

制造业上游垄断对出口技术复杂度的影响

——基于中国制造业微观数据

杜运苏, 张晓宇

(南京财经大学 国际经贸学院, 江苏 南京 210023)

[摘要] 出口技术复杂度在很大程度上反映了一国在国际分工中的地位,是贸易强国建设的重要内容。文章基于中国制造业微观数据,探究了制造业上游垄断对出口技术复杂度的影响。研究发现:制造业上游垄断显著降低了中国企业出口技术复杂度,在控制内生性和改变测度方法之后,这一结论依然成立。进一步分析发现:制造业上游垄断对混合贸易企业、本土企业、东部地区企业及技术密集型企业出口技术复杂度的抑制作用大于对加工贸易企业、外资企业、西部地区企业、劳动及资本密集型企业出口技术复杂度的抑制作用。此外,技术创新、企业进入退出是制造业上游垄断影响出口技术复杂度的两个重要渠道。因此,在供给侧结构改革过程中要重视上游行业市场化改革,打破制造业上游垄断,助力“中国制造”迈向全球价值链中高端。

[关键词] 制造业;上游垄断;出口技术复杂度

[中图分类号] F204, F752.62

[文献标识码] A

[文章编号] 1671-6973(2021)02-0063-13

一、引言

改革开放以来,中国积极融入全球价值链分工,对外贸易快速发展,出口总额由1978年的97.5亿美元增长到2019年的2.49万亿美元^①,牢固确立了世界第一大出口国的地位。与此同时,中国出口的技术复杂度也有了很大提高,总体水平已经接近甚至超过部分发达国家,但主要是“两头在外”加工贸易的贡献,真实的出口技术复杂度水平依然不是很高,在总体上还没有走出“规模大、附加值低”的困境。党的十九大报告提出“拓展对外贸易,培育贸易新业态新模式,推进贸易强国建设”,而衡量贸易强国的重要指标之一就是出口中所蕴含的技术水平。Hausmann等(2007)研究表明,一国出口什么至关重要,给定初始要素禀赋条件,一国如果将目标定位为培育更高技术含量商品出口的能力,将从贸易中获取更多利益,并实现经济内涵式增长。^[1]实际上,一国出口技术复杂度受到很多因素影响,如基础实施^[2]、知识产权保护^[3]、引进外资^[4]等,但上游垄断是否对制造业企业出口技术复杂度产生影响以及影响机制等问题还没有引起学术界的重视。尽管中国市场化改革已经取得了巨大成就,最终产品市场形成了良好的竞争格局,但上游行业垄断依然较为严重。因此,研究制造业上游垄断对中国出口技术复杂度影响具有重要的理论和现实意义。

[收稿日期] 2020-12-29

[基金项目] 国家社科基金一般项目“新形势下利用超大规模市场促进我国制造业迈向中高端研究”(20BJY099)。

[作者简介] 杜运苏(1977—),男,江苏连云港人,南京财经大学国际经贸学院教授,硕士研究生导师,主要研究方向为全球价值链与区域经济一体化;张晓宇(1995—),女,江苏南通人,南京财经大学国际经贸学院硕士研究生,研究方向为国际贸易理论与政策。

本文主要在以下两个方面对现有研究进行了拓展:一是从理论上分析制造业上游垄断影响出口技术复杂度的机制。目前,分别围绕上游垄断或出口技术复杂度方面的文献很多,但缺乏将两者结合起来探讨上游垄断通过哪些渠道影响出口技术复杂度的相关研究。二是利用2000—2013年微观数据在企业层面测度出口技术复杂度,并构建面板数据模型和中介效应模型实证检验制造业上游垄断对出口技术复杂度的影响。现有文献主要从地区或者行业等层面测度出口技术复杂度,无法反映微观企业的情况,本文的研究可以在这方面进行有益的补充。

二、文献综述

本文的研究主要与两类文献有关。第一类文献是关于出口技术复杂度的相关研究。在Hausmann等(2007)提出测度方法以后,国内外学者针对出口技术复杂度变化及其影响因素问题进行了大量的研究。Schott(2008)探究了中国出口商品技术结构与OECD发达国家的相似度,发现中国出口品技术结构已与发达国家高度相似,^[5]而戴翔和张二震(2011)将中国出口商品的技术复杂度同部分OECD发达国家相比,研究发现在资源密集型和低技术密集型产品上,中国已趋近于发达国家水平,但在中等技术和高技术密集型产品上,中国与发达国家出口技术复杂度相差甚远,依然有很长的道路要走^[6]。尽管中国整体的出口技术复杂度相对较高,但主要是由外资企业加工贸易出口导致,本土企业一般贸易出口技术复杂度还不高,^[7]“中国制造”的大部分还集中在高科技产品的劳动密集型环节,表现为工艺流程升级、产品升级和功能升级,而链条升级进展比较缓慢。研究出口技术复杂度影响因素的相关文献非常多。Xu和Lu(2009)较早发现中国出口技术复杂度与来自OECD的FDI以及外资企业加工贸易呈现正相关关系,而与内资企业加工贸易呈现负相关关系。^[8]王永进等(2010)利用工具变量两阶段OLS和系统GMM法实证研究表明基础设施的发展能有效促进各个国家出口技术复杂度的提升。^[2]代中强(2014)测算了中国2003—2011年30个省份出口技术复杂度,研究得出在临界点内知识产权保护的加强与出口技术复杂度呈现正向关系,超出这一临界点,则呈现负向关系,且东部地区实际知识产权保护不利于出口技术复杂度的提高,而西部地区恰恰相反。^[3]戴翔和金碚(2014)通过计算1996—2010年62国的出口技术复杂度,并利用OLS与GMM法分析得出改善制度质量与提升产品内国际分工有利于出口技术复杂度的提升,且两者的交互效用也会对出口技术复杂度产生有利影响。^[9]王思雨与郑乐凯(2019)通过采用生产分解模型测算了世界各主要经济体的全球价值链嵌入程度,且通过实证研究表明前向GVC嵌入有助于出口技术复杂度的提高,后向GVC嵌入对出口技术复杂度的提升作用并不显著。^[10]此外,生产性服务业FDI^[4]、劳动力成本上升^[11]、国内市场一体化^[12]、文化多样性^[13]等也是出口技术复杂度的重要影响因素。

