

房价波动、企业更替与城市生产率优化协同

郝良峰

(1. 苏州科技大学 商学院, 江苏 苏州 215009; 2. 中南财经政法大学 经济学院, 湖北 武汉 430073)

摘要:遏制房价过快上涨和推动经济效率变革是我国面临的两大挑战。首先,构建房价波动、企业更替与地区生产率变化的作用机制,并提出两个基本假说。采用空间杜宾固定效应模型对假说进行检验,研究发现:房价与生产率之间呈倒“U”型关系,过高的房价会迫使企业退出并弱化集聚效应,进而不利于地区生产率提升;房价上涨对生产率的影响显著为负,且房价上涨对企业形成了一定的“挤出效应”;工资房价比与城市生产率之间同样呈倒“U”型关系。进一步研究发现,高房价不利于城市规模效率的释放,但对技术进步率和技术效率却表现出明显的“倒逼效应”。此外,我国城市房价的分化并未带来区域生产率的协同。最后,从稳房价、调结构、促协同等方面提出政策建议,在保障房地产与实体部门有序推进的前提下促进城市生产率的优化与协同发展。

关键词:房价波动;生产率;企业更替;产业集聚

中图分类号:F061.5 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-6049(2022)02-0012-11

一、引言与文献综述

随着我国经济步入新常态,全要素生产率已成为驱动我国经济持续性增长的重要动力。然而,长期以来,我国经济增长过度依赖房地产行业,并多次作为国家的支柱产业来促进经济增长^[1]。在1998年至2019年间,我国房地产投资额从0.36万亿元迅速增长至13.24万亿元,房地产价格也从2063元/平方米上涨至9206元/平方米,平均增长了3.46倍,直到2014年房价增长速度出现拐点而趋于平缓。由于房地产市场可以在短期内迅速提振经济,而且保证了土地财政的收入,因此通常被地方政府视为财富积累的“发动机”。然而,房地产市场的繁荣背后可能使实体经济陷入土地、人才、融资等成本上升的尴尬境地,甚至迫使部分企业转移或者退出本土市场,从而改变制造业的区位分布^[2]。

企业的进入和退出是在市场机制作用下“优胜劣汰”的重要特征,而且熊彼特的“创造性毁灭”观点也揭示了高生产率企业淘汰低生产率企业的竞争法则,是发挥市场机制调节作用的重要体现^[3]。然而,在土地、资本、劳动力等“蓄水池”总量不变的条件下,房地产行业的繁荣很可能成为实体经济的“吸血鬼”,甚至会间接损害金融服务实体的效率^[4]。因此,房价上涨对地区生产率的影响可能同时存在“筛选效应”和“挤出效应”^[5]。一方面,房价上涨所营造的优胜劣汰的生存法则可以筛选出高生产率企业,从而倒逼地区生产率提升。另一方面,房价上涨所可能引起的信贷约束、劳动力外流等也会同时挤出大量实体投资,从而不利于生产率的提升^[6-7]。同时值得注意的是,不同区位城市的房价增

收稿日期:2022-01-07;修回日期:2022-03-20

基金项目:国家社会科学基金重大项目“一带一路区域价值链构建与中国产业转型升级研究”(18ZDA038);江苏省社会科学基金青年项目“全球价值链驱动机制变化下的江苏制造业转型升级路径研究”(20GLC014)

作者简介:郝良峰(1986—),男,山东菏泽人,经济学博士,苏州科技大学商学院讲师,中南财经政法大学经济学院博士后,硕士生导师,研究方向为区域经济。

长表现出显著的空间异质性特征,以上海、北京、广州、深圳为代表的一线城市房价上涨幅度远高于全国平均水平,而三、四线城市的房价上涨速度则相对平缓。既然房价上涨可能影响实体企业的运营和迁移策略,那么房价能否通过加速企业更替而改变区域生产率的分布呢?同时,考虑到一、二线城市的房价平均上涨幅度高于三、四线城市,那么差异化的房价能否通过企业空间再分配来加速城市生产率协同呢?本文将重点围绕以上两个问题开展研究。

通过梳理住房价格的相关文献可以发现,现有研究系统解释了房价上涨的内在机制,以及房价上涨背后的经济效应。房价上涨既有地方财政制度背后的驱动作用,也有市场机制作用下的潜在规律。就房价与生产率增长的相关文献而言,主要聚焦以下四个方面:第一,房价上涨是否损失了资源配置效率^[8-9];第二,房价是否干预了工业企业的创新行为^[10-11];第三,房价上涨是否挤出了高技能人才^[12-13];第四,房价上涨是否限制了中小企业的融资^[14-15]。上述研究从不同侧面解读了房价上涨对经济运行的影响,并倾向于认同高房价会导致资源配置效率扭曲和加速要素挤出的结论。然而,现有研究在分析房价上涨的影响时通常忽略了其对企业行为的影响,而差异化的房价很可能会加速企业在不同地区的更替和重新配置,进而影响生产率的走向和空间分布。

