

# 数实产业技术融合对企业绿色创新效率的影响

余 静

上海大学，中国·上海 200444

**【摘要】**近年来，我国大力推动数字经济和实体经济（以下简称“数实”）深度融合。促进数实融合是顺应经济高质量发展新趋势、发掘经济增长新动能的战略选择。本文通过分析企业专利互引数据，测算了2008至2019年间中国上市公司在数实产业技术融合方面的情况，并实证探讨了这种融合对企业绿色创新效率的影响机制。研究结果表明，企业在推动数实产业融合的过程中，确实能够显著提高其绿色创新效率。此外，基于不同数字经济产业技术融合、企业所在地区因素，验证了数实产业技术融合影响企业绿色创新效率的作用效果存在异质性。进一步地，本文从提升技术创新质量与降低企业融资约束两个视角展开分析数实产业技术融合影响企业绿色创新效率的作用机制。

**【关键词】**数实融合；企业绿色创新效率；双向固定效应模型

2023年我国数字经济规模达到53.9万亿元，同比增长率为7.4%，增幅相对稳定。我国数字经济占GDP比重达到42.8%，较上年提升1.3个百分点。其中，相对于数字产业化而言，产业数字化的比重有所提升。数字经济的赋能作用、融合能力得到进一步发挥，实体经济传统产业升级与创新的脚步正在不断加快。本文利用专利数据库中的专利互引信息数据，测算2008—2019年中国上市公司数实产业技术融合行为数量，同时利用国泰安数据库中上市公司财务数据计算企业绿色技术创新效率并展开分析<sup>[1]</sup>。

## 1 文献综述

### 1.1 数实产业技术融合

胡汉辉和邢华（2003）将产业融合划分为三种形式：产业渗透、产业交叉和产业重组，并将产业渗透定义为新兴技术与传统产业在产业边界上的融合。Fai和Tunzelmann利用专利相关系数，发现技术融合与产业绩效存在正向相关关系<sup>[2]</sup>。黄先海等人（2023）利用中国企业专利信息，研究发现企业的数实产业技术融合行为能够通过推动企业创新变革和强化企业竞争能力提升企业的全要素生产率<sup>[3]</sup>。

### 1.2 企业绿色创新效率

绿色创新强调资源节约与环境友好，绿色创新是利用绿色科技对传统技术、工艺和产品等进行绿色化改良（解学梅等，2021）<sup>[4]</sup>。靳毓等人利用文本分析法研究发现，企业数字化转型发挥了“资源效应”、“治理效应”以及“乘数效应”，加速了企业联合绿色创新产出，对企业绿色创新效率存在显著的正向影响<sup>[5]</sup>。

## 2 理论分析与研究假设

企业数实产业技术融合行为可能通过以下两种机制影响企业绿色创新效率：一是推动企业创新变革，提升企业技术创新质量，进而提升企业绿色创新效率；二是降低企业

融资约束，进而提高企业绿色创新效率。

### 2.1 数实产业技术融合提高企业技术创新质量

实体企业利用数字产业技术，可以提高企业对于宏观经济特征、市场需求变化、绿色技术发展以及前言科技进步等信息的感知能力与反应速度，降低企业与市场的信息不对称和代理问题，从而大大降低绿色创新过程长期性、复杂性带来的失败风险。数实产业技术融合有利于企业直接利用数字科技优化研发创新技术，减少研发过程中的资源浪费，提升企业绿色创新效率。企业进行数实产业技术融合能够更好地将技术数据、人才资本等创新要素和资源集中到绿色创新过程中，优化资源配置的同时激发市场创新活力，降低企业与企业间的信息不对称，加速企业间不同技术的融合与共同发展，实现复杂绿色技术的关键性突破，促进绿色创新变革。基于以上分析，提出假设H1：数实产业技术融合提高企业技术创新质量进而提升企业绿色创新效率。

### 2.2 数实产业技术融合降低企业融资约束

绿色创新活动需要较高资本投资且效益回报不确定，数实产业技术融合可以有效改善信息环节，降低信息不对称程度，让外部投资者能够对企业行为掌握更全方位的信息，了解到企业积极响应当前“数字中国”等国家政策导向，企业、政府与市场保持良好关系，从而形成绿色创新资本的虹吸效应，降低企业融资约束，推动绿色创新活动的开展，进而提高绿色创新效率。基于此分析，提出假设H2：数实产业技术融合通过降低企业融资约束来提升企业绿色创新效率。

