

网络市场渗透与企业市场影响力^{*}

——来自中国制造业企业的微观证据

李 斌 黄少卿

内容提要: 本文将网络市场渗透作为竞争冲击,运用 Hotelling 模型和 Salop 模型的框架,以中国 2001—2014 年网络购物市场交易规模作为外生冲击构建估计策略,研究网络市场渗透对企业层面市场势力的影响。结果表明:2001—2014 年间,网络市场渗透对中国制造业企业总体市场势力的影响存在两个阶段的特征事实。2001—2007 年,网络市场渗透降低了企业总体市场势力;2008—2014 年,网络市场渗透提升了企业总体市场势力。异质性分析表明:第一阶段,如果企业初始市场势力更高,则网络市场渗透会使其成本加成率下降更大。而在第二阶段,初始市场势力的差异并没有造成网络市场渗透的差异化影响,网络市场渗透对市场中过高初始市场势力的削弱作用消失。无论哪个阶段,网络市场渗透都有利于高效率企业提升市场势力,并相应削弱低效率企业市场势力。机制检验表明:第一阶段,网络市场渗透降低了固定成本和冰山成本(销售费用),改变了市场结构,降低了区域市场集中度和市场进入壁垒,从而提升了行业整合度,并最终降低了企业总体市场势力。第二阶段,网络市场渗透降低企业总体市场势力的强度逐渐减弱。同时,网络市场渗透开拓小众市场,使企业转入产品差异化竞争,利用小众市场维持定价能力,加之网络市场持续帮助行业头部企业整合各区域市场,从而催生总体市场势力的上升。

关键词: 网络市场渗透 市场势力 市场结构 资源配置效率 成本加成率

一、引言

伴随着宽带互联网在中国大规模建设,中国互联网消费市场渐成规模并向经济体系渗透(中国互联网经济研究院,2019)。与发达经济体的市场结构相比,中国经济转轨时期的不完全市场结构存在更多摩擦。对于中国而言,网络市场不仅是一个全新的市场竞争场景和产品销售渠道,同时也被认为是重塑市场竞争秩序和资源配置的新机制(McKinsey, 2015)。在此背景下,一个值得关注的问题是:网络市场渗透如何影响市场势力和资源配置效率?为此,本文从市场竞争的视角,将大样本数据与估计策略相结合,试图回答:第一,网络市场渗透如何影响企业市场势力?第二,网络市场渗透对企业市场势力的影响是否存在异质性?由此进一步揭示网络市场对资源配置效率的提升作用;第三,网络市场渗透影响企业市场势力的具体机制是什么?由此进一步揭示网络市场在提升市场竞争效率中所扮演的角色。

目前,在学术界,网络市场的研究主要可分为两个主流研究脉络:第一,基于企业层面视角,探讨电子商务的应用对企业价值(绩效)的影响(e-commerce value literature)。这类文献多以中小型

^{*} 李斌,上海师范大学商学院,邮政编码:200234,电子信箱:arbingogo@shnu.edu.cn;黄少卿(通讯作者),上海交通大学安泰经济与管理学院,邮政编码:200030,电子信箱:sqhuang@sjtu.edu.cn。本研究得到国家自然科学基金面上项目(71973096)、国家哲学社会科学重大课题(18ZDA115)的资助。作者感谢上海交通大学安泰经济与管理学院陆铭、赵鲤、纽约州立大学阿尔巴尼分校经济系 Chun-Yu Ho、厦门大学王亚南经济研究院傅十和等为本研究提供的建议;感谢匿名审稿人的宝贵意见。当然,文责自负。

经济体为主要研究对象(Dolores Gallego et al., 2016; Palacios, 2003; Ramanathan et al., 2012),以特定行业为主,较少涉及整个制造业(Gentzkow, 2007; Pozzi, 2013; DeFranco et al., 2017; Duch-Brown et al., 2017; Zhang et al., 2019)。第二,关注网络市场机制设计和相应的资源配置效率问题(two-sided market research)(Goldfarb, 2014; Bakos, 2001; Goldmanis et al., 2010; Einav et al., 2016)。前者将网络市场作为一个总体性外部冲击来考虑其对市场结构和企业微观行为的影响;后者则仅着眼于网络市场内部的资源配置,并没有涉及更大范围的效率问题。同时,由于数据获取难度较大,主流研究较少利用大样本数据进行实证分析。虽然中国拥有世界上最大、分布最广的互联网基础设施和在线市场(BCG et al., 2017),却只有少数文献探讨中国网络市场的效率或者福利问题(孙浦阳等, 2017; Fan et al., 2018)。国内主流的实证研究仍然以互联网作为一个整体概念构建核心变量,并把互联网的功能局限在早期的信息交流、知识分享等方面(郭家堂和骆品亮, 2016; 黄群慧等, 2019; 李兵和李柔, 2017; 施炳展和李建桐, 2020; 安同良和杨晨, 2020; 沈国兵和袁征宇, 2020)。将互联网的功能作为一个整体,并没有细化到网络技术上层应用的经济效应,未打开互联网“黑箱”。因此,现有主流研究与互联网商业化的发展进程以及国际文献的主流方向存在差异。

沿袭Melitz(2003)的理论框架及其逻辑,本文将网络市场渗透作为改变当地市场结构的外部冲击,探讨其对企业市场势力和总体资源配置效率的影响。Melitz(2003)的分析框架揭示了国际市场的开放可以使高生产率企业进入出口市场,使低生产率企业退出市场或者仅留在本地市场参与竞争。Melitz & Giancarlo(2008)将当地市场规模和整合程度引入到Melitz(2003)的研究框架中,并在垄断竞争模型的场景下探讨异质性企业在不同贸易开放政策下的分布和总体生产率情况。该模型强调市场规模和对外贸易状况决定企业所面临的竞争环境,并认为在规模更大、整合程度更高的市场中,企业会呈现更高的全要素生产率和更低的成本加成率。Holmes & Schmitz(2010)对竞争与生产率的经验研究进行了梳理,并探讨了市场竞争环境的改善如何影响生产率。Barseghyan & DiCecio(2011)从市场进入成本的视角研究市场结构对跨国生产率差异的解释能力,发现更高的市场进入成本会造成更大的生产资源错配以及更低的全要素生产率和产出。De Loecker(2013)和De Loecker & Goldberg(2014)实证检验了贸易全球化和对外开放对企业全要素生产率的影响。以上研究都是探讨外部冲击下市场结构变化如何影响市场竞争(或者垄断)程度和经济效率的经典文献,它们构成了本文的重要理论基础。

本文将中国工业企业数据库(1998—2014年)与城市层面的数据相匹配,构建了从2001—2014年的企业层面非平衡面板数据。该面板数据覆盖了中国网络市场发展的早期发展阶段(2001—2007年)、快速发展阶段(2007—2011年)和成熟阶段(2012年以后)(艾瑞咨询, 2012),比较全面地反映网络市场在各发展阶段对中国制造业企业市场势力的影响。本文沿袭De Loecker & Warzynski(2012)的方法计算因变量——成本加成率。此外,本文基于特定时代背景设计了一个估计策略,以城市层面宽带互联网接入户数(用人均消费额的标准化系数进行调整)作为分组变量、以中国2001—2014年网络购物市场交易规模作为外生冲击识别网络市场渗透对企业成本加成率的影响。进行网络市场交易的一个前提技术条件是接入宽带互联网,因此,以人均消费额标准化系数调整的宽带互联网接入用户规模一定程度上决定了当地网络购物规模以及网络渗透程度。在中国宽带互联网大规模普及的初期以及电子商务发展的培育阶段,区域间宽带互联网接入用户规模和消费倾向的差异为本文的因果识别提供了理想的研究条件。本文基准模型结果表明,2001—2014年间,网络市场渗透对中国制造业企业总体市场势力的影响存在两个阶段的特征事实:2001—2007年,网络市场渗透降低了企业总体市场势力;2008—2014年,网络市场渗透提升了企业总体市场势力。为检验网络市场对不同类型企业市场势力的异质性影响,本文重点基于企业初始市场势力、全要素生产率(TFP)和所有制形式的差异进行异质性分析。最后,本文还从企业供给侧(可变成本、固定成本、销售费用)和