本文重点关注房价通过企业更替影响地区生产率的理论机制和现实证据,并揭示高房价究竟发挥了迫使企业退出的“挤出效应”,还是发挥了对高生产率企业的“挤入效应”,以及该过程如何影响地区生产率的协同性,从而为解释房价对地区生产率的影响提供一个新的视角。本文可能的边际贡献主要聚焦在以下三个方面:(1)尝试从理论上解释房价如何影响企业更替,进而对地区生产率产生影响,且提出相应的研究假说。(2)考虑到企业进入和退出的行为本身并不能直接作用于地区生产率,而是通过改变城市的集聚水平而作用于生产率的变化。因此,本文将企业更替行为纳入城市动态集聚指标构建,并作为中介变量评估房价对地区生产率的影响。(3)现有研究通常忽略了地区间的空间溢出效应,而且本文发现空间计量模型与 OLS 的回归结果得到了截然不同的结论。因此,本文通过空间检验并采用更合理的空间杜宾固定效应模型来消除空间关联所产生的误差。

二、理论机制构建

参照 Fujita and Thisse^[16] 的理论模型,假设存在 m 和 n 两个区域,以及制造业(M) 和房地产(S) 两个部门。假设制造业部门使用可自由流动的技术人员 H_k ,而房地产部门使用不可流动的普通工人 L 。其中,技术人员 H_k 的下标 k 表示技术人员并不是同质的,而是个人能力 k 的增函数。

(一) 基准模型

1. 劳动者效用

采用柯布-道格拉斯效用函数来表示劳动者的偏好,并取决于对制造业产品和住房的消费^①:

$$U = \frac{Q^\mu S^{1-\mu}}{\mu^\mu (1-\mu)^{1-\mu}}, 0 < \mu < 1 \quad (1)$$

在式(1)中, Q 表示对制造业产品的消费指数, S 表示对住房的消费指数, μ 表示制造业产品支出份额。根据劳动者收入预算可以得到约束方程:

$$\text{Max} U = \frac{Q^\mu S^{1-\mu}}{\mu^\mu (1-\mu)^{1-\mu}}, \text{ s. t. } PQ + P^s S = Y \quad (2)$$

在式(2)中,价格指数 $P = \left(\int_0^M p_i^{(1-\sigma)} di \right)^{-\frac{1}{\sigma-1}}$, P^s 为房地产价格指数。通过求解式(2)可以得到:

$$q_i = \frac{\mu Y}{p_i} \frac{p_i^{-(\sigma-1)}}{P^{-(\sigma-1)}} = \mu Y p_i^{-\sigma} P^{\sigma-1}, i \in [0, M] \quad (3)$$

又由于对住房的消费可以表示为 $S = (1-\mu)Y/P^s$,则将式(3)代入式(1)可以得到劳动者间接效用函数,并表示为 $V_m = YP^{-\mu} (P^s)^{-(1-\mu)}$ 。

①这里将住房作为供劳动者居住的消费品,并作为劳动者支出的一部分。

2. 生产者利润

假设每一家企业生产具有差异性的特定产品,且假设制造业企业*i*生产一单位产品需要 c_i 单位技术人员,则生产产量 q_i 需要 $c_i q_i$ 的劳动力投入。同时,假设房地产行业需要固定劳动投入,并单位化为1,则劳动供给函数可以表示为 $l_i = 1 + c_i q_i$ 。采用 $w_m(H_k)$ 表示*m*地区的平均工资水平,且与工人技术能力正相关。假定跨区域产品交易遵循冰山成本的运输损耗,即一单位的产品从*m*地区运输到*n*地区,只有 $1/\tau_{mn}$ 到达目的地。根据产品需求函数(3)式可以得到:

$$q_m = \sum_{r=1}^R \mu Y_r (p_r \tau_{rm})^{-\sigma} P_r^{\sigma-1} \tau_{rm} \quad (4)$$

在(4)式中, Y_r 为*m*地区外的其他区域*r*的收入,于是区域*m*的企业利润函数可以表示为 $\pi_m = p_m q_m - w_m(H_k)(c_i q_i + 1)$ 。

3. 供需均衡

通过对式(4)求一阶均衡条件可以得到:

$$p_m^* = \frac{\sigma}{\sigma - 1} w_m \quad (5)$$

将(5)式代入利润函数,且在企业自由进入条件下企业利润为零可以进一步推导出:

$$q_m^* = \sigma - 1 \quad (6)$$

因此,企业的均衡产量为常数,且独立于企业和技术人员的分布。在企业总数和技术工人总量一定的情况下,企业的分布仅取决于技术人员的分布,并在所有区域相等。进一步将式(5)、式(6)代入式(4)可得平均工资水平为:

$$w_m^* = \frac{\sigma - 1}{\sigma} \left(\frac{\mu}{\sigma - 1} \right)^{\frac{1}{\sigma}} \left(\sum_{r=1}^R \tau_{rm}^{-1} Y_r P_r^{\sigma-1} \right)^{\frac{1}{\sigma}} \quad (7)$$

根据有限期生存收支平衡假设,均衡条件下的劳动者间接效用进一步表示为:

$$V_m = w_m^* P^{-\mu} (P^s)^{-(1-\mu)} \quad (8)$$

研究假说1:技术工人与制造企业的区位分布相互关联,而技术工人的效用水平与房价呈反比,房价上涨将对技术工人和企业产生“挤出效应”。

(二) 基于跨期效用的跨区域迁移

接下来进一步放松假设,假定技术工人无限期生存,并不再要求在任意时点达到收支相等,而且企业和技术工人在区域的数量也将发生改变。技术人员的间接效用可以写为 $V_m(t) = E_m(t) P(t)^{-\mu} (P(t)^s)^{-(1-\mu)}$,其中, $E_m(t)$ 表示在*t*时点的支出。如果技术工人在对比不同地区效用后发生迁移,则需要产生迁移成本:

$$T_m(t) = |g_m(t)| / \delta_m \quad (9)$$

假设 $g_m(t)$ 表示在时点*t*从地区*n*迁往地区*m*的流量, δ_m 表示技术人员迁移的速度。根据内生增长理论模型,假设技术人员在初始的终生效用为:

$$V(0) = \int_0^{\infty} e^{-\gamma t} \ln V_m(t) dt \quad (10)$$

其中, γ 为劳动者主观贴现率。支出函数 $E_m = A + W(0)$, A 为初始资产,而 $W(0)$ 为初期工资。于是可以进一步推导出:

$$V_m(0; t) = \frac{1}{\gamma} \ln \gamma + \frac{1}{\gamma} \ln(A_n + W_m(0; t)) - \mu \left(\int_0^t e^{-\gamma s} \ln P_n dt + \int_t^{\infty} e^{-\gamma s} \ln P_m dt \right) + (1 - \mu) \left(\int_0^t e^{-\gamma s} \ln P_n^s dt + \int_t^{\infty} e^{-\gamma s} \ln P_m^s dt \right) \quad (11)$$

假设在时间到到点*T*后,迁移停止且达到均衡状态,即 $V_m(0; t) = V_m(0; T)$ 。则联立(9)至(11)式可以进一步得到迁移流量等于:

$$g_m(t) = \underbrace{\delta_m e^{\gamma t} \ln\left(\frac{A_H + W_m(0; t)}{A_H + W_m(0; T)}\right)}_{\text{工资差异}} + \underbrace{\mu \delta_m e^{\gamma t} \int_t^T e^{-\gamma s} \ln\left(\frac{P_n}{P_m}\right) dt}_{\text{产品价格差异}} + \underbrace{(1 - \mu) \delta_m e^{\gamma t} \int_t^T e^{-\gamma s} \ln\left(\frac{P_n^s}{P_m^s}\right) dt}_{\text{房价差异}} \quad (12)$$

由(12)式可知,在研究假说1中企业和技术人员相互依附的前提下,当 m 地区具有较高工资水平,同时拥有相对更低的房价水平时,则会激励技术工人和生产企业向 m 地区迁移^①。假定技术人员可以贡献 h_j 单位的知识资本,则可以通过CES函数加总为:

$$K_m = \left(\int_0^{g_m} h_j^\beta dj \right)^{1/\beta}, 0 < \beta < 1 \quad (13)$$

其中, g_m 为技术人员总量, $1/\beta$ 用来反映技术人员的知识互补性。根据生产率与知识资本之间的正相关关系 $\Phi_m = F(K_m)$,可以推断更多技术人员和高生产率企业流入该地区,其生产率提升速度更快。然而,需要指出的是,由于企业区位选择与聚集经济存在因果相关性^[17],随着技术工人等生产要素的聚集,劳动、资本和住房价格也“水涨船高”,当产业集聚规模达到一定门槛时,高技术工人所带来的收益将不能弥补高工资和高房价等生产成本的增加,则会抑制企业的流入,从而达到企业更替的动态均衡。

研究假说2:高工资促进对高生产率企业的筛选,而在控制地区工资的条件下,相对更低的房价更有利于制造业企业聚集,并可以促进地区生产率提升。但随着要素的聚集,过高房价将导致集聚不经济,房价与地区生产率拟呈现先扬后抑的倒“U”型关系。

三、研究设计

(一) 模型构建

由于城市间可能存在空间溢出效应,因此需要通过Moran's I指数对空间相关性进行检验。根据Moran's I指数、LR和Hausman的检验结果,本文采用空间杜宾固定效应模型进行分析,并引入相应的控制变量来减少计量误差,基准模型具体表示为:

$$\ln(1 + \Delta tfp_{it}) = \alpha \ln price_{it-1} + \beta \ln firmagg_{it} + \theta \ln wage_{it} + \gamma W_n \ln price_{it-1} + \delta W_n \ln firmagg_{it} + \varphi W_n \ln wage_{it} + \lambda \ln X_{it} + \kappa W_n \ln X_{it} + \mu_i + \eta_t + \xi_{it} \quad (14)$$

其中, Δtfp 表示城市全要素生产率变化^②, $price$ 为房价水平, $firmagg$ 表示反映企业更替行为的产业动态集聚指数, $wage$ 为城市工资水平, W_n 表示空间权重矩阵。在其他控制变量 X_{it} 中,参照魏守华等^[18]、秦蒙和刘修岩^[19]的方法,将每万人大学生数量($pedu$)、外商直接投资(fdi)和固定资产投资比重($invest$)等影响地区生产率的指标作为控制变量。需要指出的是,在空间交互性和空间异质性的双重作用下,准确设定可以反映城市之间空间联系的权重矩阵是比较困难的。因此,为减小空间权重矩阵设置有偏所可能导致的误差,并同时增强结果的稳健性,我们同时采用邻接、物理距离和经济距离三种空间权重矩阵来刻画城市之间的空间联系。此外,空间异质性的存在也增加了变量和随机误差项的不稳定性,参照Lee and Yu^[20]的做法,采用地区和时间双重固定效应的极大似然法进行误差修正,其中 μ_i 和 η_t 分别表示城市和时间的固定效应。

(二) 变量及数据来源

(1) 城市全要素生产率(tfp)。目前,测算地区全要素生产率的方法主要包括数据包络法和随机前沿法,由于本文重点关注城市生产率的变化,而随机前沿法充分考虑了生产前沿面随时间的随机变化,并可以有效区别无效率项和随机误差项,因此这里采用随机前沿模型,并具体表示为:

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln L_{it} + \beta_2 \ln K_{it} + \beta_3 t + 0.5\beta_4 (\ln K_{it})^2 + 0.5\beta_5 (\ln L_{it})^2 + 0.5\beta_6 t^2 + \beta_7 \ln K_{it} \ln L_{it} + \beta_8 t \ln L_{it} + \beta_9 t \ln K_{it} + v_{it} - u_{it} \quad (15)$$

其中, Y 表示城市总产出, L 为劳动力, K 表示城市资本存量。其中,资本存量采用永续盘存法进行

①由于工资 $w_m(H_k)$ 与技术能力 k 正相关,因此更高的工资将促进对高生产率企业的“筛选”,即加速高技术水平工人和高生产率企业的进入,而同时迫使低技术水平工人和低生产率企业退出该地区。

②由于 Δtfp 可能为负值,在模型中取对数时在不影响结果的前提下进行 $\ln(1 + \Delta tfp)$ 变换。

测算,并参照柯善咨和向娟^[21]的做法,对各个省、直辖市的折旧率进行重新测算,进而估算出各个城市的资本存量。测算城市生产率的数据主要来自《中国城市统计年鉴》和《中国统计年鉴》。

(2) 企业更替指标(*firmagg*)。中国工业企业数据库提供了1998年至2013年规模以上工业企业运营数据,基于该数据库对不同生产状态的企业进行筛选和识别。需要指出的是,企业数量的变动并不能直接作用于生产率的变化,而且根据理论模型可以看出,影响地区生产率变化主要源于企业更替所带来的地区集聚水平的变化。此外,企业数量的变化也并不等同于产业规模的变化,例如,房价上涨可能导致大量中小企业退出,但同时可能吸引规模较大的龙头企业入驻,因此数量的更替并不能真正反映规模的变化。借鉴郝良峰和李小平^[22]的做法,分别将净流入企业的产出、资本、劳动力规模作为权重来构建可以体现企业更替过程的产业动态集聚指数,并以*firmagg*来表示。

(3) 城市房价(*price*)。《中国区域经济统计年鉴》提供了城市商品房屋平均价格(元/平方米)和住宅平均销售价格(元/平方米),由于住宅平均销售价格从2005年才开始公布,因此这里采用城市商品房屋平均价格进行处理。同时,由于房价上涨对经济指标的影响可能存在一定时期的滞后,在基准模型的回归结果中,我们做滞后一期处理。

(4) 工资水平(*wage*)。《中国区域经济统计年鉴》和《中国城市统计年鉴》分别公布了城市职工平均工资和市辖区在岗职工平均工资。为保证工资水平与城市房价统计范围的一致性,这里采用《中国区域经济统计年鉴》所公布的平均工资,而市辖区在岗职工工资则用来做稳健性检验。为消除价格因素产生的影响,进一步采用各省、直辖市的居民消费价格指数进行平减处理。

(5) 其他控制变量。包括每万人大学生数量(*pedu*)、外商直接投资占比(*fdi*)和固定资产投资比重(*asset*),数据均来自《中国城市统计年鉴》。其中,外商直接投资以经过汇率换算和价格指数平减后的绝对规模表示,而固定资产投资比重为固定资产投资额占国内生产总值的比重。

表1列出了各变量原始数据的描述性统计结果,限于数据的可得性,时间区间限定在1998年至2013年。为克服变量之间数量级不

表1 变量统计性描述

变量	样本量	均值	最大值	最小值	标准差
$\ln(1 + \Delta tfp)$	4 224	0.551	1.141	-1.343	0.454
$\ln price$	4 224	8.047	9.590	6.793	7.915
$\ln firmagg$	4 224	6.586	10.454	2.469	7.575
$\ln wage$	4 224	10.207	11.280	8.737	9.417
$\ln pedu$	4 224	-3.244	-1.465	-6.908	-3.297
$\ln fdi$	4 224	10.701	12.382	3.882	11.786
$\ln asset$	4 224	-0.498	0.332	-1.671	-1.386

同对回归系数造成的影响,同时便于对回归系数作出经济学解释,本文统一对变量作取对数处理。

四、实证结果与经验分析

(一) 基准回归

表2为计量模型(14)的基准回归结果,其中模型1至模型4逐步引入了房价、房价二次项、产业动态集聚指数以及两者交互项。为对比空间溢出效应对结果的影响,我们在模型5引入了无空间权重矩阵的OLS回归结果。结果表明,高房价抑制了城市生产率的提升,而且在加入产业动态集聚指数后,两者之间的交互项显著为负,表明高房价可以通过降低城市集聚水平而不利于生产率提升。在加入房价的二次项后,从直接效应和间接效应的结果可以看出,房价对生产率增长的总效应呈现先扬后抑的倒“U”型关系,也就是当房价越过一定门槛后,其对生产率水平的抑制效应才开始显现,该结果与理论部分研究假说一致。同时,对比直接效应和间接效应结果也可以看出,房价对生产率的影响在相邻城市之间恰好相反,而且两种效应在产业动态集聚指数的符号也相反,表现出相邻城市存在竞争的“零和博弈”现象。此外,工资水平与城市生产率之间存在正向关系,即高工资可以促进对高生产率企业的筛选。而且,在引入产业动态集聚指数后,工资显著性水平大幅下降,表明工资可以通过改变产业集聚水平而间接影响生产率。

