

# 数字化水平对企业创新绩效的影响研究

## ——来自沪深 A 股上市公司的经验证据

黄节根 吉祥熙 李元旭<sup>1</sup>

**【摘要】**：“数字经济”是当前信息技术变革时代的最新发展趋势。在分析数字化水平对企业创新绩效影响的理论机制基础上，利用 2015—2019 年沪深 A 股上市公司数据，结合 sys-GMM 模型和面板门限模型实证分析了数字化水平对企业创新绩效的影响。研究发现：当前我国企业数字化水平和企业创新绩效正向相关，设置了数字资源信息共享平台的企业其促进效应更为显著。不同行业的数字化水平对创新绩效的影响存在显著差异，信息技术业、批发和零售贸易业以及社会服务业三个行业存在门限突变效应，传播与文化业存在门限收敛效应，其他行业并未表现出门限效应。数字化水平对创新绩效的提升存在最优门限值，创新绩效的提升和企业其他治理特征和规划紧密相关，只有两者同时改进才能最终提升创新绩效。因此，我国企业应构建数字化和其他企业资源与管理战略的统筹协调机制，进一步深化数字化转型。

**【关键词】**：企业数字化水平 企业创新绩效 数字经济

**【中图分类号】** F426 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1004-518X (2021) 05-0061-12

### 一、引言与文献述评

2019 年 10 月，党的十九届四中全会提出：“健全劳动、资本、土地、知识、技术、管理、数据等生产要素由市场评价贡献、按贡献决定报酬的机制。”至此，数据要素作为国民收入分配要素的地位被确立，这说明数据首次从技术中独立出来，作为一个单独的生产要素参与国民收入分配过程。我国提出了建设“数字中国”和“智慧社会”的伟大战略。在此背景下，系统研究企业数字化水平对其创新绩效的影响成为理论界和实务界共同关心的话题。

从已有研究看，企业数字化水平对企业创新绩效的影响主要通过如下三条路径实现：一是数字技术的大量运用在逐渐提升企业组织模式的结构效率<sup>[1]</sup>和运营效率<sup>[2]</sup>；二是数字化水平的提高使得参与的企业之间以及企业内部之间的信息流动更具有规模性、效率性和融合性，从而对企业创新价值产生深刻影响<sup>[3]</sup>；三是数字化技术本身即是企业创新价值创造的有效组成部分，当前大数据、云计算的运用进一步提升了该组成部分的重要性，而新冠病毒的肆虐在一定程度上则提供了验证数字化技术企业价值重构的可能性<sup>[4]</sup>。

但是也有学者提出不同的观点，如：Li 和 Jia 采用多元回归防范实证研究发现，数字技术对企业整体绩效的影响并不显著。<sup>[5]</sup>而 Hajli 等采用面板回归方法研究发现，数字化水平的提升可能只是使得部分企业绩效得到提升。<sup>[6]</sup>另一部分企业的绩效可能因此而下降，下降的主要原因是：数字化水平提升过程中的成本耗费较大<sup>[7]</sup>，数字化水平提升后企业内部学习成本较大<sup>[8][9]</sup>，这些观点被称为“IT 悖论”。还有一些学者认为，数字化水平对企业绩效创新绩效的影响可能是倒“U”型的，如企业提升数字化水

**作者简介**：黄节根，复旦大学管理学院博士后。（上海 200433）；  
吉祥熙，复旦大学经济学院博士后，通讯作者。（上海 200433）；  
李元旭，复旦大学管理学院教授、博士生导师。（上海 200433）

**基金项目**：国家自然科学基金面上项目“中国企业海外子公司跨界搜索与本土化战略研究：基于组织学习和战略适应的视角”（71872052）；国家社会科学基金重大项目“我国新时代的国际人才治理体系建设研究”（18ZDA084）

平是存在边界的，数字化水平对创新绩效提升的边际效益和数字化水平的边际成本相等即是企业数字化水平提升的边界<sup>[10]</sup>，持有类似观点的还有 Kwith 等、詹新<sup>[11]</sup>。

综合以上，已有研究对数字化水平影响创新绩效进行了多维实证研究，研究结论并未统一，实证方法主要是多元回归、面板回归等传统的计量方法。但是，已有研究在数字化水平影响企业创新绩效的理论传导机制方面并未深入探讨，其计量方法的科学性也有待进一步验证。本文在上述研究基础上，利用系统 GMM 估计验证我国上市企业中数字化水平对企业创新绩效的影响，进而采用门限回归模型验证各行业是否存在“IT 悖论”。

## 二、理论机制及研究假设

### （一）企业数字化水平与创新绩效

企业创新绩效指企业由于采用新运营系统、新技术等创新手段对企业绩效的提升水平，一般可以从创新资源投入和企业市场价值提升两个角度进行评价<sup>[12]</sup>。影响企业创新绩效的因素有很多，在宏观层面，财政调控政策、货币调控政策、产业调控政策等会对企业的创新绩效产生深刻的影响。

