

# 中国西部地区农村内部不平等状况研究 ——基于贵州住户调查数据的分析

邢 鹂 樊胜根 罗小朋 张晓波\*

**摘 要** 与以往使用抽样调查数据的研究不同, 本文利用在贵州省普定县随机抽取三个村庄的全户调查数据, 运用三种针对不平等指数的分解方法, 旨在分析西部地区农村内部不平等状况、主要影响因素及其原因, 以便为瞄准住户的扶贫战略提供新的实证依据。研究发现, 即使在村级层面, 贫困地区农户收入和支出不平等状况仍然很严重, 收入的基尼系数高达 0.44, GE 指数为 0.34; 通过对运用组内组间收入和支出 GE 指数分解方法发现, 村内的不平等程度(贡献率为 90%左右)比村间(贡献率为 10%左右)的更为严重; 通过运用收入来源和支出构成 GE 指数分解方法发现, 农业和非农收入都是西部地区农村人口的主要收入来源(分别占总收入的 41.1%和 42.3%), 但是非农收入却是造成收入不平等的最主要因素(贡献率为 68.8%); 通过运用基于回归分析的 Shapley 值分解方法发现, 家庭资产、特别是土地的拥有情况, 是造成收入不平等的主要因素。文章最后根据研究结果, 针对西部农村地区土地政策、社会保障体系、扶贫政策等提出了相应的建议。

**关键词** 全户调查数据, 农村内部不平等状况, 西部地区

## 一、引 言

改革开放近三十年来, 随着经济的迅速发展, 中国农村贫困人口大量减少。尽管 2001—2003 年, 贫困人口的减少一度出现停滞<sup>1</sup>, 但之后由于农产

\* 邢鹂, 中国农业科学院农业经济与发展研究所; 樊胜根, 中国农业科学院农业经济与发展研究所和国际食物政策研究所; 罗小朋, 贵州大学扶贫研究中心和浙江大学; 张晓波, 国际食物政策研究所和浙江大学。通信作者及地址: 邢鹂, 北京海淀区中关村南大街 12 号中国农业科学院农业经济与发展研究所, 100081; 电话: (010)62120916; E-mail: xingl@caas.net.cn。本研究得到国家杰出青年科学基金(批准号: 70525003)、中国博士后科学基金(批准号: 2005038367)和澳大利亚国际农业研究中心(ADP/2002/114)的资助。作者感谢中国农科院农业经济与发展研究所、国际农业农村发展研究中心(ICARD)、贵州大学扶贫中心的同仁对本文在数据收集整理和分析方面的帮助。作者也感谢一位匿名审稿人给予的宝贵修改意见。当然, 文责自负。

<sup>1</sup> 按照官方贫困线计算, 农村贫困发生率由 1998 年的 3.24% 上升到 2001 年的 4.75% (Ravallion and Chen, 2004)。

品价格上升、政策支持<sup>2</sup>以及天气状况等原因,扶贫工作取得了进一步成果,2006年农村贫困率下降到2.3%,农村贫困人口也由2003年的2900万下降为2006年的2148万(范小建,2007),值得注意的是,农村居民内部收入差距在扩大,农村居民的基尼系数1978年是0.22,1990年上升到0.31,2001年上升到0.32,2005年达0.38(国家统计局农村社会经济调查司,2006)。根据Knight Gunatilaka(2006)的研究发现,绝大多数农村居民的幸福感和不满意程度来源于他们与左邻右舍的比较:在一个相对封闭的社区内,如果大家都很贫穷,人们对自身的贫困并不敏感;但如果邻里之间的贫富差距扩大,则会使许多人感到失落。我国农村贫困人口主要分布在基础设施和自然条件都相对较差的西部地区<sup>3</sup>,大量贫困人口的集中存在、社会不平等程度的加剧,将是导致社会不稳定的主要因素。因此,对于农村地区,尤其是大量贫困人口集中存在的西部农村地区,收入差距的现状和特征、不平等的根源和原因、如何提高住户瞄准效率等问题值得学术界和政策制定者特别关注。

国内外有大量关于中国农村地区收入不平等问题的研究,这些文献使用了包括国家、省级和住户等不同层次的统计和调查数据<sup>4</sup>,得出了很多有意义的结论和建议,推动了我国扶贫政策的改革和深化。20世纪70年代末,根据当时2.5亿贫困人口的分布,中国政府采取了以体制、机制改革和大规模农田基本建设为主的全面推进的办法,到80年代中后期,扶贫工作重点开始集中到县,比如在1993年制定“国家八七扶贫攻坚计划”时,确定了592个国家扶贫工作重点县,覆盖了73%的贫困人口。进入新世纪以后,贫困人口分布发生了变化,重点县覆盖的贫困人口只有55%,而重点村集中了80%左右的贫困人口,因此,又确定了整村推进的扶贫办法等等。研究所用住户数据一般为抽样调查数据,我们对目前比较有影响的一些住户调查数据进行了归纳,发现一个村平均调查户数不超过30户,样本量相对较少(表1),尽管这类调查有助于了解整个农村的总体不平等状况,但却无法提供该地区农村内部收入不平等的真实情况,无法为瞄准住户提供精确的信息。

<sup>2</sup> 2001年,以《中国农村扶贫开发纲要(2001—2010年)》的颁布实施为标志,中国扶贫开发工作已由解决温饱为主转入解决温饱和巩固温饱并重的新阶段,有关部门确定了14.81万个贫困村作为扶持重点,《纲要》实施以来,共完成了4.51万个贫困村的整村推进扶贫开发规划,培训了318万贫困农户劳动力,对不具备生存条件地区的150多万贫困人口实行了易地扶贫(国务院扶贫办,2006)。

<sup>3</sup> 2005年,西部地区农村贫困人口数占全国农村贫困人口总数的60.1%,西部地区的贫困发生率是5.0%,中部地区为2.4%,东部地区为0.4%(国家统计局农村社会经济调查司,2006)。

<sup>4</sup> Griffin and Zhao(1993); Rozelle(1994); 胡鞍钢等(1995); Yao(1997); Khan and Riskin(1998); Gustafson and Li(1998); Kanbur and Zhang(1999, 2005); Ravallion and Chen(1999); 李实等(2000); Rozelle(1996); 农业部农研中心(2001); 张晓辉(2001); Morduch and Sicular(2002); Zhou and Wan(2003); 黄祖辉等(2003, 2005); Huang *et al.* (2005); Wan and Zhou(2005)。

表 1 不同研究所用调查数据样本量比较

论文作者	数据来源	样本时期	调查总户数	调查省数	调查村数	村均调查户数
Rozelle <i>et al.</i> (1999); Taylor <i>et al.</i> (2003)	作者调查	1995	781/787	2	31	12—13
Morduch & Sicular (2002)	作者调查	1990—1993	259	1	16	16—17
Wan & Zhou (2005)	农业部农研中心 <sup>5</sup>	1995—2002	776	3	9	28—29
Alan de Brauw <i>et al.</i> (2002); Huang <i>et al.</i> (2005)	国家统计局	2000	1 199/1 198	6	60	16—17
Chen <i>et al.</i> (2007)	国家统计局	1996—2005	2 000	3	66—67	10
本次研究	作者调查	2004	805	1	3	268—269

数据来源：作者收集整理。

以国家统计局农村住户抽样调查方案为例，其样本分布在全国 31 个省（区、市）的 857 个县中，其各级农调队通常按照住户收入高低排序、等距抽样等方法，在全国共抽取 6.8 万个农户作为调查样本。这套样本对全国和分省的农民收入水平具有很高的代表性，但是，还不能满足地级以下具有代表性的要求。<sup>6</sup>

