

# 数字化转型对企业加成率的影响： 理论机制与经验证据

史本叶 殷 瑞

(吉林大学, 吉林 长春 130012)

**摘要：**数字化转型已经成为企业高质量发展的重要路径。本文使用 2007~2016 年上市公司和海关数据，在 M-O 模型理论框架的基础上，通过引入数字化转型，深入考察了数字化转型对企业加成率的微观影响和作用机制。研究发现：数字化转型对企业加成率的影响取决于生产率、成本变化和竞争的净效应，综合来看显著降低了企业加成率；机制分析显示，数字化转型的成本投入效应和竞争效应是重要的传导渠道。异质性分析表明，对于非国有企业、中低生产率企业和中低融资约束的企业，数字化转型对企业加成率的负面影响更大；此外，出口倾向显著抑制了数字化转型对企业加成率的负面影响。本文的发现对推进数字经济与实体经济的深度融合进而更好地驱动企业数字化转型有重要启示，一方面鼓励企业进行高质量数字化转型，另一方面充分发挥数字化转型在推动高质量出口中的重要作用。

**关键词：**数字化转型；企业加成率；出口倾向

**中图分类号：**F270

**文献标识码：**A

**文章编号：**1006-1894 (2024) 05-0082-17

## 一、引言及文献综述

在数字经济浪潮到来的今天，物联网、大数据、云计算等数字技术成为企业发展的重要动力，数字化融入了企业生产经营的各个环节。“十四五”数字经济发展规划指出，优化升级数字基础设施，充分发挥数据要素作用，大力推进产业数字化转型，数字经济核心产业增加值占 GDP 的比重预期从 2020 年的 7.8% 提升至 2025 年的 10%。中共二十大报告也指出，要坚持把发展经济的着力点放在实体经济上，推进新型工业化，加快发展数字经济，促进数字经济和实体经济深度融合，建设“数字中国”。数字化转型不仅是企业生产数据的数字化，更是通过数字技术对生产资料和生产流程进行优化、推动企业高质量发展的过程，是企业顺应时代发展的必然要求。

随着实体经济与数字技术的深度融合，不仅引发了学者对企业管理数字化变革的讨论（戚聿东和肖旭，2020；刘洋等，2020），而且使他们更加关注数字化转型带来的经济效应，探讨了其对全要素生产率、投入产出效率、资本市场表现、对外直接投资、出口产品质量等的影响（赵宸宇等，2021；刘淑春等，2021；吴非等，

**作者简介：**史本叶，吉林大学经济学院教授，博士，研究方向：国际经济、开放宏观经济和数字经济；殷瑞，吉林大学经济学院硕士生，研究方向：数字经济。

**基金项目：**国家社会科学基金一般项目“美国对华科技遏制下我国高技术产品贸易风险识别评估及防范体系研究”（项目编号：22BGJ040）。

2021; 李明洋和张乃丽, 2022; 洪俊杰等, 2022)。然而, 数字化转型在增强企业核心竞争力的同时, 也会带来成本增加和企业间竞争加剧。数字化转型能否帮助企业产生良好的绩效、打破“索洛悖论”和实现高质量发展仍需进一步探讨和分析。

企业加成率主要指价格对成本的偏离程度, 反映了企业的垄断地位和盈利能力(钱学锋和范冬梅, 2015), 同时也关系到消费者福利的大小, 企业加成率越低, 意味着消费者的福利净损失越小(赵瑞丽等, 2019)。探究其影响因素和变动机理是经济学研究中的重要问题, Melitz 和 Ottaviano (2008) 将企业加成率纳入异质性企业贸易理论模型, 使用拟线性效用函数将企业加成率内生化的, 发现企业生产率越高, 其加成率也越高, 且由于出口的“自选择效应”, 出口企业的生产率往往高于非出口企业, 因此理论上出口企业的加成率高于非出口企业。但基于中国的实证研究发现, 中国的出口企业加成率普遍低于非出口企业, 政府实施的出口补贴政策 and 企业的过度竞争是产生“低加成率陷阱”的重要原因(盛丹和王永进, 2012; 刘啟仁 and 黄建忠, 2015)。现有文献围绕融资约束、企业创新行为、出口产品质量等视角探讨了企业加成率的影响因素(李宏亮 and 谢建国, 2018; 诸竹君等, 2017; 刘啟仁 and 黄建忠, 2016; 许明 and 邓敏, 2016)。那么, 数字化转型如何影响企业加成率? 通过什么样的机制影响企业加成率? 对不同类型企业是否会出现异质性影响? 企业出口行为对其有怎样的调节作用? 回答这些问题对促进数字经济与实体经济深度融合具有重要意义。

与本文直接相关的文献是聚焦数字经济对企业加成率的影响研究。戴翔等(2023)从企业创新能力和生产效率的视角分析了数字化转型对企业加成率的影响, 发现数字化转型与企业加成率之间存在倒 U 型的非线性关系。柏培文 and 喻理(2021)构建地区数字经济发展指数, 发现地区数字经济发展将通过加剧企业间竞争、提升成本压力对企业加成率产生负向影响。唐浩丹等(2022)使用中国制造业上市企业数字并购衡量企业数字化转型, 发现数字并购通过提升企业全要素生产率、优化人力资本结构、增强服务型制造的途径对企业加成率具有长期持续提升效应。

综上所述, 数字经济对企业加成率影响的研究结论并不统一, 数字化转型对企业加成率的影响机制仍有待完善之处, 且从出口角度分析数字化转型对企业加成率影响的文献较少。基于此, 本文在以下方面进行了拓展: 第一, 在理论上探讨数字化转型与企业加成率二者的关系, 通过 M-O 模型内生化的企业加成率, 同时将数字化转型纳入探讨, 从一般均衡的角度讨论其影响; 第二, 既有研究较多地集中在数字化转型对生产率提高、创新能力增强的积极作用, 较少关注数字化转型带来的成本增加等负面影响, 本文通过中国上市公司数据, 深入考察数字化转型对企业加成率的影响, 从成本和竞争的角度分析数字化转型对企业加成率的影响机制, 从地区、所有制、全要素生产率、融资约束的视角分析数字化转型对企业加成率的异质性影响; 第三, 将数字化转型引入对中国出口企业“低加成率之谜”的拓展分析, 为走出“低加成率陷阱”提供理论指导和政策启示。

## 二、理论模型

本文借鉴 M-O 模型，引入数字化转型，从理论上考察其对企业加成率的影响。

### （一）消费者偏好

首先考察一个封闭的市场模型，假定代表性消费者的效用函数满足拟线性效用函数性质，可表示为：

$$U = q_0^c + \alpha \int_{i \in \Omega} q_i^c di - \frac{1}{2} \gamma \int_{i \in \Omega} (q_i^c)^2 di - \frac{1}{2} \eta \left( \int_{i \in \Omega} q_i^c di \right)^2 \quad (1)$$

消费者连续消费种类为  $i \in \Omega$  的异质性商品， $\Omega$  为异质性商品种类的集合； $q_0^c$  和  $q_i^c$  分别表示传统商品和异质性商品  $i$  的消费数量； $\gamma$  表示异质性商品之间的替代弹性， $\alpha$  和  $\eta$  表示传统商品和异质性商品之间的替代弹性；上述参数均为正数。根据式（1），可推导出异质性商品  $i$  的反需求函数：

$$p_i = \alpha - \gamma q_i^c - \eta Q^c \quad (2)$$

其中， $p_i$  表示第  $i$  种异质性商品的价格， $Q^c = \int_{i \in \Omega} q_i^c di$  表示异质性商品的消费总量，假定异质性商品集合的数量为  $N$ ，且市场上有  $L$  位消费者。对式（2）进行积分，可得到商品消费总量：

$$Q_i^c = \frac{N(\alpha - P)}{\gamma + \eta N} \quad (3)$$

其中， $P = \frac{\int_{i \in \Omega} p_i^c di}{N}$  表示  $N$  种异质性商品的平均价格。将式（3）代入式（2），因为每个消费者的效用函数都是对称的，所以商品  $i$  的总需求量是其面对单个消费者需求量的  $L$  倍，即  $q_i = L q_i^c$ 。那么，商品  $i$  面临的总需求函数可以表示为：

$$q_i = \begin{cases} \frac{\alpha L}{\gamma + \eta N} - \frac{L}{\gamma} p_i + \frac{\eta N L}{(\gamma + \eta N) \gamma} P, & p_i \leq \frac{\alpha \gamma + \eta N P}{\gamma + \eta N} \equiv h \\ 0, & p_i > h \end{cases} \quad (4)$$

