

# 中心城市的虹吸效应与区域协调发展

柳卸林<sup>1</sup>, 王 宁<sup>1</sup>, 吉晓慧<sup>1</sup>, 杨博旭<sup>2</sup>

(1. 中国科学院大学 经济与管理学院, 北京 100190;

2. 中国社会科学院数量经济与技术经济研究所, 北京 100732)

**摘要:** 改革开放以来, 我国实行效率优先的非均衡发展策略, 试图通过发挥中心城市作为经济增长极的溢出效应, 带动其周边城市发展, 最终实现区域协调发展。但中心城市带动周边城市发展的模式是否具有可持续性有待于进一步分析。基于增长极理论和新经济地理理论, 构建考虑空间效应的面板数据模型, 利用 2004—2018 年全国 31 个中心城市和 248 个非中心城市的统计数据, 对省域内经济增长极的虹吸效应进行实证分析。研究表明, 中心城市在经济增长过程中对同一省域内的周边城市存在虹吸效应, 产业同构强化中心城市的虹吸效应, 而经济距离对中心城市的虹吸效应没有调节作用。研究结果为我国促进区域协调发展提供了理论基础和战略参考。

**关键词:** 虹吸效应; 中心城市; 增长极; 协调发展

中图分类号: F290

文献标识码: A

文章编号: 1005-0566(2022)04-0076-11

## Siphon Effect of Central Cities and Coordinated Development of Regions

LIU Xielin<sup>1</sup>, WANG Ning<sup>1</sup>, JI Xiaohui<sup>1</sup>, YANG Boxu<sup>2</sup>

(1. School of Economics and Management, University of Chinese Academy of Science, Beijing 100190, China;

2. Institute of Quantitative & Technological Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100732, China)

**Abstract:** Since the reform and opening up, China has promoted economic development by performing non-equilibrium development strategy, which refers to cultivate and exert the leading role of central city as an economic growth pole in regional economic development. Whether this development model that relies on the central city's leading role is sustainable is worthy of in-depth study. Based on the growth pole theory and the new economic geography theory, an econometric model considering spatial effects is constructed, and statistical data related to 31 central cities and 248 surrounding cities are taken as the sample to conduct an empirical analysis of the siphon effect in urban development. The empirical results show that central city has a siphon effect on surrounding cities in the process of economic growth, and the industrial convergence between central and surrounding cities can strengthen the siphon effect, while economic distance between them has no significant moderating effect on it. This research provides a theoretical basis and strategic reference for promoting coordinated regional development.

**Key words:** siphon effect; central cities; growth pole; coordinated development

收稿日期: 2021-05-15 修回日期: 2021-07-23

**基金项目:** 广东省软科学项目“第四次工业革命背景下核心技术攻关对产业转型升级影响研究”(2018B070713004); 创新型国家建设监测和政策研究支撑研究项目“中国区域创新能力评价”(NIS202004); 中央高校基本科研业务费专项资金“产业集聚视域下城市协同创新与都市圈构建”(E0E48973)。

**作者简介:** 柳卸林(1957—), 男, 浙江衢州人, 中国科学院大学经济与管理学院教授, 博士, 研究方向为区域创新。通信作者: 吉晓慧。

2021年3月,《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》提出,“坚持实施区域重大战略、区域协调发展战略、主体功能区战略,健全区域协调发展体制机制”,将区域协调发展上升为国家战略。改革开放以来,我国实行优先支持沿海地区发展的增长极战略<sup>[1]</sup>,培育出北京、上海、广州、深圳等极具增长活力的经济增长极。这种效率优先的非均衡发展战略极大地解放和发展了生产力,刺激了国民经济的快速发展,同时也导致我国城市间经济发展差距的长期存在<sup>[2]</sup>。目前,我国发展中存在明显的区域经济发展分化态势和发展动力极化现象<sup>①</sup>,且具有不断扩大的非协调态势<sup>[3-4]</sup>。这意味着我国区域经济增长中存在着虹吸效应,虹吸效应原本指物理中液态分子在引力与位能差能作用下由压力大的一边流向压力小的一边,区域经济发展中的虹吸效应则是指经济发展条件较好的地区对条件较差地区要素和资源的吸引和集聚<sup>[5-6]</sup>。区域内增长极的虹吸作用会进一步加剧要素的非均衡配置情形,成为解决我国不平衡与不充分发展问题的重大阻力,基于增长极战略的非均衡发展模式能否持续,值得深入研究。

关于非均衡发展向均衡发展演进的转变路径,学者们从增长极与周边区域的空间作用关系的视角开展了一系列研究,实证检验的结果表明在东中西部、省际层面和城市层面等不同地理尺度上经济增长都存在显著的空间依赖关系<sup>[7-10]</sup>,同时房地产投资、交通基础设施、信息基础设施等要素的空间效应也得到验证<sup>[11-13]</sup>。然而,现有研究依然存在一些不足:一方面,增长极的存在是否有利于缩小区域经济发展差距尚未达成共识,有学者认为中国的区域经济增长极存在显著的溢出效应<sup>[14-16]</sup>;还有学者认为这种溢出效应并不显著<sup>[17]</sup>或并不是普遍存在<sup>[18-20]</sup>,并指出我国区域经济发展中存在着锁定效应,增长极对优质资源的虹吸会继续加大地区经济发展差距<sup>[21-23]</sup>,京津冀、长三角和珠三角三大经济发展区均出现增长

极过度虹吸周边资源而扩散不足的“极化陷阱”<sup>[24]</sup>。另一方面,依据多维邻近观点,区域经济增长的空间效应具有距离属性,溢出效应随地理距离衰减虽然已经得到了验证<sup>[25]</sup>,但是区域经济增长作为一项系统活动,必然受到其他多种非地理距离因素的综合影响<sup>[26]</sup>,如以产业同构程度反映的产业距离和以经济发展差距反映的经济距离,前者所反映的区域间技术邻近性提供了虹吸效应的知识基础<sup>[27]</sup>,后者所反映的要素集聚能力相对大小形成了虹吸效应的位势差<sup>[28]</sup>。现有关于非地理邻近因素对虹吸效应作用机制的研究依然不充分。

