

数字经济发展与企业价格加成:理论机制与经验事实

柏培文, 喻理

[摘要] 大量文献聚焦于数字经济发展给企业带来的生产率提高、创新增加和组织结构改善等收益,但少有文献探讨数字经济发展带来的企业间竞争加剧、成本压力上升等负面影响。本文使用企业的价格加成作为上述两种效应净值的综合反映,构造可变价格加成模型,探讨数字经济发展对企业价格加成的影响机制。进一步地,本文使用2004—2013年中国工业企业数据,结合新近发展的不完美工具变量法进行实证检验。研究发现:数字经济发展显著降低了企业的价格加成,不完美工具变量法估计的稳健上界为-0.19%。机制分析显示,企业间竞争程度的增加和企业对成本压力的不完全转嫁是重要传导渠道。异质性分析表明,对于数字化程度较低、融资约束较紧、成本节约能力较弱的企业,数字经济发展对其价格加成的负面影响更大。研究还发现,数字经济发展降低了企业价格加成的离散度,显著改善了资源配置效率。本文的发现对于推进数字经济与实体经济深度融合进而推动高质量发展有着重要启示。

[关键词] 数字经济; 价格加成; 不完美工具变量; 企业异质性

[中图分类号]F270 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2021)11-0059-19

一、引言

进入新时代,数字经济已成为世界各国经济发展的重要力量。数字经济以知识和信息作为要素,以信息网络作为载体,以信息技术的使用作为发展动力,正深刻地改变和重塑当下经济活动和发展方式。党的十九大报告提出,要“推动互联网、大数据、人工智能和实体经济深度融合”。因此,有必要深入考察数字经济发展对中国实体经济的影响。

本文聚焦于数字经济发展对实体企业价格加成的影响。企业是数字技术赋能的载体,也是支撑经济可持续发展的基石。从既有研究看,数字经济发展会对企业生产率及其创新活动带来积极影响(黄群慧等,2019;赵涛等,2020)。但鲜有文献关注数字经济发展给企业带来的不利影响,例如,企业间的竞争加剧、劳动力用工成本攀升等问题。数字经济发展给企业带来的上述两种不同方向的效

[收稿日期] 2021-06-15

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“需求结构转化背景下提高消费对经济增长贡献的研究”(批准号17ZDA114);教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“矫正要素配置扭曲与促进经济有效增长”(批准号16JJD790031);教育部人文社会科学规划基金项目“行业工资差异、劳动力错配与我国产业结构调整 and 产出增长”(批准号16YJA790003)。

[作者简介] 柏培文,厦门大学经济学院教授,博士生导师,管理学博士;喻理,厦门大学经济学院博士研究生。通讯作者:喻理,电子邮箱:yixmu1019@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

应,直接表现为企业价格加成变化的影响。企业价格加成一般被定义为价格与边际成本之比,通常用于衡量企业的垄断势力(李兰冰等,2019)。由此,很自然引出的一个问题是,数字经济的发展如何影响企业的价格加成?二者之间是否存在内在联系?如果有联系,那么,其内部机制是什么?更进一步地,Autor et al.(2020)发现,数字技术的发展使少数前沿企业受益,企业间异质性明显。那么,这种异质性的来源是什么?是否也体现在数字经济发展对企业价格加成的影响中?厘清这些问题,将为理解数字经济发展如何影响宏观经济提供微观解释。

与本文直接相关的文献是探讨数字经济发展对企业的影响。例如,已有研究聚焦于数字经济发展对企业全要素生产率(TFP)及创新行为(黄群慧等,2019)、企业组织结构(Bloom et al.,2012)、企业专业化分工(袁淳等,2021)、企业绩效(王永进等,2017)等的影响。其中,两篇文献与本文最为相关:一是Lashkari et al.(2020)发现信息技术(IT)的兴起重塑了企业的市场份额,且显著利于大公司。该研究隐含了IT的发展会影响企业市场势力的结论,但作者并未将二者直接联系起来。二是Bessen and Righi(2019)使用美国的企业数据发现,大型企业对于专用软件的投资提升了其价格加成。然而,该研究样本皆为规模较大的企业,且并未考虑数字经济发展的一般均衡效应。不同于上述文献聚焦于数字经济发展对企业的积极影响,本文尝试从价格加成的角度,纳入数字经济发展对企业带来的成本,综合考察数字经济发展同实体企业的关系。

企业价格加成的决定因素和变动机理,是经济学领域中非常重要的研究问题。现有文献一般从两个角度探讨企业价格加成的变动:一是以成本冲击作为切入点,例如,最低工资法的推出和汇率变动提高了企业的成本压力(盛丹和刘竹青,2017;赵瑞丽等,2018),进而降低了企业的价格加成。二是聚焦于企业竞争环境的变动,例如,王璐等(2020)发现,行政审批中心的设立通过降低企业进入退出的门槛,增加了企业间的竞争,进而导致企业的价格加成下降。类似地,Edmond et al.(2015)从企业进入成本下降的角度,发现自由贸易提高了企业间的竞争程度,降低了企业的价格加成。Lu et al.(2014)、赵瑞丽等(2019)则从空间竞争的角度出发,通过集聚的概念将竞争和成本两类因素纳入统一的理论体系,探讨集聚对企业价格加成的负面影响。

综合上述文献可以发现,尽管现有文献对企业价格加成的影响研究已较为丰富,但鲜有文献将视角聚焦于数字经济发展对企业价格加成的影响。因此,有必要对此进一步考察。具体地,本文使用1998—2013年的中国工业企业数据库,结合不完美工具变量法,实证检验数字经济发展对企业价格加成的影响。研究发现,数字经济的发展会通过促进竞争,增加在位企业成本压力的渠道,显著降低企业的价格加成。异质性分析表明,相较于各行业的头部企业,非头部企业受到的负面影响更为显著;相较于数字化程度较高的企业,数字化程度较低的企业受到的负面影响更为显著;相较于融资约束宽松的企业,融资约束较紧的企业受到的负面效应更为显著;相较于成本节约能力较强的企业,成本节约能力较弱的企业受到的负面影响更为显著。进一步地,本文还发现数字经济的发展通过降低企业价格加成的离散度,提高了企业所在城市的资源配置效率,表明数字经济的发展能够通过促进竞争效应,对经济效率的优化产生积极的推动作用。

本文的创新之处主要有三个方面:①理论视角上,丰富和拓展了数字经济发展对企业综合影响的研究框架,通过构建可变价格加成模型,将数字经济的发展引入企业的价格加成中,从一般均衡的角度深入讨论数字经济发展对企业价格加成的影响机制。②识别策略上,通过使用新发展的不完美工具变量法,对存在路径依赖的历史工具变量提供了更稳健的估计思路,大量的稳健性检验也有助于增强实证结果的可信度。同时,多个维度的异质性分析有利于加深文献关于数字经济发展对各类企业影响的理解。③数字经济发展程度的测度上,既有文献多围绕数字基建层面进行衡量,本文

通过文本挖掘的方式,度量了各城市从事数字经济相关业务的企业数量和初始规模,进一步对城市数字经济发展程度的测度进行了补充,丰富和拓展了现有文献。

本文剩余部分的安排如下:第二部分为理论分析;第三部分为数据说明与主要指标构建;第四部分为实证策略与回归结果分析;第五部分为机制与异质性分析,最后为结论与政策启示。

二、理论分析

数字经济的发展会通过三个潜在的渠道影响企业的价格加成:①数字经济的发展会促进新企业的创立(赵涛等,2020),从而使得企业间的竞争程度增加,并推动企业的价格加成下降。②竞争程度的增加会使得企业面临的成本压力上升,进而对其价格加成产生负面影响。例如,就劳动力价格而言,Chen et al.(2020)和 Hjort and Poulsen(2019)分别对中国和非洲进行研究发现,互联网的发展通过增加企业对劳动力的需求,同时提高了高技能劳动者和低技能劳动者的工资,因此,确有证据表明企业的成本具有上涨压力。此时,如果企业因要素再配置存在较大摩擦等原因而未能有效对其成本结构进行优化,则成本压力的上升将对其价格加成产生持续的负面影响。③数字经济发展的正外部性有助于提高企业的生产率及创新能力(黄群慧等,2019),前者利于企业节约成本,后者利于企业提高定价,这二者都有助于提高企业的价格加成。综上,理论上数字经济发展对企业价格加成的影响方向并不明确,取决于上述三方面影响的相对大小。

为将上述讨论模型化,本文借鉴 Ottaviano et al.(2002)、Zhao(2011)的异质性可变价格加成模型,引入数字经济发展对企业的影响。其中,消费者的效用函数为含有二次项的准线性效用函数,可表示为:

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

假设商品集合为 Ω , q_0^c 是消费者对基准商品的消费量, q_i^c 是消费者对第 i 种商品的消费量。参数 α 、 γ 及 η 皆为正数。其中, α 和 η 用以指代消费者在各异质性商品间的替代程度, γ 用以表示各产品间的异质性。通过解消费者最优化问题,利用消费者对商品的边际替代率 $MRS_i=P_i$, 得到商品 i 的需求函数:

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

其中, $Q^c=\int_{i \in \Omega} q_i^c di$ 是所有商品的总消费量。对上式在 Ω 上积分,可得商品 i 的需求函数:

$$q_i=\frac{\alpha L}{\eta N+\gamma}-\frac{L}{\gamma} P_i+\frac{\eta N}{\eta N+\gamma} \frac{L}{\gamma} P \quad (3)$$

上式中, L 为市场中消费者的总数,假设在商品空间 Ω 中共有 Ω^* 被消费,即 $q_i>0$ 的定义域为 $\Omega^* \in \Omega$ 。 N 为 Ω^* 的个数,则该区域中平均价格指数为: $P=1/N \int_{i \in \Omega} P_i di$ 。在垄断竞争条件下,可利用零利润条件得到该区域价格的上限以及企业的停止生产点 C_D :

$$P_{\max}=\frac{1}{\eta N+\gamma}(\gamma \alpha+\eta N \bar{P}) \equiv C_D \quad (4)$$

现将视角转至企业,假设其成本函数为 $TC_i=(\delta c_i/N^\lambda)q_i$ 。 δ 用来反映当地竞争性要素市场需求冲击对企业成本的负向作用,并假设 $\delta \geq 1$ 。这一点类似于 Greenstone et al.(2010)分析大企业进驻对当地中小企业影响时提到的机制。 λ 表示数字经济发展正外部性对当地企业的影响程度。该外部

性体现在多个方面,例如,数字经济发展可增强社会互动性,有利于促进社会资本的积累(周广肃和樊纲,2018)。此外,数字经济发展程度越高,产业配套也越丰富,有利于产品匹配和交易的加速(赵涛等,2020)。因此,本文假设 $0 \leq \lambda < 1$, 该值越高,表示数字经济发展对企业的正外部性影响越大。通过解企业利润最大化问题,推导出企业面临的价格 P_i 和对应销量 q_i 为:

$$P_i = \frac{\alpha\gamma}{2(\eta N + \gamma)} + \frac{\eta N}{2(\eta N + \gamma)} \bar{P} + \frac{c_i + \delta_i}{2N^\lambda} = \frac{1}{2} \left(C_D + \frac{\delta c_i}{N^\lambda} \right) \quad (5)$$

$$q_i = \frac{\alpha L}{2(\eta N + \gamma)} + \frac{\eta N}{2(\eta N + \gamma)} \frac{L}{\gamma} \bar{P} - \frac{L}{\gamma} \frac{c_i + \delta_i}{N^\lambda} = \frac{1}{2} \frac{L}{\gamma} \left(C_D - \frac{\delta c_i}{N^\lambda} \right) \quad (6)$$

企业的成本结构则由两项组成,一是企业进入市场需要支付的固定成本 f_E ; 二是企业的可成本项 δc_i 。其中, δc_i 服从帕累托分布,即 $G(c) = (c/c_M)^k$, $c \in [0, c_M]$, k 值越大,表明该分布越向高成本的企业集中。既有文献发现数字经济发展程度的提高会显著促进新企业进入(赵涛等,2020),而新企业进入市场的难度同企业进入退出门槛负相关(王璐等,2020)。因此,本文假定 f_E 同数字经济发展的程度负相关。在垄断竞争市场中企业自由进入的条件下,企业期望利润为 0,则有:

$$\int_0^{c_0 N^\lambda} \pi(c) dG(c) - f_E = \frac{L}{4\gamma} \int_0^{c_0 N^\lambda} \left(C_D - \frac{c}{N^\lambda} \right)^2 dG(c) - f_E = 0 \quad (7)$$

因此,企业的临界成本值为:

$$C_D = \left[\frac{2\gamma(k+2)(k+1)c_M^k f_E}{L(N^\lambda)^k} \right]^{\frac{1}{k+2}} \quad (8)$$

从(8)式可进一步可推出,企业的平均价格同企业临界成本值 C_D 成正比,而 C_D 又是企业数量的减函数。因此,在位企业的价格空间也会随着企业数量的增加而下降。因而,如果数字经济发展提高了企业数量,企业面临的价格空间将下降,这一点同赵瑞丽等(2019)分析城市集聚对企业价格加成的影响渠道是类似的。进一步地,结合零利润条件,可得均衡时的价格加成 Λ_i 为:

$$\Lambda_i = \frac{P_i - MC_i}{P_i} = 1 - 2(\delta c_i) / \left\{ \left[\frac{2\gamma(k+2)(k+1)c_M^k f_E}{L(N^\lambda)^k} \right]^{\frac{1}{k+2}} N^\lambda + \delta c_i \right\} \quad (9)$$

根据(9)式可知,数字经济的发展对企业价格加成 Λ_i 的影响涉及三个参数值:① λ 的大小。 λ 用以表示数字经济发展对企业带来的正外部性,从(9)式可推知企业的价格加成同 λ 成正比^①,即 $\partial \Lambda_i / \partial \lambda > 0$ 。该式背后的经济学意义十分丰富,例如,数字经济的发展显著促进了区域内的企业在产业链方面的协同合作,增强了企业间的学习效应等(Goldfarb and Tucker,2019),这些都有助于提高企业的价格加成。本文将此类正外部性称为数字经济发展对企业价格加成的溢出效应。② f_E 的大小。 $\partial \Lambda_i / \partial f_E > 0$ 表示数字经济的发展对企业进入退出市场门槛的影响。因而,当 f_E 因数字经济的发展下降时,企业的价格加成也会随之下降。③ δ 的大小。企业的价格加成为企业可成本 δc_i 的减函数,因此,当 δ 提高时,企业的价格加成也会受到负面冲击。本文将上述数字经济发展对企业价格加成的负向作用统称为竞争效应,因此,本文得出以下推论:数字经济发展对企业价格加成影响的最终方向,将取决于竞争效应和溢出效应的净效应。如果竞争效应大于溢出效应,则企业的价格加成将下

① 比较静态部分的推导结果,参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

降,反之,企业的价格加成将上升。

上述讨论中,数字经济发展对企业价格加成的影响是同质的,进一步地,本文借助(9)式讨论企业的异质性。相较于数字化程度低的企业,数字化程度高的企业将有更大概率借助数字技术,提高其生产率和组织效率(Bloom et al.,2012;Lashkari et al.,2020),这两者都有助于提高企业的价格加成。因而合理推测,数字经济发展的正外部性对数字化程度高的企业的影响,会高于对数字化程度低的企业的影响,即 $\partial A_i/\partial \lambda_h > \partial A_i/\partial \lambda_l$ 。其中, h 指代数字化程度高的企业, l 指代数字化程度低的企业。因此, h 类企业的价格加成受到的负面影响会低于 l 类企业。除上述企业数字化程度带来的异质性外,企业规模上的差异也会使企业的价格加成在数字经济发展中呈现异质性。例如,大型企业相较小型企业而言,不仅在市场势力上更占优势,大型企业对IT应用投资的概率也更高(Bessen and Righi,2019)。因此,大型企业受到的数字经济发展对其价格加成的负面影响会更低。在成本参数 δ 方面,尽管根据传统的资本—技能互补理论,成本压力的增加会促进企业实施成本诱导型创新。鼓励企业对价格上涨的生产要素进行替代。但现实中,要素再配置的调整成本可能会阻碍这一进程。例如,当企业进行数字化转型时,面临的首要限制即为融资约束。若融资约束较紧,企业将难以达到最佳的要素配置。因而,此时企业的价格加成也将受限于要素结构的僵化,持续地受到来自成本压力上升带来的负面影响。推而广之,对于生产率较高的企业,其成本节约能力也更强(李兰冰等,2019),而成本节约能力会通过影响 δ 值,进而影响数字经济发展与企业价格加成之间负向关系的强度,因此,可以预期,生产率高的企业受到的数字经济发展的负面影响较生产率低的企业更小。除此之外,企业所有制和其面临的制度成本,则会嵌入在 f_E 中,调节数字经济发展对企业价格加成的影响程度。例如,民营企业相较国有企业,面临的竞争环境更为激烈(Lu et al.,2014),上述推论在制度成本较低的区域中也有类似反映。因此,对于国有企业和位于制度成本较高区域的企业,数字经济发展对其价格加成的负面影响较小。

