

建设全国统一要素市场的综合效应： 人地挂钩视角*



苏红键

(中国社会科学院农村发展研究所, 北京 100732)

内容提要:建设全国统一要素市场是优化要素空间配置、建设全国统一大市场的重要内容。本文在分析土地和劳动力空间错配现状的基础上,利用量化空间分析方法对人地挂钩的综合效应进行模拟。研究发现:第一,随着人口向收入较高的东部地区迁移,东部地区城市发展面临较强的土地供给约束;西部和东北地区城市则由于人口净流出,土地利用效率较低。第二,对于建设用地未达标的城市,提高建设用地供给有利于提高城市人口规模、效率、产出和总效用。其中,按 100m²/人的城市建设用地标准,考虑集聚效应、按比例降低制度约束时,调整的 88 个城市的平均城区人口增长 70.44%,城区总人口增长 24.64%,全要素生产率平均提高 7.10%,总产出提高 8.61%。第三,集聚效应的倒 U 型特征显著,放开制度约束后超大城市规模会收敛到 3000 万人左右。为此,在“牢牢守住 18 亿亩耕地红线”前提下,可以通过分类落实人地挂钩、统筹利用城乡和地区之间建设用地、加快推进都市圈同城化等优化人地空间配置,推进全国统一要素市场建设。

关键词:人地挂钩 量化空间分析 要素空间错配 全国统一要素市场

中图分类号:F061.5 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2022)11—0005—20

一、引言

党的二十大报告强调“构建全国统一大市场,深化要素市场化改革”^①,全国统一要素市场建设是全国统一大市场建设的重要内容。伴随户籍制度改革和公共服务均等化的推进,中国经历了大规模人口迁移和快速城镇化。与此同时,由于土地的不可迁移性,加之建设用地指标较难随人口流转,人地错配凸显,成为建设全国统一要素市场的重点和难点。针对这一问题,2016 年中央多部门联合发布了关于人地挂钩^②的实施意见。2022 年 3 月,《中共中央 国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》提出“健全城乡统一的土地和劳动力市场”^③。在此现实和政策背景下,本文从人地挂钩视角对建设全国统一要素市场的综合效应进行量化分析,以期得到一些启示和建议。

收稿日期:2022-07-11

* 基金项目:国家社会科学基金后期资助项目“城乡福祉、空间均衡与城镇化方略”(20FJLB019)。

作者简介:苏红键,男,土家族,副研究员,经济学博士,研究方向为城镇化与城乡区域发展,电子邮箱:suhj@cass.org.cn。

①《习近平:高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告》(2022 年 10 月 16 日),参见 http://www.news.cn/politics/cpc20/2022-10/25/c_1129079429.htm。

②国土资源部 发展改革委 公安部 人力资源社会保障部 住房城乡建设部《关于印发〈关于建立城镇建设用地增加规模同吸纳农业转移人口落户数量挂钩机制的实施意见〉的通知》(国土资发[2016]123 号),参见 http://www.gov.cn/gongbao/content/2017/content_5204901.htm。

③《中共中央 国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》(2022 年 3 月 25 日),参见 http://www.gov.cn/zhengce/2022-04/10/content_5684385.htm。

要素空间错配问题在国内外普遍存在。Desmet 和 Rossi-Hansberg(2013)^[1]建立一个量化城市模型,分析了迁移摩擦对城市增长和福祉的影响;Hsieh 和 Moretti(2019)^[2]量化分析了美国各城市劳动力空间错配的特征和损失,发现要素空间错配使美国 1964—2009 年的总增长率损失了 36%;Duranton 和 Puga(2019)^[3]通过量化分析发现,将三个最具生产力的城市(纽约、旧金山和圣何塞)放松土地和住房规制,会改善劳动力错配,提高大约 8% 的实际总收益。另有研究在统一框架下量化分析贸易成本和迁移成本调整的综合效应,Redding(2016)^[4]构建了一个量化空间模型,考察不同规模报酬情境下贸易成本和劳动力迁移成本调整的福祉效应;Tombe 和 Zhu(2019)^[5]利用一个量化空间模型,分析国内贸易成本和人口迁移成本降低对中国经济增长的贡献;Blouri 和 Ehrlich(2020)^[6]在一个包含人口流动、商品贸易和集聚经济的多区域框架下考察欧盟地方政策的一般均衡效应,量化分析不同转移支付方式对各地生产率和收入的影响。

近年来,关于中国要素空间配置效率的量化分析逐步增加。Au 和 Henderson(2006)^[7]较早利用包含集聚经济和拥挤效应的模型分析了中国人口迁移的效应,发现由于人口迁移限制导致大部分城市规模偏小,存在较大的收入损失。Desmet 和 Rossi-Hansberg(2013)^[1]对降低迁移限制的量化分析结果不同于 Au 和 Henderson(2006)^[7],发现当将迁移成本设置为中值时,中国城市福祉水平仅下降 1.5%,从而认为迁移成本在解释中国城市规模分布方面不重要。Tombe 和 Zhu(2019)^[5]对中国的分析发现,国内贸易成本和人口迁移成本的降低贡献了 28% 的总生产率增长,进一步改革的潜在收益较大。潘士远等(2018)^[8]基于 Hsieh 和 Moretti(2019)^[2]分析发现,2000 年以来,中国城市间的劳动力配置效率得到改善,带来约 2% 的年均增长率;黄文彬与王曦(2021)^[9]进行反事实分析发现一线城市的土地管制强度放松,有助于劳动力配置改善与经济增长;赵扶扬和陈斌开(2021)^[10]基于 Tombe 和 Zhu(2019)^[5]等的量化空间模型,对中国土地区域间配置进行了量化评估。

以往量化空间研究为人地空间配置、统一要素市场研究明确了基本逻辑和分析思路,本文利用中国地级及以上城市数据分析人地错配现状特征,结合以往研究构建包含集聚效应和制度约束的量化空间模型,对不同情境下人地挂钩的综合效应进行量化分析,并提出统筹城乡地区土地资源、提高人地空间配置效率的建议。

研究贡献主要体现在三个方面。第一,研究对象方面,以往对中国要素空间配置效率的量化研究,多从户籍壁垒角度分析其对人口迁移的影响,本文从城市建设用地供给角度分析土地制度约束对房价、进而对城市人口增长的影响及其综合效应;第二,模型设计方面,本文在量化分析模型中加入了集聚效应变量,相对于以往研究来说,将集聚效应包含在全要素生产率中更加符合城市经济理论和现实,本文进一步分析了集聚效应的倒 U 型特征,发现在放松制度约束后超大城市规模增长受拥挤效应约束会收敛到 3000 万人左右;第三,量化分析方面,考虑制度约束内生于土地供给的特征,本文分别对制度约束按比例调整和按全国统一水平调整两种方式进行量化分析,对提高土地供给、降低制度约束、引入集聚效应的各种情境的综合效应进行模拟。

二、数据说明与典型事实

本部分利用 2006 年^①和 2018 年中国地级及以上城市数据,分析城市之间劳动力和土地要素配置、工资和全要素生产率等发展成果的基本特征和演进情况(如表 1 所示)。其中,城市建成区面积(T)、城区人口(N)数据来自《中国城市建设统计年鉴》;就业(L)、工资(W)数据来自《中国城市统计年鉴》,为与建成区尽量匹配,采用市辖区年末单位从业人员数^②及其工资;城市居民收入

① 之所以从 2006 年开始,主要是因为 2006 年起有比较系统、质量较好的城区人口统计数据。

② 在关于就业的两个指标中,“年末单位从业人员数”统计质量较高,而“城镇私营和个体从业人员数”统计质量不高。

(I)、房价(P)数据来自“国信房地产信息网”,分别采用各个城市城镇居民人均可支配收入、商品房平均销售价格。

表 1 相关变量统计描述(平方千米、万人、平方千米/万人、元、比值、%)

| 变量 | T | N | L | T/N | W | I | P | I/P | TFP1 | TFP2 | |
|-------|-----|------|------|-------|--------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|
| 2006年 | 均值 | 92 | 106 | 24 | 0.8701 | 19230 | 10714 | 1936 | 6.2340 | 1.3892 | 1.2733 |
| | 标准差 | 134 | 185 | 44 | 0.2998 | 5390 | 3186 | 1164 | 1.7408 | 0.3916 | 0.3404 |
| | 东部 | 146 | 174 | 40 | 0.8404 | 23056 | 13651 | 2869 | 5.3818 | 1.6321 | 1.4522 |
| | 中部 | 63 | 71 | 17 | 0.8962 | 16908 | 9700 | 1516 | 6.9362 | 1.2739 | 1.1915 |
| | 西部 | 62 | 71 | 15 | 0.8801 | 18127 | 9200 | 1481 | 6.5796 | 1.2811 | 1.2008 |
| | 东北 | 99 | 106 | 23 | 0.9361 | 17740 | 9415 | 1716 | 5.8582 | 1.3136 | 1.1923 |
| 2018年 | 均值 | 165 | 149 | 40 | 1.1058 | 74219 | 34779 | 7009 | 5.9011 | 1.7560 | 1.5998 |
| | 标准差 | 218 | 261 | 82 | 0.3746 | 13977 | 8419 | 5323 | 1.8179 | 0.3993 | 0.3221 |
| | 东部 | 254 | 243 | 75 | 1.0467 | 82857 | 40467 | 11047 | 4.3543 | 2.0461 | 1.8107 |
| | 中部 | 118 | 105 | 26 | 1.1235 | 68918 | 32603 | 5515 | 6.2248 | 1.6569 | 1.5379 |
| | 西部 | 129 | 108 | 26 | 1.1892 | 74571 | 32875 | 5274 | 6.6706 | 1.6499 | 1.5316 |
| | 东北 | 140 | 118 | 23 | 1.1875 | 63976 | 30217 | 4599 | 7.1505 | 1.5141 | 1.3759 |
| 年均增速 | 均值 | 4.97 | 2.89 | 4.39 | 2.02 | 11.91 | 10.31 | 11.32 | -0.46 | 1.97 | 1.92 |
| | 东部 | 4.72 | 2.82 | 5.34 | 1.87 | 11.25 | 9.48 | 11.89 | -1.75 | 1.90 | 1.86 |
| | 中部 | 5.32 | 3.35 | 3.72 | 1.85 | 12.42 | 10.63 | 11.36 | -0.90 | 2.22 | 2.15 |
| | 西部 | 6.27 | 3.64 | 4.53 | 1.90 | 12.51 | 11.20 | 11.17 | 0.11 | 2.13 | 2.05 |
| | 东北 | 2.95 | 0.93 | -0.01 | 2.54 | 11.28 | 10.21 | 8.56 | 1.68 | 1.19 | 1.20 |

资料来源:根据相关年份数据计算整理;年均增速根据2006年和2018年相关指标的数据计算得到,采用相关指标的原数据、而非表中保留位数的数据

要素配置方面,人口、劳动力的分布以及城市建设用地配置表现出明显的空间结构特征。2006—2018年,总体建成区面积年均扩张4.97%,同期城区人口年均增长2.89%,人口城镇化速度低于土地城镇化速度。分地区来看,东中部地区城市的平均建成区面积、城区人口分别年均增长5%和3%左右,人均建成区面积年均提高1.85%左右;西部地区城市平均建成区面积年均增长最快(达6.27%),人口增长也较快(3.64%),人均建成区面积年均提高1.90%;东北地区城市建成区面积和城区人口年均增速最低,分别仅2.95%和0.93%,单位从业人员数基本稳定,人均建设用地面积增长最快(达2.54%)。到2018年,西部地区和东北地区的人均建成区面积明显高于东中部地区。结合相关变量核密度分布^①来看,总体建成区面积和城区人口增长的同时,集中度略有提高;人均建成区面积提高的同时,离散度提高,标准差从0.2998提高到0.3746,主要是一些西部地区 and 东北地区城市的人均建成区面积较高。此类城市人均建成区面积较高,是人地空间错配的一个重要表现,其原因主要在于两个方面:一是由于西部和东北地区城市人口规模增速较小,土地供求关系缓和;二是由于现行城市建设用地标准执行过程中,一些户籍人口大于常住人口的城市,往往以户籍人口配套建设用地,从而使其按常住人口计算的人均建设用地面积更高。

