

收入结构、收入不平等与农村家庭贫困*

江克忠^{1,2} 刘生龙^{3,4}

摘要：本文采用中国家庭追踪调查项目 2010 年和 2014 年的数据，通过对贫困指标的测算和分解，研究发现：农村家庭贫困发生率在下降，但贫困深度和贫困强度趋于恶化；收入分配的不平等恶化了贫困状况，对贫困的影响效应增大。基于不平等的收入结构分解，研究发现：工资性收入对农村家庭总收入不平等的贡献最高，以下依次是经营性收入、转移性收入和财产性收入；工资性收入主要集中于高收入组家庭，而家庭经营性收入主要集中于贫困等低收入组家庭。基于收入和不平等的回归分解，研究发现：包括自然生态条件等村庄特征变量、家庭人口结构等家庭特征变量、户主受教育水平和健康状况等个体特征变量，对家庭总收入、不同来源收入和收入不平等都存在有差别的影响。未来扶贫工作的难度增大，在构建公平收入分配体系的同时，要基于精准扶贫的理念，因地制宜、因户因人而异，采取有差别的扶贫措施。

关键词：收入结构 不平等 贫困

中图分类号：F328 **文献标识码：**A

一、引言

改革开放以来，中国经济的高速增长和持续的扶贫开发带来了大规模的减贫，但作为发展中国家，当前农村地区还存在规模庞大的贫困人口。中共十八届五中全会提出到 2020 年“我国现行标准下农村贫困人口实现脱贫”。对于如何完成这一艰巨的任务，《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十三个五年规划的建议》给出了精准扶贫的工作思路。在识别贫困家庭的基础上，如何根据贫困家庭的具体情况采取有针对性的帮扶办法，是精准扶贫工作的重点。

在中国经济和社会转型过程中，农村家庭收入来源呈现多样化和差别化的趋势。根据国家统计局公布的数据，2012 年，农村家庭工资性收入、经营性收入、财产性收入和转移性收入占家庭人均纯收入的比重分别为 43.55%、44.63%、3.15%和 8.67%；按照人均纯收入水平五等份分类，高收入

*本文研究获得国家社科基金项目“中等收入群体的规模测度和影响机制研究”（项目编号：17BJY042）、中国博士后科学基金项目“基本养老保险、家庭和自我协同配合的养老保障体系研究”（项目编号：2015M571720）、江苏省高校哲学社会科学重大项目“江苏公共养老服务改善与财政可持续发展研究”（项目编号：2017ZDAXM011）的资助。笔者感谢北京大学中国社会科学调查中心（ISSS）提供中国家庭追踪调查项目数据，感谢审稿人意见，文责自负。

组家庭人均工资性收入、经营性收入、财产性收入和转移性收入分别是低收入组家庭的 8.16 倍、8.21 倍、16.80 倍、4.55 倍^①。

另一方面,中国经济高速增长的同时,收入差距也不断扩大。根据国家统计局公布的数据,2003~2014 年中国基尼系数处于 0.47~0.49 之间,已经高于收入不平等的警戒线水平;收入差距的扩大导致处于收入分配底端的贫困人口越来越难以享受经济增长的好处,经济增长的减贫效应不断下降(万广华、张茵, 2006; 陈立中, 2009; 沈扬扬, 2012)。

本文的贡献主要表现为:在研究收入增长和收入分配减贫效应的基础上,基于家庭收入结构和微观影响因素分解视角,研究农村家庭收入增长和收入不平等的微观影响机制。主要研究内容包括:首先,基于 FGT 指数测算农村家庭贫困状况及其变化,研究经济增长和收入分配对农村家庭贫困状况的影响,以及经济增长和收入分配的减贫弹性及其变化趋势;其次,基于收入结构分解方法研究家庭工资性收入、经营性收入、财产性收入、转移性收入等不同来源收入在不同收入组家庭的分布、对家庭总收入不平等的贡献等;最后,基于回归及其分解方法研究农村家庭所在村庄特征、家庭特征和户主特征等因素对不同来源收入和收入不平等的影响。本文研究可以为中国农村精准扶贫工作提供科学的可操作的政策依据。

二、文献综述

有关贫困问题的研究大多遵循“经济增长—收入分配—贫困变动”的思路和分解逻辑,首先构建反映贫困状况的指数,然后将不同时点贫困指数的变化分解为经济增长和收入分配两个因素影响的结果,进而讨论经济增长和收入分配对贫困变化的效应。研究表明,经济增长是减贫的必要而非充分条件,经济增长的减贫作用不仅依赖于经济增长速度,还依赖于收入分配(Ravallion and Huppi, 1991; Datt and Ravallion, 1992; Balisacan and Fuwa, 2003)。

参照贫困指数变化的增长因素和分配因素分解方法,有关中国的研究达成了共识:在经济增长促进农村贫困状况改善的同时,收入分配的不平等恶化了经济增长的减贫效应(Meng et al., 2005; 陈立中, 2009; 陈飞、卢建词, 2014)。

在既定的贫困标准下,有关经济增长和收入分配对贫困的影响机制,典型的研究是采用 Ravallion and Chen (2003)、Kakwani and Pernia (2000)、Kakwani et al. (2003) 等构建的经济增长亲贫性指数进行测度。如果经济增长过程中高收入群体受益更多,低收入群体收入出现衰退,则经济增长、收入分配恶化和贫困程度上升并存;反之,则经济增长、收入分配改善和贫困程度下降并存。有关中国经济增长亲贫性的研究,典型的成果包括林伯强(2003),阮敬(2007)和程振源、剑玉阳(2013)等。

但是,基于以上的研究视角和综合以上的研究成果,没有回答经济增长(收入增长)和收入分配(收入不平等)的具体影响因素;而且,从精准扶贫的视角,如何治理贫困问题,很难给出比较

^①数据来源:根据国家统计局网站(<http://www.stats.gov.cn/>)数据整理计算所得。

精准的对策建议（万广华和张茵，2008）。

部分研究拓展到农村家庭经济活动类型对贫困的影响。其中，夏庆杰等（2010）将农户分为互不交叉的四个类型：只从事农业耕种的农户、从事非农打工的农户、从事非农个体经营的农户、从事非农个体经营兼非农打工的农户；研究发现，在农户将其经济活动拓展到非农领域，特别是进城务工的过程中，农村贫困率在不断下降。罗楚亮（2010），沈扬扬（2012）和樊士德、江克忠（2016）的研究也发现，外出打工是农户摆脱贫困的有效方法，务农农户的贫困规模、贫困深度和贫困强度均远远大于其他类型农户。

