

# 新型农业经营主体能否有效促进 粮食产量提升?

——来自中国农业企业的证据

张春燕, 张 露\*

(华中农业大学 经济管理学院, 湖北 武汉 430070)



**摘 要** 以农业企业为代表的新型农业经营主体是农业现代化的重要推动者,但其生产经营活动究竟是挤占粮食生产资源,还是推动粮食产能提升尚未可知。本文利用2010—2019年地市层面的新增农业企业数量表达区域农业企业发展程度,构建双向固定效应模型检验其对粮食产量的影响。结果表明:(1)农业企业发展可显著促进粮食产量提升;(2)农业企业的增产机制是推动地区规模化种植和机械化生产,由此改善资源利用方式、提升农业生产效率;(3)农业企业的增产效能随区域资源禀赋不同表现出明显的异质性,具体来说,农业企业在短期内能够对自然资源禀赋更优渥的粮食主产区起到增产作用,但其对非粮食主产区的增产效应需要长期经营才能显现;人力资源的丰裕度对农业企业发挥增产效能至关重要,丰裕度高的地区农业企业的增产效应更强;(4)在政府创造的营商环境更佳地区,即地区固定资产投资水平越高或者公共支出占GDP比重越大的地区,农业企业的增产效能更高。为切实发挥农业企业在促进粮食安全中的重要作用,需要结合有效市场与有为政府,在充分保障资源供给的基础上营造良好营商环境。

**关键词** 农业企业; 新型农业经营主体; 粮食产量; 粮食安全; 农业现代化

**中图分类号:**F301 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2024)06-0074-13

**DOI编码:**10.13300/j.cnki.hnwkxb.2024.06.007

我国农业的基本经营格局是小农家庭经营,分散化和细碎化的耕地资源利用方式,成为制约农业采纳现代技术要素、提升生产经营效率的关键瓶颈<sup>[1]</sup>。更为严峻的是,伴随工业化和城镇化的快速推进,务工更高的相对工资率已吸引大量青壮年劳动力非农转移,农业可用劳动力的减少和劳动能力的降低致使土地产能进一步下降,部分地区甚至出现严重的撂荒问题<sup>[2]</sup>。保障粮食安全始终是关乎国计民生的头等大事,在庞大的人口压力下,如何有效提升土地生产率,将饭碗牢牢端在自己手中,成为我国亟待解决的难题<sup>[3]</sup>。

习近平总书记指出,发展多种形式适度规模经营,培育新型农业经营主体,是建设现代农业的前进方向和必由之路<sup>①</sup>。2018年出台的《中共中央 国务院关于实施乡村振兴战略的意见》提出积极支持农业走出去,培育具有国际竞争力的大粮商和农业企业集团。2022年发布的《中共中央 国务院关于做好2022年全面推进乡村振兴重点工作的意见》,明确表示支持家庭农场、农民合作社、农业产业化龙头企业多种粮、种好粮。可见,以农业企业为代表的新型农业经营主体在提升土地利用效率、保障粮食安全方面被寄予厚望。围绕培育新型农业经营主体的目标要求,以农地确权颁证为代表的制度

收稿日期:2023-09-29

基金项目:湖北省社会科学基金项目“以高质量发展推进共同富裕的湖北方案”(HBSK2022YB621)。

\*为通讯作者。

① 参见:《习近平关于“三农”工作论述摘编》中“三、巩固和完善农村基本经营制度,深化农村土地制度改革”,[https://www.moa.gov.cn/ztzl/xjpygsngzzyys/zyll/202105/t20210521\\_6368120.htm? eqid=f1c6756500029d77000000056476f447](https://www.moa.gov.cn/ztzl/xjpygsngzzyys/zyll/202105/t20210521_6368120.htm? eqid=f1c6756500029d77000000056476f447)。

创设,力图通过清晰的产权界定,充分保障小农户的土地经营权。由此激发非农转移农户的土地经营权转出意愿,让生产能力更为突出的农业经营者可以通过农地交易市场转入土地、扩大生产经营面积,继而增进农业生产的规模经济性<sup>[4]</sup>。

在新型农业经营主体的发展中,农业企业增速最快。根据中国工商企业注册数据,2021年农业企业增量占新型农业经营主体增量的76%<sup>①</sup>。农业企业是掌握一定土地和劳动等生产资料、从事商品性农产品生产或者提供农业相关服务的经济组织<sup>[5]</sup>。农业企业的优势在于:其一,融资优势,经由工商企业注册登记的农业企业信用证明更强,可以通过融资、银行贷款等多种途径获得资金<sup>[6]</sup>,拥有更强的资金筹措能力;其二,生产优势,基于强有力的融资能力,农业企业能够大幅扩张农地经营规模、引进现代技术要素尤其是生产机械<sup>[7]</sup>,从而提升土地利用效率;其三,市场优势,农业企业的融资能力和生产能力更强,就意味着其对市场需求变化的响应度更高,也意味着其通过品牌建设提升产品或服务附加价值的实力更胜<sup>[8]</sup>。问题在于,农业并非仅有产品供给单项功能,还兼有生态、康养、人文和社会等多重价值<sup>[9]</sup>。相较而言,围绕农产品供给的生产经营活动,一方面因其自然依赖度较高,所以生产经营风险更大,另一方面因其民生保障功能,所以盈利空间更小。与之相反,围绕康养和人文等价值的功能拓展和经营活动,不仅经营利润率更高,而且收益稳定性更强,从而引发农业企业经营重心的“非粮化”<sup>[10]</sup>。由此可知,农业企业是否能够有效解决“未来谁来种地、怎样种好地”问题,保障粮食的可持续供给,仍需进一步探索。

综上,本文利用2010—2019年地市层面的新增农业企业数量表达区域农业企业发展水平,然后构建时间、个体双向固定效应模型检验其对粮食产量的影响。如前所述,已有研究普遍认为农业企业有能力提升土地生产率,但相对被忽略的是,这并不必然表达其有意愿以增加粮食等重要农产品供给的形式提升土地生产率。同时,由于农业企业发展,需要以企业数量的增量和存量进行表达,受前期数据可得性限制,已有研究多从理论逻辑层面进行推演,辅之全国或者省阈尺度的描述性统计数据作为支撑,讨论农业企业的影响,相对欠缺实证证据<sup>[11-12]</sup>。本研究的边际贡献在于:第一,揭示出农业企业对以粮食为代表的农产品供给安全的影响,用实证证据证明,以农业企业为代表的新型农业经营主体能够促进粮食供给的数量安全;第二,揭示出农业企业推动粮食产量提升的机理在于扩大经营规模、提升机械水平,由此证明农业企业是推动农业现代化的恰当行为主体,培育新型农业经营主体的制度创新和政策创设具有科学性和适用性;第三,揭示出资源禀赋和营商环境在农业企业发挥增产效能中的重要性,为进一步优化提升农业企业的粮食供给保障功能提供努力方向。

