

# 区域市场一体化对制造企业全球价值链攀升的影响

王智新,高天,王若男

(河北大学经济学院,河北保定071002)

**摘要:**以长三角一体化政策前两次扩容为切入点,尝试回答区域市场一体化是否促进制造企业全球价值链攀升这一关键问题,并对其背后的作用渠道和机制进行了探索。研究发现,区域市场一体化可以显著促进中国制造企业全球价值链攀升,在经过一系列稳健性检验后,上述结论依然成立;其主要作用渠道是生产要素流通水平和地区创新能力的提升;在作用机制方面,政府与市场的关系以及资本错配水平在其中发挥了调节作用。进一步的异质性分析表明,区域市场一体化政策对劳动密集型企业、低产业集聚企业和中外合资企业全球价值链地位的影响最为显著。为打破地方保护和市场分割、充分发挥超大规模市场优势、加快中国制造业全球价值链地位攀升提供了学术支持。

**关键词:**全球价值链攀升;区域市场一体化;出口国内附加值率;全国统一大市场

**中图分类号:**F740 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-6049(2023)03-0089-11

## 一、引言

中国加入世贸组织后,以劳动力、政策支持等优势,积极参与国际分工与合作,为全球价值链体系构建作出重要贡献。但如今,中国制造业仍处于全球价值链中低端,面临利润率低、产业结构失衡和核心技术受制于人的问题。越南等新兴经济体生产成本更低,加之西方制造业回流,令中国制造业面临双重挤压风险。提升制造业在全球价值链中的地位,促使其向高端攀升,是中国经济发展、转型和改革过程中必须解决的核心问题。

2019年底暴发的新冠肺炎疫情,导致各国经济衰退和国际经济不确定风险增加。以往我国主要依靠“外循环”实现技术进步、提高全球价值链地位和增强国际竞争力的做法已不可持续。党的二十大报告指出,“依托我国超大规模市场优势”“推动经济实现质的有效提升和量的合理增长”。建设全国统一大市场是发挥超大规模市场优势的前提,但目前普遍存在的市场分割现象明显阻碍了全国统一大市场建设和超大规模市场优势的发挥。因此,我国在不同地区大力推行区域市场一体化政策,打破地区间“以邻为壑”的现象,建立全国统一大市场,助力构建“双循环”新发展格局。本文以长三角一体化前两次扩容为切入点,聚焦区域市场一体化对我国制造企业全球价值链的影响,旨在回答以下

收稿日期:2023-02-10;修回日期:2023-05-14

**基金项目:**国家社会科学基金重大项目“协同推进降碳、减污、扩绿、增长的体制机制研究”(23ZDA106);国家社会科学基金重点项目“数字产业价值空间集聚及其对区域经济发展影响的统计测度研究”(20ATJ004);国家社会科学基金后期资助项目“新贸易保护下中国对外贸易高质量发展的产业逻辑”(20FJLB008);河北大学哲学社会科学重点培育项目“协同推进强大国内市场和贸易强国建设研究”(2021HPY010);河北大学雄安新区专项研究项目“雄安新区数字经济和实体经济融合促进高质量发展研究”(2023HXA010)

**作者简介:**王智新(1981—),男,河南南阳人,经济学博士,河北大学经济学院教授,博士生导师,研究方向为国际贸易与国际投资;高天(1998—),男,河北衡水人,河北大学经济学院硕士研究生,研究方向为国际贸易与国际投资;王若男(1998—),女,河北保定人,河北大学经济学院硕士研究生,研究方向为国际贸易与国际投资。

问题:区域市场一体化是否能显著提升我国制造企业全球价值链地位?其背后作用渠道和机制是什么?在考虑企业异质性特征后,该提升作用是否依然显著?

本文面临两个问题:一是内生性问题。本研究将长三角一体化政策前两次扩容视为准自然实验,采用双重差分模型,最大程度上缓解了内生性问题。二是全球价值链攀升变量的度量问题。学者们使用的方法包括出口技术复杂度、上游度指标和企业出口国内附加值率等。本研究选择了企业出口国内附加值率(DVAR)来衡量企业在价值链上的地位,该指标可在微观层面上对我国制造企业的全球价值链地位作出准确评估,有利于问题的深入研究。

与本文研究主题密切相关的文献主要有两类。第一类文献主要从市场分割的角度分析区域市场一体化政策与区域内经济发展的联系。第一,在市场分割阻碍要素市场流通方面,经济基础差、经济体量小的边缘城市受到“马太效应”或“虹吸效应”的影响,其自身本不富裕的生产要素会加速流向经济基础好、经济体量大的中心城市,加速形成“中心城市快速发展、边缘城市发展受限甚至没落”的不健康状态<sup>[1]</sup>。第二,在市场分割堵塞地方企业创新通道方面,吕越等<sup>[2]</sup>以及许和连等<sup>[3]</sup>学者认为,市场分割通过以下两个方面堵塞企业创新通道:一方面,中高端产业链企业通过提高地区内低端产业链企业的生产成本来保护自身的利益;另一方面,严重的市场分割抑制地区内部知识溢出效应,减少国内中间品供给,进而抑制低端产业链企业的创新行为,最终导致出现“低端锁定”现象。第三,在市场分割影响区域内协调发展方面,刘志彪<sup>[4]</sup>、韩剑和郑秋玲<sup>[5]</sup>、朱英明等<sup>[6]</sup>和江飞涛等<sup>[7]</sup>学者认为,市场分割现象的存在给当地政府和国有企业干预市场提供了巨大空间,他们基于财政税收和官员晋升的考虑,使用行政审批、政府补贴和融资支持等手段过度支持本地企业发展而排斥外地企业进入,忽视区域内部的经济协调性。第四,在市场分割影响资本错配水平方面,吕越等<sup>[2]</sup>、陈小亮和陈伟泽<sup>[8]</sup>、张建华和邹凤明<sup>[9]</sup>等学者发现,区域内市场分割现象的存在使得资本未能按照资本边际产出相等的原则在不同生产部门之间配置,产生严重的“资本错配”现象。郭娟娟等<sup>[10]</sup>指出,市场分割现象削弱了外资进入对中国企业全球价值链攀升的积极影响。吕越等<sup>[2]</sup>从微观企业层面检验市场分割对企业出口国内附加值率的影响,发现市场分割会导致企业参与全球价值链的国内增加值下降,降低企业规模经济收益,不利于企业全球价值链攀升。市场分割策略仅对地方政府而言是短期内的占优策略,但长期来看,严重阻碍中国企业价值链攀升。