为探究区域内增长极的虹吸效应及其影响机制,本文基于增长极理论和新经济地理学理论,借鉴空间计量模型中的地理加权思想,使用2004—2018年全国31个中心城市和248个非中心城市的经济发展数据,构建考虑空间效应的面板数据模型。首先,考虑地理距离对于空间作用关系的影响,基于地理权重距离矩阵测度省域内中心城市在经济增长中对周边城市的虹吸效应;随后,从影响虹吸效应作用强度的知识基础和位势差出发,剖析增长极和周边城市的产业结构和经济距离对虹吸效应的影响机制。本文丰富了增长极理论在中国情景下的研究,为我国促进区域协调发展提供了理论基础和战略参考。

## 一、理论基础与研究假设

### (一) 中心城市的虹吸效应

增长极理论指出,地区应该优先将优势资源集中到发达地区,再通过溢出效应实现“先富带动后富”,最终实现区域经济的协调发展。在这一背景下,国家通过差别性区域政策培育出一批经济增长极<sup>[29]</sup>。同时,各省也纷纷依托增长极战略,实现中心城市和城市圈的快速发展<sup>[22]</sup>。中心城市是区域内享有独特的经济专业知识、丰富劳动力资源、相对较大的市场以及其他类型资源的集聚经济体<sup>[30]</sup>,也是区域的经济增长极<sup>[31]</sup>。《2020年新型城镇化建设和城乡融合发展重点任务》强调,优

① 参见习近平:推动形成优势互补高质量发展的区域经济布局 [http://www.gov.cn/xinwen/2019-12/15/content\\_5461353.htm](http://www.gov.cn/xinwen/2019-12/15/content_5461353.htm).

化发展直辖市、省会城市、计划单列市、重要节点城市等中心城市<sup>①</sup>，为中心城市发展指明了方向。基于此，本文将省域内能够配置周边各城市和地区资源的省会城市、计划单列市以及新一线城市<sup>②</sup>等中心城市定义为区域经济增长极。

在我国区域经济发展已经呈现以中心城市为增长极的“核心—外围”空间结构的背景下，由于增长极的规模经济和本地市场效应一直存在，有限的经济要素在市场力量作用下仍然会向资源利用效率更高的中心城市集聚<sup>[32]</sup>。这就导致了区域经济发展差距不仅长期存在<sup>[2]</sup>，还具有不断扩大的非协调态势<sup>[3]</sup>，并且在东西差距未明显缩小的情况下，“南快北慢”“南升北降”的南北分化特征越来越突出<sup>[29,33]</sup>。这种非均衡发展过程表明中心城市本身的增长也可能以牺牲其他地区的发展为代价<sup>[22,30,34]</sup>，即增长极对周边区域发挥着虹吸效应。

一方面，由于循环累积因果效应的存在，增长极在形成初始的优质要素集聚优势后，受外部规模经济和本地市场效应的作用，会继续集聚区域内人才、资金等优势资源，因此增长极的发展表现出循环累积过程<sup>[35]</sup>，导致了经济的初始发展模式难以转变的路径依赖和锁定效应<sup>[36]</sup>，加剧了周边地区要素配置相对劣势的情形。另一方面，补偿机制的失效也使得增长极的虹吸效应继续发挥。增长极对周边地区的溢出效应是通过补偿机制实现的，即在经济发展初期周边地区协助增长极发展，在经济发展后期增长极对周边区域进行补偿。但由于不同时期不同主体对于补偿有不同的价值判定，这种价值判断上的时间差异会导致补偿环节的失效，因而在现实中增长极对周边区域的补偿难以实现对称<sup>[24]</sup>，使得增长极对周边城市继续发挥虹吸效应。

基于此，本文提出以下假设：

假设 H1：中心城市在经济增长中对周边城市存在虹吸效应。

## (二) 产业同构的调节效应

在新经济地理学的分析框架下，区域内产业结构的空间布局是区域经济集聚和扩散的一个主要环节<sup>[37]</sup>。当前中国区域经济发展存在突出的结构性问题，产业选择呈现出一定程度的同构(industrial convergence, IC)现象<sup>[38]</sup>，即周边城市与中心城市的产业结构趋同，这形成了虹吸效应的知识基础和增长极与周边城市的竞争格局，使中心城市的虹吸效应得到强化。

首先，产业同构意味着增长极与周边城市发展所需的要素投入相似性高，成为虹吸效应的作用基础。Jaffe(1986)<sup>[39]</sup>指出基于技术基础的“认知邻近性”是影响溢出效应的重要因素。技术邻近是区域间知识溢出的基础和条件<sup>[40]</sup>，能够保证信息获取的速度和效率，具有相似背景和技术知识的双方能够很好地理解吸收外部知识，相反，则存在交流无效或效率低下<sup>[41]</sup>。对于城市来说，知识基础的相似程度可以通过产业同构程度反映。在相似的知识基础上，生产要素转移成本低，同时中心城市吸收能力更强，因此产业同构更有利于增长极发挥虹吸效应。

其次，产业同构使增长极与周边城市形成竞争性地缘经济关系，在这种关系下，周边城市因处于劣势地位更容易被虹吸。技术生态位理论指出，当企业间的技术生态位存在完全或部分重叠时，说明企业技术资源的分布模式相似，同时意味着存在相似的目标市场，因此会发生激烈竞争，在饱和市场环境下优势企业最终占据重叠的生态位空间<sup>[42-43]</sup>。将技术生态位理论拓展到区域间，当城市间产业结构趋同时，城市之间也会形成竞争关系。在此背景下，一方面周边城市在要素禀赋与要素积累方面处于劣势地位，因为增长极的产业发

① 关于印发《2020 年新型城镇化建设和城乡融合发展重点任务》的通知(发改规划[2020]532 号) [https://www.ndrc.gov.cn/xxgk/zcfb/tz/202004/t20200409\\_1225431.html](https://www.ndrc.gov.cn/xxgk/zcfb/tz/202004/t20200409_1225431.html)

