

城市收入房价比变动与人口集聚： 驱动机理与时空演化

陈垚彤¹, 周新苗²

(1. 东北财经大学公共管理学院, 辽宁 大连 116025; 2. 宁波大学商学院, 浙江 宁波 315300)

摘要: 利用中国城市级面板数据系统检验收入房价比对人口集聚的影响机制。研究发现: 第一, 收入房价比的提升能够显著促进人口集聚, 它是提高城市地缘引力和人口集聚度的有效途径; 第二, 这一机制在二线城市表现得最为明显, 同时对东部和东北地区的影响也更加显著; 第三, “高收入房价比—高经济发展”型城市内, 收入房价比机制将面临失效困境, 这表明收入房价比对人口集聚的影响存在“瓶颈效应”, 它更适用于引导人口初次分流; 第四, 收入房价比对人口集聚的拉动效应会随着时间的推移而增强, 同时还会在区域内形成辐射效应和良好的正反馈循环。因此, 提高城市收入房价比将对“十四五”期间中国的城市群建设产生重要的助推作用和长期影响。

关键词: 城市人口集聚; 收入房价比; 时空演化; 城市群

中图分类号: F293

文献标识码: A

文章编号: 1005-0566(2023)02-0157-12

Changes of urban housing-price to income ratio and population mobility: Driving mechanism as well as temporal and spatial evolution

CHEN Yaotong¹, ZHOU Xinmiao²

(1. School of Public Administration, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China;

2. School of Business, Ningbo University, Ningbo 315300, China)

Abstract: This paper uses China's city level panel data to systematically examine the impact of housing-price to income ratio on population agglomeration. The conclusions are as follows: First, housing-price to income ratio can significantly promote population agglomeration, and it is an effective way to increase the city's geographical attraction and population agglomeration. Second, this mechanism is most obvious in second-tier cities, and its impact on the eastern and northeastern regions is also more significant. Third, in cities with a 'high housing-price to income ratio as well as high economic development' character, the housing-price to income ratio mechanism will face the dilemma of failure, which shows that its impact on population agglomeration has a 'bottleneck effect', and it is more suitable for guiding the initial population diversion. Fourth, the pulling effect of the housing-price to income ratio on population agglomeration will increase over time. Meanwhile, it will also form a complementary effect and a positive feedback effect within the region. Therefore, increasing the housing-price to income ratio will have a positive and profound impact on China's urban agglomeration construction during the '14th Five-Year Plan' period.

Key words: urban population agglomeration; housing-price to income ratio; temporal and spatial evolution; urban agglomeration

收稿日期: 2022-10-11 修回日期: 2023-01-12

作者简介: 陈垚彤(1992—), 女, 河北保定人, 博士生, 研究方向为公共管理。通信作者: 周新苗。

党的十九届六中全会正式提出“要站位国家区域发展战略布局、以更宽视野、更大格局谋划推进现代化都市圈建设,全面提升城市群体量能级,增强辐射带动力和区域竞争力”。深入解读党的十九届六中全会精神不难发现,新时期国家城市化发展的重点必将着眼于化解不平衡和不充分的发展,着力打造结构更加平衡、分布更趋合理的城市空间布局。而如何妥善引导人口合理分流,促成人口由单中心集聚向多中心集聚嬗变便成为了践行六中全会精神的落脚点和突破口。由此可见,理清人口集聚的核心动因和内在机理至关重要。

人口集聚 (Population Aggregation) 是指人口从分布分散的广域空间向相对集中的紧凑空间聚敛的过程^[1-2]。一般而言,良性的人口集聚不仅能为城市提供充沛的人力资源储备,同时还有利于形成规模经济,助推地缘经济增长。根据地缘“推—拉”理论^[3-5],房价通常是影响人口集聚的核心变量,它对人口集聚的影响主要表现为“促降效应”,即房价上涨会增加居民生活成本,进而抑制人口集聚^[6-8]。为此,党的“十八大”以来,许多大型城市相继推出“限购令”“限价令”等系列政策稳定房价,以期合理引导人口流入,加强多中心城市群建设^[9-10]。但是结合全国第七次人口普查的结果来看,房价对人口集聚的影响机制很难用“促降效应”来准确描述,这主要体现两种现象:第一,深圳、广州、杭州等高房价城市依旧位于全国城市人口增量排名的前列,表明“促降效应”的主导地位并不稳定;第二,绥化、齐齐哈尔、哈尔滨等人口流失严重的城市也并不存在房价过高的现象。这样看来,仅是合理稳定房价并不能有效实现引导人口分流和促进多中心城市群建设的目的。

随着中央多次强调“房子是用来住的,不是用来炒的”,近期大量的研究开始关注“居民住房购买力”这一指标。居民住房购买力通常采用收入房价比(居民工资收入与住房价格的比值)进行度量,它能够综合评价城市就业资源与住房资源的协调程度^[11-12]。国家统计局数据显示:长沙、

重庆、南宁、西安、成都等收入房价比较高的城市均位列全国城市人口净流入排名的前列。这些事实表明,收入房价比很可能是引导人口集聚的关键。理论上讲,居民住房购买力主要会通过两条渠道来影响人口集聚:第一,较高的住房购买力能够为迁入人口带来“住房可得”的长效预期,这坚定了外来迁入人口的信心,继而有利于外来人口流入^[13];第二,住房购买力提高能够降低居民生活压力并增进其生活幸福感,进而有利于减少本地人口流出^[14]。此外,陈立中等^[15]、张耀军等^[16]、陈瑶等^[17]分别实证检验了房价与收入房价比对人口集聚的影响,结果均表明收入房价比才是驱动人口集聚的核心要素。

通过事实分析与研究梳理不难发现,居民住房购买力对人口集聚具有重要影响。然而现有研究对二者之间关联机制的探讨尚处于初探阶段,一些重要的事实和本质关系仍未得到全面阐释。如深广等超一线城市的收入房价比并不高,但人口流入缘何位居前列?这很可能意味着在不同的城市群组中,收入房价比发挥的作用有所不同。再如居民住房购买力对人口集聚的影响很可能会随着时间的推移而发生演化,那么这种影响到底是日趋凸显还是有所减弱?最后,考虑到本地居民住房购买力的提高很可能意味着周边地区居民住房购买力的相对降低,这就意味着住房购买力对人口集聚的影响既存在直接效应又存在间接效应,那么两种效应谁占据着主导地位?这一系列的问题都亟待阐释和回答。鉴于此,本文选用中国 2005—2020 年 246 个地级市的面板数据进行研究,深入探讨居民住房购买力对人口集聚的影响。这将为引导中国人口有序分流,促进多中心城市群建设,继而强化国家区域协调发展和共同富裕提供重要的经验指引和政策借鉴。

一、模型设定、变量选取与描述性统计

(一) 基准模型设定

本文的基准模型设定如下:

$$\ln popdensity_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln hpw_{it} + \sum_{k=2}^{12} \beta_k \ln X_{ikt} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

参照陈立中等^[15]、陈瑶等^[17]的研究,本文构

建了人口集聚影响因素的经验方程,见式(1)。其中, $popdensity_{it}$ 为被解释变量,代表城市*i*在第*t*年的人口集聚度; $hprw_{it}$ 是本文的核心解释变量收入房价比; X_{ikt} 代表其他控制变量,主要包括城市人均GDP、外商直接投资水平、城市金融规模、教育水平、产业结构、人均绿地面积、空气质量等; μ_i 为城市个体效应, μ_t 为时间效应; ε_{it} 为随机扰动项。

