

竞争与反竞争:论互联网与市场势力的中国实践

罗超平^{1,2}, 胡 猛¹, 翟 琼³

(1. 西南大学 经济管理学院, 重庆 400715; 2. 西南大学 智能金融与数字经济研究院, 重庆 400715;

3. 重庆师范大学 经济与管理学院, 重庆 401331)

摘 要:将互联网纳入企业市场势力分析框架,从提高信息对称性、增强技术可复制性、降低进入壁垒和成本等多维度构建理论分析框架,探究互联网通过竞争效应对企业市场势力的作用路径,并利用2015—2017年中国上市公司的面板数据进行实证检验。研究发现:互联网对企业市场势力具有显著的抑制作用,并因企业异质性而存在较大的差异,即互联网对非国有企业市场势力的抑制作用明显大于国有企业,互联网对东部地区企业市场势力的抑制作用明显强于西部地区。由于存在显著网络效应,互联网对企业市场势力的抑制作用呈现显著的非线性影响,即抑制作用先逐渐增强达到特定门槛值后逐渐减弱。最后结合本文结论和中国实际提出促进互联网与企业融合发展的政策建议。

关键词:互联网;竞争效应;市场势力;全要素生产率

中图分类号:F276 文献标识码:A 文章编号:1005-0566(2021)07-0021-10

Competition and Anti-competition: on the Practice of Internet and Market Power in China

LUO Chaoping^{1,2}, HU Meng¹, ZHAI Qiong³

(1. College of Economics and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China;

2. Institute of Intelligent Finance and Platform Economics, Southwest University, Chongqing 400715, China;

3. School of Economics and Management, Chongqing Normal University, Chongqing 401331, China)

Abstract: This paper brings the Internet into the analysis framework of enterprise market power, constructs a theoretical analysis framework from the aspects of improving information symmetry, enhancing technology replicability, reducing entry barriers and costs, explores the path of the Internet's effect on enterprise market power through competitive effect, and makes an empirical test using the panel data of China's listed companies from 2015 to 2017. The results show that: the Internet has a significant inhibitory effect on the market power of enterprises, and there are great differences due to the heterogeneity of enterprises. That is to say, the restraining effect of Internet on the market power of non-state-owned enterprises is significantly greater than that of state-owned enterprises, and the restraining effect of Internet on the market power of enterprises in the eastern region is significantly stronger than that in the western region. Due to the

收稿日期:2020-05-11 修回日期:2021-04-06

基金项目:重庆市社科规划项目“金融错配对重庆市制造业供给侧改革的抑制效应及再配置路径研究”(2016YBJJ021);国家社科基金重大项目“推进‘互联网+’生鲜农产品供应链渠道发展研究”(15ZDB169);西南大学人文社会科学研究重大项目培育项目“互联网生态系统中农产品加工企业与合作竞争的共生逻辑与机制创新研究”(SWU1909035);国家自然科学基金项目“农业经营新模式对增进与分享规模经济的作用机理研究”(71473205);国家自然科学基金项目“博弈视阈下农民工市民化诱导机理研究”(71373215)。

作者简介:罗超平(1980—),男,四川内江人,西南大学经济管理学院教授,管理学博士,研究方向为数字经济与平台企业。通信作者:翟琼。

existence of significant network effect, the inhibition of the Internet on the market power of enterprises presents a significant nonlinear effect, that is, the inhibition first increases and then decreases after reaching a specific threshold. Finally, combined with the conclusion of this paper and the actual situation in China, the paper gives some policy suggestions to promote the development of Internet and enterprise integration.

Key words: internet; competitive effect; market power; total factor productivity

互联网与经济社会持续的深层次融合,正推动全球新一轮的技术与产业变革。为优化互联网发展环境,中国不仅制定了“互联网+”行动计划,还强调“推进互联网、大数据、人工智能和实体经济的深度融合”,使“互联网+”上升为国家战略,彰显了中国政府和企业的务实精神^[1]。毋庸置疑,快速更新的互联网正在深刻地影响人类社会的经济活动,影响范围逐渐从科学研究领域扩展至企业管理领域^[2],企业间的竞争与垄断关系也因互联网的迅猛发展而发生巨大改变。一方面,互联网加速了企业的并购行为,出现了部分行业的高度集中和垄断趋势。如百度、阿里巴巴、腾讯等大型互联网公司由于占据超过一半的市场份额,被不少人士尤其是互联网中小企业创业者认为它们处于垄断地位^[3]。另一方面,互联网带动的多样化、差异化需求使提供相应服务的企业数量持续增加,表明大型企业的垄断趋势并未形成明显的市场壁垒,中小企业正在积极参与差异化竞争^[4]。可见,互联网同时对企业展现了竞争和反竞争特性。而市场势力是衡量企业垄断势力的重要指标,因此一个值得深思的现实问题是,互联网的使用能否影响企业的市场势力?能否促进企业间的竞争?作用路径是什么?这些问题在我国互联网与企业融合发展的背景下急需理论与阐释。

基于此,本文拟对互联网与企业市场势力展开理论与实证研究,探索中国上市企业市场势力受互联网影响的变化趋势、规律及作用机制。本文将互联网纳入企业市场势力分析框架,基于微观企业视角,从提高信息对称性、增强技术可复制性、降低进入壁垒和成本等多维度构建了理论分析框架。同时,通过生产函数法测算了中国情境

