企业应用

企业家精神、数字化转型与新质生产力

——基于A股上市公司面板数据的PVAR分析

程道金[1]，张慧琳[1]，郭园园[2]

（1. 曲阜师范大学经济学院，日照 276826；2. 浙江理工大学经济管理学院，杭州 310018）

摘要：发展和培育新质生产力是中国经济高质量发展的本质要求。基于PVAR（面板向量自回归）模型，使用中国2011—2023年A股上市公司的面板数据，从微观层面探究企业家精神、数字化转型和新质生产力之间的动态关系。研究发现：从全国和区域层面看，企业家精神、数字化转型和新质生产力自身具有较强的协调性；对于全国和东部地区，企业家精神与数字化转型、新质生产力与企业数字化转型存在相互促进作用，新质生产力能够激励企业家精神，但企业家精神对新质生产力促进作用存在滞后性；对于中部和西部地区，企业家精神和数字化转型具有良好互动效应，但中部数字化转型对新质生产力推动作用不明显，西部企业家精神和数字化转型对新质生产力作用有限。为加速培育企业新质生产力应制定差异化政策促进企业家精神、数字化转型以及新质生产力良性互动。

关键词：企业家精神；数字化转型；新质生产力；互动效应

中图分类号：F124 **文献标志码：**A **文章编号：**1671－1807(2026)01－0213－11

新质生产力具有高科技、高效能和高质量的特征，本质上是一种新的生产方式和生产关系。它不仅推动生产方式向智能化、数字化、绿色化变革，还促使生产关系发生深刻调整，为社会生产方式变革和生产关系改革指明了方向。在当前中国经济从高速增长向高质量发展过渡的关键时期，提升企业新质生产力是实现全社会生产力水平提升与经济发展方式转变的基础。在当前科技革命和产业变革加速推进的背景下，数字化转型催生的新商业模式和业态，为新质生产力的发展提供了广阔空间和机遇，而企业家的创新精神、冒险精神和战略眼光构成了重要的驱动力。企业家是数字化转型的主体，要弘扬企业家精神，激发创新活力，以推动新质生产力发展。因此，厘清企业家精神、数字化转型与新质生产力三者之间的逻辑关系，探究其相互作用机制，对有效推动企业新质生产力发展、实现中国经济高质量发展具有重要的理论与实践意义。

现有文献对企业家精神、数字化转型和新质生产力展开了深入研究。贺灵[1]认为企业家精神和数据要素市场化改革协同促进数字化转型；而数字化转型则会通过抑制套利性企业家精神、促进创新性企业家精神推动企业技术进步[2]。郭强华和郭斐斐[3]基于2010—2022年中国A股上市公司数据证实了数字化转型对企业新质生产力发展的促进作用，企业家精神则通过持续激发企业创新活动和创造潜力，为新质生产力发展提供不竭动力[4]。与此同时，企业新质生产力的发展也是数字化转型的推动力量，改变了企业发展进程[5]。上述研究多聚焦于探究企业家精神、数字化转型以及新质生产力两两之间的相互作用关系，但对企业家精神、数字化转型和新质生产力三者之间的关系以及动态影响缺乏关注。为此，本文试图将企业家精神、数字化转型和新质生产力放入同一框架内，探究三者之间的影响机制与互动效应，为推动新质生产力发展提供理论依据与政策建议。

现以中国2011—2023年A股上市公司的面板数据为样本，构建面板向量自回归（panel vector autoregression，PVAR）模型，从企业层面探究企业家精神、数字化转型和新质生产力之间的动态作用关

收稿日期：2025-07-19

基金项目：教育部人文社会科学基金青年项目（22YJC630013）；山东省自然科学基金面上项目（ZR2023MG045）

作者简介：程道金（1987—），男，山东临沂人，博士，副教授，研究方向为创新与企业家理论；张慧琳（2004—），女，山东泰安人，研究方向为创新与企业家理论；郭园园（1989—），女，河南许昌人，博士，副教授，研究方向为科技创新与管理。

系。与以往研究相比，本文可能的贡献有：第一，将企业家精神、数字化转型和新质生产力引入同一分析框架，探讨三者之间的互动关系，弥补了现有研究仅关注两两关系而忽略三者协同作用的不足；第二，构建面板自回归模型，实证检验企业家精神、数字化转型和新质生产力三者之间的动态关联机制，为理解其内在联系提供新视角；第三，充分考虑企业家精神、数字化转型和新质生产力之间的内生性问题，深入辨析三者的因果关系，拓展这一领域的研究深度，为政府制定激发新质生产力、推动经济高质量发展的政策提供经验证据。

1 文献综述与研究假说

1.1 文献综述

国内外学者广泛关注企业家精神、数字化转型和新质生产力，重点围绕两者之间的关系展开研究。关于企业家精神与数字化转型的研究，主要集中在以下两方面：一是企业家精神对数字化转型的影响作用。林艳和张欣婧[6]对4家制造企业数字化转型进程进行阶段研究，发现企业家精神是唯一贯穿数字化转型孕育和实施阶段的影响因素；马颖超和刘树林[7]以制造业上市公司为样本，运用理论推断、数理检验等方法研究发现，企业家精神对数字化转型的作用呈倒“U”型。二是数字化时代企业家精神与企业创新的发展。赵东辉等[8]运用多案例扎根理论研究方法研究发现数字创新的不确定性是触发企业家精神的关键原因；李建成等[9]基于熊彼特的企业家精神理论研究发现，数字化时代给予企业家精神新的内涵与表现。

关于数字化转型与新质生产力的研究，现有文献多集中于两者之间的单向作用。部分学者认为数字化转型能够推动新质生产力发展。例如，葛元骎等[10]以2017—2021年A股上市公司为样本，采用固定效应模型研究发现数字化转型能够促进企业绿色技术创新催发新质生产力；郭强华和郭斐斐[3]运用2010—2022年中国A股上市公司数据，实证分析发现数字化转型能够提升资本和劳动力配置推动企业生产力发展。另有学者认为新质生产力能够助推数字化转型。例如，董静等[11]基于外部学习视角，认为制造业企业能够通过风险投资获取相关知识和技术以建设新质生产力，从而助推自身数字化转型；张夏恒[12]研究发现，新质生产力依托科技赋能加快新型智慧城市建设、促进新型产城融合发展等驱动数字化转型。

关于企业家精神与新质生产力的研究，学者们多聚焦于研究企业家精神在新质生产力发展过程中的作用。贾晓霞和广唯伊[4]基于二元创新视角研究发现，建立以企业家精神为基础的“内部引领型”驱动路径对技术创新与新质生产力的关系起到正向调节作用。申杰等[13]以2010—2022年省级面板数据为样本，构建中介效应模型研究发现，统一大市场建设激发企业家精神，进而推动新质生产力的发展。温科和李常洪[14]运用2007—2022年A股上市公司数据，进行调节效应检验发现，数实技术融合在企业家精神正向调节下，能够获取更大的企业新质生产力效应。虽然关于企业家精神对新质生产力促进作用的文献较多，但鲜有学者研究新质生产力对企业家精神的反向影响作用。

