

中国出口企业“低加成率悖论”：基于市场分割的再检验

王明涛 谢建国*

摘要：基于M-O理论框架，本文从市场分割这一视角探讨了中国出口企业“低加成率悖论”的形成原因，并采用2001—2007年中国工业企业数据库数据进行了检验。结果显示，市场分割显著降低了中国出口企业加成率，进而使得出口企业加成率低于非出口企业。异质性分析显示，市场分割对企业加成率的影响因要素密集度、企业规模和企业所处区域的不同而存在差异。机制分析表明，市场分割通过放大出口市场竞争促进效应和弱化地区集聚效应使得出口企业具有更低的加成率。文章的研究结果表明，减少和消除国内市场进入壁垒、加快建立国内统一的市场秩序，是推动我国对外贸易转型升级和开放型经济高质量发展的可行举措。

关键词：低加成率悖论；市场分割；竞争促进效应；集聚效应

一、引言

随着中国对外开放步伐的加快，中国出口规模也在不断扩大。2013年，中国已经成为世界第一大货物贸易国。然而，尽管中国出口数量呈现爆发式增长，中国出口产品在国际市场呈现出显著的“低价格、低利润、低质量特征”（刘啟仁、黄建忠，2015），对外贸易总体上大而不强。在中国共产党第十九次全国代表大会上，习近平总书记提出“拓展对外贸易，培育贸易新业态新模式，推进贸易强国建设”的对外贸易发展目标，如何实现这一目标是当前对外贸易改革的重中之重。出口企业加成率作为衡量企业在国际市场的市场力和定价能力的重要指标，其大小直接关系到一国出口所获取福利水平的高低。盛丹和王永进（2012）认为，中国出口产品价格低的主要原因在于出口企业加成率过低，出口企业加成率过低必将挤压企

*王明涛，河南工业大学经济贸易学院，邮政编码：450001，南京大学经济学院，邮政编码：210093，电子邮箱：wmt5401@163.com；谢建国（通讯作者），南京大学长江三角洲经济社会发展研究中心，南京大学经济学院，邮政编码：210093，电子邮箱：xjg@nju.edu.cn。

本文为国家自然科学基金项目“基于要素生产与要素创造的大国贸易利益分配：逻辑、动力与测度研究”（项目编号：72073062）阶段性成果，本研究同时受到教育部人文社会科学基金项目“比较优势迁移、生产重构与大国贸易利益分配：机制、影响与评估”（项目编号：20YJA790074）、江苏省社科基金项目“江苏高质量发展与现代开放经济体系构建研究”（项目编号：19EYB003）的资助。作者感谢首届“开放背景下的区域经济一体化”论坛南京大学方勇老师和中国社会科学院工业经济研究所许明老师的建设性意见。感谢审稿人的宝贵意见，文责自负。

业利润,影响外贸企业转型升级,不利于中国外贸实现由大到强的转变。而且,低价格、低加成率企业还容易遭受国外反倾销的质疑与调查。因此,破解中国出口企业低加成率难题是当前亟需解决的现实问题。

新新贸易理论认为,出口企业因需要克服出口的固定成本而通常具有较高的生产率,因此出口企业往往具有比非出口企业更高的成本加成率。这一论断不仅在理论上被众多文献证实,而且在对许多国家的经验研究中也获得了支持(Görg and Warzynski, 2003; De Loecker and Warzynski, 2012)。然而,中国出口企业低加成率违背了新新贸易理论的这一核心命题。经验研究发现,相比非出口企业,中国出口企业具有更低的加成率(盛丹、王永进, 2012; 刘啟仁、黄健忠, 2015; 祝树金、张鹏辉, 2015),这一特有现象被学界称为中国出口企业“低加成率悖论”。针对这一问题,一些学者从出口退税(钱学锋等, 2015)、政府补贴(盛丹、王永进, 2012)、市场竞争(刘啟仁、黄健忠, 2015; 许明、李逸飞, 2018)、企业生产率(黄先海等, 2016b)等角度分析了中国出口企业低加成率的形成原因,得出了一些有意义的结论。然而,关于中国存在严重市场分割这一重要制度特征对出口企业加成率的影响却甚少有文献涉及。尽管中国政府积极推进国内市场一体化,但是省份之间市场分割仍然非常严重(刘培林, 2005)。严重的市场分割增加了企业的国内贸易成本,甚至导致国内贸易成本高于国际贸易成本(张杰等, 2010)。那么,随之而来的问题是,市场分割是否导致中国出口企业加成率低于非出口企业?如果是,那么市场分割通过什么机制导致了“低加成率悖论”?中国政府应该采取何种对策与措施避免这种影响从而实现对外贸易高质量发展?这些问题的回答与解决对处于增速换挡期的中国经济而言无疑具有重要的意义。

二、文献综述

围绕本文的研究主题,与本文研究紧密相关的文献主要有两类:一是关于出口企业加成率的研究,二是市场分割对企业出口行为影响的研究。关于出口企业加成率, Melitz 和 Ottaviano (2008) (以下简称 M-O 模型)认为,企业进入出口市场需要克服较高的固定成本,只有低边际成本的企业才会进入出口市场,因此,出口企业相比非出口企业具有较高的成本加成。M-O 模型的这一论断被诸多经验研究所证实。Görg 和 Warzynski (2003) 利用英国制造业企业数据,研究了企业出口活动对成本加成率的影响,研究结果发现,从平均水平来看,出口企业比非出口企业具有更高的成本加成率。进一步研究发现,这种现象只在差异化产品部门存在,同质化部门并不存在这种现象。De Loecker 和 Warzynski (2012) 利用斯洛文尼亚制造业企业数据研究发现,出口企业具有更高的平均加成率,而且企业加成率随着企业进入出口市场而增大,随着企业退出出口市场而降低。Bellone 等 (2016) 将产品质量和企业的空间差异纳入 M-O 模型,发现企业加成率与生产率正相关,与本地市场竞争程度负相关,进一步的检验结果显示,出口企业具有更高的成本加成率,企业出口的产品质量强化效应大于全球市场竞争效应。

上述文献证实了 Melitz 和 Ottaviano (2008) 的理论预测,然而, M-O 理论是否符合中国的贸易实践呢?国内学者以中国为研究对象对出口企业低加成率的形成原因进行了有益探索。盛丹和王永进 (2012) 利用 1999—2007 年中国工业企业数据研究了中国企业出口低价的原因,结果显示,出口企业与非出口企业相比具有更低的加成率,进一步研究发现,出口退

税、政府补贴和行业内竞争显著降低了出口企业加成率,从而导致企业出口价格普遍低于内销价格。刘啟仁和黄健忠(2015)研究了高出口密度企业“低加成率”的原因,结果显示,出口市场的激烈竞争导致了出口企业生产率和加成率降低,进而导致出口企业成本加成率低于非出口企业。许明和李逸飞(2018)采用随机前沿方法研究了出口的“竞争效应”和“选择效应”对企业加成率的影响,结果发现,出口市场中“选择效应”大于“竞争效应”,出口企业成本加成率高于基准加成率,但竞争效应的抵消作用使得选择效应对加成率只发挥出了有限的正面影响。钱学锋等(2015)采用2000—2006年出口数据考察了出口退税对出口企业加成率的影响,发现出口退税显著降低了出口企业加成率。黄先海等(2016a)基于M-O模型构建了一个内生产品质量和生产率的理论框架,并利用1998—2007年中国工业企业数据与海关数据进行了经验检验,认为中国出口企业低加成率只是企业选择最优出口产品质量的一种阶段性现象。

近年来,随着中国国内市场的整合,越来越多的学者开始关注市场一体化对中国企业出口行为的影响。朱希伟等(2005)构建了一个开放经济模型,结果显示,国内市场分割导致不同技术类型的企业都会优先选择进入国际市场。张杰等(2010)使用1998—2003年中国工业企业数据,研究了中国市场分割对企业出口的影响,结果发现,市场分割的确促进了本土企业出口,且这种出口促进效应在创新能力低和资本密集度高的企业更加显著,而外资企业出口并未受到国内市场分割的影响。赵玉奇和柯善咨(2016)将市场分割纳入异质性企业理论模型,使用全国各县市制造业企业面板数据检验了市场分割与生产率对企业出口行为的影响,结果显示,市场分割弱化了“母国市场效应”,对企业出口产生促进作用,而生产率是企业决定是否出口的内在因素。高宇等(2018)则研究发现,市场分割对企业加成率具有“U”型影响。

