

多中心经济空间结构对城市土地 价格的影响机制研究

豆建民 王光丽¹

(上海财经大学 城市与区域科学学院/财经研究所, 上海 200433)

【摘要】: 在城镇化发展进程中, 部分城市呈现了从单中心向多中心演变的过程, 社会与经济也随之产生了变化。本文基于 2008 年至 2018 年全国 247 个城市的面板数据, 运用固定效应模型研究了多中心经济空间结构对城市土地价格的影响机制。研究发现: (1) 城市经济空间结构越呈现多中心, 土地价格越高。(2) 经济空间结构对土地价格的影响具有区域异质性以及时间滞后性。(3) 利用中介效应和调节效应分析了经济空间结构对不同用途的土地价格的影响机制, 首先多中心经济空间结构有利于降低第二产业集聚度进而提高工业用地价格; 其次伴随人口流入的多中心经济空间结构显著提高住宅用地价格; 最后多中心经济空间结构有利于拉动城市消费能力进而提高商服用地价格。本文研究内容对我国未来城市的发展模式和土地市场化改革提供了经验证据和政策启示。

【关键词】: 多中心 经济空间结构 城市 土地价格 土地用途

【中图分类号】: F299.2 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1006—2912(2022)08—0119—16

一、引言

随着物质文明的快速进步, 人民的愿望已经不仅仅是“住有所居”, 还有提升生活品质、建设美好家园的更高层次愿望, 而这些愿望都将和我国城镇化发展、区域高质量发展息息相关, 同时, 每一个愿望的实现都需要建立在土地要素发展的基础上。改革开放以后, 我国不断探索城镇国有土地政策的改革, 通过一系列立法改革、建立以用途管制为核心的土地管理制度及土地资源配置体系等措施迅速释放城市的土地生产力^[1], 进而解决土地资源紧张、土地开发效率低下等问题, 推动经济发展和城镇化进程^[2]。近些年, 城市内部的产业转移和人口流动也更加显著, 人民的脚步已经不再局限于一片土地, 借助高速公路与铁路的辅助, 城市开始不断向外围扩张^[3,4], “官员晋升锦标赛”的存在也促使政府在建设新城、新区方面显得格外积极^[5], 使得一个城市内部开始出现多个住宅区、商业区和工业区, 进而形成多中心的城市空间结构。但是, 在城市的扩张发展中, 也存在着许多问题和令人深思的地方, 例如建设多中心城市空间结构是否能够提高城镇化率^[6], 是否能够实现经济高质量发展^[7]、是否有利于土地市场的健康发展^[8,9]? 而土地价格变动不仅反映土地市场发育程度, 也与经济发展、城镇人民生活紧密相关^[10], 那么多中心经济空间结构影响了城市土地价格变动吗? 基于此, 本文从理论和实证两个层面分析多中心经济空间结构对城市不同用途的平均土地价格的影响机制, 进而为我国土地市场化改革、城市发展模式转变提供理论证据。

作者简介: 豆建民(1966-), 男, 河南安阳人, 上海财经大学城市与区域科学学院/财经研究所教授、博士生导师, 研究方向: 区域经济理论与政策、区域经济发展战略研究; 王光丽(通讯作者)(1993-), 女, 安徽合肥人, 上海财经大学城市与区域科学学院/财经研究所博士研究生, 研究方向: 区域经济与城市经济理论与政策研究。

基金项目: 国家自然科学基金面上项目“区域一体化视角下污染产业空间分布的边界效应与区域协调对策研究”(71974120), 项目负责人: 豆建民; 上海市哲学社会科学规划项目“长三角一体化对污染产业区域分布的影响研究”(2018BJL005), 项目负责人: 豆建民

与本文研究内容紧密相关的文献，第一是空间结构相关的研究。空间结构是各种要素和经济活动在空间上组织方式的一种反映^[11]，是综合经济、地理、行政等多方面的概念^[12]。较早的研究聚焦于空间结构形态的测度，学者们构造了郊区化指数、齐普夫法则系数法、赫芬达尔指数法等方法测度空间结构形态^[12, 13, 14, 15]，尽管测度方法不同，但大多数指标的极端值都指代了测度区域倾向于单中心还是多中心形态。进一步地，学者们开始思考空间结构演变及其影响。Glaeser 和 Kahn 提出了单中心巨型城市和多中心中等城市的空间结构对中国发展将有不同的影响^[16]。于斌斌和申晨通过空间计量模型检验了多中心空间结构对城镇化效率的影响，发现单中心结构有利于发挥集聚效应，但多中心结构能够改善拥挤效应，促进产业分工合作，形成互动的城市网络，有利于提高城镇化效率^[6]，这个发现与 Henderson 的结论相一致^[17]。陈旭和邱斌的研究表明多中心空间结构对经济效率的影响呈现倒 U 型特征，学者提到在我国城市中多中心空间结构并不普遍，因此我国还处于多中心空间结构提升经济效率的前期阶段^[7]。多中心空间结构是城市分散化发展的趋势结果，较多研究都肯定了其积极的一面，多中心空间结构不仅有利于促使要素在空间内得到有效配置，还能够促进区域内部的整体增长^[18]，但王峤等发现多中心空间结构不利于城市创新，尤其是对于技术密集型企业而言，多中心空间结构阻碍了知识溢出进而对创新产生负面影响^[4]。学者们对空间结构的研究内容并不统一，本文则是选取了更加微观层面的视角，即一个城市内部的空间结构，与已有文献的研究范围不同^[11]，并且使用经济变量来构建空间结构指标，因此本文将其定义为多中心经济空间结构。多中心城市经济空间结构指的是城市内部存在多个经济水平、人口集聚程度类似的区或县，而单中心的城市经济空间结构一般指一个城市内部只有一个行政区县能够称之为城市经济中心。对空间经济结构或土地价格的研究，较少有文献考虑到区县的尺度，但张五常提出县实际掌握了决定与使用土地的权力^[19]，因此本文从区县的经验数据构造一个城市内部经济空间结构，更好地研究和解释城市经济空间结构的演变与影响。

