Finance 金融, 2026, 16(6), 708-719
Published Online November 2026 in Hans. https://www.hanspub.org/journal/fin
https://doi.org/10.12677/fin.2026.166070

Hans汉斯

新质生产力对城市产业链供应链韧性的影响研究

刘蔺仪

西南大学经济管理学院，重庆

收稿日期：2026年9月16日；录用日期：2026年9月28日；发布日期：2026年11月11日

摘　要

基于2011~2023年中国275个地级市面板数据，本文从劳动者、劳动资料和劳动对象三个维度构建城市新质生产力评价指标体系，并从产业抗风险能力和产业更新修复力两个方面测度产业链供应链韧性，采用双向固定效应模型和中介效应模型，考察新质生产力对产业链供应链韧性的影响及作用机制。研究表明新质生产力能够显著提升城市产业链供应链韧性，并主要通过深化数实融合和推动平台经济发展发挥中介作用。异质性分析发现，新质生产力的促进作用在东南地区和高市场一体化地区更为显著。

关键词

新质生产力，产业链供应链韧性，数实融合，平台经济

Research on the Impact of New Quality Productive Forces on the Resilience of Urban Industrial and Supply Chains

Linyi Liu

School of Economics and Management, Southwest University, Chongqing

Received: September 16, 2026; accepted: September 28, 2026; published: November 11, 2026

Abstract

Based on panel data from 275 prefecture-level cities in China from 2011 to 2023, this study constructs an evaluation index system for urban new quality productive forces from three dimensions: workers, means of labor, and objects of labor. The resilience of industrial and supply chains is measured from two aspects: industrial risk resistance and industrial recovery and renewal

文章引用: 刘蔺仪. 新质生产力对城市产业链供应链韧性的影响研究[J]. 金融, 2026, 16(6): 708-719.
DOI: 10.12677/fin.2026.166070

capacity. A two-way fixed-effects model and a mediation effect model are employed to examine the impact of new quality productive forces on the resilience of urban industrial and supply chains and its underlying mechanisms. The results show that new quality productive forces significantly enhance the resilience of urban industrial and supply chains, mainly through deepening the integration of the digital economy and the real economy and promoting the development of the platform economy. Heterogeneity analysis shows that the positive effect of new quality productive forces is more pronounced in southeastern regions and areas with a higher degree of market integration.

Keywords

New Quality Productive Forces, Resilience of Industrial and Supply Chains, Integration of the Digital Economy and the Real Economy, Platform Economy

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.
This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).
http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/
Open Access

1. 引言

产业链供应链是连接生产、流通与消费各环节的关键纽带，其韧性安全直接关系着区域经济体系的运行与发展，产业链供应链韧性则体现为区域经济系统面对外部冲击、不确定性风险以及结构性调整时维持稳定运转、快速恢复并实现转型升级的综合能力，因而逐渐成为国家统筹经济发展与安全的重要关注领域。

近年来，我国产业链供应链体系不断完善，产业基础和协同配套能力持续增强，但“大而不强、全而不精”、“韧中有脆”等结构性痛点仍待进一步破解[1]，部分关键核心技术和高端要素的外部依赖性较强，区域间产业发展基础和创新能力也存在明显差异。与此同时，外部经济环境深刻变化，国际形势复杂、贸易保护主义以及脱钩断链等风险持续加剧，在此背景下，提升产业链供应链韧性水平已成为统筹区域经济发展与安全的必然要求。

在国家推动高质量发展和加快发展新质生产力的战略部署下，新质生产力以科技创新为重要支撑，能够推动技术进步与生产方式变革，促进产业结构优化升级，提高产业体系运行效率和自主发展能力，并为产业链供应链应对外部冲击、适应市场变化和实现转型升级提供新的动力。基于此，本文重点考察新质生产力能否有效提升城市产业链供应链韧性，并分析其作用机制及异质性表现，以期从新质生产力视角深化对产业链供应链韧性形成机制的认识，为增强区域产业链供应链韧性提供经验证据和政策参考。