下上市企业市场势力,利用企业线上销售额占营业收入的比值构建了企业互联网指标,实证检验了互联网对企业市场势力的影响和作用路径。研究发现互联网对企业市场势力具有显著的抑制作用,并因企业异质性而存在较大的差异,即互联网对非国有企业市场势力的抑制作用明显大于国有企业,互联网对东部地区企业市场势力的抑制作用明显强于西部地区。门槛回归表明,互联网对企业市场势力的抑制作用呈现显著的非线性影响,即抑制作用先逐渐增强达到特定门槛值后逐渐减弱。本文不仅拓展了企业市场势力的研究边界,还将互联网的经济后果研究扩展至企业市场势力领域,有助于“互联网+”国家战略在企业中高效地实施,从而加速互联网和实体经济深度融合的进程。

一、文献回顾

市场势力作为衡量企业垄断势力和资源配置效率的重要指标,受到了学术界的持续关注。Hall (1988)^[5]开创性地使用行业层面的数据测算一个行业一定时期的平均市场势力。还有学者以此为基础,不断改进方法探索市场势力^[6]。自 De Loecker 等(2012)^[7]在 Hall 的基础上开创性地提出了测算企业层面市场势力的一般性方法以来,许多学者以加成率或勒纳指数对企业市场势力进行了较为深入的研究^①。一部分文献分析了进口竞争^[8]、贸易自由化^[9]、汇率变动^[10]、开发区建立^[11]等宏观环境因素对企业市场势力的影响。另一部分文献从企业内部因素出发,探究了企业实施标准制订^[12]、企业的需求优势和成本优势^[13]、劳动力成本上升^[14]等对市场势力的影响。发现企业的市场势力并未因制订标准而显著提升;代表需求优势

① 企业市场势力的衡量指标有加成率和勒纳指数,数学上加成率等于 P/MC ,勒纳指数等于 $(P-MC)/P$ 。因此,两者实质上是等价的,都是衡量价格偏离边际成本的程度,故文中统称为市场势力。

的企业资本、年龄、营销支出与企业市场势力正相关,代表成本优势的企业全要素生产率与企业市场势力正相关;劳动力成本上升对企业市场势力存在门槛效应,企业平均工资提高导致当期企业市场势力下降,当跨越特定门槛效应后,企业可通过“工艺创新效应”“质量升级效应”实现市场势力的动态提升。

互联网与企业融合发展已是大势所趋,研究互联网对企业影响的文献也不胜枚举,研究主题主要集中在互联网对企业进出口^[15]、劳动生产率^[16]、企业绩效^[17]的影响等方面。有关互联网与企业市场势力的研究尚不充分,主要是探讨互联网平台企业的市场势力。如曲创等(2016)^[18]构建了能同时考察市场层面和企业层面的市场势力度量标准,从整体角度测度了中国互联网平台企业的市场势力,发现在双边市场中,互联网平台企业的市场份额与市场势力存在不对等性,即市场份额大的平台厂商并不具有最强的市场势力;反之,市场份额很小的平台厂商,反而可能具有较强的市场势力。因此,在衡量互联网平台企业的市场势力时,单纯使用市场份额、提价能力会误判互联网平台企业的市场势力^[18-19]。应结合互联网特殊性给企业带来的挑战,从相关市场界定、市场份额确定、市场进入壁垒^[20]和互联网平台企业非中立性策略^[21]等多维度谨慎判断互联网平台企业的市场势力。

现有文献为本文的研究提供了丰富的理论基础、科学的研究方法以及富有启发性的研究结论。但现有文献对互联网与市场势力的研究主要集中于平台企业的市场势力测度,以正确、合理判断平台企业是否具有市场势力,研究对象多是与互联网高度相关的平台企业等,而互联网对企业市场势力的影响和作用路径却鲜有文献直接涉及。然而,非互联网平台企业与互联网平台企业之间存在诸多差异,故互联网对非互联网平台企业市场势力的影响与互联网平台企业是不同的,互联网对非互联网平台企业市场势力影响的具体结论将取决于经验研究的结果。因此,本文测算了中国上市企业的市场势力,尝试从微观层面解释互联

网对企业市场势力的影响和作用路径。

二、理论分析与研究假设

本文旨在探究互联网通过竞争效应对企业市场势力的影响和作用路径。因此,为正确厘清互联网对企业市场势力的影响,首先分析互联网将如何作用于竞争效应,其次分析竞争效应对企业市场势力的作用,进而提出本文的研究假设。

(一) 互联网对竞争效应的影响

第一,互联网有助于提高信息对称性。在互联网不发达的年代,由于信息的不对称,导致市场交易双方企业的利益损失,损害社会公平、公正以及市场配置资源的效率^[22]。一方面,互联网的快速发展加快了信息流动速度,降低了信息传递成本,打破了信息不对称的壁垒,当信息不对称壁垒被打破,又反过来促进了信息传播^[23-25],形成良性循环。企业可以提高获取、传递和处理信息的准确性和及时性,进而提高参与竞争的决策效率。另一方面,互联网提升了供需双方信息对称性,降低了企业的交易成本,在这样的背景下,企业需要在动态竞争中保持高度的竞争积极性和警觉性^[17]。

