

区域经济增长尾部风险的网络关联与溢出机制

吴 健, 邓 创

(吉林大学数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

摘 要:尾部风险的跨域传染是制约区域经济协调发展的重大隐患,为此亟需明晰地区经济增长尾部风险的空间传染路径与溢出渠道。基于在险增长的分布估计范式测度出中国省级经济增长尾部风险,在此基础上分别应用社会网络分析法与空间杜宾模型考察区域经济增长尾部风险的网络关联特征与溢出机制。研究发现:尾部风险存在显著的事件驱动和多元分布特征,极端事件冲击会在短期激化尾部风险,西部地区和长江经济带目前表现出强劲的风险免疫韧性;区域经济尾部风险具有突出的溢出深度和溢出广度,其中黄河流域经济带与其他地区的风险联动较为明显;投资与消费需求衰退以及地方财政竞争引发的要素虹吸效应会加剧尾部风险溢出,而银行信贷的良性扩张有助于抑制尾部风险扩散。研究结果为促进经济稳增长与防风险的动态平衡、推进区域协调可持续发展进程提供了有益的政策启示。

关键词:经济增长尾部风险;网络关联;风险溢出;区域经济协调发展

中图分类号:F061.5 **文献标识码:**A **文章编号:**1005-0566(2025)02-0119-11

Network linkages and spillover mechanisms of regional economic growth tail risks

WU Jian, DENG Chuang

(Center for Quantitative Economics, Jilin University, Changchun 130012, China)

Abstract: Cross-area transmission of tail risk is a major hidden danger that restricts the coordinated development of regional economy, therefore, it is urgent to clarify the spatial transmission paths and spillover channels of the tail risk of regional economic growth. In this paper, we measure the tail risk of China's provincial economic growth based on the GaR framework, and on the basis of which, we use social network analysis and the spatial Durbin model to investigate the network correlation characteristics and spillover mechanism of the tail risk of regional economic growth, respectively. This study finds that tail risk is event-driven and multi-distributed, and extreme event shocks can intensify tail risk in the short term, while the western region and the Yangtze River Economic Belt currently show strong risk immunity resilience. Regional tail risks have outstanding spillover depth and breadth, in which the risk linkage between the Yellow River Basin Economic Belt and other regions is more prominent. The recession of investment and consumption demand and the siphoning effect of factors triggered by local fiscal competition will exacerbate the spillover of the tail risk, while the benign expansion of bank credit will help to inhibit the proliferation of the tail risk. This paper provides useful policy insights for promoting the dynamic balance between stabilizing economic growth and risk prevention, and

收稿日期:2024-10-08 修回日期:2025-02-09

基金项目:国家自然科学基金面上项目“不确定性冲击的分类识别、传导机制及其对中国经济金融稳定的影响研究”(72473051);教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“跨周期和逆周期结合下的金融安全维护研究”(22JJD790066);吉林大学2024年研究生创新研究计划项目“复杂网络视域下外部多维不确定性冲击对中国金融稳定的溢出机制与传导路径甄别”(2024CX014)。

作者简介:吴健(1997—),男,安徽枞阳人,吉林大学数量经济研究中心博士生,研究方向为宏观经济与金融风险。通信作者:邓创。

promoting the process of coordinated and sustainable regional development.

Key words: economic growth tail risks; network linkages; risk spillovers; coordinated regional economic development

自迈入新常态以来,中国经济增长已经实现状态跃迁,正趋向于新增长路径上的均衡,然而近年来全球极端事件频发,中国经济所面临的不确定性和风险考验显著增多,如何统筹发展与安全,亦是实现中国经济高水平稳态均衡和可持续发展所应当考虑和解决的重要问题。早期理性预期理论指出,资本品之间的互补性导致代理人预期的不确定性增加,未来投资总量和经济增长可能在不同状态之间发生随机转移^[1]。在金融风险 and 灾难冲击下,经济增长往往表现为左偏非正态分布,极端产出变化更为频繁^[2-3]。换言之,经济增长状态的变迁具有随机性和非对称性,并且在极端事件影响下还可能衍生出尾部风险。这一重要问题已经得到各国宏观调控部门的高度重视,大量体现于在险增长 GaR (growth at risk) 框架下稳增长与防风险的动态平衡机制分析^[4-5]。然而,现有研究的困境在于缺乏中观视角,中国具有区别于其他国家的特色优势体制,在过去较长一段时期内,以经济增长为目标责任制的地方官员晋升锦标赛制度被证实是实现经济高速增长奇迹的重要源泉之一^[6]。在中央不断强化国家宏观经济安全保障的新形势下,地方政府在维护经济金融安全方面的事权和责任逐渐得到加强,由此学术界和实务界对地方经济增长安全与尾部风险防范的关注愈加突出。

一方面,中国不同区域间的资源禀赋、经济增长水平和经济结构都具有较强的异质性,这就注定各区域经济增长风险以及抵御风险冲击的能力存在一定差异。因此,做好不同区域经济增长风险的监测预警和分化特征分析工作就显得尤为必要,其对构建完善具有针对性的差异化风险防范体系、确保地方经济增长安全可持续具有重要政策指导意义。另一方面,中国区域协调发展战略正在扎实推进中,目前各区域间经济发展质量差距逐渐缩小^[7],劳动、资本、技术等要素和商品在区域间的自由流动也日趋频繁,地方各自为政、独善其身导致的市场分割局面得到有效缓解。但这

也在客观上为尾部风险的传染扩散提供了便利,尾部风险会通过区域间的各种经济联系影响其余相关省份,造成区域经济风险共振,破坏全国经济繁荣稳定大局。因此,在当前中央强调打造统一的要素和资源市场以及实现区域经济协调发展的背景下,更需牢固树立防范系统性风险的底线思维。厘清区域尾部风险传染路径及其深层次溢出机制,对高标准建设全国统一大市场具有重要现实意义,同时也将在学术层面为区域经济收敛和极端尾部风险管理研究提供参考。

