

数字普惠金融对跨境电商企业绩效的影响——基于 A 股上市公司的经验证据

汤楠

上海对外经贸大学金融管理学院, 上海, 201620;

摘要: 本文基于 2013-2023 年 A 股跨境电商面板数据, 实证检验数字金融对企业绩效的真实影响。研究发现: 第一, 总体赋能存在“统计假象”。严格剥离规模溢价后其拉动作用失效, 证实数字金融受制于“规模门槛”, 实质加剧了行业马太效应。第二, 内部深陷“要素错配”。覆盖广度退化为“保健因素”, 使用深度则因供给侧信贷配给与需求侧治理匮乏陷入供需双向失灵。本文量化证伪了“无门槛普惠”假说, 为优化数字金融资源配置提供了实证依据。

关键词: 数字普惠金融; 跨境电商; 统计假象; 马太效应; 要素错配

DOI: 10.69979/3029-2700.26.04.054

引言

跨境电商融资需求极高, 数字金融常被视为缓解其约束的关键。然而, 既有研究多忽视了底层风控算法的规模偏好。若未严格剥离大企业截获的体量红利, 极易掩盖真实的行业分化, 产生“普惠全行业”的统计假象。为此, 本文旨在解释现象, 聚焦识别赋能过程中的隐性“规模门槛”, 并解构其内部的要素错配, 以揭示数字红利分配失衡的底层逻辑。

1 理论假设

跨境电商风控高度依赖物理规模, 导致数字金融红利易被头部企业截获, 产生普惠假象, 据此提出:

H1: 数字普惠金融对跨境电商企业绩效的提升存在显著的“规模门槛”效应, 大企业截获了主要红利。

同时, 覆盖广度作为基建已高度普及, 沦为难以带来溢价的“保健因素”; 使用深度则因供给侧信贷配给与需求侧治理匮乏陷入供需失灵, 据此提出:

H2: 数字金融的内部维度存在“结构性失效”, 覆盖广度退化为保健因素, 使用深度陷入要素双向错配。

2 研究设计

2.1 样本选取与数据来源

本文以 2013-2023 年中国 A 股跨境电商上市公司为研究样本。微观财务数据取自 CSMAR 数据库, 数字金融指数取自北京大学数字金融研究中心。在剔除 ST/*ST 类及关键变量缺失的样本后, 对所有连续变量进行上下 1% 缩尾处理, 最终获得 971 个有效观测值的非平衡面板数据。

表 1 研究所用变量描述

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义与计算方法
被解释变量	总资产净利润率	ROA	净利润/期末总资产
	净资产收益率	ROE	净利润/期末股东权益
核心解释变量	数字普惠金融指数	DFI	北大数字普惠金融市级总指数
降维检验变量	覆盖广度	Coverage	北大数字普惠金融市级-覆盖广度
	使用深度	Depth	北大数字普惠金融市级-使用深度
工具变量	杭州距离交乘项	IV_Hangzhou	企业注册地距杭州市的球面距离(取对数) × 上年末全国互联网普及率
控制变量	企业规模	Size	期末总资产(取自然对数)
	资产负债率	Lev	期末总负债/期末总资产
	营收增长率	Growth	(本期营业收入-上期营业收入)/上期营业收入
	现金流比率	Cash	经营活动产生的现金流量净额/期末总资产
	上市年限	Age	观测年份-企业上市年份+1(取自然对数)
	独董比例	Indep	独立董事人数/董事会总人数
	大股东持股	Top1	第一大股东持股数量/总股本

2.2 模型设定

为严谨验证数字金融赋能是否存在“规模掩盖假象”，本文构建如下基准双向固定效应模型：

$$ROA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DFI_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \sum \lambda_k Controls_{i,k,t} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中， μ_i 与 δ_t 分别为个体与时间固定效应。在实证策略上：首先，构建不含 $Size_{i,t}$ 变量的模型以复现既有研究中的“普惠假象”；其次，进行上述基准回归以严格剥离规模红利。

此外，为缓解反向因果导致的内生性偏误，本文构建“企业注册地距杭州市的球面距离（取对数） \times 上年末全国互联网普及率”作为DFI的工具变量(IV-2SLS)。在结构性特征检验中，将基准模型中的DFI替换为Coverage与Depth，以验证内部要素双向错配机制。

