP2002 の中から農村部の世帯調査と労働移民の世帯調査の2つのデータを用いる。

まず、Knight-Deng-Li (2011) によると、農村部の世帯調査データは世帯数を9200とし、個人の総数は37969人となっている。これらのデータは中国全土のうち22省をカバーし、大都市の代表として北京市、また地域別に東部沿岸地域から河北省、遼寧省、江蘇省、浙江省、山東省、広東省の6省、中央内陸地域から山西省、吉林省、安徽省、江西省、河南省、湖北省、湖南省の7省、西部地域から重慶市、四川省、貴州省、雲南省、陝西省、甘肅省、広西自治区、新疆ウイグル自治区の8省を選び、それぞれの人口に基づいてバランスの取れたサンプル数にしており、所得レベルの階層にも留意したとされている。また、Knight-Deng-Li (2011) は農村部から都市部への労働移民に関する調査について、世帯総数を2000とし、東部沿岸地域ならびに中央内陸地域の各省からの世帯数をそれぞれ200とし、西部地域の各省からの世帯数をそれぞれ150と説明している。⁷

表1はこれらの労働移民および農村部の世帯調査のデータ数を省別、また地域別に分類したものである。なお、計量分析での便宜上、大都

表1 CHIP2002の省別データ数

省	労働移民	農村部	地域
北京	267	563	東部沿岸
河北	0	1513	東部沿岸
山西	316	1622	中央内陸
遼寧	552	1583	東部沿岸
吉林	0	1763	中央内陸
江蘇	510	1594	東部沿岸
浙江	0	1932	東部沿岸
安徽	547	1837	中央内陸
江西	0	1927	中央内陸
山東	0	2343	東部沿岸
河南	521	2219	中央内陸
湖北	619	2093	中央内陸
湖南	0	1848	中央内陸
広東	554	2483	東部沿岸
広西	0	2025	西部
重慶	268	677	西部
四川	398	1832	西部
貴州	0	1825	西部
雲南	406	1199	西部
陝西	0	1641	西部
甘肅	369	1449	西部
新疆	0	2001	西部
合計	5327	37969	

(出所) CHIP2002をもとに著者作成。

市の代表である北京市を東部沿岸地域に含めている。労働移民の世帯調査は12省からなり、総数が5327となっており、農村部の世帯調査は22省から総数が37969であるため、本稿での分析に用いる世帯調査数の合計は43296となる。Knight-Deng-Li (2011) によると、省ごとの世帯数はバランスを取っているとしているが、表1からは個別データ数には多少のばらつきが認められる。例えば、労働移民と農村部の2つの世帯調査での北京市と重慶市のデータ数は他の省と比べて少なめである。また省間でもばらつきがあり、特に農村部での世帯調査では雲南省の1199から広東省の2483まで約2倍の開きがありデータ数が異なっている。このようなデータ数の差異がサンプル・バイアスとして本稿の分

6 Knight-Deng-Li (2011), Table 7 ならびに関連の分析 (594-595頁) を参照のこと。

7 データ概要は Knight-Deng-Li (2011, 588-589頁) による。

析に影響を与える可能性がある。

なお、CHIP2002の調査における労働移民の定義は農村戸籍を持つもので都市部に6か月以上居住している者である。⁷ 重要なことに、Knight-Deng-Li (2011)はCHIP2002の労働移民に関する調査データの特徴として自営業者が多いこと、建設現場や工場に居住している者を除いていること、また相対的に所得が高いことをあげている。⁸

