DOI:10.13502/j.cnki.issn1000-7636.2026.11.004

服务贸易创新发展试点政策与企业供应链中断风险

——基于供需关系的实证研究

王海杰 靳颂琳 梁 晟 汤 凯

摘要:供应链安全稳定是国民经济畅通循环的重要基础,服务贸易创新发展试点政策为打造更具韧性的供应链体系赋予了新动能。本文选取2010—2024年沪深A股上市公司面板数据,使用双重机器学习模型对服务贸易创新发展试点政策与企业供应链中断风险的关系进行实证检验。研究发现,该试点政策可以有效缓解企业供应链中断风险,其作用机制在于通过创新引领效应和成本缓解效应提升供给保障能力,通过需求扩张效应和需求平滑效应增强需求响应能力,并通过信息披露效应和市场匹配效应强化供需协同能力。进一步分析表明,该试点政策的供应链中断风险缓解效应因供应链配置导向和变更导向不同而存在差异,并在沿海地区、制度环境较好地区、高技术行业、低服务投入行业和规模以下企业中表现更为明显,且整体上有助于提升企业供应链韧性。本文为理解制度型开放如何赋能企业供应链安全提供了经验证据与政策启示。

关键词:服务贸易创新发展试点政策 供应链中断风险 供需关系 供应链韧性 制度型开放

中图分类号:F752;F274 **文献标识码**:A **文章编号**:1000-7636(2026)11-0047-14

一、问题提出

改革开放以来,中国经济发展迅速,创造了举世瞩目的成就。然而,在高速发展的同时,也暴露出外部依赖过强、供应链脆弱性上升等结构性矛盾。具体而言,关键环节受制于人、对外依赖度高、上下游协同效率低等问题长期存在,尤其在核心技术与关键零部件领域,“卡脖子”风险日益凸显,暴露出供应链稳定运行与可持续发展的核心短板[1]。与此同时,国际地缘政治冲突与贸易摩擦频发,不确定性持续加剧,叠加以中小企业为代表的微观主体抗风险能力偏弱,致使企业在运营中频繁面临供应链中断的现实威胁[2]。在此双重压力下,随着全球产业链体系深度调整与中国经济步入新发展阶段,政府在“稳链强链”中的角色持续演进,宏观调控手段从短期干预逐步转向结构性制度供给,逐渐成为提升企业供应链韧性与抗风险能力的关键路径。党的二十届三中

收稿日期:2026-03-10;修回日期:2026-10-08

基金项目:河南省软科学重点项目“河南省构建城乡融合发展机制促进共同富裕路径对策研究”(252400411041)

作者简介:王海杰 郑州大学商学院教授、博士生导师,郑州,450001;

靳颂琳 郑州大学商学院博士研究生;

梁 晟 郑州大学商学院博士研究生;

汤 凯 郑州大学商学院副教授、博士生导师。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

全会提出,“健全提升产业链供应链韧性和安全水平制度”。这意味着提升供应链稳定性正从政策导向逐步迈向制度化建设阶段。服务贸易创新发展试点政策(简称“试点政策”)与这一战略导向高度契合。试点政策着力于破解供应链稳定运行的瓶颈,凭借其在资源配置、融资支持与信息流通等方面的制度优势,以先行先试的方式探索结构优化与风险治理协同并进的路径,为构建开放型经济新体制提供了关键支撑,也为系统性化解供应链中断风险开辟了“制度化通道”[3]。基于此,本文将聚焦试点政策的实施效果,系统评估其对企业供应链中断风险的影响及作用机制,并进一步探究其在不同供应链调整路径下所呈现的异质性特征。

试点政策是中国在全球化阶段为构建更高水平开放型经济新体制作出的关键制度安排。该政策的本质是以局部地区为“试验田”,进行服务业开放的压力测试,其成功经验将成为制定全国性开放政策的重要参考[4]。2016 年 2 月,国务院批复同意将天津、上海等 15 个地区作为第一批试点;2018 年 6 月,新增北京、雄安新区,扩展至 17 个试点;2020 年 8 月,扩展至 28 个地区(表 1)。该政策遵循“试点—评估—推广”的渐进式改革逻辑,逐步形成了以制度创新为核心、扩大开放为路径、产业升级为目标的政策体系。与整体性开放不同,中国基于自身特点探索出一条更具特色的渐进式开放路径。这一路径的核心在于通过局部地区政策试行,评估在真实环境中开放措施的风险与收益,为全国层面的制度型开放积累经验。试点政策始终紧扣两条主线:一是对标国际高标准经贸规则,有序放宽市场准入,压缩负面清单;二是立足国内产业升级需求,大力发展数字贸易、知识产权服务等新兴业态,推动制造业与服务业的深度融合。这种兼具国家战略统一性与地方实践灵活性的试点模式,既避免了“一刀切”可能带来的系统性风险,又通过地方的成功实践为全国性政策提供了可信服的依据,从而探索出一条具有中国特色的服务业开放与升级之路。

表 1 服务贸易创新发展试点政策实施过程

出台时间	政策文件	相关政策内容
2015 年 2 月	《关于加快发展服务贸易的若干意见》(国发〔2015〕8 号)	明确服务贸易发展的总体方向、重点任务和政策支持框架,为后续试点奠定制度基础
2016 年 2 月	《关于同意开展服务贸易创新发展试点的批复》(国函〔2016〕40 号)	首批在天津、上海等 15 个地区开展试点,重点探索管理体制、促进机制、政策支持和监管方式创新
2018 年 6 月	《深化服务贸易创新发展试点总体方案》(国函〔2018〕79 号)	试点新增北京、雄安新区,扩展至 17 个地区,并进一步强化开放便利化和政策支持措施
2020 年 8 月	《全面深化服务贸易创新发展试点总体方案》(国函〔2020〕111 号)	试点新增重庆、大连等,进一步扩展至 28 个地区,改革重点由局部探索转向开放、创新与制度协同并进

注:数据来源于中国政府网。

与本文相关的研究主要集中于服务贸易政策效应与企业供应链风险两个方面。关于服务贸易创新发展试点政策,已有研究发现其能够促进企业绿色创新、降低城市碳排放、提升出口技术复杂度[3-6],但对企业运营风险尤其是供应链中断风险的关注仍相对有限。关于供应链风险,现有文献主要从风险测度及其影响因素展开研究:在测度方法上,以问卷调查、供应链集中度和重大事件冲击为主[1,7-10];在影响因素上,则从宏观环境、产业特征和企业行为等不同层面进行了考察[11-14]。总体而言,现有研究为理解开放政策与供应链安全之间的关系提供了重要基础,但仍较少从企业微观层面系统考察服务贸易创新发展试点政策对供应链中断风险的影响,也缺乏对其作用机制和差异化效应的深入分析。

