

中国城镇化改革红利：一个量化空间分析*

苏红键

摘要：基于一个包含制度约束的空间均衡模型，本文对中国城镇化改革红利进行量化分析，利用中国城市古城面积作为城市规模的工具变量，结合中国家庭收入调查数据和城市统计数据估计发现，中国城市集聚经济的规模弹性约 0.17，集聚成本的规模弹性约 0.33；以流动人口落户意愿作为制度约束的替代指标，设计三类反事实分析均发现，降低制度约束水平能够明显提高城市人口规模和城乡效率，从而提高总体收入和福祉水平。其中，消除制度约束并设置最大城市规模为 3000 万人时，城区总人口增长 10.01%，城区人均收入提高 3.21%，农村总人口相应减少 7.57%，农村人均收入提高 2.79%。为实现城镇化改革红利，应科学落实人地挂钩、提高城市治理水平、促进都市圈同城化，协同推进体制机制改革，充分发挥集聚经济、降低集聚成本。

关键词：城镇化 改革红利 集聚经济 空间均衡 量化空间分析

中图分类号：F291.1 **文献标识码：**A

一、引言

党的二十大报告强调“推进以人为核心的新型城镇化”“破除妨碍劳动力、人才流动的体制和政策弊端”^①。改革开放以来，伴随中国经济快速增长，城镇化快速推进。城镇化进程中户籍和土地制度等渐进式改革对经济增长形成了强大的促进作用，改革红利明显。当前约束人口迁移的不只是户籍制度，农村土地制度的拉力和城市土地制度的推力同时存在，与户籍制度一起影响中国人口迁移和城乡结构调整。未来需要进一步“健全城乡统一的土地和劳动力市场”^②，通过制度改革实现劳动力和土地资源在城市之间、城乡之间优化配置，提高综合效率和福祉，这与党的二十大精神相符。蔡昉(2014)指出，在人口红利消失后，中国应通过户籍制度改革等措施，获得改革红利；Tombe and Zhu (2019)认为，中国的迁移成本依然很高，进一步改革的潜在收益较大；万广华等(2022)认为，城镇化有助

*本文为国家社会科学基金项目“城乡福祉、空间均衡与城镇化方略”（编号：20FJLB019）的阶段性成果。

^①参见《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》，http://www.news.cn/politics/cpc20/2022-10/25/c_1129079429.htm。

^②参见《中共中央 国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》，http://www.gov.cn/zhengce/2022-04/10/content_5684385.htm。

于实现经济增长和收入分配改善，对于共同富裕的实现有着重要意义。为此，本文利用包含制度约束的空间均衡模型，量化分析城镇化改革红利。

通过制定人口政策引导城镇化和人口迁移的做法在世界各国普遍存在（Duranton, 2016）。70%的国家通过政策影响人口在国内地区间迁移（Desmet and Henderson, 2015）。发达国家对人口迁移的限制，以市场化的住房供给约束为主，目的在于维持现有城市居民较高的福祉溢价，但往往会以总体的效率和福祉损失为代价。有研究利用一个空间均衡模型分析发现，这一限制因素使美国1964—2009年的总增长率降低了36%，如果将纽约、旧金山和圣何塞的住房供给限制降低到中等城市水平，将有利于增加总体收入和总体福祉（Hsieh and Moretti, 2019）。另有研究采用一个城市模型量化分析美国城市住房规制对城镇化的影响及其综合效应，发现由于现有城市通过规划条例提高移民的进入壁垒，使得城市规模偏小，如果纽约、旧金山和圣何塞放松规制，会产生大约8%的收益增长（Duranton and Puga, 2019）。

不同于一些发达国家以市场机制影响人口迁移为主，在一些发展中国家，由于各地发展差距较大，往往会通过制度约束，限制人口过度向福祉较高的中心城市集聚，以避免或缓解中心城市过度拥挤（Duranton, 2016）。在中国，这主要体现在户籍制度、土地制度等对人口迁移和城镇化的调节作用及其影响，相关研究大体可以分为四类。一是对迁移成本的综合模拟。Au and Henderson（2006）较早利用包含集聚经济和拥挤效应的模型分析发现，由于人口迁移限制导致中国大部分城市规模偏小，存在较大的收入损失。但Desmet and Rossi-Hansberg（2013）利用一个量化城市模型的研究发现，当将迁移成本设置为中值时，福祉水平下降1.5%，由此认为中国的迁移成本在解释城市规模分布方面并不重要。二是对户籍制度改革效应的模拟。梁琦等（2013）建立了包含户籍制度约束的城市空间摩擦下的劳动力区位选择模型，分析发现，放松户籍制度有利于优化中国城市层级体系。都阳等（2014）利用移民影响生产率的理论框架分析发现，劳动力流动有利于扩大劳动力市场规模和提高城市全要素生产率，全面深化户籍制度改革将在未来几年内为中国经济发展带来明显收益。三是对土地制度改革效应的模拟。黄文彬和王曦（2021）基于Hsieh and Moretti（2019）的研究模型分析发现，一线城市放松土地管制强度，有助于劳动力配置改善与经济增长；赵扶扬和陈斌开（2021）基于Tombe and Zhu（2019）等的量化空间模型分析发现，对东部发达省份配置更多的建设用地指标，会抑制东部地区城市房价上涨，但会扩大区域间人均收入差距。四是对户籍和土地制度改革效应进行综合模拟。周文等（2017）利用一个内生城市化模型研究发现，土地流转和户籍制度松绑的联合改革能够加快中国城市化进程及促进城市化红利的共享。

总体来看，以往关于城镇化进程中改革红利的综合研究较少，且量化城市模型在国内的研究和应用还较少。为此，在快速城镇化和全面深化改革的背景下，本文利用包含制度约束的空间均衡模型，采用中国城市数据估计集聚经济和集聚成本的规模弹性，对不同制度约束条件下的城市规模、收入和福祉进行反事实分析，以期得到进一步推进城镇化改革的启示。

与已有研究相比，本文研究在以下三个方面做了新的尝试：第一，根据流动人口落户意愿的特征及其影响因素，采用国家卫生健康委员会中国流动人口动态监测调查数据（CMDS）中各个城市流动

人口落户意愿的统计结果作为制度约束的替代指标；第二，利用中国城市明清时期古城面积作为城市规模的工具变量，解决城市规模与收入、房价等变量互为因果产生的内生性问题，并结合微观调查数据和城市统计数据估计城市集聚经济和集聚成本的规模弹性；第三，设计不同的制度约束调整方案进行反事实分析，考察其对城市规模体系以及收入和福祉的影响。

二、城镇化制度约束的特征事实

伴随户籍、土地等相关制度改革，中国城镇化快速推进。现有制度约束主要体现在户籍制度和土地制度对人口迁移和城市空间扩张，进而对劳动力和土地资源分配的影响方面，未来城镇化改革将通过资源优化配置实现效率提升和福祉增进。

户籍制度方面，随着户籍制度改革和农业转移人口市民化的加快推进，当前面临的主要问题在于流动人口落户意愿与城市落户条件的结构矛盾。在2014年发布《国家新型城镇化规划（2014-2020年）》和《国务院关于进一步推进户籍制度改革的意见》（国发〔2014〕25号）之后，户籍人口城镇化率从2014年的35.90%大幅提高到2015年的39.90%，近年来以年均约1.1个百分点的速度稳步推进，2020年为45.40%，低于常住人口城镇化率18.49个百分点（苏红键，2022）。2019年相关文件进一步提出全面取消城区常住人口300万以下的城市落户限制^①。由此，大部分地区或城市已经陆续取消或放宽落户条件，大量流动人口实现户籍“想落尽落”，随之而来的难题转变为流动人口落户意愿与城市落户条件的结构矛盾，即“想落不能落、能落不想落”的现象并存（苏红键，2020）。具体来看，根据2017年中国流动人口动态监测调查数据（CMDS）分析发现（见表1），城市流动人口落户意愿不断降低，流动人口愿意落户的比重从2012年的49.98%降低到2017年的39.01%^②，且不同类型城市流动人口落户意愿的结构特征显著。一般来说，城市行政级别越高或城市规模越大，落户条件越高，流动人口落户意愿越强。直辖市流动人口愿意落户的比重最高，平均为62.04%。其中，北京、上海、天津是流动人口落户意愿较高的城市，流动人口愿意落户的比重分别为78.20%、74.26%、61.20%，同时这3个直辖市也是落户条件较高的城市。重庆由于以就近迁移为主，流动人口落户意愿不高，愿意落户的比重仅34.51%，落户条件也不高。省会及其他副省级城市流动人口愿意落户的比重次之，平均为40.66%。其中，广州和深圳流动人口愿意落户的比重分别为50.23%和53.28%；一些中西部地区省会城市流动人口落户意愿较低，比如昆明流动人口愿意落户的比重为28.40%、贵阳为27.85%、合肥为25.54%、长沙为19.05%，这些城市落户条件较低且以省内就近迁移为主。地级市流动人口愿意落户的比重平均仅为27.15%。从城市规模来看，超大特大城市流动人口落户意愿较高，流动人口愿意落户的

