

大城市对邻近小城市人口与土地空间错配的影响

倪克金 刘修岩 张蕊 冯桂媚

目录

附录 I 地方政府在建设用地扩张中的主动作用	1
附录 II 数据介绍与处理	3
附录 III 稳健性检验	7
附录 IV 大城市对周边小城市工业用地的影响	11
附录 V 以高铁开通作为交通成本下降的冲击	13
附录 VI 异质性分析	14
参考文献	17

附录 I 地方政府在建设用地区扩张中的主动作用

我国通过《土地利用年度计划》(以下简称“计划”)的编制、下达、执行、监督和考核,实现对各地区土地开发活动的宏观调控。该“计划”包含新增建设用地量、土地整治补充耕地量和耕地保有量等多项安排,其中,新增建设用地是最为核心的议题^①。在操作层面,“计划”主要分为“自下而上”的申报和“自上而下”的分配两个关键环节:(1)自下而上的申报:地方政府(县级)基于本级土地利用总体规划、经济与人口等发展因素,测算未来三年内的新增建设用地规模需求,并将申报建议报送上一级国土资源主管部门。(2)自上而下的分配:中央政府根据全国层面的总体控制目标及各地申报建议,编制并报经全国人民代表大会审议后,将年度新增建设用地指标下达至各省(自治区、直辖市);再由省级政府结合重点项目和市县实际需求,将用地指标分配给下一级政府。虽然中央和省政府在总量和政策层面起着关键把控作用,但地方政府在上述申报与分配两个阶段拥有相当的操作空间,能够通过积极博弈和多种策略影响获取到的用地指标规模,从而在较大程度上主导本地的建设用地扩张。

地方政府有着充分的激励积极干预建设用地分配,其核心动机包括:(1)以地引资。为吸引外部投资、推动经济发展,地方政府须确保能够提供足量、合适的土地。通过在“申报环节”争取更多的建设用地指标,地方政府能预留足够用地用于招商引资、产业园区或大型项目建设,从而在区域竞争中获得更大优势(张莉等,2011;元寿伟等,2020)。(2)以地生财。自分税制改革以来,“土地财政”在地方财力中的地位日益凸显(周飞舟,2006;陶然等,2008)。获得更多用地指标意味着可以出让更多商业、工业或住宅用地以获取出让金,进而支撑政府支出和重点项目建设。尤其在经济增速放缓、税收增长乏力的背景下,地方政府对“卖地”收入的依赖更为强烈,从而在各个环节力求最大化新增用地指标规模。(3)晋升激励。在我国官员考核体系中,经济增长、财政收入和固定资产投资等指标与干部考核、晋升直接或间接相关。通过供应更多建设用地,地方政府能更轻松地促进基建和大项目落地,实现更高的GDP增长与财政收入,地方官员也因此获得更好的政绩表现(张莉等,2011;徐现祥和王贤彬,2010)。为此,地方官员往往在申报和分配环节积极谈判,努力证明当地项目储备的“迫切性”和“潜力”,以便争取更多用地指标,为经济发展和个人晋升赢得更大空间。

在具体实践中,地方政府会通过多种方式尽可能扩大自身建设用地规模。例如:(1)人口预测与增长预期“做高”需求测算。在编制用地需求报告时,地方政府会使用较为乐观的人口增长数据、城镇化率预测等,对外描绘宏伟发展蓝图,从而合理化“大规模增加建设用地”的申请(夏菁等,2011)。在这种叙事下,地方政府将自身的扩张需求转化为“国家发展与社会需求”,从而在上级审批时得到更多指标。(2)“包装”重大项目或产业园区,凸显用地紧迫性。地方政府通常会提前梳理本地重点项目,如高端装备制造、新能源新材料、交通枢纽等,并在申报时集中列举,强调其对当地经济和就业的拉动效应,以提高申报成功率。此外,若成功将相关项目纳入省级或国家重点清单,则可在单独审批环节获得优先安排的用地指标。(3)“新城新区”、“特色小镇”规划放大用地规模。一些地方政府会在城市总体规划或国土空间规划中,划定大面积的新城新区,或通过同时申报多个特色小镇项目,一次性向上级申请大量建设用地指标。表面上这是一种长远规划,但实际上也为后续土地出让及基建扩张预留了充足空间。(4)利用增减挂钩、工矿废弃地复垦等政策扩大可用指标。通过将闲置或低效利用的农村建设用地复垦为耕地,腾出的“增减挂钩”指标可转化为新的建设用地指标;老工业区、矿区的废弃地复垦后也可被认定为可用于新增建设用地的“置换量”。

^① 资料来自于2016版《土地利用年度计划管理办法》。

地方政府在这些环节积极争取验收倾斜，以进一步扩大可实际使用的用地规模。（5）加强与上级部门的“沟通汇报”。地方政府通常通过定期汇报、提交详细的产业规划和财政报告，努力展示自身的发展潜力，以博得上级国土或自然资源部门在指标分配中的“额外倾斜”。这类沟通包括文字报告、实地考察和多部门联合协调，以确保能够最大限度满足地方的用地需求。

事实上，国家偏向中西部的土地供给策略为小城市积极扩张建设用地提供了政策条件。为了应对各地不断突破建设用地指标的现实，2016年原国土资源部下达了《全国土地利用总体规划纲要（2006—2020年）调整方案》，其对新增建设用地指标的调整幅度最高可达65%。其中，65%的指标倾向于分配到中西部地区，以呼应西部大开发、东北振兴、中部崛起等国家战略，力图实现“区域均衡发展”。然而，这种指标倾斜在东部地区（人口持续流入）与中西部（人口流出）之间出现了背离：东部地区用地指标相对紧张，可能削弱了城市对人口的吸纳和产业集聚效率。中西部地区却在一定程度上出现“多分配指标却人口减少”的矛盾，使部分地区形成了粗放式的土地利用模式，进一步诱发“人地错配”的问题。这一制度安排本身也为地方政府追求建设用地扩张提供了更多可乘之机。通过博弈和巧用国家层面的区域倾斜政策，地方政府往往能获得比实际需求更多的用地指标，助推“人走城扩”或“盲目扩张”等现象的发生。

综上所述，尽管我国的建设用地管理实行了严格的中央-省-市县多层级控制，但地方政府依托“自下而上”的申报、“自上而下”的分配和区域政策倾斜等环节，拥有相当大的自主操作空间。出于以地引资、以地生财以及晋升考核等多重动机，地方政府通过“包装项目”、“扩大需求测算”、“增减挂钩操作”等方式积极争取更多建设用地指标，从而在实质上主导了本地的用地扩张进程。

