

农地流转的多维减贫效应分析*

——基于 5 省 1218 户农户的调查数据

夏玉莲 匡远配

摘要：本文首先基于贫困的多维特性分析了农地流转促进贫困减缓的理论机理，然后利用倾向得分匹配法和 5 省 1218 户农户 3 年的跟踪调查数据，分析了家庭的农地流转行为及其减贫效应。研究表明，农地流转具有显著的多维减贫效应。其中，收入维度和就业维度的减贫效应尤为突出，教育维度减贫效应逐渐显现。但是，农地流入和农地流出的减贫效应具有明显的差异，农地流出的就业减贫效应、收入减贫效应要更显著，农地流入具有极不明显的教育减贫效应。本文研究的重要政策意义在于：推进农地流转可能是增加家庭收入、提升农民可持续发展能力并保障其权利进而促进全面脱贫攻坚的一个新思路。

关键词：农地流转 多维贫困 减贫效应 倾向得分匹配法

中图分类号：F301.14 **文献标识码：**A

一、引言

2017 年中央农村工作会议明确提出，要“发展适度规模经营，优化经营结构，把促进规模经营与脱贫攻坚和带动一般农户增收结合起来”。按农业部统计，截至 2016 年年底，全国家庭承包耕地流转面积增加到 4.7 亿亩，农地流转率从 1996 年的 2.6% 增长到 2016 年的 35.1%，约有 7000 万户农民参与农地流转，占到全体农户的近 1/3。在中国，农地不仅是重要的生产要素，也是农民的资产、资源，承担着社会保障等多重功能，与农民生活贫富程度密切相关（张慧东等，2005）。农地流转作为配置农民土地要素的一种重要方式，不仅是促进土地适度规模经营的主要途径，也是农业结构战略性调整和农村劳动力转移的重要条件。目前，农民收入是否因农地流转而增长得到了学者们的广泛关注，在农地流转有助于推进适度规模经营、提高农业生产率以及增加农民收入等问题上基本达

*本文系国家自然科学基金重点项目“中国农地流转的综合效益评价：基于双SE框架”（项目编号：71473080）、教育部人文社会科学研究青年项目“农地流转减贫：效应评估与作用机理研究”（项目编号：17YJC630176）、湖南省自然科学基金青年项目“多维贫困视阈下湖南省农地流转的减贫绩效测度与机制设计”（项目编号：2017JJ3101）的阶段性研究成果。感谢匿名评审专家提出宝贵意见和建议，但笔者文责自负。

成了共识（参见许恒周等，2012；冒佩华、徐骥，2015）。但中国农地流转机制不完善、农地流转相关服务不健全以及农地流转减贫理念滞后，阻碍了农地流转的政策效果特别是贫困地区农地流转对贫困减缓的效果。因此，厘清农地流转的减贫效应不仅将有效促进贫困减缓与农业适度规模经营的结合，也有利于充分发挥农地流转在经济增长以及贫困减缓中的重要作用。

在逻辑上，农地流转的制度安排以农民收益改善为理论前提（游和远等，2013）。世界银行克劳斯·丹宁格（2007）通过研究中东欧、拉丁美洲、非洲、亚洲等地区的土地问题，指出地权分配、保障和交易等土地政策有助于促进经济增长和减缓贫困。农地流转不仅具有生产性收益，也具有极大的非生产性收益，比如风险规避贡献（李中，2013；Deininger and Jin, 2003）。农地流转通过提高农户收入水平，还发挥了消费促进效应（胡初枝等，2008；Kemper et al., 2015），产生效益递延（曾福生，2012），增进交易双方福利（邹伟、孙良媛，2011）。农地流转还通过促使农村劳动力转移，具有一定的就业促进效应（杨钧，2013）。当然，国外也有经验研究结论支持土地改革的重点不在于家庭福利和受益者竞争力的改善，而在于土地获取的观点（De Janvry et al., 1998）。江淑斌、苏群（2013）也认为，农地流转的“租金分层”现象表明了农地资源并未实现有效配置。由此，农地流转促进贫困减缓的效应可能不仅仅在于收入维度，还可能体现在就业等其他诸多领域。已有文献还没有系统、全面研究农地流转的减贫效应，没有把农地流转的资源配置效应、异质性特征、多维效应等多种特征结合起来研究。此外，有关农地流转的实证研究多侧重于农民收入及相关福利，也没有把农地流转与农民就业、教育等能力提升相关问题以及权利保障等问题联系起来研究。而只有涵盖了家庭的关键因素如收入、就业、权利等，才能更为全面地展现农户的贫困现实，更真实地反映农地流转的政策绩效。因此，本文将理论分析和实证分析结合起来，分析包括增收效应在内的农地流转多维减贫效应问题。

二、理论分析与研究假说

贫困是一种复杂的社会经济现象，并不只是指贫困人口的收入水平低，还包括贫困人口的福利低于可接受的水平。联合国开发计划署在2010年提出了多维贫困（multidimensional poverty）的概念^①。在经济新常态下，从多维视角测度贫困及相关的政策效果将更准确、更科学，也更有利于扶贫方式的有效创新，为切实提高贫困地区和贫困群众的自我发展能力提供新途径。有关多维贫困的测量研究学者们多从经济、社会、教育、健康等维度进行（例如王小林、S. Alkire, 2009；李佳路，2010；Alkire and Foster, 2011；Martin, 2011）。其中，经济维度或者说收入贫困是表象，能力贫困与权利贫困才是根源。从贫困表象的视角来看，农地流转盘活了土地的资源、资产与资本功能，本身具有一定的增收效应。从贫困根源的角度分析，农地流转不仅能够作用于制度或政策层面派生的

^①主要选取健康、教育、生活水平3个维度测量贫困，总共包括营养状况、儿童死亡率、儿童入学率、受教育程度、饮用水、电、日常生活用燃料、室内空间面积、环境卫生和耐用消费品10个方面的测量指标。参见 <https://baike.so.com/doc/25727498-26857836.html>。

致贫因素，农地流转过程中村庄文化以及农民的价值规范和行为也会发生变化，进而对由规范衍生的穷人已经习得的内在因素产生影响，例如就业行为、教育观念等。因此，基于贫困的多维特性以及农地流转效应的多样性，以减贫增收为目标的农地流转顺应并满足了贫困理论对减贫策略的多方位要求，具有明显的“贫困责任”分担能力。农地流转的减贫效应也应当由多维、多层次的指标来衡量。不过，囿于指标数据的可获得性以及为避免多层次指标体系在权重设置中主观因素的限制，同时保持研究结果的可比性和简洁性，参考相关文献后（例如王春超、叶琴，2014；程名望等，2014），本文着重分析农地流转在收入、就业、教育三个维度上的减贫效应，并分别用家庭收入情况、就业情况、教育情况来表征。

（一）农地流转缓解贫困表象：收入视角

实行家庭承包制是在农村居民收入水平低下、经济困顿背景下做出的重大变革，虽然激发了农民的生产积极性，但由于单个农户与市场之间缺乏有效的联结机制，农民的经济状况没有得到实质性改善。农地流转是中国农村基本经济制度在维持现有农村土地产权框架下的重要制度创新，促进了农民的财产性收入增长，弥补了家庭承包经营制下“小农户”与“大市场”之间不对等的缺陷。农地流转有利于提高务农者的收入。从收入构成的视角，刘俊杰等（2015）、钱忠好、王兴稳（2016）认为，农地流转有利于提高参与家庭的转移性收入、工资性收入、经营性收入和财产性收入，这种收入增加效应主要源于农业生产效率的提高（Wang and Yu, 2011）。农地流转的规模经济效益、交易收益效应、边际产出拉平效应以及投资管理效应为农地流转在收入维度上促进减贫提供了重要思路。其具体机理可以归纳为：

