

# 农村劳动力转移背景下 农业合作经营对农业生产效率的影响\*

苏 昕<sup>1</sup> 刘昊龙<sup>2</sup>

**摘要:** 本文基于 2010~2014 年的省际面板数据,使用 DEA-Tobit 模型测算了各省份的农业生产效率,检验了农村劳动力转移对农业生产效率的影响,验证了农业合作经营对二者关系的调节作用。研究发现:在当前中国城乡发展的情境下,农村劳动力转移对农业生产效率的制约作用正在凸显;农民专业合作社平均成员数量对农业生产效率提升具有积极作用,并能够缓解农村劳动力转移对农业生产的不利影响;但是,合作社平均资金规模和区域普及程度对农业生产效率提升的积极作用并不明显。因此,应通过鼓励更多农民参与合作经营,保障合作社的制度效能,促进农业生产效率的提升。

**关键词:** 农村劳动力转移 农业合作经营 农业生产效率 DEA-Tobit 模型

**中图分类号:** F304.6 **文献标识码:** A

## 一、问题的提出

2017 年中央“一号文件”指出,需协调推进农业现代化与新型城镇化,以保障有效供给为主要目标,以提高农业供给质量为主攻方向,大力培育新型农业经营主体和服务主体,积极发展适度规模经营。伴随工业化和城镇化进程,农村剩余劳动力向城镇非农产业转移,一度为工业腾飞和城市建设发展做出了巨大贡献。但是,青壮年劳动力大量流失造成农村劳动力素质下滑,导致化肥、农药等要素的持续追加使用,不仅制约农业技术进步和生产效率提升,更威胁农产品质量安全。同时,农业合作经营提高了农业生产的组织化程度,通过节约生产和交易成本、推动技术创新、提高要素配置效率,改善了农业的积累和发展能力。由此引出了一系列关键问题:其一,当前背景下农村劳动力转移是否对农业生产效率产生了不利影响;其二,农业合作经营能否缓解上述不利影响,提高农业生产效率并推进农业现代化进程。

---

\*本文研究获得国家社会科学基金重点项目“多主体协同的农产品质量安全保障机制研究”(项目编号:15AGL014)、山东省重点研发计划项目“智慧农业趋势下农产品质量安全预警若干关键问题研究及系统实现”(项目编号:2016GSF120013)以及泰山学者工程专项经费资助项目的资助。

针对第一个问题, 已有研究发现, 青壮年劳动力外流或导致农村人力资本弱化, 新型职业农民成长缓慢, 劳务经济支持效应衰减, 先进农业技术推广困难(聂正彦, 2015); 导致农民耕作习惯和决策行为改变, 致使农业生产精细化程度下降和粗放化倾向增加(王跃梅等, 2013); 提高了农户退耕和土地流出的比率, 抑制了农业产出的持续增长(盖庆恩等, 2014)。另有研究提出, 受社会化服务支持(周宏等, 2014), 农村劳动力老龄化尚不会降低农业生产效率(林本喜、邓衡山, 2012; 程名望等, 2015), 相反, 还在一定程度上促进了农业技术效率提升(马林静等, 2014)。但是, 更有研究证明, 农民老龄化与农业生产效率呈“倒 U 型”关系(杨俊等, 2011); 农村劳动力外出对土地边际产出的提高存在衰退效应(王子成, 2015); 伴随老年劳动力健康状况恶化(杨志海等, 2015), 持续追加农用化学品投入以替代劳动(陈素琼、张广胜, 2012), 亦无法扭转农业生产效率下滑, 更不利于农业现代化发展。此外, 农村劳动力转移对农业生产效率的影响在作物和地区间存在显著差异(彭代彦、吴翔, 2013), 技术复杂程度的提高使农村劳动力转移对农业生产效率的不利影响进一步凸显。

针对第二个问题, 已有研究提出, 作为农业产业化的核心载体之一, 农民专业合作社实现了所有者和惠顾者的同一(邓衡山、王文烂, 2014), 从而拥有单个农户无法具备的集体功能: 农民专业合作社提高了农业生产经营的组织化程度(秦愚, 2014), 通过发挥多元化的内外部服务职能(黄祖辉、高钰玲, 2012), 降低了生产成本(张学会、王礼力, 2014), 节约了交易费用(蔡荣, 2011), 实现了要素整合和规模经济效应(赵晓峰、付少平, 2015), 提高了农业生产效率, 解决了“小农户”与“大市场”间的矛盾(吴晨, 2013), 顺应了市场经济的发展趋势, 符合中国现代农业的发展要求(黄祖辉等, 2011)。但是, 亦有研究指出, 由于政策规制和治理机制的不完善, 合作社存在嬗变和异化倾向(冯小, 2014); 产权不明晰诱致社员“搭便车”行为(谭智心、孔祥智, 2012), 或降低社员承诺水平(蔡荣等, 2015)。因此, 合作社尚未形成稳定发展和持续成长的内在机制(孙亚范、余海鹏, 2012), 难以发挥其原有制度效能。

本文将在以下几方面丰富和深化已有研究: 利用乡村从业人员和农民专业合作社的省际面板数据, 使用 DEA-Tobit 模型探究当前背景下农村劳动力转移对农业生产效率的影响, 给出相关新的经验证据; 同时, 检验农民专业合作社的平均成员规模、资金规模和普及程度对农村劳动力转移和农业生产效率关系的调节效应, 以期对劳动力转移和农业产业组织模式创新的相关研究提供新的分析视角, 并从宏观层面为地区农民合作经济组织建设提供新的经验启示。

## 二、理论基础

### (一) 要素替代与劳动力转移

在技术不变即生产函数既定的条件下, 农业生产要素的投入效果以及要素间关系遵循边际产出递减和边际技术替代率递减的客观规律。劳动力过度投入可能造成农业内卷化现象, 带来“没有发展的增长”; 农业化工产品投入过度可能导致资本投入冗余, 危及土壤品质和农产品质量安全。在技术变化的条件下, 农业技术进步导致生产前沿面外延, 使农业生产在一定投入约束下获得更多产出:

要素增强型技术进步可以改善某个农业生产要素的边际产出率；而要素偏向型技术进步可以改变农业生产要素间的边际技术替代率，使某一生产要素的边际产出率较另一要素有更大的提高。以资本替代劳动是各国农业发展的必然趋势，其原因不仅在于农业资本较劳动力拥有更大的产出弹性这种“显性”的数量关系，更在于农业资本要素的密度增加、结构优化和质量改善，将提高农业的现代化装备水平，带来“隐性”的技术进步。

由于社会历史条件和经济环境的差异，农村劳动力转移对农业生产效率具有复杂的影响。在刘易斯、拉尼斯和费景汉等人经典的二元经济结构下劳动力转移模型中，由于农业生产率的提高，在传统农业部门内存在大量边际产出近乎为零的剩余劳动力，而现代工业部门较高的劳动力边际产出和较多的就业机会，将吸引农业剩余劳动力向其转移，直至两个部门之间劳动力边际产出相当。这将在一定程度上带动农业生产效率的提升。然而，缪尔达尔的循环累积理论则更符合发展中国家的现实情况，他提出“回波效应”并指出，二元经济结构下的人口迁移将带来落后地区优质劳动力资源的大量流失，加剧落后地区和发达地区发展的不平衡性。同时，舒尔茨结合美国农业产出快速增长的实践经验，提出农业产出提高的原因并非土地和资本要素密度的增加，而是农业劳动力综合素质和生产技能的改善，对农民的人力资本投资是推进农业现代化的关键所在。由此本文得出，提高农业生产效率，不仅需要注重优化劳动力与资本的“显性”配置效率，更要注重要素结构和质量优化对技术进步的“隐性”作用。

## （二）农民合作社的发展经验

由于在降低生产和交易成本、提高议价能力、推广农业科技、保障农产品质量安全等方面具有积极作用，农民合作社得到各国广泛推广，逐渐成为农业生产经营的核心载体之一。农民合作社具有以下优点：通过为成员提供融资、采购、生产、销售和信息服务，降低农产品生产和交易成本，缓解信息不对称与市场风险（Abebaw and Haile, 2013）。通过集体行动对抗垄断势力，提高农户的议价能力。这对优化农产品价值链、合理分配价值链收入、促进市场公平和提高市场效率具有重要意义（Mojo et al., 2017）。有利于绿色农业的推广与应用，促进科学施肥、优良品种、环保农药等现代农业技术的采纳，同时降低技术成本，提高技术效率，提高区域农业经济效益（Suh, 2015；Su et al, 2014；Ma and Abdulai, 2016）。作为独特的“管事机构”，对接农户与市场，协调各方关系，通过垂直整合的方式提高合约安排效率，保障农产品质量安全并促进质量认证体系的推广（Bardsley and Bardsley, 2014；Jia and Huang, 2011）。因此，学术界普遍认为，农民合作社的发展和普及有利于农业生产效率的提高，对农民福祉改善和区域经济发展具有积极作用。

但是，农民合作社亦存在固有的缺陷，比如导致社员农户生产积极性下滑和脱贫作用退化。首先，农民合作社实现了当地农产品的统一定价，并通过共谋减少内部竞争，实现了本地农户利益共享；但是，伴随交易量的上升，农户产销积极性逐渐下滑，最终导致农业生产效率损失（Agbo et al., 2015；Mojo et al., 2017）。其次，农民合作社或歧视中小农户并设定规模进入壁垒，导致贫困农户入社意愿不高，即使加入，他们也无法有效参与决策；由于缺乏有效的控制机制，合作社领导成员或逐渐控制合作社并以此攫取个人私利；农民合作社包容性的恶化必然使其制度效能衰退，造成广

大农户无法共享积极的溢出效应 (Ito et al., 2012; Tapia, 2012; Bernard and Spielman, 2009; Kislev, 1991)。针对第一个问题, 学者提出引入农产品直接销售机制, 通过寡头垄断的市场结构创造“健康竞争”效应, 激励成员农户增加生产, 并促进农民合作社健康发展 (Agbo et al., 2015)。针对第二个问题, 学者提出社区支持和领导的合作社运营模式, 能够实现生产者和消费者的收益共享和风险共担, 有利于解决上述决策权配置和委托代理问题, 保障农民合作社健康发展 (Suh, 2015)。上述研究关注农民合作社对生产效率和福祉改善的微观效能, 但鲜有研究探讨农民合作社的发展水平和普及程度对区域农业经济的贡献程度。

### 三、假说推演

#### (一) 农村劳动力转移对农业生产效率的影响

农村劳动力转移通常具有两层含义: 其一是农业部门从业人员向非农业部门迁移, 最终成为非农就业人员; 其二是农村人口向城市地区迁移, 最终成为城市人口。在绝大多数情况下, 此两种转移过程同向发生, 但也存在一定的时滞效应。例如, 20 世纪 80~90 年代的中国, 由于乡镇企业的蓬勃发展以及户籍制度的限制, 农民“离土不离乡”成为当时农村劳动力转移的主要特征; 而当下“离土又离乡”却是农村劳动力转移的重要特点。由于中国户籍制度的限制, 农村劳动力的区域迁移一般是依赖其职业转移的完成而实现的。总体来说, 农村劳动力转移对农户从事农业生产的客观条件和主观动因会产生深远影响, 并在一定程度上抑制农业生产效率的提升。

1. 农村劳动力转移造成农村可用劳动力减少以及人力资本弱化, 这在无形中转变了农户的生产经营方式, 改变了农户的要素使用习惯, 或对农业生产效率产生不利影响。大量农村青壮年男性劳动力向城市非农部门转移, 导致农村现存劳动力结构趋于“老龄化”和“女性化”, 而后者由于在身体素质、知识储备、发展潜力等方面的劣势, 只能保守沿袭旧的生产方式, 无法完全掌握和熟练驾驭的现代生产技术和生产设备; 在相同的劳动强度下, 后者仅能重复追加技术含量低、增产效能小、环境危害大的传统农业投入品, 降低生产效率, 并诱发农产品质量安全问题。有学者提出, 老年留守劳动力较青壮年劳动力拥有更丰富的经验和更高的专注度, 在一定程度上促进了生产效率的提升; 而女性留守劳动力尽管体能较差, 但可能提高田间管理的精细化程度和生产经营的集约化程度; 在社会化服务和机械化生产的支撑下, 农村劳动转移并不会造成生产效率的衰退 (林本喜、邓衡山, 2012; 周宏等, 2014; 马林静等, 2014; 程名望等, 2015)。但是伴随时间的推移, 农村劳动力区域转移的负面影响将愈发明显: 现代农业技术的推广带动了农产品技术标准的提高, 导致留守劳动力维系原有生产规模变得更加困难; 生产经验积累的积极作用逐渐无法弥补劳动力健康状况衰退的负面影响, 低层次的社会化服务和低水平的机械化生产无法弥补劳动力老龄化导致的效率损失; 农村女性劳动力转移的比例亦在逐渐增加, 或将进一步凸显未来中国“谁来种地”和“如何种地”的难题。