但按农户经济活动类型分类，进而研究不同经济活动类型农户的贫困状况，这种分类方法与中国现实不相吻合。现实中，中国农村家庭经济活动类型具有交叉性和重叠性，不同年龄、性别的家庭成员之间存在模糊的分工，大多数家庭的收入来源具有多样性和阶段性（宋璐、李树苗，2011；贺雪峰，2015）。

本文在借鉴既有研究成果的基础上，利用中国家庭追踪调查项目2010年和2014年的调查数据，在测算农村家庭贫困发生率、贫困深度和贫困强度及其变化的基础上，分析经济增长和收入分配的减贫效应，借鉴Duclos and Araar（2005）、Araar and Duclos（2007）等的研究方法，研究贫困的增长和分配弹性。同时，借鉴Shorrocks（1982）构建的不平等因素分解方法，研究农村家庭工资性收入、经营性收入、财产性收入和转移性收入对总收入的贡献、不同来源收入不平等状况及其变化趋势以及不同来源收入对总收入不平等的贡献。最后，借鉴Wan（2002）构建的回归分解方法，研究家庭所在村庄特征、家庭特征和户主特征等变量对农村家庭不同来源收入的影响和对收入不平等的贡献。

有关不平等的因素（收入结构）分解，Shorrocks（1982）、Stark et al.（1986）构建了不平等的收入结构分解方法，用于测算家庭（个体）不同来源收入对总收入不平等的贡献、不同来源收入的变化对总收入不平等的边际效应。国外典型的成果包括Lerman and Yitzhaki（1985）、Taylor et al.（2005）、Barham and Boucher（1998），有关中国典型的成果包括杨灿明、孙群力（2011）和程名望等（2016）。

与此同时，Fields and Yoo（2000）、Morduch and Sicular（2002）等研究发现，可以将收入决定方程和因素分解方法相结合，进而研究不可加影响因素对整体收入不平等的贡献。也就是说，当收入差异可以归因于年龄、性别、教育和地区等不同性质影响因素的差异时，可以采用回归方程来考察，以避免因这些因素的不可加性带来的困境。Wan（2002）将收入决定方程设成更一般的形式，并结合夏普里分解框架对回归分解方法进行了完善。在运用回归分解方法研究中国农村收入不平等的文献中，万广华的系列文章（万广华，2004，2008；万广华等，2005）极具代表性。

三、贫困的分解及影响机制研究

下文首先对数据来源、家庭收入变量、贫困衡量指标、贫困线的选择进行界定和说明。本文研究拓展了“经济增长—收入分配—贫困变动”的传统研究范式，实证研究前半部分着重探索收入增

长因素和收入分配因素对贫困的影响；后半部分着重探索收入增长和收入不平等的影响因素。

具体的研究内容按照以下逻辑思路展开：首先，基于 FGT 指数测算农村家庭贫困状况及其变化，研究经济增长和收入分配对农村家庭贫困状况的影响及其变化，以及经济增长和收入分配的减贫弹性及其变化；其次，基于收入结构分解方法研究农村家庭不同来源收入构成及其变化，以及家庭工资性收入、经营性收入、财产性收入、转移性收入等不同来源收入在不同收入组家庭的分布，对家庭总收入不平等的贡献等；最后，基于回归分解方法研究农村家庭所在村庄特征、家庭特征和户主特征等因素对家庭总收入和不平等的影响、对不同来源收入和不平等的影响。

（一）数据来源和说明

中国家庭追踪调查 (China Family Panel Studies, CFPS) 是一项全国性的综合社会跟踪调查项目，通过跟踪调查个体、家庭、社区三个层面的情况，该项调查涵盖社会、经济、人口、教育和健康等内容，调查对象为中国大陆（不含新疆维吾尔自治区、西藏自治区、青海省、内蒙古自治区、宁夏回族自治区、海南省）25 个省（区、市）中满足项目访问条件的家户和样本家户中满足项目访问条件的家庭成员。CFPS 项目目前公布了 3 轮调查数据，包括 2010 年的基线调查、2012 年和 2014 年的追踪调查。本文选择农村家庭作为研究对象，为使结论具有可比性，保留 2010 年和 2014 年都存在的家庭，得到两个年份的家庭样本各 6282 个^①。

（二）家庭收入变量说明

根据 CFPS 项目的调查内容，家庭收入是由五大类分项收入加总而成，分别是工资性收入、经营性收入、财产性收入、转移性收入、其他收入。其中，工资性收入包括农业和非农业的雇佣收入；经营性收入包括自家农业收入以及个体和私营企业收入中的自家部分；财产性收入包括家庭出租房产、土地和其他家庭资产或设备所获得的收入；转移性收入主要是指政府的补助补贴和家庭获得的社会或私人捐赠的钱物价值；其他收入包括礼物礼金和填报在“其他收入”一项中的收入。

在实证研究中，本文选择家庭纯收入作为研究对象；主要是对家庭经营性收入扣除了生产成本。为了表述方便，下文中家庭人均收入是指家庭人均纯收入，工资性收入、经营性收入、财产性收入、转移性收入、其他收入都为家庭各项收入的人均水平。

（三）贫困衡量指标选择

本文选择家庭人均收入作为贫困的衡量指标，即采用家庭总收入除以家庭人口规模作为贫困的衡量指标。部分研究对该方法持批判态度，认为人均收入忽略了隐性福利补贴和自有住房租金，不能全面反映农村居民的实际福利水平；简单地将家户数据转换成人头数的方式未能考虑家庭人口规模和结构的影响——相同的人均收入水平不一定表明来自不同家庭的个人拥有相同数量的实际资源，家庭成员年龄和性别结构的差异也会影响其消费需求。所以，部分研究采用固定弹性的等价规模将家庭规模标准化，然后用家庭总收入除以家庭等价规模得到的数值作为贫困的衡量指标。假设

