

新冠疫情冲击下税收优惠政策实施 能刺激农业企业投资吗*

——基于全国代表性农业企业的实证分析

张延龙¹ 王明哲² 曾钊雅³ 冯伟⁴

摘要：本文基于2019年和2020年具有全国代表性的农业企业微观数据，采用双重差分模型探究新冠疫情冲击下税收优惠政策对农业企业投资规模的影响。研究表明：第一，新冠疫情冲击下实施的税收优惠政策能够激发农业企业的生产信心，促进农业企业增加投资规模，使企业新增固定资产投资增加约6.4%；第二，税收优惠政策对不同特征农业企业投资的作用效果存在差异，能够刺激民营农业企业以及养殖业、加工业、生产性服务业农业企业增加投资规模，对于受新冠疫情冲击程度低、采用电子商务交易、入驻农业产业园、储藏能力和运输能力强、带动农户数量多的农业企业，税收优惠政策的刺激作用更强；第三，税收优惠政策主要通过减少上缴税金和改善企业经营绩效两个渠道来促进农业企业增加投资规模。本文认为，在重大突发公共事件冲击下，税收优惠政策能够为农业企业纾困、促进农业企业恢复生产信心，有助于保证重要农产品稳定充足供给、稳固农业“基本盘”。

关键词：新冠疫情 税收优惠 农业企业 固定资产投资

中图分类号：F812.42 **文献标识码：**A

一、引言

新冠疫情（后文简称“疫情”）暴发对经济社会的正常运行造成了前所未有的冲击，也引发了社会对“菜篮子”有效供给、农产品价格稳定等问题的高度关注（普莫喆等，2020）。在抗击疫情期间，农产品稳产保供的重要性更加凸显。保障重要农产品有效供给对稳定全国经济社会大局、缓解民众心理担忧和恐慌情绪具有重要意义（程国强和朱满德，2020）。严格的疫情防控措施不可避免地导致农资物流链条断裂、农产品运输不畅、员工返岗受阻等问题（魏后凯和芦千文，2020；叶兴庆等，2020）。疫情不仅干扰了农业经营主体的正常经营活动，还导致了农业生产成本增加、农业经营主体生产经营

*本文研究是中国社会科学院国情调研重大项目“信息时代青年参与乡村治理制度建设调研”和2023年度中国社会科学院创新工程项目的阶段性成果。本文通讯作者：王明哲。

风险加大,不利于重要农产品稳产保供目标的实现(蒋和平等,2020;张延龙等,2022b)。相比于小农户,农业企业(后文简称“农企”)是中国农产品供给的主力军(张延龙等,2021),其要素产品交易频繁、超越传统农业生产周期等生产经营特点使其受疫情冲击更大(魏后凯和芦千文,2020)。因此,如何纾解疫情冲击下的农企经营困境、增强农企生产信心、鼓励农企持续经营和扩大再生产是确保农产品有效供给的关键问题。

税收政策是国家调节宏观经济逆周期和微观经济主体行为的重要手段(柳光强,2016)。在疫情暴发初期,中国政府第一时间出台了税收优惠政策,对疫情及时采取有效的措施。为保证疫情防控重点保障物资的有效供应,2020年2月6日,财政部、国家税务总局联合发布了《关于支持新型冠状病毒感染的肺炎疫情防控有关税收政策的公告》(财政部 税务总局公告2020年第8号,后文简称“8号公告”)^①,出台了一系列具有指向性的税收优惠政策,惠及主体包括粮食、肉蛋奶等重要农产品的生产和运输企业。值得注意的是,经济平稳时期出台的税收政策的目标主要是调节社会各阶层的收入分配、引进外资促进经济增长、优化产业结构(安体富,2002);而疫情冲击下出台的税收优惠政策主要是为了解决疫情防控初期因供应链中断引发的农产品供给不足问题,通过缓解农企资金压力、鼓励其持续经营和扩大生产来保证疫情防控重点保障物资的有效供应。虽然疫情防控期间生产经营风险的提升可能导致农企经营困难、抑制农企扩大再生产意愿,但从理论上讲,实施税收优惠政策能够在一定程度上削弱疫情带来的负面预期,促进农企扩大产能。一方面,实施税收优惠政策能够缓解企业资金压力、降低投资和扩产成本(申广军等,2016),从而鼓励企业扩大生产投资;另一方面,税收优惠政策的实施也向企业释放了有利信号,减少企业对于经济政策不确定性的忧虑、稳定企业经济形势预期,从而增加企业扩大生产的信心(Zhai et al., 2022; 顾雷雷等, 2022)。此外,相关企业案例也表明,疫情防控期间实施的一系列有针对性的税收优惠政策提升了企业扩大再生产的底气,鼓励其加大疫情防控重点保障物资供应^②。

回顾文献,学界目前多以经济平稳运行时期税收政策的改革和变化为切入点来分析税收政策与企业固定资产投资的关系(刘啟仁等,2019;郭杰和娄著盛,2022;李小荣等,2022)。不同于经济平稳运行时期的税收政策研究,重大突发公共事件冲击下的税收政策实施效果是一个独特的主题。这是因为,重大突发公共事件造成了剧烈的社会变化,加大了经济增长的不确定性和下行风险(Bloom, 2014),直接导致企业经营成本上升或未来收益下滑,进而改变企业预期,促使企业调整资源配置战略(Kang et al., 2014; 顾雷雷等, 2022)。在经济不平稳运行时期,实施税收优惠政策对企业固定资产投资的激励效果可能不同于经济平稳运行或上行时期,因为宏观环境变化引起的不确定性往往会影响财税政策对实体经济的调控效果(Bloom et al., 2018; Guceri and Albinowski, 2021)。然而,目前尚无证据表明在重大突发公共事件冲击下实施的税收优惠政策可以刺激企业新增固定资产投资。本文

^①参见《财政部 税务总局关于支持新型冠状病毒感染的肺炎疫情防控有关税收政策的公告》, <http://www.chinatax.gov.cn/chinatax/n810341/n810755/c5143465/content.html>。

^②资料来源:《税收优惠政策为防疫物资生产企业保驾护航》, http://www.gov.cn/xinwen/2020-04/02/content_5498353.htm。

通过考察疫情防控期间实施的税收优惠政策对农企新增固定资产投资的影响，帮助人们认识重大突发公共事件冲击下实施的税收优惠政策对稳定农产品供应的价值。

本文基于 2019 年和 2020 年具有全国代表性的 59384 家农企微观数据，首先，以疫情冲击下出台的税收优惠政策为准自然实验，采用双重差分模型考察税收优惠政策实施对农企投资规模的影响；其次，探讨税收优惠政策对不同特征农企投资规模的作用差异；最后，分别从减少上缴税金和改善企业经营绩效两个方面讨论税收优惠政策对农企投资规模的作用机制。本文的边际贡献主要有两点。第一，本文重点考察了重大突发公共事件冲击下实施的税收优惠政策对农企新增固定资产投资的影响。已有文献大多是分析经济平稳运行背景下实施的税收优惠政策对企业资产投资的影响（刘啟仁等，2019；郭杰和娄著盛，2022），但这些研究结果不足以佐证在高度不确定的市场环境下实施的税收优惠政策仍能激发企业投资的结论。本研究基于疫情冲击下出台的阶段性税收优惠政策，探讨了重大突发公共事件冲击下实施的税收优惠政策对农企投资行为的影响。第二，本文丰富了疫情防控期间保障农产品供给的相关研究。虽然许多研究已经认识到突发公共卫生事件对农产品供应造成极大冲击，但对于如何缓解这种负面影响大多以定性判断为主（普萸喆等，2020；张喜才，2022）。已有研究指出，疫情冲击下实施的货币政策能够为涉农扶贫企业纾困（阮荣平等，2022），但鲜有文献从微观企业视角提供税收政策实施对农企投资影响的经验证据。在全球公共卫生事件高频率、大规模暴发时期，农业部门自身固有的易损性更为突出，农产品生产、消费、贸易不确定性进一步加强（罗必良，2020）。本文的发现有利于加深对税收优惠政策在减小疫情负面影响中作用的理解，对政府如何在重大突发公共事件冲击下采用财税手段保障农产品供给给予重要政策启示。

