

既定土地经营规模约束下劳动努力的 农业高质量增长效应

王 景, 庄丽娟*, 李胜文

(华南农业大学 经济管理学院, 广东 广州 510642)



摘 要 既定土地经营规模约束下, 非农收入逐渐成为农户的主要收入来源, 改变了农业劳动力的劳动努力及其对农业增长质量的贡献。通过构建包含劳动努力的农业生产函数, 将劳动努力对农业增长质量的贡献分离出来并加以估算。结果显示, 1985—2016 年农业劳动力的劳动努力推动农业增长质量提高了 72.5%, 解释了同期农业增长质量增长的 41.8%; 期间劳动努力对农业增长质量增长的贡献份额呈逐渐下降趋势, 但下降趋势趋向减缓。总体上体现出经济发达地区劳动努力对农业增长质量增长的贡献份额下降幅度较大, 而经济落后地区或农业大省劳动努力对农业增长质量增长的贡献份额下降幅度较小。据此建议促进土地经营权转让或交换, 扩大农户土地经营规模, 以提高其劳动努力和农业高质量增长的经济激励。

关键词 农业高质量增长; 劳动努力; 纯收入效应; 土地经营规模

中图分类号: F 307.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-3456(2021)04-0089-10

DOI 编码: 10.13300/j.cnki.hnwkxb.2021.04.011

中国农业增长长期依赖化肥农药等投入的增加, 2019 年化肥和农药的施用量分别是 1991 年的 192.6%、190.2%, 达到 5403.6 万吨、145.6 万吨, 单位面积耕地化肥施用量分别是美国和加拿大的 2.3、3.5 倍^①, 单位面积耕地农药施用量分别是美国和法国的 4.6、3.3 倍^{[1]②}, 也超出了国际公认的“适量”范围^[2], 过量的化学品投入不但造成较严重的环境污染, 破坏了耕地结构、降低农产品质量^[3-4], 也使化学品投入的边际产出减少, 农业生产效率下降, 难以维持农业持续增长。习近平总书记在十九大报告中指出中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段, 必须坚持质量第一、效率优先, 推动经济发展质量变革和效率变革, 提高全要素生产率^[5]。2017 年中央一号文件强调利用科技创新驱动农业发展和资源环境承载力有效提升, 改善农业经济效率, 最终达到农业经济增长的提质增效, 实现农业从数量型增长向质量型增长的转变^[6-7]。其后连续三年中央一号文件均指明乡村振兴必须坚持质量兴农, 提高农业全要素生产率, 推进农业由增产导向转向提质导向, 以克服资源与环境的双重约束, 实现农业高质量增长。

一方面高质量的经济增长来源于人力资本的积累^[8-9], 人身上的知识、技能、经验等人力资本的积累方式为智力投资和普及教育^[10]; 杜江等结合中国情境, 发现中国农户倾向于采用非正规教育投资来增加人力资本和学习实用技术^[11], 孙敬水等也证明人力资本对农业增长具有显著正效应, 不同的是其发现人力资本积累主要来源于正规的初中教育^[12]。另一方面技术进步也是经济增长质量的决定性因素, 通过技术投资和 R&D 规模扩大可以有效地促进知识生产和技术创新^[13-14], 姜涛^[15]、张日

收稿日期: 2020-02-20

基金项目: 现代农业产业技术体系建设专项资金“国家荔枝龙眼产业技术体系产业经济岗位科学家项目”(CARS-32-18); 国家自然科学基金项目“农村社区参与、企业合法性与农业创业企业成长研究”(71673090)。

* 为通讯作者。

① 数据来源于 FAO 数据库, 化肥包含氮肥、钾肥和磷肥。

② 农药单位面积耕地施用量国际比较的数据为 2015 年数据。

新等^[16]、赵丽娟等^[17]证明了 R&D 投资对农业技术创新具有显著的贡献。利用农业技术创新改造传统农业,可以优化资源配置,提高生产效率,促进农业增长质量提高^[18-19],郝一帆等认为还可以通过发展生产性服务业,加速农业技术创新在农业生产中的广泛应用,进一步改善农业增长质量^[20]。

这些学者研究了技术创新和人力资本对农业增长及其增长质量的正效应,其前提假设是农业生产者具有追求收入最大化的动机,也隐含假设了只要存在收入激励,农业生产者均会努力去增加人力资本投资和寻求新技术,这一点并不完全符合现实。虽然新技术可以带来更高的农业收入,但不一定能激励农户努力去获取新技术。

在工业部门迅速发展和农户土地经营规模小的背景下,农户收入不能完全通过农业生产而获得继续提高,其收入的增加更依赖非农产业活动^[21],促使农户家庭劳动力按相对比较优势进行分工,青壮年家庭成员进入非农部门以获取更高收入,非农收入逐渐成为家庭收入的主要来源^①。随着非农部门家庭成员分享的非农收入较快地增加,这部分收入与农业生产者的劳动无关,具有纯收入效应,使农业劳动力的劳动努力和技术投资努力随之变化,并进一步影响农业增长质量。然而传统文献认为农业收入与人力资本或技术投资正相关,忽略了家庭成员分享的非农收入对农业生产者劳动努力的影响,实际上农户人力资本或技术投资的努力不是仅仅由农业收入决定,而是由农业收入和非农收入共同决定。因此本文基于既定土地经营规模约束下,从理论上分析农业收入与非农业收入共同引起的劳动努力效应及这种效应对农业增长质量的影响,构建包含劳动努力的农业生产函数,将劳动努力对农业增长质量的贡献分离出来,并加以估算。

一、劳动努力变化机制及其农业增长质量效应

由于土地经营规模小,农户不能仅凭土地或农业生产继续提高收入,其收入的增加更依赖非农产业活动^[21]。2016 年农业收入占农村家庭纯收入的比例由 1985 年的 48.1% 下降为 19.7%,此时农业作为农户维持生计和增加收入的职能已被严重弱化。虽然农户家庭劳动力分工的目标是实现收入最大化,但农业劳动力作为劳动要素所有者,其时间分配于劳动和闲暇之间并追求效用最大化。假定劳动力的效用函数为 $U(L, l)$, 劳动通过劳动收入而产生间接效用, L 、 l 分别表示劳动、闲暇,则劳动的边际效用可表示为 $dU/dL = (dU/dW)(dW/dL)$, 其中 W 是劳动报酬; 闲暇的边际效用可表示为 dU/dl 。只有在劳动的边际效用等于闲暇的边际效用时,农业劳动力获得的效用最大,也即 $dU/dL = (dU/dW)(dW/dL) = dU/dl$ 。在其他条件不变时,如果单位时间劳动报酬 dW/dL 上升,那么 $dU/dL > dU/dl$, 农业劳动力将通过增加 L 减少 l ^②, 重新使 $dU/dL = dU/dl$ 而获得效用最大化,所以农业劳动报酬增加,会导致农业劳动力努力程度上升,劳动投入增加,也即农业收入与劳动投入正相关,其主要原因在于目前农业劳动力的收入相对较低,农业收入的增长还不足以使其替代效应小于收入效应。