3 实证结果与分析

3.1 描述性统计与相关性分析

主要变量的描述性统计结果显示，被解释变量总资产净利润率(ROA)的均值为0.040，标准差为0.060，

极大与极小值分别为0.229和-0.220，表明样本跨境电商企业的盈利能力存在一定分化。核心解释变量数字金融指数(DFI)均值为285.421，标准差为58.066，区间跨度从145.580至373.221，客观反映出不同企业所处的外部数字金融环境具有显著的非均衡特征。关键控制变量企业规模(Size)均值为22.176，资产负债率(Lev)均值为0.462，其余变量分布均属合理区间。

此外，Pearson相关性分析表明各变量VIF均远小于10，排除了严重多重共线性的干扰。值得注意的是，Size与ROA的单向负相关在控制Lev等变量后转为显著正向，揭示了剥离财务杠杆掩盖后的真实“规模溢价”，为后续论证“规模红利被截获”奠定了数据基础。

3.2 基准回归与机制分析

为精准识别数字金融赋能过程中可能存在的“规模掩盖假象”并验证假设H1，本文采用逐步引入核心控制变量的策略进行双向固定效应回归，结果如表2列(1)与列(2)所示。为消除潜在的异方差和序列相关问题，所有回归均采用了公司层面的聚类稳健标准误。

表2 核心基准回归与机制分析结果

变量	(1) 未控制规模： 普惠假象	(2) 基准回归：剥 离规模红利	(3) 稳健性：替 换因变量	(4) 降维分析： 覆盖广度	(5) 降维分析： 使用深度
因变量	ROA	ROA	ROE	ROA	ROA
DFI	0.0008** (2.17)	0.0002 (0.46)	0.0000 (0.02)		
Coverage				0.0001 (0.32)	
Depth					-0.0001 (-0.23)
Size		0.0250*** (3.58)	0.0629*** (3.80)	0.0250*** (3.56)	0.0256*** (3.95)
Lev	-0.1142*** (-3.82)	-0.1363*** (-4.63)	-0.2197*** (-2.80)	-0.1367*** (-4.63)	-0.1374*** (-4.68)
Growth	0.0113** (2.57)	0.0090** (2.41)	0.0241*** (3.00)	0.0090** (2.39)	0.0089** (2.40)
Cash	0.1331*** (3.59)	0.1329*** (3.76)	0.2055*** (2.84)	0.1335*** (3.76)	0.1336*** (3.78)
Age	-0.0234*** (-3.48)	-0.0292*** (-3.96)	-0.0458*** (-3.39)	-0.0290*** (-3.86)	-0.0289*** (-3.86)
Indep	-0.0014* (-1.88)	-0.0012* (-1.72)	-0.0023 (-1.60)	-0.0012* (-1.71)	-0.0012* (-1.68)
Top1	0.0004 (0.72)	0.0003 (0.69)	0.0009 (0.72)	0.0003 (0.68)	0.0003 (0.70)
个体固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
调整后 R ²	0.521	0.541	0.414	0.541	0.541

注：***、**、* 分别表示在1%、5%、10%水平上显著；括号内为t统计值。

为验证假设H1，本文采用逐步引入控制变量的策略进行识别。表2列(1)显示，在未控制企业规模(Size)时，DFI的系数为0.0008且在5%水平显著。这一结果

复刻了既有研究中常见的乐观结论，即数字金融表面上普惠了全行业。

然而，表2列(2)的基准回归显示，一旦引入Size

变量以严格剥离体量带来的内生红利, DFI 的估计系数瞬间衰减至 0.0002 并失去显著性 ($t=0.46$), 而 Size 的系数 (0.0250) 在 1% 水平极其显著。这种强烈的统计反差证实, 所谓“普惠红利”实为被掩盖的规模溢价。数字金融并未自发穿透垂直行业的规模门槛, 其红利主要被头部重资产企业截获, H1 得到验证。

3.3 内生性与稳健性检验

为缓解内生性偏误, 本文构建“距杭州距离×互联网普及率”为工具变量。该变量满足相关性与外生性约束, 且通过了不可识别与弱工具变量检验。第二阶段回归显示, 在消除反向因果干扰后, DFI 系数依然不显著, 证实基准结论稳健。此外, 替换因变量为 ROE 进行回归, 在控制规模前提下 DFI 影响仍极不显著 (系数 0.0000, t 值 0.02)。最后, 对连续变量进行 1% 缩尾处理并变换控制变量组合, 核心变量符号与显著性均无实质改变, 进一步验证了结论的可靠性。

