

长三角扩容能促进区域经济增长吗

刘乃全, 吴友

[摘要] 英国公投“脱欧”以及中国城市群稳步“扩容”双重背景下,区域联盟发展的经济效果究竟如何,是一个值得深入探讨的问题。本文以1998—2014年中国208个地级市的数据为样本,以合成控制法为工具,检验并比较了中国2010年长三角城市群扩容对整体城市、原位城市和新进城市经济增长的影响,同时采用安慰剂法和秩检验法、迭代法和PSM-DID估计对上述结果分别进行有效性和稳健性检验。在此基础上,以文献梳理、实地调研、理论推演为手段,剖析并验证了城市群扩容促增长的内在机理,即经济联系机制、产业分工机制、市场统一机制。结论显示:2010年长三角扩容对整个城市群的经济增长具有显著的促进作用。就不同区域而言,此次扩容均显著促进了新进城市和原位城市的经济增长,且对后进城市经济增长的影响大于原位城市。就不同内在机理而言,此次扩容促增长的产业分工机制、市场统一机制对原位城市与后进城市均产生正向的推进作用,经济联系机制的作用则是两极分化,一方面能够正向促使原位城市的经济增长,另一方面却反向延缓后进城市的经济增长。本文研究结论对中国长三角城市群地域边界划定、经济一体化进程推进、区域经济协调发展具有一定的指导意义。

[关键词] 长三角; 城市群扩容; 区域经济增长; 合成控制法

[中图分类号]F293 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2017)06-0079-19

一、问题提出

现阶段,长江三角洲城市群(简称长三角)已经成为中国区域经济最具活力、对外开放程度最高、创新能力最强的城市群之一,长三角正积极努力打造成为“亚太地区重要的国际门户、全球重要的现代服务业和先进制造业中心、具有较强国际竞争力的世界级城市群”^①。与此同时,一方面长三角城市群外围城市中刮起了一股“融入长三角”之风^②;另一方面长三角中心城市却面临着资源匮乏、环境承载力退化、人口集聚过度等问题,特别是随着中国步入“增速放缓、结构转型、创新驱动”的经济新常态以及2016年英国公投“脱欧”引致的区域联盟发展新思考。不禁令人产生疑问:长三

[收稿日期] 2017-02-27

[基金项目] 国家社会科学基金年度项目“长三角城市群人口空间分布优化研究”(批准号 15BRK025)。

[作者简介] 刘乃全(1969—),男,山东蒙阴人,上海财经大学城市与区域科学学院、财经研究所研究员、博士生导师;吴友(1987—),女,湖北咸宁人,上海财经大学城市与区域科学学院、财经研究所博士研究生。通讯作者:吴友,电子邮箱:wuyou0755@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

① 参见国家发展和改革委员会2010年颁布的《长江三角洲地区区域规划》。

② 苏浙皖六城市欲加盟长江三角洲城市经济协调会[EB/OL]. http://www.ce.cn/new_hgjj/guonei/dqjj/200409/27/t2004.

角过去地域上扩容的经济效果究竟怎样?当前是“停下扩张脚步,谋划内部调整”,还是“继续外向扩展,在扩张中寻求发展”?这些问题亟待理论界对长三角城市群扩容的经济效应与内在机理进行科学评判。因此,本文选取1998—2014年中国208个地级市的数据为初始样本,并将2010年长三角扩容后的22个城市设定为处理组,其余186个城市设定为控制组;运用合成控制法、回归分析等方法科学检验了长三角扩容影响区域经济增长的作用效果与机制。本文研究贡献主要体现在:①拓展了现有文献主要分析不同国家加入欧盟所产生的经济效果,聚焦同一国家不同行政区划范围内城市群扩容所产生的经济效应,以中国长三角城市群为案例,系统评估了2010年长三角扩容对区域经济增长的作用效果。②对原有文献关于扩容影响城市经济增长的结论不一致性进行再检验,利用合成控制法、PSM-DID等多种方法详细测算了此次长三角扩容对整体城市、原位城市、新进城市经济增长的作用。③透析并检验了长三角扩容促进城市经济增长的内在机理,本文基于文献梳理、实地调研、理论推演的方法对扩容促增长的内在机理进行科学判定,并首次利用数据对内在机理进行探索性验证。本文余下部分的结构安排如下:第二部分对现有文献进行梳理与总结;第三部分对长三角城市群扩容的制度背景进行回顾与整理;第四部分进行研究设计,包括研究方法选择、变量定义和样本筛选等;第五部分对长三角扩容促进不同区域经济增长进行检验与比较;第六部分对长三角扩容促增长的内在机理进行验证与讨论;第七部分为结论与启示。

二、文献综述

关于城市群扩容对区域经济社会发展的影响研究,国外学者主要以欧盟为题材,深入探讨欧盟扩容的作用效果与影响机理。就欧盟扩容的作用效果而言,现有研究成果主要集中在以下三个层次:①扩容对地区经济增长与技术进步的影响,主要通过横向比较扩容促进经济增长的区域差异性。一些学者认为扩容对新进城市(New Cities)和原位城市(Incumbent Cities)的经济增长和技术进步都有促进作用。Baas and Brücker(2010)通过CGE模型推算得出,2004年欧盟扩容有助于英国和德国经济增长与工资水平的提高;Murphy(2006)也得到了扩容促进整个欧盟地区经济增长的研究结论。另一些学者则认为扩容仅仅提升了新进城市的经济效果,比如,Halkos and Tzeremes(2009)通过数据包络分析发现,欧盟扩容仅有利于新进城市全要素生产率的提高,原位城市需要通过经济与财政政策调整以应对扩容的冲击;Elsner(2013)研究结论显示,立陶宛加入欧盟促进了工资水平提升与经济增长。还有一些学者探讨了欧盟扩容对边界地区(Border Regions)经济发展的影响,Braakmann and Vogel(2010,2011)发现欧盟扩容影响了德国边界地区的企业发展、就业与工资水平;Brakman et al.(2012)认为欧盟扩容提高了边界地区的人口集聚程度进而促进经济增长。②扩容对地区收入差距的影响,探讨扩容促进区域经济增长的平衡性。一些学者认为扩容有利于成员国的经济增长收敛,Arbia et al.(2008)利用贝叶斯空间经济模型验证了欧盟成员国之间的经济增长表现出显著的收敛现象;Szeles(2011)采用非参数分析方法进行检验发现欧盟地区收入分布呈现出俱乐部收敛。另一些学者认为扩容加大了成员国之间的经济差距,Ertur and Koch(2006)运用探索性空间数据分析法进行研究发现,区域间经济发展存在紧密的空间自相关,但扩容并没有降低区域之间的不平衡;Strielkowski and Höschle(2016)也得到扩容并没有导致欧盟地区经济收敛增长的结论。③扩容对地区政治稳定的影响,聚焦扩容对经济增长的制度环境作用。Dahlman(2004)发现土耳其加入欧盟有助于其国内治理制度的改革和国际外交关系的完善,进而强化自身的地缘政治;Dimitrova and Buzogány(2014)发现保加利亚和罗马尼亚加入欧盟推进了两国民主质量的改善。但是Sellar and McEwen(2011)认为欧盟的外向扩容并没有缓和各成员国之间地缘政治冲突,欧盟需

要制定合适的发展政策和区域治理制度来化解矛盾;Epstein and Jacoby(2014)认为各方政治利益诉求的差异将导致扩容的政治效应不明显。

就扩容影响区域经济社会发展的内在机理而言,现有研究成果主要体现在以下三个方面:①贸易与投资创造机制。Murphy(2006)在系统分析欧盟扩容对经济、政治、制度、区域差距的影响时发现,扩容有助于打破新进城市 and 原位城市之间的贸易与投资壁垒,通过降低双方的交易成本以提高彼此的市场接近性(Market Access),从而增强区域内的贸易与投资流量;Jordan(2006)在评估欧盟扩容对澳大利亚经济发展的影响时发现,欧盟扩容推动了资本、商品与服务的自由流动,进而促进澳大利亚经济增长。随后,众多学者(Redding and Sturm 2008;Halkos and Tzeremes,2009;Baas and Brücker,2010)的研究成果也发现扩容有助于区域内的贸易与投资创造。②人员流动机制。Braakmann and Vogel(2011)研究结论显示扩容有助于弱化新进城市 and 原位城市之间的边界效应(Board Effect),区域内人员流动成本降低,就业信息获取便捷化,从而促进区域内的人员流动,特别是高技能人员的跨区择业,这种人员流动对边界地区的企业发展、工资水平的影响尤为突出。在此基础上,Brakman et al.(2012)、Elsner(2013)和 Ivlevs(2013)认为扩容有利于边界地区的交易成本降低、市场潜力创造,进而促进边界地区人口集聚水平的提高和经济增长。③社会融合机制。Dahlman(2004)发现土耳其加入欧盟有助于推动区域内经济的协同发展、政治的平等互荣、制度的共同治理,从而提高欧盟的一体化水平;Xheneti et al.(2012)发现欧盟扩容有助于边界地区社会文化的交织与融合,为边界地区非正式创业活动提供了良好的氛围,进而提高边界地区经济活力。