第二类文献重点关注区域市场一体化政策的效应评估,这些文献聚焦于区域经济一体化政策的效应评估。早在1950年,Viner<sup>[11]</sup>就对区域市场一体化政策的效应进行研究,指出区域市场一体化政策有利于区域内贸易价值创造效应和贸易价值转移效应,并由此创立关税同盟理论。后来学者立足于Viner<sup>[11]</sup>的研究框架,对区域市场一体化政策的效应评估展开具体分析。第一,在企业进入壁垒方面,Aitken and Harrison<sup>[12]</sup>指出,欧盟地区的区域市场一体化政策实现了区域内国家的贸易价值创造与转移;Geldi<sup>[13]</sup>在Aitken and Harrison<sup>[12]</sup>的研究基础上,通过具体测算得出结论,区域一体化政策将提升欧盟内贸易价值的创造与转移能力,预计增长6倍;国内学者伍晓光和孙文莉<sup>[14]</sup>指出,这种贸易价值创造与转移效应在我国与东盟地区之间的区域市场一体化政策上也相当突出。第二,在实现公平竞争方面,学者们认为区域市场一体化可以减少企业进入市场的壁垒,扩大其市场规模并减少垄断现象,实现最大程度的公平竞争。第三,在推动产业集聚与地区专业化方面,新贸易理论学者还指出,区域市场一体化政策可以通过规模报酬递增、差异化产品和不完全竞争实现产业集聚和地区生产专业化。后续学者们的研究在其基础上提供了实证层面的稳健证据:Kim<sup>[15]</sup>研究指出,美国国内的区域市场一体化政策使美国各地区的产业结构明显升级,专业化程度显著提高;国内学者吴中庆和刘永健<sup>[16]</sup>通过对长三角一体化政策的效应评估发现,长三角一体化政策通过产业集聚效应的发挥,促进生产资源集聚并缓解资源错配问题,实现企业经营绩效的提升和地区产业结构的优化升级。

综上所述,现有文献虽对区域市场一体化政策有多方面的讨论,但仍有进一步拓展和优化之处。本文的边际贡献在于:第一,将区域市场一体化和制造企业全球价值链攀升置于统一的研究框架下,从微观企业层面评估了政策影响;第二,采用双重差分模型,最大程度缓解前人文献存在的内生性问题,为区域

市场一体化能否提高制造企业全球价值链攀升提供了可靠证据;第三,分析区域市场一体化影响企业全球价值链攀升的作用机制,并提出可行的政策建议,为政府和企业提供决策参考。

本文余下部分安排如下:第二部分是政策背景与理论分析,第三部分是数据与模型设置,第四部分是实证结果与分析,第五部分是作用渠道与作用机制分析,第六部分是结论与政策建议。

## 二、政策背景与理论分析

### (一) 区域市场一体化政策

目前,学界研究区域市场一体化政策的重点集中在长三角一体化政策,这是因为它是我国最早的区域一体化政策之一,涉及多个省和直辖市,包括当前中国经济开放水平和人均 GDP 最高的地区。在 2018 年首届中国国际进口博览会上,习近平总书记宣布支持长三角一体化政策升级为国家级战略。2019 年 5 月,中共中央政治局会议上通过了《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》。截至目前,长三角一体化政策的实施有效缓解了区域市场分割等问题,促进了区域内生产要素的流通和经济发展活力的提升。

### (二) 理论分析与研究假设

本文认为,区域市场一体化主要通过提高要素市场一体化和增强地区创新能力两个渠道帮助地区企业实现全球价值链攀升。一方面,区域市场一体化通过提升要素市场一体化水平,从而实现企业全球价值链攀升。正如上文所述,各区域内部市场分割阻碍了生产要素在区域内的自由流动,制约了区域内企业创新和全球价值链攀升,使得各区域内部难以形成人才、科技和知识生产要素的共同市场。而区域市场一体化政策的根本目的是在我国不同地区间形成规模庞大的“城市群”经济,并通过其特有的规模经济效应和产业协作,实现经济发展模式转型和人民生活水平的提高。同时,“城市群”经济本质是生产要素在“城市群”内部的充分自由流动,区域市场一体化政策从政策创新的高度出发,通过行政手段要求区域内各级政府主动打破市场分割的行政障碍,以提高区域内要素市场一体化水平。已有文献也指出,区域市场一体化政策的实行缓解了市场分割现象,提高了区域内要素市场一体化水平,进而提高了企业的全球价值链地位。另一方面,区域市场一体化通过增强地区创新能力,从而实现地区企业全球价值链攀升。区域市场一体化政策能够提高区域内要素市场一体化水平,而知识和生产技术作为技术创新过程中关键的生产要素,在区域内自由流动的障碍被打破,知识和生产技术的自由流动得到了政策上的充分支持和保障。事实上,长三角城市经济协调会成立以来,不仅在协同发展、经济合作和资源共享等领域进行了广泛和深入的合作,在科研交流方面的合作力度也不断加强,在长三角地区城市群内产生了显著的知识溢出效应,提高了地区创新能力。学者们普遍认为,知识和生产技术的充分流动能够通过知识溢出效应提高各地区的创新水平。而地区创新能力提高和创新成果的转化势必会为企业提高技术水准、实现全球价值链攀升起到积极作用。

