

长江经济带城市土地开发强度时空格局特征及溢出效应研究

杨喜¹ 卢新海² 侯娇²¹

(1. 安徽工业大学 公共管理与法学院, 安徽 马鞍山 243032;

2. 华中师范大学 公共管理学院, 湖北 武汉 430079)

【摘要】: 从空间效应视角下分析城市土地开发强度为优化城市土地资源开发利用提供参考。基于 2003~2017 年长江经济带 108 座城市空间面板数据, 综合应用核密度估计和空间自相关方法对长江经济带城市土地开发强度时空格局特征进行刻画和识别, 通过构建经济地理空间权重矩阵, 借助空间面板杜宾模型及其偏微分分解方法对长江经济带城市土地开发强度空间溢出效应进行分析。研究表明: (1) 长江经济带城市土地开发强度呈现持续上升特征, 城际差异呈现持续扩大化特征, 并伴随着极化现象。(2) 长江经济带城市土地开发强度在空间分布上并非随机状态, 而是存在显著的正向全局空间自相关性, 局域空间格局以 HH 和 LL 为主, 以 LH 和 HL 为辅。(3) 长江经济带城市土地开发强度存在显著正向空间溢出效应, 本地城市土地开发强度会带动邻近城市土地开发强度。(4) 经济发展、人口城镇化、第二产业、城市交通和房地产投资对本地城市具有正向直接效应; 经济发展、人口城镇化、第二产业对邻近城市具有负向溢出效应, 城市交通对邻近城市具有正向溢出效应。据此, 城市土地资源开发利用中需要考虑城际之间空间溢出效应, 发挥城际之间合作联动作用。

【关键词】: 土地开发强度 直接效应 溢出效应 空间杜宾模型

【中图分类号】: F293.2 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1004-8227(2021)04-0771-11

城市土地开发强度是城市生产、生活与生态关系在城市空间上的综合映射。伴随着工业化、城镇化的进程加快, 城市土地供需矛盾日益突出, 提高城市土地开发强度成为了很多城市寻求缓解土地供需矛盾的首选路径。然而, 城市土地开发强度过高会对粮食安全、生态安全以及城市可持续健康发展造成严重的威胁^[1]。2019 年 11 月中共中办、国办印发《关于在国土空间规划中统筹划定落实三条控制线的指导意见》明确提出划定落实城镇开发边界作为推进城镇化不可逾越的红线, 控制城市土地开发强度已成为中国目前以及未来城市土地利用的方向和着力点。长江经济带是我国人口高密度带和经济高集聚带, 其土地开发强度已经逼近极限值^[1], 在“共抓大保护、不搞大开发”的时代要求下, 加强对长江经济带城市土地开发强度的研究, 对合理控制城市土地开发边界、提高城市土地利用效率以及促进城市社会经济健康可持续具有重要的时代意义。

长期以来土地开发强度一直受到政府部门的重点关注, 学界对此也开展了大量相关研究, 主要涉及到土地开发强度的内涵界定^[2]、土地开发强度的评价^[1,2]、土地开发强度与生态环境关系^[3~6]、土地开发强度时空特征分析^[7~11]、土地开发强度影响因素

作者简介: 杨喜(1990~), 男, 讲师, 主要研究方向为城市土地利用与国土空间治理. E-mail: 956707424@qq.com
卢新海 E-mail: xinhailu@163.com

基金项目: 安徽省教育厅重点项目(SK2020A0172); 国家自然科学基金青年项目(41901256); 安徽工业大学科研基金青年项目(QS202011)

分析^[12~14]等多方面的内容,这些研究成果为优化城市土地开发利用提供重要的参考意义。然后,现有文献对城市土地开发强度的研究,尤其是城市土地开发强度的影响因素的研究中,较少考虑到城市之间相互联系在土地开发强度上所产生的空间互动效应^[12~14],在计量模型的应用中主要是遵循传统研究中的基本假设,假设城市之间相互独立,未能将城市之间的空间效应纳入到计量模型之中,所得研究结果与现实之间存在一定的偏差。根据 Tobler 地理学第一定律^[15],空间上任何事物都与其他事物相关,但这种相关性的大小随距离而衰减。伴随着长江经济带区域一体化进程的推进,人流、物流、资金流、信息流等要素流动在城市之间互动关系日益紧密,城市土地在开发利用并非“各自为政”或“孤军奋战”,而是存在空间溢出的外部性,即本地城市土地开发强度及其影响因素将会对周围其他邻近城市土地开发强度产生影响。

基于上述分析,本文采集长江经济带 2003~2017 年 108 座城市面板数据,综合应用核密度估计和空间自相关方法来对长江经济带城市土地开发强度时空格局特征进行刻画和识别,并通过构建经济地理空间权重矩阵,尝试借助空间面板杜宾模型来对长江经济带城市土地开发强度空间溢出效应进行参数化估计,并利用偏微分方法来对城市土地开发强度各影响因素的空间效应进行分解分析,以期对长江经济带城市土地开发强度的合作联动治理以及城市土地资源空间优化配置利用提供参考借鉴。

