

DOI:10.3969/j.issn.1674-8131.2021.02.006

# 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

吴中庆<sup>1</sup>, 刘永健<sup>2</sup>

(1. 上海社会科学院 世界经济研究所, 上海 200020; 2. 上海商学院 商务经济学院, 上海 201400)

**摘要:**区域一体化通过资源共享、市场共建、产业共兴、政策共商等路径改善企业的内部生产条件和外部营商环境,降低企业生产成本和交易成本,进而促进企业绩效的提升。以“中国工业企业数据库”中1996—2013年沪苏浙皖的制造业企业为样本,将企业所在城市是否加入“长三角城市经济协调会”作为准自然实验,采用PSM-DID方法分析区域一体化影响企业绩效的政策效应,结果表明:总体上,区域一体化对企业绩效具有显著稳健趋于强化的促进作用,且后期加入企业具有较强的预期效应;区域一体化对多数行业的企业绩效具有提升作用,但对少数行业的企业绩效有不利影响;区域一体化前期对规模较大企业的绩效提升更显著,而后期对规模较小企业的绩效提升更显著;入会城市距离核心城市上海越远,区域一体化提升企业绩效的政策效应越弱。在发挥区域一体化提升企业绩效的积极作用时,应注意政策效应的多样化和多变化,尽量平衡各地区和各类经济主体之间的政策效应差异;同时,应实施多层次区域一体化战略,弱化城市距离对区域一体化政策效应的消减作用。

**关键词:**区域一体化;企业绩效;政策效应;长三角城市经济协调会;倾向得分匹配-倍差法

中图分类号:F127;F061.5 文献标志码:A 文章编号:1674-8131(2021)02-0061-16

### 一、引言

中国特色社会主义进入新时代,我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。因而,在新发展阶段,要贯彻新发展理念,构建新发展格局,以实现高质量的协调充分发展。区域一体化发展是实现协调发展和形成国内国际双循环新发展格局的必然要求和

\* 收稿日期:2021-01-05;修回日期:2021-02-16

作者简介:吴中庆(1982),男,安徽芜湖人;博士研究生,主要从事政策效应评估、国际贸易理论与政策研究;E-mail:576693218@qq.com。刘永健(1980),男,河南郑州人;讲师,博士,主要从事城市经济、商业模式研究。

有效路径。近年来,我国经济基础较好、资源禀赋较优的京津冀、长三角、珠三角等地区的一体化发展取得显著成效,已经逐步发展成为三大世界级城市群。其中,长江三角洲(以下简称长三角)地区是我国经济发展最活跃、开放程度最高、创新能力最强的区域之一,在国家现代化建设大局和全方位开放格局中具有举足轻重的战略地位<sup>[1]</sup>。为进一步推动长三角一体化发展,2019年12月,中共中央、国务院印发了《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》,长三角一体化发展上升为国家战略,也为长三角一体化发展提出了更高要求,并要为全国区域一体化发展提供示范。

实际上,长三角一体化发展由来已久,各级地方政府和经济主体也积极推动和参与。其中,“长三角城市经济协调会”的成立和发展发挥了重要的积极作用。“长三角城市经济协调会”成立于1997年,其前身是1992年建立的长江三角洲15个城市协作部门主任联席会议制度。“长三角城市经济协调会”成立之初包括上海、无锡、宁波、舟山、苏州、扬州、杭州、绍兴、南京、南通、常州、湖州、嘉兴、镇江、泰州等15个城市;2003年8月第1次扩容,台州加入;2010年3月第2次扩容,合肥、盐城、马鞍山、金华、淮安、衢州等6个城市加入;2013年4月第3次扩容,徐州、芜湖、滁州、淮南、丽水、温州、宿迁、连云港等8个城市加入;2018年4月第4次扩容,铜陵、安庆、池州、宣城等4个城市加入;2019年10月第5次扩容,黄山、蚌埠、六安、淮北、宿州、亳州、阜阳等7个城市加入。作为一个区域性经济合作组织,“长三角城市经济协调会”目前已覆盖沪苏浙皖一市三省的全部地级以上城市,其不断扩容和升级的发展历程也为研究区域一体化的政策效应提供了很好的案例和素材。

深入研究区域一体化的经济社会效应,明确相关政策有效发挥作用的机制和路径,有利于进一步的政策优化和机制完善,进而促进区域一体化发展的提质升级。随着区域一体化理论和实践的日益丰富,关于区域一体化政策效应的研究也不断深化。以长三角一体化发展为例,研究发现:区域一体化可以提高地区劳动生产率并降低地区之间的市场分割(张学良等,2017)<sup>[2]</sup>,提高就业水平并促进就业均衡(王晓芳等,2018)<sup>[3]</sup>,提高全要素生产率(张跃,2020)<sup>[4]</sup>,优化生态环境(贺祥民等,2016;张可,2019;胡艳等,2020)<sup>[5-7]</sup>,促进企业出口(强永昌等,2020)<sup>[8]</sup>,等等。总体上看,在经验分析方面,现有研究主要基于国家层面和城市层面的宏观或中观数据分析区域一体化的经济效应和社会效应,然而基于企业微观层面的研究还很少见,尤其缺乏关于区域一体化对企业绩效的影响研究。同时,相关研究大多单独采用倾向得分匹配(PSM)或双重差分(DID)等因果推断方法进行区域一体化的政策效应评估,而这两种方法各具优势:前者的优势在于处理内生性问题,后者的优势在于精细化考察。目前,综合运用这两种方法进行政策效应评估的文献还不多。

有鉴于此,本文在理论机制探讨的基础上,以“中国工业企业数据库”中长三角地区的制造业企业为研究样本,将企业所在城市是否加入“长三角城市经济协调会”作为准自然实验,采用倾向得分匹配-倍差法(PSM-DID)分析区域一体化对企业经营绩效的影响,并进一步细致考察该政策影响的时间动态效应、行业异质性以及调节效应等,以期形成更加多样化更有针对性的研究成果,进而为长三角及全国实现更高层次更高质量区域一体化发展提供经验借鉴和政策启示。

## 二、理论分析与研究思路

区域一体化发展的本质就是要减少和消除区域内部各地区间的经济联系障碍,促进要素资源的自由流动和效率提升,进而优化经济活动的空间布局,在发挥区域比较优势的过程中实现帕累托改进。区域一体化通常会形成“城市群经济”,经济活动的空间集聚可以通过共享中间投入品和基础设施、技术溢出及干中学等路径提高城市群经济效率(Fujita et al,2005)<sup>[9]</sup>,并带来外部正效应。区域一体化对企业发展的正外部效应,宏观上主要表现为要素与产品市场的效率增进以及产业协同发展和营商环境优化等。具体来讲,区域一体化可以通过资源共享、市场共建、产业共兴、政策共商等路径改善企业的内部生

产条件和外部营商环境,降低企业生产成本和交易成本,进而促进企业绩效的提升。

第一,资源共享。目前,中国在消除资源错配以规避效率损失方面还有很大的提升空间(Hsieh et al,2009)<sup>[10]</sup>。区域一体化打破了要素领域的地方保护主义和市场分割,能够促进劳动、资本等生产要素按照市场规律进行合理流动,有效降低生产领域资源需求端(企业)和资源供给端(要素拥有者)之间搜寻和匹配的成本,实现要素和资源的优化配置。区域一体化还能带来产业集聚效应(Duranton et al,2004)<sup>[11]</sup>,有利于促进要素资源的集聚和配置效率提升,进而矫正资源错配,增进企业生产效率,实现企业经营绩效的提升。

第二,市场共建。市场扩大引致的规模经济效应可以增强企业的竞争力,并提高其盈利水平(Krugman,1980)<sup>[12]</sup>。区域一体化打破了产品领域的行政壁垒和流通障碍,能够加快形成统一开放的市场体系。更大规模市场的形成,可以强化规模经济效应,加快研发、生产、管理、营销等技术外溢,推动产品质量和结构升级,提升企业产品竞争力和经营绩效。

