

# 劳动力转移与技术进步 对粮食产量的门槛效应分析

耿宇宁<sup>1</sup>,刘 婧<sup>2</sup>

(1. 中北大学 经济与管理学院,山西 太原 030051; 2. 太原理工大学 经济管理学院,山西 太原 030006)

**摘 要:** 基于我国 13 个粮食主产省份的面板数据,运用面板数据线性回归模型和面板门槛模型实证分析劳动力转移与技术进步对粮食产量的影响。研究发现:劳动力转移显著负向影响粮食产量,技术进步显著正向影响粮食产量,农机技术与生化技术存在相互替代关系,验证了诱致性技术创新理论在我国的适用性;劳动力转移、农机技术与生化技术对粮食产量的影响呈现出明显时间门槛效应。其中,劳动力转移对粮食产量的负向冲击力度逐渐减弱,农机技术与生化技术对粮食产量的正向影响程度逐渐提高;我国粮食生产技术总体沿着劳动节约型技术与土地节约型技术并重发展的路径演进,但在人多地少的资源禀赋约束条件下,粮食生产主要依赖生化技术,辅助依赖农机技术。

**关键词:** 劳动力转移; 农机技术; 生化技术; 粮食产量

中图分类号: F307.13

文献标识码: A

文章编号: 1004-972X(2019)12-0096-08

DOI:10.16011/j.cnki.jjw.2019.12.015

## 一、引言

粮食是安天下、稳民心的战略产业。实施乡村振兴战略的首要任务是保障粮食安全。然而,近年来随着农村劳动力持续大规模向非农转移,农业生产中的劳动力投入数量急剧减少,劳动力质量持续下降,尤其对经济效益低的粮食作物生产冲击巨大,“未来谁来种粮”已经成为政府和学术界普遍担忧的问题。在传统农业生产经营模式下,劳动是决定粮食产量的核心要素投入,但在现代农业生产经营模式下,技术已逐渐取代劳动成为决定粮食产量的核心要素投入。改革开放以来,尽管我国农村劳动力持续由农业向非农产业转移,但粮食产量始终保持稳步增长,其背后的关键在于农业生产技术进步的驱动。

根据速水佑次郎和弗农拉坦提出的诱致性技术创新理论<sup>[1]</sup>,农业机械技术(简称农机技术)和生物化学技术(简称生化技术)是两类重要的农业生产技术。其中,农机技术是典型的劳动节约型技术,而生化技术是典型的土地节约型技术。在农业劳动力资源稀缺但土地资源丰富的国家或地区,劳动力要

素价格相对昂贵,因此农业生产者出于节约劳动力要素投入的考量,对农机技术的需求旺盛加快了这些国家或地区的农业机械化进程。反之,在农业劳动力资源丰富但土地资源稀缺的国家或地区,土地要素价格相对昂贵,因此农业生产者出于节约土地要素投入的考量,对生化技术的需求旺盛导致这些国家或地区的农业生产高度依赖生化技术。改革开放之初,我国农村当中存在大量剩余劳动力,劳动力转移规模较小,因此无论是政策层面还是农户层面对农机技术的需求一直较低,更多是依靠以化肥、良种为核心的生化技术去助推粮食增产,但这种技术演进路径不仅导致耕地质量下降、粮食品质降低,而且为面源污染问题埋下隐患。近年来,随着我国城市化和工业化进程加快,大量农村劳动力从农业转向二三产业,劳动力转移规模扩大,劳动力要素价格持续走高,诱发了农户对农机技术的大量需求。在政策层面,从 2004 年开始,国家通过颁布《中华人民共和国农业机械化促进法》,实施农机具购置补贴政策等以大力推动农业机械化进程。此后,我国农业机械化发展水平持续提高,农机总动力由 2004 年

收稿日期: 2019-07-10

基金项目: 国家社会科学基金项目“农民专业合作社资金互助的突发事件风险与应急管理机制研究”(14CJY074)

作者简介: 耿宇宁,博士,中北大学经济与管理学院讲师,研究方向: 经济统计; 通讯作者: 刘婧,博士,太原理工大学经济管理学院副教授,研究方向: 农业经营管理。

的6.4亿千瓦增长至2018年的10.0亿千瓦以上,农作物耕种收综合机械化水平由2004年的34.3%增长至2018年的68.0%以上。农机技术进步是确保我国粮食产量连增的重要驱动力。由此可见,改革开放以来,农村劳动力转移与农业生产技术进步对粮食产量的影响可能并非线性,而是更多呈现出明显阶段性特征,即在不同历史阶段,劳动力转移与技术进步对粮食产量的影响方向与程度可能存在差异性。改革开放至今,劳动力转移究竟是否对粮食安全构成负向冲击?农机技术与生化技术,究竟哪一类技术对粮食产量贡献更大?两类技术间关系如何?劳动力转移与技术进步究竟是否对粮食产量产生时间门槛效应?对上述问题的回答,直接关系到我国乡村振兴战略与粮食安全战略的制定与实施。