三、数据说明与主要指标构建

1. 数据说明

本文使用的数据主要分为两大类:①企业层面的数据来自1998—2013年中国工业企业数据库(简称工企库),借鉴聂辉华等(2012)等文献对工企库进行相应处理。①在稳健性检验和机制分析中,本文还使用了2018—2020年中国上市公司数据和2004—2007年中国海关数据库(简称海关数据库)。②城市层面的数据主要来自2004—2013年的《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》等。其中,1998—2013年地级市最低工资数据通过各省份以及各城市的政府网址获得。在后续稳健性检验和异质性分析中,本文还使用了来自DMSP的中国地级市夜间灯光数据,来自北京大学企业大数据研究中心编制的创新创业指数,中国地级市行政审批中心数据库,腾讯公司自2018年开始公布的《数字中国指数报告》以及各城市历年工商企业登记信息。

2. 指标构建与变量定义

(1)企业的价格加成。本文采用De Loecker and Warzynski(2012)的方法(DLW)对企业层面的价格加成进行度量。DLW法计算了(10)式中的企业成本最小化方程,其中, V 是可变投入,例如劳动力、中间投入等; K 是资本存量; Q 为企业的生产函数,连续且二阶可导; P_u^X 为可变投入对应的价格; r_u 为资本投入的成本。通过求解上述成本最小化问题,可推导出企业的价格加成为 $\theta_u^X (\alpha_u^X)^{-1}$,其

① 数据处理具体过程参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

中, θ_{it}^x 为可变投入的产出弹性, $(\alpha_{it}^x)^{-1}$ 为可变投入收入份额的倒数。

$$L(X_{it}^1, \dots, X_{it}^v, K_{it}, \lambda_{it}) = \sum_{v=1}^V P_{it}^x X_{it}^v + r_{it} K_{it} + \lambda_{it} [Q_{it} - Q(\cdot)] \quad (10)$$

本文选择劳动投入作为计算企业价格加成的可变投入。鉴于非中性的技术进步会导致不同可变投入计算出的价格加成在截面和时间序列上呈现相反的趋势 (Raval, 2020)。为保证后续回归结果不会受到企业价格加成测算方式的影响, 本文借鉴陈登科 (2020) 的做法, 使用人均计算机数作为有偏技术进步的代理变量 (B_{it}), 并将 B_{it} 与年份的虚拟变量乘积加入估算生产率的动态方程中, 导出的价格加成记为 *markup_labor*。同时, 本文还在稳健性检验部分使用了材料投入和会计法测算企业的价格加成, 记为 *material* 和 *account*。需要说明的是, 使用工企库计算出的劳动收入份额要低于宏观账户中的劳动收入份额, 该差异会导致对企业价格加成的估计向上偏误。因此, 本文借鉴张天华和邓宁铭 (2020) 的做法, 采用员工工资、雇员补贴和失业保险的总和作为企业员工劳动收入的度量。尽管加总后的企业劳动收入份额仍与宏观劳动收入份额有较大差距, 但本文认为, 只要这种度量偏差不发生系统性变化, 后续实证部分面板模型中的固定效应可将其吸收。因此, 该偏差对本文后续实证估计的影响较小, 这一点同 Liu and Ma (2020) 的观点类似。

(2) 数字经济的发展程度。Bukht and Heeks (2019) 将数字经济的定义划分为三个层级。核心层涉及数字基建的完善程度, 中间层包含了数字服务与平台经济, 最外层包含了电子商业、由算法驱动的经济活动等。基于这种认识, 综合考量数据的限制, 本文借鉴黄慧群等 (2019)、柏培文等和张云 (2021) 的思路。在城市层面从数字用户、数字企业、数字平台、数字产出四大维度出发, 共 9 个指标对各城市的数字经济发展程度进行度量。^① 考虑到文献中既有测度并未将从事数字经济相关业务的企业信息纳入衡量标准, 本文增加了数字企业维度的衡量指标, 包含城市层面从事数字经济相关业务的企业数量及相应的注册资本。具体来说, 在 2004—2013 年《中国城市统计年鉴》中, 选取每百人中互联网宽带用户数、计算机服务和软件从业人员占城镇就业人员比重等指标。同时利用 2004—2013 年全国各地区的工商企业登记信息, 对每家公司的经营范围做分词处理。分词后和包含“数字”“软件”“计算机”“电子商务”等 20 多条与数字经济相关的词条进行模糊匹配, 按匹配的次數对每家公司打分。公司的经营范围每与上述词条集合匹配一次, 便记 1 分, 分数越高, 表示企业的数字经济属性越强。为稳健起见, 本文只保留了评分为 2 以上的企业, 并计算了上述企业的注册资本之和, 作为各城市从事数字经济相关业务的企业规模的代理变量。最后, 本文使用主成分法 (PCA) 对上述分指标进行降维处理, 得到基准回归的核心解释变量 *index*。

(3) 主要控制变量。控制变量分为城市和企业两个层面:^② ①城市层面中, 经济发展程度定义为人均地区生产总值的对数值 (*gdp*)。外商投资比重定义为外商实际投资额与地区生产总值的比值 (*fdi*), 并按当年汇率进行调整。财政自主权定义为地方一般公共预算收入与地方一般公共支出的比值 (*finance*)。②企业层面中, 所有制特征 (*soe*) 用国有资本占企业实收资本的比重度量, 涉及分类时, 定义该比重超过 0.5 时为国有企业, 反之为非国有企业, 如此可避免该变量被固定效应吸收。企业规模用实际总资产的对数来度量 (*size*)。企业年龄 (*lnage*) 定义为企业成立时间和企业在样本时间之差的 *lnage*。企业的 TFP 估算借鉴李兰冰等 (2019) 的做法 (*tfp_f*)。企业在劳动和资本之间的技术选择状况用固定资产净值与从业人数 (*kl*) 之比的对数进行度量。企业出口用出口交货值与企业销售额的比值定义 (*export*)。企业平均工资定义为本年应付工资总额与从业人数之比 (*wage*)。

① 变量和数据来源参见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

② 描述性统计参见《中国工业经济》网站 (<http://ciejournal.ajcass.org>) 附件。

(4)特征事实。在得到数字经济发展程度和企业的价格加成后,本文首先比较了当城市分属于数字经济发展程度较高和较低组时,位于其内部的企业价格加成和TFP的核密度分布。^①如图1所示,在数字经济发展程度较高的分组中,企业TFP的分布相较于数字经济发展程度较低的组右偏(见图1(a)),这一点同黄群慧等(2019)一致,但企业价格加成的分布却向左偏(见图1(b)),这一点则尚未有文献对该现象进行解释。进一步地,本文使用企业的人均计算机数作为其数字化程度的代理变量,并以中位数分为高低组,发现对于数字化程度较高组的企业,其TFP的分布(见图1(c))和价格加成的分布(图1(d))相较于数字化程度较低组的企业都向右偏。上述企业价格加成在宏观数字经济发展和微观企业数字化程度中呈现出的差异,说明了从一般均衡角度看待数字经济发展对企业价格加成影响的必要性,该特征事实也为本文理论部分的推论提供了初步证据。

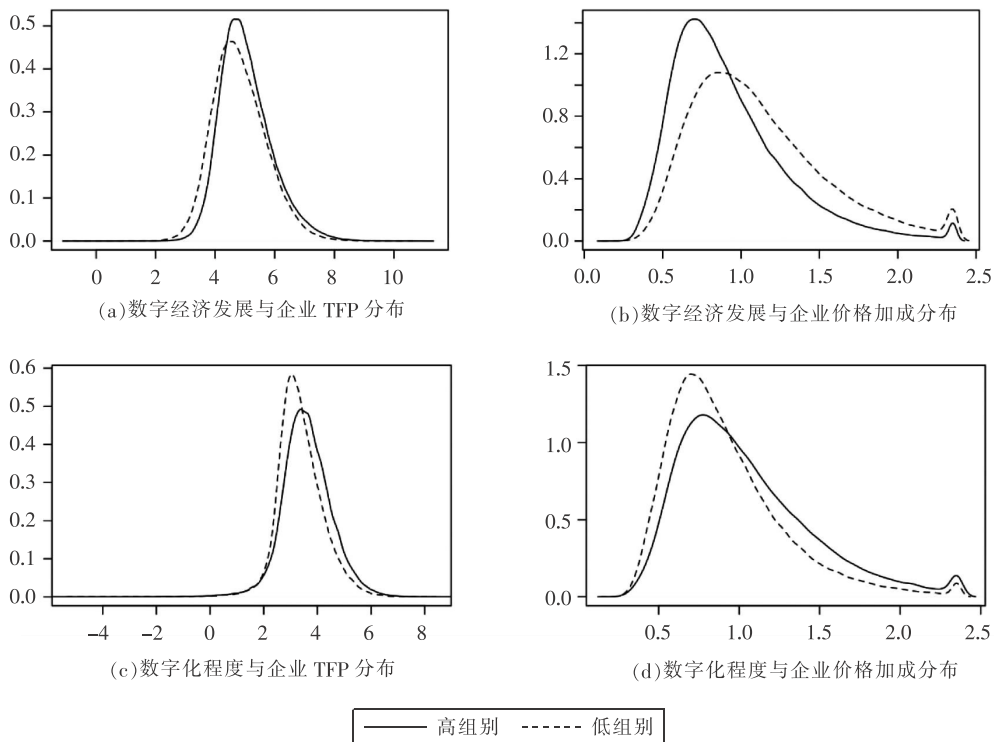


图1 核密度分布曲线

四、实证策略与回归结果分析

1. 模型设定

基准回归采用双向固定效应模型,回归方程设定如式(11)所示:

$$\ln markup_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 index_{jt} + \beta_2 X_{ijt} + \alpha_i + \lambda_t + u_g \lambda_t + \epsilon_{ijt} \quad (11)$$