また、表2は本稿のプロビット・モデルの分析で利用したCHIP2002の調査項目のデータ概要を示している。表1で示したようにCHIP2002は農村部と労働移民の調査データを合わせて総数が43296となるが、表2からは調査項目によって欠損となっているデータにばらつきがあることが分かる。利用可能なデータ数をみると、性別、年齢、民族、婚姻、教育レベルに関しては欠損となっているデータが相対的に少なく総数で約42000から約43000のデータ数となっている。これらのデータ数を概観すると、性別については男性が52.1%、女性が47.9%とほぼ同じデータ数であり、婚姻状況に関しても現在既婚である者が58.7%であり、その他が41.3%と2つの分類に多少バランスは欠けるものの相対的にほぼ同レベルのデータ数となっている。年齢についても15-24歳、25-34歳、35-44歳、45-54歳のデータ数はそれぞれ約20%から約16%の範囲内にあり相対的にバランスが取れている。ただし、教育レベルについては表2に示すとおり大学は0.5%と少なく、教育レベルが下がるにつれてデータ数の割合が高くなっている。これはこのデータベース特有のものではなく、中国における教育の一般的な特徴であるかもしれないが、これに関しては今後更に検証していく必要があると考えられる。

なお、このデータベースで注意が必要なのは勤務内容と企業形態に関してである。農村部と労働移民の調査データではこれらの調査項目が

表2 プロビット・モデルに用いたCHIP2002のデータ概要

	データ数	割合 (%)
全データ	43296	
性別 (全体)	(43287)	
男性	22536	52.1
女性	20751	47.9
年齢 (全体)	(43287)	
15-24歳	8820	20.4
25-34歳	7062	16.3
35-44歳	7390	17.1
45-54歳	6779	15.7
その他	13236	30.6
民族 (全体)	(43215)	
少数民族	5786	13.4
漢民族	37429	86.6
婚姻 (全体)	(42550)	
既婚	24973	58.7
非既婚	17577	41.3
教育レベル (全体)	(41759)	
大学	215	0.5
高校	5887	14.1
中学校	17408	41.7
小学校まで	18249	43.7
勤務内容 (全体)	(14645)	
企業経営	2907	19.8
管理・事務	944	6.4
工場勤務	1821	12.4
その他	8973	61.3
企業形態 (全体)	(14590)	
公営	1710	11.7
農業関連	5429	37.2
その他	7451	51.1

(出所) CHIP2002をもとに著者作成。

(注) 割合 (%) は各分類における数値を示す。

必ずしも一致しておらず、本稿での分析にあたって分類項目が類似するものを合わせて分類している。そのため2つの調査データで類似の分類項目がみあたらないデータもあり、またこれらの分類項目が欠損となっているデータも多かったことから結果的にデータ数は限られたも

8 Ibid.

9 Ibid.

のとなっている。ただし、本稿では労働移民に関して勤務内容や企業形態などの属性に関する分析も重要であると考えているため、これらのデータを用いてプロビット・モデルで分析を行っている。本稿ではこれらCHIP2002のデータの特徴に留意して分析を進めていく。

4. 分析フレームワークおよび回帰結果

本稿では先行研究のKnight-Deng-Li (2011)、韓 (2010)などを参考に、下記に示すフレームワークを用いて農村戸籍をもつ者のうちどのような属性を持つ者が労働移民として都市部へ移動しているのかということについて分析を行った。前述のとおり、農村部の世帯調査および農村部から都市部へ移動した労働者(労働移民)の世帯調査によるデータが本稿の分析で用いられているが、このプロビット・モデルでの分析を通してどのような属性を持つ者が労働移民となる可能性が高いのか、いわゆる労働移動の発生確率について検証を行った。特に、CHIP2002の調査項目の中で賃金など直接に経済的動機に結びつくと思われる変数を除き、表2に示すとおり回答者の属性を示す基本的な項目である性別、年齢、少数民族であるかどうか、婚姻、教育レベル、勤務内容、企業形態などを取り上げている。

ちなみに、Knight-Deng-Li (2011)は性別や年齢、教育レベルについて取り上げており、それらに加えて子どもの存在、親の年齢、健康状態、土地の所有、村落での労働移民の割合などについても分析を行っている。本稿では少数民族であるかどうか、また勤務内容や企業形態について分析しているところがKnight-Deng-Li (2011)とは異なる。また、本稿では世帯所得における重要性の違いを考慮して回答者が世帯主か非世帯主であるかについても別に分析を行った。更に、地域により推定結果が異なるのかについても検証を行った。¹⁰