附录 II 数据介绍与处理

（一）数据介绍

1. 人口普查数据

本文在计算城市人口增长变量时，使用到第五、六、七次人口普查数据。这些数据分别来自国务院人口普查办公室、国家统计局人口和社会科学统计司编写的《2000 人口普查分县资料》；国务院人口普查办公室、国家统计局人口和就业统计司编写的《中国 2010 年人口普查分县资料》；国务院第七次全国人口普查领导小组编写的《中国人口普查分县资料—2020》。该数据集提供了精确到区县层面的人口数量，并且能够区分城镇人口和乡村人口，能够很好地满足本文的研究需求。

2. 欧空局全球土地覆盖类型数据

本文在提取城市建成区面积时使用到欧空局全球地表覆盖数据，分辨率为 300m，时间段为 2000—2020。该数据集提供了将陆地表面描述为 22 个类别的全球地图，这些类别是使用联合国粮食及农业组织（UNFAO）的土地覆盖分类系统（LCCS）定义的。本文主要利用其中的城市区域（urban area）分类，该图层是根据人类居住区图层（Global Human Settlement Layer）以及城市足迹图层（Global Urban Footprint）整合而来，能够较为准确地捕捉城市范围。同时，为了解决行政区划调整的问题，本文将行政区划统一至时间段开始年份的行政范围，即基于 2000 年的区县级行政区划矢量图层，覆盖上地表覆盖类型图层，提取 2000 年和 2010 年建设用地面积，计算出小城市在 2000—2010 年的建设用地增长；基于 2010 年的区县级行政区划矢量图层，覆盖上地表覆盖类型图层，提取 2010 年和 2020 年建设用地面积，计算出小城市在 2010—2020 年的建设用地增长。

3. LandScan 全球人口分布数据

本文在稳健性检验中使用到 LandScan 人口分布数据。该数据是由美国能源部橡树岭国家实验室（Oak Ridge National Laboratory, ORNL）开发，旨在提供高分辨率的全球人口分布信息。该数据集结合地理空间科学、遥感技术和机器学习算法，生成 1 公里分辨率的全球人口分布数据，反映 24 小时平均人口分布状况，具有分辨率高、时间范围广、适用性强的特点。LandScan 数据广泛应用于人口分布模拟、流行病学研究、环境评估、城市规划等多个领域。对于特定研究区域，用户可以使用 GIS 软件对 LandScan 数据进行裁剪、投影变换等处理，以满足具体的研究需求（秦蒙等，2019；刘修岩等，2019；王峤等，2021）。在数据处理中，为了解决行政区划调整的问题，本文将 LandScan 人口分布数据与县级行政区划矢量数据相结合，以 2000 年区划为基准，提取出 2000 年和 2010 年区县人口分布数据；以 2010 年区划为基准，提取出 2010 年和 2020 年区县人口分布数据。

4. 城市间通行时间数据

本文使用城市间的旅行时间作为交通成本的代理变量，其中，城市间旅行时间矩阵数据来源于 Ma and Tang（2024）。该数据集的核心创新在于，它超越了以往研究中仅依赖二元连通性或假设基础设施质量均一的做法，系统性地测度了中国交通网络跨时间与跨空间的质量差异。作者认为如果忽略道路的时空质量差异会导致对交通网络分布效应的估计产生高达 31% 的偏差。具体而言，该研究采用“设计时速”作为基础设施质量的核心代理变量，该指标不仅直接关联通行时间，也反映了车道数、坡度、弯道半径等其他关键工程标准。为构建此数据，Ma and Tang（2024）在“像素点”上，结合了三个关键维度来确定设计时速：一是基础设施的等级（如高速公路或国道 I 级铁路）；二是修建年代，通过查阅历版官方工程设计规范（如 1988、1997、2003 和 2014 年标准），将不同时期的技术标准差异纳入考量；三

是路网所处的地理地形(如平原、丘陵或山区),因为工程难度会使崎岖地形的设计时速显著低于平原地区。作者通过交叉核对大量历史资料,包括交通地图集、运输年鉴和铁路建设编年史,来识别每个路段的修建年份、等级和用途,特别是对铁路网的客运(如高铁)和货运功能进行了严格区分。最终,该研究使用快速行进算法(fast-marching algorithm),计算出了覆盖中国主要地级市之间、按交通方式(公路、铁路、水路)和交通类型(客运、货运)划分的年度旅行时间矩阵。

5.其他数据

本文在考察户籍壁垒对大城市与周围小城市互动关系的影响时,使用到城市层面的户籍门槛数据,包括:张吉鹏和卢冲(2019)通过投影追踪法构建的落户门槛指数,以及张吉鹏和陈翥(2024)基于人口普查微观数据和地方落户政策估计的落户门槛指数。本文在异质性分析中考察了小城市产业交通依赖度的异质性影响,在计算城市的产业交通依赖度的过程中,需要使用到行业层面的交通依赖度和城市的产业结构信息。其中,行业的交通依赖度数据来自Wu et al. (2023)的公开研究成果,而城市的产业结构是利用全国税收调查数据中的总产值和增加值计算得到。最后,在验证大城市对周边小城市土地出让的影响时,本文使用到中国土地市场网的土地交易数据。

(二)大城市和小城市的划分标准

合理地划分大城市和小城市是本文进行模型识别的基础,在大城市的划分标准方面,Cuberes et al. (2021)将人口规模排序在前5%的城市设定为大城市,其余城市设定为小城市。但是由于自然条件和历史方面的原因,中国人口分布极不均衡,超过90%的人口分布在“胡焕庸线”以东的地区。如果简单采用Cuberes et al. (2021)大城市设定标准,有可能会导导致大城市全部为东中部地区的城市,而西部地区的城市全部被设定为小城市,这样的划分方式会使得小城市到大城市的距离过大,影响效应识别。为此,本文使用2013年第一财经新一线城市研究所发布的一线城市和新一线城市作为大城市^①(曹春方和马新啸,2022;周彬和谢佳松,2018),这些城市在地理空间上分布相对分散,覆盖了东部、中部、西部和东北地区,同时它们也是区域性中心城市,对周围城市的人口流动和经济发展产生重要影响。另外,在稳健性检验中,本文也尝试将省会城市和直辖市设定为大城市,这是因为中国主流的人口迁移模式仍是发生在同一省份内部城际人口流动或县际的迁移(刘涛等,2015),中国城市的行政级别直接影响到重要资源和生产要素的分配,例如优惠政策、建设投资、先进技术等都是从中央到地方、从上级城市到下级城市逐级分配的(江艇等,2018),省会城市和直辖市在行政级别、资源配置和区域辐射方面同样具有较强的影响力,可能会影响到周围小城市的人口流动和经济增长。