农业劳动力作为家庭成员有权分享其他家庭成员的非农收入,其无偿分享的非农收入与其提供的劳动无关,非农收入对农业劳动力仅具有收入效应没有替代效应,因此随着非农收入增长,农业劳动力努力程度下降,从而减少了农业劳动投入,这表明非农收入与劳动投入之间存在一个反向关系。老龄化的农业劳动力参与农业生产的主要目的是为了获取食物或减轻子女负担^[22],致富欲望明显低于青壮年,农业收入对老年人的激励作用较弱。参与农业生产的老年人在农业生产中减少劳动投入而出现“偷懒”^③行为时,其分享的家庭收入份额也不会因此而减少,因为“赡养老人”的传统儒家文化

① 1985 年农业收入和工资性收入分别占农户家庭纯收入的 48.15%、13.18%,2016 年这二者的比例分别为 19.74%、40.62%,也表明非农收入增长快于农业收入增长。

② 虽然劳动报酬增加具有替代效应和收入效应,但就目前农业劳动力收入水平相对低的现状来看,应该是替代效应大于收入效应,从而导致农业劳动投入增加。

③ 这里“偷懒”的意思是减少劳动投入。

观念占有支配地位,法律也规定了子女赡养老人的义务^[23],因此老龄化的农业劳动力既有“偷懒”的动力,又不被惩罚,甚至“偷懒”行为还得到家庭成员的鼓励,相对于青壮年农业劳动力来说^①,其非农收入增长所带来的劳动投入减少效应更为显著。

总之,农业劳动力劳动投入取决于非农收入的纯收入效应、农业收入的替代效应和收入效应,农业收入提高可以激励农业劳动力提高劳动努力和劳动投入,而非农收入增加则具有相反效应。庞丽华等^[22],白南生等^[24],李琴等^[25]发现家庭成员外出务工导致老年人劳动投入的增加,其主要比较的是外出务工家庭与非外出务工家庭之间老年人劳动投入的横向比较,或者家庭成员外出务工前后的老年人劳动投入比较,故而得出前述结论,但这些文献忽略了比较家庭成员外出务工后,纵向比较老年人劳动投入的持续变化趋势。如果其他条件不变,随着非农收入增长,纯收入效应逐步增大,此时农业收入所带来的替代效应和收入效应的变化之和小于纯收入效应变化,老年人劳动投入因此减少。现有文献也发现退休金或转移收入等非农收入降低了老年人劳动投入^[26-27],这也表明退休金和城乡养老保险的纯收入效应大于农业收入的替代效应与收入效应之和,使老年人劳动投入减少,在其他条件不变时,如果非农收入进一步提高,老年人的劳动投入减少效应更为明显^②。当然如果非农收入增长并不多,其带来的纯收入效应也不足超过劳动收入增长的替代效应和收入效应,此时老年人就会增加劳动努力和劳动投入。

高质量增长依赖技术进步,而劳动力分配至农业生产管理的时间变化,将对农业技术进步和资本效能产生明显的影响,具体体现为:(1)新技术获取。由于农户均属于小规模经营方式,无力研发发现代新型农业技术,农业技术的更新需要其他相关科研部门来完成,与工业部门中技术供给方和需求方大多为同一主体的特点不同,农业技术的供给和需求双方是不同的主体,为了加快农业新技术的广泛应用,许多国家的政府还成立了专门的农业技术推广部门,以解决农业技术供给和需求相分离的问题。而农业技术的扩散需要劳动力花费时间进行个人与社会交流,以发现、认识、评估和采纳新技术^[28-29],如果农业收入占农户收入的比例过低,表明农户学习农业新技术的机会成本很高,那么农户就不愿意付出时间去学习这种新技术,更乐意低成本地固守传统耕作技术。(2)经验模仿。农户之间通过日常关于农业生产过程中的农业机械使用、种植管理、耕作经验、新品种获取等交流,可以相互模仿对方的生产管理^[30-32],劳动力分配至农业的时间减少,将使相互模仿的可能性下降。(3)固定资产的使用效能。农业生产过程中的机械、土地、灌溉等相关设施的充分发挥,也需要农户付出时间去细心琢磨,用心学习,掌握其技术特点与性能^[33-34],才能更好地发挥其效能。

目前农户耕地意愿低的根源在于土地经营规模小,适度扩大土地经营规模可以减少务农收入与务工收入差距,会提高农户耕种意愿^[35]和劳动投入,当农业收入足够高时,家庭成员会减少外出务工并致力于农业生产,农业收入的替代效应将大于其收入效应和非农收入的纯收入效应之和,扭转劳动努力和劳动投入下降趋势。因此随着土地经营规模适度扩大,有利于提高农业收入占农业劳动力总收入比例,增加劳动努力,增强其对农业新技术获取的激励和动力,促进农业增长质量提高。反之,农业收入占农业劳动力总收入比例下降,农户更不愿意投入劳动去获取农业新技术,农业高质量增长变得困难。

二、劳动努力对农业增长质量贡献的模型设定

十九大报告指出高质量增长的核心途径在于从依赖要素投入的旧动能转向依靠全要素生产率的新动力,高质量经济增长的基本特征之一是全要素生产率(后文简称 TFP)提高^[5,10],因此本文以 TFP 增长对农业增长的贡献来衡量农业高质量增长。传统 TFP 核算中,劳动投入往往以劳动力人数来衡量,假定任何时候任何地方劳动力的工作时间是一致的,这不能反映实际劳动投入的时空差

① 青壮年劳动力“偷懒”会被家庭成员惩罚。

② 此处是家庭成员外出务工后,纵向比较非农收入与老年人劳动供给之间的变化趋势。

异,本文借鉴 Stiglitz^[36]的效率工资理论和 McMillan 等^[37]的劳动努力概念^①,在农业生产函数中引入劳动努力,实际上承认了不同时期和不同区域劳动力的劳动时间存在差异,也即劳动努力存在时空差异,因此农业生产函数设定为式(1):

$$Y = \alpha_0 (\omega L)^{\alpha_1} K^{\alpha_2} M^{\alpha_3} D^{1-\alpha_1-\alpha_2-\alpha_3} \quad (1)$$

