

贸易摩擦下的国内供应链空间分布短链化

摘要：本文旨在分析进出口关税提升对国内供应链空间分布的影响。文章构建简化的生产者采购模型，整合五个微观数据库，构造 2016-2019 年上市公司-供应商配对面板。理论和实证分析表明，关税提升造成上市企业国内供应链的空间分布显著收缩，省外合作减少，新进入供应商向同省集中，国内供应链呈现短链化与本地化。利润下滑导致企业采取更加保守采购方案，而跨省采购风险与信息不对称强化这一效应。通过收缩采购范围，企业在不确定环境下降低运输和信息成本，保障生产采购活动稳定。研究结果提示关税冲击可能降低中间品和原材料市场的国内整合，因此如何帮助降低企业降低异地采购成本和风险，是应对关税冲击对国内供应链整合的重要因素。

关键词：贸易政策冲击；供应链空间结构；短链化

Domestic Supply-Chain Shortening under Trade Shocks

Abstract: This paper examines how tariff hikes reshape the spatial distribution of domestic supply chains. We build a simplified producer – supplier model and construct a 2016 – 2019 panel of listed firms and their suppliers by merging five micro-level datasets. Theory and evidence show that higher tariffs significantly contract domestic supply chains: cross-province links decline, while new suppliers cluster locally. Falling profits push firms toward conservative sourcing, and risks from information asymmetry amplify this effect. By shortening supply chains, firms reduce transport and information costs under uncertainty. Results suggest tariffs weaken domestic market integration, highlighting the need to lower cross-regional sourcing costs.

Keywords: Trade Policy Shocks; Spatial Structure of Supply Chains; Supply Chain Shortening

JEL Classification: F13, F14, L10

一、引言

产业链供应链的分工合作是现代经济的基本特征，对于中国正常稳定的生产供给和经济循环的顺畅运转均有重要意义。近年来，供应链在全球关税调整、公共卫生危机和地缘政治风险的多重叠加下面临着前所未有的挑战，供应链韧性和调整方案成为国际经济研究的关键议题。其中，2018-2019 年进出口关税调整已经促使企业重新评估其生产和采购策略，“脱钩断链”的概率提升（丁浩员等，2024），企业更多采用多元化采购策略，并用已有其他采购网络部分替代美国采购（Charoenwong et al., 2023）。在此背景下，党的二十届三中全会通过《中共中央关于进一步全面深化改革、推进中国式现代化的决定》，明确提出要“健全提升产业链供应链韧性和安全水平制度”。其中，“完善产业在国内梯度有序转移的协作机制”这一重点内容特别强调关注国内供应链建设，促使产业布局更优、区域协同更强。习近平总书记指出，“构建新发展格局是以全国统一大市场基础上的国内大循环为主体”，要“打消区域壁垒，真正形成全国统一大市场”。完善国内供应体系，增强国内供应链韧性，是实现高水平开放的重要保证。

为实现这一目标，就要妥善分析当前中国企业的供应链产业链特征，明确关税提升和不确定性冲击对企业国内供应链的具体影响。部分学者关注关税对于企业供应关系的影响，不同于这些文献聚焦跨国供应链调整，本文旨在考察关税冲击对我国国内供应链的影响。企业国内供应链是否也会出现多元化、分散化倾向？如何理解企业国内供应链的调整？不同行业、不同地区、不同所有制、不同规模的企业是否又存在差异化的应对策略？

本文从理论和实证两个方面对上述问题展开研究，着重分析了中国企业进口关税和出口关税的变化如何影响企业在国内的供应商选择，特别是国内供应商在不同省/市间的空间分布。研究发现，关税上升使得企业更倾向于本地采购，使得国内供应商网络呈现短链化的趋势，异省采购比例显著降低、同省乃至同市采购比例显著提升。其原因在于一方面利润收缩促使企业降低采购成本，另一方面缩短供应商距离可有效降低采购风险。本研究显示关税冲击促使企业在采购上采取更加保守的策略，造成国内供应链更加本地化和短链化，提高地区供应链的集聚化程度。该发现提示关税冲击可能降低中间品和原材料的国内统一大市场的建设。因此如何帮助降低企业降低异地采购成本和风险，是应对关税冲击对国内供应链整合的重要因素。

具体而言，我们首先构建了一个简化的采购模式决定模型，我们基于 Antràs et al. (2017) 和 Eaton & Kortum (2002)，引入企业在本地采购模式和本地异地混合采购模式的权衡。模型显示进出口关税提升降低企业利润，降低企业使用混合采购模式的概率，以及混合采购模式中跨省采购的比例。这一效应在信息成本较高的情况下更为显著。基于模型得到一系列可验证的假说，进行后续实证分析。

在实证部分，本文选取 2016-2019 年作为研究的时间窗口，整合匹配 CSMAR 数据库、海关数据库、HS10 层面双边关税数据库、东方财富年报数据库和百度地图数据库，综合运用地理位置信息定位、份额移动法和文本分析法，构建国内采购网络的代理指标、企业层面的中国进出口关税冲击和企业层面的贸易政策不确定性指标，分析双边进口关税提升对国内供应链的影

响。实证分析显示，首先，基准回归证实了理论部分的假说，发现进口关税和出口关税的提高均促使国内供应网络呈现短链化趋势。具体表现为上市公司异省采购比例显著降低、同省乃至同市采购比例显著提升。在基准分析的基础上，我们进行二元边际拆分，分析显示，新供应商的选择是供应网络空间变化的关键驱动因素。出口关税的增加促使上市公司选择更多的同省异市供应商，而进口关税的提升则促使企业异省新供应商显著减少，同市新供应商显著增加。机制分析证实，成本收益渠道和信息获取渠道共同促成了上市企业国内供应链的短链化。一方面，进口关税提升生产成本，出口关税降低企业外部需求，均通过企业的利润最大化决策影响企业的采购行为，促使企业收缩采购距离、降低采购成本。另一方面，在跨省信息获取成本较高的情况下，企业缩短供应链距离，更好掌握供应商的情况，最终增强供应链的韧性。

本文与以下两支文献有较为紧密的关联。首先，目前有很多文献关注中美进口关税提升的影响，这些文献大多集中在关税的经济影响上。如：中美两国福利变化（Fajgelbaum et al., 2020; 李春顶等, 2018; 樊海潮等, 2021）、两国家户消费调整（Ma et al., 2025）、两国企业出口行为（Jiang et al., 2023; Sheng et al., 2025; Jiao et al., 2024; Ma & Meng, 2023; 余淼杰等, 2022）和雇佣行为变化（谭莹等, 2022; 丁洋和刘元春, 2023）。近期，一部分学者开始关注进口关税提升对于企业供应关系的影响，指出企业会调整跨国供应商应对关税的负面冲击。Grossman et al. (2024) 运用理论模型指出贸易政策冲击可能导致供应商重新谈判或寻找替代供应商，并通常伴随福利损失。丁浩员等（2024）和 Charoenwong et al. (2023) 运用实证数据证实贸易政策不确定性和美国对华关税政策都会影响企业的跨国供应链，显著增加中国企业“脱钩断链”的概率，并促使企业通过多样化采购、用已有其他采购网络部分替代美国采购等方式实现跨国供应关系的调整。与这些文献不同，本文旨在刻画关税冲击下我国企业的国内供应链布局的调整重构。特别是，我们从异地采购的成本和风险角度讨论了关税变化对企业在本地（本省）和异地的采购决策，关税上升促使企业降低采购成本，控制采购风险，采取更加保守的采购策略，从而呈现出短链化和集中化的现象。

与本文相关的第二支文献涉及企业采购行为和供应链结构的决定因素。其中，管理学和国民商务的经典文献指出，供应链决策应在灵活性和规模经济（Bergman & Mäler, 1982），快速响应和效率至上（Ganga & Carpinetti, 2011），多元采购降低风险和尽量降低成本之间进行权衡（Holweg et al., 2011），并在最近出现了多元化采购策略和供应链短链化、集中化两种截然相反的特征（Charoenwong et al., 2023; Belderbos et al., 2020）。经济学的理论文献则从外包理论出发，指出市场外部性和不完全合同（Grossman & Helpman, 2005）、企业生产率（Antràs & Helpman, 2004）、供应链匹配与搜寻成本（Grossman et al., 2024）等因素均会影响企业采购决策，但这些研究更多关注国内外采购决策间的权衡。部分国内最新研究采用同一数据库，分析国内供应链的影响因素。包群等（2023）发现新供应商搜寻成本、旧供应商维系成本和地理距离均直接影响国内供应网络；严兵和程敏（2025）则发现深入融入全球供应链将通过替代效应、网络优化效应和竞争效应改变企业国内供应网络，显著扩大国内供应商分布范围。这些研究和本文结论相互印证，但未对关税冲击后我国企业国内供应网络的变化进行有效的定量分析

和政策评估。

和上述文献相比，本文的理论贡献主要体现在以下几方面。首先，据我们所知，本文是第一篇详细分析关税冲击对国内供应链影响的研究。现有文献更集中于跨国供应链转移问题，对国内供应网络的刻画尚属欠缺。并且这些研究也没有关注采购风险和不对称对供应商调整的潜在影响。本文聚焦国内供应网络的空间变化特征，创新性地用供应商-上市公司数据刻画了进出口关税提升背景下企业国内供应网络调整的现实特征，丰富了供应链影响因素研究的维度。其次，现有文献中关于供应链影响因素的研究大部分停留在理论分析层次，本文从异地采购风险的角度完善了供应链调整的具体影响因素，特别关注关税导致的企业利润降低和信息不对称加剧对于国内供应链空间结构的影响，为关税冲击下采取合理的政策措施和提升产业链供应链韧性提供了理论参考。

本文具有比较重要的现实意义。在贸易摩擦常态化、全球供应链深度重构的背景下，本研究结论为我国构建统一大市场、畅通国内大循环提供了具有政策针对性的微观证据。关税冲击下，企业利润被压缩，异地采购的显性成本（运输、仓储、通关）与隐性成本（汇率波动、政策不确定性、关税追加）同步抬升，信息不对称引致的搜寻、谈判与履约风险亦随之放大。为对冲上述成本与风险，企业普遍将采购半径由跨省收缩至省内乃至市内，形成“短链化、本地化”的供应链新形态。数据显示，异省采购份额显著下降，同省、同市采购份额相应上升，区域供应链的地理黏性显著增强。这一变化在短期内虽可通过降低交易成本、缩短交货周期、强化质量控制来缓解关税冲击，但从长期看也潜藏一些隐患：其一，省际间中间品与原材料的流动壁垒被进一步加固，国内市场一体化水平下降；其二，各地产业趋于“小而全”，区域比较优势难以充分发挥，行业层面的规模经济与专业化分工受阻；其三，可能带来信息孤岛，企业难以通过跨区域采购获取异质性技术与创新资源，产业链韧性降低。因此在全面开放新阶段，政策需要把降低异地采购成本与风险、削弱信息不对称作为打通国内大循环的关键。本研究揭示的微观机制，为理解中国如何在全面开放新阶段以自身市场的确定性对冲外部不确定性，提供了可观测、可量化的参考和政策启示。

二、特征事实、理论框架与研究假设

（一）特征事实

近年来，伴随产品级别进出口关税的频繁调整，经济不确定性明显加剧。已有研究表明，中国企业在跨国供应链上存在显著调整（丁浩员等，2024；Charoenwong et al., 2023），但关于国内供应网络的实证与理论研究仍相对不足。本文利用整合的海关—上市企业供应商数据，绘制了进出口关税冲击与跨省采购比例之间关系的分位散点图，以考察中国上市企业在该阶段国内供应网络的调整。