针对中国出口企业低加成率现象,不同文献从不同角度给出了解释,然而,鲜有文献从国内市场分割的角度来探讨中国出口企业“低加成率悖论”的深层实质。本文基于Melitz和Ottaviano(2008)的理论框架,将市场分割纳入理论模型中,探讨市场分割对中国出口与非出口企业加成率差距的影响机制,并采用2001—2007年的中国制造业企业数据对理论分析结论进行了实证检验。相对已有文献,本文可能的贡献在于:(1)研究视角上,现有研究中国出口企业低加成率的文献均忽略了市场分割的作用,本文正是基于中国内部广泛存在的市场分割这一现象,深入探讨中国出口企业低加成率的形成原因;(2)理论层面,本文厘清了市场分割与出口企业加成率之间的关系,为中国出口企业“低加成率悖论”提供了更深层次的理论解释;(3)本文不仅通过构建中介效应模型深入检验了市场分割对出口企业加成率的影响机制,而且进一步分析了市场分割对出口市场竞争促进效应与选择效应的差异影响,从而为市场分割导致中国出口企业“低加成率悖论”提供了坚实的经验证据。

三、理论模型与假设

本文在Melitz和Ottaviano(2008)理论框架的基础上,将市场分割纳入理论模型,试图从市场分割的视角分析中国出口企业“低加成率悖论”的深层次原因。

(一)需求

考虑世界存在本国(H)和外国(F)两个市场,所有消费者具有相同的需求偏好,两个国

家具有相同的技术水平,代表性消费者具有相同的效用函数:

$$U = q_o^c + \alpha \int_{i \in \Omega} q_i^c di - \frac{1}{2} \gamma \int_{i \in \Omega} (q_i^c)^2 di - \frac{1}{2} \eta \left(\int_{i \in \Omega} q_i^c di \right)^2 \quad (1)$$

(1)式中: q_o^c 和 q_i^c 分别代表基准商品和差异化商品的个人消费水平。 α 、 γ 和 η 都是与需求相关的参数,且均为正值,其中, α 和 η 表示基准商品与差异化商品之间的替代模式, α 增加和 η 减小均表示差异化产品需求相对基准产品下降, γ 是差异化商品之间的替代弹性, Ω 是差异化商品集合。差异化商品的反需求函数为: $p_i = \alpha - \gamma q_i^c - \eta Q^c$,其中 Q^c 为商品需求总量。考

虑一个代表性消费者,差异化商品的线性需求函数为: $q_i = L q_i^c = \frac{\alpha L}{\eta N + \gamma} - \frac{L}{\gamma} p_i + \frac{\eta N L}{(\eta N + \gamma) \gamma} \bar{p}$,其

中, N 表示所有被消费商品的种类, L 是劳动总量^①, $\bar{p} = \frac{1}{N} \int_{i \in \Omega^*} p_i di$ 表示平均价格水平, Ω^*

是 Ω 的子集,表示产品消费种类的集合。令需求量 $q_i = 0$,此时最大价格水平 $p_i = p_{\max} = \frac{\gamma \alpha + \eta N \bar{p}}{\eta N + \gamma}$ 。

(二) 生产

劳动是企业的唯一生产要素,劳动工资标准化为1。每家企业生产一种产品,则给定平均价格水平 $\bar{p}$ 和企业数量 N ,根据企业利润最大化条件,可得: $q_i = (p_i - c)/\gamma$,其中 c 为企业边际成本。企业价格水平 $p(c)$ 若大于最大价格 $p_{\max}$,则该企业会退出市场。令 c_D 表示市场中的企业最大边际成本(临界成本),在该成本条件下,企业利润为零,则 $p(c_D) = c_D = p_{\max}$ 。假设企业成本分布为 $G(c) = \left(\frac{c}{c_M} \right)^k$, $c \in [0, c_M]$ 。

(三) 市场分割与集聚

假定本国(H)市场存在市场分割,本国企业进入国内市场会受到市场分割的影响。本文把市场分割对经济的影响分为两类:一是由于市场分割的存在,企业进入市场需要付出更多的固定进入成本。已有研究认为,中国国内市场一体化尚未形成,国内市场固定进入成本较高,甚至高于国外进入成本和贸易成本(李春顶,2015;宋渊洋、黄礼伟,2014)。据此,我们设定企业进入国内市场的固定进入成本为 $F_e = F_0 + f$,其中, F_0 为一般固定进入成本, $f = f(s)$ 表示由于市场分割引起的进入成本, s 是市场分割程度, $f'(s) > 0$ 。二是关于市场分割对地区集聚经济的影响。集聚经济可以通过技术和知识外溢、中间品投入等途径降低企业边际成本,提高企业生产率(Melo et al., 2009; Silva and McComb, 2012;)。本文借鉴Combes等(2012)的设定,假设集聚外部性对不同企业边际成本的影响具有差异性,其中对出口企业的影响为 a_X ,对非出口企业的影响为 a_H , $a_X, a_H > 1$ 。根据这种设定,出口企业与非出口企业受到集聚外部性影响的企业边际成本分别为 $\frac{c}{a_X}$ 、 $\frac{c}{a_H}$ 。然而,现有对中国本土市场的研究发现,地

方政府保护和市场分割严重扭曲了商品的价格实现机制,使得企业在本地进行大量投资,企业的过度投资必然带来产量增加,从而出现全国范围内的产能过剩和产业结构同质化,降低

^①劳动总量 L 是给定不变的,为简化计算,下文将 L 标准化为1,不影响本文结论。

地区的产业集聚效应(银温泉、才婉茹,2001;白重恩等,2004);路江涌和陶志刚(2007)、付强(2017)也表达了类似观点。为此,我们进一步设定市场分割与集聚效应的关系式为: $a_X = a_X(s)$ 和 $a_H = a_H(s)$, $a'_X(s)$ 、 $a'_H(s) < 0$ 。

企业跨地区进行贸易的“冰山成本”为 τ 。根据利润最大化条件,本国企业进行国内贸易的产品价格和利润函数表达式为^①:

$$p_{HH}(c) = \frac{1}{2} \left(c_D^H + \frac{c}{a_H} \right) \quad (2)$$

$$\pi_{HH}(c) = \frac{1}{4\gamma} \left(c_D^H - \frac{c}{a_H} \right)^2 \quad (3)$$

本国企业出口到国外市场的产品销售价格与利润函数为:

$$p_{HF}(c) = \frac{\tau}{2} \left(c_X^H + \frac{c}{a_X} \right) \quad (4)$$

$$\pi_{HF}(c) = \frac{1}{4\gamma} \tau^2 \left(c_X^H - \frac{c}{a_X} \right)^2 \quad (5)$$

(2)—(5)式中: c_D^H 、 c_X^H 分别表示本国企业在国内市场和出口市场的临界成本。定义企业加成为产品价格与企业边际成本的比值,那么,本国企业在国内市场和出口市场的加成率分别为:

$$\mu_H = \frac{p_{HH}(c)}{\frac{c}{a_H}} = \frac{1}{2} \left(\frac{a_H}{c} \times c_D^H + 1 \right) \quad (6)$$

$$\mu_X = \frac{p_{HF}(c)}{\frac{c}{a_X}} = \frac{\tau}{2} \left(\frac{a_X}{c} \times c_X^H + 1 \right) \quad (7)$$

(四) 自由进入条件

在垄断竞争行业,企业会自由进入和退出市场,若企业期望利润大于零,企业将会不断进入市场,直到期望利润为零。因此,本国和外国企业自由进入市场的均衡条件为:

$$\int_0^{c_D^H} \pi_{HH}(c) dG(c) + \int_0^{c_X^H} \pi_{HF}(c) dG(c) - (F_0 + f) = 0 \quad (8)$$

$$\int_0^{c_D^F} \pi_{FF}(c) dG(c) + \int_0^{c_X^F} \pi_{FH}(c) dG(c) - F_1 = 0 \quad (9)$$