^①参见：《发展改革委关于印发〈2019年新型城镇化建设重点任务〉的通知》，http://www.gov.cn/xinwen/2019-04/08/content_5380457.htm；《中共中央办公厅 国务院办公厅印发〈关于促进劳动力和人才社会性流动体制机制改革的意见〉》，http://www.gov.cn/zhengce/2019-12/25/content_5463978.htm。

^②国家卫生健康委员会中国流动人口动态监测调查数据（CMDS）中，流动人口落户意愿调查的年份主要有2012年、2016年和2017年，此处主要报告2017年的情况。

比重为 46.16%；中小城市流动人口落户意愿较低，流动人口愿意落户的比重平均仅 25%~27%左右。按城市规模分类统计发现，300 万人口以上城市流动人口落户意愿（44.72%）大幅高于 300 万人口以下城市（27.70%），高约 17 个百分点，这恰好也反映了落户条件的高低。

表 1 2017 年各类样本城市流动人口落户意愿

	平均值 (%)	标准差	样本数		平均值 (%)	标准差	样本数
全国总体	39.01			城市样本	29.94	12.44	205
直辖市	62.04	19.74	4	300 万人口以上城市	44.72	13.93	27
北京	78.20			超大特大城市	46.16	16.81	14
上海	74.26			I 型大城市	43.18	10.45	13
天津	61.20			300 万人口以下城市	27.70	10.55	178
重庆	34.51			II 型大城市	30.51	9.41	55
其他中心城市	40.66	10.27	32	中等城市	25.60	9.14	68
地级市	27.15	10.35	169	小城市	27.47	12.60	55

注：①数据来源：2017 年中国流动人口动态监测调查数据（CMDs），其中的城市样本为流动人口样本量大于 120 个的城市。②流动人口落户意愿用城市流动人口愿意落户的比重衡量；③城市规模划分参照《国务院关于调整城市规模划分标准的通知（国发〔2014〕51 号）》，参见 http://www.gov.cn/zhengce/content/2014-11/20/content_9225.htm。

土地制度方面，快速城镇化、大规模人口进城与“严控新增建设用地”^①的要求存在一定矛盾，由此产生了城市之间、城乡之间土地资源错配问题^②。城市之间的土地资源错配表现在，部分城市扩张遇到严格的建设用地指标限制，而部分城市则出现大规模的建设用地闲置或低效利用，不同规模、不同行政级别、不同地区城市的人均用地（或人口密度）差异明显。根据 2020 年数据（见表 2），人均用地面积随城市规模、行政级别的提高而递减，超大城市的人均建成区面积和人均居住用地面积不到 II 型小城市的 1/2，直辖市、省会及其他副省级城市的人均建成区面积和人均居住用地面积分别约为县级市的 1/2 左右、2/3 左右；东中部地区城市人均用地面积明显少于西部和东北地区城市。城市之间土地资源的错配，进一步导致住房市场供求关系和价格在不同城市间呈显著的结构特征，与人口迁移的方向相对应，一些超大特大城市住房市场往往供求关系紧张、房价较高，一些中小城市房地产市场则基本稳定。城乡之间的土地资源错配表现在，城市建设用地空间或指标紧缺，而农村集体建设用地低效利用的情况较多。比如，北京和上海均有着与城市建设用地体量接近的农村集体建设用地，违规开发或低效开发问题严重，呈现出“一边楼宇经济，一边瓦片经济”的状态（苏红键，2022）。

^①参见《全国国土规划纲要（2016—2030 年）》（国发〔2017〕3 号），http://www.gov.cn/zhengce/content/2017-02/04/content_5165309.htm。

^②近期出台的多份文件对此提出了改革方案。在近年中央“一号文件”多次提出稳步推进农村土地制度改革的同时，《中共中央 国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》进一步强调要“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”。参见 http://www.gov.cn/zhengce/2022-04/10/content_5684385.htm。

与此同时，随着农民外出务工和大规模人口乡城迁移，农村宅基地和住房低效利用的情况比较普遍。根据《中国统计年鉴》和《中国城乡建设统计年鉴》相关年份数据，伴随城镇化进程，农村常住人口规模不断降低，从1990年的8.41亿人逐步降至2020年的5.10亿人^①，减少约3.31亿人，而同期村庄住宅建筑面积从159亿平方米增加到266亿平方米，增加约107亿平方米。

表2 2020年各类城市人均用地面积

类型		样本数	人均建成区面积（平方米）		人均居住用地面积（平方米）	
			均值	标准差	均值	标准差
分规模	超大城市	6	82.18	19.45	21.43	4.04
	特大城市	11	108.21	17.69	31.22	4.84
	I型大城市	14	107.75	16.09	32.16	6.09
	II型大城市	67	123.67	27.32	36.51	10.42
	中等城市	120	130.59	33.33	40.27	11.89
	I型小城市	265	136.13	37.05	41.71	14.94
	II型小城市	202	177.61	131.59	53.34	32.31
分行政级别	直辖市	4	81.13	22.59	23.89	1.71
	省会等	32	108.02	19.75	30.58	6.67
	地级市	260	138.58	39.15	41.37	14.71
	县级市	389	152.42	99.99	46.77	25.62
分地区	东部城市	212	133.60	38.37	41.46	15.44
	中部城市	178	131.03	39.31	40.01	14.09
	西部城市	203	165.85	126.05	46.01	30.57
	东北城市	92	149.87	69.19	51.91	20.75
总体样本		685	144.67	80.04	43.83	21.77

注：根据《中国城市建设统计年鉴（2020）》相关数据计算所得。其中城市人口规模数据为相关年份的“城区人口”与“城区暂住人口”之和，相当于城市规模划分标准（《关于调整城市规模划分标准的通知》（国发〔2014〕51号））中的城区常住人口。省会等为省会及其他副省级城市。

可见，一方面，伴随户籍制度渐进式改革，城镇化快速推进、人口大规模迁移，同时由于户籍制度改革尚未完成，城乡两栖现象非常普遍，户籍及其附属权益改革面临最后难关，影响人口迁移和劳动力配置；另一方面，城乡二元土地制度以及城市用地管理制度，使得土地指标较难随人口迁移及时调整，由此导致了人地空间错配，进一步提高了人口迁移壁垒，约束了城市空间扩张和城市人口增长。这一制度约束在超大特大城市表现明显，根据《中国城市建设统计年鉴》相关年份数据，2010年以来，中国第一大城市上海和第二大城市北京的城区人口规模陆续趋稳，上海城区人口自2013年以来维持在2420万人左右，北京城区人口自2016年以来在1880万人左右波动（2020年小幅增至1916万人）。在此城镇化制度改革背景下，进一步推进相关制度改革，将有利于优化劳动力和土地资源配

^①期间，1990—1995年小幅提高到8.59亿人，之后逐年降低。

总体收入和福祉水平，释放改革红利。

三、包含制度约束的空间均衡模型

量化空间分析的优势在于能够为经济活动的空间均衡分析提供充分的可处理性，可以对政策调整或其他外生因素变化进行反事实分析 (Redding and Rossi-Hansberg, 2017)。本部分基于 Duranton and Puga (2019)、Desmet and Rossi-Hansberg (2013)、Hsieh and Moretti (2019) 的量化空间模型，构建包含制度约束的空间均衡模型。