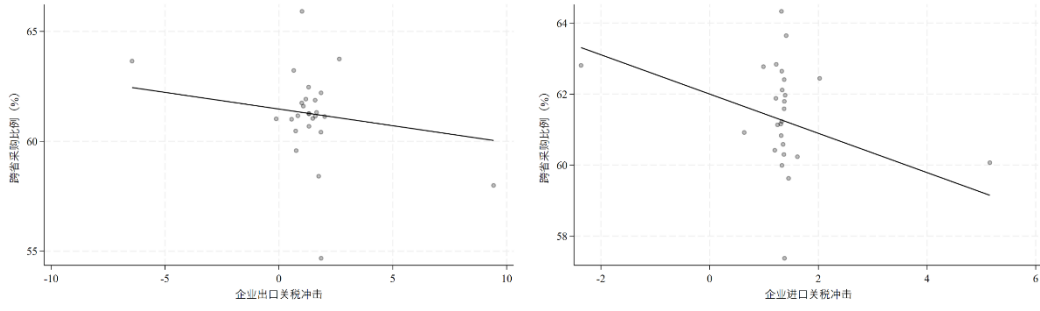


图1 样本内企业进出口关税冲击与跨省采购比例呈现负相关关系

注：横轴为样本内企业各年面临的进出口关税冲击（构造方式见“数据与变量构造”小节），纵轴为上市公司前五大供应商中跨省采购金额占国内供应商总采购金额的比例。该图为分位散点图，将总样本划分为50个等样本量区间。绘制过程中已控制企业、年份、省份及行业固定效应。

图1显示，随着企业面临的进出口关税冲击提升，企业跨省采购比例整体呈现下降趋势。其中，进口关税冲击的绝对变化幅度虽然较小，但与跨省采购比例的负相关关系更为显著。

（二）模型设定

基于已有特征事实，本文根据 Antràs et al. (2017) 和 Eaton & Kortum (2002)，嵌套了一层供应商-最终消费品厂商的结构，构建简化的理论模型来分析中国进出口关税提升对于企业国内供应网络的影响。

假设世界由中国（C）与外国（F）组成，对于各个最终品厂商，中国境内的中间品供应商由省内（S）和省外（N）两类组成。允许省际劳动力流动存在壁垒，从而允许各省工资不同。根据现实情况，本文引入两类从价税：第一，进口关税 τ_{imp} ：加征于国外中间投入品；第二，出口关税 τ_{exp} ：加征于中国出口的最终产品。

市场主体和行业设定如下：考虑最终消费品-中间投入品厂商嵌套的设定，各国均有L个对称的最终品行业，最终品生产需要国内外中间投入品方可实现。本文假设中间品仅用劳动力生产。其中，国外中间投入品价格外生；每个国内中间品品类 $\omega \in \Omega$ 取决于生产厂商所在地区工资、企业生产率和运输成本。本文简化国内投入品生产厂商的设定，按照地理位置划分为省内和省外两类。依照 Eaton & Kortum (2002)，两地供应商生产率 z 服从 Frechet 分布 $F(z) = e^{-Tz^{-\theta}}$, $T, \theta > 0$ 。该假设排除了技术均值和分布的差异，确保两地技术分布的差别仅体现在工资、生产率和物流成本差异。假设两地工资外生，分别为 w_S 和 w_N ，运输成本为 τ_S 和 τ_N ，此时从本地采购的成本即为 $\frac{w_S \tau_S}{z_S}$ ，跨省生产成本即为 $\frac{w_N \tau_N}{z_N}$ 。

已有研究显示，零售商或最终消费品生产者需要仔细甄别供应商信息、进行实地考察等，导致企业从不同区域供应商采购的信息甄别成本存在差异^①。本文将本省信息不对称带来的额外

^① 现有学界和业界的研究都证实了企业与供应商存在随距离单调递增交流成本，且将影响投入品是否满足企业要求。在学界，Furusawa et al.(2017)认为投入品满足企业质量标准的概率为 a ，交流过程将投入品的单位成本放大了 $e^{m(d)a}$ 倍，其中 $m(d)$ 是距离的增函数，严兵和程敏（2025）也采用了这一设定。在业界，毕马威中国的《中美贸易摩擦背景下供应链转型升级白皮书》指出，识别潜在的供应商需要以下三步：第一，明确采购需求，确定品类各项技术参数需求、未来采购体量、物流需求等；第二，进行供应商筛查，需要完成信息请求

采购成本标准化为 1，跨省采购中信息成本记做 ϕ_N 且假设 $\phi_N > 1$ ^①。

考虑一个代表性行业的代表性最终消费品生产厂商，其需要采购国内中间品 M_D 和进口中间品 M_F 生产最终产品 Y，采用 Cobb-Douglas 生产函数：

$$Y = A_1 M_D^\alpha M_F^{1-\alpha}, \quad \alpha \in (0, 1).$$

其中 $A_1 = \alpha^{-\alpha}(1-\alpha)^{\alpha-1}$ 从而消掉最终品单位成本前面的常数。则其进口投入品的价格为 $p_F = \tau_C p_F^0$ ，其中 τ_{imp} 为中国进口关税， p_F^0 为世界市场价格。

参考 Antràs et al.(2017)的研究框架，本文假设企业在不同地区搜寻报价最低的供应商需要承担异质性的固定成本，将本地化方案的固定成本标准化为 0，混合采购的固定协调成本则为 K。前者不需要支付跨省供应链固定协调成本 K，在本省供应商中选择报价最低者，后者则支付固定协调成本，在省内外每种品类均选择报价最低者。设有 $\omega \in \Omega$ 中间投入品，考虑一种代表性中间投入品的采购问题，因此省略所有种类编码 ω 。在混合采购模式中，本省采购的比例为：

$$\pi_S = \frac{(w_S \cdot \tau_S)^{-\theta}}{(w_S \cdot \tau_S)^{-\theta} + (w_N \cdot \tau_N \cdot \phi_N)^{-\theta}}$$

若企业选择本地化采购模式，则只允许本省供应商报价，采购价格为 $p_D^{(S)}$ ， A_S 为一个常数，代表对应期望的倒数。混合采购下期望最低价格为 $p_D^{(mix)}$ ， A_D 则为另一个常数。由于额外参与者提高了最低值分布右移的概率，企业在混合采购模式可以穷尽更多高生产率供应商，也可能找到工资成本更低地区的供应商，采购成本更低。

$$p_D^{(S)} = A_S \cdot w_S \cdot \tau_S$$

$$p_D^{(mix)} = A_D \cdot [(w_S \cdot \tau_S)^{-\theta} + (w_N \cdot \tau_N \cdot \phi_N)^{-\theta}]^{-\frac{1}{\theta}}$$

此时，最终品单位成本如下， p_D 的取值取决于究竟选择哪种采购模型。

$$c(p_D, p_F) = p_D^\alpha p_F^{1-\alpha}$$

企业将最终品出口至美国，面临含税需求：

$$Q = A (\tau_{exp} p)^{-\eta}$$

其中 τ_{US} 为美国进口关税， $\eta > 1$ 为需求弹性(该值越大说明消费者对于价格越敏感)， p 为离岸价格。

最优定价为：

$$p^* = \frac{\eta}{\eta - 1} c(p_D, p_F)$$

带入得到最优利润：

(RFI)、报价请求 (RFQ)、现场评估和供应商情况分析；第三，最终确定供应商并通过长期考察和信息搜寻确定最终采购规模和报价。

^① 值得解释的是，由于本文主要关注主要关税冲击对企业国内供应商跨区采购特征的影响，仅将供应商加权距离作为被解释变量的稳健性分析，因此在模型中不引入供应商和企业的距离 d。进而可以简化已有文献的设定，将本省信息交流成本标准化为 1，假设跨省采购存在更高的信息交流成本，即 $\phi_N > 1$ 。

$$\Pi^*(c(p_D, p_F)) = \frac{c(p_D, p_F)}{\eta - 1} \cdot A \left(\tau_{exp} \cdot \frac{\eta}{\eta - 1} \cdot c(p_D, p_F) \right)^{-\eta}$$

企业可在两种采购模式中选择：本地化方案，即无需支付固定协调成本、仅在本省采购；以及混合采购方案，即支付固定协调成本、同时搜寻省内和跨省供应商。由于最终品厂商单位生产成本 $c(p_D, p_F)$ 与企业国内采购结构相关，因此这一决策进入企业利润最大化问题。

若选择本地化方案（本省供应商），国内中间投入品的采购成本为 $p_D^{(S)}$ ，利润为 $\Pi_S = \Pi^*(c(p_D^{(S)}, p_F))$ ；若选择混合采购方案（省内+跨省供应商），采购成本 $p_D^{(mix)} < p_D^{(S)}$ ，但支付固定协调成本 K ，因此混合采购方案企业的利润为 $\Pi_{mix} = \Pi^*(c(p_D^{(mix)}, p_F)) - K$ 。

企业的最优策略为：当且仅当 $\Delta\Pi = \Pi^*(c(p_D^{(mix)}, p_F)) - \Pi^*(c(p_D^{(S)}, p_F)) > K$ ，选择混合采购方案；若 $\Delta\Pi$ 随进出口关税上升而减少，则选择本地化方案的概率上升^①。

（三）关税冲击与供应网络收缩

首先，本文考察两个外生关税冲击对企业内生供应网络选择的影响，推导出如下命题^②。

命题 1: $\frac{\partial \Delta\Pi}{\partial \tau_{exp}} < 0$ 。出口关税 τ_{exp} 上升抑制最终品出口需求，导致销量与利润双降。此时

多样化采购带来的成本节约效应小于混合采购模式的固定协调成本 K ，推动更多企业选择本地化采购方案。

命题 2: $\frac{\partial \Delta\Pi}{\partial \tau_{imp}} < 0$ 。进口关税 τ_{imp} 上升会使进口价格 p_F 提升，由此边际生产成本提升，各

模式的最终利润水平下降。因为利润函数性质， $\Delta\Pi$ 会随之下降，覆盖固定协调成本 K 的概率因此降低，推动更多企业选择本地化采购方案。

值得说明的是，每个最终品厂商都有两重选择：即首先选择是否采用混合采购模式，其次，在混合采购模式下根据模型设定得到同省和异省采购比例，而实证数据回归中看到的本省采购比例是所有最终品厂商两重选择的加总。现有设定下，混合采购模式中同省采购比例与关税无关，选择本地化方案的企业数量增加。因此，本文预计总样本中同省采购的比例将随中国进出口关税的提升而显著增加。

该命题得到了已有文献的支持，美国进口关税的提升导致针对美国市场的出口量显著下降（Jiang et al., 2023; Sheng et al., 2025; Jiao et al., 2024; Ma & Meng, 2023）；中国进口关税的提升则使中国从美国的产品进口额和进口量均呈现下降趋势，税后单位价格显著上升（余淼杰等，2022）。结合模型命题和理论文献，本文提出以下可供检验的假说。

假说 1: 出口关税和进口关税提升通过影响企业利润，导致同省采购比例显著增加。

^① 在 Antràs et al.(2017)中通过命题 2 将一个高维的选择问题（2J）简化为利润该变量的比较问题。假设各个目的地按照采购潜力递减排列，则企业是否将国家 j 纳入采购集合，取决于 $\Delta\pi_i(j)$ 与 0 的关系。本文简化了其模型，但仍然按照这一思路进行分析。

^② 由于篇幅所限，所有命题的数学证明见本文的补充材料附录 5

（四）信息不对称加剧供应网络收缩

接着，本文进一步分析信息获取成本较高的地区是否会在关税提升后更多地选择本省采购模式，推导出如下命题。

$$\text{命题 3: } \frac{\partial^2 \Delta \Pi}{\partial \tau_{exp} \partial \phi_N} > 0 \text{ 且 } \frac{\partial^2 \Delta \Pi}{\partial \tau_{imp} \partial \phi_N} > 0。$$

