

一体成链：统一大市场建设对企业国内供应链网络的影响

罗长远¹ 彭湛川¹ 陈智韬²

(1. 复旦大学, 上海 200433; 2. 上海市商务委员会, 上海 200125)

摘要：本文考察了在推进区域协调发展和构建全国统一大市场的战略背景下，市场一体化对企业跨地区供应链网络的影响。首先，构建了一个引入供应链关系内生调整的理论框架，揭示了统一大市场如何通过降低交易成本和提升匹配效率进而优化企业间的供应链合作。然后，在此基础上，构建了2013~2021年的“供应商—客户—年份”三维面板数据，并以省际市场一体化指数作为代理变量，采用工具变量法等策略进行因果关系识别。研究发现，统一大市场建设显著提升了企业跨地区构建供应链关系的概率。机制分析进一步发现，该效应主要通过两条渠道实现：一是成本机制，即通过促进商品和要素的跨地区流动以降低供应链合作成本；二是风险机制，即通过缓解断链风险以增强供应链关系韧性。本文的研究有助于深化对国内大循环背景下供应链网络重构的理解，为统一大市场体制机制的优化提供理论支持和经验证据。

关键词：统一大市场建设；市场一体化；供应链网络

中图分类号：F124/F274

文献标识码：A

文章编号：1006-1894 (2025) 06-0001-23

一、引言

建设全国统一大市场是构建新发展格局的基础支撑和内在要求，也是党中央、国务院立足全局、着眼长远所做出的重大战略部署。2022年发布的《中共中央 国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》明确指出，要“打破地方保护和市场分割，打通制约经济循环的关键堵点，促进商品要素资源在更大范围内畅通流动”。2025年《政府工作报告》进一步强调，要“纵深推进全国统一大市场建设，加快建立健全基础制度规则，破除地方保护和市场分割”。这一系列顶层设计和政策安排，标志着中国进入以建设高效畅通的国内统一大市场引领经济高质量发展的新阶段。

在这一战略进程中，供应链合作与区域一体化的发展密不可分。统一大市场的构建不仅涉及制度规则的整合与优化，更在微观层面深刻影响企业之间的资源配置方式与产业协作格局。近年来，国家在推进区域协调发展战略中日益强调供应链协同的作用。例如，《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》专设章节阐述“加强产

作者简介：罗长远，复旦大学世界经济研究所教授，博士生导师，研究方向：供应链、中国开放经济；彭湛川，复旦大学经济学院博士研究生，研究方向：供应链、国际贸易理论与政策；陈智韬，上海市商务委员会，博士，研究方向：供应链、跨国公司与国际直接投资。

基金项目：国家社会科学基金重大项目“全球产业链重构对全球经济治理体系的影响及中国应对研究”（项目编号：21&ZD075）；国家社会科学基金哲学社会科学领军人才项目（项目编号：22VRC154）。

业分工协作”，表明构建高效协同的产业链供应链体系是推动区域一体化的关键路径。这一政策导向反映出供应链网络已成为支撑经济一体化和市场融合的重要载体。

由此，一个关键问题是：统一大市场建设能否通过强化一体化进程，推动企业间实现效率更高、韧性更强的供应链协作？特别是在中国地区间资源禀赋差异显著、制度协调成本长期存在的情境下，如何实现不同地区之间的商品与要素顺畅流动以及产业高效联动，已成为衡量一体化战略成效的核心命题。因此，亟需从企业行为与生产网络的层面出发，识别一体化程度如何通过降低企业间供应链合作的成本与风险，重塑企业的供应链关系网络，从而为宏观政策的优化实施提供实证支持。

从已有的供应链网络结构来看，区域一体化水平较高的地区已逐步成为中国供应链合作的重要节点。比如，长三角地区和京津冀地区的企业与周边省市之间存在高度密集的供应链联系，而与其他地区的供应链联系较弱，呈现明显的空间邻近效应与区域内分工格局。这些事实初步揭示出，无论是显性的运输成本还是无形的壁垒（如制度性障碍、信息不对称等），一体化程度的差异都可能显著影响企业跨地区构建供应链关系的能力与意愿。

本文旨在从理论和实证两个层面考察全国统一大市场建设是否以及如何促进企业间的跨地区供应链合作。核心问题是：统一大市场建设是否能够提升企业构建跨地区供应链关系的概率？其作用是通过哪些渠道发挥的？具有哪些特征的企业在此过程中具有更显著的响应效应，以及一体化对企业的供应链布局又有何影响？

在研究设计上，本文以统一大市场建设为背景，构建引入供应链关系内生调整的一般均衡模型，从理论上刻画统一大市场通过降低交易成本、提升匹配效率，进而优化企业间供应链结构并提升供应链合作概率的传导路径。在此基础上，本文将中国企业招投标数据库与工商注册数据库进行匹配，构建“供应商—客户—年份”三维面板数据，并以省际市场一体化指数作为核心解释变量，识别一体化程度对企业跨地区供应链合作的影响。实证结果显示，随着市场一体化程度提升，企业跨地区构建供应链关系的概率显著增加。机制分析表明，该效应主要通过两条渠道实现：一是成本机制，即通过促进商品和要素的跨地区流动，降低企业间供应链合作成本；二是风险机制，即通过降低断链风险，增强供应链关系韧性。

本文的研究主题涉及两支主要文献。第一支是关于供应链关系构建的文献。在供应链关系构建过程中，企业需要承担固定成本和可变成本。固定成本主要来自搜寻、匹配与谈判环节的人力与物力投入（Huneus, 2018; Bernard et al., 2022; 罗长远等, 2024），可变成本涉及选择供应商以获取更高质量或多样化中间投入品，从而降低生产过程中的可变成本（Amiti and Konings, 2007; Oberfield, 2018; Bernard et al., 2019），而运输损耗、库存管理成本及自然灾害等不可控风险也会产生影响（Barrot and Sauvagnat, 2016; Boehm et al., 2019; Carvalho et al., 2021; 包群和但佳丽, 2021）。同时，制度因素也很关键，在法律约束和契约执行力较弱的环境下，

企业需支付更高监督与管理成本,因此倾向于选择稳定的“关系型”供应商(Johnson et al., 2002; Boehm and Oberfield, 2020)。跨国供应链研究进一步表明,制度改善和国际贸易协定的深化能够降低供应链断裂风险,为企业跨地区及国际合作创造更有利的制度环境(Huang et al., 2023; Grossman et al., 2024; 沈国兵和沈彬朝, 2024)。

第二支是关于市场一体化的文献。已有文献分析了阻碍市场一体化的因素,地方保护主义(白重恩等, 2004)、晋升机制与地方锦标赛(周黎安, 2007)、增值税制度改革(Xing and Whalley, 2014)、地方产业政策(刘志彪和孔令池, 2021)等均可能增加地方间产权交易壁垒,导致商品市场和要素市场分割。此外,国际化程度、基础设施水平和地区方言等因素也会影响市场一体化(陆铭和陈钊, 2009; 刘毓芸等, 2017)。在市场一体化的度量方法上,现有研究主要采用3类方法,即一价法、贸易流量法与生产专业化指数法(范剑勇和林云, 2011)。其中,一价法最为广泛,通过各地区价格数据构建市场分割指数(Young, 2000; 桂琦寒等, 2006; 盛斌和毛其淋, 2011)。此外,部分研究关注市场一体化的经济影响:市场分割阻碍了专业化分工(白重恩等, 2004; 范剑勇, 2004)和技术进步(张杰等, 2011);虽然在一定程度上刺激出口,但对贸易增加值有负向影响(张杰等, 2010);基于结构模型的定量分析表明,降低市场分割程度有助于促进经济增长和提升社会福利(陈朴等, 2021)。

关于市场一体化的文献多关注企业的区位选择(范剑勇等, 2021),强调产业集聚效应,对企业间专业化分工与供应链关系的关注仍有限。本文关注国内统一大市场建设对企业建立供应链关系的影响,有4篇文献与这一主题直接相关。唐东波(2013)的研究指出,市场化改革降低交易成本,促进企业垂直专业化分工。李嘉楠等(2019)的研究印证了市场整合对于企业生产专业化的促进作用,他们发现市场分割会导致中间品贸易渠道受阻,影响企业的垂直分工。Chen等(2022)发现,地方保护主义的减弱与基础设施的发展进一步促进了省际贸易往来,推动国内市场生产网络的形成。袁劲等(2024)发现,企业更倾向于从市场一体化程度较高的地区采购。在文献中,地区间的专业化分工和合作也被视为市场一体化的重要结果。然而,鲜有文献直接探讨市场一体化与企业专业化分工的关系,更少有研究将市场一体化作为影响国内供应链关系构建与调整的关键因素。

与已有文献相比,本文的边际贡献在于3个方面。第一,选题上,结合市场一体化与供应链构建,考察市场一体化对企业供应链关系的影响,拓展市场一体化与供应链研究的交叉领域。第二,理论上,在异质性企业的一般均衡框架下构建市场一体化对企业供应链合作影响的分析模型,通过数理模型揭示一体化促进企业跨地区供应链合作的两条渠道,即成本机制和风险机制。第三,经验上,基于中国企业招投标数据库和工商注册数据库的匹配数据,在微观层面找到一体化有助于企业跨

地区供应链合作的经验证据，并通过机制分析和拓展性分析进一步加深对市场一体化作用机理的理解。

二、理论模型和研究假说

本文基于 Bernard 等（2022）的研究，在异质性企业的一般均衡框架下，构建一个分析市场一体化对企业供应链合作影响的模型。与现有文献相比，本文在理论建模方面的创新在于：相较于以往主要关注运输损耗等显性成本的研究，在模型中进一步纳入制度性障碍、信息不对称等无形的贸易壁垒，从而更系统地刻画了供应链构建的成本结构；将统一大市场建设引入分析框架，从理论上考察了其如何通过降低供应链合作的成本和风险两条渠道，促进企业的跨地区供应链合作。

