



研究报告

(2019 年 第 1 期 总第 27 期)

2018 年 1 月 7 日

地理条件、土地政策与住宅用地供给

鑫苑房地产金融科技研究中心

【摘要】 住房供给影响劳动力的区域分配，进而影响经济整体发展，因此了解住房供给弹性的影响因素至关重要。目前，美国对于住房供给弹性的影响因素研究集中在城市地理条件、土地供给政策等方面；国内研究则偏重于宏观经济变量与土地供给的关系，关于城市地理特征与城市住宅供给的研究并不常见。

本文研究了中国各城市的住宅用地供给同城市自然地理条件、土地供给政策之间的关系。首先，本文利用地理信息构建城市可建区域指数，研究城市住房供地和城市自然地理条件的关系，同时，本文讨论了中国土地政策的现状、存在的问题和未来政策调整可能产生的经济影响。

研究表明，在我国的城市发展中，自然地理条件并未主导地级市的住房供地，相反，土地政策对住房用地供给有直接的

作用。为了满足经济增长引起的土地刚性需求，未来政策部分调整重点可能以优化土地供给的所有权结构为主。发挥集体用地在城市建设的作用，可能会降低商品住宅价格，进而降低个人和家庭的财务杠杆，拉动内需，促进经济的持续增长。

最后，本文构建的可建区域指数覆盖了全国 297 个城市，充分衡量了各城市坡度、水域等地理条件，其可用于今后各项相关研究当中。

PBCSF

Research Report

2019-1-7 Edition

Geography, Policy and Land Supply

Zhang Xiaoyan, Zhang Fudong, Ge Huimin, Zhang Zijian

XIN Real Estate Fintech Research Center

【Abstract】 Housing supply affects aggregate productivity and growth through the effect on labor allocation. It's essential to explore the determinants of housing supply elasticity. The research on the factors which affect housing supply elasticity in the United States focuses on urban geographical conditions and land supply policies. While in China, attention is paid to the study of macroeconomic variables and land supply, lack of research on the impact of urban geographic characteristics directly related to housing construction on urban housing supply.

This article studies the relation of housing land supply with geography factor and land supply regulation. First, we construct a comprehensive measure of the area that is available for

residential or commercial real estate development in prefecture-level cities using satellite-generated data on terrain elevation and presence of water bodies and studies the relationship between housing land supply and geography factor. Meanwhile, we discuss the current situation, problems of land policy and possible economics effects of future policy adjustments.

The results show that it is land supply regulation rather than geography constrain that affects the housing land supply. In the development of intensive and efficient future towns, the land use structure of the first-tier cities will take inventory as the main factor to control the new construction land. In order to meet the demand brought by economic and population growth, some future policy adjustments may change the supply of collective land to meet part of the demand of urban construction. The adjustment of structure of land supply may moderate the price and rent of commodity housing, thereby reducing the financial leverage of individuals and families, stimulating domestic demand and consumption, thus promoting sustained economic growth. The land availability index constructed in this article includes 297 cities across the country, and can be utilized in the related research further.



目 录

一、 引言	1
1.1 研究背景	1
1.1.1. 美国住宅供给	2
1.1.2. 中国住宅供给	4
1.2 研究目的与内容	5
二、 城市可建区域指数	6
2.1 编制方法	6
2.1.1. 城市可建区域	6
2.1.2. 指数构建方法	7
2.1.3. 样本范围	9
2.2 指数概况	10
三、 可建区域指数与经济变量	13
3.1 可建区域指数与常住人口	13
3.2 可建区域指数与人均收入	14
3.3 可建区域指数与住宅用地供给	14
四、 中国土地政策	18
4.1 现有政策概述	18
4.2 问题与未来政策调整	20

4.3 小结	22
五、 结论	24
附录	28

PBCSF

地理条件、土地政策与住宅用地供给

张晓燕 张福栋 葛慧敏 张子健

(鑫苑房地产金融科技研究中心)

一、引言

1.1 研究背景

房地产作为关乎人民生活水平与社会经济发展的行业，一直备受关注。政府为预防房地产行业过热对中国经济以及社会福利可能造成的危害，积极出台各项调控政策。2018 年房地产调控政策继续强调“因城施策”和“因地制宜”，在不同城市间政策上呈现明显的分化状态。从住房供给来看，不同城市间的供给关系差异较大：小城市供给相对充足，而大中城市的住房市场供给关系日益紧张。

文献研究发现，住房供给弹性的地区差异对各种要素以及经济发展产生影响。Hsieh 与 Moretti (2015) 指出对于高生产力地区的住房供给限制会造成劳动力要素的分配不当，从而造成经济增长和社会福利的损失，利用 220 个大城市数据与数量模型，他们估计出由土地供给限制带来的美国 1964 年到 2009 年的增长损失高达 50%。Herkenhoff(2018) 研究了日益紧缩的土地政策对于美国经济活动的影响，结果表明如果将高生产力城市的土地政策放松至上世纪 80 年代，则整个社会的年劳动生产力与消费将会分别提升 12.4%与 11.9%。任荣荣 (2013) 提出住房供

给具有调节城市人口和住房价格的功能，影响城市的劳动力供给和劳动力成本，进而影响城市发展。

图 1、图 2 分别展示了我国地级市新增住房供地增长 GDP 增长率、人口增长率的关系。可以发现，新增住宅用地增长率同城市经济发展和人口增长有很强的正相关关系。

因此，中国住房供地以及住房供给弹性的研究对城市未来持续性发展至关重要。其中最为关键的是决定住房供给弹性的因素。通过对于住房供给弹性决定性因素中可变的部分进行调控，可以从宏观资源配置层面将各城市，尤其是高经济增速的城市的住房供给弹性到适和经济增长的水平。因此研究住房供给弹性的决定性因素对学术研究与政策制定都具有重要意义。

1.1.1. 美国住宅供给

Gyourko and Molloy (2015) 讨论了地方土地政策限制与房屋供给的关系。

影响住房供给的一个因素是要素成本。Gyourko and Saiz (2006) 指出由于工会、地形等因素的影响，不同市场间劳动力和材料的成本有明显的差异性，如果要素供给缺乏弹性，就会影响住房建筑的供给数量。尽管如此，数据显示要素供给市场是高度竞争的，住房建造具有规模效应，理论上住房供给数量不会受到要素成本的制约。

另一个影响住房供给的因素是土地政策。在 1980-2015 年间，住房平均建筑成本相对稳定，但是住房价格同建筑成本的

价差几乎呈上升趋势。该差价可能源自不断上涨的土地价格，而土地管制政策则是影响土地价格的一个重要因素。

美国的土地用途管制起源于 20 世纪初期。在 1908 年，洛杉矶市颁布了第一个土地条令（Zoning Ordinance）¹，用来区分住宅和工业用途的土地。1916 年，纽约市颁布了美国第一个全市范围的土地管制法规² (Zone Code)，试图限制建筑高度、建筑密度，减少商业、工业用地的负外部性。直到 1924 年，美国商业部颁布了“州土地使用标准法”，为之后的土地管制立法奠定了基础。土地管制司法权则由地方政府所有。

由于不同行政区域立法的不同，美国的土地管制政策也多种多样。Glickfeld and Levine (1992) 对加利福尼亚上百个社区 (communities) 的土地用途管制情况进行了调查。他们研究的土地管制政策包括高度限制、允许建筑的房屋数量上限、人口增长限制、城镇边界或绿化区域、土地用途变更限制（密集化程度）、重新规划土地用途时投票限制等。为了衡量美国大城市 (Metropolitan Area) 土地管制政策的严格程度，Gyourko, Saiz and Summers (2008) 使用美国 2611 个社区在 2005 年的调查数据构建了 Wharton Residential Land Use Regulation Index (WRLURI)。首先，Gyourko et al. (2008) 根据地区土地管制政策

¹ 参考 https://en.wikipedia.org/wiki/Zoning_in_the_United_States

² 参考 https://en.wikipedia.org/wiki/1916_Zoning_Resolution

形成过程、土地管制内容，土地发展成本变动和平均建设项目审批时长等问题，构建了衡量当地土地管制程度的 11 个子指数。通过因子分析，WRLURI 指数主要受州政府参与指数 (SPII)、当地政治压力指数 (LPPI)、土地用途变更时长 (ADI) 三个因素影响。研究表明，在美国不同地区的土地管制程度差别很大：东北部的马萨诸塞州、罗德岛、新罕布什尔州土地管制程度严格；而在新泽西和马里兰管制相对较弱。

不同于以往对土地政策的研究，Saiz (2010) 发现地理特征也会影响城市的住房供给。他测算了以城市中心为原点，在半径 50km 内，剔除水体、湿地、坡度高于 15% 的区域，用来衡量城市的可建土地比例。研究发现 WRLURI 指数越高的地区，地理限制约多，可用土地比例越少。使用 WRLURI 和可用土地指数，Saiz (2010) 测算了 95 个城市地区的住房供给弹性，这些估计经常被之后的研究用作外生的供给变量来衡量住房供给。