发展成果表现出名义收入收敛、相对收入降低且差距扩大的态势。2006—2018年,名义工资和收入的增长表现出收敛态势,东部地区增速最慢,西部地区增速最快,到2018年,差距明显缩小。结合房价来看,由于房价增速高于收入增速,以收入房价比(I/P)衡量的相对收入明显降低,从6.2340降到5.9011;同时,在名义收入收敛的同时,相对收入表现出差距扩大态势,标准差从1.7408提高到1.8179,这主要是由于东北地区房价增速(8.56%)低于总体均值(11.32%),东北地区的相对收入最高,

① 限于篇幅,结果未列示,备索。

而东部地区房价明显更高、相对收入最低。这符合城市之间福祉空间均衡的观点 (Glaeser 和 Gottlieb, 2009)^[11],反映了东北地区较低的自然环境舒适度、东部(沿海)地区较高的自然环境舒适度,与近年来东北地区经济衰退和人口减少、东部沿海地区经济和人口集聚水平不断提高的实际情况相符。

发展成果特征还体现在全要素生产率(TFP)方面。本部分利用第四部分的参数估计结果进行计算,分别计算两类 TFP:一是包含城市集聚效应的 TFP1,即 $\overline{A_{i,t}}e^{f(N_{i,t})}$;二是扣除集聚效应的 TFP2,即 $\overline{A_{i,t}}$ 。根据图 1,2018 年相对于 2006 年,两类全要素生产率均提高了 25% 左右,TFP1 的离散度较大,在扣除城市规模因素之后 TFP2 的离散度略小。TFP1 和 TFP2 之间的差别体现了集聚效应的贡献,2006 年和 2018 年分别平均为 0.1159 和 0.1562,分别约为 TFP1 的 8.35% 和 8.90%。表 2 中的 TFP1 前 10 位城市以规模较大的城市为主,扣除包含城市规模的集聚效应优势之后,TFP2 前 10 位的城市以资源型城市为主。TFP1 前 10 大城市的变化表明,2006 年有一些资源型城市位居前列,随着经济转型升级,2018 年这些资源型城市退出了 TFP1 前 10 位。随着城市增长,集聚效应贡献的比重有所提高。其中,佛山的全要素生产率较高,可以解释为较高的广佛(广州和佛山)同城化水平使得佛山享受到了集聚经济优势,而从其自身扣除的集聚效应较小。分地区来看(如表 1 所示),东部地区的全要素生产率最高,东北地区的全要素生产率较低;增速方面,东北地区全要素生产率的增速最低(1.19% 和 1.20%),明显低于全国平均水平(1.97% 和 1.92%)。

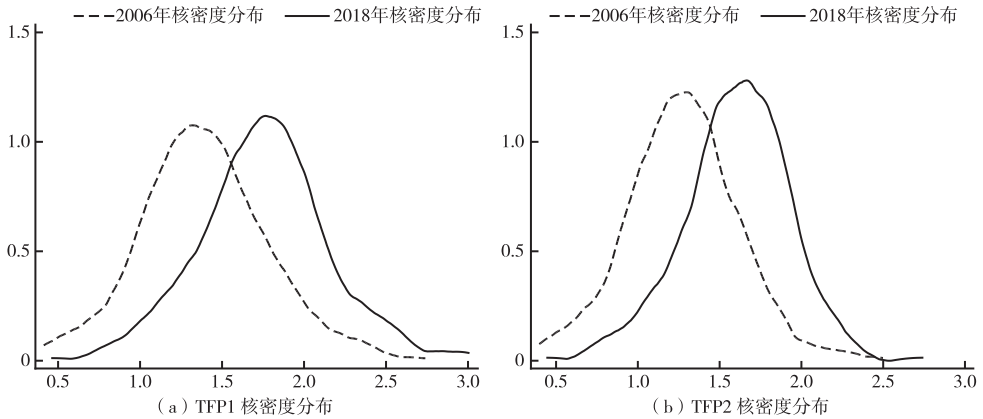


图 1 全要素生产率分布演进(2006 年和 2018 年)

资料来源:根据相关年份数据计算绘制

表 2 全要素生产率前 10 位城市(2006 年和 2018 年)

| 序号 | 2006 年 TFP1 | | 2006 年 TFP2 | | 2018 年 TFP1 | | 2018 年 TFP2 | |
|----|-------------|--------|-------------|--------|-------------|--------|-------------|--------|
| 1 | 佛山 | 2.7397 | 佛山 | 2.4985 | 深圳 | 3.0087 | 佛山 | 2.7445 |
| 2 | 东莞 | 2.4942 | 玉溪 | 2.2862 | 佛山 | 2.9604 | 常州 | 2.3287 |
| 3 | 深圳 | 2.3632 | 中山 | 2.1830 | 上海 | 2.9555 | 东营 | 2.2821 |
| 4 | 上海 | 2.3607 | 东营 | 2.1733 | 广州 | 2.7851 | 常德 | 2.2790 |
| 5 | 大庆 | 2.3392 | 大庆 | 2.1650 | 北京 | 2.6823 | 大庆 | 2.2630 |
| 6 | 玉溪 | 2.3084 | 克拉玛依 | 2.0197 | 武汉 | 2.6519 | 廊坊 | 2.2119 |
| 7 | 中山 | 2.2575 | 常州 | 1.9732 | 常州 | 2.5959 | 玉溪 | 2.1998 |
| 8 | 东营 | 2.2447 | 延安 | 1.9399 | 宁波 | 2.5289 | 扬州 | 2.1853 |
| 9 | 广州 | 2.2375 | 无锡 | 1.9353 | 济南 | 2.5266 | 岳阳 | 2.1768 |
| 10 | 无锡 | 2.2005 | 常德 | 1.8884 | 杭州 | 2.5084 | 克拉玛依 | 2.1594 |

资料来源:根据相关年份数据计算整理

综合来看,地区之间人地错配明显。东部地区城市具有较高的全要素生产率、工资和收入水平,人均建设用地面积较低、房价较高;西部和东北地区恰好与之相反,全要素生产率较低,人均建

设用地面积较高、房价较低;中部地区的各项指标居中。可见,随着劳动力和人口向生产率和收入较高的东部地区迁移,东部地区城市发展面临较强的土地供给约束;西部和东北地区城市则由于人口净流出,土地利用效率较低。实践中,东部地区城市为寻求发展空间,通过各种增减挂钩方式提高城市建设用地指标和供给水平,出现了大规模合村并居等存在争议的现象。因而,如何在人口大规模迁移和人口空间格局动态调整中,优化要素空间配置,成为深化改革的重点和难点。

三、理论模型

本部分基于 Hsieh 和 Moretti (2019)^[2]、Redding 和 Rossi-Hansberg (2017)^[12] 的量化空间分析思路,结合城市经济理论和中国实际情况加入集聚效应和制度约束变量,构建量化空间模型。

城市生产函数采用 Cobb-Douglas 函数形式,加入城市集聚效应对全要素生产率的影响,城市 i 时期 t 的总产出表示为:

$$Y_{i,t} = A_{i,t} L_{i,t}^\alpha K_{i,t}^\beta T_{i,t}^\gamma = \overline{A_{i,t}} e^{f(N_{i,t})} L_{i,t}^\alpha K_{i,t}^\beta T_{i,t}^\gamma \quad (1)$$

$$f(N_{i,t}) = \delta_1 N_{i,t} + \delta_2 N_{i,t}^2 \quad (2)$$

其中, $A_{i,t}$ 、 $N_{i,t}$ 、 $L_{i,t}$ 、 $K_{i,t}$ 、 $T_{i,t}$ 分别表示城市 i 时期 t 的全要素生产率、人口规模、就业规模、资本和土地。需要说明的是:第一,本文旨在考察人地挂钩的综合效应,因而在传统的资本和劳动力要素基础上,加入土地要素;第二,假定生产函数的三类要素产出弹性 α 、 β 、 γ 在所有城市一致,在参数估计部分利用中国城市数据进行估计^①;第三,结合集聚经济理论,考虑城市规模对全要素生产率的影响^②,用 $\overline{A_{i,t}} e^{f(N_{i,t})}$ 表示全要素生产率 $A_{i,t}$,其中, $e^{f(N_{i,t})}$ 表示集聚效应对全要素生产率的贡献。在公式(2)中, $f(N_{i,t})$ 采用二次函数形式,考虑城市规模的集聚经济和拥挤效应同时存在,城市规模对全要素生产率的影响存在最大值点,即经典最优城市规模的观点 (Henderson, 1974)^[13]。现实中较少有城市会达到这一最大值点,从而集聚效应的线性关系也是显著的,但在量化分析中会凸显倒 U 型关系的重要性,这一拥挤效应是限制城市在集聚经济引起的循环累积效应下无限增长的主要力量。

由于资本在一国内部的流动性较强,假定存在统一的利率 R 。利润最大化条件下劳动力和土地的需求函数以及二者之间的关系可以表示为:

$$L_{i,t} = \left[A_{i,t} \frac{W_{i,t}^{\beta+\gamma-1}}{R_{i,t}^\beta P_{i,t}^\gamma} \frac{\beta^\beta \gamma^\gamma}{\alpha^{\beta+\gamma}} (\alpha + \beta + \gamma) \right]^{1/(1-\alpha-\beta-\gamma)} \quad (3)$$

$$T_{i,t} = \left[A_{i,t} \frac{P_{i,t}^{\alpha+\beta-1}}{W_{i,t}^\alpha R_{i,t}^\beta} \frac{\alpha^\alpha \beta^\beta}{\gamma^{\alpha+\beta}} (\alpha + \beta + \gamma) \right]^{1/(1-\alpha-\beta-\gamma)} \quad (4)$$

$$L_{i,t} = \left[\frac{\alpha^{1-\beta} \beta^\beta}{R_{i,t}^\beta} A_{i,t} W_{i,t}^{\beta-1} T_{i,t}^\gamma \right]^{1/(1-\alpha-\beta)} \quad (5)$$

基于城市经济理论和城市空间均衡思想 (Glaeser 和 Gottlieb, 2009)^[11],城市居民福祉的影响因素主要包括收入、房价和舒适度等方面,城市居民的平均效用水平可以表示为 $V'_{i,t} = W_{i,t} Z_{i,t} / P_{i,t}^\theta$,即效用与收入 ($W_{i,t}$)、舒适度 ($Z_{i,t}$) 正相关,与房价 ($P_{i,t}$) 负相关 (θ 为住房支出比重)。这一公式内含了变量之间的空间均衡关系,即不考虑制度约束和迁移成本时,城市之间存在均衡福祉水平 \overline{V}'_t 。

考虑制度约束会造成一定比例 ($\tau_{i,t}$) 的效用损失,因而需要区分户籍人口 (或现有居民) 和流动人口,假定现有居民效用 ($V'_{i,t}$) 不受制度约束影响,城市流动人口的效用函数可以表示为:

$$V_{i,t} = (1 - \tau_{i,t}) W_{i,t} Z_{i,t} / P_{i,t}^\theta \quad (6)$$

① 根据以往研究,也可将三个参数之和设定为 1。

② 根据城市集聚经济的相关研究,集聚经济的大小不仅与城市人口规模相关,还与城市人口密度、产业结构 (专业化、多样化) 等相关,根据本文的研究对象,这里主要考虑城市人口规模 (简称“城市规模”)。

