

城市房价与全要素生产率： “挤出效应”与“筛选效应”^{*}

余泳泽 李启航

内容提要:本文主要关注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,重点分析城市房价上涨对工业企业的“筛选效应”与“倒逼效应”。利用230个地级市数据和微观工业企业数据,采用工具变量法分别检验了房价对城市整体以及工业企业全要素生产率的差异性影响。实证结果表明,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”。城市房价快速上涨对工业企业的“筛选效应”,使房价快速增长城市工业企业的全要素生产率一般会较高。如果对留存企业的“倒逼效应”难以抵消房价上涨带来的效率损失时,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”曲线关系。城市房价快速上涨对服务业企业的“锁定效应”与生产率的“侵蚀效应”,使房价快速上涨及高房价城市中工业企业全要素生产率较高,但城市整体生产率水平较低。稳健性分析也支持了以上研究结论。

关键词:城市房价 全要素生产率 挤出效应 筛选效应

作者简介:余泳泽,南京财经大学产业发展研究院副院长、校特聘教授,210023;

李启航,山东财经大学经济研究中心副教授,250000。

中图分类号:F426 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2019)01-0128-16

一、引言

随着2015年中央经济工作会议提出的“三去一降一补”战略的实施,房地产“去库存”的松绑政策逐渐形成了泡沫积累与泡沫破裂的“双向失调”风险。以北上广深等一线城市和南京、厦门、合肥等二线城市为代表的房价涨幅已经呈现非理性化趋势。未来的房地产调控政策仍然面临着“两难”的境地,即调控力度过大可能会引发泡沫破裂的连锁反应,而过度松绑则会导致资金流入房地产领域,进而导致实体经济雪上加霜(刘晨晖、陈长石,2015)。就目前全国房价的走势来看,房地产已成为信贷资金的蓄水池和实体经济的“吸血鬼”。在中国利率管制的金融体系下,国有企

^{*} 基金项目:教育部人文社科基金“经济增长目标约束对全要素生产率的影响机制及实证研究”(18YJA790098);国家社科基金重大项目“大国经济视域下以高端服务业引领现代化经济体系建设研究”(18VJ017)。感谢匿名审稿人的宝贵建议,文责自负。

业会以较低的成本获得信贷资金,并通过多种渠道进入房地产相关行业,从而进一步抑制实体经济复苏。可以说目前的中国房地产政策已是牵一发而动全身。

与此同时,中国政府正在寻找经济新常态下新的经济增长动力。从发达国家经验来看,在经济进入新常态后,驱动经济增长的主要动力来自全要素生产率的提升。国内外诸多研究表明,全要素生产率的一个重要来源就是将资源配置从低效率的企业转向高效率的企业(Hall和Jones,1999;Caselli,2005;Bartelsman等,2013)。Hsieh和Klenow(2009)显示中国资源配置效率如能达到美国的水平,中国全要素生产率水平将会提高30%~50%。在这种背景下,需要我们高度关注的是,中国情景下房地产的快速发展会对中国的国民经济效率和个体经济效率产生何种影响?高房价是否存在产业分工效应,将低效率的企业从高房价的中心城市转移到低房价的外围城市,从而进一步扩大区域经济发展的不均衡态势?有鉴于此,本文利用中国230个城市房价数据和微观中国工业企业数据,将研究主题聚焦于中国城市房价对宏观和个体经济效率的差异性影响。

有关房价对经济活动影响的文献主要集中在以下几个方面:(1)房地产如何影响个人消费等经济行为(颜色、朱国钟,2013;邓健、张玉新,2011;吴晓瑜等,2014);(2)房地产是否存在泡沫化问题(况伟大,2008;吕江林,2010);(3)房地产对创新以及效率的影响(Chaney和Thesmar,2012;Chen等,2015;罗知、张川川,2015;王文春、荣昭,2014;陈斌开等,2015;张杰等,2016)。但是有关城市房价对宏观经济效率以及微观工业企业效率的相关研究并未得到足够的重视。有关中国房价对经济效率影响的文献中,陈斌开等(2015)发现不断上涨的住房价格是阻碍中国经济持续稳定增长的重要因素,其原因是高房价导致资源错配,降低资源再配置效率,进而降低全要素生产率。2003年以来,中国住房价格快速上涨,全要素生产率增速和资源再配置效率则双双下降。罗知和张川川(2015)发现城市房地产投资的增加导致制造业部门资源配置效率显著下降。

本文主要关注城市房价对微宏观生产率影响的差异性,以揭示城市房价的产业分工效应和“筛选效应”,从房价视角为城市全要素生产率的差异性寻找一个新的解释。与既有文献相比,本文的边际贡献主要体现在:(1)试图揭示城市房价上涨及高房价的产业分工效应对工业企业的“筛选机制”,重点识别了房价快速上涨对工业企业的“筛选效应”及其内在机制;(2)从房价上涨对工业企业和服务业企业影响的异质性视角,剖析了“房价快速上涨城市中的工业生产率高,但城市整体生产率低”的现实问题,从而可以深入认识房价快速上涨对城市经济的影响。

二、理论机制与研究假设

(一)房价对城市整体全要素生产率的影响

首先,房价快速上涨会对实体经济投资产生较为明显的挤出效应,导致资源尤其是信贷资源的错配,进而不利于城市整体全要素生产率的提升。从影响资源配置效率的主要因素来看,无论要素市场扭曲(Eslava等,2004;Brandt等,2013;毛其淋,2013;陈斌开等,2015;谢攀、林致远,2016),还是金融市场扭曲(Banerjee和Moll,2010;Greenwood和Wang,2010;罗知、张川川,2015),都显著影响资源的配置效率,进而导致一个地区或行业TFP(Total factor productivity)水平低下。房地产泡沫对实体经济的信贷挤占效应是一种典型的金融市场扭曲现象,房地产市场的快速发展不仅挤占了实体经济信贷资金,且会导致过度投资及其效率低下问题,加重了对非房地产行业融资约束程度,进而导致资源错配效应发生(Chen等,2015)。既有研究从多个角度论述了房地产泡沫对资源配置效率损失的影响,主要有通过利率效应对其他部门的投资形成挤占效应(Wang和

