

两化融合对工业创新效率影响的突变性研究

惠树鹏, 杨睿文

(兰州理工大学 经济管理学院, 兰州 730050)

摘要:基于两部门创新生产模型,构建了两化融合影响工业创新效率的理论模型。运用面板回归和门槛回归的方法证明了两化融合对工业创新效率的促进作用并非简单线性的,而是随着两化融合水平的提高发生了两次递增性突变。进一步研究表明,这种突变性是由于不同外部环境水平的约束造成的。在样本区间内,两化融合对工业创新效率的促进作用随着信息化基础设施水平的提高发生两次递增性的突变;随着经济发展水平和经济开放度的提高发生一次递增性的突变。

关键词:两化融合;工业创新效率;突变性

中图分类号:F424 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2021)06—0009—11

一、引言

创新是民族进步的灵魂,是国家兴旺发达的不竭动力,各国对创新都给予了高度重视。发达国家为了提高创新能力不断加大研发投入,为创新提供资金保障;我国基于经济发展新常态和发展动能转换,也将创新提到了战略高度。在国家的大力支持下,我国R&D经费投入从2013年跃居世界第二位,2018年投入R&D经费共19677.9亿元,R&D经费投入强度达到2.19%,等同于中等发达国家水平,且正与经济合作与发展组织(OECD)的平均水平2.37%靠近。可尽管如此,我国创新产出仍不乐观,存在质量偏低,结构失衡的特点(陈宝国和殷海涛,2016)。可见我国创新投入转化为产出的效率整体偏低,加之创新资源的有限性和创新过程的高风险性,如何提高创新效率,利用有限的创新投入创造出数量更多、质量更高的创新产出成为政府和学界密切关注的重要课题。因此本文立足于中国信息化与工业化发展现状,研究工业化与信息化融合对中国工业创新效率的影响。

二、文献综述

西方发达国家较早展开信息化,因此国外学者很早关注到信息化对创新的影响。Grant(1996)认为在开放创新时代,信息的交流与收集是企业开展产品创新的重要保障。Anandhi(2000)认为企业借助信息技术基础设施突破了地域、服务和产品的限制,实现了信息共享,从而提高企业创新绩效。Santhanam和Hartono(2003)认为信息化能够显著降低生产成本进而提高创新效率。Kastalli和Looy(2013)认为企业与客户之间信息的双向交换技术确保了反馈作为产品或服务创新的一部分。随着互联网和信息技术在中国的迅速发展,国内学者也注意到信息化对创新效率的影响,张波(2016)通过构建信息化水平和工业创新效率的tobit计量模型,验证了信息化对工业创新效率的正向影响。惠宁和刘鑫鑫(2017)研究信息化对中国工业部门技术创新效率的溢出效应时借助了空间计量模型,研究结果表明信息化促进本地区工业技术创新效率的同时却对邻边地区产生抑制作用。而韩先锋等(2014)分行业考察了工业部门信息化与创新效率的关系后,将信息化的二次项加入基本线性回归模型,回归结果显示信息化对工业创新效率的影响呈倒“U”型,且具有行业异质性,对理论和实证研究均做出巨大贡献。在此基础上,王森(2019)考虑到中国信息化和工业化同时开展的国情,提出信息化影响工业创新效率的本质是信息技术渗透到工业创新价值链的各个环节中,改善了各环节的创新效率,从而实现工业创新效率的整体提升,即信息化与工业化的融合(两化融合)影响了工业创新效率。而谢康等(2009)认为信息化与工业化的融合(两化融合)是在特定社会经济环境中展开的,要基于社会经济环境推进两化融合,走中国特色的新型工业化道路。

收稿日期:2019—12—10

基金项目:国家自然科学基金地区基金项目“新能源汽车碳配额管理体系的实验研究”(71764015)

作者简介:惠树鹏,硕士,兰州理工大学教授,硕士研究生导师,研究方向:管理决策方法;杨睿文,兰州理工大学硕士研究生,研究方向:管理决策方法。

综上可知,有关创新效率的影响因素研究多集中于信息化,而为数不多的有关两化融合对工业创新效率影响的研究只孤立探究了二者的作用关系,忽略了信息化与工业化的融合环境。因此本文采用2013—2017年中国各省份的面板数据(因数据缺失,不包括西藏地区和港澳台地区),研究外部社会经济环境约束下两化融合对工业创新效率影响的突变性。与已有研究文献相比,本文的贡献在于以下两方面:一是基于中国情境研究了两化融合对工业创新效率的影响;二是考虑到工业化与信息化融合环境的约束,两化融合对工业创新效率的影响可能存在突变性。

三、理论框架及模型构建

(一)理论框架

创新也是一种将投入转化为产出的生产活动,借鉴杨友才(2010)和刘树林等(2018)的研究,建立一个拥有中间创新产品部门及最终创新产品部门的两部门封闭经济模型。而信息化与工业化的融合是将信息技术运用于工业领域,改变了传统的企业组织结构,缩短了企业的业务流程,优化了创新要素配置(如资本要素、人力要素、技术要素、中间创新产品等),使单位创新投入转化为更多的产出;信息化可以使工业创新价值链上各参与方跨越时空限制进行充分的信息交互,降低知识技术扩散成本,缩短研发周期;信息化衍生的计算机虚拟技术运用于工业领域控制了研发风险,提升了研发能力。可见,两化融合并非直接的生产要素,而是通过作用于创新生产要素影响到创新生产。因此本文对杨惠馨等(2016)的研究加以改进,不直接将两化融合引入生产函数,而将两化融合对创新生产的贡献率引入生产函数,得到:

$$Y_{it} = A_{it} \times f(H_{it}) \times L_{it}^{\lambda} \times K_{it}^{\eta} \times T_{it}^{\omega} \times X_{it}^{\theta} \quad (1)$$

其中: i 表示地区; t 表示时间; Y 表示最终创新产品; H 表示两化融合; $f(H_{it})$ 是关于两化融合的函数,表示两化融合对创新生产的贡献率; L 、 K 、 T 和 X 分别表示创新生产中的人力投入、资本投入、技术投入和中间创新产品; λ 、 η 、 ω 和 θ 分别表示人力投入、资本投入、技术投入和中间创新产品在创新过程中的相对重要性; A 表示除去人力、资本、技术投入及两化融合之外的因素(如文化、制度、环境等)对创新生产的贡献率。而创新效率正是投入产出转换率,可用投入产出比表示,如式(2):

$$tfpch = \frac{Y_{it}}{L_{it}^{\lambda} K_{it}^{\eta} T_{it}^{\omega} X_{it}^{\theta}} = A_{it} \times f(H_{it}) \quad (2)$$