2. 理论分析与研究假设

2.1. 新质生产力概念辨析

新质生产力的形成与数字经济、创新活动以及生产要素变革密切相关。数字经济主要强调数字技术、数据要素与经济活动的深度融合，创新能力则更多指向技术研发、知识创造及其成果转化，二者分别从技术应用和创新活动层面共同为新质生产力的形成提供支撑。在此基础上，新质生产力则进一步体现为生产力整体水平和发展方式的跃升，既包括新型劳动者、新型劳动资料和新型劳动对象的培育及其优化组合，也表现为产业组织、生产流程和增长动力的系统性变革。

2.2. 直接影响机制

新质生产力对产业链供应链韧性的影响，首先体现在“新”的特征所带来的技术创新与生产方式变革。新质生产力以科技创新为核心驱动力，关键技术突破、新型生产工具应用及生产组织方式调整，为产业链供应链稳定运行提供新的技术支撑。一方面，从风险预警与响应能力来看，人工智能、大数据等技术提高了企业对内部运营、市场需求等信息的获取与分析效率，帮助企业及时识别风险并调整生产，强化上下游企业间的连接与协同，提升产业链供应链的风险抵御能力。另一方面，从更新修复能力来看，技术突破强化了企业关键环节自主创新能力，并通过技术迭代与生产方式调整，为产业链供应链修复重构和结构升级开辟新路径。

其次，新质生产力中的“质”主要体现为生产要素质量提高及其组合方式优化。在风险预警与响应环节，资本、技术、人才等要素配置效率的提升，强化了产业体系应对外部冲击时的资源调配与风险缓冲能力，并降低对单一产业和关键环节的依赖。在更新修复环节，要素优化组合推动传统产业改造升级和新兴产业培育，为产业链供应链修复与转型提供持续动力，并促使企业在冲击中调整生产结构、优化供应关系，进一步提升恢复与学习能力。

基于上述分析，本文提出假设 H1：

新质生产力能够有效驱动城市产业链供应链韧性提升

2.3. 间接影响机制

2.3.1. 数实融合

数实融合是新质生产力促进产业链供应链韧性提升的重要传导机制，主要通过数字产业化和产业数字化两条路径实现赋能。从数字产业化角度来看，新质生产力积极推动数据等新型生产要素融入实体经济，增强数字资源与实体产业之间的协同互动，依托数字技术对生产经营过程的智能感知与分析，提高企业在风险识别、资源调配和应急响应方面的能力，强化产业链供应链抵御外部冲击的抗干扰性。在产业数字化领域，新质生产力的发展促进人工智能、大数据、云计算等新一代信息技术创新应用，加快数字技术向实体经济产业链供应链各环节深度渗透，进而助推实现产业流程优化、组织模式创新以及上下游企业间的信息共享，提高供需匹配效率和产业协同水平。

基于上述分析，本文提出假设 H2：

新质生产力能够通过深化数实融合，有效驱动城市产业链供应链韧性提升

2.3.2. 平台经济

平台经济是新质生产力推动产业组织模式变革的重要体现，也是驱动产业链供应链韧性的重要媒介。新质生产力依托数字技术创新和数据要素应用，推动平台经济发展，使其成为连接产业链上下游主体的重要载体。平台经济通过提高信息传递效率，促进供需精准匹配，降低主体间协作成本，增强产业链供应链对市场变化的响应能力。同时，平台经济通过构建开放协同的产业生态，强化上下游企业间的联系与合作，推动产业链供应链组织模式优化，提高产业体系的适应能力和恢复能力。

基于上述分析，本文提出假设 H3：

新质生产力能够通过催生平台经济，有效驱动城市产业链供应链韧性提升

3. 研究设计

3.1. 模型设定

3.1.1. 基准模型设定

本文设定基准模型

$$RES_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 NQP_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，i、t 分别表示城市和年份，RES_{it} 表示第 t 年 i 城市的产业链供应链韧性，NQP_{it} 表示第 t 年 i 城市的新质生产力水平，$Controls_{it}$ 为一系列控制变量，μ_i 表示城市固定效应，用于控制各城市自身特征差异以及不随时间变化的潜在因素对估计结果的影响，δ_t 表示时间固定效应，用于控制宏观经济环境、政策变化等随年份变化但对所有城市产生共同影响的因素，ε_{it} 为随机扰动项，考虑到同一城市内误差项可能存在相关性，本文进一步在城市层面进行聚类处理，以获得稳健标准误。