1 研究区域、变量选择与数据来源

1.1 研究区域

长江经济带是我国国土空间开发中“T”字形战略关键一形,对全国国土空间开发具有引领和示范作用。根据 2016 年《长江经济带发展规划纲要》,长江经济带覆盖上海、江苏、浙江、安徽、江西、湖北、湖南、重庆、四川、贵州和云南 11 个省(直辖市),截至 2018 年底,长江经济带国土面积 205.23 万 km²,占全国陆地 21.30%;总人口数 5.99 亿,占全国 42.91%,地区生产总值达 40.30 万亿,占全国 44.76%。内含长三角、长江中游和成渝三大国家级城市群。长江经济带是我国东中西互动合作的协调发展带和生态文明建设的先行示范带。然而根据《中国城市建设统计年鉴》城市建成区面积数据统计发现,长江经济带城市建设用地面积从 2003 年的 10723km² 增长至 2017 年的 22182km²,15 年间增长了 106.85%,长江经济带面临着城市建设面积增长过快,土地开发强度过高^[1],对城市社会经济和生态环境可持续发展构成了威胁,此时加强对长江经济带城市土地开发强度研究显得尤为必要和及时。

1.2 变量选择与数据来源

(1)城市土地开发强度。参考 2010 年《全国主体功能区规划》和 2017 年《全国国土规划纲要(2016—2030 年)》中所使用的区域建设空间与该区域总面积之比来度量土地开发强度,同时在借鉴现有文献研究基础上^[12~14],选择城市建设用地面积与城市总面积之比来度量城市土地开发强度。这种度量方法可以简单、直观的反映出一个区域土地总体开发利用状况,同时数据可获得性强、计算方便以及便于不同区域之间进行横向比较。

(2)影响因素,综合考虑地级市城市特性以及数据的可获得性与一致性,并参考借鉴已有文献研究基础上,从经济发展、人口城镇化、产业结构、城市交通和房地产投资来选择影响城市土地开发强度的解释变量^[12~14]。①城市经济发展水平(Pgdp):城市经济发展可以反映出城市综合实力,是推动城市土地开发强度的基础动力,也为城市土地开发提供了重要的资金支持,采用人均实际 GDP 来表征经济发展水平。②城市人口城镇化水平(Pur):城市人口可以反映出城市土地空间的综合承载能力,人口的增长会增加城市土地空间承载压力,促使城市向外围寻求发展空间,以此来疏散土地承载压力,采用市辖区人口与城市总人口数之比来表征人口城镇化。③城市产业结构水平(Sei),第二产业具有土地资源消耗大的特征,城市第二产业占比扩大,将占用更多的土地资源,并对其他产业发展用地产生挤出效应,在城市中心区域更新中第二产业往往也是被迁移到城市外围区域,推动了城市土地开发扩大,采用第二产业产值与 GDP 之比来表征产业结构。④城市交通水平(Prd),城市交通是城市对内联通对外联系的重要物质基础,交通的发展也为城市远距多中心土地开发提供了便利,采用人均道路面积来表征城市交通状况。⑤城市房地产投资(Pre):近年来房地产投资持续高温,房地产投资政策调控屡屡失效,城郊土地被大量征收用于房地产开发,各地新城、

新区开发建设纷纷上马，直接推动了城市用地规模的扩大和土地城镇化的快速发展，采用人均实际房地产开发投资来表征城市房地产投资水平。

由于长江经济带部分城市数据缺失较多，本文以长江经济带 108 座地级及以上城市为研究对象，数据主要来源于 2003~2017 年《中国城市统计年鉴》和《中国建设统计年鉴》。部分城市缺失数据通过各省、市统计年鉴和统计公报补充获得。城市地理空间位置坐标信息借助 ArcGIS 软件提取，最终整理获得 2003~2017 年长江经济带 108 座城市空间面板数据。

2 研究方法

2.1 核密度估计

核密度估计 (Kernel Density Estimation) 是一种用于估计概率密度函数的非参数方法，其优点是不需要进行任何参数模型假设，能够用连续的密度曲线描述随机变量的分布形态和演进特征。函数公式为^[16]：

$$f(x) = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{x_i - x}{h}\right) \quad (1)$$

式中：n 为样本量，在本文为长江经济带 108 座城市； x_i 为样本观测值，在本文为城市土地开发强度；h 为带宽； $K(\cdot)$ 为核函数，本文采用学术界主流的高斯核函数对城市土地开发强度时序动态演进进行估计。曲线重心位置可刻画观测值大小演进特征，曲线主峰高度可刻画观测值差异演进特征，曲线波峰数量可刻画观测值多极化演进特征，曲线拖尾长度可刻画出处于高(低)观测值区的观测值演进特征，曲线拖尾厚度可刻画高(低)观测值占比演进特征。