现有学者关于劳动力转移与技术进步对粮食产量的影响研究存在一些观点分歧:一是在劳动力转移对粮食产量的影响研究方面,一些学者认为农村劳动力转移对粮食产量存在正向影响。持这种观点的学者认为农村劳动力转移有利于减少剩余劳动力规模,改善农业“内卷化”和“过密化”现象<sup>[2]</sup>,缓解人地矛盾,提高农户劳动生产率,推动粮食生产规模化经营,实现土地和劳动要素的合理配置。并且农户通过劳动力转移获得了可观非农收入,有利于改善农户农业投资能力,加大对机械、化肥等其他生产要素的投入,进而促进粮食增产<sup>[3-4]</sup>。但另一些学者认为农村劳动力转移对粮食产量存在负向影响。持这种观点的学者认为当前的农村劳动力转移规模已经超过了剩余劳动力规模,导致粮食生产方式从“精耕细作”向“粗放经营”转变,农户种粮积极性下降,部分地区甚至出现了耕地撂荒现象,进而阻碍粮食增产<sup>[5]</sup>。不难看出,两种观点争论的焦点在于农村劳动力转移是否已经导致剩余劳动力完全转移,即是否到达了“刘易斯拐点”<sup>[4]</sup>。二是在技术进步对粮食产量的影响研究方面,其中,关于生化技术对粮食产量的影响,学者们普遍认同改革开放以来,生化技术的大规模应用是确保我国粮食产量持续增长的重要条件<sup>[6-8]</sup>。但关于农机技术对粮食产量的影响,目前学术界存在微观研究与宏观研究的分歧。其中,微观研究大多表明农业机械化对提高粮食产量存在正向影响。例如,王欧等(2016)利用全国农村固定观测点调查数据实证分析农机技术对粮食产量的影响,结果表明农业机械化的发展有效替代了农业劳动力投入并显著促进粮食产量增加<sup>[9]</sup>。然而,一些基于省级面板数据的宏观研究则表明农业

机械化对提高粮食产量没有直接显著作用<sup>[10-11]</sup>。这些研究指出农机大规模跨省服务使得从省域范围看农业机械化未能起到显著的粮食增产作用。针对农机跨区服务现象,伍骏骞等(2017)、方师乐等(2017)实证分析了农机化水平对粮食产量的空间溢出效应,结果表明农机跨区服务现象的存在,使得农机化水平对粮食产量存在显著空间溢出效应<sup>[12-13]</sup>。此外,尽管姜德波等(2017)同时探讨了劳动力转移与技术进步对粮食产量的影响,结果表明劳动力转移对粮食产量影响不显著,技术进步对提高粮食产量作用显著<sup>[14]</sup>,但其研究聚焦于1992-2014年,并且仅分析了劳动力转移与技术进步对粮食产量的线性影响,故难以解释改革开放以来我国粮食生产变化。

综上所述,已有研究从多角度分析了劳动力转移与技术进步对粮食产量的影响,但仍存在一些有待深入探讨的问题:一是在研究内容上,已有研究较少关注农机技术与生化技术间关系。如果两类技术都能促进粮食增产,那么两类技术究竟是协调发展还是存在替代关系?因此,有必要在粮食生产函数中,引入两类技术的交叉项。二是在研究方法上,已有研究主要采用面板数据线性回归模型分析影响粮食产量的因素,但忽略了下列事实,改革开放以来,我国农村经历了几次重要的经济体制变革,例如家庭联产承包责任制实施、农村市场化改革、农村税费改革等,这些改革不仅对农村劳动力转移影响广泛,而且对技术进步路径影响深远。因此,劳动力转移与技术进步对粮食产量的影响可能存在时间门槛效应,有必要引入面板门槛模型进行实证分析。

本文以我国13个粮食主产省份为研究区域,这是因为粮食主产区的粮食供给能力是决定我国粮食安全的关键所在。2018年,我国13个粮食主产省份的粮食总产量高达51780万吨,占到全国粮食总产量的78.69%。此外,粮食主产区的农村劳动力转移规模更大,农业机械化发展更为迅速,以其为研究区域更具代表性。鉴于此,本文利用1980-2016年<sup>①</sup>13个粮食主产省份<sup>②</sup>的面板数据,分别运用面板数据线性回归模型和面板门槛模型实证分析劳动力转移与技术进步对粮食产量的线性影响与非线性

①考虑到1978、1979、2017、2018年存在部分统计数据缺失现象,本文以1980年为研究起点,以2016年为研究终点。

②13个粮食主产省份是指黑龙江、吉林、辽宁、山东、内蒙古、河北、河南、湖北、湖南、江苏、江西、安徽、四川。

影响, 以期政府乡村振兴战略和粮食安全战略实施提供决策依据。

## 二、研究方法

### (一) 构建粮食生产函数

为分析劳动力转移与技术进步对粮食产量的线性影响, 首先应构建粮食生产函数。借鉴已有研究, 本文以 Cobb - Douglas 生产函数为基础, 构建粮食生产函数, 模型表达式如下:

$$\ln Y_{it} = u_i + \beta_{1i} \ln latf_{it} + \theta_{1i} \ln mac_{it} + \phi_{1i} \ln firt_{it} + \varphi_{1i} \ln land_{it} + \pi_{1i} \ln disa_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中  $i$  为省份,  $t$  为年度,  $Y$  为粮食产量,  $latf$ 、 $mac$ 、 $firt$  为核心变量。 $latf$  代表农村劳动力转移规模。已有研究中, 学者多采用第一产业劳动力数作为农村劳动力转移规模的代理变量<sup>[3-4]</sup>。但第一产业劳动力数仅反映了农业劳动力数量, 未能反映劳动力转移情况。本文借鉴周振等(2016)研究成果, 利用公式  $latf_{it} = rlar_{it} - flar_{it}$  计算农村劳动力转移规模<sup>[15]</sup>。其中  $rlar$  代表乡村从业人员数,  $flar$  代表农林牧渔业从业人员数。利用该指标可以更好地反映农村劳动力由农业向非农产业转移的情况。 $mac$  和  $firt$  分别代表农机技术和生化技术。借鉴已有研究, 本文选取农机总动力作为衡量农机技术应用水平的代理变量<sup>[3]</sup>; 选取化肥施用量作为衡量生化技术应用水平的代理变量<sup>[14]</sup>。 $land$ 、 $disa$  为控制变量, 分别代表粮食播种面积和受灾率。各变量采用对数形式可减少异方差现象。 $u_i$  为个体固定效应, 代表各省的粮食生产资源禀赋差异。 $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。为检验农机技术与生化技术的协调水平, 增加两者交叉项<sup>[16]</sup>, 得到模型(2):

$$\ln Y_{it} = u_i + \beta_{1i} \ln latf_{it} + \theta_{1i} \ln mac_{it} + \phi_{1i} \ln firt_{it} + \rho_{1i} \ln mac_{it} \ln firt_{it} + \varphi_{1i} \ln land_{it} + \pi_{1i} \ln disa_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, 若  $\rho$  值显著为正, 说明农机技术与生化技术协调发展, 共同促进粮食产量增加。反之, 若  $\rho$  值显著为负, 说明两类技术存在相互替代现象。针对模型(1)、模型(2), 本文采用面板数据线性回归模型进行估计。

### (二) 构建粮食生产面板门槛模型

传统面板数据线性回归模型仅能揭示自变量对因变量的线性影响, 但劳动力转移与技术进步对粮食产量的影响并不一定呈现简单的线性关系, 而是可能呈现更为复杂的非线性效应, 因此有必要构建面板门槛模型进行回归分析<sup>[17-18]</sup>。门槛变量类型较多, 既可以将因变量或自变量作为门槛变量, 也可以将时间作为门槛变量。目前, 研究时间门槛效应

的论文尚不多见。在时间门槛效应模型中, 门槛值是未知的, 完全由样本的数据特征内生决定, 一般采用格栅搜索法确定最优门槛值。在最优门槛值估计基础上, 进一步检验门槛效应是否显著以及门槛值是否真实<sup>[19-20]</sup>, 该模型有利于识别变量间关系发生变化的重要时间节点, 较为客观。根据所关注的核心变量差异, 在模型(1)基础上, 设置以下3个时间门槛效应模型。

#### 1. 劳动力转移的时间门槛效应模型

农村劳动力转移规模对粮食产量的影响可能会随着时间的变化呈现出非线性效应。改革开放初期, 我国农村劳动力转移规模很小, 粮食生产更多依靠劳动投入, 因此农村劳动力转移规模对粮食产量的影响可能较小。但随着工业化和城市化进程加快, 在比较利益诱导下, 大量农村劳动力由农业流向非农产业, 对粮食生产冲击较大, 因此农村劳动力转移规模对粮食产量的影响可能增大。为检验劳动力转移的时间门槛效应, 构建模型(3):

$$\ln Y_{it} = u_i + \beta_{1it} \ln latf_{it} \times I(T_i \leq \tau) + \beta_{2it} \ln latf_{it} \times I(T_i > \tau) + \theta_{1i} \ln mac_{it} + \phi_{1i} \ln firt_{it} + \varphi_{1i} \ln land_{it} + \pi_{1i} \ln disa_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

模型(3)将年份设置为门槛变量, 将农村劳动力转移规模设置为核心解释变量, 该模型主要用于考察不同时间段农村劳动力转移规模对粮食产量的弹性系数是否存在差别。假设存在单门槛, 对于年份  $T$  而言, 存在一个门槛值  $\tau$ , 使得对于  $T_i \leq \tau$  和  $T_i > \tau$  时, 农村劳动力转移规模对粮食产量的弹性系数存在显著差异。其中  $I(\cdot)$  为示性函数, 其值主要依据括号中表达式的真伪取1或0。若  $\beta_{1it} \neq \beta_{2it}$ , 则说明劳动力转移存在时间门槛效应。如果存在双门槛或更多门槛数, 就可以引入更多  $\tau$ , 原理类似。