目前,国内研究仍处于对城市群扩容的推进机制与经济效应的理论阐述阶段,例如,施建军和梁琦(2007)认为长三角区域合作要打破“富人俱乐部”思维,向外扩展长三角的空间地域范围。程必定(2009)认为长三角应该容纳安徽地区,区域各级政府要创新管理体制,构建“统分结合”的区域合作机制。刘曙华和沈玉芳(2010)提出从县级行政区划、交通便利程度、企业跨区联系等方面来界定长三角边界。他们对长三角未来版图和区域治理机制进行了前瞻性的勾勒,但是已有成果并没有对长三角扩容的经济效果进行科学检验。除此以外,一些学者以中国省(市)级城市为研究样本,实证检验了行政区划调整对区域经济发展的影响。例如,王贤彬和聂海峰(2010)利用合成控制法评估了1997年重庆市“自立门户”后的经济效应,结果发现区划调整对大四川经济增长的促进作用主要来自重庆地区的贡献,对新四川的经济增长没有影响。在此基础上,黄亮雄等(2013)运用倍差法和类倍差法检验了1985—1999年间广东省73个县(市)“撤县建市”对区域经济增长、财政收支的影响。唐为和王媛(2015)基于双重差分法考察了2000—2004年间撤县设区对行政区人口城市化的影响,他们的研究结论显示,撤县设市(区)促进了区域经济增长、人口集聚与财政支出,但对财政创收的作用没有得到验证。

综上所述,城市群扩容的经济效应评估已经引起国内外学者的高度重视,学者们已经就扩容的经济效应与影响机理展开了深入讨论,但也存在不足之处。从经济效果看,扩容对新进城市与原位城市经济效应的影响并没有达成共识,尤其是不同学者利用同样的样本测算,结果仍旧出现偏差。从理论机制看,扩容影响区域经济效益的内在机理仍隐讳于理论阐述之中,并没有得到实证检验,从而使解释力度大打折扣。从研究对象看,研究样本主要以欧盟不同成员国扩容为主,对于同属一个国家内部的城市群扩容效应考察则“凤毛麟角”。尤其是在中国由计划经济向市场经济迈进、由“行政区经济”向“一体化经济”推进的双重背景下,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案例,对城市群扩容的经济效应进行科学评估则显得尤为重要与迫切。

三、制度背景:长三角的扩容历程

一直以来,长三角城市群的范围有多大、边界在何处、要不要进行空间地域的外向扩容,这一话题始终成为政界、学界以及业界讨论的热点与焦点。归纳来说,行政意义上的长三角城市群范围经历了“迅速扩展—骤然缩小—稳步扩容”的反复过程^①。

第一阶段表现为“上海经济区”的成立与消亡。自1982年12月国务院批准设立以上海全境、江苏和浙江部分范围内10城市^②为主体的上海经济区以来,上海经济区的范围迅速膨胀,特别是1984—1986年经济区扩张至江苏、浙江、安徽、江西、福建和上海全境。上海经济区的设立对于打破传统计划经济体制的条块分割、走依靠中心城市的发展路子、探索开放式与网络型经济区的建设具有重要意义。但由于中央行政调控不足,尤其是在财政分权制度、“行政区经济”的冲击下,各地方政府纷纷出于自身利益以及官员政绩的需要,产生了许多偏离中央政府宏观调控目标的行为。各地区间“貌合神离”,必将最终走向消亡。

第二阶段表现为长期限定在“15(+1)”模式。为了继续推进中国改革开放进程与区域经济一体化发展,长三角地区的协同发展与区域合作问题再次引起中央高层的密切关注。1992年,由上海等14个市经协委(办)^③发起,组织并成立长三角经协委(办)主任联席会,以此来推动长三角地区经济联合、协作以及区域治理。在此基础上,上述14个城市和新成立的泰州于1997年组建了一个新型跨区域经济协调组织——长三角城市经济协调会。并且浙江的台州在2003年8月被吸纳为正式会员,至此,长三角城市经济协调会基本形成“15(+1)”模式。值得强调的是,国家发展和改革委员会(简称国家发改委)在2005年、2010年先后颁布的《长江三角洲地区区域规划方案》中均将长三角限定为上述16个城市。长三角“15(+1)”模式的限定遵守了“地域相邻、经济联系相依”原则,并通过经济协调会以全权负责长三角地区的经济协同发展与治理,一方面有助于长三角区域发展规划的整体编制,另一方面有利于降低地方保护主义、破除“行政区经济”的藩篱,对长三角经济一体化与可持续发展具有举足轻重的作用。

第三阶段表现为“北上、南下、西进”的稳步扩容。随着长三角区域内外城市之间经济联系的不断加强和深化,长三角稳步向江苏北部、浙江南部、安徽东部等地区进行了扩容。2010年3月,协调会第十次会议正式吸收合肥、盐城、马鞍山、金华、淮安、衢州6个城市为会员。2013年4月,第十三次会议正式接收芜湖、连云港、徐州、滁州、淮南、丽水、宿迁、温州8个城市为会员,总计达到30个城市,长三角城市群连续两次大规模地外向扩张。值得注意的是,国家发改委在2016年颁布的《长江三角洲城市群发展规划》中设定的长三角城市群没有涵盖淮安等8市,但扩充了安徽宣城等4市,共计26个城市^④。长三角逐次外向扩容反映了长三角对外围城市扩散能力的加强以及城市间经济联系的强化,长三角扩容不仅有利于在更广阔的地域范围内实现人流、物流、资金流、信息流的交织与融通,而且有助于不同城市的资源禀赋优势与区位优势发挥、规模效应与结构效应的优化,

① 详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件中附表1。

② 1982年12月22日,国务院批准设立上海经济区,其范围划定为上海、苏州、无锡、常州、南通、杭州、嘉兴、湖州、宁波、绍兴10个城市。

③ 1992年,长三角经协委(办)主任联席会成立,主要由上海、苏州、无锡、常州、南通、杭州、嘉兴、湖州、宁波、绍兴、舟山、扬州、南京、镇江14个城市构成。

④ 国家发改委在2016年颁布的《长江三角洲城市群发展规划》中,设定长三角城市群没有涵盖淮安、衢州、连云港、徐州、淮南、丽水、宿迁、温州8市,但扩展了安徽的宣城、安庆、铜陵、池州4市,共计26个城市。

从而提高长三角城市群的整体竞争力。

纵览长江三角洲城市群的经济社会发展历史,国家发改委已经成为长三角发展规划的统领机构,长三角城市经济协调会已经成为区域内各项事务的“大管家”。其中,国家发改委主要通过颁布《长三角城市群发展规划》指引着长三角未来发展方向与实施路径。那么,协调会究竟对会员城市产生怎样影响,其运营模式如何实施?整体来说,在组织机构方面,协调会实行轮值和常任相结合的运作方式,上海市为常任主席,执行主席由各成员城市轮值担任。长三角协调会还设专门的办公室负责处理日常事务,各成员城市的发改委(经协部门)分管领导担任办公室成员^①。协调会吸收城市会员主要根据地方政府自愿提出的“入长”申请,经过集体协商的原则,由协调会对协商通过的城市颁发长三角“户口”,体现了地方政府对融入长三角的战略诉求。在运营模式方面,协调会实行“热点主题、常设专题、前沿课题、合作协议”(简称“三题一议”)的运转模式^②,具体如下:①历届协调会将根据当时的时事热点以设立会议主题进行深入研究。例如,2011年第十一次会议聚焦了“高铁时代的长三角城市合作”、2016年第十六次会议商讨了“互联网+长三角城市合作与发展”。②协调会通过常设专题以指导区域内各城市的合作。例如,2004年第五次会议设立信息、规划、科技、产权、旅游、协作等六大专题,2010年第十次会议批准新设“医疗保险合作”、“金融合作”、“会展合作”等3个专题。③协调会还设立前沿课题,为未来的经济合作与共同发展提供形势预判与政策建议。比如,2011年第十一次会议新设“长三角高端商务旅游产品开发”、“探索建立长三角地区产业转移与承接利益分享机制”等九大课题,2012年第十二次会议新设“长三角地区专利运用合作体系建设”等十个课题。④长三角协调会的城市会员共同签署《城市合作协议》,对未来一年的具体合作项目进行安排。比如,2003年第四次会议签约项目30个,投资总额近172亿元。因此,长三角协调会的组织架构与运营模式在一定程度上支撑着各城市经济合作、协同发展与区域治理。

综上所述,可以发现:长三角协调会凭借高效的组织结构、科学的运营模式,俨然成为长三角地区经济社会发展各项事务的主要负责机构,依据协调会的会员城市来推断长三角城市群的地域范围也更具科学性、得到更多支持。综上,本文将重点评估2010年长三角扩容(本次协调会扩充合肥、盐城、马鞍山、金华、淮安、衢州6市)。究其原因,关键在于:①行政区划多,本次扩容首次扩展到安徽省的行政区划范围内,实现了长三角行政关系由“两省一市”向“三省一市”的突破;②扩容范围大,本次扩容涉及到江浙皖三省中的6大城市,共计6.23万平方公里;③可观测性强,本次扩容自2010年至今已有6年时间,从而能够获取多年的可观测数据进行评估。

四、研究方法、变量说明与数据来源

现行关于政策评估的方法主要有双重差分法(DID)、倾向得分匹配法(PSM)以及合成控制法(SCM),考虑到SCM方法存在多种优势,故本文将选择SCM作为主要检验方法。下文首先对合成控制法进行详细介绍,并据此对主要变量、样本数据加以界定与说明。

1. 合成控制法

合成控制法(Synthetic Control Method,简称SCM)首次由Abadie and Gardeazabal(2003)创立以研究西班牙巴斯克地区恐怖活动的经济成本,现被学者广泛运用于烟草限购、行政区划调整、房产税试点、通货膨胀目标制试行等政策评估领域(Abadie et al.,2010;王贤彬和聂海峰,2010;刘甲炎和范子英,2013;苏治和胡迪,2015)。该方法的基本原理是:选取特定的预测变量(包括评估变量

① 参考上海市人民政府合作交流处网站:(<http://xz.eastday.com/node2/node4/n1021/n1024/n1123/u1ai105800.html>).