(三)研究时间划分为两个阶段的依据

本文将研究时间划分为2000—2010年和2010—2020年两个时间段,主要基于以下三点考虑:一,2010年广东省首先提出“积分落户”的思路,标志着大城市户籍制度的放宽迈出实质性一步。虽然在此之前,一些大城市也进行了户籍改革探索,但重点主要放在建立城乡统一的户口登记制度上,形式上统一的户口登记并没有消除原先的城乡福利差异,多数地区的户口登记表中仍保留了居住地项目。“积分落户”制度则为外来人员落户本地提供了一套具体的、可执行的指标体系,每个项目被赋予一定的分值,当累计积分达到规定分值时即可申请落户。到2010年底,广东省21个地级市全部实行积分落户制度。2012年之后,温州、

^① 一线城市和新一线城市有北京市、上海市、广州市、深圳市、成都市、杭州市、南京市、武汉市、天津市、西安市、重庆市、青岛市、沈阳市、长沙市、大连市、厦门市、无锡市、福州市、济南市。

上海、天津、厦门结合实际，制定本地区的积分制政策。“积分落户”制度在珠三角和长三角的“滚雪球”式扩散之后，2014 年国务院发布《国务院关于进一步推进户籍制度改革的意见》提出大城市和特大城市建立完善积分落户制度。2016 年施行的《居住证暂行条例》标志着积分制纳入国务院法规。截至 2020 年 8 月，已有 20 个省、自治区、直辖市以及 34 个副省级市和地级市政府相继出台了积分制政策（徐增阳等，2021）。在现实中，“积分落户”的实施效果也切实反映到了新增户籍人口数据上。如正文中的图 1 所示。

从图中可以看出 2000—2010 年间大城市每年净迁入户籍人口波动较小，维持在一个相对水平的位置，表明在此期间大城市的户籍壁垒没有发生较大变化。2010—2020 年间大城市的每年净迁入户籍人口出现较为明显的增长。通过两个时间段的比较，可以发现 2010—2020 年间大城市的户籍壁垒在逐渐缓和。2010 年“积分落户”制度的试点和推广，使得大城市的户籍壁垒在 2010 年前后表现出较为显著的差异，因此，本研究考虑以 2010 年为界，将整体的研究窗口划分为 2000—2010 年和 2010—2020 年两个阶段。

二，建设用地分配在 2000—2010 年和 2010—2020 年呈现出阶段性特征。在本文的研究期间，建设用地分配呈现向小城市倾斜的特征。为了促进经济活动合理分布，中央政府通过土地利用年度计划等工具，逐步收紧大城市建设用地指标，同时增加中小城市的土地供应。如《国土资源“十三五”纲要》提出“用地规模向中小城市和特色小镇倾斜，向发展潜力大、吸纳人口多的县城和重点镇倾斜，对超大城市和特大城市中心城区原则上不安排新增建设用地计划，促进大中小城市和小城镇协调发展”。正文中的图 2 利用中国土地市场网的地块交易数据，绘制了新增建设用地在大、小城市间的配置。从图中可以看出，2000—2010 年大城市和小城市的建设用地分配差异较小，但在 2010—2020 年分配给小城市的建设用地显著多于大城市，彭冲和陆铭（2019）也有类似的发现。因此，考虑到 2010 年以后，小城市和大城市在建设用地分配格局方面出现明显差异，本文将整体的研究窗口划分为 2000—2010 年和 2010—2020 年两个阶段。

三，本文在衡量小城市增长过程中需用到精细的人口数据，而当前国内关于小城市（县级单位）人口数据质量欠佳，常用的《中国城市统计年鉴》只能提供整个城市的数据，不能区分县的主城区人口和县的农村人口，但是本研究需要精确的主城区人口，这样才能保证识别的效应中不包含对农村的影响。人口普查数据能够满足本文的精度需求，但人口普查数据每隔十年调查一次，因此，本研究选取了 2000、2010、2020 年三个年份的人口普查数据，并以 2010 年为界线，计算了 2000—2010 年间的人口增长和 2010—2020 年间的人口增长。

（四）变量的描述性统计

表 111 变量的描述性统计

分组	变量	观测数	均值	标准误	最小值	最大值
小城市 变量	普查数据人口变动的对数	3935	0.0122	0.1454	-0.6705	0.8456
	基期人口的对数	3935	12.7485	0.7620	9.0928	14.7201
	GDP 自然对数	3935	12.7879	1.2988	7.5289	17.0590
	财政支出自然对数	3935	10.5923	1.2237	7.4384	13.1919
	城乡居民存款储蓄额自然对数	3935	12.1865	1.2720	6.8024	15.0770
	第二产业增加值占 GDP 比重	3935	0.4027	0.1516	0.0217	0.9371
	第三产业增加值占 GDP 比重	3935	0.3343	0.1135	0.0021	0.9809
	规模以上工业企业个数（个）	3935	88.6754	142.5561	1.0000	1220.0000
	一月平均气温（度）	3935	-0.5087	9.4684	-28.0888	18.1956
	七月平均气温（度）	3935	26.0768	3.1322	10.5457	31.0635
	年均降雨量的对数	3935	10.1508	4.5048	0.0000	26.0736
	坡度小于 15° 的土地面积占比	3935	0.6712	0.2549	0.0685	0.9998
	平均高程	3935	0.6546	0.8078	0.0014	4.8138
	到港口的距离的对数	3935	0.4984	0.3760	0.0021	2.1809

	经度	3935	113.2757	6.9142	92.6120	133.7146
	纬度	3935	32.8037	6.4494	20.4195	52.9339
	经度的平方	3935	12879.1900	1569.1800	8576.9740	17879.6100
	纬度的平方	3935	1117.6650	439.3750	416.9574	2801.9980
	城市建设用地面积加变动的对数	3935	0.7451	0.5961	0.0000	3.6082
	基期城市建设用地面积的对数	3935	2.3915	1.4907	-4.9285	6.0410
	交通成本的变化	3495	3.9122	5.6122	-0.0510	53.9664
大城市 变量	大城市社会福利水平	1965	-0.6261	1.7651	-3.1615	3.7360
	户籍壁垒指数（张吉鹏和陈翥，2024）	3935	63.6175	27.5928	6.6509	100.0000
	户籍壁垒指数（张吉鹏和卢冲，2019）	3935	0.2032	0.2261	0.0763	1.0729

附录 III 稳健性检验

本文进行了一系列稳健性检验来测试基准回归中发现的结果,具体包括:更换人口数据、更换距离划分方式、调整对照组、删除特殊样本、更换大城市标准以及考虑人口自然增长的影响。