如财政调控政策会对整个交易市场的均衡产生冲击，从而影响企业面临的供求关系，进而影响企业的经营创新绩效。<sup>[13]</sup> 货币政策的调控策略会对企业的融资约束和财务宽松程度产生冲击，从而影响市场创新绩效。政府发布的针对性较强的产业调控政策有可能会对某个产业产生巨大的冲击，从而导致市场的巨大变动。不过，宏观层面的冲击对所有企业表现出一致性的特征，即不同企业面临的宏观调控因素可能是一致的，从而这种冲击就不是实证研究意义上的变量。

另外，政府宏观调控政策冲击可能属于典型的断点式冲击，即在某个时点之前和某个时点之后表现出迥异的特征和政策力度差异，这种影响的冲击具有时间滞后性和拓展效应，但是对企业创新绩效的影响在一定程度上表现出外生性的特征<sup>[14]</sup>，因此本文将这种宏观政策冲击作为前置性变量构建影响企业创新绩效的理论模型。

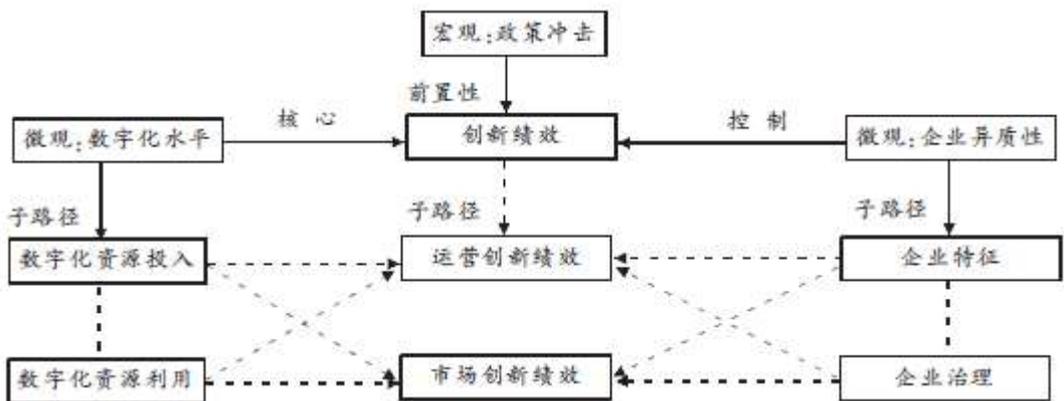


图 1 企业数字化水平对创新绩效的影响机制

图 1 显示了影响企业创新绩效的传导机制。本文认为，影响企业创新绩效的主要因素来源于企业微观层面，主要包括：企业特征<sup>[14]</sup>、企业治理<sup>[15][16]</sup>和企业数字化水平<sup>[17]</sup>。企业特征变量主要包括股权性质差异、董事长和总经理两职合一、董事会独立性水平、最大股东持股比例和企业上市年限等，这些特征会对企业整体创新绩效产生显著影响。企业治理变量主要包括企业资产负债水平、固定资产比例和审计报告意见等，这些变量体现了企业治理过程中的财务制度和管理制度的差异，该差异可能是

造成企业创新绩效差异的原因之一。

从已有研究看，在企业特征和企业治理对企业创新绩效影响方面的研究已经比较成熟，目前已基本形成较为统一的结论，因此本文将企业特征和企业治理变量作为控制变量重点研究数字化水平对企业创新绩效的影响。首先，数字化水平的不断提升是近年来企业在大数据、云计算等技术推动下的显著特征，这对企业组织模式、信息传递效率、信息利用效率和信息决策管理产生了深刻影响，从而在一定程度上提升了企业的创新绩效水平<sup>[17]</sup>。其次，企业数字化水平提升的表现是多维度的，比如企业信息传递速度的提升、企业网上作业的广泛使用、企业基于自身 APP 数据对消费者消费特征的识别、企业通过大数据运算识别出重点客户的特征等。

本文从数字化资源投入角度衡量企业数字化水平，数字化资源投入指的是企业为了提升自身数字化水平而进行的人力、物力、财力、智力方面的综合投资。最后，企业创新绩效指的是由于企业技术进步或者创新能力提升导致的企业整体绩效的提升，这种提升会反映在企业运营绩效、企业财务绩效、企业市场绩效等多个维度<sup>[18]</sup>。本文将企业运营绩效和企业市场绩效作为企业创新绩效的两个主要方面。在工具变量的选择上，运营创新绩效主要为企业自身运营过程中的财务数据，市场创新绩效用企业整体股价和企业市场价值表示，而数字化水平用企业数字化资源投入表示。