随着扶贫工作的深入，中国的扶贫战略由瞄准地区转向瞄准社区和农户。为了更好地研究贫困人口，有必要深入了解贫困人口的特征以及导致贫困的原因，这些都需详细的住户资料。为此，2005 年 1 月，国际食物政策研究所（IFPRI）、中国农科院（CAAS）和贵州大学联合组织了贵州省普定县住户调查。此次调研涵盖随机所选三个行政村的全部住户，内容包括农户家庭成员基本特征、农户生产情况、收入支出构成、家庭成员就业和健康等详细情况，有效总样本为 801 户。本文基于此数据的分析，试图理解如下命题：

（1）西部农村贫困地区的不平等状况，是高于全国平均水平，还是低于全国平均水平；

（2）西部农村贫困地区农户收入/支出的构成特征，各部分对总体不平等的贡献率；

（3）西部农村贫困地区不平等的来源，是村内部，还是村之间。

据我们所知，目前尚无基于村庄全户调查数据以分析农村贫困和不平等状况的研究，尽管本次调查只能反映贵州省调查地区的情况，可能在全国层面上没有代表性，但对以上三个问题的回答，可以为贫困地区、贫困群体的瞄准提供更为可靠和科学的实证依据。

本文结构如下：首先介绍调查地点的背景资料；其次是理论框架和分析方法；接下来详细分析了村级收入和支出不平等状况，并运用三种不平等指数分解方法（组间组内分解方法、要素分解方法、基于回归的 Shapley 值分解方法）揭示了三个行政村及其所属自然村农户收入不平等的主要决定因素和

<sup>5</sup> 从 1986 年起(除了 1992 年、1994 年)，农业部农村经济研究中心(RCRE)对 300 个村、20 000 人做了调查。

<sup>6</sup> <http://www.ruralchinawatch.org/content.asp?id=1010>

影响程度,文章最后是结论及相关政策建议。

## 二、调查地点的描述性统计

贵州省是中国最贫穷的省份之一。2006年,贵州省农民人均纯收入只有1985元,是中国内地31个省份中最低的;而同年,上海市农民人均纯收入已达到9213元,是贵州省农民的4.6倍。我们的调查地点——贵州省安顺地区普定县位于黔中偏西,是592个国家级贫困县<sup>7</sup>之一,也是一个典型的喀斯特地貌为主的农业生产区,全县辖5镇6乡、326个行政村、1300余个自然村寨,全县总人口42.5万,人口密度居贵州省各县之首,农业人口占91%,农村劳动力21.7万,占总劳动力的63%。该县有二十多个民族,包括汉族、苗族、布依族、仡佬族、彝族等,少数民族人口占总人口的20%。随着“八七扶贫攻坚计划”的实施,普定县贫困人口从计划实施前的21.5万人下降到8.8万人(普定县扶贫办,2003)。<sup>8</sup>随着《农村扶贫纲要(2000—2010年)》实施以来,绝对贫困人口从2000年的3.98万人减少到2007年的3.1127万人,净减少0.8673万人,下降了22%;低收入人口从2000年的7.44万人减少到2007年的6.6514万人,净减少0.7886万人,下降了10.6%;农民人均纯收入从2000年的1284元增至2007年的1920元,年均递增5%(普定县扶贫办,2007)。根据地理位置和经济发展水平,我们在普定县随机选取了3个行政村,并对其所有900多住户进行了家计调查,内容包括2004年个人和家庭特征(如年龄、学历和健康状况)、收入来源(农业生产和非农业活动)以及消费构成(包括生产和生活消费)等信息<sup>9</sup>,数据清理后有效样本为801户。

表2显示了三个行政村的调查统计数据。第一个村的平地面积占其总耕地面积的40%,村庄有很多人在农闲时节从事非农工作,由于该村庄远离县城,土地租金仅为30元/亩,远低于其他两个村(分别为50元/亩和100元/亩)。此外,调查中发现,该村中超过40%的家庭有献血经历。由于离主要的市场

<sup>7</sup> 1986年,中央政府首先根据农民人均收入确定了331个贫困县(约占全国县总数的16%)。1991年,另外236个县被确定为贫困县。1993年根据收入和物价指数调整了贫困县的划定,此后,贫困县固定为592个。这些贫困县大多位于云南、四川、贵州、陕西、山西、河北、内蒙古和甘肃等地区的边界和山区。1986年普定县被中央政府确定为贫困县;2002年,普定县被列入国家“新时期国家扶贫发展重点县”项目。

<sup>8</sup> 1993年9月,国务院批准制定、实施国家扶贫计划(又称“八七扶贫攻坚计划”),意在从1994年开始到本世纪末,用7年时间基本解决目前尚未完全解决温饱的8000多万人口的温饱问题。同时,国务院贫困地区经济开发领导小组更名为国务院扶贫开发领导小组。

<sup>9</sup> 调查使用的收入和支出调查表是在国家统计局农调队的调查表基础上修改而成的。总支出是指农户的生产支出(种子、化肥、农药等)、消费支出(食物、衣服、耐用品、燃料等)以及其他支出。总收入是指农户家庭和家庭成员在指定时期内的各种收入,包括农业收入、工资收入和家庭工作收入(自营工商业和外出务工)。纯收入等于总收入减去相关的支出。村子内部的人情往来没有计算,因为在短期调查中很难弄清楚历史上的交易。为了避免出现负值,主要生产工具和牲畜的支出并没有在当期家庭支出中列支。

和县城最远，交通状况最差，它的人均年收入只有 1 000 元左右；第二个村的自然条件不如第一个好，有较多的人外出打工，人均年收入为 1 246 元，处于另外两个村庄之间。第三个村的平地面积占其总耕地面积的 80%，交通条件也最为便利，有更多的人从事非农工作，它是三个村庄里最富有的，人均年收入为 1 727 元；用人口作为权重，2004 年三个村庄人均收入为 1 388 元，2003 年全县的人均年收入为 1 559 元（普定县统计局，2004）。在我们的样本中，接近 30% 的人口处于 865 元的贫困线以下，并且有 10% 的人口年收入不足 500 元，这个分布与官方数据一致，表明样本具有代表性。

表 2 2004 年三个村庄的基本概况

	村 1	村 2	村 3	平均值/合计
到县城的距离（千米）	10	8	2.5	6.8
户数	257	151	393	801
人均年净收入（元）	1 008.4	1 245.7	1 727.1	1 388.0
人均年消费支出（元）	936.7	1 200.6	1 683.0	1 334.1
人均耕地面积（亩）	0.87	0.86	1.10	0.98
平地面积比重（%）	40.0	20.7	80.0	53.4
有外出务工人员家庭比重（%）	31.0	55.0	43.3	41.5
有当地非农收入家庭比重（%）	44.2	37.1	54.5	47.9
有当地工资收入家庭比重（%）	5.0	6.6	12.0	8.7
有自营工商业家庭比重（%）	7.4	3.3	7.4	6.6
有过提供血浆经历家庭比重（%）	41.1	29.1	16.5	26.8
土地出租价格（元/亩）	30	50	100	60

数据来源：作者计算。

### 三、研究方法

为回答引言部分提出的三个问题，我们需要知道（1）收入/支出差距现状；（2）收入/支出各部分的不平等如何影响总的收入/支出不平等；（3）村内和村间收入/支出不平等如何影响总的收入/支出不平等；（4）收入决定函数中人口/家庭特征对总收入不平等程度的贡献。

