

doi:10.3969/j.issn.1672-626x.2022.06.008

# 经济不确定性、数字赋能与企业创新

——基于我国医药制造企业历史经验数据

颜莉, 虎利森

(湖北经济学院 会计学院, 武汉 430205)

**摘要:**创新是国家经济持续增长的动力,也是企业价值最大化的生机与源泉,经济不确定性不仅关乎宏观经济运行,也导致企业经营环境复杂化。本文基于2015-2020年医药制造企业的历史经验数据,采用多元线性回归实证分析了经济不确定性、数字赋能与企业创新之间的逻辑关系,并探讨了数字赋能的调节效应。研究发现:经济不确定性会倒逼医药制造企业增加创新投入,抑制企业创新产出;数字赋能可降低医药制造企业创新投入,对医药制造企业创新产出有显著的促进作用;数字赋能在经济不确定性与企业创新之间产生负向调节的作用。进一步研究发现,经济不确定性通过企业创新投入促进了企业创新产出,但中介效应产生的促进作用被直接效应所抑制;创新投入在数字赋能与企业创新产出之间的中介效应并不显著。

**关键词:**经济不确定性;数字赋能;创新投入;创新产出;医药制造企业

**中图分类号:**F273.1

**文献标志码:**A

**文章编号:**1672-626X(2022)06-0076-15

## 一、前言

创新是一个国家经济发展的核心要素,也是实体经济迈向高质量发展的第一动力<sup>[1]</sup>。医药制造业是集高附加值和社会效益于一体的高新技术产业,其发展水平不仅体现我国的科技创新水平,更关乎我国居民的身心健康和生命安全。医药制造企业的创新活动易受到外部经济不确定性和国际环境等因素的影响。而现代企业竞争力的核心是企业的自主创新能力,经济不确定性常视为阻碍企业创新的外部关键因素<sup>[2]</sup>。在面对持续不确定的经济环境时,医药制造企业的创新活动将会变得更加复杂。

伴随我国经济的持续发展、国民可支配收入的增加、国民医疗保健意识的不断提高和人口老龄化的加速,我国居民对医药产品的需求逐步扩大,作为国民经济的重要组成部分,医药制造业一直保持着平稳的发展势头,但受经济不确定性的影响,我国医药制造企业面临较大的经营发展压力。在大数据时代背景下,企业可以通过各种数字化手段获取临床或其他终端数据,通过对这些数据的分析和挖掘要点为医药制造企业创新提供保障。十三届全国人大四次会议表决通过的《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》第五篇明确表明要加快数字化发展,建设数字中国。在驱动经济高质量发展

收稿日期:2022-09-08

基金项目:国家社会科学基金项目(22BGL015);湖北经济学院研究生科研项目(YJS2021-11)

作者简介:颜莉(1972-),女,湖北荆门人,湖北经济学院会计学院教授,管理学博士,研究方向为企业创新管理等;通讯作者  
虎利森(1997-),男,宁夏银川人,湖北经济学院会计学院硕士研究生,研究方向为企业创新。

的各种要素中,数字经济已经成为第一大新动力<sup>[3]</sup>。当数字赋能与实体经济高度融合,必将会成为推动经济高质量发展的强大动能。医药制造企业通过引入更多的数字技术,就有更多机会争夺产品、技术和服务优势<sup>[4]</sup>。因此研究经济不确定性、数字赋能与医药制造企业创新之间的逻辑关系具有很强的理论和现实意义。

本文可能的边际贡献在于:第一,现有研究企业创新的文献中,对企业创新的衡量大多采取单一的创新投入或创新产出作为度量指标,忽略了创新投入和创新产出本身的能量差异,并且现有研究很少研究医药制造这一特殊行业的创新问题;第二,以往文献有关“数字赋能”对企业创新的研究多以案例等定性研究为主,缺少实证角度去分析有关数字赋能对企业创新的影响。因此本文考量了前述问题并从微观医药制造企业创新作为切入点,采用实证的研究方法在理论上阐述了经济不确定性、数字赋能与医药制造企业创新之间的逻辑链条,以期丰富企业创新系列研究。

## 二、理论分析与研究假设

### (一)经济不确定性与医药制造企业创新

经济不确定性是一个难以准确界定的概念,目前学术界尚未形成对经济不确定性的统一定义。但经济不确定性能够影响宏观经济运行,并改变微观市场主体行为,制约企业创新活动等微观层面的企业生产经营管理决策得到了学者的广泛共识。

现有文献就经济不确定性与企业创新之间的关系以房地产<sup>[5]</sup>、新能源<sup>[6]</sup>、农业<sup>[7]</sup>等行业为背景进行了一系列研究。现有研究认为当经济不确定性上升时,理性企业为实现更好的长期收益而选择增加研发投入,但因经济不确定性所引起的创新投入增加是否也会同时提高企业创新成果的产出并不明确。例如席龙胜(2021)<sup>[8]</sup>和 Zhang D(2020)<sup>[5]</sup>研究发现,经济不确定性对企业创新投入有积极影响。但是,韩慧霞和李静(2020)发现经济不确定性上升甚至会倒逼高技术产业增加创新投入,但同时会抑制企业的创新产出<sup>[9]</sup>。

通过对文献的梳理发现,作为知识和技术密集型行业的医药制造企业创新活动不同于其他行业。卜琳麟等(2021)使用DEA分析方法对医药制造企业的创新效率进行了测算,发现医药制造企业本身具有很强的特殊性,其创新投入与创新产出之间并不平衡,存在较大偏差<sup>[10]</sup>。医药制造企业在药品研发过程中会经历临床前研究、临床研究、中试与生产、科研成果产业化等一系列区别于其他行业的特殊开发阶段,在此阶段中,医药制造企业首先需要大量人力物力投入和资金技术的支撑,其次更要精准判断产品需求和国内外经济环境。随着经济不确定性的增加,医药制造企业为了保证研发过程的合理有效进行,会进一步加大创新投入,但药品的转化过程对医药制造企业的技术水平和生产工艺的要求极其苛刻。鉴于其具有的较高的资金需求和技术壁垒等不确定性因素的干扰,医药制造企业的创新产出易受到经济不确定性的消极影响。据此,本文提出以下研究假设:

H1:经济不确定性倒逼医药制造企业增加创新投入,但抑制创新产出。

### (二)数字赋能与医药制造企业创新

数字赋能是指通过大数据、移动互联和人工智能等数字化工具对特定的人群进行赋能,使他们获得相应的生活技能和生存能力<sup>[11]</sup>。相比于国外,国内有关数字赋能的研究相对较少,随着十四五规划以及相关政策的出台,数字赋能逐渐被我国学者所关注。2020年前我国有关数字赋能的研究主要是从定性的角度出发。如夏显力等(2019)采用定性的方法构建了市场需求与数字技术共同促进农业高质量发展的分析框架<sup>[12]</sup>。之后我国学者开始逐渐使用案例研究方法分析数字赋能有关问题,但大多是以案例分析为主的理论研究。如张振刚等(2022)运用案例研究方法探究了数字服务化的数字赋能价值创造内在机理<sup>[13]</sup>。

随着大数据、移动互联等数字技术的逐渐普及,数字技术与企业生产管理融合赋予了企业创新的创造

活力。陈剑等(2020)认为数字化技术可以从消费端数据和产品创造过程本身两个方面影响企业的产品创造过程<sup>[14]</sup>。也就是说数字赋能企业在产品终端获得信息的便利,使得企业创新目的更加明确,并且数字赋能企业在创新过程中获得便捷和低成本,从而降低创新投入,增加创新产出。就数字赋能和企业创新关系而言,部分学者从互联网、信息技术、大数据、人工智能等不同方面研究了数字技术对企业创新的影响。温湖炜和王圣云(2022)认为数字技术在制造业领域的应用显著地提高了企业创新,即数字技术推动了企业创新<sup>[15]</sup>。也有部分学者从企业数字化转型角度研究其对企业创新的影响。如侯光文和高晨曦(2022)研究发现,企业数字化对创新存在正向影响<sup>[16]</sup>。池毛毛等(2022)也认为数字化转型是企业创新的关键必要条件<sup>[17]</sup>。

综上,学者们都认为数字赋能能够促进企业创新。但是医药制造企业的研发创新具有复杂性高、耗时长、风险高、成本大等特点,数字技术可以赋能医药制造企业搜集使用数字信息的能力和提高了企业员工信息沟通的效率,也能实现对企业现有知识资源的深度挖掘,从而发挥知识重组的潜在价值<sup>[18]</sup>,还能支撑医学理论研究和数字化医疗设备的研发与应用<sup>[19]</sup>,这有利于企业降低创新活动中的创新支出,促进企业创新产出。据此,本文提出以下研究假设:

H2:数字赋能可节约医药制造企业创新投入,促进企业创新产出。

### (三)数字赋能在经济不确定性与医药制造企业创新之间的调节效应

经济不确定性对医药制造企业创新的影响会受到数字赋能的调节,张国胜等(2021)认为数字赋能的特点在于利用数字技术对现有资源进行重构和整合(包括对个人和组织,也包括生产、管理和销售过程),提升现有能力和构建全新能力所产生的正向驱动效应<sup>[20]</sup>。这也就意味着数字化建设程度较高的医药制造企业在人力资本、公司治理、企业管理、金融发展、产业升级、产品生产与销售等诸多方面会比数字化建设程度较低的医药制造企业更具有优势。

当医药制造企业受到来自外部经济不确定性的负面冲击时,数字化建设程度较高的医药制造企业可以利用数字赋能优势从人力资本、金融发展、产业升级等多个内部组合途径缓解这种冲击<sup>[21]</sup>,从而减少因经济不确定性上升倒逼企业增加额外的创新投入。在同等条件下,数字化建设赋能医药制造企业在研发创新过程中进行知识重组,能发挥企业潜在的创新能力,减弱经济不确定性对创新效率的抑制,间接促进创新产出的提升。据此,本文提出以下研究假设:

H3:经济不确定性对医药制造企业创新影响随着数字赋能的增加而减弱。

## 三、研究设计

### (一)基准模型设定

为检验假设 H1、H2、H3,本文建立如下模型:

$$RDin_t = \alpha_0 + \alpha_1 EPU_t + \alpha_2 DE_t + \alpha_3 EPU \times DE_t + \sum \alpha_k controls_t + \eta_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$RDop_t = \alpha_0 + \alpha_1 EPU_t + \alpha_2 DE_t + \alpha_3 EPU \times DE_t + \sum \alpha_k controls_t + \eta_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中,经济不确定性EPU<sub>t</sub>的系数 $\alpha_1$ 为待估参数。若研究假设H1成立,即经济不确定性促进了企业创新投入,抑制了企业创新产出,则在模型(1)中 $\alpha_1$ 显著为正,在模型(2)中 $\alpha_1$ 显著为负。数字赋能DE<sub>t</sub>的系数 $\alpha_2$ 为待估参数。若研究假设H2成立,即数字赋能抑制了企业创新投入,促进了企业创新产出,则在模型(1)中 $\alpha_2$ 显著为负,在模型(2)中 $\alpha_2$ 显著为正。经济不确定性与数字赋能的交乘项EPU×DE<sub>t</sub>的系数 $\alpha_3$ 为待估参数。若研究假设H3成立,即经济不确定性对医药制造企业创新投入的影响随着数字赋能的增加而减少,经济不确定性对医药制造企业创新产出的影响同样随着数字赋能的增加而减弱,则在模型(1)中, $\alpha_3$ 与 $\alpha_1$ 符号不一致, $\alpha_3$ 显著为负,在模型(2)中, $\alpha_3$ 与 $\alpha_1$ 符号一致, $\alpha_3$ 显著为负。此外,在模型的下标中,t表示年份。

## (二) 变量定义和解释

### 1. 被解释变量

(1) 企业创新投入(RDin)。该指标本文采用郭田勇和孙光宇(2021)<sup>[22]</sup>的做法,使用研发投入占营业收入的比重衡量企业的创新投入程度。(2) 企业创新产出(RDop)。该指标本文采用Levine等(2017)<sup>[23]</sup>的做法,采用企业每年度单独申请的发明专利数量、实用新型专利数量、外观设计专利数量加1取自然对数的方法作为衡量企业创新产出的指标。

### 2. 解释变量

(1) 经济政策不确定性(EPU)。Baker(2016)认为,经济不确定性同时包括宏观经济不确定性和经济政策不确定性,但是自2008年国际金融危机以来,经济政策不确定性占经济不确定性相当高的份额<sup>[24]</sup>。对此,本文结合高蒙蒙和汪冲(2021)<sup>[25]</sup>的做法,采用经济政策不确定性指标去衡量经济不确定性。同时采用谢乔昕和张宇(2022)<sup>[26]</sup>的做法,使用平均法将原始EPU月度指数调整为年度EPU指数。(2) 数字赋能(DE)。本文采用上市公司数字化转型程度,即人工智能技术使用次数、区块链技术使用次数、云计算技术使用次数、大数据技术使用次数和数字技术应用次数之和作为衡量数字赋能的指标。