其中: $tfpch$ 表示工业创新效率,等于 $A_{it} \times f(H_{it})$;可见两化融合对工业创新效率存在影响,于是进一步构建两化融合对工业创新效率影响的回归模型。

(二)模型设定及样本数据

基于理论分析构建两化融合对工业创新效率影响的线性回归模型如式(3)所示:

$$\ln tfpch_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln H_{it} + \sum_{n=2}^9 \beta_n \ln X_{nit} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中: $tfpch$ 表示工业创新效率; X_n 表示控制变量; β 表示待估参数; ε 为随机扰动项。

模型中涉及的被解释变量、解释变量和控制变量的生成如下。

1. 被解释变量

工业创新效率($tfpch$)。本文借鉴李培哲等(2019)的方法使用Malmquist指数测度某地区工业创新效率,该方法不仅可以测得动态创新效率,还可以测算多投入多产出决策单元的创新效率。在测度指标选择上,本文将工业创新效率的产出分为知识产出和经济产出。知识产出用规模以上工业企业专利申请数表示,反映创新过程中涉及技术、工艺和外观设计等难以量化的创新产出,体现了工业企业自主创新积极性和创新水平。对于工业企业而言,只有将创新转化为具有差异性的商品并被市场认可才能称为真正有价值的创新,因此选取新产品销售收入指标表示工业创新的经济产出。创新投入指标一般涉及资本投入和人力投入两方面,因而选取R&D经费内部支出和R&D人员折合全时当量表征创新投入。但根据章仁俊和王俊峰(2010)、秦青(2018)⁴⁸的观点,本文增加了反映二次创新的新产品开发经费支出与技术获取和改造经费支出作为投入指标。以上涉及的数据均来源于《中国科技统计年鉴》。

2. 解释变量

两化融合(H)。信息化与工业化融合水平测度指标体系非常庞杂,且数据获取存在很大难度。为了保

证两化融合水平测度的真实性和全面性,本文采用中国电子信息产业发展研究院编写的《中国信息化与工业化融合发展水平评估报告》中公布的两化融合指数表征两化融合。

3. 控制变量

政府支持强度(*gov*)。创新活动存在强外部性,尤其是基础性研究,其对社会产生的效益远大于私人。但此类研究投入高、风险大,一般企业难以承担,此时政府支持就显得尤为重要。但另一方面政府“远期”技术创新的偏好常与企业目标不匹配,加之资金用途监管不到位也会阻碍工业创新效率(张满银和张丹,2019)。参考肖文和林高榜(2014)⁷²的研究,用企业R&D经费内部支出中政府资金所占比重表示政府支持。

国企占比(*soe*)。国有企业具有一定的行政性和公益性,研发成果易形成技术外溢促进其他企业的创新活动。但也因过多承担政府“长期”偏好的项目而产出一些难以转化为收益的非市场化导向的创新成果,进而导致工业创新低效率(肖文和林高榜,2014)⁷³。采用国有及国有控股工业企业主营业务收入占区域内规模以上工业企业主营业务收入比重表示。

经济开放度(*open*)。经济开放度直接影响着企业能否接受到世界领先技术和国外投资,通过经济开放获取的先进技术和充足资金对工业创新效率的提升具有重要意义(刁秀华等,2018)。采用货物进出口总额(按境内目的地和货源地分)占地区生产总值比重表示。

高技术产业规模(*tech*)。高技术产业是具有高水平技术和知识的高势能产业,它所带来的知识溢出效应、技术扩散效应和学习效应对本土企业的创新活动具有重要影响(惠树鹏等,2020)。而与国有企业不同的是高技术产业的创新产出极具市场化,易带来可观的收益,从而提升工业创新效率。采用高技术产业主营业务收入占区域内规模以上工业企业主营业务收入比重表示。

工业行业规模(*is*)。行业规模能够为企业带来一定的集聚效应(文思君和唐守廉,2020),而集聚效应又会进一步带来合作效应、竞争效应、知识溢出效应、规模经济效应及学习效应,进而对创新效率产生影响(谢子远和吴丽娟,2017)。采用地区工业增加值占全国工业增加值的比重表示。

工业企业规模(*es*)。熊彼特主义认为垄断企业具有充足的资金来承担创新风险,更具创新实力,但却忽略了由缺少竞争造成的企业创新积极性不足和效率低下等问题(肖文和林高榜,2014)。现有研究所得结论也不尽相同,可见企业规模对工业创新效率的影响值得重视。采用大中型工业企业数占区域内规模以上工业企业数比重表示。

研发机构密度(*rd_d*)。企业是否具备独立的研发机构反映了企业创新活动的专业化组织程度(秦青,2018)⁵⁰,关乎研发活动能否有序开展。是否设立研发机构也在一定程度上体现了企业对创新的重视程度和企业的创新实力,于是用研发机构密度表示某地区的研发专业化组织程度纳入控制变量,用区域规模以上工业企业中有研发机构的企业比重表示(周洪文和宋丽萍,2015)。

产学研合作强度(*coop*)。企业与大学和科研机构合作不仅能够获取新技术,而且面临较小的知识产权冲突,双方能够实现互利共赢(陈钰芬和陈劲,2009;白俊红和蒋伏心,2015;Hou et al,2019)。因此产学研合作是企业进行开放式创新的重要形式,也是影响创新效率的重要因素,用企业R&D经费外部支出中的国内研究机构和高校支出额占企业R&D经费内部支出的比重表示。

控制变量中除产学研合作强度数据来源于《中国科技统计年鉴》,其余变量数据来源均为《中国统计年鉴》。对各变量数据的描述统计见表1。

表1 变量数据描述性统计

变量	观测值数	均值	标准差	最小值	最大值
工业创新效率(<i>tfpch</i>)	150	1.127	0.395	0.345	4.422
两化融合水平(<i>II</i>)	150	68.131	15.427	33.620	104.360
政府支持强度(<i>gov</i>)	150	6.008	4.748	1.335	23.707
工业行业规模(<i>is</i>)	150	3.932	3.187	0.195	13.173
工业企业规模(<i>es</i>)	150	18.670	5.265	8.575	32.199
经济开放度(<i>open</i>)	150	25.902	4.748	1.336	135.797
国企占比(<i>soe</i>)	150	34.523	17.573	9.589	81.373
高技术产业规模(<i>tech</i>)	150	9.035	6.551	0.225	29.241
研发机构密度(<i>rd_d</i>)	150	11.388	7.656	3.298	49.194
产学研合作强度(<i>coop</i>)	150	7.078	5.240	2.336	40.268