(9)式中: F_1 为市场进入固定成本。整理可以得到:

$$A_1 (c_D^H)^{k+2} + A_2 \tau^2 (c_X^H)^{k+2} = \varphi_H (F_0 + f) \quad (10)$$

$$(c_D^F)^{k+2} + \tau^2 (c_X^F)^{k+2} = \varphi_F F_1 \quad (11)$$

(10)(11)式中: $A_1 = 1 - \frac{2k}{(k+1)a_H} + \frac{k}{(k+2)a_H^2}$, $A_2 = 1 - \frac{2k}{(k+1)a_X} + \frac{k}{(k+2)a_X^2}$, $\varphi_H = 4\gamma c_M^k$,

^①本国企业在国内市场和出口市场获取的利润表示为 π_{HH} 、 π_{HF} ,相应地,外国企业在其国内市场和出口市场获取的利润为 π_{FF} 、 π_{FH} 。

$$\varphi_F = 2\gamma c_M^k (k+1)(k+2)。$$

根据国内市场与出口市场临界成本关系 $c_X^H = \frac{c_D^F}{\tau}$ 、 $c_X^F = \frac{c_D^H}{\tau}$, 可以求解得到:

$$c_D^H = \left[\frac{(F_0 + f) \varphi_H \tau^k - \varphi_F F_1 A_2}{A_1 \tau^k - A_2 \tau^{-k}} \right]^{\frac{1}{k+2}} \quad (12)$$

$$c_X^H = \left[\frac{\varphi_F F_1 A_1 - (F_0 + f) \varphi_H \tau^{-k}}{A_1 \tau^{k+2} - A_2 \tau^{2-k}} \right]^{\frac{1}{k+2}} \quad (13)$$

对(12)(13)式求一阶偏导数, 可得:

$$\frac{\partial c_D^H}{\partial f} > 0, \frac{\partial c_D^H}{\partial a_H} < 0 \Rightarrow \frac{\partial c_D^H}{\partial s} > 0 \quad (14)$$

$$\frac{\partial c_X^H}{\partial f} < 0, \frac{\partial c_X^H}{\partial a_X} > 0 \Rightarrow \frac{\partial c_X^H}{\partial s} < 0 \quad (15)$$

进一步可得:

$$\frac{\partial \mu_X}{\partial f} < 0, \frac{\partial \mu_X}{\partial a_X} > 0 \Rightarrow \frac{\partial \mu_X}{\partial s} < 0 \quad (16)$$

从(16)式可以看出, 出口企业加成率与市场分割负相关, 也就是说, 给定其他条件不变, 在市场分割越严重的地区, 出口企业加成率越低。这一结论是下文基于市场分割角度讨论中国出口企业“低加成率悖论”的前提。

根据企业加成率表达式, 出口企业与非出口企业加成率的差值为:

$$\Delta\mu = \mu_X - \mu_H = \frac{1}{2c} (\tau a_X c_X^H - a_H c_D^H) + \frac{\tau - 1}{2} \quad (17)$$

由(17)式可知, 加成率差值 $\Delta\mu$ 是集聚外部性(a_X 和 a_H)、临界成本(c_X^H 和 c_D^H)的函数, 其大小取决于这些因素随市场分割的变动情况。从上文可知, 出口市场临界成本(c_X^H)随市场分割增大而减小, 出口企业加成率(μ_X)将会变小; 国内市场临界成本(c_D^H)随市场分割增大而增大, 在给定其他条件不变的情况下, 随着市场分割增大, 加成率差值将会变小, 最终可能得到出口企业加成率小于非出口企业。

上述结果是在给定集聚外部性情况下得到的, 下面我们分四种情形进一步讨论加成率差值如何随着市场分割增大导致的弱集聚外部性而变动。

情形 1: 当 $a_X = a_H = 1$, 集聚外部性不存在时, $\Delta\mu = \frac{1}{2c} (\tau c_X^H - c_D^H) + \frac{\tau - 1}{2}$, 可以直观地看出, 加成率差值($\Delta\mu$)的变化完全取决于出口市场与国内市场的临界成本 c_X^H 、 c_D^H , 其结果与上述分析一致, 随着市场分割增大, 将有 $\Delta\mu < 0$ 。

情形 2: 当 $a_X = a_H = a > 1$, 集聚外部性存在但对所有企业的影响无差异时, 此时, $\Delta\mu = \frac{a}{2c} (\tau c_X^H - c_D^H) + \frac{\tau - 1}{2}$, 因 c_X^H 、 c_D^H 随着 a 减小分别下降、上升, 则 a 减小对 $(\tau c_X^H - c_D^H)$ 的下降产生进一步的强化作用, 加成率差值将会加速小于零。

情形 3: 当 $1 < a_X < a_H$, 集聚外部性对出口企业边际成本影响较小时, 与情形 2 类比,

$(\tau a_X c_X^H - a_H c_D^H)$ 下降速度更快, 加成率差值更可能加速小于零。

情形 4: 当 $a_X > a_H > 1$, 集聚外部性对出口企业边际成本影响较大时, 集聚外部性将降低出口企业边际成本, 这会阻碍 $(\tau a_X c_X^H - a_H c_D^H)$ 下降, 那么加成率差值 $\Delta\mu$ 不必小于零。然而, 此种情形可能并不符合中国现实。张公崑和梁琦 (2010) 运用 2000—2007 年中国制造业行业数据, 研究了出口、集聚对全要素生产率的影响, 发现出口与集聚相互作用削弱了对全要素生产率的影响。也就是说, 集聚对出口企业全要素生产率的促进作用较小。此外, 中国沿海地区存在显著的集聚经济 (如长三角、珠三角等地区), 同时汇聚了大量的出口企业, 然而公认的事实是中国出口企业边际成本普遍较高, 综合来看, 集聚效应并未使得出口企业边际成本显著低于非出口企业。

综合上述 4 种情形的分析, 我们提出待检验假说 1。

假说 1: 随着市场分割程度加深, 中国出口企业加成率下降, 进而导致出口企业加成率低于非出口企业。

(五) 影响机制分析^①

上文分析了市场分割对出口企业与非出口企业加成率的影响, 发现市场分割最终将导致出口企业加成率低于非出口企业。那么, 我们感兴趣的问题是, 国内市场分割是通过什么机制影响出口企业加成率, 从而导致中国出口企业“低加成率悖论”的呢? 根据出口企业加

成率表达式 $\mu_X = \frac{p_{HF}(c)}{\frac{c}{a_X}}$, 市场分割引起的固定进入成本与对集聚经济的弱化通过价格和边

际成本两个方面影响出口企业加成率。

1. 竞争促进效应

根据上文模型结果, 我们利用出口企业加成率对市场分割引起的固定进入成本 (f) 求偏导:

$$\frac{\partial \mu_X}{\partial f} = \frac{a_H}{c} \times \frac{\partial p_{HF}(c)}{\partial f} = \frac{\tau a_X}{2c} \times \frac{\partial c_X^H}{\partial f} < 0 \quad (18)$$

可以看出, 本质上, 由市场分割引起的固定进入成本影响的是企业出口价格 (p_{HF}), 不影响企业边际成本 (c)。固定进入成本越大, 企业进入国内市场越困难, 进而转向出口市场, 这增强了出口市场的竞争促进效应, 导致出口企业价格越低。固定进入成本对出口市场竞争促进效应的影响可以通过下面理论推导直观的看出来。

出口市场的“竞争促进效应”可以用企业价格分布衡量: 出口市场企业数量增多, 市场竞争越激烈, 则出口企业的价格分布就会越集中。我们采用出口市场临界成本与出口市场平均价格的差距衡量企业价格分布: $gap = c_X^H - \bar{p}_X$ 。其中, $\bar{p}_X$ 为出口市场企业平均价格水平。根据企业成本分布函数 $G(c) = \left(\frac{c}{c_M}\right)^k$ 和企业平均成本函数 $\bar{c} = \left[\int_0^{c_X^H} \frac{c}{a_X} dG(c) \right] / G(c_X^H)$, 可以得到出口市场的平均价格为 $\bar{p}_X = \frac{\tau_X}{2} (c_X^H + \bar{c}) = \frac{\tau a_X (k+1) + k}{2 a_X (k+1)} c_X^H$ 。 gap 越小, 临界成本与出口市场