1.1.2. 中国住宅供给

对于中国各城市住房供给弹性的研究很多。刘学良(2014)指出每单位土地经济密集度和地方政府住房开发管制会对各个城市的住房供给造成影响。张东和周雯雯(2017)提出对于缺乏弹性的城市,供给弹性的主要影响因素是利率、人口密度和人均 GDP 水平，对于一般弹性的城市，主要影响因素是建设成本和基础设施投资；对于富有弹性的城市,主要影响因素是利率、人均 GDP 和基础设施投资。李冀申(2012)研究发现住房供给价格

弹性存在显著的区域差异，主要由土地供给、房地产行业竞争环境以及潜在住房需求等因素决定。这些研究普遍考察了各种经济变量与住房供给弹性之间的相关关系，许多变量，如利率，与住房供给之间并无直接的影响关系，缺乏实际的指导意义。

1.2 研究目的与内容

Saiz (2010) 研究发现大城市的地理特征，如坡度、水体面积，会影响当地的住房供给弹性；城市出台的土地供给政策也会影响当地住房供给弹性。而中国城市地理因素与城市土地供给政策是否对城市住房供给弹性产生影响尚未得到证实。

本文利用地理信息数据与技术，计算了中国 293 个地级市与 4 个直辖市市辖区内适合用于住宅建设的土地面积，构建城市可建区域指数。利用该指数研究城市地理特征对城市住宅土地供给的影响。本文同时指出在中国，土地政策相比城市自然地理条件，对土地供给的影响更大，而把握土地政策的改革方向对未来经济发展也具有重要意义。

二、城市可建区域指数

2.1 编制方法

本文对城市可建区域指数的构建方法参考自 Saiz (2010)，并在此基础上依据中国城市区域特性进行参数调整与稳定性检验。城市可建区域指数是指对城市范围内适于住宅或商业地产建设的区域的综合性测量指标，是对由城市地理特征引起的城市建设受限程度的刻画。

2.1.1. 城市可建区域

城市土地建设规划涉及对自然条件、建设条件、用地经济性以及区域协调性等各个方面的评价，各方面相互交织，互相影响。研究区域内土地是否可用于建设的要求也十分复杂。在构造城市可建区域指数之前，本文首先参考中国城市用地适用性评价体系。

在进行城市建设前，一般需要对城市用地进行适用性评价，即以城市建设用地为基础，综合各项用地的自然条件和整备用地的工程措施的可能性与经济性，对用地质量进行评价。其中评定的核心部分为对用地区域的自然环境评价。自然环境条件和城市的形成与发展密切相关，其为城市提供了必需的用地条件，同时也对城市布局、结构、形式功能的充分发挥有着很大的影响。城市建设用地的自然评价主要包括地形，水文，工程地质与气候等方面的内容。

城市用地的适用性一般可分为三类：一类用地，二类用地

与三类用地。其中一类用地即适于修建的用地。这类用地一般具有地形平坦、规整、坡度适宜，地质条件良好，自然环境较为优越等特点。具体要求是：地形坡度在10%以下，符合各项建设用地的要求；土质的地基承载力大于15吨/平方米；地下水位低于建筑物构基础；没有沼泽或采取简单工程措施即可排除地面积水的地段；没有冲沟、滑坡、崩塌、熔岩等不良地质现象等。二类用地则为基本可以建设的用地，介于一类与三类之间，地形坡度为10%-20%，地下水位埋深为1-1.5米，地基承载力为10-15吨/平方米。三类用地则为不适于建设用地，地形坡度大于20%，地基承载力为小于10吨/平方米，有冲沟、滑坡等。

此外，Saiz（2010）在构建城市不可建区域指数时，通过研究土地坡度与常住人口之间的关系，发现住宅建设发展受限于相应用地坡度，并将15%作为土地是否适宜用于建设的坡度临界值。他计算了包含在洛杉矶的6456个地块中各地块坡度超过15%的土地比例，并将该比值超过50%的地块标记为严重倾斜地块，其发现在2000年，严重倾斜地块占据了距洛杉矶半径50km内土地的47.62%，仅包含了该地区3.65%的居民。

综合国内的城市用地适用性评价体系指标与Saiz的研究，本文通过如下方法构建城市可建区域指数。

2.1.2. 指数构建方法

本文将一定范围内剔除内陆水域与海域面积，且坡度在15%

以下的区域定义为可建区域，通过计算可建区域占研究总区域的占比，构建城市可建区域指数。

$$Available\ Index_i = \frac{Available\ Area_i}{Total\ Area_i}$$

本文还参考城市用地适用性评价对坡度临界值进行调整，分别以 10%、15%、20%作为不同的坡度临界值计算相应指数，并对不同临界值下的指数间关系进行分析，对指数构建的参数依赖性进行稳定性分析。

首先确定研究区域。根据城市由中心辐射的发展特性，将城市中心作为圆形选取合适半径的圆形区域作为构建城市可建区域指数的研究区域。GPSspg³ 网站提供了各个城市的 GPS（谷歌地球）中心坐标。城市中心可能会随着城市发展而有所变动，考虑城市中心的变动可得到各城市随时间变动的可建区域指数。由于短期内城市中心变动较小，且土地特性也具有一定的时间不变性，本文仅构建时间不变的可建区域指数，并在截面上考虑其在不同城市间的差异。

在选取区域半径时，本文首先使用 30km 作为初始参数⁴，之后本文调整半径参数进行参数稳定性分析，同时根据各城市市辖区行政面积的大小对各个城市选取不同的半径进行分析。

其次进行坡度分析，本文使用了地理空间数据云提供的空

³ 参考 <http://www.gpspg.com/>

⁴ Wang, Chan and Xu (2012)计算表明中国大中城市平均拟合半径为 30km。

间分辨率 30 米的 ASTER GDEM V2 全球数字高程数据。ASTER GDEM 数据由日本 METI 和美国 NASA 联合研制并免费面向公众分发，基于“先进星载热发射和反辐射计(ASTER)”数据计算生成，是目前唯一覆盖全球陆地表面的高分辨率高程影像数据。ASTER GDEM V1 原始数据局部地区存在异常，V2 版则采用了一种先进的算法对 V1 版 GDEM 影像进行了改进，提高了数据的空间分辨率精度和高程精度。

然后进行水系擦除。使用了地理空间数据云提供的 Landsat 中国内陆水体信息。中国内陆水体特征复杂，在规模、密度、分布特征上呈现多样性，该产品利用遥感数据感测范围大、信息量多、更新时间快的特点来进行水体信息提取。水体的亮度值在 TM 及 ETM 影像的 2、3 波段上，与滩涂、山体阴影有较大区别，而与居民地、水体、林地区别不明显；在 4、5 波段上，水体亮度值最小，与其它地物区别明显。利用这种反射特性，选择一定的波段组合方式，可以有效地将水体和其它地物区分。另外，通过阈值的设置，来排除山地阴影、积雪的干扰。

最后进行指数计算。对进行坡度分析与水系处理后的矢量文件进行面积计算，计算研究区域范围内坡度低于 15%且非水域部分的土地面积，除以研究区域的总面积，得到各个城市可建区域的指数。

2.1.3. 样本范围

根据 2017 年中华人民共和国民政部⁵公布的行政区划数据，本文计算了 293 个地级市（至 2018 年全国共有 294 个行政区）与 4 个直辖市的城市可建区域指数。其中三沙市是海南省管辖的 4 个地级市之一，位于海南省南部，辖西沙群岛、中沙群岛、南沙群岛的岛礁及其海域，总面积 200 多万平方公里，其中陆地面积 20 多平方公里。由于该区域行政边界变动频繁，以及水系数据的缺乏，因此在进行指数计算时该市被剔除样本，得到 297 个城市的可建区域指数。

2.2 指数概况

通过上述构建方法，本文以 30km 半径，临界坡度 15% 作为基准参数构建了样本内所有城市的可建区域指数。在 297 个城市中，有超过 80 个城市可建区域指数超过 90%，近一半城市可建区域指数超过 80%，其中可建区域指数最大的两个城市分别为承德和通化（指数值分别为 99.99% 与 99.98%），而可建区域指数小于 0.1 的城市仅有两个，分别为拉萨和酒泉（指数大小分别为 3.44% 与 7.04%），这表明大部分城市建设不受或少受土地本身地理属性的限制。

为防止选取的研究半径与坡度临界值参数对指数构建结果产生影响，本文根据城市土地适用性评价标准改变坡度临界值

⁵ 参考 <http://xzqh.mca.gov.cn/statistics/>

参数，选取 10%，15%，20%作为临界值，同时改变研究区域半径范围，采取 10km 为分组间隔的从 10km-50km 的 5 组半径值，共构建了 15 组不同参数组合的城市可建区域指数。此外，考虑到不同城市间面积差异比较大，采取相同研究区域半径时，可能会由于半径过大因此将其他城市包含入内，或由于半径过小仅选取城市部分土地样本，从而导致无法反映各个城市真实的可建区域指数。考虑可建区域指数应当与城市重要住宅区域面积相吻合，本文利用《中国城市统计年鉴 2017》中各个城市市辖区土地面积，计算与城市市辖区面积相近的圆形区域所对应的半径 r_i ，并得到实际计算使用的半径 r_i^{cal} 。具体而言，将市辖区面积对应半径 r_i 小于 10km 的城市分为第一组，并将计算指数的研究区域半径 r_i^{cal} 定为 10km；将市辖区面积对应半径 r_i 小于 20km 的城市分为第二组，以此类推，得到估计半径进行调整的城市可建区域指数。

$$r_i^{cal} = \begin{cases} 10km & \text{if } 0 < r_i \leq 10 \\ 20km & \text{if } 10 < r_i \leq 20 \\ 30km & \text{if } 20 < r_i \leq 30 \\ 40km & \text{if } 30 < r_i \leq 40 \\ 50km & \text{if } r_i > 40 \end{cases}$$