#### 2. 农机技术的时间门槛效应模型

农机技术对粮食产量的影响可能随着时间的变化呈现出非线性效应。改革开放以来, 我国农业机械化进程并非匀速进行, 而是更多呈现出阶段性特征。改革开放初期, 农业机械化进程缓慢, 农机化水平总体较低, 粮食生产较少依靠农机投入, 此时农机总动力对粮食产量的影响可能较小。但随着农业机械化进程加快, 农机化水平不断提高, 粮食生产较多依靠农机投入, 此时农机总动力对粮食产量的影响可能增大。为检验农机技术的时间门槛效应, 构建模型(4):

$$\ln Y_{it} = u_i + \beta_{1i} \ln latf_{it} + \theta_{1i} \ln mac_{it} \times I(T_i \leq \gamma) + \theta_{2i} \ln mac_{it} \times I(T_i > \gamma) + \phi_{1i} \ln firt_{it} + \varphi_{1i} \ln land_{it} + \pi_{1i} \ln$$

$$disa_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

模型(4)将年份设置为门槛变量,将农机总动力设置为核心解释变量,该模型主要用于考察不同时间段农机总动力对粮食产量的弹性系数是否存在差别。假设存在单门槛,对于年份  $T$  而言,存在一个门槛值  $\gamma$ ,使得对于  $T_i \leq \gamma$  和  $T_i > \gamma$  时,农机总动力对粮食产量的弹性系数存在显著差异。若  $\theta_{1it} \neq \theta_{2it}$ ,则说明农机技术存在时间门槛效应。如果存在双门槛或更多门槛数,就可以进一步引入更多  $\gamma$ ,原理类似。

### 3. 生化技术的时间门槛效应模型

生化技术对粮食产量的影响可能随着时间的变化呈现出非线性效应。改革开放以来,我国农户的施肥习惯一直在发生变化,从早期施用有机肥为主、化肥为辅到主要施用化肥、少量施用有机肥。近年来,为解决化肥施用过多导致的面源污染问题,国家先后出台一系列政策鼓励农户使用测土配方技术、有机肥技术等以减少化肥施用量。因此,不同历史阶段,化肥施用量对粮食产量的影响可能存在非线性效应。为检验生化技术的时间门槛效应,构建模

型(5):

$$\ln Y_{it} = u_i + \beta_{it} \ln latf_{it} + \theta_{it} \ln mac_{it} + \phi_{1it} \ln firt_{it} \times I(T_i \leq \omega) + \phi_{2it} \ln firt_{it} \times I(T_i > \omega) + \varphi_{it} \ln land_{it} + \pi_{it} \ln disa_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

模型(5)将年份设置为门槛变量,将化肥施用量设置为核心解释变量。该模型主要用于考察不同时间段化肥施用量对粮食产量的弹性系数是否存在差别。假设存在单门槛,对于年份  $T$  而言,存在一个门槛值  $\omega$ ,使得对于  $T_i \leq \omega$  和  $T_i > \omega$  时,化肥施用量对粮食产量的弹性系数存在显著差异。若  $\phi_{1it} \neq \phi_{2it}$ ,则说明生化技术存在时间门槛效应。如果存在双门槛或更多门槛数,就可以进一步引入更多  $\omega$ ,原理类似。

### (三) 数据来源

本文主要利用 1980-2016 年我国 13 个粮食主产省份的面板数据进行实证分析。其中,粮食产量、乡村从业人员数、农林牧副渔从业人员数、农机总动力、化肥施用量、粮食播种面积、受灾率等数据来自于国家统计局网站以及各省份统计年鉴。各变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量说明与描述性统计

变量名称	变量定义	变量代码	均值	标准差	最大值	最小值
粮食产量	粮食总产量(万吨)	$Y$	2661.986	1066.274	6323.960	396.500
农村劳动力转移规模	乡村从业人数减去农林牧渔业从业人数(万人)	$latf$	674.684	569.602	2293.820	25.100
农机总动力	农业机械总动力(万千瓦)	$mac$	2896.124	2706.863	13353.020	328.840
化肥施用量	农用化肥施用折纯量(万吨)	$firt$	200.487	130.654	716.090	3.600
粮食播种面积	粮食作物总播种面积(千公顷)	$land$	5926.379	2113.580	11827.100	2743.300
受灾率	受灾面积/农作物总播种面积(%)	$disa$	29.500	14.900	79.000	2.000

### 三、实证结果与分析

本文运用 stata12.0 软件进行实证分析。首先运用面板数据线性回归模型分析劳动力转移与技术进步对粮食产量的线性影响(见表 2),其次运用面板门槛模型分析劳动力转移与技术进步对粮食产量的非线性影响(见表 3 至表 5)

(一) 劳动力转移与技术进步对粮食产量的线性影响

对于面板数据,有三类回归模型:混合效应模型、固定效应模型和随机效应模型。首先,进行 F 检验以判断适宜采用混合效应模型还是固定效应模型,结果显示模型(1)、模型(2)的 F 检验结果均在 1% 显著性水平上拒绝了原假设,说明应采用固定效应模型。其次,进行 Hausman 检验以判断适宜采用固定效应模型还是随机效应模型,结果显示模型(1)、模型(2)的 Hausman 检验结果均在 1% 显著性水平上拒绝了原假设,说明应采用固定效应模型。最后,根据是否考虑时间效应,可以将固定效应模型

进一步分为个体固定效应模型与双向固定效应模型。具体采用哪一类固定效应模型取决于年度虚拟变量联合显著性检验,结果显示模型(1)、模型(2)的年度虚拟变量联合显著性检验的 F 值均在 1% 显著性水平上拒绝了原假设,说明应采用双向固定效应模型进行估计,这表明在分析粮食产量的影响因素时,既应考虑个体效应(省份间差异),也应考虑时间效应(年度间差异)。

