

数字经济发展提升龙头企业联农带农效益的机制与路径

——基于交易成本的视角

刘云强 甄尚松 蓝红星 施帝斌

摘要：龙头企业联农带农是促进农户增收的重要举措，数字经济发展对于龙头企业降低交易成本和提升联农带农效益具有重要意义。本文使用2010—2021年169家国家级、省级龙头企业上市公司的数据，以宽带中国试点政策实施作为代理变量，检验了数字经济发展对龙头企业联农带农效益的影响及其作用机制，并进一步探索了该效应的异质性表现与提升路径。研究发现，数字经济发展能够显著提升龙头企业联农带农效益。作用机制方面，数字经济发展有效降低了资产专用性和交易不确定性带来的交易成本，促进了龙头企业投资和建立与农户的长期合作，从而提升龙头企业联农带农效益。异质性分析发现，数字经济发展对龙头企业联农带农效益的影响在低垄断水平、小规模、上市时间较短和农业领域的龙头企业表现更加显著。提升路径方面，企业纵向一体化治理、家庭农场发展和政府数字治理建设能够显著放大数字经济发展对龙头企业联农带农效益的积极作用。据此，本文认为，应加强数字经济导向的龙头企业认定，以基础设施建设全面降低交易成本，以差异化治理和涉农主体融合发展促进龙头企业联农带农。

关键词：数字经济发展 交易成本 龙头企业 联农带农

中图分类号：F320.1 **文献标识码：**A

一、引言

党的二十届三中全会明确指出要推动新型农业经营主体扶持政策同带动农户增收挂钩。2025年中央“一号文件”进一步提出要引导企业、农民合作社、家庭农场与农户等紧密联合与合作。农业产业

[资助项目] 国家社会科学基金重点项目“县域富民产业促进乡村振兴重点帮扶县农村中低收入群体增收对策研究”（编号：23AJY015）；国家社会科学基金一般项目“粮食产业链供应链风险识别、韧性评估与对策优化研究”（编号：24BGL177）；四川省哲学社会科学基金一般项目“农户增收视阈下数字经济赋能农业产业链作用机制与四川实践”（编号：SCJJ24ND056）。

[作者信息] 刘云强、蓝红星（通讯作者），四川农业大学管理学院、四川农业大学国家粮食安全与天府粮仓重点实验室，电子邮箱：13504@sicau.edu.cn；甄尚松、施帝斌，四川农业大学管理学院。作者感谢外审专家提供的宝贵意见，当然文责自负。

化龙头企业（以下简称“龙头企业”）作为新型农业经营主体，不仅是农业强国建设的重要力量，还依靠高度市场化经营的优势，对解决农户与市场衔接问题、促进农户增收具有独到作用。2024年，中国已经培育2285家国家重点龙头企业，这些龙头企业成为带动农户增收的关键主体^①。然而，在中国农村重关系、轻契约的社会环境下，龙头企业联农带农在初始阶段依赖于约束能力十分有限的人情网络，因机会主义行为等承担了较高的交易成本。上述因素导致联农带农过程中龙头企业将大量成本投入监管农户行为和谈判沟通，极大地限制了它们实际带动农户的数量，阻碍了联农带农效益提升（黄惠春等，2021）。同时，笔者分析各省份龙头企业数量、农村人均可支配收入和第一产业增加值占比后发现，中西部地区和东北地区存在龙头企业数量多而农户收入水平低的情况^②。研究如何降低交易成本提升龙头企业联农带农效益，不仅是对实践问题的思考，更是顺应农业生产演变趋势下保障农户收入的要求。根据Coase（1937）的交易成本理论，农业企业与农户建立利益联结机制必然产生交易成本。它作为生产合作成本不利于合作收益提升，影响企业联农带农组织形式与利益分配决策（赵鲲和肖卫东，2020）。因此，有必要从交易成本视角探究提升企业联农带农效益的作用机制与路径，为完善农业经营体系提供参考。

关于龙头企业联农带农的质性分析和量化研究着重于理解联农带农运作机制和增收效应。其中，质性分析以龙头企业联农带农契约的选择与演变为核心，深入探究如何通过组织形式和利益分配机制实现联农带农的经济和社会目的。例如：江光辉和胡浩（2022）以生猪养殖企业为例，阐述了不同博弈状态下，龙头企业与农户之间商品契约、雇用契约和要素契约的选择逻辑与效益；曾宪聚等（2022）的研究揭示了企业和农户在由利益共同体向事业共同体和命运共同体演化过程中的组织模式与行为特征。这种演变可能导致决策权向龙头企业和少数农户集中，而多数小农户被边缘化，从而导致联农带农效益下降（尚旭东和吴蓓蓓，2020）。上述研究范式下的质性研究主题集中于联农带农增收效果和内部治理方法。相关量化研究则主要通过实验方法和调研数据来验证企业联农带农的真实增收效应（Bellemare and Bloem，2018），但是，未能突破样本自选择偏差对研究结论造成的局限性（Ton et al.，2018）。

数字经济是继农业经济、工业经济之后的主要经济形态，成为中国培育新质生产力、推动经济高质量发展的新引擎和新动能。2023年，国家级龙头企业中500强企业平均电子商务交易额均值同比增长6.40%，其中前100名企业的电子商务交易额均值达到21.18亿元^③。陈晓红等（2022）认为，数字经济是包含数字化信息、互联网平台、数字化技术、新型经济模式和业态四个内涵，并具有数据支撑、融合创新和开放共享三方面特征的新经济形态。在这一框架下，数字经济对龙头企业联农带农的影响研究取得两点进展：一是以理论和仿真手段深入分析了区块链、互联网平台等数字技术介入龙头企业联农带农后的双方行为特征，为基于数字技术设计龙头企业联农带农组织模式提供了理论证据；二是

^①资料来源：《践行大食物观 着力提升农业全产业链水平》，http://www.ghs.moa.gov.cn/gzdt/202412/t20241210_6467748.htm。

^②详细数据见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录附表1。

^③资料来源：《2024中国新型农业经营主体发展分析报告（二）——基于中国农业企业500强的调查》，<https://www.farmer.com.cn/2024/12/20/99972736.html>。

以案例研究总结了基于互联网平台的龙头企业联农带农价值、信息和物质流动形式，为基于数字平台构建龙头企业联农带农利益分配关系提供了实践参考。但是，从龙头企业联农带农的组织关系和双方特点看，数字经济发展能否提升龙头企业联农带农效益还有待进一步研究。首先，龙头企业和农户在议价能力、要素禀赋等方面的明显差距，以及风险、信息等要素诱发的“位势租”，造成龙头企业和农户在利益分割上的失衡；其次，在多重数字鸿沟的影响下，龙头企业可能会凭借数字技术优势强化利益分配控制能力（黄季焜等，2024）；最后，不同来源的交易成本对龙头企业联农带农效益和企业决策的影响不同（赵鲲和肖卫东，2020）。只有深入理解交易成本视角下数字经济发展提升龙头企业联农带农效益的作用机制，才能充分利用数字经济手段优化龙头企业联农带农组织模式从而促进其长期发展。

综上所述，在数字经济背景下如何提升龙头企业联农带农效益已经得到学术界关注，但现有研究仍存在可拓展之处：第一，已有研究大多围绕特定类型的数字平台或技术，通过案例和理论讨论数字经济发展对龙头企业联农带农组织模式的影响，缺乏在较长周期下考虑双方实际效益的实证检验；第二，部分研究以解决农户违约等典型问题的讨论验证为主，缺乏在交易成本视角下的系统性作用机制分析。基于上述思考，本文以国家级和省级龙头企业中的上市公司为样本，以宽带中国试点政策为数字经济发展的外生冲击，估计数字经济发展对龙头企业联农带农效益的影响及其作用机制。与已有研究相比，本文的边际贡献主要有以下两个方面：第一，本文拟从交易成本视角检验数字经济发展对龙头企业联农带农效益的影响及其作用机制，丰富新型农业经营主体促农增收相关研究；第二，本文拟从市场地位、企业规模、上市时间和行业角度揭示数字经济发展对龙头企业联农带农效益的异质性影响，从产业链纵向一体化、家庭农场和数字政府角度分析龙头企业与关键主体的融合效应，以期捕捉数字经济发展影响龙头企业联农带农效益的关键路径。