表 1 对部分参数组构建的可建区域发展指数进行了统计分析。可以得出，从均值来看，城市可建区域指数随着坡度临界值的增大而增大，随着研究区域半径增大而减小。而指数波动则相反，指数标准差随坡度增大而减小，随研究区域半径增大而增大。同时，从表中，本文能够得出与图 3 相同的分布特征。

不同参数组构建的指数都具有负峰度以及正偏度，且均值与中位数值都较大，说明城市可建区域指数具有很厚的右尾，大部分城市可建区域占比相对较大。

表 2 表示不同参数组构建的可建区域指数之间的相关系数，其显示各个参数组构建指数之间具有很强的正相关性。结合表 1 中各组的统计数据之间不存在较大的差异，能得到在进行指数构建时，坡度与半径参数的选择对于指数构建的结果影响不大。同时可以看到，通过市辖区面积调整的混合半径构建指数与其他参数构建指数的相关系数大部分超过 0.9（仅有一组相关系数为 0.87），因此在随后研究中本文主要以混合半径构建指数作为参考。

三、 可建区域指数与经济变量

城市发展可能受自然地理条件的影响。利用上述构建的指数，可以研究自然地理条件和一些经济变量的关系。本节利用该指数考察自然地理条件与城市常住人口数、常住人口增长数、居民人均收入以及城市创造力（专利授权数）的关系。

3.1 可建区域指数与常住人口

根据 2000 年第五次与 2010 年第六次人口普查数据中的总人口数，研究城市可建区域与城市常住人口之间的关系。其中由于行政区域划分的变动，存在地级市被合并或降级以及县级市升级为地级市。因此选取各年份地级市的交集，最终样本总量为 289 个城市。

图 4 展示了各城市可建区域指数与 2010 年常住人口（取对数）之间的关系。其中拟合线为剔除极值后可建于区域指数作为自变量的拟合线。通过单变量回归，回归系数为 0.01， p 值小于 0.01，结合图中的拟合可以得到城市常住人口总数和城市可建区域占比有显著的正相关关系。说明城市可建区域越大，具有越多的人口数。

图 5 展示了各城市可建区域指数与城市常住人口增长（2000-2010）的关系。通过单变量回归，回归系数为 0.0005， p 值为 0.09，结合图中拟合情况可以得到城市常住人口增长与城市可建区域占比没有显著关系。

这与美国城市的可建区域与人口特征的关系略有不同。根

据 Saiz (2010)，土地地理受限程度与作为需求驱动因素的各项人口特征均无相关关系。相较于美国而言，中国人口总量在截面上与可见区域占比存在正相关性，在增量上则不存在相关关系。

3.2 可建区域指数与人均收入

利用 EPS 区域经济板块中的中国城市数据库，得到 2016 年各城市市辖区年人均收入数据。删除缺失样本，最终得到 290 个样本观测值。图 6 展示了可建区域指数与人均收入的关系。单变量回归结果显示回归系数为 -0.003，p 值为 0.5155。结合图中分布情况可知城市可建区域占比和城市人均收入不存在相关关系。这与美国的可建区域同人均收入的关系不同，美国大中城市数据表明其受地理条件约束越严重的地区人均收入越高。

专利云⁶网站提供了全国 283 个市每年的专利申请授权书。Saiz (2010) 发现控制地区和海岸线的固定效应之后，城市可建区域比例越高，人均专利申请增长率越低。图 7 展示了可建区域指数与人均专利数（2010 年）的关系。单变量回归结果显示回归系数为 0.1470，p 值为 0.0001。这说明中国城市可建区域比例越高，人均专利申请增长率越高，这说明城市发展受地理因素更重的区域并未显示出更强的创造性。

⁶ 参考 <http://www.patentcloud.net/>

可建区域指数与住宅用地供给

自然地理条件影响整体城市的住宅供给的渠道之一在于限制当地的住宅用地的供给数量。可建区域指数越大，新增住宅用地面积应当越多。本节使用地级市土地成交数据检验了上述关系在中国是否成立。

CREIS 中国指数研究院土地版数据库提供了 2011-2017 年 285 个地级市市辖区内通过“招拍挂”成交的地块信息，比如宗块数量、建设用地面积、规划用地面积、土地出让金等。可建区域指数根据 2017 年中华人民共和国民政部公布的地级行政区划进行构建。为了地块汇总信息同指数计算使用的行政区域面积相匹配，本文首先使用了 2017 年各地级市市辖区内地块成交数据，之后本文考虑了 2011-2017 年各地级市市辖区内地块累计成交数据。

CREIS 数据库提供了 285 个地级市在 2017 年的土地成交信息，其中嘉峪关、潮州、金昌、双鸭山、商洛、石嘴山、资阳等 7 个地级市数据缺失，因此实际使用样本数量为 278 个。考虑 2011-2017 年土地汇总信息时，剔除在某些年数据缺失的样本，最终样本数量为 259 个。

由于各个城市差异，新增住宅用地面积并无可比性。本文构建两个变量来衡量城市的新增住宅面积，变量 $areaRatio_i$ 表示样本期内城市 i 新增住宅用地面积与新增用地总量的比例；变量 $popRatio_i$ 表示样本期内城市 i 新增住宅用地面积与该市 2010 年

人口普查常住人口数的比例。

$$popRatio_i = \frac{\sum_{t=1}^T \Delta resArea_{it}}{population_i^{2010}}$$

$$areaRatio_i = \frac{\sum_{t=1}^T \Delta resArea_{it}}{\sum_{t=1}^T \Delta totalArea_{it}}$$

两个变量的描述性统计结果如表 3 所示。可以发现样本期为 2011-2017 年时，变量 *popRatio* 中位数为 1.688，小于均值 2.655，呈现明显的右偏分布，这说明大多数地级市人均新增住宅面积低于一般水平。本节主要使用坡度为 15%，半径根据市辖区面积调整后的可建区域指数进行分析，但是本节也分析了使用坡度为 15%，半径为 50km (Saiz, 2010) 构建的可建区域指数同两个变量的关系。

图 8-图 10 展示了变量 *areaRatio* 同可建区域指数的关系，其中散点图表示各个地级市，实线表示剔除变量异常值⁷后，以 *resRatio* 作因变量，可建区域指数作自变量的拟合线。图 8、图 9、图 10 该拟合线的斜率分别为 0.0002、0.00004、0.0003，数值大小基本为 0，这说明城市住宅面积供应量同城市地理条件限制物馆。对比图 8、图 9、图 10 可以发现，该关系并不随指数计算方法的更改而变化，这进一步说明城市自然地理特征在现阶段

⁷ 剔除变量

并不影响城市住宅用地供给。

图 11-图 13 展示了变量 *popRatio* 同可建区域指数的关系，其中散点表示各个地级市。实线表示剔除变量异常值后，以 *popRatio* 作因变量，可建区域指数作自变量的回归拟合线。具体而言，图 11、图 12 中，拟合线斜率分别为 0.0012、0.0008，接近 0。图 13 中拟合线斜率为 0.011，且在 1% 的置信水平下显著异于 0。这说明城市人均住宅土地面积随可建区域比例提高而增加。

四、 中国土地政策

4.1 现有政策概述

中国城市的土地供给弹性同样受到自然地理条件和政府政策的影响。以上研究发现，地形限制对中国城市住宅土地供给的制约效应并不明显。这可能因为中国城市化进程起步较晚，就目前地理条件而言，各城市还有足够大的发展空间。因此政府政策对中国城市土地供给的决定至关重要。

首先是土地所有权。根据现行的《土地管理法》，中国城市土地为国家所有，而农村土地为集体所有。对于国有土地，企业可以通过“招拍挂”等有偿形式，获取土地在一段时限内的使用权。而集体所有的土地，其所有权不得通过出让、转让、出租等方式从事非农业建设，除非政府出于公共利益的需要，将集体土地征收，变为国家所有。

其次是土地供应规划。1986年颁布的《土地管理法》要求各级政府编制土地利用总体规划，地方规划由上级人民政府批准执行。1998年《土地管理法》详细规定了土地总体利用规划的编制：“国务院指定土地总体规划的期限⁸。……对于建设用地，要求地方各级人民政府编制的总体规划中建设用地（耕地保有量）不得高于（低于）上一级规划确定的控制指标。……对于省、自治区、直辖市等一级行政区划编制的总体规划，要求

⁸ 2014年修改为“年限一般为15年”

行政区域内耕地总量不减少。…….土地利用年度计划，根据国民经济和社会发展规划、国家产业政策、土地利用总体规划以及建设用地和土地利用的实际状况编制。”2017年，国土资源部颁布的《土地利用总体规划管理办法》明确了地方各级政府编制总体规划的重点内容。省级土地利用总体规划需要明确各区域土地利用的主要方向；市级、县级需要考虑土地利用规模、结构、布局和时序安排，还要细化土地利用功能分区及管制规则。土地规划目标自上而下层层细化。