#### （一）基尼系数（Gini）和广义熵指数（GE）

为全面考察西部农村地区贫困和不平等状况，我们首先计算了村级收入分配和消费情况的不平等指数——基尼系数（Gini）和广义熵指数（GE）。

作为一种被广泛使用的不平等指数，基尼系数及其计算方法是意大利经济学家基尼（C. Gini, 1912）在洛伦茨曲线的基础上提出的，其计算公式为：

$$\text{Gini} = s_a / (s_a + s_b), \quad (1)$$

其中， $S_a$ 、 $S_b$  分别表示洛伦茨曲线与绝对平均线、洛伦茨曲线与绝对不平均线

所围成的面积。当  $Gini=0$ ,  $S_a=0$  时, 表明洛伦茨曲线与绝对平均线的重合, 因而此时的收入分配是绝对平均的; 当  $Gini=1$ ,  $S_b=0$  时, 表明洛伦茨曲线与绝对不平均线重合, 因而此时的收入分配是绝对不平均的, 所有的收入都集中在一个人手中。显然  $0 \leq Gini \leq 1$ 。

本文同时使用另一个被广泛应用且易于分解的衡量收入分配差距的指标, 即 Shorrocks (1980, 1982, 1984) 提出的广义熵指数 (也称 GE 指数), 其计算公式为:

$$I(y) = \begin{cases} \sum_{i=1}^n s(y_i) \left[ \left( \frac{y_i}{\mu} \right)^c - 1 \right], & c \neq 0, 1, \\ \sum_{i=1}^n s(y_i) \left( \frac{y_i}{\mu} \right) \log \left( \frac{y_i}{\mu} \right), & c = 1, \\ \sum_{i=1}^n s(y_i) \log \left( \frac{y_i}{\mu} \right), & c = 0, \end{cases} \quad (2)$$

其中,  $n$  是分组个数,  $y_i$  是第  $i$  组的人均收入,  $\mu$  是所有观测样本收入的平均值,  $s(y_i)$  为第  $i$  组的人口占总人口的比重。当  $c$  等于 0 或 1 时, 广义熵指数就是 Theil (1967) 所介绍的不平等的度量值——泰尔指数 (Theil Index);  $c=0$  时, 称为零阶泰尔指数;  $c=1$  时, 称为 1 阶泰尔指数。当  $c=1-\epsilon$  ( $\epsilon < 1$ ) 时, 广义熵指数等同于阿特金森指数 (Atkinson Index); 当  $c=2$  时, 为变异系数 (Coefficient of Variation) 的平方根。

泰尔指数 (GE(0)) 与基尼系数相比, 除了可以分解外, 它对样本的规模很敏感, 因此, 相比较抽样数据, 全户调查数据正好可以满足它的要求。

## (二) 按构成分解收入/支出不平等指数

通过分析农户各项收入和支出项目在其家庭收入和支出中的比重, 及其对总不平等指数的贡献率, 我们可以了解贫困人口收入支出特征, 以及造成收入分配不平等的主要原因。

在经济学传统中, 对收入的理解主要有消费和生产两个角度: 前者是基于消费中所实现的效用收入 (Fisher, 1930), 后者关注的是收入的来源。由于消费刚性, 消费支出取决于长期稳定的收入预期, 受短期波动较少, 更能反映永久性收入流, 因此消费支出被认为是更好衡量收入差距的变量。但是, 当需要对影响收入的诸多因素进行分析的时候, 尤其是要对收入差异进行分解时, 生产性收入的概念便表现出明显的优势。

Shorrocks (1982) 提出了一种简便的方差形式的不平等指数, 并提出了以该指数进行分项收入不平等分解的方法, 其计算结果与 Theil 指数的分解结果近似。在该方法中, 各分项收入贡献率的计算公式如下:

$$S(y_i, y) = \text{cov}(y_i, y) / \delta(y) \times 100\%, \quad (3)$$

其中,  $y_i$  表示第  $i$  项收入,  $y$  表示总收入;  $\text{cov}(y_i, y)$  为各样本的第  $i$  项收入与总收入的协方差值,  $\sigma(y)$  是总收入的样本方差值,  $S(y_i, y)$  是第  $i$  项收入不平等对总收入不平等的贡献率。

为了分析各项收入来源对农户收入分配的影响, 我们将农户家庭人均纯收入分为“农业收入”、“非农收入”、“救济金等转移收入”和“其他收入”。其中, 农业收入包括“种植业纯收入”、“养殖业纯收入”; 非农收入被分为“外出务工收入”、“当地非农收入”和“当地自营工商业收入”三类, 外出务工人员是指考察年度在乡外工作三个月以上的人口; 当地非农收入包括工资收入 (指在当地工作、有相对稳定工资收入的人, 比如村干部和乡村教师) 和当地打零工收入 (指在当地做临时工, 尤其是在农闲时期); 当地自营工商业者是那些从事个体经营的人员等。救济金等转移收入包括救济金、扶贫款和退耕还林还草收入等, 其他收入主要包括提供血浆收入和其他种类收入。

为了分析各项支出构成对农户支出不平等的影响, 我们将农户家庭人均支出分为“农业投入支出”、“消费和其他支出”, 以及“其他非农支出”。其中, 农业投入包括“种植业投入”, 例如种子、化肥、农药、税费、雇工等支出; 消费和其他支出包括“食物、衣物、燃料等”、“医疗费用”、“教育支出”、“其他 (房屋维修等)”。

### (三) 按村内和村间分解收入/支出不平等指数

2006 年底, 全国已有 5.7 万个贫困村完成整村推进扶贫规划。由于我国贫困人口分布呈现宏观分散、微观集中的特点, 按照政策构想, 通过整合各方面的扶贫资金和力量, 扶贫资源能够更广泛地覆盖贫困人口, 从而缩小村与村之间的差距。但是, 在该项政策的实施过程中, 扶贫资源在村级层面能否做到“进村入户、落实到人”呢? 为此, 我们需要分析村内 (组内)、村间 (组间) 的差距。

在研究收入差距的文献中, 基尼系数使用最为广泛, 因为它能以一个数值反映总体收入差距状况, 与计量中取样的多少无关, 便于比较、并且避免了人为的福利判断标准。但是由于其自身定义上的一些问题, 分解后各组成部分的解释不尽清晰, 尤其是基尼系数分解后组内差距和组间差距相互不独立, 产生的一个交叉项无法精确解释, 因此不是一个可以按特征分组分解的好指标。在广义熵指数族中运用得最多的是计算泰尔指数 ( $GE(0)$ ) 并进行分解, 因为利用泰尔指数可以将总的差距分解为组内差距和组间差距。特别是  $c=0$  时, 组内差距和组间差距相互独立, 可以将总的差距完全分解到组内和组间, 清晰、准确地得到组内和组间差距各自对总差距的贡献率。如果把所有观测样本分为  $M$  组, 那么泰尔指数就可以用以下的方法来分解总体收入不平等:

$$I(y) = \sum_{i=1}^M s(y_i) I(y_i) + \sum_{i=1}^M s(y_i) \log[s(y_i)/v(y_i)], \quad (4)$$

第 I 项(组内差距)      第 II 项(组间差距)

上述公式右边第 I 项代表组内差距, 第 II 项代表组间差距;  $I(y_i)$  是第  $i$  组组内的泰尔指数, 可以利用  $c=0$  的公式计算;  $v(y_i)$  是第  $i$  组的收入占总收入的比重。

#### (四) 基于回归分析中各因素分解收入不平等指数

对总体收入/支出不平等按组分解略显粗糙, 因为需要对造成组内差异原因进一步解释, 有必要限定其他因素来识别、衡量某一特征对家庭收入的贡献大小, 进而判断哪些特征是造成居民收入不平等的主要决定因素, 从而为扶贫瞄准住户提供政策基础。因此, 本文基于回归方程中的各因素分解收入不平等指数。