2.2 空间自相关

(1) 全局空间自相关。

全局空间自相关是从全域视角对研究对象空间相关性进行度量的指标，本文采用全局 Moran' sI 指数来度量长江经济带城市土地开发强度全局空间格局特征。其取值范围为[-1, 1], 若大于 0 表示空间正相关，若小于 0 表示空间负相关，若等于 0 表示属性数据在空间上随机分布，不具有空间自相关性。对于空间自相关显著性水平可以通过标准化统计量阈值 Z 来进行检验，当 $Z > 1.96$ 或 $P < 0.05$, 表明通过显著性检验，意味着地理属性观测值存在显著的空间自相关，其函数公式为^[17]：

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

式中：n 为样本城市数量； x_i 和 x_j 分别表示城市 i 和城市 j 的土地开发强度； $\bar{x}$ 为观测值平均数； S^2 为样本方差； w_{ij} 为城市 i 和城市 j 在空间上的邻近关系。

(2) 局部空间自相关。

局部空间自相关是从局域视角对研究对象空间相关性进行度量的指标，测度的是本地区域观测值与周围邻近区域观测值之间的相似程度，可以用来识别局域空间格局集聚和离散特征。本文采用局域 Moran' sI 指数来识别长江经济带城市土地开发强度局域空间格局特征，具体可分为 4 种集聚类型：高高集聚 HH(High-High)、低低集聚 LL(Low-Low)、低高 LH(Low-High) 和高低 HL(High-Low)，其函数公式为^[17]：

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_j - \bar{x})}{S^2} \quad (3)$$

2.3 空间面板计量模型

(1) 空间面板计量模型设定。

空间计量模型将长期被传统计量模型所忽略的空间效应纳入到模型中，将空间关系嵌入到计量模型设定之中，可用于识别不同地理空间单元之间的空间交互关系。现阶段空间面板计量模型使用最多和较为成熟的有 3 种设定形式。

①空间面板滞后模型 (SPLM) 描述的是空间实质相关，空间效应主要以被解释变量空间滞后形式存在于计量模型设定中。SPLM 模型设定为：

$$Y_{it} = \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} Y_{jt} + \beta x_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

②空间面板误差模型 (SPEM) 描述的是空间扰动相关，空间效应主要以误差空间滞后形式存在于计量模型设定中。SPEM 模型设定为：

$$\begin{aligned} Y_{it} &= \beta x_{it} + \mu_i + v_t + \mu_{it}, \mu_{it} \\ &= \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} \mu_{jt} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

③空间面板杜宾模型 (SPDM) 同时将被解释变量和解释变量的空间效应纳入到计量模型设定中。SPDM 模型设定为：

$$\begin{aligned} Y_{it} &= \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} Y_{jt} + \beta x_{it} + \theta \sum_{j=1}^n W_{ij} X_{jt} + \mu_i + \\ &v_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

式中：Y_{it} 为被解释变量观测值，在本文为城市土地开发强度；x_{it} 为解释变量的观测值，在本文为影响被解释变量变动的各影响因素；ρ 为被解释变量的空间回归系数；λ 为误差项空间回归系数；θ 为解释变量空间回归系数；β 为解释变量回归系数；μ_i、v_t 分别表示空间固定效应和时间固定效应；ε_{it} 为服从独立同分布的随机误差项，为未被纳入到计量模型中的其他因素；W_{ij} 为空间权重矩阵；当 θ=0、ρ≠0 时，SPDM 模型就会退化为 SPLM 模型；当 θ+ρβ=0 时 SPDM 模型就会退化为 SPEM 模型。

(2) 经济地理空间权重矩阵构建。

本文借鉴王火根等的方法^[18],从地理因素和经济因素两个方面来考虑构建综合的经济地理空间权重矩阵。主要原因,一方面,根据 Tobler 地理学第一定律^[15]地区之间相互影响关系随地理距离增大而减小,由此构建基于地理距离衰减的空间权重矩阵,该权重可以很好的体现了即使区域之间空间上不邻但也会具有要素流动的客观现实情况,同时该权重也可以把邻近关系随距离衰减的最本质特征反映出来。另一方面,城市之间相互影响实力并不是对等,经济实力强的城市往往影响范围更广,对其他城市影响能力更大,由此,根据城市之间经济发展水平的差异,赋予各城市不同的权重。综合以上分析构建经济地理空间权重矩阵:

$$\begin{cases} W_{ij} = w_{ij} * diag(\frac{\bar{y}_1}{\bar{y}}, \frac{\bar{y}_2}{\bar{y}}, \dots, \frac{\bar{y}_n}{\bar{y}}) \\ w_{ij} = 1/d^2, i \neq j; w_{ij} = 0, i = j \\ \bar{y}_i = \frac{1}{t_1 - t_0 + 1} \sum_{t=t_0}^{t_1} Y_{it}; \\ \bar{y} = \frac{1}{n(t_1 - t_0 + 1)} \sum_{i=1}^n \sum_{t=t_0}^{t_1} Y_{it} \end{cases} \quad (7)$$