基于此,本文选取 2010—2024 年沪深 A 股上市公司数据,实证考察试点政策对企业供应链中断风险的影响,并进一步分析其作用机制与异质性。相较于已有研究,本文可能存在的边际贡献如下:

在研究视角上,本文从制度型开放政策视角考察企业供应链中断风险,将“政府-市场”协同演化视角引入供应链中断风险研究,拓展了供应链中断风险研究范式,为理解宏观政策与供应链演化互动提供了新视角。

在研究内容上,本文拓展了服务贸易政策微观效应研究,基于供需关系构建“供给保障—需求响应—供需协同”的传导机制。该分析框架能够更契合企业供应链风险形成与化解的现实过程,为理解开放型政策

如何促进供应链安全稳定提供了新的经验证据。

在研究方法上,本文综合运用词嵌入模型构建企业层面供应链中断风险指标,突破了传统词典法的语义局限;采用双重机器学习模型进行政策评估,更加灵活地处理变量间潜在的非线性关系,提高了政策效应估计的稳健性。上述方法为宏观政策与微观企业行为交叉领域的研究提供了可复现的实证范本。

二、理论分析与研究假设

(一)试点政策对企业供应链中断风险的影响

企业供应链中断风险是组织管理理论与风险管理理论交织形成的复合概念。其中,风险在管理学与经济学领域通常被理解为企业面临外部不确定性冲击时,其正常运营能力受到干扰的可能性,这决定了供应链中断风险内涵的评估视角。组织管理理论将企业置于制度环境与资源系统交互作用的嵌入网络中,强调制度支持对企业应对外部冲击能力的塑造作用,明确了企业供应链中断风险的制度根源[15]。基于此,企业供应链中断风险可以被界定为企业在面对市场潜在风险和不确定性冲击时,其供应链体系维持资源流动与协同运作的能力受限的状态[16]。相应地,缓解企业供应链中断风险的关键在于,通过制度性安排增强企业供应链关键环节的供给保障能力、需求响应能力和供需协同能力。

由于供应链上下游之间存在高度依赖关系,企业在采购、生产、销售等环节的运行具有显著的协同性与不可分性[8]。试点政策作为集制度开放、流程优化与规则重构于一体的综合性制度安排,具有鲜明的制度属性与区域属性,能够通过制度协调、规则衔接和服务要素优化配置来强化企业间协作机制,是影响企业供应链中断风险的重要因素[17]。具体而言,一方面,试点政策通过促进研发设计、数字服务等技术要素供给,并降低企业获取资金和专业服务的成本,缓解企业在采购、生产、库存和交付等关键环节面临的技术与资金约束,帮助企业获取关键要素投入并维持生产连续性,从而增强供应链的供给保障能力[18];另一方面,试点政策能够通过扩大企业核心客户订单规模,并增强主要客户关系的稳定性,提升企业识别需求变化、平滑订单波动和调整交付安排的能力,从而增强企业的需求响应能力[19]。与此同时,试点政策还能够通过提高信息透明度、降低上下游信息摩擦和提高市场匹配效率,提升供应商、企业与客户之间的供需协同能力,降低因信息不对称和供需错配而引发的供应链中断风险[13]。

由此可见,服务贸易创新发展试点政策能够通过增强供给保障、需求响应和供需协同,共同改善企业供应链运行条件,提升企业面对外部不确定性冲击时的稳定性与适应力,降低采购、生产、库存、物流和销售等关键环节发生中断的可能性。

基于以上分析,本文提出假设 1:试点政策可以缓解企业供应链中断风险。

(二)试点政策影响企业供应链中断风险的作用机制

1. 提升企业供给保障能力

试点政策能够通过创新引领效应降低企业供应链中断风险。试点政策通过优化制度环境,引导研发设计、数字服务和专业化服务等创新要素集聚与重组[20]。在政策推动下,创新能力较强的企业能够率先集聚高端服务资源,并通过协作网络向上下游传导技术、知识和服务成果,形成创新外溢;创新能力相对不足的企业也可以依托公共服务平台与数据共享机制,开展技术采购和服务协同[21]。这种创新资源的流动与共享,有助于提升企业关键投入获取、工艺流程优化和技术应用能力,增强供应链节点之间的互补性与替代弹性。当某一环节受到外部冲击时,相关企业能够通过资源替代和流程再造来维持供应链协同运转,从而降低供应链中断风险[13]。

试点政策也能够通过成本缓解效应降低企业供应链中断风险。试点政策通过对标国际高标准经贸规则、完善跨部门协同机制和推动金融服务创新,有助于降低企业融资不确定性,缓解银企信息不对称,增强企业获得外部资金支持的可及性[22-23]。融资约束的下降能够提升企业应对供应链中断风险的资金保障能

力,使企业在面对突发冲击时维持必要的流动性水平,并通过保障核心供应商款项、预付关键原材料订单、维持安全库存等方式维系供应链基本运转。同时,资金压力缓解也为企业推进供应链数字化改造、多源采购布局和备用产能储备等前瞻性投入创造了财务空间,从而提升供应链体系的韧性与抗冲击能力。

由此,创新引领效应通过创新外溢与平台协同增强供应链节点间的互补性与替代弹性,缓解企业在面临外部冲击时的技术能力约束;成本缓解效应则通过降低融资约束和资金压力,为供应链稳定运行提供资金保障,缓解企业的资源约束。二者共同构成试点政策通过供给保障路径缓解企业供应链中断风险的微观传导机制。

基于以上分析,本文提出假设 2:试点政策能够通过创新引领效应和成本缓解效应提升企业供给保障能力,进而降低企业供应链中断风险。

2. 提升企业需求响应能力

试点政策能够通过需求扩张效应降低企业供应链中断风险。试点政策通过优化区域服务贸易环境、降低市场搜寻成本和拓展供需对接渠道,有助于增强企业与客户之间的连接能力,扩大企业产品或服务的市场需求空间[6]。在供应链运行过程中,需求不足或订单收缩容易导致企业生产计划调整、库存周转放缓和交付安排紊乱,进而加剧供应链中断风险[24]。试点政策推动服务要素流动和市场连接机制完善,使企业能够更有效地获取客户资源、扩大核心客户订单规模,并提升下游市场对企业产品或服务的吸纳能力。由此,需求扩张效应能够通过增强企业订单支撑和市场需求容量,提升企业采购、生产和交付安排的连续性,从而降低因需求不足或市场萎缩而引发的供应链中断风险。