根据模型(1)、模型(2)的双向固定效应回归结果,模型可决系数均在 80% 左右,说明模型拟合效果较优。其中,农村劳动力转移规模在模型(1)、模型(2)中均在 1% 显著性水平上负向影响粮食产量,说明劳动力转移已对我国粮食安全构成负向冲击。值得注意的是,在个体固定效应模型中,农村劳动力转移规模的系数显著为正,但在双向固定效应模型中,其系数显著为负,说明是否考虑时间效应直接影响对农村劳动力转移效应的判断。农机总动力在模型(1)、模型(2)中均正向影响粮食产量,但在模型

(1) 中未能通过显著性检验,在模型(2)中通过了5%的显著性检验。化肥施用量在模型(1)、模型(2)中均在1%显著性水平上正向影响粮食产量,这表明农机技术与生化技术的大规模应用是保障我国粮食产量增长的主要驱动力。在模型(2)中,农机技术与生化技术的交叉项系数为负且通过了10%的显著性检验,说明两类技术存在相互替代关系,验证了诱致性技术创新理论在我国的适用性,即劳动节约型技术与土地节约型技术存在相互替代关系。粮食播种面积在模型(1)、模型(2)中均通过了1%的显著性检验且其系数为正,说明土地要素是影响粮食产量的主要投入要素。受灾率在模型(1)、模型(2)中均通过了1%的显著性检验且其系数为负,说明粮食生产仍然面临严峻的自然风险。

表2 面板数据线性回归模型估计结果

变量	个体固定效应模型		双向固定效应模型	
	(1)	(2)	(1)	(2)
$\alpha$	-3.326 *** (0.342)	-4.163 *** (0.385)	-3.833 *** (0.334)	-4.146 *** (0.372)
$\ln latf$	0.041 *** (0.014)	0.031 ** (0.014)	-0.082 *** (0.019)	-0.078 *** (0.019)
$\ln mac$	0.021 (0.017)	0.207 *** (0.045)	0.035 (0.026)	0.120 ** (0.051)
$\ln firt$	0.289 *** (0.016)	0.508 *** (0.052)	0.210 *** (0.018)	0.309 *** (0.055)
$\ln land$	1.059 *** (0.040)	1.014 *** (0.040)	1.198 *** (0.043)	1.164 *** (0.046)
$\ln disa$	-0.086 *** (0.009)	-0.094 *** (0.009)	-0.086 *** (0.010)	-0.090 *** (0.010)
$\ln mac \times \ln firt$		-0.032 *** (0.007)		-0.014 * (0.007)
Cross-section F	67.420 ***	62.05 ***	77.230 ***	71.63 ***
Hausman	34.680 ***	33.57 ***	87.990 ***	76.18 ***
$R^2$	0.830	0.839	0.783	0.791
年度虚拟变量 联合显著性			3.86 ***	3.34 ***

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为标准差,下同。

## (二) 劳动力转移与技术进步对粮食产量的非线性影响

### 1. 劳动力转移对粮食产量的时间门槛效应检验

模型(3)估计结果如表3所示。针对面板门槛模型,首先,应确定门槛个数。尽管单门槛、双门槛、三门槛的F检验值均通过了1%或5%的显著性检验,但三门槛检验结果存在样本分布失衡问题。若按照三个门槛值划分样本,则第四个门槛区间仅有13个样本,难以说明问题,故采用双门槛回归结果展开分析<sup>③</sup>。其次,识别门槛值。根据汇报出的两个时间门槛值1982.33和1991.33,可以将改革开放以来我国粮食生产历史划分为三个主要阶段:1980-1982年、1983-1991年、1992-2016年。最

后,估计模型参数。结果表明:1980-2016年,我国粮食主产区农村劳动力转移规模始终负向影响粮食产量,但在不同历史阶段,其影响程度存在明显差异,即劳动力转移对粮食产量的影响呈现出明显时间门槛效应。其中,1980-1982年,农村劳动力转移规模在1%显著性水平上负向影响粮食产量,相应的弹性系数为-0.068,说明这一阶段农村劳动力转移规模每增长1%,将导致粮食产量下降6.8%;1983-1991年,农村劳动力转移规模在10%显著性水平上负向影响粮食产量,相应的弹性系数为-0.031,说明这一阶段农村劳动力转移规模每增长1%,将导致粮食产量下降3.1%;1992-2016年,尽管农村劳动力转移规模负向影响粮食产量,但未能通过显著性检验,这与姜德波等(2017)研究结论<sup>[14]</sup>接近。可见,我国粮食主产区劳动力转移对粮食产量的负向冲击力度逐渐减弱。可能的原因是改革开放初期,我国粮食生产仍属于传统农业模式,农业基础设施条件和技术装备较差使得粮食生产高度依赖劳动力数量投入,因此劳动力转移对粮食产量的负向冲击力度较大。从1982年起,国家陆续颁布以“三农”问题为主题的中央一号文件,并进行了一系列农村改革,包括完善家庭联产承包责任制,取消农产品统购派购制度等,极大调动了农民生产积极性,提高了粮食生产效率,粮食生产对劳动力数量投入的依赖性开始下降。因此,在这一阶段,劳动力转移对粮食产量的负向冲击力度开始减弱。到了1992年,我国由计划经济时代步入市场经济时代,农业基础设施条件逐步改善,粮食生产效率逐步提高,粮食生产对劳动力数量投入的依赖性进一步下降,因此,在这一阶段,尽管劳动力转移规模日趋扩大,但对粮食生产的负向冲击力度已极大减弱。