二、研究设计

（一）数据来源

本文使用的全国代表性农企数据来源于农业农村部全国农业龙头企业监测数据（后文简称“监测数据”）。农业农村部乡村产业发展司从 2020 年开始于每年 3 月左右开展监测，统计全国农业龙头企业上一年度的生产经营情况，而并非统计企业某一时点的生产经营情况。监测数据覆盖全国 31 省（区、市）和新疆生产建设兵团，涵盖全国 8 万多家农企中发展较好的 59384 家农业龙头企业。该数据具有高覆盖、大样本的特征，内容包括企业经营状况、农产品生产加工、生产基地建设、社会化服务能力、科技创新、质量品牌等多方面信息（张延龙等，2021）。本文使用 2019 年和 2020 年的监测数据，覆盖了 8 号公告生效前后的时期。监测数据还提供了农企主要经营范围的行业划分信息，这为识别税收优惠政策惠及的特定行业提供了依据。在数据处理过程中，本文分别对连续型指标进行排序，并对第 1 百分位和第 99 百分位上的样本数据进行缩尾处理，以避免异常值对估计结果的干扰。

（二）识别策略

1. 基准回归模型。已有关于疫情对农业冲击的文献大多使用单差法去直接比较疫情前后农业产业部门的变化，但这一方法难以排除疫情之外其他因素的影响。事实上，评估税收优惠政策对农企投资规模的实施效果最直接的方法是比较一家受税收优惠政策影响的农企在“受政策影响”（事实）和“未

受政策影响”（反事实）情景下的投资规模。比较事实和反事实的结果能排除其他所有因素的干扰，从而准确识别政策的实施效果。然而，现实中无法观测反事实结果，因此，如何合理构造政策干预对象的反事实情景是识别政策效果的关键。本文采用双重差分（difference-in-difference, DID）方法识别疫情冲击下实施的税收优惠政策对农企投资规模的影响。DID方法的基本思想是：首先，将受政策影响的农企视为实验组，通过比较实验组农企在税收优惠政策实施前后的投资规模来剔除非时变不可观测特征对农企投资规模的影响；其次，将未受政策影响的农企视为控制组，将控制组农企投资规模的平均变化趋势视作实验组农企未受政策影响时的结果；最后，通过差分实验组农企和控制组农企的投资规模变化，来剔除即使在不存在税收优惠政策的情况下农企依旧会产生的投资规模变化（剔除其他因素的干扰），从而精确识别政策的实施效果。

疫情冲击下为支持重要农产品供应而出台的一系列有指向性的税收优惠政策为本文构建了准自然实验的场景。具体而言，2020年2月6日，财政部、税务总局联合发布了8号公告，在2020年^①实施如下税收优惠政策：疫情防控重点保障物资生产企业可按月申请全额退还增值税增量留抵税额；对疫情防控重点保障物资生产企业为扩大产能新购置的相关设备，允许一次性计入当期成本费用在企业所得税税前扣除；对纳税人运输疫情防控重点保障物资取得的收入免征增值税。根据国家发展和改革委员会确定的疫情防控重点保障物资清单^②，疫情防控重点保障物资的具体范围包括：粮食、食用油、食盐、糖、蔬菜、肉蛋奶、水产品等“菜篮子”产品，方便和速冻食品等重要生活必需品，蔬菜种苗、仔猪雏禽及种畜禽、水产种苗、饲料、化肥、种子、农药等农用物资，以及一系列医疗应急物资。该税收优惠政策的优惠力度对所有疫情防控重点保障物资生产企业是一致的，既不随生产运输的具体物资内容而改变，也不随地区受疫情冲击程度而改变。由于这些税收优惠政策是在疫情暴发后紧急制定的，政策出发点主要是保证重要农产品的有效供应而非侧重支持受疫情冲击程度较大的农企，因此可以认为税收优惠政策是外生的。

本文以疫情防控重点保障物资范围作为判断农企是否受到税收优惠政策影响的依据。具体而言，主要经营范围为肉、蛋、奶、粮食、蔬菜、水果、糖料的农企被纳入实验组，主要经营范围为皮毛、茶叶、花卉、棉麻丝、中药材、林业和其他农副产品的农企被纳入控制组。根据农企的主要经营范围划分实验组和控制组有两个潜在的问题。一是实验组和控制组的划分可能出现误差，即存在两种可能：实验组农企的实际经营范围包含控制组的农产品；或者控制组农企的实际经营范围包含实验组的农产品。二是生产不同种类农产品的农企在投资规模上可能存在差异。针对第一个问题，两种可能只会导致税收优惠政策的实施效果被低估，并不会改变本文的结论。针对第二个问题，已有文献指出，DID

^①8号公告指出，税收优惠政策自2020年1月1日起实施。财政部、税务总局2020年第28号公告指出，8号公告规定的税收优惠政策，执行至2020年12月31日。那么，企业从2020年1月1日至2020年12月31日开展的经营业务若符合公告内容即可享受税收优惠。

^②参见《国家发展改革委办公厅关于提供疫情防控重点保障物资具体范围的函》，https://www.ndrc.gov.cn/xxgk/zcfb/tz/202002/t20200220_1220796_ext.html。

方法仅需要满足干预政策和扰动项在差分意义上的外生性，而不要求实验组和控制组的分配是严格外生或随机分配（黄炜等，2022）。因此，本文不需要过度担心生产不同种类农产品的农企之间的差异，只需要保证控制组和实验组之间的投资规模差异保持稳定。此外，税收政策往往具有一定行业指向性，已有评估税收政策实施效果的文献也大多根据行业划分实验组和控制组（谷成和王巍，2021；寇恩惠等，2021）。综上所述，本文依据农企主要经营范围划分实验组和控制组是合理、可行的，使用 DID 方法能够较为准确地识别疫情冲击下实施的税收优惠政策对农企投资规模的影响。

DID 方法的使用还需要设定时间维度，本文分别选取 2019 年和 2020 年作为税收优惠政策生效的前后时期，具体模型设定如下：

$$Equip_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_t + \beta_2 X_{it < 2020} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中：下标 i 、 t 分别表示企业和年份。被解释变量 $Equip_{it}$ 表示企业 i 在 t 年的新增固定资产投资。交互项 $Treat_i \times Post_t$ 为核心解释变量，即反映税收优惠政策的实施。其中， $Treat_i$ 为分组虚拟变量，赋值如下：当企业属于实验组时， $Treat_i=1$ ；当企业属于控制组时， $Treat_i=0$ 。 $Post_t$ 为时间虚拟变量，赋值如下：当年份为 2020 年时（即 8 号公告实施之后）， $Post_t=1$ ；当年份为 2019 年时（即 8 号公告实施之前）， $Post_t=0$ 。 β_1 是本文关注的核心系数，其含义为疫情冲击下实施的税收优惠政策对农企投资规模的净影响。值得注意的是，DID 方法排除了那些对所有农企生效的税收优惠政策的影响，仅识别 8 号公告中规定的税收优惠政策的实施效果，因此，疫情防控期间出台的一系列税收优惠政策对促进农企增加投资规模的真实影响可能更大。 $X_{it < 2020}$ 为一系列反映企业经营状况的控制变量。为避免控制变量在税收优惠政策实施后发生的变化干扰政策实施效果的识别，本文参考黄炜等（2022）的做法，在模型中纳入税收优惠政策实施前（2019 年）的虚拟变量与控制变量的交互项，用来控制政策实施前不同经营状况农企之间可能存在的差异。 μ_i 为个体固定效应，控制不随时间变化但因企业个体而异的特征。这些企业个体层面的特征信息涵盖省份、城市、区县等层面的特征信息。 δ_t 为年份固定效应，控制所有企业在特定年份共同受到的宏观经济冲击或政策影响。 ε_{it} 为随机干扰项。

2. 调节效应模型。为了更准确地了解疫情冲击下实施的税收优惠政策的作用范围，本文进一步探讨税收优惠政策实施对不同特征农企投资规模的异质性影响。本文参考江艇（2022）的做法，直接展示税收优惠政策实施对不同组别农企的投资规模的因果效应，并在此基础上将二项分类变量的情形拓展到多项分类变量。具体模型设定如下：

$$Equip_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \sum_{k \geq 2} Z_i^k \times Treat_i \times Post_t + \lambda_2 X_{it < 2020} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2) 式中： Z_i^k 为调节变量，上标 k 表示第 k 个分类的虚拟变量； $Z_i^k \times Treat_i \times Post_t$ 表示调节变量在第 k 个分类时，税收优惠政策实施对农企投资规模的因果效应；其余变量含义同 (1) 式。当调节变量为二项分类变量时，本文通过组间差异检验来判断因果效应的组间异质性是否显著。

3. 中介效应模型。税收优惠政策可能通过两个潜在渠道影响农企投资规模。一是减少企业上缴税金数额。税收优惠政策实质上是将政府存量利益部分转移至企业部门的扩张性财政政策，该政策直接