其中, $\tau_{i,t}$ 表示制度约束等造成的效用损失比重, 比如在享受公共服务方面的损失 (对 $Z_{i,t}$ 产生影响)、交通成本、新进入城市的融入成本等。制度约束以进入壁垒的形式, 维持了不同城市现有居民的福祉差异, 从而 $V'_{i,t}$ 不相等; 福祉空间均衡以流动人口的效用均衡实现, 流动人口在不同城市间进行选择, 在制度约束下实现福祉空间均衡, 存在 $V_{i,t} = \bar{V}_t$ 。

效用函数中的城市房价 $P_{i,t}$, 除了受自然舒适度和系统性影响因素之外, 主要由住房供求决定, 住房需求主要取决于城市人口规模及其增长趋势, 住房供给与土地供给紧密相关。其中, 居住用地是城市建设用地的一种类型, 简化起见, 与公式(1)保持一致, 统一采用城市建设用地表示。 $P_{i,t}$ 表示为:

$$P_{i,t} = \bar{P}_{i,t} \left(\frac{N_{i,t}}{T_{i,t}} \right)^\varphi \quad (7)$$

其中, $\bar{P}_{i,t}$ 表示供求关系之外系统性因素决定的房价。不同于 Hsieh 和 Moretti (2019) [2] 采用各个城市的土地供给弹性作为房价的影响因素, 为模拟“人地挂钩”问题并考虑数据可得性, 本文采用城市人口密度 ($\frac{N_{i,t}}{T_{i,t}}$, 即人均建设用地面积的倒数) 进行衡量。这两个指标紧密相关, 根据已有研究, 允许城市空间扩张的城市在控制城市住房成本方面更为成功 (Duranton 和 Puga, 2020) [14]。Combes 等 (2019) [15] 估计了法国大都市中心地带的房地产价格相对于其人口密度或人口规模的弹性, 进一步证明了这一点。由此, 城区人口密度越大, 往往意味着住房供给越紧张, 房价越高, 反之则越低, 即 $\varphi > 0$ 。虽然存在人均城市建设用地的规划标准, 但由于中国处于大规模人口迁移时期, 土地供给较难随着人口迁移而调整配置, 从而各地城市房价随人口迁移的方向以及城市人口密度 (或人均建设用地面积) 高低呈现出结构特征。

公式(7)代入公式(6)得到名义工资的表达式:

$$W_{i,t} = \frac{\bar{V}_t \bar{P}_{i,t}^\theta \left(\frac{N_{i,t}}{T_{i,t}} \right)^{\varphi\theta}}{(1 - \tau_{i,t}) Z_{i,t}} \quad (8)$$

据此可以发现, 当外部冲击引起城市人口增长时, 如果城市土地和住房供给弹性较大, 则土地供给会同步增长, 较少引起人口密度的提升和房价、名义工资上涨; 若土地和住房供给弹性较低, $\left(\frac{N_{i,t}}{T_{i,t}} \right)^{\varphi\theta}$ 随着人口增长而较快增长, 引起房价较之名义工资更快上涨, 从而形成限制人口增长的经济壁垒。

公式(8)代入公式(5), 并假定城市总人口 ($N_{i,t}$) 与总就业 ($L_{i,t}$) 存在 $N_{i,t} = a_{1,i,t} L_{i,t}^{\rho_1}$ 或 $L_{i,t} = a_{2,i,t} N_{i,t}^{\rho_2}$ 的关系, 得到均衡状态下的就业和人口规模:

$$L_{i,t}^* = \left\{ \frac{\alpha^{1-\beta} \beta^\beta}{R_{i,t}^\beta \bar{V}_t^{1-\beta}} \left[\frac{(1 - \tau_{i,t}) Z_{i,t}}{\bar{P}_{i,t}^\theta a_{1,i,t}^{\varphi\theta}} \right]^{1-\beta} A_{i,t} T_{i,t}^{\gamma + (1-\beta)\varphi\theta} \right\}^{1/[1-\alpha-\beta + (1-\beta)\rho_1\varphi\theta]} \quad (9)$$

$$N_{i,t}^* = \left\{ \frac{\alpha^{1-\beta} \beta^\beta}{a_{2,i,t}^{1-\alpha-\beta} R_{i,t}^\beta \bar{V}_t^{1-\beta}} \left[\frac{(1 - \tau_{i,t}) Z_{i,t}}{\bar{P}_{i,t}^\theta} \right]^{1-\beta} A_{i,t} T_{i,t}^{\gamma + (1-\beta)\varphi\theta} \right\}^{1/[\rho_2(1-\alpha-\beta) + (1-\beta)\varphi\theta]} \quad (10)$$

根据公式(9)或公式(10), 不同城市的就业规模或人口规模差异主要由当地全要素生产率 ($A_{i,t}$)、舒适度 ($Z_{i,t}$)、土地供给 ($T_{i,t}$) 以及制度约束 ($\tau_{i,t}$) 的差异决定。全要素生产率与就业和人口规模正相关, 舒适度与其正相关, 土地供给与其正相关, 制度约束会限制就业和人口增长。

根据不同的假设, 公式(9)和公式(10)右侧会包含 $L_{i,t}^*$ 或 $N_{i,t}^*$ 的不同形式。第一, 当考虑城市规模的集聚效应 $A_{i,t} = \bar{A}_{i,t} e^{(N_{i,t})}$ 时, 结合就业与人口规模的关系, $L_{i,t}^*$ 或 $N_{i,t}^*$ 在右侧 $A_{i,t}$ 中以 $e^{[\delta_1 N_{i,t}^* + \delta_2 N_{i,t}^{*2}]}$ 形式存在, 公式(9)和公式(10)转化为非线性方程; 第二, $(1 - \tau_{i,t})$ 会伴随土地供给、人口规模的调整

而调整,因而当考虑制度约束一定程度内生于土地供给时,公式(9)和公式(10)的形式也会调整。为此,在第五部分的量化分析中,将考虑不同情境的假设条件,根据不同的方程形式分析人地挂钩的综合效应。通过计算土地供给冲击下 $L_{i,t}^*$ 或 $N_{i,t}^*$ 的调整情况,求解不同情境下 $A_{i,t}^*$ 、 $W_{i,t}^*$ 、 $Y_{i,t}^*$ 和 $V_{i,t}^*$ 的调整情况,以及 $\sum_i N_{i,t}^*$ 、 $\sum_i Y_{i,t}^*$ 等的变化情况。

四、参数估计

本部分利用中国地级及以上城市 2006—2018 年面板数据估计模型中的主要参数,并根据相关研究对部分参数进行设定。

1. 生产函数估计

根据数据可得性和数据质量,中国城市生产函数相关数据的统计口径与国外相关研究有所不同,同时考虑国内相关研究采用的参数差别较大,故本文对相关参数进行估计。产出指标采用《中国城市统计年鉴》市辖区生产总值数据。就业指标方面,由于《中国城市统计年鉴》中非单位从业人员数据统计质量问题(数据缺失较多且波动较大),采用市辖区单位从业人员总量进行替代。资本指标采用市辖区全社会固定资产投资数据,参考永续盘存法进行估算,该指标在 1999—2016 年有统计数据,以此对 2006—2016 年的资本指标按折旧率 10% 进行估算,2017 年和 2018 年资本数据分别按前三年平均增长趋势外推。土地指标方面,考虑城市建设用地中存在未建区、另有部分城市建成区超出城市建设用地总量,故采用建成区面积指标。衡量集聚效应的城市人口指标,采用《中国城市建设统计年鉴》中的城区人口数据。

根据公式(1)和公式(2),分别设计三个模型估计 α 、 β 、 γ 、 δ_1 、 δ_2 :

$$\ln Y_{i,t} = \ln A_{i,t} + \alpha \ln L_{i,t} + \beta \ln K_{i,t} + \gamma \ln T_{i,t} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (11)$$

$$\ln Y_{i,t} = \ln \overline{A_{i,t}} + \delta_1 N_{i,t} + \delta_2 N_{i,t}^2 + \alpha \ln L_{i,t} + \beta \ln K_{i,t} + \gamma \ln T_{i,t} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

$$\ln \frac{Y_{i,t}}{L_{i,t}^\alpha K_{i,t}^\beta T_{i,t}^\gamma} = \ln \overline{A_{i,t}} + \delta_1 N_{i,t} + \delta_2 N_{i,t}^2 + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

利用 2006—2018 年中国城市面板数据进行估计,控制城市个体异质性(μ_i)和时期效应(μ_t),估计结果显示各个系数基本显著且稳健(如表 3 所示)。模型(1)和模型(2)为公式(11)的估计结果,其中,模型(1)仅考虑传统的劳动力和资本要素,模型(2)加入土地要素。从系数变化可见,加入土地要素之后,两类传统要素投入的贡献系数略有降低(约 0.05),这是由要素之间存在的替代关系引起的。考虑滞后期要素投入、滞后期产出与当期要素投入、当期产出的内生关系,模型(3)利用动态面板系统 GMM 估计方法对三要素产出贡献进行估计,根据其中 AR(2)值和 Hansen test 值,且滞后一期因变量的系数介于混合 OLS 估计和固定效应估计^①之间,模型估计量是一致的和有效的,其估计结果与双向固定效应接近;其中土地产出弹性的显著性略低(接近 10%),这与一些城市建成区面积在部分年份保持不变有关。模型(4)和模型(5)为公式(12)的估计结果,三种要素的系数与模型(2)接近,结果稳健;模型(4)仅考察城市规模的一次项时,正向弹性系数约为 0.0007,加入城市规模的二次项后, N 与 N^2 的系数均显著,分别约为 0.0012 和 -0.00000025,以此计算的城市的最优效率规模约为 2400 万人;模型(6)和模型(7)为公式(13)的估计结果,结合模型(2)~模型(5)估计的 α 、 β 、 γ 计算 $\ln \frac{Y_{i,t}}{L_{i,t}^\alpha K_{i,t}^\beta T_{i,t}^\gamma}$,以此分别估计模型(6)与模型(7)的弹性系数,估计结果分别与模型(4)和模型(5)的系数接近,表现出较好的稳健性。

① 限于篇幅,结果未列示,备索。

根据表 3 中不同模型估计的生产函数稳健的系数,量化分析中, α 、 β 、 γ 、 δ_1 、 δ_2 分别采用 0.26、0.35、0.30、0.0012、-0.00000025。其中, $\alpha + \beta + \gamma = 0.91$,接近 1,考虑统计误差,与以往的规模报酬不变假设基本一致(略有递减),同时,由于模型在全要素生产率中考虑了集聚经济(规模报酬递增),从而兼顾了生产投入层面的规模报酬不变(或递减)与城市层面的规模报酬递增(Duranton 和 Puga,2019)^[3]。据此, δ_1 和 δ_2 计算的最优效率规模约 2400 万人。以往相关参数估计中,Desmet 和 Rossi-Hansberg(2013)^[1]仅考虑资本和劳动时,资本产出弹性采用 0.3358,并以二者之和为 1 设定劳动产出弹性;Hsieh 和 Moretti(2019)^[2]基于以往研究对美国的参数估计结果,劳动和资本产出弹性分别设定为 0.65 和 0.25,并按三者之和为 1 设定土地(商业用地)产出弹性为 0.10。本文的要素产出贡献与之有所不同,这主要与中美两国的经济结构和发展阶段有关,美国的劳动产出贡献更高。

