

产业链龙头企业、超大规模市场 与制造业劳动生产率*

庄宗武 叶振宇 张可云

摘要:产业链龙头企业是超大规模市场中推动制造业高质量发展的关键主体。本文从集聚外部性的视角考察了产业链龙头企业对制造业劳动生产率的影响,并对超大规模市场在该过程中的调节效应进行探讨。研究发现:产业链龙头企业显著提升了制造业企业的劳动生产率,而超大规模市场能够强化产业链龙头企业的劳动生产率提升效应。与产业链龙头企业相关的劳动力池、中间投入共享和技术外溢效应是产业链龙头企业发挥作用和超大规模市场调节效应的重要机制。在制造业劳动生产率提升过程中,超大规模市场与产业链龙头企业的中间品共享和技术外溢之间存在协同效应,但与产业链龙头企业的劳动力池之间存在替代效应。本文的政策启示在于,充分利用产业链龙头企业和超大规模市场优势,加快探索制造业劳动生产率提升的有效路径。

关键词:产业链龙头企业 集聚外部性 超大规模市场 劳动生产率

一、引言

制造业高质量发展是我国经济高质量发展的重中之重。^①党的二十大报告提出,加快建设现代化经济体系,着力提高全要素生产率,着力提升产业链供应链韧性和安全水平。^②当前,充分利用超大规模市场优势,发挥产业链龙头企业作用提升制造业劳动生产率,是制造业高质量发展的有效途径,也是建设现代化经济体系的内在要求。实践表明,在产业链上起支配地位的,是在一定规模的产业链生态圈中位于技术中枢和市场中枢的龙头企业(刘志彪、孔令池,2021;范剑勇等,2021);而且,产业链龙头企业发育程度越高,越容易通过其集聚外部性带动其他企业成长(叶振宇、庄宗武,2022)。同时,随着全国统一大市场加快建设,中国超大规模市场的优势正逐渐显现,能进一步强化产业链龙头企业的集聚外部性作用。然而,产业链龙头企业的外溢效应并不都是“大而美”的表现,也有消极的一面,容易影响市场公平竞争和造成要素资源配置的扭曲(盖庆恩等,2015)。这反映了虽然诸多的实践已表明了产业链龙头企业具有积极的作用,但学术界对产业链龙头企业的作用尚未形成共识。因此,深入考察产业链龙头企业对企业劳动生产率的影响效果以及揭示超大规模市场在其中的作用,对于探寻制造业高质量发展的有效途径具有重要的启示。

劳动生产率是衡量经济高质量发展的关键指标(高雷业,2014;陈诗一、陈登科,2018),而如何提

* 庄宗武、张可云(通讯作者),中国人民大学应用经济学院,邮政编码:100872,电子邮箱:zongwu0601@163.com, zkeyun@ruc.edu.cn;叶振宇,中国社会科学院工业经济研究所,邮政编码:100006,电子邮箱:zhenyu968@126.com。基金项目:研究阐释党的十九届五中全会精神国家社会科学基金重大项目“驱动产业链供应链现代化水平提升的关键因素研究”(21ZDA023)。感谢匿名评审专家的意见,文责自负。

^①中共中央宣传部、国家发展和改革委员会:《习近平经济思想学习纲要》,人民出版社、学习出版社2022年版,第117页。

^②习近平:《高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》,《人民日报》2022年10月26日。

升劳动生产率长期以来是学术研究的重点领域之一。理论上,经济增长主要取决于劳动力、资本等生产要素的投入和技术进步拉动(Solow, 1957; Romer, 1986)。既有研究主要按照此思路展开,从人力资本(程虹, 2018; 赵文, 2021)、资本投入(赵文军, 2015; 王家庭等, 2019)、技术进步(邓明、王劲波, 2020)等相关方面探讨了提升劳动生产率的机制。此外,劳动生产率的变化还与企业所处的产业集聚环境密切相关(范剑勇、石灵云, 2009)。产业链龙头企业具有显著的集聚外部性,易与本地企业共同形成产业集聚的生态。而且,产业链龙头企业能够通过自身的外溢效应有效弥补本地企业自身发展过程中的不足,促进其劳动生产率提升(Greenstone et al., 2010)。

除以上研究外,与本文密切相关的还有以下两支文献:第一支文献主要探讨了龙头企业对劳动生产率的影响效应,但尚未就龙头企业对劳动生产率的影响效果达成一致的意见。龙头企业扩张既有可能促进行业劳动生产率提高(Ganapati, 2021),又有可能导致市场竞争水平下降,形成买方垄断性的劳动力市场,从而不利于劳动生产率提升(杨超、洪朝伟, 2022)。第二支文献重点探讨了市场规模扩张的劳动生产率提升效应,这支文献大多指出大市场的整合或空间需求市场的扩大有助于劳动生产率的提升(Chaney & Ossa, 2013; 韩峰、阳立高, 2014)。进一步地,有些学者评估机场、高铁等交通基础设施的市场一体化效应,分析其对劳动生产率的影响(Murakami & Kato, 2020; 李彦等, 2021)。可见,虽然既有研究已分别从龙头企业或市场需求的角度探讨了劳动生产率的影响因素,但鲜有研究将这两个角度结合起来考虑,为此本文将拓展这个领域研究。

本文利用投入产出表以及中国工业企业数据计算产业链龙头企业指数,然后使用2003—2013年城市与企业层面的匹配数据考察了产业链龙头企业对制造业劳动生产率的影响,以及超大规模市场在此过程中的作用。研究发现,产业链龙头企业能够有效提升制造业劳动生产率,而超大规模市场显著强化了产业链龙头企业的劳动生产率提升效应。产业链龙头企业的劳动力池、中间投入共享及技术外溢发挥了重要机制作用。在制造业劳动生产率提升过程中,超大规模市场与产业链龙头企业的中间投入共享和技术外溢产生了明显的协同效应,但与产业链龙头企业的劳动力池存在着替代效应。异质性分析发现,超大规模市场更能强化产业链龙头企业对高竞争行业、较大规模企业的劳动生产率提升效应。

与以往研究相比,本文边际贡献主要体现在以下两个方面:一方面,本文从集聚外部性视角揭示了产业链龙头企业影响制造业劳动生产率的机制,并证实了超大规模市场在此过程中的调节效应。这个发现能够深化在构建新发展格局中发挥产业链龙头企业作用促进制造业高质量发展的认识。另一方面,本文在叶振宇和庄宗武(2022)的基础上考虑到了龙头企业的空间外溢效应和不同行业龙头企业规模的异质性,改进了产业链龙头企业指数的设计,能够为后续相关研究提供一个更合理的指标借鉴。

余文安排如下:第二部分为理论机制与研究假说;第三部分为计量模型、变量测度与数据说明;第四部分为实证结果与分析;最后是本文的研究结论与政策启示。

二、理论机制与研究假说

讨论企业劳动生产率离不开地方化的产业集聚环境。集聚是一种基于特定区位产生的包括不同市场主体与各类要素在内的经济协同机制。根据集聚经济理论,在产业集聚机制的作用下,密度的增加将缩短企业与供应商、客户之间的交易距离,有助于降低生产成本和提高生产效率,形成地方化的竞争优势(Capello, 2007)。作为集聚经济内的少数关键企业,产业链龙头企业自然也会产生外部性,因为这些企业对中间投入和产品销售的需求更强烈(Alfaro & Chen, 2014),更能通过产业链关联影响其他企业的发展。

集聚经济理论认为,集聚外部性主要有三个来源:劳动力池、中间投入共享和知识外溢效应(Marshall, 1890)。其中,这三种类型集聚外部性都与企业的生产率密切相关,其对企业生产率的影响效应已被诸多文献证实(Behrens, 2016; 苏丹妮、盛斌, 2021)。当然,这些外部性对企业劳动生产

率的影响也有正、负向之分(曾光等,2023)。因此,本文根据集聚外部性的来源,从劳动力池、中间投入共享和技术外溢效应这三个方面梳理出产业链龙头企业影响制造业劳动生产率的机制,并分析超大规模市场在其中的调节效应。

(一)产业链龙头企业、集聚外部性与制造业劳动生产率

首先,产业链龙头企业可以通过劳动力池效应影响企业劳动生产率。一般而言,劳动力池效应是指厚劳动力市场能够有效降低企业对员工的搜寻成本,提升企业与就业者之间的匹配程度,从而促进当地企业生产率提高(Bleakley & Lin, 2012; Abel & Deitz, 2015)。产业链龙头企业也具有明显的劳动力池效应(Proost & Thisse, 2019;叶振宇、庄宗武,2022)。一方面,在产业集聚环境中,产业链龙头企业及其关联企业会催生出更多的就业机会,也增加了本地非技能劳动力接受专业化技能培训的机会,提高本地的就业效率,于是对本地专业化劳动力有较强的吸纳能力。另一方面,产业链龙头企业与其他企业在熟练技术工人的使用上存在一定的竞争性,而产业链龙头企业可以凭借其规模优势吸引人才,这就变相抬高了其他企业的用工成本,进而不利于制造业劳动生产率提升。

其次,产业链龙头企业可以通过中间投入共享效应对企业劳动生产率产生影响。产业链龙头企业如果作为相对下游的厂商,便可为其供应中间品的企业提供更多的发展机会。尤其是,产业链龙头企业凭借着规模优势能够为上游企业提供充足、稳定的产业链订单,也能为上游企业从事创新活动、生产更多物美价廉中间品带来稳定的激励,从而降低上游企业生产过程中的不确定性(尚会永、李伟博,2021;中国社会科学院工业经济研究所课题组,2022)。在这样情况下,产业链龙头企业能够通过中间投入共享带动更多企业提高劳动生产率。然而,随着相关企业不断集聚和中间品市场拥挤成本的产生(Delgado et al., 2014),产业链龙头企业带来的中间投入共享也可能会被大量同行企业过度竞争形成的拥挤成本所抵消,从而弱化产业链龙头企业对制造业劳动生产率的提升作用。