综上所述,本文提出以下假说。

假说 1:区域市场一体化政策促进我国制造企业全球价值链攀升。

假说 2:区域市场一体化通过提高要素市场一体化实现全球价值链攀升。

假说 3:区域市场一体化通过增强地区创新能力实现全球价值链攀升。

## 三、数据构建与实证模型设置

### (一) 数据构建

#### 1. 被解释变量

本文利用 Brandt *et al.*<sup>[17]</sup>提出的方法,合并中国工业企业数据库和中国海关贸易数据库的数据,剔除存在明显异常值的样本,并在此基础上,借鉴张杰等<sup>[18]</sup>、Kee and Tang<sup>[19]</sup>以及高翔等<sup>[20]</sup>的测算方法,计算各企业的 *DVAR*。

由于一些企业未获得进出口经营权限,会将进出口贸易委托给贸易中间商进行,导致进出口总额被高估。因此本文要将样本中的贸易中间商剔除,并计算出这些企业真实的进出口总额。本文借鉴

Ahn *et al.* [21] 的方法,将样本企业中名称包含“进出口”“贸易”“经贸”“外经”和“科贸”等关键词的企业认定为贸易中间商,并计算出贸易中间商企业的进口额占全样本企业进口额的比重 *ratio*。根据公式  $im_{i,t}^{true} = im_{i,t} / (1 - ratio)$  计算出样本企业真实的进口总额  $im_{i,t}^{true}$ ,并按贸易方式不同,区分出企业的加工贸易真实额  $im_{i,t}^{p,true}$  和一般贸易真实额  $im_{i,t}^{o,true}$ 。进而,本文从一般贸易真实额  $im_{i,t}^{o,true}$  中区分出中间品进口额  $im_{i,t}^{o,true,BEC}$ 。根据 Upward *et al.* [22] 的假设,加工贸易企业会将其全部进口产品当作中间品投入生产,因此本文不需要识别加工贸易中的中间品进口额。

最后,利用上述变量的定义,本文将制造企业 *DVAR* 定义为:

$$DVAR_{i,t} = \begin{cases} 1 - \frac{im_{i,t}^{o,true,BEC}}{Y_{i,t}^o} & \eta = 1 \\ 1 - \frac{im_{i,t}^{p,true}}{Y_{i,t}^p} & \eta = 2 \\ \lambda_1 \left( 1 - \frac{im_{i,t}^{o,true,BEC}}{Y_{i,t}^p} \right) + \lambda_2 \left( 1 - \frac{im_{i,t}^{p,true}}{Y_{i,t}^p} \right) & \eta = 3 \end{cases}$$

其中,  $\eta = 1$ 、 $\eta = 2$  和  $\eta = 3$  分别表示一般贸易企业、加工贸易企业和混合贸易企业。 $\lambda_1$  和  $\lambda_2$  分别表示混合贸易企业从事一般贸易活动的比重和从事加工贸易活动的比重。计算出各年份各样本企业的 *DVAR* 后,本文将 *DVAR* 大于 1 和小于 0 的样本、贸易中间商的样本和中间品进口额大于中间品总投入的样本进行剔除。

## 2. 解释变量

长三角一体化政策自 2003 年起分多次进行扩容,受限于所使用的样本区间(2000 年至 2013 年),本文仅将长三角一体化 2003 年和 2010 年的扩容政策纳入多期双重差分模型。若企业 *i* 在 2003 年的注册地址为上海市、无锡市、宁波市、舟山市、苏州市、扬州市、杭州市、绍兴市、南京市、南通市、常州市、湖州市、嘉兴市、镇江市、泰州市或台州市,则企业在 2003 年及以后的 DID 值为 1;若企业 *i* 在 2010 年的注册地址为盐城市、淮安市、金华市、合肥市、马鞍山市或衢州市,则企业在 2010 年及以后的 DID 值为 1,其余情况 DID 值均为 0。

## 3. 控制变量

本文在控制变量的选取上,主要参考张杰和周晓艳 [23] 的做法,选取一些与企业自身经营状况相关的一些变量,具体包括工业总产值(*TIOA*)、出口交货值(*EDA*)、雇员数量(*EMPLOY*)、全要素生产率(*TFP*)、应交增值税(*ATAX*)、研发投入(*RD*)、利润总额(*TPROFIT*)和总资产(*TASSET*)。

## 4. 变量说明

通过上述数据构建和处理,本文共获得 105 600 个观测值,并对所使用的主要变量进行了描述性统计,结果如表 1 所示。

表 1 主要变量的描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>DVAR</i>	105 600	0.875 0	0.216 0	0	1
<i>DID</i>	105 600	0.364 0	0.481 0	0	1
<i>TIOA</i>	105 600	1.631 0	10.360 0	0.006 0	823.1
<i>EDA</i>	105 600	0.833 0	7.454 0	0	712.4
<i>EMPLOY</i>	105 600	435.00	1 049	24	60 834
<i>TFP</i>	105 600	6.822 0	1.071 0	0.235 0	12.68
<i>ATAX</i>	105 600	0.032 0	0.350 0	-3.381 0	50.98
<i>RD</i>	105 600	0.008 9	0.344 0	0	71.42
<i>TPROFIT</i>	105 600	0.088 5	0.674 0	0	101.3
<i>TASSET</i>	105 600	1.244 0	7.655 0	0.002 1	756.2

## (二) 构建计量模型

为探索区域市场一体化对制造企业全球价值链攀升的影响,本文设置如下双重差分模型作为基准模型进行研究。

$$DVAR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{i,t} + \alpha_2 CONTROL_{i,t} + IDFE + YEARFE + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