### 3. 控制变量

企业的研发创新不仅受到经济不确定性和数字赋能的影响,还受到其他因素的影响。本文结合陈梦涛和王维安(2020)<sup>[27]</sup>、熊正德和顾晓青(2022)<sup>[28]</sup>等学者有关企业研发创新研究,设置如下6个控制变量:(1) 企业销售业绩(Sales),用企业营业收入与总资产的比值衡量;(2) 企业规模(Assets),用总资产的自然对数衡量;(3) 企业年龄(Age),用企业上市年限的自然对数衡量;(4) 企业价值(Q),用市场价值与总资产的比值衡量;(5) 股权集中度(First),用第一大股东持股比例表示;(6) 企业产权性质(State),将国有企业赋值为0,非国有企业赋值为1。此外,为了剔除企业层面不可观测变量与宏观经济环境的影响,本文加入了年份虚拟变量( $\eta_t$ )。具体变量定义与解释见表1。

表1 变量定义与解释

变量类型	变量符号	变量名称	变量说明
被解释变量	RDin	企业创新投入	研发投入/营业收入
	RDop	企业创新产出	专利申请数量加1取自然对数
解释变量	EPU	经济政策不确定性	平均法将月EPU调为年EPU
	DE	数字赋能	上市公司数字化转型程度
控制变量	Sales	企业销售业绩	企业营业收入/总资产
	Assets	企业规模	总资产的自然对数
	Age	企业年龄	企业上市年限的自然对数
	Q	企业价值	市场价值/总资产
	First	股权集中度	第一大股东持股比例
	State	企业产权性质	国有企业赋值为0,否则为1
	$\eta_t$	年份	年份虚拟变量

## (三) 样本选择

本文研究经济不确定性、数字赋能与企业创新的关系,以我国医药制造上市公司为研究对象,研究区间为2015—2020年。研究数据取自国泰安数据库,中国经济政策不确定性指数数据来自Economic Policy Uncertainty网站。同时,对所选样本及相关数据作了如下处理:(1) 剔除未报告创新投入的公司;(2) 对公司财务变量数据在1%与99%分位数进行缩尾(Winsorize)处理,以消除极端值对结果的影响;(3) 为了方便各变量之间的比较,本文对所有数据进行标准化处理。

## 四、实证结果与分析

### (一)描述性统计

主要变量的描述性统计见表2。首先从被解释变量来看,企业创新投入均值为-0.029599,中位数为-0.031428,最大值为0.012178,最小值为-0.035999,方差为0.006822,这说明企业的创新投入差别不大。但是被解释变量创新产出的均值为-0.036262,中位数为-0.24853,最大值为4.2839,最小值为-0.30314,方差为0.62938,说明即使企业创新投入的差别不大,但是最终的产出成果差别很大。从解释变量经济不确定性与数字赋能的描述性统计来看,经济不确定性的方差为1,最大值为1.2939,最小值为-1.5108,中位数为-0.2284,由此看来企业对经济不确定性的敏感程度不同;数字赋能的方差为0.97765,最大值为5.5196,最小值为-0.57294,中位数为-0.30805,表明各企业间数字赋能的水平参差不齐。

表2 描述性统计

变量	样本量	均值	中位数	方差	最大值	最小值
RDin	541	-0.029599	-0.031428	0.006822	0.012178	-0.035999
RDop	541	-0.036262	-0.24853	0.62938	4.2839	-0.30314
EPU	541	9.0774e-17	-0.2284	1	1.2939	-1.5108
DE	541	-0.0037415	-0.30805	0.97765	5.5196	-0.57294
Sales	541	-0.049163	-0.1126	0.5511	1.9337	-1.08
Assets	541	0.0015796	-0.034736	0.9836	2.6379	-2.218
Age	541	-0.00021541	0.036504	0.99972	1.2686	-3.1258
Q	541	-0.013274	-0.32893	0.93177	3.5937	-0.97728
First	541	-0.0044395	-0.14459	0.97983	2.6472	-1.8141
State	541	-6.1045e-17	0.060693	1	3.2022	-1.5101

### (二)单变量检验

参考Brogaard等(2017)<sup>[29]</sup>的做法,表3所列示的是经济不确定性与企业创新关系的单变量检测结果,在表3中,将经济不确定性数据由高到底分为三等分,观察不同程度的经济不确定性下,企业创新的均值以及中位数是否存在差异。

统计结果显示,经济不确定性最高组中企业创新投入(RDin)的均值(-0.028)与经济不确定性最低组中企业创新投入(RDin)的均值(-0.031)在1%的统计水平下显著。经济不确定性最高组中企业创新投入(RDin)的中位数(-0.135)与经济不确定性最低组中企业创新投入(RDin)的中位数(-0.279)也在1%的统计水平下显著。经济不确定性最高组中企业创新产出(RDop)的均值(-0.189)和中位数(0.000)与经济不确定性最低组中企业创新产出(RDop)的均值(0.050)和中位数(0.000)分别在5%和1%的统计水平下显著。通过单变量的初步检验发现,经济不确定性促进了企业加大创新投入,却抑制了企业的创新产出,即经济不确定性抑制了企业创新效率。

表3 对经济不确定性分组

变量	均值检验			中位数检验		
	G1	G3	Diff	G1	G3	Diff
RDin	-0.031	-0.028	-0.003***	-0.279	-0.135	22.392***
RDop	0.050	-0.189	0.239**	0.000	0.000	170.898***

注:数据由Stata15软件估计所得;\*,\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的统计水平上显著,下同。

与表3所列示的经济不确定性与企业创新关系的单变量检测方法相似,表4所列示的是数字赋能与企业创新关系的单变量检测结果。在表4中,将数字赋能变量数据由高到底分为三等分,观察不同程度的数字赋能下,企业创新的均值以及中位数是否存在差异。

统计结果显示,数字赋能最高组中企业创新投入(RDin)的均值(-0.223)与数字赋能最低组中企业创新投入(RDin)的均值(-0.068)在1%的统计水平下显著。数字赋能最高组中企业创新投入(RDin)的中位数(-0.356)与数字赋能最低组中企业创新投入(RDin)的中位数(-0.165)也在1%的统计水平下显著。数字赋能最高组中企业创新产出(RDop)的均值(0.438)和中位数(0.597)与数字赋能最低组中企业创新产出(RDop)的均值(-0.172)和中位数(-0.491)分别在1%和5%的统计水平下显著。通过表4单变量的初步检验发现,数字赋能减少了企业创新投入,促进了企业创新产出。

