

新质生产力赋能林业经济增长

——基于门槛效应与空间溢出效应的实证分析*

陈美玉¹ 杨建州¹

(福建农林大学 经济与管理学院 福建 福州 350000)

摘 要:【目的】新质生产力是驱动林业高质量发展的强劲动能,研究新质生产力对林业经济增长的影响,有助于为林业生产实现“双碳”目标提供新思路。【方法】文章基于 2012-2022 年我国 30 个省份的面板数据,测算各地区新质生产力发展指数,利用双向固定效应模型、门槛效应模型和空间杜宾模型研究新质生产力对林业经济增长的影响。【结论】结果表明:(1)中国各省份新质生产力和林业经济发展水平均处于稳步上升态势。样本考察期内,除北京、辽宁、吉林、上海之外,其余 26 省份林业经济均呈上升趋势且以贵州增幅最大,所有省份新质生产力发展水平均表现出增长态势且以山东增幅最大。(2)新质生产力对林业经济增长的影响存在“N”型非线性关系,即林业经济增长会随着新质生产力发展水平的提高表现出“先增、后降、再增”的三阶段特征,且最终表现为促进作用。(3)通过异质性分析发现,由于不同地理位置、经济发展水平和对外开放程度,新质生产力对林业经济增长的影响效果存在差异。(4)新质生产力对林业经济增长的影响存在城镇化、社会消费水平和劳动报酬门槛效应,且始终为正向非线性作用。(5)新质生产力对林业经济增长的影响存在正向空间溢出效应,本地林业经济增长会随邻近地区新质生产力发展阶段的变化而受到不同影响。为此,应加快新质生产力助推林业经济增长的机制创新,利用数据资源的整合与共享功能,解决林业经济增长中的体制机制问题,实现新质生产力赋能林业经济增长。

关键词: 新质生产力; 林业经济增长; “N”型关系; 门槛效应; 空间溢出效应

中图分类号 F326.2; X196; F49

文献标识码:

文章编号:

New quality productivity empowers forestry economic growth

——An Empirical Analysis Based on Threshold Effect and Spatial Spillover Effect

Chen Meiyu¹ Yang Jianzhou¹

(College of Economics and Management, Fujian Agriculture and Forestry University, Fuzhou Fujian, 350000)

Abstract: 【Objective】 The objective of this study is to study the impact of new quality productivity on the economic growth of forestry, which is helpful to provide new ideas for forestry production to achieve the goal of "double carbon". 【Method】 Based on the panel data of 30 provinces in China from 2012 to 2022, this paper calculated the development index of new quality productivity in each region, and used the two-way fixed effect model, threshold effect model and spatial Durbin model to study the impact of new quality productivity on forestry economic growth. 【Conclusion】 The results show that: (1) The new quality productivity and forestry economic development level of all provinces in China are steadily increasing. During the sample period, except for Beijing, Liaoning, Jilin and Shanghai, the forestry economy of the remaining 26 provinces showed an upward trend with the largest increase in Guizhou, and the development level of new quality productivity in all provinces showed an increasing trend with the largest increase in Shandong. (2) There is an N-shaped nonlinear relationship between the impact of new quality productivity on forestry economic growth, that is, forestry economic growth will show the three-stage characteristics of "first increase, then decrease, and then increase" with the improvement of the development level of new quality productivity, and finally show a promoting effect. (3) Through heterogeneity analysis, it is found that the impact of new quality productivity on forestry economic growth is different due to different geographical locations, economic development levels and openness to the outside world. (4) The impact of new quality productivity on forestry economic growth has the effect of urbanization, social consumption level and labor remuneration threshold, and it is always a positive nonlinear effect. (5) There is a positive spatial spillover effect on the growth of forestry economy, and the growth of local forestry

*基金项目: 国家自然科学基金项目“基于演化经济理论的森林生态—经济系统耦合机理及可持续经营模式研究”(71773016); 福建农林大学科技创新专项基金项目(社科类)“福建省林业碳汇项目农户参与行为研究”(CXZX2023034); 福建农林大学科技创新专项基金项目(社科类)“森林生态产品价值实现机制及路径研究”(CXZX2023033)的支持。

*杨建州为通讯作者

economy will be affected differently with the change of the development stage of new quality productivity in neighboring areas. Therefore, it is necessary to accelerate the mechanism innovation of new quality productivity to promote forestry economic growth, use the integration and sharing function of data resources to solve the institutional problems in forestry economic growth, and realize the new quality productivity to empower forestry economic growth.

Key words: new quality productivity, forestry economic growth, "N" type relationship, threshold effect, spatial spillover effect

1 引言

经济增长,尤其是林业经济的增长,始终为经济学及林业经济领域的核心关注与挑战。林业不仅是维护生态平衡、对抗温室效应的关键公益领域,也是国民经济不可或缺的基石,对调节林产品供需、推动农村经济繁荣及提升农民福祉至关重要。传统的新古典经济增长视角强调资本与技术的增长动力,却忽略了地理环境的贡献。相比之下,新经济增长理论则更深入地视技术进步为内生驱动力,凸显了创新对林业经济增长的催化作用。自我国 1978 年实施改革开放政策以来,林业经济实现了显著增长,其背后的多元驱动因素成为研究热点。作为一个交织着技术革新、资金投入、劳动力配置、政策制度及土地资源利用等多重因素的复杂系统,林业经济的增长机制涉及多方面变量的相互作用与影响。因此,深入探讨这些因素的贡献与互动关系,对于持续促进林业经济健康、可持续发展具有重要意义。

林业经济的发展受多种投入要素的影响。陈海盛等(2015)认为,推动我国林业经济增长的主要动力涵盖森林资源与劳动力资源,同时,其他多种因素也在不同程度上构成了制约或促进的作用。朱海霞(2017)认为,林业经济增长深受资本投入影响,我国林业经济领域长期以来面临资本匮乏及投资效率有待提升的双重挑战。孙迪一等(2015)统计分析我国林业经济增长状况,建立模型以探索要素投入与林业经济增长之间的内在联系与规律。符栋栋(2015)认为我国林业经济增长受多重因素影响,包括资金投入、资源利用、劳动力配置以及林业管理体系的有效性。国外学者 Minghong(2016)提出,林业生产效率会受到森林里的水、土壤营养等因素的影响,进而影响林业经济的发展。XueLJ(2017)实证分析 30 年样本林地数据表明,气候要素如温度和降水量显著影响林业经济的增长效率。李研和张大红(2018)通过对我国 2005-2016 年相关林业数据分析要素投入对林业林业经济增长的影响。

2023 年 9 月,习总书记在黑龙江调研时首倡“加快形成新质生产力,增强发展新动能”。次年 1 月,于中共中央政治局集体学习中,他再强调:“绿色发展是高质量发展的底色,新质生产力本身就是绿色生产力。”此论述不仅厘清新质与绿色生产力间的内在联系,更为林业经济的转型升级与产业结构的绿色重构指明了方向。

由于新质生产力提出时间尚短,学术界对新质生产力的内涵及实证研究仍处于起步阶段。已有研究主要从新质生产力的内涵特征(潘建屯和陶泓伶,2024)、理论逻辑(柳学信等,2024)与实践路径(曾立和谢鹏俊,2024)等定性方面进行探讨。张林和蒲清平(2023)等提出新质生产力起点在“新”,关键在“质”,落脚于“生产力”。沈坤荣等(2024)主张,利用新技术驱动生产方式革新,依托新动能加速经济增长,并借助新质能优化经济发展品质,共同推动我国经济向高质量发展阶段迈进。而有关综合定量评价方面的研究很少,例如:王珏等(2024)基于生产力三要素框架,即劳动者、劳动对象与劳动资料,构建了一套新质生产力评估体系,全面剖析了该领域发展水平在时间序列上的演变、空间布局的特性,以及时空维度上的收敛趋势;李松霞和吴福象(2024)从多维度出发,涵盖人力资源、创新平台、研发实力、创新氛围及创新成果等五大方面,综合评估新质生产力的现有水平,并深入探究其潜在增长动力与核心驱动要素。而在与生产力较为相近的研究中,学者多从单一视角探究其经济增长动力,主要体现在:人力资本水平(刘智勇等,2018)、自主创新能力(张羽飞等,2023;吴晓波等,2024)、数字经济发展水平(江小涓和靳景,2022;张佩等,2023;田秀娟和李睿,2022)、产业结构升级(王腾飞等,2024)等方面。鉴于此,该研究首先从新质生产力的内涵出发,从劳动者、劳动资料、劳动对象三个维度构建了新质生产力的指标评价体系。

学术界围绕新质生产力对经济效应的影响开展了诸多研究。一是新质生产力以科技创新为核心引擎,驱动生产力实现质的飞跃,展现出不同于传统生产力的独特动力特性与先进性(徐政等,2023;高帆,2023)。二是从技术、产业、要素三维度审视,新质生产力以科技创新为引擎,聚焦于新兴产业与未来产业的引领,旨在推动高质量发展,展现出超越传统生产力的明确目标与独特特征(赵峰和季雷,2024)。三是新质生产力源自技术革命性飞跃、生产要素的创造性重组及产业的深刻转型,它代表了一种先进的生产力形态,其独特的发展模式显著区别于传统生产力(蒲清平和向往,2024)。就其对经济效应的影响而言,新质生产力对赋能中国式现代化(武峥,2024)、推动全球价值链攀升(谭志雄等,2024)、促进区域经济高质量发展(贾若祥,2024)、全方位推进创新转型工业化(任保平,2024)、保障粮食安全(周洁,2024)具有重要作用。

通过文献梳理发现,已有关于新质生产力引致经济效应的研究大多聚焦于理论层面,仅有的经验研究鲜有涉及林业经济增长。鉴于此,本文以新质生产力为切入点,拟基于已有文献,进行深入研究。主要创新点如下:一是通过双向固定效应模型,揭示新质生产力对林业经济增长影响的直接效应及其异质性特征。二是利用门槛回归模型揭示在不同城镇化、不同社会消费水平、不同劳动报酬下新质生产力对林业经济增长的影响存在正向促进效应的非线性特征,一定程度上丰富了二者之间关系的研究。三是利用空间杜宾模型实证检验新质生产力赋能林业经济增长的空间溢出效应特征,为加快新质生产力的发展提供了有益的参考。

2 理论机制与研究假说

2.1 新质生产力对林业经济增长的影响

伴随数字化的快速发展,新质生产力在林业生产各环节中不断渗透。现有研究通常从整体层面分析新质生产力对经济增长的影响,但作为新兴生产要素,新质生产力通常表现出边际递减效应,其与林业经济增长之间可能存在非线性关系。基于此,本文认为,新质生产力对林业经济增长的影响可分为三个阶段。