二、基于农户与企业博弈的理论推导和假说提出

（一）龙头企业联农带农的基本概念与模型设定

首先，本文借鉴相关理论和实践案例（王志刚和于滨铜，2019；曾宪聚等，2022），梳理龙头企业联农带农及交易成本的概念模型（见图1），以明晰数字经济发挥作用的理论逻辑。如图1所示，基于政府和合作社等外部组织的支持，龙头企业和分散的农户得以整合自身资源进行生产合作。在理想状态下，合作不仅为分散农户解决了销售渠道和技术支持等问题，也使企业无须自行租赁耕地也可获得稳定的原材料供应，合作关系使双方能够节约成本、提高收益，因而，这种关系也会更加稳固。实际上，龙头企业和农户往往处于博弈状态：一方面，共同利益的分配通常由企业主导，在总体收益不变的情况下，分配机制必然偏向企业自身；另一方面，在自身利益无法得到充分满足的情况下，农户可能出现破坏整体利益的违约行为，并据此与龙头企业讨价还价。综上所述，本文关注的是，若外生的数字经济发展降低了农户的机会主义行为概率，数字经济发展能否提升龙头企业联农带农效益？是否存在降低交易成本的作用机制？

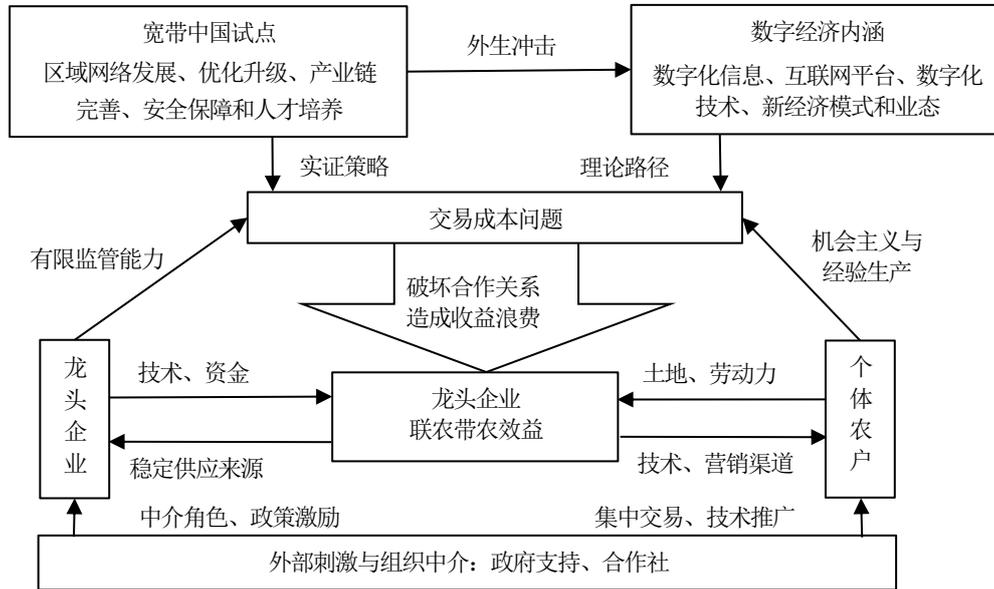


图1 龙头企业联农带农概念图

1.模型设定条件一：线性效用。基于对龙头企业与农户博弈关系的理解，本文参考冯根福和赵珏航（2012）的研究，使用合作博弈模型推导数字经济发展介入后龙头企业和农户双方的竞合机理。对于农户而言，线性效用意味着最大化可能的一切收入，包括提供农产品或者劳动力而获得的、基于市场最低价格的基本收入，和龙头企业约定合作带来的附加收入，以及通过机会主义行为可能带来的额外收入。另外，机会主义行为会破坏合作关系和企业经营，从而减少附加收入。对于龙头企业而言，线性效用意味着龙头企业会为了最大化自身收益，与农户合作获得稳定的原材料，并合理分配附加利润来抑制农户的机会主义行为。由此有以下设定，农户的收益函数 U_{far} 为：

$$U_{far} = w(a) + \lambda [f(k)a - rk - w(a) - OP(d, t)] + OP(d, t) \quad (1)$$

龙头企业的收益函数 U_{ent} 为：

$$U_{ent} = (1 - \lambda) [f(k)a - rk - w(a) - OP(d, t)] \quad (2)$$

(1) 式和 (2) 式中： w 表示基于外生市场价格，农户提供农产品或者劳动力能够获得的基本收入； λ 为企业在分配净利润时给予农户群体的比例； $f(k)$ 为企业生产函数； k 为企业自有资本； a 为农户提供的农产品或者劳动力，企业整合自有资本以及农户提供的农产品或劳动力进行经营； r 表示单位资本成本； O 代表农户的机会主义行为收益， P 表示农户的机会主义行为发生概率， $P(d, t)$ 表示机会主义行为发生概率受数字经济发展水平和个人道德水平因素的影响。上述收益函数设定满足以下限制条件。限制条件一， $f(k)a - rk - w > 0$ ，表示企业收益在扣除自有资本成本、农户应得基本收入和农户机会主义行为造成的损失后的净利润为正；限制条件二， $f(k)$ 是一个单调递增的可微

凹函数，满足边界条件： $f(0)=0$ ， $f'(0)=\infty$ ；限制条件三， $0 < \lambda < 0.5$ ，表示龙头企业只会将半数以内的收益分配给农户群体。

2.模型设定条件二：内生的讨价还价能力。假设基于空间距离、生产能力等因素，农户和企业存在互相能够找到的最优合作对象，若最优合作对象退出，则只能退而求其次与次优者进行合作，但是，此时收益会下降，这就给了农户和龙头企业以退出合作为威胁进行讨价还价的能力，同时也催生了为防止对方退出合作而做出利益让步的推力。具体地，若能够提供农产品或劳动力 a 的农户退出合作，则企业为了维持生产，只能寻找一个次优的替代农户，假定这一替代农户能够提供的农产品或劳动力为 a' ，则这一过程企业的损失如下：

$$lost_{ent} = U_{ent}(a) - U_{ent}(a') = (1 - \lambda)X \quad (3)$$

(3)式中： $lost_{ent}$ 表示企业的损失； $X = f(k)(a - a')$ ， $a > a'$ ；其他符号含义同前文。同理，若企业退出讨价还价，则农户的损失 $lost_{far}$ 为：

$$lost_{far} = U_{far}(k) - U_{far}(k') = \lambda Y \quad (4)$$

(4)式中： $Y = [f(k)a - rk] - [f(k')a - rk']$ ， $k' < k$ 表示次优企业的自有资本低于退出企业；其他符号含义同前文。此时，基于自身退出可能会给对方造成的损失，农户的讨价还价能力为：

$$\beta = \frac{lost_{ent}}{lost_{ent} + lost_{far}} = \frac{(1 - \lambda)X}{(1 - \lambda)X + \lambda Y} \quad (5)$$

(5)式中： β 为农户的讨价还价能力；其他符号含义同前文。相应地，龙头企业的讨价还价能力为 $1 - \beta$ 。

(二) 数字经济发展提升龙头企业联农带农效益的理论推导

根据上述设定，可以得出如下的纳什讨价还价模型：

$$Max_{\lambda, OP} U = (U_{far} - d)^{\beta} (U_{ent} - d)^{1-\beta} \quad (6)$$

(6)式中： $Max_{\lambda, OP} U$ 表示龙头企业和农户最大化各自收益。限制条件为 $U_{far} + U_{ent} = f(k)a - rk$ 。同时，龙头企业和农户在无协议状态下，彼此无法从对方处获得收益，即 $d_{far} = 0$ ， $d_{ent} = 0$ 。求解模型，可得如下均衡解：

$$\left(\lambda = \frac{1}{2} \times \frac{f(k)a - rk - 2w(a) - 2OP(d, t)}{f(k)a - rk - w(a) - OP(d, t)}, \beta = \frac{1}{2} \right) \quad (7)$$

(7)式中： $\beta = \frac{1}{2}$ 表明当龙头企业和农户群体的讨价还价能力相等，即合作破裂对双方造成的

利益损失相等时达成均衡； $f(k, a) - rk - w - oP(d, t)$ 为企业净利润；其他符号含义同前文。

根据限制条件，企业净利润恒为正，现将（7）式简化为：

$$\lambda = \frac{1}{2} \times \frac{A - 2OP(d, t)}{B - OP(d, t)} \quad (8)$$

$$A = f(k)a - rk - 2w(a), B = f(k)a - rk - w(a)$$

若数字经济发展水平提升降低了农户机会主义行为概率，即 d 变为 d' ， $d' > d$ ；而 P 变为 P' ， $P' < P$ 。此时，农户净利润分配比例变为 λ' ：

$$\lambda' = \frac{1}{2} \times \frac{A - 2OP'(d', t)}{B - OP'(d', t)} \quad (9)$$

