

人地匹配视角下我国住宅用地供给的空间效率分析

——兼论用地指标跨区域交易的作用

李小帆*

摘 要: 长期以来,我国住宅用地供给向中西部地区和中小城市倾斜,由此形成人口流出区域土地宽松与人口流入区域土地紧缺并存的局面。借助新兴经济地理模型,本文通过结构式估计方法量化分析了与人口流向相悖的住宅用地供给所产生的影响。结果表明,我国住宅用地供给的空间分布效率较低,这显著抬升了大城市房价,阻碍人口聚集,并最终降低了我国实际 GDP 和居民总体福利。分析表明,给定各城市获得的用地指标,如果允许住宅用地供给不足的大城市从供给宽松的中小城市购买部分用地指标,我国经济的空间分布效率将大幅改善。

关键词: 土地空间配置;资源空间错配;用地指标跨区域交易

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2023.05.19

一、引 言

2020 年由中共中央、国务院发布的《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》(以下简称《意见》)指出要促进要素自主流动、提高要素配置效率。土地和劳动力作为《意见》重点提及的两种生产要素,两者在空间上的匹配程度将很大程度上决定我国经济整体空间分布效率。为了提高土地的空间配置效率,《意见》专门指出要探索建立全国性的建设用地指标、补充耕地指标跨区域交易机制。

根据国土资源部(现为自然资源部)发布的《全国城镇土地利用数据汇总成果分析报告》,我国住宅用地供给明显向中西部地区和中小城市倾斜。但从人口流动的角度看,中西部地区以及中小城市恰恰是主要的人口流出地。因此,我国面临着人口流出区域土地宽松与人口流入区域土地紧缺并存的局面(如陆铭等,2015;余吉祥和沈坤蓉,2019)。

基于此,本文将重点回答两个问题。第一,偏向中西部地区和中小城市的住宅用地供给对于我国人口流动、房价分化等重要问题产生了怎样的影响,它是否抑制了我国的经济效率和社会福利?第二,给定目前各地的用地指标,在耕地占补平衡的基础上,允许人口流入但土地紧缺的城市向人口流出但土地宽松的城市购买一定的用地指标,将对

* 李小帆,对外经济贸易大学中国世界贸易组织研究院。通信地址:北京市朝阳区惠新东街 10 号对外经济贸易大学科研楼,100029;电话:(010) 64495782;E-mail: XIAOFANLI@uibe.edu.cn。作者感谢 2022 年度教育部人文社会科学重点研究基地重大项目(22JJD810003)、对外经济贸易大学中央高校基本科研业务费专项资金(CXTD14-02)的资助。作者感谢匿名审稿人和主编的宝贵意见,文责自负。

我国经济产生怎样的积极影响?

本文首先构建和估计了包含国内外贸易以及国内区域间人口流动的新兴经济地理模型。在此基础上,本文通过如下两个反事实研究,围绕人地匹配的视角分析了土地供给空间分布的影响。陆铭等(2015)指出,我国土地供给的空间分布在2004年开始出现向中西部倾斜的趋势。本文的第一个反事实研究表明,偏向中西部和中小城市的住宅用地供给明显降低了我国经济的空间分布效率,并通过抬高大大城市的房价收入比率阻碍人口聚集,进而一定程度上导致我国城市人口分布的扁平化特征。反事实分析表明,如果保持2005年各城市住宅用地相对总量不变,我国的实际GDP以及社会总福利将分别提高0.38%和0.65%。本文的第二个反事实研究探讨了住宅用地指标跨区域交易的作用。^①结果表明,在保持全国住宅用地供给总量不变的情况下,允许住宅用地供给相对不足的大城市从供给过于宽松的中小城市购买一部分用地指标,将一定程度缓解大大城市的房价压力,提高我国人口的空间分布效率。参与用地指标交易的双方均能从中获益。同时,由于城市间的空间经济联系(如商品的国内贸易、人口流动)等,未参与指标交易的其他城市也能够从中受益。最后,本文发现人均土地拥有量紧缺,生产率和宜居程度较高的区域应该更多地购买用地指标。

本文的后续安排如下。第二部分为文献综述;第三部分利用数据讨论了我国目前住宅用地供给的空间特征;第四、五部分分别为本文空间经济模型的建立与估计;第六部分为反事实分析,讨论了我国住宅用地空间分布效率的变化及其影响,以及住宅用地指标跨区域交易的作用;最后第七部分为本文的结论和政策建议。

二、文献综述

部分文献讨论了我国偏向中西部地区和中小城市的土地供给所造成的影响。陆铭等(2015)、韩立彬和陆铭(2018)指出,2003年以后主要的人口流入地(包括沿海地区和内地大城市)的土地供给受到较明显的限制,导致城市之间房价的分化以及东部地区劳动力成本的显著上升。余吉祥和沈坤蓉(2019)、沈坤荣和赵倩(2020)指出我国目前土地供给存在明显的空间错配。陈斌开和杨汝岱(2013)以及范剑勇等(2015)的研究都证实土地供给的增加可以有效抑制房价过快上涨。基于这些研究,人口主要流入城市的土地供给不足将显著抬升当地房价,进而阻碍人口聚集。高波(2012)、周颖刚等(2019)、张莉等(2017)、宋弘和吴茂华(2020)为此提供了经验证据。

^① 2020年元旦开始实施的《土地管理法》,其核心之一就是探索增减挂钩指标、耕地占补平衡指标跨区域交易。黄奇帆(2020)对建设用地指标跨区域交易作了较细致的分析。他将用地指标交易总结为两类:耕地占补平衡指标和城乡建设用地指标。两者本质上都是在保持耕地总面积不变的情况下,一个区域将用地指标转让给另一个区域。例如,2018年,云南将3万亩建设用地指标调剂给上海,并获得150亿元转让收入。陆铭(2010)指出在全国范围内建立跨地区建设用地指标交易机制,既要在中央政府配置的建设用地指标上进行,还应在农村宅基地所对应的建设用地指标上进行。同时建设用地指标的跨地区配置范围可以扩大到省与省之间、内地与沿海之间。陆铭(2010)专门指出中央把建设用地指标配置给欠发达地区,这些地区又通过市场交易把获得的多余指标转让给土地增值收益更大的地区,以获得相应财政收入,这实际就是财政转移机制,是科斯定理的一种实践。陆铭等(2021)根据对山西省吕梁市的调研,记录了当地通过闲置农村宅基地复垦进行建设用地指标交易的案例。

住宅用地供给的空间分布很大程度上决定了人口和相关经济活动的空间分布效率。近年来，空间错配作为资源错配视角（Hsieh and Klenow, 2009）在空间上的延申，逐渐得到学者关注（Fajgelbaum et al., 2019; Ossa, 2018; Hsieh and Moretti, 2018）。本文同样基于资源空间错配的视角，讨论我国土地供给的空间分布对于整体经济效率的影响。

本文还从土地供给的角度解释了 Au and Henderson (2006)、Chauvin et al. (2017)、李松林和刘修岩 (2017) 指出的我国城市人口分布呈现扁平化特征。潘士远等 (2018)、梁琦等 (2013) 分别从劳动力空间错配和户籍制度两方面对此进行了解释。本文的研究则从土地供给的角度对此进行了解释。

综上，本文的贡献主要体现在如下三点。第一，本文从整体上量化分析了我国偏向中西部和中小城市的土地供给对于人口分布、经济效率、福利水平的影响。人口流动是区域间相互作用的结果，利用结构估计方法能够更好地捕捉区域间广泛存在的一般均衡效应，因而能够更好地评估我国住宅用地供给的影响。第二，本文基于模型分析了用地指标跨区域交易的作用，这为探索和完善全国性建设用地指标跨区域交易提供了政策参考。第三，我国城市人口分布扁平化特征得到较多学者的关注，本文从土地空间配置的角度补充了对该现象的解释。

