

长江中上游地区承接制造业转移对新型城镇化的空间溢出效应分析

宋祖滔, 卢先明, 周金城

(湖南理工学院经济与管理学院, 湖南 岳阳 414000)

摘要: 加快推动制造业有序转移, 对于提升长江经济带中上游地区新型城镇化水平, 实现协调发展具有重大战略意义。基于空间杜宾模型(SDM), 分析 2011—2022 年长江经济带中上游地区制造业转移对新型城镇化的作用机制。结果显示, 中上游城市之间的制造业转移与城镇化存在明显的空间负相关性, 表明过度承接产业转移不利于区域城镇化发展。进一步分析发现, 由于存在地域异质性, 中游地区制造业转移对城镇化的负面空间溢出效应比上游更为显著。

关键词: 长江经济带; 制造业转移; 新型城镇化; 主成分分析法; 空间杜宾模型

中图分类号: F127; F129.9 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2025)04-0234-08

城镇化是现代化必由之路, 党的二十大报告提出到 2035 年基本实现城镇化, 推进以人为核心的新型城镇化^[1]。然而, 长江经济带区域内仍然存在发展不平衡, 城镇化率较高的地区集中在东部省份, 中西部省份相对较低。省会城市和其他地级市的城镇化水平也存在明显差距。区域之间、城乡之间经济发展和城镇化发展的不平衡现象较为突出。《长江经济带发展规划纲要》提出推进产业转移协作, 发达区域的产业顺应市场条件和自身优势的变化, 跨区域把部分产业的生产转移到经济落后地区进行^[2], 推进长江地区经济高质量发展。鉴于长江经济带是实施中部崛起、西部大开发、改革开放的重要区域。因此, 需要对产业转移和新型城镇化协调发展进行分析, 为解决长江经济带协调发展难题提供解决思路。

制造业转移和城镇化之间的关系已经引起国内学者的讨论。学术界现有研究对制造业转移和新型城镇化的研究主要有单向和互动两大类。从单向作用来看, 学界认为制造业转移促进了城镇化的发展^[3], 重构优化城市产业结构和空间格局^[4], 是解决城镇化进程缓慢问题的落脚点。制造业转移通过促进构建人口就近城镇化的引流极核^[5]、促进产业结构合理化^[6]、引导劳动力的回流^[7]、缩小城乡

收入差距, 提升居民生活幸福感、加强顶层设计^[8]、建立健全对接协调机制^[9]等方面来加快新型城镇化进程。另一方面, 随着制造业的转移对城镇化扩张的生态效率的抑制作用较明显^[10]。对于经济落后地区, 一味地盲目承接外来制造业, 会阻碍经济高质量发展, 导致资源错配程度加深^[11], 抑制绿色全要素生产率增长^[12], 反而不利于城镇化的发展; 从互动来看, 二者的交互作用机制体现在新型城镇化对区域产业转移具有方向与结构上的导向作用, 表现出同向发展和相互促进特点。与此同时, 伴随区域制造业转移, 地区经济发展差距将改善, 从而推动中国城镇化深入发展^[13]。新型城镇化以制造业为基础和支撑, 同时也是产业集聚的重要载体, 区域制造业转移和城镇化的推力和引力还会向外扩散, 引发一系列经济效应^[14]。新型城镇化和制造业转移的良性互动, 有助于实现“以产促城”和“以城兴产”的两种中国产城融合模式, 最终通过长江这条黄金水道, 优化沿江产业结构和城镇化布局, 推动中国经济提质增效升级, 形成上中下游优势互补、协作互动格局, 缩小东中西部的发展差距, 促进区域协调发展^[15]。

综上, 现有学者对于长江经济带的制造业转移的研究较丰富, 但依然存在一些不足: 一是研究对

收稿日期: 2024-09-10

基金项目: 湖南省教育厅科学研究项目(21C0497); 湖南省社科基金重大项目(21ZDAJ008)

作者简介: 宋祖滔(2001—), 男, 湖南岳阳人, 硕士研究生, 研究方向为产业经济; 卢先明(1963—), 男, 湖南岳阳人, 硕士, 研究员, 研究方向为哲学; 周金城(1980—), 男, 湖南邵阳人, 博士, 教授, 研究方向为区域经济学。

象中缺少对中游和上游经济带的研究;二是基于新型城镇化进程和空间视角来研究制造业转移的影响效果的并不多;三是对于制造业转移和新型城镇化的研究多集中于省级层面,鲜有对于地市级的研究。因此,本文选取2011—2022年湖南、湖北、江西、重庆、四川、贵州和云南7省份69市的面板数据,试图进一步理清产业转移对长江中上部地区新型城镇化的影响及作用方式,从而为加快制造业向中上游地区转移,推动区域经济发展,为实现产业转移升级和区域协调发展提供一定的参考。