10 本稿では地域分類において大都市の代表として取り上げられている北京市を東部沿岸地域に

$P_{migrant} = f(\text{性別, 年齢, 少数民族, 婚姻, 教育レベル, 勤務内容, 企業形態, 地域})$

ここで、被説明変数 ($P_{migrant}$): 労働移民である場合は1, そうでない場合は0とする。説明変数: 性別 (男性), 年齢 (15-24歳, 25-34歳, 35-44歳, 45-54歳), 少数民族, 婚姻, 教育レベル (大学, 高校, 中学校), 勤務内容 (企業経営, 管理・事務, 工場勤務), 企業形態 (公営, 農業関連)¹¹, 地域 (東部沿岸地域, 西部地域) について該当する場合は1, そうでない場合は0とする。

プロビット・モデルによる分析結果は表3から表5に示しており、表3では全データと地域別データによるプロビット・モデルの結果、表4では世帯主データと非世帯主データによるプロビット・モデルの結果、表5では年齢と教育レベルにおける異なる変数によるプロビット・モデルの結果をそれぞれ示している。

(1) 全データと地域別データにおける分析結果

全データと地域別データによるプロビット・モデルの推定結果は表3に示している。表3からは性別が男性であること、年齢のダミー変数では15-24歳, 25-34歳, 35-44歳までの年齢層、既婚であるかどうか、教育レベルでは高校および中学校修了を示すダミー変数、勤務内容(形態)では企業経営者であるかどうか、企業形態では農業関連であることが、全データおよび地域別データ分析による推定値の符号や統計的有意性から頑健な結果として示されている。一方で、他のダミー変数は頑健な推定結果とはいえない。

表3の推定結果をまとめると、15-44歳まで

分類して分析を行った。

11 勤務内容および企業形態の分類に関して、農村部の世帯調査と労働移民の世帯調査の間で同一名称の分類が少なかったため、それぞれの項目に該当するデータを集めて分類し分析を行っている。

表3 全データと地域別データによるプロビット・モデルの結果（被説明変数：労働移民）

	全データ	東部沿岸地域	中央内陸地域	西部地域
定数項	-1.502 *** (0.083)	-1.841 *** (0.146)	-0.898 *** (0.151)	-1.604 *** (0.159)
性別（男性）	-0.309 *** (0.031)	-0.282 *** (0.051)	-0.413 *** (0.054)	-0.221 *** (0.061)
年齢				
15-24歳	0.963 *** (0.082)	1.449 *** (0.144)	0.309 ** (0.149)	1.003 *** (0.153)
25-34歳	1.065 *** (0.066)	1.564 *** (0.114)	0.617 *** (0.119)	0.895 *** (0.123)
35-44歳	0.691 *** (0.066)	1.075 *** (0.113)	0.290 ** (0.119)	0.576 *** (0.124)
45-54歳	0.225 *** (0.069)	0.595 *** (0.115)	-0.080 (0.127)	-0.068 (0.136)
少数民族	-0.137 *** (0.048)	0.569 *** (0.094)	0.495 *** (0.119)	-0.673 *** (0.077)
婚姻（既婚）	0.539 *** (0.055)	0.686 *** (0.096)	0.207 ** (0.097)	0.722 *** (0.106)
教育レベル				
大学	-0.357 * (0.217)	-0.146 (0.272)	-0.287 (0.455)	-1.100 (0.717)
高校	-0.369 *** (0.043)	-0.464 *** (0.074)	-0.318 *** (0.075)	-0.337 *** (0.086)
中学校	-0.302 *** (0.035)	-0.223 *** (0.064)	-0.353 *** (0.061)	-0.437 *** (0.064)
勤務内容（形態）				
企業経営	1.828 *** (0.040)	1.581 *** (0.072)	1.968 *** (0.064)	2.038 *** (0.079)
管理・事務	0.544 *** (0.054)	0.287 *** (0.089)	0.981 *** (0.087)	0.158 (0.129)
工場勤務	-0.257 *** (0.058)	-0.472 *** (0.087)	0.131 (0.098)	-0.428 *** (0.148)
企業形態				
公営	-0.044 (0.042)	-0.321 *** (0.063)	-0.245 *** (0.085)	0.624 *** (0.085)
農業関連	-1.597 *** (0.041)	-2.181 *** (0.083)	-1.353 *** (0.062)	-1.452 *** (0.082)
観測数	14501	5471	4978	4052
Prob > chi ²	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo R ²	0.364	0.392	0.385	0.419