需求侧(市场结构)两方面来检验网络市场渗透对企业总体市场势力的影响机制。

本文的边际贡献在于: 第一, 以往互联网经济效应的研究多以网络基础设施为核心变量。然而, 互联网技术作用到现实经济需要互联网上层应用, 鉴于此, 本文将研究视角聚焦到互联网更细化的功能之一——网络市场, 并探讨网络市场渗透的经济影响。第二, 引入外部竞争改变市场结构从而提升资源配置效率是产业经济学的重要研究议题, 本文为其提供了中国互联网市场的新视角, 并拓展了产业经济学学科边界。第三, 以大样本微观数据为基础, 检验网络市场渗透对市场竞争和资源配置效率的影响。长期以来, 由于数据获取难度较大, 关于网络市场渗透的经验研究较少。本文以现有可得数据为基础, 构建识别策略, 以新颖的研究设计识别网络市场渗透及其影响。第四, 展示了网络市场渗透影响制造业企业市场势力的渠道及其对资源配置效率的改进意义。当前, 中国互联网经济的发展进入新阶段, 以网络市场为重要基础设施的数字经济、平台经济、共享经济、移动互联网经济等新经济形态层出不穷, 本文为理解网络市场如何影响总体市场竞争环境和资源配置效率提供了独特的视角。

二、理论框架: 网络市场如何影响市场势力

(一) 基础模型

首先, 设定本地市场的同一个产品线上有两个竞争厂商: 一个是本地厂商; 另一个是外地竞品厂商。两个厂商不存在纵向差异, 但是, 存在测度为 1 的横向差异, 因此, 两个厂商在本地市场进行垄断竞争, 各自都有一定的定价能力(市场势力)。根据 Belleflamme & Peitz (2015) 对 Hotelling 模型的应用, 本文假定市场上消费者依偏好 X 均匀分布在 $[0, 1]$ 的区间上, 两厂商对总体测度为 1 的消费者进行竞争, 因此, 两厂商产品分布在消费者偏好的两端。消费者的最高支付意愿为 r , 对产品属性与自身偏好差异的敏感程度为 τ ($\tau < 0$)。厂商 1 产品定价为 P_1 ; 厂商 2 产品定价为 P_2 。外地厂商向本地销售产品的冰山成本为 λ 。因此, $\forall i \in [0, 1]$ 的本地消费者, 购买厂商 1 和厂商 2 的产品所获得的间接效用函数如下:

$$V_1 = r - P_1 + \tau(X - 0) \quad (1)$$

$$V_2 = r - \lambda P_2 + \tau(1 - X) \quad (2)$$

对于无差异消费者 \hat{X} , 由 $V_1 = V_2$, 得到:

$$\hat{X} = \frac{\tau + p_1 - \lambda p_2}{2\tau} \quad (3)$$

从而, 得到本地厂商 1 和外地厂商 2 在本地市场上的需求函数分别为:

$$q_1 = \frac{\tau + p_1 - \lambda p_2}{2\tau} \quad (4)$$

$$q_2 = \frac{\tau + \lambda p_2 - p_1}{2\tau} \quad (5)$$

考虑本地厂商 1 的需求函数 q_1 , 由于 $\tau < 0$, 所以, 厂商 1 的产品需求与其价格 p_1 负相关, 与外地厂商 2 的价格和外地产品销售到本地的冰山成本正相关。

设定本地网购用户占总人口比重为 β , 相应地, 非网购用户占比为 $1 - \beta$, 前者可以在网络市场购买外地产品, 后者只能通过本地经销商购买外地产品。由于线上购物的冰山成本 λ_1 小于线下购物的冰山成本 λ_2 (Fan et al., 2018), 同时, 线上消费者对产品差异性更敏感(线上消费者 τ_1 小于线下消费者 τ_2), 因此, 通过对两类消费者进行简单加总可以得到, 在有互联网渠道的情景下, 外地厂商 2 向本地消费者销售产品的冰山成本为:

$$\lambda = \beta\lambda_1 + (1 - \beta)\lambda_2 \quad (6)$$

加总产品差异敏感度为:

$$\tau = \beta\tau_1 + (1 - \beta)\tau_2 \quad (7)$$

由此,可以得到厂商 1 的价格弹性 ε :

$$\varepsilon = \frac{\partial q_1}{\partial p_1} \times \frac{p_1}{q_1} = \frac{1}{2\tau} \times \frac{p_1}{\frac{\tau + p_1 - \lambda p_2}{2\tau}} = \frac{p_1}{\tau + p_1 - \lambda p_2} \quad (8)$$

考虑厂商 1 的利润最大化问题:

$$\pi = \max_{q_1} p_1(q_1) q_1 - c q_1 \quad (9)$$

其中, c 为边际成本(设定为常数)。由最优化的一阶条件可得:

$$p_1 \left(1 + \frac{1}{\varepsilon}\right) = c \quad (10)$$

从而,厂商 1 的成本加成率为:

$$\sigma = \frac{p_1}{c} = \frac{1}{\left(1 + \frac{1}{\varepsilon}\right)} = \frac{1}{\left(1 + \frac{[\beta(\tau_1 - \tau_2) + \tau_2] + p_1 - [\beta(\lambda_1 - \lambda_2) + \lambda_2]p_2}{p_1}\right)} \quad (11)$$

因为 $\lambda_1 < \lambda_2, \tau_1 < \tau_2$, 由(11)式可以得到:

$$\begin{cases} \frac{\partial \sigma}{\partial \beta} < 0 & \lambda_1 - \lambda_2 < \frac{1}{p_2}(\tau_1 - \tau_2) \\ \frac{\partial \sigma}{\partial \beta} \geq 0 & \lambda_1 - \lambda_2 \geq \frac{1}{p_2}(\tau_1 - \tau_2) \end{cases} \quad (12)$$

(12) 式给出了本文的基本命题: 网络市场降低了外地厂商向本地市场销售产品的冰山成本, 并开辟了小众市场, 使消费者对产品差异更敏感。在第一阶段(当 $\lambda_1 - \lambda_2 < \frac{1}{p_2}(\tau_1 - \tau_2)$), 网络市场渗透使本地企业市场势力下降; 在第二阶段(当 $\lambda_1 - \lambda_2 \geq \frac{1}{p_2}(\tau_1 - \tau_2)$), 网络市场渗透使本地企业市场势力上升。

(二) 拓展模型

考虑本地市场存在 n 个厂商的情景, 从而进一步探讨网络市场通过增加市场竞争主体数量来降低企业市场势力的机制。为此, 本文根据 Belleflamme & Peitz (2015) 对 Salop 模型的应用, 假定市场上消费者依偏好 X 均匀分布在周长为 1 的圆环上。市场上有 n 个厂商对总体测度为 1 的消费者进行竞争, 其中, 本地企业的占比为 α , 外地企业的占比为 $1 - \alpha$ 。 n 个厂商依次将本地市场分成 n 个偏好区间。每个厂商与相邻两个厂商竞争偏好相近的消费者, 相邻厂商之间的距离为 $1/n$ 。对于本地厂商 $i (i \in N^+)$, 它与相邻的两个厂商分别进行两厂商模型中的市场竞争。不失一般性, 设定它所在的位置为起始点 0。厂商 i 产品定价为 p_i , 位于其临近位置企业是本地企业的概率为 α , 为外地企业的概率为 $1 - \alpha$ 。设定本地厂商的平均定价为 \tilde{p}_L , 外地厂商的平均定价为 \tilde{p}_F , 则厂商 i 左右两侧产品平均价格 $\tilde{p} = \alpha\tilde{p}_L + (1 - \alpha)\tilde{p}_F$ 。通过与两厂商模型类似的求解过程, 可以得到本地厂商 i 的需求函数为:

$$q_i = \frac{1}{n} + \frac{p_i - \tilde{p}}{\tau} \quad (13)$$

因此, 对于 n 个厂商的竞争模型, 本地厂商 i 产品的价格弹性为:

$$\varepsilon_i = \frac{1}{\tau} \times \frac{p_i}{\left(\frac{1}{n} + \frac{p_i - \tilde{p}}{\tau}\right)} \quad (14)$$

