2010—2020 年我国肺结核传播时空特征及新型城镇化水平的空间溢出效应研究*

王 莹[1] 李 歆[2] 丁 蔚[1] 杜晶琳[3] 尹 颖[1△]

【提 要】 **目的** 探究肺结核传播时空特征及新型城镇化水平对肺结核传播的影响及空间溢出效应。**方法** 利用全局和局部 Moran's I 指数分析 2010—2020 年我国 31 个省份新型城镇化水平与肺结核发病率的空间自相关性和聚集性。通过空间计量模型进一步分析新型城镇化水平对肺结核发病率的影响及空间溢出效应，并进行区域异质性分析。**结果** 2010—2020 年间肺结核发病率呈现持续下降趋势，由 81.09/10 万降至 47.76/10 万；≥65 岁人群发病率最高，1 月和 3—5 月为肺结核高发时间；肺结核高发地区集中在西部地区。新型城镇化水平与肺结核发病率存在正向空间自相关性。新型城镇化对肺结核传播存在负向的本地（系数为−0.680，P<0.001）和空间溢出效应（系数为−0.489，P<0.001）；异质性分析表明东部地区（系数为−1.937，P<0.001）、高−高聚集地区（系数为−0.583，P<0.001）的新型城镇化水平对肺结核发病率有显著的负向影响。**结论** 肺结核发病率持续降低，存在显著的空间特征。新型城镇化水平有利于降低肺结核发病率，减少了地区间肺结核传播风险，且东部地区、城镇化水平高的地区降低肺结核发病率的积极作用更为显著。

【关键词】 新型城镇化 肺结核 空间溢出效应 异质性 发病率
【中图分类号】 R521；R181 【文献标志码】 A **DOI** 10.11783/j.issn.1002−3674.2026.05.014

传染病是全球重大公共卫生问题。在快速城镇化建设背景下，生态压力、人口持续流动、交通设施完善及运载能力扩大了传染病的传播范围。人口生态系统平衡关系受损是传染病危机的根源[1]。新型城镇化以人为核心，具有集约高效、遵循规律、生态宜居、和谐发展的特点，对推动生态安全和公共健康有重要意义。但是在高质量发展背景下，新型城镇化能否有效减少传染病传播，推动传染病防控，进而保障人民身体健康与生命安全，值得深入研究。

结核病是由结核分枝杆菌感染引起的慢性传染病，受复杂的社会−心理−行为因素的影响。我国是结核病高负担国家之一，肺结核是常见的结核病种类，2022 年我国结核病新发患者数为 74.8 万，居全球第三[2]。作为重要的社会病，针对肺结核发病的影响因素研究多集中在个体的心理行为因素或生态因素[3-4]，较少有学者探究社会因素与肺结核流行的相关性。因此，本文以我国 31 个省份的新型城镇化与肺结核数据，分析肺结核传播特征，基于空间计量模型评估新型城镇化水平对肺结核发病率的影响、空间溢出效应及进行异质性分析，为肺结核防治及城镇化的健康发展提供可行建议。

空间计量模型构建

1. 空间自相关性检验

使用 Moran's I 指数评估空间自相关性检验以确保空间模型的有效性。Moran's I 指数由澳大利亚统计学家 Moran 提出，取值范围为[−1，1]，当指数绝对值越大时，表明因素间空间自相关性越高；当数值为正时为空间正相关，为负则为空间负相关，为 0 则不存在空间自相关性[5]。Moran's I 指数分为全局和局部指数，全局 Moran's I 指数反映总体相关趋势，局部 Moran's I 指数可以刻画各区域的非典型特征。局部自相关可以划分为四种类型，即高−高、低−高、低−低和高−低聚集。高−高和低−低聚集说明局部空间差异小，而低−高和高−低聚集说明局部空间差异大[6]。

