

【研究ノート】

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

孟 哲男

【キーワード】 中国農村，不平等，所得格差，構造的要因

【JEL 分類番号】 D31, D63

1. はじめに

1.1 問題提起と課題

改革開放以降の中国農村部で，世帯間の所得格差が急速に拡大してきた。国家統計局農村家計調査（Rural Household Survey, RHS）の集計資料等を用いた先行研究によれば，農家世帯の純収入ジニ係数はここ2,30年間上昇し続け，2005年に0.375に達した（唐2006）。農家間の所得格差は都市部世帯間の所得格差より大きく，また，省市区（省・直轄市・自治区）間所得格差，東部・中部・西部間の所得格差のいずれにおいても，農村部が都市部を上回っている（李・岳2004，吳2008）。不平等社会といわれる今の中国では，農村部における所得格差の是正も喫緊の政策課題となっているが，そのために農村部の格差状況が悪化した要因について実証的な分析が必要となる。

所得格差（I）は，経済発展（D），制度の変遷・改革（R），政府の政策（P）から影響を受けるとされる。これを $I=f(D, R, P)$ で示することができる（趙ほか1999，8頁）。中国農村では，人民公社が消失した1984年から農業税制が廃止された2006年までの20数年間にわたって，所得分配に関わる大きな制度改革がなかった。つまり，1990年代以降の農村部における所得格差の拡大は主として経済発展と政策の変化によってもたされたものと考えられる（趙ほか

1999，38頁）。

経済発展に関連する要因として農村経済の構造変化や地域間での労働移動が挙げられる¹（佐藤2000，170ページ）。産業構造の高度化は，農業から非農業への所得構造変化を通して農家間の所得分布に大きな影響を与える。中国社会科学院（Chinese Academy of Social Sciences, CASS）の農家調査データに基づいた関連研究では，1988年～1995年の農村部における所得格差の拡大は主として所得構造の変化によってもたらされたとされている（卡恩・李思勤1999，佐藤2000）。経済が発展する過程で所得格差の拡大にやむをえない側面があるといえる。

他方，制度や政策によって生み出される格差もある。実際，中国の農村部で所得格差が拡大した背景に非農業の地域間でのアンバランス的發展，農業生産の構造調整，農業税の存続と

* 本稿の執筆過程で，指導教授の嚴善平先生に大変お世話になった。また国際東アジア研究センター主任研究員の戴二彪先生，本誌の匿名レフェリーからも有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝の意を表したい。誤りについてはすべて筆者の責任に帰する。

1 全国レベルでみた場合，農村都市間の労働移動は農村部所得分布の改善に寄与する。ただし，労働移動の影響方向は地域によって異なっており，とりわけ四川省の場合（1995年），低所得世帯において出稼ぎ比率は少なく，出稼ぎは所得分布悪化の方向に作用する（李・魏1999）。

いった要因が指摘されている。また、農地分配制度は所得の不平等化を抑制する要素であったが（佐藤2000，趙ほか1999，29頁），戸籍制度改革に伴い農地の流動化が加速し，農家間の所得格差の拡大に拍車をかけている。

経済発展の関連要因のほかにも容認されるべき部分がある。異なる世帯規模の間の所得格差，または同じ世帯規模グループ内の所得分布が同じであっても，世帯規模の構造が変化した場合，全世帯の所得分布が変化しうる，といった見かけ上の不平等化である。また，1人当たり所得と世帯人数の間に負の相関関係があり，1人当たり所得の不平等度は世帯規模の変化から影響を受けやすい。

年齢階層別にみたグループ内の格差も異なる。普通，賃金所得のばらつきの大きい高齢層では，所得格差が比較的大きい。そこで，総人口に占める高齢者の割合が上昇するにつれ，全所得の不平等度が高まる可能性が高い。世帯員数や年齢分布の構造変化に起因する不平等度の上昇は，真の不平等とはいえない（大竹2005，11-28ページ）。

小塩（2006，24ページ）にあるように，1983年～2001年の日本では，平均対数偏差に表れる当初所得格差の拡大に対して，高齢化要素と1世帯当たり人数の減少はそれぞれ51%，14%寄与しているという²。近年の中国でも，未婚化，晩婚化および核家族化が進み，世帯規模は次第に縮小している（唐2005）。同時に，1人っ子

政策の影響もあって，少子化と高齢化が加速している。日本の経験を鑑み，中国で起こりつつあるそうした構造変化も所得分布に何らかの影響を与えていると考えられる。もし，この命題が真であれば，中国の格差拡大にも見かけの部分が含まれることになる。

本稿では，1990年以降の中国農村部での所得分布変動について，全国家計調査の集計データおよび「1999年四川省・安徽省農家家計調査」の個票データ（以下，「安徽・四川調査」と略す）を用いて，「見かけ上」の不平等化，経済発展および制度・政策という視角から実証的に分析する。本稿の構成は以下のとおりである。1.2節では，主な先行研究を整理する。第2節では，世帯の小規模化および年齢構成の変化が所得分布に与える影響を究明する。第3節では，経済発展の関連要因（所得構造の変化），そうでない要因のそれぞれが所得不平等に与える影響について分析する。最後は本稿のまとめである。

1.2 先行研究のレビュー

まず，経済発展の関連要因に関する先行研究についてである。経済発展→所得構造の変化→所得格差の拡大という流れで実証的に分析する先行研究が多くある。そのほとんどで，所得不平等度（主にジニ係数）を所得構成要素に分解する方法で所得分布変化の要因が分析され³，以下のような結論がほぼ共通して見られている。すなわち，農村では，賃金分布の不平等度が総所得分布の不平等度より高く，総収入に占める賃金割合の増加は所得格差の拡大をもたらす主要因である（カ恩・李思勤1999，張1999，佐藤2000，唐2006）。たとえば，カ恩・李思勤（1999）によれば，所得構成が変化しなかった場合，各所得構成要素の不平等化によって農村部の所得ジニ係数は1988年の0.338から1995年の0.374に上昇する。それに対して，同期間中，

2 小塩（2006）は，厚生労働省の「所得再分配調査」の個票データを使用している。ただし，人口高齢化，世帯の小規模化の影響は，分析方法や期間によって異なる。大竹（2005，98-101ページ）は，「所得再分配調査」を用いて，1981年～1993年の格差拡大の20%～40%が人口高齢化によったものとしている。他方，『平成17年所得再分配調査報告書』では，2002年調査と2005年調査の間で，当初所得のジニ係数が0.498から0.526に上昇した分のうち，8割が人口高齢化，1割が世帯の小規模化によるとされている。所得分布の不平等化に対する人口高齢化の影響は増大しているのである。

3 所得構成要素によるジニ係数の分解方法について，第3.1節を参照されたい。

所得構成要素の不平等度が変化しなかったとすれば、所得構造の変化でジニ係数は0.405に上がる。また、CASSの集計データを用いた佐藤（2000、165ページ）によれば、1988年から95年までのジニ係数の上昇分の約75%がそうした所得構造の変化によって説明されるという。ところが、所得構造の変化という視点から、1995年以降の不平等化の要因を実証的に分析したものはほとんどない。

所得の不平等化と経済発展の関連要因との関係について橘木（1998、71ページ）で述べられている。経済発展の初期段階では有能な人の役割がいろいろな分野でリーダーとして重要であり、その人達の所得が高くなる。つまり、有能な人や熟練度の高い人（教育水準の高い人）とそうでない人との収入格差が拡大する。ところが、南・牧野・羅（2008、第3章）が示すように、1988年から2003年にかけての中国農村では、世帯単位でみた教育の収益率は4%ないし5%と低く、明らかな変化も見られない。

次に、農村地域間における所得格差の影響をみる。CASS調査データを用いた張（1999、295頁）で、1988年、1995年の農村部所得不平等を省内格差と省間格差に分解し、省間の格差拡大が全体のそれより著しく、したがって、地域間所得格差の拡大は農村部の所得分布を悪化させた重要な原因であったと指摘された。農村部の所得格差は、非農業のアンバランス的發展によってもたらされたというわけである（趙ほか1999、13頁）。

