

数字经济时代区域经济下行风险防范与应对： 基于 GaR 模型的实证分析

朱 波, 曾丽丹

(西南财经大学金融学院与中国金融研究院, 四川 成都 611130)

摘 要: 防范化解重大经济金融风险是保障我国经济高质量发展的关键, 数字经济发展为积极应对经济下行压力、快速转换经济增长动力、统筹兼顾“稳增长”与“防风险”提供了新的契机。基于内生增长理论模型和“在险增长”(GaR)实证研究框架, 演绎了数字经济发展的理论机理, 使用我国 2011—2022 年期间 226 个地级市的季度数据测度了区域经济下行风险, 实证考察了数字经济发展对区域经济下行风险的作用效果。结论表明: 数字经济发展能够有力防范区域经济下行风险; 通过促进产业转型升级、挖掘城市市场潜力、激活乡村消费活力以及增强大众创业动力, 数字经济能够发挥资本渗透与技术溢出的间接效应。进一步分析表明, 数字经济在缺乏区位优势、经济基础较弱的城市作用效果并不显著, 加快数字基础设施建设能够调节风险防范效应的空间异质性。研究结果对研判宏观经济增长不确定性、加快发展新质生产力、推动经济实现质的有效提升和量的合理增长具有重要意义。

关键词: 区域经济下行风险; 数字经济; 在险增长; 风险防范效应

中图分类号: F224.0; F224.7 **文献标识码:** A **文章编号:** 1005-0566(2024)06-0090-11

Regional economic downside risk prevention and response in the digital economy era: Empirical analysis based on the GaR model

ZHU Bo, ZENG Lidan

(School of Finance and Institute of Chinese Financial Studies,
Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China)

Abstract: Preventing macroeconomic risk is significant in promoting high-quality development. The digital economy provides a new perspective for responding to the downside pressure, transforming the dynamics of economic growth, and balancing the Growth-Risk tradeoff. Based on an endogenous growth model and the “Growth at Risk” method, this paper derives the theoretical mechanism of the digital economy, measures the regional economic downside risk of 226 cities from 2011 to 2022, and empirically analyzes the effect of the digital economy on the downside risk. The main conclusions show that the digital economy significantly prevents the regional economic downside risk. Second, by promoting the industrial structure, enhancing the market potential, optimizing the consumption structure, and activating entrepreneurship passion, the development of the digital economy shows indirect effects. Furthermore, in cities that lack locational advantages and have weak economic bases, the risk-prevention effect of the digital economy is not significant,

收稿日期: 2024-02-22 修回日期: 2024-04-08

基金项目: 教育部人文社会科学项目(21YJA790084); 国家自然科学基金面上项目(71673225)。

作者简介: 朱波(1977—), 男, 四川宣汉人, 西南财经大学金融学院与中国金融研究院教授、博士生导师, 博士, 研究方向为金融风险管理和金融资产定价。

and the moderating effect of digital infrastructure construction reduces the heterogeneity of its spatial distribution. This study is of great significance in studying the uncertainty of macroeconomic growth, developing new quality productive forces, and promoting the economy to realize effective qualitative improvement and reasonable quantitative growth.

Key words: regional economic downside risk; digital economy; growth at risk; risk-prevention effect

当前我国宏观经济形势复杂,外部风险挑战和内部多重因素交织叠加,经济下行压力依旧较大,稳定向好基础仍需巩固。党的二十大报告明确指出“我国发展进入战略机遇和风险挑战并存、不确定难预料因素增多的时期,各种‘黑天鹅’‘灰犀牛’事件随时可能发生”。近年来,习近平总书记也多次强调“底线思维”和“着力防范化解重大风险”。然而,在经济处于新旧动能转换的关键时期,关于保障经济系统稳定运行、积极应对经济下行压力、防范化解经济下行风险的研究仍有所滞后。

在负面事件的冲击下,宏观经济变量的响应呈现复杂的非线性趋势与跨期替代效应^[1]。既往研究大多将金融系统放置于中心位置,侧重探究我国金融部门对实体经济的风险溢出和传染^[2],忽略了宏观经济增长的整体图景,忽视了我区域经济增长不确定、不均衡现状。基于“稳增长、防风险”的政策考量与区域协调发展的战略目标,如何以经济增长为核心刻画区域经济发展现状、合理衡量区域经济下行压力并通过挖掘和培育新增长点防范区域经济下行风险,是值得考究的重要现实问题。

随着互联网、云计算、人工智能等技术的不断创新以及新型基础设施的加快建设,我国数字经济蓬勃发展。2022年,我国数字经济规模达到50.2万亿元,占国内生产总值的41.5%,比2016年提高11.2个百分点^①,数字经济已成为发展新质生产力、拉动经济增长的关键要素^[3-4]。虽然我国数字经济的整体发展态势向好,但仍旧面临地区发展失衡、分布格局层次感鲜明的现状^[5],数字经济发展能否抵御外部冲击、应对经济下行尚待考究。因此,探究城市层面数字经济发展如何作用于区域经济下行风险、考察其异质性作用,能

够为增强城市经济发展韧性、缓解区域发展失衡、推动经济高质量发展提供新的视角。

本文将经济下行风险拓宽至地级市层面,构建“在险增长”(GaR)实证分析框架,测度2011—2022年我国226个地级市的区域经济下行风险并分析其演化特征,以数字经济发展为主要视角,探讨其对区域经济下行风险的作用及机理。

一、文献综述和理论分析

(一)文献综述

宏观经济增长中的非预期因素一直是学界关注的重点,当前众多研究将金融系统置于中心位置,考察系统性风险(Systemic Risk)的产生、传染和演化^[2,6-7]。相较于前者侧重考察金融系统的风险溢出与传导机制,宏观经济增长下行风险(Macroeconomic Downside Risk)强调的是宏观经济增长出现下降趋势的不确定性,更符合我国“稳增长”与“防风险”的政策含义。有学者借鉴在险价值(Value at Risk, VaR)的概念,定义在险增长(Growth at Risk, GaR)为经济变量较低分位数的值,代表宏观经济下行风险^[8]。然而传统的点预测可能会忽略潜在的风险,Adrian等^[9]首次构建“在险增长”研究框架将经济金融条件与未来宏观经济增长相关联,对经济增长整体分布建模并测度美国宏观经济下行风险。此后,国内部分学者基于“在险增长”方法为我国宏观分析提出新范式^[1,10]。

