

为什么住宅用地与工业用地的价格差距不断扩大?

廖谋华 杨广亮 赵敏强*

摘要:中国土地市场的一个突出现象是住宅用地出让价格远高于工业用地，并且呈现不断扩大的趋势。本文构建了一个包含地方政府招商引资竞争的理论模型，以需求弹性差异为核心机制，揭示了这种价格差异存在的必要前提条件及行为特征。本文还利用 2007—2016 年住宅和工业用地成交数据，实证检验了理论模型的结论。结果表明，地方政府对土地财政的依赖程度越高、对住房供应的垄断能力越强，价格差异就越大。

关键词:土地市场；需求弹性；土地价格差异

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2024.03.16

一、引言

自 2000 年以来，特别是在 2004 年土地“招拍挂”出让制度全面实施以后，中国住宅用地与工业用地的价格比不断扩大，在 2000—2018 年间从 2 倍扩大到 8 倍左右（图 1）。

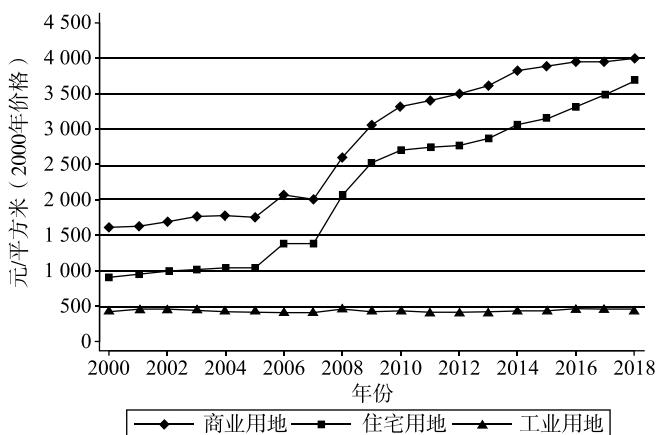


图 1 全国主要城市平均土地价格（2000—2018 年）

数据来源：《全国主要城市地价监测报告》（2000—2018 年），中国地价信息服务平台，[https://www.landvalue.com.cn/News>List?id=mrstate](https://www.landvalue.com.cn/News/List?id=mrstate)，访问时间：2024 年 4 月 10 日。

* 廖谋华，福建技术师范学院海洋学院、侨兴经济与管理学院、福建滨海旅游现代产业学院；杨广亮，华侨大学数量经济研究院；赵敏强，厦门大学王亚南经济研究院。通信作者及地址：杨广亮，福建省厦门市集美区集美大道 668 号 F 座 301 室，361021；电话：(0592) 6167070；E-mail: yanggl@hqu.edu.cn。廖谋华感谢福建自然科学基金面上项目（2018J01117）的资助。杨广亮感谢福建社科基金一般项目（FJ2021B037）和福建自然科学基金面上项目（2018J01113）的资助。赵敏强感谢国家自然科学基金面上项目（71773102）的资助。作者感谢范剑勇、龙小宁、马超、莫家伟、魏下海、张俊富、周颖刚等教授的讨论和建设性意见，感谢俞则明、郑杰、于鹏、江悦、曹靖曼、邬金露、武志中、朱妍、陈燕萍、孙然、王宇则等同学的助研工作。感谢三位匿名评审专家的宝贵意见和建议。文责自负。

早期中文文献使用城市或者省级层面数据，对此现象进行了大量的研究，并且形成了一个初步的共识：地方政府通过低价出让工业用地招商引资促进地区经济增长，同时通过高价出让住宅用地增加财政收入（陶然等，2007；郑思齐和师展，2011；范剑勇和莫家伟，2014；左翔和殷醒民，2014）。近年来，Henderson et al. (2022)、He et al. (2022) 和 Bhatt et al. (2023) 重新审视此现象背后更深层次的理论与政策问题，并使用微观层面地块成交数据验证理论推断。

本文以 Bhatt et al. (2023) 的需求弹性差异理论为基础，探索土地价格差异存在的基本前提条件，并且揭示其不断扩大的原因。具体来说，本文在政府最大化财政收入的单一目标条件下，以标准的第三类价格歧视理论来分析土地价格差异的微观基础和前提条件。这里，住宅用地与工业用地价格差异来源于地方政府针对两者需求弹性不同的最优化行为。本文模型也包容了现有文献的理论元素，如地方政府在招商引资上通过压低工业用地价格展开的竞争、在给定资本和劳动配置条件下的产出最大化行为，以及提高土地出让收入的行为。从而可以较为全面系统地分析中国土地市场价格差异的形成机制、表现形式和行为特征。在实证上，本文同时使用微观层面的地块出让数据和城市特征数据，从而在一定程度上排除了地块质量因素（主要是地块至市中心的距离和容积率）对价格差异的影响，并且揭示了价格歧视的表现形式及其受城市特征影响的方式。本文发现，当技术水平或者居民收入变动时，同样的住宅用地和工业用地需求价格弹性差异对地方政府财政收入的影响会有所不同，从而产生住宅用地与工业用地价格差异在时间上和空间上的丰富特征。

具体到理论上，本文假设政府垄断了城市土地的供应，并可以根据用途分割市场，从而以一定成本对土地差别定价。可以证明，在 Cobb-Douglas (CD) 效用函数和 CD 生产函数条件下，住宅用地的需求弹性绝对值为 1，而工业用地的需求弹性绝对值大于 1。^① 此外，由于资本（或者工业用地需求）在城市之间流动较为容易，这进一步放大了两种用地需求价格弹性的差异。本文进一步证明，均衡时价格歧视的表现形式是住宅用地与工业用地的价格比大于 1，此价格比是城市技术水平、人口密度和土地总面积的增函数。

具体到实证上，本文需要排除如下竞争性假说：工业用地的价格低于住宅用地是因为前者离市中心比较远、周边基础设施比较差。为了剔除这类地块的质量差异（主要是地块至市中心的距离和容积率），本文收集了 2007—2016 年间 200 多个城市超过 37 万宗住宅用地和工业用地的“招拍挂”成交数据，使用土地特征价格回归模型，发现在控制住宅和工业用地之间的质量差异以及 $0.05 \text{ 经度} \times 0.05 \text{ 纬度}$ 地理网格-年份固定效应（包括地理网格、年份固定效应及其交互项）之后，住宅用地和工业用地之间的价格差异仍然显著，从而验证了价格歧视的存在。回归结果与理论模型的预测一致，住宅用地价格约为工业用地价格的 3 倍，两者的比值与城市技术水平、建成区面积占全市面积的比重（城市建设用地利用强度）和人口密度正相关。