最后,产业链龙头企业存在技术外溢效应,进而影响企业劳动生产率。产业链龙头企业通常是创新研发活动的主要参与者和隐性知识的拥有者,在与供应商或客户进行接触时很容易将自身的创新知识溢出给上下游的其他经济主体(贾生华、杨菊萍,2007;范剑勇等,2021)。正常情况下,产业链龙头企业通过企业间的知识产权转让、产品对外协作配套、技术交流、人员流动等途径促进先进技术扩散到其他企业,从而有利于接受到新技术的企业提高劳动生产率。然而,当产业链龙头企业的先进技术溢出至越来越多的企业时,大量企业由于吸收了同样的技术就容易产生同质化竞争的倾向,从而对企业劳动生产率上升起到了一定的抑制作用。在以上理论分析的基础上,本文提出第一个研究假说。

假说1:产业链龙头企业对制造业企业劳动生产率的提升既有正向也有负向影响,而最终效果取决于正向影响与负向影响的相对大小。若上述正向影响大于负向影响,则意味着产业链龙头企业可以通过自身集聚外部性的发挥提升制造业劳动生产率;反之亦然。

(二)超大规模市场在产业链龙头企业影响制造业劳动生产率中的强化作用

作为我国经济发展中形成的新竞争优势和参与国际竞争的重要筹码(刘志彪,2022;罗小芳、卢现祥,2023),中国超大规模市场同样会对产业链龙头企业作用充分发挥产生影响。如果产业链龙头企业促进了制造业劳动生产率的提升,那么超大规模市场将会放大产业链龙头企业的劳动生产率提升效应。从劳动力池效应看,超大规模市场让产业链龙头企业在更大区域范围创造就业,能够形成更为厚实和更加专业化的本地劳动力市场,从而使本地企业更容易从劳动力市场挑选到合适的技能人才。从中间投入共享效应看,产业链龙头企业拥有着更大的产业配套半径(Bernard et al., 2019; Viana, 2020),而超大规模市场无疑可以为产业链龙头企业提供更大的产业生态圈,也就能为其更大范围配置要素资源。在产业生态圈中,更多的同行业企业从中可以分享到相对低成本的中间产品。从技术外溢效应看,超大规模市场也扩大了产业链龙头企业技术外溢效应的受益群体,促进其先进技术扩散至更广的行业和空间范围,从而带动相关企业提高劳动生产率。

当然,如果产业链龙头企业抑制了制造业劳动生产率的提升,那么超大规模市场也将会强化这

种抑制作用。虽然超大规模市场有利于产业链龙头企业劳动力池效应的发挥,但超大规模市场也意味着产业链龙头企业可在更广的空间范围内与其他企业竞争优质劳动力,由此容易对其他企业的劳动生产率造成冲击。而且,在短期供给有限的约束下,超大规模市场也会增加产业链龙头企业与更多企业围绕中间投入品供应进行更加激烈的竞争,从而抵消了产业链龙头企业对劳动生产率提升的积极作用。此外,由于产业链龙头企业的技术外溢机会能够同时被大量企业获取(Jannati,2020),超大规模市场也可能引发这类技术在更大空间范围内同质性扩散,从而相对削弱了产业链龙头企业的技术外溢效应。因此,本文提出第二个研究假说。

假说2:超大规模市场能够强化产业链龙头企业对制造业劳动生产率的影响效应。

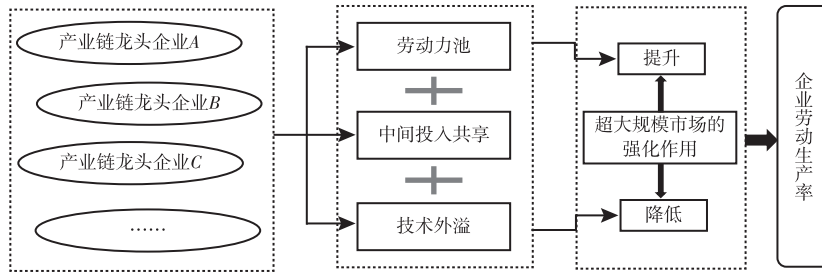


图1 本文理论分析框架

三、实证策略

(一) 计量模型

本文实证研究的目标在于考察产业链龙头企业对制造业企业劳动生产率的影响效果,检验超大规模市场在这一过程中所发挥的调节效应,并进一步揭示其中的作用机制。结合前文理论分析,为了检验产业链龙头企业、超大规模市场对制造业企业劳动生产率的影响效果,本文设立如下计量模型:

$$\ln lp_{ji,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln vio_{cj,t} + \alpha_2 \ln MP_{c,t} + \alpha_3 \ln vio_{cj,t} \times \ln MP_{c,t} + \beta X + u_i + u_t + \xi_{it} \quad (1)$$

其中, $lp_{ji,t}$ 表示c城市j行业的i企业在t年的劳动生产率, $vio_{cj,t}$ 表示c城市j行业在t年的产业链龙头企业指数, $MP_{c,t}$ 表示c城市在t年面临的市场需求,用以表征超大规模市场优势; X 代表控制变量集合, α 、 β 为待估系数和系数向量; u_i 、 u_t 为企业和年份固定效应; ξ 表示随机扰动项。企业层面的控制变量主要包括:企业资产总额(asset)、企业出口规模(export)、企业年龄(age)、国有企业虚拟变量(state)、企业负债率(res)。城市层面的控制变量主要包括:政府财政干预力度(Egov)、城市外商直接投资(FDI)、城市人口规模(POP)。行业层面控制变量主要包括:赫芬达尔指数(hhi)。包含各控制变量的计量模型进一步扩展为:

$$\begin{aligned} \ln lp_{ji,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln vio_{cj,t} + \alpha_2 \ln MP_{c,t} + \alpha_3 \ln vio_{cj,t} \times \ln MP_{c,t} + \beta_1 \ln asset_{it} + \beta_2 \ln export_{it} \\ & + \beta_3 \ln age_{it} + \beta_4 state_{it} + \beta_5 res_{it} + \beta_6 hhi_{jt} + \beta_7 Egov_{ct} + \beta_8 \ln FDI_{ct} \\ & + \beta_9 \ln POP_{ct} + u_i + u_t + \xi_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

(二) 变量测度

1. 企业劳动生产率(lp)。劳动生产率不仅被认为是经济增长的本质,而且在国与国之间的竞争中发挥着越来越重要的作用(高雷业,2014;国务院发展研究中心课题组,2020)。与已有文献一致,本文利用人均销售收入表示企业的劳动生产率(邵敏,2012;程欣、邓大松,2020)。在稳健性检验部分,本文也使用企业层面的人均工业总产值和人均工业增加值作为企业劳动生产率的替代指标进行

稳健性检验。

2. 产业链龙头企业(*vio*)。本文借鉴叶振宇和庄宗武(2022)的方法利用投入产出系数表征产业链关联,并通过考虑本城市以外龙头企业的影响作用和龙头企业规模的行业异质性对叶振宇和庄宗武(2022)的指标进行改进。测算产业链龙头企业指数的基础是识别龙头企业,与现有文献一致,本文从企业规模的角度识别龙头企业(Hall, 2018; Jannati et al., 2020; 熊海芳、李思琪, 2020; 范剑勇等, 2021),将总产值位居行业前100名的企业识别为龙头企业。^①图2报告了2013年中国制造业各行业龙头企业销售产值、专利申请量与工业产值规模占全行业比重情况。总体而言,2013年各行业龙头企业销售产值占全行业比重的均值约为31.30%,专利申请量占全行业比重的均值约为14.91%,而总产值规模占全行业比重约为31.29%。这说明了龙头企业在销售产值、创新能力、产值规模等方面确实占据了行业较高的比重。进一步观察可发现,各行业龙头企业销售产值、专利申请量与产值规模占全行业比重大多较为接近,这意味着本文从企业规模角度定义龙头企业是合理的。所以,龙头企业的规模优势实际上也体现了其在市场占有率、技术创新等方面的优势。

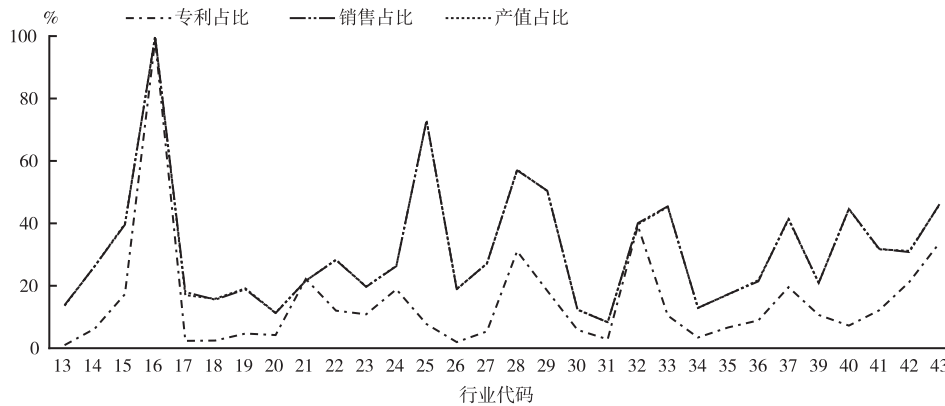


图2 2013年中国制造业各行业龙头企业销售产值、专利申请量与产值规模占比

注:作者根据中国工业企业数据库与CNRDS数据库整理。图中横坐标数字对应国民经济行业分类与代码(GB/T 4754-2002)中的二位数行业代码。龙头企业销售产值占比和产值规模占比在数值上较为接近