第二是城市土地价格相关的文献。国内外学者十分关注土地制度与土地市场相关的研究内容，也从供需两个方面研究了土地价格变动的原因^[20, 21]。国内学者普遍认为中国土地的国有属性使得土地供给具有很强的计划特征，而土地供给与城市空间结构均会受到政府决策的影响^[22, 23]。政府进行土地规划与开发、城市建设的行为直接改变了城市内部的空间结构，例如通过新增建设用地、开发新城改变原有土地的用途与价值，往往是从更低价值的土地用途变为更高价值的土地用途。在新规划的土地上，企业家和普通劳动者会蜂拥而来，这也体现了人口和企业“用脚投票”的过程和结果，进而实现房地产市场的扩张。因此不论是企业集聚还是人口集聚，下一步带来的总是房地价上涨^[24]。此外，地价作为房价的组成部分，也有文献提到了地价与房价互为因果关系^[25, 26]。随着经济发展和政策需求，我国城市的房地价在近些年呈现了明显的上涨趋势^[27]，该事实也符合本文的研究预期。Handayani 和 Deliar 还提到城市土地价格的波动存在动态效应^[28]，因此本文在实证分析中也加入了动态效应检验。也有国外学者发现处于不同制度、文化背景下的城市土地价格也会存在显著的差异^[29]，但本文并未将港澳台地区的土地价格纳入考量。尽管已有研究并没有说明土地价格上涨对城市发展是好是坏，但通过研究本文认为在单中心的经济空间结构下，单一中心地价不断上涨，会使得地区之间的地价差异更大，进而也加剧了房价差异和区域差异^[30]，这显然不符合我国区域协调发展的目标。而多中心经济空间结构更加有利于产业转移、人口分流，促使政府开发低利用效率的土地，进而提高整体地价水平的同时降低地区间地价差异，有利于推动区域均衡协调发展。对于城市而言，多中心经济空间结构有利于小城镇快速成长，不论是土地面积扩张、土地价值提升，还是经济、社会水平的提高，都有助于实现城市高质量发展的目标。

综上所述，已有研究主要聚焦于经济空间结构对某个经济变量或整体经济效率的影响，也有文献研究了土地价格波动因素，但针对于经济空间结构与城市土地价格的研究较少。基于简单的文献综述，本文对已有研究的拓展为：(1) 丰富空间结构相关理论研究。已有文献鲜少有研究城市内部的经济空间结构，本文基于城市的视角，研究多中心城市内部经济空间结构对土地价格的影响，构建了 2008 年至 2018 年我国 247 个城市经济空间结构的指标。(2) 深入研究多中心经济空间结构对工业用地价格、住宅用地价格和商服用地价格的影响机制，进而深化理论研究和指导政策实践。余文安排如下：第二部分为理论分析与研究假说；第三部分为计量模型的设定与变量的描述说明；第四部分对实证结果进行展示与讨论，主要分为工业用地价格、住宅用地价格和商服用地价格进行影响机制检验；最后总结全文。

二、理论分析与研究假说

多中心经济空间结构对于城市发展是否有利？Alonso 提出“借用规模”阐述了多中心空间结构使得区域内部整体的经济效

率显著改善^[31],但我国很多城市仍然依靠地方保护或行政手段形成单一增长极进而实现经济增长,这并不利于城市可持续发展。随着社会经济的快速发展,发展多中心经济空间结构具有较强的合理性和必然性^[7,32]。丁如曦等学者也认同多中心经济空间结构更加符合我国区域经济发展趋势的观点^[33],多中心经济空间结构有利于加快要素流动、促进产业竞合进而实现区域经济协调发展。在经济空间结构的演变下,不仅是产业和人口产生变化,土地用途与价格也会发生显著变化。

基于供需理论的角度,在单中心的经济空间结构下,大量人口和产业将集聚在城市内部的唯一中心区域,集聚效应吸引更多的人口和产业向中心区域转移,使得中心区域的土地供不应求,进而导致中心区域的土地价格不断上涨,使得生产和生活成本大大提高,不利于提高人民生活水平。此外,中心区域的辐射能力也是有限的,将会导致城市内其他非中心区域发展较为落后,进而从全市角度来看,城市土地利用率较低,平均地价缺乏竞争力。随着政府规划和信息、交通技术发展,城市开始从单中心向多中心经济空间结构演变,城市内部渐渐出现若干发展水平相近的区或县,引导人口和产业流入进而形成新的中心区域。而每个中心区域都具备独特的区位条件或资源禀赋,也有利于城市推动产业多样化和专业化发展,推动土地大规模开发和利用,进而提升全市土地价值。同时多中心经济空间结构下,各个中心区域均具备一定的辐射能力,间接提高其他非中心区域的地价,最终实现城市土地平均价格的提升。基于上述理论分析,本文提出:

假说 1:多中心经济空间结构有利于提升全市土地平均价格。

城市经济学中土地竞租理论体现了土地用途与土地价格的形成规律。但我国的土地用途不完全是市场自然形成,而是行政规划的结果,政府在规划每一块土地用途的同时也改变了城市中工业、住宅、商服乃至公共部分的空间分布格局。因此本文将根据中国土地市场网已有的土地用途分类,并根据我国《城乡用地分类与规划建设用地标准》对土地用途进行归纳,形成工业、住宅、商服和其他四类^[34],并主要分析经济空间结构对工业、住宅、商服用途土地价格的影响机制。

在工业用地价格方面,尽管多中心经济空间结构降低了工业集聚程度,但有利于发挥产业的专业化和多样化效应^[35]。工业活动跟随城市形态的变化而变化,这是因为单中心到多中心的变化也是“集聚力”和“分散力”相互作用的过程^[36],因此多中心经济空间结构下的工业分布更加分散。但这种分散若是良性有序的,则会促进产业多样化和专业化分工,提高当地的工业发展水平。在保护耕地的红线约束下,降低工业集聚度有利于土地资源的进一步开发利用,进而带动工业企业的转移和小范围集聚。因此多中心经济空间结构降低了工业集聚度,盘活更多地区的工业用地,提高城市建设用地的利用率,有利于提高全市工业用地平均价格。

在住宅用地价格方面,肖挺发现交通改善并没有显著提高城市人口规模,但改变了人口的空间分布,尤其是城市内部交通基础设施的发展导致城市呈现去中心化的趋势,同时还带来了城市总体地租的上涨,因为市域轨道交通吸引人们向郊区迁移,抬高了郊区的房价^[8]。这说明人口增长以及空间上的流动对城市房地产发展起到了十分关键的作用^[24]。因此多中心经济空间结构对住宅用地价格的影响离不开人口流动因素,多中心经济空间结构下,各个中心区域均有大量人口流入,各个区县的住宅需求将大幅增加,进而促进城市住宅市场的繁荣,提高了全市住宅用地平均价格。