表4 对数字赋能分组

变量	均值检验			中位数检验		
	G1	G3	Diff	G1	G3	Diff
RDin	-0.068	-0.223	0.155***	-0.165	-0.356	11.378***
RDop	-0.172	0.438	-0.610***	-0.491	0.597	5.623**

由于其他因素也会影响企业的创新,为了进一步确定经济不确定性、数字赋能与企业创新的关系,需要借助多元线性回归分析去全面地认识和了解。

### (三)基准模型回归结果

#### 1. 经济不确定性、数字赋能与企业创新投入的多元线性回归

为了研究经济不确定性、数字赋能与企业创新投入之间的具体关系,本文采用混合OLS进行了多元线性回归,结果如表5所示。

表5 企业创新投入的多元线性回归

变量	(1)RDin	(2)RDin	(3)RDin	(4)RDin
EPU	0.114*** (3.84)		0.108*** (3.72)	0.123*** (4.29)
DE		-0.123*** (-4.95)	-0.121*** (-4.89)	-0.126*** (-4.46)
EPU×DE				-0.043* (-1.70)
Sales	0.161*** (3.51)	0.182*** (4.05)	0.175*** (3.98)	0.218*** (4.10)
Assets	0.027 (0.96)	0.064** (2.22)	0.064** (2.22)	0.079** (2.15)
Age	-0.154*** (-5.03)	-0.149*** (-5.01)	-0.155*** (-5.34)	-0.214*** (-5.01)
Q	0.216*** (6.91)	0.218*** (7.13)	0.220*** (7.21)	0.294*** (5.98)
first	-0.062** (-2.39)	-0.075*** (-2.94)	-0.079** (-3.18)	-0.087*** (-2.85)
Constant	-0.067 (-1.60)	-0.233*** (-3.56)	-0.075* (-1.84)	-0.036 (-0.91)
年份虚拟	yes	yes	yes	yes
观测值数	519	519	519	519
R-squared	0.250	0.285	0.284	0.369
Adj_R <sup>2</sup>	0.234	0.268	0.268	0.340
F检验	15.38	16.80	18.28	12.51

列(1)~列(4)均以企业创新投入(RDin)作为被解释变量。不同之处在于列(1)只将经济不确定性(EPU)纳入多元回归方程,结果显示经济不确定性对企业创新投入的促进作用在1%的水平下显著为正;列(2)只将数字赋能(DE)纳入回归方程,结果显示数字赋能对企业创新投入的抑制作用在1%的水平下显著为负;列(3)将经济不确定性和数字赋能同时纳入回归方程,结果显示经济不确定性对企业创新投入的促进作用在1%的水平下显著为正,数字赋能对企业创新投入的抑制作用在1%的水平下显著为负;列(4)将经济不确定性、数字赋能和二者的交乘项同时纳入回归方程,结果显示经济不确定性与数字赋能的交乘项系数显著为负,与列(1)中经济不确定性的系数符号不一致,说明数字赋能削弱了经济不确定性对企业创新投入的促进作用。

从表5的回归模型结果来看,经济不确定性会促使企业增加创新投入,而数字赋能可以有效地降低企业创新投入,经济不确定性对医药制造企业创新投入的影响随着数字赋能的增加而减少。

## 2. 经济不确定性、数字赋能与企业创新产出的多元线性回归

为了进一步研究经济不确定性、数字赋能与企业创新产出之间的具体关系,按照表5做法对创新产出进行了相同处理,采用混合OLS回归得到表6所示的线性回归结果。

表6 企业创新产出的多元线性回归

变量	(1)RDop	(2)RDop	(3)RDop	(4)RDop
EPU	-0.007*** (-4.89)		-0.010*** (-5.04)	-0.010*** (-4.94)
DE		0.085** (2.38)	0.085** (2.38)	0.536* (1.92)
EPU×DE				-0.550** (-2.18)
Sales	0.447 (0.88)	0.298 (0.59)	0.298 (0.59)	0.474 (0.93)
Assets	0.897*** (2.89)	0.703** (2.19)	0.703** (2.19)	0.720** (2.26)
Age	-0.275 (-0.84)	-0.288 (-0.89)	-0.288 (-0.89)	-0.239 (-0.74)
Q	0.195 (0.56)	0.150 (0.43)	0.150 (0.43)	0.230 (0.67)
first	-0.752*** (-2.67)	-0.697** (-2.47)	-0.697** (-2.47)	-0.689** (-2.46)
Constant	4.630*** (6.05)	3.857*** (5.23)	4.317*** (5.31)	4.668*** (5.94)
年份虚拟	yes	yes	yes	yes
观测值数	524	524	524	524
R-squared	0.136	0.146	0.146	0.154
Adj_R <sup>2</sup>	0.114	0.122	0.122	0.129
F检验	6.181	6.198	6.198	6.162

列(1)~列(4)均以企业创新产出(RDop)作为被解释变量。与表5的处理方式相同,在列(1)只将经济不确定性(EPU)纳入多元回归方程,结果显示经济不确定性对企业创新产出的抑制作用在1%的水平下显著为负;列(2)只将数字赋能(DE)纳入回归方程,结果显示数字赋能对企业创新产出的促进作用在5%的水平下显著为正;列(3)将经济不确定性和数字赋能同时纳入回归方程,结果显示经济不确定性对企业创新产出的抑制作用在1%的水平下显著为负,数字赋能对企业创新产出的促进作用依旧在5%的水平下显著为

正;列(4)将经济不确定性、数字赋能和二者的交乘项同时纳入回归方程,结果显示列(4)中经济不确定性与数字赋能的交乘项系数在5%的水平下显著为负,与列(1)中经济不确定性的系数符号一致,说明数字赋能削弱了经济不确定性对企业创新产出的抑制作用。

从表6的回归模型结果来看,经济不确定性会抑制企业创新产出,而数字赋能能够促进企业创新产出,经济不确定性对医药制造企业创新产出的影响随着数字赋能的增加而减弱。综合表5和表6的回归结果,有效地验证了假设H1、H2和H3。

#### (四)异质性分析

为了检验不同性质的医药制造企业面对经济不确定性和数字赋能对企业创新的不同影响,本文将医药制造企业按照企业所有制分为国有企业和非国有企业两类,对表5模型(3)和表6模型(3)进行分组回归,结果如表7所示。表7中,列(1)和列(2)分别为国有企业与非国有企业经济不确定性、数字赋能与企业创新投入的回归结果,结果与表5结果类似,表现为经济不确定性促进了企业创新投入,而数字赋能有效降低了企业的创新投入;列(3)和列(4)分别为国有企业与非国有企业经济不确定性、数字赋能与企业创新产出的回归结果,结果与表6所示结果类似。

