

中国经济韧性时空演化及影响因素研究

——基于数字金融视角

高粦彤^{1a} 孟霏² 田启波^{1b1}

(1. 深圳大学:a. 中国经济特区研究中心;b. 生态文明与绿色发展研究中心,

广东 深圳 518000;2. 吉首大学商学院, 湖南 吉首 416000)

【摘要】:为促进区域经济韧性协调发展,基于2011—2020年中国30个省(市)面板数据,采用Theil指数、ESDA等方法解析中国经济韧性的时空演化特征,并通过SPDM模型识别影响经济韧性的关键因素。在此基础上,结合面板门槛模型进一步讨论不同数字金融发展水平对经济韧性的影响差异。结果显示:(1)经济韧性整体呈波动上扬态势,东部地区经济韧性水平最高。(2)经济韧性呈愈发均等化发展态势,东中西三大区域内部差异较大。(3)经济韧性水平大致呈“东强西弱”的空间分布特征,强韧性省(市)多位于东部沿海地区,弱韧性省(市)多位于西部内陆地区,且空间关联模式主要表现为H-H型和L-L型。(4)数字金融对经济韧性发挥显著促进效果,且两者之间具有显著正向空间溢出效应。(5)在数字金融发展水平单一门槛效应下,数字金融对经济韧性的影响呈边际递增态势,即当数字金融发展水平较高时,数字金融才能够对区域经济韧性发挥显著促进效果。

【关键词】:数字金融 经济韧性 空间杜宾模型 面板门槛模型

【中图分类号】:F832.1**【文献标识码】:**A**【文章编号】:**1006—2912(2022)08—0057—18

一、引言

当面对不可预估的风险冲击时,世界各国政府无比渴望具备抗击与适应危境的能力,使其能够在危境过后迅速将本国经济拉回正常增长轨迹,谨防一蹶不振。然而,为什么不同国家遭受风险冲击后所展现出的适应能力迥然相异?多数学者认为造成这一现象的原因是国家之间的经济韧性差异化所致(叶堂林等,2021)^[1]。2014年11月9日,在北京举行的亚太经合组织工商领导人峰会上,习近平指出:“中国经济的强韧性是防范风险的最有力支撑。”¹眼下,COVID-19疫情仍在全球肆虐,让本已低迷的世界经济雪上加霜,相较其他诸多国家,中国率先实现了全年GDP正增长,向全世界彰显出中国经济的无限的潜力与强劲的韧性。与此同时,中国经济发展迈入新常态,还面临着新旧动能深度转轨的内生冲击,提高经济韧性水平俨然成为助推高质量发展的稳定着力点。此外,增强经济韧性离不开数字金融支持。作为金融体系范畴中一种新型金融业态,数字金融将科技与金融深度融合,凭借“低成本、低门槛与便捷服务”等独有优势,成为提升国家经济韧性的重要支撑。综上所述,本文主要聚焦以下问题:

¹**作者简介:**高粦彤(1994-),女,黑龙江鸡西人,深圳大学中国经济特区研究中心博士研究生,研究方向:数字金融;孟霏(1991-),男,河南新乡人,吉首大学商学院讲师,经济学博士,研究方向:区域经济;田启波(1965-),男,湖南常德人,深圳大学生态文明与绿色发展研究中心(深圳市人文社会科学重点研究基地)教授,博士生导师,研究方向:生态文明与可持续发展。

基金项目:国家社会科学基金重大项目“习近平生态文明思想研究”(18ZDA004),项目负责人:田启波;深圳大学研究生创新发展基金项目“粤港澳大湾区科技创新与经济增长研究——基于动态空间面板模型”(PIDFP-RW2019008),项目负责人:孟霏

中国经济韧性时空演化特征如何?经济韧性的驱动因素包含哪些?数字金融对经济韧性的影响效应如何?是否存在空间溢出效应?在数字金融发展水平门槛效应下,数字金融对经济韧性的非线性作用效果如何?显然,科学回答上述问题对促进中国区域经济韧性协调发展具有较高的理论价值和实践意义。

二、文献综述

(一)经济韧性测度研究

有关经济韧性测度,主要包含多维指标体系和单维指标两种测度方法。从多维指标体系方面,Briguglio等(2009)^[2]选取市场效率、治理效率、社会发展以及经济稳定性四大方面构建经济韧性指标体系。张鹏等(2018)^[3]选取人均储蓄余额、三产占比、人均GDP与地均GDP反映山东省17个城市的经济韧性。张明斗和冯晓青(2018)^[4]选取财政收入、FDI、居民储蓄与人均GDP度量长三角城市群16个城市的经济韧性水平。陈奕玮和丁关良(2020)^[6]选取产业集聚度、经济增长水平、贫富差距、产业结构优化度与经济敏感度测量中国264个地级市的经济韧性。朱金鹤和孙红雪(2021)^[6]基于抵抗与恢复力、适应与调节力以及创新与转型力三大层面,选取人均GDP、人均可支配收入、财政自给率与专利授权总量等16项指标度量中国284个地级市的经济韧性。邓又一和孙慧(2022)^[7]基于抵抗力、恢复力与进化力三大层面,选取金融风险、市场潜力、人口结构、就业人员受教育程度及绿色转型等10项指标度量中国30个省(市)的经济韧性。从单维指标方面,徐媛媛和王琛(2017)^[8]、冯苑等(2020)^[9]、陈奕玮和吴维库(2020)^[10]、赵春燕和王世平(2021)^[11]、孙久文等(2022)^[12]参鉴Martin(2012)^[13]的研究,采用地区敏感度指数衡量经济韧性,公式为 $b_i=(\Delta E_r/E_r)/(\Delta E_n/E_n)$,其中 $\Delta E_r/E_r$ 、 $\Delta E_n/E_n$ 分别为地区与全国GDP或就业人数变化率。

(二)经济韧性影响因素研究

有关经济韧性影响因素,既有研究多从产业结构、创新能力、产业集聚、固定资产投资、风险投资、开放度、政府政策与基础设施建设等方面展开阐释。Brown和Greenbaum(2017)^[14]基于美国俄亥俄州县域数据,研究指出产业结构多样化能够增强区域经济韧性。Bristow和Healy(2018)^[15]基于欧盟28个国家数据,研究指出置于创新能力领导位置的区域对经济危机的抵御能力更强。张振等(2021)^[16]基于中国18个城市群面板数据,实证表明产业专业化与多样化集聚水平均能够显著增强地区经济韧性。韩爱华等(2021)^[17]基于中国31个省(市)数据,采用倾向得分匹配与双重差分方法(PSM+DID),实证表明固定资产投资能够带动消费市场复苏,进而增强经济韧性。张翀和焦伟伟(2021)^[18]基于中国285个地级市数据,研究表明风险投资能够显著增强区域经济的恢复力与转型力。高志刚和丁煜莹(2021)^[19]基于中国西北地区30个地级市数据,采用广义最小二乘法(FGLS),实证表明开放度能够显著增强区域经济韧性。张明斗和惠利伟(2022)^[20]基于中国31个省(市)农业数据,采用地理探测器模型,研究发现政府扶持强度、基础设施建设及市场规模是驱动经济韧性的关键要素。