*c*城市*j*行业的产业链龙头企业指数可通过式(3)计算:

$$vio_{cj} = \sum_{k=1}^{30} N_{ck} \times [(a_{k \rightarrow j} + b_{j \rightarrow k}) / 2] \times \omega_k \quad (3)$$

其中, N_{ck} 代表距离加权后*c*城市*k*行业的龙头企业数量, a 、 b 分别是*j*行业的中间投入来自*k*行业的比重(即投入系数)以及*j*行业的产出作为中间投入进入到*k*行业的比重(即产出系数); ω_k 为考虑到不同行业龙头企业规模的异质性,利用*k*行业龙头企业的规模占所有龙头企业规模的比重计算得到的*k*行业龙头企业相对规模权重。 $N_{ck} \times [(a_{k \rightarrow j} + b_{j \rightarrow k}) / 2] \times \omega_k$ 代表了*c*城市*j*行业可利用的单个行业*k*的产业链龙头企业指数。将该指数在30个制造业二位数行业层面上加总便得到了*c*城市*j*行业整体的产业链龙头企业指数。

测度产业链龙头企业的另一个重点是计算距离加权后的*c*城市*k*行业的龙头企业数量。企业生产率变动不仅受到本城市龙头企业的影响,也不可避免地受到其他城市龙头企业的影响。因此,*c*城市*k*行业的龙头企业数量可以表示为*c*城市内*k*行业的龙头企业数量与*c*城市外*k*行业的龙头企业数量之和:

^①通过计算各行业总产值前1%的企业数量,可以发现,平均而言,各行业龙头企业每年的数量大约为115个,这说明本文将总产值的前100名作为龙头企业的识别标准是较为合理的。由于中国工业企业数据库2010年数据质量较差,且关键指标缺失严重,本文将2010年的数据剔除。

$$N_{ck} = \sum_v \frac{1}{d_{vk,c}^\delta} + \frac{n_{ck}}{d_c^\delta} \quad (4)$$

其中, $d_{vk,c}$ 为每个 c 城市外 k 行业的龙头企业到 c 城市的距离。与地理距离相比, 基于实际通行的车行距离更能反映各地间的真实通行距离。因此, 本文通过百度地图开放平台中的地理编码服务识别各龙头企业的经纬度, 然后利用百度地图开放平台的路线规划服务计算其他城市 k 行业龙头企业到 c 城市中心点的通行距离。 δ 为距离衰减参数, 本文令 δ 等于 1。 $\sum_v (1/d_{vk,c}^\delta)$ 可解释为经距离调整后, c 城市 k 行业拥有的所有其他城市行业 k 的龙头企业数量。 n_{ck} 是 c 城市内拥有的 k 行业龙头企业数量; d_c 是城市内部距离; n_{ck}/d_c^δ 则可解释为经距离调整后 c 城市内部拥有的 k 行业龙头企业数量。通过式(4), 可计算出距离加权后 c 城市 k 行业的龙头企业数量。利用该数量及行业间的投入产出系数、龙头企业的相对规模权重便可计算得出城市一行业层面的产业链龙头企业指数。

3. 超大规模市场(MP)。市场潜力指标度量了不同城市间市场的空间关联性或城市中各企业所面临的市场需求方面的空间外部性。该指标的值越大, 意味着城市在发展过程中越具有明显的超大规模市场优势。本文将经济距离引入 Harris (1954) 的市场潜力指标, 并对各城市拥有的超大规模市场优势进行测度:

$$MP_c = \sum_{v=1}^v \frac{I_v}{D_{vc}^\delta} + \frac{I_c}{D_c^\delta} \quad (5)$$

式(5)中, I 代表城市对各种产品的消费支出, 以市辖区社会消费品零售总额来表示; D_c 为城市内部距离, D_{vc} 代表城市间的经济与空间加权距离。在现有文献中, 经济距离一般使用城市人均 GDP 差值来衡量(张学良, 2012), 因此, 本文同样利用人均 GDP 差值的绝对值来衡量城市间的经济距离, 并利用经济与空间加权距离测度超大规模市场。城市间经济、空间的加权距离 $D = \psi D_s + (1 - \psi) D_e$, 其中 $0 < \psi < 1$ 为地理距离的权重, 衡量了地理上空间关联性的相对重要性。借鉴邵帅等(2016)的做法, 将 ψ 设为 0.5; D_s 与 D_e 分别为地理距离和经济距离。

4. 相关控制变量。参考已有关于企业劳动生产率的研究, 本文纳入了以下不同层面的控制变量。首先, 企业层面的控制变量主要有: (1) 企业资产规模(asset, 千元), 资本这类传统要素投入依然是影响中国制造业企业劳动生产率的重要因素。本文使用企业总资产表征企业的资产规模。(2) 企业出口规模(export, 千元), 出口额较大的企业拥有着更大规模的国际消费市场, 庞大的需求市场也使得这些企业更有动力提升自身的劳动生产率。(3) 企业年龄(age), 以当前年份与成立时间之差加 1 来计算。企业年龄越长, 越容易陷入传统高要素投入、低生产效率发展模式的路径依赖, 在一定程度上不利于企业劳动生产率的提升。(4) 国有企业虚拟变量(state), 国有企业记为 1, 其他记为 0。国家政策导向和对国有企业的过度投资可能对国有企业的资源配置效率产生了负面影响(杨汝岱, 2015), 从而不利于国有企业劳动生产率提升。(5) 企业负债率(res), 用企业负债总额与固定资产净值的比值来表示。企业负债率既反映了企业融资能力, 又反映了企业面临的融资约束, 过高的融资约束将削弱企业更新先进设备与其他生产工艺的能力, 进而阻碍了企业劳动生产率的提升。此外, 为了控制垄断势力的存在对企业劳动生产率的影响, 本文还引入了行业赫芬达尔指数(hhi), 由三位数行业内企业市场份额的平方和^②表示, 该指标越大意味着行业市场集中度和垄断程度越高。过高的垄断程度将使得大量中小企业退出市场, 市场活力也将下降, 因而抑制企业劳动生产率的提升。

除以上控制变量外, 本文还控制了城市层面可能影响企业劳动生产率的一些变量, 主要有: 城市财政支出力度变量(Egov)。企业生产效率的提升和转型升级离不开地方政府的财政支持。为控制

①城市内部距离以 $d = 2/3\sqrt{s/\pi}$ 计算得出, s 为城市市辖区建成区面积。

② $hhi = \sum_{i=1}^H (S_i/S)^2$ 。其中, H 表示三位数行业内的企业数量, S_i 表示第 i 个企业的销售产值, S 表示行业内企业销售总额。

地方政府财政支出对企业劳动生产率的影响,本文在计量模型中引入城市财政支出力度变量,以市辖区财政支出与GDP之比表示。城市外商直接投资存量(FDI,万元)。一般而言,城市外商直接投资越多,越能够通过外商投资的技术外溢效应推动本地企业生产效率的提升。城市FDI存量借鉴韩峰和柯善咨(2012)的方法,以5%年折旧率的永续盘存法计算得出。城市人口规模(POP,万人),以市辖区年末总人口表示。伴随中国城镇化进程深入推进,城市规模扩张以及由此带来的市场规模扩大也将对企业发展产生深远影响。Krugman(1991)指出,人口向城市不断流动,有助于扩大市场需求规模,激发企业生产中的规模经济效应,使企业在递增收益下提升其生产率。因此,本文同样在计量模型中纳入了城市人口规模变量。

(三)数据来源及处理

本文实证分析所需的数据主要来自2003—2013年中国工业企业数据库和2004—2014年中国城市统计年鉴。通过将企业数据和283个地级及以上城市面板数据进行匹配,得到2003—2013年包含200多万观测点的企业非平衡面板数据。在使用中国工业企业数据库时,本文借鉴已有文献(Cai & Liu, 2009)的做法对原始数据进行清理,^①并按照Brandt et al.(2012)的方法构建企业面板数据。通过上述处理,本文使用的主要变量的描述性统计结果如表1所示。^②

表1 主要变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
企业劳动生产率对数 $\ln lp$	2729394	5.7170	1.0789	-8.1200	16.0160
产业链龙头企业对数 $\ln vio$	84900	-5.3327	0.9230	-8.5052	-0.6076
市场需求对数 $\ln MP$	2830	14.4229	1.2947	10.5898	18.7465
企业资产规模对数 $\ln asset$	2773316	10.0611	1.4618	0.0000	20.6080
企业出口规模对数 $\ln export$	2652647	2.6282	4.4296	0.0000	19.1885
企业年龄对数 $\ln age$	2778493	1.9797	0.7614	0.0000	4.1744
国有企业虚拟变量 $state$	2780759	0.0293	0.1687	0.0000	1.0000
企业负债率 res	2770816	0.4169	0.1961	0.0000	4838.3330
行业赫芬达尔指数 hhi	2780759	0.0073	0.0244	0.0000	0.8850
财政支出力度 $Egov$	2830	0.0853	0.0460	0.0046	0.4778
城市外商直接投资对数 $\ln FDI$	2830	14.5060	2.1030	-16.1180	18.0500
城市人口规模对数 $\ln POP$	2830	4.5398	0.7604	2.6448	7.4883