第三,产业共兴。随着社会分工和生产力的发展,基于区域比较优势的产业空间布局也将持续演进。区域一体化将整合各地区的比较优势和竞争优势,统一制定适合各地区产业发展的区域产业政策,实施差异化产业集群发展战略,促进区域内各地区之间进行专业化分工和上下游产业联动。以长三角为例,上海要积极推动经济高质量发展并有序疏解一般制造等功能,江苏拥有制造业发达、开放程度高等优势,浙江城市拥有数字经济领先、民营经济发达等优势,后期进入长三角的安徽城市则拥有制造特色鲜明、内陆腹地广阔等优势。区域内各地区的产业互补和融合发展有利于生产网络的构建与升级,也有利于企业的合作共赢,进而促进企业整体绩效的持续提升。

第四,政策共商。实施区域一体化发展战略将赋予地方政府新的身份,这种身份治理有利于协调地方政府之间的关系,减少区域内部的行政性壁垒,提高各地政策的协调性(陈喜强等,2017)<sup>[13]</sup>。如“长三角城市经济协调会”成立以来,在联动执法、信息互通、标准互认等市场一体化建设方面不断推进。自2018年11月到2020年10月,就推出实施了69项制度创新,签署了132个合作协议,建设了67个合作平台,制定了56项规划和相关的政策等<sup>[14]</sup>;在“一网通办”“最多跑一次”“不见面审批”等商事制度改革方面取得了积极成效,特别是核心城市上海依托自贸试验区以转变政府职能为核心的事中事后监管制度创新,在带动区域优化营商环境方面起到了示范效应并发挥了建设性作用<sup>①</sup>。营商环境的优化为企业持续健康发展提供了良好的经营环境,降低了企业交易成本,有利于企业经营绩效提升。

综上所述,区域一体化在促进地区间合作交流的同时,会为企业发展塑造新优势,提供新动能,培育新市场,并完善营商环境,降低生产成本和交易成本,促进企业绩效提升。但是,区域一体化发展是一个渐进的过程,相关政策影响的领域和行为主体是逐渐扩展的,政策强度和执行力度也是逐渐强化的,因而,对于不同的领域、不同的主体在不同的发展阶段,区域一体化的政策效应是不同的。起步于20世纪后期的长三角一体化,从区域性发展策略逐渐上升为国家战略,政策覆盖面不断拓宽,政策支持力度不断增强,政策效应必然是多样化、动态化的,需要进行深入细致的分析。

具体到“长三角城市经济协调会”对企业绩效的影响,政策效应的多样化可能主要来自以下方面:一是时间上的动态变化。由于“长三角城市经济协调会”成立时间长,其政策效应不可避免地存在时变性;同时,由于其扩容式发展可能导致政策效应在不同时间入会城市的企业之间也存在差异。二是不同类型的差异性。比如行业差异,区域一体化发展要凸显区域比较优势,其政策支持通常倾向于优势行业或发展潜力较大的行业,因而对于不同行业的企业具有不同的政策效应;再如企业规模差异,一方面,

<sup>①</sup> 根据世界银行发布的《营商环境报告2020》,在全球参评的190个经济体中,我国营商环境2020年位列第31位(上海的权重为55%),较2018年和2019年分别提升15位和47位。

区域一体化对不同规模企业的支持可能存在差异且可能发生阶段性变化,另一方面地区经济发展阶段的变化也可能带来聚集效应与扩展效应的转换,进而使区域一体化对不同规模的企业产生差异化的政策效应并具有时变性。三是与核心城市距离的影响。“长三角城市经济协调会”成立之初是以上海为核心的,《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》也明确提出“进一步发挥上海龙头带动作用”。由于距离是影响企业间经济联系以及扩散(辐射)效应的关键变量之一,因而入会城市与核心城市上海距离的不同也可能带来政策效应的差异。

基于上述分析,本文将实证检验长三角企业所在城市加入“长三角城市经济协调会”对企业绩效的影响,并在总体平均效应检验的基础上,进一步分析该政策效应可能存在的多样性:一是在时间上的动态效应,包括加入“长三角城市经济协调会”后政策效应随时间的变化和不同时点加入的差异;二是行业上的异质性,探究区域一体化提升企业绩效的政策效应是否存在差异以及存在怎样的差异;三是企业规模和与核心城市距离的调节效应,检验企业规模的大小和与上海距离的远近是否会导致区域一体化提升企业绩效政策效应的不同。

### 三、研究方法 with 样本匹配

#### 1. 实证检验方法与数据来源

如前所说,加入“长三角城市经济协调会”的城市并非随机的,加入城市的企业与未加入城市的企业可能存在较大的异质性,而这些异质性也可能带来企业经营绩效的差异。为克服由样本自选择偏误带来的内生性问题,本文选用 PSM-DID 方法来评估加入区域一体化组织对企业绩效的因果效应。PSM-DID 方法的主要思想是,先采用倾向得分匹配(PSM)方法构造有效的实验组与对照组样本,再运用双重差分(DID)方法进行政策(行为)效应评估。

PSM 方法基于样本数据针对是否进入实验组的二元虚拟变量与其影响因素(匹配变量)进行二值选择回归,由此得到每一个观测样本的倾向得分值(Propensity Score),进而根据倾向得分情况可以为实验组匹配特征最为相似的对照组<sup>[15-16]</sup>。该方法本质上是通过由多个维度聚焦到一个维度的综合考量,把观测样本合理地划分实验组和对照组。通过 PSM 方法匹配后得到与实验组对应的对照组后,进一步建立计量模型进行 DID 分析,可以对处理效应进行细致分析。DID 方法要求实验组和对照组样本在政策(行为)实施之前存在共同趋势,而采用 PSM 方法筛选得到的基本特征较为相似的实验组和对照组样本,能够较好地满足共同趋势条件。

本文把加入“长三角城市经济协调会”视为一个准自然实验,将加入该区域一体化组织的城市的企业作为实验组样本,未加入的城市的的企业作为对照组样本,并运用 PSM 方法对其进行筛选,再采用 DID 方法对筛选出的样本进行政策效应检验。考虑到样本企业数量较多,且不同年份之间差异较大,本文在控制城市效应和时间效应的基础上进行 Pooled OLS 估计,计量模型构建如下:

$$ROE_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 CSJ_{it} + \gamma Control_{ijt} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it}$$

其中,被解释变量  $ROE_{ijt}$  为“企业绩效”,表示城市  $i$  辖域内的企业  $j$  在年份  $t$  的经营绩效,采用净资产收益率(利润总额÷所有者权益)来衡量。核心解释变量  $CSJ_{it}$  为“区域一体化”,表示城市  $i$  在  $t$  年是否加入“长三角城市经济协调会”的二元虚拟变量,实验组样本取值为 1,对照组样本取值中 0<sup>①</sup>,其系数  $\beta_1$  反映了加入“长三角城市经济协调会”对企业绩效的净效应; $Control_{ijt}$  为控制变量集合,表示城市  $i$  的企业  $j$

① 具体来讲,  $CSJ_{it}$  用企业所在城市是否加入“长三角城市经济协调会”的二元虚拟变量来衡量,如果在年份  $t$  加入,则  $t+1$  及以后年份取值为 1,否则取值为 0。这也是政策效应变量取值的惯常做法,即设定延后一年发挥作用。

在年份  $t$  的影响其生产经营绩效的主要特征变量,包括“企业规模”“资本密集度”“企业年龄”“负债率”“资产结构”“盈利能力”“融资约束”<sup>①</sup>;  $\lambda_i$  和  $\mu_i$  分别为不可观测的城市效应和时间效应;  $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项。

本文实证分析的数据源于“中国工业企业数据库”。由于国家统计局官网公布的中国制造业微观企业数据截止时间为2013年,本文以1996—2013年的上海、江苏、浙江和安徽的制造业企业为初始样本,参考聂辉华等(2012)的做法<sup>[17]</sup>,对主要指标的异常情况按照以下标准进行剔除:销售额、职工人数、总资产或固定资产净值缺失,职工人数少于8,总资产小于流动资产,总资产小于固定资产净值,累计折旧小于当期折旧,销售额低于500万元,实收资本小于或等于0。由于在样本期间,“长三角城市经济协调会”在1997年成立后,分别于2003和2010年有2次扩容,为检验在不同时间加入的政策效应是否存在差异,进一步将整体样本划分为“第一批城市”“第一次扩容”和“第二次扩容”三个样本,并用“区域一体化1”“区域一体化2”“区域一体化3”分别表示企业所在城市是否为“长三角城市经济协调会”第一批城市、第一次扩容城市和第二次扩容城市的虚拟变量。表1为初始样本变量的描述性统计结果。