其中， $h$  表示商品  $i$  需求量为 0 时的价格上界。商品  $i$  的价格如果高于  $h$ ，消费者对其的需求量为 0，只有当商品  $i$  的价格低于  $h$  时，市场上才会对其有需求。

### （二）生产者行为

假定生产的规模报酬不变，异质性企业之间是垄断竞争，且一个企业只生产一种商品，不同商品之间存在异质性。借鉴 Yeaple（2009）以及 Chen 和 Moore（2010）的研究模型，假设企业的成本函数为以下形式：

$$C_i = \frac{X c_i}{\theta} q_i \quad (5)$$

其中， $C_i$  代表总成本， $\theta$  表示企业的生产率水平， $X$  表示数字化投入带来的可变成本的增加比例，且  $X$  大于 1， $c_i$  表示可变成本。企业进行数字化转型，一方面数字化会提升企业全要素生产率，提升企业的成本节约能力。涂心语和严晓玲（2022）

研究发现,数字化转型能够通过企业技术创新水平、经营管理能力水平、智能化生产方式水平的提升等渠道促进全要素生产率的增加。赵宸宇等(2021)、郭丰等(2022)的研究也得出了类似结论。另一方面,数字化转型需要不断增加数字化投入,购买数字基础设施,引入数字技术,增加高技术水平劳动者,增加企业的可变成本。基于以上分析,本文假定企业生产率 $\theta$ 和数字化投入带来的成本增加比例 $X$ 与企业数字化转型程度成正相关关系。据此可以求得利润函数,由利润最大化条件可知商品 $i$ 的最优价格和最优产量。

$$\pi_i = p_i \times q_i - \frac{X}{\theta} c_i q_i = \frac{L}{\gamma} \left( p_i - \frac{X}{\theta} c_i \right) (h - p_i) \quad (6)$$

$$p_i = \frac{1}{2} \left( h + \frac{X}{\theta} c_i \right) \quad (7)$$

$$q_i = \frac{L}{2\gamma} \left( h - \frac{X}{\theta} c_i \right) \quad (8)$$

### (三) 自由进入退出条件

假定企业进入市场需要支付一个固定费用 $f_e$ ,在支付了该不可逆的投资后企业才能知道自己的可变成本水平,企业的可变成本 $c_i$ 服从帕累托分布,即 $G(c) = \left( \frac{c}{c_M} \right)^k$ ,  $c \in [0, c_M]$ 。已有研究发现数字化转型降低了企业进入门槛(戴翔和马皓巍, 2023),故本文假定 $f_e$ 同数字化转型为负相关关系,且企业可以自由地进入或退出市场。市场将在企业预期收入与进入市场成本 $f_e$ 相等时达到均衡。

$$\frac{L}{4\gamma} \int_0^{c_D} \left( h - \frac{X}{\theta} c \right)^2 dG(c) - f_e = 0 \quad (9)$$

其中, $C_D$ 为进入市场的临界成本。当式(8)等于0时,我们可以得到企业进入市场的临界成本 $C_D = \frac{h\theta}{X}$ 。因此可以将上式进行求解,达到均衡时价格上界的表达式为:

$$h = \left[ \frac{2\gamma(k+2)(k+1)c_M^k X^k}{L\theta^k} f_e \right]^{\frac{1}{k+2}} \quad (10)$$

在此基础上,可以得到均衡时的企业加成率:

$$markup = \frac{p_i}{mc_i} = \frac{\left[ \frac{2\gamma(k+2)(k+1)c_M^k f_e}{L} \right]^{\frac{1}{k+2}}}{2c_i} \left( \frac{\theta}{X} \right)^{\frac{2}{k+2}} + \frac{1}{2} \quad (11)$$

由式(11)可知,数字化转型对企业加成率的影响涉及3个参数值。① $\theta$ 的大小。 $\theta$ 表示企业全要素生产率的提升,从式(11)可知企业加成率同 $\theta$ 是正相关关系,即 $\partial markup / \partial \theta > 0$ 。数字化转型能降低企业生产经营成本,提升企业加成率。② $X$

的大小。 $X$  表示数字化转型需要的可变成本投入, 且  $\partial \text{markup} / \partial X < 0$ 。企业进行数字化转型需要的可变成本的增加直接提升了产品边际成本, 因此当  $X$  增大时, 企业加成率会受到负面冲击。③  $f_e$  的大小。 $f_e$  表示企业的进入门槛, 且  $\partial \text{markup} / \partial f_e > 0$ 。当数字化转型程度提升降低了企业进入门槛, 更多的企业进入市场, 增强了企业间的竞争效应, 进而降低企业加成率。

综上, 本文得出假说 1: 数字化转型通过提升全要素生产率提高企业加成率, 通过增加可变成本和竞争效应降低企业加成率, 其最终影响取决于数字化转型中生产率、成本变化和竞争的净效应。

#### (四) 出口视角下企业加成率

接下来从出口视角探究数字化转型对企业加成率的影响。假定有两个进行贸易的国家  $H$  (本国) 和  $F$  (贸易伙伴国), 两个国家都有不同数量的消费者  $L^H$  和  $L^F$ , 且两国消费者具有相同的消费偏好。本国企业可以在本国生产并在贸易伙伴国销售, 如果企业选择此种贸易方式, 那么会存在冰山成本  $\tau^H$ , 即本国向贸易伙伴国出口  $\tau^H$  单位的商品, 实际运达的只有 1 单位商品。本文所指的冰山成本为广义冰山成本, 既包括由地理距离等自然因素造成的成本, 也包括由制度距离、信息壁垒等人为因素造成的成本。随着企业数字化程度的加深, 对冰山成本的降低体现在多个方面。企业推动国际贸易流程的数字化, 通过线上交易改变传统国际贸易方式, 减少中间环节, 降低运营成本 (张洪胜和潘钢健, 2021)。数字化程度加深可以降低跨境贸易中的搜寻成本, 减少沟通障碍, 帮助企业突破地理距离的限制 (马述忠等, 2019)。在跨境贸易的合同履行阶段, 数字技术发展能够降低出口企业支付的各种合规成本, 增加贸易效率 (范鑫, 2020)。因此, 本文假设冰山成本  $\tau$  与数字化转型程度负相关。在出口视角下, 本国  $H$  的价格上限可以表示成:

$$h^H = \frac{\alpha\gamma + \eta N^H P^H}{\gamma + \eta N^H} \quad (12)$$

其中,  $N^H$  指在  $H$  国销售的总商品数, 既包括  $H$  国国内销售的商品, 也包括对贸易伙伴国的出口商品;  $P^H$  指  $H$  国的平均价格。由于出口存在冰山成本  $\tau$ , 企业内销和出口的价格上限必须满足:

$$h_X^H = \frac{h_D^F}{\tau^H} \quad (13)$$

根据企业内销和出口的价格上限, 出口视角下企业内销和出口的价格可以表示为:

$$p_D^H = \frac{1}{2} \left( h_D^H + \frac{X}{\theta} c \right) \quad (14)$$

$$p_X^H = \frac{1}{2} \tau^H \left( h_X^H + \frac{X}{\theta} c \right) \quad (15)$$