（一）基本模型设定

在 Bernard 等（2022）的基础上，本文引入地区间的冰山成本。经济体由连续的企业 $\{\omega\}_{\omega \in \Omega}$ 组成， Ω 表征所有企业的集合。在市场中，企业之间进行垄断竞争。企业的产品既可以作为其他企业的中间投入，也可以作为最终产品直接被消费者购买。企业的生产需要使用中间品和劳动力，市场的劳动力供给总量为 L 。

1. 企业的生产

我们将企业 ω 的生产函数标准化为：

$$y(\omega) = \frac{1}{\alpha^\alpha (1-\alpha)^{(1-\alpha)}} z(\omega) l(\omega)^\alpha v(\omega)^{1-\alpha} \quad (1)$$

其中， $y(\omega)$ 表征企业的产出， $z(\omega)$ 表征（外生的）企业生产率， $l(\omega)$ 和 $v(\omega)$ 分别表征企业 ω 在生产过程中使用的劳动力和中间品数量，常数 α 表示劳动力份额。

企业 ω 从各个供应商采购中间品，中间品总量 $v(\omega)$ 可以表示为：

$$v(\omega) = \left(\int_{\omega^s \in S(\omega)} v(\omega^s, \omega)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} d\omega^s \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (2)$$

其中， $S(\omega)$ 代表企业 ω 供应商集合， $v(\omega^s, \omega)$ 表示企业 ω 从供应商 ω^s 购买的中间品数量。常数 $\sigma > 1$ 表征各个供应商之间的替代弹性。

企业 ω 面临的中间品价格指数为：

$$P(\omega) = \left(\int_{\omega^s \in S(\omega)} \tau(\omega^s, \omega)^{1-\sigma} p(\omega^s)^{1-\sigma} d\omega^s \right)^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (3)$$

其中， $\tau(\omega^s, \omega) > 1$ 表征“冰山成本”（iceberg cost）。由于交易损耗的存在，中间品的出厂价格和企业实际面临的价格是不同的：中间品的出厂价格 $p(\omega^s)$ 由供应商 ω^s 确定；企业实际面临的中间品价格为 $\tau(\omega^s, \omega)p(\omega^s)$ 。“冰山成本”直接影响了企业使用中间品所需花费的成本。后文的分析将重点讨论各类因素通过改变“冰山成本”，进而对企业供应链关系产生影响。

根据生产函数一次齐次的性质,可以得到:

$$\frac{wl(\omega)}{\alpha} = \frac{P(\omega)v(\omega)}{1-\alpha} = c(\omega)y(\omega) \quad (4)$$

将工资 w 单位化为 1, 可以得到企业 ω 生产 1 单位产品所花费的成本:

$$c(\omega) = \frac{P(\omega)^{1-\alpha}}{z(\omega)} \quad (5)$$

2. 企业的采购

与 Oberfield (2018) 一样, 本文设定企业 ω^s 生产的产品, 一部分成为其客户企业 ω 生产所用到的中间品; 另一部分成为最终商品, 直接被消费者购买。在这里, 先考察供应商与客户之间的中间品流动。

根据式 (2) 和式 (3), 可以得到企业对供应商的采购额:

$$m(\omega^s, \omega) = \tau(\omega^s, \omega)^{1-\sigma} p(\omega^s)^{1-\sigma} P(\omega)^{\sigma-1} M(\omega) \quad (6)$$

采购额由供应商 ω^s 和企业 ω 之间的“冰山成本” $\tau(\omega^s, \omega)$ 、供应商 ω^s 的中间品出厂价格 $p(\omega^s)$ 、企业 ω 面临的价格指数 $P(\omega)$ 和企业 ω 的中间品采购总额 $M(\omega)$ 决定。其中, 企业 ω 的中间品采购总额 $M(\omega)$ 满足:

$$M(\omega) = \int_{\omega^s \in S(\omega^c)} m(\omega^s, \omega) d\omega^s \quad (7)$$

在垄断竞争的市场结构下, 由供应商 ω^s 提供的中间品价格与边际成本满足:

$$p(\omega^s) = \mu c(\omega^s) \quad (8)$$

其中, 常数 $\mu = \sigma / (\sigma - 1)$ 是成本加成 (markup) 因子。

结合式 (5)、式 (6) 和式 (8), 可以将企业 ω 对供应商 ω^s 的采购额改写为:

$$m(\omega^s, \omega) = \left[\frac{z(\omega^s)}{\mu \tau(\omega^s, \omega) P(\omega^s)^{1-\alpha}} P(\omega) \right]^{\sigma-1} M(\omega) \quad (9)$$

其中, $P(\omega^s)$ 表征供应商 ω^s 面临的中间品价格指数。

根据式 (8), 可以得到供应商 ω^s 与其客户企业 ω 建立联系获得的潜在毛利润:

$$\pi(\omega^s, \omega) = \frac{m(\omega^s, \omega)}{\sigma} \quad (10)$$

另外, 供应商 ω^s 需要支付固定成本 $F(\omega^s, \omega)$ 用于和客户 ω 建立供应链关系, 包括企业支付特定的固定成本进行搜寻和匹配, 以求在市场中寻找到合适的卖家 (Huneus, 2018)。

(二) 求解均衡

一个企业可以用记号 $\omega = (z; F)$ 来表征。其中, z 是企业生产率, F 是企业建立供应链关系的固定成本, $dG(\omega)$ 则表征企业 ω 的多元分布密度。因此, 可以定义函数 $I(\omega, \omega')$ 为企业对 (ω, ω') 中成功形成供应链关系的占比 (或概率)。

在求解均衡时，参考 Bernard 等（2022）从局部均衡到一般均衡的方法。首先，考虑外生的企业间供应链关系。在给定供应链网络的条件下，求解得到企业的生产行为和采购行为，这是局部均衡的结果。然后，将供应链关系内生化的，通过调整供应链网络结构，使得模型在一般均衡框架下得到求解。

1. 后向不动点方程

在给定供应链网络时，利用定价法则 $p(\omega) = \mu c(\omega)$ 和式（5），可以得到关于中间品价格指数的后向不动点方程：

$$P(\omega)^{1-\sigma} = \mu^{1-\sigma} \int \tau(\omega', \omega)^{1-\sigma} P(\omega')^{(1-\sigma)(1-\alpha)} z(\omega')^{\sigma-1} l(\omega', \omega) dG(\omega') \quad (11)$$

需要注意的是，式（11）为求解均衡的后向不动点（backward fixed point）方程，满足这一不动点方程的均衡解存在且唯一（Allen et al., 2016）。

2. 前向不动点方程

企业 ω 的总销售额 $R(\omega)$ 可以分成最终品销售额 $Q(\omega)$ 和中间品销售额，则有 $R(\omega) = Q(\omega) + \int m(\omega, \omega') l(\omega, \omega') dG(\omega')$ 。其中， $m(\omega, \omega')$ 为企业 ω 卖给客户 ω' 的销售额。

最终品消费者具有替代弹性为 σ 的 CES 效用函数和完全无弹性的劳动供给 L 。同时，代表性消费者是所有公司的股东，因此总利润 Π 成为消费者收入的一部分。在市场出清情形下，总收入 $X = wL + \Pi$ ，即是总劳动收入和总公司利润的和。与式（6）类似，最终品的销售额 $Q(\omega)$ 满足：

$$Q(\omega) = \bar{\tau}^{1-\sigma} p(\omega)^{1-\sigma} P^{\sigma-1} X \quad (12)$$

其中， $\bar{\tau} > 1$ 表征消费者购买最终产品的冰山成本， $\bar{\tau} p(\omega)$ 刻画了消费者从企业 ω 购买最终品的实际价格。此外，消费价格指数 P 满足：

$$P^{1-\sigma} = \int \bar{\tau}^{1-\sigma} p(\omega)^{1-\sigma} dG(\omega) = \mu^{1-\sigma} \int \bar{\tau}^{1-\sigma} P(\omega)^{(1-\sigma)(1-\alpha)} z(\omega)^{\sigma-1} dG(\omega) \quad (13)$$

基于生产函数的一次齐次性质，对于企业 ω 的客户 ω' 同样可以得到：

$$M(\omega') = \frac{R(\omega')(1-\alpha)}{\mu} \quad (14)$$

整理可得前向不动点方程：

$$R(\omega) = \frac{\mu^{1-\sigma} z(\omega)^{\sigma-1}}{P(\omega)^{(\sigma-1)(1-\alpha)}} \left(\frac{P^{\sigma-1} X}{\bar{\tau}^{\sigma-1}} + \frac{1-\alpha}{\mu} \int \frac{P(\omega')^{\sigma-1} R(\omega')}{\tau(\omega, \omega')^{\sigma-1}} l(\omega, \omega') dG(\omega') \right) \quad (15)$$

企业 ω 的总销售额 $R(\omega)$ 由客户 ω' 的总销售额 $R(\omega')$ 和价格指数 $P(\omega')$ 决定。同样，满足这一不动点方程的均衡存在且唯一（Allen et al., 2016）。通过后向不动点方程和前向不动点方程，可以得到在给定供应链网络结构下的局部均衡。