表1 初始样本变量的描述性统计(样本量为1 190 444)

变量	均值	标准差	最小值	最大值
企业绩效	-0.000 1	0.226 8	-0.7428	0.869 3
区域一体化	0.730 6	0.443 6	0	1
区域一体化1	0.665 5	0.471 7	0	1
区域一体化2	0.032 5	0.177 3	0	1
区域一体化3	0.032 6	0.177 4	0	1
企业规模	10.019 2	1.299 6	7.962 1	12.672 4
资本密集度	5.141 5	0.977 6	3.428 5	7.064 9
企业年龄	2.051 6	0.687 4	0.693 1	3.332 2
负债率	0.646 1	0.277 6	0.157 5	1.257 8
资产结构	0.296 4	0.186 7	0.036 6	0.694 7
盈利能力	0.035 7	0.048 8	-0.060 8	0.149 9
融资约束	0.013 3	0.016 4	0	0.059 7

## 2. 样本匹配

从“长三角城市经济协调会”成员城市的扩容路径来看,总体上以上海为核心按照城市能级顺次扩容。地理空间上遵从“由近及远”的规律,即先包括江苏和浙江的部分城市,然后再逐渐吸收苏北、浙西及安徽的城市入会。因此,“长三角城市经济协调会”在城市选择上表现出“中心-外围”的特点,第一批城市包括上海及江苏和浙江省域内最具经济活力的苏锡常、杭嘉湖等城市,第一次和第二次扩容则基本上按照城市效率优先的原则进行吸纳。企业绩效是直接体现城市能级的微观证据,因而影响企业绩效的特征变量在一定程度上也是影响其所在城市是否加入“长三角城市经济协调会”的先行因素。因

<sup>①</sup>“企业规模”为企业资产总计的自然对数,“资本密集度”为企业资产总计与年平均职工人数之比的自然对数,“企业年龄”为(观测年份-企业开业年份+1)的自然对数,“负债率”为负债合计与资产总计之比,“资产结构”为固定资产与资产总计之比,“盈利能力”为利润总额与主营业务收入之比,“融资约束”为利息支出与主营业务收入之比。

此,本文在进行PSM时选用前述的控制变量作为匹配变量,采用最近邻匹配法,并按照1:1的比例进行匹配。图1为实验组与对照组样本在匹配前后的核密度(Kdensity)图,匹配前实验组与对照组的倾向得分分布存在明显差异,匹配后则较为接近,表明匹配效果较好。

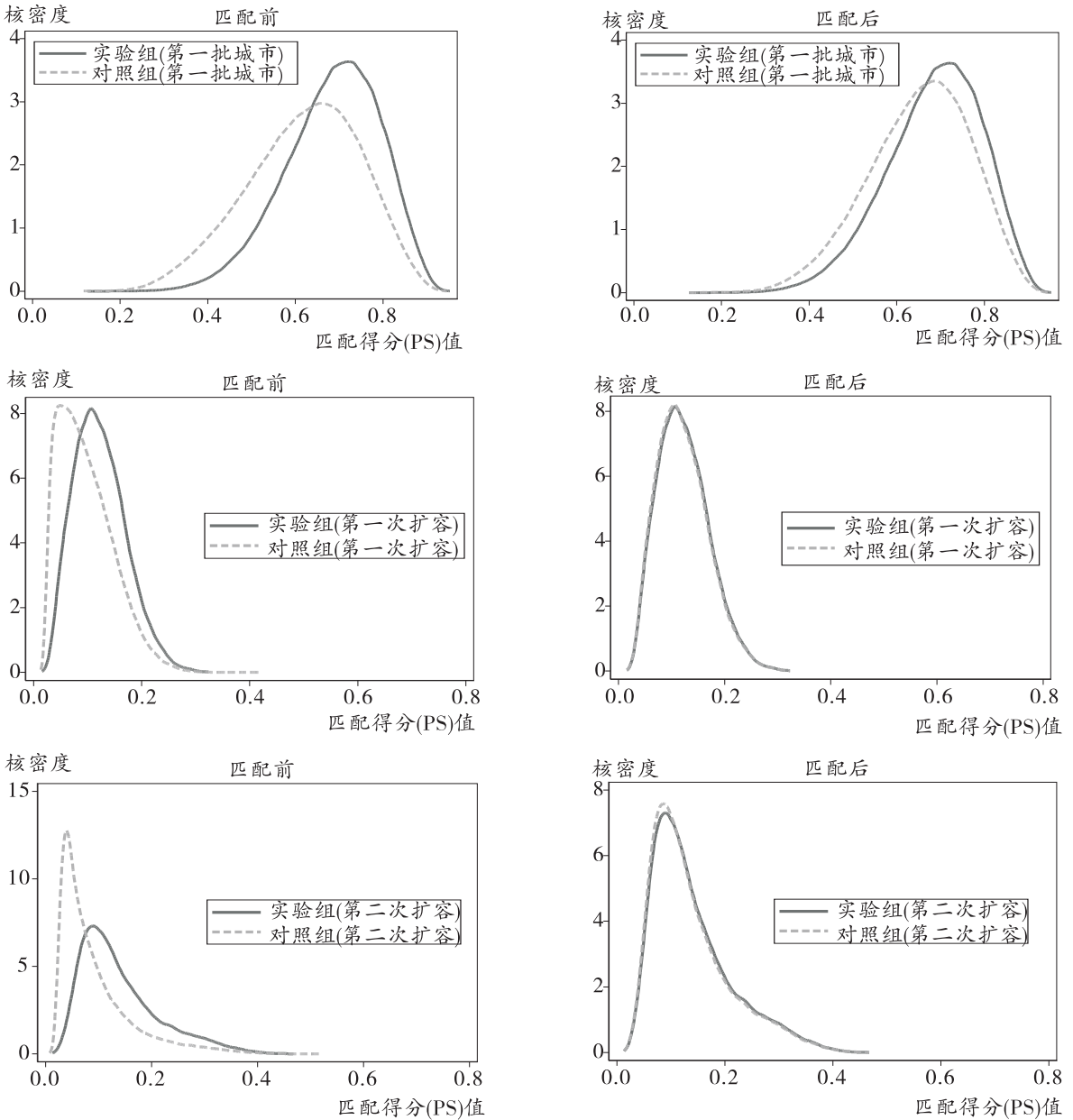


图1 样本PSM匹配前后核密度图对比

表2是针对第一批加入“长三角城市经济协调会”样本匹配前后的平衡性检验结果。样本匹配前实验组和对照组的匹配变量均存在较大的差异,匹配后各变量的标准化偏差大幅减少,最大偏差只有3.1%。可见,通过PSM法进行样本匹配后,实验组和对照组样本的数据得到了均衡,有效解决了两组样本的个体特征差异问题(Rosenbaum et al, 1985)<sup>[15]</sup>。针对“长三角城市经济协调会”第一次和第二次扩容的样本,图2更为直观地展示了平衡性检验结果,匹配后实验组和对照组样本的数据同样更加均衡。

表2 样本 PSM 匹配前后的平衡性检验

匹配变量	样本	平均值		标准偏差 %
		实验组	对照组	
企业规模	匹配前	10.085	9.8153	21.0
	匹配后	10.085	10.085	-0.0
资本密集度	匹配前	5.248	4.9512	30.9
	匹配后	5.248	5.2402	0.8
企业年龄	匹配前	2.082	1.9773	15.1
	匹配后	2.082	2.0861	-0.6
负债率	匹配前	0.6685	0.6135	19.9
	匹配后	0.6685	0.6772	-3.1
资产结构	匹配前	0.2771	0.3353	-31.1
	匹配后	0.2771	0.2738	1.8
盈利能力	匹配前	0.0328	0.0401	-14.9
	匹配后	0.0328	0.0331	-0.3
融资约束	匹配前	0.0130	0.0144	-8.3
	匹配后	0.0130	0.0135	-3.1