ただ、1990年代半ば以降の農村部における所得不平等化に対する地域間格差の影響が小さいと考えられる。2つの事実を状況的証拠として挙げることができる。第1に、農村部の省間所得格差は1980年代を経て急速に上昇したが、93年にピークを迎えた後、98年まで低下し、その後再び拡大に転じた（呉2008、74ページ）。第2に、農家間の所得格差を地域（省、県、村）内における農家間所得格差と地域間（省間、県間、村間）格差に分解した研究によれば、所得格差に対する貢献度は前者のほうが遥かに大きい

（張1999、張2005、小久・浅見2005）。

以上のように、中国における所得格差の発生要因に関する先行研究では、所得構造および制度改革の影響は重視されたものの、世帯員数で示される世帯規模の構造変化、年齢階層別構成比の変化については十分な注意が払われてこなかった。ただ、CASS調査の個票データを用いた2つの関連研究があるので、簡単に紹介しておく。

奈特・宋（1999、182-185頁）は、対数分散の分解方法⁴を利用して、農家人口1人当たり所得の格差拡大（対数分散）の8%が世帯規模の構造変化によって説明できることを明らかにし、併せて、世帯規模の構造変化が所得格差の変化よりも平均所得の変化に大きく影響したことを指摘している。

また、古斯塔夫森・李（1999、241-244頁）では、1988年～95年における全世帯（都市と農村の両方を含む）の所得不平等度（対数分散）の変化に対して、世帯主の年齢分布変化⁵などがどの程度寄与したかを計量的に分析している⁶。その際、世帯員数が不平等度に与える影響をコントロールするための調整所得（いわゆる「等

4 この分析方法は大竹（2005）でも使用されている。本稿でも同じ分析方法を利用する。ただし、本稿では一時点の個票データを使用するため、格差変化の寄与率を求めることはできない。詳しくは第2節を参照せよ。

5 格差の度合いを表すジニ係数等は往々にして世帯単位で算出される。その際、世帯主の年齢で全人口の年齢構造の影響を分析するのは一般的である。

6 古斯塔夫森・李（1999）では、以下の分析方法を使用している。すなわち、2つの時点における平均対数偏差（MLD）の変化を、①各グループ内における格差拡大、②グループ間における格差拡大、③各グループの人口構成比の変化がグループ内格差に与える効果、④各グループの人口構成比の変化がグループ間格差に対する効果に分解する。人口構成変化による効果は③と④合計で示される。4つの項目に分解されるため、より詳細な分析が可能になる。ただし、この方法は2時点のマイクロデータがなければ適用できない。

価所得⁷⁾が用いられた。推測の結果、年齢構造の変化の寄与率がほぼゼロであることが明らかとなった。中国では、年齢構造と所得格差の関係がまだ比較的弱いということが出来る。

上述のように、農村部における所得分布の変化要因について、1988年、1995年 CASS 調査を利用した研究が数多くあるが、1990年代後半から2000年代前半までのものは少ない。

2. 見かけ上の不平等化

2.1 データと分析方法

本節では、「安徽・四川調査」の個票データを用いる。農業部農村経済研究センターの「農村外出労働力回流研究課題組」（以下、「課題組」と略す）は、RHS システムを利用して、四川省と安徽省の RHS サンプル世帯（71県、7200世帯）の個人を対象に、出稼ぎ、帰郷などに関する補充調査を行った。課題組は、RHS データと補充調査データとのマッチング作業、同一世帯の判別作業を行い、有効サンプル（62県、5484世帯）を選定した⁷⁾。本稿では、課題組による有効サンプルを用いる。また、世帯員数と世帯主年齢の分布変化については、『中国人口統計年鑑』および人口センサスの公表データを使用する。

本節では、対数分散の分解によって世帯構造変化の所得不平等度に与える影響を明らかにする。対数分散は所得の不平等度を測る指標としてよく用いられる。所得の対数分散（ LV ）は、世帯所得の対数値の分散であり、

$$LV = \text{var}(\ln y) \quad (1)$$

として計算される。

全世帯を m 個のサブグループに分けると、対数分散は以下のように分解される⁸⁾。

$$LV = \sum_{j=1}^m p_j v_j + \sum_{j=1}^m p_j (\ln y_j - \overline{\ln y})^2 \quad (2)$$

ここで、

$$\overline{\ln y} = \sum_{j=1}^m (\ln y_j \cdot p_j) \quad (3)$$

と表すことができる。

ただし、 p_j 、 v_j 、 y_j は、全世帯に占める第 j グループの割合（世帯構造）、第 j グループの対数分散、第 j グループ内の平均所得、をそれぞれ示す。(2)式において、右辺の第1部分がグループ内格差、右辺の第2部分がグループ間格差、をそれぞれ意味する。

ほかの条件をある時点に固定し、それと変化後の世帯構造を組み合わせることによって世帯構造変化 (p_j) による格差変化が考察できる。その際、(2)式が示すようにグループ内格差およびグループ間格差の両方が変化する。また、(3)式が示すように、世帯構造の変化 (p_j) によって全体の平均所得も変化する。このことは、グループ内格差が同じであっても、格差の大きいグループのシェアが上昇すれば、全体の平均所得も変わるため、全体の不平等度が不変または縮小する可能性があることを意味する。

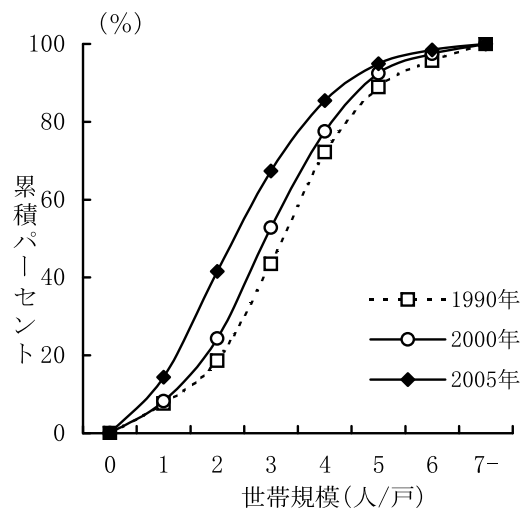
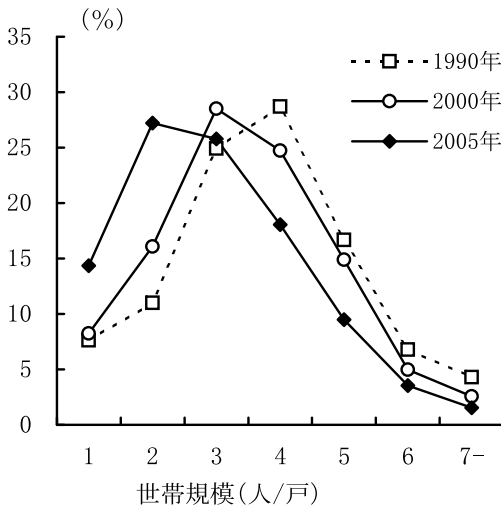
中国の所得分配に関する先行研究では、世帯員1人当たり所得を用いるものが多い。ところが、家電製品など耐久消費財が世帯単位で購入される場合が多く、人数の少ない家族と多い家族の間で、たとえ両者の平均所得が同じであっても、後者の実質的生活水準は高い。日常的生活消費により多くの支出が可能だからである。そこで、実質的生活水準をよりよく反映できる指標が必要となる。

こうした世帯構造の不平等度に与える影響をコントロールするため、等価所得という指標が広く用いられる。それは世帯総所得を世帯員数の平方根で除して得られるものだが、基本的な考えに、世帯間の所得を比較する以上、それが個々人の経済厚生をできる限り正確に反映する

7 RHS データおよび追加項目を用いた代表的な研究書として白・宋（2002）が挙げられる。白・宋（2002）は、課題組による有効サンプルに基づいて書かれている。調査の実施方法、データの基本構造、有効サンプルの判別方法などについては、白・宋（2002）に詳細な説明がある。