表 2 计量模型(14)的基准回归结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
$\ln price_{it-1}$	-0.009 (-0.182)	-0.094 (-0.777)	-0.131* (-1.807)	0.018 (0.956)	0.273*** (3.890)
$\ln price_{it-1}^2$		0.010 (0.961)		-0.039*** (-2.662)	-0.001 (-0.711)
$\ln firmagg_{it}$			0.411*** (2.892)	0.720*** (4.014)	0.431*** (4.502)
$\ln price_{it-1} \times \ln firmagg_{it}$			-0.046** (-2.482)	-0.089*** (-3.701)	-0.051*** (-4.372)
$\ln wage_{it}$	0.188*** (2.654)	0.185** (2.524)	0.125 (1.042)	0.110 (0.891)	0.082 (0.374)
$\ln wage_{it} \times \ln firmagg_{it}$			0.018 (0.721)	0.004 (0.389)	0.042 (1.078)
$Wn \times \ln price_{it-1}$	0.061 (0.694)	0.419* (1.708)	0.159 (1.186)	0.506** (2.009)	
$Wn \times \ln price_{it-1}^2$		-0.030 (-1.624)		-0.052** (-2.038)	
$Wn \times \ln firmagg_{it}$			-0.410* (-1.826)	-0.842*** (-2.846)	
$Wn \times \ln price_{it-1} \times \ln firmagg_{it}$			0.005 (0.166)	0.067* (1.732)	
$Wn \times \ln wage_{it}$	-0.015 (-0.119)	0.015 (0.107)	0.124 (0.873)	0.159 (1.107)	
$Wn \times \ln wage_{it} \times \ln firmagg_{it}$			-0.0003 (-0.027)	0.009 (0.376)	
λ	0.102*** (3.596)	0.101*** (3.561)	0.099*** (3.526)	0.103*** (3.674)	
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.381	0.381	0.382	0.382	0.135

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为t值。

(二) 工资房价比与房价上涨的影响

根据理论模型,企业更替同时受工资的影响,因此我们进一步引入工资房价比进行检验。回归结果如表3所示,工资房价比与城市生产率之间总体存在正向关系,表明相对较高的工资和相对较低的房价对地区生产率增长的作用更明显。同时,引入工资房价比的二次项后发现,工资房价比与城市生产率之间存在倒“U”型的非线性关系,即当工资房价比过高时可能会导致城市生产率下降。对于房价上涨而言,其与城市生产率之间并不存在非线性关系。房价上涨对地区生产率的直接效应和间接效应均是负向的,而且通过交互项 $\ln price_{it-1} \times \ln firmagg_{it}$ 系数显著为负可以推断,房价上涨通过降低地区产业集聚水平抑制了地区生产率的生长。尽管 $\ln wage_{it}$ 和 $\ln wage_{it} \times \ln firmagg_{it}$ 的系数为正,但回归系数并不显著。

表 3 工资房价比与房价上涨对生产率的影响

变量	工资房价比	工资房价比	房价增长	房价增长
$\ln price_{it-1}$	0.002 (0.405)	0.034** (2.270)	-0.228*** (-3.084)	-0.229*** (-2.802)
$\ln price_{it-1}^2$		-0.0003** (-1.994)		-0.001 (-0.195)
$\ln firmagg_{it}$	0.156** (2.189)	0.057 (0.752)	0.090* (1.690)	0.092* (1.648)

表 3(续)

变量	工资房价比	工资房价比	房价增长	房价增长
$\ln price_{i-1} \times \ln firmagg_{it}$	0.028 (1.402)	0.018 * (1.928)	-0.038 *** (-2.684)	-0.040 *** (-2.603)
$\ln wage_{it}$			0.142 (1.143)	0.138 (1.112)
$\ln wage_{it} \times \ln firmagg_{it}$			-0.006 (-0.634)	0.163 (1.286)
$W_n \times \ln price_{i-1}$	-0.015 (-1.273)	-0.013 (-0.557)	-0.003 (-0.021)	-0.004 (-0.027)
$W_n \times \ln price_{i-1}^2$		-0.0001 ** (-2.225)	-0.003 (-0.021)	0.003 (0.224)
$W_n \times \ln firmagg_{it}$	-0.297 *** (-2.845)	-0.290 *** (-2.634)	-0.327 *** (-3.539)	-0.330 *** (-3.641)
$W_n \times \ln price_{i-1} \times \ln firmagg_{it}$	-0.031 (-0.891)	0.009 (0.367)	0.012 (0.545)	-0.009 (-0.281)
$W_n \times \ln wage_{it}$			0.140 (1.039)	0.142 (1.006)
$W_n \times \ln wage_{it} \times \ln firmagg_{it}$				0.066 (0.350)
λ	0.097 *** (3.419)	0.097 *** (3.454)	0.097 *** (3.414)	0.096 *** (3.415)
其他变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
R ²	0.387	0.388	0.387	0.384

