

中国内陸農村の出稼ぎと所得分布

—— 1999 年四川省農家調査の個票データを用いて ——

孟 哲 男
嚴 善 平

1. はじめに

1990 年代以降の中国では、労働移動の規制緩和に伴い、内陸農村から沿海都市への労働移動が盛んに行われた。1990 年代後半期は、地域間の移動労働者数が最も速く伸びた時期であり（嚴 2004, 2008）、四川省、安徽省から多くの出稼ぎ農民工が送り出された。本稿では、2 つの個票データ・セット、すなわち 1999 年に国家統計局が四川省で行った農家調査と農業省が実施した補充調査（以下、「1999 年四川調査」と略す）を利用して、出稼ぎが農村の所得分布に与えた影響について実証分析する。

国家統計局の家計調査データによれば、全国農村の純収入ジニ係数は、ここ 2, 30 年間に上昇し続け、2005 年には 0.38 に達した¹⁾（張 2006, 唐 2006）。その背景には、改革開放以来、農業集団経営から家族営農請負制への改革により農業生産の効率が大幅に向上し、また非農業部門の発展に伴って、農外就業機会が拡大したことがある。

中国社会科学院（CASS）経済研究所が実施した全国調査（CHIP, Chinese

1) 一方、CASS (Chinese Academy of Social Sciences, 中国社会科学院) 経済研究所が実施した大規模調査によれば、農村部のジニ係数は 1988 年、1995 年、2002 年にそれぞれ 0.325, 0.364, 0.365 であり、1995 年～2002 年の変化が小さくなっている。その原因について、とりわけ、1995 年はジニ係数がとくに高い年であること、低所得地域からの出稼ぎ者が増えたことが挙げられている（李ほか 2008, p. 7）。

キーワード：所得分布，出稼ぎ，所得格差，農村

Household Income Project) の関連研究によれば、1988年から1995年にかけて、農家の賃金所得²⁾が農村部の所得格差を拡大させた主因であるという(カ恩・李思勤 1999, 張 1999, 佐藤 2000)。一方、国家統計局の家計調査の集計データを用いた孟(2010)によれば、1995年から2005年の格差拡大は主に、農業収入を主とする家族営収入の不平等化に起因した。また、賃金所得の不平等度は低下したが、賃金所得のシェアが増加したため、賃金所得の格差への寄与度は上昇する傾向にある。以上のことから、全国レベルでみた場合、非農業就業は所得格差の拡大に寄与してきたといえる。

しかし、出稼ぎは農村部の所得分布の改善に寄与した可能性もある。たとえば、出稼ぎ者の多くが下層部から生み出された場合、出稼ぎは所得分布の不平等状況を改善するが、上層部からだと所得分布が悪化すると推測される。仮に、農家の出稼ぎ前(または、出稼ぎ農家が農業に専従した場合)の所得が明らかでなければ、出稼ぎが農村内部の所得分布に及ぼす影響は、実証的な問題である。

一方、地元非農業就業は農村部の所得分布の悪化に寄与すると考えられる。CHIPの個票データを用いた(張 1999)は、郷鎮企業発展のアンバランスが農村地域間の所得格差をもたらした主因であると強調している。孟(2012)では、四川省の集計データと「1999 四川調査」を利用して、農村工業化(郷鎮企業生産高/農村労働力)は農家間所得格差を決定する要因であること、そして農村工業化の地域間(県間、市間)の格差が広がってきたことを明らかにしている。つまり、地元非農業就業は四川農村の所得分布の悪化に寄与した可能性が高いということである。

出稼ぎが中国農村部の所得分布に与える影響を実証分析した先行研究としては、1995年CHIPの個票データを用いた、李・魏(1999)がある。李・魏(1999)の分析結果によれば、全国レベルでみた場合、出稼ぎは農家間の所

2) 賃金所得は郷鎮企業からの賃金、出稼ぎ賃金などから構成されるが、それぞれの平均値について国家統計局が公表しているものの、その分布状況がわかるデータや資料は筆者の知る限り存在しない。

得格差を改善する効果をもつ。省別の分析もなされており、広東農村の場合、出稼ぎは所得格差の縮小に寄与したが、内陸に位置する四川農村においては、出稼ぎが所得格差の拡大に寄与したことが示めされている。なお、分析結果に対して、四川農村といった内陸低所得地域の場合、広東農村といった沿海高所得地域と違って、下層部においてむしろ出稼ぎ世帯の比率が小さいと説明している。

ただし、李・魏（1999）では労働移動が盛んになり始めた頃のデータを使用している。出稼ぎ者の増加が著しい1990年代後半期においては、内陸部の下層部からの出稼ぎ者が比較的多かったと考えられる。その意味で、「1999年四川調査」は、出稼ぎが内陸農村部の所得分布に与える影響を検証する良い材料だといえる。

分析方法としては、非農業就業が農家間所得格差に与える影響を実証分析した朱・駱（2006）を参考にしているが、機会収入（費用）の考え方に基づいた点、すなわち非農業就業に参加せず農業に従事した場合の世帯所得を求め、実際の世帯所得と比較している点においては、李・魏（1999）と変わりが無い。違いについて一つ挙げると、李・魏（1999）では、所得関数による予測値の間での比較を行っているが、朱・駱（2006）では、残差の部分を考慮した予測値と実際（会計上）の所得とを比較している。

