

# 国内大市场优势与制造业出口产品质量升级

韩峰,毛欣,史桐奇,左嘉乐

(南京审计大学经济学院,江苏南京 211815)

**[摘要]**党的二十大报告指出,要“增强国内大循环内生动力和可靠性,提升国际循环质量和水平”,这表明中国的企业应在国内大循环为主体的新发展格局中探寻高质量开放之路。利用改进的城市层面市场潜力指标反映国内市场优势,基于2003—2013年中国工业企业数据、中国海关进出口贸易数据和城市面板数据的匹配数据,探讨了国内大市场对制造业出口产品质量升级的影响。研究发现,国内市场扩张对中国制造业出口产品质量升级具有显著的促进作用,而国际市场则对中国制造业出口产品质量产生了抑制作用。该结论通过了一系列的稳健性检验。进一步分析发现,国内大市场能够通过降低企业平均成本、增加企业可获得的中间品种类和提升企业全要素生产率来提高企业出口产品质量;考虑国内与国际市场的交互效应后,国内市场与国际市场能够协同推动企业出口质量升级。研究结论对中国“双循环”新发展格局,充分发挥国内大市场优势、提升制造业出口产品质量、推进制造业高质量发展具有重要的现实意义。

**[关键词]**国内大市场;规模经济效应;制造业出口产品质量;制造业转型;国内大循环

**[中图分类号]**F061.5;F752.6 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2023)05-0097-11

## 一、引言

改革开放以来,中国制造业得到了快速发展,使中国一跃成为世界上最大的制造业国家。然而,中国制造业依托低成本优势开拓国际市场的同时,其出口产品质量问题也愈发显现。中国制造业一直徘徊在生产组装和简单扩大再生产的发展模式上,出口产品技术含量不高,与世界先进水平相比依然具有很大差距。尤其在新常态下,提升企业出口产品质量和附加值,推进高水平对外开放更是成为实现制造业高质量发展的题中之义。我国亟需转变对外贸易发展动能,培育企业出口竞争内生新优势,持续推动企业出口产品质量升级。2020年习近平总书记在参加全国政协十三届三次会议经济界委员联组会时指出,要“形成以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局,培育新形势下我国参与国际合作和竞争新优势”。2022年党的二十大报告中也进一步强调,要“增强国内大循环内生动力和可靠性,提升国际循环质量和水平”。这充分显示了中国政府通过培育、壮大统一国内大市场,利用国内大市场优势推动对外贸易转型升级的强烈愿景。发挥国内大市场优势就是要消除不同地区市场壁垒、形成统一国内市场,使企业发展更多转向依靠充分释放中国巨大消费市场的规模经济效应之上。新经济地理理论<sup>[1]</sup>认为,规模报酬递增以及运输成本的存在使得企业更倾向于布局在市场潜力或市场需求规模较大的地区。不同地区之间的需求关联效应使制造业企业同时受益于本地市场和外围市场,并在生产中获得规模经济收益,从而提升企业生产率和出口产品的贸易收益。可见,市场需求外部性是提升制造业企业贸易收益,进而提升出口产品质量的重要动力来源。因此,基于新经济地理理论来研究和识别国内大市场对制造业出口产品质量升级的作用机制,对于切实发挥国内大市场优势,促进中国由制造大国向制造强国转变具有重要的理论和现实意义。

现有文献主要从两个方面论述了制造业出口产品质量及其决定因素。第一类文献主要集中于研究制造业企业出口产品质量指标测度。Hallak<sup>[2]</sup>利用产品单位价值的大小来衡量产品的质量。Jaimovich<sup>[3]</sup>认为收入水平越高的国家,消费者越倾向于更高质量的产品,因而该国出口产品质量也越高。Khandelwal<sup>[4]</sup>以市场份额为

**[收稿日期]**2023-07-19

**[基金项目]**国家自然科学基金面上项目(72073071);江苏高校“青蓝工程”中青年学术带头人培养项目(D202062045);江苏省研究生科研与实践创新计划项目(KYCX22\_2109)

**[作者简介]**韩峰(1984—),男,山东邹平人,南京审计大学经济学院教授,博士生导师,从事区域和城市经济研究,E-mail:hf8417@126.com;毛欣(1999—),女,广东化州人,南京审计大学经济学院硕士研究生,从事应用计量经济研究;史桐奇(1996—),男,江苏无锡人,南京审计大学经济学院硕士研究生,从事区域经济研究;左嘉乐(1999—),男,安徽庐江人,南京审计大学经济学院硕士研究生,从事区域经济研究。

基础建立模型,构建了嵌套 Logit 需求模型,利用出口国的人口规模控制产品的水平差异,从而更精确地计算出口产品质量。以上文献通过不断改进出口产品质量的计量指标,为更好地衡量出口产品质量提供了依据。第二类文献主要侧重分析出口产品质量的影响因素。李坤望和王有鑫<sup>[5]</sup>探讨了 FDI 对出口产品质量升级的影响,发现外商直接投资能够稳定提高和出口产品质量。张杰等<sup>[6]</sup>研究发现政府补贴能够抑制出口产品质量的提升,但是市场竞争能够推动企业出口产品的提升。许和连和王海成<sup>[7]</sup>研究证实最低工资标准会抑制出口产品质量升级。这些学者将 FDI、政府补贴与市场竞争、最低工资标准等影响因素置于出口产品质量的分析框架中,从不同角度对出口产品质量的影响机制展开了大量研究。但是,少有文献基于国内大市场优势视角对我国企业出口产品质量升级机制进行分析。由于一个地区面临的市场潜力不仅包含了由国内循环所带来的国内市场潜力,而且包含了由国际循环带来的国际市场潜力,本文在探讨国内大市场对制造业出口产品质量影响机制的同时,还进一步探讨了国内市场和国际市场对制造业出口产品质量的交互影响效应。

与现有文献相比,本文的贡献主要体现在以下几个方面:(1)本文基于 Krugman<sup>[1]</sup>和 Fan 等<sup>[8]</sup>的综合视角构建市场潜力影响制造业出口产品质量的分析框架,探讨了国内大市场优势对制造业出口产品质量的影响机制,为各地区培育和发掘市场潜力优势,进而推动制造业高质量发展提供了新的理论支撑。(2)在新经济地理理论基础上,结合互联网技术和潜力模型构建了新的市场潜力指标,并检验了企业平均成本、企业可获得的中间品种类、企业全要素生产率在国内大市场影响制造业出口产品质量升级过程中的中介效应,为反映制造业出口产品质量提升过程中国内大市场的需求优势提供了量化依据;(3)进一步探讨了国内大市场与国际市场在制造业出口产品质量提升过程中的协同效应,为各地区因地制宜地利用自身市场优势培育出口竞争新优势提供依据。

## 二、理论机制与研究假设

本文将在 Krugman<sup>[1]</sup>和 Fan 等<sup>[8]</sup>综合框架基础上,构建企业出口产品质量的决定框架,进而依据该模型,探讨国内大市场优势对制造业出口产品质量升级的影响机制,为后文实证研究奠定理论基础。