2. 农村劳动力转移增强了农户的兼业化程度, 导致其对农业生产以及土地要素的态度发生变化, 使提高农业生产效率的主观动因弱化。尽管并不一定离开农村, 但农村劳动力向非农经济部门的就

业转移,致使农业不再是其主要的经济来源,土地由必备的生产资料和劳动对象,逐渐沦为未来生活的后备保障,或者自有农产品的生产场所。在资源禀赋、劳动强度和土地边际收益一定的情况下,农户将选择性地放弃维系原有生产规模,甚至出现永久性弃耕或季节性抛荒。虽然在政策规制的干预下,此类现象近年来较少发生,但农村劳动力职业转移带来其农业生产经营意愿下降却是不争的事实。有学者提出,农村青壮年劳动力外出务工必将带来持续性汇款流入,或将提高农户的家庭收入和投资能力,使其得以购置和使用新型农机具以提高农业生产效率,同时加强教育投资以提高人口综合素质(马忠东等,2004)。但事实上,外出务工的汇款流入确实改善了农户的资源禀赋,却转变了“常态的”资源配置和生产决策,农户愈发依赖工资性收入,汇款流入通常用于家庭消费以改善留守劳动力的生活环境,而非购置、更新或追加生产性投资,因此,劳务经济对农业生产的激励作用十分有限。此外,虽然提高收入水平有利于提高对子女的教育支出,却无益于农村实用人才和新型职业农民的培养,农业生产的代际传承面临巨大的困境(钱文荣、郑黎义,2011)。

因此,农村劳动力转移或对农户进行农业生产的客观条件和主观动因产生不利影响,一定程度上抑制农业生产效率的提升。故本文提出以下假说:

H1: 在其他条件不变的情况下,当前背景下农村劳动力转移程度越高,农业生产效率越低。

## (二) 农业合作经营对劳动力转移和农业生产效率的影响

随着时间的推移和研究的深化,越来越多的证据表明,农村劳动力转移对农业生产效率的不利影响正在逐步显化;但关键的问题并不在于农村劳动力转移对农业发展前景的影响,而在于中国农业对“刘易斯拐点”的到来是否做好了充分的准备。中国农业可持续发展的一个重要问题在于,农业现代化的发展要求与小规模家庭经营之间的矛盾:现代农业要求以现代的经营方式、产业体系、物质装备以及科学技术升级和改造农业;但传统经营模式存在着经营规模狭小、土地分散细碎、组织化程度差、技术手段落后等问题,掣肘农业转型升级的进程;而日渐深化的农村劳动力转移更放大了该不利影响,带来了全新挑战。解决上述问题的一个重要思路在于,以农村劳动力转移为契机,提升农业生产经营的组织化和规模化程度,将需要重新配置的土地转交给有条件、有意愿的农户经营,解决当前农民人力资本和务农动因弱化的问题。

在当前城镇化的背景下,农民专业合作社成为农业转型升级的新型载体,自2007年《中华人民共和国农民专业合作社法》实施以来,走上了规范化的蓬勃发展之路;在实践中,逐步涌现出乡村精英领办型、龙头企业引领型、专业协会推动型、政府部门带动型以及集体经济改制型等多种类型的合作社,覆盖了农产品生产、加工、流通、服务各个环节。根据《工商行政管理统计汇编》<sup>①</sup>,截至2014年底,于工商部门注册登记的各类农民专业合作社已有128.87万家,出资总规模2.56万亿元,成员总数3741.46万人。农业合作经营水平的提高,能够优化农户农业生产经营的客观条件,强化农户农业生产的主观意愿,缓解农村劳动力转移对农业生产效率的不利影响。

农民专业合作社能通过内外部多元化服务,提高农业生产要素利用效率,实现规模经济效应,

<sup>①</sup>国家工商行政管理总局(编):《工商行政管理统计汇编》(2010~2014年,历年),中国工商出版社。

降低生产成本并节约交易费用,提升农业生产效率。家庭经营能够适应农业生产的自然特性,降低代理成本和决策成本,成为农业的长期制度选择,但它在产业化经营方面存在明显的劣势。农民专业合作社能够将外部市场服务转化为内部组织服务,为农户提供农资供应、生产加工、经营管理、信贷融资等方面的多元服务和统一指导,推动专业化分工、标准化生产和集约化经营,使经济剩余保留在农业内部,改善农业的自我积累能力。农民专业合作社能够实现生产要素的集中与整合,提高资源利用效率,达到规模经济效应,降低采购和生产成本,突破家庭经营的禀赋约束,改善农业投资能力,使合作社成员共享现代化的农业设备和设施,以先进物质条件装备农业,提高农业生产效率。由于农产品流通链条冗长且环节复杂,农民专业合作社经营规模的扩大,将节约农产品交易成本,改变农户以往的弱势地位,引导其有序参与市场竞争并有效抵御市场风险,提高其整体议价能力,实现小农户与大市场的顺利对接。故本文提出以下假说:

H2: 在其他条件不变的情况下,当前背景下农业合作经营水平越高,农业生产效率越高。

农民专业合作社能够发挥农村实用人才的知识溢出效应,促进土地的连片经营和集中使用,保障农民收益和参与合作经营积极性,缓解农村劳动力转移对农业生产效率的不利影响。在农民专业合作社内部,种养大户和技术能手等农村实用人才具备较好的务农本领与较高的务农意愿,对配方施肥、病虫害防治、质量保障等方面的先进技术具有较高的接受能力与采纳意愿,能够促进现代农业技术的推广和应用,发挥知识溢出和示范带动作用,缓解农村人力资本弱化带来的不利影响。伴随土地流转制度的不断完善,农户以土地经营权入股农民专业合作社,进行委托代耕生产经营,能够有效填补农村优质劳动力转移造成的缺口,缓解弃耕和抛荒现象,提高土地资源分配效率;合作社的制度安排和监管约束,能够抑制对农地的破坏性使用,促进农业可持续发展。农民专业合作社遵循自愿联合、民主管理、优先按交易量比例返还盈余等原则,保护农民合法权益不受工商资本侵蚀,从而能够提高其农业生产积极性与合作社参与意愿,形成良性互动循环,提高农户的专用性资产投资,使合作社生产经营愈发稳定和顺畅。故本文提出以下假说:

H3: 在其他条件不变的情况下,农民专业合作社发展对农村劳动力转移与农业生产效率的关系产生积极调节作用。

## 四、研究设计

### (一) 变量设计

根据样本数据的可获得性和统计口径的一致性,本文选取2010~2014年中国31个省份作为观测样本,有关农业生产的数据来源于历年《中国统计年鉴》《中国农业年鉴》《中国农村统计年鉴》<sup>①</sup>,缺失数据根据相关地方统计年鉴予以补充;有关农民专业合作社组织的数据来源于国家工商行政管理

<sup>①</sup>国家统计局(编):《中国统计年鉴》(2010~2014年,历年),中国统计出版社;中国农业年鉴编辑委员会(编):《中国农业年鉴》(2010~2014年,历年),中国农业出版社;国家统计局农村社会经济调查司(编):《中国农村统计年鉴》(2010~2014年,历年),中国统计出版社。

总局发布的历年《工商行政管理统计汇编》<sup>①</sup>，本文的观测样本及数据具有较好真实性和准确性。由于北京、天津、上海3个直辖市的区域面积较小，城市化程度较高，农业产值比重极低，对本文研究主题的代表性不足，故予以剔除。因此，本文保留2010~2014年28个省份作为观测样本，构建平衡面板数据并进行变量设计。

1. 农业生产效率。本文利用数据包络分析，将每个省份视为一个决策单元，设农业劳动力、中间消耗、农用土地为投入变量，第一产业总产值为产出变量，根据2010~2014年相关数据逐年测算投入产出综合效率，并将其作为农业生产效率的代理变量。农业劳动力以乡村农林牧渔业从业人员数量计算，反映在农村从事农业生产经营的劳动力数量；中间消耗以第一产业总产值与增加值差额计算，反映农业生产经营过程中所消耗的货物和服务的价值；农用土地以农作物播种总面积计算，反映直接为农业生产经营所利用的土地规模；农业产出以2010年价格水平计算的第一产业总产值作为代理变量，反映农业生产真实成果的价值。

2. 农村劳动力转移。乡村从业人员是指乡村人口中达到劳动年龄、实际参加生产经营活动、取得相应收入的人员。当农村劳动力转移程度较低时，乡村从业者在农林牧渔业从业的比重较大；而农村劳动力转移程度越高，农村劳动力在非农业部门从业的比重越大。因此，本文以各地区乡村从业人员中第二第三产业从业人员比重计算农村劳动力转移。

3. 农业合作经营水平。农民专业合作社的注册数量、成员规模和出资总额，是反映一个地区农业合作经营水平的主要指标。为使实证检验具有更好的说服力和解释力，同时避免多重共线性，本文采用合作社平均成员数量、平均资金规模、区域普及程度3个变量综合反映合作社发展水平。

4. 控制变量。根据已有文献成果，本文从农业生产条件和社会经济环境两个方面设计控制变量。农业生产条件方面，本文引入人均有效灌溉面积、人均柴油消耗量、地均农药使用量等3个变量控制农业生产的水利条件、机械化程度与集约化水平，其中，“人均”意为某一指标与乡村第一产业从业人员之比，“地均”意为某一指标与农作物播种总面积之比。社会经济环境方面，本文引入粮食播种面积比重、第一产业增加值比重、人均生产总值等3个变量控制各地区农业发展和综合发展水平。

上述变量的定义与描述性统计详见表1。

表1 变量定义与描述性统计

变量名	定义	均值	标准差
农业投入与产出			
农业劳动力	乡村农林牧渔业从业人员数量（万人）	1893.19	1269.65
中间消耗	第一产业总产值—第一产业增加值（亿元）	1275.81	868.82
农用土地	农作物播种总面积（千公顷）	5791.59	3483.42
农业产出	以2010年价格水平计算的第一产业总产值（亿元）	2672.44	1737.58
农村劳动力转移	1—农林牧渔从业人员（万人）/乡村从业人员（万人）	0.450	0.133

<sup>①</sup>国家工商行政管理总局（编）：《工商行政管理统计汇编》（2010~2014，历年），中国工商出版社。

(续表 1)

农业合作经营水平			
平均成员数量	合作社成员数量(十人)/合作社数量(家)	2.108	1.150
平均资金规模	合作社出资总额(百万元)/合作社数量(家)	1.555	0.590
区域普及程度	合作社数量(十家)/乡村从业人员(万人)	1.847	1.532
控制变量: 农业生产条件			
人均有效灌溉面积	有效灌溉面积(千公顷)/农林牧渔业从业人员(万人)	2.730	2.023
人均柴油消耗量	农用柴油使用量(万吨)/农林牧渔业从业人员(万人)	0.094	0.072
地均农药使用量	农药使用折纯量(万吨)/农作物总播种面积(千公顷)	0.007	0.005
控制变量: 社会经济环境			
粮食播种面积比重	粮食播种面积(千公顷)/农作物播种面积(千公顷)	0.657	0.124
第一产业增加值比重	第一产业增加值(亿元)/地区生产总值(亿元)	0.114	0.043
人均生产总值	人均地区生产总值(万元/人)	3.798	1.439

## (二) 效率测算模型

数据包络分析(DEA)通过推断在一定投入下的最高产出前沿,测算决策单元的实际产出水平与效率前沿的距离,得出其相对效率值,其不需对生产函数的具体形式进行严格界定并可避免预设偏差,对农业生产效率测算而言更为简洁有效。本文采用投入导向的数据包络分析模型:将投入产出效率最优的分式规划,转换为与其等价的线性及对偶规划,引入松弛变量和非阿基米德无穷小量,将不等式约束改写为等式约束后,得到如下测量模型:

$$\min[\theta - \varepsilon(e_1^T s^- + e_2^T s^+)]$$

$$s.t. \begin{cases} \sum_{j=1}^n \lambda_j x_{ij} + s^- = \theta x_{i0} \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j y_{rj} - s^+ = y_{r0} \\ \lambda_j \geq 0, s^+ \geq 0, s^- \geq 0 \end{cases} \quad (1)$$