(一) 城市生产函数

假设最终产品在规模报酬不变和完全竞争条件下生产，中间产品以不变替代弹性 $((1+\sigma)/\sigma)$ 参与生产，参考 Duranton and Puga (2019)，城市 i 在时期 t 的最终产出为：

$$Y_{it} = A_{it} \left\{ \int_0^{m_{it}} [q_{it}(\omega)]^{\frac{1}{1+\sigma}} d\omega \right\}^{1+\sigma} \quad (1)$$

其中， ω 表示中间产品， $q_{it}(\omega)$ 表示最终产品中使用的某类中间产品规模， m_{it} 表示城市 i 在时期 t 可用的中间产品的数量（种类）， A_{it} 表示城市 i 在时期 t 的生产率。

假设中间产品利用人力资本作为投入进行生产， $q_{it}(\omega) = H_{it}(\omega)$ ，其中， $H_{it}(\omega)$ 是生产中间产品 ω 所使用的人力资本量， H_{it} 表示城市的总人力资本。由于中间产品生产具有对称性，假定中间产品均使用相同水平的人力资本 $H_{it}(\omega) = H_{it} / m_{it}$ ，那么 (1) 式可以改写为：

$$Y_{it} = A_{it} \left\{ m_{it} \left[\frac{H_{it}}{m_{it}} \right]^{\frac{1}{1+\sigma}} \right\}^{1+\sigma} = A_{it} (m_{it})^\sigma H_{it} \quad (2)$$

对于中间产品数量 m_{it} ，假定其与当地人力资本总量 (H_{it}) 成一定比例，即 $m_{it} = \rho H_{it}$ ， $\rho > 0$ ，结合 (2) 式可以得到一个总体的生产函数：

$$Y_{it} = \rho^\sigma A_{it} H_{it}^{1+\sigma} \quad (3)$$

令人力资本 (H_{it}) 占总人口 (N_{it}) 的比重为 h_{it} ， $H_{it} = h_{it} N_{it}$ 。考虑由于人力资本在城市类聚 (Sorting) 的存在性，城市规模越大，人力资本水平越高，令 h_{it} 是城市规模的不变弹性函数 ($h_{it} = h_t N_{it}^\beta$)，代入 (3) 式，可得人均收入或产出函数为：

$$y_{it} = \frac{Y_{it}}{N_{it}} = \rho^\sigma A_{it} h_t^{1+\sigma} (N_{it})^{\sigma+\beta} \quad (4)$$

这一设定的优点在于，通过建立中间产品数量和人力资本总量的关系 ρ ，兼顾了最终产品规模报酬不变和城市层面的规模报酬递增 (集聚经济)，人力资本对总产出或收入的弹性从 (2) 式中的 1

提高到(3)式中的 $1 + \sigma$ 。同时,通过建立人力资本与总人口的关系,结合空间集聚理论,得到(4)式中集聚经济的弹性 $\sigma + \beta$ 。

(二) 城市集聚成本

城市集聚经济的另一面是城市的集聚成本,对城市集聚成本的分析一般从城市内部空间结构进行,源自标准的单中心城市模型(Alonso, 1964; Muth, 1969),表现为城市内部不同位置(离中心的不同距离)住房成本和通勤成本的均衡关系。

研究采用 $R_{it}(d) + T_{it}(d) = T(\bar{d}_{it}) = \kappa(N_{it}/\pi)^{1/2}$ 表示均衡条件下城市内部所有位置通勤和住房的总成本(Desmet and Rossi-Hansberg, 2013),其中 $R_{it}(d)$ 表示距离城市中心(d)的住房租金, $T_{it}(d)$ 表示通勤成本, $T(\bar{d}_{it})$ 表示假定 $R(\bar{d}_{it})=0$ 时城市边缘(\bar{d}_{it})的通勤成本, κ 表示单位距离的通勤成本。

类似地,参考Duranton and Puga(2019),大城市的通勤成本会随距离(城区面积)增加(弹性用 γ 表示),即 $T_{it}(d) = \kappa_{it}d^\gamma$,同时,单位通勤成本(κ_{it})会随通勤人口增加而增加(弹性用 θ 表示),即 $\kappa_{it} = \kappa_t N_{it}^\theta$, κ_t 表示与交通技术等系统性因素有关的通勤成本。结合单中心城市模型,假定 $R(\bar{d}_{it})=0$ 或 $T(0)=0$,城市内部任意位置的两类成本之和可以表示为城市中心住房的租金或城市边缘处的通勤成本,即:

$$R_{it}(d) + T_{it}(d) = R_{it}(0) = T(\bar{d}_{it}) = \kappa_{it}N_{it}^\gamma = \kappa_t N_{it}^{\gamma+\theta} \quad (5)$$

(三) 制度约束下的空间均衡

空间均衡意味着城市之间、城乡之间存在均衡效用水平。现实中,由于迁移成本的存在,空间均衡需要考虑迁移成本。迁移成本不仅包括迁移距离、时间产生的物理成本,还包括制度约束导致的福祉损失。参考以往量化空间模型中对制度约束的处理方式,假定存在 $0 < (1 - \delta_{it}) \leq 1$,对于城市现有居民(*incumbent resident*)和城市新进入者(*new resident*),城市 i 在时期 t 的福祉水平 c_{it} 分别表示为:

$$c_{it}(\text{incumbent}) = y_{it} - T_{it}(d) - R_{it}(d) \quad (6)$$

$$c_{it}(\text{new}) = (1 - \delta_{it}) \cdot c_{it}(\text{incumbent}) \quad (7)$$

假设新进入者选择留在农村工作生活,可以达到的个人收入和福祉水平为:

$$c_{it} = y_{it} = A_{it}N_{it}^{-\lambda} \quad (8)$$

其中, N_{it} 表示第 t 期的农村总人口, A_{it} 为 t 期的农村生产率, $0 < \lambda < 1$,农村生产函数符合劳动力报酬递减规律。

在均衡状态下,新进入者选择不同的城市(i 或 k)和乡村是无差异的:

$$(1 - \delta_{it}) \cdot c_{it}(\text{incumbent}) = (1 - \delta_{kt}) \cdot c_{kt}(\text{incumbent}) = c_{it} \quad (9)$$

通过求解最大化居民福祉水平 $c_{it}(\text{incumbent})$ 可得均衡条件下的城市规模，结合 (4) 式和 (5) 式有：

$$\max_{(N_{it})} c_{it}(\text{incumbent}) = y_{it} - T_{it}(d) - R_{it}(d) = \rho^\sigma A_{it} h_t^{1+\sigma} (N_{it})^{\sigma+\beta} - \kappa_t N_{it}^{\gamma+\theta} \quad (10)$$

均衡状态下的城市规模和福祉水平表示为：

$$N_{it} = \left[\frac{\rho^\sigma (\sigma + \beta) A_{it} h_t^{1+\sigma}}{\gamma + \theta \kappa_t} \right]^{\frac{1}{\gamma + \theta - \sigma - \beta}} \quad (11)$$

$$c_{it}(\text{incumbent}) = \left(\frac{\gamma + \theta}{\sigma + \beta} - 1 \right) \kappa_t N_{it}^{\gamma + \theta} \quad (12)$$

四、落户意愿作为制度约束的指标

对于模型中制度约束或迁移成本系数 (δ_{it})，有研究通过构建影响落户或迁入的指标体系进行衡量。比如，吴开亚等 (2010) 从投资、就业、家庭团聚、特殊贡献和其他等落户渠道视角构造了落户门槛指数；刘修岩和李松林 (2017) 从制度成本和其他成本角度评价了迁入各个城市的影响系数；张吉鹏和卢冲 (2019) 对各城市主要落户渠道 (投资、购房、人才引进和普通就业) 的门槛进行了测算和比较。

