

DOI: 10.13718/j.cnki.xdzk.2022.01.015

城市房价、人口流动与全要素生产率

——来自中国2005—2018年194个城市数据的证据

任元明

西南大学 荣昌校区管委会, 重庆 荣昌 402460

摘要: 将城市房价、人口流动与全要素生产率三者关联起来, 构建“城市房价—人口流动—全要素生产率”的理论研究框架。实证基于中国2005—2018年194个城市数据, 运用中介效应模型定量分析城市房价、人口流动与全要素生产率之间的效应关系。研究表明: ① 房价变动引起的消费者相对效用变化是影响劳动力跨区域流动的重要因素, 房价上涨会推升劳动力生活成本, 进而阻碍人口迁入。② 人口流入为城市技术创新提供了人力资本, 提升城市净迁入人口有助于提升全要素生产率。③ 在劳动力促进全要素生产率的条件下, 房价上涨对人口迁入所产生的“挤出效应”将会显著降低全要素生产率。上述结论为“房住不炒”政策定位提供了有价值的理论依据和经验证据。建议摒弃房地产作为经济刺激的手段, 构建房地产市场长效调控机制, 实施房地产金融审慎管理制度, 补齐欠发达地区公共服务短板, 促进人口合理流动及价值链分工。

关键词: 城市房价; 人口流动; 生产效率; 技术进步

中图分类号: F293 **文献标志码:** A

文章编号: 1673-9868(2022)01-0160-15

开放科学(资源服务)标识码(OSID):



Urban House Price, Population Mobility and *TFP*

——Evidence from 194 Cities in China from 2005 to 2018

REN Yuanming

Management Committee of Rongchang Campus, Southwest University, Rongchang Chongqing 402460, China

Abstract: This paper attempts to link urban housing price, population mobility and *TFP*, and constructs a theoretical analysis framework of “urban housing price - population mobility-*TFP*”. Based on the data of 194 cities in China from 2005 to 2018, this paper uses the intermediary effect model to quantitatively analyze the relationship between urban housing price, population mobility and *TFP*. The results show that: ① Change of consumers' relative utility caused by the change of house price is an important factor affecting the cross regional flow of labor. The rise of house price will push up the cost of labor's living, and then hinder the migration of population. ② Population inflows provide human capital for urban technological in-

收稿日期: 2021-06-24

基金项目: 国家社会科学基金项目(21BRK014); 重庆市社会科学规划项目(2020YBGL87).

作者简介: 任元明, 硕士, 高级会计师, 主要从事教育财务管理研究。

novation, and increasing the city's net migration population helps to increase *TFP*. ③ Under the condition of labor force promoting *TFP*, the crowding out effect of housing price rise on population migration will significantly reduce *TFP*. This paper suggests that we should abandon real estate as a means of economic stimulus, build a long-term regulation mechanism of the real estate market, implement the prudent management system of real estate finance, make up for the shortcomings of public service in underdeveloped areas, and promote the reasonable flow of population and the division of value chain.

Key words: urban house price; population mobility; production efficiency; technological progress

市场经济背景下中国房地产投资快速增长及房价持续上涨已成为各界关注的焦点,房地产已成为传统经济增长的重要驱动力,同时高房价对社会创新、经济可持续发展的负面冲击也不容忽视.研究指出,房价高涨会对家庭储蓄^[1]、企业创新^[2]、金融风险^[3]和实体经济^[4]造成扭曲和阻碍.长久以来,劳动力一直被视作影响经济增长与发展的重要因素,当流动劳动力群体逐步扩大,劳动力流动对经济增长的影响就越来越明显^[5].研究表明,流动人口所蕴含的人力资本水平越高,其“技术溢出”程度越高,对区域技术进步及产出水平会产生显著的正向作用.因为人口流动往往伴随着知识、信息、技术等人力资本资源的传播与共享,通过技术溢出效应^[6]和创造新知识^[7]对区域的经济发展和生产效率产生正向作用^[8].新古典经济增长理论表明,当经济处于平衡增长路径时,技术进步是促进经济增长的动力源泉.当前,中国发展正在进入由人口大国向人力资本强国转型、经济发展由要素驱动向创新驱动转变的关键阶段,房价上涨引起人口流动的不平衡、不充分阻碍了区域协调发展向更高水平和更高质量迈进.在此背景下几个亟待回答的问题是:理论上,高房价是否抑制了人口流动?如何从人口流动视角阐述城市房价影响全要素生产率的理论机制?房价上涨对全要素生产率施加了怎样的影响?解答这些问题对于新时代中国人口红利转型、遏制房价泡沫和实现经济高质量发展具有重大意义.

目前,关于高房价对全要素生产率的影响鲜有报道,国外学者主要关注房价变动对人口流动的影响.譬如,Dohmen等^[9]和Meen等^[10]指出,房价高涨的地区会抑制劳动力流入,但房价上涨所带来的升值预期也会促进劳动力流入.Molloy等^[11]和Rabe等^[12]指出,房地产市场收缩和衰退在一定程度上加剧了人口向发达城市迁移的趋势.Plantinga等^[13]估计了美国291个大都市地区住房成本和个人移民偏向之间的关系,发现较高的住房价格降低了个人选择该地区的可能性.Foote^[14]认为对于有房者而言,房价上涨对劳动力的迁移决策有正向的财富效应和负向的锁定效应.但是,对于无房者而言,高居住成本提高了其迁出概率.Diamond^[15]指出,高技能劳动力偏好于那些能够提供更好公共服务的城市,也愿意承担更高的居住成本.

与国外研究相比,国内关于人口流动与生产效率受房价影响的研究结论也具有一定的相似性.郑思齐等^[16]认为在城市化早期,低成本的廉价住房对降低城市中低技能劳动力的成本有利,随着产业由劳动密集型向技术密集型转变,高成本且居住环境质量好的住房更能契合城市发展对于高端人力资本的需要.房地产价格上升过快,意味着生活成本和资本成本越高,如果这些上升的成本不能被技术进步或集群收益所抵消,就会挤出资本和劳动力^[17].颜色等^[18]认为房价上涨会使购房者的家庭财富增值,若房价能够永久保持增长,由此产生的“财富效应”会对家庭消费产生正向作用.反之,就会产生“房奴效应”,从而阻碍人口迁入.陈斌开等^[19]认为高房价将会引致资源错配,导致资源配置效率降低,总体上房价上升1%将会使企业全要素生产率下降0.045%.邵朝对等^[20]指出,由于区域间劳动力流动和行业间工作转换成本长期存在,房价通过扩散效应会对低技能劳动力产生强有力的“挤出效应”,引发产业由低端行业向高端行业集聚的结构演变,进而使得劳动力流动与城市多样化特征呈“倒U型”演化关系.张传勇^[21]指出,房价快速上涨推高了个人的生存“门槛”,房价越高,相对效用就越低,进而降低城市或中心地区的人口集聚水平.张杰等^[22]研究发现,房地产投资快速增长通过金融体系扭曲性的贷款期限结构对创新活动造成了显著的抑制效应,且这种负向作用对于中国工业部门而言更为明显.张莉等^[23]研究了房价对劳动力流动的影响,发现房价对

劳动力流动存在“拉力”和“阻力”作用,两种作用最终对劳动力流动产生先吸引后抑制的“倒 U 型”影响效应.周颖刚等^[24]考察了房价如何影响劳动力家庭的居住决策,发现高房价会增强劳动力家庭的流动意愿,特别是挤出那些没有购房的、高技能水平的劳动力.余泳泽等^[25]研究了城市房价对整体全要素生产率和企业个体全要素生产率影响的差异性,发现城市高房价显著抑制了城市全要素生产率水平的提升,这种抑制效应主要来自房地产投资对实体经济资金的“挤占效应”和“资源错配效应”.同时,房价快速上涨累积形成的高房价与工业企业生产率之间会存在一种“倒 U 型”关系.刘建江等^[26]利用双边随机前沿模型测算了房价对企业创新的挤出效应、挤入效应及净效应,发现房价“挤出效应”和“挤入效应”的相互作用使得房价对企业创新的净效应为负.宋弘等^[27]研究发现,房价上涨至少增加了区域高技能人才流出 21.5%,且这种“挤出效应”对非一线城市更为严重.