假设城市中有最终产品和中间品两个产业部门,最终产品的生产不仅需要各类基本要素,而且需要中间品投入。所有最终产品均在垄断竞争市场中交易,因而城市  $i$  中最终产品厂商的产品之间存在差异性。最终产品厂商生产的产品不仅用于满足国内市场消费需求,还用于出口。由于递增收益和消费者对商品多样化的偏好,每种最终产品由一家专业化厂商来生产。对于厂商而言,高质量的生产过程必然要求有高质量的要素投入。根据 Fan 等<sup>[8]</sup>的研究,城市  $i$  中代表性最终产品出口厂商的生产函数为:

$$y_i(q_i) = A_i \left( \frac{F_i(q_i)}{1-\mu} \right)^{1-\mu} \left( \frac{M_i(q_i)}{\mu} \right)^{\mu} \quad (1)$$

其中  $q_i$  为代表性厂商  $i$  的产品质量; $y_i(q_i)$  为产品质量在  $q$  情况下的产出数量; $F_i(q_i)$  为产品质量在  $q$  情况下生产  $y_i$  所需的基本要素投入,包括劳动力和资本等; $M_i(q_i)$  为质量在  $q$  情况下的一组中间投入; $A$  为代表性厂商的生产技术水平或生产效率, $\mu$  为制造业中间品的投入份额。式(1)显示,最终产品厂商高质量产品数量除与厂商生产率( $A$ )、基本要素投入( $F_i(q_i)$ )有关外,还受到高质量中间投入( $M_i(q_i)$ )的影响。

对于中间投入品,根据 Kee 和 Tang<sup>[9]</sup>的研究,中间品数量( $M_i(q_i)$ )可看作不同种类国内中间品的 CES 组合,即:

$$M_i(q_i) = \left[ \sum_{n=1}^I m_n(q_i)^{\frac{\theta-1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (2)$$

其中, $I$  为企业  $i$  可获得的中间品的数量; $m_n$  是第  $n$  种中间品的数量; $\theta$  为任意两类中间品的替代弹性,且  $\theta > 1$ 。由式(2)可得到复合中间品的基准价格  $p_{i,M}$  为如下 CES 形式:

$$p_{i,M} = \left[ \sum_{n=1}^I p_n^{1-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (3)$$

其中  $p_n$  表示每种中间品  $n$  的价格。可见,中间品价格会随中间品数量的增加而减少,中间品价格是中间品数量的递减函数,即  $\frac{\partial p_{i,M}}{\partial I} < 0$ 。

设定最终产品生产的基本要素投入的复合价格为  $c_i(q_i) = c_i g(q_i)$ , 其中  $g(q_i)$  为最终产品厂商产品质量  $q$  的递增函数,  $c_i$  为每单位基本要素投入的基准价格。同理, 质量为  $q$  的中间投入的复合价格可设定为  $p_{i,M}(q_i^\gamma) = p_{i,M} g(q_i)$ , 其中  $p_{i,M}$  为每单位中间投入的基准价格。不失一般性, 我们对  $g(q_i)$  进行参数化, 得到  $g(q_i) = q_i^\gamma, \gamma > 0$ 。基于此, 产品质量为  $q$ 、生产率水平为  $A$  的最终产品厂商生产一单位产品的成本  $\bar{c}_i$  可表示为:

$$\bar{c}_i = \frac{c_i^{(1-\mu)} p_{i,M}^\mu q_i^\gamma}{A_i} \quad (4)$$

除生产中的可变成本外, 更高质量的生产过程还需要一定的固定投入。与一般生产过程相比, 高质量生产过程对于厂商的要素配置、工序安排、产品设计都有更高的要求, 因而厂商要进入高质量生产阶段, 就需要一定的固定投入以突破高质量生产的门槛。而这些固定投入的多少则取决于厂商所要达到的质量水平。最终厂商的固定成本投入可表示为:

$$C_i^F = f q_i^\phi \quad (5)$$

其中,  $f$  为产品质量每提升一个单位所带来的固定成本增加;  $\phi$  表示与其他厂商相比, 代表性最终厂商突破高质量发展阶段的难易程度,  $\phi > 0$ 。

从需求方面而言, 消费者效用水平主要取决于最终产品的数量和质量。根据 Krugman<sup>[2]</sup> 和 Fan 等<sup>[15]</sup> 的研究, 城市中消费者的效用函数可表示为:

$$U_j = \sum_v \left( \sum_{i=1}^N q_i^\sigma x_{i,jv} \frac{\sigma-1}{\sigma} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (6)$$

其中,  $U_j$  为城市  $j$  中消费者的效用,  $x_{i,jv}$  表示从城市  $v$  (包含城市  $j$ ) 销往城市  $j$  的第  $i$  种商品的数量<sup>①</sup>;  $\sigma$  为任意两种产品间的替代弹性,  $\sigma > 1$ ;  $\eta$  为不同产品的质量差异化水平,  $\eta > 0$ ;  $N$  为城市中最终产品的种类数;  $V$  为经济系统中的城市数。若  $E_j$  为城市  $j$  用于最终产品的总支出,  $p_v$  为城市  $v$  每种商品的价格指数,  $\tau_v$  为每单位商品从城市  $v$  到  $j$  的冰山成本, 则根据式(6)的消费者偏好, 可得到城市  $j$  对城市  $v$  每种最终产品  $i$  的需求量  $x_{i,jv}$ 。

$$x_{i,jv} = \frac{E_j (p_v \tau_v)^{-\sigma} q_i^\eta}{\sum_{k \in V} N_k (p_k \tau_k)^{1-\sigma}} = E_j T_j^{\sigma-1} (p_v \tau_v)^{-\sigma} q_i^\eta \quad (7)$$

其中,  $T_j = \left[ \sum_{k \in V} N_k (p_k \tau_k)^{1-\sigma} \right]^{1/(1-\sigma)}$  为城市  $j$  最终产品的价格指数。对包含城市  $v$  在内的所有市场进行加总, 我们得到了城市  $v$  中某种商品的总产出(或总销量)  $x_{iv}$ :

$$x_{iv} = y_i = \sum_j x_{i,jv} \tau_{jv} = p_v^{-\sigma} q_i^\eta MP_v \quad (8)$$

其中,  $MP_v = \sum_j E_j T_j^{\sigma-1} (\tau_{jv})^{1-\sigma}$ , 为城市  $v$  的市场潜力, 衡量了城市  $v$  中企业面临的总体市场需求或对于最终商品市场的空间可得性, 体现了企业面临的国内外市场优势。

基于以上分析, 城市  $v$  中代表性最终产品厂商通过选择最终产品价格( $P_v$ )和产品质量水平来实现利润最大化。最终产品厂商的利润函数可表示为:

$$\pi_i = (p_i - \bar{c}_i) y_i - f q_i^\phi \quad (9)$$

将式(4)和式(8)代入式(9)并对生产质量水平( $q$ )取一阶条件, 可得到最终产品厂商的最优产品质量水平:

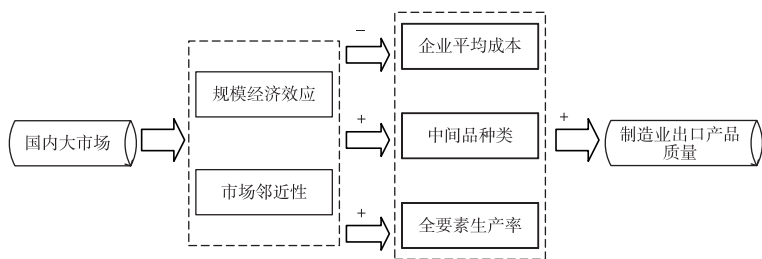
$$q_i = \left[ \Phi MP_v \left( \frac{c_i^{(1-\mu)} p_{i,M}^\mu}{A_i} \right)^{1-\sigma} \right]^{1/(\phi - \eta + \gamma(\sigma-1))} \quad (10)$$