除了全国性的土地管理规划外，地方政府，包括乡镇集体组织，需要编制年度土地利用规划。以北京市为例，2018年6月，北京市规划和国土资源委员会以及发改委联合发布了《北京市2018年建设用地供应计划》，其中详细披露了北京市2018年各种用途建设用地的供应数量，如商品住宅用地计划供应650公顷，国有住宅用地计划供给1000公顷等。而土地利用年度计划一经批准下达⁹，必须严格执行。

综上所述，中国城市建设用地的供应量和地块用途由地方政府规划设定。在城市化平均水平不高的现状下，地理因素对地方政府土地决策没有决定性作用。城市的土地供给弹性与政府政策息息相关。

⁹ 国家自然资源部《土地利用年度计划管理办法》，

4.2 问题与未来政策调整

根据国家资源部发布的《全国国土规划纲要(2016-2030)》，我国未来土地开发面临的主要问题有：土地资源总量多，但是结构失衡；土地资源难利用地多而宜农地少；土地需求呈刚性增长且土地利用效率不高。综合考虑以上问题，规划提出未来新型城镇化发展的同时要避免无序蔓延和占用优质耕地，同时要建立城镇建设用地增加规模与吸纳农业转移人口落户相挂钩的机制。对于京津冀、长江三角洲、珠江三角洲等地区要以盘活存量用地为主，严格控制新增建设用地，引导中心城市人口向周边区域有序转移等要求。

土地供给同城市经济增长密切相关。对于一线城市，以盘活存量、控制新增建设用地为目标，土地供给还要满足经济发展、人口增长的需求。一种可行的方式是在不改变城市建设用地的前提下，允许集体用地来满足非农业建设的需求。

根据《土地管理法》规定，集体所有土地无法直接将使用权转让给企业进行非农业建设，除非土地被征收为国有。该规定直接限制了非农业建设用地的供应。按照现行的土地征收政策¹⁰，补偿额按照被征收土地原用途进行确定。具体来说，耕地的土地补偿费最高为过去三年平均年产值的十倍；每个需要安置的农业人口安置补助费不超过前三年平均年产值的六倍；费

¹⁰ 《中华人民共和国土地管理法》第四十七条，补偿费用包括土地补偿费、安置补助费以及地上附着物和青苗补偿费。

用总和不得超过前三年平均年产值的三十倍。因此，地方政府按照农业产值确定收购价格，再按照土地交易的市场价格出让给企业，获取利润的同时也榨取了农民的收益。补偿费最高额限制引发的价格扭曲会引发市场逆向选择问题，减少集体用地供给量。而闲置土地无法及时出清，导致经济资源配置效率失衡。

目前对集体用地政策调整主要由三个方向。一是限制土地征收的范围，二是集体经营性建设用地¹¹入市，三是允许利用集体建设用地建设租赁住房。2018年12月23日，在第十三届全国人民代表大会常务委员会第七次会议上，国务院关于农村土地征收、集体经营性建设用地入市、宅基地制度改革等立法提出相关修改建议如下：

首先关于土地征收制度。一是缩小土地征收范围。明确因政府组织实施基础设施建设、公共事业、成片开发建设等六种情形需要土地的，可以征收集体土地。二是规范土地征收的程序。可在征地前与农民签订土地补偿安置协议，落实补偿安置资金。三是完善对被征地农民的保障。征收农用地的土地补偿费、安置补助费标准由各地制定公布区片综合地价确定；农民住房作为专门的住房财产权给予合理补偿；被征收土地的农民被纳入城镇社会保障体系。

¹¹ 经营性用地：工业、商业、旅游、娱乐和商品住宅（中国自然资源部2007年《招标挂牌拍卖国有建设用地使用权规定》）

其次是关于集体经营性建设用地入市。一是明确入市的条件和范围。对土地利用总体规划等法定规划确定为工业、商业等经营性用途，并经依法登记的集体建设用地，允许土地所有权人通过出让、出租等方式交由单位或者个人使用。二是明确集体经营性建设用地入市规则和监管措施。

对于集体用地建设租赁住房，2017年8月28日，国家自然资源部发布了《利用集体建设用地建设租赁住房试点方案》，批准北京、上海等13个城市作为第一批试点。具体来说，试点城市村镇集体经济组织可以自行开发运营，也可以通过联营、入股等方式建设运营集体租赁住房。具体试点内容主要有四个方面：一是完善试点项目审批程序；二是完善集体租赁住房建设和运营机制；三是探索租赁住房检测监管机制；四是探索保障承租人获得基本公共服务的权力。

4.3 小结

土地资源作为自然资源的重要组成部分，对经济发展至关重要。尽管我国资源总量丰富，但人均占有量低于世界平均水平；土地的需求量呈刚性增长，但是土地利用效率不高。考虑以上问题，未来一线城市发展主要以控制新增建设用地为主，优化土地利用结构，盘活存量。这要求在集体用地在一定程度上可以满足非农建设的需求。

集体土地的市场化，一方面可以提高农民的收入，刺激消费；另一方面可以优化建设用地的结构性供给。在不占用耕地

资源的同时，使现有土地供给满足城市经济发展与人口增长的需求，实现集约式高效率的城市化。土地供给的结构化增加也会降低房地产企业的开发成本，进而降低商品房交易价格及家庭以个人的财务杠杆水平，刺激消费和投资，促进经济的持续增长。

PBCSSE

五、 结论

在美国，住宅供给弹性同城市地理条件和政府土地政策相关。因为地理条件不容易被经济因素影响，其常用作识别城市住宅供给弹性的有效途径，被学者广泛使用。

中国的土地供应同美国市场有较大差别。地方政府制定发展规划来确定土地供给数量，自然条件对住宅土地供给的影响并不明显。本文构建的城市可建区域指数覆盖了全国 297 个城市，其综合考虑了地理坡度、水域面积等因素对住宅供地的限制，准确衡量城市市辖区内适合住宅用地的面积比例，反映了各城市住宅用地潜在供给能力。

结果表明，可建区域指数同城市创新能力、常住人口数显著相关，但现阶段，中国城市住宅用地供给与城市的地理限制无明显关系，城市住宅供地供给主要受土地政策影响。因此沿用美国的研究，使用该指数衡量中国各城市的住宅供给弹性并不恰当。尽管如此，本文构建的可建区域指数仍提供了一种识别政策对经济因素影响的有效工具，可以被运用到其他相关研究之中。

参考文献

- [1] Glaeser, E. L., Gyourko, J., & Saiz, A. (2008). Housing supply and housing bubbles. *Journal of Urban Economics*, 64(2), 198-217. doi:10.1016/j.jue.2008.07.007
- [2] Glickfeld, M., & Levine, N. (1992). *Regional growth--local reaction: The enactment and effects of local growth control and management measures in California*. Lincoln Institute of Land Policy Cambridge, MA.
- [3] Gyourko, J., & Molloy, R. (2015). Regulation and housing supply. In *Handbook of regional and urban economics* (Vol. 5, pp. 1289-1337): Elsevier.
- [4] Gyourko, J., & Saiz, A. (2006). Construction costs and the supply of housing structure. *Journal of regional Science*, 46(4), 661-680.
- [5] Gyourko, J., Saiz, A., & Summers, A. (2008). A New Measure of the Local Regulatory Environment for Housing Markets: The Wharton Residential Land Use Regulatory Index. *Urban Studies*, 45(3), 693-729. doi:10.1177/0042098007087341
- [6] Herkenhoff, K. F., Ohanian, L. E., & Prescott, E. C. (2018). Tarnishing the golden and empire states: Land-use restrictions and the US economic slowdown. *Journal of Monetary Economics*, 93, 89-109.

- [7] Hsieh, C.-T., & Moretti, E. (2015). *Housing constraints and spatial misallocation*. Retrieved from
- [8] Noam, E. M. (1982). The interaction of building codes and housing prices. *Real Estate Economics*, 1(4), 394-404.
- [9] Saiz, A. (2010). The Geographic Determinants of Housing Supply. *Quarterly Journal of Economics*, 125(3), 1253-1296.
- [10] Wang, S., Chan, S. H., & Xu, B. (2012). The estimation and determinants of the price elasticity of housing supply: Evidence from China. *Journal of Real Estate Research*, 34(3), 311-344.
- [11] 李冀申. (2012). 中国住房供给价格弹性的区域差异及影响因素——基于面板数据的实证分析. *金融与经济*(9), 7-12.
- [12] 刘学良. (2014). 中国城市的住房供给弹性, 影响因素和房价表现. *财贸经济*(4), 125-136.
- [13] 任荣荣. (2013). 住房供给影响城市经济. *中国投资*(2), 76-78.
- [14] 张东, & 周雯雯. (2017). 我国住房供给弹性的测算与影响因素分析. *统计与决策*(7), 125-128.