第二类文献是关于上游垄断影响企业出口的相关研究。Bas(2014)基于印度数据研究发现,具有上游垄断特征的服务业开放能够提高制造业企业出口绩效,且高生产率企业从中获益更多。^[14]Gilbert等(2020)研究认为上游垄断势力会影响下游高质量出口的市场竞争结构。^[15]在中国经济中,国有资本和国有企业在上游产业处于控制地位,更多体现为自然垄断,而非行政垄断,对下游企业出口会产生影响。^[16]Bas和Causa(2013)研究发现,上游部门的开放有利于提高中国下游制造业生产率和出口。^[17]吕云龙和吕越(2017)通过构建垂直生产模型,分析得出上游垄断会通过降低下游行业生产率及提高上游行业中间品价格最终降低制造业出口的比较优势。^[18]如果政府加强对上游行业的补贴力度,而制造业下游行业竞争程度不高,那么上游垄断对制造业出口比较优势的抑制作用均会加深。李胜

① 数据来自历年《中国统计年鉴》。

旗和毛其淋(2017)基于中国制造业 2000—2007 年的微观数据,分析制造业上游垄断如何影响下游企业出口国内增加值率(DVAR),发现制造业上游垄断会降低企业成本加成率,减少下游企业研发创新活动所需资金及需要的关键性资源,最终抑制下游企业出口国内附加值的增加,而中间品贸易自由化会减缓这种抑制作用。^[19]陆文香和何有良(2018)认为,上游垄断对制造业企业出口具有全面的影响,不仅降低了出口规模,还显著阻碍了企业生产率的提升,降低了出口概率、出口产品种类、出口范围等。^[20]Min(2020)从上游垄断视角和企业微观层面出发,利用 2001—2007 年中国工业企业数据匹配样本进行研究,发现上游垄断显著提高了中国出口企业成本加成,并且在不同所有制形式和贸易方式企业之间存在较大差异。^[21]刘德学和钟湘玥(2020)还进一步考察了国外上游垄断对本土企业加成率的影响。^[22]

相对来说,研究上游垄断影响企业出口的文献比较少,尤其缺乏针对上游垄断如何影响出口技术复杂度问题的研究,本文将围绕这方面进行深入研究,为促进中国制造业迈向中高端提供一个新的视角。

三、理论机制分析

本文主要从技术创新效应、企业进入退出效应两个角度,探究制造业上游垄断影响出口技术复杂度的作用机制。

(一)制造业上游垄断、技术创新与出口技术复杂度

技术创新是推动出口技术复杂度提升的关键因素,^[23]制造业上游垄断首先通过技术创新影响出口技术复杂度。到 2001 年左右,中国大部分低效率的国有企业已从下游行业退出,在市场化改革不断推进的过程中,制造业下游企业已逐步实现自由竞争,但是制造业上游大多数关键行业依旧在少数企业的垄断控制下。一方面,上游垄断企业为了获取更多垄断利润,必然提高其产品的成本加成比例,这将会增加下游企业的中间投入成本,导致下游企业的利润减少。利润是企业创新投入的重要来源。对于下游企业来说,利润提升后才有更多的资金用于产品研发设计环节,推动新技术、新产品的扩散传播。发明新技术和开发新产品不仅可以让企业出口量增加,还可以使企业获取价格优势,^[18]从而获取更多的利润,将其再用于产品研发,进而继续推动产品技术水平的大幅提升,这种螺旋式的创新激励机制推动了制造业出口技术复杂度的提升。显然,上游垄断程度提高将会挤压下游企业利润,导致创新投入的激励机制无法形成,这在很大程度上抑制出口技术复杂度的提升。另一方面,上游垄断企业还会因为缺乏良好的竞争机制,没有动力去提高产品质量和增加产品种类,^[19]导致下游企业的技术创新成为“无米之炊”,大大增加技术创新的风险。在理论上,下游企业可以从国际市场采购中间投入品,但毕竟会面临各种各样的贸易壁垒,而且关税和国际运输也会增加产品投入成本。综上所述,可以得出制造业上游垄断影响出口技术复杂度的第一个作用机制,即假说 1。

假说 1:制造业上游垄断会通过抑制技术创新影响企业出口技术复杂度的提升。

(二)制造业上游垄断、企业进入退出与出口技术复杂度

制造业上游垄断还可以通过影响不同技术水平企业的进入退出进而影响出口技术复杂度。企业进入会对市场现有企业产生一定威胁,增加竞争程度,同时也会将该企业的创新带入市场,有利于总体生产率提升,并提高出口技术复杂度。由于技术创新具有较大的不确定性,高技术企业在进入之前会进行综合评估,上游垄断程度是一个很重要的指标,因为上游垄断企业对其进行“敲竹杠”将会导致其面临的不确定性进一步加大,从而抑制高科技企业进入。此外,政府通常对制造业上游大中型企业给予隐性补贴使其能够维持生存,提高下游企业的市场进入门槛,^[24]导致很多高效率民营企业进入市场的风险加大,不利于中国制造业出口技术复杂度的提升。制造业上游垄断也会提高外资高技术企业的进入壁垒,阻碍技术溢出效应的发挥,不利于本土企业生产率提升与技术进步,抑制了中国出口

技术复杂度的提高。同样,上游垄断对在位企业的影响也存在一定差别,加工贸易企业的原材料和中间产品主要来自国际市场,尽管其利润低,但受到国内上游垄断企业的约束较弱,即使国内上游垄断程度提高,它们依然可以在市场存活;然而,技术相对高的企业具有较强的产业转移能力,在面临国内上游垄断程度高时可以退出后去其他国家进行投资。综上所述,可以得出制造业上游垄断影响出口技术复杂度的第二个作用机制,即假说2。

假说2:制造业上游垄断会通过影响企业进入退出抑制出口技术复杂度的提升。

接下来,本文将通过建立实证模型,利用微观企业数据对这两个假说进行检验。

四、模型设定及变量选择

(一)模型设定

为考察制造业上游垄断对出口技术复杂度的影响,借鉴李俊青和苗二森(2018)的做法,^[25]本文设定如下基准模型:

$$\ln ESI_{fit} = \alpha + \beta \ln up_mono_{it} + \gamma X_{fit} + z_i + year_i + \varepsilon_{fit} \quad (1)$$