上述研究为本文提供了理论基础与经验借鉴.但是,既有文献将城市房价、人口流动与全要素生产率的关联关系割裂为两个方面单独探讨.一方面侧重于房价对人口流动的影响,另一方面侧重于房价对全要素生产率的影响,研究结论也存在一定的争议性.为此,本文尝试将城市房价、人口流动与全要素生产率三者关联起来,阐释城市房价通过人口流动影响全要素生产率的理论机制.与已有研究相比,本文的贡献在于:①从探究城市房价影响全要素生产率的单一视角拓展至城市房价、人口流动影响全要素生产率的双重视角,揭示了房价上涨通过人口流动影响全要素生产率的“门槛效应”机制,构建了“城市房价—人口流动—全要素生产率”的理论研究框架.②运用中介效应模型分析城市房价、人口流动与全要素生产率之间的关系.其中,中介效应模型主要将城市房价、人口流动与全要素生产率三者关联起来,考察人口流动的“中介效应”.③搜集了 2005—2018 年 194 个地级以上城市数据,该时间窗口能够较为充分地反映城市房价的变动情况,并利用不同层级的城市数据分别进行实证分析,以确保研究结论的稳健性.

1 理论机制

1.1 城市房价与人口流动

本文借鉴 Krugman^[28]提出的“中心-外围”模型,分析城市房价影响人口流动的理论机制.假定经济体分为地区 1 和地区 2,劳动力可在两地区间充分流动.家庭消费内容主要由可贸易的工业品和不可贸易的住房两部分构成.假定地区 1 劳动者的效用函数为:

$$U_1 = C_{1M}^\mu C_{1H}^{1-\mu} \quad (1)$$

$$\text{s. t. } P_{1M}C_{1M} + P_{1H}C_{1H} = W_1$$

式(1)中,可贸易的工业品及价格用如下公式表示:

$$C_{1M} = \left(\int_0^n c_i^{1-(1/\sigma)} d_i \right)^{1/(1-1/\sigma)} \quad (2)$$

$$P_{1M} = \left(\int_0^n p_i^{1-\sigma} d_i \right)^{(1-\sigma)} \quad (3)$$

式(1)–式(3)式中, C_{1M} 和 C_{1H} 分别为地区 1 劳动者所消费的差异化工业品和住房数量,同时 P_{1M} 和 P_{1H} 分别为二者对应的价格; c_i 和 p_i 分别为第 i 种工业品及对应的价格; W_1 为劳动报酬; σ 为工业品替代弹性, μ 为消费支出在工业品上的支付份额,且 $\sigma > 1 > \mu > 0$.最优化后得到间接效用函数形式如下:

$$V_1 = \mu^\mu (1 - \mu)^{(1-\mu)} W_1 / (P_{1M}^\mu P_{1H}^{1-\mu}) \quad (4)$$

引入工业品价格指数,得到广义工业品价格指数为:

$$P_{1M} = [s_n W_1^{1-\sigma} + (1 - s_n)(W_2 T)^{1-\sigma}]^{1/(1-\sigma)} \quad (5)$$

式(5)中, W_2 为地区 2 的劳动者收入, s_n 表示地区 1 的工业企业数量占有地区工业企业数量的比例,其数值等于 n_1/n , $T(T > 1)$ 为采用冰山交易技术衡量制造业产品在地区间的运输成本^[29].将式(5)代入式(4),可得:

$$V_1 = \mu^\mu (1 - \mu)^{(1-\mu)} W_1 / P_{1H}^{1-\mu} [s_n W_1^{1-\sigma} + (1 - s_n)(W_2 T)^{1-\sigma}]^{\mu/(\sigma-1)} \quad (6)$$

同样的，可推导出地区 2 的劳动者间接效用函数为：

$$V_2 = \mu^\mu (1 - \mu)^{(1-\mu)} W_2 / P_{2H}^{1-\mu} [s_n (W_1 T)^{1-\sigma} + (1 - s_n) (W_2)^{1-\sigma}]^{\mu/(\sigma-1)} \quad (7)$$

根据长期均衡时对应的区位选择条件，可知劳动力跨区域流动的决定因素是两个区域的相对效用，于是构造出相对效用函数为：

$$S_{12} = V_1 / V_2 = \frac{W_1}{W_2} \left(\frac{P_{1H}}{P_{2H}} \right)^{\mu-1} \left[\frac{s_n W_1^{1-\sigma} + (1 - s_n) (W_2 T)^{1-\sigma}}{s_n (W_1 T)^{1-\sigma} + (1 - s_n) (W_2)^{1-\sigma}} \right]^{-\mu/(\sigma-1)} \quad (8)$$

式(8)中，

$$\left[\frac{s_n W_1^{1-\sigma} + (1 - s_n) (W_2 T)^{1-\sigma}}{s_n (W_1 T)^{1-\sigma} + (1 - s_n) (W_2)^{1-\sigma}} \right]^{-\mu/(\sigma-1)} = \left[\frac{\frac{s_n}{1 - s_n} \left(\frac{W_1}{W_2} \right)^{1-\sigma} + T^{1-\sigma}}{\frac{s_n}{1 - s_n} \left(\frac{W_1}{W_2} T \right)^{1-\sigma} + 1} \right]^{-\mu/(\sigma-1)} \quad (9)$$

令 $T^{(1-\sigma)} = \varphi$ ， φ 表示两地区间的贸易自由度；令 $\mu/(\sigma-1) = \alpha$ 。分别对式(9)中的 $s_n/1-s_n$ 和 W_1/W_2 进行二元泰勒展开可得：

$$\left[\frac{s_n W_1^{1-\sigma} + (1 - s_n) (W_2 T)^{1-\sigma}}{s_n (W_1 T)^{1-\sigma} + (1 - s_n) (W_2)^{1-\sigma}} \right]^{-\alpha} = \varphi^{-\alpha} \left[1 - \frac{\alpha}{\varphi} (1 - \varphi^2) \frac{s_n}{1 - s_n} \right] \quad (10)$$

将式(10)代入式(9)并取对数，可得：

$$\ln S_{12} = \ln \frac{W_1}{W_2} + (\mu - 1) \ln \frac{P_{1H}}{P_{2H}} - \alpha \ln \varphi + \ln \left[1 - \frac{\alpha}{\varphi} (1 - \varphi^2) \frac{s_n}{1 - s_n} \right] \quad (11)$$

对 $\ln \left[1 - \frac{\alpha}{\varphi} (1 - \varphi^2) \frac{s_n}{1 - s_n} \right]$ 进一步采用泰勒级数展开，可得：

$$\ln S_{12} = \ln \frac{W_1}{W_2} + (\mu - 1) \ln \frac{P_{1H}}{P_{2H}} - \alpha \ln \varphi - \frac{\alpha}{\varphi} (1 - \varphi^2) \frac{s_n}{1 - s_n} \quad (12)$$

从长期来看，消费者在两地区的效用会趋于相等，则 $\ln S_{12} = 0$ ，从而(12)式变为：

$$\frac{s_n}{1 - s_n} = \frac{\varphi}{\alpha(1 - \varphi^2)} \ln \frac{W_1}{W_2} + \frac{\varphi(\mu - 1)}{\alpha(1 - \varphi^2)} \ln \frac{P_{1H}}{P_{2H}} - \frac{\varphi}{(1 - \varphi^2)} \ln \varphi \quad (13)$$

由于 $\alpha > 0$ ， $\sigma > 1$ ， $T > 1$ ， $1 > \mu > 0$ ，故 $\varphi^2 < 1$ ， $\varphi(\mu - 1)/\alpha(1 - \varphi^2) < 0$ ，上述不等式的经济含义为：在地区间相对工资、交通成本等一定的条件下，当相对房价超过一定临界值时，劳动者生活成本上升，由此降低效用，从而抑制人口流入。反之，当相对房价低于一定临界值时，劳动者生活成本下降，由此吸引人口流入。据此，本文提出：