（9）式中： λ' 为农户净利润分配比例；其他符号含义同前文。显然，（9）式分子部分的增长大于分母部分，因此，农户机会主义行为概率降低不仅提升了龙头企业净利润，还提高了分配给农户的比例。从企业经营角度看，这符合龙头企业向能够稳定合作的农户分配更多利益，以寻求长远稳定关系的理性假设。基于此，本文提出第一个研究假说。

H1：数字经济发展有利于提升龙头企业联农带农效益。

（三）交易成本视角下作用机制的理论推导

上述分析中，本文认为数字经济发展提升龙头企业联农带农效益的直接原因是在合作博弈中提升了龙头企业净利润与农户利润分配的比例，从而实现双方的收益增长，即龙头企业联农带农效益提升。根据 Coase（1937）的理论，交易成本不仅是龙头企业联农带农的中间成本，也是企业生产投资决策的决定因素，即交易成本的变动不仅会影响龙头企业联农带农的当期实际收益，还可能决定龙头企业联农带农的未来决策。例如：若资产专用性交易成本过高，而农户违约造成的损失过大，企业会选择自建基地生产原材料，而非与农户合作（赵鲲和肖卫东，2020）；若带动农户规模扩大导致管理效率降低，企业会主动限制经营规模以控制管理成本（黄惠春等，2021）。因此，本文根据交易成本来源，从资产专用性、交易不确定性和高交易频率三个视角分析数字经济发展影响龙头企业联农带农效益的作用机制。

1. 资产专用性视角。资产专用性交易成本是指为特定生产计划购置的资产市场流通性较低，一旦契约终止，该投资将难以回收或者转换用途从而产生的损耗。具体来说，在分工合作的情况下，如果农户因为短期逐利行为单方面违约，则企业的营销投资、技术开发投资等将无法产生收益，从而形成来自外部的交易成本；同时，农户也可能据此与企业讨价还价，导致交易执行成本上升（吴曼等，2020）。数字经济的信息内涵和数据支撑特征促进了农业供应体系的信息数据化，使高维海量的实时数据传输、存储和溯源成为可能。基于上述分析，数字技术能够建立龙头企业和农户双方对等的行为监管机制，从根源上降低了农户机会主义行为发生的可能性；同时，互联网平台下的开放交易也拓展了资产用途和市场流通的可能性。因此，数字经济发展不仅能够抑制引发资产专用性交易成本的行为，还弱化了

资产本身的专用性属性，从而降低交易成本，实现龙头企业联农带农效益提升（韩喜艳等，2019）。

2.交易不确定性视角。交易不确定性交易成本指面对复杂交易情况下的有限理性，企业需要将大量成本付诸询价议价、监督农户行为等中间过程；同时，农户经验生产下的不稳定产出也增加了产品损耗。考虑互联网平台在龙头企业联农带农中的应用，去中心化的线上交易平台成为龙头企业联农带农双方交易信息的集散中心，弱化了“信息不对称”假设，使供需双方能够以最低成本获取交易信息，这节省了由交易不确定性带来的信息搜寻和处理成本；同时，远程生产等数字技术还有助于实现农户生产自动化和产出标准化。因此，数字经济发展不仅提升了农户交易行为的确切性，还提升了农户产出质量的稳定性，从而降低交易成本，实现龙头企业联农带农效益提升。

3.高交易频率视角。高交易频率交易成本是指因为农户低组织化的分散状态，企业不得不少量多次地与不同农户开展频繁交易，从而导致交易成本上升，这也阻碍了龙头企业联农带农组织模式优化和合作深化，最终导致龙头企业联农带农陷入“规模一效率”困境（黄惠春等，2021）。在数字经济发展背景下，农村地区移动互联网的普及和去中心化数字合约技术的推广应用使农户和龙头企业的点对点交易成为可能，这不仅简化了交易过程，也降低了执行成本，还以其开放共享的特点极大地扩展了农户和企业双方的潜在交易对象，从而优化了交易双方的供需匹配程度，进而实现精准交易。因此，数字经济发展不仅降低了交易过程的执行成本，还通过支持精准交易来避免高交易频率问题，从而提升联农带农效益。基于此，本文提出第二个研究假说。

H2：数字经济发展通过降低交易成本提升龙头企业联农带农效益。

三、研究设计

（一）变量选取与说明

1.被解释变量：联农带农效益。在龙头企业联农带农过程中，常常出现带动农户数量有限和企业自身效益不足的情况。根据《农业产业化国家重点龙头企业认定和运行监测管理办法》和《农业农村部关于促进农业产业化龙头企业做大做强意见》^①，国家对龙头企业发展壮大以实现联农带农的内在要求包含了龙头企业自身经营水平提升和广泛带动农户两个角度。已有研究也指出，良好的龙头企业联农带农模式是双方效益紧密联系的“命运共同体”（曾宪聚等，2022）。由此，本文使用龙头企业联农带农数量和资产收益率的交乘项来测度龙头企业联农带农效益。

2.核心解释变量：宽带中国试点。宽带中国试点政策不仅面向城乡数字产业化和产业数字化发展需求提出了普及基础设施、拓展生产应用、加强人才培养、完善法律法规等对应数字经济内涵的一般性支持措施（陈晓红等，2022），还明确提出了“加强各类涉农信息资源的深度开发”^②，从而能够

^①参见《农业农村部关于促进农业产业化龙头企业做大做强的意见》（农产发〔2021〕5号），https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2021-10/27/content_5645191.htm。

^②参见《国务院关于印发“宽带中国”战略及实施方案的通知》（国发〔2013〕31号），https://www.gov.cn/gongbao/content/2013/content_2473876.htm。

运用区块链、数字交易平台等数字经济手段提升龙头企业联农带农效益。在农业领域，现有研究证实了宽带中国试点政策作为对数字经济发展水平的外生冲击，对农业生产、农户决策具有广泛影响（陈仪坤和步丹璐，2024）。宽带中国试点政策实施不仅推动了基础设施建设，而且将数字技术应用于经济社会发展的全链条（田鸽和张勋，2022），对于中西部和东北地区数字经济发展尤为重要。从实证角度来看，农业经济发展状况对试点名单的产生影响较小，宽带中国试点政策能够作为对数字经济发展水平的外生冲击，保证回归结果的真实性。由此，本文以龙头企业所在城市当年是否已成为宽带中国政策试点城市作为数字经济发展的外生冲击代理变量。

3.控制变量。第一，本文根据《农业产业化国家重点龙头企业认定和运行监测管理办法》^①中对龙头企业认定标准的其他主要指标，引入企业规模、营业收入和技术创新水平作为控制变量。第二，本文引入劳动投入和中间品投入变量，以控制不同企业在提供工作岗位和采购农户产出两种带动农户形式间的差异。第三，本文引入管理费用和无形资产占比变量，以控制企业自身管理成本和交易成本问题。第四，本文引入总资产周转率、独立董事规模、存货周转率、现金流量和数字化转型程度变量，以控制经营效率等其他可能影响企业带动能力及决策的因素。

4.机制变量。本文采用企业财务数据指标测度不同来源的交易成本以及企业行为。具体地：本文使用资产减值反映来自资产专用性（农户违约问题）的交易成本^②（Nicoletti，2018），总资产增长率反映企业投资变化；使用供需稳定性反映来自交易不确定性的交易成本（Cai et al. 2024），应收账款净额反映龙头企业和农户合作长期合作变化；使用交易频率反映来自高交易频率的交易成本（Revsine et al. 2021），管理费用率反映管理效率。

（二）数据来源

本文变量的主要数据来源如下：宽带中国示范城市名单由笔者根据工业和信息化部官方网站2014年、2015年和2016年公布的3批宽带中国试点城市名单整理而得^③。龙头企业名单通过手动整理农业农村部 and 各省（区、市）农业农村主管部门公布的各批次监测合格重点龙头企业公示名单获得，部分名单通过与该省主管部门邮件联系获得。联农带农数量根据企业获得的龙头企业称号和各省份管理办法确定，其他企业层面的数据来自各企业年报。