当前文献对数字经济展开了较为广泛的研究。从数字经济发展情况看,网络基础设施的优化和政策保障为弥合数字鸿沟、发展数字经济提供内生动力^[11]。随着大部分地区“接入鸿沟”基本弥合,“数字红利差异”成为地区间引致数字经济失衡发展的主要因素^[5]。从其影响效应来看,通过提高微观企业生产效率、增强居民创业活跃度、优化宏观产业结构等方式,数字经济对促进经

① 数据来源于中华人民共和国商务部和中国信息通信研究院。

济持续增长有显著作用^[3-4,12-13]。

综上所述,现有文献明晰了宏观经济下行风险的概念与测度方法,注意到了数字经济发展现状及其对我国经济运行的正向作用。然而深入到地级市层面测度和分析区域经济下行风险,且从数字经济发展视角探讨区域经济下行风险防范问题的文献尚不多见。本文基于“在险增长”研究框架测度区域经济下行风险,着力探讨数字经济发展的作用效果,并针对数字经济的发展格局作进一步分析。

(二)理论分析

以技术变革为核心的数字经济发展拓展了新经济增长理论边界。一方面,数据作为新型生产要素,以数字资本的形态发挥财富创造和资本渗透效应,改善传统资本利用率、提高劳动生产效率^[13];另一方面,数字经济以技术革新为动力,发挥技术溢出效应推动科技成果转化、提高产业运营效率^[3]。不同于当前嵌入数字经济理论模型的文献,本文将数字经济对经济社会的宏观与微观影响效应相结合,以数字资本和数字技术两种形态纳入内生增长模型。

首先,本文设定通用产品部门处于完全竞争。代表性厂商生产函数为 CES 型,其产出由 K 个行业的最终产品构成。令 Y_t 为第 t 期通用产品产量, Y_{it} 为第 i 个行业的最终产品,有:

$$Y_t = \left(\sum_{i=1}^K \omega_i Y_{it}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right)^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}} \quad (1)$$

式(1)中, ω_i 表示第 i 个行业于通用产品生产的重要程度,且满足 $0 < \omega_i < 1$ 和 $\sum_{i=1}^K \omega_i = 1$, ε 代表各行业间替代弹性。

其次,最终产品部门采用规模报酬不变的 C-D 型生产函数。为简化分析,设定中间部门的产品投入种类唯一, A_{it} 、 K_{it} 、 L_{it} 分别表示行业 i 在第 t 期的技术水平、传统资本投入和劳动力投入, x_{it} 为行业 i 的中间产品投入量。基于数字资本的高渗透性^[13],假定数字资本 E_t 在各行业是同质的:

$$Y_{it} = (\delta_{it} A_{it})^\alpha (E_t^\gamma K_{it})^\alpha (E_t^\eta L_{it})^\alpha x_{it}^{1-\alpha} \quad (2)$$

式(2)中, γ 和 η 分别代表了数字经济对于传统资本和人力资本的渗透作用,数字经济通过技

术溢出 δ_{it} 改善技术创新水平, $\delta_{it} A_{it}$ 表示在数字经济技术溢出作用下的生产效率。通过选择劳动投入与中间产品投入,最终部门的利润最大化条件为:

$$\max_{x_{it}, L_{it}} P_{it} (\delta_{it} A_{it})^\alpha (E_t^\gamma K_{it})^\alpha (E_t^\eta L_{it})^\alpha x_{it}^{1-\alpha} - W_{it} L_{it} - P_{it}^M x_{it} \quad (3)$$

式(3)中, W_{it} 为劳动回报率; P_{it}^M 为中间产品的价格。由式(3)的一阶条件可知中间产品的价格取决于其投入量,即 $P_{it}^M = (1 - \alpha) P_{it} Y_{it} / x_{it}$ 。给定借款成本 R_{it} , 中间产品部门选择中间产品的产出实现利润最大化:

$$\max_{x_{it}} P_{it}^M x_{it} - R_{it} x_{it} = (1 - \alpha) P_{it} Y_{it} - R_{it} x_{it} \quad (4)$$

将式(3)的一阶条件带入式(4)并求解一阶条件,可得中间部门产出:

$$x_{it} = \left[\frac{(1 - \alpha)^2 P_{it}}{R_{it}} \right]^{\frac{1}{1-\alpha}} \delta_{it} A_{it} E_t^\gamma K_{it}^\eta L_{it} \quad (5)$$

最后,家庭部门收入为劳动报酬 W_{it} 和资本报酬 R_{it} 。令 ξ 表示劳动在效用函数中分配的权重, σ 和 ρ 分别为消费的风险厌恶系数和劳动的相对风险规避系数, τ_K 和 τ_E 分别表示传统资本和数字资本的折旧率。通过选择消费和劳动,家庭部门的目标函数为:

$$\max_{C_{it}, L_{it}} \int_{t=0}^{\infty} e^{-\beta t} \left(\frac{C_{it}^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \xi \frac{L_{it}^{1+\rho}}{1+\rho} \right) dt$$

$$s. t. C_{it} + E_t + K_{it} = W_{it} L_{it} + (1 + R_{it}) [(1 - \tau_K) K_{it-1} + (1 - \tau_E) E_{t-1}] \quad (6)$$

微观层面数字经济的资本渗透效应为用户提供新业态新模式,通过普惠金融服务、平台交互等方式提供支付便利性,促进消费水平提升^[14],同时降低融资成本,催生创新营商模式,提高大众创业活跃度^[4]。宏观层面数字经济充分发挥技术溢出效应,促进技术成果转化,优化企业资源配置,推动产业快速转型^[15-16],放大实体经济的经济效益,释放城市市场潜力^[17]。

(1) 微观家庭资本渗透效应。通过家庭部门均衡条件可得劳动报酬与消费支出的关系为 $C_{it}^\sigma = W_{it} / \xi L_{it}^\rho$, 结合最终部门的一阶条件可得:

$$\frac{\partial W_{it}}{\partial E_t} = (\gamma + \eta) \alpha^2 P_{it} \frac{Y_{it}}{L_{it} E_t} \quad (7)$$

由 $(\gamma + \eta)\alpha^2 > 0$, 则 $\partial W_{it}/\partial E_t > 0$, 有 $\partial C_{it}/\partial E_t > 0$, 表明数字经济的资本渗透效应促进家庭消费水平提高。数字经济通过数字普惠金融服务发挥金融功能,降低居民搜寻成本,提供支付便利性并缓解流动性约束,同时数字经济助力市场供需精准匹配,充分释放居民消费潜力,缓解消费不平等问题,增强城市经济发展活力。

接下来考察数字经济对家庭资本回报率 R_{it} 的影响。通过式(5)可得:

$$\frac{\partial R_{it}}{\partial E_t} = (\gamma + \eta)\alpha(1 - \alpha)^2 P_{it} \frac{Y_{it}}{x_{it}^2 E_t} \quad (8)$$