首先是新质生产力的起步阶段。在新质生产力刚刚引入林业领域时,新技术的引入往往伴随着生产效率的初步提升。这些新技术可能包括先进的种植技术、智能监测设备、数据分析工具等,它们能够优化林业生产流程,提高资源利用效率,从而推动林业经济增长。新技术的引入往往能够催生新的市场需求。例如,数字林业和智慧林业的发展使得林业产品更加精准、高效,满足了市场对高质量、高附加值林业产品的需求,进而促进了林业经济增长。总体而言,在该阶段可以借助数字化平台对林业生产过程进行全方位精准把控,通过实施现代化管理,有效规避或减少自然灾害带来的损失,并且根据林业生产活动的实际情况对原有投入要素配置进行优化,提高资源利用效率(崔凯等,2020),从而提高林业生产效率,促进林业经济增长。与此同时,林业生产、加工等环节数字化水平的提高,将有效促进数据要素与传统生产要素深度融合,使各要素的边际报酬增长速率得到提升,进而对林业经济增长产生放大、叠加和倍增作用(陈晓红等,2020),因此,在新质生产力的起步阶段,基于边际报酬增长和要素配置优化的双重效应驱动,林业经济增长态势明显。

其次是新质生产力的成长阶段。新质生产力在“三农”领域被大范围推广应用。在数字化基础设施不健全地区,新质生产力在初期参与的林业生产活动内容有限,对林业经济增长方面促进作用小。在新技术的适应期内,林业企业可能面临一系列挑战,如技术难度高、操作复杂、人才短缺等。这些问题可能导致新技术在生产中的实际应用效果不佳,甚至出现生产效率下降的情况。与此同时,新技术的引入需要大量的投资,包括设备购置、人员培训、技术研发等。然而,在新技术完全发挥其效能之前,林业企业可能难以获得预期的经济回报,导致投资与回报之间出现不平衡,进而抑制林业经济增长。与此同时,该阶段新质生产力林业生产的融合发展也难一帆风顺,极易出现“生产率悖论”现象,新质生产力

对林业经济发展的促进作用并不明显。具体而言,信息传递效率的提高意味着林业经营主体可以获取更多信息,然而短期内信息的“爆炸”以及林业经营主体辨别真伪能力的有限,使之在处理各类信息的过程中可能会产生偏移,如此显然不利于新质生产力与林业的融合,林业信息化技术人才的缺失、林业经营主体知识储备的不足以及掌握林业技术和新质生产力等新技术复合型人才短缺,也会严重影响新质生产力在林业领域的推广应用(殷浩栋等,2020)。因此,在新质生产力发展成长阶段,林业经济增长的边际效应为递减状态(王香艳等,2022),因此,林业经济发展水平呈现下降态势。

最后是新质生产力的成熟阶段。此阶段,数字新质生产力基础设施建设基本完备,新质生产力的提高不但打破了时空局限,还为林业经营主体和投资者提供了获取完全信息的可能。根据梅特卡夫法则,新质生产力能提高生产边际报酬,并降低边际传递成本,实现收益的几何增长(田云等,2024)。随着时间的推移,新技术逐渐与林业生产深度融合,形成了一系列创新性的生产模式和管理方式。这些创新不仅提高了生产效率,还降低了生产成本,为林业经济增长提供了新的动力。因此,在该阶段新质生产力能促进林业数字化产业较快发展。具体而言,以互联网为载体的订单林业模式能助力林业经营主体及时获取准确的市场信息,从而避免可能因信息失衡造成的产销不平衡及资源浪费等现象;电子商务模式有利于优化林产品的物流配送环节,减少林业经营主体与中间商之间的交易,从而降低的管理成本与中间环节损失,促进区域林业经济较快发展(方观富等,2022);互联网应用的便利性和大数据信息获取的准确性可以促进数字金融迅猛发展,进而吸引更多投资者进入林业领域,不断推动林业产业链完善与升级,林业经济得以快速发展。数字化流通渠道的完善可以帮助林业经营主体更为准确地了解林产品的市场需求和投入要素的产地供给(聂召英等,2021),进而优化林业生产目标,减少不必要的生产与流通环节,降低林业生产成本,实现林业经济稳步增长。因此,在新质生产力发展成熟阶段,得益于林业生产成本下降的利好,林业经济发展水平再次处于上升趋势。在此基础上,本文提出假设1:

H1: 新质生产力对林业经济增长产生非线性影响,二者存在“N”型关系。

2.2 新质生产力对林业经济增长的门槛效应

现有文献从定性和定量角度分析了新质生产力的非线性效应,揭示了其符合“梅特卡夫法则”和“摩尔定律”的特性,同时展现出“规模报酬递增”的趋势(赵涛等,2020)。因此,本文推测新质生产力对林业经济增长的效应可能呈现非线性特征。

(1) 当城镇化水平过低时,新质生产力对地区林业经济增长的正向作用可能会受到限制。第一,城镇化程度较低意味着数字基础设施建设还不完善,物联网、大数据等新质生产力技术难以在城市规划、运营和服务等方面充分应用,从而限制了城镇化进程中的林业管理与优化(程子腾和严金明,2016)。第二,城镇化初级阶段,地方政府更侧重就业目标,新质生产力与林业经济并非优先发展的重点,相关配套政策与规划也比较缺乏,一定程度上制约了新质生产力对林业经济增长的作用。但随着城镇化水平的提高,这些制约因素将逐步消除,新质生产力促进林业经济增长的正向作用也会更加凸显(王常军,2021)。

(2) 随着居民收入的增长,城乡居民的消费意识和消费水平不断提升,促成了经济增长、社会消费水平与产业发展之间的长期良性互动关系(李国等,2019b),并通过消费结构的变化促进了林业产业高质量发展(李静等,2022)。马克思主义政治经济学理论认为,生产是消费的起点,消费是终点,同时也是新的生产的起点。当社会消费水平较低时,无法实现社会生产力的快速进步,以此创造的商品社会价值也难以实现(赖土发,2004)。居民消费能力的不断增长,要求实物型商品与服务型商品的生产力不断进步,以满足日益增长的体育消费需求,推动了林业产业传统生产力向新质生产力转型。同时,新质生产力所构建的绿色生活场景将重塑社会消费力的内容结构,通过更新人们的消费认知,增强服务型消费的绿色消费理念,带动林业产业结构升级,进而促进林业经济的增长。因此当社会消费处于不同水平时,新质生产力对林业经济增长的影响效应也呈现出非线性特征。

(3) 关于劳动报酬与林业经济增长的关系方面, 由于林业从业人员同时也是消费者, 劳动报酬的增加, 从林业从业人员角度出发, 有利于鼓励林业从业人员勤勉, 提高劳动生产率(刘丽等, 2011), 能有效激励林业从业人员提高平均受教育年限, 提升林业从业人员的技能水平(徐常建等, 2019), 从消费者角度看, 能有效促进居民消费(郑延智等, 2012), 进而促进林业经济增长。而低劳动力价格抬高了企业采用先进技术设备的临界点, 因为当劳动力价格低廉而先进的技术设备又需要花费大量的资金时, 企业多倾向选择劳动密集型的传统生产模式(王佳菲, 2010), 不利于社会经济发展。

劳动报酬作为林业经济增长的重要因素之一, 其水平的高低直接影响到林业从业者的积极性和工作效率。当劳动报酬达到某一特定水平(即门槛值)时, 劳动报酬的增加能够更有效地激励从业者, 提高其工作积极性和创新能力, 进而促进林业经济增长的进一步提升。这种正向反馈机制使得劳动报酬在林业经济增长中起到了显著的单一门槛效应。

具体来说, 当劳动报酬低于门槛值时, 虽然劳动报酬的增加也会对从业者产生一定的激励作用, 但由于整体经济效益较低, 这种激励效果可能相对有限。而当劳动报酬跨越门槛值后, 随着经济效益的显著提升, 劳动报酬的增加将能够更有效地激发从业者的积极性和创造力, 推动林业经济增长进入更高的发展阶段。

在此基础上, 本文提出假设 2:

H2a: 新质生产力对林业经济增长存在城镇化的门槛效应。

H2b: 新质生产力对林业经济增长存在社会消费水平的门槛效应。

H2c: 新质生产力对林业经济增长存在劳动报酬的门槛效应。

2.3 新质生产力对林业经济增长的空间效应

新质生产力与传统生产力和人力资本相比, 新质生产力展现出强大的技术和知识溢出能力, 促进区域间要素流动更为频繁, 使得邻地新质生产力的发展会对本地林业经济产生影响。通过数字化信息交流平台, 本地与周边地区能轻松实现数字化的共享。这一平台为本地提供了向技术领先的邻近地区学习的机会, 帮助解决数字技术发展的障碍, 有效规避弯路, 确保数字技术能够更有效地服务于林业生产, 进而提升本地的林业经济发展水平。然而, 值得注意的是, 在实际合作中, 邻近地区可能会因竞争压力而设置技术壁垒, 阻碍新技术的传播, 这对本地学习和提升林业碳汇经验构成了一定的挑战。在新质生产力持续演进的过程中, 邻近地区新质生产力水平的提升及其对林业经济的积极影响, 可能激发本地对新质生产力的更多关注。这将推动本地持续学习并应用新质生产力于林业生产, 从而与邻近地区实现“技术—绿色”的协同发展, 最终为本地林业经济的增长提供有力支持。

研究显示, 新质生产力对城市生态效率的影响具有显著的空间溢出效应(Su 等, 2021); 新质生产力可通过空间溢出效应降低相邻地区的碳排放强度(刘婧玲和陈艳莹, 2022)。新质生产力促进了不同区域间的数据共享, 打破了时空界限, 使得跨地区的交流与合作更为便捷, 进而产生了空间溢出效应, 对周边地区产生积极影响。这种效应加强了城市间生产要素的传递与转移, 推动了网络化创新生态的形成, 并对当地及周边区域的绿色发展产生了显著影响(肖静和曾萍, 2023)。然而, 地理边界的变化和数字经济的快速发展, 在不同经济圈层内产生了差异化的碳减排效应空间溢出(徐维祥等, 2022)。基于上述分析, 本文提出假说 3:

H3: 新质生产力的发展对林业经济增长的影响存在空间溢出效应。

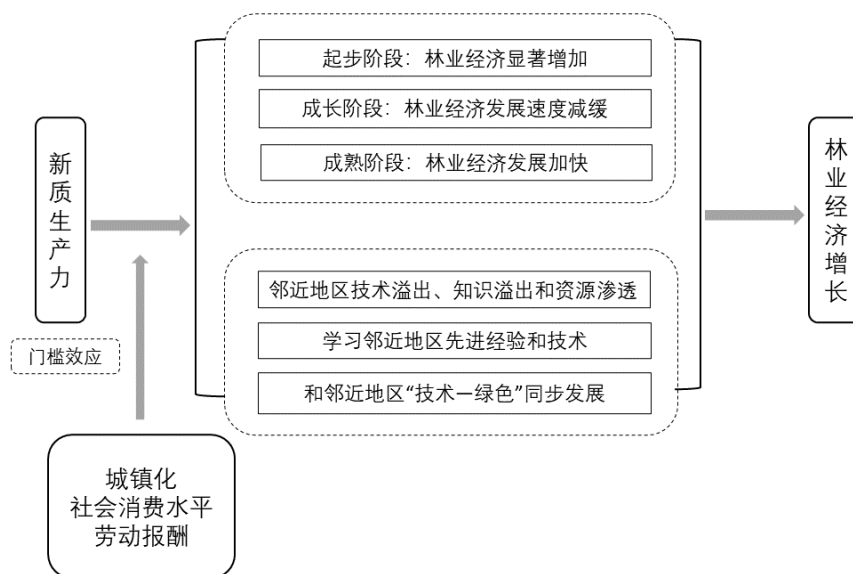


图1 新质生产力影响林业经济增长的理论机制

Fig.1 Theoretical mechanism of new quality productivity influencing forestry economic growth

3 研究方法与数据来源

3.1 模型设定

3.1.1 新质生产力对林业经济增长的直接影响检验模型 根据前文理论分析可知，新质生产力对林业经济增长存在“N”非线性关系，因此本文将构建双向固定效应模型对假说H1进行实证检验，具体模型如(1)所示。

$$\ln Fel_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Nqp_{it} + \alpha_k X_{it} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中， α_0 为截距项， α_1 为解释变量的系数参照， α_k 分别为控制变量相对应的系数参数， λ_t 表示个体时间效应， μ_i 为个体固定效应， ε_{it} 为随机扰动项。

3.1.2 新质生产力与林业经济增长关系的门槛效应检验模型 为进一步检验新质生产力对林业经济增长是否存在城镇化、社会消费水平和劳动报酬的门槛特征，对假说H2a、H2b、H2c进行验证，具体模型如(2)所示：

$$\ln Fel_{it} = \mu_i + \alpha_1 Nqp_{it} \times I(M_{it} \leq \gamma_1) + \alpha_2 Nqp_{it} \times I(\gamma_1 \leq M_{it} \leq \gamma_2) + \alpha_3 Nqp_{it} \times I(\gamma_2 \leq M_{it} \leq \gamma_3) + \beta X_{it} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)中： i 和 t 分别表示地区和时间； γ_1 和 γ_2 表示待估计的门槛值； $I(\cdot)$ 为指示函数，当括号中表达式为假时， $I(\cdot)$ 取0，反之， $I(\cdot)$ 取1； α_1 、 α_2 、 α_3 、 β 表示待估计系数； M_{it} 表示本文研究的门槛变量， X_{it} 表示控制变量； λ_t 表示个体时间效应， μ_i 表示个体固定效应； ε_{it} 为随机扰动项。

3.1.3 新质生产力对林业经济增长的空间溢出效应检验模型 在分析新质生产力对林业经济增长的空间溢出效应之前，需要做空间自相关检验。本文的空间自相关模型设定如下：

$$Moran's I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (\ln Fel_i - \overline{\ln Fel})(\ln Fel_j - \overline{\ln Fel})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (3)$$

式(3)中， $Moran's I$ 表示全局空间自相关， i 和 j 表示不同的省份， n 为省份总数， $\ln Fel_i$ 和 $\ln Fel_j$ 分别表示相应空间单元 i 和 j 的取值， $\overline{\ln Fel}$ 表示林业经济总产值的平均值， $S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (\ln Fel_i - \overline{\ln Fel})^2}{n}$ 为样本方差， w_{ij} 为空间权重矩阵，而 $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}$ 为所有空间权重之和。其中，全局莫兰指数值域为 $[-1, 1]$ ，当莫兰指数大

于 0 时，表明林业经济增长具有空间正相关性，且越接近 1，空间相关性越明显，当莫兰指数小于 0 时，表明林业经济增长具有空间负相关性，且越接近-1，空间分散性越明显，当莫兰指数等于 0 时，表明林业经济增长具有空间随机性。

进一步构建空间计量模型对假说 H3 进行实证检验，设定如下所示空间计量模型。

$$\ln fel_{it} = \rho W \ln fel_{it} + \alpha_0 Nqp_{it} + \alpha_k X_{it} + \omega_i + \tau_t + \varepsilon_{it}$$

(4)

$$\ln fel_{it} = \alpha_0 Nqp_{it} + \alpha_k X_{it} + \omega_i + \tau_t + \varphi_{it}; \varphi_{it} = \lambda W \varphi_{it} + \varepsilon_{it}$$

(5)

$$\ln fel_{it} = \rho W \ln fel_{it} + \alpha_0 Nqp_{it} + \theta W Nqp_{it} + \alpha_k X_{it} + \delta_k W X_{it} + \omega_i + \tau_t + \varepsilon_{it}$$

(6)

式（4）（5）（6）中，分别表示空间滞后（SAR）、空间误差（SEM）、空间杜宾（SDM）模型。其中*i*代表省份，*t*代表年份，*W*为空间权重矩阵，*ln Fel_{it}*为林业经济增长，*Nqp_{it}*为新质生产力，*X_{it}*为系列控制变量，*ρ*为被解释变量林业经济增长的空间自回归系数，*λ*为空间误差系数，*θ*为核心解释变量新质生产力空间滞后系数，*δ_k*为控制变量空间滞后系数，*ω_i*为地区效应，*τ_t*为时间效应，*ε_{it}*为随机扰动项。本文选用哪种模型来进行实证分析需要通过后续的检验来确定。

3.2 变量选取与测度

3.2.1 变量选取

（1）被解释变量：林业经济增长，用林业经济总产值(万元)表示。为了消除异方差的存在，对林业经济总产值对数后来反映每个地区的林业经济发展水平。

目标层	一级指标	二级指标	三级指标
新质生产力	劳动者	劳动者素质	人力资本
			教育经费强度（教育支出/财政总支出）
			高等院校在校生占比（在校学生数/人口总数）
			研发投入全时当量（人年）
			技术市场发展水平（技术市场成交额/GDP）
			发明专利申请受理量
			经济产出（人均 GDP）
			经济收入（人均工资）
		劳动投入	软件业务收入（亿元）
			企业信息化水平
			电子商务交易额（亿元）
			新产品开发项目数（项）
			新产品经济产出水平（新产品经济产出/GDP）
	劳动对象	新质产业	快递业务量（万件）
			机器人安装密度
			森林覆盖率
			环境保护力度（环境保护支出/GDP）
			工业固体废物排放量（万吨）
劳动资料	有形劳动资料	污染物排放	化学需氧量排放（万吨）
			二氧化硫排放量（吨）
			互联网宽带接入端口（万个）
			域名数（万个）
			长途光缆线路长度（公里）
	无形劳动资料	生态治理	能源强度（能源消耗量/GDP）
			研发经费投入强度（研发经费投入/GDP）

专利申请授权数（件）

科学技术支出水平（科学技术支出/GDP）

（2）解释变量：新质生产力。借鉴王珏和王荣基（2024）、任宇新等（2024）的做法，构建新质生产力发展水平评价指标体系（表 1），采用熵值 TOPSIS 法测算新质生产力发展指数。本文综合考虑数据的可得性，最终采用 27 个指标作为子维度构建新质生产力指标体系，新质生产力发展综合指数如表 1 所示。

表 1 新质生产力发展综合指数

Tab 1 Composite index of new quality productivity development

（3）控制变量：本文借鉴陈安平（2022）、徐圆和邓胡艳（2022）、程鹏飞等（2018）的做法，选取如下控制变量：经济发展水平（gdp）：采用国内人均 GDP（元）表示；对外开放程度（ope）：采用进出口额占 GDP 的比重表示；产业结构（ind）：采用林业第一产业占林业总产值的比重表示；林业从业人数（lab）：采用年末林业系统林业从业人数（人）表示；林业固定资产投资（fai）：采用林业固定资产投资完成额（万元）表示；政府干预程度（gov）：采用农林水务支出占财政支出的比重表示。

（4）门槛变量：本文借鉴杜晓燕等（2023）、路来冰和杨少雄（2024）、刘艳迪等（2022）的做法，选取如下门槛变量：城镇化（pup）：城镇人口占总人口的比重表示；社会消费水平（soc）：社会消费额占 GDP 的比重表示、劳动报酬（lw）：林业系统在岗职工年平均工资（元）表示。

为消除异方差以及减小其数量级，对经济发展水平、林业从业人数、林业固定资产投资、劳动报酬取对数表示，关于主要变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2 主要变量的描述性统计

Tab 2 Descriptive statistics of major variables

变量类型	变量名称	样本量	均值	标准 差	最小值	最大值
被解释变量	林业经济增长（lnFel）	330	22747203	2199	186163	898872
				7053		11
解释变量	新质生产力（Nqp）	330	0.110	0.08	0.035	0.522
				5		
控制变量	经济发展水平(lngdp)	330	10.614	1.16	5.855	12.156
				3		
	对外开放程度（ope）	330	0.280	0.29	0.008	1.598
				9		
	产业结构（ind）	330	0.476	0.23	0.076	0.999
				8		
	林业从业人数（lnlab）	330	9.957	1.16	6.206	12.913
门槛变量				7		
	林业固定资产投资（lnfai）	330	11.105	1.84	4.190	16.047
				9		
	政府参与度（gov）	330	0.108	0.03	0.040	0.186
				0		
	城镇化率（pup）	330	60.433	11.76	36.41	89.6
				8		
	社会消费水平（soc）	330	0.393	0.06	0.180	0.610
				6		
	劳动报酬（lnlw）	330	10.985	0.49	9.898	12.411
				5		

3.2.2 数据来源

本文选取 2012-2022 年我国 30 个省份（不包括西藏、香港、澳门、台湾地区）作为研究样本。所有数据均源自各行业统计年鉴以及科技部、国家统计局等权威机构发布的官方资料。其中，新质生产力各个指标通过熵权 TOPSIS 法测算得到发展综合指数，产业结构、林业从业人数、林业固定资产投资、林业总产值、劳动报酬等数据来源于《中国林业统计年鉴》《中国林业和草原统计年鉴》；经济发展水平、对外开放程度、政府参与程度、城镇化率、社会消费水平相关数据来源于《中国统计年鉴》和各省份统计年鉴，对个别缺失数据采取插值法进行补充。