2. 空间计量模型

本文采用空间计量模型分析新型城镇化对肺结核的空间影响。空间计量模型主要包括空间自相关（spatial autoregressive，SAR）模型、空间误差模型（spatial error model，SEM）和空间杜宾模型（spatial Durbin model，SDM）。本文借鉴李小平的方法，纳入影响居民健康的相关因素，构建空间杜宾模型[7]：

$$PTB_{it} = \beta_1 \sum_{j=1}^{n} W_{ij} PTB_{jt} + \beta_2 urban_{it} + \beta_3 \sum_{j=1}^{n} W_{ij} urban_{it} + \alpha X_{jt} + \rho \sum_{j=1}^{n} W_{ij} X_{jt} + \eta_i + \delta_t + \mu_{it}$$

其中，PTB 表示肺结核的发病率，W_{ij} 为空间权重矩阵，本文借鉴王赫等人的做法[8]，构建经济距离空间矩阵 $W_{ij} = 1/|g_i - g_j|$，其中 g_i 为 i 地区人均 GDP 平均值，两地区经济差距越小，影响越强。$urban$ 表示新型城镇化水平，i 和 j 表示省市截面单位，X_{it} 为控制变量，η_i 和 δ_t 代表个体效应和时间效应，μ_{it} 是随机扰动项。SAR 模

* 基金项目：国家自然科学基金面上项目（72074123）；江苏省医院协会医院管理创新研究课题（JSYGY-2-2024-249；JSYGY-3-2023-111）；苏州市健康教育特色项目（JKJY-2024003）
1. 苏州大学附属第一医院感染管理处（215006）
2. 南京医科大学药学院
3. 江苏省疾病预防控制中心政策研究室
△通信作者：尹颖，E-mail：sdfyyyy@163.com

型仅考虑因变量间的空间效应，即当$\beta_3=\rho=0$时，模型退化为SAR；SEM模型认为空间效应来自其他地区的随机扰动项，即当$\beta_1=\beta_3=\rho=0$时，且$\mu=\lambda W_\mu+\varepsilon$时为SEM模型[9]。

模型甄别结果见表1。LM检验中SEM和SAR拒绝了无空间误差项和无空间滞后项的假设。Wald和LR统计量均显著拒绝了可退化的原假设，且Hausman检验、LR空间固定与LR时间固定均有显著意义，故双固定的SDM模型为最优模型。

表1　空间计量模型甄别结果

检验		统计量	P值
空间效应	Moran's I	4. 846	<0. 001
空间误差效应	Lagrange multiplier	21. 741	<0. 001
	Robust Lagrange multiplier	17. 334	<0. 001
空间滞后效应	Lagrange multiplier	42. 402	<0. 001
	Robust Lagrange multiplier	37. 995	<0. 001
空间面板模型检验	Wald-SDM/SAR	19. 96	0. 002
	Wald-SDM/SEM	19. 54	0. 003
	LR-SDM/SAR	19. 45	0. 003
	LR-SDM/SEM	19. 04	0. 004
	LR空间固定	25. 06	0. 034
	LR时间固定	462. 01	<0. 001

3. 直接效应与溢出效应

在空间模型中，某区域解释变量的变化不仅会影响本区域的被解释变量，同样会对其他区域产生影响。因此，本文借鉴LeSage和Pace[10]的基于偏微分对空间溢出效应进行分解，公式如下：

$$\left[\frac{\partial PTB}{\partial urban_1}\cdots\frac{\partial PTB}{\partial urban_n}\right]=\begin{bmatrix}\frac{\partial PTB_1}{\partial urban_1}\cdots\frac{\partial PTB_1}{\partial urban_n}\\ \cdots\\ \frac{\partial PTB_n}{\partial urban_1}\cdots\frac{\partial PTB_n}{\partial urban_n}\end{bmatrix}=$$

$$(I-\beta_1 W)^{-1}(\beta_2 I+\beta_3 W)$$

根据公式可以进一步将各因素对肺结核发病率的影响分解为直接效应和间接效应。直接效应即区域内效应，评估解释变量对结果的影响，包括反馈效应，即解释变量对其他地区的影响反过来影响本地区；间接效应又称为溢出效应，反映了解释变量对相邻地区结果变量的影响程度。