在商服用地价格方面,近些年实体经济也呈现了多中心的分布。由于单中心产生的“拥挤效应”和人口外流^[37],实体经济企业也进一步扩大经营范围或转移到其他区域,进而形成新的商业中心^[38]。实体经济发展依赖于人们的消费能力,而消费能力越高的地区商服用地价格也将越高。因此在多中心经济空间结构下,各个中心区域都有大量人口与企业集聚,提高了这些中心区域的消费能力,扩大了城市消费市场,带动全市商服用地平均价格上升。

基于上述分析,本文提出:

假说 2:多中心经济空间结构通过降低产业集聚程度间接助推工业用地平均价格上涨;伴随人口流入的情况下多中心经济空间结构间接提高住宅用地平均价格;多中心经济空间结构通过带动城市人均消费能力间接提高商服用地的平均价格。

三、模型设定与变量描述

(一)模型设定

根据上文的理论分析和研究假说, 本文在实证部分重点检验城市经济空间结构对土地价格的影响机制。本文设定的基准回归模型如下:

$$lprice_{it} = \beta_0 + \beta_1 gq_{it} + \lambda X + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 表示城市, t 表示年份。 $lprice_{it}$ 代表全市土地平均价格, 也是本文最主要的被解释变量, 为了探讨影响机制, 本文后文也将被解释变量替换为工业地价 ($iprice_{it}$)、住宅地价 ($zprice_{it}$)、商服地价 ($sprice_{it}$) 进行实证分析; gq_{it} 代表城市经济空间结构为主要解释变量; X 代表控制变量的集合; μ_i 代表不随时间变化的地区固定效应; ε_{it} 代表模型残差项。

为了验证假说 2, 本文通过中介效应检验多中心经济空间结构对全市工业用地价格、商服用地价格的影响机制, 通过调节效应检验多中心经济空间结构对全市住宅用地价格的影响机制, 设定模型如下:

$$iprice_{it} = \beta_0 + \beta_1 eq_{it} + \lambda X + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$eq_{it} = \beta_0 + \beta_1 gq_{it} + \lambda X + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$iprice_{it} = \beta_0 + \beta_1 eq_{it} + \beta_2 gq_{it} + \lambda X + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$zprice_{it} = \beta_0 + \beta_1 gq_{it} + \beta_2 ls_{it} + \lambda X + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$zprice_{it} = \beta_0 + \beta_1 gq_{it} + \beta_2 ls_{it} + \beta_3 (gq * ls)_{it} + \lambda X + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$sprice_{it} = \beta_0 + \beta_1 gq_{it} + \lambda X + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$psale_{it} = \beta_0 + \beta_1 gq_{it} + \lambda X + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

$$sprice_{it} = \beta_0 + \beta_1 psale_{it} + \beta_2 gq_{it} + \lambda X + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中, 模型 (2)、(3)、(4) 是以工业集聚程度 (eq_{it}) 为中介变量联合验证城市多中心经济空间结构对城市工业地价的影响。模型 (5)、(6) 是以人口流动 (ls_{it}) 作为交互 (调节) 变量联合验证城市多中心经济空间结构对城市住宅地价的影响。模型 (7)、(8)、(9) 是以消费能力 ($psale_{it}$) 为中介变量联合验证城市多中心经济空间结构对城市商服地价的影响。

(二)变量定义

1. 被解释变量。

本文主要的被解释变量是城市土地平均价格 ($lprice$), 通过整理中国土地市场网全国每宗出让土地的交易额、成交面积和用地类型, 并将其加总到城市层面, 得到城市土地平均价格, 再做对数化处理。本文还利用相同方法构建了工业地价 ($iprice$)、住宅地价 ($zprice$)、商服地价 ($sprice$) 作为机制检验中的被解释变量。

2. 解释变量。

本文的解释变量是经济空间结构 (gq), 现有文献对空间结构的测度主要采用以下几种方法: 郊区化指数^[13]、城市首位度^[17]、

Zipf 法则系数法^[11, 14]、赫芬达尔指数方法^[16]等。其中, 从其他文献的做法来看, 城市首位度等其他方法只选取部分地区参与回归或构建指标, 具有一定的局限性, 不能代表全域的情况。而赫芬达尔指数能够包含城市内部所有辖区信息, 能够精准刻画城市内部空间结构的演化过程^[12], 因此本文首先采用赫芬达尔指数来度量城市内部的经济空间结构, 其次在后文中也借鉴 Meijers 和 Burger 和刘修岩等的做法利用夜间灯光数据和 Zipf 法则系数法构建新的经济空间结构指标^[11, 14], 替换解释变量进行稳健性检验。

赫芬达尔指数具体计算公式为下式 (10) 所示:

$$gq = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n \left(\frac{gdp_{it}}{GDP_t} \right)^2} - \sqrt{\frac{1}{n}}}{1 - \sqrt{\frac{1}{n}}} \quad (10)$$

其中, gdp_{it} 代表该区 i 第 t 年的 gdp 总值, GDP_t 代表区县 i 所在城市第 t 年的 GDP 总值, n 代表城市内区县的数量。赫芬达尔指数取值在 0 到 1 之间, 值越大说明经济在空间组织结构上呈现单中心, 反之值越趋向于 0 表明经济空间结构趋向于多中心。

3. 控制变量。

根据已有研究, 土地价格可能受社会经济发展、市场发育程度、用地信息等因素影响^[39, 40]。因此本文的控制变量包括: (1) 外资投资 (fdi): 用外资投资额取对数来衡量。该变量代表地区竞争强度, 一个地区外资投资越高, 说明地区的竞争强度越大, 更有利于吸引企业和员工, 进而增加土地需求、影响土地用地价格^[41, 42]。(2) 交通通达 (ppub): 用每亿人公交车数来衡量。交通通达性一直以来是影响地价波动的重要因素^[43], 通常交通通达性越高, 地价也越高。(3) 建成区占比 (pba): 即城市建设用地面积与行政区土地面积之比, 该指标用来衡量土地供应紧张程度^[40]。(4) 教育投入 (edu): 教育支出占财政支出之比。一个地区的教育情况会影响地区发展的方方面面^[44], 并且教育也和人口流动紧密相关, 因此用教育支出占财政支出之比作为地区教育投入的代理变量。(5) 土地出让规模 (larea): 即土地出让面积, 蒋省三等认为大量出让土地会导致土地市场价格扭曲^[45], 故需要控制土地出让的规模。