1 理论机制分析

综合来看,制造业转移和新型城镇化的推进存在着一定的关联,制造业为城镇化提供经济发展动力,促进生产要素流动,助力长江经济带城镇化。然而,经济区域间城镇化与制造业转移不协调可能导致区域内发展的不协调,进而影响区域间协调关系。因此,城镇化与制造业转移相关性分析,需要从区域间和区域内两层面同时进行^[16]。

1.1 区域内制造业转移对新型城镇化进程的影响机制

一般而言,产业转移往往是经济发达地区向经济欠发达地区与转移,存在梯度性,因此会使得经济发达地区的资源要素比欠发达地区多,产业转移也会带来资源要素流入。随着外来制造业的进入,能够使得承接区域迅速积累发展的要素,刺激经济发展,从而推动城镇化进程。同样的,制造业转移也带来技术溢出。技术溢出效应是转移制造业通过对外直接投资内部化实现其技术转移。这种技术转让行为对承接区会带来外部经济,同时带动承接区域的经济增长。由于转移制造业带来的技术被承接区其他产业模仿、消化、吸收,有利于移入区产业的技术进步。这极大地促进承接地区的产业技术水平的提高,实现产业结构的优化升级,而产业结构调整通过影响税收提高了地方政府税收,从而为地方政府推动城镇化提供经济支持,加快城镇化^[17]。与此同时,产业进入会加剧城市资源紧张,而且产业对于劳动力的需求会使得大量人口涌入城市,造成人口膨胀,房地产价格高涨,交通拥堵,城市公共资源和服务难以满足需求,对政府的宏观调控提出更高要求,并且部分高耗能制造业的进入也会对生态造成影响,污染环境。因此,产业转移对新型城镇化的影响不能一概而论。据此提出以下假说。

H1:承接制造业转移会影响承接地的新型城镇化进程。

1.2 区域间制造业转移和新型城镇化对承接区的城镇化进程影响

一个地区承接制造业转移所带来的关联带动效应也会影响相邻地区,对承接区而言,将比较优势和竞争优势的产业转移进来,可以获得更多的资源要素和空间发展高端制造业,以产业带动高层次人才聚集,以高端的消费需求推动现代服务业发展,进一步提升城镇化水平^[18]。此外,不同区域的不同类型制造业部门的相互交错和相互协调会对城镇化产生空间效应,从而驱动城镇建设自我完善和提升。制造业转移建立起完善的制造业体系去作用居民生活,通过提供就业岗位吸引劳动力,形成完善的社会保障。一个地区制造业的发展会通过产业聚集的辐射和产业链延伸带动周边中小城市和小城镇发展。对相邻地区而言,通过有选择地承接制造业可以迅速扩大大地区的产业规模,伴之以产业配套设施的完善和发展环境的优化,大量的就业岗位会吸引人口的集聚,随之将会释放出强大的消费能力,产生大量的消费需求,刺激房地产、金融、教育、卫生等服务业的发展,营造更加便利的宜居环境。因此,提出以下假说。

H2:承接区的制造业转移和城镇化通过空间关联作用于邻近城市的城镇化进程。

2 研究方法和指标选取

2.1 数据来源

本文涉及的长江经济带中上游地区69个地级单元基础数据主要来源于2011—2022年的《中国城市统计年鉴》、相应年份各地市统计年鉴以及全球统计数据平台(easy professional superior, EPS)数据库,个别年份指标数据缺失,采用自回归移动平均模型(autoregressive integrated moving average model, ARIMA)模型填补;其中各个省份的少数民族自治州以及聚集地由于数据获取比较困难,故不在研究范围内;所有数据已经过清洗且进行1%水平的缩尾处理。

2.2 指标选取

选取制造业转移指数(EXP)作为核心解释变量,被解释变量为新型城镇化指数(NURN)。

2.2.1 制造业转移指数

参考叶琪^[19]的做法,采用以长江经济带中上游69个地区第二产业增加值为基础系数来反映总体制造业转移情况,具体计算公式为

$$EXP_{it} = \frac{IAV_{it} - IAV_{i,t-1}}{IAV_t - IAV_{t-1}} \times 100\% \quad (1)$$

式中: EXP_{it} 为 i 地区在 t 时期的制造业转移量; $EXP_{it} > 0$ 为制造业转入量; $EXP_{it} < 0$ 为制造业转出量; IAV_{it} 为 i 地区在 t 时期的第二产业产值; IAV_{it} 为 t 时期研究区域 69 个城市第二产业产值; $IAV_{i,t-1}$ 为 i 地区在 $t-1$ 时期的第二产业产值; IAV_{t-1} 为 $t-1$ 时期研究区域 69 个城市第二产业产值。