该命题说明，在出口关税提升后，信息获取成本较高的地区 $\Delta \Pi$ 的下降更为显著，即这些地区的企业更不容易采取混合采购模式，同省采购比例大幅上升。

此外，行业研究和案例访谈显示，关税具有国家、产品指向性，不同供应商的受冲击程度并不均衡，可能直接加剧企业间信息不对称情况。直接受到更高进出口关税的企业受损严重，但其竞争者和位于其产业链下游的国内企业则甚至可能从贸易壁垒中收益^①。在信息获取需要更多调查时间和实地见面需求的情况下，关税提升直接提高异省供应商的信息成本。因此，本文假设出口关税 τ_{exp} 和进口关税 τ_{imp} 将直接影响跨省信息不对称程度 ϕ_N ，分析在这一背景下混合采购模型中同省采购比例 π_S 将如何变化。本文仍然将本省的信息采购成本标准化为 1，假设跨省信息采购成本满足 $\phi_N = 1 + \gamma_1 \cdot \tau_{exp} + \gamma_2 \cdot \tau_{imp}$ ，其中 $\gamma_1, \gamma_2 > 0$ 。

$$\text{命题 4: } \frac{\partial \pi_S}{\partial \tau_{exp}} = \frac{\partial \pi_S}{\partial \phi_N} \cdot \frac{\partial \phi_N}{\partial \tau_{exp}} = \gamma_1 \frac{\partial \pi_S}{\partial \phi_N} > 0 \quad \frac{\partial \pi_S}{\partial \tau_{imp}} = \frac{\partial \pi_S}{\partial \phi_N} \cdot \frac{\partial \phi_N}{\partial \tau_{imp}} = \gamma_2 \frac{\partial \pi_S}{\partial \phi_N} > 0$$

此时，中国进出口关税的提升不仅影响最终消费品企业选择本地化方案的概率，更影响混合采购模式内本省采购比例。随着关税提升加剧供应商和最终品厂商之间的信息不对称程度，选择混合采购方案的最终品消费品企业从同省企业采购的比例也会大幅上升。

综合命题 3 和命题 4，本文提出以下可供检验的假说。

假说 2：贸易政策冲击下，信息成本较高地区的国内供应链短链化趋势更加显著。

三、数据和变量构建

（一）数据说明

本文合并以下五个数据库，整合中国上市企业和供应商基础信息、空间距离信息、关税冲击信息、财务信息等数据。

涉及的数据库如下：1. 来自 CSMAR 数据库的上市企业利润表、资产负债表、现金流量表、基础信息和供应商信息数据。该数据列出了各年各上市公司前五大供应商的名称、采购金额、该年上市公司总采购金额和各供应商处的采购比例，为本文分析上市公司供应链整体特征提供了详尽的底层数据。2. 来自中国海关总署的海关数据，可以得到各企业进出口产品种类、总量、贸易方式等详细信息。本文主要利用 2013–2015 年的公司–产品–目的地层面的海关数据构

^① 存在中国直接供应合作关系的美国企业表现明显变差，但在中国，如果其供应商受到更高美国进口关税，其可能将更多产品转而内销，因此选择这些供应商作为国内供应商的最终品生产企业反而可能从中受益。

建解释变量，并利用 2016–2019 年的海关数据检验上市公司出口产品种类的变化情况。3. HS10 层面的中美 2016–2019 年间关税数据，包括美国对中国征收的额外关税和中国对美国出口征收的反制关税以及中国和美国在这四年间对其他国家的标准最惠国关税^①。4. 来自东方财富的上市公司企业年报数据。已有文献证明贸易政策不确定会影响企业预期进而影响企业跨国供应网络分布（Charoenwong et al., 2023）。为控制这一因素的影响，本文采用文本分析法，根据上市公司企业年报信息计算各上市公司各年份的贸易政策不确定性指数，作为主要控制变量。5. 来自百度地图的地理信息位置数据。基于上市公司和供应商的名称，本文利用百度地图的地理编码功能获取其经纬度坐标和所在城市、省份的信息，计算供应链距离并根据上市公司和供应商是否处于同一行政区划内建立一系列国内供应网络空间分布的代理变量。

本文选择 2016–2019 年作为分析的主要时间窗口，以 2018–2019 年的大规模突发关税作为外生冲击，去除 2020 年及之后的数据，以避免新冠疫情冲击对于供应链的巨大影响。最终，本文将分析范围限制在 2016–2019 年间主板上市、且供应商信息可以识别的公司-供应商配对数据^②，得到 12348 个有效观测值。具体数据匹配过程可以参见附录 1。

（二）关键变量构建

1. 国内供应商的地理指标

在中国，由于各地区地形地貌特征、地区间信息传递障碍、地区间经济发展水平差异、垄断和地方保护主义等原因，跨区域两地间交易成本可能远高于同一区域内相同距离两地间的交易成本，在各行政区域间存在明显的市场分割（陆铭和陈钊，2009；常文博，2021）。因此，本文在基准回归中未采用绝对地理距离的加权平均值，而采用同市、同省异市和异省的采购比例作为国内供应链短链化与否的衡量指标。

该指标的具体构造方式如下。首先，本文运用百度地图数据，确认各上市公司及其供应商的所属城市和省份，下标 i 代表上市公司，下标 j 代表供应商，下标 t 代表所在年份，本文对各供应商-上市公司-年份的匹配对数据建立是否为同一城市（ $Dummy_SC_{ij}$ ）、是否为同省不同城市（ $Dummy_SPDC_{ij}$ ）、是否属于不同省份（ $Dummy_DP_{ij}$ ）等虚拟变量。其次，根据各供应商在该年份存在地理信息的供应商中的采购比例，计算相应的加权采购比例。

$$X_W_{it} = \sum_{j \in \Omega_{it}} \omega_{ijt} \times Dummy_X_{ij}$$

2. 企业层面关税冲击

本文仿照现有文献，采用份额移动法计算企业层面受到的进出口关税冲击，以基期各上市公司在各目的地各产品进出口产品份额作为权重（Bartik, 1991；Goldsmith-Pinkham et al.,

^① 美国进口关税的初始数据来源为 Fajgelbaum et al. (2020)、Li (2018)、Bown & Kolb (2019) 和中国反制关税的初始数据来源为余森杰等 (2022)。

^② 部分供应商信息为“供应商一”、“供应商 A”、“甲公司”等无效信息，部分供应商名称为无法匹配的一串数字或人名，因此本文手工校对了全部供应商信息，删除了上述几类供应商信息无法识别的样本。

2020)。具体地，公司层面进出口关税冲击变量如下。出口关税冲击根据全产品计算，进口关税冲击则根据广泛经济类别分类(BEC)中最终品、消费品和中间品的分类，分别计算了全产品的进口关税冲击和中间品的进口关税冲击。在基准回归中，本文使用中间品的进口关税冲击，但在稳健性检验中本文替换解释变量，结果仍然成立^①。

$$Tariff\ exp_{it} = \sum_{n \in N_{i0}^E} \sum_{\omega \in \Omega_{i0}^E} \frac{X_{i\omega n0}}{\sum_{m \in N_{i0}^E} \sum_{s \in \Omega_{i0}^E} (X_{ims0})} \times \tau_Export_{n\omega t}$$

$$Tariff\ imp_{it} = \sum_{n \in N_{i0}^I} \sum_{\omega \in \Omega_{i0}^I} \frac{M_{i\omega n0}}{\sum_{m \in N_{i0}^I} \sum_{s \in \Omega_{i0}^I} (M_{ims0})} \times \tau_Import_{n\omega t}$$

本文用 2013-2015 年作为基期^②， $\tau_Export_{n\omega t}$ 代表 n 国在 t 年向来自中国的商品 ω 征收的从价关税， $\tau_Import_{n\omega t}$ 代表在 t 年中国向来自 n 国的商品 ω 征收的从价关税，全球其他国家则运用公开的年度 HS8 位码上的最惠国关税，而中美两国则为基础的最惠国关税加上特定产品的新增双边关税。 $X_{i\omega n0}$ 代表企业 i 在基期在商品 ω 上向目的地 n 的出口额， N_{i0}^E 和 Ω_{i0}^E 则为两个不同的集合，分别包含企业 i 在基期出口的所有国家以及企业 i 在基期出口的所有产品。类似地， N_{i0}^I 和 Ω_{i0}^I 也是两个不同的集合，分别包含企业 i 在基期进口的所有国家以及企业 i 在基期进口的所有产品。

本文构造的关税冲击指标不受关税引起的产品种类、进出口国家变化的影响，反映如果按照冲击前的跨国采购决策和出口决策，公司 i 在 t 年受到的平均进出口关税冲击。该变量各年度的变化情况见图 2，其中左图为 $Tariff\ exp_{it}$ 在各年间均值的变化情况，右图为 $Tariff\ imp_{it}$ 在各年间的变化情况^③。

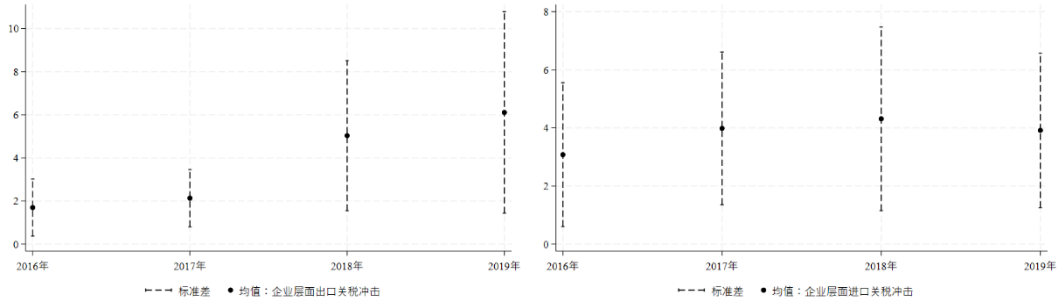


图 2 样本内上市企业进出口关税冲击逐年变化图

^① 本文将进口关税冲击局限在中间品主要基于如下两个原因。第一，中间品关税和最终品关税对于企业的影响渠道不同，如果放在一起考虑可能会混淆文章估计的结果，且模型部分仅分析中间品进口关税的影响；第二，中国反制关税大部分施加于中间产品，研究中间品进口关税的影响具有现实意义。本文在稳健性分析部分也曾将其替换为全产品进口关税，主要结果仍然保持不变。而在中国出口关税方面，由于本文关注中国企业的供应网络变化，因此无论何类出口关税提升都将直接影响中国相关企业的出口表现，进而影响其采购决策。

^② 根据上市公司全称优先匹配上市公司数据库和 2015 年海关数据库，对于未匹配上的上市公司样本再依次向前匹配 2014 年海关数据库和 2013 年海关数据库。由于本数据集的时间期限为 2016-2019 年，因此选择 2015 年作为最初的基期，从而样本内同时存在中美贸易冲突前后的各类样本。

^③ 值得说明的是，中国在施加对美反制关税的同时，降低了对世界上主要经济体的关税水平，从而使得中国企业进口加权关税的均值和分布没有过大的变化。但是，在 2018 年后，我们仍然可以看到中国反制关税的均值呈现上升趋势且波动范围有所增大。

3. 贸易不确定性

参考 Caldara et al (2020) 和 Benguria et al (2022), 本文基于 2008 年至 2020 年间上海证券交易所和深圳证券交易所国内 A 股市场上市的中国公司发布的年报计算各上市公司各年度的贸易政策不确定性指数, 并选择 2016-2019 年各公司的这一指数作为主要控制变量, 控制不确定性对企业供应商选择的影响。

$$TPU_{it} = \frac{1}{R_{it}} \sum_{w=1}^{R_{it}} [I(w \in Keywords^{Trade Policy}) I(|w - r| \leq Online)]$$

其中 $w=1, \dots, R_{it}$, 即公司 i 年度 t 年报总字数。各年间上市企业平均贸易风险的衡量指标如图 3, 企业级别的贸易政策不确定性指数在 2018 年后激增, 并因 2020 年的新冠疫情冲击达到了 12 年内的最高峰。