此外，本研究也考虑了控制变量的直接效应与溢出效应。

$$\left[\frac{\partial PTB}{\partial X_1}\cdots\frac{\partial PTB}{\partial X_n}\right]=\begin{bmatrix}\frac{\partial PTB_1}{\partial X_1}\cdots\frac{\partial PTB_1}{\partial X_n}\\ \cdots\\ \frac{\partial PTB_n}{\partial X_1}\cdots\frac{\partial PTB_n}{\partial X_n}\end{bmatrix}=$$

$$(I-\beta_1 W)^{-1}(\beta_2 I+\beta_3 W)$$

4. 指标选取与数据来源

本文构建了2010—2020年中国31个省份新型城镇化与肺结核数据，数据来源于《中国统计年鉴》、各省市《统计年鉴》、《中国卫生健康统计年鉴》和国家人口与健康科学数据共享平台公共卫生科学数据中心。

被解释变量：肺结核，以肺结核发病率表示。

解释变量：新型城镇化。本文借鉴陶其中的方法，采用人口城镇化、经济城镇化和生态城镇化综合评估各省市新型城镇化水平[11]。其中，本文选取城镇登记失业率、人口城镇化率和每万人高等学校在校生数评估人口城镇化；选取人均GDP、二、三产业产值占GDP比重和城镇居民人均可支配收入评估经济城镇化；选取建成区绿化覆盖率、人均公园绿地面积、工业固体废弃物综合利用率和生活垃圾无害化处理率评估生态城镇化。由于测量指标间存在量纲差异，本文基于熵值法（表2）对指标进行标准化处理，再依据权重进行调整，最终得出2010—2020年各省市新型城镇化综合水平。

控制变量：人口密度；卫生健康投入，以各省市财政支出中卫生支出占财政总支出的比重来表示；空气质量，以各省市人均废气排放量表示；医疗资源，以每千人口卫生技术人员数量表示；老龄化程度，以各省市老年人口抚养比表示[12]。

表2　新型城镇化评估指标体系

准则	指标	权重
人口城镇化	城镇登记失业率（%）	0. 120
	人口城镇化率（%）	0. 083
	每万人口高等学校在校生数（人/万人）	0. 120
经济城镇化	人均GDP（万元/人）	0. 193
	二、三产业产值占GDP比重（%）	0. 046
	城镇居民人均可支配收入（元）	0. 207
生态城镇化	建成区绿化覆盖率（%）	0. 022
	人均公园绿地面积（平方米/人）	0. 094
	生活垃圾无害化处理率（%）	0. 046
	工业固体废弃物综合利用率（%）	0. 069

结果

1. 肺结核传播特征

2010—2020年间，全人群肺结核发病率呈现下降趋势，在2020年最低，报告发病率为47. 76/10万。65岁及以上人群肺结核发病率最高，报告发病率由209. 23/20万降低至98. 35/10万，见图1。从时间上看，肺结核报告发病例数集中在1月和3—5月，平均发病率在3月最高，为6. 08/10万；夏季和秋季为低发月份，见图2。