本文还考察了地块特征、地方政府对土地财政的依赖程度和地方政府对住房市场的垄断程度等因素对住宅用地和工业用地价格差异的影响。例如，本文发现住宅用地容积

^① 事实上，即使住宅用地需求弹性绝对值小于 1，我们的结论仍然成立。

率上界较高、出让方式为拍卖等因素，都会导致两种用地之间更大的价格差异；地方政府财政依赖程度越高，价格差异也越大。此外，根据全国城镇房屋产别数据，本文计算了1985年集体单位住房占比，作为1998年住房制度改革之前地方政府对城市住房市场控制程度的代理变量。^① 其中的逻辑是，集体单位住房占比越高，政府控制不了的住房供应就越多，地方政府对住房市场的垄断程度就越低，价格差异也越小。回归结果与这个推断相一致。

为进一步验证正文中基于单一地区局部均衡模型的理论推断，附录I^②中构建了一个多地区一般均衡模型，允许资本和劳动在地区之间自由流动，并且引入地方政府在招商引资（和吸引劳动力）上的竞争。本文作者还利用西部和非西部的经济特征数据，校准了包含地方政府竞争的两地区模型，发现校准后的模型能够比较有效地（误差低于10%）解释西部和非西部地区住宅用地与工业用地的相对价格，并且也验证了正文中理论命题1至命题4和定理2的结论（参见附录I）。

下文的结构安排如下：第二部分简要介绍相关文献和城市土地出让制度，第三部分构建模型和提出理论命题，第四部分建立回归方程，第五部分描述数据来源和特征，第六部分讨论实证结果，第七部分总结全文。

二、相关文献和制度背景介绍

（一）相关文献

不同于早期文献分别使用招商引资因素解释工业用地价格低的现象和使用财政收入因素解释住宅用地价格高的现象，Henderson et al. (2022)、He et al. (2022) 和 Bhatt et al. (2023) 的新理论可以包容上述两个政策目标并刻画其单一理论逻辑。例如，Henderson et al. (2022) 利用住宅用地与工业用地之间的价格差异数值，校准了政府目标函数中居民福利和总产出的相对权重，然后通过反事实方法分析居民福利权重变化对政策和福利的影响。Bhatt et al. (2023) 则通过分析1978年以来中国土地等要素市场改革的基本逻辑，解释了住宅用地价格高于工业用地的现象为何会在2004年后普遍出现。他们强调住宅用地与工业用地需求弹性的差异本身就足以导致住宅用地价格高于工业用地。He et al. (2022) 也利用单一因素提出了相竞争的租税相抵理论，认为低价出让的工业用地未来可以产生额外的税收收入流，从而使得同一面积两类用地上的财政收入现值大致相等。

本文与 Bhatt et al. (2023) 的主要区别在于：(1) 本文模型考虑了地方政府在招商引资上的竞争，并且有显示解，从而可以进行比较静态分析；(2) 本文发现，即使需求弹性在时间上和空间上没有变化，也一样能解释住宅用地和工业用地价格差异的丰富行为特征（参见命题2至命题4）；(3) 本文结合理论推导，进一步控制了城市层面的特征数据，因此更加充分地讨论了土地价格差异的决定因素和变化趋势。

^① 我们需要假设这个比例在1985和1998年之间变化不大或者两者之间相关性较高。

^② 篇幅所限，附录未在正文列示，感兴趣的读者可在《经济学》（季刊）官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载。

针对住宅用地出让价格高于工业用地这一现象，He et al. (2022) 和本文的理论解释相互竞争。通过分析两种理论与上述价格差异的现实表现和行为特征（包括横截面和时间序列上）相一致所需要的条件，有助于读者识别两种理论的适用性和解释力。例如，为解释两种用地出让价格差异在2007年以后快速上升的趋势，本文的前提是生产力水平上升。而He et al. (2022) 的租税相抵理论则需要满足如下条件之一：(1) 地方政府增值税分成比例在2007—2019年间（或者2007年后的40—50年间）显著提高；(2) 同一时间，单位工业用地带来的额外税收收入流显著上升，市场利率或者贴现率显著下降并出现多倍差异。类似地，为了解释两种用地出让价格在地区间的巨大差异，本文需要的条件是生产力水平的地区差异。而He et al. (2022) 则需要贴现率、税收分成或者单位工业用地带来的额外税收收入流在地区之间存在类似于两种用地出让价格比的多倍差异。He et al. (2022) 通过分析营改增后的数据，发现了一些地区差异。然而，一方面这可能是由于商业用地向工业用地的外溢效应引起的，另一方面现有文献也发现营改增带来的效应会在短期内消失，所以这些证据不一定能够解释我们观察到的地区差异。

（二）制度背景

地方政府对工业用地和住宅用地实施第三类价格歧视，需要两个制度前提：第一，地方政府垄断了城市土地供应，成为城市土地一级市场的主要供应者或者实际控制者；第二，各类企业不能套利，即不能或者难以将低价买入的工业用地用于房地产开发。本小节简单介绍这两个前提产生的历史背景，以及地方政府重视土地出让收入的原因。

1998年之后，随着中国土地市场不断发展，地方政府对城市土地一级市场的控制能力逐渐加强。在2000年前后，地方政府和早期通过无偿划拨获得土地的国有、集体企事业单位，都是城市土地市场的供给方。因此，出现了大量划拨土地非法转让，随意减免出让地价等现象。为此，原国土资源部和监察部于2004年发布《关于继续开展经营性土地使用权招标拍卖挂牌出让情况执法监察工作的通知》，规定自8月31日起严格禁止协议转让，严格实施土地使用权的招标、拍卖和挂牌（即“招拍挂”）制度（Wu et al., 2015；王媛，2016）。自此，地方政府排除土地一级市场上的其他主体，开始垄断土地供应。此后，原国土资源部于2007年9月又出台《招标拍卖挂牌出让国有建设用地使用权规定》。工业建设用地协议出让的比例随之大幅降低，“招拍挂”面积占比由2006年的3%上升到2008年的83%（王媛，2016）。另外，《土地储备管理办法》于2007年11月正式颁布实施，通过“一个池子储水”保障供给，“一个龙头放水”调控土地市场，进一步提升了地方政府对城市土地一级市场的控制力。2011年4月以后，原国土资源部规定，除土地收储部门外，各地国土资源部门及其所属企事业单位都不得直接从事土地一级市场开发（朱道林和李瑶瑶，2021）。至此，地方政府基本控制了城市土地一级市场。

1998年以后的新一轮住房制度改革，使得工业用地和住宅用地市场之间难以套利。1998年全国停止企事业单位实物分房后，企事业单位的职工和其他城市居民需要向房地产开发商购买住房（Yan et al., 2014；王媛，2016）。这就防止了企事业单位以低价购进工业用地和其他用地再建成住房出售给员工。当然，仍有一些部门和机构，可以使用