根据经济学原理, 收入可产生于人力资本(教育和健康)、政治和社会资本, 以及物质资本(拥有的财产), 当然, 家庭特征, 比如家庭规模和年龄结构, 也会影响收入。为此, 本文的收入方程主要考虑了四类变量——家庭特征、人力资本、社会资本和家庭资产(见表3)。同时, 这里的收入方程设定如下:

$$\ln(y) = X\beta + \epsilon, \quad (5)$$

$X$  表示影响收入的各类因素,  $\beta$  表示回归系数,  $\epsilon$  是残差。由于收入变量是符合正态分布的, 本文使用了半对数模型(Shorrocks and Wan, 2004), 这里的收入是指家庭人均纯收入。

表3 变量定义及统计特征

类别	变量	变量解释	均值	标准差
家庭特征	家庭规模	家庭成员数(人)(取对数)	4.9	1.6
	宗教信仰	户主有无宗教信仰(1=有, 0=无)	0.1	0.3
	民族	户主族别(1=汉, 0=其他)	0.7	0.5
	婚姻状况	户主婚姻状况(1=已婚, 0=未婚)	1.0	0.2
	户主性别	户主性别(1=男, 0=女)	1.0	0.2
	户主年龄	户主年龄(年)	45.1	12.9
	户主年龄平方	户主年龄平方	—	—
人力资本	最高教育程度	家庭劳动力中最高受教育年限(年)	5.3	3.5
	最高教育程度平方	家庭劳动力中最高受教育年限的平方	—	—
	培训	家庭中成员是否受过培训(1=有, 0=无)	0.1	0.3
	家庭劳动力	劳动力(15—60岁)在家庭成员中的比重%	0.6	0.3
	家庭养老负担	60岁以上人口占家庭总人口比重%	0.1	0.2
	家庭病患	过去一年家庭成员中至少一人看过病(1=有, 0=无)	0.2	0.4



(续表)

类别	变量	变量解释	均值	标准差
社会资本	外出务工	外出务工时间(年)	0.3	0.7
	社会资本	家庭有无亲朋好友在政府任职(1=有, 0=无)	0.1	0.3
	有无党员	家庭是否有党员(1=有, 0=无)	0.1	0.3
家庭资产	有无通电	家庭是否通电(1=有, 0=无)	1.0	0.1
	生产设备	家中有无生产性建筑、农用机械等资产(1=有, 0=无)	0.5	0.5
	役畜数量	家中拥有役畜数量(头)(取对数)	1.8	1.0
	灌溉比例	家中灌溉地占耕地面积比例(%)	0.1	0.2
	人均土地	人均土地面积(亩)(取对数)	1.1	2.3
	人均承包地	人均承包地面积(亩)(取对数)	0.9	2.2
	人均出租土地	人均出租土地面积(亩)(取对数)	0.2	0.5

数据来源：作者计算。

就收入函数而言，也可以用其他方法来分解总体收入不平等(Wan, 2001)。本文中，由于半对数模型显示了一个非线性的收入函数，因此，Shorrocks(1999)的Shapley分解方法就可以被接受。一旦原始收入代入半对数模型，常数项就变成了一个常数。

由于我们使用的是一年截面数据，模型只能解释30%—40%的收入不平等总量，所以应该妥善处理残值的影响，在本研究中，对残值的处理是根据Wan(2001, 2004)的方法。在半对数收入函数中，残值的影响程度可以由收入不平等总量减去其他解释变量影响程度之和。

## 四、西部地区农村不平等状况分解结果

### (一) 总体不平等状况

首先，我们分析了村级的收入分配。表4用Gini系数和GE指数<sup>10</sup>测度了收入和支出不平等程度。就人均收入而言，三个村庄的Gini系数为0.44，GE指数为0.34。第一个村Gini系数为0.41，第二个村为0.45，而第三个村为0.41，各村之间的收入Gini系数的变化不大。我们知道，2004年全国收入Gini系数为0.47、全国农村收入Gini系数为0.37(国家统计局, 2005)，而在贵州贫困的农村地区，不平等系数超过了0.40，这表明贫困地区收入分配的不平等程度相当严重。同时发现，消费支出方面的不平等现象也很严重，Gini系数也已经超过0.40，在0.35到0.42的范围之间。

<sup>10</sup> 一个家庭不平等状况的GE指数取决于方程中参数C的取值，我们只列出了C=0时的GE指数，当取其他参数的时候，情况是相似的，当C=0时，GE表示对数的高差并且在底部的分布更加明显。

表4 2004年三个村庄村级收入和支出不平等指数

指标	村1	村2	村3	平均值
收入 Gini 系数	0.41	0.45	0.41	0.44
收入 GE 指数	0.29	0.39	0.31	0.34
生活支出 Gini 系数	0.42	0.42	0.35	0.41
生活支出 GE 指数	0.33	0.29	0.22	0.30

资料来源：作者计算。

## (二) 农户收入/支出不平等指数及其分解

表5显示了收入和支出所占家庭收支比重,及其对总不平等的贡献率。农业纯收入占农户总收入的41.1%,对总体不平等的贡献率为25.1%,非农收入比重为42.3%,对总体不平等的贡献率为68.8%,这说明,在西部地区,农业收入和非农收入都是家庭收入的主要来源,但非农收入的不均等则是导致收入分配不平等的最主要因素。当地的非农就业(包括打零工和工资性收入)带来30.6%的总收入,对总体不平等贡献为36.4%,而自营工商业者的收入只占总收入的3.8%,但它对不平等的贡献份额接近16%,这表明农村地区个体经营的回报很高,但由于自营工商涉及当地经济发展水平、农户社会资本和(或)个人的开拓精神等多方面,尚需对此问题深入研究。

有外出务工者的家庭占总样本的41.5%,打工者所带来的收入约占总收入的8%,但对总体不平等的贡献为16.5%。调研数据也表明,在那些至少有一人外出务工的家庭中,外出务工收入使整个家庭的收入提高了14%,有打工收入的家庭比无打工收入家庭平均收入高34%,这个结果与Rozelle等(2003)的研究结论相同。

扶贫收入、退耕还林还草补贴收入和救济金等政府转移性收入不超过家庭总收入的3%,对总体不平等的贡献很小。值得注意的是,该地区农民经常通过提供血浆获得额外收入,供浆收入占整个家庭收入的8%,与外出务工收入相近,但它对总体不平等的贡献却非常小(1.1%),这也说明调查地区农民通过提供血浆获取现金收入的现象非常普遍。《南风窗》(2006年第6期)中指出“贵州省血浆年采供量占全国市场份额的近四成”,在我们的调查样本中,有30%的家庭承认他们在2004年有出售血浆的经历(通常一个月两次,每次580毫升,营养费85元/次),虽然提供血浆获得的收入使农民在一定程度上缓解了现金压力,但长期来看,家庭主要劳动力频繁而超常规的卖血方式会透支甚至损害他们的健康,更可能降低其未来的劳动生产率,从而降低家庭收入。