考虑落户条件 (门槛) 与落户意愿的对应关系，本文根据流动人口落户意愿的特征及其影响因素，采用城市流动人口落户意愿 (SW , willingness to settle down with hukou)，作为制度约束的替代指标。该替代指标的合理性体现在三个方面：一是反身性，一个城市流动人口落户意愿高低，反映了这个城市的落户条件。落户意愿越高，表明想落户而未能落户的流动人口比重越高，则意味着落户条件越高，反之则低。二是综合性，落户意愿的影响因素包含了户籍制度、农村土地权益、城市公共服务制度等，内含了现行制度约束对人口自由迁移的影响。三是规律性，本文采用 CMDS 中各个城市流动人口愿意落户的比重进行衡量，虽然个体的落户意愿是主观的，具有个体异质性，但根据大数定律，各个城市中流动人口愿意落户的比重呈现明显的规律性。为提高样本量和可靠性，本文量化分析中合并 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 个的地级及以上城市数据进行分析。

图 1 显示，制度约束指标落户意愿 (SW)、城市人口规模 ($\ln N$)、房价 ($\ln HP$) 三者之间有显著的正相关关系。一般来说，城市规模越大，制度约束越强，房价越高。规模越大的城市落户条件越高，同时城市规模越大，土地和住房往往供给越紧张 (也存在特例)，从而住房价格越高，这提高了城市新进入者的制度壁垒和经济壁垒，从而想落户而较难落户的人较多 (落户意愿较高)。其中，在城市规模与落户意愿的关系上，存在一些离散度较高的点，比如重庆和三亚，同样支持了落户意愿

与落户条件的关系。重庆作为超大城市，落户意愿和住房价格均较低，接近城市自由增长的状态，这与其较高的城市建设用地供给弹性有关，反映了其较低的制度约束，支持了用落户意愿衡量制度约束的合理性；三亚作为舒适度较高的南方沿海城市，属于中等城市，但落户意愿和住房价格明显较高，这与其优越的气候舒适度形成了空间均衡关系，也反映了其较高的落户条件。

可见，虽然在城市规模与落户意愿之间存在离散度较高的点，但落户意愿与落户条件之间是基本对应的。制度约束水平与落户意愿之间的关系可以表示为 $\delta_{it} \propto SW_{it}$ ，或者 $(1 - \delta_{it}) \propto 1 / SW_{it}$ 。

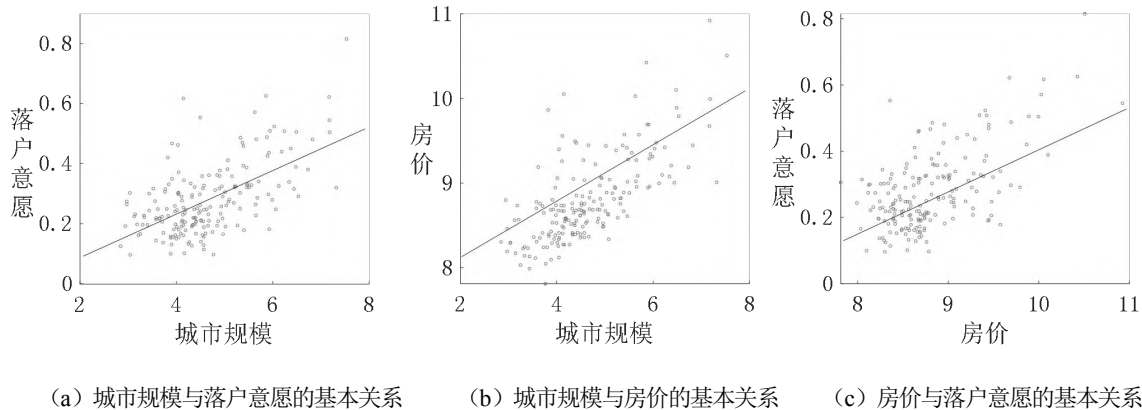


图1 落户意愿、城市规模与房价的基本关系

注：图中城市规模（万人）和房价（元）取对数；落户意愿为城市流动人口愿意落户的比重，用来衡量制度约束水平。

五、参数估计

本部分利用中国城市数据、相关调查数据对城市集聚经济和集聚成本的规模弹性进行估计，并参考相关研究对农村居民收入的人口弹性进行设定。

（一）城市集聚经济的弹性估计

根据模型设计，集聚经济的弹性包括 σ 和 β ，本文主要结合中国家庭收入调查数据（CHIP2013）和中国城市数据进行估计。参考 De la Roca and Puga（2017）和 Duranton and Puga（2019）的方法，首先对个体收入函数进行估计，具体模型如下：

$$\ln y_i^j = a_i + \sum_n b_n h_n^j + \sum_m c_m X_m^j + \varepsilon_i^j \quad (13)$$

其中， y_i^j 为个体 j 收入水平， a_i 为城市异质性的生产率水平， h_n^j 表示个体人力资本水平，采用受教育年限和从事本工作的年限等指标进行控制， X_m^j 表示所从事的行业、职业、就业身份等其他个体特征变量。

然后，利用（13）式的估计结果 \hat{a}_i 和 $\left(\hat{a}_i + \sum_n b_n h_n^j \right)$ ，可以进一步估计得到 σ 和 β 的值：

$$\hat{a}_i = \sigma N_i + \varepsilon_i \quad (14)$$

$$\hat{a}_i + \sum_n b_n h_n^j = (\sigma + \beta)N_i + \varepsilon_i \quad (15)$$

根据城市研究的传统，考虑城市规模与收入、房价的内生关系，采用城市历史数据作为城市规模（城区常住人口）的工具变量，其背后的逻辑是，城市规模具有一定的历史依赖性，且历史数据本身不受当期数据的影响。据此，本文采用中国城市明清时期古城面积^①作为工具变量，根据需要取对数（ $\ln citywall$ ）。经检验该工具变量与当前的城市规模之间关系显著，且均在1%显著性水平意义上拒绝了工具变量识别不足和弱工具变量假设（见表3），是有效的。

表3回归（1）和回归（2）中，分别采用OLS和2SLS估计城市个体收入与城市规模及其他个体变量之间的关系，回归（3）利用城市虚拟变量替换城市规模指标可得 \hat{a}_i 和 $\left(\hat{a}_i + \sum_n b_n h_n^j\right)$ ，分别作为回归（4）和回归（5）的因变量。根据回归（1）~（3）的微观数据估计结果可以发现，在控制行业、职业、就业身份等个体变量之后，工作年限（ $year1$ ）与收入水平表现出倒U型关系，受教育年限（ $year2$ ）对收入水平有显著的正向影响，且系数接近，结果稳健。采用古城面积工具变量控制城市规模之后的2SLS方法，提高了城市规模对收入水平的影响，弹性从0.1159提高到0.1447，Hausman检验证明了内生性的存在性和工具变量的有效性，且与回归（4）中 σ 的估计结果（0.1326）接近。这一 σ 的估计结果与Combes et al. (2013)对中国的估计结果接近（约为0.10~0.12），明显大于Duranton and Puga (2019)对美国的估计结果（约为0.05）。这可能与不同国家的统计口径不同有关，还可以解释为发展阶段的差异：一方面，美国当前处于城镇化的成熟稳定阶段，经过大规模乡城人口迁移，城市之间均等化水平较高，城市居民收入的规模弹性降低；另一方面，这也与中国的发展阶段和人口迁移政策有关，城市之间还存在一定的发展差距，城市居民收入与城市规模的关系更大，当控制内生性后，收入的规模弹性提高。这与Combes and Gobillon (2015)的观点一致，其研究发现，发展中国家的集聚经济弹性大于发达国家，其中印度与中国接近，约为0.09~0.12。

回归（4）和回归（5）分别对回归（3）中城市生产率指标与城市规模的关系进行估计，汇报了采用工具变量法进行估计的结果。根据回归（4）和回归（5）， β 值约为0.0302（取0.03）。这与Duranton and Puga (2019)的估计结果一致，均约为0.03，可见，中美两国不同规模城市中人力资本水平（以受教育水平和工作年限等衡量）的动态外部性水平接近。

由此，根据回归（1）~（5），量化分析中采用 $\sigma = 0.14$ 、 $\beta = 0.03$ ，城市集聚经济的规模弹性总体约为0.17。 σ 的不同，表明部分参数会由于不同国家的发展特征而不同，在对中国问题进行量化分析中不宜直接借鉴进行模拟。