(1)式中,  $i$  ( $i=1, \dots, m$ )表示投入,  $r$  ( $r=1, \dots, s$ )表示产出,  $j$  ( $j=1, \dots, n$ )表示决策单元,  $x_{ij}$ 为第  $j$  个决策单元的第  $i$  项投入,  $y_{rj}$ 为第  $j$  个决策单元的第  $r$  项产出;  $\lambda_j$ 为权重系数,  $s^-$ 和  $s^+$ 分别为投入冗余变量和产出不足变量,  $\theta$ 为决策单元的综合效率 ( $0 \leq \theta \leq 1$ );  $\varepsilon$ 为非阿基米德无穷小量,  $e_1^T = (1, \dots, 1) \in E_m$ ,  $e_2^T = (1, \dots, 1) \in E_s$ ,  $E_m$ 和  $E_s$ 分别为  $m$ 维和  $s$ 维单位向量空间。对决策单元  $DMU_0$  有效性进行分析,其投入为  $x_{i0}$ , 产出为  $y_{r0}$ , 可得最优解  $\theta^*$ 、 $s^{-*}$ 与  $s^{+*}$ : 当  $\theta^* = 1$  时, 而  $s^{-*} > 0$  或者  $s^{+*} > 0$  时,  $DMU_0$  为弱 DEA 有效; 当  $\theta^* = 1$  且  $s^{-*} = s^{+*} = 0$  时,

DMU<sub>0</sub>为DEA有效,其经济活动同时具有技术和规模有效性。

### (三) 实证检验模型

因为由数据包络分析测算得到的效率值介于0至1之间,它作为被解释变量呈部分连续和部分离散分布,相对于普通最小二乘法,基于极大似然估计法的被解释变量受限的Tobit模型更适用于这样问题的分析,该模型可作如下表示:

$$Y_i^* = \beta^T X_i + \mu_i$$

$$Y_i = \begin{cases} 0, & Y_i^* \leq a \\ Y_i^*, & a < Y_i^* < b \\ 1, & Y_i^* \geq b \end{cases} \quad (2)$$

(2)式中, $Y_i$ 和 $X_i$ 分别为被解释和解释变量向量,错误!未找到引用源。为待估系数向量,错误!未找到引用源。满足正态分布即 $\mu_i \sim N(0, \sigma^2)$ ,被解释变量下端和上端截断值分别为 $a$ 和 $b$ 。本文采用Tobit模型,具体设置如(3)式,同时利用极大似然估计方法对方程系数进行估计:

$$EF^* = \alpha + \beta_1 LM + \beta_2 CAM + \beta_3 CCS + \beta_4 CRP + \beta_5 LM \times CAM$$

$$+ \beta_6 LM \times CCS + \beta_7 LM \times CRP + \sum_{k=1}^6 \varphi_k CV_k + u \quad (3)$$

$$EF = \begin{cases} 0, & EF^* \leq 0 \\ EF^*, & 0 < EF^* < 1 \\ 1, & EF^* \geq 1 \end{cases}$$

(3)式中, $EF$ 为农业生产效率; $LM$ 为农村劳动力转移; $CAM$ 、 $CCS$ 和 $CRP$ 分别为某省份农民专业合作社的平均成员数量、平均资金规模和区域普及程度; $LM \times CAM$ 、 $LM \times CCS$ 和 $LM \times CRP$ 分别表示农村劳动力转移与合作社平均成员数量、平均资金规模和区域普及程度的交互项; $CV_k$ 为控制变量( $k=1, \dots, 6$ ); $\alpha$ 为常数项; $u$ 为误差项; $\beta_1 \sim \beta_7$ 、 $\varphi_k$ 为待估计系数。

## 五、实证分析结果

### (一) 效率测算结果

本文通过DEAP 2.1软件,采用投入导向规模报酬不变的数据包络分析模型,逐年测算各省农业的投入产出综合效率,并将其作为农业生产效率的代理变量。测算结果如表2所示。

表2 2010年~2014年各省份的农业生产效率

省份	2010	2011	2012	2013	2014	省份	2010	2011	2012	2013	2014
安徽	0.809	0.802	0.813	0.783	0.808	江西	0.920	0.914	0.915	0.890	0.918
福建	1.000	0.995	0.990	0.935	0.914	辽宁	0.928	0.948	0.976	0.969	0.951

(续表 2)

甘肃	0.765	0.798	0.782	0.747	0.768	内蒙古	0.847	0.852	0.837	0.810	0.817
广东	0.874	0.882	0.884	0.852	0.862	宁夏	0.709	0.730	0.727	0.675	0.709
广西	0.865	0.832	0.873	0.856	0.879	青海	0.833	0.825	0.823	0.795	0.808
贵州	0.848	0.776	0.730	0.689	0.614	山东	0.785	0.802	0.815	0.791	0.803
海南	0.876	0.868	0.866	0.837	0.850	山西	0.712	0.732	0.744	0.704	0.723
河北	0.841	0.872	0.857	0.810	0.836	陕西	0.824	0.795	0.781	0.734	0.747
河南	0.782	0.833	0.833	0.804	0.825	四川	0.855	0.825	0.812	0.814	0.839
黑龙江	0.802	0.770	0.763	0.731	0.746	西藏	0.806	0.799	0.797	0.770	0.782
湖北	0.926	0.899	0.898	0.893	0.904	新疆	0.850	0.842	0.840	0.812	0.825
湖南	0.869	0.853	0.830	0.830	0.858	云南	0.832	0.759	0.745	0.715	0.746
吉林	0.850	0.803	0.834	0.813	0.832	浙江	0.914	0.918	0.916	0.858	0.901
江苏	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	重庆	0.997	0.925	0.924	0.905	0.941