四、模型估计及分析

Stata 13.1 软件的检测结果表明,模型(3)通过异方差和共线性检测,接着对模型(3)分别进行混合效应模型、固定效应模型、随机效应模型回归,并进行 B-P 检验和 Hausman 检验对上述 3 个模型加以选择,回归结果见表 2。

由表 2 可知,3 个模型中两化融合水平对工业创新效率均产生正向影响,且至少在 5% 的水平上显著。两化融合水平在所有变量中对工业创新效率的影响程度最大。B-P 检验 P 值为 0.00 说明在混合效应和随机效应二者之间随机效应更优, Hausman 检验中 $\chi^2(0)$ 为 0 且 P 值不存在,说明随机效应的假设条件不满足。因此选择固定效应模型。从固定效应模型的回归结果看,两化融合对工业创新效率有显著正向促进作用,其他条件不变的情况下,两化融合水平每增加 1%,工业创新效率平均提高 0.442%。高技术产业规模对工业创新效率在 1% 显著性水平下有显著正向影响,是除两化融合外对工业创新效率影响程度最大的变量,高技术产业规模每增加 1%,工业创新效率平均提高 0.241%,说明高技术产业规模也是提高工业创新效率的重要影响因素,这可能是由于高技术产业相比于普通工业企业技术水平高,对其他工业企业具有技术扩散效应,从而推动工业创新效率的提升。其余变量对工业创新效率的影响在统计意义上不显著。表 2 表明两化融合对工业创新效率具有显著的正向影响,但固定效应的拟合优度 R^2 仅为 0.216,两化融合对工业创新效率的线性拟合程度较差,即用线性关系表示两化融合对工业创新效率的影响并不恰当,二者极有可能是非线性的关系,于是进一步借助 Hansen(1999)提出的固定效应门槛回归方法对二者的关系进行探讨。

在两化融合的不同发展水平下,其对工业创新效率可能产生不同的影响。而这种影响是一种量变促成质变的过程,当两化融合水平达到某一阈值(门槛值)时,其对工业创新效率的影响会发生突变,为了避免人为划分门槛区间的主观性,本文运用门槛回归方法进一步探讨不同门槛区间内两化融合对工业创新效率不同程度的影响。因此设定如下门槛回归模型:

$$\ln tfpch_{it} = C + \theta_1 \ln II_{it} I_{it}(\text{thr} \leq \tau_1) + \theta_2 \ln II_{it} I_{it}(\tau_1 < \text{thr} \leq \tau_2) + \theta_3 \ln II_{it} I_{it}(\text{thr} > \tau_2) + \sum_{n=1}^8 \beta_n \ln X_{nit} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中: thr 表示门槛变量; τ_1 和 τ_2 分别表示门槛变量(两化融合水平)的第一个门槛值和第二个门槛值; θ 表示待估参数; $I(\cdot)$ 为虚拟变量, $I(\cdot)$ 括号内条件满足, I_{it} 取 1, 否则取 0。接着利用 Stata 13.1 软件估计出每个门槛变量的门槛个数,并执行门槛自抽样检验,运用 F 统计值和 Bootstrap 方法得到的 P 值来判断门槛的个数,确定门槛模型的存在性(表 3)。

表 3 门槛效应自抽样检验结果

门槛变量	模型	F 值	P 值	BS 次数	临界值		
					1%	5%	10%
两化融合水平	单一门槛	38.66***	0.004	500	32.175	23.729	19.772
	双重门槛	38.30***	0.020	500	40.420	25.981	20.432
	三重门槛	42.71	0.668	500	103.840	89.073	75.735

注:***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著。

表 2 基本模型回归结果

自变量	固定效应模型	随机效应模型	混合效应模型
	<i>tfpch</i>	<i>tfpch</i>	<i>tfpch</i>
<i>lnII</i>	0.442** (2.24)	0.384** (2.52)	0.559*** (3.63)
<i>lngov</i>	0.027 (0.44)	-0.018 (-0.37)	-0.007 (0.18)
<i>lnis</i>	0.132 (0.82)	-0.052 (-1.05)	-0.063*** (-2.03)
<i>lnes</i>	0.256 (1.36)	0.204* (1.78)	0.354*** (4.33)
<i>lnopen</i>	-0.078 (-0.78)	-0.110*** (-2.59)	-0.095*** (-3.38)
<i>lnsoe</i>	0.280 (1.60)	0.067 (0.71)	0.021 (0.36)
<i>lntech</i>	0.241*** (3.09)	0.057 (1.35)	-0.41 (-1.30)
<i>lnrd_d</i>	0.030 (0.34)	0.019 (0.31)	0.017 (0.42)
<i>lncoop</i>	-0.064 (-1.28)	-0.101** (-2.28)	-0.161*** (-3.56)
<i>_cons</i>	-1.051 (-0.45)	2.567** (2.05)	-1.848* (1.96)
<i>N</i>	150	150	150
<i>R</i> ²	0.216	0.165	0.287
B-P 检验 (<i>P</i> 值)		$\chi^2(01) = 74.11$ (0.00) Prob > $\chi^2 = 0.000$	
Hausman 检验 (<i>P</i> 值)	$\chi^2(0) = 0.00$ Prob > $\chi^2 = 0.000$		

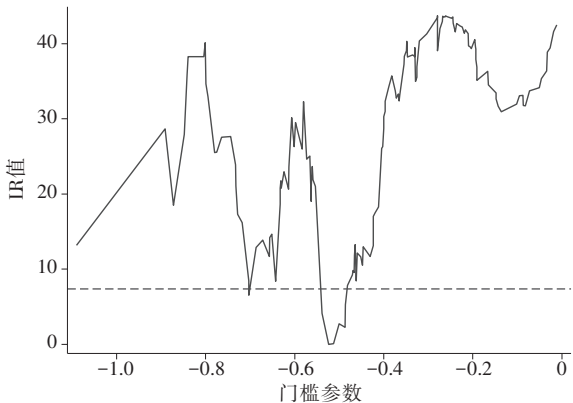
注:***、**和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平;固定效应模型和混合效应模型的括号里是 t 统计值,随机效应模型的括号里是 z 统计值。