另外, 在影响机制检验中, 考虑到每种用地类型的地价也会受到一些特定的变量影响, 因此本文针对不同用途的地价加入了不同的控制变量。例如财政压力越大, 政府越希望“以地引资”来实现收支平衡, 固定资产投资数目越大, 意味着当地投资需求越旺盛, 企业集聚效应更强, 也会加速“以地引资”规模的扩大^[42], 而晋升激励也会影响工业用地价格^[40]。因此选取财政收入与支出之比、固定资产投资对数值、市委书记任期作为财政压力 (czyl)、固定资产投资规模 (fix)、晋升激励 (tenture) 的衡量方式, 作为工业用地价格的控制变量。商品住宅投资、房价、绿化率都是影响住宅用地价格的重要因素^[46], 因此选取人均商品住宅投资额 (inv_house)、地区平均房价 (housep)、绿化覆盖率 (gr) 作为住宅用地价格的控制变量。商服用地多与金融服务、租赁服务的发展有关, 因此本文选取金融服务业就业人数的对数值、租赁服务业就业人数的对数值来衡量金融服务 (lfin)、租赁服务 (lsf), 作为商服用地价格的控制变量。

4. 中介或调节变量。

首先, 本文选取了第二产业的集聚程度 (eq) 为经济空间结构影响工业地价的中介变量, 用赫芬达尔指数来构建第二产业集聚程度的指标, 具体构建方式如下式 (11) 所示:

$$eq = \frac{\sqrt{\sum_{i=1}^n \left(\frac{semp_{it}}{SEMP_t} \right)^2} - \sqrt{\frac{1}{n}}}{1 - \sqrt{\frac{1}{n}}} \quad (11)$$

其中, $semp_{it}$ 代表该城市的区县 i 第 t 年的第二产业就业人数, $SEMP_t$ 代表区县 i 所在城市第 t 年的第二产业就业人数, n 代表城市内区县的数量, 该值越大代表第二产业集聚程度越大。其次, 本文以人口流动(ls)作为调节变量来验证经济空间结构与住宅地价的调节效应, 借鉴钟粤俊等的做法, 人口流动用常住人口与户籍人口之差与户籍人口之比来衡量^[37], 该值大于 0 则代表人口流入, 小于 0 则代表人口流出。最后, 本文以消费能力($psale$)作为经济空间结构影响商服地价的中介变量, 并用人均社会消费品零售额来衡量城市的消费能力。

具体变量描述见下表 1。

表 1 变量定义与描述

	变量	含义	变量具体说明
被解释变量	lpice	全部土地价格	城市平均用地价格(元/平米), 取对数
	iprice	工业用地价格	城市工业平均用地价格(元/平米), 取对数
	zprice	住宅用地价格	城市住宅平均用地价格(元/平米), 取对数
	sprice	商服用地价格	城市商服平均用地价格(元/平米), 取对数
解释变量	gq	经济空间结构	以 GDP 构建的赫芬达尔指数
控制变量	fdi	外资投资	外资投资额(万元), 取对数
	ppub	交通通达	每亿人公交车数(辆/亿人)
	pba	建成区占比	建设用地面积与行政区土地面积之比
	edu	教育投入水平	教育支出与财政支出之比
	larea	土地出让规模	土地出让面积(公顷), 取对数
	fix	固定资产规模	固定资产投资额(万元), 取对数
	czyl	财政压力	财政收入与财政支出之比
	tenture	晋升激励	市委书记当年任期(年)
	housep	房价	城市平均房价(元)
	gr	绿化率	城市绿化覆盖率
	inv_house	商品住宅投资	商品住宅投资额与常住人口之比(万元/亿人)
	lsf	租赁服务	租赁服务业就业人数(万人), 取对数

	lfin	金融服务	金融服务业就业人数(万人),取对数
中介/调节变量	eq	第二产业集聚程度	以第二产业就业人数构建的赫芬达尔指数
	ls	人口流动	常住人口与户籍人口之差与户籍人口之比
	psale	消费能力	社会消费品零售额与常住人口之比(万元/亿人)

(三)数据来源与描述统计

本文选取了我国 2008 年至 2018 年共 247 个城市的面板数据进行分析。土地价格数据从中国土地市场网获取并整理得到,获取土地交易数据时,发现部分城市数据确缺失严重,并且经过校对发现部分城市土地交易数据较为异常,因此本文对土地交易数据进行了 1%的缩尾处理,另外对于一些设立或合并无法核算的城市数据,本文将其从样本中剔除。其余变量数据均来自于 2009 年至 2019 年《中国城市统计年鉴》以及 2008 年至 2018 年度各个城市的统计公报。表 2 列出了主要变量的描述性统计特征,从表 2 可以发现,样本中全部土地价格的最小值为 6.381,最大值为 16.62,平均值为 12.90,说明我国城市土地价格差距较大,作者整理数据时也发现近些年东部较大城市的地价上涨迅猛,但随着多中心经济空间结构的形成,各个城市的地价均有显著的上涨。从划分土地用途类型的地价来看,工业用地价格平均值要低于住宅、商服用地价格,较符合我国现状。城市经济空间结构的最小值接近于 0,最大值为 0.5783,平均值为 0.0822,说明目前我国很多城市发展已经出现从单中心往多中心发展的趋势。其他变量的数据趋势不再赘述。

表 2 变量描述性统计

变量	变量含义	观察值	平均值	标准差	最小值	最大值
lpice	全部土地价格	2,717	12.90	1.418	6.381	16.62
iprice	工业用地价格	2,717	10.65	1.271	2.565	13.72
zprice	住宅用地价格	2,717	12.42	1.550	5.989	16.45
spice	商服用地价格	2,717	10.94	1.671	1.715	15.27
gq	经济空间结构	2,717	0.0822	0.0769	8.94E-07	0.5783
fdi	外资投资	2,660	9.977	1.830	1.099	15.09
ppub	交通通达	2,717	8.674	9.704	0.0200	97.18
pba	建成区占比	2,717	0.000759	0.000561	3.02e-05	0.0163
edu	教育投入水平	2,717	0.0279	0.0555	3.09e-07	1.667
larea	土地出让规模	2,717	821.5	801.3	4.161	7,838
fix	固定资产规模	2,717	16.08	0.946	12.50	19.16
ezyl	财政压力	2,717	0.465	0.270	0.0544	8.390
tenture	晋升激励	2,717	2.687	1.663	1	10

housep	房价	2,717	4,369	2,766	1,059	36,571
gr	绿化率	2,717	38.52	7.679	0.360	95.25
inv_house	商品住宅投资	2,717	1.520	1.275	0.0258	10.31
lsf	租赁服务	2,717	9.422	0.824	7.313	13.21
lfin	金融服务	2,717	8.329	1.341	4.234	13.69
eq	第二产业集聚程度	2,717	0.105	0.109	1.44e-06	0.872
ls	人口流动	2,717	-0.659	0.259	-0.963	0.729
psale	消费能力	2,717	5.563	3.673	0.000262	33.62