附录

表 1 不同参数构建指数的统计特性数据

半径 (km)	坡度 (%)	平均值	标准差	中位数	最大值	最小值	峰度	偏度
10	10	0.7343	0.2630	0.8177	0.9994	0.0049	-1.0136	2.9926
	15	0.7966	0.2278	0.8849	0.9994	0.0050	-1.3596	4.0193
	20	0.8417	0.1915	0.9157	0.9994	0.0049	-1.6748	5.5465
30	10	0.6396	0.2834	0.6895	0.9999	0.0123	-0.5464	2.1348
	15	0.7159	0.2509	0.7911	0.9999	0.0344	-0.8559	2.6391
	20	0.7776	0.2137	0.8515	0.9998	0.0740	-1.1217	3.3856
50	10	0.5968	0.2822	0.6565	0.9997	0.0185	-0.3786	1.9872
	15	0.6762	0.2528	0.7466	0.9999	0.0466	-0.6851	2.3723
	20	0.7433	0.2182	0.8051	0.9999	0.0928	-0.9563	3.0089
混合	15	0.7137	0.2524	0.7909	0.9998	0.0466	-0.8937	2.6929

表 2 可建区域指数相关系数

半径		10km			30km			50km			混合
坡度		10%	15%	20%	10%	15%	20%	10%	15%	20%	15%
10km	10%	1.000									
	15%	0.980	1.000								
	20%	0.938	0.986	1.000							
30km	10%	0.903	0.867	0.815	1.000						
	15%	0.904	0.898	0.866	0.983	1.000					
	20%	0.882	0.898	0.887	0.945	0.987	1.000				
50km	10%	0.847	0.809	0.758	0.975	0.953	0.913	1.000			
	15%	0.854	0.841	0.807	0.963	0.973	0.956	0.985	1.000		
	20%	0.837	0.844	0.829	0.928	0.962	0.971	0.947	0.987	1.000	
混合	15%	0.905	0.902	0.872	0.967	0.987	0.977	0.942	0.966	0.958	1.000

表 3 土地变量描述性统计表

	均值	标准差	偏度	峰度	最小值	最大值	分位数 10	分位数 50	分位数 90
2011 年-2017 年									
住宅/ 总土地	0.359	0.114	0.129	2.852	0.111	0.683	0.211	0.352	0.515
住宅/人 口	2.155	1.655	2.104	12.677	0.181	14.127	0.594	1.688	4.505
2017 年									
住宅/ 总土地	0.406	0.223	0.457	2.872	0.0024	1	0.122	0.389	0.703
住宅/人 口	0.266	0.249	1.923	8.082	0.0006	1.516	0.035	0.198	0.573
可建区域 指数	0.729	0.241	-0.943	2.878	0.0623	0.9998	0.337	0.802	0.988

表 4 主要经济变量同可建区域指数回归系数

因变量	可建区域指数 (中国)		Saiz (2010)	
	斜率	P 值	斜率	标准差
$\log(pop_{2010})$	0.0097***	0.0001	0.443	0.336
$\Delta \log(pop)_{2000}^{2010}$	0.0005*	0.0907	-0.027	0.027
$\log(patent_{2010}/pop_{2010})$	0.1470***	0.0001	0.762***	0.260
$\log(Income_{2016}/pop_{2010})$	-0.0030	0.5155	0.233***	0.056

Saiz 人口、收入数据选择 2000 年, 人口增长率为 1990-2000, 人均专利数据取自 2000 年. 这里只报告了 Saiz 控制区域固定效应后的回归结果。

