

生产性服务业集聚对新型城镇化的影响研究

——基于长三角城市群27个地级市的实证分析

何 骏

(上海财经大学城市与区域科学学院, 上海 200433)

[摘要] 新型城镇化不止局限于城镇化率的提高,更需要实现城市经济、人口、社会以及环境等的综合改善和提升,着眼于提高城镇化的综合质量。而生产性服务业从制造业中分离出来,同时也是现代服务业的重要组成部分,对于优化城镇产业结构、促进城镇经济发展,进而促进新型城镇化发展具有重要作用。特别是,生产性服务业集聚可以直接或间接地影响城镇的经济、人口、社会和环境,从而推动新型城镇化的发展。本文采用空间计量方法,对长三角城市群的生产性服务业集聚与新型城镇化之间的关系进行实证检验。研究发现,长三角城市群生产性服务业集聚从整体上显著促进了新型城镇化发展,但是生产性服务业集聚对周边地区的新型城镇化暂不具备空间溢出效应,表明长三角城市群不平衡的生产性服务业集聚不利于新型城镇化的发展。为此,应从“长三角一体化高质量发展”视角将生产性服务业发展纳入考量,探索共建长三角生产性服务业协同创新示范基地,引导高端制造服务相关要素资源优先向制造业发达的地区集聚,促进新型城镇化的健康发展。此外,实证结果还表明,经济发展、政府固定投资以及城镇就业人口的增加会促进新型城镇化的发展。为此,目前阶段应重点加大“新基建”为代表的固定资产投资,同时加大城镇人口在生产性服务业中的就业。

[关键词] 生产性服务业 新型城镇化 长三角城市群

[中图分类号] F062.9 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 2096-983X(2021)02-0024-11

收稿日期: 2020-09-22

*基金项目: 上海市哲学社会科学规划课题“上海自贸试验区创新发展服务贸易研究”(2018BJB001)

作者简介: 何骏, 副教授, 博士研究生导师, 经济学博士, 主要从事服务经济研究。

一、引言及文献回顾

为了克服城镇化进程中出现的一些问题,促进城镇化持续健康发展,国务院发布了《国家新型城镇化规划(2014—2020年)》,提出了建设“以人为本”、提升城镇化发展质量的新型城镇化。随着新型城镇化进程的提升加快,其内涵也在不断地发展变化,普遍达成的共识是,新型城镇化不止局限于城市化率的提高,更需要实现城市经济、人口、社会以及环境等综合方面的改善和提升,着眼于提高城镇化的综合质量。而生产性服务业从制造业中分离出来,同时也是现代服务业的重要组成部分,具有知识和技术密集型、资本密集型的特点,对于优化城镇产业结构、促进城镇经济发展,进而促进新型城镇化发展具有重要作用。

综观目前国内外关于生产性服务业集聚对城镇化影响的文献,主要集中在以下方面。

(一) 产业集聚对城镇化的影响

国外对产业集聚影响城镇化的研究较早,产业集聚对城镇化的促进作用也早已达成了共识。Henderson(1974)指出,产业集聚产生的规模报酬递增效应使得企业的生产成本降低,吸引更多厂商和人口涌入城市,从而使城市规模扩大^[1]; Krugman(1991)将地理空间因素纳入分析框架,认为产业集聚会促使周边区域人口、资本等生产要素集聚,产业集聚是城市形成和发展的根本原因,随着产业的进一步集聚,集聚会进一步向周边地区扩散,从而带动周边地区城镇化的发展,从而形成完整的城市体系^[2]; Scott(1986)认为,在产业集聚和城镇化之间,企业的作用至关重要,企业内部和关联企业分工和联系进一步深化,促进了城市原始形态的形成^[3]; 钱纳里和赛尔奎因(1989)认为,产业集聚带来了就业机会和贸易需求,促进了城镇的兴起和发展^[4]; Fay & OPal(1999)认为,在城镇

化发展的初期和中期,国家的产业结构和政府政策起到了主要作用^[5]; Gordon.H. Hanson(2001)研究发现,产业集聚区内外的工资增速促进了城镇化,集聚区内较快的工资增速对人口具有更大的吸引力^[6]。

国内学界普遍认可产业集聚是城镇化的动力和支撑。蔡孝箴(1998)提出集聚是城镇形成和不断发展的根本力量^[7]; 马春辉(2004)指出,产业集群的发展促进了城镇化,珠三角和长三角不断提高的产业集聚度是小城镇发展的关键^[8]; 黄坡、陈柳钦(2007)从外部性视角出发,认为产业集聚会产生集聚效应和资源共享效应,推动城镇化的发展^[9]; 赵听(2007)认为,产业集聚提供的大量就业岗位使得农村人口向城市转移成为可能,并同时指出不应盲目推动产业集聚,选择适合本地区发展的主导产业尤其重要^[10]; 于彬彬、胡汉辉(2013)构建了产业集群与城镇化互动的动态演化模型,发现产业集群和城镇化二者存在微观、中观、宏观层级相互作用、相互影响的动态演化过程,这种内生性地互动不断推动二者向更高层次提升^[11]; 袁丹、雷宏振(2015)发现产业集聚和城镇化发展在空间分布上不平衡,表现为由东向西依次递减的阶梯型分布,并通过实证分析发现高技术产业的集聚对城镇化有显著的提升左右^[12]; 伍先福、杨永德(2016)指出,制造业和生产性服务业的协同推进能有效推进城镇化,但这种影响因地制宜,更会随着经济发展水平的提高而逐渐减弱^[13]。