Y 、 L 、 K 、 M 、 D 分别表示总产出、劳动投入、资本投入、中间投入和土地投入, α_0 是常数, α_1 、 α_2 、 α_3 是参数且 $0 < \alpha_1 < 1$ 、 $0 < \alpha_2 < 1$ 、 $0 < \alpha_3 < 1$, ω 是劳动力的劳动努力。由于劳动努力是不可观察的,本文假定劳动力都是理性的,通过合理安排时间以获得最大效用,据此确定劳动力的最优劳动努力,则实际有效劳动投入为 ωL , 两边同时除以 D , 可以得到单位土地产出,如式(2):

$$y_m = \alpha_0 \omega^{\alpha_1} l^{\alpha_1} k^{\alpha_2} m^{\alpha_3} \quad (2)$$

其中 y_m 、 l 、 k 、 m 分别是单位面积土地的产出、劳动投入、资本投入和中间投入,假定每个农业劳动力耕种的土地面积为 d_p ,其农业收入占农业产出的比重为 β ,则每个农业劳动力的农业收入 y_a 由式(3)可得:

$$y_a = \beta d_p y_m \quad (3)$$

农业劳动力享有的收入包括农业收入和非农收入,前者与其劳动努力相关,后者与其劳动努力无关,因此前者增长会激励劳动力增加劳动努力,而后者增长会激励劳动力减少劳动努力。如果其所享受的农业收入相对于其所享受的非农收入越多,那么农业收入给其带来的效用越高,反之越低。农业劳动力作为劳动要素的供给者,其从事生产的目的在于获得效用最大化,由于农业劳动力对效用的判断以其所享有的非农收入为参照,在 McMillan 等^[37]的效用函数基础上,本文设定单个农业劳动力的效用函数为式(4):

$$U(y, \omega) = C \frac{y_T}{y_T} + r \frac{y_a}{y_T} - \frac{\omega^z}{z\delta} \quad (4)$$

其中 C 、 r 为常数,分别代表非农收入效用的参数、农业收入效用的参数; y_T 为农业劳动力享有的且由其他家庭成员创造的非农收入, z 、 δ 是农业劳动力的偏好性参数, $z \neq 0$, $\delta > 0$ 。假定每个劳动力都是理性的,把式(2)、式(3)代入式(4),可得到效用最大化时劳动力最优的努力程度 ω^* , 如式(5):

$$\omega^* = (r\epsilon\beta\alpha_0\alpha_1 d_p y_T^{-1} l^{\alpha_1} k^{\alpha_2} m^{\alpha_3})^{1/(z-\alpha_1)} \quad (5)$$

把式(5)代入式(2)中,得到农业劳动力努力程度最优时的单位土地产出,如式(6):

$$y_m = \alpha_0 (r\delta\beta\alpha_0\alpha_1 d_p y_T^{-1})^{\alpha_1/(z-\alpha_1)} (l^{\alpha_1} k^{\alpha_2} m^{\alpha_3})^{z/(z-\alpha_1)} \quad (6)$$

式(6)两边同乘以 D 得到农业产出函数,可得式(7):

$$Y = \alpha_0 (\delta\beta\alpha_0\alpha_1 d_p y_T^{-1})^{\alpha_1/(z-\alpha_1)} L^{z\alpha_1/(z-\alpha_1)} K^{z\alpha_2/(z-\alpha_1)} M^{z\alpha_3/(z-\alpha_1)} D^{1-(z\alpha_1+z\alpha_2+z\alpha_3)/(z-\alpha_1)} \quad (7)$$

把式(7)化简,得到式(8):

$$Y = A L^{\gamma_1} K^{\gamma_2} M^{\gamma_3} D^{1-\gamma_1-\gamma_2-\gamma_3} \quad (8)$$

A 为 TFP,其增长速度反映了农业增长质量变化,且有式(9):

$$A = \alpha_0 (\delta\beta\alpha_0\alpha_1 d_p y_T^{-1})^{\alpha_1/(z-\alpha_1)} \quad (9)$$

$\gamma_1 = z\alpha_1/(z-\alpha_1)$, $\gamma_2 = z\alpha_2/(z-\alpha_1)$, $\gamma_3 = z\alpha_3/(z-\alpha_1)$ 。与传统生产函数不同,式(8)是包含并体现了农业劳动力劳动努力变化的农业生产函数,其劳动投入不是按传统的劳动力数量 L 来衡量,而是按不可观察的劳动努力与可观察的劳动投入的积 ωL 来衡量,从而反映出既定土地经营规模背景下劳动努力变化引起的农业增长质量效应。

为了将既定土地经营规模背景下劳动力劳动努力变化对农业增长质量的贡献分离出来,本文根据 $A = \alpha_0 (\epsilon\beta\alpha_0\alpha_1 d_p y_T^{-1})^{\alpha_1/(z-\alpha_1)}$ 并加入时间标记 i 和 j 可以得到任意两期 A 水平之比,如式(10):

$$\frac{A_i}{A_j} = \left(\frac{\beta_i d_{pi} y_{Ti}^{-1}}{\beta_j d_{pj} y_{Tj}^{-1}} \right)^{\gamma_1/z} \quad (10)$$

① 劳动努力体现为劳动的数量和质量的综合。

将式(10)可转化为式(11):

$$\frac{A_i}{A_j} = \left(\frac{y_{ai}/y_{Ti}}{y_{aj}/y_{Tj}} \right)^{\gamma_1/z} \left(\frac{\beta_i d_{pi}/y_{ai}}{\beta_j d_{pi}/y_{aj}} \right)^{\gamma_1/z} \quad (11)$$

从式(11)可以发现,农业增长质量增长可以分解为两部分,由于农业收入增加会提高劳动努力,而非农收入会减少劳动努力,因此前者是“农业收入/非农收入”体现出既定土地经营规模背景下劳动努力变化对农业增长质量增长的贡献,其变化与非农收入增长负相关,与农业收入增长正相关,目前通过农业技术进步或增加农业投入来增加农业收入的方式不切实际^①,适度扩大农业土地经营规模是增加农业收入的最为可行途径;后者反映其他因素所带来的农业增长质量变化。