H1：劳动者的相对效用会受房价影响，房价上涨会推升劳动力生活成本，由此抑制人口迁入。

1.2 人口流动与全要素生产率

本文运用 Romer^[30]、Grossman 等^[31]、Aghion 等^[32] 的研发投入与经济增长模型来刻画人口流动影响全要素生产率的理论机制。全要素生产率(Total Factor Productivity, TFP)是宏观经济学的重要概念，是分析经济增长源泉的重要工具，也是政府制定长期可持续增长政策的重要依据^[33]。Solow^[34] 最早提出全要素生产率的概念，主要指各要素(如资本、劳动等)投入之外的技术进步和能力实现等导致的产出增加，是剔除要素投入贡献后所得到的残差，故也称为索洛残差或索洛余值。易纲等^[35]、刘伟等^[36] 指出，在规模收益不变和希克斯中性技术假设下，全要素生产率是指各要素(如资本、劳动等)投入之外的技术进步(变化)对经济增长贡献的因素，以技术进步作为表征全要素生产率的指标具有一定的合理性。假定经济体存在生产部门和研发部门，人力资本在两个部门分配，劳动力(人力资本)中有 a_L 的比例投入到研发部门， $1 - a_L$ 的比例用于生产部门。同时，物质资本也在两个部门分配，有 a_K 的比例投入到研发部门， $1 - a_K$ 的比例用于生产部门。另外，假定人口数量为 $L(t+1) = nL(t)$ 。设经济体满足 Cobb-Douglas 函数形式：

$$Y(t) = [(1 - a_K)K(t)]^\alpha [A(t)(1 - a_L)H(t)]^{1-\alpha} \quad (14)$$

式(14)中， $Y(t)$ 为经济产出； $K(t)$ 为资本； $A(t)$ 为技术水平； $H(t)$ 为人力资本，并假定 $H(t) = L(t)G(E)$ ，

其中, $H(t)=L(t)e^{\rho E}$, $G(E)=e^{\rho E}$; $\alpha, 1-\alpha$ 分别为弹性系数. 研发部门的生产函数为:

$$A(t)=B[a_K K(t)]^\beta [a_L H(t)]^\gamma A(t)^\theta \quad (15)$$

式(15)中, β, γ 和 θ 分别为弹性系数. 对式(15)两边同时除以 $A(t)$ 可得:

$$g_A(t) \equiv \frac{\dot{A}(t)}{A(t)} = B a_K^\beta a_L^\gamma K(t)^\beta H(t)^\gamma A(t)^{\theta-1} \quad (16)$$

对式(16)两边同时取对数并求导就可获得 $\dot{g}_A(t)/g_A(t)$ 的表达式为:

$$\frac{\dot{g}_A(t)}{g_A(t)} = \beta g_K(t) + \gamma \frac{\dot{H}(t)}{H(t)} + (\theta - 1) g_A(t) \quad (17)$$

式(17)中, $\dot{H}(t)/H(t) = \dot{L}(t)/L(t) + 0 = n$. 因此, 当 $\beta g_K(t) + \gamma n + (\theta - 1) g_A(t) > 0$, 则 $g_A(t)$ 上升; 当 $\beta g_K(t) + \gamma n + (\theta - 1) g_A(t) < 0$, 则 $g_A(t)$ 下降; 当 $\beta g_K(t) + \gamma n + (\theta - 1) g_A(t) = 0$, $g_A(t)$ 不变. 由于生产函数对 K 和 A 的规模报酬为 $\beta + \theta$. 因此, 经济行为的决定因素为 $\beta + \theta$ 与 1 的相对大小.

1) 当 $\beta + \theta < 1$ 时, 有 $g_A^* + n - g_K^* = 0$ 和 $\beta g_K^* + \gamma n - (\theta - 1) g_A^* = 0$, 进一步推导出:

$$g_A^* = \frac{(\beta + \gamma)n}{1 - (\theta + \beta)} \quad (18)$$

式(18)表明技术进步与劳动力增长呈正相关关系. 本文在构建理论模型过程中将人口流动抽象出来, 作为地区人力资本积累的过程, 而不单独考虑人口流动中有力劳动力的比率. 如果从人口流动的主要趋势来看, 地区流入人口越多, 则人力资本积累速度越快, 那么就越有利于提升地区经济增长水平和全要素生产率. 本文的人力资本与劳动力增长呈正相关关系, 当地区流入人口增长时, 其对全要素生产率的正向效应越显著.

2) 当 $\beta + \theta = 1$ 且 $n = 0$ 时, 有:

$$g_K(t) = [CH(t)^{1-\alpha}] [A(t)/K(t)]^{1-\alpha} \quad (19)$$

$$g_A(t) = [BH(t)^\gamma] [K(t)/A(t)]^\beta \quad (20)$$

此时, 经济存在唯一的平衡增长路径, A/K 决定了增长率 g_A 和 g_K , 二者增长率相等 ($g_A = g_K$) 的条件为:

$$[CH(t)^{1-\alpha}] [A(t)/K(t)]^{1-\alpha} = [BH(t)^\gamma] [K(t)/A(t)]^\beta \quad (21)$$

简化式(21), 可得:

$$K(t)/A(t) = [(C/B)H(t)^{1-\alpha-\gamma}]^{1/(1+\beta-\alpha)} \quad (22)$$

将式(22)代入式(19), 可得:

$$g_A(t) = [BH(t)^\gamma] [(C/B)H(t)^{1-\alpha-\gamma}]^{\beta/(1+\beta-\alpha)} \quad (23)$$

简化式(23), 可得:

$$g_A(t) = \left(\frac{C^\beta}{B^{1-\alpha}} \right)^{1/(1+\beta-\alpha)} \times H(t)^{\frac{(\gamma+\beta)(1-\alpha)}{1+\beta-\alpha}} \quad (24)$$

对式(24)两边同时取对数并求导, 可得:

$$\frac{\dot{g}_A(t)}{g_A(t)} = \frac{(\gamma + \beta)(1 - \alpha)}{1 + \beta - \alpha} \times \frac{\dot{H}(t)}{H(t)} \quad (25)$$

由式(25)可知, $(\gamma + \beta)(1 - \alpha) > 0$, 又 $1 + \beta - \alpha > 0$. 所以, 劳动力数量上升会提高技术进步增长率.

3) 当 $\beta + \theta > 1$ 且 $n > 0$ 时, 根据式(17), $\dot{g}_A(t) = 0$ 的方程为:

$$g_A(t) = \frac{\beta}{(1 - \theta)} g_K(t) + \frac{\gamma}{(1 - \theta)} \frac{\dot{H}(t)}{H(t)} \quad (26)$$

式(26)表明技术进步与劳动力增长呈正相关关系. 上述分析均表明劳动力的正增长对技术进步是必要的, 并且技术进步随劳动力增长而递增. 据此, 本文提出:

H2: 人力资本是推动技术进步的关键因素, 人口流入为城市技术创新提供了人力资本, 城市人口流入

能够有效提升全要素生产率。

1.3 城市房价、人口流动与全要素生产率

根据前文理论分析，“城市房价—人口流动—全要素生产率”的传导机制可归纳为：

1) 房价对人口流动的影响主要取决于“成本效应”与“财富效应”的作用大小。迁入人口为了减少交通成本，必然选择在迁入地租房或购房。作为一项消费支出，房价高低会对消费者效用产生影响。在地区间相对工资、交通成本等一定的条件下，当相对房价低于一定临界值时，劳动者生活成本较低，由此吸引人口流入。城市发展初期，生产率提高吸引了大量农业转移劳动力向非农部门集聚，而人力资本也是推动技术进步的关键因素。技术进步反过来又会提高资本和劳动的边际产出，促进新一轮投资和人口流入。城市发展后期，伴随房价高涨，劳动力生活成本也随之增加，在收入预期增长较缓慢的情况下，降低了个人的相对效用水平，从而阻碍人口向城市或中心地区集聚。

2) 人口所蕴含的人力资本是提升全要素生产率的基础。根据 Lewis^[37]的“二元结构”理论，城乡生产率差异所导致的工资报酬率高低会激励农村劳动力向城市转移，劳动力流入城市能够获得更高的工资性收入而提高自身效用，所以人口流入意愿强烈，这从理论上解释了城市对人口具有强大吸引力的原因。根据前文理论分析可知，劳动力的正增长会提高技术进步增长率。一方面人口集聚可以减少知识传播成本，使知识的交流与共享更为畅通，专业分工、规模经济和知识溢出效应更为显著，从而有利于技术创新。另一方面人口集聚能够推动企业进行技术创新，人口集聚水平较高的地区，市场竞争会间接提高行业准入“门槛”，因而有利于聚集更高教育水平的熟练型劳动力，从而更能够满足该地区企业发展过程中对高素质人力资本的需求，进而提升全要素生产率。