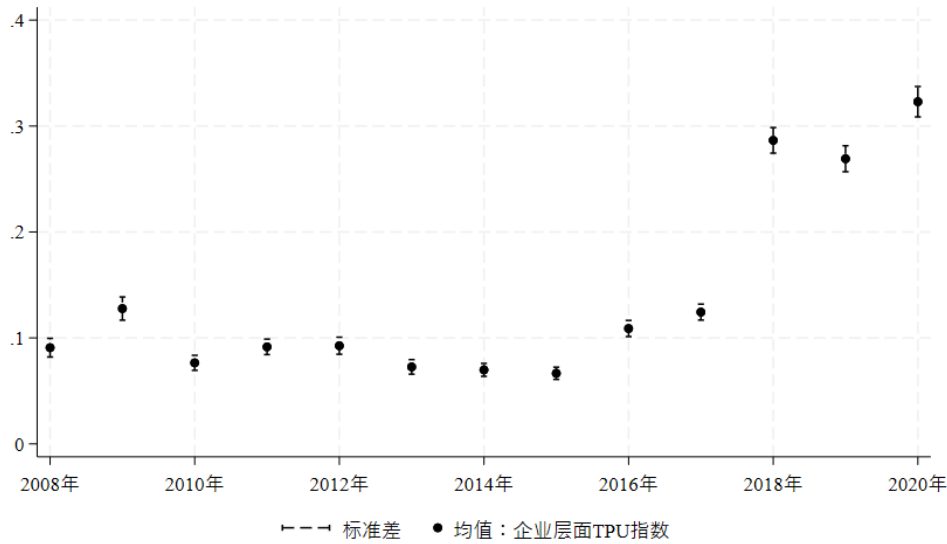


图 3 样本内上市企业贸易政策不确定性指数逐年变化图

(三) 描述性统计

表 1 中的面板 A 反应了原始的供应商-上市公司-年份层面的描述性统计。尽管仅包含前五大供应商, 但是各供应商的平均采购占比达到 8.13%, 故综合前五大供应商的信息可以包含该企业 40%以上的采购情况, 是中国目前公开采购金额、比例的最具代表性的样本。企业地理位置信息来自于百度地图。

面板 B 则展示按照上述方法计算的解释变量和控制变量的描述性统计, 共计得到 2583 个上市企业-年份观测值。平均来看, 企业受到的出口关税敞口、进口关税敞口和 TPU 指数差异较大, 均值分别为 1.314、1.325 和 0.142; 在供应链空间分布方面, 平均来看, 该样本涉及的企业大约有 24%的供应商为同市的供应商, 14%的供应商来自同一省份不同城市, 61%的供应商来自其他省份。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
面板 A: 供应商-上市公司-年份层面					
采购金额 (百万元)	12438	244.921	1094.959	0.008	38608.29
采购比例 (%)	12438	8.126	9.851	0.07	96.49
虚拟变量: 是否同城	11329	0.236	0.424	0	1
虚拟变量: 是否为同一省份、不同城市	11329	0.151	0.358	0	1
虚拟变量: 是否为不同省份	11329	0.613	0.487	0	1
面板 B: 加总到上市公司-年份层面					
企业出口加权关税: $Tariff\ exp_{it}$	2583	1.314	3.791	0	74.87
企业进口加权关税: $Tariff\ imp_{it}$ (中间品)	2583	1.325	3.591	0	64.612
企业贸易政策不确定性指数: TPU_{it}	2060	0.142	0.521	0	9
同市比例 (%): SC_W_{it}	2583	23.834	31.035	0	100
同省异市比例 (%): $SPDC_W_{it}$	2583	14.14	24.53	0	100
异省比例 (%): DP_W_{it}	2583	61.213	35.663	0	100

四、中国进出口关税对企业国内供应网络空间分布的影响

(一) 回归方程设定

首先, 基于现有文献构建企业层面的进出口关税冲击和贸易政策不确定性指数后, 本文构建如下的高维固定效应估计模型:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times Tariff\ exp_{it} + \beta_2 \times Tariff\ imp_{it} + \beta_3 \times X_{it} + \phi_i + \phi_{pt} + \phi_{jt} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

其中下标 i 表示上市公司, 下标 t 代表时间, 下标 p 代表上市企业所在省份, 下标 j 代表上市企业所属行业, ϵ_{it} 为随机扰动项。被解释变量 Y_{it} 分别考虑同省采购比例、同省异市采购比例和异省采购比例, 分析供应链是否因关税提升出现区域化、短链化趋势。已有文献证明了贸易政策不确定性将改变企业的采购行为, 因此本文在基准回归中考虑企业-年份层面的贸易政策不确定指数作为控制变量, 由 X_{it} 表示 (Charoenwong et al., 2023)。此外, 本文控制上市企业固定效应 ϕ_i 来控制上市企业公司文化和已有采购习惯对其国内供应网络的影响, 控制省份-年份固定效应 ϕ_{pt} 以控制各省在上述时间段内各省交通设施、信息交流程度和招商合作政策等变动对于企业国内供应网络的影响, 控制行业-年份固定效应 ϕ_{jt} 以控制特定行业在特定时间段的外生政策冲击, 如: 美国对于半导体行业的行业性制裁。本文将标准误聚类到省份-时间和行业-时间维度。

(二) 基准回归结果

表 2 证实了假说 1, 发现进出口关税的提升均显著促进了中国企业供应网络的短链化倾

向。对比（1）-（3）列结果，出口关税提升显著降低了国内供应链异省采购比例，同时显著提升了同省异市的采购比例；而进口关税则显著降低了国内供应链异省比例，提升了国内供应链中同市的采购比例。考虑到在受到冲击的样本中，出口关税冲击的均值在 2018 年后提升了 3.65，进口关税冲击的均值在 2018 年后提升 0.8，则该时段进出口关税共同导致该样本内同市的采购比例显著上升了 0.65 个百分点，同省异市采购比例显著上升了 1.08 个百分点，异省采购比例显著下降了 2.31 个百分点^①。这说明，进出口关税导致企业间的跨省交易行为显著减少，同省甚至同市的交易行为增加。

表 2 基准回归：进出口关税提升对国内供应网络空间分布的影响 单位：%

被解释变量	(1) 同市比例	(2) 同省异市比例	(3) 异省比例
Tariff_exp	0.1085 (0.1490)	0.2969** (0.1137)	-0.3461* (0.1936)
Tariff_imp	0.8183* (0.4633)	0.0245 (0.2045)	-1.3100** (0.5651)
观测值	1,846	1,846	1,846
R ²	0.835	0.842	0.815
控制变量	是	是	是
公司固定效应	是	是	是
省份-年份固定效应	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是

注：被解释变量为按照各上市企业各年前五大供应商位置信息加权得到的上市企业-年度层面的同市、同省异市和异省采购比例。解释变量为按照份额移动法计算的上市企业-年度层面的进出口关税冲击。控制变量为按照文本分析法计算的上市企业-年度层面的贸易政策不确定性。括号内为标准差，*，**，***分别为 10%，5%，1%显著水平。下同。

（三）稳健性检验

第一，使用事件分析法检验检验相关企业是否在关税实施前已经出现了国内供应网络调整的趋势。尽管 2018-2019 年我国进出口关税的变动相对外生，但在 2011-2015 年我国部分光伏、太阳能厂商就已经面临反倾销和反垄断调查。这些贸易举措可能促使部分企业抢先调整供应网络。为了排除这种影响，本文按照如下回归设定，估计各年间企业国内供应网络的变化。

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{s \neq -1}^T \beta_s^E (\text{Exp}_i \times T_{t=s}) + \sum_{s \neq -1}^T \beta_s^I (\text{Imp}_i \times T_{t=s}) + \theta \text{TPU}_{i,t} + \phi_i + \phi_{pt} + \phi_{jt} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

其中，下标 i 代表上市企业， t 代表年份， s 则代表时期变化，2016-2019 年的取值依次取-2，-1，0，1。 Y_{it} 仍为基准回归中考虑的主要被解释变量， $T_{t=s}$ 是虚拟变量，当 t 落在 s 时期时取 1，否则为 0。而 Exp_i 和 Imp_i 均为反应企业是否受到进出口关税冲击的虚拟变量。所有关

^① 参见图 1，这里考虑的是所有受冲击企业的均值，未受冲击企业未纳入分析。以异省采购比例为例，受冲击样本的整体均值变化为 $-1.31 \times 0.8 - 0.3461 \times 3.65$ ，即约为 2.3 个百分点。

税冲击发生于 2018 年，因此省略 2017 年 ($s = -1$)，估计系数为前后各期相较 2017 年的变动情况。估计结果见附图 3-1，所有变量均无事前效应且事后效应与基准回归基本一致。

第二，通过随机调换各公司受中国进出口关税冲击的强度进行安慰剂检验。为证实国内供应网络收缩仅源自企业进出口关税的变动，而非数据结构、潜在趋势等其他因素的“伪处理效应”，本文将样本转化为平衡样本并随机更换不同公司的进出口关税冲击强度，根据前述基准回归模型重新分析。本文将这一过程重复了 1000 次，得到了各估计系数的和密度分布图。附图 3-2 显示，随机处理过程中生成的回归系数集中在 0 值附近，与基准回归系数存在显著差异，证实企业进出口关税上调促使企业收缩国内供应网络的结论。

第三，考虑供应链调整的滞后性。在基准回归中，本文假设上市企业对于外生冲击调整速度较快，会在本年度内完成调整。但是，从冲击发生到企业的实际供应链调整可能需要更多的时间。为回答此类问题，本文进一步分析上一期中国进出口关税对于本期供应链特征的影响。此时控制变量对应调整为上一期企业贸易政策不确定性指数。附表 3-1 证实，在此情况下，基准结果中的所有结论仍然成立。

第四，更换原有被解释变量。为了证明本文的主要结论不依赖于特定的数据处理方式，本文计算上市企业供应商距离的几何加权平均值，作为新的被解释变量进行相应的回归分析。附表 3-2 显示，随着进口关税提升，企业国内供应链的几何加权距离降低，基准回归的大部分结果仍然成立。

第五，将中国中间品进口关税冲击改为全产品进口关税冲击。在基准回归中，本文将进口关税冲击局限在中间品。为回答全产品进口关税是否会对企业供应网络调整产生差异化影响这一问题，本文将中间品进口关税进一步扩展为全产品进口关税。附表 3-3 表明，相较于中间品关税识别的结果，全产品进口关税冲击下的主要结论仍然成立，但估计系数的经济 and 统计显著性会因为影响渠道的混杂而有所降低^①。

第六，更换控制变量。为证明本文基准结果在合理的控制变量设定下普遍成立，本文仿照 Charoenwong et al. (2023)，选择公司层面贸易政策不确定性指数、公司总资产的对数值、市净率、股本比率和资本回报率作为控制变量，重新进行基准回归的分析。附表 3-4 表明，主要回归结果在更换控制变量后仍然成立。

第七，控制实体清单和其他出口管制清单的影响。在 2016-2019 年，部分企业同时面临关税手段和非关税的制裁手段，如：美国商务部产业与安全局 (BIS) 设定的实体清单和其他出口管制清单。这些制裁将切断相关企业从美国的采购行为，进而可能对其国内供应网络产生影响。为控制该因素，本文手动搜集了 2019 年以来受制裁的企业实体名单并与本数据库进行匹配，共有 4 家公司在该制裁名单上^②，将其作为控制变量加入基准回归后，其被现有固定效应

^① 现有文献证明，中间品关税主要影响企业生产过程，最终品关税则通过影响进口产品价格影响企业在国内市场上的竞争力。本文推断如果同时考虑中间品、消费品和最终品关税，则回归结果将为投入品成本上升和最终品在国内市场上竞争力增强双重效应的共同结果，因此，回归经济 and 统计显著性均出现了一定降低或混杂的情况。也正是由于这一考虑本文在基准回归部分选择了中间品关税作为进口关税的主要度量指标。