试点政策也能够通过需求平滑效应降低企业供应链中断风险。客户关系稳定是企业稳定订单预期、平滑需求波动的重要基础[23]。若企业主要客户频繁更替,企业将面临更高的需求不确定性和订单调整成本,采购计划、生产排程和库存安排也更容易出现偏差。服务贸易创新发展试点政策通过改善营商环境、提升供需对接效率和增强企业市场服务能力,有助于稳定企业与核心客户之间的合作关系,降低客户更替带来的需求波动。在主要客户关系较为稳定的情况下,企业能够更准确地预测订单变化,合理安排原材料采购、产能配置和物流交付,减少因需求突变引发的供需错配[14]。由此,需求平滑效应能够通过增强客户关系连续性和订单预期稳定性,降低企业供应链中断风险。

综上,需求扩张效应侧重于扩大企业核心客户订单规模和市场需求容量,缓解企业面临的需求不足约束;需求平滑效应侧重于稳定主要客户关系和订单预期,降低需求波动带来的供需错配风险。二者共同构成试点政策通过需求响应路径缓解企业供应链中断风险的微观传导机制。

基于以上分析,本文提出假设 3:试点政策能够通过需求扩张效应和需求平滑效应提升企业需求响应能力,进而降低企业供应链中断风险。

3. 提升企业供需协同能力

试点政策能够通过信息披露效应降低企业供应链中断风险。试点政策有助于提升企业与供应商、客户等外部主体之间的信息沟通效率,形成信息披露效应。高质量信息披露能够增强供应链上下游对企业生产进度、库存状况、交付能力和潜在风险的识别能力,从而降低信息不对称带来的误判与协调滞后[25]。在冲击发生前,及时披露关键经营与供应链信息有助于上下游主体识别风险敞口,提前调整采购、生产和库存安排;在市场需求波动或突发事件发生时,透明的信息流动能够帮助企业及其交易伙伴迅速调整生产计划与资源配置,缓解因信息延迟或不透明导致的资源错配和决策滞后[22]。由此,信息披露效应通过强化风险预警与应急协调能力,提升供应链上下游协同效率,从而降低企业供应链中断风险。

试点政策也能够通过市场匹配效应降低企业供应链中断风险。差异化布局与因地制宜的战略导向有助于企业根据区域产业基础、市场需求和资源禀赋调整产品与服务结构,错位发展战略则有助于企业规避同质化竞争,开拓差异化市场空间[26]。上述制度引导能够提升企业将自身供给能力与市场需求精准对接的能力,形成市场匹配效应。在供应链运行过程中,较高的市场匹配效率有助于企业提高需求预测准确性,及

时调整生产计划、库存策略和物流安排,减少库存积压、供应过剩或交付延误等问题[21]。同时,市场匹配效应还能够增强供应链节点之间的资源协同和灵活调度能力,使企业在局部市场波动或供应环节受阻时更快识别替代方案,降低因供需错配而引发的供应链中断风险。

综上,信息披露效应侧重于缓解供应链上下游之间的信息不对称,通过提升风险可见性和决策协调性降低供应链中断风险;市场匹配效应侧重于减少供给能力与市场需求之间的结构性错配,通过精准对接与灵活调整缓冲供需波动冲击。二者共同构成试点政策通过供需协同路径缓解企业供应链中断风险的微观传导机制。

基于以上分析,本文提出假设 4:试点政策能够通过信息披露效应和市场匹配效应提升企业供需协同能力,进而降低企业供应链中断风险。

三、实证设计

(一)样本选取与数据来源

本文研究样本涵盖 2010—2024 年沪深 A 股上市公司。供应链中断风险的测度所需文本来自上海经禾信息技术有限公司中国研究数据服务平台(CNRDS)管理层讨论与分析数据库(CMDA),其他企业层面变量数据主要由深圳希施玛数据科技有限公司 CSMAR 中国经济金融研究数据库和万得(Wind)数据库整理获得。在原始数据基础上,进一步删除 ST、PT 企业及总资产异常样本,并对核心变量、供应商和客户信息存在缺失的观测予以剔除;同时,为减弱极端值的干扰,对连续变量实施 1%水平的双侧缩尾处理。

(二)模型设定

本文采用双重机器学习(DML)模型识别试点政策对企业供应链中断风险的影响效应。本文借鉴切尔诺茹科夫等(Chernozhukov et al.)[27]、张涛和李均超[28]的做法,设定如下 DML 模型进行因果关系识别:

$$SCDRisk_{it} = \theta_0 DID_{it} + g(\boldsymbol{X}_{it}) + U_{it}, E(U_{it} \mid DID_{it}, \boldsymbol{X}_{it}) = 0 \tag{1}$$

其中,i 为企业,t 为年份;$SCDRisk_{it}$ 是被解释变量,表示企业供应链中断风险;DID_{it} 是解释变量,表示试点政策与时间的交乘项,企业所在城市获批试点后赋值为 1,否则为 0;$\boldsymbol{X}_{it}$ 为相关控制变量集合;U_{it} 为误差项,条件均值为 0;θ_0 是本文关心的回归系数,它捕捉了试点政策对企业供应链中断风险的影响。基于式(1)可得 θ_0 的估计量:

$$\hat{\theta}_0 = \left(\frac{1}{n} \sum_{i \in I, t \in T} DID_{it}^2 \right)^{-1} \frac{1}{n} \sum_{i \in I, t \in T} DID_{it} (SCDRisk_{it} - \hat{g}(\boldsymbol{X}_{it})) \tag{2}$$

为保证 θ_0 的估计量在小样本下满足无偏性,设定以下辅助回归模型:

$$DID_{it} = m(\boldsymbol{X}_{it}) + V_{it}, E(V_{it} \mid \boldsymbol{X}_{it}) = 0 \tag{3}$$

其中,$m(\boldsymbol{X}_{it})$ 为解释变量对一系列控制变量的回归系数函数,其估计形式同样以机器学习算法测得。V_{it} 则表示误差项。对式(3)回归可得到无偏估计系数:

$$\hat{\theta}_0 = \left(\frac{1}{n} \sum_{i \in I, t \in T} \hat{V}_{it} DID_{it} \right)^{-1} \frac{1}{n} \sum_{i \in I, t \in T} \hat{V}_{it} (SCDRisk_{it} - \hat{g}(\boldsymbol{X}_{it})) \tag{4}$$