剔除数据严重缺失的样本后，本文共收集了2010—2021年分布在25个省份的169家企业数据，形成了涉及农林牧渔业、食品制造业和农副食品加工业等26个行业、共1024个观测值的非平衡面板

^①参见《农业产业化国家重点龙头企业认定和运行监测管理办法》（农经发〔2018〕1号），https://www.gov.cn/gongbao/content/2018/content_5338242.htm。

^②在回归中，本文将其处理为正向指标。

^③资料来源：《2014年度“宽带中国”示范城市（城市群）名单》，https://www.miit.gov.cn/zwgk/zcwj/wjfb/gg/art/2020/art_4dab04091bea459e9cc45e0046be3fe9.html；《2015年度“宽带中国”示范城市（城市群）名单公告》，https://www.miit.gov.cn/jgsj/txs/gzdt/art/2020/art_5bb15fdd750848a2ba7114a97459374f.html；《2016年度“宽带中国”示范城市名单公告》，https://www.miit.gov.cn/ztlz/lszt/qltjkdzg/yw/art/2020/art_a796b5d88bd94329a3aa719fb59d41a5.html。

数据^①。

（三）描述性统计结果

本文绘制了实验组与对照组^②企业数字化转型程度^③表现趋势图。对宽带中国试点政策影响下的样本企业情况进行初步分析。通过图2可以发现，实验组和对照组样本企业在2014年前的数字化转型程度没有明显差异；而在实施宽带中国试点政策之后，实验组企业数字化转型程度明显高于对照组，并且两者保持稳定差距。这说明，宽带中国试点政策在一定程度上促进了样本龙头企业运用数字手段解决生产经营问题，这为数字经济发展对龙头企业联农带农效益影响的实证分析提供了前提条件。

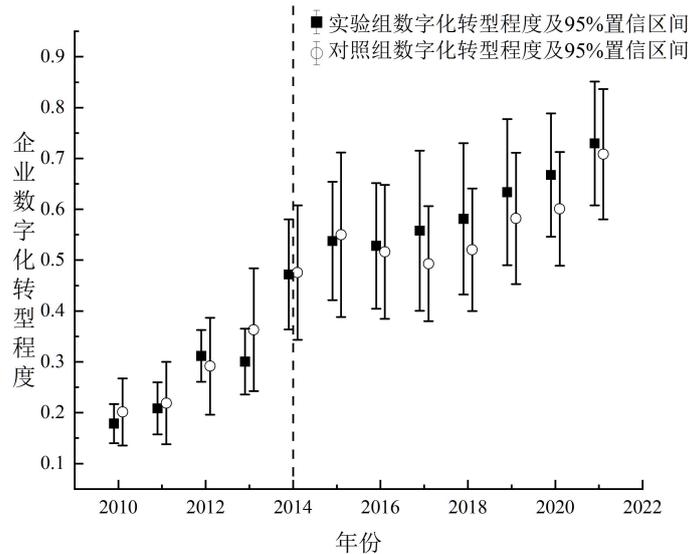


图2 宽带中国试点政策下样本企业数字化转型程度趋势

为了避免异常样本或者极端值对估计结果的影响，本文对数据进行以下处理：首先，对营业收入、企业规模、劳动投入等控制变量数据进行前后2.5%的缩尾处理，以减少极端值的影响；其次，对其中反映经营状况的财务指标取自然对数，转指数增长为线性增长；最后，以极差法对变量进行标准化处理，以消除不同变量量纲的差异。

各个变量的描述性统计结果如表1所示。

表1 变量测度方法与描述性统计结果

变量类型	变量名	测度方法	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	联农带农数量×资产收益率	企业带动农户人数(人)×资产收益率	141.431	241.047	-1204.876	2104.640

^①详细的数据描述见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录附表2。

^②实验组指在样本期内所在城市被列为宽带中国试点城市的企业，其余企业构成对照组。

^③参考袁淳等(2021)的研究，企业数字化转型程度根据在企业年报“管理层讨论与分析”部分中“云计算”“人工智能”等197个与企业数字化相关的词语出现的频率进行测度，相关词语见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录附表3。

表1 (续)

核心解释变量	宽带中国试点	企业所在城市当年是否已进入宽带中国试点城市名单: 是=1, 否=0	0.448	0.498	0	1
作用机制变量	资产减值	资产减值准备(亿元)	0.519	1.662	-0.811	29.600
	企业投资	总资产/前一年总资产	0.172	0.283	-0.400	2.514
	供需稳定性	(产出总量-上年存货余额)/生产成本	0.418	0.042	0	1
	长期合作	应收账款净额(亿元)	3.316	5.440	0	71.844
	交易频率	营业收入/平均应收账款余额	122.158	672.434	0.440	13164.280
	管理效率	管理费用率	0.070	0.068	0.008	1.495
	企业规模	企业总资产(亿元)	80.568	149.785	2.363	1772.658
	营业收入	企业年度营业收入(亿元)	76.868	159.373	0.419	1296.500
	技术创新水平	企业累计获得授权发明型专利数量(件)	7.272	48.179	0.000	552.000
	劳动投入	企业年末职工人数(万人)	0.696	1.518	0.003	13.752
	中间品投入	企业购买劳动力和商品支付的金额(亿元)	56.986	124.784	0.330	1157.895
	管理费用	企业管理费用(亿元)	3.114	6.006	0.102	57.636
	无形资产占比	企业无形资产/总资产	0.053	0.053	0.000	0.577
	总资产周转率	企业销售收入/总资产	0.856	0.638	0.015	5.827
	独立董事规模	企业独立董事人数(人)	3.157	0.519	2.000	5.000
	存货周转率	企业营业成本/存货净额平均余额	4.593	4.040	0.126	36.064
	现金流量	企业经营活动产生的现金流净额/总资产	0.062	0.081	-0.388	0.533
	数字化转型程度	以数字化转型相关词语在企业年报“管理层讨论与分析”部分出现的频率测度	0.528	0.469	0.000	4.097

注: 资产减值准备、应收账款净额、企业总资产、营业收入、中间品投入和管理费用在回归时以元为单位; 年末职工人数在回归时以人为单位。

(四) 模型构建

1. 基准回归模型。本文使用2014年、2015年和2016年确定的“宽带中国”示范城市作为数字经济发展的外生冲击代理变量, 使用渐进 DID 模型估计宽带中国试点政策实施对龙头企业联农带农效益的影响。渐进 DID 模型与传统 DID 模型的基本思路一致, 但是针对政策实施时间不一致的情况进行了调整, 作为一种有效的估计策略得到了广泛应用。本文的基准模型设定为:

$$cdf_{it} = \alpha + \beta \times kdzg_{ijt} + \delta \times z_{it} + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

(10) 式中: cdf_{it} 为被解释变量, 表示龙头企业 i 在 t 年的联农带农效益; $kdzg_{ijt}$ 为核心解释变量, 表示企业 i 所在城市 j 在 t 年是否进入宽带中国试点城市名单; β 为双重差分估计值; α 为常数项; z_{it} 和 δ 分别为企业规模等其他可能影响龙头企业联农带农水平的控制变量及其待估计系数; η_i 为个体固定效应; μ_t 为年份固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。

2.作用机制模型。参考 Harris-Fry et al. (2022) 的研究, 本文使用平均因果中介效应 (Average Causal Mediation Effect, 简称 ACME) 方法估计交易成本作用机制。其具体思路是, 直接效应 NDE 可以看作当交易成本 M_{it} 固定不变时, 数字经济发展 $kdzg_{ijt}(\alpha)$ 从 $kdzg_{ijt}(0)$ 变动为 $kdzg_{ijt}(1)$ 时, 这一变动直接作用到龙头企业联农带农效益 cdf_{it} 引起的变动。即 NDE 可以定义为:

$$NDE = E \left\{ cdf_{it} \left\langle kdzg_{ijt}(1), M_{it} \left[kdzg_{ijt}(\alpha) \right] \right\rangle - cdf_{it} \left\langle kdzg_{ijt}(0), M_{it} \left[kdzg_{ijt}(\alpha) \right] \right\rangle \right\} \quad (11)$$

