

区域一体化扩容能否促进高质量发展

——基于长三角实践的准自然实验研究

蔡欣磊^a 范从来^{a, b} 林键^{a1}

(南京大学:a. 长江三角洲经济社会发展研究中心;

b. 商学院, 南京 210093)

【摘要】: 区域经济的高质量发展离不开资本要素的高效利用。本文基于 2003—2017 年中国 284 个地级市的面板数据, 以“长江三角洲城市经济协调会”样本期内两次扩容为准自然实验, 利用广义合成控制法和双重差分法验证了区域一体化扩容对资本配置效率的影响。结果发现:(1) 扩容改善了区域资本配置效率, 且改善作用随时间增加而增大;(2) 扩容对新建外围城市的资本配置效率改善作用小于原位中心城市;(3) 扩容改善了安徽与江苏境内的新建外围城市资本配置效率, 但对浙江境内新建外围城市改善作用不明显。本文还进一步对区域一体化扩容改善资本配置效率的机制进行检验, 结果发现扩容能通过“打破流动壁垒”、“完善产业分工”和“提升区域金融水平”三种作用机制改善资本配置效率。

【关键词】: 区域一体化扩容 资本配置效率 广义合成控制法 机制检验

【中图分类号】: F290 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1006—2912(2021)02—0084—16

一、引言

改革开放以来, 我国在数度调整的实践中走出以城市群为主体推进城市化进程的中国特色新型城镇化发展道路。四十年来, 城镇化水平从 19.4% 上升为 58.5%, 从落后世界平均城镇化水平 20.1% 到超过 3.7% (方创琳, 2018^[1]), 城镇化发展创造了世界奇迹。在积聚经济的作用下, 区域范围由“大城市—城市群—多城市群”转变, 规模不断壮大 (丁建军, 2010^[2])。长三角城市群的区域一体化扩容正是中国城市化进程推进的典型。2018 年 11 月 5 日, 中共中央总书记、国家主席习近平在首届中国国际进口博览会上宣布, 支持长江三角洲区域一体化发展并上升为国家战略。次年 5 月, 《长江三角洲区域一体化发展规划纲要》(以下简称《纲要》) 提出要紧扣“一体化”和“高质量”两个关键, 将“一体化”范围扩大至“三省一市”全域, 首次将安徽全省纳入长三角一体化发展。长三角城市群在发展的数十年间, 面对的内部基础不同, 外部环境不同, 区域发展的竞合关系和合作模式不断转变。长三角城市群所吸纳的城市, 也正从传统的地理邻近逐渐扩大到更广范围的经济圈概念 (王全忠和彭长生, 2018^[3])。

作者简介: 蔡欣磊 (1993—), 男, 福建厦门人, 南京大学长江三角洲经济社会发展研究中心博士研究生, 研究方向: 共享发展、长三角一体化;

范从来 (1962—), 男, 江苏南通人, 南京大学商学院教授, 南京大学长江三角洲经济社会发展研究中心主任, 教育部长江学者特聘教授, 博士生导师, 研究方向: 货币经济学、长三角一体化;

林键 (1984—), 男, 山东临沂人, 南京大学长江三角洲经济社会发展研究中心博士研究生, 研究方向: 共享发展、长三角一体化。

基金项目: 教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“长江三角洲全面建设小康社会中的共享发展研究” (16JJD790024), 项目负责人: 范从来; 教育部人文社会科学重点研究基地“南京大学长江三角洲经济社会发展研究中心”暨“区域经济转型与管理变革协同创新中心”重大课题“长三角区域金融一体化发展研究” (CYD-2020014), 项目负责人: 王宇伟

从改革初期“上海经济区”的横向协作，到开放时代依赖地理区位上与上海的临近，组建的“长江三角洲城市经济协调会”，形成较长时期的“15(+1)”模式的区域竞合联盟，再到新时代国家战略下的长三角“北上、南下、西进”稳步扩容，组建区域共同体(徐琴, 2019^[4])。产业分工、协同与转移加速带来的长三角城市群不断向外扩展空间地域范围，逐步打破“俱乐部收敛”，促进全方位合作和共同发展(施建军和梁琦, 2007^[5])。

可以看到，长三角城市群的一体化区域扩容所创造的成就，实现了长三角数十年的黄金发展期，打造了第六大世界级城市群。然而随着经济社会的发展进入瓶颈期，长三角亦逐渐步入“增速放缓、结构转型、创新驱动”的经济新常态，地区发展重心由总量经济转向“结构稳增长”经济。《纲要》指出长三角进一步发展需紧扣“高质量”，而作为推动经济发展的直接要素“资本”就显得尤为关键。经济的增长不能仅依靠增加资本要素的投入来提高，而更应通过供给侧的结构优化以实现资本高效利用。因此资本的高效配置是长三角实现高质量发展的根本保障。恰逢《纲要》首次将安徽全省纳入长三角一体化发展，长三角城市群规模进一步“西进”壮大。由此引出问题：长三角城市群过去数次的区域一体化扩容是否有助于资本合理利用？资本配置效率在扩容进程中是否改善？这些问题的解决，有助于长三角城市群以史为鉴，在区域一体化进一步“西进”中继往开来，实现资本高效配置，经济高质量增长。

本文运用 2003—2017 年中国 284 个地级市的面板数据，以长三角城市经济协调会样本期内两次扩容为准自然实验，整合采用广义合成控制(GSC)、合成控制(SCM)、双向固定效应双重差分(双向固定效应 DID)、多期倍分(多期 DID)等方法检验区域一体化扩容对资本配置效率的作用效果与机制。

二、文献回顾与理论分析

(一)文献回顾

城市群的形成一般受到战略布局、技术水平、自然资源等因素影响，形成区域内具有一体化联系的经济圈。但由于存在天然的自然界限与人为的行政规划，城市群内部存在分割。具体而言，根据 Krugman 的“中心-外围”理论，城市群被划分为中心城市与外围城市两部分(Krugman, 1991^[6]; Fujita et al., 1999^[7])。从理论上讲，中心城市与外围城市从起源来看就是不对等的，中心城市无论是政治经济权力，或是资源要素禀赋，均远优于外围城市。因此，高端人才的产生和科技的进步创新易发源于中心城市，这些优势的存在使得外围城市的资本和劳动力进一步向中心城市积聚，造成区域的不平衡发展，这就是“极化效应”(虹吸效应)。但一个区域能否形成大规模城市群，最终实现共同发展，更应是中心城市的资本、技术和信息等优势能流向外围城市，由中心城市产生“涓流效应”(外溢效应)带动外围城市发展。在现实情况中，“极化效应”是不可避免的，因此扩大“涓流效应”影响，使其大于“极化效应”，地区的发展才能实现一荣俱荣(王小鲁, 2010^[8])。以长三角为例，毕秀晶和宁越敏(2013)通过空间计量分析发现长三角中心城市发展具有外溢性，城市群在大都市区的带动下，非大都市区发展迅速，彼此间经济水平差异逐渐缩小^[9]。周光霞和余吉祥(2013)从市场潜力出发，验证了长三角城市群符合 Fujita and Mori (1997)、Fujita et al. (1999)提出的中心城市距离和当地市场潜力之间的“ ∞ ”曲线关系^{[7][10-11]}。邓文博等(2019)基于 DID 检验，发现长三角中心城市对外围城市中的欠发达地区经济增长有显著的推动作用^[12]。近年来，随着长三角城市群的区域一体化扩容，典型的中心城市与新进外围城市关系的研究开始出现。刘乃全和吴友(2017)发现 2010 年长三角扩容对整体城市群经济增长有促进作用，且对新兴城市的促进作用大于原位城市^[13]；张学良等(2017)基于长三角城市经济协调会促进城市群形成这一项准自然实验，发现城市加入协调会能显著降低边界效应^[14]；王全忠和彭长生(2018)发现长三角城市群扩容的加入效应低于预期，加入城市群对周边城市经济增长的拉动效应有限^[3]；张安驰和范从来(2019)发现长三角在发展过程中，经济整体呈现收敛态势，其中以上海为核心的都市圈区域内部收敛性不断增强，而以南京为核心的西部区域则没有收敛关系^[15]；尤济红和陈喜强(2019)发现通过城市群扩容的区域一体化具有显著的减排效应，在降低原位城市污染密集度的同时并未增加新兴城市的排污密度^[16]。总结前人研究，可以发现国内学者关于扩容效应的影响多集中于经济增长、边界效应、平衡发展与环境效应。长三角目前处于经济转型期，《纲要》的“一极三区一高地”明确了高质量发展样板区的定位，因此在关注长三角扩容带来经济增长同时，也应关注推动经济增长的重要要素禀赋资本在扩容过程中是否得到有效利用，这对长三角通过优化供给侧的资源配置和结构调整以实现高质量经济增长具有重要意义。