^①由于 2012 年调查没有进行社区调查，而本文回归分解中社区（村庄）特征是重要解释变量，所以，2012 年的调查数据没有纳入本文研究范围。

n_i 代表家庭 i 的人口数, 则等价规模为 $k_i = n_i^\theta$, 其中, θ 为规模弹性, 其值越小, 等价规模程度越高。当 $\theta=1$ 时, 不存在规模经济; $\theta=0.5$ 是 OECD 国家常用的等价规模取值。但另一方面, 部分研究认为, 农村居民获取的隐性福利补贴微乎其微, 在农村租赁住房的现象也极为罕见, 再考虑到教育支出等费用, 儿童和成年人的消费支出非常接近, 因此, 将人均收入 (即 $\theta=1$) 作为福利度量标准具有可取性 (罗楚亮, 2012; 陈新、沈扬扬, 2014)。

同时, 中国新时期的农村贫困标准也采用家庭人均收入, 考虑到本文研究的现实政策意义, 所以选择家庭人均收入作为贫困的衡量指标。

(四) 贫困线的选择

贫困指标的计算、贫困指标变化的分解对贫困线的选择十分敏感, 如果将贫困线设定在收入分布的众数附近, 可能会夸大增长成分的重要性, 相应地低估收入分配变动对贫困的影响。有关贫困线的选择, 国内研究采用的标准主要包括: 官方低收入线, 基于联合国粮农组织的通用假设, 将恩格尔系数超过 0.6 的人群确定为贫困人口。“1 天 1.25 美元”与“1 天 2 美元”的国际贫困线, 将国际贫困标准依据购买力平价 (PPP) 转换成中国农村贫困线。2300 元新标准, 2011 年底中央扶贫工作会议将贫困线确定为 2300 元(2010 年不变价)。基于本文研究的现实政策意义, 我们采用中国 2011 年公布的 2300 元 (2010 年不变价) 标准作为贫困线, 在实证研究中, 将 2014 年的各项收入以 2010 年为基期按照农村居民消费价格指数进行了平减处理, 以消除价格变化的影响。

(五) 贫困指数及经济增长和收入分配分解

1. 基于 FGT 指数的贫困及其变化。本文采用 Foster et al. (1984) 构建的贫困指数 (简称“FGT 指数”) 来测量贫困。假设 z 为预先确定的贫困线, 且 $z > 0$; $Y = (Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$, 为家庭人均总收入, 假设 $Y_1 \leq Y_2 \leq \dots \leq Y_n$; 则 FGT 指数可以表示为:

$$P(Y; z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z - Y_i}{z} \right)^\alpha = \frac{1}{nz^\alpha} \sum_{i=1}^q (z - Y_i)^\alpha = \frac{1}{nz^\alpha} \sum_{i=1}^q g_i^\alpha \quad (1)$$

(1) 式中, n 为家庭总户数, $q = q(Y; z)$ 为贫困家庭户数, $g_i = z - Y_i$ 为贫困家庭 i 的收入缺口, α 为贫困厌恶系数 ($\alpha \geq 0$), $\alpha = 0, 1, 2$ 分别反映贫困发生率、贫困深度和贫困强度。

根据表 1 的计算结果, 得出以下结论:

与 2010 年相比, 2014 年农村家庭贫困发生率下降, 但贫困深度和贫困强度却呈现恶化的趋势。其中, 家庭贫困发生率由 2010 年的 23.739% 下降到 2014 年的 19.547%, 下降了 4.192 个百分点; 贫困深度由 9.788% 上升到 11.312%, 上升了 1.524 个百分点; 贫困强度由 5.682% 上升到 8.423%, 上升了 2.741 个百分点。也就是说, 与 2010 年相比, 2014 年中国农村贫困家庭所占比例下降, 但是, 贫困家庭的收入缺口情况更加严重, 贫困家庭之间收入不平等的现象也更加严重。

年份	贫困率	贫困深度	贫困强度
----	-----	------	------

收入结构、收入不平等与农村家庭贫困

2010	23.739	9.788	5.682
2014	19.547	11.312	8.423
差异	-4.192	1.524	2.741

2. 贫困的增长因素和分配因素分解。上文构建的贫困指数，可以表示为： $P = P(\mu, L(p), z)$ ，其中， μ 为样本家庭人均收入， $L(p)$ 为收入分布曲线（洛伦兹曲线），表示收入最低的 $p\%$ 家庭人均收入所占有的份额， z 为贫困线。如果贫困线不发生变动，则 FGT 贫困指数可以表示为： $P = P(\mu, L(p))$ ；时点 1 和时点 2 的贫困指数可以分别表示为： $P_1 = P(\mu_1, L_1(p))$ 和 $P_2 = P(\mu_2, L_2(p))$ 。总体上讲，平均收入水平和收入分布的变化都可能导致贫困指数的变动。如果只有收入水平的增长而收入分布保持不变，所导致的贫困指数变动称为增长效应；相应地，如果只有收入分布的改变而平均收入水平不变，所导致的贫困指数变动称为分配效应。

Datt and Ravallion (1992) 给出了从时点 1 到时点 2 贫困指数变化的分解方法：

$$\Delta P = P_2 - P_1 = [P(\mu_2, L_r(p)) - P(\mu_1, L_r(p))] + [P(\mu_r, L_2(p)) - P(\mu_r, L_1(p))] + R \quad (2)$$

(2) 式中， $[P(\mu_2, L_r(p)) - P(\mu_1, L_r(p))]$ 表示增长效应， $[P(\mu_r, L_2(p)) - P(\mu_r, L_1(p))]$ 表示分配效应， R 为残差项， r 表示参照组。但是，这种分解方法存在以下缺陷：第一，增长效应和分配效应的大小依赖于参照组的选择，即选择时点 1 或时点 2 作为参照组会导致不同的分解结果；第二，分解具有不完全性，存在不可解释的残差项。

为克服以上缺陷，Shorrocks (2013) 借鉴合作博弈论提出了 Shapley (夏普里) 分解方法，将两个时点贫困指数的变化分解为：

$$\Delta P = P_2 - P_1 = 0.5\{[P(\mu_2, L_1(P)) - P(\mu_1, L_1(P))] + [P(\mu_2, L_2(P)) - P(\mu_1, L_2(P))]\} + 0.5\{[P(\mu_1, L_2(P)) - P(\mu_1, L_1(P))] + [P(\mu_2, L_2(P)) - P(\mu_2, L_1(P))]\} \quad (3)$$