4 研究结果与分析

4.1 新质生产力与林业经济增长现状分析

根据前文构建的指标体系以及测算方法，计算出 2012-2022 年各省份新质生产力发展水平与林业总产值如表 3 所示，限于篇幅，在此仅列举 2012 年和 2022 年的结果。

表 3 中国 30 个省份林业经济和新质生产力发展水平

Tab 3 Development level of forestry economy and new quality productivity in 30 provinces of China

省份	林业经济总产值（万元）			新质生产力		
	2012	2022	变动率I (%)	2012	2022	变动率II (%)
北京	1727944	1620663	-6.209	0.183	0.375	105.419
天津	205331	233911	13.919	0.091	0.158	73.955
河北	10586591	14793947	39.742	0.049	0.125	156.409
山西	3115222	6135599	96.955	0.046	0.074	60.447
内蒙古	2448955	6031518	146.289	0.048	0.072	50.012
辽宁	15475567	6906210	-55.373	0.060	0.102	69.189
吉林	11509487	10378695	-9.825	0.048	0.063	30.724
黑龙江	10938089	13606243	24.393	0.044	0.070	61.145
上海	3481118	2519892	-27.613	0.101	0.263	160.090
江苏	30993642	51179682	65.130	0.184	0.348	89.019
浙江	31568884	56801133	79.928	0.146	0.380	159.809
安徽	15997836	53455292	234.141	0.065	0.166	155.399
福建	30780284	74001840	140.420	0.069	0.164	137.239
江西	16281972	62181830	281.906	0.047	0.107	129.030
山东	45152189	62186464	37.726	0.101	0.283	180.555
河南	10887422	22655119	108.085	0.059	0.136	129.676
湖北	11095861	49983433	350.469	0.060	0.150	147.753
湖南	18834315	53731087	185.283	0.058	0.140	138.646
广东	46909215	87137919	85.759	0.217	0.508	134.387
广西	21941856	89887211	309.661	0.044	0.111	153.587
海南	3979919	5358298	34.633	0.052	0.064	23.827
重庆	4046717	16291812	302.593	0.055	0.124	126.170
四川	17456693	47097325	169.795	0.056	0.151	169.493
贵州	4010168	40333304	905.776	0.047	0.082	72.802

云南	8855547	36250284	309.351	0.041	0.074	81.245
陕西	5416600	16159548	198.334	0.060	0.148	145.551
甘肃	2345241	5741518	144.816	0.063	0.068	8.017
青海	348196	2222773	538.368	0.039	0.061	56.328
宁夏	1085193	1626294	49.862	0.066	0.143	118.029
新疆	5800919	9475396	63.343	0.040	0.061	54.001

注：变动率Ⅰ为林业总产值 2022 年与 2012 年相比的增减变化，变动率Ⅱ为新质生产力发展水平 2022 年与 2012 年相比的增减变化。

由表 2 可知，2022 年广西林业经济总产值居于全国第一，高达 89887211 万元，广东、福建、山东、江西 4 省份紧随其后，各自林业经济总产值均超过 6000 万元。与此对应，天津林业经济产值最低，仅 23 3911 万元，北京、宁夏则顺次排在倒数二、三位，其林业总产值分别为 1620663 万元、1626294 万元，均存在较大提升空间。与 2011 年相比，2022 年仅北京、辽宁、吉林、上海林业经济产值呈下降趋势，余下 26 省份均增幅较大，贵州增幅最大，高达 905.776%。可能的解释是，随着新质生产力的发展以及国家林业的重视，出台了一系列扶持政策，例如，《林草产业发展规划(2021—2025 年)》等文件明确了林业产业的发展目标和方向，为各省份的林业经济发展提供了政策保障。政府还通过财政补贴、税收优惠、金融支持等手段，扶持林业龙头企业和特色林业产业的发展，促进了林业经济的快速增长。但北京、辽宁、吉林、上海林业经济产值呈下降趋势的原因可能是自然资源禀赋、林业资源的数量、质量和种类与其他省份存在差异，资源相对匮乏或质量不高的省份，在林业经济发展上可能面临更多挑战。

2022 年广东新质生产力发展水平最高，高达 0.508，而青海新质生产力发展水平最低，仅为 0.039，相比 2012 年，所有省份均处于增长态势且山东增幅最大，高达 180.555 %，而甘肃提升幅度最小，仅为 8.0 17%。其中，新质生产力发展水平增长率高于 150%的省份有 7 个，介于 100%~150%之间的省份有 10 个，余下 13 省份则低于 100%。由此可见，2012-2022 年新质生产力得到了快速发展，但省际发展速度存在较大差距。可能的解释是，由于政策扶持与资源配置不均、经济基础与产业结构差异、科技创新与人才储备差异、市场环境 with 开放程度差异以及空间外溢效应与区域协同差异等导致的。为了缩小省际发展差距，需要进一步加强政策引导和支持力度，优化资源配置结构，提升科技创新能力和人才储备水平，改善市场环境和加强区域协同发展等方面的努力。尽管发展程度和速度存在差异，但整体呈现出积极向上的发展态势。

4.2 新质生产力与林业经济增长关系的检验结果

4.2.1 基准回归分析 在进行基准回归之前，本文先对 2012—2022 年全国 30 省份的数据进行豪斯曼(Hausman)检验。结果显示，固定效应模型优于随机效应模型。因此，本文选择双固定效应模型进行回归分析，相关结果如表 4 所示。同时为了保证结果的稳健性，也对随机效应模型的回归结果进行了报告。

表 4 新质生产力对林业经济增长影响的基准回归

Tab 4 Baseline regression of the impact of new quality productivity on forestry economic growth

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	lnFel	lnFel	lnyFel	lnFel	lnFel	lnFel	lnFel	lnFel
Nqp	10.287 *** (2.472)	9.963*** (2.404)	8.360** * (2.501)	8.142** * (2.265)	8.143** * (2.269)	7.351** * (2.204)	7.387** * (2.208)	8.338** * (2.331)
Nqp2	-41.578 *** (9.677)	-30.461** * (9.405)	-34.278 *** (9.844)	-33.843 *** (8.915)	-33.823 *** (8.931)	-28.568 *** (8.730)	-29.159 *** (8.356)	-33.276 *** (9.334)
Nqp3	48.570 ***	38.455***	41.393* **	42.294* **	42.258* **	34.587* **	35.536* **	40.230* **

	(12.27 3)	(11.927)	(12.28 8)	(11.12 9)	(11.15 1)	(10.93 7)	(11.07 6)	(11.76 2)
lngdp		0.268***	0.275** *	0.239** *	0.240** *	0.220** *	0.220** *	0.192** *
opc		(0.064)	(0.063) 0.425**	(0.057) 0.558** *	(0.058) 0.557** *	(0.056) 0.668** *	(0.056) 0.670** *	(0.060) 0.418**
ind			(0.196) -2.332* **	(0.178) -2.333* **	(0.178) -2.333* **	(0.175) -2.089* **	(0.175) -2.102* **	(0.174) -2.464* **
lnlab				(0.293) 0.009** *	(0.293) 0.009** *	(0.289) -0.009	(0.291) -0.005	(0.272) 0.137**
lnfai					(0.060)	(0.058) 0.054** *	(0.059) 0.054** *	(0.056) 0.047** *
gov						(0.012)	(0.012) -0.658	(0.013) -0.445
Cons	13.359 ***	10.355***	9.887** *	11.927* **	11.837* **	11.157* **	11.187* **	12.585* **
个体固定 效应	(0.221) YES	(0.742) YES	(0.769) YES	(0.742) YES	(0.952) YES	(0.935) YES	(0.937) YES	(0.918) YES
时间固定 效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	330	330	330	330	330	330	330	330
R ²	0.9744	0.9759	0.9763	0.9806	0.9806	0.9819	0.9819	0.6536

① 注：***、**、*分别表示通过 1%、5%、10%水平下的显著性检验。②括号内为稳健标准误。

由表 4 可知，列(1)为未加入控制变量时仅新质生产力对林业经济增长的影响，列(2)~(7)表示逐一加入各控制变量后的固定效应回归，结果表明，新质生产力对林业经济增长的非线性影响始终稳健，其中一次项系数为正，二次项系数为负，三次项系数为正，表明新质生产力与林业经济增长之间存在“N”型关系，即随着新质生产力的发展，林业经济增长表现出“先增、后降、再增”的三阶段特征，且最终表现为正向影响。在加入所有控制变量后，新质生产力每变动 1%农业碳排放效率将提升 8.338%，研究假说 H1 由此得到验证。

由表 4 列（7）可知，控制变量中, 经济发展水平、对外开放程度、产业结构、林业从业人员、林业固定资产投资均通过了 5%的显著性检验。其中，经济发展水平、对外开放程度、林业从业人员和林业固定资产投资为正向影响，每变动 1%，林业经济总产值分别提升 0.193%、0.148%、0.137%和 0.047%；产业结构为负向影响，每变动 1%，林业经济总产值下降 2.464%。政府参与度对林业总产值产生虽然产生负向影响，但未通过显著性检验，说明对林业经济总产值的影响微弱。以上现象究其原因，经济发展水平的提高会促进林业资源配置改善和林业生产结构优化，与此同时，经济发展水平的提高意味着居民收入增加，消费能力增强，对林产品（如木材、林果、林下经济产品等）的需求也会上升，进而促进林业经济的发展。对外开放有助于林业产品走向国际市场，扩大出口规模，增加外汇收入，从而提高林业经济总产值，在对外开

放的同时,通过引进外资和先进技术,可以提升林业产业的竞争力,促进产业升级和转型,进而带动林业经济总产值的增长。充足的劳动力是林业生产的基础,而高素质的从业人员则能够提升林业生产的效率和质量,进而推动林业经济的增长。林业固定资产投资是林业经济发展的重要驱动力。通过增加固定资产投资,可以扩大林业生产规模,提升林业生产的技术水平和装备水平。本文的产业结构采用的是林业第一产业占林业总产值的比重表示,因此,对林业总产值产生负向的影响原因可能是产业结构单一化、附加值低、资源利用效率低以及难以适应市场需求变化等问题,从而对林业经济总产值产生负向影响。因此,需要优化林业产业结构,推动第二产业和第三产业的发展,提高林业经济的多元化水平和附加值水平,以实现林业经济的可持续发展。

4.2.2.稳健性检验 为了进一步验证基准回归结果是否具有稳健性,本文替换解释变量部分指标并重新进行测算,在得到新的新质生产力发展水平后展开实证检验,相关回归结果见表5列(1)~(2);加入新的控制变量交通基础设施水平(tl)和林业受灾率(fdr)进行检验,其结果详见表5列(3)~(4);改变样本时间进行检验,将2012-2022缩短为2013-2021,其结果见表5(5)~(6);对样本进行缩尾1%处理,其结果见表5(7)~(8)。