其中,被解释变量 $\ln markup_{ijt}$ 是企业 i 在城市 j 和年 t 的对数价格加成, g 表示行业,核心解释变量 $index_{jt}$ 是基于城市层面的,解释变量与被解释变量不位于同一个数据层面,弱化了互为因果的可能性。在控制变量的选取方面, X_{ijt} 为企业和城市层面的控制变量,企业层面如年龄 ($\ln age$)、资本密集度 (kl)、生产率 (tfp_f) 等。城市层面控制变量包括经济发展程度 (gdp)、外商投资比例 (fdi)、财政

^① 数字经济发展程度按 75%和 25%分位数区分高低组。

自主权(*finance*)等。此外, α_i 为企业的固定效应,控制了企业、行业和区域的所有非时变的异质性,例如,区域的地理特征和不同类型企业在行业内的分布。 λ_t 为时间固定效应,样本时间内对所有城市产生共同影响的变化将由该项吸收,例如,2008年国际金融危机等普遍的经济冲击。 u_{gt} 为行业固定效应和时间固定效应的交互项,用以控制随行业变化的时间异质性趋势,虽然该项会吸收很大一部分数据变化,但如果基准回归中核心解释变量的系数仍然显著,则说明估计的结果相对稳健。 ϵ_{it} 为误差项,依据 Abadie et al.(2017)的建议,本文将标准误双向聚类在城市—行业层面。 β_1 是本文主要关注的系数,衡量了数字经济发展程度增加1单位,企业价格加成变化的百分比。

2. 基准回归结果

表1报告了基准回归中数字经济发展对企业价格加成的估计结果。第(1)列未增加控制变量。第(2)列增加了企业层面的控制变量。第(3)列增加了城市层面的控制变量。为排除2004年推出的最低工资政策带来的影响(赵瑞丽等,2018),本文将地级市月最低工资加入回归方程。第(4)列控制了企业固定效应。考虑到即便是全国性的政策,不同行业的反应强度也不尽相同,因此,第(5)列添加了行业和时间固定效应的交互项,用以控制随行业变化的时间异质性趋势。标准误方面,所有列都双向聚类在城市—行业层面,从回归结果看各种设定下 β_1 均显著为负。

表1 数字经济发展对企业价格加成影响的基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>index</i>	-0.0020*** (0.0001)	-0.0012*** (0.0001)	-0.0010** (0.0001)	-0.0012*** (0.0001)	-0.0011*** (0.0001)
地级市月最低工资			控制 控制	控制 控制	控制 控制
企业控制变量		控制	控制	控制	控制
城市控制变量			控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制		
企业固定效应				控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
行业—年份固定效应					控制
R ²	0.1091	0.7252	0.7431	0.8896	0.8909
N	879660	879323	785468	785468	785468

注:*,**,***分别代表10%、5%、1%的显著性水平。括号内为标准误,双向聚类在城市—行业层面。以下各表同。

控制变量的回归结果也基本与预期相符。^①其中,*tfp_f*的系数显著为正,这一点同美国相反(Battisti et al.,2021)。这说明中国的制造业面临的竞争程度更强,市场份额向生产力高的企业重新分配仍利于提效增质。其他变量中,企业年龄(*lnage*)、劳资比例(*kl*)和企业规模(*size*)的增加都导致了企业价格加成的增加,这些结论同蒋冠宏(2021)一致。*wage*前的系数为负,说明成本压力的上涨对企业价格加成产生了负面影响(Du and Wang,2020)。从上述5列结果可以发现,当控制了一系列混杂因素后,*index*的系数未随着控制变量的加入而大幅度变化,这意味着基准回归中的遗漏偏误相对较小(Altonji et al.,2005)。

3. 内生性分析

基准回归的有效性可能面临四点影响:①在城市层面衡量数字经济发展程度,隐含假设了同一

① 详细的控制变量估计系数参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

年份、同一城市中的不同企业面临的数字经济发展程度相同。该假设可能导致分类错误,进而使得 β_1 估计值的方向与其真实值相反。②如果企业在推动数字化进程中,对人力资本和组织结构进行了互补性投资,那么, β_1 会向上偏误。而如果企业在数字化进程中存在调整成本,则 β_1 会向下偏误。③如果城市数字经济发展对企业价格加成的影响还受到不可观测的城市禀赋的干扰, β_1 将是有所偏的。④数字经济发展对企业存在选择效应,即数字经济发展会促进低效率的企业退出市场,这会导导致留在市场中的企业呈现价格加成更高的特征,进而影响本文的估计结果。合理使用工具变量法可有效缓解第二个和第三个内生性问题,第一个内生性问题则留待稳健性检验,对于第四个内生性问题,本文在后续将使用平衡面板数据进行处理。

工具变量选择方面,本文借鉴黄群慧等(2019)的思路,使用1984年各地级市邮局数乘以全国互联网端口数作为工具变量($iv1$)。Goldsmith-Pinkham et al.(2020)将这种形式的工具变量称为份额转移(Shift-Share),并认为这类工具变量的外生性主要由份额(Share)部分决定。在本文中,份额对应为1984年各地级市的邮局数,用以衡量历史上各城市数字基建的发展程度。由于份额部分不随时间变化,为在面板模型中使用该工具变量,本文的Shift部分使用全国互联网端口数。工具变量的合理使用,需满足相关性和外生性条件。从相关性看,邮局密度较高,意味着该地区对信息沟通的需求更高,而地区层面的信息需求一般较为稳定;邮局早年是承担铺设固话线路任务的主力,为拨号上网必备的基础设施,因此,地区邮局数符合工具变量的相关性条件。外生性方面,尽管1984年距2004年较远,但地区层面信息需求较为稳定的特征,可能会导致 $iv1$ 存在路径依赖性而非完全外生。本文认为尽管上述工具变量并不完美,但历史条件赋予了其近似外生的优势,如果 $iv1$ 内生性小于 $index$ 的内生性,则可使用较新发展的不完美工具变量法进行估计。该方法放松了对工具变量严格外生性条件的要求,转而在两个稍弱的假设替代。第一个假设是工具变量与误差项相关的方向和内生解释变量与误差项相关的方向一致。第二个假设是即便工具变量不完美,但是工具变量和误差项相关的程度 ρ_{ze} 要小于内生解释变量与误差项的相关程度 ρ_{xe} ,该程度用 $\lambda^*=\rho_{ze}/\rho_{xe}$ 表示。显然,当工具变量完全外生时, $\lambda^*=0$,而当工具变量与核心解释变量的内生程度相同时, $\lambda^*=1$ 。对符合上述两个条件的工具变量,Nevo and Rosen(2012)称其为不完美工具变量($ipiv$),并证明存在 λ^* ,使得式(12)成立:

$$E[(\sigma_X Z - \lambda^* \sigma_Z X) \varepsilon] = \sigma_X \sigma_{ze} - \lambda^* \sigma_Z \sigma_{xe} = 0 \quad (12)$$

在信息需求稳定的前提下, $index$ 与 $iv1$ 同误差项的相关性应为同向,因此,符合 $ipiv$ 的假设一。另外,1984年距基准回归的数据区间最短也相隔20年, $iv1$ 内生的程度理应小于 $index$ 。鉴于 λ^* 的取值未知,本文计算极端情况下不完美工具变量的估计上界,令 $\lambda^*=1$,即假设工具变量 $iv1$ 和核心解释变量 $index$ 的内生程度相同,此时,便可通过式(12)构造出新的工具变量,对应估计系数为 $\beta_{v(1)}^{IV}$ 。 $index$ 系数的估计上界为 $\beta \leq \min\{\beta_{v(1)}^{IV}, \beta_{iv1}^{IV}\}$,如果该值小于0,说明 $iv1$ 尽管不完全外生,但仍识别了数字经济发展对企业价格加成的影响方向。为稳健起见,本文还借鉴傅秋子和黄益平(2018)的思路,使用各城市到杭州市的距离作为第二个工具变量($iv2$)。表2汇报了工具变量分析的结果,其中,Kleibergen-Paaprk F统计量(KPF)大于Stock-Yogo弱识别检验临界值,即不存在弱工具变量问题。①第(1)列未加入控制变量, $index$ 显著为负。第(2)列添加了控制变量, $index$ 系数的绝对值大于基准回归估计系数的绝对值,说明企业层面的混杂因素更多来自新技术的采用成本。第(3)列同时使用 $iv1$ 和 $iv2$ 及受限信息极大似然估计量($liml$),结果显著为负。

