

农业转移人口空间集聚格局与机制

梅建明^{1,2},刘丰睿¹

(1. 中南财经政法大学 财政税务学院,湖北 武汉 430073;
2. 湖北江城实验室战略(管理)研究院,湖北 武汉 430205)

摘要: 基于2016、2018年流动人口动态监测数据和282个地级市统计数据,运用空间杜宾模型,从空间溢出效应视角探究了基本公共服务对农业转移人口空间集聚的影响。研究表明,我国农业转移人口空间格局存在显著的集聚特征。本地公共服务综合水平是吸引农业转移人口在本地集聚的重要因素,本地的教育投入和医疗卫生投入对本地农业转移人口空间集聚规模具有显著的促进作用。本地公共服务综合水平和教育投入对周边地市存在显著为负的外溢效应,人口要素竞争存在“以邻为壑”现象且内陆城市的公共服务空间溢出效应高于东部沿海及周边城市;而医疗卫生投入只在中西部地区对邻近地市存在显著为正的空间溢出效应。公共服务的空间溢出效应存在空间衰减特征的地理边界限制。

关键词: 公共服务;空间溢出效应;农业转移人口;城镇化

中图分类号: F328

文献标识码: A

文章编号: 1672-0202(2023)01-0046-13

一、公共服务与人口流动

党的二十大报告指出:中国式现代化是人口规模巨大的现代化,要坚持推进以人为核心的新型城镇化。随着新型城镇化建设的加速推进,人口迁移成为影响经济社会发展的重要因素。据第七次全国人口普查数据显示,2020年我国流动人口规模达3.76亿人次,较2010年增加1.54亿,其中农业转移人口2.86亿,是流动人口的主要组成部分。大量微观个体向特定区域持续迁入导致人口集聚现象,从全球发达城市经验来看,人口集聚是经济社会发展的普遍状态,能够解释一个国家在特定时期的发展水平变化,是促进资源合理配置和推进经济社会发展的基本前提。我国农业转移人口的空间集聚过程与新型城镇化的推进相互交织,影响着新型城镇化建设的质量和进度。

实践表明,公共服务在很大程度上会影响农业转移人口集聚。理论上,公共服务普遍具有不可分割的外部效应。这种外部效应对邻近地级市可能是积极的(扩散效应、竞争效应),也可能是消极的(极化效应)。从积极的外部效应来看,一方面,由于经济活动的空间连续性,邻近地区会从中心城区公共服务的供给中受益^[1],如Akai & Suhara^[2]通过对日本文化支出反应函数的估计,发现在地方政府文化支出之间存在着正向的溢出效应;基础交通设施的完善会使邻近地区在物资运送、人才流动方面更加便利;受教育水平的提高也会通过技术溢出的形式提高周边地区的生产效率等,表现为“以邻为伴”现象。另一方面,Tiebout^[3]提出的“用脚投票”理论决定了地方政府会进行福利竞争,以提高本地区对人口要素的吸引力^[4]。在中国特定的政治经济环境下,由于以往地区发展与领导政绩挂钩,在晋升激励的作用下“标尺竞争”会更加激烈^[5],这种福利竞争虽不一定高效,但对吸引人才起到了作用。从消极的外部效应来看,城市间的竞争策略会扭曲劳动力要素的自然集聚^[6],主要表现为极化现象:本地区公共服务水平的提高,会持续吸引其他地区人口要素

收稿日期:2022-08-17

DOI:10.7671/j.issn.1672-0202.2023.01.005

基金项目:国家社会科学基金重点项目(22ASH015)

作者简介:梅建明(1971—),男,湖北枣阳人,中南财经政法大学财政税务学院教授,主要研究方向为农业转移人口市民化与财政理论。E-mail:1055986095@qq.com

和物质要素向本地区集聚,本地在获得生产要素的同时会进一步增强其提供高水平公共服务的动力和能力,挤压周边地市的发展空间,表现为“以邻为壑”现象。

由此可见,公共服务水平不仅直观上对农业转移人口的区位偏好产生影响,而且还存在空间溢出效应,其溢出效应的大小则取决于“非市场性”附加影响的强弱。当前,我国地级市公共服务对农业转移人口空间集聚的作用如何,人口要素竞争是“以邻为壑”还是“以邻为伴”,是否存在空间溢出效应,空间溢出边界在什么范围,如何促进农业转移人口有序流动合理分布,回答这些问题对于我国区域发展新格局的形成具有重要意义。

国内外学者对公共服务与人口迁移的之间的关系展开了相关研究。Tiebout^[3]首次将公共服务作为人口迁移的重要“拉引”因素进行研究,发现人口迁入是权衡税负和公共服务后选择的结果,进一步提出“用脚投票理论”,该理论已经得到了加拿大^[7]、俄亥俄州哥伦布市^[8]、瑞典^[9]等地区微观数据的印证。近年来,众多国内学者基于中国实际国情,对 Tiebout 理论在中国的适用性展开探讨,但所得结果存在一定争议。如部分学者基于当时我国财政分权制度和户籍制度的现实情形,认为 Tiebout 理论在我国并不适用^[10]。然而,在我国十六届五中全会首次提出“基本公共服务均等化”概念后,部分学者从多个角度印证 Tiebout 理论在我国具备一定的适用性。总体来看,学者们基于人口普查、人口抽样调查等经验数据,发现地方政府财政支出差异对省际人口的迁移具有显著为正的拉力^[11],但这种拉力作用存在时间差异。21 世纪前,地方公共支出对人口迁移影响并不显著,但 2000 年和 2005 年等多次人口普查数据均验证了地方公共支出对人口迁移的显著正向影响^[12]。不过需要注意的是,尽管长期流动的人口更倾向于选择流入高公共服务水平地区,但不能高估公共服务均等化缓解人口集聚的能力^[13]。

中国特色社会主义进入了新时代,满足和实现人民对美好生活的需求和向往成为地方政府的主要目标之一,地方公共服务供给影响人口流动的观点逐渐成为学界的共识。学者们也开始在 Tiebout 理论的基础上对公共服务与人口流动的关系展开多维度探究:有研究认为公共品的供给对人口流入不仅存在显著正向影响,更可能对跨省迁移人口产生门槛效应^[14]。并且这一影响可能存在劳动力异质性,即公共服务支出水平对受过高教育水平的劳动力存在显著正向吸引力,而对低教育水平的劳动力不存在显著影响^[15]。有些学者则关注公共服务可及性对流动人口流向的影响,认为公共服务供给能力可以促进区域间的人口再配置,考虑到公共服务可及性,发展提升型公共服务将会成为吸引人力资本的重要因素^[16],并且能显著降低“流而不迁”现象的发生^[17]。还有学者建立空间计量模型研究了跨区域人口流动的影响因素,主要讨论了收入、经济饱和度等存在的门限效应^[18]。