8 対数分散の定義およびその分解式について、小塩（2006、24ページ）を参考にした。

図1 四川省農村世帯員数別の世帯分布



(資料) 国务院人口普查办公室他 (1991, 500-501頁), 国务院人口普查办公室他 (2002, 139頁), 『2005年全国1%人口抽样调查资料』より作成。

必要がある(経済企画庁経済研究所編1998, 10-11ページ)。以下, 1人当たり所得と等価所得の両方を用いて格差の問題を考える。

2.2 世帯規模の変化と所得格差

データの制約のため, この項では, 四川省農村に限定して世帯規模と所得格差の関係を分析する⁹。

まず, 世帯規模の構造変化をみる。図1は, 人口センサスの集計データを用いて描かれた四川省農家世帯の人数別分布とその累積百分比である。一見してわかるように, 1990年から2005年にかけて世帯の小規模化が着実に進んできた。比較的高い割合を占めるのは4人, 3人世帯から3人, 2人世帯へシフトし, 3人世帯までの総世帯数の累積比率は1990年の43.5%から2005年の67.4%へと高まった。同期間中, 1世帯当たりの世帯員数も4.35人から3.87人に減少した

(『四川統計年鑑』各年版)。

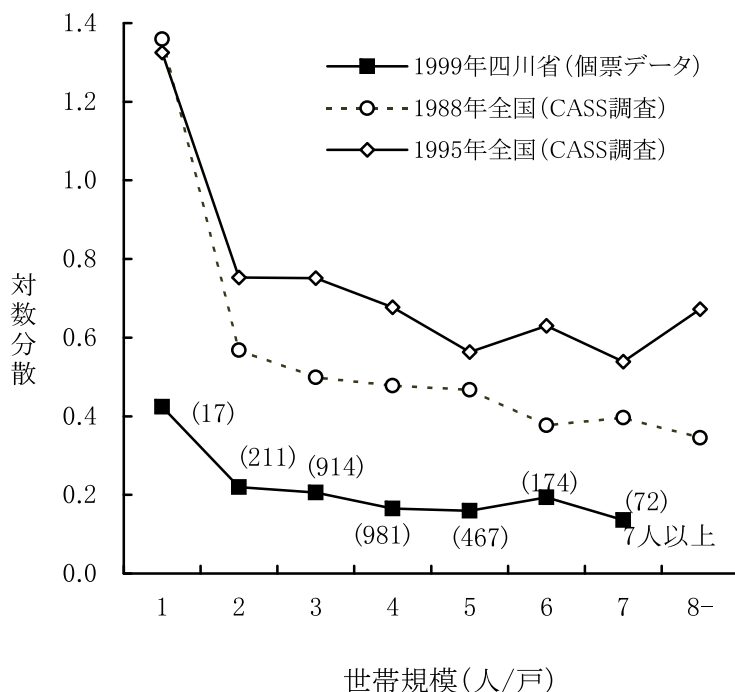
各時期における世帯規模の変化は異なる特徴をもつ。1990年～2000年における世帯の小規模化について, 人口年齢構造のシフトを背景に, 若者, 中年世帯の割合増に伴う核家族(とくに3人世帯)の増加が重要な原因である。2000年～2005年では, 1人世帯, 2人世帯の割合が上昇し, 3人世帯の割合が低下したことが特徴である。核家族化に加え, 小規模世帯の構造変化が急速に進んだのである(唐2005)。

次に, 四川省農村における世帯規模別グループ内格差(対数指数)を表す図2に基づいて世帯人数と格差の関係を検討する。比較するため, 同図に全国農村の状況を反映する奈特・宋(1999, 185頁)の計測結果も併せて示した。明らかに見て取れるように, 四川省および全国農村では, 世帯員の多い世帯グループほど, そこにおける所得格差が小さい傾向にある。世帯員の多い世帯層ほど, 世帯員に占める労働力比のバラツキが小さいからであろう。これは, 世帯の小規模化が規模別グループ内格差(式2の右辺第1部分)の拡大に影響することを意味する¹⁰。

他方, 農家調査の個票データによれば, 四川

9 安徽省の個票データもあるが, 1人世帯の有効サンプルが4つしかなく, しかも, その4世帯における所得格差が異常に小さい。本稿の分析目的に照らして考えると, 安徽省のサンプルは使えない。

図2 農村部における世帯規模別グループ内格差



(注) () 内はサンプル数である。

(資料) 「安徽・四川調査」の個票データと奈特・宋 (1999, 185頁) より作成。

省農村における1人当たり所得の不平等度(対数分散)は0.211である。全世帯を規模別グループに分けると、(2)式によって全体の所得格差は、グループ内格差0.185とグループ間格差0.027に分解される¹¹。規模別グループ内不平等度の寄与度が大きく、世帯の小規模化はグループ内の所得不平等に大きな影響を与えると考えられる。また、グループ間格差が小さいため、世帯規模の縮小による全体の平均所得(式3)の変化も小さく、したがって世帯規模グループ間格差の変化に対する世帯規模変化の影響が小さいと考えられる。要するに、世帯の小規模化→グループ内格差の拡大→所得格差の拡大という関係が見出されるのである。

大竹(2005, 25-26ページ, 95-97ページ)が示したように、対数分散による不平等度の変化は、世帯構造の変化による変化とそれ以外の変化に分解できる¹²。ここではデータの制約もあり、対数分散の分解で世帯規模の変化が所得の不平等度に与える影響を分析する。まず、全世帯を1人世帯～6人世帯および7人世帯以上の7つのサブグループに分ける。t年次における全体の対数分散は以下のように分解できる¹³。

$$LV_t = LV(p_t, v_t, y_t) = \sum_{j=1}^7 p_{jt} v_{jt} + \sum_{j=1}^7 p_{jt} (\ln y_{jt} - \overline{\ln y_t})^2 \quad (4)$$

ここで、

$$\overline{\ln y_t} = \sum_{j=1}^7 p_{jt} \ln y_{jt}$$

10 (3)式が示すように、世帯規模構成の変化によって全世帯の平均所得も変化するため、世帯の小規模化は全体の所得格差を縮小する可能性がある。

11 世帯規模別グループを1人世帯～6人世帯および7人世帯以上の7つのサブグループとした。

12 大竹(2005)は、この方法を用いて人口の年齢構造変化、所得再分配の影響について分析している。

13 式(4)(5)(6)については、大竹(2005, 26ページ)を参考にした。

ただし、 p_{ij} , v_{ij} , y_{ij} は、 t 年次における j 世帯規模グループ内の世帯数シェア、対数分散、平均所得のそれぞれを示す。なお、右辺の第 1 部分がグループ内格差、右辺の第 2 部分がグループ間の格差、をそれぞれ意味する。

対数分散の分解を用いて 1999 年と 2000 年、2005 年との間で、世帯規模の構成変化による不平等度をそれぞれ以下のように示すことができる。

$$LV'_{2000} = LV(P_{2000}, v_{1999}, y_{1999}) \quad (5)$$

$$LV'_{2005} = LV(P_{2005}, v_{1999}, y_{1999}) \quad (6)$$

2000 年、2005 年の世帯規模構成については、国務院人口普查办公室編の 1 % 人口抽出調査の集計データを用いる。この集計データと 1999 年農家個票データを併用するが、両者による世帯規模の分布状況は異なり、それで世帯規模の経時変化を捉えることは厳密ではない¹⁴。つまり、1999 年の個票データによる不平等度 (LV_{1999}) と LV'_{2000} , LV'_{2005} との比較ができないのである。しかし、1999 年～2000 年、そして 1999 年～2005 年の間における世帯規模効果 (LV'_{2000} , LV'_{2005}) を比較すれば、2000 年～2005 年における世帯規模変化の影響が確認できる。

推計の結果、1999 年における規模別グループ内の不平等度および平均所得を固定した場合、世帯規模の変化に起因した 1 人当たり所得の対数分散は 2000 年、2005 年四川省農村それぞれ 0.263, 0.282 である（等価所得の場合、それぞれ 0.220, 0.236）。同期間中の四川省農村で、世帯規模の縮小が所得格差の拡大に寄与したことが確認される。

