

农业机械化、劳动力转移与农民收入增长*

——孰因孰果？

李谷成¹ 李焯阳² 周晓时¹

摘要：农业机械化和劳动力转移对农民收入增长的作用机制及其因果关系一直是一个值得深入探讨的问题。本文基于2000~2015年的省级面板数据，构建中介效应检验模型，对三者之间的作用逻辑和因果关系进行实证分析。研究表明：机械化与劳动力转移均可显著地促进农民收入增长，其中，机械化既可以直接作用于农业收入增长，也可以通过劳动力转移“部分地”间接作用于非农收入增长；劳动力转移则直接作用于非农收入增长。本文认为，农业机械化和劳动力转移是建立农民增收长效机制的两大抓手，不可偏废；但在这一过程中，要注意处理好两者的关系和节奏，不可颠倒前后因果次序，否则可能发生对农业比较优势的偏离。

关键词：农业机械化 劳动力转移 农民收入 中介效应

中图分类号：F304.6 F323.6 **文献标识码：**A

一、引言

农民收入一直是“三农”问题的难点。2017年中央“一号文件”明确指出农业供给侧结构性改革的主要目标是增加农民收入，乡村振兴的关键是让农民生活富裕。农业机械化和劳动力转移是推动农民收入增长的两个重要途径（钟甫宁、何军，2007）。直观上讲，劳动力转移可以通过增加非农就业机会有效提高农民的工资性收入，农业机械化可以通过提高劳动生产率直接增加农民的经营性收入，同时实现对劳动力的替代（Liu et al., 2014; Wang et al., 2016），为非农就业创造机会，间接增加工资性收入，并缓解劳动力转移对农业收入的冲击。有观点认为农业机械化和劳动力转移两者相辅相成、相互影响，如李小阳等（2003）等。但这些文献仅局限于定性描述或直观判断，尚缺乏实证证据，尤其是在两者的因果关系包括两者对农民收入增长的具体作用机理和影响路径等方面缺

*本文获得国家自然科学基金项目“劳动力成本上升对农业生产的影响机理与实证研究”（项目编号：71473100）、国家自然科学基金项目“中国农业全要素生产率增长的微观基础及若干农业政策的生产率效应评估”（项目编号：71873050）和国家“万人计划”青年拔尖人才支持计划项目“有中国特色农业机械化模式研究”（项目编号：2015-48-2-50）的资助。作者感谢匿名审稿专家的宝贵意见，当然，文责自负。

乏深入研究。

长期以来,劳动力转移为促进农民增收做出了巨大贡献,但中国经济正进入到“刘易斯拐点”^①区间,人口红利逐渐消失,农业面临劳动力老龄化、女性化、兼业化等问题,未来大规模劳动力转移可能已难以为继。未来谁来种地?如何种地?通过机械化对劳动力进行替代是农业发展的必由之路,也是支撑劳动力转移的必然选择。受人多地少等资源约束的限制,中国农业长期偏向于土地节约型技术进步,但近年来中国农业也在没有改变家庭联产承包责任制的条件下走出了一条有特色的机械化道路,特别是2004年实施农机具购置补贴以来进程显著加快,主要农作物综合机械化率从2007年的40%提高到了2016年的65.2%,粮食作物突破80%。直观上,劳动力转移和机械化似乎在并行不悖地进行着。因此,综合研究两者的相互关系及其对农民增收的作用机制具有重要价值。

已有关于农业机械化、劳动力转移和农民收入关系的研究,主要集中在以下方面:一是机械化对农民收入的影响研究。总体来看,机械化可以通过降低生产成本(Takeshima, 2013; 钟甫宁, 2016)、提高农业产出(周振等, 2016a)、增加非农收入(周晓时, 2017)等途径促进农民增收。二是劳动力转移对农民收入的影响研究。一般而言,劳动力转移可以促进农民非农收入增长(Himanshu, 2013; Nguyen, 2015)。但也有学者对劳动力转移及其诱导的老龄化问题对农业生产的影响表示担忧(Rozelle et al., 1999; 盖庆恩等, 2014)。对此,钟甫宁等(2016)认为劳动力转移对农业生产的影响并没有想象的那么悲观。三是农业机械化与劳动力转移的关系研究。已有研究主要集中在机械化对劳动力转移的贡献上。祝华军(2005)发现全国农机总净值每增加1亿元,可促进4.35万劳动力转移。周振等(2016b)以农作物耕种收综合机械化率和机耕水平、机播水平、机收水平^②三者的乘积分别测算了机械化进程指标,发现各自对1998~2012年劳动力转移的贡献度分别为21.59%和72.5%。但也有文献表明,农户农机投资行为^③不利于劳动力转移(Ahituv and Kimhi, 2002; Ji et al., 2012)。

综上所述,已有文献在探讨机械化与劳动力转移的关系及其对农民收入的增长效应等方面获得了诸多有益结论,但仍然存在以下不足:一是缺乏机械化和劳动力转移对农民收入具体构成成分影响的细分研究。2000年以来农户工资性收入占比不断提高,和经营性收入一起构成了农民收入的主要来源。2013年工资性收入对农民人均纯收入增长贡献率达59%,首次超过家庭经营纯收入^④。如

^①刘易斯拐点,即刘易斯二元经济模型中劳动力由无限供给变为短缺的转折点,是指工业化进程中,随着农村富余劳动力向非农产业转移,农村劳动力逐渐减少,最终达到瓶颈或枯竭状态。其往往是人口红利逐渐消失的一个前兆。

^②机耕水平=[(机耕面积+免耕面积)/播种面积]×100%,机播水平=[机播面积/播种面积]×100%,机收水平=[机收面积/播种面积]×100%。

^③农户农机投资指农户购买农机。不同于购买农机社会化服务,农户劳动力与自购农机之间存在互补关系,这在很大程度上限制了劳动力外出就业(Ji et al., 2012)。

