

城市群扩容是否有利于产业升级

——来自长三角县域的经验证据

邓慧慧, 潘雪婷, 李慧榕

(对外经济贸易大学 国际经济研究院, 北京 100029)

摘要: 以都市圈和城市群建设为代表的区域一体化是充分发挥我国超大规模市场优势和内需潜力,推动构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局的重要引擎。文章以长三角县域为分析单元,使用合成控制法和基于倾向得分匹配的双重差分方法,检验并比较了长三角区域一体化对城市群内部县域产业升级的异质性影响。研究发现:整体来看,长三角扩容推动了整个城市群的产业升级。从不同区域来看,无论是原位城市还是新进城市,其市辖区的产业升级效应均十分明显;原位城市中县级市的产业技术复杂度的提升远高于新进城市,但整体低于市辖区,而新进城市中县的产业升级效应显著大于原位城市。城市群扩容主要通过促进要素自由流动、打破市场分割以及技术创新扩散等路径推动区域产业升级,其中打破行政壁垒后生产要素在更大范围的畅通流动和配置优化是城市群扩容带动产业升级的主要原因。

关键词: 城市群扩容;产业升级;区域一体化;合成控制法

中图分类号: F293.1 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2021)03-0032-16

一、引言

中共十九大报告明确提出实施区域协调发展战略,以城市群为主体构建大中小城市和小城镇协调发展的城镇格局,为新时代推进新型城镇化指明了方向和路径。作为对十九大报告的现实呼应,2018年11月,中央决定支持长江三角洲区域一体化发展并将其上升为国家战略;2019年12月,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》,把长三角一体化发展放在国家区域发展总体战略全局中进行统筹谋划;2020年8月,习近平总书记在扎实推进长三角一体化发展座谈会上要求长三角区域紧扣一体化和高质量两个关键词,率先形成以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局,赋予长三角新的重大历史使命。新时代中国经济正处于全球经贸秩序重构、经济转型和结构优化升级的历史叠加期,尤其是2018年以来,世界经济进入深度调整和变革期,以WTO为基础的自由贸易体制受到冲击和挑战,面临全球化的一系列不确定因素,新一轮产业升级就成为实现经济高质量发展的核心和关键。在此背景下,城市群建设作为新一轮区域经济一体化的引擎能否通过对市场空间纵深化的

收稿日期:2020-10-16

基金项目:国家自然科学基金面上项目“高质量发展下区位导向性政策的产业升级效应:实现机制与经验辨识”(72073023);对外经济贸易大学杰出青年学者资助项目(20JQ08)。

作者简介:邓慧慧(1984—),女,江苏无锡人,对外经济贸易大学国际经济研究院研究员、博士生导师(通讯作者);

潘雪婷(1992—),女,河南郑州人,对外经济贸易大学国际经济研究院硕士研究生;

李慧榕(1997—),女,山西吕梁人,对外经济贸易大学国际经济研究院硕士研究生。

利用与整合发挥“大国”超大规模市场优势,在更大范围和更深层次上挖掘产业转型升级的新动力成为一个自然而现实的问题,有必要对此做深入的研究与探讨。

长三角是国内经济的核心区域之一,也是国际大循环的一个支点,在构建“双循环”新格局的过程中承担“探路者”的历史使命。分步扩容是中国城市群稳步发展的常用范式,长三角的区域经济地理格局随着交通体系的扩展、经济联系的增强以及政策调整的不断变化,从最初的自然地理学范畴到现在的经济一体化范畴,“长江三角洲”的概念逐渐泛化(刘雅媛和张学良,2020)。长三角区域经济一体化始于1982年国务院通知成立上海经济区,随后安徽、江西和福建陆续申请加入,于1986年扩展到五省一市。但是由于财政分权、“行政区经济”冲击等多种因素的影响,1988年国家计委通知撤销上海经济区规划办公室。1990年浦东开发后,长三角一体化被重新提上日程。1992年,在发展长江三角洲经济的政策背景下,江苏省7市(常州、南京、南通、苏州、无锡、扬州、镇江)、浙江省6市(杭州、湖州、嘉兴、宁波、绍兴、舟山)以及上海直辖市两省一市共同建立了长江三角洲城市协作办(委)主任联席会议制度,成为现在长三角城市经济协调会的雏形。1997年长江三角洲经济协调会成立,取代了原有联席会议,并吸纳江苏省泰州市加入。第二次扩容发生在2003年,长江三角洲经济协调会第四次会议吸纳浙江省台州市为成员,自此,以江浙沪16城市为主体的长三角城市群框架一直保持稳定,并受到普遍认可。

从2008年至2019年,区域规划层面的长江三角洲概念由江苏、浙江、上海两省一市逐渐泛化至江浙沪皖三省一市的范围。2010年,长江三角洲经济协调会第十次会议正式吸收江苏省2市(盐城、淮安)、浙江省2市(金华、衢州)以及安徽省2市(合肥、马鞍山),长三角一体化首次实现了由“两省一市”向“三省一市”的突破。2013年,长江三角洲经济协调会第十三次会议接收安徽省3市(芜湖、滁州、淮南)、江苏省3市(徐州、宿迁、连云港)以及浙江省2市(丽水、温州),标志着江苏、浙江全境纳入长三角城市群。2018年第十八次市长联席会议和2019年长江三角洲经济协调会第十九次会议接连吸纳了安徽省的其余城市,至此,江浙沪皖三省一市41个地级及以上城市全部加入长三角城市经济协调会。

从1982年提出“以上海为中心建立长三角经济圈”开始,到2018年长三角一体化上升为国家战略,历经36年,长三角的概念和城市群空间范围一直处在持续的调整和扩展之中,城市群扩容可能产生的诸多政策效应也逐渐引发学术界关注。刘乃全和吴友(2017)发现扩容的经济效应显著,张学良等(2017)发现加入长三角城市经济协调会显著提高了城市群劳动生产率,赵领娣和徐乐(2019)、尤济红和陈喜强(2019)重点考察了长三角扩容的环境效应。过去40年,中国的对外开放战略通过贸易自由化提升了比较优势和规模经济效应,对产业升级产生了深层次影响。随着我国外部环境发生重大变化,大国竞争与博弈更趋激烈,国际外循环受限受阻;同时,新冠肺炎疫情严重冲击国际产业链和供应链,外部需求萎缩叠加国际经贸摩擦倒逼中国加快构建国内国际双循环相互促进的新发展格局。在此背景下,区域一体化带来的对国内市场空间纵深化的利用与整合对推动产业升级的重要意义凸显。因此,与已有文献的研究对象不同,本文将聚焦城市群的产业升级,目的是识别城市群扩容是否是一种有效的激励地区产业升级的方式。

本文的主要贡献在于:第一,本文旨在为区域一体化如何影响地区产业升级提供微观证据,并通过城市群扩容前后的企业行为反映一体化过程中要素配置的空间变动。由此本文的一个关键创新之处在于,我们提供了多维视角来反映区域一体化对企业活动的影响。第二,本文是对城市群经济效应相关研究的有益补充。现有文献鲜有从产业升级视角分析城市群扩容的经济绩效,本文结合各地区内部产业结构和细分产业的技术复杂度,从技术进步的角度刻画长三角地区的产业升级,在此基础上全面、深入地讨论城市群扩容的产业升级效果。第三,本文

从县域角度为区域一体化与产业升级的关系提供新的经验证据。相关研究大多以地级市为分析单元,考虑到长三角县域经济发达,本文将分析从地级层面扩展到县域层面,以长三角的地级市市辖区、县级市和县作为基本空间单元进行检验,并使用合成控制法和基于倾向得分匹配的双重差分方法进行估计,讨论长三角城市群扩容对整体县(市、区)、原位县(市、区)和新进县(市、区)产业升级的异质性影响。这对通过制度创新有效降低区域间要素的流动障碍、实现地区产业升级和打造世界先进制造业集群提供参考。

