

收入增长、收入差距与农村减贫

王中华

中国人民大学财政金融学院

岳希明

中国人民大学财政金融学院

摘要：利用中国家庭收入调查（CHIP）农村住户数据，本文对 1988—2018 年中国农村贫困状况演变以及经济增长过程中收入增长、收入差距对减贫的影响进行综合考察。研究发现：改革开放以来农村贫困大幅减缓，减贫动因主要是收入增长，收入差距扩大部分抵消了增长的减贫效应。但随着减贫进程的推进，增长因素对减贫的贡献不断减弱，分配因素的影响愈显突出。对于深度贫困人口而言，分配因素对其贫困状态的影响更为重要。分收入来源的实证分析显示，研究期内，工资性收入逐渐成为农村居民的首要收入来源，对农村减贫的贡献迅速上升；政府转移净收入对减贫的贡献近年来明显增加，伴随着贫困程度的加深，其减贫作用也在增强。益贫式增长指数的测算结果表明，贫困人口主要从经济增长的涓滴效应中受益，经济增长方式尚需向益贫式增长转变。

关键词：收入增长；收入差距；贫困

中图分类号：F124 **文献标识码：**A **文章编号：**1006-480X（2021）09-0025-18

DOI:10.19581/j.cnki.ciejournal.2021.09.002

一、引言

贫困是人类社会发展中长期存在的困扰，如何切实减缓贫困以至消除贫困是各国政府的重大关切和政策着力点。尽管对贫困的内涵尚未达成统一界定^①，但从结果而言，贫困意味

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“健全再分配调节机制研究”（批准号 20ZDA048）。

着个人或家庭处于不能维持一定生活需要或未达到一定生活水平的生存状态（李实，1999；叶普万，2005）。因此，减少贫困对改善民生、让改革发展成果更多更公平惠及全体人民具有重大意义。

改革开放以来，由于中国经济社会迅速发展，以及政府实施一系列减贫举措，中国减贫事业取得巨大成就。据世界银行统计，按照每人每天1美元的国际贫困标准，1981—2015年，中国贫困人口累计减少约7.28亿人，而同期世界其他地区脱贫人口仅1.52亿人。根据国家统计局《中国农村贫困监测报告》数据，按照每人每年2300元（2010年不变价格）的现行农村贫困标准测算，1978年农村贫困人口有77039万人，贫困发生率达97.5%，2020年中国农村贫困人口全部脱贫，历史性地解决了绝对贫困问题。分城乡看，中国贫困问题主要发生和存在于农村地区（李实和古斯塔夫森，1996；万广华和张茵，2006；汪晨等，2020）。因此，本文聚焦中国农村贫困问题，比照和拓展现有研究，考察1988—2018年农村贫困状况演变及其影响因素。

大量研究表明，经济增长是减贫的主要决定因素（Roemer and Gugerty, 1997; Ravallion and Chen, 2009）。经济增长的过程包含平均收入水平和收入分配状况两方面基本因素的变化。在一定的贫困标准下，若收入差距保持不变，经济中所有人的平均收入增加，则必然带来贫困人口数量减少和贫困发生率下降。但由于经济增长方式不同，平均收入水平的提升可能伴随着收入差距的缩小、不变抑或扩大。若收入差距扩大，低收入人群从经济增长中获益相对较少甚至福利受损，导致经济增长对减贫的正向驱动作用减弱甚至会使贫困增加；反之，若收入差距缩小，低收入人群相对获益更多，则经济增长对减贫的正向作用会更为显著。因此，减贫的理论分析和实践都应充分关注平均收入水平和收入差距的变化。改革开放40余年来，中国城乡居民收入持续快速增长。国家统计局数据显示，全国居民人均可支配收入2017年达到25974元，比1978年实际增长22.8倍，年均实际增长8.5%，2019年突破3万元；农村居民的人均可支配收入由1978年的133.6元增加到2019年的16020.7元。但与此同时，中国居民收入差距长期居高不下。根据《中国住户调查年鉴》（2020）数据，2003—2019年，全国居民人均可支配收入基尼系数始终在0.46以上，2008年达到最高点

[作者简介] 王中华，中国人民大学财政金融学院博士研究生；岳希明，中国人民大学财政金融学院教授，博士生导师，经济学博士。通讯作者：岳希明，电子邮箱：yue@ruc.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见，当然文责自负。

① 对贫困内涵的界定基于不同的角度，例如，从“缺乏”的角度定义贫困，缺乏的范围可以从物质缺乏到精神、文化缺乏等；从“社会排斥”的角度，贫困者是指被排除在所在国可接受的最低限度的生活方式之外的人群（叶普万，2005）；从“能力”的角度，贫困是指缺少获取和享有正常生活的能力（李实，1999）。

0.491 后有所下降，但在 2015 年之后又呈现增加态势，2019 年仍达 0.465，相关研究表明，中国收入差距的扩大主要源于城乡内部特别是农村内部收入差距的扩大(Piketty et al., 2019)。本文的研究有助于厘清和说明改革开放以来中国农村收入增长和收入差距对农村减贫的影响。

与本文密切相关的研究主要包括以下两个方面：

(1) 经济增长对贫困的影响。经济增长是许多国家致力实现的首要目标之一，但关于经济增长对减贫的作用方向 and 影响程度如何，学术界仍存有很大争议。20 世纪末成为主流发展理念的涓滴理论(Trickle-down Theory)认为，经济增长过程中，优先发展起来的群体或地区所积累的财富会通过消费、就业、资本借贷等多种途径“滴漏”到贫困人口或地区，即经济增长可以自动惠及所有群体，贫困人口也能从中获益(Fields, 1984; Aghion and Bolton, 1997; Bhalla, 2002)。但经济增长并不总是会减少贫困(Ravallion, 2001; Bourguignon, 2004; Perry et al., 2006)。多国的发展经验显示，经济快速增长的同时，经常伴随着贫富差距的拉大，许多地区的减贫进展令人失望(World Bank, 2000)。部分学者提出，要更为关注经济增长中贫困人口的受益程度，经济增长方式应是益贫式增长(Pro-poor Growth)，但对益贫式增长的定义和度量方式尚未形成共识(Kakwani and Pernia, 2000; Ravallion and Chen, 2003; White and Anderson, 2000; Klasen, 2008)。

(2) 收入增长和收入差距对农村贫困变动的的影响。许多研究实证考察了改革开放以来中国收入增长和收入差距变化对农村贫困变动的的影响。其中，一支文献使用宏观加总或分组数据，如 Chen and Wang (2001)、林伯强(2003)、胡兵等(2007)、陈立中(2009)、沈扬扬(2012b)、王雨林和黄祖辉(2005)等。另一支文献则基于微观家计调查数据，无须事先设定洛伦兹曲线和收入分布的函数形式(魏众和别雍·古斯塔夫森, 1998; 夏庆杰等, 2010; 沈扬扬, 2012a; 罗楚亮, 2012; Luo et al., 2020; 陈飞和卢建词, 2014; 罗良清和平卫英, 2020; 江克忠和刘生龙, 2017)。总体看，大部分研究所得的基本结论是一致的，即农村贫困的大幅减缓主要源于收入的快速增长，收入差距扩大抑制了部分增长的减贫效果。

综上，尽管已有较多文献研究了经济增长对中国贫困变动的的影响，但仍然有一些被忽视的问题。既有研究对于“收入增长是中国农村减贫的主要推动力量”基本达成共识，但长期中增长因素是否能够始终有力地推动减贫，尚未得到回答。此外，中国农村减贫历程中政府发挥着不可忽视的作用，然而鲜有研究在此框架下深入探讨政府转移净收入对农村贫困的

影响。

与以往研究相比，本文可能的边际贡献在于：①使用 1988—2018 年中国家庭收入调查（CHIP）农村住户数据，时间跨度长于以往文献，从而得以对农村贫困状况演变及经济增长对农村贫困的影响进行系统的实证分析；②细分收入来源，将政府转移净收入从转移净收入中区分出来，考察政府转移净收入对农村减贫的效应，并初步估计了政府转移净收入的减贫效率。本文的实证结果显示，收入增长驱动中国农村贫困大幅减缓，但是增长因素对减贫的贡献在不断减弱。政府转移净收入规模的增长使其对农村减贫贡献增加，随着贫困深度的增加，政府转移净收入的减贫作用在增强。本文研究有助于提供改革开放以来中国的减贫经验，具有较强的政策含义。

二、研究方法

1. 贫困衡量指标

本文使用 Foster et al. (1984) 提出的 FGT 指数衡量贫困状况，该指标是贫困研究中贫困度量的通用指标。FGT 指数的一般形式为：

$$P_{\alpha} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^q \left(\frac{z-y_i}{z} \right)^{\alpha} \quad (1)$$

其中， y_i 表示第 i 个个体的收入水平， z 代表贫困线， n 为人口总数， q 表示收入水平低于或等于贫困线的人口数，即贫困人口数量。参数 α 可视为对贫困回避程度的衡量，称为贫困回避系数， α 越大，表明贫困回避程度越高，对极端贫困人口赋予权重越大，贫困衡量更为关注贫困人口内部的不均等状况。 α 的不同取值，使 FGT 指数事实上代表一组贫困衡量指标，最常用的有以下三个：① α 取 0 时为贫困发生率，度量的是贫困人口数占总人口数的比重；② α 取 1 时为贫困距，表示贫困人口收入与给定贫困线的平均距离；③ α 取 2 时为贫困距平方，相较于贫困距，该指标对较低收入人口赋予了更大的权重。不难发现，如果个体的收入非负，那么 FGT 指数值会随着 α 值的增大而减小，若存在收入水平为负数^①的个体，则可能出现贫困距和贫困距平方数值偏大的情形。

2. 贫困变动的增长效应和分配效应分解

假设 P 为贫困衡量指标，其由三个因素确定：收入分布的均值（平均收入）、以洛伦兹曲

^① 需要说明的是，出现收入水平为负数的情形并不异常，例如，以经营净收入为主要收入来源的家庭，若出现经营亏损，则其收入可能为负值。

线表示的收入差距以及贫困线。因此，时期 t 的贫困状况 P_t 可表示为：

$$P_t = P(z, \mu_t, L_t) \quad (2)$$

其中， z 是贫困线， μ 表示平均收入， L 代表洛伦兹曲线。在既定贫困线下，任意两个时期 t 到 $t+n$ 之间的贫困变动 $P_{t+n} - P_t$ ，主要受平均收入和洛伦兹曲线改变的影响，故 P_t 可记作 $P(\mu_t, L_t)$ 。为区分平均收入水平和收入差距各自对贫困变动的的影响大小，定义“增长效应”为假定以洛伦兹曲线衡量的收入差距不发生改变时平均收入水平增长对贫困变动的的影响，定义“分配效应”为收入水平不变时洛伦兹曲线改变对贫困变动的的影响。关于如何从贫困的总体变动中分解出增长效应和分配效应，学者们提出了多种方法，基本思想为：选取基期 t 或终期 $t+n$ 作为参照期，控制参照期的洛伦兹曲线（或平均收入水平）不变，以此计算贫困变动的增长效应（分配效应）。Kakwani and Subbarao（1990）、Jain and Tendulkar（1990）就如何分解做出尝试。Datt and Ravallion（1992）提出的分解式如式（3）所示，相比既往的分解式，这种分解是完全的。其中， r 为参照期， R 为残差项，并且他们推导出 R 等于参照期分别取基期 t 和终期 $t+n$ 时所得的增长效应的差值，或者等于参照期分别取基期 t 和终期 $t+n$ 时所得的分配效应的差值。

$$P_{t+n} - P_t = [P(\mu_{t+n}, L_r) - P(\mu_t, L_r)] + [P(\mu_r, L_{t+n}) - P(\mu_r, L_t)] + R \quad (3)$$

不过，上述分解方法具有“路径依赖性”，即由分解结果得到的增长效应和分配效应会因所选取的参照期的不同而不同。Shorrocks（2013）基于合作博弈理论中的 Shapley 值（Shapley, 1953）推导出形式如式（4）所示的分解方法。式（4）的右边第一项表示贫困变动的增长效应，第二项表示分配效应。这个式子从直观上很容易理解，即取参照期分别为基期和终期时所得增长效应（或分配效应）的算数平均值作为最终分解结果。因而 Shapley 分解既是完全的，没有残差项，也是“路径独立”的，避免了参照期在基期和终期之间选择的随意性。

$$P_{t+n} - P_t = \frac{1}{2} \{ [P(\mu_{t+n}, L_t) - P(\mu_t, L_t)] + [P(\mu_{t+n}, L_{t+n}) - P(\mu_t, L_{t+n})] \} + \frac{1}{2} \{ [P(\mu_t, L_{t+n}) - P(\mu_t, L_t)] + [P(\mu_{t+n}, L_{t+n}) - P(\mu_{t+n}, L_t)] \} \quad (4)$$

目前大部分相关文献对贫困变动的分解均采用 Datt-Ravallion 分解（以下简称 D-R 分解）或 Shapley 分解，本文实证部分将同时报告 D-R 分解和 Shapley 分解的结果。

3. 贫困的增长半弹性和分配半弹性

为考察增长、分配与贫困之间的关系，除了上述对实际贫困变动按增长效应和分配效应分解外，还可以应用弹性概念，基于一定时点的收入分布特征模拟贫困变化，来研究经济增

长过程中的增长因素和分配因素对贫困的边际影响 (Araar, 2012)。这里可以定义贫困的增长弹性 (Elasticity of Poverty with Respect to Growth) 和贫困的分配弹性 (Elasticity of Poverty with Respect to Inequality or Distributional Change), 贫困的增长弹性是指保持收入不平等程度不变时, 平均收入变动 1% 会使贫困指数变动的百分比, 贫困的分配弹性是指不改变平均收入, 计算不平等指数变动 1% 带来的贫困指数的百分比变动。但聚焦贫困问题时, 采用弹性的计算会表现出较大的局限性: 一是弹性计算的是贫困指数的百分比变动, 但这一结果并不具有清晰和直接的政策含义; 二是百分比的计算相当于对模拟的贫困指数的绝对数变动按照初始贫困水平进行标准化, 这意味着弹性值很大程度上会受到初始贫困水平的影响, 随着贫困的减缓, 当初始贫困水平较低时, 计算出的增长弹性值和分配弹性值偏大, 容易引起误导 (Stephan and Mark, 2008; Arndt et al., 2017)。因此, 本文使用贫困的增长半弹性 (Semi-elasticity of Poverty with Respect to Growth) 和贫困的分配半弹性 (Semi-elasticity of Poverty with Respect to Inequality or Distributional Change) 的概念, 分别计算增长因素和分配因素变动所引起的贫困指数的绝对变动程度, 以估计其对贫困的边际影响。借鉴 Araar (2012), 在时点初始收入分布状态中, 将个体 i 的收入记为 y_i , 此时平均收入为 $\mu(y_i)$, 度量不平等程度的洛伦兹曲线为 $L(y_i, p)$, 则贫困指数为 $P(\mu(y_i), L(y_i, p))$ 。假设所有个体收入均增长 1%, 即 y_i 变为 $y_i^g = y_i \times (1 + 1\%)$, 收入分布的不平等程度未发生改变, 此时贫困的增长半弹性为:

$$SE_g = P(\mu(y_i^g), L(y_i, p)) - P(\mu(y_i), L(y_i, p)) \quad (5)$$

假设保持平均收入不变, 这里通过两极化模拟方式 (Bi-polarization) 使不平等程度扩大 1 个百分点, 即让个体 i 的收入改变为 $y_i^d = y_i + 1\% \times (y_i - \mu(y_i))$, 进行该模拟后, 初始收入分布中收入水平高于平均收入的个体收入增加, 收入水平低于平均收入的个体的收入进一步减少, 从而基尼系数上升 1%。同时, 不难证明, 这一变化未使平均收入发生改变, 即 $\mu(y_i^d) = \mu(y_i)$ 。贫困的分配半弹性表示为:

$$SE_d = P(\mu(y_i), L(y_i^d, p)) - P(\mu(y_i), L(y_i, p)) \quad (6)$$

值得注意的是, 当贫困线设定不变时, 贫困的增长半弹性必然为非正数, 因为所有人的收入均增加 (同时分配不平等程度未改变) 一定会使得贫困减少, 或至少贫困指数维持不变。不过, 贫困的分配半弹性的符号方向会受到平均收入与贫困线相对高低的影响。若贫困线低于平均收入, 分配半弹性的符号为正 (或 0), 基尼系数的上升使贫困增加; 但是当贫困线高于平均收入时, 分配半弹性的符号可能为负, 即贫困状况会得到改善, 因为收入水平位于贫