② 根据第一财经·新一线城市研究所公布《2020 城市商业魅力排行榜》，新一线城市包括成都、重庆、杭州、武汉、西安、天津、苏州、南京、郑州、长沙、东莞、沈阳、青岛、合肥、佛山等 15 座城市，其中苏州、东莞和佛山 3 座城市不属于省会城市或计划单列市，因此本文将上述 3 座城市也界定为中心城市。



展已经形成规模优势,人才、资本、技术等要素会向增长极集聚以实现配置效率的最大化。另一方面周边城市因“集聚阴影”效应难以与中心城市竞争,根据 Fujita 等(1997)<sup>[44]</sup>基于市场潜力假说对于城市空间的研究,增长极周围存在着“集聚阴影”效应,即增长极周围的区域市场潜能更小但竞争压力更大,作为与增长极空间上十分接近的周边城市,面临着来自市场和交通成本两方面的竞争压力,更难与增长极中相同产业竞争。因此,保持与中心城相似的产业结构并不利于周边城市发展竞争优势,反而会因为集聚阴影效应、成本增加和未形成规模经济而处于劣势竞争地位,加剧增长极在相同产业中的虹吸效应。

基于以上内容,本文提出:

假设 H2:中心城市和周边城市产业同构强化中心城市的虹吸效应。

### (三)经济距离的调节效应

经济距离(economic distance, ED)反映了区域增长极与周边城市之间经济发展水平的差距,主要在空间计量经济学中作为权重矩阵使用,其基本假设是相似经济发展水平的主体之间会产生更多的溢出效应<sup>[12]</sup>。本文从增长极和周边城市的经济距离特征出发,刻画更为复杂的区域经济增长空间联系。

首先,经济距离形成了增长极与周边城市的经济“位势差”,虹吸效应来自经济发展水平的“位势差”。当增长极与周边城市经济距离较小,即发展水平相近时,对资源和要素需求的相似性会使两地形成竞争关系,在“行政区经济”的束缚下,要素的自由和快速流动受到限制<sup>[45]</sup>。同时,由于两地对于要素的吸引和集聚能力相近,因此虹吸效应无法发挥。此外,由于经济绩效在政府官员的晋升考核中权重较高,在增长目标管理的政治竞争下<sup>[46]</sup>,从城市经济主体理性的角度出发,为获取更多有利于城市自身发展的要素,两地会转向对其它地区进行资源和要素的争夺,因此虹吸效应最终发生在有着一定经济距离的城市之间。

其次,经济距离的扩大会增强增长极的相对

集聚优势,从而增强虹吸效应。虹吸效应反映了增长极相对于周边城市较强的规模效应和本地市场效应而产生的要素集聚能力,这种要素集聚优势表现为相对于其他城市较高的经济发展水平。当周边城市经济发展水平与中心城市状况相差甚远时,巨大的两极分化效应将把许多资源从郊区输送到中心城市<sup>[28]</sup>,这表明经济距离的扩大增强了增长极的要素集聚优势。同时,在较大的经济差距下,周边城市更难于吸引和保留经济要素,因此增长极表现出的虹吸效应更强。

综上所述,本文提出:

假设 H3:中心城市和周边城市经济距离强化中心城市的虹吸效应。

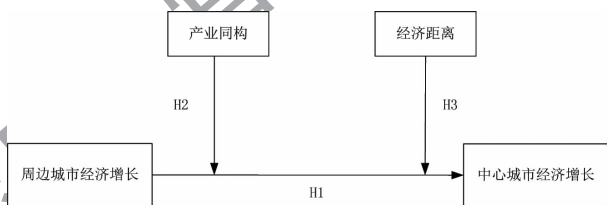


图1 虹吸效应及其影响机制研究理论模型

## 二、研究设计

### (一)变量说明

#### 1. 被解释变量

中心城市经济增长水平( $EI_t$ ),以前一年为基期计算地区生产总值指数来测度,地区生产总值指数反映了一定时期内地区生产总值的变动趋势和变动幅度,是经济增长水平的直接反映。

#### 2. 解释变量

周边地区的经济发展水平( $NR$ ),地理学第一定律指出,中心城市对周边地区的虹吸效应会随着地理距离的增加而衰减<sup>[47]</sup>。为此,本文使用基于地理距离的空间权重矩阵对周边城市的地区生产总值进行加总,借此测度周边城市的整体经济发展水平。由于我国行政区划的限制,生产要素的跨省流动会受到一定限制<sup>[48]</sup>,本文中的周边地区是指与中心城市处于同一省份的其他城市。

#### 3. 调节变量

产业同构( $IC$ ),反映了中心城市和周边城市的产业结构相似程度,使用联合国1979年提出的

产业结构相似指数测度,如式(1)所示:

$$IC_{ij} = \frac{\sum_{k=1}^n (X_{ik} X_{jk})}{\sqrt{\sum_{k=1}^n X_{ik}^2 \sum_{k=1}^n X_{jk}^2}} \quad (1)$$

其中,  $IC_{ij}$  表示城市  $i$  和城市  $j$  的产业同构系数,  $X_{ik}$  是指城市  $i$  的第  $k$  产业增加值占 GDP 的比重,  $X_{jk}$  是指城市  $j$  的第  $k$  产业增加值占 GDP 的比重。 $IC_{ij}$  值在 0 和 1 之间变动,值越大说明两地区产业结构相似度越高。同样,为了反映周边城市整体与中心城市的产业同构,将周边城市与中心城市的产业结构相似度按空间权重矩阵加权。

经济距离 ( $ED$ ),反映了中心城市和周边城市所在省份的经济差距水平,使用崔王指数进行测度,如式(2)所示:

$$ED = \frac{\theta}{N} \sum_{i=1}^k P_i \left| \frac{I_i - I^m}{I^m} \right|^r \quad (2)$$

