

互联网赋能小微企业：绩效与机制

——来自中国小微企业调查 (CMES) 的证据

杨其静 唐跃桓 李秋芸*

摘要 本文基于中国小微企业调查 (CMES) 数据, 考察了互联网应用对小微企业绩效的影响。研究发现: 使用互联网有助于提高小微企业经营绩效, 且该结果在一系列检验之后依然稳健; 不同互联网应用模式赋能效果存在差异, 其中互联网销售是小微企业利润提升的主要渠道; 互联网应用通过降低交易成本和扩大市场规模来实现对小微企业的赋能, 但这两种效应会因企业的主要交易对象属性而有所不同。本文研究有助于揭示互联网赋能小微企业的内在机制。

关键词 互联网赋能, 小微企业, 交易环境

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2022.05.16

一、引言

随着信息技术 (information and communication technology, ICT) 的不断发展, 互联网为国民经济提供了巨大的新动能。作为一种连接技术, 互联网不仅能够促进供与求的匹配效率, 产生巨大的聚合效应, 提高社会福利, 而且还能够降低企业间交易成本、重塑供应链和生产流程、扩大市场规模、促进创新研发, 成为企业成长的重要引擎, 从而实现对企业的赋能。¹ 中国的小微企业数量巨大, 在国民经济中具有举足轻重的地位。随着“互联网+”持续深化, 如何实现小微企业互联网赋能, 成为当前亟须面对和研究的问题。

虽然已有许多文献考察了互联网对大中型企业成长的影响², 但对小微企业的影响的讨论不仅比较缺乏, 而且存在较大争议。一些学者认为, 大企业能更好地发挥 IT 投资的优势 (汪淼军等, 2006; 何小钢等, 2019), 而小微

* 杨其静, 中国人民大学数字经济研究中心、企业与组织理论研究中心; 唐跃桓、李秋芸, 中国人民大学经济学院。通信作者及地址: 唐跃桓, 北京市海淀区中关村大街 59 号中国人民大学, 100872; 电话: 18811723770; E-mail: tangyueh@outlook.com。本文受到中国人民大学拔尖创新人才培养资助计划和中国人民大学数字交叉学科平台的资助。感谢匿名审稿人的建设性修改意见。文责自负。

¹ 互联网赋能尚无一个明确概念, 广义上指企业利用互联网提升生产率、促进创新、提高绩效等方面的作用成效。本文研究的互联网赋能主要指互联网应用对企业绩效 (盈利能力) 的提升作用。

² 既有的很多实证文献往往以规模以上工业企业或上市企业为研究样本。

企业囿于自身资源条件和市场信息摩擦难以从互联网应用中获得赋能 (Konings and Roodhooft, 2002; Bai *et al.*, 2020)。与之不同, 另一些学者强调互联网的市场规模和“长尾效应”为小微企业提供了巨大成长空间 (Chaffey, 2007), 并且有证据显示小微企业更能够借助互联网提高生产率、提升绩效 (Liu *et al.*, 2013; Falk and Hagsten, 2015)。不仅如此, 即便承认互联网能够赋能中小微企业, 但至今还不是很清楚赋能到底发生在生产经营活动的哪些环节, 以及赋能效果会受到哪些内外部条件的影响。另外, 囿于数据可得性, 国内大部分文献仅使用企业是否有电子邮箱、网站以及地区互联网普及率等指标来衡量企业互联网应用, 这也限制了相关实证结果的解释力。

鉴于此, 本文利用中国小微企业调查数据 (CMES), 通过实证分析来回答这样一些问题: 中国的小微企业能够得到互联网赋能吗? 若能够得到互联网赋能, 则主要发生在生产经营过程中的哪些环节? 进而, 赋能效果受到哪些因素和条件的影响? 本文可能的边际贡献是: ①通过微观调查数据, 本文首次证实互联网应用有助于提升中国小微企业绩效, 为互联网赋能小微企业提供了直接证据; ②与大部分文献聚焦销售环节不同, 本文考察了互联网采购和销售环节在不同交易环境下的赋能效果; ③本文首次揭示小微企业的互联网应用策略和交易对象属性会严重影响互联网赋能的效果。总之, 本文的研究拓展了互联网影响小微企业绩效的文献, 有助于打开互联网赋能企业的黑箱。

下文的安排是: 第二部分为文献综述与研究假说, 第三部分为数据说明与模型设定, 第四部分为估计结果与分析, 第五部分为机制分析, 第六部分为结论与启示。

二、文献综述与研究假说

(一) 文献综述

不少经验研究, 尤其是早期研究发现被视为代表先进技术的 ICT 投资并未提高企业生产率, 即所谓的“索洛悖论”。不过, 随着信息系统和互联网使用的深化, 越来越多的学者相信互联网能够为企业赋能。这是因为: 一方面, 互联网有助于降低信息成本、提高营销效率、扩大市场规模、降低偏远地区企业主体进入市场的门槛 (Forman *et al.*, 2012; 刘海洋等, 2019); 另一方面, 还会促进企业创新、组织变革和提高生产率 (Melville *et al.*, 2004; Mithas *et al.*, 2012; 郭家堂和骆品亮, 2016; 沈国兵和袁征宇, 2020)。不仅如此, 随着互联网平台的出现, 这些作用被进一步强化, 因为平台不仅能够降低物理时空的约束, 还可延展经济时空的价值, 成为企业与顾客价值共创的基础 (李海舰等, 2014)。

尽管相关研究通常以大中企业为研究对象, 但是互联网能否赋能小微企

业日益受到广泛关注。一些研究并未找到互联网显著提升小微企业全要素生产率的证据 (Konings and Roodhooft, 2002), 但却发现大企业能够更好地发挥 IT 投资的优势 (汪淼军等, 2006; 何小钢等, 2019), 甚至认为网络市场的信息摩擦可能阻碍小微企业从中获益 (Bai *et al.*, 2020)。由此, 一些学者认为, 互联网赋能存在企业规模上的门槛效应而难以惠及大多数中小微企业。但与之不同, 一些学者强调, 这种门槛效应在柔性化生产的互联网时代并不存在, 甚至有证据显示小微企业获得的互联网赋能效果更优 (Falk and Hagsten, 2015; 鞠雪楠等, 2020)。这是因为, 相较于那些笨重的、存在组织惯性的大型企业, 灵活的小微企业能更有效地借助互联网开拓市场、提高生产率、提升研发绩效 (Liu *et al.*, 2013)。

在上述讨论的基础上, 学者们进一步从资源基础理论视角考察了企业内部资源对互联网赋能作用的影响。一般来说, ICT 与组织变革、产品创新等方面可产生某种互补性 (Bresnahan *et al.*, 2002); 而且, 组织战略、业务流程、高技能员工等互补性因素相互作用也将有利于提高企业绩效 (Brynjolfsson and Hitt, 2000; Melville *et al.*, 2004; Bloom *et al.*, 2012)。尽管一些学者认为互联网成功应用需要大量互补性资源, 且只有大型企业才能具备这些资源 (Daniel and Grimshaw, 2002), 但更多的学者相信, 随着 ICT 资本价格的不断降低和人力资本水平的不断提高, 小微企业同样能够整合相关资源并实现互联网赋能。