现有土地给员工提供低于市场价格的住房，但这类住房无法在市场上正常转售，难以套利。此外，地方政府在出让土地时，明确规定用地性质（如住宅用地还是工业用地等），也限制了套利。

1994 年的分税制改革后，地方政府在财政收入中占的比重大幅下降，使得地方政府更加依赖土地出让收入等预算外收入，为土地市场价格歧视提供了内在动力。1995 年左右开始的“抓大放小”改革，则切断了地方政府通过下属国有、集体企业来获取财政收入的渠道。但是，地方政府仍然需要提供各种社会保障和公共服务。另外，以经济发展为中心的政绩考核体系促使地方政府官员在招商引资上开展竞争 (Li and Zhou, 2005; Wu et al., 2015)。这种财权与事权的不一致，使得地方政府积极寻求预算外的财政收入 (Wu et al., 2015)。而 1994 年分税制改革后，国有土地有偿使用收入划归地方政府支配。其结果是：地方政府在 2004 年前后垄断城市土地一级市场后，开始高度依赖土地财政收入 (孙林秀和周飞舟, 2013; Wu et al., 2015; Bhatt et al., 2023)。

结合上述分析，本文提出住宅用地与工业用地出让价格之间存在重大差异的前提条件有五个：一是地方政府垄断城市土地一级市场或者成为该市场的主要供给方或者实际控制者（2004 年后，通过“招拍挂”出让制度基本实现）；二是住宅与工业用地市场之间可以分割，难以套利；三是地方政府的财政依赖土地出让收入（分税制改革及“抓大放小”改革后得以形成）；四是住宅与工业用地之间需求价格弹性存在差异；五是两种用地之间的需求价格弹性直接影响到地方政府的土地出让收入。2004 年以后，这些前提条件都得以成立（其中第四、五点参见第三部分模型细节）。

三、理 论 分 析

本文构建了一个静态局部均衡模型，以第三类价格歧视的理论框架来分析中国土地市场价格差异的表现形式和行为特征。本文主要解决两个问题：第一，基于一组非常一般而又符合中国现实的条件，证明价格歧视的表现形式是住宅用地价格高于工业用地价格；第二，通过比较静态分析，证明土地价格差异随着城市整体技术（收入）水平提高而扩大，并且得到一组能够用以实证检验的理论推断，作为实证检验的逻辑基础。

(一) 静态模型

1. 经济环境设定

考虑一个由 L 个居民、许多企业和一个政府构成的小型城市。土地总面积为固定值 N 。工业企业使用劳动力、土地和资本来生产消费品。房地产企业仅使用土地来建造住房。居民无法在城市间迁移。资本在城市间自由流动，折旧率为 δ 。消费品的价格正规化为 1，令住房价格为 P_h ，工业用地价格为 P_f ，工资是 w 。记全国利率水平为 r 。

2. 居民

居民效用来自消费品 c 和住房 h ，效用函数为 $U(c, h) = c^\lambda h^{1-\lambda}$ ， $0 < \lambda < 1$ 。居民无弹性地提供一单位劳动，获得工资 w ，其预算约束为 $c + hP_h = w$ 。

3. 企业

产品市场都是完全竞争的。消费品生产函数是 $Y = AL_f^\alpha N_f^\beta K^{1-\alpha-\beta}$ ，其中 A 、 L_f 、

N_f 和 K 分别表示外生的技术水平、劳动、工业用地和资本的投入量。住房生产函数为 $H=N_h$ ，其中 N_h 是住宅用地投入量。

4. 地方政府

地方政府垄断土地供应，能够以不同价格出让住宅用地和工业用地（市场可以分割），以最大化土地净收益。均衡时，住宅用地的价格也是 P_h 。为进行价格歧视，政府需要花费成本以阻止不同用地之间的套利行为，这一成本是相对地价（变量 x ）的严格增、严格凸、二阶连续可导函数，其中 $x \geq 1$ 。具体形式为

$$\psi(x), x = \max\left\{\frac{P_f}{P_h}, \frac{P_h}{P_f}\right\},$$

$\psi(\cdot)$ 满足 $\psi(1)=0$, $\psi'(1)=0$ 。例如 $\psi(x)=(x-1)^\gamma$, $\gamma>1$ 。

(二) 均衡

市场均衡应满足：地方政府通过改变工业用地和住宅用地供应（或者价格）最大化土地净收益，同时居民效用最大化，企业利润最大化，市场出清。模型的求解思路为：给定政府决定的住宅和工业用地价格（或者供应量），家庭户和企业分别最大化效用或利润。因此，政府在制定两种用地价格时，需要将家庭户和企业的最优决策条件（最优反应函数）作为自己最大化土地净收益的约束条件。为此，先分析效用最大化和利润最大化条件。

1. 居民最大化效用

给定住房价格和工资，求解居民效用最大化问题，将消费品和住房需求表示为工资的函数：

$$hP_h = (1-\lambda)w, c = \lambda w.$$

2. 企业最大化利润

消费品生产企业利润最大化的一阶条件是：工资 $w = \alpha AL_f^{\alpha-1}N_f^\beta K^{1-\alpha-\beta}$ ，工业用地租金（价格） $P_f = \beta AL_f^\alpha N_f^{\beta-1}K^{1-\alpha-\beta}$ ，资本的边际产品价值 $(1-\alpha-\beta)AL_f^\alpha N_f^\beta K^{-\alpha-\beta} = r + \delta$ 。

3. 地方政府土地净收益最大化问题

地方政府的土地净收益等于土地租金总额减去阻止套利的成本，其土地净收益最大化问题如下：

$$\max_{N_f, N_h} \left\{ T = N_f P_f + N_h P_h - \psi\left(\max\left\{\frac{P_f}{P_h}, \frac{P_h}{P_f}\right\}\right) \right\}.$$

约束条件包括：

(1) 居民效用最大化的一阶条件

$$hP_h = (1-\lambda)w, c = \lambda w.$$

(2) 企业利润最大化的一阶条件

$$w = \alpha AL_f^{\alpha-1}N_f^\beta K^{1-\alpha-\beta}, \quad (1)$$

$$P_f = \beta AL_f^\alpha N_f^{\beta-1}K^{1-\alpha-\beta}, \quad (2)$$

$$K = \left(\frac{(1-\alpha-\beta) AL_f^\alpha N_f^\beta}{r + \delta} \right)^{\frac{1}{\alpha+\beta}}. \quad (3)$$