2.3 年齢構造の変化と所得格差

年齢構造の変化が所得格差に与える影響はどうであろうか。通常、世帯主の年齢構造でその効果を検証するが、中国ではそうしたデータがわずかしかな存在しない。世帯主の年齢別集計

データは省レベルで公表されておらず、全国農村のそれに関しても 1994 年、2005 年の集計データがあるのみである。本項では、全国農村の集計データと安徽・四川調査の個票データを用いて、1994 年から 2005 年までの格差変動と年齢構造変化の関係を明らかにしたい。

まず、中国農村における世帯主の年齢分布の変化を考察する。表 1、図 3 が示すように、農村部¹⁵における世帯主の年齢階層分布は 1994 年から 2005 年までの 10 余年間に大きく変わっている。30 歳代前半までの各年齢層において世帯主の割合が大きく下がっている。それに対して 30 歳代後半以降の全ての年齢層で 2005 年の割合が上昇した。出産制限政策のため、若い世代の人口規模が比較的小さく、同世代の世帯数も少なくなっている。社会全体として世帯主の高齢化が進んでいるということである。

次に、農村人口の年齢分布をみる（表 1、図 3）。1994 年～2005 年の 10 余年間に、10 歳代および 20 歳代を除くすべての年齢層における人口割合が上昇した。とくに、65 歳以上人口の割合は 1994 年の 6.2 % から 2000 年の 9.4 % へと急上昇し、全国人口の上昇幅（2.9 ポイント）よりも大きかった。人口の高齢化は世帯主の高齢化をもたらしたのである。

第 3 に、世帯主と全人口の年齢階層別分布を見比べると、両者間に大きな「ずれ」があることに気づく。第 i 年齢階層の世帯主数、人口数をそれぞれ a_i , b_i とすれば、当年齢階層の世帯主率 c_i は (a_i/b_i) となるので、以下の式が成り立つ。

$$a_i = b_i (a_i/b_i) = b_i c_i \quad (7)$$

「ずれ」は、世帯主率（合計人口に占める世帯主の割合）によって説明できる。したがって、世帯主の年齢階層別分布は、全人口の年齢別分布および各年齢階層における世帯主率に依存するということができる。

14 本稿で用いる個票データによれば、1 人世帯のシェアは 0.6 % にすぎず、公表データのそれを大きく下回る。

15 2005 年 1 % 人口抽出調査の資料集では「城市」、「鎮」と「鄉村」でそれぞれ集計、公表されている。

表1 全国農村村人口、世帯主および世帯主率の年齢階層別分布

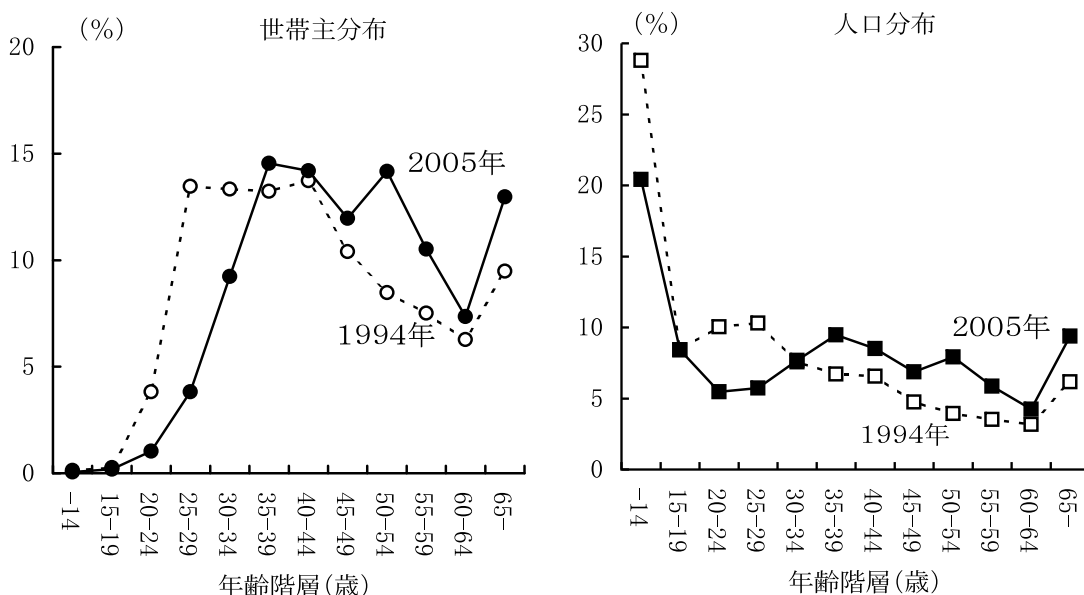
(%)

	世帯主の年齢構成		人口の年齢構成		世帯主率	
	1994年	2005年	1994年	2005年	1994年	2005年
14歳まで	0.1	0.1	28.8	20.4	0.1	0.1
15-19	0.3	0.2	8.4	8.4	0.8	0.7
20-24	3.8	1.0	10.0	5.5	9.4	5.6
25-29	13.5	3.8	10.3	5.7	32.2	19.6
30-34	13.3	9.2	7.6	7.7	43.4	35.4
35-39	13.2	14.6	6.7	9.5	48.5	45.2
40-44	13.7	14.2	6.6	8.5	51.5	49.1
45-49	10.4	12.0	4.8	6.9	53.9	51.3
50-54	8.5	14.2	3.9	7.9	52.9	52.6
55-59	7.5	10.5	3.5	5.9	52.5	52.7
60-64	6.3	7.4	3.2	4.3	48.6	50.9
65歳以上	9.5	13.0	6.2	9.4	37.8	40.7

(注) 2005年1%人口抽出調査では、戸籍登録地から半年以上離れて他地域に住む人を除いた、いわゆる常住人口が登録されている。出稼ぎで留守となっていた20歳代、30歳代の青壮年人口が多く、その影響が表に内包されていることに留意されたい。

(資料)『中国人口統計年鑑1995年版』(93-94頁)、『2005年全国1%人口抽样調査資料』より作成。

図3 全国農村村人口、世帯主および世帯主率の年齢階層別分布

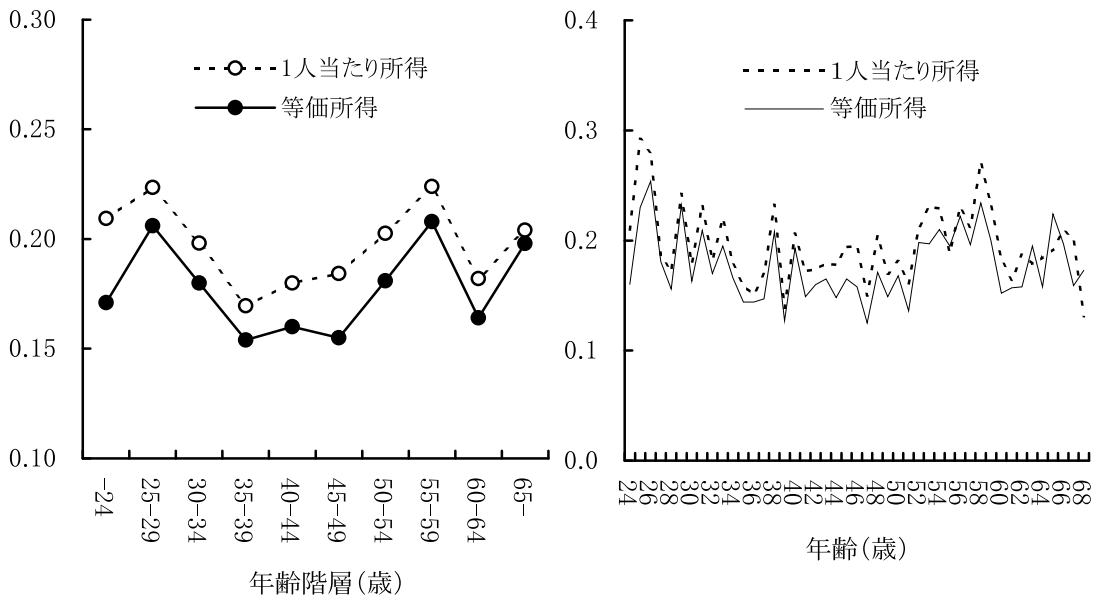


注と資料は表1に同じ。

仮に各年齢階層別の世帯主率が変化しなければ、格差変化に対する世帯主年齢の影響は人口年齢のそれに等しくなる。問題は、成人となっ

た人のうち、世帯主となっている人の割合が大きく変化しているということである。まずは全体状況についてだが、1994年から2005年までの

図4 世帯主年齢別の所得格差（対数分散，1999年，安徽・四川農村）



（資料）「安徽・四川調査」の個票データより作成。

間に、世帯主の全人口に占める割合は24.7%から29.4%に上昇した。全人口に占める世帯主の割合は平均世帯員数の逆数に等しく、世帯主率の上昇は上述した世帯の小規模化を反映している。