间接效应 NIE 则可以理解为数字经济发展固定为 $kdzg_{ijt}(\alpha)$ 不变并作用于交易成本, 交易成本再作用于龙头企业联农带农效益引起的变动。即间接效应 NIE 可以定义为:

$$NIE = E \left\{ cdf_{it} \left\langle kdzg_{ijt}(\alpha), M_{it} \left[kdzg_{ijt}(1) \right] \right\rangle - cdf_{it} \left\langle kdzg_{ijt}(\alpha), M_{it} \left[kdzg_{ijt}(0) \right] \right\rangle \right\} \quad (12)$$

3.调节效应模型。本文使用交乘项的思路设定调节效应检验模型。具体地, 对于调节变量 T_{it} , 本文将 T_{it} 、 $T_{it} \times kdzg_{ijt}$ 加入基准回归模型中, 此时模型变为:

$$cdf_{it} = \alpha + \beta kdzg_{ijt} + T_{it} + T_{it} \times kdzg_{ijt} + \delta z_{it} + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

(13) 式中, 若交互项 $T_{it} \times kdzg_{ijt}$ 显著且系数方向为正, 则说明调节效应存在。

四、实证结果分析与讨论

(一) 基准回归结果

数字经济发展对龙头企业联农带农效益的影响还可能受到企业经营策略等多种不可观测变量因素的干扰, 对固定效应模型和随机效应模型的豪斯曼检验结果也发现存在显著差异^①, 本文在回归中加入企业-年份固定效应, 以提升回归结果的可靠性。表 2 报告了数字经济发展对龙头企业联农带农效益影响的基准回归结果。结果表明, 在加入各项控制变量后, 宽带中国试点变量在 5% 的水平上对龙头企业联农带农效益具有显著的正向影响。这说明数字经济发展能够有效提升龙头企业联农带农效益, 假说 H1 初步得证。基于现有数字经济理论研究 (陈晓红等, 2022) 及前文理论推导, 本文认为, 数字经济发展的积极效应主要来自高效沟通和有效机会主义行为治理, 从而降低了龙头企业联农带农的交易成本。

表 2 宽带中国试点政策实施对龙头企业联农带农效益影响的基准回归结果

变量	联农带农效益			
	系数	聚类标准误	系数	聚类标准误
宽带中国试点	0.033	0.024	0.044**	0.021
企业规模			-0.190*	0.099
营业收入			1.231***	0.243

^①详细检验结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录附表 4。

表2 (续)

技术创新水平			-0.033	0.027
劳动投入			0.162**	0.077
中间品投入			-1.050***	0.236
管理费用			-0.236***	0.066
无形资产占比			0.129	0.098
总资产周转率			0.124***	0.027
独立董事人数			-0.020	0.062
存货周转率			-0.002	0.004
现金流量			0.670***	0.089
数字化转型程度			-0.009	0.014
常数项	0.412***	0.011	0.335***	0.051
企业-年份固定效应		已控制		已控制
观测值数		1024		1024
调整的 R ²		0.496		0.614
F 检验		1.832		11.243***

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平。②标准误为城市-年份的聚类标准误。

(二) 内生性问题处理

在基准计量模型中，被解释变量是微观层面的龙头企业联农带农效益，解释变量是宏观层面的宽带中国试点政策，由于个体企业的龙头企业联农带农效益变化对所在城市是否进入政策试点没有直接影响，因此，模型面临的反向因果问题较小（Mitaritonna et al., 2017）。所以，接下来本文主要从工具变量、样本自选择偏差和遗漏变量等方面解决实证中可能存在的内生性问题。

1. 基于工具变量法的内生性问题处理。参考黄群慧等（2019）的研究，本文使用企业所在城市市区 1994 年人均电话机数量和上一年全国互联网普及率的交乘项作为工具变量^①，通过工具变量法处理内生性问题。一方面，中国早期通过拨号上网，因而历史上固定电话数量多的城市更容易成为宽带中国试点城市，满足了工具变量的相关性要求。表 3 第一阶段的回归结果显示，上述交乘项在 1% 的统计水平上显著，且系数方向为正。另一方面，考虑时间距离较久，过去人均电话机数量对当前龙头企业联农带农效益的影响微乎其微，满足了工具变量的外生性要求。同时，本文参考已有研究（Nunn and Wantchekon, 2011）的做法，在控制变量中加入企业数字化转型程度这一和工具变量及被解释变量都相关的因素，以最大程度“阻断”工具变量影响龙头企业联农带农效益的其他可能路径，避免与工具变量相关的遗漏变量影响估计结果。根据 Anderson LM 统计量（54.546, $p=0.000$ ），该工具变量不具有不可识别问题；根据 Cragg-Donald Wald F 统计量（47.262, 10% maximal IV size=16.38），该工具变量不存在弱工具变量问题。第二阶段回归结果显示，宽带中国试点变量显著且系数为正，说明基准回

^①人均电话机数量由《中国统计年鉴》（1995）中 1994 年市区电话机数量和市区人口数量计算得出，全国互联网普及率数据来自于中国互联网络信息中心网站（<https://www.cnnic.net.cn/>）。

归不存在内生性问题。

表3 使用工具变量法的回归结果

变量	第一阶段 宽带中国试点		第二阶段 联农带农效益	
	系数	聚类标准误	系数	聚类标准误
宽带中国试点			0.143*	0.074
1994年人均电话机数量×上一年全国互联网普及率	3.118***	0.382		
数字化转型程度	0.041	0.027	-0.012	0.015
控制变量	已控制		已控制	
企业-年份固定效应	已控制		已控制	
观测值数	1024		1024	
F 检验	10.782***			

注：①***和*分别表示1%和5%的显著性水平。②标准误为城市-年份的聚类标准误。

2. 遗漏变量问题处理。样本窗口期间内的数字乡村试点政策、农村集体产权制度改革试点政策和粮改饲试点政策^①起到促进生产结构调整、盘活农业资源等作用（彭凌志和赵敏娟，2024）。为确保宽带中国试点影响不受上述政策实施的干扰，将政策试点虚拟变量加入模型。结果显示^②，宽带中国试点变量显著且系数为正，排除了遗漏变量造成的内生性问题对估计结果的影响。

3. 样本自选择偏差问题处理。参考卢盛峰等（2021）的研究，本文使用倾向得分法重新进行回归，以排除样本自选择偏差问题。结果显示^③，宽带中国试点系数显著为正，说明基准回归不存在样本自选择偏差导致的内生性问题。

（三）稳健性检验

1. 平行趋势检验。现实中的政策试点地区选择往往是在经济、社会等多重因素影响下的综合选择，而非真正随机选择，因此，还需要进行平行趋势检验，以确保 DID 方法估计结果的真实性。本文利用事件研究法的思路，根据各个企业所在城市第一次进入试点范围的时间确定政策前后虚拟时间变量，利用回归结果绘制平行趋势检验图^④。由图可知，政策实施前，宽带中国试点变量的估计系数在 0 附近且具有下降趋势；而政策实施后，宽带中国试点变量的估计系数较大且具有明显的上升趋势。这说明，基准回归结果来自宽带中国试点代表的数字经济发展，而非实验组样本本身的发展趋势。

2. 安慰剂检验。DID 的基本估计思想是通过实验组和对照组在政策前后的变化来估计政策干预的影响，但是这种方式下的政策效应也可能来自其他混杂因素或数据本身的趋势，而非数字经济发展政策的影响。参考王伟龙等（2023）的研究，本文进行安慰剂检验。首先，将所有试点城市的宽带中国

^①详细数据来源和赋值说明见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录附表5。

^②回归结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录附表5。

^③回归结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录附表6，平行趋势检验图见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录附图1。

政策开始时间分别提前 1 年和 2 年，并再次回归。结果表明^①，宽带中国试点变量的影响不显著。随机更改实验组后，重复进行 500 次回归，回归结果的系数和 p 值分布如图 4 所示。根据图 4 可以看出，随机设置实验组时，回归系数围绕 0 呈正态分布，且大多数未能通过显著性检验。通过更改政策时间和试点区域的安慰剂检验无法复现与基准回归类似的结果。因此，可以认为基准回归估计结果中数字经济发展的影响来自宽带中国试点政策实施，而非样本本身的趋势，说明前文研究结果具有稳健性。