（注）***：統計的有意水準1%，**：統計的有意水準5%，*：統計的有意水準10%。括弧内は標準誤差。

の年齢層、既婚であること、企業経営者ほど労働移民となる可能性が高く、一方で性別が男性であること、教育レベルが高校や中学校であること¹²、また農業関連企業に勤務する者ほど労働移動の可能性が低くなることが示されている。なお、少数民族であるかどうかのダミー変数は地域によって推定結果が異なっており、東部沿岸地域や中央内陸地域ではプラスの可能性を示している一方で、西部地域ではマイナスの値を示している。このことは少数民族であることが西部地域では労働移民となる可能性を下げるが、他の東部沿岸地域や中央内陸地域では反対に労働移民となる可能性を高めることを示している。その他、地域性を示す3つの特徴が挙げられる。

第一に、年齢に関してはパラメータの推定値が地域間で異なっており、東部沿岸地域では全ての年齢ダミーを通して他の地域より高い推定値となっている。一方で、中央内陸地域では低い。次に、教育レベルについて地域毎にみると大学のダミー変数はマイナスであるが有意とはなっていない。なお、高校、中学校の推定値は地域間でそれほど大きな変化はない。3つ目の特徴として、勤務内容と企業形態に関し、企業経営と農業関連を除いて頑健とはいえない結果となっている。特に、公営は西部地域でのみプラスの有意性を示し、他の地域とは異なる結果となっている。このように、地域別データによる推定結果が全データによるものと異なっている場合もある。

12 教育レベルに関しては小学校やそれ以下を示すダミー変数がベースとなっているため、高校や中学校修了した者に比べて、それ以下の教育レベルの者が相対的に移動する可能性が高いともいえる。ただし、先行研究では嚴（2005、第4章）の分析のように、高学歴の者ほど人的資本が大きいため人口移動の可能性も高くなるといった分析も多い。この点について、本稿では多くの先行研究と異なる結果が得られているため、今後他のデータベースによる分析結果も用いて、それがCHIP2002にのみみられる特徴なのか、それとも最近の中国の労働市場における特徴の一つとして幅広くみられる特徴なのか更なる分析が必要である。

(2) 世帯主データと非世帯主データによる分析結果

CHIP2002では回答者が世帯主であるか非世帯主であるかについても情報を含んでいる。一般に、世帯主であるかどうかは世帯の所得水準およびその維持の観点から重要と考えられるため、労働移民となるかどうかについても大きな影響があると考えられる。表4ではこういった観点から、回答者が世帯主か非世帯主かでデータを分類し、推定されるパラメータの頑健性を考察する。

世帯主か非世帯主かで異なる推定結果の主だったものは少数民族であるかどうか、既婚であるかどうか、また工場勤務や公営企業勤務の項目であった。世帯主データに基づく推定では少数民族であるか、また既婚であるかは労働移動に影響しないが、一方で非世帯主データに基づく少数民族であることで労働移動の可能性が低くなるが、既婚により可能性が高まる結果となった。なお、パラメータ推定値からは性別が男性であることも労働移民となる可能性を低めるが、世帯主データのマイナスの推定値が非世帯主データのものよりも大きい。また、15-24歳、25-34歳の年齢層のダミー変数からは世帯主データによるプラスの推定値が非世帯主データによるものよりも大きいことがわかる。これらの推定結果より、世帯主データか非世帯主データかで異なる影響を推し量ることができる。また、世帯主データでは東部沿岸地域において労働移動が高いとの結果もえられている。