式中: W_{ij} 为经济地理权重矩阵; w_{ij} 为地理距离矩阵; d 为城市之间的地理距离; n 为城市个数; $\bar{y}_i$ 为第 i 个城市在研究期内从时间 t_0 到 t_1 时段地区经济产值的平均值。 $\bar{y}$ 为研究期内从时间 t_0 到 t_1 时段所有城市地区经济产值的平均值。

(3) 空间效应分解。

由于变量之间存在空间上的相关性,故此本文参考学术界常规做法采取 MLE 方法对空间计量模型进行估计。参考 Lesage 等^[19]的偏微分方法将解释变量对被解释变量的空间效应分解为直接效应和间接效应,将 SPDM 模型移项整理成一般形式:

$$Y = (I - \rho W)^{-1} \alpha \ln + (I - \rho W)^{-1} (X\beta + WX\theta) + (I - \rho W)^{-1} \varepsilon \quad (8)$$

式中: 对于被解释变量 Y 关于第 k 个解释变量的偏微分分解矩阵:

式中: 分解矩阵中的主对角线上的元素用来捕捉直接效应, 分解矩阵中的非对角线上的元素用来捕捉间接效应。由偏微分分解公式可以发现, 某一特定单元的解释变量的变动, 不仅会对该单元自身被解释变量的变动产生影响, 而且同时还会对其他单元的被解释变量的变动产生影响, 前者称为直接效应, 后者称为间接效应(空间溢出效应)。如果 $\rho = 0$ 并且 $\theta_k = 0$, 则不存在空间溢出效应。

3 城市土地开发强度时空格局演变特征

3.1 时序演进特征分析

借助 Eviews 软件绘制 2003、2008、2013 和 2017 年长江经济带城市土地开发强度的核密度曲线二维图, 借此来刻画长江经济带城市土地开发强度时序演进特征。由图 1 可知, (1) 从核密度曲线位置来看, 呈现出向右逐渐迁移趋势, 表明在研究期内长

江经济带城市土地开发强度出现了持续上升演进特征。(2)从曲线主峰波峰高度来看,呈现出逐渐下降态势,降幅逐渐变小,由尖峰形态逐渐向宽峰形态演变,表明在研究期内长江经济带城市土地开发强度城际差异出现了持续扩大化演进特征,但城际差异扩大趋势有所减缓。(3)从曲线波峰形态来看,呈现出以一个主峰为主、侧峰微隆起和多个小次峰形态,表明在研究期内长江经济带城市土地开发强度出现了极化特征。(4)从曲线拖尾来看,右侧拖尾出现了延长、抬厚趋势,表明在研究期内长江经济带城市土地开发强度处于高值区城市数量占比出现了增加特征。从核密度曲线变化形态特征,可以看出长江经济带城市土地开发强度的时序演进过程是一种区域差异与时段特征叠加共生的结果。

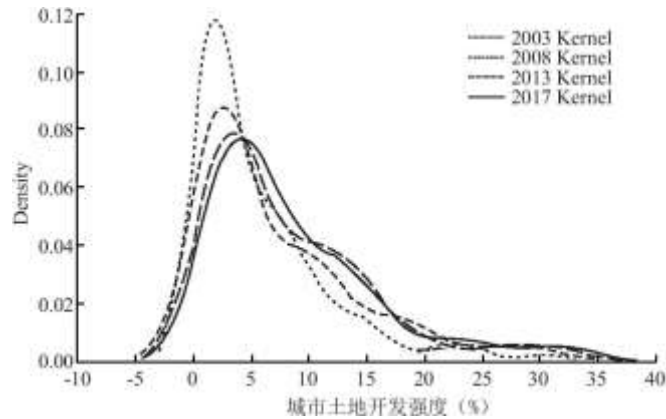


图1 长江经济带城市土地开发强度时序演进特征

3.2 空间格局特征分析

(1)全局空间格局特征,利用全局 Moran' sI 计算公式,借助 GeoDa 软件来识别出长江经济带历年城市土地开发强度全局空间格局演变特征。由表 1 可知,2003~2017 年长江经济带城市土地开发强度全局 Moran' sI 指数处于 0.337~0.410 之间,并且 $Z\text{-Value}>1.96$, $P\text{-Value}<0.01$,各年都通过 1%显著性水平检验,表明长江经济带城市土地开发强度在地理空间上并非随机分布,而是存在显著正向全局空间自相关性特征。从总体上看全局 Moran' sI 指数呈现先上升后下降趋势,具体而言 2003~2009 年上升趋势,2009~2017 年下降趋势,表明研究期内长江经济带城市土地开发强度全局空间关联呈出先增强后减弱的演变特征,长江经济带城市土地开发强度出现了从空间集聚走向空间平衡的趋势。通过全局空间自相关,可以发现传统研究中基于样本相互独立的基本假设与客观现实不符,因此,需要将空间效应纳入到城市土地开发强度的计量回归模型之中。