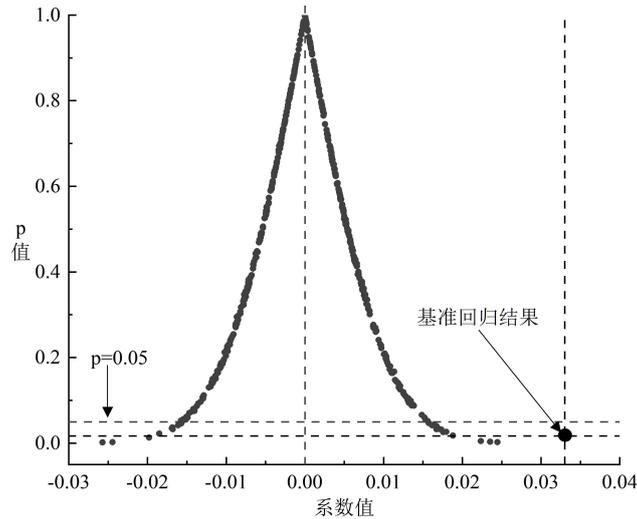


图 3 随机实验组安慰剂检验结果

3. 替换变量和变量测度方式。首先，考虑宽带中国试点政策可能难以反映具体数字经济发展程度带来的影响，参考相关研究，本文基于互联网发展状况和数字平台发展状况，构建数字经济发展综合指标^②进行变量替换的稳健性检验（黄群慧等，2019；郭峰等，2020；万广华等，2024）。数字经济发展综合指标系数显著为正，说明回归结果具有稳健性^①。其次，基准回归中使用联农带农数量和资产收益率的交乘项测度联农带农效益，本文使用联农带农数量与净资产收益率的交乘项替换原来的测度方式，再次进行回归。回归结果^①表明，宽带中国试点变量显著且系数为正，说明基准回归结果具有较好的稳健性。最后，在基准回归中，为保证数据可比性，本文对数据进行了标准化处理，但这可能改变数据原始分布，因此，本文使用原始数据进行回归。回归结果表明^①，宽带中国试点变量显著且系数为正，进一步验证前文回归结果的稳健性。

4. 异质性处理效应。现实中宽带中国试点政策是逐步开展的，回归结果实际上是多个处理效应的加权平均，因此，可能存在真实处理效果与回归结果不同甚至相反的情况。鉴于此，本文参考 Callaway and Sant'Anna (2021) 的研究，计算异质性处理效应和动态平均处理效应。回归结果表明^③，前文回归结果具有稳健性。

^①回归结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录附表 5。

^②详细指标说明见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录附表 7。

^③回归结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录附表 8。

（四）交易成本视角下作用机制的检验与分析

为进一步理解数字经济发展的作用机制，本文使用 ACME 方法分析交易成本视角下的作用机制。该方法基于潜在结果框架提供非参数估计，从而实现因果效应的作用机制分析(Harris-Fry et al., 2022)。需要注意的是，ACME 方法的使用依赖于“顺序可忽略性假设”：第一，在给定的自变量下，表示作用机制的潜在中介变量和结果变量是独立的，即处理变量随机分配。宽带中国试点政策是城市层面的试点政策，笔者认为，对于样本龙头企业来说，该试点的出现是随机的。因此，第一个假设得到满足。第二，在给定的处理变量和协变量条件下，结果变量与中介变量是独立存在的，即表示作用机制的中介变量是随机的。本文的因果关系未能充分满足该假设。主要原因是：一方面，交易成本问题影响龙头企业联农带农效益；另一方面，龙头企业和农户关系深化也影响企业的交易成本。因此，ACME 方法的估计结果应认为是对“数字经济发展通过降低交易成本提升龙头企业联农带农效益”这一作用机制的试探性分析，而非确定性证据。

1. 资产专用性视角。资产专用性视角下实证检验结果^①表明作用机制存在，说明随着区块链等数字技术和区域数字基础设施建设发展完善，龙头企业与农户能够借助外生技术手段，形成去中心化的双向监管机制。这既能够实现龙头企业对农户机会主义行为的监管预防，也能够提升农户对龙头企业的信任，从而降低资产专用性交易成本。与此研究结果相似，何婧和李庆海（2019）的研究发现，数字金融能够通过特有的社会信任强化机制提升农户的社会信任感，促进农户主动融入农业现代化产业链。若资产专用性问题减弱，龙头企业会加大联农带农投资力度。因此，本文使用企业总资产增长率作为企业投资中介变量，在资产专用性视角下对作用机制进行分析。检验结果^①表明，数字经济发展在降低资产专用性交易成本的同时，能够加强龙头企业投资联农带农信心，通过扩大规模实现联农带农效益提升。

2. 交易不确定性视角。交易不确定性视角下的作用机制检验结果^②表明作用机制存在，说明数字经济发展带来的在线交易平台和即时通信手段能够实现龙头企业与农户交易的衔接合作，还能够加速资源整合，完善产业链组织体系。相似地，储庆宜和赵祥云（2023）关于陕西省柞水县木耳产业发展的调查研究显示，通过建立地方产业数字经济服务平台，可以解决农户生产与企业加工销售的交易对接问题，健全产业链，保障交易稳定性与确定性，实现农户收入增长和龙头企业发展壮大。若农户作为上游合作伙伴能够提供稳定农产品供给，生产企业会倾向于与其开展长期合作，因此本文使用企业应收账款净额测度企业长期合作，在交易不确定性视角下对作用机制进行分析。检验结果^②显示数字经济发展在一定程度上能够推动龙头企业与农户建立长期合作关系，但是还需龙头企业和农户建立更为紧密的内部利益联结机制。

3. 高交易频率视角。高交易频率视角下的作用机制检验结果^③不显著。可能的解释是：高交易频

^①回归结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录附表 9。

^②回归结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录附表 10。

^③回归结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录附表 11。

率的根源在于农户的分散生产特点。尽管数字技术和数字化信息能够为农户与企业建立较为平等的谈判监督机制，但是农户仍然以家庭生产为基本单位，因此，未能观察到数字经济发展降低高交易频率交易成本的作用机制。若农户群体能够从少量多次的高频交易转为与龙头企业进行集中交易，企业就能够更好地发挥规模经济作用，提升管理效率并提高联农带农效益。鉴于此，本文进一步在高交易频率视角下使用管理费用率测度管理效率，在高交易频率视角下对作用机制进行分析。检验结果^①表明数字经济发展会降低龙头企业管理效率，从而抑制联农带农效益提升。可能的原因是：在数字经济发展背景下，龙头企业联农带农出现了内部流程复杂化和规模扩大导致的“规模—效率”困境（黄惠春等，2021）。

五、进一步分析：异质性表现和提升路径探索

前文分析表明，数字经济发展具有降低交易成本从而提高龙头企业联农带农效益的作用。接下来，本文采用分组回归和调节效应分析方法讨论数字经济发展影响龙头企业联农带农效益的异质性表现和提升路径，为在农业经营体系建设框架下细化龙头企业扶持政策和监管机制提供参考。

（一）异质性表现

1. 基于市场垄断程度的异质性。从市场竞争角度看，面对激烈市场竞争环境，龙头企业更倾向于与农户分红，从而维持稳定的供应关系与市场竞争力。处于高度垄断地位的龙头企业可能借助数字技术手段，更加精准地控制利益分配格局，反而产生数字经济发展下龙头企业联农带农效益倒退的现象。对此，本文使用赫芬达尔（HHI）指数测度龙头企业的市场地位，同时参考相关研究（魏腾达和穆月英，2024），使用 0.5 作为市场垄断程度分组依据，进行异质性分析。回归结果^②显示，对于低垄断水平企业，宽带中国试点政策对联农带农效益产生显著的正向影响；而对于高垄断水平企业，则产生显著的负向影响。与此结果相似，Hackfort（2023）的研究指出，数字经济发展带来的新生产经营手段进一步加剧了农户与企业的不对等关系。在缺乏有效竞争的背景下，这种不对等关系最终导致了利益分配失衡，农户利益受损。

2. 基于企业规模的异质性。规模较小的龙头企业的主要问题在于它们无法充分利用规模经济降低成本，而规模较大的龙头企业的主要问题则在于规模扩大和管理流程复杂度提升增加了更多的中间成本。基于企业规模异质性的回归结果^③显示，宽带中国试点政策实施对龙头企业联农带农效益的影响在规模较小的企业中更为显著。这说明，数字经济发展能够部分解决规模较小龙头企业的交易成本问题，但是，大规模企业复杂组织关系与业务流程带来的交易成本问题，还需要通过加强企业内部控制加以解决。与此结果相似，陶锋等（2023）研究发现，数字技术创新能够通过改善生产经营效率提升企业市场价值，但是该影响只在中小型企业中显著。