困线以下和平均收入以上的这部分贫困人口的收入增加, 脱离了贫困或贫困程度减轻。

4. 分项收入对贫困缓解的贡献

为考察不同收入来源对贫困的影响, Duclos and Araar (2006) 依据 Shapley 分解原则对贫困指标按收入来源进行分解。本文同样应用此种方法, 详细解释见后文。

5. 经济增长方式的益贫程度

前述对贫困变动按增长效应和分配效应的分解以及增长半弹性与分配半弹性的计算均是对增长因素和分配因素二者各自对贫困影响的度量, 但仍无法获知总体的经济增长或经济增长方式对贫困的影响如何。为此, 本文基于相关文献, 计算三种益贫式增长指数 (Pro-poor Growth index), 以衡量现有经济增长方式的益贫程度。

Kakwani and Pernia (2000) 给出了时期 t 到 $t+n$ 之间贫困变动百分比的计算, 如式 (7) 所示, 并进一步写为式 (8) 的形式, 式 (8) 可以被视作是对式 (7) 按增长效应和分配效应的分解; 在此基础上, 提出益贫式增长指数的定义, 如式 (9) 所示。

$$\varphi = \ln P(\mu_{t+n}, L_{t+n}) - \ln P(\mu_t, L_t) \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \varphi = & \frac{1}{2} \left\{ \left[\ln P(\mu_{t+n}, L_t) - \ln P(\mu_t, L_t) \right] + \left[\ln P(\mu_{t+n}, L_{t+n}) - \ln P(\mu_t, L_{t+n}) \right] \right\} \\ & + \frac{1}{2} \left\{ \left[\ln P(\mu_t, L_{t+n}) - \ln P(\mu_t, L_t) \right] + \left[\ln P(\mu_{t+n}, L_{t+n}) - \ln P(\mu_{t+n}, L_t) \right] \right\} \end{aligned} \quad (8)$$

$$\phi = \frac{\ln P(\mu_{t+n}, L_{t+n}) - \ln P(\mu_t, L_t)}{\frac{1}{2} \left\{ \left[\ln P(\mu_{t+n}, L_t) - \ln P(\mu_t, L_t) \right] + \left[\ln P(\mu_{t+n}, L_{t+n}) - \ln P(\mu_t, L_{t+n}) \right] \right\}} \quad (9)$$

经济增长率为正的情况下, 若 $\phi > 1$, 意味着经济增长是严格利于贫困人口的; 若 $0 < \phi < 1$, 则贫困人口在经济增长中的受益比例小于非贫困人口, 但经济增长总体上仍是会减贫的; 若 $\phi < 0$, 经济增长不仅没有减贫, 反而使贫困增加。

Ravallion and Chen (2003) 选用 Watts 指数作为贫困衡量标准, 推导出贫困人口收入的平均增长率, 计算公式为 $\int_0^{H_t} g_t(p) dp / H_t$ 。其中, p 为按 t 期收入由少到多排列的人口分位点, 取值范围为 $0-1$, $g_t(p)$ 为 t 期第 p 个分位点人口的收入增长率, H_t 是贫困人口比例。假设社会平均收入的增长率为 γ , 若贫困人口收入的平均增长率大于 γ , 则经济增长是益贫的。比较而言, Kakwani & Pernia 指数更为强调经济增长中利益在不同群体间的分布, Ravallion & Chen 指数则强调贫困人口收入增长率的相对大小。

Kakwani and Son (2008) 综合益贫式增长的不同定义, 提出改进后的益贫式增长指数, 称为减贫等值增长率 (Poverty Equivalent Growth Rate, PEGR)。PEGR 指数的计算公式为

$\gamma^* = \phi\gamma$ ，即 Kakwani & Pernia 指数与社会平均收入增长率的乘积。因此，当衡量经济增长是否有利于贫困人口时，PEGR 指数同时考虑了收入增长和增长利益在贫困人口与非贫困人口间的分配。只有当 $\gamma^* > \gamma$ 时，可以认为经济增长是益贫式的。PEGR 指数也是衡量减贫的一个很好的指标， $\gamma^* > 0$ 表示贫困减少， $\gamma^* < 0$ 表示贫困增加，且该指数满足单调性要求，指数值越大，贫困减少程度越大。

三、数据说明与描述性统计

1. 数据说明

本文采用中国家庭收入调查 (CHIP) 1988 年、1995 年、2002 年、2007 年、2013 年、2018 年六次农村住户调查数据。各年份农村调查样本均基于国家统计局常规住户调查的样本户，使用一定的抽样方法随机抽选出来。

本文分析主要使用历次调查的农村住户收入相关数据，收入定义与国家统计局关于住户收入的定义相同。为保证不同年份间收入口径的一致，本文使用的农村住户可支配收入数据统一使用直接过录自国家统计局的住户可支配收入指标^①。为深入分析不同来源的收入对农村贫困可能存在的不同影响，本文将农村住户可支配收入按收入来源划分为工资性收入、经营净收入、财产净收入和转移净收入，并将转移净收入进一步区分为政府转移净收入和非政府转移收入。为保持前后样本年份收入分类口径一致，本文依据国家统计局《住户收支与生活状况调查方案》(2018) 中关于分项收入的定义，对不同年份分项收入进行调整，得到本文所用的分项收入数据。^②本文的计算均基于住户收入人均值，即假设住户收入在住户内部成员间的分配是均匀的。

另外，对数据做如下三点处理：①为保证不同样本年份数据可比，本文根据《中国价格统计年鉴》公布的农村居民消费价格定基指数，对各年份收入做价格调整，以保证所有样本年份的收入均以 1988 年价格水平衡量，剔除价格变动的影响。②本文按相应年份全国分地区 (东、中、西三大地区) 农村人口数比例，对样本按地区做加权调整，以使样本具有全国

^① 过录自国家统计局的家庭收入数据来自国家统计局常规调查住户以日常记账方式得到的数据，相较于问卷调查时以住户回忆的方式得到的数据，理论上应该更为可靠 (李实等, 2017)。

^② 具体的调整过程可向作者索要。另外，由于 1988 年、1995 年、2002 年家庭分项收入数基于调查问卷中关于家庭细项收入的调查问题，存在少部分细项收入未能予以归类到工资性收入、经营净收入、财产净收入和转移净收入其中一项，因而对这三年的家庭可支配收入划分时，列示出“其他收入”一项，而 2007 年、2013 年和 2018 年家庭分项收入直接过录自国家统计局的常规住户调查记账数据，则不存在这一问题。2007 年过录的分项收入指标中，未对转移净收入按照来自政府的和来自非政府的部分作出区分。

代表性。③2007年、2013年和2018年数据中分别存在55户、57户和115户住户可支配收入小于0，绝大部分源于其当年经营净收入为负。通过对比住户年末金融资产余额（包括人民币金融资产与外币金融资产折算为人民币的价值）、消费支出、非收入所得等指标，发现相较于可支配收入大于0且低于贫困线的贫困人口，可支配收入小于0的住户在这些指标上的均值显著偏高，甚至高于样本整体在这些指标上的均值，因此，这部分住户不属于本文所要讨论的贫困人口范围，在实证部分剔除这部分样本。

本文同时采用四条贫困标准，包括自改革开放以来中国使用过的三条官方贫困标准和世界银行公布使用的每天1.9美元国际贫困标准。三条官方贫困标准为“1978年标准”“2008年标准”和“2010年标准”，其中，“1978年标准”指的是按1978年价格每人每年100元，是一条低水平的生存标准；“2008年标准”实际上从2000年开始使用，2008年起正式作为扶贫标准，为按2000年价格每人每年865元，依照这条标准能基本满足温饱；“2010年标准”是现行农村贫困标准，为按2010年价格每人每年2300元，这条标准结合“两不愁、三保障”测定，以满足基本维持稳定温饱的需要。同时，根据《中国农村贫困监测报告》（2016）中“中国农村贫困标准与贫困监测方法”，国家统计局会根据计算出的“农村贫困人口生活消费价格指数”对这三条贫困标准进行年度调整，以保证同一条贫困标准在不同年度间代表的生活水平是可比的。与前述对收入的处理保持一致，本文同样将贫困标准折算为1988年的价格水平，最终得到“1978年标准”“2008年标准”“2010年标准”分别相当于1988年价格下每人每年236元、365元、755元；每人每天1.9美元的国际贫困标准经农村购买力平价指数和居民消费价格指数折算后，为每人每年654元。在下文中，四条贫困标准分别称为“1978年贫困标准”“2008年贫困标准”“2010年贫困标准”和“每天1.9美元贫困标准”。

2.描述性统计

表1给出了各样本年份农村居民可支配收入及分项收入的均值信息，从表中可以看出，1988—2018年，中国农村居民人均可支配收入及各分项收入均不断增加。其中，工资性收入增长迅速，由1988年的78.66元增加到2018年的1830.65元。经营净收入在1988—2018年由434.54元增长到1448.65元。政府转移净收入在1988年、1995年和2002年均均为负值，2007年后由负转正，2013—2018年，农村居民人均政府转移净收入由140.76元增长到341.82元，增长了1.43倍。

表 1 1988—2018 年农村居民可支配收入及分项收入均值

单位：元

均值	1988	1995	2002	2007	2013	2018
可支配收入	537.8090	705.0398	1101.4358	1571.3871	2847.9336	4318.6182
工资性收入	78.6624	140.1850	377.2712	664.8008	1289.0325	1830.6509
经营净收入	434.5368	544.1943	680.5996	778.2627	984.9864	1448.6516
财产净收入	1.0173	2.9469	7.2770	50.2436	167.6968	124.6507
政府转移净收入	-6.5649	-11.5539	-27.9861		140.7573	341.8183
非政府转移收入	14.6672	20.1233	32.8000		265.4607	572.8468
转移净收入				78.0799		
其他收入	15.4901	9.1441	31.4741			

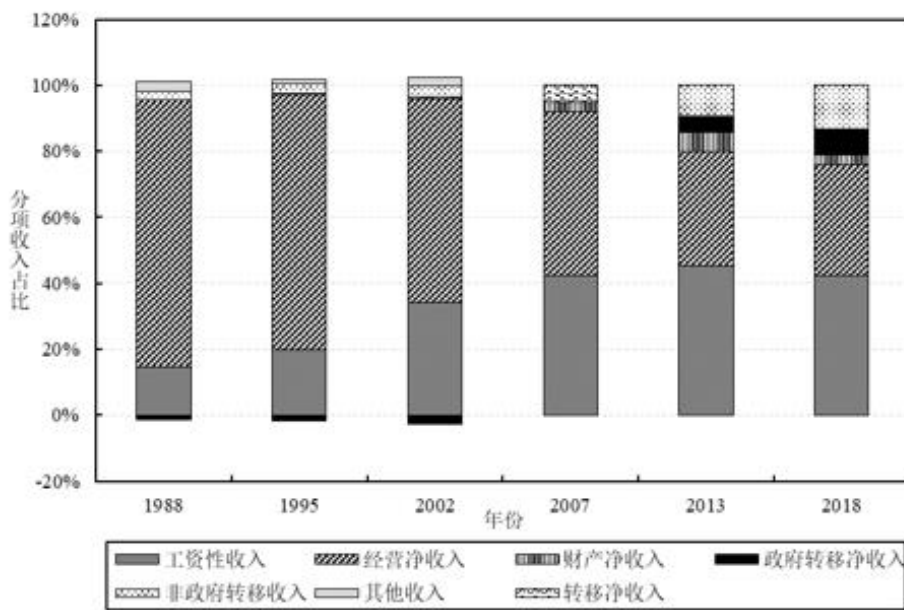


图1 农村居民可支配收入构成情况

图 1 进一步反映了按收入来源划分的农村居民可支配收入构成及其变化情况。可以看到，工资性收入占可支配收入的比重在 1988—2013 年增长迅速，1988 年占比仅为 14.62%，2013 年可支配收入的近乎 1/2 均来自工资性收入。由于国家统计局城乡一体化住户调查制度于 2012 年 12 月 1 日起实施，一体化改革前住户收支与生活状况调查一直按照城镇、农村分别开展，改革前后收入指标等的统计口径也有所不同，外出从业并居住在外六个月以上的人口寄回、带回的收入在改革前被归为工资性收入，一体化改革后则将该项收入改计入转移性收入，这可能是工资性收入占比在 2013—2018 年变化不大的原因。经营净收入起初为农村居民的最主要收入来源，1988 年在可支配收入中占比达 80.80%，不过随后年份中这一比重不断下降，2013 年后不足 40%，成为次于工资性收入的农村居民的第二大收入来源。财产净收入在农村居民可支配收入中占比一直较小，不过也呈上升趋势，2018 年占到 2.89%。

政府转移净收入在可支配收入中所占比重也较小,但在2013—2018年有较快上升,由4.94%增加到7.92%。

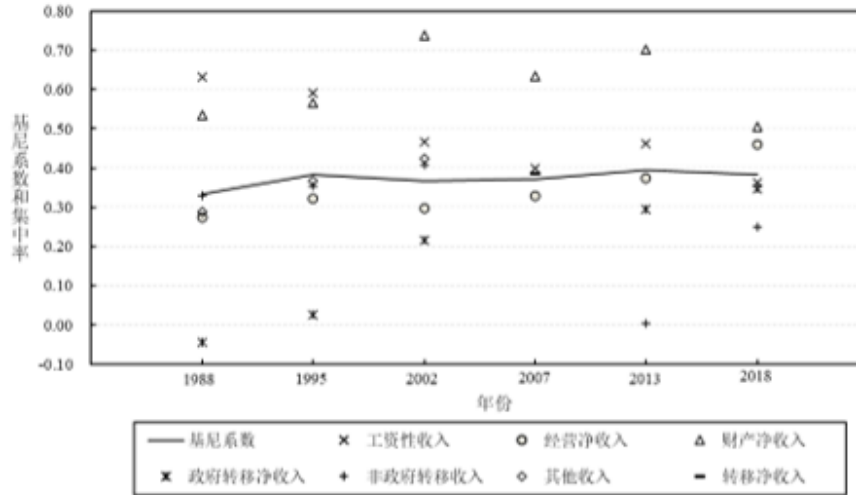


图2 农村居民可支配收入基尼系数及各分项收入集中率

为观察各样本年份可支配收入及各分项收入的分布情况,这里使用集中率(Concentration Index)(Kakwani, 1984)进行测算。集中率计算的排序变量为可支配收入,某分项收入的集中率可表示某分项收入的分布是相对集中于低收入人群还是高收入人群;并且易知,可支配收入对应的集中率即为基尼系数。根据1988—2018年各样本年份农村居民收入集中率测算结果(如图2所示),工资性收入的集中率下降趋势明显,表明较低收入人口获得的工资性收入较之于较高收入人口增长更快;经营净收入的集中率呈波动上升趋势,不过上升幅度较小,意味着经营净收入的分布逐渐更加相对集中于较高收入人群;1988—2018年财产净收入的集中率始终高于同年可支配收入基尼系数,说明财产收入相对集中于高收入人群;政府转移净收入的集中率始终小于基尼系数,不过仍然较高,表明政府转移净收入相对集中于低收入人群,但对低收入人口的倾斜程度不够。