ところが、年齢階層別に見ると、40歳代までのすべての階層で世帯主の割合が低下していることがわかる。特に、25歳～29歳、30歳～34歳人口における世帯主率の低下が著しい（表1）。これは、若い人が結婚しても親元から離れず同居を続けることを意味するかもしれないが、それを前述の世帯規模の縮小と考え併せると、背景には晩婚化、未婚化がより強く作用したように思われる。いずれにせよ、世帯主率の変化は、世帯主の年齢分布に大きな変化をもたらしているといえよう。

最後に、世帯主年齢階層別の所得格差について、安徽・四川調査の個票データを用いて分析する。図4は1人当たり所得と等価所得の対数分布を示している。①各年齢層において等価所得による格差が小さい、②年齢と格差の関係が明確な傾向を見せないものの、中年層より若年層と高齢層の内部格差が高い、という2つの特

徴が見て取れる¹⁶。若年層の所得格差が大きい背景に2つの要因が挙げられよう。1つは、年齢の若い世帯主ほど、その世帯が世帯員数の少ないグループに入る可能性が高いことであり、もう1つは、妻の出産・育児、出稼など所得の獲得にかかわるタイミングにタイムラグが生じやすいということであろう。

『2005年全国1%人口抽樣調査資料』によれば、農村では2世代以上が同居する世帯の割合は82%に達する。農家の所得は、世帯主以外の親族の収入に大きく影響される。また、年齢の高い世帯主ほど、世帯員数が増える傾向もあるため、高年齢階層内における所得格差の発生メカニズムはより複雑であろう。図4のように、同じ年齢層内の対数分布は、55歳～59歳が高く、60歳～64歳が低い。

それでは、世帯主の年齢構造の変化は格差全体にどの程度の影響を与えるのか。その影響は小さいものと考えられる。

第1に、安徽・四川調査によれば、各年齢階

16 後者に関しては、日本の格差研究でも大きな論点として注目された（大竹2005）。

層における平均所得には大きな差異が見られなかった。これを反映して、安徽・四川農村の不平等度（等価所得の対数分散0.176）を年齢階層内格差と年齢階層間格差に分解した結果、グループ間格差の寄与度は2%に過ぎなかった¹⁷。グループ間格差が小さいことから、年齢構成変化によるグループ間格差の変化が小さいと考えられる。

第2に、グループ内格差の変化についてである。図4のように、若年層と高齢層の内部格差が高く、中年層内の所得格差が低い傾向がある。したがって、若年層、高齢層の世帯シェアが増大すれば、全体の所得格差も拡大する。世帯主の高齢化は格差拡大をもたらすのである。1990年代半ばから2000年代半ばにかけて、全世帯数に高齢層の割合が上昇するとともに若年層の割合が低下し、それによる拡大効果と縮小効果が相殺したと考えられる。

厳密ではないが、2.2節で使用した手法により、以下の推定を試みる。すなわち、1999年の安徽・四川調査による所得水準とその分布状況が1994年全国農村のそれに等しいと仮定し、1994年～2005年の年齢構成変化（表1による）が農村部所得格差に与える影響について推計する¹⁸。その結果、1994年と2005年の等価所得の対数分散はそれぞれ0.181、0.179であった。この十年間、所得格差の変化に対する年齢構成変化の影響はほとんどなかったのである。

3. 所得の構造変化と格差

3.1 分析方法

所得分布構造の変化と格差の関係を調べるのによく用いられる方法に、ジニ係数を所得の構成要素に分解するというものがある。すなわち、

$$G = \sum_{k=1}^m S_k C_k \quad (8)$$

ただし、 S_k は所得構成要素のシェア、 C_k は構成要素の擬ジニ係数、 m は構成要素の数、をそ

れぞれ示す。

構成要素の擬ジニ係数は、対象サンプルを所得総額の順位で並べて求める形式的ジニ係数であり、要素不平等度、擬似ジニ係数と呼ばれることもある。また、構成要素 k の擬ジニ係数を所得シェアで加重し、それを所得ジニ係数で割ることにより、ジニ係数に対する k 要素の寄与率を求めることができる。すなわち、

$$\text{構成要素 } k \text{ の寄与率} = (S_k C_k / G) \times 100 \quad (9)$$

所得ジニ係数の変化を所得構造変化（構成要素の割合変化）による部分、所得構成要素の不平等度の変化（擬ジニ係数の変化）による部分に分けて考察できる。Milanovic (1998, pp.47-49)、佐藤 (2000) で用いられた方法を簡単に説明しておく。

S_0 、 C_0 がそれぞれ S_1 、 C_1 に変化したとすると、下記の方程式が成立する。

$$\Delta(SC) = \Delta SC_0 + S_0 \Delta C + \Delta S \Delta C \quad (10)$$

(8)式、(10)式を組みあわせることによって、下記の計算式が得られる。

$$\begin{aligned} \Delta G &= \sum_{k=1}^m \Delta(S_k C_k) \\ &= \sum_{k=1}^m \Delta S_k C_{0k} + \sum_{k=1}^m S_{0k} \Delta C_k + \sum_{k=1}^m \Delta S_k \Delta C_k \end{aligned} \quad (11)$$

(11)式の右辺の第1部分は、構成要素の不平等度を固定した場合の所得構造変化によるジニ係数の変化、第2部分は、所得構成を固定した場合の要素不平等度の変化による部分、第3部分は交互作用であり、各要素における不平等度の変化量と所得シェアの変化量の積によって示される。各部分を ΔG で割れば、格差変動に対する各部分の寄与率が求められる。

交互作用項（ $\Delta S \Delta C$ ）は、 $\Delta S(C_1 - C_0)$ あるいは $\Delta C(S_1 - S_0)$ と書けるから、評価時点（ t_1 年と t_0 年）の違いによる計測誤差に相当する。たとえば、所得構造変化の寄与率を測る際に、評価の基点を C_0 にするか C_1 にするかでどれくらい寄与率の数値が変わってくるかを表している。ただし、所得構造の変化（ ΔS ）と要素不平

17 年齢階層の刻み方は図4に同じ。

18 脚注17に同じ。

等度の変化（ ΔC ）の両方が大きい場合、誤差（ $|\Delta S \Delta C|$ ）も大きく、両者の寄与率が過小評価される問題点がある。この計測誤差は所得構造変化と要素不平等度変化の2つの要因以外になんらかの要素を内包しているわけではなく、したがって2つの要因に分けることが可能である。

本稿では、誤差項のない Milanovic（1998）の分解法を用いて計測してみる。具体的には、変化前と変化後の中間点を評価の基点にすることで、交互作用の寄与分が所得構造変化による部分と要素不平等度変化による部分に分け合える。すなわち、

$$\Delta(S \cdot C) = \Delta S \cdot \left(\frac{C_0 + C_1}{2} \right) + \Delta C \cdot \left(\frac{S_0 + S_1}{2} \right) \quad (12)$$

式(8)と式(12)を組みあわせると下記の計算式が得られる。

$$\begin{aligned} \Delta G &= \sum_{k=1}^m \Delta(S_k \cdot C_k) \\ &= \sum_{k=1}^m \Delta S_k \cdot \left(\frac{C_{0k} + C_{1k}}{2} \right) + \sum_{k=1}^m \Delta C_k \cdot \left(\frac{S_{0k} + S_{1k}}{2} \right) \end{aligned} \quad (13)$$