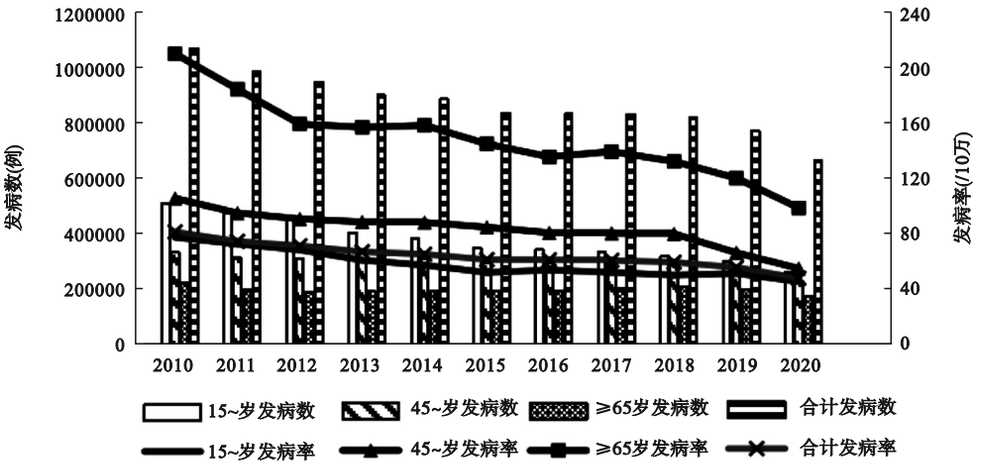


图1 2010—2020年分年龄组肺结核报告发病数和发病率

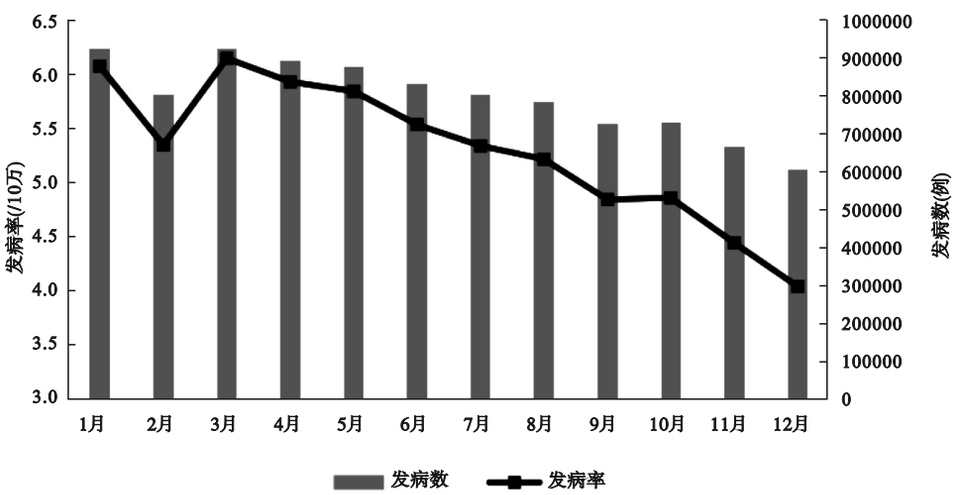


图2 2010—2020年不同月份发病数及发病率

2. 空间自相关性检验

对我国31个省份2010—2020年新型城镇化及肺结核发病率进行全局和局部自相关检验。表3显示，2010—2020年全局Moran's I指数均为正，且P均<0. 05，表明新型城镇化和肺结核发病率具有显著的空间正相关性，即高城镇化（肺结核）的地区与高城镇化（肺结核）的地区聚集，低城镇化（肺结核）的地区与低城镇化（肺结核）的地区聚集。2020年我国新型城镇化与肺结核发病率的Moran's I指数分别为0. 638和0. 478，均显著大于0，进一步表明城镇化与肺结核发病之间存在较强的局部空间自相关性。表4显示，城镇化高-高地区多集中在北京、长三角地区等经济发达地区，其对应的肺结核发病率多聚集于低-低地区；而城镇化低-低地区多为西部等经济不发达地区，其对应的肺结核发病率聚集地区集中在高-高地区，表明城镇化与肺结核发病率的空间分布不是完全随机的，在探究两者之间关系时考虑空间计量模型回归是合理且有必要的。

表3 2010—2020年新型城镇化与肺结核的全局Moran's I指数

年份	发病率		城镇化	
	Moran's I	P	Moran's I	P
2010	0. 416	0. 004	0. 663	<0. 001
2011	0. 476	0. 001	0. 647	<0. 001
2012	0. 451	0. 002	0. 626	<0. 001
2013	0. 471	0. 001	0. 613	<0. 001
2014	0. 500	0. 001	0. 608	<0. 001
2015	0. 436	0. 003	0. 617	<0. 001
2016	0. 437	0. 002	0. 599	<0. 001
2017	0. 449	0. 001	0. 622	<0. 001
2018	0. 349	0. 003	0. 592	<0. 001
2019	0. 425	0. 003	0. 544	<0. 001
2020	0. 478	0. 001	0. 638	<0. 001

表4　2020年我国肺结核发病率及新型城镇化水平区域分布情况

指标	高-高	高-低	低-高	低-低
肺结核	新疆、西藏、广西、海南、贵州、云南、重庆、四川、江西	湖南、青海	甘肃、宁夏、安徽、湖北、广东	陕西、福建、河南、黑龙江、辽宁、内蒙古、吉林、山西、河北、江苏、山东、天津、浙江、上海、北京
城镇化	北京、上海、天津、江苏、浙江、福建、安徽、山东、湖北	重庆、广东	湖南、江西、内蒙古	西藏、新疆、黑龙江、甘肃、云南、青海、吉林、贵州、广西、宁夏、辽宁、海南、江西、河北、河南、陕西、四川