^①回归结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录附表 11。

^②回归结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录附表 12。

3.基于上市时间的异质性。上市时间较短的企业可能因为业务流程尚未成熟而面临更高的交易成本；同时，上市时间较长的企业也会因为生产经营模式定型，面对数字经济发展带来的新产业模式采取更加保守的策略。基于上市时间异质性的回归结果^①显示：对于上市时间为10年以内的龙头企业，宽带中国试点政策实施能显著提升其联农带农效益；而对上市时间超过10年的成熟企业，该影响则不显著。验证了数字经济发展对于“年轻企业”降低交易成本的有效作用。

4.基于行业的异质性。农林牧渔行业的龙头企业与农户具有分工合作关系，利益交织紧密，合作空间广阔，而农副产品加工业、制造业和服务业中的餐饮、零售等企业与农户之间属于上下游交易关系。基于行业异质性的回归结果^②显示，宽带中国试点政策实施对农业龙头企业联农带农效益具有显著的正向影响，而对其他行业龙头企业的影响则不显著。其原因在于：一方面，根据作用机制检验结果，数字经济发展未能有效降低高交易频率造成的交易成本；另一方面，随着新型农业经营主体逐渐发展壮大，处于产业链下游的龙头企业能够选择少数规模化的农业企业或家庭农场作为合作对象，龙头企业联农带农的交易成本可能较低，因此数字经济发展降低交易成本的机制不显著。

（二）提升路径探索

1.纵向一体化治理。在农业经济占比和农业生产经济相对效益下降的背景下，农业龙头企业选择采取纵向一体化治理策略整合产业链上下游环节，以提升经济价值和包含联农带农在内的社会价值。关于企业分工的研究则表明，企业数字化转型会推动分工专业化（袁淳等，2021），即将非核心业务交于上下游企业。因此，有必要检验企业纵向一体化治理与数字经济发展作用是否相互冲突或放大数字经济发展降低交易成本的作用。回归结果^③显示，纵向一体化治理对龙头企业联农带农效益产生负向影响。可能的解释是：实施纵向一体化治理不仅降低了农户产生机会主义行为的概率，从而降低了交易成本，而且使龙头企业逐渐放弃了与部分小农户的合作，从而降低了联农带农效益。纵向一体化治理与宽带中国试点的交乘项系数显著为正，说明在龙头企业联农带农的过程中，纵向一体化治理并不与数字经济发展带来的外生技术手段相互冲突。相反，在纵向一体化治理模式下，线上平台、自动化生产等先进的数字技术得以深度应用于龙头企业与农户的生产合作中，从而达到降本增效的目的。

2.家庭农场发展。相比于传统的小农户，家庭农场具有明显的规模化、标准化和集约化特征，且具备更强的意愿和能力来承接龙头企业的产品需求。本文以地级市人均家庭农场数量表示家庭农场发展水平，将家庭农场发展水平及其与宽带中国试点的交乘项纳入模型进行回归。结果^④显示，家庭农场发展水平变量系数显著为负。可能的解释是：龙头企业会优先和生产能力较强的家庭农场合作，从而导致带动农户效益下降。宽带中国试点与家庭农场发展水平的交乘项系数显著为正，说明在家庭农场发展壮大的情况下，数字经济发展对龙头企业联农带农效益的提升作用更为明显。家庭农场本身也具有利用数字金融加大农业投资的能力，能够提升龙头企业联农带农效益（彭澎和吴梦奇，2024）。

3.政府数字治理。在数字经济发展促进龙头企业联农带农效益提升的过程中，政府也需要积极转

^①回归结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录附表12。

^②回归结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录附表13。

型，开展数字治理，建设数字政府，满足社会的公共品需求，承担数字经济发展中的监管角色。参考孟元和杨蓉（2024）的研究，本文以公共数字平台开放作为政府数字治理的代理变量，将政府数字治理及其与宽带中国试点的交乘项纳入模型进行回归。结果^①显示，政府数字治理具有显著的调节效应，说明政府数字治理能够提升数字经济发展对龙头企业联农带农效益的影响。政府数字治理能够有效降低经济运行中的交易成本问题，缓解龙头企业联农带农过程中的市场失灵问题，从而促进数字经济发展提升龙头企业联农带农效益的效应。

六、研究结论与政策启示

龙头企业联农带农是解决小农户与现代农产品市场脱节的有效方法。数字经济发展通过降低龙头企业联农带农面临的交易成本，从而提升其联农带农效益，对于提高农户收入，实现龙头企业和农户合作具有重要意义。本文采用渐进 DID 模型实证评估数字经济发展对龙头企业联农带农效益的影响及其作用机制。研究结果表明：第一，数字经济发展能够显著提升龙头企业联农带农效益。第二，数字经济发展主要通过降低资产专用性和交易不确定性导致的交易成本来实现联农带农效益提升；同时，交易成本的降低可以推动龙头企业投资和建立与农户的长期合作关系，但可能会降低企业管理效率，从而产生负面影响。第三，数字经济发展提升龙头企业联农带农效益的作用在低垄断水平、小规模、上市时间较短和农业领域的龙头企业中更显著。第四，在新型农业经营体系下，企业纵向一体化治理、家庭农场发展和政府数字治理均能够放大数字经济发展提升龙头企业联农带农效益的积极作用。

基于以上结论，本文得到如下政策启示。

第一，加强数字经济发展导向的龙头企业认定。在现有龙头企业认定原则的基础上，对能够创新利用数字生产技术或数字平台实现联农带农的龙头企业，在认定和支持政策方面给予倾斜。第二，以基础设施建设全面降低交易成本。加强物流中心等关键农产品交易基础设施建设，促进联农带农价值链、信息链和物质链三链合一。互联网平台的普及促进了龙头企业联农带农的信息和价值传递，但高交易频率要求实物流通与信息流通、价值流通同步进行。这需要政府通过宏观调控，完善农产品物流中心基础设施的供给。第三，以差异化治理推动龙头企业联农带农。对于龙头企业的监管与激励，应推行差异化治理策略。各地主管部门应监管高度垄断的龙头企业联农带农行为，防止其利用市场地位控制产业链利益分配；对市场竞争充分、规模较小、上市时间较短的二、三产业龙头企业，则重点激励其利用数字经济手段提升联农带农能力。第四，以涉农主体融合发展促进龙头企业联农带农。鉴于农产品供应链的网络化趋势，应推动政府、龙头企业、农户及家庭农场等主体的数字化转型，构建以龙头企业为核心、以农户增收为目标的新型农业主体融合发展模式。

