

信息技术应用与跨区域贸易*

——基于中国企业跨省销售的微观视角

何小钢¹ 罗奇²



(1. 江西财经大学产业经济研究院, 江西 南昌 330013;

2. 暨南大学经济学院, 广东 广州 510632)

内容提要:建设全国统一大市场有利于中国经济依靠国内超大规模市场抵御外部不确定性冲击,实现高质量稳健增长。本文构建了信息技术影响跨区域贸易的理论框架,在此基础上,采用世界银行统计的中国 120 个城市 12169 家企业调查数据,基于企业跨省销售视角评估了信息技术对跨区域贸易行为的具体效应。研究发现,信息技术应用显著促进了企业跨省销售,这一结论在考虑识别假设条件和一系列其他可能干扰估计结果的因素后依然成立。机制检验表明,信息技术应用对企业跨省销售的正向作用主要源于生产率提升和成本下降。进一步研究发现,更高的地区信息基础设施水平放大了信息技术的跨省销售效应,同时,信息技术对企业跨省销售的促进作用在高市场分割程度地区、技术密集型行业以及非国有企业显著更强。本文对利用新型信息技术基础设施破解中国区域贸易壁垒,建设全国统一大市场提供了重要的政策启示。

关键词:信息技术 跨省销售 生产率 贸易壁垒

中图分类号:F727;F279.2 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2022)09—0047—17

一、引言

在国际贸易摩擦加剧叠加全球疫情形势严峻的大背景下,中国出口贸易面临着巨大挑战。面对充满不确定性的国际市场环境,习近平总书记在 2020 年全国两会期间强调“逐步形成以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局”。2022 年 3 月,中共中央国务院发布了《关于加快建设全国统一大市场的意见》,旨在建设高效规范、公平竞争、充分开放的全国统一大市场。由此可见,畅通国内大循环、构建国内统一大市场对未来中国经济增长至关重要。然而,中国国内市场长期存在着较严重的市场分割现象(Young, 2000^[1];郑毓盛和李崇高, 2003^[2];Poncet, 2003^[3]),阻碍了资源跨区域流动和跨区域贸易,导致本土企业无法有效利用国内超大规模市场优势提升自身竞争力。与地区分割相对应,中国还存在贸易的本地偏好之谜,省际贸易与国际贸易的比率长期低于世界上其他国家^①(张少军, 2013)^[4]。此外,据 Poncet(2003)^[3]测算,中国区际边界

收稿日期:2022-04-20

* 基金项目:国家自然科学基金项目“信息通讯技术与企业生产率:理论机制、实现路径与微观证据”(71963017);国家自然科学基金项目“机器人使用的就业与收入效应理论机制、微观证据与政策设计”(72163016);国家社科基金重大项目“后扶贫时代中国城乡相对贫困统计测度与治理机制研究”(20&ZD131)。

作者简介:何小钢,男,教授,博士生导师,经济学博士,研究领域为技术创新,电子邮箱:nchxg@126.com;罗奇,男,博士研究生,研究领域为国际贸易,电子邮箱:luoqigoing@126.com。通讯作者:罗奇。

^①加拿大、西班牙等国省际贸易与国际贸易的比值大概在 20 倍,而中国省际贸易与国际贸易的比值则在 3~6 倍之间,且呈下降趋势。

效应甚至高于美国和加拿大之间的边界效应。

简言之,中国各地区之间存在明显的贸易壁垒,导致跨区域贸易受到抑制。与本文直接相关的一支文献考察了跨区域贸易的制约因素,并主要归结于三类贸易壁垒:第一,政策性和制度性贸易壁垒,表现为地方官员出于本地经济绩效和自身政治晋升的考虑,运用经济、行政等手段阻止外地企业进入本地市场(周黎安,2004^[5];李善同等,2004^[6];Xu和Fan,2012^[7])。第二,自然、地理类因素导致的贸易壁垒,体现为企业在贸易过程中为克服自然环境、地理距离所需支付的相关成本(刘生龙和胡鞍钢,2011^[8];范欣等,2017^[9])。第三,由语言、文化差异所导致的相对隐性的区域贸易壁垒(Guiso等,2009^[10];刘毓芸等,2017^[11];高超等,2019^[12])。

通过文献梳理发现,现有研究主要从制度、文化差异以及自然地理等宏观视角寻找跨区域贸易的制约因素,并据此提出降低贸易壁垒的改革方案。然而,这些宏观改革方案在执行过程中阻力较大、成本较高、收效较慢。如何从微观视角进一步降低跨区域贸易成本,成为当前国内统一大市场建设的关键。企业是市场微观主体以及跨区域贸易的决策者,基于微观企业视角考察其自身因素对跨区域贸易行为的影响具有重要的现实意义。实际上,少数研究已经开始关注企业自身层面的因素在推动跨区域贸易中的作用。研究发现,基于电子商务平台的线上销售能为企业跨区域经营摊薄进入成本(马述忠和房超,2020)^[13]。与他们不同,本文认为技术手段有望成为打破市场分割的有效工具,并将研究主题聚焦于信息通信技术(Information and Communication Technology, ICT)与跨区域贸易^①,试图回答如下问题:信息技术能否突破区域贸易壁垒,促进企业跨省销售行为?如果可以,具体效应如何?背后的作用机制是什么?

另一支和本文密切相关的文献主要研究 ICT 对经济绩效的影响,并取得了丰硕成果。作为一种通用技术,ICT 深刻影响着中国经济的各个方面,其中包括出口贸易(李坤望等,2015)^[14]。本质上,ICT 对国内跨区域贸易的影响,与对出口贸易的影响一致。自 Freund 和 Weinhold(2002)^[15] 开始,以互联网为代表的 ICT 对国际贸易的影响受到了国内外学者的广泛关注。Freund 和 Weinhold(2002)^[15]、Freund 和 Weinhold(2004)^[16] 基于跨国数据考察了网络发展对服务贸易和货物贸易出口的影响,发现互联网拓宽了国家之间的贸易联系,促进了国际贸易发展,且互联网的贸易促进作用在发展中国家尤为明显。Steinwender(2018)^[17] 利用 1866 年建立跨大西洋电报这一独特的历史事件,发现使用电报后出口商可以获得更新的、更为便捷的信息,这使得贸易国之间产品的价格差异与波动性显著下降,从而促进了大西洋两岸间的贸易往来。在 Melitz(2003)^[18] 提出的企业异质性理论基础,越来越多的学者开始研究企业层面信息网络应用对出口贸易的影响。如李坤望等(2015)^[14] 发现信息化是企业开展国际贸易过程中形成比较优势的新途径。部分学者从企业出口的二元边际角度切入,发现互联网的使用显著增加了企业出口产品种类和单一产品出口额,即分别促进了企业出口的广延边际和集约边际,使得出口规模显著扩大(施炳展,2016^[19];李兵和李柔,2017^[20])。

和现有文献相比,本文的边际贡献主要体现在三个方面:其一,本文为破解区域贸易壁垒提供了新视角。不同于以往文献侧重从制度、文化以及交通基础设施等宏观角度寻找区域贸易壁垒的破解之法,本文创新性地基于企业信息技术应用这一微观视角探索企业跨省销售行为的内生动力,为跨区域贸易研究开辟了新视角。其二,受数据所限,鲜有对中国跨区域贸易的直接研究,企业层面的微观分析更是凤毛麟角(高超等,2019)^[12]。本文从企业跨区域市场进入的微观行为入手,通过构造工具变量首次评估了 ICT 对企业跨省销售的因果效应。此外,本文在 Melitz(2003)^[18] 的基础上构建了异质性企业跨区域贸易行为的理论模型,创新性地提出并实证检验了 ICT 促进企业跨

^① 企业跨省销售行为是跨区域贸易的微观基础(黄玖立和冼国明,2012)^[22],因此本文实证部分从企业跨省销售的微观行为为切入,考察 ICT 对跨区域贸易的影响。

省销售的两个作用机制,即生产率促进效应和成本降低效应。其三,本文将“信息技术与贸易”这一经典命题从“国际贸易”扩展到“国内省际贸易”领域,以独具中国特色的区域市场分割现象为背景,为深入理解中国企业跨区域贸易行为提出了丰富的洞见。本文研究表明,新一代信息技术有望降低区域贸易壁垒,这为打破地区市场分割提供了一个切实可行的思路。