式(1)中,下标 f 表示企业, i 表示行业, t 表示年份, $\ln ESI$ 表示企业出口技术复杂度, $\ln up_mono$ 表示制造业上游垄断,具体测算方法见下文,此外, z_i 表示行业固定效应, $year_i$ 表示年份固定效应, ε_{fit} 为随机扰动项。本文对控制变量的设定具体如下:(1) 企业年龄($\ln age$),采用当年年份与企业成立年份之差加1后取对数来衡量;(2) 企业规模($\ln labor$),采用企业职工人数的对数来衡量;(3) 全要素生产率($\ln tfp$),虽然测算全要素生产率通常采用 Olley-Pakes(OP) 或 Levinsohn-Petrin(LP) 方法,但由于数据库部分年份缺少工业增加值和中间品投入信息,受制于数据限制,本文借鉴 Head 和 Ries(2003)、许和连等(2017)的方法,^[26-27]采用 $TFP = \ln(y/l) - s \times \ln(k/l)$ 来估算。其中, y 为企业工业总产值, k 为固定资产总额, l 为职工人数, s 代表生产函数中资本的贡献度,并将 s 设定为 $1/3$ ^[28];(4) 资本密集度($\ln klratio$),采用人均固定资产的对数值来衡量;(5) soe 、 $foreign$ 分别表示国有企业和外资企业虚拟变量。

(二)核心变量测算与典型事实

1. 制造业上游垄断

本文主要借鉴李胜旗和毛其淋(2017)的做法^[19],对制造业上游垄断的测算方法具体如下:

$$up_mono_{it} = \sum_{j \in \Omega} \theta_{ijt} \times Herfindahl_{jt} \quad (2)$$

式(2)中, i 和 j 表示行业, t 表示年份, Ω 表示行业 i 的投入集合, θ_{ijt} 表示行业 j 在行业 i 总投入中的权重,即 $\theta_{ijt} = input_{ijt} / \sum_{j \in \Omega} input_{ijt}$, 2000—2004 年用 2002 年投入产出表, 2005—2009 年用 2007 年投入产出表, 2010—2013 用 2012 年投入产出表。 $Herfindahl_{jt}$ 为行业 j 在 t 期的赫芬达尔—赫希曼指数,其完整测算公式为 $Herfindahl_{jt} = \sum_{f \in \Theta} (sale_{ft} / sale_{jt})^2 = \sum_{f \in \Theta} sale_{ft}^2 / sale_{jt}^2$ 。其中, $sale_{ft}$ 表示企业 f 在 t 期的销售额, $sale_{jt}$ 表示行业 j 在 t 期的总销售额, $sale_{ft} / sale_{jt}$ 表示企业 f 在 t 期的市场占有率。

图1反映了2000—2013年中国制造业上游垄断情况。从总体趋势来看,2000—2013年中国制造业上游垄断 up_mono_{it} 指数呈现下降趋势,竞争性有所增强,但上游垄断程度依旧较高;从动态变化来看,2000—2005年制造业上游垄断下降幅度比较大,2006年以后相对比较稳定,2009年有小幅提高,其他年份基本稳定在0.004左右,下降趋势不明显。这也说明要加大供给侧结构改革力度,降低上游行业进入门槛,在牢牢控制国民经济命脉的前提下鼓励本土企业和外资企业进入,通过引入竞争逐步打破上游垄断。

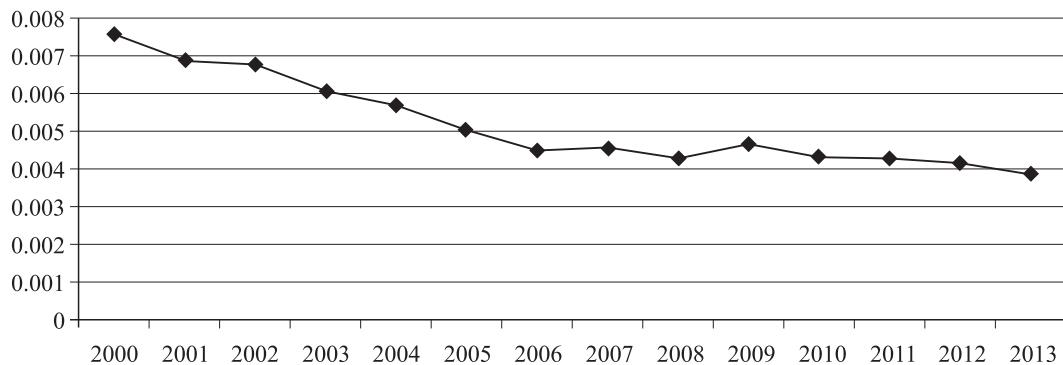


图1 2000—2013年制造业上游垄断程度变化趋势

数据来源:中国投入产出表和中国工业企业数据库

2. 企业出口技术复杂度

本文采用 Hausmann 等(2007)的方法^[1],利用微观数据对制造业企业出口技术复杂度进行了测算。本文首先计算产品 K 的技术复杂度:

$$Prody_k = \sum_j \frac{j_{jk}/Y_j}{\sum_j (y_{jk}/Y_j)} \times gdp_j \quad (3)$$

式(3)中, k 表示HS6分位代码产品, y_{jk} 表示地区 j 产品 k 的出口额, Y_j 是地区 j 的总出口额, gdp_j 表示地区 j 的人均实际 gdp 。中国海关贸易数据库统计了企业在HS8分位代码产品上每笔交易的详细情况,所以本文把企业HS8分位代码产品的出口加总到HS6分位代码产品上,计算企业出口技术复杂度如下:

$$ESI_f^{non} = \sum_k \left(\frac{y_{fk}}{y_f} \right) \times Prody_k \quad (4)$$

式(4)中, y_{fk} 表示企业 f 产品 k 的出口额, y_f 表示企业 f 的总出口额,而 y_{fk}/y_f 表示企业 f 产品 k 的出口占企业 f 总出口的比例。

为了稳健起见,本文借鉴 Xu(2007)的做法^[29],根据质量不同进行调整,具体方法如下:

$$ESI_f^{adj} = \sum_k \left(\frac{y_{fk}}{y_f} \right) \times Prody_k^{adj} \quad (5)$$