通过文献梳理发现,已有研究尚存以下不足:(1)对流动人口空间分布的自相关性和公共服务的空间溢出效应关注不足;(2)研究重点关注了人口迁移的过程,而人口集聚作为人口迁移的结果,既包含动态流动过程,又包括静态迁移结果,不应被忽视;(3)仅从综合指标或总支出视角进行衡量与估计,未将公共服务进行细分,忽视了以户籍或居住证为门槛的教育与医疗卫生等权益—伦理型公共服务^①对人口空间集聚的影响;(4)低估了流动人口群体的异质性,对农业转移人口关注不足^②。

① 由政府提供基础教育、医疗服务等在满足当代社会对于公民权利的诉求的同时,还为全社会带来了实实在在的利益,即学术界所公认的效用不可分割的“外部性”或公益性^[19]。由此,将这类新的公共服务称为“权益—伦理型公共服务”。

② 根据 2020 年农民工监测调查报告和第七次全国人口普查数据:2020 年我国存在近 1 亿的城—城流动人口。农业转移人口与城—城流动人口从自我认知、经济基础均存在较大的差异,流动人口的各项特征规律对农业转移人口是否具有普适性有待考证。

鉴于此,本文尝试构建公共服务综合指标体系,同时关注以户籍或居住证为门槛的教育与医疗卫生等权益—伦理型公共服务对农业转移人口集聚的影响,利用最新发布的2018年流动人口动态监测数据和282个地级市统计数据,借助空间杜宾模型从空间溢出效应视角探究当前我国地级市间的人口要素竞争是“以邻为壑”还是“以邻为伴”。

二、研究设计

(一) 变量选取与描述性统计

本文的被解释变量为农业转移人口规模(OFW)。从农业转移人口数据来源及测算方法上看,学术界对农业转移人口规模的测度存在较大差异^①,本文在前人研究基础上,结合2018年流动人口动态监测数据与《中国城市建设统计年鉴》对我国农业转移人口规模进行测算:首先,选取流动人口动态监测数据中户口类型为农业户口,流动原因为务工、工作或经商的群体为研究对象,并删除了各示范区、自治州、新区等地区的样本,最终得到82534个有效样本。在调查样本中农业转移人口比例能够真实反映全国各地市流动人口结构的假设前提下,分别统计出282个地级市的流动人口样本量和农业转移人口数量,计算出各地级市农业转移人口在流动人口中所占比例。其次,以地级市流动人口^②为基准,利用调查样本中农业转移人口比例估算出各地级市农业转移人口的规模,公式如下:

$$OFWi = FPi \times \frac{Sofwi}{Sfpi}$$

$OFWi$ 代表测算流入地区*i*中农业转移人口个数, FPi 表示地区*i*中流动人口的个数, $Sofwi$ 表示地区*i*中农业转移人口的样本个数, $Sfpi$ 表示地区*i*流动人口样本总数。

本文的核心解释变量为公共服务综合水平(PUB)。参照李拓^[18]、杨义武^[14]、洪俊杰^[12]等研究,综合了包括:城市教育、医疗卫生、公共交通、绿化环境和文化五个方面的一级指标^③。利用主成分分析法^[23]获得公共服务各维度基础指标对综合指标的贡献。此外,本文选取各地级市教育投

① 主要包括四种方法:一是以国家统计局自2008年开展的农民工监测调查为依据,该调查报告从输出地农村的角度反映农民工的规模、流向和分布,但公布数据限于全国层面,且原始数据未公开。二是以城镇从业人口减去城镇在岗职工或乡村从业人员减去乡村第一产业从业人员来衡量农民工数量^[20]。但城镇在岗职工中不乏大量的农村户籍人口,直接将该部分人群删除实为不妥;而乡村从业人员减去乡村第一产业从业人员其口径实为流出地农村劳动力转移数量,且相关指标仅在省级层面较为可靠。三是以流动人口数量乘以固定的比例,农民工总人数=乡村非农产业员工+外出农民工人数×0.375或者本地农民工+流动人口×0.8^[21]。目前我国东西差异、南北差异较大,处于不同经济带的地级市发展水平参差不齐,其流动人口结构比例也存在较大区别,故该测算方法精确性不足。四是利用相关调查数据进行测算:杨曦^[22]使用2005年全国1%人口抽样调查数据计算城乡劳动力就业数,但数据较为久远,时效性较差。

② 《中国城市建设统计年鉴》中统计了城区与市区的暂住人口数据,其中暂住人口指离开常住户口地的市区或乡镇,到本市居住半年以上的人员,一般按公安部门的暂住人口统计为准。2014年国务院印发了《关于调整城市规模划分标准的通知》中提到将城区常住人口作为衡量城市规模的依据,本文依据该口径将暂住人口作为衡量城市流动人口规模的指标。

③ 其中,城市教育采用每万人普通高等学校数(所)、每万人普通高等学校专任教师数(人)、每万人普通中学学校数(所)、每万人普通中学专任教师数(人)、每万人普通小学学校数(所)和每万人普通小学专任教师数(人)六个指标衡量。城市医疗卫生采用每万人医疗机构床位数(个)、每万人医疗卫生机构数(所)和每万人医疗卫生人员数(人)三个指标衡量。城市公共交通采用每万人公共汽电车运营车辆数(辆)、每万人出租汽车运营车辆数(辆)和人均城市道路面积(平方米)三个指标衡量。城市绿化环境采用人均公园面积(平方米)和建成区绿化覆盖率(%)衡量。城市文化采用每百人公共图书馆藏书数(册)衡量。

入(EDU)和医疗卫生投入(HEA)作为另一组核心解释变量。^①

本文的控制变量包括:(1)收入水平(INC)用各地级市年平均工资的对数表示。(2)消费水平(CON)以全市商品房年均销售价格的对数来衡量。(3)失业率(UNE)以城镇登记失业人员率来度量。(4)产业结构(IND)选取第三产业占比来衡量。(5)人口密度(PD)选用年末市区总人口与行政区划面积比值的对数来度量。(6)地区人均生产总值(PerGDP)选取地区人均GDP的对数来表示。

