

中国的市场分割会导致企业出口国内 附加值率下降吗

吕越, 盛斌, 吕云龙

[摘要] 本文在构建市场分割影响中国企业附加值贸易的理论框架基础上, 采用2000—2013年中国海关贸易数据库和中国工业企业数据库的整合数据, 从微观企业层面实证检验市场分割对企业出口国内附加值率的影响。研究发现: 市场分割对企业出口的国内附加值率产生显著的负向影响。虽然市场分割政策对地方政府而言是一个占优策略, 但是会限制企业的规模经济收益, 严重损害中国企业创造贸易附加值的能力。影响机制检验表明, 市场分割会通过促进中间品进口、抑制创新和提高加工贸易占比三个渠道降低企业出口的国内附加值率。同时, 从不同所有制看, 市场分割对民营企业出口国内附加值率的负面效应显著大于国有和外资企业; 从贸易模式看, 市场分割对一般贸易企业出口国内附加值率负面影响远高出对加工贸易企业的影响; 从地区划分看, 相比于中西部地区, 东部地区企业出口国内附加值率受到市场分割的负向影响更大; 从行业要素密集度看, 市场分割对资本密集型和技术密集型企业出口国内附加值率的负向影响大于劳动密集型企业。本文发现中间品贸易自由化和上游垄断会强化市场分割对企业出口国内附加值率的负向影响。通过打破地域间的分割、有效削弱市场壁垒、加快清理废除妨碍统一市场和公平竞争的各种规定和做法, 是提高中国企业出口的国内附加值率、推进“中国制造”向全球价值链高端跃升和构建开放新体制的重要路径。

[关键词] 市场分割; 出口的国内附加值率; 全球价值链; 晋升锦标赛; 供给侧结构性改革

[中图分类号]F420 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2018)05-0005-19

一、引言

改革开放以来, 中国凭借低成本劳动力的要素禀赋积极参与全球价值链分工, 逐渐成为名副其

[收稿日期] 2017-10-08

[基金项目] 国家自然科学基金青年项目“金融市场开放与本土制造业的出口价值链升级: 来自中国的微观证据”(批准号 71503048); 国家自然科学基金重点项目“全球价值链与中国竞争力研究”(批准号 71433002); 国家社会科学基金重大项目“逆全球化动向与国际经贸规则重构的中国方案研究”(批准号 17ZDA098)。

[作者简介] 吕越, 对外经济贸易大学中国 WTO 研究院副教授, 经济学博士; 盛斌, 南开大学国际经济研究所教授, 中国特色社会主义经济建设协同创新中心研究员, 博士生导师; 吕云龙, 南开大学经济学院博士研究生。通讯作者: 盛斌, 电子邮箱: shengbin@nankai.edu.cn。感谢教育部高校人文社会科学重点学科骨干人才资助项目“全球价值链背景下国际贸易投资规则的重构以及对中国的影晌研究”的资助, 感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见, 当然文责自负。

实的“世界工厂”和全球价值链参与程度最高的国家之一(吕越和吕云龙,2016)。表面上看,中国已然拥有更广阔的全球市场和融入高度分工的产业链,但剖开贸易和产业结构会发现,中国依然位于全球价值链的低端环节,以致“低附加值”和“低端制造”仍然是“中国制造”在全球市场中的代表性标签。经典的案例如苹果手机的生产,中国创造出口总价值达19亿美元,实际上中国主要从事部分零部件生产和最后组装环节,其收入仅占总价值的3.84%(Xing and Detert,2010)。那么,值得深思的是,在外部看已经满足市场规模和高度分工要求的中国贸易,为什么仍然存在内在的结构失衡和成长性不足呢?党的十九大报告所强调的“对内要以打破地域分割和行业垄断、清除市场壁垒为重点,加快清理废除妨碍统一市场和公平竞争的各种规定和做法”或将为突破这一困境提供解决之道。为此,本文将从中国市场内部结构失衡中寻求导致附加值贸易发展不足的深层次原因,从而为推进中国企业向价值链高端跃升和构建开放新体制提供可能的思路。

全球价值链分工模式的兴起对传统的贸易总量统计方式提出挑战,如何准确地测度出口附加值率已成为国际贸易领域的研究热点。基于不同的测算方法和数据,可将现有研究文献大致分为两类:第一类研究是基于投入产出模型的国家或行业层面附加值贸易测算研究,如Hummels et al.(2001)、Koopman et al.(2014)以及Wang et al.(2013)等人的研究。虽然基于行业—国家层面的研究有其内在的优势,如运用投入产出分析可以更为准确地考察行业或国家出口的成分,但同时也面临较难扩展到更为微观的企业层面研究的困境。第二类研究是以唐东波(2012)和Upward et al.(2013)等为代表的早期研究使用微观层面的合并数据,在区分了一般贸易和加工贸易的基础上测算企业出口的国内附加值率,结果表明加工贸易企业出口的国内附加值率显著低于一般贸易企业,加工贸易的扩张促进了中国出口技术复杂度的提升。此后,张杰等(2013)、Kee and Tang(2016)和吕越等(2015)在Upward et al.(2013)基础上进一步考虑了贸易中间代理商、原材料的进口成分等对中国企业出口的国内附加值率进行了测算,并且分析了其影响因素。在此基础上,一些学者已经开始尝试从企业微观视角探讨影响企业出口国内附加值率的主要因素,分别从贸易自由化(Kee and Tang,2016)、外资进入程度(Kee and Tang,2016;张杰等,2013)、融资约束(吕越等,2017a)、对外直接投资(刘海云和毛海欧,2016)、制造业投入服务化(许和连等,2017)等角度实证研究企业出口国内附加值率的决定因素。然而,遗憾的是,现有文献中除少数研究从中国市场体制的角度考察了企业出口国内附加值率的决定因素(李胜旗和毛其淋,2017),大部分文献仍然忽略了中国市场内部结构的失衡也是制约企业出口国内附加值率提升的原因。

那么,究竟中国市场经济体制内在结构会如何影响中国制造业企业出口的国内附加值率呢?虽然中国省份专业化分工程度不断提高,市场一体化进程逐步推进,但是省份间市场分割程度依然严重(Bai et al.,2004;Fan and Wei,2006;陆铭和陈钊,2009;盛斌和毛其淋,2011)。地方保护主义下的市场分割,导致企业国内贸易的交易成本要高于国际贸易,中国省际贸易成本高于一些地区如美国和加拿大内部各地区之间的交易成本,接近于美国与加拿大或者欧盟国家之间的贸易成本(Poncet,2003)。周黎安(2007)和张杰等(2010)的研究也证实,中国省份间“以邻为壑”的地方保护主义导致了地区间的市场分割,提高了地区之间的交易成本,导致国内贸易的交易成本甚至要高于国际贸易。这导致企业可能会减少相对而言更高昂的国内中间投入使用份额,从而降低企业出口的国内附加值率。因此,本文将从地方政府间“以邻为壑”的市场分割政策的视角来回答这一问题,探索市场分割对附加值贸易的影响。

近年来,一些研究已开始关注市场分割对贸易的影响。朱希伟等(2005)将国内市场分割引入Melitz(2003)模型,发现国内市场分割导致企业无法依赖于本国市场的巨大需求,迫使企业通过出

口服务于国外市场,在降低国内贸易的同时促进了国际贸易,因而地区之间的市场分割可能是促进中国对外贸易迅速增长的因素。贺灿飞和马妍(2014)同样发现国内市场分割程度加剧导致企业因国内市场受限而替代性地进入国际市场以追求规模经济效益。张杰等(2010)发现市场分割不会影响外资企业的出口,外资企业利用了我国庞大的需求市场规模,而竞争能力弱的本土企业被挤到了出口市场。诚然,市场分割会导致出口的增长,企业为了追求规模经济而进入国外市场,但是中国企业竞争能力相对较弱,很容易被国外市场锁定在价值链低端,陷入“低附加值、微利润”的悲惨境地。遗憾的是,尚没有文献系统性地讨论市场分割对中国企业附加值的影响问题。

本文将基于全球价值链新型分工体系的视角,考察区域间市场分割对企业出口的国内附加值率(The Ratio of Domestic Value Added in Exports to Gross Exports,简称DVAR)的影响。本文试图在以下三个方面做出贡献:①在Kee and Tang(2016)和Halpern et al.(2015)的理论模型基础上,引入市场分割因素,构建一个中国特殊市场体制下的中间投入品不完全替代模型,分析市场分割对企业出口国内附加值率的影响。②借鉴Upward et al.(2013)和Kee and Tang(2016)等的指标构建思路,采用2000—2013年中国海关贸易数据库和中国工业企业数据库的合并数据,构建出更为符合中国实际贸易现状的附加值指标。同时,对于市场分割指数的构建,区别于以往研究只考虑相邻省份,即忽略市场分割更多表现为经济空间上的分割而不是地理空间上的分割,本文在测算市场分割时不仅考虑了相邻省份之间的市场分割,还考虑了不相邻的国内其他地区的市场分割,同时选取更多的商品种类^①作为评估市场分割的基础,从而更全面细致地评估了目前中国的区域市场分割现状。③本文分析了市场分割通过何种机制作用于企业出口的国内附加值率的问题,这在更大程度上为深化社会主义市场经济体制改革和构建对外开放新体制提供了切实可行的路径支持。