(三)变量说明

1. 被解释变量

本文借鉴江伟等[16]、梁贺等[29]的做法来构建企业供应链中断风险指标。具体做法如下:首先,基于上市公司年报管理层讨论与分析(MD&A)文本构建语料库,并使用软件 Python 完成分词及停用词、非中文词清理;其次,根据供应链中断风险的概念内涵选取 20 个种子词①,利用语言模型 Word2Vec 的 CBOW 模型学

① 20 个供应链中断风险的种子词集具体包括:“供应链”“供应商”“供应”“供需”“上游”“下游”“采购”“成本”“原材料”“价格上涨”“减产”“紧缺”“囤货”“储备”“故障”“经营风险”“中断”“停工”“运费”和“运力”。

习词语语义特征,并依据余弦相似度扩展风险词汇,保留相似度高于 0.6 的 70 个相关词,形成供应链中断风险词集;最后,以风险词集在 MD&A 文本中的词频占比衡量企业供应链中断风险,记为 *SCDRisk*。

2. 解释变量

本文借鉴薛飞[4]和胡宗彪等[5]的做法,采用双重差分法衡量试点政策冲击。若上市公司注册地所在城市获批为试点城市,则将该城市获批当年及之后年份的企业观测值赋值为 1;试点城市获批之前年份以及非试点城市企业观测值赋值为 0。最终得到 41 817 个企业-年度观测值,实验组包含 17 638 个观测值,涉及 2 655 家上市公司,对照组包含 24 179 个观测值,涉及 1 857 家从未受到政策冲击的上市公司。

3. 控制变量

为排除潜在混杂因素的干扰,并提高模型精度,本文参考王海杰等[21]的做法,引入相关控制变量:企业规模(ln*Size*)、总资产净利润率(*ROA*)、存货占比(*Inv*)、营业收入增长率(*Growth*)、独立董事占比(*Indep*)、现金流(*Cashflow*)、企业年龄(*Firmage*)。

(四)变量描述性统计

表 2 报告了主要变量的描述性统计结果。其中,*SCDRisk* 的均值为 0.023 3、标准差为 0.009 1,说明样本企业供应链中断风险整体偏低,企业间供应链中断风险差异较小;*DID* 的均值为 0.421 8,反映试点政策分批推进、实验组与对照组样本分布较为均衡的特征。

表 2 描述性统计结果

变量类型	变量	变量定义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	*SCDRisk*	基于 MD&A 文本构建供应链中断风险指标	41 817	0.023 3	0.009 1	0.000 0	0.076 9
核心解释变量	*DID*	企业所在城市获批试点后取值为 1,否则为 0	41 817	0.421 8	0.493 9	0	1
控制变量	*Size*	企业期末总资产	41 817	1.39×10^{10}	3.62×10^{10}	4.63×10^{8}	2.72×10^{11}
	ROA	净利润/期末总资产	41 817	0.038 6	0.065 4	-0.225 2	0.214 6
	Inv	存货/流动资产合计	41 817	0.136 9	0.128 3	0.000 2	0.690 8
	Growth	本年收入增长额/上年收入	41 817	0.144 6	0.362 2	-0.562 9	2.086 0
	Indep	独立董事人数/董事会总人数	41 817	0.377 5	0.053 5	0.333 3	0.571 4
	Cashflow	经营活动现金流净额/总资产	41 817	0.045 3	0.067 8	-0.158 5	0.232 2
	Firmage	样本年份-成立年份+1	41 817	20.079 6	6.287 4	6	36

四、实证结果与分析

(一)基准回归

表 3 报告了分别使用 DML 模型和普通最小二乘(OLS)模型进行回归的基准回归结果。其中,DML 模型的拟合优度为 0.593 5,高于 OLS 模型的 0.353 3,说明 DML 模型在刻画变量间复杂关系方面表现更优,因此本文采用 DML 模型评估政策效应,并按照 1∶4 进行样本分割。列(1)回归结果显示,试点政策的回归系数在 1%水平下显著为负。这意味着试点政策能够缓解企业供应链中断风险,且在其他条件保持不变的情况下,企业所在城市进入试点后,其供应链中断风险平均下降 0.268 1 个单位。可能原因在于,试点政策通过降低服务要素跨境流动的制度壁垒和交易成本,改善企业跨境服务贸易环境,减少采购、生产、销售和交付等环节受阻的可能性,从而缓解供应链中断风险[13]。上述结果支持假设 1。

表 3　基准回归结果

变量	(1)	(2)
DID	−0.268 1***	−0.102 1***
	(0.017 7)	(0.022 1)
ln*Size*	−0.068 2***	−0.152 6***
	(0.006 2)	(0.013 7)
ROA	−0.172 7***	−0.188 4***
	(0.041 4)	(0.071 3)
Inv	0.583 4***	0.381 9***
	(0.039 5)	(0.074 6)
Growth	−0.019 9***	−0.001 8
	(0.005 2)	(0.008 1)
Indep	0.001 0*	0.002 7***
	(0.000 6)	(0.001 0)
Cashflow	0.374 2***	0.057 8
	(0.034 3)	(0.054 8)
Firmage	0.278 8***	−0.240 4***
	(0.043 2)	(0.075 6)
行业固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
观测值	41 817	41 817
R^2	0.593 5	0.353 3

注:列(1)为基于双重机器学习第一阶段拟合值的辅助回归结果;列(2)为 OLS 回归结果。***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平,括号内为聚类稳健标准误,后表同。

(二)平行趋势假设评估

本文需要对试点政策实施之前的实验组与控制组特征是否相似进行平行趋势检验。本文参考雅各布森等(Jacobson et al.)[30]提出的事件研究法对 DML 模型的有效性展开验证。图 1 结果显示,在政策实施前,实验组与对照组的变化趋势基本一致,组间差异未达到显著水平,平行趋势假设得到支持。在政策实施以后,回归系数总体为负,表明随着试点政策的实施,企业供应链中断风险逐渐降低。

(三)内生性分析

本文参考赵春明等[1]的做法,选取企业注册地所在城市距最近港口的最短距离与时间趋势的交互项作为工具变量(*IV*)。其合理性在于,港口距离能够反映城市的区位与对外开放基础,与试点政策实施具有较强相关性;同时,该距离具有较强的历史外生性,难以直接影响企业供应链中断风险,主要通过影响政策试点概率发挥作用。表 4 前两列回归结果显示,工具变量第一阶段工具变量 *IV* 的回归系数显著为正,第二阶段 *DID* 的回归系数仍显著为负,与基准回归结论一致。