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为t值。

(三) 稳健性检验

为验证回归结论的稳健性,进一步通过替换核心变量和空间权重矩阵等方式进行检验,结果如表4所示。总体而言,模型1以人均GDP来替代城市生产率,发现房价对生产率的影响依然存在倒“U”型关系,而且各解释变量表现出了更高的显著性和拟合性。模型2改变了对城市工资的统计范围,以市辖区工资进行回归后发现结果依然是稳健的。模型3采用邻接空间权重矩阵替代经济距离空间权重矩阵,结果表明房价与生产率之间尽管不存在显著倒“U”型关系,但房价的回归系数显著为负,支持高房价不利于城市生产率提升的基本结论。模型4则对房价采取滞后两期处理,发现回归结果的显著性水平得到了明显提升,且未改变基准模型的结论。模型5将企业更替所带来的劳动集聚规模变化来替代产出维度,结果也表明房价与城市生产率之间呈现倒“U”型关系,而且通过交互项系数可以判断,高工资和高房价均可以通过降低劳动集聚规模而抑制生产率增长。分析其原因很可能在于,随着东部沿海地区房价和用工成本的上升,导致大量企业外迁和劳动力流失,但同时缺乏高技术工人的及时补充,从而使地区生产率增速下降。

表 4 稳健性检验

变量	模型 1 人均 GDP	模型 2 市辖区工资	模型 3 不同权重矩阵	模型 4 滞后两期	模型 5 劳动规模变化
$\ln price_{i-1}$	0.025 (-1.438)	0.169 *** (3.109)	0.627 * (1.667)	0.109 (0.889)	0.567 * (1.804)
$\ln price_{i-1}^2$	-0.036 *** (-22.928)	-0.002 *** (-2.858)	-0.045 (-1.147)	-0.054 *** (-3.628)	-0.034 * (-1.680)
$\ln firmagg_{it}$	-0.412 *** (-22.015)	0.008 (0.028)	-0.389 *** (-2.884)	0.906 *** (4.461)	-0.054 (-0.985)
$\ln price_{i-1} \times \ln firmagg_{it}$	-0.115 *** (-40.107)	-0.220 ** (-2.201)	-0.025 (-1.117)	-0.133 *** (-4.895)	-0.070 (-1.151)

表 4(续)

变量	模型 1 人均 GDP	模型 2 市辖区工资	模型 3 不同权重矩阵	模型 4 滞后两期	模型 5 劳动规模变化
$\ln wage_{it}$	0.149*** (9.465)	0.769 (1.218)	0.113 (0.377)	0.119 (0.738)	0.412* (1.894)
$\ln wage_{it} \times \ln firmagg_{it}$	0.132*** (73.257)	0.002 (0.798)	0.010 (0.510)	-0.002 (-0.251)	-0.027*** (-2.688)
λ	0.186*** (10.568)	0.101*** (3.354)	0.146*** (4.371)	0.122*** (4.120)	0.109*** (3.897)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
R^2	0.993	0.384	0.389	0.394	0.385

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为t值。

五、内生性处理与进一步分析

(一) 内生性处理与进一步分析

尽管空间计量模型通过引入空间权重矩阵在一定程度上弱化了变量之间的内在因果联系,但为了克服模型中变量间相互关联可能对回归结果产生的影响,本文进一步引入工具变量进行检验。在城市经济相关研究中,多采用客观的自然地理指标作为经济指标的工具变量,本文借鉴 Nunn and Qian^[23] 以及刘修岩等^[24] 的方法,以城市地表粗糙度和汇率的乘积作为房价的工具变量,原因在于地表粗糙度越高可能使土地稀缺而导致房价更高,同时外向型沿海城市可能

表 5 内生性处理与进一步分析

变量	内生性处理	规模效率	技术进步率	技术效率
$\ln price_{it-1}$	21.967 (0.925)	0.138 (0.486)	0.103 (0.704)	0.219*** (17.976)
$\ln price_{it-1}^2$	-8.585** (-2.101)		-0.029* (-1.748)	-0.012*** (-10.816)
$\ln firmagg_{it}$	0.016 (0.045)	1.659*** (2.630)	-0.931*** (-4.398)	-0.027** (-1.983)
$\ln price_{it-1} \times \ln firmagg_{it}$	-1.483** (-2.291)	-0.076* (-1.682)	0.088*** (3.081)	0.001* (1.666)
$\ln wage_{it}$	0.211 (0.932)	1.444** (2.125)	-0.035 (-0.244)	-0.004 (-0.523)
$\ln wage_{it} \times \ln firmagg_{it}$	-0.001 (-0.051)	-0.123 (-1.275)	0.017* (1.679)	0.0002 (0.206)
λ	0.096*** (3.416)	-0.082** (-2.083)	0.250*** (9.562)	-0.052* (-1.790)
其他变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
R^2	0.387	0.341	0.471	0.692

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为t值。

具有更高的房价水平。表5结果显示,经内生性处理后的结果与基准模型具有较好的拟合性,仅变量系数的显著性存在一定程度的弱化。

在回归结果稳健性检验和内生性处理的基础上,我们进一步分析房价对生产率分解指标的影响。结果表明,房价对城市规模效率的影响并不显著,但高房价可能通过降低城市集聚水平而抑制规模效率的释放。房价与技术进步率和技术效率之间均存在显著的倒“U”型关系,而且与集聚指数存在正向协同关系。该结果表明,房价可能对企业技术进步和技术效率形成一定的“倒逼效应”,但当房价提高到一定程度时又反过来对其产生抑制作用。

(二) 房价分化与区域生产率协同

根据不同年份各城市房价标准差的变化趋势可以发现,随着时间的推移城市之间的房价差异在逐渐扩大,那么逐渐分化的房价分布能否加速要素均衡化配置进而促进地区生产率协同呢?为检验房价对城市生产率协同性的影响,在模型(14)的基础上,我们进一步构建了可以评价生产率协同性的