Wen, 2010; Chen 等, 2015)、高房价所形成的企业利润率与全要素生产率“倒挂”(陈斌开等, 2015), 以及国有企业以较低成本获取信贷资金并大量用于房地产投资, 导致信贷扩张背景下制造业资源配置效率损失。Bleck 和 Liu (2011) 基于理论模型的研究再次检验了房地产投资的快速膨胀导致的信贷资金的挤占效应和资源错配效应。从数据上来看, 2008 年金融危机以来, 央行不断向市场释放流动性, 而信贷资金进入实体经济的份额并没有达到预期。随着房地产经济的持续高涨, 房地产泡沫对资源的挤占效应越来越突出。

泡沫理论认为资产泡沫对实体经济会产生两方面的影响: 一是资产泡沫可以缓解融资约束。这主要是通过提升资产的抵押价值得以实现。二是通过杠杆效应挤出实体经济的投资。Caballero 和 Krishnamurthy (2006) 研究显示, 在新兴市场国家由于存在较严重的金融摩擦问题, 资产的膨胀可以缓解一部分实体经济的融资约束。但资产泡沫化问题依然存在, 也会通过杠杆效应挤出实体经济的投资 (Chaney 和 Thesmar, 2012)。中国的现实情况是, 由于金融市场发展滞后以及垄断性银行结构为主的间接融资体系的双重抑制模式, 中国金融抑制体制普遍存在 (卢峰、姚洋, 2004)。客观上, 由于这种金融抑制的存在, 资产泡沫会发挥一定的流动性效应, 对实体经济有一定的挤入效应。但中国的现实却是挤入的信贷资本大量流入了国有企业, 而对民营企业的挤入效应则不明显。因此, 中国的房地产泡沫更多的是发挥了杠杆效应, 房地产投资的高额回报使得更多的信贷资金流向房地产领域。陈斌开等 (2015) 的实证结果就显示, 房价上涨会导致与房地产相关的行业利润率上升, 并引导企业进入房地产相关行业, 使资源向高利润和低效率的企业流动, 造成资源错配。房价上涨将导致资源错误配置和实体经济生产率下降。

其次, 房地产泡沫会抑制创新创业活动, 进而不利于城市整体全要素生产率的提升。在经济发展到一定阶段后, 创新是提升一个国家和地区全要素生产率的最重要举措。对于中国目前而言, 无论加速经济转型升级还是加快战略性新兴产业发展, 都离不开创新驱动的重要作用。Miao 和 Wang (2014) 基于对我国经济的观察, 通过构建包含两个生产部门的内生增长模型, 首次提出了投机性泡沫会导致资本在不同生产部门之间重新分配, 即非房地产企业受房地产泡沫的吸引投资于房地产业, 从而抑制了主业的创新投入 (吴海民, 2012; 王文春、荣昭, 2014; 余静文等, 2015; 张杰等, 2016)。同时, 高房价带来的预期会有损人们的创业行为。由于房价高速上涨所带来的高收益, 不少中小企业放弃实业将资金投入房地产, 更有传言说 2016 年最失败的投资就是卖房创业。此外, 高房价还会鼓励年轻人先买房再创业, 不利于创业活动 (吴晓瑜等, 2014)。此外, 房价上涨还会带来地租的上涨, 进而扭曲企业家的行为, 导致更多的企业家参与到寻租活动中, 不利于企业的管理和创新的投入。创新创业也是提升区域全要素生产率的重要途径。从这个角度来看, 房价的持续高速增长造成的高房价有损于全要素生产率的提升。由此, 本文提出假说 1。

假说 1: 城市房价的快速上涨所形成的高房价会产生“资源错配效应”和对创新创业资金的“挤占效应”, 不利于城市整体全要素生产率的提升。

(二) 房价对微观企业个体全要素生产率的影响

以上分析表明, 房价的快速上涨会通过资源错配效应和对创新创业资金的挤占效应, 有损于全要素生产率的提升。但对于个体企业而言, 该影响则表现为不同的机制, 具体表现为:

1. 城市房价快速上涨对工业企业的“淘汰效应”与“转移效应”

根据新经济地理学的相关理论, 房价的上涨以及相关成本的上升会强化外围地区竞争优势, 弱化中心地区的集聚优势, 进而导致制造业向外围地区转移。城市集聚经济会导致各类稀缺要素竞争日趋激烈, 本地区不可转移和不可贸易要素价格会持续上升, 这其中最重要的生产要素土地

价格也会上升,并且带来房价的上涨。一个企业选址的重要考虑因素就是权衡城市集聚收益与城市拥挤成本。当一个城市的集聚收益大于拥挤成本时,企业会向城市中心尤其是大城市集聚,而当拥挤成本大于集聚收益时,低效率的企业会向城市外围或中小城市转移,通过外围布局来降低生产成本,形成价格优势。而城市房价作为拥挤成本的最重要的组成部分,随着房价的高速增长,城市拥挤成本将越来越高。这里包括企业经营的固定成本(如地价、房租等)、人力资源成本(被迫的工资上涨)等涉及企业经营成本的各个方面。从价值链的角度来看,处于不同价值链环节的企业面对房价上涨带来的拥挤成本的提高会表现出不同的选择。通常来说,制造业处于价值链的位置越低,其生产成本受到房价的影响也就越大。对于那些处于价值链低端的低效率企业而言,由于其成本转移能力较差,面对不断上涨的生产成本,这类企业要么被市场淘汰,要么选择向外围城市转移。如果一个城市由于房价上涨和高房价导致企业经营成本上升,企业会根据成本收益原则重新考虑选址决策。但中国的现实情况是,除了企业自身的市场自组织机制外,城市产业政策和官员晋升体制等因素也会显著影响企业的选择决策。但是随着中心城市规模的不断扩大,城市的产业政策也会优先支持高效率的企业的发展。同时,随着 GDP 锦标赛的弱化和对经济增长质量的关注,即使存在官员晋升锦标赛体制,中心城市的官员也会倾向于选择高效率的企业在本地区发展。邵挺和范剑勇(2010)的研究就显示房价对制造业企业布局产生较为明显的影响。