二、理论分析与研究假说

近年来,信息技术的广泛应用颠覆了传统企业发展模式,推动了企业生产与经营大变革,可能对跨区域贸易产生影响。因此,本文拓展了 Melitz(2003)^[18] 框架下的异质性贸易理论,将研究视角从跨国贸易转移到国内跨区域贸易,构建了一个包含信息技术应用与企业跨区域贸易行为的理论模型,试图从理论层面阐述信息技术影响企业跨区域贸易的微观机制。

1. 基本模型

(1) 消费者行为。沿用 Melitz(2003)^[18] 的做法,代表性消费者关于差异化产品的 CES 效用函数 $U = \left(\int_{i \in \Omega} q(i)^\rho di \right)^{\frac{1}{\rho}}$ (Ω 为消费品种类集合),其中 $\rho = (\sigma - 1)/\sigma$, σ 代表消费品之间的替代弹性 ($\sigma > 1, 1 > \rho > 0$)。消费品总体价格指数 $P = \left(\int_{i \in \Omega} p(i)^{1-\sigma} di \right)^{\frac{1}{1-\sigma}}$,其中 $p(i)$ 为消费品 i 的价格。通过求消费者效用最大化可以得到消费品 i 的需求函数 $q(i) = Q \left[\frac{p(i)}{P} \right]^{-\sigma}$ 、生产者收益 $r(i) = R \left[\frac{p(i)}{P} \right]^{1-\sigma}$,其中 Q 为社会总产量, $R = PQ = \int_{i \in \Omega} p(i)q(i) di$ 。

(2) 生产者行为。假设每个生产者仅提供一种差异化消费品,且都只投入劳动力这一生产要素(劳动力价格单位化为 1);假设所有生产者具有相同的固定成本 f_d 和不同的生产率水平 φ 。因此,生产 q 单位消费品 i 的总成本 $TC = f_d + q/\varphi$ 。在垄断竞争市场中,由边际收益 $MR = P(1 - \frac{1}{\sigma}) = MC$,可得消费品 i 的利润最大化定价为 $P(i) = \frac{\sigma}{\sigma - 1} MC = \frac{1}{\rho\varphi}$,进而生产者的利润 $\pi(i) = P(i)q - f_d - q/\varphi = \frac{R}{\sigma} (\rho P \varphi)^{\sigma - 1} - f_d$ 。

2. 生产率促进效应的机制讨论

首先,考虑未引入信息技术情况下的企业跨区域贸易行为。假定不同区域市场面临的需求函数相同,且跨区域贸易的固定成本为 f_c 。借鉴 He 等(2011)^[21] 的思路,本文将企业跨区域贸易可变成本 τ 以冰山成本形式纳入模型中, τ 包括物流成本 τ_a 和商务成本 τ_b 两个部分。因此,消费品 i 在其他区域市场的价格为 $P_1(i) = \frac{\tau_a + \tau_b}{\rho\varphi}$,生产 q 单位消费品 i 的总成本 $TC_1 = f_c + q/\varphi$,此时生产者跨区域贸易产生的利润为 $\pi_1(i) = P_1(i)q - f_c - q/\varphi = \frac{R}{\sigma} \left(\frac{\rho P \varphi}{\tau_a + \tau_b} \right)^{\sigma - 1} - f_c$ 。通过零利润条件可以求解出企业跨区域贸易所需的生产率临界点 $\tilde{\varphi}_1 = M^{\frac{1}{\sigma - 1}} (\tau_a + \tau_b)$,其中 $M = \frac{\sigma f_c}{R(\rho P)^{\sigma - 1}}$ 。因此,在其他条件保持不变时,企业跨区域贸易需要达到较高的生产率门槛值 $\tilde{\varphi}_1$,这意味着只有部分高生产率企业开展跨区域贸易,其他低生产率企业则局限在本地经营(黄玖立和冼国明,2012)^[22]。

其次,信息技术应用对企业生产率具有直接和间接的促进作用。一方面,当其他生产要素保持不变时,信息技术应用引致的生产方式和生产流程变革、生产柔性增强能够直接提高企业生产率水平。另一方面,信息技术与资本、高技能劳动力等生产要素相互赋能,形成互补效应,进而间接改善

企业生产率(何小钢等,2019)^[23]。综合上述分析,本文提出如下假设:

H₁:信息技术带来的企业生产方式变革和要素之间的互补效应提升了企业生产率,有利于本地企业产品销售到国内其他地区,即推动了企业跨区域贸易行为。

3. 成本降低效应的机制讨论

首先,信息技术的发展可以有效降低企业生产成本、信息收集和沟通交流成本。其一,信息技术通过推动专业化分工与协作,提升了产业链效率,降低了企业生产成本(刘向东和陈成漳,2016)^[24]。其二,信息技术有利于建立信息共享平台,从跨区域贸易行为而言,企业能够借助这些平台了解异地市场环境和当地消费者偏好等信息,可以有效降低信息收集和不对称带来的一系列成本(冯华和陈亚琦,2016)^[25]。其三,信息技术打破了沟通交流的时间和空间障碍,交易双方利用通讯设备能够进行实时联络,大幅降低了沟通交流成本(安同良和杨晨,2020)^[26]。

其次,考虑引入信息技术情况下的企业跨区域贸易行为。根据上述分析,生产消费品*i*的边际成本MC随着信息技术应用水平*T*提升而降低,且 $T \in [0, 1]$ 。因此,生产*q*单位消费品*i*的总成本 $TC_2 = f_d + q/\varphi T$ 。在垄断竞争市场中,消费品*i*在本地的利润最大化定价为 $P_2(i) = \frac{1}{\rho\varphi T}$ 。假定不同区域市场面临的需求函数相同,且企业跨区域贸易产生的固定成本和可变成本均为信息技术应用水平*T*的函数。其中,跨区域贸易的固定成本 $f_c(T)$ 有 $f'_c(T) < 0$ 。借鉴He等(2011)^[21]的思路,本文将企业跨区域贸易可变成本 τ 以冰山成本形式纳入模型中, τ 包括物流成本 τ_a 和商务成本 τ_b 两个部分。根据前文分析, τ_a 不随企业信息技术应用水平*T*变化, τ_b 随着*T*增大而减小,即 $\tau'_b(T) < 0$ 。因此,消费品*i*在其他区域市场的价格为 $P_3(i) = \frac{\tau_a + \tau_b(T)}{\rho\varphi T}$,生产*q*单位消费品*i*的总成本 $TC_3 = f_c(T) + q/\varphi T$,此时生产者跨区域贸易产生的利润为 $\pi_3(i) = P_3(i)q - f_c(T) - q/\varphi T = \frac{R}{\sigma} \left(\frac{\rho P \varphi T}{\tau_a + \tau_b(T)} \right)^{\sigma-1} - f_c(T)$ 。通过零利润条件可以求解出企业跨区域贸易所需的生产率临界点 $\tilde{\varphi}_2^{\sigma-1} = M f'_c(T) \left(\frac{\tau_a + \tau_b(T)}{T} \right)^{\sigma-1}$,其中 $M = \frac{\sigma}{R(\rho P)^{\sigma-1}}$ 。由于 $f'_c(T) < 0$, $\tau'_b(T) < 0$, $\sigma > 1$,可得 $\frac{\partial \ln \tilde{\varphi}_2^{\sigma-1}}{\partial T} < 0$,表明随着信息技术应用水平提升,跨区域贸易所需的生产率门槛值 $\tilde{\varphi}_2$ 下降,这意味着将有更多企业有能力进行跨区域贸易。综合上述分析,本文提出如下假设:

H₂:信息技术应用引致的成本下降降低了企业跨区域贸易的生产率门槛值,进而推动了企业跨区域贸易行为。

三、研究设计

1. 数据来源

本文主要研究样本为2005年世界银行针对中国制造业企业开展的调查数据,反映了被调查企业2004年的基本经营状况(主要涉及企业财务状况、投融资环境、员工雇佣形式、基础设施条件,以及与政府、供应商、客户的关系等方面)。该样本涵盖了中国大陆30个省级行政区(未包括西藏自治区)共120个城市,分布于中国华东、华中、华北、东北、西南、西北地区,无论在经济发展程度上还是地理分布上都有广泛的代表性。样本中四大直辖市各有200个观测值,其他各城市均为100个观测值,涉及制造业中所有的大类行业。在剔除主要变量存在异常或缺失的观测值后,本文有效的样本数共计12169个。值得说明的是,本文另外使用2012年世界银行调查数据对基准结果进行稳健性检验,该调查通过分层抽样方法随机抽取了2848家中国企业,覆盖了25座大中型城市,其中涉及制造业、服务业两大门类行业。

2. 模型设定

本文借鉴何小钢等(2019)^[23]的实证研究思路来检验企业 ICT 应用水平与跨省销售的关系,建立如下计量模型:

$$Saleoutprov_{fic} = \beta_0 + \beta_1 ICT_{fic} + \alpha X_{fic} + \gamma X_c + \mu_i + \lambda_p + \varepsilon_{fic} \quad (1)$$

其中, f 、 i 、 c 和 p 分别表示企业、行业、城市和省份编码。被解释变量 $Saleoutprov_{fic}$ 表示企业产品在国内省外的销售比例。核心解释变量 ICT_{fic} 为企业经常使用计算机的员工比例,以反映企业层面 ICT 应用水平。 X_{fic} 为一组企业层面控制变量, X_c 为一组城市层面控制变量,分别控制企业和城市特征。 μ_i 为行业固定效应,以控制不同行业的内在特征。 λ_p 为企业所在省份的固定效应,以控制不同地区的特定差异。 ε_{fic} 为随机误差项。考虑到本文核心解释变量存在较强的内生性,除了传统的 OLS 估计外,本文另外使用 2SLS(两阶段最小二乘法)对模型(1)进行估计。另外,考虑到同一城市、同一行业内的企业可能出现截面相关问题以及潜在的异方差可能对实证结果产生不利影响,本文所有回归均采用聚类到城市—行业层面的稳健标准误。

3. 变量选取

(1)被解释变量。如前文所述,受困于数据的限制,已有文献鲜有从微观层面分析中国企业跨区域贸易行为。然而,本文所用的世界银行 2005 年数据的独特之处在于其提供了被调查企业跨省份销售的信息,即询问了“贵公司产品在国内省外的销售比例”。据此,构造了本文被解释变量——企业跨省销售程度($Saleoutprov$)。根据表 1 中的描述性统计,企业在国内省外销售的产品比例平均为 39.4%。而国务院发展研究中心 2006 年发布的《中国省际贸易联系程度研究》报告基于金税工程增值税估算出 2004 年中国跨省贸易份额为 36.3%。通过对比,可以认为本文使用企业跨省销售行为反映跨区域贸易具有一定的代表性与合理性。

表 1 主要变量的描述性统计

变量名称	变量符号	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
跨省销售程度	$Saleoutprov$	12169	0.394	0.348	0.000	1.000
信息技术变量	ICT	12169	0.170	0.195	0.000	1.000
	$Esale$	12169	0.396	0.489	0.000	1.000
全要素生产率	TFP	11817	2.668	1.182	-3.495	9.899
劳动生产率	$LnLP$	11757	4.260	1.292	-2.799	14.270
资本生产率	$LnCP$	12169	1.499	1.367	-7.858	11.220
营业成本率	$Cost$	12169	0.842	0.134	0.236	1.136
企业资本密度	$Lnkl$	12169	3.824	1.437	-5.704	15.570
企业产能利用率	$Capacityfactor$	12169	0.827	0.181	0.000	1.000
国有股份比例	$Statehold$	12169	0.132	0.313	0.000	1.000
企业贷款状况	$Loan$	12169	0.599	0.490	0.000	1.000
企业规模	$Size$	12169	10.930	2.026	2.303	18.430
企业年龄	$Lnage$	12169	2.275	0.786	1.099	7.602
港口成本	$Lnkcost$	120	5.719	1.078	3.912	8.016
财产权保护	$Protect$	120	0.637	0.168	0.269	0.982
女童受教育比例	$Gedurate$	120	0.468	0.029	0.333	0.560
GDP 增长率	$Pgdp$	120	0.187	0.181	0.074	1.150

(2)核心解释变量。参照宁光杰和林子亮(2014)^[27]、王永进等(2017)^[28]、何小钢等(2019)^[23]的做法,本文采用企业经常使用计算机的员工比例来捕捉企业 ICT 应用水平,该变量客观地反映了企业 ICT 使用率、ICT 与企业生产经营活动的融合程度,同时间接体现了企业 ICT 技术存量。部分文献使用 ICT 资产占总资产比例度量企业 ICT 应用水平,但该变量可能会受到企业炫

耀性投资的干扰 (Triplett, 1999)^[29]。在推进信息化过程中,企业除了 ICT 资产投资之外,还需要对员工实施信息化培训以适应 ICT 的应用,因此使用计算机的员工比例可以更加直接地反映出企业信息化程度 (何小钢等, 2019)^[23]。

(3) 控制变量。为尽可能地避免遗漏变量问题,参考叶宁华和张伯伟 (2017)^[30]、何小钢等 (2019)^[23] 以及高超等 (2019)^[12] 的做法,本文控制了一系列可能影响企业跨省销售的特征变量。其中,企业层面的特征变量包括:企业资本密度 ($Lnkl$),即资本劳动比,用企业固定资产与雇员人数比值的对数形式表示。企业资本密度是推动企业生产率提高的重要因素,可能对企业跨省销售产生间接影响。企业产能利用率 ($Capacityfactor$),等于企业已利用的产能与总产能之比。企业国有股份比例 ($Statehold$),用国有企业在该企业的持股比例表示。国有企业因为其特有的政府属性以及较长的发展历程,在开拓省际市场时可能具备一定的优势和经验。企业贷款状况 ($Loan$),若企业获得外部贷款,则取值为 1,否则为 0。开拓省际市场往往需要大量资金,当企业内部流动性不足时,能否获得外部贷款对企业开展省外经营活动起着至关重要的作用。企业规模 ($Size$),用企业主营业务收入的对数形式表示。企业规模是企业整体实力的体现,规模越大的企业跨越省际贸易壁垒的能力相对越强。企业年龄 ($Lnage$),用调查年份与企业建立年份差值的对数形式表示。新创企业和存在时间较长的企业往往在生产与经营过程中存在显著性差异 (张三峰和魏下海, 2019)^[31],进而对跨省销售产生影响。城市层面的特征变量包括:港口成本 ($Lnkcost$),用企业所在城市到港口的平均费用的对数形式表示,具体是指城市内企业到经常使用的港口所花费的平均运输费用。财产权保护 ($Protect$),企业所在城市对财产权的保护程度,通过对调查问卷中“当发生纠纷时,贵公司的产权与合同将获得多大程度的保护”的回答,在城市层面取平均值表示。女童受教育比例 ($Gedurate$),用企业所在城市女童受教育比例表示。GDP 增长率 ($Pgdp$),用企业所在城市人均 GDP 增长率表示。此外,本文还加入了企业所在行业和省份的虚拟变量,以控制某些不可观测的特定因素。

(4) 工具变量。OLS 估计中,双向因果与遗漏变量等问题造成的内生性较为严重。从双向因果问题来看,进行跨省销售的企业出于业务开展的需要,可能会更多地引入信息技术,使得这类企业 ICT 应用水平相对更高。从遗漏变量问题来看,一些无法观测的因素如企业家才能、观念等可能直接影响企业 ICT 应用水平和省际贸易程度,从而使 OLS 回归结果产生偏误。本文参考何小钢等 (2019)^[23] 的做法,通过两阶段最小二乘法 (2SLS) 缓解模型中潜在的内生性,选取的工具变量为城市一行业维度其他企业的平均 ICT 应用水平 (IV_ICT)。首先,该变量代表的是城市一行业层面整体的 ICT 应用水平,而单一企业 ICT 应用水平往往受大环境影响,即满足了工具变量的相关性假设。其次,除非众多企业采取共同行动,否则单一企业 ICT 应用水平很难影响城市一行业层面 ICT 应用水平,由于世界银行调查的企业样本是随机的,导致企业之间出现这类共同行动的可能性非常小。因此,本文构建的工具变量具有一定的合理性。