空间动态收敛模型:

$$\ln(1 + \Delta tfp_{it}) = \lambda W_n \ln(1 + \Delta tfp_{it}) + \alpha \ln tfp_{it-1} + \beta \ln price_{it-1} + \delta \ln X_{it} + \varphi W_n \ln X_{it} + \mu_i + \eta_i + \xi_{it} \quad (16)$$

根据收敛模型的特征,如果系数 α 小于 0,则表示存在城市生产率协同,而且 α 的绝对值越大,则表明协同性越强。在表 6 中,模型 1 至模型 4 逐项加入了房价与产业动态集聚指数,通过对比 $\ln tfp_{it-1}$ 系数绝对值不难发现,房价与集聚指数的引入均弱化了生产率的趋同性,而且随着更多变量的引入, $\ln tfp_{it-1}$ 系数绝对值趋于减小。该结果也说明,房价的分化和企业更替所导致的集聚分布均未促进生产

表 6 房价分化对区域生产率协同性的影响

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
$\ln tfp_{it-1}$	-0.154 ** (-5.924)	-0.153 *** (-5.873)	-0.146 *** (-5.114)	-0.140 *** (-5.151)
$\ln price_{it-1}$		0.252 ** (1.969)		0.486 ** (2.297)
$\ln firmagg_{it}$			0.263 (1.307)	0.694 * (1.880)
$\ln price_{it-1} \times \ln firmagg_{it}$				-0.068 (-1.499)
λ	0.114 *** (4.043)	0.119 *** (4.250)	0.118 *** (4.231)	0.117 *** (4.194)
其他变量	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制
R ²	0.418	0.419	0.418	0.420

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,括号内为t值。

率协同发展。分析其原因可能在于,尽管东部沿海地区房价的快速增长推升了城市的用工成本,但政府对工业用地的供给价格并未出现明显的波动,而且政府通过商业用地的收入完善了地区的基础设施建设,从而进一步吸引了优质企业的流入^[25]。该现象在某种程度揭示了更高房价与更高集聚度共存的原因,而2003年后我国在东部城市收紧的土地供给政策可能又进一步加速了地区间房价与生产率的分化^[26]。

六、结论与政策启示

本文从企业更替的视角分析了房价对地区生产率增长及协同的影响,并试图从理论和实证两个角度对影响机制进行检验。研究表明,房价对城市生产率的影响呈倒“U”型分布,而房价上涨对生产率的影响是负向的。高房价水平或者房价上涨行为均“挤出”了部分制造业企业从而抑制了生产率增长,工资房价比则表现出正向影响,但不具有持续性且存在倒“U”型特征。多个维度的稳健性检验和内生性处理支持了上述结论。此外,本文还发现高房价并不利于城市规模效率的释放,但与技术进步率和技术效率之间存在倒“U”型关系。此外,本文还发现房价的分化并未促进生产率协同,反而使地区间生产率差异更加明显。基于上述结论,本文具有以下政策启示:

第一,继续控制房价快速上涨,构建房地产市场平稳发展长效机制。中央多次强调“房子是用来住的,不是用来炒的”,但在我国投资渠道受限的背景下大量资金流入房地产行业,推升了房价持续上涨。实证结果表明,对于大部分城市而言,房价上涨会限制企业的流入而不利于生产率增长,而且房价上涨的背后可能会滋生制造业企业融资约束、产业空心化等一系列问题^[27]。同时,房价上涨也会通过提升工资水平而增加企业的用工成本,从而不利于企业和城市的可持续发展。因此,应当抑制房价过快上涨,构建房地产市场平稳发展长效机制,过快的房价上涨或者降低都可能触发地方经济系统性风险^[28],而保持住房价格的稳定才能有助于实体经济的平稳发展。

第二,优化区域资源配置格局,让市场在资源配置中发挥主导性作用。本文研究表明,东部城市房价的快速上涨并没有促使企业向中西部流动,反而形成了高房价与高产业集聚度共存的局面^[29]。形成该现象的原因可能与我国地方政府的土地供给结构有关,大量研究表明,地方政府在增加工业用地指标的同时减少了商业用地的供给,在抬高商业住房用地的同时并未显著提高工业用地价格,反而

通过商住用地的收入大幅改善了城市的公共服务水平,从而引起企业和劳动力的大量流入^[30]。住宅用地供给的减少势必会提升土地和房地产价格,使得大量资本流向房地产行业,从而对实体经济产生不利影响。因此,应当充分发挥市场的配置功能,加速要素在区域间的流动,改变东部房价、产业集聚“一头热”的格局,坚持土地随项目流动的原则,根据企业更替的方向来配置土地指标,使市场在资源配置过程中发挥主导性作用。

第三,深化区域协调发展战略,打造睦邻友好的城市生态体系。在实证结果中,房价对生产率影响的直接效应和间接效应恰好相反,表明城市之间可能存在“零和博弈”式的发展。事实上,在考虑空间溢出效应后,房价与城市生产率之间的关系总体呈倒“U”型分布的主要原因正是间接效应大于直接效应,也就是城市的高房价使周边城市受益,但对自身而言并不利于生产率增长。此外,城市间的生产率差异随着房价的分化也不断深化,而这并不利于区域协调发展。因此,应当进一步探索互利共赢的空间发展模式,探索区域一体化合作机制,打破行政壁垒,畅通要素循环,使地区生产率在资源有效配置的过程中实现持续性增长。

参考文献:

- [1] 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(4):77-98.
- [2] 冯萍,刘建江,罗双成. 房价、劳动力成本与制造业区位布局:理论与证据[J]. 产业经济研究,2019(2):88-101.
- [3] 毛其淋,盛斌. 中国制造业企业的进入退出与生产率动态演化[J]. 经济研究,2013(4):16-29.
- [4] 杜书云,田申. 房价波动对金融服务实体经济效率的影响——基于省域面板数据的空间计量分析[J]. 经济经纬,2020(3):142-150.
- [5] 余冰泽,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(1):128-143.
- [6] RONG Z, WANG W, GONG Q. Housing price appreciation, investment opportunity, and firm innovation: evidence from China[J]. Journal of housing economics, 2016, 33(C): 34-58.
- [7] 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.
- [8] CHANEY T, SRAER D, THESMAR D. The collateral channel: how real estate shocks affect corporate investment[J]. American economic review, 2012, 102(6): 2381-2409.
- [9] 罗知,张川川. 信贷扩张、房地产投资与制造业部门的资源配置效率[J]. 金融研究,2015(7):60-75.
- [10] 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(2):465-490.
- [11] 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.
- [12] FOOTE A. The effects of negative house price changes on migration: evidence across U.S. housing downturns[J]. Regional science and urban economics,2016, 60(C):292-299.
- [13] 张莉,何晶,马润泓. 房价如何影响劳动力流动? [J]. 经济研究,2017(8):155-170.
- [14] 张晓磊,徐林萍. 房价上涨与中小微企业融资成本——基于江苏省中小微企业调研数据的实证[J]. 中国软科学,2020(4):35-45.
- [15] 徐展,孟庆斌,盛思思. 房价波动、资金重配与企业投资结构调整[J]. 财经研究,2019(12):111-123.
- [16] FUJITA M, THISSE J F. Economics of agglomeration: cities, industrial location, and globalization[M]. Cambridge: Cambridge University Press, 2012.
- [17] 刘修岩,张学良. 集聚经济与企业区位选择——基于中国地级区域企业数据的实证研究[J]. 财经研究,2010(11):83-92.
- [18] 魏守华,陈扬科,陆思桦. 城市蔓延、多中心集聚与生产率[J]. 中国工业经济,2016(8):58-75.
- [19] 秦蒙,刘修岩. 城市蔓延是否带来了我国城市生产效率的损失? ——基于夜间灯光数据的实证研究[J]. 财经研究,2015(7):28-40.

- [20] LEE L F, YU J. Some recent developments in spatial panel data models[J]. *Regional science and urban economics*, 2010, 40(5):255-271.
- [21] 柯善咨, 向娟. 1996—2009 年中国城市固定资本存量估算[J]. *统计研究*, 2012(7):19-24.
- [22] 郝良峰, 李小平. 城市蔓延对地区生产率增长的影响——基于产业动态集聚的视角[J]. *中南大学学报(社会科学版)*, 2020(2):21-31.
- [23] NUNN N, QIAN N. US food aid and civil conflict[J]. *American economic review*, 2014, 104(6):1630-1666.
- [24] 刘修岩, 李松林, 陈子扬. 多中心空间发展模式与地区收入差距[J]. *中国工业经济*, 2017(10):25-43.
- [25] 刘守英, 王志锋, 张维凡, 等. “以地谋发展”模式的衰竭——基于门槛回归模型的实证研究[J]. *管理世界*, 2020(6):80-92+119+246.
- [26] 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+204-205.
- [27] 梁贺. 房价上涨恶化了制造业企业的生存环境吗? [J]. *产业经济研究*, 2020(5):114-127.
- [28] 梅冬州, 温兴春, 王思卿. 房价调控、地方政府债务与宏观经济波动[J]. *金融研究*, 2021(1):31-50.
- [29] 唐松林, 周文兵, 王国成. 房价变动、产业转移与区域协调发展——以京津冀地区为例[J]. *中国管理科学*, 2021(3):14-23.
- [30] 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(1):35-49.

(责任编辑:刘淑浩;英文校对:葛秋颖)

House Price Fluctuation, Firms' Turnover and Synergistic Improvement of Urban Productivity

HAO Liangfeng

(1. School of Business, Suzhou University of Science and Technology, Suzhou 215009, China;

2. School of Economics, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China)

Abstract: To curb the rapid rise in housing prices and promote economic efficiency reforms are the two major challenges facing China. This paper builds linkage mechanism among housing price, firms' turnover and regional productivity fluctuation, through which two basic hypotheses are proposed. Using Spatial Dubin fixed effects model for empirical test, the paper draws the following conclusions. There is inverted U-shaped non-linear relationship between housing price and productivity, and super high house price is intended to force firms to exit and weaken agglomeration effect, which is not conducive to productivity improvement. Meanwhile, the improvement in house price attaches significant negative impact on productivity, and the increase in house prices exerts obvious “crowding effect” on firms. There is inverted U-shaped relationship between the wage-to-price ratio and urban productivity. Further research shows that high housing price is not conducive to urban scale efficiency, while it shows reversal effect on the technological progress and technological efficiency. In addition, the differentiation of housing price in China has not brought the synergy of productivity. Finally, policy suggestions are put forward from the aspects of stabilizing house prices, adjusting structure and promoting cooperation, so as to promote the optimization and coordinated development of urban productivity on the premise of ensuring the orderly promotion of real estate and entity sectors.

Key words: house price fluctuation; productivity; firms' turnover; industrial agglomeration