由于 $(\gamma + \eta)\alpha(1 - \alpha)^2 > 0$, 有 $\partial R_{it}/\partial E_t > 0$, 表明数字经济能够发挥资本渗透效应,提高家庭资本回报,增加家庭投资与创业倾向。互联网作为数字经济的重要载体,拓宽信息渠道,使微观个体捕获投资与创业机会,进而增加劳动力就业^[18],为经济发展提供内生驱动力。

(2) 宏观产业技术溢出效应。均衡时劳动要素在各行业之间的边际价值相等,任意行业 m 和行业 n 的劳动边际报酬一致:

$$\alpha P_{mt} \frac{Y_{mt}}{L_{mt}} = \alpha P_{nt} \frac{Y_{nt}}{L_{nt}} \quad (9)$$

化简式(9)并结合式(5)可得:

$$\frac{P_{mt}}{P_{nt}} = \left(\frac{\delta_{nt} A_{nt} K_{nt}}{\delta_{mt} A_{mt} K_{mt}} \right)^\alpha \left(\frac{R_{nt}}{R_{mt}} \right)^{\alpha-1} \quad (10)$$

假定各行业借款成本一致,将式(10)两边取对数并对时间求导:

$$\frac{\dot{P}_{mt}}{P_{mt}} - \frac{\dot{P}_{nt}}{P_{nt}} = \alpha \left(\frac{\dot{A}_{nt}}{A_{nt}} - \frac{\dot{A}_{mt}}{A_{mt}} \right) + \alpha \left(\frac{\dot{K}_{nt}}{K_{nt}} - \frac{\dot{K}_{mt}}{K_{mt}} \right) + \alpha \left(\frac{\dot{\delta}_{nt}}{\delta_{nt}} - \frac{\dot{\delta}_{mt}}{\delta_{mt}} \right) \quad (11)$$

行业间相对价格增长率由相对技术进步率、相对传统资本增长率及相对技术溢出效率决定。由于行业间相对产出关系为 $Y_{nt}/Y_{mt} = (\omega_m P_{mt}/\omega_n P_{nt})^\epsilon$, 数字经济的技术溢出效应将影响行业间相对产出,为产业转型提供支撑^[3]。数字化技术能够优化工业生产流程体系,推动产业链上下游协同发展。进一步地,数字经济通过缓解市场垄断、抑制马歇尔冲突等方式拓展产业组织边界,为提升经济韧

性、应对经济下行提供实现路径。

根据最终产品部门与中间产品部门的一阶条件,可得通用产品部门产出:

$$Y_t = \left\{ \sum_{i=1}^K \omega_i \left[\left(\frac{(1 - \alpha)^2 P_{it}}{R_{it}} \right)^{\frac{1-\alpha}{\alpha}} \delta_{it} A_{it} E_t^\gamma K_{it}^\eta L_{it}^\eta \right]^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} \right\}^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} \quad (12)$$

总产出受数字资本与数字技术影响,表明数字经济能够提升产出水平,挖掘市场潜力。在空间集聚效应的促进作用下,数字经济能够缓解信息不对称,提升市场发展质量,为防范化解经济下行风险提供契机^[17]。因此,数字经济通过资本渗透和技术溢出,激活居民消费活力、增强大众创业动力、促进产业转型升级、挖掘城市市场潜力,对城市经济发展发挥风险防范效应。

数字经济发展初期,接入可及性是我国形成数字鸿沟的主要成因。随着数字技术的普及与“接入鸿沟”的弥合,数字红利逐渐显现,“数字红利差异”成为影响区域经济协调性的主要原因^[19],而数字基础设施建设和政策体系完善使得该差异不断收敛。由此可见,部分欠发达地区的“接入鸿沟”会抑制数字经济发挥效应,而数字经济在相对发达地区能够发挥风险防范的作用,且政策和基础设施建设的调节可能使其正向效应边际递减。

基于以上分析,本文提出如下假设:

假设1:数字经济发展有助于防范区域经济下行风险。

假设2:数字经济通过促进居民消费升级、活跃城市创新创业、促进产业结构转型、提升城市市场潜力防范区域经济下行风险。

假设3:在区位更具优势、经济基础较好的城市,数字经济的风险防范效应更为突出,且该效应的空间分布异质性受到数字基础设施建设的调节作用。

二、研究设计

(一) 区域经济下行风险测度

参考 Adrian 等^[9]的方法,本文使用“在险增长”(GaR)研究框架对地级市经济变量整体分布建模并测度区域经济下行风险。首先,使用经济

金融变量对经济增长率进行分位数回归,估计各分位点系数;其次,使用偏态 t 分布在估计的分位数间插值以平滑分布;最后,基于该条件分布计算给定概率的左尾预期损失。

(1) 分位数回归。作为一致的线性估计,分位数回归能够最小化绝对误差和,对误差项赋予权重^[20],直观地描述未来宏观经济变量与当前经济金融指标的关系:

$$y_{t+h}^\tau = x_t \beta^\tau + \varepsilon_{t+h} \quad (13)$$

式(13)中, x_t 为第 t 期的经济金融变量; y_{t+h}^τ 为在不同的分位数 τ 向前 h 期的经济增长率; β^τ 表示使残差的分位数加权绝对值最小化的回归系数:

$$\hat{\beta}^\tau = \operatorname{argmin}_{\beta^\tau \in \mathbb{R}^k} \sum_{t=1}^{T-h} (\tau \cdot 1_{(y_{t+h} \geq x_t \beta)} |y_{t+h} - x_t \beta^\tau| + (1-\tau) \cdot 1_{(y_{t+h} < x_t \beta)} |y_{t+h} - x_t \beta^\tau|) \quad (14)$$

式(14)中, $1_{(\cdot)}$ 为指示函数,当括号内逻辑关系成立时为 1,反之为 0。计算残差大小并对其绝对值赋予权重后, x_t 条件下 y_{t+h} 的条件分位数为:

$$\hat{Q}_{y_{t+h}|x_t}(\tau | x_t) = x_t \hat{\beta}^\tau \quad (15)$$

(2) 偏态 t 分布估计。将分位数回归拟合值带入公式(15)即得 $\hat{Q}_{y_{t+h}|x_t}(\tau | x_t)$ 的近似估计和累计分布函数。为平滑分位数函数并获得更准确的概率密度函数,本文使用 Azzalini 等^[21]提出的偏态 t 分布进行拟合:

$$f(y; \mu, \sigma, \alpha, \nu) = \frac{2}{\sigma} t\left(\frac{y-\mu}{\sigma}; \nu\right) T\left(\alpha \frac{y-\mu}{\sigma} \sqrt{\frac{\nu+1}{\nu + \left(\frac{y-\mu}{\sigma}\right)^2}}; \nu+1\right) \quad (16)$$