在作用渠道部分,本文借鉴江艇 [24] 的研究,建立中介效应模型(2),并进行 Sobel 检验和 Bootstrap 检验,证明中介效应的稳健性。

$$\begin{cases} DVAR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{i,t} + \alpha_2 CONTROL_{i,t} + IDFE + YEARFE + \varepsilon_{i,t} \\ MED_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DID_{i,t} + \beta_2 CONTROL_{i,t} + IDFE + YEARFE + \varepsilon_{i,t} \\ DVAR_{i,t} = \chi_0 + \chi_1 DID_{i,t} + \chi_2 MED_{i,t} + \chi_3 CONTROL_{i,t} + IDFE + YEARFE + \varepsilon_{i,t} \end{cases} \quad (2)$$

在机制分析部分,本文借鉴江艇<sup>[24]</sup>的研究,建立调节效应模型(3):

$$DVAR_{i,t} = \theta_0 + \theta_1 DID_{i,t} + \theta_2 DID_{i,t} \times MID_{i,t} + \theta_3 CONTROL_{i,t} + IDFE + YEARFE + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中, $i$ 表示企业个体, $t$ 表示年份; $DVAR_{i,t}$ 是本文的被解释变量,表示*i*企业在*t*年度的DVAR; $DID_{i,t}$ 是本文的核心解释变量,即双重差分估计量; $CONTROL_{i,t}$ 是一个变量合集,表示本文所选取的所有控制变量; $IDFE$ 代表个体固定效应, $YEARFE$ 表示时间固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 是随机扰动项。

在模型(1)中,系数 $\alpha_1$ 是本文研究的重点,若其显著为正,则表示区域市场一体化促进我国制造业企业全球价值链攀升,反之则表示区域市场一体化抑制我国制造业企业全球价值链攀升。

在模型(2)中, $MED_{i,t}$ 是本文所选取的中介变量,为要素市场一体化和地区创新能力。系数 $\beta_1$ 、 $\chi_1$ 和 $\chi_2$ 是本文研究的重点,若其均显著,说明中介效应成立,即区域一体化通过该中介变量影响我国制造业DVAR。

在模型(3)中, $MID_{i,t}$ 是本文所选取的调节变量。具体而言,本文使用樊纲等<sup>[25]</sup>提出的市场化指数中“政府与市场关系”和季书涵等<sup>[26]</sup>测算的“资本错配水平”作为调节变量。在此模型中,本文所关注的重点是调节变量与双重差分变量交互项 $DID_{i,t} \times MID_{i,t}$ 的回归系数 $\theta_2$ ,若其显著,则表明该变量在区域市场一体化对我国制造业企业全球价值链攀升的影响过程中发挥调节作用。

#### 四、实证结果分析

##### (一) 基准回归结果

本文主要使用普通最小二乘法(OLS)和双向固定效应模型(TWFE)开展基准回归,结果见表2中的第(1)至第(4)列。此外,考虑到制造企业DVAR的取值范围均处于0至1之间,可能会存在一定的数据截留和截堵问题,使得OLS和TWFE的回归结果有偏差,所以本文使用受限因变量模型

表2 基准回归模型

变量	OLS (1)	OLS (2)	TWFE (3)	TWFE (4)	TOBIT (5)
<i>DID</i>	0.038 8*** (0.002)	0.034 7*** (0.002)	0.1081*** (0.036)	0.120 2*** (0.035)	0.034 4*** (0.001)
<i>Control</i>	No	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>IDFE</i>	No	No	Yes	Yes	No
<i>YEARFE</i>	No	No	No	Yes	Yes
N	105 574	105 574	105 574	105 574	105 574

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著,括号内为聚类到个体层面的稳健标准误。

(TOBIT)模型进行回归,作为OLS和TWFE回归结果的补充,结果见表2中的第(5)列。

从表2可以看到,无论使用何种模型,核心解释变量对被解释变量的回归系数均为正,且在至少5%的显著性水平下成立,即区域市场一体化显著提高了我国企业的全球价值链地位。由于使用TOBIT模型得到的结论与使用OLS、TWFE模型得到的结论并无本质差异,且TOBIT模型作为非线性模型,使用固定效应回归会导致估计结果产生偏误,故本文主要使用双向固定效应回归结果作为基准回归结果进行分析。从表2中的第(4)列可以看到,区域市场一体化对制造企业DVAR的回归系数在1%的水平下显著为正,即区域市场一体化显著提高了制造企业出口国内附加值,假说1得到验证。

##### (二) 稳健性检验

###### 1. 平行趋势检验

本文借鉴Jacobson *et al.*<sup>[27]</sup>的方法,利用事件研究法开展平行趋势检验,采用的模型如下所示:

$$DVAR_{i,t} = \delta + \sum_{k=-10}^{k=10} \lambda \times DUM_{i,t_0+k} + IDFE + YEARFE + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, $DUM_{i,t_0+k}$ 表示一系列虚拟变量, $k$ 表示区域市场一体化政策实施的第*k*年。本文着重考察的系数是 $\lambda$ ,若 $\lambda$ 在 $k < 0$ 时趋势较为平缓且系数无本质差异,则平行趋势检验通过,反之则不通过。本文

以事前1期为基准期,绘制平行趋势检验图(图1)。图1显示,在 $k < 0$ 时的系数分布在0周围,99%置信区间均包括0,即在区域市场一体化政策推行前,控制组样本企业与实验组样本企业的DVAR无显著差异,平行趋势假设通过。

2. 非参置换检验

本文使用一个间接的安慰剂检验,用于排除不可测因素对估计结果可能产生的影响。具体而言,本文参考Chetty et al. [28]提出的方法,随机生成实验组样本企业和政策发生时间,并构造虚拟双重差分估计量进行回归,重复进行500次,最后得到500个虚拟回归系数和核密度图(见图2)。

由图2可以看出,虚拟回归系数在0值左右,且呈正态分布,符合预期。同时真实回归系数距离虚拟回归系数较远。这表明不可观测因素未能对本文结论产生较大影响,非参置换检验通过。