3. 一般均衡

这里考虑内生的供应链网络关系，一般均衡被定义为：企业的生产 $\{y(\omega), l(\omega), v(\omega), p(\omega), c(\omega)\}_{\omega \in \Omega}$ ；中间品采购 $\{m(\omega', \omega), M(\omega), \pi(\omega', \omega)\}_{\omega \in \Omega}$ ；最终品销

销售额 $\{Q(\omega)\}_{\omega \in \Omega}$ 和总销售额 $\{R(\omega)\}_{\omega \in \Omega}$ ；一系列价格指数 P 、 w 和 $\{P(\omega)\}_{\omega \in \Omega}$ ；社会总支出 X 和所有公司总利润 Π ；以及企业间供应链关系 $\{I(\omega, \omega')\}_{\omega, \omega' \in \Omega}$ 。企业的生产行为满足式 (1) 至式 (5)，企业的中间品采购满足式 (6) 至式 (10)，企业的最终品销售额、总销售额、一系列价格指数和宏观变量满足式 (11) 至式 (15)。对于卖家 ω 来说，当且仅当 $\pi(\omega, \omega') > F(\omega, \omega')$ 时，它会与买家 ω' 形成供应链关系。

遵循 Bernard 等 (2022) 的做法，我们认为 $F(\omega, \omega') = F(\omega) \varepsilon$ ，其中 $F(\omega)$ 只与卖家特征相关， ε 则表征供应链关系对 (ω, ω') 之间的特定异质性。企业对 (ω, ω') 中成功形成供应链关系的比例为：

$$I(\omega, \omega') = \int I[\ln \varepsilon < \ln \pi(\omega, \omega') - \ln F(\omega)] dH(\varepsilon) \quad (16)$$

其中， $I[\cdot]$ 为指示函数， $H(\varepsilon)$ 为 ε 的分布。我们注意到，上式给出了企业对 (ω, ω') 成功匹配的概率，其取决于成功匹配后获得的收益和付出的匹配成本。在内生供应链网络情形下，我们使用嵌套不动点算法 (nested fixed point algorithm) 来求解均衡。^①

(三) 一体化对供应链合作的影响

基于上述理论建模，对于均衡状态下的企业供应链关系展开研究。在国内市场的供应链关系中，将企业 ω 所在地与企业 ω' 所在地之间的市场一体化程度 $inte(\omega, \omega')$ 视为影响企业之间冰山成本 $\tau(\omega, \omega')$ 的因素，我们假设满足：

$$\frac{\partial \tau(\omega, \omega')}{\partial inte(\omega, \omega')} < 0 \quad (17)$$

上述条件的含义是，两地间的市场一体化程度越高，两地企业间的冰山成本越小。根据式 (16) 和式 (17)，可得市场一体化程度提升对企业供应链关系的影响：

$$\frac{\partial I(\omega, \omega')}{\partial inte(\omega, \omega')} = \frac{\partial \int I[\ln \varepsilon < \ln \pi(\omega, \omega') - \ln F(\omega)] dH(\cdot)}{\partial \tau(\omega, \omega')} \frac{\partial \tau(\omega, \omega')}{\partial inte(\omega, \omega')} > 0 \quad (18)$$

式 (18) 表明在其他条件不变的情况下，市场一体化程度的提升可以降低两地企业间的冰山成本，进而提升两地企业间进行供应链合作的概率。^②

① 步骤如下：第一步，对于供应链关系 $I(\cdot, \cdot)$ 赋予初始值；第二步，对于给定的供应链关系 $I(\cdot, \cdot)$ ，通过式 (11) 的后向不动点方程和式 (15) 的前向不动点方程，求解局部均衡条件下的中间品价格指数 $P(\omega)$ 和总销售额 $R(\omega)$ ；第三步，利用式 (9)、式 (10) 计算与潜在买家形成供应链关系所得的毛利润 $\pi(\omega, \omega')$ ；第四步，基于式 (16) 计算新的供应链关系 $I(\cdot, \cdot)$ ；第五步，将新的供应链关系 $I(\cdot, \cdot)$ 代回第二步，通过循环往复，直至 $I(\cdot, \cdot)$ 收敛。即使赋予的初始值不同，嵌套不动点算法总能收敛到同一均衡解。

② 我们不妨假设 $\ln \varepsilon \sim N(0, \delta_\varepsilon^2)$ ，以及 $\sigma - 1 > 0$ 。对于 ε 更一般的分布，证明过程相似。当满足 $\ln \varepsilon \sim N(0, \delta_\varepsilon^2)$ 时，有

$$I(\omega, \omega') = \Phi\left(\frac{\ln \pi(\omega, \omega') - \ln F(\omega)}{\delta_\varepsilon}\right)。我们注意到，经济体由连续的企业 $\{\omega\}_{\omega \in \Omega}$ 组成，结合式 (9) 和式 (10) 有：$$

$$\frac{\partial I(\omega, \omega')}{\partial \tau(\omega, \omega')} = \partial \Phi\left(\frac{\ln\left[\frac{z(\omega)}{\mu \tau(\omega, \omega') P(\omega)^{1-\sigma}} M(\omega')\right] - \ln F(\omega) - \ln(\sigma)}{\delta_\varepsilon}\right) \bigg/ \frac{\partial \tau(\omega, \omega')}{\partial \tau(\omega, \omega')} \propto (1 - \sigma) < 0。利用链式法则和式 (17)，可得：$$

$$\frac{\partial I(\omega, \omega')}{\partial inte(\omega, \omega')} = \frac{\partial I(\omega, \omega')}{\partial \tau(\omega, \omega')} \frac{\partial \tau(\omega, \omega')}{\partial inte(\omega, \omega')} > 0。$$

假说 1：统一大市场建设有助于降低地区间市场分割造成的交易成本，推动国内市场企业间的供应链合作。

（四）一体化对国内供应链合作的作用渠道

我们进一步论证一体化程度的提升通过哪些机制推动企业跨地区的供应链合作。具体而言，其作用渠道主要包括两个方面。

1. 成本降低机制

一体化程度提升畅通了商品和要素的跨地区流动（李嘉楠等，2019；余泳泽等，2022），减少了国内地区之间的贸易壁垒（Poncet，2003），从运输成本和制度性壁垒两方面降低了企业间的交易成本。为此，遵循 Boken 等（2022）的做法，我们可以将式（9）分解为：

$$\ln(m(\omega, \omega')) = \underbrace{-(\sigma-1)\ln(\tau(\omega, \omega')) + (\sigma-1)\ln\left[\frac{z(\omega)}{\mu P(\omega)^{1-\alpha}}\right]}_{\text{买方固定效应}} + \underbrace{\ln\left[\frac{M(\omega')}{P(\omega')^{1-\sigma}}\right]}_{\text{卖方固定效应}} \quad (19)$$

式（19）告诉我们在控制买方和卖方固定效应后，冰山成本降低能够促进两地企业间的贸易，进而促进商品和要素在地区间的流动。商品和要素的跨地区流动所带来的直接效应是资源配置效率的改善；间接效应体现在企业在建立和维系跨地区供应链关系时，搜索与匹配成本下降。当市场整合程度提升、交易摩擦减轻时，企业更容易跨地区寻找到合适的供应链伙伴。一体化程度的提升使得地区间商品和要素流动更加畅通，进而促进企业的跨地区供应链合作。

假说 2.1：统一大市场建设有助于促进地方间的商品和要素流动，降低跨地区交易成本，推动国内市场企业间的供应链合作。

2. 风险降低机制

我们进一步考虑一体化如何影响企业间供应链关系的韧性。参考 Acemoglu 和 Tahbaz-Salehi（2025）的研究，企业面临一个负向冲击 $\delta \in (z', F')$ ：该负向冲击可能是生产率方面的，企业自身生产效率 z 降低；或者是与供应链伙伴的合作受到负向影响，维持供应链的关系成本增加。结合式（16），存在 $\frac{\partial I(\omega, \omega')}{\partial \delta} < 0$ ，表明负向冲击 δ 会使得原有的供应链断裂，减少企业间的供应链合作。将其对一体化程度

$inte(\omega, \omega')$ 求导，可得：

$$\frac{\partial \frac{\partial I(\omega, \omega')}{\partial \delta}}{\partial inte(\omega, \omega')} = \frac{\partial^2 I(\omega, \omega')}{\partial inte(\omega, \omega') \partial \delta} > 0 \quad (20)$$

式（20）表明一体化程度的提升在应对冲击的过程中发挥了“缓冲器”的作用：

降低了负向冲击对供应链合作的影响,提升了供应链的韧性。具体而言,在面临外部负向冲击时,一体化程度较高的两个地区,企业跨地区供应链合作关系受到的扰动较小。而供应链韧性的提升改善了企业对冲击的预期,减少因担忧潜在风险而产生的观望或保守行为,从而激励企业更多跨地区的供应链合作。

假说 2.2: 统一大市场建设有助于降低断链风险,增强供应链关系的韧性,从而推动国内市场企业间的供应链合作。

三、研究策略

(一) 数据和变量

本文最关注的变量是企业之间的供应链关系以及地区之间的市场一体化。反映企业供应链关系的基础数据来自招投标数据库和工商注册数据库。招投标数据库提供了企业间交易的核心信息,包括供应商名称、客户名称、交易时间、交易金额以及是否为关联企业。工商注册数据库提供了企业的基本特征和地理信息,包括企业名称、注册地的地区编码、注册资本、注册时间、所属行业和登记类型。我们根据供应商和客户的名称,将招投标数据库与工商注册数据库进行匹配,得到企业间的供应链数据。研究的样本时间区间为 2013~2021 年。此外,本文也借鉴已有文献(孙浦阳和刘伊黎,2020;包群和但佳丽,2021)的做法,通过上市公司前五大供应商和前五大客户交易信息,构建上市企业间的供应链网络。