(二)理论分析与研究假设

1992年,上海等14市(1)经协委(办)成立长三角经协委(办)主任联席会;1997年泰州加入,“长江三角洲城市经济协调会”正式成立;2003年台州加入,长三角自此形成较长时期的“中心16市”城市群。直到长三角经济协调会2010年吸收6市(1);2013年接收8市(2),长三角稳步扩容才打破了长三角“中心16市”的格局。基于Krugman的“中心-外围”理论,如果将长三角“中心16市”作为中心城市,长三角新扩容的14市则是典型的新进外围城市。本文将基于以上框架与资本符合市场化配置方是最优两条原则进行分析。

以往,与市场配置较为成熟的商品和服务市场相比,由于长三角地区资本市场存在流动机制障碍、市场规则建设滞后、金融市场化程度不足等原因,市场对资本的配置作用有限,因此造成资本要素错配、资本要素流动缺乏活力等问题,配置效率自然不高。在“中心-外围”理论中,中心城市与外围城市之间的关系由两种力量决定,分别是促进经济积聚的向心力和排斥经济积聚的离心力。二者的相对大小决定了经济活动的积聚或离散。将中心城市通过资本技术外溢、产业互补效应、规模经济效应等使能量向外扩散带动外围城市发展的向心力称为“涓流效应”;将外围城市由于外部不经济、资源要素被虹吸、政策导向失衡等造成能量被中心城市吸收和区域不平衡加剧的离心力称为“极化效应”。只有“涓流效应”大于“极化效应”,中心城市与外围城市才能共享发展成果,实现一体化发展。虽然长三角扩容过程中,中心城市对外围城市的“极化效应”无可避免,但本文认为在新形成的“中心-外围”结构下,“涓流效应”的力量将更强,资本在“涓流效应”的影响下,将获得更好地市场化配置与更高效地利用。原因有三:

1. 打破流动壁垒,资本实现自由流动与优化配置。

我国的“财政分权”体制下,地方官员的升迁与经济发展状况息息相关,地方政府受到处于政治和经济双重竞争的官员影响(周黎安,2004^[17]),会通过设置要素流动壁垒和分割市场以影响资本市场化配置(成力为等,2009^[18]),锁定资本在本地地区的留存。具体表现在:地方政府通过财政支出竞争提供公共产品,建造产业园区;通过税收竞争,对企业减税降费。例如城际间的“断头路”、各地区招商引资税费优惠差异巨大等。但在新“中心-外围”结构下,新进外围城市加入长三角城市群,新进城市与原位中心城市间的市场分割能得到有效缓解。张学良等(2017)发现加入长三角经济协调会能促进市场整合,显著降低地区间市场分割^[14]。吴俊和杨青(2015)发现对长三角区域进行扩容,从经济规模角度看,能使边界效应显著减小^[19]。扩容后,新进外围城市与原位中心城市间的政府联系加强,多层次合作有效推动,资本在城市群内实现更自由地流动与更优化地配置。一方面,扩容实现区域间资源互补与利用(施建军和梁琦,2007^[5])。例如:安徽新进城市中马鞍山的钢铁、淮南的煤炭等矿产资源输送到中心城市,同时中心城市中富余的资本能输入新进城市创业投资。另一方面,扩容实现地域上的扩张,“飞地经济”、“共建产业园区”蓬勃发展,使资本在城市群内部有更多配置空间。资本在城市群内的自由流动,有利于从低收益率的地区、行业流向高收益率的地区、行业(张伯超等,2018^[20];钟军委和万道侠,2018^[21]),实现更高效地配置。

2. 产业合理分工,顺应市场规律,资本获得高效配置。

中心城市对外围城市“涓流”作用主要通过两种途径:产业集聚效应与产业互补效应。其中产业互补效应是指中心与外围城市之间根据各自要素禀赋进行产业分工与专业化,依据比较优势原则进行产业布局,共同推进产业结构的优化升级与经济增长方式转变。过去长三角“中心16市”中,上海的经济腹地更好对接上海,逐步形成以上海为总部,上海经济腹地为生产基地的“前店后厂”模式。但上海对经济腹地的影响存在距离阈值,当超过上海影响距离,对上海配套产业的追逐造成城市间重复建设与产业同质化问题(余霞民,2016^[22])。各地发展的产业由于距离、运输、沟通等因素,并不符合比较优势,这就极大降低了配置在产业中资本的使用效率。但在新“中心-外围”结构下则给原位中心城市缓解产业同构问题的契机。一方面在吸取过去经验的基础上,能够引导新进外围城市依托自身比较优势,发展特色产业,与原位中心城市形成差异化的产业分工,完善城市群产业布局。另一方面新进外围城市能承接原位中心城市的非核心功能疏解,进行顺应产业生命周期的梯度转移,缓解原位中心城市中产业同构问题。因此顺应市场规律,依据比较优势构建的长三角产业结构,有助于城市群内部由产业同构走向产业

分工,推进产业结构的优化升级与经济增长方式转变,改善配置于产业中资本的使用效率。

3. 区域金融一体化,金融整体水平,深化资本市场化配置。

金融的发展能通过降低交易成本、改善信息不对称等途径促进资本配置效率提高(Wurgler,2000^[23];Pang and Wu,2009^[24])。在新“中心-外围”结构下,中心城市具备较好金融基础,尤其是上海既是国际金融中心,更是长三角区域金融中心。齐昕和郭薛南(2019)发现金融发展与金融集聚度水平高的城市能对周边城市产生辐射作用,而上海是长三角城市群中金融辐射效应最强的城市^[25]。扩容后,新进外围城市可通过金融一体化产生的“涓流效应”,享受到向外扩散的中心城市经济能量,促进整体金融水平的提升。具体表现在两方面:一方面是我国目前行政力量分割和银行业地方分治的管理模式抑制了储蓄资金的流动,造成“资产荒”与“资金荒”并存。区域信贷一体化的发展,有助于储蓄资金借助信贷市场从盈余地区向赤字地区转移,实现市场化“精确滴灌”。另一方面是新进外围城市,可借助上海“金融中心”优势,加强区域金融合作,推进区域金融信息共享,打造功能互补、优势叠加、特色鲜明的长三角金融集聚生态圈,助推本地区金融发展。外围城市金融水平提高后,金融辐射作用面积会出现重叠,为共享金融资源、促进金融流通提供平台,形成“金融马赛克”现象(黄丹荔和吴昉,2019^[26]),反过来促进中心城市金融建设。

基于以上论述,提出假设 1:长三角一体化扩容能改善区域的资本配置效率。

根据“中心-外围”理论,原位中心城市对新进外围城市同时存在“涓流效应”(正外部性)与“极化效应”(负外部性)。虽然在区域扩容的过程中,原位中心城市对新进外围城市的“涓流效应”是大于“极化效应”,即对新城市群整体而言资本配置效率均能获得改善。但由于新进外围城市不可避免的同时受到原位中心城市的正负外部性影响,导致区域扩容对原位中心城市和新进外围城市的影响存在异质性,新进外围城市的改善作用小于原位中心城市。

因此,提出假设 2:区域一体化扩容对新进外围城市的资本配置效率改善作用小于原位中心城市。

近年来,随我国政府中部崛起、西部大开发战略的实施,我国资本积聚能量逐步由东部向中西部地区拓展。蔡翼飞等(2017)对区域资本流动进行估算,发现 2012 年起中部地区已经成为资本净流入地区^[27]。肖燕飞(2017)利用 GeneralG 系数识别中国区域资本时空演变特征,发现高热点地区逐步由东部向中部地区转移,2014 年安徽和江苏是资本积聚热点最高的两个地区^[28]。根据市场配置最优原则,资本流入安徽与江苏境内的新进外围城市更符合市场规律,改善应优于流入浙江的新进外围城市。