(二) 数据选取与描述性统计

本文选用中国2005—2020年城市级数据样本作为研究对象。为获取平衡面板数据,本文借鉴邵朝对等^[18]的做法对原始数据进行如下预处理:①剔除样本集中数据严重缺失的城市;②利用平均插值法、时间趋势插值法修正了缺失值占比较小的城市样本。经过数据清洗,最终得到246个地级市的平衡面板数据。房价数据取自CEIC中国经济数据库(<https://www.ceicdata.com>),其余所有数据均源自《中国城市统计年鉴》。

(1)城市人口集聚度($popdensity$)。本文选用人口密度作为人口集聚度的代理变量,基本含义为单位城市辖区面积内所居住的人口数^[19],单位为人/ km^2 。为保证模型估计的稳健性,本文还选择非农人口密度($nonagri_popdensity$)和净流入人口(net_inflow)进行变量替换检验。非农人口密度的含义为单位城市辖区面积内的非农人口总和,单位依然是人/ km^2 ;净流入人口则是指本年城市辖区居住人口与上年值之差。

(2)收入房价比($hpricew$)。参照陈瑶等^[17]、魏万青等^[20]的研究,本文选用城市居民平均工资与住房价格的比值度量收入房价比。该比值越大表明城市居民的实际购房压力越小。反之,表示城市居民的购房压力越重,预期该变量的系数为正。

为防止因遗漏变量而引发的内生性问题,本文参考城市经济学相关经典研究,在模型中引入若干控制变量。①城市人均GDP($pgdp$):利用各

城市的地区人均生产总值刻画,单位为千元;②产业结构($tertiary$):采用第三产业产值占城市GDP的比重衡量,单位为%;③工业企业规模($enterprise$):采用规模以上工业企业个数表示,单位为个;④城市金融规模($finance$):采用城市居民储蓄年末余额与城市GDP的比值计算获取,单位为%;⑤外商直接投资水平(fdi):采用外商直接投资总额衡量,单位为亿元;⑥医疗设施($hospital$):采用医院及卫生院所的总床位数表示,单位为张;⑦高等教育规模($education$):选用普通高等学校在读学生总数表示,单位为万人;⑧城市道路建设($road$):选用人均铺装道路面积衡量,单位为万 m^2 ;⑨水质($water$):采用污水处理厂污水集中处理率来度量,单位为%;⑩人均绿地面积($green$):采用绿地面积占总人口数的比值衡量,单位为 m^2 /人;⑪空气质量(air):采用可吸入细颗粒物年平均浓度度量,单位为 $\mu g/m^3$;⑫高铁是否开通($railway$):虚拟变量,城市当年已开通高铁取1,否则取0。

表1给出了各变量的描述性统计。考虑到本文的数据体量较大,故按四大经济区域列示统计指标。描述性统计结果清晰地展现了如下事实:首先,在区域视角上,人口集聚具有鲜明的“东密西疏”的特点,这表明当前中国的地区人口分布较不平衡。其次,东部、中部地区人口集聚度的标准差较大,并且极大值均出现在样本末期,说明东部地区更多地是扮演人口迁入的角色;而西部和东北地区人口集聚度的标准差较小,说明该地区不仅人口集聚程度普遍低于东部地区,并且人口集聚也更加缓慢。再次,收入房价比呈现出东部低和其余三地普遍偏高的特征,这充分印证了当前中国地域间发展失衡的现状。最后,归纳余下控制变量的特征,还可以发现如下3条规律:第一,各地人均GDP、产业结构以及医疗设施、高等教育规模等与民生休息相关的指标在样本末期都有极大提升^①,这说明中国的高质量增长已初现成效;第二,东部地区虽然在人均GDP、外商直接投资、高

① 人均GDP、产业结构、工业企业规模、医院总床位数、高等教育规模、城市道路建设这几个正向指标的最大值均出现在样本期末,即2020年。

表 1 描述性统计表

区域 (观测值)	指标/ 单位	城市人口集聚水平 (人/km ²)	收入房价比 (/)	城市人均 GDP (千元)	产业结构 (%)	工业企业规模 (个)	城市金融规模 (%)	外商直接投资 水平(亿元)
东部 (1168)	平均值	127.913	2.071	9.134	41.121	7.348	1.368	93.323
	标准差	205.424	0.338	15.509	9.824	1.069	0.703	222.529
	最小值	15.400	0.658	0.166	13.600	2.944	0.503	0.188
	最大值	1 160.083	2.735	187.440	81.000	9.841	7.203	2 996.679
中部 (1184)	平均值	79.873	2.331	4.716	36.212	6.463	1.184	36.503
	标准差	78.560	0.249	7.628	7.990	0.703	0.486	83.686
	最小值	25.400	1.388	0.109	17.200	4.344	0.493	0.014
	最大值	529.100	3.141	80.926	72.100	7.996	4.070	1 328.838
西部 (1056)	平均值	58.466	2.425	2.849	36.605	5.782	1.315	28.724
	标准差	11.036	0.265	5.835	9.435	0.806	0.577	129.982
	最小值	9.900	1.151	0.006	12.000	3.912	0.245	0.012
	最大值	94.800	4.428	61.891	70.200	8.872	3.808	2 234.248
东北 (528)	平均值	48.736	2.278	3.004	38.168	6.047	1.262	41.377
	标准差	11.797	0.270	3.519	8.439	0.908	0.489	102.994
	最小值	18.100	1.418	0.081	11.100	3.932	0.407	0.008
	最大值	80.500	3.342	25.765	64.800	8.566	3.527	914.301
区域 (观测值)	指标	医疗设施 (张)	高等教育规模 (万人)	城市道路建设 (万 m ²)	水质 (%)	人均绿地面积 (m ² /人)	空气质量 (μg/m ³)	高铁是否开通 (/)
东部 (1168)	平均值	9.651	10.891	5.937	75.461	41.064	186.871	0.443
	标准差	0.759	17.181	8.527	24.655	21.441	345.025	0.497
	最小值	7.367	0.028	0.005	1.300	5.550	0.002	0.000
	最大值	11.768	108.642	73.042	326.644	386.638	7 693.722	1.000
中部 (1184)	平均值	9.417	7.857	2.919	84.688	38.215	156.523	0.392
	标准差	0.663	15.088	3.068	121.121	9.131	197.928	0.488
	最小值	7.684	0.129	0.054	1.000	2.900	0.002	0.000
	最大值	11.364	99.351	59.628	2 295.050	161.024	1 688.777	1.000
西部 (1056)	平均值	9.235	6.913	3.500	71.292	32.975	157.517	0.224
	标准差	0.739	14.181	4.629	31.909	11.029	420.951	0.417
	最小值	7.187	0.008	0.004	0.160	0.360	0.002	0.000
	最大值	12.086	84.899	61.818	313.199	95.250	5 947.106	1.000
东北 (528)	平均值	9.285	6.295	3.872	73.824	36.091	133.461	0.197
	标准差	0.639	11.721	2.763	25.812	8.416	137.849	0.398
	最小值	7.831	0.053	0.591	6.460	1.020	0.003	0.000
	最大值	11.230	66.378	23.723	177.370	60.313	1 280.569	1.000