二、理论模型

在Kee and Tang(2016)和Halpern et al.(2015)模型的基础上将市场分割引入微观企业的生产决策过程,从而刻画市场分割影响企业出口的国内附加值率的理论机制。

1. 需求方面

假设消费者具有不变替代弹性的效用函数,满足如下表达:

$$U = \left[\int_{i \in \Phi} q(i)^{\rho} di \right]^{1/\rho} \quad (1)$$

其中, $0 < \rho < 1$, $\eta = 1/(1-\rho) > 1$ 为替代弹性, Q 为商品数量加总, P 为商品的价格加总, Φ 表示可消费商品集合,因此,商品*i*的需求函数为:

$$q(i) = Q \left[\frac{p(i)}{P} \right]^{-\eta} \quad (2)$$

2. 企业的生产决策

企业的生产需要资本、劳动和中间投入品,在Kee and Tang(2016)、Halpern et al.(2015)的基础上,考虑中间投入品后将厂商生产函数设定:

$$q = \Omega K^{\alpha} L^{\beta} M^{\gamma} \quad (3)$$

其中, Ω 为希克斯中性全要素生产率, L 和 K 分别表示劳动和资本, M 为中间投入,由进口中间投入(M_I)和国内中间投入(M_D)组成:

^① 在商品种类选择时,较之陆铭和陈钊(2009)选取9类、盛斌和毛其淋(2011)选取8类不同,本文选取了14类商品,商品种类数目更多。

$$M=(M_D^{\frac{\sigma-1}{\sigma}}+M_I^{\frac{\sigma-1}{\sigma}})^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (4)$$

其中, σ 为替代弹性, $\sigma > 1$ 。进口中间投入的价格为 P_I , τ_I 为国家间冰山贸易成本。假设国家内部有两个区域, 企业所在区域和其他区域, 其他区域向企业所在区域供给中间品的价格为 P_D , τ_D 为国内区域市场分割导致的两个区域之间的贸易成本, 由式(4)可以得到中间投入品的价格为:

$$P_M=[(\tau_D P_D)^{1-\sigma}+(\tau_I P_I)^{1-\sigma}]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad (5)$$

当企业最小化其生产成本时, 满足如下条件:

$$\begin{aligned} \min C &= P_M M + wL + rK \\ \text{s.t. } \Omega K^\alpha L^\beta M^\gamma &= \bar{q} \end{aligned} \quad (6)$$

其中, w 和 r 分别表示工资和利率。基于上述条件, 可以求得企业的成本函数为:

$$C = \frac{\bar{q}}{\Omega} \left(\frac{r}{\alpha}\right)^\alpha \left(\frac{w}{\beta}\right)^\beta \left(\frac{P_M}{\gamma}\right)^\gamma \quad (7)$$

企业利润最大化函数为 $\pi = pq - C(q)$, 结合式(2)和式(7)可以得到 $\frac{C(q)}{pq} = (1 - \frac{1}{\eta})$ 。

企业出口的国内附加值率(DVAR)可以表示为:

$$DVAR = 1 - \frac{\tau_I P_I M_I}{pq} = 1 - \frac{\tau_I P_I M_I}{P_M M} \frac{P_M M}{C(q)} \frac{C(q)}{pq} = 1 - \gamma \left(1 - \frac{1}{\eta}\right) \frac{\tau_I P_I M_I}{P_M M} \quad (8)$$

根据式(4), 企业中间投入最优满足 $\frac{\partial \ln \frac{M_I}{M_D}}{\partial \ln \frac{\tau_I P_I}{\tau_D P_D}} = \sigma$, 因此, 企业出口的国内附加值率即式(8)可以

进一步表示为:

$$DVAR = 1 - \gamma \left(1 - \frac{1}{\eta}\right) \frac{1}{1 + \left(\frac{\tau_I P_I}{\tau_D P_D}\right)^{\sigma-1}} \quad (9)$$

基于式(9)对市场分割因子求偏导, 得到:

$$\frac{\partial DVAR}{\partial \tau_D} = -\gamma \left(1 - \frac{1}{\eta}\right) (\sigma-1) \frac{P_D (\tau_D P_D)^{\sigma-2} (\tau_I P_I)^{\sigma-1}}{[(\tau_D P_D)^{\sigma-1} + (\tau_I P_I)^{\sigma-1}]^2} \quad (10)$$

因为 $\sigma > 1, \eta > 1$, 所以, $\frac{\partial DVAR}{\partial \tau_D} < 0$, 说明市场分割会降低企业出口的国内附加值率。因此, 本文

提出如下假说:

给定其他条件不变的情况下, 市场分割会降低企业出口的国内附加值率。

三、研究设计

1. 计量模型

根据前文的理论模型, 本文构建如下的计量模型用以考察市场分割对企业出口的国内附加值率的影响:

$$DVAR_{ijkt} = \beta_0 + \beta_1 mse g_{kt} + \beta_2 X_{ijkt} + \omega_j + \delta_k + \eta_t + \mu_{ijkt} \quad (11)$$

其中, $mse g_{kt}$ 表示 t 年 k 地区的市场分割程度, $DVAR_{ijkt}$ 表示 t 年 k 地区 j 行业的 i 企业出口的国

内附加值率。 X_{ijkt} 为其他影响企业出口国内附加值率的控制变量。 $\omega_j, \delta_k, \eta_t$ 分别为行业、地区和年份固定效应, μ_{ijkt} 为随机误差项。

2. 主要指标度量与数据说明

(1) 市场分割指数 (*mseg*)。目前, 测量市场分割的主要方法有生产法 (Young, 2000; 郑毓盛和李崇高, 2003)、经济周期法 (Xu, 2002)、贸易流量法 (Naughton, 2003)、价格法 (Parsley and Wei, 2001; 陆铭和陈钊, 2009; 吕越等, 2017b; 赵奇伟和熊性美, 2009) 和问卷调查法 (李善同等, 2004) 等。与其他方法相比, 价格法能够更准确、更直接地反映地区之间的市场分割程度, 因此, 本文使用价格法来测算 2000—2013 年中国省际地区市场分割程度。大部分文献在分析省份市场分割时只考虑了相邻省份之间的市场分割, 但是不相邻的省份之间也有可能存在竞争和保护主义, 市场分割更有可能表现为经济空间上的分割, 因此, 本文在测算市场分割时不仅考虑相邻省份, 还包括了不相邻的国内其他地区 (盛斌和毛其淋, 2011)。

为了测算市场分割程度, 本文构建了年份、省份和商品的三维数据, 数据来自 2000—2013 年《中国统计年鉴》中 31 个省份的环比价格指数数据。为了保持数据的连贯性, 本文选择了 14 种统计年鉴中价格指数在 2000—2013 年持续统计的商品, 包括: 粮食、油脂、水产品、饮料烟酒、服装鞋帽、纺织品、家用电器、日用品、交通通信用品、化妆品、中西药品、书报杂志、燃料和建筑材料及五金电料。在测算市场分割程度时, 本文根据盛斌和毛其淋 (2011) 采用价格比的对数一阶差分的形式来度量相对价格:

$$\Delta Q_{ijt}^k = \ln(p_{it}^k/p_{jt}^k) - \ln(p_{i,t-1}^k/p_{j,t-1}^k) = \ln(p_{it}^k/p_{i,t-1}^k) - \ln(p_{jt}^k/p_{j,t-1}^k) \quad (12)$$

将相对价格取绝对值, 以避免因地区位置顺序不同而影响到相对价格方差, 进而可以得到:

$$|\Delta Q_{ijt}^k| = |\ln(p_{it}^k/p_{i,t-1}^k) - \ln(p_{jt}^k/p_{j,t-1}^k)| \quad (13)$$

地区之间的晋升锦标赛在一定程度上导致了市场分割, 而经济变量是晋升锦标赛的考核标准, 因此经济空间上的分割可能是市场分割的主要表现形式, 现有文献在测算中国市场分割时只考虑了相邻省份, 因此, 本文借鉴盛斌和毛其淋 (2011)、毛其淋和盛斌 (2012) 将市场分割的测算范围不仅限于相邻省份, 而是扩展为整个国内市场。根据式 (13), 样本中 2000—2013 年 455 对省份组合, 每个省份组合有 14 类商品, 因此可以得到 89180 个差分形式的相对价格 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 。