3.1.2. 机制模型设定

为进一步研究新质生产力对城市产业链供应链韧性的影响路径机制，本文参考江艇[2]的研究，结合式(1)基准模型，构建以下中介效应模型：

$$MED_{it} = \beta_0 + \beta_1 NQP_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$RES_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 NQP_{it} + \gamma_2 Med_{it} + \gamma_3 Controls_{it} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中，MED_{it} 为中介变量，其余变量与前文一致。

3.2. 变量设定

3.2.1. 被解释变量：产业链供应链韧性(*RES*)

参考韩璐[3]的研究，将产业链供应链韧性的测度分解为产业抗风险能力和更新修复力两个层面，产业抗风险能力主要表现在产业多样化水平上，采用赫芬达尔－赫希曼指数的倒数衡量，产业更新修复力主要表现在区域创新能力上，采用区域专利申请授权数量进行测度，最后利用熵值法合成产业链供应链韧性综合指数。

3.2.2. 核心解释变量：新质生产力(*NQP*)

本文从区域层面对城市新质生产力发展水平进行测度。新质生产力的发展体现为生产要素体系的优化重组以及生产力要素组合方式的跃迁。其中，劳动者、劳动资料和劳动对象作为生产力发展的基本构成要素，在新时代技术变革和产业转型背景下呈现出新的表现形式。因此，借鉴韩文龙[4]、霍伟东[5]等学者的相关研究，本文从劳动者、劳动资料和劳动对象三个维度构建城市新质生产力评价指标体系，具体指标选择如表 1 所示，并采用熵值法测算各城市新质生产力发展水平。

Table 1. Indicator system for measuring new quality productive forces
表 1. 新质生产力指标体系

一级指标	二级指标	三级指标		指标权重
新质生产力	新劳动者	新质劳动者数量	新兴产业员工数	+0.068
		新质劳动者质量	在岗职工平均工资	+0.010
			普通高等学校数	+0.078
	新劳动资料	新质生产工具	城市机器人安装密度	+0.005
			有无数据交易平台	+0.230
		新质技术	科学支出占地方财政支出的比重	+0.033
			当年实用型专利申请量	+0.091
			当年发明专利申请量	+0.115
		新质绿色要素	当年绿色实用型专利申请量	+0.005
			当年绿色发明专利申请量	+0.058

续表

新劳动对象	新质生态环境	生活垃圾无害化处理率	+0.001
		建成区绿化覆盖率	+0.002
	新质产业	人工智能企业数	+0.130
		累计注册高科技企业数	+0.091
	新质基础设施	互联网用户数	+0.036
		电信业务总量	+0.049

3.2.3. 控制变量

为缓解模型中存在遗漏变量而引致的设定偏误以及内生性问题，同时控制地区差异对被解释变量的潜在影响，本文选取如下控制变量：(1) 人口规模：以城市年末人口数量的自然对数表征。(2) 基础设施水平：以人均城市道路面积表征。(3) 固定资产投资水平：以各地区固定资产投资总额与地区国内生产总值的比值表征。(4) 政府干预程度：参考刘军和杨渊鋆[6]的研究，以地方政府财政支出与地区国内生产总值的比值表征。(5) 居民生活水平：参考李庄园[7]的研究，以地区人均消费支出表征。(6) 公共医疗供给：参考赵涛和张智[8]的研究，以人均医院床位数表征。所有变量描述性统计如表 2 所示。

Table 2. Descriptive statistics of the variables
表 2. 相关变量的描述性统计

变量	变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
产业链供应链韧性	*RES*	3575	0.0371	0.069	0.0018	0.0161	0.9803
新质生产力	*NQP*	3575	0.0447	0.086	0.0044	0.0184	0.7634
人口规模	*POP*	3575	5.9110	0.691	2.9704	5.9538	8.1362
基础设施水平	*ROAD*	3575	1.8996	0.785	0.1370	1.7706	6.1408
固定资产投资水平	*FIX*	3575	0.9209	0.481	0.0003	0.8517	4.5020
政府干预程度	*GOV*	3575	0.1972	0.091	0.0439	0.1745	0.7044
居民生活水平	*CON*	3575	2.1991	1.261	0.2345	1.8924	8.5875
公共医疗供给	*HOS*	3575	4.8381	1.314	1.5289	4.7182	10.1434