一、文献综述

与本文密切相关的研究集中于区域经济增长尾部风险评估、区域经济网络关联与风险溢出等方面。尾部风险最早用于刻画金融资产收益损失,本文探究的经济增长尾部风险是尾部风险概念在宏观经济领域的延伸,主要指经济增长发生极端损失的概率。现有研究多数基于在险增长^[2]的分布估计范式测度宏观经济尾部风险,其优势在于可以通过经济增速分布全面捕捉尾部风险信息。有学者将经济指标分位点或者经济增速下行概率作为经济尾部风险的度量^[8-11]。有学者考虑到当前经济增速分布的非正态性,拟合出经济增长的条件偏态分布^[12],采用尾部熵或预期损失值等分布指标表征尾部风险^[3,13]。而相比之下,区域经济增长尾部风险的研究则相对偏少。如朱波等^[14]将宏观在险增长框架应用于中观层面探究中国区域经济下行风险的防范和应对策略。还有学者采用指数化构建的方法区分区域经济风险的类型^[15],但这一做法描述的是区域经济风险的综合形态,本质上仍是传统点估计和趋势估计的研究范式,未考虑尾部效应。

与区域经济空间关联相关的研究较为丰富,但出发点多数停留在经济增长水平、周期波动等低阶矩。如早期学者应用各国投入产出数据探究国家间经济空间关联特征,并由此引申出对全球价值链和产业结构变迁的思考^[16]。国内学者运用网络拓扑分析发现中国地区经济增长网络十分稳

健,具有鲜明的多重叠加特征^[17]。不仅如此,中国区域间的实体经济与虚拟经济的空间关联还存在差异^[18]。在区域经济风险溢出方面,现有文献主要集中于国家截面样本展开,并且研究对象多数是金融市场和金融机构。研究发现,全球金融危机爆发后,非理性投资行为使得贸易与资本联系偏弱的地区受到他国经济风险传染的负面影响^[19]。在公共卫生事件和俄乌冲突期间,不同大宗商品尾部风险间的溢出效应更为显著^[20]。

上述文献总体呈现以下特点:一是现有研究多是从低阶矩视角探究区域经济增长的空间关联特征,容易忽视分布尾部等潜在高阶矩冲击对区域经济网络空间格局的影响;二是有关区域尾部风险传染的研究主要集中在金融领域,鲜有关注经济层面,为数不多的区域下行风险研究侧重于设计风险防范对策,并未涉及风险传染;三是当前研究缺乏对经济尾部风险溢出机制的深入探讨,一方面未能将经济金融因素置于统一框架,从金融视域探索经济风险溢出的底层驱动机理,另一方面忽视了地方政府扮演的关键角色,缺少针对地方政策调节的机制检验。本文的贡献在于:第一,基于在险增长的分布估计新范式识别出各省经济分布的尾部信息,从尾部风险关联视域重新审视区域经济收敛和协调发展问题,从而更为全面准确地把握区域经济发展态势;第二,利用网络拓扑技术厘清经济增长尾部风险在区域间的空间传染路径,为实现全链条甄别风险重要节点、完善区域风险联防联控机制提供重要政策启示;第三,通过空间杜宾模型探析投资消费需求、金融信贷以及地方财政政策等渠道对区域经济尾部风险的作用路径,为促进地区经济稳增长与防风险的长期均衡提供政策抓手。

二、理论分析与研究假说

区域尾部风险可能通过地理、经济、金融和政策等渠道产生溢出。首先,地理距离相近地区的人口流动和交通运输更为便利,在实现经济增长相互促进的同时,也会加快尾部风险蔓延。此外,随着区域协调发展战略的稳步推进,区域之间的经济互动和交流日益频繁,使得区域经济增长产

生显著的空间关联,并已逐步演变成复杂多线程网络结构形态^[17-18],这在客观上为经济增长风险的跨区域传染和空间溢出创造了便利。基于此,本文提出假说 H1:区域经济增长尾部风险存在空间关联和溢出效应。

其次,在投资需求层面,一方面,凯恩斯理论认为,经济增长由投资、消费和净出口构成。当地方投资需求出现衰退时,会引发居民收入下滑,进而导致地区消费需求萎缩,使得企业投资收益下降,代理人对未来投资预期转弱,进一步削减未来投资计划,形成“投资需求衰退—消费需求萎缩—投资收益下降”的经济风险恶性螺旋。另一方面,新古典经济增长理论指出,资本、劳动和全要素生产率共同决定了地区经济增长前景,其中物质资本积累很容易由固定资产投资转化而来,因此投资需求不足会抑制物质资本的形成进而诱发实际产出增长风险^[21]。在消费需求方面,当资本产出弹性下降时,消费需求的提振在短期内有助于加快固定资产研发投资,缓解经济增长的脆弱性。投资与消费需求衰退引发的产出尾部风险还会恶化经济主体预期,所引发的悲观情绪会通过羊群效应在地区之间持续蔓延扩散,放大周边邻近地区的产出尾部风险。由此本文提出假说 H2:投资与消费需求变化会影响区域经济增长尾部风险溢出。

再次,关于金融渠道目前来看有两种观点。一种观点认为金融信贷扩张能缓释区域经济风险。银行部门等金融机构信贷的良性扩张有助于缓解企业融资约束,降低企业贷款难度和潜在违约风险,从而实现金融有效支持实体经济发展。另一种观点认为金融信贷扩张会加剧区域经济风险。金融形势的过度宽松会增加债务累积存量,引发“债务—通缩”相互拖累的恶性螺旋^[22],甚至形成系统性金融风险。金融风险会呈现出多重网络叠加的区域传染特征,同时在地区间输送经济下行风险,并且金融机构与地方政府城投债务之间的业务交叉也会放大尾部风险溢出,破坏经济稳定^[23]。亦有研究指出,地方金融信贷还会通过资本竞争、价格竞争和过度扩张等方式恶化地区间的金融竞争态势,促

使区域金融风险攀升^[24],放大经济风险在区域间的溢出。由此本文提出假说 H3:金融信贷扩张会影响区域经济增长尾部风险溢出。

最后,关于政策渠道也有两种观点。一种观点认为财政政策可以形成需求牵引,缓解尾部风险。凯恩斯理论指出,财政政策具有乘数效应,在产出下行风险较高时,通过扩大财政支出或者减税政策可以刺激总需求。从财政分权理论来看,一方面,地方财权与事权不匹配的财政纵向失衡问题导致地方政府面临财政短缺压力^[25],地方需要通过争夺税收资源缓解本地区支出压力,支持经济发展;另一方面,在中央政府考核机制驱动下,地方官员具有通过开展财政竞争提升本地区经济增长水平的行为动机。为了在官员晋升中胜出,地方政府会充分利用财政政策为企业投资生产创造正外部性^[26]。另一种观点认为财政政策会加剧区域尾部风险等不利冲击的溢出。这是由于财政竞争激励带来的正向经济增长拉动作用仅局限于本地区,地方财政竞争机制强化了对其他地区劳动力、资本等要素流动性的虹吸作用,具有负向政策溢出效果,加剧区域经济波动^[27]。由此本文提出假说 H4:地方财政政策会影响区域经济增长尾部风险溢出。