在市场一体化的度量方面,本文借鉴桂琦寒等(2006)提出的基于价格指数的“一价法”。该方法基于引力模型对价格指数进行测算,以此反映地区间的市场整合程度(市场分割程度的反向指标)。我们选取样本期内未缺失的 17 类省级商品零售价格指数,包括粮食、肉禽及其制品、水产品、蔬菜、干鲜瓜果、饮料烟酒、服装鞋帽、纺织品、家用电器及音像器材、日用品、化妆品、中西药品及医疗保健用品、书报杂志及电子出版物、燃料、建筑材料及五金电料、文化办公用品和体育娱乐用品。基于各年度分省份商品零售价格分类指数,可以获取 t 年 k 商品在 p 省份和 q 省份的价格指数 P_{pt}^k 和 P_{qt}^k ,两省份之间相对价格的一阶差分为:

$$\Delta Q_{pqt}^k = \ln(P_{pt}^k/P_{qt}^k) - \ln(P_{pt-1}^k/P_{qt-1}^k) = \ln(P_{pt}^k/P_{pt-1}^k) - \ln(P_{qt}^k/P_{qt-1}^k) \quad (21)$$

进一步来看,为了消除与特定商品种类相联系的固定效应,通过计算得到 $|\overline{\Delta Q_t^k}|$ (固定时间 t 和商品种类 k ,并在省份对层面对 ΔQ_{pqt}^k 求平均值),可以得到相对价格的变动部分 q_{pqt}^k :

$$q_{pqt}^k = |\Delta Q_{pqt}^k| - |\overline{\Delta Q_t^k}| \quad (22)$$

最后,通过计算各省份对在不同年份的价格波动方差 $\text{Var}(q_{pqt}^k)$ (固定省份对 $p-q$ 和时间 t),得到省际市场分割指数。取其相反数并做标准化处理后,我们得到市场

一体化指标 $inte_{pqt}$ 。^①

其他省级层面的宏观指标来自国泰安数据库，包括年度分地区生产价格指数、按行业分职工人数、行业概况和行业主要经济指标。我们将上述数据库进行匹配，最终形成“供应商—客户—年份”三维面板数据。在构建样本时，将样本期内出现并发生过交易的企业对均予以保留。考虑到本文关注的是国内市场一体化对跨地区供应链的影响，样本仅保留跨省份交易数据（供应商和客户所在省份不同）。同时，为避免异地设立关联企业对市场一体化的潜在反向影响，进一步剔除存在“关联交易”的企业对。经过匹配与清理，最终得到的样本时间覆盖 2013~2021 年，涉及 241,416 家供应商和 194,193 家客户，共 592,240 条企业对，记录了 5,330,160 条交易信息。

（二）研究设计

为考察国内市场一体化对企业供应链关系的影响，基础模型设定如下：

$$linkage_{ipjqt} = \alpha_0 + \alpha_1 inte_{pqt-1} + X_{ipjqt}'\theta + \delta_{ij} + \delta_{pt} + \delta_{qt} + \varepsilon_{ipjqt} \quad (23)$$

其中， i 为供应商， p 为其所在省份； j 为客户， q 为其所在省份； t 是年份。 $linkage_{ipjqt}$ 是供应商 i 和客户 j 在 t 年存在供应链关系与否的哑变量。 $inte_{pqt-1}$ 表示 p 省份和 q 省份双边的市场一体化程度，也是本文最关注的解释变量。为避免反向因果的内生性问题，将式子右边所有宏观变量滞后一期。

控制变量包括：地区间专业化指数 $spec_{pqt-1}$ ，测算方法来自范剑勇（2004）；两省份之间地区生产总值的差异 $gdp-gap_{pqt-1}$ ；两省份之间人均 GDP 的差异 $gdppc-gap_{pqt-1}$ 。^② δ_{ij} 为企业对固定效应，可以吸收企业（企业对）层面不随时间变化的因素的影响，也可以吸收企业所在省份（省份对）层面不随时间变化的因素的影响。企业双方的行业关系、地理距离和期初市场一体化程度的影响都可以被 δ_{ij} 所吸收。此外，还控制了省份—年份固定效应 δ_{pt} 和 δ_{qt} 。 ε_{ipjqt} 为随机扰动项。考虑到样本中有较多的“零值”（4,741,515 条），基准估计使用伪泊松分布最大似然估计法（PPML）。相比于最小二乘和样本选择模型，PPML 方法对于这类样本的估计结果是无偏的（Silva and Tenreyro, 2006, 2011）。表 1 是主要变量的描述性统计。

四、基准回归与稳健性检验

（一）基准回归

基于式（25）的估计结果见表 2。列（1）仅考虑市场一体化程度对企业跨省份

① 我们先对市场分割指数取相反数，再将其除以样本中的最大值。如此，市场一体化指标最小值为 0（对应市场分割指数的最大值 1），市场一体化指标最大值为 1（对应市场分割指数的最小值 0）。

② $gdp-gap_{pqt} = |\ln(gdp_p) - \ln(gdp_q)|$ ； $gdppc-gap_{pqt} = |\ln(gdppc_p) - \ln(gdppc_q)|$ 。

表 1 描述性统计

变量	观察值	平均数	标准差	最小值	最大值
$linkage_{ipqt}$	5,330,160	0.110	0.313	0.000	1.000
$inte_{pqt-1}$	5,330,160	0.975	0.016	0.779	1.000
$spec_{pqt-1}$	5,330,160	0.542	0.229	0.080	1.336
$gdp-gap_{pqt-1}$	5,330,160	0.489	0.336	0.000	1.605
$gdppc-gap_{pqt-1}$	5,330,160	0.734	0.524	0.000	4.399

注：数据由作者整理。

供应链合作的影响，标准误聚类在企业层面；列（2）在此基础上将标准误调整为省份对一年份层面，以考虑相同省份对不同企业同一年份可能存在的相关性；列（3）引入省份对固定效应；列（4）引入企业对固定效应，以控制不同省份和企业固有特征可能带来的影响；列（5）引入省份一年份固定效应，控制随时间变化的区域因素；列（6）引入控制变量，以提高估计的准确性。

表 2 基准估计结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$inte_{pqt-1}$	8.763*** (0.086)	8.763*** (1.287)	11.615*** (1.636)	11.615*** (1.736)	0.750*** (0.241)	0.680*** (0.241)
$spec_{pqt-1}$						0.261*** (0.073)
$gdppc-gap_{pqt-1}$						-0.0895** (0.035)
$gdp-gap_{pqt-1}$						0.0372 (0.036)
常数项	-10.76*** (0.084)	-10.76*** (1.103)	-13.54*** (1.532)	-13.54*** (1.533)	-2.637*** (0.241)	-2.662*** (0.24)
省份对固定效应	否	否	是	是	是	是
企业对固定效应	否	否	否	是	是	是
省份一年份固定效应	否	否	否	否	是	是
聚类标准误	企业对	省份对一年份				
样本数	5,330,160	5,330,160	5,330,160	5,287,734	5,287,487	5,287,487
Adj/Pseudo R ²	0.0026	0.0026	0.0034	0.0036	0.0912	0.0912

注：括号内的值为标准误；*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著；下表同。

从表 2 可以看到， $inte_{pqt-1}$ 的估计系数在各列均显著为正，说明市场一体化的提升显著促进了企业跨省供应链关系的建立。以列（6）作为代表性估计结果，市场一体化程度提升 1 个标准差（即 0.016），企业构建跨省供应链关系的可能性提升约 1.09%【 $\approx (e^{0.680 \times 0.016} - 1) \times 100\%$ 】。这一结果表明，统一大市场建设确实有助于推动国内企业跨地区供应链的合作，验证了假说 1。

（二）稳健性检验

1. 内生性问题

市场一体化进程可能受到企业跨地区供应链关系的反向影响。在基准回归中，虽然使用省份层面的解释变量并进行了滞后处理，但双向因果和遗漏变量仍可能导

致内生性偏误。为此，本文采用工具变量法进行稳健性检验。

本文使用的工具变量是省际方言距离。基于《汉语方言大词典》和《中国语言地图集》的数据，刘毓芸等（2015）和 Liu 等（2020）在县级层面进行了方言片区的划分。参考其做法，我们计算了省份间的方言距离：

$$d_{pq} = \sum_a \sum_b S_a^p S_b^q \text{dial}(a, b) \quad (24)$$

其中， d_{pq} 表征 p 省份和 q 省份的方言距离， $\text{dial}(a, b)$ 表示 p 省份的 a 县（或县级行政单位，下同）和 q 省份的 b 县是否属于同一个方言小组（dialectal sub-group）、方言组（dialectal group）和方言大组（dialectal super group），小组为最小的方言划分单位，大组为最大的划分单位。如果 a 县与 b 县同属于一个方言小组，那么 $\text{dial}(a, b)=0$ 。如果 a 县与 b 县不属于一个方言小组，但属于同一个方言组，那么 $\text{dial}(a, b)=1$ 。如果 a 县与 b 县不属于一个方言组，但属于同一个方言大组，那么 $\text{dial}(a, b)=2$ 。如果 a 县与 b 县不属于一个方言大组，那么 $\text{dial}(a, b)=3$ 。 S_a^p 和 S_b^q 分别为 a 县和 b 县在各自省份人口中的占比，与刘毓芸等（2015）的做法一致，人口数据取自 2000 年人口普查。