所以,房价快速上涨对工业企业的影响首先会表现出一定的“淘汰效应”和“转移效应”。城市房价是一个天然的“过滤器”,高房价对制造业企业的发展具有一个明显的“筛选效应”,拥挤成本的上升会挤占低效率的企业尤其是制造业企业的生存空间,对低效率的企业具有一个明显的“挤出效应”,而能够在高房价城市生存下来的企业往往都是高效率的企业,这类企业能够通过成本转移部分抵消房价上涨带来的成本上升。

2. 城市房价快速上涨对留存工业企业生产率提升的“倒逼效应”

从动态的角度来看,由于城市房价的产业分工效应,适度的房价上涨不会导致企业由中心城市转移到外围城市,企业更有可能会利用中心城市的集聚优势和本地市场效应抵消高房价带来的成本上升。对于这种类型的企业,为了能够在竞争中生存,只有依靠科技创新和效率提升来降低成本,进而抵消高房价带来的拥挤成本的上升。所以,如果企业不能很好地将成本上升传导给下游企业的话,高房价和房价的高速增长会对企业生产率起到一个“倒逼效应”,企业为了能够在激烈的竞争中生存发展,就必须通过不断的技术创新、拓展细分市场、提高品牌影响力等来降低生产成本,提高生产率。从个体选择而言,企业也会根据成本收益做出理性决策。这里包括了企业投资结构的决策,如在房地产高度景气的周期投资于高收益的房地产相关行业,而减少相对低收益的主营业务投资。当然还包含了企业的选址或者是新投资项目的选址决策。虽然房价快速上涨能够对留存企业起到一个“倒逼效应”,但也会有部分企业难以通过技术创新等途径提高生产率。当房价过高使企业通过创新和提高竞争力也难以抵消其成本上升时,则会导致工业企业生产率下降。所以,虽然房价上涨能够通过“倒逼效应”提高生产率,但是房价快速上涨累积形成的高房价从长期来看会抑制企业生产率提升,高房价与工业企业生产率之间可能会存在一种“倒U型”曲线关系。

从以上分析可以看出,城市房价的快速上涨所形成的高房价会通过产业分工效应对工业企业进行“筛选”,将低效率的企业挤出高房价的城市。同时,对于留存下来的企业,城市房价的快速上涨也会通过“倒逼效应”促进企业生产率的提升,以抵消高房价带来的拥挤成本的上升。但是,房价快速上涨累积形成的高房价也会使得部分企业难以通过技术创新等途径实现生产率提升,从而导致工业企业生产率下降。由此,本文提出假说2。

假说 2(I): 由于城市房价快速上涨对工业企业的“筛选效应”和对留存企业的“倒逼效应”, 导致房价快速上涨城市中留存的工业企业全要素生产率一般会较高。

假说 2(II): 由于房价快速上涨的累积效应, 高房价也会挤占企业创新资金, 导致企业生产率下降。高房价与工业企业生产率之间也会存在一种“倒 U 型”曲线关系。

3. 城市房价快速上涨对服务业企业的“锁定效应”与生产率的“侵蚀效应”

与工业企业不同, 服务业具有生产和消费的同时性和不可储存性的典型特点。服务业是“密度经济”, 需要面对面和本地化服务业的形式, 城市中高密度的人群所在地正是服务业发展的聚集地(梁文泉、陆铭, 2016)。服务对象的相对集中也就要求服务业企业的相对集中。服务业的发展离不开城市的发展和规模的扩大, 众多研究都显示了服务业是伴随着城市化进展而得到不断发展的, 服务业尤其是现代服务业必须集聚在城市内部, 享受城市集聚与知识外溢的收益(Keeble 和 Nacham, 2002; 顾乃华, 2011; 杨艳琳、张恒, 2015)。所以, 现实中城市规模越大, 服务业比重也就越高, 如一线城市的北上广深的服务业比重已经超过 60%。同时, 不同于工业企业, 大部分服务业企业的成本主要由房租和人才成本构成, 城市房价的快速上涨会导致房租成本的上升, 也会间接推高人力成本, 进而推高服务业企业的成本。然而, 由于服务业面临服务对象的城市空间的集聚性和服务产品的不可储存性, 服务业的发展必须附着于城市内部。即使房价上涨带来经营成本的快速增长, 服务业企业也不太可能像工业企业那样转移到外围城市, 只能容忍城市高房价带来的成本上升。齐讴歌等(2012)显示, 房价水平和交通成本变动对生产性服务业影响不显著, 但会加剧中心城市制造业的扩散。由此, 房价快速上涨对服务业企业形成了刚性“锁定效应”, 不利于服务业企业的快速发展。尤其, 我国大部分城市的服务业都属于传统服务业, 如酒店、餐饮、交通运输等, 这类企业一方面附加值不高, 另一方面难以通过技术创新实现价值链攀升。所以, 房价的快速上涨及其形成的高房价不仅侵蚀了传统服务业微薄的利润, 更会严重阻碍服务业企业生产率的提升, 对服务业生产率具有较为明显的“侵蚀效应”。结合假说 1 和假说 2 以及城市房价上涨对服务业企业影响的异质性, 本文提出假说 3。

假说 3: 由于城市房价快速上涨对服务业企业的“锁定效应”与生产率的“侵蚀效应”, 导致高房价城市中的工业企业全要素生产率较高, 但城市整体生产率水平较低。

三、研究设计

(一) 模型设定与工具变量选择

本文所要检验的是城市房价与全要素生产率的关系, 根据以上两个研究假说, 设定基本计量回归模型如下:

$$TFP_{it} = \alpha + \alpha_1 HP_{it-1} + \lambda_j \sum_{j=1}^n Z_{jit} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$TFP_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 HP_{it-1} + \lambda_j \sum_{j=1}^n Z_{jit} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, i 表示城市, j 表示企业, t 表示年份。TFP 代表全要素生产率, HP 代表房价, 为了在一定程度上减少内生性问题, 本文对房价进行滞后一期处理, Z 代表控制变量。这里我们要验证 $\alpha_1 < 0, \beta_1 > 0$ 。同时, 回归模型的标准误聚类在城市层面。

