

人力资本及其与技术进步的适配性 何以影响了农业种植结构？*

叶初升^{1,2} 马玉婷²

摘要：基于对贵州等地农户农作物种植决策的田野调查，本文首先构建了一个农作物种植选择模型，以分析人力资本及其与技术进步的适配性影响农作物种植结构的微观机制，为宏观层面上研究农业种植结构变迁提供微观基础；然后，采用省级宏观面板数据，运用多种计量模型和分析方法对理论模型推论进行了严谨的实证检验。研究发现，农户的人力资本水平越高以及人力资本与技术进步的适配性越强，农户越有可能种植经济作物，越是有利于该地区农作物种植结构转型。进一步的地形约束机制分析发现，人力资本及其与技术进步的适配性对农作物种植结构的影响受地形的制约。相对于丘陵山区，平原地区的人力资本对粮食作物种植比例的负向作用和对经济作物种植比例的正向作用有所减弱。同时，人力资本与技术进步的适配性越强，对经济作物种植比例的正向作用越强，对粮食作物种植比例的正向作用则越弱。

关键词：人力资本 技术进步 种植结构 供给侧结构性改革

中图分类号：F061.3 F32 **文献标识码：**A

一、引言

中国农业发展已经告别了供给不足的初级阶段，发展中的主要矛盾已经转变为供求结构性失衡问题，突出表现在：不断升级的居民食物消费结构与中国农产品总量供给充足但优质且多样化的农产品供给不足之间的失衡。推进农业供给侧结构性改革，重塑农产品供给结构，是中国农业农村发展的必然要求，也是实现农业高质量发展的重要路径。然而，农业供给结构的转型变迁有赖于农村劳动力供给结构转型和农业技术进步。但是，当前中国农业农村发展的一个不容忽视的现实是，随着大量农村青壮年劳动力涌向城市和非农部门，农业劳动力年龄结构日趋老龄化，人力资本水平偏低，有效劳动力日益缺乏。相关统计资料显示，中国乡村65岁及以上人口占乡村总人口的比例从1997年的7.32%

*本文研究得到国家社会科学基金重大项目“供给侧结构性改革与发展新动力研究”（编号：16ZDA006）的资助。笔者感谢匿名评审专家提出的宝贵意见和建议。本文的通讯作者：马玉婷。

逐年攀升至 2017 年的 13.22%^①；农村人力资本总体水平偏低，自 1997 年以来全国农村劳动力平均受教育年限从未突破 9 年，即平均受教育程度一直未达到初中水平^②。并且，虽然近年来中国农业技术不断进步，但较低水平的农村人力资本难以吸纳新技术，人力资本与农业技术进步发展的不协调愈加凸显（杨志海，2018）。笔者在贵州等地的田野调查发现，现阶段农村人力资本水平偏低，特别是农村人力资本与技术进步的适配性较弱，这些问题很可能是约束农业种植结构转型升级的重要因素。

值得注意的是，学术界在讨论农业供给侧结构性改革、探讨农业供给结构变迁时，虽然强调了劳动力流动、农地流转、要素价格变动、禀赋等外在条件和政策环境变化对种植结构的影响，但忽略了农村劳动力人力资本水平偏低这个重要且现实的问题对农业供给结构变迁所施加的约束，更没有进一步分析农村人力资本与农业技术进步的对农作物种植结构的影响^③。这正是本文研究的切入点。

本文在研究中力图将经验观察、理论机制与实证检验结合起来。首先，基于对贵州等地农作物种植决策的田野调查，本文试图在微观层面构建一个农作物种植理性选择模型，以分析人力资本及其与技术进步的适配性影响农作物种植结构的微观机制，为宏观层面研究农业种植结构及其变迁提供微观基础；然后，以 1997~2017 年省级层面数据对理论模型的结论及其推论进行严谨的实证检验，以期深入推进供给侧结构性改革、落实乡村振兴和农业高质量发展战略提供理论支撑与政策支持。

本文结构安排如下：第一部分为引言；第二部分为农业种植结构变迁的相关文献综述；第三部分构建农作物种植理性选择模型，以分析人力资本及其与技术进步的适配性影响农作物种植结构的微观机制；第四部分为计量分析模型、变量说明和数据来源；第五部分报告人力资本及其与技术进步的适配性影响农作物种植结构的实证估计结果，并对此进行内生性检验、约束机制分析和稳健性检验；第六部分为研究结论及其政策涵义。

二、文献综述

结构变迁是指经济增长过程中经济资源在不同部门之间的重新配置，以及与之相应的经济活动跨部门转移。除了发展经济学家们一如既往地把结构变迁作为经济发展的核心问题进行研究之外，近年来，经济增长理论研究者也对结构变迁问题倾注了极大的热忱。关于经济结构变迁的一个基本共识是，经济体的禀赋结构变化、人们的偏好变化、生产要素的相对价格变化、技术进步引起的生产率差异化提高、资本深化以及不同部门要素替代弹性的差异等，会在经济增长过程中引起资源重新配置和经济活动跨部门转移，形成经济结构变迁（例如 Kongsamut et al., 2001; Ngai and Pissarides, 2007; Acemoglu

^①参见国家统计局人口和就业统计司（编）：《中国人口和就业统计年鉴》（1997~2017 年，历年），北京：中国统计出版社。

^②参见国家统计局农村社会经济调查司（编）：《中国农村统计年鉴》（1997~2012 年，历年），北京：中国统计出版社；国家统计局人口和就业统计司（编）：《中国人口和就业统计年鉴》（2013~2017 年，历年），北京：中国统计出版社。

^③需要特别指出的是，限于数据的可得性，无法研究单个农产品内部的品质结构问题，故本文研究的是不同农产品之间的结构变迁问题。

and Guerrieri, 2008; Herrendorf et al., 2014; Leukhina and Turnovsky, 2016; Alvarez-Cuadrado et al., 2017; 林毅夫, 2017)。

近年来,关于农业结构的研究多聚焦于种植结构。学者们从以下几个方面探讨种植结构变迁的引致因素或变迁路径。其一,劳动力流动引起种植业结构变迁。Brau (2010)、Damon (2010)的研究发现,伴随着劳动力流动,农户会相应调整种植结构,从劳动密集型作物调整为土地密集型作物。Ji et al. (2012)、钟甫宁等 (2016) 研究发现,外出务工会促使农户调整要素投入结构和种植结构,增加机械要素投入并提高粮食播种面积的比例。Gonzalez-Velosa (2011) 研究认为,劳动力流动所带来的收入增加和劳动力流动性约束的缓解促进了高附加值经济作物的种植比例。Li et al. (2013) 发现,家庭劳动力的流失弱化了农户对粮食生产的劳动力投入,但是会加大资金密集型作物的投资。也有一些学者持不同的观点,例如王翌秋、陈玉珠 (2016) 也分析了劳动力外出务工对粮食种植结构的影响,但发现家庭成员外出务工对粮食作物的种植概率和种植比重无明显影响。

其二,农地流转引起种植业结构变迁。罗必良等 (2018) 分析表明:与大规模农地转入户相比,小规模农地转入户倾向于“非粮化”生产;在农业劳动力充裕和缺乏农业社会化服务的封闭经营条件下,小规模农地转入户为提高其劳动力和土地的利用率将扩大经济作物的种植规模;“非粮化”现象具有严格的情境依赖特征。钱龙等 (2018) 的研究结果也证实,农地流转对粮食种植结构有显著影响,农户土地转入(转出)行为能够有效提升(降低)粮食种植比例。仇童伟、罗必良 (2018) 分析了农地产权、要素配置对种植结构的影响,发现农地产权稳定性的改善会抑制农户种植农作物,但对种植经济作物的抑制作用显著强于对种植粮食作物的抑制作用,且不显著降低粮食种植户的粮食播种面积。

其三,要素价格变动引起种植结构变迁。郑旭媛、徐志刚 (2016) 认为,劳动力成本上升会诱使农户以机械替代劳动力,但这一过程会受到地形禀赋的约束。在坡耕地比例较高的地区,机械难以替代劳动,劳动力成本上升提高粮食种植比例的作用会被削弱。地形禀赋约束下的农业种植结构调整也被其他学者的研究所证实(例如 Zhang et al., 2018)。杨进等 (2016) 综合运用宏观和微观数据研究发现,农村劳动力价格上涨对粮食作物种植比例有显著的负向影响,而对经济作物的种植比例有显著的正向影响,尤其是对蔬菜种植比例的促进幅度较大。政府补贴通过降低生产成本的方式也影响农业种植结构(例如 Miao et al., 2011; 刘蔚、孙蓉, 2016)。Miao et al. (2011) 的研究表明,补贴率降低 5%,农作物种植面积就会减少 0.6%;农作物价格降低 5%,农作物种植面积就会增加 1.01%。