3. 加入基准因素

现实中,政策出台的试点地区和非试点地区不是完全随机的。地理位置、经济和政治因素等固有差异影响了选择。随着时间的推移,这些差异在政策冲击前很可能对政策效果评价产生影响。为控制这些因素的影响,本文借鉴宋弘等[29]的方法,在基准回归模型(1)的基础上纳入这些基准因素与时间线性趋势的交叉项,得到以下回归模型:

$$DVAR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{i,t} + \alpha_2 CONTROL_{i,t} + \delta_i \times trend_t + IDFE + YEARFE + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

其中, $\delta_i$ 是本文加入的基准因素的合集,包括企业所在地区是否为省会、企业所在地区是否为经济特区、企业所在地区是否为胡焕庸线以东; $trend_t$ 表示时间趋势项,交互项 $\delta_i \times trend_t$ 从线性的角度控制试点地区和非试点地区之间在政策发生前的固有差异,能够在一定程度上缓解试点地区非随机选择因素造成的估计误差。

从表3可以看出,在控制基准因素后,回归系数依然显著为正,即在考虑了实验组和控制组选择非随机的情况下,区域市场一体化依然正向促进制造企业DVAR。

4. 其他稳健性检验

为进一步确保基本结论的可靠性,本文继续进行一系列稳健性检验,结果报告于表4。

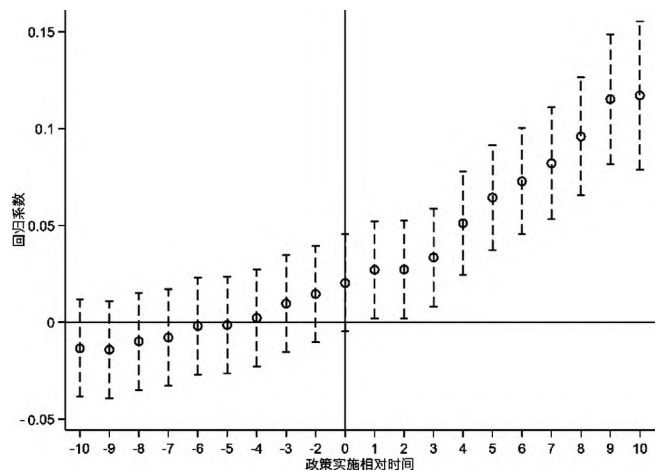


图1 平行趋势检验

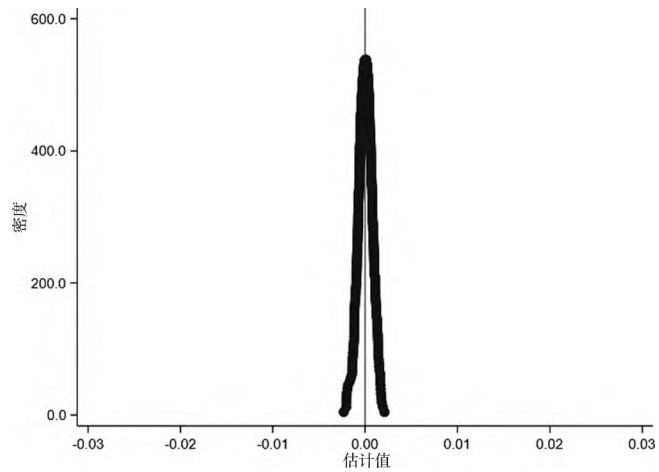


图2 非参置换检验

表3 加入基准因素

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
DID	0.1204*** (0.035)	0.1222*** (0.035)	0.1202*** (0.035)	0.1228*** (0.036)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
IDFE	Yes	Yes	Yes	Yes
YEARFE	Yes	Yes	Yes	Yes
Capital × Trend	Yes	No	No	Yes
Special × Trend	No	Yes	No	Yes
Hu × Trend	No	No	Yes	Yes
N	105 574	105 574	105 574	105 574

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著,括号内为聚类到个体层面的稳健标准误。

第一,为克服反向因果和样本选择偏误对估计结果可能造成的影响,本文对数据进行 PSM 处理。谢申祥等<sup>[30]</sup>认为,将面板数据视为截面数据进行 PSM 处理存在一定的“自匹配”问题。故本文进行平衡性检验以分析匹配结果。

经过 PSM 处理后的样本相较于处理前的样本具有了更强的可对比性。对处理后的数据进行回归,结果列于表 4。列(1)是使用满足共同支撑假设的样本进行回归的结果,列(2)是使用频数加权样本回归得到的结果,回归结果均显著为正,基准结论依然稳健。

第二,剔除极端数据。本文分别对连续型变量进行 1% 和 5% 上下区间的缩尾处理,并重新回归,得到的结果列于表 4 中的列(3)与列(4),回归结果依然显著为正。

第三,考虑到企业进入和退出机制。本文仅保留数据中存续期大于 7 期的企业样本,并重新进行回归,得到的结果列于表 4 中的列(5)。回归结果依然显著为正。

### 5. 异质性处理效应

本文借鉴 Chaisemartin and Haultfoeuille<sup>[31]</sup>的研究,对双重差分模型进行检验,得到的异质性稳健性指标值为 2.4469,距离 0 较远,表明本文在多重时点双重差分模型中使用双重固定效应并未对回归结果产生较大影响。

#### (三) 异质性检验

##### 1. 行业要素密集度

借鉴袁志刚和饶璨<sup>[32]</sup>的方法,根据企业所处行业,将全样本企业分为劳动密集型企业、资本密集型和知识密集型企业<sup>①</sup>,并进行回归。得到的结果列于表 5。本文发现,区域市场一体化对劳动密集型企业 *DVAR* 的回归系数最显著。由于分组回归系数的置信区间存在重合,本文进行了组内系数差异 Chow 检验,得到的 *P* 值为 0.000,拒绝了组内不存在本质差异的原假设。这表明区域市场一体化政策对于劳动密集型、知识密集型和资本密集型企业全球价值链地位攀升的影响确实存在本质上的差异。主要原因在于,我国制造业长期处于全球价值链的中低端,劳动密集型企业在全球价值链中的参与程度远超资本密集型企业和技术密集型企业,对国际市场需求的了解也超过资本密集型企业和技术密集型企业,故我国劳动密集型企业面临区域市场一体化政策冲击时,能更好地根据自身实际,积极主动调整生产策略,提高产品质量,努力向全球价值链中高端攀升。