## 一、文献综述与研究假设

### 1. 农业企业发展与粮食增产

在政府和市场的联合努力下,中国粮食生产实现了“产能跃升”和“高位增产”。2003—2022年间,中国粮食产量整体呈现上升趋势,20年间粮食产量平均增长了59.40%<sup>②</sup>。但粮食增产动力在2015年后逐步下降,年均增长率由2003—2015年间的3.63%下降到2016—2022年间的0.65%。根据工商企业注册数据测算得知,2010—2019年间,中国农业企业数量呈现高增长趋势,2017年的全国新增农业企业数达到峰值约49万家,其后两年农业企业新增数保持平稳状态。在农业现代化发展的迫切驱动下,农业企业发展由“量”转换到“质”,根据前瞻产业研究院发布数据,2022年注重科技创新和信息化应用的现代农业企业新增数量已达到6330家<sup>③</sup>。观察图1展示的农业企业发展与粮食产量趋势变动可知,两者在2010—2021年间保持一致趋同的上升趋势,尤其在2015—2019年间,农业企业增长率下降之时,粮食产量的增长明显停滞。而农业企业新增数量结束下降趋势后的2020—2021

① 数据来源于中国工商企业注册信息,计算过程详见文章数据描述性统计部分解释变量的计算方法,后文中农业企业增数的测算方法同。

② 数据来源于国家统计局, <https://data.stats.gov.cn/index.htm>, 无特殊说明后文数据皆来源于此。

③ 数据来源于前瞻产业研究院, <https://bg.qianzhan.com/trends/detail/506/230330-c8ebf45f.html>。

年间,随着农业企业累计数的增加,粮食产量实现连年增长。那么,在粮食增产与农业企业发展趋势一致现象中,初步判断出两者之间存在密切的关联性,农业企业似乎具备促进粮食增产的能力和主动性。

农业企业通常以两种经营方式参与到粮食生产过程中,其一是利用自有土地或通过流转获取的土地经营权,以雇佣农业劳动力的方式进行粮食育种、种植、收割、加工和销售环节中的单个或多个活动<sup>[13]</sup>;其二是与小农户签订协议实施订单型农业,在明确生产计划和双方权利义务的基础

上,农业企业提供生产指导和技术支持并根据订单要求进行粮食收购和交付<sup>[14]</sup>。不可否认的是,由于农业企业具有规模和技术优势,两种生产模式都能够实现降低生产成本以及采纳先进农业技术、种植方法和专业化管理模式的好处。从国际经验来看,发展农业企业的发达和发展中国家、地区,都取得了农业增产、生产效率提升的实践效果。Livingstone在2010年对越南地区农业企业发展与农业增长的研究中发现农业企业对增产存在显著影响<sup>[15]</sup>。Bell等对澳大利亚农业种植区的研究,发现农业产业中企业合作能有效提高产量和盈利利润<sup>[16]</sup>。Gaffney等在2019年提出,农业综合企业在保障粮食安全的目标下对改良种子、种植、储藏和营销等具有突出的领导性责任<sup>[17]</sup>。从中国的经验证据来说,农业企业是发展农业规模经营的重要推力。农业企业具有整合农业资源、提升农业生产效率的突出作用,能够促进土地、劳动力等要素集聚<sup>[18]</sup>,以集约型的生产方式优化农业生产要素投入配比<sup>[19]</sup>,以专业化的生产管理模式改进粮种和耕种方式<sup>[20]</sup>。由此可知,农业企业具有整合资源、提高生产效率的突出能力。

由于粮食生产面临自然资源紧缺和劳动力流失问题,提升粮食产量的核心抓手在于提升农业生产的适度规模化水平和机械化生产效率<sup>[21]</sup>。一方面,适度规模化经营有利于充分利用现代农业技术、机械设备和管理方法,如精准农业技术、高效的灌溉系统等。同时,适度规模的种植模式可以实现生产要素的优化配置和专业化管理,减少生产过程中的过量和损耗现象<sup>[22]</sup>,从而提高单位面积的粮食产量。另一方面,采用农业机械化生产是弥补农业劳动力流失的重要手段。在耕种环节采用农业机械能够提高耕种的质量和精确性,确保每株农作物播种的间距和深度一致,提高种植的均匀性和生长质量<sup>[23]</sup>。而收割环节的机械化使用能够保证作物完整性和品质的同时实现高效收割,减少粮食的浪费和损耗。不仅如此,农业机械化生产能够加快粮食种植、收割和后续处理速度,缩短了粮食种植周期和轮作的间隙<sup>[24]</sup>,这为经营主体提供了更大的种植结构调整和优化的空间,有助于进一步提升粮食生产效率。

由于农业企业具备融资、生产和市场三方面的优势,其在推进农业规模化种植和机械化水平提升上具有超越其他农业经营主体的能力。现如今,中国农地流转市场发展的瓶颈在于缺乏需求<sup>[25]</sup>,通过流转土地进行农业规模经营的重要承载主体即为农业工商企业和以合作社为主的独立经营组织<sup>[26]</sup>。《中国农村政策与改革统计年报(2021)》指出,全国家庭承包耕地土地经营权流转总面积已达到5.87亿亩,其中流转用于种植粮食作物的面积为3.24亿亩。农业企业在土地“确权”和农业补贴等政策的引导下,投身农业生产的积极性和参与度逐渐上升。不同于小农经营模式,农业企业通过联结基层政府和小农户,将分散的土地整合进行规模生产,扩大耕种范围的同时提高了机械化耕种的参与率<sup>[27]</sup>。农业企业能够较好地追踪农业机械化技术的最新发展,并积极投资购买先进的农业机械装备,同时采用农机智能化和自动化技术,提高农机作业的精确性和效率。在进一步提升生产效率获取超额利润的驱动下,农业企业会促使员工参与农业技术培训学习并掌握农业机械的操作和维护技能<sup>[28]</sup>。不仅如此,农业企业间的联合经营模式可以共享机械设备,从而减少投资成本、提高设备利用

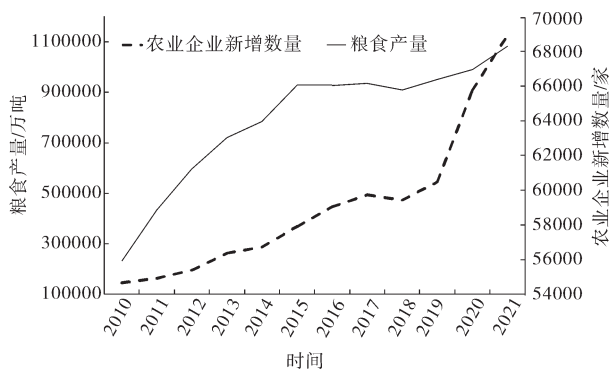


图1 农业企业发展与粮食产量发展趋势  
(2010—2021年)