(三)数字金融与经济韧性关系研究

学术界两者之间关系的相关研究极为稀缺,在CNKI上以“数字金融+经济韧性”进行文献检索,仅为1篇,即崔耕瑞(2021)^[21]基于中国30个省(市)面板数据,采用系统GMM方法,实证发现数字金融对经济韧性发挥着显著促进效果,且这一促进效果更多体现在恢复力层面。然而,处于当今数字化科技时代背景下,数字金融能否对经济韧性产生重要影响,既有文献只能给出些许辅助性答案。从居民消费方面,蓝乐琴和杨卓然(2021)^[22]基于中国30个省(市)面板数据,采用面板固定效应模型,实证表明数字普惠金融能够显著促进居民消费水平,且这一促进效果更多体现在西部地区。从技术创新方面,盛明泉等(2021)^[23]基于中国工业企业微观数据,实证指出数字金融能够显著提高企业技术创新水平,且这一积极作用更多体现在民营与落后地区企业中。从融资约束方面,黄锐等(2021)^[24]基于2873家沪深A股上市企业数据,实证表明数字金融能够有效缓解企业融资约束,且这一缓解作用更多体现在数字金融发展水平较高的企业中。从创业方面,熊健和董晓林(2021)^[25]基于中国家庭金融调查(CHFS)样本数据,采用Probit模型,实证指出数字金融能够显著促进农户创业决策。从资本配置效率方面,封思贤和徐卓(2021)^[26]基于中国31个省(市)面板数据,采用系统GMM估计技术,实证发现数字金融能够优化资本配置效率。从经济绩效方面,田皓森和潘明清(2021)^[27]

基于中国 285 个地级市面板数据，采用面板门槛回归模型，实证发现数字金融对经济绩效的促进效果呈“边际效应”递增的非线性变化态势，即当数字金融发展水平逾越一定门槛值时，两者之间的促进效果才显著。

综上所述，既有研究从多个角度对经济韧性展开有益探讨，为本文打下扎实理论基础，但仍存在以下几点尚待完善：第一，既有研究多从产业结构、创新能力以及政府政策等方面讨论其对经济韧性的影响，或是从居民消费、技术创新等方面讨论数字金融对这类因素的影响，鲜有文献从数字金融视角切入深入剖析其与经济韧性两者之间的关系。第二，既有研究大多停留在时间维度层面的对比分析，将时间、空间维度纳入同一分析框架的经济韧性时空演化特征研究较为匮乏。第三，数字金融对经济韧性的空间溢出效应及门槛效应研究尚未得到充分关注。因此，本文基于 2011—2020 年中国 30 个省(市)面板数据，采用 Theil 指数、ESDA 等方法解析经济韧性的时空演化特征，并通过 SPDM 模型识别影响区域经济韧性的关键因素。在此基础上，结合面板门槛模型进一步讨论不同数字金融发展水平对经济韧性的影响差异。

三、研究设计

(一)经济韧性评价指标体系构建

为全面反映经济韧性多维特征，力求评价结果更加科学，沿袭Briguglio(2009)^[2]、张翀和焦伟伟(2021)^[18]的研究思路，本文通过构建综合指标体系来度量经济韧性水平(rep)，具体分为抵御力(基于要素基础等条件抵御外部冲击并维持自身结构与功能的能力，包含经济规模、社会发展、产业结构和外资依赖)、恢复力(受外部冲击后维系原本经济运行模式的能力，包含安全稳定和生态环境)、重构力(受外部冲击后通过创新创造新型经济发展模式的能力，包含研发能力和人才保障)三大维度，如表 1 所示。

表 1 经济韧性综合指标评价体系

一级指标	二级指标	三级指标	单位	计算方式	预期
抵御力	经济规模	人均 GDP	元/人	GDP/总人口	正向
		居民人均可支配收入	元/人	(家庭总收入-缴纳所得税-个人交纳社保支出-记帐补助)/家庭人口	正向
		GDP 增长率	%	(本年 GDP-上年 GDP)/上年 GDP	正向
	产业结构	第二产业 GDP 占比	%	第二产业增加值/GDP	负向
		第三产业 GDP 占比	%	第三产业增加值/GDP	正向
		采掘业增加值 GDP 占比	%	采掘业增加值/GDP	负向

续表 1

一级指标	二级指标	三级指标	单位	计算方式	预期
抵御力	社会发展	人口增长率	%	(本年总人口-上年总人口)/上年总人口	正向
		城镇化率	%	城镇人口/总人口	正向

		居民消费价格指数	%	商品按当期价格测算所得价值/ 商品按基期价格测算所得价值	负向
		养老保险参保率	%	养老保险参保人数/总人口	正向
		医疗保险参保率	%	医疗保险参保人数/总人口	正向
		失业保险参保率	%	失业保险参保人数/总人口	正向
	外资依赖	外贸依存度	%	货物进出口总额/GDP	负向
恢复力	安全稳定	城镇登记失业率	%	城镇登记失业人数/(城镇从业人员总数 +实有城镇登记失业人数)	负向
		财政自给率	%	财政预算收入/财政预算支出	正向
		金融发展	%	金融机构贷款余额/GDP	负向
		商品市场活跃度	%	社会消费品零售总额/GDP	正向
	生态环境	大气污染	吨/万元	二氧化硫排放量/GDP	负向
		水污染	吨/万元	工业废水排放量/GDP	负向
		垃圾污染	%	生活垃圾无害化处理量/生活垃圾产生量	正向
		建成区绿化覆盖率	%	建成区绿化面积/建成区总面积	正向
		人均公园绿地面积	平方米/人	公园绿地面积/总人口	正向
重构力	研发能力	R&D 经费投入强度	%	R&D 内部经费支出/GDP	正向
		产业高级化指数	%	第三产业产值/第二产业产值	正向
		技术市场成交额指数	%	技术市场成交额/GDP	正向
		研发人员占比	%	研发人员数量/总人口	正向
		科学技术支出	%	科学技术支出/财政总支出	正向
	人才保障	人均床位数	张/万人	医院床位数/总人口	正向
		人均教育支出	元/人	教育经费支出/总人口	正向

(二)研究方法

1. 熵值法

本文采用纳入时间变量改进后的熵值法评价模型，客观测评区域经济韧性，步骤如下：

(1) 指标设定：设共 t 个年份， n 个省(市)， m 项指标，则 $x_{\theta ij}$ 代表第 θ 年 i 省(市)第 j 项指标值。

(2) 指标标准化处理：正向公式为： $x'_{0ij} = (x_{0ij} / x_{\max})$ ；负向公式为 $x'_{0ij} = (x_{\min} / x_{0ij})$ 。

(3) 指标权重：
$$y_{\theta\bar{j}} = x'_{\theta\bar{j}} / \sum_{\theta} \sum_i x'_{\theta\bar{j}}$$

(4) 第 j 项指标熵值：
$$e_j = -k \sum_{\theta} \sum_i y_{\theta\bar{j}} \ln(y_{\theta\bar{j}}),$$
 且 $k > 0, k = 1/\ln(tn)$ 。

(5) 第 j 项指标信息效用值： $g_j = 1 - e_j$ 。

(6) 各指标权重： $w_j = g_j / \sum_j g_j$ 。

(7) 各省(市)经济韧性综合得分：
$$H_{\theta i} = \sum_j (w_j x'_{\theta\bar{j}})$$

2. 泰尔指数(Theil)

本文采用 Theil 指数刻画经济韧性水平的区域差异，并厘清差异的主要来源，公式如下：

$$T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{y} \log\left(\frac{y_i}{y}\right) \quad (1)$$

式中，T 为经济韧性水平； y_i 为第 i 个区域经济韧性水平； y 为区域经济韧性平均水平。T ∈ [0, 1], T 值愈大，反映地区差异愈大，反之则反。进一步，刻画域间与域内经济韧性水平差异，公式如下：

$$T = T_b + T_w = \sum_{k=1}^K y_k \log \frac{y_k}{n_k/n} + \sum_{k=1}^K y_k \left(\sum_{i \in \theta_k} \frac{y_i}{y_k} \log \frac{y_i/y_k}{1/n_k} \right) \quad (2)$$