作用于市场主体，力度大、范围广、指向性强、见效快。8号公告中，减税政策和新购设备一次性税前扣除政策能够直接降低企业纳税支出，有效缓解企业税收负担，增加企业留存收益和自由现金流，提高企业生产经营积极性，促进企业扩大生产投资。二是改善企业经营绩效。疫情冲击下出台的税收优惠政策能够极大地改善企业资金状况。例如，全额退还增值税增量留抵税额能够盘活企业进项税额沉淀资金，减少企业资金压力，缓解资金短缺的财务困境。此外，这些税收优惠政策还从供需两侧共同提升企业经营绩效。从供给端看，税收优惠政策通过减少要素使用成本直接降低企业扩大生产的成本，增加企业经营利润；同时，减少对企业的利润征税能够促使企业提升供给效率、增加研发支出（申广军等，2016；谷成和王巍，2021），从而推动企业盈利能力提升。从需求端看，税收优惠政策导致的生产成本下降促使企业调低产品价格，从而刺激消费需求（Alm and El-Ganainy, 2013）。企业将根据市场供需变化相应地采取增加供给量等经营策略来实现盈利。企业经营绩效代表企业的生产经营状况和获利能力，拥有更多内部留存收益的企业往往更有能力扩大生产投资，特别是投资风险和成本较高的固定资产。

为探究税收优惠政策实施影响农企投资规模的作用机制，本文参考张延龙等（2022a）的策略，选取中介效应模型进行路径识别，具体模型设定如下：

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_i \times Post_t + \alpha_2 X_{it-2020} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Equip_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Treat_i \times Post_t + \gamma_2 M_{it} + \gamma_3 X_{it-2020} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

（3）式和（4）式中： M_{it} 为中介变量，具体为上缴税金和企业经营绩效；其余变量含义同（1）式。关于中介效应的检验，已有研究主要是依次检验（3）式和（4）式中的 α_1 和 γ_2 是否显著，或者采用Sobel检验法检验 α_1 和 γ_2 的乘积是否显著（参见温忠麟等，2004）。若上述检验结果显著，则说明存在中介效应，即税收优惠政策实施通过中介变量作用于农企投资规模。

（三）变量选取

1.被解释变量。被解释变量是新增固定资产投资，参考已有文献做法（刘啟仁等，2019），采用新增固定资产投资的自然对数来衡量。新增固定资产投资是指企业当期通过投资活动形成的新的固定资产价值。相比于固定资产这一存量指标，新增固定资产投资更能够反映疫情防控期间农企因税收优惠政策而扩建、新建的厂房以及购置的设备、工具、器具等资产。特别是，对新增固定资产的计算仅包括已经建成且投入生产或交付使用的工程价值，以及达到固定资产标准的设备、工具、器具的价值，这可以充分反映农企实际生产能力的提升。此外，8号公告明确规定了企业为扩大产能而新购置相关设备的税收优惠举措。这表明，促进新增固定资产投资是疫情冲击下实施的税收优惠政策的重要目标。

2.核心解释变量。核心解释变量为税收优惠政策，是分组虚拟变量与时间虚拟变量的交互项。分组虚拟变量用以区分实验组和控制组：主要经营范围为肉、蛋、奶、粮食、蔬菜、水果、糖料的农企被划入实验组，该变量赋值为1；主要经营范围为皮毛、茶叶、花卉、棉麻丝、中药材、林业和其他农副产品的农企被划入控制组，该变量赋值为0。时间虚拟变量用以区分8号公告生效前后：当年份为2020年时，该变量赋值为1；当年份为2019年时，该变量赋值为0。

3.控制变量。本文选取一系列控制变量以排除部分企业特征因素对企业投资规模的影响。一是企业规模，以企业总资产的自然对数表示。相比于小企业，大企业在生产经营投资各环节均处于强势地位。二是资产负债率，为企业总负债与总资产之比。根据金融加速器理论，资产负债状况较好的企业更易于获取低成本的外部融资（申广军等，2016），这放宽了企业扩大生产投资的资金约束。三是贷款规模，以企业银行贷款余额的自然对数衡量。贷款规模反映银行对企业贷款的授信程度，是衡量银企关系的重要指标。较强的融资约束会限制企业扩大投资，降低投资效率（刘美玉和黄速建，2019）。四是营业收入，以企业营业收入的自然对数表示。营业收入反映企业规模、企业绩效目标、整体业绩和行业地位（李万君等，2021）。

4.调节变量。调节变量为一系列企业特征变量，包括企业的所有制类型、业态门类、受疫情冲击程度、电子商务、农业产业园、储藏能力、运输能力、带动农户数量。在具体处理方式上，本文根据企业特征变量的分类情况，设置了若干个类别的虚拟变量。

5.中介变量。中介变量为上缴税金和企业经营绩效。上缴税金以企业上缴国家税金总额的自然对数来衡量，上缴税金数额越大表示企业税费负担越重。企业经营绩效采用净利润的自然对数和营业净利润率两个指标来衡量，经营绩效越好代表企业获利能力越强。

（四）变量描述性统计

变量定义及描述性统计如表 1 所示。分组虚拟变量的描述性统计结果显示，本文所观测的两期 59384 家农企中，受到和未受到税收优惠政策影响的农企分别占总数的 60.4%和 39.6%。

变量	定义	样本量	平均值	标准差
新增固定资产投资	企业新增固定资产投资（万元），取自然对数	118753	2.863	2.774
分组虚拟变量	若企业以肉、蛋、奶、粮食、蔬菜、水果、糖料为主要产品，赋值为1；反之，赋值为0	118768	0.604	0.489
时间虚拟变量	若年份为2020年，赋值为1；若年份为2019年，赋值为0	118768	0.500	0.500
企业规模	企业总资产（万元），取自然对数	118767	8.132	1.779
资产负债率	企业总负债与总资产之比（%）	118765	33.475	27.503
贷款规模	企业银行贷款余额（万元），取自然对数	118746	3.712	3.569
营业收入	企业营业收入（万元），取自然对数	118768	7.823	1.990
上缴税金	企业上缴国家税金总额（万元），取自然对数	118757	3.474	2.302
净利润	企业净利润（万元），取自然对数	118768	5.163	1.841
营业净利润率	企业净利润与营业收入之比（%）	118762	8.693	16.150

注：由于篇幅限制且企业特征变量的描述性统计含义有限，企业特征变量的描述性统计未在表中展示。

三、回归结果与分析

（一）基准回归

为探究税收优惠政策实施对农企新增固定资产投资的总体影响，本文基于（1）式进行回归估计。表

2 (1) 列的回归中控制了个体固定效应和年份固定效应, 以减少企业不随时间变化的特征和不随企业变化的外部冲击对政策评估结果的影响; (2) ~ (5) 列的回归中逐步加入控制变量, 以缓解可能由遗漏变量所导致的内生性问题。(1) 列的回归结果显示, 核心解释变量税收优惠政策的系数估计值为 0.090, 通过了 1% 水平的显著性检验, 说明税收优惠政策的实施对农企投资规模具有显著的正向影响。在 (2) ~ (5) 列中, 税收优惠政策对农企投资规模均有显著的正向影响。以 (5) 列为例, 税收优惠政策的系数通过了 1% 水平的显著性检验且方向为正, 表明税收优惠政策的实施能够刺激农企扩大投资规模。具体而言, 税收优惠政策的系数估计值为 0.064, 就平均而言, 与未享受税收优惠政策的农企相比, 享受税收优惠政策农企的新增固定资产投资增加了约 6.4%。所有样本农企的新增固定资产投资均值为 317.4 万元, 那么, 税收优惠政策的实施使得农企的新增固定资产投资增加约 20.3 万元。

表 2 税收优惠政策对农企投资规模影响的基准回归结果

	被解释变量: 新增固定资产投资				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
税收优惠政策	0.090*** (0.016)	0.069*** (0.016)	0.061*** (0.016)	0.062*** (0.016)	0.064*** (0.016)
企业规模		0.096*** (0.005)	0.088*** (0.005)	0.091*** (0.005)	0.077*** (0.006)
资产负债率			0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)
贷款规模				-0.004* (0.002)	-0.005** (0.003)
营业收入					0.021*** (0.005)
观测值数	118750	118748	118746	118734	118734
调整后的R ²	0.768	0.771	0.771	0.771	0.771

注: ①括号内数值为聚类到企业层面的稳健标准误; ②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平; ③各回归中年份固定效应和个体效应均已控制。