另外, 学者们还注意到互联网对企业价值链的影响。一般来说, 采购和销售是企业价值链中的重要环节, 也是互联网对企业赋能并增强其绩效的两个主要场景 (Lefebvre *et al.*, 2005)。在采购环节, 企业借助互联网可与供应商协调物料生产进度, 降低交易成本, 提高库存周转率, 从而促进供应链效率和企业绩效的提高 (Romero and Rodríguez, 2010; Liu *et al.*, 2015); 在销售环节, 企业借助互联网可有效地降低交易成本, 渗透新市场, 提高企业竞争力 (Ramanathan *et al.*, 2012; Goldfarb and Tucker, 2019)。在这些研究之中, 学者们特别强调互联网能够帮助小微企业降低原先的进入壁垒, 在更大范围内拓展市场, 并且能够提供更优质的客户服务, 改善与客户和供应商的关系 (Mathews and Healy, 2008; Merrilees *et al.*, 2011)。

总之, 大量文献已从网络效应、组织资源、价值链等视角讨论了互联网对企业绩效的影响。不过, 该领域仍然有大量问题值得深入探讨。①在研究对象上, 大部分文献关注于企业规模在 ICT 和互联网赋能上的调节作用, 但并未聚焦于小微企业, 从而未直接回答互联网是否能为小微企业赋能的问题。②在研究视角上, 大部分文献基于资源基础观考察企业内部组织资源如何影响互联网对小微企业的赋能, 但有关交易环境、交易对象特征对赋能作用的影响还缺乏深入研究。③在变量测度上, 囿于数据可得性, 国内大部分文献

仅使用企业是否有电子邮箱、网站以及地区互联网普及率等指标来衡量企业互联网应用,难以深入考察互联网在采购和销售推广等环节对企业,尤其是小微企业的赋能情况。相较而言,中国小微企业调查(CMES)数据有助于本文更直接地考察互联网赋能小微企业的效果和路径,从而拓展相关研究。

(二) 理论分析与研究假说

结合上述文献,本文认为小微企业能够得到互联网赋能,而且主要是通过交易成本 and 市场规模两个机制实现。³具体而言,交易成本机制体现在:①扩大供应商和客户的搜寻匹配范围,缓解因信息不对称造成的采购不经济性问题,降低搜寻成本和采购成本;②实现与供应商和客户之间实时在线交流,减少议价和签约成本;③企业深化信息系统应用,能够更有效地预测产品和中间投入品需求,从而减少供应链和生产组织的协调成本;④互联网平台的协商机制和担保作用还有助于进一步降低交易双方的事后协调成本。市场规模机制体现在:①得益于互联网解除了交易的地理范围限制,企业能够拓展线上销售渠道,直接扩大了企业的市场范围;②通过挖掘分析互联网销售数据,企业能够更好地预测和创造消费者需求,从而发掘和拓展潜在的消费市场,间接扩大了市场规模。

不过,互联网能够帮助小微企业降费增效的赋能活动主要发生在销售环节,尤其是能够帮助原本服务于小型区域市场的中小微企业拓展全国市场,甚至全球市场。相比之下,在小微企业的采购环节,互联网降费增效的作用可能比较有限。这是因为:①小微企业建厂选址时通常已考虑到投入品采购的便利性;②大量的投入品并不能在网上购买,比如雇员、水电气、生产经营用房;③小微企业的中间投入品通常都有比较固定的供应链。由此,我们提出第一个可供检验的假说。

假说1 整体上,小微企业能够得到互联网赋能而提高经营绩效,只不过这种效应主要发生在销售环节。

小微企业的交易对象属性也可能影响互联网对其赋能的效果,因为其不同客户之间的交易性质和谈判力存在差异。具体而言:①若小微企业的主要客户是政府机构或者国有企业,则互联网对这些企业的赋能效果有限。这是因为,它们之间的交易关系往往是基于某些特殊的社会关系,而且这种关系并不因互联网的使用而发生重大改变,更何况这类企业往往缺乏拓展外部市场的动力。②若小微企业的主要客户是民营企业,关系型交易不再起决定

³ 本文没有将生产率机制纳入理论分析中,这是因为,相较于大型企业,小微企业人数少、组织结构简单,其内部协调成本并不高,以至于使用互联网对企业内部协调和生产成本的改善以及生产率的提升作用可能比较有限。事实上,本文也尝试在制造业企业样本中将互联网应用对企业劳动生产率进行回归,确实未发现显著的相关关系。

作用，企业运行遵循的是市场规则（Peng and Heath, 1996；Meyer *et al.*, 2009），民营企业有较强的成本节约动机和能力，互联网降低两者之间交易成本的作用较小，但有助于拓展市场范围。③若企业的主要客户是零散的，由于与之交易的成本较高，且以零散客户为主的小微企业缺乏稳定的销售渠道，故使用互联网既能明显降低交易成本，又有助于其扩大市场规模，该类型的小微企业得到互联网赋能的效果最为明显。

假说2 交易对象属性会影响互联网销售提高小微企业绩效的作用。

三、数据说明与模型设定

（一）数据来源

本文采用西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心2015年对中国小微企业调查（CMES）的问卷数据作为样本，样本分布在全国28个省份、80个县（区、县级市），共5601家企业（甘犁等，2019）。为排除极端值的影响，本文对连续型数据两端进行了1%的截尾。为避免在取对数时产生缺失值，本文在对连续变量取自然对数时进行加1处理。

（二）计量模型设定

本文设定如下模型来识别互联网应用对小微企业绩效的影响：

$$Perf_{cif} = \beta_0 + \beta_1 int_{cif} + \sum_k \gamma_k control_{cif}^k + \mu_c + \lambda_i + \epsilon_{cif}, \quad (1)$$

其中，被解释变量 $Perf$ 是企业绩效；核心解释变量 int 是企业的互联网应用情况，主要以企业是否使用互联网、是否使用互联网采购和是否使用互联网销售与推广等变量为测度。 $control^k$ 表示第 k 个控制变量。 μ 、 λ 和 ϵ 分别表示地区固定效应、行业固定效应和随机误差项。另外，下标 c 、 i 和 f 分别表示城市、行业和企业编号。本文首先通过模型（1）来识别互联网应用对小微企业绩效的平均效应，而后使用工具变量做进一步的因果识别处理。

（三）变量选取与说明

1. 被解释变量

本文选取盈利指标衡量企业绩效，将该指标定义为税前利润/总员工数的对数。这种方法有助于减小企业规模带来的绩效影响。在稳健性检验中，本文使用利润率、是否盈利和是否有招聘计划等指标来衡量企业绩效。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为企业是否使用互联网。本文机制分析部分使用的核心解释变量为企业是否使用互联网采购、企业是否使用互联网销售推广。