其中,  $N$  表示省内年末总人口数,  $k$  表示省内地级市的数量,  $P_i$  表示城市  $i$  的年末总人口数,  $I_i$  表示城市  $i$  的人均地区生产总值,  $I^m$  表示该省所有城市人均地区生产总值的中值。 $\theta, r$  是两个基本的参数,通常取 0.5。崔王极化指数的取值范围为 0~1,越接近 1 说明该省的经济极化水平越高,经济距离越大。

#### 4. 控制变量

固定资产投资 ( $fixedassets$ ),本文采用固定资产投资额占地区生产总值的比重来衡量固定资产的投资率,反映固定资产投资对经济增长的贡献。

人力资本 ( $labour$ ),地区的经济增长主要得益于技术进步或人才以及人力资本的集聚<sup>[11]</sup>,本文采用普通高等和中等学校在校学生数总和占年末总人口数的比重来反映人力资本<sup>[22]</sup>。

就业水平 ( $employment$ ),本文采用年末单位从业人口数占年末总人口数的比重反映城市就业水平,进而控制其对地区经济发展的影响。

政府支出 ( $govern$ ),本文使用地方财政一般预算内支出占地方财政一般预算内收入的比重来反映政府对经济发展的干预程度<sup>[47]</sup>。

企业数量, ( $number\ of\ enterprise$ , 缩写  $NE$ ),一

方面,内资企业数量反映了国内资本投资的活跃程度;另一方面,内资企业也是影响政府税收的关键。本文使用内资企业数作为影响经济增长的关键变量并加以控制。

消费水平 ( $consumption$ ),本文使用社会消费品零售总额占地区生产总值的比重来反映消费对经济增长的贡献以及影响程度(见表 1)。

表 1 变量定义与测度

变量名称	符号	定义和测度
因变量		
中心城市经济增长水平	$EI_t$	中心城市当年的地区生产总值指数(上年=100)
自变量		
周边地区的经济发展水平	$NR$	利用空间权重矩阵对周边城市的地区生产总值进行加总
调节变量		
产业同构	$IC$	中心城市和周边城市的产业结构相似程度,使用产业结构相似指数测度
经济距离	$ED$	中心城市和周边城市所在省域内的经济差距水平,使用崔王指数测度
控制变量		
固定资产投资	$fixedassets$	中心城市的固定资产投资占地区生产总值的比重
人力资本	$labour$	中心城市普通高等和中等学校在校学生数总和占年末总人口数的比重
就业水平	$employment$	中心城市年末单位从业人口数占年末总人口数的比重
政府支出	$govern$	中心城市地方财政一般预算内支出占地方财政一般预算内收入的比重
企业数量	$NE$	中心城市的内资企业数量
消费水平	$consumption$	中心城市社会消费品零售总额占地区生产总值比重

#### (二)数据来源

本文采用的经济、人口、就业等相关数据均来源于 2004—2018 年《中国城市统计年鉴》以及各省份的统计年鉴。对于未在统计年鉴中披露的个别缺失数据,通过查询相应城市的《国民经济和社会发展统计公报》予以补充;对于极少数在官方文件中无法获得的数据,通过插值法予以补充。城市样本中,由于新疆、西藏、青海、海南的数据缺失较多,北京、上海、天津和重庆为直辖市,因此将这些城市排除在样本选择范围之外,最终选定了 31 个中心城市和 248 个非中心城市的 15 年的面板数据进行分析。本文采用的各城市之间的距离数据是根据国家基础地理信息数据库中的相关地图信息整理得到。

(三) 模型构建

基于新经济增长理论,我们建立了考虑空间效应的面板数据计量模型研究中心城市的“虹吸效应”的存在,以及产业同构和经济距离对该效应的调节机制,如式(3)。此外,我们将固定资产投资、人力资本作为控制变量纳入计量模型建立中,以此来反映生产要素对于经济增长的影响<sup>[49]</sup>。考虑到经济发展的路径依赖性,计量模型中还控制了中心城市上一年的经济增长水平,以及其他影响中心城市经济增长的因素,如就业水平、政府干预、企业数量和消费水平等。

$$\ln EI_{c,t} = \alpha_1 \cdot \ln \frac{NR_{c,t}}{NR_{c,t-1}} + \alpha_2 \cdot IC_{c,t} + \alpha_3 \cdot IC_{c,t} \cdot \ln \frac{NR_{c,t}}{NR_{c,t-1}} + \alpha_4 \cdot ED_{c,t} + \alpha_5 \cdot ED_{c,t} \cdot \ln \frac{NR_{c,t}}{NR_{c,t-1}} + \beta_i \sum_i control_i + \mu_{c,t} \quad (3)$$

$$NR_{c,t} = \sum_{r \neq c} \frac{1}{d_{rc}} \cdot GDP_{r,t} = w_{rc} \cdot GDP_{r,t} \quad (4)$$

$$W^T = (w_{rc})^{m \times n} = \begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} & \dots & w_{1n} \\ w_{21} & w_{22} & \dots & w_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{m1} & w_{m2} & \dots & w_{mn} \end{bmatrix} \quad (5)$$

其中,  $d_{rc}$  表示中心城市  $c$  与周边城市  $r$  的地理距离,  $GDP_{r,t}$  则为周边城市  $r$  在第  $t$  年的地区生产总值,  $EI_{c,t}$  表示中心城市  $c$  在第  $t$  年的地区生产总值指数,  $control_i$  表示一系列控制变量的集合。

三、实证结果分析

(一) 主要变量的描述性统计及相关性分析

变量的描述性统计和相关性分析如表 2 和表 3 所示,除个别值外,变量之间的相关系数基本小于 0.5, VIF 值均不超过 3, 变量之间不存在严重的多重共线性。

表 2 变量描述性统计分析

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
1EI <sub>t</sub>	465	1.116	0.037	0.944	1.286
2NR	465	1.131	0.088	0.694	1.762
3IC	465	0.059	0.035	0.002	0.151
4ED	465	0.591	0.098	0.332	0.943
5fixedassets	465	0.612	0.230	0.170	1.453
6labour	465	0.123	0.031	0.059	0.206
7employment	465	0.251	0.212	0.085	1.473
8govern	465	1.354	0.302	0.649	2.604
9NE	465	2143	1768	173	9531
10consumption	465	0.408	0.090	0.181	0.719

