

企业数据资产信息披露的溢出效应*

——基于供应链视角

刘德胜¹ 王伊晴²

(1. 齐鲁工业大学(山东省科学院)经济与管理学部, 山东 济南 250353;

2. 北京工商大学商学院, 北京 100048)

内容提要:随着《企业数据资源相关会计处理暂行规定》正式实施,企业将数据资源作为资产入表的合法性得到确认,企业数据资产信息披露也引起了广泛关注。当前研究聚焦于企业自身数据资产信息披露的影响,而客户数据资产信息披露对供应商数据资产信息披露的作用尚不清晰。本文从供应链视角,探讨了客户数据资产信息披露对供应商数据资产信息披露的影响及其作用机理,以2008—2022年深沪A股上市公司为样本进行实证检验。研究发现,客户数据资产信息披露存在供应链溢出效应,即显著促进了供应商数据资产信息披露,其发挥作用的机理主要是通过缓解长鞭效应(信息效应)和提高公司透明度(治理效应)影响供应商数据资产信息披露。异质性检验表明,当供应商规模较小、供应商为高科技行业企业以及供应商集中度较高时,客户数据资产信息披露对供应商数据资产信息披露的正向溢出效应更明显。进一步检验发现,客户数据资产信息披露的正向溢出效应还会提高供应商的企业价值和新质生产力水平。本文为企业数据资产信息披露研究提供了新的视角,也为推动供应商可持续高质量发展提供了经验证据。

关键词:数据资产 信息披露 溢出效应 供应链**中图分类号:**F272 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2025)07—0065—20

一、引言

随着数字经济发展,数据已被列为与土地、劳动力、资本、技术等传统生产要素并列的第五大生产要素。根据中国信息通信研究院《数字经济白皮书(2023)》的测算,全球51个经济体数字经济GDP占比为46.1%,反映出以数据为基础的数字经济成为全球经济发展的重要基础。数据作为一种全新的生产要素,具有边际成本低、可重复利用等独有特征,已全方位渗入到各个领域,不仅在推动高质量发展方面发挥重要作用(蔡跃洲和马文君,2021)^[1],而且有助于提升企业决策质量,形成新的增长点。这也说明,数据要素能够为企业创造经济收益,具备在财务报告中确认成为资产的条件(危雁麟等,2022)^[2]。数据资产是指企业通过采集、分析、存储所形成的(陈国青等,2020)^[3],并可被企业拥有或控制,能够为企业带来经济收益的数据资源,已经成为企业一项重要的全新资产。2024年1月1日,《企业数据资源相关会计处理暂行规定》(以下简称《暂行规定》)正式

收稿日期:2024-09-25

* 基金项目:国家社会科学基金一般项目“‘链主’企业数据资产化赋能链上中小企业创新的机理与路径研究”(24BGL031);山东省泰山学者人才项目(tsqn202306222)。

作者简介:刘德胜,男,教授,硕士生导师,管理科学与工程博士,研究方向是数字化与公司金融,电子邮箱:liudesheng@qlu.edu.cn;王伊晴,女,博士研究生,研究方向是数字经济与公司治理,电子邮箱:wangyq0815@126.com。通讯作者:王伊晴。

实施,数据资产的合法性得到正式确认。数据资产的信息价值不断提升,促使企业加强管理与利用,也吸引了利益相关者更多的关注。然而,当前数据资产信息披露并没有被监管部门纳入强制性披露的范围。根据万得(Wind)数据库的上市公司定期报告,仅有24家公司在2024年的半年报中正式披露数据资产入表的相关信息,即在“无形资产”和“存货”科目下增设“数据资源”项目,目前上市公司仍倾向于通过年报文本信息的方式披露数据资产(牛彪等,2024)^[4]。因此,深入研究数据资产信息披露问题,不仅有助于发挥数据要素在企业发展中的作用,而且对于推动数字经济和实体经济深度融合,实现高质量发展具有重要意义。

目前,有关文献对数据资产的讨论主要集中在数据资产的确认、计量和评估(张俊瑞等,2020^[5]; Birch等,2021^[6]),以及数据资产管理(Gavrikova等,2021^[7]; Tavakoli等,2023^[8])、数据资产价值等方面(Sivarajah等,2017^[9]; 李健等,2023^[10])。对企业数据资产信息披露的研究,主要采用文本分析方法测度企业数据资产状况,探讨其对财务绩效及公司治理方面的影响(苑泽明等,2022^[11]; Sun和Du,2024^[12])。当前,企业数据资产信息披露不属于强制性信息披露范围,企业数据资产信息披露对资本市场影响的研究还不充分。更重要的是,相关研究主要聚焦企业数据资产本身,但企业数据资产信息披露是否有利于提高供应链效率以及在供应链上是否产生溢出效应仍不明确。已有的供应链研究文献表明,客户与供应商之间在信息、资源等方面有紧密的联系(Li等,2018)^[13],是“一荣俱荣、一损俱损”的利益共同体,链上企业行为或决策会转化为信息,借助供应链网络传递给供应链其他企业,进而产生供应链溢出效应(Granovetter,2005)^[14]。具体而言,一方面,积极的企业行为可能会给供应链带来正向溢出效应。如,在技术推动、政策支持的双重驱动下,客户数字化转型会通过倒逼效应促进供应商数字化转型,进一步影响供应商创新(杨金玉等,2022)^[15],还会通过提升供应链协同水平增进供应商企业的ESG表现(肖红军等,2024)^[16]。另一方面,消极的企业行为会通过供应链传导,对其他企业带来负面冲击。例如,当主要客户面临破产或经营绩效下滑等危机时,供应商的股价和声誉会受到严重影响(Boone和Ivanov,2012^[17]; 王筱纶和顾洁,2019^[18]),企业绩效也会同步下滑(Barrot和Sauvagnat,2016)^[19]。可以看出,有关供应链上的互动关系研究尚未涉及企业数据资产信息披露层面的问题,这为本文从供应链视角研究数据资产信息披露的溢出效应提供了空间。

与财务信息、订单信息等传统客户信息相比,数据资产信息具有明显的独特性。首先,客户数据资产信息可以为供应链提供更准确的数据供需匹配(陈荣达等,2024)^[20],通过大数据、区块链、AI等数字化工具,实现数据资产信息价值转化,为供应商及时响应需求变化、合理配置资源、及时进行预测决策提供支持。其次,数据资产信息还能通过共享数据形成的模块化数据组合催生供应链协同(李海舰和赵丽,2021)^[21]。这些特征使数据资产信息披露的影响可能突破企业边界,并通过供应链产生溢出效应。基于供应链信息共享理论,客户披露数据资产信息有助于供应商深度挖掘客户的潜在需求和未来消费趋势,降低供应商库存成本和生产计划偏差,进而激励供应商通过数据披露实现供需精准匹配,也促进供应商通过展示其数据资产及价值创造能力维持在供应链中的竞争力。此外,基于制度同构理论,客户披露数据资产信息的行为会对供应商形成“规范性压力”(DiMaggio和Powell,1983)^[22],当客户通过披露数据资产信息提高公司透明度展现其数字化治理能力时,供应商为维持合作关系和供应链合法性,将被迫提升自身透明度以匹配客户标准。鉴于此,本文在数据要素驱动的背景下,考察客户企业数据资产信息披露是否以及如何影响供应商数据资产信息披露。对于该问题的研究,不仅可以从供应链角度为改善企业数据资产自愿信息披露行为提供依据,还可为数据要素在实体经济中发挥作用提供经验参考。

本文基于供应链视角,使用文本方法测度企业数据资产信息披露,考察了客户企业数据资产信息披露是否对供应商数据资产信息披露产生直接影响,并探究客户数据资产信息披露能否

通过提升信息效率和提高治理水平影响供应商数据资产信息披露行为,即产生数据资产信息披露的溢出效应。结果表明,供应链中的客户企业数据资产信息披露存在正向溢出效应,即能通过缓解长鞭效应和提高公司透明度形成规范性压力,影响供应商的决策行为,促使其提高数据资产信息披露水平。同时,客户数据资产信息披露的溢出效应具有异质性,对规模小、高科技行业企业、供应商集中度更高时,溢出效应更明显。进一步,客户数据资产信息披露产生的正向溢出效应能提升供应商的企业价值和新质生产力水平,对推动供应链可持续发展具有积极的作用。

本文可能的研究贡献有三方面:第一,将企业数据资产信息披露对自身的影响研究拓展到供应链层面。已有的数据资产信息披露文献主要从企业自身出发探讨其作用(苑泽明等,2022^[11];Sun 和 Du,2024^[12]),本文则从供应链视角探究客户数据资产信息披露如何传导到供应商,为拓宽数据资产信息披露的影响研究提供新思路和经验证据。第二,从客户行为如何影响供应商的角度探究数据资产信息披露问题,丰富了客户—供应商互动的纵向传染效应研究(杨金玉等,2022^[15];李青原等,2023^[23])。以往的文献主要是从企业自身出发解释数据资产信息披露的影响机制(危雁麟等,2022^[2];牛彪等,2024^[4]),本文则从信息效应和治理效应角度,搭建理论分析框架,分析并检验了客户数据资产信息披露影响供应商数据资产信息披露的渠道机制,对于供应链纵向传染机理的理论研究具有增量贡献。第三,从供应链角度揭示了数据资产信息披露的积极后果,补充了深化数据资产促进供应链可持续发展的相关研究。以往的文献关注数字化与供应链绩效问题(肖红军等,2024)^[16],但对数据资产信息披露影响供应链绩效的经济后果研究还缺乏关注。本文发现,数据资产信息披露存在供应链溢出效应,有助于提升供应商企业价值和新质生产力水平,不仅补充了数据资产信息披露的经济后果研究,还丰富了数字化赋能供应链的理论研究。