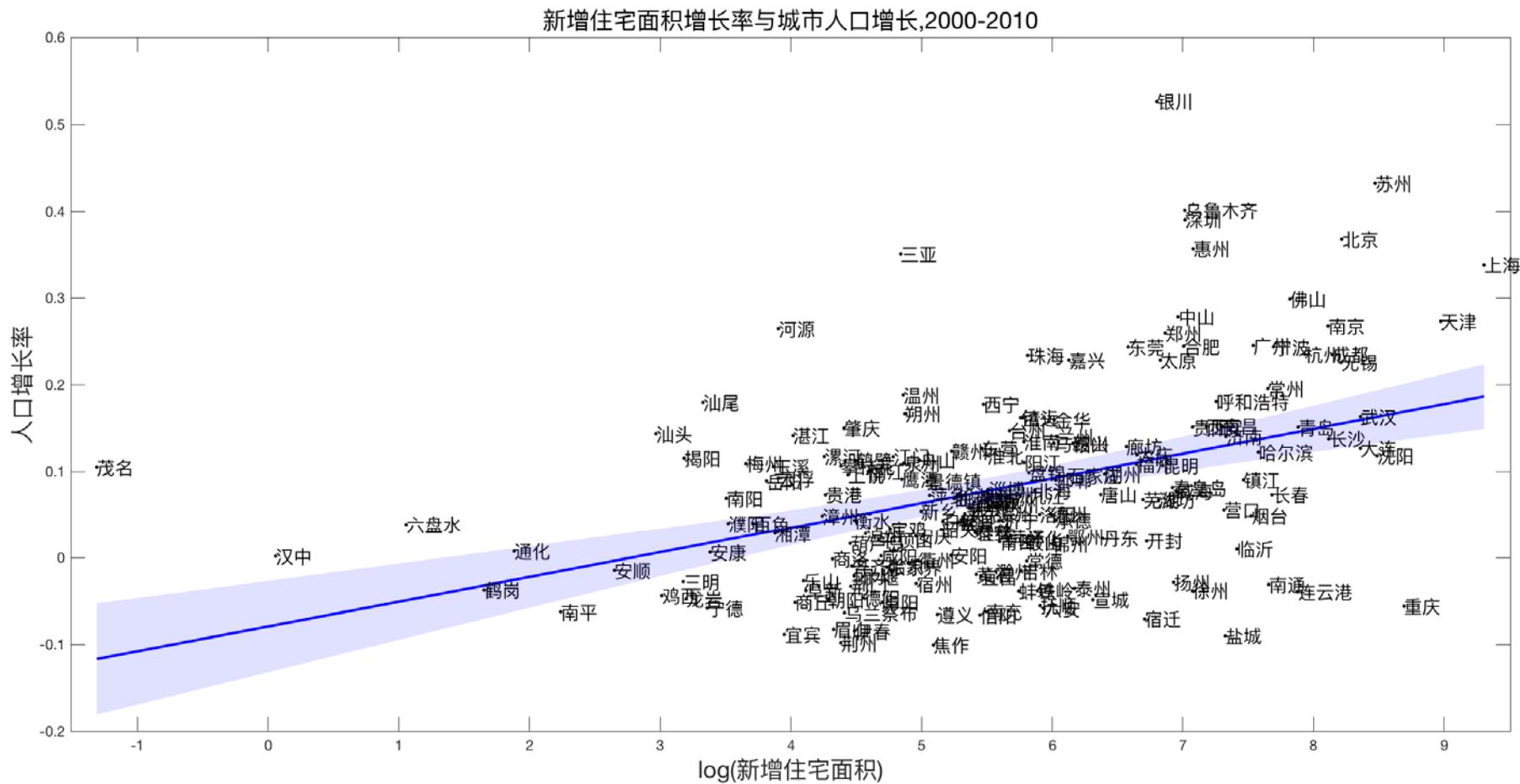


图2 城市住宅面积与城市人口增长率，2000-2010

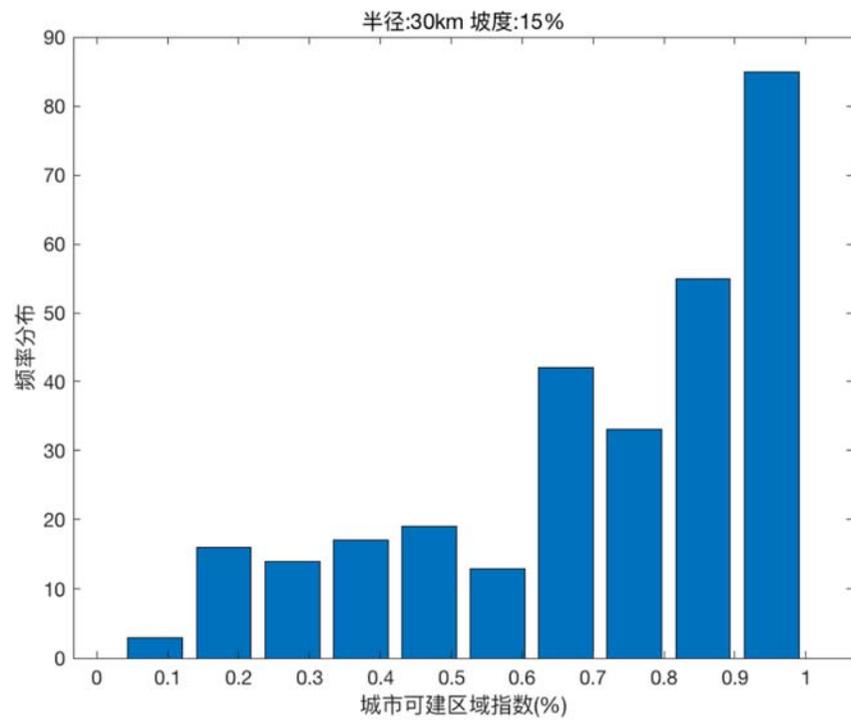


图 3 城市可建区域指数分布, 半径 30km, 坡度 15%

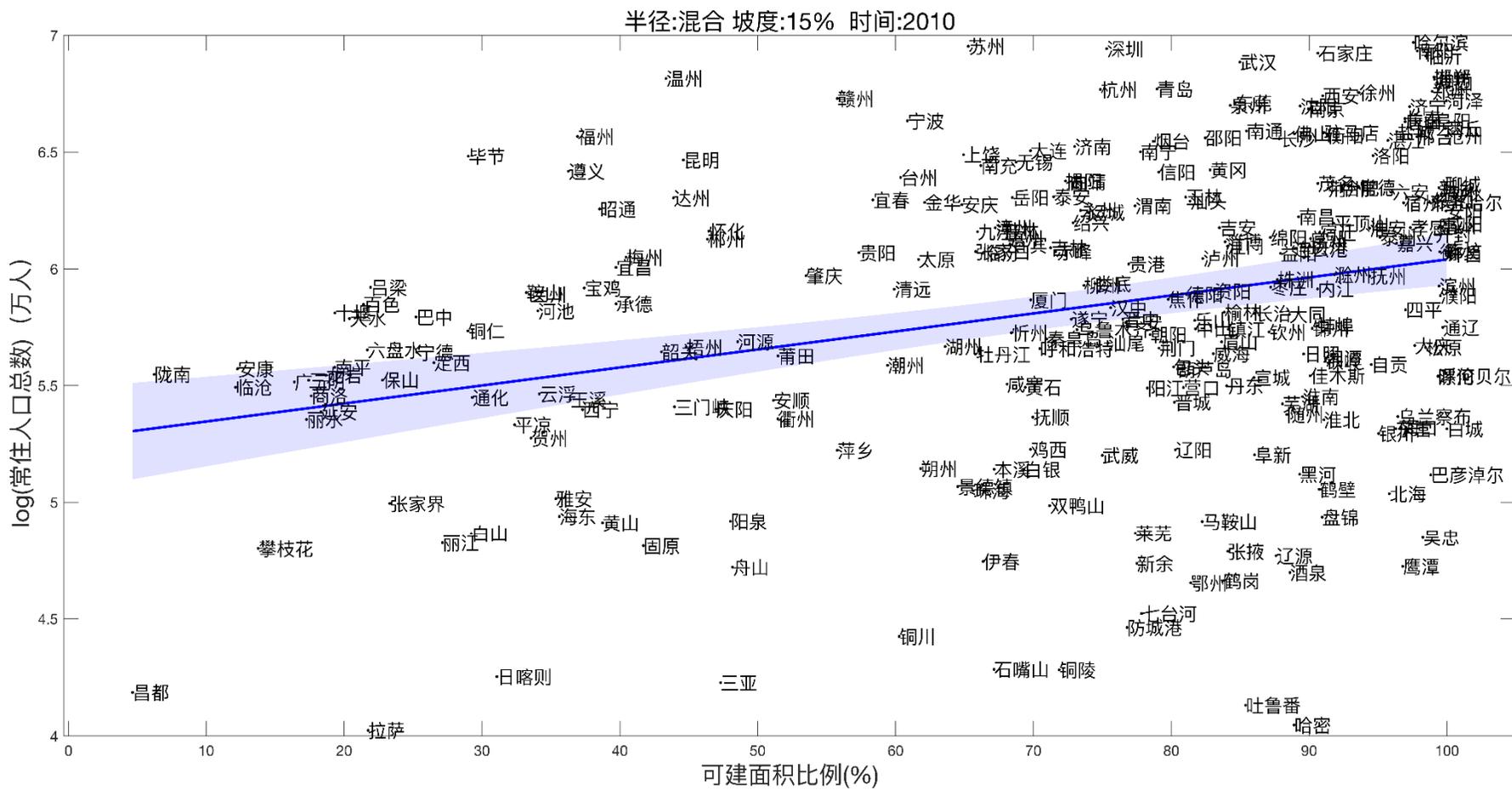


图 4 常住人口与指数, 2010, 半径随市辖区面积调整

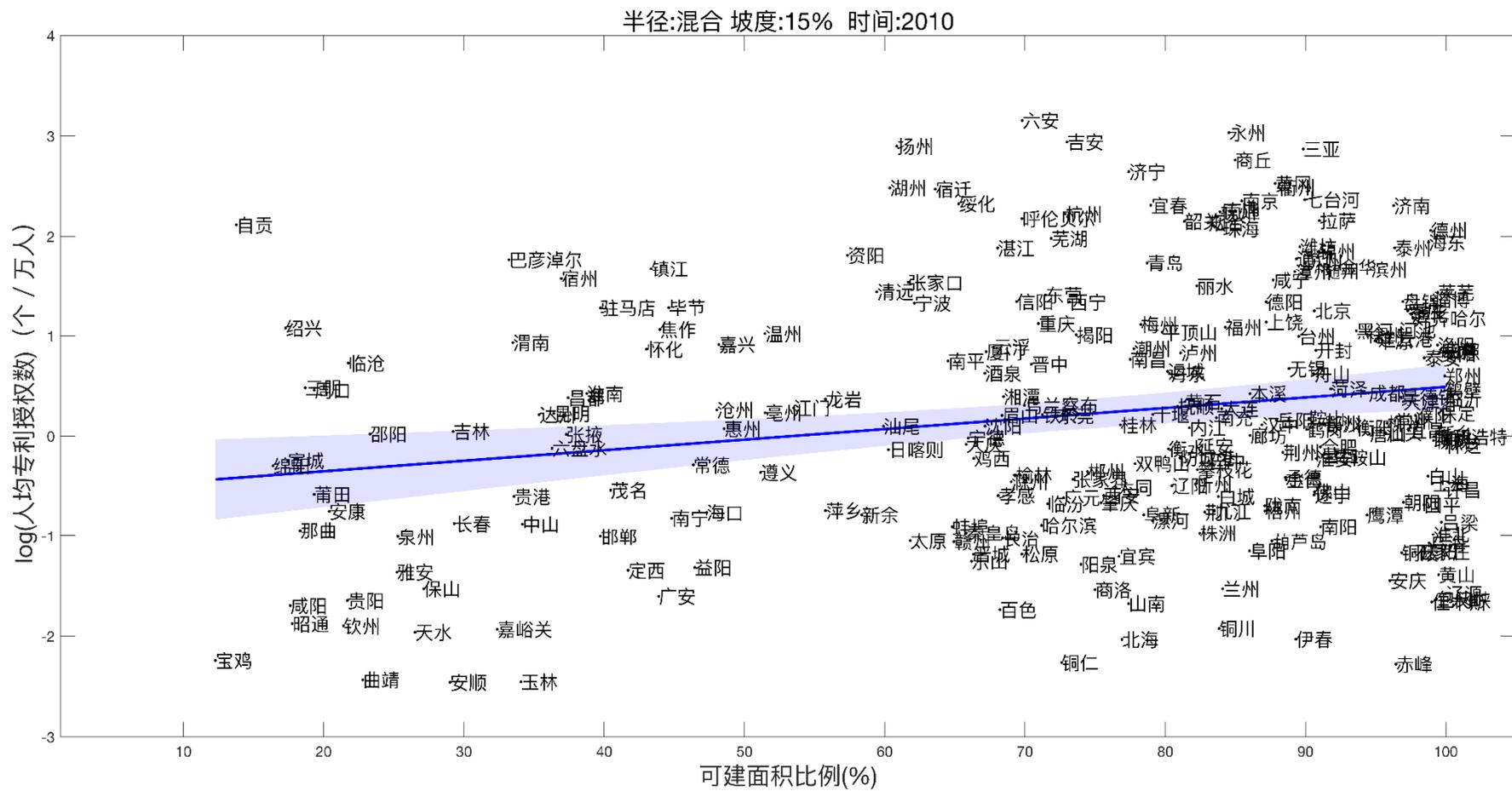