四、实证结果分析

(一) 基准回归分析

表3报告了经济空间结构影响全部地价、工业地价、住宅地价、商服地价的实证结果，并且根据上文可知解释变量gq越小越呈现多中心经济空间结构。从第(1)、(2)列的结果来看，无论是否加入控制变量，固定效应下的经济空间结构与地价之间在1%的显著性水平下呈负相关关系，表明城市经济空间结构指数越大时，即越呈现单中心结构时，则土地价格越低，而城市空间结构指数越小时，越趋向于多中心结构，此时则会提高地价，结果与本文的研究假说1相一致。从控制变量来看，外资投资、交通通达、教育投入和土地规模都能显著提高地价，而建成区占比与地价呈显著负相关关系，说明建成区占比越高，该地区可供的土地越多从而降低地价。

从工业用地价格来看，第(3)-(4)列的结果显示经济空间结构与工业用地价格在1%的显著性水平下呈负相关关系，说明城市经济结构越趋向于多中心，越能显著提高工业用地价格。但相对于全部用地价格，经济空间结构对工业用地价格的影响要小于全部用地价格。控制变量上，固定资产投资、晋升激励、财政压力都能显著提高工业用地价格，也从侧面反映了政府行为可以改变工业用地价格。具体来说，晋升激励官员通过压低工业土地价格进行以地引资来实现绩效目标；政府财政压力的加大会使得政府通过提升工业土地出让的收入来实现收支平衡。

从住宅用地价格来看，第(5)-(6)列的结果显示经济空间结构与住宅用地价格在1%的显著性水平下呈现负相关关系，表明城市经济结构越趋向于多中心，越能显著提高住宅用地价格，并且经济空间结构对住宅用地价格的影响与前两者持平。控制变量的结果发现房地产投资、绿化率、房价都能显著提高住宅用地价格。具体来说，房地产投资越高则住宅需求越高，将带动住宅用地价格的上涨；房价的上涨必然与地价上涨息息相关；绿化率提升意味着居住环境改善，也将有利于住宅地价上涨。

从商服用地价格来看，第(7)-(8)列的结果显示经济空间结构与商服用地价格在1%的显著性水平下呈现负相关关系，表明城市经济结构越趋向于多中心，越能显著提高商服用地价格，并且城市多中心经济结构对商服用地价格的影响明显高于住宅、工业用地价格，这也体现了商服用地价值波动最大。控制变量的结果显示金融服务、租赁服务的就业人数增加，都会推动第三产业的发展，从而提高商服用地价格的上涨。具体来说，金融和租赁服务本身就是商业服务业中重要的部分，吸纳了大量的就业人数，促进了服务业的繁荣，进而提高商服用地价格。

表3 基准回归结果

变量	(1) lpice	(2) lpice	(3) iprice	(4) iprice	(5) zprice	(6) zprice	(7) sprice	(8) sprice
gq	-3.6224*** (-5.30)	-2.9808*** (-5.45)	-3.5069*** (-6.02)	-1.5231*** (-3.27)	-3.7287*** (-4.77)	-1.4481** (-2.50)	-4.4993*** (-4.70)	-2.7917*** (-3.40)
fdi		0.0962*** (7.71)		-0.0125 (-1.15)		0.0370*** (2.76)		0.0838*** (4.45)
ppub		140.1514*** (4.55)		17.3547 (0.66)		24.8943 (0.75)		112.570** (2.42)
pba		-0.0068*** (-2.84)		-0.0010 (-0.49)		-0.0001 (-0.05)		0.0007 (0.19)
edu		2.9447*** (12.80)		-0.7126*** (-2.80)		1.5131*** (5.86)		-0.1719 (-0.49)
larea		0.0011*** (35.32)		0.0008*** (29.05)		0.0010*** (29.90)		0.0012*** (27.04)
fix				0.4745*** (21.43)				
czyl				0.1646** (2.10)				
tenture				0.0174*** (2.70)				
housep						0.0002*** (19.47)		
gr						0.0060** (2.53)		
phouse						0.1295*** (6.72)		
lsf								0.3198*** (8.97)
lfin								1.0996*** (10.92)
常数项	13.1935*** (226.51)	11.1918*** (81.17)	10.9434*** (220.48)	2.5602*** (7.23)	12.7297*** (190.98)	9.9540*** (56.96)	11.3111*** (138.53)	-3.7921*** (-4.16)
观察值	2,717	2,660	2,717	2,660	2,717	2,660	2,717	2,660
R ²	0.011	0.418	0.014	0.439	0.009	0.508	0.009	0.338

固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
------	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----	-----

注：***、**、*分别表示通过 1%、5%、10%显著性水平检验，括号内数值为相关系数 t 值，下表同。

(二)异质性分析

由于我国地区要素禀赋的不同，土地价格也呈现了显著的地区差异，不同地区的经济空间结构对土地价格的影响也可能是不同的。因此本文将样本划分为东部、中部、西部以及南方和北方，以检验不同区域的经济空间结构对土地价格的影响是否存在差异性特征。从表 4 的第(1)–(4)列结果可知，只有东北地区经济空间结构与土地价格之间的关系无法通过显著性检验且呈正向关系。而东部地区、中部地区和西部地区经济空间结构与土地价格呈显著的负向关系，表明除东北地区以外，其他地区的城市越趋向于多中心经济空间结构发展，越能显著提高土地价格。东部地区和西部地区的系数绝对值较大，说明东部地区的城市发展动力越来越足，而西部地区作为后期之秀，城市发展的潜力也较大。而表 4 的第(5)–(6)列表明南方地区经济空间结构通过了 5%的显著性水平的检验，北方地区只在 10%的显著性水平下呈负相关关系。区域异质性结果显示了越发达的地区，多中心经济空间结构更有利于地价上涨。