(2)局域空间格局特征,利用局域 Moran' sI 计算公式,借助 ArcGIS 软件将 2003、2008、2013 和 2017 年长江经济带土地开发强度局域空间格局特征进行可视化,由图 2 可知,长江经济带城市土地开发强度局域空间格局特征具体可归为四类:第一类高高集聚型(HH),该类型表示本地城市土地开发强度高,其周围邻近城市土地开发强度也高,呈现为“中心高,四周高”的高水平均值空间关联集聚状态,主要连片集中分布于长中游和上游部分地区。第二类低低集聚型(LL),该类型表示本地城市土地开发强度低,其周围邻近城市土地开发强度也低,呈现为“中心低,四周低”的低水平均值空间关联集聚状态,主要连片集中分布于长江中游和上游部分地区。第三类低高集聚型(LH),该类型表示本地城市土地开发强度低,但其周围邻近城市土地开发强度高,呈现为“中心低,四周高”的空间非均衡关联集聚状态,主要散布于长中游和下游分布地区。第四类高低集聚型(HL),该类型表示本地城市土地开发强度高,但其周围邻近城市土地开发强度低,主要散布于长江经济带各个流域内。从数量上来看,长江经济带城市土地开发强度所呈现的是以 HH 和 LL 为主,以 LH 和 HL 为辅,并且各类型在数量分布上变动性较小,城市土地开发强度四种集聚类型在长江经济带具有较强的锁定效应,即当邻近城市土地开发强度处于高(低)水平值时,本地也更容易成为高(低)水平值城市,或者本地也更难向低(高)水平值城市转移,长江经济带城市土地开发强度具有“低者恒低、高者恒高”与“近朱者赤,近墨者黑”的局域空间格局。主要原因是长江经济带城市土地开发强度地理空间上存在空间邻近同伴效应,邻近城市在经济发展中土地开发利用和产业发展上所采取的政策措施和策略行为上具有互动模仿、学习和竞争效应,经济结构上存

在趋同或互补现象。下面将借助空间计量模型来实证验证这种空间互动效应。

表 1 长江经济带城市土地开发强度全局空间格局特征

参数	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
Moran' sI	0.392	0.393	0.389	0.399	0.405	0.406	0.410	0.400	0.401	0.380	0.384	0.375	0.348	0.348	0.337
Z-Value	4.853	4.873	4.781	5.014	5.139	5.165	5.266	5.119	5.157	4.715	4.832	4.631	3.995	3.992	3.778
P-Value	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001

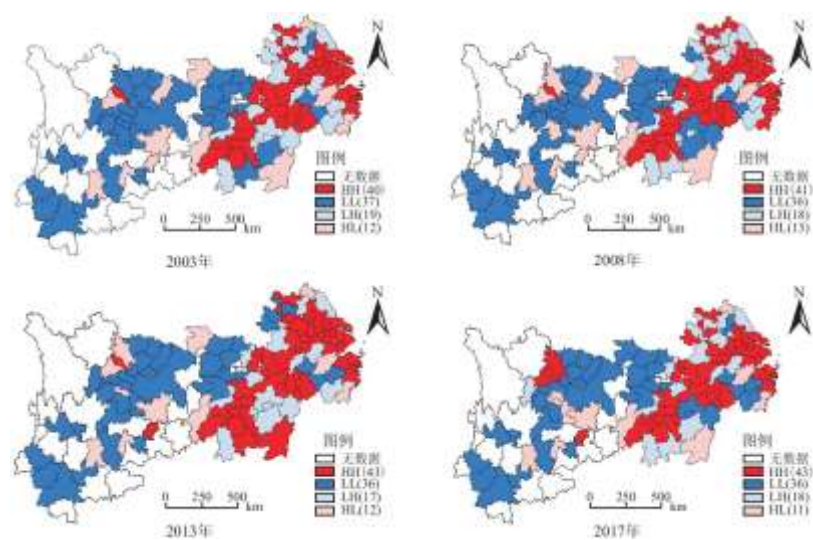


图 2 长江经济带城市土地开发强度局域空间格局特征

4 城市土地开发强度空间溢出效应

4.1 空间面板计量模型检验与选择

空间面板计量包括空间滞后 SPLM、空间误差 SPEM 以及空间杜宾 SPDM 有三大基础模型，而在具体模型的选择上还需要进行一系列的检验。由表 2 可以发现在 LM 检验中 LM-lag 和 LM-error 检验都通过了 1%显著性水平检验，在 RobustLM 检验中 LM-lag 和 LM-error 检验都通过了 1%显著性水平检验，表明空间滞后模型和空间误差模型可能同时存在，那么就倾向于选择空间杜宾模型^[19]。此时还需要对空间杜宾模型进行检验，检验其是否会退化为空间滞后模型或空间误差模型。其中 Wald 检验和 LR 检验都在 1%显著性水平上拒绝了空间杜宾模型可以退化为空间滞后模型和空间误差模型的原假设，因此，应当选择空间杜宾模型^[20]。同时，Hausman 检验在 1%显著性水平上拒绝随机效应的原假设，所以最终采用固定效应空间面板杜宾模型。