其中,  $\Phi = \frac{(\eta - \gamma(\sigma-1))}{\sigma f \phi} \left( \frac{\sigma-1}{\sigma} \right)^{\sigma-1}$ 。式(10)显示, 最终产品厂商产品质量是企业面临的国内大市场优势( $MP_v$ )和全要素生产率( $A_i$ )的增函数<sup>②</sup>, 是基本要素投入价格以及中间投入品价格的减函数。国内大市场优势集中体现为消费市场需求扩张带来的规模经济优势。这种规模经济优势不仅使企业在生产中能够以较低成本获得更多产量, 提升企业利润空间, 而且有助于提高企业生产率, 从而产生递增收益。因而式(10)意味着国内

①由于每个厂商仅生产一种商品, 因而这里的  $i$  即代表商品种类, 也代表企业。

②根据 Fan 等<sup>[8]</sup> 的研究, 有  $\phi > \eta - \gamma(\sigma-1)$ 。

市场扩张带来的规模经济优势在对制造业出口产品质量升级产生直接推动作用的同时,还可能会通过影响企业平均成本  $c$ 、中间品种类(与价格  $p_{i,M}$  负相关)、全要素生产率  $A$  进而对制造业出口产品质量产生影响。具体的理论分析框架如图 1 所示。



首先,国内大市场通过发挥规模经济效应可以有效降低企业平均成本,从而提高制造业出口产品质量。

我国具有超大规模的国内市场,有助于规模经济效益的发挥,为深化产业分工提供了充足的空间,因而有利于推动产业规模化发展,形成综合成本优势<sup>[10]</sup>。一方面,国内大市场有助于形成规模集群优势,可利用规模经济以降低单位商品生产成本<sup>[11]</sup>。具体而言,国内统一大市场会在全国范围内集聚劳动力、资本以及信息技术,从而推动要素的高效流动和有效配置,以进行高效的大规模生产,节约生产经营成本。Hanson<sup>[12]</sup>采用不同的市场潜力函数,指出市场潜力会导致规模经济。韩峰等<sup>[13]</sup>认为市场潜力扩张带来的规模经济效益能够降低企业运输成本和生产经营成本,从而产生递增收益,促进企业出口产品附加值提升。另一方面,不同地区市场间的空间互动和关联效应可有效增强商品与服务获取的便利性,有利于企业共享公共基础设施与服务设施,从而节约企业生产成本,进而推动制造企业出口产品质量升级<sup>[14]</sup>。同时,随着数字经济的兴起,依托国内大市场优势建立线上线下一体化的全国流通平台,将进一步强化国内大市场的规模经济优势,从而降低企业平均成本,并在企业出口产品质量提升中不断给企业带来递增收益。由此,本文提出研究假设 1。

假设 1:国内大市场可以降低企业平均成本,进而提高制造业出口产品质量。

其次,国内大市场可通过影响企业可获得的中间品种类作用于企业出口产品质量。式(10)显示中间品价格提升不利于企业出口产品质量提升,而企业可获得的中间品种类增加则可以降低中间品价格,进而促进企业出口产品质量升级。中国拥有的庞大国内市场,具有完善的专业化分工优势,能够形成其他经济体所不具备的完整且系统的产业体系,在市场内形成细致的分工和专业化生产,能够涵盖全球产业链中从低端到中、高端完整的产品生产能力<sup>[10]</sup>,因而有助于增加制造业出口企业可获得的中间品种类,促进出口产品质量升级。新经济地理理论认为,靠近大型市场有助于下游厂商获得数量众多、种类齐全的中间品<sup>[15]</sup>。国内大市场的庞大需求潜力,有利于促进企业深化分工,实现差异化中间品的有效供给,而社会分工越精细,则中间品市场中企业可选择的中间品种类就越多,靠近大型市场的企业便越易于获取多样化的中间品<sup>[13]</sup>。制造业出口厂商可获得的中间品种类越丰富,中间品价格就越低<sup>[16]</sup>,因而就越有助于促进企业出口产品质量升级。由此可见,国内大市场优势可以深化产业链中上下游企业间的分工,并通过发挥投入产出关联效应增加制造业出口厂商可获得的中间品种类,从而促进出口产品质量升级。鉴于此,本文提出研究假设 2。

假设 2:国内大市场可通过增加企业可获得的中间品种类,进而提高制造业出口产品质量。

最后,国内大市场优势可通过影响企业全要素生产率作用于企业出口产品质量。式(10)表明全要素生产率提升是决定企业出口产品质量升级的直接因素,全要素生产率越高的企业的出口产品质量越高。国内大市场提升全要素生产率进而实现制造业出口产品质量升级的路径主要包含以下三个方面:一是,国内大市场必然拥有与之相匹配的超大规模的厚劳动力市场,这不仅囊括了各行业的不同层次技能劳动者,而且能够促使劳动力高效地跨区流动、减少信息不对称,实现劳动力与就业岗位的有效匹配<sup>[17]</sup>。因而国内大市场优势可以为制造业企业生产研发提供充足且优质的劳动力,从而提高企业劳动生产率<sup>[18]</sup>。二是,统一国内大市场有利于不同地区市场企业间频繁地进行信息技术交流,从而促进知识外溢。与分割市场相比,在统一大市场同行业企业和上下游企业面对面的交流与技术外溢更容易实现<sup>[14]</sup>。制造业出口企业利用内外部的技术外溢效应可以大幅提高研发效率和创新质量,从而提高全要素生产率,推动企业出口产品质量的升级。三是,国内统一大市场为资本的有效配置提供了广阔市场空间<sup>[11]</sup>,不仅为企业投融资提供了丰富的资金来源渠道,有效缓解了企业面临的融资约束,而且能够推动资本由不具比较优势的企业向拥有比较优势的企业高效流动,进而促进资本在企业间的优化配置,提高企业全要素生产率<sup>[19]</sup>。Bustos 等<sup>[19]</sup>的研究表明,伴随市场一体化水平不断提升,行业内具有较高生产率的企业会随着规模扩张而进行更多投资活动从而提高生产率。而式(10)则显示,全要素生产率提升有

助于推动企业出口产品质量升级。可见,国内大市场能够通过提高全要素生产率,进而提升企业出口产品质量。由此,本文提出研究假设 3。

假设 3:国内大市场可通过提升企业全要素生产率,进而促进企业出口产品质量升级。

### 三、计量模型设定、变量测度与指标说明

#### (一) 计量模型设定

理论机制分析表明,国内大市场可通过降低企业平均成本、增加企业可获得的中间品种类以及提升企业全要素生产率等渠道促进制造业出口产品质量升级。但是制造业企业的生产出口行为除受到国内市场影响外,还会受到国际市场的制约。因此,本文在将国内大市场引入计量模型中的同时,还需要控制国际市场的影响。由此本文计量模型可设定为:

$$q_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln dmp_{jt} + \alpha_2 \ln fmp_{jt} + v_i + \Psi_j + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