(一) 更换人口数据的稳健性检验

在处理人口普查数据时,县界和大城市行政区划的频繁调整给研究带来了巨大挑战,尽管我们采取了以基期年份城市边界为准的处理方式,但仍可能存在误差。LandScan 数据以 1 公里分辨率的全球人口分布信息为基础,这种高分辨率的数据在一定程度上能够减少行政区划调整带来的影响。通过将不同年份的县级行政区划覆盖到 LandScan 人口数据上,获取不同时间段小城市的人口增长数据,与基于人口普查数据处理后的结果进行对比,有助于进一步验证研究结果的稳定性和可靠性。在本研究中,我们使用 ArcGIS 软件,将 2000 年县级行政区划覆盖到 2000 年和 2010 年的 LandScan 人口数据上,得到以 2000 年行政区划为参考的 2000—2010 年间的小城市的人口增长。类似地,再将 2010 年县级行政区划覆盖到 2010 年和 2020 年的 LandScan 数据上,得到以 2010 年行政区划为参考的 2010—2020 年间的小城市的人口增长。

表 III1 使用 LandScan 人口数据

	$\Delta \ln Pop$	
	(1) 2000—2010	(2) 2010—2020
0—50km	0.0616*	-0.0603
	(0.0356)	(0.0584)
50—100km	0.0329**	-0.0748***
	(0.0158)	(0.0176)
100—150km	0.0295**	-0.1160***
	(0.0128)	(0.0146)
150—200km	0.0243**	-0.0690***
	(0.0115)	(0.0141)
200—250km	0.0226**	-0.0287**
	(0.0112)	(0.0138)
250—300km	0.0033	0.0065
	(0.0096)	(0.0138)
控制变量组	控制	控制
小城市所属省份的固定效应	控制	控制
邻近大城市的固定效应	控制	控制
N	1970	1965
adj. R ²	0.3597	0.2997

表 III1 汇报了使用 LandScan 人口数据的结果,回归系数大小和显著性略有波动,但基本结论不变。第(1)列的时间窗口为 2000—2010 年,0—50km、50—100km、100—150km、150—200km、200—250km 的回归系数均显著为正,表明前十年(2000—2010 年)大城市对小城市人口增长具有正向促进作用。第(2)列的时间窗口为 2010—2020 年,50—100km、100—150km、150—200km、200—250km 的回归系数均显著为负,表明后十年(2010—2020 年)大城市对小城市的人口增长具有负向抑制作用。表 III1 的稳健性检验同样发现 2000—2010 年间,大城市对小城市的人口增长具有显著的促进作用,即存在明显的增长溢出;但 2010—2020 年间,大城市对小城市的人口增长则具有显著的抑制作用,即表现出较强的“增长阴影”,与基准回归中的发现保持一致。

(二) 更换距离划分方式的稳健性检验

在本研究中,距离范围的划分可能会对估计系数的大小和显著性产生影响,为了避免基准回归中的发现是一种偶然结果,我们尝试更换距离划分方式进行稳健性测试。参考张晶和陈海山(2022)的研究设定,我们将大城市0—500km范围内的小城市按照与大都市的距离由近及远进行排序,然后均分为7组,生成Dummy1—Dummy7,其中前6组为处理组,最后一组为对照组。表III2报告了调整距离划分方式的回归结果。其中,第(1)、(2)列将2000—2020年划分为前十年和后十年,分阶段进行考察。从第(1)列前十年来看,各项的系数整体显著为正,表明在2000—2010年间,大城市对周围小城市的人口增长具有正向促进作用。从第(2)列后十年来看,Dummy1—Dummy3系数均显著为负,表明在2010—2020年间,大城市对周围小城市的人口增长具有负向抑制作用。因此,表III2的回归结果表明更换距离划分方式后的结果同样表明靠近大城市带来的人口增长溢出效应,主要体现在前十年,后十年靠近大城市反而不利于小城市的人口增长。

表 III2 更换距离划分方式

	$\Delta \ln Pop$	
	(1) 2000—2010	(2) 2010—2020
Dummy1	0.0780*** (0.0207)	-0.0517** (0.0244)
Dummy2	0.0799*** (0.0192)	-0.0824*** (0.0225)
Dummy3	0.0642*** (0.0184)	-0.0491** (0.0223)
Dummy4	0.0500*** (0.0175)	0.0004 (0.0211)
Dummy5	0.0444*** (0.0161)	0.0097 (0.0203)
Dummy6	0.0302** (0.0139)	0.0246 (0.0181)
控制变量	控制	控制
小城市所属省份固定效应	控制	控制
邻近大城市固定效应	控制	控制
N	1970	1965
adj. R ²	0.2510	0.2512

(三) 调整对照组的稳健性检验

在基准回归中,为了使对照组与处理组具有较好的可比性,本文将考察范围约束在0—500km范围内,设定在300—500km范围有一个大城市的小城市为对照组。为了测试对照组调整对本文结论的影响,我们进一步将考察范围限制在0—400km范围内,并将300—400km范围有一个大城市的小城市设为对照组,相关结果展示在表III3中。观察第(1)列的回归结果,可以发现各项的回归系数均显著为正,表明在2000—2010年间大城市对周围小城市的人口增长产生了正向的溢出效应。而第(2)中50—100km、100—150km、150—200km,以及200—250km的系数均显著为负,表明2010—2020年间大城市对周围小城市的人口增长具有负向抑制效应,即“增长阴影”。整体而言,表III3的结果与基准回归中的发现保持一致。

表 III3 调整对照组

	$\Delta \ln Pop$	
	(1) 2000—2010	(2) 2010—2020
0—50km	0.1074*** (0.0385)	0.0151 (0.0491)
50—100km	0.0333** (0.0146)	-0.0736*** (0.0160)

100—150km	0.0376*** (0.0122)	-0.1199*** (0.0130)
150—200km	0.0417*** (0.0109)	-0.0755*** (0.0128)
200—250km	0.0280*** (0.0099)	-0.0294** (0.0120)
250—300km	0.0154* (0.0083)	0.0026 (0.0128)
控制变量组	控制	控制
小城市所属省份的固定效应	控制	控制
邻近大城市的固定效应	控制	控制
N	1752	1789
adj. R ²	0.2721	0.2747

（四）删除特殊样本和更换大城市标准的稳健性检验

在基准回归中，我们使用第一财经新一线城市研究所发布的一线城市和新一线城市作为大城市，这些城市虽然是区域性中心城市且地理位置相对分散，但是会导致一些省会城市没有被划为大城市。考虑到中国城市的行政级别直接影响到重要资源和生产要素的分配，例如优惠政策、建设投资、先进技术等都是从中央到地方、从上级城市到下级城市逐级分配的（江艇等，2018），有必要将省会城市和直辖市纳入大城市分组。为此，我们首先在基准回归的基础上，删除了那些没有被划为大城市但却是省会城市的特殊样本，以避免省会城市被设定为小城市的情况。表III4的第（1）（2）列汇报了删除特殊样本的回归结果，相关回归系数同样表明2000—2010年间，大城市对小城市的人口增长具有显著的促进作用，即存在明显的“增长溢出”；但2010—2020年间，大城市对小城市的人口增长则具有显著的抑制作用，即表现出较强的“增长阴影”，与基准回归中的发现保持一致。另外，我们还尝试更换大城市标准，将省会城市和直辖市设定为大城市进行稳健性检验，结果展示在表III4的第（3）（4）列，相关回归结果同样支持基准回归中的发现。