图 7 人均专利数与指数, 2010, 半径随市辖区面积调整

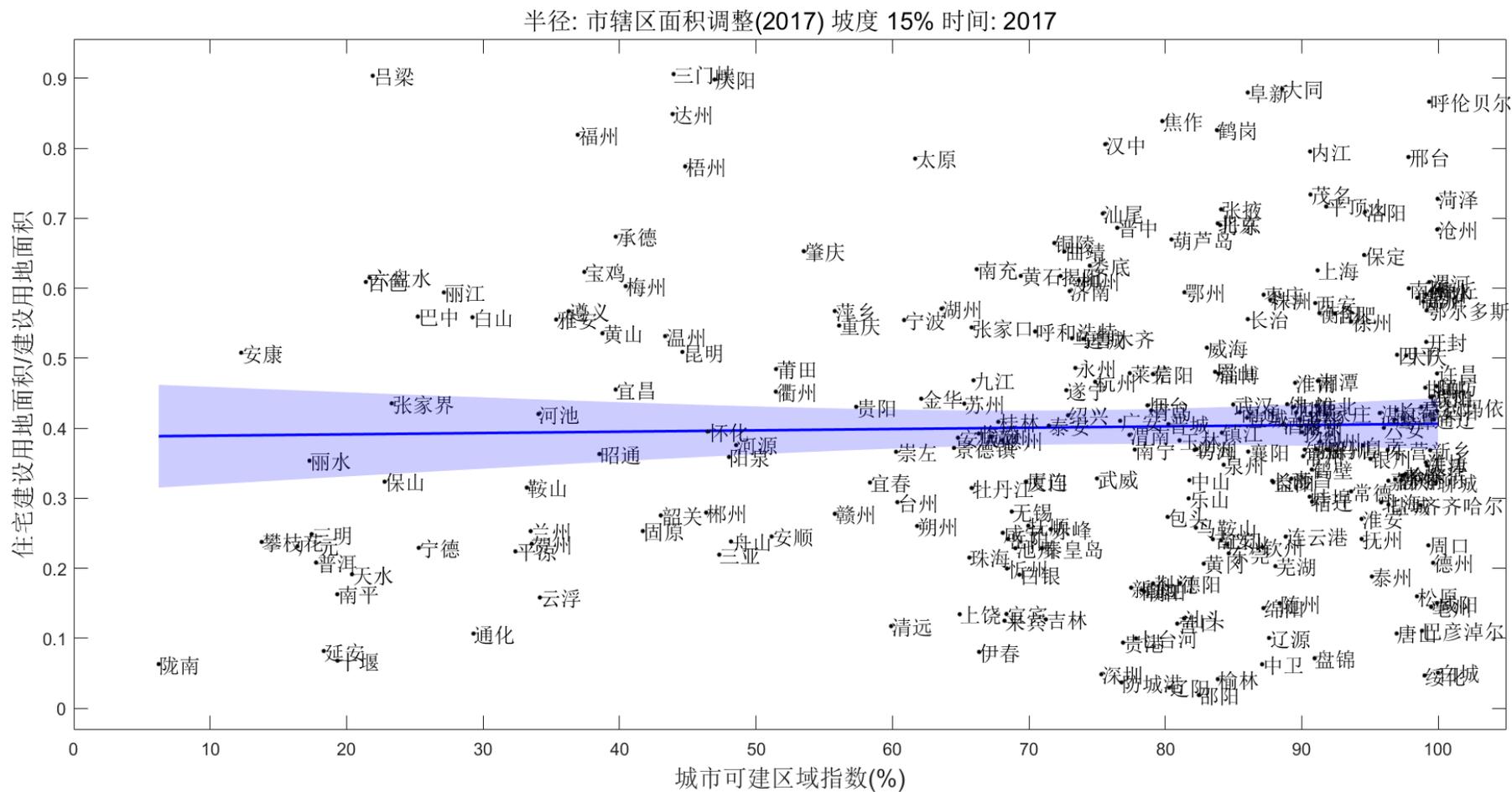


图 8 住宅土地比率与指数, 2017, 半径随市辖区面积调整

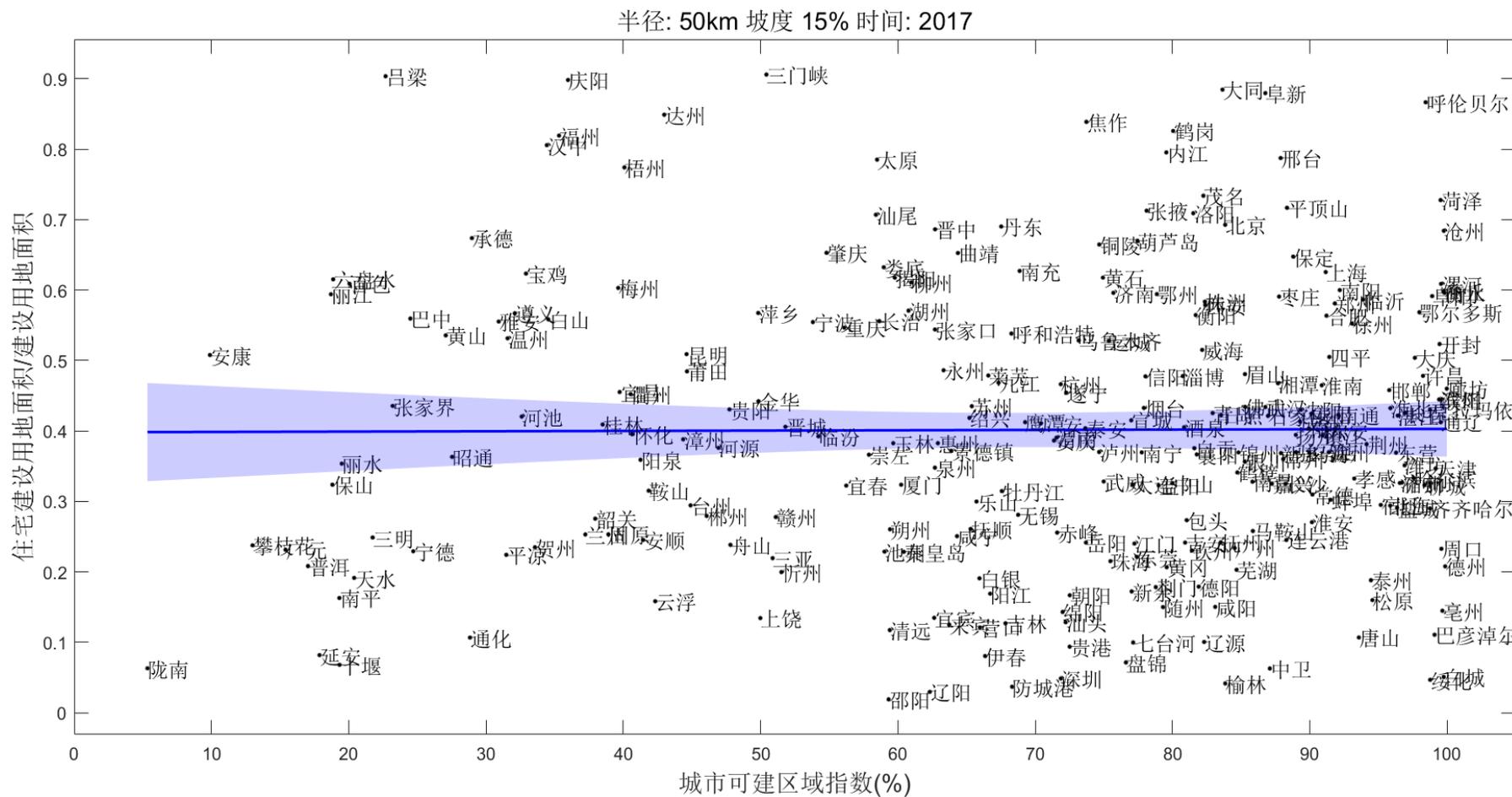


图 9 住宅土地比率与指数, 2017, 半径 50km

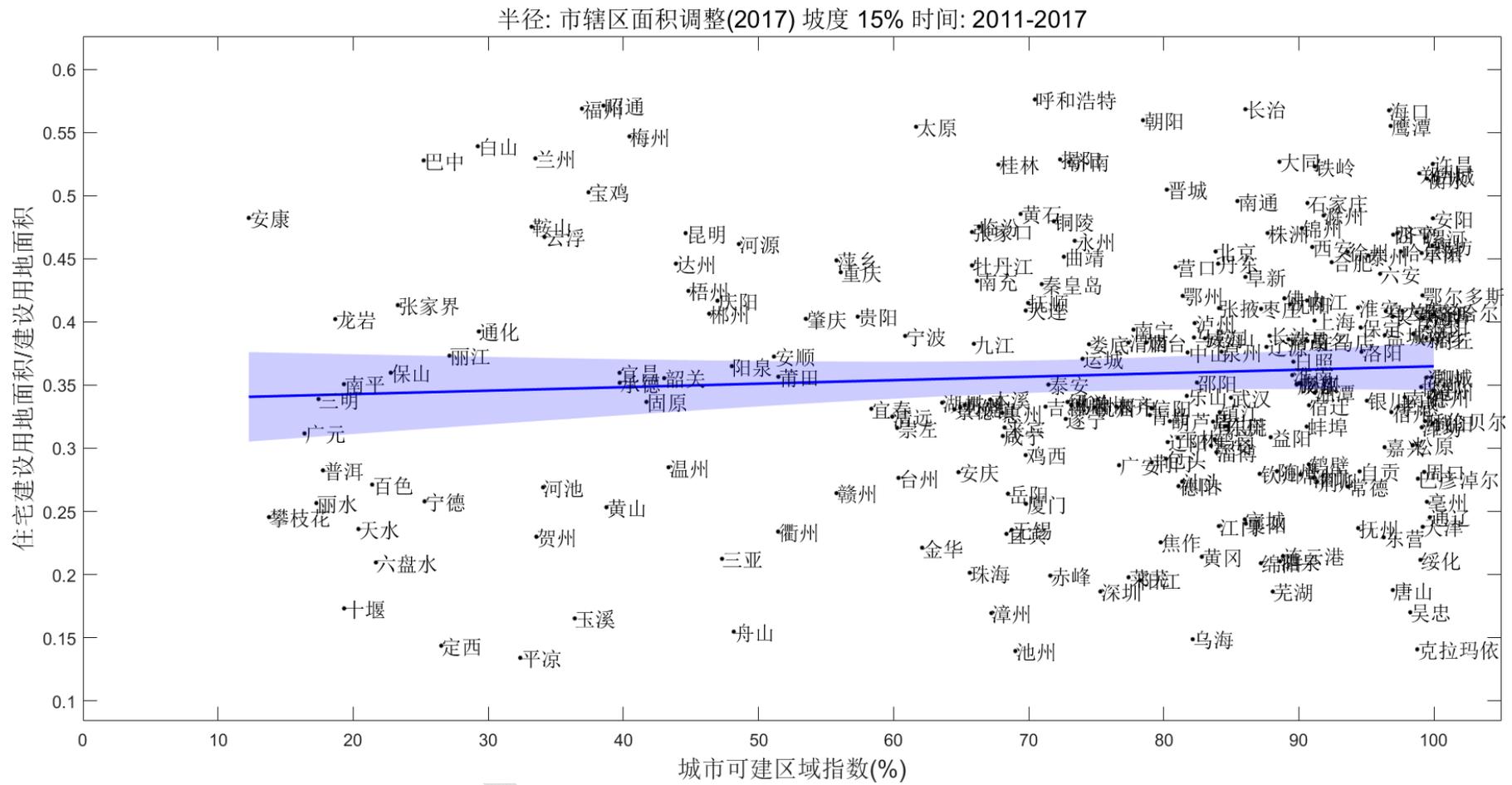