式(5)中, $Prody_k^{adj} = (q_{jk})^a \times Prody_k$,借鉴 Xu(2007)的做法^[29], a 设定为0.2,而 $q_{jk} = price_{jk} / \sum_n (r_{nk}) \times price_{nk}$,其中, $price_{jk}$ 表示地区 j 产品 k 出口的价格, r_{nk} 表示地区 n 产品 k 的出口占世界该产品总出口的比例, q_{jk} 则表示地区 j 产品 k 出口的相对价格。

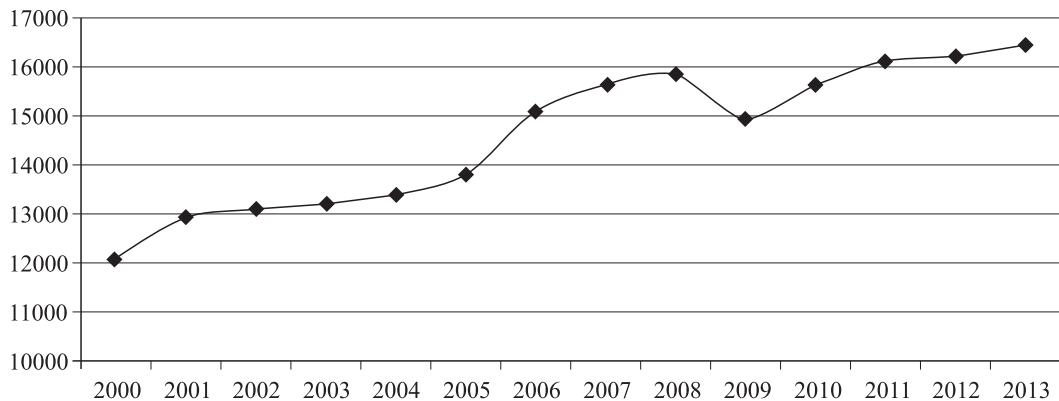


图2 2000—2013年出口技术复杂度变化趋势

数据来源:中国海关数据库和WDI

观察图2可以发现,中国制造业出口技术复杂度在样本期内总体呈现上升趋势,从2000年的12088.2美元上升到2013年的16441.47美元。除2009年受金融危机影响从15849.36美元下降至14959.96美元,制造业出口技术复杂度始终保持稳定增长,年均增速达到13.8%。2008年到2009年出口技术复杂度有所下降,究其原因是2008年的金融危机致使全球经济步入低迷态势,不仅对出口产生了冲击,对出口技术复杂度也产生了较大的负面影响。2009年到2013年均值有了一定的增长,可能是经济开始复苏,中国通过不断提升产品技术含量来加速经济转型。经济复苏给企业带来了发展机遇,企业对产品研发环节加大投入力度,这有利于产品技术复杂度的提升。

(三)数据说明

本文数据主要来源于中国工业企业数据库和中国海关数据库,样本期限为2000—2013年。借鉴Yu(2015)的匹配方法^[30],使用企业的名称和企业的电话号码加邮编识别这两个数据库中的同一家企业,最终得到本文的样本数据,共计469518个,变量的统计性描述见表1。

表1 变量的统计性描述

| 变量说明 | 变量名 | 样本数 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|---------|-----------|--------|---------|--------|---------|---------|
| 出口技术复杂度 | lnESI | 469518 | 9.5029 | 0.5297 | 3.1811 | 11.2703 |
| 制造业上游垄断 | lnup_mono | 469518 | -5.5462 | 0.6108 | -8.3179 | -1.3703 |
| 企业年龄 | age | 469518 | 2.0029 | 0.7766 | 0.0000 | 7.6069 |
| 企业规模 | lnlabor | 469518 | 5.4241 | 1.1011 | 2.3026 | 12.3159 |
| 全要素生产率 | lnlfp | 469518 | 1.4402 | 0.2326 | -4.9126 | 2.3736 |
| 资本密集度 | lnklratio | 469518 | 3.7719 | 1.4077 | 0.0000 | 12.7039 |
| 国有企业 | soe | 469518 | 0.0212 | 0.1441 | 0.0000 | 1.0000 |
| 外资企业 | foreign | 469518 | 0.2546 | 0.4356 | 0.0000 | 1.0000 |

五、实证结果与分析

(一)基准结果分析

本文主要探究制造业上游垄断对出口技术复杂度的影响,表2展示了基准回归结果。其中,第(1)列仅考虑制造业上游垄断这一指标,并加入了行业和年份固定效应,研究发现制造业上游垄断的回归系数为-0.0311,结果为负并且在1%水平上显著,说明制造业上游垄断会显著降低企业的出口技术复杂度;第(2)列加入了全部控制变量,研究发现制造业上游垄断的系数为-0.0343,依旧在1%水平上显著,表示在加入了别的影响企业出口技术复杂度的因素后,制造业上游垄断仍然与企业出口技术复杂度呈现负相关关系。通过比较表2第(1)列与第(2)列制造业上游垄断的回归系数及显著性,本文发现模型中控制变量的加入不会影响制造业上游垄断对出口技术复杂度的影响。第(3)列本文只加入制造业上游垄断这一变量,但加入了行业、城市和年份固定效应,制造业上游垄断的回归系数为-0.0322,结果依旧显著为负。第(4)列是在此基础上加入所有控制变量后的结果,可以发现制造业上游垄断的系数为-0.0354,仍然显著为负。由此可见,制造业上游垄断显著抑制企业出口技术复杂度的上升。

观察控制变量的回归结果,本文可以发现,企业全要素生产率及资本密集度的系数均为正且都在1%水平上显著,与现有研究的结论一致,说明企业资本密集度越高,全要素生产率越大,越有利于促进出口技术复杂度的提升。企业年龄的回归系数显著为负,说明企业年龄的提升可能会削弱企业研发创新动力,最终抑制出口技术复杂度的上升,这与毛其淋和方森辉(2018)^[23]、余娟娟和余东升(2018)^[31]的研究结果一致。企业规模虽然为正,但并不显著,说明企业规模与出口技术复杂度关系不