三、实证分析及结果

1. 数据来源及变量说明

本文所用数据选取中国大陆31个省、直辖市、自治区(以下简称省)1985—2016年^②的农业投入产出、农村居民人均农业收入。其中产出以农业(种植业)总产出(Y)来衡量,数据来源于1986—2017年的《中国农村统计年鉴》和部分2014—2016年的各省级统计年鉴。投入包括土地(D)、劳动(L)、中间投入(M)和资本(K),劳均农业收入(y_a)、劳均非农收入(y_T)、劳均耕种的土地面积(d_p)分别用人均农业纯收入、人均总收入与人均农业纯收入之差、播种面积除以农业劳动力数的商来衡量,土地以农作物播种总面积衡量,数据来源于《新中国农业60年统计资料》、2000—2005年《中国统计年鉴》和2006—2017年《中国农村统计年鉴》。资本以农业机械总动力来衡量,数据来源于《新中国五十年农业统计资料汇编》、2000—2017年《中国统计年鉴》和2006年的《中国农业统计资料》。中间投入以中间消耗来衡量,数据来源于1986—2017年的《中国农村统计年鉴》。劳动以农业劳动力数量来衡量,但现有公开资料缺乏相应数据,本文根据农业总产值占农林渔牧业总产值的比例,乘以农林渔牧业劳动力数量来估算,农林渔牧业劳动力数据来源于1986—2006年《中国农村统计年鉴》《新中国农业60年统计资料》、2010—2013年《中国统计年鉴》和2014—2017年各省级统计年鉴。1985、1990—1992、1995、1998—2011年人均农业(种植业)收入和农村居民人均总收入数据来源于1992、2000—2010年《中国农村住户调查年鉴》和2011—2012年《中国住户调查年鉴》,1986、2017年各省级统计年鉴。农业总产值、中间投入和农业收入分别采用农业总产值缩减指数、农业生产资料价格指数和农村居民消费价格指数平减,农业生产资料价格指数和农村居民消费价格指数来源于2017年《中国农村统计年鉴》,农业总产值缩减指数根据农业总产值指数及农业总产值来计算,农业总产值指数来源于2017年《中国农村统计年鉴》,部分缺失数据采用自回归时间序列模型来估计。

2. 劳动努力对农业高质量增长的贡献核算

(1)参数 z 的估算和效用最大化检验。由于农业劳动力所享有的其他家庭成员所创造的非农收入数据不能准确获取,所以本文根据农村改革早期农民工和非农收入较少的特点,假定1985和1986年的农业收入/非农收入(y_a/y_T)不变,利用式(10)和1985—2016年的数据,本文估算出该时期各省农业劳动力劳动努力程度效用的偏好性参数 z 的数值,各省的数值均大于0,因此效用函数式(4)第3项 $-\omega^*/z\delta$ 也就小于0,这表明劳动努力程度越大,对总效用增长的抑制作用越大,也即劳动努力程度与总效用之间存在负相关关系。从表1也可以发现:最小的 z 值为2.11,而 $0 < \alpha_1 < 1$, $\delta > 0$, $\omega > 0$,则 $\frac{\alpha_1 - z}{\delta} \omega^{(z-2)} < 0$,也即 $\frac{\partial^2(y, \omega)}{\partial \omega^2} < 0$,表示 ω^* 是一个极大值的解,当劳动力劳动努力程度为 ω^* 时,劳动力获得了最大效用,也表明效用函数的设定符合其前提条件和经济预期。

① 因为显著的农业技术进步短期难以实现;中国农业投入也处于世界较高水平,难以进一步提高。

② 自2014年起《中国住户调查年鉴》不再统计各地区农户农业收入,自2017年起大多数省份年鉴也不再统计本省农户农业收入,导致本文最新数据只能更新至2016年。

表 1 1985—2016 年各省劳动力效用函数参数 z 的估算

省区	Z 值	省区	Z 值	省区	Z 值	省区	Z 值
北京	3.58	河南	2.71	青海	2.60	宁夏	2.34
上海	3.43	四川	2.68	河北	2.56	福建	2.27
浙江	3.07	山东	2.67	内蒙古	2.56	云南	2.25
天津	2.94	贵州	2.67	甘肃	2.45	黑龙江	2.17
安徽	2.87	江西	2.66	西藏	2.41	陕西	2.14
江苏	2.81	湖南	2.66	湖北	2.40	海南	2.13
广东	2.79	山西	2.62	广西	2.36	吉林	2.11
新疆	2.74	重庆	2.61	辽宁	2.35	平均	2.60

(2)1985—2016 年劳动努力对农业高质量增长的贡献。利用 McMillan 等^[37]的思想,本文同样假定 $(\beta_i d_{pi}/y_{ai})/(\beta_j d_{pi}/y_{aj})$ 的数值不变,实际上假定除既定土地经营规模背景下劳动努力以外的因素对农业高质量增长的贡献恒定,此时劳动努力对农业高质量增长的贡献可以通过激励指数 $[(y_{ai}/y_{Ti})/(y_{aj}/y_{Tj})]\gamma_1/z$ 来得到。

由式(11)可知,在农业增长质量既定的条件下,作为激励指数的“农业收入/非农收入”值增长速度越慢,那么 γ_1/z 值越大或 z 值越小,才能维持式(10)两边相等,此时体现为劳动努力对“农业收入/非农收入”值的变化较敏感,农业经营规模约束下劳动努力对农业增长质量的贡献越大,反之亦是。利用式(11),本文假定 1985 年的劳动努力激励指数为 100,则计算出 1995、2005 和 2016 年省级水平的激励指数(见表 2),其全国平均值分别为 238.4、638.7、1661.8,1985—1995、1995—2005 和 2005—2016 年年均增长率分别为 9.07%、10.36%、8.23%,体现出激励指数的增长速度先微弱增加然后下降的特点。

由于农业增长质量可分为土地经营规模约束下劳动努力的贡献和其他因素的贡献两部分,假定劳动努力的激励以外的因素不变(即式(11)中 $(\beta_i d_{pi}/y_{ai})/(\beta_j d_{pi}/y_{aj})=1$),则后者的贡献为 0,此时农业增长质量的改善全部由土地经营规模约束所引致的劳动努力激励推动,据此计算出其导致的农业增长质量指数(以生产率指数来衡量)(表 2)。1995、2005 和 2016 年农业增长质量指数分别为 117.6、142.7、173.7,1985—1995、1995—2005、2005—2016 年年均增长率分别为 1.63%、1.95%和 1.80%,增长速度呈现先增加后微弱下降的特点,这个变化趋势与劳动努力激励指数变化趋势一致。

1985—2016 年农业增长质量指数最大的 6 省依次为陕西、广西、海南、黑龙江、辽宁、云南;最小的 6 省依次为安徽、上海、北京、西藏、河南、贵州,这可以发现劳动努力激励指数高的地区多为经济较不发达省,而劳动努力激励指数小的省则包含经济发达地区和不发达地区。

