

区域一体化、地方政府行为与服务业结构升级

——基于长三角城市经济协调会的准自然实验

王磊 李金磊¹

（武汉大学 a. 中国中部发展研究院；

b. 区域与城乡发展研究院，湖北 武汉 430072）

【摘要】：区域一体化发展有助于畅通国内大循环、推进要素自由流动，实现要素资源在产业间和地区间的合理配置，对于服务业结构升级具有重要意义。文章理论分析了区域一体化发展影响服务业结构升级的机制，并以长三角城市经济协调会扩容为准自然实验进行了实证分析。研究发现区域一体化发展抑制了新进城市的服务业结构升级，但随着时间增长，这一抑制作用先增后降直至消失。从要素资源流动视角对作用路径分析发现，区域一体化通过加快人力资本要素的重新配置这一机制阻碍新进城市服务业结构的升级。进一步研究发现，地方政府的财政支出、投资和引资等行为偏好会扭曲要素资源配置，加剧对新进城市服务业结构升级的抑制作用。

【关键词】：区域一体化发展 服务业结构升级 地方政府行为

【中图分类号】：F127 **【文献标识码】：**A **【文章编号】：**1007-5097（2021）07-0017-11

一、引言及文献综述

改革开放以来，中国经济在保持高速增长态势的同时，产业结构失衡的矛盾愈发突出，出现畸形发展的趋势（褚敏和靳涛，2013）^[1]。在经济发展进入新常态的背景下，以往“以量取胜”的弊端日益凸显，通过供给侧结构性改革来加快发展现代产业体系，推动经济转型升级，将成为实现经济高质量发展源源不断的动力。经济的转型升级在本质上是产业的转型升级，现代服务业作为新兴产业的核心内容，可以发挥作为高端产业对整个产业体系的全面支撑和广泛辐射带动作用，对当前中国产业转型和经济结构调整意义重大（段文斌等，2016）^[2]。但就目前而言，中国经济的高速增长并未带来服务业结构的显著优化，2008—2018年，生产性服务业增加值占服务业增加值的比重由37.07%上升到39.02%，10年间仅增长1.95个百分点，服务业结构升级极为缓慢。中共中央在关于“十四五”规划建议中明确指出，要加快发展现代服务业，推动生产性服务业向专业化和价值链高端延伸，破解后工业化时期服务业结构升级缓慢这一难题成为当务之急。

学界关于影响服务业发展因素的研究已经硕果累累，余泳泽和潘妍（2019）^[3]将影响服务业发展的因素分为基础性和一般性两个方面，前者强调经济的客观条件，后者强调产业发展的客观环境。具体地，已有学者从人口结构（陈卫民和施美程，2014）^[4]、投资结构（成定平，2015）^[5]、要素再配置（刘伟和冯涛，2014）^[6]、外商直接投资（张平，2016）^[7]、城市化进程（顾乃华，2011）^[8]

¹**作者简介：**王磊（1977-），男，湖北武汉人，教授，博士生导师，博士，副院长，研究方向：城市和区域发展治理；李金磊（1996-），男，山东潍坊人，硕士研究生，研究方向：区域协调发展。

基金项目：国家社会科学基金重大项目“新时代促进区域协调发展的利益补偿机制研究”（18ZDA040）

等角度探讨了服务业发展的影响因素。鉴于生产性服务业自身规模经济、技术密集且服务生产的特征（江小涓和李辉，2011）^[9]，部分学者将其作为中国经济结构转型的关键，探讨了影响生产性服务业发展的决定因素。互联网（卢福财和徐远彬，2018）^[10]和交通基础设施（蒋荷新，2017）^[11]的发展对我国生产性服务业的发展具有显著的正向影响，而政府的规模非理性膨胀、劳动—资源密集型产业及两者耦合（江波和李江帆，2013）^[12]、全球化发展（袁志刚和饶璨，2014）^[13]等被认为会侵蚀生产性服务业发展。

诚然，上述因素的确在服务业结构升级中发挥着重要作用，但现有文献尚未关注以城市群为主体的区域一体化发展在服务业结构升级中的作用。Poncet (2003)^[14]、郭勇（2013）^[15]、孔令池等（2017）^[16]发现区域市场分割会阻碍地区产业结构升级，但这是从区域一体化发展的对立面出发的。当前，我国区域发展正在由“带状”模式向“块状”模式转变（陈明华等，2016）^[17]，区域经济逐渐转为跨越行政边界的城市群经济，区域一体化发展战略已经上升为国家战略。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，亟须打破国内市场上存在的各种显性与隐性的要素流通屏障。随着国内统一大市场的不断推进，将形成新一轮的要素集聚，加快区域整合发展速度。长三角地区作为区域一体化发展的第一梯队，势必会加快要素资源寻找适宜的发展空间并进行适应性匹配的步伐。在这一进程中，对于低水平地区而言，既可能通过承接产业转移实现服务业结构升级、经济腾飞，也可能会因为资源外流导致产业发展陷入低端锁定。可以推测，区域一体化发展很可能是影响现代服务业发展和服务业结构升级的重要因素，但其作用机制如何、具体影响几何并不明晰。鉴于中国服务业结构升级路阻且长，区域一体化发展方兴未艾，探究区域一体化发展影响服务业结构升级的基本规律具有重要意义。