2.2.2 新型城镇化指数

按照国家统计局计算城镇化率的方式,并参考颜银根和王光丽^[7]、张新芝和李政通^[8]、张新芝等^[13],建立包含人口城镇化、经济城镇化、社会城镇化、生态城镇化和土地城镇化的新型城镇化质量评价体系,作为衡量城镇化程度的标准。该评价体系是集人口、经济、社会、生态、土地五项指标为一体,在现有研究基础上并结合长江经济带地区的社会环境,构建多角度、多层次的指标体系,具体指标选取如表 1 所示。

由于城镇化是收到多维度、多角度的因素共同作用下的结果,考虑到指标的复杂性,选用主成分分析法来测度新型城镇化的水平。主成分分析法适用于处理具有多个相关变量的复杂问题,通过降维技术简化数据结构,提高分析的效率和准确性。

首先,在进行主成分分析之前,需要进行可行性检验。通过 KMO 检验和 Bartlett 球形检验得出,新型城镇化指标的 KMO 为 0.695, P 为 0,通过了各指标之间的关联性程度检验,说明主成分分析

作用显著。

其次,再通过一系列的计算,根据特征值要大于 1,最后从新型城镇化指标体系的 9 个指标中提取 3 个主成分,累计解释总方差的 77.79%。

最后,根据主成分的特征值与成分矩阵的系数计算各指标的权重得分:

$$F_1 = 0.25132x_1 - 0.04112x_2 + 0.24179x_3 + \dots + 0.1314x_9 \quad (2)$$

$$F_2 = 0.00935x_1 - 0.03396x_2 + 0.24053x_3 + \dots + 0.49259x_9 \quad (3)$$

$$F_3 = 0.24458x_1 + 0.91695x_2 + 0.08139x_3 + \dots - 0.04072x_9 \quad (4)$$

$$F_{\text{总}} = 37.99\%F_1 + 22.35\%F_2 + 17.45\%F_3 \quad (5)$$

2.2.3 控制变量

由于新型城镇化和制造业转移都是持续的、系统性的社会经济活动,其的内涵是丰富的,目前还没有一个指标能够对其进行多层次、宽领域、全方位的阐释。因此,基于现有评价体系^[20-22]关于制造业转移和新型城镇化研究的测度方法,选取固定资产投资增速、社会消费总额、普通高等学校在校生数、人均 GDP、市政支出、金融机构贷款总额、城市公路里程、实际利用外资共 8 个控制指标来衡量制造业转移对于新型城镇化的影响。

具体指标和描述性统计如表 2 所示。

表 1 新型城镇化评价体系指标

一级指标	二级指标	三级指标	指标属性
新型城镇化指数(NURB)	人口城镇化	城镇常住人口/万人	+
		城镇人口密度/(百人·km ⁻²)	+
	经济城镇化	城镇居民人均可支配收入/万元	+
		非农产业占 GDP 比例/%	+
	社会城镇化	城镇养老保险覆盖率/%	+
		城镇医疗保险覆盖率/%	+
	生态城镇化	建成区绿化覆盖率/%	+
	土地城镇化	城区面积/万 m ²	+
		人均道路面积/m ²	+

表 2 指标体系及描述性统计

维度	指标	单位	说明	标准差	最小值	最大值
被解释变量	新型城镇化率	%	NURB	0.607	0.166	3.558
核心解释变量	制造业转移指数	%	EXP	1.833	0.095	13.549
控制变量	固定资产投资增速	%	INV	13.476	-32.042	118.876
	社会消费总额	亿元	CON	1308.497	93.599	8067.665
	普通高等学校在校生数	人	UND	202078.57	2386	981464
	人均 GDP	元	PGDP	25906.003	11933	136920
	市政支出	亿元	GOV	450.886	34.656	3098.23
	金融机构贷款总额	亿元	LOAN	6083.507	246.770	36233.200
	城市公路里程	km	WAY	17593.675	2816.788	127392
实际利用外资	亿美元	FDI	18.335	0.170	109.270	

2.3 模型构建

2.3.1 空间莫兰指数

根据空间经济学原理,在构建空间计量模型之前应先检查各变量的空间相关性,故采用 Moran's I 对各变量的空间相关性进行检验。Moran's I 的取值范围为 $[-1, 1]$,当 Moran's I 为 0 时,表明不存在空间相关性。当 Moran's $I < 0$ 时,表明存在空间负相关;当 Moran's $I > 0$ 时,表明存在空间正相关。