成本加成率为:

$$\sigma = \frac{1}{\left(1 + \tau \times \frac{\left(\frac{1}{n} + \frac{p_i - \tilde{p}}{\tau}\right)}{p_i}\right)} = \frac{1}{\left(1 + \tau \times \frac{\left(\frac{1}{n} + \frac{p_i - \alpha \tilde{p}_L - (1 - \alpha) \lambda \tilde{p}_F}{\tau}\right)}{p_i}\right)} \quad (15)$$

则有,

$$\begin{cases} \frac{\partial \sigma}{\partial \beta} < 0 & \lambda_1 - \lambda_2 < \frac{1}{n(1 - \alpha) p_F} (\tau_1 - \tau_2) \\ \frac{\partial \sigma}{\partial \beta} \geq 0 & \lambda_1 - \lambda_2 \geq \frac{1}{n(1 - \alpha) p_F} (\tau_1 - \tau_2) \end{cases} \quad (16)$$

其中,

$$\lambda_1 - \lambda_2 = \frac{\partial \lambda}{\partial \beta} \quad (17)$$

$$\tau_1 - \tau_2 = \frac{\partial \tau}{\partial \beta} \quad (18)$$

拓展为 n 个厂商的模型表明: 在第一阶段(当 $\lambda_1 - \lambda_2 < \frac{1}{n(1 - \alpha) \tilde{p}_F} (\tau_1 - \tau_2)$) 时, 网络市场渗透使本地企业市场势力下降; 在第二阶段(当 $\lambda_1 - \lambda_2 \geq \frac{1}{n(1 - \alpha) \tilde{p}_F} (\tau_1 - \tau_2)$) 中, 网络市场渗透使本地企业市场势力上升。

三、估计策略、变量和数据

(一) 估计策略

本文的研究主题是探讨网络市场渗透所引入的外部竞争冲击对企业市场势力的影响, 为此, 本文选择市级维度, 因为城市是具备一定规模和独立性的市场环境。同时, 相对省级数据, 市级的样本量更多, 变量的变化更丰富。从时间维度来讲, 本文选择中国的统一大市场尚未充分建立、市场分割还比较严重的时间区段, 即 21 世纪初期。在这一时期, 相关研究认为中国还存在着比较严重的地方保护、区域市场分割和市场进入壁垒, 尚未形成一个完全整合的全国性大市场 (Bai et al., 2004; 桂琦寒等, 2006; 陆铭和陈钊, 2009)。本文选择第二产业中的制造业作为研究样本, 剔除了大宗商品和原材料等重工业行业。因为基础性生产资料行业的空间分布依赖自然资源禀赋, 空间分布不均匀, 企业的市场范围较大。而在制造业中, 资本品很少通过网络渠道购买与销售, 网络市场渗透与该类产品关系较弱, 因此, 本文聚焦于最终消费品和中间品制造业(具体行业代码留存备案)。

本文的估计策略以城市层面 2001 年宽带互联网接入户数(以人均消费额的标准化系数进行调整)作为分组变量、以中国 2001—2014 年网络购物市场交易规模作为外生冲击, 识别网络市场渗透对企业成本加成率的影响。基准模型设定如下:

$$\begin{aligned} Markup_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 Internet_{ic2001} \times e - Buying_t + \alpha_2 Internet_{ic2001} + \alpha_3 e - Buying_t \\ & + \alpha_4 X_{it} + \alpha_5 Z_{ict} + \mu_i + v_c + \varphi_t + \zeta_s + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (19)$$

(19) 式中, 变量下标 it 表示企业 i 在 t 年的观测值, 下标 $ic2001$ 表示企业 i 所在城市 c 在 2001 年的观测值, X_{it} 为企业层面控制变量的向量, Z_{ict} 为城市层面控制变量的向量, μ_i 、 v_c 、 φ_t 、 ζ_s 分别为企业、城市、年份、四位码行业效应, ε_{it} 为模型的随机误差项, α_0 、 α_1 、 α_2 、 α_3 、 α_4 、 α_5 分别表示模型的待估系数。本文采用面板固定效应 (FE) 模型估计系数, 并使用稳健标准误对估计系数的显著性进行

推断。

(二) 变量

1. 成本加成率的估计

度量企业市场势力(market power) 或成本加成率(markup) 是实证产业组织研究的重要方向。本文采用 De Loecker & Warzynski (2012) 提出的方法估计企业市场势力——成本加成率, 由于现有研究数据普遍以企业经营数据为主, 该方法得到了更为广泛的应用和拓展(Lu & Yu, 2015; De Loecker et al., 2016) 。为了计算成本加成率, 还需要通过估计生产函数获得要素的产出弹性 θ_k 、 θ_L 、 θ_{In} 。我们参照 Lu & Yu (2015) 的设定, 估计超越对数生产函数(translog production function) 和中间产品的产出弹性, 并计算成本加成率:

$$Markup = \theta_{In}PY/mIn \tag{20}$$

(20) 式中, PY 为销售收入, mIn 为中间产品投入。本文分别对各二位码行业估计了生产函数, 并计算企业要素产出弹性和成本加成率(限于篇幅, 估计结果留存备案) 。

2. 变量描述

如表 1 所示, 本文经验分析的基准模型以企业层面成本加成率 $Markup$ 作为被解释变量, 核心解释变量包括: 企业所在城市 2001 年的宽带互联网用户基数 $Internet$ (以每万人宽带互联网接入户数度量, 并通过 2001 年城市人均消费额 $Consumption$ 的标准化系数^①进行调整) 、中国 2001—2014 年网络购物市场交易规模 $e - Buying$ 以及二者的交互项 $Internet \times e - Buying$ 。

除了核心变量以外, 我们还分别控制了随时间变化的城市层面变量, 包括: 经济发展水平 GDP (实际 GDP, 对数) 、产业结构 $Structure$ (第三产业与第二产业产值比) 、市场潜力 Pop (人口规模, 对数) 、教育水平 $Schooling$ (在校高中生数量, 对数) 、固定资产投资额 $Investment$ (对数) 、外商直接投资 FDI (对数) 、房地产开发投资额 $Estate$ (对数) 、消费水平 $Consumption$ (年人均消费额) 、交通运输状况 $Good Transport$ (货物运输量, 对数) 。同时, 我们还引入了企业层面的控制变量, 包括: 企业政府出资占比 $Government$ 、企业规模(劳动力规模 $Employment$, 对数) 、企业年龄 Age (对数) 、企业外商投资占比(包括港澳台) $FDI Firm$ 、企业出口状况 $Export$ 、成本情况(企业产品销售成本 $Cost$) 、企业负债情况(企业的杠杆率 $Leverage$) 以及企业的技术水平(全要素生产率 TFP , 对数, 运用 Akerberg, et al. (2015) 提出的 ACF 方法计算) 。我们还控制了四位码行业虚拟变量、年份虚拟变量和城市虚拟变量。另外, 实际 GDP、固定资产投资、实际使用外资总额(按照当年人民币兑美元月平均汇率调整为人民币) 、房地产开发投资总额均以 2001 年为基期, 并分别利用 GDP 指数、分省固定资产投资价格指数、分省商品零售价格指数计算实际值。

表 1 主要变量定义及描述性统计

变量名称	变量描述	样本量	平均值	标准差	最大值	最小值	中位数
被解释变量(企业层面)							
$Markup$	企业成本加成率、市场势力	1652969	1. 1919	0. 3841	14. 7989	0. 0998	1. 1456
解释变量(国家层面)							
$e - Buying$	全国历年(2001—2014 年, 不包含 2010 年) 网络购物交易规模(万亿元) , 以 2001 年为基期进行价格调整	13	0. 4464	0. 7101	2. 2033	0. 0006	0. 0506

^① $(consumption_{2001} - consumption_{min2001}) / (consumption_{max2001} - consumption_{min2001})$, 其中, 分子是各城市 2001 年人均消费额与样本城市 2001 年最小人均消费额的差值, 分母是样本城市 2001 年最大人均消费额与最小人均消费额的差值。