^①数据来源为哈佛大学数据库（Harvard Dataverse），<https://dataverse.harvard.edu/dataset.xhtml?persistentId=doi:10.7910/DV/N/JCT5NE>。该数据库中为古城墙的长度数据，本文对古城墙的长度 d 按照“ $(d/4)^2$ ”的近似方式换算为古城面积。

表3 城市集聚经济弹性的估计结果

	回归 (1) ln y	回归 (2) ln y	回归 (3) ln y	回归 (4) \hat{a}_i	回归 (5) $\left(\hat{a}_i + \sum_n b_n h_n^j\right)$
估计方法	OLS	2SLS	OLS	2SLS	2SLS
ln N	0.1159*** (0.0057)	0.1447*** (0.0089)		0.1326** (0.0618)	0.1628*** (0.0643)
a_i			控制		
year1	0.0117*** (0.0008)	0.0112*** (0.0008)	0.0130*** (0.0007)		
(year1) ²	-5.76e-6*** (4.03e-7)	-5.58e-6*** (4.09e-7)	-6.39e-6*** (3.86e-7)		
year2	0.0606*** (0.0027)	0.0562*** (0.0028)	0.0569*** (0.0026)		
行业、职业、就业身份	控制	控制	控制		
ln citywall		控制		控制	控制
常数项	略	略	略	略	略
工具变量识别不足检验		2682.53***		11.39***	11.39***
弱工具变量检验		6107.09***		19.86***	19.86***
样本量	9013	8652	9698	108	108
R ²	0.2746	—	0.3364	—	—

注：括号中为系数的标准误，***表示1%的显著性水平。工具变量识别不足检验为 Kleibergen-Paap rk LM 统计量，弱工具变量检验为 Cragg-Donald Wald F 统计量。

(二) 城市集聚成本的弹性估计

城市经济研究中对集聚经济的弹性估计较多，对城市集聚成本弹性的估计较少 (Duranton and Puga, 2019)。Combes et al. (2019) 与 Duranton and Puga (2019) 分别对法国和美国的集聚成本的弹性进行了估计。其中，基于空间均衡模型，Duranton and Puga (2019) 分别采用通勤成本方程（城市内不同位置个人出行距离的变化）、城市内的空间均衡（城市内不同位置的房价变化）和城市间的空间均衡（不同城市中心房价的变化）等三种方法，相互印证得到城市集聚成本弹性约为 0.07，同时，这一弹性会因拥挤效应而进一步扩大大约 0.04。根据中国城市数据的可得性，由于缺乏不同城市内部不同位置的房价、通勤成本的微观调查数据，因而本文未分别估计两个集聚成本弹性 γ 和 θ 的值，主要采用城市间的房价数据进行估计，得到 $\gamma + \theta$ 的值。

根据 (5) 式，可以假定城市平均房价 $\bar{R}_i \propto R_i(0)$ ，以 \bar{R}_i 替代 $R_i(0)$ 估算 $\gamma + \theta$ 的值：

$$\ln \bar{R}_i = C + (\gamma + \theta) \ln N_i + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

(16) 式中, μ_i 、 μ_t 分别表示采用面板数据估计时的城市和时期虚拟变量, \bar{R}_i 采用城市房价指标 (HP), 2SLS 估计中依然采用古城面积作为城市规模的工具变量, 估计结果见表 4。

回归 (6) 和回归 (7) 采用 2013 年截面数据 (与集聚经济所采用的 CHIP2013 时间对应) 进行估计时, OLS 和 2SLS 的估计结果接近, 在 0.28~0.32 左右; 回归 (8) 和 (9) 采用 2006—2018 年面板数据进行估计, 在双向固定效应和面板数据工具变量估计中, 城市房价的规模弹性接近, 表现出较好的稳健性。比较可见, 不同回归分析中集聚成本弹性接近。据此, 参考未汇报的其他估计结果, $\gamma + \theta$ 的取值在 0.32~0.35 左右, 后续采用 $\gamma + \theta = 0.33$ 进行量化分析。

该参数值大于 Duranton and Puga (2019) 的估计结果, 与集聚经济弹性结果类似, 本文对中国城市集聚成本弹性的估计结果也约为美国城市集聚成本弹性的 3 倍。这可以解释为, 一方面, 中国的户籍制度对人口城镇化、城市增长带来的约束作用, 提高了大城市的效率溢价, 与此同时, 严格的城市土地供给, 将这一溢价转嫁到了成本上, 进而, 中国城市规模的收入弹性和成本弹性, 均高于美国城市。另一方面, 集聚成本的弹性较大, 也与中国城市发展阶段和发展模式有关。中国城市发展阶段决定了城市治理水平还有待提高, 从而集聚成本弹性较大; 发展模式表现在, 相对于美国蔓延式都市区发展模式, 中国城市单中心发展模式 (如摊大饼式) 的集聚成本弹性更大。

表 4 城市集聚成本弹性的估计结果

	回归 (6) ln HP	回归 (7) ln HP	回归 (8) ln HP	回归 (9) ln HP
估计方法	OLS	2SLS	FE	2SLS
ln N	0.2811*** (0.0236)	0.3222*** (0.0591)	0.3628*** (0.0093)	0.3513*** (0.0170)
ln citywall		控制		控制
常数项	略	略	略	略
个体			控制	
时期			控制	控制
工具变量识别不足检验		25.91***		300.32***
弱工具变量检验		47.55***		540.29***
样本量	290	261	3692	3315
年份	2013	2013	2006—2018	2006—2018
R ²	0.4108	0.3642	0.3311	0.3112

注: 括号中为系数的标准误, ***表示 1% 的显著性水平。工具变量识别不足检验为 Kleibergen-Paap rk LM 统计量, 弱工具变量检验为 Cragg-Donald Wald F 统计量。

(三) 农村收入的人口弹性

经过对中国相关研究的比较, 农村收入的人口弹性 (λ) 分析主要参考陈斌开等 (2020) 利用中国 1986—2008 年农业部固定观察点数据的估计结果, 其中, 村常住人口数量对粮食产量、亩均粮食产量、人均粮食产量、种植业净收入、亩均种植业净收入、人均种植业净收入的弹性分别为 0.3321、

0.2917、0.3129、0.3683、0.3513、0.3436，估计结果稳健且系数接近。根据本文考察的收入弹性，以其中的三个收入弹性为主，取 $\lambda = 0.35$ 。这一系数约为美国的2倍，Duranton and Puga（2019）采用美国学者的研究结果约为0.18，这与两国不同的城乡发展阶段、农业生产方式有关。

六、反事实分析

户籍和土地制度产生的约束和引导作用对人口城镇化的格局产生了重要影响。本部分的政策模拟，主要考察在放松土地制度和户籍制度的限制之后，中国城市人口增长及其引致的收入和福祉增进情况。如前所述，本文主要采用落户意愿作为制度约束的替代指标，由于其综合性，本文未单独分析土地或户籍制度的影响，考虑制度改革的相互关联，综合分析是有意义的。

根据量化空间分析思路，令调整后的制度约束水平为 δ'_{it} 、落户意愿为 SW'_{it} ，依然存在 $(1 - \delta'_{it}) \propto 1/SW'_{it}$ ，根据（7）式和（9）式，农村居民或流动人口根据 $c_{it}(new)$ 在城市之间进行选择，新增城市人口比重 $((N'_{it} - N_{it})/N_{it})$ 与 $c_{it}(new)$ 的调整，进而与制度约束 δ'_{it} 调整比重 $((SW'_{it} - SW_{it})/SW'_{it})$ 存在均衡关系，具体表达式如下：

$$\frac{(N'_{it} - N_{it})/N_{it}}{(N'_{kt} - N_{kt})/N_{kt}} = \frac{(SW'_{it} - SW_{it})/SW'_{it}}{(SW'_{kt} - SW_{kt})/SW'_{kt}} \quad (17)$$

根据（4）式，城市规模变化率和城市居民人均收入变化率的关系可以表示为：

$$\frac{y'_{it}}{y_{it}} = \left(\frac{N'_{it}}{N_{it}} \right)^{\sigma+\beta} \quad (18)$$

总体平均的城市居民收入增长率可以表示为：

$$\frac{\bar{y}'}{\bar{y}} = \frac{\sum N'_i y'_i / \sum N'_i}{\sum N_i y_i / \sum N_i} \quad (19)$$