现有研究在企业家精神、数字化转型和新质生产力研究领域取得了丰硕的研究成果，为本文奠定了坚实的理论基础，但仍有进一步探讨之处。现有研究多关注两两之间单向或双向作用，鲜有学者将企业家精神、数字化转型和新质生产力放入同一研究框架；在探究三者之间的关系时，侧重于静态研究，未能考虑它们的动态关系以及相互影响的持续性；探究企业家精神对新质生产力的影响，主要关注调节作用，对企业家精神的直接影响缺乏讨论。现以中国2011—2023年A股上市公司的面板数据为样本，构建面板向量自回归模型，从动态角度研究企业家精神、数字化转型和新质生产力三者之间的相互作用关系。

1.2 研究假设

1.2.1 企业家精神与数字化转型的互动效应

企业家精神是指企业经营者在经营实践中所确立起来的对于企业笃定的信念与高远的价值追求，以及与此相联系的持续的创新精神和创造能力[15]。其本质是创新，构成经济发展的重要源泉[4]，熊彼特创造性破坏理论——“新产品和新方法不断取代旧产品和旧技术”的创新迭代过程，生动体现了企业家作为创新发动与实施者的核心作用。弘扬企业家精神对加快传统产业转型尤为重要：企业家凭借敏锐的市场洞察力、前瞻的创新意识及敢于突破传统思维的魄力，积极探索数字化转型的路径，为企业开辟新发展道路。此外，企业家的战略意识和抗风险能力能有效识别潜在威胁，并通过优化资源配置、变革组织文化、推进战略执行等措施，保障企业数字化转型稳步推进，如在酒店数字化转型过程中，企业家精神被证实为关键内驱力[16]。反过来，成功实现数字化转型的企业将进一步激活创

新动能,推动企业家精神在经营管理中深度践行,形成促进企业持续创新的正向循环。具体机制在于:数字化转型可有效缓解企业融资难题、降低企业委托代理成本并助力企业进入全球创新前沿,为突破式创新赋能[17]。基于上述分析,提出如下假设。

H1:企业家精神与数字化转型具有双向促进作用。

1.2.2 *数字化转型与新质生产力的互动效应*

数字化转型与新质生产力相互影响、协同发展。一方面,数字化转型为新质生产力提供技术支持和实践路径。数字化转型带来数据、管理等新型生产要素,与传统生产要素相结合;企业利用大数据分析、人工智能等技术,可以更快速获取市场信息和技术趋势,加快技术研发与产品创新的速度,提升企业生产管理效率与创新能力,从而驱动新质生产力发展。此外,数字化转型还通过促进企业技术创新、管理创新和模式创新,驱动新兴产业发展,进而实现新质生产力涌现[18]。因此,企业的数字化转型程度越高,其新质生产力的水平也就越高。另一方面,新质生产力也积极推动企业数字化转型向纵深发展。在要素升级方面,企业数字化转型使数据成为关键生产要素,数字技术成为重要生产工具,并驱动劳动力素质提升,为新质生产力的发展奠定了坚实基础。而新质生产力以技术创新为引领,鼓励制造业企业进行风险投资,这有助于企业学习和获取组织外的相关技术培育新质生产力,进而促进自身数字化转型[11]。从"专精特新"企业层面看,新质生产力的培育可以畅通创新活动的上下游链条,增强上市公司的创新投入力度,促进上市公司数字化转型,而数字技术在企业生产过程中的应用,则降低转型成本,进一步推动了传统产业数字化、智能化转型。基于上述分析,提出如下假设。

H2:数字化转型与新质生产力具有双向促进作用。

1.2.3 *企业家精神与新质生产力的互动效应*

企业家精神是新质生产力发展的关键驱动力。首先,企业家通过创新和冒险精神,推动企业在技术创新、管理创新等方面突破,为新质生产力的形成提供关键助力;其次,企业家通过整合资本、技术、数据等生产要素,优化要素配置结构、提升要素配置效率,为新质生产力的培育奠定基础。具体来说,企业家精神在数实技术融合促进企业新质生产力发展过程中发挥正向调节作用[14],且是税收征管数字化促进企业新质生产力的作用渠道[19]。与此同时,新质生产力是符合新时代发展规律的生产力,其发展可以为企业提供更广阔的发展空间和更高的利润回报,进而激励企业家进行创新和冒险活动,促进企业家精神的提升。值得注意的是,这种新型生产力发展也对企业家提出了更高的要求,驱动企业家不断学习和自我完善,推动企业家精神的重塑和时代内涵升华。基于上述分析,提出如下假设。

H3:企业家精神与新质生产力具有双向促进作用。

2 研究设计与变量说明

2.1 模型设定

企业家精神、数字化转型和新质生产力三者之间存在比较复杂的内在逻辑关系,因此,不能简单地将企业家精神和数字化转型作为解释变量、新质生产力作为被解释变量来研究三者之间的单向作用关系。PVAR 模型不仅可以反映多个变量之间的相互作用以及动态变化关系,而且直接将变量作为内生变量以消除模型内生性问题。为研究企业家精神、数字化转型和新质生产力三者的动态关系,构建 PVAR 模型如下:

$$Y_{it}=\alpha_0+\sum_{j=1}^{k}\alpha_j Y_{i,t-j}+\mu_i+\nu_t+\varepsilon_{it} \tag{1}$$

式中:i 和 t 分别为个体和时间;Y_{it} 为包含企业家精神(ESHIP)、数字化转型(DIGIT)和新质生产力(NPRO)3 个变量的列向量;α_0 为截距项;j 为滞后阶数;α_j 为系数;μ_i 为地区固定效应;ν_t 为时间固定效应;ε_{it} 为随机误差项。

2.2 变量选取与指标测度

(1)企业家精神(ESHIP)。企业家精神指企业家经营管理企业的一种综合才能,衡量时需要从多方面综合考量。本文使用张三保[20]构建的上市公司企业家精神指标作为代理变量,包含爱国情怀、勇于创新、诚信守法、社会责任和国际视野 5 个方面。

(2)数字化转型(DIGIT)。参照赵宸宇[21]、吴非等[22]的做法,从人工智能技术、大数据技术、云计算技术、区块链技术、数字技术运用 5 个维度测度数字化转型 A,从数字技术应用、互联网商业模式、智能制造、现代信息系统 4 个维度测度数字化转型 B,具体做法如下:①收集 A 股上市公司年度报告,提取上市公司经营部分的文本;②抽取数字化转型成功企业样本,运用 Python 的 Jieba 中文分词功能筛选与数字化转型相关的词汇;③构建数字化术语词