3) 城市房价通过人口流动间接影响全要素生产率。城市房价是经济水平、公共服务、基础设施等系列活动共同作用的结果。城市房价上涨是房地产行业繁荣发展的具体体现，房地产业发展能够带动上、下游相关产业发展并促进城镇基础设施改善及土地扩围，提升人口吸纳能力。但是，城市房价上涨也加大了人口生活成本，当房价超过一定临界值时会对流动人口形成“挤出效应”，城市人口集聚水平下降使技术创新缺乏内生动力，由此降低全要素生产率。据此，本文提出：

H3：人口流入为城市技术创新提供了人力资本，在劳动力促进全要素生产率的条件下，房价上涨对人口迁入所产生的“挤出效应”会显著降低全要素生产率。

2 实证设计

2.1 模型设定

为了将城市房价、人口流动与全要素生产率三者关联起来，本文借鉴温忠麟等^[38]的方法，设计了城市房价影响全要素生产率的中介效应模型为：

$$TFP_{it} = C_1 + \alpha_1 Price + \sum_{j=1}^6 \theta_j Z_{j, it} + \epsilon_{it} \quad (27)$$

$$Mobility_{it} = C_1 + \alpha_2 Price_{it} + \sum_{j=1}^6 \theta_j Z_{j, it} + \epsilon_{it} \quad (28)$$

$$TFP_{it} = C_1 + \alpha_3 Price + \alpha_4 Mobility_{it} + \sum_{j=1}^6 \theta_j Z_{j, it} + \epsilon_{it} \quad (29)$$

式(27)–式(29)中， TFP 为全要素生产率； $Price$ 为城市房价； $Mobility$ 为人口流动； Z 为模型中的控制变量向量，包括产业结构升级($Industry$)、工资水平($Wage$)、金融发展($Finance$)、公共服务($Public$)、人力资本($Human$)、财政支出($Fiscal$)； C_1 为截距项； α_i ($i=1, 2, 3, 4$) 为中介效应模型重点关注的回归系数，其中 α_1, α_2 和 α_4 应当显著， α_3 主要用于判断中介效应是“完全中介”还是“部分中介”； θ_j ($j=1, 2, \dots, 6$) 为控制变量回归系数； ϵ 为残差项； i, t 分别为第 i 个城市和第 t 年。

2.2 变量说明

2.2.1 被解释变量

全要素生产率(TFP)。本文运用数据包络分析法(DEA)对 TFP 进行估算。其中，产出指标是 GDP，

同时运用城市所在省份 GDP 平减指数对 GDP 按 2005 年不变价进行了平减处理;投入中的劳动力主要采用全社会从业人员数;投入中资本主要采用全社会固定资产投资额(本文并未采用一般的基期资本存量计算方法,这是因为城市层面的数据不像省际层面数据那么完善,能获得较早的城市数据始于 1991 年,如果采用一般基期资本存量计算方法,由于基期年份较晚,无疑会造成资本存量计算产生较大误差,从而影响研究结论的精确性),同时运用城市所在省份固定资产投资平减指数对全社会固定资产投资按 2005 年不变价进行平减处理。

2.2.2 核心解释变量

城市房价(*Price*)。本文的核心解释变量是城市房价,主要以全市的商品房销售额(元)与销售面积(平方米)之比计算得到城市住房平均价格(元/平方米)。

2.2.3 门槛变量

人口流动(*Mobility*)。本文采用净迁入人口比来刻画人口流动情况。首先根据当年城市城区的地区生产总值和地区人均生产总值得到各城市常住人口,然后用常住人口减去各城市户籍人口,由此得到净迁入人口,最后以净迁入人口与总人口的比值获取净迁入人口比指标。

2.2.4 控制变量

产业结构升级(*Industry*)。Petty-Clark 定律表明,产业结构升级会促进第二、三产业劳动力人数增加,第二、三产业发展对促进劳动力就业具有显著作用。因此,第二、三产业发达的城市吸纳的劳动力人数明显高于产业不发达城市,从而有利于提升全要素生产率。本文借鉴干春晖等^[39]、王定祥等^[40]的做法,利用第三产业增加值与第二产业增加值之比来测度产业结构升级指标。

工资水平(*Wage*)。工资水平是一定期间内企业支付给职工的劳动报酬,工资水平越高对劳动力的吸引力越大,越能够吸引高端人才集聚,进而通过人才集聚来提升全要素生产率。本文采用在职员工的平均工资水平作为城市工资水平的代理变量。

金融发展(*Finance*)。作为现代经济的核心,金融在动员储蓄、转化社会闲散资金和风险分散等方面发挥着至关重要的作用,其在一国或地区全要素生产率增长具有重要的影响。本文采用年末金融机构各项贷款余额与 GDP 之比来测度城市金融发展水平。

公共服务(*Public*)。前文理论分析表明,TFP 增长会受人口增长的影响,人口向城市集聚在很大程度上又受到城市社会保障、教育资源、医疗卫生等公共服务的影响。城市公共服务供给水平越高对劳动力的吸引力越大,越能够吸引高端人才集聚,进而通过人才集聚来提升 TFP。本文采用每千人中执业医师人数作为衡量公共服务水平高低的代理变量。

人力资本(*Human*)。人力资本是影响全要素生产率的重要指标,人力资本的高级化发展会通过影响创新效率促进技术进步和全要素生产率提升^[41]。目前,有部分学者采用人均受教育年限来衡量人力资本^[42-43],也有部分学者采用各阶段教育层次占比来刻画人力资本^[44-45]。本文采用每千人在校大学生人数作为衡量城市人力资本水平高低的代理变量。

财政支出(*Fiscal*)。政府为了实现经济增长,会将一部分财政收入用于财政支出,政府参与到经济活动中所采取的一系列财政政策会对全要素生产率产生影响。本文采用政府支出与 GDP 之比表示财政支出水平。

2.3 数据来源与描述性统计

本文采用 2005—2018 年地级及以上城市作为研究样本,数据源于《中国城市统计年鉴》(2006—2019 年)、《中国区域经统计年鉴》(2006—2014 年)、《中国城市建设统计年鉴》(2006—2018 年)和 WIND 数据库等。变量描述性统计结果见表 1。

表 1 变量描述性统计

名称	代码	单位	均值	最小值	最大值	标准差
全要素生产率	<i>TFP</i>	无	0.478 1	0.432 1	1.000 0	0.150 2
城市房价	<i>Price</i>	元/m ²	4 301.328 1	586.717 5	48 921.832 9	3 412.291 4
人口流动	<i>Mobility</i>	无	0.102 9	-0.994 6	9.103 1	0.492 6
产业结构升级	<i>Industry</i>	%	101.239 1	9.431 7	491.979 6	64.394 1
工资水平	<i>Wage</i>	元/人	40 191.800 0	1 969.570 0	59 281.000 0	21 841.660 0
金融发展	<i>Finance</i>	%	161.3941	8.386 8	591.329 0	84.928 1
公共服务	<i>Public</i>	人/千人	4.291 5	0.403 6	15.391 6	2.291 4
人力资本	<i>Human</i>	人/千人	49.827 1	1.394 1	269.834 8	43.380 9
财政支出	<i>Fiscal</i>	%	13.928 1	4.526 1	280.113 3	10.101 8

3 计量解析

3.1 中介效应模型计量结果解析

使用 SPSS 22.0 软件和 STATA 15.0 软件对前文设定的实证模型进行计量估计,表 2、表 3 和表 4 呈现了计量回归结果。

首先,从全样本的计量结果来看(表 2):模型(1)结果显示住房平均价格对 *TFP* 具有抑制作用,回归系数为-0.117 3,表示住房平均价格上升 1%,*TFP* 将下降 0.117 3,该系数在 $p < 1\%$ 水平差异具有统计学意义,且符号与预期一致。进一步观察模型(2)的回归结果,住房平均价格对人口流动具有负向效应,回归系数为-0.086 1,且在 $p < 1\%$ 水平差异具有统计学意义。这意味着,住房平均价格上升 1%,人口流动将显著下降 0.086 1,该系数符号符合预期。模型(3)的结果显示,住房平均价格对 *TFP* 具有抑制作用,回归系数为-0.139 1,而人口流动对 *TFP* 具有显著的正向作用,回归系数为 0.159 8,且二者的系数均在 $p < 1\%$ 水平差异具有统计学意义。所以,命题 1、命题 2 和命题 3 被初步论证。