考虑到本文数据的时间范围仅涵盖 8 号公告出台当年和前一年, 基准回归的结果可以解释为税收优惠政策在实施当年就对农企新增固定资产投资起到了积极作用。然而, 经济政策发挥作用普遍存在一定滞后性。为何疫情冲击下实施的税收优惠政策对农企投资的促进效果会立即显现? 对此可能的解释是: 8 号公告是在疫情暴发初期紧急出台的, 政府当时并未预料到疫情会持续较长时间, 因此将税收优惠政策的执行时间范围确定为 2020 年 1 月 1 日至 2020 年 12 月 31 日, 明确规定政策有效时间是为了促使企业尽可能在政策实施期间增加生产活动或扩大产能。特别是, 8 号公告中还专门规定了针对疫情防控重点保障物资生产企业为扩大产能而新购置相关设备, 允许一次性计入当期成本费用在企业所得税税前扣除的优惠政策。这一目标指向性明确的税收优惠政策的实施也为农企增加新增固定资产投资提供了直接激励。这与过去的研究发现一致 (例如刘啟仁等, 2019; 张亦然和王常静, 2022),

即企业对税收优惠政策非常敏感，能够快速地对税收优惠政策做出反应，进而加大投资规模。

(二) 稳健性检验

1. 安慰剂检验。为排除其他不可观测因素对政策实施效果的影响，本文参考 Cai et al. (2016) 的策略，通过随机分配农企是否享有税收优惠政策进行安慰剂检验。首先，本文从样本中随机抽取部分农企作为实验组，假设其享有税收优惠政策；其余农企作为控制组，假设其未享有税收优惠政策。其次，本文基于新生成的实验组和控制组对(1)式进行回归，若系数未通过显著性检验，则表明农企投资规模的扩大确实是由税收优惠政策的实施所导致的。最后，本文将随机抽样重复 500 次以避免偶然因素对随机抽样结果的影响。图 1 展示了基于 500 次随机抽样的税收优惠政策的系数估计值及其 t 值的核密度分布。由图 1 (a) 可知，基于 500 次随机抽样的税收优惠政策的系数估计值集中分布在 0 值附近，且远小于表 2 (5) 列基准回归结果中税收优惠政策的系数估计值。由图 1 (b) 可知，所有回归中税收优惠政策的系数估计值的 t 值均小于表 2 (5) 列基准回归结果中税收优惠政策的系数估计值的 t 值。上述稳健性检验结果表明，在 500 次随机抽样的情况下，税收优惠政策对农企投资规模没有显著影响，不可观测因素影响本文估计结果的可能性较小。

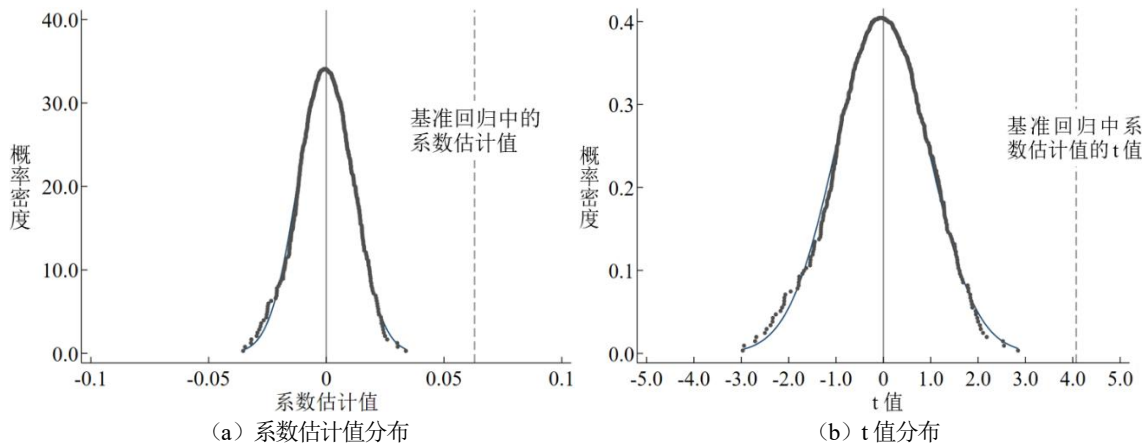


图 1 安慰剂检验

注：① (a) 图中，圆点表示单次随机抽样情形下税收优惠政策的系数估计值，实线代表系数值为 0；② (b) 图中，圆点表示单次随机抽样情形下税收优惠政策的系数估计值的 t 值，实线代表 t 值为 0。

2. PSM-DID 估计。使用 DID 方法要求满足平行趋势假设，即控制组和实验组在政策实施前具有相同的变动趋势。然而，本文研究中政策实施前的数据仅有一期，无法进行长期的平行趋势检验。鉴于此，本文考察了税收优惠政策实施前后控制组与实验组在投资规模方面的差异。由表 3 可知，2019 年控制组和实验组农企的投资规模无显著差异，而 2020 年实验组农企的投资规模显著高于控制组农企。这意味着，政策实施前控制组和实验组在投资规模上无显著差异，而政策实施后控制组与实验组的投资规模才出现差异。这在一定程度上表明，本文使用 DID 方法能够满足平行趋势假设，甚至满足更严格的控制组与实验组无显著差异、近似随机分配的假设。

表3 控制组与实验组投资规模差异的检验结果

	被解释变量：新增固定资产投资	
	2019年	2020年
分组虚拟变量 ($Treat_i$)	0.016 (0.022)	0.107*** (0.022)
观测值数	59368	59370
调整后的R ²	0.088	0.095

注：①括号内数值为聚类到企业层面的稳健标准误；②***表示1%的显著性水平；③各回归中控制变量已控制，控制变量估计结果略。

由于无法进行长期的平行趋势检验，很难确定政策实施前一期的结果是否只是偶然情况。为了更好地满足平行趋势假设所要求的干预政策和扰动项符合差分意义上的外生性，本文进一步使用倾向得分匹配法(propensity score matching, PSM)对数据进行预处理，在控制组中选取与实验组各方面禀赋类似的农企样本，从而尽可能使平行趋势假设成立(参见黄炜等, 2022)。具体而言，本文将企业规模、资产负债率、贷款规模、营业收入作为匹配变量，采用Probit模型计算倾向得分，并分别使用近邻匹配、半径匹配和核匹配方法确定分析样本。在匹配之前，实验组与控制组农企在企业特征上存在明显差异，匹配后各个变量的标准化偏差的绝对值均在10%以下。这表明，匹配后两组的企业特征更加相近。本文使用匹配后的分析样本重新进行回归估计，表4报告了基于PSM-DID方法的估计结果。可以看出，不管采用何种匹配方法，税收优惠政策均显著且系数为正。这表明，税收优惠政策的实施能够刺激农企扩大投资规模，基准回归结果稳健可靠。

表4 稳健性检验：PSM-DID估计

	被解释变量：新增固定资产投资		
	近邻匹配(1:1)	半径匹配(r=0.01)	核匹配
税收优惠政策	0.048** (0.021)	0.054*** (0.020)	0.068*** (0.017)
观测值数	60720	76290	105304
调整后的R ²	0.782	0.749	0.763

注：①括号内数值为聚类到企业层面的稳健标准误；②***和**分别表示1%和5%的显著性水平；③各回归中控制变量、年份固定效应和个体效应均已控制，控制变量估计结果略。

3.控制交互固定效应。虽然(1)式中已经控制了个体固定效应和年份固定效应，但仍可能存在部分不可观测因素影响估计结果。首先，为了减少省份层面随时间变化的不可观测因素对企业投资规模的影响，例如省份层面逐年变化的经济形势，本文进一步控制年份固定效应与省份固定效应的交互项。表5(1)列显示，税收优惠政策的系数估计值通过了1%水平的显著性检验，说明税收优惠政策的实施能够刺激农企扩大投资规模。其次，考虑到城市层面同样可能存在逐年变化的不可观测因素影响企业投资规模，例如地区经济环境、政策变化等，本文进一步控制年份固定效应与城市固定效应的交互项。表5(2)列显示，税收优惠政策依然显著且系数为正。最后，区县层面随时间变动的因素可能也

会影响企业投资行为。例如，各地区根据当地自然禀赋情况，因地制宜地推进当地农业发展，出台农业产业扶持政策并阶段性地根据农业产业发展情况进行政策调整。因此，本文在（1）式基础上控制了年份固定效应与区县固定效应的交互项。表 5（3）列显示，税收优惠政策仍显著且系数为正。以上稳健性检验结果均支持了基准回归的结论。

需要注意的是，考虑年份—省份、年份—城市、年份—区县交互固定效应的回归模型虽然更为严格，但也可能存在一定问题，即控制组间线性时间趋势会减少核心解释变量的变动程度，导致估计效率降低、标准误提高，因而会增加假设检验中出现第二类错误的可能。本文在稳健性检验中考虑更严格的模型设定虽然可能会导致政策的实施效果被低估，但至少能说明基准回归的结论是稳健的。