本文所采用的地级市层面农业转移人口数据来源于2018年国家卫计委发布的流动人口动态监测数据,其余变量均来源于CEIC数据库,部分缺失值和异常值采用《中国城市统计年鉴》、《中国城市建设统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》相关数据补齐。本文将测度出的282个地级市农业转移人口空间规模数据与文中提到的自变量(地级市统计数据)进行一对一匹配。为缓解农业转移人口空间聚集与公共服务供给之间可能存在的互为因果关系造成估计内生性偏误,本文根据已有研究^[13]将自变量统一滞后一期处理。此外,为降低变量异方差,保持整体数据量纲基本一致,本文对个别变量取对数处理,主要变量描述性统计见表1。

表 1 相关变量的描述性统计

(N = 282)

变量	平均值	标准差	最小值	最大值
农业转移人口规模	11.29	1.59	6.85	15.70
公共服务综合水平	1.39	0.69	0.06	5.78
教育投入	7.45	1.02	4.59	11.48
医疗卫生投入	8.10	0.70	5.58	10.66
收入水平	11.10	0.18	10.58	11.81
消费水平	8.62	0.44	7.86	10.78
失业率	0.05	0.05	0.01	0.40
产业结构	0.51	0.10	0.28	0.81
人口密度	6.35	0.89	2.58	8.20
人均生产总值	11.04	0.51	9.79	12.21

(二) 模型设定

本文在设定模型前进行拉格朗日乘子检验,Robust LM(lag)和Robust LM(error)统计量均在1%的显著性水平上拒绝原假设,表明所研究样本具备空间滞后与空间误差双重效应;由于本文研究公共服务的空间溢出效应,考虑了农业转移人口规模是由本地区区和邻近地区共同决定的,且空间杜宾模型并未对潜在的自变量的空间交互效应强加先验的约束条件,且即便数据生成过程应该选择空间滞后或空间误差模型,空间杜宾模型也不会产生有偏的估计系数^[24],因此,最终选择空间杜宾模型(SDM)进行回归,具体公式如下:

$$\ln OFWi = \alpha + \rho W \ln OFWi + \theta WPUBi + \gamma WZi + \beta PUBi + \tau Zi + \varepsilon i \quad (1)$$

$$\ln OFWi = \alpha + \rho W \ln OFWi + \theta_1 W \ln EDUi + \theta_2 W \ln HEAi + \gamma WZi + \beta_1 \ln EDUi + \beta_2 \ln HEAi + \tau Zi + \varepsilon i \quad (2)$$

式(1)、(2)中,W为282个地级市构建的空间权重矩阵;WlnOFWi为因变量的空间滞后项,WPUBi、WlnEDUi、WlnHEAi为自变量的空间滞后项,Zi为控制变量;若ρ在统计上显著,则表示农业转移人口空间集聚规模在空间上具有相关性,若θ在统计上显著,则表示公共服务供给水平对农业转移人口空间集聚具有溢出效应。本文在主回归中加入了空间误差模型作为稳健性检验,其中, $\varepsilon i = \lambda W \varepsilon i + \mu i$,λ为空间误差项的系数。

^① 教育和医疗卫生是与个人最直接相关的公共服务^[13],2022年我国教育、医疗卫生两大类基本公共服务支出占一般公共预算支出比重分别为15.5%、7.8%,是公共服务的重中之重。在早年Tiebout经验研究中,Oates^[23]利用每年人均教育支出作为受教育水平的度量,地方公共服务支出也被广泛用于衡量各项公共服务投入水平^[7,9]。

三、实证分析

(一) 空间相关性分析

首先,运用全局空间自相关法来测算空间单元农业转移人口规模的相似性。全局 Moran's I 指数具体公式如下:

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

其中 x_i 和 x_j 分别为样本在空间单元 i 和 j 的观测值, \bar{x} 为样本均值, w_{ij} 为空间权重矩阵, S^2 为样本方差, n 为地区个数。Moran's I 指数的值域为 $[0, 1]$, 取正值时意味着农业转移人口规模存在空间集聚特征, 取负值时表示农业转移人口规模存在空间离散特征, 取 0 时表示农业转移人口规模呈现随机分布特征。

其次,运用局部空间自相关法来测算局部空间范围内农业转移人口可能存在的集聚差异。局部 Moran's I 指数具体公式如下:

$$I = \frac{(x_i - \bar{x})}{S^2} \sum_j w_{ij} (x_j - \bar{x})$$

I 取正值时表示某地区的农业转移人口规模与邻近地区的农业转移人口规模特征相似, 即“高一高”集聚或“低—低”集聚, I 取负值时表示某地区的农业转移人口规模与邻近地区的农业转移人口规模特征不相似, 即“高一低”集聚或“低—高”集聚。

考虑到检验结构的稳健性, 本文利用 Matlab 构建 5 种不同的空间权重矩阵(最近邻居数为 5、6、7 的 K-nearest 矩阵、Rook 邻接矩阵、Distance 反距离矩阵)进行空间自相关检验, 计算出的莫兰指数分别为: 0.254、0.254、0.252、0.233、0.070, 且均高度显著, 表现为地级市间的农业转移人口规模具有空间依赖特征。结合数据发现, 共有 54 个城市^①呈现出“高一高”集聚态势, 占局部 Moran's I 指数显著性区域总数的 43.54%, 其中, 100% 的“高一高”集聚地区位于“胡焕庸线”以东, 主要分布在珠三角、海峡西岸、长三角、山东半岛和京津冀城市群, 其农业转移人口空间集聚规模高, 且邻近城市农业转移人口规模也较高, 形成了农业转移人口高值核心区。上述区域具有经济发展好, 就业创业机会充分, 收入水平高、公共服务投入多等特征, 符合已有研究关于人口迁移决策的判定依据。大部分东北地区城市及部分西部地区^②城市处于“低—低”集聚态势, 其本地农业转移人口空间集聚规模低, 且邻近城市农业转移人口规模也较低, 主要原因是: 我国早年实行了“让一部分地区先富起来”的非均衡发展战略使得东南沿海地区具有区位优势和政策倾斜优势, 随着地区分割与户籍制度对农业转移人口自由流动形成的桎梏被打破, “孔雀东南飞”现象持续至今, 2021 年《农民工监测调查报告》显示, 东北地区与西部地区的农民工总数不及全国的三分之一。包括太原

① 高一高集聚包括北京市、天津市、上海市、南京市、无锡市、常州市、苏州市、南通市、连云港市、淮安市、盐城市、扬州市、镇江市、泰州市、杭州市、宁波市、温州市、嘉兴市、湖州市、绍兴市、金华市、台州市、丽水市、合肥市、芜湖市、马鞍山市、黄山市、滁州市、宣城市、福州市、厦门市、莆田市、泉州市、漳州市、景德镇市、青岛市、淄博市、烟台市、潍坊市、泰安市、威海市、日照市、临沂市、广州市、深圳市、珠海市、佛山市、江门市、肇庆市、惠州市、清远市、东莞市、中山市、潮州市。