三、区域经济增长尾部风险的时空演进特征分析

(一)区域经济增长尾部风险的测算方法与指标选取

本文借鉴 Adrian 等^[3]的思路,基于在险增长框架测度区域经济增长尾部风险。具体地,在传统 t 分布中加入可以刻画分布曲线非对称性的参数 α 以反映变量分布左偏或右偏的风险特征,改进后的分布被称之为偏态 t 分布。本文构建以当前人均经济增速为条件变量的条件经济增长分布,其概率密度函数可表示为式(1)形式:

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

式(1)中, $t(\cdot)$ 和 $T(\cdot)$ 分别代表 t 分布的概

率密度函数和分布函数,概率密度函数的 4 个参数 μ, σ, α, ν 分别刻画了分布的集中趋势、离散程度、偏斜程度和自由度, G 是人均经济增速。首先需要利用当期人均经济增长变量 G 对滞后一期的经济状况进行分位数回归,得到条件经济增长的分位数回归估计值 $\hat{Q}_G(\tau)$ 。接着求解与式(1)中分布函数逆函数 $F^{-1}(\cdot)$ 差值平方和最小化问题,得到偏态 t 分布 4 个核心参数的估计结果:

$$\{\hat{\mu}, \hat{\sigma}, \hat{\alpha}, \hat{\nu}\} = \underset{\mu, \sigma, \alpha, \nu}{\operatorname{argmin}} \sum_{\tau} [\hat{Q}_G(\tau) - F^{-1}(\tau; \mu, \sigma, \alpha, \nu)]^2 \quad (2)$$

相对于无条件分布,条件分布中位数左侧下行熵描述的极端损失概率,可以表征经济下行尾部风险,计算公式见式(3)。式中, $\hat{f}_G^*(G)$ 表示通过匹配经济增长经验分布计算得到的无条件概率密度函数, $\hat{f}_G(G)$ 表示条件概率密度函数。

$\hat{F}_G^{-1}(0.5)$ 表示条件经济增长概率分布的中位数。

$$DR = \int_{-\infty}^{\hat{F}_G^{-1}(0.5)} (\log \hat{f}_G(G) - \log \hat{f}_G^*(G)) \hat{f}_G(G) dG \quad (3)$$

随着中国区域发展顶层设计思路的不断完善,传统四大板块区域的划分方法已经难以适应当前新时代的区域发展新格局。为此,本文在省际层面分析的同时,基于系列区域经济发展规划纲要文件,从东北地区、京津冀、长三角、黄河流域经济带、西部地区、长江经济带和泛珠三角地区等 7 个经济区域的视角,考察不同经济带尾部风险的时空演化特征。结合数据可得性与代表性,本文最终选取中国 31 个省、自治区和直辖市(不包括中国港澳台地区)为研究对象,用各省人均实际 GDP 增速作为人均经济增长的代理变量,指标数据来源于中经网。考虑到数据的完整性和可获得性,本文的样本区间为 1981—2021 年,数据频率为年度。由于模型滞后一期,最终呈现的是 1982—2021 年的结果,模型计算工作在 Matlab 中完成。

(二)省级和区域经济增长尾部风险的测度结果分析

本文得到的中国省级经济增长的尾部风险测

度结果通过雷达图展示,如图 1a 所示。颜色最浅的折线表示 1982 年各省(不含港澳台)的经济尾部风险指标,颜色越深表示年份越大。从时间上来看,各省经济尾部风险的动态演进具有明显的事件驱动特征。如 2020 年的公共卫生事件显著增大各省经济尾部风险。从空间维度上看,各省之间的尾部风险还呈现一定的分化特征。如山东、吉林和内蒙古等地的经济增长尾部风险相对更高。

进一步地,本文测算出七大经济区域的经济尾部风险,雷达图如图 1b 所示。本文还分别对每年各区域取均值、各区域每 5 年取均值,从而更清晰展示尾部风险的时空演进特征,如图 2a、图 2b

所示。从时间维度上来看,事件驱动特征同样明显,1998 年亚洲金融危机、2020 年公共卫生事件等极端事件冲击会短暂增大各区域经济尾部风险,并且近年来随着不确定性因素的增多,区域经济增长尾部风险整体上有抬升趋势。从空间维度上来看,在样本区间内,中国经济增长尾部风险形态呈现多元分布的结构特点。其中,东北和京津冀地区的经济增长尾部风险形势较为严峻,可见需要进一步加快推进东北振兴战略,完善京津冀协同发展格局。西部地区和长江经济带的风险水平整体上处于低位,这两大地区近年来表现出强劲的尾部风险免疫韧性。