式中， T_b 为域间差异； T_w 为域内差异； $T_k = \sum_{i \in \theta_k} y_i \log y_i / y_k \cdot 1/n_k$ 为 k 组的组内差距， $k=1, 2, \dots, K$ 。基于此，测算组内差距与组间差距贡献率，公式如下：

$$D_k = y_k \times \frac{T_k}{T}, \quad k = 1, 2, \dots, K \quad (3)$$

$$D_b = \frac{T_b}{T} \quad (4)$$

式中， D_k 为组内差距贡献率； D_b 为组间差距贡献率。

3. 探索性空间数据分析(ESDA)

本文采用全局 Moran' I 指数测算经济韧性水平空间关联程度，公式如下：

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} z_i z_j}{\sigma^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n z_{ij}} \quad (5)$$

式中， $z_i = \frac{x_i - \bar{x}}{\sigma}$, $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$, $\sigma = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$; n 为省(市)数; x_i 为省(市)经济韧性水平。Moran' I 指数取值范围为 $[-1, 1]$, $I > 0$ 代表正相关, $I < 0$ 代表负相关, $I = 0$ 代表随机分布。 w_{ij} 为空间权重矩阵, 由于地理距离相近但不毗邻省(市)间的观测变量可能存在互相辐射, 本文选择地理距离权重矩阵进行后续分析, 公式如下:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1/d_{ij}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (6)$$

式中, d_{ij} 为省(市) i 与省(市) j 间地理距离, 以省会城市间经纬度直线距离表征。

进一步, 本文采用 Moran 散点图描绘经济韧性水平空间关联模式, 即揭示观测变量(z)与其空间滞后向量(wz)间相关关系, 第一至第四象限分别表示高-高(H-H)、低-高(L-H)、低-低(L-L)及高-低(H-L)四种集聚类型。

4. 空间面板模型

根据新古典经济增长理论, 在维持劳动力与资本规模报酬固定的先决条件下, 产出(Y)与资本投入(K)、劳动力投入(L)之间存在如下关系:

$$Y = AK^\alpha L^\beta \quad (7)$$

式中, A 为索罗余值; α 为资本边际生产力; β 为劳动力边际生产力。

现如今, 数字金融已然成为生产经营活动不可或缺要素之一, 沿袭王永仓和温涛(2020)^[28]的研究思路, 将数字金融纳入产出函数, 得:

$$Y = AK^\alpha L^\beta F^\gamma \quad (8)$$

式中, F 为数字金融发展水平; γ 为数字金融边际生产力。

基于上述分析, 为检验数字金融对经济韧性的影响, 借鉴崔耕瑞(2021)^[21]的研究, 本文设定基准面板回归模型如下:

$$rep_{it} = c + \beta_1 df_{it} + \sum \beta_j controls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

式中，rep 为经济韧性；df 为数字金融发展水平；controls 为物质资本(cap)、人力资本(hum)等一系列控制变量； ε 为随机扰动项，下同。

考虑到经典面板回归模型难以解析观测变量之间的空间效应，本文在式(9)的基础上，分别纳入空间因素进行回归分析，公式如下：

空间面板滞后模型 (SPLM)：

$$rep_{it} = c + \beta_1 df_{it} + \sum \beta_j controls_{it} + \rho \sum_{i=1}^n w_{ij} rep_{it} + \varepsilon_{it} + u_i + v_t \quad (10)$$

式中， ρ 为空间滞后系数，揭示邻近省(市)经济韧性对本省(市)经济韧性的影响效应； u_i 、 v_t 分别代表控制时间与空间效应，下同。

空间面板误差模型 (SPEM)：

$$rep_{it} = c + \beta_1 df_{it} + \sum \beta_j controls_{it} + \lambda \sum_{i=1}^n w_{ij} \phi_{it} + \varepsilon_{it} + u_i + v_t \quad (11)$$

式中， ϕ 为空间自相关误差项； λ 为空间误差系数，揭示邻近省(市)不可观测因素对本省(市)经济韧性的影响效应。

空间面板杜宾模型 (SPDM)：

$$rep_{it} = c + \beta_1 df_{it} + \sum \beta_j controls_{it} + \rho \sum_{i=1}^n w_{ij} rep_{it} + \theta \sum_{i=1}^n w_{ij} df_{it} + \varepsilon_{it} + u_i + v_t \quad (12)$$

式中， θ 为数字金融发展水平的空间滞后系数，揭示邻近省(市)数字金融发展水平对本省(市)经济韧性的影响效应。

由于空间交互效应存在，Lesage 和 Pace (2009)^[29]指出，当式(12)中且 $\rho \neq 0$ 显著时，对观测变量的空间溢出效应研究无法简单通过 SPDM 模型估计系数真实反映，应进一步采用偏微分方法来度量，具体如下：

$$Y = (I - \rho W)^{-1} cl_n + (I - \rho W)^{-1} (X\beta + WX\theta) + (I - \rho W)^{-1} \varepsilon \quad (13)$$

式中，Y 为经济韧性；X 为数字金融发展水平； l_n 为 $n \times 1$ 阶单位矩阵。

进一步，将式(16)转化为偏微分方程矩阵，得：

$$\begin{bmatrix} \frac{\partial Y}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial Y}{\partial x_{nk}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{\partial y_1}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial y_1}{\partial x_{nk}} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \frac{\partial y_n}{\partial x_{1k}} & \dots & \frac{\partial y_n}{\partial x_{nk}} \end{bmatrix} = (I - \rho W)^{-1} \begin{bmatrix} \beta_k & w_{12}\theta_k & \dots & w_{1n}\theta_k \\ w_{21}\theta_k & \beta_k & \dots & w_{2n}\theta_k \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ w_{n1}\theta_k & w_{n2}\theta_k & \dots & \beta_k \end{bmatrix} \quad (14)$$

式中，对角线元素均值为数字金融对经济韧性的直接效应；非对角线元素均值为数字金融对经济韧性的间接效应，即溢出效应；总效应=直接效应+间接效应。

四、实证分析

(一) 经济韧性时空演化特征分析

1. 经济韧性发展趋势

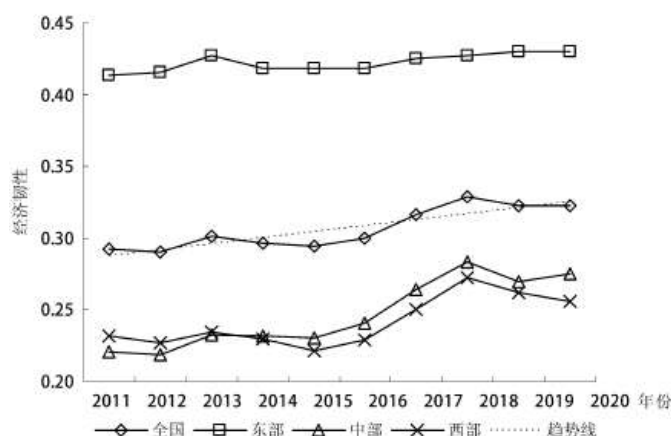


图1 经济韧性发展趋势

图1显示，2011—2020年中国经济韧性整体呈波动上扬态势，rep值由0.2920升至0.3223，涨幅达10.38%，但rep均值仅为0.3064，表明中国经济韧性亟待提高，当面临外界冲击时，抵御、恢复以及重构能力相对不足。其中，2018年作为[2011, 2020]区间内“峰值”，自此之后，rep值有所下降。可能的解释，2018年作为贯彻党的十九大精神“开局之年”，伴随《关于全面加强基础科学研究的若干意见》、《关于全面加强生态环境保护坚决打好污染防治攻坚战的意见》等政策陆续出台，中国各省域紧抓时代机遇，加快推进新旧动能转换，不断加大对原始创新能力、绿色发展方式等方面的扶持力度，使得全国经济韧性有所增强。从三大区域来看，东中西部地区经济韧性变动趋势与全国整体水平大致保持吻合，但各区域经济韧性仍存差异，东部地区经济韧性水平远高于中西部地区。