即使以上滞后一期的处理能够在一定程度上缓解内生性问题,但是我们仍无法完全排除由于联立性(simultaneity)和遗漏变量导致的内生性问题。为此,本文尝试通过工具变量的方式来克服由于内生性问题导致的估计偏误。关于房地产相关的实证研究中,目前较为常见的是采用自然地理因素作为房地产的工具变量(Saiz,2010;李力行等,2016)。为此,本文选择城市坡度数据作为工具变量,并借鉴 Nunn 和 Qian(2014)对工具变量的设置方法,^①构造了2004年到2013年城市坡度(与个体变化有关)和上一年全国房地产竣工面积(与时间有关)的交互项,作为内生变量城市房价的工具变量。各城市辖区内地面平均坡度数据采用 Arcgis9.2 软件对 SRTM90m 分辨率的数字高程模型(DEM)数据提取而得。

(二)数据与变量

1. 因变量。城市全要素生产率计算周期为1999—2013年,企业全要素生产率计算周期为2001—2007年。企业全要素生产率的测度根据聂辉华等(2012)的总结进行了数据处理,主要表现在以下几个方面:(1)关于数据识别匹配问题。参照 Brandt 等(2009)的序贯识别匹配法,根据企业代码、名称和邮编等进行匹配,共识别出在2000—2007年持续存活的企业49130家,构建一个8年的平衡面板数据。(2)“工业增加值”缺失数据的处理。对于2001年和2004年缺少的工业增加值数据采用以下公式处理,工业增加值=工业总产值(现价)-中间投入+应缴增值税。(3)价格指数调整。工业增加值使用工业品出厂价格指数平减,固定资本存量使用固定资产投资价格指数平减,工资和收入使用消费品价格指数平减。在微观企业全要素生产率的计算方法上,本文认为 Olley 和 Pakes(1992)为企业 TFP 的估算提供了一个很好的方法。在采用 OP 方法计算企业层面全要素生产率的过程中,本文综合考虑了企业出口因素和 WTO(World Trade Organization)因素(Amiti 和 Konigs,2007;Feenstra 等,2011;余淼杰,2011)。

城市全要素生产率的计算采用随机前沿分析法(Stochastic Frontier Analysis,SFA),并将生产函数设定为超越对数形式。根据 Kumbhakar 和 Lovell(2000)的分解法,将 TFP 分解为规模效率(SE)、技术进步(TP)和技术效率(TE)。在变量处理上,产出以国内生产总值(GDP)来表示。由于城市层面缺少 GDP 平减指数,本文采用城市所在省份 GDP 平减指数对230个城市 GDP 按2000年不变价进行了平减处理。投入中的劳动采用全社会从业人员数据,在《中国城市统计年鉴》中为单位从业人员和私营个体从业人员之和。投入指标中的资本存量的计算方法采用永续盘存法,在计算过程中主要涉及基期资本存量、价格指数和折旧率三个重要指标。其中基期资本存量时期越早后续资本存量的计算越精确,根据数据的可得性,本文选择1991年为基期,城市层面的基期资本存量由各省区市1991年固定资本存量按当年各市占各省份的全社会固定资产投资的比来确定,^②省际1991年资本存量采用张军等(2004)的数据。固定资产投资采用地级市所在省份的固定资产投资价格指数平减到2000年不变价。折旧率采用张军等(2004)的9.6%。按照 Kumbhakar 和 Lovell(2000)的分解方法得出的1999—2013年间以 GDP 为权重几何加权计算得出的中国 TFP 年均增幅为1.286%。

2. 自变量。采用城市房价和房价增速两个变量。其中房价采用 CPI 指数进行平减,并取对数。

3. 控制变量。根据相关文献,选取基础设施水平、外商投资规模、教育科技投资占比、政府财

^① 论文通过构造125个非OECD国家在过去36年间接受粮食援助的次数比例(与个体变化有关)与上一年美国小麦产量(与时间变化有关)的交互项,作为内生变量粮食援助的工具变量。

^② 这里我们并没有采用一般的基期资本存量计算方法,主要原因在于城市层面数据并不像省级层面数据那么完善,能得到的比较早的城市数据为1991年数据,如果采用一般基期资本存量计算方法,由于基期年份较晚,可能会造成基期资本存量计算的偏差。本文采用较为准确的省级资本存量根据城市规模折算到市级层面,这样可以较为准确地确定城市层面的基期资本存量,并且本文估计的时间期限为1998—2013年,以1991年计算的市级基期资本存量对1998年资本存量计算的影响也会随之变小。

政自主权、经济发展水平、产业结构等变量作为控制变量 (Porter 和 Stern, 2002; 范子英、张军, 2009; 刘秉镰等, 2010; 邓明, 2013; 余泳泽、张先轸, 2015)。微观企业层面的控制变量选取出口密度、企业规模、财务状况、资本密度、企业年龄等。各个变量的统计性描述如表 1 所示。

表 1 模型变量统计性描述

	变量符号	变量名称	处理方法	均值	最小值	最大值
因变量	TFP_j	企业全要素生产率 (%)	OP	5.022	0.086	10.164
	TFP_i	城市全要素生产率 (%)	SFA	0.158	30.650	-8.122
自变量	HP	房价 (对数)	商品房销售总额/商品房销售面积	8.102	5.382	10.102
	GHP	房价增速 (%)	相对于上一年度房价的上涨速度	16.275	-48.121	117.567
企业变量	$exphshare$	出口密度	出口交货值/工业销售额	0.179	0	1.400
	$size$	企业规模 (对数)	从业人员	4.682	0	11.930
	$finance$	财务状况	负债总计/资产总计	0.560	-2.753	16.930
	$capintensity$	资本密度	固定资产/从业人员	92.52	-14.63	66864
	age	企业年龄 (年)	企业成立的时间	7.852	7.00	107.00
城市变量	$Infrastructure$	人均货运总量 (对数)	货运总量/总人口	3.318	7.979	-1.482
	FDI	外商投资 (%)	外商投资工业企业总产值/地区工业总产值	0.910	0.000	32.741
	$R\&D$	教育科技投入 (%)	教育科技投入占 GDP 比重	3.271	11.587	0.323
	FD	财政自主权	财政预算内收入/财政预算内支出	0.547	1.739	0.055
	$AGDP$	人均 GDP (对数)	人均 GDP	11.333	4.595	13.965
	$industry$	产业结构 (%)	第二产业比重	48.261	14.990	89.700

四、实证研究

(一) 基本回归结果

1. 高房价对城市整体全要素生产率的影响 (假说 1 检验)