^④2013年农民人均纯收入中家庭经营纯收入占42.6%,工资性收入占45.3%,财产性收入占3.3%,转移性收入占8.8%,农民收入结构相对传统意义农户已经发生了根本变化。参见中国社会科学院农村发展研究所、国家统计局(编),2014:

果仍旧笼统地对农民收入进行简单分析而忽视其结构变化,则已不合时宜,尤其是在考察机械化与劳动力转移对农民增收的综合作用机制时,因为两者的增收重心存在显著差异,就更加需要考察农民收入的结构变化。二是已有关于机械化对劳动力转移贡献的研究其实隐含了机械化对劳动力转移作用的单向因果假定条件,尚未发现有文献同时考察机械化、劳动力转移与农民增收三者的关系,机械化与劳动力转移的关系也可能是双向的。三是机械化和劳动力转移的增收效应可能存在一定滞后性或时间惯性,尤其是机械投资的这种滞后效应可能较为明显,但鲜有文献在估计时考虑到了这一点。

总之,本文通过构建动态面板数据模型,有效区分农业机械化、劳动力转移对农民工资性收入和经营性收入的具体作用机制。以此为基础,在该领域率先引入中介效应检验模型,检验机械化是否可以通过劳动力转移来促进农民收入增长;或者反过来,劳动力转移是否可以通过机械化来促进农民收入增长,以及各自中介效应所占的比例。这可以在量化估计机械化和劳动力转移对农民收入增长贡献的同时,进一步深入考察劳动力转移和机械化之间可能存在的某种综合作用机制,探究其作用于农民增收的具体路径,有效弥补已有文献的上述不足,这无疑对未来人口红利消失条件下的农业发展和农民增收也具有重要参考价值。

后文结构安排如下:第二部分进行理论分析并提出研究假说;第三部分建立实证模型,并说明变量界定及相关数据来源;第四部分为实证结果及其分析讨论;最后是本文研究结论及相关政策建议。

二、理论分析和研究假说

在总结已有文献的基础之上,本文进一步讨论农业机械化和劳动力转移对农民收入增长的综合作用机制,并讨论机械化与劳动力转移之间的相互作用关系。本文从工资性收入和经营性收入^①的角度对农民收入结构进行细分,也有助于加深对这种变量之间具体作用关系的理解。

(一) 农业机械化进程及其对农业收入和非农收入增长的作用机制

机械化作为一种典型的劳动节约型技术进步,可以有效提高劳动生产率,减少劳动时间,增加作物产量(Benin, 2015)。在劳动力价格刚性上升条件下,机械与人工相对价格发生变化,机械化可以有效降低农业成本(Wang et al., 2016),所以,机械化是农业应对“刘易斯拐点”和人口红利消失的必然选择。但经典农业经济理论认为机械化具有规模偏向效应,要求相应耕地规模作为匹配,中国人多地少的资源禀赋特征、多样化的地形地貌条件、耕地细碎化和地权分散化等因素,会长期制约机械化的快速推进。但近年来的农业实践表明,中国农业在人均和单个农户耕地规模都没有实质性扩大的条件下走出了一条有特色的农业机械化道路。除了农户自购自持外,出现了跨区作业、农机合作社和农机社会化服务体系等多种形式的机械化模式,尤其是通过农业生产环节的分工而非

《中国农村经济形势分析与预测(2013-2014)》,北京:社会科学文献出版社。

^①为了便于理解和概念的一般化,下文更多地倾向于将其描述为农业收入与非农收入两种类型。

耕地的合并或流转集中来实现规模经营的各种新模式极具中国特色，在没有变动基本经营制度的前提下推进了农业机械化，既有效避免了城市化进程中农业陷入衰退的危险，又实现了小农户与现代农业的有机衔接。

从理论上讲，机械化极大地解放了农业劳动力，将其从土地上释放出来外出务工就业，这可以通过促进劳动力转移和增加非农就业时间来增加农民非农收入。但机械化就一定会增加农民的农业收入吗？答案是不确定的。因为对农业自身而言，机械化产生的更多可能是要素替代效应而非产出增长效应。例如，从图 1 左图的等产量曲线来看，要素替代效应意味着沿着同一条等产量线从 C_0 点向 C_1 点移动。大量的实证证据亦表明，与大农户相比较而言，传统小农通过对劳动投入的过量使用和密集投入并不享有土地生产率上的比较劣势，其通过劳动的“过密化”实现对土地的精耕细作而享有更高的单产水平（李谷成等，2010）。过于冒进的大规模机械化反而更容易陷入粗放经营，其倾向于提高劳动生产率而非土地生产率。结合有中国特色的机械化模式，机械化并非一定要求农户扩大耕地规模作为匹配，各种新模式都意味着机械化并不必然导致单个农户耕地规模的扩大。农业机械虽然具有一定的不可分性，但农机服务是可分的，现代农业技术的发展使得许多农艺与生产环节可以独立出来由专业社会服务组织统一提供，农机服务并不存在过多资产专用属性。总之，机械化的劳动生产率增长效应会使得农民人均农业收入增加，相同产量水平上 C_1 点比 C_0 点使用了更少的劳动和更多的资本；但在农户耕地规模不变的条件下，其对单个农户的户均农业收入效应则是不确定的。不过，根据理性经济人假设和二元经济模型，只有当农户外出务工获得的非农收入超过农业收入水平，并足以克服农户迁移所产生的各种转移成本、心理成本时，其才会选择劳动力转移，因此，无论机械化对农户农业收入的影响如何，机械化的总收入净效应应该都是正的，其会促进农户总收入增加。

本文认为，机械化可以有效增加农民收入，尤其是非农收入。其可能会增加单个农民的农业收入，尤其是耕地扩大的规模经营户，其劳动生产率和农业收入水平应该是提高的，但在户均耕地规模不变的条件下，其对农户层面的农业收入影响可能是不确定的。于是，本文提出假说 1 和假说 2：