在影响机制上，本文认为数字化水平的提升至少从两个方面对企业创新绩效产生正向影响。一是数字化水平的提升显著提高了企业的信息收集整理效率和企业信息传递效率，在企业内部控制治理、人力资源管理、财务控制、销售管理和综合运营方面提升了企业的运营绩效，这使得企业资源配置多样性和科学性进一步提升，从而有助于提升企业在产品创新、运营创新和制度创新方面的创新力度，最终表现为企业创新绩效的提升<sup>[19]</sup>。

二是数字化水平的提升显著改变了企业的组织模式，原先的垂直化组织、扁平化组织或其他组织形式变得更具有伸缩性、柔性 and 松散耦合性，这种组织模式的变化对企业的战略柔性产生深刻影响。企业战略柔性在数字化水平逐步提升背景下变得更加具有弹性和柔和度，企业的整体战略规划和日常运营绩效也产生了较大改变，这种改变会对企业创新绩效产生较大的冲击。<sup>[20]</sup>基于此本文提出如下假设：

H1：从总体看，企业数字化水平和企业运营创新绩效正相关。

H2：从总体看，企业数字化水平和企业市场创新绩效正相关。

## （二）不同行业数字化水平对创新绩效的影响

我国企业数字化转型仍然处在快速发展过程中，不同行业企业的数字化水平相差较大，从而表现出对创新绩效影响的差异性。这种差异的原因主要有两点：

一是不同行业属性的差异决定了其数字化转型的需求动机差异，如传统制造业、房地产业等行业其自身拥有较为完善的管理系统、营销系统和生产模式，其商业模式虽然受到数字化的冲击，但是其既有的完善的商业模式具有内生的稳定性，从而使得这些行业的数字化水平仍处在转型的初级阶段，这种数字化水平的提高对创新绩效的影响可能仍处在变革初期的正向关系；而诸如高新技术企业、信息技术企业等行业本身对数字化水平的要求较高，其数字化水平的提升速度较快，数字化水平对企业创新绩效的正向冲击表现出显著的边际递减倾向，个别行业可能还表现出突变效应。<sup>[21]</sup>

二是不同行业在数字化水平提升过程中的资源禀赋存在较大差异，资源禀赋差异决定了其数字化水平提升的速度和水平存在显著差异。可以合理预期，那些拥有较多资源禀赋的行业可能数字化水平较高，其对企业创新绩效的影响是边际递减的，较高数字化水平的行业可能存在典型的抑制效应。<sup>[22]</sup>基于此，本文提出假设如下：

H3: 不同行业的数字化水平对企业创新绩效的影响表现出差异性, 部分行业可能表现出门限突变效应或者门限收敛效应。

### 三、模型设定及变量说明

#### (一) 模型设定

企业创新绩效可能存在一定的动态效应, 即前期创新绩效水平会对后期创新绩效水平产生冲击, 此时模型构建时就不能采用静态面板模型, 而应该采用动态面板。对于动态面板的估计不应该采用传统的固定效应或者随机效应模型, 因为这两个模型对数据的平稳性要求较高, 但是对于包含了被解释变量的滞后项的动态面板, 传统的固定效应和随机效应模型无法做出有效的估计, 其估计结果可能是有偏的, 此时需要考虑动态面板模型。在估计动态面板时, 常用的估计方法是 sys-GMM 估计, 因此本文中数字化水平对企业创新绩效的影响研究中采用的模型是动态面板模型, 采用的估计方法是 sys-GMM 估计。

式 (1) 是针对假设 H1 设计的实证方程, 式 (2) 是针对假设 H1 设计的稳健性检验方程, 检验方法是通过替换解释变量和被解释变量完成的, 即实际估计中用式 (1) 验证假设 H1, 其中企业数字化资源投入采用企业固定资产和无形资产中构建数字化资源的比例  $Szfix$  代替, 企业运营创新绩效用每年 R&D 投入占营业收入百分比  $Rd$  代替, 在稳健性检验方程 (2) 中将  $Szfix$  替换为企业数字化建设中的总投入增长速度  $Stzr$ , 将  $Rd$  替换为近 2 年新产品销售收入占总销售收入的比例  $Newsale$ 。

式 (3) 是针对假设 H2 设计的实证方程, 式 (4) 是针对式 (3) 设计的稳健性检验方程, 检验方法是通过解释变量和被解释变量的替换完成的。其中企业数字化资源投入采用企业固定资产和无形资产中构建数字化资源的比例  $Szfix$  代替, 企业市场创新绩效用每年托宾 Q 值代替, 在稳健性检验方程式 (4) 中将  $Szfix$  替换为企业数字化建设中的总投入增长速度  $Stzr$ , 将 Q 替换为企业市盈率  $PE$ 。