同时，以（11）式计算初始均衡条件下的 $A_{it} h_i^{1+\sigma}$ 代入（10）式，结合（12）式，调整后的城市规模 (N'_{it}) 和城市居民福祉水平 (c'_{it}) 的关系可以表示为：

$$c'_{it} = \left[(\gamma + \theta) \left(\frac{N'_{it}}{N_{it}} \right)^{\sigma+\beta} - (\sigma + \beta) \left(\frac{N'_{it}}{N_{it}} \right)^{\gamma+\theta} \right] \cdot \frac{\kappa_t N_{it}^{\gamma+\theta}}{\sigma + \beta} \quad (20)$$

$$\frac{c'_{it}}{c_{it}} = \frac{\gamma + \theta}{\gamma + \theta - \sigma - \beta} \left(\frac{N'_{it}}{N_{it}} \right)^{\sigma+\beta} - \frac{\sigma + \beta}{\gamma + \theta - \sigma - \beta} \left(\frac{N'_{it}}{N_{it}} \right)^{\gamma+\theta} \quad (21)$$

这一分析的优势在于，由于只需要考虑变量的变化率，而不是具体数值，因此估计结果不以数值

大小而调整，具有相对稳健性（Tombe and Zhu，2019）。

（一）制度约束调整为全国平均水平

通过调整制度约束水平进行反事实分析，降低北京、上海等超大城市的制度约束水平可能会使其人口增长远远超出现实水平。根据国内外城市发展现状，新德里、上海、北京、东京等规模最大的城市在 2000 万人左右及以上，这表明，在一定的人口规模之上，拥挤效应会限制超大城市人口不断增长，这与最优城市规模理论相符。因此，参考 Duranton and Puga（2019），本文假设在目前技术条件、治理水平下，放松制度约束后最大城市的人口规模会高于实际的全球最大城市，故设置 3000 万人作为最大城市规模进行量化分析，考虑都市圈同城化，设置 4000 万人的最大城市规模进行对标分析。

反事实分析 I 中，制度约束统一设置为全国城市的平均值（ $SW = 0.2620$ ）。调整后的城市规模体系的核密度分布如图 2 所示。2018 年城市规模对数分布与 $N(4.3805, 0.9619^2)$ 的正态分布曲线接近，按最大值 3000 万估计的城市规模对数分布与 $N(4.3793, 0.9950^2)$ 接近，按最大值 4000 万估计时与 $N(4.3723, 1.0513^2)$ 接近。可见，当按平均制度约束调整时，由于部分大城市规模显著提高，部分小城市规模变小，从而平均城市规模稳定，但离散度明显提高。以此调整后的城区总人口分别增长 5.71% 和 15.61%，根据（19）式计算的城区人均收入分别提高 3.10% 和 8.24%。由于集聚经济和集聚成本的权衡，城市居民人均福祉水平基本不变，总体福祉水平会随着城市人口增长而增长，这与 Hsieh and Moretti（2019）采用就业增长衡量福祉增长思路一致。两种情景下，农村人口分别减少 4.31% 和 11.8%，对（8）式以 0.35 的弹性进行估计，农村人均收入分别提高 1.56% 和 4.49%。

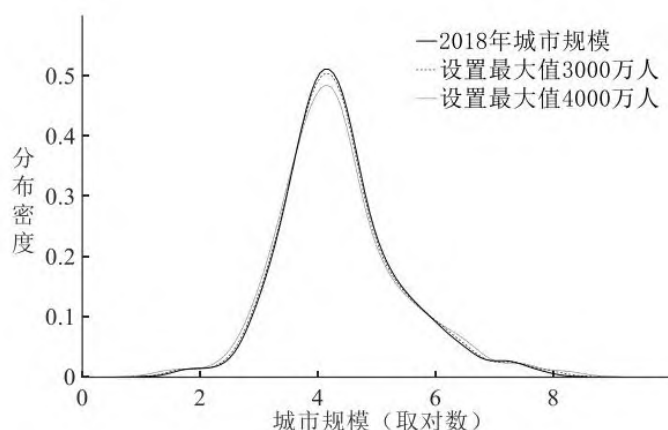


图2 反事实分析 I 城市规模体系调整

将制度约束调整为全国平均水平，其中的一个意义在于考察超大城市在降低制度约束水平时的增长潜力。六个超大城市的人口规模、人均收入和福祉调整结果如表 5 所示。设置最大值（上海）城市规模分别为 3000 万人和 4000 万人时，第二大城市北京的城区人口规模分别增长 25.38% 和 69.43%（至 2336 万人和 3157 万人），除了重庆之外，其余超大城市规模均显著提高。重庆由于实际制度约束水平较低（仅略高于全国平均水平），已经接近自由增长的状态，调整后城市增长较小。上海达到 3000 万人时，上海、北京的人均收入分别提高 3.69% 和 3.92%；上海达到 4000 万人时，上海、北京的人均

收入分别提高 8.89%和 9.38%；其余超大城市人均收入水平平均随规模增长相应提高。从各个城市人均福祉的变化来看，由于集聚经济与集聚成本的权衡，城市规模提高对城市居民人均福祉的影响很小。

表 5 反事实分析 I 的超大城市收入与福祉效应

	Max $N=3000$ 万人			Max $N=4000$ 万人		
	N'/N	y'/y	c'/c	N'/N	y'/y	c'/c
上海	1.2377	1.0369	0.9987	1.6503	1.0889	0.9923
北京	1.2538	1.0392	0.9985	1.6943	1.0938	0.9915
天津	1.1651	1.0263	0.9993	1.4518	1.0654	0.9958
重庆	1.0264	1.0044	1.0000	1.0723	1.0119	0.9999
广州	1.1112	1.0181	0.9997	1.3043	1.0462	0.9979
深圳	1.1299	1.0210	0.9996	1.3552	1.0530	0.9973

(二) 消除制度约束

反事实分析 II 中，假定消除制度约束，根据当前落户意愿数据的分布，调整 $SW = 0.1$ 。调查数据中，仅有六个城市的落户意愿水平小于 0.1，这近似于落户意愿的最小值，可以看作消除制度约束之后的迁移成本对落户意愿的影响。

在消除制度约束、接近自由迁移时，与 2018 年城市规模体系相比，按最大值 3000 万估计，城市规模对数分布与 $N(4.4350, 0.9859^2)$ 正态分布曲线接近，按最大值 4000 万估计，与 $N(4.5209, 1.0212^2)$ 接近（见图 3）。可见，与调整为全国平均制度约束水平相比，消除制度约束能明显提高城市平均规模，大部分城市规模明显提高，离散度也有所提高。以此测算的城区总人口分别增长 10.01%和 27.38%，城区人均收入分别提高 3.21%和 8.14%。人均福祉水平基本不变，总体福祉随城区人口增长，这与反事实分析 I 的结论一致。同时，农村人口减少 7.57%和 20.7%，农村人均收入分别提高 2.79%和 8.46%。

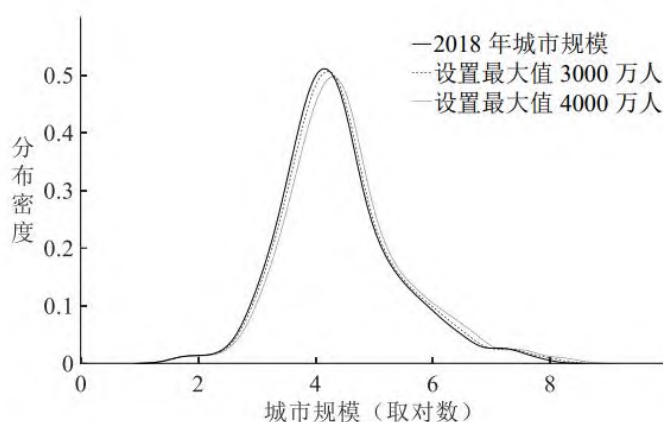


图 3 反事实分析 II 城市规模体系调整

消除制度约束时，六个超大城市的人口增长和收入、福祉变动情况如表 6 所示。依然分别设置 3000 万人和 4000 万人的最大城市规模值，第二大城市北京的人口规模分别增长 25.00%和 68.38%（至 2329