3. 工具变量

参考王永进等(2017)和何小钢等(2019)的做法,本文选择企业所在同一个城市、同一个行业小微企业平均互联网应用率作为工具变量。许多研究发现,小微企业使用互联网是受到了竞争对手以及周围环境的影响。因此,同一个城市和行业小微企业的互联网应用水平会显著影响单个企业的使用互联网意愿,但是该应用水平是宏观加总的,对于单个的企业绩效并不存在直接联系。本文还选取被访者感知易用性和感知有用性作为工具变量。已有大量管理学文献强调,感知易用性和感知有用性在互联网技术采纳上的作用。二者是对互联网使用的主观感知,对企业绩效并没有直接联系,可作为工具变量。

4. 控制变量

参考何小钢等(2019)、沈国兵和袁征宇(2020),本文控制了企业、所有者、行业和地区四个层面的有关变量。①在企业层面,本文分别采用公司资产规模、员工总数来衡量公司规模。同时,本文还控制了企业年龄、组织形式、所有制特征以及地理位置;而且,在稳健性检验中进一步加入了固定资产占比、营业收入和正式员工受教育水平等变量。②在所有者层面,除了控制所有者的受教育程度,本文还控制了所有者是否是主要管理者、是否有创业经历、是否拥有其他企业等变量。③在行业和地区层面,本文采用行业和地区虚拟变量进行固定效应的控制。

本文所用的变量名称、定义及测度方法如表1所示。

表1 变量定义

| 变量类型 | 变量名称 | 变量符号 | 变量测度 |
|-------|-------------|---------------|-----------------------|
| 被解释变量 | 盈利能力 | $\log(revpc)$ | 税前利润/员工总数(元/人)的对数值 |
| | 利润率 | pmn | 税前利润/营业收入 |
| | 是否盈利 | pft | 盈利=1,持平=0,亏损=-1 |
| | 是否有招聘计划 | $recr$ | 有=1,不确定=0,否=-1 |
| 解释变量 | 是否使用互联网采购 | $ipur_d$ | 是=1,否=0 ⁴ |
| | 是否使用互联网销售推广 | $isad_d$ | 是=1,否=0 ⁵ |
| | 是否使用互联网 | int_d | 是=1,否=0 ⁶ |
| | 互联网销售额 | $\log(isale)$ | 互联网销售总额/员工总数(元/人)的对数值 |
| | 互联网采购额 | $\log(ipur)$ | 互联网采购总额/员工总数(元/人)的对数值 |
| | 互联网交易额 | $\log(int)$ | 互联网交易总额/员工总数(元/人)的对数值 |

⁴ 通过“是否通过互联网采购设备”“是否通过互联网采购原材料”和采购渠道问项生成是否通过互联网采购变量。

⁵ 通过“是否通过互联网销售”、商品销售渠道问项和宣传渠道问项生成是否通过互联网销售推广变量。

⁶ 如果“是否通过互联网采购”变量和“是否通过互联网销售推广”变量,两者的值有一个非0,则“是否使用互联网”变量赋值为1。

(续表)

| 变量类型 | 变量名称 | 变量符号 | 变量测度 |
|------|---------------------|-----------------|---|
| 工具变量 | 该地区该行业平均互联网应用率 | <i>m_int</i> | 通过计算该地区、该行业是否使用互联网变量的均值得到 |
| | 感知易用性 | <i>isbr_pc1</i> | 是=1, 否=0 ⁷ |
| | 感知有用性 | <i>isbr_pc2</i> | 是=1, 否=0 ⁸ |
| 控制变量 | 资本劳动比 | $\log(astpc)$ | 资产/员工总数(元/人)的对数值 |
| | 企业规模 | $\log(pop)$ | 员工总数(人)对数值 |
| | 企业年龄 | <i>fage</i> | 2015-企业成立年份 |
| | 组织形式 | <i>orfm</i> | 独资企业=1, 合伙企业=2, 有限责任公司=3, 股份公司=4, 农民专业合作社=5, 其他=6 |
| | 所有制特征 | <i>soe</i> | 国有/集体=1, 民营=2, 外商/港澳台/中外合资=3 |
| | 是否位于工业园区、科技园区或出口加工区 | <i>indpk</i> | 是=1, 否=0 |
| | 固定资产占比 | <i>lcr</i> | 固定资产总额/总资产 |
| | 营业收入 | $\log(inc)$ | 企业营业收入(元)的对数值 |
| | 正式员工受教育水平 | <i>humc</i> | 小学以下、初中、高中/职高/中专、大专/高职、本科、研究生依次赋值1-6 |
| | 主要所有者是否是主要管理者 | <i>pmgr</i> | 是=1, 否=0 |
| | 主要所有者创业经历 | <i>ent</i> | 是=1, 否=0 |
| | 主要所有者学历 | <i>edu</i> | 小学以下、初中、高中/职高/中专、大专/高职、本科、研究生依次赋值1-6 |
| | 主要所有者目前是否有其他企业 | <i>ocom</i> | 是=1, 否=0 |

四、估计结果与分析

(一) 基本回归结果

首先, 根据式(1), 本文对全样本进行基准模型回归。具体而言, 表 2

⁷ 在“为什么不通过互联网进行销售”问题中, 若回答为“开通程序麻烦”“网上操作流程不易掌握”或“网上销售不安全”, 则被访者感知易用性变量 *isbr_pc1* 为 1, 否则为 0, 变量值越高, 感知易用性越低。

⁸ 在“为什么不通过互联网进行销售”问题中, 若回答为“觉得没有必要”或“不知道不了解”, 则感知有用性变量 *isbr_pc2* 赋值为 1, 否则为 0, 变量值越高, 感知有用性越低。

第(1)列加入核心解释变量以及行业和地区固定效应;第(2)列加入企业资本劳动比、企业规模、企业年龄、企业最主要所有者是否是管理者、企业是否位于工业园区,以及企业所有制、组织特征和主要所有者教育水平的固定效应。结果显示,是否使用互联网变量 *int_d* 显著为正。以第(2)列作为基准进行估计可知,在边际上,使用互联网提高小微企业盈利能力 31.5%。由于是否使用互联网的均值为 0.386,故使用互联网从整体上提高了小微企业盈利能力 $31.5\% \times 0.386 \approx 12.16\%$ 。由此,假说 1 得到初步支持。

随后,本文关注不同规模的企业利用互联网实现赋能的情况。本文根据 2011 年印发的《统计上大中小微型企业划分办法》将企业样本划分为微型、小型和中型三类。表 2 第(3)–(5)列分组回归的结果显示,互联网应用的回归系数都显著为正。这意味着,可能不存在互联网赋能小微企业的门槛效应,即所有规模的小微企业都有可能从互联网应用中获益。

表 2 基准模型回归结果

| | log(<i>revpc</i>) | | | | |
|--------------|---------------------|----------|----------|---------|---------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| <i>int_d</i> | 0.161** | 0.315*** | 0.373*** | 0.284** | 0.520* |
| | (0.072) | (0.075) | (0.133) | (0.117) | (0.303) |
| 控制变量 | 否 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 固定城市 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 固定行业 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测数 | 2 457 | 2 112 | 891 | 782 | 190 |
| R^2 | 0.081 | 0.219 | 0.278 | 0.333 | 0.660 |