② 低—低集聚包括通辽市、呼伦贝尔市、本溪市、铁岭市、吉林市、四平市、辽源市、通化市、白山市、松原市、白城市、齐齐哈尔市、鸡西市、鹤岗市、双鸭山市、伊春市、佳木斯市、七台河市、牡丹江市、黑河市、绥化市、宝鸡市、汉中市、嘉峪关市、金昌市、天水市、武威市、张掖市、平凉市、定西市、西宁市、固原市、中卫市。

市、沈阳市、长春市等在内的 16 个城市^①处于“高一低”集聚模式,这些地区多为省会城市,虽然近年来河南、湖北等省份实施构建“一主两副”、“一主两翼”的区域发展新格局,但省会城市绝对的发展优势地位对邻近地区农业转移人口的吸引力是无法撼动的。还有 21 个地级市^②呈现“低—高”集聚态势,该类地区与“高一高”集聚的城市相互交叉,农业转移人口流失较为严重。这种现象进一步验证了“中心—外围”理论,距离港口较近的东部沿海城市,有着先天的国外市场交易优势,其经济发展及公共设施水平也优于内陆地区,随着城市到港口距离由近及远,对所在城市的发展有“促进—抑制—促进”的作用,该关系又进一步在劳动力空间集聚上体现出来。

(二) 回归结果分析

在进行主回归前,本文首先运用方差膨胀因子 VIF 对变量间可能存在的多重共线性进行检验,结果显示所有核心解释变量及控制变量的 VIF 值均小于 10,模型变量间不存在多重共线性。在综合考虑 5 个空间权重矩阵的拟合优度和对数似然估计值后,本文选择 5 个最近邻居的空间权重矩阵 K5 进行主回归,如表 2 所示。

表 2 不同空间模型的回归结果

变量	OLS 模型 1	SLM 模型 2	SEM 模型 3	SDM 模型 4	OLS 模型 5	SLM 模型 6	SEM 模型 7	SDM 模型 8
公共服务综合水平	0.571 *** (4.25)	0.583 *** (4.33)	0.601 *** (4.31)	0.689 *** (4.99)				
教育投入					0.463 *** (3.86)	0.464 *** (3.89)	0.482 *** (4.06)	0.469 *** (4.00)
医疗卫生投入					0.403 *** (3.01)	0.404 *** (3.04)	0.403 *** (3.02)	0.438 *** (3.26)
W × 公共服务综合水平				-0.542 *** (-2.75)				
W × 教育投入								-0.470 ** (-2.41)
W × 医疗卫生投入								0.013 (0.05)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
W × 控制变量	-	-	-	空间滞后	-	-	-	空间滞后
ρ, λ		0.032 * (1.74)	0.212 ** (2.33)	0.164 ** (2.08)		0.069 ** (2.14)	0.225 ** (2.46)	0.173 ** (2.08)
Log-L		-399.3857	-396.9670	-394.6811		-381.4809	-378.6481	-377.0907
Adj-R ²	0.6032	0.6116	0.6122	0.6164	0.6496	0.6596	0.6599	0.6628
N	282	282	282	282	282	282	282	282

注:***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著;SLM、SEM、SDM 回归系数下括号内数据为异方差稳健 z 统计量,OLS 回归系数下括号内数据为 t 统计量;本表只报告主要变量的回归结果。

表 2 中的模型 1—8 分别运用普通最小二乘法、空间滞后模型、空间误差模型、空间杜宾模型对公共服务与农业转移人口空间集聚进行回归的结果。模型 1 和模型 5 分别只考虑了公共服务综合水平和教育投入与医疗卫生投入对农业转移人口空间集聚影响的直接效应,可以发现,公共服务综合水平、教育投入与医疗卫生投入对农业转移人口的空间集聚具有显著的正向影响,这与已有研究相吻合。模型 2、3、6、7 分别加入了因变量空间滞后项和空间自相关误差项,回归结果中 ρ 和 λ 均显著为正,表明农业转移人口的集聚存在空间依赖性,进一步说明在研究公共服务对农业转移人口空间集聚的影响时,一旦忽略人口集聚存在的空间自相关,就会导致回归结果的偏误。模型

① 高一低集聚包括太原市、沈阳市、长春市、哈尔滨市、大庆市、郑州市、武汉市、十堰市、长沙市、重庆市、西安市、兰州市、白银市、酒泉市、庆阳市、银川市。

② 低—高集聚包括张家口市、承德市、廊坊市、宿迁市、衢州市、舟山市、铜陵市、池州市、三明市、南平市、龙岩市、宁德市、鹰潭市、东营市、韶关市、梅州市、汕尾市、河源市、阳江市、揭阳市、云浮市。

4、8 分别考虑了公共服务综合水平、教育投入与医疗卫生投入以及控制变量的空间滞后项,结果显示,公共服务综合水平和教育投入的空间滞后项都显著为负,医疗卫生投入的空间滞后项不显著,说明公共服务综合水平和教育投入的存在负的外溢效应,而医疗卫生投入不具有空间溢出效应。综合模型 1-8 的结果来看,在其他条件不变的情况下,公共服务综合水平、教育投入、医疗卫生投入的四种回归结果均至少在 1% 的显著性水平下为正。公共服务综合水平和教育投入的空间滞后项系数也分别通过了 1% 和 5% 的显著性检验。各模型的回归系数基本一致,进一步验证了空间杜宾模型结果的稳健性。由于空间杜宾模型的估计结果并不能直接体现变量间的直接效应和间接效应,因此需要采用偏导的方式得出真实的空间交互效应,其空间杜宾模型分解结果如表 3 所示。

表 3 空间效应分解

变量	农业转移人口空间规模					
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
公共服务综合水平	0.677***	-0.502**	0.175*			
教育投入				0.458***	-0.459**	-0.001
医疗卫生投入				0.440***	0.105	0.545*

注:***、**和* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著;本表只报告主要变量的回归结果。

根据表 3 可以发现,公共服务对农业转移人口空间集聚的影响具有以下特征:从数值正负看,公共服务综合水平对农业转移人口空间集聚的直接效应回归系数在 1% 的水平显著为正,说明本地区公共服务水平越高,该地区的农业转移人口的空间集聚规模就越大,这一结论印证了 Tiebout 理论^[3];间接效应的回归系数在 5% 的水平显著为负,说明公共服务综合水平存在负的空间溢出效应,周边地区高水平的公共服务不利于本地区农业转移人口的空间集聚,人力资源要素会在城市间进行再配置,“以邻为壑”的现象在全国范围内普遍存在。总效应的回归系数显著为正,说明在考虑了公共服务的空间溢出效应的情况下,公共服务的综合水平依旧能显著影响农业转移人口的空间集聚。可能的原因是,随着人民生活水平日益提高,以教育、医疗、交通、环境、文化等为代表的公共服务逐渐成为地方政府吸引影响人口在本地集聚的重要因素,主要体现在推拉两方面:公共服务低水平地区无法满足当地人口对美好生活的向往,会推动农业转移人口迁出,而拥有高水平公共服务的地市在满足人民生活需要的同时,还会提升产业整体的生产效率,提高所在地的整体工资水平,激励更多人口迁入,形成人口及产业的集聚效应(规模效应),对人口流动具有明显的拉引作用。