典，使用Jieba功能对样本进行分词处理，统计关键词披露次数；④对数据进行标准化处理，使用熵权法赋予指标权重进行计算，最后取对数得到数字化转型指数。

(3)新质生产力(NPRO)。新质生产力以劳动者、劳动资料、劳动对象及其优化组合的跃升为基本内涵[23]。现有研究多从生产力的组成、内涵、分类和基本特征等维度构建新质生产力指标，参照宋佳等[24]的做法，基于生产力二要素理论，从劳动力和劳动工具两个维度构建新质生产力指标体系，并运用熵值法计算每个指标的权重，得到新质生产力指标。

2.3　样本选择与数据来源

选取中国A股上市公司2011—2023年的非平衡面板数据为样本，探究企业家精神、数字化转型和新质生产力三者之间的动态关系。数据处理如下：①剔除ST和PT类上市公司的数据；②剔除金融类或资不抵债企业；③删除数据缺失严重的样本；④对连续变量上下1%进行缩尾处理。最终得到17 618个样本数据。使用的数据主要来源于国泰安(CSMAR)数据库和万得(Wind)数据库。

2.4　描述性统计

变量的数据分布特征见表1。企业家精神从东部往西部呈下降趋势，东部企业家精神为43.654，高于全国平均水平。数字化转型在全国均值为2.397，从东部向西部呈递减趋势，可以看出企业数字化转型受地理位置影响存在差异。从全国范围内来看，新质生产力均值为2.831，最小值为1.008，最大值为11.973，表明新质生产力发展在区域内部差异较大。

3　实证检验与结果分析

3.1　平稳性检验

为保证数据平稳性，避免出现伪回归问题，采用Fisher-PP(Fisher-Philips-Perron)检验和Fisher-ADF(Fisher-Andrews-Durbin-Fuller)检验2种方法进行平稳性检验，检验结果见表2。企业家精神、数字化转型与新质生产力3个变量的统计值在至少5%显著水平下拒绝了存在单位根的原假设，表明原数据序列是平稳的。

3.2　协整检验

为考察3个变量之间的长期均衡关系，采用Westerlund检验、Pedroni检验以及KAO(Kaiser-Meyer-Olkin)检验等方法进行协整检验。由表3结果可知，各检验统计量的值在1%水平下显著拒绝不存在协整关系的原假设，Westerlund检验、Pedroni检验和KAO检验均通过。综上所述，各地区企业家精神、数字化转型以及新质生产力之间存在长期均衡关系，可构建PVAR模型进一步分析。

3.3　最优滞后阶数的选取

在进行PVAR分析之前，利用AIC(赤池信息准

表2　面板数据单位根检验结果

全国及区域	变量名	Fisher-PP检验	Fisher-ADF检验	结论
全国	ESHIP	9 737.43***	17 200.00***	平稳
	DIGIT	14 100.00***	14 900.00***	平稳
	NPRO	7 332.99***	8 206.37***	平稳
东部	ESHIP	6 723.27***	9 201.57**	平稳
	DIGIT	8 254.70***	6 685.66***	平稳
	NPRO	4 110.80**	3 377.20***	平稳
中部	ESHIP	1 735.12**	2 361.97***	平稳
	DIGIT	1 978.49***	1 850.44***	平稳
	NPRO	1 059.01***	1 045.52***	平稳
西部	ESHIP	1 045.22***	1 524.28***	平稳
	DIGIT	1 375.27***	1 224.23***	平稳
	NPRO	1 595.94***	1 094.74***	平稳

注：*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著水平；因数据缺失，未包含港澳台地区。

表1　变量描述性统计

全国及区域	变量	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
全国	ESHIP	29 262	43.155	6.518	11.020	43.350	69.840
	DIGIT	32 033	2.397	1.361	0.000	2.398	6.682
	NPRO	24 131	2.831	0.646	1.008	2.711	11.973
东部	ESHIP	18 582	43.654	6.437	13.840	43.850	69.840
	DIGIT	20 245	2.487	1.371	0.000	2.485	6.682
	NPRO	15 003	2.822	0.641	1.034	2.703	10.119
中部	ESHIP	5 104	42.302	6.367	13.460	42.510	65.720
	DIGIT	5 427	2.170	1.319	0.000	2.197	6.480
	NPRO	3 910	2.837	0.588	1.048	2.739	8.728
西部	ESHIP	3 553	41.457	6.897	11.020	41.420	66.870
	DIGIT	3 782	2.022	1.316	0.000	1.946	6.465
	NPRO	2 718	2.812	0.562	1.009	2.724	7.058

注：因数据缺失，未包含港澳台地区。

则)、BIC(贝叶斯信息准则)和 HQIC(汉南-奎因信息准则)3 种统计量准则来判断模型滞后阶数,以 AIC、BIC 和 HQIC 取最小值的阶数作为模型的最优滞后阶数 Lag。一般地,当三者结果不一致时,通常认为 BIC 准则标准优于 AIC 和 HQIC。由表 4 结果可知,全国、东部地区、中部地区和西部地区的最优滞后阶数均为 1 期,因此构建 PVAR(1)模型。

表 3　协整检验结果

检验方法	全国	东部	中部	西部
Westerlund 检验	−8.795 6***	−5.880 6***	−2.807 6***	−3.817 9***
Pedroni 检验	28.576 3***	25.855 9***	14.528 6***	10.368 3***
KAO 检验	−15.012 7***	9.066 6***	6.770 4***	4.213 0***

注:Pedroni 检验报告的结果为 Phillips-Perron t 统计量;KAO 检验报告的结果为 Dickey-Fuller t 统计量;*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著水平;因数据缺失,未包含港澳台地区。

表 4　模型滞后阶数选择

全国及区域	Lag	AIC	BIC	HQIC
全国	1	8.527 0	11.136 3*	9.369 2*
	2	8.513 1*	11.395 3	9.448 4
	3	8.758 7	11.981 6	9.811 0
东部	1	8.525 3	10.888 7*	9.304 9*
	2	8.443 5*	11.042 4	9.305 3
	3	8.680 4	11.570 0	9.644 3
中部	1	8.119 3*	10.0243*	8.790 3*
	2	8.169 0	10.261 4	8.909 8
	3	8.356 1	10.676 7	9.182 6
西部	1	8.913 2*	11.666 7*	9.926 5*
	2	9.126 1	12.342 7	10.320 6
	3	9.536 1	13.401 9	10.987 1

注:*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著水平;因数据缺失,未包含港澳台地区。

3.4　模型稳定性检验

PVAR 模型估计、脉冲响应和方差分解有效性的前提是 PVAR 模型要满足稳定性条件。若伴随矩阵的特征根均在单位圆内部,则证明 PVAR 模型稳健。由图 1 可知,3 个特征根均在单位圆内部,本文构建的 PVAR 模型是稳健的。

3.5　格兰杰因果检验

为进一步分析企业家精神、数字化转型和新质生产力之间的动态关系,对 3 个变量两两进行格兰杰因果检验。由表 5 可以发现,数字化转型和企业家精神存在双向格兰杰因果关系,数字化转型和新质生产力存在双向格兰杰因果关系,新质生产力和企业家精神存在双向格兰杰因果关系。