注:括号中是 White 异方差稳健标准误。***、**、* 分别表示估计结果在 1%、5%、10% 水平上显著。控制变量包括企业资本劳动比、企业规模、企业年龄、企业最主要所有者是否是管理者、企业是否位于工业园区、企业所有制虚拟变量、组织特征虚拟变量和主要所有者教育水平虚拟变量。城市固定在地级市层面,行业固定在行业大类层面。如无特别说明,下表均相同。

(二) 稳健性检验与内生性问题讨论

1. 遗漏变量问题处理

为增强估计结果的稳健性,本文增加固定资产占比、营业收入对数、主要所有者创业经历、主要所有者是否有其他企业以及正式员工受教育水平五个变量作为控制变量,结果如表 3 第(1)–(4)列所示,核心解释变量和新加入变量的系数均显著为正。但考虑到数据缺失问题,控制变量越多,虽然拟合优度越高,但这也同时意味着被舍弃的样本越多。加入上述变量后,观测数从 2 112 个下降到 1 152 个。因此,在观测数与拟合优度的权衡下,为得到更准确的估计结果,下文仍采用基本回归所使用的控制变量。进一步地,

为加强固定效应，在第（5）列中，本文控制制造业 2 位数行业，结果依然稳健。

表 3 稳健性检验初步处理结果 I

| | log (<i>revpc</i>) | | | | | |
|--------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>int_d</i> | 0.290*** (0.081) | 0.311*** (0.078) | 0.267*** (0.077) | 0.273*** (0.089) | 0.299*** (0.076) | |
| log (<i>int</i>) | | | | | | 0.065*** (0.023) |
| <i>lcr</i> | 0.002*** (0.000) | 0.001*** (0.000) | 0.001*** (0.000) | 0.001** (0.000) | | |
| log (<i>inc</i>) | | 0.442*** (0.029) | 0.439*** (0.030) | 0.447*** (0.036) | | |
| <i>ent</i> | | | 0.133* (0.071) | 0.136 (0.085) | | |
| <i>ocom</i> | | | 0.182** (0.080) | 0.187** (0.093) | | |
| <i>humc</i> | | | | 0.024 (0.038) | | |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 固定城市 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 固定行业 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测数 | 1 720 | 1 592 | 1 541 | 1 152 | 2 112 | 626 |
| R ² | 0.269 | 0.385 | 0.407 | 0.423 | 0.228 | 0.250 |

注：在第（1）—（4）列和第（6）列中，行业固定在行业大类层面；第（5）列中，行业固定在制造业 2 位数代码行业层面。

2. 测量误差问题处理

首先，将互联网交易额的对数值替代是否使用互联网而作为主要解释变量进行回归，见表 3 第（6）列。随后，本文分别使用利润率、是否盈利虚拟变量作为被解释变量进行回归，结果见表 4 第（1）、（2）列。接下来，考虑到小微企业披露其财务情况可能存在误差，本文选取是否有招聘计划作为被解释变量考察互联网使用的影响，因为企业是否有扩张计划可能更真实地反映企业经营绩效，回归结果见表 4 第（3）列，互联网应用变量均显著为正。考虑到全部样本中包含一部分成立时间较短的企业，纳入这些企业可能会影响

估计结果,因此本文剔除成立时间不足 2 年的企业再进行回归,见表 4 第 (4) 列,结论依然稳健。

表 4 稳健性检验初步处理结果 II

| | <i>pmn</i> | <i>pft</i> | <i>recr</i> | $\log(\text{revpc})$ |
|--------------|------------|------------|-------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>int_d</i> | 0.052* | 0.055** | 0.309*** | 0.358*** |
| | (0.031) | (0.027) | (0.028) | (0.082) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 固定城市 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 固定行业 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测数 | 1 933 | 3 948 | 4 015 | 1 831 |
| R^2 | 0.121 | 0.080 | 0.222 | 0.235 |

3. 样本选择问题处理

本文注意到,被解释变量人均利润的对数值存在较多缺失值,可能带来样本选择问题。在逻辑上,如果使用互联网与人均利润数据缺失并无关系,那么本文只考察人均利润对数值非缺失的情况就是合理的。⁹为了慎重起见,本文使用 Heckman 两步法处理可能存在的样本选择问题,结果见表 5 第 (1)、(2) 列。第一步,将人均利润对数值是否缺失 *group* 作为被解释变量,将企业基本信息问项未答题数量 *misv* 作为排他性约束变量¹⁰,同时将企业是否盈利 *pft* 作为控制变量。选择 *misv* 是因为企业基本信息问项未答题数量反映了答卷人对企业基本情况的了解程度,与人均利润信息是否缺失显著相关,而与企业绩效并无联系,可以作为“工具变量”。控制 *pft* 是因为盈利的企业更有隐瞒利润的动机,需加以控制。第二步,将第一步得到的逆米尔斯比率 λ 带入回归。数据表明,排他性约束变量 *misv* 对人均利润信息是否缺失具有较强的解释力,使得逆米尔斯比率 λ 能够较好地控制选择偏差。对比 Heckman 两步法和前文回归结果,可知结论是稳健的。

表 5 稳健性检验初步处理结果 III

| | <i>group</i> | | $\log(\text{revpc})$ | | | | |
|--------------|--------------|----------|----------------------|---------|---------|-----|---------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| <i>int_d</i> | | 0.284*** | 0.221* | 0.255** | 0.255** | | 0.169 |
| | | (0.069) | (0.126) | (0.115) | (0.115) | | (0.110) |

⁹ 本文也尝试将全体样本分为人均利润对数值非缺失组和缺失组,并对主要解释变量和控制变量进行均值 *t* 检验,结果并无显著差异。

¹⁰ 未答题数量 *misv* 变量的均值为 15.84,企业基本信息问项题目数为 45 个,即平均而言,在基本信息问项中,有 35.2% 的题目未被作答。

(续表)

| | <i>group</i> | | $\log(revpc)$ | | | | |
|-----------------|--------------|-----------|---------------|-------|-------|---------|---------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) |
| <i>misv</i> | -0.011*** | | | | | | |
| | (0.004) | | | | | | |
| <i>pft</i> | 0.277*** | | | | | | |
| | (0.026) | | | | | | |
| λ | | -1.430*** | | | | | |
| | | (0.233) | | | | | |
| <i>m_int</i> | | | | | | 0.506** | 0.372 |
| | | | | | | (0.222) | (0.237) |
| <i>isbr_pc1</i> | | | | | | -0.059 | -0.026 |
| | | | | | | (0.131) | (0.133) |
| <i>isbr_pc2</i> | | | | | | -0.170* | -0.104 |
| | | | | | | (0.090) | (0.104) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 固定城市 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 固定行业 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测数 | 3 948 | 3 948 | 744 | 570 | 570 | 1 489 | 1 489 |
| R^2 | / | / | 0.304 | 0.451 | 0.451 | 0.267 | 0.269 |