^①感谢审稿人的宝贵建议。

的平均价格越接近,出口企业价格分布越集中,出口市场竞争程度越大,竞争促进效应越明显;反之,出口市场竞争促进效应越小^①。由出口市场临界成本公式,可以得到:

$$gap = \left(1 - \frac{\tau a_x (k+1) + k}{2 a_x (k+1)} \right) c_x^H \quad (19)$$

(19)式对 f 求一阶偏导数,可得:

$$\frac{\partial gap}{\partial f} = \left(1 - \frac{\tau a_x (k+1) + k}{2 a_x (k+1)} \right) \frac{\partial c_x^H}{\partial f} < 0 \quad (20)$$

由此可见, gap 与 f 负相关,这意味着,由市场分割引起的固定进入成本越大,出口市场竞争促进效应越强。这是因为,由于市场分割的存在,企业进入国内市场需要支付更高的固定成本,包括建立销售渠道成本、市场准入成本和腐败成本等,这阻碍了高边际成本企业进入国内市场,市场分割的阻碍迫使企业不得不寻找国际市场以替代国内市场。大量高边际成本企业进入出口市场,出口市场企业数量增加,进而加剧了出口市场竞争。因此,市场分割增强了出口市场的竞争促进效应,使得出口企业产品价格处于较低水平。同时,出口市场的选择效应意味着只有较低边际成本的企业才能存活于市场,这有利于提升出口企业加成率。然而,已有研究显示,国内市场分割对企业出口具有显著的促进作用(张杰等,2010),这表明市场分割抑制了出口市场的选择效应。以上分析发现,市场分割通过增强出口市场竞争促进效应、抑制选择效应,降低了出口企业加成率。

2. 集聚弱化效应

市场分割阻碍了市场一体化形成,导致全国市场碎片化,不利于技术扩散和资源跨区域流动,进而弱化了地区的集聚效应。根据企业加成率表达式 $\mu_x = \frac{\tau}{2} \left(\frac{a_x}{c} \times c_x^H + 1 \right)$,可以直观地看出, a_x 与 μ_x 呈正相关,即集聚弱化效应(a_x 变小)会降低出口企业加成率。集聚弱化效应主要通过两个渠道影响出口企业加成率:一方面,市场分割引起的集聚弱化效应不利于知识共享与技术外溢,阻碍了要素资源在全国市场优化配置,使得企业生产率下降($\frac{a_x}{c}$ 减小),从而降低了企业加成率;另一方面,集聚弱化效应降低了出口市场临界边际成本(c_x^H),从而进一步降低企业加成率。据此,我们提出如下研究假说:

假说2:市场分割通过增强出口市场的竞争促进效应和弱化地区的集聚效应降低了出口企业加成率。

假说3:市场分割加剧了出口市场竞争,由此引起的出口市场竞争促进效应大于选择效应,进而使得出口企业加成率低于非出口企业。

四、模型构建、指标测算与数据说明

(一) 模型设定

根据理论模型,为了检验假说1,我们分别构建(21)(22)式作为基础模型:

^①在极端的情形下,比如完全竞争市场,市场中所有企业价格相同,有 $c_x^H = \bar{p}_x$, $gap = 0$ 。此时市场竞争最为激烈。

$$\ln Markup_{ijkt}^{ex} = \beta_0 + \beta_1 Segment_{kt} + \beta X + \nu_i + \omega_t + \varepsilon_{ijkt} \quad (21)$$

(21)式中: i 、 j 、 k 和 t 分别表示企业、行业、省份和年份, $\ln Markup_{ijkt}^{ex}$ 表示出口企业加成率的对数值; $Segment_{kt}$ 是市场分割变量, β_1 刻画了市场分割对出口企业加成率的影响,若 $\beta_1 < 0$,则表明市场分割降低了出口企业加成率。 X 表示影响企业加成率的其他控制变量,具体见下文。此外,我们还控制了企业固定效应(ν_i)和年份固定(ω_t)效应; ε_{ijkt} 为扰动项。

为了进一步检验市场分割是否导致出口企业加成率低于非出口企业,我们在基准计量模型中加入市场分割与企业出口的交互项($Segment_{kt} \times Export_{ijkt}$)以及企业出口($Export_{ijkt}$),模型构建如下:

$$\ln Markup_{ijkt}^{all} = \gamma_0 + \gamma_1 Segment_{kt} + \gamma_2 Segment_{kt} \times Export_{ijkt} + \gamma_3 Export_{ijkt} + \gamma X + \nu_i + \omega_t + \varepsilon_{ijkt} \quad (22)$$

(22)式中: $\ln Markup_{ijkt}^{all}$ 是包含出口企业与非出口企业的加成率对数值; $Export_{ijkt}$ 是企业出口虚拟变量,若企业出口额大于0,则取值为1,否则取值为0。交互项系数 γ_2 刻画了市场分割对出口企业与非出口企业加成率的差异化影响,若 $\gamma_2 < 0$,则意味着市场分割使得出口企业加成率小于非出口企业。

(二) 指标测算

1. 企业加成率测算

关于企业加成率的测算,早期 Domowitz 等(1986)采用会计法测算了成本加成,盛丹和王永进(2012)依据该方法利用中国工业企业数据库数据测算了企业加成率。会计法虽然简便易于操作,但是会计利润可能被人为调整从而产生较大测算偏差。随后发展起来的基于生产函数的测算方法较好地解决了会计法对会计数据的依赖性(Hall, 1986; Konings et al., 2001),但是该方法依赖于规模报酬不变等严格的假设条件。De Loecker 和 Warzynski(2012)放松了需求结构、规模报酬不变等假设条件,并在生产函数的估计中控制了不可观测的生产率冲击,从而有可能获得一个更为准确的企业加成率估计。本文采用 De Loecker 和 Warzynski(2012)的方法测算企业加成率。^①

2. 市场分割测算

本文借鉴桂琦寒等(2006)、徐保昌和谢建国(2016)的相对价格法测算市场分割。^②原始数据来源于2001—2007年《中国统计年鉴》各省份商品环比价格数据。由于西藏数据缺失较多,市场分割测算数据不包含西藏数据,我们测算了30个省份的市场分割数据(不包括港澳台地区数据)。

3. 其他控制变量

参考毛其淋和许家云(2017)、许明和李逸飞(2018)等研究文献,本文控制变量选取为:(1)企业全要素生产率(TFP),采用ACF两步法测算得到;根据新新贸易理论,企业生产率与加成率高度相关,企业生产率越高,加成率也越大。(2)企业规模($\ln worker$),一般而言,企业规模越大,加成率也越高,采用员工数量的对数表示。(3)政府补贴($Subsidy$),设定政府

^①限于篇幅,未汇报具体测算方法,备索。

^②由于篇幅限制,未汇报具体测算方法,备索。

补贴为虚拟变量,如果企业获得的政府补贴大于零,则取值为 1;否则,取值为 0。为了增强市场竞争力,企业一般通过获取政府补贴降低产品价格,从而降低企业加成率。(4)企业资本密集度($\ln k$),采用企业资本总计与员工数量比值表示,取对数。(5)企业年龄($\ln age$),利用当年年份与企业注册年份的差值的对数值衡量。(6)负债率($Debet$),采用企业负债合计占资产合计的比值进行测度。(7)行业竞争程度(HHI),采用四分位行业的赫芬达尔指数表示,测算公式为 $\sum_{i=1}^n \left(\frac{s_i}{S}\right)^2$, 其中 s_i 是企业销售额, S 是四分位行业中的所有企业销售额的总和。

(三) 数据说明

本文的数据主要来自中国工业企业数据库,样本期为 2001—2007 年。我们参照聂辉华等(2014)、鲁晓东和连玉君(2012)的处理方法对数据进行如下处理:(1)剔除总资产、固定资产、销售收入、新产品产值等指标小于零的观测值;(2)对违背会计准则的观测值也进行删除处理,如固定资产大于总资产等;(3)剔除员工数量少于 10 人和企业年限大于 60 的企业;(4)剔除出口值小于零或大于当年销售总额的企业。与现有大多数研究文献一致,我们选取制造业企业作为研究对象。最后,我们以 1998 年为基期的固定资产投资价格指数、工业品出厂价格指数、消费者价格指数对所有名义变量进行调整。变量描述性统计如表 1。