(二) 生产性服务业集聚对城镇化的影响

目前,将研究视角聚焦在生产性服务业集聚对城镇化影响的文献相对较少。Giacinto Micucci(2009)认为,生产性服务业的集聚产生了知识溢出效应和人力资本集聚效应,促进了城市的经济增长和竞争优势的提升^[14]; 韩兰芳(2010)研究了武汉城市圈的金融产业集聚,发现金融业集聚对城市经济增持产生了长期增长效应和扩散效应^[15]; 邱灵、方创琳(2012)研究认为,生产性服务业空间集聚对城市经济发

展、城市空间重塑和世界城市崛起产生积极作用^[16]；吴福象、沈浩平（2013）提出在建设新型城镇化的过程中，生产性服务业集聚产生的空间溢出效应会使得周围厂商“用脚投票”，促进新型城镇化的发展^[17]；韩峰等（2014）研究发现，生产性服务业的专业化集聚和多样化集聚对城市化会产生技术溢出效应，且专业化集聚所产生的效应会更加明显^[18]；王耀中等（2014）采用探索性空间数据分析方法，构建城市面板数据的空间滞后和空间误差模型，考量生产性服务业集聚对新型城镇化的影响^[19]；张洪玮（2015）研究发现，生产性服务业集聚水平的提高可以推动人口和经济的城镇化^[20]。

由此可见，在以往的文献中，对于生产性服务业集聚影响新型城镇化这一研究领域还尚未深入，纵观现有文献至少存在三方面的改进空间。

第一，随着我国经济发展方式的转变，城镇化已然成为未来经济发展的新增长动力，研究生产性服务业集聚对城镇化的影响，是很有必要的；其次，在生产性服务业集聚和城镇化发展的关系研究中，现有的研究仍然关注于生产性服务业集聚对传统城镇化的影响，而新型城镇化在发展模式上已经呈现出与传统城镇化较大的不同，研究生产型服务业集聚对新型城镇化的发展，对于如何引导生产性服务业布局和集聚，推进新型城镇化和城市群整体发展意义重大。

第二，以往在衡量城镇化指标时大多以城镇化率来反映城镇化发展水平，而随着我国城镇化进程的推进，城镇化不再局限于城镇化率的提高，而是追求经济、人口社会、环境等多层面、全方位的城镇化，走新型城镇化的发展道路。因此，在衡量新型城镇化发展水平时，需要综合考虑，利用综合指标体系来刻画，从而进行科学分析。

第三，现有文献关于生产性服务业集聚对新型城镇化影响的研究大多是理论评述与分

析，缺乏实证佐证，既有的实证研究也大多采用一般的时间序列或普通面板模型，引入空间计量方法的研究甚少。

鉴于此，本文将生产性服务业集聚和新型城镇化作为研究对象，研究二者之间的关系。在理论分析的基础上，以长三角城市群27个地级市2003-2016年的市级数据为研究样本，采用空间计量模型分析生产性服务业集聚对新型城镇化的影响，以期得出科学可信的结论。

二、生产性服务业集聚对新型城镇化的作用机理

将生产性服务业影响新型城镇化建设的作用机理分成直接和间接两个角度来分析。城镇化表现为各种要素在城镇的集中和集聚，而生产性服务业本身的集聚过程就属于其中重要的一部分。

直接来看，生产性服务业集聚直接吸引了资本向城市涌入，改善了城市的产业基础和扩大就业规模；其发展所吸引的人口集聚也为城镇化提供了坚实的人口基础。随着集聚规模的扩大，其对土地的要求会有所增加，从而扩大了城市的边界以及土地的集约利用效率。从这方面来看，生产性服务业集聚带来的资本、人口和土地等规模的扩大和利用效率的提高，直接推动了新型城镇化。

间接来看，生产性服务业集聚和人口的集聚促进了城市基础设施的建设和完善，为新型城镇化提供了产业和人口基础。生产性服务业集聚还推动了产业内部以及制造业和现代服务业的效率升级，从而推动了城市产业结构的优化调整。生产性服务业集聚还为城市经济发展提供了良好的硬件基础和软性支撑，促进了城镇经济发展的效率和质量提升。