根据农业增长质量指数和 $(\beta_i d_{pi}/y_{ai})/(\beta_j d_{pi}/y_{aj})=1$ 时的农业增长质量指数可计算出土地经营规模约束下劳动努力对农业增长质量的实际贡献及其贡献份额(见表 3),结果显示:1985—2016 年间劳动努力激励推动农业增长质量增长了 72.5%(算术平均值),解释了同期农业增长质量增长的 41.8%(算术平均值)。劳动努力对农业增长质量增长的实际贡献和贡献份额的中位数分别为 68.6%、38.1%,二者以农业 GDP 为权重的加权平均值分别为 73.8%、42.5%,分别比各自的中位数高 5.2、4.4 个百分点,表明农业 GDP 高的省区劳动努力对农业增长质量增长的实际贡献和贡献份额都相对大,农业 GDP 低的省的实际贡献和贡献份额都相对较小。

为证明上述分析,本文进一步以非农业 GDP^① 为权重加权计算出二者的加权平均值分别为 66.3%、37.4%,分别比各自的中位数低 2.3 和 0.7 个百分点,分别比各自的农业 GDP 加权平均值低 7.5 和 5.1 个百分点,这进一步说明非农业 GDP 较高的省劳动努力激励对农业增长质量增长的贡献份额相对较小(解释了同期农业增长质量增长的份额较小);反之,非农业 GDP 较低的省劳动努力激励对农业增长质量增长的贡献份额相对较大。而以非农业 GDP 为权重的实际贡献加权平均值与其中位数的相差较小,这表明非农业 GDP 较高省劳动努力对农业增长质量增长的贡献份额不会显著大于非农业 GDP 较低的省。同时如果以各省 GDP 为权重计算均值的话,实际贡献和贡献份额的加权

① 非农 GDP=GDP—农业 GDP。

表 2 1995—2016 年农业增长质量指数

省区	劳动努力激励指数			农业增长质量指数			$(\beta_i d_{pi}/y_{ai})/(\beta_j d_{pi}/y_{aj})=1$ 时的 农业增长质量指数		
	1995	2005	2016	1995	2005	2016	1995	2005	2016
陕西	189.0	750.7	3416.3	109.8	193.7	389.6	116.5	162.2	243.4
广西	322.2	1062.7	4313.9	148.2	232.8	306.1	128.4	165.7	225.9
海南	154.3	857.4	2375.4	115.4	212.5	281.1	110.9	167.0	214.2
黑龙江	367.1	631.6	2772.3	144.6	160.1	273.8	134.5	152.2	213.9
辽宁	380.4	1094.4	3099.1	154.7	239.1	341.2	132.8	166.2	209.2
云南	228.8	809.8	2529.9	110.1	185.2	278.8	119.9	158.2	205.2
福建	250.5	923.4	2354.1	150.8	262.2	379.5	122.7	164.1	203.4
吉林	344.7	959.1	1928.3	122.1	199.8	250.3	134.0	170.7	201.5
甘肃	279.1	952.4	2548.6	129.0	195.3	317.7	123.8	159.8	198.4
宁夏	153.3	449.7	1862.0	102.4	172.8	296.7	109.5	137.6	187.0
河北	369.1	1065.2	2485.2	149.9	263.1	337.5	128.5	157.5	186.3
湖北	244.2	653.5	1720.7	126.1	193.6	310.6	120.3	147.5	183.5
江苏	299.7	735.3	2034.5	134.7	227.3	358.9	122.4	144.4	176.3
山西	267.1	474.7	1707.1	128.8	160.3	253.1	120.5	134.4	171.2
新疆	398.8	896.4	1301.9	159.3	176.0	200.7	133.5	158.1	171.0
内蒙古	232.3	791.2	1457.0	119.7	222.2	273.4	117.9	149.8	169.5
广东	336.3	890.6	1625.4	149.6	219.1	260.3	125.4	150.4	168.6
山东	153.4	710.3	1178.2	116.1	212.3	286.4	108.6	145.9	164.0
青海	114.9	334.1	1160.0	103.2	146.5	243.4	102.7	126.0	160.5
四川	146.7	363.7	1083.2	111.5	196.7	279.0	107.5	127.6	159.8
湖南	192.3	476.3	1150.3	121.0	195.4	262.2	112.9	133.6	158.0
江西	168.9	548.7	956.2	117.9	191.8	251.7	110.5	138.3	153.9
浙江	205.6	666.3	1223.5	123.1	232.0	309.3	112.4	136.0	151.0
天津	345.8	585.6	1057.1	175.5	252.8	289.4	123.9	135.7	150.6
贵州	122.5	246.4	743.6	102.8	144.7	243.1	103.8	118.0	145.1
河南	170.9	484.7	780.1	113.7	199.0	256.5	110.2	133.1	144.1
重庆		241.3	660.9		148.6	225.9		118.5	143.8
西藏	106.1	123.7	425.8	114.9	140.4	151.2	101.2	104.4	135.7
北京	166.0	362.3	588.7	142.6	199.7	210.9	107.9	121.3	130.8
上海	265.0	435.9	534.4	167.6	222.8	229.5	116.1	125.3	129.7
安徽	175.8	223.4	442.3	110.2	146.2	208.7	109.9	114.4	128.1
平均	238.4	638.7	1661.8	128.2	198.2	276.0	117.6	142.7	173.7

注:除海南的指数 1988=100、重庆的指数 1997=100 外,其余省的指数均为 1985=100。

表 3 1985—2016 年劳动努力对农业增长质量的贡献份额及实际贡献 %

省区	贡献份额	实际贡献	省区	贡献份额	实际贡献
新疆	70.4	71.7	江西	35.4	54.4
西藏	67.7	33.9	重庆	34.9	43.9
吉林	67.4	100.9	山东	32.7	60.1
黑龙江	65.2	112.1	四川	31.8	55.9
海南	62.4	112.4	贵州	31.1	45.3
广西	60.0	121.7	河南	28.8	45.6
云南	57.8	102.1	江苏	28.6	72.4
山西	46.6	71.8	北京	27.5	30.4
陕西	45.9	127.5	天津	26.5	49.5
辽宁	44.5	106.7	安徽	25.9	29.3
甘肃	44.2	94.2	浙江	23.9	49.2
宁夏	43.8	84.9	上海	22.6	29.1
广东	42.6	68.1	中位数	38.1	68.6
青海	41.8	60.4	算术平均	41.8	72.5
内蒙古	39.7	68.6	加权值 1	37.6	66.1
湖北	38.1	77.8	加权值 2	42.5	73.8
福建	36.5	100.2	加权值 3	37.4	66.3
河北	35.9	85.6	加权值 4	41.3	74.6
湖南	35.4	57.2	加权值 5	37.2	65.9