其中, $i, j, t$  分别表示企业、城市和年份, $q_{it}$  为制造业出口产品质量, $dmp$  与  $fmp$  分别为国内市场潜力和国际市场潜力。 $\alpha_0$  为常数, $\alpha_1, \alpha_2$  为核心解释变量国内与国际市场潜力的参数估计, $v_i, \Psi_j, \mu_t$  分别为企业、城市和时间效应; $\varepsilon_{it}$  为残差项。除了国内外市场外,本文还将在计量模型中分别加入城市层面与企业层面控制变量,以控制其他干预因素对模型估计的影响。其中,城市层面的控制变量主要有城市化水平 ( $urb$ )、制造业劳动力数量 ( $labor$ );企业层面的控制变量主要有企业规模 ( $size$ )、企业年龄 ( $age$ )、企业融资约束水平 ( $finance$ )。包含各类控制变量的计量模型可表示为:

$$q_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln dmp_{jt} + \alpha_2 \ln fmp_{jt} + \alpha_3 \ln urb_{jt} + \alpha_4 \ln labor_{jt} + \alpha_5 \ln size_{it} + \alpha_6 \ln age_{it} + \alpha_7 \ln finance_{it} + v_i + \Psi_j + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

其中, $\alpha_3$  至  $\alpha_7$  表示各城市与企业层面控制变量的参数估计。

#### (二) 变量测度

1. 制造业出口产品质量 ( $q$ )。Khandelwal 等<sup>[20]</sup> 提供了利用需求信息回归推断产品质量的方法,其基本思路是价格相同的两类产品,质量更高的产品其市场需求量越大。基于此,施炳展和邵文波<sup>[21]</sup> 进一步给出了测算产品质量的具体步骤。囿于现有数据约束,只有海关数据库中的企业出口数据能够满足产品质量的测算要求,且已有研究表明出口产品质量一般高于国内产品质量,因此本文以制造业出口产品质量近似表征制造业产品质量。本文借鉴施炳展和邵文波<sup>[21]</sup> 的做法,建立如下企业  $i$  在第  $t$  年对  $w$  国出口产品  $\theta$  的需求方程  $Q_{iwt}^\theta$ :

$$Q_{iwt}^\theta = (p_{iwt}^\theta)^{-\sigma} (\lambda_{iwt}^\theta)^{\sigma-1} (E_{wt}^\theta / P_{wt}^\theta) \quad (13)$$

其中, $\lambda_{iwt}^\theta$  和  $P_{iwt}^\theta$  分别为企业  $i$  在  $t$  年对  $w$  国出口产品  $\theta$  的质量和价格, $E_{wt}^\theta$  为  $w$  国消费者第  $t$  年在商品  $\theta$  上的总支出, $P_{wt}^\theta$  为  $w$  国在第  $t$  年进口所有类型产品  $\theta$  的价格指数。 $\sigma > 1$  为产品  $\theta$  的固定价格弹性。对式(13)取自然对数并整理后得到含有产品质量的计量模型:

$$\ln Q_{iwt}^\theta = \Delta_{wt} - \sigma \ln P_{iwt}^\theta + \xi_{iwt}^\theta \quad (14)$$

其中, $\Delta_{wt} = \ln E_{wt}^\theta - \ln P_{wt}^\theta$ ,为“进口国-时间”固定效应,其目的在于控制不同进口国的收入水平与价格指数差异。 $\xi_{iwt}^\theta = (\sigma - 1) \ln \lambda_{iwt}^\theta$ ,为包含了出口产品质量信息的残差项。(14)式是某一产品  $\theta$  的回归方程,控制了产品特征。同时考虑到由于忽略产品多样性和产品价格与产品质量间的关联性而引起的内生性问题,本文以市场规模<sup>[4]</sup> 作为产品多样性的替代变量,并使用该企业在其他市场(除  $w$  国外)出口产品的平均价格<sup>[21]</sup> 作为产品价格 ( $P_{wt}^\theta$ ) 的工具变量。采用工具变量法对式(14)进行估计,得到产品质量表达式为:

$$q_{iwt}^\theta = \frac{\xi_{iwt}^\theta}{\sigma - 1} = \frac{\ln Q_{iwt}^\theta - \ln \hat{Q}_{iwt}^\theta}{\sigma - 1} \quad (15)$$

其中,借鉴 Broda 等<sup>[22]</sup> 的研究,商品的固定价格弹性  $\sigma$  设定为 4。为获得企业层面产品质量,需将不同产品质量加权计算得到。考虑到指标的通度性,本文采用极值法对产品质量指标进行标准化处理:

$$\hat{q}_{iwt}^\theta = \frac{q_{iwt}^\theta - \min q_{iwt}^\theta}{\max q_{iwt}^\theta - \min q_{iwt}^\theta} \quad (16)$$

其中, $\min q_{iwt}^\theta, \max q_{iwt}^\theta$  分别为企业  $i$  第  $\theta$  类出口产品质量的最小值与最大值。以出口产品价值量 ( $z_{iwt}^\theta$ ) 为权

重,通过加总标准化产品质量至企业层面,可得到企业的整体产品质量指标:

$$q_{it} = \sum_{\theta} \frac{z_{iwt}^{\theta}}{\sum_{\theta \in \Omega} z_{iwt}^{\theta}} \times \hat{q}_{iwt}^{\theta} \quad (17)$$

式(17)中, $q_{it}$ 为企业层面的产品质量, $\Omega$ 为企业对  $w$  国出口的所有产品种类数, $z_{iwt}^{\theta}$ 表示某一产品  $\theta$  在第  $t$  年对目的国  $w$  的出口价值量。

2. 国内市场潜力 ( $dmp$ )。本文以国内市场潜力 ( $dmp$ ) 来表征企业所面临的国内大市场优势,该指标度量了城市可获得的市场空间规模或不同城市间最终产品市场的相互作用和需求关联效应。由于信息通信技术和市场分割均是影响市场可达性和市场空间规模的重要原因,但纯粹基于地理距离的市场潜力并无法反映以上两类因素的作用。本文在 Harris<sup>[23]</sup> 的基础上,进一步对市场潜力进行修正和完善,使其同时体现信息通信技术和市场分割等因素的影响。修正后的最终产品市场需求潜力可表示为:

$$dmp_j = \sum_j \frac{I_j}{(\gamma d_{jv})^{\delta}} + \frac{I_v}{d_{vv}^{\delta}} \quad (18)$$

其中, $I$ 为城市对各种产品的消费支出总额,用市辖区社会消费品的零售总额表示; $d_{jv}$ 为城市间距离,利用城市中心坐标和距离公式  $\Omega \times \arccos(\cos(\alpha_j - \alpha_v) \cos\beta_j \cos\beta_v + \sin\beta_j \sin\beta_v)$  测算。 $\gamma$ 为城市间的距离修正系数,令  $\gamma = e^{D_{jv} - \sqrt{C_j \times C_v}}$ ,其中  $C_j$ 和  $C_v$ 分别为城市  $j$  和城市  $v$  的互联网应用水平,用历年各城市互联网宽带接入用户数来表示。