(二) 城市经济发展的空间相关性检验

表 4 展示了 Moran's I 指数的测度结果,总体来说,2004—2018 年地区生产总值的莫兰指数值在 0.045 ~ 0.033 之间波动,且均在 1% 水平下显著。在 2004—2018 年间,地区生产总值的空间相关性呈现先下降后上升的趋势,但是总体来说,城市经济发展之间仍存在显著的空间相关性。

(三) 模型估计结果与分析

空间相关性检验显示,城市经济发展具有明显的空间相关性,因此本文建立考虑空间效应的面板数据模型进行回归分析。由于存在空间自相关性,最小二乘法无法得出一致性的参数估计,因此需要使用极大似然方法进行估计<sup>[69]</sup>。

表 3 变量相关性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
1EI <sub>t</sub>										
2NR	0.635*	1.220								
3IC	-0.022	-0.023	1.180							
4ED	0.203*	0.054	0.134*	1.180						
5fixedassets	-0.024	-0.059	-0.156*	-0.203*	1.440					
6labour	-0.051	0.001	-0.061	0.139*	-0.018	1.570				
7employment	-0.300*	-0.172*	0.060	0.024	-0.360*	0.339*	1.660			
8govern	-0.027	-0.095*	-0.262*	0.031	0.427*	0.006	-0.367*	1.910		
9NE	-0.127*	-0.105*	0.326*	-0.010	-0.295*	-0.325*	0.244*	-0.560*	1.960	
10consumption	-0.353*	-0.263*	-0.022	-0.205*	0.363*	0.152*	-0.223*	0.337*	-0.251*	1.480

注: \* 表示 P < 0.05, 对角线为变量 VIF 值。



表 4 莫兰指数以及检验结果

年份	Moran's I	z-value	p-value
2004	0.045	5.618	0.000
2005	0.041	5.146	0.000
2006	0.042	5.291	0.000
2007	0.041	5.127	0.000
2008	0.038	4.871	0.000
2009	0.038	4.808	0.000
2010	0.038	4.859	0.000
2011	0.036	4.594	0.000
2012	0.034	4.353	0.000
2013	0.033	4.250	0.000
2014	0.034	4.348	0.000
2015	0.034	4.414	0.000
2016	0.038	4.793	0.000
2017	0.038	4.885	0.000
2018	0.039	4.955	0.000

表 5 展示了模型的回归结果。模型 1 只加入了控制变量,回归结果显示中心城市上一年的经济增长水平对因变量具有显著的正向影响,回归系数为 0.623 ( $p < 0.01$ ),印证了地区经济发展的路径依赖性,因此对该变量的控制是必要的。

模型 2 在模型 1 的基础上,加入了周边地区的经济发展水平,在控制了其他变量的条件下,周边地区的经济发展水平对中心城市的经济增长水平具有显著的正向影响。由此可见,在经济发展过程中,周边城市对中心城市有反向溢出效应,证实了中心城市的“虹吸效应”,验证了本文的假设 H1。

模型 3 检验了产业同构的调节效应,结果显示产业同构与自变量的交乘项的回归系数为 0.737 ( $p < 0.01$ ),说明产业同构强化了中心城市的“虹吸效应”,验证了假设 H2。具体而言,当中心与周边城市的产业结构高度相似时,中心城市所具备的较高的经济发展程度、完善的市场制度和基础设施等优势,使其在与周边城市的同类产业竞争中具有明显的优势,从而吸引周边城市优质资源向其集聚,强化“虹吸效应”。

模型 4 验证了经济距离的调节效应,根据回归结果,经济距离与自变量的交乘项的回归系数为正,但是统计上不显著。由此可见,在本文所关注的 2004—2018 年这一时间窗口内,该变量对虹吸效应不存在调节作用,未验证假设 H3。

模型 5 显示了全模型回归结果,各主要变量系

数符号及显著性未发生变化,说明结果具有稳健性。

表 5 模型回归结果分析

变量	因变量: $EI_t$				
	Model1	Model2	Model3	Model4	Model5
自变量					
NR		0.100 ***	0.057 ***	0.145 ***	0.086 *
		(0.013)	(0.020)	(0.042)	(0.047)
调节变量					
IC			-0.124		-0.088
			(0.310)		(0.313)
ED				0.021	0.027 **
				(0.013)	(0.014)
交叉项					
NR × IC			0.737 ***		0.778 ***
			(0.267)		(0.266)
NR × ED				0.081	0.055
				(0.075)	(0.076)
控制变量					
$EI_{t-1}$	0.623 ***	0.514 ***	0.522 ***	0.503 ***	0.510 ***
	(0.042)	(0.042)	(0.041)	(0.041)	(0.041)
fixedassets	-0.008	-0.003	-0.005	-0.003	-0.005
	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.008)
labour	-0.041	-0.006	-0.025	0.007	-0.014
	(0.081)	(0.076)	(0.076)	(0.076)	(0.075)
employment	-0.008 **	-0.008 **	-0.007 *	-0.007 **	-0.006 *
	(0.004)	(0.003)	(0.004)	(0.003)	(0.004)
govern	0.043 ***	0.043 ***	0.042 ***	0.043 ***	0.042 ***
	(0.010)	(0.009)	(0.009)	(0.009)	(0.009)
NE	-0.006	-0.008 *	-0.008 *	-0.007	-0.007
	(0.005)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
consumption	-0.060 ***	-0.048 ***	-0.043 ***	-0.043 ***	-0.038 ***
	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.012)
常数	0.001	0.021	0.041	0.025	0.044
	(0.038)	(0.036)	(0.054)	(0.036)	(0.055)
个体固定效应	是	是	是	是	是
N	434	434	434	434	434
log likelihood	1124.718	1151.554	1155.344	1156.838	1161.060