注:表中“中位数”为在所有省的贡献份额或实际贡献数值中处于中间位置的数值;“算术平均”为所有省中贡献份额或实际贡献数值的全国算术平均数;“加权值 1—5”分别为以同期省级水平的 GDP、农业 GDP、非农业 GDP、农业劳动力人均农业 GDP、人均非农业 GDP 为权重加权计算所得的全国均值;海南、重庆的年份分别为 1988—2016 年、1997—2016 年,实际贡献为 2016 年比 1985 年的农业增长质量增长中劳动努力贡献的绝对数值,贡献份额是 1985—2016 年农业增长质量增长中劳动努力贡献所占的百分比。

值分别为 66.1%、37.6%，分别比各自的中位数低 2.5、0.5 个百分点，分别比各自农业 GDP 加权平均值低 7.7、4.9 个百分点，也比各自算术平均值低 6.4、4.2 个百分点，表明 GDP 高的省劳动努力对农业增长质量的贡献并没有 GDP 低的省多，这个结果与以非农业 GDP 为权重的结果类似，这是因为现代国民经济体系中农业 GDP 所占比重较低，非农业 GDP 处于主导地位。

由于农业劳动力的劳动努力决策与其“农业收入/非农收入”值相关，所以本文进一步分析了以农业劳动力劳均 GDP 为权重和人均非农业 GDP 为权重的加权平均值^①，前者的实际贡献为 74.6%，解释了同期农业增长质量增长的 41.3%；后者的实际贡献为 65.9%，解释了同期农业增长质量增长的 37.2%；前者的实际贡献和贡献份额比后者相应值分别高 13.2%、11.0%，前者比中位数相应值分别高 8.7%、8.4%，表明对劳均农业 GDP 较高省来说，劳动努力对农业增长质量增长实际贡献和贡献份额均相对较大；反之，对劳均农业 GDP 较低省来说，劳动努力对农业增长质量增长的实际贡献和贡献份额均相对较小。此外，贡献份额中以劳均农业 GDP 为权重的加权平均值(41.3%)明显高于以农业 GDP 为权重的加权平均值(42.5%)和中位数(38.1%)，说明在比较劳动努力对农业增长质量增长的贡献中，劳均产出较高的省比农业总产出高的省更为明显。

从省级水平的贡献份额来看，1985—2016 年期间解释同期农业增长质量增长份额低于 30% 的省依次为上海、浙江、安徽、天津、北京、江苏、河南 7 省，平均解释份额为 26.3%，除安徽和河南外，其余省的非农经济发展水平位居全国前列。解释同期农业增长质量增长高于 50% 的省依次为新疆、西藏、吉林、黑龙江、海南、广西、云南 7 省，平均解释份额为 64.4%，这些省的非农经济发展水平位居全国中下水平。贡献份额中排名最前 7 省的平均值是排名最后 7 省平均值的 2.4 倍，同时前者对农业增长质量增长的实际贡献平均值(93.5%)也是后者相应值(43.6%)的 2.1 倍，表明劳动努力对农业增长质量增长的贡献份额和实际贡献在区域间具有显著差异。

1985—2016 年对农业增长质量增长解释份额低于 30% 的 7 省和高于 50% 的 7 省“农业收入/非农收入”算术平均值分别为 0.58、1.25，后者是前者的 2.16 倍；同时同期的农业收入变化率、非农收入变化率与贡献份额的相关系数分别为 0.48、-0.11，相应的 p 值分别为 0.01、0.01，说明农业收入增长显著地有利于劳动努力对农业增长质量增长贡献的提高，而非农收入增长则具有显著的相反效应。“农业收入/非农收入”的算术平均值、变化率与贡献份额的相关系数分别为 0.71、0.64，相应的 p 值分别为 0.00、0.00，说明劳动努力对农业增长质量的贡献与“农业收入/非农收入”及其变化显著相关。此外，劳均土地经营规模与“农业收入/非农收入”的相关系数为 0.61， p 值为 0.00，反映出较大的土地经营规模对应较高的农业劳动力的“农业收入/非农收入”比值，这也使得劳动努力对农业增长质量增长贡献较为显著。

(3)分阶段的劳动努力对农业增长质量增长的贡献。为了考察不同时期劳动努力对农业增长质量增长贡献的变化，本文将研究期分为 1985—1995 年、1995—2005 年、2005—2016 年三个时间阶段来分析。利用前文相同的办法，认为研究初始期前两年的劳动努力激励接近不变，分别估计了这三个阶段的 z 值和相应的激励指数，然后结合同期的农业增长质量指数，估算出相应阶段中劳动努力对农业增长质量增长的贡献，具体结果如表 4：

1985—1995 年、1995—2005 年和 2005—2016 年劳动努力分别解释了同期农业增长质量增长的 74.4%、49.1%和 38.6%(省级水平的算术平均值)，后两个时期分别比各自的前一期的解释率分别减少 34.0%、21.4%，劳动努力对农业增长质量增长的贡献份额呈下降趋势，但下降趋势趋向缓和。

根据劳动努力对农业增长质量增长贡献份额的变化趋势，本文将所有省分为三类别区域：一类区贡献份额不断下降，包括表 4 左半边的浙江、湖南、上海等 16 省，贡献份额由 1985—1995 年的 78.0%，持续下降至 1995—2005 年的 44.0%和 2005—2016 年的 31.4%，其中贡献份额相对下降幅度最大的前 4 省分别是天津、北京、上海和河南，其 2005—2016 年的贡献份额分别比 1985—1995 年的

^① 农业 GDP 采用劳均的口径主要是因为这部分 GDP 是农业劳动力创造并分享的；而 GDP 采用人均的口径主要是因为这部分 GDP 是非农生产者创造并分享的，农业劳动力只是分享了非农就业家庭成员的收入。

贡献份额减少了 77.2%、76.4%、76.0%、75.9%;贡献份额下降幅度最小的 4 省依次为湖南、青海、吉林和福建,其 2005—2016 年的贡献份额分别比 1985—1995 年下降了 32.3%、33.5%、33.6%、37.7%。