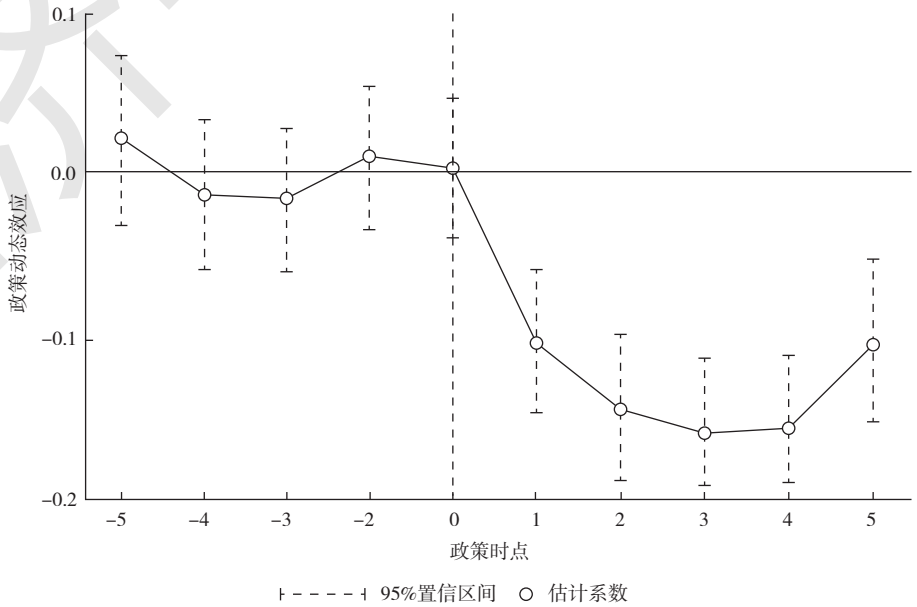


图 1　平行趋势假设评估结果

(四)稳健性检验①

1. 调整样本分割比

本文参考蒋墨冰等[31]的研究,将样本分割比分别重设为 1∶2 和 1∶7。表 4 中间两列回归结果显示,试点政策对企业供应链中断风险的作用效果显著为负。

2. 更换机器学习算法

本文分别采用梯度提升模型、套索模型以及弹性网络模型以提高回归预测能力,增强结论的可信度。如表 4 最后三列回归结果显示,解释变量的回归系数仍然显著为负,因此,更换机器学习算法仍能得出与基准回归一致的结论。

表 4 内生性分析和部分稳健性检验回归结果

变量	工具变量法		调整样本分割比		更换机器学习方法		
	第一阶段	第二阶段	Kfolds=3	Kfolds=8	梯度提升模型	套索模型	弹性网络模型
IV	347.082 3***						
	(23.519 7)						
DID		−0.103 2**	−0.046 3***	−0.050 3***	−0.040 9***	−0.119 3***	−0.119 3***
		(0.042 8)	(0.009 5)	(0.009 6)	(0.009 2)	(0.008 9)	(0.008 9)
Kleibergen-Paap rk *LM*	1 208.707 0						
	{0.000 0}						
Kleibergen-Paap rk Wald *F*	217.773 0						
	[16.380 0]						
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	41 817	41 817	41 817	41 817	41 817	41 817	41 817

注:大括号内为不可识别检验 *P* 值,中括号内为弱工具变量检验 10%临界值。

3. 替换变量

一方面,考虑到企业供应链中断风险的指标测度差异可能对实证结果造成偏差,本文参考江伟等[16]的处理方法,采用大于 0.5 和 0.7 的相似度来确定供应链中断风险的关键词,得到企业层面的供应链中断风险的两个替代指标 *SCDRisk*1 和 *SCDRisk*2。重新回归的结果显示,试点政策回归系数的符号及其显著性与前文一致,进一步支持了本文核心结论的可靠性。另一方面,为排除文本词频法可能存在的主观测量偏差,本文借鉴张树山等[32]的做法,基于企业经营数据构建供应链中断风险的反向指标——供应链稳定性(*SCDRisk_BM*)。重新回归的结果显示,以 *SCDRisk_BM* 为被解释变量时,试点政策的回归系数显著为正,与基准回归结论一致。

4. 离群值检验

本文对企业供应链中断风险变量在 5%水平下进行了缩尾处理。实证结果表明,试点政策回归系数的

① 限于篇幅,仅汇报部分稳健性检验回归结果,其余结果备索。

显著性与基准回归结果保持一致,验证了结论的稳健性。

5. 排除其他因素干扰

考虑到样本期内部分城市可能受其他政策干扰,本文进一步排除其他相关政策进行检验。一是控制自由贸易试验区政策与国家创新型城市试点政策,两类政策具备开放与创新属性,易与服务贸易创新发展试点形成政策叠加,干扰核心变量识别;二是单独控制供应链创新与应用试点政策,该政策聚焦供应链协同与模式创新,可能会影响企业供应链中断风险。由此,本文构建对应政策虚拟变量并纳入基准回归。控制上述政策后,解释变量的回归系数依旧显著为负,表明基准结论并非由同期其他开放、创新及供应链类政策驱动,进一步证实结论稳健。

(五)机制检验①

在对试点政策缓解企业供应链中断风险进行实证检验后,为进一步揭示其传导路径与内在机理,本文基于"供给保障—需求响应—供需协同"的理论框架,将因果推断研究中渠道分析的思路与 DML 模型进行融合[31],设定如下作用渠道检验模型:

$$M_{it} = \theta_0 DID_{it} + g(\boldsymbol{X}'_{it}) + U_{it}, E(U_{it} \mid DID_{it}, \boldsymbol{X}'_{it}) = 0 \tag{5}$$

其中,M_{it} 代表企业 i 在 t 年的机制变量,其余变量定义与测度同前文保持一致。

1. 供给保障能力机制

试点政策能够通过创新引领效应和成本缓解效应提升企业供给保障能力。前者主要体现为研发设计、数字服务和专业化服务供给改善,促进创新资源在供应链上下游流动共享,增强企业技术替代和风险应对能力[33]。本文以当年发明专利授权数量加 1 后取自然对数衡量创新引领效应(*invention*)。表 5 第一列回归结果显示,试点政策回归系数在 1%水平下显著为正。后者主要体现为融资约束和资金压力下降,有助于缓解采购、生产、库存和交付等环节的资源约束[17]。本文采用 SA 指数(*cost*)衡量融资约束程度,表 5 第二列回归结果显示,试点政策的回归系数在 1%水平下显著为负,表明其能够缓解企业融资约束。由此可知,试点政策通过增强技术与资金保障能力降低供应链中断风险。