$\sqrt{C_j \times C_v}$ 为使用容量耦合系数模型中的协调度模型测算的城市间互联网发展的协同水平,其值越大,则两城市互联网协同发展水平越高,城市间有效贸易距离越小,市场潜力就越大;反之,如果两城市中仅有一个城市互联网发展水平高或两城市发展水平均较低,那么城市间互联网协同发展水平就越低,则市场潜力就越小。 $D_{jv}$ 为城市  $j$  和城市  $v$  所在省份间的市场分割水平,由于既有统计资料中未公布城市间价格指数数据,因此无法测算两两城市间的价格指数,本文使用城市所在省份间的价格指数来反映。由于处于同一省份内部的城市间往往面临相同的市场政策,其市场分割程度较低,因此当两城市属于同一省份时,令  $D_{jv} = 0$ 。 $d_{vv}$ 为城市自身距离, $\delta$ 为距离衰减参数,设为 1。

3. 国际市场潜力 ( $fmp$ )。随着中国制造业融入全球价值链分工体系步伐的加快,国际市场潜力在影响中国制造业生产和出口过程中发挥着越来越重要的作用,该指标可以很好地度量城市接近国际市场的程度。参考韩峰和王业强的研究<sup>[24]</sup>,国际市场潜力  $fmp$  可表示为:

$$fmp_j = \sum_F \frac{Y_F}{(d_{j,port} + d_{port,F})^{\delta} T_F} \quad (19)$$

其中, $Y_F$ 为中国重要海路与陆路贸易伙伴的国内生产总值<sup>①</sup>; $d_{j,port}$ 为城市  $j$  到最近海路或陆路港口的距离<sup>②</sup>; $d_{port,F}$ 为距离城市  $j$  最近的对外口岸与贸易伙伴首都的距离; $T_F$ 为贸易伙伴对中国出口施加的平均有效关税。

4. 相关控制变量。企业层面的控制变量主要包括:①企业规模 ( $size$ ),用企业总资产衡量。企业总资产越多,规模可能就会越大,这个指标可以识别企业抗风险能力与偿还债务的能力。②企业年龄 ( $age$ ),用企业自成立以来所经历的年数衡量。③融资约束水平 ( $finance$ ),用企业负债总额与固定资产净值的之比衡量。融资约束水平较高,可能是因为企业过于依赖于外部融资或者负债总额较大。

城市层面的控制变量主要包括以下两方面。一是,武春友等<sup>[25]</sup>指出产业结构优化能明显受到城镇化的发展的影响,而产业结构的优化必然能够推动企业出口产品质量,因而本文也在计量模型中引入城市化变量 ( $urb$ )。本文使用城镇常住人口与总人口之比来衡量城市层面的城市化水平 ( $urb$ )。二是,要素的低成本优势是推动中国制造业迅速发展和出口扩张的重要因素。本文通过考虑劳动力数量 ( $labor$ ) 这一变量,来研究制造业劳动力禀赋优势对制造业企业出口产品质量的影响。由于目前公开出版的《年鉴》资料中缺乏对城市制造业就业比较系统完整的资料统计,本文以市辖区第二产业城镇单位从业人员数(万人)近似表示制造业部门就业数量。

①中国重要海路贸易伙伴包括德国、法国、日本、英国、美国、澳大利亚、韩国、加拿大、马来西亚、新加坡等。

②中国主要海口城市包括:丹东、大连、营口、锦州、秦皇岛、唐山、天津、烟台、威海、青岛、连云港、镇江、南通、上海、宁波、福州、厦门、汕头、广州、中山、深圳、珠海、湛江、海口和三亚。主要陆路口岸:凭祥市、东兴市、喀什、阿拉山口、漠河和满洲里。

(三)数据说明

由于本文解释变量中的微观企业数据主要来源于中国工业企业数据,且较为可靠、完整的中国工业企业数据仅到2013年,因而本文样本为2003—2013年城市面板数据和工业企业数据的匹配数据。城市样本为2003—2013年283个地级及以上城市,数据来源于《中国城市统计年鉴》。本文使用中国工业企业数据库和海关进出口数据库的原始数据测度制造业出口产品质量。企业层面所需要企业指标来源于中国工业企业数据库,贸易数据来自于中国海关数据库。本文将上述两个数据库匹配,构建企业的面板数据。最后,本文将城市面板数据和企业微观数据进行匹配,得到“城市—企业”的匹配数据。本文相关变量指标的样本统计值可向作者索取。

四、实证结果与分析

(一)基准回归结果

本文在同时控制企业、年份和城市固定效应的情况下,使用聚类稳健标准误的面板固定效应模型对式(12)进行估计,结果如表1第(1)列到第(3)列所示。第(1)列到第(3)列分别报告了包含城市层面控制变量、企业层面控制变量和城市与企业层面控制变量的实证结果。结果显示,国内市场潜力的估计系数均显著为正,而国际市场潜力的估计系数则均显著为负,说明国内市场扩张能够进一步推动制造业出口产品质量升级,而国际市场却抑制了制造业出口产品质量的提升。这意味着在制造业出口产品质量提升过程中,中国具有明显的国内市场优势;国内市场扩张通过发挥规模经济效应和技术外溢效应显著降低了企业平均生产成本,增加了企业可获得的中间品种类、提高了企业全要素生产率,进而促进了制造业企业出口产品质量升级。而国际市场扩张可能导致中国企业在中间品和技术方面更多依赖国际市场,国际市场的动荡多变、风险加剧和不确定性的不断提升将使企业生产经营面临更多风险,不利于制造业企业出口产品质量的持续提升。

(二)稳健性分析

为了消除极端值对回归结果的影响,本文在对制造业出口产品质量双边缩尾与双边截尾基础上进行回归分析,印证了基准模型所得到的结论,即国内市场潜力促进了制造业出口产品质量升级,而国际市场则不利于制造业出口产品质量提升。本文除使用目的国以外其他市场产品平均价格作为工具变量对制造业出口产品质量进行估计外,还采用运输成本作为产品价格的工具变量进行工具变量法估计。更换制造业出口产品质量指标后,国内市场潜力依然对制造业出口产品质量具有显著的提升效应,国际市场潜力扩展依然对制造业出口产品质量产生了负向影响。

本文进一步基于双边断尾模型来估计国内大市场对企业出口产品质量升级的影响。从估计结果来看,国内市场潜力的参数估计依然显著为正,而国际市场潜力也对制造业出口产品质量产生了显著为负的影响,说明考虑受限被解释变量问题后,基准回归结果依然稳健。上述稳健性分析数据可向作者索取。

(三)内生性检验

上文报告的是面板固定效应模型下的回归结果,但是由于数据可得性的限制,计量模型里可能遗漏了诸如自然资源、制度环境等变量,这些变量可能致使本文核心解释变量(国内市场潜力)与随机扰动项之间存在相关性。本部分分别使用系统GMM法和两阶段最小二乘法解决计量模型的内生性问题。系统GMM法主要使用计量模型中既有变量的滞后变量作为工具变量来控制国内市场潜力的内生性问题,而两阶段最小二乘法则是通过寻找外生的工具变量来控制国内市场潜力的内生性问题。在工具变量选择方面,本文选取地表平均坡度和平均