表 1 描述性统计

变量名称	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
$\ln Markup^{all}$	712 576	0.129	0.480	-4.331	1.252
$\ln Markup^{ex}$	202 148	0.124	0.332	-4.331	1.252
$Segment$	210	0.001	0.000	0.000	0.004
$Export$	712 576	0.284	0.451	0	1
TFP	712 576	6.053	0.244	2.860	9.503
$\ln worker$	712 576	4.862	1.076	2.302	12.145
$Subsidy$	712 330	0.143	0.350	0	1
$\ln k$	712 576	3.689	1.260	-6.198	9.930
$\ln age$	711 641	1.919	0.858	0	7.604
$Debet$	712 576	0.580	0.295	0	17.300
HHI	712 576	0.023	0.040	0.001	1

五、回归结果与分析

(一) 基准回归

本文采用固定效应模型进行回归,具体的回归结果汇报在表 2 中。为了考察市场分割是否降低了出口企业加成率,我们首先对计量模型(21)式进行回归,回归结果汇报于表 2 第(1)—(4)列。第(1)列仅考虑了市场分割变量,其估计系数显著为负;第(2)列和第(3)列在此基础上逐步添加了其他控制变量,市场分割的估计系数较为稳定,仍然显著为负;第(4)列是完整的回归结果,可以看出,市场分割的估计系数在 1%水平上显著为负,说明市场分割的确显著降低了中国出口企业加成率,这一结果为理论假说 1 提供了初步证据。从经济意义上看,市场分割程度每增加 1 个单位,出口企业的平均对数加成率就会下降 14.618 个单位。为了完整地验证假说 1,我们进一步对计量模型(22)式进行估计,估计结果汇报在表 2 第(5)列和第(6)列中。第(5)列没有加入控制变量,结果显示,交互项估计系数显著为负;

在第(6)列,我们进一步加入其他控制变量,交互项估计系数仍然在1%水平上显著为负,表明市场分割对出口企业加成率的抑制作用显著大于非出口企业,导致出口企业加成率低于非出口企业,从而验证了假说1。具体地,市场分割程度每增加1单位,出口企业平均对数加成率比非出口企业降低6.489个单位。通过逐步回归法可以发现,在依次加入控制变量的过程中,市场分割估计系数的符号与显著性均没有发生本质变化,其他控制变量符号也较为稳健,说明模型的控制变量选取合适,具有较好的稳定性。

此外,本文分别从市场分割与企业出口的内生性、市场分割替代指标、出口替代指标、样本选择偏差、剔除既出口又内销企业样本等角度对基本回归结果进行了稳健性检验,核心结论仍然成立。^①

表2 基准估计结果

变量	lnMarkup ^{ex}				lnMarkup ^{all}	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Segment	-12.178 *** (2.441)	-14.304 *** (2.284)	-14.609 *** (2.287)	-14.618 *** (2.286)	-6.887 *** (1.482)	-11.657 *** (1.375)
Segment×Export					-16.149 *** (1.588)	-6.489 *** (1.466)
Export					0.011 *** (0.002)	-0.002 (0.002)
TFP		0.646 *** (0.015)	0.639 *** (0.015)	0.641 *** (0.015)		0.770 *** (0.009)
lnworker		0.024 *** (0.003)	0.030 *** (0.003)	0.031 *** (0.003)		0.067 *** (0.002)
Subsidy		-0.007 *** (0.002)	-0.007 *** (0.002)	-0.008 *** (0.002)		-0.007 *** (0.001)
lnk			0.010 *** (0.002)	0.010 *** (0.002)		0.041 *** (0.001)
lnage			-0.009 *** (0.003)	-0.009 *** (0.003)		-0.006 *** (0.001)
Debet				0.026 *** (0.005)		0.027 *** (0.002)
HHI				-0.033 (0.034)		-0.000 (0.017)
Constant	0.094 *** (0.004)	-2.839 *** (0.071)	-2.862 *** (0.070)	-4.227 *** (-37.335)	0.105 *** (0.002)	-3.724 *** (0.045)
年份效应	是	是	是	是	是	是
企业效应	是	是	是	是	是	是
N	202 148	202 064	201 893	201 893	712 576	711 396
R ²	0.019	0.165	0.166	0.166	0.006	0.182

注:括号内为标准误,*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。为了排除可能存在的异方差对结果的影响,所有回归均使用异方差稳健标准误。下同。

(二) 异质性分析

上文中我们检验了市场分割对出口与非出口企业加成率差距的影响,下面我们从要素密集度、企业规模和地区分布三个视角分样本进一步分析市场分割对企业加成率差距的异质性影响。

^①限于篇幅,稳健性检验结果未汇报在正文,感兴趣的读者可以向作者索取。

1.要素密集度

要素密集度不同的行业的比较优势存在较大差异,从而导致产品成本和企业定价能力的差异。因此,市场分割对不同要素密集度企业加成率影响可能具有异质性。借鉴周念利(2014)对企业要素密集度的划分方法,我们将企业划分为劳动密集型、资本密集型和技术密集型^①。表3汇报了市场分割影响不同要素密集度企业加成率的估计结果。第(1)列、第(3)列和第(5)列是对计量模型(21)式的估计结果,市场分割对不同要素密集度的出口企业的加成率均具有负面作用;第(2)列、第(4)列和第(6)列是对计量模型(22)式的回归结果,可以看出,市场分割对劳动密集型和技术密集型出口企业加成率的负面影响较为显著。这一结果与盛丹和王永进(2012)的研究结论类似,也与中国出口事实相符。中国存在大量劳动密集型企业,生产效率较低,无法克服国内市场分割障碍;这些企业大量集中到出口市场,从而产生过度竞争,进一步降低了企业加成率。当前中国技术类企业竞争力还不够强,在国际市场竞争中处于劣势,而市场分割导致出口市场拥挤程度增加,从而不利于这类企业提升产品定价。同时,这一结果提醒我们,在对外贸易转型升级的过程中,尤其要注重提升企业的技术水平与创新能力,以避免外部环境的负面影响,从而获取更大贸易利得。

表3 要素密集度回归结果

变量	劳动密集型行业		资本密集型行业		技术密集型行业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$\ln Markup^{ex}$	$\ln Markup^{all}$	$\ln Markup^{ex}$	$\ln Markup^{all}$	$\ln Markup^{ex}$	$\ln Markup^{all}$
<i>Segment</i>	-12.978 *** (3.349)	-9.337 *** (2.402)	-16.180 *** (3.873)	-14.292 *** (2.260)	-14.774 *** (4.831)	-10.421 *** (2.485)
<i>Segment</i> × <i>Export</i>		-7.495 *** (2.312)		-3.707 (2.481)		-7.681 *** (2.948)
<i>Export</i>		-0.002 (0.002)		-0.001 (0.003)		-0.002 (0.003)
<i>Constant</i>	-2.874 *** (0.096)	-3.518 *** (0.068)	-3.091 *** (0.138)	-3.957 *** (0.078)	-2.660 *** (0.149)	-3.709 *** (0.085)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是	是
企业效应	是	是	是	是	是	是
N	86 108	263 410	68 451	278 740	47 334	169 246
R^2	0.184	0.186	0.172	0.190	0.139	0.171

①周念利(2014)划分了20个制造业行业,我们根据不同行业的属性特点在此基础上进行了扩展划分,划分了29个制造业行业。根据2002年《国民经济行业分类》,本文划分的劳动密集型行业代码为:13(农副食品加工业)、14(食品制造业)、15(饮料制造业)、16(烟草制品业)、17(纺织业)、18(纺织服装、鞋帽制造业)、19(皮革、毛皮、羽毛及其制造业)、20(木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业)、21(家具制造业)、22(造纸及纸制品业)、23(印刷和记录媒介的复制)、24(文教体育用品制造业)、29(橡胶制品业)、30(塑料制品业);资本密集型行业代码为:25(石油加工、炼焦及核燃料加工业)、31(非金属矿物制品业)、32(黑色金属冶炼和压延加工业)、33(有色金属冶炼和压延加工业)、34(金属制品业)、35(通用设备制造业)、36(专用设备制造业)、36(汽车制造业)、41(仪器仪表及文化、办公用机械制造)、42(工艺品及其他制造业);技术密集型行业代码为:26(化学原料及化学制品制造业)、27(医药制造业)、28(化学纤维制造业)、37(交通运输设备制造业)、39(电气机械及器材制造业)、40(通信设备、计算机及其他电子设备制)。