二、城市群扩容影响产业升级的机制分析

城市群是推进城市化的主体形态,长三角城市群从最初的10个城市分步扩容到现在的三省一市全境,实行的是动态发展策略。城市群扩容在地理空间上表现为核心圈向外围的扩张,这更有利于外围城市享受中心城市的辐射(许政等, 2010)。长三角周边城市积极融入长三角主要是为了追求城市群内部一体化的集聚效应和区域合作平台,空间集聚通过共享、匹配和学习产生集聚经济,城市群内部区域通过共享公共物品和基础设施,实现生产要素的优化配置以及知识的溢出和创新(Krugman, 1991; Duranton和Puga, 2004)。不论是对于城市群本身还是新进城来说,集聚都促进了要素的优化配置,增强了技术外溢,从而推动产业向高端环节发展。城市群的发展有利于打破地区间过度竞争的格局并构建良性的地方政府合作关系(张学良等, 2020)。良好的政府合作有助于建立协调发展的经济政策和制度规章,政府在基础设施一体化、科技创新投入以及产学研等领域的合作,在很大程度上能够降低市场分割,实现生产要素在区域与产业间的自由流动,促进产业升级。城市群扩容的传导机制见图1。

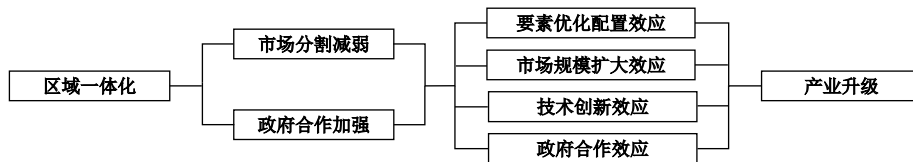


图1 城市群扩容的传导机制

(一) 要素优化配置效应

扩容后生产要素可以在城市群内部重新优化配置,弱化了原长三角城市群与周边城市行政区划经济带来的资源分散和市场分割问题,通过促进生产要素流动、资源互补、人口集聚和区域统一市场为产业升级提供良好的资源支持和市场支持(吴福象和刘志彪, 2008; 刘明宇和芮明杰, 2009; 刘乃全和吴友, 2017)。新进城市充足的土地资源和劳动力资源为长三角城市群产业升级提供良好的资源支持,削弱了原本城市间劳动力市场分割产生的制度性“溢价”,实现劳动力资源的优化配置。城市群发展过程中,企业作为市场中最为活跃的单元,往往会以资本的形式快速进入该地区的某种行业或退出原有地区的某种行业,因此地区层面的产业结构会在扩容发生后因企业的进出而产生变化。

(二) 市场规模扩大效应

城市群扩容弱化了原有的边界效应,减轻了行政区经济带来的市场分割问题(徐现祥和李郇, 2005),能够促进生产要素流动、人口集聚和市场一体化。城市群在本质上使市场内在的各种联系更加密切,分工和专业化的程度不断提高,市场规模扩大引致国内外投资在具有比较优势的领域有效配置,从而加速物质资本积累的形成。整体市场规模的扩大也会使市场竞争更加充分,加剧产业间要素流动的竞争,而市场竞争既能通过创造性机制推动微观层面的技术升

级,又会通过破坏性机制推动高技术产业进入和低技术产业退出,进而通过资源再配置效应推动总量层面的技术升级(简泽等,2017)。

(三)技术创新效应

城市群扩容能够促进知识的传播和溢出(Boix和Trullén,2007;叶静怡等,2016),根据外部性理论,产业集聚有利于企业之间的合作与竞争,促进产业内技术贸易,营造更好的创新环境,提升产业创新效率(徐康宁和冯伟,2010;莫长炜和龙小宁,2018)。从市场扩大的角度来看,区域内的竞争更加充分,产业间的要素流动加剧,一方面通过创造性机制刺激微观层面企业创新,加快新技术研发及应用;另一方面通过破坏性机制推动技术层面的转型升级,从而促进产业升级。同时,政府通过打造重大创新平台一体化,不断深化长三角区域创新体系建设,促进地区产业发展。

(四)政府合作效应

城市群扩容有利于从政府层面降低城市间的地方保护和资源的无序与恶性竞争。“中国式分权”使得县、市级行政机构的财权和人事权相对独立,在“晋升锦标赛”的激励下,地方政府形成了“唯GDP”的发展模式(周黎安,2004)。这种竞争模式一定程度上促进了地区的经济增长,但财政补贴和行政手段制造的贸易壁垒和地区封锁违背了市场规律,加大了各区域发展比较优势产业的成本压力和市场分割程度(林毅夫等,2010;张学良等,2020),甚至会导致地方产业结构的趋同化和低级化。城市群本质是特定空间内由不同规模等级的城市在分工与协作基础上所形成的具有密切联系的一体化功能区域(刘志彪,2014;李培鑫和张学良,2019),在一系列影响和扭曲区域一体化发展进程和发展水平的因素中,真正有可能发挥系统性作用的是政府的行政力量和行政壁垒(陈云贤,2019)。以城市群经济整体发展的经济效益缓解了城市间的竞争,地区间的合作交流和协议签订推动了城市群产业的分工协作和要素的自由流动,从而促进产业升级。

上述分析表明,区域一体化逐步打破和消除了地方的市场分割,使生产要素可以在城市间进行再配置,原位城市享受到了相对廉价而充足的生产要素和扩大的市场规模,新进城市也会受益于更加广泛的分工效应和规模经济(丁焕峰等,2020)。但是,由于长三角城市群原有成员和新进成员之间(尤其是安徽省的新进城市)经济发展水平相差较大,生产要素的“用脚投票”会更迅速地向更发达的城市转移,有可能发生原位城市对新进城市的回流效应超过扩散效应,从而恶化了新进城市的产业发展(刘乃全和吴友,2017)。总体而言,城市群扩容的推动作用可能受城市特征的影响,即区域一体化对新进城市和原位城市的影响有所不同。因此,本文不仅验证城市群扩容对产业升级可能产生的促进或抑制效应,也关注这种影响在不同县(市、区)的差异以及差异产生的原因。

三、研究方法、变量说明与数据来源

(一)合成控制法

合成控制方法(Synthetic Control Method, SCM)是近年来政策评价领域的主流工具之一,与传统的双重差分法(DID)和倾向得分匹配方法(PSM)相比具有一定的优越性。SCM通过数据驱动(data-driven)确定权重,即对多个控制对象加权来模拟目标对象政策实施前的情况,这样不仅可以清晰地反映每个控制对象对“反事实”事件的贡献,也避免了过分外推(extrapolation),减少主观选择的误差,缓解了政策内生性问题。类似于DID中的差异设计,SCM利用处理单元和未处理单元在相关事件中的差异来评估政策的效应,然而与DID设计相比,SCM并没有在比

较中给所有未经处理的单元相同的权重。相反,它生成未处理单元的加权平均值,该平均值与处理单元在预处理期间(pretreatment)的值非常接近,然后使用预处理中确定的权重将该合成控制的结果预测到政策处理后(posttreatment)的阶段,由此估计被处理单元的反事实结果(Abadie和Gardeazabal, 2003; Abadie等, 2010; Galiani和Quistorff, 2017)。

基准模型采用Abadie等(2010)的设定,令 D_{jt} 为在时间 t 对单元 j 进行处理的指标,可观测的结果变量 Y_{jt} 是随时间变化的处理效应 $\alpha_{jt}D_{jt}$ 和反事实对照组 Y_{jt}^N 的总和, Y_{jt}^N 由因子模型指定:

$$Y_{jt} = \alpha_{jt}D_{jt} + Y_{jt}^N = \alpha_{jt}D_{jt} + (\delta_t + \theta_t Z_j + \lambda_t \mu_j + \varepsilon_{jt}) \quad (1)$$