四、实证结果与分析

1. 农村收入水平和分配状况

如前所述,经济增长过程可以视作包含收入增长和收入差距两方面的变化,相应地,为刻画经济增长状况,可使用收入增长和收入差距两方面指标予以度量。表2刻画了1988—2018年农村经济增长状况,以人均实际可支配收入及其年均增长率衡量收入增长情况,以

基尼系数、变异指数、泰尔指数和平均对数离差四个指标作为收入差距的测度。

表 2 1988—2018 年农村经济增长状况

年份	1988	1995	2002	2007	2013	2018
人均实际可支配收入	537.8090	705.0398	1101.4358	1571.3871	2847.9336	4318.6182
年均实际增长率 (%)		3.9436	6.5805	7.3655	10.4183	8.6833
基尼系数	0.3327	0.3833	0.3675	0.3716	0.3953	0.3828
变异系数	0.7393	0.8550	0.8354	0.8425	0.8856	0.8814
泰尔指数	0.1804	0.2592	0.2428	0.2459	0.2755	0.2642
平均对数离差	0.1716	0.2563	0.2331	0.2391	0.2774	0.2692

注：人均实际可支配收入、年均实际增长率均以 1988 年为价格基期。

从表 2 可知，1988—2018 年，中国农村人均实际可支配收入迅速增加，由 1988 年的 537.81 元增长到 2018 年的 4318.62 元。可支配收入的年均实际增长率呈现先增加后放缓的趋势，2007—2013 年增长最快，增速达 10.42%，2013—2018 年增速有所下降，为 8.68%。就 1988—2018 年农村的收入差距而言，四个不平等指数的变化趋势一致，1988—2013 年，农村居民收入差距总体看不断扩大（这里需要注意的是，由于数据原因，1995 年的不平等指数值偏高），2013—2018 年，不平等指数有所下降。以最常用的基尼系数为例，1988 年农村居民可支配收入基尼系数为 0.333，到 2013 年上升至 0.395，2018 年则下降到 0.383。

2. 农村贫困状况

为衡量农村贫困状况及其变化，本文使用 FGT 指数作为贫困衡量指标，如前所述，FGT 指数通常包括贫困发生率、贫困距和贫困距平方三个指标，1988—2018 年中国农村各贫困指标的计算结果如表 3 所示。根据表中结果可以得知，1988—2018 年中国农村贫困大幅减缓。在四个贫困标准下，中国农村贫困发生率均不断下降，例如，按照最低的 1978 年贫困标准，农村贫困发生率由 1988 年的 12.74% 下降到 2018 年的 0.54%，按照最高的 2010 年贫困标准，贫困发生率下降幅度最大，1988 年为 82.51%，到 2018 年只有 3.01%，下降近 80 个百分点。若考察贫困距和贫困距平方两个指标，仍可以看出明显的下降趋势。例如，在 2010 年贫困标准下，1988—2018 年农村贫困距由 37.68% 降至 1.18%，贫困距平方由 21.52% 降至 0.71%，在每天 1.9 美元贫困标准下也可以看到同样的变化趋势，这表明，这一时期农村深度贫困人口的贫困状况得到了很大缓解。不过，当以较低的 1978 年贫困标准和 2008 年贫困

标准衡量时, 贫困距平方在 2013—2018 年略有增加; 1978 年贫困标准下, 2013—2018 年贫困距也略有上升, 这可能意味着最低收入人口在这一时期减贫的效果并不明显。

另外, 表中结果显示, 在各个贫困标准及各个贫困指标下, 1995—2002 年, 农村减贫最为明显, 这与“八七扶贫攻坚计划”的颁布实施直接相关。1994 年国务院印发《国家八七扶贫攻坚计划》(国发〔1994〕30 号), 提出到 2000 年基本解决全国农村 8000 万人口的温饱问题。“八七扶贫攻坚计划”将贫困县数量调整为 592 个, 在此基础上, 政府设置财政专项扶贫资金, 大幅增加以工代赈资金、扶贫贴息贷款等资金投入, 并制定一系列扶持和优惠政策, 同时继续坚持前期扶贫工作中形成的开发式扶贫方针, 鼓励开发利用当地资源, 促进解决温饱和脱贫致富。经过“八七扶贫攻坚计划”的实施, 国定贫困县的贫困人口数量大幅减少, 农村贫困现象明显缓解。从表 3 中另外可以得到的结论是, 随着减贫进程的推进, 减贫的速度在放缓, 减贫难度不断加大。

需要说明的是, 虽然相较于贫困发生率, 贫困距和贫困距平方两个指标考虑了贫困人口的内部分布, 能更好反映贫困深度或贫困严重程度, 不过由于本文采用了四个不同的贫困标准, 按照不同的贫困标准事实上正描述了不同贫困深度人口的贫困状况。下文仅报告以贫困发生率作为贫困衡量指标的实证结果。并且, 计算表明, 以贫困距和贫困距平方作为贫困衡量指标所得的结论与本文结论基本一致。

表 3 1988—2018 年农村贫困状况

		1988	1995	2002	2007	2013	2018
1978 年贫困标准 (1988 年 236 元)	贫困发生率	12.7387	10.8593	2.6467	1.2295	0.5792	0.5352
	贫困距	5.0665	3.8471	0.7797	0.3458	0.2401	0.3008
	贫困距平方	3.5322	2.0411	0.4036	0.1548	0.1506	0.2145
2008 年贫困标准 (1988 年 365 元)	贫困发生率	33.1530	25.8003	9.0547	4.1997	1.5294	0.9254
	贫困距	11.3012	8.7935	2.4044	1.0829	0.5092	0.4631
	贫困距平方	6.2018	4.5313	1.0624	0.4689	0.2774	0.3134
2010 年贫困标准 (1988 年 755 元)	贫困发生率	82.5072	68.3443	40.7804	22.1051	8.0369	3.0111
	贫困距	37.6806	29.8349	13.6818	6.9129	2.4848	1.1826
	贫困距平方	21.5248	16.7524	6.4779	3.1472	1.1747	0.7067

每天 1.9 美元贫困标准(1988 年 654 元)	贫困发生率	75.1505	60.4955	32.0619	16.6194	6.0363	2.3644
	贫困距	31.2853	24.4957	10.1677	4.9938	1.7929	0.9541
	贫困距平方	17.1665	13.2565	4.6592	2.2122	0.8531	0.5862

注：表中数字均为百分数。

3. 收入增长和收入差距对农村贫困的影响

(1) 农村贫困变动的增长效应和分配效应分解。为区分考察农村经济增长过程中收入增长和收入差距分别对贫困变动的影响，本文对 1988—2018 年各分段时期农村贫困指数变动按增长效应和分配效应分解，结果如表 4 所示。表中同时采用 Datt-Ravallion 分解（D-R 分解）和 Shapley 分解两种分解方法，在各贫困指标下分别列示其结果。其中 D-R 分解均以前一年份为参照期，例如，1988—1995 年贫困变动分解以 1988 年为参照期，1995—2002 年的贫困变动分解以 1995 年为参照期。以 1978 年标准下 1988—1995 年贫困变动的分解结果为例，表中数字的含义为：根据 D-R 分解结果，假设收入差距不发生改变时，平均收入增长将使这一时期的农村贫困发生率下降 5.81 个百分点，如果平均收入保持不变，收入差距扩大会使农村贫困发生率上升 5.82 个百分点，分解的残余项使贫困发生率下降 1.89 个百分点，加总抵消后，1988—1995 年农村贫困发生率实际下降 1.88 个百分点（对应表 3 可知，这一时期农村贫困发生率由 12.74% 降至 10.86%）；类似地，根据 Shapley 分解结果，若只有平均收入增长，则这一时期农村贫困发生率会下降 6.76 个百分点，但收入差距拉大使贫困发生率上升 4.88 个百分点，同样得到该时期农村贫困实际下降 1.88 个百分点。

表 4 结果显示，在所有时期，增长效应均为负，表明 1988—2018 年，农村平均收入的持续增长始终推动了减贫。而在大部分时期中，分配效应均为正，表明收入分配的变化不利于减贫，在 1995—2002 年以及 2013—2018 年两个时期中，分配效应出现负值，因为这两个时期中基尼系数出现下降，意味着分配状况改善也促进了减贫。从增长效应和分配效应的绝对值来看，在大部分时期，分解得到的增长效应的绝对值都大于分配效应的绝对值，正的（数值较大）增长效应与负的（数值较小）分配效应相互抵消后，贫困指数仍是下降的，因此，1988—2018 年农村贫困的大幅减少主要源于收入增长的推动作用，而大部分时期中收入分配状况的恶化都部分抵消了增长的减贫效果，阻碍了贫困更大程度地减少，这与既有相关文献所得的基本结论是一致的。另外，从表中可以观察到，增长效应的绝对值在 1988—2018 年呈下降趋势，不过不能就此判断收入增长对减贫的贡献在减弱，因为随着减贫进程的不断

推进, 减贫难度越来越大, 贫困下降的幅度减小, 基于贫困变动幅度分解得到的增长效应自然也会减小。

表 4 1988—2018 年农村贫困变动的增长效应和分配效应

		1978 年贫困标准 (1988 年 236 元)		2008 年贫困标准 (1988 年 365 元)		2010 年贫困标准 (1988 年 755 元)		每天 1.9 美元贫困 标准(1988 年 654 元)	
		D-R	Shapley	D-R	Shapley	D-R	Shapley	D-R	Shapley
1988— 1995	增长效应	-5.8120	-6.7560	-13.8338	-14.6027	-15.6990	-14.2862	-18.9787	-16.8939
	分配效应	5.8206	4.8766	8.0188	7.2499	-1.2895	0.1233	0.1541	2.2389
	残差项	-1.8880		-1.5377		2.8256		4.1696	
1995— 2002	增长效应	-5.9442	-6.3174	-15.1827	-15.4975	-26.4906	-27.0545	-27.4580	-27.7085
	分配效应	-1.5220	-1.8952	-0.9333	-1.2480	0.0545	-0.5094	-0.4746	-0.7251
	残差项	-0.7464		-0.6295		-1.1278		-0.5010	
2002— 2007	增长效应	-1.6448	-1.8086	-5.8259	-5.9716	-19.4695	-19.0503	-16.5428	-16.2269
	分配效应	0.5553	0.3915	1.2623	1.1166	-0.0443	0.3750	0.4684	0.7844
	残差项	-0.3276		-0.2914		0.8385		0.6319	
2007— 2013	增长效应	-0.9790	-1.2548	-3.3566	-3.9817	-16.1903	-16.7579	-12.6413	-13.0862
	分配效应	0.8802	0.6044	1.9365	1.3114	3.2574	2.6898	2.9480	2.5031
	残差项	-0.5516		-1.2502		-1.1353		-0.8897	
2013— 2018	增长效应	-0.3021	-0.3461	-0.9316	-0.8775	-4.9956	-4.6206	-3.9266	-3.4469
	分配效应	0.3462	0.3022	0.2194	0.2735	-0.7803	-0.4053	-0.7048	-0.2251
	残差项	-0.0880		0.1082		0.7500		0.9594	

(2) 农村贫困的增长半弹性和分配半弹性。表 5 给出了 1988—2018 年各样本年份农村贫困的增长半弹性和分配半弹性, 以更好反映增长因素和分配因素对农村减贫的贡献及其趋势性特征。与基于相邻样本年份间贫困指标实际变化的贫困指数变动分解不同, 表 5 中增长半弹性和分配半弹性的结果, 是基于某一样本年份实际收入分布特征和贫困状况模拟出的贫困变化计算而得。表中结果的含义为: 1978 年贫困标准下, 1988 年增长半弹性为-0.31, 意

指假设该年农村居民收入差距保持不变,若平均收入再增加1%则会使贫困发生率进一步下降0.31个百分点;分配半弹性为0.44,指假设保持该年份农村居民平均收入不变,如果基尼系数提高1%,会使该年贫困发生率增加0.44个百分点。

根据表5可知:①增长半弹性总是为负,因为给定贫困标准下所有人的收入都增加总会使得贫困状况改善。分配半弹性符号的正负受到贫困标准与平均收入相对大小的影响,若贫困标准低于平均收入,则通过平均收入以上人口收入增加、平均收入以下人口收入减少的模拟方式使基尼系数上升1%后,贫困一定会增加,即分配半弹性为正,表5中大部分分配半弹性的测算结果皆为正,即是这种情况;不过当设定的贫困标准高于平均收入时,两极化模拟方式使得收入位于平均收入以上但在贫困线以下的这部分贫困人口的收入也增加,结果是贫困反而减少,即分配半弹性为负,按照2010年贫困标准,1988年和1995年农村贫困的分配半弹性为负,正是因为该贫困线高于1988年和1995年农村居民的平均收入(分别为537.81元和705.04元,见表1)。②本文研究期间内,农村贫困的增长半弹性总体呈下降趋势,例如,按照2008年贫困标准,增长半弹性的绝对值由1988年的0.63下降到2018年的0.00,在每天1.9美元贫困标准下,增长半弹性的绝对值也由0.60降至0.03。到2018年,各个贫困标准下增长半弹性数值均不超过0.06,表明随着农村减贫进程的推进,增长因素对减贫的贡献不断减弱,依靠平均收入增长推动减贫的努力越来越难以奏效。原因在于,在减贫后期,剩余贫困人口更多是缺乏劳动能力者或者处于自然环境极其恶劣的地区等,脱贫难度加大(贾俊雪等,2017;陈志钢等,2019),前期减贫工作中,开发式扶贫使大量贫困人口获得通过自身努力创造收入进而脱离贫困的机会,但对于缺乏劳动能力的这部分贫困人口,开发式扶贫的作用可能微乎其微。③尽管分配半弹性未表现出随着时间推移的明显趋势性特征,但从表5可看出,在2008年贫困标准、2010年贫困标准和每天1.9美元贫困标准下,分配半弹性的绝对值起初均小于增长半弹性的绝对值,但2007年起开始超过增长半弹性值(在较低的2008年贫困标准下,分配半弹性值从2002年起即超出增长半弹性的值),这意味着,随着减贫进程推进,相对而言,分配因素对农村减贫的影响愈加突出。并且,到2018年,分配半弹性的值仍然较大,表明通过改善收入分配状况,仍可有效推动贫困的进一步减缓。④按照最低的1978年贫困标准,各年份分配半弹性的值始终高于增长半弹性的绝对值,即对于极端贫困人口而言,分配因素比增长因素对其贫困状况改善的影响更为重要,这与Yao et al. (2004)的研究结论是一致的。