二、文献回顾和研究假设

1. 文献综述

(1)数据资产信息披露的相关研究。有关数据资产的文献主要是围绕数据资产确认与计量,以及数据资产的经济后果等方面展开。在数据资产确认与计量方面,一些研究认为,数据具有成为资产所需要的、明确的经济所有权归属和收益属性(李静萍,2020)^[24],具备在报表中确认为资产的条件(Perrons 和 Jensen,2015^[25];谢康等,2020^[26])。许宪春等(2022)^[27]将数据资产定义为拥有应用场景且在生产过程中被反复或连续使用一年以上的数据。然而,数据资产作为新兴领域,对数据资产信息披露经济后果的研究相对较少,涵盖以下方面:从财务角度,企业披露数据资产信息使外界市场更好地了解公司的发展潜力,有助于投资者评估企业的偿债能力和业务风险,进而降低债务融资成本(陈中飞等,2022)^[28],提升企业财务表现(李科和徐龙炳,2011)^[29];从企业价值角度,数据资产信息披露可以通过提高信息透明度、吸引技术性人才以及降低融资约束,促进企业价值提升(苑泽明等,2022)^[11];从公司治理角度,企业主动披露数据资产信息有利于获得外界认可、提高公司声誉(Caputo 等,2021)^[30],且数据资产作为自愿披露信息,企业在财务报告中及时披露数据资产信息,有助于分析师通过跟踪预测提高财务报告的价值相关性(Chang 等,2013^[31];危雁麟等,2022^[2])。同时,企业披露数据资产信息还可减少冗余信息在市场上的传播,增加企业特质信息在市场中的传递效率,从而降低股价同步性(Sun 和 Du,2024)^[12]。

(2)供应链溢出效应的相关研究。供应链合作观认为,企业间的合作会导致企业行为或特征沿供应链传导(Javorcik,2004)^[32],且通过技术流、资金流和信息流使上下游间存在相关性。从技术溢出的视角来看,产业链上下游企业间的知识共享与互动是产生技术外溢的关键动因。有研究发

现,客户和供应商之间地理距离的缩短有助于双方员工在技术等方面的交流,从而提升供应商生产效率及创新意愿(Chu等,2019)^[33],供应商可将客户的技术经验应用于生产实践,实现降本增效(王丽丽和陈国宏,2016)^[34];从资金溢出角度,供应商股价表现和财务状况与主要客户存在紧密关系。如果客户集中度较高,供应商的财务状况会受到主要客户企业财务状况的影响(Lian,2017)^[35],且客户与供应商的关系越紧密,客户陷入财务困境或股价崩盘风险对供应商资金的溢出效应越强,即:供应商更可能受到牵连而产生财务危机(彭旋和王雄元,2018)^[36];从信息溢出角度,若客户提升信息披露质量,可以帮助供应商企业降低信息搜集和验证成本,使供应商获得的信息更精准,有效缓解供应链上企业之间的信息不对称,进一步缓解“长鞭效应”(杨志强等,2020)^[37],有助于供应商做出科学决策,以匹配需求结构变化。

通过文献回顾发现,有关数据资产信息披露经济后果的研究不多,主要集中于数据资产对企业自身的财务绩效、企业价值及公司治理的影响(危雁麟等,2022^[2];苑泽明等,2022^[11];Sun和Du,2024^[12])。然而,在数据作为新质生产力关键生产要素的数字经济背景下,数据资产信息披露作为数据治理的核心目标之一,客户披露数据资产信息是否对供应商带来影响却鲜有研究。此外,由于供应链上下游企业之间存在相互关联,客户信息质量会影响供应商的决策行为(李青原等,2023)^[23]。尽管已有研究发现,客户集中度会反向影响供应商的数据资产信息披露(张俊瑞和李文婷,2023)^[38],但供应商数据资产信息披露是否受客户数据资产信息披露决策的影响仍缺少充分证据。基于此,本文从供应链视角构建了信息效应和治理效应的理论分析框架,考察客户数据资产信息披露对供应商数据资产信息披露的影响及其作用机理,拓展了数据资产信息披露经济后果研究。

2. 研究假设

(1)客户数据资产信息披露对供应商数据资产信息披露的直接效应。根据社会学习理论,企业会观察与其处于同一社会关系网络的其他企业行为,并根据行为后果调整自身决策,以规避风险,从而获得经济利益(Lieberman和Asaba,2006)^[39]。有关供应链关系研究的文献表明,客户企业通常处于主导地位,尤其是核心客户对供应商具有较强的议价能力,其行为可能对其他企业起到示范作用(李治国等,2024)^[40]。如,有研究发现客户创新能够对供应商企业创新产生正向激励(Chu等,2019)^[33],促使供应商保持自身相对竞争优势(Li等,2018)^[13],这表明,客户与供应商之间存在较强的互动作用关系。一方面,供应商通过观察客户企业数据资产信息披露行为,可更好地识别数据资产信息披露的潜在价值,如提高透明度、降低融资成本、缓解信息不对称(王文彦等,2024^[41];潘爱玲和李广鹏,2024^[42]),为了保持业务关系并在市场中保持竞争力,供应商往往会跟随客户行为(杨金玉等,2022^[15];江新峰和马榕,2024^[43])。同时,稳定的客户关系也会降低供应商经营风险和不确定性(张志元和马永凡,2022)^[44]。供应商面临诸多与市场需求、技术发展等相关的不确定性因素,如供应商在数据资产信息披露方面的决策是否符合市场趋势和投资者期望,客户作为供应链的关键环节,其数据资产信息披露行为可为供应商提供重要参考。基于学习和降低不确定性的考虑,可能激励供应商采用跟随客户数据资产信息披露行为的策略。另一方面,已有研究指出,客户数字化可以提升自身信息披露水平,同时也对供应商信息披露提出了更高的要求(肖红军等,2024)^[16]。客户数据资产信息披露展现了客户在数字化方面的实力,向外部投资者传递出更加积极的信号。从这一意义来说,当客户在数据资产信息披露方面表现得更可信时,供应商会进一步保持与客户企业在信息披露上的一致性(Liu等,2024)^[45],提高其数据资产信息披露水平,形成与客户数据资产信息披露协同。因此,本文提出如下假设:

H₁:客户数据资产信息披露对供应商数据资产信息披露有促进作用。

(2)客户数据资产信息披露影响供应商数据资产信息披露的机制分析。在供应链管理和企业信息披露研究中,客户与供应商之间的信息共享和治理协同是实现供应链整体优化的重要途径(Harding和Swarnkar,2013^[46];李青原等,2023^[23])。因此,本文认为,客户数据资产信息披露可以通过信息效应和治理效应两条路径影响供应商数据资产信息披露。

从信息效应角度,客户数据资产信息披露在供应链的信息流通层面发挥着重要作用,其核心机制在于缓解供应链长鞭效应,进而间接影响供应商数据资产信息披露。长鞭效应是指在供应链中,需求信息的逐级传递导致客户企业需求波动被放大(Lee等,1997)^[47],这种现象往往是由于信息不对称、数据无法共享等原因导致。根据财政部印发的《暂行规定》,不纳入企业财务报告的数据资产相关信息不属于强制性披露的范围,客户进行数据资产信息披露可以向市场传递更多与数据资产相关的私有信息,这些信息一定程度上有助于减少客户与供应商之间的信息不对称,可以为供应商更深入地了解客户,提供关键的信息或数据支持。客户披露数据资产信息越多,越有助于供应商更精准地把握客户需求,降低供需偏离程度,也能使供应商更好地了解客户如何利用数据资产创造价值(Harding和Swarnkar,2013)^[46]。此外,客户数据资产信息披露还能通过共享数据促进模块化数据组合生成,有效降低客户和供应商之间的供需摩擦(李海舰和赵丽,2021)^[21],有效缓解因信息不对称、数据难共享引发的长鞭效应。长鞭效应的缓解,可直接降低供应商面临的需求不确定性,使其库存管理更精准、生产计划更稳定,这种运营效率的提升成为驱动供应商披露数据资产信息的动力。基于信号传递理论,为了向客户传递因需求信息改善而使其运营效率提高的积极信号,展示其在利用客户数据资产信息后所创造的价值,供应商有动机主动披露反映其关键运营效率的数据资产信息,向客户展示其供应链响应敏捷性,巩固客户信心,并强化合作关系(姚会娜和张金昌,2024^[48];陈雯和范茵子,2024^[49])。也就是说,客户通过数据资产信息披露向供应链提供了更多有价值的信息,缓解了长鞭效应,进而可促进供应商自身的数据资产信息披露。因此,本文提出如下假设:

H₂:客户数据资产信息披露具有信息效应,即客户数据资产信息披露能通过缓解长鞭效应促进供应商数据资产信息披露。

从治理效应角度,客户数据资产信息披露在公司治理层面可发挥重要作用,即客户数据资产信息披露能通过提高公司透明度,进而牵引带动供应商数据资产信息披露。具体来说,虽然《暂行规定》已经发布实施,但大多数企业的数据资产信息仍主要采取自愿性披露的方式,所以,数据资产主要还是作为企业数字化过程中的重要表外信息,即客户数据资产信息披露可向资本市场传递技术研发、生产运营、市场发展等大量私有前瞻信息,有效提升公司透明度(Liu等,2011)^[50]。在公司治理层面,高透明度意味着客户建立了更为完善的信息管理和披露制度(吴晓求等,2023)^[51],客户在增强自身数据资产信息治理能力的同时,通常也会要求上游供应商提供更多数据资产信息以满足其信息披露需求(李刚等,2024)^[52]。为了维持与客户的合作关系,降低被市场上其他供应商替代的风险,供应商需要契合客户披露规范,提升自身信息披露水平。此外,根据制度同构理论,企业面对行业领导者或核心客户时,常因合法性动机而趋同其治理模式(DiMaggio和Powell,1983)^[22]。当客户通过披露确立了制度标杆,供应商在面临来自客户的信息披露制度规范性压力时,出于获得客户认同和融入供应链治理体系的考虑,也会逐步完善自身的数据治理与披露体系,推动对自身数据资产的规范管理,提升数据资产信息披露水平,实现治理协同。因此,本文提出如下假设:

H₃:客户数据资产信息披露具有治理效应,即客户数据资产信息披露能够通过提高公司透明度促进供应商数据资产信息披露。

三、研究设计

1.样本与数据来源

本文从 CNRDS 数据库获取 2008—2022 年深沪 A 股上市公司有关供应商相关信息,形成客户—供应商一年份初始数据,共有 125982 个观察值。在此基础上,按照以下标准对初始数据进行筛选:(1)剔除供应商采购额披露不明的样本;(2)剔除供应商为非上市公司的样本;(3)剔除金融行业样本;(4)剔除 ST 和*ST 样本,筛选后获得 1530 个观察值,与本文所需其他变量进行合并后,剔除主要变量数据缺失的样本,最终获得 1047 个观察值。此外,为消除极端值的影响,对所有连续变量均进行上下 1% 的缩尾。企业年度报告来源于巨潮资讯网,公司财务数据来源于 CSMAR 数据库和 Wind 数据库。

2.变量定义

(1)企业数据资产信息披露。《暂行规定》实施前,数据资产还未被允许纳入到资产负债表中列示,数据资产有关信息一般在年报中的“管理层讨论与分析”及报表附注中自愿性披露。《暂行规定》实施后,符合资产定义且满足资产确认条件的数据资产可以体现为无形资产或存货,在资产负债表“无形资产”和“存货”下增设的“数据资源”项目中强制披露,符合资产定义但不满足资产确认条件的数据资产可以按照相关规定在附注中自愿披露。由于数据资产入表是 2024 年开始实施,实施后也仅有 25 家上市公司有入表数据,当前无法获得批量的数据资产报表数据。因此,本文参考牛彪等(2024)^[4]的研究,采用文本挖掘的方法度量数据资产信息披露水平。本文将“数据资产”和“数据资源”均作为种子词汇,借助 Word2Vec 神经网络模型,获得种子词相似集,保留相似度较高的词汇,构建词典。挖掘年报中“管理层讨论与分析”部分及报表附注文本中出现种子词和相似词的词频,依据式(1)分别计算客户和供应商数据资产信息披露水平。同时,依据式(2)计算客户和供应商的数据资产信息披露水平的替代变量进行稳健性检验。

$$dataAsset1 = \ln(\sum Dictionarywords_{i,t,n} + 1)$$
 (1)

$$dataAsset2 = \frac{\sum Dictionarywords_{i,t,n}}{TotalWords_{i,t} \times 100}$$
 (2)

其中, $Dictionarywords_{i,t,n}$ 表示词典里第 n 个词汇在 t 年度个股 i 文本中的出现频次, $TotalWords_{i,t}$ 为对应文本的总词频数。 $dataAsset$ 值越大,说明数据资产信息披露程度越高。

(2)控制变量。在已有研究基础上,进一步控制供应商上市年限($susListage$)、规模($susSize$)、总资产净利润率($susROA$)、营业收入增长率($susGrowth$)、董事会规模($susboardSize$)、第一大股东持股比例($sustopHolder$)和股权性质($susSOE$)。数据资产信息披露可能存在行业溢出效应,且客户集中度对企业数据资产信息披露会产生影响(张俊瑞和李文婷,2023)^[38],本文还控制供应商同行业数据资产信息披露程度均值($susaveIndDT$)和供应商客户集中度($SusConcentration$)。

各主要变量的定义如表 1 所示。

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
自变量	客户企业数据资产信息披露程度	$cusdataAsset1$	客户企业数据资产相关总词频加 1 取对数
		$cusdataAsset2$	客户企业数据资产相关总词频/文本的词频总数×100
因变量	供应商企业数据资产信息披露程度	$susdataAsset1$	供应商企业数据资产相关总词频加 1 取对数
		$susdataAsset2$	供应商企业数据资产相关总词频/文本的词频总数×100

续表 1

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
控制变量	供应商上市年限	<i>susListage</i>	观测年份-公司上市年份
	供应商规模	<i>susSize</i>	年末总资产的对数形式
	供应商总资产净利润率	<i>susROA</i>	净利润/资产总额
	供应商营业收入增长率	<i>susGrowth</i>	营业收入增加额/上年营业收入总额
	供应商董事会规模	<i>susboardSize</i>	董事会人数的对数形式
	供应商第一大股东持股比例	<i>sustopHolder</i>	第一大股东持股比例
	供应商股权性质	<i>susSOE</i>	是否国有企业,国有企业取值为 1,否则取值 0
	供应商同行业数据资产信息披露程度	<i>susaveIndDT</i>	行业内其他企业数据资产信息披露程度/企业总数(不包括本企业)
	供应商客户集中度	<i>susConcentration</i>	前五大客户销售额占年度销售总额的比重

3. 模型设定

为检验客户数据资产信息披露水平对供应商数据资产信息披露水平的影响,本文构建如下基准回归模型:

$$susdataAsset1_{j,t} = \alpha_0 + \alpha_1 cusdataAsset1_{i,t} + \alpha_2 \sum Ctrols_{j,t} + Year + Industry + \varepsilon \tag{3}$$

其中,*susdataAsset1* 为供应商数据资产信息披露水平,*cusdataAsset1* 为客户企业数据资产信息披露水平,*Ctrols* 为控制变量,*Year* 和 *Industry* 分别为年份和行业固定效应,同时在公司层面聚类,*i* 代表客户企业,*j* 代表供应商企业。通过观察 α_1 可知,客户数据资产信息披露水平对供应商数据资产信息披露水平的作用效果。

四、实证分析

1. 描述性统计

表 2 列示了主要变量的描述性统计结果,客户企业(*cusdataAsset1*)和供应商企业(*susdataAsset1*)数据资产信息披露水平的均值分别为 0.500 和 0.505,最小值和中位数均为 0.000,75% 分位数均为 0.693,最大值分别为 3.296 和 4.025,表明企业数据资产信息披露水平普遍不高,且不同企业数据资产信息披露水平呈现一定的差异。此外,供应商所处行业数据资产信息披露水平(*susaveIndDT*)均值为 0.486,最小值为 0.000,最大值为 3.072,表明不同行业的企业数据资产信息披露水平差异明显,数据资产信息披露水平存在行业异质性。

表 2 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	25% 分位数	中位数	75% 分位数	最大值
<i>susdataAsset1</i>	1047	0.500	0.790	0.000	0.000	0.000	0.693	3.296
<i>cusdataAsset1</i>	1047	0.505	0.871	0.000	0.000	0.000	0.693	4.025
<i>susListage</i>	1047	11.447	7.060	0.000	5.000	11.000	17.000	26.000
<i>susSize</i>	1047	23.501	1.820	20.417	22.213	23.184	24.415	28.543
<i>susROA</i>	1047	0.046	0.056	-0.142	0.014	0.041	0.070	0.255
<i>susGrowth</i>	1047	0.132	0.321	-0.486	-0.041	0.066	0.229	1.582
<i>susboardSize</i>	1047	2.322	0.200	1.792	2.197	2.303	2.485	2.890
<i>sustopHolder</i>	1047	40.049	17.994	9.740	24.650	37.930	53.040	86.350

续表 2

变量	观测值	均值	标准差	最小值	25% 分位数	中位数	75% 分位数	最大值
<i>susSOE</i>	1047	0.548	0.498	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
<i>susaveIndDT</i>	1047	0.486	0.456	0.000	0.139	0.482	0.653	3.072
<i>SusConcentration</i>	1047	38.500	25.198	2.180	17.180	33.400	56.740	98.850

