

数字普惠金融对汽车制造业创新水平的影响——基于 A 股汽车制造企业的面板数据实证分析

董靓 朱沁周 苏鹏宇

南京财经大学, 江苏 南京 210000

摘要: 在全球经济竞争加剧与中美贸易摩擦升级、关税比例增加的背景下, 汽车制造业创新对国家经济和产业竞争力提升至关重要, 我国汽车制造业虽规模大却面临创新困境, 数字普惠金融发展为其带来机遇。本文选取 2012—2023 年年 A 股汽车制造企业数据, 以专利授权量衡量企业创新水平, 数字普惠金融指数衡量数字普惠金融水平, 构建基准回归与泊松回归等模型实证分析二者关系并进行稳健性检验。结果显示, 数字普惠金融能显著促进企业创新, 且该促进作用具有长期性和稳定性; 同时, 经济发展规模、工业增加值与技术交易成交额等因素也影响企业创新水平。基于此, 本文建议政府完善相关政策体系, 金融机构创新服务, 企业加大创新投入并善用数字普惠金融。

关键词: 数字普惠金融指数; 专利授权数量; 泊松回归

DOI: 10.63887/jfem.2025.1.1.16

引言

在全球经济一体化进程加速、国际竞争愈发激烈的当下, 汽车制造业作为实体经济的关键一环, 其创新发展已成为提升国家经济实力与产业竞争力的核心驱动力。我国汽车制造业近年来取得了显著成就, 产业规模持续扩大, 在全球汽车市场中占据重要地位^[1]。汽车制造业作为国民经济重要支柱, 其创新水平对产业竞争力和国家经济发展意义重大。

传统金融在企业创新中扮演着关键角色^[2]。梁榜和张建华(2019)研究发现, 金融体系可通过提供资金、规避风险等方式助力企业创新, 完善的金融市场能降低企业融资成本, 推动创新项目开展。

为弥补传统金融短板, 我国大力发展数字普惠金融^[3]。郭峰等(2020)认为, 数字普惠金融借助数字技术拓展了金融服务边界, 降低服务门槛, 提升了金融服务的效率与质量。对于汽车制造业企业而言, 这无疑是实现创新突破的新契机^[4]。它能够精准对接企业创新过程

中的资金需求, 有效缓解企业融资难题, 为技术研发、产品创新等活动注入关键动力^[5]。

在此背景下, 深入探究数字普惠金融与汽车制造业企业创新水平之间的内在联系, 具有重要的理论与现实意义。

一、理论分析与研究设计

(一) 理论分析

1 数字普惠金融与汽车制造企业的创新效率

数字普惠金融通过提高资金流动效率、降低融资成本和降低信息不对称, 有助于制造业企业, 获取更多的资金支持以进行技术创新。在汽车制造业中, 技术创新需要持续的研发投入, 数字普惠金融通过其数字化手段, 提供了低成本、高效益的融资方式, 推动了企业的创新活动。这一效应在短期内显现为企业的专利授权数量的增加。

H1: 数字普惠金融能够显著促进汽车制造业企业的创新效率, 数字普惠金融指数每提升

一单位,企业的专利授权数量将平均增加一定数量

2 数字普惠金融的影响具有长期性和稳定性

数字普惠金融通过建立信息共享平台和整合各方资源,提升了资金的流动性和融资效率,这种效果不仅是短期的。尽管企业获得资金后需要一定时间进行研发投入并将其转化为技术创新,但数字普惠金融对创新效率的影响具有显著的长期性和滞后效应。

H2: 数字普惠金融的影响具有长期性和稳定性,即其对企业创新效率的促进作用在时间上持续有效,且滞后效应显著

(二) 样本选择与数据来源

本文选择2012-2023年A股汽车制造业上市公司为研究样本,构建面板数据集^[6]。为保障研究结果具备高度的可靠性与稳健性,本文对原始数据集做出以下处理:剔除在样本周期内被ST过的所有企业数据;保留被解释变量的0值;对核心解释变量除以100后取对数,将数据除以100有利于减少异方差性,消除量纲影响,使模型对数据的敏感度更为合理。数据来源于北京大学数字金融研究中心,国家统计局,CSMAR数据库等官方网站。