(3) 市场出清条件

劳动力市场: $L_f = L$; 住房市场: $Lh = N_h$; 土地市场: $N = N_h + N_f$ 。

4. 重新表述地方政府土地决策问题

经过推导(参见附录II), 地方政府的目标函数(土地净收益)表述为:

$$T = \Phi_1 (AL^\alpha)^{\frac{1}{\alpha+\beta}} (N - Lh)^{\frac{\beta}{\alpha+\beta}} - \psi \left(\max \left\{ \frac{P_f}{P_h}, \frac{P_h}{P_f} \right\} \right), \quad (4)$$

其中, $\Phi_1 = ((1-\lambda)\alpha + \beta)(r + \delta)^{\frac{\alpha+\beta-1}{\alpha+\beta}} (1 - \alpha - \beta)^{\frac{1-\alpha-\beta}{\alpha+\beta}}$ 。

又因为

$$P_h = \frac{(1-\lambda)\alpha AL^{\alpha-1} (N - Lh)^\beta K^{1-\alpha-\beta}}{h}, \quad (5)$$

结合式(2), 可得到住宅与工业用地的价格比为:

$$\begin{aligned} \frac{P_h}{P_f} &= \frac{(1-\lambda)\alpha AL^{\alpha-1} (N - Lh)^\beta K^{1-\alpha-\beta}}{h \beta AL^\alpha (N - Lh)^{\beta-1} K^{1-\alpha-\beta}} \\ &= \Phi_2 \left(\frac{N}{Lh} - 1 \right), \end{aligned} \quad (6)$$

其中, $\Phi_2 = \frac{(1-\lambda)\alpha}{\beta}$ 。

5. 市场均衡的存在性和唯一性

命题1 均衡时, 住宅用地的价格严格高于工业用地的价格, 即 $\frac{P_h}{P_f}$ 严格大于1。

命题1至命题4和定理1至定理3的证明参见附录II。命题1的关键是住宅用地需求弹性小于工业用地。可以证明, 存在唯一的市场均衡, 归纳为以下定理。

定理1 存在唯一的市场均衡。当市场均衡时, 政府的土地净收益最大化, 企业的利润最大化, 家庭户的效用最大化, 所有市场出清。

(三) 比较静态分析与可供检验的理论命题

本小节分析两种用地价格比如何受到技术(收入)水平、城市土地总面积和人口密度等因素的影响。这些分析结果构成可供实证检验的理论命题。

命题2 住宅与工业用地的价格比 $\frac{P_h}{P_f}$ 随着城市整体技术(收入)水平的提高而扩大。

由于技术水平A决定城市收入水平, 因此城市的平均收入越高, 住宅与工业用地价格比越大。

命题3 住宅与工业用地的价格比 $\frac{P_h}{P_f}$ 是城市土地总面积N的严格增函数。

因此, 一个城市城区面积越大(城市建设用地利用强度越高), 住宅与工业用地的价格比越大。

命题4 住宅与工业用地的价格比 $\frac{P_h}{P_f}$ 随着城市人口密度的增加而扩大。

这意味着, 当一个城市的人口净流入增加时, 住宅与工业用地的价格比增大。

定理2 住宅与工业用地的价格比 $\frac{P_h}{P_f}$ 是全国利率水平 r 的严格减函数。

也就是说，较低的利率水平提高了一个城市对资本的需求，更大的资本需求使得该地区招商引资（资本流入）对总产出（及土地出让收入）的促进作用更为显著，地方政府招商引资的积极性更高，因此，两种用地价格比更大。

定理3 存在价格歧视时的均衡资本存量 K^* 高于不存在价格歧视时的资本存量 K^b 。

这说明土地市场的价格歧视确实起到了招商引资的作用。

（四）讨论：地块特征和政府约束

附录I中，我们构建并校准了一个资本和劳动自由流动的两地区模型，并使用中国西部和非西部的经济特征数据校准模型。校准后的模型，能够比较有效地（误差低于10%）解释西部和非西部地区住宅用地与工业用地的相对价格，同时验证了正文中理论命题1至命题4和定理2的结论。

关于地块异质性（特征）对住宅与工业用地价格比的影响，结合城市经济学文献中有关土地价格与地块特征关系的理论和实证发现，本文总结为如下可供检验的推断。

推断5 住宅与工业用地的价格比与地块到市中心的距离负相关。^①

地块离市中心越近，通勤成本越低，配套设施越好，价格越高（Wheaton, 1998）。另外，希望住在（高房价的）市中心的家庭户，对住房的价格更不敏感，需求的价格弹性更低；而郊区竞争性的农民房提高了郊区住宅的需求价格弹性。需要在全国竞争的工业产品的行业平均成本则限制了工业用地成本的上升，使得工业用地价格靠近市中心时也无法快速上升，因此工业用地在区位方面的差异较小。结果是：距市中心越远时，住宅与工业用地的价格比越小。

推断6 住宅与工业用地的价格比与住宅用地的容积率上界和工业用地的容积率下界均呈正相关关系。

容积率越高，单位土地面积上建设的住房越多，从而开发商愿意支付更高的地价。Brueckner et al. (2017) 和 Cai et al. (2017) 发现，中国房地产开发商用足容积率上界。因此，住宅用地容积率越高，价格越高。相反，工业用地的使用密度相对较低，其容积率下界的提高会降低其出让价格。

推断7 当通过拍卖方式出让时，住宅与工业用地的价格比更高。

拍卖方式更能反映市场对不同类型土地的真实需求。拍卖竞争的结果是住宅用地的价格上升幅度（受制于消费需求、需要扣除建设成本）远高于工业用地价格（受制于地块对产业营利水平的提升程度）的上升幅度。现有文献发现“招拍挂”中，通过拍卖方式转让的土地价格更高（Cai et al., 2013；王媛和杨广亮，2016）。

推断8 住宅与工业用地的价格比与地方政府对土地财政的依赖程度正相关。

土地财政依赖程度越高，地方政府越有动力通过价格歧视获得更多财政收入，和通过招商引资促进经济增长，从而土地价格差异更大。

^① 命题1至命题4对应推断1至推断4。

推断 9 住宅与工业用地的价格比与地方政府对房地产市场的控制程度正相关。

由于存量住宅供应与地方政府新增住宅用地存在竞争关系，地方政府对房地产市场的控制程度不同于其对土地市场的控制程度。长期以来，集体单位占有大量土地，并在 1998 年前乃至 2004 年之前一直为职工提供住房，因此是地方政府控制房地产市场的潜在竞争者。这些单位在住宅市场上的比重越大，地方政府对房地产市场的控制程度越低，其影响住房土地价格的能力越弱。