$$Rd_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^n \beta_j Rd_{it-j} + \gamma_1 Szfix_{it} + \gamma_2 d_1 Szfix_{it} + \sum_{i=1}^m \theta_i control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Newsale_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^n \beta_j Newsale_{it-j} + \gamma_1 Stzr_{it} + \gamma_2 d_1 Szfix_{it} + \sum_{i=1}^m \theta_i control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Q_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^n \beta_j Q_{it-j} + \gamma_1 Szfix_{it} + \gamma_2 d_1 Szfix_{it} + \sum_{i=1}^m \theta_i control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$PE_{it} = \alpha + \sum_{j=1}^n \beta_j PE_{it-j} + \gamma_1 Stzr_{it} + \gamma_2 d_1 Stzr_{it} + \sum_{i=1}^m \theta_i control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$Rd_{it} = (\alpha_1 Szfix_{it} + \sum_{j=1}^n \beta_j control_{jit}) I(Sztr \leq \lambda) + (\alpha_2 Szfix_{it} + \sum_{j=1}^n \beta_j control_{jit}) I(Sztr > \lambda) year_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

为验证不同行业数字化水平对企业创新绩效的影响是否存在门限效应, 本文构建门限回归模型如式 (5) 所示。其中,  $I(\cdot)$  为指示函数,  $\lambda$  代表门限值, 当  $Szfix > \lambda$  时,  $I(\cdot) = 1$ , 当  $Szfix \leq \lambda$  时,  $I(\cdot) = 0$ 。j 表示控制变量的数量,  $\varepsilon_{it}$  代表随机干扰项。式 1 至式 5 中 control 代表模型中的控制变量, 所有变量计算方法及相关说明见表 1。

表 1 变量说明

变量性质	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	运营创新绩效	Rd	每年 R&D 投入占营业收入百分比
		Newsale	最近 2 年新产品销售收入占总销售收入的比例，来源于企业利润表附注。
		Q	Tobin's Q 值
	市场创新绩效	PE	市盈率
核心解释变量	数字化水平	Szfix	企业固定资产和无形资产中构建数字化资源的比例，来源于企业资产负债表附注中固定资产和无形资产明细中的筛选
		Sztr	企业资产负债表中研发支出的增长速度
		dl	企业是否设立了数字资源信息共享平台，如 OA 系统、会计信息系统等。如果有赋值为 1，否则赋值为 0
控制变量	总资产增长水平	Goa	$(\text{本年总资产规模} - \text{上年总资产规模}) / \text{本年总资产规模}$
	经营性现金流量	Nc	企业的经营性现金净流量的自然对数
	销售成本率	Ttr	企业营业成本/企业销售收入
	资产负债水平	Lev	企业的总负债/总资产
	固定资产百分比	Fixr	企业固定资产净额/总资产
	第一大股东持股比例	Fir	第一大股东持有的流通股股数/该公司流通在外的总流通股股数
	审计报告性质	Aud	如果审计意见为标准无保留意见取值为 1，否则取 0
	股权性质	Stoc	企业属于国有企业取值为 1，否则取 0
	两职合一	Cob	总经理和董事长为同一人取值为 1，否则取 0
董事会独立性	Ine	独立董事人数和董事会总人数的比例	

## (二) 数据选取

本文样本选取 2015—2019 年沪深 A 股中的非金融类上市公司。根据相关文献建议并结合本文研究需求，设置的筛选条件如下：（1）公司存续期在 5 年以上，即公司成立时间在 2015 年之前且在 2020 年依旧存在，并且发布了 2019 年度财务报告；（2）删除 ST 类型的公司；（3）删除同时发行了 A 股和 B 股的上市公司，因为此类公司的内部控制和治理水平和只发行 A 股的公司具有较大差异；（4）删除数据严重缺失的公司；（5）删除部分指标异常的公司，如某些样本公司的资产负债率超过了 90%或者销售成本率超过了 100%，此类异常数据会对模型拟合的准确度造成较大影响，因此予以删除。

本文上市公司数据来自于 CSMAR 数据库，一些数据不全则借助 wind 数据库进行对比确认，个别数据需要作者手工计算。有些实证变量通过 CSMAR 找不到，需要通过上市公司官网、招商证券等渠道进行收集。经过上述筛选，本文共选取了 902 家上市公司 2015—2019 年的相关数据。样本公司具体行业分布如表 2 所示。

表 2 样本公司的行业分布

行业	行业代码	个数
农林牧渔业	A	64
采掘业	B	71
制造业	C	219
电力、煤气及水的生产和供应业	D	78
建筑业	E	74
交通运输、仓储业	F	52
信息技术业	G	96
批发和零售贸易业	H	54
房地产业	J	56
社会服务业	K	55
传播与文化业	L	32
综合类	M	71
合计	—	902

资料来源：利用 CSMAR 数据库和 wind、巨灵信息平台提取相关信息，经作者整理。

## 四、实证检验与结果

### (一) 描述性统计

表 3 显示了变量的描述性统计情况。被解释变量中，Rd、Newsale、Q 和 PE 的平均值均小于中位数，说明样本中部分企业的对应数据较小，拉低了整体数据的平均水平。解释变量 Szfix 平均值小于中位数，说明部分企业的数字化水平较低，拉低了整体的平均水平。Sztr 的平均值大于中位数，说明样本企业中部分企业的数据较大，使得均值大于中位数。除了部分控制变量外，解释变量、被解释变量和剩余部分控制变量的 JB 统计量均在不同置信水平上统计显著，说明这些数据呈正态分布，具有较好的统计特征。