总之，生产性服务业集聚可以直接或间接地影响城镇的人口、经济、社会和环境，从而推动新型城镇化的发展和质量提升，见图1。

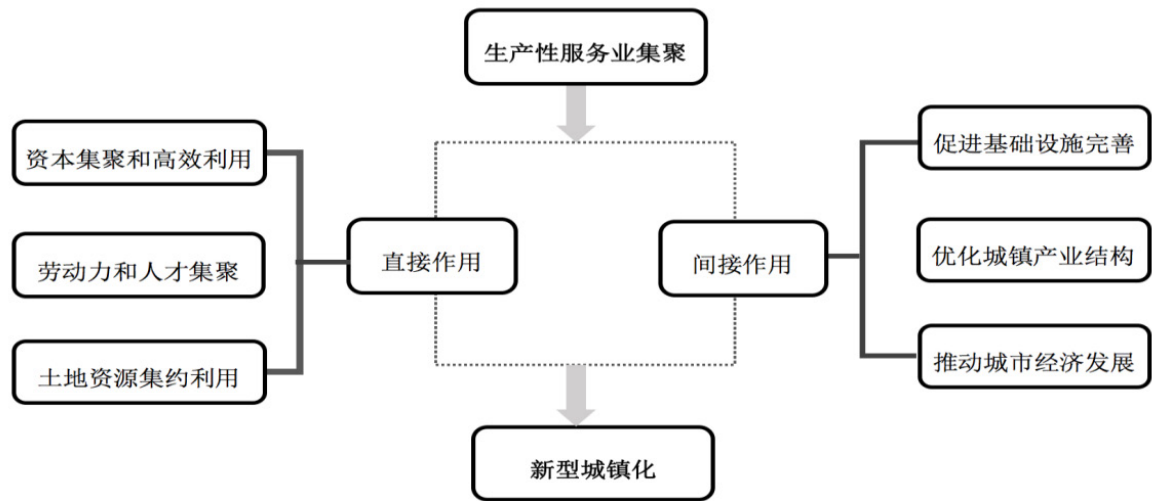


图1 生产性服务业集聚对新型城镇化发展的影响机制

三、长三角生产性服务业集聚对新型城镇化的实证研究

(一) 研究方法

1. 空间相关性检验

空间相关性指的是变量的数值之间存在空间关系，如果数值具有集聚倾向，则说明“正

空间自相关”；反之，则是“空间负自相关”。一般用来度量空间自相关的方法有：Moran’s I 指数（莫兰指数）（Moran, 1950）、Geary指数C（Geary, 1954）。在研究产业集聚和城镇化的文献中，Moran’s I指数使用频率最高，本文也选择Moran’s I指数来检验新型城镇化发展与生产性服务业的空间自相关。

$$\text{Moran's I} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad \text{公式(1)}$$

其中， $S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}$ 是样本方差，是空间权重矩阵的(i, j)元素， $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}$ 是所有空间权重的和，Moran I指数一般取值在-1到1之间，大于0表示正自相关，小于0表示负自相关。

2. 空间权重矩阵

空间权重矩阵用来刻画不同截面单元某些经济、地理属性之间的相互依赖程度，本文借鉴Anselin(2010)和张可云等(2017)对空间矩阵设定的研究，为了保证研究结果的稳健性，分别构建了基于地理距离的权重矩阵(W1)和基于经济距离的权重矩阵(W2)。

(1) 地理距离权重矩阵 区域之间的经济活动并非独立进行，而是有着非常广泛的联系，这种联系与区域间距离的远近比较相关。根据Tobler(1970)的“地理学第一定律”：事物间普遍存在联系，但距离较近的事物较距离较远的事物更具关联系。基于此，本文根据城市的经纬度的倒数来衡量长三角地区27个地级市的地理距离进而构建地理距离权重矩阵W1，详细计算公式如下：

$$\begin{cases} \frac{1}{d_{ij}}, & i \neq j \\ 0 & \end{cases} \quad \text{公式(2)}$$

(2) 经济距离权重矩阵 林光平等 (2005) 使用基于地理相邻关系的简单权重矩阵来研究我国28个省市在1970—2002年期间实际人均GDP的收敛情况。但相邻地区经济上的相互关系并不完全相同。例如, 河北省虽然在地理上与北京、天津、山西、内蒙古、山东、河南相邻, 但很明显河北省与北京、天津的经济密切程度高于其他各省。为此, 林光平等 (2005) 使用人均GDP的差额来作为“经济距离”的指标。结果发现, 将经济距离引入空间权重矩阵能更好地拟合地区经济的发展状况。

由于经济联系在各地区之间广泛存在, 利用地理距离不能判断区域间经济联系的密切程

度, 尤其是在地方保护主义的干预下, 仅利用地理距离来衡量区域间经济联系不够严谨。基于此, 本文利用区域间人均GDP的差额来构建经济距离权重矩阵W2, gdp_i 表示地区*i*在样本期间的人均实际GDP平均值。

$$\begin{cases} \frac{1}{|gdp_i - gdp_j|}, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad \text{公式 (3)}$$