注: \* 表示  $P < 0.1$ , \*\* 表示  $P < 0.05$ , \*\*\* 表示  $P < 0.01$

#### (四) 内生性分析

考虑到区域经济发展具有空间相关性,周边城市和中心城市的经济发展存在相互影响关系,进而存在内生性问题,本文通过使用工具变量法解决这一问题。一方面,考虑到内生性问题主要表现在自变量和因变量之间存在逆向因果关系,选择将原自变量滞后一期作为其自身的工具变量,即周边地区经济发展水平的滞后项 ( $NR_{t-1}$ ) 是本文选择的第一个工具变量。另一方面,为了防止出现工具变量识别不足、弱工具变量等问题,我们继续寻找另一个可以用来表征原自变量的工具变量。在原自变量通过增长率来测度周边地区经

济发展水平的基础上,使用周边地区地区生产总值的绝对值来作为其工具变量,即基于空间权重矩阵的周边地区 GDP 加权值滞后项 ( $MP_{t-1}$ ) 是本文的第二个工具变量。

首先,本文通过相关检验验证了所选择工具变量的合理性。之后,使用面板数据工具变量法进行回归,结果如表 6 所示,自变量对因变量仍具有显著的正相关,即中心城市的虹吸效应是存在的,验证了文中的假设 H1。此外,使用工具变量法回归得到的系数大于上文分析结果,可以看出在原来的内生性问题的影响下,中心城市虹吸效应被低估。

表 6 工具变量法回归结果分析

因变量: $EI_t$	
自变量	
NR	0.691***
	(0.156)
控制变量	
$EI_{t-1}$	-0.132
	(0.195)
fixedassets	0.029
	(0.020)
labour	0.200
	(0.195)
employment	-0.007
	(0.009)
govern	0.047**
	(0.022)
NE	-0.016
	(0.011)
consumption	0.023
	(0.034)
个体固定效应	是
F 统计量	22.27
LM 统计量	17.543
	(Chi-sq(2) P-value = 0.000)
Cragg - Donald Wald F statistic	8.966
	(20% maximal IV size: 8.75)
Sargan 检验	0.580
	(Chi-sq(1) P-value = 0.447)
N	434

注:\*\*表示  $P < 0.05$ , \*\*\*表示  $P < 0.01$

(五) 稳健性检验

为了进一步提高结论的可靠性,我们选择三种方法对模型进行稳健性检验,分别为缩短观察时间窗口、子样本回归以及替换变量法。①缩短观察时间窗口:2007 年党的十七大提出了以“推动区域协调发展,优化国土开发格局”,区域经济协

调发展进入新的发展时期。基于此,我们截取了 2007—2018 年的面板数据对模型进行稳健性检验。②子样本回归:鉴于同一省份多个中心城市对周边城市的共同虹吸,可能导致虹吸效应的放大作用,本文选择仅有一个中心城市的子样本进行稳健性检验。③替换变量法:计算各省的地区生产总值变异系数来替代崔王指数,对经济距离进行测度。稳健性检验结果如表 7 显示,除子样本回归中产业同构调节作用不显著外,其他结果均保持不变,本文结果稳健。子样本产业同构调节作用不显著的原因在于,考虑到单核空间结构中,中心城市相较于周边城市而言,经济发展水平较高,具有吸引优质要素向其流动的天然优势,此时产业同构对虹吸效应的调节作用将不再显著。

(六) 进一步分析与讨论

考虑到中心城市的虹吸效应可能不仅作用于省域内的周边城市,本文以南京市为例,分析了其在经济发展过程中对省内(江苏省)和省外(以安徽省为例)周边城市的虹吸效应。图 2 描述了南京市 2004—2018 年经济增长中未解释部分(即被解释变量与控制变量回归后的残差)与省内周边城市和省外周边城市地区发展水平的相关关系,结果显示,在控制了其他变量影响的条件下,安徽省地级市的经济水平对南京市的经济增长水平具有正向影响。由此可见,中心城市的虹吸效应不完全限于省域内。但可能由于行政区划分隔,南京市对于省内周边城市的虹吸效应还是强于省外周边城市。

四、结论与启示

本文利用我国 31 个中心城市和 248 个非中心城市 2004—2018 年的经济统计数据,构建了考虑空间效应的面板数据模型,分析了城市经济发展中的“虹吸效应”产生和影响机制,得到以下结论。

首先,中心城市在经济增长过程中对周边城市存在显著的虹吸效应。在中国经济发展的现阶段,中心城市是各省大力发展的对象,其依托自身政策优势、完备的基础设施、优质的教育和医疗资源等,不断吸引周边的人力和资本等要素,促进自身经济发展。其次,中心城市与周边城市的产业



表 7 稳健性检验结果

变量	缩短时间窗口				子样本回归				替换变量	
	Model2	Model3	Model4	Model5	Model2	Model3	Model4	Model5	Model4	Model5
NR	0.173 *** (0.015)	0.126 *** (0.022)	0.163 *** (0.044)	0.094 * (0.048)	0.069 *** (0.017)	0.075 *** (0.027)	0.143 ** (0.056)	0.133 ** (0.059)	0.099 *** (0.014)	0.051 ** (0.023)
IC		-0.184 (0.294)		-0.282 (0.295)		-0.582 (0.454)		-0.490 (0.482)		-0.061 (0.315)
ED			0.041 *** (0.013)	0.047 *** (0.014)			-0.012 (0.023)	-0.015 (0.023)	-0.048 *** (0.014)	-0.047 *** (0.014)
NR * IC		0.743 *** (0.258)		0.792 *** (0.254)		-0.158 (0.457)		-0.098 (0.462)		0.741 *** (0.278)
NR * ED			-0.026 (0.081)	-0.066 (0.082)			0.133 (0.095)	0.109 (0.098)	0.033 (0.035)	0.004 (0.037)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	-0.069 * (0.038)	-0.046 (0.051)	-0.052 (0.038)	-0.012 (0.053)	0.129 ** (0.060)	0.163 ** (0.066)	0.108 * (0.062)	0.139 ** (0.070)	0.018 (0.036)	0.028 (0.054)
个体效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是	是
N	341	341	341	341	238	238	238	238	434	434
Log likelihood	957.509	961.7478	964.588	969.709	633.024	634.015	634.066	634.636	1157.190	1160.736