万人和 3138 万人)，与反事实分析 I 基本接近，其余超大城市人口规模均比反事实分析 I 明显提高。其中，对人均收入的影响与反事实分析 I 接近，对人均福祉的影响依然很小。

表 6 反事实分析 II 的超大城市收入与福祉效应

	Max N=3000 万人			Max N=4000 万人		
	N' / N	y' / y	c' / c	N' / N	y' / y	c' / c
上海	1.2377	1.0369	0.9987	1.6503	1.0889	0.9923
北京	1.2500	1.0387	0.9986	1.6838	1.0926	0.9917
天津	1.1824	1.0289	0.9992	1.4991	1.0712	0.9951
重庆	1.0768	1.0127	0.9998	1.2100	1.0329	0.9989
广州	1.1414	1.0227	0.9995	1.3867	1.0572	0.9968
深圳	1.1556	1.0249	0.9994	1.4255	1.0621	0.9963

(三) 按比例降低制度约束

规模越大、舒适度越高的城市往往进入壁垒越高，这是国内外城市的普遍特征，为此设计反事实分析 III，按比例降低制度约束。将制度约束降低到原来的 50%，调整后落户意愿小于 0.1 的城市按 0.1 设置。这相当于将部分中小城市降低为自由迁移的水平，一些超大特大城市则由于住房价格等市场机制依然存在较高的进入壁垒，这与实际情况类似。

按比例降低制度约束水平时，与 2018 年城市体系相比，按最大值 3000 万人估计时城市规模对数分布接近 $N(4.5728, 0.9815^2)$ 分布，按最大值 4000 万人估计时接近 $N(4.8344, 1.0108^2)$ 分布（见图 4），与前两类反事实分析比，按比例降低制度约束明显提高了城市平均规模，均值明显右移分别约 0.20 个和 0.45 个对数点（对应从 80 万人分别提高到 97 万人和 126 万人），分布形状基本接近。以此核算的城区总人口分别增长 22.91% 和 62.68%，城区人均收入分别提高 3.75% 和 9.03%；如前一致，人均福祉水平基本不变，总体福祉随城区人口增长；分别实现农村人口减少 17.32% 和 47.39%，农村人均收入分别提高 6.88% 和 25.2%。

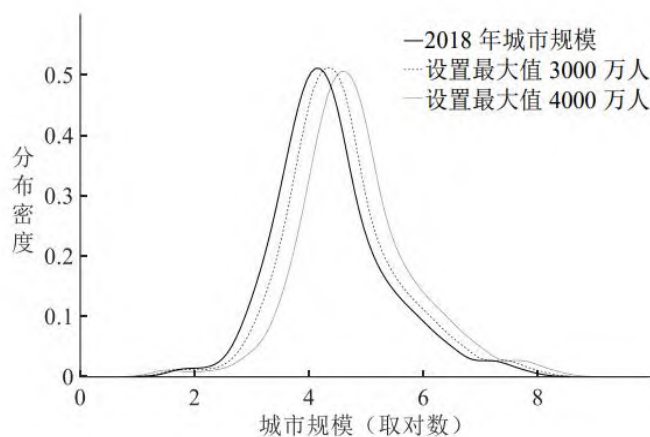


图 4 反事实分析 III 城市规模体系调整

按比例降低制度约束后，依然分别设置 3000 万人和 4000 万人的最大值，除了当前制度约束较小的城市之外，其余城市的增长比例一致，均分别增长 23.77%和 65.03%，人均收入分别提高 3.69%和 8.89%，第二大城市北京的人口规模分别约 2306 万人和 3075 万人。对人均收入的影响与最大值的设置有关，对人均福祉的影响与反事实分析 I、II 接近，基本不变。

（四）结果比较

对以上反事实分析结果进行比较，可以得到一些规律性的结论。第一，不同的制度约束调整对城市体系的影响不同。在按全国平均水平设置制度约束时，由于各个城市制度约束水平与平均水平存在或高或低的关系，从而城市规模随之有增有减，对城市平均规模的影响较小，但离散度会提高；在消除制度约束和按比例降低制度约束的情景中，大部分城市规模均会明显增长，从而提高城市平均规模，其中的区别在于按比例降低制度约束时，城市规模接近同比例增长，分布曲线表现为向右平移的特征。第二，设置不同的城市规模最大值时对城市规模体系的影响方向一致，差异主要体现在不同的调整比例上，城市规模的增长比例也会进一步影响人均收入的提升比例。第三，同时考虑集聚成本和集聚经济时，现有城市居民人均福祉受到的影响很小，但由于城市人口增长、乡村人口减少，城乡居民的总体收入和福祉会随之提高。

由此，采用不同的制度约束调整、不同的城市规模最大值设置时，虽然对城市规模体系的影响不同，但只要降低制度约束，均能够明显提高城市人口规模和城乡效率（城市和乡村的人均收入或产出水平），从而提高总体收入和福祉水平。

七、结论、启示与建议

在推进以人为核心的新型城镇化背景下，本文基于包含制度约束的空间均衡模型对中国城镇化改革红利进行量化分析。参数估计方面，利用中国城市古城面积作为城市规模的工具变量，结合中国家庭收入调查数据和城市统计数据估计发现，城市集聚经济的规模弹性约 0.17，集聚成本的规模弹性约 0.33。量化分析方面，以落户意愿作为制度约束的替代指标，设计三类反事实分析均发现，降低制度约束能够明显提高城市人口规模和城乡效率，从而提高总体收入和福祉水平。其中，消除制度约束并设置最大城市上海的城区人口规模值为 3000 万时，北京人口规模增长约 25.00%，大部分城市规模均显著提高，城区总人口增长 10.01%，城区人均收入提高 3.21%，农村总人口相应减少 7.57%，农村人均收入提高 2.79%。将制度约束调整至全国平均水平或者按比例调整制度约束，会对城市规模体系产生不同的影响，均会明显提高城乡效率和总体福祉水平。

城镇化改革的本质是要尊重人口迁移规律和趋势，降低限制人口迁移的各类制度约束，实现劳动力、土地等资源和要素的优化配置，充分发挥集聚经济、降低集聚成本，从而促进福祉增进和均等化。这与党的二十大报告提出的“破除妨碍劳动力、人才流动的体制和政策弊端”要求一致，是推进以人为核心的新型城镇化的重点内容。本研究主要得到以下四点启示和建议。

第一，科学落实人地挂钩，提高城市承载力。本文研究发现，降低制度约束会明显提高城乡效率和总体福祉水平。部分地区农村集体建设用地上和一些中小城市建设用地的低效利用，为在“牢牢守住

十八亿亩耕地红线”的前提下，提高人口迁入城市和地区的建设用地供给，创造了可行性。要积极推进城乡之间、地区之间土地资源统筹利用^①，科学落实人地挂钩。对于人口规模较大、增长潜力较大的城市或地区，特别是一些超大特大城市，要提高建设用地和住房供给弹性，提高人口承载力，充分发挥集聚经济优势；对于人口规模不大、增速稳定的城市或县城，要实施科学的绿色低密度开发，盘活低效利用土地，避免粗放扩张；对于乡村地区，需根据村庄人口发展态势，按照乡村振兴顶层设计的要求实施多元化的乡村振兴战略，统筹推进城乡人口迁移和城乡土地利用。

第二，提高城市治理水平，降低集聚成本弹性。城市模型中集聚经济和集聚成本的权衡意味着，如果能够降低集聚成本弹性，则能够在提高城市规模、人均收入的同时增进综合福祉水平，为此，要积极提高城市治理水平，转变城市发展方式，着力改善影响城市居民效用的高房价、交通拥堵等城市病问题。对于集聚成本中的房价问题，要“坚持房子是用来住的、不是用来炒的定位”，加强城市住房用地和公共设施配套用地供给，完善住房供给体系和住房制度，促进房地产市场平稳健康发展；对于集聚成本中的通勤成本，要积极提高城市规划和建设水平，构建多中心的城市空间结构和绿色高效的城市交通体系，降低通勤成本；同时要通过智慧城市建设，全面提高城市治理现代化水平，降低集聚成本，提高城市运行效率和宜居宜业水平。