其四,禀赋等客观条件或者主观偏好的变化引起种植结构变迁。赵丹丹、周宏 (2018) 发现,农户内部种植业结构的变动受地形及年末耕地面积的影响,地形越平缓、年末耕地面积大的纯农户越倾向于种植粮食作物,相反则越倾向于种植经济作物。Cavatassi et al. (2012) 研究发现,农户两种不同类型的社会资本对农业种植结构多样化具有相反影响。Reyes-García et al. (2008) 发现,农户拥有的生物多样性知识对种植结构多元化具有显著的促进作用。祝华军等 (2018) 利用调查数据分析了农户玉米种植面积调减行为的影响因素,结果表明,种植玉米的相对劳动强度、经济效益、作业方式、政策导向对农户种植决策有显著影响,但受教育水平等个体特征对种植决策没有显著影响。

由上述文献可见,无论是经济学前沿的一般理论分析,还是农业经济学界关于农业种植结构的具

体研究，对结构变迁的研究视野是基本相似的。当以现有的理论分析去解释中国农业供给侧结构性改革时，不难发现，这些理论分析只是在解释已经发生的结构变迁事实，比如劳动力流动、农地流转、要素价格变化等引起的种植结构调整；对于当下推进农业供给侧结构性改革所面临的问题或障碍，现有的理论并没有做出贴近现实的深入分析和研究。面对现实，笔者要思考的问题是：为什么有些地方的要素流动、要素价格变化、政府补贴等能够比较顺利地引起当地种植结构的变化，而有些地方的结构调整却步履蹒跚？

笔者在贵州等地的田野调查发现，农业供给侧结构性改革在推进过程中遇到一个重要的问题，即农村人力资本水平总体偏低，并且与农业技术进步的适配性较弱。在这种现实背景下，即使政府有优惠政策的引导，农户响应政府号召，有意愿调整种植结构，但受限于较低水平人力资本难以吸收和采用新技术，从而缺乏新作物种植技术与能力最终导致无法较好地实现结构调整。

本文发现，农村人力资本及其与技术进步的适配性在不同地区有不同程度的差异，而这种差异是决定农业种植结构转型地区差异的一个非常重要的因素。基于对中国农村和农业的现实观察，笔者认为农村人力资本及其与农业新技术之间的适配性影响了种植结构和农产品供给结构变迁，而这恰恰是现有理论分析所忽略的、更是缺乏深入实证分析的重要环节，因而也是本文研究的焦点。

三、理论分析与模型构建

（一）理论分析

早在1964年，舒尔茨就提出，改造传统农业的关键之一是对农民进行人力资本投资。农民的人力资本水平直接影响农业新技术的吸收和采纳，也直接关乎传统农业能否成功转型。进一步地，如果农业技术不断进步，而人力资本发展缓慢，那么较低水平的农村人力资本将难以吸收新技术，进而导致人力资本与技术进步之间的适配性降低，最终将阻碍农业的转型升级和现代农业的发展。关于人力资本与技术进步的适配性可以用适宜技术理论加以理解。适宜技术理论强调一个经济体在既定时期的技术选择受要素禀赋结构（资本、劳动等要素的数量和质量）的制约，技术选择只有与要素禀赋结构相匹配才能提高经济效率。Acemoglu and Zilibotti (2001) 认为，一国的技术结构要与劳动者的技能（指熟练劳动力与非熟练劳动力的比例）相匹配。他们还发现，发达国家与发展中国家的要素禀赋结构存在较大差距，发达国家的技术与熟练劳动力相匹配，而发展中国家采用的技术与其劳动力禀赋结构并不匹配，这是造成发展中国家与发达国家在人均产出与全要素生产率方面存在巨大差距的重要原因。中国学者林毅夫、张鹏飞（2006）在Acemoglu and Zilibotti (2001) 模型框架的基础上，对发展中国家的技术水平与本国要素禀赋结构之间的关系做了进一步的探讨，认为一个国家最适宜（优）的技术结构内生决定于这个国家的要素禀赋结构。如果一个发展中国家选择与其要素禀赋结构相一致的技术结构，那么该发展中国家和发达国家之间在全要素生产率和人均产出上的差异就会变得最小。李飞跃等（2012）的研究证明，人力资本积累只有与技术进步相匹配才能更好地实现产业转型升级和经济发展。

技术与劳动力禀赋结构的匹配性能够解释经济体之间的经济发展差距。事实上，对于农业经济发展和农业结构转型而言，技术与劳动力禀赋结构的匹配性同样适用。不论是基于对现实的观察还是基

于理论分析，劳动力禀赋及其与技术的适配性对农业结构转型都具有重要的影响。据此，本文重点考察作为劳动力禀赋重要表征的人力资本及人力资本与技术进步的适配性如何影响农业种植结构。

(二) 理论模型：农作物种植的理性选择

新古典经济学中的厂商理论认为，生产者是有理性经济人。面对市场价格变化，生产者依据自身禀赋做出相应决策，其目标是实现利润最大化。具体到农业生产中，相较于粮食作物，经济作物具有技术要求和经济价值更高的特点。因此，在其他条件不变时，理性的农户会依据自身禀赋（比如人力资本水平、技术水平）选择种植不同类型的农作物。为进一步阐释农户的农作物种植选择，本文首先构建一个农作物种植选择模型，以描述农村人力资本及其与技术进步的适配性如何影响农作物种植结构的微观机制，以期为宏观层面上的农业种植结构及其变迁提供一个微观分析基础。

假设存在着两种种植农作物的生产方式：一种是传统生产方式，即采用传统生产技术种植传统作物；另一种是新的生产方式，即采用新技术种植新作物。在其他生产条件不变的情况下，两种生产方式的产出分别是 y_1 、 y_2 。 y_1 和 y_2 都是人力资本 hc 的函数且都遵循边际收益递减规律，即： $\partial y_1 / \partial y_2 > 0$, $\partial y_2 / \partial hc > 0$; $\partial^2 y_1 / \partial hc^2 < 0$, $\partial^2 y_2 / \partial hc^2 < 0$ 。

传统生产方式的特点是基本不存在人力资本门槛，但效率较低，即人力资本投入的边际产出较低。新的生产方式有三个特征。其一，存在一定的人力资本门槛（设为 hc_0 ），即人力资本达到一定水平的劳动者才有可能采用新技术。其二，新的生产方式有着比传统生产方式更高的产出效率，人力资本投入的边际产出较高，即 $\partial y_2 / \partial hc > \partial y_1 / \partial hc > 0$ 。其三，采用新的生产方式时，人力资本投入的边际产出受人力资本与新技术的适配性 θ 的影响，适配性越强，则人力资本投入的边际产出越大，即： $\partial^2 y_2 / \partial hc \partial \theta > 0$ 。传统生产方式和新的生产方式对应的生产函数 f_1 、 f_2 的基本特点如图 1 所示。

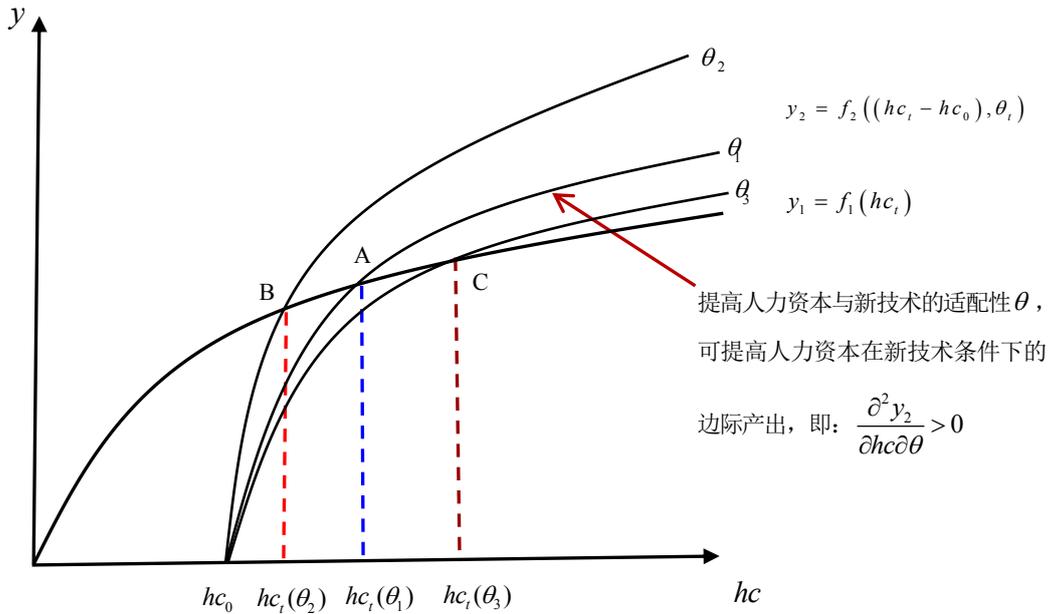


图 1 人力资本与两种农业生产方式的选择

用两种生产函数分别刻画两种生产方式下的产出，表达式如下：

$$y_1 = f_1(hc_t) \quad (1)$$

$$y_2 = f_2((hc_t - hc_0), \theta_t) \quad (2)$$

农户是理性的经济主体，在满足其他生产条件的情况下，根据自身的人力资本水平选择利益最大化的生产方式，表达式如下：

$$y(hc_t, \theta_t) = \max(f_1(hc_t), f_2((hc_t - hc_0), \theta_t)) \quad (3)$$

假设开始时超过新技术所要求的人力资本门槛 hc_0 的人力资本与新技术的适配性为 θ_1 ，此时种植不同农作物的两种生产函数 f_1 和 f_2 相交于 A 点，该点在横轴上所对应的人力资本水平记为 $hc_t(\theta_1)$ 。农户的生产决策表示为：