由表3可知,在1%的显著性水平下,两化融合作为门槛变量时具有两个门槛值,因而将其判定为双重门槛模型。门槛值数量确定后,再对门槛值和门槛区间系数进行估计,见表4。

由表4可知,两化融合的门槛估计值均处于95%的置信区间内且置信区间非常小,这意味着门槛值估计很准确。为了更直观地确定门槛值,本文绘制出以两化融合为门槛变量的似然比函数图(图1、图2),LR=0时对应的值为门槛变量估计值。两化融合对工业创新效率的影响程度在门槛值划分的不同门槛区间内存在显著差异。

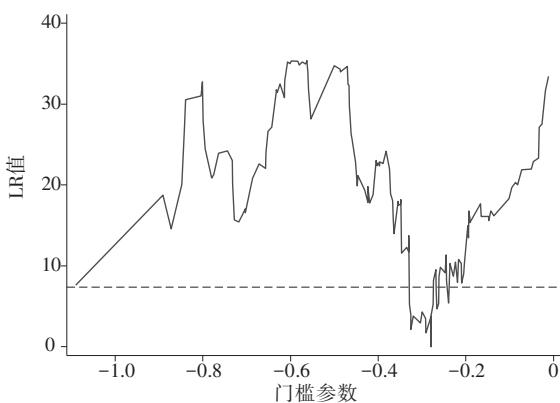
表4 门槛效应估计值及置信区间

门槛变量	门槛模型	门槛值	95% 置信区间
两化融合水平	双重门槛模型	-0.524	[-0.539, -0.513]
		-0.279	[-0.305, -0.279]



LR值为检测门槛估计值是否在置信区间的统计量

图1 两化融合水平的第一个门槛估计值和置信区间



LR值为检测门槛估计值是否在置信区间的统计量

图2 两化融合水平的第二个门槛估计值和置信区间

进一步运用Stata13.1对模型(4)中的参数进行估计,见表5。由表4和表5可知,两化融合水平作为门槛变量时,双重门槛值分别为-0.524和-0.279,且第二和第三门槛区间内的估计系数均通过显著性水平为5%的检验,拟合优度为0.810,相比线性回归有极大的进步,控制变量的显著性也有明显改善,这表明两化融合对工业创新效率的影响用非线性的门槛模型表示更为确切。当两化融合水平低于-0.524时,两化融合对工业创新效率的边际影响为0.032,但在统计意义上不显著。因此不作过多分析;当两化融合水平介于-0.524~-0.279时,两化融合对工业创新效率的边际影响为0.089,促进作用较上一阶段明显增强;当两化融合水平提高到-0.279时,两化融合对工业创新效率的边际影响再次突增为0.126,此时两化融合对工业创新效率的促进作用最强。统计结果显示,两化融合对创新效率的影响是非线性的,并且随着两化融合水平的提高,其对工业创新效率的促进作用存在两次显著的递增性突变。究其原因可能是相比低水平的两化融合,高水平的两化融合更能充分协调创新投入要素,提高创新能力,控制创新成本,创造出更多创新产出。

控制变量中经济开放度、工业企业规模、国企占比、研发机构密度和产学研合作强度均对工业创新效率产生显著的影响。经济开放度对工业创新效率的影响系数为-0.081,阻碍了创新效率的提升。究其原因可能是经济开放的确为企业提供了便利的创新条件,但基于目前本土企业自主创新能力整体偏低的现状,一方面企业自身消化吸收能力有限,未必能将这些技术和设备中蕴含的知识内化实现创新;另一方面,外商提供的先进设备和技术使企业在竞争中处于上风,几乎不存在生存压力,甚至成为竞争者追赶的对象,安逸而优

表5 门槛模型回归结果

门槛变量	两化融合水平(II)		
	系数	标准误	T值
解释变量			
lngov	-0.009	0.023	-0.41
lnis	-0.047	0.061	-0.76
lnes	-0.276***	0.067	-4.12
lnopen	-0.081**	0.037	-2.16
lnsoe	-0.234***	0.063	-3.71
lnitech	0.008	0.030	0.26
lnrd_d	0.113***	0.031	3.55
lncoop	0.031*	0.018	1.68
$\ln II \times I(thr > \tau_1)$	0.032	0.036	0.88
$\ln II \times I(\tau_1 < thr \leq \tau_2)$	0.089**	0.035	2.52
$\ln II \times I(thr > \tau_2)$	0.126***	0.035	3.60
cons	-1.335***	0.377	-3.54
F统计量	42.31		
R ²	0.810		

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。

越的生存环境及对外来技术的依赖易形成创新惰性。因此经济开放对工业创新效率产生了负作用。国企占比对工业创新效率具有显著负向影响,影响系数为-0.234。这可能是由于国企虽然掌握着丰厚的创新资源,但权利集中、制度僵化等矛盾依然非常突出,创新投入与产出不成正比。因此对工业创新效率的抑制程度较大。工业企业规模对工业创新效率的影响系数为-0.276,显著抑制了工业创新效率的提升。这是由于大中型企业虽然有较为充分的创新资金,但往往面临较大的创新阻力,加之缺少竞争,导致其在创新方面的积极性表现不足,因而工业企业规模对创新效率的影响为负。研发机构密度对工业创新效率具有显著促进作用,影响系数为0.113。研发机构是企业开展创新活动的专业化组织,一方面规范的组织分划保证了研发活动的合理分工及有序进行;另一方面与研发相关的决策经过研发机构不同组织层级的严格把关其严谨性和科学性进一步提升。可见,研发机构为研发活动提供了完善而规范的业务体系,为创新效率提供制度保障。因此研发机构密度越大工业创新效率也就越高。产学研合作强度对工业创新效率产生正向影响,影响系数为0.031。企业与高校展开合作有利于其吸收隐性知识和支持性人才,扩大了现有知识体系,进而降低企业研发的不确定性和风险;而研发机构具有较强的应用研发能力和丰富的市场导向运营经验,在与企业的研发合作中能够快速理解企业需求,有助于将研发成果转化为市场所需的产品。因此产学研合作强度有利于创新效率提升。