为了进一步分析经济不确定性和数字赋能对不同性质医药制造企业的影响程度是否存在差异,可通过对比国有医药制造企业与非国有医药制造企业两个子样本组的系数是否存在差异分析,但直接比较国有企业与非国有企业组回归系数的显著性水平可能会存在偏差。因此,本文借鉴连玉君和廖俊平(2017)<sup>[30]</sup>的建议,采用似无相关模型(Seemingly Unrelated Regression)检验组间差异,实证结果表明数字赋能对医药制造企业的创新投入和创新产出并不会因为其企业产权性质而有所差异。但是经济不确定性在影响不同性质企业之间的创新投入存在显著性差异,可以很清晰地看出,相较于国有医药制造企业,非国有医药制造企业的创新投入受经济不确定性的影响远大于国有医药制造企业。

表7 异质性分析

变量	RDin		RDop	
	(1)	(2)	(3)	(4)
EPU	0.012 (0.20)	0.208*** (3.87)	-3.080** (-2.19)	-1.933*** (-4.61)
组间差异	Chi2=7.09***		Chi2=2.20	
DE	-0.172*** (-3.25)	-0.105*** (-3.64)	-0.026 (-0.15)	0.072** (2.36)
组间差异	Chi2=1.96		Chi2=1.05	
控制变量	yes	yes	yes	yes
年份虚拟	yes	yes	yes	yes
观测值数	127	392	129	395
R-squared	0.204	0.300	0.228	0.182
Adj_R2	0.120	0.279	0.133	0.151
F检验	2.427	14.78	2.408	6.024

#### (五)控制模型的内生性检验

本文在研究经济不确定性、数字赋能与企业创新的关系研究中,不可避免地会因为城市以及企业规模等不可观测因素而出现遗漏变量所致的内生性问题。对此本文在基本回归模型以及后续的稳健性检验中均对时间固定效应进行控制。但是,内生性问题不仅是遗漏变量所致,变量之间的逆向因果关系也会导致内生性的产生。在本文中,经济不确定性可以看作是外生变量,与企业创新不存在互为因果的内生性问题。但是作为衡量企业数字化水平的变量数字赋能(DE)在影响企业创新(RDin、RDop)的同时,企业创新反过来



也会影响数字赋能的效果。

为了解决数字赋能与企业创新之间互为因果关系造成的内生性问题,本文参考张国胜等(2021)<sup>[20]</sup>、蒋殿春和潘晓旺(2022)<sup>[31]</sup>的做法,采用工具变量法处理。首先,较为简单且有效的一种构造工具变量的方法是采用滞后一期的核心变量数据作为工具变量。其次,由于变量之间的内生性一般存在于企业个体层面,因此另外一种产生工具变量的方法是寻找一个比企业范围更为宏观的变量作为工具变量。本文采用企业所处同一地区的互联网宽带接入端口数(DEhat)作为工具变量。选取这一工具变量主要基于以下两点考虑:一是企业所处同一地区的互联网宽带接入端口数与单个企业数字赋能高度相关;二是该指标与企业是否会进行创新无关。因此,这一工具变量满足工具变量的相关性和外生性条件,适合作为数字赋能的工具变量。

检验结果如表8所示,列(1)和列(2)是采用第一种构建工具变量方法(核心变量的滞后一期)所构建的数字赋能指标工具变量的检验结果。列(1)为第一阶段工具变量(DEhat)的估计结果,在1%水平下显著为正,表明工具变量与解释变量数字赋能(DE)高度相关,并且第一阶段F值为60.96,远远大于10;另外弱工具变量检验结果也显著,多项检验均表明了工具变量的合理性。列(2)为第二阶段的估计结果,结果显示数字赋能的估计系数在1%水平下显著为负,与表5列(2)的基准模型结果相似。列(3)和列(4)是采用第二种构建工具变量方法(寻找一个比企业范围更为宏观的变量)所构建的数字赋能指标工具变量的检验结果。列(3)为第一阶段工具变量(DEhat)的估计结果,在1%水平下显著为正,表明工具变量与解释变量数字赋能(DE)高度相关,并且第一阶段F值为13.24,同样大于10;另外弱工具变量检验结果也同样显著。列(4)为第二阶段的估计结果,结果显示数字赋能的估计系数在10%水平下显著为正,与表6列(2)的基准模型估计结果一致。对此,在考虑了变量之间的逆向因果关系后,数字赋能对企业创新投入具有稳健的抑制作用,对企业创新产出具有稳健的促进作用。

表8 控制模型内生性的工具变量检验:2SLS回归结果

变量	(1) first(DE)	(2) two(RDin)	(3) first(DE)	(4) two(RDop)
DEhat	0.73827*** (17.76)		6.32485*** (4.08)	
DE		-0.00016*** (-2.92)		0.07182* (1.66)
Constant	1.51470*** (3.69)	-0.02830*** (-64.83)	5.28663*** (8.06)	1.46153*** (7.01)
控制变量	yes	yes	yes	yes
年份虚拟	yes	yes	yes	yes
观测值数	340	340	164	164
R-squared	0.562	0.377	0.295	0.056
Adj_R <sup>2</sup>	0.553	0.363	0.273	0.0260
第一阶段F值	60.96 [<0.01]		13.24 [<0.01]	
Cragg-Donald Wald F统计量 弱工具变量检验		315.572 [<0.01]		16.6674 [0.0001]

## 五、稳健性检验与进一步分析

### (一) 稳健性检验

#### 1. 更换经济政策不确定性数据

本文前述经济不确定性的替代指标——经济政策不确定性数据是基于Davis等(2019)<sup>[32]</sup>计算出的中国

政策不确定性指数。除了上述变量数据,还有基于 Baker 等(2016)<sup>[24]</sup>所构建的有关中国的经济政策不确定性指数,这里将其作为经济政策不确定性指标数据的更换,结果如表 9 所示。表 9 中 A 部分的被解释变量为企业创新投入,结果与表 5 相同,同样表明经济不确定性会促进企业创新投入,而数字赋能会随着企业数字化程度的增大降低企业创新投入。表 9 中 B 部分的被解释变量为企业创新产出,结果与表 6 相同,同样表明经济不确定性会抑制企业创新产出,而数字赋能会随着企业数字化程度的增大而提高企业创新产出。