3.2.4. 数据说明

本文选取 2011~2023 年全国 275 个地级市的面板数据作为样本进行分析，相关指标数据主要来源于国家统计局、地方统计局、国家知识产权局、《中国城市统计年鉴》[1]、《CSMAR 中国经济金融研究数据库》[2]等，样本中核心变量缺失值占比低于 3%，针对少量缺失数据采用统计学中常见的线性插值法进行补充。

4. 实证分析

4.1. 基准回归结果

基准回归模型的分析结果如下表 3 报告所示。列(1)为不加控制变量，仅控制城市固定效应和时间固定效应的回归结果，此时新质生产力的估计系数为 0.4917 并在 1%的水平上显著，表明新质生产力发展

[1]http://www.tjnjw.com/hangye/c/zhongguo-chengshi-tongjinianjian.html
[2]https://www.csmar.com/channels/31.html

水平每提高 1 个单位，城市产业链供应链韧性相应提高约 0.4917 个单位。为了排除其他相关因素的影响，更好地进行模型拟合，在加入了控制变量之后，如列(2)所示，双向固定效应模型下的结果表明新质生产力的估计系数仍显著为正，此时新质生产力发展水平每提升 1 个单位，城市产业链供应链韧性提升 0.4075 个单位，综上所述，新质生产力发展能够有效驱动城市产业链供应链韧性提升，假设 1 得到验证支持。

Table 3. Baseline regression results
表 3. 基准回归结果

变量	(1) *RES*	(2) *RES*
NQP	0.4917***	0.4075***
	(5.58)	(6.10)
POP		0.1675**
		(2.40)
ROAD		−0.0076***
		(−3.86)
FIX		−0.0118***
		(−3.57)
GOV		0.0805***
		(3.25)
CON		0.0080***
		(3.05)
HOS		−0.0035**
		(−2.09)
常数项	0.0151***	−0.9624**
	(3.83)	(−2.29)
观测值	3575	3575
Adjusted R-squared	0.850	0.875
城市固定效应	*Yes*	*Yes*
时间固定效应	*Yes*	*Yes*

注：***、**、*分别表示 1%、5%、10%的显著性水平，括号内为 t 统计量，下同。

4.2. 稳健性检验与内生性检验

为了进一步验证结论的可靠性与非随机性，本文针对基准回归结果进行了一系列稳健性检验：

1. 滞后核心解释变量

考虑到在新质生产力赋能城市产业链供应链韧性的过程中，其中的影响效能可能存在着一定时滞性，因此本文利用滞后一期新质生产力水平纳入回归模型进行检验与分析。由于滞后一期处理会使各城市首期观测值缺失，回归样本量相应有所减少。表 4 列(1)的结果表明滞后期新质生产力水平对城市产业链供应链韧性的正向效应仍然显著，回归结果可靠。

2. 剔除直辖市样本

考虑到直辖市的地域特殊性，其在资源禀赋、政策自主性等方面与其他省份存在着一定差异，本文进一步剔除北京、上海、天津和重庆 4 个直辖市样本进行回归检验，由于剔除部分城市样本，回归样本量相应有所减少。根据表 4 列(2)所示，新质生产力的系数仍然显著为正，由此说明基准回归结果的稳健性。

3. 变量缩尾处理

为避免检验结果受到异常观测值的驱动，从而导致回归结果偏离总体趋势，本文对相关变量进行 1%水平的双侧缩尾处理，并采用处理后的数据重新进行基准回归。表 4 列(3)结果与基准回归基本一致。