2. 经济韧性空间差异

由表2可知，2011—2020年Theil总指数呈波动下降趋势，T值由0.0861落至0.0623，降幅达27.6%，表明中国经济韧性呈均等化发展态势。区域经济韧性差异缩小离不开政府大力实施协同发展战略，近年来，伴随“西部大开发”、“中部崛起”等一揽子扶持政策深入落实，省域间逐步形成“争芳夺艳、各富特色”的区域经济韧性格局。从域间与域内差异看，历年 T_{br} 均值

(0.5192) 大于 T_{wr} 均值(0.4808), 表明域内差异对总差异的“贡献”较大, 即三大区域内部省域间经济韧性步调不相一致。

表 2 经济韧性 Theil 指数

年份	$T_{全国}$	$T_{东部}$	$T_{中部}$	$T_{西部}$	域间差异		域内差异	
					T_{br}	贡献率	T_{wr}	贡献率
2011	0.0861	0.0681	0.0025	0.0075	0.0481	0.5587	0.0380	0.4413
2012	0.0922	0.0695	0.0031	0.0112	0.0520	0.5640	0.0402	0.4360
2013	0.0869	0.0652	0.0043	0.0129	0.0486	0.5593	0.0383	0.4407
2014	0.0918	0.0728	0.0096	0.0171	0.0474	0.5163	0.0443	0.4826
2015	0.0958	0.0742	0.0119	0.0191	0.0495	0.5167	0.0463	0.4833
2016	0.0826	0.0649	0.0103	0.0143	0.0433	0.5242	0.0393	0.4758
2017	0.0682	0.0643	0.0086	0.0045	0.0333	0.4883	0.0349	0.5117
2018	0.0568	0.0563	0.0093	0.0078	0.0256	0.4507	0.0312	0.5493
2019	0.0622	0.0546	0.0069	0.0096	0.0312	0.5016	0.0310	0.4984
2020	0.0623	0.0561	0.0069	0.0047	0.0319	0.5120	0.0304	0.4880

3. 经济韧性空间格局演化

本文以 2011 年、2020 年为观察年份, 采用“自然间断点分级法”描绘中国经济韧性水平空间四分位图。图 2 可知, 近 10 年来, 中国经济韧性水平保持相对稳定的空间格局。以 2020 年为例, 经济韧性水平大致呈“东强西弱”的空间分布模式, 北京经济韧性水平处于领先地位, 上海、天津等 5 个省(市)处于第二区间, 经济韧性较高水平以上省(市)地理位置多集中于东部沿海地带, 占总样本的 20%, 而新疆、河南等中西部内陆省(市)经济韧性仍存较大提升空间, 这一结果也揭示出北京、上海等经济强省(市)能够充分发挥资金、人力与信息等资源集聚优势, 经济发展势头强劲, 回旋余地大。

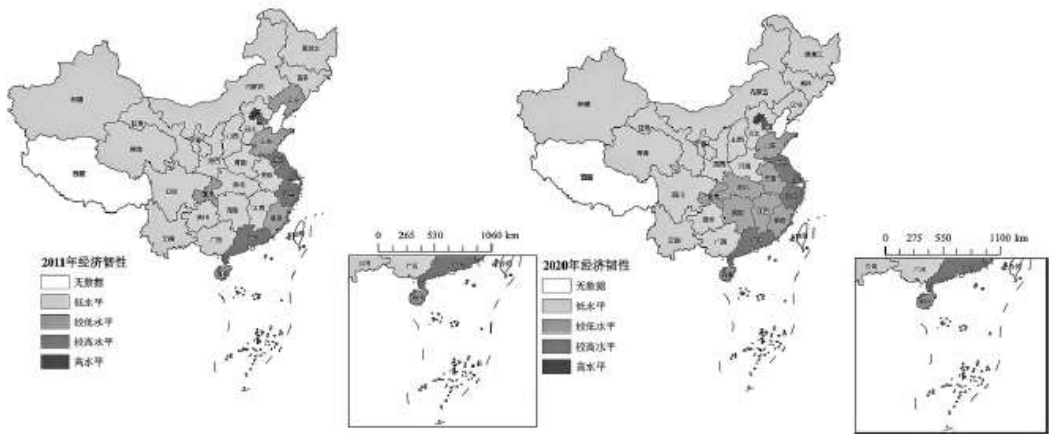


图 2 经济韧性空间格局演化

注：该图基于自然资源部地图技术审查中心标准地图服务网站下载的审图号为 GS(2020)4619 号的标准地图制作，底图无修改。

4. 经济韧性空间关联分析

由表 3 可知，2011—2020 年全球 Moran' sI 指数均为正且在 1%水平上显著，表明中国经济韧性呈高经济韧性省(市)被高经济韧性省(市)围绕(H-H 型)、低经济韧性省(市)被低经济韧性省(市)围绕(L-L 型)的空间组织模式，这也从侧面印证了我国“以中心带动周边”的城市群政策发挥出一定成效。从时间维度来看，全局 Moran' sI 指数由 0.667(2011 年)降至 0.632(2015 年)，再升至 0.655(2016 年)，继而降至 0.584(2020 年)，表明中国省域间经济韧性空间关联呈“分散→集中→分散”的演进过程。

表 3 经济韧性全局 Moran' sI 指数

年份	I	E(I)	Sd(I)	z	p-value
2011	0.667	-0.034	0.092	7.622	0.000
2012	0.658	-0.034	0.094	7.376	0.000
2013	0.645	-0.034	0.095	7.187	0.000
2014	0.645	-0.034	0.093	7.345	0.000
2015	0.632	-0.034	0.094	7.080	0.000
2016	0.655	-0.034	0.094	7.317	0.000
2017	0.611	-0.034	0.092	7.045	0.000
2018	0.576	-0.034	0.095	6.436	0.000
2019	0.573	-0.034	0.094	6.479	0.000
2020	0.584	-0.034	0.093	6.648	0.000

图 3 显示，中国经济韧性集聚类型大致保持 H-H 型与 L-L 型。其中，2011 年、2020 年 H-H 型与 L-L 型集聚省(市)均占总体样本的 90.0%。在集聚类型变化上，2011—2020 年 H-H 型省(市)数量由 8 个降至 7 个，山东、辽宁分别由 H-H 型落入 H-L 型与 L-L 型，福建由 L-H 型升入 H-H 型，H-H 型省(市)大多处于东部沿海地区，在经济规模、产业结构与研发能力等方面较为突出，经济贸易往来密切，省域之间经济要素存在明显的溢出效应，从而构成经济韧性核心区域。2011—2020 年 L-L 型省(市)数量由 19 个升至 20 个，辽宁由 H-H 型落入 L-L 型，L-L 型省(市)大多位于中西部地区，经济距离邻近的省域间经济韧性皆不高，导致经济要素溢出效应不够明显，从而形成低经济韧性集聚区域。