朱・駱（2006）では、1996年及び1997年に実施された河北、遼寧省の6県の農家個票データを用い、非農業就業が農家間所得格差の縮小に寄与したことを実証している。また、同じ手法で、加藤・呉（2008）は、2006年および2007年の四川省と甘肅省の4つの県の個票データを用いて分析し、地域（県）によって非農業就業の影響方向が異なることを明らかにしている。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節ではデータおよび世帯類型について、第3節では分析方法と農家所得の説明変数について説明する。第4節では分析結果を提示し、最後に分析結果をまとめる。

2. データ、所得構成および世帯類型

2.1 「1999年四川調査」について

農業部農村経済研究センター（Research Center for Rural Economy, RCRE）は、国家統計局農村家計調査（Rural Household Survey, RHS）システムを利用して、1999年に沿海地域への主要な労働供給源である安徽省および四川省のRHS対象世帯（安徽省33県×10村×10世帯、四川省40県×10村×10世帯）に対し、出稼ぎ、帰郷状況に関する補充調査を行った。ここでいうRHSデータは、『中国農村住戸統計年鑑』、『中国統計年鑑』および地方（省レベル）統計年鑑の農村家計に関するデータの元になる個票データである。本稿では、この2つのデータセット（RHSデータと補充調査データ）を使用する。

農業部農村経済研究センターは、RHSデータ（世帯票）と補充調査データ（個人票）との同一世帯判別を行い、有効サンプル（四川省が33県の2746世帯、安徽省が29県の2738世帯）を選定した。この有効サンプルを用いた代表的な研究書は白・宋（2002）である。本稿では、四川省だけを分析対象とするが、県名が特定できなかった世帯、労働力人口がゼロである世帯を除外した32県、2646世帯、10654人を用いることにする。

2.2 所得構成と所得格差

附表1は、1999年、2003年～2009年の所得構成要素の構成比、各要素の不平等度（擬ジニ係数）およびジニ係数への寄与度をまとめて示したものである³⁾。これについては孟（2012）が詳しいので、ここでは補助的な説明にとどめる。国家統計局の農家調査では所得構成が細分されているが、所得階層別の集計データは、賃金所得、農業収入と非農業収入からなる家族経営純収入、資産所得といった形で公表されている。そのため、非農業（合計）収入や出稼ぎ所得がジニ係数にどれだけ寄与するかは分析できない。本稿で用いる個

3) ジニ係数の要素別分解の寄与度は、「要素所得の擬ジニ係数」×「総所得に占める割合」＝「ジニ係数への寄与度」として求められる。擬ジニ係数は、要素不平等度とも呼ばれており、要素所得の分布を総所得の順位に並べ、形式的にジニ係数を計算したものである。

票データ・ファイルにも出稼ぎ所得や非農業収入が分かる項目はなかった。ただ、賃金所得の内訳として、出稼ぎ所得などの平均値は公表されており、所得水準の向上に貢献してきたことが確認できる（附図 1）。

さて、四川農村の所得格差は拡大したのだろうか。CASS経済研究所の調査（1988 年、1995 年、2002 年）によれば、四川農村の所得格差（平均対数偏差）は、それぞれ 0.119、0.106、0.105 と推移しており、格差は拡大していない（李ほか 2008、第四章）。そして、附表 1 のように、1999 年、2003 年～2009 年においては、四川農村のジニ係数は 0.25～0.26 とおおむね横ばいで推移している。ただし、1980 年代においては、農業集団経営から家族営農請負制への改革により所得格差が拡大したと思われる。

2.3 就業形態と世帯類型

ここでは、まず農村労働力の業種と従業地から出稼ぎや地元の就業状況を把握し、次に出稼ぎ者の有無と地元非農業就業者の有無を基準に世帯を分類する。

表 1 農村労働力の業種と従業地別構成(1999 年四川調査)

	就業者数(人)			総数に占める割合(%)		
	郷内	郷外	合計	郷内	郷外	合計
農業	5492	96	5588	78.9	1.4	80.2
非農業	369	1008	1377	5.3	14.5	19.8
合計	5861	1104	6965	84.1	15.9	100.0

(注)業種は、調査年に主に従事した職業を指す。

(出所)筆者作成。

表 1 は、主に従事している業種（農業・非農業）と従業地（郷内・郷外）のクロス集計結果を示したものである。ここで就業形態について、以下のよう

【農業就業者】：郷内農業（78.9%）

【地元非農業就業者】：郷内非農業（5.3%）

【出稼ぎ者】：郷外非農業（14.5％）と郷外農業（1.4％）

出稼ぎ者数は農村労働力の 15.9％を占める。そのうち、省外、省内県外、県内郷外の就業者割合はそれぞれ 9.6％、3.1％、3.1％であった。一方、地元で非農業を主業とするものは 5.3％に過ぎない。