Table 4. Robustness test results
表 4. 稳健性检验结果

变量	(1) 滞后解释变量	(2) 剔除直辖市样本	(3) 变量缩尾处理
NQP	0.4358***	0.3589***	0.2541***
	(6.02)	(4.96)	(7.12)
POP	0.1668**	0.1745**	0.1006***
	(2.49)	(2.42)	(3.24)
ROAD	−0.0072***	−0.0064***	−0.0074***
	(−3.69)	(−3.44)	(−4.18)
FIX	−0.0114***	−0.0110***	−0.0090***
	(−3.37)	(−3.43)	(−3.43)
GOV	0.0778***	0.0811***	0.0389***
	(3.15)	(3.32)	(2.66)
CON	0.0068***	0.0064***	0.0046**
	(2.65)	(2.80)	(2.57)
HOS	−0.0043***	−0.0035**	−0.0036***
	(−2.67)	(−2.11)	(−3.44)
常数项	−0.9508**	−0.9987**	−0.5483***
	(−2.36)	(−2.30)	(−2.97)
观测值	3300	3523	3575
Adjusted R-squared	0.888	0.860	0.903
城市固定效应	*Yes*	*Yes*	*Yes*
时间固定效应	*Yes*	*Yes*	*Yes*

4. 内生性检验

考虑到基准模型中可能存在遗漏变量偏误以及核心解释变量与被解释变量之间的双向因果关系，从而引发内生性问题，本文参考既有相关研究[9]，选取样本城市与杭州市之间的球面距离作为基础变量，并构造其与滞后一期新质生产力水平的交互项作为工具变量。具体而言，进行不可识别检验 P 值为 0.0000，拒绝了工具变量识别不足的原假设，弱工具变量检验结果 F 值为 45.34，表明所选择的工具变量具有合理性。因此，运用两阶段最小二乘法进行估计，回归结果如表 5 所示，两阶段回归均在 1%的水平上显著，

表明在控制内生性问题后，新质生产力对城市产业链供应链韧性的正向影响仍然存在，基准回归结论具有较好的稳健性。

Table 5. Endogeneity test results
表 5. 内生性检验结果

变量	(1) 一阶段	(2) 二阶段
NQP		0.4178*** (3.85)
IV	0.0006*** (6.73)	
POP	0.1120** (2.53)	0.1698** (2.48)
ROAD	−0.0091*** (−3.45)	−0.0075*** (−3.31)
FIX	−0.0067** (−2.00)	−0.0113*** (−3.38)
GOV	0.0462* (1.89)	0.0797*** (3.23)
CON	0.0108*** (2.92)	0.0073*** (2.67)
HOS	−0.0023 (−1.34)	−0.0037** (−2.16)
常数项	−0.6365** (−2.41)	
观测值	3300	3300
Adjusted R-squared	0.889	0.468
城市固定效应	*Yes*	*Yes*
时间固定效应	*Yes*	*Yes*
Cragg-Donald Wald F statistic	2815.420	
Kleibergen-Paap Wald rk F statistic	45.338	

4.3. 中介机制检验

4.3.1. 数实融合赋能机制

本文参考周密[10]的研究，采用专利共分类方法测度数实融合水平。新质生产力的发展加速了数字技术向实体经济领域渗透，在促进生产要素高效流动、推动产业协同融合发展的同时，也有助于提升产业链各环节的信息共享水平和动态调整能力，进而增强产业链供应链韧性。表 6 中列(1)的回归表明，新质生产力的发展能够显著提升数实融合水平，结合列(2)的结果可以看出，数实融合在新质生产力影响城市

产业链供应链韧性的过程中发挥了积极的中介作用，支持了研究假设 2。

4.3.2. 平台经济协同机制

参考余文涛[11]的研究，利用人均电子商务交易额作为互联网平台经济的代理指标。平台经济的发展依托数字技术和网络连接优势，在降低市场交易成本、促进产业链上下游主体协同合作的同时，也有助于推动供需信息高效匹配和资源优化配置，进而提升产业链供应链运行效率与风险抵御能力。实证结果如表 6 中列(3)和列(4)所示，新质生产力水平和平台经济变量的回归系数均显著为正并通过了 *Sobel* 检验，表明新质生产力通过发展平台经济新模式，有效提升了城市产业链供应链韧性，研究假设 3 得到验证。