(3) 年齢と教育レベルにおける異なる変数による分析結果

表3および表4では、年齢および教育レベルに関してそれぞれの項目（範囲）に該当するかどうかでダミー変数を用いてプロビット・モデルの分析を行ってきた。年齢に関しては年齢が上がるると推定値は小さくなる傾向がみられたが、一方で教育に関してはパラメータの推定値および統計的有意性に段階的な特徴がみられないため、ここでは異なるダミー変数を用いて年齢お

表4 世帯主データと非世帯主データによるプロビット・モデルの結果（被説明変数：労働移民）

	全データ	世帯主データ	非世帯主データ
定数項	-1.508 *** (0.086)	-0.247 * (0.144)	-1.673 *** (0.148)
性別（男性）	-0.305 *** (0.031)	-1.040 *** (0.081)	-0.277 *** (0.047)
年齢			
15-24歳	0.975 *** (0.082)	2.559 *** (0.179)	0.861 *** (0.144)
25-34歳	1.074 *** (0.066)	1.350 *** (0.080)	0.873 *** (0.133)
35-44歳	0.698 *** (0.066)	0.650 *** (0.078)	0.784 *** (0.135)
45-54歳	0.224 *** (0.069)	0.175 ** (0.081)	0.324 ** (0.143)
少数民族	-0.121 ** (0.050)	0.023 (0.070)	-0.276 *** (0.076)
婚姻（既婚）	0.540 *** (0.055)	-0.133 (0.109)	0.731 *** (0.073)
教育レベル			
大学	-0.380 * (0.217)	-0.035 (0.329)	-0.803 ** (0.364)
高校	-0.381 *** (0.044)	-0.499 *** (0.062)	-0.330 *** (0.067)
中学校	-0.312 *** (0.035)	-0.354 *** (0.050)	-0.239 *** (0.052)
勤務内容（形態）			
企業経営	1.828 *** (0.040)	1.977 *** (0.058)	1.642 *** (0.058)
管理・事務	0.540 *** (0.055)	0.701 *** (0.077)	0.289 *** (0.088)
工場勤務	-0.268 *** (0.058)	0.176 * (0.090)	-0.463 *** (0.082)
企業形態			
公営	-0.049 (0.042)	0.052 (0.060)	-0.136 ** (0.064)
農業関連	-1.598 *** (0.041)	-1.552 *** (0.061)	-1.598 *** (0.059)
地域			
東部沿岸地域	0.035 (0.034)	0.138 *** (0.049)	-0.008 (0.051)
西部地域	-0.036 (0.038)	-0.003 (0.054)	-0.060 (0.057)
観測数	14501	7110	7391
Prob > chi ²	0.000	0.000	0.000
Pseudo R ²	0.365	0.427	0.387

（注）***：統計的有意水準1%，**：統計的有意水準5%，*：統計的有意水準10%。括弧内は標準誤差。

よび教育レベルに関する推定値を再検証してみる。年齢については14歳以下を1とし、それ以降の年齢区分が上がるに従い1を加えた指標を新たに作成し、また教育レベルに関しても同様に小学校までを1とし、それ以降はレベルが上がるに従い1を加えた指標を作成し、それぞれを年齢指標および教育指標と称して表3と同じプロビット・モデルの分析を行った。表5に推定結果を示しているが、表3と異なる点は次の2つである。