(3) 式中，等式右边前半部分表示增长效应，后半部分表示分配效应。选择两个时点分别作为参照组并取二者的平均值，克服了 Datt and Ravallion (1992) 分解方法中参照组选择和分解不完全等缺陷。

根据表 2 的计算结果，得出以下结论：

无论是 Datt and Ravallion 分解方法，还是 Shapley 分解方法，2010~2014 年，经济增长具有积极的减贫效应，而收入分配恶化了贫困状况。以 Shapley 分解结果为例，经济增长导致农村家庭贫困发生率下降了 8.806 个百分点，但收入分配导致贫困发生率上升了 4.614 个百分点，贫困发生率总体上下降了 4.192 个百分点；同时，经济增长导致贫困深度下降了 4.099 个百分点，但收入分配导致贫困深度上升了 5.623 个百分点，贫困深度总体上上升了 1.524 个百分点；经济增长导致贫困强度下降了 2.621 个百分点，但收入分配导致贫困强度上升了 5.362 个百分点，贫困强度总体上上升了 2.741 个百分点。

分解结果	贫困率		贫困深度		贫困强度	
	Datt and Ravallion	Shapley	Datt and Ravallion	Shapley	Datt and Ravallion	Shapley
增长因素	-10.376	-8.806	-4.267	-4.099	-2.487	-2.621
分配因素	3.038	4.614	5.452	5.623	5.492	5.362
残差项	3.142	—	0.332	—	-0.263	—

注: Datt and Ravallion 分解选择 2010 年为参照组。

3. 贫困的增长和分配弹性。根据 Duclos and Araar (2005)、Araar and Duclos (2007) 的研究, 经济增长和收入分配对贫困的影响还可以用贫困的增长弹性和分配弹性来衡量。

假设家庭 i 的人均收入为 Y_i , 如果家庭 i 的人均收入增长 1%, 则有 $Y_i' = Y_i \times (1 + 1\%)$ 。假设样本家庭的人均收入都增长 1%, 则收入分布的洛伦兹曲线 (不平等指标) 不发生变化, 贫困的增长弹性可以表示为:

$$EG = \frac{P(\mu(Y_i'), L(p)) - P(\mu(Y_i), L(p))}{P(\mu(Y_i), L(p))} \quad (4)$$

同时, 如果家庭 i 的人均收入 Y_i 变为 $\tilde{Y} = Y_i + 1\% \times (Y_i - \mu(Y_i))$, 则样本家庭的平均收入不会发生变化, 但不平等状况发生改变, 基尼系数上升 1%, 贫困的分配弹性可以表示为:

$$EI = \frac{P(\mu, L(\tilde{Y}_i)) - P(\mu, L(Y_i, p))}{P(\mu, L(Y_i, p))} \quad (5)$$

根据表 3 的计算结果, 得出以下结论:

农村家庭贫困的增长弹性呈现下降趋势, 即经济增长的减贫效应减小; 贫困的分配弹性呈现上升趋势, 即收入不平等对贫困的影响效应增大。其中, 如果样本家庭的收入都增长 1 个百分点, 则 2010 年的贫困发生率、贫困深度和贫困强度分别会下降 1.339 个、1.426 个、1.446 个百分点; 而 2014 年分别会下降 0.805 个、0.729 个、0.685 个百分点。同时, 如果样本家庭收入不平等指标上升 1 个百分点, 则 2010 年的贫困发生率、贫困深度和贫困强度分别会上升 2.254 个、5.084 个、7.801 个百分点; 而 2014 年分别会上升 2.414 个、6.187 个、10.056 个百分点。

年份	贫困率		贫困深度		贫困强度	
	增长弹性	分配弹性	增长弹性	分配弹性	增长弹性	分配弹性
2010	-1.339	2.254	-1.426	5.084	-1.446	7.801
2014	-0.805	2.414	-0.729	6.187	-0.685	10.056

(六) 家庭收入构成、分布及其对总收入不平等的贡献

假设家庭 i 的人均总收入 Y_i 包括 K 种来源: $Y_i = \sum_{k=1}^K y_{ik}$, 根据 Shorrocks (1982) 的研究, 总收入的基尼系数 G 可以表示为:

$$G = \sum_{k=1}^K S_k G_k R_k \quad (6)$$

(6) 式中, S_k 表示 k 来源收入占总收入的比例, G_k 表示 k 来源收入的基尼系数, R_k 表示 k 来源收入的基尼系数和总收入基尼系数的相关系数 ($R_k = Cov\{y_k, F(y)\} / Cov\{y_k, F(y_k)\}$), 其中, $F(y)$ 和 $F(y_k)$ 分别为总收入和 k 来源收入的累积分布函数。

按照 Stark et al. (1986) 的论证, k 来源收入对总收入不平等的影响依赖于 S_k 、 G_k 和 R_k 。一般而言, 如果 S_k 较大, 则 k 来源收入可能对总收入 G 的影响也较大, 但如果该项收入平等分配, 即 $G_k = 0$, 则 k 来源收入对 G 的影响为 0。另一方面, 如果 S_k 和 G_k 都较大, 则 k 来源收入有可能增加或减小总收入的不平等程度, 这取决于 k 来源收入在不同家庭的分布情况 R_k 。如果 k 来源收入分布严重不均, 而且更多地集中于高收入组家庭 (即 R_k 大于 0, 且较大), 则 k 来源收入的增长会恶化不平等状况; 反之, 如果 k 来源收入更多地集中于低收入组家庭, 则 k 来源收入的增长会改善不平等状况。

假设 k 来源收入发生微小变化 ey_k , 对 (6) 式求导, 得到基尼系数 G 对 k 来源收入变化 e 的偏导数:

$$\frac{\partial G}{\partial e} = S_k (G_k R_k - G) \quad (7)$$

经整理得到 k 来源收入的变化对总收入不平等的影响:

$$\varepsilon_k = \frac{\partial G / \partial e}{G} = \frac{S_k G_k R_k}{G} - S_k \quad (8)$$

根据表 4 的计算结果, 得出以下的结论:

从农村家庭人均总收入的来源构成 (S_k) 以及不同来源收入对人均总收入不平等的贡献 ($Share$) 来看, 2010~2014 年间, 工资性收入的占比和贡献最高, 以下依次是经营性收入, 转移性收入和财产性收入。与 2010 年相比, 2014 年工资性收入和转移性收入占比、对总收入不平等的贡献都提高, 而经营性收入下降。其中, 以工资性收入为例, 其对总收入不平等的贡献从 2010 年的 65.0% 上升到 2014 年的 73.6%。