表 III4 删除特殊样本和更换大城市标准

	$\Delta \ln Pop$			
	(1) 2000—2010	(2) 2010—2020	(3) 2000—2010	(4) 2010—2020
0—50km	0.1021*** (0.0389)	0.0234 (0.0493)	0.1006*** (0.0323)	0.0645 (0.0395)
50—100km	0.0243* (0.0144)	-0.0675*** (0.0159)	0.0348*** (0.0128)	-0.0699*** (0.0156)
100—150km	0.0284** (0.0121)	-0.1181*** (0.0129)	0.0282** (0.0113)	-0.0800*** (0.0142)
150—200km	0.0307*** (0.0108)	-0.0735*** (0.0127)	0.0574*** (0.0117)	-0.0852*** (0.0139)
200—250km	0.0184* (0.0099)	-0.0248** (0.0118)	0.0356*** (0.0117)	-0.0057 (0.0148)
250—300km	0.0061 (0.0083)	-0.0045 (0.0126)	0.0007 (0.0119)	-0.0105 (0.0155)
控制变量组	控制	控制	控制	控制
小城市所属省份的固定效应	控制	控制	控制	控制
邻近大城市的固定效应	控制	控制	控制	控制
N	1877	1831	1939	1916
adj. R ²	0.2661	0.2457	0.2649	0.2953

（五）考虑人口自然增长影响的稳健性检验

前文分析中的城市人口增长是人口自然增长（出生减去死亡）和机械增长（迁入减去迁出）混合在一起的结果。考虑到大城市对邻近小城市人口增长的影响主要通过人口迁移反映

出来,接下来我们尝试剥离人口自然增长进行稳健性检验。具体而言,本文一方面使用人口净迁入率作为替代性被解释变量考察结果的稳健性;另一方面尝试在原有回归中加入小城市人口自然增长率作为控制变量,考察剔除自然增长率后结果是否依然成立。表 III5 列(1) - (2)的被解释变量是参考江曼琦和卢星宇(2024)计算的人口净迁入率。其中,人口净迁入率($Dmigrar$)的计算公式为 $Dmigrar = \left\{ \frac{\text{末期人口} - \text{基期人口}}{\text{基期人口}} \right\}^{\frac{1}{10}} - \text{人口自然增长率}$ 。第(1)

(2)列的结果同样表明在2000—2010年间在特定距离范围内靠近一个大城市会给小城市带来额外的人口增长,而在2010—2020年则呈现相反的结果,与基准结果保持一致。第(3) - (4)列报告了控制人口自然增长率的结果。此时,人口自然增长率($Nrate$)的系数在1%的显著性水平下显著为正,其含义是在那些人口自然增长率更高的地区更容易实现人口增长。可以发现的是,在剔除自然增长的影响后,我们的核心变量的系数和符号并没有发生显著变动。这可能是由于现阶段自然增长对城市人口增长的影响要远小于人口迁移所产生的影响(杜旻和刘长全,2014)。整体而言,表 III5 的结果支持了基准结果的稳健性。

表 III5 考虑人口自然增长的影响

	$Dmigrar$		$\Delta \ln Pop$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	2000—2010	2010—2020	2000—2010	2010—2020
0—50km	0.0290 (0.0232)	0.0276* (0.0142)	0.1104*** (0.0375)	0.0149 (0.0490)
50—100km	0.0141* (0.0076)	-0.0170** (0.0077)	0.0409*** (0.0142)	-0.0708*** (0.0159)
100—150km	0.0137** (0.0069)	-0.0188*** (0.0071)	0.0382*** (0.0118)	-0.1187*** (0.0128)
150—200km	0.0114* (0.0064)	-0.0165** (0.0064)	0.0398*** (0.0105)	-0.0772*** (0.0126)
200—250km	0.0081 (0.0055)	-0.0167** (0.0066)	0.0195** (0.0096)	-0.0345*** (0.0117)
250—300km	-0.0020 (0.0058)	-0.0004 (0.0063)	0.0078 (0.0080)	-0.0049 (0.0126)
$Nrate$			0.0123*** (0.0013)	0.0041*** (0.0013)
控制变量组	控制	控制	控制	控制
小城市所属省份的固定效应	控制	控制	控制	控制
邻近大城市的固定效应	控制	控制	控制	控制
N	1970	1965	1970	1965
adj. R ²	0.0995	0.0836	0.2905	0.2703

附录 IV 大城市对周边小城市工业用地的影响

有读者可能提出：建设用地包含多种类型，大城市所导致的周边小城市的建设用地扩张，不仅包含住宅用地，还包含其他类型的建设用地，尤其是工业用地。如果小城市的工业用地扩张占据主流，则可能是产业转移机制在发挥更大的作用，从而分散房价溢出机制的解释力。这一担忧是合理且重要的，为此，我们也考察了大城市对周边小城市工业用地出让的影响，结果汇报于表 IV1 中。结果显示，在几乎所有设定中，核心解释变量的系数均不显著（唯一的例外是，在前十年样本中 0—50km 的系数在 10% 水平上显著为正），表明大城市对周边小城市建设用地扩张的影响不是通过工业用地渠道传导的，进而从侧面增强了房价溢出机制。

表 IV1 大城市对周边小城市工业用地出让面积占比和价格的影响

	2000—2010		2010—2020	
	(1) IL_ratio	(2) IL_price	(3) IL_ratio	(4) IL_price
0—50km	0.0946*	-0.3114	0.0583	0.3726
	(0.0488)	(1.3268)	(0.0411)	(1.3093)
50—100km	0.0370	-0.7754	0.0098	-0.1741
	(0.0265)	(0.8517)	(0.0229)	(0.7904)
100—150km	0.0348	0.1621	0.0046	0.0770
	(0.0253)	(0.8166)	(0.0223)	(0.7611)
150—200km	0.0208	0.2707	0.0236	-0.2484
	(0.0233)	(0.7179)	(0.0205)	(0.6885)
200—250km	-0.0054	0.3469	-0.0052	-0.4369
	(0.0213)	(0.6516)	(0.0186)	(0.6544)
250—300km	0.0140	0.3560	-0.0027	0.1820
	(0.0238)	(0.6985)	(0.0189)	(0.6374)
控制变量组	控制	控制	控制	控制
小城市所属省份的固定效应	控制	控制	控制	控制
邻近大城市的固定效应	控制	控制	控制	控制
N	1257	1255	1565	1557
adj. R ²	0.3059	0.1599	0.2365	0.0929