H1：农业机械化水平对宏观层面农业收入的影响是不确定的。

H2：农业机械化水平对农民的非农收入和总收入效应是正向的。

（二）劳动力转移进程对农民农业收入和非农收入增长的作用机制

劳动力转移首先增加的是农民非农收入，因为劳动力转移可以使农业富余劳动力寻找到新的就业机会，直接增加非农收入。如果像刘易斯模型所假设的那样，农业剩余劳动力边际产出为零或为负，那么劳动力转移应该不会影响农业收入，因为其本来就没有对农业产出做出边际贡献。不过，舒尔茨等并不认同这种“零值农业劳动假说”，特别是在农忙时节，农业劳动力供给尤其不足。那么，劳动力转移就会影响到农业收入，如图 1 左图中因为劳动力 L 的减少而导致生产点从 C_0 点向 C_2 点移动。更进一步，根据刘易斯模型第三阶段的预测，如果非农收入能够“反哺”农业，这种“反哺”将可能克服劳动力转移的负影响而对农业增长产生正影响。例如，图 1 左图中 C_2 点在保持劳动投入不变的条件下通过增加投资继续从 C_2 点向 C_1 点移动，恢复到原来生产水平。那么，问题就变得更

为复杂，微观层面上劳动力转移对农户农业收入的影响存在不确定性，这依赖于不同农户的资源禀赋特征及其发展阶段等，或者说存在异质性。

从宏观层面来看，近年来中国农业快速的机械化对劳动力形成了有效替代，粮食生产实现“十四连丰”，劳动力转移似乎并未对农业生产造成实质性伤害。但在一些个别地区，随着劳动力大范围过度转移，农村空心化、老龄化和抛荒等现象非常突出，劳动力转移可能对农业生产产生了实质性伤害。因此，劳动力转移需要机械化作为配套，而且劳动力转移对农业收入的影响也就存在不确定性，并可能因为劳动力转移程度的不同而产生地区差异，需要进一步实证。其中，农民农业收入增加与否，劳动力转移过程中能否推进机械化作为配套，也就变得至为关键。因为机械化往往需要大规模农业投资，所以，这又依赖于劳动力转移后有效“反哺”机制的建立。

因此，如果进一步考察机械化与劳动力转移的关系，同时将机械化视作一种技术进步而非简单的资本（ K ）投入，其技术性质还可以用图 1 中右图表示。本文假设机械化以后农业生产函数发生位移（由 Y_3 到 Y_4 ），等成本线斜率发生变化（由 OC_3 到 OC_4 ），同样生产 $Y_3 = Y_4 = 100$ 单位的目标产出时， $K_3 \leq K_4$ ， $L_4 < L_3$ ， $L_3 / K_3 \neq L_4 / K_4$ ，即劳动的节约程度大于资本的节约程度，当然资本也可能是增加的，那么，在资本—劳动的最佳技术组合中，劳动对资本的份额也就减少了，即存在： $(\Delta Y / \Delta L)_3 / (\Delta Y / \Delta K)_3 < (\Delta Y / \Delta L)_4 / (\Delta Y / \Delta K)_4$ 。机械化与劳动力转移是可以配套的，农业生产变得更加劳动节约。

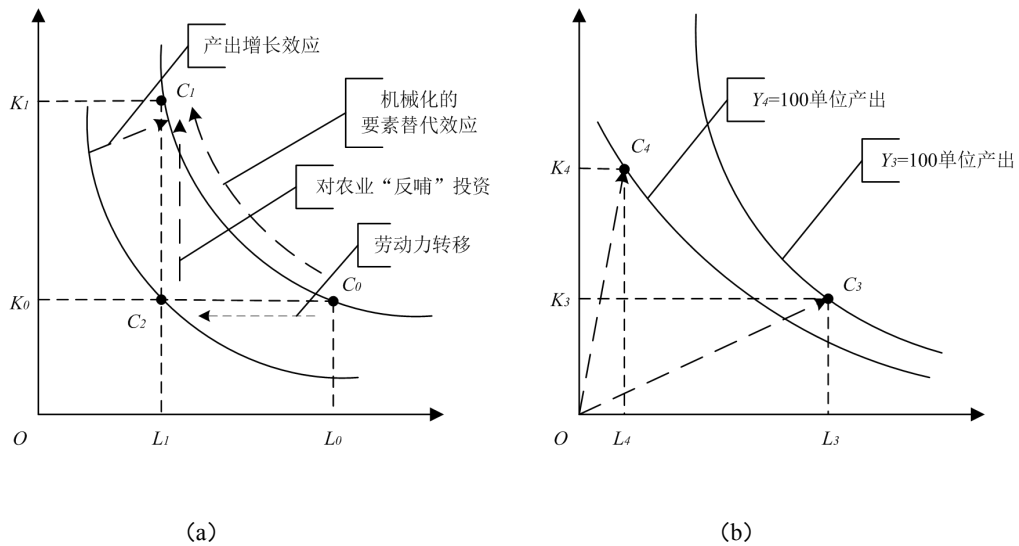


图 1 农业机械化作用效果的等产量曲线示意图

与前文类似，结合二元经济模型，只有当非农部门的工资率足够高于农业部门时，农户才会克服各种迁移成本而选择劳动力转移，从而获得非农收入。劳动力转移对农业收入的影响虽然是不确定的，但其非农收入所得一定会超过其可能的农业收入损失，净收入肯定是增加的。所以，农民的非农收入和总收入都是增加的。据此，本文提出假说 3 和假说 4：

H3: 劳动力转移对宏观层面农业收入的影响是不确定的。

H4: 劳动力转移对农民的非农收入和总收入效应是正向的。

考虑到机械化和劳动力转移之间的相互作用及各自的农民增收效应, 本文进一步提出替代性备择假说 5 和假说 6:

H5: 农业机械化可以通过中介变量劳动力转移促进农民收入增长。

H6: 劳动力转移可以通过中介变量农业机械化促进农民收入增长。

三、模型、变量及数据处理

(一) 模型设定

1. 农业机械化、劳动力转移对农民收入增长的作用。为了分析农业机械化、劳动力转移和农民收入三者之间的相互作用机制和因果关系, 本文构建动态面板模型如下:

$$\begin{aligned} \ln income_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln income_{i,t-1} + \alpha_2 \ln machine_{i,t} + \alpha_3 \ln trans_{i,t} \\ & + \alpha_4 \ln elec_{i,t} + \alpha_5 \ln irrigation_{i,t} + d_i + v_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