五、进一步拓展分析

鉴于以上理论框架和实证分析,两化融合对工业创新效率存在非线性影响,且两化融合水平越高,其对工业创新效率的促进作用越大。而两化融合与工业创新活动均处于复杂的经济社会环境当中。因此二者的作用关系也可能会受到经济社会环境因素的约束,而这些外部环境因素涉及范围较广,限于篇幅和数据的可得性,无法一一验证每个外部环境因素的约束程度,故在此仅选取代表外部经济社会环境的典型因素——经济发展水平、经济开放度和信息化基础设施水平展开分析。

经济发展水平直接影响着财政、投资、消费,对一切社会经济活动起着基础性的约束作用。一方面,经济发展水平较高地区的消费者消费能力强,无形中对产品提出更高的要求,而企业为了满足消费者个性化的需求,必须不断提高两化融合水平,利用先进的互联网和信息技术提高处理市场信息的能力,对市场需求变化及时采取措施,不断加强技术和产品创新,取得核心竞争力;另一方面,经济发展水平较高的地区有更多的资金投入两化融合中,企业能够获取更充足的发展,进而吸引更多优秀的人才将两化融合的创新溢出效应发挥到最大,增强两化融合对工业创新效率的促进作用。因此,经济发展水平会影响两化融合作用于工业创新效率的程度。

经济对外开放是企业与世界接轨的通道,为工业企业输入了先进的知识、技术和管理经验。一方面,企业在对外贸易、引进先进技术及设备 and 对外劳务合作的过程中提升了自身管理和技术水平,能够更好地将信息化与工业化加以融合,而高水平的两化融合对工业创新效率的促进作用更加明显;另一方面,对外开放意味着对国内企业取消特殊保护,来自国内外的产品在同一市场展开公平竞争,为了避免被国外商品驱出市场,国内工业企业必须紧跟行业水平,通过加强信息化的渗透,提高两化融合水平,时刻把握行业前沿信息,不断更新生产技术,在竞争中处于不败之地。对外开放使本国企业与国外企业相互借鉴,相互学习,在良好的知识技术环境下,两化融合发挥出更大的创新溢出效应,进一步促进工业创新效率。因此,经济开放度会影响两化融合对工业创新效率的作用程度。

信息化的渗透依赖于信息化基础设施的建设,良好的信息化基础设施为工业企业开展创新提供了重要物质基础(孙早和徐远华,2018)。此外,已有研究表明信息化基础设施与工业化有长期均衡关系,信息化基础设施对工业生产总值的增加具有极大的促进作用;而一些大型基础性信息化设施是信息技术得以传播和发挥作用的载体,直接影响了信息技术的扩散,可见信息化基础设施为信息化与工业化的融合提供了充分的硬件支持和信息技术环境,扩大了创新溢出效应;另一方面,互联网和移动智能终端的普及使广大消费者和企业实现了信息交互,消费者个性化的要求能够及时传达给企业,激励企业更加注重两化融合和创新。因此,信息化基础设施水平会影响两化融合对创新效率的影响程度。

根据以上分析,本文再次利用式(5)的门槛回归模型依次验证经济发展水平、经济开放度和信息化基础设施水平制约下两化融合对工业创新效率的影响是否具有突变性。

$$\ln tfpch_{it} = C + \theta_1 \ln I_{it} I_{it} (thr_m \leq \tau_1) + \theta_2 \ln I_{it} I_{it} (\tau_1 < thr_m \leq \tau_2) + \theta_3 \ln I_{it} I_{it} (thr_m > \tau_2) + \sum_{n=1}^8 \beta_n \ln X_{nit} + \varepsilon_{it}, n = 1, 2, 3, \dots, 8; m = 1, 2, 3 \quad (5)$$

其中： θ 和 C 表示待估参数； $I_{it}(\cdot)$ 表示虚拟变量， $I_{it}(\cdot)$ 括号内条件满足， I_{it} 取1，否则取0； thr 表示门槛变量。这里分别将经济发展水平、经济开放度和信息化基础设施水平带入模型构建3个门槛回归模型。其中经济发展水平(gpc)用人均GDP表示；信息化基础设施水平($info$)由电视普及率、邮电业务总量、互联网普及率、拥有网站个数比例、电话普及率5个变量用熵值法综合而成(惠树鹏和王森,2018)；经济开放度($open$)同控制变量的描述(以上数据均来源于《中国统计年鉴》和各省年度国民经济和社会发展统计公报)。借助Stata13.1软件估计出每个门槛模型的门槛个数,并执行门槛自抽样检验,通过 F 统计值和Bootstrap法得到的 P 值来判断门槛个数的存在性,确定门槛模型类别,结果见表6。

由表6可知,在10%的显著性水平下,信息化基础设施水平存在两个门槛值,因而选取双重门槛模型;在1%的显著性水平下,经济发展水平存在一个门槛值,所以选择单门槛模型;在5%的显著性水平下,经济开放度存在一个门槛值,因而对其选取单门槛模型。确定门槛值数量之后对门槛值和门槛区间系数进行估计,见表7。

由表7可知,3个门槛变量的门槛估计值均在95%的置信区间内,且置信区间很小,这表明门槛值估计非常准确。接着绘制出3个门槛变量的似然比函数图(图3~图6)。可见3个模型中,两化融合对工业创新效率的影响程度均在门槛值划分的不同的门槛区间内存在显著差异。

进一步运用Stata13.1对模型(5)中的参数进行估计,见表8。

表6 门槛效应自抽样检验结果

门槛变量	模型	F值	P值	BS次数	临界值		
					1%	5%	10%
信息化基础设施水平	单一门槛	25.18***	0.008	500	23.669	17.803	15.878
	双重门槛	19.27*	0.052	500	29.960	19.344	16.427
	三重门槛	11.12	0.584	500	50.873	38.612	29.747
经济发展水平	单一门槛	31.72***	0.004	500	26.898	21.113	17.910
	双重门槛	12.33	0.216	500	24.252	18.197	15.685
	三重门槛	8.74	0.672	500	36.803	24.926	21.367
经济开放度	单一门槛	19.93**	0.040	500	24.928	20.412	16.984
	双重门槛	11.52	0.396	500	37.291	24.595	21.361
	三重门槛	12.96	0.302	500	44.165	29.291	21.850

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著；BS次数为使用bootstrap方法进行门槛效应检验的迭代次数。