$$y(hc_t, \theta_t) = \max(f_1(hc_t), f_2((hc_t - hc_0), \theta_t)) \\ = \begin{cases} y_1 = f_1(hc_t) & \text{if } hc < hc_t(\theta_1) \\ y_2 = f_2((hc_t - hc_0), \theta_t) & \text{if } hc \geq hc_t(\theta_1) \end{cases} \quad (4)$$

实际上， $hc_t(\theta_1)$ 就是农户决定采用传统生产方式种植传统作物，还是采用新的生产方式种植新作物的人力资本临界值。当农户的人力资本低于 $hc_t(\theta_1)$ 时，农户会选择产出更高的传统生产方式种植传统作物。值得注意的是，即使人力资本水平超过采用新技术的门槛 hc_0 ，只要仍然小于 $hc_t(\theta_1)$ （即 $hc_t(\theta_1) > hc > hc_0$ ），由于存在劳动者人力资本与新技术的适配性问题，新技术初始时期产出较低，农户仍然会选择传统生产方式种植传统作物。这就是笔者在农村经常看到的一种现象：有一定文化但尚未熟练掌握新技术的农户，仍然会沿用传统生产方式种植传统作物。只有当人力资本水平超过临界值 $hc_t(\theta_1)$ 时，农户才会选择新的生产方式种植新作物。

有意义的是，人力资本临界值的大小是人力资本与新技术的适配性 θ 的函数。如果人力资本与新技术的适配性由 θ_1 提高到 θ_2 ，则人力资本的边际产出增大，即种植新作物的生产函数斜率增大。此时种植不同农作物的两种生产函数 f_1 和 f_2 相交于 B 点，该点在横轴上所对应的人力资本水平记为 $hc_t(\theta_2)$ 。此时，农户生产决策的表达式为：

$$y(hc_t, \theta_t) = \max(f_1(hc_t), f_2((hc_t - hc_0), \theta_t)) \\ = \begin{cases} y_1 = f_1(hc_t) & \text{if } hc < hc_t(\theta_2) \\ y_2 = f_2((hc_t - hc_0), \theta_t) & \text{if } hc \geq hc_t(\theta_2) \end{cases} \quad (5)$$

此时，采用新技术的人力资本临界值为： $hc_t(\theta_2) < hc_t(\theta_1)$ 。

同理, 如果人力资本与新技术的适配性由 θ_1 下降到 θ_3 , 则人力资本的边际产出降低, 即种植新作物的生产函数斜率降低。此时种植不同农作物的两种生产函数 f_1 和 f_2 相交于 C 点, 该点在横轴上所对应的人力资本水平记为 $hc_i(\theta_3)$ 。此时, 农户生产决策的表达式为:

$$y(hc_i, \theta_i) = \max(f_1(hc_i), f_2((hc_i - hc_0), \theta_3))$$

$$= \begin{cases} y_1 = f_1(hc_i) & \text{if } hc < hc_i(\theta_3) \\ y_2 = f_2((hc_i - hc_0), \theta_3) & \text{if } hc \geq hc_i(\theta_3) \end{cases} \quad (6)$$

此时, 采用新技术的人力资本临界值为: $hc_i(\theta_3) > hc_i(\theta_1) > hc_i(\theta_2)$ 。这说明, 采用新技术的人力资本临界值 $hc(\theta)$ 是人力资本与新技术适配性 θ 的减函数: 提高适配性 θ , 会降低采用新技术的人力资本临界值 $hc(\theta)$; 削弱适配性 θ , 就会增大采用新技术的人力资本临界值 $hc(\theta)$ 。因此, 该理论模型可以得出两个基本结论。

结论 1: 在满足其他生产条件的前提下, 农户人力资本越高, 超过新技术人力资本临界值 $hc(\theta)$ 的可能性越高, 越是采用新的生产方式种植新作物。

结论 2: 人力资本与新技术的适配性越弱, 则人力资本临界值 $hc(\theta)$ 越大, 农户人力资本超过新技术人力资本临界值 $hc(\theta)$ 的可能性越低, 越是沿用传统生产方式种植传统作物; 如果人力资本与新技术的适配性越强, 则人力资本临界值 $hc(\theta)$ 越小, 农户人力资本超过新技术人力资本临界值 $hc(\theta)$ 的可能性越大, 越是倾向于采用新的生产方式种植新作物。

四、计量模型、变量说明与数据来源

(一) 计量分析模型

为了便于应用现有的省级面板数据对理论模型结论进行检验, 本文将微观层面上农作物种植选择模型的两点结论做如下推论:

推论 1: 在宏观层面上, 一个地区农户人力资本水平越高, 越会促进该地区农作物种植结构转型 (即新技术下的新作物种植比例上升, 传统粮食作物种植比例下降)。因此, 提高农户人力资本水平, 可以促进该地区农产品供给结构升级。

推论 2: 一个地区人力资本与农业新技术的适配性越强, 越能促进该地区农作物种植结构转型、促进农产品供给结构升级。反之, 如果人力资本与技术进步的适配性较低, 则不利于扩大新作物的种植比例, 阻碍农产品供给结构升级。

根据上述两点推论, 在参考 Kose et al. (2009)、Bustos et al. (2016) 建模思路的基础上, 本文为检验理论模型分析的结论, 构建如下计量分析模型:

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 \ln HC_{it} + \beta_2 \ln HC_{it} \times \ln TP_{it} + \beta_3 \ln TP_{it} + \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

(7) 中, i 表示省份, t 表示年份。在现实中, 传统生产方式多以种植粮食作物为主, 而新技术下能够显著提高农户收益的生产方式多以种植经济作物为主, 因而本文采用经济作物作为新技术下新

作物的代表。被解释变量 Y_{it} 是指种植粮食作物和经济作物的种植比例。 $\ln HC_{it}$ 表示农村人力资本。 $\ln TP$ 表示各省份的农业技术进步。本文以人力资本与技术进步的交互项 $\ln HC \times \ln TP$ 表示人力资本与技术进步的适配性。(7)式中,当包括 $\ln HC$ 在内的其他变量都保持不变时,提高 $\ln TP$ 则意味着新技术与原有人力资本之间的适配性减弱,此时该交互项的系数 β_2 刻画了适配性减弱对被解释变量所产生的影响。

X_{it} 为一组影响种植结构的控制变量,包括农村人口老龄化、农村从业人员女性化、非农就业比例、种植传统(粮食作物上期产量、经济作物上期产量)、经济作物与粮食作物的比较收益、财政支农、人均农业机械总动力、农作物受灾率、有效灌溉比例和农村居民人均纯收入。农业种植结构是要素禀赋、技术进步、经济效益、政策环境等多种因素相互作用的结果(Feng et al., 2005)。劳动力作为农业生产的重要要素,其数量结构和质量结构必然会对农业种植结构产生影响(杨进等, 2016; 钟甫宁等, 2016)。为此,本文采用农村人口老龄化、农村从业人员女性化、非农就业比例以控制劳动力要素可能产生的影响。受路径依赖的影响,农民的种植习惯往往会影响下期的种植决策(宋雨河、武拉平, 2017)。而较低的种粮比较效益会促使种植结构由粮食作物向经济作物转变(钟甫宁等, 2016; 王善高、田旭, 2018)。为此,本文控制了种植经济作物与粮食作物的比较收益两个变量。农业机械化程度的不断加深可以更大程度地节约劳动力,加速农业结构的变动(Bustos et al., 2016)。此外,政府的财政支农补贴(王善高、田旭, 2018)、水利灌溉条件、耕地条件、气候条件等禀赋(陆文聪等, 2008; 郑旭媛、徐志刚, 2016)以及农户的收入水平(刘蔚、孙蓉, 2016)也会诱发农业种植决策的演变。为此,本文在控制变量的设置中还加入了人均农业机械总动力、财政支农、农作物受灾率、有效灌溉比例和农村居民人均纯收入。