本文在阐述区域一体化发展影响服务业结构升级作用机制的基础上，以 2005—2018 年长三角地区 41 个地级及以上城市为样本，将长三角经济协调会扩容作为一项准自然实验，实证研究区域一体化发展对新进城市服务业结构升级的作用方向和作用大小，探究其影响机制。鉴于地方政府官员出于政治晋升的目的会采取措施干预地区经济发展、进而通过扭曲资源配置影响服务业结构升级的典型事实，本文进一步探讨地方政府行为在区域一体化发展影响服务业结构升级中的作用。本文的贡献在于：第一，从区域一体化发展这一视角考察对服务业发展的影响，有助于更好地考察中国经济高速增长下服务业结构升级滞后的成因；第二，将长三角城市经济协调会扩容视为准自然实验，运用双重差分法实证分析区域一体化发展对新进城市服务业结构升级的影响，并分析其作用机制，为理解区域一体化发展与服务业结构升级之间的内在关系提供经验证据；第三，鉴于区域一体化发展作用于服务业结构的过程中受到地方政府行为的影响，本文进一步探讨了地方政府干预资源配置产生的潜在影响，丰富了研究成果。

二、制度背景与理论假说

（一）制度背景

长三角经济协调会是由长三角地区地级及以上城市自发成立的区域性城市经济合作组织，是推动长三角地区一体化发展的重要机制。长三角经济协调会发端于 1992 年由上海等 14 个城市发起的长江三角洲十四城市协作办（委）主任联席会，旨在推动经济交流、信息共享以及区域治理。为更好地发挥联席会议制度的作用、加强城市合作，1997 年上述 14 个城市和新成立的泰州市将联席会议升格为市长级常设协调会议，长三角经济协调会正式成立。2003 年台州被吸收为正式会员，“15+1”的模式基本形成。上述 16 个城市也是国家发改委在 2005 年和 2010 年两次颁布的《长江三角洲地区区域规划方案》中限定的核心区，在推进长三角地区一体化发展进程中发挥着重要作用。随着长三角地区城市经济联系不断加强，自 2010 年开始，长三角城市经济协调会进行了多次扩容：2010 年经济协调会第十次会议同意吸收合肥、盐城、马鞍山、金华、淮安、衢州 6 个城市为协调会会员；2013 年第十三次会议接受芜湖、连云港、徐州、滁州、淮南、丽水、宿迁、温州 8 个城市为会员；2018 年第十八次会议吸纳铜陵、安庆、池州、宣城成为正式会员；2019 年第十九次会议同意安徽黄山、蚌埠、六安、淮北、宿州、亳州和阜阳七个城市加入。至此，长三角地区沪苏浙皖一市三省共 41 个地级及以上城市全部加入长三角城市经济协调会。

长三角经济协调会实行轮值和常任相结合的运作方式，上海市作为常任主席方，各会员城市轮值担任执行主席。作为一个定期召开的、有正式成员的区域性经济合作组织，长三角城市经济协调会很大程度上推动了长三角城市群合作深化与发展融合。

由于地方政府不能准确预知经济协调会扩容的具体范围和准确时间，无法事先调整自身行为，因此加入经济协调会这一政策具有外生性，为考察区域一体化发展的影响提供了一个理想的观察平台。

（二）理论假说

1. 区域一体化发展对服务业结构升级的影响

Clark(1940)^[18]将产业结构转化定义为物质资源、劳动力和人力资本等生产要素进行重新配置的动态过程。基于此，可以认为服务业结构升级是其内部结构高级化的过程，即原有的生产要素从效率较低的传统服务业向效率更高的现代服务业转移，新增要素更多地流入现代服务业，进而导致现代服务业份额不断上升（戴魁早等，2020）^[19]。地区服务业结构升级得益于要素资源的持续积累和高端化，而区域一体化发展可以进一步加强要素资源的跨区域流通，提高资源配置效率，影响地区间要素的积累数量和质量。就全社会资源配置而言，通过经济协调会扩容推进区域一体化发展会强化地区间的联动性，放松区域间生产要素的流动限制，降低交易成本，推动要素按照市场规律在区域内自由流动，最终实现要素资源向配置效率更高的地区转移。要素资源在更大的市场范围内进行再配置的过程是通过极化效应和涓滴效应实现的。中心城市经济发展水平更高，更高的边际报酬会吸引要素资源从边缘城市向中心城市集聚，形成极化效应；如果要素从中心地区向边缘地区转移，那么形成涓滴效应。中心和边缘地区要素资源集聚的差异是极化效应和涓滴效应综合作用的结果，进而影响服务业结构升级。

中国的区域经济建设遵循了非均衡理论的发展路径，长三角城市群内部形成了一个非均衡的经济发展局面，上海是城市群内部的核心增长极，经济协调会两次扩容前的 16 个城市是城市群的核心区，其他城市则属于边缘地区。相对于扩容后的新进城市，中心区城市的生产效率和要素回报率更高。根据空间经济学理论，受长三角核心区城市虹吸作用的影响，经济协调会扩容后新进城市的劳动力、技术和资本等要素会加速外流，从而在中心区域周边形成集聚阴影区（Cuberes et al., 2019）^[20]。中心城市的现代服务业被配置了更多的高级人才和新增资本，份额和重要程度不断上升，通过循环累计因果效应实现服务业结构持续升级。而新进城市则会因为缺乏要素的支撑，服务业结构升级缓慢，随着高级生产要素不断向中心城市聚集，服务业结构发展陷入“低端锁定”。