四、实证结果及分析

1. 基准回归结果

表 2 列示了 OLS 和 2SLS 回归结果。OLS 回归结果如第 (1)、(2) 列所示,ICT 系数值均在 1% 水平上显著为正,这意味着更多使用 ICT 的企业将更倾向于进行跨省销售。但由于较为严重的反向因果和遗漏变量问题的存在,本文尚不能确定企业 ICT 应用水平与跨省销售行为之间的因果效应。为了更为准确地评估两者的因果效应,本文通过构建合理的工具变量,基于 2SLS 估计方法来缓解潜在的内生性问题。2SLS 第一阶段回归结果如表 2 第 (3) 列所示,工具变量 IV_ICT 系数在 1% 水平上显著为正,这意味着本文构造的工具变量和核心解释变量之间具有较强的相关性。弱 IV 检验中 F 统计量高达 414.587,远大于经验上的临界值 16.380,因此不存在弱工具变量问题。

另外,工具变量不可识别检验中 LM 统计量为 83.659,在 1% 水平上拒绝了“工具变量不可识别”的假设。2SLS 第二阶段回归结果如第(4)、(5)列所示,核心解释变量的系数仍显著为正,且系数估计值明显高于 OLS 回归结果。这意味着 ICT 应用水平的提升显著促进了企业开展跨省销售活动。从经济意义上看,企业 ICT 应用水平提高 10%,将导致企业跨省销售比例平均提高 3.26%,相当于样本均值的 8.27% (0.0326/0.394)。因此,ICT 应用对企业跨省销售程度的影响除了统计上显著之外,在经济意义上同样显著。

从表 2 控制变量的结果来看,企业规模(*Size*)和企业贷款状况(*Loan*)的系数值在 1% 水平上显著为正,这意味着当其他变量保持一致时,规模越大的企业以及能够获得外部贷款的企业将会更多地地产品销往省外。此外,企业资本越密集(*Lnkl*)、产能利用率(*Capacityfactor*)越高、国有股份比例(*Statehold*)越高,企业的跨省销售程度也越高,这与以往文献的结果大体一致。和预期相反的是,企业年龄(*Lnage*)对于企业在省外市场的销售状况产生了显著的抑制效果。这可能是由于,成立年限越长的企业的销售渠道更加固定,同时可能更偏向于风险规避,因此拓宽省外市场的意愿并不强烈。

表 2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Saleoutprov</i>		<i>ICT</i>	<i>Saleoutprov</i>	
	OLS	OLS	2SLS 第一阶段	2SLS 第二阶段	2SLS 第二阶段
<i>ICT</i>	0.217*** (0.020)	0.154*** (0.020)		0.394*** (0.111)	0.326** (0.128)
<i>IV_ICT</i>			0.393*** (0.027)		
<i>Lnkl</i>		0.010*** (0.003)	0.020*** (0.002)		0.006* (0.004)
<i>Capacityfactor</i>		0.009 (0.019)	0.015* (0.009)		0.007 (0.019)
<i>Statehold</i>		0.005 (0.011)	0.015** (0.006)		0.002 (0.011)
<i>Loan</i>		0.035*** (0.007)	0.000 (0.004)		0.035*** (0.007)
<i>Size</i>		0.020*** (0.002)	0.013*** (0.001)		0.018*** (0.003)
<i>Lnage</i>		-0.010** (0.004)	-0.018*** (0.002)		-0.007 (0.005)
<i>Lnkcost</i>		0.041*** (0.012)	-0.005 (0.003)		0.043*** (0.012)
<i>Protect</i>		0.049 (0.039)	0.018 (0.013)		0.042 (0.040)
<i>Gedurate</i>		-0.153 (0.161)	-0.018 (0.051)		-0.144 (0.159)
<i>Pgdp</i>		-0.013 (0.031)	0.014 (0.011)		-0.017 (0.029)
行业/省份固定效应	是	是	是	是	是
弱 IV 检验			414.587 < 16.380 >		

续表 2

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Saleoutprov</i>		<i>ICT</i>	<i>Saleoutprov</i>	
	OLS	OLS	2SLS 第一阶段	2SLS 第二阶段	2SLS 第二阶段
IV 不可识别检验			83.659 [0.000]		
观测值	12169	12169	12169	12169	12169
R ²	0.148	0.171	0.234	0.140	0.164

注:***、**和*分别表示检验统计量在1%、5%和10%水平上显著;圆括号内为聚类到城市—行业层面的稳健标准误;弱IV检验使用Cragg-Donald Wald F统计量;尖括号内为容忍10%扭曲下对应的临界值;IV不可识别检验使用Kleibergen-Paap rk LM统计量;方括号内报告相应的P值,下同

2. 机制检验结果

基准结果表明,企业ICT应用显著提高了制造业企业跨省销售程度。进一步地,ICT通过何种机制作用于企业跨省销售行为还有待讨论。因此,本文基于企业跨省销售视角,就前文提出的ICT对跨区域贸易的生产率促进效应和成本降低效应这两个可能的机制进行实证检验。

(1)生产率促进效应。企业ICT应用会产生直接和间接的生产率促进效应,而生产率越高的企业并不只局限于本地市场,往往会进入其他地区市场。本文通过全要素生产率、劳动生产率、资本生产率刻画企业不同维度的生产率水平。其中,全要素生产率(*TFP*)通过索洛余值法测算得出,体现为剔除资本和劳动力生产要素贡献后企业的产出增长率。劳动生产率(*LnLP*)使用企业人均工业增加值(对数形式)衡量,工业增加值等于企业当期营业收入与应缴增值税之和减去企业当期中间投入。资本生产率(*LnCP*)使用企业营业收入与固定资产总额的比值(对数形式)衡量,以上三种测度方法分别从不同角度反映了企业生产率水平。表3第(1)~(3)列列示了生产率机制的检验结果,*ICT*系数均在1%水平上显著为正。因此,ICT应用能够显著促进企业生产率提升。

(2)成本降低效应。ICT的快速发展可能降低企业生产成本、信息收集和沟通交流成本,进而有利于企业开拓其他地区市场。受数据可得性限制,本文将营业成本率*Cost*(营业成本/营业收入)作为企业成本的代理指标,检验ICT应用能否有效降低企业成本。回归结果展示在表3第(4)列,可以看出,*ICT*系数在1%水平上显著为负,表明ICT应用整体上降低了企业成本。

表3 机制检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	企业生产率			营业成本率
	<i>TFP</i>	<i>LnLP</i>	<i>LnCP</i>	<i>Cost</i>
<i>ICT</i>	1.574*** (0.317)	1.478*** (0.329)	1.579*** (0.249)	-0.183*** (0.047)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/省份固定效应	是	是	是	是
观测值	11817	11757	12169	12169
R ²	0.324	0.421	0.697	0.204

3. 工具变量的外生性检验

表2中2SLS第一阶段回归结果验证了本文工具变量满足“强相关”的要求。但一个合理的工具变量不仅要能够强有力地解释内生变量,还需要满足严格的外生性假设,即本文的工具变量只能通过企业ICT应用水平(而不能经由其他变量)对企业跨省销售程度产生影响。由于无法通过统

计手段检验工具变量的外生性,本文使用两种间接的方法进行验证:第一种方法与检验中介效应的思路类似,表 4 第(1)列结果显示,被解释变量企业跨省销售程度 (*Saleoutprov*) 对工具变量 *IV_ICT* 回归的系数值显著为正。但在此基础上控制内生变量 *ICT* 后,表 4 第(2)列中 *IV_ICT* 变得不显著,而内生变量 *ICT* 仍然显著为正。这意味着,本文工具变量仅通过内生变量 *ICT* 对被解释变量产生影响。换言之,内生变量 *ICT* 可以看作工具变量影响企业跨省销售程度的完全中介机制。因此,间接验证了本文工具变量的外生性假设。第二种方法则是来自 Nunn 和 Wantchekon (2011)^[32] 的证伪检验,如果工具变量 *IV_ICT* 只通过 *ICT* 应用水平这一条路径对企业跨省销售程度产生影响,那么当企业很少应用或不应用 *ICT* 时,工具变量应当和企业跨省销售程度不具有相关性。在本文样本中,经常使用计算机的员工比例小于 5% 的企业共有 3133 家,约占总样本的四分之一(其中有 736 家企业为 0)。表 4 第(3)~(5)列分别展示了 *ICT* = 0、*ICT* < 5% 和 *ICT* ≥ 5% 的子样本回归结果,工具变量系数在 *ICT* = 0 和 *ICT* < 5% 的子样本中不显著,且数值很小,但在 *ICT* ≥ 5% 的子样本中显著为正。因此,进一步说明本文构建的工具变量较好地满足了外生性条件。