表 5 1988—2018 年农村贫困的增长半弹性和分配半弹性

	1978 年贫困标准 (1988 年 236 元)		2008 年贫困标准 (1988 年 365 元)		2010 年贫困标准 (1988 年 755 元)		每天 1.9 美元贫困标 准(1988 年 654 元)	
	增长	分配	增长	分配	增长	分配	增长	分配
1988	-0.3078	0.4356	-0.6279	0.3340	-0.5338	-0.1017	-0.5970	-0.1061
1995	-0.2417	0.5005	-0.5871	0.2724	-0.4716	-0.0582	-0.5242	0.0951
2002	-0.0990	0.1442	-0.2433	0.5212	-0.6295	0.3196	-0.5370	0.3415
2007	0.0000	0.2265	-0.2142	0.3985	-0.4410	0.4936	-0.3449	0.4115
2013	-0.0186	0.1070	-0.0279	0.1437	-0.1940	0.4084	-0.1172	0.4831
2018	-0.0069	0.1566	0.0000	0.1318	-0.0577	0.2688	-0.0309	0.1997

4. 不同收入来源对农村贫困的影响

(1) 分收入来源对贫困缓解的贡献。为区分考察不同收入来源对农村减贫的影响, 依据 Shapley 分解原则对 1988—2018 年各样本年份的农村贫困发生率按收入来源进行分解, 估计各分项收入对减贫的贡献, 结果如表 6 所示。按照 1978 年贫困标准, 以 1988 年分项收入对农村减贫贡献的分解结果为例, 表 6 中数值的含义为, 假设初始所有人收入均为 0, 则贫困发生率为 100%, 此时若增加工资性收入, 会使贫困发生率下降 7.63 个百分点, 再加入经营净收入, 贫困发生率会进一步下降 76.47 个百分点, 依次类推, 所有分项收入都加入后, 贫困发生率下降的总幅度等于各分项收入贡献绝对值的加总。不难发现, 以 100% 减去这一加总值恰好得到 1988 年实际的贫困发生率, 即 12.74% (见表 3), 当然各分项收入的贡献值是根据 Shapley 原则对不同可能路径汇总取均值的结果。同时, 某一分项收入贡献的绝对值除以所有分项收入贡献的加总值, 即得到该分项收入对样本年份减贫贡献的相对份额。需要注意的是, 某项收入来源对贫困的贡献值大小受到其规模和分布两方面因素的影响。具体而言, 若某分项收入在总收入中占比越大 (即分项收入规模越大), 并且占低收入人口收入的比重越大 (即该项收入的分布越集中于低收入人群), 则对其贡献的估计值也越大。

表 6 显示, 1988—2018 年, 工资性收入对农村减贫的贡献大幅增加, 例如, 按照 2010 年贫困标准, 1988 年工资性收入对贫困发生率的绝对贡献为 -4.16%, 相对贡献份额为 23.80%, 到 2018 年, 仅工资性收入一项就使农村贫困发生率下降 41.18 个百分点, 相对贡献份额占到 42.46%。从规模和分布两方面因素考察工资性收入对农村减贫贡献增加的原因: 一方面是由于工资性收入规模增长迅速, 另一方面源于其集中率呈明显下降趋势, 这两点原因比照本文的数据描述性统计部分即可得到。农村居民工资性收入的快速增加得益于扶贫开发中积极发展乡镇企业、组织发展劳务输出等举措, 这在“八七扶贫攻坚计划”和两份《中国农村扶

《扶贫开发纲要》提出的扶贫途径或举措中均有体现。这与岳希明和罗楚亮（2010）、罗楚亮等（2021）研究发现的工资收入、劳动力外出务工收入具有显著减贫效应的结论是一致的。

1988—2007 年，在各个贫困标准下，经营净收入均为促进农村减贫的最主要收入来源；并且从表中可以看出，按照更低的贫困标准衡量时，经营净收入的贡献份额在增加。例如，根据贫困标准由高到低，1988 年经营净收入的贡献份额依次为 70.39%、74.50%、84.55%、87.64%，1995 年、2002 年和 2007 年也表现出相一致的规律，表明这段时期对于更低收入的贫困人口，经营净收入对其减贫的贡献更为重要，因为在最初年份，农村居民的经营净收入主要为农业生产经营收入，而农业生产经营收入应当尤其是低收入农户的主要收入。纵向看，经营净收入对减贫的贡献总体而言不断下降，这是因为经营净收入在农村居民可支配收入中的占比不断下降，并且其集中率也呈上升趋势。1988—2002 年，政府转移净收入的均值为负，因而政府转移净收入对贫困的贡献值基本为正，即这段时期政府转移净收入未能利于农村减贫。2007 年由于数据原因，未能从转移净收入中区分出来自政府的部分，因此无法考察该年份政府转移净收入对减贫的贡献。2013—2018 年，政府转移净收入均值转为正值且有大幅增加，相应地，从表中可以看到，政府转移净收入在这一时期对减贫有正向贡献。但图 2 显示，政府转移净收入的集中率在 2013—2018 年由 0.29 上升到 0.35，所以这一时期政府转移净收入对减贫贡献的增加应主要是由其规模的增长带来，而非其分布向低收入人口的倾斜所致。

进一步，2002 年后中国实施了一系列惠及农村的民生政策。2006 年农业税的全面取消减轻了农民负担，相继的是农村社会保障制度的完善，新型农村合作医疗制度于 2002 年建立，2009 年开始予以推广，同年新型农村社会养老保险开展试点，到 2015 年底已实现全覆盖，农村最低生活保障制度 2007 年起在全国建立，而后进入快速发展期，享有低保待遇的农村人口到 2013 年达到最多（李实等，2019）。这些政策的实施使农村居民获得的来自政府的转移净收入的规模明显增加，但政府转移净收入未能实现加大对低收入人口的倾斜程度。相关研究也表明，农村低保瞄准率水平很低，漏保率、误保率较高（朱梦冰和李实，2017），农村社会特殊的基层治理结构和不完善的治理范式往往导致政策资源的“精英捕获”，而使扶贫资源的目标瞄准偏移一直存在（申秋，2017）。不过，表 6 中显示，就政府转移净收入均值为正的 2013 年和 2018 年而言，当设定更低的贫困标准时，政府转移净收入的贡献值及份额都在增加，表明随着贫困深度的增加，政府转移净收入的减贫作用更为显著。

表6 1988—2018年分项收入对农村贫困缓解的贡献

单位：%

		1978年贫困标准 (1988年236元)		2008年贫困标准 (1988年365元)		2010年贫困标准 (1988年755元)		每天1.9美元贫困 标准(1988年654 元)	
		绝对贡 献	相对份 额	绝对贡 献	相对份 额	绝对贡 献	相对份 额	绝对贡 献	相对份 额
1988	工资性收入	-7.6316	8.7466	-7.5862	11.3485	-4.1630	23.7982	-5.1995	20.9239
	经营净收入	-	87.6409	-	84.5534	-	70.3940	-	74.5039
	财产净收入	76.4684	0.0767	56.5214	0.0525	12.3139	0.4161	18.5139	0.3265
	政府转移净 收入	-0.0669	0.2083	-0.0351	-0.3093	-0.0728	-1.6054	-0.0811	-1.4646
	非政府转移 收入	-0.1818	0.2083	0.2068	2.1389	0.2808	3.6534	0.3639	2.6531
	其他收入	-1.3340	1.7985	-1.4298	2.2159	-0.6391	3.3437	-0.6593	3.0572
1995	工资性收入	-	12.7186	-	14.4606	-7.2026	22.7528	-8.3002	21.0107
	经营净收入	11.3375	84.6031	10.7297	82.9671	-	73.7645	-	76.2152
	财产净收入	-	0.1941	-	0.1764	-	0.4530	-	0.3220
	政府转移净 收入	75.4158	-0.0777	61.5614	-0.6815	23.3506	-1.4372	30.1085	-1.5603
	非政府转移 收入	-0.1730	1.9071	-0.1309	2.2664	-0.1434	3.1438	0.6164	2.9418
	其他收入	0.0693	0.6548	0.5057	0.8111	0.4550	1.3232	-1.1621	1.0705
2002	工资性收入	-	27.7182	-	28.4922	-	34.5135	-	33.1860
	经营净收入	26.9846	68.1228	25.9123	67.6412	20.4387	61.5018	22.5459	63.0780
	财产净收入	-	0.4038	-	0.3123	-	0.4142	-	0.3885
	政府转移净 收入	66.3198	-0.2948	61.5165	-0.4341	36.4211	-1.0967	42.8540	-1.0828
	非政府转移 收入	-0.3931	2.1564	-0.2841	2.0763	-0.2453	2.3796	0.7357	2.3388
	其他收入	0.2870	1.8935	0.3948	1.9120	0.6494	2.2876	-1.5889	2.0916
2007	工资性收入	-	39.2903	-	40.2632	-	43.8286	-	43.3779
	经营净收入	38.8072	54.2714	38.5723	53.8171	34.1403	50.5672	36.1688	50.9825
	财产净收入	-	2.2652	-	1.9780	-	1.8012	-	1.8291
	转移净收入	53.6041	4.1731	51.5569	3.9417	39.3893	3.8030	42.5095	3.8105
	财产净收入 转移净收入	-2.2373	-3.7762	-1.8949	-2.9623	-1.4030	-3.1772	-1.5251	-3.1772

2013	工资性收入	- 35.4177	35.6240	- 37.1225	37.6990	- 38.9388	42.3418	- 38.8428	41.3381
	经营净收入	- 35.6395	35.8471	- 35.4122	35.9622	- 32.2538	35.0726	- 33.1223	35.2501
	财产净收入	-5.1882	5.2184	-4.2715	4.3379	-3.0895	3.3595	-3.1955	3.4008
	政府转移净收入	-6.9565	6.9971	-5.9965	6.0896	-4.9490	5.3815	-5.1654	5.4973
	非政府转移收入	- 16.2189	16.3134	- 15.6680	15.9113	- 12.7319	13.8446	- 13.6376	14.5136
2018	工资性收入	- 37.0359	37.2352	- 38.7296	39.0913	- 41.1823	42.4609	- 40.7534	41.7402
	经营净收入	- 30.7420	30.9075	- 30.7615	31.0488	- 29.1028	30.0063	- 29.5828	30.2992
	财产净收入	-4.4716	4.4957	-3.5455	3.5786	-2.2478	2.3176	-2.4879	2.5481
	政府转移净收入	- 11.5741	11.6364	- 10.3046	10.4008	- 8.7497	9.0213	- 8.9830	9.2006
	非政府转移收入	- 15.6411	15.7253	- 15.7335	15.8804	- 15.7064	16.1940	- 15.8285	16.2119

(2) 政府转移净收入的减贫效率。根据分项收入对农村减贫的贡献，政府转移净收入对减贫的贡献呈增加趋势。不过，同期内农村居民平均获得的来自政府的转移净收入也在提高，所以政府转移净收入对减贫贡献增加可能是由其规模扩大带来的效应。在关注政府转移净收入是否具有减贫效果的基础之上，政府转移资金的减贫效率也应纳入考虑范畴。一方面，同样规模的资金，减贫效率更高时，发挥的减贫效果更好；另一方面，政府转移资金为财政资金的一部分，提高政府转移净收入的减贫效率也是保证财政资金使用效益的题中之义。此处借鉴 Lustig et al. (2013)、解垚 (2018) 文章中的“贫困缺口效率指数”指标，定义“政府转移净收入减贫效率=政府转移净收入对减贫贡献的相对份额/政府转移净收入在可支配收入中占比”^①，以剔除政府转移净收入规模变化的影响。由于 1988—2002 年政府转移净收入均值为负，且 2007 年未能从转移净收入中区分出来自政府的部分，因此，仅计算 2013 年和 2018 年的减贫效率结果，展示在图 3 中。图中横坐标为四个贫困标准，纵坐标为政府转移净收入的减贫效率值。在各个贫困标准下，相较于 2013 年，2018 年政府转移净收入在贫困发生率指标上的减贫效率均有所提升。不过，如此定义和计算的减贫效率仍较为粗略，还需未来更深入的研究做进一步检验。

^① 其中，政府转移净收入对贫困缓解贡献的相对份额参见表 6，政府转移净收入在可支配收入中占比根据表 1 计算得到。

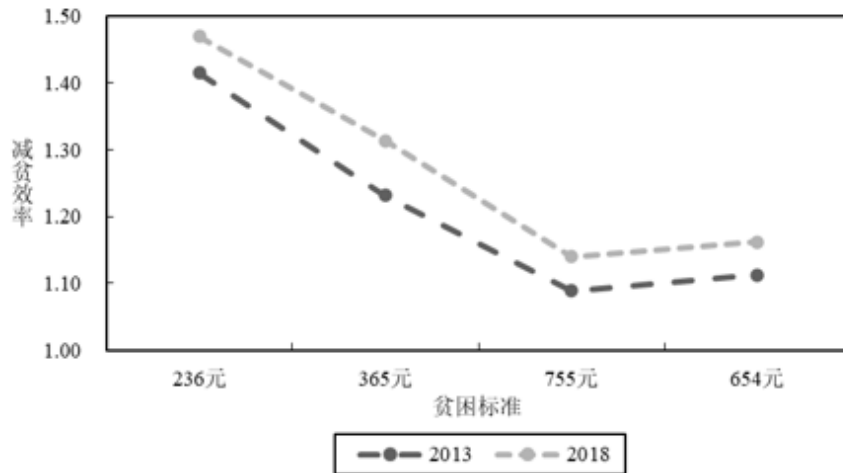


图3 2013-2018年政府转移净收入的减贫效率

5. 经济增长的益贫式增长指数

在研究了收入增长和收入差距各自对农村贫困的影响之后，本文使用益贫式增长指数，考察 1988—2018 年中国农村经济增长过程总体看是否更有利于贫困人口。表 7 显示了各分段时期的三种益贫式增长指数计算结果。可以得知，大多情况下，Kakwani & Pernia 指数都介于 0 到 1 之间，说明贫困人口从经济增长中受益，但受益比例小于非贫困人口。Ravallion & Chen 指数均小于全社会平均收入增长率，表明贫困人口收入增长相对较慢。PEGR 指数也需与全社会平均收入增长率作比较，得到的结论基本一致，即 1988—2018 年，农村经济增长并不严格利于贫困人口，贫困人口主要从经济增长的涓滴效应中受益。另外，当设定的贫困标准逐渐降低时，PEGR 指数值也随之减小，这一规律对 1988—1995 年、2007—2013 年和 2013—2018 年三个时期均成立。以 2013—2018 年这一时期为例，在 2010 年贫困标准、每天 1.9 美元贫困标准、2008 年贫困标准和 1978 年贫困标准下，PEGR 指数分别为 0.52、0.48、0.33 和 0.08，根据 PEGR 指数具有的单调性特征，这意味着对于贫困程度更深的人口，经济增长的益贫性在减弱。

表 7 1988—2018 年农村经济增长的益贫式增长指数

时间段	益贫式增长指数	1978 年贫困标准 (1988 年 236 元)	2008 年贫困标准 (1988 年 365 元)	2010 年贫困标准 (1988 年 755 元)	每天 1.9 美元贫困标准 (1988 年 654 元)
1988—1995	Kakwani & Pernia 指数	0.3234	0.5315	0.9022	0.7722
	Ravallion & Chen 指数	-0.1360	-0.0038	0.1012	0.0839

	PEGR 指数	0.1006	0.1653	0.2805	0.2401
	全社会平均收入增长率	0.3109			
1995— 2002	Kakwani & Pernia 指数	1.3816	1.1029	1.0405	1.0355
	Ravallion & Chen 指数	0.3765	0.3581	0.3939	0.3790
	PEGR 指数	0.7768	0.6201	0.5850	0.5822
	全社会平均收入增长率	0.5622			
2002— 2007	Kakwani & Pernia 指数	0.8616	0.8333	0.9592	0.9335
	Ravallion & Chen 指数	0.2820	0.2176	0.2445	0.2346
	PEGR 指数	0.3676	0.3556	0.4093	0.3983
	全社会平均收入增长率	0.4267			
2007— 2013	Kakwani & Pernia 指数	0.6643	0.7955	0.8689	0.8372
	Ravallion & Chen 指数	0.0489	0.1566	0.2719	0.2551
	PEGR 指数	0.5397	0.6463	0.7059	0.6801
	全社会平均收入增长率	0.8124			
2013— 2018	Kakwani & Pernia 指数	0.1454	0.6484	1.0061	0.9352
	Ravallion & Chen 指数	-0.4435	-0.1058	0.1782	0.1355
	PEGR 指数	0.0751	0.3348	0.5195	0.4829
	全社会平均收入增长率	0.5164			