(1) 式中, $income_{i,t}$ 、 $machine_{i,t}$ 、 $trans_{i,t}$ 、 $elec_{i,t}$ 、 $irrigation_{i,t}$ 分别表示第 t 年第 i 省(区、市)的农民收入水平、机械化水平、劳动力转移、农村用电量和有效灌溉面积。 d_i 、 v_t 、 $\varepsilon_{i,t}$ 分别表示个体效应、时间效应和独立同分布的随机扰动项。考虑到机械化、劳动力转移和农民收入可能存在一定时间惯性, 各模型均引入了被解释变量的滞后项。本文对各变量进行了自然对数化处理。

2. 中介效应检验。为验证假说 5 和 6, 本文运用 Baron and Kenny (1986) 提出的中介效应检验逐步回归方法, 并参考温忠麟、叶宝娟 (2014) 提出的中介效应检验模型, 构建如下中介效应检验模型:

$$\begin{cases} Y_{i,t} = \theta_1 + \eta_1 Y_{i,t-1} + cX_{i,t} + \varepsilon_1 & (2) \\ M_{i,t} = \theta_2 + \eta_2 M_{i,t-1} + aX_{i,t} + \varepsilon_2 & (3) \\ Y_{i,t} = \theta_3 + \eta_3 Y_{i,t-1} + c'X_{i,t} + bM_{i,t} + \varepsilon_3 & (4) \end{cases}$$

(2) ~ (4) 式中, Y 是因变量, X 是自变量, M 为中介变量, θ 表示截距, ε 表示随机扰动项, η 、 a 、 b 、 c 、 c' 为回归系数。当模型中待估系数 a 、 b 、 c 均显著时, 则存在中介效应。若待估系数 c 显著, 而 a 、 b 至少有一个不显著时, 则需要进一步检验系数乘积的显著性 (即是否拒绝 $H_0: ab=0$), 显著时存在中介效应。当存在中介效应时, 若 c' 不显著则为完全的中介作用, 否则为“部分的”中介作用。

本文主要考虑两种中介作用: 第一, 机械化能否通过促进劳动力转移而促进农民收入增长。因变量为农民收入, 自变量为机械总动力, 中介变量为劳动力转移量。第二, 劳动力转移能否通过推进机械化而促进农民收入增长。因变量仍为农民收入, 自变量为劳动力转移量, 中介变量为机械总动力。

（二）变量定义

1.机械总动力 (*machine*)。本文采用农业机械总动力衡量机械化水平,这可以综合反映农业生产中的机械化程度及其投资状况,也是已有文献中使用频率最高的指标。

2.劳动力转移量 (*trans*)。由配第一克拉克定律可知,劳动力会随着经济发展水平的提高而逐渐由第一产业向第二、三产业转移。本文进一步考虑刘易斯二元经济模型中所描述的劳动力转移客观变化规律以及数据的可获得性,结合已有文献的一般做法,选取农业劳动力数量占就业人员总数的比重作为劳动力转移的代理变量,其中农业劳动力用第一产业从业人员数量表示。

3.农民收入 (*income*)。本文分别采用农村居民人均纯收入(2000~2013年)和农村居民可支配收入(2014~2015年)衡量农民收入水平^①。与已有文献不同,本文进一步区分了农业收入 (*incomem*) 和非农收入 (*incomew*),分别采用经营性收入和工资性收入作为其代理变量,同时采用农村居民消费价格指数(CPI),并以2000年为基期,对相关价值变量进行价格平减^②。

4.其它控制变量。在上述核心变量基础上,本文进一步控制了其它变量的影响,如农村用电量 (*elec*) 和有效灌溉面积 (*irrigation*) 等,对可能遗漏变量的影响,主要通过差分 GMM 克服。

（三）数据来源

本文选取中国大陆31个省(区、市)2000~2015年的面板数据进行实证。其中,农业机械总动力、农村用电量、有效灌溉面积和农民人均纯收入数据来自国家统计局^③,2013年农民人均纯收入、农民人均工资性纯收入和农民人均家庭经营纯收入,以及2014~2015年农民人均可支配收入、农民人均工资性收入和农民人均经营净收入来自《中国农村统计年鉴》^④,2000~2008年第一产业从业人员和就业人员总量来自《新中国六十年统计资料汇编》^⑤,其余年份数据来自各省(区、市)历年统计年鉴^⑥。各主要变量的描述统计分析详见表1。

表1 主要变量的描述性统计分析

变量名	单位	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
农民总收入	元	496	4463.978	2764.042	1330.810	16927.550
工资性收入	元	496	1907.960	1942.187	104.580	12753.000
农业收入	元	496	1984.830	792.043	500.489	5210.871
机械总动力	万千瓦	496	2608.975	2656.101	95.320	13353.020
劳动力转移量	比值	496	0.417	0.164	0.033	0.883

^①2013年国家统计局对农村和城镇住户收支调查实行统一化改革,根据《中国农村统计年鉴》定义的2013年农村居民人均纯收入和农村居民人均可支配收入口径对比,本文认为,即使统计口径发生变化,相关数据变化也并不大。

^②由于京津沪渝直辖市的农村居民消费价格指数缺失,本文参照一般做法,直接采用相应年份居民价格指数代替。

^③参见 <http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>。

^④国家统计局农村经济社会调查司(编):《中国农村统计年鉴》(2014~2016年,历年),北京:中国统计出版社。

^⑤国家统计局国民经济综合统计司(编),2010:《新中国六十年统计资料汇编》,北京:中国统计出版社。

^⑥具体包括《北京统计年鉴》、《安徽统计年鉴》等。鉴于所涉及年鉴过多,不一一列出。

农村用电量	亿千瓦小时	496	180.911	296.240	0.340	1836.190
有效灌溉面积	千公顷	496	1884.878	1460.980	137.350	5530.840