四、回归方程

为了验证价格歧视的存在并检验上述理论命题和推断，本文使用全国范围的土地交易数据，对比分析住宅用地与工业用地的价格差异，同时考虑地块特征和城市特征对此价格差异的影响。为此，本文建立如下的特征价格（hedonic pricing）回归方程（Rosen, 1974；杨广亮，2018）^①：

$$\ln(Price_{ijt}) = \alpha + \beta_1 RES_{ijt} + \Gamma' Land_{ijt} + \Theta' InterTerm + FixedEffects + u_{ijt}. \quad (7)$$

在回归方程（7）中，位于城市 j 的地块 i 于年份 t 由政府以价格 $Price$ 通过“招拍挂”的方式售出其使用权。因变量是土地单位价格 $Price$ 的自然对数值。 RES 是表征地块规划用途的 0-1 变量，住宅用地取值为 1，工业用地取值为 0。这里， RES 是本文关心的核心变量，它的系数 β_1 表示住宅用地与工业用地平均价格差异。 $Land$ 是一些地块特征变量，包括地块位置、规划容积率和出让方式。地块位置和规划容积率用以消除地块特征差异带来的价格差异。本文用地块与地块所在城市（地级或直辖市）市中心的球面距离来描述地块位置。参考 Bhatt et al. (2023) 的做法，本文使用地级市第一人民医院（中心）医院所在位置作为市中心。规划容积率是指建筑面积与用地面积之比，住宅用地通常会用足这个上限（Cai et al., 2017），而容积率下限则约束工业用地。所以，回归中同时放入 RES 与容积率上界的交互项， $(1-RES)$ 与容积率下界的交互项。地块出让方式是 0-1 变量，拍卖取值为 1，挂牌为 0。^②

土地价格差异随地块特征和城市特征的变化放在交互项 $InterTerm$ 中。城市特征变量包括技术水平、住宅用地需求侧的人口密度和住宅用地供给侧的建成区在全市总面积中所占比重。技术水平的测度指标是全要素生产率（TFP），计算方法是：使用 2004—2006 年工业企业 TFP（采用 Olley 和 Pakes (1996) 的方法测算）的对数值，对城市固定效应、年份固定效应和省份时间趋势项做回归，估计出城市固定效应的系数值，作为城市 TFP 数值。人口密度变量定义为 $\ln(\text{全市常住人口}/\text{建成区面积})$ ，并相对同期全国平均值做了标准化调整。常住人口取一期滞后值，建成区面积固定在 2006 年，以避免城市行政区划调整的影响。建成区面积在全市总面积中所占比重用来度量一个城市建设用地的利用强度。上述几个变量用来检验前文的命题 2 至命题 4。本文使用城市层面变量的一期滞后值来减少内生性问题对回归结果的影响。

$FixedEffects$ 包括固定效应项。回归中控制了 0.05 经度 \times 0.05 纬度地理网格-年

^① 附录 III 对比了本文方法与两步回归方法：首先使用特征价格模型估算每个城市的住宅与工业用地的价格差，然后以这个价格差为因变量，回归分析其影响因素。结果表明本文方法的估计误差更低。

^② 招标方式只占样本总量的大约 1%，和挂牌归为同一组。

份固定效应，以进一步消除地块和城市层面的差异和全国层面的经济周期等时间因素对土地价格的影响。因此，回归方程中不再放入城市特征和地区分组变量，而是放入这些变量与核心自变量 RES 的交互项。 u 是误差项。所有系数的回归误差调整在城市聚类（cluster）层面上。

五、数 据

（一）数据来源和变量定义

地块交易数据包括 2007—2016 年间中国 200 多个城市超过 37 万宗通过“招拍挂”出让的地块交易信息，来自中国地价信息服务平台。^① 这些数据提供了地块出让信息，包括所在城市、交易日期、成交总价、土地面积、规划建筑面积、位置、规划容积率和出让方式等。

本文对数据做了两个处理：首先，计算地块到城市中心的距离；然后，匹配土地数据与城市数据。本文调用百度地图的应用程序接口（Application Programming Interface）通过地块地址取得对应的经纬度坐标，然后计算市中心与地块之间的球面距离。

本文使用城市名称和年份匹配地块交易数据和城市特征数据。城市特征数据有四个来源：采用中国工业企业调查提供的企业层面数据计算城市 TFP ；面积和人口数据来自相应年份的《中国城市建设统计年鉴》；城市土地出让收入数据来自相应年份的《中国国土资源统计年鉴》；全国城镇房屋产别数据来自《第一次全国城镇房屋普查手工汇总资料汇编》（1986 年）。

（二）描述统计

基于下文回归分析中用到的样本，表 1 汇报了变量的描述统计量。表 1 左半部分描述地块和城市数据的总体特征。其中地块单位价格的对数值平均为 6.14，约 46% 的地块样本为住宅用地，地块到市中心距离对数值的平均值是 3.42，约 15% 的地块通过拍卖方式出让。表 1 右半部分对比住宅用地与工业用地的价格差异及其主要特征。住宅用地的平均价格约为工业用地价格的 5.3 倍。

表 1 描述统计

变量名	均值 (标准差)	观测值	均值 (标准差)	均值 (标准差)
地块变量：	全样本		住宅用地	工业用地
$\ln(Price)$ （单位地价对数值）	6.138 (1.251)	378 227	7.03 (1.168)	5.365 (0.674)
RES （住宅用地=1，工业用地=0）	0.464 (0.499)	378 227		

^① <http://www.landvalue.com.cn/Lvmonitor/Index>，访问时间：2024 年 4 月 15 日。

(续表)

变量名	均值 (标准差)	观测值	均值 (标准差)	均值 (标准差)
<i>FAR_max</i> (容积率上界)	1.82 (1.161)	372 653	2.532 (1.207)	1.185 (0.63)
<i>FAR_min</i> (容积率下界)	1.01 (0.491)	378 197	1.18 (0.619)	0.862 (0.266)
<i>ln_distance</i> (地块至市中心距离的对数值)	3.416 (0.944)	378 227	3.44 (1.041)	3.395 (0.85)
<i>Auction</i> (拍卖=1, 挂牌=0)	0.146 (0.353)	378 227	0.251 (0.434)	0.055 (0.227)
城市变量:				
<i>ln(TFP)</i> (全要素生产率对数值)	-0.029 (0.095)	3 236		
全市建成区面积/全市面积	0.015 (0.033)	2 790		
人口密度 (相对于全国平均值)	-0.166 (0.493)	2 768		
全市土地出让金/ (全市土地出让金+预算内收入)	0.344 (0.146)	2 744		
市辖区土地出让金/ (市辖区土地出让金+预算内收入)	0.515 (0.197)	2 744		
集体单位住房占比 (1985 年)	0.083 (0.04)	239		