##### 2. 产业集聚水平

产业集聚可以显著提高制造企业 *DVAR*。根据样本情况,本文选择赫芬达尔指数对样本企业的产业集聚水平进行衡量,赫芬达尔指数越大,则该行业市场份额越集中,市场竞争越小。本文以赫芬达尔指数均值为界,将全样本企业分为高产业集聚企业与低产业集聚企业,并进行异质性检验,得到的结果列于表 5 中的列(4)和列(5)。研究表明,区域市场一体化政策对处于低产业集聚水平企业出口国内附加值率的影响显著,而对处于高产业集聚水平企业出口国内附加值率的影响不显著。邵朝和苏丹妮<sup>[33]</sup>研究发现,产业集聚效应可以显著提高企业出口国内附加值率,即使不存在市场一体化政

表 4 其他稳健性检验

变量	PSM_DID (1)	PSM_DID (2)	Winsor1_99 (3)	Winsor5_95 (4)	存续期 > =7 (5)
<i>DID</i>	0.1319*** (0.035)	0.2175*** (0.035)	0.1319*** (0.045)	0.1327*** (0.045)	0.1536** (0.077)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>IDFE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>YEARFE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	105 566	105 574	105 574	105 574	64 100

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在 10%、5%和 1%的显著性水平下显著,括号内为聚类到个体层面的稳健标准误。

①本文中劳动密集型产业包括纺织及服装制造业,皮革、毛皮、羽毛(绒)及鞋类制造业,木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业及废弃资源回收加工业;资本密集型产业包括食品、饮料制造及烟草业,造纸及纸制品业、印刷业,石油加工、炼焦及核燃料加工业,橡胶及塑料制品业,非金属矿物制品业和金属制品业;知识密集型产业包括化学原料及化学制品制造业、机械制造业、电气及电子机械器材制造业和交通运输设备制造业。

策,高产业集聚行业中企业出口国内附加值率也高于低产业集聚行业中企业出口国内附加值率,然而当区域市场一体化政策推行时,高产业集聚行业中的企业出口国内附加值率提升空间较小,而低产业集聚行业中的企业出口国内附加值率提升空间相对较大。

### 3. 企业所有制类型

一般来说,外资企业进入我国的目的是很大程度上是利用我国低价劳动力资源,从而降低其生产成本,以期在国际竞争中获得优势。因此,中外合资企业出口倾向要远大于非中外合资企业。基于此,本文将所有企业样本划分为中外合资企业和非中外合资企业,并进行回归。本文发现,区域市场一体化政策对中外合资企业 *DVAR* 的影响显著为正,但对非中外合资企业 *DVAR* 的影响则不显著。这在一定程度上验证了孙灵燕和李荣林<sup>[34]</sup>以及唐宜红和张鹏杨<sup>[35]</sup>的研究结论。

表5 异质性检验

变量	劳动密集型 (1)	资本密集型 (2)	知识密集型 (3)	低产业集聚 (4)	高产业集聚 (5)	中外合资 (6)	非中外合资 (7)
<i>DID</i>	0.099 4*** (0.002)	0.010 3 (0.010)	0.132 1** (0.053)	0.107 5*** (0.022)	0.122 6 (0.140)	0.128 8** (0.053)	-0.006 0 (0.008)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>IDFE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>YEARFE</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Chow_Test</i>		0.000 0		0.000 0		0.000 0	
<i>N</i>	35 913	23 549	45 547	71 731	28 097	63 522	39 718

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著,括号内为聚类到个体层面的稳健标准误。

## 五、机制检验

### (一) 作用渠道

为验证前文假说,本文借鉴江艇<sup>[24]</sup>的研究,建立中介效应模型。具体而言,本文使用要素市场一体化水平(*FMI*)衡量地区之间生产要素一体化水平,使用地区专利申请数量衡量地区创新能力(*INNO*)。

表6报告了当要素市场一体化作为中介变量时的回归结果。结果显示,区域市场一体化对制造企业 *DVAR* 的影响依然显著为正,同时中介变量的回归结果也显著为正,这表明区域市场一体化政策通过提升要素市场一体化水平,从而提高制造企业 *DVAR*,假说2得到验证。本文还开展了 Sobel 检验和 Bootstrap 检验,增强了这一结论的稳健性。

表7报告了当地区创新能力作为中介变量的回归结果。结果显示,区域市场一体化政策冲击显著提高地区创新能力。本文在此基础上加入中介变量地区创新能力,并将其作为解释变量,得到列(3)的回归结果。结果显示,区域市场一体化对制造企业 *DVAR* 的影响依然显著为正,同时中介变量地区创新能力的回归结果也显著为正,这表明区域市场一体化通

表6 要素市场一体化作用渠道分析

变量	(1) <i>DVAR</i>	(2) <i>FMI</i>	(3) <i>DVAR</i>
<i>DID</i>	0.120 2*** (0.044)	0.947 2*** (0.146)	0.115 8*** (0.035)
<i>FMI</i>			0.004 6*** (0.001)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes
<i>IDFE</i>	Yes	Yes	Yes
<i>YEARFE</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Sobel_Z value</i>		36.76***	
<i>Bootstrap(500)</i>		[-0.010 6, -0.009 5]	
<i>N</i>	105 574	105 574	105 574

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著,括号内为聚类到个体层面的稳健标准误。

表7 地区创新能力作用渠道分析

变量	(1) <i>DVAR</i>	(2) <i>INNO</i>	(3) <i>DVAR</i>
<i>DID</i>	0.120 2*** (0.044)	6.926 0*** (0.566)	0.116 7*** (0.037)
<i>INNO</i>			0.001 3*** (0.000)
<i>IDFE</i>	Yes	Yes	Yes
<i>YEARFE</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Sobel_Z value</i>		55.19***	
<i>Bootstrap(500)</i>		[-0.026 5, -0.024 5]	
<i>N</i>	105 574	104 761	104 761