表 9 稳健性分析:更换经济政策不确定性指标数据

变量	A: 被解释变量为企业创新投入			
	(1)RDin	(2)RDin	(3)RDin	(4)RDin
EPU	0.117*** (3.84)		0.111*** (3.72)	0.112*** (3.75)
DE		-0.123*** (-4.95)	-0.121*** (-4.89)	-0.124*** (-4.99)
EPU×DE				-0.024 (-1.06)
控制变量	yes	yes	yes	yes
年份虚拟	yes	yes	yes	yes
观测值数	519	519	519	519
R-squared	0.250	0.285	0.284	0.286
Adj_R <sup>2</sup>	0.234	0.268	0.268	0.269
F 检验	15.38	16.80	18.28	16.85
	B: 被解释变量为企业创新产出			
	(1)RDop	(2)RDop	(3)RDop	(4)RDop
EPU	-0.008*** (-5.38)		-0.008*** (-5.04)	-0.008*** (-4.94)
DE		0.085** (2.38)	0.085** (2.38)	0.075** (2.10)
EPU×DE				-0.447* (-1.76)
控制变量	yes	yes	yes	yes
年份虚拟	yes	yes	yes	yes
观测值数	524	524	524	524
R-squared	0.135	0.146	0.146	0.151
Adj_R <sup>2</sup>	0.115	0.122	0.122	0.126
F 检验	6.650	6.198	6.198	6.016

## 2. 被解释变量的重新定义

对于被解释变量企业创新投入,本文参照陈宁等(2018)<sup>[33]</sup>的做法,将企业创新投入重新定义为研发投入占企业资产总额的比例。将重新定义的创新投入变量作为新的被解释变量对本文前述假设 H1 进行了重新检验。结果如表 10 的 A 部分所示,重新定义的企业创新投入所得出的结果与前文结论基本一致,再一次验证了前述假设 H1。

对于被解释变量企业创新产出,本文借鉴杜江和刘诗园(2020)<sup>[34]</sup>的做法,将发明专利申请授权量作为新的指标来衡量企业创新的程度。将重新定义的企业创新产出变量作为新的被解释变量对本文前述假设 H2 进行了重新检验。结果如表 10 的 B 部分所示,重新定义的企业创新产出所得出的结果与前文结论基本一致,再一次验证了前述假设 H2。

表10 稳健性分析:重新定义被解释变量

变量	A:重新定义被解释变量企业创新投入		
	(1)RDin	(2)RDin	(3)RDin
EPU	0.114*** (3.85)		0.110*** (3.80)
DE		-0.160*** (-4.61)	-0.160*** (-4.61)
控制变量	yes	yes	yes
年份虚拟	yes	yes	yes
观测值数	529	529	529
R-squared	0.252	0.282	0.282
Adj_R <sup>2</sup>	0.236	0.265	0.265
F检验	15.86	16.88	16.88
	B:重新定义被解释变量企业创新产出		
	(1)RDop	(2)RDop	(3)RDop
EPU	-0.008*** (-5.35)		-0.008*** (-4.96)
DE		0.072** (2.04)	0.072** (2.04)
控制变量	yes	yes	yes
年份虚拟	yes	yes	yes
观测值数	524	524	524
R-squared	0.121	0.132	0.132
Adj_R <sup>2</sup>	0.104	0.111	0.111
F检验	7.091	6.462	6.462

## (二)进一步分析

资源基础观认为,企业创新差异取决于创新资源的无法替代,而企业创新产生差异的直接诱因是资源的分配不同。刘伟等(2020)研究发现,企业研发投入强度是企业对创新活动重视程度的体现<sup>[35]</sup>。足量的研发投入,不仅有利于形成创新差异化,提高企业创新的抗风险能力,也有利于投资于研发人员和设备等基础软硬件,提升创新活动的效率。唐华等(2021)在对我国高新技术企业研究中发现,研发投入确实能够促进企业创新<sup>[36]</sup>。熊凯军(2021)研究经济不确定性对企业创新影响发现,我国经济不确定性能够促进制造业企业的创新投入<sup>[37]</sup>;储节旺(2022)认为数字赋能在创新生态系统中扮演着资源和工具的角色<sup>[38]</sup>。作为资源时,可通过资源编排节约其他创新投入;作为工具时,是生态系统开放与演化的内在条件和动力,可引发传统创新范式的变革,从而降低创新成本,减少创新投入。但是,学者们均未讨论创新投入是否会发挥中介效应对企业创新产生综合影响。因此,综合资源基础观和前文的实证回归结果,本文验证经济不确定性激励医药制造企业增加了创新投入,但是却抑制了企业的创新产出;数字赋能可以有效地降低因经济不确定性倒逼企业所增加的创新投入,且能够有效促进企业创新产出。然而严格来说,前文只探讨了经济不确定性和数字赋能对企业的创新投入和创新产出的直接效应,并未考虑创新投入是否会产生中介效应。为此,本文做进一步分析,设置创新投入与企业创新产出的估计模型。

$$RDop_i = \alpha_0 + \alpha_1 RDin_i + \sum \alpha_i controls_i + \eta_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

运行模型(3),结果如表11列(1)所示,研发投入的回归系数为0.024(t=1.81),这意味着创新投入对企业创新产出的促进作用在10%的水平下显著为正。结合前文对经济不确定性、数字赋能与企业创新投入的关

系研究, 分别依次将经济不确定与数字赋能纳入方程(3)去检验企业创新投入的中介效应, 结果分别如表11列(2)和列(3)所示。

1. 企业创新投入在经济不确定与企业创新之间发挥的中介效应

第一步检验是经济不确定性对企业创新产出的直接效应检验, 该检验在本文基准模型中已完成, 检验结果如表6列(1)所示, 经济不确定性对企业创新产出的估计系数在1%的水平上显著为负; 第二步检验是经济不确定性对企业创新投入这一中介变量的直接效应检验, 检验结果如表5列(1)所示, 经济不确定性对企业创新投入的估计系数在1%的水平上显著为正; 第三步检验是企业创新投入对企业创新产出的间接效应检验, 检验结果如表11列(2)所示, 企业创新投入对企业创新产出的估计系数在10%的水平上显著为正。因此, 通过中介效应逐步法的检验结果可以看出创新投入的中介效应存在, 并且经济不确定性对企业创新投入的正向作用所促进的企业创新产出并不能抵消经济不确定性对企业创新产出的直接抑制效果。