率。与此同时,有能力的农业企业可以参与农机服务市场,为周边农户提供农机作业服务。农业企业的种种经营行为都促使了农业规模化 and 农业机械化水平的提升。

但不容忽视的是,诸多学者指出了农地流转中的“非粮化”问题<sup>[29]</sup>,截至2021年,中国土地流转非粮化率约44.8%。城镇化的进一步发展和经营主体对利益的追求是导致农业生产要素“非粮化”主要原因<sup>[30]</sup>。同时,也有学者指出,在土地流转的进程中,并不一定会导致“非粮化”发生,在扩大土地经营规模后,非粮作物种植比例显著下降<sup>[31]</sup>。尤其针对新型经营主体而言,经营土地范围较大的生产者更倾向于较高比例的种植粮食作物。那么,农业企业虽具有进行粮食“集约化”生产的能力和筹措资金展开规模经营的渠道,其生产投资行为是否具有“趋粮性”的利益驱动和政策约束呢?为了破解“谁来种地?”的问题,近年来各级政府出台支持政策,加大资金投入,鼓励社会力量积极参与新型农业经营主体和服务主体的培育发展。政府积极为农业企业等经营主体创造利于生存和发展的营商环境,通过提供农业生产、农机购置、农产品流通等一系列的补贴政策以及免税机制,扩大农业企业参与粮食种植的盈利空间。同时,党中央、国务院出台了一系列严格的耕地保护政策措施,《国务院办公厅关于防止耕地“非粮化”稳定粮食生产的意见》明确提出了耕地利用的优先顺序。国家在有序引导工商资本下乡的进程中,不断加强监管力度以制约农业企业在获取补贴优惠的同时出现“非粮化”的倾向。

由此可知,农业企业具有优化配置自然资源、提高粮食生产效率的能力,且在政策的引导和监督下具有一定投身于粮食生产的利益驱动和政策约束。在政府和市场的有效结合下,农业企业可以通过一定机制实现带动粮食增产的结果。据此,本文提出如下假设:

H<sub>1</sub>:农业企业能够有效带动中国粮食增产。

H<sub>2a</sub>:农业企业通过促进农业规模化种植带动粮食增产。

H<sub>2b</sub>:农业企业通过促进农业机械化生产带动粮食增产。

## 2. 农业企业带动粮食增产的异质性表现

农业企业发展能够形成规模化的种植模式并提升粮食生产效率,从而对粮食增产产生影响。但中国幅员辽阔,农业种植结构复杂且粮食品种和生长环境多样<sup>[32]</sup>,同时,各地区农业现代化发展受到当地农业基础和政府扶持力度的影响。中国有黑龙江、河南、山东为代表的粮食主产区,根据国家统计局公布数据计算所得,2022年以13个省为代表的粮食主产区产粮51317.39万吨,约占全国74%的粮食产量。农业在粮食主产区的产业结构中比重较高,这表明该地区具有更高水平的农业供给市场,激发了更高的农业现代化发展水平,同时也可能为农业企业带来更好的生存生长空间。自然禀赋尤其是水土资源情况是决定粮食生产潜能的根本因素<sup>[33]</sup>,若想提升粮食产量必须衡量当前该地区自然资源具有的农业生产提升空间<sup>[34]</sup>。除了地区间的自然资源禀赋差异,劳动力资源禀赋同样是影响粮食产量提升动力的关键因素。劳动力资源不仅包含直接参与农业生产劳动的农民和农业员工、掌握农业技能的科技人员、工程师、顾问,还包含从事农产品加工、包装、质检的工厂工人,以及从事农产品销售与营销的劳动力。其中,参与农业生产的劳动力是实现粮食产量提升的重要主体,而不同类型的农业企业可能需要不同的劳动力组合来满足其生产和经营需求。农业企业的生存和发展与当地劳动力资源密切相关<sup>[35]</sup>,对当地劳动力资源的合理利用和管理对农业企业的经营和发展具有重要意义。自然资源和劳动力资源禀赋对粮食增产动能和农业企业发展都具有一定的作用力,那么在不同禀赋下,农业企业带动粮食增产的能力势必会存在异质性,由此提出如下假设:

H<sub>3a</sub>:农业企业带动粮食增产效应在自然资源禀赋不同地区存在异质性。

H<sub>3b</sub>:农业企业带动粮食增产效应在劳动力资源禀赋不同地区存在异质性。

前文中提到,政府努力通过招商引资和政策补贴为农业发展创造适宜工商资本生存的营商环境,“有为”政府和“有效”市场结合驱动农业企业投身粮食生产并进一步带动粮食增产。那么在不同的营商环境下,农业企业带动粮食增产的效果势必存在差异。首先,固定资产投资是反映一个地区营商环境的重要因素,私人部门固定资产投资会直接作用于资源配置结果<sup>[36]</sup>,产生市场竞争效应。通

过将资金投入高标准农田建设、仓储冷链物流和现代农业设施上,能够针对性地提升农业产能和农业市场发展<sup>[37]</sup>,也是解决农业现代化进程瓶颈的有效措施。其次,农业企业中尤其是农业龙头企业发展,离不开政府引导和补贴政策的支持<sup>[38]</sup>。近年来,政府对于农业企业的补贴力度持续加大,财税优惠、专项性补贴和贷款贴息等政策是常见的政府支持方式。刘云芬等在针对中国农业企业上市公司的研究中发现,政府补贴对农业企业绩效提升有显著的正向影响<sup>[39]</sup>。那么,地区固定资产投资和政府支持力度同样可能影响农业企业的带动增产效应,据此提出如下假设:

H<sub>3c</sub>:农业企业带动粮食增产效应受到地区资产投资的调节作用。

H<sub>3d</sub>:农业企业带动粮食增产效应受到地区政府支持的调节作用。

## 二、模型构建与数据描述

### 1. 模型构建

为了论证农业企业对粮食产量提升的影响效应,验证上文提出的系列假设,本文测算出2010—2019年地市层面的新增农业企业数量,构建地级市层面的面板数据,采用双向固定效应模型检验其对粮食产量的影响。考虑到地级市面板数据进行计量分析时,可能伴随不可观测、不随时间变化的因素,本文采用个体和时间双向固定效应模型进行实证分析。如式(1)所示, $yield_{it}$ 表示城市*i*在*t*时期的粮食产量; $AE_{it}$ 表示城市*i*在*t*时期的农业企业新增数量,其系数 $\alpha_1$ 反映农业企业对粮食产量的影响效应,若 $\alpha_1$ 显著为正则表明存在正向的促进作用; $\sum control_{it}$ 表示控制变量合集; $\mu_i$ 表示城市个体固定效应,用以控制模型中控制变量以外的个体影响因素; $\gamma_t$ 表示时间固定效应,用以控制模型中由时间影响的因素; $\epsilon_{it}$ 为随机误差项。为了进一步验证H<sub>1</sub>,探究农业企业对粮食产量影响的长期效应,本文加入以2010年为基期的农业企业累计数量TAE<sub>it</sub>,以此构建公式(2),若 $\beta_1$ 同样显示,表明农业企业对粮食生产的带动作用存在累积效应。

$$yield_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 AE_{it} + \alpha_2 \sum control_{it} + \mu_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

$$yield_{it} = \beta_0 + \beta_1 TAE_{it} + \beta_2 \sum control_{it} + \mu_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