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著,括号内为聚类到个体层面的稳健标准误。



过提升地区创新能力,从而积极影响制造企业 *DVAR*,假说3得到验证。

## (二) 作用机制

本文使用樊纲等<sup>[25]</sup>市场化指数中“政府与市场关系(*G&M*)”和季书涵等<sup>[26]</sup>测算的“资本错配水平(*CM*)”作为调节变量,检验政府与市场关系和资本错配水平是否在区域市场一体化政策对企业 *DVAR* 的影响中起到调节作用。通过对模型(3)的回归,结果见表8。

表8中的列(1)显示,交互项显著为正,即在政府与市场关系程度更好的地区,区域市场一体化政策更能发挥其推动企业价值链攀升的作用。随着政府与市场关系的不断改善,区域市场一体化政策对制造企业全球价值链攀升的边际效应递增。表8中的列(2)显示,交互项显著为负,即在资本错配水平更低的地区,区域市场一体化政策更能发挥其推动制造企业全球价值链攀升的作用。随着资本错配现象的缓解,区域市场一体化对制造企业全球价值链攀升的边际效应递增。

## 六、结论与政策建议

本文以长三角前两次扩容为切入点,尝试回答区域市场一体化是否促进制造企业全球价值链攀升这一关键问题,并对其背后的作用渠道和作用机制进行了探索。研究发现:(1)区域市场一体化政策显著促进我国制造企业全球价值链攀升,在经过一系列稳健性检验后,上述结论依然成立。(2)其主要作用渠道来源于生产要素流通水平和地区创新能力的提升,在作用机制方面,政府与市场的关系和资本错配水平在其中发挥了调节作用。(3)进一步的异质性分析表明,区域市场一体化政策对劳动密集型企业、低产业集聚企业和中外合资企业全球价值链地位的影响最为显著。本文研究结果为推动我国供给侧结构性改革、构建经济新发展格局、摆脱目前我国制造业企业处于全球价值链中低端的现状,并为打造出世界级先进制造业集群提供了借鉴经验。

根据以上结论,本文提出以下政策建议:(1)细致总结区域市场一体化政策的成功经验,将其推广至其他区域一体化政策试点地区,进而扩大到全国范围,实现全国范围内企业价值链攀升,打破我国企业长期被“低端锁定”的现状,打造先进世界级制造业集群,实现经济发展模式转型。(2)在区域市场一体化发展的决策部署下,个别地方政府依然聚焦于自身发展利益,不顾区域内的协调发展,各地方政府在制定经济政策时要摒弃“以邻为壑”“各自为政”的固有做法,主动进行改革,打破市场分割现象,健全要素流动市场,提高区域内资源配置效率,以充分的要素资源流动辅助区域市场一体化政策,实现创新水平提高和区域内企业价值链攀升。习近平总书记也强调,各地区要加快废除妨碍统一市场和公平竞争的地方性规定,结合区域重大战略和区域协调发展政策,加快建成全国统一大市场。(3)在区域市场一体化的总框架下,对不同类型的企业推出不同的激励措施,帮助其实现价值链攀升。

根据以上结论,本文提出以下政策建议:(1)细致总结区域市场一体化政策的成功经验,将其推广至其他区域一体化政策试点地区,进而扩大到全国范围,实现全国范围内企业价值链攀升,打破我国企业长期被“低端锁定”的现状,打造先进世界级制造业集群,实现经济发展模式转型。(2)在区域市场一体化发展的决策部署下,个别地方政府依然聚焦于自身发展利益,不顾区域内的协调发展,各地方政府在制定经济政策时要摒弃“以邻为壑”“各自为政”的固有做法,主动进行改革,打破市场分割现象,健全要素流动市场,提高区域内资源配置效率,以充分的要素资源流动辅助区域市场一体化政策,实现创新水平提高和区域内企业价值链攀升。习近平总书记也强调,各地区要加快废除妨碍统一市场和公平竞争的地方性规定,结合区域重大战略和区域协调发展政策,加快建成全国统一大市场。(3)在区域市场一体化的总框架下,对不同类型的企业推出不同的激励措施,帮助其实现价值链攀升。

## 参考文献:

- [1] 刘志彪,陈柳. 长三角区域一体化发展的示范价值与动力机制[J]. 改革,2018(12):65-71.  
[2] 吕越,盛斌,吕云龙. 中国的市场分割会导致企业出口国内附加值率下降吗[J]. 中国工业经济,2018(5):5-23.

表8 作用机制分析

变量	(1)	(2)
<i>DID</i>	-1.0806*** (0.120)	0.1306*** (0.035)
<i>G&amp;M</i>	-0.0261*** (0.006)	
<i>DID</i> × <i>G&amp;M</i>	0.1202*** (0.012)	
<i>CM</i>		0.1636*** (0.012)
<i>DID</i> × <i>CM</i>		-0.0582** (0.026)
<i>Control</i>	Yes	Yes
<i>IDFE</i>	Yes	Yes
<i>YEARFE</i>	Yes	Yes
<i>N</i>	105574	105571

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在10%、5%和1%的显著性水平下显著,括号内为聚类到个体层面的稳健标准误。