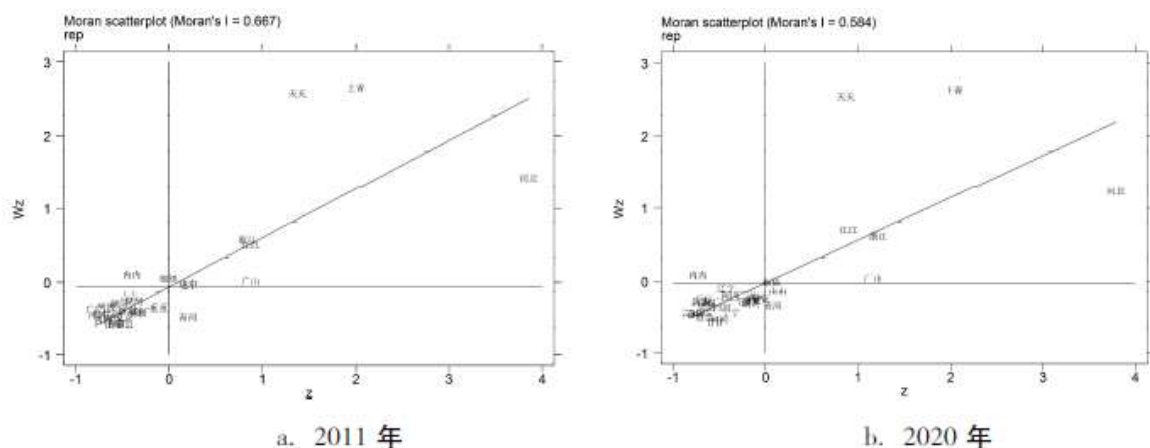


图3 经济韧性空间关联模式

(二) 经济韧性影响因素分析

1. 变量选取与说明

核心解释变量：数字金融发展水平(df)。数字金融主要通过缓解信息不对称、优化金融资源配置效率及促进消费升级来增强区域经济韧性，具体来说：

(1) 缓解信息不对称。传统金融机构对企业生产经营规划等相关信息获取成本不菲，加剧企业融资约束。数字金融作为金融体系范畴中一种新型金融业态，以互联网、云计算及人工智能等现代信息技术为依托，能够智能化挖掘、归类海量数据，更好地充当借贷者之间信息适配者角色，降低了企业信息搜寻、交互成本，有效缓解了企业“融资难”问题，从而拓展企业抵御外界冲击的“腾挪空间”。

(2) 优化金融资源配置效率。传统金融机构受物理柜面网点、人工成本等束缚，其多汇聚于商业或人口密集的城市，借贷、现金存取等金融服务难以下沉至小微企业等“长尾客户”，导致金融资源配置效率低下。伴随数字技术进步，数字金融革新了传统金融产品与服务，能够大幅下移金融服务门槛，加速金融资源流动，使以往被金融机构排斥在外的“长尾客户”亦能公平享受更多个性化的金融“呵护”，优化了金融资源配置效率。当企业遭受外界冲击时，金融机构能够充分发挥网络效应，迅速满足企业金融诉求，从而强化企业资金融通及时性，实现经济韧性提升。

(3) 促进消费升级。数字金融凭借数字技术开放与共享特性，以“指尖上的消费王国”(手机APP)为依托，采用扫码支付、网上支付等方式，其“去中介化”的线上资金撮合交易模式能够打破商品贸易的时空约束，大幅压缩了居民购物的时间成本，优化了居民消费体验，有助于促进消费升级。而消费升级使得消费者愈发“成熟理性”，又会反作用于产品市场，倒逼企业产品逐步迈向高端化，从而增强经济韧性。

本文采用北京大学数字金融研究中心最新发布的“数字普惠金融指数”刻画中国省域数字金融发展水平，这一指数由覆盖广度、使用深度和数字化程度三大维度构成，具体指标选取及计算过程参阅郭峰等(2020)^[30]的研究。

为避免相关因素缺失导致估计结果有偏，本文将控制变量纳入模型：

(1) 物质资本(cap)。一般而言，物质资本能够通过“直接支持”(直接带动居民消费，并吸引国内外投资)与“间接维护”(人

力、社会等资本积累须依托物质资本)两种途径促进区域经济增长(倪超和孟大虎, 2017)^[31]。改革开放以来, 中国一直将物质资本投入视为经济高速增长的主要驱动力, 而经济保持持续性增长能够有效增强区域未知风险抵御能力, 是遭受外界不确定因素冲击后经济韧性的最直观展现, 本文以固定资产投资总额取自然对数表征。

(2)人力资本(hum)。一方面, 充裕的人力资本是推动研发创新、产业升级的核心要素, 能够加速区域经济恢复能力。另一方面, 高素质人力资源往往具有高收入水平与高消费能力, 当区域遭受外界冲击时, 人力资本优势能够通过扩大消费减轻经济波动, 充分发挥“减震器”作用, 本文以普通高等学校在校生人数取自然对数表征。

(3)信息化水平(inf)。信息化以现代通信为基础, 致力塑造以智能化工具为代表的新生产力, 能够有效降低创新成本与优化资源配置效率, 从而通过技术优势增强区域对外界危机的应对能力, 本文以电信业务总量占 GDP 比值表征。

(4)政府扶持程度(gov)。一般而言, 当区域遭受外界冲击时, 政府“有形之手”往往会通过财政扶持手段帮助企业渡过“难关”, 有利于危机产业实现复苏, 本文以财政支出总额与 GDP 比值表征。

(5)对外开放程度(open)。一般而言, 对外开放度反映区域对冲击的敏感度, 其值愈高表明区域与外部环境联系愈为密切, 更易遭受外界冲击, 本文以当年实际利用外资金额/GDP 比值表征。

(6)创新能力(inn)。创新能够为经济增长提供新动力源, 一般而言, 当区域遭受外部冲击后, 能够依托较强的研发创新能力快速扭转经济颓势, 本文以专利授权数量与总人口比值表征。

(7)交通基础设施(tra)。伴随经济网络连接逐渐深化, 交通基础设施建设水平愈发达, 区域间交流互通更加便捷、高效, 能够联合毗邻地区共同抵御冲击, 实现协同发展, 本文以公路货运量与总人口比值表征。各变量定义及描述性统计如表 4 所示。

表 4 变量定义及描述性统计

类别	名称	编码	计算方法	均值	标准差	最大值	最小值
被解释变量	经济韧性	rep	熵值法, 计算方法见前文	0.3064	0.1339	0.8453	0.1541
解释变量	数字金融发展水平	df	数字普惠金融指数/100, 计算方法见前文	2.1725	0.9697	4.3193	0.1833
控制变量	物质资本	cap	LN(固定资产投资总额)/100	0.0953	0.0086	0.1109	0.0614
	人力资本	hum	LN(普通高等学校在校生人数)/100	0.0426	0.0080	0.0552	0.0152
	信息化水平	inf	电信业务总量/GDP	0.0568	0.0543	0.2848	0.0102
	政府扶持程度	gov	财政支出总额/GDP	0.2505	0.1035	0.6430	0.1103
	对外开放程度	open	当年实际利用外资金额/GDP	0.0186	0.0154	0.0842	3.44e-06
	创新能力	inn	专利授权数/总人口×100	0.1150	0.1324	0.7438	0.0086
	交通基础设施	tra	公路货运量/总人口×100	0.2462	0.1025	0.6607	0.0677

2. 空间面板模型适配性检验

按照实际研究问题需求,本文采用空间面板模型进行后续回归分析。在此之前,须验证模型适配性,沿袭 Elhorst (2014)^[32] 的研究思路,本文检验步骤如下:

(1)对不含空间交互效应普通面板模型分别进行 LR、LM 检验,明晰模型是否应控制时间与个体固定效应以及是否存在空间滞后或空间误差特征,若两种特征皆存在,宜考虑 SPDM 模型。