2.3.2 空间杜宾模型

制造业转移往往伴随着区域之间要素流动,会使得区域之间产生密切的经济联系,在研究制造业转移和新型城镇化之间的关系时,若使用常规的回归方法和计量模型,就会忽略区域之间的空间相关性和溢出性。通过面板空间计量模型来研究制造业转移对新型城镇化的影响及作用,检验是否存在空间溢出效应。面板空间计量模型有空间滞后模型、空间误差模型和空间杜宾模型三种形式。一般模型如下:

$$y_{it} = \rho w_i y_t + x_{it} \beta + \theta w_i x_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式中: i, t 为个体和时间; y_{it} 为因变量; x_{it} 为自变量如核心自变量和其他控制变量; w_i 为空间权重矩阵元素; μ_i 为 i 地区的个体效应; ρ, β, θ 为待估参数; ε_{it} 为随机误差项。

3 实证结果分析

3.1 基准回归分析

首先分析了承接制造业转移对于对新型城镇化的直接影响效应,结果如表 3 所示。给出固定效应下承接制造业转移对新型城镇化的影响的回归结果以及稳健性检验。

表 3 列(1)展示了制造业转移对新型城镇化影响的回归结果,结果显示制造业转移在 1% 的显著性水平下为负值,说明承接制造业转移新型城镇化发展有负向影响,即长江经济带中上游的城市承接制造业转移会阻碍促进当地的新型城镇化发展。H1 得到验证。

为了保证研究结论的科学性和确保研究结果的稳健性,采用替换变量法进行稳健性检验。对原有的被解释变量进行了替换,选取衡量新型城镇化水平的 5 个维度中的 2 个变量——建成区绿化覆盖率(AFF)、城区面积(CITY)分别进行回归。列(2)和列(3)展示了回归结果,结果说明制造业转移对新型城镇化水平的影响仍显著。其中,制造业转移对于建成区绿化覆盖率(AFF)的影响显著为负,对城区面积(CITY)的影响为正。回归结果显示,制造

业转移对新型城镇化的影响依然显著,研究结论与前文一致。

3.2 空间相关性检验

基于经济地理空间权重矩阵,采用 Moran's I 指数人口城镇化率进行空间相关性特征分析,具体结果如表 4 所示。可以发现,2011—2022 年,除了 2021 年空间 Moran's I 指数不显著,其他年份长江经济带中上游地区新型城镇化的 Moran's I 指数显著。其中,2020 年是在 5% 的水平上均显著为正,2022 年是在 10% 的水平上显著为正,其余年份都是通过了 1% 的显著性检验,表明变量之间存在空间依赖特征。即使 2021 年并不显著,但仍基本上可以

表 3 基准性检验及稳健性检验结果

变量名称	(1)	(2)	(3)
	NURB	AFF	CITY
EXP	-0.280*** (-7.50)	-1.029** (-2.58)	137.595*** (5.78)
INV	-0.002*** (-2.92)	-0.014* (-1.66)	-0.636 (-1.47)
CON	0.000 (1.28)	-0.000 (-0.09)	0.163*** (7.33)
UND	0.000** (2.46)	0.000 (0.93)	0.001*** (4.28)
PGDP	0.000*** (24.86)	0.000*** (8.79)	-0.002*** (-4.20)
GOV	0.001*** (5.55)	0.002 (1.53)	-0.045 (-0.81)
LOAN	-0.000*** (-6.39)	-0.000** (-2.06)	-0.011** (-2.29)
WAY	0.000*** (4.76)	0.000*** (3.07)	-0.001 (-0.56)
FDI	-0.000 (-0.31)	-0.000 (-0.55)	-0.000 (-1.02)
观测值	828	828	828

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平;括号内为 t 值。

表 4 新型城镇化全局莫兰指数

年份	Moran's I	Z	P
2011	0.226	4.022	0.000***
2012	0.251	4.426	0.000***
2013	0.245	4.329	0.000***
2014	0.247	4.351	0.000***
2015	0.175	3.163	0.002***
2016	0.189	3.382	0.001***
2017	0.175	3.140	0.002***
2018	0.181	3.255	0.001***
2019	0.188	3.369	0.001***
2020	0.117	2.180	0.029**
2021	0.072	1.429	0.153
2022	0.103	1.942	0.052*

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

说明新型城镇化之间依然存在一定的空间相关性,空间集聚现象也是客观存在^[23]。

3.3 回归模型检验

表 5 是对空间杜宾模型 (spatial Dubin model, SDM) 检验的适配检验结果,结果显示在 LM 检验和 Robust-LM 检验下 P 均通过了 1% 的显著性检验,说明存在空间误差效应和空间滞后效应,拒绝使用混合面板回归,并且初步选择 SDM。LR 检验和 Wald 检验的结果均支持选择空间杜宾模型,不会退化为空间滞后 SAR 模型和空间误差 SEM 模型。故选择 SDM 模型进行后续的实证分析。通过 Hausman 检验则确定采用固定效应模型。综上,采用固定效应的空间杜宾模型进行分析。