表7 门槛效应估计值及置信区间

门槛变量	门槛模型	门槛值	95% 置信区间
信息化基础设施水平	双重门槛模型	0.463	[0.463,0.647]
		0.644	[0.637,0.647]
经济发展水平	单门槛模型	1.086	[1.037,1.094]
经济开放度	单门槛模型	2.985	[2.980,2.988]

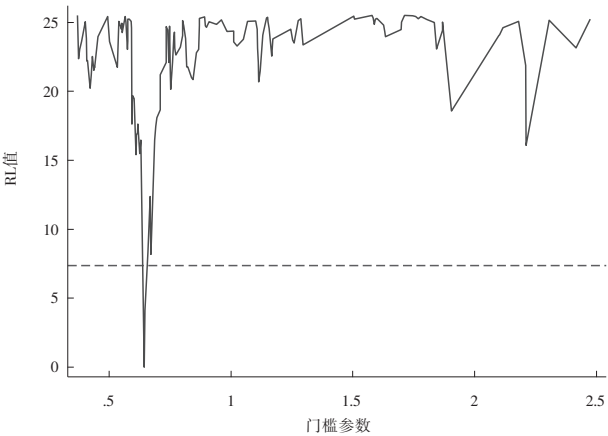


图3 信息化基础设施水平第一个门槛估计值和置信区间

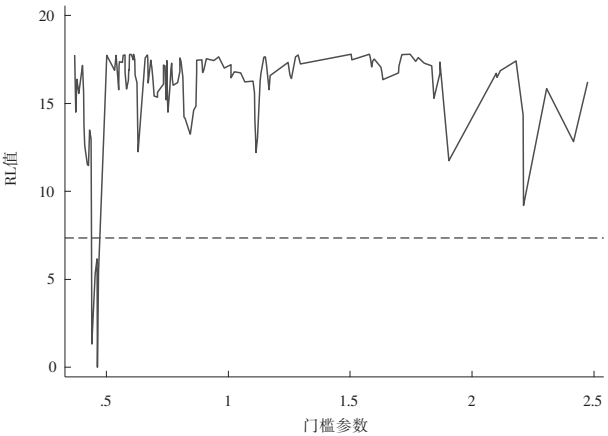


图4 信息化基础设施水平的第二个门槛估计值和置信区间

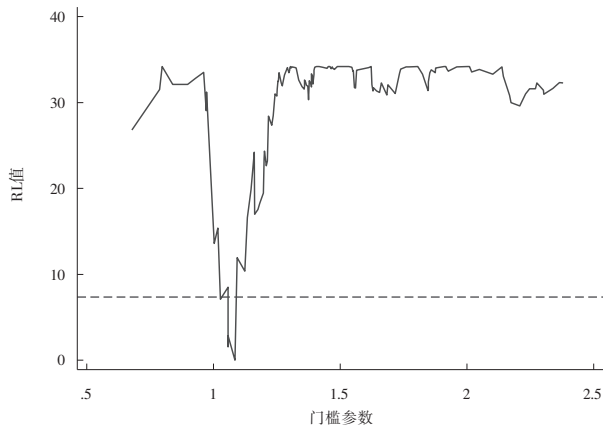


图5 经济发展水平的单门槛估计值和置信区间

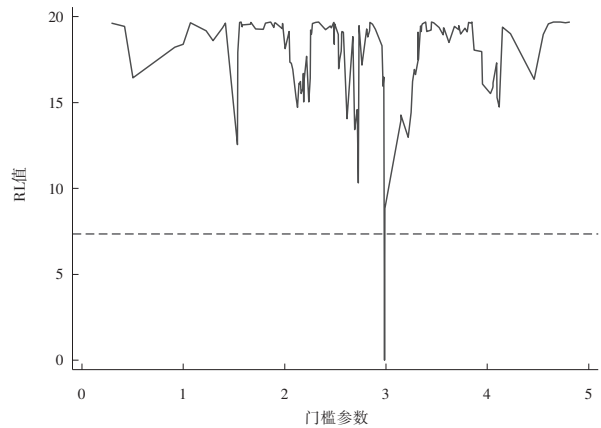


图6 经济开放度的单门槛估计值和置信区间

表8 门槛模型回归结果

门槛变量	信息化基础设施水平(<i>info</i>)			经济发展水平(<i>gpc</i>)			经济开放度(<i>open</i>)		
解释变量	系数	标准误	<i>T</i> 值	系数	标准误	<i>T</i> 值	系数	标准误	<i>T</i> 值
<i>lngov</i>	0.014	0.027	0.51	0.006	0.026	0.23	0.006	0.029	0.20
<i>lnis</i>	-0.194**	0.072	-2.69	-0.170**	0.069	-2.47	-0.106	0.076	-1.40
<i>lnes</i>	-0.294***	0.078	-3.78	-0.236***	0.079	-3.01	-0.308***	0.085	-3.62
<i>lnopen</i>	-0.112***	0.043	-2.61	-0.118***	0.042	-2.79	-0.119**	0.048	-2.48
<i>lnsoe</i>	-0.425***	0.068	-6.27	-0.406***	0.067	-6.11	-0.412***	0.073	-5.65
<i>lntech</i>	-0.053	0.038	-1.39	-0.033	0.035	-0.97	0.002	0.042	0.04
<i>lnrd_d</i>	0.155***	0.036	4.27	0.123***	0.036	3.41	0.156***	0.039	4.01
<i>lncoop</i>	0.022	0.022	1.03	-0.034	0.021	1.61	0.024	0.024	1.03
$\ln I \times I(thr < \tau_1)$	0.100**	0.041	2.46	0.064	0.040	1.58	0.085**	0.044	1.93
$\ln I \times I(thr \geq \tau_1)$				0.096**	0.040	2.41	0.101**	0.043	2.33
$\ln I \times I(\tau_1 \leq thr < \tau_2)$	0.133***	0.043	3.07						
$\ln I \times I(thr \geq \tau_2)$	0.155***	0.043	3.57						
<i>_cons</i>	8.408***	0.705	11.93	6.038***	0.695	11.75	6.097***	0.427	14.28
<i>F</i> 统计量	10.52			33.13			11.58		
<i>R</i> ²	0.744			0.751			0.733		