3.6　GMM 估计

利用广义矩估计(generalized method of moments,GMM)法对企业家精神、数字化转型和新质生产力构建的 PVAR 模型进行估计,结果见表 6。

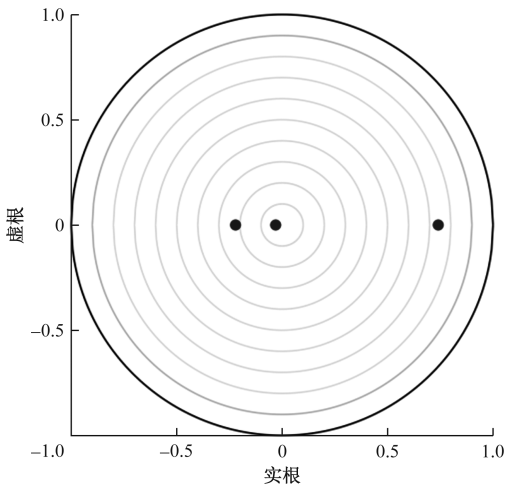


图 1　模型稳定性检验结果

表 5　面板格兰杰因果检验结果

原假设	卡方 χ^2	P	检验结果
NPRO 不是 ESHIP 的格兰杰原因	3.782	0.052	拒绝
DIGIT 不是 ESHIP 的格兰杰原因	92.114	0.000	拒绝
NPRO 不是 DIGIT 的格兰杰原因	173.130	0.000	拒绝
ESHIP 不是 DIGIT 的格兰杰原因	149.510	0.000	拒绝
DIGIT 不是 NPRO 的格兰杰原因	45.380	0.000	拒绝
ESHIP 不是 NPRO 的格兰杰原因	78.946	0.000	拒绝

表 6　PVAR 模型 GMM 估计结果

全国及区域	变量	ESHIP	DIGIT	NPRO
全国	L. ESHIP	0.657 1***	0.036 0***	0.011 9***
		(0.020 7)	(0.002 9)	(0.001 3)
	L. DIGIT	0.577 4***	0.688 5***	0.022 8***
		(0.060 2)	(0.009 8)	(0.003 4)
	L. NPRO	0.204 0*	0.204 3***	0.772 0***
		(0.104 9)	(0.015 5)	(0.007 2)
东部	L. ESHIP	0.680 2***	0.036 3***	0.013 8***
		(0.025 8)	(0.003 8)	(0.001 8)
	L. DIGIT	0.441 7***	0.706 9***	0.031 6***
		(0.068 7)	(0.012 3)	(0.004 2)
	L. NPRO	0.145 2	0.190 6***	0.784 6***
		(0.121 8)	(0.018 4)	(0.008 6)
中部	L. ESHIP	0.649 7***	0.034 5***	0.007 6***
		(0.034 5)	(0.004 5)	(0.001 9)
	L. DIGIT	0.748 0***	0.692 6***	0.019 2***
		(0.124 3)	(0.019 5)	(0.006 4)
	L. NPRO	0.738 2**	0.291 7***	0.760 8***
		(0.340 1)	(0.049 5)	(0.020 7)
西部	L. ESHIP	0.718 6***	0.055 6***	0.007 6**
		(0.058 9)	(0.008 2)	(0.003 4)
	L. DIGIT	0.577 1***	0.619 4***	0.014 9
		(0.186 0)	(0.028 6)	(0.010 1)
	L. NPRO	0.815 6***	0.262 5***	0.773 3***
		(0.290 9)	(0.045 8)	(0.016 9)

注:*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%的显著水平;括号内为标准误;因数据缺失,未包含港澳台地区。

当企业家精神(ESHIP)为被解释变量时,本年度的企业家精神受到滞后 1 期企业家精神的影响,全国、东部、中部和西部地区的系数均在 1%的水平下显著,这表明企业家精神存在持续性。滞后 1 期的数字化转型的系数均在 1%的水平下显著为正,表明滞后 1 期的数字化转型对企业家精神存在显著促进作用。滞后 1 期的新质生产力对企业家精神具有正向影响,但这种影响在东部地区不显著,其可能原因是东部地区企业家精神相较其他地区较为成熟,新质生产力边际效用递减,对企业家精神促进作用不显著。

当数字化转型(DIGIT)为被解释变量时,滞后 1 期的数字化转型的系数均在 1%的水平下显著为正,表明滞后 1 期的数字化转型程度对本年度的数字化转型具有正向影响;滞后 1 期的企业家精神和新质生产力的系数在全国、东部、中部和西部地区均在 1%水平下显著为正,表明滞后 1 期的企业家精神和新质生产力对企业数字化转型存在显著的促进作用。

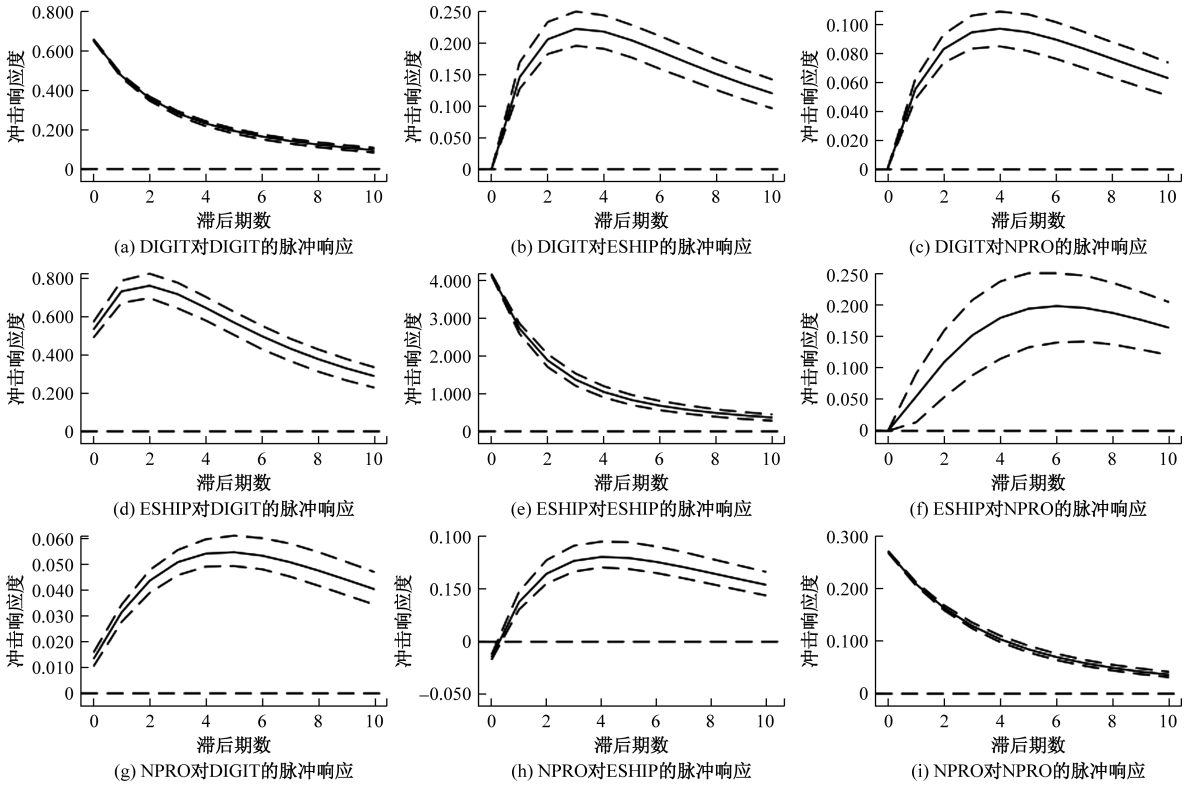
当新质生产力(NPRO)为被解释变量时,其滞后 1 期的值对当期发展水平在全国、东部地区、中部地区和西部地区均产生显著正向影响。滞后 1 期的企业家精神对新质生产力具有正向影响,且至少在 5%水平下显著;滞后 1 期的数字化转型对新质生产力的影响在全国、东部和中部在 1%水平下显著为正,在西部地区滞后 1 期的数字化转型对新质生产力有正向影响,但不显著。其可能原因是西部地区的企业数字化转型程度较低,在培育企业新质生产力方面的持久性不足。