其中, δ_t 是不可观测的时间变量; Z_j 是 $(r \times 1)$ 阶不受处理影响的观测协变量, θ_t 是 $(1 \times r)$ 阶的未知参数向量; μ_j 是未知的因子负荷(factor loading)变量,表示各单元对共同冲击的不同反应; λ_t 是时间固定效应;标准误差项 ε_{jt} 独立于个体与时间且均值为0。假定第一个单元为处理单元,然后用未处理单元的加权平均值 Y_{jt}^N 来近似估计处理效应:

$$\hat{\alpha}_{1t} = Y_{1t} - \sum_{j>2} w_j Y_{jt} \quad (2)$$

如果 $\lambda_t \mu_j = \phi_j$,则式(1)简化为传统的固定效应模型,但固定效应模型只允许存在未观察到且不随时间变化的异质性,而SCM使用的因子模型则允许未观察到的混杂因素随时间变化,即在控制可观察值之后,已处理和未处理单元之间可以存在非平行趋势。具体来说,假设共有 $(1+J)$ 个地区,其中第1个地区为受到扩容冲击的城市,而其余 J 个城市未受冲击由此构成潜在的对照组(donor pool)。 T 为总的样本期,本文中为2000–2013年; T_0 为是预处理期(pretreatment),本文中为2000–2009年。结果变量 Y_j 是 $(T \times 1)$ 阶的向量,本文中为表示城市 j 的产业技术复杂度; Y_0 是 $(T \times J)$ 阶矩阵,在本文中为表示所有对照组的产业技术复杂度。假设 W 是 $(J \times 1)$ 阶的观测权重(observation-weight)矩阵 $(w_2, w_3, \dots, w_{J+1})'$,且满足 $\sum_{j=2}^{J+1} w_j = 1, w_j \geq 0, \forall j \in \{2, \dots, J+1\}$ 。构造对照组结果变量的加权平均值 $Y_0 W$,将结果分为预处理向量 Y_j 和处理后向量 \vec{Y}_j ,并令 X 代表 k 个预处理特征(即预测变量)均值构成的向量,其中 X 包括协变量 Z 以及结果变量部分预处理向量 \vec{Y} 的 M 个线性组合,因此 $k = r + M$ 。类似地,令 X_0 为 $(k \times J)$ 阶对照组的预测变量矩阵,令 V 为 $(k \times k)$ 可变换权重对角矩阵,由此来指示预测变量的相对重要性。

在给定 Y 和 X 的情况下,对SCM的估计包括找到最佳加权矩阵 W 和 V 。对于给定的 V ,选择 W 以最小化预测变量 $\|X_1 - X_0 W\|_V$ 的均方根预测误差(RMSPE)。推论过程对任何 V 均有效,但Abadie等(2010)建议采用满足MSPE最小化条件的 V 以最大程度地减少处理组与合成控制组在预处理结果上的预测误差。如果能找到合适的权重值,使合成控制组与预处理阶段的处理单元相匹配,并且 $\sum_{t=1}^{T_0} \lambda_t' \lambda_t$ 是非奇异的,则 $\hat{\alpha}_{1t}$ 的偏差将随着预处理期数相对于 ε_{jt} 的比例增大而变为零。

(二) 变量说明

1. 产业升级变量。中国整体工业化进程已经进入中后期,在今后较长一段时间内,工业化的重点不仅是推动三次产业结构的变化,更在于通过工业化提升经济发展质量和竞争力,而技术进步正是实现这种攀升的基本动力。因此,本文借鉴周茂等(2018)的方法,结合各地区制造业内部产业结构和细分产业的技术复杂度,从技术进步的角度刻画产业升级。因为无论企业采用哪种升级策略,无论企业在产品或产业价值链上发生怎样的变化,最终都会在制造业内部使产业结构和细分产业的技术复杂度得到体现。为了计算产业升级指标,本文首先参照Hausmann等(2007)的方法计算行业内HS6位产品层面的技术复杂度,计算公式如下:

$$Prody_k = \sum \frac{(Export_{mk}/Export_m) \times Y_m}{\sum_m Export_{mk}/Export_m} \quad (3)$$

其中, $Prody_k$ 表示HS6位产品 k 的技术复杂度, $Export_{mk}/Export_m$ 表示 m 国对产品 k 的出口额占该国总出口的比重, Y_m 表示 m 国的人均GDP。然后采用县级层面的生产结构为权重对行业复杂度进行加权平均, 以得到的县级层面的技术复杂度 ($soph_{ct}$) 作为产业升级指标。与常用的出口复杂度相比, 地区技术复杂度的优势在于通过测度一个地区制造业生产结构的升级而不仅是出口结构的升级, 可以更为方便地识别地区内产业结构变化的影响。具体计算方法如下:

$$soph_{ct} = \frac{\sum_i Output_{i,c,t} \times Prody_{i,1997}}{\sum_i Output_{i,c,t}} \quad (4)$$

其中, $Prody_{i,1997}$ 表示1997年 i 行业的技术复杂度, 由行业内对应的所有HS6位产品层面的技术复杂度平均得到^①。

2. 控制变量。根据相关研究, 本文将影响产业升级的主要因素设定为经济发展水平 ($pergdp$)、城市化率 ($urban$)、基础设施水平 ($infra$)、政府规模 (gov)、金融发展水平 ($finan$)、人力资本水平 ($human$) 和人口密度 ($density$)。其中, 经济发展水平是一个地区产业发展的基础, 对地区产业结构产生巨大影响, 本文采用人均地区生产总值 (万元/人) 表示; 城市化率反映了产业所需的实物资本和人力资本向城市积累的路径, 为产业发展提供了大量建成区土地和劳动力, 考虑到数据的可获得性, 本文使用第三产业增加值占GDP比重 (%) 衡量; 金融发展水平采用地区年末金融机构贷款余额与地区生产总值的比值 (%) 来表示; 基础设施对产业发展具有重要作用, 采用固定资产投资占GDP的比重 (%) 来计算; 政府规模反映了地区政府的调控水平, 用地区财政支出占地区生产总值的比重 (%) 来表示; 人力资本水平用中等学校在校人数占总人数的比例 (%) 来表示; 人口密度采用每平方公里人口数 (人/平方公里) 来度量。

3. 样本选择与数据说明。县域产业复杂度的计算主要基于中国工业企业数据库的微观数据, 由于工业企业数据库存在企业数据误报情况, 使用该数据库估算区域产业复杂度和进行实证研究前需要清理异常值。参照Brandt等 (2012) 和聂辉华等 (2012), 本文做如下处理: 剔除总资产、固定资产、中间投入品与工业增加值等主要缺失变量或者小于0的企业样本; 为了保持非国有企业与国有企业的可比性, 本文选择保留“规模以上”标准的观测值, 即去除企业雇员人数小于30人的企业样本。

在本文样本窗口期, 中国行业代码标准 (GB/T4754-1994) 分别在2002年和2011年进行了重新调整 (GB/T4754-2002, 2011), 为了使企业在研究期间保持一致的行业代码, 本文采用Brandt等 (2012) 提供的2002年以及2011年前后行业代码对应表对企业行业代码进行统一调整与匹配。同时《中华人民共和国行政区划代码》也有4个版本的调整 (GB/T2260, 1995, 1999, 2002, 2007), 本文根据民政部官网各年的行政区划代码, 以2010年为标准, 根据6位数地区代码对企业行政代码进行合并、替代与删减, 同时对一些无法判断、代码缺失的企业, 通过邮政编码、企业名称等确定其行政区划。对2004年缺失工业总产值的情况, 本文参考聂辉华等 (2012) 的方法, 根据会计准则估算工业总产值 (产品销售额-期初存货+期末存货)。