次に、上記就業形態に基づいて、サンプル世帯をいくつかの類型に分類しておく。分類方法、世帯類型の定義は簡単であり、表 2 のように、「出稼ぎ者の有無」と「地元非農業就業者の有無」のクロス集計をベースに分類している。

集計結果をみてみると、【純農業世帯①】（地元の農業専従農家）は全体の 55.2％を占めている。【出稼ぎ農家③+④】は 34.2％と少なくない。なお、【純地元非農業農家②】、【純出稼ぎ農家③】の割合はそれぞれ 10.6％、29.2％となっている。【非農業農家（②+③+④）】の類型は表 2 に示されていないが、純農業世帯以外の農家として定義する（44.8％）。

表 2 「出稼ぎ者」の有無×「地元非農業就業者」の有無のクロスによる世帯の分類

		地元非農業就業者の有無		合計
		0：ない	1：ある	
出稼ぎ者の有無	0：ない（郷内）	1461 55.2%	280 10.6%	1741 65.8%
	1：ある（郷外）	773 29.2%	132 5.0%	905 34.2%
合計		2234 84.4%	412 15.6%	2646 100.0%

		地元非農業就業者の有無		合計
		0：ない	1：ある	
出稼ぎ者の有無	0：ない（郷内）	純農業世帯 ①	純地元非農業農家②	非出稼ぎ農家
	1：ある（郷外）	純出稼ぎ農家③	出稼ぎかつ地元非農業農家 ④	出稼ぎ農家
合計		Non-地元非農業農家	地元非農業農家	全農家

（出所）筆者作成。

3. 分析方法および使用する変数

3.1 分析方法

実証分析では、非農業就業が所得分布に与える影響についても推計し検討を行う。ただし、地元非農業就業の影響については、地元非農業農家のサンプル数が少ないこと、地元非農業就業者の多くが地元非農業に参加しなかった（できなかった）場合、出稼ぎにいった可能性が高いことを考慮し、ここではそれを分析しないことにする⁴⁾。

分析方法について、出稼ぎの場合を前提に説明する。

まず、純農業世帯のサンプルを用いて所得関数を最小二乗法（OLS）により推定する⁵⁾。

$$\ln y_i = \alpha + \sum_{j=1}^m \beta_j x_{ji} + \mu_i \quad \text{if } i = \text{純農業世帯} \quad (1)$$

ただし、 y_i 、 x_{ji} 、 μ_i はそれぞれ世帯の所得（1人あたり純収入）、説明変数、残差項を表す。

次に、式（1）の推定結果を基に、出稼ぎ農家が農業に専従した場合の期待所得を推計する。すなわち、出稼ぎ農家の説明変数を推定式に投入して計算される。

$$\ln \hat{y}_i = \hat{\alpha} + \sum_{j=1}^m \hat{\beta}_j x_{ji} \quad i = \text{出稼ぎ農家} \quad (3+4) \quad \text{または } i = \text{純出稼ぎ農家} \quad (3) \quad (2)$$

ただし、残差の部分が含まれない期待所得のパラツキは、残差を含む場合のそれと較べて小さくなりがちである。最終的には実際（会計上）の所得と

4) ただし、出稼ぎ者が仮に出稼ぎに行かなかった場合は、限られた就業機会を考慮すると、そのほとんどが地元非農業就業に参加できず、農業に従事するであろう。

5) 純農業世帯のサンプルのみを用いて所得関数を推計した場合、サンプル・セレクション・バイアスが生じる可能性がある。朱・駱（2006）では、非農業収入がない農家の収入関数の推計を行っており、サンプル・セレクション・バイアスを補正するため、Heckmanの二段階推定法を採用している。この方法は、打ち切りデータによるバイアスを修正するためによく用いられている。しかし、非農業農家の農業収入は観測されるデータであり、農業収入を打ち切りデータとして見なす必要は必ずしもないと思われる。サンプル・セレクション・バイアスを考慮した分析は、今後の課題としたい。

の比較を行うので、期待所得の分布を次のように修正する。すなわち、純農業世帯の所得関数の推定による残差項 ($\mu_i \sim N(0, \sigma^2)$) の分布に従う乱数 (ε_i) を作成し、期待所得に加えて、出稼ぎ農家の予測所得を求める⁶⁾。

$$\begin{aligned}\ln \hat{y}'_i &= \ln \hat{y}_i + \varepsilon_i \\ &= \hat{\alpha} + \sum_{j=1}^m \hat{\beta}_j x_{ji} + \varepsilon_i\end{aligned}\quad (3)$$

最後に、出稼ぎに行かなかった場合の所得分布と実際の所得分布との比較を行う。

比較対象を具体的に示すと、以下のとおりである。

【ケース 1】

・非農業農家 (②+③+④) が農業に専従した場合の全農家の所得分布：

非農業農家の予測所得 + 純農業世帯の実際所得

・全農家の実際の所得分布

【ケース 2】

・出稼ぎ農家 (③+④) が農業に専従した場合の全農家の所得分布：

出稼ぎ農家の予測所得 + 純農業世帯の実際所得 + 純地元非農業農家の実際所得

・全農家の実際の所得分布

【ケース 3】

・純出稼ぎ農家 (③) が農業に専従した場合の全農家の所得分布：

純出稼ぎ農家の予測所得 + 純農業世帯の実際所得 + 地元非農業農家の実際所得

・全農家の実際の所得分布

3.2 使用する変数について

ここでは純農業世帯の所得関数の推定に用いる変数について説明する。変数の定義、データの加工方法については表3にまとめた。[附表2] に示した記述統計量も併せて参照されたい。