第二,互联网使技术可复制性增强。在云计算、大数据的技术辅助下,“连接一切”、信息共享已成为现实,企业生产经营的各种手段都很容易被竞争对手观察到。无论是压缩渠道、去中介化,还是控制某个业务环节成本等企业拥有的异质性资源都极易被学习、复制、模仿,甚至被超越,在这样的背景下,企业将面临更为激烈的竞争^[17]。

第三,互联网降低了进入壁垒。如今的互联网已由少数人建设或由机器组织内容然后大众分享转变为共建共享,由于互联网环境的不确定性,使得互联网环境下企业的商业模式具有高度的随机性和不固定性,一切原有的进入壁垒在互联网时代都很难持续,企业已经没有坚固的堡垒可以依托和支撑,只能求新求变,新进企业进入市场的自由度扩大,导致更多的新企业进入现有市场参与竞争^[23]。

第四,互联网有助于降低成本,从而加剧价格竞争。一方面,企业使用互联网可以缩减不必要

的中间环节,减少产品到消费者之间的中间渠道,降低销售、库存及交易成本等;另一方面,借助互联网的大数据分析等功能,企业很容易发现自身经营存在哪些成本控制不利的环节,改进企业日常运营管理,从而实现有效的成本控制^[17]。在与竞争对手进行竞争时,由于企业自身的成本低,就可以降低产品的价格以获取竞争优势,而其他企业为了持续经营,也会相应降低自家产品的价格,最终加剧了企业间的竞争。

综上所述,随着中国企业的不断互联网化,必将引致竞争格局全面升级^[26],互联网将帮助企业发展出多样化的新竞争手段^[27],帮助新企业进入原有市场参与竞争,互联网总体上对企业竞争效应起到促进作用。

(二)竞争效应对市场势力的影响

竞争效应影响企业市场势力的主要途径是迫使企业降低定价。具体表现为:在互联网的作用下,大量的国内甚至是国际新企业涌入现有市场进行竞争。逐渐增强的竞争效应导致市场中的企业竞相压价,迫使企业降低定价,此时企业主要是价格的接受者。企业竞争的加剧进而降低企业市场势力的结论,已得到大量研究的事实证明^[28-29]。

故本文认为互联网将通过加剧企业竞争效应从而影响企业市场势力(见图 1)。本文提出如下假设:

假设 1:互联网通过提高信息对称性、增强技术可复制性、降低进入壁垒和成本对竞争效应都有着不可忽视的促进作用,进而对企业的市场势力呈现出抑制作用。

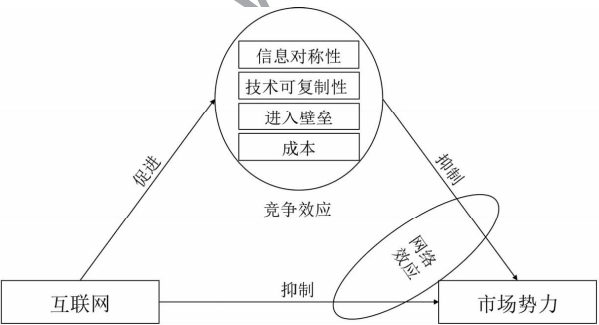


图 1 互联网对市场势力的影响路径

三、实证分析

(一)计量模型、变量与数据说明

1. 模型构建与变量设定

参考李世刚等(2016)^[13]关于市场势力的研究,构建如下计量模型:

$$Lerner_{it} = \beta_0 + \beta_1 int_{it} + \beta_2 control_{it} + \mu_i + v_{it} \tag{1}$$

(1)被解释变量。*Lerner* 是被解释变量,代表企业市场势力,本文以勒纳指数(*Lerner index*)来衡量^[30]。其计算公式如式(2):

$$L = \frac{P - MC}{P} = 1 - \frac{1}{\mu} \tag{2}$$

其中,*L* 表示企业市场势力,*P* 为产品价格,*MC* 为边际成本,且令 $\mu = P/MC$,表示加成率。要计算勒纳指数,首先要计算 μ ,而产品价格、边际成本等作为隐藏信息通常难以获得。故本文借鉴 De Loecker 等(2012)^[7]的思路对 μ 进行估计。该方法一经提出,就得到学者们的青睐,并在各类实证研究中得到运用与验证^[31]。

(2)核心解释变量。*int* 是核心解释变量,以各家上市公司通过互联网在天猫、京东等线上电商平台开设的旗舰店、直营店的线上销售收入与企业营业收入的比值代表企业互联网变量。线上销售额越多,表示企业使用互联网程度越高,若假设 1 成立,则 *int_{it}* 的系数显著为负。

(3)控制变量。控制变量包括资产负债率(*dabr*)、资本集中度(*lnkl*)、全要素生产率(*tfp*)、企业规模(*lnscale*)、企业年龄(*age*)、平均工资(*lnwage*)等企业特征变量。*ln* - 表示对该变量取对数。*i* 和 *t* 分别代表企业和时间, μ_i 是个体效应, v_{it} 是随机误差项。

同时,根据著名的梅特卡夫法则(*Metcalf's Law*)可知,网络价值的增长倍数几乎等于网络节点数量增长倍数的平方。即互联网发展越迅速,接入成员越多,互联网的作用越大。互联网中成员越多,信息传播、交流、共享就更加充分,由此产生的网络价值也就越大,这会进一步促使更多的人自愿加入互联网。鉴于此,我们认为互联网对企业市场势力的影响可能存在非线性关系即网络效