三、我国 2005—2015 年住宅用地的空间配置

我们首先分析 2005—2015 年间我国住宅用地供给和城市人口的空间分布情况。利用 2005—2015 年土地出让数据，可以计算这期间各城市住宅用地供给数量。城市人口分布的数据来自 2005 年和 2015 年人口抽样调查数据。利用两年人口抽样调查数据计算当年各城市人口规模的相对大小，并利用全国总计城市人口调整各城市人口的绝对数量。根据 2005—2015 年住宅用地供给与各地城市人口分布的数据，我们发现各城市住宅用地供给总量与城市人口绝对增量呈正相关关系，两者相关系数为 0.62。但是进一步分析表明，各城市住宅用地供给与城市人口增长的相对速度存在显著差异，即部分城市的住宅用地供给明显小于其人口增长的速度，而部分城市的情况则刚好相反。

图 1 横轴反映了 2015 年各地城市人口规模，纵轴反映了各城市新增住宅用地配置与城市人口配置的缺口。具体地，我们将各城市新增住宅用地配置份额 t_n 定义为 n 地新增住宅用地占全国总计新增住宅用地的比重，同时按类似方式定义城市人口配置份额 l_n 。配置缺口则为 $t_n - l_n$ ，缺口大于 0，表明 n 地住宅用地供应偏松，相反则相对偏紧。如图所示，2005—2015 年间，我国中小城市的住宅用地供给明显偏松，而大城市的住宅用地供给则明显偏紧，其中东莞、北京、深圳、天津和上海尤为突出。^①

^① 为了保证稳健性，我们尝试了其他两种不同方法构建的城市人口规模。第一，我们在统计口径上将城镇人口纳入城市人口范围进行计算。第二，我们在城镇人口中剔除了居住在自建住房中的人口。利用以上两种方法，结果依然清楚地表明我国大城市住宅用地供给偏紧，中小城市则相反。

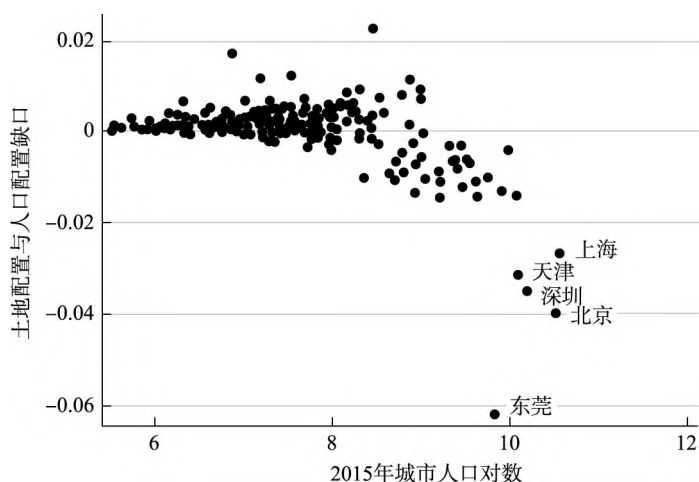


图1 城市人口规模与土地、人口配置缺口

表1从人均住宅用地的角度讨论住宅用地配置与城市人口配置的匹配情况。如表所示,2005年人均住宅用地量与城市人口规模的相关系数约为 -0.36 ,即人口规模较大的城市人均住宅用地较少,这一关系本身符合预期。但是到2015年,该相关系数为 -0.55 ,负相关性增强了近50%。这表明住宅用地与城市人口的匹配关系在2005—2015年间有所恶化。

表1第三行计算了人口规模与剔除掉新增用地之后人均住宅用地的关系。剔除掉新增用地是指我们将分子的 T_{2015} 替换成 T_{2005} 。如果人口规模与人均土地拥有量之间的负相关关系增强主要是由于人口进一步向大城市聚集,那么即使剔除掉新增用地,两者负相关关系依然应该显著增强。但是如表所示,在剔除掉新增用地之后,人均住宅用地与城市人口规模的相关性与2005年情况十分接近。这表明2005—2015年间住宅用地与城市人口匹配关系的恶化主要是住宅用地供给向中小城市倾斜的结果。^①这与2015年中国国土勘测规划院发布的《全国城镇土地利用数据汇总报告》一致,即城市规模越小,住宅用地增长相对越快。

表1 城市人口规模与人均土地拥有量相关性

相关系数	
$\text{corr}(L_{2005}, T_{2005}/L_{2005})$	-0.356
$\text{corr}(L_{2015}, T_{2015}/L_{2015})$	-0.553
$\text{corr}(L_{2015}, T_{2005}/L_{2015})$	-0.348

最后,需要指出大城市住宅用地供给严重不足的原因主要是我国用地指标向中西部和中小城市倾斜。以深圳为例,作为人均建设用地最为紧缺的城市之一,《深圳市土地利用总体规划(2006—2020年)》仍规定深圳有近50%的土地由于生态保护不能开发(包括耕地、园地、林地和草地),其中耕地为36.2平方千米,相当于深圳市现有住宅

^① 中小城市自身的城市化过程导致它们的城市人口也有较快增长,这一定程度上抵消了人口向大城市聚集的影响。因此,如果仅考虑人口分布的变化,人均住宅用地与人口规模的相关性十分接近。

用地面积的17%。由于缺乏各城市耕地面积的具体数据，我们以各城市建成区面积占市区面积比重来反映各城市住宅用地供给潜力。如果人均住宅用地拥有量与城市人口规模之间负相关关系的增强主要是由于大城市自身严重缺乏潜在的可供土地，那么我们应该预期土地配置与城市人口配置缺口越大的城市，建成区占市区面积的比重应该越大。但是如附录图A1^①所示，两者并不存在明显的负向关系。由此，大城市住宅用地不足的主要原因并非自身可用建设用地不足。

四、空间经济模型的建立

本文的研究采用了基于空间经济模型的结构分析范式 (Redding, 2016; Redding and Rossi-Hansberg, 2017)。Tombe and Zhu (2019)、Fan (2019)、Ma and Tang (2020) 利用该研究范式讨论了中国人口迁移等相关问题。以下理论模型的构建和估计主要是借鉴了上述研究的成果。

(一) 消费与迁移

劳动者 ζ 从 i 地迁移至 n 地的效用函数为：

$$u_{ni}(\zeta) = a_n \left(\frac{C_n(\zeta)}{\eta} \right)^\eta \left(\frac{h_n(\zeta)}{1-\eta} \right)^{1-\eta} \tau_{ni}^{-1} \chi_n(\zeta), \quad (1)$$

其中， a_n 表示迁移目的地 n 的宜居程度。 τ_{ni} 表示劳动者从 i 地迁移至 n 地所需要承担的迁移成本。 $C_n(\zeta)$ 为劳动者 ζ 迁入 n 地之后在当地消费的制造业和服务业产品， $h_n(\zeta)$ 表示当地的住房消费， η 为产品消费比重。 $\chi_n(\zeta)$ 表示个体劳动者对于 n 地的个体偏好。本文假设个体偏好为服从如下 Fréchet 分布的随机变量：

$$\chi_n \sim G(\chi) = e^{-\chi^{-\epsilon}}, \quad (2)$$

其中， ϵ 为 Fréchet 分布的形状参数。

制造业产品和服务业产品按照如下柯布-道格拉斯函数组成最终消费品， ρ 表示制造业产品消费比重：

$$C_n(\zeta) = \left[\frac{1}{\rho} c_n^M \right]^\rho \left[\frac{1}{1-\rho} c_n^S \right]^{(1-\rho)}. \quad (3)$$

各行业最终品由行业内连续性产品按照常数替代弹性 (CES) 函数形式组成。 $c^j(\omega)$ 表示 j 行业 ω 产品 ($\omega \in (0, 1)$)，其中 $j=M, S$ 。 σ 为行业内产品间替代弹性：

$$c_n^j = \left[\sum_{\omega} c^j(\omega)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma}{\sigma-1}} \quad (4)$$

