治理绩效

新质生产力、空间溢出效应与区域经济韧性

——基于省级面板数据分析

刘高秀，杨俊文，王兴衡

（云南师范大学经济学院，昆明 650500）

摘要：运用空间杜宾模型，研究2011—2021年中国省级面板数据，从空间视角探讨区域经济韧性和新质生产力发展水平之间的空间溢出效应和作用机制。通过基准回归和多项稳健性检验发现，新质生产力发展水平对于区域经济韧性有显著的促进作用和正向空间溢出效应。中介效应检验显示，新质生产力发展水平通过缓解资本错配和推动产业结构高级化来加强区域经济韧性并形成空间溢出效应。异质性分析表明，在经济较弱的地区，新质生产力发展水平对区域经济韧性的促进作用更为显著，尤其在面对金融冲击时，其影响更加明显，并且随着地理距离的增加，新质生产力发展水平对区域经济韧性的空间溢出效应逐步减弱。

关键词：新质生产力；区域经济韧性；空间溢出效应；地理距离衰减规律；空间杜宾模型

中图分类号：F061.5 **文献标志码**：A **文章编号**：1671－1807(2026)03－0319－08

韧性概念源于物理学，指系统应对冲击及恢复的能力。经济学中引入该概念，强调高韧性经济体可迅速恢复至原有状态[1]。区域韧性体现为抵御风险与冲击后的恢复能力。现有研究主要包括两方面：一是区域经济韧性的时空分异特征，如全要素生产率仅在中东部显著增强韧性[2]，经济集聚亦具有积极影响。2008年金融危机后，中国经济韧性呈现空间差异[3]，产业结构多样化程度高的地区适应能力更强[4]，而上中游地区在产业转型与内生动力方面面临挑战[5]。二是影响因素研究，产业多样化集中区韧性较高[6]，政府债务可提升韧性[7]，区域文化风俗也有重要影响[8]。

新质生产力的研究主要包括：①新质生产力是以科技创新为核心驱动力的先进生产力，体现为劳动者、劳动资料与劳动对象的高质量发展[9]；科技金融通过缓解融资约束、资源错配和信息不对称，助推其发展[10]。②新质生产力依托高新技术与新兴产业推动社会高质量发展，在技术、产业与要素配置上区别于传统生产力[11]，其通过技术变革、要素创新配置与产业升级形成新动能[12]。实现路径包括建设高质量人才、完善现代化产业体系及突破关键科技[13-14]，新质生产力主要是在创新过程中起导向作用，为传统经济增长模式提供新动能，力求完成新质生产力的高质量劳动者、劳动对象和劳动对象的核心要求。

综上所述，中国经济韧性与高质量发展及现代化经济体系密切关联。在新时代背景下，面对内部动力转型与外部不确定风险的增加，深入探究新质生产力对经济韧性的空间溢出效应和作用机制显得尤为重要。本文的潜在学术贡献有两个方面：①从空间效应揭示新质生产力发展水平与区域经济韧性之间的内在关系和空间关系，理论和实证上探究新质生产力所具备的导向作用；②现有大部分文献主要是产业结构优化和政府政策变化对经济韧性的影响研究，而新质生产力发展水平对区域经济韧性的影响研究较少。进行作用机制分析时，着重考量了新质生产力发展水平通过缓解资本错配和推动产业结构高级化对区域经济韧性的促进作用和空间溢出效应。

1 理论分析和研究假设

1.1 新质生产力对区域经济韧性的影响

新质生产力是当前经济发展的重要驱动力，以

收稿日期：2025-08-05

作者简介：刘高秀(1977—)，女，云南曲靖人，博士，副教授，研究方向为国际金融和财政学；通信作者杨俊文(2000—)，男，云南大理人，硕士研究生，研究方向为金融工程与风险管理；王兴衡(2000—)，女，湖南衡阳人，硕士研究生，研究方向为金融工程与风险管理。

高科技、高效率和高质量为核心特征，致力于超越传统增长模式，构建符合新发展理念的先进生产力形态[15]。它强调以创新为主导，涵盖技术、管理与商业模式等多维创新，不仅改进产品与服务，也变革生产流程与组织结构[16]。在要素配置上，新质生产力以灵活方式整合人力、资本与技术，提升效率，推动产业向高端化、智能化、绿色化升级。制造业转向智能制造，服务业迈向高附加值[17]。同时新质生产力重新定义了劳动者的角色，使其从传统执行者转变为创新推动者，要求其具备持续学习与适应能力，从而提升劳动生产率并增强区域经济韧性[18]。