表 4 验证工具变量的外生条件

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Saleoutprov</i>		<i>Saleoutprov</i>		
			(<i>ICT</i> = 0)	(<i>ICT</i> < 5%)	(<i>ICT</i> ≥ 5%)
<i>ICT</i>		0.148*** (0.019)			
<i>IV_ICT</i>	0.128** (0.051)	0.070 (0.049)	0.023 (0.203)	-0.033 (0.106)	0.155*** (0.053)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
行业/省份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	12169	12169	736	3133	9036
R ²	0.166	0.171	0.255	0.164	0.175

4. 稳健性检验

(1)控制城市固定效应。为了检验基准结果的稳健性,本文进一步控制了企业所在地级市的固定效应。回归结果展示在表 5 第(1)~(3)列,可以看出 OLS 和 2SLS 估计结果中核心解释变量系数均显著为正,与基准结果保持一致。因此,在控制城市固定效应后,本文核心结论依然成立。

(2)更换估计模型。在本文样本中,未开展省际贸易的企业高达 2724 家,约占总样本的四分之一,由于这些企业跨省销售占比均为 0,同时大部分解释变量也具有非负的特征。因此,本文构建 Tobit 模型进行稳健性检验。由表 5 第(4)、(5)列可知,Tobit 和 IVTobit 估计结果中核心解释变量仍显著为正,与本文核心结论一致。此外,Wald 外生性检验至少在 15% 水平上拒绝了变量外生的假设,这表明本文核心解释变量是内生的,IVTobit 结果可信度较高。

表 5 控制城市固定效应和更换估计模型

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	2SLS 第一阶段	2SLS 第二阶段	Tobit	IVTobit
<i>ICT</i>	0.149*** (0.019)		0.766** (0.318)	0.196*** (0.025)	0.432*** (0.167)
<i>IV_ICT</i>		0.175*** (0.032)			
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	是	是	是	是	是

续表 5

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	2SLS 第一阶段	2SLS 第二阶段	Tobit	IVTobit
城市固定效应	是	是	是	否	否
省份固定效应	否	否	否	是	是
Wald 外生性检验					2.260 [0.132]
观测值	12169	12169	12169	12169	12169
R ²	0.203	0.256	0.114	0.142	—

注:Wald 外生性检验的原假设为变量是外生的,方括号内是 Wald 卡方检验的 p 值

(3) 替换企业 ICT 度量方式。2005 年世界银行还调查了“贵公司通过互联网实现的销售收入比例”,由于大部分企业(共计 8120 家,约占总样本的三分之二)该比例介于 0%~1% 之间,因此可能存在较为严重的测量误差问题。为尽可能地避免测量误差对结果的干扰,本文根据该连续变量构建虚拟变量(*Esale*),从企业产品销售层面捕捉企业 ICT 应用水平,即企业若通过互联网获取销售收入,则 *Esale* 取值为 1,否则为 0。由表 6 第(1)~(3)列可知,OLS 和 2SLS 估计结果中核心解释变量系数均显著为正。因此,在更换企业 ICT 的度量方式后,本文核心结论依然成立。

(4) 替换企业跨省销售变量。为了考察广延边际层面 ICT 应用对企业跨省销售的影响,本文将被解释变量替换为企业跨省销售程度的虚拟变量(若企业在国内省外销售产品赋值为 1,否则为 0)重新进行回归。由表 6 第(4)列和第(5)列可知,核心解释变量系数均在 1% 统计水平上显著为正,表明 ICT 应用提高了企业开展跨省销售的概率,即 ICT 在广延边际上促进了企业跨省销售。

表 6 替换主要变量

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	2SLS 第一阶段	2SLS 第二阶段	Probit	IVProbit
<i>Esale</i>	0.039*** (0.007)		0.475** (0.221)		
<i>IV_Esale</i>		0.123*** (0.034)			
<i>ICT</i>				0.644*** (0.103)	1.673*** (0.539)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
行业/省份固定效应	是	是	是	是	是
弱 IV 检验		26.580 <16.380>			
IV 不可识别检验		18.449 [0.001]			
Wald 外生性检验					3.76 [0.053]
观测值	12169	12169	12169	12113	12113
R ² /Pseudo R ²	0.168	0.075	0.483	0.165	—

注:工具变量 *IV_Esale* 为城市—行业维度其他企业 *Esale* 的平均值。

(5) 控制其他宏观因素。由于城市—行业维度的 ICT 应用水平可能会通过城市经济发展水平、对外开放水平以及基础设施建设水平等宏观层面的途径对企业跨省销售程度产生影响,因此本文在模型(1)基础上另外控制一系列城市层面特征变量来缓解工具变量经由其他渠道对企业跨省销售程度的影响。具体包括:经济发展水平(*Lnpergdp*),以各城市人均 GDP 的对数形式表示;金融

发展水平 (*Finance*), 以各城市金融机构贷款余额占该地区生产总值比重表示; 对外开放水平 (*Open*), 以各城市实际使用外资金额 (按当年美元兑人民币平均汇率换算) 占该地区生产总值比重表示; 基础设施建设水平 (*Infrastr*), 以各城市市辖区人均城市道路面积 (平方米/人) 表示; 政府规模 (*Gov*), 以各城市政府公共财政支出占该地区生产总值比重表示。回归结果如表 7 第 (1) 列和第 (2) 列所示, 本文的核心结论仍然是稳健的。

(6) 删减估计样本。在现有研究中, 企业出口行为对企业开展跨省销售的影响可大致归结为挤出效应和促进效应两个相反的观点 (Poncet, 2003^[33]; Jie 等, 2003^[33]; 黄玖立和李坤望, 2006^[34]), 且至今尚未得出统一结论。由于本文所使用的世界银行数据主要来自 2005 年, 中国在 2001 年底加入世界贸易组织 (WTO) 这一事件导致的出口贸易大幅增长, 可能对本文准确识别 ICT 的跨省贸易效应产生干扰。因此, 为消除中国加入 WTO 的影响, 本文依次删减了有出口业务企业 (当年出口额大于 0) 与外资企业的样本观测值。回归结果如表 7 第 (3) 列和第 (4) 列所示, 核心解释变量系数正负号和显著性与基准结果一致。

表 7 控制其他宏观因素和删减样本

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	OLS	IV	删除出口企业	删除外资企业	删除直辖市和省会城市
<i>ICT</i>	0.159*** (0.020)	0.565*** (0.157)	0.094*** (0.025)	0.104*** (0.021)	0.137*** (0.025)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
控制其他城市变量	是	是	否	否	否
行业/省份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	12070	12070	7598	9823	9034
R ²	0.180	0.140	0.173	0.159	0.160

另外, 考虑到直辖市、省会城市特殊的行政地位及较高的经济发展水平, 反向因果导致的内生性问题可能更为严重。为了证实这类城市不会对结果产生实质性影响, 本文剔除样本中四大直辖市和各省会城市的观测值进行回归估计, 回归结果如表 7 第 (5) 列所示, 核心解释变量在 1% 水平上显著为正, 表明本文核心结论是稳健的。