第一，农地规模经营可以提高土地利用效率。速水佑次郎、弗农·拉坦（2000）对 21 个发达国家和 22 个发展中国家农业生产率进行了比较研究。其结果显示，土地规模经营的作用能解释约 15% 的生产率；而在高收入的发达国家和低收入的发展中国家之间，土地规模可以解释大约 25% 的劳动生产率差异。小规模经营和土地细碎化导致中国农业生产效率低下（Brabec and Smith, 2002；谭淑豪等，2006）。农地流转一方面能够扩大土地经营规模，促进农业机械化，节约劳动力投入且降低单位生产成本，从而获得潜在的效率；另一方面有利于防止土地撂荒现象发生，让新技术、新品种的推广与运用成为可能，从而提高土地利用效率（俞海等，2003；许恒周等，2012）。

第二，农地流转可以提高资源再配置效率。农地流转所具有的交易收益效应和边际产出拉平效应（姚洋，1998、2000），能够有效促进农地资源的优化配置和农业全要素生产率的提高，其整个过程是“帕累托改进”（Van Dijk, 2003；田传浩、方丽，2013）。本质上讲，农地流转就是土地要素的市场化，这又必然引致其他要素市场包括农村资本市场的发育，激活农村剩余劳动力，为农业集约化、高效化和社会化提供可能。此外，农地交易收益效应也能提高农地的投资价值，刺激农户对农地的投资和更好的管理，减少风险规避行为，从而有利于农业长期生产率提高以及农地财产性收益增长（钟甫宁、纪月清，2009；郜亮亮、黄季焜，2011）。

据此，从减贫的视角看，农地流转的增收效应正好为消除农民的收入贫困提供了条件。为此，本文提出第一个研究假说 H1：农地流转有利于贫困农户脱贫。

（二）农地流转缓解贫困根源：就业与教育的视角

土地不但具有生产资料的功能，而且具有社会保障的功能，具有外部效益（闫小欢、霍学喜，2013），这种多功能性和外部效益对贫困农户尤为明显。但农地流转过程中，农地流转市场缺陷如市场主体的行政化以及与市场相关制度的不完善等使得农地流转的制度绩效不高（张建等，2016），政府错位、缺位和越位的现象也比较严重，政府和市场的“双失灵”致使农户农地流转模式以及农业经营模式选择行为偏差，在农业内部农地流转粗放、流转效应不明显，再加上城市化、工业化进程不断推进导致农地资源的大量“溢出效应”现象，因而区域农地流转的外部性及社会效益常被政府忽视，直接影响农业可持续发展与农户脱贫。有鉴于此，基于农地要素流动对劳动力与资本要素的双向协同作用，本文着重研究农地流转对农村劳动力转移就业和农民受教育权实现两个方面的影响，以此验证农地流转可能缓解贫困根源的论点。

首先，农地流转借助其对农村劳动力的释放效应成为农民减贫的重要契机与条件。20世纪90年代，就有学者从劳动力与土地的关系方面研究了农地流转对劳动力转移与就业的影响（例如李录堂，1994；邓大才，1999），认为农地流转通过提高农业生产率、弱化土地的保障功能、降低劳动力转移成本，为农村劳动力转移创造了条件，解决了农村劳动力转移的后顾之忧。并且大量农村劳动力加入其他产业中，拓宽了知识面，提高了社会适应性和竞争力，缓解了农民在新环境中的能力贫困。因此，农地流转带来的劳动力非农就业情况间接体现了家庭脱贫的可能性，能够成为农民可持续增收的关键点，而在不健全的农地流转市场中两者间则存在制约关系（韩菡、钟甫宁，2011）。此外，按照阿玛蒂亚·森的理论，个人发展中的可行能力是衡量个体贫困程度的核心指标（王春超等，2014）。农地流转过程中的知识溢出促使贫困人口能力提升，能够更好地经营农业或从事非农产业，从而脱贫。进一步而言，农地流转缓解家庭能力贫困的一个逻辑在于它为农民获取、吸收和交流知识创造了机会。

其次，权利缺失也是能力不足的一种外在表现。农村土地为农民集体所有，从微观视角而言，农地流转本身就是农民土地权利强化的体现。在多维贫困研究中，教育维度是衡量个人发展和贫困状况的关键组成部分，受教育程度及其所表征的人力资本的差异是造成收入不平等的重要原因（高梦滔、姚洋，2006）。若考虑农户自身的资源禀赋因素，农地经营者间的异质性是农地流转政策效果存在差异的微观原因；同时，没有农户间的异质性，农地市场就没有存在的必要，并且异质性的一个重要维度——人力资本分配的差异，在推动土地租赁市场形成方面具有重要作用（姚洋，2000）。反过来，曾福生、夏玉莲（2014）的研究则认为，农地流转对新型农民培养具有促进效应。因此，教育权利作为农民权利体系中的重要组成部分^①，将直接或间接的受农地流转行为的影响。通过赋予农民平等和机会，农地流转将在缓解农民收入贫困的基础上，进一步增进农民的就业能力并缓解其权利贫困。本文在综合考虑贫困家庭收入的基础上，重点从就业和教育两个维度来分析。

此外，无论是流入还是流出，由农地流转的推进机制所决定，相比于没有参与农地流转的家庭，

^①由于教育政策的重大变革与完善，本文不考虑农民工子女的异地教育问题以及基本的义务教育权。

参与农地流转的家庭更可能是收入较多的家庭（曹瑞芬、张安录，2015；徐玉婷等，2016）。对于流出农地的农户而言，不仅可以获得农地流转租金等财产性收入，而且有更多的剩余劳动力可以转移出去，挣得更多的工资性收入，另外，与农业经营收入相比，农地流出后的非农务工收入和农地租金收入的贡献还具有一定的稳定性和持续性。对于流入农地的农户而言，仍然可以保持一部分的劳动力转移以赚取工资性收入；同时，通过土地经营规模化、农业机械化水平的提高，农业劳动者的生产率水平大大提高，从而其家庭的农业经营性收入增加，并且还可能获得相关的补贴以及奖励。但是，不可回避的问题是：尽管农地流入和农地流出都具有一定的增收效应，但二者之间的增收效应还是可能存在差异。有学者对这种增收效应进行了测算。李中（2013）认为，农地流转后的务工收入和农地出租收入对参与流转农户人均纯收入增长的贡献率高达 76%；张建等（2016）认为，农户土地转入后收入增加了 161.2%，而转出户收入并未显著增加；徐玉婷等（2016）认为，农地转入的规模经营收益率为 2.9%；高欣等（2016）则认为，流出户的增收率要高于流入户。而现实中，收入水平提高有助于贫困人口减少，但收入差距扩大则对贫困减缓可能具有阻碍效应。