综合结果显示,新质生产力对林业经济增长的非线性作用具有稳定性,假说H1进一步得到有效验证。

表5 新质生产力对林业经济增长的稳健性检验

Tab 5 Robustness test of new quality productivity on forestry economic growth

变量	替换解释变量		增加控制变量		缩短样本时间		缩尾处理	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Nqp			7.317*** (2.214)	7.463*** (2.213)	8.242*** (2.631)	6.347*** (2.342)	15.741** *	10.393*** (2.805)
Nqp2			-28.493*** (8.887)	-29.667*** (8.840)	-33.405** *	-24.279** (9.814)	-73.749** *	-47.527*** (13.549)
Nqp3			34.670*** (11.189)	36.106*** (11.116)	39.844** *	29.928** (12.762)	101.254* **	65.842*** (19.968)
Nqp1	4.737** (2.327)	5.254*** (2.018)						
Nqp12	-23.417** (9.491)	-23.740*** (8.332)						
Nqp13	29.107** (12.192)	29.239*** (10.670)						
Cons	13.813*** (0.208)	11.239*** (0.946)	11.104*** (0.949)	11.279*** (0.947)	13.615** * (0.227)	11.251*** (1.013)	13.178** * (0.225)	13.491** * (0.903)
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
控制变量	NO	YES	YES	YES	NO	YES	NO	YES
样本量	330	330	330	330	330	330	330	330
R ²	0.9734	0.9817	0.9819	0.9820	0.9805	0.9867	0.9750	0.9824

①注:***、**、*分别表示通过1%、5%、10%水平下的显著性检验。②括号内为稳健标准误。

4.2.3 异质性分析 考虑到不同地理位置、经济发展水平和对外开放程度的不同，新质生产力促进林业经济增长的影响效果也可能存在异质性，本文借鉴朱金鹤等（2021）的分类方法，利用式（1）来实证研究由于不同地理位置、经济发展水平、对外开放程度对林业经济增长影响的异质性，结果如表 6 和表 7 所示。

表 6 分区域新质生产力、经济发展水平、对外开放程度差异描述性统计

Tab 6 Descriptive statistics on the differences in new quality productivity, economic development level and openness to the outside world by region

地区	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
中东部地区	209	0.135	0.096	0.041	0.522
西部地区	121	0.066	0.029	0.035	0.227
高经济发展地区	165	74725.52	38840.42	787	190313
低经济发展地区	165	40416.93	16941.6	349	73675
高对外开放地区	165	0.462	0.333	0.105	1.598
低对外开放地区	165	0.098	0.043	0.008	0.235

表 7 异质性回归结果

Tab 7 Heterogeneous regression results

变量	中东部	西部	高经济发展地	低经济发展地	高对外开放地	低对外开放地
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Nqp	6.497*** (2.496)	40.803 (16.873)	8.996*** (3.072)	21.019* (11.249)	7.681*** (2.834)	5.282 (12.996)
Nqp1	-25.113** *	-176.187 (111.589)	-35.458 *** (11.192)	-94.220 (82.244)	-30.987*** (10.251)	34.439 (92.933)
Nqp2	31.661** *	135.769 (257.911)	43.755*** (13.255)	93.068 (208.567)	38.882*** (12.087)	-213.293 (231.749)
_cons	12.381** *	10.299** *	12.346*** (1.134)	11.885*** (1.593)	12.781*** (1.074)	10.249*** (1.644)
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	209	121	165	165	165	165
R ²	0.9866	0.9807	0.9875	0.9976	0.9888	0.9709

①注：***、**、*分别表示通过 1%、5%、10%水平下的显著性检验。②括号内为稳健标准误。

（1）地区发展存在异质性

本文将全国分为西部、中东部地区[†]。首先对不同地区的新质生产力发展水平进行描述性统计分析，由

[†] 中东部地区包括北京、天津、河北、山西、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、海南 20 个地区；西部地区包括内蒙古、重庆、四川、广西、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、10 个地区。

表 6 可知,我国新质生产力发展水平呈现明显的区域差异,中东部地区领先于西部地区。进一步考察新质生产力对不同地区林业经济影响效果的差异。

由表 7 可知,新质生产力对林业经济增长的促进作用在中东部地区较为显著,对西部地区林业经济增长的促进作用不明显,但中东部、西部地区新质生产力对林业经济增长的促进作用都呈现出“N”型非线性特征。

这说明新质生产力对林业经济总产值确实存在地区差异行为,并且这种影响在中东部地区较强,西部较弱。原因可能在于中东部地区新质生产力发展所依托的基础设施信息化建设更为完善,新质生产力的发展能够进一步提升对林业经济增长的支持作用,而西部地区新质生产力对林业经济增长的赋能作用更弱,新质生产力仍处于初级发展阶段,推动林业经济增长的实践中仍面临着诸多的挑战。更重要的是,中东部地区地理条件相对优越,交通便利、气候适宜、资源丰富等条件有利于林业经济的发展和形成。而西部地区地理条件相对恶劣,如高山、荒漠等自然条件可能限制了林业经济的发展和形成。

(2) 区域经济基础存在异质性

本文借鉴杨慧梅和江璐(2021)的研究,将样本年限内的各省人均 GDP 加总,并求出 30 个省份的中位数,进一步通过比较各省样本年限内人均 GDP 的平均值与中位数之间的大小,将样本分为高经济发展地区 and 低经济发展地区[‡]。首先,对高低经济发展地区进行描述性分析,由表 6 可知,我国经济发展水平呈现明显的区域差异,高低经济发展水平地区的人均 GDP 差异较大。因此,进一步考察新质生产力对不同经济发展水平地区的林业经济增长的影响效果差异。

由表 7 (3)~(4) 所示,通过两组回归可以发现,新质生产力在高经济发展地区促进作用显著为正,低经济发展地区不显著,可能的原因是在高经济发展水平地区,技术创新和产业升级通常更为活跃。这些地区拥有更多的研发资源和资金投入,能够支持林业领域的科技创新和产业升级,从而提高林业生产效率和产品质量,进而显著促进林业经济增长。而在低经济发展水平地区,由于研发投入不足、人才短缺等原因,技术创新和产业升级相对滞后。这导致林业企业在生产过程中难以采用先进的技术和管理模式,从而限制了林业经济增长的潜力。因此,为了在低经济发展地区提升新质生产力对林业经济增长的影响,需要加大研发投入、培养专业人才、拓展市场需求、优化政策支持和投资环境等多方面的努力。

(3) 对外开放程度的高低存在异质性

本文参考朱喜安和马樱格(2022)、王仁曾等(2023)的研究,利用对外开放程度的中位数对变动的高低进行划分,若地区对外开放程度大于中位数水平,则为高对外开放地区,否则为低对外开放地区[§]。首先对高低对外开放地区进行描述性分析,由表 6 可知,我国各个省份对外开放程度呈现明显的差异。因此,进一步考察新质生产力对高低对外开放程度地区的林业经济增长影响效果的差异。

由表 7 (5)~(6) 可知新质生产力在对外开放程度较高的地区促进作用显著为正,即新质生产力每变动 1%,林业经济总产值就增加 7.681%,但在对外开放程度较低的地区不显著。可能原因是由于对外开放程度高的地区由于外资和技术引进的便利、市场竞争的激烈、资源配置的高效以及政策环境和制度支持的完善等因素的共同作用,使得新质生产力对林业经济增长的影响显著。而在对外开放程度低的地区,这些因素相对较弱或缺失,导致新质生产力对林业经济增长的影响不显著。为了提升对外开放程度低地区的林业经济增长动力,需要加强对外开放、优化政策环境、完善制度支持并推动技术创新和产业升级。

[‡] 高经济发展地区包括北京、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、安徽、福建、山东、河南、湖北、湖南、广东、四川、陕西 15 个省份;低经济发展地区包括天津、山西、内蒙古、吉林、黑龙江、江西、广西、海南、重庆、贵州、云南、甘肃、青海、宁夏、新疆 15 个省份。

[§] 高对外开放地区包括北京、天津、辽宁、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、广东、广西、海南、重庆、四川 15 个省份;低对外开放地区包括河北、山西、内蒙古、吉林、黑龙江、河南、湖北、湖南、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆 15 个省份。

4.3 新质生产力对林业经济增长的门槛效应检验

本文以城镇率（pup）、社会消费水平（soc）、劳动报酬（lnlw）作为门槛变量，探讨新质生产力对林业经济增长的非线性影响。在进行门槛回归前，首先要确定城镇率（pup）、社会消费水平（soc）、劳动报酬（lnlw）是否存在门槛效应，以及是否存在多个门槛值，因此需要对其进行门槛检验，采用“自体抽样法”检验统计量的渐近分布，对其门槛效应进行检验，自举次数 BS 设置为 300。检验结果如表 8 所示，城镇率（pup）、社会消费水平（soc）、劳动报酬（lnlw）存在单一门槛。

表 8 门槛效应检验
Tab 8 Threshold effect test

门槛变量	门槛数	门槛值	F 值	P 值	10%	5%	1%
城镇化率（pup）	单一门槛	40.13	48.68	0.0033	33.0587	38.6240	47.1288
社会消费水平（soc）	单一门槛	0.3593	32.13	0.0400	22.4953	28.8737	43.2760
劳动报酬（lnlw）	单一门槛	10.743	22.04	0.0867	20.7544	27.1060	40.2947

确定了城镇率（pup）、社会消费水平（soc）、劳动报酬（lnlw）门槛值后，接下来再对新质生产力对林业经济增长的门槛效应进行回归，相关结果如表 9 所示。

以城镇化率为门槛变量的单门槛回归结果如表 9（1）所示。在加入控制变量并控制地区和时间影响的条件下，当 pup≤44.47 时，系数为 7.664，在 1%的显著性水平下显著；当城镇率跨越门槛值（pup>44.47）后，系数进一步提升为 15.623，仍然在 1%的显著性水平下显著。这表明随着城镇化水平的提升，新质生产力赋能林业经济增长的作用越大。至此假说 H2a 得到验证。城镇化不仅是人口向城市的集中，更是生产方式、技术水平和市场环境的变革。在城镇化进程中，新质生产力得以快速发展，包括数字技术、生物技术、智能技术等。这些新质生产力与林业的深度融合，催生了数字林业、智慧林业等新业态，提高了林业资源的利用效率，降低了生产成本，进而推动了林业经济的快速增长。城镇化率的单门槛效应表明，在城镇化率达到一定水平之前，新质生产力对林业经济增长的推动作用可能受到限制。这是因为在这一阶段，林业生产要素的优化、市场需求的拓展以及政策环境的支持可能尚未达到充分条件。而当城镇化率跨过这一门槛后，新质生产力在林业领域的应用将得到更加广泛的推广和深入的发展，从而推动林业经济实现快速增长。