Table 6. Mediation mechanism test results
表 6. 中介机制检验结果

变量	(1) 数实融合	(2) RES	(3) 平台经济	(4) RES
MED		0.0031***		0.0072***
		(7.29)		(3.54)
NQP	96.0358***	0.1087***	8.4900***	0.3463***
	(4.75)	(3.03)	(3.16)	(5.60)
POP	33.6511**	0.0628**	0.1899	0.1661**
	(2.10)	(2.22)	(0.25)	(2.33)
ROAD	−1.6453***	−0.0024*	−0.1218	−0.0067***
	(−3.94)	(−1.95)	(−1.15)	(−3.51)
FIX	−3.1003***	−0.0021	−0.3488***	−0.0093***
	(−3.68)	(−1.47)	(−3.10)	(−2.94)
GOV	13.4521**	0.0386***	0.7931	0.0747***
	(2.46)	(2.87)	(0.85)	(3.05)
CON	2.1137***	0.0014	0.2958**	0.0058**
	(3.05)	(0.98)	(2.37)	(2.57)
HOS	−0.2814	−0.0026***	−0.1702***	−0.0023
	(−0.70)	(−3.57)	(−3.55)	(−1.42)
常数项	−199.4887**	−0.3417**	0.0884	−0.9630**
	(−2.07)	(−2.03)	(0.02)	(−2.24)
观测值	3575	3575	3575	3575
Adjusted R-squared	0.813	0.951	0.740	0.886
Sobel 检验		0.299***		0.061***
中介效应		显著		显著
城市固定效应	*Yes*	*Yes*	*Yes*	*Yes*
时间固定效应	*Yes*	*Yes*	*Yes*	*Yes*

4.4. 异质性分析

为进一步识别新质生产力对于城市产业链供应链韧性的影响在不同层面可能存在的非均衡性，本文

从地理区位以及市场化水平两个维度开展异质性分析，并分别采用费舍尔组合检验，基于 Bootstrap 方法进行 500 次重复抽样，对不同组别的回归系数差异进行讨论。

1. 区位异质性

在地理区位异质性方面，本文按照我国人口分布特征与经济密度特征，将样本划分为“胡焕庸线”东南侧和西北侧两个部分，以考察不同区位条件下新质生产力对产业链供应链韧性的影响差异。表 7 中列(1)与列(2)的分组回归以及进一步的费舍尔组合检验结果表明，两组回归系数均显著为正，且系数差异在统计意义上显著，相对而言，新质生产力对东南城市产业链供应链韧性的提升作用更强。可能原因在于，东南地区经济发展基础较好，创新资源集聚程度较高，产业体系更加完善，因而能够更充分发挥新质生产力在产业协同中的作用。

2. 市场环境异质性

为考察市场环境差异对新质生产力作用效果的影响，本文借鉴盛斌[12]的研究方法测算地区市场一体化水平，并以样本中市场一体化指数的中位数为标准，将城市划分为高市场一体化水平地区和低市场一体化水平地区，分别进行异质性检验。表 7 中列(3)与列(4)的结果显示，新质生产力对产业链供应链韧性的促进作用在高市场一体化地区更加显著。具体而言，良好的市场环境有助于降低区域间要素流动壁垒，促进技术、资本、人才等创新要素的高效配置，提高产业协同效率，从而进一步释放新质生产力对产业链供应链韧性的赋能效应。

Table 7. Heterogeneity test results
表 7. 异质性检验结果

变量	(1) 东南地区	(2) 西北地区	(3) 高市场一体化	(4) 低市场一体化
NQP	0.4287***	0.0457***	0.4885***	0.2268***
	(6.27)	(4.63)	(6.38)	(4.94)
POP	0.1647**	0.0222***	0.2023**	0.1224***
	(2.27)	(2.99)	(2.22)	(3.17)
ROAD	−0.0084***	−0.0010**	−0.0075***	−0.0064***
	(−3.72)	(−2.07)	(−2.66)	(−3.77)
FIX	−0.0117***	0.0008	−0.0167***	−0.0070**
	(−3.32)	(1.10)	(−4.09)	(−2.31)
GOV	0.0771***	0.0054	0.1174***	0.0443**
	(2.95)	(0.58)	(3.26)	(2.40)
CON	0.0075***	−0.0001	0.0098***	0.0058**
	(2.75)	(−0.06)	(2.97)	(2.38)
HOS	−0.0038**	−0.0014***	−0.0034	−0.0032**
	(−1.98)	(−3.66)	(−1.29)	(−2.54)
常数项	−0.9543**	−0.0935**	−1.1829**	−0.6831***
	(−2.16)	(−2.50)	(−2.14)	(−2.96)
观测值	3263	312	1918	1657
Adjusted R-squared	0.878	0.830	0.886	0.878