(2)即便 LM 检验结果支持 SPDM 模型,仍须采用 Wald、LR 检验进一步判别 SPDM 模型能否退化为 SPLM 或 SPEM 模型。

(3)Hausman 检验判断模型估计方法宜采用固定效应还是随机效应。检验结果如表 5 所示。

由表 5 可知,从 LR 检验来看,LR-Time(737.89,P=0.000)、LR-Ind(46.82,P=0.000)统计量均在 1%水平上显著,表明模型应控制时间与个体双向固定效应。从 LM 检验来看,LM-Lag(64.357,P=0.000)、RLM-Lag(11.867,P=0.001)、LM-Error(62.044,P=0.000)与 RLM-Error(9.554,P=0.002)统计量均在 1%水平上显著,表明模型存在空间滞后与空间误差特征,考虑 SPDM 模型。从 Wald 和 LR 检验来看,Wald-Lag(43.22,P=0.000)、LR-Lag(41.54,P=0.000)、Wald-Error(50.07,P=0.000)与 LR-Error(49.25,P=0.000)统计量均在 1%显著性水平上显著,拒绝 SPDM 模型退化为 SPLM 或 SPEM 模型的原假设($H_{01}:\theta=0,H_{02}:\theta+\delta\beta=0$),表明 SPDM 模型能够更好地适配数据。Hausman 检验(116.85,P=0.000)结果显示,应采用固定效应下 SPDM 模型进行估计。概而括之,本文采用时空双固定效应下 SPDM 模型进行回归分析。

表 5 空间面板模型适配性检验

检验方法	统计量	P 值	检验方法	统计量	P 值
LM-Lag	64.357	0.000	Wald-Lag	43.22	0.000
Robust LM-Lag	11.867	0.001	LR-Lag	41.54	0.000
LM-Error	62.044	0.000	Wald-Error	50.07	0.000
Robust LM-Error	9.554	0.002	LR-Error	49.25	0.000
LR-Time	737.89	0.000	Hausman	116.85	0.000
LR-Ind	46.82	0.000			

3. 回归结果分析

表 6 报告了 SPDM 模型回归结果,df 系数为 0.0368,在 5%水平上显著,表明数字金融能够显著增强区域经济韧性。 $w\times df$ 系数为 0.0535,在 5%水平上显著,表明数字金融存在显著正向空间溢出效应,即邻近省(市)数字金融发展水平提高会增强本省(市)经济韧性。 ρ 系数为 0.1621,在 10%水平上显著,表明经济韧性存在显著正向空间溢出效应,即邻近省(市)经济韧性提高会增强本省(市)经济韧性。

表 6 SPDM 模型回归结果

模型	个体固定效应 M1	时间固定效应 M2	双向固定效应 M3
----	-----------	-----------	-----------

df	0.0301** (1.97)	0.1571*** (5.26)	0.0368** (2.43)
cap	1.0187*** (2.99)	-2.9907*** (-4.67)	0.8377** (2.30)
hum	-2.7524 (-1.41)	3.7073*** (4.57)	0.4110 (0.20)
inf	0.0534 (0.69)	-0.1195 (-0.65)	0.1110 (1.47)
gov	0.0423 (0.73)	0.5237*** (5.74)	0.0351 (0.60)
open	0.4558*** (3.27)	0.5229*** (2.65)	0.5548*** (3.87)
inn	0.1031*** (2.79)	0.7965*** (15.56)	0.1026*** (2.85)
tra	0.0510 (1.50)	-0.0302 (-0.94)	0.0615** (1.82)
w×df	-0.0122 (-0.74)	0.0212 (0.41)	0.0535** (2.26)
w×cap	-1.0188 (-1.22)	-5.9267*** (-3.34)	-1.1343 (-1.13)
w×hum	1.0988 (0.30)	-5.7213*** (-2.70)	8.5588* (1.76)
w×inf	-0.1329 (-1.44)	0.3126 (0.98)	0.3177* (1.95)
w×gov	-0.5595*** (-4.15)	-1.1355*** (-6.39)	-0.5419*** (-3.19)
w×open	0.9544*** (2.90)	2.1041*** (3.98)	1.2596*** (3.43)
w×inn	-0.1500*** (-2.91)	-0.6490*** (-6.01)	-0.1534** (-2.35)
w×tra	0.0653 (1.05)	0.0974 (0.87)	0.1567* (1.78)
ρ	0.3511*** (4.67)	0.4174*** (6.29)	0.1621* (1.84)
Log-L	814.0076	502.1671	829.1402
R ²	0.2695	0.9325	0.2248

注：***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著，括号内为 z 值，下同。

4. 空间效应分解

表 7 回归结果并不能用于直接讨论数字金融对经济韧性的边际影响，须对时空双固定下 SPDM 模型进行偏微分，结果如表 7 所示。df 直接效应系数为 0.0393，在 1%水平上显著，表明数字金融能够显著增强区域经济韧性，与本文理论预期相一致。df 间接效应系数为 0.0712，在 1%水平上显著，表明数字金融对区域经济韧性存在显著正向空间溢出效应，即邻近省(市)数字金融发展水平提高会增强本省(市)经济韧性。可能的解释，数字金融主要借助数字技术，使得资金、人员及信息等不再束缚于某一特指范畴，其“低扩散成本与高扩散速度”削弱了“位置阻力”，提高了区域间金融活动联结的广度与深度，能够有效带动邻近地区数字金融发展，从而增强邻近地区经济韧性。

从控制变量来看，cap 直接效应系数为 0.7884，在 5%水平上显著，表明物质资本能够显著增强区域经济韧性。cap 间接效应

系数为-1.1317,未通过10%显著性水平检验,表明物质资本对区域经济韧性的负向空间溢出效应不显著,意味着物质资本作为一种相对稀缺的资源,未能得以最优配置,省域间经济联结更多呈一种对资本要素的“竞争战”而非良性互动。hum直接效应系数为0.9290,未通过10%显著性水平检验,表明人力资本对区域经济韧性的促进作用不够显著。可能的解释,中国人力资本水平还不够高,无法充分发挥对经济韧性的强化效果。hum间接效应系数为9.9570,在10%水平上显著,表明人力资本对区域经济韧性存在显著正向空间溢出效应,即邻近省(市)人力资本水平提高会增强本省(市)经济韧性。可能的解释,中国人力资本外部性十分显著,尤其是初级人力资本所发挥的技术外溢效应更加易于散播,能够短期内优化生产效率,从而增强邻近地区经济韧性。inf直接效应系数为0.1251,在10%水平上显著,表明信息化水平能够显著增强区域经济韧性,与本文理论预期相一致。inf间接效应系数为0.3878,在10%水平上显著,表明信息化水平对区域经济韧性存在显著正向空间溢出效应,意味着发达的信息化水平能够深化区域间经济要素所带来的高效知识溢出,从而带动邻近地区经济韧性提升。gov直接效应系数为0.0187,未通过10%显著性水平检验,表明政府扶持对区域经济韧性的促进作用不够显著,意味着企业过度依赖政府扶持反而削弱了自身竞争力,导致经济韧性有所降低。gov间接效应系数为-0.6327,在1%水平上显著,表明政府扶持对区域经济韧性存在显著负向空间溢出效应,意味着“GDP锦标赛”等现象存在会加剧地方政府间经济政策“畸形”竞争,降低邻近地区政府资源配置效率,从而削弱邻近地区经济韧性。open直接效应系数为0.6110,在1%水平上显著,表明对外开放程度能够显著增强区域经济韧性,与本文理论预期相一致。open间接效应系数为1.6068,在1%水平上显著,表明对外开放程度对区域经济韧性存在显著正向空间溢出效应,意味着对外开放引致的知识溢出与前后向关联效应带动周边地区经济韧性提升。inn直接效应系数为0.0985,在1%水平上显著,表明创新能力能够显著增强区域经济韧性,与本文理论预期相一致。inn间接效应系数为-0.1562,在5%水平上显著,表明创新能力对区域经济韧性存在显著负向空间溢出效应。可能的解释,创新能力强的地区会对邻近地区科创资源产生“虹吸效应”,从而削弱邻近地区经济韧性。tra直接效应系数为0.0655,在5%水平上显著,表明交通基础设施能够显著增强区域经济韧性,与本文理论预期相一致。tra间接效应系数为0.2009,在10%水平上显著,表明交通基础设施对区域经济韧性存在显著正向空间溢出效应,意味着交通基础设施的“网络效应”会便捷地区间经济要素交流,惠及邻近地区经济发展,从而增强邻近地区经济韧性。