4. 工具变量法的处理

本文按照利润率高高低将样本分为三组进行分组回归，结果见表 5 第 (3)—(5) 列。虽然在利润率较高的样本中互联网应用的比例的确较高¹¹，但该影响相对有限，因为相较于利润率较低的样本仅增加了 $(0.404 - 0.378) / 0.378 \approx 6.9\%$ 。更重要的是，在这三组样本中，互联网应用变量的回归系数显著为正且数值接近。这表明，尽管可能存在反向因果和其他内生性问题的干扰，但影响有限，赋能作用并未被利润率较高的组别全部吸收。

在使用工具变量法之前，本文通过控制内生变量来检验工具变量与因变量是否相关，即如果控制内生变量后，工具变量与因变量依然相关，那么工具变量就不满足排他性约束。为此，本文先将地区-行业层面的平均互联网应用率 (*m_int*)、感知易用性 (*isbr_pc1*)、感知有用性 (*isbr_pc2*) 三个工具变量加入回归方程中；随后，加入内生变量是否使用互联网，结果见表 5 第

¹¹ 在利润率低、中、高三组中，*int_d* 变量的均值依次为 0.378、0.385、0.404。

(6)、(7)列。在内生变量加入后,此前显著的工具变量 m_int 、 $isbr_pc2$ 不再显著。由此可认为,工具变量主要是通过内生变量这个渠道发挥作用。接下来,将正式使用工具变量法处理内生性问题。

首先,本文将平均互联网应用率作为工具变量进行估计,见表6第(1)、(2)列。在第一阶段中,平均互联网应用率变量 m_int 显著为正,表明其确实对企业使用互联网产生了积极影响。在第二阶段中,互联网应用变量显著为正,表明使用工具变量克服可能存在的内生性问题后,上文的结论仍然可靠。随后,在表6第(3)、(4)列中加入工具变量感知易用性 $isbr_pc1$ 和感知有用性 $isbr_pc2$ 重新进行估计。结果显示,感知易用性和感知有用性越高,其使用互联网意愿越强。进一步地,在表6第(5)、(6)列中只加入平均互联网应用率和感知易用性作为工具变量进行估计,且结果一致。最后,考虑样本选择偏误的影响,使用 Heckman-IV 方法,将上文计算的逆米尔斯比率 λ 纳入方程中重新进行估计,见表6第(7)、(8)列,结果仍然一致。

表6结果显示,上述回归通过了弱工具变量检验、识别不足检验和过度识别检验,证明所选取的工具变量是有效的。同时,估计结果与基准回归结果十分接近,说明本文结论也是稳健的。

表6 内生性问题处理:工具变量法

| | int_d | $\log(revpc)$ | int_d | $\log(revpc)$ | int_d | $\log(revpc)$ | int_d | $\log(revpc)$ |
|-------------|---------------------|---------------------|----------------------|--------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| int_d | | 0.398*** (0.149) | | 0.373** (0.154) | | 0.407*** (0.146) | | 0.399** (0.180) |
| m_int | 0.926*** (0.032) | | 0.741*** (0.040) | | 0.914*** (0.032) | | 0.876*** (0.040) | |
| $isbr_pc1$ | | | -0.268*** (0.029) | | -0.148*** (0.022) | | -0.175*** (0.028) | |
| $isbr_pc2$ | | | -0.398*** (0.018) | | | | | |
| λ | | | | | | | -0.138** (0.070) | -0.733*** (0.184) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 固定城市 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 固定行业 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测数 | 4 306 | 2 112 | 2 847 | 1 489 | 2 847 | 1 489 | 2 802 | 1 489 |
| R^2 | 0.243 | 0.147 | 0.415 | 0.175 | 0.250 | 0.147 | 0.296 | 0.183 |

(续表)

| | <i>int_d</i> | $\log(revpc)$ | <i>int_d</i> | $\log(revpc)$ | <i>int_d</i> | $\log(revpc)$ | <i>int_d</i> | $\log(revpc)$ |
|------------|--------------|---------------|--------------|---------------|--------------|---------------|--------------|---------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| 弱 IV 检验 | 493.604 | | 208.170 | | 255.412 | | 172.489 | |
| | <16.38> | | <9.08> | | <19.93> | | <19.93> | |
| 识别不足 检验 | 324.575 | | 377.575 | | 334.803 | | 242.210 | |
| | [0.000] | | [0.000] | | [0.000] | | [0.000] | |
| 过度识别 检验 | | | 0.686 | | 0.123 | | 0.074 | |
| | | | [0.710] | | [0.726] | | [0.786] | |

注：圆括号中是 White 异方差稳健标准误，尖括号中报告 Stock and Yogo (2005) 提供的容忍 10% 扭曲下对应的临界值，方括号中是 p 值。

五、机制分析

(一) 互联网赋能：采购与销售渠道之比较

如上文所述，互联网采购、互联网销售是小微企业互联网赋能的两个主要渠道。因此，本文将二者分别作为解释变量纳入回归方程进行考察，以区分二者对于企业绩效的影响，结果见表 7 第 (1)–(3) 列，互联网销售推广对小微企业绩效有着显著的正向影响，而互联网采购的作用则不明显。该结果与 Mithas *et al.* (2012) 的研究结论一致。他们认为，互联网销售具有更强的社会关联性、路径依赖性和组织学习性，以至于这些资源和特征更不容易被模仿，从而构成了企业的竞争力。

表 7 互联网赋能小微企业作用渠道检验

| | $\log(revpc)$ | | | | | |
|---------------|---------------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>ipur_d</i> | -0.003 | | -0.075 | | -0.013 | |
| | (0.103) | | (0.102) | | (0.175) | |
| <i>isad_d</i> | | 0.407*** | 0.414*** | | 0.563*** | |
| | | (0.078) | (0.079) | | (0.142) | |
| <i>istp_s</i> | | | | 0.034 | | 0.581** |
| | | | | (0.182) | | (0.246) |
| <i>istp_b</i> | | | | 0.287** | | 0.498*** |
| | | | | (0.143) | | (0.186) |
| <i>istp_c</i> | | | | 0.381*** | | 0.188 |
| | | | | (0.109) | | (0.184) |

(续表)

| | log(<i>revpc</i>) | | | | | |
|----------------|---------------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 固定城市 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 固定行业 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测数 | 2 112 | 2 112 | 2 112 | 2 112 | 610 | 610 |
| R ² | 0.211 | 0.223 | 0.223 | 0.219 | 0.353 | 0.349 |

注：在第(1)–(4)中，行业固定在行业大类层面；第(5)、(6)列中，行业固定在制造业2位数代码行业层面。

随后，本文将互联网销售渠道划分为自有网站、B2B平台和B2C平台三种类型，依次对应 *istp_s*、*istp_b* 和 *istp_c* 变量，纳入回归方程，结果见表7第(4)列。自有网站变量系数为正不显著，B2B和B2C平台渠道变量显著为正，且B2C系数最大。可知，从整体上，利用B2B和B2C平台渠道销售均有助于提高企业绩效，且B2C的作用更强。进一步地，本文仅考察制造业企业样本，结果见表7第(5)、(6)列，自有网站和B2B平台的作用更为显著。这表明具体应用模式对企业绩效的影响与行业特征有关。