表 5 农户家庭人均纯收入和人均支出不平等指数及其分解

项目	收入/支出比重 (%)	不平等贡献率 (%)
人均纯收入		
1. 农业收入	41.1	25.1
(1) 种植业纯收入	33.1	17.7
(2) 养殖业纯收入	8.0	7.4
2. 非农收入	42.3	68.8
(1) 当地非农收入 (包括打零工和工资性收入)	30.6	36.4
(2) 外出务工收入	7.9	16.5
(3) 自营工商业	3.8	15.9
3. 政府转移收入等 <sup>a</sup>	2.8	0.5
4. 其他收入 (包括提供血浆获得收入)	13.8	5.6
人均支出		
1. 农业投入	19.7	14.7
(1) 种植业 (种子、化肥、农药、税费、雇工等)	13.3	6.9
(2) 饲养 (种畜、饲料和疾病预防支出)	6.4	7.8
2. 消费和其他支出	78.3	67.5
(1) 食物、衣服、燃料等	46.1	26.0
(2) 医疗费用	12.3	18.6
(3) 教育支出	6.6	4.9
(4) 其他 (房屋维修等)	13.3	18.0
3. 农村非农支出	2.0	17.8

注：<sup>a</sup>不包括农村内部的人情收入和支出。

数据来源：作者计算。

表 5 还将农户家庭人均消费支出分为农业支出、生活消费支出和其他支出，并分解了各项支出对总支出不平等的贡献率。结果表明，日常生活支出占农户总支出的 78%，对总支出不平等指数的贡献率为 68%。在贫困地区，满足基本需求还是大多数人的首要任务，因此，收入不平等与生活消费的不平等密切相关。虽然医疗花费平均只占总支出的 12.3%，但它对支出不平等的贡献率却高达 18.6%。调查中，有 41% 的居民表示如果生病不愿意住院治疗，其中有 31% 的人明确表明主要原因是住院费用太高；而有 21% 的家庭把医疗支出列为最主要的生活支出。

除了医疗支出，教育是另一个重要的支出项目，它占总支出的 6.6%。不难看出，医疗和教育支出两项就占了支出不平等的 23.5%。这表明，农村地区薄弱的医疗和教育保障体系在很大程度上是造成不平等问题的主要原因。政府的转移支付对农民的收入影响很小。究其原因，这主要是因为政府转移支付的数额很小<sup>11</sup>，调查也显示，农民很少能从诸如集体林场或是煤矿中获得收益。在中国，这些自然资源通常都属政府所有，农民没有权利去分享从这些资源中获得的收益。随着自然资源的逐渐稀缺，这个问题变得越发突出。

<sup>11</sup> 调查数据为截至 2004 年底的数据。

这个现象说明,在农村地区,由制度导致的不平等要比我们想象的严重。综合第一点结论,要想在农村地区消除贫困或减少不平等,改革资源(包括土地资源和非土地资源)的所有权是很关键的,否则,很难单纯通过财政的转移支付来增加贫困人口的收入并减少收入差距。

### (三) 村内和村间的不平等指数及其分解

在贵州省大部分地区,行政村和自然村的差别很大。农村居民是以自然村而不是行政村聚集的,即使是在同一个行政村内,各自然村间也可能在自然资源条件上存在很大的差别。但由于自然村的规模通常太小,因而把相邻近的自然村结合在一起组成行政村,以便于提供公共物品和服务。在我们此次的全户调查中,每个行政村平均由8个自然村组成,其中第一个行政村有11个自然村,第二个行政村有5个自然村,第三个行政村有10个自然村。

由于有翔实的全户数据资料,我们可以将总体不平等按照村内(行政村)和村间(行政村)来进行分解。表6列出了根据住户数据计算的行政村内部及其之间与自然村内部及其之间的不平等指数及其分解结果。

表6 村庄内部及村间不平等分解

指标		行政村		自然村	
		村内	村间	村内	村间
净收入	广义熵指数 $GE(0)$	0.32	0.03	0.30	0.05
	比重%	92.1	7.9	86.6	13.4
生活消费支出	广义熵指数 $GE(0)$	0.27	0.03	0.25	0.04
	比重%	91.1	8.8	86.1	13.9

数据来源:作者计算。

结果发现,在行政村内部,8%的不平等是由于村间(三个行政村)差异造成的,而92%的不平等是由于村内不平等造成的。如果在更低一级的自然村水平分解,自然村间差别也只能解释14%的不平等问题。换句话说,在样本地区,村与村之间的差距不大,收入和支出的差异更多地是由自然村内部因素造成,即住户特征的差异引起的。

### (四) 基于回归分析的收入不平等指数分解

我们构建了五个模型以反映这些要素影响。模型1除了选择“家庭是否有患大病成员(家庭病患)”和“家庭养老负担”两个变量外,在人口结构中又增加了一个交叉项,“家庭养老负担 $\times$ 家庭病患”变量,养老负担表示老年人在家庭人口中的比例,家庭病患表示家庭中的病患情况,交叉变量则表示家庭中老年人生大病的情况。为了对比,模型2没有加入这个变量。另外,考虑到贵州省自20世纪80年代早期以来一直没有调整过土地,模型3中除了考虑“家庭养老负担 $\times$ 家庭病患”变量外,还将“人均土地面积”分为两个部分:人均承包土地和人均租入土地。为了对比,模型4仅考虑了土地的

影响，没有加入家庭老人病患的影响。为了对照外出务工对收入所带来影响，在模型 5 中剔除了“外出务工”变量。

通过前面分析，我们了解到造成农户收入和支出不平等的主要原因，同时发现，这种不平等更多的是源自于自然村内部，即农户之间。那么，农户的各种特征和禀赋对于收入不平等的贡献率又怎样呢？运用 Shapley 分解法 (Shorroks, 1999)<sup>12</sup>，首先通过农户收入方程判断影响家庭收入的主要因素，继而通过计算 Shapley 值来分解每个因素对不平等的贡献率。

在我们的调查样本中，一般的农户家庭有 4 口人，10% 的家庭有宗教信仰，68% 是汉族家庭，95% 的户主是男性，户主的平均年龄为 45 岁，家中受教育程度最高的劳动力读书超过 5 年，相当于小学毕业或初中一年级的水平，10% 的家庭接受过农业技术培训。在所有的家庭成员中，有 10% 超过 60 岁，有 59% 的人口是 15 岁以上 60 岁以下的劳动力，13% 的家庭有亲戚朋友是在当地政府部门工作，户主为共产党员的比例为 7%。在家庭资产方面，98% 的家庭通电，45% 拥有生产性建筑或农用机械，户均耕地面积为 4.33 亩，人均耕地面积 1.08 亩，人均灌溉地面积 0.14 亩，且变异很大，为 0—8.33 亩，人均净租入土地 0.16 亩，人均承包土地 0.88 亩。

回归结果表明，各因素对收入的影响方向与理论上的预期完全一致（见表 7）。在家庭特征的变量中，只有“家庭规模”在五个模型中统计上都显著为负，在其他因素不变的条件下，家庭人口每增加 1 人 ( $4.85 \times 20.62\%$ )，农户的人均收入最多下降 149.12 元 ( $1432 \times (-50.5\%) \times 20.62\%$ )；可以看到，尽管其差异统计上不显著，少数民族家庭人均纯收入要低于汉族家庭，女性户主家庭的人均纯收入要低于男性户主的家庭。

在人力资本的变量中，“家庭中劳动力接受的最高教育年限”对家庭人均纯收入影响显著为正，在其他条件不变的情况下，最高文化程度每增加 1 年，家庭人均收入增加 63 元 ( $1432 \times 4.4\%$ )。在其他情况相同水平上，接受过培训的家庭的人均收入比没有接受过任何培训家庭的高 30% 左右。在模型 1 和模型 3 中，“家庭养老负担  $\times$  家庭病患”都显著为负，老年人比重和健康情况的交叉项显著意味着家中如果有生病的老人，人均纯收入将下降一半多 (58%)。我们知道，在农村大家庭中，当一个家庭成员生病的时候，其兄弟姐妹或亲戚朋友都会来照顾，这相当于对该家庭收入的一个缓冲。随着越来越多青壮年劳动力外出打工，老年人对于留守家庭的作用越来越大，不仅要从事农业生产，还要照顾孙辈（各回归方程中，“家庭养老负担”对家庭人均纯收入的影响为正，但是不显著），因此，如果一个家庭中有生病的老年人，子女就无法继续外出务工，将会直接和间接导致家庭收入减少。在未来的中国