2. 需求响应能力机制

试点政策通过改善服务贸易环境、降低市场搜寻和交易成本,增强企业与客户之间的连接能力,从而发挥需求扩张和需求平滑效应。本文采用前五大客户销售额加 1 后取自然对数(*expand*)衡量需求扩张效应[34],以当年前五大客户在上年继续出现的比例(*smooth*)衡量需求平滑效应[35]。表 5 中间两列回归结果显示,试点政策能够扩大核心客户销售规模并提升客户关系稳定性。由此,企业能够增强订单获取能力、稳定需求预期并降低需求波动,进而缓解供应链中断风险。

3. 供需协同能力机制

试点政策还能够通过提升信息透明度和市场匹配效率强化供需协同。高质量信息披露有助于降低上下游信息摩擦,改善采购、库存、产能和物流等信息共享[21];更高的市场匹配效率则有助于优化供需对接和资源配置,降低库存积压与供应短缺风险[36]。本文分别采用"迪博·内部控制信息披露指数"加 1 后取自然对数(*information*)和存货周转率(*market*)衡量两类效应[17]。表 5 最后两列回归结果表明,试点政策能够改善信息披露和市场匹配状况,从而提升供应链上下游协同效率,降低企业供应链中断风险。

① 由于部分企业未披露相关信息,因此部分机制检验的样本量小于基准回归样本量。

表 5 机制检验回归结果

变量	供给保障能力		需求响应能力		供需协同能力	
	invention	*cost*	*expand*	*smooth*	*information*	*market*
DID	0.417 9***	−0.003 4***	0.297 6***	0.350 5***	0.031 0*	0.767 4***
	(0.059 1)	(0.001 0)	(0.104 8)	(0.006 6)	(0.016 8)	(0.094 0)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	41 817	41 817	39 873	23 677	38 678	41 817

(六)异质性分析①

1. 供应链层面

(1)供应链配置导向。本文参考王海杰等[21]的做法,以企业供应商和客户采购、销售活动的分散度衡量供应链配置,并按均值划分为集中配置和多元配置。表 6 前两列回归显示,试点政策在两组中的回归系数均显著为负,但对集中配置企业的影响更强,且组间系数差异显著。可能原因在于,集中配置企业对少数供应链节点依赖较高,更依赖政策带来的服务支撑、协同效率和风险缓冲能力改善。

(2)供应链关系变更导向。本文参考蒋殿春和鲁大宇[36]的做法,以当年前五大供应商(客户)中新出现主体占比衡量供应链变动,并按均值划分为保守变更和激进变更。表 6 后两列回归显示,试点政策在两组中均降低供应链中断风险,但对保守变更企业作用更强,且组间系数差异显著。原因可能在于,稳定的供应链关系更有利于政策所带来的服务便利化、信息共享和制度协调嵌入既有合作网络,并转化为风险应对能力。

表 6 异质性分析回归结果

变量	供应链配置导向		供应链关系变更导向	
	供应链集中配置	供应链多元配置	供应链保守变更	供应链激进变更
DID	−0.049 8***	−0.036 6***	−0.098 3***	−0.095 2***
	(0.014 8)	(0.014 2)	(0.023 5)	(0.014 1)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
组间系数差异检验	−0.077 0***		0.165 0***	
观测值	18 283	18 296	6 238	13 535

2. 地区层面

(1)地区开放基础。本文按照企业所在城市是否属于沿海地区进行分组。试点政策在沿海和内陆地区均降低供应链中断风险,但在沿海地区作用更强,且组间系数差异显著。原因可能在于,沿海地区开放基础和服务贸易体系更完善,更有利于将政策红利转化为供应链风险应对能力[17]。

(2)制度环境。本文根据市场中介组织发育和法治环境指数的年平均值,将样本划分为制度环境较好

① 限于篇幅,仅汇报部分异质性分析回归结果,其余结果备索。由于部分分组变量存在缺失,分组回归样本总量与基准回归样本量存在差异。

和较差地区[37]。两组样本政策效应的回归系数均显著为负,但试点政策在制度环境较好地区的影响更强,且组间系数差异显著。这说明试点政策的作用发挥依赖于地方治理能力、市场化水平和规则执行基础。

3. 行业层面

(1)行业技术密集度。本文参考赵胜立和方慧[17],依据《高技术产业(制造业)分类(2017)》将样本划分为高技术行业和中低技术行业。试点政策仅在高技术行业中降低供应链中断风险,且组间系数差异显著。原因在于,高技术行业对研发设计、数字服务和市场匹配等生产性服务依赖更高,更能受益于试点政策。

(2)行业服务要素投入依赖度。本文参考王钰良等[38]的方法,利用亚洲开发银行构建的多区域投入产出(ADB_MRIO)数据库测算行业服务要素消耗系数,并按中位数划分高、低服务投入行业。试点政策的回归系数在低服务投入行业组中显著为负,而在高服务投入行业组中不显著,且组间系数差异显著。这表明政策更多体现出对低服务投入行业的服务化补偿效应和边际改善效应,即通过改善生产性服务供给,弥补其在供应链协调、市场匹配和信息获取方面的短板。

4. 企业层面

本文根据企业总资产的年平均值将样本划分为规模以上和规模以下企业。试点政策对规模以下企业的供应链中断风险具有明显缓解作用,而对规模以上企业影响不明显,且组间系数差异显著。这说明规模以下企业由于在融资、信息获取和供应链管理方面约束更多,更容易从试点政策改善服务要素供给和市场匹配效率中获得边际收益。

五、进一步研究

本部分主要研究试点政策对企业供应链韧性的影响。

供应链中断风险的缓解并不完全等同于供应链韧性的增强。企业在面对长期性、系统性冲击时,仅凭对冲风险能力仍难以全面应对。供应链韧性强调的是企业在面对不确定性和冲击时的恢复力、适应力与重构能力[18]。因此,在前文基础上,本文进一步引入供应链韧性来评估政策在提升企业抵御外部冲击能力、维持供应链稳定性方面的长期效果。借鉴张树山和谷城[39]的研究方法,本文从供应链抵抗力和供应链恢复力两个维度构建企业供应链韧性指标,再利用熵权法进行整合,并将其作为被解释变量进行回归检验。

表 7 报告了控制不同固定效应后的回归结果,试点政策的回归系数均显著为正,表明试点政策能够明显提升企业供应链韧性。该结果说明,试点政策的作用并不局限于降低企业供应链中断风险,还能够进一步增强企业供应链系统面对外部冲击时的抵抗能力和恢复能力。可能的原因在于,试点政策通过改善服务要素供给、降低交易成本、强化信息协调和提升供需匹配效率,增强了企业在供应链冲击发生时的资源调度能力和关系协调能力,从而提升企业供应链韧性。