3. 模型设定

常用的空间计量模型有空间自回归模型 (SAR)、空间自相关模型 (SAC)、空间杜宾模型 (SDM) 和空间误差模型 (SEM)。空间计量模型的一般表达式为:

$$\begin{cases} y_{it} = \zeta y_{i,t-1} + \rho w_i y_t + x_{it} \beta + d_i X_t \delta + \mu_i + \gamma + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} = \lambda m_i \varepsilon_t + \nu_{it} \end{cases} \quad \text{公式 (4)}$$

当 $\lambda=0$ 的时候, 模型为空间杜宾模型; 当 $\lambda=0$ 且 $\delta=0$ 的时候, 模型为空间自回归模型; 当 $\tau=0$ 且 $\delta=0$ 的时候, 模型为空间自相关模型; 当 $\tau=\rho=0$ 且 $\delta=0$ 的时候, 模型为空间误差模型。

考虑到经济发展的实际情况, 本文主要选择空间杜宾模型 (SDM) 和空间误差模型 (SEM) 来实证分析长三角城市群生产性服务业集聚对新型城镇化发展的影响。本文设定的模型表达式如下:

空间杜宾模型:

$$Y = \rho WY + \beta X + \gamma WX + \varepsilon \quad \text{公式 (5)}$$

表达式中, Y表示被解释变量新型城镇化发展指标, X为解释变量和控制变量。核心解释变量为生产性服务业集聚度sa, 控制变量包括表示经济收入水平的人均GDP、表示政府政策的固定资产投资g、表示国际资本投入的外商直接投资fdi、表示制造业集聚的ia、表示城镇就业人口的l。 ρ 为空间自回归系数, β 和 γ 表示变量回归系

数, WX和WY分别代表解释变量和被解释变量的空间滞后项, ε 为误差项。空间杜宾模型不仅考虑了被解释变量的空间相关性, 还将解释变量的空间相关性也考虑在内, 表示本地区的被解释变量不仅受到本地解释变量的影响, 还受到邻近地区的被解释变量和解释变量的影响。

空间误差模型:

$$Y = \beta X + \varepsilon \quad \text{公式 (6)}$$

$$\varepsilon = \lambda W_\varepsilon + \mu \quad \text{公式 (7)}$$

表达式中Y和X的含义与空间杜宾模型相同, λ 是空间误差系数, 代表回归残差之间的空间相关强度, μ 为随机误差。空间误差模型的空间依赖性存在于误差项中, 表示了邻近地区的因变量对本地区观测值的影响。

(二) 变量选取及数据来源

1. 变量选取

(1) 被解释变量 新型城镇化水平 (U)。本文采取熵值法计算了长三角城市群

27个地级市的新型城镇化水平。

(2) 核心解释变量 生产性服务业集聚 (A)。本文采用区位熵来测度长三角城市群27个地级市生产性服务业集聚水平。

(3) 控制变量 经济收入水平。用人均GDP表示。

政府政策。用社会固定资产投资来衡量。

国际资本。用外商直接投资表示。

城镇就业人口。用城镇第二、三产业年末就业人口比重表示。

制造业集聚。以区位熵的计算方法,计算出每个地级市的制造业集聚水平。

2. 数据来源

本文选取长三角城市群27个有代表性的地级市作为研究对象,包括上海市、杭州市、合肥市、无锡市、南京市、苏州市、宁波市、常州市、镇江市、南通市、马鞍山市、扬州市、温州

市、芜湖市、绍兴市、铜陵市、嘉兴市、泰州市、湖州市、丽水市、金华市、舟山市、盐城市、安庆市、滁州市、池州市、宣城市。由于行业细分口径在2002年发生变化,因此本文选取2003—2016年的数据进行分析,数据主要来源为各地级市相应年度《中国城市统计年鉴》《上海统计年鉴》《安徽统计年鉴》《江苏统计年鉴》和《浙江统计年鉴》。对于个别缺失数据,为了保证统计口径的一致性,本文已对缺失数据通过插值法补齐。