应。本文采用 Hansen(1999)^[32] 提出的门槛模型进行检验,在式(1)的基础上构建如下门槛模型。

$$Lerner_{it} = \beta_0 + \beta_1 int_{it} I(q_{it} \leq \gamma) + \beta_2 int_{it} I(q_{it} > \gamma) + \beta_3 control_{it} + \mu_i + v_{it} \tag{3}$$

其中,I(·)是指示函数,当满足括号内的条件时取1,否则取0;int_{it}是核心解释变量,代表门槛依赖变量;q_{it}是门槛变量,以企业利用互联网的线上销售额(OS)表示门槛变量;γ是特定的门槛值;其他变量含义同式(1)。式(3)是假设仅存在一个门槛值的模型,其可以很方便的扩展为多门槛模型。

2. 数据来源及描述性统计

本文计算所有变量指标时使用的中国上市公司数据取自 Wind 数据库,数据年份区间为 2015—2017 年。这样选取样本期间的原因如下:Wind 数据库提供的代表企业使用互联网的线上销售额变量从 2015 年开始统计,数据库中线上销售数据直接来自于各家上市公司通过互联网在天猫、京东等线上电商平台开设的旗舰店、直营店的每日销售情况。根据杨德明等(2018)^[17]的观点,在 2013 年以前的资本市场中,企业与互联网融合发展的情况较少。自 2013 年开始,以互联网金融为代表的互联网商业模式逐步走向成熟,加之国家支持“互联网+”行动的战略陆续推出,越来越多的企业开始实施与互联网不同程度的融合,这些明显的变化也

为本文的研究提供了基础与可能。本文在剔除海外、港股和数据不全的上市公司后,共获得 516 个有效观测值(见表 1)。

表 1 主要变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
Lerner	516	0.393	0.513	-9.217	0.961
int	516	0.123	0.36	0.0000256	0.706
lnscale	516	12.655	1.277	8.062	16.997
tfp	516	7.357	0.763	3.99	9.347
age	516	18.566	5.516	3	39
lnkl	516	4.757	0.758	2.468	7.421
lnwage	516	2.23	0.425	0.284	3.899
dabr	516	3.363	2.316	0.945	32.126

(二) 实证结果分析

1. 基本回归

本文使用固定效应模型进行回归分析,参考施炳展^[15]对互联网与国际贸易的研究,通过依次增加控制变量来考察模型回归结果的一致性。回归结果见表 2,第(1)列仅加入了核心解释变量 int,考查互联网对企业市场势力的影响。考虑到企业层面特征对企业市场势力的影响和减轻遗漏变量所带来的内生性问题,第(2)至(7)列分别加入企业规模、全要素生产率、企业年龄、平均工资、企业资本集中度和资产负债率等控制变量。表 2 的回归结果表明,互联网对企业市场势力有显著的抑制作用,表现为 int 的系数都显著为负,基本在 1% 的置信水平下显著。

表 2 固定效应回归结果

变量	Lerner						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
int	-1.0326 *** (0.3053)	-1.3509 *** (0.2733)	-1.3182 *** (0.2711)	-0.8587 *** (0.2711)	-0.8572 *** (0.2715)	-0.6808 *** (0.2627)	-0.6662 ** (0.2582)
lnscale		0.7355 *** (0.0765)	0.3055 * (0.1761)	0.7770 *** (0.1872)	0.7901 *** (0.1910)	0.7496 *** (0.1836)	0.7695 *** (0.1806)
tfp			0.5536 *** (0.2046)	0.2946 (0.2007)	0.2768 (0.2073)	0.1719 (0.1999)	0.1961 (0.1966)
age				-0.1362 *** (0.0236)	-0.1405 *** (0.0267)	-0.1626 *** (0.0259)	-0.1568 *** (0.0255)
lnkl					0.0324 (0.0926)	-0.1490 (0.0949)	-0.1941 ** (0.0941)
lnwage						0.6511 *** (0.1195)	0.6646 *** (0.1175)
dabr							0.0525 *** (0.0147)
Constant	0.5196 *** (0.0416)	-8.7484 *** (0.9653)	-7.3838 *** (1.0813)	-8.9729 *** (1.0697)	-9.0813 *** (1.1149)	-7.9982 *** (1.0888)	-8.5303 *** (1.0805)
N	516	516	516	516	516	516	516
R ²	0.0323	0.2380	0.2540	0.3204	0.3207	0.3755	0.3984

注:***、**、* 分别表示变量系数在 0.01、0.05、0.1 水平下显著;括号内为标准误,下表含义相同。

在所有回归结果中,系数之间的波动不大,且基本在 1% 的显著性水平下显著,这说明互联网对企业市场势力具有显著的、稳定的抑制作用。随着控制变量的逐项加入,核心解释变量估计系数的符号和显著性均未发生较大变化,表明回归结果一致性较好,模型设计较为合理。本文假设 1 得到验证,互联网通过提高信息对称性、增强技术可复制性、降低进入壁垒和成本促进了企业竞争,进而抑制了企业的市场势力。