6) 用いる乱数に関しては、附表3を参照。

被説明変数は、1人当たりの純収入の対数値であり、説明変数は孟(2012)を基に選定している。ただし、本稿では地域特性変数の代わりに県ダミー変数を使用し、また推定結果、統計的に有意でない変数(子供ダミー、女性就業者の比率)は取り除いた。

世帯構成に係わる変数として、世帯員数、労働力人口比率を用いた。労働力人口比率は外生的なもので、世帯の1人当たり労働可能時間を反映する。労働力人口比率が一定の場合、世帯員数は所得水準にマイナスの影響を与えると予想される。農業生産における規模の経済もありうるが、多くの余剰労働力が存在する農村において、世帯員数の増加は家計の生産性の低下をもたらすと考えられるからだ。

表3 使用する説明変数と定義

変数	定義(単位)
1人当たり純収入	年間純収入(元)。「純収入」とは、総収入から経営費用、固定資産減価償却、家計調査補助金、贈与支出を差し引いたもの(中国統計年鑑に同じ)
世帯員数	常住人口(人)
労働力人口比率	労働能力をもつ16歳以上人口の割合(%)
就業者平均年齢	(歳)
就業者平均教育水準	文盲・半文盲=2, 小学校卒=6, 中学校卒=9, 中専・高校卒=12, 大専卒以上=15(年)
1人当たり耕地面積	(0.1ム)
1人当たり固定資本	年末生産用固定資本(元)

(注) (1) 常住人口とは、1年中6ヶ月以上戸籍登録地に居住し、かつ経済と生活が家族と一体になっている人口、または出稼ぎ期間が6ヶ月以上に達するが、収入を主に家に届ける、経済上家族と一体になっている人口を指す。

(2) 労働力、就業者には非常住人口が含まれない。

(3) 各変数において、欠損値は存在しない。

(4) 32の県ダミーも使用する。

人的資本に係わるものとして、就業者の平均年齢、就業者の平均教育年数を使用する。

物的資本要素については、耕地面積、農業生産用固定資本を不変とした。この仮定は、中国における耕地不足および農地の公有制の下で、農業経営の規模拡大が困難である実態を反映しているといえよう。出稼ぎ農家についても、出稼ぎ期間が短いことから（附図2）、農業生産用固定資本を不変だと仮定することができよう。

4. 分析結果

4.1 所得関数の推定結果

所得関数の推計結果は表4に示されている。モデルの説明力を表す決定係数は0.372とやや低いが、大規模の個票データを用いたものとしては容認されうる結果であろう。それでは、各変数の推定結果についてみよう。

世帯員数は1人当たりの純収入に対して有意なマイナスの効果をもたらすことが実証された。労働力人口比率については、統計的に有意な結果が得られなかった。世帯員数をコントロールした場合、労働力人口比率は農業収入に

表4 純農業世帯の所得関数の推定結果(OLS)

被説明変数:ln(1人あたり純収入)	係数	t値	
世帯員数	-0.0916	-8.9	***
労働力人口比率	0.0008	1.4	
就業者平均年齢	0.0046	3.4	***
就業者平均教育水準	0.0283	4.6	***
1人あたり耕地面積	0.0078	5.2	***
1人あたり固定資本	6.E-05	6.0	***
_cons	7.2495	70.9	***
県ダミー	あり		
R-squared	0.372		
Adj-R-squared	0.356		
N	1461		

(注) (1) ***は1%水準で有意であることを示す。

(2) 31の県を表すダミー変数の結果が示されていない。

(出所)筆者推計。

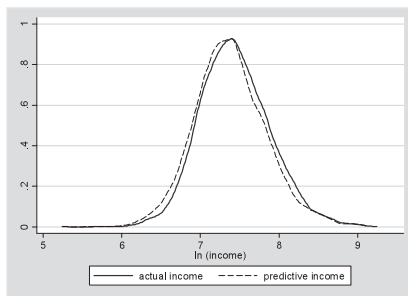
ほとんど影響しないことを意味しよう。人的資本を代表する教育年数および就業者年齢は所得水準に対して正の効果をもつことが証明された。他方、物的資本要素である耕地面積、農業固定資本に関しても農家所得に有意なプラスの効果をもつことが確認された。そして、多くの県ダミーの推定係数は統計的有意となっている。

4.2 所得分布の比較

図1は、予測した、非農業農家が農業に専従した場合の所得分布、出稼ぎ

図1 所得分布の比較(カーネル密度推定)

図1-1 非農業農家が農業に専従した場合との比較



実線:実際所得(事後的)
破線:予測所得(事前的)