考虑到方言距离不随时间变化，本文借鉴 Nunn 和 Qian（2014）的做法，将其与年度市场一体化指数全国平均值 $\overline{\text{inte}_t}$ 相互作用，构造方言差异工具变量 $IV1_{pqt}$ ：

$$IV1_{pqt} = d_{pq} \times \overline{\text{inte}_t} \quad (25)$$

本文使用的工具变量为方言差异 $IV1_{pqt}$ ，满足相关性和排他性条件。已有研究表明，方言差异通过增加文化分割、降低社会对外来人口的认同以及加剧信息壁垒等途径，阻碍劳动力和资本跨区域流动，影响市场一体化（Herrmann-Pillath et al., 2014; Liu et al., 2020; 刘毓芸等，2024）。另外，方言属于个人早期形成的语言习惯，与企业间供应链合作没有直接联系，仅通过市场一体化渠道发挥作用。

两阶段 PPML 的估计结果见表 3，列（1）和列（3）展示了二阶段估计结果，作为对照，列（2）和列（4）展示了简约式估计结果。结果显示，工具变量通过了识别不足检验和弱工具变量检验，且 inte_{pqt-1} 估计系数均显著为正。表明在考虑可能存在的内生性后，市场一体化的提升显著促进了企业跨省份的供应链合作，验证了统一大市场建设有助于推动国内企业间供应链合作的结论。

2. 指标和样本的调整

为检验结果对样本和变量取值的稳健性，我们从广延、集约两个维度以及不同指标和数据口径对基准结果进行稳健性检验。（1）广延与集约边际。构建供应链关系与否用于捕捉供应链合作的广延边际（extensive margin），而交易频次与交易金额则反映合作的集约边际（intensive margin）。我们分别计算每年供应商和客户的交易次数与年度交易总额，并对次数与金额均做加一取对数处理，分别将被解释变量替换为这两个指标。表 4 列（1）~ 列（2）的估计系数均显著为正，表明一体化

提升既扩大了供应链合作的可能性,也增强了合作的深度。(2)价格指数。在基准回归中,市场一体化指数基于省级17类商品价格指数构建。作为稳健性检验,我们改用9类商品价格指数重新计算一体化指标,结果见表4列(3),估计系数依然显著为正。(3)供应链关系。部分文献以上市公司披露的前五大供应商与前五大客户数据作为供应链关系的代理指标。采用该口径进行估计,结果见表4列(4),观测样本量虽有所下降,但估计系数仍显著为正。(4)样本调整。为检验企业特征缺失可能带来的影响,我们剔除注册年份或注册资本缺失的样本并重新估计,结果见表4列(5),估计系数仍然显著为正,进一步支持估计结果的稳健性。

表3 稳健性检验Ⅰ:内生性问题

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	二阶段估计	简约式估计	二阶段估计	简约式估计
$inte_{pqt-1}$	23.257** (9.474)		28.279*** (10.938)	
$IV1_{pqt}$		-15.322* (8.848)		-15.396*** (5.955)
控制变量	否	否	是	是
KP LM	16.54***		16.48***	
KP F	12.44**		13.26**	
样本数	5,203,692	5,203,692	5,203,692	5,203,692
Adj/Pseudo R ²	0.0855	0.0855	0.0855	0.0855

注:所有回归均控制了企业对、省份对和省份—年份固定效应;下表同。Kleibergen—Paap rk LM 统计量检验的原假设为工具变量识别不足,Kleibergen—Paap rk F 统计量检验的原假设为弱工具变量。

表4 稳健性检验Ⅱ:指标和样本的调整

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	交易频次	交易金额	9类商品价格指数	上市公司	删去注册信息缺失数据
$inte_{pqt-1}$	0.681*** (0.240)	11.128* (6.219)	0.054* (0.033)	3.103*** (1.006)	0.575** (0.245)
样本数	5,287,487	2,466,114	5,287,487	429,516	5,115,238
Adj/Pseudo R ²	0.091	0.949	0.063	0.234	0.062

3. 模型设定和估计方法的调整

基准回归已经控制了省份对固定效应 δ_{pq} 、企业对固定效应 δ_{ij} ,以及省份—年份固定效应 δ_{pt} 、 δ_{qt} ,但随时间变化的行业层面因素仍可能与解释变量相关。为进一步缓解这些潜在的内生性问题带来的影响,我们在估计中纳入更为严格的固定效应。表5列(1)引入“行业—年份”固定效应(δ_{mt} 和 δ_{nt} ,企业双方分别隶属于行业大类),列(2)引入“行业对—年份”层面的固定效应(δ_{mnt})。^①结果显示,市场一体化变量 $inte_{pqt-1}$ 的估计系数均显著为正,与基准回归保持一致。此外,考虑到模型

① 行业大类的分类依据《国民经济行业分类》(GB/T4754-2017)。

设定可能影响估计结果，我们进一步使用 Logit 和 Probit 模型进行估计，结果见表 5 列（3）和列（4）， $inte_{pqt-1}$ 的估计系数均显著为正。这表明，即使在更严格的固定效应设定和不同估计方法下，市场一体化对企业跨省份供应链合作的促进作用依然稳健。

表 5 稳健性检验Ⅲ：模型设定和估计方法的调整

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	添加固定效应		其他估计方法	
	行业—年份	行业对—年份	Logit	Probit
$inte_{pqt-1}$	0.477** (0.214)	0.459** (0.208)	0.796*** (0.283)	0.418*** (0.147)
样本数	5,285,208	4,993,663	5,287,487	5,287,487
pseudo R ²	0.109	0.108	0.063	0.054

4. 数据结构调整

在基准回归中，我们采用“供应商—客户—年份”维度的数据结构，从供应商与客户的关系出发，考察市场一体化对供应链关系构建的影响。然而，在市场一体化文献中，也有研究从地区整体与全国市场分割程度出发，评估一体化对当地企业的影响。为此，本部分将数据结构调整为“企业—年份”维度，以考察企业向外（跨省份）构建供应链关系的可能性。值得注意的是，与基准回归关注“供应商—客户”关系不同，这里仅考察企业是否进行跨省供应链合作，不区分其是供应商还是客户。回归模型设定如下：

$$linkage_{ipt} = \alpha_0 + \alpha_1 unif_{pt-1} + X_{ipt}'\theta + \delta_i + \delta_p + \delta_t + \varepsilon_{ipt} \quad (26)$$

其中， $linkage_{ipt}$ 表征 p 省份企业 i 在 t 年是否同其他省份构建供应链关系，构建为 1，否则为 0。在解释变量中，借鉴盛斌和毛其淋（2011）的做法，构建 p 省份与其他省份的平均一体化指数 $unif_{pt} = \sqrt{N_{pq}} \sum_{q \neq p} inte_{pqt}$ ， N_{pq} 为省份对的数量。该变量表征企业 i 所在省份 p 与其他省份的平均一体化水平，数值越大说明市场一体化程度越高。

在回归中，解释变量仍滞后一期，并使用 PPML 的估计方法。由于数据结构发生调整，将控制变量改变为省份的生产总值和人均生产总值，将固定效应调整为企业、省份和年份的固定效应。估计结果见表 6 列（1）和列（2）， $unif_{pt-1}$ 的估计系

表 6 稳健性检验Ⅳ：数据结构调整

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	调整数据结构	调整数据结构	工具变量	工具变量
$unif_{pt-1}$	0.043*** (0.013)	0.092*** (0.040)	1.593** (0.694)	2.171*** (0.681)
控制变量	否	是	否	是
样本数	3,566,466	3,566,466	3,566,466	3,566,466
Adj/Pseudo R ²	0.140	0.141	0.140	0.141

数均显著为正，表明企业所在地与其他地方的市场一体化程度提升，将提高其企业跨省份供应链合作的概率。为进一步解决可能的内生性问题，参考余泳泽等（2022）的做法，使用 2010 年各省份交通密度作为市场一体化的工具变量。交通便利的省份与其他省份的经济交往更为频繁，有利于市场整合，同时 2010 年交通密度对企业供应链合作具有外生性。我们将各省份 2010 年的交通密度 $traffic_p$ 与各年份市场一体化指数的平均值 $\overline{unif}$ 进行相乘，构建工具变量 $IV2_{pt}$ ：

$$IV2_{pt}=traffic_p\times \overline{unif_t}$$

(27)

表 6 列（3）和列（4）展示了二阶段估计结果， $unif_{pt-1}$ 的估计系数均显著为正，与表 6 列（1）和列（2）的结果保持一致。这表明，即使考虑潜在的内生性，市场一体化程度提升仍显著促进企业跨省份的供应链合作。

五、机制分析

前文的实证结果表明，统一大市场建设显著促进了国内企业跨省份的供应链合作。结合理论模型，这一作用可能主要通过两条机制实现：其一是成本机制，即市场一体化通过提升商品和要素跨地区流动的便利性，降低企业建立和维系供应链关系的交易成本；其二是风险机制，即市场一体化通过降低供应链断裂风险，增强供应链关系的韧性，稳定并深化企业间的合作。

（一）成本机制

根据假说 2.1，市场一体化通过促进商品和要素的跨地区流动，降低交易成本，推动企业间的供应链合作。异地投资是商品和要素流动的重要体现。市场分割会抑制企业的跨地区投资行为（曹春方等，2015；蒋伟杰和单亦轲，2025）。因此，可以推测，市场一体化程度的提升能够缓解地区间的制度性与运输性壁垒，提高企业跨省设立子公司的可能性。通过异地子公司，企业不仅能够更直接地获取当地市场信息，还能降低与当地企业合作的成本，加强与当地企业的供应链合作。