表 2 空间计量模型检验结果

检验指标	检验方法	统计值	p-value
------	------	-----	---------

LM 检验	LM test no spatial lag	101.2291	0.0000
	LM test no spatial error	251.5475	0.0000
Robust LM 检验	Robust LM no test spatial lag	26.4298	0.0000
	Robust LM no test spatial error	176.7483	0.0000
Wald 检验	Wald test spatial lag	56.6451	0.0000
	Wald test spatial error	43.5498	0.0000
LR 检验	LR test spatial lag	48.1265	0.0000
	LR test lag spatial error	46.5082	0.0000
hausman 检验	Hausman test	41.6900	0.0000

可以发现,被解释变量空间回归系数 ρ 在 3 种固定效应估计下系数都为正,并且均通过了 5%显著性水平检验,结果较为稳健,表明长江经济带城市土地开发强度存在显著的正向空间溢出效应,即本地城市土地开发强度对其他邻近城市土地开发强度具有正向影响,这打破了传统研究中基于样本相互独立的基本假设,也进一步验证了前面的统计分析所得结果和将空间效应纳入到计量模型中的合理性和必要性。在 3 种固定效应估计中,时空固定效应模型在拟合优度 (R^2) 和对数似然值 (log-likelihood) 最大,并且 σ^2 也是最小。综合上述检验结果,本文最终选择更为一般的时空双固定效应空间面板杜宾模型作为最终的分析模型。但是空间杜宾模型所得出的结果,解释变量系数并不直接表示边际效应,也不表示直接效应和空间溢出效应^[19,21],并不能依照传统非空间计量模型解释系数的方法对其加以解释^[19],因而,其并不是本文研究的主要分析对象。

4.2 空间效应分解分析

表 3 为在空间面板杜宾模型基础上,采取偏微分方法对城市土地开发强度各影响因素进行的空间效应分解。

(1) 经济发展水平直接效应系数为 0.4508,溢出效应系数为-0.0997,二者都通过了 1%显著性水平检验。表明城市经济发展水平提升对本地城市土地开发强度提高具有推动作用,这与周敏等^[12]研究一致,但会通过负向溢出效应对邻近城市土地开发强度具有抑制作用。一方面,经济发展水平高的城市,尤其是长江经济带下游发达地区城市和中上游省会城市,往往具有累积循环的自我强化功能,其在城市发展过程中需要更多的土地空间来承载自身不断发展的需要,也有更多的财力资金来支撑其土地开发费用支出。另一方面经济发展水平高的城市往往是资本、劳动等要素不断流入的地区,增加了城市空间承载压力,推动了城市对城郊外围土地空间扩张。同时本地城市经济发展水平提升对邻近经济发展较弱的城市资源要素会产生一定的虹吸效应,资源要素的流出会降低邻近城市对土地内生需求,抑制了邻近城市空间的进一步扩张。

表 3 空间面板杜宾模型空间效应分解结果

变量	直接效应		溢出效应		总效应	
	系数	t-stat	系数	t-stat	系数	t-stat
lnPgdp	0.4508***	7.2484	-0.0997***	-2.7580	0.3511***	4.8924

lnPur	0.1307***	2.7209	-0.1368***	-3.3026	-0.0061	-0.0964
lnSei	0.1673***	3.2335	-0.1732***	-3.1199	-0.0060	-0.0853
lnPrd	0.2695***	9.5616	0.1706***	5.3519	0.4400***	10.3588
lnPre	0.0720***	5.1405	-0.0180	-0.8280	0.0540**	2.1596

(2)人口城镇化直接效应系数为0.1307,溢出效应系数为-0.1368,二者都通过了1%显著性水平检验。表明本地城市人口城镇化水平的提升对本地城市土地开发强度具有推动作用,这与赵亚莉等^[13]研究结论一致,但是会通过负向溢出效应对邻近城市土地开发强度具有抑制作用。主要的原因是城市人口的增加会产生规模集聚经济效,带来住房、公共服务、交通等需求,这些需求都需要通过对土地资源进一步开发来得以满足。同时在人口可以自由流动,可以用脚投票情况下本地人口的增加意味其他城市人口的流出,抑制了其他城市由人口因素来推动城市土地开发强度增加的动力基础。

(3)产业结构水平直接效应系数为0.1673,溢出效应系数为-0.1732,二者都通过了1%显著性水平检验。表明本地城市第二产业结构水平的提升对本地城市土地开发强度具有推动作用,但是会通过负向溢出效应对邻近城市土地开发强度具有抑制作用。主要的原因是第二产业结构水平提升意味着第三产业结构水平的下降,在城市中第二产业相较于第三产业,其具有土地资源消耗大的特征,其结构水平的提升会进一步推动城市土地开发强度的增大。同时本地城市第二产业结构水平提升,尤其是第二产业中的工业越发达和建筑业水平越高,会对邻近城市同类产业产生挤出效应,削弱邻近城市相关产业的发展能力,抑制了邻近城市土地开发强度提高。