采用 Parsley and Wei (2001) 提出的取均值法处理与特定商品相关的固定效应导致的系统误差: 假定 $|\Delta Q_{ijt}^k| = a^k + \varepsilon_{ijt}^k$, 其中, a^k 为第 k 类商品本身特性所导致的价格变动, 而 ε_{ijt}^k 则与两地区经济关系相关。 t 年份 k 类商品 455 对省份组合间的相对价格 $|\Delta Q_{ijt}^k|$ 求均值, 再分别减去均值, 即可消除固定效应:

$$q_{ijt}^k = \varepsilon_{ijt}^k - \bar{\varepsilon}_{ijt}^k = |\Delta Q_{ijt}^k| - |\Delta \bar{Q}_t^k| \quad (14)$$

接下来计算每两个地区之间 14 类商品的相对价格波动方差 $var(q_{ijt}^k)$, 可以进一步得到 2000—2013 年 455 对省份组合的相对价格变动方差, 取组内均值从而可以得到中国各省份的市场分割程度 $var(q_{it}^k) = [\sum_{i \neq j} var(q_{ijt}^k)]/N$, 其中, n 为地区数目, N 为合并的省份组合数目, 共得到 514 个观测值。在实证分析时本文对市场分割指数进行了标准化处理。

本文将测算得到的中国各省份平均市场分割指数通过图 1 进行展现。这里发现 2000—2013 年中国市场经历了整合和分割不断交互的过程, 2000—2002 年, 中国区域市场呈现出不断整合的趋

势,而 2002—2004 年,市场分割程度不断上升,本文认为一定程度上可能与中国加入 WTO 后的经济开放有关,经济开放会加剧国内市场分割,由于市场分割会促进本地的经济增长,经济开放使得地方政府利用国际贸易促进地方经济增长,同时采用分割市场的方式放弃了国内市场带来的规模经济效应(陆铭等,2004;陈敏等,2008;陆铭和陈钊,2009),从而加剧了市场分割。因此,伴随 2001 年中国“入世”带来的经济开放度和贸易自由化水平大幅度提高(Lu and Yu,2015),可能会在一定时期扩大市场分割。同时,陆铭和陈钊(2009)还指出进一步的经济开放能够促进国内市场一体化,

也就是导致分割下降,这可能是解释 2005 年之后市场分割程度下降的原因。直到金融危机期间市场分割程度再次显著上升,金融危机后市场再度出现整合的态势。从总体趋势看,2000—2013 年中国的市场一体化程度逐渐加深,与盛斌和毛其淋(2011)、范欣等(2017)结论一致。

(2)企业出口的国内附加值率(DVAR)。在 Upward et al.(2013)基础上,本文对企业出口国内附加值率的测算做了改进:①识别了进口中间投入品。根据 BEC 产品编码识别了企业进口部分的中间投入品。②识别贸易代理商。识别海关数据中进行中间贸易商的企业,测度中间贸易代理商 6 位 HS 编码产品的进口占总进口的比重,继而求出非中间贸易商的比率得以进一步推算出企业的加工贸易和一般贸易的实际中间品进口额。③其他间接进口问题。本文参考 Kee and Tang(2016)对过度进口企业和过度出口企业的样本予以剔除。最终得到了改进后的企业出口国内附加值率测度公式如下:

$$v_d' = 1 - \frac{\{M_A^p + X^o [M_{Am}^o / (D + X^o)]\}}{X} \quad (15)$$

其中, v_d' 分别表示企业出口的国内附加值率。 M 、 X 和 D 分别表示企业的进口、出口和国内销售,上标 p 和 o 分别用于表示加工贸易和一般贸易,下标 A 表示考虑贸易代理商调整后的进口。

基于前述测算公式,本文利用企业层面出口国内附加值率的加权平均值绘制了 2000—2013 年中国出口国内附加值率的变化趋势,如图 2 所示,中国企业出口的国内附加值率从 2000 年的 54.59%增长到了 2008 年的 77.46%,增长了大约 13 个百分点。金融危机期间企业出口的国内附加值率有所下降,

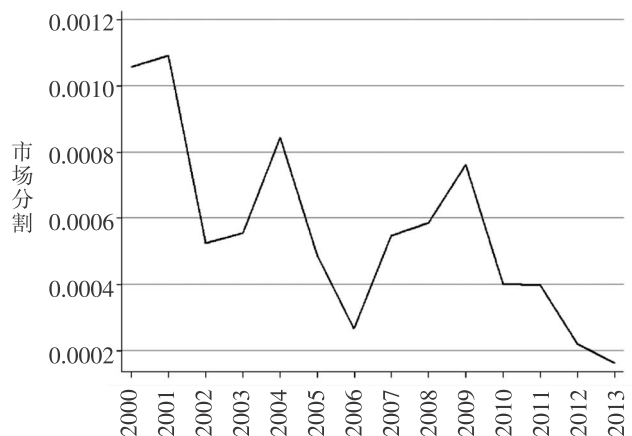


图 1 2000—2013 年中国平均市场分割程度

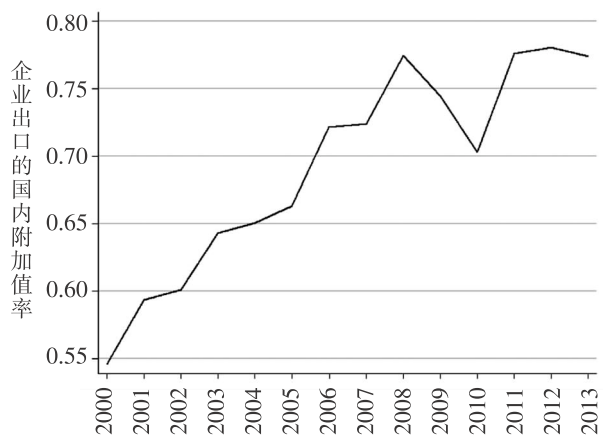


图 2 2000—2013 年中国出口国内附加值率的变化趋势

2010年后继续呈现增长趋势。

(3)其他变量。根据 Kee and Tang(2016)、张杰等(2013),本文主要控制了如下变量:①企业生产率($\ln pro$),由于中国工业企业数据库 2007 年以后缺少企业中间投入和增加值数据,无法测算全要素生产率,故本文使用企业劳动生产率,用人均总产值表示,其中,企业总产值为以 2003 年不变价表示的总产值。②企业规模($\ln scale$),用企业就业人数取对数表示。③资本密集度($\ln k1$),采用企业固定资产净值年平均余额与企业从业人数的比值取对数来表示资本密集度,使用以 2000 年为基期的固定资产投资价格指数对固定资产净值年平均余额进行平减处理。④企业年龄(age),将当年年份减去企业开业年份再加 1 得到企业年龄。⑤融资能力(fin),本文采用类似“索洛残值”的思路,基于中国工业企业数据库中的利息支出构建了一个新型指标。令 Ω' 表示企业的资金需求, ξ' 表示企业通过内部融资满足资金需求的比率,根据定义,企业的外部融资需求等于 $(1-\xi')\Omega'$ 。进一步令外部融资能力 η 表示企业从金融市场获得融资的成功率, r 表示贷款的市场利率,即可得出企业利息支出 $I=r\eta(1-\xi')\Omega'$ 。该等式说明在市场利率和内部融资能力相同的情况下,企业利息支出与资金需求的比率越高,说明企业从金融市场融资成功率越高,即有更强的外部融资能力。⑥行业集中度(hhi),采用赫芬达尔—赫希曼指数来测度,行业为四分位行业。⑦是否从事加工贸易($if_process$),如果企业从事加工贸易则取值为 1,否则取值为 0。⑧固定资产规模($\ln assets$),使用企业固定资产总额的对数表示。

(4)数据说明。本文通过将 2000—2013 年中国工业企业数据库和中国海关贸易数据库的数据进行合并,从而得到本文使用的微观数据样本。在数据合并时,借鉴 Upward et al.(2013)的做法,通过两步法对数据进行逐步整理:①以企业名称和企业年份作为唯一识别条件将工业企业数据和海关数据进行初步匹配。②进一步运用企业电话号码的后七位和所在地区的邮政编码等关键信息,对那些无法通过企业名称和年份进行匹配的数据进行再次补充合并。此外,本文还根据基本会计准则剔除了异常值和缺失值,同时只保留了制造业企业,从而得以获得本文实证分析所需要的样本。