表11 企业创新投入的中介效应检验

变量	(1)RDop	(2)RDop	(3)RDop
EPU		-0.280** (-1.99)	
DE			0.022** (2.01)
RDin	0.024* (1.81)	0.018* (1.66)	0.024 (1.12)
Sales	0.474*** (3.76)	0.375*** (3.77)	0.373** (2.36)
Assets	0.523*** (6.37)	0.383*** (5.89)	0.330*** (2.83)
Age	-0.292*** (-2.60)	-0.212** (-2.38)	-0.443*** (-2.69)
Q	0.013 (0.17)	0.002 (0.03)	-0.017 (-0.16)
first	-0.092 (-1.46)	-0.054 (-1.09)	-0.080 (-0.91)
state	-0.172** (-2.44)	-0.119** (-2.14)	-0.282*** (-2.85)
Constant	1.735*** (13.74)	-0.398** (-2.39)	0.078 (0.40)
年份虚拟	yes	yes	yes
观测值数	401	401	158
R-squared	0.152	0.139	0.170
Adj_R <sup>2</sup>	0.133	0.119	0.113
F检验	7.791	6.996	3.005

2. 企业创新投入在数字赋能与企业创新之间发挥的中介效应

采取上述研究企业创新投入在经济不确定与企业创新产出之间发挥的中介效应的做法, 第一步检验数字赋能对企业创新产出的直接效应检验, 检验结果如表6列(2)所示, 数字赋能对企业创新的估计系数在5%的水平上显著为正; 第二步检验是数字赋能对企业创新投入这一中介变量的直接效应检验, 检验结果如表5列(2)所示, 数字赋能对企业创新投入的估计系数在1%的水平上显著为负; 第三步检验是企业创新投入对

企业创新产出的间接效应检验,检验结果如表11列(3)所示,企业创新投入对企业创新产出的估计系数为正值,但是并不显著。因此,本文做了进一步 Bootstrap 中介效应检验,结果如表12所示,创新投入的间接效应并未通过检验,但是直接效应通过了检验,系数为正,与第一阶段检验结果一致。

表12 企业创新投入的中介效应:Bootstrap 检验

	系数	标准误	z统计量	P值	95%置信区间
间接效应	-0.00253	0.0024796	-1.02	0.307	[-0.007393, 0.002327]
直接效应	0.02189	0.0081198	2.69	0.007	[0.005966, 0.037795]

## 六、结论与建议

### (一)研究结论以及局限性

本文基于医药制造企业2015—2020年上市公司的历史数据,采用多元线性回归实证分析了经济不确定性、数字赋能与企业创新产出之间的逻辑关系,探讨了数字赋能对经济不确定性与企业创新关系的调节效应,并进一步完善了经济不确定性-企业创新投入-企业创新产出和数字赋能-企业创新投入-企业创新产出的研究机制链条。研究结果表明:(1)经济不确定性对企业创新投入有正向激励作用,对企业创新产出有抑制作用,即经济不确定性上升会迫使企业增加创新投入,但这种迫使的投入是无效的或者是效能低下的,并不能发挥其作用。(2)数字赋能可以降低医药制造企业创新投入,对企业创新产出有显著的促进作用,即看似数字赋能减少了企业创新投入,可能会降低企业的创新能力,事实上数字赋能减少了企业在研发过程中的不必要支出,将实际的研发资金用在钢刃上,反而促进了企业创新产出。(3)数字赋能在经济不确定性与企业创新投入、经济不确定性与企业创新产出关系中均发挥了负向调节作用,即数字赋能可以缓解经济不确定性带来的创新投入增加的压力,并可以减弱经济不确定性产生的创新产出降低的可能。(4)数字赋能对医药制造企业的创新投入和创新产出不会因其企业产权性质不同而有所差异。但经济不确定性在影响不同企业性质之间的创新投入存在显著性差异,相较于国有医药制造企业,非国有医药制造企业的创新投入受经济不确定性的影响远大于国有医药制造企业。(5)在进一步探讨了创新投入的中介效应后发现,经济不确定性通过企业创新投入的中介效应提高了企业创新产出,但是其中介效应产生的促进作用被直接效应所抑制;创新投入在数字赋能与企业创新产出之间的中介效应并不显著。

显然,本文仍然存在一定的局限性。首先,本文对经济不确定性的衡量只局限于经济政策不确定性,虽然经济政策不确定性占经济不确定性比重较大,但并不能完全忽略宏观经济不确定性的存在,这是本文未来要考虑解决的问题;其次,本文忽略了企业间研发协作、人力资本等数字赋能与企业研发创新的中介渠道,仅仅考虑了数字赋能通过降低企业研发成本促进企业创新产出,这也是本文以后需要进一步研究和探讨的方向。

### (二)管理启示与建议

第一,宏观制度层面。面对经济环境的高度不确定性,如何在宏观制度层面驱动经济高质量发展成为政策制定者必须面对的重大难题。在后疫情时代,即使企业面临的经济不确定性能够正向激励企业促进研发投入,但是这种激励所产生投入的创新产出令人担忧。而数字赋能可以优化资源配置和提高劳动力水平以降低企业研发成本,一方面,企业可以借助数字技术的数据集成与分析优势,减少资源错配;另一方面,数字技术能够提高信息搜寻与分析的准确度从而节约管理成本;此外,数字技术有利于帮助企业员工提高获取、控制和管理资源方面的能力从而提高企业运行效率,达到降低企业创新投入的效果。因此,有关部门应制定相应政策,进一步加快数字技术基础设施建设,提高后疫情时代我国数字化水平,促进我国医药制造企

业提高数字化转型升级能力。

第二, 微观医药制造企业层面。一方面, 在经济不确定性持续增加的当下, 医药制造企业管理者要制定正确的战略决策, 帮助企业在后疫情时代转危为安并实现企业价值最大化, 要抓住当前数字赋能发展机遇, 结合国家有关政策, 加快企业的数字化建设, 全面实施企业内外数字化改造与转变; 另一方面, 医药制造企业应加大对创新药物的研发, 要充分利用好大数据时代的优势, 将各种数字化手段运用到药物创新过程中, 通过对药物研发过程的数据实施分析和挖掘, 搭建智能分析与决策系统, 提升药品研发创新的成功率, 同时构建数字化产业链, 推动企业药物研发各环节的精准把控; 此外, 因不同产权性质的医药制造企业受到经济不确定性的影响不同, 医药制造企业要基于自身定位, 定制契合自身的研发创新战略, 引进高水平人才, 抓住国内数字化建设机遇, 提高企业创新效率。