在经济的不同发展阶段，极化效应和涓滴效应两者的作用强度是不同的。长期来看，随着中心城市要素资源不断积累、服务业结构不断升级，涓滴效应将逐渐强于极化效应，新技术、资本等要素将加速向边缘区扩散，一体化发展对新进城市服务业结构升级的抑制作用将逐渐消失。综合上述分析，本文提出假说 1。

假说 1：区域一体化发展会抑制新进城市服务业结构升级。但是从长期来看，这种抑制作用会逐渐消失。

2. 区域一体化、政府行为与服务业升级

生产性服务业和现代服务业要素报酬普遍高于其他行业，会吸引更多的要素流入，为服务业结构升级提供内生动力。但是在政治锦标赛中，地方政府面对着经济增长目标“层层加码”和“硬约束”的双重压力，为促进地方经济在短期内实现增长，会采取非市场手段扭曲资源配置，影响服务业结构升级。

政府干预通常通过两个渠道导致要素资源在产业间错配：从要素供给来看，地方政府保护现有的非效率企业从而使过多资源被配置到生产率水平较低的产业中（韩剑和郑秋玲，2014）^[21]。长期以来，中国经济发展靠投资拉动，这种经济增长具有明显的政府主导特征，表现为资源以政府行政配置为主导（）^[22]。通过投资基础设施建设项目带动经济发展，以达到生产总值考核约束目标，对于风险规避的地方政府而言是可行之策，但投资过度势必会挤压政府对科技和教育的财政投入。教育和科技投入份额下降将会减少创新要素的供给，阻碍知识密集型或技术密集型的现代（生产性）服务业发展。从产业需求来看，地方政府偏好于财税贡献明显的国企和短期内经济增长明显的制造业企业，容易导致产业“低端锁定”和路径依赖。生产性服务业和高端

服务业作为为制造业提供服务投入的中间行业，制造业需求规模的提升和效率的改善能推动服务业进行规模化、专业化生产，这正是服务业结构升级的决定性动力和基本路径^{〔23〕}。出于财政收入和经济调控的考虑，地方政府会更偏好于把资本配置于垄断国有企业^{〔1〕}。国有企业因为“政策性负担”导致的产权安排缺陷^{〔24〕}，产业布局集中于资本密集型和能源密集型行业，对现代服务业和生产性服务业需求较低，即便是布局在增加值较多的第三产业，生产效率也偏低，不利于服务业结构升级。此外，在目前的财税体制下，引入在短期内可以促进经济增长的制造业企业对于地方政府扩大财力、提高地方政绩具有更加明显的好处，地方政府对这类通常是资本密集型企业的引资热情普遍远超过第三产业。这不仅会造成要素资源无法配置到生产率水平可能更高的现代服务业和生产性服务业企业手中，还会造成制造业结构低端化，降低现代服务业和生产性服务业的有效需求，阻碍服务业结构升级。基于上述分析，本文提出假说 2。

假说 2：政府通过行政手段引导要素配置，会降低资源配置效率，加剧对新进城市服务业结构升级的抑制作用。

三、研究设计

（一）模型设定

城市在加入经济协调会后，其服务业结构的变化主要来自三个方面：一是城市因自身差异形成的“分组效应”；二是由于时间推移和外部经济形势变化引起的“时间效应”；三是城市受经济协调会影响产生的“政策处理效应”。将经济协调会扩容作为一项准自然实验，将加入经济协调会的城市视为处理组，将未加入经济协调会的城市视为对照组，采用双重差分法可以考察区域一体化发展对后进城市服务业结构升级的影响。由于长三角经济协调会进行了多次扩容，本文采用渐进式双重差分法模型，基准模型设定如下：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \beta_2 x_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中：因变量 Y_{it} 表示城市 i 在 t 年的服务业结构升级指数； did_{it} 为核心解释变量，如果城市 i 在 t 年加入了经济协调会，则城市 i 在 t 年及之后的年份中 $did_{it}=1$ ，反之为 0； x_{it} 为影响城市服务业结构升级的一组控制变量； λ_i 为城市固定效应； μ_t 为时间固定效应； ε_{it} 为随机误差项；核心解释变量 did_{it} 的系数 β_1 反映了加入经济协调会对服务业升级的影响，如果该政策有效， β_1 应显著不为 0。

处理组中，考虑新加入城市在短期内可能尚未与原位城市建立合作路径，服务业结构升级受经济协调会的影响不显著，本文将 2010 年和 2013 年加入长三角城市经济协调会的 14 个城市作为处理组样本。在后续分析中，为进一步识别经济协调会扩容对原位城市组和整个城市群服务业结构升级的影响，本文还对实验组进行了重新设计。一是将长三角城市群 16 个原位城市作为处理组，考察通过将周边城市纳入经济合作圈后，对原核心区城市服务业结构升级的影响；二是将 2013 年长三角城市群扩容后包含的全部 30 个城市作为处理组，考察城市群扩容总体上对服务业结构升级的影响。