劳动者在迁入 n 地之后在当地提供劳动并获得相应的工资收入 w_n ，并将收入全部用于消费。具体而言，以 P_n^M 、 P_n^S 和 P_n^H 分别代表制造业产品、服务业产品及住房的价格。 n 地消费者面临如下预算约束：

$$P_n^M c_n^M + P_n^S c_n^S + P_n^H h_n \leq w_n. \quad (5)$$

根据式 (1) 效用函数形式，我们可以将劳动者在 n 地的实际收入 (或实际消费)

^① 限于篇幅，附录未在正文报告，感兴趣的读者可在《经济学》(季刊) 官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载。

表示为名义工资收入除以当地的消费价格指数,即

$$U_n = \frac{\omega_n}{[(P_n^M)^\rho (P_n^S)^{1-\rho}]^\eta (P_n^H)^{1-\eta}}. \quad (6)$$

给定 n 地的宜居程度 a_n 、实际收入水平 U_n 以及 n 、 i 之间的迁移成本,基于个体偏好冲击下的最优迁移决策, i 地劳动者迁移至 n 地的概率为

$$\lambda_{ni} = \frac{(a_n U_n)^\epsilon \tau_{ni}^{-\epsilon}}{\sum_{n'} (a_{n'} U_{n'})^\epsilon \tau_{n'i}^{-\epsilon}}. \quad (7)$$

在式(1)中异质性偏好冲击 $\chi_n(\zeta)$ 实现之前, n 地居民将可能迁移至任意目的地。因此,基于人口迁移偏好的异质性冲击, n 地居民预期的社会福利 W_n 将取决于迁移至不同地区的福利水平的平均值,即

$$W_n = \gamma \left(\sum_{n'} \left(\frac{a_{n'} U_{n'}}{\tau_{n'n}} \right)^\epsilon \right)^{\frac{1}{\epsilon}},$$

其中, $\gamma = \Gamma\left(\frac{\epsilon-1}{\epsilon}\right)$ 。

(二) 住房市场

本文假设住房生产函数为如下柯布-道格拉斯形式:

$$H_n = (T_n)^b \left(\frac{L_n^H}{1-b} \right)^{1-b}, \quad (8)$$

其中, T_n 、 L_n^H 分别表示 n 地住房生产所使用的住宅用地及劳动力投入。 b 为住房生产中土地投入比重。根据式(1)效用函数, n 地消费者对于住房的需求为 $(1-\eta)\omega_n L_n$ 。根据式(8)住房生产函数, n 地住房市场供应为 $(1/(1-b))\omega_n L_n^H$ 。利用住房市场出清条件,容易计算 n 地用于住房建设的劳动者占 n 地总劳动者的比重为

$$\frac{L_n^H}{L_n} = (1-b)(1-\eta). \quad (9)$$

将式(9)代入住房生产函数,并根据市场出清条件可以计算 n 地劳动者的人均住房消费量为

$$h_n = (1-\eta)^{1-b} \left(\frac{T_n}{L_n} \right)^b, \quad (10)$$

也即, n 地人均住房消费量取决于当地的人均住宅土地拥有量。此外,根据式(8),我们能够根据 n 地住房供给按照如下方式表示:

$$P_n^H H_n = (1/b)r_n T_n, \quad (11)$$

其中, r_n 表示 n 地土地价格。

(三) 生产与贸易

i 地 j 行业 ω 产品的生产函数如下:

$$y_i^j(\omega^j) = z_i^j \epsilon(\omega^j) \left(\frac{l_i^j(\omega^j)}{\mu^j} \right)^{\mu^j} \left(\frac{m_i^j(\omega^j)}{1-\mu^j} \right)^{1-\mu^j}, \quad (12)$$

其中, z_i^j 表示 i 地 j 行业基础性生产率。 $\epsilon(\omega^j)$ 表示生产者的个体生产率。与 Eaton and

Kortum (2002) 相同，我们假设个体生产率为随机变量，且服从形状参数为 θ 的 Fréchet 分布。 $l_i^j(\omega^j)$ 表示雇用的劳动数量， $m_i^j(\omega^j)$ 表示生产中使用的中间品数量。中间品的组成方式与式 (3) 所示的最终消费品的组成方式相似，即

$$m^j = \left[\frac{1}{\gamma^j} \sum_{\omega} y^{M,j}(\omega)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma-1}{\sigma} \gamma^j} \left[\frac{1}{1-\gamma^j} \sum_{\omega} y^{S,j}(\omega)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right]^{\frac{\sigma-1}{\sigma} (1-\gamma^j)}, \tag{13}$$

其中， γ^j 表示 j 行业中间品中制造业产品所占比重， $1-\gamma^j$ 则对应服务业产品所占比重。给定中间品价格和劳动力价格，生产者最优生产决策下每单位投入（包括劳动力和中间品）的成本为

$$c_i^j = \omega_i^{\mu^j} [(P_i^M)^{\gamma^j} (P_i^S)^{1-\gamma^j}]^{1-\mu^j}. \tag{14}$$

本文假设制造业中的连续性产品可以在不同区域进行贸易，服务业中的连续性产品则必须由本地供应，不能贸易。与 Eaton and Kortum (2002)、Caliendo and Parro (2015) 相同，在完全竞争的市场中，根据服从 Fréchet 分布的个体生产率，我们能够计算 n 地从 i 地购买的制造业产品在 n 地制造业产品总需求中的比重为：

$$\pi_{ni} = \frac{\left(\frac{d_{ni} c_i^M}{z_i^M} \right)^{-\theta}}{\sum_{i'} \left(\frac{d_{ni'} c_{i'}^M}{z_{i'}^M} \right)^{-\theta}}. \tag{15}$$

由于服务业产品不能直接贸易，所以 n 地的服务业最终品价格仅取决于当地的生产条件，包括单位投入成本和服务业生产率。相反，由于制造业能够在各地间进行贸易，所以 n 地制造业产品的最终价格不仅取决于当地的生产条件，也取决于它能否以较低成本从其他区域购买廉价产品。具体而言， n 地服务业和制造业最终品价格如下所示：

$$P_n^S = \Gamma \frac{c_n^S}{z_n^S},$$

$$P_n^M = \Gamma \left[\sum_i \left(\frac{d_{ni} c_i^M}{z_i^M} \right)^{-\theta} \right]^{-1/\theta},$$

其中， $\Gamma = \Gamma \left(\frac{\theta+1-\sigma}{\theta} \right)^{\frac{1}{1-\sigma}}$ 。

(四) 政府

在本文的模型中，政府通过提供住宅建设用地获得土地收入，同时将土地收入用于基础设施建设，以提高当地生产率水平。具体而言，本文假设式 (12) 中基础性生产率由如下方式决定：

$$z_n^M = (G_n)^\varphi (z_{n,0}^M)^{1-\varphi}, \tag{16}$$

其中， G_n 表示 n 地地方政府实际的基础设施投入， $z_{n,0}^M$ 表示 n 地外生的生产率。参数 φ 则决定了当地生产率对于本地基础设施投入的弹性。

本文在后续的研究中将讨论跨区域用地指标交易问题。因此，我们假设地方政府的收入一方面取决于当地实际提供土地所获得的收入，另一方面也取决于跨区域出售或者购买用地指标的收入或者支出。具体地，地方政府面临的预算约束如下：

$$G_n P_n^G = r_n T_n + f_n, \quad (17)$$

其中, P_n^G 为 n 地基础设施投入的价格, $G_n P_n^G$ 则为地方政府的支出。 $r_n T_n$ 为地方政府出让土地所获得的土地收入, f_n 为跨区域转让和购买用地指标的收入或者支出, 且满足

$$\sum_n f_n = 0.$$

(五) 市场出清与均衡

在上述住房市场部分, 我们已经由土地市场和住房市场出清条件求解了人均住房消费量和住宅用地价格。为了计算模型均衡, 本文还需要如下市场出清条件以及贸易平衡假设:

住房市场出清:

$$P_n^H H_n = (1 - \eta) \omega_n L_n. \quad (18)$$

劳动力市场出清:

$$L_n = L_n^M + L_n^S + L_n^H = \sum_i \lambda_{mi} L_{i,0}. \quad (19)$$

制造业市场出清:

$$X_n^M = \eta \sigma \omega_n L_n + (1 - \mu^s) \gamma^S X_n^S + (1 - \mu^M) \gamma^M X_n^M + \gamma^G G_n P_n^G. \quad (20)$$

服务业市场出清:

$$X_n^S = \eta (1 - \rho) \omega_n L_n + (1 - \mu^s) (1 - \gamma^S) X_n^S + (1 - \mu^M) (1 - \gamma^M) X_n^M + (1 - \gamma^G) G_n P_n^G. \quad (21)$$

贸易平衡假设:

$$X_n^M = \sum_i \pi_{in} X_i^M. \quad (22)$$

给定迁移成本和贸易成本 $\{d_{mi}, \tau_{mi}\}$, 各地外生变量 $\{L_{n,0}, T_n, z_{n,0}^M, a_n\}$, 弹性参数 $\{\sigma, \epsilon, \theta, \varphi\}$, 以及生产函数与效用函数中的投入比重与消费比重参数, 本文模型的市场均衡即为满足上述出清条件的劳动力配置、工资和价格 $\{L_n^M, L_n^S, \omega_n, r_n, P_n^M, P_n^S\}$ 。

五、模型校准

(一) 模型校准

生产函数式(12)、(13)中投入比重以及式(3)中制造业和服务业消费比重均来自2010年和2015年中国投入产出表。根据2010—2015年《中国城市统计年鉴》, 效用函数式(1)中住房消费比重为0.22。住房市场的生产函数式(8)中土地投入比重来自Gaubert(2018)。与大部分文献一致, 本文假设贸易弹性 $\theta = 4$ (Simonovska and Waugh, 2014)。根据Tombe and Zhu(2019)的估计, 我们假设迁移弹性 $\epsilon = 1.5$ 。最后, 2005年、2015年的人口分布来自对应年份的抽样人口调查数据。与陆铭等(2015)、韩立彬和陆铭(2018)等文献一致, 本文2005—2015年各城市住宅用地供给来自各城市土地交易数据。

本文理论模型中政府的公共投资对于当地生产率的促进作用本质上与传统的经济地

理模型中的聚集效应类似。容易证明，如果不存在贸易成本且各地基础性生产率 $z_{n,0}$ 相等，那么式 (16) 中的最终生产率可以写成如下形式： $z_n^M \propto L_n^{\tilde{\delta}}$ ，其中 $\tilde{\delta}$ 即为文献中的聚集效应。在本文模型中 $\tilde{\delta}$ 由多个模型参数决定，其中最重要的参数就是式 (16) 中的 φ 。即使本文模型存在贸易成本且各地基础性生产率不同，式 (16) 最终生产率仍然与各城市人口规模呈明显的对数线性关系。将 $\ln z_n^M$ 对 $\ln L_n$ 回归， R^2 为 0.87，这表明我们依然可以用一个线性关系去高度拟合最终生产率与人口规模的关系。 $\tilde{\delta}$ 在 Allen and Arkolakis (2014, 2019) 中均设置为 0.1。借鉴 Allen and Arkolakis (2014, 2019) 的取值，我们将 φ 设置为 0.103，这样对数线性关系中 $\tilde{\delta}$ 等于 0.1。具体的参数取值如表 2 所示。^①

表 2 参数校准

参数	描述	校准数值
b	住房生产函数中土地投入比重	0.45
η	消费中非住房消费比重	0.78
ρ	消费中制造业产品比重	0.41
μ^M	制造业生产中劳动报酬比重	0.22
μ^S	服务业生产中劳动报酬比重	0.45
γ^M	制造业中间品中制造业产品比重	0.77
γ^S	服务业中间品中制造业产品比重	0.43
θ	贸易弹性	4
ϵ	迁移弹性	1.5
φ	政府公共投资的生产率弹性	0.103

(二) 模型拟合

我们选取与本文研究密切相关的住宅用地价格讨论模型对于数据的拟合程度。首先，分别以实际数据和模型均衡产生的数据完成各城市住宅用地价格 ($\ln r_n$) 对城市人口规模 ($\ln L_n$) 与工资水平 ($\ln w_n$) 的回归，并比较回归系数。为了反映城市平均的住宅用地价格，我们在控制了每个交易中等级、容积率闲置、土地来源、土地交易方式和土地面积等地块信息的基础上，利用 2010—2015 年各城市每一笔住宅用地交易数据计算了各城市平均的住宅用地价格。结果表明，无论是实际数据还是模型均衡，人口规模较大的城市或者工资水平较高的城市往往具有较高的住宅用地价格。并且，利用实际数据和模型均衡计算的回归系数十分接近。

$$\ln r_n = \text{constant} + \beta_L \ln L_n + \beta_w \ln w_n + \epsilon_n,$$

数据： (0.24^{***}) (1.33^{***})

模型： (0.23^{***}) (1.01^{***})

^① 本文关于贸易成本和迁移成本的估计方法与李小帆和蒋灵多 (2020) 类似。限于文章篇幅，本文没有呈现关于贸易和迁移板块的具体估计方法和估计结果。

在此基础上,我们进一步直接比较各城市数据中住宅用地价格和模型均衡中住宅用地价格。我们将北京市地价标准化为1,所以附录图A2横轴纵轴的地价均为与北京市的相对地价。图A2横轴为模型均衡中各城市相对地价的对数值,纵轴为数据中各城市相对地价的对数值。如图所示,数据中反映的城市平均地价与模型均衡中的平均地价高度相关,相关系数为0.7。以上拟合结果表明,本文校准之后的理论模型能够较好地反映现实情况。

六、反事实分析

(一) 2005—2015年间土地空间配置的效率分析

与2005年相比,2015年的住宅用地一方面在全国总量上有所增加,另一方面在国内空间配置上也有所变化。我们通过去除住宅用地总量变化的影响,分析2005—2015年间住宅用地供给的空间配置效率。具体而言,我们比较如下两种情况的市场均衡。第一种情况为基准情况,即2015年住宅用地的数量和分布与实际情况一致。第二种情况为反事实情况,即在保证全国总计住宅用地存量与2015年实际情况相等的前提下,调整各地住宅用地以保证2015年各地住宅用地相对大小与2005年一致。

用数学符号表达,第一种情况下, $T_{i,2015} = T_{i,2005} + TS_{i,2005-2015}$ 。其中, $T_{i,2015}$ 和 $T_{i,2005}$ 分别表示*i*城市2015年、2005年的住宅用地总量, $TS_{i,2005-2015}$ 表示*i*城市2005—2015年间新增的住宅用地。第二种反事实情况下,2015年*i*城市住宅用地总量 $T_{i,2015}^{counterfactual}$ 满足如下等式:

$$T_{i,2015}^{counterfactual} = \left(\sum_i T_{i,2015} \right) \times \frac{T_{i,2005}}{\sum_i T_{i,2005}}$$

附录图A3横轴为反事实情况下2015年各城市住宅用地总量相对于基准情况的变化,纵轴为反事实情况下2015年人口分布相对于基准情况的变化,圆圈大小表示基准情况下2015年各城市的人口规模。如图所示,如果保持2005年住宅用地的空间分布不变,我国的大城市将出现较明显的人口增长,同时中小城市将出现较明显的人口减少。已有文献发现,我国城市体系中人口规模的分布较其他国家而言过于扁平化,附录图A3表明,我国住宅用地的空间错配是我国城市间人口分布扁平化的重要原因。