为了论证农业企业带动粮食产量提升的作用机制,本文构建式(3),同样采用双向固定效应回归模型验证农业企业是否通过促进农业机械化生产、农业规模化种植带动粮食产量上升。上文文献综述和理论部分,通过前人的研究论述了农业机械化生产、农业规模化种植对粮食增产存在广泛认知的正向影响效应,将以上指标纳入集合M<sub>it</sub>中。参考江艇<sup>[40]</sup>对中介效应模型的做法,若式(3)中 $\varphi_1$ 显著,则表明农业企业通过促进M<sub>it</sub>带动农民增产。

$$M_{it} = \varphi_0 + \varphi_1 AE_{it} + \varphi_2 \sum control_{it} + \mu_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

进一步分析是否存在某种因素对农业企业带动增产的效应存在影响作用,构建调节效应模型(4)讨论H<sub>3c</sub>和H<sub>3d</sub>是否成立。若被解释变量和解释变量的关系(回归斜率的大小和方向)随着第三方变量T<sub>it</sub>的变化而变化,则称T<sub>it</sub>在AE<sub>it</sub>和yield<sub>it</sub>之间起到调节作用。若交互项的系数 $\lambda_2$ 显著为正,则调节因素会正向激发农业企业带动粮食增产的影响效应,若 $\lambda_2$ 显著为负,则调节因素会负向抑制农业企业的带动粮食增产效应。

$$yield_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 AE_{it} + \lambda_2 AE_{it} \times T_{it} + \lambda_3 T_{it} + \lambda_4 \sum control_{it} + \mu_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

### 2. 数据描述性统计

本文以280个地级市面板数据作为样本,分析农业企业对粮食增产的带动效应,考虑到数据可得性问题以及2020年疫情对企业经营发展的现实冲击,本文样本时间范围选定为2010—2019年。相关数据来源于中国国家统计局、《2010—2019年中国城市统计年鉴》、中国工商新注册企业数据库、企查查开放平台数据库、《2010—2019年各省统计年鉴》等,其中部分数据存在空缺值,在保障数据科学性的前提下本文采取移动平滑和线性插值的方法对一部分数据进行补充,总计得到2517个研究样本,数据描述性统计如表1所示。

被解释变量:本文核心解释变量选取粮食产量(万吨)作为粮食产量yield的代理变量,为了在模

型分析中缩小变量异方差,对该数据进行对数化处理。

解释变量:衡量农业企业需要从企业层面入手,本文从微观企业层面着手测度城市农业历年新增注册企业数,用以衡量农业企业发展水平。根据国家统计局发布的《农业及相关产业统计分类(2020)》中科学界定的农业及相关产业统计范围,锁定农林牧渔业的企业经营业务范围,利用经营业务文本关键词对2010—2019年的全国工商企业注册数据库进行筛选,由此得到全国农业企业新增注册数据。进一步,利用百度API获取企业位置信息,将农业企业归属到所属城市层面,得到各城市历年新增农业企业数据。本文核心解释变量选取城市历年新增农业企业数量(个)作为农业企业AE的代理变量,同时考虑到农业企业存续情况对后期的被解释变量同样具有影响力,另选取农业企业累计数作为农业企业累计水平TAE的代理变量。两变量均采用对数化处理。

控制变量:为了讨论农业企业发展对粮食增产的带动效应,需对其他影响被解释变量的因素进行控制。其中,以年平均人口(万人)/地区行政面积(平方千米)计算出城市人口密度PD,以此衡量农业市场供需情况及其可能对粮食耕种土地造成的压力影响<sup>[41]</sup>;以第一产业就业人数(千万人)的对数值作为农业劳动力水平AE的代理变量,以此衡量农业劳动力供给对粮食生产的影响;以第二产业增加值占GDP比重作为工业发展水平ind\_2的代理变量,以此衡量工业发展对粮食生产的挤出效应<sup>[42]</sup>;以第三产业增加值占GDP比重作为服务业发展水平ind\_3的代理变量,以此衡量服务业发展对粮食生产的挤出效应;以社会消费品零售总额(万元)的对数值作为城市消费水平CS的代理变量,以此衡量农产品市场需求和价格对粮食生产的影响<sup>[43]</sup>。

调节变量:为了验证在政府创造的营商环境差异下农业企业带动粮食增产效应的异质性,本文选取固定资产投资水平(invest)和地方财政一般预算内支出占地区生产总值的比重(CS)两方面来作为调节变量,分别判断其对农业企业带动粮食增产的调节效应。

机制变量:为了验证农业企业带动粮食增产的作用机制,选取农用机械总动力(万千瓦)的对数值作为农业机械化生产的代理变量;以农作物总播种面积(千公顷)/农业劳动力人数(万人)的对数值作为农业规模化种植的代理变量<sup>[44]</sup>。

工具变量:在稳健性检验过程中,选取金融发展水平作为工具变量解决内生性问题,以城市金融贷款余额(亿元)作为工具变量的代理变量。理由在于:一方面,企业发展离不开金融工具的帮助,尤其对农业企业来说,金融机构贷款融资是其筹措资金的重要来源,很大程度上影响了农业企业发展中的存续状态,满足工具变量选取的相关性要求;另一方面,城市整体的金融发展水平并不是影响粮食产量的显著因素,金融资源进入粮食生产领域具有一定的难度<sup>[45]</sup>,满足工具变量选取的排他性条件。为统一量纲,本文对金融发展水平进行数据归一化处理。

表1 数据描述性统计

	变量	符号	均值	最小值	最大值
被解释变量	粮食产量	yield	4.879	0.336	7.809
核心解释变量	农业企业发展水平	AE	3.846	0	7.197
	农业企业累计水平	TAE	5.402	0	8.943
	人口密度	PD	0.042	0.001	0.263
控制变量	农业劳动力水平	AE	22.695	18.652	27.931
	工业发展水平	ind_2	47.750	10.680	89.750
	服务业发展水平	ind_3	39.730	9.76	79.23
	居民消费水平	CS	15.457	5.472	18.375
调节变量	固定资产投资	invest	16.157	0	18.376
	政府支持力度	GS	14.751	11.711	17.171
机制变量	农业规模化种植	SA	7.382	1.214	13.162
	农业机械化生产	AM	5.905	1.301	7.742
工具变量	金融发展水平	IV	0.051	0	1