表 5 空间模型适配检验结果

检验方法	统计值	P
LM (error)	46.137	0.000***
Robust LM (error)	50.977	0.005***
LM (lag)	177.935	0.000***
Robust LM (lag)	182.775	0.000***
LR Lag	1 189.600	0.000***
LR Err	126.610	0.000***
Wald Lag	20.350	0.002***
Wald Err	75.270	0.000***
Hausman	16.890	0.000***

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

4 空间杜宾模型估计结果及分析

4.1 总效应

空间杜宾模型回归结果如表 6 所示。在核心变量制造业转移指数 (EXP) 以及 ρ 系数通过了 5% 的显著性水平检验,说明本地区制造业转入对新型城镇化率存在显著的空间效应, H2 得到验证。表明本地制造业转移不仅会对本地区城镇化进程产生影响,还会作用于邻近地区的城镇化发展水平。系数为 -0.093 ,说明承接制造业转移反而不利于本地城镇化的进行,这可能是由于长江经济带中西部城市经济发展水平较落后、技术水平较低下,一味推进产业结构转型升级可能不利于经济增长,导致资源错配程度加深,阻碍经济高质量发展。同样考虑到表 7 中产业转移指数的间接效应估计系数 ($W \times EXP$) 为负值,且在基于莫兰指数通过了显著性检验,表明本地区承接制造业转移能够也不利于邻近地区城镇化的发展,意味着制造业的转移会通过空间溢出效应对城镇化产生一定的负向阻碍作用。

在其他控制变量中,普通高等学校在校生数 (UND)、市政支出 (GOV)、城市公路里程 (WAY) 都通过了显著性检验,且人均 GDP (PGDP)、市政支出 (GOV)、金融机构贷款总额 (LONA) 的空间交互系数也是显著的,通过了检验。普通高等学校在校生

表 6 空间杜宾模型实证结果

变量	空间固定效应		时间固定效应		时空双固定效应	
	Main	Wx	Main	Wx	Main	Wx
EXP	-0.088* (-1.92)	-0.211** (-2.52)	-0.122*** (-4.72)	-0.022 (-0.40)	-0.093** (-2.17)	-0.151* (-1.68)
INV	0.000 (0.30)	-0.000 (-0.33)	0.001 (0.52)	-0.001 (-0.49)	-0.001 (-0.88)	-0.000 (-0.05)
CON	0.000 (0.73)	-0.000* (-1.89)	0.000*** (3.99)	-0.000*** (-3.59)	-0.000 (-0.94)	-0.000 (-0.94)
UND	-0.000 (-1.22)	0.000 (1.53)	0.000*** (2.83)	0.000*** (2.87)	-0.000** (-2.25)	0.000 (1.02)
PGDP	0.000 (0.87)	0.000*** (4.79)	0.000*** (6.37)	0.000 (0.31)	0.000 (1.64)	-0.000*** (-2.81)
GOV	0.000*** (3.70)	-0.000* (-1.80)	0.000** (2.45)	-0.001*** (-3.50)	0.000*** (2.83)	-0.001*** (-4.36)
LOAN	-0.000** (-2.29)	0.000*** (3.21)	-0.000*** (-4.85)	0.000*** (3.22)	-0.000 (-0.62)	0.000*** (3.84)
WAY	0.000 (1.41)	0.000 (1.36)	-0.000*** (-2.70)	0.000 (1.64)	0.000 (1.37)	-0.000 (-0.02)
FDI	-0.000 (-0.31)	-0.000 (-1.13)	0.000*** (4.14)	0.000** (2.35)	0.000 (0.28)	0.000 (0.79)
ρ	0.519*** (15.28)		0.587*** (15.30)		0.106** (1.79)	
观测值	828		828		828	
R^2	0.340		0.504		0.067	

注:Main 表示空间主要效应;Wx 表示空间自回归项;***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平;括号内为稳健标准误。

数(UND)越多,高等教育水平越高,有利于促进本地区城镇化率比例的增长。教育的兴起引导人口的集中,高水平的教育和学校建设,其带来的人口集聚效应,远远快于并高于由产业集聚带来的人口集聚效应;市政支出(GOV)越高的地区在基础设施建设、社会福利水平以及城市生态环境保护等方面做得更突出,吸引附近地区人口流入,进而会对本地区的城镇化起到一定的促进作用而不利邻近地区的城镇化;城市公路里程(WAY)对本地区的城镇化水的影响为正,这可能是由于城市基础建设的完善有助于资源流动、提高促进城市发展水平。