表1 国内大市场影响制造业出口产品质量的升级的估计结果

变量	(1)	(2)	(3)
ln $dmp$	0.0424 *** (16.33)	0.0154 *** (6.00)	0.0362 *** (13.53)
ln $fmp$	-0.1282 *** (-73.74)	-0.1093 *** (-61.68)	-0.0986 *** (-47.11)
ln $urb$	0.1193 *** (30.07)		0.1165 *** (28.50)
ln $labor$	-0.0063 *** (-3.12)		0.0009 (0.45)
ln $size$		0.1448 *** (30.00)	0.1398 *** (28.98)
ln $age$		-0.0422 *** (-24.77)	-0.0414 *** (-24.25)
ln $finance$		-0.0106 *** (-21.89)	-0.0104 *** (-21.52)
常数	1.0191 *** (16.13)	1.0667 *** (17.18)	0.9019 *** (13.66)
企业固定效应	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
N	569610	538507	538495
R <sup>2</sup>	0.0362	0.0405	0.0429

注:表中括号内为企业层面的聚类稳健标准误;括号内为t统计量;\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。下表同。

海拔作为国内市场潜力的工具变量。由于城市平均地表坡度和平均海拔是不随时间变化的变量,因而不会与当期误差项相关,但会对国内市场潜力影响。具体而言,地形坡度越大、海拔越高的城市,由于受到土地开发和交通成本的约束,其通往周边城市市场的可达性越会受到限制,因而其与周边城市间的市场关联效应较弱,不利于进一步扩张市场,形成规模经济效应。此外,地表坡度和海拔作为不随时间变化的自然地理特征,并不会对制造业出口产品质量产生直接影响,因而符合工具变量选择的要求。其次,本文选择我国清代 1644—1911 年 408 个州、1336 个县和 204 个府的城墙高度数据来构建相应的历史工具变量进行工具变量法估计。本文选取当代城市行政区划范围内历史上各州、府、县的城墙平均高度(Hwall)作为城市层面国内市场潜力的工具变量。一般而言,城墙越高代表该地自我保护意识就越强,与其他地区间的沟通、交流和商品贸易往来可能就越不频繁,因而受到其他地区市场的影响就越小。城墙高度与当代城市最终产品市场之间可能存在负向因果关系,但历史上的城墙高度对当代城市中的企业出口产品质量并不会产生直接影响,因而符合作为工具变量的要求。

表 2 第(1)列报告了系统 GMM 法估计结果;第(2)列报告了历史城墙高度作为工具变量时的工具变量法估计结果;第(3)列报告了使用地表平均坡度和城市海拔等地理变量作为工具变量时的两阶段最小二乘估计结果;第(4)列报告了同时使用地理变量(地表坡度、海拔)和历史变量(城墙高度)作为工具变量时的两阶段最小二乘法的估计结果。系统 GMM 和两阶段最小二乘估计的结果可以看出,Sargan 检验的伴随概率均大于 10%,说明接受了本文选择的工具变量均有效的原假设;工具变量法和两阶段最小二乘估计中 Cragg-Donald Wald F 检验统计量显著拒绝了弱工具变量的检验。由此可见,本文选择的工具变量是合理的。在控制国内市场潜力内生性后,国内市场潜力的参数估计依然显著为正,依然对制造业出口产品质量提升产生了显著促进作用,可见核心结论依然稳健。

### 五、国内大市场影响制造业出口产品质量的机制检验

为研究国内大市场优势对制造业出口产品质量的影响机制,本文借鉴在原计量模型的基础上进一步引入企业平均成本(cost)、中间品种类数( $I^D$ )、企业全要素生产率( $tfp$ )三个变量进行机制检验。

企业平均成本(cost)以企业成本与工业总产值之比表示,企业总成本用企业主营业务成本、管理费用、销售费用、财务费用、主营业务应付福利总额、主

营业务应付工资总额之和衡量。企业可获得的国内中间品种类数( $I^D$ ),以企业所在城市制造业三位码行业的上游行业中一般贸易企业和混合贸易企业一般贸易部分的出口产品种类数(HS6 位码)之和来表示,即  $I^D = \sum_{k=1}^K r_{kj} n_{ko}$  [9]。其中, $K$  为城市  $o$  中企业  $j$  的上游产业数; $r_{kj}$  为企业  $j$  所在行业单位产出消耗的行业的投入量,以完全消耗系数表示; $n$  为城市  $o$  中间投入行业  $k$  中一般贸易企业和混合贸易企业一般贸易部分的 HS6 位码,由于一般贸易企业生产的产品既可以用于出口也可以用于内销,因此内销商品种类可看作近似等于出口商品种类数。企业全要素生产率( $tfp$ )使用  $\ln tfp = \ln(y/l) - s \times \ln(k/l)$  衡量, $y$  用企业工业总产值近似替代, $k$  为企业固定资产总额, $l$  为企业职工人数, $s$  代表资本在生产函数中的贡献程度,本文将  $s$  设为 1/3。

由于中国工业企业数据库中增加值、工业中间投入等在以上指标测算过程中需要用到的变量数据缺失严

表 2 更换检验方法估计结果

变量	系统 GMM	工具变量法	两阶段最小二乘法	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln dmp$	0.0050 *** (9.43)	0.0169 *** (15.99)	0.0083 *** (20.54)	0.0232 *** (23.49)
$\ln fmp$	-0.0430 *** (-48.02)	-0.0513 *** (-21.52)	-0.0392 *** (-55.56)	-0.0561 *** (-57.25)
$\ln urb$	0.0269 *** (17.00)	0.0272 *** (16.56)	0.0326 *** (25.70)	0.0310 *** (23.71)
$\ln labor$	0.0062 *** (6.83)	0.0132 *** (9.73)	0.0134 *** (17.71)	0.0126 *** (22.32)
$\ln size$	-0.0064 * (-1.93)	0.0375 ** (2.49)	0.0247 *** (9.14)	0.0263 *** (6.66)
$\ln age$	-0.0206 *** (-17.87)	-0.0171 *** (-24.10)	-0.0257 *** (-29.06)	-0.0197 *** (-26.61)
$\ln finance$	0.0004 (0.96)	-0.0075 *** (-5.12)	-0.0017 *** (-4.17)	-0.0053 ** (-2.37)
$l \cdot \ln q$	0.4503 *** (101.75)			
常数	0.1158 *** (6.24)	0.1711 *** (7.41)	-0.4437 *** (-31.70)	-0.4187 *** (-18.22)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
Cragg-Donald Wald F statistic		646.29	769.3052	724.4792
Sargan test	1.3722 [0.2519]		1.4018 [0.3680]	1.2581 [0.4429]
N	356407	538495	538495	538495
R <sup>2</sup>		0.0207	0.0150	0.0186
Wald 检验	17347.29			

注:表中方括号内为相应统计量的伴随概率。



重。因此,本文采用会计核算方法和国民经济核算方法进行测算和补齐。首先,本文根据收入法用“本年应付工资总额+增值税+所得税+营业税+利润总额+本年折旧”测算和补齐缺失年份数据。其中相关年份缺失的“本年折旧”以“固定资产合计\*10%”近似表示。其次,本文以工业企业数据库中各年主营业务成本和管理费用之和(记为  $wcost$ )作为企业工资成本折算基础,“应付工资总额”(  $twage$ )作为企业工资成本,并使用式  $twage_t = twage_{t-1} \times (wcost_t/wcost_{t-1})$  对缺失年份企业应付工资总额进行补齐<sup>①</sup>,其中  $twage_{t-1}$  为上一期企业应付工资总额,  $wcost_{t-1}$  为上一期的企业工资成本折算依据。检验可模型表示为:

$$T_{it} = \alpha'_0 + \alpha'_1 \ln dmp_{jt} + \alpha'_2 \ln fmp_{jt} + \beta'_j Control_{ijt} + \xi_{it} \quad (20)$$