四、计量结果与分析

本节将对基准回归结果进行分析,并对可能存在的内生性、测量误差等问题进行稳健性检验,最后验证市场分割对企业出口国内附加值率的影响渠道。

1. 基准回归结果

本文的被解释变量为企业出口的国内附加值率,取值区间为 $[0, 1]$,具有明显的范围限制,因此本文采用双限制 Tobit 估计,具体的回归结果见表 1。第(1)列控制了行业、地区和年份固定效应,没有包含控制变量,为了检验估计结果的稳健性,依次将控制变量加入第(1)列基准模型。从第(1)列基准模型的估计结果可知,市场分割对企业出口的国内附加值率产生了负向影响,并且在 1%的显著性水平上通过了检验,支持了本文理论模型提出的假说。表 1 第(2)列在基准模型的基础上加入了企业生产率,发现生产率的提高会显著降低企业出口的国内附加值率。由于企业进口中间投入品时,同样面临包括搜集外国市场信息、与国外供应商建立联系等沉没成本(Bas and Berthou, 2012),高生产率企业才能克服沉没成本,更有可能进口到国际市场中的多样性中间投入,从而降低了对国内中间投入的依赖性。在第(3)列,加入了企业规模和企业资本密集度,结果显示企业规模对企业出口的国内附加值率的影响显著为负,即规模较大的企业出口的国内附加值率较低,同时企业资本密集度变量符号显著为负,说明资本密集型企业出口的国内附加值率更低。在第(4)列中加入了企业年龄,发现成立时间越长的企业,其出口的国内附加值率更高。在第(5)列中加入了企业融资约束水

DVAR	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>mseg</i>	-0.0651*** (-9.38)	-0.0637*** (-8.81)	-0.0638*** (-9.07)	-0.0640*** (-9.00)	-0.0601*** (-8.83)	-0.0589*** (-8.70)	-0.0500*** (-9.52)
<i>lnpro</i>		-0.0347*** (-5.63)	-0.0225*** (-3.06)	-0.0219*** (-3.05)	-0.0170*** (-2.31)	-0.0170*** (-2.30)	-0.0134*** (-2.44)
<i>lnscale</i>			-0.0840*** (-92.37)	-0.0887*** (-159.06)	-0.0908*** (-159.60)	-0.0907*** (-150.25)	-0.0602*** (-142.83)
<i>lnkl</i>			-0.0489*** (-79.69)	-0.0501*** (-101.44)	-0.0570*** (-152.52)	-0.0567*** (-118.78)	-0.0499*** (-129.67)
<i>age</i>				0.0025*** (43.94)	0.0023*** (59.34)	0.0023*** (79.45)	0.0016*** (11.51)
<i>fin</i>					0.0107*** (82.69)	0.0106*** (79.07)	0.0078*** (75.22)
<i>hhi</i>						-0.2071*** (-5.97)	-0.2144*** (-5.41)
<i>if_process</i>							-0.4215*** (-124.47)
<i>_cons</i>	1.1607*** (169.93)	1.5873*** (20.41)	2.4111*** (28.73)	2.4151*** (28.45)	2.4181*** (27.09)	2.4168*** (27.44)	2.3732*** (38.26)
边际效应							
<i>mseg</i>	-0.0292*** (-9.39)	-0.0286*** (-8.88)	-0.0285*** (-9.19)	-0.0285*** (-9.10)	-0.0271*** (-8.93)	-0.0265*** (-8.81)	-0.0222*** (-9.60)
N	533510	530602	524984	524984	501995	501995	501995

注: 括号中的值为系数的 t 或 z 统计量; ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著; 回归结果聚类到省份层面的标准误; 文中所有实证结果均控制了行业、地区和年份固定效应。下表同。

平, 融资约束会显著提高企业出口的国内附加值率, 由于进口中间投入的固定成本, 融资约束使得企业更多使用国内中间投入, 从而提升了企业出口的国内附加值率(吕越等, 2017a)。在第(6)列中加入了行业集中度指数, 发现行业垄断不利于企业出口国内附加值率的提高。在第(7)列中加入了是否从事加工贸易的虚拟变量, 发现系数显著为负, 说明从事加工贸易企业的出口国内附加值率要显著小于非加工贸易企业。总体而言, 在逐一加入控制变量后, 市场分割保持了对企业出口国内附加值率的显著负向效应, 并且系数波动较小, 表明估计结果具有良好的稳健性。

此外, 由于 Tobit 模型的估计系数并未反映其边际效应, 因此, 本文进一步测算了市场分割的边际效应。以第(7)列为例, 市场分割每提高一个标准差, 会使企业出口的国内附加值率下降 2.22%, 可见市场分割对企业出口的国内附加值率的影响具有经济显著性。对于地方政府而言, 采取“以邻为壑”的市场分割政策是一个占优策略, 短期会促进本地就业和经济增长, 但是限制了企业的规模经济收益, 严重损害了中国企业创造附加值的能力。

2. 稳健性检验

(1) 测量误差的检验。为进一步检验估计结果的稳健性, 本文通过出口国内附加值率的多种算

法进行验证,列于表2第(1)—(3)列。其中,第(1)列采用了 Upward et al.(2013)的测算方法,考虑了 BEC 产品分类,未考虑中间贸易代理商测算得到的企业出口的国内附加值率(DVAR1),第(2)列为既未考虑 BEC 产品分类又未考虑中间贸易代理商测算得到的企业出口的国内附加值率(DVAR2)。事实上,国内的中间投入中也会含有一定比例的国外成分,但由于 2007 年以后的中国工业企业数据库没有提供中间投入数据,所以无法将这部分国外附加值予以剥离。为了考察该问题对结果稳健性的影响,本文采用 2000—2006 年中国工业企业数据库提供的企业中间投入数据,并同时考虑 BEC 产品分类、贸易代理商和国内中间投入的国外成分等测算了 2000—2006 年企业出口的国内附加值率(DVAR3)进行稳健性检验,结果见第(3)列。市场分割对企业出口的国内附加值率均产生了显著的负向影响,且估计系数较之基础模型的估计变动较小。此外,本文使用樊纲等(2011)编制的市场化指数(*marketization*)进行分析,结果列于第(4)列,市场一体化进程的加快会显著提高企业出口的国内附加值率,进一步表明本文的结果是稳健的。

(2)内生性问题分析。考虑到可能存在遗漏变量导致的内生性问题,本文采用省份平均海拔作为省份市场分割的工具变量进行估计^①,省份平均海拔与省份市场分割密切相关,海拔高度会影响省份之间的贸易成本,一定程度上导致省份之间的市场分割。同时,无论根据历史还是现实,均无法

表 2 测量误差问题的稳健性检验

	DVAR1	DVAR2	DVAR3	DVAR
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>mseg</i>	-0.0446*** (-40.20)	-0.0475*** (-41.88)	-0.0129*** (-11.49)	
<i>marketization</i>				0.0188*** (24.37)
<i>lnpro</i>	-0.0132*** (-17.04)	-0.0161*** (-20.30)	-0.0128*** (-12.16)	-0.0147*** (-13.18)
<i>lnscale</i>	-0.0546*** (-88.07)	-0.0600*** (-94.24)	-0.0027*** (-3.70)	-0.0560*** (-69.10)
<i>lnkl</i>	-0.0450*** (-80.79)	-0.0481*** (-83.84)	-0.0181*** (-25.68)	-0.0541*** (-69.43)
<i>age</i>	0.0016*** (20.21)	0.0020*** (24.58)	-0.0019*** (-21.80)	0.0021*** (19.81)
<i>fin</i>	0.0071*** (120.58)	0.0069*** (39.53)	0.0033*** (12.98)	0.0092*** (144.69)
<i>hhi</i>	-0.1905*** (-14.70)	-0.2042*** (-15.46)	0.0305* (1.71)	-0.2214*** (-10.18)
<i>if_process</i>	-0.3775*** (-255.39)	-0.3854*** (-257.42)	-0.2941*** (-181.68)	-0.4252*** (-209.38)
<i>_cons</i>	2.2650*** (203.28)	2.2246*** (197.55)	1.3941*** (100.71)	2.1678*** (129.79)
N	501995	501995	171423	320476

① 感谢审稿人对工具变量提出的有益建议。

断定地理因素本身决定了地区差异(黄玖立和李坤望,2006),因此,本文将省份平均海拔(*altitude*)作为省份市场分割的工具变量进行估计,结果如表3第(1)、(2)列所示。第(1)列为工具变量第一阶段回归结果,第(2)列为第二阶段回归结果。根据识别不足检验和弱识别检验结果,工具变量不存在识别不足和弱识别,说明本文选取的工具变量是有效的。同时,根据回归结果,市场分割不利于提高企业出口的国内附加值率。此外,本文还分别使用了省份公路密度(*highway*)和市场分割的滞后一期(*L.mseg*)作为工具变量再次进行工具变量估计,估计结果列于第(3)—(6)列(其中,第(3)列、第(5)列为IV第一阶段估计结果),市场分割显著抑制了企业出口的国内附加值率的提升。第(7)列为将所有控制变量取滞后一期的回归结果,可以发现本文的核心结论仍然成立。