② 详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件中附表2。

本身及影响评估变量的主要因素), 通过对控制组中各样本的预测变量进行加权, 从而拟合一个与处理组特质相近的反事实合成组, 通过比较政策实施后处理组与合成组之间的长期差异来评估政策影响。操作步骤如下: ①筛选合适的控制组, 确定合理的预测变量; ②拟合一个适宜的反事实合成组; ③对比合成组与处理组的差异以评估政策冲击的影响。基于此, 本文将根据 SCM 的基本原理与操作步骤, 详细阐述合成控制法在评估长三角扩容对区域经济增长影响的应用。

假设能观测到 $J+1$ 个城市 T 期的经济增长数据 $Y_{j,t}$, 其中, 第一个城市是扩容政策调整的目标城市, 其余 J 个城市是不受扩容政策调整的对照城市。本文用 T_0 表示扩容政策实施之前的年份, 满足 $1 \leq T_0 \leq T$, 对应上文分析中的 2010 年。将 $Y'_{j,t}$ 定义为城市 j 在时刻 t 没有受到扩容政策调整时的经济增长数据, $Y''_{j,t}$ 定义为城市 j 在时刻 t 受到扩容政策调整时的经济增长数据, 当 $t \in [1, T_0]$, 则满足 $Y'_{j,t} = Y''_{j,t}$; 当 $t \in (T_0, T]$, 则满足 $Y'_{j,t} = Y''_{j,t} - \beta_{j,t}$ 。式中 $\beta_{j,t}$ 表示第 j 个城市在时刻 t 由于受到扩容政策调整所带来的经济增长, 如果 $\beta_{j,t} > 0$, 则扩容政策实施能引致目标城市的经济增长; 如果 $\beta_{j,t} < 0$, 则扩容政策实施阻碍了目标城市的经济增长; $\beta_{j,t} = 0$, 则扩容政策实施对目标城市的经济增长无影响。但是, 对于受扩容政策调整的城市 j 来说, 虽然可以直接观测到其 T_0 年之后的经济水平 $Y''_{j,t}$, 却无法观测到其 T_0 年之后不受政策影响的经济发展水平 $Y'_{j,t}$, 因此, 要确定 $\beta_{j,t}$ 的大小, 需要先估计出 $Y'_{j,t}$, Abadie et al. (2010) 提出基准模型为: $Y'_{j,t} = \alpha_t \delta_t Z_j + \theta_j \mu_j + \varepsilon_{j,t}$ 。

式中, α_t 表示影响经济增长的时间固定效应, Z_j 是一个 $(r \times 1)$ 维向量, 表示城市 j 不受扩容政策影响的观测变量, δ_t 是对应控制变量的估计参数, μ_j 是特定城市不可观测的固定效应, θ_j 表示不可观测变量的时期效应, $\varepsilon_{j,t}$ 为每个城市观测不到的瞬时冲击。

合成控制法 (SCM) 要求: 对受到扩容政策调整的目标城市形成一个 $(J \times 1)$ 维权重向量 $W = (w_2, \dots, w_{J+1})'$, 任意的 j , 都满足 $w_j \geq 0$, 且 $w_2 + \dots + w_{J+1} = 1$ 。对于受到扩容调整的目标城市, 向量 W 代表潜在的合成控制组合, 组合中的每一个 w_j , 衡量控制组中城市对目标城市的合成贡献率, 因此, 合成控制的结果变量为:

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_j Y_{j,t} = \alpha_t + \delta_t \sum_{j=2}^{J+1} w_j Z_j + \theta_j \sum_{j=2}^{J+1} w_j \mu_j + \sum_{j=2}^{J+1} w_j \varepsilon_{j,t} \quad (1)$$

假定存在向量组 $(w_2^*, \dots, w_{J+1}^*)$, 对于受扩容政策调整的目标城市 $j=1$ 而言, 满足:

$$\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{j,1} = Y_{1,1}, \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{j,2} = Y_{1,2}, \dots, \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{j,T_0} = Y_{1,T_0}, \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Z_j = Z_1 \quad (2)$$

如果 $\sum_{t=1}^{T_0} \lambda'_t \lambda_t$ 为非奇异, 则下式成立:

$$Y'_{j,t} - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{j,t} = \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* \sum_{s=1}^{T_0} \lambda_t \left(\sum_{j=1}^{J+1} \lambda'_j \lambda_j \right)^{-1} \lambda'_s (\varepsilon_{j,s} - \varepsilon_{1,s}) - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* (\varepsilon_{j,t} - \varepsilon_{1,t}) \quad (3)$$

Abadie et al. (2010) 证明, 式 (3) 的左边趋近于 0。因此, 在扩容政策实施期间, 可以用 $\sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{j,t}$ 来近似代替 $Y'_{j,t}$ 的无偏估计, 对受扩容政策调整的目标城市 $j=1$ 而言, 扩容对其经济增长影响的估计值为: $\hat{\beta}_{1,t} = Y'_{j,t} - \sum_{j=2}^{J+1} w_j^* Y_{j,t}$, $t \in [T_0 + 1, \dots, T]$ 。为了尽可能得到 $\hat{\beta}_{1,t}$ 的无偏估计, 式 (2) 中向量

$W^*=(w_2^*, \dots, w_{j+1}^*)'$ 的确定成为关键。Abadie et al.(2010) 通过最小化 X_1 和 $X_0 W$ 之间的距离 $\|X_1 - X_0 W\|$ 来确定最优权重 W^* , 其中, X_1 为扩容政策实施之前目标城市 $j=1$ 的 $(k \times 1)$ 维特征向量 (Z) ; X_0 为 $(K \times J)$ 矩阵, 其第 j 列假定为城市 $j(j>1)$ 在扩容政策实施之前对应的特征向量 (Z) 。特征向量 (Z) 为影响城市经济增长的主要因素或经济增长变量的任意线性组合, 统称为预测变量。一般而言, 距离函数界定为: $\|X_1 - X_0 W\|_V = \sqrt{(X_1 - X_0 W)' V (X_1 - X_0 W)}$, 式中, V 是一个 $(k \times k)$ 的对称半正定矩阵。尽管距离函数中, 对任意的 V 都成立, 但 V 的取值影响方程的均方误差, 因此, 选择满足 MSPE 最小化条件下的 V^* , 进而确定 w_j^* , 确保在扩容政策实施前 ($t \in [1, T_0]$), 使目标城市 ($j=1$) 通过加权合成的经济增长路径能尽量拟合其对应年份实际的经济增长路径。同时, 为了避免由于目标城市与控制组城市的差距过大而带来估计偏差, 需将目标城市的预测变量组合限制在控制组的预测变量的凸组合内 (King and Zeng, 2006), 即满足 $w_j^* \geq 0$ 。本文采用 Abadie et al. (2010) 开发的 Synth 程序来估计长三角扩容对区域经济增长的影响。

2. 变量说明

本文主要考察 2010 年长三角扩容对经济增长的影响, 因此经济增长作为评估变量, 借鉴韩其恒等 (2016) 的研究结果, 本文将采用人均 GDP 来衡量区域经济增长。根据已有研究结论, 本文将影响评估变量的主要因素设定为城市化率 ($Urb_{i,t}$)、对外开放度 ($Open_{i,t}$)、基础设施 ($Inf_{i,t}$)、产业结构 ($Indu_{i,t}$)、人口密度 ($Dens_{i,t}$), 以及财政支出 ($Fin_{i,t}$)。其中, 城市化率 ($Urb_{i,t}$) 代表了实物资本和人力资本快速向城市积累的途径, 从而可以引致大规模的消费需求, 为经济增长提供巨大动力 (张远军, 2014), 本文将采用非农人口占总人口比重来衡量; 对外开放度 ($Open_{i,t}$) 可以通过提升要素禀赋结构和加快改革进程以促进经济增长 (孙瑾等, 2014), 考虑到部分地级市进出口总额数据缺失较多, 本文将采用外商直接投资占总产出比重来代替对外开放度; 基础设施 ($Inf_{i,t}$) 对区域经济增长同样具有重要的作用 (张学良, 2012), 本文将采用人均道路铺装面积来计算; 产业结构 ($Indu_{i,t}$) 的合理化和高级化进程均对经济增长具有明显的影响 (干春晖等, 2011), 本文将采用二次产业就业人数占三次产业就业人数来测算; 人口密度 ($Dens_{i,t}$) 影响了经济发展的集聚水平与增长速度 (章元和刘修岩, 2008), 本文将采用每平方公里人口数来度量; 财政支出 ($Fin_{i,t}$) 通过影响家庭的劳动—休闲选择、储蓄—消费选择以及生产性公共支出占总产出的比例影响经济增长 (严成樑和龚六堂, 2009), 本文将采用财政支出总额来反映。

3. 样本选择与数据说明

本文选取 1998—2014 年中国 208 个地级市数据为初始样本, 其中, 将 2010 年长三角城市群扩容后的 22 个城市设定为处理组, 其余 186 个城市设定为控制组。文中涉及所有预测变量的数据主要来源于国内权威的统计年鉴, 其中, 城市的地区生产总值、总人口、非农人口、二三产就业人口、外商直接投资、道路铺装面积、财政支出来源于历年《中国城市统计年鉴》和《中国统计年鉴》, 部分缺失数据将从相应城市对应年份的统计年鉴中加以补充。

五、实证结果解析

本文实证分析思路如下: ①运用 SCM 检验扩容政策实施是否对整体城市、原位城市、新进城市的经济增长产生影响; ②运用安慰剂法和排列检验法, 检验扩容政策实施对经济增长影响的有效性; ③通过迭代法和 PSM-DID 估计, 进一步验证长三角扩容促进城市群经济增长的稳健性。

1. 扩容对长三角城市群经济增长的作用

考虑到合成控制法仅能对单个分析单元的评估变量进行合成,如果对多个分析单元进行整体评估时,则需要将多个分析单元合并成一个新的分析单元(Abadie et al.,2010)。为了深入评判此次扩容究竟对不同区域经济增长产生何种影响,本文将处理组分为三组:2010年扩容后的22个城市合并成整体城市、长三角原有的16个城市合并成原位城市、新加入的6个城市合并成新进城市。