从不同来源收入不平等指标 (G_k) 来看, 财产性收入不平等状况最严重, 以下依次是转移性收入, 经营性收入和工资性收入。与 2010 年相比, 2014 年财产性收入和转移性收入不平等状况有所改善, 而工资性收入和经营性收入不平等状况恶化。

从不同来源收入的分布情况 (R_k) 来看, 2010 年, 工资性收入更多地集中于高收入组家庭, 以下依次是财产性收入, 转移性收入和经营性收入; 而 2014 年, 工资性收入依然更多地集中于高收入组家庭, 以下依次是转移性收入, 财产性收入和经营性收入。

对比 2010 年和 2014 年的分解结果，总收入的基尼系数提高，说明农村家庭收入不平等状况恶化。2010 年，如果其他来源收入保持不变，工资性收入、财产性收入和转移性收入的增长会导致总收入不平等状况（基尼系数）的恶化，而经营性收入的增长会导致总收入不平等状况的改善；而 2014 年，工资性收入的增长会导致总收入不平等状况的恶化，而财产性收入、经营性收入和转移性收入的增长会导致总收入不平等状况的改善。

表 4 家庭人均总收入基尼系数的收入结构分解

年份	收入来源	S_k	G_k	R_k	$Share = S_k G_k R_k / G$	ε_k
2010	工资性收入	0.605	0.594	0.870	0.650	0.045
	经营性收入	0.272	0.654	0.512	0.189	-0.082
	财产性收入	0.023	0.983	0.794	0.037	0.014
	转移性收入	0.057	0.955	0.688	0.078	0.021
	其他收入	0.044	0.900	0.561	0.046	0.002
	总收入	—	0.481	—	—	—
2014	工资性收入	0.676	0.614	0.873	0.736	0.059
	经营性收入	0.160	0.779	0.460	0.116	-0.044
	财产性收入	0.019	0.956	0.503	0.018	-0.0004
	转移性收入	0.116	0.827	0.551	0.107	-0.009
	其他收入	0.030	0.952	0.403	0.024	-0.007
	总收入	—	0.493	—	—	—

注：总收入=工资性收入+经营性收入+财产性收入+转移性收入+其他收入。

（七）收入回归和不平等的回归分解

Fields and Yoo（2000）、Morduch and Sicular（2002）等对传统的因素分解方法进行了拓展，将收入决定方程与因素分解方法相结合，用以研究年龄、性别、教育和地区等不同性质且不可加的解釋变量对收入不平等的贡献。假设收入决定方程为线性函数：

$$Y = \alpha + \sum_{j=1}^J \beta_j X_j + \varepsilon \tag{9}$$

（9）式中， X 为年龄、性别、教育和地区等解釋变量， β_j 为回归系数， α 为常数项， ε 为残差项。利用微观数据，可以得到各回归系数和残差项的估计值，进而得到收入的估计值：

$$\hat{Y} = \hat{\alpha} + \sum_{j=1}^J \hat{\beta}_j X_j + \hat{\varepsilon} \tag{10}$$

（10）式中，总收入的估计值为常数项、影响因素项和残差项三部分的总和。根据 Shorrocks（1982）构建的因素分解方法的一般框架，总收入不平等指标（基尼系数）可以表示为

$I(Y) = \sum_{i=1}^n a_i(Y)Y$, $a_i(Y)$ 为权重项, 且 $a_i(Y) = \frac{1}{n}(Y_i - \mu)$, Y_i 为家庭 i 的收入, μ 为样本家庭平均收入; 因素 j 对总收入不平等的贡献可以表示为 $S_j(Y_j, Y) = \sum_{i=1}^n a_i(Y)Y_{ij}$, 即将其视为因素分项收入影响的加权平均。因此该因素 j 对总收入不平等贡献的比例可以表示为:

$$S_j(Y_j, Y) = \frac{S_j(Y_j, Y)}{I(Y)} = \frac{\sum_{i=1}^n a_i(Y)Y_{ij}}{\sum_{i=1}^n a_i(Y)Y_i} = \frac{\sum_{i=1}^n a_i(Y)\hat{\beta}_{ij}X_{ij}}{\sum_{i=1}^n a_i(Y)Y_i} \quad (11)$$

(11) 式中, 所有因素 (解释变量) 对总收入不平等贡献的和小于 1, 剩余部分为常数项和残差项的贡献。尽管上述方法解决了任意不可加的收入决定因素对总收入不平等的贡献, 但也存在回归方程形式的限定和不平等指标的限制等问题 (Wan, 2002; 万广华, 2008)。Wan (2002) 将收入决定方程设成更一般的形式, 并结合夏普里分解框架处理常数项和残差项的贡献比例, 解决了回归分解方法存在的缺陷。

借鉴 Wan (2002)、周明海 (2015) 等的研究成果, 我们建立以下收入回归方程:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i^1 + \beta_2 X_i^2 + \beta_3 X_i^3 + \varepsilon_i \quad (12)$$

(12) 式中, Y_i 为家庭 i 的人均总收入, 或是工资性收入、经营性收入、财产性收入和转移性收入。根据 CFPS 项目的调查内容, 借鉴既有研究成果和本文研究目标, 解释变量包括三类: 家庭所在村庄特征变量 (X_i^1)、户主特征变量 (X_i^2) 和家庭特征变量 (X_i^3); β_0 为常数项, ε_i 为残差项。

其中, 家庭所在村庄特征变量包括: 村庄是否自然灾害频发区 (是=1, 否=0)、村庄是否有集体企业 (是=1, 否=0)、村庄地貌特征 (丘陵山区=1, 高山=2, 高原=3, 平原=4, 草原=5, 渔村=6, 其他地区=7, 城郊结合部=8)。户主特征变量包括: 户主年龄 (岁)、户主正规受教育年限 (年)、户主健康状况 (健康=1, 一般=2, 不健康=3)。家庭特征变量包括: 老年人 (年龄大于或等于 65 岁) 占家庭人口比重、儿童 (年龄小于或等于 16 岁) 占家庭人口比重、家庭是否有成员外出务工 (有=1, 没有=0)、住所到县城的路程 (公里, 模型估计中取对数)。

表 5 给出了方程 (12) 式的估计结果。根据表 5 的回归结果, 得出以下结论:

在自然灾害频发区的农村家庭, 家庭人均总收入、工资性收入和转移性收入都显著较低; 所在村庄有集体企业的家庭, 家庭人均总收入、工资性收入、财产性收入和转移性收入都显著较高, 但经营性收入显著较低; 村庄地貌特征对家庭收入存在显著的影响, 相对于平原地区, 丘陵山区、高山和高原地区农村家庭的人均总收入、其他各类来源收入都显著较低。

户主年龄对农村家庭人均总收入和财产性收入都不存在显著的影响, 但随着户主年龄的增长,

家庭工资性收入和转移性收入都显著增大，经营性收入显著下降；户主正规受教育年限高的家庭，家庭人均总收入、工资性收入和转移性收入都显著提高；同时，户主健康状况差的家庭，家庭人均总收入、工资性收入和经营性收入都显著下降，但转移性收入显著提高。

有成员外出务工的农村家庭，家庭人均总收入、工资性收入都显著较高，但经营性收入、财产性收入和转移性收入都显著较低；老年人占家庭人口比重高的家庭，家庭人均总收入、工资性收入和经营性收入都显著下降，但转移性收入显著提高；儿童占家庭人口比重高的家庭，家庭人均总收入以及其他所有来源的收入都显著下降；住所到县城的路程远的家庭，家庭人均总收入、工资性收入和财产性收入都显著下降，但经营性收入和转移性收入都显著提高。

表 5 2012~2014 年混合回归结果

解释变量	家庭人均总收入	工资性收入	经营性收入	财产性收入	转移性收入
村庄是自然灾害频发区	-0.210*** (-9.728)	-0.191*** (-7.479)	-0.003 (-0.100)	-0.139 (-1.347)	-0.258*** (-6.376)
村庄有集体企业	0.298*** (8.013)	0.420*** (9.802)	-0.459*** (-7.687)	0.281** (2.142)	0.181*** (2.933)
村庄地貌特征					
丘陵山区	-0.231*** (-9.491)	-0.159*** (-5.558)	-0.301*** (-9.257)	-0.713*** (-6.658)	-0.210*** (-4.572)
高山	-0.262*** (-8.437)	-0.259*** (-7.091)	-0.337*** (-8.153)	-0.183 (-1.187)	-0.160*** (-2.762)
高原	-0.297*** (-6.001)	-0.193*** (-3.236)	-0.379*** (-5.562)	-0.807*** (-2.923)	-0.085 (-0.918)
草原	-0.162 (-0.852)	-0.125 (-0.617)	-0.069 (-0.323)	-0.194 (-0.187)	-0.482 (-1.413)
渔村	0.509*** (5.771)	0.452*** (4.433)	-0.535*** (-3.368)	-0.393 (-0.912)	0.474*** (2.687)
其他地区	0.068 (1.347)	0.180*** (3.092)	-0.383*** (-5.301)	0.269 (1.138)	0.216** (2.313)
城郊结合部	0.037 (1.031)	0.001 (0.028)	-0.069 (-1.252)	-0.251** (-2.102)	0.329*** (4.756)
户主年龄	-0.001 (-1.012)	0.005*** (3.976)	-0.007*** (-5.422)	-0.003 (-0.706)	0.023*** (12.185)
户主正规受教育年限	0.054*** (15.228)	0.050*** (12.418)	0.003 (0.659)	-0.020 (-1.341)	0.027*** (4.102)
户主健康状况	-0.104*** (-8.387)	-0.141*** (-9.482)	-0.101*** (-6.002)	-0.066 (-1.266)	0.038* (1.678)
老年人占家庭人口比重	-0.399*** (-8.928)	-0.630*** (-9.107)	-0.305*** (-4.472)	-0.151 (-0.846)	1.104*** (14.951)

收入结构、收入不平等与农村家庭贫困

儿童占家庭人口比重	-0.941*** (-15.776)	-0.997*** (-14.572)	-1.191*** (-15.081)	-1.661*** (-6.047)	-1.339*** (-11.476)
家庭有成员外出务工	0.453*** (22.836)	0.213*** (9.247)	-0.293*** (-11.122)	-0.336*** (-3.863)	-0.498*** (-13.157)
住所到县城路程(对数)	-0.044*** (-3.917)	-0.084*** (-6.512)	0.140*** (8.586)	-0.153*** (-3.492)	0.077*** (3.781)
常数项	8.818*** (119.951)	8.650*** (102.702)	7.664*** (75.268)	7.714*** (24.272)	4.533*** (33.116)
R ²	0.132	0.112	0.070	0.118	0.262
样本数	12435	9291	8582	1304	6039

注：①括号内为t检验值，*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著；②村庄地貌特征变量以“平原”为参照组。

基于表5的回归结果，我们采用回归分解方法，得到模型各个解释变量对收入不平等（以基尼系数衡量）的贡献率（如表6所示）：

模型解释变量的差异解释了家庭总收入不平等（基尼系数）的29.68%。其中，以相对贡献为例，家庭特征变量的差异对家庭总收入不平等的影响最大（14.39%），以下依次是户主特征变量（8.00%）和家庭所在村庄特征变量（7.38%）；从各个解释变量的具体影响来看，家庭是否有成员外出务工的差异对家庭总收入不平等的影响最大（6.11%），以下依次是户主正规受教育年限（5.67%）、儿童占家庭人口比重（5.10%）和村庄地貌特征变量（3.52%）等。

从家庭不同来源收入来看，模型解释变量的差异分别解释了工资性收入、经营性收入、财产性收入和转移性收入不平等的28.00%、19.37%、21.46%和40.67%。其中，以相对贡献为例，家庭所在村庄特征变量的差异对工资性收入不平等的影响最大（7.03%），以下依次是财产性收入（6.28%）、转移性收入（6.15%）和经营性收入（2.71%）；户主特征变量的差异对转移性收入不平等的影响最大（10.35%），以下依次是工资性收入（9.10%）、经营性收入（3.90%）和财产性收入（1.39%）；家庭特征变量的差异对转移性收入不平等的影响最大（24.18%），以下依次是财产性收入（13.79%）、经营性收入（12.75%）和工资性收入（11.87%）。