考虑政策实施效果的滞后性，参考曹清峰（2020）^{〔25〕}的研究，设定如下模型识别加入经济协调会对服务业结构升级影响的动态效应：

$$Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{k=0}^8 \alpha_k D_{it}^k + \theta x_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中， D_{it}^k 为加入经济协调会虚拟变量。假定处理组城市 i 加入经济协调会的时间为 $year_i$ ，令 $k=t-year_i$ ，当 $k=0, 1, 2, \dots, 7$ 时， $D_{it}^k=1$ ，反之为 0；当 $k \geq 8$ 时， $D_{it}^k=1$ ，反之为 0。

（二）变量说明和数据来源

（1）被解释变量。服务业结构升级从现代服务业发展水平和生产性服务业发展水平两个维度进行测度，分别采用现代服务业从业人数占第三产业从业人员的比重（ms）和生产性服务业从业人数占第三产业从业人员的比重（ps）来衡量。参考段文斌等（2016）^[2]的研究，界定现代服务业包括：交通运输、仓储及邮政业，信息传输、计算机服务和软件业，金融业，房地产业，租赁和商业服务业，科学研究、技术服务和地质勘探业，文化、体育和娱乐业；根据国家统计局分类标准（2015），生产性服务业包括：交通运输、仓储及邮政业，信息传输、计算机服务和软件业，金融业，租赁和商业服务业，科学研究、技术服务和地质勘探业。

（2）控制变量。地区经济发展水平（pgdp）以人均 GDP 的对数值衡量；外商直接投资（fdi）以当年实际利用外商投资额占 GDP 比重衡量；交通基础设施（trans）以城市人均道路面积的对数值衡量；信息化水平（infor）以地级市每百人国际互联网用户数的对数值衡量；人力资本结构（hstruc）参考戴魁早等（2020）^[19]的做法，先采用向量夹角法计算省级层面的人力资本结构，再以地级市高等教育在校学生数占本省高等教育在校学生数的比重为权重，相乘得到各地级市人力资本结构指标。

本文采用 2005—2018 年长三角地区 41 个地级及以上城市的面板数据，研究区域一体化发展对服务业结构升级的影响，样本数据来自《中国城市统计年鉴》和各省市统计年鉴。

四、实证结果与分析

（一）基准模型回归结果

在控制了城市个体效应和时间效应之后，核心解释变量 did 的系数在 1% 的统计水平上显著为负。引入地区经济发展水平、外商投资、交通基础设施、信息化水平和人力资本结构等控制变量后，无论是以现代服务业比重（ms）还是以生产性服务业比重（ps）衡量服务业结构升级，did 的回归系数仍然显著为负。这说明，与控制组城市相比，加入经济协调会显著抑制了城市服务业结构升级，即区域一体化发展会阻碍新进城市的服务业结构升级。加入经济协调会有助于打破行政区划限制造成的市场分割，加强城市间经济合作，促进要素流动。由于新进城市与原位城市在经济发展水平和发展质量上存在一定差距，后发城市的生产要素会向边际产出更高的核心城市集聚，即表现为“虹吸效应”，降低新进城市服务业发展的要素支撑，对服务业结构升级产生抑制作用。

进一步地，本文考察加入经济协调会后的动态效应，利用模型（2）估计区域一体化发展影响服务业结构升级的动态效应和变化趋势。

D_0 表示政策实施当年， D_1 表示政策实施后的第 1 年，以此类推。可以发现，从加入经济协调会的当年开始，直到加入后第 4 年，区域一体化发展都显著抑制了新进城市的服务业结构升级，并且政策效果呈现逐年增强态势。直到设立后的第 5 年开始，抑制作用开始减小且不显著。总体而言，区域一体化发展对新进城市服务业结构升级的抑制作用经历了先上升、后下降且不显著的过程。可能的原因在于，随着新进城市与原位城市的合作不断深化，专业化分工和多样化分工体系建立使要素分布更加均衡、配置更为合理。同时，原位的核心城市由于聚集了大量的资本、劳动力和技术等要素，会产生规模经济和技术外溢等“集聚租”^[26]，弱化核心城市的虹吸效应，涓滴效应逐渐占据主导，使加入经济协调会对服务业结构升级的阻碍作用减小并消失。

（二）区域一体化发展对原位城市和城市群整体的影响

经济协调会扩容后，要素资源在空间上重新配置的范围会覆盖包括原位城市在内的全部长三角城市，影响城市群内部的服务业发展布局。由于这种城市之间的要素资源配置接近于零和博弈，加入经济协调会抑制了新进城市的服务业结构升级，那么

理论上就会促进原位城市服务业结构升级，对长三角城市群总体的效应取决于前两者作用的强弱。为了详细识别其中的机制，本文对处理组进行了变换，分别以 16 个原位城市和经济协调会 2013 年扩容后包含的全部 30 个城市作为实验组进行回归分析。经济协调会两次扩容后显著促进了原位城市的服务业结构升级。