如表3所示,基准情况下,城市人口规模与名义房价、实际房价(名义房价与产品消费价格之比)的相关系数分别为0.67和0.55。反事实情况下,如果保持住宅用地的空间配置与2005年相同,城市人口规模与名义房价和实际房价的相关系数分别降至0.59和0.36,降幅分别为13%和34%。同时,表3表明反事实情况下人口规模与实际收入的相关性为0.57,较基准情况提高了近6%。这说明反事实情况下人口分布与实际收入的关系得以加强,空间经济效率提升。最后,在保持全国住宅用地总量不变的情况下,如果2015年城市住宅用地的相对大小与2005年一致,我国社会总福利和实际GDP将提高0.65%和0.38%。

表 3 2005 年与 2015 年住宅用地空间分布的影响

变量	基准情况	反事实情况	变化
人口规模与名义房价相关系数	0.67	0.59	-13%
人口规模与实际房价相关系数	0.55	0.36	-34%
人口规模与实际收入相关系数	0.54	0.57	5.5%
全国实际 GDP			0.38%
全国社会总福利			0.65%

由于本文是在全国土地供给总量一定的情况下考察不同的用地指标空间分配的影响，所以在反事实情形下，一些城市土地供给的增加就必然伴随一些城市土地供给的减少。由于各城市土地的变化有增有减，所以反事实情形下各城市的福利变动会出现相互抵消的情况，这导致总体福利和实际 GDP 变动幅度较小。但是，虽然直观上实际 GDP 和福利水平的变动较小，但是结合实际情况分析，土地配置的效应仍然相当可观。以实际 GDP 为例，表 3 所示的反事实情况下，全国实际 GDP 增加近 0.38%。考虑到 2015 年中国实际 GDP 约为 69 万亿人民币，那么土地配置改善能大约带来 2 600 亿元人民币的收入增长。最后需要指出的是，由于本文使用静态模型进行分析，无法反映用地指标空间配置调整的动态效应，所以可能会低估用地指标空间配置的影响。

(二) 住宅用地指标的跨区域交易

1. 相关模型设定

本文住宅用地指标跨区域交易的模型设定如下。以 $i (i \in Seller)$ 表示转让住宅用地指标的城市，以 $n (n \in Buyer)$ 表示购买用地指标的城市，其中 *Seller*、*Buyer* 分别表示转让和购买指标的城市集合。以 $TS_{i,2005-2015}$ 表示城市 i 在 2005—2015 年间获得的住宅用地指标，如果城市 i 将 $\varphi_{i,sell}$ ($0 \leq \varphi_{i,sell} \leq 1$) 比例的用地指标转让，那么它在 2015 年的住宅用地为 $T_{i,2005} + (1 - \varphi_{i,sell})TS_{i,2005-2015}$ 。^① 本文假设存在一个中介机构，将所有转让的指标收集起来并出售。以 TS 表示所有转让的用地指标之和，即

$$TS = \sum_{i \in Seller} \varphi_{i,sell} TS_{i,2005-2015}$$

购买住宅用地指标的城市 n 在总的转让土地指标 TS 中获得 $\varphi_{n,buy}$ 比例，其中 $\sum_n \varphi_{n,buy} = 1$ 。由此，购买指标的城市 n 在 2015 年的住宅用地为 $T_{n,2005} + \varphi_{n,buy} TS$ 。在此过程中，城市 i 获得转让收入，城市 n 则相应作出补偿。具体地，式 (17) 中跨区域转让和购买用地指标的收入和支出如下。

$$\text{转让方获得的补偿: } f_i = r_i (\varphi_{i,sell} TS_{i,2005-2015}),$$

$$\text{购买方支付的价格: } f_n = \varphi_{n,buy} \left(\sum_{i \in seller} f_i \right),$$

其中， r_i 为均衡情况下城市 i 的住宅用地价格。

^① 现实中出售用地指标的城市应该按照耕地占补平衡的原则增加与出售指标面积相等的耕地。为了简便分析，我们假设用地指标交易仅与城市的闲置用地相关，并且没有被开发的闲置用地不产生其他经济效益。

2. 用地指标交易的影响

为了简化分析,我们根据人口与土地配置情况、人均住宅用地拥有量以及城市规模,在285个地级市中选择部分城市作为用地指标购入方(图2(a)三角形所示),同时选择部分城市作为指标转让方(图2(b)菱形所示)。换言之,我们选择住宅用地供给偏紧但人口规模较大的城市作为住宅用地指标购入方,选择住宅用地供给偏松且在2015年人均住宅用地拥有量较大的城市作为指标转让方。由此,最终285个地级市中,有70个城市为指标转让方,34个城市为指标购入方。其中,位于中西部地区的指标转让方占70%左右,但位于中西部地区的指标购入方仅占约40%,并主要是中西部人口流入的大城市。

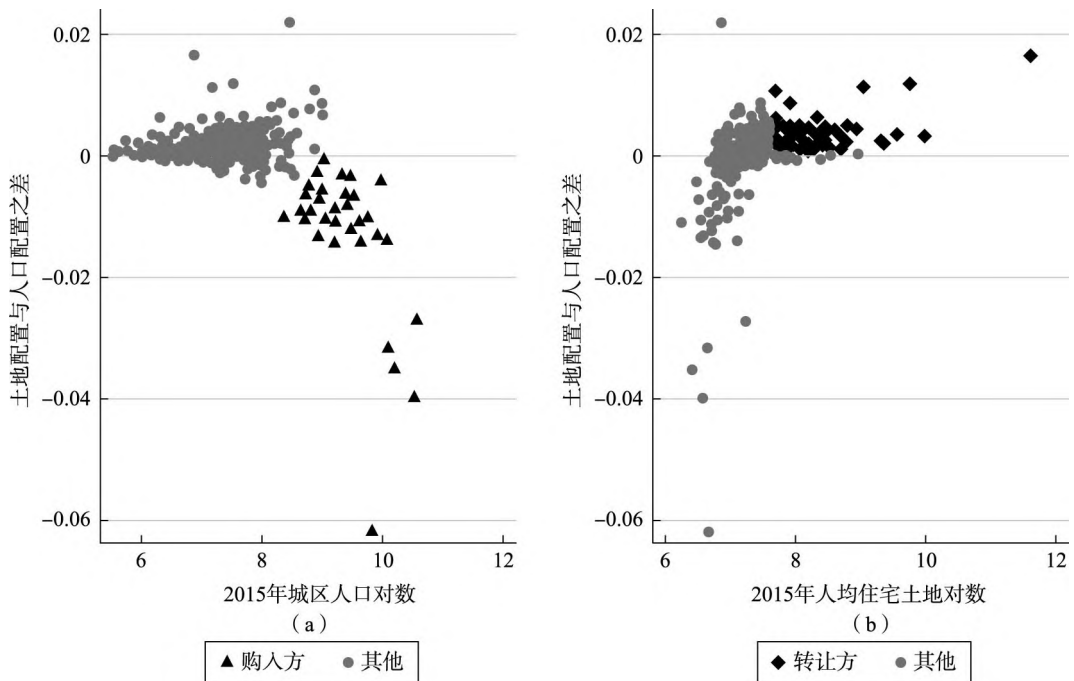


图2 用地指标购入方和转让方

本文假设住宅用地指标转让方统一出让20%的用地指标,即对于任意的 $i \in Seller$, $\varphi_{i, sell} = 0.2$ 。指标购入方则分为两种不同的情况。第一种情况下,在所有购入方中平均分配转让指标,也即34个购入方均以 $\varphi_{n, buy} = 1/34$ 的比例购入用地指标。第二种情况下,我们假设 $\varphi_{n, buy}$ 由各地2005年人均住宅用地拥有量、各地生产率和宜居程度决定。具体地,我们假设:

$$\varphi_{n, buy} = \kappa_1 \left(\frac{L_{n, 2005}}{T_{n, 2005}} \right) + \kappa_2 \bar{z}_n^M + \kappa_3 a_n.$$