3.7　脉冲响应分析

GMM 估计仅是对企业家精神、数字化转型和新质生产力之间静态关系的研究。为进一步研究三者之间的动态关系,利用蒙特卡洛方法,将滞后期设置为 10 期,进行 200 次模拟,得到全国、东部、中部和西部地区关于企业家精神、数字化转型和新质生产力的脉冲响应图(图 2～图 5)。

3.7.1　全国脉冲响应分析

由图 2 可以看出:①企业家精神、数字化转型和新质生产力在自身受到一个标准差的冲击后,在当期表现出最大的正向反应,之后逐渐减弱趋向于零,表明三者均存在经济惯性;②当企业数字化转型受到一个标准差的正向冲击后,企业家精神和新质生产力在当期的响应为 0,自第 1 期开始呈现出倒“U”型正向影响趋势,在第 3 期和第 4 期达到极值后,逐渐向 0 收敛,表明企业家精神和新质生产力的反应存在一定的滞后性;③当企业家精神受到一



实线为脉冲响应曲线;两侧虚线为 95%置信区间上下限;因数据缺失,未包含港澳台地区

图 2　全国脉冲响应

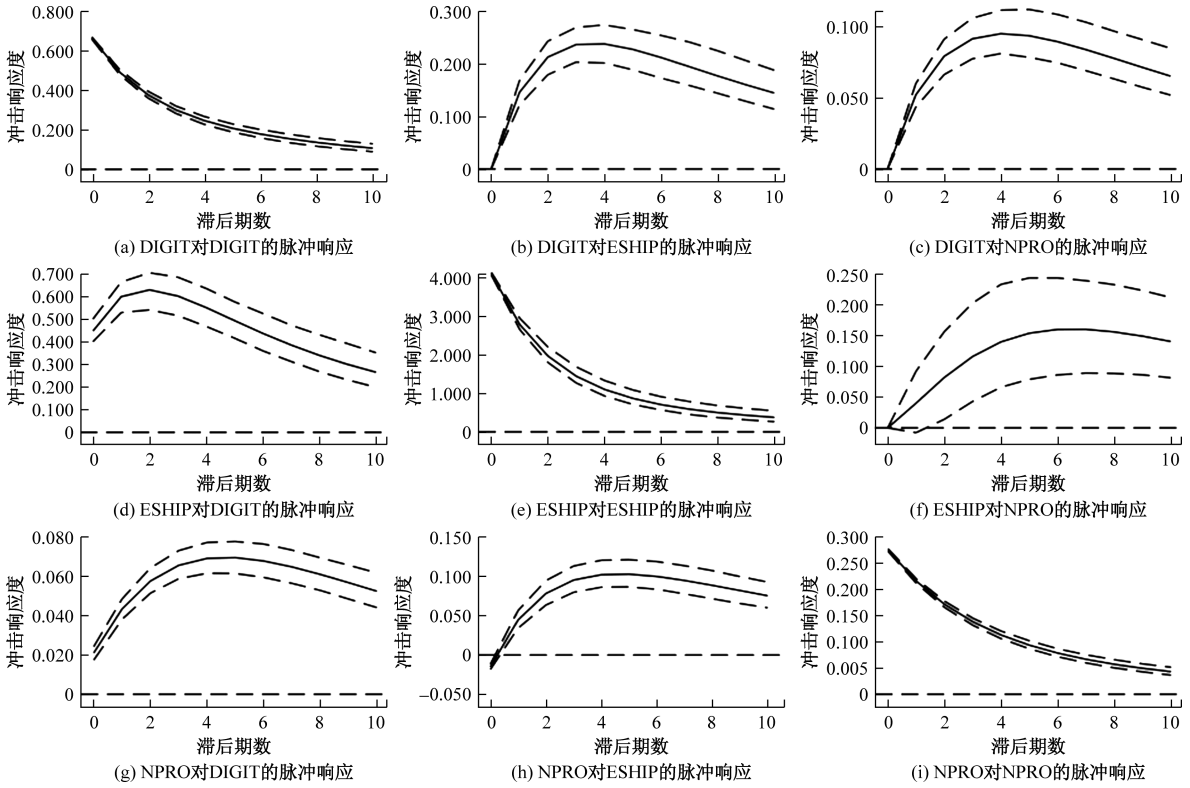


图 3　东部地区脉冲响应

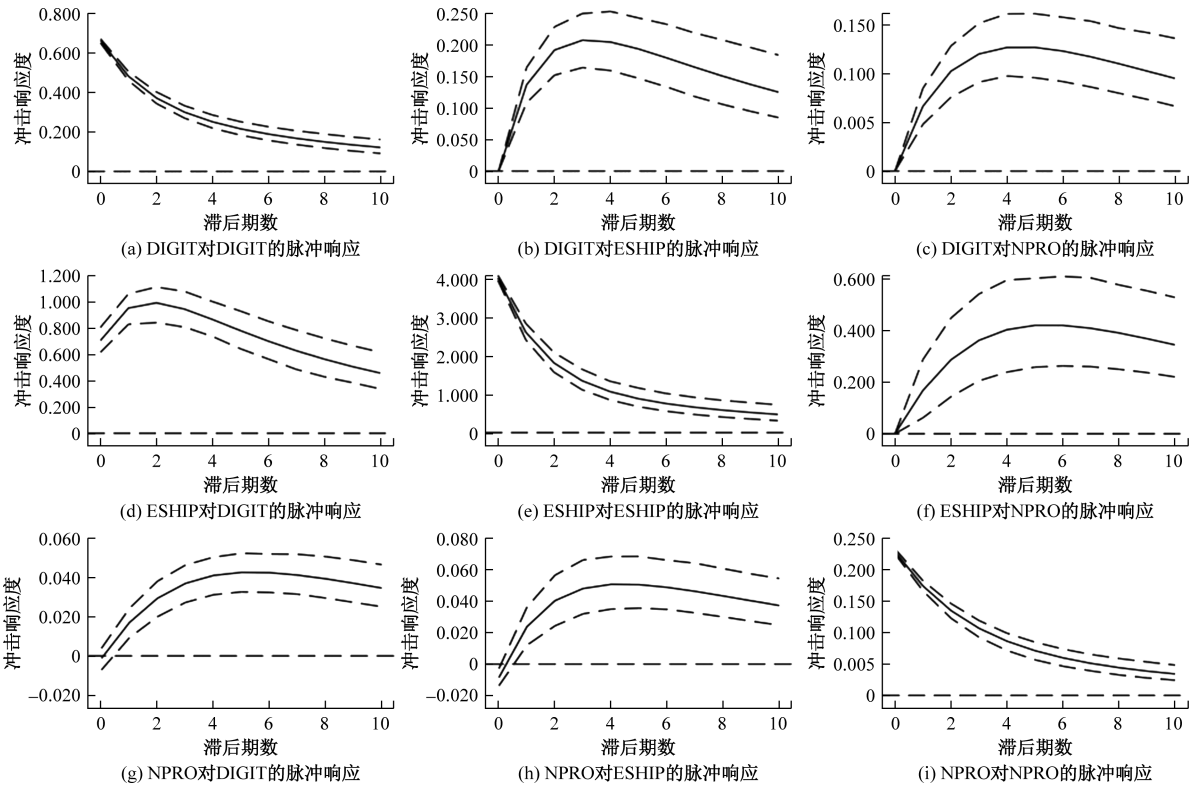


图 4　中部地区脉冲响应

个标准差的正向冲击后,企业数字化转型在当期便做出反应,在第 2 期达到极值后开始下降,新质生产力在当期的响应为 0,从第 1 期开始呈现出先增加后下降的倒“U”型趋势,并在第 6 期达到极值,表明

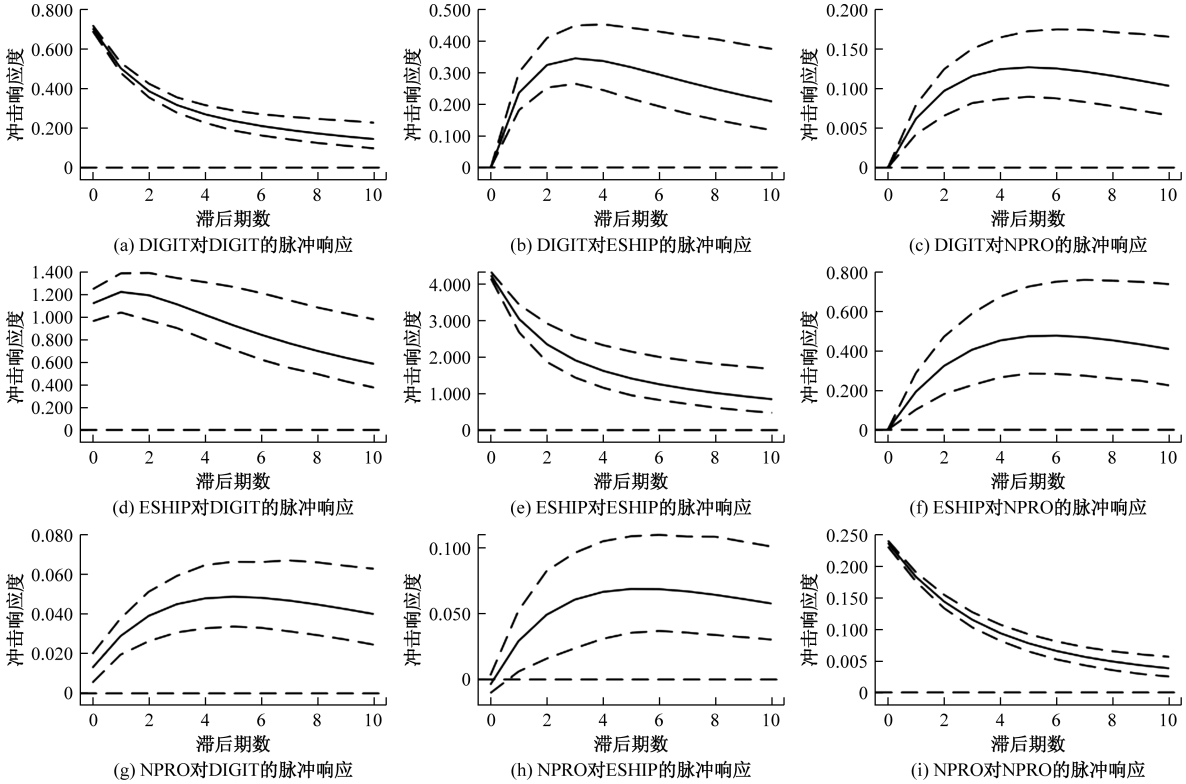


图 5　西部地区脉冲响应