关于大城市的房价溢出已有较为成熟的研究支撑。大量文献表明，大城市的房价会通过模仿与溢出机制显著影响邻近区域（Tsai and Chiang, 2019；李超和普友少, 2024；方意等, 2024），甚至可能催生小城市的价格泡沫（吴宇哲和任宇航, 2024）。并且一线城市的房价溢出强度更高（郑挺国等, 2021）。丁如曦等（2024）的研究则进一步发现，房价溢出效应通常在中心城市周围约 200 公里的地域范围内最为突出^①。

房价上涨通过土地财政和官员晋升激励的双重路径驱动城市扩张，这一机制根植于中国的财政分权与政治晋升体系（王家庭和谢郁, 2016）。从土地财政逻辑看，房价上涨带动的地价预期直接放大了土地的“金融属性”（梅冬州等, 2018）——作为土地一级市场垄断主体的地方政府，可以通过土地出让收入和土地抵押借款两种融资渠道增加地方政府的预算收入（郑思齐等, 2014）。长期以来对土地财政的依赖，使得地方政府产生强烈的建设用地指标扩张冲动。从官员晋升逻辑看，房价上涨带来的土地财政收入，满足了地方政府提升 GDP 增量、扩大固定资产投资等短期政绩指标的需求（徐现祥和王贤彬, 2010；张莉等, 2011）。

^① 事实上这种房价的空间溢出效应由实际与预期因素共同驱动。实际层面，依据地理学第一定律，相邻城市联系紧密，中心城市住房需求因地理位置、交通通信等因素，向周边城市溢出，推动房价跨区域传导；预期层面，投资者受邻近大城市房价上涨影响形成看涨预期，加上从众心理与媒体传播，促使大城市房价的地理邻近扩散与跨区域传导（丁如曦等, 2024）。

地方政府官员倾向于将高房价支撑的土地开发与新城建设视为“显性政绩”。在“晋升锦标赛”模式下，GDP 增速等量化指标是官员晋升的“筛选器”（周黎安，2007；姚洋和张牧扬，2013），而房价上涨带来的土地收入，恰是抬升这些指标的“捷径”。因此，房价上涨驱动地方政府产生强烈的城市扩张意愿，促使其通过新城规划、园区申报等方式向上级争取更多建设用地指标。

附录 V 以高铁开通作为交通成本下降的冲击

在理论分析中，本文论述了在户籍管制放松的阶段，交通成本的下降（尤其是高铁的开通）促使人口流向大城市，这可能会加剧小城市的“增长阴影”和人地空间错配。近年来中国高铁的大规模建设极大地便利了人员流动。我们根据 Ma and Tang (2024) 计算的交通数据，测算出 2010 年至 2020 年间，城市间平均通行时间共计下降了 6.5 个小时，其中铁路客运交通成本下降 5.5 个小时，下降幅度最大，铁路货物和公路运输成本下降幅度则相对较小。根据此特征性事实，本文以小城市是否开通高铁作为交通成本变化冲击，通过交乘项的方式，考察高铁开通对大城市所引致的小城市人地空间错配的异质性影响，结果如表 V1 所示。

表 V1 以高铁开通作为交通成本下降的冲击

	2010—2020	
	(1) $\Delta \ln Pop$	(2) $\Delta \ln Land$
0—50km×HSR	-0.0401 (0.0802)	0.0172 (0.0876)
50—100km×HSR	-0.0776*** (0.0202)	0.0709* (0.0384)
100—150km×HSR	-0.0752*** (0.0174)	0.1475*** (0.0407)
150—200km×HSR	-0.0385** (0.0181)	0.0807** (0.0346)
200—250km×HSR	-0.0352* (0.0183)	0.0974** (0.0389)
250—300km×HSR	0.0209 (0.0217)	0.1526*** (0.0364)
控制变量	控制	控制
小城市所属省份固定效应	控制	控制
邻近大城市固定效应	控制	控制
N	1965	1965
adj. R ²	0.2828	0.4537

注：为了避免表格过长，我们将部分单独项包含进控制变量组中，如有需要可向作者索取。

表 V1 的第 (1) 列中，被解释变量是小城市人口的增长，HSR 为表示小城市是否开通高铁的虚拟变量，其中，交乘项的系数显著为负，表明高铁的开通加剧了大城市对小城市人口增长的抑制作用。第 (2) 列中，被解释变量是小城市建设用地的增长，此时，交乘项的系数显著为正，表明高铁的开通加剧了大城市对小城市土地扩张的促进作用。表 V1 的实证结果表明高铁开通会加剧大城市对小城市人口增长的抑制作用和土地扩张的促进作用，从而恶化小城市的人地空间错配。

附录 VI 异质性分析

通过前文的分析，我们确认了 2010—2020 年间，地理位置上邻近一个大城市会加剧小城市的人口流失和土地扩张，导致人地空间错配。在当前地方债务违约风险增大、房地产市场低迷和土地财政无法维系的现实背景下，通过异质性分析探讨何种条件会加剧或者缓和与小城市的人地空间错配具有十分重要的参考价值。为此，我们以前文的理论分析为基础，从以下几个方面进行异质性讨论，分别是小城市产业结构交通运输依赖程度（见正文）、小城市土地财政依赖程度、大城市的落户门槛和公共福利水平以及大城市与小城市的经济差距等。

（一）小城市土地财政依赖程度的异质性影响

如果小城市对土地财政的依赖程度较高，其土地出让行为可能会受到强化，从而加剧小城市的人口与建设用地增长的不匹配。为此，本文利用中国土地市场网的土地交易数据，计算出土地出让收入占地方一般财政预算收入的比重，以此来衡量小城市土地财政的依赖程度。表 VII 采用交乘项的方式考察了小城市的土地财政依赖程度对其人口与建设用地增长分化的影响。结果显示小城市的土地财政依赖是造成其“人走城扩”的重要因素。具体来说，列（1）的被解释变量是小城市的人口增长，此时，在特定距离内是否靠近一个大城市的虚拟变量与小城市土地财政依赖程度的交乘项系数显著为负，这表明小城市的土地财政依赖程度会强化大城市对小城市的人口增长的负向影响。列（2）的交乘项的系数均显著为正，说明小城市土地财政依赖程度会强化大城市对小城市建设用地增长的正向影响。综合来看，小城市土地财政依赖程度会通过强化土地扩张，加剧小城市人口与土地的空间错配。