表 7 试点政策对企业供应链韧性影响的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
DID	0.056 4***	0.007 5*	0.056 7***	0.009 3**
	(0.003 7)	(0.004 2)	(0.004 0)	(0.004 7)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	未控制	未控制	控制	控制
年份固定效应	未控制	控制	未控制	控制
观测值	41 817	41 817	41 817	41 817

六、结论与建议

本文选取 2010—2024 年沪深 A 股上市公司数据,构建企业供应链中断风险指标,利用双重机器学习模型系统评估了试点政策的作用效果与影响机制。研究发现:试点政策可以有效缓解企业供应链中断风险,该结论经过内生性分析和一系列稳健性检验后依然成立;机制检验表明,试点政策通过供给保障、需求响应和供需协同三重路径降低企业供应链中断风险;进一步分析表明,试点政策的作用发挥不仅取决于供应链结构特征,也受到地区开放基础、行业服务要素依赖和企业资源约束程度的影响,政策效应主要集中于供应链集中配置、保守变更企业、沿海地区、制度环境较好地区、高技术行业、低服务投入行业和规模以下企业;经济后果分析表明,试点政策整体上有助于增强企业供应链韧性。

基于前文试点政策对企业供应链中断风险影响的实证分析结果,本文提出如下建议:

第一,纵深推进服务贸易制度型开放,筑牢防范供应链中断风险的制度基础。一方面,推行“负面清单+正向激励”的组合策略。进一步放开数据跨境流动、技术贸易、跨境金融等生产性服务领域的市场准入,同时运用财政奖补、融资贴息、风险池等政策工具,激励企业构建多元化、抗冲击的供应链体系。另一方面,构建供应链中断风险全周期监测与预警平台。依托试点地区,整合企业供应链中断风险指数、关键物料替代周期、市场适配度等核心指标,建立一体化治理机制,提升风险防控的前瞻性与有效性。

第二,围绕供应链运行关键环节精准施策,激活供应链稳定的内生动力。试点政策主要通过提升供给保障、需求响应和供需协同能力发挥作用,因此应构建技术、资金、市场和协同相结合的政策支持体系。供给保障方面,应强化创新引领与成本缓解,支持企业围绕关键技术、生产工艺和供应链协同环节开展研发创新,并通过供应链金融、应收账款融资和订单融资等方式缓解企业融资约束,增强其维持供应链连续运行的能力。需求响应方面,应依托服务贸易试点平台、数字贸易平台和公共供需对接平台,帮助企业扩大核心客户订单规模、稳定主要客户关系,提升需求识别、订单平滑和交付调整能力。供需协同方面,应完善企业信息披露标准和供应链信息共享机制,增强供应链透明度和交易信任度,促进供需精准匹配,降低市场搜寻成本和匹配成本,从而提升供应链整体协同效率。

第三,地方政府应依据企业供应链配置导向与变更导向精准施策。对供应链集中配置和保守变更企业,应在稳定核心合作关系的基础上,完善多节点弹性供应网络和风险共担机制;对沿海地区和制度环境较好地区,应继续发挥开放基础和治理优势,放大服务要素配置效应;对内陆地区和制度环境相对薄弱地区,应加强营商环境、合约执行和公共服务平台建设,打通政策传导堵点。对高技术行业,应强化研发设计、数字服务和知识产权服务支持;对低服务投入行业,应推动生产性服务向产业链关键环节嵌入;对规模以下企业,应加大融资、信息匹配和客户拓展支持,从而提升企业供应链韧性。

参考文献:

[1]赵春明,钟晓欢,班元浩. 全球供应链风险与国内资本流动:基于企业异地投资的新发现[J]. 中国工业经济,2025(3):154-173.

[2]张文宇,雷琳. 贸易政策不确定性、市场要素错配与出口企业创新[J]. 云南财经大学学报,2023,39(1):83-99.

[3]姚战琪. 服务贸易创新发展试点政策能否促进绿色创新?[J]. 改革,2023(3):91-107.

[4]薛飞. 服务贸易创新发展试点政策是否降低了碳排放[J]. 国际贸易问题,2025(1):121-137.

[5]胡宗彪,朱小雨,孙一平. 服务贸易创新发展试点政策是否降低了污染排放强度:来自中国城市的经验证据[J]. 国际贸易问题,2024(1):157-174.

[6]孙小清. 服务贸易创新发展试点政策与数字产业出口技术复杂度:理论机制与影响效应[J]. 学习与实践,2024(8):85-96.