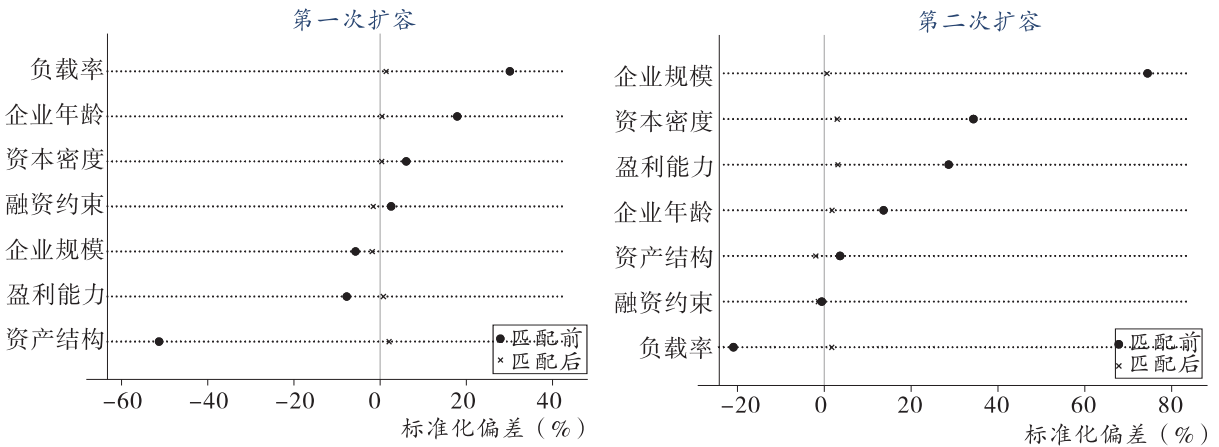


图2 样本 PSM 匹配前后各变量的标准化偏差

#### 四、政策效应检验结果

##### 1. 基准回归分析

表3 报告了基准回归结果,其中,模型(1)针对整体样本,模型(2)(3)(4)分别针对“长三角城市经济协调会”的“第一批城市”“第一次扩容城市”“第二次扩容城市”。模型(1)中的实验组样本企业受到政策影响的时间节点不一致(存在3个政策时点),因而采用多期 DID 方法分析;模型(2)(3)(4)中的实验组样本企业受到政策影响的时间节点相同,采用传统 DID 方法分析。从基准回归结果来看,在引入各控制变量并通过控制城市效应和时间效应缓解遗漏变量偏误问题的情况下,“区域一体化”的回归系数均显著为正,表明企业所在城市加入“长三角城市经济协调会”能够促进企业绩效的提升。从“区域一体

化”回归系数的大小来看,第一次扩容的政策效应最大,第二次扩容样本的政策效应最小,可能的原因是:在长三角一体化先行先试的过程中,一些影响资源配置的制度性问题逐渐得到破解,区域协调发展的政策红利逐渐显现,“长三角城市经济协调会”第一次扩容的城市获得了良好的后发优势,对其辖区内企业绩效产生了更为显著的促进效应。然而,区域联动发展还存在不平衡的问题,“长三角城市经济协调会”第二批扩容的苏北、浙西和安徽的城市由于经济发展水平相对落后,在通过融入长三角一体化促进企业发展方面还存在一些障碍,致使加入“长三角城市经济协调会”对其企业绩效的促进效应相对较弱。另外,各控制变量的回归系数与理论预期及相关研究结论基本一致,表明本文的分析结果可信。

表3 基准回归分析

变 量	整体样本	第一批城市	第一次扩容	第二次扩容
	(1)	(2)	(3)	(4)
区域一体化	0.020 1***(10.71)	0.021 2***(5.35)	0.045 0***(19.48)	0.011 1***(6.91)
企业规模	-0.008 3***(-39.80)	-0.011 1***(-55.01)	-0.020 8***(-54.81)	-0.023 4***(-57.03)
资本密集度	-0.030 5***(-105.41)	-0.031 3***(-118.56)	-0.041 6***(-85.90)	-0.042 6***(-83.48)
企业年龄	-0.008 3***(-28.78)	-0.004 9***(-18.04)	0.002 6***(5.54)	0.008 2***(15.98)
负债率	0.293 2***(341.15)	0.306 1***(386.77)	0.322 5***(228.50)	0.323 1***(218.64)
资产结构	0.000 2(0.19)	0.020 5***(19.63)	0.018 4***9.98)	0.035 3***(18.56)
盈利能力	2.710 1***(611.04)	2.754 9***(693.08)	3.053 5***(392.48)	3.116 4***(388.09)
融资约束	-1.318 1***(-96.06)	-1.335 3***(-106.76)	-1.250 0***(-55.50)	-1.216 4***(-51.03)
城市效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
F 检验	6 537.30[0.000 0]	8 019.69[0.000 0]	3 397.72[0.000 0]	3 328.96[0.000 0]
$\bar{R}^2$	0.346 0	0.352 2	0.365 2	0.367 2
样本数量	1 131 139	1 062 313	342 570	327 005

注:\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著,( )中的数值为t统计量值;[ ]中的数值为伴随概率p值,下表同。

## 2. 稳健性检验

本文通过虚拟政策实施时间进行反事实检验,进而验证基准分析结论的稳健性。假设企业所在城市加入“长三角城市经济协调会”的政策实施时间为1997年<sup>①</sup>,重新进行回归,结果见表4。“区域一体化”的回归系数不显著,可以排除加入“长三角城市经济协调会”之外的其他因素促进企业绩效提升的可能性,从而表明本文分析的区域一体化促进企业绩效提升的因果效应具有稳健性。接下来,针对第一次扩容和第二次扩容样本,进一步在1998年至扩容前1年的时间跨度内,采用随机抽样的方式选取虚拟政

<sup>①</sup> 由于整体样本和“第一批城市”样本起始观测年份为1996年,而事实上政策效应起作用的年份为1998年,所以只能选取1997年作为虚拟政策实施时间进行反事实检验。



策实施时间进行反事实检验。图3展示了基于有放回随机抽样(Bootstrap)方法( $n=500$ )得到的“区域一体化”的回归系数、p值及其分布情况,回归系数总体上也不显著( $p$ 值 $<5\%$ 的频数占随机抽样500次的比重远低于 $95\%$ )<sup>①</sup>。因此,总体上看,所在城市加入“长三角城市经济协调会”有利于企业绩效提升的结论是稳健的。

表4 整体样本稳健性(反事实)检验

变量	反事实分析(虚拟政策实施时间:1997年)			
	整体样本	第一批城市	第一次扩容	第二次扩容
区域一体化	-0.008 5(-1.59)	0.007 1(0.98)	0.023 0(0.85)	0.003 0(0.27)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市和时间效应	控制	控制	控制	控制
F 检验	597 8.45[0.000 0]	73.77[0.000 0]	352.67[0.000 0]	1 569.20[0.000 0]
$\bar{R}^2$	0.355 0	0.258 7	0.249 1	0.331 3
样本数量	738 734	10 410	76 136	229,595