注: \* 表示  $P < 0.1$ , \*\* 表示  $P < 0.05$ , \*\*\* 表示  $P < 0.01$

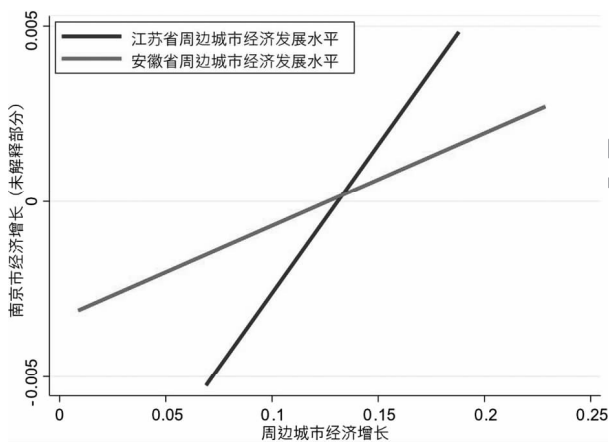


图 2 南京市虹吸效应分析

同构强化了中心城市的虹吸效应。中心和周边城市在经济中存在明显的竞争关系,两者产业结构越相似,其对生产要素的需求越接近,加速了周边城市的产业要素流失。最后,中心城市与周边城市的经济发展差距并不能影响中心城市的虹吸效应。可能的原因在于:虹吸效应产生受政策、基础设施建设水平、教育以及医疗资源发展水平等多种因素影响,经济发展差距并非是导致虹吸效应产生以及发展的唯一原因。此外,考虑到 2004—2018 年这一样本窗口期内中心城市和周边城市的经济发展差距并无明显的缩小,因此在统计学上经济距离对虹吸效应的调节作用并不显著。

本文关于中心城市对周边城市虹吸效应的研

究,对于促进城市协调发展方面具有一定实践意义。第一,城市间的经济发展存在空间上的关联性,政府要消除城市间的商务合作和交通运输的壁垒,构建以中心城市为核心的都市圈层,以便有效发挥中心城市的正向空间溢出作用,从而带动周边城市的经济增长。第二,周边城市要积极发展与中心城市相互补的产业,并基于自身的发展优势,承接中心城市的产业转移,应当是今后城市经济发展政策中需要考虑的关键议题。第三,随着国家以及地区的经济快速发展以及在国家“脱贫攻坚”政策的大力支持下,原来落后地区也迎来了发展的黄金期。周边地区不仅要着力提高经济发展水平,还要注重配套基础设施建设,吸引优质要素主动向其流动,从而抑制中心城市的虹吸效应。相对落后地区的政府部门更要发挥主观能动性,给予人才等优质要素充分的自主权,并坚持“不一定为我所有,但是一定要为我所用”的指导思想,建立“人才、科技飞地”提高优质要素的利用率。

鉴于主观和客观因素限制,本文研究仍然存在一些不足之处,这也成为未来进一步研究的方向。一是本文仅通过地理距离构建空间权重矩阵,而未考虑经济、人口等非地理因素,未来的研究中,将尝试建立基于经济距离、铁路或者高铁运输时间的空间权重矩阵,完善和深化本文研究。

二是考虑到我国省级行政区划的限制,本文将中心城市对周边城市的虹吸效应限定在省域范围内,而没有考虑跨省的虹吸效应。在未来的研究中,我们将打破省域边界,并将行政区划作为一个影响因素纳入研究,进而从区域以及全国范围来探究增长极的虹吸效应。三是本文分析了中心城市在2004—2018年经济增长中的虹吸效应,而没有考虑不同历史时期的政策效应。在未来的研究中,将会把国家和地方政府的区域协调政策纳入研究,利用双重差分、断点回归等方法,进一步深化国家政策对虹吸效应影响的理解。