新质生产力对企业家精神冲击的响应存在一定的滞后性，其可能原因是企业家当期做出的决策需要经过一段时间后才能显现出来；④当新质生产力受到一个标准差的正向冲击后，企业数字化在当期立即做出反应，在第 4 期达到最大值后，逐渐开始减少，其可能的原因是新质生产力倒逼企业加速数字化转型以释放技术潜力，数字化转型程度不断加深，在第 4 期达到极值，此后，企业数字化转型应对新质生产力的冲击响应程度逐渐减小。

3.7.2　东部地区脉冲响应分析

由图 3 可以看出，东部地区企业家精神、数字化转型和新质生产力在自身受到一个标准差的正向冲击后，变化趋势与全国保持了极大的相似性，表明在东部地区依然表现出了较好的经济惯性。企业数字化和企业家精神受到一个标准差的正向冲击后，另外两个因素做出的响应也与全国保持了相同的趋势。当新质生产力受到一个标准差的正向冲击后，企业家精神在当期的反应小于 0，此后呈现出稳步提升的趋势，并在第 5 期趋于稳定，其可能的原因是冲击发生后企业家对政策感知产生了“偏差”，此后，做出正确反应，并产生持续的正向影响。

3.7.3　中部地区脉冲响应分析

由图 4 可以看出，中部地区与全国一样，企业家精神、数字化转型和新质生产力对自身冲击的响应为正，在当期达到最大值，后逐渐减小至趋于 0。当企业数字化转型和企业家精神受到一个标准差的正向冲击后，另外两个变量的反应趋势也与全国保持一致。不同的是，当新质生产力受到一个标准差的正向冲击后，数字化转型在当期的反应为正，响应程度逐渐提高，到第 5 期达到最大值后，开始下降；企业家精神在当期的反应为负，在第 4 期达到极值后，逐渐趋于稳定。