因此,提出假设 3:地处安徽与江苏境内的新进外围城市资本配置效率改善要优于地处浙江境内的新进外围城市。

三、模型设定与变量选取

(一)模型设定

目前对政策有效性评估的主流方法有双重差分法(DID)和合成控制法(SCM)。其中 DID 存在两方面不足:一是平行性趋势假定基础不易成立和当面临多种政策干预的情况下,可能引发内生性等问题,二是 DID 主要针对政策的整体效应进行评估,难以观测到短期带来的动态变化。SCM 是 DID 基础上改进的非参数方法,更适合对单个实验单元进行效果评估。因此当面对多个实验单元,学者们通常通过取平均,将多个实验单元先合并成一个新的分析单元(Abadie et al.,2010^[29];刘乃全和吴友,2017^[13])。但仍存在两个不足:一是忽略了原实验单元之间的异质性,二是不能用于非同期的政策有效性检验。鉴于以上方法的不足,Xu(2017)提出广义合成控制法(GSC)^[30]。GSC 放松了平行趋势假定,允许政策处理变量与未观测的单元的时间异质性相关,并将 SCM 推广到多个实验单元和多期政策的情况。综上,针对长三角城市群多处理单元、非同期扩容的现实情况,本文采用 Xu 提出的 GSC 进行实证分析。

假设 MPK_{it} 是城市 i 在第 t 期的资本配置效率， Γ 和 C 分别表示处理组和控制组的单位集合。总样本数为 $N=N_{tr}+N_{co}$ ，其中 N_{tr} 和 N_{co} 分别表示处理组和控制组的城市个数。所有的样本观测值均有 T 期。令 $T_{0,i}$ 为处理组城市 i 扩容发生前的期数，则扩容发生在 $T_{0,i}+1$ 期，扩容后观测期 $q_i=T-T_{0,i}$ 。控制组在观测期内不受扩容影响。为便于记录，先假设所有的处理组城市发生扩容的时期相同，则 $T_{0,i}=T_0$ ， $q_i=q$ 。为控制城市的异质性和空间相关性，假设资本配置效率 MPK_{it} 由如下线性因子模型生成，即

$$MPK_{it} = \delta_{it} D_{it} + X_{it}\beta + \lambda_i' f_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， D_{it} 为发生扩容的的虚拟变量， $D_{it}=1$ 表示第 i 个城市在 t 期受到扩容影响，否则取 0； δ_{it} 表示城市 i 在第 t 时期的异质性政策处理效应； X_{it} 为 k 维可观测控制变量， $\beta=(\beta_1, \dots, \beta_k)'$ 为 k 维待估系数向量； $f_t=(f_{1t}, \dots, f_{rt})'$ 表示影响不同城市资本配置效率的 r 维不可观测时变共同因子向量，控制不同城市间的空间相关性； $\lambda_i=(\lambda_{i1}, \dots, \lambda_{ir})'$ 为城市 i 的 r 维未知因子载荷向量， $\lambda_i' f_t$ 反映了城市间相关的不可观测时变因素； ε_{it} 为城市 i 在第 t 期具有零均值不可观测冲击，反应了城市间相互独立的随机扰动因素。

控制组的资本配置效率由交互固定效应模型给出，用向量形式表示

$$MPK_i = X_i\beta + F\lambda_i + \varepsilon_i (i \in C)$$

将上式用矩阵形式表示，同时各符号定义如下，例： $MPK_i=(MPK_{i1}, MPK_{i2}, \dots, MPK_{iT})'$ ，则上式可表示为

$$MPK_{co} = X_{co}\beta + F\Lambda_{co} + \varepsilon_{co} \quad (2)$$

其中， $MPK_{co}=(MPK_{1}, MPK_2, \dots, MPK_{N_{co}})'$ ， X_{co} 、 ε_{co} 定义相同。

令 $MPK_{it}(1)$ 和 $MPK_{it}(0)$ 分别表示城市 i 在第 t 期受到扩容影响和未受到扩容影响的潜在结果，则个体处理效应表示为 $\delta_{it}=MPK_{it}(1)-MPK_{it}(0)$ ($i \in \Gamma$ ， $t>T_0$)，扩容对资本配置效率影响的平均处理效应 (ATT) 为

$$\begin{aligned} ATT_{t,t>T_0} &= \frac{1}{N_{tr}} \sum_{i \in \Gamma} [MPK_{it}(1) - MPK_{it}(0)] \\ &= \frac{1}{N_{tr}} \sum_{i \in \Gamma} \delta_{it} \end{aligned}$$

(二)模型估计

第一步:假定 r 维未知因子为已知，根据控制组的样本 $\{MPK_i\}_{i \in C}$ ，利用主成分分析法估计式 (2)，得到估计值 $\hat{\beta}$ 和 $\hat{\Lambda}$ 。

$$\begin{aligned}
(\hat{\beta}, \hat{F}, \hat{\Lambda}_{co}) &= \underset{\beta, F, \Lambda_u}{argmin} \sum_{i \in C} (MPK_i - X_i \beta - F \lambda_i) \\
&\quad (MPK_i - X_i \beta - F \lambda_i) \\
s. t. \quad &\frac{F'F}{T} = I_r, \Lambda_{co}' \Lambda_{co} = D
\end{aligned}$$

其中，D 为对角矩阵。

第三步，基于估计处理组城市的反事实

$$\widehat{MPK}_i(0) = X_i \hat{\beta} + \hat{\lambda}_i \hat{f}_i(i \in \Gamma, t > T_0)$$

综上，可得到处理组在 t 期的 ATT 为

$$\widehat{ATT}_t = \frac{1}{N_{tr}} \sum_{i \in \Gamma} [MPK_i(1) - \widehat{MPK}_i(0)]$$

上文假定 r 维未知因子为已知，在实际应用中，通过交叉验证方法得到。具体细节见 Xu(2017)^[30]。

(三)研究对象说明

为满足在“中心-外围”理论的基础上验证区域一体化扩容对资本配置效率改善的有效性，以“长江三角洲城市经济协调会”2010 年接收 6 市和 2013 年接收 8 市为长三角城市群稳步扩容的准自然实验。将原位“中心 16 市”作为中心城市，将新进“外围 14 市”作为外围城市。选取该研究对象基于两点：一是长三角城市群建立时间较长，是中国发展最成熟的城市群，其发展模式更符合“中心-外围”理论(周光霞和余吉祥，2013^[10]；毕秀晶和宁越敏，2013^[9]；周韬和郭志仪，2014^[31]；周韬，2018^[32])。二是长三角城市群两次区域一体化扩容时间距今已较久，能更好观测区域扩容前后资本配置效率的变化趋势。

(四)变量选取

1. 被解释变量：

资本配置效率。对资本配置效率(MPK)测度，目前主要采用两种方法：边际产出法和弹性系数法。本文借鉴已有研究(龚六堂和谢丹阳，2004^[33]；Caselli and Feyrer, 2007^[34]；周月书和王悦雯，2015^[35]；武英涛等，2018^[36]；陈恒等，2019^[37])，采用边际产出法得出资本边际产出率作为衡量资本配置效率的指标。其中涉及到资本存量 K，借鉴刘常青等(2017)提出中国地级及以上城市资本存量测度方法，用永续盘存法测度^[38]。