表 4 区域异质性分析

	被解释变量：lpice					
变量	(1) 东部	(2) 中部	(3) 西部	(4) 东北部	(5) 南方	(6) 北方
gq	-3.8844*** (-3.04)	-1.4785* (-1.85)	-4.6536*** (-4.50)	0.6267 (0.54)	-2.3770*** (-2.88)	-1.2615* (-1.86)
常数项	13.3261*** (40.52)	9.7463*** (39.42)	11.4374*** (53.11)	9.5022*** (26.67)	11.5153*** (58.14)	10.8700*** (59.30)
观察值	798	744	771	347	1,288	1,125
R ²	0.452	0.629	0.415	0.397	0.419	0.376
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

除了区域差异，也考虑了城市规模差异，根据《关于调整城市规模划分标准的通知》中以城区常住人口的标准将样本城市划分为五类：特大城市、超大城市、大城市中等城市和小城市，并进行分组回归，回归结果见表 5。从城市规模来看，只有大、中、小城市经济空间结构的系数通过了显著性水平检验，而特大城市和超大城市均没有通过显著性检验，这意味着经济空间结构的影响在不同城市规模之间存在异质性。多中心经济空间结构对大型城市土地价格的提升作用大于中等城市，更大于小型城市。样本中特大、超大城市较少，且早已呈现多中心经济空间结构，因此经济空间结构对土地市场的影响十分有限。而大、中、小城市的发展潜力较大，地方政府对土地市场的干预更多、城市规划动机较强，因此大、中城市多中心经济空间结构的变化更容易导致土地价格的上涨。

表 5 城市规模异质性分析

	被解释变量: lpice				
变量	(1) 特大城市	(2) 超大城市	(3) 大型城市	(4) 中等城市	(5) 小型城市
gq	3.7523 (0.66)	-3.7678 (-1.65)	-3.1915*** (-3.95)	-2.8615*** (-3.73)	-2.4759* (-1.68)
常数项	11.0822*** (6.84)	11.4454*** (21.69)	11.0897*** (56.09)	10.9340*** (50.95)	10.8950*** (30.09)
观察值	43	99	1,414	834	270
R ²	0.628	0.598	0.505	0.511	0.448
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

(三)动态效应

考虑到内生性,本文进一步分析了经济空间结构的动态效应,将经济空间结构滞后一期、滞后二期、滞后三期、滞后四期进行回归,下表6回归结果显示滞后一期和滞后二期的经济空间结构对当期土地价格的影响十分显著,但滞后三期、四期的经济空间结构对当期土地价格的影响不再显著。这说明经济空间结构对地价的动态影响持续两期,也体现了经济空间结构变化是一个动态过程^[28],新的经济空间结构也不可能在很短的时间内建立起来,那么反映到底地价上可能存在一定的滞后性。从显著性上来看,这种动态效应只存在两期,滞后三、四期时已经没有显著影响,这或许是因为城市规划和变化在两到三年是更加突出和显著的,该结果也比较符合现实情况。从系数上来看,当期经济空间结构对土地价格的影响最大,然后依次递减,表明经济空间结构的影响虽然存在动态效应,但影响越来越弱,不能否认的是经济空间结构向多中心转变对土地价格的影响是一个持续推动的过程。

表 6 经济空间结构的动态效应结果

	被解释变量: lpice				
变量	(1) 原始	(2) 滞后一期	(3) 滞后二期	(4) 滞后三期	(5) 滞后四期
gq	-2.9808*** (-5.45)				
L. gq		-2.0767*** (-4.24)			
L2. gq			-1.6570***		

			(-3.72)		
L3. gq				-0.1871 (-0.40)	
L4. gq					-0.1362 (-0.26)
常数项	11.1918*** (81.17)	11.2489*** (83.32)	11.9901*** (98.35)	11.7176*** (78.29)	11.8918*** (74.27)
观察值	2,660	2,413	2,166	1,919	1,673
R ²	0.418	0.378	0.335	0.338	0.343
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

(四) 稳健性检验

本文进行了如下稳健性检验：

第一，Zift 法则系数法被广泛运用在城市群、区域等较大范围的空间结构测量，也是近些年学者们使用较多的方法^[7,11]，因此本文尝试在城市范围内使用该方法，选择夜间灯光数据构建新的经济空间结构指标用于稳健性检验，其中夜间灯光数据也是衡量城市经济发展程度的有效指标^[47]。具体计算公式为下式(12)所示：

$$\ln P_i = C - q \ln R_i \tag{12}$$

其中，与刘修岩等定义相同， P_i 是城市内部第*i*位区县的夜间灯光亮度总值， C 为常数， R_i 代表*i*区县的夜间灯光亮度总值在城市内的排序^[11]。对城市内每个区县的灯光亮度总值进行由大到小的排序之后，进行(12)式的回归，可以得到系数 q ， q 大于1时呈单中心空间结构，因为中心城市占主导地位，那么 q 小于1时则呈现多中心经济空间结构。此外，借鉴Meijers和Burger的方法，将排名前二位、前三位以及前四位的区县进行回归后取平均值得到 q_{avr} ^[14]，该值的正负性含义与赫芬达尔指数构建的经济空间结构指标相同，即越大越呈现单中心，越小越呈现多中心。表7的第(1)列结果显示替换被解释变量的实证结果依然显著为负，与前文结果基本一致。第二，考虑到直辖市属于副省级城市的特殊性，剔除直辖市样本后进行回归。表7第(2)列结果显示实证结果依然显著为负。第三，前文在分析中发现经济空间结构对土地价格的影响存在动态效应，进一步考虑二者是否存在非线性关系，因此加入经济空间结构的平方项($gq * gq$)进行检验。表7第(3)列结果显示经济空间结构对土地价格的影响仍然在10%的显著性水平下呈负向关系，但是经济空间结构的二次项系数没有通过显著性水平检验，说明经济空间结构与土地价格的关系主要是线性关系。综上，本文的实证结果较为稳健。

表 7 稳健性检验

	被解释变量：lpice
--	-------------

变量	(1) 更换解释变量	(2) 剔除直辖市的数据	(3) 非线性关系
q_avr	-0.5398*** (-11.46)		
gq		-3.0656*** (-5.70)	-3.8312*** (-3.76)
gq*gq			2.3583 (0.99)
常数项	11.4938*** (85.20)	11.1548*** (82.73)	11.2315*** (78.22)
观察值	2,660	2,617	2,660
R ²	0.441	0.444	0.418
控制变量	Yes	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes	Yes