図1-2 出稼ぎ農家が農業に専従した場合との比較

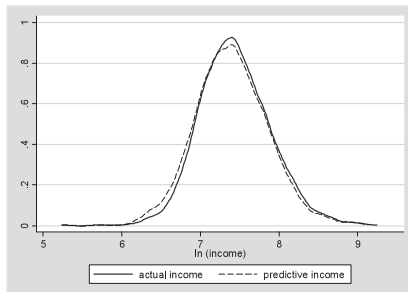
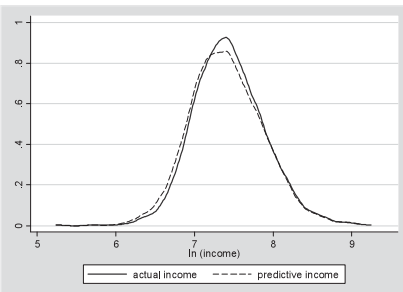


図1-3 純出稼ぎ農家が農業に専従した場合との比較



(注)3つの図とも、全農家(2646世帯)による分布の比較。
(出所)筆者作成。

農家が農業に専従した場合の所得分布，純出稼ぎ農家が農業に専従した場合の所得分布を，実際の所得分布とともにそれぞれグラフ化したものである。

図1-1の比較から，非農業就業（出稼ぎを含む）に参加したことにより，農村部の所得分布が右側にシフトしたことが分かる。所得格差の変化はあっても小さいことが推測される。図1-2，図1-3をみると，出稼ぎにより，低所得世帯が減少し，中流世帯が増えている。このことから，出稼ぎは農家間の所得格差の縮小に寄与したと主張できよう。

では，表5に示した平均所得およびジニ係数の変化についてみよう。とりわけ，出稼ぎによる平均所得の変化について見ると，「出稼ぎ農家」および「純出稼ぎ農家」の平均所得は，それぞれ12.5%，9.3%向上することが示

表5 所得水準, ジニ係数の比較

1) 非農業農家が農業に専従した場合			
	予測値	実際値	改善度(%)
農家の平均所得 (N:2646)	1789	1896	6.0
純農業世帯 (N:1461)	1861	1861	0.0
非農業農家 (N:1185)	1701	1940	14.0
ジニ係数	0.261	0.257	-1.7
2) 出稼ぎ農家が農業に専従した場合			
	予測値	実際値	改善度(%)
農家の平均所得 (N:2646)	1825	1896	3.9
純農業世帯 (N:1461)	1861	1861	0.0
純地元非農業農家 (N:280)	2132	2132	0.0
出稼ぎ農家 (N:905)	1671	1880	12.5
ジニ係数	0.262	0.257	-1.9
3) 純出稼ぎ農家が農業に専従した場合			
	予測値	実際値	改善度(%)
農家の平均所得 (N:2646)	1850	1896	2.5
純農業世帯 (N:1461)	1861	1861	0.0
地元非農業農家 (N:412)	2052	2052	0.0
純出稼ぎ農家 (N:773)	1720	1879	9.3
ジニ係数	0.265	0.257	-3.2

(出所)筆者推計。

された。

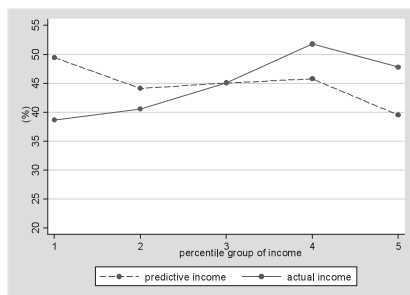
ジニ係数の変化からは、出稼ぎは所得分布を改善する効果をもつことが実証された（ -1.9% 、 -3.2% ）。この結果は、1995の調査データを用いた李・魏（1999）の四川農村についての分析結果と異なる。

非農業就業も所得分布の改善に寄与しているが、出稼ぎの改善効果と比べて小さい。図1と合わせて考えると、非農業就業の効果は、出稼ぎによる改善効果と、地元非農業の格差への拡大効果とが相殺された結果だと推測される。

以上の比較分析から、より多くの出稼ぎ者は低所得層から生まれたと推測

図2 所得階層別にみる非農業世帯および出稼ぎ世帯の割合（発生確率）

図2-1 非農業農家の割合



実線: 実際所得(事後的)の五分位
破線: 予測所得(事前的)の五分位

図2-2 出稼ぎ農家の割合

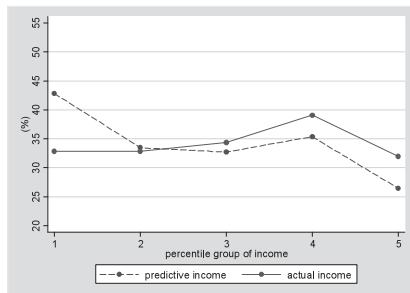
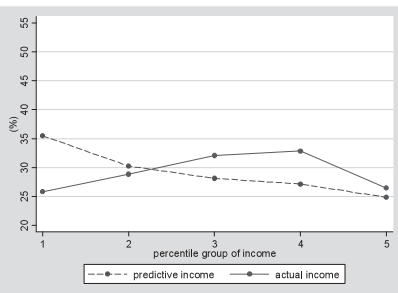