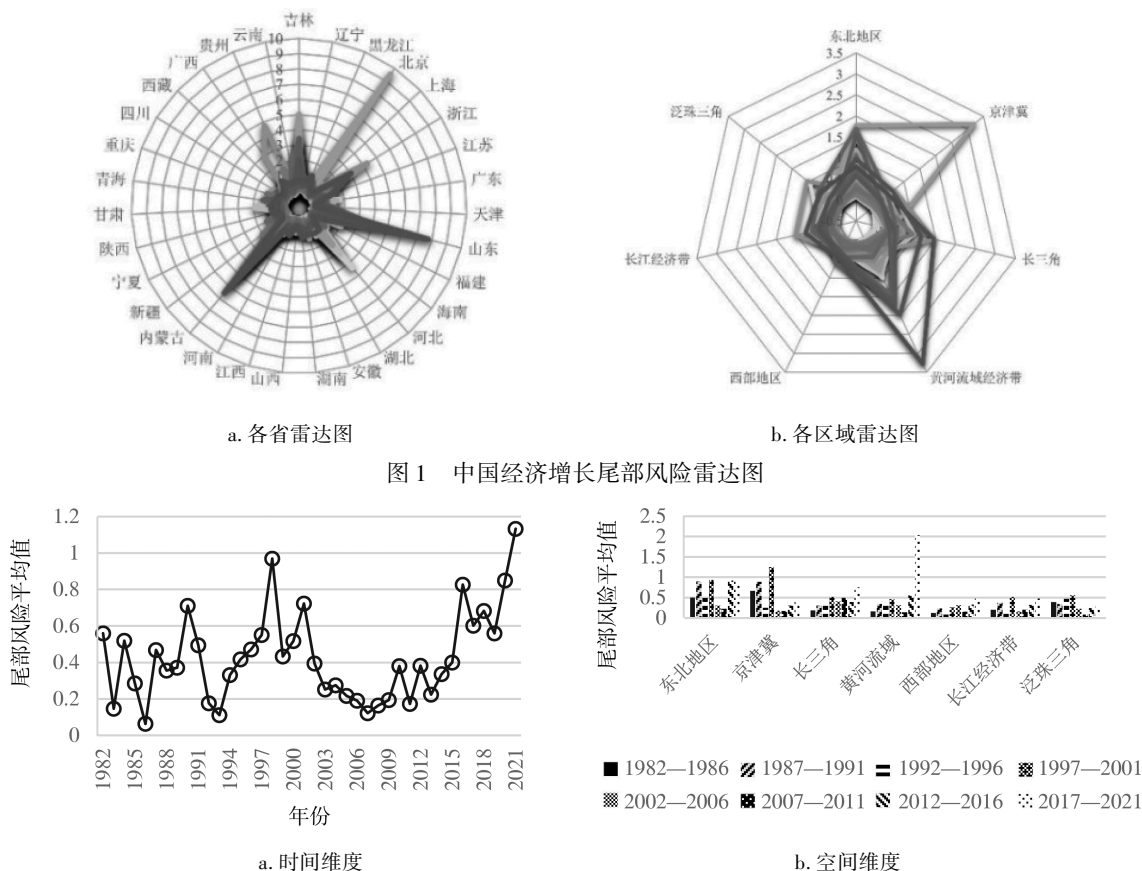


图 1 中国经济增长尾部风险雷达图

图 2 中国各区域经济增长尾部风险时间序列

四、区域经济增长尾部风险的网络关联与溢出效应识别

(一) 区域经济增长尾部风险溢出网络的结构特征分析

区域尾部风险之间的溢出关系可能并非简单的线性关系,本文参考 Diks 等^[28]提出的非线性 Granger 因果检验方法,识别尾部风险联动关系,并

以 10% 显著性水平构建“最大可能性尾部风险溢出矩阵 Down”,然后采用网络拓扑分析法刻画尾部风险传染网络,分别基于整体和个体网络指标明晰全国与各区域的尾部风险网络特征。整体结构特征指标包括网络密度、网络关联度、网络效率、网络等级度、网络直径、网络平均聚类系数和网络平均路径长度。个体网络指标包括入度、出

度、接近中心度和中介中心度,本部分的网络构建和指标计算在 Gephi 中完成。

图 3 给出了 10% 显著性水平下基于非线性 Granger 因果关系检验得出的尾部风险溢出网络图。可以看出,中国各省份之间的尾部风险具有显著的非线性传染效应,整体上存在较为复杂的多线程溢出路径。经过计算,在经济尾部风险区域传染网络中,整体网络密度为 0.123,网络关联度为 1,可见各省之间存在较为广泛的尾部风险关联和溢出效应,网络连通性较强。网络效率为 0.823,这说明尾部风险网络中的冗余关联为 17.7% 左右,尾部风险结构并不稳定。网络等级度为 0.344,说明尾部风险网络森严程度较高。网络直径为 7,即尾部风险没有直接因果关联的两个省份至少要通过 7 个省份才能建立联系。网络平均路径长度为 2.782,网络平均聚类系数为 0.149,说明尾部风险溢出的深度与广度较为突出。

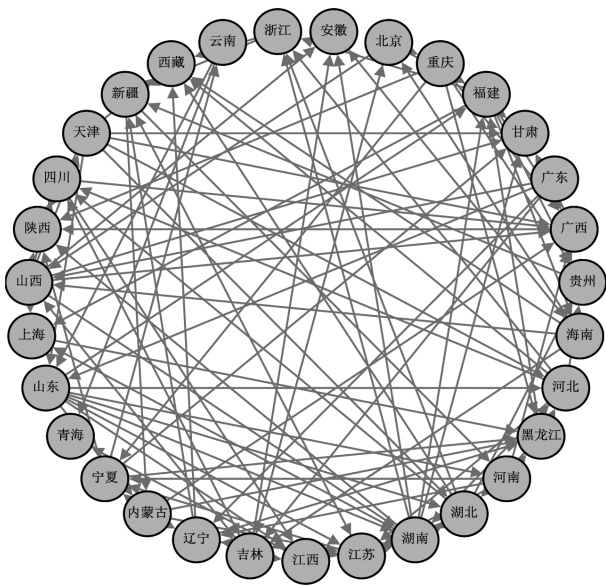


图 3 区域经济增长尾部风险的溢出网络

为明晰各省在尾部风险溢出网络中所处地位,本文还统计出各省的个体结构特征指标,如表 1 所示。首先,在入度方面,入度较高的省份有江苏、黑龙江、广西、陕西、湖南和甘肃等,上述省份处于尾部风险吸收方。在出度方面,排名较高的省份有湖南、山西、山东和天津等,上述省份具有较强的风险溢出效应。在接近中心度方面,广西、

山东、广东和山西等省份的数值较高,这凸显了上述地区在尾部风险传染网络中的核心地位。在中介中心度方面,湖南、黑龙江、海南和福建的排名靠前,上述省份具有较强的尾部风险传导能力,在传染网络中起到中介传输作用。

表 1 区域经济增长尾部风险溢出网络的个体结构特征

经济区域	省份	入度	出度	接近中心度	中介中心度
东北地区	吉林	4	5	0.392	38.300
	辽宁	4	4	0.354	12.167
	黑龙江	6	3	0.363	124.467
京津冀	北京	2	4	0.414	44.452
	天津	1	7	0.420	31.867
	河北	4	6	0.439	57.269
长三角	上海	3	1	0.271	8.833
	浙江	4	2	0.246	21.626
	江苏	7	4	0.392	91.688
	安徽	4	1	0.284	19.167
黄河流域经济带	山东	3	8	0.500	69.023
	陕西	6	0	0.000	0.000
	内蒙古	2	5	0.382	28.936
	山西	4	8	0.439	83.981
	河南	2	5	0.382	28.936
泛珠三角	广东	0	4	0.469	0.000
	福建	4	5	0.392	106.772
	广西	7	2	1.000	9.333
	海南	2	5	0.392	110.436
长江经济带	湖北	4	6	0.439	57.269
	江西	3	2	0.319	27.741
	湖南	6	8	0.420	126.672
	重庆	1	6	0.372	19.430
	四川	4	3	0.326	44.467
	贵州	4	1	0.242	15.760
	云南	1	2	0.354	29.294
	新疆	4	3	0.305	86.281
西部地区	宁夏	4	4	0.345	54.833
	甘肃	6	0	0.000	0.000
	西藏	6	0	0.000	0.000
	青海	2	0	0.000	0.000