(三) 实证结果及分析

1. 空间自相关分析

地理空间权重W在空间模型中尤为重要,分析的基础在于空间权重的构建。在构建权重的基础上,首先利用莫兰指数进行空间自相关检验。表1为Stata软件计算出来的值。

表1 长三角新型城镇化与生产性服务业集聚的莫兰指数

| 变量名 | 新型城镇化评分 | | 生产性服务业集聚 | |
|-------|----------|----------|----------|----------|
| | W1 | W2 | W1 | W2 |
| 2003年 | 0.083* | 0.113 | 0.127** | 0.304*** |
| 2004年 | 0.183*** | 0.024 | 0.129** | 0.428*** |
| 2005年 | 0.135** | 0.126 | 0.154** | 0.489*** |
| 2006年 | 0.213*** | 0.125 | 0.151** | 0.527*** |
| 2007年 | 0.152** | 0.298 | 0.209*** | 0.539*** |
| 2008年 | 0.121*** | 0.287 | 0.213*** | 0.589*** |
| 2009年 | 0.127*** | 0.382*** | 0.215*** | 0.614*** |
| 2010年 | 0.182** | 0.343** | 0.220*** | 0.603*** |
| 2011年 | 0.087** | 0.354*** | 0.169*** | 0.394*** |
| 2012年 | 0.181*** | 0.471*** | 0.177*** | 0.457*** |
| 2013年 | 0.192*** | 0.326*** | 0.180*** | 0.476*** |
| 2014年 | 0.135** | 0.379*** | 0.192*** | 0.534*** |
| 2015年 | 0.227*** | 0.462*** | 0.187*** | 0.576*** |
| 2016年 | 0.232** | 0.479*** | 0.212*** | 0.598*** |

注:表中***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

由表1可知,基于地理权重矩阵计算出的莫兰指数显著为正,并且呈现出波动上升的趋势,说明长三角城市群新型城镇化具有显著的空间自相关性。而基于经济距离权重矩阵计算出的新型城镇化在2003—2008年并不显著。在加入WTO的初期,虽然东部沿海地区的经济

发展处于我国领先地位,但一体化和城市群的发展概念还未出现,地区发展并不平衡,城镇化发展尤其如此。但是随着一体化和城市群概念的出现,地区间的经济发展联系更为密切,并开始对邻近地区产生影响。这在2008年之后的数据中得到了体现,且呈现出不断加强的趋势,

这一数字在2016年达到了峰值。对比地理距离和经济距离两种矩阵计算的莫兰指数后发现，长三角城市群新型城镇化的发展与经济发展有很大关系。

生产性服务业集聚在两种权重矩阵下，空间相关性强，对邻近地区影响较大。同样将两种权重下的数据进行对比，依旧是经济地理权重计算出的莫兰指数要高于地理距离权重计算出的莫兰指数，说明在产业发展过程中，随着交通、通信基础设施的发展和完善，经济发展水

平更具影响力。

2.空间计量结果及分析

由于本文选用的是面板数据，首先需要进行豪斯曼检验来确定是选用混合OLS模型、随机效应模型还是固定效应模型。经检验，空间杜宾模型和空间误差模型在两种权重矩阵作用下，都采用随机效应模型更好。所以本文采用随机效应模型进行实证分析，并利用极大似然估计法（MLE）对空间杜宾模型和空间误差模型进行估计。回归结果如表2所示：

表2 空间杜宾模型和空间误差模型估计结果

| | 空间杜宾模型 | | 空间误差模型 | |
|----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | W1 | W2 | W1 | W2 |
| lnsa | -0.1197*** (-3.95) | -0.0677*** (-2.94) | -0.1796*** (-3.18) | -0.2186*** (-3.84) |
| lngdp | 0.0754*** (2.59) | 0.0079 (0.8) | 0.1228** (2.38) | 0.1691*** (7.91) |
| lng | 0.0908*** (4.54) | 0.0455*** (2.61) | 0.1048** (2.13) | 0.1295*** (4.29) |
| lnfdi | 0.0068 (0.63) | 0.0108* (1.79) | -0.0043 (-0.26) | -0.0132 (-1.16) |
| lnl | 0.0215** (2.11) | 0.0096 (1.28) | 0.0364* (1.65) | 0.1034*** (4.47) |
| lnia | 0.0051 (0.22) | 0.008 (0.51) | 0.0385* (1.76) | 0.0507 (1.51) |
| _cons | -0.8592** (-2.54) | 0.079 (0.78) | -1.4646** (-1.98) | 2.2794*** (9.82) |
| w_lnsa | -0.0881 (-0.86) | 0.0357*** (2.83) | | |
| w_lngdp | -0.0302** (-2.48) | -0.0049* (-1.7) | | |
| w_lng | -0.0094 (-0.25) | -0.0075 (-1.16) | | |
| w_lnfdi | -0.0527*** (-6.6) | -0.0026 (-1.1) | | |
| w_lnl | 0.0602* (1.67) | 0.0072 (-1.55) | | |
| w_lnia | -0.0063 (-0.12) | 0.0016 (0.19) | | |
| ρ | 0.5238*** (4.23) | 0.2789*** (5.35) | | |
| λ | | | 0.2565*** (4.45) | 0.0845*** (4.52) |
| R ² | 0.85 | 0.64 | 0.81 | 0.84 |
| Log-L | 462.39 | 448.18 | 419.93 | 441.56 |

注：表中***、**、* 分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

空间杜宾模型在空间权重矩阵W1和W2条件下，其空间自回归系数都通过1%的显著

性，存在空间自回归效应。同样地，空间误差模型在空间权重矩阵W1和W2条件下，误差

项的自回归系数也通过了1%的显著性检验。对比空间杜宾模型和空间误差模型的Log-L可以发现,权重W1条件下,空间杜宾模型的Log-L值大于空间误差模型的Log-L值;在权重W2的条件下,空间杜宾模型的Log-L值也大于空间误差模型的Log-L值。所以,在地理距离权重下的空间杜宾模型最为合理,故下文针对此模型的实证结果进行分析。