## 3 实证研究

### 3.1 数据选取

本文的研究对象为中国A股上市公司，时间跨度为

2008—2019年。文中的相关数据来源于专利数据库（涵盖1985—2019年间的企业发明专利及其申请、公开、IPC分类号、专利引用等信息）和国泰安数据库（包括上市公司财务数据等）。对于初始样本，进行了如下处理：①排除了金融行业企业样本；②剔除了总资产小于总负债的企业样本；③排除了ST和\*ST企业样本；④剔除了开业年限不足1年的企业样本；⑤对连续变量进行了双边1%水平的缩尾处理。最终得到的样本观测值为11106个。

### 3.2 变量定义

#### 3.2.1 数实产业技术融合 (TechConv)

本文参考黄先海等人（2023）的做法，通过专利引用信息衡量企业的数实产业技术融合行为。具体而言，首先利用企业专利申请的IPC主分类号，利用《数字经济核心产业分类与国际专利分类参照关系表》来识别该项专利是否属于数字产业领域的技术创新。若IPC主分类号属于非数字产业技术，且其引用的专利中至少有一项分类为数字产业技术，则定义该项专利为企业的一次数实产业技术融合行为。最终得到企业数实产业技术融合数量，加1取对数后作为核心解释变量的衡量指标。

#### 3.2.2 企业绿色创新效率 (GreenTech)

本文借鉴学者研究方法，绿色创新效率的测度指标为：绿色创新产出和创新投入的比值。绿色创新产出的衡量方式为：绿色发明专利、实用新型和外观设计专利的总申请量加1的自然对数，创新投入的衡量方式为：公司年度研发支出。

#### 3.2.3 控制变量 (ContVars)

具体包括：①资产负债率 (Lev)；②增长率 (ReveGrow)。此指标为企业年度营业收入增长的百分比；③研发投入 (RDinput)。通过企业当年专利申请的平均研发支出取自然对数来衡量；④资产使用效率。采用流动资产周转率 (CATO) 和存货周转率 (ITO) 进行评估；⑤企业规模 (Size)。通过企业员工人数的自然对数来表示；⑥现金流量与期初总资产的比率 (Cash)；⑦企业年龄 (Age)。通过计算企业的开业年数并取自然对数来衡量；⑧董事会规模 (Broadsize)。采用董事会成员数量的自然对数表示；⑨企业性质 (Property)。非国有企业标记为1，国有企业标记为0。

### 3.3 模型构建

为检验数实产业技术融合对企业绿色创新效率的影响，首先建立双向固定效应模型：（1）

其中，为企业*i*在*t*年的绿色创新效率。为企业*i*在*t*年的数实产业融合数量，为一系列控制变量构成的集合，具体指标如上文所述。表示企业固定效应、表示年份固定效

应，为残差项。

### 3.4 基准回归结果

根据表4.1列示的基准回归结果，企业数实产业技术融合行为能够显著提高绿色创新效率水平。在加入全部控制变量，并同时控制个体、时间层面双向固定效应后，变量TechConv的系数为0.0082，且在 $\alpha=1\%$ 的水平上显著，说明与上文对理论机制的总结一致，企业进行数实产业技术融合可以显著提高企业绿色创新效率。

### 3.5 稳健性检验<sup>①</sup>

#### 3.5.1 替换解释变量测度指标

本文参考陶锋等（2023）的做法，更换解释变量衡量方式，以IPC层面识别数字技术领域。若某一专利IPC主分类被识别为非数字产业技术，同时至少一项其他IPC分类号被识别为数字产业技术，则定义这项专利为企业的一次数实产业技术融合行为。将指标汇总到个体-时间层面，加1取自然对数后得到替换解释变量 (FusiTech)。回归结果显示，变量FusiTech系数为0.011，且在 $\alpha=1\%$ 的水平上显著，支持本文基准回归结果，企业进行数实产业技术融合可以显著提高企业绿色创新效率。

#### 3.5.2 将解释变量滞后一期

企业数实产业技术融合过程具有长期性、复杂性，其对绿色创新效率的影响可能存在时滞，故将解释变量数实产业技术融合 (TechConv) 滞后一期得到TechConv(-1)，以TechConv(-1)作为解释变量进行回归。回归结果显示，TechConv(-1)系数在 $\alpha=1\%$ 的水平上显著为正，结果稳健。

### 3.6 异质性检验

#### 3.6.1 引用数字专利技术产业分类

《数字经济及其核心产业统计分类》将数字经济产业划分为四个核心类别：数字产品的制造行业、数字产品的服务行业、数字技术应用行业以及依托数字要素驱动的行业。本文进一步根据以上分类将数实产业技术融合行为细分，加1取自然对数后作为解释变量 (01\_TechConv—04\_TechConv)。回归结果显示：回归系数均显著为正，表明实体产业技术创新过程中对四种分类下数字产业技术知识的吸收应用，均有利于企业绿色创新效率的提升。