基于以上分析，本文提出以待检验的如研究假说 2、假说 3 和假说 4 以：

H2：农地流转除具有收入减贫效应，还具有就业减贫效应和教育减贫效应。

H3：由于农户间的异质性，农地流转的减贫效应具有差异。

H4：农地流入和农地流出的减贫效应具有不对称性。

三、计量模型与研究方法

微观计量经济学领域中新发展起来的倾向得分匹配法（propensity score matching, PSM）是一种近似于自然实验的方法，利用该方法能尽可能地分离出实验本身对实验对象的净效应，不将成果函数化或对误差项进行特定假设就可以推算出处理效果。

对于农户而言，是否流转农地为一个二元随机变量（ $landtr$ ），其中， $landtr=1$ 表示家庭参与了农地流转， $landtr=0$ 表示家庭没有参与农地流转。本文用 Y 表示家庭贫困状况，分 3 个表征指标：收入贫困、就业贫困和教育贫困，分别用 Y_1 、 Y_2 、 Y_3 表示。下面以收入贫困为例进行分析， Y_{1i} 表示农地流转后的家庭收入状况， Y_{0i} 表示没有农地流转家庭的收入状况， i 表示样本家庭，可得 $(Y_{1i} - Y_{0i})$ 代表农地流转对家庭收入的处理效应。由于现实调查难以同时观测到家庭的 Y_{1i} 和 Y_{0i} ，本文将 Y_1 定义为：

$$Y_1 = (1 - landtr_i) \cdot Y_{0i} + landtr_i \cdot Y_{1i} = Y_{0i} + landtr_i (Y_{1i} - Y_{0i}) \quad (1)$$

因此， $\alpha = E(Y_{1i} - Y_{0i})$ 表示农地流转的减贫效应，即农地流转的平均处理效应。估计模型考虑下列 3 种情况：①考虑土地、资本和劳动力等控制变量 X'_i 以及地区虚拟变量 R ，并且参与农地流转的家庭与没有参与农地流转的家庭之间不存在异质性， $X'_i = (landscl, laborscl, investscl)$ ， $landscl$ 、 $laborscl$ 、 $investscl$ 分别表示家庭耕地规模、家庭劳动力规模、家庭生产经营性固定资产规模。②考虑家庭之间的异质性可能导致的模型估计偏差， \bar{X}_i 是 X_i 的均值。③考虑控制变量 X'_i

对农户减贫的非线性影响，用倾向得分值（propensity score）的估计值 $P(X_i)$ 代替情形②中的线性函数；同时还考虑参与农地流转的不同家庭之间存在异质性， $\overline{P(X_i)}$ 是 $P(X_i)$ 的均值。三个实证模型具体见式（2）~（4）：

$$Y_1 = \mu_0 + \alpha \cdot landtr_i + X_i' \theta + R_i \chi + e_i \quad (2)$$

$$Y_1 = \mu_0 + \alpha \cdot landtr_i + X_i' \theta + (X_i - \overline{X_i})' \cdot landtr_i \cdot \rho + R_i \chi + e_i \quad (3)$$

$$Y_1 = \mu_0 + \alpha \cdot landtr_i + P(X_i) \cdot \delta + (P(X_i) - \overline{P(X_i)}) \cdot landtr_i \cdot \pi + R_i \chi + e_i \quad (4)$$

依照农地流转减贫效应的计算方法，以上述计量模型为基础分别建立相应的回归方程，可求出平均处理效应 a 。同理可以求出农地流转的教育减贫效应、就业减贫效应，由于篇幅，此处省略。

上文采用的平均处理效应方法检验农地流转的减贫效应，将参与农地流转与不参与农地流转的选择置于随机状态，然后将处理组与对照组的效果进行比较（Dehejia and Wahba, 2002），这能有效克服 OLS 估计存在的不足。但是，该方法的一个重要前提条件就是家庭贫困状况 Y 要满足条件期望独立（conditional mean independence, CMI）假设，也就是说，假设在控制了与贫困相关的解释变量后，农户是否流转农地的决定不与其收入、就业能力以及教育权利相关。结合本文的研究对象，该假设为：

$$E(Y|X_i, landtr_{in-out-i}) = E(Y_{ni}|X_i) \quad (5)$$

（5）式中， n 取 0 或 1， in 表示农地流入， out 表示农地流出。只有满足 CMI 假设，使用平均处理效应方法得到的估计结果才是一致的。但本文的理论模型在控制解释变量 X 后，误差项 e 实际上还可能包括了其他难以观测同时影响 Y 和 X 的相关信息，也就是说，家庭是否流转农地属于非随机的“自选择”行为。由此，平均处理效应（average treatment effect, ATE）估计方法的 CMI 假设难以确保成立，这将导致模型存在内生性，使估计结果产生一定的偏差。

解决模型内生性问题一直都是学术界面临的巨大挑战。采用工具变量是解决内生性问题的常用方法，但好的工具变量很难找到。本文尝试使用 PSM 方法解决内生性问题。其核心思想是在未参与农地流转的家庭集合中，为每个参与农地流转的家庭挑选出一个或一些相似的家庭进行匹配，这些匹配的家庭之间除了农地流转决策不同之外其他特征都相似，这样，通过相互匹配的家庭得到的处理效应估计结果可以有效减少选择性偏差带来的内生性问题。

具体来说，在条件期望独立假设条件下，用 PSM 方法估计每个个体的倾向得分，并将转出或转入土地的家庭与跟自己得分接近的未参与农地流转的家庭配对，用配对组的家庭贫困状况来近似替代已经转出或转入农地家庭的贫困状况。通过比较配对成功的家庭的被解释变量值，便可估计出受处理组的平均处理效应。本文将分别报告农地流转参与者的平均处理效应（ATT）、未参与者的平均处理效应（ATU）以及整个样本包括参与者和未参与者的平均处理效应（ATE）情况。三者的估

计值如 (6) ~ (8) 式所示:

$$ATT = E(Y_{1i} - Y_{0i} | landtr_{in-out-i}=1, X_i) = E(Y_{1i} - Y_{0i} | landtr_{in-out-i}=1, P(X_i)) \quad (6)$$

$$ATU = E(Y_{1i} - Y_{0i} | landtr_{in-out-i}=0, X_i) = E(Y_{1i} - Y_{0i} | landtr_{in-out-i}=0, P(X_i)) \quad (7)$$

$$ATE = E(Y_{1i} - Y_{0i}, X_i) = E(Y_{1i} - Y_{0i}, P(X_i)) \quad (8)$$

另外, 本文在进行倾向得分匹配时采用近邻匹配法和核匹配法。近邻匹配估量为 (9) 式, j 表示控制组样本个体, $w(i, j)$ 为适应于配对 (i, j) 的权重, $\sum_{j:D_j=0}$ 表示仅对控制组个体进行加总。如果使用核函数来计算权重 $w(i, j)$, 则为核匹配方法, 其权重函数为 (10) 式所示, 其中, h 为指定带宽, $K(\cdot)$ 为核函数。

$$\bar{y}_{0i} = \sum_{j:D_j=0} w(i, j)y_j \quad (9)$$

$$w(i, j) = \frac{K\left[\frac{(x_j - x_i)}{h}\right]}{\sum_{k:D_k=0} K\left[\frac{(x_k - x_i)}{h}\right]} \quad (10)$$

此外, 由于 PSM 方法所报告的标准误并未考虑倾向得分为估计所得的事实, 而是假设倾向得分为真实值, 然后推导标准误; 同时, PSM 方法中报告的标准误的另一假设为同方差, 也可能不成立。为此, 本文用自助法 (bootstrap) 来计算标准误。