(二) 区域经济增长尾部风险的溢出效应分析

为进一步清晰把握各区域间经济增长尾部风险的溢出效应与联动机制,本文进一步基于 Unicet 软件测算出七大经济区域的尾部风险联动关系矩阵,相关统计指标如表 2 所示。为避免由于某些区域内部省份数量较多,导致其与其他区域尾部风险可能在统计上表现出明显的联动效应,本文测算出溢出强度(溢出关系数/最大可能关系数)、吸收强度(吸收关系数/最大可能关系数)以及溢出吸收比(溢出强度/吸收强度)等特征指标,以剔除样本数量因素对结论产生的影响。

表2 中国经济增长尾部风险的区域联动特征

经济区域	尾部风险区域联动关系矩阵							溢出关系数	吸收关系数	最大可能关系数	尾部风险区域联动特征指标		
	东北	京津冀	长三角	黄河流域	泛珠三角	长江经济带	西部地区				溢出强度	吸收强度	溢出吸收比
东北	1	2	2	1	1	3	2	11	13	84	0.131	0.155	0.845
京津冀	1	1	2	3	2	5	3	16	6	84	0.190	0.071	2.676
长三角	2	0	0	0	1	1	4	8	18	108	0.074	0.167	0.443
黄河流域	4	2	5	3	4	5	3	23	14	130	0.177	0.108	1.639
泛珠三角	3	1	3	4	2	1	2	14	11	108	0.130	0.102	1.275
长江经济带	2	1	5	3	3	7	7	21	16	168	0.125	0.095	1.316
西部地区	1	0	1	3	0	1	1	6	21	130	0.046	0.162	0.284

注:联动关系矩阵中的元素数值代表所在行区域对所在列区域经济尾部风险的溢出效应,同时也表示所在列区域对所在行区域经济尾部风险的吸收效应。下同。

由此可以看出,在风险溢出强度上,京津冀地区和黄河流域经济带对其余区域的尾部风险影响较大,而在风险吸收方面,长三角与西部地区的吸收强度较高。从溢出吸收比指标来看,京津冀、黄河流域经济带、长江经济带与泛珠三角地区尾部风险的溢出效应明显大于吸收效应,特别是京津冀地区和黄河流域经济带对其他地区尾部风险的影响更为突出。长三角地区、东北地区 and 西部地区尾部风险的吸收效应大于溢出效应,特别是长三角地区和西部地区承受了其他区域较大的风险溢出影响。

接下来测算出区域经济增长尾部风险网络的分组密度矩阵,从而厘清空间溢出路径,同时作稳健性检验使用,统计指标见表3。从表3可以看出,在尾部风险传染网络中,黄河流域经济带与京津冀地区对其他区域的尾部风险传递效应更为明显,而东北地区、长三角地区和西部地区受其他地区尾部风险的影响更大,这与前文结论相一致。“黄河流域经济带→东北地区”“黄河流域经济带→长三角”以及“京津冀→长江经济带”这三条路径的风险传染强度较为显著,要尤为警惕“黄河流域经济带→东北地区”的溢出路径。最后从区域内部来看,长三角地区和西部地区内部的尾部风险共振强度较为微弱。综上所述,中国经济增长尾部风险存在一定程度的空间关联与溢出效应,假说H1得证。

表3 中国区域经济增长尾部风险网络的分组密度矩阵

经济区域	东北地区	京津冀	长三角	黄河流域	泛珠三角	长江经济带	西部地区
东北地区	0.167 *	0.222 *	0.167 *	0.067	0.083	0.143 *	0.133 *
京津冀	0.111	0.167 *	0.167 *	0.200 *	0.167 *	0.238 *	0.200 *
长三角	0.167 *	0.000	0.000	0.000	0.063	0.036	0.200 *
黄河流域	0.267 *	0.133 *	0.250 *	0.150 *	0.200 *	0.143 *	0.120
泛珠三角	0.250 *	0.083	0.188 *	0.200 *	0.167 *	0.036	0.100
长江经济带	0.095	0.048	0.179 *	0.086	0.107	0.167 *	0.200 *
西部地区	0.067	0.000	0.050	0.120	0.000	0.029	0.050

注:* 是指区域间尾部风险联系较紧密,判断依据是将其与整体网络密度相比较,若大于整体网络密度则说明关系较紧密。

五、区域经济增长尾部风险的溢出机制检验

(一) 空间相关性检验

本文将借助空间面板计量方法探究风险溢出机制。空间面板计量模型包括空间滞后模型(SAR)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)。在此之前需要构建非空间面板模型进行估计以检验空间相关性,这是构建后续空间杜宾模型的重要前提。具体地,构建如下形式的非空间面板模型:

$$DR_{it} = c + \alpha_1 INV_{it} + \beta_1 CON_{it} + \gamma_1 CRE_{it} + \varphi_1 POL_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中, DR_{it} 为被解释变量,代表前文测度的各省在第 t 期的尾部风险; INV_{it} 、 CON_{it} 、 CRE_{it} 和 POL_{it} 分别表示省份 i 在第 t 期的投资需求、消费需求、金融信贷水平和实施的财政政策。为与被解释变量测度过程相匹配,各解释变量均采用人均指标。具体地,采用人均固定资产投资完成额同比增速刻画 INV_{it} ,采用居民人均消费支出同比增速刻画 CON_{it} ,采用人均银行信贷同比增速刻画 CRE_{it} ,将人均财政赤字(财政预算支出与财政预算收入之差除以GDP)同比增长率作为地方财政政策 POL_{it} 的代理变量。 μ_i 表示省份固定效应, λ_t 表示时间效应, ε_{it} 为随机扰动项。样本区间为1982—2021年,数据来源于Wind数据库。参考LeSage等^[29]以及空间计量研究的惯例,首先采用式(4)进行LM和稳健LM检验,如果检验结果拒绝“不存在被解释变量空间滞后项”和“不存在空间滞后残差项”两个原假设中的任何一个,则说明观测对象之间具有显著的空间相关性,需要构建空间面板模型。表4给出了不同类型的非空间面