六、实证结果

表 2 使用回归方程 (7) 检验第三部分的理论命题。表 2 中所有回归都放入了核心自变量与 *RES* 的交互项、地块特征和网格-年份固定效应。

表 2 土地价格差与经济水平、土地面积和人口密度

	因变量: <i>ln(Price)</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>RES</i> (住宅用地=1, 工业用地=0)	1.074*** (0.018)	1.099*** (0.019)	1.024*** (0.021)	1.140*** (0.020)	1.114*** (0.022)
<i>RES</i> × <i>ln(TFP)</i>		0.828*** (0.125)			0.728*** (0.125)
<i>RES</i> × (建成区面积/全市面积)			3.262*** (0.517)		2.955*** (0.539)

(续表)

	因变量： $\ln(Price)$				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$RES \times \text{人口密度}$			0.229*** (0.025)	0.228*** (0.025)	
地块特征	是	是	是	是	是
网格 (0.05 经度 $\times 0.05$ 纬度)-年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	378 227	378 215	356 452	353 887	353 094
调整后的 R^2	0.863	0.863	0.863	0.864	0.864

注：地块特征包括容积率、地块至市中心距离的对数值和出让方式。容积率包括 RES 与容积率上界的交互项， $(1-RES)$ 与容积率下界的交互项。括号内估计标准误差调整在城市聚类层面上。^{***} $p < 0.01$, ^{**} $p < 0.05$, ^{*} $p < 0.1$ 。

第(1)列的简单回归表明，住宅用地价格大约是工业用地的 2.9 倍 ($\approx \exp(1.074)$ ，下同)。第(2)—(4)列在第(1)列的基础上依次加入 RES 与 $\ln(TFP)$ 、建成区面积占比和人口密度的交互项。第(2)列的结果显示，全市 TFP 提高 1%，住宅与工业用地的对数价格差 ($= \ln(\text{住宅用地价格}) - \ln(\text{工业用地价格})$ ，下同) 扩大 0.8 个百分点。这个结果验证了理论命题 2。

从第(3)列中可以看出，建成区面积在全市辖区总面积中所占比重每增加 1 个百分点，住宅与工业用地的对数价格差扩大 3.3 个百分点。这说明城市规模越大或者城市建设用地的利用强度越大，住宅与工业用地的价格差异越大，这个结果验证了理论命题 3。

通过第(4)列，本文发现全市人口密度相对于全国平均水平每增加 1 个百分点，住宅与工业用地的对数价格差扩大 0.2 个百分点。这验证了理论命题 4。

为了考察第(2)—(4)列中自变量之间的相互关系是否影响回归结果，第(5)列同时放入第(2)—(4)列的所有自变量。本文发现各主要变量的估计系数略有下降，都依然显著。第(5)列的结果表明，全市 TFP 每增加 1%，住宅与工业用地的对数价格差扩大 0.7 个百分点；建成区面积在全市辖区总面积中所占比重每增加 1 个百分点，对数价格差扩大 3 个百分点；全市人口密度每增加 1 个百分点，对数价格差扩大 0.2 个百分点。

总之，表 2 的估计结果验证了命题 1 至命题 4 的理论判断，即：住宅用地价格高于工业用地价格，这一价格差异与城市技术水平、建成区面积占比和人口密度正相关。本文余下部分的对比分析都建立在表 2 第(5)列结果的基础之上。

表 3 在表 2 第(5)列的基础上，进一步控制地块特征对住宅与工业用地价格差异的影响，以验证结果的稳健性，并进一步检验推断 5 至推断 7。为对比分析，表 3 第(1)列重复表 2 第(5)列的回归结果。表 3 第(2)—(3)列在第(1)列的基础上分别放入 RES 与距离变量和出让方式的交互项。

第(1)列中 RES 与 FAR_{max} (即容积率上界) 上界交互项的系数显著为正，证实住宅用地的容积率上界越高，住宅与工业用地的价格差越大。 $(1-RES)$ 与 FAR_{min} (即容积率下限) 交互项的系数显著为负，证实工业用地的容积率下界越高，住宅用地与工业用地的价格差也越大。

第(2)列中地块至市中心的距离变量 $\ln_distance$ 与 RES 交互项的估计系数只有 0.016, 统计上不显著。但如果只考虑距离市中心较近(如 15 公里、20 公里或者 25 公里以内)的地块样本, 这一系数则显著为负, 与推断 5 相一致, 稳健性检验见附录 IV。

第(3)列中出让方式变量 RES 与 $Auction$ 交互项的估计系数说明, 通过拍卖方式出让时的对数价格差要比通过挂牌方式出让时的对数价格差高出 32.5 个百分点。第(4)列的回归方程中同时放入 RES 与容积率、距离变量和出让方式的交互项, 本文发现三个交互项的估计系数相对于第(1)—(3)列的结果变化不大, RES 变量的估计系数说明价格比仍然显著。

表 3 中地块特征变量对土地市场价格差异的影响与推断 5 至推断 7 基本一致。第(4)列的结果表明, 住宅用地的容积率上界每增加 1 个标准差, 住宅与工业用地的对数价格差就扩大 0.26, 而工业用地的容积率下界每增加 1 个标准差, 住宅与工业用地的对数价格差就增加 0.029。此外, 通过拍卖方式比通过挂牌方式出让的对数价格差高出 32.5 个百分点。表 3 的结果还说明, 在回归中加入地块特征变量并不影响前文中对命题 2 至命题 4 的验证, 相对于第(1)列, 第(2)—(4)列中的 $\ln(TFP)$ 、建成区面积占比和人口密度的估计系数变化不大。^①

表 3 土地价格差与地块特征

	因变量: $\ln(Price)$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
RES (住宅用地=1, 工业用地=0)	1.114*** (0.022)	1.056*** (0.048)	1.088*** (0.022)	1.025*** (0.048)
$RES \times \ln(TFP)$	0.728*** (0.125)	0.721*** (0.125)	0.710*** (0.126)	0.703*** (0.125)
$RES \times (\text{建成区面积}/\text{全市面积})$	2.955*** (0.539)	3.024*** (0.537)	3.096*** (0.537)	3.171*** (0.535)
$RES \times \text{人口密度}$	0.228*** (0.025)	0.227*** (0.025)	0.232*** (0.025)	0.231*** (0.025)
$\ln(\text{地块至市中心距离})$	-0.189*** (0.026)	-0.206*** (0.028)	-0.189*** (0.026)	-0.207*** (0.028)
$Auction$ (拍卖=1, 挂牌=0)	0.435*** (0.013)	0.435*** (0.013)	0.166*** (0.026)	0.165*** (0.026)
$RES \times FAR_{max}$	0.217*** (0.004)	0.218*** (0.004)	0.217*** (0.004)	0.217*** (0.004)
$(1-RES) \times FAR_{min}$	-0.113*** (0.014)	-0.113*** (0.014)	-0.109*** (0.014)	-0.109*** (0.014)