式(16)中, $T(\cdot)$ 表示 t 分布的累计分布函数; $t(\cdot)$ 表示概率密度函数。 μ 、 σ 、 α 和 ν 分别表示该分布的期望、标准差、自由度以及偏度。通过最小化条件分位数估计值 $\hat{Q}_{y_{t+h}|x_t}(\tau | x_t)$ 与偏态 t 分布累计密度函数反函数 $F^{-1}(\tau; \mu, \sigma, \alpha, \nu)$ 间的差值平方和,可估计 4 个参数:

$$\{\hat{\mu}_{t+h}, \hat{\sigma}_{t+h}, \hat{\alpha}_{t+h}, \hat{\nu}_{t+h}\} = \operatorname{argmin}_{\mu, \sigma, \alpha, \nu} \sum_{\tau} [\hat{Q}_{y_{t+h}|x_t}(\tau | x_t) - F^{-1}(\tau; \mu, \sigma, \alpha, \nu)]^2 \quad (17)$$

分别满足 $\hat{\mu}_{t+h} \in \mathbb{R}$, $\hat{\sigma}_{t+h} \in \mathbb{R}^+$, $\hat{\alpha}_{t+h} \in \mathbb{R}$, $\hat{\nu}_{t+h} \in \mathbb{Z}^+$ 。

(3) 区域下行风险测度。根据 Adrian 等^[9]的定义,预期损失 (Expected Shortfall, ES) 重点考察变量条件分布的极端状况,即计算左尾绝对值,是量化区域经济下行风险的可行方法。对于选择的目标概率 π (一般设定为 0.05),令 $\hat{F}_{y_{t+h}|x_t}(y | x_t)$ 表示 $\hat{f}_{y_{t+h}|x_t}(y | x_t)$ 的累计分布, $\hat{F}_{y_{t+h}|x_t}^{-1}(\tau | x_t)$ 表示对其求逆,则有:

$$ESF_{t+h} = \frac{1}{\pi} \int_0^\pi \hat{F}_{y_{t+h}|x_t}^{-1}(\tau | x_t) d\tau \quad (18)$$

式(18)表明测度值越低,区域经济下行风险越高;反之,预期损失指标越大,区域经济下行风险越低。

(二) 计量模型和变量说明

本文令 $ESF1_{it}$ 以及 $DIGECO_{it}$ 分别表示第 i 个城市在 t 年的区域经济下行风险和数字经济变量, X_{kit} 表示控制变量, $FixedEffect$ 表示省份固定效应和年份固定效应, ε_{it} 表示随机扰动项,并使用稳健标准误以消除异方差的影响,基准回归模型如下:

$$ESF1_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DIGECO_{it} + \sum_k \alpha_k X_{kit} + FixedEffect + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

若 α_1 的估计系数显著为正,则说明数字经济能够防范城市经济下行风险;若为负,则表明数字经济发展加剧了区域经济下行风险。

为探究数字经济发展对区域经济下行风险的作用机制,本文令 $Mechanism_{it}$ 表示相应机制变量并设定如下计量模型:

$$Mechanism_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DIGECO_{it} + \sum_k \gamma_k X_{kit} + FixedEffect + \delta_{it} \quad (20)$$

(1) 核心解释变量。参考赵涛等^[4]的思路,本文从数字产业、数字创新、数字用户、数字平台以及数字金融五个角度,使用主成分分析法构建指标的指标说明,其中缺失值使用线性插值的方法补齐。经检验,本文选取指标的 KMO 值为 0.806,且 Bartlett 检验结果表明变量之间显著相关,即该指

标能合理反映数字经济发展水平。

表1 数字经济指标及说明

一级指标	说明	数据来源	起止时间
数字产业	计算机服务和软件就业人数	中国城市统计年鉴	2011—2019
	信息传输、软件和信息技术服务业新增企业数	天眼查	2011—2021
数字创新	申请数字经济相关发明数量	CNRDS	2011—2021
	授权数字经济相关发明数量	CNRDS	2011—2021
	申请数字经济相关实用新型发明数量	CNRDS	2011—2021
	授权数字经济相关实用新型发明数量	CNRDS	2011—2021
	人均电信业务总量	中国城市统计年鉴	2011—2019;2021
数字用户	每百人移动电话用户数	中国城市统计年鉴	2011—2019;2021
	每百人互联网宽带接入用户数	中国城市统计年鉴	2011—2019;2021
	城市光缆长度	CSMAR	2011—2017
数字平台	城市移动交换机数量	CSMAR	2011—2019
	北大数字普惠金融覆盖广度	北大数字金融研究中心	2011—2020
数字金融	北大数字普惠金融使用深度	北大数字金融研究中心	2011—2020
	北大数字普惠金融数字化程度	北大数字金融研究中心	2011—2020

(2) 控制变量。为缓解遗漏变量问题,本文选取如下变量:外商投资水平(*fore*),使用当年实际使用外资金额占地区生产总值的比值表示;金融发展水平(*finan*),使用年末金融机构存贷款余额占地区生产总值的比值表示;工业化水平(*indus*),使用工业增加值占地区生产总值的比值表示;就业规模水平(*emplo*),使用在岗职工人数占户籍人口的比值表示;消费价格水平(*consum*),使用各城市的消费者价格指数表示。在后续实证过程中本文进行了标准化处理以消除量纲影响。

(3) 机制变量。本文选取了4个机制变量从宏观和微观两个维度探讨影响机制。①产业结构(*stru*),参考聂秀华等^[22]的做法,使用第二产业与第三产业的比值。②市场潜力(*poten*),使用 Harris^[23]的方法测算名义国内市场潜力:

$$marpot_{it} = \sum_j \frac{gdp_{jt}}{dis_{ij}^\delta} \quad (21)$$

式(21)中, gdp_{jt} 代表城市 j 在第 t 年的地区生产总值, dis_{ij} 代表城市 i 和城市 j 之间的地理距离;城市 i 的内部距离计算公式为 $dis_{ii} = 2/3\sqrt{area_i/\pi}$,其中 $area_i$ 为城市 i 的占地面积; δ 代表地理距离的衰减参数,参考郭进等^[17]的方法设为0.90。③创业活跃度(*entre*),借鉴赵涛等^[4]的做法使用每万人新创企业数量。④农村居民消费(*argcon*),参考张勋等^[14]的做法,使用各城市农村居民消费值(见表2)。