图1从左至右分别展示了整体城市、原位城市、新进城市的实际与合成的经济增长路径,其中实线代表实际经济增长路径,虚线代表合成经济增长路径,垂直虚线代表扩容政策实施的起始年份(2010年)。结果显示,在扩容政策实施年份之前,实际与合成的经济增长路径几乎完全重合,说明合成分析单元较好地拟合了扩容政策实施之前各城市的经济增长路径。而在扩容政策实施之后,整体城市、原位城市和新进城市的实线均在合成虚线之上,说明三大区域的实际经济增长路径均高于其合成的经济增长路径,但是不同区域实际与合成的经济增长态势呈现出差异性。具体来看,对于整体城市而言,2010—2014年,实际经济增长路径缓慢高于合成经济增长路径;对于原位城市而言,2010—2012年,实际与合成的经济增长路径依然高度重合,2013年后才呈现拉大趋势;对于新进城市而言,2010—2014年,实际经济增长与合成经济增长之间的差异快速拉大。由此可见,长三角扩容促进了三大区域的经济增长,且不同区域呈现出差异性。

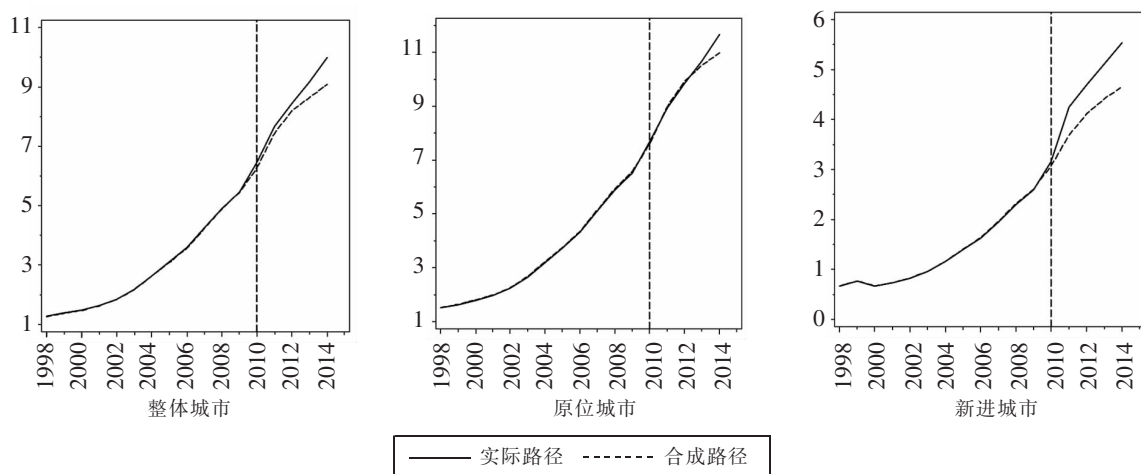


图1 三个分析单元实际与合成的经济增长路径对比

资料来源:作者绘制。

为了更具体地观测扩容政策实施对三个分析单元经济增长的影响,本文计算了在扩容政策实施之后,实际与合成的经济增长差异及平均增长率^①。整体来说,三个分析单元的实际值与合成值之间的差异在逐年提升,如整体城市在2010年实际与合成经济增长的差异仅为1632元,而在2014年则为9102元,平均每年增长1494元,即2010年扩容政策实施促进了整体城市平均每年的人均GDP增长了1494元。同理,受2010年扩容政策的影响,原位城市、新进城市平均每年的人均GDP增长分别达到1211元、1611元。

2. 有效性检验

为了增强研究结论有效性,本文将采用安慰剂法(Placebo Test)和排列检验法(Permutation Test)

^① 限于篇幅,具体结果可登陆《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件中附表3查看。

来检验扩容对经济增长的有效性,两种方法主要区别在于控制分析单元的选取,前者选择与目标分析单元最相似的控制分析单元,后者则随机选择控制分析单元。图2和图3分别展示了安慰剂法和排列检验法对长三角扩容促进整体城市、原位城市和新进城市经济增长的有效性检验结果。

从安慰剂法的有效性检验结果(图2)看,整体城市、原位城市和新进城市的 RMSPE 分别为 41.66、10.69 和 84.94(图中虚线柱形部分),均远高于其对应的相似控制分析单元,说明合成控制法估计的扩容政策实施促进经济增长的实证结果是有效的。值得说明的是,根据合成控制法原理,控制组中城市的权重越大,说明该城市与目标城市越相似,因此安慰剂法中的相似控制组城市选择其合成权重大于均值的城市。以整体城市为例,在 186 个控制组城市中,其合成权重不为 0 的控制组城市为 182 个,因此,其权重均值为 0.0055(1/182),整体城市选择权重大于 0.0055 的 14 个城市来进行安慰剂检验,其 RMPSE 如图 2 左 1 中实线柱形部分。类此分析,原位城市采用权重大于 0.0071(1/141)的 11 个城市、新进城市采用权重大于 0.0054(1/184)的 21 个城市分别进行安慰剂检验。

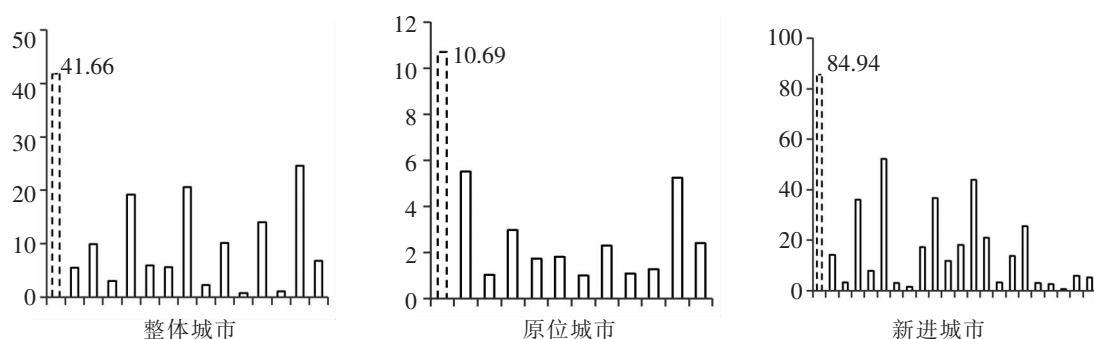


图2 安慰剂法—目标分析单元与相似控制单元的 RMPSE 对比

资料来源:作者绘制。

从排列检验法的有效性分析结果(图3)看,图中黑色实线代表整体城市的预测误差,灰色虚线代表了随机控制单元的预测误差,可以明显观测到黑色实线高于灰色虚线,这意味着如果随机选择一个控制单元进行估计,要得到与目标分析单元一致的结果的确是大概率事件,说明目标分析单元与随机控制分析单元的合成残差存在显著差异,即利用合成控制法分析扩容政策实施促进目标分析单元经济增长的结果是有效的。需要说明的是,考虑到本文的控制组数量多达 186 个城市,因此本文采取等间距方法进行随机抽样,设定等间距为 4 进行随机抽样,共随机选取 46 个控制组进行合成,然后分别计算其扩容实施政策前的平均预测标准差($APSD$)^①,最后对比其分别与整体城市、原位城市与新进城市 $APSD$,如果控制组城市的 $APSD$ 值较大,这说明合成控制法不能很好地模拟该城市,本文予以剔除。另外,如果控制组城市的 $APSD$ 值与目标分析单元的 $APSD$ 值相差很大,则说明该控制组与目标分析单元没有可比性,因此,本文借鉴王贤斌和聂海峰(2010)的做法,剔除 $APSD$ 值高于目标城市 2 倍的随机控制城市,最后整体城市、原位城市与新进城市保留的随机控制单元个数分别为 31、10 和 21。

3. 稳健性检验

为确保分析结果的稳健性,避免因控制组和估计方法不同致使分析结果存在差异,本文继续

① 参考 Abadie et al.(2010), $APSD = \left(\frac{1}{T_0} \sum_{t=1}^{T_0} (Y_{real} - Y_{syn})^2 \right)^{(1/2)}$, 用来衡量 SCM 是否能对随机选取的控制组进行较好的合成。如果 $APSD$ 较大,则说明合成控制法并不能很好地拟合该城市在 2010 年之前的经济增长。

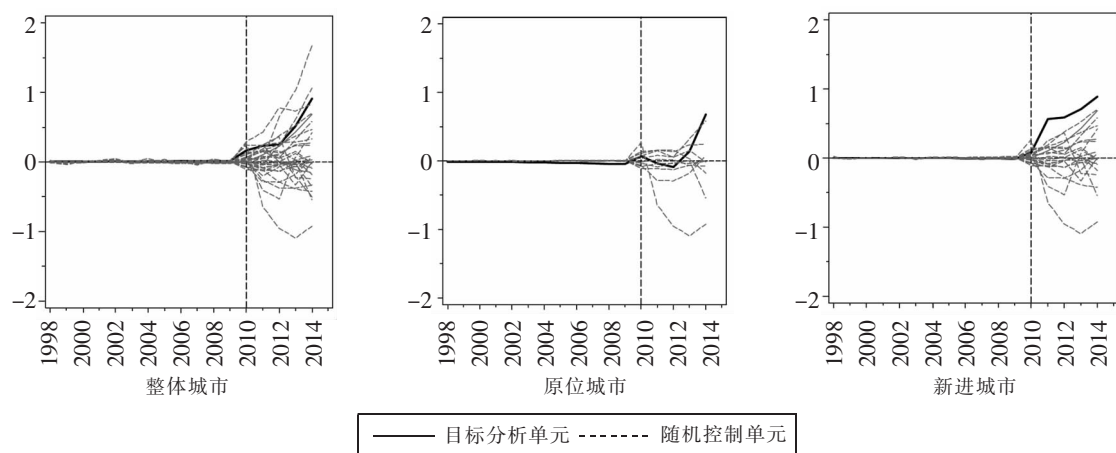


图3 排列检验法—目标分析单元与随机控制单元的预测残差分布

资料来源:作者绘制。

采用迭代方法和双重差分倾向得分匹配(PSM-DID)方法对实证结果的稳健性进行检验。附图1和附表4分别展示了两种估计方法对扩容促进经济增长的稳健性检验结果^①。

从迭代法稳健性检验结果(附图1)看,在逐一去除控制组城市的情况下,整体城市、原位城市和新进城市迭代合成路径均与原始的合成路径一致,并未出现较大的波动,说明利用合成控制法来估计长三角扩容政策实施促进经济增长的实证结果是稳健的,并不随控制组的变动而出现较大差异。需要说明的是,此处逐一去除的控制组城市与有效性分析中的安慰剂法选取城市相同。