四、数据来源与描述性统计

本文采用的样本数据分别来源于山东、河南、湖南、四川和甘肃 5 省, 本文研究课题组从每省选择了 2 个贫困县作为固定观察点, 其中, 在山东选择了泗水县和沂源县, 在河南选择了原阳县和新县, 在湖南选择了桑植县和花垣县, 在四川选择了西充县和南江县, 在甘肃选择了陇西县和静宁县。每个样本县选取了 5 个贫困村作为样本村。每个样本村再以收入为标准, 采用分层随机抽样方法抽取 30 户。2010 年基期样本农户总数为 1500 户。在 2012 年跟踪调查中, 举家外出、家庭消失、调查时不在家等原因造成部分样本流失, 跟踪调查的样本为 1351 户。在 2014 年第三轮调查中, 共调查农户 1327 户。最后, 剔除了部分存在变量数据缺失和数据失真的农户样本, 本文研究采用的三年有效样本为 3654 户, 每年 1218 户。

与本文实证研究相关的数据主要包括农户农地流转情况、家庭年收入情况^①、家庭非农就业情

^①农户家庭收入由种植业收入、养殖业收入、工资性收入以及变卖资产收入、救济粮、救济粮折款、五保救济金、低保或贫困补贴、养老金、退耕还林(还草)补贴金额、救济(灾)款、粮食直补、良种补贴、生产资料补贴抚恤金、不

况（包括家庭外出务工和经商的人数）、参与教育培训情况，以及控制变量——家庭耕地规模、家庭劳动力规模（包括经常参加和偶尔参加劳动的人数）、家庭生产经营性固定资产规模。本文用家庭各项收入合计表征收入贫困变量，用家庭外出务工人员数表征就业贫困变量，用参加教育培训情况表征教育贫困变量。表 1 显示了变量的具体度量方法和统计特征。

表 1 变量定义及描述性统计

变量名称及符号	变量定义	均值	标准差	最大值	最小值	变异系数	样本数
家庭非农就业情况 (WT)	家庭外出务工人员数 (个)	0.97	1.01	6	0	1.05	3654
家庭年收入情况 (zshour)	家庭各项收入的总和 (元)	26714	26888	364573	0	1.01	3654
参与教育培训情况 (edu)	参与县、乡政府或村委会给农民提供的培训 (有=1, 没有=0)	0.07	0.26	1	0	3.86	3654
家庭耕地规模 (landscl)	家庭耕地面积 (亩)	5.92	7.33	107	0	1.24	3654
家庭劳动力规模 (laborscl)	家庭劳动力人数 (个)	2.74	1.23	9	0	0.45	3654
家庭生产经营性固定资产规模 (investscl)	单位价值在 20 元以上的生产经营性固定资产价值之和 (元)	4081.07	23952.23	600420	0	5.87	3654
农地流转情况 (landtr)	是否参与农地流转 (是=1, 否=0)	0.35	0.48	1	0	1.37	3654

此外，模型中还设置了 4 个省份和 2 个间隔年份的虚拟变量。样本数据中，以参与过农地流转的样本家庭数量占样本家庭总数的比例表示农地流转率，各年农地流转率都在 30% 以上，其中以 2012 年最高，达到 39.49%；在所调查的 5 个省中，湖南省和四川省家庭农地流转率最高（50% 左右），河南省、山东省农户农地流转率相对较低（20% 左右）。

五、实证检验与结果分析

（一）农地流转减贫效应的样本估计

本文首先分析用 3 年总样本估计的结果，然后比较分析 2010 年和 2014 年的分样本估计结果，以动态考察农地流转的减贫效应。表 2、表 3 给出了总样本的估计结果。参与农地流转表现出多维减贫效应，其中，收入减贫效应和就业减贫效应最为显著。现实中，这两种效应互相促进，农地流出后农民能够拿到流转租金，还有可能享受农地合作经营的二次分红，以及劳动工资收入，可能实

在表 A 中的子女、父母或兄弟姐妹给的钱、人情往来收礼、保险赔付、征地补偿、租金收入等合计得出。

现以农地为依托的“三金”收入；而农地流入也能够依靠机械化和规模化提高土地产出率。因而无论是农地流入还是流出，都具有较为显著的增收效应，农地流转能够实现收入维度的减贫。与此同时，农地规模经营引致了社会化服务体系的发展，进而创造出新的工作需求；农地流转对农村剩余劳动力的释放也倒逼一部分劳动力外出务工，就业减贫的效果明显。上述结果和研究假说 1、假说 2 基本一致。但农地流转的教育减贫效应非常小且并不明显。这体现出当前农民仍然是知识水平较低的群体，再教育机会较少，农地流转后，农民仍然从事体力劳动以及简单技能的工作。进一步地，以就业减贫效应为例，在考虑了交互项后，农地流转的影响仍然非常显著（系数为 0.13），说明农地流转的减贫效应存在明显的差异，在分析时必须重视这种差异的影响（见假说 3）。再看表 3 中的估计结果，放松线性假设后，参与农地流转对农民就业促进的影响力仍然有 0.12，与表 2 中的估计结果基本一致。就农地流转的就业减贫效应而言，农地流转每增加 1 亩，农村剩余劳动力释放 0.13 个左右。因此，无论线性估计模型还是非线性估计模型，都能验证农地流转的积极减贫效应，参与农地流转的农户较未参与农地流转的农户，平均收入（包括务工收入、经营性收入和转移性收入等）高 5000 元左右。

表 2 农地流转减贫效应的总样本线性估计结果

	收入减贫		就业减贫		教育减贫	
	模型 1	模型 2	模型 1	模型 2	模型 1	模型 2
<i>landtr</i>	5057.61*** (917.62)	5117.56*** (917.17)	0.13*** (0.03)	0.13*** (0.03)	-0.00 (0.01)	-0.00 (0.01)
<i>landscl</i>	-28.35 (73.79)	101.13 (109.42)	-0.02*** (0.00)	-0.01*** (0.00)	0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)
<i>laborscl</i>	5648.86*** (350.41)	5323.91*** (444.35)	0.33*** (0.01)	0.33*** (0.02)	0.01 (0.00)	0.01 (0.00)
<i>investscl</i>	0.04** (0.02)	0.01 (0.02)	-0.00 (0.00)	-0.00** (0.00)	-0.00** (0.00)	-0.00 (0.00)
<i>landscl_j</i>	—	215.81* (123.24)	—	-0.01* (0.00)	—	0.00* (0.00)
<i>laborscl_j</i>	—	906.10 (708.86)	—	-0.00 (0.03)	—	0.00 (0.01)
<i>investscl_j</i>	—	0.09** (0.04)	—	0.00** (0.00)	—	-0.00 (0.00)
常数	2267.25* (1271.08)	2795.32* (1449.37)	-0.03 (0.05)	-0.04 (0.05)	0.06*** (0.01)	0.07*** (0.01)
R ²	0.10	0.10	0.19	0.19	0.02	0.02
样本数	3654	3654	3654	3654	3654	3654

注：① “_j” 表示各解释变量减去均值后的净值与 *landtr* 的交互项；② *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平，括号中数值为标准误；③ 囿于篇幅，地区虚拟变量估计结果省略。