等教育规模、高铁是否开通等经济发展指标上明显领先其他三区,但同样也存在着一些不利于人口流入的隐患,其中空气和水污染水平明显高于其他地区,这极有可能诱发人口流失;第三,就中部、西部和东北地区的近况(最大值)而言,东北地区明显落后于中西部地区,这深刻揭示了东北地区人口流失的根本原因,即地缘经济引力全面落后于其他三大地理分区。这一方面严重阻碍了人口流入,另一方面也间接导致了“虹吸现象”的发生,使得中国不同区域城市发展分化的格局愈发显著。

二、收入房价比对人口集聚的影响机制检验与异质性探讨

(一) 基准模型估计

表 2 给出了基准模型的估计结果。为系统检验收入房价比对人口集聚的影响机制,本文分别建立了只包含收入房价比和既包含该指标又包含该指标二次项的基准方程^②。此外,由于本文基础数据量纲差异较大,在回归前对基础指标进行了取自然对数处理。最后,考虑到研究样本时间跨度较长,极易导致异方差问题,为规避这一影响,本文在计算过程中采用稳健性标准误(robust)加

② 收入房价比能够直接度量城市的地缘引力,那么这一指标过高后,也有可能诱发城市的“过度拥挤”,此时再提升收入房价比反而不利于人口集聚。因此,该指标对人口集聚的影响也可能呈“倒 U 型”特征。

以控制。

观察表2不难发现,收入房价比的二次项系数并不显著,这说明收入房价比对人口集聚的影响仅表现为正向促进,并不会因比值过高而发生反转。因此,提高收入房价比是促进城市人口集聚的有效手段。而从其他控制变量来看,城市人均GDP提高、产业结构升级和医疗设施扩充都将在一定程度上降低城市人口集聚度,这与近年来北京等大型城市人口迁出的事实高度耦合,表明若想提高大型城市居民生活质量,就必须适度降低人口集聚水平。这一结果充分说明,当前中国许多大型城市已存在“过度拥挤”隐患,有必要合理地引导人口分流,促进中国的城市化发展由建设单中心大型城市向构建多中心城市群转型。其

表2 基准回归模型估计结果

模型	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
<i>hpricew</i>	0.132 *** (0.017)	0.284 *** (0.091)	0.051 * (0.029)	0.135 *** (0.032)	0.142 *** (0.017)
<i>hpuw2</i>	—	-0.033 (0.018)	—	—	—
<i>pgdp</i>	-0.047 *** (0.016)	-0.047 *** (0.016)	-0.333 *** (0.070)	-0.317 *** (0.073)	-0.044 *** (0.016)
<i>tertiary</i>	-0.048 ** (0.021)	-0.044 ** (0.021)	-0.107 * (0.053)	-0.080 * (0.060)	-0.071 *** (0.020)
<i>enterprise</i>	-0.053 *** (0.008)	-0.054 *** (0.008)	-0.148 *** (0.023)	-0.176 *** (0.023)	-0.049 *** (0.008)
<i>finance</i>	0.026 ** (0.011)	0.028 ** (0.011)	0.229 *** (0.040)	0.216 *** (0.048)	0.025 ** (0.012)
<i>fdi</i>	0.006 *** (0.002)	0.006 *** (0.002)	-0.001 (0.005)	-0.001 (0.005)	0.007 *** (0.002)
<i>hospital</i>	-0.122 *** (0.016)	-0.123 *** (0.016)	-0.647 *** (0.042)	-0.459 *** (0.047)	-0.128 *** (0.014)
<i>education</i>	-0.008 (0.008)	-0.006 (0.008)	-0.074 *** (0.017)	-0.050 *** (0.018)	-0.012 * (0.006)
<i>road</i>	0.002 (0.004)	0.002 (0.004)	-0.028 ** (0.011)	-0.100 *** (0.025)	-0.008 (0.007)
<i>water</i>	-0.003 (0.004)	-0.003 (0.004)	-0.001 (0.011)	-0.001 (0.011)	-0.004 (0.005)
<i>green</i>	0.012 (0.008)	0.012 (0.008)	0.048 *** (0.017)	0.053 *** (0.018)	0.008 (0.009)
<i>air</i>	-0.003 ** (0.001)	-0.003 *** (0.001)	-0.005 ** (0.002)	-0.007 *** (0.002)	-0.003 ** (0.001)
<i>railway</i>	0.039 *** (0.007)	0.039 *** (0.007)	0.028 * (0.015)	0.050 *** (0.016)	0.038 *** (0.007)
常数项	5.531 *** (0.196)	5.336 *** (0.220)	3.722 *** (0.489)	1.570 *** (0.544)	5.676 *** (0.181)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	3936	3936	3936	3936	3936
<i>R</i> ²	0.969	0.969	0.946	0.947	0.973

注:模型(1)与模型(2)为基准回归模型,模型(3)、模型(4)与模型(5)分别为替换变量、替换样本的稳健性检验;圆括号内为系数标准差;*、**、***分别表示在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 有统计学意义。

次,工业企业规模扩张、空气质量下降同样显著抑制了人口集聚,这说明人们对环境质量的诉求已十分迫切,更愿意迁入“环境友好型”城市。最后,金融规模扩张有利于促进人口集聚,这主要是因为贷款可得性增强有利于降低居民生活成本、缓解居民生活压力。此外,为保证研究结果具有稳健性,本文还进行了如下两种稳健性检验:①为排除由因变量选择偏误而导致的机制误判,本文利用非农人口集聚度与净流入人口作为替代变量对式(1)进行了再估计,结果如表2中模型(3)、模型(4)所示。由此可以看出,收入房价比的系数方向、显著性均未发生改变。②为克服样本离群值影响,本文对主要变量进行1%截尾处理,据此排除因样本离群值而引发结论偏误的可能,结果见表2中的模型(5)。如模型(5)所示,收入房价比对人口集聚的影响机制依旧稳定,与基准模型一致,表明“收入房价比提升有利于促进城市人口集聚”这一结论具有稳健性。

(二) 内生性检验

考虑到人口集聚和收入房价比之间可能存在由互为因果关系而导致的内生性问题,本文选用地方一般财政收入与城市历史建成区面积的比(即10年前的城市建成区面积)作为收入房价比的工具变量。选用这一半历史工具变量的原因在于:一方面,收入与当期财政直接相关,同时历史城区面积有与现阶段城市房价高度相关,因此工具变量与核心解释变量高度相关;另一方面,由于历史城区面积是既定事实,不受当前城市人口集聚度影响,同时在样本期间内中国很多城市都进行了以撤县设区为代表的行政区划调整,出现了大幅城市扩容,这进一步减弱了当前城市人口集聚度与历史城区面积之间的关联(二者之间的相关系数仅为0.04)。表3给出了基于工具变量的2SLS估计结果。从表3不难发现第一阶段下 F 统计量、 DW 统计量和 $Wu-Hausman$ 统计量都能在1%的显著水平下拒绝原假设,表明本文的工具变量具有合意性,不存在弱工具变量问题。进一步地,工具变量法下核心解释变量的估计系数略高于基准模型,表明原模型存在由双向因果关系而

诱发的内生性问题。但从系数表现上看,核心解释变量的显著性和符号方向均未发生改变,并且系数大小的变化亦不大,这说明基准模型描述的核心作用机制稳定,只是略微低估了这一影响。

表 3 工具变量法 (2SLS) 估计结果

变量名	第一阶段	第二阶段
<i>hpricew</i>	—	0.551 *** (0.202)
<i>area</i>	-0.078 *** (0.017)	—
<i>finc</i>	-0.056 *** (0.014)	—
控制变量	控制	控制
个体效应	控制	控制
时间效应	控制	控制
<i>F</i>	11.35 ***	—
<i>Durbin</i>	45.76 ***	—
<i>Wu - Hausman</i>	43.06 ***	—
<i>N</i>	3 936	
<i>R</i> ²	0.858	