我们通过最优化方法搜寻 $\kappa_1 - \kappa_3$,以最大化全国总福利。附录表A1为最优化结果。如表所示, $\kappa_1 - \kappa_3$ 均为正数,这与预期一致:为初始期人均住宅用地不足的城市增加更多的住宅用地,可以缓解这些城市的住房压力,同时在生产率更高或者宜居度更高的城市增加更多的住宅用地,可以促使人口向这些城市聚集,进而更大幅度地提高全国总体的社会福利。

图 3 反映了 2015 年住宅用地转让方和购入方在反事实情况与基准情况下住宅用地的变化。如图所示，在平均分配转让地指标的情况下，各指标购入方的住宅用地较 2015 年实际情况增加 1%—13%。在最优分配转让指标的情况下，部分城市如北京、深圳、广州等 2015 年的住宅用地较实际情况增长 30%—45%，其他购入方购入的用地指标十分有限。两种情况下，指标转让方的住宅用地则大约下降 1.5%—15%。

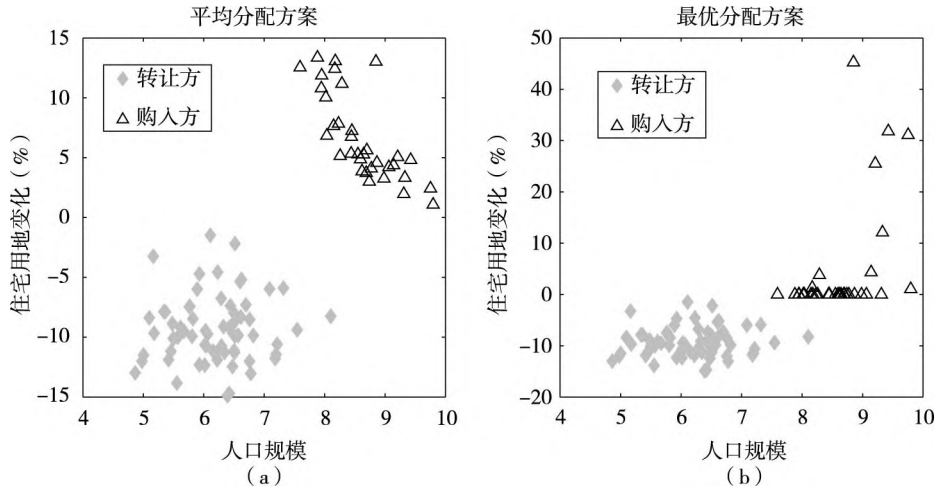


图 3 用地指标跨区域交易后城市住宅用地变化

如表 4 所示，如果允许住宅用地指标的跨区域交易，在指标平均分配的情况下，全国 GDP 和社会福利分别提高 0.19% 和 0.21%；在指标最优分配的情况下，全国 GDP 和社会福利分别提高 0.46% 和 0.56%。

表 4 用地指标跨区域交易对于实际 GDP 和社会福利的影响

变量	平均分配情况的变化	最优分配情况的变化
全国实际 GDP	0.19%	0.46%
全国社会总福利	0.21%	0.56%

后续图 3 至图 6 分别从多个角度分析了住宅用地指标跨区域交易对不同城市的影响。首先，我们将分析用地指标交易对于不同城市房价收入比的影响。房价收入比直接决定了居民在住房上的购买力。用地指标交易通过指标的再分配，将对不同城市的房价收入比产生重大影响。图 4 反映了各城市在两种指标分配方案中房价收入比相对于基准情况的变化。对于指标转让方而言，由于卖出部分用地指标，自身住宅用地总量下降，所以这些城市的房价收入比有较明显的上升，上升幅度约为 0.7%—7.4%。

相反，无论是指标平均分配方案还是指标最优分配方案，指标购入方通过购入用地指标增加了住宅用地供给，自身的房价收入比均有较明显的下降。具体而言，在指标平均分配的方案下，指标购入方由于自身住宅用地的增加，其房价收入之比下降 0.5%—5.3%。如前文图 3(a) 所示，在指标平均分配方案下，人口规模较大的城市往往也是住宅用地供给增加较多的城市，所以这些城市的房价收入比在平均分配方案中下降更加明显（如图 4(a) 所示）。在指标最优分配方案中，由于北京、广州、深圳等人口高度密集

的城市获得了较多的用地指标，住宅用地供给增幅更大，所以如图4(b)所示，这些城市房价收入比下降更为显著。但是，正如后续部分所述，指标购入方在住宅用地供给增加的同时也将吸引更多的人口流入，这一定程度上又反过来减弱了购买用地指标对于房价收入比的负向作用。

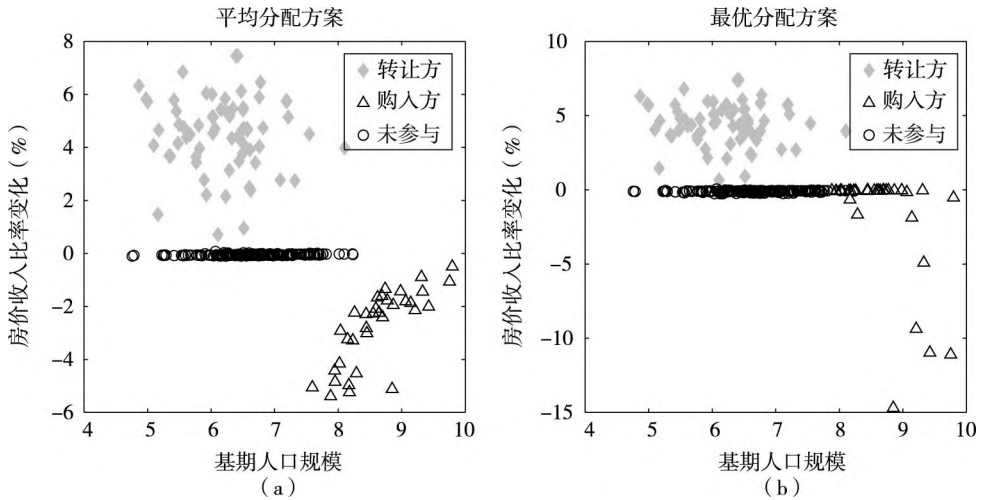


图4 用地指标跨区域交易对于房价收入比的影响

其次，我们分析用地指标交易对于人口流动、城市人口规模的影响。由于房价收入比是决定居民实际消费水平的重要因素，所以用地指标交易通过改变土地的空间配置，影响各地的房价收入比，进而对人口的流动和空间分布产生重要影响。图5反映了两种指标分配方案下，不同城市人口规模的变化情况。