4.调整标准误。为避免标准误计算方式不同所导致的显著性水平变化，本文参考已有文献中的做法（参见 Che and Zhang, 2018），汇报聚类到不同层级标准误的估计结果。第一，企业投资决策等决策行为存在“同伴效应”，这一效应在外部环境不确定性较强时表现得更为显著（李佳宁和钟田丽，2020），这意味着同一区县内的企业可能存在关联。因此，本文将标准误聚类到区县层面进行估计。表 5（4）列显示，税收优惠政策的系数估计值仍通过了 1%水平的显著性检验。第二，中国地方政府对于地方经济政策制定具有较大权力，这可能导致误差项在每个省份的同一行业间存在关联。因此，本文将标准误聚类到省份—行业层面，并采用 Cameron et al.（2011）提出的双向聚类方法计算聚类标准误。表 5（5）列显示，税收优惠政策的系数估计值仍在 1%的水平上显著。综上所述，调整聚类层级后，本文的基准回归结果仍然十分稳健^①。

表 5 稳健性检验：控制交互固定效应和调整标准误

	被解释变量：新增固定资产投资				
	控制交互固定效应			调整标准误	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
税收优惠政策	0.056*** (0.016)	0.064*** (0.017)	0.069*** (0.016)	0.064*** (0.016)	0.064*** (0.021)
年份—省份固定效应	已控制	未控制	未控制	未控制	未控制
年份—城市固定效应	未控制	已控制	未控制	未控制	未控制
年份—区县固定效应	未控制	未控制	已控制	未控制	未控制
观测值数	118734	118708	118486	118734	118734
调整后的R ²	0.771	0.771	0.765	0.771	0.771

注：①（1）～（3）列括号内数值为聚类到企业层面的稳健标准误，（4）列和（5）列括号内数值分别为聚类到区县层面和聚类到省份—行业层面的稳健标准误；②***表示 1%的显著性水平；③各回归中控制变量、年份固定效应和个体效应均已控制，控制变量估计结果略。

^①受篇幅所限，稳健性检验部分仅报告了最严格回归模型（即控制所有控制变量、年份固定效应和个体固定效应）的估计结果，采用逐步回归法进行稳健性检验的结论也是一致的。

四、进一步分析

(一) 异质性分析

为了更准确地了解疫情冲击下实施的税收优惠政策的作用范围，本文根据(2)式进一步探讨税收优惠政策实施对不同特征农企投资规模的异质性影响。

1.企业所有制。不同所有制企业在创新行为、生产活动等方面存在显著差异(贺小刚等, 2013)。作为推动社会主义市场经济发展的重要力量,民营企业不仅给中国经济发展注入了新的活力,也提供了数量庞大的就业岗位。然而,外部环境的不确定性会极大地破坏企业经营活力,阻碍企业生产性投入。在高度不确定性的时期,急需出台积极的宏观调控政策以缓解外部事件冲击带来的负面影响(Guceri and Albinowski, 2021)。在疫情“黑天鹅”事件的影响下,为应对疫情冲击而实施的税收优惠政策能否惠及备受关注的民营农企,值得深入探究。本文按所有制类型将样本划分为国有及控股企业、外资投资企业、民营及控股企业和港、澳、台商投资企业,分别将这些所有制类型设置为虚拟变量并代入(2)式回归。图2汇报了税收优惠政策实施对不同所有制农企新增固定资产投资的估计结果。

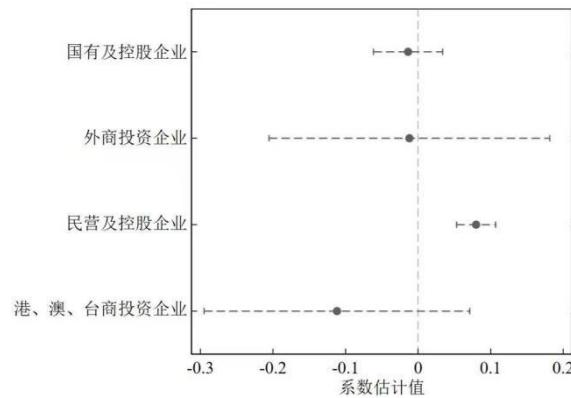


图2 税收优惠政策实施对不同所有制农企新增固定资产投资的估计结果

注:垂直虚线代表系数估计值为0,圆点表示税收优惠政策和不同企业所有制类型交互项的系数估计值,虚线范围表示置信水平为90%的置信区间。

由图2可知,仅有民营及控股企业的税收优惠政策显著且系数为正,说明税收优惠政策的实施仅刺激了民营农企提高新增固定资产投资。产生这一现象的原因可能有两个方面。一是企业目标导向差异。民营企业以利润最大化为经营目标,能够根据外部环境变化快速调整自身经营策略,并更加积极地投入创造性生产活动(贺小刚等, 2013)。二是企业融资约束差异。国有企业自身的政治优势使其面临较弱的融资约束,较容易获取外源性资金。相比之下,金融市场上存在的所有制歧视导致较强的融资约束已成为民营企业面临的巨大问题,民营企业获取外部资金的机会有限,因此对资本成本的敏感性较强(申广军等, 2016)。税收优惠政策能通过增加信贷资源,缓解民营企业金融约束,进而提高民营企业对节税收入的使用效率,促使民营企业积极调整生产投资策略。

2.业态门类。由于各种业态门类农企在生产方式、技术特点、发展规律等方面存在较大差异,且各类农产品价格在受外部冲击后反应不同,不同业态门类农企受税收优惠政策实施的影响程度可能存

在差异。本文按业态门类将样本划分为休闲农业、养殖业、加工业、流通业、生产性服务业和种植业，分别将这些业态门类设置为虚拟变量并代入（2）式进行回归。图3报告了税收优惠政策实施对不同业态门类农企新增固定资产投资的估计结果。

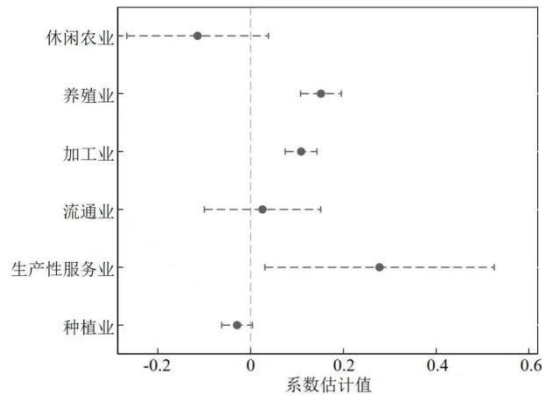


图3 税收优惠政策实施对不同业态门类农企新增固定资产投资的估计结果

注：垂直虚线代表系数估计值为0，圆点表示税收优惠政策和不同企业业态门类交互项的系数估计值，虚线范围表示置信水平为90%的置信区间。

由图3可知，税收优惠政策的实施对养殖业、加工业和生产性服务业农企的新增固定资产投资有显著的正向提升作用，但对休闲农业、流通业和种植业农企新增固定资产投资的影响不显著。本文将产生这一现象的原因归结为各个业态门类的自身特征。以种植业农企为例，春耕时节大致在三月上旬至五月期间，二三月是早稻播种和冬小麦田间管理的重要农事时期，农企需要采购肥料、农药、地膜等农用物资（蒋和平等，2020）。然而，严格的疫情防控措施造成了货物运输受阻、农资供应链中断、劳动力供给不足等问题，使得企业生产经营受阻，农业生产中断（魏后凯和芦千文，2020）。相较于其他农业产业，种植业生产的季节性、周期性、连续性特征尤为明显，生产循环中断导致的负面影响较大，疫情对种植业产生的负面影响不可逆转。相关数据显示，2020年种植业农企的新增固定资产投资贷款来源于银行贷款的金额同比下降99.68%（张延龙等，2022b）。这从侧面体现了种植业遭受的巨大冲击以及资本市场对种植业前景的信心丧失。就休闲农业而言，疫情暴发期间正值春节，聚集性活动被取消，导致休闲农业与乡村旅游业门票收入大幅度减少，破坏了当地民宿业发展，使得休闲农业成为受疫情冲击最大的业态门类之一（蒋和平等，2020）。

3.受疫情冲击程度。已有研究显示，疫情防控期间农企等新型农业经营主体的日常生产经营活动普遍受到冲击（魏后凯和芦千文，2020）。然而，由于全国疫情呈总体平稳、各地局部散发的状况，不同地区疫情的严重程度并不一致，这意味着不同地区的农企受疫情影响的程度可能存在差异（张延龙等，2022b）。当经济不确定性增加时，税收优惠政策实施对企业投资的效果取决于企业的风险暴露程度，暴露程度越高的企业对税收优惠政策的反应越弱（Guceri and Albinowski, 2021）。由于8号公告并没有规定对受疫情影响严重的地区实施更高强度的税收优惠政策，所以实施税收优惠政策对农企新增固定资产投资的效果可能会随农企受疫情冲击程度不同而变化。本文利用国家卫生健康委员会截至2020年12月31日公布的全国各城市累计确诊感染新冠病毒病例数来反映农企受疫情冲击程度。