### 三、实证结果与分析

#### 1. 农业企业对粮食增产的影响

为了验证农业企业对粮食产量提升是何种作用效果,构建个体和时间双向固定效应模型,选取一系列测算指标建立面板数据进行回归,回归结果如表2所示。列(1)~(5)展示了模型(1)的回归结果,其中列(1)、(2)显示未添加和添加控制变量的情况下,农业企业对粮食产量提升的作用显著为正,且在1%的水平上显著,表明农业企业有效地带动了粮食增产。列(3)~(5)展示了增加固定效应后的回归结果,可知无论固定个体效应还是时间效应,农业企业对粮食产量的影响系数都显著为正。观察第(5)列回归结果可知,在增加了控制变量和个体、时间双向固定效应后,其他条件不变的情况下农业企业对粮食增产的促进效应达到1.2%。而第(6)列展示了农业企业带动粮食增产的累积效应,可以看出农业企业累计数量增长对粮食产量的回归系数在1%的水平上显著为正,且在控制其他因素的情况下影响系数达到5.1%,高于历年新增农业企业的带动效应。这表明,农业企业建立和存续期内会持续对当地的粮食增产释放动力。由此可知,尽管企业具有趋利性的经营目的,但同样具有参与粮食生产的动因。在过去的发展中,农业企业有效地带动了粮食产量提升,在粮食安全保障中作出了一定的贡献, $H_1$ 得到验证。

观察控制变量对农业增产的影响效应发现,固定个体效应和时间效应后,人口密度对粮食产量的影响系数显著为负,这说明人口集聚地区由于住房和城市建设的需求,挤占了更多的耕种土地,导致农业种植空间被压缩,抑制了粮食产量的提升;农业就业人数回归系数的显著性在控制个体固定效应后不再显著为正,这可能由于农业生产中的劳动力生产效率并未提升,出现农业生产劳动力过饱和现象;工业发展水平对农业产量的影响系数显著为负,这源于产业结构调整中的竞争效应和工业发展在土地等资源的挤占结果;服务业发展对粮食产量的影响并不显著,这可能源于一方面涉农相关的生产性服务业所占比重较小,另一方面服务业对土地空间的占用不同于工业一般具有强制的需求;地区消费水平对粮食产量的影响并不显著,这可能源于物流业发展导致农业产出和消费之间不再受距离的显著影响,农产品运输成本也在不断下降,尤其在粮食上的消费并不受限于当地的粮食产量,反映出农产品需求市场对当地粮食生产的导向性不强。

表2 主回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
AE	0.019*** (4.93)	0.023*** (5.40)	0.021*** (5.35)	0.017*** (3.32)	0.012** (2.56)	
TAE						0.051*** (4.39)
PD		-7.845*** (-7.63)	-16.407*** (-12.82)	-7.684*** (-7.50)	-15.832*** (-12.42)	-15.577*** (-12.49)
AE		0.005** (2.01)	-0.004 (-1.57)	0.007** (2.27)	-0.001 (-0.49)	0.018*** (4.17)
ind_2		-0.015*** (-7.90)	-0.008*** (-4.48)	-0.014*** (-6.85)	-0.006*** (-3.07)	-0.006*** (-3.21)
ind_3		-0.014*** (-6.18)	-0.007*** (-3.09)	-0.010*** (-4.01)	-0.001 (-0.53)	-0.000 (-0.15)
CS		0.093*** (4.64)	-0.005 (-0.28)	0.087*** (4.32)	-0.013 (-0.66)	-0.006 (-0.31)
个体固定	否	否	是	否	是	是
时间固定	否	否	否	是	是	是
$R^2$	0.077	0.052	0.987	0.050	0.987	0.987
N	2517	2243	2243	2243	2243	2329

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%水平上显著,括号内数值为t值;下同。

## 2. 稳健性检验

为了进一步验证  $H_1$ , 本文设定多种检验方法来证明主回归结果的稳健性, 包括去除省会城市、去除农业企业数极大值和极小值城市样本的方式改变分析样本容量, 更换核心解释变量为农业企业累计数量与地区生产总值的比值, 更换被解释变量为农业总产值(千万)的对数, 以及使用工具变量法排除内生性问题。

(1) 改变样本容量: 观察总样本得知, 280 个子样本中城市特征和农业企业发展水平存在一定的差异。其中, 省会城市作为各级地方行政中心, 具有区别于其他城市的政策关注度和战略部署。考虑到农业企业发展的政策关照度可能会在城市间存在差异, 本文将样本中的 30 个省会样本去除, 再次进行回归。结果显示在表 3 的第(1)、(2)列中, 可以看出农业企业带动粮食增产的影响效应依然显著为正, 且回归系数并未发生大幅度改变, 排除了样本城市间行政待遇差异导致的影响。从 2019 年各地区新增农业企业数量来看, 各地区的新增量分布具有正态分布的长尾特征, 则城市间的农业企业发展规模存在一定的差异。为了排除极端值对实证结果的干扰, 进一步计算各地区样本期内平均新增农业企业数来表征农业企业发展平均水平, 去除其极大值(>95%)和极小值(<5%)样本再次进行回归分析。表 3 的列(3)、(4)展示了去除农业企业发展水平极大值的样本回归结果。观察回归结果可知, 农业企业带动粮食增产的回归系数大小仅发生了微弱的变化且依然在 5% 的置信水平上显著为正。列(4)、(5)展示了去除样本极小值的回归结果, 农业企业对粮食生产影响的短期和长期效应依然显著为正且系数值仅发生微弱变化。以上方法验证了  $H_1$  结果的稳健性。

表 3 稳健性检验

变量	去除省会		去除极大值		去除极小值		替换解释变量
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
AE	0.012*** (2.64)		0.011** (2.32)		0.011** (2.34)		
TAE		0.047*** (4.21)		0.049*** (4.12)		0.045*** (3.92)	
TAE'							0.012*** (4.05)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是	是
$R^2$	0.989	0.989	0.986	0.986	0.987	0.987	0.988
N	2022	2022	2129	2219	2188	2188	2340

(2) 替换核心解释变量: 由于城市间农业企业发展的程度存在差异, 这在一定程度上与城市经济发展水平相关, 本文进一步将表征农业企业总量数据更换为其与地区生产总值(百元)的比值(TAE'), 再次进行稳健性检验。结果如表 3 中列(7)所示, 在添加了控制变量和个体、时间固定效应后, 农业企业对粮食产量提升的影响在 1% 的水平上显著为正。通过对比农业企业累计量与农业企业比值量的回归系数差异可知, 在考虑了城市间经济差异后农业企业对粮食产量的影响效应与表 2 列(5)的主回归结果相一致。由此可知, 农业企业对粮食增产具有正向的促进作用, 再次验证  $H_1$ 。

(3) 替换被解释变量: 进一步采用更换被解释变量的方法检验主回归结果的稳健性, 以地区农业总产值作为替代变量进行回归检验。由表 4 第(1)列的结果可知, 在添加控制变量和个体、时间双向固定效应后, 农业企业对农业产值的影响系数在 10% 的水平上显著为正, 表明农业企业对地区农业产值具有正向的促进作用。同时, 列(2)展示出农业企业对粮食增产的累积效应显著为正, 验证了主回归结果的稳健性。替换被解释变量进行的稳健性检验通过, 再次证明了  $H_1$  稳健。

(4) 采用工具变量: 考虑到本文讨论农业企业对粮食增产的影响可能存在内生性问题, 主要在于实证模型构建中可能遗漏了某些影响粮食产量的变量, 且自变量和因变量之间可能存在互为因果的问题。在针对实证结果稳健性的进一步讨论中, 本文尝试采用工具变量法解决内生性问题, 采用城