续表 1

变量名称	变量描述	样本量	平均值	标准差	最大值	最小值	中位数
解释变量(城市层面)							
<i>Internet</i>	2001 年城市互联网接入率(千户/万人),并用各城市 2001 年人均商品零售额的标准化系数进行调整	261	0.0582	0.5175	8.2627	0	0.0036
解释变量(企业层面)							
<i>TFP</i>	企业全要素生产率(对数)	1664618	0.3841	0.6745	6.4446	-4.3947	0.5504
<i>k</i>	实际资本(千元,对数)	1664650	8.7214	1.6573	18.6505	0	8.6272
<i>l</i>	劳动力(人,对数)	1659497	4.9475	1.1048	11.9031	2.1972	4.8978
<i>in</i>	实际中间产品投入(千元,对数)	1664650	8.5952	2.1595	17.9451	0.009	8.9818
<i>age</i>	企业年龄(年,对数)	1664618	2.2036	0.6630	5.2364	0	2.1972
<i>y</i>	实际产出(千元,对数)	1664650	9.043	2.0059	18.3129	0.8033	9.3275

(三) 数据来源

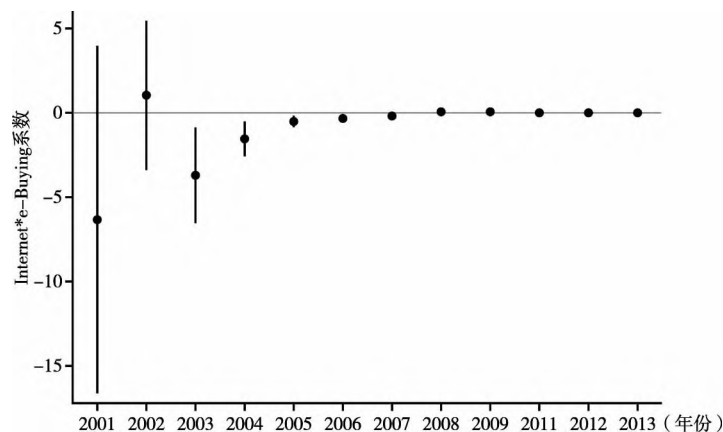
本文以微观企业数据——中国工业企业数据库为基础(1998—2014年,不包含2010年),并将其与CEIC数据库和国泰安数据库(CSMAR)中的相关城市层面数据匹配。其中,城市层面的房地产开发投资总额来自国泰安数据库(CSMAR),其余城市层面指标均来自CEIC数据库。另外,CEIC数据库中的上海市国际互联网用户数明显低于其他城市,因此,上海市国际互联网用户数以Wind数据库所提供的数据为准。同时,北京市2001年国际互联网用户数缺失,本文根据CNNIC2002年发布的第九次《中国互联网络发展状况统计报告》提供的互联网用户地域分布情况(各省市用户数占比),以上海市2001年互联网用户数为基准,估算北京市2001年互联网用户数。此外,2005—2014年全国网络购物市场交易规模数据来自CEIC数据库,^①2001—2004年数据来自艾瑞咨询《中国网络购物行业年度监测报告简版2011—2012年》。中国工业企业数据库的初步合成和清理工作沿袭Brandt et al. (2012)、聂辉华等(2012)的做法,并使用Brandt et al. (2012)的方法估计企业实际资本存量;参照寇宗来和刘学悦(2020)的做法,本文补充湖南省企业2011年的从业人数,并估算2008—2014年的企业中间产品;本文估计企业总劳动力成本是用企业各年应付工资总额乘以该企业2004—2007年总劳动力成本/应付工资总额的平均值,而非行业均值;2008年和2009年的折旧用当年固定资产合计乘以该企业1998—2007年历年折旧/固定资产合计的平均值;2008年的国家资本金通过匹配2008年经济普查数据库获得,2009年的国家资本金用当年实收资本金乘以该企业1998—2008年间国家资本金/实收资本金的平均值。同时,根据研究需要以及数据的客观情况,我们又删除了企业外商资本权益小于0和大于1、总资本权益小于0、国有资本权益大于1、总用工人数小于8、中间品与总产出之比小于0.05和大于1、杠杆率前0.5%的样本,并对企业开业年份的错误录入值进行了调整。中国从1999年开始在国内布局宽带互联网,但是,2001年,全国大部分城市的统计年鉴才开始对城市层面宽带互联网接入用户数进行统计。所以,本文的核心解释变量——宽带互联网接入用户数的起始年份为2001年。通过将该指标与工业企业数据库匹配,本文最后得到一个时间跨度从2001年到2014年的非平衡面板数据(核心变量的统计描述见表1,其他变量留存备索)。

^① CEIC数据库收录了中国互联网络信息中心对全国网络购物市场交易规模的监测数据。

四、经验分析

(一) 基准回归结果

经验分析首先检验网络市场渗透对企业成本加成率的逐年影响,为此,本文先将年度虚拟变量分别与 $Internet \times e - Buying$ 交乘并加总构成 $\sum_{k=2001}^{2013} \alpha_k Dyear_k \times Internet_{it,2001} \times e - Buying_t$ 替换(19)式的 $Internet \times e - Buying$ 进行回归。表2第(1)列报告了模型1-1的回归结果, $Internet \times e - Buying$ 的系数分别为: -3.905(不显著)、2.281(不显著)、-2.721(在10%水平上显著)、-1.129(在5%水平上显著)、-0.379(在5%水平上显著)、-0.265(在1%水平上显著)、-0.159(在1%水平上显著)、0.0602(在5%水平上显著)、0.0684(在1%水平上显著)、-0.0008(不显著)、0.0011(不显著)、-0.0033(在5%水平上显著)。^①图1标示了以上系数估计值及90%置信区间,可以发现网络市场渗透对企业成本加成率的影响呈现由负转正(或者不显著)的趋势,但是,正向影响的强度低于负向影响。进一步,第(2)列结果显示,交互项 $Internet \times e - Buying$ 与 TFP 的三次项系数为0.0179(在1%水平上显著),将其与二次交互项合并同类项计算可知,当 $TFP > 0.7263$ 时, $Internet \times e - Buying$ 的系数 > 0 ; 当 $TFP \leq 0.7263$ 时, $Internet \times e - Buying$ 的系数 ≤ 0 。这表明,在2001—2014年,网络市场渗透降低了低生产率企业的市场势力,使70.02%的样本市场势力下降(见图2(a))。

图1 $Internet \times e - Buying$ 逐年系数

基于表2第(1)列系数的特征趋势,本文将样本分为两个阶段分别回归(这种阶段的划分与艾瑞咨询所划分的中国网络购物市场发展阶段近似^②),第一阶段为2001—2007年,第二阶段为2008—2014年,结果见表2第(3)列和第(4)列。对于第一阶段,交互项 $Internet \times e - Buying$ 的系数为-0.0637(在1%水平上显著)。同时,分组变量 $Internet$ 的系数不显著。这意味着,在网络市场渗透之前($e - Buying = 0$), $Internet$ 的差异并没有造成被解释变量的显著差异。因此,第一阶段的网络市场渗透降低了企业总体成本加成率。对于本文的样本而言,分组变量 $Internet$ 的最大取值为8.263千户/万人,它界定了网络市场渗透影响企业成本加成率的最大强度(上界)。相对于基准组($Internet = 0$),网络市场交易规模每增加1万亿元,最高处理组企业成本加成率均值下降0.5263。^③对于第二阶段,第(4)列 $Internet \times e - Buying$ 的系数为0.0022(在5%水平上显著)。这

① 2014年虚拟变量被省略,因此,无估计系数。

② 艾瑞咨询在《中国网络购物行业年度监测报告简版2011—2012年》报告中,将2001—2007年划分为中国网络购物市场的早期发展阶段,将2008年以后划分为高速成长期和成熟期。