注:圆括号内为系数标准误;***表示在 $p < 0.01$ 有统计学意义。

(三) 异质性分析

考虑到人口集聚和收入房价比可能因属地差异而存在一些固有特征。如人口集聚很可能受城市发展水平影响;再如收入房价比可能由高收入或低房价单边主导。但在这两种机制下人们做出迁移决策的动机可能完全不同,本文将进一步按照城市属性和收入房价比的构成机理展开异质性探讨。

1. 基于城市属性分组

表 4 分别按照城市等级和城市地理分区进行了异质性检验。如表 4 所示,收入房价比的系数在多数分组条件下的估计结果均显著为正,这说明收入房价比能够促进人口集聚的结论具有普适性。但值得注意的是,收入房价比在一线城市和中部地区并不显著,这验证了本文的事前猜想,即

表 4 基于城市等级、城市区位的分组估计结果

变量	城市等级分组			区域分组			
	一线城市	二线城市	三线城市	东部	中部	西部	东北
<i>hpricew</i>	-0.044 (0.067)	0.353 *** (0.051)	0.149 *** (0.034)	0.258 *** (0.028)	-0.004 (0.020)	0.030 * (0.017)	0.150 *** (0.032)
<i>pgdp</i>	-0.189 *** (0.054)	0.085 * (0.050)	-0.088 *** (0.024)	-0.045 (0.031)	-0.114 *** (0.016)	-0.059 *** (0.018)	-0.037 (0.023)
<i>tertiary</i>	-0.307 (0.194)	0.418 *** (0.133)	-0.137 *** (0.024)	0.131 ** (0.055)	-0.084 ** (0.035)	0.030 (0.035)	0.038 (0.040)
<i>enterprise</i>	0.022 (0.078)	-0.071 * (0.042)	-0.029 (0.023)	-0.043 * (0.022)	-0.054 *** (0.012)	-0.050 *** (0.015)	-0.008 (0.022)
<i>finance</i>	-0.070 ** (0.027)	0.061 (0.040)	0.019 (0.024)	0.076 *** (0.020)	-0.006 (0.023)	-0.077 *** (0.021)	0.035 (0.025)
<i>fdi</i>	-0.008 (0.014)	0.021 ** (0.010)	0.014 ** (0.005)	0.016 *** (0.005)	-0.004 (0.004)	0.004 * (0.003)	-0.002 (0.004)
<i>hospital</i>	-0.410 ** (0.159)	-0.043 (0.081)	-0.125 *** (0.043)	-0.144 *** (0.043)	-0.032 (0.025)	-0.124 *** (0.028)	-0.086 ** (0.050)
<i>education</i>	0.009 (0.084)	-0.339 *** (0.043)	-0.004 (0.022)	-0.013 (0.015)	-0.001 (0.011)	0.001 (0.009)	-0.005 (0.013)
<i>road</i>	-0.028 (0.026)	-0.066 ** (0.022)	-0.025 * (0.015)	-0.045 *** (0.011)	0.005 (0.008)	-0.004 (0.009)	0.006 ** (0.003)
<i>water</i>	0.029 (0.056)	0.015 (0.022)	-0.002 (0.014)	0.008 (0.012)	0.014 *** (0.005)	-0.007 (0.006)	-0.008 (0.012)
<i>green</i>	0.002 (0.035)	0.169 *** (0.028)	0.010 (0.018)	0.062 *** (0.018)	0.029 * (0.014)	-0.004 (0.007)	-0.021 (0.015)
<i>air</i>	0.009 (0.006)	-0.006 * (0.004)	0.001 (0.003)	-0.002 (0.002)	-0.003 * * (0.001)	-0.006 ** (0.002)	-0.002 (0.002)
<i>railway</i>	-0.060 (0.039)	-0.018 (0.024)	0.001 (0.016)	0.017 (0.014)	-0.028 (0.010)	0.060 (0.013)	0.071 *** (0.018)
常数项	11.207 *** (1.807)	6.227 *** (1.096)	5.242 *** (0.530)	4.734 *** (0.481)	5.082 *** (0.301)	5.491 *** (0.311)	4.369 *** (0.534)
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	80	400	3456	1168	1184	1056	528
<i>R</i> ²	0.999	0.983	0.971	0.982	0.977	0.768	0.890

注:圆括号内为系数标准误;*、**、***分别表示在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 有统计学意义。

中国的超一线城市具有超强的地缘引力,此时人口的迁入和迁出已不受收入房价比制约。而中部地区城市多坐落于河南、安徽、湖北和湖南等人口大省,这些省份人口密度较高,就业机会相对匮乏,导致人口面临受迫性迁出,因此收入房价比基本不会影响当地居民的迁移决策。为进一步阐释收入房价比的影响在各大区域间的异质性,本文进一步进行了组间效应分析^[21-22]。这一分析采用 Fisher 组合检验实现(原假设 H_0 为:两组系数不存在显著差异),具体步骤如下(以东部地区 and 中部地区为例)。

① 分别对东部地区样本与中部地区样本进行估计,将收入房价比的估计系数记作 β_1 和 β_2 ,同时将系数差 $\beta_1 - \beta_2$ 记作 d_0 。

② 将东部地区与中部地区样本混合,得到新的样本 S ,从中随机抽取(不放回) n_1 个观测值,得到模拟的东部地区经验样本,记为 S_E ;余下 n_2 个观测值($n_1 + n_2 = S$)作为模拟的中部地区样本,记为 S_W 。

③ 分别以经验样本 S_E 、 S_W 重新进行模型估计,进一步得到估计系数 $\beta_1^{S_1}$ 与 $\beta_2^{S_1}$,以及系数差 $d_1 = \beta_1^{S_1} - \beta_2^{S_1}$,上标 S_1 的含义是使用第一次模拟经验样本得到的系数估计值。

④ 重复②-③过程 1 000 次,得到系数差集合 $\{d_1, d_2, \dots, d_{1000}\}$,亦可记作 $d_j (j = 1, 2, \dots, 1000)$ 。 $p = \#\{d_j > d_0\} / 1000$ 代表该检验的 p 值。其中, $\#\{d_j > d_0\}$ 表示在 1 000 观测中, d_j 大于 d_0 的累计次数。最后,以 p 值的大小进行显著性判断,若 $p < 0.05$,则可在 5% 的显著水平下拒绝原假设,认为东部地区与中部地区存在显著的系数差异,即二者之间存在组间差异。

表 5 列示了组间效应检验结果。从表 5 中不难发现,收入房价比在东部地区和东北地区城市内的作用机制明显异于中西部地区,表明收入房价比对人口集聚度的带动效应呈区域分化特征。进一步地,由于收入房价比在东部地区和东北地区内的系数较大而在西部地区内的系数较小,在