表 3 城市生产函数参数估计结果

| 变量 | 模型(1) | 模型(2) | 模型(3) | 模型(4) | 模型(5) | 模型(6) | 模型(7) |
|-----------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|---|---|
| | $\ln Y_{i,t}$ | $\ln Y_{i,t}$ | $\ln Y_{i,t}$ | $\ln Y_{i,t}$ | $\ln Y_{i,t}$ | $\ln \frac{Y_{i,t}}{L_{i,t}^\alpha K_{i,t}^\beta T_{i,t}^\gamma}$ | $\ln \frac{Y_{i,t}}{L_{i,t}^\alpha K_{i,t}^\beta T_{i,t}^\gamma}$ |
| $\ln Y_{i,t-1}$ | | | 0.7489*** (0.1239) | | | | |
| $\ln L_{i,t}$ | 0.3160*** (0.0455) | 0.2657*** (0.0408) | 0.2140*** (0.0541) | 0.2558*** (0.0367) | 0.2547*** (0.0360) | | |
| $\ln K_{i,t}$ | 0.3804*** (0.0276) | 0.3378*** (0.0264) | 0.3078*** (0.0547) | 0.3514*** (0.0253) | 0.3470*** (0.0253) | | |
| $\ln T_{i,t}$ | | 0.3110*** (0.0447) | 0.3852 (0.2629) | 0.2903*** (0.0436) | 0.2690*** (0.0440) | | |
| N | | | | 0.0007*** (0.0001) | 0.0012*** (0.0002) | 0.0007*** (0.0001) | 0.0011*** (0.0002) |
| N^2 | | | | | -0.0000*** (0.0000) | | -0.0000*** (0.0000) |
| 常数项 | 2.2914*** (0.1790) | 1.3989*** (0.2427) | 0.2618* (0.1456) | 1.3611*** (0.2343) | 1.4305*** (0.2341) | 1.3195*** (0.0129) | 1.2792*** (0.0178) |
| 个体 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时期 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 3678 | 3678 | 3389 | 3678 | 3678 | 3678 | 3678 |
| R^2 | 0.9183 | 0.924 | | 0.9264 | 0.9269 | 0.4220 | 0.4256 |
| AR(2) | | | 0.094 | | | | |
| Hansen Test | | | 0.837 | | | | |
| 备注 | 双向 FE | 双向 FE | 系统 GMM | 双向 FE | 双向 FE | 双向 FE | 双向 FE |

注:括号中为系数的稳健标准误; N^2 的系数及其标准误分别约为 -0.00000025 和 0.00000006,由于 N^2 数值较大,故系数较小,表中保留位数后未能显示;***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 统计水平下显著,下同

2. 房价与密度的关系估计

根据公式(7),对房价和密度的关系进行估计,构建如下计量模型:

$$\ln P_{i,t} = C + \varphi \ln \left(\frac{N_{i,t}}{T_{i,t}} \right) + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

公式(7)对数线性化之后的 $\ln \overline{P_{i,t}}$ 以 C 和 μ_i 、 μ_t 的形式存在于公式(14)中,表示各个城市人口密度之外的房价决定因素,比如城市之间异质性的舒适度等。估计结果如表 4 所示,其中,模型

(8)仅控制时期虚拟变量时,房价的密度弹性约为0.22;模型(9)采用双向固定效应时,弹性约为0.06。系数的降低反映了个体虚拟变量中的自然舒适度等异质性因素对房价的影响,是符合现实规律的。考虑房价与密度之间的内生性问题,采用动态面板系统GMM方法进行估计(见模型(10)),根据其中的AR(2)值和Hansen test值,模型估计量是一致的和有效的,同时,该模型滞后一期因变量的系数介于混合OLS估计(模型(11))和固定效应估计(模型(12))之间,进一步论证了其合理性,其中的密度弹性约为0.03。结合模型(9)和模型(12)来看,无论是否控制因变量滞后期,房价的密度弹性稳定在0.06左右,据此,量化分析中公式(7)的 φ 取0.06。与此类似的国外研究有Combes等(2019)^[15],其对法国大都市中心地带的房地产价格的密度弹性估计发现,房价的人口密度弹性约0.21,土地价格的人口密度弹性约0.60。这一结果高于本文对中国城市平均房价密度弹性的估计结果,可以解释为,大都市区中心地带之间的房价比城市之间的平均房价离差更大,从而弹性也更大。

表4 房价与密度的参数估计结果

| 变量 | 模型(8) | 模型(9) | 模型(10) | 模型(11) | 模型(12) |
|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | $\ln P_{i,t}$ | $\ln P_{i,t}$ | $\ln P_{i,t}$ | $\ln P_{i,t}$ | $\ln P_{i,t}$ |
| $\ln P_{i,t-1}$ | | | 0.9496*** (0.0170) | 0.9607*** (0.0081) | 0.4558*** (0.0484) |
| $\ln(N_{i,t}/T_{i,t})$ | 0.2189*** (0.0353) | 0.0552** (0.0291) | 0.0309* (0.0183) | 0.0173** (0.0080) | 0.0550*** (0.0213) |
| 常数项 | 8.2045*** (0.0054) | 7.4505*** (0.0090) | 0.4716*** (0.1426) | 0.4822*** (0.0659) | 4.2423*** (0.3641) |
| 个体 | 否 | 是 | 是 | 否 | 是 |
| 时期 | 是 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 3638 | 3638 | 3372 | 3372 | 3372 |
| R ² | 0.0059 | 0.4208 | | 0.9454 | 0.8276 |
| AR(2) | | | 0.780 | | |
| Hansen Test | | | 0.242 | | |
| 备注 | 时期 FE | 双向 FE | 系统 GMM | OLS | 双向 FE |

3. 其他参数

关于城市人口规模与就业的关系,考虑量化分析中直接估计 $N_{i,t}$ 更为直观,故主要估计 $L_{i,t} = a_{2,i,t} N_{i,t}^{\rho_2}$ 的参数,将 $L_{i,t}$ 用 $N_{i,t}$ 表示。根据理论和模型设定,只需要考察二者之间的统计关系(非因果关系),据估计,各年份各个城市人口规模和就业关系的参数估计结果^①比较接近,取 $\rho_2 = 1.05$ 。关于住房支出份额 θ 的值,Glaeser和Gottlieb(2009)^[11]采用0.3、Hsieh和Moretti(2019)^[2]采用0.32,赵扶扬和陈斌开(2021)^[10]采用0.33,参数均比较接近,据此,本文量化分析中采用 $\theta = 0.32$ 。

五、量化分析

本部分分别对基础模型、考虑集聚效应、考虑制度约束内生于土地供给的三种情境进行模拟,对建设用地未达到一定标准的城市实现人地挂钩的综合效应进行量化分析,对于人均建设用地达标的城市则不进行调整。同时,量化分析假定各个城市都存在充足的物理上的城市用地或空间,对于可能存在的超越行政边界的增长和扩张,可以认为以都市圈(或大都市区)同城化^②的形式实现。

① 限于篇幅,结果未列示,备案。

② 这也体现在本文的政策建议部分。

量化分析采用《中国城市建设统计年鉴(2020年)》中685个城市数据,包括有建成区面积和城区人口统计数据的所有城市。

1. 利用基础模型的模拟

当不考虑城市集聚效应和制度约束调整时,随着土地供给调整,由于公式(10)右侧其他相关变量保持不变,用 \hat{x} 表示变量 x 调整后的值,则城市人口规模调整与土地供给调整的关系可以表示为:

$$\frac{\hat{N}_{i,t}}{N_{i,t}} = \left(\frac{\hat{T}_{i,t}}{T_{i,t}} \right)^{c_1} \quad (15)$$

其中, $c_1 = [\gamma + (1 - \beta)\varphi\theta] / [\rho_2(1 - \alpha - \beta) + (1 - \beta)\varphi\theta]$ 。据此,可以计算调整城市的平均增长率 $\overline{\hat{N}_{i,t}/N_{i,t}}$, 以及总体的城市人口增长率 $\sum_i \hat{N}_{i,t} / \sum_i N_{i,t}$ 。

结合 $L_{i,t} = a_{2,i,t} N_{i,t}^{\rho_2}$, 可得 $\frac{\hat{L}_{i,t}}{L_{i,t}} = \left(\frac{\hat{N}_{i,t}}{N_{i,t}} \right)^{\rho_2} = \left(\frac{\hat{T}_{i,t}}{T_{i,t}} \right)^{\rho_2 c_1}$ 。此种情境下,城市总产出调整为:

$$\frac{\hat{Y}_{i,t}}{Y_{i,t}} = \frac{\overline{A_{i,t}} \hat{L}_{i,t}^\alpha \hat{K}_{i,t}^\beta \hat{T}_{i,t}^\gamma}{\overline{A_{i,t}} L_{i,t}^\alpha K_{i,t}^\beta T_{i,t}^\gamma} = \left(\frac{\hat{T}_{i,t}}{T_{i,t}} \right)^{\alpha \rho_2 c_1 + \beta \rho_2 c_1 + \gamma} \quad (16)$$

根据各个城市的 $\hat{Y}_{i,t}/Y_{i,t}$, 可得调整城市平均的产出增长率 $\overline{\hat{Y}_{i,t}/Y_{i,t}}$, 结合初始均衡值 $Y_{i,t}^{\text{①}}$, 可以计算总体的产出增长率 $\sum_i \hat{Y}_{i,t} / \sum_i Y_{i,t}$ 。

根据公式(8),在不考虑制度约束 $(1 - \tau_{i,t})$ 变化时,即:

$$\frac{\hat{W}_{i,t}}{W_{i,t}} = \left(\frac{\hat{N}_{i,t} / \hat{T}_{i,t}}{N_{i,t} / T_{i,t}} \right)^{\varphi\theta} \quad (17)$$

根据公式(6)~公式(8),由于名义工资的降低会被房价的降低所抵消,从而对相对收入影响较小,在假设制度约束不变时,调整后的城市 i 居民平均效用不变($\hat{V}'_{i,t} = V'_{i,t}$),城市 i 居民的总效用变化由人口规模调整决定,即:

$$\frac{\hat{V}'_{i,t} \hat{N}_{i,t}}{V'_{i,t} N_{i,t}} = \frac{\hat{N}_{i,t}}{N_{i,t}} \quad (18)$$

这与 Hsieh 和 Moretti(2019)^[2]一致,其考虑福祉空间均衡关系,以就业(人口)变化衡量福祉变化。

根据《城市用地分类与规划建设用地标准》(GB50137-2011)^②,采用100m²/人城市建设用地标准进行调整,对应《中国城市建设统计年鉴》中的1平方千米/万人,以此作为人地挂钩的土地供给调整后的水平进行模拟。

采用基础模型的量化分析结果如表5所示。所有685个样本城市中,有88个城市未达到100m²/人的标准,按此调整后,调整城市的城区人口平均增长12.82%,引起总体城区人口增长6.38%。前六大城市中,上海、北京、深圳是人地差距较大的城市,按标准提高土地供给之后,城区人口分别增长为原来的1.6469倍、1.2176倍和1.2872倍,重庆、广州、天津的人地差距较小,因而调整后人口增幅较小。

① 根据数据可得性,这里的产出数据为2019年数据。由于此量化分析只需考虑相关变量的变化率,而不是具体数字,因此估计结果不以数值大小而调整,是稳健的(Tombe 和 Zhu, 2019)^[5]。

② 该标准中规定“新建城市的规划人均城市建设用地指标应在85.1~105.0 m²/人内确定”。在《城乡用地分类与规划建设用地标准》2018年征求意见稿中规定为“新建城市、镇的规划人均城乡居民点建设用地面积指标宜在(100.1~120.0)m²/人内确定”。

分行政级别来看,36个中心城市(直辖市、省会城市及其他副省级城市)有16个城市没有达到100m²/人的标准,所占比重明显高于地级市和县级市的该比重。以此标准提高用地水平后,四个直辖市城区人口平均增长22.21%,12个省会及其他副省级城市城区人口平均增长10.58%,地级市和县级市调整城市的城区人口分别平均增长11.67%和13.27%。