从劳动对象看，新质产业促进了传统产业与新兴产业的协同发展，推动形成高附加值、绿色低碳的现代产业体系，提升资源利用效率[19]。在劳动资料方面，新质生产力通过技术设备升级实现生产数字化与智能化，提高产品质量与生产效率[20-21]。并促进区域间生产要素整合，为企业拓展市场机会、激发潜在需求，进而推动技术创新、规模经济与全要素生产率增长[22]。

综上所述，新质生产力是通过技术、劳动、产业和资源的优化配置，来实现经济结构的转型与升级，是高质量发展的关键因素[23]。新质生产力不仅促进了经济效益的提升，更加推动了环境保护与资源循环利用的实现，符合可持续发展的理念与目标。在这一进程中，政府、企业与劳动者需共同努力，以创新为核心，推动经济向更绿色、智能和高效的方向迈进[24]。同时，新质生产力也促进了区域经济的规模效应，加强了相邻区域之间的合作。基于对上述文献的整理和分析，提出如下假设。

H1：区域经济韧性能够显著提升新质生产力发展水平，并且对周围区域具有空间溢出效应。

1.2 新质生产力对区域经济韧性的影响渠道分析

新质生产力是数字技术驱动的生产要素配置范式革命，其核心在于劳动者、劳动资料与劳动对象的系统性跃升与组合优化，通过突破传统资源配置的刚性约束，协同推动资本错配矫正与产业结构高级化。具体表现在如下两方面。

(1)新质生产力以数字技术重构市场信息传递机制。数字经济显著降低了信息不对称和交易成本，推动传统单向供给模式转向供需高效互动的双向协同[25]。依托大数据、人工智能等技术，新质生产力打破信息壁垒，实现供需精准匹配，提升要素配置效率，有效缓解要素错配[26]，从而减少资源闲置与生产损耗，并通过全要素生产率的提高推动产业链效能升级，为经济高质量发展提供持续动力。

(2)新质生产力推动产业竞争范式变革，加速构建现代化产业体系。网络交易平台打破了地理边界，推动要素配置从区域市场迈向全国乃至全球[27]，在新科技革命和产业变革背景下，新质生产力通过技术创新、业态与模式创新，系统改造传统产业并重构其价值链，培育智能制造、绿色能源等新增长点，推进产业基础高级化与产业链现代化[28]。通过整合信息流、资金流、商贸流和物流等全要素数据，构建深度协同、动态优化的产业链生态系统。该系统渗透至企业研发、生产及运营全流程，大幅提升产业协同效率，并通过要素重组与价值链升级推动产业结构高端化，成为实体经济高质量发展的核心驱动力[29]。

根据以上理论分析，提出如下假设。

H2a：新质生产力发展水平通过缓解区域资本错配进而提升区域经济韧性和产生空间溢出效应。

H2b：新质生产力发展水平通过推动产业结构高级化进而提升区域经济韧性和产生空间溢出效应。

2 研究设计

2.1 变量选取

2.1.1 被解释变量：区域经济韧性(Reis)

结合区域与韧性含义可推测，区域经济韧性(Reis)主要反映区域应对与抵御风险的能力，以及遭遇外部冲击后的恢复能力。借鉴张辽和姚蕾[15]、刘晓星等[2]的做法，从抵抗与恢复能力、适应与调节能力和转型与发展能力3个维度构建多维指标体系(表1)，结合省级层面数据的可获得性，并采用熵值法计算得到区域经济韧性综合指数。

选择信息熵法进行分析，主要原因是这种方法作为一种客观赋权的工具，能够有效避免人为干预带来的偏差，从而实现对区域链韧性指数的准确测算。

2.1.2 核心解释变量：新质生产力的发展水平(NQP)

新质生产力的发展水平(NQP)体现了劳动对象、劳动者的主观能动性和生产资源的有效整合，为高质量发展提供动力支持。在充分考虑新质生产力的定义及相关研究的基础上，基于卢江等[15]的

研究框架,构建包含科技生产力、绿色生产力和数字生产力3个维度的综合评价指标体系,并进一步细分为创新生产力、技术生产力、资源节约型生产力、环境友好型生产力、数字产业生产力和产业数字生产力6个二级指标(表2)。通过引入改进的熵权-TOPSIS(逼近理想解排序)综合评价模型,对各省域新质生产力发展水平进行量化测度与比较分析。