进一步地，本文分别使用互联网采购额和互联网销售额作为解释变量来衡量互联网应用程度，见表8第(1)、(2)列，结果与表7吻合。本文还引入未来是否会进行互联网销售或推广 (*isadwill*) 作为解释变量进行一个安慰剂检验。如果存在遗漏变量同时影响互联网应用和企业绩效，那么 *isadwill* 可能显著为正。不过，表8第(3)列显示该变量的回归系数不显著，表明结果是稳健的。此外，本文还将利润率与企业是否盈利作为被解释变量进行回归，见表8第(4)、(5)列，依然发现，互联网采购的作用不明显，而互联网销售推广的作用是显著的。

表8 互联网赋能小微企业作用渠道：稳健性检验

| | log(<i>revpc</i>) | | | <i>pnn</i> | <i>pft</i> |
|--------------------|---------------------|-----|-----|--------------------|-------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| <i>ipur_d</i> | | | | -0.051 (0.042) | 0.007 (0.036) |
| <i>isad_d</i> | | | | 0.077** (0.034) | 0.052* (0.028) |
| log(<i>ipur</i>) | 0.054 (0.046) | | | | |

(续表)

| | log (<i>revpc</i>) | | | <i>pmm</i> | <i>pft</i> |
|----------------------|----------------------|---------------------|------------------|------------|------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| log (<i>isale</i>) | | 0.065*** (0.025) | | | |
| <i>isadwill</i> | | | 0.028 (0.122) | | |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 固定城市 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 固定行业 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测数 | 2 112 | 2 112 | 2 112 | 2 112 | 1 933 |
| R ² | 0.211 | 0.223 | 0.223 | 0.219 | 0.122 |

需要指出的是，除了小微企业自身的禀赋条件外，小微企业所处的诸多交易环境因素也可能影响互联网赋能的效果。因此，本文还有必要对采购和销售环节可能影响互联网赋能的因素和具体机制做进一步分析。

(二) 互联网采购及其赋能作用的考察

虽然表 7 和表 8 的回归分析显示，互联网采购的赋能作用在总体上不明显，互联网销售的作用较为显著，但这并不意味着该结论在任何情况下都成立。

首先考察供应商数量的作用。根据交易费用经济学和资源依赖理论，企业对供应商资源的需求会导致其对供应商的某种依赖。一般而言，若企业的供应商数量少而对这些供应商形成较强的依赖性，则这些供应商就拥有了较大的谈判力而有能力在事前索要高价格和设置苛刻的交易条件，甚至在事后采取各种机会主义行为敲诈企业。此时，小微企业在采购环节积极利用互联网，不仅可以更充分地了解所采购物品和服务的市场行情，而且有可能寻找更多的潜在供应商，从而能够提高自己的谈判力并抑制供应商的机会主义行为。与之不同，若小微企业已拥有了很多供应商且供应商之间的竞争比较充分，则采购环节使用互联网所产生的降费增效就比较有限。

为了检验上述理论推断，本文根据企业原材料主要供应商数量的中位数，将制造业样本分为高低两组进行回归¹²，结果见表 9 第 (1)、(2) 列。在供应商数量较低的组别，互联网采购变量显著为正，符合本文的推测。

¹² 由于只有制造业问及了原材料、中间品投入等问题，故关于采购侧的讨论主要基于制造业样本。

再关注与主要供应商合作时间的影响。合作时间越短,企业会面临越高的搜寻、切换费用,以及防范机会主义成本,交易成本更高。如果互联网采购降低了交易成本,应对合作时间较短的企业绩效提升作用更明显。因此,本文根据企业原材料最主要供应商合作时间的中位数,将制造业样本分为高低两组进行回归,结果见表9第(3)、(4)列。在供应商数量较低的组别,互联网采购变量显著为正,符合本文的推测。

最后讨论纵向一体化水平的影响。根据交易成本理论,企业可以通过选择市场和纵向一体化两种方式节约交易成本,由此可预见在那些采用了纵向一体化方式的企业,其交易成本已通过“内部化”的方式降低,互联网这种“市场化”的模式对于改善交易成本作用并不大,而那些纵向一体化程度较小的企业则反之,互联网应用会有明显作用。因此,本文根据行业纵向一体化水平的中位数¹³,将制造业样本分为高低两组进行回归,结果见表9第(5)、(6)列,可知互联网采购对行业纵向一体化水平较低的企业影响显著。

表9 机制分析:互联网采购及其赋能作用的考察

| | log(<i>revpc</i>) | | | | | |
|---------------|---------------------|---------|---------|---------|---------|---------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>ipur_d</i> | 0.526* | -0.223 | 0.447* | -0.390 | 0.508** | -0.307 |
| | (0.276) | (0.250) | (0.270) | (0.251) | (0.212) | (0.280) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 固定城市 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 固定行业 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测数 | 313 | 268 | 306 | 254 | 312 | 298 |
| R^2 | 0.400 | 0.451 | 0.402 | 0.593 | 0.465 | 0.371 |

注:行业固定在制造业2位数代码行业层面。表10和表11同。

(三) 互联网销售及其赋能作用的考察

表7和表8发现互联网销售推广的显著作用。根据理论分析,互联网销售有助于通过降低交易成本、扩大市场规模提升企业绩效。由此,本文选取人均销售费用*advpc*作为交易成本的代理变量,选取企业营业收入的对数值log(*inc*)作为市场规模的代理变量,将*advpc*和log(*inc*)及其与互联网销售推广变量*isad_d*的交叉乘积项纳入回归方程中,来识别互联网销售推广对小

¹³ 根据制造业2位数代码进行行业分类,在行业层面上,通过每个行业中间品价值占总产值比例的平均值来度量纵向一体化水平,占比越高说明分工越深化,纵向一体化程度越低(施炳展和李建桐,2020)。

微企业绩效的影响机制。

回归结果见表 10 第 (1)—(4) 列，交易成本机制上，互联网销售与人均销售费用变量均显著为正，可知二者对企业绩效均有正向影响，其交叉乘积项显著为负。这表明，互联网销售与人均销售费用产生了替代关系，互联网销售有助于削弱销售费用对企业绩效的影响，这即是说，互联网应用降低了交易成本，减少了企业对于销售费用的依赖 (Mithas *et al.*, 2012)。市场规模机制上，互联网销售、营业收入以及二者交叉乘积项均显著为正，这表明，二者存在较强的互补关系，互联网销售有助于企业拓展市场规模，从而提升绩效。