区域一体化发展弱化了要素流动壁垒，作为长三角核心区的原位城市，更大的市场潜能以及人力资本、技术等要素禀赋结构的优化，共同推动了服务业结构升级。经济协调会扩容对长三角整体城市群的现代服务业比重影响为正但不显著，对生产性服务业比重的影响在 10% 的显著性水平上为正，回归系数小于原位城市。长三角整体城市群通过促进城市群内部经济协同发展、提高资源配置效率，实现了服务业结构的升级。但由于要素配置在空间上并不均衡，这一升级效应较弱。

（三）区域异质性分析

由于地区发展特征存在差异，要素流动受核心城市的虹吸或扩散作用可能存在异质性，产业结构完备、要素配置合理的地区在理论上受影响更小。此外，考虑空间距离是客观存在的要素流动屏障，而长三角城市群是以上海市为核心进行扩散的中心—外围型城市群（刘瑞翔，2019）^[27]，各地区与上海市的地理距离会影响虹吸或扩散作用的强度。因此，将处理组城市按省份划分进行回归分析。解释变量 did 在江苏省城市内的回归系数较小且不显著，说明江苏省内城市在加入经济协调会后服务业结构升级并没有受到负向影响，原因在于江苏经济发展水平高、产业结构完备，形成了沪苏经济高水平的一体化发展，同时苏南模式具有较强的内生性和封闭性，受虹吸作用影响较弱。浙江省 ms 的回归系数显著为负，这可能是由于浙江省民营经济发达，资本、劳动力等生产要素的流动限制相对较弱，服务业发展很大程度上受到上海的经济辐射，所以加入经济协调会对省内城市服务业结构升级的抑制作用明显。解释变量在安徽省的回归系数显著为负，但总的来看系数值小于浙江省，安徽省作为长三角地区经济发展的后进者，服务业以跟随型发展为主，加入经济协调会后城市的服务业升级明显受到抑制，但是由于距离核心城市上海相对较远，受制于空间距离这一天然屏障，生产要素流动强度和频率下降，所以受到的负向影响小于浙江。

（四）作用机制分析

理论分析表明，区域一体化可以通过推动生产要素在更大市场范围内流动抑制影响新进城市的服务业结构升级，在验证假设 1 的基础上，这里通过建立中介效应模型进行验证，模型设定为：

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{it} + \alpha_2 x_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$M_{it} = \beta_0 + \beta_1 did_{it} + \beta_2 x_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$Y_{it} = \tau_0 + \tau_1 did_{it} + \tau_2 M_{it} + \tau_3 x_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中， M 表示中介变量，其他变量定义与式（1）一致，中介效应大小由 β_1 、 τ_3 决定。中介变量选取各城市客运量（ $passvol$ ）和货运量（ $cargovol$ ），前者可以表征劳动力、技术等生产要素的流动，后者可以表征物质资料的流动。

第（1）列 did 的系数显著为正，说明区域一体化发展增加了新进城市的客运量，劳动力及技术流动加快。从第（2）列可以看出，客运量对服务业结构 ms 和 ps 的系数分别在 1% 和 5% 的水平上显著为负，说明客运量增加不利于服务业结构升级；此外， did 的系数仍然显著为负，且大于基准回归系数，表明客运量表征的人力资本和技术的流动在区域一体化抑制服务业结构升级的过程中起到了部分中介效应的作用。货运量的系数在第 3 步的回归中不显著且接近于 0，中介效应不存在。区域一体化发展可以弱化城市边界，同时加快户籍制度改革，这有助于疏通人员流动通道，推动劳动人员跨区域就业和集聚，改变城市人力资本结构和技术水平，影响新进城市和原位城市服务业结构的升级。服务业结构升级的典型特征是知识密集型和技术密集型的现代服务业或生产性服务业不断发展（）^[9]，高级人力资本和技术创新成为核心竞争力，因此物质资料流动的中介效应并不显著。这验

证了区域一体化发展通过要素流动，尤其是人力资本要素的重新配置这一机制阻碍新进城市服务业结构的升级。

(五) 稳健性检验

1. 平行趋势检验

采用双重差分法的前提是处理组和对照组满足平行趋势假定，即在加入经济协调会之前的现代服务业比重和生产性服务业比重保持相对稳定的变动趋势。本文借鉴 Li et al. (2016)^[28]的分析方法，对研究是否满足前提假设采用事件研究法(Event- Study)进行检验。具体而言，以加入经济协调会的年份为基准年，对这一基准年的前 5 年及以上和后 3 年及以上的被解释变量进行同模型(1)一致的回归。回归结果显示，现代服务业比重(ms)和生产性服务业比重(ps)在加入经济协调会前的 5 年 did 系数在统计上都不显著异于 0，表明在经济协调会扩容之前处理组和对照组城市不存在显著差异，满足了平行趋势假定。