长三角地区的行政区划调整相对活跃, 对县域样本的选取要慎重, 所以本文对样本期内有过撤县设区、撤县设市等调整的县域进行有选择的剔除或合并。本文采用2010年的行政区划为标准, 以2000-2013年长三角196个县级层面行政区划作为基准样本。将2010年长三角城市群扩容后的22个城市所有的县、县级市和市辖区 (99个) 设定为处理组, 其余城市所含县域设定为对照组。由于合成控制法仅能对单个分析单元的评估变量进行合成, 而对多个分析单元进行整体

^①与周茂等 (2016) 一致, 本文将行业的技术复杂度固定在1997年, 主要是为了克服内生性问题, 同时排除样本期内产业结构内生变化的干扰。

评估时,则需要将多个分析单元合并为一个新的分析单元(Abadie等, 2010),因此本文将99个处理组分为整体县(市、区)、原位县(市、区)与新进县(市、区)三个类别,在此基础上将不同类别的均值与其他区域的加权平均合成未发生扩容的地区产业升级情况。样本涵盖长三角地区的上海、江苏、浙江、安徽三省一市所有41个城市包含的县级行政区,因变量根据中国工业企业数据库进行计算,控制变量来源为相应年份的《中国县域统计年鉴》。表1是主要变量的描述性统计,为了减少异方差,地区发展水平以及人口密度均进行对数处理。

表1 主要变量的描述性统计

变量名称	单位	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
地区技术复杂度(<i>szong</i>)	千美元	2744	12.607	20.170	4.543	20.245
经济发展水平(<i>lnpergdp</i>)	(万元/人)的对数	2744	9.322	0.874	7.415	11.716
城市化率(<i>urban</i>)	%	2744	0.352	0.068	0.182	0.577
基础设施水平(<i>infra</i>)	%	2744	0.419	0.327	0.005	1.027
政府规模(<i>gov</i>)	%	2744	0.143	0.074	0.036	0.522
金融发展水平(<i>finan</i>)	%	2744	0.674	0.358	0.167	1.643
人力资本水平(<i>human</i>)	%	2744	0.060	0.014	0.023	0.113
人口密度(<i>lndensity</i>)	(人/平方公里)的对数	2744	3.135	0.738	1.151	4.865

四、经验检验

(一) 基准检验

本文以2010年长三角城市群扩容为准实验考查22个整体城市的县(市、区)、16个原位城市的县(市、区)和6个新增城市的县(市、区)的产业升级效应。图2是对三类县(市、区)的检验结果,可以发现,在2010年扩容政策实施之前,实际与合成的地区产业技术复杂度基本上能够重合或呈现相同趋势,即合成分析单元较好地拟合了政策前的地区产业复杂度路径。可以看出,2010年后三类县(市、区)的实际地区产业技术复杂度路径(实线)均超过合成产业技术复杂度路径(虚线),说明长三角扩容有效促进了各类县(市、区)的产业升级,且新进县(市、区)的地区产业复杂度的提升明显高于原位县(市、区),即城市群扩容对原有成员和新进成员均有较为显著的产业升级效应。具体而言,整体县(市、区)的产业技术复杂度提升了0.45千美元,原位县(市、区)的产业技术复杂度提升了0.31千美元,新进县(市、区)的产业技术复杂度提升了0.54千美元,其中新进成员的受益更大。

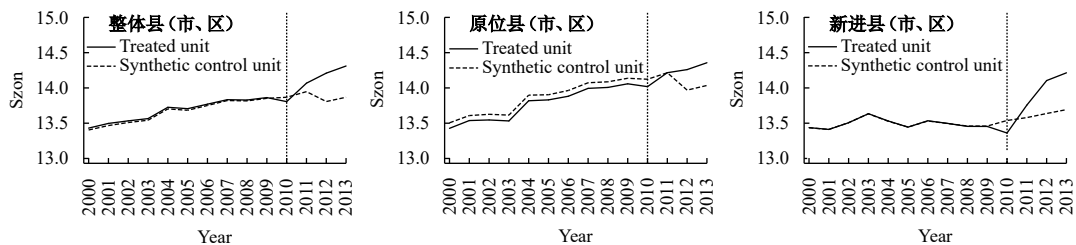


图2 县级行政区实际与合成的产业升级路径对比

表2展示了2010年扩容之前真实区域与合成区域主要特征变量的拟合对比,可以发现,经济发展水平、城市化率、基础设施水平、政府规模、金融发展水平、人力资本水平和人口密度的拟合值与真实值差异较小,说明合成城市县(市、区)较为有效地拟合了三类城市县(市、区)的经济发展情况。

表2 预测变量真实值与合成值对照

预测变量	整体		原位		新进	
	真实值	合成值	真实值	合成值	真实值	合成值
经济发展水平	10.157	9.132	10.343	9.210	9.599	9.083
城市化率	0.349	0.357	0.357	0.359	0.332	0.359
基础设施水平	0.281	0.322	0.259	0.325	0.326	0.325
政府规模	0.080	0.122	0.074	0.123	0.093	0.124
金融发展水平	0.776	0.664	0.797	0.670	0.730	0.649
人力资本水平	0.057	0.357	0.056	0.062	0.059	0.063
人口密度	3.018	3.206	2.895	3.262	3.233	3.165

(二) 安慰剂检验

本节采用安慰剂法 (Placebo Test) 验证基准结论的有效性, 具体做法是将原来的对照组作为“假”处理组, 假设这些区域在2010年也实施了相似的扩容政策, 并采用同样的方法来评估政策影响。由于对照组县域较多 (98个), 本文参考刘乃全和吴友 (2017) 的方法, 选取对照组中权重重大的样本来做新的对照组, 权重越大, 表明与目标区域越相似。以整体区域样本为例, 在98个对照组县域中统计合成权重不为零的样本 (本文整体数据显示依旧是98个), 并计算其权重均值, 为0.0102 (1/98), 整体县 (市、区) 选择权重大于均值的21个县 (市、区) 来进行安慰剂检验。类似地, 原位县 (市、区) 中我们选择了16个县 (市、区), 新进县 (市、区) 选择了17个县 (市、区)。图3展示了整体、原位和新进区域的产业技术复杂度与以安慰剂“处理组”分别作为预测变量时的差值分布 (深色线是真实处理组, 浅色线是安慰剂“处理组”)。可以发现, 政策实施前真实处理组具有较好的拟合程度 (差值在0附近), 而在2010年之后有明显上升, 且真实处理组的政策效果大于多数安慰剂“处理组”, 说明利用合成控制法分析长三角扩容促进产业升级的结果是可靠的。

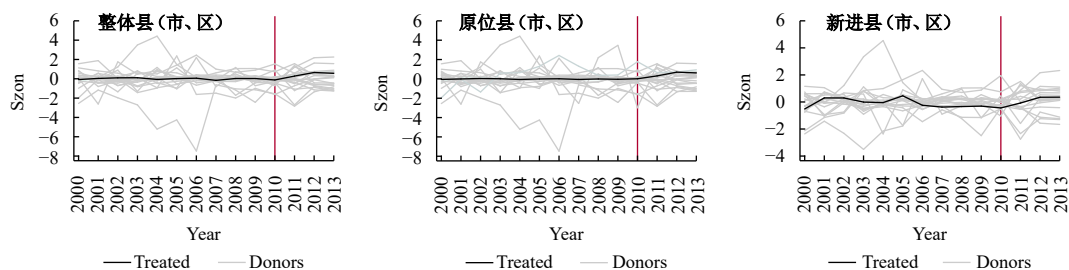


图3 安慰剂检验——产业技术复杂度差值分布

(三) 稳健性检验

为了进一步确保估计结果的可信性和有效性, 本文从更换因变量度量指标、更换对照组以及变换估计方法三方面对结果进行稳健性检验。

1. 更换因变量度量指标。在基准回归中, 本文在对地区产业结构进行度量时采用的是不同产业的规模数据, 那么前文结论是否是由于计算方法的特殊性造成的? 为此, 本文采用从业人数和实用资本代替工业总产出赋予县域层面新的产业结构权重, 对因变量进行重新计算。检验结果显示, 三类县 (市、区) 在扩容发生后均表现出产业升级现象, 即因变量产业结构权重改变后基准结果依旧稳健。