其中,  $\alpha'_0$  为常数项;  $T$  表示各机制变量,包括企业平均成本、企业中间品种类、企业全要素生产率;  $control$  为控制变量;  $\xi_{it}$  为随机扰动项。检验结果如表 3 所示。

当机制变量为企业平均成本( $\ln cost$ )时,国内大市场( $\ln dmp$ )的系数均显著为负,说明国内大市场扩张带来的规模经济效应显著降低了企业平均成本。而由式(10)可知企业平均成本的增加不利于制造业出口产品质量提升。这意味着,国内大市场通过降低企业生产成本,进而促进制造业出口产品质量升级的机制显著存在。当机制变量为企业中间品种类数( $\ln I^p$ )时,国内大市场( $\ln dmp$ )的参数估计显著为正,说明国内大市场扩张有助于提升制造业企业中间品种类数。而由式(3)和式(10)可知,企业中间品种类数的增加能够降低中间品价格,进而提升制造业出口产品质量。这说明国内大市场通过增加企业可获得的国内中间品种类,进而提升制造业出口产品质量的作用机制得到验证。当机制变量为企业全要素生产率( $\ln tfp$ )时,国内大市场对企业全要素生产率的影响系数显著为正,因而国内大市场通过发挥规模经济效应有助于提升企业全要素生产率。另外,式(10)中企业全要素生产率提升对企业出口产品质量具有促进作用。因而,国内大市场通过提升企业全要素生产率,有助于促进制造业出口产品质量升级。以上检验结果充分验证了国内大市场能够通过降低企业平均成本、增加企业可获得的国内中间品种类数、提高企业全要素生产率等途径,进而促进制造业出口产品质量升级的作用机制。

表 3 国内大市场影响制造业出口产品质量的检验

变量	(1)	(2)	(3)
	企业平均成本 ( $\ln cost$ )	企业中间品种类 ( $\ln I^p$ )	企业全要素生产率 ( $\ln tfp$ )
$\ln dmp$	-0.0394 *** (-8.63)	0.6330 *** (84.75)	0.0077 *** (7.45)
$\ln fmp$	0.3043 *** (82.22)	0.6011 *** (102.77)	-0.1030 *** (-26.99)
$\ln urb$	-0.0324 *** (-3.59)	0.4642 *** (40.35)	0.0113 *** (7.07)
$\ln labor$	0.0106 *** (2.70)	0.4604 *** (78.80)	-0.0170 *** (-20.94)
$\ln size$	-2.4376 *** (-49.67)	0.2062 *** (15.29)	0.2483 *** (32.70)
$\ln age$	0.2952 *** (102.65)	0.0868 *** (18.17)	-0.0061 *** (-9.20)
$\ln finance$	0.0726 *** (90.67)	0.0053 *** (3.93)	-0.0185 *** (-98.44)
常数	0.4556 *** (4.03)	-18.5205 *** (-100.48)	0.3313 *** (12.96)
企业固定效应	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
N	312275	520900	520423
R <sup>2</sup>	0.3396	0.1456	0.1251

## 六、基于国内市场与国际市场交互作用的进一步分析

任何开放的国内市场都不可能脱离国际市场而存在,国内大市场与国际市场在推动制造业出口产品质量升级中可能存在交互影响机制。对于企业而言,国内市场是其进一步开拓国际市场,并在国际市场中获得竞争优势的基础和保障,国际市场则是国内市场的补充和扩展。本部分进一步讨论我国国内大市场与国际市场对制造业出口产品质量升级的交互影响效应。表 4 报告了加入国内与国际市场潜力交互项后的实证结果。第(1)列到第(4)列分别报告了含有控制变量与不含控制变量的结果。结果显示,国内市场潜力与国际市场潜力交互项系数均显著为正,说明国内市场与国际市场在推动中国制造业出口产品质量升级过程中具有协同效应和相互强化效应。综合表 1 和表 4 估计结果可以发现,尽管企业过度依赖国际市场会提升自身发展中的不确定性和风险,但以国内大市场为依托推进对外开放则能够促进国内市场与国际市场的有效衔接和良性互动,进而在制造业出口产品质量升级中发挥协同作用。

<sup>①</sup>主要是 2008—2010 年。若工资缺失年份  $wcost_t/wcost_{t-1}$  值为 0,则以 1 来近似补齐。

### 七、结论与政策启示

本文通过测算制造业出口产品质量来反映企业从出口产品中体现出的制造业高质量发展的程度,并利用改进的城市层面市场潜力指标反映国内市场优势,利用2003—2013年中国工业企业数据、中国海关进出口贸易数据和城市面板数据的匹配数据,分析了国内大市场对制造业高质量发展的作用机制。结果显示:(1)国内大市场有助于提升我国制造业出口产品质量,而国际市场扩张却阻碍了我国制造业出口产品质量的提升,该结果在进一步考虑了极端值、更换被解释变量指标以及控制内生性问题之后依然显著成立。(2)从国内和国际市场潜力对制造业出口产品质量的中间机制检验结果来看,企业平均成本、国内中间品的种类与企业全要素生产率在市场潜力影响制造业出口产品质量的过程中发挥着显著的中介机制作用。(3)进一步分析表明,国内市场潜力与国际市场潜力在中国制造业融入全球价值链的过程中具有明显的互补性和协同效应,且两者的相互促进与联动效应进一步提升了制造业出口产品质量。

本文研究结论的政策启示主要表现为以下几个方面。(1)国内大市场能够有力地提高制造业企业的出口产品质量,促进企业高质量发展,这表明我国国内循环能够充分利用我国统一大市场优势,提高出口产品的质量。但是,国际市场潜力的提高却显著阻碍了制造业企业的出口产品质量。这表明在“双循环”中,我国仍然处于“低端锁定状态”,在全球价值链中仍然处于低端的地位,这突出了我国推动制造业转型升级、进而实现高质量发展的必要性。所以,一方面国家需要加大国内市场大循环的步伐,提高国内市场大循环在贸易中的权重,以国内市场大循环为主,以国内大循环进一步推动我国制造业高质量发展。另一方面,国家也不能忽视国际大循环,要充分发挥国际市场给我国带来的知识外溢与技术外溢,充分利用外资发展我国制造业,破除“低端锁定”的障碍,提升我国制造业在国际分工中的地位。(2)国内市场规模经济效益的发挥与统一国内市场的构建密不可分,各地区在依托国内大市场培育国际竞争新优势的过程中,要破除地方保护主义等阻碍国内统一大市场形成的各类制度性障碍和区际贸易壁垒,使商品在区域间依据市场原则有序合理流通,使国内大市场的规模经济优势在更大空间范围内得到充分发挥,助推企业依据国内大市场提升产品质量和贸易竞争力。(3)由于我国国内市场潜力与国际市场潜力的交互效应显著为正,说明我国国内循环与外循环不能分割开来,只有国内市场与国际市场实现有效对接和深度融合,才有助于发挥两者在企业对外贸易竞争力提升中的协同效应。我国应积极依托国内统一大市场优势,推动国内市场和国际市场实现更高效的联通、互动,打造国际经济竞争与合作的新优势。