2. 控制变量。

借鉴已有研究，将影响资本配置效率的控制变量设定为：发展水平(dev)代表对资本的使用能力，发展水平越高，资本利用

越充分,采用地区人均生产总值的对数值表示(孙晓华和郭旭,2015^[39]);产业结构(ind)的合理化和高级化会对经济产生影响,进而影响资本的配置(干春晖等,2011^[40]),采用第三产业与第二产业的比值表示;金融发展(fin)能减轻信息不对称和融资约束问题,实现资本市场的资源有效分配(尹希果和桑守田,2010^[41]),采用金融机构存贷总额与地区生产总值比值表示;政府竞争(gov)表示财政分权体制下政府对资本的干预(钟军委和万道侠,2018^[21]),采用地区公共财政支出占地区生产总值比例表示;科技发展(tec)会促进资本使用效率,采用科学技术支出占公共财政支出的比例表示;外资水平(for)通过改变地区要素禀赋结构和加快改革进程影响资本使用(孙瑾等,2014^[42]),采用地区工业企业中港、澳、台和外商投资企业总数占地区总工业企业数比例表示;房地产投资(rev)在我国资本投资中占据大量份额,造成投资虚拟化(李世美和沈丽,2019^[43]),采用房地产开发投资占固定资产投资比例表示;教育支出(edu)代表人力资本的培养,人力资本的数量和质量会对推动资本密集型企业向知识和技术密集型企业转变(刘成坤和林明裕,2020^[44]),进而提高资本使用率,采用教育支出占公共财政支出比例表示;交通可达性(tra)通过影响资本积累难易程度对资本配置效率产生影响(张学良,2012^[45]),采用年末实有道路面积的对数值测算。

(五)数据来源

本文选取2003–2017年我国284个地级市的面板数据作为样本。数据来源于历年《中国城市统计年鉴》、《中国统计年鉴》、相应城市和省份对应统计年鉴。部分缺失数据采用线性插值法进行补全。本文选取2003–2017年数据主要原因:一、台州于2003才加入“长江三角洲城市经济协调会”,形成长三角城市群最早的“中心16市”;二、2018年“长江三角洲城市经济协调会”吸收了铜陵、安庆、池州、宣城,但此次扩容仅过去两年,不符合GSC数据选取要求。同时为避免此次扩容对结果造成影响,时间节点截止至2017年;三、GSC是根据数据相似程度来确定权重,再合成对象。长三角处理组中的各地级市经济基础状况各不相同,为满足GSC更好拟合需求,控制组中的样本范围越大越有利于确定最优合成对象(姜薇和陶士贵,2020^[46])。但同时也应避免扩容后处理组和对照组的相互影响和“污染”外溢效应(林细细等,2018^[47])。因此本文选取扣除了长三角“三省一市”外的243个地级市作为控制组。各数据变量统计性描述如表1。

表1 变量的统计性描述

变量名	变量含义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
MPK	资本配置效率	4260	0.459	0.311	0.064	2.377
dev	发展水平	4260	10.122	0.823	7.472	12.456
ind	产业结构	4260	0.991	0.615	0.094	13.264
fin	金融发展	4260	2.096	1.042	0.588	12.509
gov	政府竞争	4260	0.160	0.094	0.031	1.485
tec	科技发展	4260	0.024	0.050	0.001	0.414
for	外资水平	4260	0.096	0.112	0	0.797
rev	房地产投资	4260	0.091	0.073	0.009	1.071
edu	教育支出	4260	0.173	0.063	0.002	0.494
tra	交通可达性	4260	6.753	1.020	2.639	9.975

四、区域一体化扩容改善资本配置效率的有效性分析

本文运用Xu(2017)提供的估计方法^[30],将被解释变量和控制变量代入式(1),运用RStudio进行计量,结果如图1和表2所示。

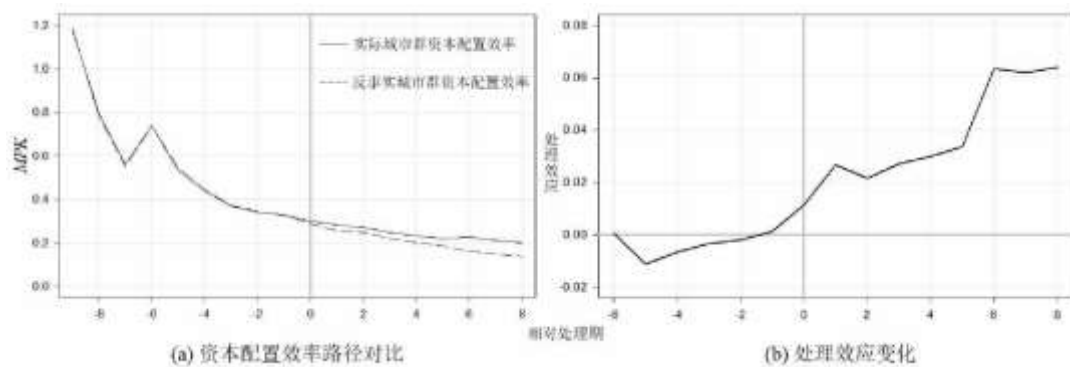


图 1 长三角城市群实际资本配置效率与反事实资本配置路径效率对比与处理效应变化

表 2 根据处理时点重新排列后实际资本配置效率与反事实资本配置效率汇总表

相对处理时期	实际	反事实	历期处理效应	平均处理效应
-6	0.73900	0.73848	0.00052	0.03499
-5	0.53333	0.54453	-0.01120	
-4	0.43899	0.44557	-0.00657	
-3	0.37019	0.37353	-0.00334	
-2	0.34234	0.34430	-0.00197	
-1	0.32981	0.32847	0.00134	
0	0.30048	0.28907	0.01141	
1	0.28374	0.25704	0.02670	
2	0.27158	0.25005	0.02152	
3	0.24963	0.22252	0.02711	
4	0.23330	0.20340	0.02991	
5	0.22086	0.18721	0.03366	
6	0.22769	0.16431	0.06338	
7	0.21229	0.15039	0.06190	
8	0.20280	0.13893	0.06386	

图 1(a)描绘了长三角城市群受到扩容影响的实际资本配置效率变化与未受到扩容影响的反事实资本配置效率变化路径对比。首先可以看到由于我国近年快速发展,各地级市资本要素逐渐充裕,资本已不再是严重稀缺的资源,根据边际产出递减原则,资本配置效率整体呈下降趋势,这与龚六堂和谢丹阳(2004)^[33]、周月书和王悦雯(2015)^[35]等学者研究是一致的。虽然资本配置效率整体呈下降趋势,但与本文研究并不矛盾,本文关注点是:在现有情况下,城市群扩容相对于城市群未扩容,资本边际产出率能否提高,单位资本能否创造更多产出?若有提高,即扩容能促进资本的有效利用和经济的高质量增长。其次,从图 1(a)

中可以进一步发现在长三角城市群扩容之前的时期,二者之间的变化路径几乎是一致的,这说明反事实的资本配置效率较理想地拟合了扩容前实际资本配置效率。直到扩容当期,两条路径才产生差异,实际的资本配置效率高于反事实资本配置效率。从图 1(b)和表 2 可以更直观看出,在扩容之前,两条路径之间的差距在 0 左右波动(最大值为 0.00134,最小值为-0.01120)。扩容后,二者之间差距持续为正(即处理效应为正),且差距呈现扩大趋势,扩容对资本配置效率的改善作用逐渐增大。此外,扩容后第 1 期,资本配置效率立即显著改善(值为 0.02670),之后先略微下降后持续上升,在第 6 期时候,达到阶段平台(值在 0.062 左右波动),改善作用最明显。资本配置效率改善在第 1 期取得阶段峰值,是由于新城市圈形成前,各地方政府已进行一系列的准备工作,因此当扩容后,新进城市加入经济圈,即可通过减小流动壁垒,削弱市场分割,促进资本流动以改善资本配置效率。之后随着扩容期数增加,原位中心城市与新进外围城市通过不断磨合,推进金融一体化,完善产业结构布局,进一步改善资本配置效率。总体上,扩容对长三角城市群资本配置效率的平均处理效应为 0.03499,以扩容后第 8 期实际资本配置效率 0.20280 为基数,扩容对资本配置效率的改善率约为 17.25%。综上,验证了假设 1。

GSC 在一次运行中为所有处理单元提供了单独的处理效果,因此可对异质处理效果进行估计。本文按照所属省份对新进外围城市进行分类,考察在长三角区域一体化扩容过程中,对哪省新进外围城市的资本配置改善作用更显著?结果如图 2 所示。