分地区来看,东部地区212个城市有31个城市未达到此标准,调整后这些城市的城区人口平均增长17.94%,增幅最大;中部地区有26个城市未达到该标准,调整后城区人口平均增长9.05%;西部地区23个城市调整后城区人口平均增长11.38%;东北地区八个城市调整后城区人口平均增长9.32%。

调整城市的产出平均增长13.48%,实现总产出增长7.65%。比较 \hat{N}_i/N_i 和 \hat{Y}_i/Y_i 、 $\sum \hat{N}_{i,t} / \sum N_{i,t}$ 与 $\sum \hat{Y}_{i,t} / \sum Y_{i,t}$ 的结果可见,调整城市的产出增长与人口增长水平接近;根据 \hat{W}_i/W_i 的结果,在不考虑集聚效应时,由于人地基本呈现同步增长态势,工资基本保持不变。由此可见,当外部冲击引起全要素生产率提高时,如果提高土地供给弹性,则会引起就业的增长,而工资比较稳定;如果土地供给受限,则全要素生产率的提高会引起较少的就业增长,而会引致较高的工资和房价上涨。根据公式(18),单个城市的总效用增长与其人口增长水平一致。

表5 模拟(1):采用基础模型的量化分析结果(万人、平方千米、比值)

| 城市(类型) | | $N_{i,2020}$ | $T_{i,2020}$ | \hat{N}_i | \hat{N}_i/N_i | \hat{Y}_i/Y_i | \hat{W}_i/W_i |
|--------------|--------------|--------------|--------------|-------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 所有城市(88/685) | | 208 | 172 | 247 | 1.1282 | 1.1348 | 0.9992 |
| 前六大城市 | 上海 | 2428 | 1238 | 4000 | 1.6469 | 1.6849 | 0.9967 |
| | 北京 | 1916 | 1469 | 2330 | 1.2176 | 1.2285 | 0.9987 |
| | 重庆 | 1610 | 1566 | 1640 | 1.0210 | 1.0220 | 0.9999 |
| | 广州 | 1386 | 1350 | 1410 | 1.0194 | 1.0203 | 0.9999 |
| | 深圳 | 1344 | 956 | 1730 | 1.2872 | 1.3021 | 0.9983 |
| | 天津 | 1174 | 1170 | 1180 | 1.0027 | 1.0028 | 1.0000 |
| 按行政级别分类 | 直辖市(4/4) | 1782 | 1361 | 2288 | 1.2221 | 1.2346 | 0.9988 |
| | 省会等(12/32) | 596 | 521 | 665 | 1.1058 | 1.1110 | 0.9993 |
| | 地级市(27/260) | 102 | 87 | 117 | 1.1167 | 1.1227 | 0.9993 |
| | 县级市(45/389) | 28 | 24 | 32 | 1.1327 | 1.1396 | 0.9992 |
| 按地区分类 | 东部城市(31/212) | 377 | 292 | 472 | 1.1794 | 1.1891 | 0.9990 |
| | 中部城市(26/178) | 86 | 76 | 93 | 1.0905 | 1.0950 | 0.9994 |
| | 西部城市(23/203) | 133 | 123 | 142 | 1.1138 | 1.1196 | 0.9993 |
| | 东北城市(8/92) | 168 | 158 | 176 | 1.0932 | 1.0978 | 0.9994 |

注:城市分类括号中,第一个数为该类城市按100m²/人调整的城市数,第二个数为该类城市样本总数;表中的指标值为相关城市数据或分类城市的平均值,下同

从而,当不考虑城市规模的集聚效应时,人口、产出、效用与土地供给基本呈现同步增长态势,人均产出、工资基本稳定。

2. 考虑集聚效应的模拟

考虑城市规模的集聚效应时,公式(10)右式 $A_{i,t}$ (即 $\overline{A_{i,t}} e^{f(N_{i,t})}$)中存在 $N_{i,t}$,其本质反映了城市规模中集聚经济和拥挤效应的权衡。根据公式(10)可得:

$$N_{i,t}^* e^{f(N_{i,t})(-c_2)} = \overline{C_{i,t}} T_{i,t}^{c_1} \tag{19}$$

其中, $\overline{C_{i,t}}$ 表示公式(10)中不随土地供给和人口调整变化的相关变量表达式, $c_2 = 1/[\rho_2(1 - \alpha - \beta) + (1 - \beta)\varphi\theta]$ 。

结合公式(2)、公式(19)可以调整为:

$$N_{i,t}^* e^{[\delta_1 N_{i,t}^* + \delta_2 N_{i,t}^{*2}](-c_2)} = \overline{C_{i,t}} T_{i,t}^{c_1} \quad (20)$$

可见,当考虑集聚效应时,城市规模的调整需要根据公式(20)求解以下非线性方程中的 $\widehat{N}_{i,t}$:

$$\frac{\widehat{N}_{i,t} e^{[\delta_1 \widehat{N}_{i,t} + \delta_2 \widehat{N}_{i,t}^2](-c_2)}}{\widehat{N}_{i,t} e^{[\delta_1 N_{i,t} + \delta_2 N_{i,t}^2](-c_2)}} = \left(\frac{\widehat{T}_{i,t}}{T_{i,t}} \right)^{c_1} \quad (21)$$

考虑集聚经济的存在,城市全要素生产率会随着就业和人口规模提高:

$$\frac{\widehat{A}_{i,t}}{A_{i,t}} = \frac{\overline{A_{i,t}} e^{f(\widehat{N}_{i,t})}}{\overline{A_{i,t}} e^{f(N_{i,t})}} = \frac{e^{[\delta_1 \widehat{N}_{i,t} + \delta_2 \widehat{N}_{i,t}^2]}}{e^{[\delta_1 N_{i,t} + \delta_2 N_{i,t}^2]}} \quad (22)$$

图2描述了集聚效应与城市规模的关系及其随城市规模调整的变化特征。图2(a)显示了集聚效应与城市规模的一次型和二次型关系,考虑拥挤效应的存在,采用二次型关系是合理的,与参数估计部分一致,城市规模的最大效率值点在2400万人左右。图2(b)显示了在不同的城市规模下,城市规模分别增长1.1倍、1.3倍、1.5倍时,引起的生产率的变化率 $\left(\frac{\widehat{A}_{i,t}}{A_{i,t}}\right)$,该变化率最大时(即增幅最大的点)对应的城市规模在1000万人左右,且在2000万人左右时变化率逐渐小于1(即生产率开始下降)。图2(c)显示了生产率变化对城市规模的影响,即公式(21)调整为 $\frac{\widehat{N}_{i,t}}{N_{i,t}} = \left(\frac{\widehat{T}_{i,t}}{T_{i,t}}\right)^{c_1} \left(\frac{\widehat{A}_{i,t}}{A_{i,t}}\right)^{c_2}$ 后的 $\left(\frac{\widehat{A}_{i,t}}{A_{i,t}}\right)^{c_2}$,故与图2(b)形状相似,即城市增长引起的全要素生产率提高进一步促进城市增长,这呈现了考虑集聚效应时存在的城市增长的循环累积效应,体现在表6的模拟结果中。

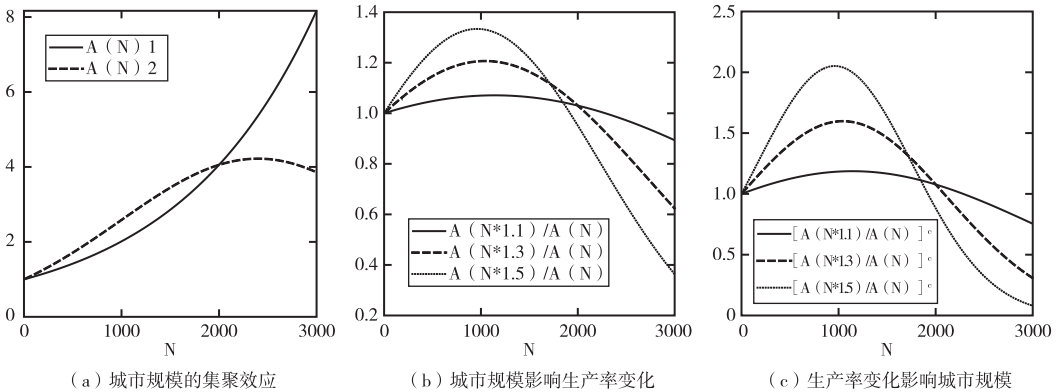


图2 集聚效应随城市规模调整特征

注:(a)中“A(N)1”和“A(N)2”分别表示集聚效应与城市规模的一次型和二次型关系;(b)和(c)中的“A(N)”、“A(N*1.1)”等,分别表示城市规模N及其增长不同倍数对应的生产率;(c)中的指数“c”对应公式中的 c_2

此时,城市总产出调整为:

$$\frac{\widehat{Y}_{i,t}}{Y_{i,t}} = \frac{\widehat{A}_{i,t} e^{f(\widehat{N}_{i,t})} \widehat{L}_{i,t}^\alpha \widehat{K}_{i,t}^\beta \widehat{T}_{i,t}^\gamma}{A_{i,t} e^{f(N_{i,t})} L_{i,t}^\alpha K_{i,t}^\beta T_{i,t}^\gamma} = \frac{e^{[\delta_1 \widehat{N}_{i,t} + \delta_2 \widehat{N}_{i,t}^2]}}{e^{[\delta_1 N_{i,t} + \delta_2 N_{i,t}^2]}} \left(\frac{\widehat{T}_{i,t}}{T_{i,t}} \right)^{\alpha p_2 c_1 + \beta p_2 c_1 + \gamma} \quad (23)$$

由此可推算总体的产出变化 $\sum_i \widehat{Y}_{i,t} / \sum_i Y_{i,t}$ 。由于不考虑制度约束, $W_{i,t}$ 的调整与公式(17)一致。效用的调整与公式(18)一致。

采用包含集聚效应的均衡模型的量化分析结果如表6所示,由公式(21)的非线性方程求解得到调整后的 $\widehat{N}_{i,t}$,与表5呈现不同的特征,这与图2显示的集聚效应和城市规模的关系相符。与表5相

比,在考虑集聚效应时,调整城市的规模稳态值均更高,平均人口增长率达 24.34%,这与公式(21)内含的循环累积效应有关。对于前六大城市来说,当考虑集聚效应时,其稳态规模均接近 3000 万人左右。其中,上海的规模比表 5 模拟(1)的值有所降低,这是由于拥挤效应的存在,即图 2 呈现的倒 U 型特征;其余五个城市的规模均比表 5 的值大,这是由于集聚经济形成的循环累积效应使得城市规模不断增长,同时,拥挤效应限制了其进一步增长,从而在接近 3000 万人左右时达到一个稳态。

表 6 的其他指标方面,由于集聚效应的倒 U 型特征,前六大城市的全要素生产率(\hat{A}_i)均位于图 2(a)中最大值点的右侧,其中,上海较现状值有所降低,北京调整后的值与现状值接近,其余城市较现状值有所提高。产出方面,随着土地、人口和就业增长,各类城市产出均明显提高,调整城市的产出平均提高 17.70%;工资的调整与表 5 不同,当考虑集聚效应时,根据公式(17),由于 $\hat{N}_{i,t}$ 提高,从而人口密度 $\frac{\hat{N}_{i,t}/\hat{T}_{i,t}}{N_{i,t}/T_{i,t}}$ 提高,工资也提高,调整城市工资平均增长 23.93%。