教育投入的直接效应回归系数为正,间接效应回归系数为负,且均通过了显著性检验,说明本地教育公共服务投入水平不仅对本地农业转移人口规模的聚集有促进作用,还会降低邻近地市对农业转移人口的吸引力。出现这种现象与我国各地级市中小学入学政策有着密切关系,可以从以下方面进行解释:(1)1986 年通过的《中华人民共和国义务教育法》将“就近入学”政策提升至法律高度,就近入学的初衷是为了实现教育公平,然而各地市由于资源禀赋、发展政策的不同,教育水平和资源分配参差不齐,望子成龙、望女成凤的家长出于趋利避害的本能会为了给子女创造好的教育环境而迁移。(2)我国教育资源相对于其他公共服务受到户籍制度的限制最为明显,近年来,虽然教育领域宣布了“两为主”和“两纳入”^①政策,但相关政策“落地难”、中高考生学籍准入资格受限等问题依然存在。外围地区人口无法从中心城市获取教育资源,从而抑制了外围地区农业转移人口的集聚。

医疗卫生投入的直接效应和总效应回归系数分别在 1% 和 10% 的显著性水平下为正,说明医

①《国务院关于基础教育改革与发展的决定》和《国家新型城镇化规划(2014—2020 年)》中分别提出“两为主”和“两纳入”政策,即以流入地政府管理为主、以公办学校为主,将随迁子女义务教育纳入城镇发展规划和财政保障范围,建立以居住证为主要依据的随迁子女入学政策,依法保障随迁子女平等接受义务教育。

疗卫生公共服务的投入对本地农业转移人口的集聚规模有促进作用,此结果可以从以下方面进行解释:(1)医疗保险的投入为农业转移人口提供了后盾保障。新医改政策的落实使农业迁移人口享受到医疗保险,减轻了他们的医疗负担,改善了相对不平等,极大增强对农业转移人口落户城市的吸引力。(2)流入地健康权益的惠及可以有效增强农业转移人口身体素质。健康的人力资本吸引更多的厂商进行资金投资,形成良性循环,人口要素更为集聚。此外,医疗卫生公共服务的空间溢出效应为正,但不显著,可能的原因是我国地区间医疗卫生公共服务方面的财政投入相较于教育投入更为均质有关,这一点可以从描述性统计中医疗卫生投入的标准差明显小于教育投入得以验证。

从数值大小来看,公共服务综合水平的直接效应略高于间接效应,而教育公共服务投入的间接效应的系数绝对值与直接效应基本持平,可见我国公共服务空间外部性不容忽视,尤其体现在教育公共服务上。新经济地理学的“中心—外围”理论可以在一定程度上解释该现象,距离大城市越近,公共服务集聚的向心力发挥主要吸纳作用,外围城区受到的负面影响可能越大,进而影响周边地市农业转移人口的迁入决策。

(三) 稳健性检验

空间计量模型的核心是空间权重矩阵,其回归结果很大程度上受到空间权重矩阵的影响,为确保研究结果的稳健性,本文利用 Rook 邻接矩阵、Distance 反距离矩阵、最近邻居数为 6、7 的 K-nearest 矩阵重新进行空间杜宾模型回归,结果如表 4 所示。

表 4 不同空间权重矩阵的回归结果

变量	K6 模型 9	K7 模型 10	Rook 模型 11	Distance 模型 12	K6 模型 13	K7 模型 14	Rook 模型 15	Distance 模型 16
公共服务综合水平	0.700*** (5.06)	0.694*** (5.08)	0.733*** (5.29)	0.633*** (4.70)				
教育投入					0.458*** (2.72)	0.457*** (3.91)	0.471*** (3.98)	0.454*** (3.84)
医疗卫生投入					0.449*** (5.07)	0.454*** (3.38)	0.452*** (3.18)	0.442*** (3.34)
W×公共服务综合水平	-0.577*** (-2.82)	-0.608*** (-2.92)	-0.434** (-2.31)	-1.476* (-1.86)				
W×教育投入					-0.529** (-2.54)	-0.598*** (-2.72)	-0.110 (-0.63)	-1.208* (-1.70)
W×医疗卫生投入					0.052(0.19)	0.039(0.14)	0.120(0.73)	0.478(0.51)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
W×控制变量	空间滞后	空间滞后	空间滞后	空间滞后	空间滞后	空间滞后	空间滞后	空间滞后
ρ	0.197*** (2.38)	0.224*** (2.56)	0.102*** (3.15)	0.569*** (2.05)	0.224*** (2.59)	0.267*** (2.99)	0.131* (1.65)	0.680*** (2.68)
Log-L	-395.3606	-395.0186	-393.8365	-397.3931	-377.7499	-377.8414	-379.8769	-378.3803
Adj-R ²	0.6145	0.6147	0.6264	0.6137	0.6624	0.6623	0.6595	0.6597
N	282	282	282	282	282	282	282	282

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;SLM、SEM、SDM回归系数下括号内数据为异方差稳健z统计量,OLS回归系数下括号内数据为t统计量;本表只报告主要变量的回归结果。

通过模型9—模型16的回归结果可以发现,在不同空间权重矩阵下,核心变量系数出现了不规律的变化,这与已有研究结论一致。一些共性规律如下:公共服务综合水平、教育投入以及医疗卫生投入对农业转移人口的空间集聚均显著为正,公共服务综合水平与教育投入空间滞后项的系数均为负,且大部分通过了显著性检验,而医疗卫生投入的系数为正,且均不显著,相关控制变量对农业转移人口空间集聚的影响效应特征与主回归结果基本一致,故而验证主回归结果的稳健性。

其次,为了规避数据回归结果的巧合性而产生伪回归,本文还将所有数据滞后两期,采用2016年流动人口动态监测数据和282个地级市统计数据再次进行空间杜宾模型回归,并将回归结果的空间效应分解如表5所示。