中部地区内不显著,这意味着当前收入房价比主要是影响东部和东北地区内的人口集聚。事实上,这组经验结果既存在一定的合理性,又存在一些让人费解的地方。其中东部地区和东北地区内系统高度显著比较易于让人理解。首先,东部地区的经济发展程度、文化教育水平和社会服务便利性都较为发达,就业机会也更多,此时收入房价比几乎成为了人们进行迁移决策的决定要素。因此,东部地区内的人口集聚必然会对收入房价比产生重要影响。在东北地区,由于就业资源匮乏,经济发展相对落后,这使得城市的地缘引力大幅度下降,此时各城市客观条件上的差异基本可以忽略,而收入房价比作为生存必要保障,自然成为了人们进行迁移决策时所重点考虑的因素。在中部地区,情况则较为复杂,绝不能用系数不显著来简单描述。中部地区既存在经济发展较为发达的城市,又存在一些经济资源相对匮乏的城市,此时人口进行迁移决策时所考虑的要素就会出现不一致的现象,若是在经济发展潜力较好的城市,人们可能会适度放宽对收入房价比的要求;若是在经济发展程度较低的城市,那么收入房价比这一基本保障便可能成为核心制约条件。由此可见,收入房价比在中部地区不显著的原因在于,完全按照地理分区进行城市分组规划缺乏合理性,它忽略了收入房价比与城市经济发展程度间的匹配关系。而这也是下文要重点探讨的内容。

表 5 组间效应分析

区域 分组	东部 & 中部	东部 & 西部	东部 & 东北	中部 & 西部	中部 & 东北	西部 & 东北
P 值	0.009 ***	0.039 **	0.411	0.220	0.007 ***	0.012 **

注:**、*** 分别表示在 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 有统计学意义。

2. 基于收入房价比特征分组

从收入房价比这一变量的构建机理来看,高收入和低房价均可能造成高收入房价比,但二者描述的情形却存在本质区别:前者多见于一线城市、准一线城市等经济发达地区;后者则多见于经济发展较为缓慢的三四线城市。为从指标成因上对上述城市进行区分,进而深入检验收入房价比作用机制的异质性,本文分别按照样本期间内各

市收入房价比与城市 GDP 的中位数进行样本象限分割^③,最终得到“高收入房价比—高经济发展”“低收入房价比—高经济发展”“高收入房价比—低经济发展”与“低收入房价比—低经济发展”4 类城市(以下简称“高一高”型、“低—高”型、“高一低”型与“低—低”型),具体划分结果见表 6。从表 6 可以看出,绝大多数省会城市和直辖市均位于“低—高”象限,这说明房价过高已不仅仅是超一线城市独有的问题,其已成为中国多数一线城市和省会城市的通病;“高一高”象限

内包含的多是二三线城市和省内的次级经济中心,这一类城市展现出了良好的发展潜力,也是未来中国城市群建设的核心;“低—低”象限内的城市多现于中西部地区,这说明中西部地区虽发展水平欠佳,但却具有地缘引力和地域包容性等方面的优势;东北地区的大部分城市仍集中于“低—低”象限,这说明东北地区不仅经济相对落后,城市生活成本亦相对较高,这也便不难理解,东北地区为何持续多年陷入人口流失困境。

表 6 收入房价比与经济发展水平分组

高收入房价比—高经济发展 (42)	低收入房价比—高经济发展 (81)
邢台、张家口、沧州、长治、包头、赤峰、通辽、鄂尔多斯、吉林、松原、大庆、马鞍山、宜春、上饶、枣庄、东营、潍坊、济宁、临沂、滨州、平顶山、安阳、焦作、南阳、商丘、信阳、周口、驻马店、黄冈、株洲、湘潭、衡阳、岳阳、常德、郴州、茂名、德阳、绵阳、宜宾、遵义、宝鸡、榆林	北京、天津、石家庄、唐山、秦皇岛、邯郸、保定、太原、呼和浩特、沈阳、大连、鞍山、营口、长春、哈尔滨、上海、南京、无锡、徐州、盐城、镇江、泰州、杭州、宁波、温州、嘉兴、湖州、绍兴、金华、台州、合肥、芜湖、安庆、莆田、三明、泉州、龙岩、南昌、九江、赣州、济南、青岛、淄博、烟台、泰安、威海、日照、德州、聊城、菏泽、郑州、开封、洛阳、新乡、许昌、武汉、宜昌、长沙、广州、深圳、珠海、汕头、佛山、江门、湛江、肇庆、惠州、东莞、中山、揭阳、南宁、柳州、桂林、重庆、成都、南充、贵阳、西安、咸阳、兰州、乌鲁木齐
高收入房价比—低经济发展 (85)	低收入房价比—低经济发展 (38)
衡水、大同、阳泉、晋城、朔州、晋中、运城、忻州、吕梁、乌海、巴彦淖尔、乌兰察布、阜新、辽阳、铁岭、朝阳、辽源、通化、白山、白城、鸡西、鹤岗、双鸭山、佳木斯、七台河、牡丹江、衢州、淮南、淮北、黄山、宣城、新余、鹰潭、吉安、鹤壁、濮阳、三门峡、荆门、咸宁、邵阳、张家界、益阳、永州、怀化、娄底、韶关、梅州、汕尾、河源、梧州、防城港、玉林、百色、河池、来宾、崇左、自贡、攀枝花、泸州、广元、遂宁、内江、乐山、眉山、广安、达州、资阳、六盘水、铜川、渭南、延安、汉中、安康、商洛、白银、武威、张掖、平凉、酒泉、庆阳、定西、陇南、银川、石嘴山、吴忠	承德、临汾、抚顺、本溪、丹东、锦州、盘锦、葫芦岛、四平、齐齐哈尔、伊春、黑河、舟山、丽水、蚌埠、铜陵、滁州、阜阳、宿州、六安、池州、景德镇、萍乡、抚州、漯河、十堰、鄂州、阳江、清远、潮州、云浮、北海、钦州、贵港、海口、三亚、天水、西宁

从表 7 收入房价比的分组回归结果来看,收入房价比对人口集聚的促进作用在“低—高”型城市内最为显著,这说明对于超一线城市、一线城市和大量省会城市而言,平衡收入与房价的关系仍将在很大程度上促进人口流入,考虑到此类城市收入水平已经较高,因此合理管控房价,坚持“房子是用来住的,不是用来炒的”这一基本原则至关重要。值得注意的是,在“高一高”型城市内,收入房价比对人口集聚的影响不复存在,这说明收入房价比机制存在“瓶颈效应”,即当收入水平较高且经济发展水平同样较高时,购房等生活成本已不再是人口选择迁入或迁出某一城市的首要考虑,此时迁移决策可能更多地取决于职业发展、城市环境和城市归属感等高层次需求。在所有低收入型城市,收入房价比机制依然生效,但是效果会大

幅减弱,由此可见,提高此类城市的收入水平和就业引力才是引导人口合理流入的有效方式。

表 7 基于收入房价比特征的分组估计结果

变量类型	“高一高”型	“低—高”型	“高一低”型	“低—低”型
<i>hpricew</i>	0.014 (0.028)	0.245 *** (0.035)	0.104 *** (0.020)	0.092 *** (0.030)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	672	1 296	1 360	608
<i>R</i> ²	0.971	0.979	0.962	0.951

注:圆括号内为系数标准误;*** 表示在 $p < 0.01$ 有统计学意义。

三、收入房价比对人口集聚影响机制的进一步探讨

尽管静态回归分析显示,收入房价比有利于促进人口集聚,但考虑到我们更加关注未来收入

^③ 这里的中位数指的是样本末也即 2020 年 246 个城市人均 GDP 的中位数。

房价比如何影响城市人口集聚,因此还需要结合现实状况展开进一步探讨。首先,在“三稳”政策日渐完备的背景下,房价波动已渐趋微弱,近期收入房价比开始逐渐转向由收入单边主导,那么这种机制的变化是否会影响收入房价比对人口集聚的影响力度?其次,“十四五”开局以来,国家高度重视多中心城市集群建设^[23],这无疑增进了城市间的互联互通。这就从根本上决定着收入房价比对人口集聚的影响还会受到邻域城市、域内发达城市的间接作用。因此,从时域和空间两个维度深入剖析收入房价比对人口集聚的作用机制至关重要。