是很显著。

表 2 基准回归结果

| 变量 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| lnup_mono | -0.0311*** (-18.72) | -0.0343*** (-20.66) | -0.0322*** (-19.75) | -0.0354*** (-21.71) |
| lnage | | -0.0041*** (-5.01) | | -0.0112*** (-13.83) |
| lnlabor | | -0.0010* (-1.68) | | 0.0004 (0.64) |
| lnthfp | | 0.0347*** (12.32) | | 0.0423*** (15.07) |
| lnklratio | | 0.0382*** (82.85) | | 0.0377*** (81.45) |
| soe | | 0.0227*** (5.28) | | 0.0087** (2.02) |
| foreign | | 0.0155*** (11.39) | | 0.0051*** (3.62) |
| 常数项 | 9.3227*** (1008.98) | 9.2029*** (781.23) | 9.3176*** (1026.25) | 9.1196*** (833.19) |
| 行业固定 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 城市固定 | No | No | Yes | Yes |
| 观测值数 | 469490 | 461553 | 467168 | 459339 |
| R ² | 0.4147 | 0.4579 | 0.4405 | 0.4484 |

注:括号内的值为纠正了异方差后的 t 统计量;*、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平

(二) 机制检验

上文得出了制造业上游垄断会显著抑制出口技术复杂度的提高,接下来需要进一步检验作用机制,即制造业上游垄断是通过什么样的渠道来抑制出口技术复杂度。基于前面理论机制分析,本研究选取企业技术创新(*Inno*)、企业进入(*enter*)与退出(*exit*)作为中介变量进行深入探究,构建如下中介效应模型:

$$\ln ESI_{fit} = \alpha_1 + \beta_1 \ln up_mono_{it} + \gamma X_{fit} + z_i + year_t + \epsilon_{fit} \quad (6)$$

$$Inno_{fit} = \alpha_2 + \beta_2 \ln up_mono_{it} + \gamma X_{fit} + z_i + year_t + \epsilon_{fit} \quad (7)$$

$$enter_{fit} = \alpha_3 + \beta_3 \ln up_mono_{it} + \gamma X_{fit} + z_i + year_t + \epsilon_{fit} \quad (8)$$

$$exit_{fit} = \alpha_4 + \beta_4 \ln up_mono_{it} + \gamma X_{fit} + z_i + year_t + \epsilon_{fit} \quad (9)$$

$$\ln ESI_{fit} = \alpha_5 + \beta_5 \ln up_mono_{it} + \omega Inno_{fit} + \vartheta enter_{fit} + \xi exit_{fit} + \gamma X_{fit} + z_i + year_t + \epsilon_{fit} \quad (10)$$

其中:下标 f, i, t 分别代表企业、行业和年份;*Inno* 表示企业技术创新,采用企业专利申请数加 1 的对数值来衡量;*enter* 表示企业是否进入市场;*exit* 表示企业是否退出市场。表 3 是制造业上游垄断对出口技术复杂度影响渠道的检验结果。第(2)列的结果表明,制造业上游垄断的估计系数为-0.0024,且在 5%水平上显著为负,这说明制造业上游垄断显著抑制企业技术创新。究其原因,主要是制造业上游垄断导致下游民营企业对中间品的购买价格上升,企业生产成本上升,进而获取利润下降,最终企业可投入研发活动的资金会减少。此外,制造业上游垄断也会导致下游企业很难获取进行创新活动所需要的关键性资源,最终会抑制企业技术创新活动的展开。在第(3)列中,制造业上游垄断的估计系数显著为负,这说明在控制其他影响因素后,制造业上游垄断提高下游企业进入市场门

槛,抑制下游企业出口技术复杂度的提升。而第(4)列中制造业上游垄断的估计系数显著为正,说明制造业上游垄断会导致制造业下游高效率民营企业被挤出市场进而影响中国出口技术复杂度的提升。同时加入上述中介变量后,制造业上游垄断的估计系数依旧显著为负。因此,企业技术创新、企业进入与退出市场是制造业上游垄断影响出口技术复杂度的两个重要渠道。

表3 制造业上游垄断与企业出口技术复杂度

| 变量 | (1) lnadjprody | (2) Inno | (3) inter | (4) exit | (5) lnadjprody |
|----------------|------------------------|------------------------|-------------------------|------------------------|------------------------|
| lnup_mono | -0.0354*** (-21.71) | -0.0024** (-2.30) | -0.0030** (-2.04) | 0.0086*** (7.75) | -0.0330*** (-19.87) |
| Inno | | | | | 0.0534*** (20.53) |
| inter | | | | | 0.0049*** (2.84) |
| exit | | | | | -0.0041** (-2.08) |
| lnage | -0.0112*** (-13.83) | 0.0075*** (15.11) | -0.1115*** (-153.81) | 0.0300*** (32.75) | -0.0114*** (-13.12) |
| lnlabor | 0.0004 (0.64) | 0.0428*** (118.58) | -0.0386*** (-73.43) | -0.0031*** (-4.74) | -0.0017*** (-2.71) |
| lnltp | 0.0234*** (15.07) | 0.0492*** (20.02) | -0.0927*** (-36.87) | 0.0631*** (19.59) | 0.0362*** (11.67) |
| lnklratio | 0.0377*** (81.45) | 0.0200*** (70.80) | -0.0096*** (-23.17) | -0.0132*** (-25.90) | 0.0367*** (75.74) |
| soe | 0.0087** (2.02) | 0.0385*** (14.94) | 0.0574*** (14.93) | -0.0695*** (-14.79) | 0.0073* (1.66) |
| foreign | 0.0051*** (3.62) | -0.0378*** (-43.74) | -0.0168*** (-13.27) | -0.0245*** (-15.83) | 0.0071*** (4.83) |
| 行业固定 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 城市固定 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 观测值 | 459339 | 428340 | 459364 | 461578 | 428315 |
| R ² | 0.4484 | 0.1069 | 0.2053 | 0.5417 | 0.4475 |