(3)样本选择偏差分析。此外,是否进入出口市场的选择行为也会影响到出口的附加值创造,需

表3 遗漏变量问题的稳健性检验

	IV		IV		IV		滞后一期
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<i>mseg</i>		-0.0829*** (-21.81)		-0.1069*** (-38.54)		-0.0860*** (-35.51)	-0.0593*** (-43.87)
<i>lnpro</i>	-0.0039*** (-4.20)	-0.0069*** (-14.89)	-0.0055*** (-5.97)	-0.0070*** (-15.00)	-0.0043*** (-4.32)	-0.0085*** (-16.50)	-0.0182*** (-18.27)
<i>lnscale</i>	-0.0109*** (-14.26)	-0.0219*** (-57.36)	-0.0059*** (1.47)	-0.0222*** (-57.81)	-0.0049*** (5.95)	-0.0224*** (-52.66)	-0.0751*** (-96.07)
<i>lnkl</i>	0.0086*** (13.25)	-0.0184*** (-56.56)	0.0034*** (5.33)	-0.0182*** (-55.67)	0.0036* (5.03)	-0.0178*** (-48.17)	-0.0584*** (-80.56)
<i>age</i>	0.0003*** (3.53)	0.0016*** (33.41)	-0.0004*** (-4.24)	0.0016*** (33.41)	0.0005*** (0.92)	0.0013*** (24.47)	0.0025*** (24.72)
<i>fin</i>	-0.0014*** (-7.17)	0.0035*** (36.25)	-0.0001 (-0.65)	0.0035*** (35.59)	-0.0010*** (-4.76)	0.0040*** (36.26)	0.0104*** (43.57)
<i>hhi</i>	0.7372*** (49.47)	-0.0644*** (-8.27)	0.4239*** (28.81)	-0.0486*** (-6.36)	0.3731*** (22.76)	-0.0959*** (-11.08)	-0.1357*** (-9.22)
<i>if_process</i>	0.0334*** (19.49)	-0.1938*** (-225.32)	0.0280*** (16.61)	-0.1929*** (-224.22)	0.0112*** (6.14)	-0.1883*** (-197.60)	-0.2677*** (-156.84)
<i>altitude</i>	-0.0007*** (-130.26)						
<i>highway</i>			0.2501*** (182.70)				
<i>L.mseg</i>					0.3188*** (214.70)		
<i>_cons</i>	-2.7191*** (-137.57)	1.2802*** (120.46)	-1.5913*** (-91.24)	1.2424*** (126.01)	-1.0689*** (-55.79)	1.2921*** (121.85)	2.5198*** (177.16)
识别不足检验		1.6e+04 [0.0000]		3.1e+04 [0.0000]		4.1e+04 [0.0000]	
弱识别检验		1.7e+04 {16.38}		3.4e+04 {16.38}		4.6e+04 {16.38}	
N	501995	501995	501995	501995	501995	399810	401836

注:[]中的值为统计检验的p值。

要考虑选择行为的影响,以避免由于样本选择偏差带来的偏误。因此,本文采用 Heckman 两步法对模型进行再估计。估计结果列于表 4 第(1)、(2)列,其中,第(1)列为选择方程,第(2)列为结果方程,逆米尔斯比率(*invmillsss*)显著为负,表明存在样本选择偏差,选取 Heckman 两步估计有其合理性。市场分割对企业出口的国内附加值率的影响估计结果与前述分析一致,进一步验证了本文的结论。

(4)其他稳健性分析。本文还使用 OLS 方法分析了市场分割与企业出口国内附加值率的关系,考虑到中国省份内的不同城市发展差异较大,本文控制了城市固定效应(表 4 第(3)列),考虑到企业的异质性,表 4 第(4)列进一步控制了企业固定效应,可以发现市场分割会抑制企业出口国内附

表 4 样本选择偏差及其他稳健性检验

	Heckman 两步法		城市固定效应	企业固定效应	省份层面变量	地区时间趋势
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>mseg</i>	0.0528*** (32.69)	-0.0286*** (-30.95)	-0.0481*** (-3.98)	-0.0323*** (-3.46)	-0.0549*** (-44.22)	-0.0498*** (-40.70)
<i>lnpro</i>	0.0042*** (3.68)	-0.0079*** (-17.30)	-0.0133*** (-29.88)	-0.0001 (-0.11)	-0.0134*** (-15.72)	-0.0131*** (-15.26)
<i>lnscale</i>	0.3052*** (115.82)	-0.0543*** (-14.45)	-0.0156*** (-43.02)	-0.0069*** (-10.20)	-0.0596*** (-87.06)	-0.0604*** (-88.14)
<i>lnkl</i>	0.0646*** (26.54)	-0.0271*** (-28.38)	-0.0207*** (-65.62)	-0.0068*** (-15.18)	-0.0512*** (-82.46)	-0.0499*** (-81.19)
<i>age</i>	-0.0008*** (-10.45)	0.0014*** (28.60)	0.0012*** (27.18)	0.0007*** (7.29)	0.0016*** (18.61)	0.0017*** (18.66)
<i>fin</i>	-0.0013*** (-5.75)	0.0036*** (37.53)	0.0022*** (24.51)	-0.0004*** (-3.84)	0.0074*** (39.21)	0.0078*** (118.96)
<i>hhi</i>	-0.1742*** (-8.94)	-0.0490*** (-6.10)	-0.0809*** (-10.03)	0.0016 (0.22)	-0.3940*** (-26.76)	-0.2200*** (-15.37)
<i>if_process</i>		-0.1844*** (-220.39)	-0.1479*** (-179.00)	-0.0557*** (-74.31)	-0.4128*** (-253.48)	-0.4209*** (-257.27)
<i>lnasset</i>	0.0105*** (4.32)					
<i>invmillsss</i>		-0.1472*** (-9.26)				
<i>lngdp</i>					-0.0693*** (-44.21)	
<i>open</i>					-0.1742*** (-55.66)	
<i>_cons</i>	-3.7706*** (-100.14)	1.8610*** (32.04)			3.0021*** (158.41)	-9.8458*** (-4.18)
城市固定效应	No	No	Yes	No	No	No
企业固定效应	No	No	No	Yes	No	No
省份虚拟变量× 时间趋势	No	No	No	No	No	Yes
N	3038760	501495	501995	501962	501995	501995

附加值率的提高。此外,本文核心解释变量是省级层面市场分割指数,有可能会受到同样省级层面随时间变动因素的影响,因此,在实证中加入了省份 GDP($\ln gdp$)和贸易开放度($open$)(表4第(5)列),在第(6)列控制了地区的时间趋势,结果显示市场分割均对企业出口国内附加值率产生显著的负向影响,与本文主要结论一致。

3. 影响渠道检验

虽然前述分析已经验证了本文的核心结论——市场分割会显著降低企业出口的国内附加值率,但尚未就该问题存在的内在机制予以深入分析。为此,在本节中将进一步讨论市场分割通过什么渠道影响企业出口的国内附加值率问题。本文认为市场分割主要通过中间品进口、创新和加工贸易占比三个渠道影响企业出口的国内附加值率。第一个渠道是中间品进口渠道,市场分割导致的国内市场壁垒不仅激励企业的出口(张杰等,2010),市场壁垒带来的高额国内贸易成本同时促进了企业的中间品进口,而中间品的大量进口必然会降低企业出口的国内附加值率。第二个渠道是加工贸易渠道,加工贸易生产的产品只能出口,而一般贸易可以在本土市场销售产品,本土市场规模的扩大使得一般贸易更加有利可图,从而可以提高企业从事一般贸易的比例(Brandt and Morrow, 2017),而市场分割阻碍了企业利用本土市场规模的机会,企业被挤到了出口市场从事加工贸易等低附加值率的生产环节,因此降低了企业出口的国内附加值率。第三个渠道是创新渠道,地区之间的市场分割会抑制企业利用本土市场需求实现“需求引致创新”功能的发挥(张杰和周晓艳,2011),抑制了企业的研发创新活动,减少了国内中间投入品的供给,从而会降低企业出口的国内附加值率。

为了对上述影响渠道进行检验,本文借鉴李胜旗和毛其淋(2017)等的估计方法,运用如下的中介效应模型进行检验:

$$import_{ijkt} = \beta_0 + \beta_1 mseg_{kt} + \beta_2 X_{ijkt} + \omega_j + \delta_k + \eta_t + \mu_{ijkt} \quad (16)$$

$$shareofpro_{ijkt} = \beta_0 + \beta_1 mseg_{kt} + \beta_2 X_{ijkt} + \omega_j + \delta_k + \eta_t + \mu_{ijkt} \quad (17)$$

$$rd_{ijkt} = \beta_0 + \beta_1 mseg_{kt} + \beta_2 X_{ijkt} + \omega_j + \delta_k + \eta_t + \mu_{ijkt} \quad (18)$$

$$DVAR_{ijkt} = \beta_0 + \beta_1 mseg_{kt} + \beta_2 import_{ijkt} + \beta_3 rd_{ijkt} + \beta_4 shareofpro_{ijkt} + \beta_5 X_{ijkt} + \omega_j + \delta_k + \eta_t + \mu_{ijkt} \quad (19)$$