2. 门槛回归

为了避免人为划分样本区间带来的主观判断偏误,本文利用式(3)所构造的门槛模型进行实证分析。

(1) 门槛识别

以企业的线上销售额(OS)为门槛变量对应核心解释变量 int 进行检验,通过 300 次 bootstrap 模拟计算得到门限效应 F 检验统计量的临界值和 P 值。估计结果见表 3,可以发现,单一门槛和双重门槛分别在 1% 和 5% 的显著性水平上显著,自抽样 P 值分别为 0.0000 和 0.0133,分别在 1% 和 5% 的显著性水平下拒绝了没有门槛值和只存在 1 个门槛值的原假设,说明至少存在 2 个门槛值;三重门槛模型不显著,自抽样 P 值为 0.3767,故接受原假设只有 2 个门槛值。

(2) 门槛回归分析

在门槛值估计与检验中,本文得到两个显著门槛值分别是 747.17 万元和 1158.19 万元(见表 3),即 747.17 万元和 1158.19 万元的线上销售额,根据这两个门槛值将样本企业分成互联网使用低程度($OS \leq 747.17$)、中等程度($747.17 < OS \leq 1158.19$)和高程度($OS > 1158.19$)3 个区间,由此可以刻画不同程度下互联网使用强度对企业市场势力的非线性影响。

表 4 第(1)列是回归结果,根据前文的样本区间划分,增加 int_1 、 int_2 和 int_3 这 3 个变量,分别对应 $OS \leq 747.17$, $747.17 < OS \leq 1158.19$, $OS > 1158.19$ 这 3 个区间的 int 变量。 int_1 的系数没有通过显著性检验, int_2 和 int_3 分别在 1% 和 5% 的置信水平下显著。这表明互联网对企业市场势力的抑制作用先逐渐增强,达到特定值(本文是线上销售额 = 1158.19 万元)后开始减弱。具体而言,当企业互联网使用程度处于中等程度以下($OS \leq 1158.19$)时,互联网对企业市场势力的抑制作用逐渐增强并达到最大;当企业互联网使用程度是高强度($OS > 1158.19$)时,互联网对企业市场势力的抑制作用开始减弱。由此可见,互联网对企业市场势力的抑制作用呈现显著的非线性影响,即抑制作用先逐渐增强达到特定门槛值后逐渐减弱。对此,本文的解释是,在企业使用互联网处于低程度区间,互联网作为一种新兴技术,在导入企业初期,由于企业的经营环境复杂多变,互联网与企业的融合面临诸多挑战,存在一段时间的磨合期,在磨合期间互联网无法充分发挥其对企业市场势力的抑制作用;随着互联网在企业内部逐渐普及,互联网与企业的融合程度不断提高,此时互联网能够完全发挥其对企业市场势力的抑制作用并达到最强,表现为在企业互联网使用处于中等程度时互联网对企业市场势力的系数为 -25.2852,且显著性水平为 1%;当企业继续使用互联网并达到一定高水平时,企业可能向一家高度依赖互联网或者直接变成一家互联网公司转变,而互联网行业通常表现出高度集中、垄断与竞争并存的特点^[10]。因此,其对企业市场势力的抑制作用将减弱,即企业互联网使用程度处于高强度时系数为 -4.8970,且显著性水平下降为 5%。

表 3 门槛效果检验

模型	F 值	P 值	门槛值			临界值		
			1	2	3	1%	5%	10%
单一门槛	5027.13 ***	0.0000	1158.1900			63.9222	33.9928	23.5512
双重门槛	63.09 **	0.0133	747.1700	1158.1900		64.6973	40.5203	29.4565
三重门槛	39.80	0.3767	747.1700	1158.1900	2355.5900	99.4798	77.5355	66.7339

注:(1) **、*** 分别表示在 5%、1% 的水平下显著,P 值为采用“自抽样法”(bootstrap)反复抽样 300 次得到的结果。(2)每一次门槛检验过程中,当识别出一个新的门槛值后都会对前一个门槛值进行重新修正。数据来源:作者基于 Stata 15.1 软件估计。

3. 异质性分析

表4中列出了按照不同标准分类的异质性回归结果。具体分类标准如下:(1)本文认为由于企业自身所有制性质的不同将成为影响企业市场势力的重要因素,所以将样本划分为国有企业和非国有企业两类。(2)为了进一步探讨互联网对企业市场势力的作用是否存在地区差异,考虑到本文样本数比中国工业企业数据库少,若按传统的三大地带划分标准分别进行回归分析,势必减少样本数量,回归结果可能出现偏差。本文按郭家堂等(2016)^[33]对地区的划分方法,将中国的各省份划分为东部和西部两个地区^①进行地区差异分析,根据企业财务报表中公司所属省份将样本划分为东部企业和西部企业两类。