表 7 机制分析 I：成本机制

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	异地投资（广延边际）	异地投资（广延边际）	异地投资（集约边际）	异地投资（集约边际）
$inte_{pqt-1}$	0.292* (0.152)	0.322** (0.152)	0.432** (0.214)	0.519** (0.216)
控制变量	否	是	否	是
样本数	795,130	795,130	795,130	795,130
Adj/pseudo R ²	0.214	0.214	0.410	0.410

注：所有回归均控制了企业、省份对和省份—年份固定效应。

为此，我们使用国泰安数据库的《上市公司子公司情况表》，结合子公司名称与地理信息，识别上市公司的异地投资行为。实证中，以企业是否在异地设立子公司作为被解释变量，衡量广延边际；同时以上市公司在各省份设立的异地子公司数量作为被解释变量，衡量集约边际。估计结果见表 7 列（1）~ 列（4）， $inte_{pqt-1}$ 的估计系数均显著为正，说明市场一体化程度提升能够显著促进企业的异地投资。假说 2.1 得到验证，市场一体化程度的提升通过推动企业跨省份设立子公司，促进商品和要素流动，降低跨地区交易成本，进而加强国内市场的供应链合作。

（二）风险机制

根据假说 2.2，市场一体化能够在面对外部冲击时降低供应链关系断裂的风险，提升企业间供应链合作的韧性，进而激励企业更积极开展跨省份合作。为检验这一机制，本文首先在“供应商—客户—年份”维度构建关系存续数据，设定离散时

间风险函数 $h_{ijt} = \text{Prob}(\tilde{T}_{ij} < t+1 | \tilde{T}_{ij} \geq t)$ ，表征企业 i 的国内供应链关系在 $t-1$ 期延续而在 t 期终止的条件概率。 $\tilde{T}_{ij}$ 表征供应链 ij “断链”的年份。基于这一设定，我们考察了一体化程度 $inte_{pqt-1}$ 对供应链关系韧性的影响。

具体而言，这里采用 3 类方法开展分析。^①第一，使用离散时间模型，检验一体化程度 $inte_{pqt-1}$ 对供应链关系断链概率的影响，分别使用 cloglog 模型、logit 模型和 probit 模型。表 8 Panel A 的列（1）~ 列（3）显示， $inte_{pqt-1}$ 的系数均显著为负，说明市场一体化程度提升能够有效降低供应链断裂风险。第二，使用半参数估计 Cox PH 模型，结果见列（4），结论是一致的，一体化程度提升降低了国内供应链的断裂风险，增强了供应链韧性。第三，使用参数估计的 AFT 模型。在 AFT 模型中，一般将生存时间作为被解释变量，估计系数可以理解解释变量对生存持续时间的影响。列（5）~ 列（6）分别使用 Weibull 分布和 Lognormal 分布， $inte_{pqt-1}$ 的系数均显著为正，说明一体化程度提升有助于延长国内供应链的持续时间。

表 8 机制分析 II：风险机制

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	离散时间模型		半参数估计		参数估计	
	cloglog	logit	probit	Cox PH	Weibull	Lognormal
Panel A						
$inte_{pqt-1}$	-0.534** (0.243)	-0.698** (0.315)	-0.431** (0.178)	-0.743*** (0.110)	0.394*** (0.017)	0.054*** (0.013)
控制变量	是	是	是	是	是	是
样本数	1,041,285	1,041,285	1,041,285	1,045,925	1,045,925	1,045,925
Panel B						
$unif_{pt-1}$	-0.043*** (0.000)	-0.091*** (0.000)	-0.014*** (0.000)	-0.067*** (0.009)	0.443*** (0.021)	0.367*** (0.019)
控制变量	是	是	是	是	是	是
样本数	721,268	721,268	721,268	999,383	999,383	999,383

注：离散时间模型控制了企业固定效应。

此外，与之前的稳健性检验一样，这里相应地调整数据结构，进一步在“企业一年份”维度构建样本，设定离散时间风险函数 $hit = \text{Prob}(Ti < t+1 | Ti \geq t)$ ，以度量企业 i 的国内供应链关系在 $t-1$ 期延续而在 t 期终止的条件概率，并考察企业 i 所面临的一体化程度 $unif_{pt-1}$ 的影响。估计结果见表 8 的 Panel B，列（1）~ 列（4）的系数均显著为负，说明市场一体化程度提升显著降低了企业与外省供应链关系断裂的风险；列（5）~ 列（6）的系数均显著为正，表明一体化程度提升有助于延长企业与外省供应链关系的持续时间。综上，假说 2.2 得到验证：市场一体化提升通过降低断链风险、减少企业的风险成本，并延长合作关系持续时间，显著增强了供应链韧性，

① 参照生存分析文献的做法（毛其淋和盛斌，2013；罗长远和司春晓，2020），本文仅考虑样本期内企业第一次开展采购或销售的年份和最后一次开展采购或销售的年份，将两年份之间的时段均视为供应链存续，即没有发生断裂。

进而推动了国内企业建立更为稳固的跨省份供应链合作。

六、拓展性分析

为了进一步理解并拓展研究的解释力,本部分从3个方面展开拓展性分析:考察市场一体化在企业和产业层面的差异性影响,更全面地揭示其在“双循环”格局和产业链协同中的作用;分析市场一体化在供应链结构上的影响,特别是其对供应链多元化布局的推动作用;结合长三角一体化的实践,探讨统一大市场建设在区域中的效果。这有助于更系统地揭示市场一体化对供应链关系的影响,也为理解国家层面的统一大市场战略提供了更为丰富的经验证据。

(一) 异质性分析

前文的基准回归结果表明,市场一体化显著促进了企业之间的供应链合作,这种效应是否在不同类型的企业和不同产业层次上表现一致。为此,我们从3个角度分析异质性:市场一体化对内资企业与外资企业供应链合作的差异性影响、在促进企业“间接出海”中的作用、在行业内与跨行业供应链合作中的差异性效应。

1. 一体化与双循环

在“双循环”新发展格局中,国内循环是基础,国内国际双循环相互促进。市场一体化在其中发挥着关键作用。根据工商注册数据库中的企业类型,可以区分内资企业与外资企业。这里将供应链关系划分为两类:内资企业之间的供应链关系,包含外资企业的供应链关系。回归结果见表9列(1)~列(2),市场一体化程度的提升显著促进内资企业间的供应链关系,但对包含外资企业的供应链关系影响有限。这一差异性结果反映了市场一体化与双循环的内在联系。一方面,国内市场的分割长期形成了隐性的贸易壁垒,使得部分企业绕开国内贸易而直接参与国际贸易(朱希伟等,2005),尤其在本土企业中表现更为明显(张杰等,2010)。市场一体化通过打破这些壁垒,降低了地区间的贸易成本,有助于激励和强化本土企业之间的合作,促进国内循环的畅通。另一方面,外资企业在全球价值链中的嵌入程度更深。Tóth和Semjén(1998)的研究表明,外资控股的合资企业往往倾向于与跨国公司或境外买家建立联系,较少与本土企业形成稳固的供应链关系。主要是因为跨国公司在移植母国技术体系和生产规范时,对原材料和零部件的规格、工艺和质量提出严格要求,这些投入品往往只能依赖来源国的供应商获取。综上,市场一体化对内资企业之间的供应链合作更具促进作用,其根本意义在于推动国内循环顺畅运行,为“双循环”格局提供坚实支撑。而外资企业更多嵌入全球循环,其供应链关系对国内市场一体化的敏感度较低。由此可见,市场一体化主要强化了国内循环,并通过提升本土企业间的合作网络,为国内国际双循环的良性互动奠定基础。

表 9 异质性分析

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	外商投资企业		对外投资企业		企业所属行业	
	内资与内资	包含外资企业	非对外投资与非对外投资	包含对外投资企业	同行业大类	跨行业大类
$inte_{pgt-1}$	0.715*** (0.258)	0.432 (0.454)	0.547** (0.240)	1.346** (0.620)	1.161** (0.538)	0.606** (0.240)
样本数	4,616,557	669,679	4,465,411	820,101	476,352	4,809,920
pseudo R ²	0.073	0.073	0.062	0.106	0.063	0.095

2. 一体化与间接出海

“走出去”企业是国际市场的重要参与者，而市场一体化在强化国内合作的同时，也为其他企业通过供应链关系间接融入国际市场创造了条件。根据商务部《境外投资机构（企业）名录》，可以区分对外投资企业与非对外投资企业。基于此，这里将供应链关系分为两类：非对外投资企业之间的供应链关系，包含对外投资企业的供应链关系。回归结果见表 9 列（3）~ 列（4），市场一体化程度的提升能够显著促进非对外投资企业之间的合作，也能推动包含对外投资企业的供应链合作。这一结果揭示了市场一体化与“企业间接出海”的关系。市场一体化通过降低地区间交易壁垒，推动国内市场的专业化分工，使本土企业在供应链中与“走出去”企业产生更紧密的合作。当非对外投资企业与对外投资企业形成稳定的供应链关系时，前者便可以通过后者的全球网络进入国际市场，间接实现“出海”。市场一体化不仅增强了本土企业间的合作，也通过供应链嵌入的方式扩展了它们的国际市场通道。因此，市场一体化不仅是国内循环顺畅运行的保障，也是企业间接出海的重要推动力：它通过促进国内企业与“走出去”企业的合作，使得更多本土企业能够借助供应链关系实现“搭桥出海”，在“双循环”格局下更好地融入全球市场。