注:括号内的值为纠正了异方差后的t统计量;*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平

(三)异质性分析

基于企业的异质性,下面按照企业贸易方式、所有制类型、所在地区、要素密集度进行分组,研究制造业上游垄断对不同类型企业出口技术复杂度的影响。

1. 基于企业贸易类型

基于企业贸易类型,本文将制造业企业分为一般贸易、加工贸易以及混合贸易企业。表4前三列展示了根据不同企业贸易类型的实证结果,从中可以看出,对于一般贸易和混合贸易企业,制造业上游垄断的估计系数分别为-0.0144与-0.0414,均显著为负,说明制造业上游垄断显著不利于一般贸易及混合贸易企业的出口技术复杂度的提升,且较之于一般贸易企业,制造业上游垄断对混合贸易企业出口技术复杂度的负面影响较大。而对于加工贸易企业,制造业上游垄断的回归系数虽然也为负,但并不显著。由于加工贸易企业一般是将国外市场零部件与原材料等中间品进行加工组装而后出口,其出口技术复杂度受制造业上游垄断的影响较小。一般贸易和混合贸易企业在产品生产过程中

需要的中间品多数是从本国市场买入,所以这两种类别的企业出口技术复杂度受制造业上游垄断的负面影响较大。

2. 基于企业所有制类型

基于企业所有制类型,本文将制造业企业分为本土企业与外资企业。表4最后两列分别报告了相关结果:对于本土企业,制造业上游垄断变量的估计系数为-0.0393,显著为负;对于外资企业,制造业上游垄断的估计系数为-0.0231,同样显著为负,说明制造业上游垄断会显著抑制本土企业与外资企业出口技术复杂度的提升,且对本土企业出口技术复杂度的抑制作用较大。引起上述现象的主要原由是在中国的很大一部分外资企业主要进行加工贸易,生产过程中所需的原材料及零部件等中间品大多来自国外市场,而对国内中间品的依赖较小,因此,其制造业上游垄断对出口技术复杂度的影响较小。

表4 基于企业贸易类型和所有制异质性的回归结果

| 变量 | 企业贸易类型异质性 | | | 企业所有制异质性 | |
|----------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | 一般贸易 | 加工贸易 | 混合贸易 | 本土企业 | 外资企业 |
| lnup_mono | -0.0144** (-1.99) | -0.0007 (-0.17) | -0.0414*** (-21.77) | -0.0393*** (-20.29) | -0.0231*** (-7.71) |
| lnage | -0.0118*** (-7.85) | -0.0137*** (-4.65) | -0.0125*** (-12.44) | -0.0101*** (-10.76) | -0.0180*** (-10.86) |
| lnlabor | 0.0026** (2.01) | -0.0091*** (-4.62) | -0.0002 (-0.34) | 0.0006 (0.37) | -0.0013 (-1.23) |
| lnthfp | 0.0284*** (4.66) | 0.0770*** (9.18) | 0.0407*** (12.00) | 0.0407*** (11.99) | 0.0535*** (10.77) |
| lnklratio | 0.0359*** (35.10) | 0.0464*** (29.80) | 0.0366*** (67.44) | 0.0365*** (65.00) | 0.0407*** (50.14) |
| soe | 0.0037 (0.53) | -0.0156 (-0.89) | 0.0073 (1.20) | | |
| foreign | -0.0050 (-1.49) | 0.0035 (0.75) | 0.0100*** (6.14) | | |
| 行业固定 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 城市固定 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| R ² | 0.4003 | 0.4171 | 0.4834 | 0.3937 | 0.4871 |
| 观察值 | 122631 | 40296 | 296385 | 197246 | 262066 |

注:括号内的值为纠正了异方差后的t统计量;*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平

3. 基于企业地区异质性

基于企业地区异质性,本文将制造业企业根据所在区域分为东部、中部、西部进行分组检验(见表5)。东部地区企业和中部地区企业回归结果分别为-0.0372和-0.0351,且都在1%水平上显著,说明制造业上游垄断显著抑制这两个地区企业出口技术复杂度的提升,且对东部地区企业出口技术复杂度的抑制作用略大,而西部地区的回归系数不显著。可能的原因是东中部地区企业出口技术复杂度相对较高,受到上游垄断的抑制作用更大,西部地区企业出口技术复杂度相对较低,上游垄断不是主要影响因素。

4. 基于企业要素密集度异质性

借鉴陈丰龙和徐康宁(2012)的研究^[32],将制造业企业分为劳动密集型、资本密集型和技术密集型

企业三个子样本(见表5)。从中可以发现,对于技术密集型企业,制造业上游垄断估计系数为-0.2005,且在1%水平上显著,说明制造业上游垄断会显著降低技术密集型企业的出口技术复杂度,而对资本密集型和劳动密集型企业出口技术复杂度影响较小或不显著。导致上述回归结果的原因可能是在中国制造业上游垄断引致技术密集型企业不易获取研发活动中必需的某些核心资源,企业研发创新受阻,最终抑制其出口技术复杂度的提升。

表5 基于企业地区和要素密集度异质性的回归结果

| 变量 | 地区异质性 | | | 要素密集度异质性 | | |
|----------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|
| | 东部 | 中部 | 西部 | 技术密集型 | 资本密集型 | 劳动密集型 |
| lnup_mono | -0.0372*** (-22.03) | -0.0351*** (-4.96) | 0.0072 (0.57) | -0.2005*** (-51.48) | -0.0148** (-2.43) | 0.0045 (0.51) |
| lnage | -0.0114*** (-13.60) | -0.0110*** (-3.03) | -0.0115** (-2.29) | -0.0188*** (-11.31) | -0.0112*** (-6.97) | -0.0048*** (-4.91) |
| lnlabor | 0.0006 (0.95) | -0.0033 (-1.19) | 0.0104** (2.49) | 0.0186*** (14.61) | -0.0064*** (-5.53) | -0.0095*** (-13.69) |
| lnlfp | 0.0442*** (15.24) | 0.0089 (0.67) | -0.0012 (-0.05) | 0.0891*** (15.65) | 0.0482*** (8.51) | 0.0194*** (5.61) |
| lnklratio | 0.0375*** (78.93) | 0.0384*** (16.25) | 0.0293*** (8.25) | 0.0578*** (60.07) | 0.0357*** (39.43) | 0.0163*** (28.50) |
| soe | 0.0172*** (3.44) | -0.0055 (-0.43) | -0.0017 (-0.10) | 0.0391*** (3.94) | -0.0074 (-0.81) | -0.0031 (-0.65) |
| foreign | 0.0055*** (3.83) | 0.0218** (2.37) | -0.0394*** (-2.79) | -0.0001 (-0.24) | 0.0282*** (10.06) | 0.0077*** (4.53) |
| 行业固定 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 城市固定 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| R ² | 0.4554 | 0.4117 | 0.3714 | 0.2541 | 0.1310 | 0.1099 |
| 观察值 | 423919 | 25198 | 10221 | 152408 | 113986 | 192931 |