表 VII 小城市土地财政依赖程度的异质性影响

	2010—2020	
	(1) $\Delta \ln Pop$	(2) $\Delta \ln Land$
0—50km×Finance	-0.0097** (0.0044)	-0.0027 (0.0025)
50—100km×Finance	-0.0016* (0.0009)	0.0084*** (0.0018)
100—150km×Finance	-0.0008 (0.0008)	0.0073** (0.0029)
150—200km×Finance	-0.0017** (0.0007)	0.0042*** (0.0013)
200—250km×Finance	-0.0009 (0.0009)	0.0013 (0.0014)
250—300km×Finance	-0.0009 (0.0008)	0.0031* (0.0019)
控制变量	控制	控制
小城市所属省份固定效应	控制	控制
邻近大城市固定效应	控制	控制
N	1739	1739
adj. R ²	0.3005	0.5076

注：为了避免表格过长，我们将部分单独项包含进控制变量组中，如有需要可向作者索取。

城市扩张同经济绩效特别是 GDP 增长高度正相关，而分税制改革赋予了地方政府通过“经营土地”来“经营城市”的动力和能力，这就使地方官员有很强的积极性通过土地开发推动经济增长（郭志勇和顾乃华，2013）。分税制改革后，地方政府面临巨大的财政压力，而城市土地管理体制的改革赋予地方政府对农业用地征收、开发和出让的垄断性权利。在这一过程中，地方政府形成了 GDP 和地方财政收入“双增长”的发展模式，这种模式又被 GDP 导向的官员考核体制大大强化。这种城市扩张现象集中表现为创办园区、以地招商引资，推进工业

高速扩张。这种快速盲目地扩张带来的后果往往是小城市经济结构往往较为单一，无法塑造人才集聚优势的核心竞争力，缺乏内生吸引力。这就使得大城市对小城市人口的“虹吸效应”被进一步强化，进而无法在与大城市的人才竞争格局中形成有效制衡，加剧了其人口流失。因此，在人口不断被大城市吸引流出的情况下，小城市土地财政依赖度提升会加剧小城市人口与土地的空间错配。

（二）大城市的公共福利的异质性影响

在本文的理论分析中，大城市的公共福利水平在大城市与小城市的互动关系中扮演着重要的角色。除了户籍壁垒外，城市提供的公共福利水平也是影响人口流动的重要因素之一。公共福利水平可以直接进入个体的效用函数，进而影响到迁移决策。在本文中，大城市会导致小城市人口与土地增长不匹配的逻辑起点是大城市户籍制度放松之后，人口流向大城市；同时大城市人口增多但建设用地供给受限，住房数量无法有弹性地增加，导致房价快速上升，大城市的这种房价溢出到小城市，小城市政府出让土地变得有利可图。因此，如果小城市邻近的大城市公共福利越好，会吸引更多的人口流入，可能会加剧周围小城市的人地空间错配。为此，本文构建了一个包含教育、医疗和社会保障的公共福利指标，并采用交乘项的方式考察大城市公共福利在其中的影响。城市公共福利指标（Welfare）由教育、医疗（人均医院床位数）和社会保障三个维度的四个分项指标构建而成。具体如下：首先，计算出普通小学师生比、普通中学师生比、人均医院床位数以及人均社会福利床位数。其次，为四个分项指标之间的数量级的差异，对其进行 Z-score 标准化处理，将其转化为均值为 0、标准差为 1 的标准化得分，以确保指标在统计意义上的可比性；最后，对标准化后的得分进行等权加总。这种处理方式在解决量纲不一问题的同时，有效避免了主观赋予权重带来的偏误。

表 VI2 邻近大城市的公共福利水平的异质性影响

	2010—2020	
	(1) $\Delta \ln Pop$	(2) $\Delta \ln Land$
0—50km×Welfare	-0.1441** (0.0562)	-0.0387 (0.0434)
50—100km×Welfare	-0.0480*** (0.0152)	-0.0152 (0.0234)
100—150km×Welfare	-0.0275** (0.0130)	0.0066 (0.0226)
150—200km×Welfare	-0.0131 (0.0126)	-0.0108 (0.0205)
200—250km×Welfare	-0.0021 (0.0127)	-0.0011 (0.0206)
250—300km×Welfare	-0.0293** (0.0140)	0.0189 (0.0205)
控制变量	控制	控制
小城市所属省份固定效应	控制	控制
邻近大城市固定效应	控制	控制
N	1965	1965
adj. R ²	0.2802	0.4462

注：为了避免表格过长，我们将部分单独项包含进控制变量组中，如有需要可向作者索取。

表 VI2 汇报了大城市的福利水平对小城市人口与土地增长分化的影响。结果显示靠近一个社会福利较好的大城市会强化小城市人口流失，但是对小城市土地扩张的影响不显著。具体来说，第（1）列的被解释变量是小城市的人口增长，0—50km、50—100km 以及 100—150km 与社会福利交乘项的系数均显著为负，这表明在 2010—2020 年间靠近一个大城市会对小城市的人口增长产生负向影响，并且大城市的社会福利水平越高，其对小城市人口增长的负向影响就越强。第（2）列的被解释变量是小城市的建设用地扩张，交互项的系数均不

显著,说明邻近大城市的福利水平的高低不会强化或减弱大城市对小城市建设用地增长的正向影响。总体而言,结果表明邻近大城市的社会福利越好,对小城市人口增长产生的阴影就越强;但是对小城市土地扩张的影响不显著。

（三）城市间经济发展差距的异质性影响

本文的理论分析的（5）式提到,大城市的工资水平是影响大城市与小城市的互动关系的因素,那么可以推断的是,如果虹吸效应或城市增长阴影效应成立,我们将观察到显著的异质性表现,即对于经济发展水平差距较大的城市对,大城市的虹吸效应往往更为强烈。因此,本文将特定距离内是否靠近一个大城市这一虚拟变量与大城市和小城市人均GDP的差距进行交乘,结果汇报于表VI3。第（1）列的被解释变量是小城市的人口增长,交乘项的系数显著为负,即大城市和小城市的经济发展差距越大,小城市靠近大城市遭遇的人口虹吸效应越强。第（2）列的被解释变量是小城市的建设用地增长,交乘项的系数均显著为正,说明大城市和小城市的经济发展差距越大,其周边小城市建设用地扩张越明显。以上结果表明,大城市和小城市的经济势差是造成小城市“人走城扩”的重要原因。较大的经济差距会加剧人口向大城市的单向集聚,同时放大了大城市土地约束的溢出压力,促使小城市政府加大建设用地扩张的速度和规模。这种市场力量驱动的人口再配置与政府主导的土地配置的脱节,最终导致邻近大城市的小城市“人走”与“城扩”的矛盾。

表VI3 城市间的人均GDP差距的异质性影响

	2010—2020	
	(1) $\Delta \ln Pop$	(2) $\Delta \ln Land$
0—50km×Dgdp	-0.3925 (0.7911)	1.8608* (1.0431)
50—100km×Dgdp	-0.4982* (0.2672)	1.4138*** (0.3738)
100—150km×Dgdp	0.0275 (0.1581)	0.8741** (0.4096)
150—200km×Dgdp	-0.3481** (0.1531)	0.3593 (0.3246)
200—250km×Dgdp	-0.2863* (0.1709)	0.2597 (0.3810)
250—300km×Dgdp	-0.4295** (0.1739)	0.2356 (0.2955)
控制变量	控制	控制
小城市所属省份固定效应	控制	控制
邻近大城市固定效应	控制	控制
N	1965	1965
adj. R ²	0.3014	0.4739