四、实证分析

(一)基准回归结果

本文采用面板固定效应模型对式(1)和式(2)设定的计量模型进行估计,基准回归结果见表2。表2的结果在总体上表明,产业链龙头企业能够显著提升制造业企业劳动生产率,且超大规模市场在这一过程中具有明显的正向调节作用。首先,本文报告了仅控制年份、企业固定效应的情况下,产业链龙头企业($\ln vio$)、超大规模市场($\ln MP$)对制造业企业劳动生产率的影响,见表2列(1)。可以看出,产业链龙头企业与超大规模市场的系数均显著为正,这意味着产业链龙头企业与超大规模市场均明显提升了制造业企业劳动生产率。为了检验超大规模市场调节效应下产业链

^①删除缺失重要经济指标的观测值;删除从业人数少于8人的企业;删除流动资产高于总资产、固定资产合计大于总资产、固定资产净值大于总资产、本年折旧大于累计折旧中任何一个条件的企业;删除成立时间无效,成立时间早于1949年或者大于当前年份的企业。

^②本文对涉及货币价值的变量均以2003年为基期进行了不变价处理,同时,变量英文名称前加ln表示对变量进行了对数化处理。

龙头企业对制造业企业劳动生产率的作用效果,本文进一步在列(2)中纳入产业链龙头企业与超大规模市场的交互项进行计量估计。列(3)在列(2)基础上加入了企业层面控制变量与行业赫芬达尔指数;列(4)在列(2)基础上加入了城市层面控制变量;列(5)在列(2)基础上同时控制了以上所有控制变量。从中发现,产业链龙头企业、超大规模市场对制造业企业劳动生产率的影响系数依然显著为正,且二者交互项对制造业企业劳动生产率的影响系数也显著为正。结合描述性统计结果可知,企业劳动生产率对数 $\ln lp$ 的均值为 5.7170,产业链龙头企业对数 $\ln vio$ 的标准差为 0.9230, $\ln vio$ 的估计系数 0.8364,可得出产业链龙头企业对数每提升 1 个单位标准差,制造业劳动生产率对数平均提升 77.2 ($\approx 0.9230 \times 0.8364$) 个百分点,能够解释样本均值的 13.5% ($\approx 0.772/5.7170$)。由此可见,产业链龙头企业确实显著促进了制造业劳动生产率的提升。而超大规模市场 $\ln MP$ 的标准差为 1.2947,结合其估计系数 0.2609,可得出超大规模市场对数每提升 1 个单位标准差,制造业劳动生产率对数平均提升 33.8 ($\approx 1.2947 \times 0.2609$) 个百分点,能够解释样本均值的 5.9% ($\approx 0.338/5.7170$)。

表 2 基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\ln vio$	0.1332*** (61.4327)	0.9577*** (46.2264)	0.9294*** (46.1813)	0.8415*** (40.7467)	0.8364*** (41.6344)
$\ln MP$	0.0194*** (4.7390)	0.2567*** (34.7035)	0.2526*** (35.0171)	0.2585*** (34.3395)	0.2609*** (35.4892)
$\ln vio \times \ln MP$		0.0527*** (40.1210)	0.0523*** (40.9719)	0.0462*** (35.3200)	0.0471*** (36.9974)
$\ln asset$			0.2459*** (158.7581)		0.2421*** (156.1722)
$\ln export$			0.0064*** (22.5865)		0.0068*** (23.9699)
$\ln age$			-0.0006*** (-4.5818)		-0.0006*** (-4.3868)
$state$			-0.1501*** (-12.8784)		-0.1431*** (-12.3247)
hhi			-0.0779*** (-3.7419)		-0.0793*** (-3.8198)
res			-0.0017*** (-6.2758)		-0.0017*** (-6.4625)
$EGOV$				0.8742*** (32.6006)	0.7698*** (28.5259)
$\ln FDI$				0.1434*** (27.8788)	0.1171*** (24.5904)
$\ln POP$				0.0555*** (8.4358)	0.0675*** (10.3311)
$_cons$	6.3959*** (98.5945)	10.1348*** (86.6405)	7.4855*** (64.9709)	7.6132*** (55.8437)	5.4427*** (41.2708)
企业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	2595687	2595687	2500108	2595687	2500108
R^2	0.727	0.728	0.736	0.729	0.737

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著;括号内为以企业层面聚类稳健标准误为基础计算的t值。如无特别说明,以下各表同。

基准回归结果意味着产业链龙头企业对制造业劳动生产率提升的正向促进作用超过了其对制造业劳动生产率提升的负向抑制作用,最终有助于制造业劳动生产率的提升;还意味着超大规模市场有助于强化产业链龙头企业作用,进而形成促进中国制造业企业劳动生产率稳步提升的强大动能。

(二)稳健性检验

针对基准回归结果中可能存在的指标测度、替代性解释等问题,本文进行如下稳健性检验:

1. 考虑核心指标的测度问题。本文分别从核心解释变量与被解释变量两个方面更换主要变量,进而检验基准回归结果的稳健性。在核心解释变量方面:基准回归中,将总产值位于行业前100名的企业视为本行业的龙头企业。在本部分中,分别将龙头企业的界定标准改为行业总产值的前50名和前200名,利用前文构建的投入产出系数重新计算产业链龙头企业指数。在考虑被解释变量测度方面:基准回归中,使用人均销售收入衡量企业劳动生产率。在本部分中,借鉴李磊和徐大策(2020)、刘一鸣和王艺明(2021)的研究,分别使用企业层面的人均工业总产值和人均工业增加值作为劳动生产率的替代指标进行稳健性检验。

表3的列(1)(2)分别报告了将龙头企业界定标准更换为行业总产值的前50名和前200名、重新计算产业链龙头企业指数后的估计结果;列(3)(4)分别报告了使用人均工业总产值和人均工业增加值作为企业劳动生产率的替代指标之后进行计量分析的结果。根据以上更换核心变量后的计量分析结果,在改变龙头企业的界定标准和替换劳动生产率指标后,产业链龙头企业及其与超大规模市场交互项对制造业企业劳动生产率的影响系数虽然发生了一些变化,但依然显著为正。这说明产业链龙头企业促进制造业企业劳动生产率提升的结论并没有因为企业劳动生产率或龙头企业界定标准的变化而发生改变,并且超大规模市场强化了产业链龙头企业对制造业企业劳动生产率提升的作用这一结论依然十分稳健。

表3 稳健性检验一:更换核心变量

	替换产业链龙头企业		替换企业劳动生产率	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>lnvio</i>	0.9993*** (39.1438)	0.9596*** (44.4320)	0.8123*** (40.4365)	0.4872*** (13.3367)
<i>lnMP</i>	0.1380*** (27.9314)	0.2482*** (36.2579)	0.2508*** (34.0865)	0.1791*** (13.7608)
<i>lnvio</i> × <i>lnMP</i>	0.0577*** (35.2045)	0.0527*** (38.7608)	0.0458*** (35.9046)	0.0273*** (11.5268)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	2500108	2500108	2495519	868696
R ²	0.737	0.737	0.733	0.773

2. 排除其他解释。本文考察产业链龙头企业对企业劳动生产率的影响效果,可能存在一些其他替代性的解释。(1)一些人力资本更丰富或创新能力更强的城市更容易出现产业链龙头企业,而这些城市本身的劳动生产率也较高。(2)在一些市场化程度较高的城市中,企业也更容易增强自身发展优势、成长为产业链龙头企业;而市场化程度的提升也明显改善当地的资源配置效率,从而有助于企业劳动生产率的提升。(3)一些城市在地理位置上更加邻近国际市场,这些城市的企业更容易利用国际市场需求壮大自身规模、成长为产业链龙头企业;而国际市场需求同时也为这些城市企业劳动生产率的提升提供了更庞大的市场激励。为了排除这些替代性的解释,本文分别在基准回归模型中引入城市人力资本、创新能力、市场化程度及国际市场需求变量。其中,城市人力资本(*EDU*)以中学

及以上学生数占总人口比重表示;创新能力(*TECH*)采用复旦大学产业发展研究中心寇宗来和刘学悦(2017)公布的中国城市创新指数来表示;市场化程度(*MI*)通过城市非国有制造业企业的产值之和占城市制造业总产值比重来衡量;国际市场需求以国际市场潜力(*FMP*)表示。^①

根据表4,排除以上替代性解释的稳健性检验结果,在控制了城市人力资本、创新能力、市场化程度以及国际市场需求之后,本文基准模型所得到的结论依然是较为稳健的,即产业链龙头企业显著提升了制造业企业劳动生产率,并且超大规模市场显著强化了这种提升作用。

表4 稳健性检验二:排除其他解释

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	控制人力资本	控制创新能力	控制市场化程度	控制国际市场需求	同时控制以上
<i>lnvio</i>	0.8338*** (41.4876)	0.5755*** (28.5345)	0.7774*** (38.5991)	0.8302*** (41.3076)	0.5535*** (27.3897)
<i>lnMP</i>	0.2581*** (35.1372)	0.1657*** (22.5376)	0.2330*** (31.5351)	0.2596*** (35.2770)	0.1555*** (21.0779)
<i>lnvio</i> × <i>lnMP</i>	0.0469*** (36.8352)	0.0314*** (24.5497)	0.0435*** (34.1153)	0.0469*** (36.8164)	0.0302*** (23.5945)
<i>EDU</i>	0.3347*** (5.7021)				0.1903*** (3.2527)
<i>lnTECH</i>		0.2105*** (66.2676)			0.2053*** (63.0797)
<i>lnMI</i>			0.3809*** (30.2874)		0.1289*** (10.1240)
<i>lnFMP</i>				0.1696*** (12.7180)	0.1984*** (15.4086)
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	2500108	2499764	2500108	2500108	2499764
R ²	0.737	0.739	0.737	0.737	0.739