在企业自由进入或退出条件下, 本国企业市场将在企业预期收入和进入市场成

本  $f_e$  相等时达到均衡。

$$\int_0^{c_D^H} \frac{L^H}{4\gamma} \left( h_D^H - \frac{X}{\theta} c \right)^2 dG(c) + \int_0^{c_X^H} \frac{L^F}{4\gamma} (\tau^H)^2 \left( h_X^H - \frac{X}{\theta} c \right)^2 dG(c) - f_e = 0 \quad (16)$$

对式 (16) 进行求解：

$$L^H (h_D^H)^{k+2} + L^F (\tau^H)^2 (h_X^H)^{k+2} = \gamma \varphi \left( \frac{X}{\theta} \right)^k, \varphi = 2(k+1)(k+2)(c_M)^k f_e \quad (17)$$

$H$  和  $F$  两国经济模型达到均衡时，本国内销价格上界的表达式为：

$$h_D^H = \left[ \frac{\gamma \varphi X^k}{L^H \theta^k} \frac{1 - \rho^H}{1 - \rho^H \rho^F} \right]^{\frac{1}{k+2}}, \rho^H = (\tau^H)^{-k}, \rho^F = (\tau^F)^{-k} \quad (18)$$

因为  $k > 0$ ， $\rho$  是冰山成本  $\tau$  的反函数（贸易便利化程度）。在此基础上，可以得到均衡时的企业加成率：

$$markup = \frac{p_D^H}{mc} = \frac{\left[ \frac{\gamma \varphi}{L^H} \frac{1 - \rho^H}{1 - \rho^H \rho^F} \right]^{\frac{1}{k+2}} \left( \frac{X}{\theta} \right)^{\frac{2}{k+2}} + \frac{1}{2}}{2c_i} \quad (19)$$

由式 (19) 可知，企业加成率在出口视角下与  $\rho$  的大小有关，且  $\partial markup / \partial \rho > 0$ 。数字化转型与  $\rho$  为正相关关系，数字化转型能够降低跨境贸易中的冰山成本，提升贸易便利化程度，有助于企业加成率提升。

因此，本文提出假说 2：出口强度越大的企业，数字化转型对企业加成率的负向影响就越小。

### 三、模型设定、指标测度和数据来源

#### （一）模型设定

本文主要考察数字化转型对企业加成率的影响，根据上文理论模型的推导结论，参考现有文献的研究成果，设定如下基准回归模型：

$$markup_{it} = \beta_0 + \beta_1 Indig_{it} + \Sigma Controls + \lambda_i + \lambda_t + \lambda_g + \lambda_p + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

其中，下标  $i$  代表企业， $t$  代表年份； $markup_{it}$  为被解释变量，代表企业  $i$  在  $t$  年的企业加成率； $Indig_{it}$  为核心解释变量，代表企业  $i$  在  $t$  年的数字化转型程度； $\Sigma Controls$  为一系列控制变量合集， $\lambda_i$ 、 $\lambda_t$ 、 $\lambda_g$  和  $\lambda_p$  分别表示企业、年份、行业和省份固定效应， $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。

#### （二）指标测度

1. 被解释变量：企业加成率。现有文献关于企业加成率的计算方法主要分为会计法和生产函数法，但会计法只有在规模报酬和资本使用成本不变的条件下才等于真实的企业加成率，而且会计变量与经济变量在内涵上存在一定偏差。故本文借鉴 De Loecker 和 Warzynski (2012) 的方法，采用生产函数法计算企业加成率。



通过成本最小化条件，求解企业加成率的表达式为  $markup_{it} = \theta_{it}^m (\alpha_{it}^m)^{-1}$ ，其中  $\theta$  为可变中间投入  $m$  的产出弹性， $\alpha_{it}^m$  为该可变中间投入占总产出的份额。本文采用超越对数形式的生产函数估算产出弹性  $\theta_{it}^m$ ：

$$y_{it} = \beta_1 l_{it} + \beta_2 k_{it} + \beta_3 m_{it} + \beta_4 l_{it}^2 + \beta_5 k_{it}^2 + \beta_6 m_{it}^2 + \beta_7 l_{it} k_{it} + \beta_8 l_{it} m_{it} + \beta_9 k_{it} m_{it} + \beta_{10} l_{it} k_{it} m_{it} + \omega_{it} + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

$y$ 、 $l$ 、 $k$  和  $m$  分别代表企业总产出、劳动投入、资本投入和中间品投入的对数， $\omega$  代表企业全要素生产率， $\varepsilon$  为随机扰动项。参照韩民春等 (2023) 和王鹏飞等 (2023) 的做法，分别使用销售收入、企业员工人数、固定资产净额、购买商品与接受劳务的现金衡量企业总产出、劳动投入、资本投入和中间品投入。本文使用半参数法对生产函数进行估计，假设生产率服从一阶马尔可夫过程，通过生产率对其滞后项进行非参数回归，得到异质性的生产率冲击，通过广义矩估计得到可变中间投入  $m$  的产出弹性  $\theta_{it}^m$ 。结合中间品支出份额  $\alpha$ ，计算得出企业加成率  $markup_{it}$ 。

2. 核心解释变量：数字化转型 (*Indig*)。企业数字化转型是一个全面的过程，本文借鉴吴非等 (2021)、袁淳等 (2021) 的做法，首先，利用 python 软件搜集 2007~2016 年中国 A 股上市公司的企业年报，提取其中“管理层讨论与分析”部分文本信息形成数据池；其次，基于数字化转型的现有文献和相关重要政策文件整理出数字化转型特征词库，确定关于数字化转型的 5 个方面共 76 个特征词库；最后，将数据池与数字化转型特征词库进行文本匹配分析，剔除特征词前存在“没”“无”“不”等否定词表述后，依据匹配词频数对上市公司数字化转型程度进行衡量，经对数化处理后得到数字化转型指数。

3. 控制变量：企业规模 (*size*) 采用员工人数的自然对数表示；企业年龄 (*age*) 采用当期年份 - 成立年份 + 1 的自然对数表示；资产负债率 (*leverage*) 采用企业负债总额与资产总额之比表示；流动比率 (*liquid*) 采用流动资产与总资产之比表示；股权集中度 (*share*) 采用前 10 位大股东持股比例之和表示；资产周转率 (*turnover*) 采用企业营业收入与企业资产总额之比表示；资本密集度 (*lnkl*) 采用企业固定资产净额与员工人数之比的自然对数表示；营业利润率 (*profit*) 采用企业营业利润与营业收入之比表示；行业竞争度 (*hhi*) 采用赫芬达尔指数表示。

表 1 描述性统计

| 变量              | 变量名称    | 观测值    | 均值     | 标准差   | 最小值    | 最大值    |
|-----------------|---------|--------|--------|-------|--------|--------|
| <i>markup</i>   | 企业加成率   | 15,099 | 1.645  | 0.692 | 0.902  | 6.142  |
| <i>Indig</i>    | 数字化转型指数 | 15,099 | 0.784  | 1.161 | 0      | 5.829  |
| <i>size</i>     | 企业规模    | 15,099 | 7.723  | 1.279 | 2.197  | 13.223 |
| <i>age</i>      | 企业年龄    | 15,099 | 2.647  | 0.400 | 0.693  | 3.912  |
| <i>leverage</i> | 资产负债率   | 15,099 | 0.443  | 0.211 | 0.050  | 0.883  |
| <i>liquid</i>   | 流动比率    | 15,099 | 0.557  | 0.209 | 0.089  | 0.954  |
| <i>share</i>    | 股权集中度   | 15,099 | 0.572  | 0.156 | 0.219  | 0.901  |
| <i>turnover</i> | 资产周转率   | 15,099 | 0.663  | 0.541 | 0.087  | 2.539  |
| <i>lnkl</i>     | 资本密集度   | 15,099 | 12.524 | 1.146 | 4.835  | 20.308 |
| <i>profit</i>   | 营业利润率   | 15,099 | 0.073  | 0.519 | -0.498 | 0.517  |
| <i>hhi</i>      | 行业竞争度   | 15,099 | 0.136  | 0.147 | 0      | 1      |