(7) 更换估计样本。2012 年世界银行调查数据同样对企业信息技术应用情况、企业经营活动及特征等展开了详尽的调查, 相较于 2005 年数据, 其优势在于调查年份更新、数据时效性更强。对于被解释变量, 该数据仅提供了企业产品主要销售地的离散变量, 若主要销售地为本市取值为 1, 主要销售地为国内省外取值为 2, 主要销售地为国外取值为 3。本文剔除主要销售地为国外的企业观测值, 并将其转化为企业产品主要销售地是否为国内省外这一虚拟变量 *Saleoutprov2012* (如果是取值为 1, 否则为 0)。核心解释变量 *ICT2012* 为企业经常使用计算机的员工比例, 与 2005 年数据中保持一致。此外, 本文对企业资本密度 (*Lnkl2012*)、产能利用率 (*Capacityfactor2012*)、国有股份比例 (*Statehold2012*)、贷款状况 (*Loan2012*)、企业规模 (*Size2012*)、企业年龄 (*Lnage2012*) 等重要特征进行控制。考虑到被解释变量 *Saleoutprov2012* 为虚拟变量, 本文选取非线性概率 Probit 和 IVProbit 模型进行估计。估计结果如表 8 第 (1) ~ (4) 列所示, Probit 和 IVProbit 结果中核心解释变量系数均在 1% 水平上显著为正, 进一步证实了 ICT 应用促进企业开展跨省销售的结论。

表 8 基于 2012 年世界银行数据的回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Saleoutprov2012</i>			
	Probit	Probit	IVProbit	IVProbit
<i>ICT2012</i>	0.018*** (0.004)	0.014*** (0.004)	0.056*** (0.006)	0.061*** (0.005)

续表 8

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Saleoutprov2012</i>			
	Probit	Probit	IVProbit	IVProbit
<i>Lnkl2012</i>		-0.392*** (0.092)		-0.080 (0.125)
<i>Capacityfactor2012</i>		-0.003 (0.006)		-0.003 (0.005)
<i>Statehold2012</i>		3.113*** (0.406)		0.010 (1.009)
<i>Loan2012</i>		0.062 (0.147)		-0.030 (0.113)
<i>Size2012</i>		0.502*** (0.085)		0.212 (0.134)
<i>Lnage2012</i>		0.178 (0.133)		0.031 (0.107)
行业/省份固定效应	是	是	是	是
Wald 外生性检验			7.63 [0.006]	5.64 [0.018]
观测值	907	905	843	841
Pseudo R ²	0.124	0.258	—	—

五、进一步讨论

1. 调节效应检验

网络外部性是 ICT 的一个重要特征,由于网络外部性的持续存在,当企业计算机与全球网络进行连接时,ICT 投资的回报率将极大提升。由此可以认为,地区信息基础设施完善程度对企业应用 ICT 产生的经济效应具有显著的调节作用,即地区信息基础设施越完善,将为企业带来更多 ICT 使用和更高的 ICT 使用效率 (Dewan 等,2010)^[35]。这是因为,完备的地区信息基础设施不仅能通过提高 ICT 及其服务的可获得性来降低企业应用 ICT 的接入成本,而且还可以提高信息设备质量与技术服务质量,提升企业 ICT 投资的利用效率。因此,地区信息基础设施水平在很大程度上制约了企业 ICT 投资效果和 ICT 资源的利用效率,且对于那些 ICT 应用水平越高的企业尤为明显 (王永进等,2017)^[28],这将进一步对企业 ICT 的跨省销售效应产生调节作用。参照王永进等 (2017)^[28] 的实证研究思路,本文在模型(1)基础上加入城市层面信息化变量与企业 ICT 变量的交乘项来捕捉城市信息基础设施水平对企业跨省销售的调节效应,计量模型如下:

$$Saleoutprov_{fic} = \beta_0 + \beta_1 ICT_{fic} + \beta_2 ICT_{fic} \times I_c + \beta_3 I_c + \gamma X_{fic} + \eta X_c + \mu_i + \lambda p + \varepsilon_{fic} \quad (2)$$

模型(2)中, I_c 表示城市信息基础设施水平,具体地,本文采用两个指标对此进行衡量,相关数据来自《中国城市统计年鉴》(2005)。其中, I_1 为城市人均邮政和电信业务总额的自然对数,这一指标从市场规模角度反映了城市信息化发展程度。 I_2 为城市人均移动电话拥有量的自然对数,这一指标集中反映了城市信息通信设备的普及程度。综合来看,这两个指标基于不同角度刻画了城市层面信息基础设施水平,其他变量含义同模型(1)。

回归结果如表 9 所示,其中,第(1)、(2)列考察了企业 ICT 应用水平与 I_1 的交互效应,第(3)、(4)列则考察企业 ICT 应用水平与 I_2 的交互效应。除第(2)列外,其他结果中交互项系数均显著为正,表明城市信息基础设施水平放大了当地企业 ICT 的跨省销售效应。对于 ICT 应用水平更高的企业,该作用更为明显,这符合本文预期。

2. 异质性分析

(1) 按市场分割程度分组。现如今,中国已经成为名副其实的外贸大国,但国内跨区域贸易却

受地方保护主义、信息不对称等因素的影响发展缓慢。因此,如何减少国内市场分割对跨区域贸易的不利影响,成为当前畅通国内大循环、建设全国统一大市场过程中亟待解决的重要问题。

表 9 地区信息基础设施水平对企业 ICT 跨省销售效应的调节作用

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	IV	OLS	IV
<i>ICT</i>	-0.186 (0.131)	0.369 (0.477)	0.204 *** (0.027)	0.552 *** (0.156)
<i>ICT * I₁</i>	0.053 *** (0.020)	0.021 (0.072)		
<i>ICT * I₂</i>			0.044 ** (0.018)	0.131 * (0.074)
<i>I₁</i>	-0.049 *** (0.008)	-0.051 *** (0.015)		
<i>I₂</i>			-0.023 ** (0.009)	-0.044 ** (0.017)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业/省份固定效应	是	是	是	是
观测值	12169	12169	12169	12169
R ²	0.176	0.147	0.173	0.154

ICT 有助于信息跨区域传播,极大降低了企业生产成本、信息搜集和沟通成本(李兵和李柔,2017)^[20]。在基于信息技术的网络贸易中,地方保护的影响一定程度上被削弱。信息技术的应用减少了政府对资源流动的限制,将有利于打破国内经济条块分割,提高市场资源的整合效率。为了验证这一论述,本文借鉴 Parsley 和 Wei(2001)^[36]的做法,使用相对价格法测度了中国不同省份市场分割指数,该指数越大表示省际市场分割越严重。进一步地,本文根据该指数划分了高市场分割程度省份和低市场分割程度省份进行分样本回归。回归结果如表 10 第(1)、(2)列所示,在高市场分割程度省份,*ICT* 系数在 1% 水平上显著为正,系数值为 0.249,无论是统计还是经济意义上,均远高于低市场分割程度省份。本文通过自抽样法检验组间系数是否存在显著性差异^①(下表同),发现相比于低市场分割程度省份,*ICT* 系数在高市场分割程度省份显著更大(经验 *p* 值为 0.000)。上述结果验证了本文的预期:在市场分割更严重的地区,企业 ICT 的跨省销售效应更为明显,表明借助 ICT 这一技术手段有利于企业突破省际市场分割,进一步开拓国内市场。

(2)按行业技术密集度分组。技术密集型行业由于技术装备程度比较高,对于前沿技术的引进和应用更为活跃,ICT 和这些技术配套使用存在一定的互补性与外溢性,进而强化了企业 ICT 对跨省销售的促进作用。因此,本文预期 ICT 的跨省销售效应在技术密集型行业更为明显。

借鉴沈能等(2014)^[37]的做法,本文将全样本分为技术密集型行业子样本与非技术密集型行业子样本。表 10 第(3)、(4)列显示,企业 ICT 的跨省销售效应仅存在于技术密集型行业,在非技术密集型行业不显著,且技术密集型行业 *ICT* 变量的系数值远高于非技术密集型行业,经验 *p* 值表明组间系数差异在 1% 水平上显著,符合本文的预期。

(3)按企业所有权性质分组。由于国有企业具有鲜明的公共属性,在政府掌控资源配置权的

① 其中,自抽样次数设为 2000 次。另外,我们尝试了将自抽样次数分别设为 3000、5000 和 10000 次,研究结论未发生改变。

情况下,国有企业资源跨区域流动将受到限制。其中地方国有企业开展跨区域贸易过程中受到本地政府的限制更强,这直接导致地方国有企业相比于其他企业在异地建立了更少的子公司(曹春方等,2015)^[38]。因此,国有企业 ICT 应用对其跨省销售行为的促进效应会更小。即使小部分中央企业不受此限制,但在早期,中央企业就开始不断向外扩张,国内省外地区已经成为主要的销售市场,从而信息技术对中央企业跨省销售的边际影响被大大削弱了。总体来看,相对于国有企业,非国有企业 ICT 的跨省销售效应将更为明显。