③ $-0.0637 \times 8.263 = -0.5263$ 。

表明,第二阶段的网络市场渗透提升了企业总体市场势力。除了核心变量以外,其他控制变量的结果也基本符合预期(限于篇幅,结果留存备索)。

表 2 基准回归

解释变量	(1) 模型 1-1	(2) 模型 1-2	(3) 模型 1-3	(4) 模型 1-4
$Internet \times e - Buying$	—	-0.0130*** (0.0019)	-0.0637*** (0.0095)	0.0022** (0.0011)
$Internet \times e - Buying \times TFP$	—	0.0179*** (0.0031)	—	—
企业、城市层面控制变量	YES	YES	YES	YES
年份、行业、城市固定效应	YES	YES	YES	YES
样本量	1445579	1445579	1126203	319376
调整的 R ²	0.496	0.535	0.727	0.720

注: 回归系数的标准误为异方差稳健的标准误。系数估计值的*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著。括号中的系数为估计量的标准误。“YES”表示模型中控制了该变量。“—”表示模型中没有包含该变量(或者因为共线性问题被省略)。以下各表同。

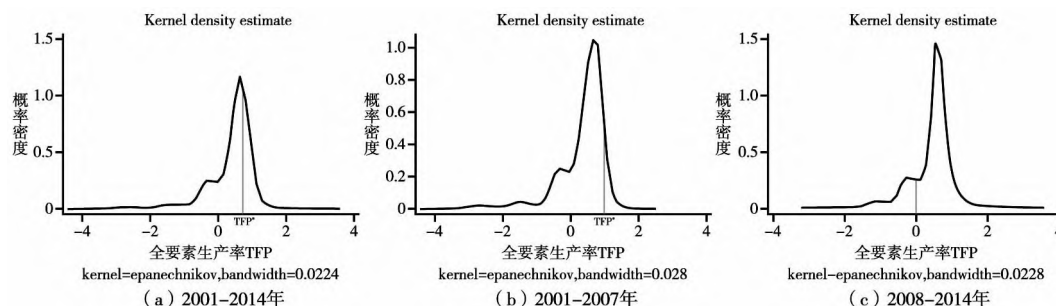


图 2 TFP 分布图

本文还进行了一系列稳健性检验。检验 1 用网络购物市场交易规模占全社会商品消费比重作为外生冲击 $e - Buying$ 的代理变量进行回归。检验 2 以 2005—2007 年数据为基础进行回归,从而证实即便仅使用权威机构监测的网络购物市场交易规模数据进行回归,第一阶段回归的基本结论依然稳健。因此,基准结论不会因为第三方咨询机构可能的度量误差而造成偏误。检验 3 以孙浦阳等(2017)的估计策略为基础,将 2001 年各城市“宽带互联网用户数/总人口”作为基准回归模型中 $Internet$ 的代理变量,以淘宝网成立的 2003 年作为时间分界点构建虚拟变量作为 $e - Buying$ 的代理变量,从而构造替代识别策略对第一阶段样本进行回归。检验 4 在检验 3 基础上将城市层面网络市场渗透 $Internet Penetration$ ^① 与二次交互项 $Internet \times e - Buying$ 构成三次交互项进行回归,从而进一步证实即便存在其他降低市场势力的因素,网络市场渗透也是造成企业市场势力下降的原因之一。检验 5 将初始(2001 年) EG 指数大于 0.02^② 的高集聚行业剔除,从而构建一个“孤岛经济”场景,并对两阶段样本进行回归,从而进一步证实本文的网络市场渗透确实是本地市场引入了外部

① 以各市当年宽带互联网用户占全国宽带互联网用户比重为权重,将全国网络购物市场交易规模分解到各市,从而估算各市网络市场交易规模 $Internet Penetration$ 。

② Ellison & Glaeser (1997) 指出, $EG < 0.02$ 表示行业呈现空间分散状态(not very concentrated)。

冲击,并影响了企业市场势力。最后,检验 6 将换城市或者改行业的企业样本剔除,并对两阶段样本分别回归。以上稳健性检验结果均支持基本结论(限于篇幅,稳健性检验结果留存备索)。

(二) 异质性分析

本文重点基于企业初始市场势力、全要素生产率 TFP 和企业所有制的差异进行异质性分析,从而检验网络市场渗透对资源配置效率的影响。

表 3 模型 2-1 是将基准回归交互项 $Internet \times e - Buying$ 与企业 2001 年市场势力构成三次交互项,从而检验市场势力的分布在网络市场渗透下的动态变化。第(1)列第一阶段结果显示二次交互项系数不显著,三次项系数为 -0.246(在 10% 水平上显著)。这表明如果企业初始市场势力更高,网络市场渗透会使其成本加成率下降得更多。因此,网络市场渗透使样本企业成本加成率的离散程度降低,这意味着资源配置效率的提升(Lu & Yu, 2015)。而对于第二阶段而言,初始市场势力的差异并没有造成网络市场渗透的差异性影响。这表明,网络市场渗透对过高初始市场势力的削弱作用已经停止。

表 3 第(3)列和第(4)列模型 2-2 将企业 TFP(对数)与 $Internet \times e - Buying$ 构成三次交互项。结果显示第一阶段和第二阶段的三次项系数分别为 0.0733(在 1% 水平上显著)和 0.0093(在 5% 水平上显著)。这表明,在网络市场渗透下,高生产率企业的成本加成率下降得更少,更有能力抵御网络市场渗透带来的外部竞争冲击。并且,当生产效率高于 0.94(第一阶段)和 0(第二阶段),网络市场渗透反而有利于高效率企业提升市场势力。根据样本企业 TFP 分布(如图 2(b)、(c)),本文进一步进行分类统计发现:在第一阶段(2001—2007 年),网络市场渗透仅提升了少量高效率企业的市场势力(占比 11.67%),而大部分企业的市场势力随着网络市场渗透而下降(占比 88.33%)。因此,平均而言,网络市场渗透使样本企业总体市场势力下降。而在第二阶段,网络市场渗透已经能够提升大部分企业的市场势力(占比 82.06%),并仅降低了少量低效率企业的市场势力(占比 17.94%)。因此,平均而言,网络市场渗透使样本企业总体市场势力上升。

除此以外,本文还考察了两阶段的高 TFP 企业在内地各省的分布情况(如图 3)。结果显示,无论哪个阶段,占比排名前六名的省(市)都是广东省、浙江省、江苏省、山东省、上海市、福建省,长三角地区(江浙沪),它们的高效企业占比分别为 45.42% 和 32.86%,东南沿海六省(市)占比甚至高达 91.85% 和 66.62%。这说明,长三角和东南沿海地区有更多的企业受益于网络市场渗透(特别是在第一阶段),并提升了市场势力。

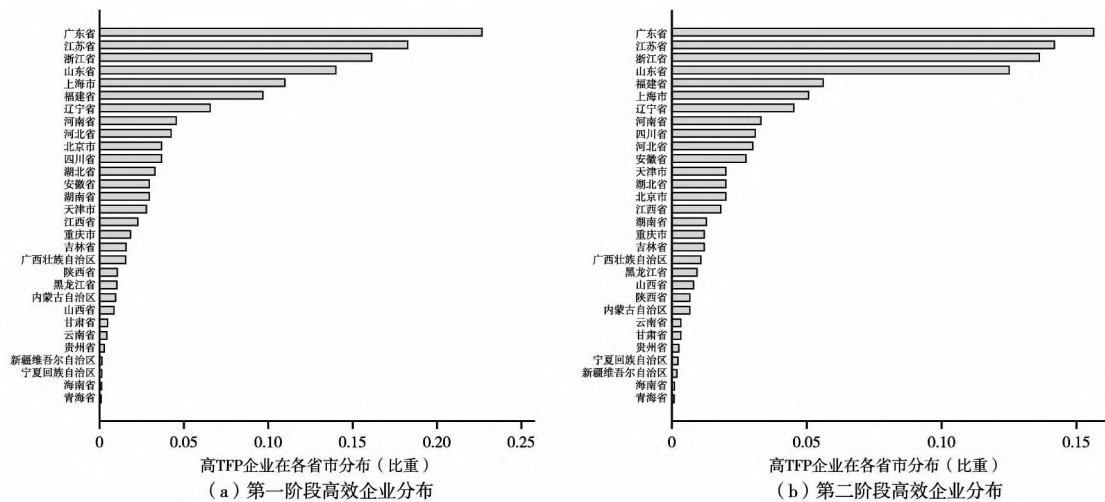


图 3 高 TFP 企业在内地各省的分布情况(不含西藏数据)