表5 空间效应分解

变量	农业转移人口空间规模					
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
公共服务综合水平	0.468***	-0.406*	0.062*			
教育投入				0.285***	-0.485**	-0.200
医疗卫生投入				0.651***	0.239	0.890***

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;本表只报告主要变量的回归结果。

综合效应分解结果发现,所有变量回归系数的显著性水平和正负方向均与2018年数据的回归结果吻合,进一步验证了主回归结果的稳健性。从数值大小来看,部分回归系数发生了轻微的变化,表现为公共服务综合水平对农业转移人口空间规模的正向影响由0.468逐渐增强至0.677,负向间接效应由0.406增至0.502,总效应增加了0.113。这进一步验证了十九大报告中我国人民对美好生活需要日益增长的研判,随着户籍制度的改革和地理空间可达性与出行便利性的提升,人口的空间再配置进程将进一步加快。教育投入的直接效应由2016年的0.285增至2018年的0.458,两年间的间接效应基本持平,均在5%的水平下显著为负,而医疗卫生投入的直接效应从0.651降至0.44,间接效应均不显著,说明地级市间的教育投入始终存在负的外部溢出效应(以邻为壑现象),是公共服务综合水平在地级市间产生极化效应的主要原因。医疗卫生公共服务的投入对于农业转移人口在本地集聚的影响存在缩小趋势,教育投入对农业转移人口在本地的集聚的影响程度超过了医疗卫生投入,可能的原因是近年来家庭随迁模式逐渐成为主流,相较于医疗卫生服务,越来越多的家长关注随迁子女教育问题,愿意为子女教育而迁移。

除上述稳健性检验外,本文还从被解释变量的衡量维度以及解释变量的滞后期等方面考虑,以缓解可能存在的内生性问题,首先,从动态流动过程进行考察,由于大量微观个体向特定区域持续迁入才会导致人口集聚现象,本文将被解释变量更换为农业转移人口地级市净迁入量,利用新数据得到的结果与基准回归显著性及符号基本一致。其次,本文使用更为久远的公共服务数据进行回归,由于医疗卫生投入的地级市首次观测时间为2007年,2008年的数据涵盖了本文研究的282个地级市,故利用相关解释变量滞后十期进行回归,得出的结论与基准回归类似。^①

(四) 空间外溢区域衰减边界分析

地理学第一定律指出任何事物都是相关的,但随着地理距离的增加,其相关性会降低。那么公共服务综合水平和教育投入的空间溢出区域衰减边界是多少呢?在我国,一方面,省、自治区等作为国家的行政单位,对下辖的地级市等多层行政单位具有高度管理权限,省域间一般存在语言、文化、习惯、地理环境等隔阂,可能使得公共服务的空间外溢效应存在区域衰减边界。另一方面,地方保护主义也会加剧这种区域边界限制的形成,此外,随着地理距离的拉大,心理和物质上的迁移成本增加,公共服务也会表现出溢出效应衰减的区域边界。为了验证这一想法,本文将地级市间的地理距离设为 d_{ij} ,不同阈值下的空间权重矩阵设定如下:

$$Distance_{ij} = \begin{cases} 1/d_{ij}, & \text{当 } d_{ij} \geq d \text{ 时 } (i \neq j) \\ 0, & \text{当 } d_{ij} < d \text{ 时 } (i \neq j) \end{cases}$$

本文在设定阈值 d 时,考虑到地级市间相距50 km的样本较少,故以50 km为起点,每隔10

① 篇幅限制,本部分的回归结果未在正文中展示,可向作者索取。

km 进行一次回归,并记录下回归的空间溢出系数及对应的 z 统计量,根据经验做法,距离阈值超过 500 km 后,空间溢出效应的回归系数会受异常值影响会产生噪声,因此,本文只汇报 500 km 以内的情况。图 1、2 分别给出了公共服务综合水平和教育投入空间溢出效应衰减曲线。

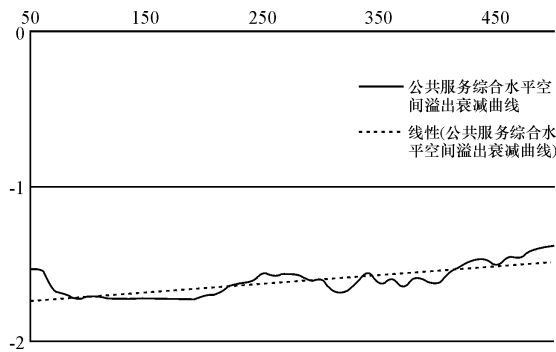


图1 公共服务综合水平空间溢出衰减曲线

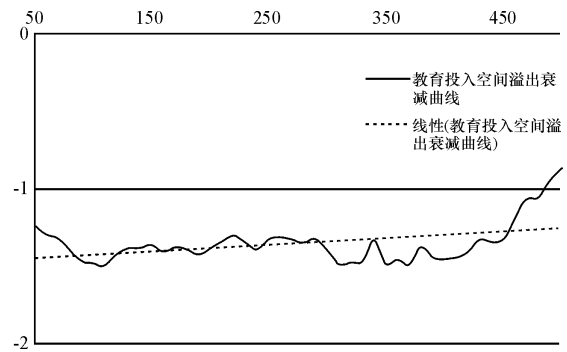


图2 教育投入空间溢出衰减曲线

根据图 1 可知,从变化趋势的角度划分,公共服务综合水平溢出效应的空间衰减过程可以分为两个阶段,第一阶段是 50 km ~ 200 km,该范围为空间外溢密集区域,公共服务综合水平的空间溢出效应呈扩大趋势,并在 180 km 处达到最高,说明公共服务综合水平对周边地市农业转移人口具有显著的吸纳作用。第二阶段是 200 km ~ 500 km,在该空间范围内,公共服务综合水平对周边地市农业转移人口的吸纳作用呈波浪式下降趋势,根据 z 统计量显示,公共服务综合水平的空间溢出边界为 380 km,这一结论符合地理学第一定律,验证了本文的想法。根据图 2 发现,教育投入溢出效应的空间衰减过程也大致可以分为两个阶段,第一阶段是 50 km ~ 120 km,随着地理距离的增加,教育投入的空间溢出效应呈扩大趋势,并在 110 km 处达到最高,说明教育投入在该范围内对邻近地区的农业转移人口具有较强的向心力。第二阶段包括 120 km ~ 500 km,在该阶段,教育投入的空间溢出效应呈波浪式下降趋势,同样符合地理学第一定律的表述。不同于公共服务综合水平的空间溢出边界,教育投入的空间溢出边界为 460 km,可能的原因是我国地级市间的教育投入水平的极差较大,随着随迁子女教育政策的改革落实,为了随迁子女能够得到更为优质的教育,农业转移人口甚至不惜以降低工资收入水平为代价,农业转移人口的迁移距离也进一步增加^[25]。