2. 基准回归

表3列示了客户数据资产信息披露和供应商数据资产信息披露的回归结果。列(1)和列(2)为不纳入控制变量的结果,列(3)和列(4)为纳入相关控制变量以及年份、行业固定效应的结果,均在1%水平上显著为正。以上检验结果表明,客户企业数据资产信息披露水平会显著正向影响其供应商数据资产信息披露行为,即客户的数据资产信息披露行为存在供应链溢出效应,假设H₁得到初步验证。

表 3

基准回归分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>susdataAsset1</i>			
<i>cusdataAsset1</i>	0.428*** (0.043)	0.283*** (0.048)	0.269*** (0.046)	0.279*** (0.046)
<i>susListage</i>			-0.003 (0.006)	-0.001 (0.006)
<i>susSize</i>			0.125*** (0.034)	0.125*** (0.031)
<i>susROA</i>			0.065 (0.546)	0.146 (0.543)
<i>susGrowth</i>			0.278*** (0.095)	0.252*** (0.088)
<i>susboardSize</i>			-0.397** (0.180)	-0.397** (0.175)
<i>sustopHolder</i>			-0.006** (0.003)	-0.006** (0.003)
<i>susSOE</i>			0.010 (0.084)	0.017 (0.083)
<i>susaveIndDT</i>				0.221* (0.118)
<i>susConcentration</i>				0.004*** (0.001)
常数项	0.283*** (0.038)	-0.146 (0.134)	-1.878** (0.775)	-2.040*** (0.758)
年份/行业固定效应	否	是	是	是
观测值	1047	1047	1047	1047
调整 R ²	0.222	0.354	0.399	0.412

注:括号中为公司层面聚类稳健标准误,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,下同

3.分位数回归

为了进一步了解解释变量对被解释变量的影响如何随着被解释变量的不同水平而变化,本文使用分位数回归模型进行检验,以减少样本中极端值的影响。选取供应商数据资产信息披露在20%、40%、60%、80%四个分位点分别作为被解释变量,客户数据资产信息披露作为解释变量进行分位数回归。表4列示了分位数回归估计结果,在20%分位数点,客户数据资产信息披露对供应商数据资产信息披露的影响不显著,这说明在供应商数据资产信息披露水平较低时,客户数据资产信息披露对其没有显著影响。同时,客户数据资产信息披露系数在40%、60%、80%分位数处,均在1%水平上显著,且系数差异检验表明,这三个分位数回归中,客户数据资产信息披露的系数在5%水平上存在显著差异,呈现逐渐上升的趋势(0.184→0.277→0.431)。这一检验结果表明,随着分位数增加(20%→40%→60%→80%),客户数据资产信息披露对供应商数据资产信息披露的条件分布的影响增大,供应商自身数据资产披露水平越高,客户数据资产披露对其正向溢出效应越明显。

表 4 分位数回归分析

变量	susdataAsset1			
	q20	q40	q60	q80
cusdataAsset1	0.000 (0.006)	0.184*** (0.017)	0.277*** (0.039)	0.431*** (0.059)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份/行业固定效应	是	是	是	是
观测值	1047	1047	1047	1047

4.内生性检验

(1)工具变量法。根据已有文献做法,借鉴Lewbel(1997)^[53]利用变量离差的三次方构建工具变量的思路,采用客户数据资产信息披露水平与按照行业和省份分类的客户数据资产信息披露水平平均值的差额的三次方作为工具变量(*cusaveIndDT1*),该变量与自变量相关但不直接影响因变量,满足外生性要求。根据表5的第(1)列结果可知,工具变量对解释变量客户数据资产信息披露水平(*cusdataAsset1*)的回归系数为0.118,且在1%水平上显著,满足工具变量的相关性要求。另外,根据未列示的检验结果,工具变量不存在不可识别问题和弱工具变量问题。以上检验结果说明,工具变量符合要求。表5的第(2)列为2SLS回归的第二阶段估计结果,在控制内生性因素之后,客户数据资产信息披露(*cusdataAsset1*)对供应商数据资产信息披露(*susdataAsset1*)的影响仍在5%水平上正向显著,说明在控制内生性问题之后,客户数据资产信息披露对供应商数据资产信息披露的影响仍显著为正,基准回归结果仍然成立。

(2)Heckman两阶段回归。由于上市公司自愿披露客户相关信息,可能导致样本自选择偏误问题。本文采用了Heckman两阶段模型进行检验,在第一阶段中,以客户是否进行数据资产信息披露作为被解释变量,考虑到除客户企业进行数据资产信息披露以外,客户的其他公司特征也会影响供应商进行数据资产信息披露(王欣然和陶峰,2024)^[54],本文纳入了一系列客户企业特征变量,如企业规模、净资产收益率、营业收入增长率、董事会规模、第一大股东持股比例、股权性质、审计师是否来自四大、分析师关注度、所在地区毕业生占常住人口比例,作为第一阶段的解释变量进行Probit回归。在第二阶段,将计算得到的逆米尔斯比(*IMR*)加入回归模型。根据表5第(3)列可以看出,在控制样本自选择问题的影响后,客户数据资产信息披露回归系数为0.206,在1%水平上显著,且IMR也在1%水平上显著,与基准回归的分析结果保持一致。

(3)安慰剂检验。由于不能将影响供应商数据资产信息披露水平的全部因素纳入回归模型,实证结果可能受其他不可观测影响因素的干扰。为进一步增强研究结果的可靠性,参考 La Ferrara 等(2012)^[55]的研究,用安慰剂检验方法将客户数据资产信息披露水平在各公司随机匹配 200 次,用新生成的客户数据资产信息披露水平样本依照基准回归模型重新进行回归,如果客户数据资产信息披露水平与供应商数据资产信息披露水平的显著正相关关系由遗漏变量导致,则重新匹配后的回归系数仍然显著为正。安慰剂检验结果如表 5 第(4)列所示,随机生成的解释变量回归结果不显著,且随机处理后的 β 估计系数大都分布在零值附近(如图 1 所示),该检验结果表明,基准回归分析得到的结果没有受遗漏变量的影响,进一步支持了基准回归结果。

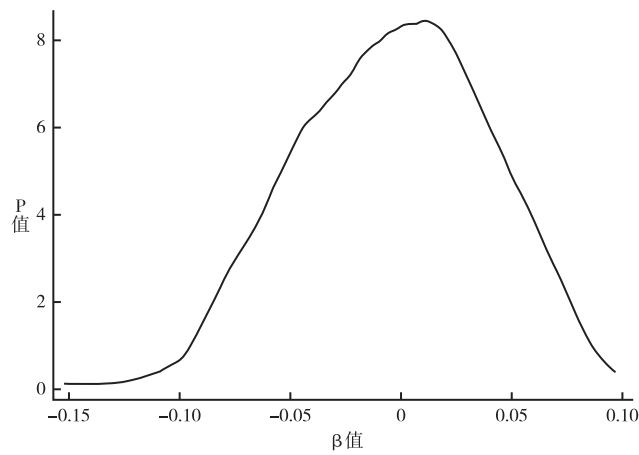


图 1 随机处理后的 β 估计系数分布

(4)动态面板模型。考虑到供应商的数据资产信息披露水平可能受上一期是否进行数据资产信息披露以及数据资产信息披露水平的影响,本文参考杨金玉等(2022)^[15]的研究,运用动态面板模型(GMM)进行反向因果检验。在基准回归模型中加入滞后一期的供应商数据资产信息披露水平(*L.susdataAsset1*)作为控制变量进行回归检验,结果如表 5 第(5)列所示,支持了基准回归结果。

表 5 内生性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	2SLS		Heckman	安慰剂	GMM
	<i>cusdataAsset1</i>	<i>susdataAsset1</i>	<i>susdataAsset1</i>		
<i>cusaveIndDT1</i>	0.118*** (0.040)				
<i>cusdataAsset1</i>		0.203** (0.087)	0.206*** (0.060)	0.020 (0.020)	0.111*** (0.040)
<i>IMR</i>			-0.313*** (0.086)		
<i>L.susdataAsset1</i>					0.607*** (0.070)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
年份/行业固定效应	是	是	是	是	是
观测值	1047	1047	595	1047	349
调整 R ²	0.280	0.406	0.410	0.337	0.549

5. 稳健性检验

(1)替换主要变量或估计方法。本文基准回归中使用的客户和供应商数据资产信息披露水平均由数据资产相关总词频加 1 取对数计算得到,参考张俊瑞等(2023)^[56]的研究,替换数据资产信息披露水平的度量方式,即数据资产相关总词频除以文本的词频总数并乘以 100,作为数据资产信息披露的替代变量。表 6 的列(1)为替换被解释变量后的检验结果,列(2)为替换解释变量进行检验的结果,客户数据资产信息披露的回归系数均在 1% 水平显著为正;列(3)为解释变量和被解释变量均被替换的结果,回归系数分别为 0.156,且在 5% 水平上显著。由于数据资产信息披露的取值均为非负数,故选择 Tobit 模型替换 OLS 模型重新估计基准回归模型,结果如表 6 的列(4)所示,进一步支持了基准回归结果。