3.考虑龙头企业的空间作用范围。本文基准回归中假设龙头企业的空间作用范围可遍布全国,然后以产业关联系数为权重计算得出产业链龙头企业指数。考虑到企业客观上存在供应链半径,也就是企业受与其距离较近的上下游龙头企业的影响较大,因此本部分将龙头企业的作用范围缩小至一定范围,进而考察基准回归结果的稳健性。具体而言,分别假设*c*城市*j*行业的企业除了受到本市龙头企业的影响外,还会受到在空间距离为50公里、100公里、150公里及200公里以内其他城市的龙头企业影响。由于在一定距离之内*c*城市*j*行业可利用的龙头企业数量可能为0,因此在这部分的回归中并未对*vio*进行对数处理。

表5报告了相应的检验结果。可以发现,不管将龙头企业的空间作用范围分别限定至50公里、100公里、150公里还是200公里以内,产业链龙头企业对制造业企业劳动生产率的影响及超大规模市场的强化作用依然较为稳健。

^①国际市场潜力可用式 $FMP_c = \sum_F \frac{I_{cF}}{(d_{c,port} + d_{port,F})^\beta}$ 表示。其中, I_{cF} 为城市*c*面临的国际市场需求,以中国重要海路与陆路贸易伙伴国内生产总值表示; $d_{c,port}$ 为城市*c*到最近港口的距离,分两种情况测度:对于港口城市,以城市半径作为城市到港口的距离;对于非港口城市,将每个城市与邻近距离的港口城市进行配对,并以最短距离作为城市到最近港口的距离; $d_{port,F}$ 为距离城市*c*最近的境内港口与贸易伙伴首都的距离。

表5 稳健性检验三:考虑龙头企业的空间作用范围

	(1)	(2)	(3)	(4)
	50公里以内	100公里以内	150公里以内	200公里以内
<i>vio</i>	23.9456*** (16.2154)	26.1526*** (18.5547)	28.1719*** (20.3654)	30.3105*** (21.8879)
$\ln MP$	0.0328*** (7.7527)	0.0312*** (7.3818)	0.0296*** (6.9999)	0.0281*** (6.6289)
$vio \times \ln MP$	1.2619*** (13.9299)	1.4094*** (16.3368)	1.5398*** (18.2070)	1.6689*** (19.7279)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	2500108	2500108	2500108	2500108
R^2	0.736	0.737	0.737	0.737

4.以交通基础设施代表超大规模市场。讨论超大规模市场对产业链龙头企业生产率提升效应的影响离不开中国庞大的交通基础设施规模。交通运输网络打通了庞大的国内市场,使得广阔的土地和商品资源能够在更大范围被利用(Hornbeck & Rotemberg, 2019)。在现实中,越早完善交通基础设施的城市,与其他城市的可达性就越强,也能较早地融入超大规模市场,从而对本地企业生产率起到促进作用(刘冲等, 2020; 李兰冰、张聪聪, 2022)。因此,在本部分中,主要以交通基础设施表征超大规模市场进行稳健性检验。由于高速铁路和公路是中国交通基础设施建设的重要成就,本文主要从高铁和公路这两个方面改变超大规模市场的表达形式,考察超大规模市场对产业链龙头企业生产率提升效应的影响效果。首先,在以高铁开通表征超大规模市场的过程中,一方面以未开通高铁的城市为参照组构建已开通高铁城市的虚拟变量(Hsr),引入 Hsr 及其与产业链龙头企业的交互项进行分析;另一方面,使用高铁开通的年限(Hsr_age)衡量超大规模市场的准入程度,引入 Hsr_age 及其与产业链龙头企业的交互项进行分析。其次,在以公路表征超大规模市场的过程中,本文分别测算了各城市每年公路密度($\ln density$),并在计量模型中引入 $\ln density$ 及其与产业链龙头企业的交互项进行分析。

表6列(1)显示, $\ln vio \times Hsr$ 的系数显著为正,这意味着与未开通高铁的城市相比,已经开通高铁的城市中产业链龙头企业的作用得到了更为充分的发挥,有助于强化产业链龙头企业的劳动生产率提升效应。列(2)的结果显示, $\ln vio \times Hsr_age$ 的系数也显著为正,说明即使是在都已经开通高铁的城市中,越早开通高铁、融入国内统一大市场的城市的产业链龙头企业越能发挥更大的作用提升企业劳动生产率。在列(3)的结果中, $\ln vio \times \ln density$ 的系数同样显著为正,说明在以公路密度表征超大规模市场后,公路这类交通基础设施的完善同样便于城市尽快融入超大规模市场,为产业链龙头企业充分释放自身的生产率提升效应创造了条件。此外,在以上各列结果中,产业链龙头企业的估计系数均显著为正,这说明在考虑到交通基础设施对超大规模市场的影响,以高铁和公路表征超大规模市场后,产业链龙头企业对企业劳动生产率的提升作用及超大规模市场在这一过程中的促进作用依然较为稳健。

5.更改标准误差聚类方式。在基准回归中,本文将标准误差聚类到企业层面,考虑到现实中相同行业或城市的企业可能存在一定的产业关联性,此时可能需要调整标准误差的聚类方式。因此,本文重新将标准误差聚类到行业与城市层面,表6的列(4)(5)报告了相应的结果。结果表明,在考虑到行业或城市内未观测到的关联关系,并对标准误差聚类方式进行调整后,本文核心结论依然稳健成立。

①此列结果中,研究样本为仅开通高铁的城市。

6. 仅保留2002年、2007年及2012年的样本。由于投入产出表的可得性问题,本文无法利用每年的投入产出系数测算产业链龙头企业。为了进一步考虑到技术进步引致的产业投入产出关联变动问题,本文借鉴施炳展(2016)的思路,仅保留2002年、2007年和2012年的样本进行估计,表6的列(6)报告了相应的估计结果。可以发现,与基准回归结果相比,产业链龙头企业及其与超大规模市场交互项的系数均明显上升。这意味着,在考虑到现实中时变的产业链关联后,产业链龙头企业对制造业劳动生产率的促进作用及超大规模市场的正向调节作用更加明显。

7. 内生性检验。考察产业链龙头企业对企业劳动生产率的影响需要处理潜在的内生性。本文主要借鉴叶振宇和庄宗武(2022)的思路,利用城市中华老字号企业数量构建产业链龙头企业的工具变量。从相关性角度来看,城市中华老字号企业越多意味着当地在长期的发展中积累了越厚重的企业家精神、形成了较优的营商环境,从而有利于当地创业活动的开展和产业链龙头企业的出现。因此,城市中华老字号企业数量会直接影响城市的产业链龙头企业数量,满足相关性。从无关性角度来看,城市中华老字号企业数量虽然可以反映一个地区的商业文化和历史传承等方面的情况,但中华老字号企业是在特定的历史时期、社会环境和市场条件下成长起来的,其成功经验和经营理念可能与现代企业的需求具有较大差异,也很难对当期企业的劳动生产率产生直接影响,因而满足无关性的要求。此外,由于中华老字号企业数量是城市层面不随行业、年份变化的指标,将该指标与1998年城市内各行业规模以上企业数量占全国层面该行业规模以上企业数量比重及年份相乘,便得到了产业链龙头企业的工具变量。

在超大规模市场方面,本文利用“城市与最近通商口岸距离”构建超大规模市场的工具变量。该指标作为超大规模市场工具变量的合理性如下:通商口岸作为中国近代新式生产事业与商业的中心,在近代历史上集聚了大量的经济活动,较早地发展起了近代工业(林鑫,2017)。因此,与通商口岸地理上越邻近的城市,越有可能较早地开展与其他城市间的商贸沟通活动,该城市对其他消费市场的可达性和面临的消费市场需求也就可能越大。因此,城市距离最近通商口岸距离可能会对当代城市的市场潜力产生重要影响。另一方面,通商口岸大多在1911年前就已设立,^①是不会对当期企业劳动生产率产生影响的历史变量,因而可以视为市场需求的合理工具变量。^②Jia(2014)的研究指出,通商口岸城市和非通商口岸城市的人口增长率在通商口岸设置之前不存在显著差异;但在通商口岸设置之后,通商口岸城市和非通商口岸城市的人口增长率产生了差异。这从侧面佐证了“城市与最近通商口岸距离”作为超大规模市场工具变量的有效性。此外,本文也将城市中华老字号企业数量、“城市与最近通商口岸距离”、1998年城市各行业规模以上工业企业数量占比与年份的乘积作为产业链龙头企业与超大规模市场交互项的工具变量。

表6的列(7)报告了考虑内生性问题、使用以上工具变量进行两阶段最小二乘估计的结果。可以发现,产业链龙头企业及其与超大规模市场交互项的系数依然均显著为正。这表明在考虑到可能存在的内生性问题、使用工具变量进行估计后,本文基准回归结果是稳健的。Kleibergen-Paap rk LM统计量拒绝了识别不足检验,Kleibergen-Paap rk Wald F统计量也显著拒绝了弱工具变量的检验,说明本文工具变量的选取是合理的。

(三)作用机制检验

在前文中,已经得出了产业链龙头企业能够提升企业劳动生产率,以及超大规模市场有利于强化产业链龙头企业作用的结论。根据理论分析和研究假说,产业链龙头企业的集聚外部性在这一过

^①本文使用的通商口岸数据截至1911年,因为1911年以后增开的仅有10余处,而且多为自开商埠,故本文仅使用1911年以前开设的通商口岸进行配对。有关通商口岸的原始数据来自于严中平等(1955)。

^②城市*o*到通商口岸的距离分两种情况测度:对于通商口岸城市,以城市半径作为城市到通商口岸距离;对于非通商口岸城市,将每个城市与地理距离最近的通商口岸城市进行配对,并以此为基础计算该城市到最近通商口岸的距离。考虑到近代中国的交通工具依然以人力、畜力等效率不高的传统工具为主,因此本文并未按照现代的交通工具测算城市距最近通商口岸的通行距离。