参照王永进等(2017)^[28]对于国有企业的定义,当企业国有股份占比大于 50% 时认定为国有企业。表 10 第(5)、(6)列显示,企业 ICT 的跨省销售效应在国有企业中不存在,但在非国有企业中,ICT 变量的系数值在 1% 水平上显著为正,经验 p 值表明 ICT 的跨省销售效应在国有企业组和非国有企业组之间确实存在显著差异。

表 10 异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	高市场分割程度省份	低市场分割程度省份	技术密集型行业	非技术密集型行业	非国有企业	国有企业
ICT	0.243*** (0.027)	0.076*** (0.027)	0.224*** (0.025)	0.030 (0.030)	0.167*** (0.021)	0.058 (0.048)
系数差异检验(经验 p 值)		0.000		0.000		0.000
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业/省份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	5898	6271	5982	6187	10607	1560
R ²	0.188	0.183	0.178	0.147	0.169	0.287

六、研究结论与政策启示

在外部市场面临较大不确定性背景下,中国经济增长更加倚重于国内大市场。如何更为有效地发挥国内超大规模市场优势、挖掘国内市场潜力成为我国经济高质量发展的关键所在。然而,国内跨区域贸易却受到地方保护主义、信息不对称等因素制约而发展缓慢。基于以上背景,本文不同于现有研究主要从制度、文化、自然地理等企业外部宏观视角探讨如何推动跨区域贸易,创新性地基于信息技术应用视角探索企业开展跨区域贸易的内生动力。首先,本文在 Melitz(2003)^[18]的异质性产业动态模型基础上,构建了一个包含信息技术应用与企业跨区域贸易行为的理论分析框架,从理论层面阐述了信息技术影响企业跨区域贸易的微观机制:信息技术应用通过提高企业生产率、降低企业成本,推动企业开展跨区域贸易。其次,本文使用世界银行 2005 年统计的中国 120 个城市共 12169 家企业调查数据,基于两阶段最小二乘估计方法,从微观层面评估了信息技术对企业跨省销售的具体效应与驱动机制。得出以下结论:第一,企业 ICT 应用显著推动了企业跨省销售行为,该结论在考虑识别假设条件和一系列其他可能干扰估计结果的因素后依然成立,这意味着企业有望借助 ICT 技术手段突破国内长期存在的省际贸易壁垒。第二,内在机制检验表明,ICT 应用主要通过提高企业生产率、降低企业成本两条路径正向影响企业跨省销售。第三,进一步研究发现,更高的地区信息基础设施水平放大了企业 ICT 的跨省销售效应,同时,ICT 对企业跨省销售的促进作用在高市场分割程度地区、技术密集型行业以及非国有企业显著更强,这再次证实了 ICT 应用在跨省销售和打破省际贸易壁垒中的重要作用并揭示了异质性的 ICT 跨省销售效应。上述研究结论为当前中国如何通过 ICT 赋能全国统一大市场建设提供了重要的政策启示:

(1) 企业应适当增加对信息技术的投资和接入,充分利用生产率提升和成本降低这两条重要渠道,以最大限度地发挥信息技术应用对于企业开展跨区域贸易的积极作用。当前,我国企业信息技术应用水平总体上处在较低位置,应通过加大企业信息技术投入,利用现代信息化手段有效缓解传统生产、经营和管理过程中存在的技术落后、效率低下以及成本高企等问题,同时提升企业信息传输和信息利用效率,使企业有能力、有信心开展跨区域贸易。

(2) 政府应高度重视新一代信息技术在建设全国统一大市场中的重要作用,引导企业加快信息化进程。与传统企业发展模式相比,信息技术的广泛应用突破了时间、空间维度的限制,推动了企业生产与经营大变革,其对于企业开展跨区域贸易而言至关重要。基于此,政府部门应当将提高企业信息化水平纳入到我国新常态下经济高质量发展的目标中去,倡导和鼓励企业增加对新型信息技术的投资,通过建立和健全企业信息技术投资的金融、财政和研发体系,助力企业信息化水平提升。

(3) 政府应加快新型基础设施建设步伐,增强信息技术对跨省贸易的提升效应。考虑到信息技术投资具有较强的正外部性和溢出效应,单纯依靠市场的力量可能出现信息技术投资不足现象。为此,政府部门还应当充分认识到其在公共领域扮演的重要角色,发挥积极作用,加大我国工业互联网、人工智能、大数据中心和 5G 基站等新型基础设施建设,通过提高信息技术及其服务的可获得性、下调信息技术接入成本来激励和引导企业将信息技术应用到生产、经营和管理中,有效解决企业信息化转型能力不足、成本高企等困难。同时,通过提高信息设备质量与技术服务质量来提升企业信息技术投资的利用效率,进一步扩大信息技术应用对企业开展跨区域贸易的积极作用。如此一来,借助信息化引致的资源跨区域流动,提升资源整合效率,助力全国统一大市场建设。

(4) 根据异质性的 ICT 跨省销售效应,“因地制宜”地实施提升企业信息化水平的激励政策。首先,市场分割不利于区域平衡发展和国内统一大市场建设,面对不同地区市场分割程度存在差异化的情况,政府部门在出台提升信息化政策之前,要充分考虑地区的异质性,避免“一刀切”式政策,加大对高市场分割程度地区内企业信息技术投资和信息化水平提升的支持力度,引导这些企业借助信息技术打破地区市场分割局面,进而助力构建国内统一大市场。其次,非技术密集型行业由于缺乏与信息技术相配套的技术、物质资本以及人力资本等要素,导致信息技术的跨省销售效应微乎其微。因此,非技术密集型行业应当积极建立和完善相关配套体系,充分发挥信息技术与其他要素之间的互补性和外溢性。最后,本文未发现国有企业 ICT 的跨省销售效应,这可能是由于国有企业特殊的身份所导致,在政府掌控资源配置权的情况下,国有企业的跨区域贸易行为一定程度上将受到限制。基于此,政府部门要继续推行和深化国有企业改革,使国有企业真正成为自主经营、自负盈亏的市场经济主体;同时要明确政府的职能,减少政府和监管机构干预国有企业经营决策的行为,推动国有企业市场化经营,以充分释放信息技术在推动国有企业规模化和多元化发展中的积极作用。

参考文献

- [1] Young, A. The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in the People's Republic of China[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2000, 115, (4): 1091 - 1135.
- [2] 郑毓盛, 李崇高. 中国地方分割的效率损失[J]. 北京: 中国社会科学, 2003, (1): 64 - 72, 205.
- [3] Poncet, S. Measuring Chinese Domestic and International Integration[J]. China Economic Review, 2003, 14, (1): 1 - 21.
- [4] 张少军. 贸易的本地偏好之谜: 中国悖论与实证分析[J]. 北京: 管理世界, 2013, (11): 39 - 49.
- [5] 周黎安. 晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J]. 北京: 经济研究, 2004, (6): 33 - 40.
- [6] 李善同, 侯永志, 刘云中, 陈波. 中国国内地方保护问题的调查与分析[J]. 北京: 经济研究, 2004, (11): 78 - 84, 95.