五、结论与政策建议

本文使用中国家庭收入调查农村住户数据，研究 1988—2018 年中国农村贫困状况的演变，以及经济增长过程中收入增长和收入差距变化对农村贫困的影响。本文结论可概括为以下几点：①1988—2018 年，中国农村减贫事业取得巨大成就，且减贫主要归因于收入增长，大部分时期内收入差距扩大都抵消了部分收入增长的减贫效应，阻碍了贫困更大程度地减少。综合而言，经济增长方式并非是益贫式的，贫困人口在此过程中的受益比例小于非贫困人口。

②随着农村减贫进程的推进,增长因素对减贫的贡献不断减弱,依靠平均收入增长推动减贫的努力越来越难以奏效,分配因素对农村减贫的影响则愈加突出。③分收入来源看,工资性收入对农村减贫的贡献大幅增加,逐渐成为促进农村减贫的首要收入来源;经营净收入也是推动农村减贫的重要收入来源,不过其对减贫的贡献总体看不断下降。由于一系列惠农政策的实施,政府转移净收入近年来对农村减贫的贡献明显增加,贫困发生率指标下的减贫效率也有所提升。④极端贫困人口在现有经济增长中获益较少,仍面临难以脱贫的境遇。政府转移净收入对这部分人口的减贫作用更为显著,但由于扶贫资源瞄准性欠佳等潜在因素,当前的政府转移净收入未能实现加大对低收入人口的倾斜程度。同时,对深度贫困人口而言,分配因素对其减贫的影响更为重要。本文研究结论具有以下政策含义:

(1) 保持农村居民收入继续稳定增长,同时应更加注重改善收入分配状况,缩小收入差距。居民收入的快速增长,是改革开放以来的绝大部分时期内农村减贫的原因,是中国农村减贫取得巨大成就的最重要经验。但是,值得注意的是,增长因素对减贫的推动作用在减弱,一般的经济增长已难以发挥减贫效力,须更加注重缩小居民收入差距,加快中国经济增长方式向益贫式增长的转变。

(2) 转变扶贫方式,更加注重救济式扶贫。在中国以往的减贫工作中,往往以开发式扶贫为主,即通过优惠制度、政策等创造更有利于贫困人口实现收入的条件,但随着减贫工作的推进,剩余贫困人口的贫困深度增加,致贫原因更为多元,扶贫难度加大。对因缺乏劳动能力等而难以依靠自我力量脱贫的人口,应以救济式扶贫为主,当前对此问题的重视程度和财政投入都还不足(朱青,2021)。应当通过直接补贴,同时保证政府补贴的精准性和分配的合理性,提高政府转移资金的减贫效率,以充分发挥政府转移收入对贫困人口贫困状态的改善作用,使改革成果更多地惠及这部分贫困人口,更好地为全体人民共享。同时应构建起保障贫困人口脱贫的长效机制,保障贫困人口切实稳定脱贫,防止已脱贫人口出现返贫现象,促进贫困人口的可持续发展。

参考文献:

- [1] 陈飞,卢建词.收入增长与分配结构扭曲的农村减贫效应研究[J].经济研究,2014,(2):101-114.
- [2] 陈立中.收入增长和分配对我国农村减贫的影响——方法、特征与证据[J].经济学(季刊),2009,(2):711-726.
- [3] 陈志钢,毕洁颖,吴国宝,何晓军,王子妹一.中国扶贫现状与演进以及2020年后的扶贫愿景和战略重点[J].中国农村经济,2019,(1):2-16.
- [4] 胡兵,赖景生,胡宝娣.经济增长、收入分配与贫困缓解——基于中国农村贫困变动的实证分析[J].数量经济技术经济研究,2007,(5):33-42.
- [5] 贾俊雪,秦聪,刘勇政.“自上而下”与“自下而上”融合的政策设计——基于农村发展扶贫项目的经验分析[J].中国社会科学,2017,(9):68-89.
- [6] 江克忠,刘生龙.收入结构、收入不平等与农村家庭贫困[J].中国农村经济,2017,(8):75-90.
- [7] 解垚.税收和转移支付对收入再分配的贡献[J].经济研究,2018,(8):116-131.
- [8] 李实.阿玛蒂亚·森与他的主要经济学贡献[J].改革,1999,(1):101-109.
- [9] 李实,古斯塔夫森.八十年代末中国贫困规模和程度的估计[J].中国社会科学,1996,(6):29-44.
- [10] 李实,岳希明,史泰丽,佐藤宏.中国收入分配格局的最新变化[M].北京:中国财政经济出版社,2017.
- [11] 李实,岳希明,史泰丽,佐藤宏.中国收入分配格局的最新变化[J].劳动经济研究,2019,(1):9-31.
- [12] 林伯强.中国的经济增长、贫困减少与政策选择[J].经济研究,2003,(12):15-25.
- [13] 罗楚亮,李实,岳希明.中国居民收入差距变动分析(2013—2018)[J].中国社会科学,2021,(1):33-54.
- [14] 罗楚亮.经济增长、收入差距与农村贫困[J].经济研究,2012,(2):15-27.
- [15] 罗良清,平卫英.中国贫困动态变化分解:1991~2015年[J].管理世界,2020,(2):27-40.
- [16] 申秋.中国农村扶贫政策的历史演变和扶贫实践研究反思[J].江西财经大学学报,2017,(1):91-100.
- [17] 沈扬扬.经济增长与不平等对农村贫困的影响[J].数量经济技术经济研究,2012,(8):19-34.

- [18] 沈扬扬.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[J].南开经济研究,2012,(2):131-150.
- [19] 万广华,张茵.收入增长与不平等对我国贫困的影响[J].经济研究,2006,(6):112-123.
- [20] 汪晨,万广华,吴万宗.中国减贫战略转型及其面临的挑战[J].中国工业经济,2020,(1):5-23.
- [21] 王雨林,黄祖辉.影响转型期中国农村贫困率指标的因素的分解研究[J].中国人口科学,2005,(1):52-59.
- [22] 魏众,别雍.古斯塔夫森.中国转型时期的贫困变动分析[J].经济研究,1998,(11):65-69.
- [23] 夏庆杰,宋丽娜,Simon Appleton.经济增长与农村反贫困[J].经济学(季刊),2010,(3):851-870.
- [24] 叶普万.贫困经济学研究:一个文献综述[J].世界经济,2005,(9):70-79.
- [25] 岳希明,罗楚亮.农村劳动力外出打工与缓解贫困[J].世界经济,2010,(11):84-98.
- [26] 朱梦冰,李实.精准扶贫重在精准识别贫困人口——农村低保政策的瞄准效果分析[J].中国社会科学,2017,(9):90-112.
- [27] 朱青.论“新发展格局”下的财税改革[J].财贸经济,2021,(5):1-12.
- [28] Aghion, P., and P. Bolton. A Theory of Trickle-Down Growth and Development[J]. Review of Economic Studies, 1997, 64(2): 151-172.
- [29] Araar, A. Expected Poverty Changes with Economic Growth and Redistribution[R]. CIRPÉE Working Paper, 2012.
- [30] Arndt, C., K. Mahrt, and C. Schimanski. On the Poverty-growth Elasticity[R]. WIDER Working Paper, 2017.
- [31] Bhalla, S. S. Imagine There's No Country: Poverty, Inequality, and Growth in the Era of Globalization[M]. Washington D.C.: Peterson Institute, 2002.
- [32] Bourguignon, F. The Poverty-growth-inequality Triangle[R]. Indian Council for Research on International Economic Relations (ICRIER) Working Paper, 2004.
- [33] Chen, S., and Y. Wang. China's Growth and Poverty Reduction: Trends between 1990 and 1999[J]. Policy Research Working Paper, World Bank, 2001.
- [34] Datt, G., and M. Ravallion. Growth and Redistribution Components of Changes in Poverty Measures: A Decomposition with Applications to Brazil and India in the 1980s[J]. Journal of Development Economics, 1992, 38(2): 275-295.

- [35] Duclos, J. Y., and A. Araar. Poverty and Equity: Measurement, Policy and Estimation with DAD[M]. Ottawa: International Development Research Centre, 2006.
- [36] Fields, G. S. Employment, Income Distribution and Economic Growth in Seven Small Open Economies[J]. *Economic Journal*, 1984, 94(373): 74-83.
- [37] Foster, J., J. Greer, and E. Thorbecke. A Class of Decomposable Poverty Measures[J]. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1984, 52(3): 761-766.
- [38] Jain, L. R., and S. D. Tendulkar. Role of Growth and Distribution in the Observed Change in Headcount Ratio Measure of Poverty: A Decomposition Exercise for India[J]. *Indian Economic Review*, 1990, 25(2): 165-205.
- [39] Kakwani, N., and E. M. Pernia. What Is Pro-Poor Growth[J]. *Asian Development Review*, 2000, 18(1): 1-16.
- [40] Kakwani, N., and H. H. Son. Poverty Equivalent Growth Rate[J]. *Review of Income and Wealth*, 2008, 54(4): 643-655.
- [41] Kakwani, N., and K. Subbarao. Rural poverty and its alleviation in India[J]. *Economic and Political Weekly*, 1990, 25(13): A2-A16.
- [42] Kakwani, N. C. On the Measurement of Tax Progressivity and Redistributive Effect of Taxes with Applications to Horizontal and Vertical Equity[J]. *Advances in Econometrics*, 1984, 3: 149-168.
- [43] Klasen, S. Economic Growth and Poverty Reduction: Measurement Issues Using Income and Non-Income Indicators[J]. *World Development*, 2008, 36(3): 420-445.
- [44] Luo, C., S. Li, and T. Sicular. The Long-term Evolution of National Income Inequality and Rural Poverty in China[J]. *China Economic Review*, 2020, 62: 101465.
- [45] Lustig, N., C. Pessino., and J. Scott. The Impact of Taxes and Social Spending on Inequality and Poverty in Argentina, Bolivia, Brazil, Mexico, Peru and Uruguay: An Overview[R]. CEQ Working Paper, 2013.
- [46] Perry, G. Poverty Reduction and Growth: Virtuous and Vicious Circles[M]. Washington D.C.: World Bank Publications, 2006.
- [47] Piketty, T., Y. Li., and Z. Gabriel. Capital Accumulation, Private Property, and Rising Inequality

- in China, 1978—2015[J]. *American Economic Review*, 2019, 109 (7): 2469-96.
- [48] Ravallion, M. Growth, Inequality and Poverty: Looking beyond Averages[J]. *World development*, 2001, 29(11): 1803-1815.
- [49] Ravallion, M., and S. Chen. Measuring Pro-Poor Growth[J]. *Economics Letters*, 2003, 78(1): 93-99.
- [50] Roemer, M., and M. K. Gugerty. *Does Economic Growth Reduce Poverty*[M]. Cambridge, MA: Harvard Institute for International Development, 1997.
- [51] Shapley, L. S. A Value for N-Person Games[J]. *Contributions to the Theory of Games*, 1953, 2(28): 307-317.
- [52] Shorrocks, A. F. Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework based on the Shapley Value[J]. *Journal of Economic Inequality*, 2013, 11(1): 99-126.
- [53] Stephan, K., and M. Mark. Determinants of the Growth Semi-Elasticity of Poverty Reduction[R]. Ibero America Institute for Economic Research Discussion Paper, 2008.
- [54] White, H., and E. Anderson. Growth versus Distribution: Does the Pattern of Growth Matter[J]. *Development Policy Review*, 2001, 19(3): 267-289.
- [55] World Bank. *World Development Report 2000-2001: Attacking Poverty*[M]. Washington D.C.: World Bank, 2000.
- [56] Yao, S., Z. Zhang., and L. Hanmer. Growing Inequality and Poverty in China[J]. *China Economic Review*, 2004, 15(2): 145-163.

Income Growth, Income Gap and Poverty Reduction in Rural China

WANG Zhong-hua, YUE Xi-ming

(School of Finance, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: Using the rural household data of China Household Income Projects (CHIP), this paper conducts a comprehensive study on the evolution of rural poverty in China from 1988 to 2018, as well as the impact of income growth and income gap on poverty reduction in the process of economic growth. The study found that since the reform and opening up, rural poverty has been greatly reduced. The driving force for poverty reduction is mainly from income growth, while the widening of income gap has offset part of the poverty reduction effect of income growth. As the process advances, the contribution of income growth to poverty alleviation has continued to weaken, and the influence of income distribution has become more prominent. For the ultra-poor, the effect of income gap is more significant than that of income growth on their poverty status. The results of decomposition by income sources show that during the period, income of wages and salaries gradually became the primary source of income for rural residents, and its contribution to poverty reduction increased rapidly. The contribution of net income from government transfer to poverty reduction has increased in recent years, and the poverty reduction efficiency index measured based on poverty incidence has also been improved. The results of the pro-poor growth indices also indicate that the poor mainly benefit from the trickle-down effect of economic growth, and the economic growth pattern needs to be transformed to pro-poor growth.