进一步,本文还将企业初始国有资本占比 *Government* 与 *Internet × e - Buying* 构成三次交互项进行回归。表3第(5)列三次项系数为 -0.567 (在1%水平上显著),第(6)列则不显著。这表明,第一阶段网络市场渗透使国有经济市场势力下降更多。国有企业是造成资源配置效率扭曲的主要因素之一(Cull et al., 2015; Li et al., 2008; Wu et al., 2012),因此,第一阶段网络市场渗透削弱了国有企业的垄断势力,提升了资源配置效率。而在第二阶段,国有企业并没有比民营企业的市场势力下降更多。这意味着随着国有企业过高市场势力的消失,网络市场渗透降低总体市场势力的强度将逐渐减弱。

表3 异质性分析

解释变量	(1) 模型 2-1	(2) 模型 2-1	(3) 模型 2-2	(4) 模型 2-2	(5) 模型 2-3	(6) 模型 2-3
<i>Internet × e - Buying</i>	0.246 (0.155)	-0.0002 (0.0126)	-0.0689*** (0.0124)	-0.0003 (0.0022)	-0.0497*** (0.0187)	0.0029 (0.0034)
<i>Internet × e - Buying × Term3</i>	-0.246* (0.129)	0.004 (0.0101)	0.0733*** (0.0157)	0.0093** (0.0036)	-0.567*** (0.134)	0.0275 (0.0205)
企业、城市层面控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份、行业、城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	427676	66942	1126203	319376	427674	66942
调整的 R ²	0.717	0.723	0.741	0.727	0.716	0.724

注: *Term3* 是为构建三次交互项新增的变量。其中,模型 2-1 中的 *Term3* 为样本企业初始年份的成本加成率;模型 2-2 中的 *Term3* 为样本企业全要素生产率 TFP(对数);模型 2-3 中的 *Term3* 为样本企业初始年份的国有资本占比 *Government*。

五、机制检验

(一) 供给侧的机制

产品的最终价格基于产品所平摊的固定成本、可变成本以及各项费用(主要是销售费用)而形成。因此,借鉴 De Loecker et al. (2020) 的研究思路,本文继续检验网络市场渗透对可变成本(工资和中间产品价值/总销售额)、固定成本(间接成本/总销售额)^①和冰山成本(销售费用/总销售额)等因素的影响,进而从生产端的价格形成角度检验网络市场渗透影响市场势力的作用机制。首先,从表4第(1)列模型 3-1 结果可知,第一阶段的网络市场渗透并没有影响企业的可变成本,交互项 *Internet × e - Buying* 的系数不显著。这说明第一阶段的网络市场渗透并不是通过影响可变成本而降低企业成本加成率。第(2)列模型 3-2 的结果显示,交互项 *Internet × e - Buying* 的系数为 -0.0172 (在10%水平上显著)。这说明网络市场渗透降低了企业固定成本,并因此降低了企业成本加成率。此外,在固定成本的构成中,我们重点关注销售费用,对应理论框架中的冰山成本。第(3)列模型 3-3 的结果显示,网络市场渗透通过作用于冰山成本使企业成本加成率下降,因为 *Internet × e - Buying* 的系数为 -0.0063 (在5%水平上显著)。一直以来,较高的中间流通费用导致中国消费品最终价格高企,并阻碍了产品跨地区流通,从而使各地区市场内部形成了垄断势力。因此,企业层面销售费用的下降意味着中间销售费用占比下降,产品的最终价格也会相应降低,消费

^① 参照王磊和夏纪军(2015)的做法,本文也将企业折旧、营业费用、管理费用和财务费用等间接成本加总作为固定成本的代理变量。

者福利随之提升。但是,在第二阶段,第一阶段降低企业市场势力的两个作用机制不复存在。表 4 第(5)列和第(6)列结果表明,网络市场渗透对固定成本和冰山成本的影响均不显著。因此,随着这两个降低市场势力的作用机制消失,网络市场渗透对总体市场势力负向作用的强度将逐渐减弱。除此以外,第(4)列 $Internet \times e - Buying$ 的系数为 0.0026(在 1% 水平上显著)。这表明第二阶段的网络市场渗透所带来的外部竞争加剧了厂家对中间产品和劳动力等生产要素的竞争,并使边际成本上升。同时,第二阶段的发现表明,网络市场渗透提升了企业的成本加成率。这说明网络市场渗透使企业转入到产品差异化的竞争上,并促使企业提高细分市场上的定价能力,从而使价格的上升快于边际成本的上升。

表 4 企业层面的机制检验

解释变量	被解释变量(第一阶段)			被解释变量(第二阶段)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	可变成本 模型 3-1	固定成本 模型 3-2	冰山成本 模型 3-3	可变成本 模型 3-1	固定成本 模型 3-2	冰山成本 模型 3-3
$Internet \times e - Buying$	0.0113 (0.0153)	-0.0172* (0.0099)	-0.0063** (0.0032)	0.0026*** (0.0008)	0.0024 (0.0019)	0.0008 (0.0007)
企业、城市层面控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份、行业、城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	982118	1126203	1126203	314455	319385	319423
调整的 R ²	0.067	0.008	0.025	0.078	0.020	0.005

(二) 需求侧的机制: 市场结构的变化

本文还进一步从行业层面、城市—行业层面检验网络市场渗透如何影响企业市场势力,从市场结构的视角深入探讨网络市场渗透影响企业市场势力的机制。为此,本文从三方面检验网络市场渗透对市场结构的影响:一是行业集中度,用以考察行业层面的市场整合;二是市场竞争主体的增加;三是当地市场集中度,用以考察当地市场壁垒和市场垄断程度。

在模型 4-1 中,本文以四位码行业市场集中度 HHI 作为被解释变量进行回归。核心解释变量 $Internet$ 为行业变量,用该行业 2001 年网络销售占比加权平均值度量,^①外生冲击依然为 $e - Buying$,行业(四位码行业)层面控制变量包括:行业国有(集体)企业占比、企业数量(万家)、行业平均出口份额、行业平均用工规模(万人)、行业平均销售费用(千万元)。在模型 4-2 中,本文以各城市各四位码行业企业数量(对数形式)作为被解释变量进行回归,模型除了包含基准模型的核心变量以外,还包含了城市和行业层面的控制变量。其中,城市层面的控制变量与基础模型相同,行业控制变量与模型 4-1 相同。在模型 4-3 中,本文以各城市各四位码行业市场集中度 HHI 作为被解释变量进行回归,解释变量与模型 4-2 相同。

表 5 第(1)、(3)、(4)、(6)列结果显示,对于第一阶段和第二阶段而言,网络市场渗透提升了行业集中度,并降低了当地市场进入壁垒。但是,网络市场渗透在第一阶段的影响强度要高于第二阶段。第(2)列结果表明,第一阶段网络市场渗透增加了当地竞争主体数量和竞争程度。第(5)列结果表明,第二阶段网络市场渗透增加了竞争主体数量,但是强度小于第一阶段。以上证据表明,

^① 根据世界银行 2003 年中国企业调查数据(Investment Climate Survey 2003)报告的企业 2001 年网络销售比重计算的二位码行业加权平均网络销售占比(以企业销售份额为权重)。