表3 劳动力转移对粮食产量的  
时间门槛效应估计结果

双门槛模型(3)	系数	标准差	P值	样本数
$\ln mac$	0.046 **	0.021	0.026	
$\ln firt$	0.254 ***	0.052	0.000	
$\ln land$	1.153 ***	0.064	0.000	
$\ln disa$	-0.088 ***	0.009	0.000	
$\ln latf(\tau \geq 1982.33)$	-0.068 ***	0.017	0.000	39
$\ln latf(1991.33 \geq \tau > 1982.33)$	-0.031 *	0.016	0.054	117
$\ln latf(\tau > 1991.33)$	-0.021	0.017	0.228	325
单门槛F值		53.799 ***		
双门槛F值		14.787 ***		
三门槛F值		4.435 **		

### 2. 农机技术对粮食产量的时间门槛效应检验

③模型(4)和(5)存在相同问题,均采用双门槛回归结果展开分析。

模型(4)估计结果如表4所示,同样采用双门槛回归结果展开分析,时间门槛值同模型(3),结果表明:1980-2016年,我国粮食主产区农机总动力始终正向影响粮食产量,但在不同历史阶段,其影响程度存在明显差异,即农机技术对粮食产量的影响呈现出明显时间门槛效应。其中,1980-1982年,尽管农机总动力正向影响粮食产量,但未能通过显著性检验;1983-1991年,农机总动力在5%显著性水平上正向影响粮食产量,相应的弹性系数为0.043,说明这一阶段农机总动力每增长1%,将导致粮食产量增加4.3%;1992-2016年,农机总动力在1%显著性水平上正向影响粮食产量,相应的弹性系数为0.055,说明这一阶段农机总动力每增长1%,将导致粮食产量增加5.5%。可见,我国粮食主产区农机技术对粮食产量的正向影响不仅日趋显著,而且影响程度逐渐提高。可能的原因是改革开放初期,我国农机化水平总体较低,农机有效供给不足,农村存在大量剩余劳动力。与土地要素相比,劳动力要素价格较低,因此农户对劳动节约型的农机技术需求较弱,导致农机总动力对粮食产量的作用不显著。1982年以后,随着乡镇企业崛起,农村剩余劳动力开始向二三产业转移,民工潮初现,剩余劳动力规模日趋减少,激发了农户对农机技术的需求,因此在这一阶段,农机技术的粮食增产作用开始显现。1992年以后,随着市场经济体制确立,城市化和工业化进程加速,大量农村劳动力涌向二三产业,劳动力要素价格持续走高,因此农户对农机技术需求增加。此外,国家出台了一系列鼓励农业机械化的政策,加速了农业机械化进程,因此在这一阶段,农机技术的粮食增产作用快速上升。

表4 农机技术对粮食产量的时间门槛效应估计结果

双门槛模型(4)	系数	标准差	P值	样本数
$\ln latf$	-0.036 **	0.016	0.027	
$\ln firt$	0.237 **	0.050	0.000	
$\ln land$	1.155 **	0.059	0.000	
$\ln disa$	-0.089 **	0.009	0.000	
$\ln mac(\gamma \leq 1982.33)$	0.016	0.018	0.365	39
$\ln mac(1991.33 \geq \gamma > 1982.33)$	0.043 **	0.020	0.027	117
$\ln mac(\gamma > 1991.33)$	0.055 ***	0.021	0.010	325
单门槛 F 值	59.622 ***			
双门槛 F 值	29.036 ***			
三门槛 F 值	7.300 ***			

### 3. 生化技术对粮食产量的时间门槛效应检验

模型(5)估计结果如表5所示,同样采用双门槛回归结果展开分析,时间门槛值同模型(3),结果表明:1980-2016年,我国粮食主产区化肥施用量始终在1%显著性水平上正向影响粮食产量,但在

不同历史阶段,其影响程度存在明显差异,即生化技术对粮食产量的影响呈现出明显时间门槛效应。其中,1980-1982年,化肥施用量对粮食产量的弹性系数为0.219,说明这一阶段化肥施用量每增长1%,将导致粮食产量增加21.9%;1983-1991年,化肥施用量对粮食产量的弹性系数为0.257,说明这一阶段化肥施用量每增长1%,将导致粮食产量增加25.7%;1992-2016年,化肥施用量对粮食产量的弹性系数为0.268,说明这一阶段化肥施用量每增长1%,将导致粮食产量增加26.8%。可见,我国粮食主产区生化技术对粮食产量的正向影响程度逐渐提高。究其原因,改革开放至今,我国始终面临人多地少的资源禀赋约束,因此在劳动节约型技术快速发展的同时,土地节约型技术始终都在持续推进。特别是近年来随着劳动力转移速度加快,农村“空心化”现象日趋明显,农业劳动力短缺已成为不争事实,导致农户在粮食生产中日趋依赖化肥。除需求层面因素外,在供给层面,目前我国已成为全球最大的化肥生产国,这些因素共同促使生化技术的粮食增产作用日趋明显。