^① 我们使用了三个地块特征可观测变量, 可能仍然遗漏一些不可观测的地块特征变量(如土地整理成本)。我们采用 Bellows 和 Miguel (2009) 和 Nunn 和 Wantchekon (2011) 的方法, 评估不可观测变量对估计结果的可能影响。结果表明不可观测变量对估计结果的影响比较小。

(续表)

	因变量： $\ln(Price)$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$RES \times \ln(\text{地块至市中心距离})$		0.016 (0.012)		0.017 (0.012)
$RES \times Auction$			0.325*** (0.030)	0.325*** (0.030)
网格 (0.05 经度 \times 0.05 纬度) - 年份固定效应	是	是	是	是
观测值	353 094	353 094	353 094	353 094
调整后的 R^2	0.864	0.864	0.865	0.865

注：括号内估计标准误差调整在城市聚类层面上。*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$ 。

表 4 考察地方政府对土地财政的依赖程度和对住房市场的控制程度如何影响住宅与工业用地的价格差异，以检验推断 8 和推断 9。表 4 第（1）列仍然重复表 2 第（5）列的结果，第（2）列的回归自变量中放入全市上一个年份的土地财政依赖程度即土地出让金/（土地出让金+预算内收入）与 RES 的交互项。土地财政依赖程度变量滞后一期在一定程度上避免了土地价格对同期财政收入的影响。回归系数表明地方政府的土地依赖程度增加 1 个百分点，住宅与工业用地的对数价格差扩大 1.2 个百分点。因为全市土地财政依赖程度的标准差是 0.146，也可以说地方政府的土地财政依赖程度增加 1 个标准差，土地价格差异扩大 17.5 个百分点。第（3）列中市辖区上一个年份的土地财政依赖程度与 RES 交互项的估计系数说明市区的土地财政依赖程度增加 1 个百分点，住宅与工业用地的对数价格差扩大 1.07 个百分点。根据样本中市辖区土地财政依赖程度的标准差是 0.197，可知市辖区的土地财政依赖程度增加 1 个标准差，对数价格差扩大约 21 个百分点。特别值得注意的是，在控制地方政府对土地财政的依赖程度以后，第（2）和（3）列中 RES 的系数相对于第（1）列分别下降了 45% 和 60% 左右。这说明地方政府对土地财政的依赖程度是住宅用地价格高于工业用地背后的重要因素。

本文接着考察地方政府对房地产市场的控制程度与住宅与工业用地价格差异的关系，以检验推断 9。1998 年乃至 2004 年前，国有和集体单位，尤其是集体单位，是住房市场的重要提供者。这些单位提供的住房在住房市场中占的比重越高，地方政府对房地产市场的控制程度越低。由于本文只能找到 1985 年住房普查（据作者所知，截至目前唯一一次）数据。本文需要假设集体单位在住房供应中的比重从 1985 年到 1998 年基本不变或者两者之间相关性大。考虑到 1998 年之前中国土地市场发展缓慢，上述假设相对合理。

在上述假设下，第（4）列放入 1985 年集体单位住房占比与 RES 交互项。集体单位住房占比可能还反映了住房需求，不能完全解释为地方政府对房地产市场的控制程度。占比高的城市可能是过去的老工业城市，这些城市在 2004 年之后经历了更快速的人口外流，住房需求减少降低了住宅用地的需求和价格。为排除这一解释，第（4）列

同时放入老工业城市 0-1 变量与 RES 的交互项。^①

集体单位住房占比交互项的估计系数说明,地方政府对房地产市场的控制程度增加(即集体单位住房占比下降)1个百分点,住宅与工业用地的对数价格差扩大1.2个百分点。或者地方政府对房地产市场的控制程度增加1个标准差,对数价格差大约扩大4.8个百分点。老工业城市与RES的交互项系数为负,说明住房需求减少确实降低了价格差异。

同时,表4的回归结果仍然验证了命题1至命题4。

表4 土地价格差与地方政府财政和住房资源

	因变量: $\ln(Price)$			
	(1)	(2)	(3)	(4)
RES (住宅用地=1, 工业用地=0)	1.114*** (0.022)	0.618*** (0.037)	0.454*** (0.044)	1.320*** (0.042)
RES $\times \ln(TFP)$	0.728*** (0.125)	0.569*** (0.119)	0.654*** (0.118)	0.561*** (0.130)
RES $\times (\text{建成区面积}/\text{全市面积})$	2.955*** (0.539)	3.194*** (0.495)	5.724*** (0.539)	4.002*** (0.562)
RES $\times \text{人口密度}$	0.228*** (0.025)	0.163*** (0.024)	0.134*** (0.024)	0.134*** (0.027)
RES $\times \text{全市土地出让金} / (\text{全市土地出让金} + \text{预算内收入})$		1.202*** (0.069)		
RES $\times \text{市区土地出让金} / (\text{市区土地出让金} + \text{预算内收入})$			1.070*** (0.064)	
RES $\times \text{集体单位住房占比}$				-1.166*** (0.257)
RES $\times \text{老工业城市} (=1, \text{其他城市}=0)$				-0.278*** (0.026)
地块特征	是	是	是	是
网格 ($0.05 \text{ 经度} \times 0.05 \text{ 纬度}$) 一年份固定效应	是	是	是	是
观测值	353 094	347 673	347 673	319 897
调整后的 R^2	0.864	0.867	0.867	0.863

注: 地块特征包括容积率、地块至市中心距离的对数值和出让方式。容积率包括RES与容积率上界的交互项,(1-RES)与容积率下界的交互项。括号内估计标准误差调整在城市聚类层面上。^{***} $p < 0.01$, ^{**} $p < 0.05$, ^{*} $p < 0.1$ 。

^① 老工业基地城市名单来自国家发展和改革委员会下发的《全国老工业基地调整改造规划(2013—2022年)》(国务院公报2013年第19号),详见http://www.gov.cn/gongbao/content/2013/content_2441018.htm,访问时间:2024年4月15日。

七、政策含义和研究局限

本文使用经典的垄断市场三级价格歧视框架，在理论上分析了中国住宅用地与工业用地价格差异产生和不断扩大的机制及其特征。在实证上使用2007—2016年间通过“招拍挂”方式出让的地块数据，结合城市特征数据，采用土地特征价格回归模型验证了理论推断。