μ_i 为不随时间变化的省级固定效应,以控制各省份的自然禀赋和文化传统等因素对估计结果产生的偏误。 λ_t 为不随个体变化的时间固定效应。 ε_{it} 为残差项。 β_1 和 β_2 是本文重点关注的参数。

(二) 变量说明与数据来源

1.被解释变量:粮食作物种植比例和经济作物种植比例。其中,粮食作物种植比例采用稻谷和小麦的种植比例之和表示^①,经济作物种植比例采用蔬菜和水果的种植比例之和表示^②。稻谷、小麦、蔬菜的种植比例采用各自的播种面积占农作物总播种面积的比例表示,水果的种植比例采用水果播种面

^①在国内农业生产中,玉米生产比较特殊。农户关于是否种植玉米、种植多少玉米的决策,除了受人力资本与技术进步等因素的影响之外,更多地是受政策(玉米临时储备政策)的影响。如果把玉米列入其中一起考虑,就会稀释甚至掩盖人力资本与技术进步在种植决策中的影响。为了使研究结论更纯粹,本文只选取稻谷和小麦这两种传统农作物进行研究。

^②本文只选取蔬菜和水果来代表经济作物,是基于如下考虑。首先,在所有经济作物中蔬菜和水果的种植比例较大,而其他经济作物播种比例较小且种植区域分布相对不平衡(比如麻类作物播种比例最小,糖类作物播种比例不仅小且主要在广西种植,棉花作物主要在新疆种植)。其次,蔬菜和水果的经济效益相比其他经济作物较高,为高附加值经济作物,而其他经济作物(比如棉花、油料等)的经济效益不仅较低,且在不断下降。最后,蔬菜和水果的生产受地域性影响较小。

积占水果播种面积和农作物总播种面积之和的比例表示^①。以上数据来源于1997~2017年《中国统计年鉴》^②。

2. 关键解释变量。(1) 人力资本, 用农村劳动力受教育年限的对数^③表示。限于数据的可得性, 本文采用教育法计算农村人力资本, 即通过各类别受教育程度的劳动力比例乘以相应的受教育年限得到农村人力资本, 其中文盲半文盲、小学、初中、高中、中专和大专及以上学历的受教育年限分别为1、6、9、12、12、15.5。1997~2012年的数据来源于《中国农村统计年鉴》^④中的各地区农村居民家庭劳动力文化状况, 2013~2017年的数据源于《中国人口和就业统计年鉴》^⑤中的乡村劳动力受教育程度数据。

(2) 人力资本与技术进步的适配性, 采用人力资本与技术进步的交互项表示。其中, 技术进步采用农业技术进步指数的对数形式表示。考虑到农业技术进步指数是以上年为100的环比指数, 为方便分析与比较, 本文将其转化为以1997年为100的累积技术进步指数。

本文采用DEA-Malmquist指数方法测算各省份农业技术进步指数。该方法无须设定生产函数形式, 能够使用投入产出不同量纲数据对全要素生产率增长进行因素分解, 从而得到技术进步指数。在规模报酬不变的情况下, Malmquist指数测度了在 t 时期的技术条件下, t 到 $t+1$ 的经济效率变化, 公式可以表示为:

$$M_{o,t+1}(x^t, y^t, x^{t+1}, y^{t+1}) = \underbrace{\left(\frac{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^t(x^t, y^t)} \right)}_{TEC_o^{t+1}} \times \underbrace{\left[\left(\frac{D_o^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_o^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right) \left(\frac{D_o^t(x^t, y^t)}{D_o^{t+1}(x^t, y^t)} \right) \right]^{\frac{1}{2}}}_{TP_o^{t+1}} \quad (8)$$

(8) 式中, $M_{o,t+1}(x^t, y^t, x^{t+1}, y^{t+1})$ 表示全要素生产率增长的 Malmquist 指数, 在规模报酬不变情况下, Malmquist 指数可以分解为两部分: 技术效率指数和技术进步指数 (参见 Färe et al., 1997)。技术进步指数测度的是生产前沿面从 t 到 $t+1$ 时期的移动。当技术进步指数值等于 1 时, 表明从 t 到 $t+1$ 时期没有技术进步; 当技术进步指数值大于 1, 表明从 t 到 $t+1$ 时期出现了技术进步; 当技术进步指数值小于 1, 表明从 t 到 $t+1$ 时期出现了技术退步。

^① 《中国统计年鉴》中, 农作物总播种面积主要包括粮食作物、油料作物、棉花、麻类、糖料、烟叶、蔬菜和瓜类、药材及其他农作物共九大类作物的面积, 不包括果园和茶园面积。因此, 本文中的水果种植比例表示为: 水果种植面积/(水果种植面积+农作物总播种面积)。

^② 参见国家统计局(编):《中国统计年鉴》(1997~2017年, 历年), 北京: 中国统计出版社。

^③ 取对数可以降低异方差性, 减弱数据的共线性, 并且不改变数据的性质和相关关系。

^④ 参见国家统计局农村社会经济调查司(编):《中国农村统计年鉴》(1997~2012年, 历年), 北京: 中国统计出版社。

^⑤ 参见国家统计局人口和就业统计司(编):《中国人口和就业统计年鉴》(2013~2017年, 历年), 北京: 中国统计出版社。

依据 DEA-Malmquist 指数方法计算农业技术进步指数需要厘清农业产出—投入指标。本文所用的产出—投入数据包括一种产出（农林牧渔总产值）和三种投入（劳动力、土地、资本）。农业产出变量为农林牧渔业总产值^①（亿元），采用农林牧渔业指数（1997=100）对其进行平减处理，将各省份的农林牧渔业总产值转化为以 1997 年不变价格的数值。

农业投入变量，包括劳动力、土地和资本。本文以第一产业从业人员（万人）来表示劳动力投入，1997~2012 年数据来源于国家统计局^②，2013~2017 年各省份缺失数据采用线性插补法予以补齐。本文以农作物播种面积（千公顷）来表示土地，数据来源于 1997~2017 年《中国统计年鉴》。本文采用戈登史密斯（Gold-smith）于 1951 年开创的永续盘存法（PIM）来衡量资本，该方法是目前运用最为广泛的测算资本存量的方法，计算公式为：

$$K_t = K_{t-1} + I_t - D_t = K_{t-1} + I_t - \delta K_{t-1} = K_{t-1}(1 - \delta) + I_t \quad (9)$$

(9) 式中， K_t 和 K_{t-1} 分别为当期和上期的农业净资本存量。 I_t 为当期投资，根据张军等（2004）的观点，固定资本形成总额是衡量当期投资的合理指标。因此，本文采用农业固定资本形成总额来衡量农业固定资产投资（参见李谷成等，2014），并通过农业固定资产投资占全社会固定资产投资的比重作为权重乘以全社会固定资本形成总额进行测算，同时采用各省份农业生产资料价格指数（1997=100）对农业固定资本形成总额进行平减。上述测算农业固定资产投资所使用的数据主要来源于国家统计局分省年度数据^③和《中国统计年鉴》^④，缺失数据采用线性插补法补齐。 D_t 为当期固定资本折旧，其中 1997~2004 年的固定资本折旧数据源于《中国国内生产总值核算历史资料》^⑤，缺失的 2005~2017 年数据本文采用 5.42% 的折旧率 δ 补齐（参见吴方卫，1999；李谷成等，2014）。初始资本存量 K_0 采用稳态估计法测算（参见 Derbyshire et al., 2013），测算公式为： $K_0 = I_0 / (g + \delta)$ 。其中， I_0 为初始农业固定资本形成总额； g 为投资的长期增长率，本文采用 1997~2017 年农业增加值的几何平均增长率来度量；农业资本折旧率 δ 仍采用 5.42% 来测算（李谷成等，2014）。

本文利用 1997~2017 年 24 个省份^⑥的农业投入—产出数据，基于 DEAP2.1 软件进行 Malmquist

^①由于现有投入中第一产业就业人数和农作物播种面积等属于广义农业口径，考虑到与农业投入统计口径保持一致，因而本文的产出变量采用广义农业总产值。Coelli and Rao（2010）也采用了广义农业总产值，表明这一变量在 DEA 框架中是合适的。

^②资料来源：<http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>。

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

^④参见国家统计局（编）：《中国统计年鉴》（1997~2017 年，历年），北京：中国统计出版社。

^⑤参见国家统计局国民经济核算司（编）：《中国国内生产总值核算历史资料》（1997~2004 年，历年），北京：中国统计出版社。

^⑥为了保证文章结论更具普遍性和一般性，本文剔除了粮食作物或经济作物种植面积较小的 7 个省份，具体包括：北京、天津、上海、海南、青海、宁夏、西藏。最终，本文选取了 24 个省份作为研究样本。