表 10 机制分析：交易成本、市场规模与互联网销售的赋能作用

| | log (<i>revpc</i>) | | | | | | | |
|------------------------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|------------------|--------------------|---------------------|---------------------|
| | 全样本 | | | | 政府 | 国企 | 民企 | 零散 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| <i>isad_d</i> | 0.406*** (0.146) | 0.529*** (0.153) | 0.422*** (0.074) | -0.978** (0.491) | 0.275 (0.185) | 0.423** (0.166) | 0.459*** (0.122) | 0.394*** (0.111) |
| <i>advpc</i> | 0.230*** (0.061) | 0.592*** (0.149) | | | | | | |
| <i>isad_d</i> × <i>advpc</i> | | -0.406** (0.158) | | | | | | |
| log (<i>inc</i>) | | | 0.474*** (0.025) | 0.443*** (0.026) | | | | |
| <i>isad_d</i> × log (<i>inc</i>) | | | | 0.094*** (0.033) | | | | |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 固定城市 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 固定行业 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测数 | 682 | 682 | 1 927 | 1 927 | 377 | 446 | 814 | 966 |
| R ² | 0.261 | 0.269 | 0.372 | 0.375 | 0.283 | 0.310 | 0.255 | 0.244 |

假说 2 提出，交易对象属性会影响互联网销售提高小微企业绩效的作用。对此，本文按不同主要交易对象属性划分的子样本尝试分组回归进行考察¹⁴，

¹⁴ 通过整理“贵企业的主要客户类型是什么”问项合成主要交易对象属性虚拟变量。主要交易对象属性包括：政府与事业单位、国有企业、民营企业和零散客户。

结果见表10第(5)–(8)列。以政府与事业单位为主要客户企业的互联网销售作用并不显著,而在其他样本中显著为正,这可能是由于政企关联越高的小微企业,其主要盈利渠道来源于政企合作,并不致力于扩大市场规模,故而该部分渠道互联网的影响甚微,对于绩效改善有限。

随后,本文在各主要客户子样本中,分别纳入互联网销售与销售费用、营业收入变量的交叉乘积项进行回归分析,以考察具体机制,结果见表11第(1)–(8)列。在以政府与事业单位、国有企业为主要客户的企业中,互联网销售与销售费用交叉乘积项显著为负,与营业收入交叉乘积项不显著。这表明在该类子样本中,互联网销售有助于减少交易成本,但对扩大市场规模并无太大裨益。在以民营企业为主要客户的企业中,互联网销售与销售费用交叉乘积项为负但不显著,与营业收入交叉乘积项显著为正。这表明,互联网销售对降低民营企业间交易成本作用较小,但有助于扩大市场规模。在以零散客户为主要客户的企业中,互联网销售与销售费用交叉乘积项显著为负,与营业收入交叉乘积项显著为正。这表明,互联网销售降低了与零散客户之间交易成本,同时还有助于扩大市场规模。

表11 机制分析:交易对象属性与互联网销售的赋能作用 I

| | $\log(revpc)$ | | | | | | | |
|------------------------------|----------------------|------------------|----------------------|-------------------|---------------------|---------------------|----------------------|--------------------|
| | 政府与事业单位 | | 国有企业 | | 民营企业 | | 零散客户 | |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| <i>isad_d</i> | 0.672 (0.458) | 0.302 (1.339) | 0.774** (0.370) | -0.107 (1.223) | 0.402* (0.235) | -1.830** (0.911) | 0.455** (0.193) | -1.234* (0.680) |
| <i>isad_d</i> × <i>advpc</i> | -1.232*** (0.463) | | -1.455*** (0.465) | | -0.364 (0.269) | | -0.421*** (0.150) | |
| <i>advpc</i> | 1.688*** (0.454) | | 1.844*** (0.443) | | 0.897*** (0.237) | | 0.613*** (0.127) | |
| <i>isad_d</i> × $\log(inc)$ | -0.010 (0.092) | | 0.039 (0.079) | | 0.153** (0.060) | | 0.114** (0.047) | |
| $\log(inc)$ | 0.518*** (0.079) | | 0.429*** (0.086) | | 0.339*** (0.055) | | 0.415*** (0.042) | |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 固定城市 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 固定行业 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 观测数 | 164 | 343 | 190 | 408 | 317 | 747 | 399 | 877 |
| R^2 | 0.452 | 0.416 | 0.506 | 0.401 | 0.401 | 0.345 | 0.326 | 0.390 |

上述结果较为充分地验证了假说 2，主要结论如表 12 所示。由此可见，不同交易对象属性下，小微企业使用互联网的动机和策略存在明显差异，进而导致其赋能机制不同。

表 12 机制分析：交易对象属性与互联网销售的赋能作用 II

| 小微企业类型 | 交易成本机制 | 市场规模机制 |
|--------------|--------|--------|
| 主要客户：政府与事业单位 | √ | × |
| 主要客户：国有企业 | √ | × |
| 主要客户：民营企业 | × | √ |
| 主要客户：零散客户 | √ | √ |

最后，从表 10 和表 11 结果中还发现，纳入市场规模叉乘项后，互联网销售变量不再显著为正，甚至符号发生变化，而纳入交易成本叉乘项后，互联网销售变量仍显著为正，可知市场规模叉乘项吸收了大部分绩效提升作用，而交易成本叉乘项只吸收了一部分。因此，在提升小微企业绩效上，相较于交易成本，市场规模机制的作用更强。

六、结论与启示

小微企业在国民经济发展中有着举足轻重的地位，在新冠肺炎病毒大流行以及经济形势面临诸多不确定性的背景下，如何利用互联网赋能小微企业、优化和稳定产业链供应链、促进国内国外双循环已成为当前一项重要议题。

本文基于中国小微企业调查（CMES）数据考察互联网对小微企业绩效的影响。研究发现：①整体上，使用互联网的确有助于提高小微企业绩效，且该结果在使用工具变量法和一系列检验之后依然稳健；②互联网赋能小微企业在作用渠道上存在异质性，互联网销售是利润提升的主要渠道；③互联网应用通过降低交易成本和扩大市场规模来实现对小微企业的赋能，但这两种效应会因企业的主要交易对象属性而有所不同。

本文的政策和实践启示在于：政府层面，在技术推广上，应进一步加强互联网基础设施建设，降低小微企业使用互联网的成本，鼓励小微企业深化互联网应用。在市场建设上，应致力于维护全国统一市场，减小市场分割，同时注重加强反垄断监管，保护市场公平竞争和创新，助力小微企业充分获得互联网红利。企业层面，应不断深化互联网采购、销售和推广等应用，整合供应链、拓展市场空间，进一步降低内外部协调成本、推动创新活动，从而实现互联网赋能。