程中发挥了重要的中间机制作用。为了验证该机制,本文借鉴 Drucker & Feser(2012)、韩峰和李玉双(2019)的思路,将产业链龙头企业的集聚外部性分别解构为产业链龙头企业的劳动力池效应、中间投入共享效应与技术外溢效应,并分别进行机制检验。

表 6 其他稳健性检验

	以高铁或公路表征超大规模市场			更改聚类方式		仅保留 2002 年、2007 年、2012 年	考虑内生性
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>lnvio</i>	0.0310*** (10.1326)	0.0347*** (5.7431)	0.0861*** (40.4178)	0.8364*** (4.9831)	0.8364*** (4.3374)	1.3472*** (24.7663)	1.1651** (2.2009)
<i>lnMP</i>				0.2609*** (4.9932)	0.2609*** (3.1387)	0.2848*** (10.5924)	0.7040*** (4.4136)
<i>lnvio</i> × <i>lnMP</i>				0.0471*** (4.4690)	0.0471*** (3.7273)	0.0774*** (22.8438)	0.0712*** (6.6815)
<i>Hsr</i>	0.1218** (2.2506)						
<i>lnvio</i> × <i>Hsr</i>	0.1051*** (29.5873)						
<i>Hsr_age</i>		0.1342*** (8.9735)					
<i>lnvio</i> × <i>Hsr_age</i>		0.0161*** (7.6300)					
<i>Indensity</i>			0.2393*** (21.9535)				
<i>lnvio</i> × <i>Indensity</i>			0.0862*** (38.9055)				
Kleibergen-Paap rk LM							61.142
Kleibergen-Paap rk Wald F							45.845 [0.429]
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	2500108	542435	2500108	2500108	2500108	260834	2494342
R ²	0.737	0.818	0.737	0.737	0.737	0.735	0.440

注:方括号为相应统计量的伴随概率。

1. 产业链龙头企业集聚外部性的测度。产业链龙头企业的劳动力池效应。*c*城市*j*行业产业链龙头企业的劳动力池效应(*vio_ls*)利用投入产出系数和邻近城市各行业龙头企业的就业人数来测度:

$$vio_ls_{cj} = \sum_{k=1}^{30} ls_{ck} \times [(a_{k \rightarrow j} + b_{j \rightarrow k}) / 2] \times \omega_k \quad (6)$$

式(6)中, $ls_{ck} = \sum_{v=1} \left[E_{ck} \left(\frac{E_{ck}/E_c}{E_k/E} - 1 \right) \right] d_{vc}^{-\delta}$ 代表邻近城市各行业龙头企业的就业人数之和,^①

E_{ck} 和 E_c 分别表示*c*城市*k*行业的龙头企业就业人数和该城市全部龙头企业就业人数, E_k 和 E 分别表示全国层面行业*k*的龙头企业就业人数和全国龙头企业就业人数。 a 、 b 分别为行业*j*与行业*k*间的投入系数以及行业*k*与行业*j*间的产出系数, ω_k 是以*k*行业龙头企业规模占全国龙头企业规模比值计算

^①根据韩峰和李玉双(2019),仅保留 $\frac{E_{ck}/E_c}{E_k/E} - 1 > 0$ 的情形。

的权重。产业链龙头企业劳动力池的值越大,意味着 c 城市 j 行业在发展过程中越能够得益于邻近城市上下游龙头企业大规模的劳动力供给。

产业链龙头企业的中间投入共享效应。根据 Drucker & Feser(2012),城市一行业层面的产业链龙头企业中间投入共享效应(vio_{ss})可根据各行业龙头企业的就业规模,以及投入系数计算得出:

$$vio_{ss_{cj}} = \sum_v \left[\left(\sum_k \frac{E_{vk} r_{kj}}{r_{Kj}} \right) \times d_{vc}^{-\delta} \right] \quad (7)$$

其中, E_{vk} 分别表示 v 城市 k 行业的龙头企业就业人数, r_{kj} 和 r_{Kj} 分别表示制造业行业 k 与行业 j 间的投入系数,以及行业 k 对所有制造业行业的投入系数。产业链龙头企业中间投入共享的值越大,意味着 c 城市 j 行业越能够得益于与产业链龙头企业有关的专业化中间品生产。

产业链龙头企业的技术外溢效应。 c 城市 j 行业产业链龙头企业的技术外溢效应(vio_{ts})采用投入产出系数和邻近城市各行业龙头企业的专利申请数量之和来测度:

$$vio_{ts_{cj}} = \sum_{k=1}^{30} ts_{ck} \times [(a_{k \rightarrow j} + b_{j \rightarrow k})/2] \times \tau \omega_k \quad (8)$$

$$\text{式(8)中, } ts_{ck} = \sum_{v=1} \left[T_{ck} \left(\frac{T_{ck}/T_c}{T_k/T} - 1 \right) \right] d_{vc}^{-\delta} \text{ 代表邻近城市各行业龙头企业的总创新水平。} \textcircled{1} T_{ck}$$

和 T_c 分别表示 c 城市 k 行业的龙头企业专利申请数量和该城市全部龙头企业专利申请数量, T_k 和 T 分别表示全国层面 k 行业的龙头企业专利申请数量和全国龙头企业专利申请数量。产业链龙头企业空间技术外溢的值越大,意味着产业链龙头企业的创新技术越容易通过链条关联传递至其他企业。

2. 机制检验。在构建以上中间变量的基础上,我们使用式(9)探讨产业链龙头企业的集聚外部性来源,进行机制检验:

$$\ln M_{c,t} = \Theta + \theta_1 \ln vio_{c,t} + \theta_2 \ln MP_{c,t} + \theta_3 \ln vio_{c,t} \times \ln MP_{c,t} + \phi_\tau \sum_{\tau=1}^3 Z_{c,t} + u_c + u_j + u_t + \bar{\xi}_{it} \quad (9)$$

其中 M 为各机制变量,即产业链龙头企业的劳动力池、中间投入共享、技术外溢效应等; Θ 为常数项; Z 和 ϕ 为控制变量及相应的参数估计; $\bar{\xi}$ 为随机扰动项。与基准回归不同的是,本文剔除了企业层面的控制变量,因为企业层面的特征很难对行业层面的产业链龙头企业产生影响。此外,在本部分中,本文通过控制城市固定效应 u_c 和行业固定效应 u_j 替换基准回归中的企业固定效应。表7报告了具体的机制检验结果。

表7的列(1)报告了当中间变量为产业链龙头企业的劳动力池效应时的机制检验结果,产业链龙头企业及其与超大规模市场交互项的系数均至少在10%的水平上显著为正。这不仅说明产业链龙头企业有助于构筑与自身相关的厚劳动力池,而这种厚劳动力市场效应可为上下游企业提供专业化劳动力市场支撑,有助于稳定企业用工和劳动生产率提升;也说明了超大规模市场进一步强化了产业链龙头企业的用工激励,增强产业链龙头企业的劳动力池效应。列(2)报告了当中间变量为产业链龙头企业的中间投入共享时的机制检验结果,产业链龙头企业的估计系数及其与超大规模市场交互项的系数均显著为正。产业链龙头企业能够通过需求牵引为产业链上游的企业提供稳定的效率提升激励,从而有助于相关行业围绕产业链龙头企业形成专业化的中间投入市场,强化中间投入共享效应。而在超大规模市场中,产业链龙头企业的中间品厂商更加充沛,使得更多的企业有机会共享其中的好处,也使得超大规模市场强化了产业链龙头企业的中间投入共享效应。列(3)报告了当中间变量替换为产业链龙头企业技术外溢时的机制检验结果,结果显示产业链龙头企业及其与超

$\textcircled{1}$ 与上文一致,仅保留 $\frac{T_{ck}/T_c}{T_k/T} - 1 > 0$ 的情形。

大规模市场交互项的系数均显著为正,这说明了不仅产业链龙头企业本身具有明显的技术外溢效应,而且超大规模市场显著强化了其外溢效应。不仅产业链龙头企业能够为其他企业带来差异化的技术知识,而且超大规模市场使得更多的企业可以分享产业链龙头企业的技术信息,从而强化了产业链龙头企业的技术外溢效应。以上机制检验结果意味着,上述三种产业链龙头企业集聚外部性总体上均发挥着显著的中间机制作用,为产业链龙头企业发挥效力及超大规模市场发挥调节效应奠定了基础。

表7 机制检验

	(1)	(2)	(3)
	<i>lnvio_ls</i>	<i>lnvio_ss</i>	<i>lnvio_ls</i>
<i>lnvio</i>	0.1880** (2.1713)	2.6956*** (4.8527)	1.5608*** (6.6565)
<i>lnMP</i>	0.0535* (1.7090)	0.7308** (2.3109)	0.5893*** (4.4807)
<i>lnvio</i> × <i>lnMP</i>	0.0095* (1.7360)	0.1946*** (5.1195)	0.1059*** (7.5365)
<i>EGOV</i>	-0.0025 (-0.0668)	0.0834 (0.1057)	-0.3984 (-0.9701)
<i>lnFDI</i>	0.0086 (1.3099)	0.0855 (0.9495)	0.1401*** (2.6094)
<i>lnpop</i>	0.0002 (0.0114)	-0.6089* (-1.9576)	-0.3025 (-1.3738)
_cons	7.6868*** (16.4361)	7.3412* (1.6697)	-11.6368*** (-5.1362)
城市固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	84900	84900	84900
R ²	0.920	0.372	0.425