表5 生化技术对粮食产量的时间门槛效应估计结果

双门槛模型(5)	系数	标准差	P值	样本数
$\ln latf$	-0.029	0.019	0.140	
$\ln mac$	0.046 **	0.021	0.031	
$\ln land$	1.135 ***	0.061	0.000	
$\ln disa$	-0.088 ***	0.009	0.000	
$\ln firt(\omega \leq 1982.33)$	0.219 ***	0.057	0.000	39
$\ln firt(1991.33 \geq \omega > 1982.33)$	0.257 ***	0.056	0.000	117
$\ln firt(\omega > 1991.33)$	0.268 ***	0.053	0.000	325
单门槛 F 值	50.974 ***			
双门槛 F 值	12.084 ***			
三门槛 F 值	6.047 ***			

### 4. 我国粮食产量增长的技术演进路径分析

通过上述分析,可以看出三大核心自变量(劳动力转移、农机技术、生化技术)的时间门槛值相同,均为1982.33年和1991.33年。因此,可以将表3至表5进行对比以找出我国粮食产量增长的技术演进路径(见表6)。

表6 我国粮食产量增长的技术演进路径

历史阶段	劳动力转移	农机技术	生化技术
1980-1982年	负向显著	不显著	正向显著
1983-1991年	负向显著	正向显著	正向显著
1992-2016年	不显著	正向显著	正向显著
结论	劳动力转移的粮食增产作用逐渐减弱	农机技术的粮食增产作用逐渐增强	生化技术的粮食增产作用逐渐增强

从表6中可以看出,随着农村劳动力转移规模的快速增长,我国粮食生产的技术演进路径并没有呈现出单一技术占主导的格局,而是沿着劳动节约

型技术与土地节约型技术并重发展的路径演进。究其原因,这与我国人多地少的资源禀赋约束有关。土地资源短缺始终是制约我国粮食生产的主要瓶颈因素,因此土地节约型的生化技术一直是粮食生产的最主要技术。但随着农村剩余劳动力大量向非农产业转移,农业劳动力要素日益稀缺,加速了劳动节约型的农机技术快速发展。整体看,我国粮食生产主要依赖生化技术,辅助依赖农机技术。

#### 四、结论与启示

本文利用 1980—2016 年我国 13 个粮食主产省份的面板数据,运用面板数据线性回归模型和面板门槛模型实证分析了劳动力转移与技术进步对粮食产量的影响,研究结论如下:一是劳动力转移显著负向影响粮食产量,技术进步显著正向影响粮食产量,农机技术与生化技术存在相互替代关系,验证了诱致性技术创新理论在我国的适用性。二是劳动力转移、农机技术与生化技术对粮食产量的影响均呈现出明显时间门槛效应。上述核心自变量的时间门槛值相同,均为 1982.33 年和 1991.33 年。其中,劳动力转移对粮食产量的负向冲击力度逐渐减弱,而农机技术和生化技术对粮食产量的正向影响程度逐渐提高。三是我国粮食生产技术总体沿着劳动节约型技术与土地节约型技术并重发展的路径演进,但在人多地少的资源禀赋约束条件下,粮食生产主要依赖生化技术,辅助依赖农机技术。

基于上述研究结论,得到以下启示:第一,改革开放以来,我国粮食生产已逐渐由要素驱动的传统农业生产模式向效率驱动的现代农业生产模式转变。随着农业生产技术持续进步,粮食生产对要素投入的依赖性逐渐减弱,对技术投入的依赖性逐渐增强,这使得农村劳动力持续大规模非农转移对粮食生产的负面影响逐渐减弱。因此,大力发展农业生产技术,不断提升粮食生产效率,有利于解决“未来谁来种粮”问题,有利于保障国家粮食安全。第二,不同历史阶段,劳动力转移与技术进步对我国粮食生产的影响程度不同,这主要归因于改革开放以来我国农村经济体制的一系列改革。改革极大优化和提升了农业要素配置效率,使得技术进步对粮食生产的贡献率不断提高。因此,深入完善农村经济体制改革是实现国家粮食安全的制度保障。第三,我国独特的资源禀赋条件导致粮食生产对生化技术的高度依赖性,但生化技术在保障粮食数量安全的同时直接威胁到粮食质量安全。因此,为实现国家粮食数量安全与质量安全的平衡,应加快化肥替代