Key Words: income growth; income gap; poverty

JEL Classification: I32 I38 R28

农业机械化的环境效应*

——来自农机购置补贴政策的证据

田晓晖¹

中国人民大学农业与农村发展学

李薇¹

中国人民大学农业与农村发展学

李戎²

中国人民大学中国财政金融政策研究中心

摘要：本文基于中国县级农业生产数据以及卫星遥感数据，从农机购置补贴政策实施的视角，依托该政策推广的准自然实验特征，利用双重差分模型识别了农机购置补贴政策对农业机械化水平和污染性农业生产行为的影响及其作用机制，回答了农业机械化如何影响生态环境的问题。研究发现，农机购置补贴政策显著提高了试点县的农业机械化水平，政策对不同污染性农业生产行为的影响存在差异，且具有一定滞后性。具体地，农机购置补贴政策显著减少了当年及下一年的地膜使用量，增加了下一年的秸秆焚烧火点数目，但对化肥使用量和农药使用量的影响不显著。机制分析表明，农机购置补贴政策通过扩大粮食播种面积占比以及促进农业劳动力转移，改变了农户使用污染性投入要素和处理农业生产废弃物的方式，从而对生态环境产生了相应的影响。

关键词：农业机械化 生产行为 种植结构 劳动力流动 双重差分模型

中图分类号：F304.4 **文献标识码：**A

*本文受到国家自然科学基金青年科学基金项目“农户秸秆处置行为及激励政策研究——以东北玉米生产为例”（批准号：71603268）和国家自然科学基金面上项目“地方财政政策与地方经济稳定：实证分析与理论机制”（批准号：71973143）资助。感谢匿名审稿专家、两刊第四届“三农论坛”专家的宝贵建议，文责自负。本文通讯作者：李戎。

一、引言

党的十九届中央委员会第五次全体会议提出中国到 2035 年要基本实现农业现代化的远景目标。农业机械化水平的提升和农业绿色转型是农业现代化的内在要求，理解两者之间的相互作用和发展关系对于加快中国农业现代化进程具有重要的理论和现实意义。为激发农业生产者购买农业机械的积极性，原农业部和财政部于 2004 年共同制定了《农业机械购置补贴资金使用管理办法（试行）》，对农民和农业生产经营组织购买农业机械提供补贴。农机购置补贴政策实施以来，中国农机装备结构持续改善，作业效率不断提高，农业机械化对农业农村现代化的支撑作用逐步凸显。2004—2019 年中央财政累计安排农机购置补贴资金 2226 亿元，累计支持 3500 多万农户及农业生产经营组织购置各类别农机具超过 4500 万台（套）^①，农业机械总动力由 2003 年的 6.04 亿千瓦上升至 2019 年的 10.28 亿千瓦，增长率达 70.20%。农作物耕种收综合机械化率从 2003 年的 32% 提高到 2019 年的 70%，小麦、水稻、玉米三大粮食作物耕种收综合机械化率均超过 80%^②。农业机械化进程的推进带来了农业种植结构、生产方式及生产技术的改变，对生态环境也产生了重大影响。那么，农业机械化对生态环境的影响有哪些？影响程度如何？农业机械化影响生态环境的作用机制又是什么？学界对相关问题尚缺乏深入探讨。

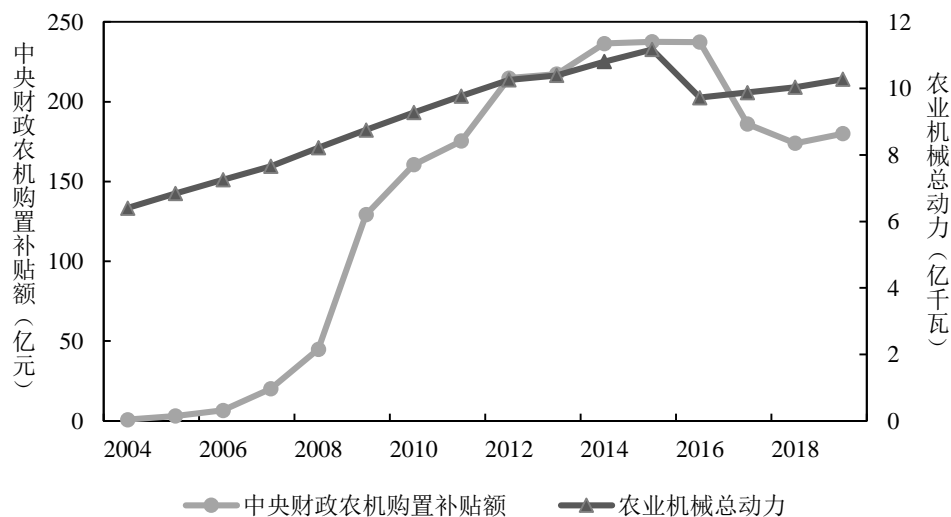


图 1 2004—2019 年中央财政农机购置补贴额及农业机械总动力变化情况

数据来源：中央财政农机购置补贴额数据来源于《全国农业机械化统计年报》（2005—2020 年，历年），

^①数据来源：http://www.moa.gov.cn/govpublic/NCJJTZ/202009/t20200903_6351406.htm。

^②数据来源：《中国农业机械化年鉴》（2004—2020 年，历年）。

农业机械总动力数据来源于《中国统计年鉴》(2005—2020年,历年)。

国内外学界已有大量研究关注公共政策对生态环境的影响,研究对象多以非农部门的政策为主,如财政收支政策(卢洪友等,2015)、产业转型政策(Grossman and Krueger, 1995)、碳税及碳排放配额政策(何萍等,2018)、能源政策(魏巍贤、赵玉荣,2017)等。少数研究涉及了农业政策对生态环境的影响,且结论存在差异。如张海涛、任景明(2016)关注了农业土地政策、农业结构政策及农业财政政策的综合环境效应,发现农业政策通过影响单位面积化肥使用量对种植业面源污染产生了显著影响。左喆瑜、付志虎(2021)基于地块数据的研究发现,绿色农业补贴政策降低了肥料投入环境效率和肥料生产率。这些研究表明,环境效应是公共政策评估中需要考虑的重要因素。

关于农业机械化相关政策实施效果的研究成果较多,现有研究主要考察了政策对农业生产、劳动力市场以及农民收入等方面的影响。这些研究发现:第一,农机购置补贴政策不仅促使农户自适应地扩大了农业生产规模,还明显改进了农业生产的基础条件,提升了农业生产效率和粮食总产量(周振、孔祥智,2019),并改变了农业种植结构(吴银毫、苗长虹,2017)。第二,通过农业机械对农业劳动力的替代,农机购置补贴政策促进了农村劳动力的外流(吕炜等,2015)。第三,农机购置补贴政策促使购机农户收入大幅提升,该政策效果在小规模农户以及从事种植业的农户中更为明显(王姣、肖海峰,2007)。上述研究大大加深了学界对农业机械化及相关政策实施效果的认识,然而,现有关于农业机械化或农机购置补贴政策对生态环境影响的探讨还很少,且存在一些不足:第一,现有文献大多局限于定性描述和直观判断,对作用路径和机制的探讨十分匮乏。第二,仅有的少数实证研究往往聚焦于单一的污染性农业生产行为。例如,周家俊、周德(2019)基于中国232个地级市数据估计了农业机械投入对化肥减量化的影响,发现机械强度与化肥强度呈非线性关系。第三,现有实证研究大多采用截面数据,因此不可避免地会出现遗漏变量(如土地质量、地形等)导致的内生性问题。

本文试图以农机购置补贴政策为视角来探究农业机械化对生态环境的影响。农机购置补贴政策的实施具有“先试点、再逐步推广”的准自然实验特征,这为识别农业机械化对生态环境影响的因果关系提供了机会。鉴于农机购置补贴政策从开始试点到全国推广期间(2004—2009年),中国尚无公开的大范围的县级环境监测数据^①,本文选取了四种典型的污染性农

^①以空气质量数据为例,在全国范围内公开发布县级实时空气质量数据最早始于2015年。根据2016年环境

业生产行为作为对生态环境影响的代理变量,即农药使用、化肥施用、地膜使用和秸秆焚烧。基于中国县级层面的面板数据和遥感卫星数据,本文构建了多时点双重差分模型,首先估计了农机购置补贴政策实施对地区农业机械化水平的影响,然后识别了政策对四种污染性农业生产行为的影响,最后检验了农机购置补贴政策影响各类污染性农业生产行为的作用机制。

本文的边际贡献有以下三点:一是从农业补贴视角丰富和拓展了公共政策对生态环境影响的研究;二是关注了多种污染性农业生产行为,并理清了相应的影响机制,有利于为探究农业机械化与生态环境的关联提供来自转型国家的经验证据;三是丰富和拓展了农机购置补贴政策效果的实证研究,本文跳出了前人主要围绕农机购置补贴政策的经济影响展开研究的习惯,为全面评估政策效果和中国农业机械化政策设计提供了参考。

二、理论分析

(一) 典型的污染性农业生产行为及其影响生态环境的机制

农业生产对生态环境的影响主要来源于三个方面:一是农业生产投入品的使用,包括化肥、农药和地膜等的使用;二是农业生产废弃物的处理,包括秸秆焚烧和畜禽粪便排放等;三是作物生长过程中对自然资源和生态环境的影响,包括水资源利用、温室气体排放、土地利用等。从影响机制来看,农业机械化主要是通过前两个渠道对生态环境造成影响,即通过改变污染性投入品的使用方式和农业废弃物的处理方式对生态环境产生影响。

保护部发布的《生态环境大数据建设总体方案》,中国从 2016 年开始推动生态环境质量监测大数据共享、交换与公开平台建设。

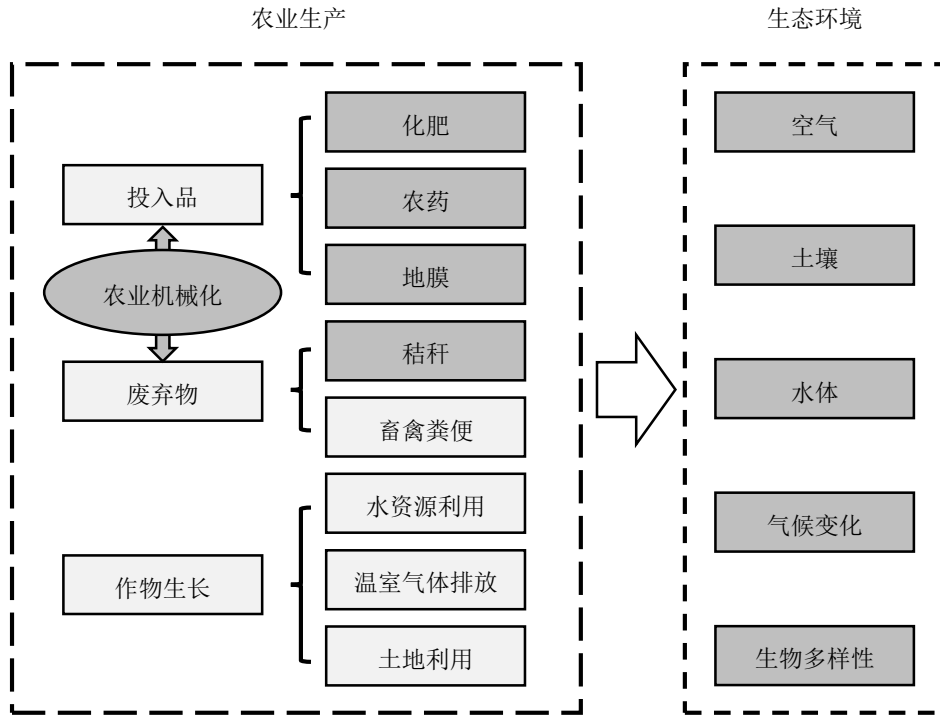


图 2 农业生产、机械化与生态环境的关联

1. 化肥施用。中国是世界上化肥消费量增长最快、施用强度最高的国家。化肥的不合理施用给土壤、水体、大气、生物及人体健康带来了许多负面影响。大量施用化肥，特别是氮肥，容易使土壤硝酸盐大量剩余和迅速累积，加速土壤盐积和次生盐渍化，造成土壤板结，降低农作物的产量和质量。土壤中过量的氮、磷等营养元素还会通过土壤侵蚀、地表径流、淋溶流失等方式进入水体，加大地表水体富营养化程度，引起地下水硝态氮污染，严重威胁水体健康（朱浩宇等，2021）。此外，铵态氮肥的不合理施用（如浅施、撒施）还会造成氨的逸失，反硝化作用生成的气态氮逸入大气，造成大气污染，进而危及人和动植物的健康（刘钦普，2014）。

2. 农药使用。农药的不科学使用会对大气、土壤、水体等造成严重污染。中国农药平均使用强度达 13 公斤/公顷，为世界上农药使用强度最大的国家之一（Qiu et al., 2020）。作为外来化学物质，农药一旦进入环境，其毒性、高残留性便会发生作用，造成严重的生态环境污染。喷洒农药过程中，农药微粒会散发到空中，造成空气污染。由于农药不易挥发、分解且难溶于水，落入土壤后将持续残留，造成长久的土壤污染。此外，残留在大气和土壤中的农药会通过地表径流、雨水冲刷、土壤淋溶等途径进入水体环境中，导致水环境质量恶化（朱岩等，2017）。

3.地膜使用。残留的地膜会破坏土壤结构,导致农作物降质减产,并对农业生产环境造成破坏。中国农用塑料薄膜使用量快速增长,从1991年的64.21万吨增至2019年的240.77万吨^①。1979年以来中国地膜覆盖面积累计达2000万平方公里,超过2000万吨地膜进入耕地,同时约1/4~1/3的地膜残留在农田中(张佰秋,2017)。农膜材料的主要成分为难以分解的高分子化合物,因此在无法回收的情况下,残留地膜将成为永久性的白色垃圾。

4.秸秆焚烧。秸秆焚烧是农业生产中处理废弃作物秸秆的一种方式,在传统农业生产中较为普遍。秸秆焚烧会导致大气中的CO、SO₂、VOC等有毒有害气体及可吸入颗粒物的浓度急剧升高(Crutzen et al., 1979),夏收、秋收时期秸秆的大面积集中焚烧已成为区域性重霾污染事件的主要原因之一,威胁到相关区域居民的身体健康(朱佳雷等,2012)。此外,焚烧秸秆还会显著减少农田土壤中的有机质,降低生物群落数量及密度,导致耕地贫瘠化、农田板结化,影响后茬作物生长,降低作物产量。

(二) 农业机械化影响污染性农业生产行为的路径

具体来说,农业机械化可以通过以下两条路径对污染性农业生产行为产生影响:

1.改变农业种植结构。机械化水平的提升往往伴随着农业种植结构的变化。Yang et al. (2013)的研究表明,农机补贴政策有助于加快农业规模化发展,提高粮食播种面积占比。粮食播种面积占比提高对污染性农业生产行为的潜在影响表现在以下三个方面:第一,不同农作物对化学品的需求量存在差异,相对于蔬菜、水果等经济作物,更容易实现机械化生产的小麦、水稻、玉米等粮食作物所需的污染性投入要素(如化肥、农药)数量更少(葛继红、周曙东,2011)。第二,粮食作物对地膜的需求量较少,粮食播种面积占比提高会自然地减少地膜使用量,从而减少污染。第三,粮食作物产生的秸秆数量一般多于菜、果、花等经济作物,因此粮食种植规模扩大会增加秸秆总量。可见,农业机械化水平提升后,粮食作物播种面积占比将提高,化肥、农药、地膜的使用量会相应减少,秸秆总量则会相应增加。综上,农业机械化会通过改变农业种植结构,影响化学品投入和废弃物处理,从而间接地对生态环境产生影响。

2.加快农业劳动力转移。周振等(2016a)的研究表明,农业机械化能有效促进农业劳动力向非农部门转移。一般来说,农业劳动力数量减少会降低劳动密集型生产行为的频次,同时也有可能改变单次劳动中其他要素投入数量。以化肥投入为例,农业劳动力流出可能会减

^①数据来源:《中国统计年鉴》(1992—2020年,历年)。

少化肥的施用次数，但增加单次的施肥量。此外，农业劳动力流出会强化劳动力这一生产要素的稀缺性，从而提高农户在农业生产中利用化肥替代劳动力的意愿。由此可知，农业劳动力转移对化肥施用量的总体影响是不确定的。与化肥类似，秸秆回收再利用属于劳动密集型生产行为，农业劳动力减少必然会提高秸秆废弃及焚烧行为的发生频率。综上，农业机械化会通过加快农业劳动力向非农部门转移，改变农户使用污染性投入要素和处理农业生产废弃物的行为，进而间接地影响生态环境。

综上所述，本文提出如下假说：

假说 1：农机购置补贴政策会对污染性农业生产行为（农药使用、化肥施用、地膜使用和秸秆焚烧）产生影响。

假说 2：农机购置补贴政策主要通过改变农业种植结构和促进农业劳动力转移对污染性农业生产行为产生影响。

三、研究设计

（一）数据来源与处理

1. 农业生产数据。本文使用的农业生产数据来自于农业农村部，本文选取 2001—2009 年^①中国县级农业生产面板数据，具体指标包括农业机械总动力、化肥施用量、农药使用量、地膜使用量、农作物总播种面积、粮食播种面积、粮食总产量、农林牧渔业从业人员数量、农村居民人均纯收入、农业产值、农林牧渔业总产值。

2. 农机购置补贴政策试点数据。农机购置补贴试点县逐年推进名单来自于农业农村部。农机购置补贴政策自 2004 年起在全国试点推行，第一批试点县为 66 个，2005 年扩展到 500 个，2006 年为 1126 个，2007 年为 1716 个，2008 年为 2653 个，2009 年覆盖到中国全部县级地区。