4.2 效应分解

基于 Stata17.0 将空间杜宾模型的结果进行分解,所分解的直接效应、间接效应和总效应结果如表 7 所示。从核心解释变量来看,制造业转移指数(EXP)的直接效应、间接效应、总效应估计系数为负,且通过不同水平下的显著性检验。说明承接产业的转移对本地和相邻地区的新型城镇化进程都会产生较为明显的负向作用。

随着外来制造业的进入,挤压原有制造业生产空间,加大了能源的消耗和资源的攫取,同时市政府为了吸引外来制造业,也会对其进行补贴,加大了财政负担,甚至挤压政府对社会福利的支持。还有部分地方政府,在承接产业转移时,过于追求经济效益,不加选择的接收转移产业,且缺乏对于产业

的长期发展规划,导致产业结构不合理,没有形成规模聚集效应,不利于城市发展。而外来制造业对于劳动力的需求会使得大量人口涌入城市,造成人口膨胀,降低居民生活获得感。部分重工业所排放的废水废气也会对环境造成破坏,以上这些都不利于新型城镇化水平的提高;对相邻地区来说,制造业进入会加大对于生产要素的需求,如自然资源、劳动力等,将吸引其他相邻城市的各项资源流入,势必会加大资源竞争,形成此消彼长的局势。且生产废水废气随着自然大气水文的扩散,会对相邻城市环境造成污染。从而对相邻地区新型城镇化进程产生不利影响。

值得一提的是,制造业转移指数(EXP)的总效应为-0.297,与分解出来的直接效应、间接效应作用方向相同。总效应解释为某地承接制造业转移对该区域整体的新型城镇化进程的平均影响程度,总效应越大,意味着地区的承接地外来产业越多,对该区域新型城镇化起到的抑制作用越大。

综上,为了更好地促进本地城镇化的推进,就需要有选择地进行承接外来制造业,对于传统制造业要进行筛选,对高新技术产业要积极承接。同时还要鼓励自主创新,加快本地产业结构升级,持续地进行新型城市化建设,不断完善基础设施建设,努力提升居民生活水平和幸福感。同时还要大力开展地区间的产业交流和合作,促进信息共享优势互补,以达到区域协调发展。

4.3 异质性分析

中国幅员辽阔,不同地区间的制造业转移和城镇化率都存在较大的地区差异。因此,按照中国统计局对于长江经济带上中下游地区的划分,在 69 个城市样本中,中游地区的城市有南昌、武汉、长沙等 36 个城市,上游地区的城市有昆明、贵阳、成都等 33 个城市,并且将 69 个城市的经济距离权重矩阵按照长江中上游的划分,重新生成两个经济距离权重矩阵。研究方法上选择时间固定的空间杜宾模型,分析了制造业转移在长江经济带中上游区域对城镇化的不同影响,结果如表 8 所示。

根据表 8 的回归结果,不同区域下各变量对城镇化的影响存在较大的差异,上游和中游城市的 rho 都通过了显著性水平检验,说明两个地区仍存在空间溢出效益。就核心解释变量制造业转移指数(EXP)而言,中游地区和上游地区都通过了 1% 水平下的显著性检验,和前文研究区域总体水平检验一致。其中,上游地区承接制造业转移对新型城

表 7 空间杜宾模型效应分解

变量	直接效应	间接效应	总效应
EXP	-0.121*** (0.00)	-0.176** (0.02)	-0.297*** (0.00)
INV	-0.001 (0.19)	0.000 (0.99)	-0.001 (0.48)
CON	-0.000 (0.11)	-0.000 (0.23)	-0.000* (0.09)
UND	-0.000* (0.07)	0.000 (0.56)	-0.000 (0.76)
PGDP	0.000 (0.44)	-0.000*** (0.00)	-0.000*** (0.00)
LOAN	0.000 (0.22)	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)
GOV	0.000 (0.13)	-0.001*** (0.00)	-0.000*** (0.00)
WAY	0.000* (0.09)	-0.000 (0.84)	0.000 (0.52)
FDI	0.000 (0.45)	0.000 (0.32)	0.000 (0.24)
观测值	828	828	828
R ²	0.067	0.067	0.067

注:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平;括号内为稳健标准误。

镇化的效应均显著为正,产业结构升级有助于经济不发达地区的新型城镇化水平提高,但是对于邻近地区新型城镇化是负向效应。中游地区承接制造业转移对新型城镇化的效应显著为负,说明对于这些地区,承接制造业转移不利于新型城镇化水平的提高,对于产业的需求已经从量向质转变,也意味着中游地区相较于上游地区对劳动力、人力、资本的更高需求,有更优质产业和更高端产业结构,也符合产业梯度转移的实际国情。