其中, $import_{ijkt}$ 表示企业的中间品进口强度,用中间品进口额和销售产值之比表示。 rd_{ijkt} 表示企业的研发,采用新产品产值占总产值的比重来表示。 $shareofpro_{ijkt}$ 表示企业的加工贸易占比,用加工贸易出口额占总出口额比重表示。表5为市场分割对企业出口国内附加值率的影响渠道检验结果。

根据表5第(1)列结果可以发现,市场分割提高了企业中间品进口强度,而根据第(2)列的结果中间品进口会显著降低企业出口的国内附加值率。因此,市场分割会通过促进企业中间品进口降低企业出口的国内附加值率。第(3)列结果显示,市场分割会显著提高企业加工贸易占比,根据第(4)列的结果,加工贸易占比越高,企业出口的国内附加值率越低。因此,市场分割通过提高加工贸易占比降低了企业出口的国内附加值率。进一步地,第(5)列结果表明,市场分割对企业研发创新产生了显著的负向影响,根据第(6)列,企业研发创新会显著提高企业出口的国内附加值率。因此,市场分割会通过抑制研发创新降低企业出口的国内附加值率。第(7)、(8)列为相同样本下的实证结果,第(7)列未加中介变量,第(8)列同时加入了三个中介变量后发现,核心变量市场分割系数的绝对值出现了大幅的下降,系数的绝对值下降了70%,说明上述三个渠道是市场分割影响企业出口国内附加值率的主要渠道。因此,市场分割会通过促进中间品进口、提高加工贸易占比和抑制研发创新等渠道降低企业出口的国内附加值率。

表 5 影响渠道检验

	中间品进口 (1)	DVAR (2)	加工贸易占比 (3)	DVAR (4)
<i>mseg</i>	0.0150*** (32.00)		0.0177*** (19.22)	
<i>import</i>		-1.3589*** (-540.12)		
<i>shareofpro</i>				-0.5165*** (-284.90)
<i>lnpro</i>	-0.0063*** (-19.80)	-0.0254*** (-43.98)	-0.0013** (-2.03)	-0.0184*** (-22.38)
<i>lnscale</i>	0.0099*** (38.06)	-0.0347*** (-75.28)	0.0391*** (77.50)	-0.0653*** (-99.28)
<i>lnkl</i>	0.0129*** (57.00)	-0.0214*** (-51.04)	0.0131*** (29.49)	-0.0484*** (-81.14)
<i>age</i>	-0.0009*** (-27.45)	0.0002*** (3.80)	-0.0015*** (-24.10)	0.0014*** (16.40)
<i>fin</i>	-0.0028*** (-42.63)	0.0019*** (15.10)	-0.0053*** (-41.18)	0.0069*** (37.74)
<i>hhi</i>	0.0424*** (7.83)	-0.1178*** (-12.31)	-0.0680*** (-6.40)	-0.2719*** (-19.95)
<i>if_process</i>	0.1247*** (213.02)	-0.1764*** (-157.57)		
<i>_cons</i>	-0.0942*** (-20.88)	1.9127*** (235.58)	0.0736*** (8.33)	2.3311*** (200.33)
N	501978	502319	501995	502336
	创新 (5)	DVAR (6)	DVAR (7)	DVAR (8)
<i>mseg</i>	-0.0047*** (-8.56)		-0.0718*** (-48.43)	-0.0220*** (-23.93)
<i>import</i>				-1.3654*** (-424.14)
<i>shareofpro</i>				-0.1657*** (-98.29)
<i>rd</i>		0.0830*** (16.91)		0.0239*** (7.53)
<i>lnpro</i>	0.0085*** (19.29)	-0.014*** (-11.99)	-0.0142*** (-11.66)	-0.0322*** (-42.21)
<i>lnscale</i>	0.0163*** (50.15)	-0.0649*** (-75.52)	-0.0864*** (-97.07)	-0.0393*** (-70.42)
<i>lnkl</i>	0.0026*** (8.36)	-0.0571*** (-69.57)	-0.0613*** (-71.65)	-0.0219*** (-40.57)
<i>age</i>	0.0010*** (24.19)	0.0023*** (20.08)	0.0032*** (27.52)	0.0004*** (4.82)
<i>fin</i>	0.0010*** (14.33)	0.0094*** (141.13)	0.0117*** (173.72)	0.0021*** (12.61)
<i>hhi</i>	0.1373*** (16.30)	-0.3416*** (-15.54)	-0.1600*** (-6.90)	-0.1402*** (-9.77)
<i>if_process</i>		-0.3796*** (-175.11)		
<i>_cons</i>	-0.2158*** (-35.23)	2.3499*** (144.43)	2.4117*** (141.17)	2.0159*** (188.64)
N	302404	302417	302404	302404

五、扩展分析

本节将通过多维度(包括区分所有制、贸易方式、区域和行业要素密集度等因素)的异质性讨论以及考虑经济环境影响下的扩展分析,对基准模型的假说进行再验证。

1. 所有制、贸易方式、区域和要素密集度异质性下的讨论

(1)所有制异质性下的市场分割与企业附加值贸易。不同所有制类型的企业面临市场分割时,其出口的国内附加值创造受影响的程度并不相同。一方面,由于中国的各级地方政府长期给予外资企业超国民待遇,所以地方政府间所采取的“以邻为壑”的市场分割政策对外资企业的影响可能较小(张杰等,2010);另一方面,外资企业基于跨国公司全球布局的生产网络更容易获得多样性和优质的进口中间投入,从而外资企业面临的国内中间投入和进口中间投入的替代弹性相对较低,因而受到市场分割对出口国内附加值率的影响相对更小。同时,国有企业由于承担社会负担,因此在很多方面包括融资、补贴等享有国家的政策优待(林毅夫和李志赞,2005)。而且由于行政垄断和历史沿革的因素,许多大型国有企业处于国内产业链的相对上游(李系等,2014),作为中间投入品的供应者,因而市场分割对其影响相对较小。基于上述分析,将市场分割对不同所有制企业的出口国内附加值率进行了分别考察,在识别企业所有制类型时,根据聂辉华等(2012),以外商的实收资本比例是否超过25%、国有的实收资本比例是否超过50%作为识别外资企业和国有企业的方法。回归结果列于表6第(1)—(3)列。本文发现,市场分割对外资企业和国有企业的影响要显著小于民营企业,也就是说,地方政府间“以邻为壑”的市场分割政策对民营企业出口国内附加值率的负向影响最大。

(2)贸易模式异质性下的市场分割与企业附加值贸易。中国于20世纪80年代中期开始正式引入了加工贸易的出口模式,得益于充裕的劳动力资源优势,加工贸易得到了迅速的发展。截至2005年,33%的出口企业从事加工贸易,出口总额的55%为加工贸易出口。与一般贸易不同,加工贸易主要是利用中国廉价的劳动力进行加工装配环节,对国内中间投入的依赖程度较低,因而市场分割对加工贸易企业的影响相对较小。因此,本文进一步分析了市场分割对不同贸易类型企业的异质性影响,结果列于表6第(4)—(6)列,市场分割对混合贸易企业和纯加工贸易企业的负向影响要远小于纯一般贸易企业,其中对纯加工贸易企业的影响最小。

表6 分所有制和贸易方式的样本回归

	民营	国有	外资	纯加工贸易	纯一般贸易	混合贸易
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>mseg</i>	-0.0404*** (-15.55)	-0.0118** (-2.24)	-0.0262*** (-14.25)	-0.0106* (-1.66)	-0.0623*** (-30.33)	-0.0418*** (-30.91)
N	149490	10259	176589	41360	219500	241135

注:限于篇幅,未报告控制变量结果,下表做同样处理。

(3)地区异质性下的市场分割与企业附加值贸易。此外,不同地区因地理条件、基础设施、要素资源禀赋和经济发展等因素的差异,也会导致市场分割对企业出口国内附加值率的影响不同。本文将样本省份分为东部、中部和西部三大区域,分别对市场分割的出口国内附加值率进行了分析,结果列于表7第(1)—(3)列。市场分割对东部地区产生了显著的负向影响,然而中部和西部地区的负面效应并不显著。东部地区东临太平洋拥有漫长的海岸线和众多优良港口,拥有政治、经济优势及海、陆、空便利的交通网络,经济环境较为开放,在面临国内市场分割时更容易使用国外中间投入

表 7 分地区和要素密集度的样本回归

	东部	中部	西部	劳动密集型	资本密集型	技术密集型
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>mseg</i>	-0.0538*** (-42.22)	-0.0112 (-1.41)	0.0084 (1.14)	-0.0397*** (-22.26)	-0.0563*** (-24.35)	-0.0548*** (-22.85)
N	461893	25966	14136	231991	133280	136724