表 6 模拟(2):考虑集聚效应的量化分析结果(万人、比值)

| 城市(类型) | \hat{N}_i | \hat{N}_i/N_i | \hat{A}_i/A_i | \hat{Y}_i/Y_i | \hat{W}_i/W_i |
|--------|-------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 所有城市 | 305 | 1.2434 | 1.0370 | 1.1770 | 1.2393 |
| 上海 | 3070 | 1.2648 | 0.8937 | 1.5058 | 1.2485 |
| 北京 | 2730 | 1.4238 | 1.0320 | 1.2679 | 1.4165 |
| 重庆 | 2620 | 1.6264 | 1.1549 | 1.1802 | 1.6255 |
| 广州 | 2610 | 1.8866 | 1.2784 | 1.3043 | 1.8857 |
| 深圳 | 2910 | 2.1686 | 1.2370 | 1.6107 | 2.1545 |
| 天津 | 2690 | 2.2943 | 1.4245 | 1.4284 | 2.2942 |

3. 制度约束内生的模拟

土地供给与制度约束紧密相关,这既体现在城市建设用地供给本身作为一种制度约束会影响城市增长,也体现在土地和住房供给限制带来的高房价会形成流动人口进城安居落户的经济壁垒。随着户籍与公共服务均等化的推进,土地供给作为一种制度约束及其衍生的经济壁垒,逐渐成为影响人口迁移的主因。

考虑制度约束($\tau_{i,t}$)随土地供给调整,在不考虑集聚效应时,公式(15)调整为:

$$\frac{\hat{N}_{i,t}}{N_{i,t}} = \left(\frac{(1 - \tau_{i,t})}{(1 - \tau_{i,t})} \right)^{c_3} \left(\frac{\hat{T}_{i,t}}{T_{i,t}} \right)^{c_1} \tag{24}$$

其中, $c_3 = (1 - \beta) / [\rho_2(1 - \alpha - \beta) + (1 - \beta)\varphi\theta]$ 。

关于制度约束的调整,本文主要考虑两种情境。第一,假定 $\frac{(1 - \tau_{i,t})}{(1 - \tau_{i,t})}$ 与 $\frac{\hat{T}_{i,t}}{T_{i,t}}$ 同步调整,即假定土

地供给的增加比重相当于制度约束的降低比重, $(1 - \tau_{i,t})Z_{i,t}$ 随之增加,其中, $\frac{(1 - \tau_{i,t})}{(1 - \tau_{i,t})} = \frac{\hat{T}_{i,t}}{T_{i,t}}$ 。这一假设使得各个城市依然保持不同程度的进入壁垒,这与国内外大部分城市的实际发展情况接近。第二,假定各个城市的制度约束降到全国统一水平,即人口接近自由迁移。本文引入流动人口落户

意愿($SW_{i,t}$)衡量各个城市制度约束现状^①,制度约束降至相等水平,则意味着 $\frac{(1 - \tau_{i,t})}{(1 - \tau_{i,t})} = \frac{SW_{i,t}}{SW}$ 。

① 根据相关研究,采用流动人口落户意愿衡量制度约束水平是合理的,其与城市落户条件紧密相关。为提高样本量和可靠性,量化分析中合并 2016 年和 2017 年的数据(约 34 万流动人口样本),取两年样本量之和大于 200 个的地级以上城市数据进行分析,缺失值按拟合结果补齐。

量化分析中采用中国流动人口动态监测调查数据(CMDS)中落户意愿的调查结果。

此种情境下,在利用公式(24)求解 $\widehat{N}_{i,t}$ 基础上,可利用公式(16)求解 $\widehat{Y}_{i,t}$ 以及 $\sum_i \widehat{Y}_{i,t}$ 的调整情况。

考虑制度约束时, $W_{i,t}$ 的变化受到 $(1 - \tau_{i,t})$ 变化的影响,表示为:

$$\frac{\widehat{W}_{i,t}}{W_{i,t}} = \frac{(1 - \tau_{i,t})}{(1 - \widehat{\tau}_{i,t})} \left(\frac{\widehat{N}_{i,t}/\widehat{T}_{i,t}}{N_{i,t}/T_{i,t}} \right)^{\varphi\theta} \quad (25)$$

这表明当制度约束 $\tau_{i,t}$ 降低,即 $\frac{(1 - \tau_{i,t})}{(1 - \widehat{\tau}_{i,t})} > 1$ 时,随着人地挂钩、城市建设用地供给增加,城市人

口规模增长、人口密度调整,制度约束降低会对工资产生正向影响。效用的调整与公式(18)一致。

表7列示了制度约束内生于土地供给、未考虑集聚效应的量化分析结果,模拟(3)和模拟(4)分别假定制度约束与土地供给同比例调整和制度约束调整为全国统一水平^①。不考虑集聚效应中的拥挤效应时,调整城市的平均规模均大幅增长,模拟(3)和模拟(4)分别平均增长53.85%和57.22%。模拟(3)的前六大城市中,当制度约束与土地供给同比例调整时,依然存在一定的进入壁垒,上海由于土地供给提升较大,城市规模超常规增长,其余五大城市根据其土地供给增长比重实现不同程度增长。模拟(4)中,当制度约束调整为全国统一水平时,人口接近自由迁移,前六大城市根据其现状的制度约束不同,实现不同程度的增长,其中,上海和北京由于现实制度约束最大(分别为0.7796和0.8147),调为全国统一水平(按0.3调整)后实现超常规增长,重庆则由于现状制度约束(0.3195)接近全国总体水平,增长幅度较小,这与这些城市的现实特征相符。

表7 模拟(3)和模拟(4):制度约束内生于土地供给的量化分析结果(万人、比值)

| 城市(类型) | 模拟(3):与土地供给同比例调整 | | 模拟(4):调整为全国统一水平 | |
|--------|------------------|---------------------|-----------------|---------------------|
| | \widehat{N}_i | \widehat{N}_i/N_i | \widehat{N}_i | \widehat{N}_i/N_i |
| 所有城市 | 393 | 1.5385 | 752 | 1.5722 |
| 上海 | 11300 | 4.6494 | 21700 | 8.9395 |
| 北京 | 3510 | 1.8337 | 13600 | 7.0716 |
| 重庆 | 1720 | 1.0661 | 2260 | 1.4025 |
| 广州 | 1470 | 1.0609 | 3920 | 2.8271 |
| 深圳 | 2920 | 2.1761 | 5400 | 4.0215 |
| 天津 | 1180 | 1.0082 | 4510 | 3.8390 |

显然,不考虑拥挤效应时的城市规模超常规增长是不符合实际的,需要同时考虑集聚效应和制度约束,结合公式(21)和公式(24)有:

$$\frac{\widehat{N}_{i,t} e^{[\delta_1 \widehat{N}_{i,t} + \delta_2 \widehat{N}_{i,t}^2](-c_2)}}{N_{i,t} e^{[\delta_1 N_{i,t} + \delta_2 N_{i,t}^2](-c_2)}} = \left(\frac{(1 - \tau_{i,t})}{(1 - \widehat{\tau}_{i,t})} \right)^{c_3} \left(\frac{\widehat{T}_{i,t}}{T_{i,t}} \right)^{c_1} \quad (26)$$

在此基础上,根据公式(22)、公式(23)和公式(25)可以计算全要素生产率、产出和工资的调整情况。根据公式(26)的非线性方程求解两类制度约束下的城市规模及其影响。

模拟(5)同时考虑第一类制度约束与集聚效应时(如表8所示),所有调整城市的平均增长率为70.44%,实现城区总人口增长24.64%;由于拥挤效应的影响,全要素生产率平均提高7.10%,产出平均提高22.12%,实现总产出提高8.61%,工资平均提高18.82%。前六大城市规模,与仅考虑集聚效应的情况类似,收敛于3000万人左右。与表7相比,上海城市规模受拥挤效应影响降低至3760万人,全要素生产率降至原来的62.90%。分行政级别看,四个直辖市平均规模在3000万

^① 模拟(3)和模拟(4)由于未考虑集聚效应,部分城市规模调整后明显太高,主要用于与模拟(5)和模拟(6)考虑集聚效应时进行对标。

人左右(3018万人),城市规模平均增长74.06%,受拥挤效应影响,全要素生产率平均仅提高3.84%,产出平均提高20.70%,工资平均提高32.97%。各省会城市平均规模在1000万人左右,平均增长59.07%,全要素生产率、产出和工资均明显提高。地级市和县级市分别调增为186万人和55万人,分别平均增长69.75%和73.56%,产出和工资的平均增长率比较接近。分地区来看,东部地区城市增幅最大,31个调整城市的平均规模达到685万人,平均增长为原来的2.0283倍,全要素生产率平均提高10.63%,产出平均提高32.19%,工资平均提高26.71%;中西部地区和东北地区城市规模的平均增幅接近,全要素生产率、产出和工资的平均增幅均比较接近。

表8 模拟(5):结合第一类制度约束与集聚效应的量化分析结果(万人、比值)

| 城市(类型) | | \hat{N}_i | \hat{N}_i/N_i | \hat{A}_i/A_i | \hat{Y}_i/Y_i | \hat{W}_i/W_i |
|-------------|------|-------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 所有城市 | | 359 | 1.7044 | 1.0710 | 1.2212 | 1.1882 |
| 前六大城市 | 上海 | 3760 | 1.5494 | 0.6290 | 1.0597 | 1.9527 |
| | 北京 | 3090 | 1.6119 | 0.9415 | 1.1567 | 1.3098 |
| | 重庆 | 2780 | 1.7255 | 1.1277 | 1.1525 | 1.0387 |
| | 广州 | 2730 | 1.9710 | 1.2581 | 1.2837 | 1.0392 |
| | 深圳 | 3340 | 2.4877 | 1.0581 | 1.3777 | 1.4217 |
| | 天津 | 2440 | 2.0755 | 1.4552 | 1.4592 | 1.0177 |
| 按行政 级别分类 | 直辖市 | 3018 | 1.7406 | 1.0384 | 1.2070 | 1.3297 |
| | 省会等 | 1000 | 1.5907 | 1.1541 | 1.2818 | 1.1532 |
| | 地级市 | 186 | 1.6975 | 1.1009 | 1.2453 | 1.1712 |
| | 县级市 | 55 | 1.7356 | 1.0338 | 1.1918 | 1.1952 |
| 按地区分类 | 东部城市 | 685 | 2.0283 | 1.1063 | 1.3219 | 1.2671 |
| | 中部城市 | 129 | 1.4725 | 1.0478 | 1.1510 | 1.1304 |
| | 西部城市 | 220 | 1.6067 | 1.0501 | 1.1815 | 1.1657 |
| | 东北城市 | 237 | 1.4836 | 1.0697 | 1.1728 | 1.1352 |

模拟(6)同时考虑第二类制度约束与集聚效应时(如表9所示),由于此类制度约束将所有城市的进入壁垒调整一致,接近自由迁移,虽然在拥挤效应作用下,调整的城市规模明显低于模拟(4)的城市规模,但高于模拟(5)水平。受拥挤效应影响,在城市规模大幅增长的情况下,其全要素生产率仅平均增长3.68%,其中,上海的全要素生产率不到现状的1/2。

表9 模拟(6):结合第二类制度约束与集聚效应的量化分析结果(万人、比值)

| 城市(类型) | \hat{N}_i | \hat{N}_i/N_i | \hat{A}_i/A_i | \hat{Y}_i/Y_i | \hat{W}_i/W_i |
|--------|-------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|
| 所有城市 | 391 | 1.4081 | 1.0368 | 1.1745 | 1.1894 |
| 上海 | 4100 | 1.6867 | 0.4875 | 0.8213 | 2.9900 |
| 北京 | 3930 | 2.0481 | 0.5928 | 0.7283 | 3.1606 |
| 重庆 | 2980 | 1.8536 | 1.0730 | 1.0966 | 1.2429 |
| 广州 | 3500 | 2.5249 | 0.9560 | 0.9754 | 1.9729 |
| 深圳 | 3720 | 2.7689 | 0.8543 | 1.1123 | 2.1225 |
| 天津 | 3750 | 3.1904 | 0.9249 | 0.9275 | 2.4444 |