板模型形式下的估计结果,其中第 1 列至第 4 列分别为混合回归模型、空间固定效应模型、时间固定效应模型以及同时包含空间和时间固定效应的模型。

表 4 非空间面板模型估计结果

变量	DR			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>c</i>	0.001 (0.031)	—	—	—
<i>INV</i>	-0.533 ** (-2.572)	-0.300 *** (-16.922)	-0.296 *** (-16.717)	-0.298 *** (-16.7438)
<i>CON</i>	-0.298 *** (-16.893)	-0.001 (-0.019)	-0.043 (-0.687)	-0.052 (-0.808)
<i>CRE</i>	1.502 * (1.852)	1.620 ** (1.998)	1.758 ** (2.124)	1.885 ** (2.276)
<i>POL</i>	-1.743 * (-1.755)	-1.886 * (-1.898)	-2.058 ** (-2.030)	-2.211 ** (-2.180)
<i>R</i> ²	0.302	0.303	0.296	0.297
<i>LM spatial lag</i>	0.535	8.104 ***	4.070 **	4.008 **
<i>Robust LM spatial lag</i>	0.552	49.154 ***	45.945 ***	44.649 ***
<i>LM spatial error</i>	0.074	0.053	0.767	0.736
<i>Robust LM spatial error</i>	0.092	41.103 ***	42.641 ***	41.377 ***
<i>Observations</i>	1 240	1 240	1 240	1 240

注: 括号内为 *t* 统计量, *** ** * 分别表示在 $p < 0.01$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.1$ 时有统计学意义。下同。

表 4 显示,在空间固定效应模型中,LM 和稳健 LM 统计量均在 1% 显著性水平下拒绝“不存在被解释变量空间滞后项”的原假设,稳健 LM 统计量在 1% 显著性水平下拒绝“不存在空间滞后残差项”的原假设;在时间固定效应模型与同时包含空间和时间固定效应的模型中,稳健 LM 统计量均在 1% 显著性水平下拒绝“不存在被解释变量空间滞后项”和“不存在空间滞后残差项”的原假设。上述统计检验说明观测对象存在空间相关性,为此需要构建适当形式的空间面板模型。

(二)实证结果分析

鉴于 LM 及稳健 LM 检验显示被解释变量空间滞后效应和空间误差自相关的影响均显著存在,需要进一步设定空间面板模型,可以通过 Wald 检验与 LR 检验筛选最为合适的空间面板模型形式,其余形式的空间面板模型可以从侧面验证结论的稳健性,模型设定为:

$$DR_{it} = c + \delta \sum_{j=1}^n \omega_{ij} DR_{jt} + \alpha_1 INV_{it} + \beta_1 CON_{it} + \gamma_1 CRE_{it} + \varphi_1 POL_{it} + \alpha_2 \sum_{j=1}^n \omega_{ij} INV_{jt} + \beta_2 \sum_{j=1}^n \omega_{ij} CON_{jt} +$$

$$\gamma_2 \sum_{j=1}^n \omega_{ij} CRE_{jt} + \varphi_2 \sum_{j=1}^n \omega_{ij} POL_{jt} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式(5)即是完整的空间杜宾模型,当系数 α_2 、 β_2 、 γ_2 和 φ_2 为 0 时,空间杜宾模型简化成空间滞后模型,在此基础上如果系数 δ 为 0 并且空间误差项存在自相关,空间杜宾模型将进一步简化成空间误差模型,即空间滞后模型和空间误差模型均是空间杜宾模型的特殊形式。式(5)中, δ 反映尾部风险之间的空间交互效应; n 为样本总数,这里为 31; μ_i 表示省份固定效应; λ_t 表示时间效应; ε_{it} 为随机扰动项, δ 、 α_i 、 β_i 、 γ_i ($i = 1, 2$) 均为待估计参数; ω_{ij} 是由样本空间单元特点确定的空间权重矩阵 W 中的构成元素。本文采用地理距离设置 W 。具体地,基于各省份省会城市的地理经纬度度量两个省份之间的地理距离,将不同省份空间权重矩阵元素设置为地理距离平方值倒数,其余设为 0,空间权重矩阵表示为:

$$\omega_{ij} = \begin{cases} 1/d_{ij}^2, i \neq j \\ 0, i = j \end{cases} \quad (6)$$

考虑到可能存在的空间关联性, α_i 、 β_i 、 γ_i 和 φ_2 ($i = 1, 2$) 等回归系数难以真实反映各类因素对尾部风险跨省传染的边际影响,为此本文将影响因素的经济效应分解为直接效应和溢出效应,从而更为清晰地刻画出省际经济增长尾部风险的溢出机制。由于银行信贷等解释变量频率为季度,而被解释变量频率为年度,为此本文将所有季度变量加总到年度,样本区间为 1982—2021 年。表 5 给出了不同形式空间面板模型的估计结果,其中第(1)列、第(2)列、第(3)列分别为空间杜宾模型、空间滞后模型和空间误差模型的估计结果。

从表 5 中第(2)列、第(3)列可以看出,空间滞后模型的 Wald 统计量和 LR 统计量分别为 85.151 和 72.316,均在 1% 的水平下拒绝“空间杜宾模型简化成空间滞后模型”的原假设,空间误差模型的 Wald 统计量和 LR 统计量分别为 80.984 和 75.424,均在 1% 的水平下拒绝“空间杜宾模型简化成空间误差模型”的原假设。上述统计检验印证了需要选择存在时间和空间双向固定效应的空间杜宾模型作为最终的模型设定形式。因此接下来本文以

第(1)列空间杜宾模型的估计结果作为分析参考。

表5 空间面板模型估计结果

变量	DR		
	(1)	(2)	(3)
INV	-0.310 *** (-17.622)	-0.294 *** (-16.385)	-0.303 *** (-16.822)
CON	-0.026 (-0.415)	-0.048 (-0.734)	-0.056 (-0.867)
CRE	2.249 *** (2.795)	1.988 ** (2.378)	1.794 ** (2.146)
POL	-2.633 *** (-2.673)	-2.338 ** (-2.284)	-2.096 ** (-2.048)
$W \times INV$	-0.081 *** (-8.149)	—	—
$W \times CON$	-0.034 * (-1.939)	—	—
$W \times CRE$	-0.597 * (-1.646)	—	—
$W \times POL$	0.803 * (1.810)	—	—
σ^2	0.001	0.001	0.001
R^2	0.365	0.324	0.322
Wald test	—	85.151 ***	80.984 ***
LR test	—	72.316 ***	75.424 ***
Observations	1 240	1 240	1 240
省份固定效应	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制