从PSM-DID稳健性检验回归结果(附表4)看,整体城市的双重差分检验结果虽然表现为正(0.31)但不显著,而原位城市的双重差分检验结果为负(-0.25)且同样不显著,可能的原因是采用PSM-DID方法估计时,需要为处理组中的每一个城市寻找与之匹配的城市组合,而原位城市和整体城市中包含一些特殊城市(如上海、苏州、无锡等),其经济发展水平要显著高于控制组城市,从而使这类城市很难在本文选取的控制组中找到合适的匹配组,因此导致这两类城市采用PSM-DID方法的估计结果不显著^②。反观新进城市的双重差分检验结果为0.83,在1%的水平显著,说明扩容政策实施显著促进了新进城市的经济增长,且其系数明显高于整体城市和原位城市,即2010年长三角城市群扩容对新进城市的促进作用明显高于原位城市。因此,PSM-DID方法估计的检验结果部分验证了上文研究结论的稳健性。

六、进一步研究:长三角扩容促增长的机理解析与验证

根据前文研究结果,可以发现:2010年长三角扩容不仅明显推动了整个城市群的经济增长水平,而且显著提高了原位城市与新进城市的经济增长态势。不禁产生疑问,长三角扩容如何促进区域经济增长?其内在的作用机制是什么?为此,本部分首先基于现有文献、理论推演与实地调研,梳理出扩容促增长的内在机理;然后利用长三角分组数据对不同机理进行验证与比较;最后对实证结

① 限于篇幅,具体结果可查看《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件中附图1和附表4。

② 刘甲炎和范子英(2013)、王贤斌和聂海峰(2010)均发现上海由于经济指标特殊性而无法进行加权。为此,本文删除上海和无锡(其最小值高于原位城市的均值)以规避特殊城市的影响,利用PSM-DID方法进行检验,发现整体城市的双重差分检验结果为0.76,在10%的水平显著,这在一定程度上说明特殊城市确实会影响稳健性检验结果。

果进行解释与说明。

1. 长三角扩容促增长的机理解析

经济联系机制。所谓经济联系机制是指长三角扩容有助于加强各城市之间的经济联系程度,进而促进区域的经济增长。具体而言,长三角城市群扩容增强各城市之间经济联系主要包括如下几个方面:①人员流动的疏通。扩容有助于区域之间的边界效应弱化、就业信息获取,从而促进人员跨区流动就业(Braakmann and Vogel, 2011)以及边界地区的人口集聚(Elsner, 2013; Ivlevs, 2013)。长三角协调会常设人才专题,统一部署、协力打造长三角人才发展高地,各会员城市将根据《长江三角洲人才发展思路》制定合理的人才计划与就业安排。随着长三角扩容到安徽境内,一方面有助于安徽剩余劳动力转移到上海、苏州、杭州等大城市进行就业,另一方面有助于缓解上海服务业、苏锡常制造业劳动力短缺的压力。据统计,2015年末上海常住人口总数为2415.27万人,外来常住人口981.65万人。其中,安徽人占比第一,达到284.68万人,相较于2010年的260.23万人,累计增长9.40%^①。②经济资源的互补。施建军和梁琦(2007)认为长三角扩容能够实现不同区域间资源的互补与利用。长三角扩容首先实现了地域面积上的扩张,一些经济发达地区已经出现向欠发达地区购买土地指标的情况。此外,长三角范围的扩大实现了区域资源的合作和互补。比如,马鞍山、铜陵的矿产资源主要输送到长三角的工业中,上海等地富余的资本也将流入到新进城市进行投资创业。③交通设施的联通。方大春和孙明月(2015)基于社会网络分析发现:高铁有利于长三角城市群内资源有效配置和空间结构优化。长三角扩容实现了在广阔的区域范围内构建交通网络、促进各城市基础设施互联互通,比如,2011年3月在镇江召开的协调会专门设立了“高铁时代的长三角城市合作”主题讨论会。长三角扩容有助于《长江三角洲城市间综合交通规划》的实施,从而在长三角城市群范围内形成了以铁路、高速公路、水路等主要形式的交通脉络,极大地促进城市间人流、物流、资金流、信息流的流动,以此推动区域经济的腾飞。

产业分工机制。所谓产业分工机制是指长三角扩容有利于协调各城市之间的产业分工与布局,进而推进区域的经济增长。整体来说,长三角扩容主要通过如下几条途径来优化各区域的产业分工:①依托区域竞争优势的产业布局。随着Krugman等经济学家创立新经济地理学以来,学者们将运输成本、贸易壁垒等地理因素纳入经济模型分析,创建了“中心—边缘”理论,该理论认为区域的中心与边缘地区应集聚着不同产业。长三角扩容即是各区域依托自身资源禀赋优势、区位优势进行产业布局的过程,长三角扩容不仅能够引导各区域依托自身竞争优势,积极发展特色产业,合理布局产业空间,降低产业同构性。而且有助于深化区域内产业分工,提高各区域的专业化水平。比如,《长江三角洲城市群发展规划》(2016)中指出,以杭州、嘉兴、湖州、绍兴四市为主体的杭州都市圈,将凭借创业创新优势来发展信息经济、电子商务等新业态、新引擎。以苏州、无锡、常州三市为主体的苏锡常都市圈,将全面布局先进制造业和现代服务业集聚区。②顺应产业生命周期的梯度转移。长三角扩容是提高区域一体化的主要手段,而区域一体化又对产业空间转移具有重要影响。2010年协调会第十次会议特设了“长三角园区共建”专题,共议共谋长三角范围内的产业转移。长三角扩容一方面为沿海发达地区产业转移提供了广阔的地域空间,另一方面推进各区域间的产业对接协作,形成区域间上下游产业联动机制、构建完善的产品价值链。比如,一些跨国公司将总部设在上海,而将制造工厂设置在周边城市的工业园区。特别是安徽东南部城市融入到长三角以后,随着皖江产业转移示范区的成立,示范区积极承接长三角沿海发达城市的产业转移。这将极大地推进沿海城市产业结构优化升级与经济增长方式转变,同时也为安徽内陆城市经济发展注入了产业活力。

① 数据来源于《第六次全国人口普查数据》(2010)和《上海市国民经济和社会发展统计公报》(2015)。

市场统一机制。所谓市场统一机制是指长三角扩容有益于各城市之间错位竞争、有序竞争以及统一市场,进而推动区域经济的可持续增长。概括来说,长三角扩容统一区域市场主要囊括以下几个部分:①大市场的形成。以 Scitovsky 和 Deniau 为代表的学者创立大市场理论,该理论认为区域发展要打破市场分割、激发竞争、促进贸易自由,从而获取规模经济。长三角扩容推动了区域大市场的形成,比如,加入长三角的会员城市需要遵守《长江三角洲城市群发展规划》的统一部署,并签订城市间合作发展协议。各城市必须破除“行政区经济”的藩篱,降低地方保护主义。长三角扩容实现了区域大市场的统一,从而产生贸易创造效应。2013 年在合肥召开的协调会第十三次会议指出,长三角将努力构建产学研合作的区域创新体系、区域环境保护体系,并进一步降低市场准入门槛,促进经济要素自由流动,营造国际一流的贸易发展环境,提高区域整体对内对外开放水平,真正实现要素自由流通、产业分工协作、心理认同归属、公共服务均等互通的“融合”。②竞争的有序。扩容有助于区域内经济的协同发展、共同治理以及文化融合(Dahlman, 2004; Xheneti et al., 2012)。长三角扩容将打破原有区域的竞争格局,重塑区域之间的竞争新态势,并构建一个统一、开放、竞争、有序的区域市场体系。这不仅有利于市场机制的充分发挥、资源的有效配置、经济效率与可持续性的保持,而且有助于长三角城市群中不同城市在新的竞争态势中寻求联动发展,从而为长三角城市群整体竞争力提供坚实的体制基础。2003 年协调会第四次会议强调,要增强长三角地区的综合承载能力和国际竞争力,必须突破行政区划界限,推进区域有序竞争与联动发展。

2. 长三角扩容促增长的机理验证

为了对上述机制进行验证,本文构建如下待检验模型:

$$Y_{i,t} = \partial_0 + \partial_1 Enla_{i,t} + \partial_2 Cone_{i,t} + \partial_3 Cone_{i,t} \cdot Enla_{i,t} + \partial_4 Divi_{i,t} + \partial_5 Divi_{i,t} \cdot Enla_{i,t} + \partial_6 Unif_{i,t} + \partial_7 Unif_{i,t} \cdot Enla_{i,t} + \partial_c C_{i,t} + u_{i,t} \quad (4)$$