3. 空间模型回归结果

表5为经济距离空间矩阵下的SDM空间模型回归结果。结果显示，城镇化对肺结核发病率的本地和空间溢出效应系数分别为-0.680和-0.489，在1%的水平上显著，表明在全国范围内，城镇化水平不仅对本地区的肺结核发病率有积极影响，还会降低周边地区的肺结核发病率。从控制变量来看，医疗水平对本地区和周边地区的肺结核发病率均有积极影响，系数分别为-0.290和-0.388，在1%的水平上显著；老龄化程度对本地区肺结核发病率有消极影响，系数为0.230，但能积极降低周边地区的发病率，系数为-0.481。此外，人均废气排放量对本地区肺结核发病有一定程度的促进作用。

表5　新型城镇化对肺结核影响的SDM回归结果

因变量	肺结核发病率
城镇化	-0.680（-0.882，-0.478）***
人口密度	-0.085（-0.153，-0.016）**
空气质量	0.220（0.041，0.400）**
卫生健康投入	-0.023（-0.082，0.036）
老龄化	0.230（0.047，0.414）**
医疗水平	-0.290（-0.460，-0.120）***
W*城镇化	-0.489（-0.771，0.206）***
W*人口密度	-0.049（0.178，0.080）
W*空气质量	0.078（-0.180，0.336）
W*卫生健康投入	-0.369（-0.473，-0.265）***
W*老龄化	-0.481（-0.799，-0.163）***
W*医疗水平	-0.388（-0.674，-0.102）***
R^2	0.533

注：*** P<0.01，** P<0.05，W*表示经济距离空间权重矩阵与对应变量的空间滞后项。

4. 新型城镇化的空间溢出效应

表6显示，我国新型城镇化水平对肺结核发病率的直接效应、间接效应和总效应的估计系数均为负数，在1%的水平上显著，表明新型城镇化水平对肺结核发病率有抑制作用，一定程度上抑制了肺结核的就近传播。

5. 异质性检验

本文依据国家统计局的划分原则，将样本划分为东部地区、中部地区、西部地区三组，对经济距离空间矩阵下的SDM空间模型进行异质性分析。表7显示，东部地区新型城镇化对本地肺结核发病率具有显著的负向影响，与全样本数据一致；中部和西部地区系数为正，表明城镇化水平对肺结核发病率有促进作用，而西部地区的城镇化水平对肺结核的影响无统计学意义。此外，东中部地区人口密度能显著降低肺结核发病率，与全样本数据结果存在差异。

表6　新型城镇化对肺结核发病率的空间溢出效应分解结果

变量	直接效应		间接效应		总效应	
	系数	P	系数	P	系数	P
城镇化	-0.703	<0.001	-0.625	<0.001	-1.328	<0.001
人口密度	-0.089	0.009	-0.067	0.310	-0.156	0.053
空气质量	0.235	0.007	0.124	0.367	0.359	0.024
卫生健康投入	-0.040	0.177	-0.404	<0.001	-0.445	<0.001
老龄化	0.208	0.021	-0.496	0.005	-0.288	0.162
医疗水平	-0.307	<0.001	-0.460	0.002	-0.767	<0.001

城镇化程度的异质性分析结果显示，城镇化高-高聚集地区的城镇化水平对本地肺结核的传播均有显著的积极作用，系数为-0.583，在1%的水平上显著；有积极的空间溢出效应，系数为-1.089，在1%的水平上显著。