2. 安慰剂检验

在深化供给侧结构性改革、构建双循环新发展格局的背景下，加快现代服务业发展、推动服务业结构优化升级是实现经济高质量增长的关键。在此背景下，即便未通过加入经济协调会实现区域一体化发展，城市也可能会在政府调控下升级服务业结构，但这并非是加入经济协调会的实际效果。为了进一步排除加入经济协调会对服务业结构升级的抑制作用受到其他未知因素的干扰，确保研究结论是由区域一体化引致的，从两方面进行安慰剂检验：(1)随机处理组和控制组。保持经济协调会扩容的时间不变，如果在 t 年有 n 个城市加入协调会，则随机抽取 n 个城市作为虚拟处理组，其余城市作为对照组，按模型(1)进行回归。将上述过程重复 1000 次，两个被解释变量的核密度分布如图 1 所示，绝大多数抽样估计系数的 t 值绝对值小于 2，且 p 值在 0.1 以上，说明这 1000 次随机抽取城市加入经济协调会没有显著的政策效应。(2)随机加入经济协调会的时间。对此，本文保持加入经济协调会的城市不变，在 2005—2018 年中随机抽取一年作为实验组城市加入经济协调会的时间，利用新的样本进行回归并重复 1000 次。抽样结果如图 2 所示，绝大部分 p 值大于 0.1，且回归系数的均值接近于 0，实际估计系数在抽样检验的估计系数中明显属于异常值，这从反事实的角度证实了加入经济协调会后确实对服务业结构升级产生了抑制作用。

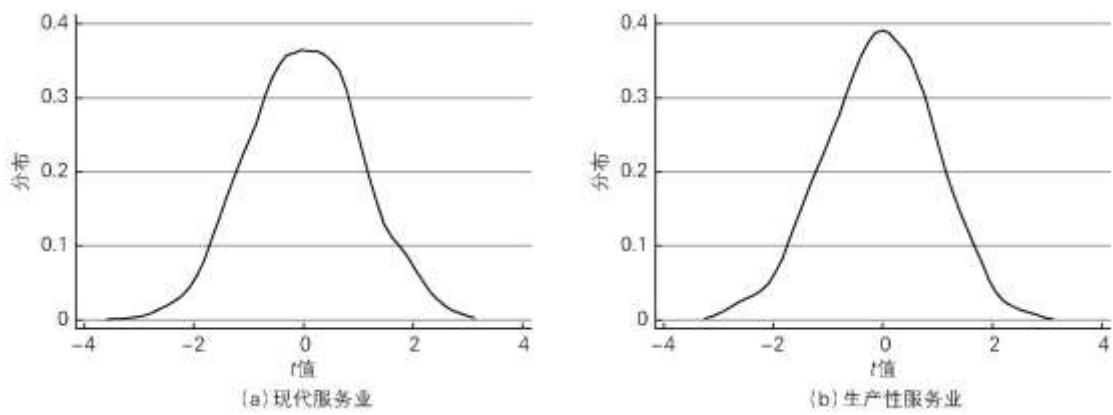


图 1 随机化处理组和控制组

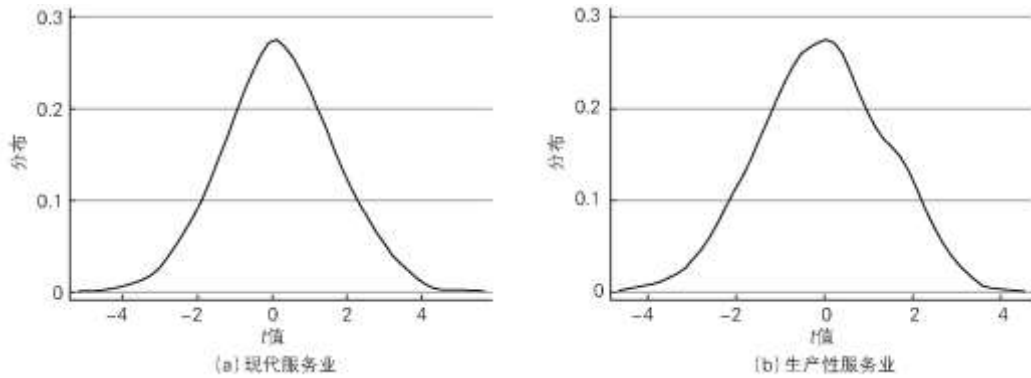


图 2 随机经济协调会扩容的时间

3. 排除其他产业政策的干扰

2010 年，国务院批复《皖江城市带承接产业转移示范区规划》，使皖江经济带成为首个获批复的国家级承接产业转移示范区，其主要城市均在长三角经济区的辐射半径内，成为承接长三角产业转移的“桥头堡”。在产业结构方面，现代服务业被确立为重点发展的支柱产业，示范区内城市预期可以通过产业承接与自主创新实现服务业结构升级。本文的研究样本中，经济协调会两次扩容的 14 个城市中，合肥、芜湖、马鞍山和滁州被包括在规划划定的示范区内。这四个城市的服务业结构升级在受经济协调会扩容影响的同时，可能还受到产业转移示范区政策的影响。为了排除《规划》的干扰，本文剔除了合肥、芜湖、马鞍山和滁州 4 个样本进行稳健性测试。结果显示，核心解释变量 did 的回归系数均在 1% 的水平上显著为负，并且系数值的绝对值较基准回归有所增大。这表明，当排除了产业承接政策的干扰后，加入经济协调会仍然会显著抑制服务业结构升级，并且抑制作用有所增强，结论是稳健的。

4. PSM-DID 估计

尽管本文的研究样本为长三角地区地级及以上城市，但是样本之间社会经济特征仍然存在较大差异，可能会导致样本选择偏差。为了减少处理组与控制组之间个体的固有差异对研究结果的影响，本文采用倾向得分匹配法（PSM），以控制变量为匹配的特征变量，按照 1:1 近邻匹配方法对处理组进行逐年匹配。对匹配后的样本进行双重差分估计，解释变量 did 的估计系数和符号同基准回归结构基本一致，显著性水平有所提高，表明结论是稳健的。