上式中, $Y_{i,t}$ 是因变量,表示城市 i 在第 t 年的经济增长情况,本文继续采用人均 GDP 加以衡量(韩其恒等, 2016); $Enla_{i,t}$ 是自变量,表示城市 i 在第 t 年是否实施扩容政策的虚拟变量,自 2010 年起赋值 $Enla_{i,t}=1$, 2010 年之前赋值 $Enla_{i,t}=0$; $Cone_{i,t}$ 、 $Divi_{i,t}$ 、 $Unif_{i,t}$ 是扩容促增长的三条作用机制变量,依次为经济联系强度、产业分工程度、市场统一程度。 $C_{i,t}$ 为本文的控制变量,主要包括 $k_{i,t}$ 、 $Pat_{i,t}$ 、 $Urba_{i,t}$ 、 $Open_{i,t}$ 、 $Indu_{i,t}$ 、 $Infr_{i,t}$ 、 $Dens_{i,t}$ 、 $Fin_{i,t}$, 依次代表城市 i 在第 t 年的人均资本存量、创新能力、城市化率、对外开放度、产业结构、基础设施、人口密度以及财政支出。

经济联系强度($Cone_{i,t}$)表示城市 i 在第 t 年与长三角城市群其余 21 个城市的经济联系情况,计算公式为: $Cone_{i,t} = \sum_{j=21} Cone_{ij,t}$, 式中 $Cone_{ij,t}$ 表示城市 i 与 j 之间的经济联系强度,利用修正后的引力模型加以测量(侯赞慧等, 2009),计算公式为: $Cone_{ij,t} = W_{ij,t} \cdot \sqrt{P_{i,t} \cdot GDP_{j,t}} \cdot \sqrt{P_{j,t} \cdot GDP_{i,t}} / D_{ij,t}^2$ 。其中, $W_{ij,t} = GDP_{i,t} / (GDP_{i,t} + GDP_{j,t})$ 。式中 $P_{i,t}$ 、 $P_{j,t}$ 分别表示城市 $i(j)$ 的人口, $GDP_{i,t}$ 、 $GDP_{j,t}$ 分别表示城市 $i(j)$ 的 GDP, $D_{ij,t}^2$ 表示城市 i 与城市 j 之间的地理距离。

产业分工程度($Divi_{i,t}$)表示城市 i 在第 t 年与长三角城市群其余 21 个城市的产业分工情况,计算公式为: $Divi_{i,t} = \sum_{j=21} Divi_{ij,t}$, 式中 $Divi_{ij,t}$ 表示第 t 年城市 i 与 j 之间的产业分工度,利用配对城市之间的产业结构差异度来衡量^①,计算公式为: $Divi_{ij,t} = \sum_{k=1}^{19} abs(X_{i,t}^k / X_{i,t} - X_{j,t}^k / X_{j,t})$ 。式中 X_{it}^k 、 X_{jt}^k 表示

① 借鉴陈国亮和唐根年(2016)的研究成果,采用 1998—2014 年间长三角城市群中 22 个城市 19 个行业从业人数来计算不同城市间产业结构差异度,通过两两配对的方式汇总单个城市在整个城市群中的产业分工程度。

城市 $i(j)$ 在第 t 年的第 k 产业的从业人员数, $X_{i,t}$ 、 $X_{j,t}$ 表示城市 $i(j)$ 在第 t 年的总从业人员数。

市场统一度 ($Unif_{i,t}$) 表示城市 i 在第 t 年与长三角城市群其余 21 个城市的市场统一情况, 计算公式为: $Unif_{i,t} = 1 / \sum_{j=21} q_{ij,t}$, 其中, $q_{ij,t}$ 表示第 t 年城市 i 与 j 之间多种商品共同形成的价格方差, 采用价格法进行测算^①, 计算公式为: $q_{ij,t} = \sum_{k=1}^8 q_{ij,t}^k$, $q_{ij,t}^k = abs(\Delta q_{ij,t}^k) - abs(\overline{\Delta q_t^k})$, $\Delta q_{ij,t}^k = \ln(P_{i,t}^k / P_{j,t}^k) - \ln(P_{i,t-1}^k / P_{j,t-1}^k)$, 式中 $q_{ij,t}^k$ 表示第 k 类商品在城市 i 与 j 城市之间第 t 年的相对价格变动方差, $\Delta q_{ij,t}^k$ 表示第 k 类商品在城市 i 与 j 城市之间第 t 年的相对价格变动, $\overline{\Delta q_t^k}$ 表示第 k 类商品第 t 年在所有城市的平均价格变动, $P_{i,t}^k$ 、 $P_{j,t}^k$ 分别表示第 k 类商品在城市 $i(j)$ 在第 t 年的消费价格指数, $P_{i,t-1}^k$ 、 $P_{j,t-1}^k$ 分别表示第 k 类商品在城市 $i(j)$ 在第 $t-1$ 年的消费价格指数。

人均资本存量 ($k_{i,t}$), 本文采用永续盘存法来核算 (邵军和徐康宁, 2010), 具体计算公式为: $k_{i,t} = K_{i,t} / L_{i,t}$ 、 $K_{i,t} = I_{i,t} / P_{i,t} + (1-\delta)K_{i,t-1}$ 。式中, 由于无法获取城市口径的固定资产价格投资指数, 因此 $P_{i,t}$ 为对应年份城市所在省份的相应指数; 基期资本存量 $K_{i,t-1}$ 以 1998 年为基期, 计算公式为: $K_{i,1998} = I_{i,1998} / (g_i + \delta)$, 其中 g_i 为 1998—2014 年各城市的固定资产形成总额的增长率, δ 为折旧率, 本文取值为 5% (黄新飞和舒元, 2010)。考虑到本文因变量为人均 GDP, 此处 $Fin_{i,t}$ 、 $Open_{i,t}$ 分别采用人均财政支出、人均对外直接投资来衡量, 其余控制变量的测算方法见前文, 此处不再赘述。

为了验证长三角扩容促进不同城市经济增长作用大小与内在机理, 本部分将实证样本同样划分为整体城市 (见表 1)、原位城市 (见表 2)、新进城市 (见表 3) 三个组别^②。表 1 列示了长三角城市群扩容对全体 22 个城市经济增长作用效果与内在机制的检验结果, 结果表明: 长三角扩容与整体城市经济增长之间具有显著的正相关关系, 即长三角扩容显著促进了全体 22 个城市的经济增长。从三种作用机制的回归结果看, 扩容与城市间经济联系的交互项系数为正 ($\beta = 0.01$), 但不显著, 扩容与城市间产业分工的交互项、与城市间市场统一度的交互项均与经济增长之间具有显著的正相关关系, 说明长三角扩容能够优化各城市的产业分工、促进城市间的市场统一, 进而促进整体城市经济增长, 即扩容政策的实施不仅有利于长三角城市之间的产业合理布局, 更能在一定程度上有效控制区域内的“行政区经济”与地方保护主义, 进而推进长三角城市群大市场的形成以及区域内的有序竞争。但是扩容通过加强城市之间的经济联系, 引致城市之间溢出效应进而促进经济增长的作用在本文的样本区间内却不明显, 可能的原因是整体城市分析样本中同时包含了经济联系较强的核心城市 (如上海、南京、杭州) 与经济联系较弱的外围城市 (如衢州、马鞍山、金华), 从而使中心城市辐射的溢出效应难以在所有城市中显著发挥。归纳来说, 长三角扩容政策实施能够有效发挥产业分工机制、市场统一机制, 但难以施展经济联系机制的作用。

表 2 汇报了长三角城市群扩容对 16 个原位城市经济增长作用效果与内在机制的检验结果, 结果显示: 扩容与城市间经济联系的交互项、扩容与城市间产业分工的交互项、扩容与城市间市场统一的交互项与原位城市经济增长之间均具有显著的正相关关系, 说明扩容政策的实施可以通过上述三种机制促进原位城市的经济增长。可见: ①长三角扩容强化了城市间经济联系, 原位城市能够

① 借鉴陆铭和陈钊 (2009)、柯善咨和郭素梅 (2010) 的研究成果, 采用 1998—2014 年间长三角 22 个城市 9 大类商品价格指数来计算不同城市间相对价格差异, 通过两两配对方式汇总单个城市在整个城市群中的市场统一程度。

② 因篇幅限制, 详见《中国工业经济》网站 (<http://www.ciejjournal.org>) 公开附件中附表 5、附表 6 和附表 7。

表 1 长三角扩容促增长的机制验证(整体城市)

人均产出	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>D</i>		0.1246** (0.0582)	0.1090* (0.0599)	0.0354 (0.3825)	-0.0318 (0.0521)	-0.1580** (0.0712)	0.0801 (0.0519)	-0.0789* (0.0443)	-0.3818 (0.4106)
经济联系			0.1710*** (0.0352)	0.1697*** (0.0375)					0.1749*** (0.0346)
<i>D</i> ×经济联系				0.0058 (0.0313)					0.0079 (0.0342)
产业分工					0.0775*** (0.0126)	0.0680*** (0.0085)			0.0553*** (0.0087)
<i>D</i> ×产业分工						0.0426* (0.0215)			0.0462 (0.0272)
市场统一							0.0252** (0.0105)	0.0142 (0.0107)	0.0158** (0.0061)
<i>D</i> ×市场统一								0.0455*** (0.0139)	0.0236** (0.0092)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	7.7798 (5.5695)	7.0526 (5.8577)	3.5747 (7.0115)	3.6217 (7.2027)	6.9909 (5.9385)	6.6709 (6.0094)	7.9673 (5.3490)	7.8881 (5.3557)	3.8640 (6.9039)
N	374	374	374	374	374	374	374	374	374
组内 R ²	0.9394	0.9411	0.9504	0.9504	0.9451	0.9455	0.9438	0.9458	0.9578
豪斯曼检验	-1.7000	-1.9700	-5.6800	-12.1900	-3.3000	-3.4500	-2.0000	-1.8000	-9.1100

注:*** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.10$, 括号内数字为对应系数的标准差,从 Hausman 检验结果来看,应采用固定效应模型。