ここでは、右辺の第1部分と第2部分は、それぞれ所得構造変化と要素不平等度の変化がもたらす効果を意味する。この方法により「交互作用項」が2つの要因にうまく分解されるのかという疑問が残るが、交互作用の寄与度が大き

い場合の問題が解消され、分析結果が読み取りやすいという利点がある。

3.2 所得分布の構造変化

唐（2006）によれば、1990年から2005年にかけての各所得構成要素のシェア変化、擬ジニ係数およびジニ係数への寄与率は表2に示された通りである。同表からは以下の諸事実が確認できよう。

第1に、家族経営収入（農業・非農業の両方を含む）の不平等度は4年次のいずれにおいても総純収入のそれを下回り、格差の拡大を抑制する要因となっている。また、家族経営収入の擬ジニ係数は上昇しているものの、総純収入に占めるその割合が低下したため、ジニ係数への寄与率はかえって低下した。家族経営収入不平等度の上昇原因については後で詳しく検討したい。

第2に、賃金の擬ジニ係数は総純収入のジニ係数より高く、格差の拡大を促す要因となっている。賃金の擬ジニ係数は1990年の0.437から95年の0.471へといったん上昇した後、低下する方向に転じた。これは、1990年代半ばより地域間格差の拡大要素である郷鎮企業の発展が減速したことに関係しよう。

賃金格差（擬ジニ係数）の縮小は、賃金シェアの高い世帯ほど総純収入が多いという相関関係が弱まり、低所得層における賃金所得のシェアが高まったことを意味しよう。内陸農村から

表2 全国農村の所得分布構造（1人当たり純収入）

	所得総額に占める割合（%）				所得構成要素の不平等度（擬ジニ係数）および所得ジニ係数				所得ジニ係数に対する寄与率（%）			
	a				b				c			
	1990年	1995年	2000年	2005年	1990年	1995年	2000年	2005年	1990年	1995年	2000年	2005年
賃金	20.2	22.4	31.2	36.1	0.437	0.471	0.417	0.409	29.4	31.5	37.1	39.6
家族経営収入	75.6	71.4	63.3	56.7	0.263	0.290	0.308	0.341	66.3	61.8	55.5	51.9
資産所得	2.0	2.6	2.0	2.7	0.180	0.352	0.520	0.514	1.2	2.7	3.0	3.7
移転所得	2.2	3.6	3.5	4.5	0.415	0.372	0.449	0.398	3.0	4.0	4.5	4.8
純収入	100	100	100	100	0.310	0.342	0.354	0.375	100	100	100	100

（注）①唐（2006）では、RHSの個票データが用いられる。

②aについて、唐（2006）の集計値は『中国統計年鑑2006年版』の公表値とはほぼ一致する。

③各所得構成要素の定義は、『中国統計年鑑』と同じである。

④cは、筆者がa、bを基に算出したものであり、唐（2006）の寄与率と若干異なる。

（資料）aは唐（2006）の表1、bは唐（2006）の図2と表9、cはaとbに基づき作成。

表3 全国農村所得分布変化の要因分解

(%)

	1990～1995年	1995～2000年	2000～2005年	1990～2005年
所得構造変化	15.6	75.5	30.8	30.0
所得構成要素の不平等化状況	84.4	24.5	69.2	70.0
賃金	20.7	-93.0	-12.8	-10.9
家族経営収入	55.9	75.1	92.1	70.8
資産所得	11.3	24.8	-0.6	10.9
移転所得	-3.5	17.6	-9.4	-0.8
合計	100	100	100	100

(資料) 表2に基づいて算出。

沿海都市への労働移動が盛んに行われる中、低所得層の農家で出稼ぎ収入が増え、総純収入に占める賃金のシェアも上昇した。その結果、全農家世帯間の賃金所得が平準化したのであろう。実際、1990年代後半は、地域間の移動労働者数が最も速く伸びた時期であった(巖2004a; 2008)。これは、地域間の労働移動がスムーズに行われると、農村世帯間の所得格差が縮小することを意味し、李・魏(1999)の分析結果と一致する。しかし、同期間中賃金の総純収入に占める割合が上昇し続けた結果、賃金のジニ係数への寄与率は、1990年の29.4%から2005年の39.6%へと一貫して上昇した。

第3に、1995年以降、資産所得の不平等度は総純収入のそれを上回り、格差拡大の促進要因となっている。ただし、資産所得の割合が低位で安定していたため、ジニ係数への寄与率は限られた水準に留まっている。

第4に、移転所得については、資産所得とほぼ同じことがいえそうだ。移転所得には公的移転所得が含まれるにもかかわらず、すべての年次において移転所得の擬ジニ係数は総純収入のジニ係数より高くなっている。これは、最低生活保障制度などの再分配制度は高所得層から低所得層への所得移転という役割を果たしているものの、その効果がまだ小さいことを示唆している。とりわけ、政府の貧困削減計画は貧困地域を対象に進められており、最貧層はしばしば計画の恩恵を受ける直接の対象とはなっていない

い(朱1999)。Wooほか(2004)によれば、貧困の「深さ」を表す貧困ギャップ指数および貧困の「深刻さ」を表す2乗貧困ギャップ指数は、1990年代前半にかけて低下したが、その後はほとんど変化していない。

3.3 所得分布の変化要因

前述のように、総所得の不平等度の変化は、所得構造変化による部分と所得構成要素の不平等度変化による部分に分解される。ここでは、(13)式に基づいて1990年から2005年までの所得分布変動の要因を分解する。表3はその結果である¹⁹。

各期間の主な特徴について以下の点が指摘されよう。

第1に、所得構造変化と構成要素の不平等化状況が所得格差の変化に与えた影響は時期によって大きく異なる。1990年代前半には、格差拡大の84.4%が所得構成要素の不平等化によって説明され、所得構造変化の寄与率は15.6%に留まった。賃金所得の不平等化が全体の格差拡大に2割程度寄与したことは大きな特徴である。出稼ぎ現象が局地的にしか見られない時期に、郷鎮企業の有無や発達状況によって農家間の所

19 (11)式(Milanovic 1998の分解法)をも用いて計測し、その結果を付表に示した。表3と付表の値を比較してみると、多少の差異があるものの、主な結論は変わらない。

得が大きく変わるからである（張1999）。

第2に、1990年代後半になると、格差拡大の原因が激変しはじめた。所得構造変化の寄与率は一気に75.5%に高まった。家族経営収入の不平等化は依然として格差拡大に大きく寄与している。家族農業のほかに商業、サービス業などの非農業部門に一部の先進的農家が参入し、そこで非農業収入を上げたと考えられる。それに対して、賃金所得の擬ジニ係数が急速に縮小したため、格差拡大に対する賃金格差の不平等化の寄与率は-93.0%となった。内陸農村からの出稼ぎ者が増え、郷鎮企業のない地域の農家も賃金所得を増やしたためであろう。

第3に、2000年代に入ってから5年間に、所得構成要素の不平等度の変化は再びその格差拡大に対する寄与率を高め、69.2%となった。この時期の注目すべき点は家族経営収入の不平等化の寄与率がいっそう高まったことである。

第4に、全期間を通してみると、所得格差の拡大は所得構造の変化が30.0%、家族経営収入の不平等化が70.8%、それぞれ貢献した。ところが、従来、格差拡大を引き起こしやすい賃金所得の不平等化は逆の効果を見せ、同期間の平等化に寄与している。郷鎮企業の発展スピードの地域間格差による拡大効果が地域間労働移動の縮小効果より小さかったのである。いずれにせよ、格差拡大に最も大きく寄与した家族経営収入の不平等化に注意を払う必要がある。