3. 一体化与产业链合作

市场一体化不仅有助于打破地区间壁垒，还可能影响产业链的协作方式。一个关键问题是，一体化促进供应链合作的效应是否仅局限于行业内部，还是也能推动跨行业的合作？为此，本文将样本划分为同行业合作与跨行业合作两类，分别考察市场一体化的影响。回归结果见表 9 列（5）~ 列（6），市场一体化程度的提升显著促进了行业内与行业间的供应链合作，但在行业内部的效应更大。这一结果表明，市场一体化不仅能够加强同一行业企业之间的纵向分工与横向协作，还能推动不同产业间的合作与衔接。换言之，一体化既能提升产业链内部的整合度，也能促进跨产业的资源流动和要素对接，从而在更大范围内优化产业链协同。综上，市场一体化的作用并不限于“产业内合作”的深化，更在于通过跨行业的联系推动不同环节间的互补与协作，进而提升整体产业链的韧性与竞争力。

（二）市场一体化与供应链多元化

在考察市场一体化对供应链合作整体效应的基础上，进一步探讨其对供应链结

构的影响。随着一体化程度的提升，企业在搜寻与匹配合作伙伴时面临的成本下降，合作渠道更加畅通，可能带来供应链合作关系的“多元化”。因此，这里考察企业*i*所面临的一体化程度 $unif_{it-1}$ 与其供应链多元化之间的关系。参考巫强和姚雨秀（2023）的指标构建方式，将企业的供应商和客户均视为供应链合作伙伴。我们分别计算企业的供应链集中度（赫芬达尔指数，HHI）、同第一大合作伙伴的交易占比和同前五大合作伙伴的交易占比。表10的估计结果表明，列（1）~列（3）相关系数均显著。随着市场一体化程度的提升，企业的供应链集中度下降，同第一大合作伙伴和前五大合作伙伴的交易占比减少。这意味着，市场一体化程度提升能够有效拓展企业的合作伙伴范围，推动供应链布局的“多元化”。统一大市场建设在其中发挥了关键作用，它降低了企业在国内市场搜寻合作伙伴的成本，使得企业能够更高效地匹配更多的供应链伙伴（Bernard et al., 2019），形成多元化供应链布局。

表 10 市场一体化与供应链多元化

解释变量	(1)	(2)	(3)
	HHI	前五大伙伴占比	第一大伙伴占比
$unif_{it-1}$	-0.014** (0.008)	-0.002** (0.001)	-0.012** (0.006)
样本数	155,737	155,737	155,737
Adj R ²	0.021	0.001	0.014

（三）统一大市场的实践：长三角一体化实践

前文的基准回归结果表明，统一大市场能够显著促进企业间的供应链合作。在这一背景下，长三角一体化作为统一大市场建设的先行探索，其对区域内企业供应链关系的影响具有重要的研究价值。

2016年5月，国务院常务会议通过《长江三角洲城市群发展规划》，旨在通过体制机制改革推动长三角地区的协调发展。2018年11月，习近平总书记在首届中国国际进口博览会上宣布支持长三角一体化发展，并将其提升为国家战略。2019年12月，中共中央与国务院联合印发《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》，进一步将一体化范围扩大至沪苏浙皖全域，覆盖面积达35.8万平方公里。

在研究设计上，我们利用中国上市公司披露的前五大供应商和客户的跨省份分布信息，考察长三角一体化政策是否促进了区域内企业间供应链关系的构建。选取上市公司作为研究对象，主要基于两方面考虑：从时序维度看，存续时间较长的上市公司具有平衡面板数据的特征，便于运用双重差分（DID）方法识别政策效应；从截面维度看，上市公司在规模和性质上差异较小，有助于提高处理组与对照组的可比性，增强实证识别的效力。

处理组定义为长三角区域内的企业与区域内其他省份企业之间形成的供应链关系，即企业前五大供应商或客户中存在于长三角其他省份的情况；对照组为长三角区域外企业与区域外企业之间的供应链关系。通过比较两类供应链关系在政策实施前后的变化，可以识别长三角一体化政策对域内企业跨省供应链合作的影响。相应的回归模型如下：

$$Y_{ipt} = \alpha_0 + \alpha_1 treat_{ip} \times post_t + X_{ipt}' \theta + \delta_i + \delta_p + \delta_t + \varepsilon_{it}$$
 (28)

其中， Y_{ipt} 表示企业 i 与其前五大供应商或客户所在省份 p 在年份 t 的供应链关系， $treat_{ip}$ 表示是否属于处理组， $post_t$ 为政策实施后的时间虚拟变量（2016 年及以后取值为 1）。控制变量 X_{ipt} 与前文保持一致； δ_i 、 δ_p 和 δ_t 分别表示企业固定效应、省份固定效应和年份固定效应； ε_{it} 为扰动项。被解释变量的设定包括两个维度：供应链合作的强度（ $npart$ ），即企业在其他省份前五大供应商或客户的数量；供应链合作的形成（ $link$ ），即企业是否在其他省份至少存在一个前五大供应商或客户。为突出区域一体化政策对异地合作的影响，样本仅保留跨省供应链关系。

表 11 汇报了回归结果：列（1）与列（2）显示长三角一体化显著提升了域内企业跨省供应链合作的强度，列（3）与列（4）表明其也显著提高了合作关系的形成。图 1 报告了平行趋势检验结果，在 2016 年政策实施之前， α_1 的估计值基本接近于 0 且统计上不显著，表明处理组与对照组之间在供应链合作方面不存在显著差异，从而支持平行趋势假设的成立，验证了 DID 模型的适用性。自 2016 年起， α_1 的估计值普遍为正且在统计上显著，显示政策实施后处理组的供应链合作显著增强。综上，长三角一体化的经验表明，统一大市场政策在微观层面切实促进了域内企业跨省份供应链的合作，印证了区域协同发展的政策初衷。

表 11 统一大市场的实践：长三角一体化实践

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$npart$	$npart$	$link$	$link$
$treat_{ip} \times post_t$	0.190** (0.084)	0.210** (0.089)	0.132* (0.073)	0.148* (0.077)
控制变量	否	是	否	是
固定效应	是	是	是	是
样本数	248,112	248,112	248,112	248,112
Adj/pseudo R ²	0.223	0.224	0.182	0.184

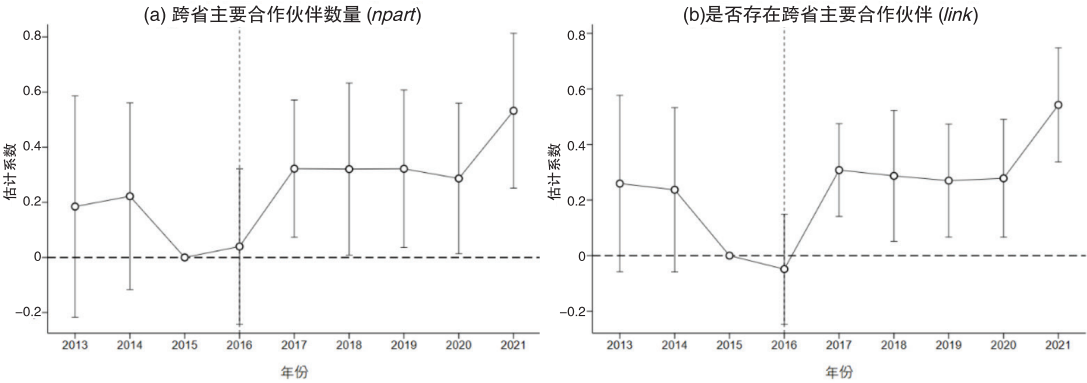


图 1 平行趋势检验结果

注：虚线为 95% 的置信区间。

七、结论与政策含义

中国持续推进的区域协调发展战略正在加速国内统一大市场的建设进程。这一进程不仅重塑了全国范围内的资源配置机制，也深刻影响微观层面的企业供应链关

系。基于中国一体化发展的政策背景,本文结合前沿的供应链网络理论,构建了一个引入供应链关系内生调整的一般均衡模型,从理论上揭示了统一大市场如何通过降低供应链合作的成本和风险,促进企业的跨地区供应链合作。在理论分析的基础上,通过将中国企业招投标数据库与工商注册数据库进行匹配,构建“供应商—客户—年份”三维面板数据,并以省际市场一体化指数作为核心解释变量,识别市场一体化对企业供应链关系的影响。研究结果显示,随着市场一体化程度的提升,企业跨地区建立供应链关系的概率显著上升,这一结论在采用工具变量法等多种稳健性检验后仍然成立。机制分析表明,市场一体化主要通过两条渠道发挥作用:一是成本机制,即通过促进商品和要素跨地区流动降低企业间供应链合作成本;二是风险机制,即通过降低断链风险增强供应链韧性,从而推动企业跨省供应链合作。拓展性分析显示,市场一体化强化了本土企业之间的供应链合作,也强化了本土企业与对外投资企业的合作,前者通过供应链嵌入拓展了其国际市场通道。市场一体化还促进了企业建立跨产业的供应链合作。此外,市场一体化有助于企业构建更为多元化的供应链布局。最后,以长三角为代表的区域一体化实践显著提升了域内企业跨省供应链合作关系,进一步印证了区域协同发展政策在微观层面的有效性。

在构建新发展格局、畅通国内大循环的战略背景下,本文的研究表明统一大市场建设对于理解当前产业链协作新趋势、优化资源配置路径以及提升中国经济内生增长动力具有重要启示。首先,破除区域壁垒、畅通商品和要素流动,降低供应链合作的成本和风险,是推动供应链深度协作的关键基础。研究表明,统一大市场建设通过削弱地区间的制度性交易壁垒,为企业间开展跨地区合作创造了更优的市场环境。其次,强化顶层设计与区域协同,是实现全国统一大市场的制度保障。本文发现,长三角一体化战略已显著提升了域内企业间的供应链合作。下一阶段,应以重点区域为突破口,推动制度衔接、规则互认和政策协同,实现从区域一体化向全国统一市场的全面跃升。最后,构建跨区域联动的产业分工体系,是实现规模经济与系统集成关键路径。本文研究强调,统一大市场不仅是地理空间整合的过程,更是产业链价值链重组与优化的过程。通过进一步推动区域间产业分工与协作,将一个个资源要素集聚的“小山头”有机整合为全国范围内互联互通、协同高效的“大山脉”,为高质量发展注入持续动力。

参考文献:

- [1] 白重恩等. 地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变动趋势 [J]. 经济研究, 2004, (4).
- [2] 包群, 但佳丽. 网络地位、共享商业关系与大客户占比 [J]. 经济研究, 2021, (10).
- [3] 曹春方等. 市场分割与异地子公司分布 [J]. 管理世界, 2015, (9).
- [4] 陈朴等. 全国统一大市场建设、资源配置效率与中国经济增长 [J]. 经济研究, 2021, (6).
- [5] 范剑勇, 林云. 产品同质性、投资的地方保护与国内产品市场一体化测度 [J]. 经济研究, 2011, (11).
- [6] 范剑勇等. 地理距离、投入产出关系与产业集聚 [J]. 经济研究, 2021, (10).