① KPF检验虽无对应临界值,但仍大于Stock-Yogo的临界值。

第(4)列汇报了 *ipiv* 的结果,尽管 *index* 的系数大幅衰减,但仍显著为负。^① 这说明即便在极端情形下,数字经济的发展还是降低了企业的价格加成。鉴于数字经济发展对企业的选择效应会使得估计有偏,本文在第(5)列使用了 2004—2007 年间平衡的企业样本(*Firm_balance*)对基准方程进行估计,*index* 的符号与显著性均未改变,说明上述结果并非由企业的广沿边际驱动。随后,本文将数据范围延伸至 2004—2013 年。估计结果见第(6)列,尽管 *index* 的系数绝对值下降,但仍显著为负。

表 2 工具变量的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>iv1</i>	<i>iv1</i>	<i>liml</i>	<i>ipiv</i>	<i>Firm_balance</i>	2004—2013
<i>index</i>	-0.0148*** (0.0052)	-0.0192*** (0.0067)	-0.0181*** (0.0035)	-0.0019*** (0.0001)	-0.0088* (0.0053)	-0.0015*** (0.0004)
控制变量		控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
KPF	22.8642	23.2581	35.5382		100.8732	24.4522
R ²	0.8299	0.8831	0.4685	0.8215	0.8983	0.8232
N	719017	716902	636146	784045	401042	1202715

4. 稳健性检验

上述分析说明,数字经济的发展对企业的价格加成有显著的负向影响,但仍有部分混杂因素值得探讨,主要包括:①基准回归的结果是否由数字经济发展的定义驱动;②基准回归的结果是否由企业价格加成的定义、前期趋势等驱动;③基准回归的结果是否由同时期其余的政策驱动;④基准回归的结果是否由实证策略的函数形式设定驱动。本部分对此一一进行检验。

(1)替换核心解释变量与因变量。本文使用中国在 2000 年进行的骨干网大提速作为外生冲击,用以识别数字经济发展程度的外生变动对企业价格加成的影响。借鉴 Chen et al.(2020)的设定,使用广义双重差分模型(*did*)和 1998—2007 年的工企库数据进行实证检验。其中,核心解释变量为 1999 年各地级市的固定电话密度与 2000 年虚拟变量的乘积。表 3 中第(1)列为双重差分的估计结果,该设定使用了同前文完全不同的识别策略,结果仍保持稳健。^② 为缓解指数构造方式可能带来的估计偏误,第(2)列使用了熵权法构造数字经济发展指数(*entropy*)。第(3)列则使用了前文测度的各城市从事数字经济相关业务的企业数(*firmnum*)。无论哪种设定,*index* 均显著为负。那么,基准回归的结果是否受到企业价格加成的测度方式影响呢?第(4)列使用会计法(*account*),将企业的价格加成定义为增加值同中间投入与总劳动支出之和的比值(Battiaty et al., 2021);第(5)列在 DLW 法中使用柯布—道格拉斯函数计算企业的价格加成(*cobb*);第(6)列为控制国有企业雇佣约束对企业价格加成估计的影响,本文借鉴 Lu and Yu (2015)的做法,使用材料投入计算企业的价格加成(*materials*)。总体上,各种度量方式下,实证结果同基准回归的结论保持一致。

(2)控制前期趋势。鉴于企业的价格加成初始趋势存在差异,并可能随时间变化,致使估计有偏。因此,本文将 1999 年企业价格加成的增速同年份虚拟变量做交互项(*original_trend*)并加入基准方程,见表 4 第(1)列。为控制企业价格加成向均值回归的影响,第(2)列加入了企业价格加成对数

^① STATA 缺乏面板数据结构下 *ipiv* 的估计命令,本文手动将所有控制变量同其均值做差分以去除企业固定效应。

^② 该设定通过了平行趋势检验,参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

表 3 替换数字经济发展和企业价格加成的度量方式

	替换数字经济发展测度			替换企业价格加成测度		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>did</i>	<i>entropy</i>	<i>firmnum</i>	<i>account</i>	<i>cobb</i>	<i>materials</i>
替代测度	-0.0698*** (0.0121)	-0.0309*** (0.0027)	-0.0021** (0.0008)	-0.0012*** (0.0002)	-0.0003*** (0.0001)	-0.0002*** (0.0000)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.7515	0.8891	0.8885	0.9074	0.9774	0.8669
N	1136269	790806	781643	785470	785464	734668

值的滞后项(*lag*)。进一步地,本文考察了 *index* 增长率与城市基准特征的关系,即将 *index* 回归在城市层面的变量(*gdp*、*fdi* 等),发现经济发展程度(*gdp*)解释了各城市数字经济发展程度指数增长的80%,为避免其初始差异衍生出的异质性趋势混杂估计结果,借鉴 Duflo(2001)的做法,本文使用1998年的 DMSF 夜间灯光数据作为当年 GDP 的代理变量,然后与年份虚拟变量、年份二次项做交互(*trend_1*、*trend_2*),用以控制地级市初始差异的线性趋势与非线性趋势,结果见第(3)、(4)列。无论哪种设定,*index* 的系数均显著为负。

(3)安慰剂检验。下一年的城市数字经济发展程度会影响当前企业的价格加成吗?如果可以,则说明基准回归中存在着不可观测的遗漏变量。为此,本文使用未来一期的城市数字经济指数作为核心解释变量(*F1.index*)。如果该项的系数显著,则表明仍然存在同时影响城市数字经济发展程度和企业价格加成的变量。表4第(5)列显示该项的系数并不显著,因此,该结果降低了本文仍遗漏重要变量的担忧。

表 4 增加前期趋势与滞后领先项

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	初始趋势	均值回复	趋势项 1	趋势项 2	领先 1 期
<i>index</i>	-0.0013*** (0.0000)	-0.0012*** (0.0001)	-0.0012*** (0.0000)	-0.0010*** (0.0001)	
<i>F1.index</i>					0.0001 (0.0002)
<i>original_trend</i>	控制				
<i>lag</i>		控制			
<i>trend_1</i>			控制	控制	
<i>trend_2</i>				控制	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.4421	0.9026	0.9325	0.9325	0.8813
N	115724	401049	784260	784260	399822

(4)排除同期政策影响和更新数据区间。基准回归的时间段位于2004—2007年,期间多起重大的政策变化可能会对本文结论的稳健性造成威胁。主要包括:①2003年土地招拍挂改革后住房价格剧烈上涨,房价作为企业成本之一可能会使其价格加成下降;②2001年国务院成立了行政审批制度

改革工作领导小组,王璐等(2020)发现行政审批中心的建立会显著降低企业的价格加成;③中国在2001年加入世界贸易组织(WTO),后续的关税改革对企业价格加成造成了冲击(Lu et al.,2014)。鉴于此,本文进一步在实证中纳入了上述政策的影响,基准回归的结论仍然稳健。最后鉴于数字经济的概念在近年来快速发展,数字经济发展程度测度指标更易获取。①为说明基准回归的结论可延伸,本文使用腾讯公司自2018年开始公布的历年《数字中国指数报告》作为各城市数字经济发展程度的替代测度,并使用2018—2020年上市公司作为研究样本,结果同基准回归类似。

五、机制与异质性分析

以上内容通过丰富的识别策略与稳健性分析,回答了数字经济发展是否影响企业价格加成的问题。本节则在此基础上,考察数字经济发展影响企业价格加成的具体传导机制。

1. 机制分析

(1)竞争效应。理论部分的分析表明,数字经济发展会促进新企业的进入,对企业的价格加成产生负面影响。但值得注意的是,竞争增加对企业价格加成的影响并非单向,竞争增加还会引发选择效应,即只有成本停止点 C_D 较低的企业可存活,这将使得在位企业平均的价格加成上升。因此,为综合评估数字经济发展中竞争效应对企业价格加成的影响,需要比较新企业进入效应和选择效应的净值。在表5中的第(1)列,本文使用管理费用作为企业进入退出成本的代理变量(王璐等,2020), $index$ 的系数显著为负,说明数字经济发展降低了企业的进入退出门槛。但是,这是否意味着在位企业的竞争程度也增加了呢?本文在第(2)、(3)列中,利用工企库中企业出现和退出的时间,分别定义了企业进入和退出的虚拟变量。线性概率模型估计结果显示,数字经济发展显著促进了企业的进入和退出,且企业进入的概率为退出概率的2倍。这说明整体上,数字经济发展带来的企业进入效应要高于选择效应,因此,企业间的竞争变得更加激烈。为避免对企业进入的估计受到数据处理过程的影响而过于乐观,本文也采用宏观数据和微观数据结合的方式进行讨论:使用来自北京大学企业大数据研究中心编制的创新创业指数中提供的1990—2018年各城市的新建企业数作为因变量, $index$ 的系数仍显著为正。②然后,本文在第(4)列中构造了各城市分年度累计的新进企业数($cusum$)和该城市内企业价格加成的中位数。结果显示,新进入企业累计数越高,企业价格加成的中位数越低,回应了理论部分的讨论。