本文的理论模型和实证结果有助于系统地理解中国城市住宅用地价格高于工业用地的现象。这种价格差异通过两个途径影响社会福利：一是导致配置效率损失，过高的住宅用地价格抑制家庭户的住房需求，过低的工业用地价格带来工业用地的浪费；二是造成收入再分配效应，价格歧视使得家庭户的收入转化为房地产开发商的利润和地方政府的土地收益。

此外，本文有如下政策含义。首先，本文发现住宅用地与工业用地的价格差异与城市技术水平和人口密度正相关。这说明在技术先进、经济发展水平高、外来人口多、城市人口密度大的发达地区，住宅用地供应不足的原因并不单纯是土地配额制度带来的限制，还包括这些地区地方政府实施价格歧视的意愿更强，更不愿意增加住宅用地供应。其次，本文发现住宅用地与工业用地的价格差异与建成区面积占比（城市建设用地利用强度）正相关。这表明，为了控制房价快速上涨的势头，可以考虑扩大市辖区面积，从而增加市区土地面积。现实中，城区面积越大，地方政府越有意愿增加住宅用地供应，从而带动城市建设和发展。最后，降低地方政府对土地财政的依赖程度和对住房市场的控制程度，也有助于增加住宅用地供应，控制房价上涨。

本文在以下方面还有改进空间。由于数据的限制，除了控制土地财政依赖程度外，本文无法直接观察和获取地方政府价格歧视的意愿变量，也就无法很好地解决回归中因遗漏这一变量可能造成的内生性问题。本文也没有地方政府的实际可供用地及对住房市场的控制程度方面的数据，来更精确地控制影响住宅用地价格和工业用地价格的供求因素。

参考文献

- [1] Bellows, J., and E. Miguel, “War and Local Collective Action in Sierra Leone”, *Journal of Public Economics*, 2009, 93, 1144-1157.
- [2] Bhatt, V., M. Liao, and M. Zhao, “Government Policy and Land Price Dynamics: A Quantitative Assessment of China’s Factor Market Reforms”, *Regional Science and Urban Economics*, 2023, 98, 103854.
- [3] Brueckner J., S. Fu, Y. Gu, and J. Zhang, “Measuring the Stringency of Land-Use Regulation: The Case of China’s Building-Height Limits”, *Review of Economics and Statistics*, 2017, 99 (4), 663-677.
- [4] Cai, H., J. Henderson, and Q. Zhang, “China’s Land Market Auctions: Evidence of Corruption?”, *Rand Journal of Economics*, 2013, 44 (3), 488-521.
- [5] Cai, H., Z. Wang, and Q. Zhang, “To Build above the Limit? Implementation of Land Use Regulations in Urban China”, *Journal of Urban Economics*, 2017, 98, 223-233.
- [6] 范剑勇、莫家伟，“地方债务、土地市场与地区工业增长”，《经济研究》，2014年第1期，第41—55页。
- [7] He, Z., S. Nelson, Y. Su, A. Zhang, and F. Zhang, “Is There an Industrial Land Discount in China? A Public

- Finance Perspective”, University of Chicago, Becker Friedman Institute for Economics Working Paper No. 2022-24.
- [8] Henderson, V., D. Su, Q. Zhang, and S. Zheng, “Political Manipulation of Urban Land Markets: Evidence from China”, *Journal of Public Economics*, 2022, 214, 104730.
- [9] Li, H., and L. Zhou, “Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China”, *Journal of Public Economics*, 2005, 89, 1743-1762.
- [10] Nunn N., and L. Wantchekon, “The Slave Trade and the Origins of Mistrust in Africa”, *American Economic Review*, 2011, 101, 3221-3252.
- [11] Olley, G., and A. Pakes, “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry”, *Econometrica*, 1996, 64 (6), 1263-1297.
- [12] Rosen, S., “Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition”, *Journal of Political Economy*, 1974, 82, 34-55.
- [13] 孙林秀、周飞舟,“土地财政与分税制:一个实证解释”,《中国社会科学》,2013年第4期,第40—59页。
- [14] 陶然、袁飞、曹广忠,“区域竞争、土地出让与地方财政效应:基于1999~2003年中国地级城市面板数据的分析”,《世界经济》,2007年第10期,第15—27页。
- [15] 王媛,“政府干预与地价扭曲——基于全国微观地块数据的分析”,《中国经济问题》,2016年第5期,第29—41页。
- [16] 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”,《管理世界》,2016年第5期,第18—31页。
- [17] Wheaton, W., “Land Use and Density in Cities with Congestion”, *Journal of Urban Economics*, 1998, 43, 258-272.
- [18] Wu, Q., Y. Li, and S. Yan, “The incentives of China’s Urban Land Finance”, *Land Use Policy*, 2015, 42, 432-442.
- [19] Yan, S., X. Ge, and Q. Wu, “Government Intervention in Land Market and Its Impacts on Land Supply and New Housing Supply: Evidence from Major Chinese Markets”, *Habitat International*, 2014, 44, 517-527.
- [20] 杨广亮,“政企关系影响土地出让价格吗?”,《经济学》(季刊),2018年第18卷第1期,第193—212页。
- [21] 郑思齐、师展,“‘土地财政’下的土地和住宅市场:对地方政府行为的分析”,《广东社会科学》,2011年第2期,第5—10页。
- [22] 朱道林、李瑶瑶,“新时代土地储备制度面临的问题及发展趋势”,《中国发展》,2021年第4期,第60—63页。
- [23] 左翔、殷醒民,“‘土地财政’模式与地方公共品供给”,《世界经济文汇》,2014年第4期,第88—102页。

Why Is the Price Disparity Between Residential and Industrial Land Prices Widening?

LIAO Mouhua

(Fujian Polytechnic Normal University)

YANG Guangliang*

(Huaqiao University)

ZHAO Minqiang

(Xiamen University)

Abstract: A notable phenomenon in China's land market is that residential land prices are substantially higher than industrial ones, and this gap is widening. We construct a theoretical model, which features local government competition for investment and different demand elasticities for various land uses, to examine the mechanisms that generate this widening disparity in land prices. We then use the 2007-2016 land transaction data to verify our theoretical predictions. Our empirical results show that the price disparity becomes larger when local governments have more power to monopolize housing supply or when their public finances are more reliant on land revenues.

Keywords: land market; elasticity of demand; land price disparity

JEL Classification: R52, R14, H72

* Corresponding Author: YANG Guangliang, the Institute for Quantitative Economics, Huaqiao University, Xiamen Campus, No. 668 Jimei Avenue, Xiamen, Fujian 361021, China; Tel: 86-592-6167070; E-mail: yanggl@hqu.edu.cn.