^② 分别为“ST 船舶”、“中国广核”、“中国船舶”和“海格通信”。

完全吸收,说明在考虑非关税政策后,本文基准回归的主要结论仍然成立。

第八,改变标准误的聚类方式。假如上市公司供应网络选择仅在同一公司的不同年份之间存在相关性、在省份、行业等层面不存在相关性,则基准回归的标准差估计将存在偏误。因此,本文将聚类方式由省份-年份和行业-年份层面改为上市公司层面,重新运行基准回归。附表 3-5 显示,主要结果在该设定下仍然稳健。

五、供应网络变化的二元边际分析

基准回归中,本文发现进出口关税提升均促使企业跨省采购比例降低。这一结果存在以下两种潜在原因:第一,上市公司通过寻找相较基期更近的新供应商实现供应网络的调整;第二,上市公司未大幅调整供应商,但增加其中同省供应商的采购比例。

为了区分这两种可能性,本文进行如下数学拆分,将总效应划分为被固定效应吸收的企业原始特征、反映已有供应商采购份额调整的再分配效应和反映新旧供应商特征差异的广度边际。具体拆分公式如下。

$$\begin{aligned}
 Y_{it} &= \sum_{j \in \Omega_{it}} \omega_{ijt} \times Dummy_{ij} \\
 &= \underbrace{\sum_{j \in \Omega_{i0}} \omega_{ij0} \times Dummy_{ij}}_{\text{公司固定效应}} + \underbrace{\sum_{j \in \Omega_{i0}, j \in \Omega_{it}} (\omega_{ijt} - \omega_{ij0}) \times Dummy_{ij}}_{\text{再分配效应}} \\
 &\quad - \underbrace{\sum_{j \in \Omega_{i0}, j \notin \Omega_{it}} \omega_{ij0} \times Dummy_{ij}}_{\text{广度边际}} + \sum_{j \notin \Omega_{i0}, j \in \Omega_{it}} \omega_{ijt} \times Dummy_{ij} \quad (3)
 \end{aligned}$$

其中 i 代表上市公司, j 代表供应商, t 代表时间, ω_{ijt} 代表 t 年上市公司 i 从供应商 j 的采购金额占其前五大供应商采购总额的份额, $Dummy_{ij}$ 则为一系列衡量上市公司 i 和供应商 j 是否位于同一城市、同一省份的不同城市 and 不同省份的虚拟变量。此时,同一被解释变量对于同一解释变量再分配效应和广度边际回归系数之和即为整体回归系数^①。

分析表 3, 回归结果显示,国内供应网络的变化主要源于广度边际,即上市公司新旧供应商的差异,但在进出口关税中存在一定差异^②。出口关税提升通过两个效应共同促使企业国内供应网络收缩:一方面,相较退出的供应商,新供应商中同省异市的比例显著提升,异省供应商比例略有下降;另一方面,企业从原有异省供应商的采购份额降低。进口关税提升则完全通过广度边际影响上市企业供应网络,新供应商中同市采购比例显著提升,异省采购比例显著下

^① 根据计量经济学知识, $Y=Y1+Y2+Y3$, 其中 $Y1$ 完全由固定效应吸收, 通过固定效应的推导可证明这一点。对应回归系数相加即为基准回归中的回归系数。

^② 值得说明的是,数据限制了这一部分内容的深入分析。由于该数据集仅披露各上市企业前五大供应商,故这种广度边际主要体现为前五大供应商中新出现供应商相较于原有供应商特征的变化,而非供应链的重新建立。

降。由于进口关税和出口关税冲击的均值在 2018 年后分别提升了 0.8 和 3.65，供应商新旧更替导致异省采购比例下降了 1.4 个百分点，在总效应中贡献了 60%的作用^①。

表 3 供应网络距离变化的二元边际分析结果 单位：%

被解释变量	(1) 同市比例		(2) 同省异市比		(3) 异省比例	
	再分配	广度	再分配	广度	再分配	广度
	效应	边际	效应	边际	效应	边际
Tariff_exp	0.0410 (0.0403)	0.0675 (0.1520)	0.0083 (0.0910)	0.2885** (0.1432)	-0.2015** (0.0812)	-0.1446 (0.2037)
Tariff_imp	-0.1255 (0.0992)	0.9438* (0.4982)	0.0144 (0.0782)	0.0101 (0.2551)	-0.2210 (0.2571)	-1.0890** (0.5291)
观测值	1,846	1,846	1,846	1,846	1,846	1,846
R ²	0.555	0.591	0.48	0.573	0.563	0.579
控制变量	是	是	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是	是	是
省份-年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是	是	是	是

六、机制分析

如模型所示，进出口关税的提高将通过影响企业收益改变供应商的选择，并在信息成本较高的情况下呈现更显著的短链化趋势。已有实证结果证实了进出口关税提升将导致国内供应网络分布收缩的假说，本章节将进一步验证研究假说，深入分析国内供应网络收缩的内在原因。

（一）成本收益渠道

这一小节将直接验证出口关税是否直接影响企业营业利润、进口关税是否直接提升企业的中间品采购成本。表 4 的结果显示，随着出口关税提升，上市企业营业利润显著减少；随进口关税提升，上市企业营业成本显著提升。

表 4 机制分析：进口关税影响企业营收情况

被解释变量	(1)	(2)
	营业利润（亿元）	Ln(营业成本)
Tariff_exp	-0.0658* (0.0344)	0.0047 (0.0054)

^① 类似地，可以计算广度边际在其余两个采购比例上的贡献率，但因为中美进口关税对于其余两个采购比例的影响显著性不同，而中美进口关税提升均显著促进了异省采购比例的下降，因此本文的分析主要围绕异省采购比例展开。

Tariff_imp	0.0981	0.0127*
	(0.1094)	(0.0067)
观测值	1,846	1,815
R^2	0.8642	0.9613
控制变量	是	是
公司固定效应	是	是
省份-年份固定效应	是	是
行业-年份固定效应	是	是

本文推测，对营收成本和利润反应更明显的企业供应网络收缩效应应当更强，因此引入交乘项分析其异质性效果，进一步验证成本收益渠道。首先，相较服务业及金融行业，传统制造业对国外投入品的依赖程度更高，应该收缩更显著。表 5 的第（1）-（3）列证实了这一猜想，第二产业随着进口关税提升出现了显著的短链化倾向。

其次，相较于国有企业，私有企业对于成本变化更敏感且利润最大化导向更加强烈，根据推论应该收缩更显著。本文仅考虑所有制在样本期间未发生变化的样本，根据上市企业产权结果划分地方国企、中央国企和私有企业，并将前两类统称为国有企业，回归结果见表 5 的第（4）-（6）列。整体来说，各类所有制企业均存在短链化倾向，但民营企业国内供应链短链化的趋势显著更强。

最后，本文认为不同采购规模的企业可能也存在异质性反应。因此，根据上市企业初期（2013-2015 年）总采购金额均值位于该行业所有企业初期总采购金额的均值以上还是以下判定该企业是否为采购规模较大的企业。回归结果见附表 4，说明不同采购规模的上市企业面对关税冲击的反应强度也存在显著差异，采购规模较小的企业短链化问题更显著。

表 5 不同产业、不同所有制企业的异质性反应 单位：%

	(1)	(2) 同省	(3)	(4)	(5) 同省	(6)
被解释变量	同市比例	异市比例	异省比例	同市比例	异市比例	异省比例
Tariff_exp	0.2398 (1.0489)	1.5455 (1.6162)	-2.7611** (1.1063)	-0.2655 (0.4795)	0.8731* (0.4625)	-0.6379 (0.5891)
Tariff_imp	-1.2506 (0.9110)	0.1085 (0.3079)	1.6342 (1.0624)	0.2689 (0.7673)	0.6250* (0.3157)	-0.7080 (0.7668)
第二产业×Tariff_exp	-0.2096 (1.0541)	-1.2456 (1.6694)	2.4848** (1.1300)			
第二产业×Tariff_imp	2.4117** (1.0970)	-0.1800 (0.3868)	-3.0054** (1.1538)			
民企×Tariff_exp				0.3181 (0.5100)	-0.5969 (0.5324)	0.5283 (0.6346)

私企×Tariff_imp				1. 2653 (1. 3751)	-0. 8103* (0. 4445)	-2. 3305* (1. 3424)
观测值	1,846	1,846	1,846	1,725	1,725	1,725
R^2	0. 8357	0. 8420	0. 8162	0. 8442	0. 8487	0. 8204
控制变量	是	是	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是	是	是
省份-年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是	是	是	是

（二）信息获取渠道

假设 2 指出，省内信息成本更低是导致供应链短链化的一大原因，信息获取成本较高的地区供应链短链化更加严重。这一结论得到了已有文献的支持，地理位置上的接近显著促进了企业间的交流合作、知识和技术的传播以及生产网络的整合（Jaffe et al., 1993; Shaver & Flyer, 2000; Duranton & Puga, 2004），尤其是在同一州内的企业，它们的知识交换更为频繁，创新扩散也更为显著。因此，本文选择地区数字化程度和市场化程度作为信息获取成本的代理指标，猜测在数字化、信息化程度高的地区，关税冲击对企业供应网络调整的影响更小。

本文基于赵涛等（2020）计算各地级市 2016-2019 年间数字经济指数四年间排名的均值，根据其位于样本中位数以上与否构建市级高数字化的虚拟变量，进行交乘项回归，结果见表 6 的第（1）-（3）列。随着出口关税提升，所有企业均显著收缩异省采购比例、扩展省内采购比例。但是，高数字化城市内企业的绝对反应程度更小，约为低数字化城市内企业的 10%-30%。这一结论符合本文的猜想，也得到了已有文献的印证。面对关税冲击，企业更多利用数字化转型推动供应链配置多元化、而非集中化，因此面对相同幅度的外需冲击，高数字化地区企业的收缩倾向更为有限（巫强和姚雨秀，2023）。

此外，各地区市场化水平差异会影响跨地区供应商搜寻和交易的便捷程度进而影响供应链空间结构。本文根据王小鲁等（2021）出版的《中国分省份市场化指数报告（2021）》，使用上市企业所处省份的市场化指数作为地区市场化程度的度量指标，并按照样本期内各省市市场化指数均值的中位数区分高市场化地区和低市场化地区，将其作为交乘项纳入回归分析，结果见表 6 的第（4）-（6）列。随着进口关税上升，市场化水平较低省份的企业出现了显著的短链化倾向，而市场化水平较高省份的企业的反应程度仅为低市场化地区的 10%。

表 6 不同数字化、不同市场化地区企业的异质性反应 单位：%

	(1) 同市比	(2) 同省异	(3) 异省比	(4) 同市比	(5) 同省异	(6) 异省比
被解释变量	例	市比例	例	例	市比例	例
Tariff_exp	-0. 7170* (0. 4009)	1. 6699*** (0. 5587)	-1. 0168* (0. 5940)	0. 2200 (0. 2527)	0. 2580 (0. 2004)	-0. 4871 (0. 3757)

Tariff_imp	0.5618 (0.5238)	0.3001 (0.2798)	-0.5734 (0.5896)	2.4748** (0.5896)	0.0019 (0.2401)	-2.4667** (1.1480)
高数字化×Tariff_exp	0.9029** (0.4389)	-1.4962** (0.5944)	0.6978 (0.6235)			
高数字化×Tariff_imp	0.1074 (0.6364)	-0.3631 (0.2978)	-0.2446 (0.7546)			
高市场化×Tariff_exp				-0.4223 (0.3357)	0.0613 (0.2748)	0.4167 (0.4963)
高市场化×Tariff_imp				-2.2913** (1.0112)	-0.1051 (0.2963)	2.2350* (1.1856)
观测值	1,846	1,846	1,846	1,736	1,736	1,736
R ²	0.8348	0.8431	0.8147	0.8410	0.8420	0.8197
控制变量	是	是	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是	是	是
省份-年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是	是	是	是