以社会消费水平（soc）为门槛变量的单门槛回归结果如表 9（2）所示。在加入控制变量并控制地区和时间影响的条件下，当 soc≤0.3361 时，新质生产力水平对林业经济增长的影响系数为 17.110，在 1%的显著性水平下显著；当 soc>0.3361 时，新质生产力水平对林业经济增长的促进作用进一步提升，影响系数为 19.124，仍在 1%显著性水平下显著。即随着社会消费水平的提升，新质生产力对林业经济增长的影响显现出门槛效应，研究假设 H2b 得到验证。随着社会经济的发展和居民收入水平的提高，社会消费水平不断提升，消费者对产品的需求也从基本满足型向高质量、多样化、个性化转变。这种消费升级使得消费者对绿色、环保、健康的林业产品需求增加，如绿色家具、有机林产品等，导致林业产品的市场需求扩大，林业企业为了满足市场需求，会加大投入，提高生产效率和产品质量，从而推动林业经济增长。社会消费水平作为门槛值，反映了消费者对林业产品需求的临界状态。当社会消费水平低于门槛值时，消费者对林业产品的需求相对有限，新质生产力在林业领域的应用效果也相对有限。当社会消费水平跨过门槛值后，消费者对林业产品的需求增加，新质生产力在林业领域的应用效果也显著提升，这表现为新质生产力对林业经济增长的影响系数进一步提升。

以劳动报酬（lnlw）为门槛变量的单门槛回归结果如表 9（3）所示，在加入控制变量并控制地区和时间影响的条件下，当 lnlw≤10.743 时，新质生产力水平对林业经济增长产生显著的正向影响，其影响系数为 13.477；当 lnlw>10.743 时，新质生产力水平对林业经济增长的促进作用进一步提升，影响系数为 15.176，仍在 1%显著性水平下显著。即随着社会消费水平的提升，新质生产力对林业经济增长的影响显现出门槛效应，研究假设 H2c 得到验证。劳动报酬反映了林业从业人员的整体收入水平，是衡量林业行业经济效

益和吸引力的重要指标。当劳动报酬（lnlw）达到 10.743 时，能够吸引和留住高素质的人才，激发从业人员的积极性和创造力，推动技术创新和产业升级的进程，促进林业生产效率的提升。同时，人才的集聚也促进了知识溢出和合作创新，进一步提升了新质生产力对林业经济增长的推动作用。当劳动报酬跨过门槛值时，说明林业企业已经积累了一定的资本和技术基础。这些资本和技术基础为新质生产力的形成和应用提供了有力支撑。此时，林业企业更容易引进和消化新技术、新装备，推动产业升级和转型发展，进而促进林业经济增长。

表 9 门槛效应回归结果

Tab 9 Threshold effect regression results

变量	pup	soc	lnlw
Nqp	7.644***(pup≤44.47) (2.571)	17.110***(soc≤0.3361) (1.755)	13.477***(lnlw≤10.743) (2.043)
Nqp	15.623***(pup>44.47) (1.786)	19.124***(soc>0.3361) (1.753)	15.176***(lnlw>10.743) (1.877)
Nqp2	-54.879*** (8.086)	-65.120*** (7.994)	-51.445*** (8.519)
Nqp3	61.058*** (10.755)	71.123*** (10.701)	56.634*** (11.246)
经济发展水平	0.005 (0.012)	0.011 (0.012)	0.005 (0.012)
对外开放程度	0.045 (0.166)	0.077 (0.168)	0.279 (0.177)
产业结构	-2.453*** (0.304)	-2.546*** (0.306)	-2.565*** (0.308)
林业从业人数	-0.092 (0.057)	-0.061 (0.058)	-0.046 (0.059)
林业固定资产投资	0.031** (0.012)	0.045*** (0.013)	0.049*** (0.013)
政府参与度	0.486 (1.173)	1.138 (1.177)	2.078* (1.204)
常数项	16.932*** (0.664)	16.140*** (0.669)	16.109*** (0.676)
R2	0.6014	0.5940	0.5889

①注：***、**、*分别表示通过 1%、5%、10%水平下的显著性检验。②括号内为稳健标准误。

为检验新质生产力对林业经济增长存在城镇率（pup）、社会消费水平（soc）、劳动报酬（lnlw）单一门槛效应的结论是否稳健，本文参考孔凡斌等（2023）的做法，通过依次加入各个控制变量的方式，估计新质生产力对林业经济增长的影响。结果显示，依次加入各个控制变量后，新质生产力发展水平对林业经济增长的影响仍具有城镇率（pup）、社会消费水平（soc）、劳动报酬（lnlw）单一门槛效应。具体结果如表 10 所示，不同变量组合还是存在城镇率（pup）、社会消费水平（soc）、劳动报酬（lnlw）单一门槛，这表明，控制变量对估计结果扰动性不大，本文的估计结果具有稳健性。

表 10 门槛效应稳健性检验

Tab 10 Threshold effect robustness test

门槛变量	变量	门槛值	Nqp	标准误	Nqp1	标准误	Nqp2	标准误
城镇率	仅考虑 Nqp	pup≤40.13	1.666	3.586	-70.500***	8.352	76.612***	11.313

	加入 lngdp	pup>40.13	20.546***	1.787				
		pup≤40.13	1.474	3.599	-70.110***	8.375	76.226***	11.335
	加入 ope	pup>40.13	20.391***	1.801				
		pup≤40.13	1.890	3.597	-71.881***	8.417	78.272	11.367
	加入 ind	pup>40.13	20.534***	1.798				
		pup≤40.47	8.051***	2.503	-58.808***	7.787	66.573***	10.398
	加入 lnlab	pup>40.47	16.378***	1.699				
		pup≤40.47	7.164***	2.575	-56.638***	7.923	64.358***	10.496
	加入 lnfai	pup>40.47	15.635***	1.775				
		pup≤40.47	7.700***	2.564	-55.631***	7.869	62.081***	10.453
	加入 gov	pup>40.47	15.740***	1.761				
		pup≤40.47	7.644***	2.571	-54.879***	8.086	61.058***	10.755
社会消费水平	仅考虑 Nqp	soc≤0.3593	24.427***	1.835	-99.093***	9.276	119.866***	13.099
		sov>0.3593	26.248***	1.928				
	加入 lngdp	soc≤0.3593	24.244***	1.845	-98.837***	9.281	119.783***	13.101
		sov>0.3593	26.088***	1.935				
	加入 ope	soc≤0.3593	24.321***	1.841	-100.087***	9.285	121.013***	13.084
		sov>0.3593	26.127***	1.930				
	加入 ind	soc≤0.3593	20.599***	1.695	-85.931**	8.435	105.986***	11.793
		sov>0.3593	22.089***	1.781				
	加入 lnlab	soc≤0.3593	20.077***	1.766	-84.478***	8.545	104.554***	11.868
		sov>0.3593	21.572	1.847				
	加入 lnfai	soc≤0.3361	17.434***	1.723	-67.062***	7.736	73.723***	10.357
		soc>0.3361	19.449***	1.721				
劳动报 酬	仅考虑 Nqp	lnlw≤10.887	18.525***	2.103	-70.544***	8.877	77.514***	11.935
		lnlw>10.887	20.070***	1.946				
	加入 lngdp	lnlw≤10.689	17.532***	2.233	-71.155***	8.858	78.924***	11.893
		lnlw>10.689	19.691***	1.984				
	加入 ope	lnlw≤10.164	17.093***	2.333	-76.748***	8.747	85.081***	11.804
		lnlw>10.164	21.283***	1.883				
	加入 ind	lnlw≤10.164	14.158***	2.092	-66.010***	7.839	75.754***	10.506
		lnlw>10.164	17.874***	1.710				
	加入 lnlab	lnlw≤10.164	13.821***	2.139	-64.936***	7.968	74.668***	10.608
		lnlw>10.164	17.497***	1.780				
	加入 lnfai	lnlw≤10.743	14.363***	1.984	-55.720***	8.179	62.199***	10.811
		lnlw>10.743	15.949***	1.829				
	加入 gov	lnlw≤10.743	13.477***	2.043	-51.445***	8.519	56.634***	11.246
		lnlw>10.743	15.176***	1.877				

①注：***、**、*分别表示通过 1%、5%、10%水平下的显著性检验。

4.4 新质生产力对林业经济增长的空间溢出效应检验

4.4.1 全局相关性分析 在讨论林业经济增长的空间相关性之前，需要对其进行空间相关性检验。本文基于空间邻接矩阵（W1）、空间经济地理权重矩阵（W2）和经济地理嵌套矩阵（W3），使用 Moran’s I 指数测算林业经济增长的空间自相关性。相关结果如表 11 所示，林业经济增长的 Moran’s I 指数均通过了 10% 的显著性检验，且大于 0，说明目前中国各地区林业经济增长均存在正空间相关性，发展水平相似地区呈现显著的空间聚集现象。全局林业经济 Moran’s I 指数在 2012 到 2022 年间整体趋势上逐年增加，说明空间依赖性逐渐加强。

表 11 2012-2022 年中国各省份林业经济全局 Moran’s I 指数表

Tab 11 Moran's I index of forestry economy in different provinces of China from 2012 to 2022

year	W1			W2			W3		
	I	Z 值	p 值	I	Z 值	p 值	I	Z 值	p 值
2012	0.291	2.693	0.007	0.159*	1.885	0.059	0.051*	1.732	0.083