由第(1)列可知,本省投资需求和财政政策系数在1%的水平下显著为负,消费需求系数为-0.026但并不显著,金融信贷系数在1%的水平下显著为正,说明投资和消费需求的下滑和金融信贷的增加会放大本省尾部风险,而地方财政政策对本省尾部风险的缓释效果显著,其中消费需求系数不显著反映出当前中国地方经济内需不足,刺激消费仍然难以有效遏制尾部风险。邻近地区的投资和消费需求、金融信贷系数显著为负,财政政策系数显著为正,说明由于空间溢出效应的存在,投资与消费水平的下降不仅会影响本省自身,还会产生正向空间溢出效应即放大邻近地区的尾部风险;而本省金融信贷的良性扩张则会降低邻省尾部风险;本省财政政策扩张会显著加剧邻近空间省份的尾部风险,这种正向溢出效应主要归因于政策虹吸作用。

上述回归系数对尾部风险跨域溢出的机理解释有限,本文接下来对影响效果进行分解,其中直接效应是指机制变量对本省尾部风险的影响,溢出效应是指邻近地区的机制变量对本省尾部风险的溢出影响,总效应是直接效应与溢出效应之和,如表6所示。可以看出,投资的直接效应和溢出效

应较为显著,并且均表现为负向影响。消费的溢出效应显著,说明本省和外省投资需求的下降会共同放大本省尾部风险,而消费需求下降带来的风险强化作用明显表现在外省的溢出效应上。金融信贷扩张的经济后果因空间分布的不同具有两面性,其中风险强化作用主要体现在直接效应,而风险缓释作用主要体现在溢出效应,在两类效应共同作用下,金融信贷扩张总体上放大了本省的尾部风险。财政政策的实施同样具有两面性,邻近地区的财政政策扩张会对本省尾部风险产生显著正向溢出,本省财政政策扩张则恰恰相反,产生了显著的风险治理效果,但总体来说,两种政策效果的合力仍然是积极的。

表6 空间杜宾模型效应分解

变量	直接效应	溢出效应	总效应
INV	-0.301 *** (-17.307)	-0.079 *** (-6.442)	-0.380 *** (-18.152)
CON	-0.024 (-0.380)	-0.036 * (-1.802)	-0.061 (-0.971)
CRE	2.350 *** (3.016)	-0.724 * (-1.828)	1.626 * (1.980)
POL	-2.764 *** (-2.896)	0.961 * (1.984)	-1.803 * (-1.796)

综上所述,投资需求的下降会激化本省尾部风险,消费需求对本省尾部风险的放大作用并不显著,但邻近地区需求衰退会对本省尾部风险产生正向溢出。金融信贷的扩张一方面会通过缓解企业融资约束对邻近省份尾部风险产生抑制作用;另一方面会导致过度竞争加剧本省金融风险进而可能放大经济尾部风险。财政政策扩张在形成需求牵引进而缓解本省尾部风险的同时,还可能通过财政竞争引发的虹吸效应吸引外省要素流动和企业投资,放大空间关联地区的尾部风险。此外,部分地区发展政策在实施过程中可能也会引发要素虹吸。如当前创新型城市建设成效显著,极大促进高端要素资源集聚,特别是长三角地区资本虹吸效应明显^[30],但也使得部分落后地区面临人才流失和资本匮乏等问题,加剧区域发展不平衡。有鉴于此,有关部门应重视要素资源合理布局与协调发展。由此,假说H2~假说H4得证。

(三) 稳健性检验

第一,更改计量模型的设定方式,如表4、表5第(2)列、第(3)列所示,采用非空间面板模型、空

间滞后模型与空间误差模型重新进行估计之后,主要结论保持不变。第二,更改空间权重矩阵 ω_{ij} 的计算方式。本文采用省际间地理距离和经济距离的嵌套形式重新设定空间权重矩阵 ω_{ij} ,这一做法不仅考虑到了区域间的地理关联,还体现出经济联系。估计结果如表 7 第(1)列所示。可以看出,核心结论保持不变。第三,更改省级经济增长尾部风险的测度方式。本文分别将各省经济增长预期损失值和经济在险增长水平(10%)作为经济增长尾部风险的代理变量,重新进行模型估计,结果如表 7 第(2)列、第(3)列所示。需要说明的是,预期损失值和经济在险增长水平这两个指标与本文测度的尾部风险大致呈相反变动的关系,即预期损失值和在经济在险增长越低,经济尾部风险越高。结果显示核心结论依然稳健。第四,剔除公共卫生事件期间的样本。由于极端事件冲击可能会在短期对经济增长产生较大影响,干扰实证结论的一般性,为此本文剔除了 2020—2021 年公共卫生事件期间的样本重新进行估计,结果如表 7 第(4)列所示,可以发现结论保持稳健。

表 7 稳健性检验结果

变量	DR			
	(1)	(2)	(3)	(4)
INV	-0.309 *** (-17.577)	0.994 *** (17.713)	0.229 *** (17.476)	-0.300 *** (-16.759)
CON	-0.027 (-0.421)	0.087 (0.435)	0.019 (0.396)	-0.029 (-0.456)
CRE	2.220 *** (2.761)	-7.998 *** (-3.112)	-1.361 ** (-2.264)	2.313 *** (2.792)
POL	-2.598 *** (-2.639)	9.409 *** (2.990)	1.576 ** (2.141)	-2.723 *** (-2.683)
$W \times INV$	-0.080 *** (-8.157)	0.261 *** (8.247)	0.060 *** (8.175)	-0.081 *** (-8.026)
$W \times CON$	-0.029 * (-1.680)	0.113 ** (2.006)	0.024 * (1.851)	-0.031 * (-1.674)
$W \times CRE$	-0.641 * (-1.768)	1.779 (1.535)	0.491 * (1.813)	-0.581 (-1.563)
$W \times POL$	0.856 * (1.932)	-2.409 * (-1.701)	-0.654 ** (-1.976)	0.782 * (1.719)
σ^2	0.001	0.008	0.000	0.001
R^2	0.365	0.367	0.361	0.358
Observations	1240	1240	1240	1178
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制

六、结论与政策启示

(一) 结论

(1) 区域尾部风险具有事件驱动和多元分布特征,极端事件冲击会在短期放大尾部风险,西部地区

和长江经济带目前表现出强劲的风险免疫韧性。

(2) 区域经济尾部风险网络连通性较强,具有突出的溢出深度和广度,黄河流域经济带和京津冀地区尾部风险对其他区域的传染溢出较明显,其中“黄河流域经济带→东北地区”的尾部风险溢出路径值得重点关注。