2. 更换对照组。长三角地区行政区划调整频繁, 这些因素对该区域的产业升级可能产生影

响。为了得到更加“干净”的扩容效应,本文对所选的合成样本进行调整和控制:(1)长三角地区撤地设市、撤县设区、撤县设市等行政区划调整在1998–2005年间较为频繁,1997年长三角新增15个城市(上海、无锡、宁波、舟山、苏州、扬州、杭州、绍兴、南京、南通、常州、泰州、湖州、嘉兴、镇江),以及中国在2001年加入WTO等都会对产业升级造成影响(周茂等,2016,2018)。因此,本节对2000–2005年的样本进行剔除,仅观察2006–2013年(共8年)的样本合成效果。检验发现,城市群扩容促进产业升级的基准结论依旧稳健。(2)2000–2013年长三角进行了两次主要的扩容,一次是本文采用的政策节点即2010年,另一次发生在2013年协调会第十三次会议上,增补了芜湖、连云港、徐州、滁州、淮南、丽水、宿迁、温州8个城市。为了排除样本期内的第二次扩容对基准结论可能造成的干扰,本文剔除第二次扩容的城市所含县(市、区)后重新进行合成,结果依旧显著。

3. 变换估计方法。考虑到对照组和处理组县级行政区差异较大,我们进一步采用基于倾向得分匹配的双重差分法(PSM-DID)进行检验,表3为回归结果。总体来看,扩容促进了整体县(市、区)的产业升级,原位县(市、区)的促进效果在5%的水平上显著。而新进县(市、区)的结果并不显著且结果为负,可能的原因是新进区域多在安徽的皖江经济带和合肥经济圈,经济发展水平相对较低,尽管加入长三角城市圈后能够享受到更大范围的规模经济和技术溢出,从而带动产业升级,但是新进县(市、区)的生产要素向原位县(市、区)转移,从而不利于产业升级。为了验证这个推测,我们对在其他经济圈中的对照组县(市、区)进行剔除并重新进行PSM-DID估计,发现剔除后的新进县(市、区)的估计结果为正,验证了基准结论的稳健性。

表3 PSM-DID 稳健性检验:扩容对产业升级的影响

	政策冲击前 对照组	政策冲击前 处理组	处理组与对照组的 差值	政策冲击后 对照组	政策冲击后 处理组	处理组与对照组的 差值	双重差分
整体县(市、区)	13.809	13.609	-0.201 ^{**} (-2.37)	13.883	14.022	0.138(1.03)	0.339 ^{**} (2.13)
原位县(市、区)	14.191	13.664	-0.527 ^{***} (-5.20)	14.046	14.090	0.044(0.26)	0.571 ^{***} (2.92)
新进县(市、区)	12.976	13.483	0.507 ^{***} (4.48)	13.640	13.878	0.238(1.36)	-0.269(1.29)

注:括号内为t统计值,***、**、*分别代表1%、5%和10%的显著性水平,下同。

(四) 异质性检验

党的十九届五中全会提出“提高中心城市和城市群综合承载和资源优化配置能力”,这是针对我国城镇化发展现状,从城市空间布局的角度提出的符合我国国情的城市发展战略。在区域一体化的背景下,以中国对外开放最前沿、行政区关系最复杂、经济发展问题最突出的长三角城市群为例,从小尺度的空间单元入手,进一步区分县域、县级市和市辖区,分析城市群扩容对不同行政等级地区的影响显得尤为重要与迫切。

市辖区、县级市和县都属于县级行政区,其中市辖区、县级市从行政等级上虽然均属于县级行政区,但在经济形态上则属于城市经济的范畴,县域经济既有显著的乡村经济属性,也有一定的城市经济属性。县、县级市、市辖区的设立标准涉及人口、基础设施、财政支出、行政级别等诸多因素,这些都会对地区的产业结构造成一定影响。

图4展现了长三角扩容对县的产业升级的影响,其中原位城市的县所受到的促进作用较小,其产业技术复杂度仅提升0.16千美元,基本与扩容前的趋势保持一致。从图4可以看出,县的升级效应大多来源于新进县,在扩容发生后的两年内新进县的产业复杂度呈现急速上升,直到2013年增速才放缓,整体产业技术复杂度提升0.76千美元。从原位城市和新进城市所有县的数据可以看出,扩容发生后两类城市的县的产业技术复杂度基本相同,区域间的产业技术复杂度差距显著缩小。

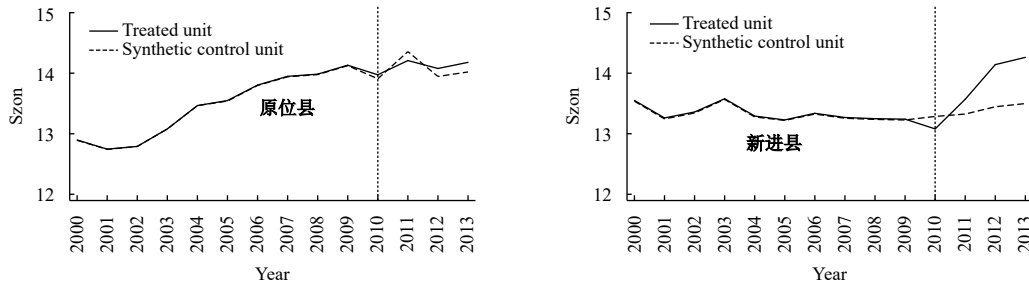


图4 县实际与合成的产业升级路径对比

图5展示了县级市的产业升级路径,两类城市的县级市产业技术复杂度均有所提高,但是原位县级市效应较为显著,提升效果也较明显,而新进县级市效应在两年后才有所体现,且促进效果较弱,产业技术复杂度仅提升0.12千美元,原位县级市的产业技术复杂度依旧高于新进县级市。

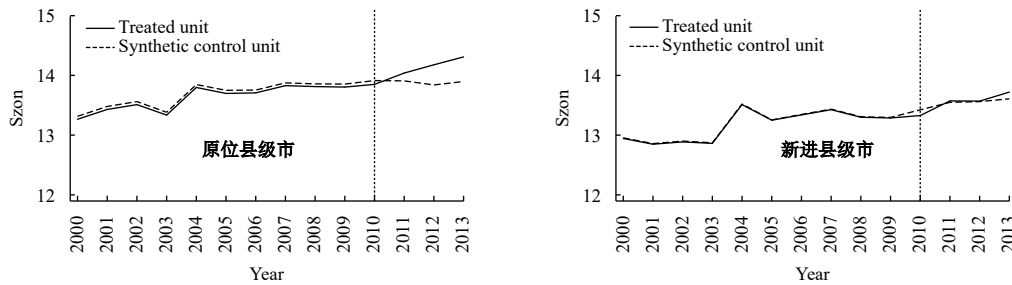


图5 县级市实际与合成的产业升级路径对比

虽然县、县级市和市辖区均由地级市管辖(县由地级市代管),同属一个行政级别,但是县和县级市是一级独立政府,具有相对独立的财政权、审批权和规划权,而市辖区则是由地级市直接管辖,以落实和实施地级市的决策和工作部署为重点,与县和县级市相比,缺少独立的规划权、审批权和财政权。县级市的行政权力最大,县次之,而市辖区最小,从图6的检验结果来看,行政权力最小的市辖区显现出最强的产业升级效应,其中原位市辖区的产业技术复杂度提升0.74千美元,新进市辖区提升0.7千美元。但是从趋势看,两类市辖区的产业升级效果均逐年放缓,原位市辖区升级放缓速度低于新进市辖区,即原位市辖区的产业升级促进效应更持久。