指数测算,通过 Malmquist 指数分解,进而得到中国农业技术进步指数。

3.控制变量集 X_{it} 。控制变量集包含以下变量:(1)农村人口老龄化,采用农村老龄人口负担比衡量,即农村 65 岁及以上人口总数与 15~64 岁人口总数的比例,数据来源于历年《中国人口和就业统计年鉴》。

(2)农村从业人员女性化,由于相关统计数据缺乏农业劳动力中女性劳动力的数量或比重,因此,本文采用国家统计局分省年度数据^①中的乡村女性从业人员与乡村从业人员之比表示。由于部分年份数据缺失,本文采用线性插补法补齐。

(3)非农就业比例,采用国家统计局分省年度数据中乡村从业人员与农林牧渔业从业人员的差值与乡村从业人员之比表示。由于部分年份数据缺失,本文采用线性插补法补齐。

(4)种植传统,采用各省份粮食作物上期产量和经济作物上期产量的对数表示,数据来源于国家统计局^②。

(5)经济作物与粮食作物的比较收益,采用各省份当期经济作物的成本利润率和粮食作物的成本利润率之差表示,数据来源于历年《全国农产品成本收益资料汇编》^③。

(6)财政支农,采用各省份财政支农支出对数表示,数据来源于历年《中国统计年鉴》。

(7)人均农业机械总动力,采用各省份农业机械总动力与第一产业从业人员之比的对数表示,数据来源于国家统计局^④和中国经济社会大数据研究平台^⑤。

(8)农作物受灾率,采用各省份农作物受灾面积与农作物总播种面积之比表示。数据来源于中国经济社会大数据研究平台和历年《中国农村统计年鉴》。

(9)有效灌溉比例,采用国家统计局分省份年度数据中有效灌溉面积与耕地面积之比表示。

(10)农村居民人均纯收入,采用对数形式表示,数据来源于历年《中国农村统计年鉴》。

表 1 各变量的描述性统计结果

变量名称	均值	标准差	最小值	最大值	样本量
粮食作物的种植比例	0.331	0.132	0.067	0.624	504
经济作物的种植比例	0.190	0.109	0.016	0.519	504
人力资本	2.070	0.075	1.801	2.204	504
技术进步	-0.141	0.601	-1.024	1.738	504
人力资本与技术进步的适配性	-0.283	1.243	-2.025	3.577	504
农村人口老龄化	0.136	0.043	0.018	0.326	504

^①资料来源: <http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>。

^②资料来源: <http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>。

^③参见国家发展和改革委员会价格司(编):《全国农产品成本收益资料汇编》(1997~2017年,历年),北京:中国统计出版社。

^④资料来源: <http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=E0103>。

^⑤资料来源: <http://data.cnki.net/>。

人力资本及其与技术进步的适配性何以影响了农业种植结构？

农村从业人员女性化	0.461	0.014	0.416	0.487	504
非农就业比例	0.400	0.150	0.096	0.859	504
粮食作物上期产量	6.836	0.798	4.820	8.302	500
经济作物上期产量	7.725	0.737	6.075	9.517	503
经济作物与粮食作物的比较收益	0.684	0.572	-0.852	5.119	504
财政支农	4.728	1.334	1.975	6.931	504
人均农业机械总动力	0.873	0.798	-1.113	10.821	504
农作物受灾率	0.262	0.154	0.012	0.782	504
有效灌溉比例	0.553	0.325	0.174	5.948	504
农村居民人均纯收入	8.370	0.714	6.780	10.125	503

注：因个别变量存在缺失值，故其样本量不足 504。

五、实证分析

（一）固定效应模型回归结果分析

1.人力资本及其与技术进步的适配性对粮食作物种植比例的影响分析。本文基于（7）式，采用双向固定效应模型估计人力资本及其与技术进步的适配性对粮食作物种植比例的影响，估计结果如表 2 所示。

从表 2 列（1）～（5）的结果来看，不论是否加入控制变量或是加入多少控制变量，人力资本的显著性没有发生变化，只是系数发生了细微变化，可见回归结果比较稳健。具体来说，人力资本对粮食作物种植比例具有显著的负向影响。这表明，人力资本水平越高，粮食作物的种植比例越低，该结论支持了推论 1。从列（3）的结果可知，人力资本水平每增加 1%，粮食作物的种植比例则减少 0.264 个百分点。

列（4）、（5）是加入人力资本与技术进步适配性变量的估计结果，表明人力资本与技术进步的适配性减弱会对粮食作物的种植比例产生正向影响。这一实证结果支持了推论 2。

表 2 人力资本及其与技术进步的适配性对粮食作物种植比例影响的实证结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
人力资本	-0.417*** (0.061)	-0.271*** (0.054)	-0.264*** (0.054)	-0.268*** (0.054)	-0.259*** (0.054)
人力资本与技术进步的适配性	—	—	—	0.154*** (0.044)	0.171*** (0.044)
技术进步	—	—	0.008* (0.004)	—	0.010** (0.004)
农村人口老龄化	—	-0.161*** (0.062)	-0.161*** (0.062)	-0.172*** (0.061)	-0.173*** (0.061)
农村从业人员女性化	—	-0.676** (0.273)	-1.019*** (0.334)	-0.798*** (0.272)	-1.274*** (0.335)

人力资本及其与技术进步的适配性何以影响了农业种植结构？

非农就业比例	—	0.064	0.054	0.067	0.054
	—	(0.041)	(0.041)	(0.041)	(0.041)
粮食作物上期产量	—	0.126***	0.122***	0.127***	0.121***
	—	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.008)
经济作物与粮食作物的比较收益	—	-0.004	-0.003	-0.003	-0.003
	—	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
财政支农	—	0.006	0.005	0.004	0.002
	—	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.008)
人均农业机械总动力	—	0.016***	0.016***	0.016***	0.016***
	—	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)
农作物受灾率	—	-0.005	-0.005	-0.007	-0.007
	—	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.009)
有效灌溉比例	—	0.001	0.001	-0.001	-0.002
	—	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
农村居民人均纯收入	—	-0.100***	-0.095***	-0.087***	-0.079***
	—	(0.021)	(0.021)	(0.021)	(0.021)
常数项	1.224***	1.077***	1.222***	1.038***	1.229***
	(0.123)	(0.222)	(0.236)	(0.219)	(0.232)
样本量	504	500	500	500	500
调整后的 R ²	0.347	0.638	0.640	0.647	0.651

注：①括号内的数值为稳健标准误；②***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；③交互项已去中心化；④省级固定效应和年份固定效应已控制，估计结果略。

2.人力资本及其与技术进步的适配性对经济作物种植比例的影响分析。同样地，本文基于(7)式，采用双向固定效应模型报告了人力资本及其与技术进步的适配性对经济作物种植比例的估计结果（见表3）。表3列(1)~(5)的估计结果显示，人力资本对经济作物种植比例具有显著的正向影响，并且正向影响是稳健的。这表明，人力资本水平越高，经济作物的种植比例也越高。从列(3)的估计结果可知，人力资本水平每增加1%，则经济作物的种植比例会增加0.269个百分点，该实证结果支持了推论1。

列(4)、(5)是加入人力资本与技术进步适配性变量的估计结果，适配性变量的系数和显著性表明，人力资本与技术进步的适配性减弱会对被解释变量产生负向影响，即减少经济作物的种植比例。这一实证结果支持了推论2。

此外，从表3列(1)~(5)的估计结果可知，不论是否加入控制变量还是加入多少控制变量，对于经济作物种植比例而言，人力资本变量均有显著的正向影响，人力资本与技术进步的适配性系数均有显著的负向影响，这说明了回归结果的稳健性。

表3 人力资本及其与技术进步的适配性对经济作物种植比例影响的实证结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
--	-----	-----	-----	-----	-----

人力资本及其与技术进步的适配性何以影响了农业种植结构？

人力资本	0.516*** (0.057)	0.314*** (0.057)	0.269*** (0.056)	0.308*** (0.057)	0.267*** (0.056)
人力资本与技术进步的适配性	—	—	—	-0.117*** (0.045)	-0.082* (0.045)
技术进步	—	—	-0.022*** (0.004)	—	-0.021*** (0.004)
农村人口老龄化	—	0.021 (0.063)	0.003 (0.062)	0.010 (0.063)	-0.003 (0.062)
农村从业人员女性化	—	0.037 (0.284)	1.040*** (0.332)	-0.051 (0.285)	0.925*** (0.338)
非农就业比例	—	0.456*** (0.045)	0.475*** (0.044)	0.460*** (0.045)	0.477*** (0.044)
经济作物上期产量	—	0.085*** (0.008)	0.086*** (0.007)	0.087*** (0.008)	0.087*** (0.007)
经济作物与粮食作物的比较收益	—	-0.001 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.003 (0.002)
财政支农	—	-0.032*** (0.008)	-0.026*** (0.007)	-0.034*** (0.008)	-0.028*** (0.008)
人均农业机械总动力	—	-0.006** (0.003)	-0.007*** (0.002)	-0.006** (0.003)	-0.007*** (0.002)
农作物受灾率	—	0.011 (0.010)	0.009 (0.010)	0.009 (0.010)	0.009 (0.010)
有效灌溉比例	—	0.001 (0.004)	0.002 (0.004)	-0.001 (0.004)	0.001 (0.004)
农村居民人均纯收入	—	-0.057** (0.023)	-0.068*** (0.022)	-0.049** (0.023)	-0.061*** (0.022)
常数项	-0.906*** (0.114)	-0.735*** (0.218)	-1.058*** (0.220)	-0.753*** (0.217)	-1.054*** (0.219)
样本量	504	502	502	502	502
调整后的 R ²	0.549	0.695	0.713	0.699	0.715