资料来源：作者根据统计数据整理所得。

四、估计结果与讨论

在具体估计方法的选择上，考虑到实证模型中引入了被解释变量滞后项，并且机械化、劳动力转移和农民收入之间可能存在内生性问题，普通最小二乘法和固定效应模型估计将是有偏的，本文具体采用广义矩估计（GMM）进行估计。同时，为了得到稳健性估计结果，本文对标准误进行了 Huber-White 异方差调整。

（一）农业机械化、劳动力转移对农民收入增长的作用关系

在具体估计策略上，本文区分了农户总收入、农业收入和非农收入三种收入类型对 *machine*、*trans* 和 *elec* 等自变量进行估计，并考虑了因变量滞后项的影响（表 2）。其中，GMM 估计分差分 GMM 和系统 GMM 估计两种，根据 Sargan 检验结果，系统 GMM 估计可能会存在工具变量过度识别问题，本文选取差分 GMM 估计结果进行讨论。

表 2 农民总收入、农业收入和非农收入三种类型的收入回归估计结果

	回归 (1)	回归 (2)	回归 (3)
	被解释变量：农民总收入	被解释变量：农业收入	被解释变量：工资性收入
机械总动力	0.077*** (3.964)	0.198*** (2.819)	0.110** (2.416)
劳动力转移量	-0.038** (-1.981)	-0.034 (-1.288)	-0.118** (-2.088)
有效灌溉面积	-0.000 (-0.015)	-0.097 (-1.346)	0.044 (0.841)
农村用电量	0.013 (0.951)	0.061*** (3.183)	0.016 (0.357)
农民总收入的一阶滞后项	0.969*** (72.229)	—	—
农业收入的一阶滞后项	—	0.745*** (11.150)	—
工资性收入的一阶滞后项	—	—	0.890*** (29.905)
观测值数	434	434	434
Wald 检验 p 值	0.000	0.000	0.000
AR(2) 检验 p 值	0.598	0.524	0.189
Sargan 检验 p 值	0.092	0.146	0.000

注：括号内数字为 z 检验值；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

比较表 2 中三类收入回归结果中机械化变量的系数，机械化变量对农户总收入、农业收入和非农收入的作用都非常显著，而且其对农业收入变量影响的弹性系数显著大于其对非农收入变量影响的弹性系数，它们分别是 0.077、0.198 和 0.110。这充分说明机械化对中国农业所产生的产出增长效应大于要素替代效应，劳动生产率显著提高，并且直接带来农业收入的净增加。根据前文理论分析，这说明这一过程中农户耕地规模也可能是扩大的。由此，假说 1 得到了有效回答，假说 2 得到了验证。

因为本文以农业劳动力数量占就业人员总数量比重来度量劳动力转移程度，所以该比重越低，劳动力转移越充分。本文发现该变量对农民总收入和非农收入增长影响的弹性系数都显著为负，分别为-0.038 和-0.118，对农业收入增长的作用则不显著。这说明随着第一产业从业人员比重下降，农民工资性收入会显著增加，劳动力转移可以显著促进非农收入增长。其对农业收入增长的作用则是不显著的，或者说是不能确定的。但总体来看，劳动力转移会对农民总收入产生显著正影响，有力促进了农民总收入增长。这也就证实了假说 4，并在很大程度上证实了假说 3。

实证表明，滞后一期被解释变量的估计系数符号均为正且高度显著，这说明农民收入存在一定增长惯性和持续效应。各控制变量中，有效灌溉面积的表现不显著，农村用电量仅对农民农业收入的作用在 1%水平上显著为正。但这些都并非本文所关心的重点，故不展开深入讨论。

上述实证在很大程度上验证了前文理论假说。机械化的快速推进，不仅可以通过对劳动的有效替代降低要素成本，提高劳动生产率，促进农民农业收入增加；还可以通过节约农业劳动投入，促进劳动力转移，增加农民非农就业时间，增加农民非农收入，当然这种劳动力转移的中介作用还有待后文进一步确认^①；通过农民农业收入与非农收入的同时增加，机械化变量最终会导致农民总收入增加。显然，劳动力转移可以使农民就业更加充分，直接增加农民非农收入。不过，农业劳动力可能仍然存在相对“过剩”，边际生产率很低的劳动力转移后，对农业生产没有产生实质性影响；另外，也可能是农业技术进步和生产效率提高，包括机械化的推进等，有效避免了劳动力转移可能对农业产生的负面影响。所以，劳动力转移对农业收入的影响仍然是不明确的。

（二）不同地区之间的异质性检验

为了说明上述问题的地区差异，并提供相应稳健性检验，本文根据东中西三大经济带^②进行分区域估计（表 3~表 5）。可以看出，本文估计结果基本上是稳健的，但也存在一定地区差异。

从机械化变量的表现来看，该变量对东中西农民总收入变量作用的弹性系数分别为 0.070、0.024 和 0.103。东部地区机械化主要通过直接提高农业收入促进农民增收，中西部地区则同时通过增加农业收入和非农收入促进农民增收。因此，如果存在劳动力转移针对机械化的中介效应，那么，这种

^①下文关于不同地区异质性检验部分的几处劳动力转移中介效应分析，与此相同。

^②东部地区包括河北、山东、北京、天津、辽宁、江苏、浙江、上海、广东、广西、福建、海南；中部地区包括湖北、湖南、内蒙古、吉林、黑龙江、山西、江西、河南、安徽；西部地区包括贵州、云南、重庆、四川、陕西、宁夏、甘肃、青海、新疆、西藏。

中介效应在中西部地区可能较东部地区更加明显。这可能主要是因为东部相对中西部地区而言，其剩余劳动力被吸收得更为彻底，劳动力就业更为充分，基本已无剩余劳动力可供进一步转移，机械化的作用主要体现在提高劳动生产率和促进规模经营上，这可以直接增加农业收入，对非农收入作用则不明显；中西部地区可能因为仍然是劳动力的主要输出地，机械化除了可以直接增加农业收入外，还可以促进劳动力转移和非农就业，通过劳动力转移的中介效应促进农民非农收入增长。