市金融发展水平(城市金融贷款余额)作为农业企业的工具变量。表4第(3)列显示了内生解释变量对工具变量和控制变量回归结果,得出工具变量和内生解释变量是显著相关的。弱工具变量检验发现, $F$ 检验值为50.56大于10,弱工具变量检验通过。其中,LM统计量结果中, $p$ 值为0.000,拒绝工具变量识别不足的假设。测试工具变量与内生变量的相关性检验中,CD检验的 $F$ 统计量为50.56,大于10%的临界值16.38,检验通过。总体而言,以上检验说明选取城市金融发展水平作为农业企业工具变量具有合理性。第二阶段检验中,列(4)显示考虑工具变量后农业企业对粮食增产的影响系数依然在1%的水平上显著为正,表明排除内生性影响后, $H_1$ 依然稳健。

#### 四、农业企业带动粮食增产的作用机制

上文已经论证了农业企业具有带动粮食增产的整体效应,下面验证农业企业是否通过作用于提高农业规模化种植和机械化生产水平两方面来带动粮食增产。机制分析的结果如表5所示,列(1)和(2)展示了添加控制变量和个体、时间双向固定效应下,农业企业对粮食规模化种植的当期影响和累积影响,结果表明农业企业在短期内未显著提升粮食规模化种植,而农业企业存续期间对粮食规模化种植具有显著的正向促进作用。这可能源于农业企业刚成立时不具有调动耕地资源的能力,且部分农业种植企业与农村基层组织及农户的土地承包合作并未及时展开,随着农业企业数量逐渐增多,农业规模化种植范围越来越大,并由此促进了粮食持续增产, $H_{2a}$ 得到验证。

表5中列(3)和(4)展示了农业企业新增和累计发展水平对农业机械化生产水平的影响效应,结果表明农业企业当期发展即对农业机械化生产产生作用,其回归系数在1%的水平上显著为正。可以看出,农业企业提高机械化种植水平不存在时滞性,农业生产型企业本身的机械化水平较高,且部分具备机械化和社会化服务能力的农业企业会为当地小农生产提供农业种植环节的机械服务,以此来提升当地整体的农业机械化水平,并进一步促进粮食产量提升。与此同时,农业企业在存续的过程中会催生一定的社会化服务业务,更大程度上对当地农业生产的机械化水平产生影响, $H_{2b}$ 得到验证。据此,通过实证模型分析结果证明了农业企业通过提升农业规模化种植水平和机械化生产水平来带动粮食增产。

#### 五、异质性分析

以水土面积和质量为代表的自然资源禀赋被认为是关系粮食生产力水平的直接因素,在验证农业企业具有带动粮食增产能力后,考察其在不同自然条件下的增产效应差异十分关键。粮食主产区

表4 稳健性检验(更换被解释变量、工具变量)

变量	更换被解释变量		第一阶段	第二阶段
	(1)	(2)	(3)	(4)
AE	0.007*			0.243***
	(1.92)			(6.03)
TAE		0.039***		
		(4.36)		
IV			-3.223***	
			(-7.11)	
$F(\text{test})$			50.56	
Anderson canon.			49.44	49.436
corr. LM统计量			(0.000)	(0.000)
Cragg-Donald WaldF			50.56	50.558
统计量			{16.38}	{16.38}
控制变量	是		是	是
个体固定	是		是	是
时间固定	是		是	是
$R^2$	0.736	0.735	—	—
N	2374	2469	2241	2241

注:{ }内数值为 Stock-Yogo 弱识别检验10%水平上的临界值。

表5 影响机制(规模化种植、机械化生产)

变量	SA		AM	
	(1)	(2)	(3)	(4)
AE	0.005		0.052***	
	(1.32)		(2.76)	
TAE		0.032***		0.093**
		(3.50)		(2.05)
控制变量	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是
$R^2$	0.981	0.982	0.757	0.763
N	2056	2106	2374	2469

内的农业发展肩负着保障粮食安全和重要农产品供给的重任,主产区内的耕种面积占比较高且具有土壤优质、水资源丰富等自然生产条件优势。同时,国家对于粮食主产区农业发展给予一定的保护,该地拥有更高的粮食生产政策推动力。所以,探究农业企业在粮食主产区内的带动增产差异,能够有效地判断其在自然资源禀赋和农业政策关注度差异下的不同作用表现。表6中(1)~(4)列展示了农业企业短期和长期发展下在13个粮食主产区内的带动增产效应,可以看出添加控制变量及时间、个体固定效应前提下,影响效应存在明显的异质性。具体来看,农业企业短期内在粮食主产区内的带动增产效应显著为正且与全国平均水平基本保持一致。然而其在非粮食主产区内的影响效应并不显著,这充分说明了农业企业促进粮食增产能力受到当地自然资源禀赋的限制。但是,农业企业累计发展能够促进非粮食主产区内的粮食产量提升,由列(4)结果可知,农业企业长期能够有效地带动农业资源禀赋较差地区的粮食增产。这表明,单纯依靠自然条件无法改善的粮食生产情况能够依靠农业企业发展出新的增产逻辑。同样值得关注的是,尽管粮食主产区农业企业短期即可产生带动增产的作用力,但粮食主产区带动增产的空间有限,自然禀赋优势一定程度上成为约束生产主体发挥能动性的限制,挖掘非主产区的粮食增产潜力十分关键。

表6 异质性分析(地区资源禀赋)

变量	粮食主产区		非粮食主产区		人力资源优势区		人力资源非优势区	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
AE	0.012*		0.004		0.021***		-0.008	
	(1.93)		(0.61)		(3.05)		(-1.28)	
TAE		0.009		0.093***		0.061***		0.006
		(0.59)		(5.56)		(3.70)		(0.39)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
个体固定	是	是	是	是	是	是	是	是
时间固定	是	是	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.978	0.978	0.985	0.986	0.987	0.987	0.986	0.987
N	1390	1390	853	853	1146	1146	1146	1146

劳动力水平同样是影响粮食生产的关键因素,尤其在于农业作为劳动密集型产业,农业劳动力供给不足是造成“土地空心化”的关键原因。与此同时,企业建立和发展离不开劳动力的参与和支持,而农业企业涉及非农劳动力、雇佣型农业劳动力和非雇佣型以“订单一约定”模式存在的农民劳动力。所以,有必要考察人力资源水平差异下当地农业企业带动粮食增产效应的异质性。本文通过计算样本期内各城市历年平均劳动力数量,并找到劳动力水平的中位数,将大于或等于中位数的城市划分为人力资源优势区域,将小于中位数的城市划分为人力资源非优势区。观察表6列(5)~(6)的回归结果可知,在添加了控制变量和个体、时间固定效应的前提下,农业企业仅在人力资源水平较高地区能够显著地促进粮食产量提升,而当地人力资源匮乏的条件下,农业企业无论是短期还是长期都没能起到带动粮食增产的作用效果。列(5)和列(6)结果显示,农业企业短期和长期在人力资源水平较高地区对粮食产量的影响系数显著为正,且超过全国一般水平下的影响效应值。这充分说明了,农业企业带动粮食增产需要和人紧密相连,尽管农业企业以法人形式参与到粮食生产中填补了一部分外流农民的角色。但企业发展的根基在于人力资本,当地人力资源水平对农业企业带动粮食增产具有重要影响。