其次,模型(4)一模型(18)为不同层级城市的计量结果,下文依序进行解析(本文的城市分级数据源于《第一财经周刊》发布的《2016 中国城市商业魅力排行榜》,共分为一线城市、新一线城市、二线城市、三线城市、四线城市和五线城市。其中,“一线城市”由传统一线城市与新一线城市组成)。从一线城市样本的计量结果来看(表 2):模型(4)结果显示住房平均价格对 *TFP* 具有抑制作用,回归系数为-0.018 5,表示住房平均价格上升 1%,*TFP* 将下降 0.018 5,该系数在 $p < 1\%$ 水平差异具有统计学意义,且符号与预期一致。进一步观察模型(5)的回归结果,住房平均价格对人口流动具有负向效应,回归系数为-0.010 6,且在 $p < 1\%$ 水平差异具有统计学意义。这意味着住房平均价格上升 1%,人口流动将显著下降 0.010 6,该系数符号符合预期。模型(6)结果显示住房平均价格对 *TFP* 具有抑制作用,回归系数为-0.013 8,而人口流动对 *TFP* 具有显著的正向作用,回归系数为 0.447 6,且二者的系数均在 $p < 1\%$ 水平差异具有统计学意义。这意味着住房平均价格上升 1%,*TFP* 将显著下降 0.013 8,同时人口流动对 *TFP* 具有显著的正向作用。因此,对于一线城市而言,房价上涨将会阻碍人口流入,导致 *TFP* 降低,命题 1、命题 2 和命题 3 被进一步论证。

本文对二线城市和三线城市样本的计量结果进行了解析(表 3)。从二线城市样本的计量结果来看:模型(7)结果显示住房平均价格对 *TFP* 具有抑制作用,回归系数为-0.015 7,表示住房平均价格上升 1%,*TFP* 将下降 0.015 7,该系数在 $p < 1\%$ 水平差异具有统计学意义,且符号与预期一致。进一步观察模型(8)的回归结果,住房平均价格对人口流动具有负向效应,回归系数为-0.010 4,且在 $p < 1\%$ 水平差异具有统计学意义。这意味着住房平均价格上升 1%,人口流动将显著下降 0.010 4,该系数符号符合预期。模型(9)的结果显示住房平均价格对 *TFP* 具有抑制作用,回归系数为-0.015 5,而人口流动对 *TFP* 具有显著的正向作用,回归系数为 0.018 2,且二者的系数均在 $p < 1\%$ 水平差异具有统计学意义。这意味着住房平均价格上升 1%,*TFP* 将显著下降 0.015 5,同时,人口流动对 *TFP* 具有显著的正向作用。因此,对

于二线城市而言,房价上涨将会阻碍人口流入,导致 TFP 降低,这与一线城市样本的计量结果相一致.从三线城市样本的计量结果来看:模型(10)结果显示住房平均价格对 TFP 具有抑制作用,回归系数为 -0.1018 ,表示住房平均价格上升 1% , TFP 将下降 0.1018 ,该系数在 $p < 5\%$ 水平差异具有统计学意义,且符号与预期一致.进一步观察模型(11)的回归结果,住房平均价格对人口流动具有负向效应,回归系数为 -0.1103 ,且在 $p < 5\%$ 水平差异具有统计学意义.这意味着住房平均价格上升 1% ,人口流动将显著下降 0.1103 ,该系数符号符合预期.模型(12)结果显示住房平均价格对 TFP 具有抑制作用,回归系数为 -0.0205 ,而人口流动对 TFP 具有显著的正向作用,回归系数为 0.0119 ,且二者的系数分别在 $p < 5\%$ 和 $p < 1\%$ 水平差异具有统计学意义.这意味着住房平均价格上升 1% , TFP 将显著下降 0.0205 ,同时人口流动对 TFP 具有显著的正向作用.因此,对于三线城市而言,房价上涨将会阻碍人口流入,这与一线城市和二线城市样本的计量结果相一致.

表 2 全样本与一线城市计量结果

TFP 或 $Mobility$	全样本			一线城市		
	M(1)	M(2)	M(3)	M(4)	M(5)	M(6)
$\ln Price$	-0.1173^{***} (-12.56)	-0.0861^{***} (-6.89)	-0.1391^{***} (-16.02)	-0.0185^{***} (-6.35)	-0.0106^{***} (-5.19)	-0.0138^{***} (-6.53)
$Mobility$			0.1598^{***} (19.50)			0.4476^{***} (5.04)
$\ln Structure$	0.1903^{***} (19.73)	0.0821^{***} (6.21)	0.0932^{***} (16.88)	0.3665^{***} (3.31)	0.2775^{***} (9.16)	0.6295^{***} (6.09)
$\ln Wage$	0.2476^{***} (16.98)	0.1456^{***} (3.78)	0.2367^{***} (15.03)	1.4273^{***} (11.87)	0.0003 (0.02)	1.4270^{***} (12.23)
$\ln Finance$	-0.0586^{***} (-7.86)	-0.0562^{***} (-2.68)	-0.0567^{***} (-6.85)	0.6193^{***} (16.01)	-0.0400^{***} (-4.59)	0.6571^{***} (17.99)
$\ln Public$	0.0063^* (1.82)	0.2103^{***} (14.82)	-0.0302^{***} (-4.01)	0.5927^{***} (3.26)	0.1191^{***} (3.13)	0.4798^{***} (3.05)
$\ln Education$	-0.0183^{***} (-5.08)	-0.0275^{***} (-3.23)	-0.0147^{***} (-6.78)	-1.2504^{***} (-8.61)	0.1318^{***} (4.62)	-1.3753^{***} (-9.88)
$\ln Government$	-0.1783^{***} (-29.01)	-0.1409^{***} (-11.23)	-0.1781^{***} (-26.22)	0.1184 (1.34)	0.0733^{***} (5.51)	0.0490 (0.54)
$Cons$	-0.7642^{***} (-7.02)	-2.0192^{***} (-4.21)	-0.6348^{***} (-5.04)	-4.1523^{***} (-2.78)	-3.0471^{***} (-9.06)	-1.2648 (-0.91)
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
模型设定	FE	FE	FE	FE	FE	FE
F 值	308.27^{***}	348.35^{***}	139.29^{***}	318.28^{***}	55.32^{***}	291.44^{***}
R^2	0.51	0.56	0.28	0.54	0.41	0.56
Obs.	2 328	2 328	2 328	168	168	168

注:***,**,*,* 分别表示 $p < 1\%$, $p < 5\%$, $p < 10\%$ 水平差异具有统计学意义.回归系数下方的括号内数字为 t (或 z) 值.