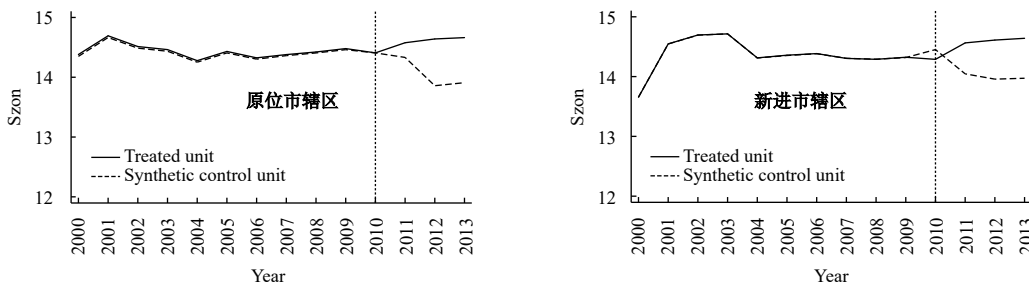


图6 市辖区实际与合成的产业升级路径对比

综合来看,城市群扩容给城市的市辖区带来的影响最大,县级市的产业升级效应次之,这可能得益于县级市与地级市之间较为接近的地理区位和经济联系,由此能够更多地接受经济发展较为成熟的中心城市的辐射。新进城市的县级市和县的发展正好与原位城市相反,城市群扩容

后县受益最大,产业技术复杂度提升最多,原因可能在于新进入城市的县在扩容后土地资源丰富,且区位靠近原位城市的边界,也从一个侧面说明产业升级可能是来源于城市群内部的产业转移。

五、机制分析

(一) 资源配置机制

产业结构的形成和调整是由资源的初始配置和再配置决定的,一个特定区域的产业优化升级,实际是其空间内生产要素配置效率的提高。因此,下文主要从生产要素流动和资源空间再配置视角来分析区域一体化对产业升级的影响机制。

本节参考周茂等(2016, 2018)的分解方法,将产业结构调整动力分解为来自县(市、区)间和来自县(市、区)内资源优化再配置两个部分,进一步讨论扩容冲击下资源的跨产业和跨区域再配置过程。等号左边是对回归方程(4)进行一阶差分分解,等号右边是对长三角扩容的虚拟变量和控制变量进行一阶差分,同时差分还消除了固定效应。这里将 $Output_{i,c,t}$ 和 $Prody_{i,1997}$ 用 $X_{i,c,t}$ 和 $P_{i,97}$ 简单表示。被解释变量的具体分解方程如下:

$$\begin{aligned} \Delta Soph_{c,t} &= \Delta \left(\sum_i P_{i,97} \frac{X_{i,c,t}}{X_{c,t}} \right) \\ &= \sum_{i \in I^s} P_{i,97} \left(\frac{X_{i,c,t}}{X_{c,t}} - \frac{X_{i,c,t-1}}{X_{c,t-1}} \right) + \left(\sum_{i \in I^{entry}} P_{i,97} \frac{X_{i,c,t}}{X_{c,t}} - \sum_{i \in I^{exit}} P_{i,97} \frac{X_{i,c,t-1}}{X_{c,t-1}} \right) \\ &= \underbrace{\sum_{i \in I^s} P_{i,97} \left(\frac{X_{i,c,t}}{X_{c,t}} - \frac{X_{i,c,t-1}}{X_{c,t-1}} \right)}_{\text{县(市、区)间资源再配置}} + \underbrace{\sum_{i \in I^s} P_{i,97} \left(\frac{X_{i,c,t}}{X_{c,t}} - \frac{X_{i,c,t-1}}{X_{c,t-1}} \right)}_{\text{县(市、区)内产业间资源再配置}} + \Delta S_{c,t}^{ee} \\ &= \Delta S_{c,t}^{inter} + \Delta S_{c,t}^{intra} + \Delta S_{c,t}^{ee} \end{aligned} \quad (5)$$

根据公式(5),县(市、区)层面的技术复杂度由县(市、区)的总产出变化($\Delta Soph_{c,t}$)和县(市、区)间的产出变化($\Delta S_{c,t}^{inter}$)、县(市、区)内每个产业的产出变化($\Delta S_{c,t}^{intra}$)以及误差项($\Delta S_{c,t}^{ee}$)共同决定,其中前两项都是建立在持续生存的产业基础上,误差项代表产业的进入与退出^①。根据以上分解结果,将三个分解变量分别替代原来的被解释变量进行回归,表4展示了整体县(市、区)的资源再配置效应。从表4可以发现,长三角扩容对产业升级的影响主要来自不同县(市、区)间再配置,即县(市、区)间的资源重新配置提升了要素的配置效率。这一结果反映了城市群扩容会通过产业结构调整和要素优化配置推动产业升级。

表4 长三角县(市、区)的资源再配置效应

被解释变量:县(市、区)产业升级	(1)不同县(市、区)间再配置	(2)县(市、区)内持续生存产业间再配置	(3)产业进入退出
	$\Delta S_{c,t}^{inter}$	$\Delta S_{c,t}^{intra}$	$\Delta S_{c,t}^{ee}$
Δdid_{ct}	14.320* (1.76)	-14.306* (-1.78)	0.886 (0.60)
R ²	0.004	0.005	0.020
观测值	2412	2412	2412

(二) 中介路径检验

在资源配置的视角下,本节采用中介效应模型(Baron和Kenny, 1986)进一步讨论长三角城市群扩容促进产业升级的具体路径。这里构建如下递归模型:

$$Soph'_{ct} = c did_{ct} + \theta X_{ct} + \sigma_c + \sigma_t + \varepsilon_{ct} \quad (6)$$

^①本文把新进入企业定义为第一次出现在数据库中的企业,退出企业为上一年出现在数据库中但从下一年开始不再出现的企业。

$$MV_{ct} = adid_{ct} + \theta X_{ct} + \sigma_c + \sigma_t + \varepsilon_{ct} \quad (7)$$

$$Soph'_{ct} = c' did_{ct} + bMV_{ct} + \theta X_{ct} + \sigma_c + \sigma_t + \varepsilon_{ct} \quad (8)$$

其中, $Soph'_{ct}$ 表示以产业总值为权重的城市制造业技术复杂度, MV_{ct} 表示中介变量, X_{ct} 是控制变量。模型(6)中 did_{ct} 的系数 c 代表长三角对产业升级的总效应, 模型(7)中 did_{ct} 的系数 a 与模型(8)中 MV_{ct} 的系数 b 的乘积 ab 代表长三角扩容对产业升级的间接效应, 模型(8)中 did_{ct} 的系数 c' 则是直接效应。总效应等于间接效应与直接效应之和, 即 $c = c' + ab$ 。

结合依次检验和Bootstrap检验的思路(温忠麟和叶宝娟, 2014), 本文中介检验流程如下: (1)依次检验后, 若系数 a 、 b 结果均显著, 说明间接效应显著。(2)依次检验后, 若发现系数 a 和系数 b 有任何一个不显著, 则需要采用Bootstrap方法对 $H_0: ab = 0$ 进行进一步检验。结果若显著, 则说明间接效应显著; 若系数 c' 不显著, 则说明直接效应不显著, 存在完全中介效应。(3)若 c' 显著并且 ab 与 c' 系数符号相同, 说明部分中介效应显著。

根据第二部分的理论分析, 本节选取四类中介机制变量, 包括要素流动、市场分割、政府竞争和技术创新。其中, 要素流动指标与技术创新指标来源于中国研究数据服务平台(CNRDS), 其余指标数据根据各年份《中国城市统计年鉴》整理。

1. 要素流动指标: 参考王必达和苏婧(2020)的研究, 以地区在岗职工平均人数和工业企业数作为劳动要素和资本要素的代理变量。考虑到要素流动突出的是流量, 所以这里用职工增长人数代表劳动要素流动, 企业增长数代表资本要素流动。