论证了农业企业带动粮食增产效应关于自然和人力资源禀赋差异的区域异质性后,本文进一步讨论影响农业企业带动粮食增产的调节效应,论证何种外生性因素能够改变农业企业的带动增产效应。根据前文关于H<sub>3c</sub>和H<sub>3d</sub>提出依据的分析,固定资产投资和政府支持是作用于企业发展的关键因素,农业企业建立和存续依靠的资金和政策条件是决定其能否存活和良性发展的基础。表7列(1)展示了地区固定资产投资对农业企业带动粮食增产效应的影响,列(2)展示了政府扶持对农业企业带动粮食增产效应的影响。由此可知,固定资产投资与农业企业交互项的回归系数在1%的水平上显著为正,表明

固定资产投资增加将会显著促进农业企业对粮食增产的影响效应。同样,政府支持与农业企业交互项的回归系数在1%的水平上显著为正,表明政府支持力度越大,该地区农业企业带动粮食增产的能力越强,说明政府部门通过引导农业企业参与粮食生产的显著成效。进一步,观察两组回归结果的系数大小可知,政府支持的调节效应高于固定资产投资,这也体现出当前农业发展状态下,农业企业对政策扶持的依赖性要强于市场化的推进力。

## 六、结论与启示

大国小农是我国基本的国情和农情,在明确坚持家庭经营基础性地位的基础上,为推动小农与现代农业的有机衔接,我国正致力于加快建构现代农业经营体系。其中,培育新型农业经营主体,联合带动小农户创新发展是该体系的重要构件。在相关政策的积极倡导下,我国以农业企业为代表的新型农业经营主体数量快速增加,相较于2010年,2019年我国经由工商企业注册登记的农业企业数量增加约545.44万家。对人口大国而言,破解“未来谁来种地”问题至关重要,为探究农业企业究竟是挤占粮食生产资源,还是推动粮食产能提升,本文利用2010—2019年地市层面的新增和累积农业企业数量表达区域农业企业发展水平,然后构建双向固定效应模型检验其对粮食产量的影响。

研究结果表明:第一,农业企业可显著促进粮食产量提升,其短期增产效应为1.2%,长期增产效应为5.1%。第二,农业企业的增产机制是推动地区规模化种植和机械化生产,长期来看,农业企业促进经营规模扩张和机械化生产的效应值分别为3.2%和9.3%。第三,农业企业的增产效能随区域资源禀赋不同表现出明显的异质性,具体来说,农业企业在短期内能够对自然资源禀赋更优渥的粮食主产区起到增产作用,但其对非粮食主产区的增产效应需要长期经营才能显现;人力资源的丰裕度对农业企业发挥增产效能至关重要,丰裕度高的地区农业企业的增产效应更强。第四,除资源禀赋条件外,在政府创造的营商环境更佳地区,即地区固定资产投资水平越高或者公共支出占GDP比重越大的地区,农业企业对粮食产量的提升效应更强。

根据以上结论,提出如下启示:在坚持农村基本经营制度基础上,做大做强以农业企业为代表的新型农业经营主体,推动农业经营规模扩张和农业机械化生产,可以在一定程度上突破资源禀赋的增产局限,从生产组织经营模式改进层面提升粮食安全保障水平,发挥农业企业在乡村产业振兴中的优势力量。具体策略包括:鼓励有条件的小农户通过土地交易市场扩大农地经营规模成长为种植大户或组建家庭农场,然后引导种植大户或家庭农场通过横向联合组建农民专业合作社,最后通过合作社之间的融合发展形成经营规模大、集约化程度高、市场竞争力强的农业企业。进一步地,由于良好的资源禀赋条件与优渥的区域营商环境,能够增强农业企业的粮食增产效应,各地一方面应强化基础条件保障,通过高标准农田建设的持续推进,改善土地平整化、连片化程度,并提升田间排水灌溉、电力交通保障水平;另一方面应建构农业企业扶植制度,引导金融机构为培育孵化农业龙头企业提供资金支持,同时强化高素质农民培训,为农业企业发展提供经营管理和技术创新的人力支持,引导各类人才到乡村兴办产业。

表7 调节效应结果

变量	(1)	(2)
$AE \times invest$	0.010*** (4.14)	
$AE \times GS$		0.028*** (6.20)
$AE$	-0.148*** (-3.82)	-0.400*** (-6.03)
$invest$	-0.031*** (-4.14)	
$GS$		-0.124*** (-4.27)
控制变量	是	是
个体固定	是	是
时间固定	是	是
$R^2$	0.987	0.985
$N$	2243	2243

## 参 考 文 献

- [1] 万广华,程恩江. 规模经济、土地细碎化与我国的粮食生产[J]. 中国农村观察,1996(3):31-36,64.
- [2] 田玉军,李秀彬,马国霞,等. 劳动力析出对生态脆弱区耕地撂荒的影响[J]. 中国土地科学,2010,24(7):4-9.
- [3] 陈江龙,曲福田,陈雯. 农地非农化效率的空间差异及其对土地利用政策调整的启示[J]. 管理世界,2004(8):37-42,155.