表 3 二线城市与三线城市计量结果

<i>TFP</i> 或 <i>Mobility</i>	二线城市			三线城市		
	<i>M</i> (7)	<i>M</i> (8)	<i>M</i> (9)	<i>M</i> (10)	<i>M</i> (11)	<i>M</i> (12)
<i>lnPrice</i>	-0.015 7*** (-3.17)	-0.010 4*** (-2.58)	-0.015 5*** (-3.12)	-0.101 8** (-2.13)	-0.110 3** (-2.23)	-0.020 5** (-2.38)
<i>Mobility</i>			0.018 2*** (3.67)			0.011 9*** (2.79)
<i>lnStructure</i>	0.295 5*** (2.61)	0.359 1*** (7.55)	0.292 6** (2.40)	0.801 7*** (4.68)	0.029 2 (0.24)	0.805 9*** (12.83)
<i>lnWage</i>	0.167 2 (0.83)	-0.099 0 (-1.17)	0.168 0 (0.83)	-0.052 9 (-0.67)	0.119 3 (0.60)	1.608 5*** (16.32)
<i>lnFinance</i>	0.222 2*** (3.25)	-0.160 8*** (-5.59)	0.223 6*** (3.13)	0.211 3*** (5.23)	0.186 4** (2.42)	0.745 0*** (18.75)
<i>lnPublic</i>	0.960 5*** (5.51)	0.637 6*** (8.70)	0.955 3*** (4.97)	0.116 2*** (3.96)	1.140 6*** (6.27)	0.647 4*** (11.14)
<i>lnEducation</i>	2.783 2*** (12.65)	0.032 7 (0.35)	2.782 9*** (12.63)	-0.120 9 (-1.61)	2.360 3*** (8.52)	-1.148 0*** (-10.93)
<i>lnGovernment</i>	-0.153 7 (-0.81)	-0.055 2 (-0.69)	-0.153 3 (-0.81)	-0.376 8*** (-7.59)	0.653 3*** (3.15)	-0.153 4** (-2.31)
<i>Cons</i>	-9.433 4*** (-5.44)	-2.272 8*** (-3.12)	-9.414 7*** (-5.35)	26.631 1*** (27.82)	-8.699 2*** (-4.50)	-0.884 2 (-1.08)
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
模型设定	FE	FE	FE	FE	FE	FE
<i>F</i> 值	59.55***	61.27***	51.96***	1 173.84***	624.92***	294.22***
<i>R</i> ²	0.54	0.55	0.54	0.83	0.91	0.79
Obs.	228	228	228	492	492	492

注：***, **, * 分别表示 $p < 1\%$, $p < 5\%$, $p < 10\%$ 水平差异具有统计学意义。回归系数下方的括号内数字为 t (或 z) 值。

最后，本文对四线城市和五线城市样本的计量结果进行了解析(表 4)。从四线城市样本的计量结果来看：模型(13)结果显示住房平均价格对 *TFP* 具有促进作用，回归系数为 0.014 9，表示住房平均价格上升 1%，*TFP* 将上升 0.014 9，该系数在 $p < 1\%$ 水平差异具有统计学意义。由此可见，对于四线城市而言，房价上涨在一定程度上有利于提升全要素生产率。进一步观察模型(14)的回归结果，住房平均价格对人口流动具有正向效应，回归系数为 0.000 7，且在 $p < 1\%$ 水平差异具有统计学意义。这意味着住房平均价格上升 1%，人口流动将显著提升 0.000 7。模型(15)结果显示住房平均价格对 *TFP* 具有促进作用，回归系数为 0.014 1，而人口流动对 *TFP* 具有显著的促进作用，回归系数为 1.290 5，且二者的系数均在 $p < 1\%$ 水平差异具有统计学意义。这意味着住房平均价格上升 1%，*TFP* 将显著提升 0.014 1，同时人口流动对 *TFP* 具有显著的正向作用。原因在于城市房价是城市内、外部各种因素共同作用的最终结果，在一定程度上反映了一个城市的经济发展水平和生产效率。在城市发展初期，房价上涨是房地产行业繁荣发展的具体表现，房地产业发展能够带动上、下游相关产业发展并促进城镇基础设施改善及土地扩围，提升城市对劳动力的吸纳能力。当前，我国一、二、三线城市房地产业发展迅速，当发达地区房价超过一定临界值时，劳动者生活成本上升，在收入预期增长较缓慢的情况下降低了个人的相对效用水平，从而阻碍了人口

向发达城市或中心地区集聚, 迫使人口向欠发达地区流动, 而人口向欠发达地区流入会使该地区房价出现上涨的情况. 同时, 欠发达地区劳动力要素积累与技术进步实现了良性互动, 从而有助于提升全要素生产率. 从五线城市样本的计量结果来看: 模型(16)结果显示住房平均价格对 TFP 具有促进作用, 回归系数为 0.007 3, 表示住房平均价格上升 1%, TFP 将上升 0.007 3, 该系数在 $p < 1\%$ 水平差异具有统计学意义. 由此可见, 对于五线城市而言, 房价上涨在一定程度上有利于提升全要素生产率. 进一步观察模型(17)的回归结果, 住房平均价格对人口流动具有正向效应, 回归系数为 0.001 6, 且在 $p < 1\%$ 水平差异具有统计学意义. 这意味着住房平均价格上升 1%, 人口流动将显著提升 0.001 6. 模型(18)结果显示住房平均价格对 TFP 具有促进作用, 回归系数为 0.012 8, 而人口流动对 TFP 具有显著的抑制作用, 回归系数为 -0.025 6, 且二者的系数均在 $p < 1\%$ 水平差异具有统计学意义. 这意味着住房平均价格上升 1%, TFP 将显著提升 0.012 8, 同时人口流动对 TFP 具有显著的负向作用. 因此, 对于五线城市而言, 虽然大城市房价上涨会促进人口流入, 但是由于五线城市人口流失严重, 由此导致全要素生产率降低, 这与四线城市样本的计量结果相一致, 故不再赘述.

表 4 四线城市与五线城市计量结果

TFP 或 $Mobility$	四线城市			五线城市		
	$M(13)$	$M(14)$	$M(15)$	$M(16)$	$M(17)$	$M(18)$
$\ln Price$	0.014 9*** (8.91)	0.000 7*** (4.17)	0.014 1*** (8.41)	0.007 3*** (6.19)	0.001 6*** (3.19)	0.012 8*** (5.21)
$Mobility$			1.2905*** (5.24)			-0.0256*** (-7.59)
$\ln Structure$	1.305 9*** (21.98)	0.130 1*** (22.81)	1.473 9*** (21.96)	2.779 0*** (39.95)	0.193 0*** (22.01)	1.091 7*** (17.46)
$\ln Wage$	1.190 7*** (13.56)	0.037 1*** (4.40)	1.142 9*** (13.04)	-0.110 4 (-1.19)	-0.515 1** (-2.19)	1.320 8*** (14.00)
$\ln Finance$	0.609 0*** (20.12)	0.005 8** (2.01)	0.601 5*** (20.00)	0.162 3*** (3.75)	0.006 3** (2.05)	0.613 5*** (18.68)
$\ln Public$	0.570 5*** (9.60)	0.030 5*** (5.34)	0.531 2*** (8.93)	0.090 5*** (2.87)	0.062 1** (2.17)	0.594 9*** (12.24)
$\ln Education$	-2.001 2*** (-21.45)	0.044 3*** (4.94)	-2.058 3*** (-22.07)	-0.124 5 (-1.54)	0.039 5*** (4.54)	-0.950 5*** (-9.52)
$\ln Government$	-0.335 3*** (-5.69)	0.011 2** (1.98)	-0.349 8*** (-5.98)	-0.425 5*** (-7.96)	-0.023 5** (-1.96)	-0.601 7*** (-10.01)
$Cons$	-1.305 9*** (-21.98)	-1.585 8*** (-21.78)	11.339*** (13.37)	26.157 9*** (25.04)	-4.935 0*** (7.21)	4.863 4*** (5.59)
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
模型设定	FE	FE	FE	FE	FE	FE
F 值	220.58***	191.95***	199.34***	885.29***	203.85***	220.58***
R^2	0.47	0.43	0.48	0.82	0.52	0.79
Obs.	768	768	768	672	672	672

注: ***, **, * 分别表示 $p < 1\%$, $p < 5\%$, $p < 10\%$ 水平差异具有统计学意义. 回归系数下方的括号内数字为 t (或 z) 值.

3.2 稳健性检验

在本文的研究中,考虑到城市房价、人口流动与 TFP 之间可能存在双向因果关系,从而引发内生性问题,本文选用城市轨道交通线路长度(单位:千米)和人均土地供应面积(单位:公顷)作为模型的工具变量,以此来缓解模型可能存在的内生性问题(城市轨道交通线路长度数据源于《中国城市建设统计年鉴》,时间跨度为2006—2017年,数据格式为非平衡面板;土地供应面积来源于《中国国土资源统计年鉴》,时间跨度为2005—2017年,土地供应面积包括通过招拍挂和协议方式出让的土地面积).选取理由为:①城市轨道交通线路长度与城市房价具有相关性,城市轨道交通越便利的城市,其房价一般也越高,二者理论上具有显著的正相关关系^[46],而城市轨道交通线路长度与 TFP 无明显相关性.因此,城市轨道交通线路长度是住房价格的一个合理工具变量.②中国土地供应的实际状况是土地供应量收紧会直接导致房价快速上涨,土地的稀缺性会使土地价格上涨,从而导致城市房价上升^[47-48],而土地供应量的多少不会对 TFP 造成影响,二者无明显相关性.因此,土地供应面积是住房价格的一个合理工具变量.同时,为了有效考察本文研究结论的稳健性,在回归过程中先后引入城市轨道交通线路长度和土地供应量两类工具变量进行计量分析,表5呈现了基于系统广义矩估计法(System-GMM)的动态面板模型计量结果.