在此基础上，本文进一步分析关税如何通过增加采购决策中的私有信息，进而影响国内供应网络。为验证这一情况，本文利用供应商中文名称完成数据库与海关数据库的匹配工作，计算每个供应商在各年间的进出口关税冲击，分析供应商所受到的进出口关税冲击如何影响上市公司的采购行为，特别关注不同空间距离范围内企业行为的差异。其中 *SP* 为供应商和上市公司位于同一省份的虚拟变量。

结果显示，随着供应商所面临的出口关税提高，上市公司从这些供应商中的采购金额显著提升，且该效应在供应商与上市公司位于同一省份时更强（经济意义和统计意义上都成立）；但是供应商进口关税提升却不存在相应效果。随着供应商面临的出口关税提高，企业出口难度提升、部分转为内销，利好需要从这些供应商中采购的国内上市公司，采购金额提升。中美贸易摩擦导致的供应商的市场转换构成供应商的私有信息，而同省企业间信息获取成本较低，因此这一效应集中体现在同省的采购金额变化上。

表 7 中国进出口关税通过信息获取渠道影响采购金额 单位：%

被解释变量：				
采购金额的对数值	(1)	(2)	(3)	(4)
SP×Tariff_exp_Supplier	0.0198** (0.0085)		0.0197** (0.0085)	0.0198** (0.0088)
SP×Tariff_imp_Supplier		-0.0023 (0.0063)	-0.0024 (0.0063)	-0.0026 (0.0063)

Tariff_exp_Supplier	0.0002 (0.0035)		0.0003 (0.0036)	-0.0001 (0.0037)
Tariff_imp_Supplier		-0.0028 (0.0043)	-0.0028 (0.0043)	-0.0025 (0.0042)
SP	0.1350* (0.0806)	0.1405* (0.0827)	0.1385* (0.0828)	0.1411* (0.0824)
观测值	6,169	6,169	6,169	6,169
R^2	0.9762	0.9761	0.9762	0.9763
控制变量	否	否	否	是
公司固定效应	是	是	是	是
供应商固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是

七、政策含义与总结

在百年变局与世纪疫情交织叠加、保护主义抬头的当下，国际分工体系发生变化，全球供应链加速重构，呈现出从全球化向本地化转移的趋势。习近平总书记在党的二十大报告中指出，“依托我国超大规模市场优势，以国内大循环吸引全球资源要素，增强国内国际两个市场两种资源联动效应”，强调把建设全国统一大市场作为构建新发展格局的基础支撑。本研究关于关税冲击下企业国内采购短链化与供应链区域化的发现，为理解中国经济如何在逆风环境中锻造韧性提供了微观层面的新的启发。

本文证实，中国进出口关税的提升不仅影响跨国供应链，更会对国内供应链产生影响，促使国内供应链呈现短链化倾向。这种短链化是企业这一微观主体应对贸易冲击的重要手段，有助于保障企业营收利润、稳定国内供应链；但也降低了国内产业链分工合作程度，对国内统一大市场建设提出挑战。但同时本研究的结论也印证了超大规模市场对抵御外部冲击、稳定产业链供应链的决定性作用：当关税壁垒抬升、异地采购的成本与信息不对称风险同步放大时，企业选缩减采购半径至省内乃至市内，用地理邻近的供应商替代跨区域供应商。这一由市场自发形成的再平衡，不仅降低了关税带来的直接福利损失，更在客观上强化了各省域内部产业配套的密度与深度，为国内大循环为主体提供了内生动力。

进一步看，国内供应链的本地化、短链化是全国统一大市场潜能释放过程中的阶段性表现。供应链空间分布的重塑也映射出区域比较优势的动态演化。当跨省采购比例下降、同省同市采购比例上升时，各省市在行业层面的专业化程度和差异化定位随之提升，这在客观上呼应了习近平总书记关于“发挥各地区比较优势，促进各类要素合理流动和高效集聚”的战略要求。关税冲击如同一次压力测试，使企业更愿意深耕本地配套、培育近场创新，推动区域间由同质竞争转向垂直互补，从而为全国统一大市场注入更具韧性的结构性红利。

综合来看，关税冲击之下国内供应链“短链化”趋势是倒逼统一大市场建设的新起点。只有在制度、设施与技术三个维度上同步降低异地采购的边际成本与风险，提高信息沟通渠道和效率，才能将关税压力转化为国内价值链深度整合的契机，最终形成以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局。

结合本文的主要研究结论，本文提出以下四项政策建议。

首先，完善产业链供应链安全风险评估和应对机制，促进效率与安全的平衡。面对贸易条件变化，企业根据其经济逻辑做出供应网络调整，通过国内供应链短链化，保障其安全效率。但在国家层面，这种调整可能造成整体社会福利的损失。因此，如何在效率和风险之间找到平衡、协调不同市场参与主体的利益，依赖于政策制定者的审慎研究和深思熟虑。具体来说，在涉及国家经济命脉、全球科技发展的重要领域和国家产业链供应链的关键环节时，应以安全为首要考虑因素，密切关注世界主要经济体的战略动向，并为这些领域建立应急储备计划。而在其他领域，政府应鼓励企业积极参与全球分工合作、同时扩展国内跨区域的分工合作，逐步建立自主可控的供应链体系，在确保经济效益的同时，有效防控潜在风险。建立健全全国统一的质量标准、认证体系与信用评价机制，减少因标准不一、信用不透明带来的谈判与履约风险。

第二，加强区域经济合作与市场化改革，加快中间品统一大市场建设。市场化程度直接影响企业的信息成本和交易成本，且在成本较高的地区，国内供应链短链化更为严重。考虑到急剧的短链化、集中化可能会加剧区域性供应链风险、降低企业生产效率，政府应采取适当措施，引导企业合理地进行供应网络调整。为此，要完善全国统一的市场准入制度，减少地区间的政策差异和地方保护主义的干扰，降低企业跨区域经营、生产、采购的成本；同时，促进各区域基础设施和信息层面的互联互通，推动供应链的市场化、透明化发展，促使各区域资源要素有序流动，增强区域间的协作。依托国家级供应链公共服务节点城市，打造跨省域供应链服务网络，实现关键零部件与原材料的集中储备、快速调拨与质量追溯，为企业异地采购提供“类本地”的便利度。推动产业链龙头企业不同区域布局“卫星工厂”或协作中心，以股权、订单或技术联盟为纽带，将本地中小企业的特色产能纳入全国价值链，既避免区域割裂，又保留本地化带来的响应速度优势。

第三，加强数字化建设，支持企业提升信息搜寻能力，促进供应链管理模式转型。信息是限制企业供应网络快速反应和合理调整的重要因素，而数字化则是破除信息壁垒的重要手段。高数字化地区的企业短链化程度显著更低，效率损失也更小。因此，政策应鼓励企业通过数字化、信息化手段来优化供应链管理。政府可通过税收优惠、创新基金等手段，支持企业采用先进的供应链管理技术，提高生产、物流、销售等各环节的管理效率。同时，政府及相关产业联盟还可以建立产业性、区域性甚至是国家范围内的数字信息共享平台，加快跨区域物流基础设施与数字化平台的共建共享，帮助相关企业获取更多信息、更快识别国内外市场的变化趋势、及时进行供应链策略的调整，降低物流费用、压缩在途时间，直接削弱企业本地化的成本激励。

第四，关注贸易条件变化下最易受影响的市场主体，强化对民营中小企业的支持。贸易条

件的变化对不同所有制形式、不同采购规模的企业存在差异化的效应。本文研究发现，私营中小企业在供应链调整中更加敏感，面临更大的风险，这些企业是受国际贸易条件变化冲击的主体，更在我国外贸、就业、民生等方方面面发挥了重要的作用。因此，政府应为这些企业提供更多政策支持，如税收优惠、融资便利等，以帮助其稳定供应链并应对外部风险。

参考文献

- [1] Antràs, P., and E. Helpman, “Global Sourcing”, *Journal of Political Economy*, 2004, 112(3), 552-580.
- [2] Antràs, P.; Fort, T. C. and Tintelnot, F. “The Margins of Global Sourcing: Theory and Evidence from U. S. Firms.” *The American Economic Review*, 2017, 107(9), 2514–2564.
- [3] 包群、但佳丽、王云廷, “国内贸易网络、地理距离与供应商本地化”, 《经济研究》, 2023 年第 6 期, 第 102–118 页。
- [4] Bartik, T. J. Who Benefits from State and Local Economic Development Policies? Kalamazoo: W.E. Upjohn Institute, 1991.
- [5] Belderbos, R. A.; Tong, T. W. and Wu, S. “Portfolio Configuration and Foreign Entry Decisions: A Juxtaposition of Real Options and Risk Diversification Theories.” *Strategic Management Journal*, 2020, 41(7), 1191–1209.
- [6] Benguria, F.; Choi, J.; Swenson, D. L. and Xu, M. “Anxiety or Pain? The Impact of Tariffs and Uncertainty on Chinese Firms in the Trade War.” *Journal of International Economics*, 2022, 137, 103608.
- [7] Bergman, L. and Mäler, K.-G. “The Efficiency-Flexibility Trade-Off and the Cost of Unexpected Oil Price Increases.” *The Scandinavian Journal of Economics*, 1982, 83(2), 253–268.
- [8] Bown, C. and Kolb, M. “Trump’s Trade War Timeline: An Up-to-Date Guide.” Peterson Institute for International Economics, 2019.
- [9] Caldara, D.; Iacoviello, M.; Molligo, P.; Prestipino, A. and Raffo, A. “The Economic Effects of Trade Policy Uncertainty.” *Journal of Monetary Economics*, 2020, 109, 38–59.
- [10] 常文博, “现阶段中国市场分割程度的测算与影响因素”, 《市场周刊》, 2021 年第 8 期, 第 9–11 页。
- [11] Charoenwong, B.; Han, M. and Wu, J. “Trade and Foreign Economic Policy Uncertainty in Supply Chain Networks: Who Comes Home?” *Manufacturing & Service Operations Management*, 2023, 25(1), 126–147.
- [12] 丁浩员、董文娟、余心玓, “贸易政策冲击下的跨国供应链断裂与重构研究”, 《经济研究》, 2024 年第 8 期, 第 95–113 页。
- [13] 丁洋、刘元春, “加征关税、出口变动与雇佣决策调整”, 《经济学 (季刊)》, 2023 年第 3 期, 第 983-999 页。
- [14] Duranton, G. and Puga, D. “Micro-foundations of Urban Agglomeration Economies.” *Handbook of Regional and Urban Economics*, 2004, 4, 2063–2117.
- [15] Eaton, J. and Kortum, S. “Technology, Geography, and Trade.” *Econometrica*, 2002, 70(5), 1741–1779.
- [16] Fajgelbaum, P.; Goldberg, P.; Kennedy, P. and Khandelwal, A. “The Return to Protectionism.” *Quarterly Journal of Economics*, 2020, 135(1), 1–55.
- [17] 樊海潮、张丽娜、丁关祖、彭方平, “关税与汇率变化对福利水平的影响——基于理论与量化分析的研究”, 《管理世界》, 2021 年第 7 期, 第 61–75 页。
- [18] Furusawa, T.; Inui, T.; Ito, K. and Tang, H. “Global Sourcing and Domestic Production Networks.” *CESifo working paper*, No.6658, 2017.
- [19] Ganga, G. M. D. and Carpinetti, L. C. R. “A Fuzzy Logic Approach to Supply Chain Performance Management.” *International Journal of Production Economics*, 2011, 134(1), 177–187.
- [20] Goldsmith-Pinkham, P.; Sorkin, I. and Swift, H. “Bartik Instruments: What, When, Why, and How.” *The American Economic Review*, 2020, 110(8), 2586–2624.
- [21] Grossman, G. M., and E. Helpman, “Outsourcing in a Global Economy”, *The Review of Economic Studies*, 2005, 72(1), 135-159.
- [22] Grossman, G. M.; Helpman, E. and Redding, S. J. “When Tariffs Disrupt Global Supply Chains.” *The American Economic Review*, 2024, 114(4), 988–1029.
- [23] Holweg, M.; Reichhart, A. and Hong, E. “On Risk and Cost in Global Sourcing.” *International Journal of Production Economics*, 2011, 131(1), 333–341.
- [24] Jaffe, A. B.; Trajtenberg, M. and Henderson, R. “Geographic Localization of Knowledge Spillovers as Evidenced by Patent Citations.” *The Quarterly Journal of Economics*, 1993,

108(3), 577–598.