讨　论

1. 新型城镇化水平对肺结核的传播存在积极的本地效应和空间溢出效应

新型城镇化水平能显著降低肺结核的发病率，减少传播风险。一方面，新型城镇化水平高的城市通常拥有较优的人口素质、经济能力和生态环境，有助于合理配置卫生资源，优化卫生人员结构，持续完善以肺结核为基础的疾病监测与防控体系，从而能够对肺结核患者作出迅速反应并实时追踪。同时有利于强化全民有关肺结核的健康教育，以提高居民的肺结核防控意识。另一方面，实施以人为本的新型城镇化战略是以人民为中心的具体体现，也是实现人民日益增长的美好生活需要的落脚点，肺结核防治作为民生建设的重要内容，减少其危害是推动健康中国建设的有效路径，两者政策涵义高度契合。此外，在城镇化进程中，也会存在人口向大城市过度聚集、城市功能性萎缩以及环境承载力不足等问题[13]，然而本研究结果显示这些问题并未加剧肺结核的传播，可能是因为当出现问题时，城市会积极完善基础设施建设，改善公共服务、医疗卫生、教育、环境等不足，以促进城市的健康发展。

基于空间溢出效应视角，新型城镇化水平能减少周边地区的肺结核传播。既往结果表明新型城镇化伴随着经济发展、人口流动与土地开发[14]，有利于提

表7 异质性分析

因变量	区域异质性			城镇化程度异质性	
	东部	中部	西部	高-高地区	低-低地区
城镇化	-1.937 (-2.213,-1.660)***	0.595 (0.353,0.837)***	0.167 (-0.148,0.482)	-0.583 (-0.905,-0.261)***	-0.767 (-1.099,-0.436)***
人口密度	-0.755 (-0.873,-0.636)***	-0.072 (-0.138,-0.007)**	-0.030 (-0.141,0.081)	-0.426 (-0.655,-0.198)***	0.075 (-0.053,0.203)
空气质量	-0.023 (-0.226,0.180)	0.270 (0.070,0.471)***	-0.463 (-0.769,-0.156)***	0.805 (0.538,1.071)***	-0.166 (-0.486,0.154)
卫生健康投入	-0.335 (-0.425,-0.245)***	-0.145 (-0.244,-0.046)***	-0.025 (-0.130,0.081)	-0.446 (-0.544,-0.349)***	-0.133 (-0.234,-0.032)***
老龄化	0.181 (-0.037,0.398)	0.554 (0.400,0.708)***	-0.358 (-0.733,0.018)*	0.134 (-0.043,0.311)	0.532 (0.170,0.894)***
医疗水平	-0.535 (-0.770,-0.299)***	-0.008 (-0.236,0.221)	-0.402 (-0.679,-0.124)***	0.083 (-0.225,0.391)	-1.004 (-1.269,-0.739)***
W*城镇化	-1.582 (-2.417,-0.747)***	-0.429 (-1.021,0.163)	0.501 (-0.013,1.014)*	-1.089 (-1.815,-0.362)***	-0.362 (-0.940,0.216)
W*人口密度	-0.819 (-1.078,-0.559)***	-0.154 (-0.346,0.038)	-0.282 (-0.442,-0.121)***	-0.546 (-0.843,-0.250)***	-0.185 (-0.436,0.065)
W*空气质量	-0.611 (-1.031,-0.191)***	-0.567 (-0.984,-0.151)***	-0.842 (-1.278,-0.405)***	0.921 (0.434,1.407)***	-0.333 (-0.825,0.158)
W*卫生健康投入	0.252 (0.023,0.480)**	0.183 (0.001,0.366)**	0.157 (-0.019,0.333)*	0.463 (0.252,0.675)***	-0.117 (-0.240,0.006)*
W*老龄化	0.440 (0.115,0.765)***	-0.107 (-0.460,0.247)	0.639 (0.083,1.194)**	-0.074 (-0.334,0.187)	-0.786 (-1.384,-0.188)***
W*医疗水平	0.120 (-0.267,0.507)	0.136 (-0.303,0.575)	1.227 (0.770,1.684)***	-0.482 (-0.935,-0.028)**	0.525 (0.132,0.917)***
R^2	0.548	0.196	0.338	0.841	0.309

注：*** P<0.01，** P<0.05，* P<0.10，W*表示经济距离空间权重矩阵与对应变量的空间滞后项。

高周边地区的市场规模和潜能，推动其产业结构优化，对邻近地区的信息获取和经济发展形成正向溢出，进而有利于公共卫生服务的供给及肺结核监测工作的开展。此外，由于示范效应的存在，那些在肺结核监测与防控工作中取得成效的地区，周边城市会学习和借鉴，形成良性竞争，从而减少肺结核的传播。