2013	0.286	2.654	0.008	0.154*	1.840	0.066	0.048*	1.672	0.095

2014	0.287	2.663	0.008	0.164*	1.934	0.053	0.052*	1.760	0.079

2015	0.311	2.862	0.004	0.188*	2.170	0.030	0.061*	1.940	0.052

2016	0.325	2.971	0.003	0.190*	2.183	0.029	0.065*	2.003	0.045

2017	0.354	3.213	0.001	0.202*	2.301	0.021	0.072*	2.154	0.031

2018	0.377	3.383	0.001	0.199*	2.261	0.024	0.076*	2.213	0.027

2019	0.390	3.479	0.001	0.188*	2.144	0.032	0.075*	2.192	0.028

2020	0.396	3.536	0.000	0.188*	2.157	0.031	0.077*	2.234	0.025

2021	0.401	3.596	0.000	0.207*	2.350	0.019	0.083*	2.364	0.018

2022	0.425	3.785	0.000	0.247*	2.726	0.006	0.097*	2.649	0.008

①注：***、**、*分别表示通过 1%、5%、10%水平下的显著性检验。

4.4.2 考虑空间因素后新质生产力对林业经济增长的影响分析 基于空间邻接矩阵（W1）、空间经济地理权重矩阵（W2）和经济地理嵌套矩阵（W3）进行 LM 检验及 Hausman 检验、Wald 检验、LR 检验。结果如表 12 所示，在 LM 检验和 Robust-LM 检验下 p 值均通过了显著性检验，说明存在空间误差效应和空间滞后效应，排除混合面板回归的适用性，初步倾向于选择空间杜宾模型。进一步利用 Hausman 检验确定固定效应模型比随机效应模型更为合适。随后为验证空间杜宾模型的适用性，在已确认变量间存在空间相关性的基础上，我们进行了 LR 和 Wald 检验，以判断该模型是否可以退化为 SAR 或 SEM 模型。检验结果表明，空间杜宾模型无须退化，因此最终选择带有空间滞后项和空间误差项的空间杜宾模型。

表 12 LM 检验结果及 Hausman 检验、Wald 检验、LR 检验结果

检验方法	W1		W2		W3	
	统计值	p 值	统计值	p 值	统计值	p 值
LM test no spatial error	234.098* **	0.000	99.562** *	0.000	57.048 ***	0.000
Robust LM test no spatial error	73.438** *	0.000	41.226** *	0.000	25.293 ***	0.000
LM test no spatial lag	164.301* **	0.000	63.230** *	0.000	36.191 ***	0.000
Robust LM test no spatial lag	3.640*	0.056	4.894**	0.027	4.436* *	0.035
hausman	35.56***	0.0001	31.48***	0.0005	26.00* **	0.0037
LR Lag	74.53***	0.0000	230.95** *	0.0000	123.86 ***	0.0000
LR Err	87.08***	0.0000	235.44** *	0.0000	119.74 ***	0.0000
Wald Lag	70.25***	0.0000	43.33***	0.0000	76.08* **	0.0000
Wald Err	59.62***	0.0000	63.21***	0.0000	145.98 ***	0.0000

①注：***、**、*分别表示通过 1%、5%、10%水平下的显著性检验。

4.4.3 新质生产力对林业经济增长的空间溢出效应 由于空间杜宾模型中纳入了空间滞后项与被解释变量，其参数估计结果不能直接衡量解释变量对被解释变量的直接影响和真实的空间溢出效应，故参照 Lesage et al.(2009)等学者提出的方法，通过偏微分方程对空间效应进行分解。表 13 具体给出其所分解的直接效应、间接效应和总效应，更精确地反映了新质生产力对林业经济增长的实际影响程度。

由表 13 可知，在 3 个空间权重矩阵下，新质生产力发展水平的一次项、二次项和三次项系数均为正负且都通过了 10%的显著性检验，进一步验证了该模型的稳健性。以空间邻接矩阵（W1）为例，其一次项、二次项和三次项的直接效应值分别为 3.233、-14.560 和 17.267，且分别在 10%、5%、10%的水平下通过了显著性检验；其间接效应值依次为 22.107、-86.022 和 94.926，且均在 1%的水平下通过了显著性检验。由此揭示，新质生产力对林业经济增长的影响具有显著的空间溢出效应，二者表现为“N”型关系，研究假说 H3 得以验证。具体而言，初期邻近地区新质生产力的提高会对本地林业经济增长造成一定冲击，新质生产力的引入带来了新技术、新工艺和新管理方法，这些创新在初期能够显著提升林业生产效率，降低生产成本，从而推动林业经济增长。随着新技术的推广和应用，市场逐渐适应并接受这些变化，产品需求的增加进一步促进了林业经济的增长。新技术的引入不仅在本地区产生积极影响，还通过知识溢出、技术扩散和市场联动等方式对周边地区产生正面效应，并进一步强化邻近地区对新质生产力发展的重视程度，进而对邻近地区的林业经济产生正向的影响。随着时间的推移，受邻近地区新质生产力下数字市场扩大的影响，本地林产品需求剧增，林业企业会大量生产林产品，从而导致林业经济的增长，随着市场需求逐渐饱和，导致产品销量下滑，林业资源的有限性可能开始显现，对经济增长构成制约。而在此时，受竞争关系的影响，邻近地区可能会设置技术交流壁垒，提高本地新技术学习难度，本地的新质生产力的发展由此趋于缓慢，应用到林业生产活动中所发挥的作用也相对有限，从而对林业经济的增长构成制约。因此该阶段邻近地区新质生产力的提高可能会抑制本地林业经济的提升。经过一段时间后，本地会逐步突破新质生产力发展瓶颈，不断缩小与邻地间的差距，而伴随着新质生产力发展差距的缩小，合作意愿会逐渐超过竞争意识，本地和邻地就数字化林业经济展开交流合作，与此同时，区域间新质生产力也将进一步强化，有利于本地延长林业数字化产业链，使其更为完整，通过优化林产品生产流程、改善林产品销售方式、学习邻近地区新质生产力技术经验等方式，本地林业经济将切实提高。此时，邻近地区新质生产力发展水平的提高能更快促进本地林业经济的增长。

表 13 新质生产力对林业经济增长的直接效应与空间溢出效应

Tab 13 The direct effects and spatial spillover effects of new quality productivity on forestry economic growth

变量	W1			W2			W3		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
Nqp	3.233* (1.815)	22.107** (3.990)	25.341*** (4.616)	4.239** (1.969)	16.323** (5.243)	20.562*** (5.633)	7.310* (2.033)	24.981** (6.080)	32.291*** (6.264)
Nqp1	-14.560** (7.319)	-86.022** (16.953)	-100.582** (19.777)	-16.308* (8.036)	-77.636* (24.345)	-93.944*** (25.927)	-28.662*** (8.247)	-112.887*** (29.100)	-141.549** (30.075)
Nqp2	17.267* (9.245)	94.926** (21.236)	112.193*** (24.956)	20.656** (10.078)	102.422* (32.640)	123.078*** (34.694)	35.835*** (10.365)	142.334*** (39.050)	178.169*** (40.538)
lngdp	0.101* (0.044)	-0.114** (0.050)	-0.012 (0.019)	0.156*** (0.047)	-0.162** (0.050)	-0.006 (0.018)	0.186* (0.048)	-0.182* (0.051)	0.004 (0.016)
ope	0.448* (0.141)	-0.090** (0.419)	-0.452 (0.467)	0.613*** (0.159)	-1.095** (0.480)	-0.482 (0.477)	0.707* (0.187)	-1.619* (0.608)	-0.913 (0.557)
ind	-1.945*** (0.277)	-3.448** (1.000)	-5.394*** (1.169)	-2.213** (0.269)	-3.871** (1.048)	-6.084*** (1.168)	-2.157* (0.274)	-1.564 (1.090)	-3.720*** (1.194)
lnlab	-0.032 (0.052)	0.104 (0.147)	0.071 (0.164)	-0.002 (0.053)	-0.018 (0.178)	-0.020 (0.194)	-0.002 (0.055)	0.236 (0.189)	0.234 (0.206)
lnfai	0.040* (0.010)	0.004 (0.036)	0.044 (0.043)	0.051*** (0.011)	0.072* (0.043)	0.123** (0.049)	0.053* (0.011)	0.068 (0.047)	0.121** (0.052)
gov	0.978 (0.966)	-8.427** (2.997)	-7.449** (3.262)	-0.454 (0.988)	-2.479 (4.082)	-2.933 (4.420)	-0.503 (1.030)	0.578 (3.931)	0.075 (4.232)
R2		0.6840			0.6790			0.6602	
Log-likelihood		123.6226			99.9478			83.1173	

① 注：***、**、*分别表示通过 1%、5%、10%水平下的显著性检验。②括号内为稳健标准误。

5 研究结论与政策建议

本文通过测度新质生产力发展指数，利用双向固定效应模型、面板门槛效应模型和空间杜宾模型，实证研究了 2012-2022 年我国各地区新质生产力发展对林业经济增长的影响，得出以下结论：

在 2012-2022 年期间，林业经济发展水平处于上升趋势，新质生产力发展水平也在平稳上升，2022 年相比于 2011 年，林业经济与新质生产力均有较大增幅，表现出积极向上的态势。由基准回归可知，未加入与加入控制变量时，新质生产力对林业经济增长的影响都呈现非线性影响，二者存在“N”型关系，即新质生产力一次项、二次项和三次项的系数呈现出正负正的状态。通过替换解释变量、增加控制变量、改变样本时间和样本缩尾 1%进行稳健性检验，上述结论依然成立。为分析不同地理位置之间新质生产力对林业经济增长的差异，首先通过划分中东部、西部两个地区进行分析，西部地区新质生产力对林业经济增长的促进效应不显著，而中东部地区在 1%显著性水平下显著。其可能的原因在于新质生产力发展水平在东部较高，其影响林业经济的程度也就越强，而西部地区新质生产力发展水平较低，在提升林业经济方面融合不足，难以促进林业经济增长。其次，根据经济发展水平，将全国 30 省份分为高经济发展地区与低经济发展地区，新质生产力在高经济发展地区促进作用显著为正，低经济发展地区不显著，可能的原因是经济发展水平较高的地区数字化设施发展更为完善，而低经济发展地区新质生产力仍处于初级发展阶段，新质生产力发展面临不充分以及不规范等问题，在新质生产力推动林业经济增长的实践中仍面临着诸多的挑战，新质生产力赋能林业经济的手段有待进一步丰富。最后，根据不同地区对外开放程度，将全国 30 省份分

为高对外开放地区与低对外开放地区,高对外开放地区身处技术优势,将新质生产力应用到林业经济上会产生更显著的促进效应,而在低对外开放地区,将新质生产力在应用到其中产生的促进效应不显著。在后续的进一步分析的面板门槛检验中,新质生产力对林业经济增长的影响存在城镇化、社会消费水平和劳动报酬的单一门槛效应。在城镇化、社会消费水平和劳动报酬未跨越门槛值的区域,新质生产力对林业经济增长的提升作用较弱,在跨越门槛值的区域后,新质生产力对林业经济增长的提升进一步提升,仍然是显著的正向促进作用。之后进行空间溢出效应的检验,实证结果表明,新质生产力的直接效应、间接效应、总效应均显著为正,新质生产力的发展不仅可以对本地区林业经济产生积极作用,而且可以对周边地区产生正向溢出效应。因此,加快新质生产力发展是促进我国林业经济增长的重要途径。

根据研究结论,本文提出如下政策建议:

(1) 加强区域差异化政策支持:对于中东部地区,继续强化对新质生产力的支持,鼓励技术创新和产业升级,推动林业经济高质量发展。可以设立专项基金,支持中东部地区林业企业引进和应用新技术、新设备,提升林业生产效率。对于西部地区:加大对西部地区的政策倾斜和资金投入,提升新质生产力的发展水平。加强技术培训和教育,提高当地林业从业者的技能水平,促进新质生产力与林业经济的深度融合。同时,鼓励东部地区与西部地区开展技术合作与交流,实现优势互补。(2) 提升基础设施建设与数字化新质水平:首先,要加快信息化基础设施建设,特别是互联网、大数据、云计算等技术在林业领域的应用,提升林业经济的数字化水平。其次,推动智慧林业建设,利用物联网、遥感等技术手段提高林业资源管理和监测的精准度。最后,对于低经济发展地区而言,通过政策引导和财政补贴,推动数字化设施的普及和应用,引导这些地区的企业和从业者认识到新质生产力的重要性,通过政策激励和示范带动,促进新质生产力在林业经济中的广泛应用。同时,加强技术培训和指导,提高当地企业和从业者的技术水平和应用能力,为新质生产力的发展提供有力支撑。(3) 优化城镇化、社会消费和劳动报酬方面的政策:首先,加快城镇化进程,提高城镇化的质量和水平,为新质生产力在林业经济中的应用创造更加有利的环境。推动城乡一体化发展,促进城乡资源要素的自由流动和优化配置。其次,鼓励消费升级,提高居民收入水平和消费能力,扩大林业产品的市场需求。加强品牌建设和市场营销,提升林业产品的附加值和市场竞争力。最后,建立健全合理的劳动报酬制度,保障林业从业者的合法权益和合理收入。通过提高劳动报酬水平,激发从业者的积极性和创造力,推动林业经济的持续发展。(4) 加强国际合作与交流:对于高对外开放地区而言,充分利用其技术优势和国际合作资源,推动新质生产力在林业经济中的国际应用和交流。鼓励这些地区的企业和机构参与国际林业合作项目,引进国际先进技术和经验。对于低对外开放地区而言,加强对外开放力度,提高对外开放水平。通过政策引导和财政支持,鼓励这些地区的企业和机构积极参与国际林业合作与交流,学习借鉴国际先进经验和技术成果。

参 考 文 献

路来冰, 杨少雄. 新质生产力对我国体育产业结构升级的影响机制研究——基于中介效应和门槛效应的分析[J]. 中国体育科技, 2024, 60(04):81-90.

田云, 蔡艳蓉, 张蕙杰. 数字经济对农业碳排放效率的影响——基于门槛效应和空间溢出效应的检验[J]. 农业技术经济, 1-19.

武峥. 新质生产力赋能中国式现代化: 理论逻辑、动力机制与未来路径[J]. 新疆社会科学, 2024, (02):20-28+148.

李松霞, 吴福象. 我国新质生产力发展潜力及驱动因素[J]. 技术经济与管理研究, 2024, (03):7-12.

谭志雄, 穆思颖, 韩经纬, 陈思盈. 新质生产力推动全球价值链攀升: 理论逻辑与现实路径[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 1-12.

任宇新, 吴艳, 伍喆. 金融集聚、产学研合作与新质生产力[J]. 财经理论与实践, 2024, 45(03):27-34.

周洁. 以新质生产力保障粮食安全: 内在逻辑、机遇挑战与对策建议[J]. 经济纵横, 2024, (03):31-40.

- 贾若祥,王继源,窦红涛.以新质生产力推动区域高质量发展[J].改革,2024,(03):38-47.
- 任保平.以数字新质生产力的形成全方位推进新型工业化[J].人文杂志,2024,(03):1-7.
- 王腾飞,马仁锋,庄汝龙.数字经济背景下长三角城市产业比较优势演化及其知识流动驱动研究[J].地理科学进展,2024,43(02):203-214.
- 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,(01):92-101+175.
- 沈坤荣,金童谣,赵倩.以新质生产力赋能高质量发展[J].南京社会科学,2024,(01):37-42.
- 潘建屯,陶泓伶.理解新质生产力内涵特征的三重维度[J].西安交通大学学报(社会科学版),1-10.
- 柳学信,曹成梓,孔晓旭.大国竞争背景下新质生产力形成的理论逻辑与实现路径[J].重庆大学学报(社会科学版),2024,30(01):145-155.
- 曾立,谢鹏俊.加快形成新质生产力的出场语境、功能定位与实践进路[J].经济纵横,2023,(12):29-37.
- 吴晓波,林福鑫,李思涵,张伟齐,陆军.超越追赶视角下新型国家创新体系的构建[J].科研管理,2024,45(01):1-12.
- 王仁曾,詹殊珂,庄旭东.空间视角下金融科技赋能绿色金融发展研究[J].统计与信息论坛,2023,38(12):63-74.
- 高帆.“新质生产力”的提出逻辑、多维内涵及时代意义[J].政治经济学评论,2023,14(06):127-145.
- 王珏,王荣基.新质生产力:指标构建与时空演进[J].西安财经大学学报,2024,37(01):31-47.
- 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.
- 曾鹏,程寅.中国城市群国际贸易增长的时空演化和发展曲线模拟[J].地理科学进展,2023,42(10):2006-2018.
- 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(01):77-85.
- 张林,蒲清平.新质生产力的内涵特征、理论创新与价值意蕴[J].重庆大学学报(社会科学版),2023,29(06):137-148.
- 杜晓燕,陈红,张江楠.数字赋能农村共同富裕的影响研究[J].统计与信息论坛,2023,38(10):76-90.
- 张羽飞,刘兵,原长弘.关键核心技术突破:概念辨析、影响因素与组织模式[J].科学管理研究,2023,41(04):23-32.
- 肖静,曾萍.数字经济赋能地区低碳转型:内在机制与空间溢出[J].现代经济探讨,2023,(07):23-33.
- 张佩,王姣娥,肖凡.中国新基建发展的时空演变及驱动因素[J].地理科学进展,2023,42(02):209-220.
- 江小涓,靳景.数字技术提升经济效率:服务分工、产业协同和数实孪生[J].管理世界,2022,38(12):9-26.
- 王香艳,李金叶.数字经济是否有效促进了节能和碳减排?[J].中国人口·资源与环境,2022,32(11):83-95.
- 李静,王兆红,郭恩恺.体育消费升级背景下体育产业高质量发展提升路径[J].体育文化导刊,2022,(10):1-7.
- 方观富,蔡莉.数字普惠金融如何影响农业产出:事实、机制和政策含义[J].农业经济问题,2022,(10):97-112.
- 朱喜安,马樱格.数字经济对绿色全要素生产率变动的影响研究[J].经济问题,2022,(11):1-11.
- 刘艳迪,张滨,吕洁华.要素投入与生产效率对林业经济增长的非线性影响——基于劳动报酬变迁视角[J].林业科学,2022,58(06):141-150.
- 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(05):56-73.
- 刘婧玲,陈艳莹.数字技术发展、时空动态效应与区域碳排放[J].科学学研究,2023,41(05):841-853.
- 陈晓红,李杨扬,宋丽洁,汪阳洁.数字经济理论体系与研究展望[J].管理世界,2022,38(02):208-224+13-16.
- 徐维祥,周建平,刘程军.数字经济发展对城市碳排放影响的空间效应[J].地理研究,2022,41(01):111-129.
- 陈安平.集聚与中国城市经济韧性[J].世界经济,2022,45(01):158-181.
- 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.
- 王常军.数字经济与新型城镇化融合发展的内在机理与实现要点[J].北京联合大学学报(人文社会科学版),2021,19(03):116-124.
- 杨慧梅,江璐.数字经济、空间效应与全要素生产率[J].统计研究,2021,38(04):3-15.
- 聂召英,王伊欢.链接与断裂:小农户与互联网市场衔接机制研究——以农村电商的生产经营实践为例[J].农业经济问题,2021,(01):132-143.
- 殷浩栋,霍鹏,汪三贵.农业农村数字化转型:现实表征、影响机理与推进策略[J].改革,2020,(12):48-56.
- 徐圆,邓胡艳.多样化、创新能力与城市经济韧性[J].经济学动态,2020,(08):88-104.
- 崔凯,冯献.我国农业农村信息化的阶段性特征与趋势研判[J].改革,2020,(06):125-135.
- 李国,孙庆祝.我国体育产业发展与国民经济增长关系的实证研究[J].武汉体育学院学报,2019,53(01):43-51+75.

程鹏飞, 李婕, 张红丽, 张朝辉. 林业产业集聚、林业经济增长及其空间溢出效应——基于 2004-2015 年省际面板数据的空间计量分析[J]. 安徽农业大学学报, 2018, 45(06):1063-1070.

李研, 张大红. 要素投入对林业经济增长影响的实证分析[J]. 统计与决策, 2018, 34(15):133-135.

刘智勇, 李海峥, 胡永远, 李陈华. 人力资本结构高级化与经济增长——兼论东中西部地区差距的形成和缩小[J]. 经济研究, 2018, 53(03):50-63.

程子腾, 严金明. 新型城镇化下低碳经济发展研究——以柳州市为例[J]. 现代管理科学, 2016, (02):69-71.

郑延智, 黄顺春. 劳动者报酬、收入分配与居民消费——基于江西省的实证研究[J]. 地方财政研究, 2012, (08):16-20+34.

刘丽, 任保平. 工资对产业结构升级的影响——基于中国经济数据的分析[J]. 财经科学, 2011, (06):36-43.

王佳菲. 提高劳动者报酬的产业结构升级效应及其现实启示[J]. 经济学家, 2010, (07):35-41.

杨建芳, 龚六堂, 张庆华. 人力资本形成及其对经济增长的影响——一个包含教育和健康投入的内生增长模型及其检验[J]. 管理世界, 2006, (05):10-18+34+171.

Parent O, Le Sage JP. Using the variance structure of the conditional autoregressive spatial specification to model knowledge spill overs [J]. Journal of Applied Econometrics, 2008, 23(2): 235 -256.

Su Yaya, Li Zhenghui, Yang Cunyi. Spatial Interaction Spillover Effects between Digital Financial Technology and Urban Ecological Efficiency in China: An Empirical Study Based on Spatial Simultaneous Equations [J]. International Journal of Environmental Research and Public Health, 2021(16) : 8535.

Minghong. An Empirical Study on Rural Economic Growth in Hubei Province Based on New C-D Production Function[J]. Asian Agricultural Research, 2016, 08(10).

Xue L J, Pan J Y, Zhu Y, et al. Talent Capital and Economic Growth in the National High-tech Zone——Based on Panel Data Empirical Research[J]. Science Technology & Industry, 2017