3.4 家族経営収入の不平等化とその要因

家族経営収入の擬ジニ係数が上昇した背景に他要素の擬ジニ係数の変化に伴う部分がある。所得分布および所得構造が変わらない場合でも、各構成要素の不平等度が変化するからである。すなわち、所得構造が不変（ $\Delta S_k = 0$ 、 k は所得構成要素）である場合、一定程度の家族経営収入の不平等化（擬ジニ係数の変化 $\Delta C'_2$ ）は格差拡大をもたらさない。これは以下の式で示される。

$$\Delta G = 0 = S_1 \Delta C_1 + S_2 \Delta C'_2 + S_3 \Delta C_3 + S_4 \Delta C_4 \quad (14)$$

ここで、1, 2, 3, 4, は賃金、家族経営収入、資産所得、移転所得、をそれぞれ示す。式(14)を以下のように変換すると、

$$\Delta C'_2 = -\frac{S_1}{S_2} \Delta C_1 - \frac{S_3}{S_2} \Delta C_3 - \frac{S_4}{S_2} \Delta C_4 \quad (15)$$

S_3/S_2 、 S_4/S_2 が小さく、 $\Delta C'_2$ に対する ΔC_1 の影響が大きいことがいえる。そこで以下では、 $\Delta C'_2$ を他要素擬ジニ係数の変化による家族経営収入の擬ジニ係数の変化と呼ぶことにする。たとえば、上述した状況（ $\Delta G = 0$ 、 $\Delta S_k = 0$ ）の下で、出稼ぎ者が増加し賃金の擬ジニ係数が縮小しても、家族経営収入のそれは拡大する可能性がある。ただし、このような変化は格差拡大の寄与率（表3）には反映されない。

家族経営収入擬ジニ係数の変化に、他要素の擬ジニ係数変化による部分（ $\Delta C'_2$ ）はどの程度あるのか。表4は、家族経営収入擬ジニ係数の変化、他要素の擬ジニ係数によった家族経営収入の擬ジニ係数の変化および両者の差額（所得格差の拡大をもたらす部分）を示したものである。同表に示されたように、1990年～2005年の間に、家族経営収入擬ジニ係数の変化0.078のうち、他要素擬ジニ係数の変化によった部分はわずか0.001である。同期間中、格差拡大をもたらした擬ジニ係数の変化（ $a-b$ ）は0.077であり、家族経営収入の不平等化が格差拡大に大きく寄与していることが改めて確認される。ただし、各期間おける他要素擬ジニ係数によった部分（ $\Delta C'_2$ ）が異なり、とりわけ、1990年～1995年のそれは-0.013となった。この期間において、格差拡大に対する家族経営収入不平等の寄与率が過小評価されている。

それでは、家族経営収入の不平等化がもたらされた原因は何であろうか。まず、考えられるのは経済発展に関する要因、すなわち家族経営の兼業化（農業経営と非農業経営）、非農業化である。農業（農・林・牧・漁）と非農業の部門間、あるいは異なる業種間で、労働生産性が異なり、それに起因する収入格差も存在する。家族経営の兼業化、非農業化が進めば、家族経営収入の不平等度も上昇しよう。兼業化、非農業

表4 家族経営収入の擬ジニ係数変化の分解

	1990～1995年	1995～2000年	2000～2005年	1990～2005年
実際の変化 (a)	0.027	0.017	0.034	0.078
他要素擬ジニ係数の変化による部分 $\Delta C'_2$ (b)	-0.013	0.007	0.007	0.001
所得格差の拡大をもたらす部分 (a)－(b)	0.040	0.010	0.027	0.077

(資料) 表2に基づいて算出。

付表 全国農村所得分布変化の要因分解

	1990～1995年	1995～2000年	2000～2005年	1990～2005年
所得構造の変化	15.6	98.7	38.1	41.9
各所得項目の分布変化	84.5	47.7	76.6	81.9
賃金	19.7	-77.8	-11.9	-7.8
家族経営純収入	57.5	79.6	97.2	80.9
資産所得	9.9	28.0	-0.5	9.4
移転所得	-2.7	17.9	-8.2	-0.5
交互作用項	-0.1	-46.4	-14.7	-23.8
合計	100	100	100	100

(資料) Milanovic (1998, pp. 47-49) の手法により、表2に基づいて算出。

化に伴う家族経営収入の構造変化(家族経営収入に占める非農業収入の割合増)も所得構造の変化として捉えるならば、前項で述べた農家所得分布の変化に対する所得構造変化の寄与率が過小評価されることになる。

表5は、農家1人当たり純収入の構成を業種別に示したものである。同表から以下の事実を確認することができよう。すなわち、1990年から2005年にかけて、農業収入、牧業収入を除けば、各種家族経営収入の割合が大きく変わっていない。農業収入と牧業収入の減少分がほとんど賃金所得の増加分に取って代われたのである。これは、家族経営の兼業化、非農業化が大きく進んでいないことを意味する。したがって、格差拡大に対する兼業化、非農業化の寄与度は小さいと考えられる。ただし、1995年～2000年では、家庭経営収入に占める非農業収入の割合がほかの期間に比べて高い。とりわけ、工業、交通・運輸・郵便業、商業・飲食業の経営収入の

表5 農家1人当たり純収入の構成変化

	1990年	1995年	2000年	2005年
農家1人当たり純収入	686	1578	2253	3255
家族経営純収入	75.6	71.4	63.3	56.7
農業	50.2	50.7	37.0	33.7
林業	1.1	0.9	1.0	1.4
牧業	14.1	8.1	9.2	8.7
漁業	1.0	1.0	1.2	1.3
工業	1.3	0.9	2.3	1.9
建築業	1.8	2.2	2.1	1.4
交通・運輸・郵便業	2.0	1.8	2.8	2.6
商業・飲食業	1.8	2.2	3.5	3.3
社会サービス業	1.0	1.1	1.2	1.0
文化・教育・衛生	-	-	0.3	0.3
その他	1.2	2.7	2.7	1.0
賃金	20.2	22.4	31.2	36.1
資産所得・移転所得	4.2	6.2	5.5	7.2

(資料) 『中国統計年鑑2006年版』より作成。

割合はそれぞれ1%ポイント以上上昇している。1990年代後半では、家族経営構造変化の影響はほかの期間に比べて重要であったと考えられる。

こうしたことから、家族経営収入の不平等度が上昇した主な原因は、家族経営収入の大半を占める農業純収入（林・牧・漁を含まない）の不平等化にあると考えられる。とくに、市場志向的農業の展開に伴う農家の農業構造調整の影響は大きいと考えられる。以下では、農業構造調整が農業純収入格差に与える影響について、期間別に検討する。

家族営農体制が復活した1980年代以降、傾斜地での食糧生産をやめ果樹などへの転作が一部で認められ、菜種や野菜のような商品作物の経営拡大が進んだ（厳2004b）。これを反映して、1990年代前半、畜産業収入の割合が低下し、農業純収入の割合がわずかながら上昇している（表5）。一部の地域で農業の構造調整が進められた結果、1世帯当たりの農業純収入は増加したものの、農業純収入、家族経営収入の不平等度が上昇したのである。

1990年代後半、農業の構造調整があまり進んでいなかった。その背景に、①労働移動の規制緩和に伴い出稼ぎ者数が急増したこと、②増産が図られた結果、農産物の在庫増と市場価格の下落が現れたこと、③家族経営における兼業化、非農業化が進んだことがある。その結果、同期間中、家族経営収入の不平等度の変化がほかの期間に比べて小さくなった。

1990年代末、長年採られ続けてきた増産至上主義というべき農業政策の方針が転換され、食糧をはじめ主要農産物の安定生産を図りつつも、比較優位の原則を農作物の立地分布、経営種目の選択に適用することが中央政府によって提唱された（厳2004b）。2000年代前半に、農業所得の割合が低下したものの、一部の村落、農家が構造調整の恩恵を受け、家族経営収入の分布が不平等化した。農業の構造調整は農民の増収を基本目標としているが、その過程で貧困地域や低所得農家に対して十分な補助を与えなければ、農業純収入の不平等化が生ずることになる。