续表

费舍尔检验 *p-value*	0.008		0.000	
城市固定效应	*Yes*	*Yes*	*Yes*	*Yes*
时间固定效应	*Yes*	*Yes*	*Yes*	*Yes*

5. 研究结论与政策启示

5.1. 结论

本文基于 2011~2023 年地级市面板数据，在构建双向固定效应模型的基础上，进一步结合中介效应模型、异质性分析等方法，系统考察新质生产力对城市产业链供应链韧性的影响效应、作用机制及差异化特征。得出主要结论如下：第一，新质生产力能够显著提升城市产业链供应链韧性，在经过一系列稳健性检验后，该结论依然成立。第二，机制分析表明，新质生产力主要通过推动数实融合发展、强化平台经济作用，进一步增强城市产业链供应链韧性。第三，新质生产力对产业链供应链韧性的影响存在明显异质性，在“胡焕庸线”东南地区以及高市场一体化地区中的促进作用更为显著。

5.2. 政策建议

根据上述结论，本文提出如下建议。

第一，加快培育新质生产力，增强产业链供应链自主可控能力。应持续推动科技创新与产业创新深度融合，加大关键核心技术研发投入，促进创新成果向产业链供应链关键环节转化。针对产业链供应链中的薄弱环节和关键节点，应强化产业基础能力建设，提高产业体系自主创新水平和风险应对能力，为产业链供应链韧性提升提供持续动力。

第二，深化数实融合发展，强化平台经济支撑作用。应加快数字技术与实体经济深度融合，推动数字技术向产业链供应链各环节渗透，增强产业链供应链动态调整能力。同时，进一步发挥数字平台在供需匹配和资源整合中的作用，降低各主体间的协作成本，提升产业体系对市场变动和外部冲击的响应效率，为新质生产力赋能产业链供应链韧性提供有力支撑。

第三，实施差异化发展策略。考虑到新质生产力对产业链供应链韧性的影响存在区域异质性，应根据不同地区的发展基础和市场条件制定针对性政策。东南地区和高市场化地区应进一步发挥市场优势，推动产业链向高端化、数字化方向发展；发展基础相对薄弱地区则应立足自身资源禀赋，加强产业转型和创新能力建设。

参考文献

[1] 黄鑫. 打造安全可靠的产业链供应链[N]. 经济日报, 2024-08-02(006).

[2] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济, 2022(5): 100-120.

[3] 韩璐, 丛林, 赵君彦. 产业数字化对产业链供应链韧性的影响及空间溢出效应研究[J]. 商业经济研究, 2024(4): 180-183.

[4] 韩文龙, 张瑞生, 赵峰. 新质生产力水平测算与中国经济增长新动能[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(6): 5-25.

[5] 霍伟东, 封秋硕, 张一昊. 新质生产力、时空溢出与城市产业链供应链韧性[J]. 工业技术经济, 2025, 44(11): 22-32.

[6] 刘军, 杨渊鋆, 张三峰. 中国数字经济测度与驱动因素研究[J]. 上海经济研究, 2020(6): 81-96.

[7] 李庄园. 公共服务在中国经济增长中的作用——基于人口结构和人口聚集的研究[J]. 人口研究, 2020, 44(5): 92-107.

[8] 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[J]. 管理世界, 2020, 36(10): 65-76.

[9] 马丹, 陈思年, 雷乐瑶, 等. 新质生产力对城市产业链韧性的影响研究[J]. 统计与信息论坛, 2025, 40(2): 19-35.

[10] 周密, 王雷, 郭佳宏. 新质生产力背景下数实融合的测算与时空比较——基于专利共分类方法的研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2024, 41(7): 5-27.

[11] 余文涛. 地理租金、网络外部性与互联网平台经济[J]. 财经研究, 2019, 45(3): 141-153.

[12] 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): 44-66.