<sup>12</sup> 关于此方法的其他应用请参见 Fields and Yoo (2000), Adams (2002), Morduch and Sicular (2002), Heltberg (2003), Zhang and Zhang (2003), Wan (2004) 以及 Wan and Zhou (2005)。

农村,老龄化趋势越来越明显,如果这种以家庭为基础的医疗保障状况和养老制度不改变,这将很可能成为农村居民、也会成为城市化进程的巨大负担。

社会资本中,模型1、模型3和模型5中“家中有无党员”变量显著为正,这意味着,其他条件保持不变时,有党员家庭的人均收入比没有党员家庭的人均收入高20%左右。

家庭资产中,“役畜数量”在各方程中都显著为正,这说明,如果家中拥有役畜(牛、马等大牲畜),在保持其他条件不变时,每增加1头( $1.81 \times 55\%$ ),则家庭人均纯收入增加约118元( $1432 \times 15\% \times 55\%$ )。“外出务工”变量(外出务工时间长短)对家庭人均纯收入的影响也明显为正,外出务工时间每增加1年,人均纯收入提高130元左右( $1432 \times 9.1\%$ )。尽管灌溉土地常常被认为是贫困地区的稀缺资源,但灌溉地比例对农户的人均收入并没有显著的影响。然而,人均土地面积却与农户的收入密切相关,人均土地每增加一个单位,家庭人均纯收入增加27.2%,即人均土地每增加1亩( $1.076 \times 92.9\%$ ),家庭人均纯收入增加362元左右( $1432 \times 27.2\% \times 92.9\%$ )。由于贵州省自20世纪80年代初分地以来,一直没有调整过承包土地,随着人口数量和结构的变化,土地分配不均的情况越发严重,而农业收入和土地拥有量密切相关,因此在一个村庄里,对农民土地占有权的安排是其收入不平等的一个重要因素。<sup>13</sup>该结论与先前研究中,最初的土地分配决定了收入分配这个推断相一致(Benjamin等,2006)。理论上,一个完善的土地市场可以解决这个问题,但人均土地净租入变量的系数并不显著,对土地出租市场发展状况的评估需要进一步的研究。模型3、4表明,在其他条件不变时,人均承包地面积每增加1亩( $0.877 \times 114\%$ ),家庭人均纯收入增加454元( $1432 \times 27.8\% \times 114\%$ )。

模型中加入了自然村虚拟变量,以反映地区差异和其他一些影响农户收入但无法量化或没有包括在模型中的区域因素对收入的影响,由于篇幅限制,这里没有一一列出,自然村之间的收入差异在统计上是显著的。

表7 农户收入决定因素的回归分析结果

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
家庭特征变量					
家庭规模	-0.505 (5.65)***	-0.494 (5.58)***	-0.484 (5.33)***	-0.473 (5.26)***	-0.46 (5.25)***
宗教信仰	0.014 -0.13	0.015 -0.13	0.01 -0.09	0.011 -0.1	0.006 -0.05
民族	-0.077 -0.75	-0.087 -0.85	-0.053 -0.53	-0.062 -0.62	-0.097 -0.93
婚姻状况	0.055 -0.37	0.039 -0.26	0.082 -0.56	0.066 -0.44	0.026 -0.17

<sup>13</sup> 自然村虚拟变量在统计中显著,但这里没有列出。

(续表)

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
户主性别	-0.103	-0.112	-0.077	-0.086	-0.133
	-0.92	-0.97	-0.68	-0.74	-1.18
户主年龄	0.008	0.005	0.01	0.008	0.004
	-0.5	-0.33	-0.68	-0.51	-0.27
户主年龄的平方	...	...	...	...	...
	-0.57	-0.4	-0.78	-0.61	-0.28
人力资本					
家庭最高教育程度	0.044	0.044	0.041	0.041	0.049
	(2.05)**	(2.02)**	(1.92)*	(1.89)*	(2.22)**
家庭最高教育程度的平方	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001	-0.001
	-0.51	-0.55	-0.57	-0.6	-0.74
培训	0.324	0.332	0.311	0.32	0.346
	(2.97)***	(3.04)***	(2.85)***	(2.91)***	(3.19)***
劳动力	0.213	0.233	0.226	0.246	0.282
	-1.33	-1.46	-1.42	-1.55	(1.77)*
外出务工	0.091	0.091	0.082	0.083	
	(2.43)**	(2.43)**	(2.18)**	(2.19)**	
家庭养老负担	0.238	0.099	0.223	0.085	0.094
	-0.99	-0.42	-0.93	-0.36	-0.4
家庭病患	0.095	0.001	0.089	-0.004	...
	-1.33	-0.01	-1.26	-0.07	...
家庭养老负担×家庭病患	-0.58		-0.576		
	(2.84)***		(2.81)***		
社会资本					
社会资本	0.102	0.114	0.118	0.13	0.119
	-1.26	-1.41	-1.46	-1.61	-1.45
有无党员	0.205	0.204	0.205	0.204	0.215
	(1.66)*	-1.63	(1.65)*	-1.62	(1.73)*
家庭资产					
有无通电	0.205	0.171	0.184	0.15	0.188
	-1.6	-1.31	-1.4	-1.12	-1.43
生产设备	0.02	0.02	0.035	0.036	0.008
	-0.34	-0.35	-0.62	-0.62	-0.14
役畜数量	0.151	0.151	0.165	0.164	0.143
	(2.56)**	(2.54)**	(2.84)***	(2.82)***	(2.39)**
灌溉比例	0.19	0.178	0.157	0.145	0.181
	-1.03	-0.95	-0.84	-0.77	-0.96
人均土地面积	0.272	0.273			0.28
	(5.90)***	(5.97)***			(6.07)***
人均承包土地面积			0.278	0.28	
			(6.26)***	(6.36)***	
人均出租土地面积			-0.011	-0.013	
			-0.16	-0.2	
常数	7.204	7.316	7.098	7.21	7.308
	(15.10)***	(15.23)***	(14.90)***	(15.03)***	(15.11)***
观测值	797	797	797	797	797
R <sup>2</sup>	0.31	0.3	0.31	0.3	0.3

注：(1)  $t$  值在回归系数下方，统计显著的变量其  $t$  值标注在括号内。\* 表示在 10% 水平上显著；\*\* 表示在 5% 水平上显著；\*\*\* 表示在 1% 水平上显著。

(2) 由于一些变量值的遗漏，总体观测值由 803 户下降到 797 户。

(3) “...” 表明回归系数/ $t$  值的绝对值非常小。

为了进一步了解上述各显著变量对收入不平等的贡献率,考虑到拟和优度和变量选择,我们利用模型1的结果,运用 Shapley 值分解方法进行测算(见表8)。

表8 Shapley 值分解结果

指标	第1轮结果	Shapley 值	贡献率(%)
家庭特征			<b>25.0</b>
家庭规模	33.88	37.81	25.0
人力资本			<b>33.2</b>
最高教育程度	15.93	14.36	9.5
培训	19.24	13.79	9.1
劳动力	30.08	15.02	9.9
养老负担×家庭病患	0.50	0.88	0.6
外出务工	12.01	6.23	4.1
社会资本			<b>3.2</b>
有无党员	8.77	4.80	3.2
家庭资产			<b>38.6</b>
役畜数量	4.88	4.57	3.0
人均土地	81.22	53.79	35.6
全部变量	206.51	151.25	100.0
残值	-55.26		
总计	151.25	151.25	100.0