表2 主要变量描述性统计

变量类型	变量名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	<i>ESF1</i>	2 486	-11.811 4	21.001 6	-146.804 1	20.232 3
核心解释变量	<i>DIGECO</i>	2 486	0.000 0	1.245 3	-2.017 5	11.852 9
控制变量	<i>fore</i>	2 486	0.019 9	0.023 7	0.000 1	0.352 7
	<i>finan</i>	2 486	0.004 4	0.004 7	-0.084 7	0.031 0
	<i>indus</i>	2 274	0.391 9	0.119 0	0.027 5	0.800 8
	<i>emplo</i>	2 162	0.145 9	0.235 0	0.006 9	5.465 5
	<i>consum</i>	2 419	102.224 6	1.200 6	97.000 0	106.600 0
机制变量	<i>stru</i>	2 486	1.180 8	0.590 3	0.187 0	5.713 8
	<i>poten</i>	2 486	16.220 1	0.433 3	14.664 9	17.334 2
	<i>entre</i>	2 486	4.670 2	0.662 2	2.769 5	7.612 7
	<i>argcon</i>	2 432	9.175 1	0.450 7	5.184 9	10.387 7

三、实证结果

(一) 区域经济下行风险演化分析

本文选取各城市地区生产总值增长率季度数据作为主要经济变量,使用标准化处理后的季度地方政府财政收入和支出之差作为经济金融环境指数的代理变量,最终确立了226个样本城市,样本时长为2011年第1季度至2022年第4季度,共计10 848个观测值。本文将向前1期的预测作为基准预测,即损失2011年第1季度的数据,得到9 718个区域经济下行风险预测值。此外本文计算了向前4季度的预测值用于对比和稳健性检验。

首先,本文将样本分为“胡焕庸线”以东与以西两部分并将测度值分别取平均。图1表明,以西地区相比以东地区经济下行风险更高。2016年后,两地区的经济下行风险差异呈缩减趋势,表明我国西部发展战略取得明显收效。

其次,参考新经济地理学的“中心—外围”模式^[24]并借鉴赵涛等^[4]的方法,本文将城市分为中心城市^②与外围城市两类(见图2)。由于基础设施建设、资源禀赋等方面与中心城市存在差异,外围城市的经济下行风险更高。

区域经济下行风险存在明显的季节效应,表明财政指标受到了春节假期、气温波动等因素的影响。向前预测1年的下行风险测度值相较于向前预测1季的测度更高,表明长期下行风险的预测更乐观,与 Adrian 等^[9]结论一致。在后续实证分析中,本文将季度预测值取年度平均,采用2011—2021年的数据,得到226个地级市共2 486个区域

② 包括省会城市、副省级城市及直辖市。

经济下行风险测度值。

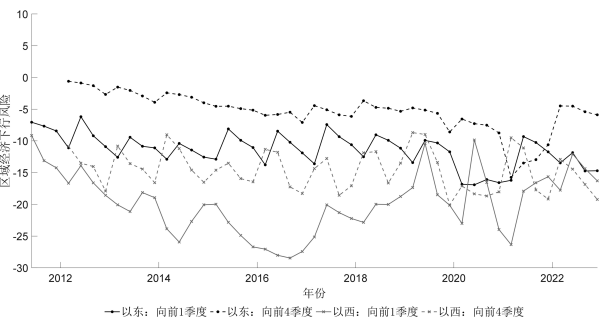


图1 基于“胡焕庸线”分类的区域经济下行风险演化

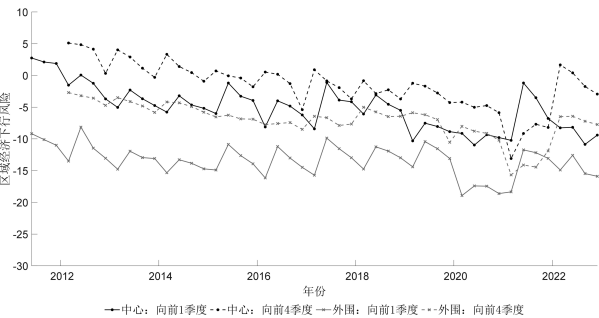


图2 基于“中心—外围”城市分类的区域经济下行风险演化

(二) 基准回归

表3 报告了数字经济对区域经济下行风险的基准回归结果。第(1)列和第(3)列的结果显示, 无论是否控制双向固定效应, 数字经济系数 (*DIGECO*) 在1%的水平上都显著为正, 表明数字经济发展能够显著防范区域经济下行风险。为消除经济社会发展因素的干扰, 第(2)列与第(4)列的回归结果展示了添加控制变量后的回归结果, 结论表明数字经济能够发挥风险防范效应, 显著抵御区域经济下行风险, 验证了假设1。

表3 数字经济发展对区域经济下行风险的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ESF1</i>	<i>ESF1</i>	<i>ESF1</i>	<i>ESF1</i>
<i>DIGECO</i>	1.618 1 *** (0.274 3)	2.187 7 *** (0.417 5)	1.383 8 *** (0.253 8)	0.909 8 *** (0.327 4)
常数项	-11.811 0 *** (0.419 4)	-40.078 0 *** (7.668 5)	-11.811 0 *** (0.328 8)	-8.966 2 (9.049 6)
控制变量	否	是	否	是
双向固定效应	否	否	是	是
样本	2 486	2 486	2 486	2 486
调整后的 <i>R</i> ²	0.008 8	0.034 0	0.390 8	0.395 1

注: 括号内为稳健标准误; *** 表示在 $p < 0.01$ 时有统计学意义。

(三) 稳健性检验

首先, 更换被解释变量。表4 第(1)列展示了更换被解释变量为向前4期预测值的回归结果,

DIGECO 系数仍旧显著, 验证了基准回归结果的稳健性。

其次, 更换数字经济变量。第(2)列至第(4)列分别展示了替换不同解释变量的回归结果, 第(2)列中将北大数字普惠金融指数作为代理变量进行回归^[25]; 第(3)列和第(4)列回归中使用了采用赵涛等^[4]指标基于主成分分析法以及熵值法合成的数字经济指数。

最后, 剔除特殊性质样本。由于直辖市的政策监管与发展战略与其他城市差异较大, 因此第(5)列的回归中剔除了四个直辖市样本, 结果表明数字经济发展仍旧能够显著发挥风险防范效应。