上述分析仍限于使用企业数来衡量竞争,Zhao(2011)认为企业的价格加成不仅取决于市场上企业的总数,还取决于企业的空间分布。此处,本文借鉴Lu et al.(2014)的做法,使用集聚指数(egi)作为企业集聚程度的度量,并将该指数同 $index$ 做交互,记为($index_egi$)。第(5)列显示,数字经济发展显著促进了集聚,第(6)列表明这种集聚效应也促进了企业价格加成的下降。

有关竞争效应的另一个解释,涉及企业在垄断竞争市场中的价格博弈。现实中,大企业往往可更好地同数字要素结合,例如,大企业可以利用融资和技术应用能力上的比较优势,对大型的专用软件进行开发,在生产、组织运营和销售环节赋能提效(Bessen and Righi,2019)。因此,相比中小企业,数字经济的发展将更有利于降低大企业的成本。如果此时大企业为巩固市场地位,选择将一部分降低的成本反馈在其产品价格中,则大企业产品的价格会下降,价格加成会上升。大企业的降价行为将迫使作为竞争者的中小企业跟随,在价格趋同的前提下,中小企业受限于成本下降的幅度相对较小,其价格加成将会面临下降压力。限于无法获取详细的关于企业产品价格的数据,本文无法

① 感谢匿名评审专家的宝贵建议,相关结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 具体结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

表 5 数字经济发展与企业竞争

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	管理费用	企业进入	企业退出	进入效应	集聚指数	集聚效应
<i>index</i>	-0.0353*** (0.0107)	0.0134*** (0.0049)	0.0052*** (0.0016)	-0.0194*** (0.0043)	0.0007*** (0.0002)	-0.0015*** (0.0004)
<i>lncusum</i>				-0.0138*** (0.0017)		
<i>index_egi</i>						-0.0631* (0.0326)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.8513	0.7477	0.8805	0.8992	0.0408	0.9033
N	713165	715573	715573	713440	785280	715561

直接验证该渠道,但后续的分析中确实发现,当企业销售规模位于行业前列时,数字经济发展对其价格加成的影响不显著,侧面表明该解释可能成立。

(2)成本压力上升。正如前述,数字经济发展会通过提高在位企业成本压力的渠道,降低企业的价格加成。而成本压力的上升源自企业间竞争加剧引致的生产要素价格上涨,这一机制同 Greenstone et al.(2010)探讨大企业进驻对中小企业的影响时提到的渠道是类似的。表 6 的第(1)列显示,数字经济的发展显著提高了企业的平均工资(*wage*)。那么,人力成本的上涨从何而来呢?第(2)列中计算了城市层面的平均工资(*cwage*),发现新企业进入累计数每增加 1%,当地平均工资增加 0.03%,这说明企业人力成本的上升,源于企业整体对生产要素的需求效应大于对生产要素的替代效应。值得注意的是,上述第(1)、(2)列讨论的工资成本仅是企业总成本的一部分,并不能直接等同于企业的成本压力上升。为此,本文使用本年应付工资总额与本年应付职工薪酬之和同主营成本的比值,定义企业的工资压力(*pressure*),以此将企业的其他成本纳入分析范畴。第(3)、(4)列表明,数字经济发展确实显著提高了企业的工资压力,并且工资压力的提高最终影响了企业的价格加成。工资压力每上升 1%,企业价格加成下降 0.26%。前 3 列讨论了成本压力的来源及成本压力对企业价格加成的影响,然而,上述讨论未考虑企业对成本压力的转嫁能力,事实上,如果企业有较强的成本转嫁能力,其价格加成也可在数字经济发展中保持稳定。

表 6 数字经济发展与成本压力的不完全转嫁

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Wage</i>	<i>lncwage</i>	<i>lnpressure</i>	<i>lnmarkup</i>	<i>lnprice</i>	<i>lnmc</i>
<i>index</i>	0.1409*** (0.0113)	0.0061*** (0.0002)	0.0079*** (0.0003)	-0.0000 (0.0000)	0.0005 (0.0019)	0.0035* (0.0019)
<i>lnpressure</i>				-0.2625*** (0.0015)		
<i>lncusum</i>		0.0266*** (0.0021)				
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.4258	0.9043	0.8732	0.9483	0.5371	0.5470
N	785470	785352	785421	785421	136439	136439

接下来, 本文继续从企业对成本压力的不完全转嫁的角度考察这一问题。既然整体上已观察到数字经济发展显著降低了企业的价格加成, 那么, 理应也能在数据中发现企业对成本压力转嫁不足的迹象。为此, 本文借鉴许明和李逸飞(2020)的做法, 按照企业名称将工企库与海关数据库匹配, 由海关数据库提供的产品数量与销售额等信息计算企业产品的平均价格($price$), 再利用该价格减去企业的价格加成得到企业的边际成本(mc)。第(5)、(6)列表明数字经济的发展对企业产品平均价格的影响方向为正但不显著, 同时, 数字经济发展却对企业的平均边际成本的影响显著为正, 因此, 本文证实了企业对成本压力存在不完全转嫁。

2. 异质性分析

(1) 企业数字化程度的异质性。正如前述, 企业价格加成同企业数字化程度成正比。本文借鉴沈国兵和袁征宇(2020)的思路, 从两个角度衡量企业的数字化程度: 一是使用企业是否拥有网站(web); 二是使用企业的人均计算机数($computer$)。预期数字化程度越高的企业, 数字经济发展对其价格加成的负面影响越低。回归结果见表7, 第(1)列为拥有网站的企业, 数字经济发展对其价格加成无负面影响。第(2)列为无网站企业, 数字经济发展对其价格加成的影响显著为负。第(3)列表明企业的人均计算机数越高, 数字经济发展对其价格加成的负面影响越低, 说明企业数字化程度的提升可有效缓解数字经济发展对企业价格加成的负面效应。那么, 这是通过何种渠道发生的呢? 第(4)列发现, 随着企业数字化程度提升, 企业工资压力显著降低。类似地, 第(5)列表明一旦控制企业的数字化程度后, 数字经济发展对企业生产率(tfp_f)的正向影响不再存在, 符号甚至由正转负, 与之相比, $computer$ 的系数却显著为正。^①这说明数字经济发展对企业的正面影响同企业数字化程度密不可分。既然数字化对于企业如此重要, 而企业在数字化转型的过程中往往需要依赖前期资金的投入, 例如, 购买IT设备、招聘高技能工人等。因此, 如果企业面临较大的融资约束, 将会限制其数字化的进程, 从而受数字经济发展的负面影响也更大。为验证这一观点, 本文将企业的融资约束定义为每一期企业负债同固定资产净值的比值(记为 fin)。确有证据表明, 企业的融资约束越高, 其拥有的人均计算机数越低。^②进一步地, 本文将 $index$ 同 fin 做交互。第(6)列显示, 交互项系数($index_m$)显著为负, 说明企业的融资约束越高, 数字经济发展对企业价格加成的负面影响越大, 印证了前述讨论。

表7 企业数字化程度的异质性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$web=1$	$web=0$	$m=computer$	$lnpressure$	tfp_f	$m=fin$
$index$	0.0003 (0.0002)	-0.0003*** (0.0001)	-0.0066*** (0.0023)	0.0021*** (0.0003)	-0.0031 (0.0030)	-0.0169*** (0.0034)
$computer$				-0.2470*** (0.0020)	0.0811*** (0.0232)	
$index_m$			0.0025*** (0.0008)			-0.0096** (0.0038)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.9464	0.9221	0.6827	0.6562	0.1141	0.8843
N	53292	732176	145899	145873	145990	711738

① 不引入企业的人均计算机数时, $index$ 的系数显著为正, 具体结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 具体结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