3.7.4　西部地区脉冲响应分析

由图 5 可以看出，西部地区企业家精神、数字化转型和新质生产力在自身受到冲击后，表现出与全国一致的正向响应。当企业数字化转型受到一个标准差的正向冲击后，企业家精神和新质生产力的变化趋势与全国保持一致，但新质生产力在第 4 期达到最大值。当新质生产力受到一个标准差的正向冲击后，企业数字化和企业家精神呈现出先增加后减小的趋势，在第 5 期达到极值。不同的是，企业数字化转型在当期反应为正，企业家精神在当期反应为负。其可能的原因是新质生产力受到冲击后带来新技术，倒逼企业进行数字化转型，而新技术带来的不确定性使企业家精神在当期反应为负。

3.8 方差分解

为准确衡量企业家精神(ESHIP)、数字化转型(DIGIT)和新质生产力(NPRO)3个变量之间的相互影响程度,对各变量进行PVAR方差分解,选取第2期、第5期和第10期作为预测期,得到冲击变量对内生变量的贡献度,结果见表7。

表7 方差分解结果

全国及区域	响应变量	冲击变量			
		预测期	ESHIP	DIGIT	NPRO
全国	ESHIP	2	0.966	0.033	0.002
		5	0.915	0.069	0.017
		10	0.868	0.091	0.042
	DIGIT	2	0.075	0.917	0.007
		5	0.287	0.669	0.044
		10	0.387	0.529	0.084
	NPRO	2	0.005	0.006	0.988
		5	0.048	0.023	0.929
		10	0.119	0.045	0.836
东部	ESHIP	2	0.971	0.027	0.002
		5	0.919	0.063	0.017
		10	0.870	0.086	0.044
	DIGIT	2	0.074	0.919	0.008
		5	0.283	0.671	0.046
		10	0.383	0.530	0.086
	NPRO	2	0.005	0.011	0.984
		5	0.045	0.028	0.926
		10	0.113	0.050	0.837
中部	ESHIP	2	0.949	0.050	0.001
		5	0.898	0.090	0.012
		10	0.857	0.112	0.031
	DIGIT	2	0.071	0.924	0.005
		5	0.276	0.693	0.031
		10	0.380	0.559	0.060
	NPRO	2	0.008	0.002	0.990
		5	0.069	0.022	0.909
		10	0.160	0.051	0.789
西部	ESHIP	2	0.908	0.091	0.001
		5	0.850	0.139	0.011
		10	0.807	0.166	0.027
	DIGIT	2	0.069	0.926	0.005
		5	0.261	0.711	0.028
		10	0.357	0.590	0.053
	NPRO	2	0.010	0.011	0.979
		5	0.077	0.046	0.877
		10	0.167	0.088	0.745

注:因数据缺失,未包含港澳台地区

对于全国而言,企业家精神、数字化转型和新质生产力主要受到自身冲击的影响,在第2期贡献度均超过90%,随着时间推移而逐渐下降。每一期来自数字化转型的冲击对企业家精神的贡献率均比新质生产力对其贡献率高,且数字化转型的贡献率在第10期达到9.1%,数字化转型在企业家精神推动过程中发挥有效作用。企业家精神对数字化转型的贡献率在第2期仅为7.5%,此后增长较快,在第10期达到38.7%,企业家精神是推动企业数字化转型的重要手段。企业家精神和数字化转型对新质生产力的贡献随时间推移而逐渐上升,说明两者对新质生产力的影响程度不断加强。

对于东部地区而言,数字化转型和新质生产力对企业家精神贡献率随时间推移而递增,第10期分别为8.6%和4.4%,而企业家精神对其自身贡献度超过85%,表明企业家精神主要依靠自身冲击影响,而数字化转型和新质生产力对企业家精神有一定促进作用。数字化转型方差贡献率在第10期有53%来自其自身,38.3%来自企业家精神,这说明数字化转型受自身以及企业家精神冲击影响较大,新质生产力对数字化转型推动力有限。新质生产力受自身冲击影响较大,在第10期仍可达到83.7%,企业家精神和数字化转型也对推动新质生产力发挥一定作用。

对于中部地区而言,企业家精神的方差贡献率主要受自身影响,数字化转型和新质生产力在第2期的贡献度分别为5%和0.1%,在第10期贡献度为11.2%和3.1%,说明数字化转型和新质生产力均对企业家精神有贡献效应。两者对比可知,数字化转型是促进企业家精神的主要因素。数字化转型方差分解,其自身方差贡献率超过50%,企业家精神第10期贡献率为38%,存在显著影响,新质生产力对数字化转型的贡献率第10期仅为6%,表明企业家精神能够有效促进企业数字化转型,但新质生产力对数字化转型的影响有限。新质生产力的变动也主要受自身冲击影响,贡献率随时间推移而呈递减趋势。

对于西部地区而言,企业家精神主要受自身冲击影响,数字化转型第10期对其贡献度为16.6%,表明数字化转型对企业家精神波动发挥显著作用。数字化转型方差分解,其自身冲击影响较大,企业家精神和新质生产力对其方差贡献影响于第5期显现,分别为26.1%和2.8%,这种影响随时间推移呈现明显递增趋势,说明企业家精神和新质生产力是促进数字化转型的有效方式。新质生产力方差贡献主要来源于其本身,企业家精神和数字化转型第2期贡献率仅为1%和1.1%,第10期分别为16.7%和8.8%,企业家精神和数字化转型能够促进新质生产力发展,但两者的贡献效果有待进一步增强。

4 结论与政策建议

4.1 研究结论

(1)全国及各区域(东部、中部、西部)的企业家精神、数字化转型与新质生产力存在相互促进的互动机制,且三者均具有发展惯性,对自身变化产生持续正向冲击。

(2)在全国与东部地区,企业家精神与数字化转型、数字化转型与新质生产力之间均存在显著的双向正向冲击,表明两者分别形成相互促进、协同发展的关系。随着时间推移,这种双向促进作用呈现先增强后减弱的倒"U"型趋势。其中,企业家精神与数字化转型的双向促进强度大于数字化转型与新质生产力,而企业家精神对新质生产力的直接促进作用不显著。

(3)在中部与西部地区,企业家精神与数字化转型展现出良好的联动效应,彼此间产生先增强后减弱的正向冲击。然而,中部地区的数字化转型对新质生产力的促进作用较弱;受地理位置和经济发展水平限制,西部地区的企业家精神与数字化转型对新质生产力的提升作用较为有限。