从劳动力转移变量的表现来看，其在东部地区对农民总收入和非农收入的正向影响都高度显著，这符合直观判断和前文理论分析。与前文类似，该变量并未对农业收入产生实质性影响。另外，该变量对中西部地区各收入变量的影响也都不显著。结合农业机械化变量的表现，本文认为，实证中出现的一些结果可能与劳动力转移变量和机械化变量之间的交互作用或因果效应有关，其对农民收入的影响有可能转移到了机械化变量的表现上。诚然，这还待下文的进一步检验。

表3 东部地区区分农民总收入、农业收入和非农收入三种类型收入的回归估计结果

	回归 (4) 被解释变量：农民总收入	回归 (5) 被解释变量：农业收入	回归 (6) 被解释变量：工资性收入
机械总动力	0.070*** (3.928)	0.362*** (2.992)	-0.021 (-0.592)
劳动力转移量	-0.030* (-1.715)	-0.060 (-1.560)	-0.062*** (-3.636)
有效灌溉面积	0.010 (0.503)	-0.279*** (-2.900)	0.067 (1.393)
农村用电量	-0.003 (-0.245)	0.025 (1.111)	0.043*** (2.991)
农民总收入的一阶滞后项	0.990*** (81.187)	—	—
农业收入的一阶滞后项	—	0.658*** (7.160)	—
工资性收入的一阶滞后项	—	—	0.932*** (48.496)
观测值数	168	168	168
Wald 检验 p 值	0.000	0.000	0.000
AR(2) 检验 p 值	0.816	0.444	0.247
Sargan 检验 p 值	0.035	0.645	0.092

注：括号内数字为 z 检验值；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

表4 中部地区区分农民总收入、农业收入和非农收入三种类型收入的回归估计结果

	回归 (7) 被解释变量：农民总收入	回归 (8) 被解释变量：农业收入	回归 (9) 被解释变量：工资性收入
机械总动力	0.024**	0.061***	0.098**

农业机械化、劳动力转移与农民收入增长

	(2.283)	(6.293)	(2.547)
劳动力转移量	-0.044 (-0.934)	0.013 (0.150)	0.063 (0.461)
有效灌溉面积	-0.001 (-0.042)	0.010 (0.274)	0.028 (0.538)
农村用电量	0.146*** (3.418)	0.130*** (3.224)	0.264** (2.063)
农民总收入的一阶滞后项	0.892*** (25.262)	— —	— —
农业收入的一阶滞后项	— —	0.810*** (10.651)	— —
工资性收入的一阶滞后项	— —	— —	0.775*** (10.463)
观测值数	126	126	126
Wald 检验 p 值	0.000	0.000	0.000
AR(2) 检验 p 值	0.475	0.927	0.049
Sargan 检验 p 值	0.388	0.475	0.123

注：括号内数字为 z 检验值；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

表 5 西部地区区分农民总收入、农业收入和非农收入三种类型收入的回归估计结果

	回归 (10) 被解释变量：农民总收入	回归 (11) 被解释变量：农业收入	回归 (12) 被解释变量：工资性收入
机械总动力	0.103*** (4.068)	0.125*** (2.601)	0.288** (2.722)
劳动力转移量	-0.022 (-0.351)	-0.099 (-1.307)	-0.169 (-1.348)
有效灌溉面积	-0.059** (-2.226)	-0.050 (-0.865)	0.105 (1.117)
农村用电量	0.024* (1.675)	0.044 (1.598)	-0.123 (-1.002)
农民总收入的一阶滞后项	0.965*** (37.748)	— —	— —
农业收入的一阶滞后项	— —	0.827*** (19.267)	— —
工资性收入的一阶滞后项	— —	— —	0.846*** (15.867)
观测值数	140	140	140
Wald 检验 p 值	0.000	0.000	0.000
AR(2) 检验 p 值	0.579	0.460	0.865

Sargan 检验 p 值	0.548	0.453	0.001
---------------	-------	-------	-------

注：括号内数字为 z 检验值；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

（三）中介效应检验

1. 劳动力转移的中介效应检验。根据前文模型设定，本文首先检验劳动力转移变量是否在机械化促进农民增收的过程中起到了中介作用（见表 6）。表 6 中回归（13）表明机械化对农民增收的直接作用是显著的，估计系数为 0.093。回归（14）表明机械化同样可以显著促进劳动力转移，第一产业就业比重随着机械化的推进而显著降低。回归（15）中机械化变量和劳动力转移变量都显著，这表明在控制了机械化变量的影响后，中介变量劳动力转移对农民收入增长的作用仍显著。由于 a 、 b 、 c 三个参数估计值均显著，且 ab 与 c' 同号，这表明劳动力转移的中介效应是存在的。但因为 c' 是显著的，故存在的是“部分的”中介效应，并非完全的中介效应。其中，中介效应占总效应的比重为 $ab/c = (-0.037) \times (-0.113) / 0.093 \approx 0.045$ 。这在某种程度上说明，全国范围内机械化对农民增收的作用大约有 4.50% 是通过劳动力转移的中介作用实现的。因此，假说 5 得到了验证，并在很大程度上为前文讨论时所存在的劳动力转移中介效应解释和分析提供了证据。

表 6 劳动力转移对农业机械化的中介效应的依次检验结果

	回归 (13) 被解释变量：农民总收入	回归 (14) 被解释变量：劳动力转移量	回归 (15) 被解释变量：农民总收入
机械总动力	0.093*** (5.252)	-0.037*** (-3.074)	0.123*** (5.566)
劳动力转移量	—	—	-0.113*** (-2.780)
农民总收入的一阶滞后项	0.989*** (83.988)	—	0.920*** (36.689)
劳动力转移量的一阶滞后项	—	0.949*** (50.393)	—
观测值数	434	434	434
显著 Wald 检验 p 值	0.000	0.000	0.000
AR(2) 检验 p 值	0.523	0.579	0.578
Hansen 检验 χ^2 (d)	30.430 (101)	30.778 (101)	29.540 (153)