表4 异质性分析回归结果

变量	Lerner				
	(1)全样本	(2)东部	(3)西部	(4)非国企	(5)国企
<i>int</i>	-0.6662 ** (0.2582)	-1.2137 *** (0.4112)	-0.0846 (0.0601)	-0.6092 ** (0.2984)	-0.1481 (0.2895)
<i>lnscale</i>	0.7695 *** (0.1806)	0.7314 *** (0.2050)	0.2186 *** (0.0744)	0.8096 *** (0.2154)	-0.0255 (0.0752)
<i>tfp</i>	0.1961 (0.1966)	0.4525 * (0.2298)	0.1442 * (0.0763)	0.1830 (0.2383)	0.3984 *** (0.0729)
<i>age</i>	-0.1568 *** (0.0255)	-0.1788 *** (0.0301)	-0.0135 (0.0095)	-0.1735 *** (0.0341)	-0.0121 * (0.0070)
<i>lnkl</i>	-0.1941 ** (0.0941)	-0.2250 * (0.1144)	0.0055 (0.0380)	-0.2666 ** (0.1155)	0.1139 *** (0.0344)
<i>lnwage</i>	0.6646 *** (0.1175)	1.0530 *** (0.1397)	-0.3513 *** (0.0430)	0.8775 *** (0.1488)	-0.3027 *** (0.0312)
<i>dabr</i>	0.0525 *** (0.0147)	0.0608 *** (0.0155)	0.0002 (0.0093)	0.0573 *** (0.0171)	-0.0049 (0.0088)
<i>Constant</i>	-8.5303 *** (1.0805)	-10.4065 *** (1.2344)	-2.3287 *** (0.4239)	-8.8025 *** (1.2684)	-1.7820 *** (0.4902)
<i>N</i>	516	396	120	372	144
<i>R</i> ²	0.3984	0.5275	0.5890	0.4389	0.7503

分析表4的结果发现:(1)互联网对位于东部地区企业市场势力的抑制作用明显强于西部地区。究其原因,互联网依赖信息基础设施,要充分发挥其作用还取决于当地整体互联网应用水平,而西部地区的总体互联网应用水平与东部地区有显著差距^[34],东部地区由于互联网发展水平高出西部地区,市场开放程度更高,企业所面临的竞争效应也强于西部地区,互联网对市场势力的抑制效果更

加显著,故互联网对企业市场势力的影响存在区域差异,且互联网对位于东部地区企业市场势力的抑制作用明显强于西部地区企业。(2)互联网对非国有企业市场势力的抑制作用明显大于国有企业。究其原因,国有企业在资本市场等方面拥有得天独厚的优势,同时政府给予国有企业的各种政策优惠待遇有利于其保持市场势力^[35],最终抵消互联网对国有企业市场势力的抑制作用,故互联网对中国上市公司市场势力的影响存在企业性质差异,且互联网对非国有企业市场势力的抑制作用明显强于国有企业。

(三)稳健性检验

为增强研究结论的可靠性,本文进一步通过替换变量和工具变量进行稳健性检验。第一,本文使用企业通过互联网的线上销售额对数值(*lnos*)为核心解释变量,替换*int*参与回归。结果见表5的第(2)列。第二,参考现有研究,使用核心解释变量的滞后一期作为工具变量,采用2SLS进行回归。结果见表5的第(3)列。表5中的结果表明,在考虑了内生性问题后,互联网对企业市场势力仍然存在显著的抑制作用,本文的研究假设得到了进一步验证。

四、竞争效应机制检验

(一)互联网与竞争效应

如前所述,我们验证了互联网对企业市场势力的抑制作用,那么,其形成的原因是否是互联网所带来的高度竞争呢?由本文理论分析部分我们知道互联网给企业带来的竞争效应导致市场中的企业竞相压价,降低了企业的定价能力,即互联网带来的竞争效应最终体现在企业对产品的定价上面。为了检验互联网对竞争效应的影响,本文参考刘啟仁等(2015)^[36]对竞争效应的研究,构建式(4)进行检验:

$$price_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 int_{it} + \alpha_2 control_{it} + v_{it} \quad (4)$$

① 东部地区包括:北京、天津、河北、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、广东、海南。西部地区包括:山西、内蒙古、河南、湖北、湖南、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

表 5 门槛回归及稳健性检验结果

变量	Lerner		
	(1) 门槛回归	(2) 替换变量	(3) 2SLS
lnos		-0.0328 ***	
		(0.0107)	
int			-0.3952 ***
			(0.1511)
lnscale	-0.1260	-0.0802 **	-0.1549 ***
	(0.1048)	(0.0336)	(0.0513)
lnfplp	0.3781 ***	0.5539 ***	0.6764 ***
	(0.1266)	(0.0566)	(0.0855)
age	-0.0029	-0.0030	-0.0022
	(0.0104)	(0.0038)	(0.0057)
lnkl	0.1168	0.1113 ***	0.0642
	(0.0848)	(0.0326)	(0.0498)
lnwage	-0.2624 ***	-0.2315 ***	-0.1823 **
	(0.0467)	(0.0584)	(0.0895)
dabr	0.0174 **	0.0374 ***	0.0608 ***
	(0.0076)	(0.0093)	(0.0166)
int_1	-9.9057		
	(9.0027)		
int_2	-25.2852 ***		
	(0.5166)		
int_3	-4.8970 **		
	(2.0405)		
LM statistic			86.728
Wald F statistic			56.465
Constant	-0.7286	-2.4488 ***	-2.6470 ***
	(0.5890)	(0.2383)	(0.3687)
N	516	516	344
R ²	0.9539	0.2967	0.2167

其中, $price_{it}$ 是企业价格的代理变量, 使用加成率减去生产率得到其他变量含义同(1)式^①。若互联网对企业价格的影响是负向的, 则说明互联网给企业带来了较大的竞争效应。