本文计算全国各城市累计新冠确诊病例的中位数^①：如果农企所在城市的累计新冠确诊病例超过中位数，则视为疫情冲击程度高；反之，则视为疫情冲击程度低。本文分别设置疫情冲击程度高和疫情冲击程度低两类虚拟变量，并代入（2）式回归。由表6（1）列可知，无论农企所处地区疫情是否严重，税收优惠政策的实施均可以促进农企扩大投资规模，但对于疫情冲击较大地区的农企，这种积极影响反而较小。一种可能的解释是：虽然税收优惠政策的实施能够降低农企生产成本，提振农企在疫情冲击下扩大产能、保障“菜篮子”产品供给的信心，但对于疫情冲击程度高地区的农企而言，疫情使得生产经营风险极大提升、正常经营活动遭到破坏，税收优惠政策的支持作用暂时无法完全抵消疫情冲击的负面影响，最终体现为当地农企增加新增固定资产投资的意愿有限。相比之下，疫情冲击程度低的地区的农企的生产经营活动受到的负面影响较小，因而它们能较好地利用税收优惠政策以加大生产投资。更重要的是，由于中国农产品流通已经形成了区域化生产、全国性消费的格局（崔鑫生等，2019），疫情冲击程度低的地区的农企还可以将扩大生产的农产品向外地输出，以保障全国农产品供给^②。由此可见，在重大突发公共事件的冲击下，对受冲击较大地区的农企需进一步加大政策支持力度以实现政策目标，同时可以统筹协调受冲击较小地区的农企来保障农产品供给稳定。

4. 电子商务。严格的疫情防控政策极大影响了供需两端，大量企业被迫停产停工，消费者居家生活、减少外出，线下实体零售业受到极大冲击。而基于互联网平台的电子商务模式在一定程度上规避风险，在保障关键物资运输和食品供应上发挥重大作用（王可山等，2020）。也就是说，税收优惠政策实施对不同经营模式农企新增固定资产投资的影响可能存在差异。本文按农企是否采用电子商务交易，分别设置采用电子商务交易和未采用电子商务交易两个虚拟变量，并代入（2）式进行回归。表6（2）列显示，采用电子商务交易和未采用电子商务交易的虚拟变量分别与税收优惠政策的交互项均显著且系数为正，且组间差异通过了显著性检验。这表明，税收优惠政策的实施对所有经营模式农企的投资规模均起到积极作用，而且更能刺激采用电子商务交易的农企增加投资规模。产生上述结果的原因可能是：在疫情冲击下，能够突破空间限制和减少物理接触的线上消费方式受到消费者青睐，并成为疫情防控期间消费者获取必需农产品及生活用品的重要渠道（王可山等，2020）。从供给端看，采用电子商务交易的农企受到疫情冲击较小，需要更多承担运输重要物资、保障市场供应的责任，因而它们更可能在以保供为目的出台的税收优惠政策中获利。此外，在面临外部风险和不确定性的情况下，数字化能够有效提升企业韧性，通过提高风险管理能力、资源配置能力和环境适应能力帮助企业应对疫情挑战，这也为市场供给侧转型升级提供了方向指引（胡海峰等，2022）。

5. 农业产业园。作为产业集群的重要载体，农业产业园汇聚了技术、劳动力、资金等各类要素，

^①之所以选取累计新冠确诊病例的中位数而非平均值，是因为2020年疫情暴发最为严重的武汉市的累计新冠确诊病例远远高出其他城市，此时，平均值难以反映数据的总体水平，而中位数可以较好地反映数据的中等水平。

^②疫情防控期间，部分受疫情影响严重地区需要从外地调运农产品以防止重要农产品暂时性短缺。例如，北京建立了外地进京蔬菜、水果运输中转调运站，以保证蔬果外地调运顺畅。资料来源：《国家发改委推动设立外地进京蔬菜水果运输中转调运站》，<http://m.people.cn/n4/2020/0622/c120-14053961.html>。

在促进技术扩散、提高企业经营绩效等方面发挥重要作用（张延龙等，2022a）。本文按农企是否入驻农业产业园，分别设置入驻农业产业园和未入驻农业产业园两个虚拟变量，并代入（2）式进行回归。表6（3）列显示，入驻农业产业园和未入驻农业产业园分别与税收优惠政策的交互项均显著且系数为正，同时组间差异在1%的水平上显著。就交互项系数的大小而言，税收优惠政策的实施更能刺激入驻农业产业园的农企增加投资规模。一个可能的原因是：产业集群带来更低的运营成本和生产成本，以及更多的劳动力流入和技术交流，使得企业有更强的抗风险能力（张延龙等，2022a）。此外，在疫情冲击下，现代化农业产业园区也承担着更为艰巨的农产品稳产保供责任。地方政府坚持保障疫情防控和农业稳产保供两手抓，最大限度地减少疫情对农业产业园生产的影响。在坚决执行疫情防控措施的同时，地方政府全力保障重点农业园区开工生产，通过开辟绿色通道、畅通农产品运输和销售渠道、强化动物疫病防控、开展农技指导和产销对接、加强生产调度，力求稳步推进疫情防控和农业生产工作，促进“菜篮子”产品生产经营主体恢复生产。因此，入驻农业产业园的农企往往在获取政策支持和响应政府应急保障上具有更大优势，从而更有可能快速地恢复并扩大生产。

6. 储藏能力和运输能力。农产品特别是生鲜农产品的易腐性、易损性、季节性、周期性等特点，对农企生鲜农产品仓储保鲜和冷链物流能力提出了更高的要求，而疫情防控期间严格的检疫措施极大影响了农产品运输储存的效率和质量，对农产品供应链提出了重大挑战（张喜才，2022）。本文考察了税收优惠政策的实施对拥有不同储藏能力和运输能力农企投资规模的影响。本文计算样本农企的储藏能力（运输能力）的均值：如果农企的储藏能力（运输能力）超过均值，则视为储藏能力（运输能力）高；反之，则视为储藏能力（运输能力）低。本文分别设置储藏能力（运输能力）高和储藏能力（运输能力）低两个虚拟变量，并代入（2）式回归。表6（4）列和（5）列显示，储藏能力（运输能力）高和储藏能力（运输能力）低分别与税收优惠政策的交互项均显著且系数为正，同时组间差异均通过了显著性检验。这表明，税收优惠政策的实施能够刺激不同储藏能力和运输能力的农企扩大投资规模。对比交互项系数的大小可知，具有较强储藏能力和运输能力的农企会更大程度地增加投资规模。强大的储藏能力和运输能力能够减少流通损耗，缩短交易周期，降低运输成本，使得农企即使面对疫情冲击也能够开展生产经营（张延龙等，2022b）。因此，在疫情冲击下，具备强大储藏能力和运输能力的农企能够借助税收优惠政策逆势扩大产能。

7. 带动农户数量。作为新型农业经营主体，农企在推动农业现代化发展中肩负着联农带农以及将各类经营主体带入现代农业发展轨道的责任（张延龙等，2021）。本文计算样本农企带动农户数量的均值：如果农企带动农户数量超过均值，则视为带动农户数量多；反之，则视为带动农户数量少。本文分别设置带动农户数量多和带动农户数量少两个虚拟变量，并代入（2）式回归。表6（6）列显示，带动农户数量多和带动农户数量少分别与税收优惠政策的交互项显著且系数为正，且组间差异通过了显著性检验。通过对比系数大小可进一步看出，税收优惠政策的实施更能刺激带动农户数量多的农企增加投资规模。在经济正常运行时期，影响力强、规模大的农企往往肩负更大的联农带农责任，发挥更强的辐射带动效应。当面临疫情冲击时，大量农民工就业返岗困难、工资性收入大幅降低，务农主体经营性减收风险增大（芦千文等，2020；程国强和朱满德，2020）。在疫情防控期间，带动农户数