(三) 样本选择和数据来源

本文实证研究采用的数据包括国泰安金融经济数据库 (CSMAR) 和中国海关数据库。考虑到 2007 年起上市公司实施新的会计准则体系，为了保证数据指标衡量标准

的一致性，本文采用 2007~2016 年的数据进行分析。将数据整理匹配后，按以下原则对数据进行进一步处理：剔除金融行业样本；剔除 ST、\*ST 类企业；剔除关键指标值缺失或不符合会计规则的数据。最终得到包含 2,551 家 A 股上市公司的 15,099 条非平衡面板数据。

四、实证结果分析

（一）基准回归结果

本文采用逐步回归方法进行分析，表 2 报告了基准回归结果，列 (1) 仅控制企业和年份固定效应，后逐步加入控制变量、行业和省份固定效应。回归结果显示，数字化转型的系数均在 1% 的水平上显著为负，初步验证了数字化转型对企业加成率的负效应。根据前文理论分析，数字化转型对企业加成率的影响取决于生产率效应、成本效应与竞争效应之间的净效应，数字化转型既通过提升企业全要素生产率，增强成本节约能力，从而促进企业加成率的提升；也通过成本效应增加产品的边际成本，从而抑制企业加成率的提升；还通过数字化转型降低企业进入门槛，更多的企业进入市场，增强了企业间的竞争效应，进而降低企业加成率。表 2 的结果表明，整体而言，成本效应与竞争效应之和大于生产率效应，即数字化转型程度增大会抑制企业加成率的提升，减弱企业的垄断地位，提升消费者福利，初步验证了假说 1。

（二）稳健性检验与内生性分析

（1）替换核心解释变量。参考赵宸宇等（2021）、袁淳等（2021）的做法，本文采用以下几种方法重新构建数字化转型程度指标作为稳健性检验。  
①由于企业在年报中披露数字化转型的内容时，可能会在开始数字化转型的当年大量披露相关内容，从而导致该指数可能会较大，但在转型成功后的年份中

表 2 基准回归结果

| 变量                    | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                   |
|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                       | <i>markup</i>         | <i>markup</i>         | <i>markup</i>         | <i>markup</i>         |
| <i>Indig</i>          | -0.032***<br>(-4.475) | -0.034***<br>(-5.044) | -0.034***<br>(-5.507) | -0.034***<br>(-5.536) |
| <i>size</i>           |                       | 0.085***<br>(4.652)   | 0.086***<br>(4.889)   | 0.087***<br>(4.848)   |
| <i>age</i>            |                       | -0.115<br>(-1.363)    | -0.099<br>(-1.210)    | -0.094<br>(-1.150)    |
| <i>leverage</i>       |                       | -0.302***<br>(-4.551) | -0.329***<br>(-5.575) | -0.328***<br>(-5.547) |
| <i>liquid</i>         |                       | -0.556***<br>(-8.752) | -0.516***<br>(-8.856) | -0.509***<br>(-8.650) |
| <i>share</i>          |                       | -0.001<br>(-1.253)    | -0.001<br>(-1.417)    | -0.001<br>(-1.367)    |
| <i>turnover</i>       |                       | -0.252***<br>(-5.879) | -0.238***<br>(-5.796) | -0.237***<br>(-5.780) |
| <i>lnkl</i>           |                       | 0.025*<br>(1.717)     | 0.026*<br>(1.891)     | 0.027*<br>(1.957)     |
| <i>profit</i>         |                       | -0.014<br>(-1.215)    | -0.020*<br>(-1.648)   | -0.021*<br>(-1.745)   |
| <i>hhi</i>            |                       | 0.203***<br>(2.921)   | 0.185***<br>(2.740)   | 0.191***<br>(2.803)   |
| <i>Constant</i>       | 1.663***<br>(305.463) | 1.647***<br>(4.700)   | 1.561***<br>(4.627)   | 1.523***<br>(4.466)   |
| 企业固定效应                | 是                     | 是                     | 是                     | 是                     |
| 年份固定效应                | 是                     | 是                     | 是                     | 是                     |
| 行业固定效应                | 否                     | 否                     | 是                     | 是                     |
| 省份固定效应                | 否                     | 否                     | 否                     | 是                     |
| 观测值                   | 14,808                | 14,808                | 14,807                | 14,807                |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.8125                | 0.8265                | 0.8445                | 0.8449                |

注：\*\*\*、\*\*和\*分别代表 1%、5%和 10% 的显著性水平，括号内数值为 *t* 统计量，聚类在企业层面，所有回归都控制了企业、年份、行业、省份固定效应；下表同。



披露较少，因为其实际数字化转型已经完成，故很少披露。为了避免这种情况对结果的影响，本文找出企业在样本年份中数字化转型指数的最大值，并将之后年份的样本值统一设置成该值，记为  $Indig2$ 。②企业数字化相关词汇在词典中涵盖的各维度词汇数存在差异，这可能造成某一维度对数字化转型指数有决定性作用。为了避免此种情况对结果的影响，本文对不同维度进行分年度离差标准化处理以消除量纲，即  $dig3=[dig-min(dig)]/[max(dig)-min(dig)]$ ，将标准化后的各维度细分指标加总取对数，得到新的数字化转型指标，记为  $Indig3$ 。结果如表 3 列 (1)~ 列 (2) 所示，表明不管使用何种方式对数字化转型进行衡量，其系数都显著为负，本文的基本结论稳健。

(2) 剔除金融危机影响。参考杜明威等 (2022) 的做法，本文基准回归选择的样本区间为 2007~2016 年，鉴于 2008 年全球金融危机对企业产生的巨大影响，可能导致回归结果的错误估计。因此本文剔除 2007~2009 年所有样本，并重新进行估计。结果如列 (3) 所示，与基准回归结果保持一致。

(3) 考虑数字化转型的滞后效应。参考张虎等 (2023) 的做法，企业进行数字化转型需要一定的时间，且对企业加成率的影响可能存在滞后性，不能仅通过当年的数字化转型程度进行评估。因此，本文将核心解释变量滞后一期重新进行估计，观察其滞后期对企业加成率的影响。结果如列 (4) 所示，滞后一期的数字化转型对企业加成率的影响仍然显著为负，与基准回归结果保持一致。

(4) 在考察数字化转型对企业加成率的影响时，潜在的内生性问题不容忽视。一方面，数字化转型会影响企业加成率；另一方面，加成率更高的企业在市场中有更高垄断地位，更愿意保持其原有的生产经营模式，对数字化转型的需求更小。这使得二者之间可能存在双向因果关系。同时，数字化转型是企业的自身

表 3 稳健性检验

| 变量         | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                   |
|------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|            | 替换核心解释变量              | 替换核心解释变量              | 剔除金融危机                | 滞后一期                  |
| $Indig$    |                       |                       | -0.029***<br>(-4.073) |                       |
| $Indig2$   | -0.035***<br>(-5.520) |                       |                       |                       |
| $Indig3$   |                       | -0.305***<br>(-3.534) |                       |                       |
| $L1Indig$  |                       |                       |                       | -0.038***<br>(-5.943) |
| $Constant$ | 1.526***<br>(4.469)   | 1.514***<br>(4.434)   | 1.185***<br>(2.596)   | 1.409***<br>(3.422)   |
| 控制变量       | 是                     | 是                     | 是                     | 是                     |
| 固定效应       | 是                     | 是                     | 是                     | 是                     |
| 观测值        | 14,807                | 14,807                | 11,279                | 12,084                |
| $R^2$      | 0.8449                | 0.8445                | 0.8619                | 0.8614                |