農業純収入の不平等が悪化したもう1つの原因として、農業税など農民に対する賦課金が挙げられる。安徽・四川調査の個票データを用い

て等価所得の不平等度を測ってみたところ、家族経営に対する課税前と課税後の純収入ジニ係数は、四川省で0.242, 0.244, 安徽省で0.210, 0.214となった²⁰。これは、農民に対する賦課金が逆進性を持ち、税制が変わらなければ、家族経営収入の不平等度が高まることを示唆する。農民負担を軽減するための税制改革が本格的に実施されたのは2000年ごろであった（孔ほか2006, 116頁）。国家統計局の集計データによれば、1990年、1995年、2000年、2005年に農家1人当たり純収入に占める税金の割合はそれぞれ4.6%, 4.9%, 3.8%, 0.4%である。こうしたことから、1990年代前半に農民に対する諸賦課金は家族経営収入の不平等化に寄与したということができよう。

4. おわりに

本稿では、国家統計局家計調査の集計資料および安徽・四川調査の個票データ等を用いて、農村部における所得格差の拡大要因について実証的に分析した。主な結果は以下のようまとめられる。

第1に、世帯員の多い世帯層ほど、そこにおける所得格差が小さい傾向がある。したがって、小規模世帯の割合上昇は見かけの不平等化をもたらす可能性がある。中国では、2000年代前半を通して、農家世帯間の所得格差が拡大しているが、世帯規模の構造変化に伴って生じた部分を四川省の農家調査データで確認することができた。内陸農村部の所得不平等度は、それまでの推計より高まっていなかったことになる。

第2に、年齢構成の変化による所得格差の変化についてであるが、これも真の不平等化とはいえない。安徽・四川調査の集計によれば、農村では世帯主の年齢と所得格差の間には明確な関係が見られないが、若年層、高齢層の所得格差が比較的大きい。なお、格差全体に比べて、

20 課税後の純収入は、国家統計局が定義した「純収入」に等しい。課税前の純収入は、家族経営の納める税金を含む。

世帯主年齢階層間の所得格差は極めて小さい。こうしたことから、年齢構造の変化は農村部の所得分布に大きな影響を与えなかったといえる。とくに、1990年代半ばから2005年にかけて、高齢層の世帯シェアが増大するとともに若年層の世帯シェアが減少したので、年齢構成の変化は所得格差の変化にほとんど影響していない。

第3に、1990年～2005年の間に、純収入ジニ係数の変化の3割程度が所得構造変化（所得構成要素の割合変化）、7割が所得構成要素の不平等化によって説明される。これは、産業構造の高度化という経済発展の関連要因は農村部の所得不平等化をもたらしした重要な要因であるが、政府の政策といった非経済発展的要素の影響がより大きいことを意味する。ただし、出稼ぎ者が急増した1995年～2000年には、所得構造の変化が格差拡大の主な原因になっている。

第4に、純収入の不平等化に対する家族経営収入の不平等化の寄与率は所得構造変化の寄与率よりも高くなっている。家族経営収入の不平等化は制度・政策要因による部分が大きく、また、期間によって各要因の影響の度合いが異なる。たとえば、1990年代前半では農業構造調整、農業税制、後半では家族経営の兼業化、2000年代に入ってから農業構造調整がそれぞれ重要な原因として挙げられる。

引用文献

【日本語文献】

- 張曉輝 (2005)「農村住民の所得格差の源泉と村内・村間の格差」辻井他 (2005) 所収。
 嚴善平 (2004a)「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。
 — (2004b)「中国農業における構造調整の政策、実態と課題」『農業と経済』11月号。
 — (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。
 呉海鷹 (2008)「西部大開発と地域格差是正」薛他 (編)『中国の不平等』日本評論社、所収。
 経済企画庁経済研究所 (編) (1998)『日本の所

得格差：国際比較の視点から』大蔵省印刷局。

- 小久保学・浅見淳之 (2005)「中国農村における所得分配の村内・村間格差とその要因」辻井他 (2005) 所収。
 南亮進・牧野文夫・羅歆鎮 (2008)『中国の教育と経済発展』東洋経済新報社。
 小塩隆士 (2006)「所得格差の推移と再分配政策の効果」小塩他 (編)『日本の所得分配：格差拡大と政策の役割』東京大学出版会。
 大竹文雄 (2005)『日本の不平等』日本経済新聞社。
 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、所収。
 朱玲 (1999)「移行期における中国農村貧困問題」中兼和津次・三輪芳郎 (編)『市場の経済学』有斐閣。
 橘木俊詔 (1998)『日本の経済格差』岩波新書。
 辻井博・松田芳郎・浅見淳之 (編) (2005)『中国農家における公正と効率』多賀出版。

【中国語文献】

- 白南生・宋洪遠 (編) (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。
 古斯塔夫森・李実 (1999)「中国變得更加不均等嗎？」趙等 (1999) 所収。
 國務院人口普查辦公室他 (1991)『中国1990年人口普查10%抽樣資料』中国統計出版社。
 — (2002)『中国2000年人口普查資料 上中下』中国統計出版社。
 卡恩・李思勤 (1999)「中国的收入和不均等」趙等 (1999) 所収。
 孔経源 (主編) (2006)『中国居民收入分配年度報告2005』経済科学出版社。
 李実・魏衆 (1999)「中国農村労働力移動与收入分配」趙等 (1999) 所収。
 李実・岳希明 (2004)「中国城郷收入差距調査」『財経』第3期、第4期。
 奈特・宋麗娜 (1999)「中国经济增長、経済改革和收入差距的拡大」趙等 (1999) 所収。
 唐燦 (2005)「中国城郷社会家庭結構与功能的变迁」『浙江学刊』第2期。
 唐平 (2006)「農村居民收入差距的變動及影響因素分析」『管理世界』第5期。
 張平 (1999)「中国農村居民区域間收入不平等与

非農就業」趙等（1999）所収。
趙人偉・李実・李思勤（編）（1999）『中国居民
収入分配再研究』中国財政経済出版社。

[英語文献]

Milanovic, B. (1998) *Income, Inequality, and
Poverty during the Transition from
Planned to Market Economy*, Washington
D.C.: The World Bank.

Woo, W. T., S. Li, X. Yue, H. X. Wu and X. Xu
(2004) “The Poverty Challenge for China
in the New Millennium,” *Report to the
Poverty Reduction Taskforce of the
Millennium Development Goals Project of
the United Nations*.

（もう てつなん・桃山学院大学
大学院経済学研究科博士後期課程）

The Income Inequality and Its Structural Factors in Rural China: An Empirical Analysis by Household Size, Age and Income Composition

Zhenan MENG (Graduate School of Economics, Momoyamagakuin University)

Keywords: Rural China, Inequality, Income, Structural Factor

JEL Classification Numbers: D31, D63

The purpose of this paper is to analyze the factors which increased the income inequality in rural China, using the existing public data and a micro data-set of rural household survey in Sichuan and Anhui province in 1999, conducted by the National Bureau of Statistics.

The main results are as follows.

Firstly, the increase in income inequality in rural Sichuan caused by the composition change in household size was statistically confirmed in the first half of the 2000's. Therefore, the income inequality in rural inland has not risen more than current estimates for this period.

Secondly, the income inequality in young person and aged hierarchy is comparatively large though a clear relation is not seen between the age of householder and the income gap according to the analysis on Anhui and Sichuan. Moreover, the income inequality between age hierarchies of householder is extremely small compared with the entire inequality. Therefore, it is thought that the change in the age structure doesn't have a big influence on the personal income distribution in rural China. Especially, because the household share of aged hierarchy increases and the household share of young person hierarchy decreases, the change in age distribution hardly influences the change in the income inequality from middle of 1990's to 2005.

Thirdly, 30 percent of the Gini coefficient increase of net income from 1990 to 2005 is explained by the income structure change (the factors related to economic development). Moreover, 70 percent is explained by change of inequality of income sources (Pseudo-Gini coefficient). That is, the governmental policy of non-economic development element had a big influence on the income inequality in rural China.

finally, the contribution rate of inequality change of the household business income has risen more than that of the income structure change for the inequality increase of net income. Moreover, the structural adjustment of agriculture production influences the inequality increase of household business income.