回归结果见表 6。表中 $price_1$ 是以劳动弹性计算的加成率(μ_l)减去生产率得到的价格, $price_2$ 是以资本弹性计算的加成率(μ_k)减去生产率得到的价格。无论是采用 μ_l 计算得到的价格还是 μ_k 计算得到的价格, 在控制了其他控制变量后, int 的系数显著为负, 这说明互联网带来的巨大竞争效应导致企业的定价能力降低, 即互联网通过它独特的特征使企业面临的竞争效应加剧, 导致市场中的企业竞相压价。互联网给企业带来了显著的竞争效应。

(二) 竞争效应与市场势力

为保证机制检验的稳健性, 本文进一步检验竞争效应对市场势力的影响。使用劳动弹性计算的加成率(μ_l)减去生产率得到的价格 $price_1$ 和资本弹性计算的加成率(μ_k)减去生产率得到的价格 $price_2$ 分别表示竞争效应, 对应劳动弹性计算的市场势力($Lerner$), 资本弹性计算的市场势力($Lerner_K$)参与回归。

回归结果见表 7 所示。两组估计结果表明, 竞争效应越强($price$ 越低), 市场势力越小; 竞争效应越弱($price$ 越高), 市场势力越大。这也再次印证了互联网通过加剧竞争抑制企业市场势力的基本论断。

表 6 互联网与“竞争效应”的检验结果

变量	(1) price_1	(2) price_2
int	-0.3263 *	-2.2835 **
	(0.1756)	(0.9687)
control	Yes	Yes
Constant	-7.8428 ***	-37.2702 ***
	(1.0938)	(7.2912)
N	516	516
R ²	0.4944	0.7007

表 7 “竞争效应”与市场势力的检验结果

变量	(1) Lerner	(2) Lerner_K
price_1	0.0549 ***	
	(0.0103)	
price_2		0.0025 ***
		(0.0004)
Constant	0.6692 ***	0.8714 ***
	(0.0646)	(0.0053)
N	516	516
R ²	0.0482	0.2587

五、结论与建议

(一) 结论

本文从提高信息对称性、增强技术可复制性、降低进入壁垒和成本等角度, 构建了一个多维度分析框架分析互联网通过竞争效应对企业市场势力的影响, 并利用 2015—2017 年中国上市公司面板数据进行实证检验。研究发现: 互联网对企业市场势力存在显著的抑制作用, 且因企业性质和

① 加成率定义为价格与边际成本之比, 即 $\mu = \frac{P}{MC}$, 边际成本近似为生产率的倒数(生产率越高边际成本越低), $MC \approx \frac{1}{TFP} = \frac{1}{\exp(\omega)}$, 则 $price = \ln(\mu) - \omega = \ln(P) - \ln(MC) - \omega = \ln(P) - [\ln(1) - \omega] - \omega = \ln(P)$, 此即为企业价格。

企业所属地区不同而存在显著差异,互联网对非国有企业市场势力的抑制作用明显大于国有企业,对位于东部地区企业市场势力的抑制作用明显强于西部地区企业。面板门槛回归模型表明,由于互联网存在显著的网络效应,互联网对企业市场势力的抑制作用呈现显著的非线性影响,即抑制作用先逐渐增强达到特定门槛值后逐渐减弱。

(二)建议

从企业角度看,企业应当主动接入互联网,全面深化互联网与自身的融合发展,形成竞争优势。

一是要抓住“互联网+”新契机,拓宽企业应用互联网的领域。积极应用互联网参与创新产品设计流程,提供个性化定制服务,实施智能化生产管理,强化网络营销等生产经营环节,促进互联网与企业的深度融合。

二是要充分利用好互联网的信息传递功能,汇集企业内外部有效信息。借助以互联网为基础的大数据、云计算、物联网等技术突破信息流通壁垒,企业可以实现设计、生产、销售、服务等环节信息的实时共享与交流,实现企业内外部、多领域的思想交流与碰撞,激发创新活力,满足不同客户的差异化、个性化需求,形成不易被复制的竞争优势。

三是要利用互联网各种技术控制、降低成本,以成本领先获得竞争优势。一方面,企业应当重视以互联网为基础的线上销售模式,借助现有的电商平台或构建自有平台进行线上销售,精简产品销售过程的中间环节、渠道,减少不必要的成本开支;另一方面,企业不仅要利用互联网的大数据、云计算等技术监测企业生产经营过程中成本控制不利的环节,对症下药进行精准的成本控制,还应当借助互联网的信息传递功能,通过各类信息平台交流、学习国内外同行业优秀企业成本控制的方法、手段,缩小与先进企业在成本控制方面的差距。

从政府角度看,政府应当发挥主导作用,加大政策支持和引导,培育互联网与企业融合发展的环境与氛围。

一是坚持“互联网+”战略毫不动摇,继续深化互联网服务企业的广度与深度。一方面,以5G网络、数据中心等新型基础设施建设为东风和契机,加强信息化等基础设施建设,保障互联网运行过程中依赖的各种基础设施、设备。另一方面,建立健全互联网发展的各类制度体系,在互联网发展支持政策,互联网技术方面的人才培训,“互联网+企业”的监督管理等方面创新制度设计。从基础设施和政策环境两方面推动互联网的高质量发展。

二是利用政府的各项政策协调互联网资源配置,着力解决地区间互联网发展不充分不平衡问题。政府要把促进互联网的平衡发展当作自己的责任,加强西部省份和农村地区的互联网基础设施建设及政策扶持,抓住“数字中国”战略、“中国制造2025”、5G网络、数据中心等新型基础设施建设等东风和契机,促进东西部地区互联网协调发展。