#### 参考文献:

- [1] 杨亚平, 赵昊华. 金融投资行为、数字普惠金融与企业创新[J]. 南方金融, 2021(12): 18-33.
- [2] Stock J H, Watson M W. Disentangling the Channels of the 2007-2009 Recession[R]. National Bureau of Economic Research, 2012.
- [3] 葛和平, 吴福象. 数字经济赋能经济高质量发展: 理论机制与经验证据[J]. 南京社会科学, 2021(1): 24-33.
- [4] Parida V, Sjödin D, Reim W. Reviewing Literature on Digitalization, Business Model Innovation, and Sustainable Industry: Past Achievements and Future Promises[J]. Sustainability, 2019, 11(2): 391.
- [5] Zhang D. Innovation Dynamics—What are the Housing Market Uncertainty’s Impacts[J]. International Review of Economics & Finance, 2020(70): 413-422.
- [6] 汲昌霖, 刘艺宁. 经济政策不确定性、权属性质与企业研发投入——以新能源行业为例[J]. 世界经济与政治论坛, 2020(5): 154-172.
- [7] 许宝丽, 孔儒婧, 袁林志, 花俊国. 经济政策不确定性与农业企业创新投资[J]. 河南农业大学学报, 2021, 55(4): 776-782+790.
- [8] 席龙胜, 张欣. 经济政策不确定性、高管激励与企业研发投入——基于沪深A股上市公司的平衡面板数据[J]. 河南师范大学学报(哲学社会科学版), 2021(3): 90-99.
- [9] 韩慧霞, 李静. 经济政策不确定性影响研发效率的机制及检验——基于高技术产业跨国数据的实证研究[J]. 国际商务(对外经济贸易大学学报), 2020(6): 137-152.
- [10] 卜琳麟, 张琪琦, 苏红, 周斌. 我国医药制造业创新效率研究[J]. 中国新药杂志, 2021, 30(18): 1633-1637.
- [11] Mäkinen M. Digital Empowerment as a Process for Enhancing Citizens’ Participation[J]. E-learning and Digital Media, 2006, 3(3): 381-395.
- [12] 夏显力, 陈哲, 张慧利, 赵敏娟. 农业高质量发展: 数字赋能与实现路径[J]. 中国农村经济, 2019(12): 2-15.
- [13] 张振刚, 杨玉玲, 陈一华. 制造企业数字服务化: 数字赋能价值创造的内在机理研究[J]. 科学学与科学技术管理, 2022, 43(1): 38-56.
- [14] 陈剑, 黄朔, 刘运辉. 从赋能到使能——数字化环境下的企业运营管理[J]. 管理世界, 2020, 36(2): 117-128+222.
- [15] 温湖炜, 王圣云. 数字技术应用对企业创新的影响研究[J]. 科研管理, 2022, 43(4): 66-74.
- [16] 侯光文, 高晨曦. 数字化转型能力视角下企业网络结构对企业创新产出的影响研究[J]. 科技管理研究, 2022, 42(1): 106-111.
- [17] 池毛毛, 王俊晶, 王伟军. 数字化转型背景下企业创新产出的影响机制研究——基于NCA与SEM的混合方法[J]. 科学学研究, 2022, 40(2): 319-331.
- [18] 夏天添. 数字创新模式、知识场活性与企业创新效率——来自经验取样法的调查[J]. 技术经济与管理研究, 2022(2): 47-52.
- [19] 周楠, 张倍齐, 覃薇, 蓝毓营. 数字医学技术在壮医药学研究领域的应用[J]. 中华中医药杂志, 2020, 35(6): 2977-2979.
- [20] 张国胜, 杜鹏飞, 陈明明. 数字赋能与企业技术创新——来自中国制造业的经验证据[J]. 当代经济科学, 2021, 43(6): 65-76.
- [21] 武可栋, 阎世平. 数字技术发展与我国创新效率提升[J]. 企业经济, 2021, 40(7): 52-62.
- [22] 郭田勇, 孙光宇. 经济政策不确定性、融资成本和企业创新[J]. 国际金融研究, 2021(10): 78-87.
- [23] Levine R, Lin C, Wei L. Insider Trading and Innovation[J]. The Journal of Law and Economics, 2017, 60(4): 749-800.
- [24] Baker S R, Bloom N, Davis S J. Measuring Economic Policy Uncertainty[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2016, 131(4):

1593-1636.

- [25] 高蒙蒙,汪冲.经济不确定性下研发补助与企业实质性创新[J].北京社会科学,2021(7):98-108.
- [26] 谢乔昕,张宇.经济政策不确定性对研发投入平滑的影响研究[J].科研管理,2022,43(2):100-107.
- [27] 陈梦涛,王维安.政策不确定性、融资结构与企业创新——基于我国A股上市公司的实证研究[J].上海金融,2020(8):40-51.
- [28] 熊正德,顾晓青.财务柔性、投资效率与企业价值——基于数字创意产业上市公司的经验证据[J].中国流通经济,2022,36(1):80-91.
- [29] Brogaard J, Li D, Xia Y. Stock Liquidity and Default Risk[J]. Journal of Financial Economics, 2017, 124(3):486-502.
- [30] 连玉君,廖俊平.如何检验分组回归后的组间系数差异? [J].郑州航空工业管理学院学报,2017,35(6):97-109.
- [31] 蒋殿春,潘晓旺.数字经济发展对企业创新产出的影响——基于我国上市公司的经验证据[J].山西大学学报(哲学社会科学版),2022,45(1):149-160.
- [32] Davis S J, Liu D, Sheng X S. Economic Policy Uncertainty in China Since 1949: The View from Mainland Newspapers[D]. Working Paper, 2019.
- [33] 陈宁,陈海声,王华宾.机构调研、创新投入与信息披露质量[J].财会月刊,2018(22):46-54.
- [34] 杜江,刘诗园.经济政策不确定性、金融发展与技术创新[J].经济问题探索,2020(12):32-42.
- [35] 刘伟,陈多思,王宏伟.政治关联与企业技术创新绩效——基于研发投入的中介效应和市场化程度的调节效应[J].财经问题研究,2020(10):30-37.
- [36] 唐华,王龙梅,程慧玲.内部控制有效性、研发支出与企业创新绩效——基于高新技术企业的经验数据[J].会计之友,2021(8):136-141.
- [37] 熊凯军.经济政策不确定性、企业异质性与技术创新——基于我国上市制造业企业经验分析[J].软科学,2021,35(6):15-22.
- [38] 储节旺,吴蓉,李振延.数智赋能的创新生态系统构成及运行机制研究[J].情报理论与实践,2022(9):1-10.

(责任编辑:卢 君)