第一阶段的网络市场渗透改变了市场结构,降低了当地市场集中度,并使市场进入壁垒降低,从而增加了新竞争主体和市场竞争活力,并有利于行业内龙头企业进行市场整合,因此,降低了企业总体市场势力。但是,从第(4)列和第(6)列的结果可以发现,第二阶段的网络市场渗透依然在帮助行业头部企业整合各区域市场。行业集中度的提升表明行业头部企业市场势力提高,而区域市场集中度降低表明各区域企业市场势力下降。在网络市场渗透过程中,如果头部企业市场势力的提高远大于各区域市场企业市场势力的下降,则行业头部企业对市场的整合有可能催生总体市场势力的上升。第一阶段网络市场渗透对行业市场集中度和区域市场集中度的影响强度相对比值为1.5526,而第二阶段网络市场渗透对行业市场集中度和区域市场集中度的影响强度相对比值高达10.9615。因此,在第一阶段其他降低市场势力的因素消失或者强度减弱的情况下,这有可能造成第二阶段网络市场渗透提升企业总体市场势力。

表 5 行业和区域层面的机制检验

解释变量	被解释变量(第一阶段)			被解释变量(第二阶段)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	市场集中度 (行业)	企业数	市场集中度 (城市)	市场集中度 (行业)	企业数	市场集中度 (城市)
	模型 4-1	模型 4-2	模型 4-3	模型 4-1	模型 4-2	模型 4-3
<i>Internet × e - Buying</i>	0.472*** (0.174)	1.291*** (0.122)	-0.304*** (0.0441)	0.0798*** (0.0256)	0.0196*** (0.00559)	-0.0073*** (0.00171)
年份效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
样本量	1061	179693	179693	995	109714	109714
调整的 R ²	0.114	0.186	0.072	0.195	0.196	0.096

注: *Internet* 因为共线性问题被省略。

六、结论和政策建议

本文将网络市场渗透作为改变市场结构的外部冲击,探讨其对企业市场势力和总体资源配置效率的影响,并发现:在2001—2014年,网络市场渗透对中国制造业企业总体市场势力的影响存在两个阶段的特征事实,第一阶段是2001—2007年,网络市场渗透降低了企业总体市场势力;第二阶段是2008—2014年,网络市场渗透提升了企业总体市场势力。异质性分析表明:在第一阶段,如果企业初始市场势力更高,网络市场渗透会使其成本加成率下降更多。这意味着样本企业成本加成率离散程度下降,资源配置效率提升。而在第二阶段,初始市场势力的差异并没有造成网络市场渗透的差异性影响,网络市场渗透对过高初始市场势力的削弱作用消失。其次,无论哪个阶段,网络市场渗透都有利于高效率企业提升市场势力,并相应削弱低效率企业市场势力。另外,网络市场渗透仅在第一阶段使国有经济市场势力下降更多。机制检验表明:第一阶段网络市场渗透并没有影响企业供给侧的可变成本,而是通过作用于固定成本和冰山成本(销售费用)使企业成本加成率下降。此外,网络市场渗透改变了市场结构,降低了区域市场集中度和市场进入壁垒,从而提升了行业整合度,增加了新竞争主体和市场竞争活力,并最终降低了企业总体成本加成率。而第二阶段的网络市场渗透并不存在影响固定成本和冰山成本的机制,同时,高初始市场势力企业和国有企业的过高市场势力已经没有下降空间,因此,网络市场渗透降低企业总体成本加成率的强度逐渐减弱。与此同时,网络市场渗透开拓了小众市场,使企业转入产品差异化竞争,并利用小众市场维持定价能力,加之,网络市场持续帮助行业头部企业整合各区域市场,因此,第二阶段网络

市场渗透提升了企业总体成本加成率。

基于以上结论,本文的政策建议如下:

第一,旨在削弱地方市场保护势力的政策应将有限的资源投入到网络市场及其市场机制的建设,利用网络市场的外部竞争打破原有区域分割、市场壁垒,提升市场竞争程度。宽带互联网接入用户是网络市场引入外部竞争主体的现实载体,因此,需要加大网络基础设施的建设,培育更多网络用户,普及和扩散高速宽带网络(比如5G网络)技术,从而为网络市场的深入发展奠定基础。

第二,在市场分割的情形下,企业主要在当地市场竞争,区域外高效率企业无法突破区域限制进行市场整合并达到规模经济。因此,市场分割下的行业整合度偏低,但是区域内部市场集中度却偏高。旨在解决这两个问题的政策制定,可以考虑通过网络市场渠道规避区域间的市场壁垒,并通过对行业的整合提升资源配置效率。

第三,网络市场渗透导致低效率企业的成本加成率下降更多,有助于通过市场竞争实现优胜劣汰。但当前中国的要素市场扭曲或者制度性退出障碍可能导致低效率企业留在市场。政策制定应该着眼于完善本地市场的进入退出机制,加快低效率企业退出。同时,也要防止一部分高效企业依靠网络市场渠道过度使用市场势力,从而损害资源配置效率的进一步提升。另外,网络市场导致国有企业受到更大的外部竞争冲击,因此,在加快低效率国有企业退出的同时,也要完善社会保障体系和再就业措施,防止由此产生过大的社会冲击。

参考文献

- 艾瑞咨询,2012《中国网络购物行业年度监测报告简版2011—2012年》。
- 安同良、杨晨,2020《互联网重塑中国经济地理格局:微观机制与宏观效应》,《经济研究》第2期。
- 白重恩、杜颖娟、陶志刚、全月婷,2004《地方保护主义及产业地区集中度的决定因素和变动趋势》,《经济研究》第4期。
- 桂琦寒、陈敏、陆铭、陈钊,2006《中国国内商品市场趋于分割还是整合:基于相对价格法的分析》,《世界经济》第2期。
- 郭家堂、骆品亮,2016《互联网对中国全要素生产率有促进作用吗》,《管理世界》第10期。
- 何小钢、梁熙熙、王善骞,2019《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》第9期。
- 黄群慧、余泳泽、张松林,2019《互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验》,《中国工业经济》第8期。
- 寇宗来、刘学悦,2020《中国企业的专利行为:特征事实以及来自创新政策的影响》,《经济研究》第3期。
- 陆铭、陈钊,2009《分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护》,《经济研究》第3期。
- 聂辉华、江艇、杨汝岱,2012《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》第5期。
- 沈国兵、袁征宇,2020《企业互联网化对中国企业创新及出口的影响》,《经济研究》第1期。
- 申广军、刘超,2018《信息技术的分配效应——论“互联网+”对劳动收入份额的影响》,《经济理论与经济管理》第1期。
- 孙浦阳、张靖佳、姜小雨,2017《电子商务、搜寻成本与消费价格变化》,《经济研究》第7期。
- 王磊、夏纪军,2015《固定成本与中国制造业生产率分布》,《当代经济科学》第2期。
- 中国互联网经济研究院,2019《中国电子商务发展二十年》。
- Akerberg, D. A., K. Caves, and G. Frazer, 2015, “Identification Properties of Recent Production Function Estimators”, *Econometrica*, 83, 2411—2451.
- Bai, C.-E., Y. Du, Z. Tao, and S. Y. Tong, 2004, “Local Protectionism and Regional Specialization: Evidence from China’s Industries”, *Journal of International Economics*, 63, 397—417.
- Bakos, Y., 2001, “The Emerging Landscape for Retail E-Commerce”, *Journal of Economic Perspectives*, 15, 69—80.
- Barseghyan, L., and R. DiCecio, 2011, “Entry Costs, Industry Structure, and Cross-country Income and TFP Differences”, *Journal of Economic Theory*, 146, 1828—1851.
- BCG, AliResearch, Center, B. D. R., 2017, *Decoding the Chinese Internet*.
- Belleflamme, P., and M. Peitz, 2015, *Industrial Organization: Markets and Strategies (2nd Edition)*, Cambridge University Press,

New York.

Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang, 2012. “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing”, *Journal of Development Economics*, 97, 339—351.

Cull, R., W. Li, B. Sun, and L. C. Xu, 2015. “Government Connections and Financial Constraints: Evidence from a Large Representative Sample of Chinese Firms”, *Journal of Corporate Finance*, 32, 271—294.

De Loecker, J., 2013. “Detecting Learning by Exporting”, *American Economic Journal: Microeconomics*, 5, 1—21.

De Loecker, J., J. Eeckhout, and G. Unger, 2020. “The Rise of Market Power and the Macroeconomic Implications”, *Quarterly Journal of Economics*, 135, 561—644.