参考文献:

- [1]戴德宝,范体军,刘小涛.互联网技术与当前中国经济发展互动效能分析[J].中国软科学,2016(8):184-192.
- [2]黄浩.互联网驱动的产业融合——基于分工与纵向整合的解释[J].中国软科学,2020(3):19-31.
- [3]傅瑜,隋广军,赵子乐.单寡头竞争性垄断:新型市场结构理论构建——基于互联网平台企业的考察[J].中国工业经济,2014(1):140-152.
- [4]孙宝文,荆文君,何毅.互联网行业反垄断管制必要性的再判断[J].经济学动态,2017(7):58-73.
- [5]HALL R E. The relation between price and marginal cost in U. S. industry[J]. Journal of political economy, 1988, 96(5): 921-947.
- [6]周末,王璐.产品异质条件下市场势力估计与垄断损失测度——运用新实证产业组织方法对白酒制造业的研究[J].中国工业经济,2012(6):120-132.
- [7]DE LOECKER J, WARZYNSKI F. Markups and firm-level export status[J]. The American economic review, 2012, 102(6): 2437-2471.
- [8]钱学锋,范冬梅,黄汉民.进口竞争与中国制造业企业的成本加成[J].世界经济,2016,39(3):71-94.
- [9]祝树金,钟腾龙,李仁宇.中间品贸易自由化与多产品出口企业的产品加成率[J].中国工业经济,2018(1):41-59.

- [10]盛丹,刘竹青.汇率变动、加工贸易与中国企业的成本加成率[J].世界经济,2017,40(1):3-24.
- [11]盛丹,张国峰.开发区与企业成本加成率分布[J].经济学(季刊),2018,17(1):299-332.
- [12]刘小鲁.标准制订强化了市场势力吗:基于中国制造业企业数据的经验研究[J].经济评论,2018(4):101-114.
- [13]李世刚,杨龙见,尹恒.异质性企业市场势力的测算及其影响因素分析[J].经济学报,2016,3(2):69-89.
- [14]诸竹君,黄先海,宋学印,等.劳动力成本上升、倒逼式创新与中国企业加成率动态[J].世界经济,2017,40(8):53-77.
- [15]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].经济研究,2016,51(5):172-187.
- [16]王娟.“互联网+”与劳动生产率:基于中国制造业的实证研究[J].财经科学,2016(11):91-98.
- [17]杨德明,刘泳文.“互联网+”为什么加出了业绩[J].中国工业经济,2018(5):80-98.
- [18]曲创,刘重阳.平台厂商市场势力测度研究——以搜索引擎市场为例[J].中国工业经济,2016(2):98-113.
- [19]单姗,曲创.平台厂商市场势力的判定——提价能力的适用性分析[J].福建师范大学学报(哲学社会科学版),2017(1):87-94,169.
- [20]李丹.互联网企业市场支配地位的认定[J].河北法学,2015,33(7):170-180.
- [21]曲创,刘洪波.平台非中立性策略的圈定效应——基于搜索引擎市场的试验研究[J].经济学动态,2017(1):28-40.
- [22]AKERLOF G A. The market for “lemons”: quality uncertainty and the market mechanism[J]. The quarterly journal of economics, 1970, 84(3): 488-500.
- [23]罗珉,李亮宇.互联网时代的商业模式创新:价值创造视角[J].中国工业经济,2015(1):95-107.
- [24]王可,李连燕.“互联网+”对中国制造业发展影响的实证研究[J].数量经济技术经济研究,2018,35(6):3-20.
- [25]谭松涛,阚铎,崔小勇.互联网沟通能够改善市场信息效率吗?——基于深交所“互动易”网络平台的研究[J].金融研究,2016(3):174-188.
- [26]戴德宝,刘西洋,范体军.“互联网+”时代网络个性化推荐采纳意愿影响因素研究[J].中国软科学,2015(8):163-172.
- [27]赵振.“互联网+”跨界经营:创造性破坏视角[J].中国工业经济,2015(10):146-160.
- [28]HARRISON A E. Productivity, imperfect competition and trade reform: theory and evidence[J]. Journal of international economics, 1994, 36(1): 53-73.
- [29]CHEN N, IMBS J, SCOTT A. The dynamics of trade and competition[J]. Journal of international economics, 2009, 77(1): 50-62.
- [30]LERNER A P. The concept of monopoly and the measurement of monopoly power[J]. The review of economic studies, 1934(3): 157-175.
- [31]王贵东.中国制造业企业的垄断行为:寻租型还是创新型[J].中国工业经济,2017(3):83-100.
- [32]HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference[J]. Journal of econometrics, 1999, 93(2): 345-368.
- [33]郭家堂,骆品亮.互联网对中国全要素生产率有促进作用吗?[J].管理世界,2016(10):34-49.
- [34]韩宝国,朱平芳.宽带对中国经济增长影响的实证分析[J].统计研究,2014,31(10):49-54.
- [35]徐明东,陈学彬.中国工业企业投资的资本成本敏感性分析[J].经济研究,2012,47(3):40-52,101.
- [36]刘啟仁,黄建忠.异质出口倾向、学习效应与“低加成率陷阱”[J].经济研究,2015,50(12):143-157.

(本文责编:王延芳)