## (二) 估计结果

本文通过回归 1 至回归 4 探讨农村劳动力转移与合作社平均成员数量、平均资金规模、区域普及程度对农业生产效率的直接影响, 检验假说 H1 和 H2; 之后通过回归 5 至回归 8 探讨农民专业合作社发展对农村劳动力转移与农业生产效率间关系的调节效应。回归 1 仅包含 6 项控制变量; 而回归 2 和回归 3 分别单独引入了农村劳动力转移和农业合作经营水平两组变量; 回归 4 则同时引入了上述两组变量。回归 5、回归 6、回归 7 在回归 4 的基础上, 分别单独引入了去中心化交互项农村劳动力转移 $\times$ 平均成员数量、农村劳动力转移 $\times$ 平均资金规模、农村劳动力转移 $\times$ 区域普及程度; 而回归 8 则同时引入了上述 3 个交互项, 以检验调节效应。

表 3 实证检验结果: 直接作用与调节效应

	回归 1	回归 2	回归 3	回归 4	回归 5	回归 6	回归 7	回归 8
人均有效灌溉面积	0.011 (0.200)	0.008 (0.359)	0.011 (0.138)	0.005 (0.570)	0.005 (0.496)	0.006 (0.466)	0.005 (0.559)	0.006 (0.450)
人均柴油消耗量	-0.252 (0.455)	-0.102 (0.768)	-0.090 (0.719)	0.069 (0.785)	0.058 (0.816)	0.056 (0.824)	0.065 (0.800)	0.061 (0.805)
地均农药使用量	5.197 (0.143)	6.881** (0.031)	10.214*** (0.001)	12.192*** (0.000)	12.770*** (0.000)	12.802*** (0.000)	12.301*** (0.000)	12.940*** (0.000)
粮食播种面积比重	0.144 (0.490)	0.179 (0.364)	-0.159 (0.213)	-0.198 (0.131)	-0.196 (0.118)	-0.206 (0.115)	-0.200 (0.130)	-0.198 (0.113)
第一产业增加值 比重	-1.202*** (0.001)	-1.445*** (0.000)	-0.703** (0.045)	-0.984*** (0.005)	-0.943*** (0.006)	-1.005*** (0.004)	-0.994*** (0.005)	-0.924*** (0.008)
人均生产总值	-0.029*** (0.000)	-0.024*** (0.000)	-0.014* (0.068)	-0.012 (0.120)	-0.011 (0.153)	-0.013* (0.087)	-0.012 (0.129)	-0.010 (0.194)

(续表 3)

农村劳动力转移	—	-0.458**	—	-0.358***	-0.428***	-0.348**	-0.359***	-0.412***
	—	(0.013)	—	(0.009)	(0.002)	(0.012)	(0.009)	(0.004)
平均成员数量	—	—	0.041***	0.041***	0.049***	0.039***	0.040***	0.049***
	—	—	(0.001)	(0.001)	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.000)
平均资金规模	—	—	-0.030***	-0.024**	-0.024**	-0.024**	-0.024**	-0.023**
	—	—	(0.005)	(0.029)	(0.027)	(0.027)	(0.029)	(0.032)
区域普及程度	—	—	-0.001	-0.003	-0.002	-0.001	-0.002	-0.003
	—	—	(0.846)	(0.495)	(0.501)	(0.758)	(0.706)	(0.494)
农村劳动力转移× 平均成员数量	—	—	—	—	-0.121**	—	—	-0.118*
	—	—	—	—	(0.077)	—	—	(0.095)
农村劳动力转移× 平均资金规模	—	—	—	—	—	0.058	—	0.059
	—	—	—	—	—	(0.419)	—	(0.496)
农村劳动力转移× 区域普及程度	—	—	—	—	—	—	0.004	-0.017
	—	—	—	—	—	—	(0.870)	(0.584)
常数项	0.981***	1.156***	1.000***	1.191***	1.197***	1.194***	1.195***	1.185***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Log likelihood	186.85	194.09	196.73	198.29	197.54	196.95	198.70	168.16
Wald chi2	68.46	62.81	70.73	80.63	73.92	72.06	81.28	61.62
观测值数	140	140	140	140	140	140	140	140

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 0.01、0.05、0.1 的水平上显著；括号内数字为标准误。

### (三) 假说验证

这里分别对三个假说进行如下分析验证。

第一，假说 H1 的验证。在回归 2 中，农村劳动力转移与农业生产效率的回归系数显著并为负，假说 H1 得到了部分支持。在回归 4 中，引入农业合作经营水平之后，农村劳动力转移与农业生产效率的回归系数显著并为负，假说 H1 得到了证明。因此在其他条件不变的情况下，当前背景下农村劳动力转移程度越高，一个地区农业生产效率越低。这与周宏等（2014）、马林静等（2014）、程名望等（2015）以及林本喜、邓衡山（2012）的研究结论存在较大差异。部分原因在于，上述研究所用数据多集中于 2010 年之前的，期间中国农村劳动力仍然存在“过剩”现象，劳动力外流和老龄化尚不对农业生产构成较大负面影响。而本文根据 2010~2014 年的省际面板数据，给出了新的经验证据，即当前背景下农村劳动力转移已对农业生产造成一定不利影响。

第二，假说 H2 的验证。在回归 3 中，合作社平均成员数量与农业生产效率的回归系数显著并为正；而合作社平均资金规模与农业生产效率的回归系数显著并为负，与初始假说相左；合作社区域普及程度的回归系数不显著。在回归 4 中，引入农村劳动力转移之后，合作社平均成员数量与资金规模的系数未发生很大变化，并依然显著，故假说 H2 得到了一定程度的支持。因此在其他条件

不变的情况下, 当前背景下合作社平均成员数量越多、平均资金规模越小, 一个地区农业生产效率越高。新的经验证据表明, 在同时控制了合作社平均成员数量、平均资金规模、区域普及程度的情况下, 只有平均成员数量对农业生产效率产生了积极作用。这基本符合 Bernard and Spielman (2009)、Ito et al. (2012) 以及 Mojo et al. (2017) 的理论分析与推论。

第三, 假说 H3 的验证。在回归 5~回归 7 中, 农村劳动力转移和合作社平均成员数量的去中心化交互项的回归系数显著并为负; 而农村劳动力转移和合作社平均资金规模与区域普及程度的去中心化交互项的回归系数不显著。故假说 H3 仅得到了部分支持。在回归 8 中, 农村劳动力转移和合作社平均成员数量的去中心化交互项的回归系数依然显著, 故假说 H3 得到了一定程度的支持: 农村劳动力转移对农业生产效率产生了不利影响, 但在其他条件不变的情况下, 合作社平均成员数量能够缓解这种不利影响, 产生积极的调节作用。