表 4 分阶段的劳动努力激励对农业增长质量增长的贡献份额 %

省区	1985—1995 年	1995—2005 年	2005—2016 年	省区	1985—1995 年	1995—2005 年	2005—2016 年
天津	91.1	21.1	20.8	云南	81.5	110.4	42.7
北京	89.8	31.1	21.2	广西	66.4	74.5	67.1
上海	58.9	17.5	14.1	江西	55.4	62.0	22.3
河南	82.5	37.1	19.9	黑龙江	93.9	95.6	46.9
山东	75.3	44.2	24.3	新疆	91.5	92.8	54.6
西藏	85.5	63.1	27.8	四川	40.1	40.4	39.2
甘肃	91.7	72.5	30.6	二类区平均	71.5	79.3	45.5
河北	88.7	38.2	31.4	江苏	82.5	21.7	42.7
湖北	86.0	48.7	32.6	安徽	59.6	18.5	27.1
辽宁	93.8	51.0	39.4	山西	89.0	41.0	46.3
内蒙古	89.4	38.1	37.9	陕西	78.9	45.0	66.8
浙江	39.4	36.1	21.4	广东	58.3	38.3	64.5
福建	64.5	44.9	40.2	贵州	52.0	35.5	36.8
吉林	92.3	66.8	61.3	宁夏	61.4	44.0	58.4
青海	62.4	53.1	41.5	三类区平均	68.8	34.8	48.9
湖南	56.4	40.8	38.2	总体中位数	81.5	44.0	38.2
一类区平均	78.0	44.0	31.4	总体平均	74.4	49.1	38.6

注:比较贡献份额变化时未包含数据不完整的海南和重庆。一类区按 2005—2016 年比 1985—1995 年贡献份额的下降幅度由大到小排列,二(三)类区按 1995—2005 年比 1985—1995 年贡献份额增长幅度(减少幅度)由大到小排列。

二类区贡献份额上升后再下降,包括四川、江西、广西、云南、新疆、黑龙江等 6 省,二类区贡献份额由 1985—1995 年的 71.5%,上升至 1995—2005 年的 79.3%,增长了 10.9%,此时增长幅度最大的云南,增长了 35.4%,增长幅度最小的是四川,仅增长 0.7%;2005—2016 年二类区的贡献份额则大幅度下降至 45.5%,比 1995—2005 年减少了 42.6%,此时减少幅度最大的是江西,其贡献份额比上一期减少了 64.0%;减少幅度最小的是四川,其贡献份额仅减少 2.9%。

三类区贡献份额变化趋势是先下降再上升,包括贵州、广东、安徽、宁夏、陕西、江苏、山西等 7 省,贡献份额由 1985—1995 年的 68.8%大幅下降至 1995—2005 年的 34.8%,下降了 34.0 个百分点,此时下降幅度最大的江苏,其 1995—2005 年的贡献份额比 1985—1995 年减少了 60.8 个百分点,同期下降幅度最小的是宁夏,下降了 28.3%;2005—2016 年三类区贡献份额又上升至 48.9%,比 1995—2005 年增长了 14.1 个百分点,此时贡献份额增长数值较大的为广东,增长了 26.2 个百分点,同期增长数值最小的是贵州,仅增长了 1.3 个百分点。

同样本文进一步比较了“农业收入/非农收入”与贡献份额的关系,1985—1995 年、1995—2005 年、2005—2016 年“农业收入/非农收入”算术平均值分别是 1.20、0.98、0.56,“农业收入/非农收入”变化率^①分别为 0.2%、-6.2%、-6.6%,均与贡献份额呈现递减趋势。同时分时间段核算的“农业收入/非农收入”算术平均值和变化率与贡献份额的相关系数分别为 0.61、0.80,相应值的 p 值分别为 0.00、0.00,表明分阶段时“农业收入/非农收入”及其变化与贡献份额仍然显著相关;同时劳均土地经营规模与“农业收入/非农收入”的相关系数为 0.52, p 值为 0.01,同样反映出土地经营规模大小与农业劳动力的“农业收入/非农收入”比值显著正相关。

此外,三个类别贡献份额的变化特点的差异关键在于 1995—2005 年贡献份额数值,因此本文比较三个类别区域同期的“农业收入/非农收入”的变化率,一类区和三类区的年变化率分别为 -7.5%、-6.5%;二类区相应值(-2.3%)分别是一、三类区的 31.0%、35.9%,因此其贡献份额显著比一、三类区高;而三类区在 2005—2016 年的变化率为 -4.3%,是其 1995—2005 年变化率的 81.5%,也造成 2005—2016 年的贡献份额比 1995—2005 年相应值更高。

① 指各类别区域“农业收入/非农收入”变化率的算术平均数,以下均相同。

总体来看,尽管 1985—2016 年三类区劳动努力对农业增长质量增长的贡献份额变化趋势各有特点,但总体上保持了下降的趋势,并大体体现出经济发达地区劳动努力的贡献份额下降幅度较大、经济落后地区或农业大省的贡献份额下降幅度较小的特点,并且贡献份额与“农业收入/非农收入”的值及其变化率存在显著的正相关性,而“农业收入/非农收入”的值与劳均土地经营规模也显著正相关。

四、结论及建议

本文借鉴 McMillan 等^[37]农业劳动力的效用函数,建立了包含劳动努力的农业生产函数,以农业 TFP 来衡量农业增长质量,在此基础上估算出劳动努力对农业增长质量增长的贡献。结果显示:(1)1985—2016 年既定的土地经营规模约束下的劳动努力推动农业增长质量提高了 72.5%,解释了同期农业增长质量增长的 41.8%。(2)1985—1995 年、1995—2005 年和 2005—2016 年则分别解释了同期农业增长质量增长的 74.4%、49.1%和 38.6%,表明劳动努力对农业增长质量增长的贡献份额呈下降趋势,但下降趋势趋向减缓。(3)经济发达地区劳动努力对农业增长质量增长的贡献份额下降幅度较大,而经济落后地区或农业大省劳动努力对农业增长质量增长的贡献份额下降幅度较小。(4)劳动努力对农业增长质量的贡献与“农业收入/非农收入”显著正相关,劳均土地经营规模与“农业收入/非农收入”也显著正相关,表明较高的土地经营规模往往具有较高的“农业收入/非农收入”,并提高劳动努力及其对农业增长质量增长的贡献。

早期中国工业部门不发达,农户非农就业机会和非农收入都很少,农业收入是农户的主要来源,农户只有增加劳动努力和劳动投入才能增加总收入,此时的农业收入对劳动力具有较高的激励,劳动努力对农业增长质量的贡献也较大。随着工业部门发展和非农就业机会增加,农户的非农收入增长明显快于农业收入增长,在既定土地经营规模约束下农户收入主要来源由农业收入逐渐演变为非农收入,导致“农业收入/非农收入”和劳动努力下降,农业新技术获取的激励减弱,劳动努力对农业增长质量的贡献也随之下降。对于经济发达地区来说,农户“农业收入/非农收入”的值和劳动努力相对较低,其对农业增长质量增长的贡献也较小;而经济落后地区或农业大省的农户“农业收入/非农收入”相对较大,劳动力具有相对高的劳动努力,其对农业增长质量增长的贡献因此显得较大。

根据上述结论,本文就中国农业高质量发展实践提出如下建议:

(1)鼓励土地经营权转让或交换,扩大农业劳动力土地经营规模。完善土地经营权转让或交换法律法规细则,保障经营权转让和交换契约的稳定性,建立公共数字化交易平台,成立以村委会为媒介的交易中介组织,减少交易者的搜寻成本,鼓励农户对其耕地、荒地、林地、草地的经营权进行转让或交换,以提高农业劳动力土地经营规模和农业收入占家庭收入比重。

(2)土地经营规模大小要根据各地农户“农业收入/非农收入”区别对待。对于经济发达地区,农户“农业收入/非农收入”比值较低,需要大力推动土地经营权转让或交换,以实现较大的土地经营规模;而对于经济欠发达地区,农户“农业收入/非农收入”比值较高,其土地经营规模可以小于经济发达地区。此外,各地农作物类型、地理环境、气候特点和土地肥沃程度等因素也会影响单位土地面积产值和农户的“农业收入/非农收入”比值,因此恰当的土地经营规模也随这些因素不同而呈现差异。

参 考 文 献

- [1] 郭利京,王颖.中美法韩农药监管体系及施用现状分析[J].农药,2018,57(5):359-366.
- [2] WU Y, XI X, TANG X. Policy distortions, farm size and the overuse of agricultural chemicals in China[J]. Proceedings of the national academy of sciences, 2018, 115(27): 7010-7015.
- [3] GU B, JU X, CHANG J. Integrated reactive nitrogen budgets and future trends in China[J]. Proceedings of the national academy of sciences, 2015, 112(28): 8792-8797.
- [4] 高晶晶,彭超,史清华.中国化肥高用量与小农户的施肥行为研究[J].管理世界,2019(10):120-132.
- [5] 蔡跃洲,陈楠.新技术革命下人工智能与高质量增长、高质量就业[J].数量经济技术经济研究,2019,36(5):4-23.
- [6] 何红光,宋林,李光勤.中国农业经济增长质量的时空差异研究[J].经济学家,2017(7):89-99.

- [7] 韩海彬,李谷成,何岸.中国农业增长质量的时空特征与动态演进:2000—2015[J].广东财经大学学报,2017,32(6):95-105.
- [8] ROMER P M.Increasing returns and long-run growth[J].Journal of political economy,1986,94(5):1002-1037.
- [9] LUCAS R E.On the mechanics of economic development[J].Journal of monetary economics,1989,22(1):3-42.
- [10] 刘海英,赵英才,张纯洪.人力资本均化与中国经济增长质量关系研究[J].管理世界,2004(11):15-21.
- [11] 杜江,刘渝.农业经济增长因素分析:物质资本,人力资本,还是对外贸易[J].南开经济研究,2010(3):73-89.
- [12] 孙敬水,董亚娟.人力资本与农业经济增长:基于中国农村的 Panel data 模型分析[J].农业经济问题,2006(12):12-16.
- [13] ROMER P M.Endogenous technological change[J].Journal of political economy,1990,98(5):71-102.
- [14] 郝颖,辛清泉,刘星.地区差异、企业投资与经济增长质量[J].经济研究,2014(3):101-114.
- [15] 姜涛.农业 R&D 公共投资与农业增长的动态关系研究[J].中国科技论坛,2008(11):106-109.
- [16] 张日新,陈泽峰,曾亿武.基于 VAR 模型的农业 R&D 投入与农业增长关系研究[J].华中农业大学学报(社会科学版),2014(3):50-55.
- [17] 赵丽娟,张玉喜,潘方卉.政府 R&D 投入、环境规制与农业科技创新效率[J].科研管理,2019(2):78-87.
- [18] 向敬伟,李江凤.贫困山区耕地利用转型对农业经济增长质量的影响[J].中国人口资源与环境,2018,28(1):71-81.
- [19] 夏显力,陈哲,张慧利,赵敏娟.农业高质量发展:数字赋能与实现路径[J].中国农村经济,2019(12):2-15.
- [20] 郝一帆,王征兵.生产性服务业集聚有助于农业高质量增长吗[J].人文杂志,2019(5):58-65.
- [21] 朱玲.非农产业活动对农户收入分配格局的影响[J].经济研究,1992(3):23-30.
- [22] 庞丽华,SCOTT R,ALAN DE B.中国农村老人的劳动供给研究[J].经济学(季刊),2003(3):217-226.
- [23] 罗红光.“家庭福利”文化与中国福利制度建设[J].社会学研究,2013(3):145-161.
- [24] 白南生,李靖,陈晨.子女外出务工、转移收入与农村老人农业劳动供给:基于安徽省劳动力输出集中地三个村的研究[J].中国农村经济,2007(10):48-54.
- [25] 李琴,孙良媛.家庭成员外出务工对农村老年人劳动供给的影响:基于“替代效应”和“收入效应”[J].学术研究,2011(4):93-97.
- [26] 赵晶晶,李放.养老金收入对农村老年人劳动供给的影响——基于 CHARLS 数据的实证分析[J].农业经济问题,2017,38(3):63-71.
- [27] 刘奥龙.城乡养老保险统筹对农业人口劳动供给的影响:基于 PSM-DID 方法的实证研究[J].经济问题探索,2019(7):181-190.
- [28] VAN DEN BULTE C,LILIEN G L.Medical innovation revisited:social contagion versus marketing effort[J].American journal of sociology,2001,106(5):1409-1435.
- [29] ARAL S.Identifying social influence:a comment on opinion leadership and social contagion in new product diffusion[J].Marketing science,2011,30(2):315-329.
- [30] BANDIERA O,RASUL I.Social networks and technology adoption in northern Mozambique[J].Economic journal,2006,116(514):869-902.
- [31] CONLEY T G,UDRY C.Learning about a new technology:pineapple in Ghana[J]. American economic review,2010,100(1):35-69.
- [32] CAI J,JANVRY A D,SADOULET E.Social networks and the decision to insure[J].American economic journal applied economics,2015,7(2):81-108.
- [33] STONEMAN P,DIEDEREN P.Technology diffusion and public policy[J].Economic journal,1994,104(425):918-930.
- [34] METCALFE J S.Evolutionary economics and technology policy[J].Economic journal,1994,104(425):931-944.
- [35] 李永萍.土地抛荒的发生逻辑与破解之道[J].经济学家,2018(10):90-96.
- [36] STIGLITZ J E.The efficiency wage hypothesis,surplus labour,and the distribution of income in L.D.C.s[J].Oxford economics papers,1976,28(2):185-207.
- [37] MCMILLAN J,WHALLEY J,ZHU L.The impact of China's economic reforms on agricultural productivity growth[J].Journal of political economy,1989,97(4):781-807.

(责任编辑:陈万红)