表7 空间效应分解

变量	直接效应	间接效应	总效应
df	0.0393*** (2.60)	0.0712*** (2.87)	0.1105*** (5.53)
cap	0.7884** (2.15)	-1.1317 (-0.95)	-0.3432 (-0.25)
hum	0.9290 (0.47)	9.9570* (1.65)	10.8860 (1.58)
inf	0.1251* (1.76)	0.3878* (1.94)	0.5129** (2.51)
gov	0.0187 (0.32)	-0.6327*** (-3.33)	-0.6140*** (-2.98)
open	0.6110*** (4.10)	1.6068*** (3.38)	2.2178*** (3.98)
inn	0.0985*** (2.73)	-0.1562** (-2.21)	-0.0577 (-0.87)
tra	0.0655** (2.08)	0.2009* (1.84)	0.2664** (2.32)

5. 稳健性检验

为增加实证结果可信度,本文采取以下两种方法进行稳健性检验。第一,变换空间面板计量模型。采用SPLM模型替换SPDM模型后重新进行回归。第二,减少控制变量。剔除控制变量信息化水平(inf)与对外开放程度(open)后重新进行回归。稳健性检验结果如表8所示,可以看出,主要变量df、w×df和ρ回归系数的正负号与前文SPDM模型回归结果并无差别,且显著性也

大致保持一致，表明本文实证分析论断具有较好的稳健性。

表 8 稳健性结果检验

变量	方法 1SPLM	方法 2SPDM
df	0.0494*** (4.56)	0.0268* (1.76)
w×df		0.0480** (2.01)
ρ	0.3101*** (3.84)	0.2281*** (2.62)
controls	控制	控制
Log-L	808.3716	818.2253
R ²	0.1439	0.0430

6. 门槛效应分析

考虑到数字金融对区域经济韧性的影响可能会伴随数字金融发展水平不同而呈现不同特征。因此，本文采用 Hansen (1999)^[33] 提出的门槛面板模型，进一步探索不同数字金融发展水平对区域经济韧性的影响差异。

单门槛固定效应回归模型设定如下：

$$y_{it} = \theta_1 x_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \theta_2 x_{it} I(q_{it} > \gamma) + u_i + \varepsilon_{it}$$

(15)

式中， u_i 为个体固定效应， q_{it} 为门槛变量， γ 为门槛值， x_{it} 为外生变量， y_{it} 为被解释变量， ε_{it} 为随机误差项， θ_1 、 θ_2 为参数估计值， I 为示性函数，当满足括号里条件， I 取值为 1，否则取 0。

为检验门槛模型建构是否合理，本文以经济韧性(rep)为被解释变量，数字金融发展水平(df)为解释变量及门槛变量，并纳入物质资本(cap)等控制变量，采取自助抽样法(Bootstrap)对门槛估计值的显著性进行检验，如表 9 所示。不难看出，df 单一门槛值在 10%水平上显著，表明门槛变量数字金融发展水平仅通过了单一门槛检验。因此，本文采用单一门槛模型进行回归分析。

表 9 门槛效应检验

解释变量	门槛检验	门槛值	F 值	P 值	临界值		
					0.1	0.05	0.01
df	单一门槛	2.5476*	19.86	0.0600	15.4268	23.3436	34.6075
	双重门槛	0.2889	12.68	0.1200	12.7272	14.4006	17.1176

为检验门槛估计值是否真实，本文采用似然比检验(LR)进一步验证，如图 4 所示。可以看出，LR=0 时所对应的值为门槛值，LR<7.3523 时(虚线以下)的区间为门槛值 95%的置信区间，因此，本文门槛值置于置信区间内，验证了门槛估计值的真实性。

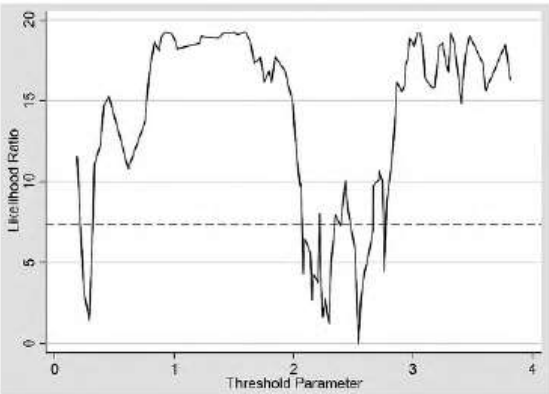


图 4 门槛效应检验

在上述检验基础上，表 10 报告了数字金融对区域经济韧性的门槛回归结果。可以看出，当 df 门槛值不高于 2.5476 时，df 系数为 0.0028, 未通过 10%显著性水平检验；当 df 门槛值高于 2.5476 时，df 系数为 0.0093, 在 1%水平上显著。以上结果说明，伴随数字金融发展水平提高，数字金融对区域经济韧性的影响呈边际递增态势，即当数字金融发展水平较高时，数字金融能够对区域经济韧性发挥显著促进效果。数字金融发展水平较低时，其对区域经济韧性的促进效果不显著，可能的解释在于，数字金融发展通常须依托于互联网、云计算及人工智能等现代信息技术，而这类技术多汇集于大城市。在数字金融覆盖面较窄的地区，区域经济韧性发展所面临的信息不对称、金融资源配置效率低下以及居民消费体验欠佳等问题难以得到妥善解决，在一定程度上削弱了经济韧性提升。

表 10 门槛回归结果

变量	系数	t 值	P 值
cap	0.9895**	2.44	0.015
hum	0.6123	0.27	0.790
inf	0.0556	1.10	0.274
gov	-0.0620	-1.08	0.283
open	0.5646***	3.81	0.000
inn	-0.0630**	-2.40	0.017
tra	0.1022***	2.79	0.006
df (df≤2.5476)	0.0028	0.80	0.423
df (df>2.5476)	0.0093***	3.01	0.003

五、结论与启示

(一) 结论

本文基于 2011—2020 年中国 30 个省(市)面板数据,采用 Theil 指数、ESDA 等方法解析经济韧性的时空演化特征,并通过 SPDM 模型识别影响经济韧性的关键因素。在此基础上,结合面板门槛模型进一步讨论不同数字金融发展水平对经济韧性的影响差异。得出如下主要结论:

(1) 从全国总体上看,中国经济韧性整体呈波动上扬态势。从三大区域上看,东中西部地区经济韧性变动趋势与全国整体水平大致保持吻合,但各区域经济韧性仍存差异,东部地区经济韧性水平远高于中西部地区。

(2) 从全国总体上看,中国经济韧性呈愈发均等化发展态势。从三大区域上看,域内差异对总差异的“贡献”较大,意味着三大区域内部省域间经济韧性步调不相一致。

(3) 中国经济韧性水平保持相对稳定的空间格局,大致呈“东强西弱”的空间分布模式,经济韧性较高水平以上省(市)地理位置多集中于东部沿海地带,而中西部内陆省(市)经济韧性水平相对不高。