首先,从模型工具变量选取的有效性来看,模型(19)结果显示 $AR(1)$ 和 $AR(2)$ 检验残差项存在一阶自相关而无二阶自相关,其中 $AR(1)$ 为-3.723 4, $AR(2)$ 为-0.741 3,因而系统广义矩估计有效.同时,工具变量的 $Sargan$ 统计量在 $p < 10\%$ 水平差异不具有统计学意义,这也进一步说明本文选取的工具变量有效,即工具变量土地供应面积与城市房价相关,但与扰动项不相关,故本文选择土地供应面积作为工具变量较为合理.此外,观察模型(20)—模型(24)的估计结果均可获得一致的结论,此处不再赘述.

其次,观察以城市轨道交通线路长度作为工具变量的样本计量结果,模型(19)结果显示住房平均价格对 TFP 具有抑制作用,回归系数为-0.020 2,表示住房平均价格上升1%, TFP 将下降0.020 2,该系数在 $p < 5\%$ 水平差异具有统计学意义,这与本文预期一致.进一步观察模型(20)回归结果,住房平均价格对人口流动具有抑制作用,回归系数为-0.227 2,且在 $p < 5\%$ 水平差异具有统计学意义.这意味着住房平均价格上升1%,人口流动将显著降低0.227 2.模型(21)结果显示住房平均价格对 TFP 具有抑制作用,回归系数为-0.220 9,而人口流动对 TFP 具有显著的促进作用,回归系数为0.020 4,且二者的系数分别在 $p < 1\%$ 和 $p < 5\%$ 水平差异具有统计学意义.这意味着住房平均价格上升1%, TFP 将显著降低0.220 9,而且人口流动对 TFP 具有显著的正向作用,该结果与前文研究结论较为一致,说明本文研究结论具有稳健性.

最后,观察以土地供应面积作为工具变量的样本计量结果,模型(22)结果显示住房平均价格对 TFP 具有抑制作用,回归系数为-0.333 5,表示住房平均价格上升1%, TFP 将下降0.333 5,该系数在 $p < 5\%$ 水平差异具有统计学意义,这与本文预期一致.进一步观察模型(23)的回归结果,住房平均价格对人口流动具有抑制作用,回归系数为-0.337 0,且在 $p < 5\%$ 水平差异具有统计学意义.这意味着住房平均价格上升1%,人口流动将显著降低0.337 0.模型(24)结果显示住房平均价格对 TFP 具有抑制作用,回归系数为-0.333 4,而人口流动对 TFP 具有显著的促进作用,回归系数为0.008 3,且二者的系数均在 $p < 1\%$ 水平差异具有统计学意义.这意味着住房平均价格上升1%, TFP 将显著降低0.333 4,同时人口流动对 TFP 具有显著的正向作用.所以,本文的研究结论具有稳健性.

表 5 稳健性检验

TFP 或 Mobility	工具变量: 城市轨道交通线路长度			工具变量: 土地供应量		
	M(19)	M(20)	M(21)	M(22)	M(23)	M(24)
lnPrice	-0.020 2**	-0.227 2**	-0.220 9***	-0.333 5***	-0.337 0***	-0.333 4***
	(-2.20)	(-2.41)	(-2.87)	(-3.90)	(-4.43)	(-3.93)
Mobility			0.020 4**			0.008 3***
			(2.21)			(2.80)
lnStructure	0.004 1	0.000 2	0.001 2	0.002 3	0.000 4	0.002 2
	(1.17)	(0.77)	(0.42)	(0.35)	(0.58)	(0.32)
lnWage	0.000 1**	0.000 2*	0.004 1	0.004 2	0.000 5*	0.004 2
	(2.20)	(1.89)	(1.17)	(1.20)	(1.79)	(1.20)
lnFinance	0.000 1	-0.000 1***	0.000 1**	0.000 1**	-0.000 1***	0.000 1**
	(-1.50)	(-5.42)	(2.20)	(2.08)	(-5.21)	(2.07)
lnPublic	-0.0011**	0.000 1	-0.000 1	0.000 1	0.000 1	-0.000 1
	(-1.92)	(1.19)	(-1.51)	(-1.50)	(1.15)	(-1.51)
lnEducation	-0.004 2**	-0.000 2*	-0.001 1**	-0.001 1**	-0.000 2**	-0.001 1**
	(-1.92)	(-1.90)	(-1.95)	(-1.98)	(-1.93)	(-2.01)
lnFiscal	0.002 4	0.000 8	-0.004 2	-0.004 5	0.000 9	-0.004 5
	(0.42)	(0.72)	(-0.94)	(-0.91)	(0.77)	(-0.92)
lnLine	0.001 5	0.002 8	0.002 2	0.002 9	0.002 8	0.003 1
	(1.04)	(1.47)	(0.49)	(0.40)	(1.49)	(0.43)
lnLand	0.881 2***	0.000	0.001 5	0.001 7	0.000 3	0.001 7
	(14.11)	(0.79)	(1.05)	(1.13)	(0.88)	(1.17)
Cons	-1.557 9***	2.147 4***	2.882 8***	0.881 9***	0.143 3***	0.883 1***
	(-3.22)	(2.92)	(4.11)	(14.14)	(3.89)	(14.14)
TFP _{i,t-1}	0.308 6***		0.035 7*	0.729 3***		0.731 7***
	(4.55)		(1.72)	(10.50)		(8.87)
Mobility _{i,t-1}		-0.063 7***			-0.200 9***	
		(-2.99)			(-2.95)	
个体固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
AR(1)	-3.723 4***	-3.327 1***	-3.328 1***	-2.238 1**	-2.231 8**	2.381 8**
	(0.01)	(0.01)	(0.01)	(0.02)	(0.02)	(0.02)
AR(2)	-0.741 3	-0.729 1	-0.237 4	0.849 1	1.138 7	0.872 3
	(0.40)	(0.41)	(0.85)	(0.37)	(0.23)	(0.38)
Sargan Test	31.133 1	30.371 2	31.329 4	31.328 1	12.327 1	13.238 1
	(0.89)	(0.89)	(0.87)	(0.89)	(1.00)	(1.00)
Wald 值	3 977.13***	1 413.49***	3 372.33***	5 231.13***	4 715.21***	3 914.92***
Obs.	75	75	75	2 172	2 172	2 172

注: ***, **, * 分别表示 $p < 1\%$, $p < 5\%$, $p < 10\%$ 水平差异具有统计学意义. 回归系数下方的括号内数字为 t (或 z) 值; AR(1), AR(2) 和 Sargan Test 下方的括号内为相应检验统计值的 Prob. 值.