新たに加えた擬似変数である年齢指標と教育指標は共にマイナス値となり、全データと地域別データにおける分析を通して1%水準の統計的有意性を示している。これにより、年齢が上がるほど労働移民となるにはマイナスの可能性が示されることになった。教育指標に関しても全サンプルデータを通して統計的に有意でマイナスの推定値が示されているため、教育レベルが上がるほど労働移民となる可能性が低くなることが明らかとなった。ただし、表2にみられるとおり、教育レベルが上がるにつれてデータ数が減少していくことから、教育に関しては今後詳細な分析が必要である。2つ目に表3と表5のそれぞれの変数の推定値（年齢と教育レベルのダミー変数は除く）はほぼ同程度のパラメータ推定値を示している。ただし、婚姻に関しては表5の推定値が表3と比べると0.2から0.4ほど高い推定値が示されている点が異なっている。要するに、年齢と教育レベルに関するダミー変数を置き換えることでより整合的な推定結果がえられたといえる。

5. 結語

本稿ではCHIP2002を用いて中国の労働移動に関する分析を行ったが、農村部から都市部への労働移動の発生確率を高める属性としては労働者の年齢が相対的に若く、かつ教育水準が低いことが挙げられる。教育レベルが上がれば、実質賃金ならびに期待賃金は相対的に上昇すると考えられるため、本稿での推定結果は賃金の低い労働者が移動しうる要因を明らかにしてい

るといえる。年齢が低いものほど労働移動しやすいとの結果も同様な理由といえる。なお、少数民族であるかどうかに関しては地域別に推定結果が異なっており、東部沿岸および中央内陸地域ではプラスとなっている一方で西部地域ではマイナスとなっていることは興味深い。既婚であるかどうかに関してはプラスの推定値となっており、年齢が相対的に若く、教育レベルも高くない既婚者の世帯状況を想定すれば納得できる推定結果といえる。

なお、性別が男性であることが労働移動の発生確率を低くすると本稿での推定結果はKnight-Deng-Li (2011)などの先行研究とは異なるものであり、より詳細な検証が必要である。一つの可能性としては、CHIP2002の調査項目の中で勤務内容や企業形態へのデータ数が相対的に少なく全体の3分の1ほどに留まっていることである。これら勤務内容や企業形態のデータを除いて推定を行うと男性であることが労働移動にはプラスとなる推定結果が得られるが¹³、いずれにしても頑健な結果とはいえず今後再検証を行う必要がある。また、勤務内容では企業経営者であることが労働移動の発生確率を高める結果として示されているが、Knight-Deng-Li (2011)が示唆する通りCHIP 2002の労働移民のデータが自営業者を多く含んでいるのであれば納得がいく結果といえる。企業形態では農業関連企業に勤務していることが労働移民となることにマイナスの可能性を示しているが、農村部での主な職業形態を考慮するとこれも整合的な結果といえる。このように本稿での推定結果はサンプルデータの特徴を示しているともいえる。

最後に、地域別データや世帯主別データによる回帰結果なども加えた本分析はKnight-Deng-Li (2011)などの先行研究を補足するものである。今後の課題としては、CHIPの1988年、1995年、2007年のデータも含めて労働移民の属性を

13 詳細な分析結果については要望に合わせて提出する。

表5 年齢と教育レベルにおける異なる変数によるプロビット・モデルの結果 (被説明変数：労働移民)