(4)交通水平直接效应系数为0.2695,溢出效应系数为0.1706,二者都通过了1%显著性水平检验。表明本地城市交通水平的提升不仅会对本地城市土地开发强度具有推动作用,而且还会通过正向溢出效应对邻近城市土地开发强度产生推动作用,这与曾源源等^[22]研究结论较为一致。主要的原因是城市交通的发展是城市空间扩张的驱动力^[23],为城市土地开发强度提供了引导作用,重塑了城市形态,改变了城郊土地的地理区位,为城市边缘土地的开发提供了机会和机遇,同时也为城市远距离的职住分离提供了可行性条件。同时交通是城市与城市之间联通的重要纽带,是城市之间物流和人流流通的重要通道,本地城市交通的发展会直接促进邻近城市交通的跟进发展,也直接推动了邻近城市土地开发强度的提升。如南京市的城市轨道交通延伸至安徽境内的滁州市内,直接激发了滁州市城市土地开发形成沿轨道交通线为走廊的城市扩张发展轴。

(5)房地产投资直接效应系数为0.0720,通过了1%显著性水平检验;溢出效应系数为-0.0180,未通过10%显著性水平检验。表明本地城市房地产投资水平提升对本地城市土地开发强度具有推动作用,这与鄂思怡等^[24]研究结论较为一致,但对邻近城市土地开发强度并无统计学意义上的显著影响。主要的原因是当前房地投资最为基础的前提就是征收土地,政府依靠卖地来获得土地财政为城市土地进一步开发提供资金支持,城市外围土地相对于城市内部土地征收价格较低,大量城郊土地被用于房地产投资开发,房地产投资存在着非理性,在楼宇泡沫经济的示范效应下,大量资金涌入房地产投资和投机领域为城市土地扩张提供了资金支持,推动了城市土地开发强度的提高。同时由于房地产投资具有投资性和投机性双重性质,投资回报高的城市往往就会成为房地产投资集聚之地,进一步加强了房地产投资的本地效应,造成其对邻近城市的溢出效应并未通过统计学意义上显著性检验。

5 结论与启示

本文以2003~2017年长江经济带108座城市为研究对象,在对城市土地开发强度时空格局特征分析基础上,通过构建经济地理空间权重矩阵,借助空间面板杜宾模型及其偏微分分解方法,从空间效应视角来对长江经济带城市土地开发强度空间溢出效应及其影响因素进行分解分析。得出以下主要结论与启示:

(1)从时序演进特征来看,在研究期内长江经济带城市土地开发强度出现了持续上升演进特征,城际差异出现了持续扩大化演进特征,并伴随着极化现象,土地开发强度处于高值区城市数量占比出现了增加特征。

(2)从空间格局特征来看,长江经济带城市土地开发强度在空间分布上并非随机状态,而是存在显著正向全局空间自相关性,在研究期内这种全局空间关联呈现出先增强后减弱的演变特征。局域空间格局数量上呈现为以 HH 和 LL 为主,以 LH 和 HL 为辅,空间邻近同伴效应和空间溢出效应形成了长江经济带土地开发强度中“低者恒低、高者恒高”空间格局特征。

(3)从 SPDM 模型估计来看,长江经济带城市土地开发强度空间回归系数 ρ 在 3 种空间杜宾模型固定效应估计下系数均显著为正,长江经济带城市土地开发强度存在显著正向空间溢出效应,即本地城市土地开发强度提升会通过空间传导效应带动其他邻近城市土地开发强度的提升,这打破了传统研究中基于样本相互独立的基本假设,只有将空间效应纳入到城市土地开发强度的计量回归模型之中,才能合理解释城市土地开发强度的影响因素。

(4)从 SPDM 模型空间效应分解来看,经济发展水平、人口城镇化水平、第二产业结构水平对本地城市土地开发强度具有显著的推动作用,对邻近城市土地开发强度具有显著的负向溢出效应。交通发展水平对本地城市土地开发强度具有显著的推动作用,对邻近城市土地开发强度具有显著的正向溢出效应。房地产投资水平对本地城市土地开发强度具有显著的推动作用,对邻近城市土地开发强度并无统计学意义上的推动作用。

(5)政策启示,第一,长江经济带城市土地开发强度空间溢出效应的存在决定了城市在土地资源开发利用不可“一城孤行”,应当具有全局视野,在区域一体化发展下综合考虑本地城市与邻近城市之间的空间互动关系,加强城市在土地资源开发上的空间联动效应。第二,按照《关于在国土空间规划中统筹划定落实三条控制线的指导意见》严格落实长江经济带城镇开发边界控制红线,根据长江经济带城市土地开发强度的空间格局分布特征,长江中下游以及省会等土地开发强度高的城市加强对城市存量土地的挖潜,提高城市土地节约集约利用,长江中上游以及经济发展较弱城市利用自身地缘优势和自身比较优势与经济发达城市进行错位互补发展,有序承接经济发达地区产业转移,提高本地城市土地利用效率。第三,以第二产业为主的产业结构特征提升了城市土地开发强度,需要推进长江经济带城市土地供给侧结构性改革,优化城市土地利用结构,对土地资源消耗大的产业进行淘汰处理,或改造升级,或进行区域间产业的梯度转移,为推动城市新旧动能转化和产业结构转型升级释放土地空间,推进城市土地开发利用由外延式扩张向内涵式发展转变。第四,房地产投资在城市土地开发强度中具有显著的推动作用,故此需要引导各城房地产投资回归理性,根据城市社会经济发展的实际需求,实施长江经济带跨区域建设用地指标配给市场化配置,提高建设用地指标最大化利用中的整体性和联动性。