表4 稳健性检验

变量	更换被解释变量	更换解释变量			剔除直辖市
	(1) <i>ESF4</i>	(2) <i>ESF1</i>	(3) <i>ESF1</i>	(4) <i>ESF1</i>	(5) <i>ESF1</i>
<i>DIGECO</i>	0.815 5 *** (0.261 0)	—	—	—	0.920 5 *** (0.357 0)
<i>DIGFIN</i>	—	0.075 7 *** (0.026 6)	—	—	—
<i>DigEco_en</i>	—	—	12.891 0 *** (4.035 2)	—	—
<i>DigEco_pca</i>	—	—	—	31.021 0 *** (9.530 6)	—
常数项	4.881 8 (6.676 9)	-22.189 0 ** (10.754 6)	-9.151 0 (9.785 0)	-26.463 0 ** (10.587 2)	-8.295 2 (9.036 4)
控制变量	是	是	是	是	是
双向固定效应	是	是	是	是	是
样本	2 260	2 260	1 981	1 981	2 442
调整后的 <i>R</i> ²	0.412 6	0.415 9	0.434 9	0.435 1	0.393 0

注: 括号内为稳健标准误; ***、** 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 时有统计学意义。

(四) 内生性分析

本文构造了3类工具变量以缓解反向因果和遗漏变量的问题。第一类工具变量参考郭峰等^[26]的做法, 采用 VIIRS 的夜间灯光数据。夜间灯光能衡量行政边界, 与数字经济发展显著相关, 但并不能完全反映出城市经济发展不确定性, 与区域经济下行风险的相关度较低, 满足了外生性要求。表5 的第(1)列和第(2)列汇报了两阶段回归结果。

表5 的第(3)列和第(4)列汇报了采用各地级市地形起伏度数据作为第二类工具变量的回归结果^[27]。地形起伏度能较大程度地决定数字经济发展的基础条件, 但其与经济下行风险相关性较弱。为构造面板工具变量, 本文将地形起伏度与各城市前一年互联网用户数相乘并取对数。

表5 内生性分析

第一阶段						
序号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
夜间灯光	0.335 0 *** (0.017 1)	0.290 5 *** (0.017 5)	—	—	—	—
地形起伏度×前一年互联网用户数并取对数	—	—	0.149 8 *** (0.017 5)	0.136 6 *** (0.012 9)	—	—
前一年移动电话用户数的对数	—	—	—	—	0.610 5 *** (0.044 2)	0.438 6 *** (0.032 3)
第二阶段						
<i>DIGECO</i>	1.636 8 *** (0.293 8)	1.500 5 *** (0.425 7)	10.867 0 *** (2.416 0)	10.932 0 *** (2.650 0)	9.673 8 *** (1.138 8)	13.560 0 *** (1.770 1)
控制变量	否	是	否	是	否	是
双向固定效应	是	是	是	是	是	是
<i>Kleibergen – Paap rk LM</i>	59.556 <0.000 0>	61.670 <0.000 0>	70.494 <0.000 0>	99.885 <0.000 0>	127.135 <0.000 0>	132.700 <0.000 0>
<i>Kleibergen – Paap rk Wald F</i>	381.967 [16.38]	274.253 [16.38]	73.258 [16.38]	111.316 [16.38]	190.564 [16.38]	184.388 [16.38]
样本	2 475	2 475	2 483	2 483	2 486	2 486
调整后的 R^2	0.390 4	0.394 7	0.267 9	0.307 8	0.295 3	0.253 5

注：*Kleibergen – Paap rk LM* 统计量用于不可识别检验，*Kleibergen – Paap rk Wald F* 统计量用于弱识别检验。表中括号内报告的是稳健标准误；< > 中的数值为 p 值；[] 中的数值为 *Stock – Yogo* 弱识别检验 10% 水平上的临界值。括号内为稳健标准误；*** 表示在 $p < 0.01$ 时有统计学意义。

本文还参考了黄群慧等^[12]的做法,采用前一年移动电话用户数的对数作为第三类工具变量并将估计结果汇报于表5的第(5)列和第(6)列。移动电话用户数量能够刻画数字经济的发展情况,为未来数字经济发展提供基础,而当年移动电话使用量和未来城市经济下行风险相关性较弱。

经检验,本文使用的3类工具变量的 *Kleibergen – Paap rk LM* 统计量 p 值均小于 0.000 1, *Kleibergen – Paap rk Wald F* 统计量大于 *Stock – Yogo* 弱识别检验 10% 的临界值,表明均不存在识别不足或弱工具变量的问题,证明了工具变量的有效性。表5第二阶段的回归结果表明,在排除了内生性影响后,数字经济发展仍旧能够显著发挥风险防范效应。

(五) 机制分析

对于宏观层面机制,表6的第(1)列和第(2)列首先分析了产业结构机制,结果表明,数字经济的系数在 1% 水平上显著降低了第二产业占比,促进了产业结构调整,改善了服务业等第三产业,符合戴魁早等^[16]的结论。根据新经济地理学,现代性服务业集聚与产业结构转型能够带动周边地区生产效率提高^[15],推动城市经济高质量发展。

其次,表6第(3)列和第(4)列的展示了市场潜力机制的回归结果,数字经济系数通过了 1% 的显著性水平检验。市场潜力的提升能够扩张市场需求、扩大市场规模,促进城市就业协同和区域经济发展^[17],为防范城市经济下行风险提供支撑。

表6 数字经济对区域经济下行风险的作用机制

机制变量	宏观机制				微观机制			
	产业结构		市场潜力		大众创业活跃度		农村居民消费	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>DIGECO</i>	-0.047 7 *** (0.010 0)	-0.052 2 *** (0.009 0)	0.089 3 *** (0.004 0)	0.081 9 *** (0.005 0)	0.386 5 *** (0.030 4)	0.374 4 *** (0.033 4)	0.154 1 *** (0.011 7)	0.141 1 *** (0.012 2)
常数项	1.180 8 *** (0.009 1)	0.145 3 (0.217 5)	16.220 0 *** (0.002 4)	16.038 0 *** (0.103 5)	4.670 2 *** (0.007 1)	4.981 2 *** (0.322 9)	9.178 7 *** (0.004 5)	9.523 0 *** (0.239 4)
控制变量	否	是	否	是	否	是	否	是
双向固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本	2 486	2 486	2 486	2 486	2 486	2 486	2 432	2 432
调整后的 R^2	0.409 6	0.787 4	0.922 0	0.924 0	0.711 2	0.727 8	0.760 9	0.769 4