注：①括号内数值为稳健标准误；②***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；③交互项已去中心化；④省级固定效应和年份固定效应已控制，估计结果略。

（二）内生性检验

表2、表3的回归结果表明，虽然尽可能地控制了相关变量，并控制了时间固定效应和省级固定效应，但有可能存在反向因果关系或遗漏变量所产生的内生性问题，导致估计系数有偏。例如解释变量人力资本与被解释变量农作物种植比例之间可能存在反向因果关系。人力资本水平越高，农户可选择的生产方式越多样，行为选择的范围越大，越有可能性调整农作物种植比例。同时，农户越是调整种植比例，生产过程中越会不断提高自身人力资本水平以满足不断提高的生产要求。为此，本文尝试运用工具变量进一步减弱可能存在的内生性问题。一个有效的工具变量必须满足外生性和相关性两个条

件，外生性是指工具变量与随机扰动项不相关，相关性是指工具变量与内生变量相关。也就是说，寻找工具变量就是寻找一个外生的、通过且仅通过内生变量（人力资本）而影响被解释变量（农作物种植比例）的变量。

本文采用传统方法，以内生变量的滞后项和中国各省份国家财政性教育经费作为各省份人力资本的工具变量。选择国家财政性教育经费作为工具变量的原因是，国家财政性教育经费会在一定程度上影响各省份农民的受教育水平，从而间接影响农作物种植比例。另外，国家财政性教育经费是指中央、地方各级财政或上级主管部门在本年度内安排并划拨到各级各类的学校、教育行政单位、教育事业单位并列入国家预算支出科目的教育经费，不受一个地区种植某种农作物的比例及其相关因素的影响，具备外生性的特点。

为检验解释变量人力资本是否存在内生性，本文进行Hausman检验，检验结果显著拒绝了原假设。为进一步验证工具变量的合理性和有效性，本文进行过度识别检验，检验结果接受“所有工具变量均为外生”的原假设，验证了工具变量的外生性；采用第一阶段F统计值进行弱工具变量检验，检验结果均表明拒绝弱工具变量的假设；此外，不可识别检验结果拒绝了不可识别的原假设。检验结果和基于工具变量的回归结果如表4所示。

表4 人力资本及其与技术进步的适配性对农作物种植结构影响的实证结果（IV，FE）

	粮食作物				经济作物			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(1)	(2)	(3)	(4)
人力资本	-0.328*** (0.080)	-0.314*** (0.080)	-0.327*** (0.078)	-0.309*** (0.077)	0.399*** (0.100)	0.325*** (0.099)	0.394*** (0.102)	0.325*** (0.100)
人力资本与技术进步的适配性	—	—	0.146*** (0.038)	0.168*** (0.037)	—	—	-0.082** (0.038)	-0.050 (0.037)
技术进步	—	0.012** (0.005)	—	0.014*** (0.005)	—	-0.023*** (0.005)	—	-0.022*** (0.005)
农村人口老龄化	-0.206*** (0.074)	-0.203*** (0.073)	-0.215*** (0.073)	-0.213*** (0.071)	0.028 (0.086)	-0.002 (0.085)	0.021 (0.086)	-0.006 (0.085)
农村从业人员女性化	-0.635** (0.288)	-1.188*** (0.347)	-0.767*** (0.287)	-1.460*** (0.359)	0.200 (0.501)	1.271** (0.543)	0.123 (0.508)	1.191** (0.559)
非农就业比例	0.094* (0.053)	0.077 (0.053)	0.093* (0.052)	0.072 (0.052)	0.438*** (0.074)	0.461*** (0.073)	0.438*** (0.074)	0.460*** (0.073)
粮食作物上期产量	0.127*** (0.011)	0.120*** (0.011)	0.127*** (0.010)	0.119*** (0.011)	—	—	—	—
经济作物上期产量	—	—	—	—	0.081*** (0.008)	0.082*** (0.008)	0.081*** (0.008)	0.082*** (0.008)
经济作物与粮食作物的比较收益	-0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.002 (0.002)
财政支农	0.011	0.009	0.009	0.006	-0.031***	-0.024***	-0.033***	-0.025***

人力资本及其与技术进步的适配性何以影响了农业种植结构？

	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)
人均农业机械总动力	0.015***	0.016***	0.015***	0.016***	-0.004***	-0.005***	-0.004***	-0.005***
	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
农作物受灾率	-0.004	-0.005	-0.005	-0.006	0.001	0.001	0.001	0.001
	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.010)	(0.009)	(0.009)	(0.009)	(0.009)
有效灌溉比例	0.006	0.000	0.007	-0.000	-0.050***	-0.037***	-0.050***	-0.037***
	(0.016)	(0.016)	(0.015)	(0.015)	(0.015)	(0.014)	(0.015)	(0.014)
农村居民人均纯收入	-0.111***	-0.102***	-0.095***	-0.083***	-0.066***	-0.074***	-0.057**	-0.068***
	(0.023)	(0.022)	(0.023)	(0.022)	(0.025)	(0.024)	(0.025)	(0.025)
样本量	477	477	477	477	479	479	479	479
调整后的 R ²	0.606	0.612	0.614	0.623	0.687	0.711	0.689	0.711
Hausman 检验	25.26***	31.02***	24.47**	30.26***	55.09***	58.44***	53.75***	57.59***
不可识别检验	98.536***	96.465***	99.280***	97.093***	84.271***	85.420***	83.923***	85.839***
第一阶段 F 值	126.492	125.562	84.547	85.201	114.639	110.805	72.564	72.710
过度识别检验	0.206	1.465	0.131	1.606	3.822*	0.000	3.499*	0.001

注：①括号内的数值为稳健标准误；②***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③交互项已去中心化；④省级固定效应和年份固定效应已控制，估计结果略。

表4表明，所有关键变量的系数符号和统计显著性都与固定效应模型的回归结果相一致，从而进一步支持了理论模型的两个基本结论及其推论。此外，从工具变量回归结果可看出，各回归方程的关键解释变量的系数绝对值比固定效应模型（见表2、表3）的要大，这符合工具变量法回归结果的惯例。

（三）约束机制分析

中国地形复杂多样，北方地区以平原为主，而南方地区以丘陵山区为主。最直观的是，平原地区适宜机械作业，农业机械对劳动的替代性较强，而丘陵山区农业机械对劳动的替代性较弱。由于粮食作物和经济作物生产的机械化水平不同，对人力资本的要求也有所不同。因而，不同地形约束也会造成农作物种植结构上的差异，进而会影响人力资本及其与技术进步的适配性对农作物种植产生的结构效应。为了考察地形（ DX ）是否会约束农作物种植结构的调整，本文根据地理空间数据云提供的 DEM 高程数据^①，结合 ArcGIS 软件测算出样本省份的耕地平均坡度，将坡度小于或等于 2° 的省份设为平原地区（ $DX=1$ ），将坡度大于 2° 的省份设为丘陵山区（ $DX=0$ ），实证结果如表 5 所示。表 5 列（1）～（3）报告了地形约束对粮食作物种植比例的影响，列（4）～（6）报告了地形约束对经济作物种植比例的影响。

首先，列（1）显示，在丘陵山区，人力资本对粮食作物种植比例有显著的负向影响（-0.328）。人力资本与地形的交互项的系数为正（0.105），并且在 5%的水平上显著，这表明，相对于丘陵山区，平原地区的人力资本水平每增加 1%，对粮食作物种植比例的负向影响减少 0.105 个百分点。而丘陵山区的人力资本水平每增加 1%，粮食作物种植比例减少 0.328 个百分点，可见平原地区人力资本对粮食