(4) 中国经济韧性呈高经济韧性省(市)被高经济韧性省(市)围绕(H-H 型)、低经济韧性省(市)被低经济韧性省(市)围绕(L-L 型)的空间组织模式,且 H-H 型省(市)大多处于东部沿海地区,L-L 型省(市)大多位于中西部内陆地区。

(5) 数字金融是显著促进经济韧性的重要因素。数字金融对经济韧性存在显著正向空间溢出效应,即邻近省(市)数字金融发展水平提高会增强本省(市)经济韧性。

(6) 在数字金融发展水平的单一门槛效应下,数字金融对经济韧性的影响呈边际递增态势,即当数字金融发展水平较高时,数字金融才能够对经济韧性发挥显著促进效果。

(二) 启示

基于上述结论,本文尝试提出如下建议:

(1) 健全区域协调机制,统筹经济协作事宜。

应设置常态化区域协调管理机构,统筹规划经济主体间的协作事宜。一方面,机构应立足“一盘棋”考量,综合审视各区域资源禀赋、比较优势等,构建跨行政畛域的统一大市场,淡化条块分割的管理体制,冲破资源要素跨区域自由流动的束缚,从而提高要素配置效率,实现优势互补。另一方面,机构应科学把控要素流动的“尺度”,谨防虹吸效应引致的“单向化”流动程度加剧。对经济韧性水平不高的地区来说,应充分结合自身实际情况,制定适宜的经济赶超战略,增强对要素资源的“磁力”,从而有效提高经济韧性水平。

(2) 大力推动金融体系数字化改革,充分发挥数字技术的经济效能。

一方面,应加大对诸如“智慧金融平台”等数字基础设施建设的扶持力度,加速金融与科技深度融合,努力实现银企间信息的快捷共享互通,有效降低企业信息搜寻、交互成本。另一方面,应利用数字技术不断创新金融产品,充实消费型金融产品种类,进而助推居民消费升级。此外,考虑数字金融对区域经济韧性的影响呈边际递增态势,意味着在数字金融发展水平较为落后的地

区,应着眼于缩小“数字鸿沟”,大力推动数字基础设施在当地布局,拓展数字金融服务网络,提高金融服务可得性,着力改善金融排斥问题,从而为经济韧性提升增势赋能。

(3)强化数字金融监管,净化数字金融环境。

应探索前沿数字技术在监管领域的应用,及时出台符合新金融行业的法律法规,并积极推广“监管沙盒”机制,尽可能规避因监管失当引致的金融市场芜杂,不断弱化数字金融风险,从而充分发挥数字金融对经济韧性的空间贡献能力。

参考文献:

- [1]叶堂林,李国梁,梁新若.社会资本能有效提升区域经济韧性吗?——来自我国东部三大城市群的实证分析[J].经济问题探索,2021(05):84-94.
- [2]BRIGUGLIO L, CORDINA G, FARRUGIA N, et al. Economic vulnerability and resilience: concepts and measurements[J]. Oxford development studies, 2009, 37(3):229-247.
- [3]张鹏,于伟,张延伟.山东省城市韧性的时空分异及其影响因素[J].城市问题,2018(09):27-34.
- [4]张明斗,冯晓青.中国城市韧性度综合评价[J].城市问题,2018(10):27-36.
- [5]陈奕玮,丁关良.中国地级市城市经济韧性的测度[J].统计与决策,2020,36(21):102-106.
- [6]朱金鹤,孙红雪.数字经济是否提升了城市经济韧性?[J].现代经济探讨,2021(10):1-13.
- [7]邓又一,孙慧.工业产业集聚对经济韧性的影响及其作用机制[J].软科学,2022,36(03):48-54,61.
- [8]徐媛媛,王琛.金融危机背景下区域经济弹性的影响因素——以浙江省和江苏省为例[J].地理科学进展,2017,36(08):986-994.
- [9]冯苑,聂长飞,张东.中国城市群经济韧性的测度与分析——基于经济韧性的 shift-share 分解[J].上海经济研究,2020(05):60-72.
- [10]陈奕玮,吴维库.产业集聚、产业多样化与城市经济韧性关系研究[J].科技进步与对策,2021,38(18):64-73.
- [11]赵春燕,王世平.经济集聚对城市经济韧性的影响[J].中南财经政法大学学报,2021(01):102-114.
- [12]孙久文,陈超君,孙铮.黄河流域城市经济韧性研究和影响因素分析——基于不同城市类型的视角[J].经济地理,2022,42(05):1-10.
- [13]MARTIN R. Regional economic resilience, hysteresis and recessionary shocks[J]. Journal of economic geography, 2012, 12(1):1-32.
- [14]BROWN L, GREENBAUM R T. The role of industrial diversity in economic resilience: An empirical examination

across 35 years[J].Urban Studies,2017,54 (6):1347-1366.

[15]BRISTOW G,HEALY A.Innovation and regional economic resilience:an exploratory analysis[J].The annals of regional science,2018,60(2):265-284.

[16]张振,李志刚,胡璇.城市群产业集聚、空间溢出与区域经济韧性[J].华东经济管理,2021,35(08):59-68.

[17]韩爱华,李梦莲,高子桓.疫情冲击下经济韧性测度及影响因素分析[J].统计与决策,2021,37(18):85-89.

[18]张翀,焦伟伟.风险投资与经济韧性——基于空间杜宾模型的实证研究[J].投资研究,2021,40(06):23-39.

[19]高志刚,丁煜莹.中国西北地区城市的韧性测度及影响因素[J].科技导报,2021,39(24):118-129.

[20]张明斗,惠利伟.中国农业经济韧性的空间差异与影响因素识别[J].世界农业,2022(01):36-50.

[21]崔耕瑞.数字金融能否提升中国经济韧性[J].山西财经大学学报,2021,43(12):29-41.

[22]蓝乐琴,杨卓然.数字普惠金融能提升居民消费水平吗?[J].财经问题研究,2021(12):49-57.

[23]盛明泉,张悦,汪顺.数字金融发展能否助推传统工业企业技术创新[J].统计与信息论坛,2021,36(12):12-22.

[24]黄锐,赖晓冰,赵丹妮,汤子隆.数字金融能否缓解企业融资困境——效用识别、特征机制与监管评估[J].中国经济问题,2021(01):52-66.

[25]熊健,董晓林.数字金融参与促进农户创业决策了吗?——基于融资规模和机会识别视角的实证分析[J].商业研究,2021(05):123-130.

[26]封思贤,徐卓.数字金融、金融中介与资本配置效率[J].改革,2021(03):40-55.

[27]田皓森,潘明清.数字金融发展与城市经济绩效研究——空间效应与门槛特征[J].经济问题,2021(12):22-28.

[28]王永仓,温涛.数字金融的经济增长效应及异质性研究[J].现代经济探讨,2020(11):56-69.

[29]LESAGE J,PACE R K.Introduction to spatial econometrics[M].Chapman and Hall/CRC,2009.

[30]郭峰,王靖一,王芳,孔涛,张勋,程志云.测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J].经济学(季刊),2020,19(04):1401-1418.

[31]倪超,孟大虎.人力资本、经济增长与空间溢出效应——基于我国1978—2015年省级面板数据的实证研究[J].北京工商大学学报(社会科学版),2017,32(06):113-122.

[32]ELHORST J P.Spatial econometrics:from cross-sectional data to spatial panels[M].Heidelberg:Springer,2014.

[33]HANSEN B E.Threshold effects in non-dynamic panels:Estimation,testing,and inference[J].Journal of econometrics,1999,93(2):345-368.

注释:

1 习近平. 谋求持久发展共筑亚太梦想[N]. 人民日报, 2014-11-10(002).