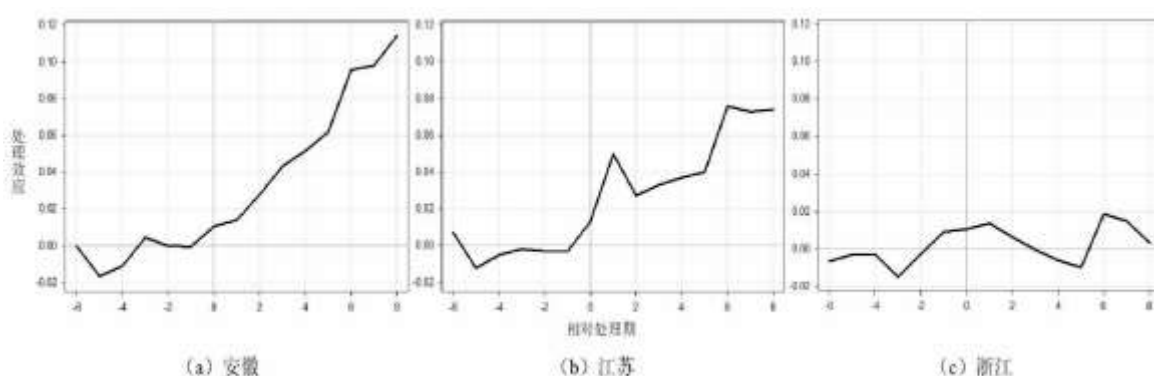


图 2 扩容对不同省份新进外围城市资本配置效率的历期处理效应变化

从图 2 可以看出,在扩容之前,“三省”新进外围城市两条路径之间的差距均在 0 左右波动,说明 GSC 有较好的进行拟合。扩容后,安徽与江苏差值为正且不断扩大,但浙江几乎没有变化,仍在 0 左右波动。这说明扩容改善了安徽与江苏境内的新进外围城市资本配置效率,但对浙江境内新进外围城市改善作用不明显。其中,安徽新进外围城市资本配置效率改善作用最佳,且还在不断扩大(平均处理效应为 0.05188);江苏新进外围城市资本配置效率改善在扩容后第 5 期达到最大,之后进入平台期(平均处理效应为 0.04452)。安徽在扩容中受益程度大于江苏与浙江,一方面是由于我国政府中部崛起、西部大开发战略的实施,当前我国资本积聚能量逐步由东部向中西部地区拓展,资本流入中西部符合市场规律,资本能获得更好利用。另一方面是安徽相比于江苏与浙江,虽然其社会经济基础相对较弱,但相反而言其可塑性更强。例如在加入长三角城市群后,原本较弱的金融基础,可以受到金融一体化“涓流效应”正外部性影响,通过提升自身金融基础水平,深化资本市场化配置;原本较空白的产业基础,可以依据比较优势原则,发展特色产业,与中心城市形成差异化的产业分工。而江苏与浙江由于发展基础较好,其原本发展起来的产业需要一定时间进行转型,受益程度不如安徽。综上,验证了假设 3。

五、细化的稳健性分析

上文已验证了长三角的区域一体化扩容能改善资本配置效率。但为避免因选取的估计方法、样本和时间节点等外部因素影响,导致分析结果存在差异,通过多期 DID、双向固定效应 DID 和 SCM 进行稳健性检验。同时为更深入评判区域扩容对城市圈内不同城市资本配置效率影响的异质性,本文将处理组进一步分为三组:含全部处理组的整体城市(30 市)、长三角城市群的原位中

心城市(16市)何扩容进入长三角的新进外围城市(14市),进行更细化的异质性分析。

(一)DID 检验

DID 起源于 20 世纪 80 年代西方经济学界,周黎安和陈烨(2005)最早引入该方法对农村税费改革政策效果进行评价^[48]。近来张学良等(2017)、邓文博等(2019)采用双重差分法对长三角一体化的经济绩效进行了效果评估^{[12][14]}。参照以往学者研究,将模型设定为:

$$MPK_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 DID_{i,t} + \beta_n X_{i,t} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t}$$

其中,下标 i 代表第 i 个地级市,下标 t 代表第 t 年;MPK_{i,t}是度量地区资本配置效率的被解释变量;DID_{i,t}是核心解释变量,在多期 DID 和双向固定效应 DID 中表示形式不同。多期 DID 中 DID_{i,t}代表城市 i 在 t 年是否处于城市群中,如果是赋值 1,不是则赋值 0。在双向固定效应 DID 中 DID_{i,t}由两部分组成 intime_{i,t}*ingroup_{i,t},intime_{i,t}表示分期虚拟变量,在扩容之前赋值为 0,在扩容后赋值为 1,ingroup_{i,t}表示分组虚拟变量,处理组赋值为 1,控制组赋值为 0。由于双向固定效应 DID 只能运用于单期检验,因此选取 2010 年的扩容作为处理期(选取 2010 年是为保证样本扩容前后有更充分的数据,结果更准确。本文亦选取 2013 年进行验证,均能得到一致结果);X_{i,t}为本文一系列控制变量,与上文选取的变量一致;γ_i表示地区效应,μ_t表示时间效应,ε_{i,t}表示随机误差项。

表 3 双重差分稳健性检验结果

变量	多期 DID			双向固定效应 DID		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	整体城市	中心城市	外围城市	整体城市	中心城市	外围城市
DID	0.0606*** (0.00864)	0.0696*** (0.0110)	0.0528*** (0.0119)	0.0686*** (0.0118)	0.0701*** (0.0138)	0.0673*** (0.0217)
dev	0.0555*** (0.0177)	0.0522*** (0.0186)	0.0687*** (0.0185)	0.0520*** (0.0121)	0.0521*** (0.0123)	0.0649*** (0.0127)
ind	0.0348*** (0.0118)	0.0324*** (0.0112)	0.0352*** (0.0120)	0.0323*** (0.00473)	0.0317*** (0.00476)	0.0328*** (0.00483)
fin	0.000330 (0.00552)	-0.00246 (0.00582)	0.00175 (0.00553)	-0.00130 (0.00456)	-0.00227 (0.00461)	0.000229 (0.00472)
gov	0.0415 (0.0508)	0.0776 (0.0655)	0.0457 (0.0514)	0.0551 (0.0463)	0.0807 (0.0533)	0.0567 (0.0475)
tec	1.700*** (0.226)	1.723*** (0.238)	1.723*** (0.237)	1.648*** (0.106)	1.658*** (0.109)	1.670*** (0.111)
fin	0.0211 (0.0776)	0.0250 (0.0793)	0.0168 (0.0805)	0.0268 (0.0628)	0.0233 (0.0637)	0.0259 (0.0655)
rev	-0.0703 (0.0420)	-0.0294 (0.0417)	-0.0747 (0.0423)	-0.0155 (0.0445)	-0.00185 (0.0453)	-0.0183 (0.0458)

edu	0.322*** (0.0877)	0.339*** (0.0928)	0.325*** (0.0895)	0.312*** (0.0751)	0.330*** (0.0773)	0.315*** (0.0776)
tra	-0.0211*** (0.00750)	-0.0181** (0.00763)	-0.0194** (0.00763)	-0.0209*** (0.00609)	-0.0195*** (0.00616)	-0.0192*** (0.00632)
Constant	0.495*** (0.169)	0.503*** (0.179)	0.359** (0.176)	0.545*** (0.119)	0.536*** (0.122)	0.414*** (0.124)
地区效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R ²	0.908	0.908	0.907	0.891	0.890	0.889
F 统计量	108.5	108.4	109.6	1248.9	1215.3	1152.4
观测值	4095	3885	3855	3975	3885	3735