### (二) sys-GMM 回归结果

表 4 显示了 sys-GMM 估计的统计结果，两个模型均通过了 Arellano-BondAR 检验，说明模型满足进行一样性广义矩估计的二阶不相关条件。同时两个模型均通过了 Hansen 过度识别检验和 DifGMM 工具变量有效性检验，模型整体估计结果较为理想。

表 3 描述性统计

变量	最大值	最小值	平均值	中位数	标准差	JB 统计量
Rd	0.2511	0.0592	0.1043	0.1261	6.0415	9.1093**
Newsale	0.4216	0.1812	0.2136	0.2284	7.9375	7.6114**
Q	3.0394	0.6115	1.0905	1.3675	7.0915	17.6995*
PE	34.0411	4.5061	16.9842	20.4958	23.4841	13.7712*
Szfix	0.4091	0.1354	0.2431	0.3041	20.3514	21.5944**
Sztr	0.2281	0.0425	0.0841	0.0745	9.0674	26.4191**
d1	1.0000	0.0000	0.6093	1.0000	10.4871	22.1135***
Goa	0.1241	0.0039	0.0843	0.0611	14.4305	6.4431*
Nc	3.1435	0.4114	0.8711	0.9553	8.4595	21.2831*
Ttr	0.6822	0.4663	0.5417	0.5913	6.6614	12.4561*
Lev	0.6615	0.3514	0.4541	0.4248	6.3851	8.5781**
Fixr	0.4921	0.3102	0.2204	0.2501	6.4275	21.4614

Fir	0.6034	0.1043	0.3122	0.2011	23.4513	6.3781
Aud	1.0000	0.0000	0.8384	1.0000	3.3734	2.0384
Stoc	1.0000	0.0000	0.2931	0.0000	15.1942	2.4431
Cob	1.0000	0.0000	0.3945	0.0000	13.0147	1.0312
Ine	0.2451	0.0914	0.2932	0.1023	8.6612	6.5967*

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%置信水平上显著。

在式（1）估计结果中，核心解释变量  $Szfix$  和交互项  $d_i * Szfix$  的系数均为正数，且分别在10%和1%置信水平上统计显著，说明企业数字化水平和企业运营创新绩效呈现正向关系。在式（2）估计结果中，核心解释变量  $Szfix$  和交互项  $d_i * Szfix$  的系数均为正数且分别在10%和5%置信水平上统计显著，说明企业数字化水平和企业市场创新绩效正向相关。

表5是对sys-GMM估计的稳健性检验，检验方法是分别对式（1）和式（3）进行解释变量和被解释变量的替代，其中式（2）是针对式（1）的稳健性检验，式（4）是针对式（2）的稳健性检验。式（2）中关键解释变量  $Sztr$  和  $d_i * Sztr$  系数为正，且分别在1%和5%置信水平上统计显著，式（4）中关键解释变量  $Sztr$  和  $d_i * Sztr$  系数为正，且分别在10%和5%置信水平上统计显著，可见企业数字化水平和企业创新绩效呈正相关关系，即稳健性检验支持表4中的实证结论，模型整体是稳健的。

根据sys-GMM估计结果可得到如下结论：第一，企业数字化水平和企业创新绩效正相关，根据表4式（1）回归结果，企业数字化水平和企业运营创新绩效呈现正相关关系，验证了假设H1。根据表4式（3）回归结果，企业数字化水平和企业市场创新绩效呈现正相关关系，验证了假设H2。第二，表4中式（1）交互项的  $d_i * Szfix$  系数0.4312大于  $Szfix$  的系数0.1954，表4式（3）中交互项  $d_i * Szfix$  的系数0.4934大于  $Szfix$  的系数0.3851，可见设置了数字资源信息共享平台的企业其数字化水平对创新绩效的正向影响更为突出。第三，表4中式（1）和式（2）被解释变量的1阶和2阶滞后项均在不同置信水平上统计显著，可见企业创新绩效的提升具有自身内生的动态影响性，即除了数字化水平和其他控制变量影响企业创新绩效的提升外，企业自身创新绩效的提升可能存在良性的马太效应。

表4 sys-GMM估计结果

变量	式(1)	式(3)
Rd-1	0.3034**(0.1021)	—
Rd-2	0.0819***(0.0046)	—
Q-1	—	0.3984***(0.0392)
Q-2	—	0.1192*(0.0497)