(2)明星企业的异质性。本文在理论部分讨论了企业规模衍生的异质性影响。大型企业不仅有更高的数字化程度,也更可能凭借垄断地位将数字经济发展的负面冲击转嫁给消费者。本文借鉴 Autor et al.(2020),将视角集中在行业内明星企业同其余企业的对比。本文按 4 位数行业代码,筛选出当年销售额前 3、5 名的企业,记为 *cr3*、*cr5*,以此作为行业明星企业的代表,构造对应的虚拟变量并与 *index* 做交互。可合理推测,对于头部明星企业,数字经济发展对其负向影响较其他企业会更低。估计结果见表 8。表 8 的第(1)、(2)列显示,当企业位于各自所在行业前列时,*index* 的交互项系数显著为正,行业地位的优势有效缓解了数字经济发展的负面影响。第(3)、(4)列显示,各交互项对工资压力 *lnpressure* 的影响显著为负,说明这部分明星企业具有较强的转嫁成本的能力,缓释了数字经济发展引致的负面冲击。

(3)成本节约能力的异质性。更高的生产率可理解为企业具备更强的节约成本的能力,因此,即便面临相同的成本压力,高生产率企业的要素边际产出也仍将高于低生产率的企业。故可合理推测,高生产率企业可更好地缓解数字经济发展对其价格加成的负面影响。本文按企业 TFP 是否高于 4 位数行业 TFP 的中位数分为低 TFP 组企业(*tfp_l*)和高 TFP 组企业(*tfp_h*),表 8 第(5)、(6)列表明,数字经济发展对高 TFP 组企业的价格加成的影响并不显著。

表 8 明星企业和成本节约能力的异质性

	<i>lnmarkup</i>		<i>lnpressure</i>		<i>lnmarkup</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>cr3</i>	<i>cr5</i>	<i>cr3</i>	<i>cr5</i>	<i>tfp_l</i>	<i>tfp_h</i>
<i>index_cr3</i>	0.0088*** (0.0025)		-0.0262*** (0.0058)			
<i>index_cr5</i>		0.0105*** (0.0002)		-0.0271*** (0.0048)		
<i>index</i>	控制	控制	控制	控制	-0.0011*** (0.0001)	-0.0002 (0.0003)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.8886	0.8880	0.8731	0.8729	0.9563	0.9560
N	715481	715481	715443	715443	297914	295951

(4)企业所有制的异质性。尽管中国在 2001 年加入 WTO,私营企业的进入限制被陆续放开,但私营企业相比国有企业仍存在不同程度的制约,例如,私营企业更难进入某些市场也更难获得外部融资。而国有企业作为中国地方政府税收收入和就业的重要来源,特别是在竞标政府采购合同时,会受到地方政府的有力保护(Lu et al.,2014)。因此,预计在国有企业的样本中,数字经济发展对企业价格加成的负面效应较小。表 9 第(1)、(2)列的结果支持了这一推断。

(5)制度壁垒的异质性。由于中国各省 GDP 竞赛导致了地区市场的分割,各地均存在不同程度的制度成本。这些制度壁垒的存在会有效削减企业间的竞争(王璐等,2020)。因此,预期制度成本较高的地区,数字经济的发展对企业价格加成的负面影响会较弱。本文借鉴赵奇伟和熊性美(2009)的方法,计算了各省份的资本分割和劳动市场分割指数,以此作为各省份制度成本的代理变量,并

按各指数的中位数定义高、低组别。表9第(3)—(6)列显示,各项分指数下低组别都显著为负,而高组别不显著,回应了本文理论部分的讨论。

表9 企业所有制及制度壁垒的异质性

	所有制差异		资本流动壁垒		劳动流动壁垒	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有企业	非国有企业	高组别	低组别	高组别	低组别
<i>index</i>	-0.0005 (0.0012)	-0.0012*** (0.0000)	0.0007 (0.0030)	-0.0021*** (0.0003)	0.0001 (0.0010)	-0.0010*** (0.0001)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.9603	0.9326	0.9047	0.8926	0.8635	0.9015
N	17339	768129	344945	435566	362087	228318

3. 进一步讨论

数字经济发展降低了企业的价格加成这一结论,对宏观上的资源配置效率也提供了启示。价格加成大于1意味着价格与边际成本不一致,本身就有扭曲的含义(Edmond et al.,2015)。那么,企业价格加成下降是否意味着该企业所在的城市中,资源配置也得到了相应改善呢?本文使用经企业价格加成调整的企业全要素生产率的离散度来讨论数字经济发展和资源错配的关系(*tfpq*),并参考Lu and Yu(2015),用企业TFP的基尼系数(*gini*)和泰尔指数(*theil*)作为资源配置测度的稳健性检验。估计结果见表10,第(1)—(3)列中*index*的系数均显著为负,说明数字经济的发展显著改善了本地资源配置效率;第(4)列使用了企业价格加成的离散度(*markup_sd*)作为企业所在城市中资源错配程度的度量(Edmond et al.,2015),结果同前文保持一致。^①为说明资源配置改善的来源,本文将企业分为两类,第一类由行业内当年销售额前10名的企业(*cr10*)组成,第二类由剩余企业组成(*left*)。从第(5)、(6)列可看出,价格加成离散度的下降主要来自剩余企业,头部企业则相对平稳。该结论呼应了前文关于明星企业的价格加成受到竞争等负面影响更小的论断。

表10 数字经济发展与资源配置

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>tfpq</i>	<i>gini</i>	<i>theil</i>	<i>markup_sd</i>	<i>cr10</i>	<i>left</i>
<i>index</i>	-0.0069*** (0.0013)	-0.0007*** (0.0002)	-0.0003*** (0.0001)	-0.0031*** (0.0009)	-0.0011 (0.0017)	-0.0032*** (0.0038)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.8720	0.8259	0.8003	0.9052	0.6215	0.8959
N	518705	784810	784810	547854	13967	581224

六、结论与政策启示

既有研究较多关注数字经济发展对企业的正向影响,但对数字经济发展给企业带来的负面影响关注较少。本文研究表明,数字经济发展显著降低了企业的价格加成。这是因为,一是数字经济发展对企业带来的竞争效应大于溢出效应,导致在数字经济发展程度更高的城市中,企业价格加成更

^① 感谢匿名评审专家的宝贵建议。

低;二是数字经济发展使企业对生产要素整体的需求补偿效应大于生产替代效应,致使其成本压力上升,价格加成下降。本文还发现对具备数字化程度较高、融资约束较低等特征的企业,数字经济发展对其价格加成负面影响较小,这源于此类企业具备较强的成本转嫁和要素调整能力。

本文的研究涉及数字经济与实体经济融合,关系到中国经济的高质量发展。本文的研究为数字经济发展与实体经济融合提供了如下政策启示:①从资源配置优化的角度看,尽管数字经济发展在平均意义上降低了企业的价格加成,但仍然显著改善了城市的资源配置情况。因此,政策制定者在继续推行数字经济发展之余,还需着力改善企业的制度环境和营商环境,促进资源合理跨区流动,有效降低市场之间的壁垒,为企业打造一个更加公平竞争的市场环境。这些政策同数字经济的高质量发展相辅相成,缺一不可。②数字经济和实体经济融合是比数字经济发展更深层次的概念与要求。部分企业由于所有制歧视、融资难等问题,数字经济发展中的竞争效应和成本效应对这类企业价格加成的负面影响程度更深。然而,这种负面影响并非来自企业经营的失误,这些因素无形之中增加了企业的运行成本和退出市场的风险,阻碍了作为经济增长主体的企业同数字经济的进一步融合。因此,在未来数字经济的发展中,政策制定者在提供数字基建的同时,还应切实服务实体经济与微观企业,发挥服务型政府的角色定位,着力改善不同企业面临的融资环境和市场准入待遇等,让市场竞争的作用范围更加均匀。如此才能打破单纯的数字经济发展同数字经济与实体经济融合之间的壁垒,真正释放数字经济对实体经济增长提供的新动力。③数字经济发展对企业生产率的正向效应主要来自企业数字化程度的深化。例如,计算机的使用显著缓解了企业面临的竞争和成本压力,进而使其价格加成保持稳定。其中,行业内明星企业表现了数字化更具优势的特征,价格加成得以在数字经济发展的负面冲击下保持稳定。但与此同时,部分中小企业受限于自身发展水平等因素,数字化程度受到一定程度的限制,导致其受到的负面冲击相较行业内明星企业程度更深。上述因素若持续存在,可能会使得企业间的价格加成在未来出现极化,趋向美国近年来宏观价格加成的演变特征,即少数超级明星公司同数字技术结合得更好。这最终不仅推高了宏观层面的价格加成,也降低了劳动收入份额,恶化了资源配置效率。这一趋势不仅会损害大中小企业的协调发展,也不利于经济的可持续增长。因而,政策制定者应及早应对,有针对性地帮扶企业提高同数字经济融合的意识与能力,尤其是降低中小企业数字化的难度。中小企业是实施大众创业、万众创新的重要载体,在稳定增加就业、促进经济增长和高质量发展等方面发挥着举足轻重的作用。因此,帮扶中小企业在数字经济发展中实现可持续的良性发展,也是化新发展理念为实际行动的紧迫任务。