2. 市场分割指标: 借鉴丁焕峰等(2020)的研究, 选取要素层面的劳动参工率和市场层面的市场活跃度两个变量来衡量市场分割削弱。其中, 劳动参工率采用单位从业人口占总人口比重(%)来衡量地区劳动人口的数量及素质; 市场活跃度以居民消费规模来代表, 采用实际人均社会消费品零售总额(元/人)的对数来衡量。

3. 政府竞争指标: 参考彭洋等(2019)的研究, 选取税收负担与政府补贴两项来表示政府竞争对市场的扭曲。其中, 税收负担用企业所得税与利润总额的比重(%)来衡量, 政府补贴用企业补贴收入与工业总产值的比值(%)来衡量。

4. 技术创新指标: 采用实际财政科技支出(万元)的对数来表示政府对创新的支持, 选取专利申请成功率(%)和增长率(%)作为研发创新外溢效应的另一指标。

表5为依次检验的结果, 其中第(1)列是中介模型(6)的结果(总效应为0.2305)。由表5a可知, 长三角扩容显著促进了整体城市群的要素流动, 减轻了市场分割程度, 佐证了理论分析。表5b中的直接效应均显著, 但是中介变量在表5b中均不显著, 还需要进一步做Bootstrap检验。

表5 城市群扩容影响产业升级的中介路径检验结果

表5a					
	(1) $Soph'_{ct}$	(2)职工增长人数	(3)企业增长数	(4)劳动参工率	(5)市场活跃度
did_{ct}	0.231*** (2.90)	0.228*** (4.75)	-0.012 (-0.24)	0.022** (2.24)	0.102*** (3.41)
R^2	0.178	0.131	0.487	0.583	0.884
观测值	3072	2680	1915	3070	3057
表5b					
		$Soph'_{ct}$	$Soph'_{ct}$	$Soph'_{ct}$	$Soph'_{ct}$
did_{ct}		0.154**(1.99)	0.121**(2.27)	0.223**(2.82)	0.220*** (2.77)
MV_{ct}		0.180(1.13)	0.113*(1.71)	0.362(1.21)	0.088(1.13)
R^2		0.019	0.020	0.111	0.162
观测值		2680	1915	3070	3057

表6为长三角扩容对产业升级的政府行为与创新中介效应的结果。由表6a可知,长三角扩容一定程度上提升了政府对企业的补贴,扩容的创新效应表现相对更好,扩容提升了政府对科技的支出,同时企业的专利增长率和申请成功率均有显著提升。表6b进一步显示,政府科技支出和专利增长率均通过逐步检验,即长三角扩容通过加强科技平台建设与增大科技财政支出促进了城市群产业升级,并且企业通过知识外溢和学习增强了发明创造能力,从而提升了地区整体的产业技术复杂度。

表6 政府行为与创新中介路径逐步检验结果

表6a

	(1)税收负担	(2)政府补贴	(3)政府科技支出	(4)专利增长率	(5)专利申请成功率
did_{ct}	0.041 (0.72)	0.001** (1.98)	0.479*** (4.09)	0.116*** (3.64)	0.073*** (2.93)
R^2	0.004	0.084	0.556	0.005	0.053
观测值	2880	2688	2109	2870	3061

表6b

	$Soph'_{ct}$	$Soph'_{ct}$	$Soph'_{ct}$	$Soph'_{ct}$	$Soph'_{ct}$
did_{ct}	0.242*** (2.79)	0.314*** (3.19)	0.138*** (2.42)	0.215*** (2.84)	0.230*** (2.88)
MV_{ct}	0.002(0.95)	5.057(1.25)	0.041*(1.76)	0.036** (2.40)	0.018(0.35)
R^2	0.118	0.125	0.100	0.155	0.203
观测值	2880	2688	2109	2870	3061

表7展示的是Bootstrap检验法以及各中介变量的效应量。在重复1000次后,Bootstrap汇报的职工增长人数、企业增长数、市场活跃度与专利申请成功率间接效应系数的置信区间均不包含0,即在5%的置信区间均显著。这说明城市群扩容是通过促进要素流动、削弱市场分割和驱动技术创新来推动地区产业升级的。其中,要素流动和政府创新支出的影响最大,企业本身的创新效果对产业升级影响稍弱。

表7 长三角扩容影响产业升级的中介效应检验结果

被解释变量 $Soph'_{ct}$	解释变量 did_{ct}	中介变量 MV_{ct}	总效应 c	中介效应 ab	中介效应量 ab/c
产业升级	长三角城市群扩容	职工增长人数	0.231	0.079	34.32%
		企业增长数	0.231	0.153	66.38%
		市场活跃度	0.231	0.053	23.08%
		政府科技支出	0.231	0.095	41.13%
		专利增长率	0.231	0.025	10.85%
		专利申请成功率	0.231	0.017	7.3%

六、结论与启示

2021年3月,十三届全国人大第四次会议表决通过了《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》,其核心是加快构建以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局。促进国内大循环,必须打破国内市场上存在的各种显性与隐性要素流通障碍,通过促进要素在国内的自由流动来塑造大国的统一大市场。长三角经过40多年的发展,已经成为国际大循环的一个支点,深深地融入了世界;同时长三角也是科技创新、高端制造、高端服务和高端消费的所在地,对构建国内大循环至关重要。

本文采用合成控制法和基于倾向得分匹配的双重差分方法,选取2010年的长三角城市群扩容为准自然实验,对长三角一体化范围内的三类区域,即整体县(市、区)、原位县(市、区)和新进县(市、区)的产业升级路径进行模拟与比较,得出长三角扩容提升了三类县(市、区)产业技术复杂度的稳健结论。本文还进一步对县、县级市和市辖区样本进行考查,发现扩容对市辖区的影响最大,其中原位城市的市辖区受到的促进作用大于新进城市的市辖区;原位城市的县级市产业升级效应大于新进城市的县级市;对县级区域来说,原位城市所有县在扩容中产业结构调整较小,新进城市所有县的产业升级效应更加明显。进一步研究证实,这种促进作用源自区域一体化引导资源在不同县(市、区)间的优化再配置和利用效率的提高。在资源配置的视角下,城市群扩容的产业升级效应主要是通过发挥市场规模效应、促进技术创新以及加快要素流动等渠道实现的。

长三角一体化不仅承担为双循环新发展格局探路的重大历史使命,也肩负着为我国科技与产业创新开路的先锋重任。推动区域一体化发展,关键在于如何通过制度创新有效降低区域间要素流动的障碍,为地区产业升级和打造世界先进制造业集群提供强大动力。本文的研究结论对政策实践有一定的启示:(1)一体化的重点在于打破行政壁垒,提高政策协同,让要素在更大范围内畅通流动,实现更合理的分工,凝聚更强大的合力,推动以技术进步为核心的产业升级。一体化既是长三角区域一体化这一国家战略的题中之义,也是区域协同发展最大的难点之一。要通过长三角合作示范区建设加快推进长三角核心区和新加入城市发挥各自比较优势,使长三角三省一市政府之间的合作机制更加常态化并逐步深化,探索建立区域分割的负面清单,完善相应的成本分摊、利益分享和损失补偿机制。(2)市辖区因自身经济发展优势而获得更大的产业升级效果,不同城市的县和县级市的受益也不尽相同。从长三角地区频繁的行政区划调整考虑,撤县设区相对于撤县设市更能促进地区产业升级,城市群日益成为新型城镇化的主体形态和现代化建设的重要载体,将城市群中的核心城市所辖县改为区,是落实国家新型城镇化战略与区域协调发展战略的具体安排,有利于发挥中心城市和城市群的带动作用,以更好地建设现代化都市圈。(3)深化区域科技创新合作、以协同创新推进科技创新,提高区域整体创新能力是突破长三角产业升级瓶颈的必然选择。要促进区域创新要素的自由流动和高效配置,建设更具活力的创新型区域,以创新引领长三角一体化发展。具体来说,不仅要不断优化区域协同创新环境,加快推进长三角地区创新网络建设,还要发挥首创精神,借助上海自贸区制度优势,鼓励有条件的地区在科技服务一体化、“创新券”通兑通用、共建共享科技基础设施以及创业创新载体等方面先行先试,加快创新资源要素在城市群内外的合理流动和开放共享。