表 6
 替换变量或估计方法

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>susdataAsset2</i>	<i>susdataAsset1</i>	<i>susdataAsset2</i>	<i>susdataAsset1</i>
<i>cusdataAsset1</i>	0.005*** (0.001)			0.451*** (0.053)
<i>cusdataAsset2</i>		8.492*** (2.149)	0.156** (0.066)	
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份/行业固定效应	是	是	是	是
观测值	1047	1047	1047	1047
调整 R ²	0.328	0.395	0.323	—
伪 R ²	—	—	—	0.200

(2)多维固定效应。为进一步解决遗漏变量问题,本文在已有研究基础上,采用了年份—省份和年份—行业多维固定效应模型,控制这些维度上的不可观测影响因素。从表 7 列(1)和列(2)的结果可以看出,在纳入多维固定效应后,客户数据资产信息披露的回归系数依然显著为正。列(3)显示了同时控制年份、省份和行业固定效应的结果,与基准回归结果保持一致。

表 7
 交互作用效应

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>susdataAsset1</i>	<i>susdataAsset1</i>	<i>susdataAsset1</i>
<i>cusdataAsset1</i>	0.242*** (0.052)	0.223*** (0.047)	0.263*** (0.047)
控制变量	控制	控制	控制
年份/行业固定效应	是	是	是
年份×省份固定效应	是	否	否
年份×行业固定效应	否	是	否
省份固定效应	否	否	是
观测值	1047	1047	1047
调整 R ²	0.410	0.496	0.420

(3)排他性检验。在数字经济背景下,数据资产信息可以向外界传递企业较强的数字化能力,供应商数据资产信息披露也可能是由供应商自身数字化转型引起(牛彪等,2024)^[4]。为了消除这一可能影响,本文参考李青原等(2023)^[23]的研究方法,构建供应商数字化转型对自身数据资产信息披露的回归模型,并计算得到残差(*dv_e*),残差是供应商数据资产信息披露中不受供应商数字化转型影响的部分,用其替代供应商数据资产信息披露作为被解释变量,可以排除供应商数字化转型的影响。其中,数字化转型程度使用公司年报中数字化转型相关关键词词频加1取对数加以测量,回归结果如表8列(1)所示。同时,考虑到残差作为被解释变量可能存在偏误,也将供应商数字化转型作为控制变量加入模型进行回归,结果如表8列(2)所示,回归结果和基准回归结果保持一致。

(4)排除政策冲击的影响。随着数字经济的快速发展,数据资产作为新兴资产类型,其潜在的经济社会价值逐渐凸显,客户及供应商的数据资产信息披露行为可能被数字经济因素驱动,而非来自于客户数据资产信息披露的影响。鉴于2017年《政府工作报告》首次提及数字经济,标志着政策导向的重大转变,本文以此为分界点,将全样本划分为2017年之前和之后两个时间段,进行分组回归,结果如表8所示。表8第(3)和(4)列两组结果显示,客户数据资产信息披露的回归系数在1%水平上显著为正。由此可知,客户数据资产信息披露对供应商数据资产信息披露的影响与基准回归结果保持一致。

(5)剔除特殊样本。本文关于企业数据资产信息披露的文本测量,存在部分企业为0的情况。为避免这类样本对结果的潜在影响,剔除数据资产信息披露为0的样本。实证结果如表8的列(5)所示,解释变量客户数据资产信息披露的回归系数显著为正,说明客户数据资产信息披露能够显著促进供应商提高其数据资产信息披露水平。

(6)加入控制变量。除了供应商自身特征外,其所在地区的数字化发展程度也是影响数据资产披露的重要因素,数字化发展水平较高的地区往往可以给企业数据资产发展提供更多便利(苑泽明等,2022)^[11]。因此,本文进一步控制地区数字化发展水平(*Indigital*,各省份数字化转型程度加1取对数)进行检验,结果如表8列(6)所示,客户数据资产信息披露水平(*cusdataAsset1*)的系数依然在1%水平上显著为正,与基准回归保持一致,前文结论具有稳健性。

表8 其他稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>dv_e</i>	<i>susdataAsset1</i>	<i>susdataAsset1</i>	<i>susdataAsset1</i>	<i>susdataAsset1</i>	<i>susdataAsset1</i>
<i>cusdataAsset1</i>	0.129*** (0.037)	0.145*** (0.038)	0.282*** (0.066)	0.259*** (0.058)	0.175*** (0.058)	0.290*** (0.054)
<i>Indig</i>		0.308*** (0.028)				
<i>Indigital</i>						-0.133 (0.256)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份/行业 固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	1047	1047	572	475	390	885
调整 R ²	0.003	0.554	0.386	0.382	0.336	0.386

五、进一步分析

1. 机制检验

通过前述理论分析,本文认为,客户数据资产信息披露主要是通过信息效应和治理效应影响供应商数据资产信息披露。具体来说,从信息效应的角度,客户数据资产信息披露会缓解长鞭效应,降低供应商需求不确定性,促使供应商主动披露自身数据资产信息;从治理效应的角度,客户数据资产信息披露提升了透明度,形成治理标杆与规范性压力,供应商为规避替代风险及满足制度同构要求,会完善自身数据治理与信息披露。因此,本文借鉴余明桂和王空(2022)^[57]的做法,构建如下交互项模型进行机制检验:

$$susdataAsset1_{j,t} = \beta_0 + \beta_1 cusdataAsset1_{i,t} + \beta_2 FSD_{i,j,t} + \beta_3 cusdataAsset1 \times FSD + \beta_4 \sum Ctrols_{j,t} + Year + Industry + \varepsilon \tag{4}$$

$$susdataAsset1_{j,t} = \delta_0 + \delta_1 cusdataAsset1_{i,t} + \delta_2 Opacity_{i,t} + \delta_3 cusdataAsset1 \times Opacity + \delta_4 \sum Ctrols_{j,t} + Year + Industry + \varepsilon \tag{5}$$

其中, $FSD_{i,j,t}$ 和 $Opacity_{i,t}$ 分别表示长鞭效应和公司透明度。如果客户数据资产信息披露可以通过缓解长鞭效应和提高上市公司透明度影响供应商数据资产信息披露,则客户数据资产信息披露与长鞭效应的交互项系数 β_3 应显著为负,客户数据资产信息披露与公司透明度的交互项系数 δ_3 应显著为正。

(1)信息效应。参考巫强和姚雨秀(2023)^[58]计算供求协调成本的方法,以企业生产波动对需求波动的偏离来度量供求匹配精确度,即长鞭效应。借鉴Cachon等(2007)^[59]的研究,本文构建供需度偏离指标,具体变量定义方式如下所示:

$$FSD_{i,j,t} = \frac{\sigma (Production_{i,t})}{\sigma (Demand_{i,t})} - 1 \tag{6}$$

$$Production_{i,t} = Cost_{i,t} + Inv_{i,t} - Inv_{i,t-1} \tag{7}$$

其中, $Production_{i,t}$ 表示企业生产量,通过式(7)得到, $Cost_{i,t}$ 表示企业营业成本, $Inv_{i,t}$ 为企业年末存货净值; $Demand_{i,t}$ 表示企业需求量,使用企业营业成本衡量。计算所得到的供需偏离指标 FSD 越大,表明供求匹配精确度越小,长鞭效应越严重。表9的列(1)和(2)为信息效应的检验结果,列(1)的回归系数显著为负,即客户数据资产信息披露可缓解长鞭效应;列(2)为式(4)的回归结果,交互项系数为-0.109,且在1%水平上显著,即长鞭效应得到缓解时,客户数据资产信息披露更能促进供应商数据资产信息披露。该结果表明,客户数据资产信息披露可以通过缓解长鞭效应促进供应商数据资产信息披露,假设H₂得到验证。

表 9 机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>FSD</i>	<i>susdataAsset1</i>	<i>Opacity</i>	<i>susdataAsset1</i>
<i>cusdataAsset1</i>	-0.053* (0.030)	0.257*** (0.045)	0.128** (0.052)	0.268*** (0.045)
<i>FSD</i>		-0.003 (0.026)		
<i>cusdataAsset1</i> × <i>FSD</i>		-0.109*** (0.040)		

续表 9

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>FSD</i>	<i>susdataAsset1</i>	<i>Opacity</i>	<i>susdataAsset1</i>
<i>Opacity</i>				0.016 (0.016)
<i>cusdataAsset1</i> × <i>Opacity</i>				0.051** (0.023)
控制变量	控制	控制	控制	控制
年份/行业固定效应	是	是	是	是
观测值	1017	1017	1047	1047
调整 R ²	0.037	0.418	0.038	0.414

(2)治理效应。公司透明度作为公司治理的重要因素,有助于提高公司治理效率并促进公司长期发展。本文进一步检验了提高上市公司透明度的作用机制,根据深沪交易所披露的数据,上市公司信息披露质量评级分为四级,将等级 A 赋值为 4,等级 B 赋值为 3,以此类推,作为公司透明度(*Opacity*)的测度。数值越大,表明公司透明度越高。表 9 的列(3)和(4)为治理效应的检验结果,列(3)的回归系数显著为正,即客户数据资产信息披露可提高公司透明度;列(4)为式(5)的回归结果,交互项系数为 0.051,且在 5% 水平上显著为正,即公司透明度越高,客户数据资产信息披露对供应商数据资产信息披露的促进作用更强。该结果表明,客户数据资产信息披露可以通过提高公司透明度促进供应商数据资产信息披露,假设 H₃得到验证。