表 3 农地流转减贫效应的总样本非线性估计结果

	收入减贫	就业减贫	教育减贫
<i>landtr</i>	4822.24*** (957.74)	0.12*** (0.04)	-0.01 (0.01)
$P(X)$	-81491.52** (10208.72)	-6.51*** (0.38)	-0.07 (0.10)
$P(X)_{-j}$	10304.45 (6716.63)	0.45* (0.25)	0.11* (0.07)
常数	33210.93*** (2430.44)	2.10*** (0.09)	0.09*** (0.02)
R ²	0.05	0.11	0.02
样本数	3654	3654	3654

注：①倾向得分匹配法采用近邻匹配法，倾向得分值 $P(X)$ 由 Logit 模型估计得到。②“ $-j$ ”表示各解释变量减去均值后的净值与 *landtr* 的交互项；③*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平，括号中数值为标准误。

对比 2010 年与 2014 年的样本分析结果，可以更清晰地了解农地流转减贫效应的变化。这两年相隔稍远，农地流转的经济环境、农业生产技术以及非农就业状况会相对地存在一些差异。表 4、表 5 分别为考虑交互项的线性估计结果与基于 Logit 模型的倾向得分估计结果。从表 4 中的结果看，不同家庭之间的异质性还是必须考虑的因素，交互项的影响变得显著。参与农地流转家庭的收入和就业能力提升较快，增幅分别达到 68.3% 和 28.6%，但家庭耕地面积与农地流转的交互项对收入减贫存在负向影响，减贫效果下降的可能原因在于家庭耕地面积较多的农户，其家庭贫困的可能性越低，因此，农地流转后土地的经营性收入下降，体现为较低的收入减贫效应，并且这种交互效应在 2014 年变得尤为明显（-596.84）。而农地流转和家庭劳动力规模以及家庭生产经营性固定资产规模的交互效应也都在 2014 年变得明显，只是影响较小，其中，农地流转和家庭劳动力规模的交互效应对收入减贫的影响相对明显，农地流转和家庭生产经营性固定资产规模的交互效应则对收入减贫和就业减贫的影响较为明显。除此之外，还可以发现，农地流转的教育减贫效应在 2014 年显著为正，体现出农民相关权利“缺位”的现象正在逐渐得到改善，城乡一体化的推进、进城务工人员相关政策的不完善及信息化水平的提高，是重要原因。

表 5 呈现出和表 4 基本相同的估计结果。农地流转存在显著的多维减贫效应，参与农地流转的家庭更容易通过收入提高、就业促进以及教育权利的保障而减贫，并且就业减贫效应、收入减贫效应更明显，这与研究假说 2 一致。参与农地流转能使家庭收入提高的区间在 4000~8000 元，农地流转促进劳动力转移的区间在 0.12~0.18，农地流转的教育减贫效应则在近年才逐渐显现。笔者推测，农地流转这种资源配置方式不仅改变了土地产出效率，也协同劳动力、资本、技术等要素改变着农村的面貌和农业的经营状态，原因多在于农民进城务工机会增加、资本下乡数量增长、农业经营方式的转变等。

农地流转的多维减贫效应分析

表 4 基于交互项的分样本估计结果

	2010 年			2014 年		
	收入减贫	就业减贫	教育减贫	收入减贫	就业减贫	教育减贫
<i>landtr</i>	4701.45*** (1094.75)	0.14** (0.06)	-0.01 (0.01)	7914.35*** (1914.52)	0.18*** (0.06)	0.03* (0.02)
<i>landscl</i>	176.41 (118.45)	-0.01** (0.01)	0.00 (0.00)	354.00 (243.14)	-0.01 (0.08)	-0.01*** (0.00)
<i>laborscl</i>	1670.45** (516.01)	0.19*** (0.03)	-0.00 (0.01)	9386.31*** (893.27)	0.45*** (0.03)	0.00 (0.01)
<i>investscl</i>	0.03 (0.02)	-0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.01 (0.05)	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
<i>landscl_j</i>	-271.40* (145.46)	0.00 (0.01)	-0.00 (0.00)	-596.84** (265.39)	-0.02** (0.02)	0.01*** (0.00)
<i>laborscl_j</i>	579.48 (850.89)	-0.00 (0.05)	0.01 (0.01)	2731.56* (1514.07)	0.02 (0.04)	-0.00 (0.01)
<i>investscl_j</i>	0.051 (0.05)	-0.00 (0.00)	-0.00 (0.00)	0.18** (0.08)	0.00*** (0.00)	-0.00 (0.00)
常数	2567.21 (1750.85)	0.23** (0.10)	0.06*** (0.02)	-1604.93 (2928.84)	-0.31*** (0.09)	0.08*** (0.02)
R ²	0.07	0.09	0.02	0.17	0.32	0.02
样本数	1218	1218	1218	1218	1218	1218

注：① “_j” 表示各解释变量减去均值后的净值与 *landtr* 的交互项；② *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平，括号中数值为标准误。

表 5 基于 Logit 模型的分样本估计结果

	2010 年			2014 年		
	收入减贫	就业减贫	教育减贫	收入减贫	就业减贫	教育减贫
<i>landtr</i>	4727.84*** (1133.33)	0.12* (0.06)	-0.01 (0.01)	6857.51*** (2079.15)	0.16** (0.06)	0.03* (0.02)
<i>P(X)</i>	-35149.62** (15913.41)	-5.82*** (0.89)	0.15 (0.19)	-131016.90*** (20057.59)	-7.679*** (0.61)	0.00 (0.16)
<i>P(X)_j</i>	-2557.18 (9275.20)	0.84* (0.52)	-0.04 (0.11)	42188.52*** (14836.99)	0.93** (0.45)	-0.04 (0.12)
常数	16482.76*** (4289.80)	2.21*** (0.24)	0.02 (0.05)	43976.23*** (4082.73)	2.02*** (0.12)	0.06** (0.03)
R ²	0.05	0.07	0.02	0.06	0.16	0.01
样本数	1218	1218	1218	1218	1218	1218

注：① “_j” 表示各解释变量减去均值后的净值与 *landtr* 的交互项；② *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平，括号中数值为标准误。

的显著性水平，括号中数值为标准误。

假说 4 提出农地流入和农地流出的减贫效应具有不对称性。从实际来看，农地经营的效率与非农部门的工资确实会影响农民收入水平，但就业减贫效应和教育减贫效应的情况如何呢？为进一步明确这种影响效应，本文将参与农地流转的样本农户分为农地流出、农地流入和未参与农地流转 3 类，在此基础上分析不同农地流转类型家庭的减贫效应是否存在差异。本文选用和当前经济水平和农地流转情况最为接近的 2014 年的数据进行实证分析，考虑到家庭间可能存在的异质性，使用 (3) 式和 (4) 式两个模型进行分析，估计结果如表 6 和表 7 所示。容易看出，不管是农地流入和农地流出，都具有显著的就业减贫效应，但农地流出和农地流入的就业减贫效应是不对称的。农地流出后农户家庭劳动力得以充分释放到非农产业中 (0.43, 0.41)；而农户流入农地后尽管有农业生产技术的提高，但考虑到中国农业较少雇工经营，农地转入对农村劳动力具有吸附效应 (-0.18, -0.16)。同时，农地流转在其他两个维度也具有明显的不对称性：一是只有农地流出才具有收入减贫效应。这说明，目前非农务工收入仍然高于农业经营性收入，农地流出家庭的劳动力得到了释放，获得了更高的收入，从而脱贫的可能性更大。二是只有农地流入才具有教育减贫效应。这反映出政府针对外出务工农民的再教育或培训效果并不明显，也反映出由于进城农民工主要在建筑业、简单制造业等劳动密集型行业工作的原因，农地流出农户的教育受益不高；而农地流入农户留村从事农业生产，能够及时获得农业技术推广的知识溢出收益，教育减贫效应明显。