#### 参考文献:

- [1]刘秉镰,朱俊丰,周玉龙. 中国区域经济理论演进与未来展望[J]. 管理世界, 2020, 36(2): 182-194.
- [2]李实,朱梦冰. 中国经济转型40年中居民收入差距的变动[J]. 管理世界, 2018, 34(12): 19-28.
- [3]孙志燕,侯永志. 对我国区域不平衡发展的多视角观察和政策应对[J]. 管理世界, 2019, 35(8): 1-8.
- [4]LI F, LI G. Agglomeration and spatial spillover effects of regional economic growth in China[J]. Sustainability, 2018, 10(12): 4695.
- [5]刘和东. 国内市场规模与创新要素集聚的虹吸效应研究[J]. 科学学与科学技术管理, 2013, 34(7): 104-112.
- [6]范子英,张航,陈杰. 公共交通对住房市场的溢出效应与虹吸效应:以地铁为例[J]. 中国工业经济, 2018(5): 99-117.
- [7]薄文广,安虎森. 中国被分割的区域经济运行空间——基于区际增长溢出效应差异性的研究[J]. 财经研究, 2010, 36(3): 77-89.
- [8]吴福象,朱蕾. 中国三大地带间的产业关联及其溢出和反馈效应——基于多区域投入—产出分析技术的实证研究[J]. 南开经济研究, 2010(5): 140-152.
- [9]PAN W Q. Regional linkage and the spatial spillover effects on regional economic growth in China [J]. Economic research journal, 2012, 1: 54-65.
- [10]LEI T, WANG H H, CHEN Y. Spatial externalities in China regional economic growth[J]. China economic review, 2010, 21: S20-S31.
- [11]张洪,金杰,全诗凡. 房地产投资、经济增长与空间效应——基于70个大中城市的空间面板数据实证研究[J]. 南开经济研究, 2014(1): 42-58.
- [12]JIANG X S, ZHANG L, XIONG C F, et al. Transportation and regional economic development: analysis of spatial spillovers in China provincial regions[J]. Networks and spatial economics, 2016, 16(3): 769-790.
- [13]刘生龙,胡鞍钢. 基础设施的外部性在中国的检验: 1988—2007 [J]. 经济研究, 2010, 45(3): 4-15.
- [14]YING L G. Measuring the spillover effects: some Chinese evidence[J]. Papers in regional science, 2000, 79(1): 75-89.
- [15]GROENEWOLD N, LEE G P, ANPING C. Regional output spillovers in China: estimates from a VAR model[J]. Papers in regional science, 2007, 86(1): 101-122.
- [16]WANG M, XU J H, HAN S R. A study on the economic effects of provincial capital bias and the adjustment of urban development strategy in China [C]//2018 International conference on management science and engineering (ICMSE). IEEE, 2018: 390-405.
- [17]FU X. Limited linkages from growth engines and regional disparities in China[J]. Journal of comparative economics, 2004, 32(1): 148-164.
- [18]BRUN J F, COMBES J L, RENARD M F. Are there spillover effects between coastal and noncoastal regions in China? [J]. China economic review, 2002, 13(2/3): 161-169.
- [19]GROENEWOLD N, LEE G P, ANPING C. Inter-regional spillovers in China: the importance of common shocks and the definition of the regions[J]. China economic review, 2008, 19(1): 32-52.
- [20]PENG H, KIM B. Provincial output spillovers in China: global vector autoregressive approach [J]. China & world economy, 2012, 20(6): 55-81.
- [21]陈飞翔,黎开颜,刘佳. 锁定效应与中国地区发展不平衡[J]. 管理世界, 2007(12): 8-17.
- [22]柯善咨. 中国城市与区域经济增长的扩散回流与市场区效应[J]. 经济研究, 2009, 44(8): 85-98.
- [23]CHEN M, ZHENG Y. China's regional disparity and its policy responses[J]. China & world economy, 2008, 16(4): 16-32.
- [24]周密. “极化陷阱”之谜及其经济学解释[J]. 经济学家, 2009(3): 81-86.
- [25]符森. 地理距离和技术外溢效应——对技术和经济集聚现象的空间计量学解释[J]. 经济学(季刊), 2009, 8(4): 1549-1566.
- [26]李婧,谭清美,白俊红. 中国区域创新生产的空间计量分析——基于静态与动态空间面板模型的实证研究[J]. 管理世界, 2010(7): 43-55.

- [27]贺灿飞, 金璐璐, 刘颖. 多维邻近性对中国出口产品空间演化的影响 [J]. 地理研究, 2017, 36(9): 1613-1626.
- [28]CHIANG S. Assessing the merits of the urban-led policy in China: spread or backwash effect? [J]. Sustainability, 2018, 10(2): 451.
- [29]李兰冰, 刘秉镰. “十四五”时期中国区域经济发展的重大问题展望 [J]. 管理世界, 2020, 36(5): 36-51.
- [30]KE S Z, FESER E. Count on the growth pole strategy for regional economic growth? spread-backwash effects in greater central China [J]. Regional studies, 2010, 44(9): 1131-1147.
- [31]王兴平, 黄兴文. 省域中心城市的内涵与选择——以江苏省为例 [J]. 城市发展研究, 2002(3): 48-52.
- [32]CHEN Y, WU Y. Regional economic growth and spillover effects: an analysis of China's pan pearl river delta area [J]. China & world economy, 2012, 20(2): 80-97.
- [33]徐晓丹, 柳卸林. 中国区域科技创新与发展 40 年 [J]. 科学学研究, 2018, 36(12): 2136-2140.
- [34]CHEN A P, PARTRIDGE M D. When are cities engines of growth in China? spread and backwash effects across the urban hierarchy [J]. Regional studies, 2013, 47(8): 1313-1331.
- [35]MYRDAL G. Economic theory and underdeveloped regions [M]. London: Gerald Duckworth & Co. Ltd, 1957.
- [36]ARTHUR W B. Competing technologies, increasing returns, and lock-in by historical events [J]. The economic journal, 1989, 99(394): 116-131.
- [37]陈建军. 长江三角洲地区的产业同构及产业定位 [J]. 中国工业经济, 2004(2): 19-26.
- [38]刘沛罡. 产业同构与产业选择: 理论综述 [J]. 技术经济, 2017, 36(10): 92-99.
- [39]JAFFE A B. Technological opportunity and spillovers of R&D: evidence from firms' patents, profits and market value [J]. The American economic review, 1986, 76(5): 984-1001.
- [40]杨博旭, 王玉荣, 李兴光. 多维邻近与合作创新 [J]. 科学学研究, 2019, 37(1): 154-164.
- [41]柳卸林, 杨博旭. 多元化还是专业化? 产业集聚对区域创新绩效的影响机制研究 [J]. 中国软科学, 2020(9): 141-161.
- [42]张敬文, 江晓珊, 徐莉. 战略性新兴产业技术创新联盟合作伙伴选择及评价研究——基于技术生态位视角 [J]. 科技管理研究, 2016, 36(5): 127-132.
- [43]姚艳虹, 陈彦文, 周惠平. 技术创新网络中企业生态位对二元式创新的影响 [J]. 科技进步与对策, 2017, 34(19): 1-7.
- [44]FUJITA M, MORI T. Structural stability and evolution of urban systems [J]. Regional science and urban economics, 1997, 27(4/5): 399-442.
- [45]杜娟, 戴宾. 双核结构模式与成渝双核城市 [J]. 重庆工商大学学报, 西部论坛, 2006(2): 19-22.
- [46]王效梅, 余正颖, 刘小勇. 广东省经济增长的扩散回流与市场区效应实证检验 [J]. 地理科学, 2020, 40(10): 1636-1645.
- [47]于斌斌. 产业结构调整与生产率提升的经济增长效应——基于中国城市动态空间面板模型的分析 [J]. 中国工业经济, 2015(12): 83-98.
- [48]任以胜, 陆林, 虞虎. 新安江流域行政区经济非均衡性的行政边界效应 [J]. 经济地理, 2020, 40(9): 46-52.
- [49]潘文卿. 中国的区域关联与经济增长的空间溢出效应 [J]. 经济研究, 2012, 47(1): 54-65.

(本文责编:王延芳)