Szfix	0.1954*(0.0692)	0.3851*(0.2103)
d1*Szfix	0.4312**(0.0593)	0.4934**(0.1023)
Goa	-4.0346*(2.1023)	-4.5045*(2.3011)
Nc	1.0456*(0.3231)	2.1213*** (0.4956)
Ttr	-0.2532(0.1456)	-0.5412(0.3558)
Lev	-1.0495*(0.4934)	-0.9851*** (0.2034)
Fixr	-2.3045(1.3942)	1.0293(0.7932)
Fir	-3.2945*** (0.4394)	4.2041** (0.4056)
Aud	1.0294*(0.3045)	1.2938*(0.4955)
Stoc	-2.0944*(0.4051)	-2.0214** (0.0934)
Cob	1.2039(0.6938)	1.9348(1.3944)
Ine	2.3045*(0.3481)	0.4956(0.3945)
Arellano-BondAR(1) 检验	-8.4123*** (2.3941)	-17.4441** (3.4511)
Arellano-BondAR(2) 检验	0.7211(0.6212)	0.6254(0.4507)
Hansen 过度识别检验	7.4731(4.4383)	8.3889(8.0045)
Dif GMM 工具变量有效性	0.0012	0.2511
Dif IV 工具变量有效性	-6.4165	-0.3801

注：括号中是经异方差稳健校正后的标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 1%、5%和 10%置信水平上统计显著。表 5 同。

表 5 稳健性检验

变量	式(2)	式(4)
----	------	------

Newsale-1	0.2039*(0.1102)	—
Newsale-2	0.0394(0.0219)	—
PE-1	—	0.2112**(0.0049)
PE-2	—	0.0041*** (0.0002)
Sztr	0.3967*** (0.0023)	0.3945* (0.1023)
d1*Sztr	0.2934** (0.0293)	0.2931** (0.1023)
控制变量	控制	控制
Arellano-Bond AR(1) 检验	-7.6522*** (1.2331)	-7.4312*** (2.0019)
Arellano-Bond AR(2) 检验	0.4233 (0.4012)	0.4559 (0.4967)
Hansen 过度识别检验	5.3932 (3.4911)	14.3455 (9.3945 )
Dif GMM 工具变量有效性	0.0002	0.0501
Dif IV 工具变量有效性	-4.5365	-0.2485

### (三) 门限回归

面板门限回归分析可以较好地识别变量之间存在突变效应、加剧效应和收敛效应的动态关系。为进一步分析不同行业中企业数字化水平和创新绩效的关系，本文针对样本中不同行业进行面板门限回归。在门限回归中，门限变量的选择既可以选择解释变量，也可以选择其他变量。本文式(5)中选择的门限变量是解释变量，为了提升模型稳健性，门限变量选择采用Sztr。门限效应的检验结果表明，在12个细分行业中只有信息技术业(G)、批发和零售贸易业(H)、社会服务业(K)和传播与文化业(L)存在单重门限效应，其余行业均不存在门限效应。四个行业的门限值分别是0.0732、0.0491、0.0672和0.0482，且均在95%置信水平上通过了统计显著性检验。

表6 门限回归结果

行业	门限值	Szfix	控制变量	year	组内 R2	F 统计量
信息技术业 (G)	$Sztr \leq 0.0732$	0.2031*** (0.0048)	控制	控制	0.6798	21.6838*** (0.0032)
	$Sztr > 0.0732$	-0.3042** (0.0515)	控制	控制		

批发和零售贸易业 (H)	Sztr $\leq$ 0.0491	0.1193* (0.0592)	控制	控制	0.6984	34.9832*** (0.0021)
	Sztr $>$ 0.0491	-0.4057* (0.0724)	控制	控制		
社会服务业 (K)	Sztr $\leq$ 0.0672	0.0892** (0.0503)	控制	控制	0.7793	28.5973*** (0.0094)
	Sztr $>$ 0.0672	-0.0698* (0.0852)	控制	控制		
传播与文化业 (L)	Sztr $\leq$ 0.0482	0.3091** (0.0152)	控制	控制	0.7525	25.9582*** (0.0001)
	Sztr $>$ 0.0482	0.29936 (0.0621)	控制	控制		

注：括号内为相应的 P 值。

表 6 显示了面板门限回归结果，由于四个行业均存在单重门限效应，所以区分了门限两端的回归结果。四个行业的组内  $R^2$  都在 0.65 以上，模型整体的整体解释力度较好。其对应的 F 统计量均在 1%置信水平上统计显著，说明模型整体是稳健的。