(3) 区域经济增长尾部风险会通过经济、金融和政策渠道产生广泛溢出,具体地,投资与消费需求的衰退会放大空间关联地区的尾部风险,金融信贷良性扩张通过缓解融资约束抑制尾部风险扩散,而地方财政竞争产生的政策虹吸效应会加剧尾部风险溢出。

(二) 政策启示

第一,有必要立足于各地区本土经济特征,科学编制区域经济尾部风险指数,建立能有效监测中国区域经济增长尾部风险的动态预警体系。此外,各地区还应协同构建尾部风险联防联控机制,深化风险管控合作,保障政策及时沟通。

第二,地方政府需要继续保障核心产业特别是战略新兴产业的投资,加强财政转移力度提升居民收入从而形成“提升收入—刺激消费—扩大内需”的良性经济循环。与此同时,增加普惠性金融信贷供给,协助初创型高科技企业摆脱融资困境,提升资本利用效率,推动新质生产力形成;但也要警惕资本过度竞争对本地区造成的不利影响,及时管控地方债务增量规模确保不发生系统性金融风险。

第三,地方政府在确保履行属地财政支出责任的同时,警惕财政竞争引发的虹吸效应对尾部风险溢出的放大影响。一方面,需要通过大数据技术缓解地方政府间的信息不对称问题,提升财政政策实施信息的跨省共享力度与流动频率,加强财政政策协同;另一方面,由于财政纵向失衡是地方财政政策溢出对尾部风险放大作用的重要原因,当前需要通过探索新型地方税种、优化财政收入结构促进地方政府财政转型,实现区域经济高质量发展。

参考文献:

[1] EVANS G W, HONKAPOHJA S, ROMER P. Growth

- cycles [J]. American economic review, 1998, 88 (3): 495-515.
- [2] WANG Yan, YAO Yudong. Measuring economic downside risk and severity-growth at risk[R]. Washington, D. C.: The World Bank Policy Research working paper, 2001, No. 2674.
- [3] ADRIAN T, BOYARCHENKO N, GIANNONE D. Vulnerable growth[J]. American economic review, 2019, 109 (4): 1263-1289.
- [4] 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.
- [5] PRASAD A, JEASAKUL P, ALTER A, et al. Growth at risk: concept and application in IMF country surveillance[R]. Washington, D. C.: IMF working papers, 2019, No. 36.
- [6] 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): 36-50.
- [7] 陈丰龙, 王美昌, 徐康宁. 中国区域经济增长的演变特征:空间收敛的视角[J]. 财贸经济, 2018, 39(7): 128-143.
- [8] 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.
- [9] COOK T R, DOH T. Assessing macroeconomic tail risks in a data-rich environment [R]. Kansas: Federal Reserve Bank of Kansas City Research working papers, 2019, No. 12.
- [10] MARFÈ R, PÉNASSE J. Measuring macroeconomic tail risk [J]. Journal of financial economics, 2024, 156(C): 103838.
- [11] 邓创, 吴健. 中国宏观经济尾部风险评估与利率规则优化[J]. 当代财经, 2024(3): 3-16.
- [12] ISERINGHAUSEN M. A Time-varying skewness model for growth-at-risk [J]. International journal of forecasting, 2024, 40(1): 229-246.
- [13] 邓创, 吴健, 吴超. 外部经济、金融不确定性与我国的宏观经济下行风险[J]. 统计研究, 2022, 39(6): 36-51.
- [14] 朱波, 曾丽丹. 数字经济时代区域经济增长风险防范与应对: 基于 GaR 模型的实证分析[J]. 中国软科学, 2024 (6): 90-100.
- [15] 岳意定, 李岱. 区域经济增长投资风险多层次灰色评价研究[J]. 经济地理, 2014, 34(1): 42-46.
- [16] TIMMER M P, ABDUL A E, BART L, et al. Slicing up global value chains [J]. Journal of economic perspectives, 2014, 28(2): 99-118.
- [17] 李敬, 陈澍, 万广华, 等. 中国区域经济增长的空间关联及其解释:基于网络分析方法[J]. 经济研究, 2014, 49(11): 4-16.
- [18] 刘晓欣, 张耀. 中国区域经济增长的空间分布与空间关联:基于实体经济与虚拟经济的视角[J]. 经济理论与经济管理, 2020(6): 4-20.
- [19] FORBES K J, WARNOCK F E. Capital flow waves or ripples? extreme capital flow movements since the crisis [J]. Journal of International money and finance, 2021, 116 (9): 1-24.
- [20] ABUBAKR N M, FOUED H, SITARA K. Tail risk spillover effects in commodity markets: a comparative study of crisis periods [J]. Journal of commodity markets, 2024, 33 (C): 100370.
- [21] MADSEN J B. The causality between investment and economic growth [J]. Economics letters, 2002, 74 (2): 157-163.
- [22] IACOVIELLO M. Financial business cycles [J]. Review of economic dynamics, 2015, 18(1): 140-163.
- [23] OET M V, BLANCO T, GRAMLICH D, et al. Safe: an early warning system for systemic banking risk [J]. Journal of banking and finance, 2013, 37(11): 4510-4533.
- [24] 欧阳资生, 熊家毅, 马文博. 数字金融如何影响我国区域性金融风险:基于空间杜宾模型的分析[J]. 统计研究, 2024, 41(5): 24-35.
- [25] 储德银, 邵娇, 迟淑娴. 财政体制失衡抑制了地方政府税收努力吗? [J]. 经济研究, 2019, 54(10): 41-56.
- [26] 梅冬冬, 崔小勇, 吴娱. 房价变动、土地财政与中国经济波动[J]. 经济研究, 2018, 53(1): 35-49.
- [27] 周慧珺, 傅春杨, 王忾. 地方政府竞争行为、土地财政与经济波动[J]. 经济研究, 2024, 59(1): 93-110.
- [28] DIKS C, PANCHENKO V. A new statistic and practical guidelines for nonparametric granger causality testing [J]. Journal of economic dynamics and control, 2006, 30 (9): 1647-1669.
- [29] LESAGE J, PACE K. Introduction to spatial econometrics [M]. New York: Taylor Francis Group CRC Press, 2009: 45-76.
- [30] 张屹山, 张丽媛, 盛燕. 区域资本市场一体化增长效应的非线性特征:以长三角地区为例的实证检验[J]. 数量经济研究, 2023, 14(1): 1-16.

(本文责编: 润 泽)