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。

由表8可知,信息化基础设施水平作为门槛变量时,双重门槛值分别为0.463和0.644,同时所有门槛区间内的估计系数均至少通过5%的显著性检验。当信息化基础设施水平小于0.463时,两化融合水平对工业创新效率的边际影响为0.100;当信息化基础设施水平超过0.463时,两化融合水平对工业创新效率的边际影响发生突变,由原来的0.100突增到0.133,两化融合对工业创新效率的促进作用较上一阶段增强;当信息化基础设施水平升高到0.644时,两化融合水平对工业创新效率的边际影响再次突变为0.155,此时两化融合对工业创新效率的促进作用最强。统计结果显示随着信息化基础设施水平的提高,两化融合对工业创新效率的促进作用存在显著的突变性。这是因为信息化基础设施为物联网、大数据和云计算等信息技术提供硬件配套支持,只有信息化基础设施足够齐全,这些先进技术才能发挥作用,进而产生优化资源配置,降低知识获取成本,提高组织管理效率的作用,促进两化融合的创新外溢,使得两化融合对工业创新效率产生较强的影响;反之则限制了两化融合对工业创新效率的影响。从回归结果看,随着信息化基础设施水平的提高,两化融合对工业创新效率的促进作用一直在突增,没有下降的趋势,尚未达到峰值,从侧面说明我国信息化基础设施水平相对于工业创新的需求尚有提升空间。

经济发展水平作为门槛变量时,模型存在单门槛效应,门槛估计值为1.086,经济发展水平小于1.086时,两化融合对工业创新效率的边际影响系数为0.064,但在统计意义上不显著,经济发展水平跨越门槛值后,两化融合对工业创新效率的影响在5%的水平上显著,影响系数由0.064突变为0.096,为前者的1.5倍。即经济发展水平的提高使得两化融合对工业创新效率的促进作用显著增强。产生这样的结果一方面可能由于经济

发展水平较高的地区消费者需求水平高,无形中对产品提出更高的要求,而企业为了满足消费者个性化的需求,必须不断提高两化融合水平,利用先进的信息技术和制造技术提高处理市场信息的能力和速度,对市场需求变化及时采取措施,不断加强技术和产品创新,取得核心竞争力;另一方面可能由于经济发展水平较高的地区有更多的资金投入到两化融合中,也会吸引更多的人才将两化融合的创新溢出效应发挥到最大,进而强化两化融合对工业创新效率的促进作用。因此,经济发展水平越高,两化融合促进工业创新效率的效果越好。

经济开放度作为门槛变量时,模型存在单门槛效应,门槛值为2.985,且各个门槛区间中的估计系数均已通过5%的显著性水平检验。经济开放度低于2.985时,两化融合对工业创新效率的边际影响系数为0.085;经济开放度跨过门槛值后,两化融合对工业创新效率的影响系数由0.085突变为0.101,为前者的1.19倍,表明随着经济开放度的提高,两化融合对工业创新效率的促进作用有所增强。经济开放是国外先进知识、技术和管理经验传播的重要途径,能够帮助企业在引进国外先进的生产技术和管理经验的基础上加以学习和再创新,使得信息技术和工业技术水平得以提升,实现高质量的两化融合;另一方面,对外开放使实力雄厚的外国企业参与到本国市场的竞争,本国企业为了不被逐出市场必须加强交流和学习,不断提高信息化和工业化水平,增强核心竞争力。可见对外开放不仅为信息技术与工业技术的融合提供了丰富的外部知识,还倒逼企业不断加强两化融合和创新。因此经济开放程度越高,两化融合对工业创新效率的促进作用越大。

六、结论与启示

本文先从理论角度分析了两化融合对工业创新效率的影响,随后构建基本面板回归模型和门槛回归模型,利用中国各省份(因数据缺失,不包括西藏地区和港澳台地区)2013—2017年的面板数据实证分析了两化融合对工业创新效率的影响及其突变性。在此基础上进一步分析了造成这种突变性影响的原因,即外部环境作用于两化融合,使两化融合对工业创新效率的影响发生突变。

(一)主要结论

(1)在理论分析的基础上,实证检验了两化融合对工业创新效率影响的突变性,随着两化融合水平的提升,其对工业创新效率的影响发生两次递增性突变。

(2)进一步对递增性突变的原因分析发现:两化融合对工业创新效率的影响会随着信息化基础设施水平、经济发展水平和经济开放度的变化发生突变。在样本区间内,随着信息化基础设施水平的提高,两化融合对工业创新效率的促进作用发生两次递增性的突变;随着经济发展水平和经济开放度的提高,两化融合对工业创新效率的促进作用均发生一次递增性的突变。

(二)政策启示和展望

外部环境约束条件的不同水平下,两化融合对工业创新效率的促进作用存在明显的突变性。因此,在通过两化融合提高工业创新效率的过程中,应因地制宜、因时制宜地开展两化融合与创新,优化融合环境,充分考虑信息化基础设施水平、经济发展水平和经济开放度等条件的约束,使得两化融合对工业创新效率的促进作用达到最优。

信息化基础设施水平的双门槛效应表明,信息化基础设施水平越高,两化融合对工业创新效率的促进作用就越大。基于此,政府应在补齐传统信息基础设施短板的基础上,抢抓新一代信息技术革命的重大机遇,加快推进5G基站、大数据中心、工业互联网、人工智能等领域的新型基础设施建设,为数字转型、智能升级、融合创新等创造条件,形成具有集聚效应的基础设施体系,强力支撑两化深度融合,最大限度提高工业创新效率。

经济发展水平的单门槛效应表明,较低的经济水平会制约两化融合对创新效率提升的促进作用。而地区经济水平凭微观企业一己之力难以改变,因此在经济水平较低的地区,企业不应只依靠两化融合一种方式提升创新效率,应寻求多种途径驱动创新发展,例如引进技术和人才,增强运营能力,推动协同创新等;在经济水平较高的地区,企业应大力推动两化深度融合,将信息化贯穿研发、生产、营销的各个环节,提升各环节的创新效率。政府部门作为宏观调控的主导者应贯彻新发展理念,通过“补短板,拉长板”的方式解决发展不平衡问题,形成独具特色的地区经济发展模式,为两化融合促进工业创新效率提供必要的物质