量越多的农企需要承担的联农带农惠农责任越大，就越需要兼顾经济绩效和社会责任，由此才能缓解带动农户的减收风险。因此，此类农企更有可能维持生产经营、增加投资规模。

表 6 税收优惠政策实施对不同企业特征农企新增固定资产投资的估计结果

	被解释变量：新增固定资产投资					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
受疫情冲击程度低×税收优惠政策	0.093*** (0.019)					
受疫情冲击程度高×税收优惠政策	0.044** (0.019)					
未采用电子商务×税收优惠政策		0.045*** (0.017)				
采用电子商务×税收优惠政策		0.107*** (0.022)				
未入驻农业产业园×税收优惠政策			0.037** (0.017)			
入驻农业产业园×税收优惠政策			0.159*** (0.026)			
储藏能力低×税收优惠政策				0.072** (0.033)		
储藏能力高×税收优惠政策				0.281*** (0.054)		
运输能力低×税收优惠政策					0.086*** (0.032)	
运输能力高×税收优惠政策					0.288*** (0.062)	
带动农户数量少×税收优惠政策						0.033** (0.017)
带动农户数量多×税收优惠政策						0.177*** (0.027)
组间差异检验	-0.049** [5.63]	0.062*** [7.74]	0.122*** [21.47]	0.209*** [15.10]	0.202*** [10.75]	0.144*** [27.17]
观测值数	114090	118734	118734	35066	35064	118734
调整后的R ²	0.772	0.771	0.771	0.778	0.778	0.771

注：①括号内数值为聚类到企业层面的稳健标准误，方括号内数值为组间系数差异检验的 F 值；②***和**分别表示 1%和 5%的显著性水平；③各回归中控制变量、年份固定效应和个体效应均已控制，控制变量估计结果略。

(二) 机制分析

1. 上缴税金机制的讨论。本文将上缴税金作为税收优惠政策影响农企投资规模的重要途径进行考

察。此次疫情防控期间出台的税收优惠政策精准、快速地惠及企业主体，通过对疫情防控重点保障物资生产企业全额退还增值税增量留抵税额等手段，减少了农企上缴税金数额，直接降低了农企扩大产能的生产成本，增加企业内部现金流，缓解了企业资金压力。为了探究上缴税金的作用机制是否成立，本文根据（3）式和（4）式进行逐步回归。表7（1）列报告了税收优惠政策对上缴税金的回归结果，税收优惠政策显著减少了企业上缴的税金数额，说明税收优惠政策的实施确实能够直接减轻企业缴税负担和资金压力。表7（2）列报告了（4）式的估计结果，结果显示，上缴税金的系数显著且方向为负，表明上缴税金增加不利于企业增加投资规模。此外，本文还采用 Sobel 检验法来考察中介效应是否存在，结果显示，Sobel 检验的 p 值小于 0.01，说明税收优惠政策通过减少企业上缴税金促进农企增加投资规模的机制成立。

2.经营绩效机制的讨论。本文还探讨了税收优惠政策实施是否能够通过影响企业经营绩效对农企投资产生作用。一方面，税收优惠政策实施能够通过降低要素使用成本、提高企业供给效率等方式来提高企业盈利能力。另一方面，税收优惠政策实施能够促使企业降低生产成本，使其能够降低产品价格，刺激消费端需求扩大，从而改善企业利润预期、提高企业销售收入以实现盈利。经营绩效的改善能够刺激企业扩大投资规模的原因在于：经营绩效的改善增加了企业的留存收益，为企业扩大再生产提供了资金保障，并且也激励企业通过扩大再生产获取更多利润。本文主要采用净利润和营业净利润率两个指标来衡量企业经营绩效。表7（3）列和（4）列报告了净利润作为中介变量的估计结果。（3）列显示，税收优惠政策对企业净利润的影响显著且系数为正，说明税收优惠政策实施能够增加企业净利润。（4）列报告了（4）式的估计结果，净利润的影响显著且系数为正，表明获得更高净利润的企业会扩大投资规模。结合 Sobel 检验的结果可知，税收优惠政策实施通过提升企业净利润来刺激企业扩大投资规模。（5）列和（6）列报告了营业净利润率作为中介变量的估计结果。（5）列显示，税收优惠政策显著提高了企业的营业净利润率。（6）列显示，营业净利润率的增加有利于农企增加投资规模。此外，Sobel 检验结果也可以说明，税收优惠政策实施能够通过增加企业营业净利润率来促进农企增加投资规模。综上所述，税收优惠政策通过改善企业经营绩效促进农企增加投资规模的机制成立。

表 7 上缴税金机制和经营绩效机制的检验结果

	上缴税金机制		经营绩效机制			
	上缴税金 (1)	新增固定 资产投资 (2)	净利润 (3)	新增固定 资产投资 (4)	营业净利润率 (5)	新增固定 资产投资 (6)
税收优惠政策	-0.034*** (0.006)	0.065*** (0.019)	0.014* (0.007)	0.052*** (0.016)	0.206** (0.086)	0.063*** (0.016)
上缴税金		-0.085*** (0.023)				
净利润				0.240*** (0.014)		

表 7 (续)

营业净利润率						0.004*** (0.001)
Sobel检验		0.003*** [3.10]		0.003** [1.99]		0.001** [2.06]
观测值数	73620	73616	109102	109098	118736	118732
调整后的R ²	0.972	0.786	0.898	0.775	0.800	0.771

注：①括号内数值为聚类到企业层面的稳健标准误，方括号内数值为中介效应 Sobel 检验的 Z 值；②***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；③各回归中控制变量、年份固定效应和个体效应均已控制，控制变量估计结果略。

五、结论及政策启示

本文基于 2019 年和 2020 年具有全国代表性的 59384 家农企微观数据，以疫情冲击下出台的税收优惠政策为准自然实验，运用双重差分模型考察了税收优惠政策对农企投资规模的影响，并采用一系列稳健性检验方法保证结论的可靠性。同时，本文还进一步讨论了税收优惠政策对不同特征农企投资规模的异质性影响，并考察了税收优惠政策作用于农企投资规模的机制。

本研究有如下发现：第一，疫情冲击下实施的税收优惠政策能够刺激农企增加投资规模，受到政策支持的企业新增固定资产投资增加约 6.4%，相当于企业新增固定资产投资增加约 20.3 万元。第二，税收优惠政策对不同特征农企新增固定资产投资的影响有明显差异。从企业所有制类型来看，税收优惠政策仅刺激了民营农企增加投资规模；从企业业态门类来看，税收优惠政策推动了养殖业、加工业和生产性服务业农企扩大投资规模。此外，税收优惠政策对受疫情冲击程度低、采用电子商务交易、入驻农业产业园、储藏能力和运输能力强、带动农户数量多的农企的投资刺激作用更强。第三，机制分析结果表明，税收优惠政策主要是通过减少企业上缴税金和改善企业经营绩效两个机制来促进农企扩大投资规模。

基于上述结论，本文得出以下政策启示：第一，持续稳定推动税收优惠政策实施。面对重大突发公共事件，要发挥短期性、针对性、及时性的税收优惠政策对企业的救助作用，应进一步落实减税降费政策，以缓解企业资金压力、纾解企业困境。同时，要保持政策的连续性和衔接性。税收政策要配合好财政补贴政策、货币政策、社保等各项扶持政策，使多种政策合理搭配、统筹协调发力，以提升政策实施的整体效果。各项政策还要配合好当下的工作重点和经济发展目标，促使企业对经济社会运行秩序恢复形成稳定的心理预期，从而增强其生产投资意愿。此外，还要保持短期、中期、长期财政政策的有效协调、配合。短期财政政策要符合国家长期发展目标和趋势，特别是在外部冲击频发时期，更要保持政策定力，努力推动宏观经济稳定和周期性增长。第二，精准施策，加强税收政策的针对性和指向性，避免税收政策“一刀切”。首先，实施有差异的税收优惠政策，重点关怀民营农企，优化民营经济发展环境，减少不同所有制企业在政策受益、市场竞争中的不平等地位。其次，要结合不同特征农企的生产经营特点精准施策、按需施策，加大对受疫情冲击较大的种植业、休闲农业农企的政

策扶持力度，可以考虑出台有针对性的、配套的产业扶持政策，根据其所面临的关键问题对症下药。最后，适当调整财税政策重心，加大对风险抵抗能力差的农企的政策扶持力度。长期来看，要通过支持开拓线上销售渠道、推动产业园区建设、建立完善企业和农民收益联结机制等方式来提高这类企业的抗风险能力，从而切实提高企业对各类突发事件的应对能力。