注:括号内是稳健性标准误, ***, **, *分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。

从表 3 可知,无论是运用多期 DID 或运用双向固定效应 DID,模型(1)–(6)的交互项系数均显著为正,这说明城市群的区域一体化扩容能改善资本配置效率,与上文运用 GSC 估计的结果一致,结论的稳健性得到验证。多期 DID 模型(1)中,处理效应为 0.0606,高于 GSC 的 0.03499。多期 DID 相比 GSC 高估了扩容对资本配置的改善效果。这与刘甲炎和范子英(2013)、林细细等(2018)估计结果一致^{[47][49]}。其认为高估的原因可能有两方面:一方面是当处理组与控制组面对共同冲击时,例如国家的财政收紧,处理组的反应幅度大于对照组时,DID 就会出现高估。另一方面是因为双重差分的基线估计误差会大于合成控制法,因此估计效果偏差较大。将整体城市区分为原位中心城市与新进外围城市两类进行更细化的稳健性检验,从模型(2)–(3)、(5)–(6)可以发现,区域扩容对原位中心城市的资本配置效率的改善作用大于新进外围城市。这现象产生的原因与政策导向有关,长三角基于城市合作的区域扩容本质是要促进原位中心城市发展,尤其是上海等发达城市非核心功能疏解(张学良和林永然,2018^[50]),因此扩容的目的更大程度上是服务原位中心城市。进一步对比多期 DID 与单期双向固定效应 DID 结果,可以发现模型(1)–(3)的交互项分别小于模型(4)–(6),这说明无论是整体城市、原位中心城市或新进外围城市其多期 DID 处理效应均小于单期双固定效应 DID。这是因为多期 DID 包含 2010 年和 2013 年两期扩容效应影响,双向固定效应模型只包含 2010 年一期扩容效应影响。而 2013 年扩容带来资本配置效率改善在样本期内还未完全显现,拉低了处理效应。这与上节发现“扩容对资本配置效率的改善作用随时间增加而增大”的结论相一致。综上,在保证上文结论稳健性的同时又验证了假设 2。

以下对控制变量的结果进行解释。发展水平、产业结构、科技发展和教育支出系数显著为正,说明发展水平越高,产业结构越高级,科技水平越发达,人力资本越充足均能促进资本配置效率提高。但交通可达性系数显著为负,这与预计相反,可能是由于我国地域广阔,目前的交通基础设施尚不足以支撑资本配置效率提高。房地产投资部分显著为负,说明资本的“脱实向虚”,不利于资本的合理利用。金融发展、外资水平和政府竞争为正但不显著,表明全国范围内大部分地区金融发展水平仍较低,资本尚不能通过资本市场实现“精确滴灌”;过多依靠外资并不能改善资本的使用;财政分权造就的政府竞争一定程度上激励政府的有作为,但不明显。

(二)SCM 检验

SCM 检验更适合对单个实验单元单期政策进行效果评估,本文涉及到多个实验单元多期政策的情形,参照以往学者做法,进行以下预处理。首先将处理组按照整体城市、原位中心城市、新进外围城市分为三类,并通过取平均将多个实验单元合并成新分析单元,其次同上选取 2010 年扩容作为处理期。采用 Abadie et al. (2010)的估计方法分析^[26]。

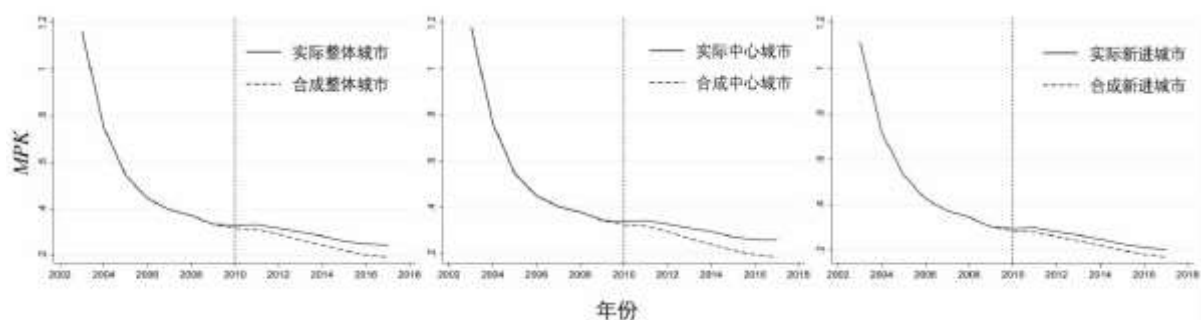


图 3 合成控制法稳健性检验结果

从图 3 可以看出，在扩容政策实施之前，实际与合成的资本配置效率路径几乎是重合的，这说明通过 SCM 合成的分析单元能较好拟合扩容前资本配置效率的变化路径。扩容之后，整体城市、原位中心城市和新进外围城市，其实际资本配置效率均高于合成资本配置效率，但不同区域城市的资本配置效率变化呈现出异质性。为更具体观测扩容后不同区域表现出的差异性，计算实际与合成的资本配置效率差异以及平均年变化，结果见表 4。由表 4 可以看出，扩容对三个分析单元的资本配置效率改善均随时间增大而增大，但年变化率不同，原位中心城市的资本配置效率改善年变化远高于新进外围城市，即区域扩容对原位中心城市的资本配置效率的促进作用大于新进外围城市。这一方面进一步验证了假设 2，同时也增强了上文结论的稳健性。

表 4 扩容后实际与合成的资本配置效率差异以及平均年变化

时间	整体城市	中心城市	新进城市
2010	0.01368	0.01629	0.01150
2011	0.02106	0.02506	0.01970
2012	0.02579	0.03400	0.02020
2013	0.03214	0.04516	0.02397
2014	0.03880	0.05497	0.02895
2015	0.04084	0.05862	0.02874
2016	0.04564	0.06475	0.02926
2017	0.05203	0.07430	0.03212
平均年变化	0.00479	0.00725	0.00258

六、区域一体化扩容改善资本配置效率的机制检验

上文已验证了长三角城市群区域一体化扩容能改善区域资本配置效率，且无论是原位中心城市或新进外围城市均能受益。那么在长三角城市群发展过程中，区域一体化扩容是否是通过“打破流动壁垒”、“完善产业分工”和“提升区域金融水平”三种作用机制改善资本配置效率？

为检验三种作用机制，构建如下模型：

$$MPK_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 join_{i,t} + \beta_2 cf_{i,t} + \beta_3 cf_{i,t} * join_{i,t} + \beta_4 divi_{i,t} + \beta_5 divi_{i,t} * join_{i,t} + \beta_6 fin_{i,t} + \beta_7 fin_{i,t} * join_{i,t} + \beta_n X_{i,t} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t}$$

其中，下标 i 代表第 i 个地级市，下标 t 代表第 t 年； $MPK_{i,t}$ 是度量地区资本配置效率的被解释变量； $join_{i,t}$ 为自变量，代表城市 i 在 t 年是否已加入长三角城市群，如果是赋值 1，不是则赋值 0； $cf_{i,t}$ 、 $divi_{i,t}$ 、 $fin_{i,t}$ 为扩容改善资本配置效率的三种作用机制，依次为资本流动、产业分工、金融发展。 $X_{i,t}$ 为控制变量，与上文选取的变量一致。 γ_i 表示地区效应， μ_t 表示时间效应， $\varepsilon_{i,t}$ 表示随机误差项。同时，为验证长三角城市群稳步扩容过程中的内部作用机制，将样本限定为长三角“三省一市”内的 41 座城市。

为验证新进外围城市扩容加入城市群，能打破与原位中心城市间流动壁垒，实现资本自由流动与优化配置。借鉴王钺和白俊红 (2016) 作法并改进，运用各城市的资本存量占全国比重的变化率测算城市资本的相对流动^[51]，即：

$$cf_{i,t} = \left| \frac{K_{i,t}/K_t}{K_{i,t-1}/K_{t-1}} - 1 \right|$$

其中， $K_{i,t}$ 为 t 年城市 i 的资本存量， K_t 为 t 年全国的资本存量。未取绝对值前， $cf_{i,t} > 0$ 时，表示资本流入该城市； $cf_{i,t} < 0$ 时，表示资本流出该城市。取绝对值后，数值越大表示资本流动的程度越高； $cf_{i,t} = 0$ 时，表示该城市资本既不流入也不流出。

为验证新进外围城市扩容加入城市群，有助于通过产业互补效应，依据要素禀赋，与原位中心城市进行合理产业分工，实现资本有效配置。参考陈国亮和唐根年 (2016) 采用长三角城市群中各城市 19 个行业从业人员数来计算不同城市间产业结构差异^[52]，即：

$$divi_{i,t} = \ln \sum_{j=41} divi_{ij,t}$$

$$divi_{ij,t} = \sum_{k=1}^{19} \left| \frac{X_{i,t}^k}{X_{i,t}} - \frac{X_{j,t}^k}{X_{j,t}} \right|$$