	全データ	東部沿岸地域	中央内陸地域	西部地域
定数項	0.208 *** (0.070)	0.797 *** (0.126)	-0.054 (0.123)	0.061 (0.132)
性別 (男性)	-0.314 *** (0.030)	-0.281 *** (0.050)	-0.407 *** (0.053)	-0.242 *** (0.060)
年齢指標	-0.300 *** (0.015)	-0.430 *** (0.026)	-0.191 *** (0.028)	-0.297 *** (0.030)
少数民族	-0.182 *** (0.048)	0.556 *** (0.093)	0.512 *** (0.119)	-0.700 *** (0.075)
婚姻 (既婚)	0.800 *** (0.045)	1.006 *** (0.080)	0.507 *** (0.075)	0.882 *** (0.090)
教育指標	-0.172 *** (0.021)	-0.209 *** (0.035)	-0.170 *** (0.037)	-0.203 *** (0.041)
勤務内容 (形態)				
企業経営	1.846 *** (0.039)	1.606 *** (0.072)	1.979 *** (0.063)	2.047 *** (0.078)
管理・事務	0.558 *** (0.054)	0.291 *** (0.089)	0.983 *** (0.086)	0.201 (0.128)
工場勤務	-0.251 *** (0.058)	-0.464 *** (0.086)	0.114 (0.097)	-0.399 *** (0.147)
企業形態				
公営	-0.037 (0.042)	-0.310 *** (0.063)	-0.259 *** (0.085)	0.645 *** (0.084)
農業関連	-1.599 *** (0.041)	-2.186 *** (0.082)	-1.367 *** (0.061)	-1.443 *** (0.082)
観測数	14501	5471	4978	4052
Prob > chi ²	0.000	0.000	0.000	0.000
Pseudo R ²	0.356	0.385	0.376	0.406

(注) ***：統計的有意水準1%，**：統計的有意水準5%，*：統計的有意水準10%。括弧内は標準誤差。

継続して分析するとともに、Xing-Li (2012) のように動的な観点からも分析を深めていくことである。

参考文献

〔日本語文献〕

伊藤正一 (1998) 『現代中国の労働市場』有斐閣。
 韓美蘭 (2010) 「中国における労働力送り出し地域の民族別移動とその決定要因：吉林省の漢族と少数民族の場合」『アジア研究』Vol.

56, No.3, pp.30-44。

嚴善平 (2005) 『中国の人口移動と民工』勁草書房。

劉徳強・高田誠 (1999) 「第4章 農家労働供給と出稼ぎ」(南亮進・牧野文夫編著『流れゆく大河』に所収) 日本評論社。

〔中国語文献〕

呉要武 (2007) 「労働力短缺継続並拡大」蔡昉主編『人口与労働緑皮書 (2007)・中国人口与

労働問題報告 No. 8』社会科学文献出版社。
国家統計局 (2012) 『2011年我国農民工調査監
測報告』中華人民共和國国家統計局網頁
(<http://www.stats.gov.cn/>)。

[英語文献]

Cai, Fang and Yang Du (2011) “Wage
increases, wage convergence, and the
Lewis turning point in China,” *China
Economic Review*, 22: pp.601-10.
Golley, Jane and Xin Meng (2011) “Has China
run out of surplus labour?,” *China Econo-
mic Review*, 22: pp.555-572.
Knight, John, Quheng Deng and Shi Li (2011)

“The puzzle of migrant labour shortage
and rural labour surplus in China,” *China
Economic Review*, 22: pp.585-600.

Lee, Leng (2012) “Decomposing wage differen-
tials between migrant workers and urban
workers in urban China’s labor markets,”
China Economic Review, 23: pp.461-470.

Xing, Chunbing and Shi Li (2012) “Residual
wage inequality in urban China, 1995-
2007,” *China Economic Review*, 23:
pp.205-222.

(おおさか ひとし・京都産業大学)

(しん じえ・京都産業大学)

Preliminary Empirical Analysis of China's Labor Migration Using the Chinese Household Income Project 2002 Data

Hitoshi OSAKA (Kyoto Sangyo University)

Zhiwei CEN (Kyoto Sangyo University)

Keywords: Labor Migration, Household Income Survey

JEL Classification Numbers: R20, R23

This paper focuses on labor migration from rural to urban China. In our probit model, we empirically analyze the probability of migrant status using the Chinese Household Income Project 2002 data.

Our empirical results show that the probability of migration is higher for persons who are between 15 and 44 year of age, and company managers. On the contrary, the probability is lower for those with secondary-level or high school education, and for agriculture-related companies. Moreover, we conduct a probit model analysis for the sub-sample data focusing on the heads of households and on different regions. Last, our analysis can be treated as a complimentary analysis to the existing literature.