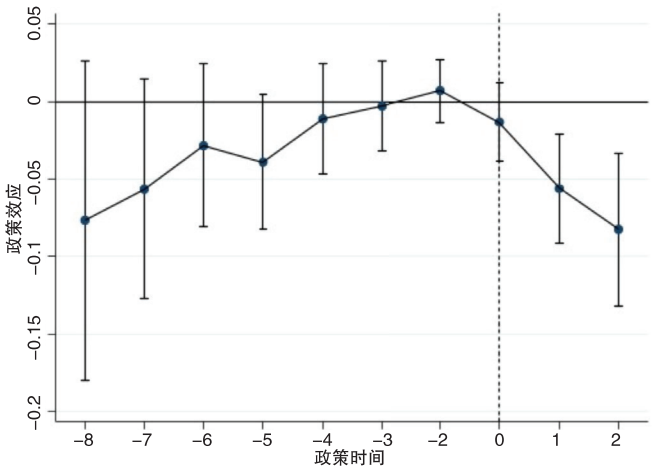


图 1 平行趋势检验

决策，潜在的模型设定偏误或遗漏变量问题也可能导致前文的研究结论受到内生性问题的影响。

为了准确识别数字化转型对企业加成率的影响，本文采用外生冲击事件检验法和工具变量法剔除内生性影响。参考肖土盛等（2022）的做法，本文选择基于“宽带中国”外生政策冲击事件构建多期双重差分模型进行检验。一方面，“宽带中国”政策完善地区数字基础设施建设，促进宽带网络产业链发展，推动在该城市的企业数字化转型；另一方面，企业所在城市是否进入“宽带中国”试点城市名单不由企业决定，是一个较好的外生政策冲击，为本文提供了一个良好的准自然实验。因此，基于“宽带中国”外生政策冲击事件，构建多期 DID 模型进行检验：

$$markup_{it} = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \sum Controls + \lambda_i + \lambda_t + \lambda_g + \lambda_p + \varepsilon_{it} \quad (22)$$

其中， $did$  表示基于“宽带中国”外生政策冲击的双重差分项，若企业注册所在城市被遴选为“宽带中国”试点城市，则该地区企业在当年及之后年份均取值为 1，否则取值为 0；所在地未被遴选为“宽带中国”试点城市的企业则始终取值为 0。在此基础上，本文借鉴李万利等（2022）的做法，对数字化转型和双重差分项交互处理，以剥离数字化转型中完全来自“宽带中国”外生政策影响的部分。因双重差分项是 {1, 2} 二元变量，其和数字化转型的交互项相当于数字化转型在“宽带中国”政策上的投影，即只留下了数字化转型中完全来自“宽带中国”外生政策影响的部分。

$$markup_{it} = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \beta_2 did_{it} \times lndig_{it} + \beta_3 lndig_{it} + \sum Controls + \lambda_i + \lambda_t + \lambda_g + \lambda_p + \varepsilon_{it} \quad (23)$$

结果如表 4 列 (1) ~ 列 (2) 所示，在多期双重差分模型中， $did$  的系数在 5% 的水平上显著为负，表明“宽带中国”政策对企业加成率起到抑制作用。 $did \times lndig$  的系数在 1% 的水平上显著为负，表明源于“宽带中国”外生冲击影响的企业数字化转型仍然会显著降低企业加成率，与前文的结果保持一致。同时，按照外生冲击事件检验法的一般做法，本文以政策发生前期作为基期进行平行趋势检验，结果表明在上市公司所在城市被选为“宽带中国”示范点前，企业加成率没有显著变化，满足双重差分设计的平行趋势假定。

(5) 使用工具变量法进行 2SLS 估计。在工具变量的选择方面，首先，借鉴郭家堂和骆品亮 (2016) 的做法，采用 5 年前的地区互联网普及率作为工具变量 ( $iv1$ )。选取该工具变量的主要原因如下：一方面，过去互联网的普及率可以代表当地数字基础设施建设水平，能够反映当地网络的覆盖能力，同时，互联网普及率能够体现当地居民对“数字化”的偏好，营造出良好的互联网氛围，这些有助于企业进行数字化转型，满足相关性条件；另一方面，互联网普及率主要体现在居民消费行为上，与企业加成率没有直接关联，同时，5 年前的地区互联网普及率是历史数据，无法直接影响当期企业加成率，满足外生性条件。其次，使用核心解释变量  $lndig$  的滞后一期作为工具变量 ( $iv2$ )，并进行 2SLS 估计。选取该工具变量的主要原因如下：一方面，核心解释变量与其滞后一期高度相关，满足相关性条件；另一方面，滞后一期变量在上一期已经形成，和扰动项基本不存在相关关系，满足外生性条件。结果

表 4 内生性分析

| 变量                         | 双重差分法                |                       | 工具变量法                      |                             |                      |                       |
|----------------------------|----------------------|-----------------------|----------------------------|-----------------------------|----------------------|-----------------------|
|                            |                      |                       | 第一阶段                       |                             | 第二阶段                 |                       |
|                            | (1)                  | (2)                   | (3)                        | (4)                         | (5)                  | (6)                   |
|                            | <i>markup</i>        | <i>markup</i>         | <i>lndig</i>               | <i>lndig</i>                | <i>markup(iv1)</i>   | <i>markup(iv2)</i>    |
| <i>lndig</i>               |                      | -0.014**<br>(-2.134)  |                            |                             | -0.259**<br>(-2.171) | -0.096***<br>(-5.873) |
| <i>did</i>                 | -0.032**<br>(-2.247) | 0.026<br>(1.524)      |                            |                             |                      |                       |
| <i>did</i> × <i>lndig</i>  |                      | -0.044***<br>(-5.133) |                            |                             |                      |                       |
| <i>iv1</i>                 |                      |                       | 10.037***<br>(3.810)       |                             |                      |                       |
| <i>iv2</i>                 |                      |                       |                            | 0.396***<br>(25.634)        |                      |                       |
| <i>Constant</i>            | 1.565***<br>(4.569)  | 1.501***<br>(4.440)   |                            |                             |                      |                       |
| 控制变量                       | 是                    | 是                     | 是                          | 是                           | 是                    | 是                     |
| 固定效应                       | 是                    | 是                     | 是                          | 是                           | 是                    | 是                     |
| 第一阶段 <i>F</i> 值            |                      |                       | 14.543<br><i>P</i> = 0.000 | 657.104<br><i>P</i> = 0.000 |                      |                       |
| LM 统计量                     |                      |                       |                            |                             | 14.076***            | 258.142***            |
| Cragg-Donald Wald <i>F</i> |                      |                       |                            |                             | 55.120               | 1961.423              |
| 观测值                        | 14,807               | 14,807                | 14,807                     | 12,084                      | 14,807               | 12,084                |
| <i>R</i> <sup>2</sup>      | 0.8443               | 0.8459                | 0.293                      | 0.369                       | 0.062                | 0.216                 |

如表 4 列（3）~ 列（6）所示，两个工具变量均通过不可识别检验和弱工具变量检验，且数字化转型对企业加成率影响仍显著为负。

五、异质性分析与机制分析

（一）机制分析

基于前文的理论分析，本文考察数字化转型对企业加成率的具体传导机制。为了验证成本效应和竞争效应在数字化转型与企业加成率之间的传导作用，本文参考江艇（2022）的方法，重点考察核心解释变量对机制变量的影响，同时关注机制变量对被解释变量的影响，构建模型如下：