(一) 时段分组估计与滚动时窗分析

表8从时间维度进行了分样本估计。对比收入房价比的估计系数不难发现,样本后段收入房价比的系数明显高于前段,这说明收入房价比对人口集聚的促进作用正在逐步增强,同时也意味着人们对收入与房价协调发展的诉求愈发强烈。此外,从控制变量的变化来看,样本后段人口集聚的影响因素明显减少,如城市金融规模、医疗设施、城市道路建设等与城市基础职能相关的指标已不再具备人口吸纳力,而工业企业规模对人口集聚的抑制效果明显增强,这说明样本后期人们更偏好向“环境友好型”城市流入,同时更易于从“工业型”城市流出,种种迹象表明,现阶段中国的城镇化发展已脱离了城镇化初级阶段,开始向高级阶段转型,“生活成本”和“城市环境”已成为决胜全面建成新型城市群的核心和突破口。

表8 基于时间维度的分样本估计结果

2005—2012 年			2013—2020 年		
<i>hpricew</i>	0.068 *** (0.012)	<i>education</i>	0.005 (0.007)	<i>hpricew</i>	0.105 *** (0.020)
<i>pgdp</i>	0.004 (0.013)	<i>road</i>	-0.024 *** (0.008)	<i>pgdp</i>	-0.077 *** (0.014)
<i>tertiary</i>	0.048 (0.024)	<i>water</i>	-0.009 *** (0.003)	<i>tertiary</i>	0.001 (0.034)
<i>enterprise</i>	-0.053 *** (0.009)	<i>green</i>	-0.003 (0.006)	<i>enterprise</i>	-0.079 *** (0.014)
<i>finance</i>	-0.046 *** (0.015)	<i>air</i>	-0.002 (0.003)	<i>finance</i>	-0.004 (0.014)
<i>fdi</i>	0.003 (0.002)	<i>railway</i>	0.030 *** (0.009)	<i>fdi</i>	0.003 (0.003)
<i>hospital</i>	-0.053 ** (0.023)	常数项	4.677 *** (0.241)	<i>hospital</i>	-0.018 (0.025)
个体效应	控制	时间效应	控制	个体效应	控制
<i>R</i> ²	1968	<i>R</i> ²	0.986	<i>R</i> ²	1968

注:圆括号内为系数标准误; **、*** 分别表示在 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 有统计学意义。

为验证上述结论的稳健性,本文进一步使用滚动时窗分析进行检验。具体步骤为:①将滚动

时窗设定为10年;②设定一个时间哑变量 *Year*,当年份小于时窗中点时, *Year* 取0反之取1;③在原式(1)的基础上加入收入房价比与时间哑变量的交乘项 *hpricew* × *Year*,随后进行滚动窗口估计(对回归方程同样采用稳健性标准误进行控制)。这样做的好处在于:能够从动态的角度更加准确地反应收入房价比的系数变化。表9给出了时间效应稳健性检验的估计结果,交乘项系数始终显著为正,表明收入房价比对人口集聚的促进作用始终保持上升态势,原分组估计结果具有稳健性。

表9 时间效应滚动估计结果

时间	2005—2014 (以2010年为中点)	2006—2015 (以2011年为中点)	2007—2016 (以2012年为中点)	2008—2018 (以2013年为中点)	2009—2019 (以2014年为中点)	2009—2020 (以2015年为中点)
<i>hpricew</i> × <i>Year</i>	0.060 *** (0.021)	0.068 *** (0.021)	0.090 *** (0.031)	0.109 *** (0.042)	0.121 ** (0.047)	0.099 ** (0.050)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	3 936	3 936	3 936	3 936	3 936	3 936
<i>R</i> ²	0.983	0.982	0.980	0.976	0.974	0.972

注:圆括号内为系数标准误; **、*** 分别表示在 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 有统计学意义。

(二) 空间效应分析

收入房价比对人口集聚的影响存在两种典型的空间效应:一是虹吸效应,即本地收入房价比提高导致周边城市引力相对下降,促进周边城市人口就近涌入,这一效应主要受地理距离影响,两市地理距离越近,虹吸效应越强;二是辐射效应,即本地收入房价比提高使整个地区的人口吸纳力上升,地区人口吸纳力增强又反作用于本市,从而形成螺旋式上升,这一效应主要受地区经济实力相对差异影响,城市间经济实力差别越小,越易形成彼此增进,辐射效应越强。为在空间模型中综合刻画这两种效应,本文构造了经济地理嵌套矩阵测量各城市间的空间联系^[24]。经济地理嵌套矩阵的具体形式如下:

$$W_{ij}^{wed} = \frac{W_{ij}^d}{W_{ij}^e} (W_{ij}^d = 1/d_{ij}, W_{ij}^e = |\overline{GDP}_{ij}|) \quad (2)$$

式(2)中, W_{ij}^{wed} 表示经济地理嵌套权重矩阵; W_{ij}^e 、 W_{ij}^d 分别表示经济距离权重与地理距离权重; $\overline{GDP}_{ij}$ 代表样本期内各城市 *GDP* 均值间的差距; d_{ij} 代表各城市间的地理距离。在后文的检验与实证测度中,均采用这一矩阵完成计算。本文利用全局 *Moran's I* 指数、全局 *Geary's C* 指数测度变量

的空间相关性。表 10 按等时间间隔列示了部分年份的莫兰相关指数检验结果(余下结果备索)。结果显示, *Moran's I* 指数和全局 *Geary's C* 指数全部显著, 说明模型存有空间相关性。

表 10 空间相关性检验

年份	popdensity		hpricew	
	<i>Moran's I</i>	<i>Geary's C</i>	<i>Moran's I</i>	<i>Geary's C</i>
2005	0.113 ***	0.888 ***	0.195 ***	0.779 ***
2008	0.122 ***	0.883 ***	0.144 ***	0.835 ***
2011	0.123 ***	0.875 ***	0.230 ***	0.693 ***
2014	0.123 ***	0.880 ***	0.262 ***	0.670 ***
2017	0.133 ***	0.874 ***	0.249 ***	0.670 ***
2020	0.128 ***	0.876 ***	0.297 ***	0.625 ***

注: *** 表示在 $p < 0.01$ 有统计学意义。

进一步地, 在回归分析前, 还需对空间计量模型进行遴选。一般而言, 常用的空间计量模型有 3 种, 即空间滞后模型 (SLM)、空间误差模型 (SEM) 和空间杜宾模型 (SDM)。空间滞后模型主要用于测度空间溢出效应, 空间误差模型则用于测度两个主体间的相互作用, 而空间杜宾模型则兼顾了二者的特征。在具体模型遴选时, 首先要检验数据更符合哪种作用关系。本文利用空间模型 LR 检验进行模型筛选, 检验逻辑如图 1 所示。表 11 显示, 在 SLM 和 SEM 检验中 LR 统计量均高度显著, 因此本文拟利用空间杜宾模型进行空间效应分析。