- [7] 范剑勇. 市场一体化、地区专业化与产业集聚趋势——兼谈对地区差距的影响 [J]. 中国社会科学, 2004,(6).
- [8] 桂琦寒等. 中国国内商品市场趋于分割还是整合：基于相对价格法的分析 [J]. 世界经济, 2006,(2).
- [9] 蒋伟杰, 单亦轲. 资本流动的省际边界效应测度——来自约 2 亿家企业工商登记注册信息的证据 [J]. 财贸经济, 2025,(3).
- [10] 李嘉楠等. 贸易成本、市场整合与生产专业化——基于商品微观价格数据的验证 [J]. 管理世界, 2019,(8).
- [11] 李自若等. 中国省际贸易流量与贸易壁垒研究 [J]. 经济研究, 2022,(7).
- [12] 刘毓芸等. 汉语方言、市场分割与资源错配 [J]. 经济学 (季刊), 2017,16(4).
- [13] 刘毓芸等. 劳动力跨方言流动的倒 U 型模式 [J]. 经济研究, 2015,(10).
- [14] 刘毓芸等. 信息壁垒与资本空间配置：方言的视角 [J]. 世界经济, 2024,(6).
- [15] 刘志彪, 孔令池. 从分割走向整合：推进国内统一大市场建设的阻力与对策 [J]. 中国工业经济, 2021,(8).
- [16] 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？[J]. 经济研究, 2009,(3).
- [17] 罗长远, 司春晓. 外商撤资的影响因素：基于中国工业企业数据的研究 [J]. 世界经济, 2020,(8).
- [18] 罗长远等. 供应链网络、市场环境与中国企业“抱团出海” [J]. 世界经济, 2024,(7).
- [19] 毛其淋, 盛斌. 中国制造业企业的进入退出与生产率动态演化 [J]. 经济研究, 2013,(4).
- [20] 沈国兵, 沈彬朝. 高标准贸易协定与全球供应链韧性：制度环境视角 [J]. 经济研究, 2024,(5).
- [21] 盛斌, 毛其淋. 贸易开放、国内市场一体化与中国省际经济增长：1985~2008 年 [J]. 世界经济, 2011,(11).
- [22] 孙浦阳, 刘伊黎. 企业客户贸易网络、议价能力与技术追赶——基于贸易网络视角的理论与实证检验 [J]. 经济研究, 2020,(7).
- [23] 唐东波. 市场规模、交易成本与垂直专业化分工——来自中国工业行业的证据 [J]. 金融研究, 2013,(5).
- [24] 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]. 中国工业经济, 2023,(8).
- [25] 余泳泽等. 国内大循环的障碍：区域市场分割的效率损失 [J]. 中国工业经济, 2022,(12).
- [26] 袁劲等. 统一大市场建设与企业采购的区位选择 [J]. 金融研究, 2024,(1).
- [27] 张杰等. 市场化转型与企业生产效率——中国的经验研究 [J]. 经济学 (季刊), 2011,10(2).
- [28] 张杰等. 市场分割推动了中国企业出口吗？[J]. 经济研究, 2010,(8).
- [29] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究 [J]. 经济研究, 2007,(7).
- [30] 朱希伟等. 国内市场分割与中国的出口贸易扩张 [J]. 经济研究, 2005,(12).
- [31] Acemoglu,D.,Tahbaz-Salehi,A.The Macroeconomics of Supply Chain Disruptions[R].The Review of Economic Studies,2025,92(2).
- [32] Allen,T.,et al.On the Existence and Uniqueness of Trade Equilibria[R].Technical Report Working Paper,2016.
- [33] Amiti,M.,Konings,J.Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia[J]. American Economic Review,2007,97(5).
- [34] Barrot,J. N.,Sauvagnat,J.Input Specificity and the Propagation of Idiosyncratic Shocks in Production Networks[J].The Quarterly Journal of Economics,2016,131(3).
- [35] Bernard,A. B.,et al.The Origins of Firm Heterogeneity:A Production Network Approach[J].Journal of Political Economy,2022,130.
- [36] Bernard,A. B.,et al.Production Networks,Geography,and Firm Performance[J].Journal of Political Economy, 2019,127(2).
- [37] Boehm,C. E.,et al.Input Linkages and the Transmission of Shocks: Firm-level Evidence from the 2011 Tohoku Earthquake[J].The Review of Economics and Statistics,2019,101(1).
- [38] Boehm,J.,Oberfield,E.Misallocation in the Market for Inputs:Enforcement and the Organization of Production[J].The Quarterly Journal of Economics,2020,135(4).
- [39] Boken,J.,et al.Community Networks and Trade[R].The Warwick Economics Research Paper Series (TWERPS), 2022,No.1442.
- [40] Carvalho,V. M.,et al.Supply Chain Disruptions: Evidence from the Great East Japan Earthquake[J].The

- Quarterly Journal of Economics,2021,136(2).
- [41] Chen,Q., et al.China's Domestic Production Networks[J].China Economic Review,2022,2.
- [42] Grossman,G. M.,et al.When Tariffs Disrupt Global Supply Chains[J].American Economic Review,2024,114(4).
- [43] Herrmann-Pillath,C.,et al.Economic Integration in China:Politics and Culture[J].Journal of Comparative Economics,2014,42(2).
- [44] Huang,Y.,et al.Trade Networks and Firm Value:Evidence from the U.S.–China Trade War[J].Journal of International Economics,2023,145.
- [45] Huneeus,F.Production Network Dynamics and the Propagation of Shocks[R].Princeton University Working Paper,2018.
- [46] Johnson,S.,et al.Courts and Relational Contracts[J].Journal of Law,Economics,and Organization,2002,18(1).
- [47] Liu,Y.,et al.Promoting or Preventing Labor Migration?Revisiting the Role of Language[J].China Economic Review,2020,60.
- [48] Nunn,N.,Qian,N.Food Aid and Civil Conflict[J].American Economic Review,2014,104(6).
- [49] Oberfield,E.A Theory of Input–Output Architecture[J].Econometrica, 2018,86(2).
- [50] Poncet,S.Measuring Chinese Domestic and International Integration[J].China Economic Review,2003,14(1).
- [51] Silva,J.,Tenreyro,S.Further Simulation Evidence on the Performance of the Poisson Pseudo–maximum Likelihood Estimator[J].Economics Letters,2011,112(2).
- [52] Silva,J.,Tenreyro,S.The Log of Gravity[J].The Review of Economics and Statistics,2006,88(4).
- [53] Tóth,I. J.,Semjén,A.Tax Behaviour and Financial Discipline of Hungarian Enterprises[C].The Hungarian SME Sector Development in Comparative Perspective. Budapest: Kopint–Datorg,1998.
- [54] Xing,W.,Whalley,J.The Golden Tax Project, Value-added Tax Statistics, and the Analysis of Internal Trade in China[J].China Economic Review,2014,30.
- [55] Young,A.The Razor's Edge:Distortions and Incremental Reform in the People's Republic of China[J].The Quarterly Journal of Economics,2000,115(4).

Integrated into One Network:The Impact of Building a Unified National Market on Firms' Domestic Supply Chain Networks

LUO Changyuan PENG Zhanchuan CHEN Zhitao

Abstract: Against the backdrop of promoting regional coordinated development and establishing a unified national market, this paper investigates how market integration affects firms' interregional supply chain networks. We first develop a theoretical framework that endogenizes firms' adjustments of supply chain relationships, revealing how the unified national market optimizes interfirm cooperation by reducing transaction costs and improving matching efficiency. Based on this framework, we construct a “supplier–customer–year” panel dataset covering the period 2013–2021, and use a province–level market integration index as the key explanatory variable. Employing instrumental variable strategies to identify causal effects, we find that the development of a unified national market significantly increases the likelihood of firms establishing interregional supply chain relationships. Mechanism analysis shows that this effect operates mainly through two channels: (1) the cost mechanism, whereby improved cross–regional flows of goods and production factors lower collaboration costs; and (2) the risk mechanism, whereby enhanced resilience mitigates supply chain disruption risks. This study deepens the understanding of supply chain network restructuring under the “domestic circulation” development paradigm and provides both theoretical and empirical support for improving the institutional foundations of a unified national market.

Keywords: building a unified national market; market integration; supply chain networks

(责任编辑: 张建华)