De Loecker, J., and P. K. Goldberg, 2014. “Firm Performance in a Global Market”, *Annual Review of Economics*, 6, 201—227.

De Loecker, J., P. K. Goldberg, A. K. Khandelwal, and N. Pavcnik, 2016. “Prices, Markups, and Trade Reform”, *Econometrica*, 84, 445—510.

De Loecker, J., and F. Warzynski, 2012. “Markups and Firm-level Export Status”, *American Economic Review*, 102, 2437—2471.

DeFranco, A. L., C. Morosan, and N. Hua, 2017. “Moderating the Impact of E-commerce Expenses on Financial Performance in US Upper Upscale Hotels: The Role of Property Size”, *Tourism Economics*, 23, 429—447.

Dolores Gallego, M., S. Bueno, and D. Lopez-Jimenez, 2016. “Impact of B2C E-commerce Codes of Conduct on Sales Volume: Lessons from the Spanish Perspective”, *Journal of Business & Industrial Marketing*, 31, 381—392.

Einav, L., C. Farronato, and J. Levin, 2016. “Peer-to-Peer Markets”, *Annual Review of Economics*, 8, 615—635.

Ellison, G., and E. L. Glaeser, 1997. “Geographic Concentration in U. S. Manufacturing Industries: A Dartboard Approach”, *Journal of Political Economy*, 105, 889—927.

Fan, J., L. Tang, W. Zhu, and B. Zou, 2018. “The Alibaba Effect: Spatial Consumption Inequality and the Welfare Gains from E-commerce”, *Journal of International Economics*, 114, 203—220.

Gentzkow, M., 2007. “Valuing New Goods in a Model with Complementarity: Online Newspapers”, *American Economic Review*, 97, 713—744.

Goldfarb, A., 2014. “What is Different About Online Advertising?”, *Review of Industrial Organization*, 44, 115—129.

Goldmanis, M., A. Hortaçsu, C. Syverson, and Ö. Emre, 2010. “E-commerce and the Market Structure of Retail Industries”, *Economic Journal*, 120, 651—682.

Holmes, T. J., and J. A. Schmitz, 2010. “Competition and Productivity: A Review of Evidence”, *Annual Review of Economics*, 2, 619—642.

Li, H., Lingsheng Meng, Qian Wang, and Li-An Zhou, 2008. “Political Connections, Financing and Firm Performance: Evidence from Chinese Private Firms”, *Journal of Development Economics*, 87, 0—299.

Lu, Y., and L. Yu, 2015. “Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China’s WTO Accession”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 7, 221—253.

McKinsey, 2015. China’s Rising Internet Wave: Wired Wompanies.

Melitz, M. J., 2003. “The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity”, *Econometrica*, 71, 1695—1725.

Melitz, M. J., and I. P. O. Giancarlo, 2008. “Market Size, Trade, and Productivity”, *Review of Economic Studies*, 75, 295—316.

Palacios, J. J., 2003. “The Development of E-commerce in Mexico: A Business-led Passing Boom or a Step toward the Emergence of a Digital Economy?”, *Information Society*, 19, 69—79.

Pozzi, A., 2013. “The Effect of Internet Distribution on Brick-and-mortar Sales”, *RAND Journal of Economics*, 44, 569—583.

Ramanathan, R., U. Ramanathan, and H.-L. Hsiao, 2012. “The Impact of E-commerce on Taiwanese SMEs: Marketing and Operations Effects”, *International Journal of Production Economics*, 140, 934—943.

Wu, W., C. Wu, C. Zhou, and J. Wu, 2012. “Political Connections, Tax Benefits and Firm Performance: Evidence from China”, *Journal of Accounting & Public Policy*, 31, 277—300.

Zhang, S., K. Pauwels, and C. Peng, 2019. “The Impact of Adding Online-to-Offline Service Platform Channels on Firms’ Offline and Total Sales and Profits”, *Journal of Interactive Marketing*, 47, 115—128.

Online Market Penetration and Firm Market Power: Micro Evidence from Chinese Manufacturing Firms

LI Bin^a and HUANG Shaoqing^b

(a: School of Finance and Business, Shanghai Normal University;

b: Antai College of Economics and Management, Shanghai Jiao Tong University)

Summary: The Fourth Industrial Revolution, represented by information technology, is profoundly changing human society. The online market based on the Internet is one of the most attractive applications of information technology. In the past two decades, the rise of the online market has brought about an overarching impact on China's economy as well as a series of theoretical and policy issues that need to be studied. With the large-scale expansion of broadband Internet in China, China's Internet consumer market has gradually expanded and penetrated into the economic system. When compared with the market structure of developed economies, there are more frictions in the incomplete market structure of China's economy during the transition period. Therefore, for China, the online market is not only a new market competition scenario and product sales channel, but also a new mechanism to reshape the market competition order and resource allocation (McKinsey, 2015). In this context, a theoretical problem worth considering is how does online market penetration affect market power and resource allocation efficiency?

The enormous and transitional economic scene in China is obvious in the impact of the online market on the economic structure. Therefore, the characteristic facts and cases against this unique economic background provide a unique perspective for understanding how the online market channels cultivate the overall market competitive environment, improve the market mechanism, and improve the allocation of resources. Currently, the development of China's Internet economy has entered a new stage. New economic forms such as the digital economy, platform economy, sharing economy, and mobile Internet economy, which consider the online market as an important infrastructure, have emerged continuously, and continue to penetrate the economic system. For online platform operators, firms, and government departments, the general rules and characteristics of online market penetration affecting the market structure and resource allocation are of practical value.

In line with the above theoretical and practical backgrounds, this paper discusses how online market penetration changes the market structure and resource allocation efficiency from the perspective of firm market power. While measuring market power with markup rate, this paper considers the penetration of online market channels as the external impact on the local market structure, discusses the impact of the external impact on market power and the efficiency of market resource allocation, explores the heterogeneity of the impact, and examines its mechanism.

The results show that from 2001 to 2014, the impact of online market penetration on the overall market power of Chinese manufacturing firms has two stages. The first stage is from 2001 to 2007, online market penetration reduced the overall market power of firms; the second stage is from 2008 to 2014. The penetration of online market has improved the overall market power of firms. However, the influence of the latter does not exceed that of the former.

In addition, the heterogeneity analysis shows that in the first stage, if the initial market power of the firm is higher, the online market penetration will reduce its markup rate more. This means that the dispersion of markup rate of sample firms decreases and the efficiency of resource allocation improves. For the second stage, the difference of initial market power does not cause the differential impact of online market penetration, and the weakening effect of online market penetration on the excessive initial market power disappears. In addition, no matter in which stage, the penetration of online market is conducive to high-efficiency firms to improve the markup rate, and weaken the markup rate of low-efficiency firms accordingly. In addition, in the first stage the online market penetration reduces the market power of firms with a higher proportion of state-owned capital more, and hence the state-owned economy is more impacted. While in the second stage, the market power of state-owned firms doesn't decrease more than that of private firms.

The mechanism test shows that for the first stage of online market penetration, the online market does not affect the variable cost on the supply side of firms, but reduces the markup rate of firms by acting on fixed costs and iceberg costs (sales expenses). In addition, the online market penetration has changed the market structure, reduced the regional market concentration, and reduced the market entry barriers, thus improving the industry integration, adding new competitors and market competition vitality, so as to reduce the overall markup rate of firms. For the second stage of online market penetration, the mechanism of online market to reduce fixed costs and ice costs no longer exists. At the same time, there is no room for the decline in the excessive market power of former firms with high market power and state-owned firms in the first stage. Therefore, the strength of online market penetration to reduce the overall market power of firms is gradually weakened. At the same time, the penetration of the online market has opened up the niche market, so it makes firms turn to product-differentiation oriented competition, and use the niche market to maintain the pricing power, so as to increase the overall market power of firms. In addition, the online market continues to help industry leaders integrate regional markets, and can give birth to the rise of overall market power.

Keywords: Online Market Penetration; Market Power; Market Structure; Resource Allocation Efficiency; Markup Rate

JEL Classification: L25, L81, O47

(责任编辑:王利娜)(校对:曹 帅)