参考文献

- 1.陈晓红、李杨扬、宋丽洁、汪阳洁，2022：《数字经济理论体系与研究展望》，《管理世界》第2期，第208-224页。

^①回归结果见《中国农村经济》网站或中国知网本文附表13。

- 2.陈仪坤、步丹璐, 2024: 《农业信息基础设施建设对涉农企业价值的影响——基于“宽带中国”战略的准自然实验》, 《农业技术经济》第5期, 第126-144页。
- 3.褚庆宜、赵祥云, 2023: 《县域统合: 乡村产业转型升级中的政府行为逻辑——基于陕西省柞水县木耳产业发展经验的分析》, 《中国农村观察》第4期, 第30-48页。
- 4.冯根福、赵钰航, 2012: 《管理者薪酬、在职消费与公司绩效——基于合作博弈的分析视角》, 《中国工业经济》第6期, 第147-158页。
- 5.郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云, 2020: 《测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征》, 《经济学(季刊)》第4期, 第1401-1418页。
- 6.韩喜艳、高志峰、刘伟, 2019: 《全产业链模式促进农产品流通的作用机理: 理论模型与案例实证》, 《农业技术经济》第4期, 第55-70页。
- 7.何婧、李庆海, 2019: 《数字金融使用与农户创业行为》, 《中国农村经济》第1期, 第112-126页。
- 8.黄惠春、管宁宁、杨军, 2021: 《生产组织模式推进农业经营规模化的逻辑与路径——基于江苏省的典型案例分析》, 《农业经济问题》第11期, 第128-139页。
- 9.黄季焜、苏岚岚、王悦, 2024: 《数字技术促进农业农村发展: 机遇、挑战和推进思路》, 《中国农村经济》第1期, 第21-40页。
- 10.黄群慧、余泳泽、张松林, 2019: 《互联网发展与制造业生产率提升: 内在机制与中国经验》, 《中国工业经济》第8期, 第5-23页。
- 11.江光辉、胡浩, 2022: 《农业企业纵向一体化契约模式选择及动态演变: 基于生猪养殖企业的案例分析》, 《南京农业大学学报(社会科学版)》第3期, 第164-176页。
- 12.卢盛峰、董如玉、叶初升, 2021: 《“一带一路”倡议促进了中国高质量出口吗——来自微观企业的证据》, 《中国工业经济》第3期, 第80-98页。
- 13.孟元、杨蓉, 2024: 《大数据时代的政府治理: 数字政府与企业研发操纵》, 《世界经济》第1期, 第118-149页。
- 14.彭凌志、赵敏娟, 2024: 《农村集体产权制度改革对县域经济发展的影响——来自中国1873个县域的证据》, 《中国农村经济》第2期, 第112-130页。
- 15.彭彭、吴梦奇, 2024: 《数字金融能力对家庭农场农业生产投资行为的影响研究》, 《财贸研究》第12期, 第52-61页。
- 16.尚旭东、吴蓓蓓, 2020: 《农业产业化联合体组织优化问题研究》, 《经济学家》第5期, 第119-128页。
- 17.陶锋、朱盼、邱楚芝、王欣然, 2023: 《数字技术创新对企业市场价值的影响研究》, 《数量经济技术经济研究》第5期, 第68-91页。
- 18.田鹤、张勋, 2022: 《数字经济、非农就业与社会分工》, 《管理世界》第5期, 第72-84页。
- 19.万广华、宋婕、左丛民、胡晓珊, 2024: 《中国式现代化视域下数字经济的共同富裕效应: 方法与证据》, 《经济研究》第6期, 第29-48页。
- 20.王伟龙、王健龙、谢成兴、李中锋, 2023: 《“中国制造2025”试点示范城市建设对城市绿色发展效率的影响》, 《中国人口·资源与环境》第9期, 第147-158页。

21. 王志刚、于滨铜, 2019: 《农业产业化联合体概念内涵、组织边界与增效机制: 安徽案例举证》, 《中国农村经济》第2期, 第60-80页。
22. 魏腾达、穆月英, 2024: 《“独乐乐”还是“众乐乐”: 政策性农业保险市场适度竞争的量化研究》, 《金融经济研究》第5期, 第22-37页。
23. 吴曼、赵帮宏、宗义湘, 2020: 《农业公司与农户契约形式选择行为机制研究——基于水生蔬菜产业的多案例分析》, 《农业经济问题》第12期, 第74-86页。
24. 袁淳、肖土盛、耿春晓、盛誉, 2021: 《数字化转型与企业分工: 专业化还是纵向一体化》, 《中国工业经济》第9期, 第137-155页。
25. 曾宪聚、曾凯、曾梓萱、欧阳桃花, 2022: 《如何构建新型农业组织命运共同体: 演进机制与知识基础——天虹丝绸纵向案例研究》, 《南开管理评论》第3期, 第82-93页。
26. 赵鲲、肖卫东, 2020: 《租地还是订单: 工商企业建设农产品原料基地的契约选择》, 《农业经济问题》第7期, 第4-13页。
27. Bellemare, M. F., and J. R. Bloem, 2018, “Does Contract Farming Improve Welfare? A Review”, *World Development*, Vol. 112: 259-271.
28. Cai, J., I. Sharkawi, and S. I. Taasim, 2024, “How Does Digital Transformation Promote Supply Chain Diversification? From the Perspective of Supply Chain Transaction Costs”, *Finance Research Letters*, Vol. 63, 105399.
29. Callaway, B., and P. H. C. Sant’Anna, 2021, “Difference-in-Differences with Multiple Time Periods”, *Journal of Econometrics*, 225(2): 200-230.
30. Coase, R. H., 1937, “The Nature of the Firm”, *Economica*, 4(16): 386-405.
31. Hackfort, S., 2023, “Unlocking Sustainability? The Power of Corporate Lock-Ins and How They Shape Digital Agriculture in Germany”, *Journal of Rural Studies*, Vol. 101, 103065.
32. Harris-Fry, H., N. M. Saville, P. Paudel, D. S. Manandhar, M. Cortina-Borja, and J. Skordis, 2022, “Relative Power: Explaining the Effects of Food and Cash Transfers on Allocative Behaviour in Rural Nepalese Households”, *Journal of Development Economics*, Vol. 154, 102784.
33. Mitaritonna, C., G. Orefice, and G. Peri, 2017, “Immigrants and Firms’ Outcomes: Evidence from France”, *European Economic Review*, Vol. 96: 62-82.
34. Nicoletti, A., 2018, “The Effects of Bank Regulators and External Auditors on Loan Loss Provisions”, *Journal of Accounting and Economics*, 66(1): 244-265.
35. Nunn, N., and L. Wantchekon, 2011, “The Slave Trade and the Origins of Mistrust in Africa”, *American Economic Review*, 101(7): 3221-3252.
36. Revsine, L., D. W. Collins, and W. B. Johnson, 2021, *Financial Reporting & Analysis*, New York: McGraw-Hill, 240-241.
37. Ton, G., W. Vellema, S. Desiere, S. Weituschat, and M. D’Haese, 2018, “Contract Farming for Improving Smallholder Incomes: What Can We Learn from Effectiveness Studies?”, *World Development*, Vol. 104: 46-64.

Mechanisms and Paths of the Digital Economy Development in Improving the Efficacy of Leading Enterprise-Farmer Linkage: From the Perspective of Transaction Costs

LIU Yunqiang^{1,2} ZHEN Shangsong¹ LAN Hongxing^{1,2} SHI Dabin¹

(1.College of Management, Sichuan Agricultural University;

2.National Key Laboratory of Food Security and Tianfu Granary, Sichuan Agricultural University)

Summary: The linkage between leading enterprises and farmers serves as a key mechanism to increase farmers' income. The the digital economy development is essential in this process, as it enables leading enterprises to reduce transaction costs and improve the efficacy of leading enterprise-farmer linkage. From the perspective of transaction costs, this paper constructs a theoretical framework of "digital economy development–reduction in transaction costs within leading enterprise-farmer linkage–improvement in the efficacy of leading enterprise-farmer linkage", aiming to explore the effects and underlying mechanisms of the digital economy development on the efficacy improvement of leading enterprise-farmer linkage.

Using panel data from 169 national and provincial-level recognized listed leading enterprises during 2010–2021, this paper tests the impact, mechanisms, and differences of the digital economy development on the efficacy improvement of leading enterprise-farmer linkage from the perspective of transaction costs. The results demonstrate that the digital economy development significantly improves the efficacy of leading enterprise-farmer linkage, which is achieved by reducing transaction costs associated with asset specificity and transaction uncertainty, thereby encouraging leading enterprises to invest in upstream collaboration and establish stable, long-term partnerships with farmers. Additionally, the digital economy development may negatively affect management efficiency, exerting negative effects on the efficacy of leading enterprise-farmer linkage. The heterogeneity analysis suggests that this positive effect is more pronounced among enterprises with lower market monopoly degree, smaller size, and shorter listing duration, and those operating in the agricultural sector. Furthermore, this paper identifies three enhancement pathways that can magnify the positive effect of the digital economy development: vertical integration governance within enterprises, the development of family farms, and digital government governance.

The implications are as follows. From the perspective of incentivizing leading enterprises, it is necessary to strengthen the digital economy-oriented recognition of leading enterprises. From the perspective of transaction costs, infrastructural investment should be prioritized to fully lower the transaction costs of leading enterprise-farmer linkage. From a regulatory and governance standpoint, differentiated supervision strategies should be designed to match enterprise characteristics, thereby effectively fostering leading enterprise-farmer linkage. From the enhancement pathway perspective, integrating core actors along the agricultural value chain remains crucial for realizing the full potential of the digital economy. The contributions of this paper are as follows. Firstly, it examines the influence of the digital economy development on the efficacy of leading enterprise-farmer linkage and its mechanism from a transaction cost perspective, thus enriching research on income growth driven by new agricultural business entities. Secondly, it reveals the impacts across enterprises with different characteristics and explores enhancement pathways involving vertical integration governance within enterprises, the development of family farms, and digital government governance to clarify how to enhance the effect of the digital economy development on the efficacy of leading enterprise-farmer linkage.

Keywords: Digital Economy Development; Transaction Cost; Leading Enterprises; Intergrating and Empowering Farmers

JEL Classification: D23; O13; Q12

(责任编辑: 柳 菽)