技术研发,大力推广水肥一体化、测土配方施肥、有机肥等新技术,进一步提高化肥利用效率,降低化肥残留污染。

#### 参考文献:

- [1] 速水佑次郎,弗农拉坦. 农业发展:国家前景[M]. 北京:商务印书馆,2014:10—32.
- [2] 樊祥成. 农业内卷化辨析[J]. 经济问题,2017(8):73—77.
- [3] 程名望,张帅,潘烜. 农村劳动力转移影响粮食产量了吗?——基于中国主产区面板数据的实证分析[J]. 经济与管理研究,2013(10):79—85.
- [4] 郭磊磊,郭剑雄. 基于农业要素收益率视角的“刘易斯拐点”判断[J]. 经济经纬,2018(3):50—55.
- [5] 盖庆恩,朱喜,史清华. 劳动力转移对中国农业生产的影响[J]. 经济学,2014,13(3):1147—1170.
- [6] LIN J Y. Rural reforms and agricultural growth in China[J]. American Economic Review,1992(82):34—51.
- [7] 李谷成. 中国农业的绿色生产率革命:1978—2008 年[J]. 经济学,2014,13(2):537—558.
- [8] 魏君英,夏旺. 农村人口老龄化对我国粮食产量变化的影响——基于粮食主产区面板数据的实证分析[J]. 农业技术经济,2018(12):41—51.
- [9] 王欧,唐轲,郑华懋. 农业机械对劳动力替代强度和粮食产出的影响[J]. 中国农村经济,2016(12):48—61.
- [10] 杨进. 中国农业机械化服务于粮食生产[D]. 杭州:浙江大学,2015.
- [11] ZHANG X, YANG J, THOMAS R. Mechanization outsourcing clusters and division of labor in Chinese agriculture[J]. China Economic Review,2017(43):184—195.
- [12] 伍骏骞,方师乐,李谷成,等. 中国农业机械化发展水平对粮食产量的空间溢出效应分析——基于跨区作业的视角[J]. 中国农村经济,2017(6):46—59.
- [13] 方师乐,卫龙宝,伍骏骞. 农业机械化的空间溢出效应及其分布规律——农机跨区服务的视角[J]. 管理世界,2017(11):65—78.
- [14] 姜德波,汝刚,秦永. 劳动力转移、技术进步与粮食产量——基于中国主要产粮省份的经验分析[J]. 南京审计大学学报,2017(1):29—36.
- [15] 周振,马庆超,孔祥智. 农业机械化对农村劳动力转移贡献的量化研究[J]. 农业技术经济,2016(2):52—62.
- [16] 黄玛兰,李晓云,游良志. 农业机械与农业劳动力投入对粮食产出的影响及其替代弹性[J]. 华中农业大学学报(社会科学版),2018(2):37—45.
- [17] 王永华. 我国人力资本与区域创新能力的非线性关系研究——基于面板门槛模型的经验证据[J]. 经济问题,2015(6):47—50.
- [18] 杨恺钧,杨甜甜. 老龄化、产业结构与碳排放——基于

- 独立作用与联动作用的双重视角[J]. 工业技术经济, 2018, 37(12): 117-125.
- [19] 韩海彬 张莉. 农业信息化对农业全要素生产率增长的门槛效应分析[J]. 中国农村经济 2015(8): 11-21.
- [20] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation testing and inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345-368.

### The Threshold Effect of Labor Migration and Technological Progress on Grain Yields

GENG Yu-ning<sup>1</sup>, LIU Jing<sup>2</sup>

(1. School of Economics and Management, North University of China, Taiyuan 030051, China;

2. School of Economics and Management, Taiyuan University of Technology, Taiyuan 030006, China)

**Abstract:** Based on the panel data in 13 main grain-producing provinces in China, this paper uses the linear regression model of panel data and panel threshold model to analyze the effect of labor migration and technological progress on grain yields. The conclusions of the study are as follows: firstly, labor migration has the obvious negative effect on grain yields, and technological progress has the obvious positive effect on grain yields. What is more, the agricultural machinery technology and biochemical technology exist mutual substitution relationship, which verifies the applicability of the induced technological innovation theory in China. Secondly, labor migration and technological progress have the obvious time threshold effect. That is to say, the negative effect degree of labor migration on grain yields has decreased gradually. In the meantime, the positive effect degree of the agricultural machinery technology and biochemical technology on grain yields has increased gradually. Finally, the Chinese grain production technology has progressed along the path on which the labor-saving technology and land-saving technology have synergy development. However, under the restriction of resource endowment of more people and less land in China, the grain production has the main dependence on the biochemical technology and auxiliary dependence on the agricultural machinery technology.

**Key words:** labor migration; agricultural machinery technology; biochemical technology; grain yields

(责任编辑: 岳婷婷)

(上接第 25 页)

### On the Management Ethics of Jin merchants from the Perspective of Scientific Rationality

WANG Jin-li<sup>1</sup>, XUE Yong-min<sup>2</sup>

(1. School of Philosophy and Sociology, Shanxi University, Taiyuan 030006, China;

2. Shanxi Provincial Committee Party School of China, Taiyuan 030006)

**Abstract:** The business miracle created by Jin merchants in Ming and Qing dynasties was amazing. Its entrepreneurial spirit of "walking around the world to make something out of nothing" contains rich scientific rational management thought. It permeates advanced rational thinking on people, scientific value judgement on efficiency and development, and dialectical rational thinking on division and combination. From the perspective of scientific reason, it also contains abundant scientific and rational management ideas. Taking history as a mirror, the management of Jin merchants still can be regarded as the leading spirit of modern enterprise development.

**Key words:** scientific and rational; Jin merchants; management of Jin merchants; stimulate

(责任编辑: 戎爱萍)