3. 秸秆焚烧火点数据。秸秆焚烧火点数据来源于美国国家航天局（NASA）卫星遥感数据。NASA 建立了火灾信息资源管理系统（FIRMS），通过发射搭载有中分辨率成像光谱仪（MODIS）的卫星对地面火点进行监测。MODIS 数据中的原始火点数据包含了火点的时间

^①使用双重差分模型的一个关键前提是存在共同趋势，即在政策实施前，实验组和处理组具有相同的发展趋势，这就要求样本数据延伸至政策实施前。农机购置补贴政策自 2004 年开始试点，至 2009 年覆盖中国全部县级地区，因此选取 2001—2009 年县级面板数据即可满足本文对的数据要求。

（精确到小时）和空间（经纬度）分布，图像分辨率可达 1 千米。从现有相关研究来看，该数据能够相当准确地展示地区秸秆焚烧情况。本文选取 MODIS 数据中 2001 年 5 月至 2009 年 4 月中国县级月度秸秆焚烧火点数目数据，加总后构建了 2001—2009 年的年度县级秸秆焚烧火点数目数据^①。

本文构建的是 2001—2009 年中国县级层面的平衡面板数据^②，数据清洗过程如下：第一步，剔除关键解释变量为缺失值或取值不合理的样本，剩余 1597 个样本。第二步，剔除 2001—2009 年间设立、撤销以及出现合并、拆分等导致区划变化的县级单位（共计 20 个），保留仅更名的县级单位，剩余 1577 个样本。第三步，为了消除异常值的影响，对所有连续变量在 1 和 99 分位点上进行缩尾处理。第四步，针对单一被解释变量缺失的样本，通过缺失值检验（Nicholson et al., 2015）来验证这些缺失值的存在是否会导致回归结果出现偏差。检验结果显示，农药使用量、化肥施用量和地膜使用量缺失值的存在对回归结果无显著影响，因此本文不进行缺失值填补处理。经过一系列严格筛选，最终得到 1577 个样本 2001—2009 年的平衡面板数据。

（二）模型设定

双重差分模型（Difference-in-Differences, DID）是政策评估领域的主要研究方法之一，已有许多学者（Nunn and Qian, 2014）运用双重差分方法对政策效果进行评估。由于农机购置补贴政策是在县级层面依照试点次序逐年展开的，因此本文将农机购置补贴政策视为一项“准自然实验”，设立如下多时点双重差分模型：

$$\ln Y_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 P_{i,t} + \sum_j \alpha_j \ln C_{i,t} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， $Y_{i,t}$ 代表第 i 个县第 t 年的农业机械化水平以及污染性农业生产行为，其中污染性农业生产行为包括化肥施用、农药使用、地膜使用及秸秆焚烧。为了消除异方差的影响，并方便对不同污染性农业生产行为进行直观比较，本文对被解释变量及控制变量均作取对数处

^①从全国范围来看，产生秸秆较多的玉米、小麦、水稻等作物的收获时间一般是每年的 5 月至 12 月，而当年作物秸秆的焚烧一般要持续到下一年种植季开始（即 5 月）之前，可见当年种植作物的秸秆焚烧时间跨度应为当年 5 月至次年 4 月，因此本文用当年 5 月至次年 4 月的秸秆焚烧火点数目之和来代表当年的焚烧总量。例如，2001 年的秸秆焚烧火点总量为 2001 年 5 月至 2002 年 4 月的月度火点总数的加总。

^②由于行政区划调整、统计口径变化等原因，每年的样本数量均有所变动，2001 年为 3107 个，2002 年为 3068 个，2003 年为 3110 个，2004 年为 3113 个，2005—2008 年为 2075 个，2009 年为 2076 个。

理。虚拟变量 $P_{i,t}$ 取值为 0 或 1，取 1 代表第 i 个县第 t 年实施了农机购置补贴政策，取 0 代表第 i 个县第 t 年未实施农机购置补贴政策。 $C_{i,t}$ 为控制变量，包括农作物播种面积、粮食生产水平、农业产值占比以及农村居民收入。 μ_i 和 θ_t 分别表示个体固定效应和时间固定效应， $\varepsilon_{i,t}$ 为随机干扰项。本文重点关注系数 α_1 ，它反映了剔除其他因素干扰后农机购置补贴政策的净影响。

进一步，本文对农机购置补贴政策影响污染性农业生产行为的作用机制进行检验，主要检验以下两种机制：一是农机购置补贴政策能否通过调整农业种植结构影响污染性农业生产行为，其中农业种植结构用粮食播种面积占农作物总播种面积的比例测度；二是农机购置补贴政策能否通过促进农业劳动力转移影响污染性农业生产行为，其中农业劳动力转移由农业人口净流失量测度。

本文的中介变量(粮食播种面积占比、农业人口净流失量)并不是外生的随机干预变量，如果将内生的中介变量简单地加入到原有的多时点双重差分模型中，可能导致估计结果有偏。此外，本文的中介变量对不同污染性农业生产行为的影响还可能存在差异。鉴于此，本文无法应用传统的中介效应检验模型进行机制检验。考虑到现有研究已经验证了粮食播种面积占比及农业人口净流失量对污染性农业生产行为的影响，本文只需检验政策变量对中介变量的影响，即可验证农机购置补贴政策影响污染性农业生产行为的机制。具体模型设定如下：

$$M_{i,t} = \tau_0 + \tau_1 P_{i,t} + \sum_j \tau_j \ln C_{i,t} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中， $M_{i,t}$ 是中介变量，包括粮食播种面积占比和农业人口净流失量。其他变量含义同上。

(三) 变量描述

1.被解释变量。基于前文的理论分析，本文选取农业机械化水平以及化肥施用、农药使用、地膜使用及秸秆焚烧这四种典型的污染性农业生产行为作为被解释变量。本文认为，化肥、农药、农膜使用量越大，秸秆焚烧火点数目越多，农业生产对生态环境的破坏程度越高。

2.解释变量。本文核心解释变量为“是否实施了农机购置补贴政策”。根据农机购置补贴试点县名单，本文构造了虚拟变量 $P_{i,t}$ ， $P_{i,t}$ 取值为 0 表示第 i 个县第 t 年还没有实施农机购置补贴政策；若试点县于某一年开始实施农机购置补贴政策，则当年及其后年份的 $P_{i,t}$ 均取

值为1。

3.控制变量。农机购置补贴政策试点县的选取基本遵循了以下三条标准：一是试点县耕地相对集中，粮食生产能力强；二是试点县具有较强的农业机械需求；三是试点县具备一定的财政实力（周振等，2016b）。基于此，结合已有文献和可得数据，本文控制了粮食生产水平、农作物播种面积、农业产值占比以及农村居民收入四个变量。这四个变量为农机购置补贴政策试点县选取时考虑的主要因素，且与化肥施用、秸秆焚烧等污染性农业生产行为存在较强的相关性，控制上述变量可以在一定程度上解决由于遗漏变量导致的内生性问题。

4.中介变量。本文选取了两个中介变量：一是粮食播种面积占比，用各县粮食播种面积占农作物总播种面积的比例测度；二是农业人口净流失量，用县级农林牧渔业从业人员的年度变化量测度。

表1 变量定义与描述性统计

变量名称	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
农业机械化水平	农业机械总动力（千瓦）	294420.300	298006.800	13447.000	1544000.000
化肥施用	化肥施用量（按折纯法计算） （吨）	21363.510	21011.060	96.000	108801.000
农药使用	农药使用量（吨）	619.475	737.924	4.000	3945.000
地膜使用	地膜使用量（吨）	430.636	542.502	4.000	2992.000
秸秆焚烧	秸秆焚烧火点数目（个）	26.060	53.417	0.000	340.000
农机购置补贴政策	是否实施农机购置补贴政策：已实施=1，未实施=0	0.400	0.490	0.000	1.000
粮食生产水平	粮食单位面积产量（吨/公顷）	4.950	1.603	0.989	9.123
农作物播种面积	农作物总播种面积（公顷）	70558.810	52929.210	2941.000	276950.000
农业产值占比	农业产值占农林牧渔业总产值的比例（%）	55.018	14.621	0.161	99.750
农村居民收入	农村居民人均纯收入（元）	3335.060	1825.527	770.000	9966.000
粮食播种面积占比	粮食播种面积占农作物总播种面积的比例（%）	66.711	15.475	16.928	96.377
农业人口净流失量	当年农林牧渔业从业人员数 减去上一年农林牧渔业从业 人员数（人）	-3261.498	18785.830	-108100.000	74200.000

注：表中数据为2001—2009年的均值。

四、回归结果与讨论

（一）农机购置补贴政策对农业机械化水平的影响

本文首先检验农机购置补贴政策是否必然导致农业机械化水平的提高。表2报告了农机

购置补贴政策对农业机械化水平影响的估计结果，（1）列与（2）列为不加控制变量的估计结果，（3）列与（4）列为加入控制变量的估计结果。回归结果显示，农机购置补贴政策对当年以及下一年的农业机械化水平都有显著的正向影响。根据（3）列和（4）列的估计结果，农机购置补贴政策实施后，实施县当年农业机械化水平平均提高 3.7%，下一年农业机械化水平平均提高 4.2%。这表明农机购置补贴政策的效果在实施当年不能全部体现，农机购置补贴政策对农业机械化水平具有持续影响，一种可能的解释是，农业机械具有耐用品的属性，补贴政策虽然可以在当年显著提高农机装备存量，但机械化的推广使用需要一定的时间，因此导致了政策对农业机械化水平的持续影响。该实证结果表明，农机购置补贴政策确实为农业机械化水平重要的外生冲击。

表 2 农机购置补贴政策对农业机械化水平影响的回归结果

	因变量：农业机械化水平			
	(1)	(2)	(3)	(4)
农机购置补贴政策（当年）	0.044*** (0.009)		0.037*** (0.009)	
农机购置补贴政策（上一年）		0.053*** (0.010)		0.042*** (0.010)
常数项	11.870*** (0.008)	11.870*** (0.008)	9.240*** (0.327)	9.255*** (0.326)
控制变量	否	否	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观测值	14065	14065	13715	13715
R ²	0.367	0.367	0.386	0.386

注：本文选择使用县级层面的聚类标准误以获得稳健的估计结果；***、**和*分别表示 1%、5%和 10% 的显著性水平，后文同。

（二）农机购置补贴政策对污染性农业生产行为的影响

表 3 报告了农机购置补贴政策对当年污染性农业生产行为的影响效果，表 4 报告了农机购置补贴政策对下一年污染性农业生产行为的影响效果。估计结果表明：第一，农机购置补贴政策的实施显著减少了当年及下一年的地膜使用量。根据表 3 和表 4 中（1）列的估计结果，农机购置补贴政策的实施，使试点县当年地膜使用量平均减少了 4.5%，下一年地膜使用量平均减少了 4.7%。第二，农机购置补贴政策的实施会显著增加下一年的秸秆焚烧火点数目。根据表 3 和表 4 中列（2）的估计结果，政策实施后，当年秸秆焚烧火点数目没有

显著变化，下一年秸秆焚烧火点数目平均增加了 7.8%，这表明农机购置补贴政策对秸秆焚烧火点数目的影响具有滞后性。第三，农机购置补贴政策对化肥施用量和农药使用量的影响不显著。根据表 3 和表 4 中（3）列和（4）列的估计结果，农机购置补贴政策对当年及下一年的化肥施用量和农药使用量均没有显著影响，可能的原因在于，政策补贴的农机具主要适用于机耕、机播等生产环节，对有助于化肥和农药减量的农机具补贴力度较弱。综上可知，农机购置补贴政策会对污染性农业生产行为中的地膜使用和秸秆焚烧行为产生影响，而对农药使用、化肥施用行为无显著影响，且这种政策的影响具有一定的滞后性。研究假说 1 得证。

表 3 农机购置补贴政策对当年污染性农业生产行为影响的回归结果

	地膜使用	秸秆焚烧	化肥施用	农药使用
	(1)	(2)	(3)	(4)
农机购置补贴政策（当年）	-0.045*** (0.015)	0.028 (0.032)	0.003 (0.007)	0.017 (0.012)
常数项	1.654*** (0.525)	2.556*** (0.754)	4.911*** (0.431)	1.735*** (0.502)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观测值量	13747	10380	13788	13756
R ²	0.116	0.293	0.180	0.124

表 4 农机购置补贴政策对下一年污染性农业生产行为影响的回归结果

	地膜使用	秸秆焚烧	化肥施用	农药使用
	(1)	(2)	(3)	(4)
农机购置补贴政策（上一年）	-0.047*** (0.016)	0.078** (0.034)	0.004 (0.009)	0.005 (0.015)
常数项	1.640*** (0.525)	2.627*** (0.753)	4.914*** (0.431)	1.728*** (0.502)
控制变量	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观测值量	13747	10380	13788	13756
R ²	0.116	0.293	0.180	0.124

（三）农机购置补贴政策影响污染性农业生产行为的机制

本文进一步检验了农机购置补贴政策影响污染性农业生产行为的机制，结果如表 5 所示。其中，（1）列和（2）列分别报告了农机购置补贴政策对当年及下一年粮食播种面积占

比的影响，(3) 列和 (4) 列分别报告了农机购置补贴政策对当年及下一年农业人口净流失量的影响。

(1) 列和 (2) 列的估计结果显示，农机购置补贴政策实施后，实施县当年粮食播种面积占农作物总播种面积的比值平均提高了 0.941，下一年比值平均提高了 1.470，这表明农机购置补贴政策的实施会促使试点县粮食播种面积占比显著提高。农机购置补贴政策导致的农业种植结构变化会对生态环境产生两方面影响：第一，考虑到大部分的农业机械适用于粮食作物（郑旭媛、徐志刚，2016），而地膜主要用于蔬菜、花卉、水果等经济作物，因此地膜使用量会伴随着粮食播种面积占比提高而减少。第二，由于秸秆主要来自于玉米、水稻、小麦等粮食作物，在回收渠道有限的情况下，政策试点县的秸秆总量会增加，秸秆焚烧火点数目也会相应增加（王舒娟、蔡荣，2014）。综上，农机购置补贴政策会通过改变农业种植结构对污染性农业生产行为产生影响，进而影响生态环境。

(4) 列的估计结果显示，农机购置补贴政策对下一年农业人口净流失量有显著的负向影响，这表明农机购置补贴政策可以加快农业劳动力转移。政策实施一年后，更多的农业劳动力流向非农部门，这意味着农机购置补贴政策实施带来的机械化水平提高强化了农业机械对人工的替代作用，这与徐建国、张勋（2016）、李谷成等（2018）的研究结论一致。农业机械化实际上是机械对人力和畜力的替代，也是资本对劳动力的替代。当机械要素相对劳动力更加丰富时，农户倾向于利用机械代替劳动力，从而将劳动力从农业生产中上解放出来，从事报酬更高的非农行业。劳动力向非农部门转移带来的另一个结果是劳动密集型农业生产行为减少，如地膜使用和秸秆综合回收利用行为的减少（黄武等，2012）。可见，农业机械化水平提高导致的农业劳动力流出，会改变农户对污染性投入要素的使用方式和对农业生产废弃物的处理方式，进而对生态环境产生影响。综上，研究假说 2 得证。

表 5 农机购置补贴政策影响污染性农业生产行为机制的检验结果

	粮食播种面积占比	粮食播种面积占比	农业人口净流失量	农业人口净流失量
	(1)	(2)	(3)	(4)
农机购置补贴政策 (当年)	0.941*** (0.178)		-77.290 (534.100)	
农机购置补贴政策 (上一年)		1.470*** (0.218)		-1267.000*** (462.000)
常数项	64.170*** (7.478)	64.930*** (7.480)	-45489.000 (28535.000)	-46919.000 (28532.000)
控制变量	是	是	是	是