2.异质性分析

(1)供应商规模。资源依赖理论认为,企业在获取和控制关键资源的过程中会受到其他组织的影响(Pfeffer 和 Salancik, 1978)^[60]。一般来说,规模较小的企业资源有限,数据资产管理和披露经验不足,更倾向于通过模仿学习弥补自身不足(胡秋阳和李文芳,2023)^[61]。规模较小的供应商为更好地满足客户需求和提升竞争力,会学习客户的信息披露行为。因此,对于规模较小的供应商,其数据资产信息披露受客户数据资产信息披露的影响更大。本文按中位数大小将供应商规模分为两组,若供应商规模大于同行业企业规模的中位数,表示规模大,否则表示规模小。表 10 的第(1)和第(2)列为按规模分组的检验结果,对于规模小的供应商,解释变量回归系数为 0.287;对于规模大的供应商,解释变量的回归系数为 0.229,均在 1% 水平上显著。组间差异检验结果表明,组间系数有显著差异。因此,对于规模小的供应商,其数据资产信息披露受客户数据资产信息披露的影响更大。

(2)供应商是否属于高科技行业。一方面,客户数据资产信息披露可以为供应商提供更多有价值的信息,对供应商的生产和研发起到促进作用。相应地,供应商会模仿客户行为,以提高合法性,即客户更倾向同能够披露数据资产信息的供应商合作,由此降低供应链风险。另一方面,数据资产是高科技企业生存发展的重要资产,外部市场可能通过企业披露的数据资产信息判断企业竞争力(苑泽明等,2022)^[11]。由此,为了保持技术领先和市场地位,供应商会模仿客户数据资产信息披露行为,以确保与客户数据资产信息披露的协同。本文借鉴杨金玉等(2022)^[15]的研究,高科技行业涵盖制造业(C)、科学研究和技术服务业(M)和信息传输、软件和信息技术服务业(I)三个门类行业中的 14 个大类行业的企业,其余企业为非高科技行业。表 10 第(3)和第(4)列回归结果表明,

在高科技行业组,解释变量的系数为 0.267;在非高科技行业组,解释变量系数为 0.169,均在 1% 水平上显著。组间差异检验结果表明,组间系数有显著差异。因此,高科技行业供应商数据资产信息披露受客户数据资产信息披露的影响更大。

(3) 供应商集中度。供应商集中度越高,客户与供应商之间信息交流越频繁(Cooper 等, 1997)^[62],供应商也更容易接触客户数据资产信息。由于数据资产信息披露可以驱动企业创新(牛彪等, 2024^[4];刘德胜和李拯非, 2024^[63]),供应商也会加强数据资产信息披露。在供应商集中度较高的情况下,为维持和强化与客户之间的合作关系,供应商会通过制度同构机制形成与客户的信息披露协同,确保其在供应链及社会上的地位(肖红军等, 2024)^[16]。因此,供应商集中度越高,客户数据资产信息披露对供应商数据资产信息披露的影响更大。参考宋小保和郭春(2022)^[64]的做法,用前五大供应商采购额占年度总采购额比率衡量供应商集中度。按照供应商集中度的行业中位数分为两组,如果供应商集中度大于中位数,表示集中度高,否则表示集中度低。表 10 第(5)和第(6)列的回归结果表明,供应商集中度高组,解释变量系数为 0.316;供应商集中度低组,解释变量系数为 0.205,均在 1% 水平上显著。组间差异检验结果表明,组间系数有显著差异。因此,供应商集中度越高,客户数据资产信息披露对供应商数据资产信息披露的影响更大。

表 10
 异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	规模小	规模大	非高科技企业	高科技企业	集中度低	集中度高
<i>cusdataAsset1</i>	0.287*** (0.053)	0.229*** (0.074)	0.169*** (0.046)	0.267*** (0.082)	0.205*** (0.075)	0.316*** (0.067)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份/行业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	526	521	916	131	428	422
调整 R ²	0.359	0.449	0.290	0.567	0.387	0.457
Chow 检验 P 值	0.000		0.000		0.000	

3. 经济后果分析

(1) 供应商的企业价值。前述研究表明,客户数据资产信息披露能通过缓解长鞭效应和提高公司透明度,促使供应商提升数据资产信息披露水平。供应商披露数据资产信息呈现出其对数据资产发展的重视,也有助于投资者准确地评估和预测供应商发展状况,从而对提升企业在资本市场中估值具有积极的作用(唐勇军等, 2021)^[65]。因此,本文认为,客户数据资产信息披露对供应商产生的溢出效应会进一步提高供应商的企业价值。

借鉴 Kim 等(2021)^[66]的做法,本文运用两阶段模型实证检验客户数据资产信息披露导致的供应商数据资产信息披露如何进一步影响供应商企业价值。首先,通过基准回归模型(3),估计得到供应商数据资产信息披露的预测值(*pre_susDT*),这一预测值反映了客户数据资产信息披露对供应商数据资产信息披露的影响。在此基础上,进一步检验客户数据资产信息披露对供应商数据资产信息披露影响的经济后果,具体模型如下所示:

$$TobinsQ_{j,t} = \phi_0 + \phi_1 pre_susDT_{j,t} + \phi_2 \sum_{j,t} Ctrols_{j,t} + Year + Industry + \varepsilon \tag{8}$$

借鉴苑泽明等(2022)^[11]的做法,用托宾 Q 值(*TobinsQ_{j,t}*)衡量企业价值,即用企业市值与总资产的比值来测度。回归结果如表 11 列(1)所示,预测值 *pre_susDT* 的系数为 0.654,在 1% 水平上显著,

这表明,客户数据资产信息披露导致的供应商数据资产信息披露变化显著提高了供应商的企业价值。

(2)供应商的新质生产力水平。客户数据资产信息披露对供应商具有正向溢出效应,即客户数据资产信息披露带动了供应商数据资产信息披露,而数据资产是企业拥有或控制的,可以为企业带来经济收益的数据资源,能够释放数据要素的乘数效应,也是形成新质生产力的重要因素(史丹和孙光林,2024)^[67]。因此,本文认为,客户数据资产信息披露对供应商产生的溢出效应会进一步提高供应商的新质生产力水平。

本文基于基准回归模型(3),估计得到被解释变量供应商数据资产信息披露的预测值(*pre_susDT*)。在此基础上,进一步检验客户数据资产信息披露对供应商数据资产信息披露影响的经济后果,具体模型如下所示;

$$NPRO_{j,t} = \varphi_0 + \varphi_1 pre_susDT_{j,t} + \varphi_2 \sum CtroIs_{j,t} + Year + Industry + \varepsilon \tag{9}$$

其中,*NPRO_{i,j,t}*为供应商新质生产力水平,参考张秀娥等(2025)^[68]的研究,基于新质劳动者(员工素质、管理层素质)、新质劳动对象(生态环境、未来发展)和新质劳动资料(创新水平、绿色发展水平、数字水平)三个方面计算熵权并测度企业新质生产力水平。回归结果如表11列(2)所示,供应商数据资产信息披露的预测值(*pre_susDT*)的系数为0.104,且在1%水平上显著,这表明,客户数据资产信息披露驱动供应商数据资产信息披露水平的提升,对提高供应商新质生产力水平,促进高质量发展具有积极的作用后果。

表 11 经济后果分析

变量	(1)	(2)
	<i>TobinsQ</i>	<i>NPRO</i>
<i>pre_susDT</i>	0.654*** (0.242)	0.104*** (0.019)
控制变量	控制	控制
年份/行业固定效应	是	是
观测值	885	588
调整 R ²	0.243	0.284

注:列(2)结果显示,样本量仅为588,原因在于计算新质生产力水平过程中,剔除了所需变量高素质员工、研发人员占比、管理层数字化背景、CEO职能经历丰富度、华证ESG中E得分、固定资产占比、工业机器人渗透度、企业创新水平、绿色技术水平、绿色专利占比、智能化水平、数字资产占比的缺失值,使样本量减少

六、结论与启示

1. 研究结论

《暂行规定》正式实施使得企业将数据资源作为资产入表的合法性得到确认,推动企业数据资产信息披露成为广受关注的问题,而客户数据资产信息披露能否对供应商数据资产信息披露产生影响,以及对供应链造成的影响更是亟需解决的重点问题。本文使用以文本挖掘方法测度的企业数据资产信息披露变量,以2008—2022年深沪A股上市公司为样本,实证检验客户数据资产信息披露的溢出效应。研究结果表明:客户数据资产信息披露显著提高供应商数据资产信息披露水平,特别是当供应商规模较小、供应商为高科技行业企业及客户企业的供应商集中度高的情况下,客户数据资产信息披露的供应链溢出效应更明显;客户数据资产信息披露能够提高供应商数据资产信息披露水平的影响机制在于发挥了信息效应和治理效应;在客户数据资产信息披露的影响下,供应商不仅提升了数据资产信息披露水平,还有助于投资者评估其未来现金流和经营风险,吸