品,而中、西部地区因自然环境、基础设施等的制约,经济发展相对封闭,因而市场分割的影响并不显著。

(4)要素密集度异质性下的市场分割与企业附加值贸易。不同要素密集型企业在全球价值链分工中的位置差异,也会导致市场分割对企业出口国内附加值率的影响不同。根据周念利(2014)将企业分为劳动密集型、资本密集型和技术密集型企业,通过表 7 第(4)—(6)列的结果可以发现,市场分割对不同要素密集型企业出口的国内附加值率均产生了显著的负向影响,其中,市场分割对资本密集型和技术密集型企业出口的国内附加值率的负向影响大于劳动密集型企业。劳动密集型企业大多依靠中间品进口承担最后的加工装配或者初级零配件等生产环节(吕越等,2017a),对国内要素的依赖程度小于资本和技术密集型企业,因而市场分割对其出口的国内附加值率的负向影响也较小。

2. 考虑经济环境影响下的扩展分析

前述的实证研究表明,市场分割显著降低了企业出口的国内附加值率。这里将进一步讨论不同经济环境下市场分割对企业出口国内附加值率的异质性影响。OECD(2015)指出不同区域参与价值链分工的程度和地位并不相同,这种差异性取决于区域经济环境因素,如区域市场结构、贸易开放度等。借鉴张艳等(2013)、吕越等(2015)的思路,选取了中间品贸易自由化、上游市场垄断两个因素作为分析经济环境影响的切入点,根据下式进行检验,主要关注市场分割与中间品贸易自由化和上游垄断的交互项系数:

$$DVAR_{ijkt} = \beta_0 + \beta_1 mseg_{kt} \times tariff_{jt} + \beta_2 mseg_{kt} + \beta_3 tariff_{jt} + \beta_4 X_{ijkt} + \omega_j + \delta_k + \eta_t + \mu_{ijkt} \quad (20)$$

$$DVAR_{ijkt} = \beta_0 + \beta_1 mseg_{kt} \times uphhi_{jt} + \beta_2 mseg_{kt} + \beta_3 uphhi_{jt} + \beta_4 X_{ijkt} + \omega_j + \delta_k + \eta_t + \mu_{ijkt} \quad (21)$$

其中, $tariff_{jt}$ 表示中间品关税,测算公式为:

$$tariff_{jt} = \sum_{i \in \Omega} \omega_{ijt} \pi_u \quad (22)$$

其中, π_u 表示行业 i 在时间 t 的简单平均关税, ω_{ijt} 表示行业 i 在 j 行业中间投入中所占的比重。 $tariff_{jt}$ 越小,表明中间品贸易自由化程度越高。 $uphhi_{jt}$ 表示上游垄断程度,测算公式为:

$$uphhi_{jt} = \sum_{i \in \Omega} \omega_{ijt} hhi_u \quad (23)$$

其中, hhi_u 表示行业 i 在时间 t 的赫芬达尔—赫尔曼指数。

实证结果表 8 第 (1) 列考察了中间品贸易自由化的影响,中间品关税与市场分割的交互项 ($mseg \times tariff$) 系数显著为正,与根据理论模型式(10)推导得到的结果一致,即 $\frac{\partial^2 DVAR}{\partial \tau_D \partial \tau_I} > 0$,中间品贸易自由化程度越高的行业,市场分割对企业出口国内附加值率的负向作用越大,说明中间品贸易自由化强化了市场分割对企业出口国内附加值率的负向影响。市场分割会提高国内中间投入的成本,而中间品贸易自由化会降低企业进口国外中间投入品的成本,因而中间品贸易自由化进程的加快

会促进企业进口更多的中间投入品,形成对国内中间投入的替代,从而降低企业出口的国内附加值率。

第(2)列考察了当上游行业垄断时,市场分割如何影响企业出口国内附加值率,实证结果显示市场分割与上游垄断交互项($mseg \times uphhi$)系数显著为负,上游垄断程度越高,市场分割对企业出口国内附加值率的负向作用更强。上游垄断会提高国内中间投入品的成本,会进一步强化市场分割对企业出口国内附加值率的负向影响。

DVAR	中间品贸易自由化	上游垄断
	(1)	(2)
<i>mseg</i>	-0.0572*** (-20.48)	-0.0490*** (-39.09)
<i>Msegxtariff</i>	0.0007** (2.02)	
<i>tariff</i>	-0.0083*** (-7.35)	
<i>msegxuphhi</i>		-0.2311*** (-3.67)
<i>uphhi</i>		0.0784* (1.64)
N	371220	501908

六、结论与启示

全球价值链下的国际分工体系逐渐形成,中国在全球价值链中的参与程度不断提高,而中国一些特殊市场体制的存在却对企业出口国内附加值率产生负面影响。本文基于全球价值链分工模式的视角,考察区域间市场分割对企业出口的国内附加值率的影响。在此基础上,构建中国特殊市场体制下的中间投入品不完全替代模型,分析市场分割对企业国内附加值率的影响机制,并在此基础上进行实证检验,本文的主要结论是:①市场分割对企业出口的国内附加值率产生显著的负向影响,对地方政府而言,“以邻为壑”的市场分割政策是一个占优策略,但是在一定程度上会限制企业的规模经济收益,严重损害中国企业创造附加值的能力。②市场分割降低企业出口的国内附加值率的主要渠道有促进中间品进口、抑制研发创新和提高加工贸易占比等。③从所有制角度看,市场分割政策对民营企业出口国内附加值率的负向影响要大于国有企业和外资企业。从贸易方式看,市场分割对一般贸易企业出口国内附加值率的影响要大于加工贸易和混合贸易企业。从区域划分看,市场分割对东部地区的影响要高于中部和西部地区。从行业要素密集度看,市场分割对资本密集型和技术密集型企业出口的国内附加值率的负向影响大于劳动密集型企业。④行业中间品贸易自由化程度越高,市场分割对企业出口国内附加值率的负向影响越大;同时,当上游行业存在垄断时,市场分割会对企业出口国内附加值率产生更大的负向影响。

市场分割是制约中国企业全球价值链升级的重要制度因素,更是掣肘当前全面深化供给侧结构性改革的关键障碍。2018年是供给侧结构性改革的攻关之年,更将迎来供给侧结构性改革的“升级版”,那么如何打破市场进入壁垒,消除地方政府保护,发挥市场配置资源的决定性作用是其中最重要的组成部分。在党的第十九次全国代表大会上,习近平总书记明确强调了加快完善社会主义市场经济体制构建是当前经济改革进程中的重中之重,并指出“经济体制改革必须以完善产权制度和

要素市场化配置为重点,实现产权有效激励、要素自由流动、价格反应灵活、竞争公平有序、企业优胜劣汰”是其中的工作重点。因此,只有通过“对内要以打破地域分割和行业垄断、清除市场壁垒为重点,加快清理废除妨碍统一市场和公平竞争的各种规定和做法”才能实现完善社会主义市场经济体制的战略目标。同时,进一步推动形成全面开放新格局,拓展对外贸易,尤其是加快培育国际经济合作和竞争新优势,离不开持续推进中国制造业出口的价值链升级,其中一个重要的特征即表现为在扩大对外开放的情况下提升中国出口的国内附加值率。因此,本文的研究结论与国家推进要素市场化改革和推动形成全面开放新格局的战略目标相契合,也将从构建开放与改革的联动机制中为促进中国经济持续增长寻找到一种新动能。

本文的研究发现,当市场存在分割时,会导致企业出口的附加值率下降,这在很大程度为如何构建对外开放新体制和提升中国在全球价值链中的地位提供了一个可能的路径,即通过不断消除市场分割,发挥市场在资源配置中的关键作用,让企业可以从市场中选择最优的资源组合,从而达到要素优化配置的目标,实现提高企业出口的国内附加值率和出口竞争力。具体而言,本文认为,一方面应促进地方政府职能转变,减少政府干预,让市场在经济发展中发挥决定性作用;另一方面,地区间政府应通过经济合作来整合国内供应链、完善国内分销网络,形成统一开放的国内市场,促使本土企业依靠中国巨大的国内市场需求来发挥规模经济,建立自有品牌突破价值链“低端”锁定,实现全球价值链升级。

进一步地,在完善社会主义市场经济体制的过程中,还应该有重点、有针对性地对关键部门、关键产业、关键地区、关键企业进行调整和引导。根据本文的研究,市场分割对民营企业、一般贸易企业、东部地区,以及资本和技术密集型产业的价值链升级将带来更为严峻的风险,即导致这些企业、地区和产业的出口附加值率下降问题更为突出,因此,在深化供给侧结构性改革时,有步骤有重点地对这些关键环节的改革将发挥至关重要的作用。

[参考文献]