注:括号内为稳健标准误;*** 表示在 $p < 0.01$ 时有统计学意义。

数字经济对市场微观主体的影响同样不可忽视。首先对于大众创业活跃度这一机制,第(5)列和第(6)列的结果表明数字经济能够显著激发创业活跃度,为创造就业岗位、形成规模经济提供基础,对经济提质增效、应对下行压力具有重要作用^[4]。

表 6 的第(7)列和第(8)列考察了农村居民消费机制,结果表明,数字经济系数在 1% 水平上显著为正,表明其有助于推动居民消费结构优化升级,缩减城乡居民消费差距^[28]。通过加快释放微观家庭消费潜力,数字经济能够为区域经济包容性增长、激发经济增长动力提供强有力的支撑^[14,29]。因此,假设 2 成立。

表 7 基于城市区位特征的异质性分析

分组变量	东中西部地区			国家级城市群		
	西部	中部	东部	“优化提升”城市群	“发展壮大”城市群	“培育发展”城市群
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DIGECO	0.839 0 (0.978 5)	6.733 5 *** (1.795 0)	1.214 5 *** (0.341 6)	2.712 1 ** (1.053 3)	0.796 0 ** (0.318 2)	7.036 7 ** (3.350 0)
常数项	-8.556 4 (16.281 4)	-36.274 0 * (18.856 1)	74.544 0 *** (23.687 3)	35.216 0 *** (11.054 3)	44.756 0 (29.279 2)	-7.778 8 (21.587 0)
控制变量	是	是	是	是	是	是
双向固定效应	是	是	是	是	是	是
样本	528	1 001	957	803	847	297
调整后的 R ²	0.169 6	0.428 8	0.422 4	0.434 6	0.323 2	0.362 9

注:括号内为稳健标准误;***、**、* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$ 时有统计学意义。

本文进一步根据“十四五”规划纲要中提出的国家级城市群建设要求,将样本分为 3 组城市群进行回归。从第(4)列~第(6)列结果来看,数字经济系数都能够通过 5% 的显著性水平检验,表明数字经济在这 3 类国家级城市群都能够发挥风险防范效应。对比数字经济发展水平较高的“优化提升”城市群以及“发展壮大”城市群,“培育发展”城市群的估计系数更大,说明这类城市群与前两类城市群正处于快速缩减“数字红利差异”、迅速填补经济差距的阶段。

(二)基于城市发展特征的异质性分析

基于政府税收水平、工业化水平、经济发展水平以及城镇化水平 4 类城市发展特征,本文以各指标的中位数为界将样本各划分为两组进行回归。表 8 结果表明,政府税收、经济发展以及城镇化率越高的城市,经济质量和福利水平更高,数字经济能充分发挥风险防范效应。对于高工业化水平的

四、进一步分析

(一)基于地理区位特征的异质性分析

首先本文分析了基于东中西部地区的异质性效应(见表 7)。受接入可及性的制约,数字经济在西部地区的风险防范效应尚不明显,系数并未通过 10% 的显著性检验。在中东部地区,数字经济发展突破“接入鸿沟”、释放数字红利,数字经济系数在 1% 水平上显著为正。其中,东部与中部两地区存在“数字红利差异”,且东部地区数字经济发展水平相对更高、区域经济下行风险相对更低,数字红利释放的超额收益递减,风险防范效应边际降低。

城市来说,数字经济并不能在 10% 的显著性水平上影响区域经济下行风险,说明当前城市工业化和信息化交互程度较低,数字技术与工业经济融合处于起步阶段。可见综合发展实力较弱的城市受到“接入鸿沟”的制约,数字经济发展尚不成熟,风险防范效应尚不明显。

(三)基于数字基础设施建设的进一步分析

本文考虑了“宽带中国”政策试点、“淘宝村”集群以及“智慧城市”建设 3 类变量与数字经济(DIGECO)的交互项,考察相关政策保障与数字基础设施建设如何影响数字经济的风险防范效应。

表 9 的结果显示,DIGECO 系数显著为正,交互项的系数显著为负,表明数字红利的释放促进数字经济发挥风险防范效应。随着数字基础设施建设的逐步完善,数字经济对经济下行风险的防范作用边际递减,使得城市间“数字红利差异”缩减,区域经济发展差距进一步缩小。

表 8 基于城市发展特征的异质性分析

分组变量	政府税收水平		工业化水平		经济发展水平		城镇化水平	
	高税收	低税收	高工业	低工业	高人均	低人均	高城镇化	低城镇化
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
DIGECO	1.581 3 *** (0.374 6)	-1.454 7 (1.407 6)	-0.785 0 (0.647 1)	1.796 3 *** (0.505 5)	1.215 2 *** (0.338 5)	-2.816 8 (2.694 3)	1.437 4 *** (0.390 4)	0.489 7 (3.171 1)
常数项	10.572 0 (8.664 0)	-39.382 0 * (22.256 9)	-6.006 9 (12.386 1)	-10.286 0 (12.590 2)	27.524 0 (18.329 6)	-29.143 0 ** (12.806 9)	11.525 0 (16.010 3)	-28.055 0 ** (12.579 4)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
双向固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
样本	1 243	1 241	1 242	1 243	1 243	1 243	1 243	1 241
调整后的 R ²	0.389 6	0.406 6	0.421 4	0.434 6	0.433 1	0.449 6	0.447 6	0.377 3

注:括号内为稳健标准误;***、**、* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.10$ 时有统计学意义。

表 9 基于数字基础设施建设的进一步分析

调节变量	“宽带中国”试点		“淘宝村”集群		“智慧城市”建设	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DIGECO	2.847 7 *** (0.533 1)	2.223 5 *** (0.548 9)	1.975 1 *** (0.385 0)	1.324 9 *** (0.410 4)	1.545 0 *** (0.285 3)	1.017 0 *** (0.344 8)
DIGECO × 宽带中国试点	-1.742 9 *** (0.495 3)	-1.559 3 *** (0.487 7)	—	—	—	—
DIGECO × 淘宝村数量	—	—	-0.320 8 *** (0.082 0)	-0.344 7 *** (0.093 0)	—	—
DIGECO × 智慧城市试点	—	—	—	—	-1.164 7 ** (0.539 8)	-1.140 6 ** (0.542 3)
常数项	-11.392 0 *** (0.339 3)	-9.115 5 (9.141 0)	-11.581 0 *** (0.334 1)	-9.532 9 (9.073 5)	-11.701 0 *** (0.333 5)	-8.372 8 (9.017 3)
控制变量	否	是	否	是	否	是
双向固定效应	是	是	是	是	是	是
样本	2 486	2 486	2 486	2 486	2 486	2 486
调整后的 R ²	0.391 8	0.395 9	0.391 7	0.396 1	0.391 1	0.395 4