注：括号内数字为 z 检验值；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；内生变量均选取滞后 1~4 阶作为工具变量。

2. 农业机械化的中介效应检验。从前文理论和实证可以看出，劳动力转移主要通过增加非农收入促进农民增收，因此这里选取非农收入作为因变量，并以此为基础检验机械化变量的中介效应（见表 7）。从回归（16）和回归（18）可以看出，劳动力转移和机械化变量都可以显著促进农民非农收入增长，但回归（17）表明劳动力转移对机械化进程没有产生显著影响。因此，可以初步判定劳动力转移通过促进机械化而增加农民收入的路径并不显著。即劳动力转移未能通过机械化的中介作用

而增加非农收入，其对农民收入增长的作用路径是直接的。假说 6 没有得到验证。本文还利用农户总收入作为因变量进行了相关中介效应检验，同样发现机械化变量并不存在针对劳动力转移的农民增收中介效应。同时，劳动力转移也不存在作用于农民农业收入增长的机制。

表 7 农业机械化对劳动力转移的中介效应的依次检验结果

	回归 (16) 被解释变量：工资性收入	回归 (17) 被解释变量：机械总动力	回归 (18) 被解释变量：工资性收入
劳动力转移量	-0.099*** (-3.141)	-0.020 (-0.640)	-0.339*** (-2.947)
机械总动力	—	—	0.305*** (3.837)
工资性收入的一阶滞后项	0.963*** (63.592)	—	0.736*** (11.554)
机械总动力的一阶滞后项	—	0.955*** (45.111)	—
观测值数	434	434	434
显著 Wald 检验 p 值	0.000	0.000	0.000
AR(2) 检验 p 值	0.133	0.626	0.374
Hansen 检验 χ^2 (d)	30.662 (101)	30.818 (101)	30.400 (153)

注：括号内数字为 z 检验值；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著；内生变量均选取滞后 1~4 阶作为工具变量。

综合机械化和劳动力转移的中介效应检验来看，机械化可以直接作用于农业收入增长，也可以通过劳动力转移作为中介变量“部分地”促进非农收入增长；劳动力转移可以直接作用于非农收入增长，进而促进总收入增长，但机械化在这一过程中并未发挥中介作用，劳动力转移对农民收入增长的作用路径是直接的。这一结论可以通过图 2 来表示，从中可以综合判断出三者之间的因果关系和具体作用逻辑。

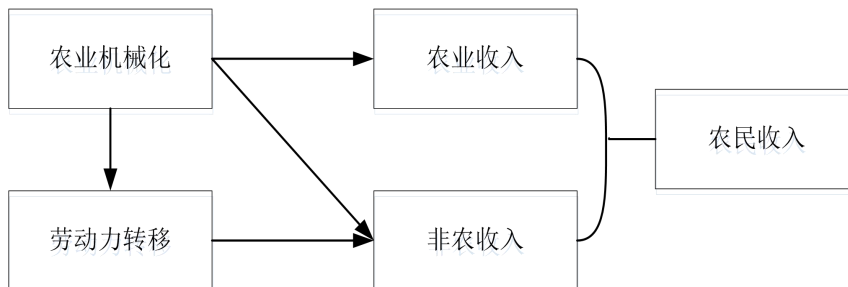


图 2 农业机械化、劳动力转移对农民收入增长的综合作用路径

五、研究结论与政策含义

本文利用 2000~2015 年中国大陆 31 个省（区、市）面板数据，构建动态面板数据模型和中介效应检验模型，对农业机械化、劳动力转移和农民收入增长三者之间的作用逻辑和因果关系进行实证，其中一个贡献就是在该领域率先引入中介效应模型来检验三者的因果关系。研究发现，机械化对农民总收入、农业收入和非农收入的作用均是显著的，但其对农业收入的作用力度要显著地大于非农收入。劳动力转移可以显著地促进农民总收入和非农收入增长，但对农业收入的作用不显著，其对农民总收入和非农收入的作用弹性系数分别为 0.038 和 0.118^①。从东中西部的分区域比较来看，上述结论基本上是稳健的，但也存在一定地区差异。从各变量具体作用逻辑来看，机械化既可以直接作用于农业收入增长，也可以通过劳动力转移的中介效应“部分地”作用于非农收入增长，这一中介效应的比例为 4.50%。劳动力转移直接作用于非农收入增长，进而促进总收入增长，但并未通过机械化作用于农业收入增长，其对农民收入增长的作用路径是简单而直接的。

本文认为，机械化和劳动力转移是建立农民增收长效机制的两大抓手，不可偏废。其中，机械化可以对农民农业收入和非农收入起到双重促进作用，在劳动力大范围转移的背景下，机械化是应对人口红利消失和劳动力成本刚性增长挑战的关键。应继续推进和落实农机购置补贴政策，鼓励发展农机跨区作业、服务“外包”、农机合作社等多种形式的有中国特色的农业机械化模式，建立健全农机社会化服务体系，实现小农户与现代农业的有机衔接。另外，要大力优化就业环境，促进城乡融合发展。二元经济模型中最核心的变量就是劳动力转移，其除了可以增加农民非农收入外，更是城乡融合发展的纽带。应实行城乡统筹的就业政策，建立健全城乡劳动者平等就业的制度，尤其是逐步消除劳动力转移的各种制度性障碍，让农村劳动者进城就业享有与城镇劳动者平等的权力和公共服务，促进农业转移人口的彻底市民化。