- [1]陈敏,桂琦寒,陆铭,陈钊. 中国经济增长如何持续发挥规模效应?——经济开放与国内商品市场分割的实证研究[J]. 经济学(季刊), 2008,(1):125-150.
- [2]樊纲,王小鲁,马光荣. 中国市场化进程对经济增长的贡献[J]. 经济研究, 2011,(9):4-16.
- [3]范欣,宋冬林,赵新宇. 基础设施建设打破了国内市场分割吗[J]. 经济研究, 2017,(2):20-34.
- [4]贺灿飞,马妍. 市场分割与中国城市出口差异[J]. 地理科学进展, 2014,(4):447-456.
- [5]黄玖立,李坤望. 出口开放、地区市场规模和经济增长[J]. 经济研究, 2006,(6):27-38.
- [6]李善同,侯永志,刘云中,陈波. 中国国内地方保护问题的调查与分析[J]. 经济研究, 2004,(11):78-84.
- [7]李胜旗,毛其淋. 制造业上游垄断与企业出口国内附加值——来自中国的经验证据[J]. 中国工业经济, 2017,(3):101-119.
- [8]李系,刘学文,王勇. 一个中国经济发展的模型[J]. 经济学报, 2014,(4):1-48.
- [9]林毅夫,李志赞. 中国的国有企业与金融体制改革[J]. 经济学(季刊), 2005,(3):913-936.
- [10]刘海云,毛海欧. 制造业 OFDI 对出口增加值的影响[J]. 中国工业经济, 2016,(7):91-108.
- [11]陆铭,陈钊,严冀. 收益递增、发展战略与区域经济的分割[J]. 经济研究, 2004,(1):54-63.
- [12]陆铭,陈钊. 分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护[J]. 经济研究, 2009,(3):42-52.
- [13]吕越,罗伟,刘斌. 异质性企业与全球价值链嵌入:基于效率和融资的视角[J]. 世界经济, 2015,(8):29-55.
- [14]吕越,吕云龙,包群. 融资约束与企业增加值贸易——基于全球价值链视角的微观证据[J]. 金融研究, 2017a,(5):63-80.
- [15]吕越,吕云龙,高媛. 中间品市场分割与制造业出口的比较优势——基于全球价值链的视角[J]. 产业经济研究,

- 2017b, (5):51–61.
- [16]吕越,吕云龙. 全球价值链嵌入会改善制造业企业的生产效率吗——基于双重稳健—倾向得分加权估计[J]. 财贸经济, 2016, (3):109–122.
- [17]毛其淋,盛斌. 对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率[J]. 经济学(季刊), 2012, (1):181–210.
- [18]聂辉华,江艇,杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012, (5):142–158.
- [19]盛斌,毛其淋. 贸易开放、国内市场一体化与中国省际经济增长:1985—2008年[J]. 世界经济, 2011, (11):44–66.
- [20]唐东波. 贸易政策与产业发展:基于全球价值链视角的分析[J]. 管理世界, 2012, (12):13–22.
- [21]许和连,成丽红,孙天阳. 制造业投入服务化对企业出口国内增加值的提升效应——基于中国制造业微观企业的经验研究[J]. 中国工业经济, 2017, (10):62–80.
- [22]张杰,陈志远,刘元春. 中国出口国内附加值的测算与变化机制[J]. 经济研究, 2013, (10):124–137.
- [23]张杰,张培丽,黄泰岩. 市场分割推动了中国企业出口吗[J]. 经济研究, 2010, (8):29–41.
- [24]张杰,周晓艳. 中国本土企业为何不创新——基于市场分割视角的一个解读[J]. 山西财经大学学报, 2011, (6):82–93.
- [25]张艳,唐宜红,周默涵. 服务贸易自由化是否提高了制造业企业生产效率[J]. 世界经济, 2013, (11):51–71.
- [26]赵奇伟,熊性美. 中国三大市场分割程度的比较分析:时间走势与区域差异[J]. 世界经济, 2009, (6):41–53.
- [27]郑毓盛,李崇高. 中国地方分割的效率损失[J]. 中国社会科学, 2003, (1):64–72.
- [28]周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 经济研究, 2007, (7):36–50.
- [29]周念利. 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[J]. 金融研究, 2014, (9):84–98.
- [30]朱希伟,金祥荣,罗德明. 国内市场分割与中国的出口贸易扩张[J]. 经济研究, 2005, (12):68–76.
- [31]Bai, C. E., Y. Du, and Z. Tao. Local Protectionism and Regional Specialization: Evidence from China's Industries[J]. *Journal of International Economics*, 2004, 63(2):397–417.
- [32]Bas, M., and A. Berthou. The Decision to Import Capital Goods in India: Firms' Financial Factors Matter[J]. *World Bank Economic Review*, 2012, 26(3):486–513.
- [33]Brandt, L., and P. M. Morrow. Tariffs and the Organization of Trade in China [J]. *Journal of International Economics*, 2017, 104:85–103.
- [34]Fan, C. S., and X. Wei. The Law of One Price: Evidence from the Transitional Economy of China[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2006, 88(4):682–697.
- [35]Halpern, L., K. Miklós, and S. Adam. Imported Inputs and Productivity [J]. *American Economic Review*, 2015, 105(12):3660–3703.
- [36]Hummels, D., J. Ishii, and K. M. Yi. The Nature and Growth of Vertical Specialization in World Trade[J]. *Journal of International Economics*, 2001, 54(1):75–96.
- [37]Kee, H. L., and H. Tang. Domestic Value Added in Exports: Theory and Firm Evidence from China[J]. *American Economic Review*, 2016, 106(6):1402–36.
- [38]Koopman, R., Z. Wang, and S. J. Wei. Tracing Value-Added and Double Counting in Gross Exports[J]. *American Economic Review*, 2014, 104(2):459–94.
- [39]Lu, Y., and L. Yu. Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession[J]. *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015, 7(4):221–53.
- [40]Melitz, M. J. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. *Econometrica*, 2003, 71(6):1695–1725.
- [41]Naughton, B. How Much Can Regional Integration Do to Unify China's Markets [A]. Hope, N., Y. Dennis, and L. Mu. How Far Across the River?: Chinese Policy Reform at the Millennium [C]. Redwood: Stanford University Press, 2003.

- [42]OECD. International Economies: Benefiting from Global Value Chains[M]. Paris: OECD Publishing, 2015.
- [43]Parsley, D. C., and S. J. Wei. Limiting Currency Volatility to Stimulate Goods Market Integration: A Price Based Approach[R]. NBER Working Paper, 2001.
- [44]Poncet, S. Measuring Chinese Domestic and International Integration[J]. China Economic Review, 2003,14(1): 1-21.
- [45]Upward, R., Z. Wang, and J. Zheng. Weighing China's Export Basket: The Domestic Content and Technology Intensity of Chinese Exports[J]. Journal of Comparative Economics, 2013,41(2):527-543.
- [46]Wang, Z., S. J. Wei, and K. Zhu. Quantifying International Production Sharing at the Bilateral and Sector Levels[R]. NBER Working Paper, 2013.
- [47]Xing, Y., and N. Detert. How the Iphone Widens the United States Trade Deficit with the People's Republic of China[R]. ADBI Working Paper, 2010.
- [48]Xu, X. Have the Chinese Provinces Become Integrated Under Reform [J]. China Economic Review, 2002,13 (2):116-133.
- [49]Young, A. The Razor's Edge: Distortions and Incremental Reform in the People's Republic of China[R]. NBER Working Paper, 2000.

Does Market Fragmentation Curb Firms' DVAR in China

LYU Yue¹, SHENG Bin², LYU Yun-long²

- (1. China Institute for WTO Studies, University of International Business and Economics, Beijing 100020, China;
2. School of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China)

Abstract: This paper presents a theoretical model of market fragmentation's effect on Chinese firms' DVAR and uses China's customs transaction-level trade data and annual surveys of industrial firms data from 2000 to 2013 to analyze the effect of market fragmentation on firms' DVAR. We find that market fragmentation has a negative effect on firms' DVAR. Although the policy of market fragmentation is a dominant strategy for local government, it limits firms' benefits of scale economy and damages the ability of China's firms to create more value added. According to the study of mechanism, market fragmentation affects firms' DVAR by promoting intermediate trade, depressing innovation and increasing the ratio of processing trade. Besides, from the perspective of different ownership, the negative effect of market fragmentation on private firms is more significantly than that on state-owned and FDI firms. Based on different trading patterns, market fragmentation has a stronger negative impact on DVAR of ordinary trade than that on processing trade. From the perspective of regional division, compared to the central and western regions, market fragmentation has a more significant negative effect on eastern region's firms. From the angle of industry's factor intensity, market fragmentation has a larger negative effect on capital-intensive and skill-intensive firms than on labor-intensive firms. Meanwhile, we also find liberalization of intermediate trade and upstream monopoly can strengthen the negative effect of market fragmentation on firms' DVAR. The practices of breaking the regional segmentation, effectively weakening market barriers, and abolition of impeding the unified market and fair competition are the important ways to improve Chinese firms' DVAR and promote China's manufacturing to the high end of global value chain.

Key Words: market fragmentation; DVAR; global value chains; promotion tournament; supply-side structural reform

JEL Classification: F12 P42 L11

[责任编辑:许明]