図2-3 純出稼ぎ農家の割合



(注)3つの図とも、全農家(2646世帯)の五分位によるもの。

(出所)筆者作成。

できよう。この点を確認するために、すべての農家が農業に専従した場合の所得と出稼ぎ就業確率との関係をみてみる。図2は、予測所得ベースおよび実際所得ベースでみた、階層別の非農業農家の割合、出稼ぎ農家の割合、純出稼ぎ農家の割合を示している。

実際所得ベースでみた場合、中所得層および中高所得層において非農業農家、出稼ぎ農家の割合が高くなっている。しかし、予測所得ベースでみた階層別の非農業農家、出稼ぎ農家の発生確率は、低所得層の方が高い。とくに、図2-3においては、所得水準が低い農家ほど出稼ぎ農家になる確率が高いという関係がみられる。

5. おわりに

本稿では、1999年四川省農家調査の個票データを用いて、出稼ぎが農村部の所得分布にどのような影響を与えたかを実証的に分析した。具体的には、出稼ぎ農家が農業に専従した場合の所得分布を推計し、その結果を実際の所得分布と比較してみる。計量分析の結果、出稼ぎが農家所得の不平等状況を改善する方向で作用したことが明らかになった。また、多くの出稼ぎ者が低所得階層から生み出されたことも確認できた。流動人口が急増した1990年代後半に、内陸農村の貧困層から数多くの出稼ぎ者が送り出されたと考えられる。

参考文献

<日本語文献>

加藤弘之・呉青姫（2008）「中国内陸農村の非農業就業、貧困と所得格差—四川省と甘粛省の2006年と2007年の個票データをもとに」陳光輝（2008）『中国内陸部農村住民の生産・消費行動のミクロ分析』（平成17年度-平成19年度科学研究費補助金（基盤研究A）研究成果報告書）。

巖善平（2004）「中国における省間人口移動とその決定要因—人口センサスの集計データによる計量分析」『アジア経済』第45巻第4号。

- (2008)「上海市における二重労働市場の実証分析」『アジア経済』第49巻第1号。
- 佐藤宏 (2000)「経済改革と所得分布変動」中兼和津次編『現代中国の構造変動2：経済：構造変動と市場化』東京大学出版会。
- 孟哲男 (2010)「中国農村の所得不平等とその構造的要因：世帯規模、年齢構造と所得構成の影響を中心に」『中国経済研究』第7巻第1号。
- (2012)「中国内陸農村における所得格差の決定要因」『アジア研究』第58巻第3号。

<中国語文献>

- 白南生・宋洪遠 (2002)『回郷，還是進城？—中国農村外出労働力回流研究』中国財政出版社。
- 卡恩・李思勤 (1999)「中国的收入和不均等」趙ほか (1999)，所収。
- 李実・史泰麗・古斯塔夫森 (2008)『中国居民收入分配研究 (三)』北京師範大学出版社。
- 李実・魏众 (1999)「中国農村労働力移動与收入分配」趙ほか (1999)，所収。
- 李実・趙人偉・張平 (1999)「中国收入分配變動の理論解釈与經驗分析」趙ほか (1999)，所収。
- 唐平 (2006)「農村居民收入差距の變動及影響因素分析」『管理世界』2006年第5期。
- 趙人偉・李実・李思勤編 (1999)『中国居民收入分配再研究』中国財政經濟出版社。
- 張東生主編 (2006)『中国居民收入分配年度報告 2006』中国財政經濟出版社。
- 張平 (1999)「中国農村居民区域間收入不平等与非農就業」趙ほか (1999)，所収。
- 朱農・駱許蓓 (2006)「中国農村非農業收入对不平等和貧困的影響」蔡昉・万広華編『中国転軌時期收入差距与貧困』社会科学文献出版社。

(もう・てつお／本学兼任講師／2013年11月6日受理)

(げん・ぜんへい／同志社大学教授)

附表1 四川農村の所得分布構造(1人当たり純収入)

(1) 収入構成(%)

	1999年	2003年	2005年	2007年	2009年
純収入(元)	1843.5 (1805.4)	2229.9	2802.8	3546.7	4462.1
賃金	28.8 (28.2)	34.3	34.1	40.6	40.8
家族経営純収入	64.6 (65.7)	60.4	60.0	52.5	46.5
農業純収入		50.3	51.7	44.4	39.3
非農業純収入		10.1	8.3	8.1	7.2
資産所得	1.1 (0.6)	1.4	1.5	1.7	2.1
移転所得	5.5 (5.5)	3.8	4.4	5.2	10.6
非常住人口からの送金	2.2 (2.1)				
その他移転所得	3.4 (3.4)				
合計	100.0 (100.0)	100.0	100.0	100.0	100.0