^①资料来源：<http://www.gscloud.cn/sources/?cdataid=302&pdataid=10>。

作物种植比例的影响为负 ($-0.328+0.105\times 1=-0.223$)。表 5 列 (4) 显示了人力资本对经济作物种植比例的影响, 在丘陵山区, 人力资本对经济作物种植比例有显著的正向影响 (0.340)。人力资本与地形的交互项的系数显著为负 (-0.160), 这表明, 相对于丘陵山区, 平原地区的人力资本水平每增加 1%, 对经济作物种植比例的正向影响减少 0.160 个百分点。而丘陵山区的人力资本水平每增加 1%, 经济作物种植比例增加 0.340 个百分点, 可见平原地区人力资本对经济作物种植比例的影响为正 ($0.340-0.160\times 1=0.180$)。上述结果表明, 人力资本对农作物种植比例影响的大小与地形密切相关, 在平原地区, 人力资本对粮食种植的负向作用会被削弱, 对经济作物种植比例的正向作用会被削弱。

其次, 列 (2) 显示, 人力资本、技术进步与地形三者的交互项显著且系数为正 (0.475)。这表明, 相对于丘陵山区, 平原地区人力资本与技术进步的适配性越弱, 该地区的农户越倾向于提高粮食作物种植比例。表 5 列 (5) 中, 人力资本、技术进步与地形三者的交互项显著且系数为负 (-0.218)。这表明, 相对于丘陵山区, 在平原地区, 人力资本与技术进步的适配性越弱, 对经济作物种植比例的正向作用越会被削弱。

地形约束机制分析的结果与前文的基准回归结果和工具变量回归结果基本一致, 进一步支持了前文分析的基本结论及其推论。

表 5 地形约束对农作物种植结构的影响

	粮食作物			经济作物		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
人力资本	-0.328*** (0.080)	-0.279*** (0.074)	-0.305*** (0.076)	0.340*** (0.102)	0.315*** (0.098)	0.331*** (0.102)
人力资本与技术进步的适配性	—	0.371*** (0.052)	0.379*** (0.052)	—	0.043 (0.053)	0.049 (0.056)
人力资本与地形的交互项	0.105** (0.053)	—	0.154** (0.068)	-0.160*** (0.060)	—	-0.122 (0.081)
人力资本、技术进步与地形的交互项	—	0.475*** (0.075)	0.362*** (0.087)	—	-0.218** (0.086)	-0.128 (0.095)
技术进步	0.012** (0.005)	0.012** (0.005)	0.014*** (0.005)	-0.024*** (0.004)	-0.021*** (0.005)	-0.023*** (0.005)
农村人口老龄化	-0.196*** (0.073)	-0.198*** (0.070)	-0.194*** (0.070)	-0.014 (0.084)	-0.010 (0.085)	-0.014 (0.084)
农村从业人员女性化	-1.179*** (0.344)	-1.374*** (0.350)	-1.473*** (0.351)	1.275** (0.532)	1.156** (0.560)	1.245** (0.553)
非农就业比例	0.071 (0.053)	0.077 (0.050)	0.066 (0.050)	0.473*** (0.073)	0.457*** (0.073)	0.469*** (0.075)
粮食作物上期产量	0.121*** (0.011)	0.121*** (0.011)	0.122*** (0.011)	—	—	—
经济作物上期产量	—	—	—	0.084***	0.082***	0.083***

人力资本及其与技术进步的适配性何以影响了农业种植结构？

	—	—	—	(0.007)	(0.007)	(0.007)
经济作物与粮食作物的比较收益	-0.003 (0.002)	-0.004* (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.002)
财政支农	0.009 (0.008)	0.006 (0.008)	0.004 (0.008)	-0.024*** (0.007)	-0.025*** (0.007)	-0.024*** (0.007)
人均农业机械总动力	0.016*** (0.002)	0.015*** (0.002)	0.016*** (0.002)	-0.006*** (0.001)	-0.005*** (0.002)	-0.005*** (0.002)
农作物受灾率	-0.003 (0.010)	-0.002 (0.010)	-0.002 (0.010)	-0.000 (0.009)	-0.000 (0.009)	-0.001 (0.009)
有效灌溉比例	-0.003 (0.016)	-0.010 (0.015)	-0.013 (0.015)	-0.032** (0.014)	-0.032** (0.014)	-0.030** (0.014)
农村居民人均纯收入	-0.110*** (0.023)	-0.084*** (0.021)	-0.088*** (0.021)	-0.064** (0.025)	-0.068** (0.025)	-0.066*** (0.025)
样本量	477	477	477	479	479	479
调整后的 R ²	0.613	0.642	0.644	0.715	0.714	0.715
Hausman检验	38.16***	96.08***	49.37***	68.40***	86.69***	68.16***
不可识别检验	91.202***	97.685***	89.960***	83.261***	88.070***	83.385***
第一阶段F值	123.607	87.703	81.746	109.312	72.758	68.218
过度识别检验	1.293	1.674	1.429	0.028	0.002	0.021

注：①括号内的数值为稳健标准误；②***、**、*分别表示1%、5%和10%的显著性水平；③交互项已去中心化；④省级固定效应和年份固定效应已控制，估计结果略。

（四）稳健性检验

在上文分析中，本文用面板固定效应模型、面板工具变量回归模型检验了人力资本及其与技术进步的适配性对农作物种植结构的影响。结果显示，关键解释变量的显著性和估计系数的符号是稳健的。为了进一步检验实证结果的稳健性，本文改变人力资本的衡量标准，以初中及以上受教育程度的农村劳动力占农村劳动力总数的比例作为人力资本的替代变量，进一步进行回归分析。表6的回归结果与上文基本一致。一方面，人力资本水平越高，粮食作物种植比例越低，经济作物种植比例越高。另一方面，人力资本与技术进步适配性越强，越会促进该农作物种植结构转型（即粮食作物比例下降、经济作物比例上升）；反之，则越会阻碍该农作物种植结构转型。

表6 人力资本与技术进步对农作物种植结构影响的稳健性分析

	粮食作物				经济作物			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
人力资本	-0.110* (0.064)	-0.116* (0.066)	-0.106* (0.065)	-0.168** (0.073)	0.331*** (0.079)	0.329*** (0.073)	0.304*** (0.074)	0.322*** (0.081)
技术进步	—	0.014*** (0.005)	—	0.074*** (0.019)	—	—	-0.043*** (0.006)	-0.012 (0.030)
人力资本与技术	—	—	0.017**	-0.099***	—	-0.027***	—	-0.020

人力资本及其与技术进步的适配性何以影响了农业种植结构？

进步的适配性	—	—	(0.008)	(0.029)	—	(0.004)	—	(0.019)
样本量	477	477	477	477	479	479	479	479
调整后的 R ²	0.594	0.602	0.598	0.613	0.682	0.711	0.712	0.711
Hausman 检验	26.26***	32.07***	33.62***	30.04***	55.68***	61.11***	60.55***	60.64***
不可识别检验	65.698***	65.715***	64.038***	59.748***	66.049***	66.096***	64.747***	57.715***
第一阶段F值	52.521	55.443	34.170	23.118	49.717	52.689	31.787	20.959
过度识别检验	0.140	0.228	0.052	0.275	6.602**	0.012	0.040	0.013

注：①人力资本为替代变量，采用初中及以上受教育程度的农村劳动力占农村劳动力总数的比例表示；②括号内的数值为稳健标准误；③***、**、*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；④交互项已去中心化；⑤控制变量、省级固定效应和年份固定效应的估计结果略。

六、结论

本文首先构建一个农作物种植选择模型，以分析农村人力资本及其与技术进步的适配性影响农作物种植的微观机制；然后，使用现有的省级宏观面板数据，采用面板固定效应模型、面板工具变量法等多种计量方法，对理论模型结论及其推论进行实证检验，并对实证分析结果进行了较为详尽的内生性检验和稳健性检验。同时，考虑到中国幅员辽阔地形复杂可能会影响农业种植结构，本文还将样本地区分为平原地区和丘陵山区，检验了地形这一约束条件对农业种植结构的影响。

本文研究发现，农户的人力资本水平越高以及人力资本与技术进步的适配性越强，农户越有可能种植经济作物，越是有助于该地区农作物种植结构转型。其次，人力资本对农作物种植比例的影响程度受地形的制约。相对于丘陵山区而言，平原地区的人力资本对粮食作物种植比例的负向作用、对经济作物种植比例的正向作用会减弱。同时，人力资本与技术进步的适配性越强，对经济作物种植比例的正向作用越强，对粮食作物种植比例的正向作用越弱。

本文的结论强调农村人力资本及其与技术进步的适配性对农作物种植结构的影响，在农业劳动力年龄结构日趋老龄化、人力资本水平偏低的现实背景下，其政策涵义十分明确：为推进农业供给侧结构性改革，促进农业高质量发展，首先要增加农村人力资本投资，加快培育新型职业农民，提高农村人力资本水平；其次，在加快农业技术进步的同时，应特别重视对农民的新技术培训，切实加强农业技术服务，以增强人力资本与农业新技术的适配性，促进农作物种植结构转型和农产品供给结构升级。