资料来源:作者整理。

在密切的城市经济联系网络中受益,比如获取新进城市的低廉劳动力与自然资源;②长三角扩容优化了城市间的产业分工,原位城市能够积极推动产业转移,促进自身产业结构升级,从而谋取新的经济发展动力源与增长点;③长三角扩容能够有效降低原位城市的“行政区经济”与地方保护主义,降低区域间的边界效应与地方化壁垒,进而形成区域内的统一市场。总而言之,长三角扩容能够通过经济联系机制、产业分工机制、市场统一机制进而促进原位城市的经济增长。

表 3 列出了长三角城市群扩容对 6 个新进城市经济增长作用效果与内在机制的检验结果,结果表明:扩容与城市间经济联系的交互项与新进城市经济增长之间具有显著的负向相关关系,即长三角扩容通过经济联系机制对新进城市经济增长具有抑制作用,新进城市难以从区域间经济联系中获取净收益。换言之,长三角原位城市中的大城市(比如上海、苏州、杭州等)对新进小城市的虹吸效应较强、扩散效应较弱。此外,扩容与城市间产业分工的交互项与新进城市经济增长之间具有显著的正向相关关系,即长三角扩容有助于新进城市承接沿海发达城市的产业转移,进而优化自身的产业布局、迅速融入到长三角城市群的产品价值链分工中。同时,长三角扩容与市场统一的交互项与新进城市经济增长之间具有显著的正向相关关系,扩容政策实施显著促进了新进城市的市场一体化水平,新进城市能够有效降低城市之间的边界效应,更好地融入长三角城市群的一体化市场,

表2 长三角扩容促增长的机制验证(原位城市)

人均产出	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>D</i>		0.0703 (0.0655)	0.1105 (0.0688)	-0.9335** (0.4221)	-0.0746 (0.0664)	-0.2891*** (0.0488)	0.0309 (0.0581)	-0.0594 (0.0554)	-1.2388*** (0.2550)
经济联系			0.2451*** (0.0293)	0.2339*** (0.0316)					0.1898*** (0.0526)
<i>D</i> ×经济联系				0.0829** (0.0363)					0.0825*** (0.0235)
产业分工					0.0582*** (0.0164)	0.0454** (0.0196)			0.0221** (0.0089)
<i>D</i> ×产业分工						0.0706*** (0.0212)			0.0558** (0.0260)
市场统一							0.0232*** (0.0039)	0.0157*** (0.0029)	0.0184** (0.0080)
<i>D</i> ×市场统一								0.0278** (0.0117)	0.0086 (0.0116)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	9.9746*** (3.3376)	9.6921** (3.4637)	8.4750** (3.1341)	9.1469** (3.2176)	10.1481*** (3.4562)	9.3815** (3.5678)	10.1795*** (3.3394)	10.3127*** (3.3462)	7.4128*** (0.7414)
<i>N</i>	272	272	272	272	272	272	272	272	272
组内 <i>R</i> ²	0.9684	0.9690	0.9777	0.9787	0.9711	0.9722	0.9714	0.9722	0.9826
豪斯曼检验	-2.0900	-1.3900	-2.1400	-1.7800	-1.4500	-0.6000	-3.0200	-4.9700	220.4000***

注:*** $p<0.01$, ** $p<0.05$, * $p<0.10$, 括号内数字为对应系数的标准差。模型(9)的 Hausman 检验系数显著为正,说明此模型采用随机效应更为合理,因此,模型(9)汇报结果为随机效应下的回归结果,其余模型均采用固定效应模型。

资料来源:作者整理。

进而促进自身经济增长。整体来说,长三角扩容促增长的产业分工机制、市场统一机制对新进城市具有正向促进作用、而经济联系机制具有负向抑制作用。

综上所述,可以发现:城市群扩容可以通过经济联系强化机制、产业分工协调机制、市场统一机制来影响区域经济增长,且不同机制发挥的作用效果存在差异。①长三角扩容的经济联系机制对不同区域经济增长产生异质性影响,一方面能够正向促进原位城市的经济增长,另一方面却反向抑制新进城市的经济增长。原位城市在扩容后对新进城市产生较强的虹吸效应、较弱的扩散效应,新进城市难以在密切的城市间经济联系中获取净收益;②长三角扩容的产业分工机制对原位城市与新进城市经济增长皆有显著的正向促进作用,即扩容不仅能够为原位城市中的发达地区产业转移提供广阔的承接地,进而通过产业结构优化与升级为区域经济增长寻求新动力,而且有助于为新进城市的经济发展提供新活力。③长三角城市群扩容促增长的市场统一机制无论在原位城市还是新进城市中均得到有效发挥。即长三角扩容有助于打破城市群范围内的行政化藩篱、地方化壁垒、行政区经济以及地方保护主义,从而通过形成区域大市场、促进区域有序竞争、构建产品价值链等路径推动整个城市群经济的可持续发展。

表 3 长三角扩容促增长的机制验证(新进城市)

人均产出	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>D</i>		0.0131 (0.0748)	-0.0181 (0.0824)	0.9170* (0.4944)	0.0178 (0.0679)	-0.2043 (0.1352)	0.0116 (0.0765)	-0.1808** (0.0762)	0.2089 (0.8960)
经济联系			0.0345* (0.0190)	0.0447** (0.0180)					0.0541*** (0.0147)
<i>D</i> ×经济联系				-0.0704* (0.0387)					-0.0349 (0.0585)
产业分工					0.0497 (0.0427)	0.0082 (0.0435)			0.0231 (0.0422)
<i>D</i> ×产业分工						0.0759* (0.0427)			0.0374 (0.0615)
市场统一							0.0013 (0.0060)	-0.0062 (0.0045)	-0.0071 (0.0058)
<i>D</i> ×市场统一								0.0478** (0.0187)	0.0299 (0.0201)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	-38.2499*** (4.8962)	-38.3046*** (5.0592)	-38.1595*** (4.7545)	-38.6619*** (4.7613)	-38.0893*** (5.0279)	-39.4997*** (5.1769)	-38.1809*** (4.9870)	-39.7019*** (5.0967)	-40.0428*** (4.5698)
N	102	102	102	102	102	102	102	102	102
组内 R ²	0.9612	0.9612	0.9615	0.9620	0.9618	0.9624	0.9612	0.9626	0.9636
豪斯曼检验	-282.1900	-272.4000	-81.2600	-82.8400	-274.8900	-182.8300	-240.7500	-256.3900	-85.9200

注:*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.10$, 括号内数字为对应系数的标准差,从 Hausman 检验结果来看,应采用固定效应模型。

资料来源:作者整理。

七、结论与启示

长三角城市群进行地域空间的外向扩展对于区域经济社会发展具有至关重要的作用。本文采用合成控制法对长三角三大区域(整体城市、原位城市和新进城市)在 1998—2014 年的经济增长路径进行模拟与比对,总体来说,2010 年长三角扩容提升了三大区域的经济增长。并且,扩容对新进城市经济增长的促进作用显著高于原位城市。在此基础上,为了更深入地阐释为什么扩容政策实施促进了区域经济增长,本文通过现有文献梳理、实地调研以及理论推演发现,城市群扩容能够通过经济联系机制、产业分工机制以及市场统一机制进而促进区域经济增长。通过对上述三种内在机理的检验结果来看:扩容通过产业分工机制和市场统一机制促进整体城市经济增长,但经济联系机制不明显;原位城市的经济联系机制、产业分工机制以及市场统一机制均显著促进了其经济增长;新进城市的产业分工机制以及市场统一机制对经济增长表现出显著的正向促进作用,而经济联系机制则表现为显著的抑制作用。上述结论说明,长三角城市群扩容不仅有利于优化各城市间的产业分工与布局、推动区域大市场与有序竞争的形成,而且有助于降低区域行政壁垒与地方保护主义,进而促进城市群的经济增长。但是扩容过程亦会对新进城市的经济资源和要素产生较强的虹吸效应、较弱的扩散效应,从而一定程度上抑制了新进城市的经济增长。

本文研究结论对中国长三角城市群地域边界划定、经济一体化进程推进、区域经济协调发展具

有如下几点启示:①要以“基础设施、商贸联系、科技合作、人才培养”为合作主题,推动区域协调联动发展,提升长三角城市群整体竞争力。目前,长三角各城市之间已经初现紧密合作的专题领域,未来需要在这些领域继续开拓与深耕。比如,长三角可以借助“一带一路”重大战略部署,继续加强区域内交通运输网络的互联互通,并推广到信息、能源、水利等基础设施建设领域。此外,长三角可以探索“区域科技创新共享平台”建设,吸引不同城市之间构建协同创新实验室、研发中心、重大实验室、专家智库、行业发展数据库等(吴友和刘乃全,2016)。②要以“产业转移、创新驱动”为发展契机,推动长三角产业分工与产业升级,构建完整的产品价值链。随着长三角扩容到安徽省区域范围内,一方面要积极推动沿海发达地区的落后产业向内地转移,引导发达城市建立自主创新体系,寻求经济发展的新动力;另一方面要完善内陆地区承接产业转移的软硬件建设与配套设施,推进各区域之间的产业对接协作,形成区域间上下游产业联动机制,构建完善的产品价值链。③要凸显市场机制的作用,充分发挥市场在长三角一体化进程的决定性作用。城市群作为一个密切相连、相互融合的经济共同体,长三角城市经济协调会以及地方政府应该遵循区域经济自然规律,积极发挥市场在城市群内资源配置的决定性作用,这是长三角获取持续发展动力与永葆生机的关键。④要充分发挥各级政府机构在长三角经济发展过程中的统领作用,一方面完善长三角经济协调会自身的工作机制,积极推动各项议题与协议的实施,促使城市群的合作发展真正落到实处;另一方面要转变地方政府的区域发展与治理观念,摒弃狭隘的地方保护主义与“行政区经济”,实现从同质化竞争向多样化互补与共荣转变(唐亚林,2014),共同谋划长三角全面、协调、可持续发展的大局,在一个统一、开放、竞争、有序的区域大市场中得到更持久、更足劲的发展,并促使各级地方政府都能够分享长三角快速发展的红利。