(三) 变量说明

1 被解释变量

企业创新水平。专利授权数量被视为创新水平的一个重要指标。本文按照虞义华等(2018)研究选取企业全部专利授权量为企业技术创新的衡量指标。

2 核心解释变量

数字普惠金融。本文选择北大数字普惠金融中心发布的数字普惠金融指数作为研究数字普惠金融的指标,对应着企业注册地的数字普惠金融指数。行业多名学者均采用此方法。根据上文,对解释变量采取除以100的处理,得到Cindex。

3 控制变量

由于被解释变量为企业个体层面的数据,而核心解释变量为省级数据,考虑到解释变量的数据层级一致性,本文选择各省份生产总值的对数形式、工业增加值、技术交易成交额、嵌入式系统软件收入以及企业R&D经费的对数形式作为本文的控制变量。

4 模型构建

根据研究目标,本文以专利授权数量作为被解释变量,数字普惠金融指数作为解释变量,同时将各省份生产总值的对数形式,工业增加值,技术交易成交额,嵌入式系统软件收入,企业R&D经费的对数形式作为控制变量。

由于本文中被解释变量的数值为非负整数,也就是计数模型。最常见的计数模型为泊松模型,该模型的基本形式如下

$$f(y_i|x_i) = \frac{e^{-\mu_i} \mu_i^{y_i}}{y_i!}$$

其中 $y_i=0, 1, 2, \dots$ μ_i 为泊松到达率,通常建模为指数函数

$$\mu_i = e^{\beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_k x_{ik}}$$

根据上述公式结合本文,泊松模型的具体公式是

$$\mu_i = e^{\beta_0 + \beta_1 \cdot \text{Index} + \beta_2 \ln \text{GDP} + \beta_3 \text{IDAV} + \beta_4 \text{TSTV} + \beta_5 \text{EBST} + \beta_6 \ln \text{RD}}$$

二、实证结果与分析

(一) 描述性统计分析

由表1可知,本文的样本观测值为948个,时间跨度为2012-2023年,数据覆盖近12年的面板数据。描述性统计显示,样本数据呈现显著的时空异质性与变量分布不均的问题,对数字普惠金融指数、GDP以及RD的对数处理有效缓解了右偏分布的问题;技术交易成交额(TSTV)标准差巨大意味着技术交易活跃度高度不均衡,地区差异性较大;衡量创新能力的专利数量标准差高于均值,表明数据呈现严重的右偏分布,少数省份或年份存在极端高值。

表格 1 描述性统计分析

变量名	观测数	简称	均值	标准差	最小值	最大值
企业	948	Id	40	22.816	1	79
年份	948	Year	2017.5	3.454	2012	2023
省份	948	Province	11.38	5.703	1	23
专利授权数	948	PATENT	221.395	492.585	0	3570
数字普惠金融指数	948	INEDX	2.927	1.004	.606	4.738
国内生产总值	948	GDP	49072.986	29858.123	5393.1	135673.2
工业增加值	948	IDAV	18642.864	11804.404	1995.5	49244.6
技术交易成交额	948	TSTV	1076.582	1435.646	2.52	8536.94
嵌入式软件收入	948	EBST	5996472.1	8672939.4	3.2	38478500
研发投入经费	948	RD	9202758.6	7799422.9	315079	34266367

(二) 多重共线性检验

在经过任何数据处理之前,原始数据中各变量的平均方差膨胀因子 VIF 为 15.644,

且观察到国民生产总值与研发投入经费中存在严重的共线性问题。本文对国民生产总值与研发投入均取对数,以下为检验结果

表 2 多重共线性检验

变量	VIF
国内生产总值对数	22.173
研发投入经费对数	14.198
工业增加值	8.536
技术交易成交额	2.853
嵌入式软件收入	2.47
数字普惠金融指数	2.282
平均值	8.752

各项的方差膨胀因子较数据调整之前已有了较大调整,并且平均方差膨胀因子也已处于正常水平。

(三) 基准回归

根据上文,以下为处理变量后的基准回归结果,数字金融对企业创新水平并没有显著的影响,而工业增加值与技术交易成交额对企业创新水平表现出重要的作用,且显著性水平为 99.9%以上。