2. 企业规模

成本加成率可能与企业规模大小有关,接下来,我们分企业规模考察市场分割对企业加成率的影响。本文以企业工业总产值衡量企业规模^①,以样本中企业工业总产值的平均数为界点,大于平均工业总产值的为大企业,反之为小企业。回归结果汇报在表 4 中。第(1)列和第(2)列是对小企业的估计结果,结果显示,市场分割显著降低了出口小企业的加成率,而且使得出口小企业加成率低于非出口小企业。第(3)列和第(4)列是对大企业的估计结果,尽管市场分割降低了出口大企业的加成率,但是交互项 $Segment \times Export$ 的估计系数显著为正,这意味着市场分割使得出口大企业的加成率高于非出口大企业。对其可能的解释是,在市场分割导致的出口市场激烈竞争的环境下,小企业由于经营规模较小,核心竞争力不足,更容易受到出口市场竞争促进效应的影响,以低价换取订单。而大企业通常在本行业具有一定的垄断势力,具有较高生产率和较强竞争力,更多的是通过选择效应进入出口市场,有能力提升产品的价格加成。

表 4 分企业规模回归结果

变量	小企业		大企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln Markup^{ex}$	$\ln Markup^{all}$	$\ln Markup^{ex}$	$\ln Markup^{all}$
<i>Segment</i>	-15.216 *** (2.661)	-14.363 *** (1.387)	-10.658 ** (4.147)	-19.006 *** (4.565)
<i>Segment</i> × <i>Export</i>		-5.151 *** (1.577)		18.010 *** (4.044)
<i>Export</i>		-0.004 ** (0.002)		0.017 *** (0.004)
<i>Constant</i>	-3.479 *** (0.085)	-4.214 *** (0.051)	-1.006 *** (0.169)	-1.622 *** (0.105)
控制变量	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是
企业效应	是	是	是	是
N	153 614	598 853	48 279	112 543
R^2	0.213	0.213	0.155	0.181

3. 地区差异

由于我国地区发展不平衡以及各地区对外开放程度差异较大,不同地区出口市场竞争程度存在差异,相对于中西部地区企业,沿海地区企业进入国际市场便利化程度更高,在存在国内市场分割的情况下,这些地区的企业可能更加倾向于出口。这一点从样本中数据也可以观察到,东部地区出口企业观测值有 175 307 个,中西部地区观测值仅有 26 841 个。^②可见,市场分割可能对不同地区的企业加成率具有差异性影响。因此,我们分别对中国东部地区、中西部地区进行分样本回归分析,回归结果见表 5。从结果可以看出,市场分割对东部

①感谢审稿人的宝贵建议。

②地区分样本回归中,东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆,其中西藏数据缺失。

地区出口企业加成率的影响是显著的,降低了出口企业加成率,进而使得出口企业加成率低于非出口企业。市场分割的这一影响在中西部地区没有显现。可能的原因是,由于东部地区临海,距离国际市场更近,具有明显的区位优势,这些地区的企业对外贸易便利化程度更高,更多的企业会进入出口市场,加剧了市场竞争。而且,东部地区集中了大量的加工贸易企业,这类企业通常缺乏自主定价权,出口产品价格较低。

表 5 分地区回归结果

变量	东部地区		中西部地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln Markup^{ex}$	$\ln Markup^{all}$	$\ln Markup^{ex}$	$\ln Markup^{all}$
<i>Segment</i>	17.565*** (2.433)	-16.911*** (1.6095)	12.374* (7.23)	0.676 (2.748)
<i>Segment</i> × <i>Export</i>		-4.523*** (1.556)		-19.794*** (4.047)
<i>Export</i>		-0.002 (0.002)		-0.006* (0.003)
<i>Constant</i>	-3.456*** (0.093)	-4.014*** (0.053)	-2.23*** (0.116)	-3.348*** (0.068)
控制变量	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是
企业效应	是	是	是	是
N	175 121	535 556	26 772	175 840
R^2	0.176	0.186	0.197	0.196

六、影响机制分析

前文理论分析部分指出,市场分割通过竞争促进效应和集聚弱化效应两个渠道导致中国出口企业加成率低于非出口企业。对于第一个渠道,由于市场分割的存在,企业进入国内市场需要支付更高的固定成本,包括建立销售渠道成本、市场准入成本和腐败成本等,企业难以进入国内市场,市场分割的阻碍迫使企业不得不寻找国际市场以替代国内市场。大量高边际成本企业进入出口市场,出口市场企业数量增加,进而加剧了出口市场竞争。因此,市场分割增强了出口市场的竞争促进效应,使得出口企业产品价格处于较低水平。本文以竞争促进效应为中介变量进行机制检验。对于第二个渠道,市场分割降低了地区产业集聚(白重恩等,2004),不利于企业提升生产率,而且集聚效应对出口企业生产率提升作用小于非出口企业(张公嵬、梁琦,2010),所以市场分割引起的集聚弱化效应会导致出口企业加成率更低。

(一) 渠道一检验:竞争促进效应

我们采用中介效应模型检验第一个渠道。完整的中介效应模型由以下三个方程构成:

$$\ln Markup_{ijkt}^{all} = \gamma_0 + \gamma_1 Segment_{kt} + \gamma_2 Segment_{kt} \times Export_{ijkt} + \gamma_3 Export_{ijkt} + \gamma X + \nu_i + \omega_t + \varepsilon_{ijkt} \quad (22)$$

$$Gap_{ijkt} = \theta_0 + \theta_1 Segment_{kt} + \theta_2 Segment_{kt} \times Export_{ijkt} + \theta_3 Export_{ijkt} + \theta X + \nu_i + \omega_t + \varepsilon_{ijkt} \quad (23)$$

$$\ln Markup_{ijkt}^{all} = \xi_0 + \xi_1 Segment_{kt} + \xi_2 Segment_{kt} \times Export_{ijkt} + \xi_3 Export_{ijkt} + \xi_4 Gap_{ijkt} + \xi X + \nu_i + \omega_t + \varepsilon_{ijkt} \quad (24)$$

上述模型中,(22)式是总效应方程,(23)式是市场分割影响竞争促进效应的中介方程,(24)式是包含市场分割与中介变量的方程。 Gap 是中介变量,表示市场中的企业面临的竞

争程度,我们采用企业价格与行业四位码企业平均出口价格的差值作为其代理变量,企业价格采用企业加成率与其全要素生产率的差值衡量(刘啟仁、黄健忠,2015)。Gap 越小,即企业价格与市场平均价格越接近,市场竞争越激烈,企业面临的竞争促进效应越大。

中介效应模型回归结果汇报在表6中。其中,第(1)列是对(22)式的回归结果,与基准计量模型回归结果相同。第(2)列是对(23)式的估计结果,交互项估计系数在10%水平上显著为负,说明与国内市场相比,市场分割显著增强了出口市场的竞争促进效应;第(3)列是对(24)式的回归结果,中介变量Gap的回归系数显著为正,表明Gap与出口企业加成率具有正相关关系,即市场竞争促进效应越大(Gap 越小),企业加成率越低。第(1)一(3)列结果表明,市场分割导致出口市场竞争促进效应大于国内市场的竞争效应,进而导致出口企业加成率低于非出口企业。

基于稳健性考虑,我们进一步检验Gap的中介效应 $\theta_2 \times \xi_4$ 是否显著异于零,原假设为 $H_0: \theta_2 \times \xi_4 = 0$,如果拒绝原假设,表明中介效应显著;否则,中介效应不显著。我们首先参照Sobel(1987)的方法计算 $\theta_2 \times \xi_4$ 的标准误sd,即 $sd = \sqrt{\theta_2^2 \times var(\xi_4) + \xi_4^2 \times var(\theta_2)}$,其中var表示方差。然后,计算交乘项 $\theta_2 \times \xi_4$ 的Z统计量的值, $Z = (\theta_2 \times \xi_4) / sd$,可以得到 $|Z| = 1.96$;结果显示接受原假设的概率小于0.05,即在5%水平上显著,说明竞争促进效应的中介效应是显著的。