注:括号内为稳健标准误,***、**、* 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 时有统计学意义。

基于以上分析结论可得,由于欠发达地区的城市受到互联网可及性、接入设施普及性等因素制约,数字经济对区域经济下行风险的防范作用尚不明显。对于区位分布更具优势、综合发展实力较强的城市,数字经济在数字红利的释放下发挥显著的风险防范效应,同时受到数字基础设施建设的调节作用。因此,假设 3 得以成立。

五、研究结论与政策建议

研究发现,数字经济能够显著防范区域经济下行风险。通过促进产业结构升级、提升城市市场潜力、优化居民消费结构、活跃大众创业创新,数字经济能发挥风险防范效应。风险防范效应在区位更具优势、经济基础较好的城市表现更加突出,且在数字基础设施建设的调节作用下边际递减。

本文政策建议如下。第一,打牢防范经济金融风险基础。监管框架方面建立健全重大经济风

险的预测预警体系,强化优化全面风险管理框架,引入“在险增长”分析范式,防范“黑天鹅”等风险事件发生。市场机制方面构建更为完善的经济金融风险共担机制,推进风险市场化分担,调动民间投资积极性,确保市场主体在受到外部冲击后协同发力,防止风险演化扩散至实体经济,为经济高质量发展保驾护航。

第二,加快推进数字经济与实体经济深度融合。微观主体层面降低数字技术的使用门槛,发挥数字经济的普惠性,降低消费者信息搜寻成本和小微企业融资成本,促进居民消费结构升级,激发创业就业活力。宏观产业层面加快培育建设数据要素市场,加速打造数字产业集群,发挥数字经济的资源配置功能,引导推动产业结构升级,实现产业跨界协同和供需精准匹配,扎实推进新质生产力发展。

第三,有机结合数字经济发展布局与地区政

府治理。遵循数字经济战略布局,基于城市的区位特征和资源禀赋因地制宜,针对性地制定数字经济发展战略。拓宽城市间协调发展路径,着力提升西部地区等欠发达地区的数字经济发展水平,充分补齐发展短板,为缩减城市发展差距、实现共同富裕打牢基础。

参考文献:

- [1] 张晓晶,刘磊. 宏观分析新范式下的金融风险与经济增长:兼论新型冠状病毒肺炎疫情冲击与在险增长[J]. 经济研究,2020,55(6):4-21.
- [2] 周新苗,陈涛,叶胜超,等. 基于关联溢出与金融安全的中国系统性风险研究[J]. 中国软科学,2023(10):44-52.
- [3] 田秀娟,李睿. 数字技术赋能实体经济转型发展:基于熊彼特内生增长理论的分析框架[J]. 管理世界,2022,38(5):56-74.
- [4] 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.
- [5] 焦音学,黄群慧. 中国数字经济均衡发展亲贫性研究[J]. 财贸经济,2023,44(8):91-109.
- [6] BROWNLEES C, ENGLE R F. SRISK: a conditional capital shortfall measure of systemic risk[J]. Review of financial studies, 2017, 30(1): 48-79.
- [7] 陈雨露,马勇,阮卓阳. 金融周期和金融波动如何影响经济增长与金融稳定?[J]. 金融研究,2016(2):1-22.
- [8] 刘金全,张海燕. 经济增长在险水平、条件波动性与经济增长态势研究[J]. 中国工业经济,2003(1):31-39.
- [9] ADRIAN T, BOYARCHENKO N, GIANNONE D. Vulnerable growth[J]. American economic review, 2019, 109(4): 1263-1289.
- [10] 郑挺国,叶仕奇,范馨月. 大数据下经济在险增长测度与风险探源研究[J]. 经济研究,2023,58(11):133-152.
- [11] 张涛,李均超. 网络基础设施、包容性绿色增长与地区差距:基于双重机器学习的因果推断[J]. 数量经济技术经济研究,2023,40(4):113-135.
- [12] 黄群慧,余泳泽,张松林. 互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济,2019(8):5-23.
- [13] 蔡跃洲,牛新星. 中国数字经济增加值规模测算及结构分析[J]. 中国社会科学,2021(11):4-30,204.
- [14] 张勋,杨桐,汪晨,等. 数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践[J]. 管理世界,2020,36(11):48-63.
- [15] 陈建军,陈国亮,黄洁. 新经济地理学视角下的生产性服务业集聚及其影响因素研究:来自中国 222 个城市的经验证据[J]. 管理世界,2009(4):83-95.
- [16] 戴魁早,黄姿,王思曼. 数字经济促进了中国服务业结构升级吗?[J]. 数量经济技术经济研究,2023,40(2):90-112.
- [17] 郭进,兰叶凡. 国内市场潜力推动城市经济增长的效应演化和机制分析[J]. 经济评论,2021(6):118-135.
- [18] GLAESER E L, KERR S P, KERR W R. Entrepreneurship and urban growth: an empirical assessment with historical mines[J]. The review of economics and statistics, 2015, 97(2):498-520.
- [19] 张勋,万广华,吴海涛. 缩小数字鸿沟:中国特色数字金融发展[J]. 中国社会科学,2021(8):35-51,204-205.
- [20] KOENKER R, BASSETT G. Regression quantiles[J]. Econometrica, 1978, 46(1): 33.
- [21] AZZALINI A, CAPITANIO A. Distributions generated by perturbation of symmetry with emphasis on a multivariate skew t distribution[J]. Journal of the royal statistical society series B: statistical methodology, 2003, 65(2): 367-389.
- [22] 聂秀华,江萍,郑晓佳,等. 数字金融与区域技术创新水平研究[J]. 金融研究,2021(3):132-150.
- [23] HARRIS C D. The market as a factor in the localization of industry in the united states[J]. Annals of the association of American geographers, 1954, 44(4): 315-348.
- [24] KRUGMAN P. Increasing returns and economic geography[J]. Journal of political economy, 1991, 99(3):483-499.
- [25] 郭峰,王靖一,王芳,等. 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(4):1401-1418.
- [26] 郭峰,熊云军,石庆玲,等. 数字经济与行政边界地区经济发展再考察:来自卫星灯光数据的证据[J]. 管理世界,2023(4):16-34.
- [27] 柏培文,张云. 数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益[J]. 经济研究,2021,56(5):91-108.
- [28] 贺唯唯,侯俊军. 数字经济发展对居民消费的影响:来自城市面板数据的经验证据[J]. 改革,2023(5):41-53.
- [29] 张勋,万广华,张佳佳. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究,2019(8):71-86.

(本文责编:润 泽)