表6 2010~2014年混合回归分解结果 单位：%

变量	家庭总收入		工资性收入		经营性收入		财产性收入		转移性收入	
	绝对贡献	相对贡献	绝对贡献	相对贡献	绝对贡献	相对贡献	绝对贡献	相对贡献	绝对贡献	相对贡献
村庄是自然灾害频发区	1.20	2.42	1.03	2.11	0.05	0.08	1.16	1.62	1.53	1.97
村庄有集体企业	0.67	1.34	1.15	2.36	0.62	1.05	0.65	0.90	0.49	0.64
村庄地貌特征	1.75	3.52	1.25	2.56	0.93	1.58	2.69	3.76	2.74	3.54

收入结构、收入不平等与农村家庭贫困

小计	3.62	7.28	3.43	7.03	1.60	2.71	4.5	6.28	4.76	6.15
户主年龄	0.06	0.11	0.56	1.15	0.95	1.60	0.28	0.40	7.05	9.09
户主正规受教育年限	2.82	5.67	2.47	5.06	0.20	0.35	0.29	0.41	0.65	0.84
户主健康状况	1.10	2.22	1.42	2.89	1.15	1.95	0.41	0.58	0.33	0.42
小计	3.98	8.00	4.45	9.10	2.30	3.90	0.98	1.39	8.03	10.35
老年人占家庭人口比重	0.85	1.72	0.72	1.48	0.55	0.94	0.17	0.24	9.16	11.82
儿童占家庭人口比重	2.54	5.10	3.01	6.14	3.47	5.89	4.20	5.88	4.21	5.43
家庭有成员外出务工	3.04	6.11	0.87	1.77	2.45	4.15	3.50	4.90	5.06	6.53
住所到县城路程(对数)	0.73	1.46	1.22	2.48	1.04	1.77	1.98	2.77	0.31	0.40
小计	7.16	14.39	5.82	11.87	7.51	12.75	9.85	13.79	18.74	24.18
常数项和残差项	34.95	70.32	35.23	72.00	47.54	80.63	56.16	78.54	46.01	59.33
合计	49.70	100	48.93	100	58.97	100	71.50	100	77.55	100

注：①由于采用的分解方法涉及的运算量非常大，每增加一个变量，该程序的计算量将呈几何级数增长，当变量超过 10 个时，由于运算量过大，经常无法得到结果。因此，为了简化计算，我们在分解时对村庄地貌特征变量进行了合并。②由于在表 5 的回归结果中，拟合优度 (R^2) 值都不大，所以，常数项和残差项对不平等的贡献较大。

四、简要结论

本文采用中国家庭追踪调查项目 2010 年和 2014 年的调查数据，以家庭人均纯收入作为贫困的衡量指标，以 2011 年中国政府公布的 2300 元（2010 年不变价）标准作为贫困线，同时，将家庭总收入按照来源划分为工资性收入、经营性收入、财产性收入、转移性收入和其他收入等五类。综合本文的研究，得出以下结论：

中国农村家庭贫困发生率呈现下降趋势，但贫困深度和贫困强度都呈现恶化的趋势。也就是说，随着时间的推移，虽然农村贫困家庭比例在下降，但这些贫困家庭人均收入与贫困线之间的收入缺口更大，脱贫难度更高，需要更加具有针对性的反贫困政策。经济增长具有积极的减贫效应，而收入分配恶化了贫困状况；而且，经济增长的减贫弹性下降，而收入分配因素对贫困的影响弹性增大。未来在进一步发掘经济增长反贫困效应的同时，对收入分配问题更要予以高度的关注和重视，防止收入分配的进一步恶化。

中国农村家庭收入不平等状况趋于恶化。从不同来源收入的不平等状况来看，财产性收入不平等状况最严重，以下依次是转移性收入，经营性收入和工资性收入。从不同来源收入对总收入不平等的贡献来看，工资性收入贡献最高，以下依次是经营性收入，转移性收入和财产性收入。工资性

收入更多地集中于高收入组家庭，而经营性收入主要集中于贫困等低收入组家庭。从治理贫困的视角出发，未来要加大对贫困家庭工资性收入增长的支持力度，创造条件促使贫困家庭经营性收入持续增长，同时加大政府对贫困家庭补助补贴的力度。

在自然灾害频发区以及丘陵山区、高山和高原等自然条件相对恶劣地区的农村家庭，其收入显著较低；在有集体企业的村庄，农户家庭收入显著较高。户主正规受教育年限的提高、健康状况的改善都可以显著提高农村家庭收入水平。家庭成员外出务工可以显著提高农户家庭收入水平；住所到县城远的家庭，家庭人均总收入显著下降；而且，家庭人口结构，包括老年人或儿童占家庭人口比重高的家庭，家庭人均总收入显著下降。从农村家庭收入不平等的影响因素来看，家庭是否有成员外出务工对收入不平等影响最大，以下依次是户主正规受教育年限、儿童占家庭人口比重和村庄地貌特征。参照精准扶贫的工作思路，对自然条件恶劣、偏远地区的贫困家庭，实施生态保护或扶贫搬迁；加大农村地区医疗、教育等公共服务的投入力度，改善贫困家庭人力资本状况，为有富余劳动力的贫困家庭提供更多非农就业机会，发展特色产业和转移就业，加大对农村家庭老年人和儿童补助补贴的力度。

参考文献

- 1.陈飞、卢建词，2014：《收入增长与分配结构扭曲的农村减贫效应研究》，《经济研究》第2期。
- 2.陈立中，2009：《收入增长和分配对我国农村减贫的影响——方法、特征与证据》，《经济学（季刊）》第2期。
- 3.陈新、沈扬扬，2014：《新时期中国农村贫困状况与政府反贫困政策效果评估——以天津市农村为案例的分析》，《南开经济研究》第3期。
- 4.程名望、Jin Yanhong、盖庆恩、史清华，2016：《中国农户收入不平等及其决定因素——基于微观农户数据的回归分解》，《经济学（季刊）》第3期。
- 5.程振源、剑玉阳，2013：《中国经济增长的亲贫性：1989-2009》，《统计研究》第7期。
- 6.樊士德、江克忠，2016：《中国农村家庭劳动力流动的减贫效应研究——基于CFPS数据的微观证据》，《中国人口科学》第5期。
- 7.贺雪峰，2015：《农村家庭代际分工分析》，《统计与管理》第10期。
- 8.林伯强，2003：《中国的净增长、贫困减少与政策选择》，《经济研究》第12期。
- 9.罗楚亮，2010：《农村贫困的动态变化》，《经济研究》第5期。
- 10.罗楚亮，2012：《经济增长、收入差距与农村贫困》，《经济研究》第2期。
- 11.阮敬，2007：《中国农村亲贫困增长测度及其分解》，《统计研究》第11期。
- 12.沈扬扬，2012：《收入增长与不平等对农村贫困的影响——基于不同经济活动类型农户的研究》，《南开经济研究》第2期。
- 13.宋璐、李树茁，2011：《当代农村家庭养老性别分工》，北京：社会科学文献出版社。
- 14.万广华，2004：《解释中国农村区域间的收入不平等：一种基于回归方程的分解方法》，《经济研究》第8期。
- 15.万广华，2008：《不平等的度量与分解》，《经济学（季刊）》第1期。