- [7] Xu, Z., and J. Fan. China's Regional Trade and Domestic Market Integrations [J]. *Review of International Economics*, 2012, 20, (5): 1052 – 1069.
- [8] 刘生龙, 胡鞍钢. 交通基础设施与中国区域经济一体化 [J]. 北京: 经济研究, 2011, (3): 72 – 82.
- [9] 范欣, 宋冬林, 赵新宇. 基础设施建设打破了国内市场分割吗? [J]. 北京: 经济研究, 2017, (2): 20 – 34.
- [10] Guiso, L., P. Sapienza, and L. Zingales. Cultural Biases in Economic Exchange? [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124, (3): 1095 – 1131.
- [11] 刘毓芸, 戴天仕, 徐现祥. 汉语方言、市场分割与资源错配 [J]. 北京: 经济学 (季刊), 2017, (4): 1583 – 1600.
- [12] 高超, 黄玖立, 李坤望. 方言、移民史与区域间贸易 [J]. 北京: 管理世界, 2019, (2): 43 – 57.
- [13] 马述忠, 房超. 线下市场分割是否促进了企业线上销售——对中国电子商务扩张的一种解释 [J]. 北京: 经济研究, 2020, (7): 123 – 139.
- [14] 李坤望, 邵文波, 王永进. 信息化密度、信息基础设施与企业出口绩效——基于企业异质性的理论与实证分析 [J]. 北京: 管理世界, 2015, (4): 52 – 65.
- [15] Freund, C., and D. Weinhold. The Internet and International Trade in Services [J]. *American Economic Review*, 2002, 92, (2): 236 – 240.
- [16] Freund, C. L., and D. Weinhold. The Effect of the Internet on International Trade [J]. *Journal of International Economics*, 2004, 62, (1): 171 – 189.
- [17] Steinwender, C. Real Effects of Information Frictions: When the States and the Kingdom Became United [J]. *American Economic Review*, 2018, 108, (3): 657 – 696.
- [18] Melitz, M. J. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003, 71, (6): 1695 – 1725.
- [19] 施炳展. 互联网与国际贸易——基于双边双向网址链接数据的经验分析 [J]. 北京: 经济研究, 2016, (5): 172 – 187.
- [20] 李兵, 李柔. 互联网与企业出口: 来自中国工业企业的微观经验证据 [J]. 北京: 世界经济, 2017, (7): 102 – 125.
- [21] He, Y., J. Y. Li, and J. Jiang. Impact of E-Commerce on International Trade: Based on a Iceberg Cost Model [J]. *International Journal of Trade, Economics and Finance*, 2011, 2, (3): 175 – 178.
- [22] 黄玖立, 冼国明. 企业异质性与区域间贸易: 中国企业市场进入的微观证据 [J]. 北京: 世界经济, 2012, (4): 3 – 22.
- [23] 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 [J]. 北京: 管理世界, 2019, (9): 65 – 80.
- [24] 刘向东, 陈成章. 互联网时代的企业价值网构建——基于某网络公司的案例分析 [J]. 北京: 经济管理, 2016, (9): 47 – 60.
- [25] 冯华, 陈亚琦. 平台商业模式创新研究——基于互联网环境下的时空契合分析 [J]. 北京: 中国工业经济, 2016, (3): 99 – 113.
- [26] 安同良, 杨晨. 互联网重塑中国经济地理格局: 微观机制与宏观效应 [J]. 北京: 经济研究, 2020, (2): 4 – 19.
- [27] 宁光杰, 林子亮. 信息技术应用、企业组织变革与劳动力技能需求变化 [J]. 北京: 经济研究, 2014, (8): 79 – 92.
- [28] 王永进, 匡霞, 邵文波. 信息化、企业柔性 with 产能利用率 [J]. 北京: 世界经济, 2017, (1): 67 – 90.
- [29] Triplett, J. E. The Solow Productivity Paradox: What do Computers do to Productivity? [J]. *The Canadian Journal of Economics*, 1999, 32, (2): 309 – 334.
- [30] 叶宁华, 张伯伟. 地方保护、所有制差异与企业市场扩张选择 [J]. 北京: 世界经济, 2017, (6): 98 – 119.
- [31] 张三峰, 魏下海. 信息与通信技术是否降低了企业能源消耗——来自中国制造业企业调查数据的证据 [J]. 北京: 中国工业经济, 2019, (2): 155 – 173.
- [32] Nunn, N., and L. Wantchekon. The Slave Trade and the Origins of Mistrust in Africa [J]. *The American Economic Review*, 2011, 101, (7): 3221 – 3252.
- [33] Jie, L., D. Q. Larry, and S. Qunyan. Interregional Protection: Implications of Fiscal Decentralization and Trade Liberalization [J]. *China Economic Review*, 2003, 14, (3): 227 – 245.
- [34] 黄玖立, 李坤望. 出口开放、地区市场规模和经济增长 [J]. 北京: 经济研究, 2006, (6): 27 – 38.
- [35] Dewan, S., D. Ganley, and K. L. Kraemer. Complementarities in the Diffusion of Personal Computers and the Internet: Implications for the Global Digital Divide [J]. *Information Systems Research*, 2010, 21, (4): 925 – 940.
- [36] Parsley, D. C., and S. J. Wei. Explaining the Border Effect: the Role of Exchange Rate Variability, Shipping Costs, and Geography [J]. *Journal of International Economics*, 2001, 55, (1): 87 – 105.
- [37] 沈能, 赵增耀, 周晶晶. 生产要素拥挤与最优集聚度识别——行业异质性的视角 [J]. 北京: 中国工业经济, 2014, (5): 83 – 95.
- [38] 曹春方, 周大伟, 吴澄澄, 张婷婷. 市场分割与异地子公司分布 [J]. 北京: 管理世界, 2015, (9): 92 – 103, 169, 187 – 188.

Information Technology Applications and Cross-regional Trade: Based on the Micro Perspective of Cross-provincial Sales of Chinese Enterprises

HE Xiao-gang¹, LUO Qi²

(1. Institute of Industrial Economics, Jiangxi University of Finance and Economics, NanChang, Jiangxi, 330013, China;

2. School of Economics, Jinan University, Guangzhou, Guangdong, 510632, China)

Abstract: Nowadays, international trade frictions combined with the global epidemic have led to huge challenges for China's export trade. In the complex development environment abroad, "building a unified national market" is conducive to China's economy to resist external uncertainties and achieve high-quality growth through the domestic market. Therefore, China's economic growth will rely more on the domestic market in the future. However, there is a serious market segmentation in China for a long time, which hinders cross-regional flow of resources and cross-regional trade, resulting in local enterprises not being able to effectively take advantage of the domestic mega market to enhance their competitiveness.

The severe market segmentation and trade barriers between China's regions have seriously hampered cross-regional trade, and scholars have tried to find possible solutions. Although existing studies have done a lot of research from macro perspectives such as institutional, cultural differences and physical geography, the corresponding macro reform programs are more resistant, more costly and slower to be implemented. How to further reduce the cost of cross-regional trade from a micro perspective has become the key to building a unified national market at present. This paper innovatively explores the endogenous dynamics of enterprises' cross-regional trade behavior based on the micro perspective of enterprises' ICT (Information and Communication Technology) applications, and poses the following questions: Can ICT break through regional trade barriers and promote cross-regional trade behavior of enterprises? If so, what are the effects? What are the mechanisms behind it?

In order to answer the above questions, this paper constructs a theoretical analysis framework incorporating ICT and enterprises' cross-regional trade behavior based on Melitz's (2003) heterogeneous industry dynamics model, and elaborates the microscopic mechanisms: ICT applications drive enterprises to trade across regions by increasing productivity and reducing costs. Based on the framework, this paper assesses the effect of ICT on cross-regional trade based on the perspective of cross-provincial sales by using survey data of 12,169 enterprises in 120 cities in China from the World Bank. The findings are as follows: ICT applications significantly facilitate enterprises' cross-province sales, and this finding remains valid when a variety of influencing factors are considered; Mechanistic tests show that the positive effect of ICT applications on enterprises' cross-provincial sales is mainly realized by improving productivity and reducing cost. Further research find that higher levels of regional information infrastructure amplify the cross-provincial sales effect of ICT. Meanwhile, the role of ICT in promoting cross-provincial sales is significantly stronger in areas with high market segmentation, technology-intensive industries and non-state enterprises.

According to the results, this paper makes the following recommendations. Firstly, enterprises appropriately increase their investment in ICT and make full use of the two important channels of productivity improvement and cost reduction in order to maximize the cross-provincial trade effect of ICT. Secondly, the government could attach great importance to the important role of ICT in building a unified national market, and guide enterprises to accelerate the informatization process. Thirdly, the government may should accelerate the pace of new infrastructure construction and enhance the effect of ICT on cross-provincial trade. Fourthly, the government may need to implement incentive policies to improve the level of enterprise informatization based on the heterogeneous cross-provincial trade effect of ICT.

Key Words: information technology; inter-provincial sales; productivity; trade barriers

JEL Classification: L25, L60, O12

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2022.09.003

(责任编辑: 闫梅)