基础。

经济开放度的单门槛效应表明,经济开放度跨过门槛值后,两化融合对工业创新效率的促进作用大大增强,但从地区的门槛区间分布状况来看,全国除东部沿海地区外大部分地区经济开放度均处于低门槛区间,低水平的经济开放严重限制了两化融合对工业创新效率的促进作用。在逆全球化、“去中国化”等复杂的国际背景下,政府应坚持独立自主与开放合作相结合,加快形成以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局持续推进“一带一路”倡议。开放程度偏低的中西部地区,可以增设自贸试验区、综合保税区,同时赋予已有自贸试验区一定的开放自主权,鼓励企业创新对外贸易管理机制,进而通过对外商品和服务贸易加强人才、资本、技术及信息的流通,打造开放型经济。加快构建东西部区域合作机制,形成东西部双向开放、良性互动的发展格局。

两化融合对工业创新效率的影响可能还会受到其他条件的约束,本文只研究了信息化基础设施水平、经济发展水平和经济开放度,除此之外的制约因素还需进一步深入研究。

参考文献

- [1] 白俊红,蒋伏心,2015.协同创新、空间关联与区域创新绩效[J].经济研究,50(7):174-187.
- [2] 陈宝国,殷海涛,2016.全球创新指数视阈下中国创新能力比较分析[J].科技管理研究,36(23):32-37.
- [3] 陈钰芬,陈劲,2009.开放式创新促进创新绩效的机理研究[J].科研管理,30(4):1-9,28.
- [4] 刁秀华,李姣姣,李宇,2018.高技术产业的企业规模质量、技术创新效率及区域差异的门槛效应[J].中国软科学(11):184-192.
- [5] 韩先锋,惠宁,宋文飞,2014.信息化能提高中国工业部门技术创新效率吗[J].中国工业经济(12):70-82.
- [6] 惠宁,刘鑫鑫,2017.信息化对中国工业部门技术创新效率的空间效应[J].西北大学学报(哲学社会科学版),47(6):94-103.
- [7] 惠树鹏,王森,2018.基于多重约束的两化融合对工业绿色全要素生产率的影响研究[J].软科学,32(12):35-39.
- [8] 惠树鹏,杨睿文,单锦荣,2020.创新资金投入结构与高技术产业创新效率[J].技术经济,39(9):181-188.
- [9] 李培哲,营利荣,刘勇,2019.基于DEA与Malmquist指数的区域高技术产业创新效率评价研究[J].工业技术经济,38(1):27-34.
- [10] 刘树林,韩渭,韩书成,2018.我国高技术产业创新效率的制度贡献及其异质性[J].科技进步与对策,35(17):75-82.
- [11] 秦青,2018.区域工业企业技术创新效率及影响因素——基于三阶段SBM模型的分析[J].地域研究与开发,37(2):47-51.
- [12] 孙早,徐远华,2018.信息基础设施建设能提高中国高技术产业的创新效率吗?——基于2002—2013年高技术17个细分行业面板数据的经验分析[J].南开经济研究(2):72-92.
- [13] 王森,2019.基于创新价值链的两化融合对工业创新效率的影响研究[D].兰州:兰州理工大学.
- [14] 文思君,唐守廉,2020.行业规模、创新效率与企业生存关系的实证[J].统计与决策(7):158-162.
- [15] 肖文,林高榜,2014.政府支持、研发管理与技术创新效率——基于中国工业行业的实证分析[J].管理世界(4):71-80.
- [16] 谢康,肖静华,乌家培,2009.中国工业化与信息化融合的环境、基础和道路[J].经济学动态(2):28-31.
- [17] 谢子远,吴丽娟,2017.产业集聚水平与中国工业企业创新效率——基于20个工业行业2000—2012年面板数据的实证研究[J].科研管理,38(1):91-99.
- [18] 杨蕙馨,焦勇,陈庆江,2016.两化融合与内生经济增长[J].经济管理,38(1):1-9.
- [19] 杨友才,2010.包含制度因素的两部门经济增长模型[J].山东大学学报(哲学社会科学版)(3):88-95.
- [20] 张波,2016.中国信息化对工业企业技术创新效率的影响研究[D].北京:中央财经大学.75-82.
- [21] 张满银,张丹,2019.京津冀地级市区规模以上工业企业创新效率分析[J].经济经纬,36(1):26-33.
- [22] 章仁俊,王俊峰,2010.中国工业企业自主创新效率评价:基于DEA方法的研究[J].中国科技论坛(5):52-57.
- [23] 周洪文,宋丽萍,2015.区域创新系统能力动态变迁的测度与评价[J].管理学报,12(9):1343-1350.
- [24] ANANDHI S B, 2000. A resource-based perspective on information technology capability and firm performance: An empirical investigation[J]. MIS Quarterly, 24(1): 169-196.
- [25] GRANT R M, 1996. Prospering in dynamically-competitive environments: Organizational capability as knowledge integration [J]. Organization Science, 17(4): 375-387.
- [26] HANSEN B, 1999. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing and inference [J]. Journal of Econometrics, 93(2): 345-368.

- [27] HOU B, HONG J, CHEN Q, et al, 2019. Do Academia-Industry R&D collaborations necessarily facilitate industrial innovation in China? ——The role of technology transfer institutions[J]. *European Journal of Innovation Management*, 22(5): 717-746.
- [28] KASTALLI I V, LOOY B V, 2013. Servitization: Disentangling the impact of service business model innovation on manufacturing firm performance[J]. *Journal Operations Management*, 31(4): 169-180.
- [29] SANTHANAM R, HARTONO E, 2003. Issues in linking information technology capability to firm performance [J]. *Mis Quarterly*, 27(1): 125-153.

A Study on the Mutability of the Impact of Integration of Informatization and Industrialization on the Efficiency of Industrial Innovation

Hui Shupeng, Yang Ruiwen

(School of Economics and Management, Lanzhou University of Technology, Lanzhou 730050, China)

Abstract: Based on the two-sector innovation production model, a theoretical model for the integration of informatization and industrialization to influence industrial innovation efficiency is constructed. The panel regression and threshold regression methods were used to prove that the promotion effect of the integration of informatization and industrialization on the efficiency of industrial innovation is not simply linear, but has also experienced two incremental mutations as the level of integration of informatization and industrialization has increased. Further research shows that this mutation is caused by the constraints of different external environmental levels. In the sample interval, the promotion of integration of informatization and industrialization on industrial innovation efficiency has two incremental mutation with the improvement of informatization level, and one incremental mutation with the improvement of economic development level and degree of economic openness.

Keywords: integration of informatization and industrialization; efficiency of industrial innovation; mutation