3.4 进一步分析

为解构失效逻辑, 本文对总指数进行降维检验。表 2 列 (4)、列 (5) 显示, Coverage 与 Depth 的系数均未通过显著性检验。这揭示了内部的双重错配: 覆盖广度作为支付基建已因高度普及沦为“保健因素”, 难以带来超额溢价; 使用深度则因供给侧的隐性“信贷配给”偏好与需求侧企业数字化治理能力的匮乏, 陷入供需双向失灵, 阻断了要素转化路径, 支持了 H2。

4 研究结论

通过对 2013 年至 2023 年期间我国 A 股跨境电商上市公司的追踪与实证考察, 本文在剔除了企业规模带来的内生性干扰后, 得出了以下两项主要结论。

第一, 数字金融对跨境电商行业的“整体赋能”更多表现为一种统计层面上的假象。由于跨境电商业务依然带有较强的重资产属性, 数字普惠金融释放的红利实际上被头部大企业大量吸纳, 这反而让行业内的“马太效应”变得更加严峻。实证结果明确显示, 一旦我们在模型中控制住企业体量所带来的溢价因素, 数字金融对企业整体绩效的拉动效果就变得不再显著。这说明数字金融本身并没有自动跨越行业的规模门槛。

第二, 从数字金融发挥作用的内部机制来看, 资金供给端与企业需求端出现了明显的错配与脱节。具体而言, 像数字支付这类代表“覆盖广度”的基础设施由于目前已经极其普及, 它已经变成了企业经营的“保健因素”, 很难再为企业创造超额的利润空间。而在“使用深度”层面, 由于传统商业银行在放贷时依然存在隐性的规模偏好, 加上许多中腰部电商企业自身缺乏完善的

数据治理能力, 导致供需双方无法有效对接。这种失灵最终阻断了高级金融工具向企业实际利润转化的通道。

5 政策启示

基于上述实证发现, 为实质性破除跨境电商中腰部企业的融资约束, 本文提出以下政策启示。

一是金融机构需要实质性地转变传统的信用评价思路。监管部门应鼓励金融服务提供商弱化对“硬资产抵押”的依赖, 转而在数据驱动的风控模式转型。比如, 可以通过抓取企业的海关报关单、海外仓的实际周转率以及电商平台上的交易流水 (GMV) 等高频动态数据, 来还原企业的真实经营状况。只有建立起这种去抵押化的风控体系, 数字金融的活水才能真正滴灌到受制于规模门槛的中腰部企业手中。

二是出海企业需要从内部打破承接金融服务的壁垒。地方政府和相关行业协会可以发挥牵头作用, 帮助这些中腰部企业搭建云端架构, 并鼓励其接受规范的第三方独立审计。企业只有先提升自身底层业务和财务数据的清晰度与透明度, 才能真正把数据变成资产, 进而有能力去使用供应链金融等高阶服务, 从根本上解决需求端的数据治理短板。

三是服务商应当致力于打造有差异化的跨境金融生态。目前的数字金融平台需要跳出基础支付结算这种低附加值的“内卷”困境, 针对跨境出海业务的独特性去开发专属产品。例如, 可以尝试推出基于海外仓库存的动态质押融资服务, 或者是面向汇率波动的自动化对冲工具。通过提供这些排他性的增值服务, 才能真正让数字金融成为带动企业盈利增长的核心要素。

参考文献

- [1] 曾雅婷, 邢晶晶, 李宾. 数字金融发展对初创企业成长的影响——融资约束和研发投入的链式中介效应与异质性分析[J]. 西部论坛, 2022, 32(06): 20-36.
- [2] 郭峰, 王靖一, 王芳, 等. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020, 19(04): 1401-1418.
- [3] 唐松, 伍旭川, 祝佳. 数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. 管理世界, 2020, 36(05): 52-66+9.
- [4] 王诗卉, 谢绚丽. 经济压力还是社会压力: 数字金融发展与商业银行数字化创新[J]. 经济学家, 2021, (01): 100-108.
- [5] 王修华, 赵亚雄. 数字金融发展是否存在马太效应? ——贫困户与非贫困户的经验比较[J]. 金融研究, 2020, (07): 114-133.