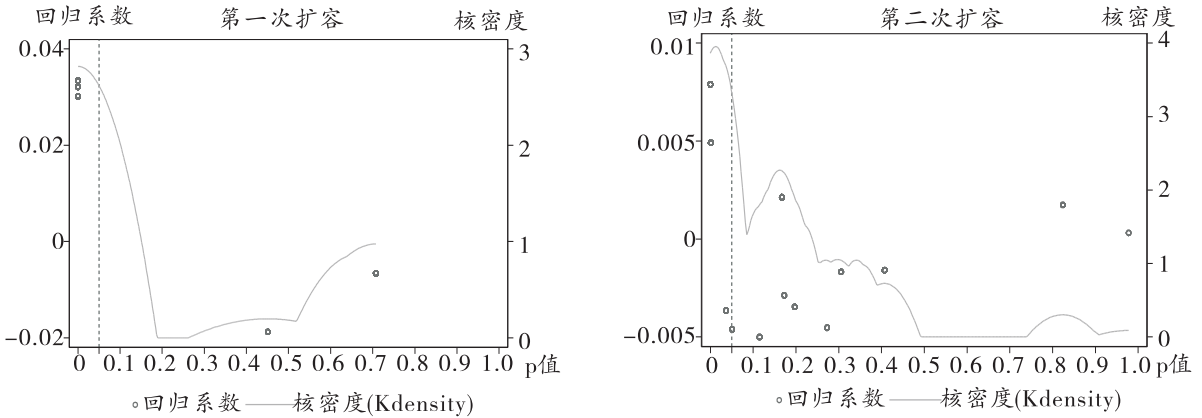


图3 “第一次扩容”和“第二次扩容”样本的反事实检验

### 3. 平行趋势和动态效应检验

使用 DID 方法进行政策效应评估,一个重要的前提条件是满足平行趋势假设。基准回归得到“区域一体化”正向影响“企业绩效”的结论,从总体上考察了政策的平均效应,但细化到每一年份的动态效应还是一个尚未打开的“黑箱”。为进行平行趋势假设检验,并更加细致地考察区域一体化影响企业绩效的动态效应,引入年份虚拟变量与实验组样本的交互项“区域一体化 $i$ ”<sup>②</sup>,替代基准模型的核心解释变量“区域一体化”进行回归分析,基于整体样本的回归结果见表5。从平行趋势检验结果来看:“区域一体化 $i$ ”(  $i < 2011$  )的回归系数绝大多数不显著,表明在整体样本完全受到政策影响的2011年之前,实验组和对照组的样本企业绩效没有显著差异,通过了平行趋势假设检验。从动态效应回归结果来看:“区

① 第一次扩容样本的“区域一体化”回归系数  $p$  值 $<5\%$ 的频数为387,占随机抽样总次数的77.4%;第二次扩容样本的“区域一体化”回归系数  $p$  值 $<5\%$ 的频数为204,占随机抽样总次数的40.8%。

②  $i = 1996, 1997, \dots, 2013$ 。当观测样本为被考察年份  $i$  的实验组企业时,“区域一体化 $i$ ”取值为1;否则,取值为0。同时,为消除完全共线性问题,将“长三角城市经济协调会”成立的当年视作为基期并予以剔除。

域一体化 2008”“区域一体化 2009”的回归系数显著为正,表明随着区域一体化的深入推进,其促进企业绩效提升的政策效应逐渐显现;“区域一体化 2011”“区域一体化 2012”“区域一体化 2013”的回归系数逐渐增大且显著性逐渐增强,表明加入“长三角城市经济协调会”对企业绩效提升具有持续强化的促进效应。

表 5 整体样本的平行趋势和动态效应检验

变量	区域一体化 1996	区域一体化 1998	区域一体化 1999	区域一体化 2000	区域一体化 2001
回归系数	-0.004 4(-0.49)	0.002 5(0.37)	0.004 1(0.60)	-0.002 2(-0.32)	0.001 1(0.16)
变量	区域一体化 2002	区域一体化 2003	区域一体化 2004	区域一体化 2005	区域一体化 2006
回归系数	-0.005 9(-0.86)	-0.006 5(-0.96)	0.009 7(1.45)	-0.001 8(-0.28)	-0.000 6(-0.09)
变量	区域一体化 2007	区域一体化 2008	区域一体化 2009	区域一体化 2010	区域一体化 2011
回归系数	0.005 7(0.87)	0.030 5***(4.68)	0.026 1***(3.98)	-0.009 1(-1.38)	0.034 8***(5.29)
变量	区域一体化 2012	区域一体化 2013	F 检验	$\bar{R}^2$	样本数量
回归系数	0.041 1***(6.26)	0.047 7***(7.28)	7 187.63[0.000 0]	0.358 7	1 131 139

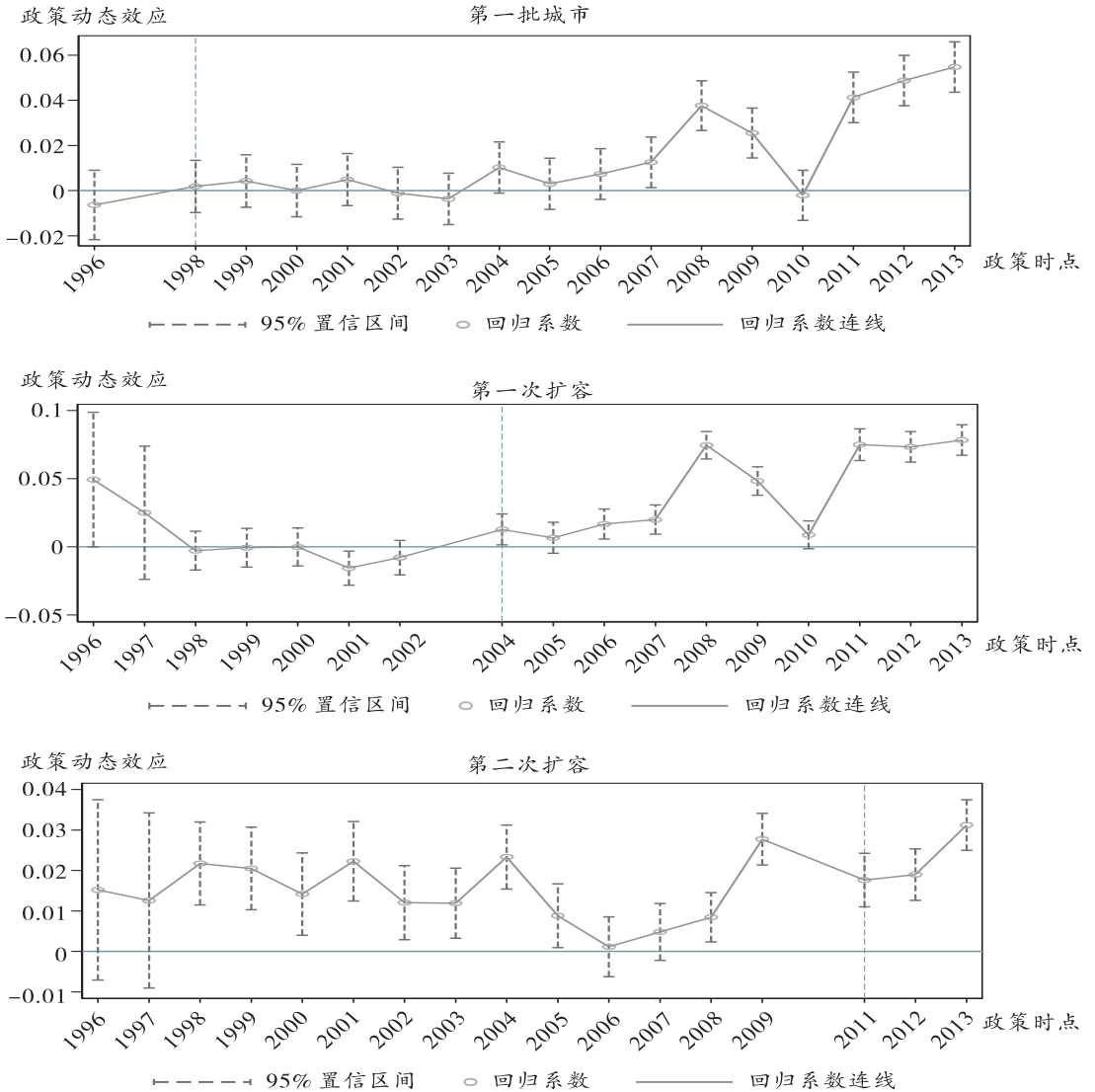


图 4 “第一批城市”“第一次扩容”“第二次扩容”样本的平行趋势和动态效应检验

进一步对“第一批城市”“第一次扩容”和“第二次扩容”三个样本进行平行趋势和动态效应检验,将“区域一体化  $i$ ”的回归系数绘制成二维图(见图4)。从平行趋势检验结果来看:“第一批城市”和“第一次扩容”样本中,“区域一体化  $i$ ”的回归系数在政策实施(1998年和2004年)之前均不显著,通过了平行趋势假设检验;在政策实施后,“区域一体化  $i$ ”的回归系数渐进显著为正,表明前期的区域一体化对企业绩效提升的促进存在一定的滞后效应,但滞后期趋于缩短;“第二次扩容”样本中,“区域一体化  $i$ ”的回归系数在1996—1997年依然不显著,但在政策实施(2011年)之前的其他年份多数显著为正,表明自1997年第一批城市加入“长三角城市经济协调会”之后,后期的区域一体化在促进企业绩效提升方面萌发了预期效应。从动态效应回归结果来看:“区域一体化  $i$ ”在政策实施后基本上显著为正(除国际金融危机期间表现出阶段性的回调外),从总体上看,加入“长三角城市经济协调会”对企业绩效提升的促进作用存在逐渐增强的良好势头。