(2) 純収入のジニ係数、構成要素の擬ジニ係数

	1999年	2003年	2005年	2007年	2009年
賃金	0.322 (0.303)	0.284	0.263	0.236	0.241
家族経営純収入	0.201 (0.193)	0.236	0.264	0.252	0.271
農業純収入		0.169	0.226	0.215	0.228
非農業純収入		0.544	0.485	0.442	0.469
資産所得	0.582 (0.436)	0.511	0.442	0.328	0.439
移転所得	0.393 (0.413)	0.393	0.253	0.269	0.269
非常住人口からの送金	0.246 (0.297)				
その他移転所得	0.483 (0.483)				
合計	0.252 (0.238)	0.263	0.263	0.247	0.263

(3) 不平等度への寄与度(%)

	1999年	2003年	2005年	2007年	2009年
賃金	36.8 (35.9)	37.0	34.1	38.6	37.5
家族経営純収入	51.7 (53.1)	54.3	60.4	53.4	48.0
農業純収入		32.3	44.6	38.6	34.2
非農業純収入		21.0	15.3	14.5	12.8
資産所得	2.5 (1.1)	2.7	2.5	2.3	3.5
移転所得	8.6 (9.6)	5.8	4.3	5.6	10.9
非常住人口からの送金	2.1 (2.6)				
その他移転所得	6.5 (6.9)				
合計	100.0 (100.0)	99.8	101.3	100.0	99.8

(注)1)ジニ係数および擬ジニ係数については、すべて1人当たり純収入の五分位別平均金額に基づいて計算した。農村世帯の5分位データは、2003年より公表されている。

2)1999年の数値は、農業部による家計調査(4000世帯)の個票データを用いて計算しており、ほかの各年と直接比較できる。1999年の所得構成データは、『四川統計年鑑』と完全に一致する。

3)かつこ内は、上記4000世帯のうち、使用サンプル2646世帯による集計結果である。

4)個票データの詳細については、次の節を参照されたい。

(出所)孟(2012)より引用。ただし、これは本稿で用いる「1999年四川調査」、『四川統計年鑑』(2003年版～2009年版)より筆者が作成したもの。

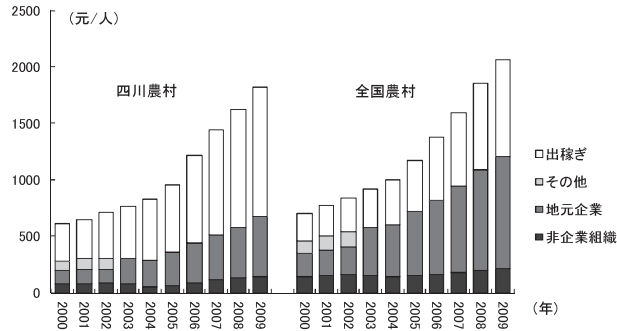
附表 2 世帯類型別の記述統計量(世帯類型については表 2 を参照)

①純農業世帯 (N:1461)				②純地元非農業農家 (N:280)				①+②非出稼ぎ農家 (N:1741)				
平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	
1人当たり純収入	1861.3	1029.6	189.0	8926.0	2132.0	980.3	522.0	7204.0	1904.9	1026.3	189.0	8926.0
ln(1人当たり純収入)	7.4	0.5	5.2	9.1	7.6	0.4	6.3	8.9	7.4	0.5	5.2	9.1
世帯員数	3.8	1.2	1.0	8.0	3.8	1.1	1.0	9.0	3.8	1.2	1.0	9.0
労働力人口比率(%)	68.4	20.2	20.0	100.0	68.7	18.6	33.3	100.0	68.5	19.9	20.0	100.0
就業者平均年齢	38.4	8.4	19.0	77.0	37.2	6.9	22.5	71.0	38.2	8.2	19.0	77.0
就業者平均教育水準	7.2	1.8	2.0	12.0	8.1	1.8	2.0	12.0	7.3	1.8	2.0	12.0
1人あたり耕地面積	11.6	7.5	0.0	131.0	9.4	4.4	0.0	30.0	11.2	7.1	0.0	131.0
1人あたり固定資本	823.7	1107.8	0.0	20933.3	1388.6	2286.5	0.0	15691.0	914.5	1382.4	0.0	20933.3

③純出稼ぎ農家 (N:773)				④出稼ぎかつ地元非農業農家 (N:132)				③+④出稼ぎ農家 (N:905)				①+②+④Non-純出稼ぎ農家 (N:1873)				
平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	
1人当たり純収入	1879.4	889.8	381.0	10335.0	1883.3	931.8	432.0	5298.0	1880.0	895.5	381.0	10335.0	1903.3	1019.8	189.0	8926.0
ln(1人当たり純収入)	7.4	0.4	5.9	9.2	7.4	0.5	6.1	8.6	7.4	0.4	5.9	9.2	7.4	0.5	5.2	9.1
世帯員数	4.2	1.1	1.0	9.0	4.3	1.3	2.0	8.0	4.2	1.2	1.0	9.0	3.8	1.2	1.0	9.0
労働力人口比率(%)	74.9	19.7	25.0	100.0	74.5	19.2	28.6	100.0	74.8	19.6	25.0	100.0	68.9	19.9	20.0	100.0
就業者平均年齢	36.2	5.3	21.0	58.5	36.1	5.1	22.0	48.5	36.2	5.2	21.0	58.5	38.0	8.1	19.0	77.0
就業者平均教育水準	7.7	1.5	3.3	12.0	7.4	1.6	3.3	11.3	7.7	1.5	3.3	12.0	7.3	1.8	2.0	12.0
1人あたり耕地面積	10.1	4.9	0.0	53.5	10.3	4.8	2.3	26.3	10.2	4.8	0.0	53.5	11.2	7.0	0.0	131.0
1人あたり固定資本	746.0	904.0	0.0	11876.7	934.1	1327.1	0.0	9816.7	773.5	978.5	0.0	11876.7	915.9	1378.3	0.0	20933.3