表1 区域经济韧性综合评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位	指标属性
区域经济韧性	抵抗与恢复能力	人均地区生产总值	元	正向
		城镇居民可支配收入	元	正向
		城乡居民储蓄余额	元	正向
		城镇登记失业人数	人	负向
		进出口总额占GDP比重	%	负向
	适应与调节能力	地方财政收支比	%	正向
		社会消费零售总额	万元	正向
		第三产业占GDP比重	%	正向
		年末金融机构存贷比	%	正向
		固定资产投资额	万元	正向
	转型与发展能力	专利授权数	件	正向
		万人普通高等学校在校学生数	人	正向
		财政科学支出	万元	正向
		财政教育支出	万元	正向

表2 新质生产力发展水平评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标属性
科技生产力	创新生产力	国内专利授予数	正向
		高技术产业业务收入	正向
		规上工业企业产业创新经费	正向
	技术生产力	规上工业企业劳动生产率	正向
		规上工业企业R&D人员全时当量	正向
		机器人安装原始密度	正向
绿色生产力	资源节约型生产力	能源消费量/国内生产总值	负向
		化石能源消费量/国内生产总值	负向
		工业用水量/国内生产总值	负向
	环境友好型生产力	工业固体废物综合利用量/产生量	正向
		工业废水排放/国内生产总值	负向
		工业SO_2排放/国内生产总值	负向
数字生产力	数字产业生产力	集成电路产量	正向
		电信业务总量	正向
		互联网宽带接入端口数	正向
	产业数字生产力	软件业务收入	正向
		光缆线路长度/地区面积	正向
		电子商务销售额	正向

2.1.3 中介变量

(1)产业结构高级化(CSG)。借鉴李敏[29]的做法,运用第三产业产值与第二产业产值之比衡量。

(2)资本错配(ZBC):借鉴白俊红和刘宇英[30]的研究思路,以区域资本错配指数来衡量,测算公式为

$$\gamma_{Ki}=\frac{1}{1+\tau_{Ki}} \tag{1}$$

式中:γ_{Ki}为要素价格的绝对错配系数,衡量的是要素与不存在扭曲时的相对加成状况;τ_{Ki}为第i个地区的资本错配指数,在实际测算中用价格相对扭曲系数$\hat{\gamma}_{Ki}$来代替:

$$\hat{\gamma}_{Ki}=\frac{K_i/K}{s_i\beta_{Ki}/\beta_K} \tag{2}$$

式中:s_i为第i个省份占城市总产出的比重;$\beta_K=\sum s_i\beta_{Ki}$为产出加权的资本贡献值;$\frac{K_i}{K}$为第$i$个省份使用资本占城市总资本量的比重;$K_i$为第$i$个省份使用资本量;$\frac{s_i\beta_{Ki}}{\beta_K}$为第$i$个省份资本有效配置的比重。

2.1.4 控制变量

选择如下控制变量:①区域交通便利性(fre),采用地区货物周转量的对数表示;②区域基础设施供给水平(road),采用人均道路面积的对数衡量;③区域市场开放度(fdi),用实际使用外商投资金额的对数值表示;④区域医疗水平(med),采用急诊死亡率的对数+1衡量;⑤区域规模(buil),采用建成区面积的对数衡量;⑥区域文化软实力水平(book),采用图书装订产量的对数值衡量。

2.1.5 数据来源

研究样本包括中国30个省份(因数据缺失,未包含西藏地区和港澳台地区),研究时期为2011—2021年,变量原始数据主要来自《中国金融年鉴》《中国金融统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国火炬统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》。主要变量描述性统计见表3。

表3 变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
Reis	330	0.251 2	0.120 0	0.082 1	0.743 3
NQP	330	0.192 4	0.120 6	0.035 8	0.647 9
ZBC	330	0.266 6	0.193 5	0.002 0	0.945 0
CSG	330	0.042 6	0.020 1	0.013 0	0.131 4
fre	330	8.238 4	0.967 0	5.987 5	10.436 3
road	330	2.729 7	0.364 4	1.396 2	3.287 6
fdi	330	6.780 8	1.436 6	3.332 2	10.720 4
med	330	0.087 4	0.049 4	0.019 8	0.336 4
buil	330	17.543 3	1.093 1	14.753 4	19.762 0
book	330	6.298 0	1.295 4	3.394 5	8.575 3