表6 机制检验结果

变量	竞争促进效应			集聚弱化效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$\ln Markup^{all}$	Gap	$\ln Markup^{all}$	Agg	$\ln Markup^{all}$
Segment	-11.657 *** (1.375)	-13.475 *** (-7.432)	-2.674 *** (0.623)	-60.038 *** (-7.404)	
Segment×Export	-6.489 *** (1.466)	-3.684 * (-1.902)	-4.033 *** (0.629)		
Export	-0.002 (0.002)	-0.013 *** (-5.987)	0.010 *** (0.001)		-0.013 *** (0.005)
Gap			0.667 *** (0.001)		
Agg					2.445 *** (0.120)
Agg×Export					0.200 ** (0.090)
Constant	-3.724 *** (0.045)	-2.144 *** (-31.102)	-2.295 *** (0.014)	0.192 ** (2.332)	-3.848 *** (0.045)
控制变量	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是
企业效应	是	是	是	是	是
N	711 396	711 396	711 396	711 396	711 396
R ²	0.182	0.038	0.854	0.139	0.183

(二) 渠道二检验:集聚弱化效应

由于集聚效应是地区-行业层面变量,不适合采用中介效应模型进行检验。我们按照如下逻辑进行检验:市场分割 $\xrightarrow{\text{弱化}}$ 集聚效应 $\xrightarrow{\text{差异化影响}}$ $\begin{cases} \text{出口企业} \\ \text{非出口企业} \end{cases}$,估计结果汇报在表6第(4)列和

第(5)列。 Agg 表示地区的产业集聚效应,借鉴 Brulhart 和 Mathys (2008)、孙浦阳等 (2013) 的做法,采用就业密度衡量集聚效应,使用某一省份四位码行业就业人员平均数量与该省份的面积之比表示。第(4)列是市场分割对集聚效应影响的回归结果,可以看出,市场分割的估计系数在 1% 水平上显著为负,表明市场分割弱化了地区的集聚效应,这与上述逻辑的第一步是相符的;第(5)列是地区产业集聚 Agg 对非出口企业和出口企业加成率影响的估计结果,我们采用虚拟变量 $Export$ 对出口企业与非出口企业进行分组,以比较地区产业集聚对出口企业与非出口企业的差异化影响。 $Agg \times Export$ 是地区产业集聚与企业出口虚拟变量的交互项,估计系数显著为正,表明地区产业集聚对出口企业加成率的正面影响大于非出口企业。这意味着,当由于存在市场分割而导致集聚效应弱化时,出口企业加成率的下降幅度大于非出口企业。因此,市场分割确实可能通过集聚弱化效应导致出口企业具有更低的加成率。综合中介效应模型的估计结果,假说 2 得到验证。

(三) 竞争促进效应 vs 选择效应

上文我们检验了市场分割导致中国出口企业低加成率的影响机制,然而,仅做上述分析还不能完全解释市场分割导致了“中国出口企业低加成率悖论”。根据 Melitz 和 Ottaviano (2008) 的研究,出口市场中同时存在选择效应与竞争效应,出口企业通常具有较高的生产率,这是因为出口市场中选择效应是主效应,只有高生产率的企业才能在出口市场存活,从而出口企业相比非出口企业也就具有较高的加成率。因此,区分竞争效应和选择效应对企业加成率的影响是破解中国出口低加成率之谜的关键(许明、李逸飞,2018)。在本文中,如果要稳健地得到“市场分割导致中国出口企业加成率低于非出口企业”的结论,还要比较市场分割对出口市场竞争促进效应和选择效应的差异化影响。如果市场分割增强了出口市场竞争促进效应,同时弱化选择效应,那么本文的核心结论就得到了进一步验证。

我们采用出口企业样本检验市场分割对出口市场竞争效应的影响,与上文相同,我们仍然采用 Gap 衡量市场的竞争促进效应,表 7 中第(1)列汇报了估计结果。结果显示,市场分割的估计系数显著为负,表明市场分割显著增强了出口市场的竞争促进效应,这一结果与表 6 第(2)列一致,二者相互验证,说明估计结果是可靠的。

关于市场分割是否弱化出口市场的选择效应,我们设定如下模型进行检验:

$$\text{Probit}(Export_{it}) = \rho_0 + \rho_1 Segment_{kt} + \rho_2 Segment_{kt} \times TFP_{it} + \rho_3 TFP_{it} + \rho X' + \nu_i + \omega_t + \sigma_{ijkt} \quad (25)$$

(25) 式中: $Segment_{kt} \times TFP_{it}$ 是市场分割与企业全要素生产率的交互项,以观察市场分割对企业出口的影响是否具有生产率异质性,若 $\rho_2 < 0$,则意味着市场分割显著促进了低生产率企业出口,表明市场分割抑制了出口市场的选择效应。控制变量 X' 选取:企业应付工资总额 ($\ln wage$)、资本密集度 ($\ln k$)、企业从业人员数量 ($\ln worker$)、企业负债 ($Debt$)。回归结果汇报在表 7 第(2)列和第(3)列。其中,第(2)列未考虑交互项,市场分割估计系数显著为正,说明市场分割能够显著促进企业进入出口市场,同时也从侧面印证了市场分割对出口市场竞争促进效应的增强作用。全要素生产率估计系数在 1% 水平上显著为负,说明在中国市场,低生产率企业更加倾向于进入出口市场,这一结果与 Melitz 和 Ottaviano (2008) 不同。也就是说,与发达国家市场不同,中国出口市场的选择效应并不强于竞争促进效应。那么,我们感兴趣的问题是,市场分割是否弱化了“中国出口市场的选择效应”?为了观察这一点,我们在第(3)列加入了交互项 $Segment \times TFP$,可以看到, $Segment \times TFP$ 估计系数显著为负,这意味

着,与高生产率企业相比,市场分割能够显著促进低生产率企业进入出口市场,从而弱化了出口市场的选择效应。可见,市场分割是导致中国出口市场选择效应较弱的一个重要原因。

综合以上分析,我们发现,市场分割显著增强了出口市场的竞争促进效应,弱化了选择效应,进而导致中国出口企业“低加成率悖论”,表 7 从而验证了假说 3。

表 7 出口市场的竞争促进效应与选择效应

变量	竞争促进效应	选择效应	
	(1)	(2)	(3)
<i>segment</i>	-17.560 *** (3.011)	91.737 *** (0.005)	905.515 *** (100.702)
<i>Segment</i> × <i>TFP</i>			-184.292 *** (22.808)
<i>TFP</i>	0.162 *** (0.024)	-0.153 *** (0.01)	0.003 (0.023)
控制变量	是	是	是
年份效应	是	是	是
企业效应	是	是	是
N	201 893	712 576	712 576
<i>R</i> ²	0.011		

七、结论与政策启示

基于一个改进的 M-O 模型,本文从市场分割这一视角探讨了中国出口企业“低加成率悖论”的形成原因,并使用 2001—2007 年中国制造业企业数据进行了实证检验,主要结论为:(1)市场分割显著降低了中国出口企业加成率,进而使得出口企业加成率低于非出口企业,为中国出口企业“低加成率悖论”这一现象提供了新的解释;(2)影响机制分析发现,市场分割通过竞争促进效应和集聚弱化效应两个渠道使得出口企业具有更低的加成率;市场分割不仅放大了出口市场的竞争促进效应,而且减弱了出口市场的选择效应;(3)从企业要素密集度看,市场分割主要使得劳动密集型和技术密集型出口企业加成率低于非出口企业,对资本密集型企业影响不明显;从企业规模看,市场分割主要使得小企业出口加成率低于非出口企业;从地区分布看,市场分割导致的出口企业“低加成率悖论”主要出现在东部地区。

本文的研究结果不仅为理解中国出口企业“低加成率悖论”提供了新的视角,同时也为党的十九大报告提出的“全面实施市场准入负面清单制度,清理废除妨碍统一市场和公平竞争的各种规定和做法”提供了理论依据。如何提升出口企业国际竞争力是中国未来发展的关键问题。文章的结果表明,市场分割显著降低了中国出口企业加成率,这不仅影响了出口企业的国际市场竞争力,而且还严重制约了外贸企业转型升级。国内市场分割是影响中国贸易强国建设和开放型经济高质量发展的重要制度因素。因此,对未来的中国各级政府而言,逐渐减少和消除国内市场进入壁垒、加快建立国内统一的市场秩序、让市场决定资源的优化配置是推动发展更高层次开放型经济的必要举措。对此,一方面要加快地方政府转变职能,深化简政放权,加快推进“负面清单”制度改革,减少政府对企业的管制,发挥市场在资源配置过程中的决定性作用,弱化地方政府实施本地市场保护的能力;另一方面要积极推动和加快有利于国内市场统一的硬件设施和相关配套保障制度建设,促进本土企业有效利用国内大市场实现规模经济,增强出口企业的国际市场力,进而推动中国贸易强国建设和开放