参考文献

- 1.仇童伟、罗必良，2018：《种植结构“趋粮化”的动因何在？——基于农地产权与要素配置的作用机理及实证研究》，《中国农村经济》第2期。
- 2.李飞跃、葛玉好、黄玖立，2012：《技术技能结构、人力资本构成与中国地区经济差距》，《中国人口科学》第4期。
- 3.李谷成、范丽霞、冯中朝，2014：《资本积累、制度变迁与农业增长——对1978~2011年中国农业增长与资本存量的实证估计》，《管理世界》第5期。

- 4.林毅夫, 2017:《新结构经济学的理论基础和发展方向》,《经济评论》第3期。
- 5.林毅夫、张鹏飞, 2006:《适宜技术、技术选择和发展中国的经济增长》,《经济学(季刊)》第3期。
- 6.刘蔚、孙蓉, 2016:《农险财政补贴影响农户行为及种植结构的传导机制——基于保费补贴前后全国面板数据比较分析》,《保险研究》第7期。
- 7.陆文聪、梅燕、李元龙, 2008:《中国粮食生产的区域变化:人地关系、非农就业与劳动报酬的影响效应》,《中国人口科学》第3期。
- 8.罗必良、江雪萍、李尚蒲、仇童伟, 2018:《农地流转会导致种植结构“非粮化”吗》,《江海学刊》第2期。
- 9.钱龙、袁航、刘景景、洪名勇, 2018:《农地流转影响粮食种植结构分析》,《农业技术经济》第8期。
- 10.宋雨河、武拉平, 2017:《农户粮食种植决策影响因素研究——基于河北省农村固定观察点数据》,《中国农业资源与区划》第1期。
- 11.王善高、田旭, 2018:《农村劳动力老龄化对农业生产的影响研究——基于耕地地形的实证分析》,《农业技术经济》第4期。
- 12.王翌秋、陈玉珠, 2016:《劳动力外出务工对农户种植结构的影响研究——基于江苏和河南的调查数据》,《农业经济问题》第2期。
- 13.吴方卫, 1999:《我国农业资本存量的估计》,《农业技术经济》第6期。
- 14.杨进、钟甫宁、陈志钢、彭超, 2016:《农村劳动力价格、人口结构变化对粮食种植结构的影响》,《管理世界》第1期。
- 15.杨志海, 2018:《老龄化、社会网络与农户绿色生产技术采纳行为——来自长江流域六省农户数据的验证》,《中国农村观察》第4期。
- 16.张军、吴桂英、张吉鹏, 2004:《中国省际物质资本存量估算:1952-2000》,《经济研究》第10期。
- 17.赵丹丹、周宏, 2018:《农户分化背景下种植结构变动研究——来自全国31省农村固定观察点的证据》,《资源科学》第1期。
- 18.郑旭媛、徐志刚, 2016:《资源禀赋约束、要素替代与诱致性技术变迁——以中国粮食生产的机械化为例》,《经济学(季刊)》第1期。
- 19.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?——对农户要素替代与种植结构调整行为及约束条件的解析》,《中国农村经济》第7期。
- 20.祝华军、楼江、田志宏, 2018:《农业种植结构调整:政策响应、相对收益与农机服务——来自湖北省541户农民玉米种植面积调整的实证》,《农业技术经济》第1期。
- 21.Acemoglu, D., and F. Zilibotti, 2001, “Productivity Differences”, *The Quarterly Journal of Economics*, 116 (2):563-606.
- 22.Acemoglu, D., and V. Guerrieri, 2008, “Capital Deepening and Non-balanced Economic Growth”, *Journal of Political Economy*, 116(3):467-498.
- 23.Alvarez-Cuadrado, F., N. V. Long, and M. Poschke, 2017, “Capital-labor Substitution, Structural Change, and Growth”, *Theoretical Economics*, 12(3):8-9.

24. Brauw, A. D., 2010, "Seasonal Migration and Agricultural Production in Vietnam", *Journal of Development Studies*, 46(1):114-139.
25. Bustos, B. P., B. Caprettini, and J. Ponticelli, 2016, "Agricultural Productivity and Structural Transformation: Evidence from Brazil", *American Economic Review*, 106(6):1320-1365.
26. Cavatassi, R., L. Lipper, and P. Winters, 2012, "Sowing the Seeds of Social Relations: Social Capital and Agricultural Diversity in Hararge Ethiopia", *Environment and Development Economics*, 17(5):547-578.
27. Coelli, T. J., and D. S. P. Rao, 2005, "Total Factor Productivity Growth in Agriculture: A Malmquist Index Analysis of 93 Countries, 1980-2000", *Agricultural Economics*, 32(s1): 115-134.
28. Damon, A. L., 2010, "Agricultural Land Use and Asset Accumulation in Migrant Households: The Case of El Salvador", *Journal of Development Studies*, 46(1):162-189.
29. Derbyshire, J., B. Gardiner, and S. Waights, 2013, "Estimating the Capital Stock for the NUTS2 Regions of the EU27", *Applied Economics*, 45(9): 1133-1149.
30. Färe, R., S. Grosskopf, and M. Norris, 1997, "Productivity Growth, Technical Progress, and Efficiency Change in Industrialized Countries: Reply", *The American Economic Review*, 87(5): 1040-1044.
31. Feng, Z., Y. Yang, Y. Zhang, P. Zhang, and Y. Li, 2005, "Grain-for-green Policy and its Impacts on Grain Supply in West China", *Land Use Policy*, 22: 301-312.
32. Gonzalez-Velosa, C., 2011, *Essays on Migration and Agricultural Development*, Ph.D. dissertation, University of Maryland.
33. Herrendorf, B., R. Rogerson, and Á. Valentinyi, 2014, "Growth and Structural Transformation", *Handbook of Economic Growth*.
34. 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.
35. Kongsamut, P., S. Rebelo, and D. Xie, 2001, "Beyond Balanced Growth", *Review of Economic Studies*, 68(4):869-882.
36. Kose, M. A., E. S. Prasad, and M. E. Terrones, 2009, "Does Financial Globalization Promote Risk Sharing?", *Journal of Development Economics*, 89(2):258-270.
37. Leukhina, O. M., and S. J. Tumovsky, 2016, "Population Size Effects in the Structural Development of England", *American Economic Journal Macroeconomics*, 8(3):195-229.
38. Li, L., C. Wang, E. Segarra, and Z. Nan, 2013, "Migration, Remittances, and Agricultural Productivity in Small Farming Systems in Northwest China", *China Agricultural Economic Review*, 5(1):5-23.
39. Miao, R., H. Feng, and D. A. Hennessy, 2011, "Land Use Consequences of Crop Insurance Subsidies", Selected Paper prepared for presentation at the Agricultural & Applied Economics Association's 2011 AAEA & NAREA Joint Annual Meeting, Pittsburgh, Pennsylvania, July 24~26.
40. Ngai, L. R., and C. A. Pissarides, 2007, "Structural Change in a Multisector Model of Growth", *American Economic Review*, 97(1):429-443.

41.Reyes-García, V., V. Vadez, N. Martí, T. Huanca, W. R. Leonard, and S. Tanner, 2008, “Ethnobotanical Knowledge and Crop Diversity in Swidden Fields: A Study in a Native Amazonian Society”, *Human Ecology*, 36(4):569-580.

42.Zhang, L., S. Tan, C. Liu, and S. Wang, 2018, “Influence of Labor Transfer on Farmland Sustainable Development: A Regional Comparison of Plain and Hilly Areas”, *Quality & Quantity*, 52(1):431-443.

(作者单位: ¹武汉大学经济发展研究中心;

²武汉大学经济与管理学院)

(责任编辑: 何 欢)

How Do Human Capital and its Adaptability to Technological Progress Affect Agricultural Planting Structure?

Ye Chusheng Ma Yuting

Abstract: Based on the field investigation of farmers' crop planting decision-making in Guizhou and other regions, this article constructs a crop planting selection model to analyze the micro-mechanism of human capital and its adaptability to technological progress affecting crop planting structure, which provides a micro-foundation for the macro-level research on the change of agricultural planting structure. The study further uses various econometric models and analytical methods to test the inference of theoretical models based on Chinese provincial macro-panel data. It finds that the higher the level of farmers' human capital, the stronger the adaptability of human capital and technological progress, the more likely farmers are to grow cash crops, the more it is conducive to change crop planting structure in the region. Further analysis of terrain constraint mechanism shows that the influence of human capital and its adaptability to technological progress on crop planting structure is restricted by terrain. Compared with hilly and mountainous areas, in plain areas, the negative effect of human capital on the planting proportion of food crops and the positive effect on the proportion of cash crops are weakened. At the same time, the stronger the adaptability of human capital and technological progress, the stronger the positive effect on the proportion of cash crops, and the weaker the positive effect on the proportion of grain crops.

Key Words: Human Capital; Technological Progress; Planting Structure; Supply-side Structural Reform