5. 控制变量滞后一期

考虑本文选择的变量与加入城市经济协调会之间可能会产生反向影响，所以将所有控制变量滞后一期进行回归，以减少潜在的内生性问题。核心解释变量 did 的系数和符号与基准回归结果基本一致，说明本文结论是稳健的。

五、进一步分析：地方政府行为与服务业结构升级

由理论分析可知，在区域一体化发展使资源重新配置的过程中，由于“地方政府统御地区经济发展”（李猛和沈坤荣，2010）^[29]，会通过要素供给与产业需求两种路径干预资源配置进而损害效率，阻碍服务业结构升级。基于前文“一体化发展会抑制新进城市服务业结构升级”的实证结果，地方政府扭曲资源配置预期将加剧这一抑制作用。参考余泳泽和潘妍（2019）^[3]的研究，该部分将从政府财政支出行为、投资行为和引资行为偏好对地方政府行为进行考察。在模型设定上，与王桂军和卢潇潇（2019）^[30]的做法一致，将影响服务业结构升级的政府行为变量嵌入到基准模型中对影响机制进行考察，模型设定为：

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 (did_{it} \times gov_{it}) + \beta_2 gov_{it} + \beta_3 did_{it} + \beta_4 x_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中，gov 为代表政府行为的调节变量，此处指的是政府财政支出行为、投资行为和引资行为，其他变量的定义与式（1）一致。如果地方政府偏重于基础设施建设而轻视科技教育投资，会导致服务业结构升级的创新要素支撑不足，升级空间较小，因此本文采用地方财政一般预算内支出中，扣除科学技术支出和教育支出后剩余部分所占比例衡量财政支出行为（finance）。该指标值越大，政府财政对教育、科技投入的意愿越低。国有经济投资是地方政府进行调控的主要渠道，其增减变化可以反映政府的政策意图，鉴于数据的可得性，本文采用国有职工占比来对地方国有经济比重进行度量，以此表征地方政府的投资行为（soe）。地方政府通过招商引资引入的外资企业大多是短期内增长迅速的资本密集型企业，因此采用规模以上外商投资企业工业总产值占地级市生产总值的比重能较好地刻画政府的引资偏好（invest）。以上数据来自《中国城市统计年鉴》和各省市统计年鉴。

代表政府财政支出行为和投资行为的调节变量与 did 的交叉项系数均显著为负，代表政府投资行为的调节变量与 did 的交叉项系数也为负但不显著。可以发现，无论是从现代服务业还是生产性服务业来看，区域一体化发展对新进城市服务业结构升级的抑制作用受到地方政府行为的影响，政府的财政支出偏好、投资行为会导致要素资源配置扭曲，加剧区域一体化发展对新进城市服务业结构升级的抑制作用，而政府的引资偏好对其影响并不明显。这验证了本文理论分析的正确性，即在区域一体化发展的进程中，政府通过行政手段主导资源配置通常是出于税收激励或者是政治晋升的需要，是非市场的、非效率的，不利于服务业结构升级。从调节效应的系数值来看，偏好于扩张国有经济的投资行为是其中最为不利的因素。

六、结论与政策启示

在经济新常态背景下，服务业发展尤其是现代服务业发展将成为实现高质量的结构转型的重要推手。在加快畅通国内大循环的背景下，本文从区域一体化发展的视角考察了其对服务业结构升级的影响，为该领域的研究提供新的证据。基于长三角地区 41 个地级及以上城市 2005—2018 年的面板数据，在理论分析的基础上，采用双重差分法进行实证分析，主要结论为：（1）区域一体化发展在短时间内显著抑制了新进城市的服务业结构升级，多种稳健性检验表明这一结论是可靠的。时期异质性分析发现，这一抑制作用呈现先增后降直至消失的趋势。地区异质性分析发现，浙江省城市服务业结构升级受区域一体化发展的抑制作用最强，安徽省次之，江苏省城市受影响不明显。（2）从要素资源流动视角对作用路径分析发现，人力资本流动的中介效应显著，区域一体化通过加快人力资本要素的重新配置这一机制阻碍新进城市服务业结构的升级。（3）进一步研究还发现，地方政府的财政支出和投资行为的偏好会扭曲要素资源配置，加剧对新进城市服务业结构升级的抑制作用。

以上结论对于区域一体化发展进程中推动服务业结构升级具有一定的启示：首先，要正确认识区域一体化发展对新进城市服务业结构升级的抑制作用，这是新进城市“融入长三角”的必经阶段。要实现区域一体化发展与服务业结构升级协同推进，各城市必须明确自身的要素禀赋优势和发展定位，形成错位发展、协调发展的态势。中心城市如上海要通过长三角一体化与周边城市形成水平分工，防止要素盲目集聚，疏解部分城市功能，实现“腾笼换鸟”。新进城市要立足于城市职能和产业优势，形成分工协同的格局，防止要素资源过度流失，并抓住区域内产业转移这一契机推动服务业结构升级。其次，要建立区域利益协调机制，鉴于现行考核体系的约束，要在城市群的整体框架下统筹规划服务业结构的优化升级，避免地方之间的利益冲突和恶性竞争，探索利益共享机制，做好利益补偿工作，有效调动新进城市融入城市群的积极性。最后，要按照“政府引导、市场主导”的原则推进区域一体化发展，减少政府的干预。鉴于服务业发展在经济发展中愈发重要的地位，应将服务业结构纳入区域高质量发展的考核中，激励地方政府做好平台搭建、政策保障、土地供应等服务保障，加快职能转型。