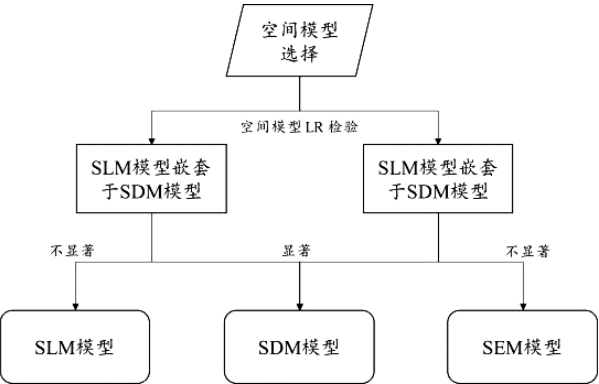


图 1 空间模型选择逻辑

表 11 空间模型 LR 检验

变量	hpricew
SLM nested in SDM	65.24 ***
SEM nested in SDM	85.17 ***

注: *** 表示在 $p < 0.01$ 有统计学意义。

本文的空间杜宾模型形式设定如下:

$$\ln y_{it} = \gamma_0 + \rho W_{ij}^{wedd} \ln y_{jt} + \sum_{k=1}^{12} \gamma_k \ln X_{ikt} + \sum_{k=1}^{12} \gamma'_k W_{ij}^{wedd} \ln X_{jkt} + \mu_i + \mu_t + \varepsilon'_{it} (\varepsilon'_{it} = \lambda W_{ij}^{wedd} \varepsilon_{jt} + \mu_{it}) \quad (3)$$

相比于式 (1) 所示的基准模型, 式 (3) 主要进行了如下 3 个方面改进: 一是引入空间自相关项 $\rho W_{ij}^{wedd} \ln y_{jt}$, 用于刻画收入房价比如何通过影响邻域城市的人口集聚度继而反作用于本市的人口集聚度; 二是考虑了其他城市的解释变量信息, 即 $\gamma'_k W_{ij}^{wedd} \ln X_{jkt}$, 他们会通过影响其他城市的人口集聚度进而影响本市的人口集聚水平; 三是纳入了城市间的交互作用, 即将误差项进行了空间拓展 ($\varepsilon'_{it} = \lambda W_{ij}^{wedd} \varepsilon_{it} + \mu_{it}$), 其中 $\mu_{it} \sim N(0, \sigma_{it}^2 I)$ 。

表 12 给出了空间杜宾模型的估计结果。首先, 空间自相关项系数 $\rho(\rho)$ 能在 1% 的显著水平下拒绝原假设, 表明空间效应存在。其次, 从收入房价比对人口集聚的作用机制来看, 本市收入房价比和其他城市的收入房价比都会显著影响本市的人口集聚度, 且二者系数全部为正, 说明在两种空间效应之中, 辐射效应占据主导地位。这表明由收入房价比提升而引发的人口集聚能够产生良好的正反馈循环机制, 它的作用已不仅限于提高本市人口集聚度, 同时还能提高整个区域的地缘引力。

表 12 空间杜宾模型估计

变量名	估计结果	变量名	估计结果	变量名	估计结果	变量名	估计结果
hpricew	0.114 *** (0.012)	hospital	-0.083 *** (0.017)	w_hpricew	0.074 *** (0.027)	w_hospital	0.021 (0.032)
pgdp	-0.056 *** (0.010)	education	-0.004 (0.006)	w_pgdp	0.062 *** (0.019)	w_education	0.032 ** (0.014)
tertiary	0.007 (0.020)	road	0.002 (0.003)	w_tertiary	-0.121 *** (0.046)	w_road	-0.001 (0.013)
enterprise	-0.034 *** (0.009)	water	-0.001 (0.004)	w_enterprise	-0.011 (0.016)	w_water	0.009 (0.012)
finance	0.027 (0.011)	green	0.009 (0.006)	w_finance	0.051 * (0.022)	w_green	0.020 (0.014)
fdi	0.003 * (0.002)	air	-0.004 *** (0.001)	w_fdi	0.004 (0.005)	w_air	-0.001 (0.001)
railway	0.020 *** (0.007)	_cons	3.134 *** (0.349)	w_railway	0.065 *** (0.018)	rho	0.321 *** (0.030)
—				N	3936	sigma ²	0.012 *** (0.001)

注: 圆括号内为系数标准误; *, **, *** 分别表示在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 有统计学意义。

考虑到空间面板模型的系数仅能阐释解释变量对被解释变量的影响方向, 但无法刻画影响力度, 本文对空间杜宾模型进行了效应分解。如表 13 所示, 收入房价比对城市人口集聚影响的直接效应为 0.119, 间接效应为 0.156, 整个提升机制由

间接效应主导。这再次说明提升收入房价比对城市人口集聚的影响意义深远,它并非仅限于促进本地的人口集聚度上升,同时更能通过带动整个区域地缘引力的方式促成域内的正反馈循环,这说明通过合理提高收入房价比引导人口有序分流具有深远的战略意义,这不仅缓解当前中国超一线城市过度拥挤的弊病,而且是实现区域经济协调发展、打造多中心城市群的必由之路。

表 13 空间效应分解

变量	直接效应	间接效应	总效应
<i>hpricew</i>	0.119 *** (0.012)	0.156 *** (0.037)	0.275 *** (0.037)
<i>pgdp</i>	-0.055 *** (0.010)	0.063 ** (0.026)	0.008 (0.026)
<i>tertiary</i>	0.004 (0.019)	-0.166 ** (0.065)	-0.161 *** (0.066)
<i>enterprise</i>	-0.035 *** (0.008)	-0.033 (0.022)	-0.068 *** (0.021)
<i>finance</i>	0.029 *** (0.010)	0.084 *** (0.029)	0.113 *** (0.030)
<i>fdi</i>	0.003 * (0.002)	0.012 (0.007)	0.011 (0.007)
<i>hospital</i>	-0.083 *** (0.017)	-0.012 (0.045)	-0.095 ** (0.042)
<i>education</i>	-0.003 (0.006)	0.045 (0.020)	0.043 (0.022)
<i>road</i>	0.003 (0.003)	0.002 (0.018)	0.005 (0.020)
<i>water</i>	-0.001 (0.004)	0.013 (0.016)	0.012 (0.017)
<i>green</i>	0.010 * (0.006)	0.032 (0.020)	0.042 (0.021)
<i>air</i>	-0.004 *** (0.001)	-0.003 * (0.002)	-0.007 *** (0.002)
<i>railway</i>	0.023 *** (0.007)	0.101 *** (0.025)	0.124 *** (0.026)

注:圆括号内为系数标准误;*、**、*** 分别表示在 $p < 0.10$ 、 $p < 0.05$ 、 $p < 0.01$ 有统计学意义。

四、结论与经验启示

“十四五”开局以来,中国城市化发展开启展新篇章,全面建设城市群已成为区域协调发展的重大战略诉求,对中国全面建成社会主义现代化强国具有重要的支撑作用和深远的战略意义。党的十九届六中全会强调“要加强中国新型城镇化建设,引导人口有序分流,打造多中心城市群,促进区域经济协调发展”。随后,中央经济工作会议进一步指出“要牢牢把握房子是用来住的,不是用来炒的”这一基本定位。由此可见,妥善理清人口集聚、收入和房价三者之间的关系至关重要,这不仅关乎“十四五”期间中国城市群发展战略的有序落地,而且对全面建成社会主义现代化强国产生深远影响。有鉴于此,本文基于 2005—2020 年中