- [25] Jiang, L.; Lu, Y.; Song, H. and Zhang G. “Responses of Exporters to Trade Protectionism: Inferences from the US-China Trade War.” *Journal of International Economics*, 2023, 140, 103687.
- [26] Jiao, Y.; Liu, Z.; Tian, Z. and Wang, X. “The Impacts of the US Trade War on Chinese Exporters.” *Review of Economics and Statistics*, 2024, 106(6), 1576–1587.
- [27] 李春顶、何传添、林创伟, “中美贸易摩擦应对政策的效果评估”, 《中国工业经济》, 2018 年第 10 期, 第 137–155 页。
- [28] 陆铭、陈钊, “分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护?”, 《经济研究》, 2009 年第 3 期, 第 42–52 页。
- [29] Ma, H. and Meng, L. “Heterogeneous Impacts of the Section 301 Tariffs: Evidence from the Revision of Product Lists.” *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d' é conomique*, 2023, 41(7), 1191–1209.
- [30] Ma, H.; Macedoni, L.; Ning, J. X. and Xu, M. J. “Tariff Tax the Poor More: Evidence from Household Consumption During the US-China Trade War.” *CESifo working paper*, No.111610, 2025.
- [31] Shaver, J. M. and Flyer, J. “Agglomeration Economies, Firm Heterogeneity, and Foreign Direct Investment in the United States.” *Strategic Management Journal*, 2000, 21(11), 1175–1193.
- [32] Sheng, L.; Song, H. and Zheng, X. “How Did Chinese Exporters Manage the Trade War?” *Journal of International Money and Finance*, 2025, 103300.
- [33] 谭莹、李昕、杨紫、张勋, “加征关税如何影响中国劳动力市场”, 《世界经济》, 2022 年第 9 期, 第 32–56 页。
- [34] 田巍、余淼杰, “企业出口强度与进口中间品贸易自由化: 来自中国企业的实证研究”, 《管理世界》, 2013 年第 1 期, 第 28–44 页。
- [35] 王小鲁、胡李鹏、樊纲, “中国分省份市场化指数报告 (2021)”, 北京: 社会科学文献出版社, 2021 年。
- [36] 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”, 《中国工业经济》, 2023 年第 8 期, 第 99–117 页。
- [37] 余淼杰、田巍、郑纯如, “中美贸易摩擦的中方反制关税作用研究”, 《经济学 (季刊)》, 2022 年第 6 期, 第 2041–2062 页。
- [38] 赵涛、张智、梁上坤, “数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据”, 《管理世界》, 2020 年第 10 期, 第 65–76 页。

附录 1 进出口关税整理表

2016-2019 年中国面临的进出口关税变动主要包含如下三方面：第一，美国对华加征关税；第二，中国对美国的反制关税；第三，中国整体下调最惠国进口关税，具体情况如下表。

附表 1-1 美国对华加税范围及时间梳理表

美国对华加 税清单 (生效时 间)	产品数目	涉及产品	关税水平(%)	
	(海关 8 位码)		加税前	加税后
2018-07-06	818	涉及机械、电子产品、汽车等	1.2	26.2
2018-08-23	274	涉及半导体、机械汽车零部件和塑料等	2.3	27.3
2018-09-24	5738	涉及化学品、食物、纺织品等	3.3	13.3 ^①
2019-05-10	5738	涉及电子产品、机械设备、家具、汽车、玩具、塑料制品、纺织品等	13.3	28.3
2019-09-01	3253	涉及农产品、乳制品、动物产品等	4.8	19.8
2019-12-15 (未生效)	555	主要涉及消费品	6.3	21.3
2024-09-27	363	涉及稀土、电池材料等	22.35	47.35
2025-01-01	23	涉及电子元件、工业设备等	21.68	46.68
2025-02-01	对中国大陆及香港所有相关产品征税 10%，取消 T86 清关政策			
2025-03-03	以“芬太尼问题”，将中国输美的额外关税从 10%提升至 20%			
2025-03-12	美国对所有进口钢铁和铝征收 25%关税正式生效			
2025-03-26	特朗普签署汽车关税政策，宣布自 4 月 2 日起对进口汽车整车征收 25%关税，零部件关税延至 5 月 3 日生效			
2025-04-02	美国“对等关税”政策出台，对中国额外实施 34%的对等关税			
2025-04-08	对中国输美商品征收“对等关税”的税率由 34%提高至 84%，总关税达到 104%			
2025-04-10	白宫官员表示，美国对中国商品实际加征的总关税税率为 145%，125%只是“对等关税”			
2025-04-11	美国宣布对部分商品免征“对等关税”，涉及集成电路、半导体器件、闪存、智能手机、平板电脑、笔记本电脑、显示模组等产品；且由于海关系统出现故障，关税暂缓			
2025-04-15	美国白宫网站发布的一份针对 232 条款的相关事实清中提到，“中国现在面临着对进口到美国的产品征收最高可达 245%的关税；之后，中美两国力求通过谈判解决问题			

附表 1-2 中国对美反制关税范围及时间梳理表

^① 本次加税的部分条目（9903.88.03）税率随中美贸易谈判进程出现过阶段性调整（如从 10%提升至 25%）。

中国反制加 税清单 (生效时 间)	产品数目	涉及产品	关税水平(%)	
	(海关8位码)		加税前	加税后
2018-07-06	544	涉及农产品、汽车、水产品等	2.2	27.3
2018-08-23	333	涉及多项能源、化工、汽车、贱金属、医疗器械 等产品	7.2	32.3
2018-09-24	5140	涉及农产品、电子消费品等	9.3	17.9
2019-06-01	5140	涉及农产品、机械设备和能源设备等	17.9	28.2
2019-09-01	1717	主要涉及电子消费品、服装、鞋类等	7.6	16.0
2019-12-15 (未生效)	3361	主要涉及消费品	10.1	16.5
2025-02-10	对80种能源和制成品征税15%，对卡车、农业机械等72种产品征税10%			
2025-03-10	对原产于美国的部分进口商品加征关税。其中，对鸡肉、小麦、玉米、棉花加征15%关税； 对高粱、大豆、猪肉、牛肉、水产品、水果、蔬菜、乳制品加征10%关税			
2025-04-04	对原产于美国的所有进口商品，在现行适用关税税率基础上加征34%关税			
2025-04-10	原产于美国的所有进口商品的加征关税税率由34%提高至84%			
2025-04-12	我国对原产于美国的进口商品加征关税税率，由84%提高至125%			

附表 1-3

MFN 关税变动梳理表

MFN 关税 (生效时间)	产品数目	涉及产品	关税水平(%)	
	(海关8位码)		减税前	减税后
2018-07-01	1449	消费品	15.7	6.9
2018-07-01	-	汽车及零部件	25/20	15
2018-11-01	1585	机械、化工、纺织、建材等	10.5	7.8
2019-07-01	-	实施 ITA 第四次 MFN 降税（对附件列示 IT 产品继续降至承诺水平）；同日取消 14 项 IT 产品的进口 暂定税率	-	-

附录 2 数据合并情况及说明

下载 CSMAR 数据库中 2016-2020 年所有上市公司供应商数据，得到 61793 条观测值，其中包含了 13893 条该上市公司该年度总采购金额的观测值。本文转变数据存储格式，将其存储为上市公司-供应商-年度数据，将上市公司该年度总采购金额作为每一条观测值的一个变量，得到 47900 条初始数据。去除其中供应商名字不可识别的部分，如：“第 1 供应商”、“第一名”、“A 公司”、“A 法人”、“甲”等情况，得到 12438 条可以清晰识别的上市公司-供应商-年度数据。

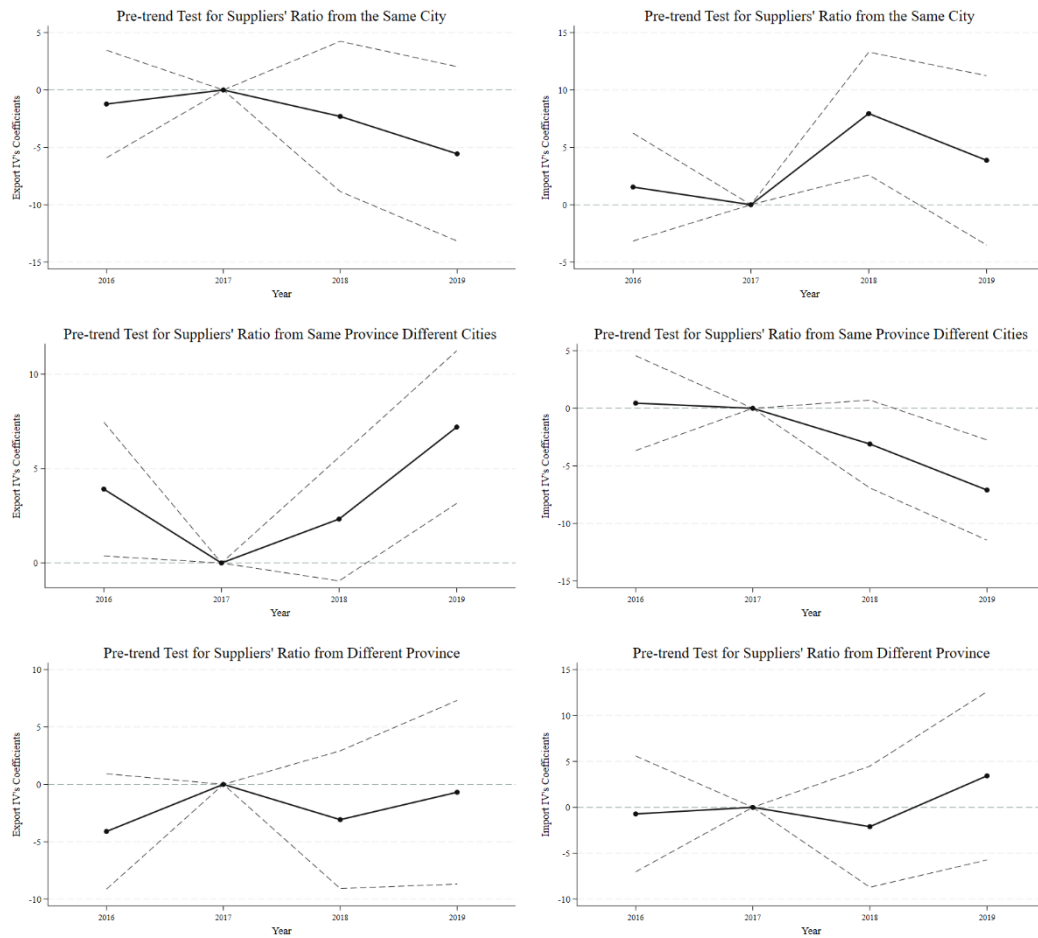
再按照上市公司的名称和地址信息匹配 2013-2015 年海关数据库，结合 HS10 层面的中美贸易战关税数据构造中美经贸冲击的衡量指标，无法匹配的企业则默认作为不出口企业处理。该样本内各类冲击企业的占比情况如下表。