#### 3.6.2 地区分布

按照企业所在地点将企业分为东、西、中部，从解释变量系数来看，数实产业融合数量对于东、西、中部的企业来说，都能显著提高企业绿色创新效率，且数实产业融合对于提升中部地区企业绿色创新效率的作用更强，西部地区提升效果最弱。

### 3.7 内生性问题

为了缓解模型中存在的内生性问题, 本文参考了尹志锋等人的研究方法, 利用同一年度、规模相同的其他企业的平均水平构建工具变量<sup>[6]</sup>, 并采用两阶段最小二乘法 (TSLS) 进行工具变量回归。具体而言, 首先在同一年度内根据企业规模对企业进行分类, 并计算每个分组内, 除本企业之外其他企业数实产业技术融合的平均水平 (记作 AvgConv)。然后将AvgConv作为工具变量进行回归分析。检验结果表明, LM统计量的p值为0.0000, 意味着拒绝工具变量识别不足的原假设; Hansen J统计量的p值为0.000, 表明工具变量没有过度识别问题; Wald F统计量为160.406, 表明不存在弱工具变量的问题, 同时符合相关性要求。变量TechConv的系数为正, 且在 $\alpha=1\%$ 的显著性水平下成立, 这表明在控制了内生性问题的干扰后, 本文的结论依然有效。

### 3.8 中介效应检验

#### 3.8.1 技术创新质量

根据上文理论分析, 企业绿色创新效率离不开技术创新质量的提高, 使用专利的被引数量来测度技术创新质量。本文采用企业专利公开后5年内的累计被引次数, 加1后取自然对数, 作为技术创新质量的衡量指标 (记为 TechQual)。该指标值越大, 表明企业的技术创新质量越高。回归分析结果 (表3.1第5列) 显示, TechQual系数显著为正, 表明企业数实产业技术融合行为能够显著提高技术创新质量。

#### 3.8.2 降低融资约束

本文采用国泰安数据库中上市企业SA指数, 本文中SA指数取负值, SA指数越小, 企业融资约束越大。回归结果见表4.1第6列, SA系数显著为正, 表明企业数实产业技术融合行为越多, 企业融资约束越小, 企业绿色创新效率越高。

表3.1 回归结果

变量	GreenTech	GreenTech	GreenTech	TechQual	SA
	0.0137***	0.0139***	0.0082***	0.4898***	0.0046***
TechConv	(0.0010)	(0.0011)	(0.0010)	(0.0217)	(0.0015)

续表3.1回归结果

控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	NO	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	NO	NO	YES	YES	YES
N	11106	11106	11106	11106	11102
R <sup>2</sup>	0.140	0.160	0.168	0.647	0.898

### 4 结论

本文基于2008—2019年中国A股上市公司数据, 研究企业数实产业技术融合对于绿色创新效率的影响以及作用机制。研究结果表明, 数实产业技术融合能够通过推动企业创新变革、降低企业融资约束两个机制来提高企业绿色创新效率。同时, 企业涉及四种不同分类下的数字经济产业的技术融合均对绿色创新效率有显著的提升作用; 数实产业融合对于提升中部地区企业绿色创新效率的作用更强, 西部地区提升效果最弱。

注释①限于篇幅, 稳健性检验、异质性检验与内生性问题回归结果未附上。

### 参考文献:

- [1] 胡汉辉, 邢华. 产业融合理论以及对我国发展信息产业的启示 [J]. 中国工业经济, 2003 (02): 23-29.
- [2] Fai, F., N. V. Tunzelmann. Industry-specific Competencies and Converging Technological Systems: Evidence From Patents [J]. Structural Policy, 2009, 38 (1): 96-105.
- [3] 黄先海, 高亚兴. 数实产业技术融合与企业全要素生产率——基于中国企业专利信息的研究 [J]. 中国工业经济, 2023 (11): 118-136.
- [4] 解学梅, 朱琪伟. 企业绿色创新实践如何破解“和谐共生”难题? [J]. 管理世界, 2021, 37 (01): 128-149+9.
- [5] 靳毓, 文雯, 何茵. 数字化转型对企业绿色创新的影响——基于中国制造业上市公司的经验证据 [J]. 财贸研究, 2022, 33 (07): 69-83.
- [6] 尹志锋, 曹爱家, 郭家宝, 等. 基于专利数据的人工智能就业效应研究——来自中关村企业的微观证据 [J]. 中国工业经济, 2023, (05): 137-154.

### 作者简介:

余静 (1999-), 女, 安徽六安人, 上海大学金融专业2023级硕士研究生, 研究方向: 公司金融与可持续发展。