国 246 个地级市的面板数据,系统检验了收入房价比对城市人口集聚度的影响机制,主要得到如下结论。

第一,从整个样本期来看,收入房价比的提升能够显著促进人口集聚,且这种作用机制并不会因收入房价比过高而发生反转。因此,提高收入房价比是提高城市地缘引力,促进城市人口集聚的有效手段。

第二,从城市属性上看,城市等级差异在一定程度上造成了收入房价比的机制分异。一方面,收入房价比的提高对二线城市人口集聚度的促升效应最强,在三线及以下城市的影响较弱,而一线城市因自身具有超强的地缘引力,目前人口的迁入和迁出已不受收入房价比制约。另一方面,收入房价比在不同地理分区内的表现亦不尽相同,收入房价比对东部和东北地区城市的人口集聚度影响最强,对西部地区的影响较弱,同时不会对中部地区产生影响。

第三,从收入房价比的构建机理来看,收入房价比机制主要存在于“低收入房价比—高经济发展”的城市中,而对“高收入房价比—高经济发展”的城市不产生影响,这表明收入房价比对人口集聚的拉动作用存在“瓶颈效应”,即当城市收入房价比和收入水平均较高时,人们的迁入和迁出决策将不再聚焦于住房成本,而是转向其他更高层次的追求。这一机理阐释是对邵朝对等^[18]、何兴强等^[12]研究的有益延伸。但需要注意的是,在低收入分组内,收入房价比对人口集聚的影响力度会大幅减弱。由此可见,提高此类城市的收入水平和就业引力才是引导人口合理流入的有效方式。

第四,从时间维度来看,收入房价比对人口集聚的促进作用正在逐步增强,同时也意味着人们对收入与房价协调发展的诉求愈发强烈。而从空间维度来看,收入房价比对人口集聚的促升作用由间接效应主导,这与陈瑶等^[17]的观点不谋而合,说明提升收入房价比对城市人口集聚的影响意义深远,它并非仅限于促进本地人口集聚度上升,同时更能通过带动整个区域地缘引力的方式促成域内的正反馈循环,这表明提高收入房价比对引导人口有序分流具有重要的战略意义,这不仅缓解

当前中国超一线城市过度拥挤的弊病,而且是实现区域经济协调发展、打造多中心城市集群的必由之路。

总的来看,本文通过对收入房价比机制展开细致探讨,深入理清了不同类型城市人口集聚的模式和动因。本文的主要贡献和启示如下:① 深入收入房价比的构建机理,对不同类型的城市进行了归并和聚类,从本质上阐释了人口如何根据收入房价比的变化进行集聚,特别是根据经济发展程度和收入房价比匹配机制的象限划分,填补了研究盲区,为阐释收入房价比对人口集聚的影响机理提供了新解释;② 提出了一种半历史工具变量,选用 10 年前城区面积与当下财政收入作为工具变量组合,显著提高了工具变量的识别能力,从而估计出更为精准的系数结果;③ 综合时域分样本估计和空间计量模型实现了对收入房价比与人口集聚度关系的时空拓展分析,全面揭示了收入房价比与人口集聚度关系的演化过程 and 变化方向,这为深入城市属性探讨人口集聚动因,合理引导人口有序分流和分步建设多中心城市集群提供了重要的理论指引和经验借鉴。

参考文献:

- [1] SALA-I-MARTIN X, DOPPELHOFFER G, MILLER R I. Determinants of long-term growth: a Bayesian Averaging of Classical Estimates (BACE) Approach [J]. *American economic review*, 2004(4): 813-835.
- [2] 孙浦阳,武力超,张伯伟. 空间集聚是否总能促进经济增长:不同假定条件下的思考[J]. *世界经济*, 2011, 34(10): 3-20.
- [3] OATES W E. The effects of property taxes and local public spending on property values: an empirical study of tax capitalization and the tiebout hypothesis [J]. *Journal of political economy*, 1969, 77(6): 957-971.
- [4] KRUGMAN P R. Increasing returns and economic geography[J]. *Journal of political economy*, 1991(99): 483-499.
- [5] 周建军,孙倩倩,鞠方. 产业结构变迁、房价波动及其经济增长效应[J]. *中国软科学*, 2020(7): 157-168.
- [6] HANSON G H, SPILIMBERGO A. Illegal immigration, border enforcement and relative wages: evidence from apprehensions at the US-Mexico Border[J]. *American economic review*, 1999, 89(5): 1337-1357.
- [7] 周建军,傅馨恬,罗嘉昊. “租购同权”下房价对劳动力流动影响的研究[J]. *科学决策*, 2021(8): 11-23.
- [8] 黎嘉辉. 城市房价、公共品与流动人口留城意愿[J]. *财经研究*, 2019, 45(6): 86-100.
- [9] 潘红玉,周永生,赵慧,等. 房价波动与制造业升级:基于省际面板数据的空间计量分析[J]. *科学决策*, 2020(4): 21-48.
- [10] 孙伟增,李汉雄,刘诗濛. 房价上涨与教育选择:财富效应还是就业冲击? [J]. *经济科学*, 2021(3): 136-149.
- [11] 张清勇. 房价收入比的起源、算法与应用:基于文献的讨论[J]. *财贸经济*, 2011(12): 114-119, 135.
- [12] 何兴强,杨锐锋. 房价收入比与家庭消费——基于房产财富效应的视角[J]. *经济研究*, 2019, 54(12): 102-117.
- [13] 金海燕,王亦君. 基于 DSGE 模型的我国房价变动对人才流动的影响——兼论房产税冲击下房价和人才流动的响应[J]. *人口与经济*, 2022(4): 93-105.
- [14] POLGREEN L A, SIMPSON N B. Happiness and international migration [J]. *Journal of happiness studies*, 2011, 12(5): 819-840.
- [15] 陈立中,陈淑云. 住房何时是可支付的:识别方法和政策选择——兼对房价收入比指标的评析[J]. *中国软科学*, 2014(10): 154-164.
- [16] 张耀军,陈芸. 留城或返乡:城市住房对流动人口回流的影响[J]. *人口研究*, 2022, 46(2): 75-88.
- [17] 陈瑶,陈湘满. 房价、房价收入比对中国城镇化的影响与空间效应实证分析[J]. *经济地理*, 2021, 41(4): 57-65.
- [18] 邵朝对,苏丹妮,邓宏图. 房价、土地财政与城市集聚特征:中国式城市发展之路[J]. *管理世界*, 2016(2): 19-31, 187.
- [19] 江曼琦,席强敏. 中国主要城市化地区测度——基于人口聚集视角[J]. *中国社会科学*, 2015(8): 26-46, 204-205.
- [20] 魏万青,高伟. 经济发展特征、住房不平等与生活机会[J]. *社会学研究*, 2020, 35(4): 81-103, 243.
- [21] EFRON B, TIBSHIRANI R. An introduction to the bootstrap[R]. New York: CRC Press, 1993.
- [22] WANG J, PANT H. Land use impact on bioavailable phosphorus in the bronx river [J]. *Journal of environmental protection*, 2011(204): 2152-2197.
- [23] 刘达禹,徐斌. 区域经济增长的联动机制识别与传导网络构建[J]. *财经科学*, 2021(12): 64-77.
- [24] 杨维,姚程,苏梦颖. 城镇化水平影响创新产出的地区差异性和空间依赖性——基于非空间面板与空间面板模型的实证分析[J]. *中国软科学*, 2019(7): 91-101.

(本文责编:海 洋)