参考文献：

-
- [1]褚敏,靳涛.为什么中国产业结构升级步履迟缓——基于地方政府行为与国有企业垄断双重影响的探究[J].财贸经济,2013(3):112-122.
- [2]段文斌,刘大勇,皮亚彬.现代服务业聚集的形成机制:空间视角下的理论与经验分析[J].世界经济,2016,39(3):144-165.
- [3]余泳泽,潘妍.中国经济高速增长与服务业结构升级滞后并存之谜——基于地方经济增长目标约束视角的解释[J].经济研究,2019,54(3):150-165.
- [4]陈卫民,施美程.人口老龄化促进服务业发展的需求效应[J].人口研究,2014,38(5):3-16.
- [5]成定平.投资结构调控与加快服务业发展研究[J].经济学家,2015(2):44-52.
- [6]刘伟,冯涛.要素再配置效应对中国服务业发展的影响研究[J].经济学家,2014(12):68-78.
- [7]张平.FDI抑制了中国服务业发展吗?[J].经济评论,2016(5):110-123.
- [8]顾乃华.城市化与服务业发展:基于省市制度互动视角的研究[J].世界经济,2011,34(1):126-142.
- [9]江小涓,李辉.服务业与中国经济:相关性和加快增长的潜力[J].经济研究,2004(1):4-15.
- [10]卢福财,徐远彬.互联网对生产性服务业发展的影响——基于交易成本的视角[J].当代财经,2018(12):92-101.
- [11]蒋荷新.交通基础设施对生产性服务业发展的溢出效应——基于省际的空间计量模型分析[J].中南财经政法大学学报,2017(3):46-57.
- [12]江波,李江帆.政府规模、劳动—资源密集型产业与生产服务业发展滞后:机理与实证研究[J].中国工业经济,2013(1):64-76.
- [13]袁志刚,饶璨.全球化与中国生产服务业发展——基于全球投入产出模型的研究[J].管理世界,2014(3):10-30.
- [14]PONCET S.Measuring Chinese Domestic and International Integration[J].China Economic Review,2003,14(1):1-21.
- [15]郭勇.国际金融危机、区域市场分割与工业结构升级——基于1985—2010年省际面板数据的实证分析[J].中国工业经济,2013(1):19-31.
- [16]孔令池,高波,李言.市场开放、地方财税竞争与产业结构调整——基于我国省级面板数据的实证研究[J].经济理论与经济管理,2017(10):45-57.
- [17]陈明华,刘华军,孙亚男,等.中国五大城市群经济发展的空间差异及溢出效应[J].城市发展研究,2016,23(3):57-63.
- [18]CLARK K.C. The Conditions of Economic Progress[M]. London:Macmillan,1940.

-
- [19]戴魁早, 李晓莉, 骆着函. 人力资本结构高级化、要素市场发展与服务业结构升级[J]. 财贸经济, 2020, 41(10):129-146.
- [20]CUBERES D, DESMET K, RAPPAPORT J. Urban Growth Shadows [R]. Kansas City:Federal Reserve Bank of Kansas City Working Paper, 2019-
- [21]韩剑, 郑秋玲. 政府干预如何导致地区资源错配——基于行业内和行业间错配的分解[J]. 中国工业经济, 2014(11):69-81.
- [22]陈其林. 结构变动与经济运行的双约束型特征:对现行经济增长方式及其转变问题的思考[J]. 南开经济研究, 2005(5):22-30.
- [23]王文, 牛泽东, 孙早. 工业机器人冲击下的服务业:结构升级还是低端锁定[J]. 统计研究, 2020, 37(7):54-65.
- [24]郭丽丽, 李勇. 国有企业的产业拖累效应及其门槛特征[J]. 经济与管理研究, 2015, 36(1):25-33.
- [25]曹清峰. 国家级新区对区域经济增长的带动效应——基于 70 大中城市的经验证据[J]. 中国工业经济, 2020(7):43-60.
- [26]陈丰龙, 徐康宁. 本土市场规模与中国制造业全要素生产率[J]. 中国工业经济, 2012(5):44-56.
- [27][2-7]刘瑞翔. 区域经济一体化对资源配置效率的影响研究——来自长三角 26 个城市的证据[J]. 南京社会科学, 2019(10):27-34.
- [28]LI P, LU Y, WANG J. Dose Flattening Government Improve Economic Performance?Evidence from China[J]. Journal of Development Economics, 2016, 123(6):18-37.
- [29]李猛, 沈坤荣. 地方政府行为对中国经济波动的影响[J]. 经济研究, 2010, 45(12):35-47.
- [30]王桂军, 卢潇潇. “一带一路”倡议与中国企业升级[J]. 中国工业经济, 2019(3):43-61.