2.2　模型设定

为了检验理论假设，采用的空间杜宾模型计量方程为

$$Reis_{it}=\alpha_0+\rho W\,Reis_{it}+\alpha_1 NQP_{it}+\beta X_{it}+\delta WNQP_{it}+\theta WX_{it}+\mu_i+\delta_t+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

式中：t 为年份；i 为省份；被解释变量为 $Reis_{it}$ 为 i 省份 t 年份的区域经济韧性指数；核心解释变量 NQP_{it} 为 i 省份 t 年份的新质生产力发展水平；X_{it} 为控制变量；W 为空间权重；μ_i 为个体固定效应；δ_t 为时间固定效应；ε_{it} 为随机扰动项；α_0 为常数项；ρ、α_1、β、δ、θ 为系数。

为了验证新质生产力导向下的区域资本错配和产业高级化对于区域经济韧性的影响效应，采用江艇[30]的做法，对中介效应的模型设定如下：

$$M_{it}=\theta_0+\rho WM_{it}+\theta_1 NQP_{it}+\theta_2 X_{it}+\sigma WNQP_{it}+\vartheta WX_{it}+\mu_i+\delta_t+\varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中：M_{it} 为中介变量，表示机制变量区域资本错配指数(ZBC)和产业高级化指数(CSG)；σ、ϑ 为系数。

2.3　实证分析

2.3.1　空间相关性检验

采用莫兰指数对区域经济韧性和新质生产力发展水平进行空间相关性检验。表 4 显示，区域经济韧性和新质生产力发展水平的莫兰指数均显著为正。这说明区域的经济韧性受到其他省份的显著影响，不同省份之间的区域经济韧性存在正向的空间相关性。新质生产力发展水平也同理如此。

表 4　区域经济韧性和新质生产力发展水平的莫兰指数

年份	Reis	NQP	年份	Reis	NQP
2011	0.041**	0.156***	2017	0.058*	0.253***
2012	0.044**	0.169***	2018	0.068**	0.226***
2013	0.045**	0.146***	2019	0.071**	0.234**
2014	0.047**	0.165***	2020	0.076***	0.248***
2016	0.041*	0.241***	2021	0.077***	0.261**

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

2.3.2　回归结果分析

为验证空间杜宾模型的适用性，进行一系列检验。由表 5 可知，LM 检验 P 值均小于 0.01，表明采用空间计量模型是合理的；空间误差与空间滞后模型的 LR 检验和 Wald 检验结果也支持使用空间杜宾模型。Hausman 检验和 LR 检验结果则表明应选择双向固定效应模型。因此，最终采用双向固定效应的空间杜宾模型进行分析。

表 5　基础回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Reis	Reis	Reis	Reis
NQP	0.577***	0.523***	0.543***	0.452***
	(0.032)	(0.014)	(0.023)	(0.021)
*W*NQP	0.429***	0.392***	0.515***	0.404***
	(0.012)	(0.011)	(0.014)	(0.012)
控制变量	No	No	Yes	Yes
个体固定效应	No	Yes	No	Yes
时间固定效应	No	Yes	No	Yes
ρ	0.582***	0.542***	0.613***	0.581***
	(0.044)	(0.031)	(0.024)	(0.067)
样本数	330	330	330	330
R^2	0.811 9	0.876	0.832 7	0.882
Hausman 检验	156.058***			
LM 检验(spatialerror)	66.523***			
LM 检验(spatiallag)	54.612***			
LR 检验(spatialerror)	236.213***			
LR 检验(spatiallag)	43.923***			
Wald 检验(spatialerror)	65.823***			
Wald 检验(spatiallag)	46.632***			

注：括号内为稳健标准误；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

基于地理距离权重矩阵的回归结果见表 5。新质生产力发展水平(NQP)的系数显著为正，表明其对本省区域经济韧性具有显著促进作用。同时，*W*NQP系数也显著为正，说明新质生产力对邻近省份的区域经济韧性也具有积极空间溢出效应。综上，新质生产力发展水平在促进本省的区域经济韧性的同时，也能赋能周边省份的区域经济韧性提升，由此验证了 H1。