根据回归模型 1 和模型 2, 得到的基本回归结果如表 3 所示。

表 2 2SLS 第一阶段回归结果

	(1)		(2)	
	系数	t 值	系数	t 值
工具变量	4.68e-06***	17.53	2.94e-06***	11.38
控制变量	不包括		包括	
Observations	2053		2053	

注: *** 代表通过 1% 的显著性检验。

表 3 房价与城市全要素生产率的基本回归结果

变量	ols	2sls				
	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>SE</i>	<i>TP</i>	<i>TE</i>
<i>HP</i> ₋₁	-4.172 *** (-4.036)	-4.179 *** (-10.780)	-4.989 *** (-2.659)	0.294 (0.680)	-1.508 *** (-25.069)	-3.775 * (-1.888)
<i>Infrastructure</i>	0.050 (0.612)		0.078 (1.041)	0.026 (0.890)	0.016 (0.153)	0.006 (1.465)
<i>FDI</i>	0.427 (0.581)		0.655 (0.934)	-0.497 ** (-2.193)	-0.012 (-0.476)	1.163 (1.601)
<i>R&D</i>	0.095 * (1.818)		0.150 ** (2.472)	-0.054 *** (-3.328)	-0.002 (-0.802)	0.206 *** (3.071)
<i>FD</i>	0.246 (0.176)		-1.303 (-0.927)	1.283 ** (2.369)	0.115 (1.361)	-2.701 (-1.617)
<i>AGDP</i>	0.844 * (1.814)		1.263 ** (2.303)	-0.444 *** (-4.741)	-0.152 *** (-10.674)	1.859 *** (3.342)
<i>AGDP</i> 平方	-0.022 * (-1.874)		-0.030 ** (-2.435)	0.008 *** (4.052)	0.002 *** (5.679)	-0.039 *** (-3.154)
<i>Industry</i>	-0.097 (-0.847)		-0.031 (-0.271)	0.059 *** (3.485)	0.016 *** (5.492)	-0.107 (-0.956)
固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
RKF 检验		307.20	129.59			
DWH Chi ² /值 (p-value)		121.04 (0.000)	80.51 (0.000)			
Observations	2058	2058	2053	2053	2053	2053
R ²	0.023	0.020	0.058	0.150	0.883	0.082
Number of id	230	230	230	230	230	230

注：*、** 和 *** 分别代表通过 10%、5% 和 1% 的显著性检验。括号内为 t 值或 z 值。下同。

从本文设定的工具变量的有效性来看，Durbin-Wu-Hausman (简称 DWH) 检验认为模型存在一定的内生性问题。此外，在第一阶段的 Kleibergen-Paap rk Wald F (简称 RKF 检验) 统计量分别为 307.20 和 129.59，明显大于 Stock 和 Yogo (2002) 审定的 F 值在 10% 偏误水平下的 16.39 的临界值，说明不存在弱工具变量问题。表 2 第一阶段的回归结果满足工具变量的相关性假设。

表 3 的普通 OLS 回归结果显示，城市高房价抑制了城市全要素生产率提升，系数通过了 1% 的显著性检验。工具变量结果显示，城市高房价也抑制了城市整体全要素生产率的提升，系数通过了 1% 的显著性检验。同时，第二阶段回归结果显示，加入控制变量后内生变量系数没有发生明显变化，从而间接说明排他性约束满足 (Burchardi 和 Hassan, 2013)。在控制变量中，教育科技的投入可以带来城市全要素生产率水平的提升。城市的人均 GDP 与全要素生产率呈现倒 U 型关系，这与陈斌开等 (2015) 的结果类似，可能的原因在于经济越发达的城市越容易产生“大而不倒”的现

象。以上回归结果表明,中国情形下房价对城市整体全要素生产率具有较为明显的抑制作用。从房价与城市全要素生产率的各组成部分的回归结果来看,房价主要抑制了全要素生产率中的技术效率(*TE*)和技术进步水平(*TP*),而对于规模效率影响不显著。这些结果为本文的研究假说1提供了经验证据支持,即房价越高城市整体全要素生产率水平越低。

2. 城市房价快速上涨及形成的高房价与工业企业全要素生产率之间的关系检验(假说2检验)

表4的回归结果显示,无论是否加入控制变量,房价增长率越高的城市留存的工业企业全要素生产率水平也越高,系数为正,且通过了5%的显著性检验。同时,我们发现,随着房价的高速上涨,企业难以企及的房价也会导致工业企业全要素生产率出现下降,城市房价的水平值与工业企业全要素生产率之间存在一定的“倒U型”曲线关系,表现为一次项系数显著为正,二次项系数显著为负。以上实证结果为假说2提供了经验证据,即房价快速上涨的城市工业企业全要素生产率水平较高。但房价快速上涨累积形成的高房价也会使部分企业难以通过技术创新等途径实现生产率提升,并导致留存工业企业生产率的下降。高房价与工业企业生产率之间存在着一种“倒U型”曲线关系。其他企业层面的控制变量显示,中国出口企业的“生产率悖论”显著存在,即企业出口密度越高生产率水平越低。

表4 房价与工业企业全要素生产率的基本回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
房价增长率	0.043 *** (7.38)	0.040 *** (7.06)	0.040 ** (2.02)			
房价水平值				0.886 *** (9.32)	0.823 *** (8.84)	0.823 ** (2.27)
房价水平值二次项				-0.711 *** (-11.71)	-0.659 *** (-11.09)	-0.659 *** (-2.56)
<i>exphshare</i>		-0.098 *** (-27.92)	-0.098 *** (-3.76)		-0.098 *** (-27.96)	-0.098 *** (-3.77)
<i>size</i>		0.228 *** (156.82)	0.228 *** (25.77)		0.228 *** (157.12)	0.228 *** (25.77)
<i>finance</i>		-0.227 *** (-41.53)	-0.227 *** (-8.87)		-0.225 *** (-41.32)	-0.225 *** (-8.82)
<i>capintensity</i>		0.000 *** (8.43)	0.000 *** (6.97)		0.000 *** (8.45)	0.000 *** (6.97)
<i>age</i>		-0.002 *** (-5.99)	-0.002 ** (-2.06)		-0.002 *** (-6.00)	-0.002 ** (-2.06)
时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
地区固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
聚类城市	NO	NO	YES	NO	NO	YES
_cons	5.286 *** (282.08)	4.383 *** (222.35)	4.383 *** (104.13)	2.612 *** (6.91)	1.891 *** (5.10)	1.891 (1.44)
<i>N</i>	631778	631669	631669	632244	632134	632134
R ² -adj	0.119	0.174	0.174	0.119	0.175	0.175
F	360.573	531.191	.	359.876	529.788	.