就农业发展现实来看，促进农民增收的根本出路还是在“农外”，只有当人地比例得到改善以后，通过提高劳动生产率和机械化增加农民农业收入才会成为可能。这一过程中，要注意处理好机械化与劳动力转移的关系，尤其是两者的节奏和前后因果关系。机械化可在一定程度上促进劳动力转移，对劳动力进行有效替代，这是农业生产未受到劳动力流失实质性损害的重要原因；但反过来劳动力转移并未通过机械化对农民收入特别是农业收入产生作用，其作用路径是单一的。所以，机械化在很大程度上应以劳动力转移为前提，不可冒进。而劳动力转移以后，需要机械化作为配套，否则农村的“空心化”必然导致农业的“空心化”。因为劳动力转移本身并不会作用于农业产出而增加农业收入，只有机械化才是避免这一危机的必然选择。当然，本文更多的是宏观层面的讨论，其中一些结论可能会因为不同规模农户和作物类型的变化而变化，有待于进一步寻找微观证据。

参考文献

^①向国成等（2013）估计出劳动力转移可使家庭人均收入增加 10.6%，且西部地区相比东中部地区收入效应更大。

- 1.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。
- 2.李谷成、冯中朝、范丽霞, 2010:《小农户真的更加具有效率吗?》,《经济学(季刊)》第1期。
- 3.李小阳、孙松林、蒋苹, 2003:《农业机械化与农业劳动力转移》,《农机化研究》第1期。
- 4.温忠麟、叶宝娟, 2014:《中介效应分析:方法和模型发展》,《心理科学进展》第5期。
- 5.向国成、曾小明、韩绍凤, 2013:《农村家庭异质性、转移就业与收入回报》,《中国农村经济》第11期。
- 6.钟甫宁、何军, 2007:《增加农民收入的关键:扩大非农就业机会》,《农业经济问题》第1期。
- 7.钟甫宁, 2016:《正确认识粮食安全和农业劳动力成本问题》,《农业经济问题》第1期。
- 8.钟甫宁、陆五一、徐志刚, 2016:《农村劳动力外出务工不利于粮食生产吗?》,《中国农村经济》第7期。
- 9.周晓时, 2017:《劳动力转移与农业机械化进程》,《华南农业大学学报(社会科学版)》第3期。
- 10.周振、张琛、彭超、孔祥智, 2016a:《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。
- 11.周振、马庆超、孔祥智, 2016b:《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。
- 12.祝华军, 2005:《农业机械化与农业劳动力转移的协调性研究》,《农业现代化研究》第3期。
- 13.Ahituv, A., and A. Kimhi, 2002, "Off-farm Work and Capital Accumulation Decisions of Farmers over the Life-cycle: The Role of Heterogeneity and State Dependence", *Journal of Development Economics*, 68(2): 329-353.
14. Baron, R. M., and D. A. Kenny, 1986, "The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research", *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6): 1173-1182.
15. Benin, S., 2015, "Impact of Ghana's Agricultural Mechanization Services Center Program", *Agricultural Economics*, 46(S1): 103-117.
16. Himanshu, P. Lanjouw, R. Murgai, and N. Stern, 2013, "Nonfarm Diversification, Poverty, Economic Mobility, and Income Inequality: A Case Study in Village India", *Agricultural Economics*, 44(4-5): 461-473.
17. Ji, Y., X. Yu, and F. Zhong, 2012, "Machinery Investment Decision and Off-farm Employment in Rural China", *China Economic Review*, 23(1): 71-80.
18. Liu, Y., and W. Hu, 2014, "The Influence of Labor Price Change on Agricultural Machinery Usage in Chinese Agriculture", *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 62(2): 219-243.
19. Nguyen, L. D., K. Raabe, and U. Grote, 2015, "Rural-urban Migration, Household Vulnerability, and Welfare in Vietnam", *World Development*, 71(3): 79-93.
20. Rozelle, S., J. E. Taylor, and A. deBrauw, 1999, "Migration, Remittances, and Agricultural Productivity in China", *American Economic Review*, 89(2): 287-291.
21. Takeshima, H., A. Nin Pratt, and X. Diao, 2013, "Mechanization and Agricultural Technology Evolution, Agricultural Intensification in Sub-Saharan Africa", *American Journal of Agricultural Economics*, 95(5): 1230-1236.
22. Wang, X., F. Yamauchi, and J. Huang, 2016, "Rising Wages, Mechanization, and the Substitution between Capital and Labor: Evidence from Small Scale Farm System in China", *Agricultural Economics*, 47(3): 309-317.

(作者单位: ¹华中农业大学经济管理学院;
²浙江大学中国农村发展研究院)
(责任编辑: 午 言)

Agricultural Mechanization, Labor Transfer and the Growth of Farmer's Income: A Re-examination of Causality

Li Gucheng Li Yeyang Zhou Xiaoshi

Abstract: The mechanism and causal relationship between the agricultural mechanization and labor transfer, with their growth effects on the farmer's income, always have been a good topic of research and worthy of further exploration. Based on the provincial panel data of mainland China from 2000 to 2015, this article constructs a mediating effects testing model to investigate the causal relationship between agricultural mechanization and labor transfer, and their mechanism of growth effects on farmer's income. The empirical results show that both agricultural mechanization and labor transfer can increase farmer's income significantly. Notably, on one side, the agricultural mechanization not only can increase farmer's agricultural income directly, but also can indirectly increase the non-farm income through the labor transfer partially. On the other side, the labor transfer can directly increase farmer's non-farm income. There exist significant mediating effects of labor transfer on agricultural mechanism, which helps to increase farmer's non-farm income. As regards policy implications, the agricultural mechanization and labor transfer are two principal channels that can increase farmer's income in the long run, and both of them should not be ignored in China. However, policymakers also need to pay more attention to their relationship in this process. For example, agricultural mechanism can facilitate labor transfer, and enhance agricultural productivity, but the contrary is not true, and labor transfer only can increase the non-farm income by itself. Therefore, the causal sequence between agricultural mechanism and labor transfer should be considered by agricultural policymakers, and their order should not be reversed. Otherwise, the agricultural comparative advantage may be deviated.

Key Words: Agricultural Mechanization; Labor Transfer; Farmer's Income; Mediating Effect