注:为了避免表格过长,我们将部分单独项包含进控制变量组中,如有需要可向作者索取。

参考文献

- [1] Cuberes, D., K. Desmet, and J. Rappaport, "Urban Growth Shadows", *Journal of Urban Economics*, 2021, 123, 103334.
- [2] 曹春方、马新啸, "高铁时代'双城记': 新兴产业雇员流动的虹吸效应", 《金融研究》, 2022年第10期, 第135—152页。
- [3] 陶然、曹广忠, "'空间城镇化'、'人口城镇化'的不匹配与政策组合应对", 《改革》, 2008年第10期, 第83—88页。
- [4] 丁如曦、倪鹏飞、李东坤, "中心城市住房市场过热、多尺度空间溢出效应与精准协同调控新模式", 《财贸经济》, 2024年第2期, 第104—121页。
- [5] 杜旻、刘长全, "集聚效应、人口流动与城市增长", 《人口与经济》, 2014年第6期, 第44—56页。
- [6] 方意、袁琰、王晏如, "空气质量、产业协同与城市群内房价溢出效应", 《金融研究》, 2024年第9期, 第95—113页。
- [7] 郭志勇、顾乃华, "制度变迁、土地财政与外延式城市扩张——一个解释我国城市化和产业结构虚高现象的新视角", 《社会科学研究》, 2013年第1期, 第8—14页。
- [8] 江曼琦、卢星宇, "流失中的增长: 中小城市人口流动与经济增长收敛研究", 《现代经济探讨》, 2024年第7期, 第17—29页。
- [9] 江艇、孙鲲鹏、聂辉华, "城市级别、全要素生产率和资源错配", 《管理世界》, 2018年第3期, 第38—50页。
- [10] 李超、普友少, "土地、住房与城市经济增长: 一个综合分析框架", 《财贸经济》, 2024年第11期, 第124—140页。
- [11] 刘涛、齐元静、曹广忠, "中国流动人口空间格局演变机制及城镇化效应——基于2000和2010年人口普查分县数据的分析", 《地理学报》, 2015年第4期, 第567—581页。
- [12] 刘修岩、秦蒙、李松林, "城市空间结构与劳动者工资收入", 《世界经济》, 2019年第4期, 第123—148页。
- [13] Ma, L., and Y. Tang, "The Distributional Impacts of Transportation Networks in China", *Journal of International Economics*, 2024, 148, 103873.
- [14] 梅冬州、崔小勇、吴娱, "房价变动、土地财政与中国经济波动", 《经济研究》, 2018年第1期, 第35—49页。
- [15] 彭冲、陆铭, "从新城看治理: 增长目标短期化下的建城热潮及后果", 《管理世界》, 2019年第8期, 第44—57页。
- [16] 秦蒙、刘修岩、李松林, "城市蔓延如何影响地区经济增长?——基于夜间灯光数据的研究", 《经济学》(季刊), 2019年第2期, 第527—550页。
- [17] 亓寿伟、毛晖、张吉东, "财政压力、经济刺激与以地引资——基于工业用地微观数据的经验证据", 《财贸经济》, 2020年第4期, 第20—34页。
- [18] Tsai, I. C., and H. S. Chiang, "Exuberance and Spillovers in Housing Markets: Evidence from First-and second-tier Cities in China", *Regional Science and Urban Economics*, 2019, 77, 75-86.
- [19] 王家庭、谢郁, "房价上涨是否推动了城市蔓延——基于我国35个大中城市面板数据的实证研究", 《财经科学》, 2016年第5期, 第103—111页。
- [20] 王峤、刘修岩、李迎成, "空间结构、城市规模与中国城市的创新绩效", 《中国工业经济》, 2021年第5期, 第114—132页。
- [21] Wu, M., L. Yu, and J. Zhang, "Road Expansion, Allocative Efficiency, and Pro-competitive Effect of Transport Infrastructure: Evidence from China", *Journal of Development Economics*, 2023, 162, 103050.

- [22] 吴宇哲、任宇航,“中国式现代化的合理住房制度构建”,《江苏社会科学》,2024年第2期,第68—76页。
- [23] 夏菁、田莉、蒋卓君、周麟,“国家治理视角下建设用地指标分配的执行偏差与机制研究”,《中国土地科学》,2021年第6期,第20—30页。
- [24] 徐现祥、王贤彬,“晋升激励与经济增长:来自中国省级官员的证据”,《世界经济》,2010年第2期,第15—36页。
- [25] 徐增阳、蔡佩、付守芳,“社会建构是如何影响社会政策扩散的?——以积分制政策为例”,《行政论坛》,2021年第3期,第68—75页。
- [26] 姚洋、张牧扬,“官员绩效与晋升锦标赛——来自城市数据的证据”,《经济研究》,2013年第1期,第137—150页。
- [27] 张吉鹏、卢冲,“户籍制度改革与城市落户门槛的量化分析”,《经济学》（季刊）,2019年第4期,第1509—1530页。
- [28] 张吉鹏、陈翥,“户籍制度改革与城市落户门槛的量化分析:1996—2024”,《经济学》（季刊）,2024年第6期,第1781—1797页。
- [29] 张晶、陈海山,“新时期城市化推进过程中集聚阴影研究——基于高铁通车的视角”,《经济学》（季刊）,2022年第1期,第281—302页。
- [30] 张莉、王贤彬、徐现祥,“财政激励、晋升激励与地方官员的土地出让行为”,《中国工业经济》,2011年第4期,第35—43页。
- [31] 郑思齐、孙伟增、吴璟、武赟,“‘以地生财,以财养地’——中国特色城市建设投融资模式研究”,《经济研究》,2014年第8期,第14—27页。
- [32] 郑挺国、龚金金、宋涛,“中国城市房价泡沫测度及其时变传染效应研究”,《世界经济》,2021年第4期,第151—177页。
- [33] 周彬、谢佳松,“虚拟经济的发展抑制了实体经济吗?——来自中国上市公司的微观证据”,《财经研究》,2018年第11期,第74—89页。
- [34] 周飞舟,“分税制十年:制度及其影响”,《中国社会科学》,2006年第6期,第100—115页。
- [35] 周黎安,“中国地方官员的晋升锦标赛模式研究”,《经济研究》,2007年第7期,第36—50页。

注:该附录是期刊所发表论文的组成部分,同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该

附录中的内容,请务必在研究成果上注明附录下载出处。