注:回归选择使用稳健型或城市聚类稳健型标准误。表7同。

3. 高房价对服务业生产率的影响(假说 3 检验)

为了检验假说 3,我们需要验证高房价对服务业生产率的影响,只有验证了房价高速上涨严重抑制了服务业生产率的提升,才能佐证假说 1 和假说 2 形成的“为什么高房价城市工业生产率高,但城市整体生产率低”的现实问题。由于产业数据中内部行业数据有限,未能将房地产产值从服务业总产值中剥离,城市统计年鉴缺少服务业固定资产投资数据,所以无法采用 SFA 或者 DEA 方法测度出城市服务业生产率。借鉴相关研究,本文采用人均服务业产值代理服务业劳动生产率,并采用服务业劳动生产率的增长率代理服务业生产率改进。在控制变量选择上,选择了人均 GDP、产业结构、信息化水平(internet)、科技教育投资比重和 FDI(Foreign Direct Investment)变量,信息化水平采用人均邮电支出代理,其他变量处理如表 1 所示。

从表 5 的回归结果来看,房价高速上涨所形成的高房价严重抑制了服务业劳动生产率的提升。房价无论对服务业整体劳动生产率还是劳动生产率的提升的影响系数均为负,且通过了 5% 的显著性检验。从本文设定的工具变量的有效性来看,DWH 检验和 RKF 检验都说明工具变量的合理性。由此,我们可以推断,房价高速上涨所形成的高房价虽然可以“筛选”出高效率的工业企业,但由于严重抑制了城市服务业效率提升,进而抑制了城市整体全要素生产率的提升。以上实证结果为假说 3 提供了经验支撑,即由于城市房价快速上涨对服务业企业的“锁定效应”与生产率的“侵蚀效应”,使得房价快速上涨及高房价城市中的工业企业全要素生产率较高,但城市整体生产率水平较低。

表 5 房价对服务业劳动生产率的影响结果

变量	服务业人均产值		服务业人均产值增长率	
	HP_{-1}	-40.750*** (-2.990)	-39.909** (-2.496)	-21.466*** (-5.639)
AGDP		0.113 (0.741)		0.981* (1.826)
Industry		-0.241* (-1.960)		-0.264 (-0.832)
R&D		0.124* (1.649)		1.363*** (3.951)
internet		-0.314 (-1.153)		2.731** (2.087)
FDI		1.738*** (3.154)		13.372*** (4.605)
固定效应	YES	YES	YES	YES
RKF 检验	14.341	10.118	78.352	51.612
DWH Chi ² /值(p-value)	14.298	10.210	158.230	77.061
Observations	2053	2053	2053	2053
R ²	0.117	0.160	0.032	0.059
Number of ccid	230	230	230	230

(二) 内在机制检验

1. 假说 1 的内在机制检验

本文在假说 1 的内在机制检验上选择了一个城市房地产投资占固定资产投资比重 (*reality*) 作为中间变量。这是因为房价快速上涨会导致房地产投资比重上升,进而导致对信贷资金挤占,以及由于信贷约束而导致创新资金的不足,导致资源的“错配效应”。为此,本文采用中介效应模型检验假说 1 的中间机制。根据 Baron 和 Kenny (1986) 的检验方法,我们设定验证步骤如下:(1)城市房价与房地产投资比重回归,如果回归系数显著,说明城市房价对房地产投资比重产生了影响;(2)检验房地产投资比重对全要素生产率的影响;(3)将城市房价与房地产投资比重同时和全要素生产率回归,如果城市房价的回归系数显著性下降或者变得不显著,则说明城市房价对全要素生产率的影响部分或者全部来自中介变量的传导。

表 6 房价对城市全要素生产率影响的中间机制检验

	(1)	(2)	(3)	(5)	(6)
方法	ols	2sls	ols	2sls	2sls
被解释变量	<i>reality</i>	<i>reality</i>	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>	<i>TFP</i>
HP_{-1}	4.836 *** (6.917)	8.542 *** (5.754)		-3.677 * (-1.987)	-4.989 *** (-2.659)
<i>reality</i>			-0.114 ** (-2.131)	-0.045 (-1.257)	
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
RKF 检验		65.45		121.40	129.59
DWH Chi2/值(p-value)		55.09 (0.000)		78.432 (0.000)	80.51 (0.000)
R ²	0.137	0.084	0.017	0.034	0.033
Observations	2058	2058	2053	2053	2053

表 6 的结果显示,首先,城市高房价显著助推了房地产投资的膨胀,房价越高的城市房地产投资比重也就越高,系数显著为正,且通过了 1% 的显著性检验。其次,房地产投资比重的上升显著抑制了城市全要素生产率的提升,系数显著为负,且通过了 5% 的显著性检验。最后,同时加入房价和房地产投资比重的模型结果显示,房价对全要素生产率的影响系数明显降低,且显著性由 1% 降低到 10%。这说明中国的房价上涨通过房地产投资的增加挤占了实体经济的信贷资金和创新创业资金,进而导致资源错配不利于城市全要素生产率的提升。

2. 假说 2 的内在机制检验

首先,本文通过对分年分省(考虑到分省房价和生产率可能产生的异质性和共生关系)的房价进行分组,取出上下 25% 的样本,观察其全要素生产率的核密度估计情况(见图 1)。我们发现,尽管整体上影响较小(控制分省分年之后,各组 *tfp* 均值相差不大),但房价较高的城市,全要素生产率确实更加右偏。为了进一步检验筛选效应的作用机制,我们再次使用分省分年的房价排序分组,观察企业研发投入的核密度估计情况(剔除 0 值,见图 2),发现房价较高的城市中,企业研发投