2.3.3　空间效应分解

将新质生产力发展水平对区域经济韧性的空间影响进一步分为直接效应、间接效应和总效应。表 6 显示，新质生产力发展水平对区域经济韧性的直接效应系数为 0.635，并在 1%水平上显著为正，说明新质生产力发展水平对本省的区域经济韧性具有显著的促进作用。同时间接效应也显著为正，再次证明新质生产力发展水平对于邻近省份有着正向的空间溢出效应。即新质生产力发展水平在提升本省的区域经济韧性的同时还能带动临近省份区域经济韧性提升。

表 6　新质生产力发展水平的空间效应分解

效应分解	Reis
直接效应	0.635***
间接效应	0.855***
总效应	1.490***

注：*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

2.4 稳健性检验

2.4.1 基于不同空间权重的回归分析

分别采用经济距离权重和经济地理距离权重进一步展开回归分析,结果见表7,NQP和*W*NQP的系数与上文保持一样为正,再次证明新质生产力发展水平在提升本省的区域经济韧性的同时还能带动邻近省份区域经济韧性提升,即回归结果是稳健的。

表7 基于不同空间权重的稳健性检验结果

变量	(1)	(2)
	经济距离权重	经济地理距离权重
NQP	0.577***	0.624***
	(0.032)	(0.047)
*W*NQP	0.639***	0.817***
	(0.017)	(0.026)
ρ	0.659***	0.871***
	(0.011)	(0.031)
控制变量	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
样本数	330	330
R^2	0.834	0.858

注:括号内为稳健标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

2.4.2 替换变量测度方式

(1)替换被解释变量。参考刘逸等[32]的做法,采用敏感指标对区域经济韧性进行重新度量。回归结果见表8,NQP和*W*NQP仍在1%的水平上显著为正,也证明结论是稳健的。

(2)替换核心解释变量。采用滞后1期的中国数字经济创新创业指数(IRIEDEC)作为新质生产力的替代变量进行稳健性检验。该指数从企业进入、投资与创新3个维度衡量各地区数字经济发展水平。表8显示,替换变量后,NQP与*W*NQP仍在1%水平上显著为正,证实新质生产力对区域经济韧性存在显著促进作用和空间溢出效应,结论稳健。

2.4.3 剔除直辖市样本

因为直辖市和普通省份可能存在政策上的异质性,在新质生产力发展水平和区域经济韧性上存在差距。参考张辽和姚蕾的研究[33],删除直辖市样本重新回归,检验结果见表8,结果与之前一致,说明结果是稳健的。

2.4.4 内生性检验

考虑到系统广义矩估计(generalized method of moments,GMM)能够有效克服差分GMM估计因遗漏变量等引发的内生性和弱工具变量问题,采用两步系统GMM方法对动态面板模型展开估计。

$$Reis_{i,t}=\alpha+\theta L.Reis_{i,t-1}+\alpha_1 NQP_{it}+\beta X_{it}+\mu_i+\delta_t+\varepsilon_{it} \quad (5)$$

式中:$L.Reis_{i,t-1}$为i城市经济韧性的滞后1期项。表9的(1)列中,报告了AR(1)和AR(2)和Hansen检验的检验结果,其表明用系统GMM模型较好地解决了内生性问题,同时回归系数显著正向与前文一致,再次证明前文的实证结果是稳健的。

表8 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	替换被解释变量	替换核心解释变量	剔除直辖市样本
NQP	0.392***	0.217***	0.611***
	(0.052)	(0.012)	(0.061)
*W*NQP	0.327***	0.322***	0.502***
	(0.047)	(0.027)	(0.059)
ρ	0.492***	0.360***	0.719***
	(0.029)	(0.055)	(0.070)
控制变量	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes
样本数	330	330	330
R^2	0.795	0.841	0.811

注:括号内为稳健标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

表9 内生性检验:系统GMM模型

变量	(1)
	Reis
NQP	0.312***
	(0.021)
L.Reis	0.681***
	(0.037)
控制变量	Yes
样本数	330
AR(1)	0.001
AR(2)	0.612
Hansen检验	0.746

注:括号内为稳健标准误;*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著。

2.5 影响机制分析

采用两步法检验区域资本错配与产业结构高级化在新质生产力和区域经济韧性之间的中介作用,Sobel *Z*检验结果证实存在显著中介效应。表10第(1)列显示,NQP及其空间项的系数均显著为负,表明新质生产力可有效抑制本省及周边省份的资本错配,进而提升区域经济韧性,并产生正向空间溢出,假设H2a成立。第(2)列中,NQP及其空间项系数显著为正,说明新质生产力能够促进本省与邻近省份的产业结构高级化,从而增强经济韧性,同时发挥空间溢出效应,假设H2b得到验证。