注:括号内的值为纠正了异方差后的t统计量;*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平

(四)稳健性检验

为了保证上述结论的准确性,下面从多个角度进行稳定性检验。

1. 核心解释变量重新测度

前文公式(2)中的投入权重是根据2002、2007、2012年《中国投入产出表》数据测算得来,投入结构的变化可能会影响结论,基于此,本文仅用2002年《中国投入产出表》投入权重重新计算制造业上游垄断程度。此外,本文在基准回归部分参考Hausmann等(2007)的方法^[1],并经过产品质量调整后测算出口技术复杂度,还需要利用质量未经调整的企业出口技术复杂度进行稳健性检验。从表6前两列可以看出,上游垄断的回归系数均显著为负,且前基准回归结果差别很小,说明本文得出的结论不会因为核心变量测度方法的改变而受到影响。

2. 两阶段最小二乘法回归

由于本文的核心解释变量(制造业上游垄断)是行业层面,而被解释变量(出口技术复杂度)是企业层面,因此,由逆向因果关系导致产生内生性问题的可能性不大,但也不排除一些宏观经济因素会对制造业上游垄断和企业出口技术复杂度同时产生影响,导致内生性问题。参考李胜旗和毛其淋(2017)、陆文香和何有良(2018)等的做法,^[19-20]本文将上游垄断程度的滞后一期项作为工具变量,采

用两阶段最小二乘法(2SLS)展开回归。从表6第(3)列可以看出, \lnup_mono 的估计系数依旧为负且在1%水平上显著,进一步说明了本文结论的稳健性。

3. 使用行业层面的制造业出口技术复杂度

本文主要计算了企业层面的出口技术复杂度,从微观层面探究制造业上游垄断对企业出口技术复杂度的影响。考虑到稳健性,接下来利用2000—2013年30个制造业行业的出口技术复杂度来进行检验。表6最后一列显示,使用行业层面的制造业数据得到的结果在5%水平上显著为负,与企业微观层面得出的结论一致。

表6 稳健性检验结果

| 变量 | (1) 制造业上游垄断的 其他衡量 | (2) 企业出口技术复杂度 的其他衡量 | (3) 2SLS |
|-----------------|-------------------------|---------------------------|------------------------|
| \lnup_mono | | -0.0305*** (-18.21) | -0.0809*** (-15.77) |
| \lnup_mono^* | -0.0347*** (-22.81) | | |
| \lnage | -0.0112*** (-13.68) | -0.0069*** (-8.31) | -0.0113*** (-10.10) |
| \lnlabor | 0.0003 (0.58) | -0.0055*** (-9.15) | 0.0015** (2.03) |
| $\ln tfp$ | 0.0424*** (15.09) | 0.0138*** (4.80) | 0.0515*** (14.35) |
| \lnklratio | 0.0377*** (81.53) | 0.0380*** (79.94) | 0.0400*** (64.76) |
| soe | 0.0086** (1.99) | 0.0111** (2.51) | 0.0056 (1.01) |
| $foreign$ | 0.0052*** (3.65) | 0.0049*** (3.35) | 0.0037** (2.14) |
| 行业固定 | Yes | Yes | Yes |
| 年份固定 | Yes | Yes | Yes |
| 城市固定 | Yes | Yes | Yes |
| R^2 | 0.4484 | 0.4847 | 0.0162 |
| 观察值 | 459339 | 459351 | 288719 |

注:括号内的值为纠正了异方差后的t统计量;*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平

六、结论与对策建议

本文首先分析了制造业上游垄断影响出口技术复杂度的理论机制,然后利用中国投入产出表和微观数据分别测度了制造业上游垄断程度和出口技术复杂度,并进行了实证检验,得到如下主要结论:第一,2000—2013年中国制造业上游垄断整体呈现下降趋势,市场竞争的程度有所提高,但2006年以后基本保持不变,打破上游垄断还需要进一步加大供给侧结构改革力度;第二,总体上,制造业上游垄断显著抑制出口技术复杂度的提升,即使排除内生性问题以后,结果依然稳健;第三,从制造业分样本来看,制造业上游垄断对混合贸易企业、本土企业、东部地区企业、技术密集型企业等出口技术复杂度的负面影响较大,而对加工贸易企业、外资企业、西部地区企业、劳动密集型与资本密集型企业出口技术复杂度影响较小;第四,中介效应检验还发现,制造业上游垄断主要通过影响技术创新、企业进

入退出来抑制出口技术复杂度的提升。基于这些研究结论,建议从以下四个方面改善上游垄断,提高中国出口技术复杂度。

1. 加大供给侧结构改革力度,有序降低上游行业的市场准入门槛

本研究表明,制造业上游垄断对中国企业出口技术复杂度提升具有抑制作用,在供给侧改革背景下,通过降低上游行业市场准入门槛,让更多的民营企业和外资企业进入,提高竞争程度是有效途径。目前上游垄断企业绝大多数是国有企业,有一些是自然垄断,有一些是行政垄断,在放宽市场准入时要根据不同行业垄断特征制定不同的政策。对于一些敏感性行业,可以在确保国有控股的前提下探索混合经营模式,提高经营效率,降低下游企业的投入成本,激发下游企业科技创新。

2. 提高本土企业国际化水平,减弱国内上游垄断的抑制效应

本文的异质性分析发现,制造业上游垄断对本土企业,尤其是技术密集型企业出口技术复杂度的抑制效应更加显著。虽然改善国内制造业上游垄断是最优策略,但由于利益集团、市场分割等决定了在短期内很难彻底打破上游垄断。那么,本土企业可以通过加快国际化缓解上游垄断的抑制效应,一方面,加大国际采购力度,通过进口替代国内上游垄断部分的产品和服务,另一方面,通过兼并收购国外处于上游垄断地位的企业,以纵向一体化的方式向上游垄断环节延伸,摆脱对国内上游垄断行业的过度依赖。