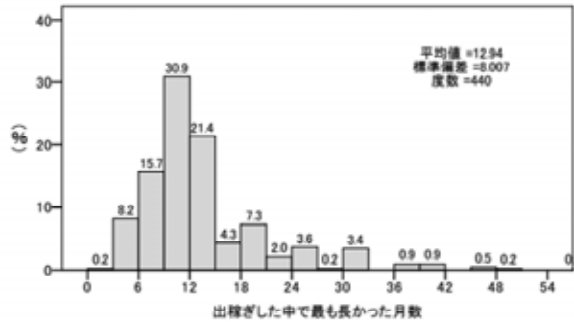
①+③ Non-地元非農業農家 (N:2234)				②+④地元非農業農家 (N:412)				①+②+③+④全農業世帯 (N:2846)				②+③+④非農業農家 (N:1185)				
平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値	
1人当たり純収入	1867.6	983.3	189.0	10335.0	2052.3	970.9	432.0	7204.0	1896.4	983.5	189.0	10335.0	1939.5	922.1	381.0	10335.0
ln(1人当たり純収入)	7.4	0.4	5.2	9.2	7.5	0.4	6.1	8.9	7.4	0.5	5.2	9.2	7.5	0.4	5.9	9.2
世帯員数	3.9	1.2	1.0	9.0	4.0	1.2	1.0	9.0	3.9	1.2	1.0	9.0	4.1	1.2	1.0	9.0
労働力人口比率(%)	70.7	20.2	20.0	100.0	70.5	19.0	28.6	100.0	70.7	20.0	20.0	100.0	73.4	19.6	25.0	100.0
就業者平均年齢	37.6	7.6	19.0	77.0	36.8	6.4	22.0	71.0	37.5	7.4	19.0	77.0	36.4	5.7	21.0	71.0
就業者平均教育水準	7.4	1.7	2.0	12.0	7.9	1.7	2.0	12.0	7.4	1.7	2.0	12.0	7.8	1.6	2.0	12.0
1人あたり耕地面積	11.1	6.7	0.0	131.0	9.7	4.6	0.0	30.0	10.9	6.5	0.0	131.0	10.0	4.8	0.0	53.5
1人あたり固定資本	796.8	1042.2	0.0	20933.3	1243.0	2038.4	0.0	15691.0	866.3	1260.5	0.0	20933.3	918.8	1425.2	0.0	15691.0

附図1 賃金所得の内訳



(出所)『中国農村住戸調査年鑑』各年版より筆者作成。

附図2 最も長かった出稼ぎの期間(出稼ぎ経験者による回答)



(出所)「1999年四川調査」より筆者作成。

附表3 残差項と同様な分布に従う乱数の発生と結果(予測所得のジニ係数)への影響

	残差項	発生した乱数				
		ケース1	ケース2	ケース3	ケース4	ケース5
1) 非農業農家の 予測値に適用	標準偏差 ジニ係数(予測値)	0.3697	0.3581	0.3593	0.3668	0.3748
			0.2615	0.2613	0.2613	0.2630
2) 出稼ぎ農家の 予測値に適用	標準偏差 ジニ係数(予測値)	0.3806	0.3675	0.3780	0.3808	0.3898
			0.2611	0.2612	0.2618	0.2628
3) 純出稼ぎ農家の 予測値に適用	標準偏差 ジニ係数(予測値)	0.3865	0.3770	0.3820	0.3868	0.3934
			0.2597	0.2657	0.2653	0.2663

(注) (1) 残差項の標準偏差を使って、乱数を5回発生し、標準偏差をテストしてみた。その結果が表に示した乱数の標準偏差である。分析で用いた乱数は、残差項の標準偏差に最も近いケース3である。

(2) 標準偏差が高い乱数を選択すると、農業に専従した場合のジニ係数が高くなるという傾向が見られる。

(出所) 筆者作成。

The Migration and Its Effect
on Income Differences in Rural Sichuan:
An Empirical Analysis Based
on the Rural Household Survey

MO Tetsuo
YAN Shanping

In this paper, we analyze econometrically the effect of migration on income differences in rural China, by a case study using the micro data of Sichuan rural household survey in 1999, conducted by Research Center for Rural Economy (RCRE). We compare the distributions of the predictive income if migrants have been working in agriculture and the actual one, reveal that migrant's earnings contribute to the improvement of income, and that most of migrants are produced from the low-income class.