〔参考文献〕

- [1]陈国亮,唐根年. 基于互联网视角的二三产业空间非一体化研究——来自长三角城市群的经验证据[J]. 中国工业经济, 2016, (8):76-92.
- [2]程必定. 泛长三角区域合作机制及政府管理创新[J]. 安徽大学学报(哲学社会科学版), 2009, (5):133-138.
- [3]方大春,孙明月. 高铁时代下长三角城市群空间结构重构——基于社会网络分析[J]. 经济地理, 2015, (10): 50-56.
- [4]干春晖,郑若谷,余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究, 2011, (5):4-17.
- [5]韩其恒,李俊青,刘鹏飞. 要素重新配置型的中国经济增长[J]. 管理世界, 2016, (1):10-28.
- [6]侯赞慧,刘志彪,岳中刚. 长三角区域经济一体化进程的社会网络分析[J]. 中国软科学, 2009, (12):90-101.
- [7]黄亮雄,韩永辉,舒元. “撤县建市”提升了地方绩效吗——基于广东省73个县(市)的实证分析[J]. 学术研究, 2013, (6):69-74.
- [8]黄新飞,舒元. 中国省际贸易开放与经济增长的内生性研究[J]. 管理世界, 2010, (7):56-65.
- [9]柯善咨,郭素梅. 中国市场一体化与区域经济增长互动:1995—2007年[J]. 数量经济技术经济研究, 2010, (5): 62-72.
- [10]刘甲炎,范子英. 中国房产税试点的效果评估:基于合成控制法的研究[J]. 世界经济, 2013, (11): 117-135.
- [11]刘曙华,沈玉芳. 长江三角洲经济区扩容探析[J]. 地理与地理信息科学, 2010, (5): 44-47.
- [12]陆铭,陈钊. 分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护[J]. 经济研究, 2009, (3):42-52.
- [13]邵军,徐康宁. 中国城市的生产率增长、效率改进与技术进步[J]. 数量经济技术经济研究, 2010, (1):58-66.
- [14]施建军,梁琦. 长三角区域合作要打破“富人俱乐部”的思维[J]. 南京社会科学, 2007, (9):1-9.
- [15]苏治,胡迪. 通货膨胀目标制是否有效——来自合成控制法的新证据[J]. 经济研究, 2015, (6):74-88.
- [16]孙瑾,刘文革,周钰迪. 中国对外开放、产业结构与绿色经济增长——基于省际面板数据的实证检验[J]. 管理世界, 2014, (6):172-173.

- [17]唐为,王媛. 行政区划调整与人口城市化:来自撤县设区的经验证据[J]. 经济研究, 2015,(9):72-85.
- [18]唐亚林. 从同质化竞争到多样化互补与共荣:泛长三角时代区域治理的理论与实践[J]. 学术界, 2014,(5):71-83.
- [19]王贤彬,聂海峰. 行政区划调整与经济增长[J]. 管理世界, 2010,(4): 42-53.
- [20]吴友,刘乃全. 不同所有制企业创新的空间溢出效应[J]. 经济管理, 2016(11):45-59.
- [21]严成樑,龚六堂. 财政支出、税收与长期经济增长[J]. 经济研究, 2009,(6):4-15.
- [22]张学良. 中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应[J]. 中国社会科学, 2012,(3):60-77.
- [23]张远军. 城市化与中国省际经济增长:1987~2012——基于贸易开放的视角[J]. 金融研究, 2014,(7):49-62.
- [24]章元,刘修岩. 聚集经济与经济增长:来自中国的经验证据[J]. 世界经济, 2008,(3):60-70.
- [25]Abadie, A., A. Diamond, and J. Hainmueller. 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.
- [26]Abadie, A., and J. Gardeazabal. The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country [J]. American Economic Review, 2003,93(1):113-132.
- [27]Arbia G., J. L. Gallo., and G. Piras. Does Evidence on Regional Economic Convergence Depend on the Estimation Strategy? Outcomes from Analysis of a Set of NUTS2 EU Regions [J]. Spatial Economic Analysis, 2008,3(2):209-224.
- [28]Baas, T., and H. Brücker. Macroeconomic Impact of Eastern Enlargement on Germany and UK: Evidence from a CGE Model[J]. Applied Economics Letters, 2010,17(2):125-128.
- [29]Braakmann, N., and A. Vogel. How does Economic Integration Influence Employment and Wages in Border Regions? The case of the EU Enlargement 2004 and Germany's Eastern Border [J]. Review of World Economics, 2011,147(2):303-323.
- [30]Braakmann, N., and A. Vogel. The Impact of the 2004 EU Enlargement on the Performance of Service Enterprises in Germany's Eastern Border Region[J]. Review of World Economics, 2010,146(1):75-89.
- [31]Brakman, S., H. Garretsen., C. V. Marrewijk., and A. Oumer. The Border Population Effects of EU Integration[J]. Journal of Regional Science, 2012,52(1):40-59.
- [32]Dahlman, C. Turkey's Accession to the European Union: The Geopolitics of Enlargement [J]. Eurasian Geography and Economics, 2004,45(8):553-574.
- [33]Dimitrova, A., and A. Buzogány. Post-Accession Policy-Making in Bulgaria and Romania: Can Non-state Actors Use EU Rules to Promote Better Governance[J]. Journal of Common Market Studies, 2014,52(1):139-156.
- [34]Elsner, B. Does Emigration Benefit the Stayers? Evidence from EU Enlargement [J]. Journal of Population Economics, 2013,26(2):531-553.
- [35]Epstein, R. A., and W. Jacoby. Eastern Enlargement Ten Years On: Transcending the East-West Divide[J]. Journal of Common Market Studies, 2014,52(1):1-16.
- [36]Ertur, C., and W. Koch. Regional Disparities in the European Union and the Enlargement Process: an Exploratory Spatial Data Analysis, 1995—2000[J]. Annals of Regional Science, 2006,40(4):723-765.
- [37]Halkos, G. E., and N. G. Tzeremes. Economic Efficiency and Growth in the EU Enlargement [J]. Journal of Policy Modeling, 2009,31(6):847-862.
- [38]Ivlevs, A. Minorities on the Move? Assessing Post-enlargement Emigration Intentions of Latvia's Russian Speaking Minority[J]. Annals of Regional Science, 2013,51(1):33-52.
- [39]Jordan, P. EU Enlargement, the New Central European Member States, and Austria [J]. Post-Soviet Geography

- and Economics, 2006,47(6):662–682.
- [40]King, G., and L. Zeng. The Dangers of Extreme Counterfactuals[J]. Political Analysis, 2006,14(2):131–159.
- [41]Murphy, A. B. The May 2004 Enlargement of the European Union: View from Two Years Out [J]. Eurasian Geography and Economics, 2006,47(6):635–646.
- [42]Redding, S. J., and D. M. Sturm. The Costs of Remoteness: Evidence from German Division and Reunification[J]. American Economic Review, 2008,98(5):1766–1797.
- [43]Sellar, C., and L. McEwen. A Cosmopolitan Analysis of the Contradictions in EU Regional and Enlargement Policies as Drivers of Europeanization[J]. European Urban and Regional Studies, 2011,18(3):289–305.
- [44]Strielkowski, W., and F. Höschle. Evidence for Economic Convergence in the EU: The Analysis of Past EU Enlargements[J]. Technological & Economic Development of Economy, 2016,22(4):617–630.
- [45]Szeles, M. R. Exploring the Economic Convergence in the Eu’s New Member States by Using Nonparametric Models[J]. Romanian Journal of Economic Forecasting, 2011,14(1):20–40.
- [46]Xheneti, M., D. Smallbone., and F. Welter. EU Enlargement Effects on Cross-border Informal Entrepreneurial Activities[J]. European Urban and Regional Studies, 2012,20(3):314–328.

Can the Enlargement in Yangtze River Delta Boost Regional Economic Common Growth

LIU Nai-quan, WU You

(School of Urban and Regional Science, SUFE, Shanghai 200433, China)

Abstract: Under the background of breaking away from Europe of British’s referendum and steady expansion of urban agglomerations in China, it’s really a worth further discussing question that properly assesses the economic effect of regional alliance development in china. Taking the sample data of 208 cities in China in 1998—2014, this paper re-checked and compared the economic growth effects of whole cities, incumbent cities and new cities after the enlargement of Yangtze river delta in 2010 using Synthetic Control Methods, what’s more, in order to make sure the validity and robustness of the results, we then used placebo test and permulation test to make sure the validity of results, and adopted iteration method and PSM-DID estimation method for the robustness test. Based on this, this paper further verified and empirically analyzed the inside mechanisms of enlargement promoting growth through literature review, field investigation and theoretical deduction, and the mechanisms include economic links, industrial division and market unification. The results here showed that the enlargement had a significant role in promoting whole cities’ economic growth. And in terms of different regions, the expansion also significantly improved the economic growth of incumbent cities and new cities, but new cities’ growth was greater than the influence of incumbent cities. In terms of three inside mechanisms, the industrial division and market unification were the main causes of economic growth in new cities and incumbent cities, but the economic linked mechanism was polarized, one the one hand, it was able to positively promoting incumbent cities’ economic growth, on the other hand, it postponed the economic development of new cities. The results of this study is of significance to Yangtze river delta in their delimitating of region boundary, promoting of economic integration progress and coordinated developing of region economies.

Key Words: Yangtze river delta; urban cities enlargement; regional economic growth; synthetic control methods

JEL Classification: R58 R11 O18

[责任编辑:姚鹏]