数据来源:作者计算。

首先,土地是造成不平等的最主要因素(35.6%)。正如前文所看到的,农业收入仍是该样本地区农户的主要收入来源,在控制其他因素不变的情况下,人均土地面积对农户人均收入具有极为显著的正面影响,因此农户家庭之间往往会因为人均耕地拥有量差异,而造成最终收入的不平等。

其次,人力资本也是影响总体不平等的主要因素。在一个家庭中,教育、技术培训和人数比重对不平等的贡献分别是9.5%、9.1%和9.9%。尽管教育、培训以及人力资本数量对不平等的程度尚小,单个因素作用大小要远远小于土地资源的贡献,但三项之和的作用也不能小视(28.5%)。这意味着在有效保障人口适度增长的情况下,如果国家加强对农村劳动力的人力资本投资(包括教育和培训),将有助于降低贫困地区农户之间的收入不平等,也能够实现消除贫困的长远目标。“外出务工”(外出务工时间)对收入不平等的贡献率为4.1%,而物质资本和政治地位只占一个很小的比例(3.0%和3.2%)。可以想象,伴随市场化进程的深入,原有的社会资本和政治资本资源对于农户获取收入的重要性将日渐式微,在贵州部分信息较为闭塞的农村也不例外,这在某种意义上也表明,市场化也有助于减少因政治、官僚等垄断资源所产生的农村收入不平等问题。



## 五、结论及政策含义

本文根据在贵州省一个贫困县随机抽取三个行政村进行的全户调查数据，分析了西南贫困地区农村不平等的状况和来源，以及主要影响因素。虽然数据的代表性可能有些欠缺，这也使得我们不能针对全国农村贫困地区提出更加普遍适用的政策建议。然而，据我们的了解，现有文献中虽然农户涉及面较广，但调查户数相对较少，本研究运用微观翔实详细的农户数据分析不平等状况，对中国现有的贫困问题研究是一个很好的补充。

首先，我们发现，在调查地区，无论是行政村、还是自然村，村与村之间的差距不大，收入和支出的差异更多地是由自然村内部因素造成，即是由农户的不同禀赋带来的。这也说明，随着整村推进项目的进行，村间的差异将会越来越小，而不同住户的特征将会在很大程度上影响其收入，因此，实施瞄准住户的扶贫政策非常重要，例如那些家庭赡养负担较重、有患大病/重病成员的家庭是需要首先瞄准的对象。

其次，在中国西南农村贫困地区，农业依然是农民收入的主要来源之一，种养两业纯收入占总收入的比重多于 40%，其中种植业收入比重为 33% 左右。同时，我们也发现，收入决定方程中，家庭人均耕地、尤其是个人承包土地面积的多少，对农户的收入具有正面影响。因此，落后地区的农业发展对于提高农民收入具有十分重要的意义。

1987 年，贵州省开始进行“增人不增地，减人不减地”（又可称“生不增，死不减”）的土地使用制度改革试验。由于贵州省耕地的山地性质，导致耕地的整理需要大量的投入，而土地的调整必然剥夺对土地投入较多的农户的利益，而且也使土地零碎化严重。因此这一制度的实质是在土地稀缺的情况下，一次性将土地交给农民，其目的是稳定土地产权，防止调地产生的交易成本和土地破碎，同时形成人口控制的自我约束机制。但是，随着人口的变化，特别是农村大量青壮年劳动力进城打工，原有的土地承包格局并没有因此而调整，“增人不增地”必然会损害增加人口的少部分农户的利益，这在一定程度上加剧了目前仍以农业为主要生活来源的农户之间的收入不平等。因此，突出的土地分配不均问题会成为这些地区不平等问题的主要原因，地方政府如何建立健全土地市场，对于缓解收入不平等将起到重要的作用。

再次，影响农户收入/支出不平等的第二个重要因素是人力资本，包括健康状况和教育水平。对支出不平等指数的分解表明，医疗支出是导致支出不平等的最主要因素，由于高额的医疗费用，尤其是在那些劳动力较少的家庭中，生病就相当于一场灾难，“一场小病一头牛、一场大病一座屋”，疾病会直接导致整个家庭陷入贫困。

高比例的供血浆家庭<sup>14</sup>也是贫困地区农民贫苦境况的一个信号,虽然出售血浆获得的营养费并不高,85元/次(含血站收取的5元/次餐费),虽然对于缺乏现金的贫困家庭来说,这可以减少当下家庭的经济压力。然而从长期来看,因为“贫困而去献血、长期献血导致身体状况恶化、从而又致贫”的恶性循环会严重损害农民们的健康——他们最宝贵的人力资本。同时,家庭主要劳动力的这种行为无疑会加剧已经很严重的收入不平等情况。因此,在农村地区,尤其是贫困的农村地区,建立一个能够惠及穷人的社会保障安全体系刻不容缓。

最后,研究还发现,非农就业收入在总收入里所占的份额仅略高于农业收入比重(42.3%),但它是导致家庭收入不平等的最主要的因素,因此应该加快劳动力向非农就业的转移,目前对于政府而言,如何降低转移过程中的障碍,例如加强劳动力的就业培训、建立外出务工人员社会保障机制等,是需要重点考虑和解决的问题。

## 参 考 文 献

- [1] Benjamin, D., and L. Brandt, “Land, Factor markets and Inequality in Rural China: Historical Evidence”, *Explorations in Economic History*, 1997, 34(4), 460—494.
- [2] Chen, S., R. Mu, and M. Ravallion, “Are There Lasting Impact of Aid to Poor Areas? Evidence from Rural China”, Development Research Group Working Paper, Washington DC: World Bank, 2007.
- [3] De Brauw, A., J. Huang, S. Rozelle, L. Zhang, and Y. Zhang, “The Evolution of China’s Rural Labor Markets during the Reforms”, *Journal of Comparative Economics*, 2002, 30(2), 329—353.
- [4] Deaton, A., *The Analysis of Household Surveys*. Baltimore: Johns Hopkins, 1997.
- [5] Fan, S., L. Zhang, and X. Zhang, “Reform, Investment and Poverty in Rural China”, *Economic Development and Cultural Change*, 2004, 52(2), 395—422.
- [6] 范小建,“勇于坚持,探索创新,推进扶贫开发向前发展”,《老区建设》,2007年第8期,第4—5页。
- [7] Fields, G., and G. Yoo, “Falling Labor Income Inequality in Korea’s Economic Growth: Patterns and Underlying Causes”, *Review of Income and Wealth*, 2000, 46(2), 139—159.
- [8] Griffin, K., and R. Zhao (eds.), *The Distribution of Income in China*. New York: St Martin’s Press, 1993.