#### 4. 行业异质性检验

为检验加入“长三角城市经济协调会”对企业绩效提升的促进效应是否具有行业异质性,根据二位数国民经济行业分类(GB/T4754-2017)标准,将样本企业划分为31个行业,分别进行估计分析,整体样本的回归结果见表6。农副食品加工业等4个行业与基准回归结论保持一致,食品制造业等9个行业“区域一体化”的回归系数显著为负,其他18个行业“区域一体化”的回归系数不显著。回归结果较为分散的原因可能是,整体样本企业所在城市涉及的区域包括上海周边、苏北、浙西和安徽,区域比较优势和产业发展导向的差异性较大。因此,按照政策时分批次考察政策效应的行业异质性可能更有价值。

表6 整体样本的行业异质性检验

行业代码	区域一体化	控制变量	城市和时间效应	F 检验	$\bar{R}^2$	样本数量
13	0.020 3*** (3.54)	控制	控制	263.57 [0.000 0]	0.335 3	37 701
14	-0.021 1** (-2.16)	控制	控制	93.25 [0.000 0]	0.344 5	12 848
15	0.011 4 (0.88)	控制	控制	57.87 [0.000 0]	0.312 3	9 246
16	0.002 2 (0.05)	控制	控制	8.69 [0.000 0]	0.619 1	293
17	0.003 4 (1.00)	控制	控制	999.44 [0.000 0]	0.329 2	146 697
18	0.012 1** (2.14)	控制	控制	455.08 [0.000 0]	0.342 7	62 915
19	0.010 3 (1.46)	控制	控制	245.37 [0.000 0]	0.393 6	26 913
20	-0.007 2 (-0.77)	控制	控制	223.52 [0.000 0]	0.413 8	22 871
21	-0.052 6*** (-4.98)	控制	控制	96.31 [0.000 0]	0.378 9	10 802
22	0.005 9 (0.90)	控制	控制	210.84 [0.000 0]	0.380 0	24 840
23	-0.003 2 (-0.46)	控制	控制	145.56 [0.000 0]	0.386 4	16 481
24	-0.017 9** (-2.07)	控制	控制	168.75 [0.000 0]	0.379 1	19 417
25	-0.028 1 (-0.98)	控制	控制	22.96 [0.000 0]	0.347 6	2 735
26	-0.012 8*** (-2.99)	控制	控制	634.59 [0.000 0]	0.377 2	75 506
27	0.004 7 (0.65)	控制	控制	123.30 [0.000 0]	0.357 0	16 060
28	0.007 7 (0.48)	控制	控制	131.95 [0.000 0]	0.405 9	12 813
29	-0.007 5 (-0.98)	控制	控制	175.67 [0.000 0]	0.411 3	17 668
30	-0.007 0* (-1.67)	控制	控制	552.25 [0.000 0]	0.409 0	57 528
31	-0.013 9*** (-2.67)	控制	控制	392.27 [0.000 0]	0.356 4	51 085
32	-0.021 1** (-2.00)	控制	控制	160.91 [0.000 0]	0.363 6	19 787

续表

行业代码	区域一体化	控制变量	城市和时间效应	F 检验	$\bar{R}^2$	样本数量
33	-0.027 9***(-3.32)	控制	控制	163.79[0.000 0]	0.343 3	21 688
34	-0.021 5***(-5.43)	控制	控制	676.83[0.000 0]	0.390 9	74 959
35	0.006 2**(2.03)	控制	控制	1055.32[0.000 0]	0.396 8	115 595
36	-0.004 9(-1.00)	控制	控制	433.83[0.000 0]	0.374 8	51 461
37	0.002 7(0.63)	控制	控制	476.73[0.000 0]	0.394 9	52 673
38	-0.038 7(-0.83)	控制	控制	125.20[0.000 0]	0.403 3	8 754
39	-0.027 9***(-5.63)	控制	控制	779.46[0.000 0]	0.416 5	72 137
40	-0.007 2(-1.24)	控制	控制	404.30[0.000 0]	0.390 8	44 822
41	-0.000 7(-0.08)	控制	控制	190.57[0.000 0]	0.406 8	19 245
42	-0.010 1(-1.35)	控制	控制	178.04[0.000 0]	0.396 7	19 022
43	0.067 1*** (5.14)	控制	控制	43.99[0.000 0]	0.320 9	6 586

具体行业如下:农副食品加工业(13),食品制造业(14),酒、饮料和精制茶制造业(15),烟草制品业(16),纺织业(17),纺织服装、服饰业(18),皮革、皮毛、羽毛及其制品和制鞋业(19),木材加工和木、竹、藤、棕、草制品业(20),家具制造业(21),造纸和纸制品业(22),印刷和记录媒介复制业(23),文教、工美、体育和娱乐用品制造业(24),石油加工、炼焦和核燃料加工业(25),化学原料和化学制品制造业(26),医药制造业(27),化学纤维制造业(28),橡胶和塑料制品业(29),非金属矿物制品业(30),黑色金属冶炼和压延加工业(31),有色金属冶炼和压延加工业(32),金属制品业(33),通信设备制造业(34),专用设备制造业(35),汽车制造业(36),铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业(37),电气机械和器材制造业(38),计算机、通信和其他电子设备制造业(39),仪器仪表制造业(40),其他制造业(41),废弃资源综合利用业(42),金属制品、机械和设备修理业(43)。

进一步对“第一批城市”“第一次扩容”和“第二次扩容”三个样本进行行业异质性检验,将分组回归后核心解释变量的回归系数及其95%置信区间绘制成二维图(见图5):“区域一体化”的回归系数集中度明显提高,在大部分行业均显著为正,少数不显著,个别显著为负。其中,“第一次扩容”样本中,只有“木材加工和木、竹、藤、棕、草制品业”和“电气机械和器材制造业”2个行业“区域一体化”的回归系数显著为负;“第二次扩容”样本中,“皮革、皮毛、羽毛及其制品和制鞋业”“家具制造业”“铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业”“计算机、通信和其他电子设备制造业”和“仪器仪表制造业”5个行业“区域一体化”的回归系数显著为负。其原因可能在于:一方面,一些附加值不高的制造业与长三角的比较优势和发展重点不匹配,需要考虑向内陆地区转移产能;另一方面,随着长三角扩容步伐的加快,区域差异性愈加明显,样本企业所在城市产业发展环境分化加剧,导致区域一体化对企业绩效的影响表现出更为明显的行业异质性。

### 5. 调节效应检验

借鉴张学良等(2017)的做法<sup>[3]</sup>,在基准模型中分别引入“区域一体化”与“企业规模”的交互项(区域一体化×企业规模)和“区域一体化”与“与核心城市距离”的交互项(区域一体化×城市距离),以检验企业规模和城市距离在区域一体化影响企业绩效中的调节效应,计量模型设定如下:

$$ROE_{ijt} = \beta'_0 + \beta'_1 CSJ_{it} + \beta'_2 (CSJ_{it} \times \ln size_{ijt}) + \gamma' Control_{ijt} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

$$ROE_{ijt} = \beta''_0 + \beta''_1 CSJ_{it} + \beta''_2 (CSJ_{it} \times \ln dist_{it}) + \gamma'' Control_{ijt} + \lambda_t + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