根据表 6，信息技术业 (G) 在没有达到门限值时，核心解释变量的系数为 0.2031 且在 1%置信水平上显著；在超过门限值后，核心解释变量的系数为-0.3042 且在 5%置信水平上显著，可见信息技术业 (G) 的数字化水平较低没有超过门限值前，其数字化水平和企业创新绩效呈现正向相关性，但是超过门限值后，其数字化水平和企业创新绩效呈现负相关关系，即表现出门限突变效应。批发和零售贸易业 (H) 和社会服务业 (K) 也表现出类似的门限突变效应。传播与文化业 (L) 在没有达到门限值时，核心解释变量的系数为 0.3091，且在 5%置信水平上显著；在超过门限值后核心解释变量的系数为 0.2993，且在 10%置信水平上显著，可见信息技术业 (G) 的数字化水平较低没有超过门限值前，其数字化水平和企业创新绩效呈现正向相关性，但是超过门限值后，其数字化水平和企业创新绩效也呈现正相关关系，但是其系数值小于门限值之前的系数，即表现出门限收敛效应。即不同行业的数字化水平对企业创新绩效的影响表现出差异性，信息技术业 (G)、批发和零售贸易业 (H) 和社会服务业 (K) 表现出门限突变效应，传播与文化业 (L) 表现出门限收敛效应，该结论验证了假设 3。

表 7 门限回归残差单位根检验

行业	LLC	ADF	结论
G	-31.3514*** (0.0061)	17.4361** (0.0241)	无单位根
H	-27.4417*** (0.0025)	23.0526* (0.0029)	无单位根
K	-14.6938* (0.0652)	26.0697** (0.0481)	无单位根
L	-31.7261*** (0.0027)	27.9421*** (0.0032)	无单位根

表 7 显示了对四个行业门限回归模型的残差单位根检验结果，结果发现四个模型均不存在单位根，说明模型整体是稳健的。

## 五、结论及启示

本文在系统分析企业数字化水平影响企业创新绩效的理论机制基础上，采用 sys-GMM 估计实证分析了我国企业数字化水平和创新绩效的动态关系，采用面板门限模型分析了不同行业的数字化水平和创新绩效的门限效应，主要研究结论如下：

第一，总体上看，我国企业数字化水平对企业创新绩效的影响是正向的，即我国企业数字化水平的提升有助于企业运营创新绩效和市场创新绩效的提升，我国企业创新绩效的提升除了受到宏观政策冲击、企业治理和企业特征变量的影响，还受到企业数字化水平的正向影响。不仅如此，那些在企业内部设置了数字资源信息共享平台的企业其数字化水平对创新绩效的促进作用更加明显。可见，在数字技术变革时代企业数字化水平的提升既是时代的要求，又是企业内生性增长的源泉。

第二，数字化水平影响企业创新绩效的行业差异较为显著。我国上市企业中，信息技术业、批发和零售贸易业与社会服务业的数字化水平较高，其对企业创新绩效的影响呈现门限突变效应，传播与文化业表现出门限收敛效应。可能的原因是创新绩效的提升不仅受到数字化水平的影响，还受到其他因素的影响，当数字化水平提高较快但是其他因素没有同步提升时，企业创新绩效的提升速度可能会下降，即可能表现出数字化水平对企业创新绩效提升的边际递减效应，这种递减性体现为门限收敛效应。不仅如此，如果数字化水平超过门限值后，进一步提升数字化水平的边际成本可能会上升，这可能导致企业创新绩效的下降，此时可能会出现门限突变效应。

第三，综合来看，我国企业数字化水平和创新绩效之间存在典型的门限突变效应，即其关系为倒“U”型。之所以总体上看我国企业数字化水平和创新绩效呈正相关，是因为除了信息技术业、批发和零售贸易业、社会服务业和传播与文化业这些数字化转型速度较快的行业外，其他行业的数字化水平仍然处在发展初期，尚未达到门限突变的拐点。在此背景下，我国企业应该进一步深化落实数字化转型的任务，进一步提升数字化水平提升带来的创新绩效。与此同时还应该在企业治理、企业战略发展等方面进一步提升综合适应能力，配合数字化水平的提升来促进创新绩效。

基于上述研究结论，结合当前我国企业数字化转型契机和国家对“数字经济”的政策支持背景，为系统提升企业数字化水平进而促进企业创新绩效的有效提升给出政策建议如下：

第一，我国企业应该进一步深化数字化转型，提升整体数字化水平。在当前“数字经济”时代，系统提升企业数字化水平可以有效提升企业的创新绩效，我国企业数字化发展总体上仍处于初级阶段，需要进一步深化转型。具体而言，企业应该积极搭建和外部数字信息网络的合作平台，积极提高外部数字网络的关系质量，为自身数字化深化转型发展构建良好外部环境。

在实践中，企业可以尝试自主开发数字信息共享平台，将企业的各种战略发展、市场细分定位、市场实时变动情况纳入该平台汇总，同时还可以打造开放式的数字创新实验区，进一步加速产品和服务的数字转型。不仅如此，企业还应该积极结合使用政府对数字化转型的促进政策，积极实施“企业云端”“智能制造”的发展战略，进一步加强与政府和市场的动态合作关系，也可以通过加入产业创新组织平台或者互联网合作平台与行业内的其他企业构建基于数字化的合作关系。