表 6 基于交互项的 2014 年分样本估计结果

	农地流出			农地流入		
	收入减贫	就业减贫	教育减贫	收入减贫	就业减贫	教育减贫
<i>landtr</i>	12864.52*** (2931.41)	0.43*** (0.09)	0.02 (0.02)	-985.44 (2339.85)	-0.18*** (0.06)	0.04* (0.01)
<i>landscl</i>	217.32 (258.77)	-0.01 (0.02)	-0.01*** (0.00)	306.10 (241.71)	-0.02 (0.00)	-0.01*** (0.00)
<i>laborscl</i>	9561.35*** (874.10)	0.45*** (0.03)	0.00 (0.01)	9448.63*** (848.88)	0.45*** (0.02)	0.00 (0.01)
<i>investscl</i>	0.01 (0.04)	-0.00 (0.00)	0.00 (0.00)	0.007 (0.04)	-0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
<i>landscl_j</i>	-2292.33*** (609.14)	-0.07*** (0.02)	0.00 (0.00)	-106.88 (271.47)	-0.00 (0.01)	0.01*** (0.00)
<i>laborscl_j</i>	4131.05** (1821.27)	0.10* (0.054)	0.01 (0.01)	3171.57* (1983.56)	0.00 (0.06)	-0.02 (0.02)
<i>investscl_j</i>	0.14 (0.10)	0.00* (0.00)	0.00 (0.00)	0.09 (0.12)	0.00 (0.00)	-0.00* (0.00)
常数	265.19	-0.27***	0.08***	-747.76	-0.28***	0.08***

农地流转的多维减贫效应分析

	(2899.09)	(0.09)	(0.02)	(2797.77)	(0.08)	(0.02)
R ²	0.21	0.34	0.02	0.16	0.31	0.02
样本数	1006	1006	1006	1040	1040	1040

注：① “_j” 表示各解释变量减去均值后的净值与 *landtr* 的交互项；② *、**、***分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平，括号中数值为标准误。

表 7 基于 Logit 模型的 2014 年分样本估计结果

	农地流出			农地流入		
	收入减贫	就业减贫	教育减贫	收入减贫	就业减贫	教育减贫
<i>landtr</i>	12814.15*** (3366.78)	0.41*** (0.11)	0.03 (0.02)	-2922.43 (2701.48)	-0.16* (0.08)	0.02* (0.02)
$P(X)$	-19092.42* (10503.02)	-0.79** (0.34)	0.15** (0.08)	17794.76* (10427.71)	-0.14 (0.33)	-0.10 (0.08)
$P(X)_{-j}$	27599.92* (15493.27)	1.16** (0.51)	-0.20* (0.11)	9929.05 (13349.46)	-0.34 (0.42)	0.22** (0.08)
常数	23798.72*** (2256.72)	0.81*** (0.07)	0.06*** (0.02)	20144.31*** (2445.94)	0.77*** (0.08)	0.09*** (0.02)
R ²	0.05	0.07	0.01	0.02	0.03	0.02
样本数	1006	1006	1006	1040	1040	1040

注：① “_j” 表示各解释变量减去均值后的净值与 *landtr* 的交互项；② *、**、***分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平，括号中数值为标准误。

(二) 农地流转减贫的净效应测算

下面进一步考虑农地流转减贫的净效应。鉴于本文数据来源于 5 个不同的省份，本文利用自助法获得农地流转处理效应的标准误，进行 200 次自助抽样。在获得有效的匹配样本后，本文依据(6)~(8)式测算农地流转减贫的净效应。表 8 给出 3 年总样本和 2010 年、2014 年分样本的 ATT（参与者平均处理效应）、ATU（未参与者平均处理效应）和 ATE（整个样本的平均处理效应）测算结果，表 9 给出了 2014 年农地流出和农地流入减贫的净效应。

就总样本而言，参与农地流转农户的家庭收入水平有显著的增长，总样本的 ATT 估计结果为 5341.49 元，明显高于前文（表 2 中第 2、第 3 列，表 3 中第 2 列）基于(2)~(4)式的估计结果（最大值为 5117.56 元）。这说明，在参与农地流转后，已流转农地家庭的平均收入增长幅度要高于任意样本家庭的平均收入增长幅度。再看分样本的 ATT 估计结果。2010 年样本的 ATT 估计结果在统计上非常显著，农户在参与农地流转后，其家庭收入能增加 4959.78 元，要高于前文模型估计的结果（4727.84 元）；2014 年样本的 ATT 估计结果仍然非常显著，农地流转后，农户家庭收入能增加 8605.16 元，明显高于前文模型估计结果 6857.51 元。同时，2014 年的 ATT 值要大于 2010 年的

ATT 值, 这说明农地流转的收入减贫效应是在不断上升的, 比如, 就参与农地流转家庭的平均总收入而言, 2014 年为 35769.84 元, 2012 年为 23419.01 元, 而 2010 年为 19297.14 元^①。就业减贫效应也具有相同的结果, ATT 值要高于前文模型的估计结果, 并且 2014 年的 ATT 值 0.20 要高于 2010 年的 ATT 值 0.16。而农地流转的教育减贫效应仅 2014 年在 10% 的水平上显著, 且影响效应仅为 0.03, 略小于前文模型估计结果。这说明, 随着农地流转的推进以及相关制度的完善, 农户参与农地流转后, 其家庭成员的教育等权利的保障情况有所改善。无论是总样本还是年度分样本, 教育维度和收入维度的 ATT 估计系数都要大于 ATE 估计系数, 说明农地流转的减贫效应得到了充分的体现。

表 8 农地流转减贫的净效应测算

		ATT	ATU	ATE
总样本	收入减贫	5341.49*** (1012.03)	4340.41*** (1031.13)	4686.92*** (971.33)
	就业减贫	0.14*** (0.03)	0.09*** (0.03)	0.11*** (0.03)
	教育减贫	-0.00 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)
2010 年	收入减贫	4959.78*** (1198.41)	4817.51*** (1398.60)	4861.31*** (1274.45)
	就业减贫	0.15** (0.07)	0.09 (0.07)	0.11 (0.07)
	教育减贫	-0.01 (0.01)	-0.00 (0.01)	-0.00 (0.01)
2014 年	收入减贫	8605.16*** (2137.06)	6342.83*** (2203.53)	7044.28*** (2061.98)
	就业减贫	0.20*** (0.06)	0.16*** (0.07)	0.17*** (0.06)
	教育减贫	0.03* (0.02)	0.03 (0.02)	0.03 (0.02)

注: 本表报告的是核匹配结果; *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平, 括号中数值为标准误。