$mechanism_{it} = \beta_0 + \beta_1 lndig_{it} + \sum Controls + \lambda_i + \lambda_t + \lambda_g + \lambda_p + \varepsilon_{it}$  (24)

$markup_{it} = \beta_0 + \beta_1 mechanism_{it} + \sum Controls + \lambda_i + \lambda_t + \lambda_g + \lambda_p + \varepsilon_{it}$  (25)

1. 成本效应

数字化转型的核心在于运用数字技术改变企业原有的生产、管理、销售等系统，数字人才与设备的需求会提高企业运营成本（罗佳等，2023），成本提高会直接降低企业加成率。本文使用企业营业成本（*lncost*）作为代理变量，表 5 列（1）汇报了核心解释变量与企业成本的回归结果，可以看出数字化转型显著促进了企业成本增加，且在 1% 水平上显著；列（2）的结果进一步表明，将成本纳入模型后，企业

成本与企业加成率反向变化，随着数字化转型的提升，厂商需要花费更多的成本，由此导致企业加成率下降。

进一步分析数字化转型通过哪一部分成本上升降低了企业加成率，是劳动力成本还是非劳动力成本？本文参考柏培文和喻理（2021）的做法，使用应付职工薪酬与营业成本的比值定义企业的工资压力（*pressure*），将工资压力作为调节变量，探究不同工资压力下企业数字化转型对企业加成率的影响。构建模型如下：

$$markup_{it}=\beta_0+\beta_1Indig_{it}+\beta_2pressure_{it}+\beta_3Indig_{it}\times pressure_{it}+\Sigma Controls+\lambda_t+\lambda_i+\lambda_g+\lambda_p+\varepsilon_{it}$$

( 26 )

表 5 列（3）结果显示，*Indig* × *pressure* 的系数在 1% 的水平下显著为正，表明工资压力显著抑制了数字化转型对企业加成率的负向影响。工资压力越小的企业，数字化转型对企业加成率的负向作用越大，数字化转型更多地通过非劳动力成本提升企业成本，导致对企业加成率的负向影响。数字化转型通过数字技术的嵌入，提高生产活动中数字化和自动化程度（陈彦斌等，2019），

从而对低端重复的劳动形成替代作用，减少了企业对低端劳动力的需求，但增加了数字技术应用、数据处理、系统集成等方面的高端人才需求，同时，数字技术专利的获取、数字设备的引入等增加了企业数字化运营成本。总体来看，数字化转型更多地通过非劳动力成本影响企业加成率，该结论支持了假说 1。

2. 竞争效应

根据前文理论分析，数字化转型通过降低企业的进入门槛，促进行业内竞争，进而对企业加成率产生负向影响。在激烈的市场竞争中，企业往往选择压低价格来获得更高的市场份额，由此导致企业加成率降低。本文参考刘啟仁和黄建忠（2015）的做法，使用企业加成率与生产率的差值作为“企业价格”（*Firmprice*）的代理变量。

表 5 机制分析

| 变量                             | (1)                   | (2)                     | (3)                     | (4)                     | (5)                    |
|--------------------------------|-----------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|
|                                | <i>lncost</i>         | <i>mrakup</i>           | <i>mrakup</i>           | <i>Firmprice</i>        | <i>mrakup</i>          |
| <i>Indig</i>                   | 0.0595***<br>(8.9566) |                         | -0.0561***<br>(-8.1905) | -0.0467***<br>(-6.2358) |                        |
| <i>lncost</i>                  |                       | -0.465***<br>(-21.3575) |                         |                         |                        |
| <i>Firmprice</i>               |                       |                         |                         |                         | 0.829***<br>(187.7359) |
| <i>pressure</i>                |                       |                         | 0.0513<br>(0.7974)      |                         |                        |
| <i>Indig</i> × <i>pressure</i> |                       |                         | 0.672***<br>(4.3054)    |                         |                        |
| <i>Constant</i>                | 11.08***<br>(29.0358) | 6.678***<br>(17.1662)   | 1.511***<br>(4.4657)    | 0.810*<br>(1.9514)      | 0.847***<br>(19.8484)  |
| 控制变量                           | 是                     | 是                       | 是                       | 是                       | 是                      |
| 固定效应                           | 是                     | 是                       | 是                       | 是                       | 是                      |
| 观测值                            | 14,806                | 14,806                  | 14,801                  | 14,807                  | 14,807                 |
| <i>R</i> <sup>2</sup>          | 0.9703                | 0.8771                  | 0.8483                  | 0.8656                  | 0.9970                 |

表 6 地区和所有制异质性

| 变量                    | (1)                   | (2)                  | (3)                 | (4)                   |
|-----------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|-----------------------|
|                       | 东部地区                  | 中西部地区                | 国有企业                | 非国有企业                 |
| <i>Indig</i>          | -0.034***<br>(-4.934) | -0.028**<br>(-2.372) | -0.016*<br>(-1.903) | -0.035***<br>(-4.133) |
| <i>Constant</i>       | 1.309***<br>(3.526)   | 1.668**<br>(2.532)   | 1.475***<br>(3.074) | 1.360***<br>(2.902)   |
| 控制变量                  | 是                     | 是                    | 是                   | 是                     |
| 固定效应                  | 是                     | 是                    | 是                   | 是                     |
| 观测值                   | 9,379                 | 5,414                | 7,061               | 7,703                 |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.8590                | 0.8354               | 0.8732              | 0.8335                |
| 经验 <i>P</i> 值         | 0.219                 |                      | 0.002               |                       |

表 5 列 (4) 的回归结果显示,数字化转型显著降低了企业价格,且在 1% 水平上显著;列 (5) 的结果进一步表明,将企业价格纳入模型后,企业价格与企业加成率同向变化。数字化转型将会带来更加激烈的行业竞争,企业更加倾向于采取价格竞争策略,为抢夺市场份额压价,进而导致对企业加成率产生负向影响,该结论支持了假说 1。

## (二) 异质性分析

### 1. 企业所在区域异质性

考虑到不同地区之间经济发展水平存在差异,东部地区企业比中西部地区企业进行数字化转型更有优势,那么,数字化转型对不同地区企业加成率是否会有不同影响?表 6 列 (1)~列 (2) 估计结果显示,数字化转型对东部地区和中西部地区企业加成率均显著为负。本文参考连玉君等 (2010) 的做法,利用费舍尔检验的方法进行组间差异检验。表 6 汇报了自抽样 1,000 次的经验  $P$  值,结果显示地区异质性的经验  $P$  值大于 0.1,表明数字化转型系数并无显著差别。分析其原因,相较于中西部地区,东部地区数字经济发展程度更高,根据技术溢出效应 (杜勇和姜靖, 2022),企业进行数字化转型的难度较低,但同时东部地区企业更加集中,造成更激烈的本地竞争和更低的价格 (Lu et al., 2012),数字化转型程度高的企业也很难获得定价权,无法将成本更大程度上转移给消费者。因此,数字化转型对企业加成率的影响未表现出明显的地区差异性。

### 2. 企业所有制异质性

由于不同所有制企业在基础资源、政策支持、融资约束等方面存在差异,数字化转型对企业加成率的影响可能存在异质性。表 6 列 (3)~列 (4) 结果显示,国有企业与非国有企业的数字化转型系数均为负,且国有企业的系数绝对值小于非国有企业系数的绝对值,经验  $P$  值小于 0.01,结果显示,不同企业所有制的数字化转型系数存在显著差异。分析其原因,国有企业和非国有企业在融资约束、制度约束等制约上存在差异 (喻坤等, 2014),国有企业有更强的意愿响应国家政策方针,在数字化转型的过程中相对容易且动力更强。政府对国有企业进行财政补贴,银行对国有企业提供限制更少、利率更低的贷款,而非国有企业由于信息不对称等原因造成更大的融资约束。因此,在国有企业样本中,数字化转型对企业加成率的负面影响更小。