表 10　新质生产力发展水平对区域经济韧性的作用机制检验结果

变量	(1)	(2)
	区域资本错配	产业结构高级化
	ZBC	CSG
NQP	−0.568***	0.340***
	(0.083)	(0.015)
*W*NQP	−0.450***	0.495***
	(0.018)	(0.149)
ρ	0.292***	0.216***
	(0.059)	(0.075)
控制变量	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
样本数	330	330
R^2	0.125	0.154
Sobel *Z*	2.517	2.109

注：括号内为稳健标准误；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

2.6　异质性分析

2.6.1　地理位置异质性

基于 20 世纪末以来西部与东中部发展不均衡的背景[34]，将样本划分为西部地区与非西部地区进行回归分析。表 10 第(1)列、(2)列结果显示，新质生产力对两个地区经济韧性均存在 1%水平显著的正向影响，但西部地区系数更大。可能原因在于：一方面西部地区经济起点较低、增长潜力较大，政策红利效应更为明显；另一方面，非西部地区经济韧性基础较好，对新质生产力的边际响应相对较小。

2.6.2　时间异质性

参考覃业青[35]的做法将样本按照事件冲击分为 2011—2013 年的抵御期、2014—2019 年的恢复期和 2020 年的抵抗期。根据表 11 第(3)列～(5)列的回归结果，新质生产力发展水平在面对金融类事件冲击时，对区域经济韧性总体上表现出显著的增强作用。其中，第(5)列中变量 *P* 值为 0.101，处于显著性边缘，这可能源于在中国经济体制持续改革背景下，整体已具备较高的抗风险能力，因此新质生产力对经济韧性的边际促进作用趋于减弱，未能达到显著水平。

2.6.3　不同地理距离的异质性

地理距离通过影响劳动力流动与生产资料成本，对新质生产力的空间溢出效应产生作用。为识别该效应的作用范围，参照符森[36]的方法，以 50 km 为间隔进行多次回归，并绘制图 1 展示不同距离下新质生产力溢出系数的估计值及 95%置信区间。结果显示，在 400 km 范围内，新质生产力对区域经济韧性存在显著正向空间溢出效应，但随着距离增加，该效应逐渐减弱并变得不显著。主要原因在于，地理距离增大导致劳动力和生产资料跨区域流动成本上升，而新质生产力高度依赖劳动者、劳动对象与资源的高效融合，其溢出能力随成本增加而衰减。

表 11　不同区域新质生产力发展水平对区域经济韧性的空间效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	非西部	西部	抵御期	恢复期	抵抗期
NQP	0.533***	0.876***	0.266*	0.582***	0.148
	(0.037)	(0.027)	(0.027)	(0.021)	(0.107)
*W*NQP	0.508***	0.811***	0.146*	0.612***	0.087
	(0.017)	(0.023)	(0.047)	(0.012)	(0.097)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本数	209	121	90	180	60
R^2	0.911 4	0.878 5	0.823 1	0.862 1	0.850 3

注：括号内为稳健标准误；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%水平上显著。

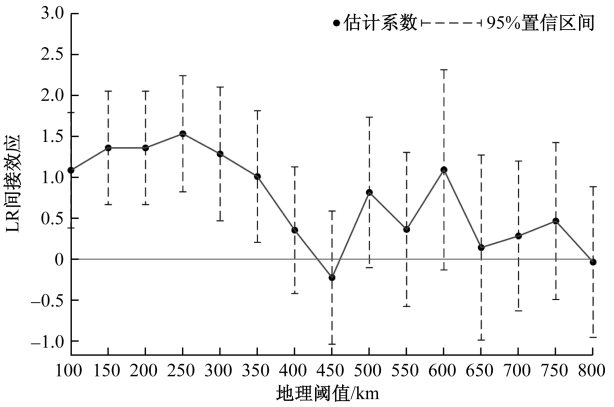


图 1　不同地理距离下新质生产力发展水平对区域经济韧性空间溢出效应的变化

3　研究结论与政策启示

3.1　研究结论

新质生产力的加速构建是应对全球动荡与变革的关键任务，对提升区域经济韧性具有重要意义。基于 2011—2021 年中国省级面板数据，采用空间杜宾模型，从空间视角考察新质生产力与区域经济韧性之间的空间溢出效应及作用机制。研究结果表明：①新质生产力可显著提升区域经济韧性，该结论在经过不同空间权重、变量替换、剔除直辖市样本和内生性检验一系列稳健性检验后依然成立。②新质生产力对周边地区具有显著的正向空间溢出效应，能够带动邻近区域韧性提升。中介机制检验显示，其通过缓解区域资本错配和推动产业