综上, 假说 H1 得到了证明, 假说 H2 和 H3 亦得到了一定程度的支持。本文从合作社平均成员数量、平均资金规模、区域普及程度 3 个方面刻画了农民专业合作社的发展水平, 采用 DEA-Tobit 模型检验了农村劳动力转移对农业生产效率的影响, 以及合作社发展水平对二者关系的调节作用。实证分析结果表明, 农村劳动力转移对农业生产效率产生不利影响; 农民专业合作社的平均成员数量对农业生产效率具有积极作用, 并缓解农村劳动力转移对农业生产的不利影响; 此外, 在当前中国情境下, 农民专业合作社平均资金规模和区域普及程度的提高无益于农业生产效率的改善。

## 六、结论与启示

某些国家在经济发展的起步阶段, 或以工农产品价格剪刀差等方式汲取农业剩余以优先支持工业发展, 造成农业的长期“失血”和所谓的“二元经济结构”; 在经济发展的成熟阶段, 又将通过社会剩余再分配实现“工业反哺农业、城市反哺农村”以改善农业的落后面貌(孙圣民, 2009; 李尚勇, 2011)。当前应予关注的问题并不囿于劳动力转移引发的“谁来种地”与“如何种地”, 而在于如何破解农业比较利益低下并长期处于低端锁定的状态: 农业“失血”需要工业部门为其“输血”, 但更需要农业自身“造血”以实现自我积累和发展。依托农民专业合作社的产业化经营模式, 既为工业经济部门的“输血”搭建了桥梁, 又改善了农业自身“造血”的客观条件, 是中国农业走向现代化的合理选择。

本文根据中国省际面板数据, 通过 DEA-Tobit 模型研究了农村劳动力转移对农业生产效率的影响, 检验了农业合作经营水平对二者关系的调节作用, 并得出了以下结论: ①在当前中国城乡发展背景下, 农村劳动力转移弱化了农业现代化生产经营的客观条件和主观动因, 对农业生产造成不利影响。②农民专业合作社平均成员数量的提高, 有利于保障农业合作经营的制度效能, 推动农业生产效率提升, 缓解农村劳动力转移造成的不利影响。③而目前农民专业合作社的平均资金规模和区域普及程度, 对农业生产效率提升和农业现代化建设的积极作用并不明显。

根据本文研究结论, 得到以下启示。①农村优质劳动力优先向城市非农经济部门转移, 导致生产要素的利用效率下滑, 伴随时间的推移和技术复杂程度的提高, 低层次的社会化服务和低水平的

机械化生产,无法弥补因优质劳动力转移导致的生产效率的长期损失。因此,需加快新型职业农民培养,加强农村实用人才队伍建设,通过农村产业联动和“近农”产业发展,有序引导农村劳动力的本地转移,将优质劳动力留在乡村,发挥第二第三产业的知识溢出和辐射带动作用,利用劳务经济回馈和支持农业;同时,需加大现代化农业设备设施的投资力度,完善要素流通、土地流转和农业服务体系,以缓解农村劳动力转移带来的不利影响。②尽管农民专业合作社当前的发展水平较低、覆盖面积较窄、区域差异较大,但其惠及农民的范围和程度正在逐步扩大,制度优势正在逐渐显现,并能够在当前农村劳动力转移的背景下,有效提高农业生产效率。因此,需鼓励更多农业从业人员和农业适度规模经营主体积极参与农业合作经营,完善农民专业合作社的内部治理机制和外部监管措施,保障农民专业合作社的内外多元化服务职能落到实处,确保潜在规模经济效应的实现。③在当前背景下,农民专业合作社的平均资金规模和区域普及程度的提高,无益于农业生产效率的改善,也无法有效缓解农村劳动力转移带来的不利影响。因此,当前合作社建设的重点应是逐步提高合作社的包容性,鼓励更多中小农户参与合作社的运营和决策,应格外注意伴随其规模扩张出现的嬗变和异化以及社员承诺下降,先保证制度效能的充分发挥,逐步提高农户的信任度和忠诚度,再稳步提升规模,不宜一味追求合作社出资规模和数量规模的扩张。

#### 参考文献

- 1.蔡荣、马旺林、王舒娟,2015:《小农户参与大市场的集体行动:合作社社员承诺及其影响因素》,《中国农村经济》第4期。
- 2.蔡荣,2011:《“合作社+农户”模式:交易费用节约与农户增收效应——基于山东省苹果种植农户问卷调查的实证分析》,《中国农村经济》第1期。
- 3.陈素琼、张广胜,2012:《农村劳动力转移对水稻生产技术效率的影响:存在代际差异吗——基于辽宁省的调查》,《农业技术经济》第12期。
- 4.程名望、黄甜甜、刘雅娟,2015:《农村劳动力外流对粮食生产的影响:来自中国的证据》,《中国农村观察》第6期。
- 5.邓衡山、王文烂,2014:《合作社的本质规定与现实检视——中国到底有没有真正的农民合作社?》,《中国农村经济》第7期。
- 6.冯小,2014:《农民专业合作社制度异化的乡土逻辑——以“合作社包装下乡资本”为例》,《中国农村观察》第2期。
- 7.盖庆恩、朱喜、史清华,2014:《劳动力转移对中国农业生产的影响》,《经济学(季刊)》第3期。
- 8.黄祖辉、扶玉枝、徐旭初,2011:《农民专业合作社的效率及其影响因素分析》,《中国农村经济》第7期。
- 9.黄祖辉、高钰玲,2012:《农民专业合作社服务功能的实现程度及其影响因素》,《中国农村经济》第7期。
- 10.李尚勇,2011:《农民合作社的制度逻辑——兼谈其发展存在的问题》,《农业经济问题》第7期。
- 11.林本喜、邓衡山,2012:《农业劳动力老龄化对土地利用效率影响的实证分析——基于浙江省农村固定观察点数据》,《中国农村经济》第4期。
- 12.马林静、欧阳金琼、王雅鹏,2014:《农村劳动力资源变迁对粮食生产效率影响研究》,《中国人口·资源与环境》第4期。