表 8 中的结果说明, 参与农地流转使得家庭无论是在收入、就业方面还是在教育权利方面都得到一定的改善。那么, 农地转流入和农地流出是否也有相同的减贫效应呢? 从表 9 中可以看出, 使用两种匹配方法得到的结果大致相同。无论是农地流出还是农地流入, 都对家庭在就业减贫维度具有显著影响。根据表 9 中的平均值, 农地流入和农地流出的就业减贫效应之间仍然存在较强的不对称性, 农地流出的就业减贫效应为 0.54, 而农地流入的就业减贫效应为 -0.17。在其他两个维度的测算中, 农地流出只有较为明显的收入减贫效应; 农地流入只有极不明显的教育减贫效应。总样本和分样本的 ATT 估计系数值都比 ATE 估计系数值大, 进一步证实了农地流转的减贫效应(假说 1)。但是, 要引起高度重视的是, 农地流转的收入减贫效应仅对农地流出家庭显著, 由于非农务工收入明显高于农业经营性收入, 两者比较来看, 农地流入对家庭收入维度的减贫是不利的, 但这种影响被农业生产技术提高以及规模效应抵消进而并不明显。

表 9 2014 年农地流出和农地流入减贫的净效应测算

^①根据各年参与农地流转的样本家庭的调查数据求得的平均值。

农地流转的多维减贫效应分析

		农地转出			农地转入		
		ATT	ATU	ATE	ATT	ATU	ATE
近邻 匹配	收入	14206.35 ^{***}	13442.39 ^{***}	13573.35 ^{***}	-2303.01	-1169.42	-1398.63
	减贫	(5135.50)	(3860.68)	(3464.26)	(3870.50)	(3654.21)	(3251.64)
	就业	0.54 ^{***}	0.52 ^{***}	0.52 ^{***}	-0.13	-0.12	-0.12
	减贫	(0.17)	(0.14)	(0.13)	(0.11)	(0.11)	(0.09)
	教育	0.02	0.01	0.01	0.03	0.04	0.04
	减贫	(0.04)	(0.04)	(0.04)	(0.02)	(0.03)	(0.03)
核 匹 配	收入	16237.83 ^{***}	11952.91 ^{***}	12687.47 ^{***}	-3055.95	-2153.27	-2335.79
	减贫	(4461.22)	(3151.66)	(2993.49)	(3111.73)	(3107.25)	(2883.40)
	就业	0.54 ^{***}	0.46 ^{***}	0.47 ^{***}	-0.21 ^{***}	-0.13	-0.14 [*]
	减贫	(0.13)	(0.11)	(0.10)	(0.07)	(0.08)	(0.07)
	教育	-0.00	0.01	0.01	0.04 [*]	0.02	0.02
	减贫	(0.04)	(0.04)	(0.03)	(0.02)	(0.03)	(0.02)
平 均 值	收入	15222.09	12697.65	13130.41	-2679.48	-1661.345	-1867.21
	减贫	(-4798.36)	(-3506.17)	(-3228.89)	(-3491.12)	(-3380.73)	(-3067.52)
	就业	0.54	0.49	0.50	-0.17	-0.125	-0.13
	减贫	(-0.15)	(-0.13)	(-0.12)	(-0.09)	(-0.10)	(-0.08)
	教育	0.01	0.01	0.01	0.04	0.03	0.03
	减贫	(-0.04)	(-0.04)	(-0.04)	(-0.02)	(-0.03)	(-0.03)

注：*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平，括号中数值为标准误。

六、结论与建议

本文基于贫困的多维特性构建了解释农地流转促进贫困减缓的理论框架，在此基础上，利用倾向得分匹配法和 5 省 1218 户家庭 3 年的跟踪调查数据，分析了家庭农地流转行为及其减贫效应。研究表明，农地流转具有显著的多维减贫效应（ $ATT > ATE$ ），其中，收入维度和就业维度的减贫效应尤为突出，教育维度的减贫效应逐渐显现。农地流转不仅缓解贫困表象，对消除贫困根源也具有重要的意义。基于收入减贫效应的 ATT 估计结果，在总样本中，参与农地流转的家庭，其总收入增加了 5341.49 元；2010 年参与农地流转的家庭，其总收入增加了 4959.78 元；2014 年参与农地流转的家庭，其总收入增加了 8605.16 元。就业减贫效应也具有相同的结果：2014 年样本的 ATT 值为 0.20，显著高于 2010 年样本的 ATT 值 0.16，而总样本的 ATT 值则只有 0.14。但农地流转的教育减贫效应只在 2014 年的样本中显著，ATT 值只有 0.03。进一步的比较和分析表明，农地流入和农地流出的减贫效应具有明显的不对称性。根据平均值，农地流出的就业减贫效应要更显著（0.54），农地转入对农村劳动力转移具有吸附效应（-0.17），而且只有农地流出才具有显著的收入减贫效应（15222.09 元）。

因此, 本文的研究结论进一步验证了农地流转在贫困减缓上的重要作用, 这可能是增加家庭收入, 促进全面脱贫攻坚的一个新思路: 基于贫困地区的自然禀赋, 以农地流转为突破口让农民分享多种收益——如农地流转租金、外出务工工资、土地入股经营分红等, 也促进农民的权利保障与能力提升, 实现贫困人口持续增收的全面脱贫攻坚目标。要达到这样的目标, 首要的是应该让更多家庭参与农地流转, 构建有效的农村劳动力、资本、土地要素流转市场, 发挥其资源配置效率, 为贫困人口分享市场化过程中的红利创造更多机会。其次, 要加大对农村地区教育投入的力度, 包括对职业农民教育以及农民工职业培训的投入, 使农民不仅能掌握最新的农业技术, 成为新型职业农民, 也要能够及时掌握其他技能, 获得更多非农就业机会。再者, 就是要进一步夯实农地流转的基础, 保障农户农地流转的权利, 让农地流转成为农民权利保障体系建设的重要契机, 比如土地财产权、受教育权等, 强化农民获取应得权利的能力, 通过权利保障使农民拥有更多脱贫的机会。此外, 要引起注意的是, 为进一步提高农地流转的减贫效应, 应抓紧解决农地流转减贫效应的不对称性问题。一方面, 要为农地流入家庭提供充足的资金支持, 加强对流入农地农户的职业技能与知识培训, 促进农业生产新技术的推广运用, 另一方面, 要建立完善的农业社会化服务体系, 提高农业机械化、规模化、组织化水平, 促进不同规模经营者的农业生产效率, 达到提高流入农地家庭收入的目的, 有效解决农地流转减贫效应“不对称性”的问题。

参考文献

- 1.曹瑞芬、张安录, 2015:《中部地区农地流转经济效益分析——基于湖北省 27 个村 313 户农户的调查》,《中国土地科学》第 9 期。
- 2.程名望、Y. Jin、盖庆恩、史清华 2014:《农村减贫应该更关注教育还是健康? ——基于收入增长和差距缩小双重视角的实证》,《经济研究》第 11 期。
- 3.邓大才, 1999:《农村土地使用权流转研究》,《财经问题研究》第 10 期。
- 4.高欣、张安录、杨欣、李超, 2016:《湖南省 5 市农地流转对农户增收及收入分配的影响》,《中国土地科学》第 9 期。
- 5.高梦滔、姚洋, 2006:《农户收入差距的微观基础: 物质资本还是人力资本》,《经济研究》第 12 期。
- 6.郜亮亮、黄季焜, 2011:《不同类型流转农地与农户投资的关系分析》,《中国农村经济》第 11 期。
- 7.韩菡、钟甫宁, 2011:《劳动力流出后“剩余土地”流向对于当地农民收入分配的影响》,《中国农村经济》第 4 期。
- 8.胡初枝、黄贤金、张力军, 2008:《农户农地流转的福利经济效果分析》,《经济问题探索》第 1 期。
- 9.江淑斌、苏群, 2013:《农地流转“租金分层”现象及其根源》,《农业经济问题》第 4 期。
- 10.克劳斯·丹宁格, 2007:《促进增长与缓减贫困的土地政策》,贺达水等译,北京:中国人民大学出版社。
- 11.李佳路, 2010:《农户多维度贫困测量——以 S 省 30 个国家扶贫开发工作重点县为例》,《财贸经济》第 10 期。
- 12.李中, 2013:《农村土地流转与农民收入——基于湖南邵阳市跟踪调研数据的研究》,《经济地理》第 5 期。
- 13.李录堂, 1994:《试谈农地使用权保险与农地流转集中问题》,《江西农业经济》第 6 期。
- 14.刘俊杰、张龙耀、王梦珺、许玉韞, 2015:《农村土地产权制度改革对农民收入的影响——来自山东枣庄的初步证据》,《农业经济问题》第 6 期。