(1) 生产性服务业集聚 通过空间杜宾模型的实证结果发现,长三角城市群生产性服务业集聚影响新型城镇化发展的空间自回归系数在1%的水平上显著为正,说明二者存在显著正相关关系。但是生产性服务业集聚对本地区新型城镇化存在负相关关系,并通过1%的显著性检验。同时,其空间滞后项为负且未通过显著性检验,说明生产性服务业集聚对周边地区的新型城镇化暂不具备空间溢出效应。一方面,生产性服务业集聚更多集聚在大城市,大量的人口涌入,造成城市过载的现象,使得城市产生交通拥堵,公共服务负担过重等问题,进而不利于新型城镇化的发展;另一方面,中小城市由于其本身经济发展和基础设施建设水平较低,难以形成高端的生产性服务业,传统的生产性服务业附加值较低,不易推进新型城镇化的发展,故长三角城市群暂不平衡的生产性服务业集聚不利于新型城镇化的发展。

(2) 本地经济发展水平 本地经济发展水平的结果为正。本地经济发展水平提升,直接影响到居民的收入和消费,有利于催生新兴产业的发展,推进本地区产业结构优化升级,进而提升城市的竞争力,从而推动新型城镇化的发展。本地经济发展水平的空间滞后项的结果为负,表明本地区经济发展水平有可能会阻碍邻近地区的新型城镇化发展。如果一个地区的经济发展水平显著高于邻近地区,有可能会产生虹吸效应,吸引邻近地区的产业、资本和劳动力向本地区转移,从而

导致邻近地区发展速度下降,进而影响其新型城镇化建设。

(3) 政府固定资产投资 政府固定资产投资的结果为正,政府提高固定资产投资,有利于促进本地区新型城镇化发展。一方面,政府固定资产投资大多用于生产生活的基础设施建设,为本地区产业结构的调整优化提供了良好的硬件基础;另一方面,政府加大投资为本地经济发展提供资本支持,为企业集聚提供财税优惠,从而促进了本地新型城镇化的发展。但从其空间滞后项来看,本地区的固定资产投资会对相邻地区的新型城镇化产生负相关关系。与经济发展水平一样,本地的固定资产投资只能惠泽本地,并吸引邻近地区要素流入,从而影响到邻近地区的发展和新型城镇化建设。

(4) 外商直接投资 外商直接投资对新型城镇化的影响并未通过显著性检验,且其空间滞后项的系数为负,表明本地区外商直接投资产生的知识溢出效应并未对相邻地区的新型城镇化发展发挥作用。

(5) 城镇就业人口 年末城镇就业人员对新型城镇化发展产生促进作用。长三角城市群是我国经济发展较快的地区,每年吸引了大量劳动力涌入,为本地区经济发展提供了充足的劳动力支持。年末城镇就业人口的空间滞后项的系数也大于零,说明其对邻近地区的新型城镇化提升也具有促进作用。这可能是由于邻近地区的劳动力转移,缓解了邻近地区的环境承载压力,从而提升了当地居民的生活质量,影响了新型城镇化建设。

(6) 制造业集聚 最后,制造业集聚对新型城镇化的影响并未显现。这可能是由于长三角城市群的整体制造业发展尚处于价值链低端,其经济附加值较低,未能明显对地区城镇化发展有所助益。但其空间滞后项的结果为正,说明本地区制造业集聚对邻近地区的新型城镇化有促进作用。这可能是由于本地区制造业集

聚产生的知识溢出效应影响了邻近地区的产业发展,进而推动经济发展,提高新型城镇化水平。

四、结论及建议

(一) 研究结论

新型城镇化不止局限于城市化率的提高,更需要实现城市经济、人口、社会以及环境等综合方面的改善和提升,着眼于提高城镇化的综合质量。而生产性服务业对于优化城镇产业结构、促进城镇经济发展具有重要作用,进而促进新型城镇化发展。本文从直接作用和间接作用两个视角,分别分析了生产性服务业集聚影响新型城镇化的作用机理。直接来看,生产性服务业直接通过促进人力资本向城镇集聚、提升城镇资本集聚和利用效率、扩大土地规模和集约开发,进而推动新型城镇化发展;从间接推动来看,生产性服务业集聚通过提升城镇经济生产效率、推动产业结构升级、推进城镇基础设施建设等途径促进新型城镇化发展。由于集聚产生的空间影响,本文选取了空间计量方法对长三角城市群的生产性服务业集聚和新型城镇化之间的关系进行了实证检验。研究发现,长三角城市群和新型城镇化具有显著的空间自相关性,且经济地理权重计算出的莫兰指数要高于地理距离权重计算出的莫兰指数。经过豪斯曼检验,本文选取了随机效应模型进行实证分析,并利用极大似然估计法(MLE)对空间杜宾模型和空间误差模型进行估计,估计结果显示:

总体来看,长三角城市群生产性服务业集聚影响新型城镇化发展的空间自回归系数在1%的水平上显著为正,说明二者存在显著正相关关系。但是生产性服务业集聚对本地区新型城镇化存在负相关关系,并通过1%的显著性检验,同时,其空间滞后项为负且未通过显著性检验,说明生产性服务业集聚对周边地区的新型

城镇化暂不具备空间溢出效应。本地生产性服务业集聚具备竞争优势,有利于吸引区域内要素资源的集中,产生了虹吸效应,挤占了周边城市的劳动力和资本,从而阻碍了周边城市新型城镇化的发展。除此之外,经济发展水平、固定资产投资、城镇就业人口对新型城镇化的发展有正向促进作用,制造业集聚和外商直接投资的作用较不明显。

(二) 政策建议

1. 以生产性服务业集聚推动新型城镇化发展

根据实证结果,生产性服务业集聚整体上显著推动新型城镇化发展。为此,一方面,需要加快推动相关基础设施的建设和完善,为生产性服务业集聚提供良好的硬件支持。特别是,建设与生产性服务业发展相关的基础设施,如办公设施、道路交通、水电管网、公共交通设施、绿化环保设施等,不仅能吸引企业入驻生产性服务业集聚区内,还能留住生产性服务业集聚区内的员工及其亲友,改善区域内人们的生产生活条件,从而推动生产性服务业集聚和新型城镇化的发展。另一方面,优化政策支持,改善政府服务,为生产性服务业集聚提供良好的营商环境。现阶段,政府要重点优化政府服务,提高行政效率,简化企业办事流程,降低企业的办事成本,打造有利于生产性服务业集聚的营商环境。良好的营商环境可以为区域内生产性服务业的发展提供更加便捷高效的服务,促进生产性服务业的集聚,进而促进当地新型城镇化的发展。

2. 从“长三角一体化高质量发展”视角布局生产性服务业

实证结果发现,生产性服务业集聚对本地城镇化产生了一定的负相关关系。为此,政府要充分考虑内外部经济发展状况,合理规划和布局整体生产性服务业,引导生产性服务业的合理集聚。长三角城市群地理禀赋相似、要素资源相近,在布局生产性服务业发展的同时,应将长三角整体生产性服务业发展纳入考量,走

完善产业链和差异化的竞争道路,避免陷入同质化竞争的困境,推动区域整体生产性服务业协调发展,提升整体竞争力,促进新型城镇化的有序健康发展。现阶段,要以“长三角一体化高质量发展”的时代机遇为契机,扩展生产性服务业发展空间,加快培育生产性服务业新技术、新产业、新业态、新模式,提高城镇生产性服务业竞争力。其次,在经济转型升级的时代背景下,在发展生产性服务业的过程中,要加快布局大数据、云计算、物联网、人工智能等产业在生产性服务业中的应用与融合,重点加强其在服务业和制造业的融合。在进行生产性服务业布局时,要充分结合沪苏浙皖各地产业的发展实际,聚焦区域生产性服务业发展重点领域,探索共建长三角生产性服务业协同创新示范基地,推动龙头企业将研发设计、营销服务等产业链环节扎根上海,引导高端制造服务相关要素资源优先向上海、苏南城市群(南京、镇江、苏州、无锡和常州)、宁波都市圈和合肥都市圈等制造业发达的地区集聚。发挥好上海在长三角生产性服务业集聚中的龙头带动作用,实现长三角地区生产性服务业资源的优化配置和协同高效发展。

3.以“新基建”和扩大就业为抓手,促进新型城镇化发展

实证结果表明,经济发展、政府固定资产投资以及城镇就业人口的增加会促进新型城镇化的发展。为此,目前阶段应重点考虑以下方面:

一是加大“新基建”为代表的固定资产投资。固定资产投资是城市经济发展和生产性服务业集聚的重要支撑,现阶段在加大“新基建”投资的同时,应探索优化固定资产投资的环节和方式,提高投资效率。除此之外,还应积极引导民间资本进入固定资产投资领域,鼓励民间资本建设生产性服务业集聚区,提高资本的利用效率。

二是加大城镇人口在生产性服务业中的就业。实证结果显示,城镇人口就业对于提

升新型城镇化作用明显。为此,政府应加大城镇人口在生产性服务业领域中就业的比重。生产性服务业本身属于知识和技术密集型产业,对劳动力素质有一定的要求,有关部门可以加大对职业教育、继续教育等领域的投入,努力提高本地区劳动力素质,在提升生产性服务业城镇人口就业率的同时,更能推动新型城镇化的发展。

参考文献:

- [1]Henderson, J. V. The sizes and types of cities[J]. American Economic Review,1974 (64): 640-656.
- [2]Krugman, P. Increasing returns and economic geography[J]. Journal of Political Economy,1991 (99): 483-499.
- [3]Scott. A. J. Industrialization and Urbanization: A geographical agenda[J]. Annals of the Association of American Geographers,1986,76(1): 25-37.
- [4]钱纳里, 塞尔奎因. 发展的格局1950~1970[M]. 北京: 中国财政经济出版社, 1989: 64.
- [5]Fay Marianne,Opal Charlotte. Urbanization without growth:a not-so-uncommon Phenomenon[J]. Policy Research Working Paper,2000.
- [6]Hanson, Gordon H. Scale economies and the geographic concentration of industry[J]. Journal of Economic Geography,2001 (3): 255-276.
- [7]蔡孝箴. 城市经济学[M]. 天津: 南开大学出版社, 1998: 122.
- [8]马春辉. 产业集群的发展与城市化——以长江、珠江三角洲为例[J]. 经济问题, 2004 (3):30-32.
- [9]黄坡, 陈柳钦. 产业集群与城市化:基于外部性视角[J]. 甘肃行政学院学报, 2006 (4):66-68.
- [10]赵昕. 产业集群与城市化关系的实证分析——基于面板数据模型[J]. 云南财经大学学报(社会科学版), 2007 (4):94-97.
- [11]于斌斌, 胡汉辉. 产业集群与城市化的共同演化机制:理论与实证[J]. 产业经济研究,2013 (6): 1-11.
- [12]袁丹, 雷宏振. 高技术产业集群与省域城镇化——基于空间面板模型的实证分析[J]. 科技进步与对策, 2015 (12):45-49.
- [13]伍先福, 杨永德. 生产性服务业与制造业协同集聚提升了城镇化水平吗[J]. 财经科学, 2016 (11):79-90.
- [14]Giacinto Micucci, Valter di Giacinto. The

producer service sector in Italy: long-term growth and its local determinants [J]. *Spatial Economic Analysis*, 2009 (4): 391-425.

[15] 韩兰芳. 金融产业集聚的区域经济增长研究——以武汉城市圈为例[J]. *经济地理*, 2010(13): 134-136.

[16] 邱灵, 方创琳. 生产性服务业空间集聚与城市发展研究[J]. *当代经济*, 2012, 32(11): 76-80.

[17] 吴福象, 沈浩平. 新型城镇化、基础设施空间溢出与地区产业结构升级——基于长三角城市群16个核心城市的实证分析[J]. *财经科学*, 2013(7): 89-98.

[18] 韩峰, 王琢卓, 阳立高. 生产性服务业集聚、空间技术溢出效应与经济增长[J]. *产业经济研究*, 2014(2): 1-10.

[19] 王耀中, 欧阳彪, 李越. 生产性服务业集聚与新型城镇化——基于城市面板数据的空间计量分析[J]. *财经理论与实践*, 2014 (4): 107-112.

[20] 张洪玮. 生产性服务业集聚对城镇化的影响研究[D]. 重庆: 重庆大学, 2015.

【责任编辑 许鲁光】

The Impact of Producer Services Agglomeration on New Urbanization: Empirical Analysis of 27 Prefecture Level Cities in Yangtze River Delta Urban Agglomeration

HE Jun

Abstract: New urbanization is not only limited to the improvement of urbanization rate, but also needs to realize the comprehensive improvement and promotion of urban economy, population, society and environment, focusing on improving the comprehensive quality of urbanization. Producer service industry is separated from manufacturing industry, and it is also an important part of modern service industry. It plays an important role in optimizing urban industrial structure and promoting urban economic development, thus promoting the development of new urbanization. In particular, producer services agglomeration can directly or indirectly affect the economy, population, society and environment of cities and towns, thus promoting the development of new urbanization. This paper uses spatial econometric method to empirically test the relationship between producer services agglomeration and new urbanization in Yangtze River Delta urban agglomeration. The results show that producer services agglomeration in the Yangtze River Delta urban agglomeration significantly promotes the development of new urbanization, but producer services agglomeration has no spatial spillover effect on the new urbanization in the surrounding areas, which indicates that the unbalanced producer services agglomeration in the Yangtze River Delta urban agglomeration is not conducive to the development of new urbanization. Therefore, we should take the development of producer services into consideration from the perspective of “integrated high-quality development of the Yangtze River Delta”, explore the construction of collaborative innovation demonstration base of producer services in the Yangtze River Delta, guide the high-end manufacturing service related factor resources to gather in the regions with developed manufacturing industry, and promote the healthy development of new urbanization. In addition, the empirical results also show that economic development, government fixed investment and the increase of urban employment will promote the development of new urbanization. Therefore, at the present stage, we should focus on increasing the investment in fixed assets represented by “new infrastructure”, and increase the employment of urban population in producer services.

Keywords: producer services; new urbanization; Yangtze River Delta urban agglomeration