(五)影响机制检验

根据假说 2, 本文从不同土地用途的角度出发, 进一步检验多中心经济空间结构影响工业用地价格、住宅用地价格和商服用地价格的机制。

第一, 在检验多中心经济空间结构对工业用地价格的影响机制时, 加入第二产业集聚程度(eq)作为中介变量进行分步检验, 结果如下表 8 列(1)至(3)所示, 发现存在部分中介效应。其中列(2)的结果显示经济空间结构对中介变量的影响显著为正, 说明经济空间结构指数越小, 即越趋向于多中心结构, 越能够降低第二产业集聚程度。列(1)至列(3)的结果联合表明多中心经济空间结构一方面能够直接提高工业用地价格, 另一方面多中心经济空间结构有利于降低产业集聚程度, 进而间接助推工业用地价格上涨。

第二, 在检验多中心经济空间结构对住宅用地价格的影响机制时, 加入人口流动(1s)作为调节变量, 结果如下表列(4)、(5)所示。列(4)显示了人口流动(1s)对住宅用地价格的影响系数在 1%的显著性水平为正, 证明人口流入能够带动住宅用地价格上涨。列(5)显示调节变量和经济空间结构的交互项对住宅用地价格的影响在 5%的显著性水平下呈负相关关系, 表明人口流动对经济空间结构与住宅用地价格之间的关系具有负向调节效应, 列(4)和列(5)的结果联合表明只有人口不断流入(正向指标)才可以加强经济空间结构(负向指标)对住宅用地价格提升的促进作用。

第三, 在检验多中心经济空间结构对商服用地价格的影响机制时, 加入了消费能力(psale)作为中介变量进行分步检验, 结果如下表列(6)–(8)所示, 发现存在部分中介效应。其中列(7)的结果显示经济空间结构对中介变量的影响显著为负, 说明多中心经济空间结构可以带动社会消费能力的提升。列(6)至列(8)的结果联合表明多中心经济空间结构一方面能直接提高住宅用地价格, 另一方面多中心经济空间结构有利于提升人均消费能力, 进而间接提高商服用地价格。

表 8 多中心经济空间结构对不同土地用途地价的影响机制检验

变量	(1) lprice	(2) eq	(3) iprice	(4) zprice	(5) zprice	(6) sprice	(7) psale	(8) sprice
gq	-1.5231*** (-3.27)	0.3505*** (4.89)	-1.6602*** (-3.55)	-1.4944*** (-2.59)	-3.7892*** (-3.21)	-2.3192*** (-2.86)	-5.4058*** (-3.42)	-2.3195*** (-2.86)
eq			0.3912*** (2.96)					
ls				0.7240*** (4.26)	1.1036*** (4.58)			
gq*ls					-3.5853** (-2.22)			
psale								0.0874*** (8.37)
常数项	2.5602*** (7.23)	0.0001 (0.00)	2.5601*** (7.24)	10.4650*** (49.49)	10.7143*** (44.80)	-0.0683 (-0.07)	-42.6074*** (-24.31)	-0.0657*** (-0.07)
观察值	2,660	2,660	2,660	2,660	2,660	2,660	2,660	2,660
R ²	0.439	0.016	0.441	0.512	0.513	0.357	0.336	0.357
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

五、结论与政策启示

本文研究了城市经济空间结构对土地价格的影响及作用机制，研究结果发现：(1)城市经济空间结构越呈现多中心，越能够显著提高城市平均地价，进而缩小区县之间的地价差异，有利于促进城市土地市场的均衡发展。(2)在区域异质性分析、城市规模异质性分析以及动态效应检验时发现，多中心经济空间结构对东、西部或南方的影响更大，也对大中型城市的影响更大，且对土地价格的影响存在时间滞后性。(3)由于土地在事先规划和竞租中会形成不同的用途，经济空间结构对不同用途的土地价格的影响机制也不同，每种用途的土地需要采取不同的措施才能提高土地价格。

基于以上研究结论，本文提出相应的政策建议：第一，在中国城市的发展道路中，应引导大、中、小城市先巩固中心区县的主导地位，再积极逐步发展多中心经济空间结构，最后结合自身资源禀赋和区位条件实现城市内部协调发展，进而提高当地的土地价值的同时提高城市发展的质量。对于发展潜力不足的地区，应首先考虑发展大城市的土地市场寻求新出路。第二，地方政府应针对不同的土地用途采取不同的政策措施，因地制宜、因县施策。首先针对工业用地，应鼓励产业转移，促进产业均衡发展，进一步扶持产业专业化、多样化发展，进而盘活闲置工业用地，提高工业用地利用效率。其次针对住宅用地，积极扩大新城新区建设的同时建设基础配套设施，实施人才引进计划，有效疏散中心地区的人口，促进地区人口均衡分布，避免建设“空城”和“鬼城”，进而繁荣住宅用地市场。最后针对商服用地，应提高居民收入水平，提升地区消费能力，促进商业经济快速发展，进而有利于商服用地价值提升。第三，土地要素价格的波动与第三产业发展乃至整体经济增长都息息相关，尽管地方政府一直以来都很关注土地财政，利用土地出让影响财政收入和经济发展，但是一味压低工业用地价格并不是长久之计，高企不下的住宅用地价格也应得到有效管控，因此要适当减少政府在土地市场的干预程度，进一步完善土地市场化改革，才能真正实现城市内每一块

土地的市场价值，进而有利于城市高质量发展。

参考文献:

- [1] 俞明轩, 谷雨佳, 李睿哲. 党的以人民为中心的土地政策: 百年沿革与发展[J]. 管理世界, 2021, 37(04): 24-35.
- [2] 杨继东, 崔琳, 周方伟, 赵文哲. 经济增长、财政收入与土地资源配置——基于工业用地出让的经验分析[J]. 经济与管理研究, 2020, 41(08): 29-43.
- [3] 谭荣辉, 张天琦. 高速铁路对城市用地扩张的影响——基于多期双重差分法的验证[J]. 中国土地科学, 2019, 33(11): 39-50.
- [4] 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[J]. 中国工业经济, 2021(05): 114-132.
- [5] 田文佳, 程宇丹, 龚六堂. 基于土地视角的中国城乡结构转型与经济增长[J]. 经济学(季刊), 2021, 21(03): 909-930.
- [6] 于斌斌, 申晨. 产业结构、空间结构与城镇化效率[J]. 统计研究, 2020, 37(02): 65-79.
- [7] 陈旭, 邱斌. 多中心结构、市场整合与经济效率[J]. 经济学动态, 2020(08): 70-87.
- [8] 肖挺. 地铁发展对城市人口规模和空间分布的影响[J]. 中国人口科学, 2021(01): 79-90, 127-128.
- [9] 郑涛, 孙斌栋, 张婷麟. 多中心空间结构对城市地价影响研究[J]. 地理研究, 2021, 40(06): 1610-1620.
- [10] 闫先东, 张鹏辉. 土地价格、土地财政与宏观经济波动[J]. 金融研究, 2019(09): 1-18.
- [11] 刘修岩, 李松林, 秦蒙. 城市空间结构与地区经济效率——兼论中国城镇化发展道路的模式选择[J]. 管理世界, 2017(01): 51-64.
- [12] 郑建锋, 陈千虎. 单中心还是多中心?——中国城市内部空间结构演进的特征及解释[J]. 中国经济问题, 2019(02): 93-105.
- [13] Glaeser E L, Kahn M. Sprawl and Urban Growth[J]. In Handbook of regional and urban economics 2004(04): 2481-2527.
- [14] Meijers E J, Burger M J. Spatial Structure and Productivity in US Metropolitan Areas[J]. Environment and Planning A, 2010, 42(6): 1383-1402.
- [15] 谢小平, 王贤彬. 城市规模分布演进与经济增长[J]. 南方经济, 2012(06): 58-73.
- [16] Glaeser E L, Ponzetto G, Zou Y. Urban Networks: Connecting Markets, People, and Ideas[J]. Papers in Regional Science, 2010, 95(1): 17-59.

-
- [17]Henderson V.The Urbanization Process and Economic Growth:The So-What Question[J].Journal of Economic Growth,2003,8(1):47-71.
- [18]汤尚颖,孔雪.区域空间形态创新理论的发展与前沿[J].数量经济技术经济研究,2011,28(02):148-161.
- [19]张五常.中国的经济制度[M].北京:中信出版社,2009.
- [20]Glaeser E L,Gyourko J,Saks R E.Urban growth and housing supply[J].Journal of economic geography,2006,6(1):71-89.
- [21]闫昊生,孙久文,张泽邦.土地供给与产业结构转变——基于地方政府经营城市的视角[J].经济学动态,2020(11):100-114.
- [22]杜俊涛,Muhammad S,宋马林.自然资源离任审计与地方政府土地出让[J].财经研究,2021,47(05):153-168.
- [23]石光,岳阳,张过.政府换届周期对城市空间扩张的影响[J].世界经济,2021,44(04):178-200.
- [24]丁如曦,倪鹏飞.中国经济空间的新格局:基于城市房地产视角[J].中国工业经济,2017(05):94-112.
- [25]余吉祥,沈坤荣.城市建设用地指标的配置逻辑及其对住房市场的影响[J].经济研究,2019,54(04):116-132.
- [26]范小敏,徐盈之.引资竞争、居住用地价格与房价[J].财经研究,2019,45(07):140-153.
- [27]梁云芳,高铁梅.中国房地产价格波动区域差异的实证分析[J].经济研究,2007(08):133-142.
- [28]Handayani A P,Deliar A,Sumarto I,et al.Bandwidth Modelling on Geographically Weighted Regression with Bisquare Adaptive Method using Kriging Interpolation for Land Price Estimation Model[J].The Indonesian journal of geography,2020,52(1):36-41.
- [29]Grau A,Odening M,Ritter M.Land price diffusion across borders-The case of Germany[J].Applied Economics,2020,52(50):5446-5463.
- [30]刘建江,罗双成.区域房价差异、人口流动与地区差距[J].财经科学,2018(07):96-108.
- [31]Alonso W.Location and Land Use:Toward a General Theory of Land Rent[M],Cambridge,MA and London,England:Harvard University Press,2013.
- [32]Fujita M,Ogawa H.Multiple equilibria and structural transition of non-monocentric urban configurations [J].Regional science and urban economics,1982,12(2):161-196.
- [33]丁如曦,刘梅,李东坤.多中心城市网络的区域经济协调发展驱动效应——以长江经济带为例[J].统计研究,2020,37(11):93-105.

-
- [34]周玉龙, 杨继东, 黄阳华, Geoffrey J.D.Hewings. 高铁对城市地价的影响及其机制研究——来自微观土地交易的证据[J]. 中国工业经济, 2018(05):118-136.
- [35]魏守华, 陈扬科, 陆思桦. 城市蔓延、多中心集聚与生产率[J]. 中国工业经济, 2016(08):58-75.
- [36]谢呈阳, 王明辉. 交通基础设施对工业活动空间分布的影响研究[J]. 管理世界, 2020, 36(12):52-64, 161, 65-66.
- [37]钟粤俊, 陆铭, 奚锡灿. 集聚与服务业发展——基于人口空间分布的视角[J]. 管理世界, 2020, 36(11):35-49.
- [38]陈强远, 江飞涛, 李晓萍. 服务业空间集聚的生产率溢价: 机制与分解[J]. 经济学(季刊), 2021, 21(01):23-50.
- [39]杨继东, 杨其静. 保增长压力、刺激计划与工业用地出让[J]. 经济研究, 2016, 51(01):99-113.
- [40]田文佳, 余靖雯, 龚六堂. 晋升激励与工业用地出让价格——基于断点回归方法的研究[J]. 经济研究, 2019, 54(10):89-105.
- [41]张军, 高远, 傅勇, 张弘. 中国为什么拥有了良好的基础设施?[J]. 经济研究, 2007(03):4-19.
- [42]余靖雯, 肖洁, 龚六堂. 政治周期与地方政府土地出让行为[J]. 经济研究, 2015, 50(02):88-102, 144.
- [43]黄金升, 陈利根, 张耀宇, 赵爱栋. 产业结构差异下地方政府经济行为与工业地价研究[J]. 产业经济研究, 2017(03):81-90.
- [44]王媛, 杨广亮. 为经济增长而干预: 地方政府的土地出让策略分析[J]. 管理世界, 2016(05):18-31.
- [45]蒋省三, 刘守英, 李青. 土地制度改革与国民经济成长[J]. 管理世界, 2007(09):1-9.
- [46]刘绍涛, 张协奎. 租购并举、房价变动与住房市场发展[J]. 当代财经, 2020(03):3-15.
- [47]Chen Z, Yu B, Yang C, et al. An extended time series(2000-2018) of global NPP-VIIRS-like nighttime light data from a cross-sensor calibration[J]. Earth System Science Data, 2021, 13(3):889-906.