其中， $divi_{ij,t}$ 表示 t 年两两配对城市 i 和城市 j 的产业结构差异； k 表示行业； $X_{i,t}^k$ 和 $X_{i,t}$ 表示城市 i 在 t 年 k 行业人数和 19 个行业总人数； $X_{j,t}^k$ 和 $X_{j,t}$ 表示城市 j 在 t 年 k 行业人数和 19 个行业总人数。

为验证新进外围城市扩容加入城市群，能更好接收原位中心城市金融辐射作用，共同提升区域金融水平，深化资本市场化配置，需寻找合适的金融发展指标来衡量。以往学者一般遵循“金融总资产与国民财富的比值”原则进行改造。林毅夫和姜烨 (2006) 用“商业银行存贷款余额/全部金融机构存贷款总额”和“金融机构存贷款总额/GDP”两项指标衡量了金融发展程度^[53]；戴伟和张雪芳 (2016) 用“金融机构存贷款总额/GDP”衡量各省的金融发展水平^[54]。由于当前我国金融结构是以银行信贷为主体的间接融资体系，直接融资总量相对较小，此外，部分地级市数据可得性较低。参照以往学者研究，选用“金融机构存贷款总额/GDP”作为衡量金融发展指标。

在改变了控制组样本的前提下,模型(1)、(2)、(4)、(6)的 join 系数仍显著为正,说明长三角城市群区域一体化扩容能改善区域资本配置效率,进一步增强上文结论的稳健性。模型(2)中资本流动系数显著为正,说明资本的自由流动,有利从低收益率的地区、行业流向高收益率的地区、行业,实现高效配置。进一步结合模型(3)和(8),join 系数与资本流动系数的交互项显著为正,进一步说明新进外围城市扩容加入城市群,能打破与原位中心城市间流动壁垒,进一步加强资本的自由流动与优化配置。模型(4)中产业分工系数不显著,这与上文分析中提到长三角过去形成以上海为总部,上海经济腹地为生产基地的“前店后厂”模式是相关的。原位中心城市内部未基于比较优势形成差异化产业分工,相反过多的重复建设与产业同质化问题,拖累了资本的合理利用。但从模型(5)和(8)作用机制结果看,join 系数与产业分工系数的交互项显著为正,则说明新进外围城市加入长三角城市群,疏解了原位中心城市非核心产业转移,降低了原本中心城市群内产业同构性。新进外围城市与中心城市形成的差异化产业分工,使城市群的产业布局更合理,极大改善了配置于产业中资本的使用效率。模型(6)中金融发展系数显著为正,说明金融的发展能通过降低交易成本、改善信息不对称等途径促进资本配置效率提高。结合模型(7)和(8),join 系数与金融发展系数交互项系数显著为正,则说明新进外围城市扩容加入城市群后,能更好接收中心城市,尤其上海“金融中心”的金融辐射作用。在金融一体化的“涓流效应”影响下,协同原位中心城市共同推进区域金融深化与资本市场化改革,促进资本的高效利用。综上,扩容能通过“打破流动壁垒”、“完善产业分工”和“提升区域金融水平”三种作用机制改善资本配置效率。

对于本部分的控制变量,与上文相同,教育支出、科技发展和产业结构均显著为正,外资水平与政府竞争系数则不显著。这说明无论是全国范围或长三角,重视教育与科技的投入,促进产业向高级化转型,均能改善资本配置效率。与上文不同的是,长三角交通可达性系数显著为正,说明长三角交通基础设施远优于全国平均水平,交通网的互联互通,“一小时经济圈”的形成确实能改善资本配置效率。发展水平系数显著为负,说明长三角越发达城市,资本的聚集却并没有伴随合理的利用。房地产投资系数显著为负,说明长三角的高房价吸引过多的资本“脱实向虚”流入房地产,造成资本的无效堆积,极大降低了资本配置效率。

七、结论与政策启示

本文基于 Krugman 的“中心-外围”理论,分析城市群的区域一体化扩容对推动经济高质量发展的直接要素“资本”有何影响。以“长江三角洲城市经济协调会”2010 年和 2013 年两次并入新城市作为长三角城市群区域一体化扩容的准自然实验,运用广义合成控制法(GSC)、双重差分法(DID)和合成控制法(SCM)进行实证探究与稳健性检验。得到以下结论:一、长三角城市群区域一体化扩容能改善区域资本配置效率,且扩容后随着原位中心城市与新进外围城市不断磨合,资本配置改善作用随时间增加而增大。二、区域一体化扩容对城市圈内中心与外围城市的资本配置效率的影响存在异质性,由于政策导向等原因,扩容对新进外围城市的资本配置效率改善作用小于原位中心城市。三、区域一体化扩容对不同新进外围城市的影响亦存在异质性。按省份划分后,扩容改善了安徽与江苏境内的新进外围城市资本配置效率,但对浙江境内新进外围城市改善作用不明显。由于当前我国资本积聚能量逐步由东部向中西部地区拓展,因此扩容对地处安徽的新进外围城市资本配置效率促进作用最佳,且还在不断扩大。本文在此基础上,还进一步对区域扩容改善资本配置效率的机制进行检验,结果发现区域扩容能通过“打破流动壁垒”、“完善产业分工”和“提升区域金融水平”三种作用机制改善资本配置效率。

在长三角一体化战略新布局下,新进城市给长三角注入新的活力,原本限制长三角资本配置效率的不良因素,有望通过中心原位城市与新进外围城市多方深度协作得到化解。处理好长三角区域扩容带来的原位中心城市与新进外围城市契合问题,是资本实现高效配置、长三角实现高质量增长的重要条件。基于本文研究,有以下几点政策启示:

1. 积极探索投入共担、利益共享的财税机制。目前阻碍长三角资本流动的主要原因是“财政分权”体制下,地方政府往往会设置流动壁垒对资本进行锁定。解决该问题的根本办法就是要探索投入共担、利益共享的财税共享机制。对于毗邻地区,可以借鉴长三角生态绿色一体化发展示范区正在探索的跨区域投入共担、利益共享的财税分享管理制度。对于不相邻地区,应进一步推进“共建产业园”、“飞地经济”的发展,合理协商确定利益分享期,建立长效的飞入地与飞出地财税分成利益共享机制。只有利益的明晰,资本才能在长三角更大范围内实现配置,原位中心城市中富余的资本才能输入新进外围城市进行创业投

资，新进外围城市的人力资源和自然资源优势亦能获得更好发挥。

2. 合理产业分工，建立原位中心城市与新进外围城市的产业规划对接机制，推进长三角产业平衡发展。统计长三角 41 个城市“十三五”规划中的产业规划后，发现有 24 个城市将电子商务作为优先产业，有 26 个城市将医药制造业作为优先产业，有 34 个城市将高端制造业作为优先产业，有 36 个城市将金融业作为优先产业等，而实际上很多城市并不具备发展这些产业的基础和条件，不符合比较优势。对此，各城市应从长三角“一盘棋”的规划出发，建立合理的产业规划对接机制。新进外围城市既要承接原位中心城市非核心功能疏解，进行顺应产业生命周期的梯度转移，又要积极发展具有当地特色的产业，形成差异化的产业分工。从省级层面看，上海应聚焦核心技术发展，同时借助苏南国家科技成果转移示范区、沿沪宁产业创新带、G60 科创走廊等平台，协同苏浙构建科技创新共同体。江苏与安徽应分层推进制造业发展。江苏凭借较好的产业基础，应更注重创新链与产业链的融合发展，安徽具有更好的可塑性，应更积极承接苏浙沪的产业转移。浙江要借信息技术优势，积极发展数字经济、电子商务等新引擎，同时区别上海的高端制造和江苏的先进制造，引领小散乱的低端制造向精致制造升级，充分发挥民营经济的优势。