表8 不同区域的制造业转移对新型城镇化率的影响

变量	上游地区城市		中游地区城市	
	Main	W _x	Main	W _x
EXP	0.114*** (0.00)	-0.229*** (0.00)	-0.163*** (0.00)	-0.110 (0.11)
INV	-0.003*** (0.00)	-0.004*** (0.01)	-0.000 (0.93)	0.006* (0.07)
CON	0.000*** (0.00)	-0.000 (0.50)	-0.000 (0.70)	-0.001*** (0.00)
UND	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)	0.000*** (0.00)
PGDP	0.000 (0.26)	0.000*** (0.01)	0.000*** (0.00)	-0.000 (0.45)
LOAN	0.000* (0.09)	-0.000 (0.88)	0.000*** (0.01)	-0.000 (0.44)
GOV	-0.000*** (0.00)	0.000 (0.55)	-0.000*** (0.01)	0.000*** (0.00)
WAY	-0.000*** (0.00)	0.000 (0.22)	0.000** (0.03)	0.000 (0.13)
FDI	-0.000*** (0.00)	0.000 (0.81)	0.000 (0.24)	-0.000 (0.14)
rho	0.145** (0.02)		0.371*** (0.00)	
观测值	396		432	
R ²	0.000		0.012	
城市数量	33		36	

注:Main表示空间主要效应;W_x表示空间自回归项;***、**、*分别表示1%、5%、10%的显著性水平;括号内为稳健标准误。

5 结论及建议

5.1 结论

本文基于空间杜宾模型分析了2011—2022年长江经济带中上游地区制造业转移对新型城镇化的影响。研究发现:①中上游地区承接产业转移对于城市新型城镇化有直接抑制作用;②中上游地区城镇化和制造业转移具有明显的时空特征,形成了以成渝经济区和中游城市群为中心两大区域,呈现了明显的空间聚集性;③中上游城市制造业转移和城镇化存在空间负自相关性,说明承接制造业转移不利于本地城镇化推进,地理距离相近地区空间溢出效应更明显;④中游地区制造业转移对城镇

化的负面效应,而上游地区是正向作用。表明在经济发展水平落后的上游地区,推进产业结构转型升级有助于经济增长,而在工业体系相对完备的中游城市则要理性选择产业转移,不可盲目接收。

5.2 建议

基于以上结论,本文提出如下建议。

(1)发挥长江经济带中上游地区优势,因地制宜寻找制造业发展新突破口。构建产业培育与融合平台,明确各地比较优势,优化产业结构,培育地方特色产业。结合制造业与各城市优势,实现协同发展。考虑城市经济水平差异,制造业发展需因城施策,打造竞争力产业平台,推动特色城镇化。

(2)理性承接制造业转移,根据城市资源禀赋、产业结构和环境承载力选择适合产业,避免盲目引入不适合的制造业。尤其是中游地区城市,应考虑实际情况,以人为本,以可持续发展为目标。同时,做好产业规划,积极培育发展与制造业配套的上下游产业,形成产业集群,将规模优势转化为竞争优势。

(3)长江经济带中上游城市应探索产城融合新模式,加快产业转型升级和城镇化进程。注意制造业与本地城镇的双向融合,因地制宜促进制造业转移。根据不同地区资源禀赋,实施差异化策略,利用制造业发展推动新型城镇化。推进新型城镇化建设中,要“以产带城,以城促产”,实现区域协调发展,统筹一体,稳步实现产业升级与新型城镇化建设。

(4)推进以人为核心的城镇化。提高居民收入和生活质量,注重生态环境保护,提升居民幸福感,从而吸引人口常驻,提高新型城镇化水平。推进平等、保障民生、可持续发展和经济高质量的新型城镇化,解决新进城居民的公共产品和服务问题,通过扩大税源税基、提高财政自给能力、公共服务供给能力等,有效增强地方政府的财政治理能力,使居民在城镇安居乐业,提升城镇化发展质量。

参考文献

- [1] 张振. 深入推进以人为核心的新型城镇化战略——国家发展改革委规划司负责同志就《“十四五”新型城镇化案》答记者问[J]. 中国经贸导刊, 2022(8): 8-11.
- [2] 陈红儿. 区际产业转移的内涵、机制、效应[J]. 内蒙古社会科学(汉文版), 2002(1): 16-18.
- [3] 安永景, 孙瑞峰, 朱哲桐. 粤桂产业转移对人口城镇化的空间溢出效应[J]. 统计与决策, 2022, 38(12): 83-87.
- [4] 李恩平. 城镇化驱动力与绩效逻辑——以内陆省江西经