第二，在数字化发展中，我国企业应该构建数字化和其他企业资源与管理战略的统筹协调机制。虽然企业数字化水平的提升有助于企业创新绩效的增长，但是企业创新绩效的增长还需要企业其他资源的密切配合和企业管理战略的妥善统筹。因此企业应该注重数字化转型和企业其他资源的发展协调性。数字化转型发展不仅仅是表面上企业操作软件、互联网技术的应用，而应该是依托于数字化水平的提升助力企业在生产制造、成本管理、市场营销以及战略创新方面的改进。

数字化水平的提升不能只注重表面，而应该成为企业新的增长动力。与此同时，企业数字化水平的提升不应该拔苗助长，

---

不能因为强行推进数字化转型而导致成本管理失衡。另外，企业在数字化发展转型中应该注重数字化转型的系统性，并按照自身实际情况选择合适的数字化发展管理战略。根据实证结论，不同行业的数字化水平表现出较大差异，不同行业特征也决定了其数字化发展的内源差异，因此企业数字化水平的发展应该既和其他资源统筹协调，又要结合自身特征统筹协调正态发展战略。

第三，我国中小企业应善于借助现有数字经济发展外力提升自身数字化水平。数字经济技术具有较为明显的外溢效应，这些数字经济技术一旦研发出来，便具有低成本复制的优势。从当前发展情况看，只有那些大型企业可以纯粹依靠自身资金和技术研发能力实施数字化转型，大部分中小企业并不具有足够的资源来支撑自身的数字化发展。因此，我国大部分中小企业应该积极借助大型企业已经搭建的数字经济平台实现自身的数字化。

#### 参考文献:

[1]Jeongeun Byun, Tae-Eung Sung, Hyun-Woo Park. Technological Innovation Strategy:How do Technology Life Cycles Change by Technological Area. *Technology Analysis&Strategic Management*2018, (1).

[2]戚聿东, 蔡呈伟. 数字化企业的性质:经济学解释[J]. *财经问题研究*, 2019, (5).

[3]Kwith H. et al., Information Systems Quality Level and Its Impact on the Strategic Flexibility:A Field Study on Tourism and Travel Companies in the Jordanian Capital Amman. *Internationa Journal of Human Resource Studies*, 2019, (3).

[4]胡青. 企业数字化转型的机制与绩效[J]. *浙江学刊*, 2020, (2).

[5]Li M, Jia S. Resource Orchestration for Innovation:The Dual Role of Information Technology. *Technology Analysis & Strategic Management*, 2018, (10).

[6]Hajli M, Sims J M, Ibragimov V. Information Yechnology (IT) Productivity Paradox in the21st Century. *International Journal of Productivity and Performance Management*, 2015, (4).

[7]余江. 数字创新:创新研究新视角的探索及启示[J]. *科学学研究*, 2017, (7).

[8]徐艳. 大数据时代企业人力资源绩效管理创新[J]. *江西社会科学*, 2016, (2).

[9]周青, 王燕灵, 杨伟. 数字化水平对创新绩效影响的实证研究——基于浙江省 73 个县(区、市)的面板数据[J]. *科研管理*, 2020, (7).

[10]朱斌, 杜群阳. 信息化投资、企业规模与组织绩效——基于浙江制造企业的数据库[J]. *东岳论丛*, 2018, (5).

[11]詹新. 企业信息化投资价值 and 绩效关联性实证研究[J]. *统计与决策*, 2019, (6).

[12]刘璘琳. 产业异质性、技术创新与企业价值的关系研究[J]. *技术经济与管理研究*, 2016(5).

[13]邵传林, 邵姝静. 财政补贴政策对企业创新绩效的激励效果评价——来自微观层面的经验证据[J]. *西安财经学院学报*, 2015, (6).

- 
- [14]徐建斌. 财税政策激励企业技术创新的国外研究进展[J]. 税收经济研究, 2019, (5).
- [15]杨鸣京. 机构投资者调研、公司特征与企业创新绩效[J]. 当代财经, 2018, (2).
- [16]贾春香, 刘艳娇. 公司治理结构对企业创新绩效的影响——基于研发投入的中介作用[J]. 科学管理研究, 2019, (2).
- [17]郭海, 韩佳平. 数字化情境下开放式创新对新创企业成长的影响:商业模式创新的中介作用[J]. 管理评论, 2019.
- [18]宋东风. 技术能力对企业创新绩效的影响——基于创新战略中介作用的分析[J]. 科技进步与对策, 2012, (15).
- [19]韩建立. 利用信息技术打造数字化企业[J]. 现代电子技术, 2008, (10).
- [20]杨付. 精神型领导、战略共识与员工职业发展:战略柔性的调节作用[J]. 管理世界, 2014(10).
- [21]岳鹤. 网络关系、合作伙伴差异性对开放式创新绩效的交互影响研究[J]. 管理学报 2018, (7).
- [22]张宁. 面向资源禀赋差异的企业经营绩效评价体系研究[J]. 中国矿业, 2018, (27).