注:括号内为以城市层面聚类稳健标准误为基础计算的t值。

(四)进一步分析

1. 基于各类产业链龙头企业集聚外部性与超大规模市场交互作用的进一步分析。前文从总体的角度分析了超大规模市场对产业链龙头企业提升制造业劳动生产率的促进效应。为详细考察企业劳动生产率提升的过程中各类产业链龙头企业集聚外部性与超大规模市场的交互作用,本部分分别引入超大规模市场与各类产业链龙头企业集聚外部性的交互项进行分析。

表8为引入交互项之后的估计结果。列(1)中产业链龙头企业的劳动力池效应与超大规模市场的交互项显著为负,说明产业链龙头企业的劳动力池效应与超大规模市场在企业劳动生产率提升过程中存在着替代效应。尽管超大规模市场和产业链龙头企业的劳动力池效应分别显著提升了制造业的劳动生产率,但国内市场并未对产业链龙头企业的员工在城市、行业间转移和共享提供保障机制,区际市场的深度整合反而加剧城市间产业链龙头企业与其他企业劳动力竞争。列(2)(3)中产业链龙头企业的其他集聚外部性与超大规模市场的交互项均显著为正,说明产业链龙头企业的中间投入共享和技术外溢在制造业劳动生产率提升过程中存在着显著的协同效应。超大规模市场的空间关联效应不仅推进了与产业链龙头企业相关的中间品市场和技术市场整合,还为这些中间品的深度共享、技术知识的吸收应用提供了深度保障,从而有利于进一步发挥这些产业链龙头企业的集聚外部性。

表8 各类产业链龙头企业集聚外部性与超大规模市场交互作用的估计结果

	(1)	(2)	(3)
$\ln vio_ls \times \ln MP$	-0.0193*** (-29.1084)		
$\ln vio_ts \times \ln MP$		0.0019*** (12.4973)	
$\ln vio_ss \times \ln MP$			0.0064*** (22.9386)
$\ln vio_ls$	0.3165*** (29.4891)		
$\ln vio_ss$		-0.0280*** (-12.3040)	
$\ln vio_ts$			0.0997*** (22.6874)
$\ln MP$	0.0999*** (15.4420)	-0.0864*** (-12.8208)	-0.0567*** (-8.8215)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
观测值	2500108	2500108	2500108
R ²	0.736	0.799	0.752

2. 异质性分析。产业链龙头企业的劳动生产率提升效应及超大规模市场的调节效应可能会因行业竞争程度或企业规模的不同而产生异质性。本文主要将行业竞争程度和企业规模作为异质性检验的标准进行异质性分析。在行业层面,本文首先以销售收入为基础计算2003年制造业各二位数行业的赫芬达尔指数,统计各行业赫芬达尔指数的中位数。接着,本文构建高竞争行业虚拟变量($inddum$),将赫芬达尔指数小于该中位数的行业赋值为1,否则赋值为0。在企业层面,本文在统计每年各行业资产规模中位数的基础上构建规模较大企业虚拟变量($sizedum$),将资产规模大于其所在行业中位数的企业赋值为1,否则赋值为0。在此基础上,本文分别引入主要解释变量与以上虚拟变量的交互项进行异质性分析。

表9的列(1)(2)报告了基于行业竞争程度的异质性检验结果, $\ln vio \times \ln MP$ 本身的估计系数在5%的水平上显著为正,而 $\ln vio \times \ln MP \times inddum$ 的参数估计在1%的水平上显著为正,这意味在高竞争程度行业的样本中,超大规模市场促进产业链龙头企业的生产率提升效应的作用更明显。这可能是因为对于高竞争程度行业而言,超大规模市场意味着这类行业的企业在更大空间范围内开展生产协作,产业链龙头企业便能从中更有效发挥其生产率提升作用。列(3)(4)报告了基于企业规模的异质性检验结果, $\ln vio \times \ln MP$ 本身的估计系数仅在10%的水平上显著为正,而 $\ln vio \times \ln MP \times sizedum$ 的参数估计在1%的水平上显著为正,这意味在更大企业的样本中,超大规模市场对产业链龙头企业生产率提升效应的促进作用得到了更大程度的发挥。可能原因是,更大规模的企业通常更有能力连接超大规模市场中的各类消费者和供应商群体,也更有机会与产业链龙头企业进行业务合作、获取其外部性。

表9 异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	系数	t值	系数	t值
<i>lnvio</i>	0.7660***	25.2070	0.9669***	41.8996
<i>lnMP</i>	0.2441***	26.2524	0.3243***	39.7936
<i>lnvio</i> × <i>lnMP</i>	0.0430**	2.2953	0.0554*	1.8054
<i>lnvio</i> × <i>inddum</i>	0.1171***	3.1513		
<i>lnMP</i> × <i>inddum</i>	-0.0287***	-2.7966		
<i>lnvio</i> × <i>lnMP</i> × <i>inddum</i>	0.0068***	2.8851		
<i>inddum</i>	0.5055***	3.0803		
<i>lnvio</i> × <i>sizedum</i>			0.2115***	9.4743
<i>lnMP</i> × <i>sizedum</i>			-0.1029***	-15.5970
<i>lnvio</i> × <i>lnMP</i> × <i>sizedum</i>			0.036***	9.6198
<i>sizedum</i>			-1.5892***	-15.1119
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	2500108		2500108	
R ²	0.737		0.737	

五、结论和政策启示

随着国内外形势变化,构建现代化产业体系迫切需要找到制造业高质量发展的有效途径。产业链龙头企业作为“关键少数”,理应在制造业高质量发展中发挥应有的作用。为此,本文使用了2003—2013年283个地级及以上城市的面板数据与中国工业企业数据进行实证分析,从集聚外部性的视角揭示了产业链龙头企业对制造业企业劳动生产率的影响效果并分析了超大规模市场在其中的作用。研究表明:(1)产业链龙头企业显著促进了中国制造业企业劳动生产率的提升,且这一结论在进一步更换核心指标、排除竞争性解释、考虑内生性问题之后依然显著成立。(2)超大规模市场显著强化了产业链龙头企业对制造业企业劳动生产率提升的促进作用。(3)从产业链龙头企业提升制造业企业劳动生产率、超大规模市场发挥调节效应的作用机制来看,产业链龙头企业的劳动力池、中间品共享和技术外溢效应发挥着显著的中间机制作用。(4)进一步分析发现,超大规模市场与产业链龙头企业的劳动力池在企业劳动生产率提升过程中存在替代作用,但与产业链龙头企业的中间品共享和技术外溢效应存在协同作用。此外,超大规模市场更加强化了产业链龙头企业对高竞争程度行业、较大规模企业劳动生产率的提升效应。

本文研究发现可以为当前推动制造业高质量发展提供有价值的政策启示:一方面,随着新型工业化深入推进,应充分发挥产业链龙头企业“以大带小”的作用,通过生产网络、协同创新、典型示范等多种途径带动更多企业提高劳动生产率,从而实现质的有效提升和量的合理增长。另一方面,在构建新发展格局中要坚定不移推动全国统一大市场建设,打破各种形式条块分割的市场障碍,促进超大规模市场优势为产业链龙头企业赋能,使其成为制造业高质量发展的重要引擎,更充分发挥劳动生产率提升效应。

参考文献:

陈诗一 陈登科,2018:《雾霾污染、政府治理与经济高质量发展》,《经济研究》第2期。
程虹,2018:《管理提升了企业劳动生产率吗?——来自中国企业—劳动力匹配调查的经验证据》,《管理世界》第2期。
程欣 邓大松,2020:《社保投入有利于企业提高劳动生产率吗?——基于“中国企业—劳动力匹配调查”数据的实证研究》,《管理世界》第3期。
邓明 王劲波,2020:《企业劳动生产率差异分解:技术选择效应与技术吸收效应》,《统计研究》第10期。