(五) 空间异质性分析

我国幅员辽阔,根据空间相关性的检验可以发现以东中西经济带为区位界线的地级市间农业转移人口集聚特征和公共服务水平等资源禀赋存在较大差异,为了具体比较区域间公共服务水平对农业转移人口空间规模影响的异质性特点,本文将样本分为东中西三大区域,对其直接效应和间接效应进行估计,结果见表 6。

从模型 17 - 模型 22 可以看出,各地区的回归系数大小存在明显差异,回归系数方向则与全国估计结果基本一致。模型 17 和模型 18 中,东部地区公共服务综合水平、教育投入、医疗卫生投入直接效应的回归系数均在 1% 的显著性水平下为正,总效应也均通过了显著性检验,说明东部地区高水平的公共服务是吸引农业转移人口迁入的重要路径,其间接效应的回归系数符号与全国基本一致但并不显著,说明东部地区的空间溢出效应并不强,同时结合空间聚类结果发现:东部地区的农业转移人口分布主要以“高一高”集聚为主,相比之下,中西部地区则更多的表现为“高一低”集聚的分布,模型 19 - 22 中公共服务供给的间接效应大多显著,且系数较大,也印证了中西部地区的空间外溢效应更为明显。这与东部地区城市间经济增长初始条件和结构特征相似而中西部地区差异较大有关^[26]:内陆地区地级市经济发展水平及相关区域发展政策差异较大使得公共服务供给水平的不均衡程度更大,导致了内陆地区农业转移人口“高一低”集聚的特征。其次,根据模型 19 和

表6 东中西部地区公共服务对农业转移人口空间集聚的影响

效应	区域	东部		中部		西部	
		模型 17	模型 18	模型 19	模型 20	模型 21	模型 22
直接效应	公共服务综合水平	0.600***		0.641*		0.468**	
	教育投入		0.801***		0.147		0.565***
	医疗卫生投入		0.119***		0.831***		0.306*
间接效应	公共服务综合水平	-0.031		-1.661**		-2.119***	
	教育投入		0.349		-0.608*		-0.707
	医疗卫生投入		0.241		0.456*		0.634*
总效应	公共服务综合水平	0.569**		-1.020		-1.651**	
	教育投入		1.150***		-0.461		-0.142
	医疗卫生投入		0.360***		1.287***		0.940*
	<i>Adj-R²</i>	0.7027	0.7588	0.5479	0.6270	0.6783	0.7528
	<i>Log-L</i>	-148.1868	-136.8048	-153.6651	-143.0685	-71.7125	-64.3220
	<i>N</i>	109	109	111	111	62	62

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著;本表只报告主要变量的回归结果。

模型 20 可以发现中部地区城市公共服务综合水平以及教育投入直接效应的估计结果为正,但基本不显著,其原因可能是中部地区基础公共设施建设普遍较为落后,部分公共服务水平较高的省会城市也因人口密度较大而产生了拥挤效应,权衡之后,农业转移人口可能更偏向于流向更为发达的东部沿海地区。

值得注意的是,由模型 20 和模型 22 可以看出,不同于全国及东部地区医疗卫生投入的回归结果,中西部地区医疗卫生投入的回归系数显著为正,可能的原因是,相比于东部地区,以郑州、武汉、太原、成都、兰州、昆明等为代表的中西部省会城市与其省内周边地市的医疗卫生投入水平极差更为明显,而医疗卫生公共服务的享用门槛相对较低,看病就医不受户籍的限制,当前流动成本日益降低,农业转移人口可以在户籍不迁移的情况下,在中心城市获得优质医疗卫生服务,因此地方政府医疗卫生公共品的供给在服务于本地居民的同时也可服务一定范围内的非中心城市居民,存在“以邻为伴”现象。

四、流动人口公共服务均等化

公共服务均等化和引导农业转移人口有序流动合理分布是区域协调发展战略和新型城镇化战略亟需解决的重大课题,本文将两者有机结合,基于 2016、2018 年流动人口动态监测数据和中国城市建设统计年鉴,借助空间杜宾模型,从空间溢出效应视角探究基本公共服务对农业转移人口空间集聚的影响,得出以下结论:我国农业转移人口空间格局存在显著的集聚特征,东部沿海发达城市的农业转移人口规模较大,具有“高一高”集聚特征,东北地区及西部非省会地区农业转移人口规模普遍较小,呈现“低—低”集聚特征,中西部地区多表现为以省会城市为中心的“高一低”集聚特征。本地公共服务综合水平是吸引农业转移人口在本地集聚的重要因素,本地的教育投入和医疗卫生投入对本地农业转移人口空间集聚规模具有显著的促进作用。本地公共服务综合水平和教育投入对周边地市存在显著为负的外溢效应,人口要素竞争存在“以邻为壑”现象且内陆城市的公共服务空间溢出效应高于东部沿海及周边城市;而医疗卫生投入只在中西部地区对邻近地市存在显著为正的空间溢出效应。公共服务的空间溢出效应存在空间衰减特征的地理边界限制,公共服务综合水平空间外溢边界为 380 km,教育投入空间外溢边界为 460 km。针对上述结论,本文提出以下政策建议:

一是由于中部地市教育投入具有负向的空间外溢效应,政府在贯彻落实“两为主、两纳入”政策的同时应考虑城市间的教育投入的空间互动,将基础教育投入的优先级上移,重视对教育经费规模和质量的评估考察,推进基本教育服务均等化,防止“一家独大”态势蔓延;按照空间外溢程度的强弱,有针对性地改革随迁子女教育经费负担模式;此外,东部地市应发挥高值区的示范作用,通过援助规划等区域合作加强对中西部教育公共服务的帮扶,使得农业转移人口“学有优教”。

二是考虑到中西部地市医疗卫生投入具有显著正向的空间外溢效应,该类地区的省域副中心城市应统筹引进先进医疗仪器和医疗卫生人员,建设较高等级的综合类医疗机构,简化异地就医结算手续,统一医保信息转换平台,提高农业转移人口异地就医的便捷度,放大医疗卫生投入的区域扩散效应,做到“以点促面”,增强区域竞争力;非中心城市的地方政府也应保证人均基本公共卫生服务经费补助标准稳步增长,使得中心城市周边地区的农业转移人口“病有良医”。