地区固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观测值量	13835	13835	12091	12091
R ²	0.053	0.056	0.011	0.011

五、稳健性检验

（一）平行趋势检验

双重差分模型估计有效的前提之一是实验组和对照组在政策实施前满足平行趋势假设。考虑到各县农机购置补贴政策的试点年份不一致,本文选取各县政策实施前一年作为该县的基准年,以考察处理组和对照组的变化趋势。具体地,本文检验了各县农机购置补贴政策实施前 7 年一直到政策实施后 4 年的趋势变化,实证模型设定如下:

$$\ln Y_{i,t} = \alpha_0 + \sum_{k \geq -7}^4 \alpha_k P_{i,t_0+k} + \sum_j \alpha_j \ln C_{i,t} + \mu_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, t_0 代表农机购置补贴政策试点当年, P_{i,t_0+k} 为虚拟变量,表示第 i 个县在 t_0+k 年是否实施了农机购置补贴政策, P_{i,t_0+k} 仅在 t_0+k 这一年取值为 1,其他年份均取值为 0。其他变量含义与前文同。

如图 3 所示,在控制了一系列可观测变量的条件下,农机购置补贴政策实施前试点县与非试点县之间的农业机械总动力变化趋势并无明显差异,而政策实施后的每一年农业机械总动力在控制组和处理组之间均呈现出显著差异。可见,样本基本满足使用多时点双重差分法所要求的平行趋势。

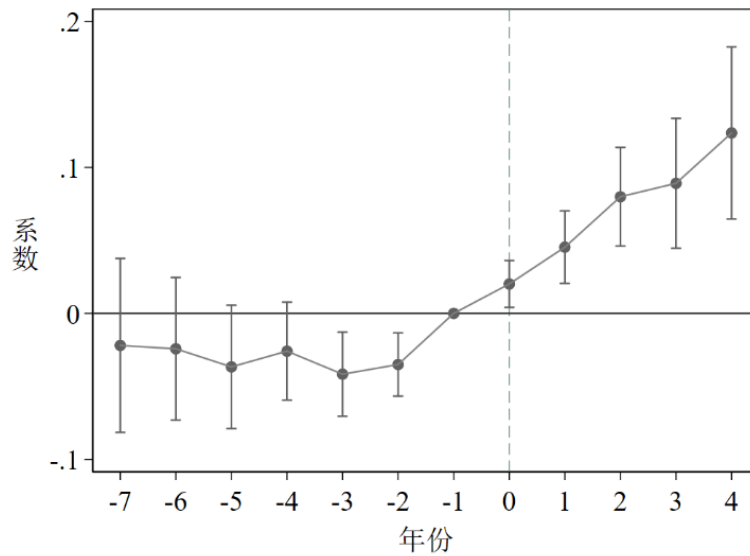


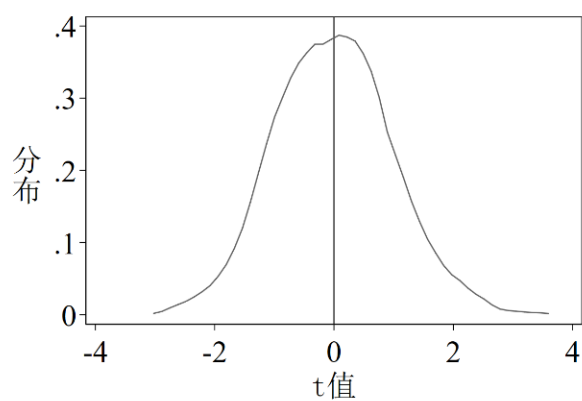
图3 平行趋势检验结果

注：①本图描绘了由（3）式得到的 P_{i,t_0+k} 的逐年估计系数 α_k ，置信区间为 95%；②横轴的“-1”代表政策实施前一年，“0”代表政策实施当年，“1”代表政策实施后一年，依此类推。

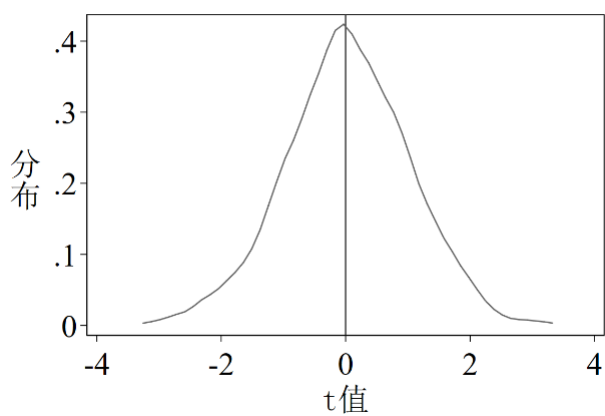
（二）安慰剂效应

为检验上文的实证结果是否由不可观测因素驱动，借鉴 Cai et al. (2016) 的研究，本文通过随机分配试点县进行安慰剂检验。具体地，随机产生一个农机购置补贴政策试点县名单，从而产生一个错误的估计： α_1^{false} 。由于该政策试点是随机生成的，因此安慰剂检验的政策虚拟变量不会对因变量产生显著影响，即 $\alpha_1^{false}=0$ 。若 α_1^{false} 的估计系数在统计上显著偏离于零，则表明模型设定存在识别偏误。

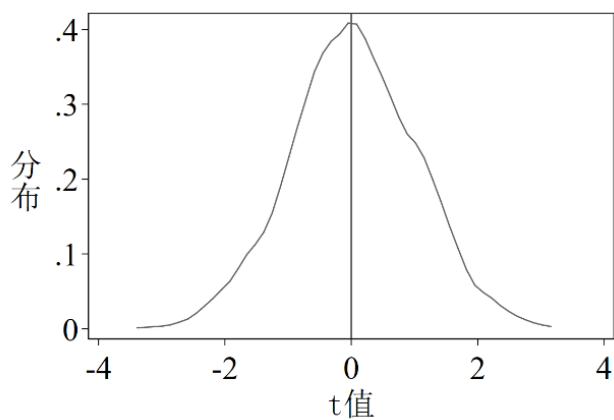
为了避免小概率事件对估计结果的干扰，本文把（1）式重复回归 1000 次，纵向合并 1000 次的回归系数及标准误后，得到图 4 所示的核密度分布图。大样本情况下，当置信水平为 95% 时， t 临界值为 1.96。这意味着，当 $t > 2$ 时，拒绝原假设的可能性超过 95%。由图 4 可知，农机购置补贴政策对农业机械化水平、地膜使用以及秸秆焚烧的影响系数的 t 值分布在 0 附近，这表明本文的实证结果并非是由不可观测的其他因素导致，本文核心结论得到进一步验证。



(a) 农业机械化水平



(b) 地膜使用



(c) 秸秆焚烧

图4 安慰剂检验结果

六、主要结论与政策含义

本文利用农机购置补贴政策“先试点、再逐步推广”的准自然实验特征，通过构建多时点双重差分模型估计了农机购置补贴政策对试点县农业机械化水平和四种污染性农业生产行为的影响，并检验了农机购置补贴政策影响污染性农业生产行为的作用机制，以此来评估农业机械化的环境效应。

研究发现：第一，农机购置补贴政策显著提升了地区农业机械化水平，且该影响具有持续性。第二，农机购置补贴政策对不同污染性农业生产行为的影响存在差异，且具有一定的滞后性。具体而言，农机购置补贴政策显著减少了当年及下一年的地膜使用量，增加了下一年秸秆焚烧火点数目，但对化肥施用量和农药使用量的影响不显著。第三，农机购置补贴政策主要是通过提高粮食作物播种面积占比和促进农业劳动力转移间接影响生态环境。

本文的研究启示在于：第一，学者在研究农机购置补贴政策效果时，不能仅从经济角度测算政策的成本收益，还须关注政策对生态环境的短期和长期影响，否则会高估或者低估政策的实际收益。第二，国家在农机购置补贴政策的设计中要重视机械化水平提升在农业绿色转型中的作用，实施更为精准的农机购置补贴政策，既要注重机械化的广度，又要兼顾机械化的深度，特别在绿色生产技术的薄弱环节要加快推进全程机械化。第三，要注重政策的连锁效应。本文研究发现，农机购置补贴政策可以通过改变农业种植结构和促进农业劳动力转移间接对生态环境产生影响。这说明，在农业政策制定过程中，不能仅着眼于政策的直接作用，还需要通盘考虑宏观经济、人口、技术发展趋势等因素，深入分析政策传导链条，全面评估可能产生的政策连锁效应，从而制定更加合理有效的政策措施。第四，要注重政策影响的差异性。本文的研究发现，农业机械化水平提高并不一定产生负的环境效应，例如在增加秸秆焚烧火点数目的同时，也降低了地膜使用量，这说明政策影响的评估不能依靠单一指标，而应建立一套综合评价体系，从多个角度评估政策效应。

参考文献:

1. 葛继红、周曙东, 2011: 《农业面源污染的经济影响因素分析——基于 1978~2009 年的江苏省数据》, 《中国农村经济》第 5 期。
2. 何萍、温作民、刘梅娟, 2018: 《中国碳税政策实施效应研究综述》, 《林业经济问题》第 3 期。
3. 黄武、黄宏伟、朱文家, 2012: 《农户秸秆处理行为的实证分析——以江苏省为例》, 《中国农村观察》第 4 期。
4. 李谷成、李烨阳、周晓时, 2018: 《农业机械化、劳动力转移与农民收入增长——孰因孰果?》, 《中国农村经济》第 11 期。
5. 刘钦普, 2014: 《中国化肥投入区域差异及环境风险分析》, 《中国农业科学》第 18 期。
6. 卢洪友、杜亦譞、祁毓, 2015: 《中国财政支出结构与消费型环境污染: 理论模型与实证检验》, 《中国人口·资源与环境》第 10 期。
7. 吕炜、张晓颖、王伟同, 2015: 《农机具购置补贴、农业生产效率与农村劳动力转移》, 《中国农村经济》第 8 期。
8. 王姣、肖海峰, 2007: 《我国良种补贴、农机补贴和减免农业税政策效果分析》, 《农业经济问题》第 2 期。
9. 王舒娟、蔡荣, 2014: 《农户秸秆资源处置行为的经济分析》, 《中国人口·资源与环境》第 8 期。
10. 魏巍贤、赵玉荣, 2017: 《可再生能源电价补贴的大气环境效益分析》, 《中国人口·资源与环境》第 10 期。
11. 吴银毫、苗长虹, 2017: 《我国农业支持政策的环境效应研究: 理论与实证》, 《现代经济探讨》第 9 期。
12. 徐建国、张勋, 2016: 《农业生产率进步、劳动力转移与工农业联动发展》, 《管理世界》第 7 期。
13. 张佰秋, 2017: 《农用塑料地膜污染现状与防控对策》, 《吉林农业》第 12 期。
14. 张海涛、任景明, 2016: 《农业政策对种植业面源污染的影响分析》, 《生态与农村环境学报》第 6 期。
15. 郑旭媛、徐志刚, 2016: 《资源禀赋约束、要素替代与诱致性技术变迁——以中国粮食生

- 产的机械化为例》，《经济学（季刊）》第 1 期。
- 16.周家俊、周德，2019：《农业机械投入对化肥减量化的作用效果研究》，《农村经济与科技》第 13 期。
- 17.周振、孔祥智，2019：《农业机械化对我国粮食产出的效果评价与政策方向》，《中国软科学》第 4 期。
- 18.周振、马庆超、孔祥智，2016a：《农业机械化对农村劳动力转移贡献的量化研究》，《农业技术经济》第 2 期。
- 19.周振、张琛、彭超、孔祥智，2016b：《农业机械化与农民收入：来自农机具购置补贴政策的证据》，《中国农村经济》第 2 期。
- 20.朱浩宇、贾安都、王子芳、龙翼、严冬春、徐国鑫、高明，2021：《化肥减量对紫色土坡耕地磷素流失的影响》，《中国环境科学》第 1 期。
- 21.朱佳雷、王体健、邓君俊、姜爱军，刘冬晴，2012：《长三角地区秸秆焚烧污染物排放清单及其在重霾污染天气模拟中的应用》，《环境科学学报》第 12 期。
- 22.朱岩、曹莹、张亚辉、曾鸿鹄、覃礼堂、闫振广、郑磊、刘征涛，2017：《有机磷农药对锯齿新米虾的毒性及敏感性分析》，《中国环境科学》第 2 期。
- 23.左喆瑜、付志虎，2021：《绿色农业补贴政策的环境效应和经济效应——基于世行贷款农业面源污染治理项目的断点回归设计》，《中国农村经济》第 2 期。
- 24.Cai, X., Y. Lu, M. Wu and L. Yu, 2016, “Does Environmental Regulation Drive Away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-Natural Experiment in China”, *Journal of Development Economics*, 123:73-85.
- 25.Crutzen, P. J., L. E. Heidt, J. P. Krasnec, W. H. Pollock, and W. Seiler, 1979, “Biomass Burning as a Source of Atmospheric gases CO, H₂, N₂O, NO, CH₃Cl and COS”, *Nature*, 282(5736):253-256.
- 26.Grossman, G. M. and A. B. Krueger, 1995, “Economic Growth and the Environment”, *Quarterly Journal of Economics*, 110(2):353-377.
- 27.Nicholson, J. S., P. R. Deboeck and W. Howard, 2015, “Attrition in Developmental Psychology: A Review of Modern Missing Data Reporting and Practices”, *International Journal of Behavioral Development*, 41(1):143-153.

28. Nunn, N., and N. Qian, 2014, “US food Aid and Civil Conflict”, *The American Economic Review*, 104(6):1630-1666.
29. Qiu, H., C. F. A. van Wessenbeeck and W. C. M. van Veen, 2020, “Greening Chinese Agriculture: Can China Use the EU Experience?” *China Agricultural Economic Review*, 13(1):96-123.
30. Yang, J., Z. Huang, X. Zhang and T. Reardon, 2013, “The Rapid Rise of Cross-regional Agricultural Mechanization Services in China”, *American Journal of Agricultural Economics*, 95(5):1245-1251.

The Environmental Effects of Agricultural Mechanization: Evidence from Agricultural Machinery Purchase Subsidy Policy

Tian Xiaohui Li Wei Li Rong

Abstract: Will agricultural mechanization affect the ecological environment? Based on China's agricultural production data at the county level and satellite remote sensing data, from agricultural machinery purchase subsidy policy this unique angle, this paper views the quasi-natural experimental characteristics of the policy as exogenous shocks of agricultural mechanization and uses the Difference-in-Differences (DID) approach to measure the impacts of agricultural machinery purchase subsidy policy on polluting agricultural production behaviors and its mechanisms. The results show that the agricultural machinery purchase subsidy policy significantly improved the level of agricultural mechanization, and the effects of the policy on polluting agricultural production behaviors were different, and there was a certain lag. Specifically, the policy significantly reduced the use of plastic film in the current year and the next year, the policy increased the number of straw-burning points in the next year after the policy started, and the policy had no significant effects on the use of chemical fertilizer and pesticide. This paper further explores the mechanisms of the impacts, and the results show that the policy had corresponding impacts on the ecological environment by expanding the proportion of grain sown area and promoting the outflow of the agricultural labor force, which changed the way farmers used polluting inputs and treated agricultural production waste.

Keywords: Agricultural Mechanization; Production Behavior; Crop Structure; Labor Mobility; Difference-in-Differences