附表 2 中美贸易摩擦加税范围

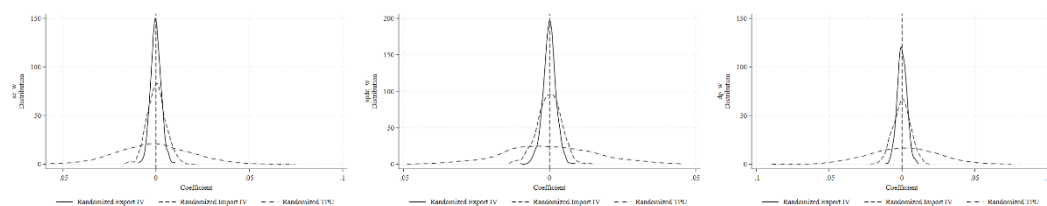
	2016 年	比例	2017 年	比例	2018 年	比例	2019 年	比例
(1) 不受冲击企业	1689	58%	2047	59%	1843	59%	1774	60%
(2) 出口冲击企业	274	9%	307	9%	285	9%	281	10%
(3) 进口冲击企业	287	10%	307	9%	236	8%	224	8%
(4) 双重冲击企业	656	23%	787	23%	775	25%	666	23%
共计：12438	2906	100%	3448	100%	3139	100%	2945	100%

最后，本文根据上市公司和供应商名称通过百度地图和 Orbis 数据库分别确定其国内外供应商的地理位置信息。其中，仅有 11528 条观测值为国内供应商，可以通过地理位置搜寻得到其经纬度坐标，并可对其中 11329 条观测的经纬度坐标通过逆地理编码的方式得到其所属省市县信息，并构造主要解释变量。剩余国外供应商则在进一步讨论中加以分析。

附录3 稳健性检验



附图 3-1 基准结果事件分析法回归系数



附图 3-2 基准结果安慰剂检验回归系数密度分布图

附表 3-1

考虑供应链调整的滞后效应

单位: %

被解释变量	(1) 同市比例	(2) 同省异市比例	(3) 异省比例
L.Tariff_exp	-0.0671 (0.2692)	0.1017 (0.1398)	-0.1177 (0.3296)
L.Tariff_imp	1.6023*** (0.5352)	-0.1257 (0.2762)	-1.0648* (0.6253)

观测值	1,166	1,166	1,166
R ²	0.8498	0.8790	0.8436
控制变量	是	是	是
公司固定效应	是	是	是
省份-年份固定效应	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是

附表 3-2

更换被解释变量

单位: km

被解释变量	(1) log(几何加权距离)	(2) 再分配效应	(3) 广度边际
Tariff_exp	-0.0002 (0.0080)	-0.0079 (0.0112)	0.0077 (0.0144)
Tariff_imp	-0.0603*** (0.0193)	-0.0224 (0.0204)	-0.0379* (0.0214)
观测值	1,730	1,730	1,730
R ²	0.8610	0.5556	0.6889
控制变量	是	是	是
公司固定效应	是	是	是
省份-年份固定效应	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是

附表 3-3

中美全产品关税冲击

单位: %

被解释变量	(1) 同市比例	(2) 同省异市比例	(3) 异省比例
Tariff_exp	0.1022 (0.1668)	0.3084*** (0.1114)	-0.3907* (0.2174)
Tariff_imp	0.6851* (0.4049)	-0.0548 (0.1512)	-0.7448* (0.4458)
观测值	1,846	1,846	1,846
R ²	0.8346	0.8419	0.8146
控制变量	是	是	是
公司固定效应	是	是	是
省份-年份固定效应	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是

附表 3-4

改变控制变量

单位：%

被解释变量	(1) 同市比例	(2) 同省异市比例	(3) 异省比例
Tariff_exp	0.1237 (0.1515)	0.2948*** (0.1049)	-0.3721* (0.1888)
Tariff_imp	0.8163 (0.5249)	0.0567 (0.1711)	-1.4028** (0.6050)
观测值	1,742	1,742	1,742
R ²	0.8371	0.8476	0.8258
控制变量	是	是	是
公司固定效应	是	是	是
省份-年份固定效应	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是

附表 3-5

改变聚类维度

单位：%

被解释变量	(1) 同市比例	(2) 同省异市比例	(3) 异省比例
Tariff_exp	0.1085 (0.1930)	0.2969** (0.1487)	-0.3461 (0.2186)
Tariff_imp	0.8183* (0.4524)	0.0245 (0.2507)	-1.3100** (0.6061)
观测值	1,846	1,846	1,846
R ²	0.8345	0.8419	0.8151
控制变量	是	是	是
公司固定效应	是	是	是
省份-年份固定效应	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是

附录 4 异质性检验

附表 4

不同采购规模企业的异质性反应

单位：%

被解释变量	(1) 同市比例	(2) 同省异市比例	(3) 异省比例
Tariff_exp	-0.0212 (0.2152)	0.2127 (0.1484)	-0.0841 (0.3010)
Tariff_imp	1.4248* (0.7876)	-0.3107 (0.2188)	-1.9107** (0.9112)
大型企业# Tariff_exp	0.2036 (0.2365)	0.2729 (0.2993)	-0.5318 (0.4081)
大型企业# Tariff_imp	-1.2398 (0.8387)	0.8697*** (0.2647)	1.0699 (1.0514)
观测值	1,846	1,846	1,846
R2	0.8348	0.8423	0.8154
控制变量	是	是	是
公司固定效应	是	是	是
省份-年份固定效应	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是

附录5 模型证明附录

一、 π_S 推导

设有 $\omega \in \Omega$ 种中间投入品，假设其对称，考虑一种代表性中间投入品的采购问题，因此省略所有种类编码 ω 。同省供应商成为最低成本供应商的概率如下：

$$\pi_S = \Pr(p_S \leq p_N) = \Pr\left(\frac{w_S \tau_S}{z_S} \leq \frac{w_N \tau_N \phi_N}{z_N}\right) = \Pr(z_N \leq \frac{w_N \tau_N \phi_N}{w_S \tau_S} z_S)$$

为了表述简洁，不妨将常数 $\frac{w_N \tau_N \phi_N}{w_S \tau_S}$ 写作 C ，则上式可以进一步写成如下形式：

$$\pi_S = \Pr(z_N \leq C z_S) = \int_0^\infty \Pr(z_N \leq C x | z_S = x) f(x) dx = -T \int_0^\infty e^{-T[(Cx)^{-\theta} + x^{-\theta}]} dx^{-\theta}$$

换元代换后，结果可以写做下式：

$$\pi_S = \frac{(w_S \cdot \tau_S)^{-\theta}}{(w_S \cdot \tau_S)^{-\theta} + (w_N \cdot \tau_N \cdot \phi_N)^{-\theta}}$$

二、关税冲击机制证明

给定搜寻范围时， c 不再随 π_S 变化，而为给定的两个随机变量的期望。因此，将每个企业的决策分为两步：第一，根据利润情况选择同省采购还是跨省采购；第二，跨省采购的企业根据运输成本、信息成本、各省工资等决定同省采购比例。而实证中看到各上市公司从同省供应商采购的比例则为所有最终品生产厂商在上述两个决策中综合得到的结果。

企业的最优策略为：当且仅当 $\Delta \Pi = \Pi^*(c(p_D^{(mix)}, p_F)) - \Pi^*(c(p_D^{(S)}, p_F)) > K$ ，若 $\Delta \Pi$ 在贸易战后随进出口关税上升而减少，则选择本地化方案的概率上升。问题从而转化为分析 $\Delta \Pi$ 随进出口关税的变化。

$$\begin{aligned} \Delta \Pi &= \frac{1}{\eta - 1}^{-\eta+1} \times \eta^{-\eta} \times A \times \tau_{exp}^{-\eta} \times [c(p_D^{(mix)}, p_F)^{1-\eta} - c(p_D^{(S)}, p_F)^{1-\eta}] \\ &= \frac{1}{\eta - 1}^{-\eta+1} \times \eta^{-\eta} \times A \times \tau_{exp}^{-\eta} \times (p_F^0 \tau_{imp})^{(1-\alpha)(1-\eta)} \times [(p_D^{(mix)})^{\alpha(1-\eta)} \\ &\quad - (p_D^{(S)})^{\alpha(1-\eta)}] \end{aligned}$$

其中， $\alpha \in (0, 1)$ ， $\eta > 1$ ，因此 $[(p_D^{(mix)})^{\alpha(1-\eta)} - (p_D^{(S)})^{\alpha(1-\eta)}] > 0$ ，从而推导出下式：

$$\begin{aligned} \frac{\partial \Delta \Pi}{\partial \tau_{exp}} &= -\frac{1}{\eta - 1}^{-\eta+1} \times \eta^{-\eta+1} \times A \times \tau_{exp}^{-\eta-1} \times (p_F^0 \tau_{imp})^{(1-\alpha)(1-\eta)} \times [(p_D^{(mix)})^{\alpha(1-\eta)} \\ &\quad - (p_D^{(S)})^{\alpha(1-\eta)}] < 0 \end{aligned}$$

$$\frac{\partial \Delta \Pi}{\partial \tau_{imp}} = p_F^0 \times (1 - \alpha) \times (1 - \eta) \times \frac{1}{\eta - 1}^{-\eta+1} \times \eta^{-\eta} \times A \times \tau_{exp}^{-\eta} \times (p_F^0 \tau_{imp})^{(1-\alpha)(1-\eta)-1} \\ \times [(p_D^{(mix)})^{\alpha(1-\eta)} - (p_D^{(S)})^{\alpha(1-\eta)}] < 0$$

即随着出口关税 τ_{exp} 和进口关税 τ_{imp} 提升，企业选择混合采购模式的概率降低，同省供应商占比提升。

三、信息不对称机制证明

在已有命题基础上，进一步推导二阶偏导的结果。 $\frac{\partial \Delta \Pi}{\partial \tau_{exp}}$ 和 $\frac{\partial \Delta \Pi}{\partial \tau_{imp}}$ 的表达式见上一小节，由于

ϕ_N 仅进入国内价格表达式，影响国内投入品最终采购价格，不妨记 $-\frac{1}{\eta-1}^{-\eta+1} \times \eta^{-\eta+1} \times A \times$

$\tau_{exp}^{-\eta-1} \times (p_F^0 \tau_{imp})^{(1-\alpha)(1-\eta)}$ 为 Constant_1 ，记 $p_F^0 \times (1 - \alpha) \times (1 - \eta) \times \frac{1}{\eta-1}^{-\eta+1} \times \eta^{-\eta} \times A \times$

$\tau_{exp}^{-\eta} \times (p_F^0 \tau_{imp})^{(1-\alpha)(1-\eta)-1}$ 为 Constant_2 ，且其均为负数。将国内价格的具体表达式代入，则二阶偏导为：

$$\begin{aligned} \frac{\partial^2 \Delta \Pi}{\partial \tau_{exp} \partial \phi_N} &= \text{Constant}_1 \times \frac{\partial [(p_D^{(mix)})^{\alpha(1-\eta)} - (p_D^{(S)})^{\alpha(1-\eta)}]}{\partial \phi_N} \\ &= \text{Constant}_1 \times \alpha(1 - \eta) \times (p_D^{(mix)})^{\alpha(1-\eta)-1} \times A_D \\ &\quad \times [(w_S \tau_S)^{-\theta} + (w_N \tau_N \phi_N)^{-\theta}]^{-\frac{1}{\theta}-1} \times (w_N \tau_N)^{-\theta} \times \phi_N^{-\theta-1} > 0 \\ \frac{\partial^2 \Delta \Pi}{\partial \tau_{imp} \partial \phi_N} &= \text{Constant}_2 \times \frac{\partial [(p_D^{(mix)})^{\alpha(1-\eta)} - (p_D^{(S)})^{\alpha(1-\eta)}]}{\partial \phi_N} \\ &= \text{Constant}_2 \times \alpha(1 - \eta) \times (p_D^{(mix)})^{\alpha(1-\eta)-1} \times A_D \\ &\quad \times [(w_S \tau_S)^{-\theta} + (w_N \tau_N \phi_N)^{-\theta}]^{-\frac{1}{\theta}-1} \times (w_N \tau_N)^{-\theta} \times \phi_N^{-\theta-1} > 0 \end{aligned}$$

由此可证命题三成立。