#### 参考文献:

[1] Krugman P. Increasing returns and economic geography[J]. Journal of Political Economy, 1991, 99(3): 483-499.  
 [2] Hallak J C. Product quality and the direction of trade[J]. Journal of international Economics, 2006, 68(1): 238-265.  
 [3] Jaimovich D. A Bayesian spatial probit estimation of Free Trade Agreement contagion[J]. Applied Economics Letters, 2012, 19(6): 579-583.  
 [4] Khandelwal A. The long and short (of) quality ladders[J]. The Review of Economic Studies, 2010, 77(4): 1450-1476.  
 [5] 李坤望, 王有鑫. FDI促进了中国出口产品质量升级吗?——基于动态面板系统 GMM 方法的研究[J]. 世界经济研究, 2013(5): 60-66+89.  
 [6] 张杰, 翟福昕, 周晓艳. 政府补贴、市场竞争与出口产品质量[J]. 数量经济技术经济研究, 2015(4): 71-87.  
 [7] 许和连, 王海成. 最低工资标准对企业出口产品质量的影响研究[J]. 世界经济, 2016(7): 73-96.

表 4 国内大市场影响制造业出口产品质量升级的进一步估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
ln $dmp$	-0.1457*** (-11.38)	-0.1118*** (-8.72)	-0.1523*** (-11.57)	-0.1208*** (-9.16)
ln $fmp$	-0.3496*** (-22.26)	-0.3201*** (-20.35)	-0.3181*** (-19.68)	-0.2938*** (-18.16)
ln $dmp \times lnfmp$	0.0105*** (13.09)	0.0098*** (12.28)	0.0107*** (13.00)	0.0100*** (12.16)
ln $nurb$		0.1179*** (29.72)		0.1150*** (28.13)
ln $labor$		-0.0066*** (-3.29)		0.0006 (0.29)
ln $size$			0.1436*** (29.74)	0.1387*** (28.74)
ln $age$			-0.0427*** (-25.06)	-0.0418*** (-24.51)
ln $finance$			-0.0106*** (-21.89)	-0.0104*** (-21.51)
常数	4.4893*** (17.81)	4.0234*** (15.92)	4.3336*** (16.74)	3.9563*** (15.24)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
N	569622	569610	538507	538495
R <sup>2</sup>	0.0338	0.0365	0.0409	0.0432

- [8] Fan H, Li Y A, Yeaple S R. On the relationship between quality and productivity: Evidence from China's accession to the WTO[J]. *Journal of International Economics*, 2018, 110: 28 - 49.
- [9] Kee H L, Tang H W. Domestic value added in exports: Theory and firm evidence from China[J]. *American Economic Review*, 2016, 106(6): 1402 - 1436.
- [10] 国务院发展研究中心课题组, 马建堂, 张军扩. 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[J]. *管理世界*, 2020, 36(1): 1 - 7.
- [11] 马文武. 加快建设全国统一大市场的理论逻辑与现实意义[J]. *经济学家*, 2022(9): 5 - 16.
- [12] Hanson G H. Market potential, increasing returns and geographic concentration[J]. *Journal of international economics*, 2005, 67(1): 1 - 24.
- [13] 韩峰, 庄宗武, 李丹. 国内大市场优势推动了中国制造业出口价值攀升吗? [J]. *财经研究*, 2020, 46(10): 4 - 18.
- [14] 卢昂荻, 庄宗武, 张可云. 城市空间结构与企业出口产品质量升级[J]. *地理研究*, 2023, 42(4): 993 - 1008.
- [15] Krugman P. Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade[J]. *The American Economic Review*, 1980, 70(5): 950 - 959.
- [16] 苏丹妮, 盛斌, 邵朝对. 产业集聚与企业出口产品质量升级[J]. *中国工业经济*, 2018(11): 117 - 135.
- [17] 尹靖华, 韩峰. 市场潜力、厚劳动力市场与城市就业[J]. *财贸经济*, 2019, 40(4): 146 - 160.
- [18] 胡宗彪, 朱明进, 张韵杨. 服务业全要素生产率增长动力来源: 基于服务出口增长的三元边际[J]. *长沙理工大学学报(社会科学版)*, 2022, 37(5): 49 - 66.
- [19] Bustos P. Trade liberalization, exports, and technology upgrading: Evidence on the impact of MERCOSUR on Argentinian firms[J]. *American economic review*, 2011, 101(1): 304 - 340.
- [20] Khandelwal A K, Schott P K, Wei S J. Trade liberalization and embedded institutional reform: Evidence from Chinese exporters[J]. *American Economic Review*, 2013, 103(6): 2169 - 95.
- [21] 施炳展, 邵文波. 中国企业出口产品质量测算及其决定因素——培育出口竞争新优势的微观视角[J]. *管理世界*, 2014(9): 90 - 106.
- [22] Broda C, Greenfield J, Weinstein D E. From groundnuts to globalization: A structural estimate of trade and growth[J]. *Research in Economics*, 2017, 71(4): 759 - 783.
- [23] Harris C D. The Market as a Factor in the Localization of Industry in the United States[J]. *Annals of the association of American geographers*, 1954, 44(4): 315 - 348.
- [24] 韩峰, 王业强. 市场潜力、政府干预与人口城市化[J]. *中国人口科学*, 2017, 178(1): 59 - 70 + 127.
- [25] 武春友, 梁潇, 房士吉. 城市化对产业结构演进的作用机理研究——基于中国省际面板数据的实证[J]. *中国软科学*, 2010(S2): 389 - 395.

[责任编辑: 杨志辉]

## Domestic Market Advantage and Quality Upgrading of Manufacturing Export Products

HAN Feng, MAO Xin, SHI Tongqi, ZUO Jiale

(School of Economics, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China)

**Abstract:** The report of the 20th National Congress of the Communist Party of China points out that it is necessary to “enhance the endogenous power and reliability of the domestic cycle and improve the quality and level of the international cycle”, which indicates that Chinese enterprises should explore the road of high-quality opening up in the new development pattern dominated by the domestic macro-cycle. Using an improved city-level market potential indicator to reflect domestic market advantages, this paper explores the impact of large domestic markets on product quality upgrading in manufacturing exports using matched data from Chinese industrial enterprise data, China Customs import and export trade data, and city panel data from 2003 to 2013. It is found that domestic market expansion has a significant promotion effect on the quality upgrade of China's manufacturing export products. In contrast, the international market inhibits the quality of China's manufacturing export products. The conclusion passes a series of robustness tests. Further analysis reveals that a large domestic market can improve the quality of firms' export products by lowering the average cost of firms, increasing the types of intermediate goods available to firms, and enhancing the total factor productivity of firms. The study's conclusions are of great practical significance for China's new “double-cycle” development pattern, giving full play to the advantages of the large domestic market, improving the quality of manufacturing export products, and promoting the high-quality development of the manufacturing industry.

**Key Words:** large domestic market; scale economy effect; manufacturing export product quality; manufacturing transformation; internal circulation