4 研究结论与政策建议

本文构建了“城市房价—人口流动—全要素生产率”的理论研究框架,实证基于中国2005—2018年194个地级及以上城市数据,运用中介效应模型定量分析了城市房价、人口流动与全要素生产率之间的效应关系。研究表明:①房价变动所引起的消费者相对效用变化是影响劳动力跨区域流动的重要因素,房价上涨会推升劳动力生活成本,进而阻碍人口迁入。②人口流入为城市技术创新提供了人力资本,提升城市净迁入人口有助于提升全要素生产率。③在劳动力促进全要素生产率的条件下,房价上涨对人口迁入所产生的“挤出效应”将会显著降低全要素生产率。

上述结论为“房住不炒”政策定位提供了有价值的理论依据和经验证据,基于房地产过度繁荣的现实背景,必须正视房价高涨导致全要素生产率损失的问题。为此,本文建议:①摒弃房地产作为经济刺激的手段,根据人口变迁及城市发展趋势,适时供应住宅用地,以优化供应、疏解需求为核心实现房地产市场供需平衡。②构建房地产市场长效调控机制,加快“租购同权”、保障房建设、针对租赁土地供应侧的保障、城市共有产权房的推进、针对房地产各类税收法律层面的调控机制落实。③严控房地产贷款增量,审慎发放房地产开发贷款,严格落实房地产调控政策,强化自我约束,加强金融资金用途审查和流向监测。④补齐欠发达地区公共服务短板,推进区域间公共服务均等化,在财政支出上加大对中西部地区及农村地区的倾斜力度,缓解劳动偏向型地区公共服务供给水平低、与资本偏向型地区公共服务水平差距大的问题,促进欠发达地区公共服务向更高水平和更高质量迈进。⑤促进人口合理流动与价值链分工,科学疏解大城市人口,强化城市群的功能分工,中心城市通过大力发展生产性服务业,中小城市积极承接制造业产业转移,形成要素互补、分工合理的“中心—外围”发展格局,提升城市全要素生产率。

参考文献:

- [1] 陈彦斌,邱哲圣.高房价如何影响居民储蓄率和财产不平等[J].经济研究,2011,46(10):25-38.
- [2] 王文春,荣昭.房价上涨对工业企业创新的抑制影响研究[J].经济学(季刊),2014,13(2):465-490.
- [3] 况伟大.中国住房抵押贷款拖欠风险研究[J].经济研究,2014,49(1):155-168.
- [4] 梅冬州,崔小勇,吴娱.房价变动、土地财政与中国经济波动[J].经济研究,2018,53(1):35-49.
- [5] 李晓阳,赵宏磊,张琦.人口老龄化、劳动力流动与经济增长——基于中国西部十省面板数据模型的实证[J].西南大学学报(自然科学版),2018,40(4):76-84.
- [6] 赵勇,白永秀.知识溢出:一个文献综述[J].经济研究,2009,44(1):144-156.
- [7] 马海涛.基于人才流动的城市网络关系构建[J].地理研究,2017,36(1):161-170.
- [8] 王小鲁,樊纲.中国地区差距的变动趋势和影响因素[J].经济研究,2004,39(1):33-44.
- [9] DOHMEN T J. Housing, Mobility and Unemployment [J]. Regional Science and Urban Economics, 2005, 35(3): 305-325.
- [10] MEEN G, NYGAARD A. Housing and Regional Economic Disparities [C]. London: Department for Communities and Local Government, 2010.
- [11] MOLLOY R, SMITH C L, WOZNIAK A. Internal Migration in the United States [J]. Journal of Economic Perspectives, 2011, 25(3): 173-196.
- [12] RABE B, TAYLOR M P. Differences in Opportunities? Wage, Employment and House-Price Effects on Migration [J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 2012, 74(6): 831-855.
- [13] PLANTINGA A J, DÉTANG-DESSENDRE C, HUNT G L, et al. Housing Prices and Inter-Urban Migration [J]. Regional Science and Urban Economics, 2013, 43(2): 296-306.
- [14] FOOTE A. The Effects of Negative House Price Changes on Migration: Evidence across US Housing Downturns [J]. Regional Science and Urban Economics, 2016, 60: 292-299.
- [15] DIAMOND R. The Determinants and Welfare Implications of US Workers' Diverging Location Choices by Skill: 1980-2000 [J]. American Economic Review, 2016, 106(3): 479-524.

- [16] 郑思齐, 廖俊平, 任荣荣, 等. 农民工住房政策与经济增长 [J]. 经济研究, 2011, 46(2): 73-86.
- [17] 中国经济增长前沿课题组, 张平, 刘霞辉. 城市化、财政扩张与经济增长 [J]. 经济研究, 2011, 46(11): 4-20.
- [18] 颜色, 朱国钟. “房奴效应”还是“财富效应”? ——房价上涨对国民消费影响的一个理论分析 [J]. 管理世界, 2013(3): 34-47.
- [19] 陈斌开, 金箫, 欧阳涤非. 住房价格、资源错配与中国工业企业生产率 [J]. 世界经济, 2015, 38(4): 77-98.
- [20] 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.
- [21] 张传勇. 劳动力流动、房价上涨与城市经济收敛——长三角的实证分析 [J]. 产业经济研究, 2016(3): 82-90.
- [22] 张杰, 杨连星, 新夫. 房地产阻碍了中国创新么? ——基于金融体系贷款期限结构的解释 [J]. 管理世界, 2016(5): 64-80.
- [23] 张莉, 何晶, 马润泓. 房价如何影响劳动力流动? [J]. 经济研究, 2017, 52(8): 155-170.
- [24] 周颖刚, 蒙莉娜, 卢琪. 高房价挤出了谁? ——基于中国流动人口的微观视角 [J]. 经济研究, 2019, 54(9): 106-122.
- [25] 余泳泽, 李启航. 城市房价与全要素生产率: “挤出效应”与“筛选效应” [J]. 财贸经济, 2019, 40(1): 128-143.
- [26] 刘建江, 石大千. 高房价对企业创新的影响: 是挤出还是挤入? ——基于双边随机前沿模型的测算 [J]. 中国软科学, 2019(9): 150-165.
- [27] 宋弘, 吴茂华. 高房价是否导致了区域高技能人才资本流出? [J]. 金融研究, 2020(3): 77-95.
- [28] KRUGMAN P. Increasing Returns and Economic Geography [J]. Journal of Political Economy, 1991, 99(3): 483-499.
- [29] SAMUELSON P A. The Transfer Problem and Transport Costs: The Terms of Trade when Impediments are Absent [J]. The Economic Journal, 1952, 62(246): 278-304.
- [30] ROMER P M. Endogenous Technological Change [J]. Journal of Political Economy, 1990, 98(5): 71-102.
- [31] GROSSMAN G M, HELPMAN E. Endogenous Product Cycles [J]. The Economic Journal, 1991, 101(408): 1214-1229.
- [32] AGHION P, HOWITT P. A Model of Growth through Creative Destruction [J]. Econometrica, 1992, 60(2): 323-351.
- [33] 郭庆旺, 贾俊雪. 中国全要素生产率的估算: 1979—2004 [J]. 经济研究, 2005, 40(6): 51-60.
- [34] SOLOW R M. Technical Change and the Aggregate Production Function [J]. The Review of Economics and Statistics, 1957, 39(3): 312-320.
- [35] 易纲, 樊纲, 李岩. 关于中国经济增长与全要素生产率的理论思考 [J]. 经济研究, 2003, 38(8): 13-20, 90.
- [36] 刘伟, 张辉. 中国经济增长中的产业结构变迁和技术进步 [J]. 经济研究, 2008, 43(11): 4-15.
- [37] LEWIS W A. Economic Development with Unlimited Supplies of Labour [J]. The Manchester School, 1954, 22(2): 139-191.
- [38] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展 [J]. 心理科学进展, 2014, 22(5): 731-745.
- [39] 干春晖, 郑若谷, 余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响 [J]. 经济研究, 2011, 46(5): 4-16, 31.
- [40] 王定祥, 李伶俐, 吴代红. 金融资本深化、技术进步与产业结构升级 [J]. 西南大学学报(社会科学版), 2017, 43(1): 38-53, 190.
- [41] 刘新智, 沈方. 人力资本积累与产业结构升级的耦合协调研究——以长江经济带为例 [J]. 西南大学学报(社会科学版), 2021, 47(3): 99-111, 220-221.
- [42] 王少国, 潘恩阳. 人力资本积累、企业创新与中等收入陷阱 [J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(5): 153-160.
- [43] 孙早, 刘李华. 社会保障、企业家精神与内生经济增长 [J]. 统计研究, 2019, 36(1): 77-91.
- [44] 梁文泉, 陆铭. 城市人力资本的分化: 探索不同技能劳动者的互补和空间集聚 [J]. 经济社会体制比较, 2015, (3): 185-197.
- [45] 陈斌开, 张川川. 人力资本和中国城市住房价格 [J]. 中国社会科学, 2016(5): 43-64, 205.
- [46] 刘蓓佳, 刘勇. 基于 Hedonic 模型的城市轨道沿线房价特征分析 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2016, 38(8): 83-89.
- [47] 陈斌开, 杨汝岱. 土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄 [J]. 经济研究, 2013, 48(1): 110-122.
- [48] 陆铭, 张航, 梁文泉. 偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资 [J]. 中国社会科学, 2015(5): 59-83.