16. 万广华、张茵, 2006: 《收入增长与不平等对我国贫困的影响》, 《经济研究》第 6 期。
17. 万广华、张茵, 2008: 《中国沿海与内地贫困差异之解析: 基于回归的分解方法》, 《经济研究》第 12 期。
18. 万广华、周章跃、陆迁, 2005: 《中国农村收入不平等: 运用农户数据的回归分析》, 《中国农村经济》第 5 期。
19. 夏庆杰、宋丽娜、Simon Appleton, 2010: 《经济增长与农村反贫困》, 《经济学(季刊)》第 3 期。
20. 杨灿明、孙群力, 2011: 《中国居民收入差距与不平等的分解——基于 2010 年问卷调查数据的分析》, 《财贸经济》第 11 期。
21. 周明海, 2015: 《收入不平等的要素来源分解》, 《劳动经济学》第 2 期。
22. Araar, A. and Duclos, J. Y., 2007, “Poverty and Inequality Components: A Micro Framework”, *CIRPEE Working Paper*, No. 07-35.
23. Balisacan, A. M. and Fuwa, N., 2003, “Growth, Inequality and Politics Revisited: A Developing-Country Case”, *Economics Letters*, 79(1):53-58.
24. Barham, B. and Boucher, S., 1998, “Migration, remittances, and inequality: estimating the net effects of migration on income distribution”, *Journal of Development Economics*, 55(2):307-331.
25. Datt, G. and Ravallion, M., 1992, “Growth and Redistribution Components of Changes in Poverty Measures: A Decomposition with Application to Brazil and India in the 1980s”, *Journal of Development Economics*, 38(2):275-295.
26. Duclos, J. Y. and Araar, A., 2005, “Poverty and Equity: Measurement, Policy and Estimation with DAD”, Publishes: Springer.
27. Fields, G. and Yoo, G., 2000, “Falling Labor Income Inequality in Korean Economic Growth: Patterns and Underlying Causes”, *Review of Income and Wealth*, 46(2):139-159.
28. Foster, J.; Greer, J. and Thorbecke, E., 1984, “A class of decomposable poverty measures”, *Econometrica*, 52(3):761-776.
29. Kakwani, N. and Perina, E., 2000, “What is the Pro-poor Growth”, *Asian Development Review*, 16(1):211-221.
30. Kakwani, N.; Son, H. H. and Khandker, S., 2003, “Poverty Equivalent Growth Rate: With Applications to Korea and Thailand”, *General Information*, 54(4):635-655.
31. Lerman, R. I. and Yitzhaki, S., 1985, “Income inequality effects by income source: A new approach and applications to the United States”, *Review of Economics and Statistics*, 67(1):151-156.
32. Meng, X.; Gregory, R. and Wang, Y., 2005, “Poverty, Inequality and Growth in Urban China 1986-2000”, *Journal of Comparative Economics*, 33(4):710-729.
33. Morduch, J. and Sicular, T., 2002, “Rethinking Inequality Decomposition, with Evidence from Rural China”, *Economic Journal*, 112(476):93-106.
34. Ravallion, M. and Chen, S., 2003, “Measuring Pro-poor Growth”, *Economics letters*, 78(1):93-99.
35. Ravallion, M. and Huppi, M., 1991, “Measuring Changes in Poverty: A Methodological Case Study of Indonesia during an Adjustment Period”, *World Bank Economic Review*, 5(1):57-84.
36. Shorrocks, A. F., 2013, “Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based on the

- Shapley Value”, *Journal of Economic Inequality*, 11(1):99-126.
37. Shorrocks, A. F., 1982, “Inequality decomposition by factor components”, *Econometrica*, 50(1):193–212.
38. Stark, O.; Taylor, J. E. and Yitzhaki, S.: Remittances and inequality, *Economic Journal*, 96(383):722–740.
39. Taylor, J. E., Mora, J., Adams, R. and Lopezfeldman, A., 2005, “Remittances, inequality, and poverty, Evidence from rural Mexico”, *Selected Paper prepared for presentation at the American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Providence, Rhode Island, July 24-27*.
40. Wan, G. H., 2005, “Changes in Regional Inequality in Rural China: Decomposing the Gini Index by Income Sources”, *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 45(3):361-381.

(作者单位: ¹南京审计大学公共经济学院;
²南京大学社会学院;
³清华大学国情研究院;
⁴中国社会科学院数量经济与技术经济研究所)
(责任编辑: 余漫)

Income Structure, Income Inequality and Rural family Poverty

Jiang Kezhong Liu Shenglong

Abstract: This article uses the China Family Panel Studies data in 2010 and 2014, and makes a calculation and decomposition of poverty indicators. The study finds that the incidence of poverty of rural households has declined, but the depth and intensity of poverty were deteriorating. Unequal income distribution has made poverty more severe. Based on the analysis to decompose unequal income structure, the study finds that wage income contributed the most to the inequality, followed by operating income, transfer income and property income. Wage income was mainly concentrated in the high-income families, while operating income was mainly concentrated in poverty and other low-income families. Based on the regression and decomposition of income and inequality, the study finds that natural ecological conditions and other characteristics of local villages, family demographic structure and other family characteristics, educational level and health status of family heads, have different effects on household total income, on different sources of income and on income inequality. The study proposes that a fair income distribution system should be constructed during poverty alleviation programs. Meanwhile, the concept of precision poverty alleviation should be put into use, and different measures of poverty alleviation should be taken according to local conditions and personal circumstances.

Key Words: Income Structure; Inequality; Poverty