2. 医疗水平、老龄化、空气质量均显著影响肺结核的传播

本研究显示，医疗水平、老龄化和空气质量也会对本地区的肺结核发病率产生显著影响。医疗水平能积极降低本地及周边地区的肺结核发病率，本文通过每千人口卫生技术人员数量评估医疗水平。卫生技术人员配置的公平性是我国卫生领域的研究热点，我国卫生技术人员配置效率呈现出东部高、中西部低的特点，存在显著的地区差异[15]。卫生人力资源是医疗服务的主要提供者，其合理建设是完善医疗服务体系、提高突发卫生事件应急处理能力的关键，高素质的卫生人力资源有助于疾病防控措施的落实，能有效降低肺结核的传播风险。有学者探究了中老年人群的患病率与医疗资源的关系，发现慢性病患病率的高低同样与卫生技术人员配置的公平性有关[16]。

本研究发现老龄化是本地区肺结核发病率的消极因素，却对周边地区有积极影响。据统计，老年人群肺结核发病率的构成比呈上升趋势[17]，且2011—2020年≥65岁的老年人群肺结核发病率是全人群的2倍[18]。相较于年轻人，老年人免疫功能低下，抵抗力差，且疾病防范意识弱，更容易罹患肺结核。然而，人口老龄化存在着地区差异[19]，如广东省为人口老龄化低风险地区，与其相邻的福建省、江西省却为中等风险地区，一定程度上解释了老龄化的负向空间溢出效应。再者，人均废气排放量能显著增加肺结核发病率，这是因为空气中的污染物如PM_{10}、$PM_{2.5}$、SO_2等能通过呼吸进入人体，并在肺部沉积，损伤肺泡及黏膜，导致肺部组织慢性纤维化等情况发生，从而降低肺部抵抗力[3]。

3. 新型城镇化水平对肺结核传播的影响存在显著的区域异质性

本结果显示，东部地区的城镇化水平能显著降低肺结核发病率，而中部和西部地区结果却相反。究其原因，一是相较于中西部，东部地区经济水平高，基础设施完善，拥有较为健全的医疗和公共卫生服务体系，有足够的卫生人力资源开展疾病监测与防控工作。二是居民的健康意识高，能作好自我健康评估与防护，以应对肺结核传播的风险。既往研究表明[20]医疗卫生资源对新型城镇化发展的地区差异有重要影响，中西部地区卫生资源有限，医疗和公共卫生服务

能力有待加强。此外，中西部的城镇化建设面临着经济发展滞后、社会进步缓慢及生态环境等问题[21]，这种不健康的城镇化发展模式可能产生负面效应。

本研究发现高-高聚集地区的城镇化水平能显著降低肺结核的发病率，且能积极影响邻近地区，与全样本结果一致。相比之下，低-低聚集地区影响无统计学差异，表明城镇化对肺结核传播的抑制作用在发达地区更为显著。

异质性分析中东部和中部地区人口密度能显著降低肺结核发病率。虽然基于传染学角度，人群越聚集，人口密度越高，传染病传播的风险越大。但本研究采用的是城市平均人口密度指标，若能有效避免人群过度聚集和密切接触，一定程度上能抑制肺结核的传播。

结　论

本文分析了我国2010—2020年间肺结核传播特征，构建我国31个省份的新型城镇化与肺结核数据，运用空间计量模型评估了新型城镇化水平对肺结核发病率的空间影响效应，并得出以下结论。第一，肺结核防控工作取得进展，发病率持续降低；第二，我国各省市新型城镇化水平与肺结核发病率存在负向空间自相关性，城镇化水平高的地区对应的肺结核发病率低。第三，新型城镇化水平有利于降低肺结核发病率，减少了地区间肺结核传播风险，抑制了地区间的“就近传播”。第四，东部地区、城镇化水平高的地区对降低肺结核发病率的积极作用更为显著。因而，应继续推动以人为核心、健康绿色的新型城镇化建设，扩大新型城镇化对肺结核防控及公共健康的积极效应。东部及高城镇化地区要充分发挥示范和扩散效应，助力新型城镇化发展。加大对中西部地区卫生资源的投入，促进公共卫生服务水平均等化，从而提升肺结核防控能力，提高居民健康水平。

参　考　文　献

[1] 穆光宗，林进龙. 人口生态学：诊疗新发传染病的一个重要视角：兼驳“群体免疫”论[J]. 探索与争鸣，2020(8)：60-69.