15. 冒佩华、徐骥, 2015: 《农地制度、土地经营权流转与农民收入增长》, 《管理世界》第 5 期。
16. 钱忠好、王兴稳, 2016: 《农地流转何以促进农户收入增加——基于苏、桂、鄂、黑四省(区)农户调查数据的实证分析》, 《中国农村经济》第 10 期。
17. 速水佑次郎、弗农·拉坦, 2000: 《农业发展的国际分析》, 郭熙保、张进铭译, 北京: 中国社会科学出版社。
18. 谭淑豪、N. Heerink、曲福田, 2006: 《土地细碎化对中国东南部水稻小农户技术效率的影响》, 《中国农业科学》第 12 期。
19. 田传浩、方丽, 2013: 《土地调整与农地租赁市场: 基于数量与质量的双重视角》, 《经济研究》第 2 期。
20. 王小林、S. Alkire, 2009: 《中国多维贫困测量: 估计和政策含义》, 《中国农村经济》第 12 期。
21. 王春超、叶琴, 2014: 《中国农民工多维贫困的演进——基于收入与教育维度的考察》, 《经济研究》第 12 期。
22. 徐玉婷、黄贤金、陈志刚、钟太洋、孙晋坤、徐国良, 2016: 《农地转入规模扩大有助于农民农业增收吗? ——基于中国中部 5 省农户调查的实证研究》, 《自然资源学报》第 10 期。
23. 许恒周、郭玉燕、吴冠岑, 2012: 《农民分化对耕地利用效率的影响——基于农户调查数据的实证分析》, 《中国农村经济》第 6 期。
24. 俞海、黄季焜、S. Rozelle、Brandt L.、张林秀, 2003: 《地权稳定性、土地流转与农地资源持续利用》, 《经济研究》第 9 期。
25. 姚洋, 1998: 《农地制度与农业绩效的实证研究》, 《中国农村观察》第 6 期。
26. 姚洋, 2000: 《中国农地制度: 一个分析框架》, 《中国社会科学》第 2 期。
27. 闫小欢、霍学喜, 2013: 《农民就业、农村社会保障和土地流转——基于河南省 479 个农户调查的分析》, 《农业技术经济》第 7 期。
28. 杨钧, 2013: 《新型城镇化视域下的农地流转资本化及途径研究》, 《河南农业大学学报》第 4 期。
29. 游和远、吴次芳、鲍海君, 2013: 《农地流转、非农就业与农地转出户福利》, 《农业经济问题》第 3 期。
30. 张慧东、贺达水、梁希震, 2005: 《作为增长和反贫困基石的土地政策》, 《管理世界》第 5 期。
31. 张建、诸培新、王敏, 2016: 《政府干预农地流转: 农户收入及资源配置效率》, 《中国人口·资源与环境》第 6 期。
32. 曾福生、夏玉莲, 2014: 《农地流转与新型农民培育研究——基于多项式分布滞后模型的实证分析》, 《农业技术经济》第 6 期。
33. 曾福生, 2012: 《农地产权认知状况与流转行为牵扯: 湘省 398 户农户样本》, 《改革》第 4 期。
34. 邹伟、孙良媛, 2011: 《土地流转、农民生产效率与福利关系研究》, 《江汉论坛》第 3 期。
35. 钟甫宁、纪月清, 2009: 《土地产权、非农就业机会与农户农业生产投资》, 《经济研究》第 1 期。
36. Alkire, S., and J. Foster, 2011: "Understandings and Misunderstandings of Multidimensional Poverty Measurement", *Journal of Economic Inequality*, 9(2): 289-314.
37. Sen, A., 1983, *Poverty and Famines: An Essay on Entitlement and Deprivation*, Oxford University Press, USA.
38. Brabec, E., and C. Smith, 2002, "Agricultural Land Fragmentation: The Spatial Effects of Three Land Protection Strategies in the Eastern United States", *Landscape and Urban Planning*, 58(4): 255-268.
39. De Janvry, A., E. Sadoulet, and W. Wolford, 1998, "From State-led to Grassroots-led Land Reform in Latin America",

paper prepared for the WIDER-FAO workshop on Access to Land, <https://core.ac.uk/display/21527095>.

40. Deininger, K., and S. Jin, 2003, "The Impact of Property Rights on Household's Investment, Risk Coping, and Policy Preferences: Evidence From China", *Economic Development and Cultural Change*, 51(4):851-882.

41. Dehejia, R. H., and S. Wahba, 2002, "Propensity Score-matching Methods for Nonexperimental Causal Studies", *Review of Economics and Statistics*, 84(1): 151-161.

42. Kemper N., L.V. Ha., and R. Klump, 2015, "Property Rights and Consumption Volatility: Evidence from a Land Reform in Vietnam", *World Development*, 71(C) :107-130.

43. Martin, R., 2011, "On Multidimensional Indices of Poverty", *Journal of Economic Inequality*, 99(2): 235-248.

44. Van Dijk, T., 2003, "Scenarios of Central European Land Fragmentation", *Land Use Policy*, 20 (2): 149-158.

45. Wang, X., and X. Yu, 2011, "Scale Effects, Technical Efficiency and Land Lease in China", paper prepared for presentation at the EAAE 2011, <http://www.docin.com/p-1396897509.html>.

(作者单位: 湖南农业大学经济学院)

(责任编辑: 陈静宜)

Multidimensional Poverty Reduction Effects of Farmland Transfer: An Analysis based on Data Collected from 1218 Farm Households in Five Provinces

Xia Yulian Kuang Yuanpei

Abstract: This article analyzes theoretical underpinnings of farmland transfer for poverty reduction on the basis of multidimensional characteristics of poverty. Using propensity score matching methods and the three-year data collected from 1218 farm households in 5 provinces, the study analyzes the behavior of farmland transfer and its effects on poverty reduction for farm households. The findings reveal that farmland transfer has significant multidimensional poverty reduction effects. The poverty reduction effects from income and employment dimensions are particularly prominent, and the education poverty reduction effect gradually emerges. But there is obvious asymmetry of poverty reduction effect between farmland outflow and farmland inflow. For farmland outflow, the poverty reduction effects from income and employment dimensions are found to be more obvious compared with farmland inflow. Besides, the education poverty reduction effect for farmland inflow is found to be not at all obvious. The study suggests that promoting farmland transfer may be a new path to increasing farm household income, improving the capacity of sustainable development for farmers and their rights, as well as promoting comprehensive poverty alleviation.

Key Words: Farmland Transfer; Multidimensional Poverty; Poverty Reduction Effect; Propensity Score Matching