参考文献

- [1] Bai, J., M. Chen, J. Liu, and D. Y. Xu, "Search and Information Frictions on Global E-Commerce Platforms: Evidence from AliExpress" (No. w28100), *National Bureau of Economic Research*, 2020.
- [2] Bloom, N., R. Sadun, and J. Van Reenen, "Americans Do IT Better: US Multinationals and the Productivity Miracle", *American Economic Review*, 2012, 102 (1), 167-201.
- [3] Bresnahan, T. F., E. Brynjolfsson, and L. M. Hitt, "Information Technology, Workplace Organization, and the Demand for Skilled Labor: Firm-level Evidence", *The Quarterly Journal of Economics*, 2002, 117 (1), 339-376.
- [4] Brynjolfsson, E., and L. M. Hitt, "Beyond Computation: Information Technology, Organizational Transformation and Business Performance", *Journal of Economic Perspectives*, 2000, 14 (4), 23-48.
- [5] Chaffey, D., *E-business and E-commerce Management: Strategy, Implementation and Practice*. Edinburgh: Pearson Education, 2007.
- [6] Daniel, E. M., and D. J. Grimshaw, "An Exploratory Comparison of Electronic Commerce Adoption in Large and Small Enterprises", *Journal of Information Technology*, 2002, 17 (3), 133-147.
- [7] Falk, M., and E. Hagsten, "E-commerce Trends and Impacts across Europe", *International Journal of Production Economics*, 2015, 170, 357-369.
- [8] Forman, C., A. Goldfarb, and S. Greenstein, "The Internet and Local Wages: A Puzzle", *The American Economic Review*, 2012, 102 (1), 556-575.
- [9] 甘犁、秦芳、吴雨, "小微企业增值税起征点提高实施效果评估——来自中国小微企业调查(CMES)数据的分析", 《管理世界》, 2019年第11期, 第80—88页。
- [10] Goldfarb, A., and C. Tucker, "Digital Economics", *Journal of Economic Literature*, 2019, 57 (1), 3-43.
- [11] 郭家堂、骆品亮, "互联网对中国全要素生产率有促进作用吗?", 《管理世界》, 2016年第10期, 第34—49页。
- [12] 何小钢、梁权熙、王善骞, "信息技术, 劳动力结构与企业生产率——破解‘信息技术生产率悖论’之谜", 《管理世界》, 2019年第9期, 第65—80页。
- [13] 鞠雪楠、赵宣凯、孙宝文, "跨境电商平台克服了哪些贸易成本? ——来自‘敦煌网’数据的经验证据", 《经济研究》, 2020年第2期, 第181—196页。
- [14] Konings, J., and F. Roodhooft, "The Effect of E-business on Corporate Performance: Firm Level Evidence for Belgium", *De Economist*, 2002, 150 (5), 569-581.
- [15] Lefebvre, L. A., E. Lefebvre, E. Elia, and H. Boeck, "Exploring B-to-B E-commerce Adoption Trajectories in Manufacturing SMEs", *Technovation*, 2005, 25 (12), 1443-1456.
- [16] 李海舰、田跃新、李文杰, "互联网思维与传统企业再造", 《中国工业经济》, 2014年第10期, 第135—146页。
- [17] Liu, H., Q. Huang, S. Wei, and L. Huang, "The Impacts of IT Capability on Internet-Enabled Supply and Demand Process Integration, and Firm Performance in Manufacturing and Services", *The International Journal of Logistics Management*, 2015, 26 (1), 172-194.
- [18] Liu, T. K., J. R. Chen, C. C. Huang, and C. H. Yang, "E-commerce, R&D, and Productivity:

- Firm-level Evidence from Taiwan”, *Information Economics and Policy*, 2013, 25 (4), 272-283.
- [19] 刘海洋、高璐、林令涛, “互联网、企业出口模式变革及其影响”, 《经济学》(季刊), 2019 年第 19 卷第 1 期, 第 261—280 页。
- [20] Mathews, S., and M. Healy, “ ‘From Garage to Global’: The Internet and International Market Growth, an SME Perspective”, *International Journal of Internet Marketing and Advertising*, 2008, 4 (2-3), 179-196.
- [21] Melville, N., K. Kraemer, and V. Gurbaxani, “Information Technology and Organizational Performance: An Integrative Model of IT Business Value”, *MIS Quarterly*, 2004, 28 (2), 283-322.
- [22] Merrilees, B., S. Rundle-Thiele, and A. Lye, “Marketing Capabilities: Antecedents and Implications for B2B SME Performance”, *Industrial Marketing Management*, 2011, 40 (3), 368-375.
- [23] Meyer, K. E., S. Estrin, S. K. Bhaumik, and M. W. Peng, “Institutions, Resources, and Entry Strategies in Emerging Economies”, *Strategic Management Journal*, 2009, 30 (1), 61-80.
- [24] Mithas, S., A. Tafti, I. Bardhan, and J. M. Goh, “Information Technology and Firm Profitability: Mechanisms and Empirical Evidence”, *Mis Quarterly*, 2012, 205-224.
- [25] Peng, M. W., and P. S. Heath, “The Growth of the Firm in Planned Economies in Transition: Institutions, Organizations, and Strategic Choice”, *Academy of Management Review*, 1996, 21 (2), 492-528.
- [26] Ramanathan, R., U. Ramanathan, and H. L. Hsiao, “The Impact of E-commerce on Taiwanese SMEs: Marketing and Operations Effects”, *International Journal of Production Economics*, 2012, 140 (2), 934-943.
- [27] Romero, C. Q., and D. R. Rodríguez, “E-commerce and Efficiency at the Firm Level”, *International Journal of Production Economics*, 2010, 126 (2), 299-305.
- [28] 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”, 《经济研究》, 2020 年第 1 期, 第 33—48 页。
- [29] 施炳展、李建桐, “互联网是否促进了分工：来自中国制造业企业的证据”, 《管理世界》, 2020 年第 4 期, 第 148—167 页。
- [30] Stock, J., and M. Yogo, “Asymptotic Distributions of Instrumental Variables Statistics with Many Instruments”, In: Andrews, D. W. K, and H. S. James (eds.), *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*. Cambridge: Cambridge University Press, 2005, 109-120.
- [31] 汪森军、张维迎、周黎安, “信息技术、组织变革与生产绩效——关于企业信息化阶段性互补机制的实证研究”, 《经济研究》, 2006 年第 1 期, 第 65—77 页。
- [32] 王永进、匡霞、邵文波, “信息化、企业柔性 with 产能利用率”, 《世界经济》, 2017 年第 1 期, 第 67—90 页。

Internet Empower Small and Micro Enterprises: Performance and Mechanism

YANG Qijing TANG Yuehuan* LI Qiuyun
(Renmin University of China)

Abstract Based on the data of China Small and Micro Enterprise Survey, this research examines the impact of Internet on the performance of Small and Micro Enterprises (SMEs). The results show that: Internet applications help to improve the performance of SMEs, and the results are still robust after rich tests. Different Internet application modes have different effects. E-sale is the main channel. Internet applications enable SMEs by reducing transaction costs and expanding market scale, whose effects will be different due to the attributes of the main trading objects of enterprises. This study helps to reveal the internal mechanism of Internet empowering SMEs.

Keywords internet empowering, small and micro enterprises, trading environment

JEL Classification L14, L25, M20

* Corresponding Author: Tang Yuehuan, School of Economics, Renmin University of China, No. 59 Zhongguancun Street, Beijing 100872, China; Tel: 86-18811723770; E-mail: tangyueh@outlook.com.