3. 深入推进长三角金融一体化，提升整体金融发展水平。金融一体化的推进，既有助于新进外围城市与原位中心城市打造功能互补、优势叠加、特色鲜明的长三角金融集聚生态圈，又有助于“金融马赛克”现象形成，为共享金融资源、促进金融流通提供平台，反过来促进上海“金融中心”建设。鉴于我国目前间接融资为主、直接融资为辅的金融体系，信贷一体化是金融一体化的关键突破口。一方面城市间应打破行政力量分割和地方分治的传统银行管理模式，推动跨区域的机构互设与区域重组，搭建信贷自由流动的载体。另一方面应建立信息共享机制，打造“信用长三角”，减少区域间信息不对称，提升区域金融信息交流。

参考文献：

- [1]方创琳. 改革开放 40 年来中国城镇化与城市群取得的重要进展与展望[J]. 经济地理, 2018, 38(09):1-9.
- [2]丁建军. 城市群经济、多城市群与区域协调发展[J]. 经济地理, 2010, 30(12):2018-2022.
- [3]王全忠, 彭长生. 城市群扩容与经济增长——来自长三角的经验证据[J]. 经济经纬, 2018, 35(05):51-57.
- [4]徐琴. 从横向协作、竞合联盟到区域共同体的长三角一体化发展[J]. 现代经济探讨, 2019(09):25-28.
- [5]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(09):1-9.
- [6]Krugman P. Increasing returns and economic geography[J]. Journal of political economy, 1991, 99(3):483-499.
- [7]Fujita M, Krugman P, Mori T. On the evolution of hierarchical urban systems[J]. European Economic Review, 1999, 43(2):209-251.
- [8]王小鲁. 中国城市化路径与城市规模的经济分析[J]. 经济研究, 2010, 45(10):20-32.
- [9]毕秀晶, 宁越敏. 长三角大都市区空间溢出与城市群集聚扩散的空间计量分析[J]. 经济地理, 2013, 33(01):46-53.
- [10]周光霞, 余吉祥. 长三角城市体系的“中心—外围”模式[J]. 华东经济管理, 2013, 27(04):68-72.

-
- [11]Fujita M,Mori T. Structural stability and evolution of urban systems[J]. Regional science and urban economics, 1997, 27(4-5):399-442.
- [12]邓文博, 宋宇, 陈晓雪. 区域一体化带动长三角欠发达地区经济增长效应评估——基于 DID 模型的实证研究[J]. 华东经济管理, 2019, 33(07):14-20.
- [13]刘乃全, 吴友. 长三角扩容能促进区域经济共同增长吗[J]. 中国工业经济, 2017(06):79-97.
- [14]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, 16(04):1563-1582.
- [15]张安驰, 范从来. 空间自相关性与长三角区域一体化发展的整体推进[J]. 现代经济探讨, 2019(08):15-24.
- [16]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, 29(06):118-129.
- [17]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(06):33-40.
- [18]成力为, 孙玮, 孙雁泽. 地方政府财政支出竞争与区域资本配置效率——区域制造业产业资本配置效率视角[J]. 公共管理学报, 2009, 6(02):29-36, 123.
- [19]吴俊, 杨青. 长三角扩容与经济一体化边界效应研究[J]. 当代财经, 2015(07):86-97.
- [20]张伯超, 邸俊鹏, 韩清. 行业资本收益率、资本流动与经济增长[J]. 财经问题研究, 2018(08):34-41.
- [21]钟军委, 万道侠. 地方政府竞争、资本流动及其空间配置效率[J]. 经济经纬, 2018, 35(04):141-149.
- [22]余霞民. 地方政府竞争、产业同构与金融配置效率:以长三角经济区为例[J]. 上海金融, 2016(05):19-24.
- [23]Wurgler J. Financial markets and the allocation of capital[J]. Journal of financial economics, 2000, 58(1-2):187-214.
- [24]Pang J, Wu H. Financial markets, financial dependence, and the allocation of capital[J]. Journal of Banking & Finance, 2009, 33(5):810-818.
- [25]齐昕, 郭薛南. 中国十大城市群金融的辐射力及其一体化发展研究[J]. 武汉金融, 2019(10):74-79.
- [26]黄丹荔, 吴昉. 长三角城市群的金融集聚效应和金融辐射效应研究[J]. 财经问题研究, 2019(12):65-72.
- [27]蔡翼飞, 刘春雨, 马佳丽. 区域资本流动估算及其影响因素分析[J]. 劳动经济研究, 2017, 5(04):83-110.
- [28]肖燕飞. 中国区域资本时空演变特征及其对经济增长影响[J]. 经济地理, 2017, 37(11):28-36.

-
- [29]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.
- [30]Xu Y. Generalized synthetic control method:Causal inference with interactive fixed effects models[J]. Political Analysis,2017,25(1):57-76.
- [31]周韬,郭志仪. 价值链视角下的城市空间演化研究——基于中国三大城市群的证据[J]. 经济问题探索,2014(11):107-112.
- [32]周韬. 长三角城市群经济增长机理及其空间交互效应研究[J]. 经济问题探索,2018(10):87-94.
- [33]龚六堂,谢丹阳. 我国省份之间的要素流动和边际生产率的差异分析[J]. 经济研究,2004(01):45-53.
- [34]Caselli F,Feyrer J. The marginal product of capital[J]. The quarterly journal of economics,2007,122(2):535-568.
- [35]周月书,王悦雯. 二元经济结构转换与城乡资本配置效率关系实证分析[J]. 中国农村经济,2015(03):44-55,83.
- [36]武英涛,陈磊,雷晓霆. 基于资源配置效率视角的城市规模分布研究——以中国地级市及以上城市为例[J]. 城市发展研究,2018,25(10):18-25.
- [37]陈恒,苏航,魏修建. 中国金融业发展格局的动态演化及其形成机制研究——劳动力和资本双要素投入与产业分布匹配视角[J]. 经济问题探索,2019(04):149-162.
- [38]刘常青,李磊,卫平. 中国地级及以上城市资本存量测度[J]. 城市问题,2017(10):67-72.
- [39]孙晓华,郭旭. 财政支出竞争与地区资本配置效率——基于空间计量模型的实证检验[J]. 东北大学学报(社会科学版),2015,17(02):135-140,147.
- [40]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,2011,46(05):4-16,31.
- [41]尹希果,桑守田. 地方政府财政干预、金融发展与区域资本配置效率[J]. 贵州财经学院学报,2010(01):41-46.
- [42]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(06):172-173.
- [43]李世美,沈丽. 货币“脱实向虚”与虚拟经济繁荣:基于金融业与房地产业的实证[J]. 西南金融,2019(11):32-41.
- [44]刘成坤,林明裕. 人口老龄化、人力资本积累与经济高质量发展[J]. 经济问题探索,2020(07):168-179.
- [45]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(03):60-77,206.

-
- [46]姜薇,陶士贵.金融制裁对目标国经济的影响——来自合成控制法下伊朗的证据[J].金融论坛,2020,25(02):20-30,43.
- [47]林细细,张海峰,张铭洪.城市经济圈对区域经济增长的影响——基于中心——外围理论的研究[J].世界经济文汇,2018(04):66-83.
- [48]周黎安,陈烨.中国农村税费改革的政策效果:基于双重差分模型的估计[J].经济研究,2005(08):44-53.
- [49]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,2013,36(11):117-135.
- [50]张学良,林永然.新常态下大城市与毗邻地区融合发展:上海及其毗邻地区的实践[J].科学发展,2018(05):39-45.
- [51]王钺,白俊红.资本流动与区域创新的动态空间收敛[J].管理学报,2016,13(09):1374-1382.
- [52]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(08):76-92.
- [53]林毅夫,姜烨.发展战略、经济结构与银行业结构:来自中国的经验[J].管理世界,2006(01):29-40,171.
- [54]戴伟,张雪芳.金融发展、金融市场化与实体经济资本配置效率[J].审计与经济研究,2017,32(01):117-127.

注释:

1 14市:上海、南京、苏州、无锡、常州、镇江、扬州、南通、杭州、宁波、绍兴、嘉兴、湖州、舟山。

2 6市:合肥、盐城、马鞍山、金华、淮安、衢州。

3 8市:连云港、徐州、芜湖、滁州、淮南、丽水、宿迁、温州。