图 10 住宅土地比率与指数, 2011-2017, 半径随市辖区面积调整

半径: 市辖区面积调整(2017) 坡度 15% 时间: 2017

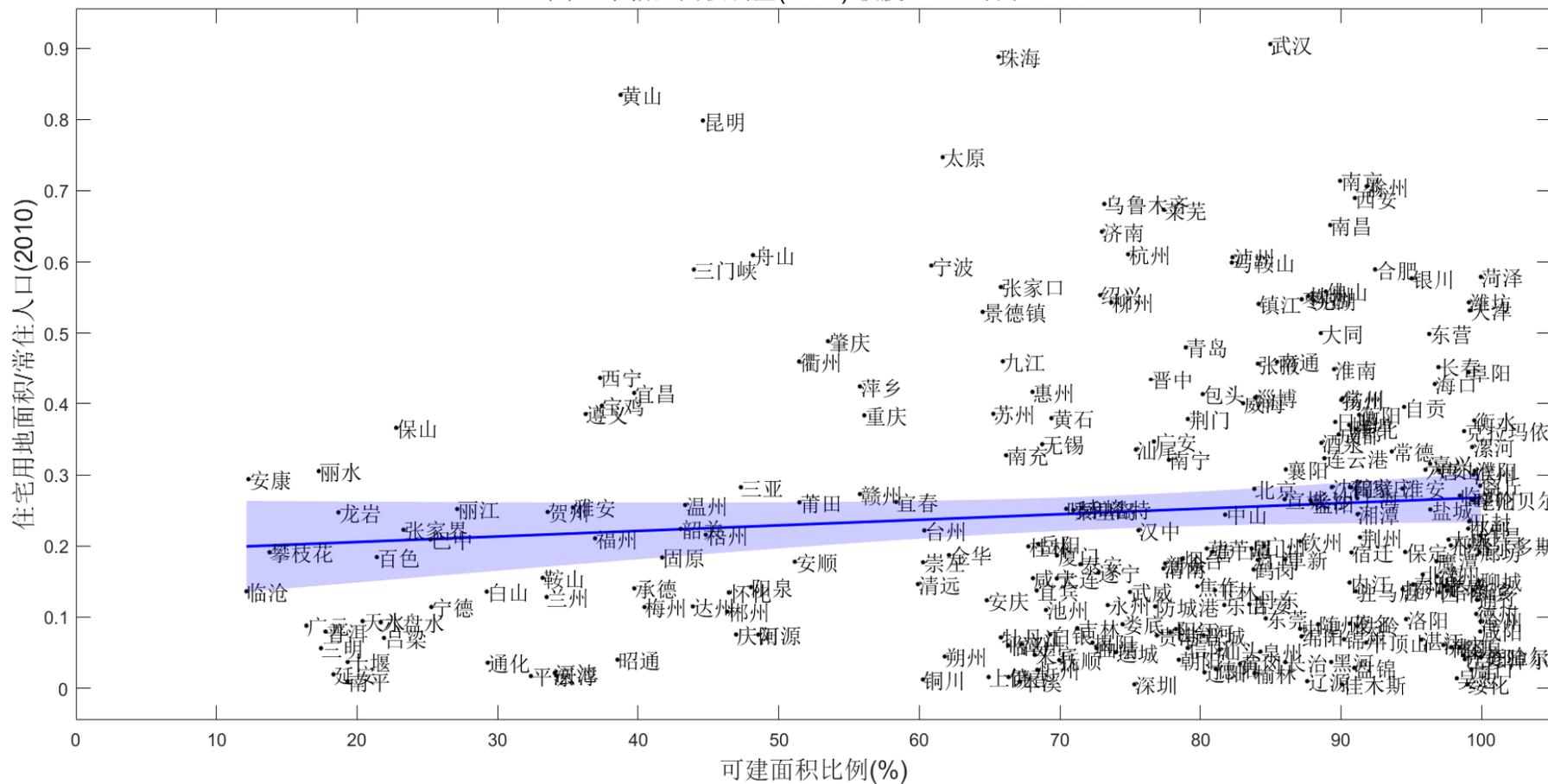


图 11 住宅人口比率与指数, 2017, 半径随市辖区面积调整

半径: 50km 坡度 15% 时间: 2017

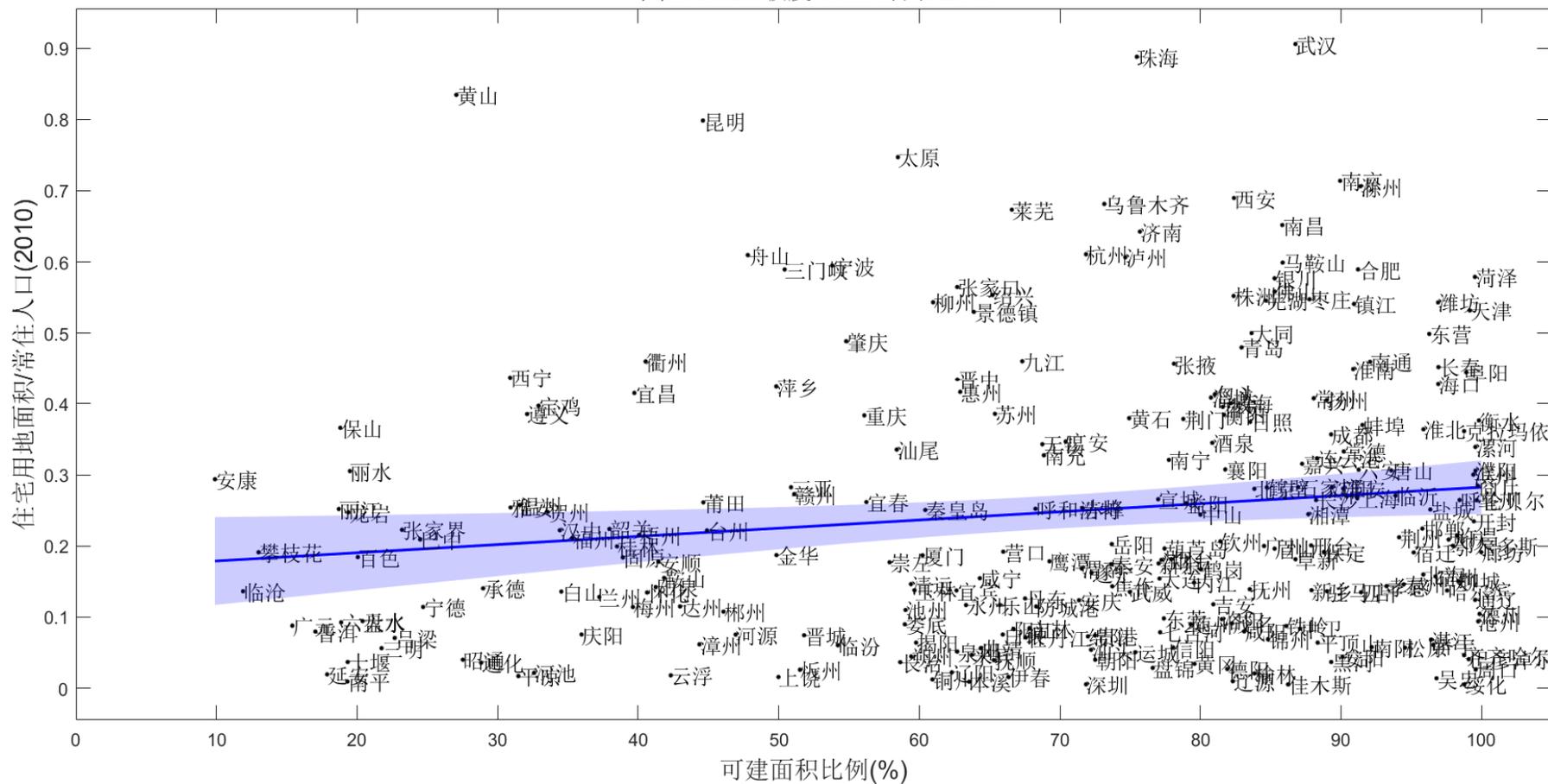


图 12 住宅人口比率与指数, 2017, 半径 50km