### 3. 全要素生产率异质性

考虑不同生产率企业之间存在差异,本文参考洪俊杰等 (2022) 的分组方法,计算了各个企业在样本期间的年平均全要素生产率,将各个行业内生产率最高的 1/3 企业划分为高生产率企业,剩余的为中低生产率企业,然后分别进行回归。表 7 列 (1)~列 (2) 估计结果显示,高生产率与中低生产率企业数字化转型系数均显著为负,且前者绝对值大于后者,经验  $P$  值小于 0.01,表示全要素生产率异质性的数字化转型系数存在显著差异。分析其原因,一方面,高生产率企业的生产能力和技术水平相对较强,数字化转型能更有效地提高生产工具效率,更多地降低信息匹配成本、



管理成本，弥补对企业数字化转型的投入；另一方面，高生产率企业往往有更强的竞争能力，更有可能凭借高生产率优势形成的垄断地位，将数字化转型的负面冲击转嫁给消费者。所以，相对于高生产率企业，数字化转型对中低生产率企业加成率的负向影响更大。

4. 融资约束异质性

考虑到融资约束是影响企业加成率的重要因素（李宏亮和谢建国，2018），不同融资约束企业的数字化转型对企业加成率的影响可能不同。本文使用 SA 指数衡量企业融资约束程度，通过计算各个企业在样本期间的年平均融资约束，将各个行业内融资约束最高的 1/3 企业划分为高融资约束企业，剩余的则为中低融资约束企业，分别进行回归。表 7 列（3）~ 列（4）估计结果显示，中低融资约束企业结果显著为负，高融资约束企业的回归结果不显著，且经验 *P* 值小于 0.01，表示融资约束异质性的数字化转型系数存在显著差异。分析其原因，数字化转型能够推动信息技术在企业中的应用，提高了信息披露强度，使得金融机构能够更容易识别出高质量企业，降低融资约束；数字技术推动信贷系统完善，企业有更大的信用违约成本，使得金融机构更愿意贷款给企业。所以对于高融资约束企业，数字化转型能够更有效地降低融资约束，从而对企业加成率的负向影响不显著。

表 7 生产率和融资约束异质性

| 变量                    | (1)                  | (2)                   | (3)                | (4)                   |
|-----------------------|----------------------|-----------------------|--------------------|-----------------------|
|                       | 高生产率企业               | 中低生产率企业               | 高融资约束企业            | 中低融资约束企业              |
| <i>Indig</i>          | -0.017**<br>(-2.232) | -0.040***<br>(-4.651) | -0.013<br>(-1.347) | -0.041***<br>(-5.369) |
| <i>Constant</i>       | 1.461***<br>(3.9974) | 1.754***<br>(3.9082)  | 0.719<br>(0.478)   | 1.505***<br>(3.795)   |
| 控制变量                  | 是                    | 是                     | 是                  | 是                     |
| 固定效应                  | 是                    | 是                     | 是                  | 是                     |
| 观测值                   | 4,935                | 9,817                 | 4,905              | 9,841                 |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.8535               | 0.8391                | 0.8588             | 0.8482                |
| 经验 <i>P</i> 值         | 0.000                |                       | 0.000              |                       |

六、进一步分析

根据本文理论分析，在出口视角下，企业的出口行为也会直接影响企业加成率，因此，本文进一步分析出口视角下数字化转型对企业加成率的影响，探究数字化转型能否帮助企业走出“出口低加成率陷阱”。本文根据企业是否为出口企业进行异质性分析，同时加入数字化转型和企业出口倾向（*export*）的交互项分析其调节效应。企业出口倾向用出口额与营业收入比值的自然对数表示。

表 8 列（1）~ 列（2）的回归结果表示，出口企业与非出口企业数字化转型对企业加成率均显著为负，且出口企业的系数绝对值大于非出口企业，经验 *P* 值小于 0.05，出口企业与非出口企业数字化转型系数存在显著差异。分析其原因，大量企业

进入出口市场相互压价，为了抢占市场更多地提供低价产品，带来出口市场的竞争效应（刘啟仁和黄建忠，2015）。相对于内销企业，出口企业对价格有更少的选择权，无法将数字化转型成本更多地转嫁给消费者，使数字化转型对企业加成率有更大的负向影响。表8列（3）回归结果显示，数字化转型和出口倾向的交互项系数显著为正，表明出口倾向越大的企业，数字化转型对企业加成率的负向影响越弱。分析其原因，数字化转型有利于提升出口企业在国际贸易中的供应链管理能力，降低搜寻匹配成本，数字技术的应用规避了大量的运输及通关成本等，降低了企业在出口过程中的边际成本，从而有利于提升企业加成率，该结论支持了假说2。

在贸易关系开始建立阶段，企业对数字技术的使用可以缓解信息不对称问题，降低匹配贸易伙伴的难度，同时能更大程度了解贸易伙伴的资料，选择价格更低、质量更优的贸易对象，减少了搜寻成本。数字技术发展可以降低沟通成本，使双方不受时间、空间、语言不同的制约，提高了沟通效率。由于贸易中关税和非关税壁垒的存在，进行国际贸易时普遍需要支付通关的合规成本，信息化通关平台的使用可以减少企业办理合规手续的时间和流程，降低通关成本。随着产业数字化、数字产业化，企业可以提供更多的数字产品，数字产品贸易可以减少大量的运输成本。在国际贸易中，出口强度越大的企业，数字化转型对企业加成率的负向影响越小，由此可以说明数字化转型一定程度上有助于出口企业走出“低加成率陷阱”。

七、结论与启示

在数字经济与实体经济深度融合的大背景下，企业数字化转型的经济效益受到广泛关注。本文从理论分析和经验证据两方面探讨了数字化转型对企业加成率的影响及其内在机制。在理论分析方面，本文将数字化转型纳入M-O模型，从理论上分析了数字化转型对企业加成率的影响机制。在经验证据方面，本文利用2007~2016年上市公司数据进行实证检验发现，数字化转型会通过成本效应和竞争效应，显著降低企业加成率。在排除了内生性因素等影响后，结论依旧稳健。异质性分析表明，数字化转型对企业加成率不存在显著的地区异质性，但因企业性质、生产率水平、融资约束水平的不同而对企业加成率产生差异性影响。在进一步分析中，企业在进行国际贸易时，出口倾向能够显著抑制数字化转型对企业加成率的负向影响。

针对上述结论，本文得到如下启示。

第一，推动企业高质量数字化转型。数字化转型会增加企业成本，但同时也能

表 8 出口分析

| 变量             | (1)                   | (2)                   | (3)                   |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                | 非出口企业                 | 出口企业                  | markup                |
| Indig          | -0.033***<br>(-4.178) | -0.043***<br>(-5.349) | -0.037***<br>(-5.705) |
| export         |                       |                       | 0.090*<br>(1.807)     |
| Indig × export |                       |                       | 0.074***<br>(3.139)   |
| Constant       | 2.125***<br>(4.313)   | 0.472<br>(1.130)      | 1.498***<br>(4.386)   |
| 控制变量           | 是                     | 是                     | 是                     |
| 固定效应           | 是                     | 是                     | 是                     |
| 观测值            | 8,945                 | 5,591                 | 14,807                |
| R <sup>2</sup> | 0.8592                | 0.8411                | 0.8452                |
| 经验 P 值         | 0.030                 |                       |                       |

全面优化生产经营的各个环节,突出数字化转型的生产率效应,依托数字化转型尽快形成新的市场竞争优势,更好地发挥数字化转型带来的积极作用。同时,企业应把握数字化转型方向,利用数字赋能,增强产品质量、销售服务、技术复杂度等企业核心竞争力,将竞争效应由价格竞争转向非价格竞争,增强新的竞争优势。