其中,“与核心城市距离”用样本城市与长三角核心城市上海之间距离的自然对数来衡量,各城市与上海的距离通过百度地图搜索得到(起点设为“××市人民政府”,终点设为“上海市人民政府”)。基于整

体样本的回归结果表明(见表7),区域一体化对企业绩效提升的促进效应总体上受到企业规模的正向调节( $\beta_2 > 0$ ,且  $p < 1\%$ )和城市距离的负向调节( $\beta_2 < 0$ ,且  $p < 1\%$ )。进一步对“第一批城市”“第一次扩容”和“第二次扩容”样本分别进行考察。

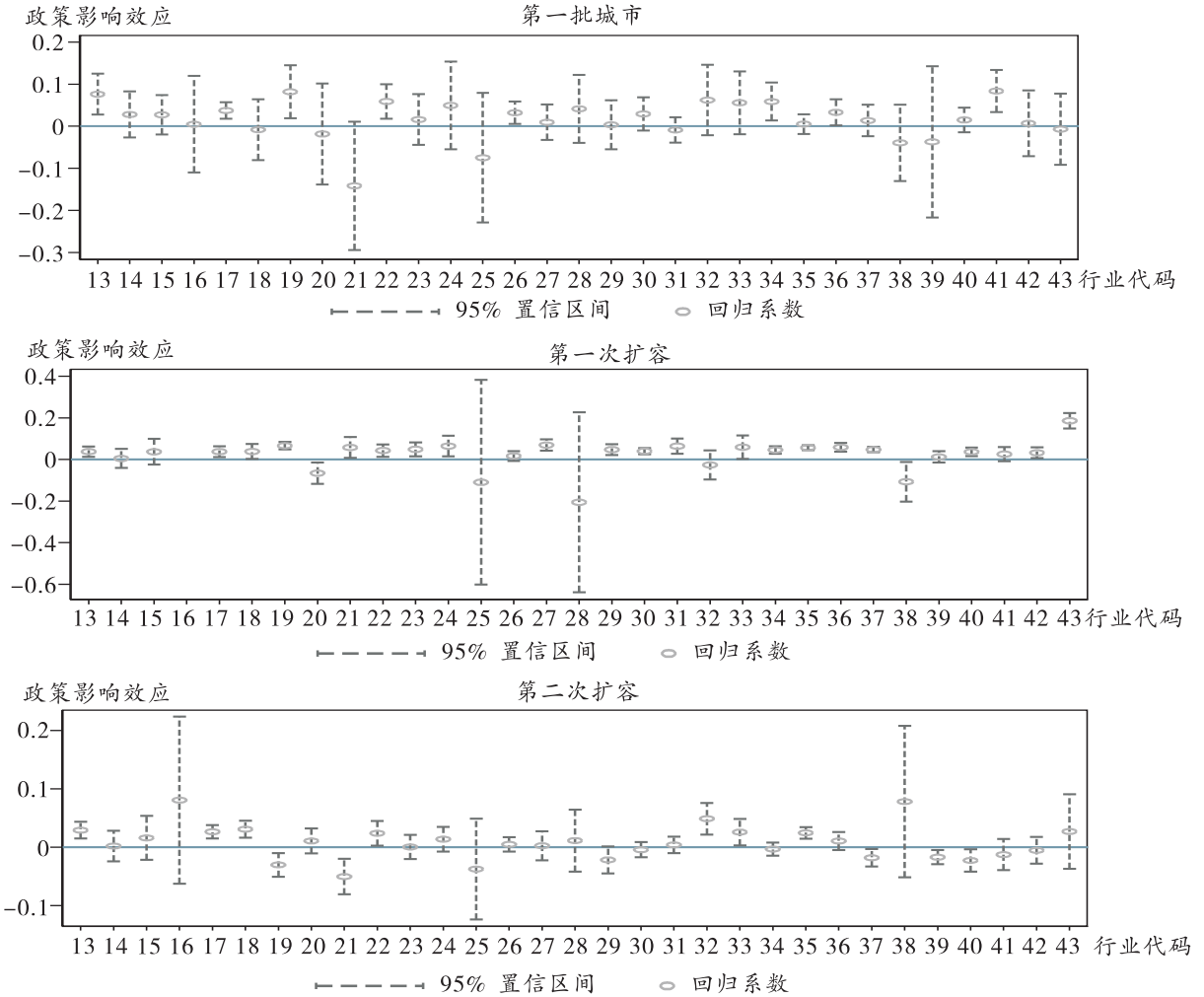


图5 “第一批城市”“第一次扩容”“第二次扩容”样本的行业异质性检验

从企业规模的调节效应来看:“第一批城市”和“第一次扩容”样本中,企业规模具有显著的正向调节效应( $\beta_2 > 0$ ,且  $p < 1\%$ ),即规模越大的企业其所在城市加入“长三角城市经济协调会”后绩效提升越明显;在“第二次扩容”样本中,企业规模具有显著的负向调节效应( $\beta_2 < 0$ ,且  $p < 1\%$ ),即规模越小的企业,其所在城市加入“长三角城市经济协调会”后绩效提升越明显。可能的原因是,区域一体化在前期对企业发展的政策红利存在门槛条件,在经济合作政策上也可能向大企业倾斜,且规模较大的企业积聚资源和要素的能力更强,因而区域一体化对规模较大企业绩效的增进效应更强;随着区域一体化不断推进,政策导向逐渐转向普惠性甚至开始向中小企业倾斜,而且大企业的辐射效应也开始显现并不断增强,因而中小企业可以在区域一体化中享受到更多的政策红利,表现出更强的绩效提升效应。

从与核心城市距离的调节效应来看:在“第一批城市”和“第二次扩容”样本中,与核心城市距离具有显著的负向调节效应( $\beta_2 < 0$ ,且  $p < 1\%$ ),所在城市与上海的距离越远,加入“长三角城市经济协调会”对企业绩效提升的促进作用越弱。也就是说,只有在一定的地域范围内,加入“长三角城市经济协调会”才会显著提升企业绩效。其中,在“第一批城市”样本中,该距离的上限大约为 3 173 公里,即  $\exp$

(0.038 7/0.004 8);在“第二次扩容”样本中,该距离的上限大约为 401 公里,即  $\exp(0.555 0/0.092 6)$ 。在第二次扩容样本中,合肥距离上海最远,达到 463.8 公里(超过了 401 公里),意味着其加入“长三角城市经济协调会”可能并不会显著提升企业的经营绩效。这也说明,地方政府推动的区域一体化具有一定局限性,区域协调发展还需要更高层面的政策安排,应把长三角一体化发展上升为国家战略。2019 年 12 月,《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》的出台标志着长三角一体化发展成为国家战略并将大力推进,这无疑会在更大范围更大力度上促进企业绩效提升和区域协调发展。

表 7 企业规模和与核心城市距离的调节效应检验

变量	整体样本		第一批城市		第一次扩容	第二次扩容	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
区域一体化	-0.172 5*** (-53.95)	0.032 8*** (6.92)	-0.175 5*** (-34.67)	0.038 7*** (7.52)	-0.048 1*** (-5.74)	0.241 0*** (21.97)	0.555 0*** (10.54)
区域一体化× 企业规模	0.017 3*** (55.79)		0.019 7*** (62.62)		0.009 6*** (11.55)	-0.021 6*** (-21.19)	
区域一体化×与 核心城市距离		-0.006 5*** (-8.10)		-0.004 8*** (-5.34)			-0.092 6*** (-10.33)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
F 检验	868 8.77 [0.000 0]	862 3.80 [0.000 0]	799 3.22 [0.000 0]	791 0.90 [0.000 0]	334 3.68 [0.000 0]	328 3.79 [0.000 0]	327 4.47 [0.000 0]
$\bar{R}^2$	0.359 3	0.357 6	0.354 6	0.352 2	0.365 5	0.368 1	0.367 4
样本数量	1 131 139	1 131 139	1 062 313	1 062 313	342 570	327 005	327 005