- 范剑勇 刘念 刘莹莹,2021:《地理距离、投入产出关系与产业集聚》,《经济研究》第10期。
- 范剑勇 石灵云,2009:《产业外部性、企业竞争环境与劳动生产率》,《管理世界》第8期。
- 盖庆恩 朱喜 程名望 史清华,2015:《要素市场扭曲、垄断势力与全要素生产率》,《经济研究》第5期。
- 高雷业,2014:《劳动生产率的七种定义及其应用价值》,《经济问题探索》第12期。
- 国务院发展研究中心课题组,2020:《充分发挥“超大规模性”优势 推动我国经济实现从“超大”到“超强”的转变》,《管理世界》第1期。
- 韩峰 柯善咨,2012:《追踪我国制造业集聚的空间来源:基于马歇尔外部性与新经济地理的综合视角》,《管理世界》第10期。
- 韩峰 李玉双,2019:《产业集聚、公共服务供给与城市规模扩张》,《经济研究》第11期。
- 韩峰 阳立高,2014:《内外市场需求、产品多样化与劳动生产率——基于中国城市面板数据的实证分析》,《财经研究》第1期。
- 贾生华 杨菊萍,2007:《产业集群演进中龙头企业的带动作用研究综述》,《产业经济评论》第1期。
- 寇宗来 刘学悦,2017:《中国城市和产业创新力报告2017》,复旦大学产业发展研究中心。
- 李兰冰 张聪聪,2022:《高速公路连通性对区域市场一体化的影响及异质性分析》,《世界经济》第6期。
- 李磊 徐大策,2020:《机器人能否提升企业劳动生产率?——机制与事实》,《产业经济研究》第3期。
- 李彦 林晓燕 付文字,2021:《高铁服务供给对城市劳动生产率的影响——兼论人口集聚与公共交通的门槛效应》,《人口与经济》第2期。
- 林蠡,2017:《通商口岸、新式教育与近代经济发展:一个历史计量学的考察》,《中国经济史研究》第1期。
- 刘冲 吴群锋 刘青,2020:《交通基础设施、市场可达性与企业生产率——基于竞争和资源配置的视角》,《经济研究》第7期。
- 刘一鸣 王艺明,2021:《劳动力质量与民营企业劳动生产率:马克思主义视角的研究》,《世界经济》第1期。
- 刘志彪,2022:《全国统一大市场》,《经济研究》第5期。
- 刘志彪 孔令池,2021:《双循环格局下的链长制:地方主导型产业政策的新形态和功能探索》,《山东大学学报(哲学社会科学版)》第1期。
- 罗小芳 卢现祥,2023:《交易成本、普遍制度与全国统一大市场》,《经济学动态》第6期。
- 尚会永 李伟博,2021:《如何推动产业链大中小企业融通创新》,《光明日报》6月8日。
- 邵敏,2012:《出口贸易是否促进了我国劳动生产率的持续增长——基于工业企业微观数据的实证检验》,《数量经济技术经济研究》第2期。
- 邵帅 李欣 曹建华 杨莉莉,2016:《中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应的视角》,《经济研究》第9期。
- 施炳展,2016:《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》,《经济研究》第5期。
- 苏丹妮 盛斌,2021:《产业集聚、集聚外部性与企业减排——来自中国的微观新证据》,《经济学(季刊)》第5期。
- 熊海芳 李思琪,2020:《地方主导企业特质冲击的颗粒经济效应与区域经济影响》,《统计研究》第4期。
- 王家庭 李艳旭 马洪福 曹清峰,2019:《中国制造业劳动生产率增长动能转换:资本驱动还是技术驱动》,《中国工业经济》第5期。
- 严中平等,1955:《中国近代经济史统计资料选辑》,科学出版社。
- 杨超 洪朝伟,2022:《超级明星企业的成因、经济影响与应对政策——基于文献综述的视角》,《经济体制改革》第2期。
- 杨汝岱,2015:《中国制造业企业全要素生产率研究》,《经济研究》第2期。
- 叶振宇 庄宗武,2022:《产业链龙头企业与本地制造业企业成长:动力还是阻力》,《中国工业经济》第7期。
- 曾光 张拓 聂鑫,2023:《集聚外部性、企业动态演化与县域农产品加工业全要素生产率增长》,《产业经济研究》第2期。
- 张学良,2012:《中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应》,《中国社会科学》第3期。
- 赵文,2021:《人口转变后劳动生产率如何提高?》,《经济学动态》第8期。
- 赵文军,2015:《我国省区劳动生产率的变化特征及其成因:1990—2012》,《经济学家》第6期。
- 中国社会科学院工业经济研究所课题组,2022:《产业链链长的理论内涵及其功能实现》,《中国工业经济》第7期。
- Abel, J. R. & R. Deitz (2015), “Agglomeration and job matching among college graduates”, *Regional Science and Urban Economics*, 51:14—24.
- Alfaro, L. & M. X. Chen (2014), “The global agglomeration of multinational firms”, *Journal of International Economics*,

94(2):263—276.

- Behrens, K. (2016), “Agglomeration and clusters: Tools and insights from coagglomeration patterns”, *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 49(4):1293—1339.
- Bernard, A. B. et al. (2019), “Production networks, geography, and firm performance”, *Journal of Political Economy*, 127(2):639—688.
- Bleakley, H. & J. Lin (2012), “Thick-market effects and churning in the labor market: Evidence from US cities”, *Journal of Urban Economics*, 72(2—3):87—103.
- Brandt, L. et al. (2012), “Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing”, *Journal of Development Economics*, 97(2):339—351.
- Cai, H. & Q. Liu (2009), “Competition and corporate tax avoidance: Evidence from Chinese industrial firms”, *Economic Journal*, 119(537):764—795.
- Capello, R. (2007), *Regional Economics*, London: Routledge.
- Chaney, T. & R. Ossa (2013), “Market size, division of labor, and firm productivity”, *Journal of International Economics*, 90(1):177—180.
- Delgado, M. et al. (2014), “Clusters, convergence, and economic performance”, *Research Policy*, 43(10):1785—1799.
- Drucker, J. & E. Feser (2012), “Regional industrial structure and agglomeration economies: An analysis”, *Regional Science and Urban Economics*, 42:1—14.
- Ganapati, S. (2021), “Growing oligopolies, prices, output, and productivity”, *American Economic Journal: Microeconomics*, 13(3):309—327.
- Greenstone, M. et al. (2010), “Identifying agglomeration spillovers: Evidence from winners and losers of large plant openings”, *Journal of Political Economy*, 118(3):536—598.
- Hall, R. E. (2018), “New evidence on the markup of prices over marginal costs and the role of mega-firms in the US economy”, NBER Working Papers, No.24574.
- Harris, C. D. (1954), “The market as a factor in the localization of industry in the United States”, *Annals of the Association of American Geographers*, 44(4):315—348.
- Hornbeck, R. & M. Rotemberg (2019), “Railroads, reallocation, and the rise of American manufacturing”, NBER Working Paper, No.26594.
- Jannati, S. (2020), “Geographic spillover of dominant firms' shocks”, *Journal of Banking and Finance*, 118:1—17.
- Jannati, S. et al. (2020), “Big fish in a small pond: Locally dominant firms and the business cycle”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 180:219—240.
- Jia, R. (2014), “The legacies of forced freedom: China's treaty ports”, *Review of Economics and Statistics*, 96(4):596—608.
- Krugman, P. (1991), “Increasing returns and economic geography”, *Journal of Political Economy*, 99(3):483—499.
- Marshall, A. (1890), *Principles of Economics*, London: Macmillan.
- Murakami, J. & H. Kato (2020), “The intra-metropolitan distribution of airport accessibility, employment density, and labor productivity: Spatial strategy for economic development in Tokyo”, *Applied Geography*, 125, No. 102309.
- Proost, S. & J. F. Thisse (2019), “What can be learned from spatial economics?”, *Journal of Economic Literature*, 57(3):575—643.
- Romer, P. M. (1986), “Increasing returns and long-run growth”, *Journal of Political Economy*, 94(5):1002—1037.
- Solow, R. M. (1957), “Technical change and the aggregate production function”, *Review of Economics and Statistics*, 39:312—320.
- Viana, J. D. (2020), “The effect of dominant firms' shocks on earnings management”, SSRN Working Paper, No.4623.

Industry Chain Leading Firms, Super Large-scale Market and Manufacturing Labor Productivity

ZHUANG Zongwu^a, YE Zhenyu^b and ZHANG Keyun^a

(a: Renmin University of China, Beijing, China;

b: Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, China)

Summary: Industrial chain leading firms are key players in the super large-scale market to promote the high-quality development of the manufacturing industry. In the context of accelerating the construction of a unified national market in China, exploring the impact of industry chain leading firms on manufacturing labor productivity holds significant practical significance for unleashing the dividend of the industry chain in China's super large-scale market and promoting the high-quality development of manufacturing. This paper is to investigate the effects of industry chain leading firms on manufacturing labor productivity and the moderating effect of China's super large-scale market. In this paper, the top 100 firms in the total output value of each manufacturing two-digit industry are defined as leading firms, and the input-output coefficients are used to characterize the industrial chain association, based on which the index of industry chain leading firms is calculated. The empirical analysis in this paper uses the matching data of Chinese cities and industrial firms within the framework of agglomeration economics. The main data sources are the input-output table data published by the National Bureau of Statistics of China, and the China Industrial Enterprises Database.

This paper finds that the industry chain leading firms significantly improve manufacturing labor productivity, and China's super large-scale market significantly strengthens the positive effects of industry chain leading firms on labor productivity. Based on the baseline regressions, the paper conducts robustness tests in terms of replacing the core variables, excluding alternative explanations, considering the spatial scope of the role of leading firms, and using transportation infrastructure to characterize the super large-scale market. We test the mechanisms by deconstructing the agglomeration externality of industry chain leading firms, and find that the labor pool, intermediate inputs sharing, and technology spillover effects related to industry chain leading firms are important mechanisms. Further analysis indicates that in improving manufacturing labor productivity, China's super large-scale market has a synergistic effect with the intermediate inputs sharing and the technology spillover of industry chain leading firms, but has a substitution effect with the labor pool of industry chain leading firms. Heterogeneity analysis shows that the super large-scale market reinforces the labor productivity-enhancing effect of industry chain leading firms on industries with a high degree of competition and larger firms. The policy implications lie in leveraging the advantages of super large-scale market and industry chain leading firms and thus promoting the high-quality of manufacturing.

The findings of this paper provide useful theoretical guidance for the formulation of related policies. On one hand, we should give full play to the industry chain leading firms, so that they can drive more firms to improve labor productivity through various ways. By giving full play to the ecological dominance of industry chain leading firms, China's economy can realize effective qualitative improvement and reasonable quantitative growth. On the other hand, in building a new development pattern, it is necessary to unswervingly promote the construction of a unified national market. The government should continuously promote the advantages of the super large-scale market to empower industry chain leading firms, so that the super large-scale market can become an important engine for the high-quality development of manufacturing.

The main innovations of this paper lie in two aspects. Firstly, this paper reveals the mechanism by which industry chain leading firms affect manufacturing labor productivity from the perspective of the externalities of large firms' agglomeration and confirms the synergistic effect between industry chain leading firms and the super large-scale market. This helps deepen the understanding of industry chain leading firms promoting high-quality development of manufacturing. Secondly, the paper optimizes the design of the index of industry chain leading firms, providing a more reasonable index for subsequent related research.

Keywords: Industry Chain Leading Firms; Agglomeration Externalities; Super Large-scale Market in China; Labor Productivity

JEL Classification: O14, O47, R11

(责任编辑:木丰)

(校对:金禾)