- [3] 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.
- [4] 刘志彪. 区域一体化发展的再思考——兼论促进长三角地区一体化发展的政策与手段[J]. 南京师大学报(社会科学版),2014(6):37-46.
- [5] 韩剑,郑秋玲. 政府干预如何导致地区资源错配——基于行业内和行业间错配的分解[J]. 中国工业经济,2014(11):69-81.
- [6] 朱英明,杨连盛,吕慧君,等. 资源短缺、环境损害及其产业集聚效果研究——基于21世纪我国省级工业集聚的实证分析[J]. 管理世界,2012(11):28-44.
- [7] 江飞涛,耿强,吕大国,等. 地区竞争、体制扭曲与产能过剩的形成机理[J]. 中国工业经济,2012(6):44-56.
- [8] 陈小亮,陈伟泽. 垂直生产结构、利率管制和资本错配[J]. 经济研究,2017,52(10):98-112.
- [9] 张建华,邹凤明. 资源错配对经济增长的影响及其机制研究进展[J]. 经济学动态,2015(1):122-136.
- [10] 郭娟娟,冼国明,徐邦栋. 外资进入与国内价值链地位提升[J]. 金融研究,2022(5):20-37.
- [11] VINER J. The customs union issue[M]. New York: Carnegie Endowment For International Peace Press, 1950.
- [12] AITKEN B J, HARRISON A E. Do domestic firms benefit from direct foreign investment? Evidence from venezuela [J]. American economic review, 1999, 89(3): 605-618.
- [13] GELDI H K. Trade effects of regional integration: a panel cointegration analysis [J]. Economic modelling, 2012, 29(5): 1566-1570.
- [14] 伍晓光,孙文莉. 区域经济一体化协定、异质企业与跨国公司内生边界——基于“中国—东盟”自贸区背景的研究[J]. 国际经贸探索,2014,30(10):101-118.
- [15] KIM S. Expansion of markets and the geographic distribution of economic activities: the trends in us regional manufacturing structure, 1860—1987 [J]. The quarterly journal of economics, 1995, 110(4): 881-908.
- [16] 吴中庆,刘永健. 区域一体化提升企业绩效的政策效应研究——以“长三角城市经济协调会”为准自然实验的经验分析[J]. 西部论坛,2021,31(2):61-76.
- [17] BRANDT L, VAN B J, ZHANG Y. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing [J]. Journal of development economics, 2012, 97(2): 339-351.
- [18] 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,2013,48(10):124-137.
- [19] KEE H L, TANG H. Domestic value added in exports: theory and firm evidence from China[J]. American economic review, 2016, 106(6): 1402-36.
- [20] 高翔,刘启仁,黄建忠. 要素市场扭曲与中国企业出口国内附加值率:事实与机制. [J]. 世界经济,2018,41(10):26-50.
- [21] AHN J B, KHANDELWAL A K, WEI S J. The role of intermediaries in facilitating trade [J]. Journal of international economics, 2011, 84(1): 73-85.
- [22] UPWARD R, WANG Z, ZHENG J. Weighing China's export basket: the domestic content and technology intensity of Chinese exports[J]. Journal of comparative economics, 2013, 41(2): 527-543.
- [23] 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,2011,33(6):82-93.
- [24] 江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济,2022(5):100-120.
- [25] 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,2011,46(9):4-16.
- [26] 季书涵,朱英明,张鑫. 产业集聚对资源错配的改善效果研究[J]. 中国工业经济,2016(6):73-90.

- [27] JACOBSON L S, LALONDE R J, SULLIVAN D G. Earnings losses of displaced workers [J]. American economic review, 1993, 83(4): 685 - 709.
- [28] CHETTY R, LOONEY A, KROFT K. Salience and taxation: theory and evidence [J]. American economic review, 2009, 99(4): 1145 - 1177.
- [29] 宋弘, 孙雅洁, 陈登科. 政府空气污染治理效应评估——来自中国“低碳城市”建设的经验研究 [J]. 管理世界, 2019, 35(6): 95 - 108 + 195.
- [30] 谢申祥, 范鹏飞, 宛圆渊. 传统 PSM-DID 模型的改进与应用 [J]. 统计研究, 2021, 38(2): 146 - 160.
- [31] CHAISEMARTIN C D, HAULTFOEUILLE X D. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects [J]. American economic review, 2020, 110(9): 2964 - 2996.
- [32] 袁志刚, 饶璨. 全球化与中国生产服务业发展——基于全球投入产出模型的研究 [J]. 管理世界, 2014(3): 10 - 30.
- [33] 邵朝对, 苏丹妮. 产业集聚与企业出口国内附加值: GVC 升级的本地化路径 [J]. 管理世界, 2019, 35(8): 9 - 29.
- [34] 孙灵燕, 李荣林. 融资约束限制中国企业出口参与吗? [J]. 经济学(季刊), 2012, 11(1): 231 - 252.
- [35] 唐宜红, 张鹏杨. 中国企业嵌入全球生产链的位置及变动机制研究 [J]. 管理世界, 2018, 34(5): 28 - 46.
- (责任编辑: 王顺善; 英文校对: 谈书墨)

## The Impact of Regional Market Integration on the Global Value Chain of Manufacturing Enterprises

WANG Zhixin, GAO Tian, WANG Ruonan

(School of Economics, Hebei University, Baoding 071002, China)

**Abstract:** Taking the first expansion of the Yangtze River Delta as its starting point, this paper attempts to answer the key question of whether regional market integration can promote the progress of the global value chain of manufacturing enterprises in addition to exploring the function channel and mechanism behind it. The paper finds that regional market integration can significantly promote the rise of China's manufacturing enterprises' global value chain. Moreover, after conducting a series of robustness tests, the above conclusion remains valid. Its main function channel comes from the improvement of the circulation level of production factors and the improvement of regional innovation. In terms of the function mechanism, the relationship between the government and the market and the level of capital mismatch play a regulatory role. Further heterogeneity analysis shows that the regional market integration policy has the most significant impact on the global value chain status of labor-intensive enterprises, low industry cluster enterprises, and Sino foreign joint ventures. The research results of this paper provide a reference point for breaking local protection and market segmentation, giving full play to the advantages of super large market scale, and accelerating the middle and high end of China's manufacturing global value chain.

**Key words:** enterprise value chain climbing; regional market integration; enterprise export domestic value-added rate; national unified large market