第三，积极促进都市圈同城化，释放超大特大城市增长潜力。都市圈同城化是超大特大城市增长超越行政边界的形式。现实中的最大城市规模均在 3000 万人以内，但在一体化水平较高的都市圈（或大都市区）人口规模则接近 4000 万，比如东京都市圈 2020 年约 3700 万人（其中东京都约 1400 万人）。因而，为充分发挥集聚经济，应积极促进都市圈同城化，突破行政区划对城市增长和城市发展的物理限制和制度限制。为促进都市圈同城化，在积极探索推进都市圈内部省（市）交界地区行政体制改革的同时，要积极创新体制机制、降低行政壁垒，全面提升都市圈内部城市之间产业分工和经济一体化水平、提升都市圈内部城市之间公共服务一体化和均等化水平、促进都市圈内部交通一体化和信息网络一体化。

第四，协同推进体制机制改革。城镇化改革需要协同推进户籍及其附属权益、土地和住房等领域系统性改革，破除妨碍劳动力、人才流动的体制和政策弊端。中国的人口迁移受到户籍及其附属权益、城乡土地制度的影响。当前户籍制度改革的进程已经受到其他相关制度改革的掣肘，部分流动人口可能担心失去农村权益而不愿意转户，部分流动人口可能由于城市生活能力不高不愿意转户等。为此，要推进户籍制度改革攻坚，通过建立完善优质均衡的公共服务供给体系，促进户籍制度回归人口登记管理的本质；协同推进农村土地权益保护和交易机制，落实党的二十大报告强调的“保障进城落户农民合法土地权益，鼓励依法自愿有偿转让”；持续完善城市住房保障体系，着力解决城市居民住房困难问题，做好城市困难群体兜底保障工作。

^①这也与《中共中央 国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》以及党的二十大报告提出的“构建全国统一大市场”的导向一致。参见 http://www.gov.cn/zhengce/2022-04/10/content_5684385.htm。

参考文献

1. 蔡昉, 2014: 《从人口红利到改革红利》, 北京: 社会科学文献出版社, 第 294-313 页。
2. 陈斌开、马宁宁、王丹利, 2020: 《土地流转、农业生产率与农民收入》, 《世界经济》第 10 期, 第 97-120 页。
3. 都阳、蔡昉、屈小博、程杰, 2014: 《延续中国奇迹: 从户籍制度改革中收获红利》, 《经济研究》第 8 期, 第 4-13 页、第 78 页。
4. 黄文彬、王曦, 2021: 《政府土地管制、城市间劳动力配置效率与经济增长》, 《世界经济》第 8 期, 第 131-153 页。
5. 梁琦、陈强远、王如玉, 2013: 《户籍改革、劳动力流动与城市层级体系优化》, 《中国社会科学》第 12 期, 第 36-59 页、第 205 页。
6. 刘修岩、李松林, 2017: 《房价、迁移摩擦与中国城市的规模分布——理论模型与结构式估计》, 《经济研究》第 7 期, 第 65-78 页。
7. 苏红键, 2020: 《中国流动人口城市落户意愿及其影响因素研究》, 《中国人口科学》第 6 期, 第 66-77 页、第 127 页。
8. 苏红键, 2022: 《人口城镇化趋势预测与高质量城镇化之路》, 《中国特色社会主义研究》第 2 期, 第 48-56 页。
9. 万广华、江葳蕤、赵梦雪, 2022: 《城镇化的共同富裕效应》, 《中国农村经济》第 4 期, 第 2-22 页。
10. 吴开亚、张力、陈筱, 2010: 《户籍改革进程的障碍: 基于城市落户门槛的分析》, 《中国人口科学》第 1 期, 第 66-74 页、第 112 页。
11. 张吉鹏、卢冲, 2019: 《户籍制度改革与城市落户门槛的量化分析》, 《经济学(季刊)》第 4 期, 第 1509-1530 页。
12. 赵扶扬、陈斌开, 2021: 《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》, 《中国工业经济》第 8 期, 第 94-113 页。
13. 周文、赵方、杨飞、李鲁, 2017: 《土地流转、户籍制度改革与中国城市化: 理论与模拟》, 《经济研究》第 6 期, 第 183-197 页。
14. Alonso, W., 1964, *Location and Land Use: Toward a General Theory of Land Rent*, Cambridge, MA: Harvard University Press, pp. 18-35.
15. Au, C., and J.V.Henderson, 2006, "Are Chinese Cities too Small?", *Review of Economic Studies*, 73 (3): 549-576.
16. Combes, P., and L.Gobillon, 2015, "The Empirics of Agglomeration Economies", in G.Duranton, J.V.Henderson and W.Strange(eds.) *Handbook of Regional and Urban Economics (Volume 5B)*, Amsterdam: Elsevier, pp. 247-348.
17. Combes, P., G.Duranton, and L.Gobillon, 2019, "The Costs of Agglomeration: House and Land Prices in French Cities", *Review of Economic Studies*, 86(4):1556-1589.
18. Combes, P., S.Démurger, and S.Li, 2013, "Urbanisation and Migration Externalities in China", CEPR Discussion Paper 9352, <https://cepr.org/publications/dp9352>.
19. De la Roca, J., and D.Puga, 2017, "Learning by Working in Big Cities", *Review of Economic Studies*, 84(1):106-142.
20. Desmet, K., and E.Rossi-Hansberg, 2013, "Urban Accounting and Welfare", *American Economic Review*, 103(6):2296-2327.

- 21.Desmet,K., and J.V.Henderson, 2015, “The Geography of Development Within Countries”, in G.Duranton, J.V.Henderson and W.Strange(eds.) *Handbook of Regional and Urban Economics (Volume 5B)*, Amsterdam: Elsevier, pp. 1457-1517.
- 22.Duranton,G., and D.Puga, 2019, “Urban Growth and its Aggregate Implications”, NBER Working Paper 26591, <https://www.nber.org/papers/w26591>.
- 23.Duranton,G., 2016, “Determinants of City Growth in Colombia”, *Papers in Regional Science*, 95(1): 101-131.
- 24.Hsieh,C., and E.Moretti, 2019, “Housing Constraints and Spatial Misallocation”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 11(2):1-39.
- 25.Muth,R.F., 1969, *Cities and Housing*, Chicago: University of Chicago Press, pp. 1-30.
- 26.Redding,S, and E.Rossi-Hansberg, 2017, “Quantitative Spatial Economics”, *Annual Review of Economics*, 9(1):21-58.
- 27.Tombe,T., and X.Zhu, 2019, “Trade, Migration, and Productivity: A Quantitative Analysis of China”, *American Economic Review*, 109(5): 1843-1872.

(作者单位：中国社会科学院农村发展研究所)

(责任编辑：陈静怡)

The Reform Dividend of China’s Urbanization: A Quantitative Spatial Analysis

SU Hongjian

Abstract: This article makes a quantitative analysis on the reform dividend of China’s urbanization using a spatial equilibrium model with institutional constraints. Using the data of the area of ancient cities in China as a tool variable, and the survey data of household income and urban statistics, the study finds that the scale elasticity of China’s urban agglomeration economy is about 0.17, and the scale elasticity of agglomeration cost is about 0.33. Taking the willingness of the floating population to settle down with hukou as a substitute indicator of institutional constraints, by designing three counterfactual analyses, the study finds that reducing the level of institutional constraints can significantly improve the urban population size and urban-rural efficiency, thereby improving the overall income and well-being level. Among them, when institutional constraints are removed and the maximum urban size is set at 30 million people, the urban population will increase by 10.01%, the per capital income in urban areas will increase by 3.21%, the rural population will decrease by 7.57%, and the per capital income in rural areas will increase by 2.79%. In order to realize reform dividend of urbanization, it is necessary to give full play to agglomeration economy and reduce agglomeration cost, through scientifically implementing the link between people and land, improving urban governance capacity, promoting the integration of metropolitan areas and coordinating the reform of systems and mechanisms.

Key Words: Urbanization; Reform Dividend; Agglomeration Economy; Spatial Equilibrium; Quantitative Spatial Analysis