结构高级化两条路径增强经济韧性并产生空间溢出。③异质性分析发现,新质生产力对经济较弱地区的韧性促进和空间溢出效应更为明显;在面对金融类冲击时,其增强韧性的作用尤为突出。此外,该空间溢出效应随地理距离增大而逐渐衰减。

3.2 政策启示

(1)发挥新质生产力优势,完善要素市场化配置机制。引导资本、技术、数据等要素向高效领域流动,加大产业结构高级化转型的协同支持,激励企业向数字化、绿色化转型,降低信息不对称和缓解资本错配。

(2)促进区域间经济的协调发展,缩小区域间差距。区域新质生产力的发展需要注重平衡,经济发达地区应保持自身发展优势,西部地区要抓住机遇,加快经济发展,让新质生产力的正向空间溢出效应能够更好释放。

(3)统筹时空维度优化新质生产力的空间溢出效应。政策需发挥新质生产力优势,促进区域协同发展,鼓励各省之间以及省内城市开展合作。高校和政府之间应加强联系,培养符合新质生产力要求的新型人才,为新质生产力的发展提供人才保障。

参考文献

[1] RON M, PETER S. On the notion of regional economic resilience: conceptualization and explanation[J]. Journal of Economic Geography, 2015, 15(1): 1-42.

[2] 刘晓星, 张旭, 李守伟. 中国宏观经济韧性测度: 基于系统性风险的视角[J]. 中国社会科学, 2021(1): 12-32, 204.

[3] 赵春燕, 王世平. 经济集聚对区域经济韧性的影响[J]. 中南财经政法大学学报, 2021(1): 102-114.

[4] 徐圆, 张林玲. 中国区域的经济韧性及由来: 产业结构多样化视角[J]. 财贸经济, 2019, 40(7): 110-126.

[5] 黄若鹏, 刘海滨, 孙宇, 等. 宏观视角下黄河流域中下游经济韧性的地区差异性研究[J]. 宏观经济研究, 2022(2): 155-166.

[6] BROWN L, GREENBAUM T R. The role of industrial diversity in economic resilience: an empirical examination across 35 years[J]. Urban Studies, 2017, 54(6): 1347-1366.

[7] 李建强, 朱军, 张淑翠. 政府债务何去何从: 中国财政整顿的逻辑与出路[J]. 管理世界, 2020, 36(7): 41-55.

[8] 孙久文, 孙翔宇. 区域经济韧性研究进展和在中国应用的探索[J]. 经济地理, 2017, 37(10): 1-9.

[9] 徐政, 郑霖豪, 程梦瑶. 新质生产力赋能高质量发展的内在逻辑与实践构想[J]. 当代经济研究, 2023(11): 51-58.

[10] 刘熹微, 邹克. 科技金融是否促进经济与创新的协同[J]. 湖南科技大学学报(社会科学版), 2021, 24(3): 71-81.

[11] 赵峰, 季雷. 新质生产力的科学内涵、构成要素和制度保障机制[J]. 学习与探索, 2024(1): 92-101, 175.

[12] 蒲清平, 向往. 新质生产力的内涵特征、内在逻辑和实现途径: 推进中国式现代化的新动能[J]. 新疆师范大学学报(哲学社会科学版), 2024, 45(1): 77-85.

[13] 石建勋, 徐玲. 加快形成新质生产力的重大战略意义及实现路径研究[J]. 财经问题研究, 2024(1): 3-12.

[14] 周文, 许凌云. 论新质生产力: 内涵特征与重要着力点[J]. 改革, 2023(10): 1-13.

[15] 张辽, 姚蕾. 数字技术创新对区域经济韧性的影响研究: 来自中国278个地级及以上区域的经验证据[J]. 管理学刊, 2023, 36(5): 38-59.

[16] 卢江, 郭子昂, 王煜萍. 新质生产力发展水平、区域差异与提升路径[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2024, 30(3): 1-17.