参考文献

- 1.安体富，2002：《当前世界减税趋势与中国税收政策取向》，《经济研究》第2期，第17-22页、第91-92页。
- 2.程国强、朱满德，2020：《2020年农民增收：新冠肺炎疫情的影响与应对建议》，《农业经济问题》第4期，第4-12页。
- 3.崔鑫生、连洁、李芳，2019：《贸易便利化对中国省级层面农产品贸易的影响——基于中国省域贸易便利化调查数据的分析》，《中国农村经济》第6期，第94-112页。
- 4.谷成、王巍，2021：《增值税减税、企业议价能力与创新投入》，《财贸经济》第9期，第35-49页。
- 5.顾雷雷、王鸿宇、彭俞超，2022：《重大突发公共事件的长期影响：疫情经历、不确定预期与企业金融投资》，《经济学（季刊）》第3期，第1017-1038页。
- 6.郭杰、娄著盛，2022：《增值税减税政策对企业投资的影响研究——基于企业杠杆率差异的视角》，《经济理论与经济管理》第2期，第12-23页。
- 7.贺小刚、张远飞、连燕玲、吕斐斐，2013：《政治关联与企业价值——民营企业与国有企业的比较分析》，《中国工业经济》第1期，第103-115页。
- 8.胡海峰、宋肖肖、窦斌，2022：《数字化在危机期间的价值：来自企业韧性的证据》，《财贸经济》第7期，第134-148页。
- 9.黄炜、张子尧、刘安然，2022：《从双重差分法到事件研究法》，《产业经济评论》第2期，第17-36页。
- 10.蒋和平、杨东群、郭超然，2020：《新冠肺炎疫情对我国农业发展的影响与应对举措》，《改革》第3期，第5-13页。
- 11.江艇，2022：《因果推断经验研究中的中介效应与调节效应》，《中国工业经济》第5期，第100-120页。
- 12.寇恩惠、刘柏惠、张醒，2021：《增值税负担机制研究——来自采矿业税率改革的证据》，《经济研究》第10期，第105-121页。
- 13.罗必良，2020：《疫情高发期的农业发展：新挑战与新思维》，《华中农业大学学报（社会科学版）》第3期，第1-6页、第168页。
- 14.刘美玉、黄速建，2019：《信贷约束强度与农村企业绩效水平——基于广义倾向得分方法的经验分析》，《中国农村经济》第12期，第105-123页。
- 15.李佳宁、钟田丽，2020：《企业投资决策趋同：“羊群效应”抑或“同伴效应”？——来自中国非金融上市公司的面板数据》，《中国软科学》第1期，第128-142页。
- 16.李万君、胡春红、李艳军，2021：《规模化还是多元化，抑或二者并举？——种子企业技术创新能力提升路径的实证分析》，《中国农村经济》第5期，第102-123页。
- 17.李小荣、叶楚豪、马海涛，2022：《税收政策与企业行为：基于准自然实验的研究评述》，《经济管理》第10期，第190-208页。

- 18.柳光强, 2016: 《税收优惠、财政补贴政策的激励效应分析——基于信息不对称理论视角的实证研究》, 《管理世界》第10期, 第62-71页。
- 19.刘啟仁、赵灿、黄建忠, 2019: 《税收优惠、供给侧改革与企业投资》, 《管理世界》第1期, 第78-96页、第114页。
- 20.芦千文、崔红志、刘佳, 2020: 《新冠肺炎疫情对农村居民收入的影响、原因与构建农村居民持续增收机制的建议》, 《农业经济问题》第8期, 第12-23页。
- 21.普冀喆、吴磊、郑风田, 2020: 《新冠肺炎疫情下我国重要农产品应急保供体系实践与反思》, 《中国农业大学学报(社会科学版)》第5期, 第17-31页。
- 22.阮荣平、王若男、程郁, 2022: 《新冠肺炎疫情中的涉农扶贫企业: 生产经营、扶贫带动与政策环境——基于全国1269个涉农扶贫企业调查数据的分析》, 《农业技术经济》第4期, 第32-49页。
- 23.申广军、陈斌开、杨汝岱, 2016: 《减税能否提振中国经济? ——基于中国增值税改革的实证研究》, 《经济研究》第11期, 第70-82页。
- 24.魏后凯、芦千文, 2020: 《新冠肺炎疫情对“三农”的影响及对策研究》, 《经济纵横》第5期, 第2页、第36-45页。
- 25.温忠麟、张雷、侯杰泰、刘红云, 2004: 《中介效应检验程序及其应用》, 《心理学报》第5期, 第614-620页。
- 26.王可山、郝裕、秦如月, 2020: 《农业高质量发展、交易制度变迁与网购农产品消费促进——兼论新冠肺炎疫情对生鲜电商发展的影响》, 《经济与管理研究》第4期, 第21-31页。
- 27.叶兴庆、程郁、周群力、殷浩栋, 2020: 《新冠肺炎疫情对2020年农业农村发展的影响评估与应对建议》, 《农业经济问题》第3期, 第4-10页。
- 28.张延龙、王明哲、钱静斐、廖永松, 2021: 《中国农业产业化龙头企业发展特点、问题及发展思路》, 《农业经济问题》第8期, 第135-144页。
- 29.张延龙、王明哲、廖永松, 2022a: 《入驻农业产业园能提高企业经营绩效吗? ——基于全国59384家农业产业化龙头企业的微观证据》, 《中国农村经济》第4期, 第126-144页。
- 30.张延龙、王明哲、汤佳、冯伟, 2022b: 《新冠肺炎疫情对我国农业企业的影响分析及应对策略——基于多视角的分析》, 《农业经济问题》第12期, 第19-31页。
- 31.张喜才, 2022: 《农产品供应链安全风险及应对机制研究》, 《农业经济问题》第2期, 第97-107页。
- 32.张亦然、王常静, 2022: 《境外税收抵免促进企业对外投资效应研究》, 《税务研究》第5期, 第98-105页。
- 33.Alm, J., and A. El-Ganainy, 2013, "Value-added Taxation and Consumption", *International Tax and Public Finance*, 20(1): 105-128.
- 34.Bloom, N., 2014, "Fluctuations in Uncertainty", *Journal of Economic Perspectives*, 28(2): 153-176.
- 35.Bloom, N., M. Floetotto, N. Jaimovich, I. Saporta-Eksten, and S. J. Terry, 2018, "Really Uncertain Business Cycles", *Econometrica*, 86(3): 1031-1065.
- 36.Cameron, A. C., J. B. Gelbach, and D. L. Miller, 2011, "Robust Inference with Multiway Clustering", *Journal of Business & Economic Statistics*, 29(2): 238-249.
- 37.Cai, X., Y. Lu, M. Wu, and L. Yu, 2016, "Does Environmental Regulation Drive away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-Natural Experiment in China", *Journal of Development Economics*, Vol. 123: 73-85.

38.Che, Y., and L. Zhang, 2018, "Human Capital, Technology Adoption and Firm Performance: Impacts of China's Higher Education Expansion in the Late 1990s", *The Economic Journal*, 128(614): 2282-2320.

39.Guceri, I., and M. Albinowski, 2021, "Investment Responses to Tax Policy under Uncertainty", *Journal of Financial Economics*, 141(3): 1147-1170.

40.Kang, W., K. Lee, and R. A. Ratti, 2014, "Economic Policy Uncertainty and Firm-level Investment", *Journal of Macroeconomics*, Vol. 39: 42-53.

41.Zhai, L., Y. Feng, F. Li, and L. Zhai, 2022, "Tax Preference, Financing Constraints and Enterprise Investment Efficiency—Experience, of China's Enterprises Investment", *Plos ONE*, 17(9), <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0274336>.

(作者单位: ¹ 中国社会科学院农村发展研究所;

² 中国社会科学院大学;

³ 西南财经大学中国西部经济研究院;

⁴ 农业农村部规划设计研究院)

(责任编辑: 黄 易)

Can Tax Incentives Stimulate Agribusiness Investment During the COVID-19 Pandemic? An Empirical Analysis of National Representative Agricultural Enterprises

ZHANG Yanlong WANG Mingzhe ZENG Keya FENG Wei

Abstract: Based on the national representative microdata of agricultural enterprises in 2019 and 2020, this study uses a Difference-in-Differences (DID) model to explore the impact of tax incentive implementation on the investment scale of agricultural enterprises during the COVID-19 pandemic. The study shows that: First, the tax incentives implemented during the COVID-19 pandemic stimulates the production confidence of agricultural enterprises that encourages investment, resulting in an increase of approximately 6.4% in newly increased fixed assets of the enterprises. Second, there are heterogeneous effects of tax incentives on investment of the agricultural enterprises with different characteristics. Private agricultural enterprises and agricultural enterprises in animal husbandry industry, processing industry, and productive service industry are more likely to increase their investment due to the tax incentives. For agricultural enterprises that are less affected by COVID-19, adopt e-commerce transactions, move into agricultural industrial parks, have strong storage and transportation capacity, and employ a large number of farmers, tax incentives have a stronger stimulating effect. Third, tax incentives encourage agricultural enterprises increasing their investment mainly by reducing tax payments and improving business performance. This paper reveals that under the impact of major public emergencies, tax incentives can help agricultural enterprises relieve difficulties and promote their production confidence, which is conducive to ensuring stable and sufficient supply of important agricultural products and stabilizing the "basic disk" of agriculture.

Key Words: COVID-19; Tax Incentives; Agricultural Enterprises; Fixed Asset Investment