引投资者给予更高估值,进而促进企业价值提升。同时,数据资产信息披露在供应链上的溢出效应还有助于供应商利用数据资产进行技术创新,提高生产效率和资源利用率,实现产业升级,促进供应链协同发展。

2. 实践启示

党的二十届三中全会再次强调要健全提升产业链供应链韧性和安全水平制度。因此,注重场景牵引,加强“点”与“链”的结合,对推动产业链供应链上下游企业协同,促进高质量发展有重要意义。在此背景下,从供应链的角度探讨数据资产信息披露,本文相关研究结论具有以下实践启示:

第一,对供应链上的客户企业来说,需要充分发挥核心企业的牵引带动作用。本文的研究结论表明,客户数据资产信息披露可以通过信息效应和治理效应减少因信息不对称造成的供需波动,完善数据治理和披露体系,这有助于实现供应链上下游企业协同发展,并且提高供应链韧性。因此,随着《暂行规定》实施,在推动数据资产入表的发展背景下,供应链上的客户企业应积极发挥核心企业的示范带动作用,主动披露数据资产信息,同时,应重点加大对规模较小或高科技行业供应商的数据披露引导与合作力度,最大化供应链协同效应。

第二,对供应链上的供应商企业来说,可以有效利用供应商—客户关系提升自身的高质量发展水平。根据本文的研究结论,客户数据资产信息披露对于供应商数据资产信息披露的影响,有助于供应商企业价值和新质生产力水平的提升。从这一结论来说,供应商应加强与客户的信息、数据等方面的交流互动,不断增强与客户之间的联系,这不仅可以降低供应链上信息不对称和不透明造成的供需波动,还可以通过获得供应链上的合法性,提高供应商企业自身经营效率。对于规模较小或高科技行业的供应商,应充分利用客户披露的数据资产信息红利,积极学习与响应,将客户的信息优势转化为自身竞争力提升的加速器。

第三,从政策制定者角度,应加快制定数据资产信息披露规范,为企业披露数据资产信息提供更明确指引。《暂行规定》指出,企业应将满足条件的数据资源在报表中列示为无形资产或存货,但缺乏统一的披露标准,不利于提高透明度。因此,需加快制定实施统一规范的数据资产信息披露规范,为企业数据资产信息披露提供统一的标准。同时,在制定保障供应链稳定和安全的政策时,注重客户和供应商之间在数据资产方面的互动协同,发挥核心企业的示范作用。

参考文献

- [1]蔡跃洲,马文君.数据要素对高质量发展影响与数据流动制约[J].北京:数量经济技术经济研究,2021,(3):64-83.
- [2]危雁麟,张俊瑞,汪方军,程茂勇.数据资产信息披露与分析师盈余预测关系研究——基于文本分析的经验证据[J].杭州:管理工程学报,2022,(5):130-141.
- [3]陈国青,曾大军,卫强,张明月,郭讯华.大数据环境下的决策范式转变与使能创新[J].北京:管理世界,2020,(2):95-105, 220.
- [4]牛彪,于翔,苑泽明,丁亚楠.数据资产信息披露与审计师定价策略[J].南昌:当代财经,2024,(2):154-164.
- [5]张俊瑞,危雁麟,宋晓悦.企业数据资产的会计处理及信息列报研究[J].上海:会计与经济研究,2020,(3):3-15.
- [6]Birch, K., D.T.Cochrane, and C.Ward.Data as Asset? The Measurement, Governance, and Valuation of Digital Personal Data by Big Tech[J].Big Data & Society, 2021,(1):1-15.
- [7]Gavrikova, E., I.Volkova, and Y.Burda.Implementing Asset Data Management in Power Companies[J].International Journal of Quality and Reliability Management, 2021,(2):588-611.
- [8]Tavakoli, P., I.Yitmen, and H.Sadri, et al.Blockchain-based Digital Twin Data Provenance for Predictive Asset Management in Building Facilities[J].Smart and Sustainable Built Environment, 2023,(1):4-21.
- [9]Sivarajah, U., M.M.Kamal, and Z.Irani, et al.Critical Analysis of Big Data Challenges and Analytical Methods[J].Journal of Business Research, 2017, 70:263-286.
- [10]李健,董小凡,张金林,陶云清.数据资产对企业创新投入的影响研究[J].上海:外国经济与管理,2023,(12):18-33.

- [11]苑泽明,于翔,李萌.数据资产信息披露、机构投资者异质性与企业价值[J].天津:现代财经(天津财经大学学报),2022,(11):32-47.
- [12]Sun, X.M., and Z.H.Du.Enhancing Capital Market Efficiency: The Role of Data Assets Disclosure in Reducing Stock Price Synchronicity[J].International Review of Economics and Finance, 2024, 94, 103351.
- [13]Li, J., J.Xia, and E.J.Zajac.On the Duality of Political and Economic Stakeholder Influence on Firm Innovation Performance: Theory and Evidence from Chinese Firms[J].Strategic Management Journal, 2018, (1):193-216.
- [14]Granovetter, M.The Impact of Social Structure on Economic Outcomes[J].Journal of Economic Perspectives, 2005, (1):33-50.
- [15]杨金玉,彭秋萍,葛震霆.数字化转型的客户传染效应——供应商创新视角[J].北京:中国工业经济,2022,(8):156-174.
- [16]肖红军,沈洪涛,周艳坤.客户企业数字化、供应商企业 ESG 表现与供应链可持续发展[J].北京:经济研究,2024,(3):54-73.
- [17]Boone, A.L., and V.I.Ivanov.Bankruptcy Spillover Effects on Strategic Alliance Partners[J].Journal of Financial Economics, 2012, (3):551-569.
- [18]王筱纶,顾洁.企业危机网络舆情的传播路径及其在供应链中的纵向溢出效应研究[J].哈尔滨:管理科学,2019,(1):42-55.
- [19]Barrot, J.N., and J.Sauvagnat.Input Specificity and The Propagation of Idiosyncratic Shocks in Production Networks[J].Quarterly Journal of Economics, 2016, (3):1543-1592.
- [20]陈荣达,林祺,金骋路,史守学.数据资产估值定价与新质生产力发展:演进逻辑与主要挑战[J].北京:财贸经济,2024,(8):33-51.
- [21]李海舰,赵丽.数据成为生产要素:特征、机制与价值形态演进[J].上海经济研究,2021,(8):48-59.
- [22]DiMaggio, P.J., and W.W.Powell.The Iron Cage Revisited: Institutional Isomorphism and Collective Rationality in Organizational Fields[J].American Sociological Review, 1983, 48, (2):147-160.
- [23]李青原,李昱,章尹赛楠,郑昊天.企业数字化转型的信息溢出效应——基于供应链视角的经验证据[J].北京:中国工业经济,2023,(7):142-159.
- [24]李静萍.数据资产核算研究[J].北京:统计研究,2020,(11):3-14.
- [25]Perrons, R.K., and J.W.Jensen.Data As an Asset: What The Oil and Gas Sector Can Learn from Other Industries about “Big Data” [J].Energy Policy, 2015, 81:117-121.
- [26]谢康,夏正豪,肖静华.大数据成为现实生产要素的企业实现机制:产品创新视角[J].北京:中国工业经济,2020,(5):42-60.
- [27]许宪春,张钟文,胡亚茹.数据资产统计与核算问题研究[J].北京:管理世界,2022,(2):16-30,2.
- [28]陈中飞,江康奇,殷明美.数字化转型能缓解企业“融资贵”吗[J].北京:经济学动态,2022,(8):79-97.
- [29]李科,徐龙炳.融资约束、债务能力与公司业绩[J].北京:经济研究,2011,(5):61-73.
- [30]Caputo, F., S. Pizzi, and L. Ligorio, et al. Enhancing Environmental Information Transparency through Corporate Social Responsibility Reporting Regulation[J].Business Strategy and the Environment, 2021, (8):3470-3484.
- [31]Chang, H.H., R.D.Chang, and C.J.Fang.The Effects of Information Transparency on Analysts’ Forecasts: Evidence from The Information Disclosure and Transparency Ratings System in Taiwan[J].Asia-Pacific Journal of Accounting and Economics, 2013, (4):405-428.
- [32]Javorcik, B.S.Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms? In Search of Spillovers through Backward Linkages[J].American Economic Review, 2004, (3):605-627.
- [33]Chu, Y.Q., X.Tian, and W.Y.Wang. Corporate Innovation along the Supply Chain[J].Management Science, 2019, (6):2445-2466.
- [34]王丽丽,陈国宏.供应链式产业集群技术创新博弈分析[J].北京:中国管理科学,2016,(1):151-158.
- [35]Lian, Y.L.Financial Distress and Customer-supplier Relationships[J].Journal of Corporate Finance, 2017, 43:397-406.
- [36]彭旋,王雄元.客户股价崩盘风险对供应商具有传染效应吗?[J].上海:财经研究,2018,(2):141-153.
- [37]杨志强,唐松,李增泉.资本市场信息披露、关系型合约与供需长鞭效应——基于供应链信息外溢的经验证据[J].北京:管理世界,2020,(7):89-105,217-218.
- [38]张俊瑞,李文婷.客户集中度与数据资产信息披露——基于文本分析的经验证据[J].武汉:财会月刊,2023,(7):3-10.
- [39]Lieberman, M.B., and S.Asaba.Why Do Firms Imitate Each Other?[J].Academy of Management Review, 2006, (2):366-385.
- [40]李治国,孔维嘉,李兆哲.数字化转型、供应链联动与企业 ESG 表现[J].成都:财经科学,2024,(8):77-91.