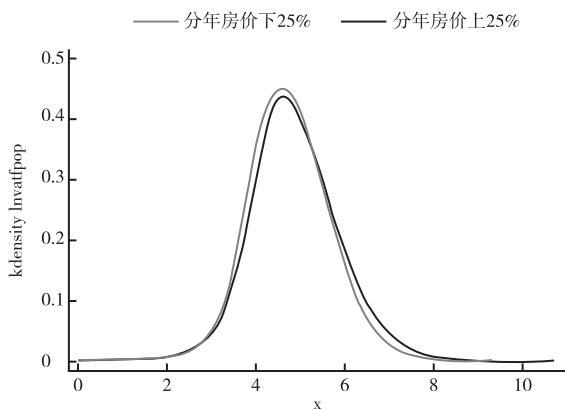


图 1 房价与企业全要素生产率核密度图

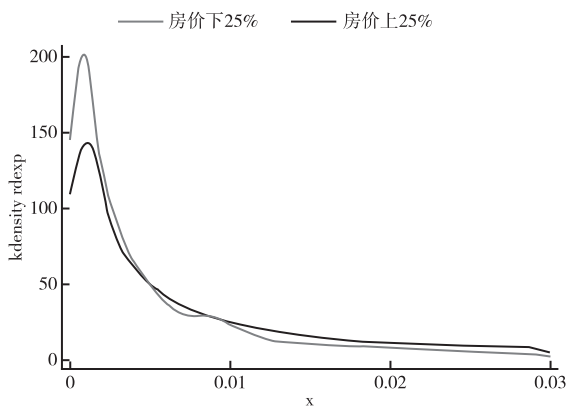


图 2 房价与企业研发投入核密度图

入显著表现为右偏的形态。这证明企业受到高房价带来的高成本压力后,不得不增加研发投入,以提高企业回报,同时截尾的特征也提醒我们,对于房价影响机制,应当根据变量特征选择 tobit 模型。

为了检验假说 2 中的房价快速上涨对留存企业的“倒逼效应”,本文根据工业企业数据库数据的可得性,选取了广告费支出占销售收入比重、研发投入占销售收入比重和职工教育经费占销售收入比重等指标,以验证房价快速上涨后企业是否增加了广告费支出来提高宣传力度,是否通过增加研发投入提高技术水平,以及是否通过提高人力资本投入来增加人才竞争力。由于工业企业数据库中以上三个指标均存在严重断尾现象,所以计量模型采用 tobit 回归。表 7 的回归结果显示,房价的高速上涨通过增加企业广告费支出和增加研发支出强度,倒逼企业通过提升竞争力来提高生产率,进而抵消房价快速上涨带来的经营压力。

表 7 房价对工业企业全要素生产率的“倒逼效应”的实证结果

变量	(1)	(2)	(3)
房价增长率	广告费支出	研发强度	职工教育经费投入
<i>dhp</i>	0.002 *** (4.88)	0.005 *** (5.81)	-0.000 *** (-3.05)
<i>exphshare</i>	-0.009 *** (-34.60)	-0.016 *** (-24.57)	-0.001 *** (-9.70)
<i>size</i>	0.009 *** (123.95)	0.025 *** (126.84)	0.002 *** (98.38)
<i>finance</i>	-0.003 *** (-8.96)	-0.013 *** (-18.17)	0.001 *** (10.49)
<i>capintensity</i>	0.000 *** (20.97)	0.000 *** (19.74)	0.000 *** (16.29)
<i>age</i>	0.000 *** (10.16)	0.000 *** (15.92)	0.000 *** (20.29)

续表 7

变量	(1)	(2)	(3)
房价增长率	广告费支出	研发强度	职工教育经费投入
时间固定	YES	YES	YES
地区固定	YES	YES	YES
行业固定	YES	YES	YES
_cons	-0.091 *** (-85.72)	-0.275 *** (-90.15)	-0.022 *** (-78.23)
N	638829	638829	638829
截断样本	106008	66443	244536

(三) 稳健性检验

本部分采用系统 GMM 回归方法进一步验证城市房价与整体全要素生产率之间的关系,以验证假说 1 结论的可靠性。GMM 结果也显示房价对城市全要素生产率的抑制作用,表现系数为 6.199,且通过了 1% 的显著性检验,系数略大于工具变量结果。同时,我们可以看出房价对城市全要素生产率的抑制作用也是部分通过房地产投资的挤占效应传导的。在加入房地产投资比重这一变量后,房价对全要素生产率的影响系数变低。以上稳健性分析再次为本文提出的假说 1 提供了经验支持。为了进一步验证城市房价对工业企业全要素生产率影响的“筛选效应”,我们对工业企业全要素生产率的计算方法进行了替换,基本检验中企业层面的全要素生产率采用了 OP,本部分以 LP、OLS 和 FE 方法测度出的企业全要素生产率作为稳健性检验。结果显示,采用 OLS、FE 和 LP 方法计算的企业全要素生产率方法下,房价对工业企业全要素生产率的影响都显著为正,且通过了 1% 的显著性检验。以上三种方法计算得出的系数略高于采用 OP 方法计算的结果。在企业全要素生产率计算上无论采用 OLS、FE 还是 LP 方法,实证结果都表明房价越高的城市工业企业全要素生产率水平越高,再次证明城市房价对工业企业具有一个较强的筛选效应。其他企业层面的控制变量上,基本上与 OP 计算方法的结果相近,也存在出口企业的“生产率悖论”现象。此外,本文采用城市住宅市场房价作为城市房价的替代指标分别检验了以上两个假说,结果并没有出现明显变化,基本上都支持了本研究的实证结论。限于篇幅,本文未列出以上实证结果。

五、结论与建议

本文主要关注城市房价对宏观整体全要素生产率和微观企业个体全要素生产率影响的差异性,并试图揭示城市房价的产业分工效应,从房价视角为城市全要素生产率的差异寻找一个新的解释。理论机制分析部分本文提出了三个假说,在实证检验上,通过采用 SFA 方法计算 1999—2013 年 230 个地级市全要素生产率和采用 OP 方法计算的 2000—2007 年工业企业全要素生产率,检验了城市房价对宏观整体全要素生产率和微观个体工业企业全要素生产率的影响。工具变量的实证结果表明城市高房价会显著抑制城市全要素生产率水平的提升,这种抑制作用更多的来自房地产投资增加对实体经济的信贷资金和创新创业资金的挤占所导致的资源错配效应。不同于房价对城市整体全要素生产率提升的抑制作用,实证结果表明城市房价会通过通过对工业企业的“筛