3. 打造良好的创新氛围,促进技术密集型企业加快发展

制造业上游垄断对技术密集型企业出口技术复杂度的抑制作用最为显著。正如上文所述,上游垄断会通过影响创新进而抑制出口技术复杂度,而创新是技术密集型企业的命脉。这就需要政府在不努力改善上游垄断的同时,积极打造良好的创新氛围,发挥资本市场、风险投资等在增加创新投入方面的作用,加强知识产权保护,为技术密集型企业加快创新创造条件。

4. 减轻上游垄断对进入退出的扭曲,优化资源配置效率

制造业上游垄断抑制出口技术复杂度的一个重要渠道是对市场进入退出的扭曲,不仅提高了高技术企业进入的门槛,还增加了在位高技术企业退出的概率。正常的进入退出有利于优化资源配置,但上游垄断的扭曲效应不利于提升中国企业出口技术复杂度。因此,在“放管服”改革中还需要考虑上游垄断对市场主体进入退出的隐性障碍,尤其是要给予高科技企业更多的支持。

[参 考 文 献]

- [1] HAUSMANN R, HWANG J, RODRIK D. What you export matters[J]. Journal of Economics Growth, 2007(12):1-25.
- [2] 王永进,盛丹,施炳展,等. 基础设施如何提升了出口技术复杂度? [J]. 经济研究, 2010(7):103-115.
- [3] 代中强. 知识产权保护提高了出口技术复杂度吗? —来自中国省际层面的经验研究[J]. 科学学研究, 2014(12):1846-1858.
- [4] 罗军. 生产性服务 FDI 对制造业出口技术复杂度的影响研究[J]. 中国管理科学, 2020(7):54-65.
- [5] SCHOTT P K. The relative sophistication of Chinese exports[J]. Economic Policy, 2008, 23(53):5-49.
- [6] 戴翔,张二震. 中国出口技术复杂度真的赶上发达国家了吗[J]. 国际贸易问题, 2011(7):3-16.
- [7] 杜运苏. 出口技术复杂度影响我国经济增长的实证研究—基于不同贸易方式和企业性质[J]. 国际贸易问题, 2014(9):3-12.
- [8] XU B, LU J Y. Foreign direct investment, processing trade, and the sophistication of China's exports[J]. China Economic Review, 2009, 20(3):425-439.
- [9] 戴翔,金碚. 产品内分工、制度质量与出口技术复杂度[J]. 经济研究, 2014(7):4-17.

- [10] 王思语, 郑乐凯. 全球价值链嵌入特征对出口技术复杂度差异化的影响[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36(5): 65—82.
- [11] 赵富森. 劳动力成本上升是否影响了制造业的出口技术复杂度[J]. 国际经贸探索, 2020, 36(8): 23—37.
- [12] 雷娜, 郎丽华. 国内市场一体化对出口技术复杂度的影响及作用机制[J]. 统计研究, 2020(2): 52—64.
- [13] FAN Z B, ANWAR S, HUANG S J. Cultural diversity and export sophistication[J]. International Review of Economics & Finance, 2018(58): 508—522.
- [14] BAS M. Does services liberalization affect manufacturing firms' export performance? Evidence from India[J]. Journal of Comparative Economics, 2014, 42(3): 569—589.
- [15] GILBERT J, KOSKA Q A, OLADI R. International trade, upstream market power, and endogenous mode of downstream competition[R]. Working Paper, No. 22/2020.
- [16] 黄昕, 平新乔. 行政垄断还是自然垄断——国有经济在产业上游保持适当控制权的必要性再探讨[J]. 中国工业经济, 2020(3): 81—99.
- [17] BAS M, CAUSA O. Trade and product market policies in upstream sectors and productivity in downstream sectors: Firm-level evidence from China[J]. Journal of Comparative Economics, 2013, 41(3): 843—862.
- [18] 吕云龙, 吕越. 上游垄断与制造业出口的比较优势——基于全球价值链视角的经验证据[J]. 财贸经济, 2017(8): 98—111.
- [19] 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.
- [20] 陆文香, 何有良. 上游垄断如何影响企业出口——来自中国制造业企业的微观证据[J]. 国际贸易问题, 2018(7): 1—14.
- [21] MIN B Z. Upstream monopoly and the markup of Chinese export firms[J]. Sustainable Development, 2020, 10(3): 330—337.
- [22] 刘德学, 钟湘玥. 国外上游垄断、贸易政策与本土企业加成率[J]. 当代财经, 2020(10): 99—110.
- [23] 毛其淋, 方森辉. 创新驱动与中国制造业企业出口技术复杂度[J]. 世界经济与政治论坛, 2018(2): 1—24.
- [24] 刘瑞明, 石磊. 上游垄断、非对称竞争与社会福利——兼论大中型国有企业利润的性质[J]. 经济研究, 2011(12): 86—96.
- [25] 李俊青, 苗二森. 不完全契约条件下的知识产权保护与企业出口技术复杂度[J]. 中国工业经济, 2018(12): 115—133.
- [26] HEAD K, RIES J. Heterogeneity and the FDI versus export decision of Japanese manufacturers[J]. Journal of the Japanese and International Economics, 2003, 17(4): 448—467.
- [27] 许和连, 成丽红, 孙天阳. 制造业投入服务化对企业出口国内附加值的提升效应——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.
- [28] HALL R E, JONES C I. Why do some countries produce so much more output per worker than others? [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1999, 114(1): 83—116.
- [29] XU B. Measuring China's export sophistication[R]. Working Paper, China Europe International Business School, 2007.
- [30] YU M J. Processing trade, tariff reductions and firm productivity: Evidence from Chinese firms[J]. Economic Journal, 2015, 125(585): 943—988.
- [31] 余娟娟, 余东升. 政府补贴、行业竞争与企业出口技术复杂度[J]. 财经研究, 2018(3): 112—124.
- [32] 陈丰龙, 徐康宁. 本土市场规模与中国制造业全要素生产率[J]. 中国工业经济, 2012(5): 44—56.

(责任编辑: 蒋萍)

(下转第 88 页)