- [4] 张照新,赵海.新型农业经营主体的困境摆脱及其体制机制创新[J].改革,2013(2):78-87.
- [5] 黄祖辉,俞宁.新型农业经营主体:现状、约束与发展思路——以浙江省为例的分析[J].中国农村经济,2010(10):16-26,56.
- [6] 杨军,房姿含.供应链金融视角下农业中小企业融资模式及信用风险研究[J].农业技术经济,2017(9):95-104.
- [7] 张新文,高啸.农业经营主体的类型比较、效益分析与进路选择[J].现代经济探讨,2019(3):101-107.
- [8] 奚国泉,李岳云.中国农产品品牌战略研究[J].中国农村经济,2001(9):65-68.
- [9] 张露,罗必良.中国农业的高质量发展:本质规定与策略选择[J].天津社会科学,2020(5):84-92.
- [10] 高晓燕,赵宏倩.工商资本下乡“非粮化”现象的诱因及长效对策[J].经济问题,2021(3):92-99.
- [11] 郭振宗,杨学成.农业企业化:必然性、模式选择及对策[J].农业经济问题,2005(6):29-33,79.
- [12] 胡鞍钢,吴群刚.农业企业化:中国农村现代化的重要途径[J].农业经济问题,2001(1):9-21.
- [13] 廖祖君,郭晓鸣.中国农业经营组织体系演变的逻辑与方向:一个产业链整合的分析框架[J].中国农村经济,2015(2):13-21.
- [14] 陈义媛.资本下乡:农业中的隐蔽雇佣关系与资本积累[J].开放时代,2016(5):92-112,8.
- [15] LIVINGSTONE I. Agriculture, small enterprise development and poverty eradication in Vietnam[J]. Journal of the Asia Pacific economy, 2000, 5(3): 173-189.
- [16] BELL L W, HARRISON M T, KIRKEGAARD J A. Dual-purpose cropping-capitalising on potential grain crop grazing to enhance mixed-farming profitability[J]. Crop and pasture science, 2015, 66: i-iv.
- [17] GAFFNEY J, CHALLENGER M, CALIFF K, et al. Building bridges between agribusiness innovation and smallholder farmers: a review[J]. Global food security, 2019, 20: 60-65.
- [18] 蒋静梅,傅欢欢.产业集群视角下通海蔬菜产业发展与经济增长的实证研究[J].中国农业资源与区划,2014,35(4):121-126.
- [19] 李宇,杨敏.创新型农业产业价值链整合模式研究——产业融合视角的案例分析[J].中国软科学,2017(3):27-36.
- [20] 黄季焜,胡瑞法.农业科技投资体制与模式:现状及国际比较[J].管理世界,2000(3):170-179.
- [21] 宋小青,欧阳竹.1999—2007年中国粮食安全的关键影响因素[J].地理学报,2012,67(6):793-803.
- [22] 张露,罗必良.农业减量化:农户经营的规模逻辑及其证据[J].中国农村经济,2020(2):81-99.
- [23] PARK A G, MCDONALD A J, DEVKOTA M, et al. Increasing yield stability and input efficiencies with cost-effective mechanization in Nepal[J]. Field crops research, 2018, 228: 93-101.
- [24] ZHANG G Z, JI C, WU Q, et al. Study on path planning of mechanized harvesting of ratoon rice in the first season based on the capacitated arc routing problem model[J]. Frontiers in plant science, 2022, 13: 963307.
- [25] 李江一,秦范.如何破解农地流转的需求困境?——以发展新型农业经营主体为例[J].管理世界,2022,38(2):84-99,6.
- [26] 孔祥智.新型农业经营主体的地位和顶层设计[J].改革,2014(5):32-34.
- [27] 刘丽伟,高中理.美国发展“智慧农业”促进农业产业链变革的做法及启示[J].经济纵横,2016(12):120-124.
- [28] 王亚洲,林健.人力资源管理实践、知识管理导向与企业绩效[J].科研管理,2014,35(2):136-144.
- [29] 全世文,胡厉芳,曾寅初,等.论中国农村土地的过度资本化[J].中国农村经济,2018(7):2-18.
- [30] 吴冠岑,牛星,许恒周.乡村旅游开发中土地流转风险的产生机理与管理工具[J].农业经济问题,2013,34(4):63-68,111.
- [31] 张宗毅,杜志雄.土地流转一定会导致“非粮化”吗?——基于全国1740个种植业家庭农场监测数据的实证分析[J].经济动态,2015(9):63-69.
- [32] 邓宗兵,封永刚,张俊亮,等.中国种植业地理集聚的时空特征、演进趋势及效应分析[J].中国农业科学,2013,46(22):4816-4828.
- [33] 刘洁,刘永平.农户农业企业化经营的影响因素分析——以河北省558个农户为例[J].中国农村经济,2007(4):18-24,31.
- [34] 毛学峰,刘靖,朱信凯.中国粮食结构与粮食安全:基于粮食流通贸易的视角[J].管理世界,2015(3):76-85.
- [35] 赵曙明,张敏,赵宜萱.人力资源管理百年:演变与发展[J].外国经济与管理,2019,41(12):50-73.
- [36] 冯林,王家传,蔡超.金融资源配置差异视角的城乡二元解释[J].农业经济问题,2013,34(1):34-38,110-111.
- [37] 梁志会,张露,张俊飏.包容性制度能改善农村公共治理吗?——基于农业税改革与村庄农田水利投入关系的经验分析[J].管理世界,2022,38(9):113-127.
- [38] 范黎波,马聪聪,马晓婕.多元化、政府补贴与农业企业绩效——基于A股农业上市企业的实证研究[J].农业经济问题,2012,33(11):83-90,112.
- [39] 刘云芬,陈砾.多元化、政府支持与公司绩效——基于中国农业上市公司的实证研究[J].农业技术经济,2015(2):118-128.
- [40] 江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100-120.
- [41] 刘忠,李保国.基于土地利用和人口密度的中国粮食产量空间化[J].农业工程学报,2012,28(9):1-8.
- [42] 陶然,徐志刚.城市化、农地制度与迁移人口社会保障——一个转轨中发展的大国视角与政策选择[J].经济研究,2005(12):45-56.
- [43] 刘正佳,钟会民,李裕瑞,等.近20年中国粮食生产变化特征及其对区域粮食供需格局的影响[J].自然资源学报,2021,36(6):1413-1425.
- [44] 行伟波,张思敏.财政政策引导金融机构支农有效吗?——涉农贷款增量奖励政策的效果评价[J].金融研究,2021(5):1-19.
- [45] 李春霄,贾金荣.金融排斥、收入差异与粮食安全[J].经济与管理研究,2012(12):35-41.

## Can the New Agricultural Business Entities Promote Grain Yield Improvement?

——Evidence from Chinese Agricultural Enterprises

ZHANG Chunyan, ZHANG Lu

**Abstract** New agricultural business entities, represented by agricultural enterprises, are important drivers of agricultural modernization. However, it remains uncertain whether their production and operational activities are encroaching on food production resources or promoting grain yield improvement. This study utilizes the number of newly established agricultural enterprises at the municipal level from 2010 to 2019 to measure the degree of agricultural enterprise development in different regions. Subsequently, a two-way fixed effects model is constructed to examine their impact on grain yield. The results are as follows: 1) The agricultural enterprises significantly promote grain yield improvement. 2) The mechanism through which agricultural enterprises enhance production involves promoting large-scale cultivation and mechanized production, thereby improving resource utilization and enhancing agricultural productivity. 3) The effectiveness of agricultural enterprises in increasing yield exhibits noticeable heterogeneity with regard to regional resource endowments. Specifically, agricultural enterprises can enhance yields in grain-producing regions with favorable natural resource endowments in the short term. However, the yield-enhancing effects of agricultural enterprises in non-grain-producing regions become apparent after long-term operations. The abundance of human resources is crucial for agricultural enterprises to realize their yield-enhancing potential, with regions having a higher abundance of human resources exhibiting stronger effects from agricultural enterprises. 4) In regions with a more favorable business environment created by the government, characterized by higher levels of fixed asset investment or a larger proportion of public expenditure relative to GDP, the yield-enhancing effects of agricultural enterprises are greater. To effectively maximize the important contribution of agricultural enterprises in promoting food security, it is necessary to create a favorable business environment alongside effective markets and proactive government while ensuring an adequate supply of resources.

**Key words** agricultural enterprises; new agricultural business entities; grain yield; food security; agricultural modernization

(责任编辑:余婷婷)