<sup>14</sup> 大约占到我们调查样本的30%左右。

- [9] 关锐捷、张晓辉、郭建军，“‘九五’期间中国农民收入状况实证分析”，《农业经济问题》，2001 年第 7 期，第 2—11 页。
- [10] 国家统计局农村社会经济调查司编，《中国农村贫困监测报告 2006》。北京：中国统计出版社，2006 年。
- [11] 农业部农村研究中心，“‘九五’期间中国农民收入状况实证分析”，《农业经济问题》，2001 年第 7 期，第 2—11 页。
- [12] Gustafsson, B., and S. Li, “The Structure of Chinese Poverty 1988”, *The Developing Economies*, 1998, 35 (4), 387—406.
- [13] Gustafsson, B., and S. Li, “Income Inequality within and across Counties in Rural China 1988 and 1995”, *Journal of Development Economics*, 2002, 69 (1), 179—204.
- [14] 胡鞍钢、王绍光、康晓光，《中国地区差距报告》。沈阳：辽宁人民出版社，1995 年。
- [15] Huang, Q., D. Dawe, S. Rozelle, J. Huang, and J. Wang, “Irrigation, Poverty and Inequality in Rural China”, *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 2005, 49 (2), 159—175
- [16] 黄祖辉、王敏、万广华，“我国居民收入不平等问题：基于转移性收入角度的分析”，《管理世界》，2003 年第 3 期，第 70—75 页。
- [17] 黄祖辉、王敏、宋瑜，“农村居民收入差距问题研究——基于村庄微观角度的一个分析框架”，《管理世界》，2005 年第 3 期，第 75—84 页。
- [18] Kanbur, R., and X. Zhang, “Which Regional Inequality? The Evolution of Rural-Urban and Inland-Coastal Inequality in China from 1983 to 1995”, *Journal of Comparative Economics*, 1999, 27 (4), 686—701.
- [19] Kanbur, R., and X. Zhang, “Fifty Years of Regional Inequality in China: A Journey through Central Planning, Reform, and Openness”, *Review of Development Economics*, 2005, 9 (1), 87—106.
- [20] Khan, A., and C. Riskin, “Income Inequality in China: Composition, Distribution, and Growth of Household Income, 1988 to 1995”, *The China Quarterly*, 1998, 154, 221—253.
- [21] Knight, J., and R. Gunatilaka, “The Rural-Urban Divide in China: Income but not Happiness?” Paper presented at the Beijing Forum, October 27—29, 2006, Beijing, China.
- [22] Lall, S., J. Koo, and S. Charavorty, “Diversity Matters: The Economic Geography of Industry Location in India”, Policy Research Working Paper No. 3072, World Bank; Washington, D. C., 2003.
- [23] 李实等，《中国居民收入分配实证分析》。北京：社会科学文献出版社，2000 年。
- [24] Morduch, J., and T. Sicular, “Rethinking Inequality Decomposition, with Evidence from Rural China”, *Economic Journal*, 2002, 112(476), 93—106.

- [25] Oaxaca, R., "Male-Female Wage Differences in Urban Labor Markets", *International Economic Review*, 1973, 14(3), 693—709.
- [26] Park, A., and S. Wang, "China's Poverty Statistics", *China Economic Review*, 2001, 12, 384—398.
- [27] 普定县扶贫开发办公室编,《普定县扶贫开发项目摘要》(内部资料),2003年。
- [28] 普定县扶贫开发办公室编,《普定县扶贫开发项目摘要》(内部资料),2007年。
- [29] 普定县统计局编,《普定县年鉴 2003年》。贵州:贵州年鉴出版社,2004年。
- [30] Ravallion, M., and S. Chen, "China's (Uneven) Progress Against Poverty," World Bank Policy Research Working Paper No. 3408, Washington, D. C. : World Bank, 2004.
- [31] Rozelle, S., "Rural Industrialization and Increasing Inequality: Emerging Patterns in China's Reforming Economy", *Journal of Comparative Economics*, 1994, 19(3), 362—391.
- [32] Rozelle, S., J. Taylor, and A. de Brauw, "Migration, Remittance and Agricultural Productivity in China", *American Economic Review*, 1999, 89(2), 287—291.
- [33] Shorrocks, A., "The Class of Additively Decomposable Inequality Measures", *Econometrica*, 1980, 48(3), 613—625.
- [34] Shorrocks, A., "Inequality Decomposition by Factor Components", *Econometrica*, 1982, 50(1), 193—211.
- [35] Shorrocks, A., "Inequality Decomposition by Population Subgroups", *Econometrica*, 1984, 52(6), 1369—1385.
- [36] Shorrocks, A., "Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based on the Shapley Value", Unpublished manuscript, Department of Economics, University of Essex, 1999.
- [37] Wan, G., "Changes in Regional Inequality in Rural China: Decomposing the Gini Index by Income Sources", *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 2001, 45(3), 361—381.
- [38] Wan, G., "Accounting for Income Inequality in Rural China: A Regression-based Approach", *Journal of Comparative Economics*, 2004, 32(2), 348—363.
- [39] Wan, G., and Z. Zhou, "Income Inequality in Rural China: Regression-based Decomposition Using Household Data", *Review of Development Economics*, 2005, 9(1), 107—120.
- [40] Wang, S., "Poverty Targeting in the People's Republic of China", ADB Institute Discussion Paper No. 4, 2004, <http://www.adbi.org/files/2004.01.04.dp004.poverty.china.pdf>
- [41] 汪三贵、李文,《中国农村贫困问题研究》。北京:中国财政经济出版社,2005年。
- [42] World Bank, *China: Overcoming Rural Poverty*. Washington, D. C. : World Bank, 2001.
- [43] Xian, Z., and L. Sheng, "PRC's Rural Residents with Consumption Less than 860 Yuan: Targeting Group and Characteristics", Memos, National Statistical Bureau, Beijing, China, 2001.

- [44] 亚洲开发银行,《中国贫困状况》,2004年5月, [www.adb.org/documents/reports/poverty\\_profile\\_prc/prc.pdf](http://www.adb.org/documents/reports/poverty_profile_prc/prc.pdf)
- [45] Yao, S., “Industrialisation and Spatial Income Inequality in Rural China, 1986—92,” *Economics of Transition*, 1997, 5(1), 97—112.
- [46] 尹鸿伟,“贵州‘血浆经济’忧思录”,《南风窗》,2006年6月下,第48—52页。
- [47] Zhang, X., and R. Kanbur, “Spatial Inequality in Education and Health Care in China”, *China Economic Review*, 2005, 16(2), 189—204.
- [48] Zhang, X., and S. Fan, “Public Investment and Regional Inequality in Rural China”, *Agricultural Economics*, 2004, 30(2), 89—100.
- [49] 张晓辉,“中国农村居民收入分配实证描述及变化分析”,《中国农村经济》,2001年第6期,第11—18页。
- [50] 赵忠,“中国的城乡移民——我们知道什么,我们还应该知道什么?”《经济学(季刊)》,2004年第3卷第3期,第517—536页。
- [51] 中华人民共和国农业部编,《中国农业发展报告2005》。北京:中国农业出版社,2006年。
- [52] Zhou, Z., and G. Wan, “Determinants of Income Inequality in Rural China: Decomposition Using Household Data”, World Institute for Development Economics Research Paper, United Nations University, Helsinki, 2003.

## Inequality in Western Rural China: A Household Analysis in Guizhou Province

LI XING

(*Chinese Academy of Agricultural Science*)

SHENGEN FAN

(*International Food Policy Research Institute and Chinese Academy of  
Agricultural Science*)

XIAOPENG LUO

(*Guizhou University and Zhejiang University*)

XIAOBO ZHANG

(*International Food Policy Research Institute and Zhejiang University*)

**Abstract** Using a survey of all households in three villages in Guizhou Province, this paper examines the patterns of village inequality and its major correlates. It is found that the

income Gini coefficient is as high as 0.44 among households and the GE index is 0.34, indicating that within-village inequality is rather high in this impoverished area. Although both agriculture and non-agricultural activities are both rural people's major sources of livelihood, non-agricultural income is more unevenly distributed and accounts for the largest share of overall income inequality. The paper also finds that distribution of assets, particularly landholdings, matters to define overall income inequality.

**JEL Classification** H54, O47, O53