4. 模拟结果综合分析

以上各类情境的量化分析,表现出不同特征,本部分对各个模型假设和模拟结果进行综合分析和讨论。

第一,对于建设用地未达标的城市,不同情境下,提高建设用地供给均有利于提高城市人口规模、效率、产出和总效用。在模拟(1)~模拟(6)中,模拟(1)可以看作提高建设用地供给冲击的直接效应,模拟(2)~模拟(6)分别加入不同的条件,使得人口规模在集聚效应、制度约束影响下进一步调整,其综合效应随人口规模、人口密度调整而有所不同,其中,模拟(5)与现实情况更加接近。根据理论和模型设计,按100m²/人标准,模拟(1)中调整的88个城市,平均城区人口规模增长

12.82%,平均产出增长13.48%,分别实现城区总人口增长6.38%,总产出提高7.65%;由于该情境未考虑集聚经济的循环累积效应,故人口密度基本不变,工资基本不变。模拟(5)考虑集聚效应和按比例降低制度约束时,调整城市的人口规模和密度均明显提高,平均城区人口增长70.44%,实现城区总人口增长24.64%,全要素生产率平均提高7.10%,产出平均增长22.12%,实现总产出提高8.61%;此时由于人口密度提高,调整城市的工资平均提高18.82%。

第二,集聚效应的倒U型特征显著,放开制度约束后超大城市规模会收敛到3000万人左右。不同情境下城市规模体系调整情况不同,图3显示了2020年和不同情境下的城市规模体系特征。模拟(1)中制度约束不调整时,城市人口增长与土地供给同比例增长,城市体系调整为图3(b)的 $\ln(N1)$ 分布;模拟(3)和模拟(5)中制度约束与土地供给同比例调整时,各个城市依然表现出不同的进入壁垒,这与实际情况比较接近;模拟(4)和模拟(6)将所有城市制度约束调整为统一水平时,接近自由迁移的情形,城市人口规模大幅增加。当考虑集聚经济和拥挤效应时,超大城市规模会收敛到3000万人左右,这在模拟(2)、模拟(5)和模拟(6)中均表现如此,体现在图3(c)和图3(d)中右下角的6个点($\ln 3000 \approx 8.0063$)。与模拟(2)比,按比例降低制度约束时,收敛规模的离散度略高,为2440万~3760万人;全面降低制度约束时,收敛规模有所提高,达2980万~4100万人。因而,在放松制度约束时,需要考虑拥挤效应,以限制城市在循环累积效应下的无限增长。

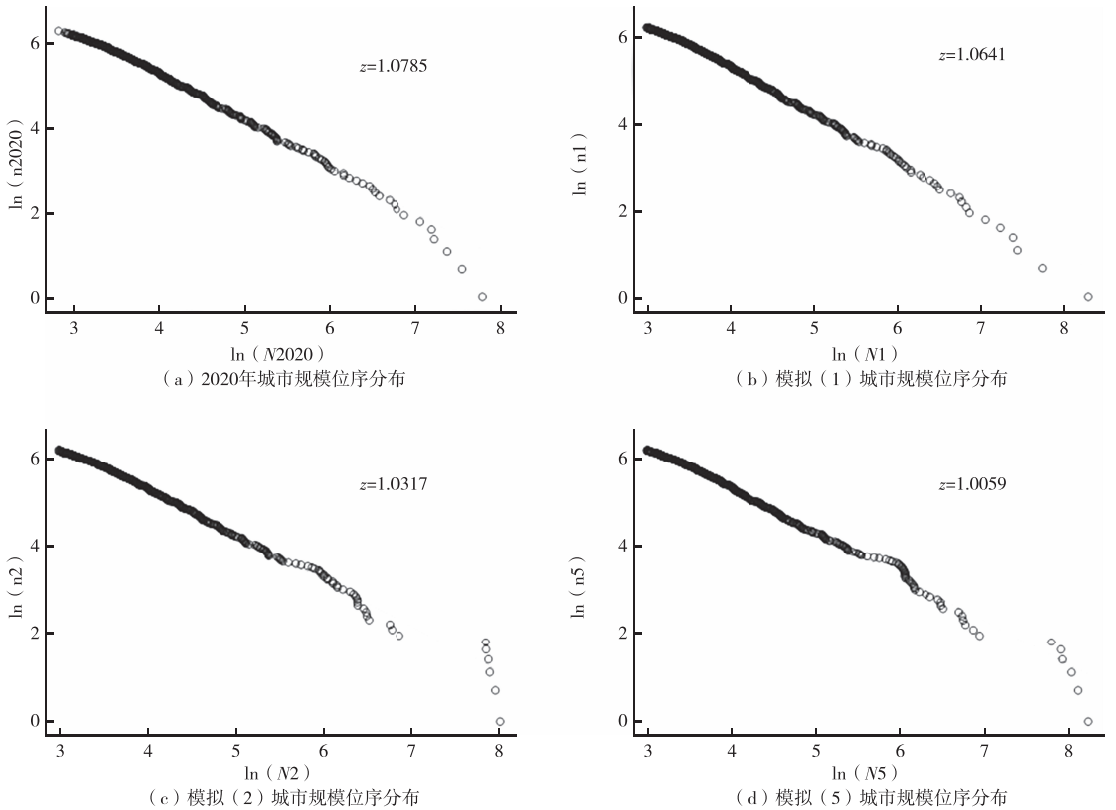


图3 现状与量化分析中城市规模分布特征

注:根据 Zipf 法则估计 $\ln(n) = \mu + z \ln(N)$, 其中, N 表示城市规模, n 表示城市规模的位序, z 为齐普夫系数, 四个图分别为 2020 年、模拟(1)、模拟(2)、模拟(5)的城市规模(20 万人以上城市, $\ln 20 \approx 2.9957$) 与其位序的对数关系

第三,调整土地供给对城市规模增长的冲击作用,会由于制度约束降低和集聚效应而放大,且会明显大于调整的直接影响。为印证这一特征,表10展示了按 $110\text{m}^2/\text{人}$ 标准调整土地供给时的人口规模调整结果。比较可见,需要调整的城市有169个,高于按 $100\text{m}^2/\text{人}$ 标准调整的城市个数,

在考虑集聚效应之后,超大城市规模依然收敛于 3000 万人左右的稳态;不同的制度约束调整,对城市规模影响不同,与表 7 类似,其中,模拟(1)引起城区总人口增长 9.82%,模拟(5)引起城区总人口增长 36.93%,这是由于调整的城市数量更多,故引起的城区总人口增长率更高。同时考虑制度约束和集聚效应时,各个城市规模的平均增长特征与表 8 和表 9 结果接近。可见,人地挂钩对城市规模增长的冲击,在基础模型中按比例调整(直接效应)之后,会由于其引起的全要素生产率增长形成城市增长的循环累积效应,同时也会由于其伴生的制度约束降低,进一步降低进入壁垒,促进城市规模增长。从而,由于循环累积效应明显大于直接效应,在按 100m²/人和 110m²/人的用地标准调整时,城市均衡规模的差别较小。

表 10 按 110m²/人标准调整土地供给的量化分析结果(万人)

| 城市规模 | 模拟(1) | 模拟(2) | 模拟(3) | 模拟(4) | 模拟(5) | 模拟(6) |
|---------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| | \hat{N}_i | \hat{N}_i | \hat{N}_i | \hat{N}_i | \hat{N}_i | \hat{N}_i |
| 所有城市(169/685) | 181 | 227 | 301 | 486 | 276 | 276 |
| 上海 | 4290 | 3130 | 14000 | 23300 | 3870 | 4100 |
| 北京 | 2500 | 2830 | 4370 | 14500 | 3260 | 3960 |
| 重庆 | 1760 | 2750 | 2130 | 2420 | 2940 | 3100 |
| 广州 | 1520 | 2750 | 1830 | 4200 | 2940 | 3540 |
| 深圳 | 1860 | 2990 | 3630 | 5800 | 3490 | 3760 |
| 天津 | 1260 | 2760 | 1470 | 4840 | 2690 | 3780 |

注:该表中模拟(1)~模拟(6)表示分别对应表 5~表 9 中模拟(1)~模拟(6)的假设和方法

第四,城市增长的动态性提高了人地挂钩的复杂性,均衡状态下,不同规模城市密度不同,提高中心城市和东部地区城市等人口增长城市的土地供给弹性是有必要的。本文通过按标准提高部分城市土地供给水平,分析其对人口增长、产出增长等的影响,然而,由于城市人口会随土地供给增长,从而其密度依然会不同。根据表 11,在模拟(1)中,各个城市的人口密度略有降低,分别按不同标准供给土地时,降幅不同,但不同规模城市的密度依然不同。分类型来看,直辖市和东部地区城市的人口密度明显高于其他类型城市,按不同情境调整后的结果同样呈现这一特征。在模拟(5)中,同时考虑集聚效应和制度约束降低时,超大城市规模大幅增长到 3000 万人左右的稳态,人口密度也明显提高。分行政级别来看,受循环累积效应影响,各级城市之间的密度差距有所降低,随着人口规模提高,人口密度均有所提高;分地区来看,东部地区城市的人口密度更高。

表 11 按不同标准调整土地供给后的人口密度(万人/平方千米)

| 城市分类 | | 按 100m ² /人标准调整后的密度 | | | 按 110m ² /人标准调整后的密度 | | |
|---------|------|--------------------------------|--------|--------|--------------------------------|--------|--------|
| | | 现状密度 | 模拟(1) | 模拟(5) | 现状密度 | 模拟(1) | 模拟(5) |
| 所有城市 | | 1.1814 | 1.1281 | 1.7043 | 1.0718 | 1.0242 | 1.5146 |
| 前六大城市 | 上海 | 1.9616 | 1.6474 | 1.5485 | 1.9616 | 1.6062 | 1.4489 |
| | 北京 | 1.3045 | 1.2158 | 1.6124 | 1.3045 | 1.1859 | 1.5465 |
| | 重庆 | 1.0285 | 1.0185 | 1.7265 | 1.0285 | 0.9937 | 1.6599 |
| | 广州 | 1.0263 | 1.0174 | 1.9699 | 1.0263 | 0.9971 | 1.9286 |
| | 深圳 | 1.4062 | 1.2873 | 2.4853 | 1.4062 | 1.2582 | 2.3609 |
| | 天津 | 1.0036 | 1.0047 | 2.0776 | 1.0036 | 0.9753 | 2.0822 |
| 按行政级别分类 | 直辖市 | 1.3245 | 1.2216 | 1.7413 | 1.3245 | 1.1903 | 1.6844 |
| | 省会等 | 1.1470 | 1.1056 | 1.5900 | 1.0893 | 1.0384 | 1.6668 |
| | 地级市 | 1.1641 | 1.1167 | 1.6975 | 1.0545 | 1.0126 | 1.5234 |
| | 县级市 | 1.1882 | 1.1327 | 1.7356 | 1.0681 | 1.0214 | 1.4737 |
| 按地区分类 | 东部城市 | 1.2580 | 1.1794 | 2.0282 | 1.1209 | 1.0564 | 1.6771 |
| | 中部城市 | 1.1253 | 1.0905 | 1.4723 | 1.0304 | 0.9965 | 1.3925 |
| | 西部城市 | 1.1595 | 1.1137 | 1.6068 | 1.0698 | 1.0235 | 1.4959 |
| | 东北城市 | 1.1296 | 1.0932 | 1.4835 | 1.0642 | 1.0200 | 1.4543 |