- 济转型发展为例[J]. 江西社会科学, 2020, 40(7): 64-72.
- [5] 肖婧, 刘化高, 张舒婷. 新型城镇化背景下“县城崛起”的规划逻辑与实施路径[J]. 规划师, 2024, 40(S1): 122-127.
- [6] 刘满凤, 高梦桃. 我国区际产业转移与产业结构优化升级实证研究[J]. 生态经济, 2020, 36(5): 39-43.
- [7] 颜银根, 王光丽. 劳动力回流、产业承接与中西部地区城镇化[J]. 财经研究, 2020, 46(2): 82-95.
- [8] 张新芝, 李政通. 新型城镇化与两类区域产业转移: 演化与交互作用机制[J]. 社会科学研究, 2016(5): 71-78.
- [9] 傅志华, 石英华, 封北麟, 等. “十三五”推动京津冀协同发展的主要任务[J]. 经济研究参考, 2015(62): 89-100.
- [10] 罗丽英, 魏真兰. 城镇化对生态环境的影响路径及其效应分析[J]. 工业技术经济, 2015, 34(6): 59-66.
- [11] 季书涵, 朱英明. 产业集聚的资源错配效应研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2017, 34(4): 57-73.
- [12] 邓楚雄, 赵浩, 谢炳庚, 等. 土地资源错配对中国城市工业绿色全要素生产率的影响[J]. 地理学报, 2021(8): 1865-1881.
- [13] 张新芝, 曾雨菲, 杨娟. 产业与城镇共生驱动产城融合的内在机理研究[J]. 南昌大学学报(人文社会科学版), 2018, 49(4): 55-63.
- [14] 姚士谋, 张平宇, 余成, 等. 中国新型城镇化理论与实践问题[J]. 地理科学, 2014, 34(6): 641-647.
- [15] 金春雨, 侍术凯. 新型城镇化影响城乡收入差距的空间效应分析[J]. 山西大学学报(哲学社会科学版), 2024, 47(2): 142-151.
- [16] 李恩平. “十四五”时期长江经济带城镇化与产业集聚协调、优化[J]. 企业经济, 2020, 39(8): 25-31.
- [17] 赵德昭. 地方财政治理、产业梯度转移与就地城镇化的大国雁阵模式[J]. 地方财政研究, 2022(1): 63-69.
- [18] 魏敏, 胡振华. 湖南新型城镇化与产业结构演变协调发展测度研究[J]. 科研管理, 2019, 40(11): 67-84.
- [19] 叶琪. 论区域产业转移与城镇化的互动[J]. 华东经济管理, 2014, 28(8): 56-60.
- [20] 单卓然, 黄亚平. “新型城镇化”概念内涵、目标内容、规划策略及认知误区解析[J]. 城市规划学刊, 2013(2): 16-22.
- [21] 纪明, 钟敏, 许春慧. 我国产业转移效率的测算及其对经济增长的影响[J]. 统计与决策, 2021, 37(10): 106-110.
- [22] 彭继增, 罗扬, 邓伟, 等. 产业转移、专业市场与特色城镇化的协调发展评价[J]. 经济地理, 2013, 33(12): 54-60.
- [23] 赵磊, 方成, 吴向明. 旅游发展、空间溢出与经济增长——来自中国的经验证据[J]. 旅游学刊, 2014, 29(5): 16-30.

Spatial Spillover Effect of Undertaking Manufacturing Transfer on New Urbanization in the Upper and Middle Reaches of the Yangtze River

SONG Zutao, LU Xianming, ZHOU Jincheng

(School of Economics and Management, Hunan Institute of Technology, Yueyang 414000, Hunan, China)

Abstract: Accelerating the orderly transfer of the manufacturing industry holds significant strategic importance for enhancing the level of new urbanization in the middle and upper reaches of the Yangtze River Economic Belt to achieve coordinated development. Based on the Spatial Durbin SDM model, the impact mechanism of the transfer of the manufacturing industry in the middle and upper reaches of the Yangtze River Economic Belt was analyzed from 2011 to 2022 on new urbanization. The results demonstrate spatial negative autocorrelation between the transfer of the manufacturing industry and urbanization in the middle and upper reaches of the cities, indicating that excessive undertaking of industrial transfer may have adverse effects on local urbanization. Further analysis reveals that due to regional heterogeneity, the negative spatial spillover effect of manufacturing industry transfer on urbanization is more significant in the middle reaches than in the upper reaches.

Keywords: Yangtze River Economic Belt; manufacturing transfer; new urbanization; principal component analysis method; spatial Durbin model