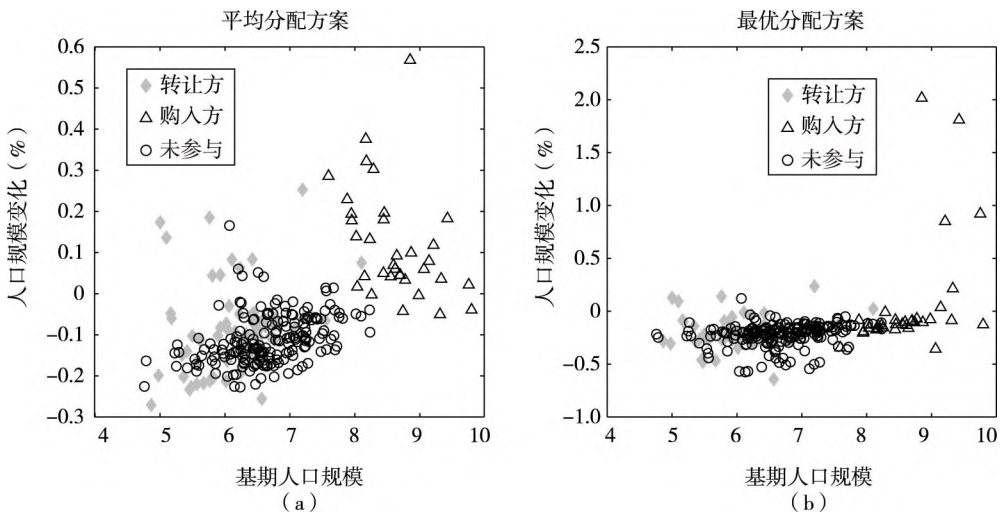


图5 用地指标跨区域交易对于人口分布的影响

如图5(a)所示，大部分指标购入城市的人口规模较基准情况有所增长，这是因为在购入用地指标之后，这些城市土地紧缺的局面得到改善，房价收入比大幅下降，从而对人口的吸纳能力大幅增强。同时，对于少部分转让用地指标的城市而言，由于将富余的边际价值较低的住宅用地指标进行出售，进而转化为当地公共投资，促进了当地生产

率的提高，所以这些城市的人口流入较基准情况有所增加。此外，正是因为上述两类城市，尤其是购入用地指标的大城市对于人口的吸引力有所增强，更多的人口流入了这些城市，进而导致其他城市的人口规模相对于基准情况而言有所减少。在指标最优分配方案中，由于北京、广州、深圳等特大城市获得大部分用地指标，所以如图 5(b) 所示，这些城市的人口规模较基准情况而言大幅增加，且增加幅度显著大于平均分配方案。相应地，由于这些特大城市吸引了更多的人口流入，其余绝大部分城市的人口规模相较于基准情况有所减少。

最后，图 6 反映了住宅用地指标交易对于不同城市社会福利水平的影响。如图所示，无论是指标平均分配方案还是最优分配方案，住宅用地指标跨区域交易均能提高所有城市的社会福利。对于指标购入方而言，通过购买用地指标增加了自身住宅用地供给，住宅用地紧缺的局面得到改善，居民的人均住房面积显著提高，所以当地居民的社会福利水平有所上升。对于指标转让方而言，虽然转让部分用地指标导致自身住宅用地总量有所下降，但是由于这些城市的住宅用地供给较为富余，住宅用地本身的边际价值并不高。通过转让用地指标，这些城市将多余的住宅用地转化为当地的公共投资，进而提高了当地的生产率水平，增进了当地社会福利水平。

此外，需要特别指出的是，对于未参与用地指标交易的城市，福利水平在两种分配方案下也均有提升。基于本文的理论模型，用地指标交易之所以能够间接提升未参与交易城市的社会福利，主要是由于国内贸易和国内迁移两个渠道。一是国内贸易渠道。通过用地指标交易，人口密集的大城市人口容纳能力提升，人口规模增加（如图 5 所示）。由于这些大城市往往具有更高的生产率，所以人口向这些城市进一步聚集就提高了人口与地区生产率的空间匹配程度，从而提高了我国总体生产效率。在此基础上，通过国内产品贸易，总体生产效率的提高能够进一步降低所有城市的价格指数，其中就包括未参与交易的城市。二是国内迁移渠道。根据理论模型的福利等式，一个地区居民的福利水平取决于从当地迁移至不同城市所能获得的福利水平的平均值。作为人口迁移的重要目的地，大城市用地紧缺的压力通过用地指标交易得以缓解，又将改善其他城市居民的迁移机会，从而提高各地居民通过迁移所能获得的福利增进，其中就包括未参与交易城市的居民。

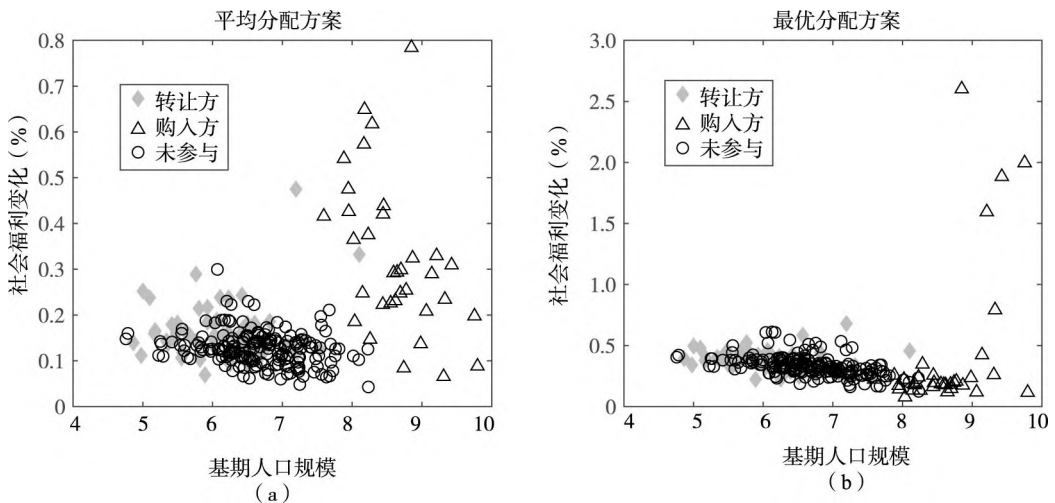


图 6 用地指标跨区域交易对于社会福利的影响

七、结论和政策建议

自2004年以来,我国住宅用地供给更多地偏向人口流出区域。为了从一般均衡的角度量化分析与人口流向相悖的土地供给所产生的影响,本文构建和估计了包含国内外贸易、国内人口流动、用地指标买卖以及政府公共投资的空间经济模型。反事实分析表明,如果城市间住宅用地的相对总量在2005年的基础上保持不变,我国人口分布效率将明显改善,大城市房价将显著下降、城市人口分布扁平化特征将有所弱化,最终我国实际GDP和社会总福利将分别增加0.38%和0.65%。

此外,本文进一步探讨了用地指标跨区域交易的作用。结果表明,如果允许住宅用地供给不足的大城市从供给相对宽松的中小城市购买部分用地指标,参与交易的双方均能获益。

用地指标出让方通过转让多余的用地指标增加了本地的政府收入和公共投资,指标购入方则缓解了本地的住房压力,增加劳动力供给,降低劳动力成本。此外,通过诸如国内贸易、人口迁移等空间经济联系,未参与交易的其他城市也能从指标交易中获益。最后,本文计算了用地指标交易中的最优配置。结果表明,人均土地拥有量越小,生产率和宜居程度越高的区域应该获得更多的用地指标。

多年来,出于区域均衡发展的考虑,我国的土地供给向中西部地区和中小城市倾斜明显。本文的研究表明这种偏向性的住宅用地供给降低了我国经济的空间分布效率,由此造成的房价分化形成了劳动力迁移的“隐形”障碍,阻碍了人口在空间上的合理聚集和人均收入的收敛。因此,我国土地供给的空间配置应该更加尊重人口流动的经济规律,避免人为干预导致的资源空间错配,从而通过“集聚中走向平衡”的道路实现效率和平衡的双赢(陆铭等,2019)。

此外,当前除了国家级贫困县复垦生产的建设用地指标可用于跨市甚至跨省交易,其余地区复垦产生的建设用地指标只能用于县内的增减挂钩。但是通过复垦产生额外用地指标的地区本身又往往缺乏对建设用地的需求,这导致增减挂钩交易缺乏活力。这是当前建设用地指标交易的一个政策瓶颈(陆铭等,2021)。2022年4月发布的《中共中央 国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》指出,打造统一的要素和资源市场,完善城乡建设用地增减挂钩节余指标、补充耕地指标跨区域交易机制。完善全国统一的建设用地使用权转让、出租、抵押二级市场。基于本文的研究,建立覆盖全国范围的建设用地指标交易平台,将极大提升我国土地空间配置效率,增进全国总体福利水平的改进。