六、结论与建议

1. 研究结论

在建设全国统一大市场的宏观导向下,本文分析了当前人地空间错配现状,利用一个量化空间模型,从人地挂钩视角分析了建设全国统一要素市场的综合效应。研究发现:第一,随着劳动力和人口向生产率和收入较高的东部地区迁移,东部地区城市发展面临较强的土地供给约束;西部和东北地区城市则由于人口净流出,土地利用效率较低。第二,对于建设用地未达标的城市,提高建设用地供给有利于提高城市人口规模、效率、产出和总效用。其中,按 $100\text{m}^2/\text{人}$ 的城市建设用地标准,考虑集聚效应、按比例调整制度约束时,调整的88个城市的平均城区人口增长70.44%,城区总人口增长24.64%,全要素生产率平均提高7.10%,产出平均增长22.12%,总产出提高8.61%,工资平均提高18.82%。第三,集聚效应的倒U型特征显著,放开制度约束后超大城市规模会收敛到3000万人左右。第四,调整土地供给对城市规模增长的冲击作用,会由于制度约束降低和集聚效应而放大,且会明显大于调整的直接效应。由于循环累积效应大于直接效应,在按 $100\text{m}^2/\text{人}$ 和 $110\text{m}^2/\text{人}$ 的用地标准调整时,城市均衡规模的差别较小。第五,城市增长的动态性提高了人地挂钩的复杂性,均衡状态下,不同规模城市密度不同,提高中心城市和东部城市等人口增长城市的土地供给弹性是有必要的。

2. 建议

对于用地未达标的城市或者人口吸引力较强的城市,提高城市建设用地供给水平和供给弹性,可以提高城市人口规模、效率、产出和效用水平。为此,结合当前土地资源城乡地区之间统筹利用的现状特征,在“牢牢守住18亿亩耕地红线”的前提下,主要通过分类落实人地挂钩、统筹利用城乡和地区之间建设用地、加快推进都市圈同城化等优化人地空间配置,推进全国统一要素市场建设。

第一,分类落实人地挂钩。城镇化和人口迁移的动态性提高了人地挂钩的复杂性,但可以根据不同类型城市规模和增长趋势科学配置建设用地指标。首先要提高城市人口规划、统计和预测的科学性,加强城市规划中城区常住人口增长目标的预测和论证;对于人口规模稳定或负增长的城市,加强建设用地指标管理,谨慎扩张;对于人口迁入和净增长的城市,根据人口增长趋势提高城市建设用地指标配置,制定科学的城市发展战略,促进城市经济增长。对于城市现存的各类闲置或低效用地,加强存量规划和再开发。对于不同规模的城市采用不同的建设用地标准,比如中小城市以提高舒适度、宜居水平为目标适度低密度绿色开发,超大特大城市以城市内部的多中心网络空间结构实现紧凑发展。

第二,统筹利用城乡建设用地。大量低效利用甚至闲置的农村集体建设用地,为提高城市建设用地指标供给提供了可能性。在乡村振兴和城乡融合发展战略背景下,农村土地制度改革快速推进,未来要进一步加强城乡建设用地统筹利用。在完成农村土地确权颁证基础上,按照依规自愿有偿的原则,推进农业转移人口“带资进城”“带指标进城”,探索农业转移人口退出农村宅基地与迁入地城市建设用地指标增减挂钩机制,提高宅基地及其建设用地指标的利用效率;稳步推进农村集体经营性建设用地入市,探索推进市地重划模式,创新城区范围内农村集体建设用地统筹利用模式。

第三,统筹利用地区之间建设用地。部分地区和城市低效利用的城市建设用地或富余的城市建设用地指标,为提高建设用地紧缺城市的土地供给提供了可能性。当前,地区之间的城市建设用地统筹利用在省级层面已经基本实现,未来要进一步深入推进建设用地指标的跨省统筹。考虑跨省统筹的复杂性,可以优先推进两个方面:一方面,进一步深化对口帮扶地区之间城市建设用地统

筹利用,可以采用合作建设飞地园区等模式;另一方面,积极推进城市群、都市圈范围内的跨省(市)建设用地统筹利用,进而临近省(市)之间会逐步形成统一的建设用地市场。在此两方面模式成熟之后,逐步推进建立全国统一的建设用地使用权转让、出租、抵押二级市场。

第四,加快推进都市圈同城化。都市圈或大都市区是城镇化和城市发展到高级阶段的产物,是超大特大城市增长和扩张超越行政边界的形式。当前,部分城市行政区划和城市用地制度制约了超大特大城市的扩张,要积极推进都市圈同城化,以都市圈土地、交通、产业、服务等各领域一体化提高超大特大城市综合承载力。积极探索、试点推进省(市)际交界地区行政体制改革,降低行政区划对城市发展的限制;促进都市圈城市之间产业分工和一体化,充分发挥集聚经济和分工经济;提高都市圈社会服务一体化和均等化水平,改善教育、医疗资源不平衡导致的人口过度向超大特大城市集中;提高都市圈交通一体化水平,加强基础设施互联互通,加快解决都市圈内部不利于交通一体化的收费站、检查站等。

3. 拓展方向

本研究有三方面可拓展:一是模型中的用地问题,本文采用建成区面积进行分析,实际中,居住用地、公共管理与公共服务用地、商业服务业设施用地、工业用地等用地结构也会影响产出、舒适度、房价等,将各类用地加入模型可以分析不同用地结构的综合效应。二是模型中的城市人口增长潜力问题,本文研究发现提高土地供给会促进城市人口增长,未考虑各个城市的人口吸引力和可迁入人口的总量限制,未来可将人口增长潜力加入到模型中,以更加符合一些腹地规模较小的城市增长特征。三是出于考察“人地挂钩”的目的,本文采用人均建设用地供给标准进行模拟,而不是采用建设用地供给弹性,虽然二者在直接效应上内涵是一致的且二者均与城市规模紧密相关,但也存在部分制度创新城市的建设用地供给弹性较高的情况(比如重庆),因而,未来可对各个城市建设用地供给弹性进行量化并引入模型。

参考文献

- [1] Desmet, K., and E. Rossi-Hansberg. Urban Accounting and Welfare[J]. American Economic Review, 2013, 103, (6): 2296 - 2327.
- [2] Hsieh, C., and E. Moretti. Housing Constraints and Spatial Misallocation[J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2019, 11, (2): 1 - 39.
- [3] Duranton, G., and D. Puga. Urban Growth and Its Aggregate Implications[R]. NBER Working Paper, No. 26591, 2019.
- [4] Redding, S. J. Goods Trade, Factor Mobility and Welfare[J]. Journal of International Economics, 2016, 101, (4): 148 - 167.
- [5] Tombe, T., and X. Zhu. Trade, Migration, and Productivity: A Quantitative Analysis of China[J]. American Economic Review, 2019, 109, (5): 1843 - 1872.
- [6] Blouri, Y., and M. V. Ehrlich. On the Optimal Design of Place-Based Policies: A Structural Evaluation of EU Regional Transfers[J]. Journal of International Economics, 2020, 125, (4): 1 - 33.
- [7] Au, C., and J. V. Henderson. Are Chinese Cities too Small? [J]. Review of Economic Studies, 2006, 73, (3): 549 - 576.
- [8] 潘士远, 朱丹丹, 徐恺. 中国城市过大抑或过小? ——基于劳动力配置效率的视角[J]. 北京: 经济研究, 2018, (9): 68 - 82.
- [9] 黄文彬, 王曦. 政府土地管制、城市间劳动力配置效率与经济增长[J]. 北京: 世界经济, 2021, (8): 131 - 153.
- [10] 赵扶扬, 陈斌开. 土地的区域间配置与新发展格局——基于量化空间均衡的研究[J]. 北京: 中国工业经济, 2021, (8): 94 - 113.
- [11] Glaeser, E. L., and J. D. Gottlieb. The Wealth of Cities: Agglomeration Economies and Spatial Equilibrium in the United States[J]. Journal of Economic Literature, 2009, 47, (4): 983 - 1028.
- [12] Redding, S., and E. Rossi-Hansberg. Quantitative Spatial Economics[J]. Annual Review of Economics, 2017, 9, (1): 21 - 58.
- [13] Henderson, J. V. Optimum City Size: The External Diseconomy Question[J]. Journal of Political Economy, 1974, 82, (2): 373 - 388.
- [14] Duranton, G., and D. Puga. The Economics of Urban Density[J]. Journal of Economic Perspectives, 2020, 34, (3): 3 - 26.
- [15] Combes, P., G. Duranton, and L. Gobillon. The Costs of Agglomeration: House and Land Prices in French Cities[J]. Review of Economic Studies, 2019, 86, (4): 1556 - 1589.

Comprehensive Effects of Constructing a National-Unified Factor Market: From the Perspective of People-land Match

SU Hong-jian

(Rural Development Institute, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing, 100732, China)

Abstract: The construction of a national-unified factor market is critical for optimizing the spatial allocation of resources and constructing a national-unified market. Based on the current situation of the factor spatial misallocation, in this paper, a quantitative spatial model is adopted to simulate the comprehensive effects of people-land match.

The main conclusions of this study are as follows: First, with the migration of labor and population to the eastern region with higher productivity and wage, the development of the eastern cities is highly restricted by land supply; while the western and northeastern cities are low in land use efficiency due to the net emigration of population. Second, for cities with substandard-supplied construction land, the improved supply of construction land is conducive to improving the urban population size, the efficiency, the output, and the overall utility. According to the construction land occupation standard of $100\text{m}^2/\text{person}$, when considering the agglomeration effect and reducing the institutional constraint level in proportion, the average urban population of the 88 adjusted cities would increase by 70.44%, the total urban population would increase by 24.64%, the total factor productivity would increase by 7.10%, the total output would increase by 8.61% and the wages would increase by 18.82% on average. Third, there is a significant inverted U-shaped feature of the agglomeration effect, and the size of mega-cities would converge to about 30 million people after the release of institutional constraints. Fourth, the impact of the land supply adjustment on the urban growth would be amplified due to the reduction of the institutional constraints and the existence of agglomeration effects, and would be significantly greater than the direct impact. Since the cumulative effect is significantly greater than its direct impact, the difference in urban equilibrium size is small upon the adjustment of the land supply according to the standards of $100\text{m}^2/\text{person}$ and $110\text{m}^2/\text{person}$. Fifth, the dynamic nature of the urban growth has increased the complexity of people-land match. In an equilibrium, the density is different in cities of different sizes; therefore, it is necessary to improve the land supply elasticity of the central cities and the eastern cities.

In order to improve the efficiency of the people-land spatial allocation and promote the construction of a national-unified factor market, it is necessary to follow the principle of “firmly adhering to the red line of 1.8 billion *mu* of the cultivated land”, to classify and implement the people-land match, to coordinate the use of construction land between urban and rural areas and among deferent regions, and to accelerate the development of the metropolitan area.

The innovation of the study mainly involves three aspects. First, the previous quantitative studies on the spatial allocation of factors in China always analyzed the impact of the migration restrictions from the perspective of the *hukou* system; while this paper focuses on analyzing the impact of the land system constraints on the housing prices, and the urban population growth, as well as its comprehensive effects from the perspective of the supply of the construction land. Second, this study introduces the agglomeration effect into the quantitative analysis model. Compared with the previous studies, it is more consistent with the theory and the reality of urban economy to include the agglomeration effect in the total factor productivity. In this paper, the inverted U-shaped feature of the agglomeration effect is further analyzed, and the results show that the growth of megacities would converge to about 30 million people due to the congestion effect. Third, considering the situation that the institutional constraints are endogenous to the land supply, a quantitative analysis is conducted on two kinds of adjustment based on the institutional constraints, which simulates the comprehensive effects of various scenarios of improving the land supply, reducing the institutional constraints, and including the agglomeration effect.

Key Words: people-land match; quantitative spatial analysis; spatial misallocation; national-unified factor market

JEL Classification: O18, R13, R52

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2022.11.001

(责任编辑:吴海军)