[7]Sato Y,Tse Y K,Tan K H. Managers' risk perception of supply chain uncertainties[J]. Industrial Management & Data Systems,2020,120(9):1617-1634.
[8]Parast M M,Subramanian N. An examination of the effect of supply chain disruption risk drivers on organizational performance:evidence from Chinese supply chains[J]. Supply Chain Management:An International Journal,2021,26(4):548-562.
[9]蓝发钦,胡晓敏,国文婷,等. 企业供应链风险与纵向并购决策之谜:来自文本挖掘的经验证据[J]. 数量经济技术经济研究,2025,42(1):116-135.
[10]郭家琛,赵景峰,刘珊,等. 数智化转型平抑了制造企业供应链风险吗?:基于供需关系的视角[J]. 经济评论,2025(1):70-86.
[11]杨洪娜,谢建国,张誉夫. 数实融合与企业供应链风险[J]. 山西财经大学学报,2026,48(6):89-101.
[12]张洁,聂玉乾,于佳慧. 全国统一商品市场建设能否缩小供应链风险敞口?[J]. 南开经济研究,2025(7):43-62.
[13]刘啟仁,吴绍永,叶承辉. 自由贸易试验区建设与企业供应链风险:基于供需平衡视角[J]. 国际贸易问题,2024(2):1-16.
[14]李姝,李丹,田马飞,等. 技术创新降低了企业对大客户的依赖吗[J]. 南开管理评论,2021,24(5):26-39.
[15]杨志浩,洪俊杰. 制度型开放促进了本土企业创新:基于标准开放视角[J]. 经济学(季刊),2025,25(3):613-630.
[16]江伟,王楠,曹少鹏. 供应链中断风险的度量与应用:基于词嵌入模型的分析[J]. 南开管理评论,2025,28(4):109-120.
[17]赵胜立,方慧. 服务贸易创新发展与企业数字化转型[J]. 世界经济,2025,48(1):30-59.
[18]魏龙,闫晗,蔡培民,等. 跨境电商提升了中国企业供应链韧性吗?:基于安全与效率双重路径的分析[J]. 经济与管理研究,2025,46(9):56-73.
[19]张家才,余典范,王婷. 政府采购如何助力民营企业投资?[J]. 经济与管理研究,2026,47(4):17-33.
[20]张洪胜,谢月星,杨高举. 制度型开放与消费者福利增进:来自跨境电商综试区的证据[J]. 经济研究,2023,58(8):155-173.
[21]王海杰,梁晟,王全景. 供应链配置如何缓解企业数字化转型困境[J]. 经济管理,2024,46(11):148-167.
[22]Piprani A Z,Jaafar N I,Ali S M,et al. Multi-dimensional supply chain flexibility and supply chain resilience:the role of supply chain risks exposure [J]. Operations Management Research,2022,15(1/2):307-325.
[23]Bauer A M,Henderson D,Lynch D P. Supplier internal control quality and the duration of customer-supplier relationships[J]. The Accounting Review,2018,93(3):59-82.
[24]姚正海,李昊泽,姚佩怡. ESG 表现对企业供应链韧性的影响[J]. 首都经济贸易大学学报,2025,27(2):95-112.
[25]蔡培民,魏龙,潘安. 供应链信息披露如何影响中国企业参与全球价值链分工?[J]. 世界经济研究,2024(12):74-88.
[26]Aghion P,Bergeaud A,Lequien M,et al. The heterogeneous impact of market size on innovation:evidence from French firm-level exports[J]. The Review of Economics and Statistics,2024,106(3):608-626.
[27]Chernozhukov V,Chetverikov D,Demirer M,et al. Double/debiased machine learning for treatment and structural parameters[J]. The Econometrics Journal,2018,21(1):C1-C68.
[28]张涛,李均超. 网络基础设施、包容性绿色增长与地区差距:基于双重机器学习的因果推断[J]. 数量经济技术经济研究,2023,40(4):113-135.
[29]梁贺,赵睿,杨淑珺. 数字化转型、多元化配置与企业供应链风险:兼议供应链数字化溢出与风险传染的双重效应[J]. 经济学动态,2025(6):88-107.
[30]Jacobson L S,LaLonde R J,Sullivan D G. Earnings losses of displaced workers[J]. The American Economic Review,1993,83(4):685-709.
[31]蒋墨冰,李莹,徐晓慧. 反垄断法与科技企业进入:基于双重机器学习的因果推断[J]. 科学学研究,2025,43(4):864-875.
[32]张树山,胡化广,孙磊,等. 供应链数字化与供应链安全稳定:一项准自然实验[J]. 中国软科学,2021(12):21-30.
[33]刘政,余龙,匡慧姝. 制度型开放如何影响企业技术创新?:来自跨境电商综试区的证据[J]. 首都经济贸易大学学报,2025,27(5):36-51.
[34]刘志峰,樊晓霞,郎香香,等. 供应链关系与企业并购行为:基于沪深 A 股上市公司的实证研究[J/OL]. 系统工程理论与实践,2026-07-30. https://link.cnki.net/urlid/11.2267.N.20260729.1424.013.
[35]丁怡帆,李阳,马云飞. 物流标准一体化建设的"稳链"效应:基于企业供应链中断风险的视角[J]. 财经科学,2026(4):141-156.
[36]蒋殿春,鲁大宇. 供应链关系变动、融资约束与企业创新[J]. 经济管理,2022,44(10):56-74.
[37]周家正,赵家章. 大数据发展如何影响出口技术复杂度?:来自国家级大数据综合试验区的经验证据[J]. 首都经济贸易大学学报,2025,27(2):63-78.
[38]王钰良,赵景峰,孔希贤. 服务型制造与企业绿色贸易发展[J]. 世界经济研究,2025(12):73-87.
[39]张树山,谷城. 供应链数字化与供应链韧性[J]. 财经研究,2024,50(7):21-34.

The Pilot Policy for Innovative Development of Trade in Services and Firms' Supply Chain Disruption Risks

—An Empirical Study Based on Supply-Demand Relationship

WANG Haijie, JIN Songlin, LIANG Sheng, TANG Kai
(Zhengzhou University, Zhengzhou 450001)

Abstract: The security and stability of supply chains are essential to smooth economic circulation. Against the backdrop of rising external uncertainty, improving firms' ability to withstand supply chain disruptions has become increasingly important. As a key institutional arrangement to promote the innovative development of trade in services and deepen opening-up, the Pilot Policy for Innovative Development of Trade in Services serves as a quasi-natural experiment for examining how institutional reform affects corporate supply chain security.

Using data from A-share listed companies in China from 2010 to 2024, this paper employs a double machine learning model to evaluate the impact of the pilot policy on corporate supply chain disruption risks. By comprehensively employing word embedding models to construct micro-level supply chain disruption risk indicators, it overcomes the semantic limitations of traditional dictionary-based methods. The results show that the pilot policy reduces firms' supply chain disruption risks, and the main conclusion remains valid after endogeneity analysis and a series of robustness checks. Mechanism analysis further indicates that the policy operates through three channels. First, it strengthens firms' supply guarantee capacity by promoting innovation and reducing costs. Second, it enhances firms' demand response capacity through demand expansion and demand smoothing. Third, it improves supply-demand coordination through better information disclosure and more efficient market matching.

Further analysis shows that the policy effect varies across firms with different supply chain configurations and change orientations. The risk-reducing effect is more pronounced for firms located in coastal regions and regions with better institutional environments, firms in high-tech industries and industries with lower service input intensity, as well as firms below the designated size. In addition, the pilot policy improves corporate supply chain resilience, suggesting that its impact extends beyond reducing disruption risks to strengthening firms' ability to withstand and recover from external shocks.

This paper extends the literature on the microeconomic effects of policies for trade in services from the perspective of supply chain operations and provides new evidence on how institutional opening-up can enhance corporate supply chain security. The findings also offer policy implications for improving the effectiveness of policies for trade in services and building more secure and resilient supply chains. It is suggested to deepen institutional opening-up in trade in services to lay the institutional foundation for mitigating supply chain disruption risks, implementing targeted measures focused on key links in supply chain operations to activate endogenous drivers of supply chain stability, and tailoring policies based on firms' supply chain configuration and change orientations.

Keywords: Pilot Policy for Innovative Development of Trade in Services; supply chain disruption risk; supply-demand relationship; supply chain resilience; institutional opening-up

编校:姜 莱