境》第9期。

13.马忠东、张为民、梁在、崔红艳, 2004:《劳动力流动:中国农村收入增长的新因素》,《人口研究》第3期。

14.聂正彦, 2015:《农业劳动力老龄化对农业生产的影响分析——基于甘肃省4市6县调查数据》,《国家行政学院学报》第6期。

15.彭代彦、吴翔, 2013:《中国农业技术效率与全要素生产率研究——基于农村劳动力结构变化的视角》,《经济学家》第9期。

16.钱文荣、郑黎义, 2011:《劳动力外出务工对农户农业生产的影响——研究现状与展望》,《中国农村观察》第1期。

17.秦愚, 2014:《组织成本视角下的农业合作社基本制度分析》,《农业经济问题》第8期。

18.孙圣民, 2009:《工农业关系与经济发展:计划经济时代的历史计量学再考察——兼与姚洋、郑东雅商榷》,《经济研究》第8期。

19.孙亚范、余海鹏, 2012:《农民专业合作社成员合作意愿及影响因素分析》,《中国农村经济》第6期。

20.谭智心、孔祥智, 2012:《不完全契约、内部监督与合作社中小社员激励——合作社内部“搭便车”行为分析及政策含义》,《中国农村经济》第7期。

21.王跃梅、姚先国、周明海, 2013:《农村劳动力外流、区域差异与粮食生产》,《管理世界》第11期。

22.王子成, 2015:《农村劳动力外出降低了农业效率吗》,《统计研究》第3期。

23.吴晨, 2013:《不同模式的农民合作社效率比较分析——基于2012年粤皖两省440个样本农户的调查》,《农业经济问题》第3期。

24.杨俊、杨钢桥、胡贤辉, 2011:《农业劳动力年龄对农户耕地利用效率的影响——来自不同经济发展水平地区的实证》,《资源科学》第9期。

25.杨志海、李鹏、王雅鹏, 2015:《农村劳动力老龄化对农户耕地利用效率的影响》,《地域研究与开发》第5期。

26.张学会、王礼力, 2014:《农民专业合作社纵向一体化水平测度:模型与实证分析》,《中国人口·资源与环境》第6期。

27.赵晓峰、付少平, 2015:《多元主体、庇护关系与合作社制度变迁——以府城县农民专业合作社的实践为例》,《中国农村观察》第2期。

28.周宏、王全忠、张倩, 2014:《农村劳动力老龄化与水稻生产效率缺失——基于社会化服务的视角》,《中国人口科学》第3期。

29. Abebaw, D., and M. G. Haile, 2013, "The Impact of Cooperatives on Agricultural Technology Adoption: Empirical Evidence from Ethiopia", *Food Policy*, 38(2): 82-91.

30. Agbo, M., D. Rousselière, and J. Salanié, 2015, "Agricultural Marketing Cooperatives with Direct Selling: A Cooperative-non-cooperative Game", *Journal of Economic Behavior and Organization*, 109(1): 56-71.

31. Bardsley, D. K., and A. M. Bardsley, 2014, "Organising for Socio-ecological Resilience: The Roles of the Mountain Farmer Cooperative Genossenschaft Gran Alpin in Graubünden, Switzerland", *Ecological Economics*, 98(2): 11-21.

32. Bernard, T., and D. J. Spielman, 2009, "Reaching the Rural Poor through Rural Producer Organizations? A Study of Agricultural Marketing Cooperatives in Ethiopia", *Food Policy*, 34(1): 60-69.

33. Ito, J., Z. Bao, and Q. Su, 2012, "Distributional Effects of Agricultural Cooperatives in China: Exclusion of Smallholders and Potential Gains on Participation", *Food Policy*, 37(6): 700-709.
34. Jia, X., and J. Huang, 2011, "Contractual Arrangements between Farmer Cooperatives and Buyers in China", *Food Policy*, 36(5): 656-666.
35. Kislev, Y., Z. Lerman, and P. Zusman, 1991, "Recent Experience with Cooperative Farm Credit in Israel", *Economic Development and Cultural Change*, 39(4): 773-789.
36. Ma, W., and A. Abdulai, 2016, "Does Cooperative Membership Improve Household Welfare? Evidence from Apple Farmers in China", *Food Policy*, 58(1): 94-102.
37. Mojo, D., C. Fischer, and T. Degefa, 2017, "The Determinants and Economic Impacts of Membership in Coffee Farmer Cooperatives: Recent Evidence from Rural Ethiopia", *Journal of Rural Studies*, 50(1): 84-94.
38. Su, X., Y. Wang, S. Duan, and J. Ma, 2014, "Detecting Chaos from Agricultural Product Price Time Series", *Entropy*, 16(12): 6415-6433.
39. Suh, J., 2015, "Communitarian Cooperative Organic Rice Farming in Hongdong District, South Korea", *Journal of Rural Studies*, 37(1): 29-37.
40. Tapia, F. J. B., 2012, "Commons, Social Capital and the Emergence of Agricultural Cooperatives in Early Twentieth Century Spain", *European Review of Economic History*, 16(4): 511-528.

(作者单位: <sup>1</sup> 山东财经大学 MBA 学院;  
<sup>2</sup> 山东财经大学工商管理学院)  
(责任编辑: 午言)

## The Effects of Farmers' Specialized Cooperatives on Agricultural Production Efficiency within the Context of Rural Labor Migration

Su Xin Liu Haolong

**Abstract:** This article calculates provincial agricultural production efficiency and examines the effects of rural labor migration on agricultural production efficiency, as well as the moderating roles played by farmers' specialized cooperatives, using a DEA-Tobit model with panel data from 2010 to 2014. It reveals that rural labor migration has played a constraining role in increasing agricultural production efficiency. Moreover, the average scale of membership in farmers' specialized cooperatives has a positive effect on agricultural production efficiency and reduces the negative impact of rural labor migration on agricultural production. However, the average capital scale and regional popularity of farmers' specialized cooperatives show no significant positive influence on increasing agricultural production efficiency. The study concludes by suggesting directions for further development, including encouraging more farmers to participate in cooperatives, maintaining institutional efficacy, and enhancing agricultural production efficiency.

**Key Words:** Rural Labor Migration; Agricultural Cooperative Operation; Agricultural Production Efficiency; DEA-Tobit