本文将空间溢出效应引入到长江经济带城市土地开发强度的研究之中,对长江经济带城市土地资源合作联动开发与治理具有重要参考意义。但是由于长江经济带涉及到的地域范围较广,上、中、下游城市之间互动联系度也存在着一一定的区域性特征,由此也可能会造成城市土地开发强度空间溢出效应在不同的流域内存在着差异性,本文尚未进行分区细化研究,这是未来需要进一步研究的方向。

参考文献:

- [1]张竞珂,陈逸,黄贤金.长江经济带土地开发均衡度及限度评价研究[J].长江流域资源与环境,2017,26(12):1945-1953.
- [2]周炳中,包浩生,彭补拙.长江三角洲地区土地资源开发强度评价研究[J].地理科学,2000(3):218-223.
- [3]赵亚莉,刘友兆,龙开胜.城市土地开发强度变化的生态环境效应[J].中国人口·资源与环境,2014,24(7):23-29.
- [4]张苗,甘臣林,陈银蓉,等.中国城市建设用地开发强度的碳排放效率分析与低碳优化[J].资源科学,2016,38(2):265-

275.

[5]段佩利,刘曙光,尹鹏.区域开发强度与资源环境承载力耦合协调分析——以中国沿海城市群为例[J].资源开发与市场,2018,34(7):930-934,1009.

[6]卫思夷,居祥,荀文会.区域国土开发强度与资源环境承载力时空耦合关系研究——以沈阳经济区为例[J].中国土地科学,2018,32(7):58-65.

[7]谭雪晶,姜广辉,付晶,等.主体功能区规划框架下国土开发强度分析——以北京市为例[J].中国土地科学,2011,25(1):70-77.

[8]陈逸,黄贤金,陈志刚,等.中国各省域建设用地开发空间均衡度评价研究[J].地理科学,2012,32(12):1424-1429.

[9]杨清可,段学军,李平星,等.江苏省土地开发度与利用效益的空间特征及协调分析[J].地理科学,2017,37(11):1696-1704.

[10]张鹏,张栩嘉,刘勇,等.基于土地开发强度的长春市城市空间效率分异研究[J].地理科学,2018,38(6):895-902.

[11]刘艳军,于会胜,刘德刚,等.东北地区建设用地开发强度格局演变的空间分异机制[J].地理学报,2018,73(5):818-831.

[12]周敏,匡兵,陶雪飞.空间收敛视角下中国城市土地开发强度演变特征[J].经济地理,2018,38(11):98-103,122.

[13]赵亚莉,刘友兆,龙开胜.长三角地区城市土地开发强度特征及影响因素分析[J].长江流域资源与环境,2012,21(12):1480-1485.

[14]赵亚莉,刘友兆.城市土地开发强度差异及影响因素研究——基于 222 个地级及以上城市面板数据[J].资源科学,2013,35(2):380-387.

[15]TOBLER W R. A computer movie simulating urban growth in the detroit region[J]. Economic Geography, 1970, 46(1): 234-240.

[16]杨钰蓉,何玉成,李兆亮.中国粮食生产中不同类型技术要素投入的时空分异与影响因素[J].长江流域资源与环境,2019,28(7):1563-1574.

[17]刘海旭,余斌,张加磊,等.长江经济带城市人居环境空间格局研究[J].长江流域资源与环境,2019,28(12):2795-2805.

[18]王火根,沈利生.中国经济增长与能源消费空间面板分析[J].数量经济技术经济研究,2007(12):98-107,149.

[19]LESAGE J P, PACE R K. Introduction to spatial econometrics[M]. Boca Raton: CRC Press, 2009: 45-75.

[20]ELHORST J P. Spatial econometrics from cross-sectional data to spatial panels[M]. Heidelberg: Springer, 2014: 63-67.

[21]伍骏骞,方师乐,李谷成,等.中国农业机械化发展水平对粮食产量的空间溢出效应分析—基于跨区作业的视角[J].中国农村经济,2017(6):44-57.

[22]曾源源,胡守庚,瞿诗进.长江中游经济带交通区位条件变化与建设用地扩张时空耦合规律[J].长江流域资源与环境,2018,27(12):2651-2662.

[23]郝丽莎,王晓歌,乔文怡,等.1936年以来南京城市空间扩展特征研究[J].地理研究,2019,38(4):911-925.

[24]邬思怡,张协奎,张练.中国房价上涨对城市扩张的驱动效应研究——来自69个大中城市门限模型的经验证据[J].广东财经大学学报,2017,32(3):16-27.