4.2 政策建议

(1)深入推动企业家精神、数字化转型和新质生产力协同发展,释放经济惯性红利。培育和弘扬企业家精神,激励全社会形成创新创业的良好氛围,完善企业创新创业机制;加强数字基础设施建设,推动数字技术与实体经济深度融合,促进企业数字化转型;坚持科技是第一生产力,实现高水平科技自立自强,赋能新质生产力发展;以企业家精神为精神引领、数字化转型为技术支撑、新质生产力为重要动力,构建三维协同发展机制。

(2)东部地区要充分利用其经济发展与人才优势,提高科技创新能力,突破关键技术自主创新;深化企业家精神与数字化转型双向协同发展,打造数字化转型与新质生产力融合新生态,企业家要引导传统产业实现数字化转型,释放数据要素价值,赋能新质生产力发展;优化企业家精神与新质生产力联动路径,促进产学研深度融合,为企业家创新提供人才支持,营造鼓励创新的政策环境,维护企业家创新成果,通过创新促进新质生产力发展。

(3)中部和西部地区要加强与东部地区的合作与交流,引进先进技术与人才,促进科技创新;鼓励企业家大胆尝试新技术、新模式,充分发挥数字化转型对企业家创新创业的反哺作用,强化企业家精神与数字化转型的深度融合;畅通数字化转型与新质生产力作用渠道,制定企业数字化转型规划,为数字化转型推动新质生产力奠定坚实基础;西部地区更要优化营商环境培育企业家精神,激发企业家精神对新质生产力的促进作用。

参考文献

[1] 贺灵. 数据要素市场化改革、企业家精神与制造业数字化转型[J]. 湖南科技大学学报(社会科学版), 2022, 25(6): 65-76.

[2] 马亮, 高峻, 仲伟俊, 等. 数字化转型助力后发企业技术赶超: 企业家精神视角[J]. 管理科学, 2023, 36(2): 53-74.

[3] 郭强华, 郭斐斐. 数字化转型与企业新质生产力: 理论机制与实证检验[J]. 统计与决策, 2025, 41(1): 17-22.

[4] 贾晓霞, 广唯伊. 企业新质生产力的创新动能与驱动路径研究: 基于二元创新视角[J]. 经济与管理评论, 2024, 40(5): 69-82.

[5] 郭汶博, 姜靖, 张旭. 新质生产力引领下文化产业数字化转型的挑战与机遇[J]. 税务与经济, 2024(6): 83-88.

[6] 林艳, 张欣婧. 制造企业数字化转型不同阶段的影响因素: 基于扎根理论的多案例研究[J]. 中国科技论坛, 2022(6): 123-132.

[7] 马颖超, 刘树林. 企业家精神、数字化转型与商业模式创新[J]. 经济问题, 2024(11): 40-50.

[8] 赵东辉, 孙新波, 钱雨, 等. 数字化时代企业家精神的涌现: 基于多案例的扎根研究[J]. 中国人力资源开发, 2021, 38(7): 92-108.

[9] 李建成, 李亦舟, 谢丽萍. 数字化时代的熊彼特: 企业家精神与技术扩散[J]. 技术经济, 2024, 43(9): 45-55.

[10] 葛元骎, 何洋, 赵瑞彤. 新质生产力背景下企业数字化转型与绿色技术创新: 基于冗余资源的"U"型调节效应[J]. 生态经济, 2025, 41(8): 103-114.

[11] 董静, 吕孟丽, 孙传超, 等. 对新质生产力的投资能否推动制造业企业的数字化转型?[J]. 外国经济与管理, 2024, 46(9): 134-152.

[12] 张夏恒. 新质生产力助推城市全域数字化转型的逻辑与路径[J]. 社会科学家, 2025(1): 82-89.

[13] 申杰, 昌忠泽, 毛培. 全国统一大市场建设与新质生产力发展: 基于中国省级面板数据的实证分析[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2024, 30(6): 56-71.

[14] 温科, 李常洪. 数实技术融合对企业新质生产力的影响研究[J/OL]. 科研管理, 1-12[2025-06-28]. https://link.cnki.net/urlid/11.1567.G3.20250122.1420.009.

[15] 李军, 杨兴时. 对企业家精神的辨析[J]. 东岳论丛, 2010, 31(12): 34-37.

[16] 唐健雄, 李春艳, 孙桥, 等. 基于扎根理论的酒店数字化转型影响因素研究[J]. 人文地理, 2022, 37(3): 151-162.

[17] 师博, 侯迎信, 王铮. 数字化转型如何赋能企业突破式创新?[J]. 财经问题研究, 2025(3): 58-69.

[18] 张夏恒, 肖林. 数字化转型赋能新质生产力涌现: 逻辑

框架、现存问题与优化策略[J]. 学术界,2024(1):73-85.
[19] 杨子毅,张起慧. 税收征管数字化与企业新质生产力发展[J]. 财政科学,2024(12):58-75.
[20] 张三保. 中国上市公司企业家精神评估报告 2024(概要版)[J]. 2024.
[21] 赵宸宇. 数字化发展与服务化转型:来自制造业上市公司的经验证据[J]. 南开管理评论,2021,24(2):149-163.
[22] 吴非,胡慧芷,林慧妍,等. 企业数字化转型与资本市场表现:来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界,2021,37(7):130-144.
[23] 张哲,李季刚,汤努尔·哈力克. 中国新质生产力发展水平测度与时空演进[J]. 统计与决策,2024,40(9):18-23.
[24] 宋佳,张金昌,潘艺. ESG发展对企业新质生产力影响的研究:来自中国A股上市企业的经验证据[J]. 当代经济管理,2024,46(6):1-11.

Entrepreneurship, Digital Transformation and New Quality Productivity: PVAR Analysis Based on Panel Data of A-share Listed Companies

CHENG Daojin[1], ZHANG Huilin[1], GUO Yuanyuan[2]
(1. School of Economics, Qufu Normal University, Rizhao 276826, China;
2. School of Management and Economics, Zhejiang Sci-Tech University, Hangzhou 310018, China)

Abstract: Developing and cultivating new-quality productivity is the essential requirement for high-quality development of the Chinese economy. Based on the PVAR(panel vector autoregression) model, the dynamic relationship was explored between entrepreneurship, digital transformation and new quality productivity at the micro level using panel data of A-share listed companies in China from 2011 to 2023. The study finds that at the national and regional levels, entrepreneurship, digital transformation and new quality productivity have strong coordination. For the national and eastern regions, there is a mutual promotion between entrepreneurship and digital transformation, and between new quality productivity and digital transformation of enterprises, and new quality productivity can stimulate entrepreneurship, but there is a lag in the promotion of entrepreneurship to new quality productivity. For the central and western regions, entrepreneurship and digital transformation exhibit good interactive effects, but the central digital transformation shows no significant effect in promoting new quality productivity, and the western entrepreneurship and digital transformation have limited effects on new quality productivity. Therefore, it is necessary to formulate differentiated policies to promote the positive interaction of entrepreneurship, digital transformation and new quality productivity to realize the high-quality development of China's economy.

Keywords: entrepreneurship; digital transformation; new quality productivity; interactive effect