型经济高质量发展。除此之外,本文的研究还发现,市场分割通过地区集聚弱化效应影响出口企业加成率。这一结果提示我们,在推进全国统一市场化改革的同时,各地政府还应当改善本地营商环境,完善基础设施等一系列配套设施,吸引相关产业并促进地区产业集聚,从而提升企业出口竞争力以获取更多贸易利益。

此外,本文只是从市场分割角度对中国出口企业“低加成率悖论”进行解释,受限于加成率测算方法,我们测算的是企业层面加成率,这种测算方法没有对既内销又出口的企业进行区分。由于国内产品市场需求价格弹性可能不同于出口产品市场,这类企业在国内市场和出口市场的产品加成率可能是不同的。在未来的研究中,可以探索将企业层面的加成率进一步拓展到企业-产品层面,这不仅可以有效区分既内销又出口的企业,而且有利于从产品层面来解释中国出口产品的低加成率。

参考文献:

- 1.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。
- 2.付强,2017:《市场分割促进区域经济增长的实现机制与经验辨识》,《经济研究》第3期。
- 3.高宇、游佳慧、霍聪聪,2018:《市场分割、成本加成与出口:基于中国制造业企业的研究》,《经济科学》第6期。
- 4.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。
- 5.黄先海、诸竹君、宋学印,2016a:《中国出口企业阶段性低加成率陷阱》,《世界经济》第3期。
- 6.黄先海、诸竹君、宋学印,2016b:《中国中间品进口企业“低加成率之谜”》,《管理世界》第7期。
- 7.李春顶,2015:《中国企业“出口-生产率悖论”研究综述》,《世界经济》第5期。
- 8.刘培林,2005:《地方保护和市场分割的损失》,《中国工业经济》第4期。
- 9.刘啟仁、黄建忠,2015:《异质出口倾向、学习效应与“低加成率陷阱”》,《经济研究》第12期。
- 10.鲁晓东、连玉君,2012:《中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007》,《经济学(季刊)》第11卷第2期。
- 11.路江涌、陶志刚,2007:《我国制造业区域集聚程度决定因素的研究》,《经济学(季刊)》第6卷第3期。
- 12.毛其淋、许家云,2017:《中间品贸易自由化提高了企业加成率吗?——来自中国的证据》,《经济学(季刊)》第16卷第2期。
- 13.聂辉华、张彧、江艇,2014:《中国地区腐败对企业全要素生产率的影响》,《中国软科学》第5期。
- 14.钱学锋、潘莹、毛海涛,2015:《出口退税、企业成本加成与资源误置》,《世界经济》第8期。
- 15.盛丹、王永进,2012:《中国企业低价出口之谜——基于企业加成率的视角》,《管理世界》第5期。
- 16.宋渊洋、黄礼伟,2014:《为什么中国企业难以国内跨地区经营?》,《管理世界》第12期。
- 17.孙浦阳、韩帅、许启钦,2013:《产业集聚对劳动生产率的动态影响》,《世界经济》第3期。
- 18.徐保昌、谢建国,2016:《市场分割与企业生产率:来自中国制造业企业的证据》,《世界经济》第1期。
- 19.许明、李逸飞,2018:《中国出口低加成率之谜:竞争效应还是选择效应》,《世界经济》第8期。
- 20.银温泉、才婉茹,2001:《我国地方市场分割的成因和治理》,《经济研究》第6期。
- 21.张公嵬、梁琦,2010:《出口、集聚与全要素生产率增长——基于制造业行业面板数据的实证研究》,《国际贸易问题》第12期。
- 22.张杰、张培丽、黄泰岩,2010:《市场分割推动了中国企业出口吗?》,《经济研究》第8期。
- 23.赵玉奇、柯善咨,2016:《市场分割、出口企业的生产率准入门槛与“中国制造”》,《世界经济》第9期。
- 24.周念利,2014:《中国服务业改革对制造业微观生产效率的影响测度及异质性考察——基于服务中间投入的视角》,《金融研究》第9期。
- 25.朱希伟、金祥荣、罗德明,2005:《国内市场分割与中国的出口贸易扩张》,《经济研究》第12期。
- 26.祝树金、张鹏辉,2015:《出口企业是否有更高的价格加成》,《世界经济》第4期。
- 27.Bellone, F., P. Musso, L. Nesta, and F. Warzynski. 2016. “International Trade and Firm-Level Markups when Location and Quality Matter.” *Journal of Economic Geography* 16(1):67-91.

- 28.Brulhart, M., and N. A. Mathys. 2008. "Sectoral Agglomeration Economies in a Panel of European Region." *Regional Science and Urban Economics* 38(4):348-362.
- 29.Combes, P.P., G.Duranton, L.Gobillon, D.Puga, and S.Roux.2012."The Productivity Advantages of Large Cities: Distinguishing Agglomeration from Firm Selection." *Econometrica* 80(6):2543-2594.
- 30.DeLoecker, J., and F. Warzynski. 2012. "Markups and Firm-Level Export Status." *America Economic Review* 102(6):2437-2471.
- 31.Domowitz, I., R. G. Hubbard, and B. C. Petersen. 1986. "Business Cycles and the Relationship between Concentration and Price-Cost Margins." *The Rand Journal of Economics* 17(1):1-17.
- 32.Görg, H., and F. Warzynski. 2003. "Price Cost Margins and Exporting Behaviour: Evidence from Firm Level Data." Discussion Papers of DIW Berlin 365, DIW Berlin, German Institute for Economic Research.
- 33.Hall, Robert E. 1986. "Market Structure and Macroeconomic Fluctuations." *Brookings Papers on Economic Activity* 17(2):285-338.
- 34.Konings, J., P. Van Cayseele, and F. Warzynski. 2001. "The Dynamics of Industrial Mark-Ups in Two Small Open Economies: Does National Competition Policy Matter." *International Journal of Industrial Organization* 19(5):841-859.
- 35.Melitz, M.J., and G. I. P. Ottaviano. 2008. "Market Size, Trade and Productivity." *Review of Economic Studies* 75(1):295-316.
- 36.Melo, P. C., D. J. Graham, and R. B. Noland. 2009. "A Meta-Analysis of Estimates of Urban Agglomeration Economies." *Regional Science and Urban Economics* 39(3):332-342.
- 37.Silva, D.D., and R. McComb. 2012. "Geographic Concentration and High Tech Firm Survival." *Regional Science and Urban Economics* 42(4):691-701.
- 38.Sobel, M. 1987. "Direct and Indirect Effects in Linear Structural Equation Models." *Sociological Methods Research* 16(1):155-176.

The Low Markups Paradox for Chinese Export Enterprises: A Re-examination Based on Market Segmentation

Wang Mingtao^{1,2} and Xie Jianguo²

(1: School of Economics and Trade, Henan University of Technology;

2: School of Economics, Nanjing University)

Abstract: Based on the M-O theoretical framework, this paper discusses the causes of low markups paradox of Chinese export enterprises from the perspective of market segmentation and carries on an empirical test by using the data of Chinese manufacturing enterprises from 2001 to 2007. The results show that market segmentation significantly reduces the markups of export enterprises, which makes the markups of them lower than that of non-export enterprises. The heterogeneity analysis shows that the impact of market segmentation on enterprise markups is different with regard to factor density, enterprise scale and region. The mechanism analysis indicates that market segmentation reduces the markups of export enterprises by intensifying competitiveness of export market and reducing regional agglomeration. The results of this paper show that reducing and eliminating barriers to entry into the domestic market and accelerating the establishment of a unified domestic market order are feasible measures to promote the transformation and upgrading of China's foreign trade and the high-quality development of the open economy.

Keywords: Low Markups Paradox, Market Segmentation, Pro-Competitive Effect, Agglomeration Effect

JEL Classification: D4, F1

(责任编辑:彭爽)