主要参考文献:

- [1] 陈云贤. 中国特色社会主义市场经济: 有为政府+有效市场[J]. 经济研究, 2019, (1).
- [2] 丁焕峰, 孙小哲, 刘小勇. 区域扩容能促进新进地区的经济增长吗? ——以珠三角城市群为例的合成控制法分析[J]. 南方经济, 2020, (6).
- [3] 简泽, 谭利萍, 吕大国, 等. 市场竞争的创造性、破坏性与技术升级[J]. 中国工业经济, 2017, (5).
- [4] 李培鑫, 张学良. 长三角空间结构特征及空间一体化发展研究[J]. 安徽大学学报(哲学社会科学版), 2019, (2).
- [5] 林毅夫, 巫和懋, 邢亦青. “潮涌现象”与产能过剩的形成机制[J]. 经济研究, 2010, (10).
- [6] 刘明宇, 芮明杰. 全球化背景下中国现代产业体系的构建模式研究[J]. 中国工业经济, 2009, (5).
- [7] 刘乃全, 吴友. 长三角扩容能促进区域经济共同成长吗[J]. 中国工业经济, 2017, (6).
- [8] 刘雅媛, 张学良. “长江三角洲”概念的演化与泛化——基于近代以来区域经济格局的研究[J]. 财经研究, 2020, (4).

- [9] 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).
- [10] 莫长炜, 龙小宁. 产业集群、技术外溢与企业创新绩效[J]. *厦门大学学报(哲学社会科学版)*, 2018, (1).
- [11] 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).
- [12] 彭洋, 许明, 卢娟. 区域一体化对僵尸企业的影响——以撤县设区为例[J]. *经济科学*, 2019, (6).
- [13] 王必达, 苏婧. 要素自由流动能实现区域协调发展吗——基于“协调性集聚”的理论假说与实证检验[J]. *财贸经济*, 2020, (4).
- [14] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. *心理科学进展*, 2014, (5).
- [15] 吴福象, 刘志彪. 城市化群落驱动经济增长的机制研究——来自长三角16个城市的经验证据[J]. *经济研究*, 2008, (11).
- [16] 徐康宁, 冯伟. 基于本土市场规模的内生化产业升级: 技术创新的第三条道路[J]. *中国工业经济*, 2010, (11).
- [17] 徐现祥, 李郁. 市场一体化与区域协调发展[J]. *经济研究*, 2005, (12).
- [18] 许政, 陈钊, 陆铭. 中国城市体系的“中心—外围模式”[J]. *世界经济*, 2010, (7).
- [19] 叶静怡, 林佳, 姜蕴璐. 知识溢出、距离与创新——基于长三角城市群的实证分析[J]. *世界经济文汇*, 2016, (3).
- [20] 尤济红, 陈喜强. 区域一体化合作是否导致污染转移——来自长三角城市群扩容的证据[J]. *中国人口·资源与环境*, 2019, (6).
- [21] 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, (4).
- [22] 张学良, 陆铭, 潘英丽. 空间的聚集: 中国的城市群与都市圈发展[M]. 上海: 格致出版社, 上海人民出版社, 2020.
- [23] 赵领娣, 徐乐. 基于长三角扩容准自然实验的区域一体化水污染效应研究[J]. *中国人口·资源与环境*, 2019, (3).
- [24] 周黎安. 晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因[J]. *经济研究*, 2004, (6).
- [25] 周茂, 陆毅, 杜艳, 等. 开发区设立与地区制造业升级[J]. *中国工业经济*, 2018, (3).
- [26] 周茂, 陆毅, 符大海. 贸易自由化与中国产业升级: 事实与机制[J]. *世界经济*, 2016, (10).
- [27] Abadie A, Diamond A, Hainmueller J. Synthetic control methods for comparative case studies: Estimating the effect of California's tobacco control program[J]. *Journal of the American Statistical Association*, 2010, 105(490): 493–505.
- [28] Abadie A, Gardeazabal J. The economic costs of conflict: A case study of the Basque country[J]. *American Economic Review*, 2003, 93(1): 113–132.
- [29] Baron R M, Kenny D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations[J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51(6): 1173–1182.
- [30] Boix R, Trullén J. Knowledge, networks of cities and growth in regional urban systems[J]. *Papers in Regional Science*, 2007, 86(4): 551–574.
- [31] Brandt L, Van Biesebroeck J, Zhang Y F. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2): 339–351.
- [32] Duranton G, Puga D. Micro-foundations of urban agglomeration economies[J]. *Handbook of Regional and Urban Economics*, 2004, 4: 2063–2117.
- [33] Galiani S, Quistorff B. The synth-runner package: Utilities to automate synthetic control estimation using synth[J]. *The Stata Journal*, 2017, 17(4): 834–849.
- [34] Hausmann R, Hwang J, Rodrik D. What you export matters[J]. *Journal of Economic Growth*, 2007, 12(1): 1–25.
- [35] Krugman P. Increasing returns and economic geography[J]. *Journal of Political Economy*, 1991, 99(3): 483–499.

Will the Enlargement of City Clusters Boost Industrial Upgrading? Empirical Evidence from Counties in the Yangtze River Delta

Deng Huihui, Pan Xueting, Li Huirong

(*Institute of International Economy, University of International Business and Economics, Beijing 100029, China*)

Summary: With the great changes in the external environment of China's economic and social development, the competition among big powers become more intense, and the international economic circulation is restricted. Meanwhile, the COVID-19 epidemic has seriously affected the international industrial chains and supply chains, and shrinking external demands as well as frictions in international economic trade have forced China to accelerate the construction of a new development pattern, with the big domestic circulation as the main body and the dual domestic and international circulation as the mutual promotion. Under this background, the utilization and integration of domestic market brought by regional integration is of great significance to promote industrial upgrading. This paper focuses on the industrial upgrading of city clusters, and tries to identify whether the enlargement of city clusters is an effective way to stimulate regional industrial upgrading. This paper treats the enlargement of the Yangtze River Delta in 2010 as a quasi-natural experiment, uses the synthetic control method (SCM) and the PSM-DID method to simulate and compare the way of industrial upgrading of three regions, including whole counties (cities, districts), incumbent counties (cities, districts) and new counties (cities, districts) within the integration of the Yangtze River Delta, and draws a robust conclusion that the enlargement of the Yangtze River Delta promotes the industrial technical complexity of the three types of counties (cities, districts). Furthermore, this paper investigates the heterogeneity among counties, county-level cities and districts, and finds that the enlargement has the greatest impact on districts. Specifically, the promotion effect of districts in incumbent cities is greater than that in new cities; the industrial upgrading effect of county-level cities in incumbent cities is greater than that in new cities; for county-level regions, the industrial structure adjustment of counties in incumbent cities is smaller, and the industrial upgrading effect of counties in new cities is more obvious. Further research confirms that the promotion effect originates from regional integration, which leads to reallocating resources optimally and improving the utilization efficiency of resources among different counties (cities, districts). From the perspective of resource allocation, the industrial upgrading effect of the enlargement of city clusters is mainly achieved through several specific channels such as giving play to the market scale effect, promoting technological innovation, strengthening government cooperation, and so on. The integration of the Yangtze River Delta not only undertakes the great historical mission of exploring the way for the new development pattern of dual domestic and international circulation, but also shoulders the important task to be the pioneer of China's innovation in science, technology and industry. To promote the development of regional integration, the key lies in how to effectively reduce the flow barriers of factors among regions through institutional innovation, so as to provide a strong driving force for regional industrial upgrading and building the world's advanced manufacturing clusters.

Key words: city clusters' enlargement; industrial upgrading; regional integration; SCM
(责任编辑: 王西民)