需要说明的是,近年来数字经济发展的内涵愈加丰富。尤其是随着人工智能、云计算、零代码编程等新技术的发展和普及,预计中小企业未来进行数字化转型的成本和难度会大大下降,因此,如何结合新技术的特征,探讨数字经济发展对企业的综合影响,仍是未来值得深入研究的问题。

[参考文献]

- [1]柏培文,张云. 数字经济、人口红利下降与中低技能劳动者权益[J]. 经济研究, 2021,(5):91-108.
- [2]陈登科. 贸易壁垒下降与环境污染改善——来自中国企业污染数据的新证据[J]. 经济研究, 2020,(12):98-114.
- [3]傅秋子,黄益平. 数字金融对农村金融需求的异质性影响——来自中国家庭金融调查与北京大学数字普惠金融指数的证据[J]. 金融研究, 2018,(11):68-84.
- [4]黄群慧,余泳泽,张松林. 互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济, 2019,(8):5-23.
- [5]蒋冠宏. 并购如何提升企业市场势力——来自中国企业的证据[J]. 中国工业经济, 2021,(5):170-188.
- [6]李兰冰,阎丽,黄玖立. 交通基础设施通达性与非中心城市制造业成长:市场势力、生产率及其配置效率[J]. 经济研究, 2019,(12):182-197.

- [7] 聂辉华,江艇,杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012,(5):142-158.
- [8] 沈国兵,袁征宇. 企业互联网化对中国企业创新及出口的影响[J]. 经济研究, 2020,(1):33-48.
- [9] 盛丹,刘竹青. 汇率变动、加工贸易与中国企业的成本价格加成[J]. 世界经济, 2017,(1):3-24.
- [10] 王璐,吴群锋,罗頔. 市场壁垒、行政审批与企业价格加成[J]. 中国工业经济, 2020,(6):100-117.
- [11] 王永进,匡霞,邵文波. 信息化、企业柔性与产能利用率[J]. 世界经济, 2017,(1):67-90.
- [12] 许明,李逸飞. 最低工资政策、成本不完全传递与多产品价格加成调整[J]. 经济研究, 2020,(4):167-183.
- [13] 袁淳,肖土盛,耿春晓,盛誉. 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):137-155.
- [14] 张天华,邓宇铭. 开发区、资源配置与宏观经济效率——基于中国工业企业的实证研究[J]. 经济学(季刊), 2020,(4):1237-1266.
- [15] 赵奇伟,熊性美. 中国三大市场分割程度的比较分析:时间走势与区域差异[J]. 世界经济, 2009,(6):41-53.
- [16] 赵瑞丽,孙楚仁,陈勇兵. 最低工资与企业价格加成[J]. 世界经济, 2018,(2):121-144.
- [17] 赵瑞丽,尹翔硕,孙楚仁. 大城市的低价格加成之谜:集聚效应和竞争效应[J]. 世界经济, 2019,(4):149-173.
- [18] 赵涛,张智,梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展——来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界, 2020,(10):65-76.
- [19] 周广肃,樊纲. 互联网使用与家庭创业选择——来自 CFPS 数据的验证[J]. 经济评论, 2018,(5):134-147.
- [20] Abadie, A., S. Athey, G. Imbens, and J. Wooldridge. When Should You Adjust Standard Errors For Clustering[R]. NBER Working Paper, 2017.
- [21] Altonji, J. G., T. E. Elder, and C. R. Taber. Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools[J]. *Journal of Political Economy*, 2005,113(1):151-184.
- [22] Autor, D., D. Dorn, L. F. Katz, and C. Patterson. The Fall of the Labor Share and the Rise of Superstar Firms[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2020,135(2):645-709.
- [23] Battisti, C., C. J. Lasinio, E. Marvasi, and S. Sopranzetti. Market Power and Productivity Trends in the European Economies. A Macroeconomic Perspective [R]. Luiss School of European Political Economy Working Paper, 2021.
- [24] Bessen, J. E., and C. Righi. Shocking Technology: What Happens When Firms Make Large IT Investments[R]. SSRN Working Paper, 2019.
- [25] Bloom, N., R. Sadun, and J. Van Reenen. The Organization of Firms Across Countries[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2012,127(4):1663-1705.
- [26] Bukht, R., and R. Heeks. Defining, Conceptualising and Measuring the Digital Economy [R]. Development Informatics Working Paper, 2019.
- [27] Chen, S., W. Liu, and H. Song. Broadband Internet, Firm Performance, and Worker Welfare: Evidence and Mechanism[J]. *Economic Inquiry*, 2020,58(3):1146-1166.
- [28] De Loecker, J., and F. Warzynski. Markups and Firm-level Export Status [J]. *American Economic Review*, 2012,102(6):2437-71.
- [29] Du, P., and S. Wang. The Effect of Minimum Wage on Firm Markup: Evidence from China [J]. *Economic Modelling*, 2020,86(2):241-250.
- [30] Duflo, E. Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment[J]. *American Economic Review*, 2001,91(4):795-813.
- [31] Edmond, C., V. Midrigan, and D. Y. Xu. Competition, Markups, and the Gains from International Trade[J]. *American Economic Review*, 2015,105(10):3183-3221.
- [32] Goldfarb, A., and C. Tucker. Digital Economics[J]. *Journal of Economic Literature*, 2019,57(1):3-43.
- [33] Goldsmith-Pinkham, P., I. Sorkin, and H. Swift. Bartik Instruments: What, When, Why, and How [J].

- American Economic Review, 2020,110(8):2586–2624.
- [34]Greenstone, M., R. Hornbeck, and E. Moretti. Identifying Agglomeration Spillovers: Evidence from Winners and Losers of Large Plant Openings[J]. Journal of Political Economy, 2010,118(3):536–598.
- [35]Hjort, J., and J. Poulsen. The Arrival of Fast Internet and Employment in Africa [J]. American Economic Review, 2019,109(3):1032–79.
- [36]Lashkari, D., A. Bauer, and J. Boussard. Information Technology and Returns to Scale [R]. SSRN Working Paper, 2020.
- [37]Liu, Z., and H. Ma. Input Trade Liberalization and Markup Distribution: Evidence from China [J]. Economic Inquiry, 2020,59(1):344–360.
- [38]Lu, Y., Z. Tao, and L. Yu. The Markup Effect of Agglomeration[R]. MRPA Working Paper, 2014.
- [39]Lu, Y., and L. Yu. Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China’s WTO Accession[J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2015,7(4):221–53.
- [40]Nevo, A., and M. Rosen. Identification with Imperfect Instruments [J]. Review of Economics and Statistics, 2012,94(3):659–671.
- [41]Ottaviano, G., T. Tabuchi, and J. F. Thisse. Agglomeration and Trade Revisited [J]. International Economic Review, 2002,43(2):409–435.
- [42]Raval, D. Testing the Production Approach to Markup Estimation[R]. SSRN Working Paper, 2020.
- [43]Zhao, L. Markups and Agglomeration: Price Competition Versus Externalities[R]. Katholieke Universiteit Leuven Discussion Paper, 2011.

Digital Economy Development and Firms’ Markup: Theoretical Mechanisms and Empirical Facts

BAI Pei-wen, YU Li

(School of Economics, Xiamen University, Xiamen 361005, China)

Abstract: A large amount of literature focuses on the benefits of digital economy, such as increased productivity, increased innovation and improved organizational structure of firms. However, little literature has explored the costs of digital economy development to firms, such as increased competition and rising cost pressures. In this paper, we use the markup of firms as a combined reflection of the net value of these two effects, and theoretically construct a variable markup model to explore the mechanism. Further, this paper uses data on Chinese industrial firms from 2004–2013, combined with the newly developed imperfect instrumental variables method. It is found that digital economy development significantly reduces markup of firms, with a robust upper bound of -0.19% . The analysis of the mechanism reveals that the increase in competition among firms and the imperfect transfer of cost pressures by firms are important channels. The heterogeneity analysis shows that the negative impact of digital economy development on markup is larger for firms with characteristics such as less digitalization, tighter financing constraints, and weaker cost-saving capabilities. The study also finds that digital economy development reduces the dispersion of markup and significantly improves the efficiency of resource allocation. The results would contribute to policy decision-making on promoting the deep integration between digital economy and real economy, which eventually boost high-quality development.

Key Words: digital economy; markup; imperfect instrumental variables; firm heterogeneity

JEL Classification: L11 D42 O12

[责任编辑:李鹏]