第二,不同特征企业探寻适合自身的数字化转型道路。不同地区、所有制、生产率和融资约束的企业面临的数字化转型困境不同,有针对性地解决企业“不想转型”“不能转型”和“不会转型”的问题,探索适合自身的数字化道路。

第三,发挥数字化转型在推动高质量出口中的重要作用。数字化转型是出口企业走出“低加成率陷阱”的关键因素,数字技术驱动能够增强出口企业的议价权,有利于提升其在全球贸易竞争中的地位。同时,发挥出口市场的学习效应,借鉴外国先进的数字化思维能力和数字化管理经验,促进自身数字技术的提升和融合,巩固出口市场的比较优势。

#### 参考文献:

- [1] 柏培文,喻理.数字经济发展与企业价格加成:理论机制与经验事实[J].中国工业经济,2021,(11).
- [2] 陈彦斌等.人工智能、老龄化与经济增长[J].经济研究,2019,54(7).
- [3] 戴翔等.数字化转型一定能提升企业加成率吗?[J].金融研究,2023,(5)
- [4] 戴翔,马皓巍.数字化转型、出口增长与低加成率陷阱[J].中国工业经济,2023,(5)
- [5] 杜明威等.企业数字化转型与出口:来自中国上市公司的微观证据[J].世界经济研究,2022,(9).
- [6] 杜勇,姜靖.数字化转型对企业升级的影响及溢出效应[J].中南财经政法大学学报,2022,(5).
- [7] 范鑫.数字经济发展、国际贸易效率与贸易不确定性[J].财贸经济,2020,41(8).
- [8] 郭丰等.数字经济对企业全要素生产率的影响及其作用机制[J].现代财经(天津财经大学学报),2022,42(9).
- [9] 郭家堂,骆品亮.互联网对中国全要素生产率有促进作用吗?[J].管理世界,2016,(10).
- [10] 韩民春等.数字服务贸易开放与制造业企业加成率:来自A股上市公司的经验证据[J].经济学家,2023,(11).
- [11] 洪俊杰等.数字化转型、创新与企业出口质量提升[J].国际贸易问题,2022,(3).
- [12] 江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022,(5).
- [13] 李宏亮,谢建国.融资约束与企业成本加成[J].世界经济,2018,41(11).
- [14] 李明洋,张乃丽.企业数字化转型促进还是抑制了“走出去”:来自中国A股上市企业的证据[J].世界经济研究,2022,(10).
- [15] 李万利等.企业数字化转型与中国实体经济发展[J].数量经济技术经济研究,2022,39(9).
- [16] 连玉君等.融资约束与流动性管理行为[J].金融研究,2010(10).
- [17] 刘啟仁,黄建忠.异质出口倾向、学习效应与“低加成率陷阱”[J].经济研究,2015,50(12).
- [18] 刘啟仁,黄建忠.产品创新如何影响企业加成率[J].世界经济,2016,39(11).
- [19] 刘淑春等.企业管理数字化变革能提升投入产出效率吗[J].管理世界,2021,37(5).
- [20] 刘洋等.数字创新管理:理论框架与未来研究[J].管理世界,2020,36(7).
- [21] 罗佳等.数字技术创新如何驱动制造业企业全要素生产率?——来自上市公司专利数据的证据[J].财经研究,2023,49(2).
- [22] 马述忠等.跨境电商能否突破地理距离的限制[J].财贸经济,2019,40(8).
- [23] 戚聿东,肖旭.数字经济时代的企业管理变革[J].管理世界,2020,36(6).
- [24] 钱学锋,范冬梅.国际贸易与企业成本加成:一个文献综述[J].经济研究,2015,50(2).

- [25] 盛丹,王永进. 中国企业低价出口之谜——基于企业加成率的视角[J]. 管理世界,2012,(5).
- [26] 唐浩丹等. 数字化转型的市场绩效: 数字并购能提升制造业企业市场势力吗?[J]. 数量经济技术经济研究, 2022,39(12).
- [27] 涂心语,严晓玲. 数字化转型、知识溢出与企业全要素生产率——来自制造业上市公司的经验证据[J]. 产业经济研究,2022,(2).
- [28] 王鹏飞等. 企业数字化、环境不确定性与全要素生产率[J]. 经济管理,2023,45(1).
- [29] 吴非等. 企业数字化转型与资本市场表现——来自股票流动性的经验证据[J]. 管理世界,2021,37(7).
- [30] 肖土盛等. 企业数字化转型、人力资本结构调整与劳动收入份额[J]. 管理世界,2022,38(12).
- [31] 许明,邓敏. 产品质量与中国出口企业加成率——来自中国制造业企业的证据[J]. 国际贸易问题,2016,(10).
- [32] 喻坤等. 企业投资效率之谜: 融资约束假说与货币政策冲击[J]. 经济研究,2014,49(5).
- [33] 袁淳等. 数字化转型与企业分工: 专业化还是纵向一体化[J]. 中国工业经济,2021,(9).
- [34] 张虎等. 企业数字化转型赋能产业链关联: 理论与经验证据[J]. 数量经济技术经济研究,2023,40(5).
- [35] 张洪胜,潘钢健. 跨境电子商务与双边贸易成本: 基于跨境电商政策的经验研究[J]. 经济研究,2021, 56(9).
- [36] 赵宸宇等. 数字化转型如何影响企业全要素生产率[J]. 财贸经济,2021,42(7).
- [37] 赵瑞丽等. 大城市的低加成率之谜: 集聚效应和竞争效应[J]. 世界经济,2019,42(4).
- [38] 诸竹君等. 产品创新提升了出口企业加成率吗[J]. 国际贸易问题,2017,(7).
- [39] Chen,M.,Moore,M.Location Decision of Heterogeneous Multinational Firms[J].Journal of International Economics,2010,80(2).
- [40] De Loecker,J.,Warzynski,F.Markups and Firm-level Export Status[J].The American Economic Review,2012,102(6).
- [41] Lu,Y.,et al.Agglomeration and Markup[R].SSRN Working Paper,2012.
- [42] Melitz,M. J.,Ottaviano,G. I. P.Market Size, Trade, and Productivity[J].The Review of Economic Studies,2008,75(1).
- [43] Yeaple,S. R.Firm Heterogeneity and the Structure of US Multinational Activity[J].Journal of International Economics,2009,78(2).

## The Effect of Digital Transformation on Firms' Markups: Theoretical Mechanism and Empirical Evidences

SHI Benye YIN Rui

**Abstract:** Digital transformation has become an important path for the high quality development of firms. By using the data of listed companies and customs data from 2007 to 2016, and on the basis of the theoretical framework of M-O model, through the introduction of digital transformation, this paper makes an investigation of the micro effects and mechanism of digital transformation on the firms' markups. The results show that the impact of digital transformation on the firms' markups depends on the net effect of productivity, cost changes and competition. As a result, digital transformation significantly reduces the firms' markups. Mechanism analysis shows that the input costs effect and competition effect of digital transformation is an important channel. The heterogeneity analysis shows that the negative impact of digital transformation on the firms' markups is larger for firms in the non-state-owned firms, medium and low productivity firms and medium and low financing constrained firms. The study also finds that the export tendency inhibited the negative impact of digital transformation on the firms' markups. The results would contribute to policy decision-making on promoting the deep integration between digital economy and real economy, which eventually boosts the digital transformation. On the one hand, high-quality digital transformation of enterprises should be encouraged, and on the other hand, full play should be given to the important role of digital transformation in promoting Chinese high-quality exports.

**Keywords:** digital transformation; markups; export tendency

(责任编辑: 梁丽华)