[2] 王歆尧，姜美丽，庞元捷，等. 中国结核病疾病负担现状[J]. 中华流行病学杂志，2024，45(6)：857-864.

[3] 赵明扬，周乾宇，王荣荣，等. 基于时空地理加权回归模型的中国肺结核发病情况及影响因素研究[J]. 中国全科医学，2023，26(5)：583-590.

[4] 彭孝旺，樊晓蕾，向阳，等. 新疆维吾尔自治区喀什地区活动性肺结核密切接触者发病及影响因素分析[J]. 中国防痨杂志，2023，45(6)：601-606.

[5] 李蕊，周童，田刚，等. 2018—2020年湖南省8～10岁儿童碘营养状况时空特征分析[J]. 中国卫生统计，2023,40(2):264-268.

[6] 邓特,黄勇,顾菁,等. 空间分析中空间自相关性的诊断. 中国卫生统计,2013,30(3):343-346.

[7] 李小平，余东升. 城市化是否加剧了传染病区域间传播?基于空间溢出视角分析[J]. 经济科学,2022，(5)：107-119.

[8] 王赫,吴朝阳. 经济差距对创新溢出与技术交流的影响：基于经济距离矩阵的空间计量研究[J]. 经济问题,2020(9)：78-84.

[9] 黄秋兰,唐咸艳,周红霞,等. 四种空间回归模型在疾病空间数据影响因素筛选中的比较研究[J]. 中国卫生统计,2013,30(3):334-338.

[10] Pace RK , Lesage JP. A sampling approach to estimate the log determinant used in spatial likelihood problems[J]. Journal of Geographical Systems, 2009，11(3)：209-225.

[11] 陶其中，辛晨宁，汪勇政，等. 长三角城市群新型城镇化与土地资源可持续利用耦合协调研究[J]. 西华师范大学学报(自然科学版)，2025,46(4):403-411.

[12] Oksuzyan A, Singh PK, Christensen K, et al. A Cross-National Study of the Gender Gap in Health Among Older Adults in India and China: Similarities and Disparities. Gerontologist [J]. 2018，58(6)：1156-1165.

[13] 刘秉镰，朱俊丰. 新中国70年城镇化发展：历程、问题与展望[J]. 经济与管理研究，2019，40(11)：3-14.

[14] 徐永辉，吴柏钧. 城镇化如何影响市场潜能?基于时空双固定的SPDM与PTR模型的实证分析[J]. 经济问题探索，2023(11)：74-91.

[15] 赵临，张航，王耀刚. 基于DEA和Malmquist指数的我国省域卫生资源配置效率评价[J]. 中国卫生统计，2015，32(6)：984-987.

[16] 刘影，姜俊丞，景汇泉. 我国中老年人群慢性病患病率及患病种类区域差异与医疗卫生资源的相关性研究[J]. 中国全科医学，2024，27(12)：1452-1459.

[17] 宋媛媛，李涛，夏辉，等. 1997—2023年全国肺结核报告发病流行病学特征[J]. 中国防痨杂志，2024，46(10)：1198-1208.

[18] 张灿有，陈卉，张慧，等. 2011—2020年全国65岁及以上老年人肺结核报告发病情况分析. 中华疾病控制杂志，2022，26(11)：1252-1258.

[19] 雷霆，郭娟，向川. 中国人口老龄化风险分布的梯次结构及其动态演进[J]. 人口与经济，2023(1)：87-105.

[20] 卢晶. 公共服务供给对新型城镇化发展地区差异的影响研究[J]. 经济体制改革，2024(2)：67-73.

[21] 卢晶. 中国新型城镇化发展地区差异分解及驱动因素分析[J]. 统计与决策，2022，38(9)：79-83.

（责任编辑：邓　妍）