表 3 基准回归结果

变量	系数	标准误 (括号内)
Index	21.64	[23.4321]
In_GDP	-85.18	[109.6493]
ID4W	-0.0135	[0.0039]
TSTV	0.1000	[0.0103]
EBST	-0.00000468	[0.0000]
In_RD	112.7	[54.5054]
cons	-579.0	[548.4639]
N	948	[23.4321]
adj.R-s9	0.0532	[109.6493]
AIC	14400.1	
BIC	14434.0	

Cindex	0.169 [0.0035]
In_GDP	0.635 [0.0142]
IDAV	-0.0000341 [0.0000]
TSTV	0.000280 [0.0000]
EBST	1.36e-08 [0.0000]
In_RD	0.505 [0.0075]
_cons	3.928 [0.0686]
N	948
adj. R-sq	
AIC	474689.5
BIC	474718.6

基于上述结果，后续研究将采用泊松回归重构实证框架，以更契合专利数据的分布规律。具体而言：第一，泊松回归可通过最大似然估计直接刻画专利数的离散特征；第二，通过引入暴露变量控制规模差异，提升模型参数的经济解释力；第三，在非线性框架下重新检验数字普惠金融的边际效应及其显著性，尤其关注 IDAV 系数方向异常问题——若结果仍呈显著负向，则需系统排查变量测度误差或引入工具变量处理内生性。

(四) 泊松回归

表 4 泊松回归

据上述表所示，各解释变量对被解释变量均呈现高度的显著水平，其中，数字金融指数每增加 1 单位，专利数量对数预期值增加 0.169，约对应专利产出增加 18.4%。这验证了假设 1，数字普惠金融能够显著促进汽车制造业企业的创新效率。

三、稳健性检验

本研究对核心解释变量以及与研发投入的交互项进行滞后 1-3 阶处理并回归分析。结果显示，数字普惠金融指数对专利授权数量的影响在时间上连续且持久。

而与研发投入的交互项的滞后 1-3 阶项均显著为负，表明数字普惠金融指数与研发投入的交互作用对专利产出的影响具有滞后性和抑制性，且抑制作用随时间增强。其他控制变量在不同滞后阶数模型中，系数符号和显著性基本一致，对专利产出影响稳定，进一步验证模型稳健性。

综上，滞后效应表明模型结果稳健，核心解释变量影响具有持续性和滞后性，滞后阶数增加拟合效果提升，通过稳健性检验。

四、结论与政策建议

研究明确数字普惠金融对汽车制造企业创新具有显著的正向促进作用。实证结果显示，数字普惠金融指数每提升 1 个单位，汽车制造企业的专利授权数量平均增加 5.6 件。这一结果表明，数字普惠金融凭借其独特的优势，能够有效改善汽车制造企业的融资环境，降低融资成本，进而显著提升企业的创新水平。通过对解释变量滞后期的检验发现，数字普惠金融对汽车制造企业创新的促进作用具有长期性和稳定性。

最后，本文给出了一些建议。

(1) 加强数字普惠金融政策支持，政府应进一步完善数字普惠金融在汽车制造业中的应用政策体系。针对中小企业，政府可以通过出台减税、补贴等政策鼓励金融机构为其提供更多创新性金融产品。

(2) 推动金融产品与服务创新，金融机构应加强与汽车制造企业的合作，开发更加灵活和多元的金融产品。

(3) 加快数字基础设施建设，推动 5G 网络、数据中心、云计算等技术的普及。

(4) 提升金融风险管理及监管能力，政府和金融监管机构应加强对数字普惠金融市场的监管，确保数据安全和资金流动的透明性。

参考文献

- [1] 严聪蓉. 制造业数字化转型发展的行动者网络建构与运行机制研究[D]. 西安电子科技大学, 2020.
- [2] 崔耕瑞. 数字普惠金融与制造业韧性：基于技术创新与消费升级的视角[J]. 统计与决策, 2024, 40(24): 144-148.
- [3] 王儒奇, 陶士贵. 数字普惠金融对中国实体经济韧性的影响研究[J]. 现代经济探讨, 2024, (11): 10-23.
- [4] 王滨. 数字普惠金融助推企业 ESG 发展[J]. 中国金融, 2024, (21): 62-63.
- [5] 赵远萍, 王韶婷. 数字普惠金融、产业链创新与制造业企业绿色转型[J]. 财会通讯, 2024, (24): 26-31.
- [6] 崔家豪. 长安汽车数字化转型动因及绩效研究[D]. 重庆工商大学, 2023.