三是鉴于公共服务的空间溢出效应存在空间衰减特征的地理边界限制,城市群(省)内地区应充分考虑区域间吸引人口流入时存在的“溢出、竞争、共享、协同效应”,疏解超大特大城市的非核心功能;其次,“低—低”、“低—高”集聚地区可参考中心城市的产业布局,打破“小而全”的发展模式,因地制宜发挥优势互补的特色产业,寻找符合城市定位的创新路径,注重培养“造血能力”,提高公共服务整体水平,从而抑制“极化效应”的产生;此外,在全国层面,中央政府应从政策方面进行引导,推进区域一体化战略,尽可能放大“以邻为伴”效应,规避“以邻为壑”现象,做到优势互补,实现城市群 $1 + 1 > 2$ 区域合作共赢。

参考文献:

- [1] COSTA H, VEIGA L G, PORTELA M. Interactions in local governments' spending decisions: evidence from Portugal [J]. *Regional Studies*, 2015(9): 1441 - 1456.
- [2] AKAI N, SUHARA M. Strategic Interaction Among Local Governments in Japan: An Application to Cultural Expenditure [J]. *The Japanese Economic Review*, 2013(2): 232 - 247.
- [3] TIEBOUT C M. A Pure Theory of Local Expenditure [J]. *Journal of Political Economy*, 1956(5): 416 - 424.
- [4] TIMOTHY BESLEY, ANNE CASE. Incumbent Behavior: Vote Seeking, Tax Setting and Yardstick Competition [J]. *American Economic Review*, 1995(85): 25 - 45.
- [5] 李世刚,尹恒. 县级基础教育财政支出的外部性分析——兼论“以县为主”体制的有效性 [J]. *中国社会科学*, 2012(11): 81 - 97, 205.
- [6] 卢伟. 我国城市群形成过程中的区域负外部性及内部化对策研究 [J]. *中国软科学*, 2014(8): 90 - 99.
- [7] DAY K M. Interprovincial Migration and Local Public Goods [J]. *The Canadian Journal of Economics*, 1992(1): 123 - 144.
- [8] BAYOH I, IRWIN E G, HAAB T. Determinants of Residential Location Choice: How Important are Local Public Goods in Attracting Homeowners to Central Locations? [J]. *Journal of Regional Science*, 2006(46): 97 - 120.
- [9] DAHLBERG M, EKLÖF M, FREDRIKSSON P, et al. Estimating Preferences for Local Public Services Using Migration Data [J]. *Urban Studies*, 2012(2): 319 - 336.
- [10] 乔宝云,范剑勇,冯兴元. 中国的财政分权与小学义务教育 [J]. *中国社会科学*, 2005(6): 37 - 46, 206.
- [11] 张丽,吕康银,王文静. 地方财政支出对中国省际人口迁移影响的实证研究 [J]. *税务与经济*, 2011(4): 13 - 19.
- [12] 汤韵,梁若冰. 中国省际居民迁移与地方公共支出——基于引力模型的经验研究 [J]. *财经研究*, 2009(11): 16 - 25.
- [13] 夏怡然,陆铭. 城市间的“孟母三迁”——公共服务影响劳动力流向的经验研究 [J]. *管理世界*, 2015(10): 78 - 90.
- [14] 杨义武,林万龙,张莉琴. 地方公共品供给与人口迁移——来自地级及以上城市的经验证据 [J]. *中国人口科学*, 2017(2): 93 - 103, 128.

- [15]何伟. 公共服务提供对劳动力流入地选择的影响——基于异质性劳动力视角[J]. 财政研究, 2020(3): 101 - 118.
- [16]胡彬, 仲崇阳, 王媛媛. 公共服务、人口再配置与城市生产率[J]. 中国人口科学, 2022(1): 30 - 43, 126 - 127.
- [17]张开志, 高正斌, 张莉娜, 等. “候鸟式”流动亦或“永久”迁移? ——基于社会融入视角的公共服务可及性与人口流迁选择[J]. 经济与管理研究, 2020(7): 112 - 133.
- [18]李拓, 李斌. 中国跨地区人口流动的影响因素——基于286个城市面板数据的空间计量检验[J]. 中国人口科学, 2015(2): 73 - 83, 127.
- [19]贾康. 财政学通论[M]. 上海: 东方出版中心, 2019: 45 - 70.
- [20]杨晓军. 农民工对经济增长贡献与成果分享[J]. 中国人口科学, 2012(6): 66 - 74, 112.
- [21]杨聪敏. 改革开放以来农民工流动规模考察[J]. 探索, 2009(4): 131 - 135.
- [22]杨曦. 城市规模与城镇化、农民工市民化的经济效应——基于城市生产率与宜居度差异的定量分析[J]. 经济学(季刊), 2017(4): 1601 - 1620.
- [23]OATES, WALLACE E. The Effects of Property Taxes and Local Public Spending on Property Values: An Empirical Study of Tax Capitalization and the Tiebout Hypothesis [J]. Journal of Political Economy, 1969(6): 957 - 971.
- [24]ELHORST J P. Applied spatial econometrics: Raising the bar[J]. Spatial Economic Analysis, 2010(1): 9 - 28
- [25]李超, 万海远, 田志磊. 为教育而流动——随迁子女教育政策改革对农民工流动的影响[J]. 财贸经济, 2018(1): 132 - 146.
- [26]覃成林, 刘迎霞, 李超. 空间外溢与区域经济增长趋同——基于长江三角洲的案例分析[J]. 中国社会科学, 2012(5): 76 - 94, 206.

Spatial Agglomeration Pattern and Mechanism of Rural-Urban Migrants

MEI Jian-ming^{1,2}, LIU Feng-rui¹

(1. School of Public Finance and Taxation, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China;

2. Yangtze Memory Labs Strategic Studies Institute, Wuhan 430205, China)

Abstract: Based on the data of the China Migrants Dynamic Survey in 2016 and 2018 and the city-level statistics in 282 cities, this paper uses the spatial Durbin model to explore the impact of basic public services on the spatial agglomeration of rural-urban migrants from the perspective of spatial spillover effects. The results show that: The spatial pattern of rural-urban migrants has significant agglomeration characteristics. The comprehensive level of public services in city-level is an important factor attracting rural migrants to agglomerate locally. Local education investment and medical investment have a significant role in promoting the spatial agglomeration scale. The local public service level and investment in education have a significant negative spillover effect on neighboring cities. There is a “beggar-thy-neighbor” phenomenon in the competition of population factors, and the spatial spillover effect of public services in inland cities is higher than that in the eastern coastal cities and their surrounding cities. However, only in the central and western regions, medical and health investment has a significant positive spatial spillover effect on neighboring cities. The spatial spillover effect of public services is limited by the geographical boundary of spatial attenuation.

Key Words: public service; spatial spillover effect; rural-urban migrants; urbanization