最后,李江涛等(2020)指出,我国的土地供给主要存在两方面错配问题。一是区域性错配,即人口流入地土地供给过少,人口流出地土地供给过多。二是结构性错配,即工业用地供给过多,住宅用地供给过少。本文关注的是住宅用地在区域上的分配效率。通过分析土地出让数据,我们发现各城市住宅用地供给和工业用地供给的空间分布高度一致。所以如果同时考虑工业用地,那么人地不匹配造成的效率损失将加大。此外,工业用地和住宅用地的结构性错配同样具有重要的福利影响,值得未来进一步研究。

参考文献

- [1] Au, C., and J. V. Henderson, "Are Chinese Cities Too Small?", *The Review of Economic Studies*, 2006, 73 (2), 549-576.
- [2] Allen, T., and C. Arkolakis, "Trade and the Topography of the Spatial Economy", *Quarterly Journal of Economics*, 2014, 129 (3), 1085-1139.
- [3] Allen, T., and C. Arkolakis, "The Welfare Effects of Transportation Infrastructure Improvements", *Quarterly Journal of Economics*, 2019, working paper.
- [4] Caliendo, L., and F. Parro, "Estimates of the Trade and Welfare Effects of NAFTA", *Review of Economic Studies*, 2015, 82 (1), 1-44.
- [5] Chauvin, J., E. Glaeser, Y. Ma, and K. Tobio, "What Is Different about Urbanization in Rich and Poor Countries? Cities in Brazil, China, India and the United States", *Journal of Urban Economics*, 2017, 98, 17-49.
- [6] 陈斌开、杨汝岱, "土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄", 《经济研究》, 2013年第1期, 第110—122页。
- [7] Eaton, J., and S. Kortum, "Technology, Geography, and Trade", *Econometrica*, 2002, 70 (5), 1741-1779.
- [8] Fajgelbaum, P. D., E. Morales, J. C. Suarez Serrato, and O. Zidar, "State Taxes and Spatial Misallocation", *The Review of Economic Studies*, 2019, 86 (1), 333-376.
- [9] 范剑勇、莫家伟、张吉鹏, "居住模式与中国城镇化——基于土地供给视角的经验研究", 《中国社会科学》, 2015年第4期, 第44—63页。
- [10] Fan, J., "Internal Geography, Labor Mobility, and the Distributional Impacts of Trade", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2019, 11 (3), 252-288.
- [11] 高波、陈健、邹琳华, "区域房价差异、劳动力流动与产业升级", 《经济研究》, 2012年第1期, 第66—79页。
- [12] Gaubert, C., "Firm Sorting and Agglomeration", *American Economic Review*, 2018, 108 (11), 3117-3153.
- [13] 韩立彬、陆铭, "供需错配：解开中国房价之谜", 《世界经济》, 2018年第10期, 第126—149页。
- [14] Hsieh, C., and P. J. Klenow, "Misallocation and Manufacturing TFP in China and India", *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124 (4), 1403-1448.
- [15] Hsieh, C., and E. Moretti, "Housing Constraints and Spatial Misallocation", *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2019, 11 (2), 1-39.
- [16] 黄奇帆, 《结构性改革：中国经济的问题与对策》。北京：中信出版社，2020年。
- [17] 李江涛、熊柴、蔡继明, "开启城乡土地产权同权化和资源配置市场化改革新里程", 《管理世界》, 2020年第6期, 第93—105页。
- [18] 李松林、刘修岩, "中国城市体系规模分布扁平化、多维区域验证与经济解释", 《世界经济》, 2017年第11期, 第144—169页。
- [19] 李小帆、蒋灵多, "'一带一路'建设、中西部开放与地区经济发展", 《世界经济》, 2020年第10期, 第3—27页。
- [20] 陆铭, "建设用地指标可交易：城乡和区域统筹发展的突破口", 《国际经济评论》, 2010年第2期, 第137—149页。
- [21] 陆铭、贾宁、郑怡林, "有效利用农村宅基地——基于山西省吕梁市调研的理论和政策分析", 《农业经济问题》, 2021年第4期, 第13—24页。
- [22] 陆铭、李鹏飞、钟辉勇, "发展与平衡的新时代——新中国70年的空间政治经济学", 《管理世界》, 2019年第10期, 第11—23页。
- [23] 陆铭、张航、梁文泉, "偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资", 《中国社会科学》, 2015年第5期, 第59—83页。
- [24] 梁琦、陈强远、王如玉, "户籍改革、劳动力流动与城市层级体系优化", 《中国社会科学》, 2013年第12期, 第36—59页。
- [25] Ma, L., and Y. Tang, "Geography, Trade, and Internal Migration in China", *Journal of Urban Economics*, 2020, 115, 103-181.

- [26] Ossa, R., "A Quantitative Analysis of Subsidy Competition in the US", Technical Report, 2018, National Bureau of Economic Research, working paper.
- [27] 潘士远、朱丹丹、徐恺, "中国城市过大抑或过小——基于劳动力配置的视角", 《经济研究》, 2018年第9期, 第68—82页。
- [28] 沈坤荣、赵倩, "'十四五'时期完善建设用地市场的重点和难点", 《经济学家》, 2020年第11期, 第19—28页。
- [29] Simonovska, I., and M. Waugh., "The Elasticity of Trade: Estimates and Evidence", *Journal of International Economics*, 2014, 92 (1), 34-50.
- [30] Redding, S. J., "Goods Trade, Factor Mobility and Welfare", *Journal of International Economics*, 2016, 101, 148-167.
- [31] Redding, S. J., and E. A. Rossi-Hansberg, "Quantitative Spatial Economics", *Annual Review of Economics*, 2017, 9 (1), 21-58.
- [32] 宋弘、吴茂华, "高房价是否导致了区域高技能人才资本流出", 《金融研究》, 2020年第3期, 第77—95页。
- [33] Tombe, T., and X. Zhu, "Trade, Migration and Productivity: A Quantitative Analysis of China", *The American Economic Review*, 2019, 109 (5), 1843-1872.
- [34] 余吉祥、沈坤蓉, "城市建设用地指标的配置逻辑及其对住房市场的影响", 《经济研究》, 2019年第4期, 第116—132页。
- [35] 张莉、何晶、马润泓, "房价如何影响劳动力流动", 《经济研究》, 2017年第10期, 155—170页。
- [36] 周颖刚、蒙莉娜、卢琪, "高房价挤出来谁——基于中国流动人口的微观视角", 《经济研究》, 2019年第9期, 第106—122页。

Spatial Efficiency of Residential Land Supply from the Perspective of Population-Land Matching —Implication for the Influence of Land Quota Transaction

LI Xiaofan*

(University of International Business and Economics)

Abstract: For a long time, residential land is oversupplied in middle and west region, as well as the small and medium cities, which leads to the coexistence of redundant land supply in population-outflowing regions and shortage supply in population-inflowing regions. Relying on the new economic geography model, this paper studies the impact of current residential land supply which mismatches with population. The result shows that the spatial inefficiency of residential land supply, which raises the housing price in large cities, impedes agglomeration and reduces national real GDP and welfare. Moreover, given the land supply in each city, this paper finds that allowing transaction of land quota between large cities and small, medium cities can improve the spatial efficiency of China's economy.

Keywords: spatial allocation of land; spatial misallocation; land quota transaction

JEL Classification: R13, R52, O18

* Corresponding Author: Li Xiaofan, China WTO Institute at University of International Business and Economics, No. 504 Scientific research building, HuiXin West Street, Chaoyang District, Beijing 100029, China; Tel: 86-10-64495782; E-mail: XIAOFANLI@uibe.edu.cn.