注:由于“长三角城市经济协调会”第一次扩容只有台州一个城市,所以无法考察“第一次扩容”样本中与核心城市距离的调节效应。

## 五、结论与启示

区域一体化有利于提高资源配置效率,优化企业空间布局,改善企业营商环境,降低企业生产成本和交易成本,增强企业竞争力,进而提升企业经营绩效。本文以企业所在城市是否加入“长三角城市经济协调会”为准自然实验,基于“中国工业企业数据库”高度细化的企业微观数据,采用 PSM-DID 方法实证检验区域一体化对企业绩效的影响,并进一步分析该政策影响的时间动态效应、行业异质性以及企业规模和与核心城市距离的调节效应,得到以下结论:(1)从总体平均效应来看,企业所在城市加入“长三角城市经济协调会”对企业绩效提升具有显著且稳健的促进作用,表明区域一体化促进企业绩效提升的政策效应明显。(2)从动态效应来看,加入“长三角城市经济协调会”对企业绩效提升的促进作用趋于增强,但也会受国际金融危机等的影响而弱化;后期加入“长三角城市经济协调会”城市的企业表现出显著的预期效应,说明区域一体化对提升企业发展信心具有积极作用。(3)从行业异质性来看,加入“长三角城市经济协调会”对多数行业的企业绩效具有提升作用,但对少数行业(如一些不具有区域比较优势的行业的)的企业绩效有不利影响,同时大范围的扩容会强化区域一体化政策效应的行业异质性,因此区域一体化需要基于各地区产业发展的优势和水平协同推进。(4)从调节效应来看,在区域一体化前期和后期,企业规模分别正向和负向调节加入“长三角城市经济协调会”对企业绩效提升的促进效应,反映出

区域一体化政策的变化及企业发展阶段的演进;与核心城市距离始终负向调节加入“长三角城市经济协调会”对企业绩效的提升作用,说明完善基础设施建设,尤其是加快推进交通一体化可以强化区域一体化的政策效应。

基于上述结论,本文认为,在充分发挥区域一体化提升企业绩效的政策效应的同时,也应注意政策效应的多样化和多变化,基于区域经济阶段的阶段和实际,及时调整和优化相关政策,实现更高层次更高质量的区域一体化发展。进而提出以下政策启示:第一,加快区域一体化发展进程,充分利用其促进企业绩效提升的政策效应,以企业的高质量发展推动区域一体化发展的转型升级。第二,区域一体化要重视发达地区与欠发达地区之间以及各类经济主体之间的协调发展,尽量平衡各地区和各类经济主体之间的政策效应差异,尤其应增强对较落后地区和中小企业的政策效应。第三,区域一体化要与产业升级相协同,从整体上规划好各地区的产业发展路径,既要科学布局与区域比较优势相匹配的产业项目,也要积极稳妥地推进产能转移和功能疏解。第四,实施多层次区域一体化战略,构建“多中心一体化”的城市群体系,通过次中心城市的发展弱化和消除与核心城市距离对区域一体化政策效应的消减作用。第五,要加强基础设施的互联互通建设,完善区域内运输网,通过交通一体化和信息共享缩短外围城市与中心城市之间的经济距离。

#### 参考文献:

- [1] 中共中央国务院印发长江三角洲区域一体化发展规划纲要[N].人民日报,2019-12-02(001).
- [2] 张学良,李培鑫,李丽霞.政府合作、市场整合与城市群经济绩效——基于长三角城市经济协调会的实证检验[J].经济学(季刊),2017(7):1563-1582.
- [3] 王晓芳,谢贤君.经济增长与产业集聚双重视角下区域一体化的就业效应研究——基于长江经济带的实证研究[J].经济问题探索,2018(6):84-90.
- [4] 张跃.政府合作与城市群全要素生产率——基于长三角城市经济协调会的准自然实验[J].财政研究,2020(4):83-98.
- [5] 贺祥民,赖永剑,聂爱云.区域一体化与地区环境污染排放收敛——基于长三角区域一体化自然实验研究[J].软科学,2016(3):41-45.
- [6] 张可.市场一体化有利于改善环境质量吗?——来自长三角地区的证据[J].中南财经政法大学学报,2019(4):67-77.
- [7] 胡艳,张安伟.长三角区域一体化生态优化效应研究[J].城市问题,2020(6):20-28.
- [8] 强永昌,杨航英.长三角区域一体化扩容对企业出口影响的准自然实验研究[J].世界经济研究,2020(6):44-56.
- [9] FUJITA M, MORI T. Transport development and the evolution of economic geography[J]. Portuguese Economic Journal, 2005,4(2):129-156.
- [10] HSIEH C T, KLEINOW P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. Quarterly Journal of Economics [J]. 2009,124(4):1403-1448.
- [11] DYRANTON G, PUGA D. Micro-foundations of urban agglomeration economies[J]. Handbook of Regional and Urban Economics,2004(4):2063-2117.
- [12] KRUGMAN P. Scale economies, product differentiation, and the pattern of trade[J]. The American Economic Review, 1980,70(5):950-959.
- [13] 陈喜强,傅元海,罗云.政府主导区域经济一体化战略影响制造业结构优化研究——以泛珠三角区域为例的考察[J].中国软科学,2017(9):69-81.
- [14] 马春雷.长三角一体化还需解决行政分割等三个突出问题[EB/OL] (2020-10-15)[2020-12-11]. 易网号,https://dy.163.com/article/FP0U07VA0534A4SC.html.
- [15] ROSENBAUM P R, RUBIN D B. Assessing sensitivity to an unobserved binary covariate in an observational study with binary outcome[J]. Journal of the Royal Statistical Society,1983,45(2):212-218.

- [16] HECKMAN J J, ICHIMURA H, TODD P E. Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme[J]. *The Review of Economic Studies*, 1997, 64(4): 605-654.
- [17] 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.

## Could Regional Integration Promote Enterprise Performance?: An Empirical Study Based on Quasi-natural Experiment of the Yangtze River Delta Urban Economic Coordination Commission

WU Zhong-qing<sup>1</sup>, LIU Yong-jian<sup>2</sup>

(1. *Institute of World Economy, Shanghai Academy of Social Sciences, Shanghai 200020, China;*

2. *School of Business Economics, Shanghai Business College, Shanghai 201400, China*)

**Abstract:** Regional integration improves the internal production condition and external business environment of the enterprises, reduces the production cost and transaction cost of the enterprises and further boosts the promotion of the enterprise performance by the paths such as resources sharing, market co-construction, industrial co-vitalization and policy negotiation and so on. Taking the Yangtze River Delta Urban Economic Coordination Commission as a quasi-natural experiment, based on the micro-data of manufacturing enterprises in Shanghai, Jiangsu, Zhejiang and Anhui from 1996 to 2013 in China industrial enterprise database, this paper uses PSM-DID method to test the impact of regional integration on enterprise performance. The results show that, as a whole, regional integration has a significantly, steadily and intensifyingly boosting effect on enterprise performance and has stronger predictive effect on the enterprises joined latterly. Regional integration has promoting effect on the enterprise performance in many industries but has unfavorable effect on the enterprise performance in few industries. The promoting effect of regional integration is more significant on the performance of the enterprises with bigger scale at the initial stage but is more significant on the performance of the enterprises with smaller scale at the late stage. The farther the distance between Shanghai and the city joining the Commission is, the weaker the policy effect of regional integration on enterprise performance is. While regional integration boosts enterprise performance, we should pay attention to the diversification and changes of the policy effect, try to balance the difference of the policy effect between different regions and different economic subjects, meanwhile, implement multi-layer regional integration strategy, and weaken the waning effect of city distance on regional integration policies.

**Key words:** regional integration; enterprise performance; policy effect; Yangtze River Delta Urban Economic Coordination Commission; PSM-DID

**CLC number:** F127; F061.5      **Document code:** A      **Article ID:** 1674-8131(2021)02-0061-16

(编辑:朱德东)