[17] 石玉堂, 王晓丹, 陈凯旋. 新质生产力与城市经济韧性: 理论逻辑与经验证据[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2024, 30(5): 29-45.

[18] 周密, 郭佳宏, 王威华. 新质生产力导向下数字产业赋能现代化产业体系研究: 基于补点、建链、固网三位一体的视角[J]. 管理世界, 2024, 40(7): 1-26.

[19] 孙小婷, 李敏. 绿色技术创新、新质生产力与低碳经济高质量发展[J]. 统计与决策, 2024, 40(14): 29-34.

[20] 吉生保, 魏姗姗, 王丁玄. 对外直接投资对中国区域韧性的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 2024(5): 175-185.

[21] 王小芳, 王磊. 数字政府如何促进新质生产力发展: 作用模式及其实现路径[J]. 电子政务, 2024(9): 15-26.

[22] 陈丰龙, 徐康宁. 本土市场规模与中国制造业全要素生产率[J]. 中国工业经济, 2012(5): 44-56.

[23] 王福兴, 杨洋. 新质生产力创新马克思主义生产力理论的机制研究[J]. 学术探索, 2024(10): 33-40.

[24] 罗公利, 袁月凡, 王璐. 数实融合对经济韧性的影响研究[J]. 调研世界, 2024(8): 60-72.

[25] 郭家堂, 骆品亮. 互联网对中国全要素生产率有促进作用吗?[J]. 管理世界, 2016, 32(10): 34-49.

[26] 曹建飞, 李凯. 数字经济、资源错配与城市高质量发展: 兼论数据要素流动环境的调节作用[J]. 调研世界, 2024(4): 16-25.

[27] 韩健, 李江宇. 数字经济发展对产业结构升级的影响机制研究[J]. 统计与信息论坛, 2022, 37(7): 13-25.

[28] 玉国华, 宫雅慧. 金融结构、产业结构升级与收入分配: 基于新结构经济学的解释[J]. 数理统计与管理, 2024, 43(4): 737-760.

[29] 李敏. 数字金融、产业结构升级与实体经济高质量发展[J]. 统计与决策, 2025, 41(3): 141-146.

[30] 白俊红, 刘宇英. 对外直接投资能否改善中国的资源错配[J]. 中国工业经济, 2018(1): 60-78.

[31] 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.
[32] 刘逸，纪捷韩，张一帆，等. 粤港澳大湾区经济韧性的特征与空间差异研究[J]. 地理研究，2020，39(9)：2029-2043.
[33] 张辽，姚蕾. 数字技术创新对区域经济韧性的影响研究：来自中国278个地级及以上区域的经验证据[J]. 管理学刊，2023，36(5)：38-59.
[34] 马倩倩，陈诗一. 经济收敛与环境失衡：基于西部大开发战略的研究[J]. 世界经济，2023，46(8)：108-133.
[35] 覃业青. 金融科技如何提升区域经济韧性？[J]. 金融经济，2024(6)：28-43.
[36] 符森. 地理距离和技术外溢效应：对技术和经济集聚现象的空间计量学解释[J]. 经济学(季刊)，2009，8(4)：1549-1566.

New Quality Productive Forces, Spatial Spillover Effects, and Regional Economic Resilience: An Analysis Based on Provincial Panel Data

LIU Gaoxiu, YANG Junwen, WANG Xingheng
(School of Economics, Yunnan Normal University, Kunming 650500, China)

Abstract: Utilizing the spatial Durbin model and provincial panel data from China spanning 2011 to 2021, this study investigates the spatial spillover effects and underlying mechanisms between the development level of new quality productive forces (NQPF) and regional economic resilience from a spatial perspective. The findings reveal that, through baseline regression and multiple robustness tests, the development level of NQPF significantly promotes regional economic resilience and exhibits positive spatial spillover effects. Mediation effect tests indicate that NQPF development enhances regional economic resilience and generates spatial spillovers primarily by alleviating capital misallocation and promoting advanced industrial structure. Heterogeneity analysis shows that the promotive effect of NQPF development on regional economic resilience is more pronounced in economically weaker regions, particularly when facing financial shocks. Furthermore, the spatial spillover effect of NQPF development on regional economic resilience gradually weakens as geographical distance increases.

Keywords: new quality productive forces; regional economic resilience; spatial spillover effect; distance decay effect; spatial Durbin model