- [41]王文彦,张红梅,张目.数据资产信息披露对制造企业债务融资成本的影响研究——基于年报“管理层讨论与分析”文本[J].郑州:金融理论与实践,2024,(2):38-50.
- [42]潘爱玲,李广鹏.数字经济时代企业数据价值释放的路径、挑战与对策[J].成都:理论与改革,2024,(4):163-174.
- [43]江新峰,马榕.碳市场建立对非控排企业绿色创新的影响研究[J].南京:审计与经济研究,2024,(4):116-127.
- [44]张志元,马永凡.危机还是契机:企业客户关系与数字化转型[J].北京:经济管理,2022,(11):67-88.
- [45]Liu, Y. T., J. Du, and T. Kang, et al. Establishing Supply Chain Transparency and Its Impact on Supply Chain Risk Management and Resilience[J]. Operations Management Research, 2024, (17): 1157-1171.
- [46]Harding, J. A., and R. Swarnkar. Implementing Collaboration Moderator Service to Support Various Phases of Virtual Organizations [J]. International Journal of Production Research, 2013, (23-24): 7372-7387.
- [47]Lee, H. L., V. Padmanabhan, and S. Whang. Information Distortion in A Supply Chain: The Bullwhip Effect [J]. Management Science, 1997, (4): 546-558.
- [48]姚会娜,张金昌.企业数据资产对全要素生产率的影响研究[J].郑州:经济经纬,2024,(5):107-119.
- [49]陈雯,范茵子.企业供应链风险感知与合作关系稳定性[J].北京:管理世界,2024,(11):209-228.
- [50]Liu, D. Y., S. W. Chen, and T. C. Chou. Resource Fit in Digital Transformation Lessons Learned from the CBC Bank Global-banking Project [J]. Management Decision, 2011, (9-10): 1728-1742.
- [51]吴晓求,方明浩,何青,谭松涛.资本市场成长的逻辑:金融脱媒与科技进步[J].北京:财贸经济,2023,(5):5-21.
- [52]李刚,杨晓艺,王唯可,肖土盛.供应商企业社会责任信息披露与客户稳定性[J].北京:中央财经大学学报,2024,(4):78-91.
- [53]Lewbel, A. Constructing Instruments for Regressions with Measurement Error When No Additional Data are Available, with An Application to Patents and R&D [J]. Journal of the Econometric Society, 1997, (5): 1201-1213.
- [54]王欣然,陶锋.下游企业数字化可以牵引上游企业绿色创新吗?——基于供应链溢出的视角[J].广州:南方经济,2024,(5):132-149.
- [55]La Ferrara, E., A. Chong, and S. Duryea. Soap Operas and Fertility: Evidence from Brazil [J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2012, (4): 1-31.
- [56]张俊瑞,危雁麟,尹兴强,汪方军.企业数据资源信息披露影响审计收费吗?——基于文本分析的经验证据[J].北京:审计研究,2023,(3):60-71.
- [57]余明桂,王空.地方政府债务融资、挤出效应与企业劳动雇佣[J].北京:经济研究,2022,(2):58-72.
- [58]巫强,姚雨秀.企业数字化转型与供应链配置:集中化还是多元化[J].北京:中国工业经济,2023,(8):99-117.
- [59]Cachon, G. P., T. Randall, and G. M. Schmidt. In Search of The Bullwhip Effect [J]. Manufacturing and Service Operations Management, 2007, (4): 457-479.
- [60]Pfeffer, J., and G. R. Salancik. The External Control of Organizations: A Resource Dependence Perspective [M]. New York: Harper&Row, 1978.
- [61]胡秋阳,李文芳.银行内部组织的功能距离与危机冲击下的中小企业生存损失——兼论中小型银行优势和现代信息技术[J].北京:中国工业经济,2023,(9):155-173.
- [62]Cooper, M. C., D. M. Lambert, and J. D. Pagh. Supply Chain Management: More Than a New Name for Logistics [J]. The International Journal of Logistics Management, 1997, (1): 1-14.
- [63]刘德胜,李拯非.数据赋能中小企业创新:理论机理与效应测度[M].北京:中国经济出版社,2024.
- [64]宋小保,郭春.供应商集中度、市场地位与商业信用融资——关联性的异质作用研究[J].天津:现代财经(天津财经大学学报),2022,(3):66-85.
- [65]唐勇军,马文超,夏丽.环境信息披露质量、内控“水平”与企业价值——来自重污染行业上市公司的经验证据[J].北京:会计研究,2021,(7):69-84.
- [66]Kim, Y., L. N. Su, and Z. Wang, et al. The Effect of Trade Secrets Law on Stock Price Synchronicity: Evidence from The Inevitable Disclosure Doctrine [J]. Accounting Review, 2021, 96(1): 325-348.
- [67]史丹,孙光林.数据要素与新质生产力:基于企业全要素生产率视角[J].北京:经济理论与经济管理,2024,(4):12-30.
- [68]张秀娥,王卫,于泳波.数智化转型对企业新质生产力的影响研究[J].北京:科学学研究,2025,(5):943-954.

Spillover Effects of Corporate Data Asset Disclosure: Evidence from Supply Chain

LIU De-sheng¹, WANG Yi-qing²

(1.School of Management, Qilu University of Technology (Shandong Academy of Sciences),
Jinan, Shandong, 250353, China;

2.Business School, Beijing Technology and Business University, Beijing, 100048, China)

Abstract: With the rapid development of the global digital economy, data has become a critical driver of economic growth. In this context, data not only fosters high-quality economic development but also serves as a crucial asset for firms, enhancing decision-making, driving innovation, and generating new growth opportunities. The low marginal cost and reusable nature of data has led to its recognition as an asset in corporate financial reporting. With China's Interim Provisions on Accounting Treatment Related to Enterprise Data Resources coming into effect in 2024, the legitimacy of data assets has gained formal recognition, and the management and utilisation of data assets by enterprises is receiving increasing attention. However, despite the growing importance of data assets, current disclosures are not yet part of mandatory reporting requirements, and the vast majority of companies have yet to fully disclose detailed information about their data resources in their financial reports. In the existing literature, although some studies have explored the impact of corporate data asset disclosure on financial performance and corporate governance, its impact at the capital market level remains underexplored. More importantly, while the interactions among firms in the supply chain have been extensively studied, the impact of data asset disclosure within the supply chain has not yet been addressed. This opens a gap for further research into potential spillover effects of firms' data asset disclosure within the supply chain.

This paper adopts textual analysis to examine whether customer data asset disclosure has a direct impact on suppliers by constructing measures of data asset disclosure, and further examines the channels through which customer data asset disclosure may influence suppliers' disclosure practices, such as enhancing information efficiency and improving corporate governance, thus creating a spillover effect. The results of the study show that customer data asset disclosure has a significant and positive spillover effect on suppliers. This spillover effect not only helps to mitigate the whiplash effect in the supply chain but also enhances suppliers' information accessibility and decision-making efficiency by improving corporate transparency, encouraging voluntary disclosure of more data asset information. In addition, the study finds that this spillover effect is heterogeneous across firms, with a more pronounced impact among firms in small-scale or high-tech industries with high supplier concentration.

The research in this paper makes several key contributions. First, it extends the study of data asset disclosure from the firm-level to the supply chain level, revealing the spillover effect of customer data asset disclosure on supplier disclosure behavior. It expands existing research on data asset disclosure and provides a new perspective for understanding information transfer and interaction among firms. Second, from the perspective of customer-supplier interaction, this paper develops a theoretical framework for the spillover mechanisms of data asset disclosure and explores how the effects of information transfer and governance are vertically transmitted through the supply chain, enriching research on the vertical contagion effect within supply chains. Finally, the paper reveals the positive economic consequences of data asset disclosure on supply chains, particularly regarding the enhancement of supply chain resilience, improved synergy, and sustainable development. The study finds that customer data asset disclosure not only enhances information transparency and governance efficiency within supply chains but also significantly strengthens overall operational efficiency, helping supply chains to cope with external shocks and risks, thus achieving long-term stable development.

Overall, this paper not only broadens the scope of research on data asset disclosure but also reveals the spillover effect of customer data asset disclosure and its economic consequences from a supply chain perspective. By thoroughly analyzing the impact of customer behavior on supplier decision-making, this paper provides empirical support for corporate data asset disclosure and its role in the supply chain, laying the foundation for future related research.

Key Words: data assets; information disclosure; spillover effects; supply chain

JEL Classification: D22, O33, M11

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2025.07.004

(责任编辑:张任之)