选机制”和“倒逼机制”，使得城市房价越高工业企业全要素生产率水平也就越高。虽然房价高速上涨所形成的高房价可以“筛选”出高效率的工业企业，但由于严重抑制了城市服务业效率提升，进而抑制了城市整体全要素生产率的提升。最后，采用系统 GMM 模型对假说 1 进行了稳健性检验，以 LP、OLS 和 FE 方法替换 OP 方法测度出的企业全要素生产率作为假说 2 的稳健性检验。

本文的研究结论对于如何引导中国房地产健康发展，提升国民经济效率具有一定的启示意义。政府可以在以下几个方面进行引导：(1) 各级政府要高度重视房地产快速膨胀对实体经济的冲击，积极响应中央政府“房子是用来住的”号召，避免由于房价快速上涨和房地产投资的快速膨胀所导致的“调结构、转方式、促转型”困境；(2) 加快利率市场化改革，尤其是国有企业与民营企业利率不对等所导致的投资激励扭曲问题，防止投资性资金通过各种渠道流入房地产领域，引导信贷资金进入实体经济，提升实体经济的投资回报率；(3) 由于城市房价对工业企业全要素生产率具有一个较为明显的“筛选效应”，使制造业会在城市层面出现层级分工的现象，这在一定程度上会加剧城市之间的经济发展差距。但这种层级分工可以有效促进要素的流动和价值链的分工。我们可以进一步强化城市群的功能分工，发挥分工的外部性。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”生产格局，共同提高城市的全要素生产率水平。

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》，《世界经济》2015年第4期。
2. 邓健、张玉新：《房价波动对居民消费的影响机制》，《管理世界》2011年第4期。
3. 邓明：《财政支出、支出竞争与中国地区经济增长效率》，《财贸经济》2013年第10期。
4. 范子英、张军：《财政分权与中国经济增长的效率——基于非期望产出模型的分析》，《管理世界》2009年第7期。
5. 顾乃华：《城市化与服务业发展：基于省市制度互动视角的研究》，《世界经济》2011年第1期。
6. 况伟大：《中国住房市场存在泡沫吗》，《世界经济》2008年第12期。
7. 刘秉镰、武鹏、刘玉海：《交通基础设施与中国全要素生产率增长——基于省域数据的空间面板计量分析》，《中国工业经济》2010年第3期。
8. 李力行、黄佩媛、马光荣：《土地资源错配与中国工业企业生产率差异》，《管理世界》2016年第8期。
9. 刘晨晖、陈长石：《我国房地产去泡沫化风险及其应对》，《经济学家》2015年第11期。
10. 卢峰、姚洋：《金融压抑下的法治、金融发展和经济增长》，《中国社会科学》2004年第1期。
11. 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》，《金融研究》2015年第7期。
12. 梁文泉、陆铭：《后工业化时代的城市：城市规模影响服务业人力资本外部性的微观证据》，《经济研究》2016年第12期。
13. 吕江林：《我国城市住房市场泡沫水平的度量》，《经济研究》2010年第6期。
14. 毛其淋：《要素市场扭曲与中国工业企业生产率——基于贸易自由化视角的分析》，《金融研究》2013年第2期。
15. 聂辉华、江艇、杨汝岱：《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》，《世界经济》2012年第5期。
16. 齐讴歌、周新生、王满仓：《房价水平、交通成本与产业区位分布关系再考量》，《当代经济科学》2012年第1期。
17. 邵挺、范剑勇：《房价水平与制造业的区位分布——基于长三角的实证研究》，《中国工业经济》2010年第10期。
18. 王文春、荣昭：《房价上涨对工业企业创新的抑制影响研究》，《经济学（季刊）》2014年第1期。
19. 吴海民：《资产价格波动、通货膨胀与产业“空心化”——基于我国沿海地区民营工业面板数据的实证研究》，《中国工业经济》2012年第1期。
20. 吴晓瑜、王敏、李力行：《中国的高房价是否阻碍了创业？》，《经济研究》2014年第9期。
21. 谢攀、林致远：《地方保护、要素价格扭曲与资源误置——来自A股上市公司的经验证据》，《财贸经济》2016年第2期。
22. 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》，《管理世界》2013年第3期。
23. 杨艳琳、张恒：《全球视角下服务业与城市化互动关系研究——基于22个国家1960—2013年面板数据的实证分析》，《中

国人口·资源与环境》2015年第11期。

24. 余静文、王媛、谭静:《房价高增长与企业“低技术锁定”——基于中国工业企业数据库的微观证据》,2015年《上海财经大学学报》第5期。
25. 余森杰:《加工贸易、企业生产率和关税减免——来自中国产品面的证据》,《经济学(季刊)》2011年第4期。
26. 余泳泽、张先轸:《要素禀赋、适宜性创新模式选择与全要素生产率提升》,《管理世界》2015年第9期。
27. 张军、吴桂英、张吉鹏:《中国省际物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》2004年第10期。
28. 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》,《管理世界》2016年第5期。
29. Amiti, M., & Konings, J., Trade Liberalization, Intermediate Inputs, and Productivity: Evidence from Indonesia. *American Economic Review*, Vol. 97, No. 5, 2007, pp. 1611 – 1638.
30. Bleck, A., & Liu, X., Credit Expansion and Credit Misallocation *Social Science Electronic Publishing*, 2011.
31. Banerjee, A. V., & Moll, B., Why does Misallocation Persist? *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol. 2, No. 1, 2010, pp. 189 – 206.
32. Bartelsman, E. J., Haltiwanger, J. C., & Scarpetta, S., Cross-Country Differences in Productivity; The Role of Allocation and Selection. *American Economic Review*, Vol. 103, No. 1, 2013, pp. 305 – 334.
33. Burchardi, K. B., & Hassan, T. A., The Economic Impact of Social Ties: Evidence from German Reunification. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 128, No. 3, 2013, pp. 1219 – 1271.
34. Brandt, L., Biesebroeck, J. V., & Zhang, Y., Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing. *Journal of Development Economics*, Vol. 97, No. 2, 2009, pp. 339 – 351.
35. Brandt, L., Tombe, T., & Zhu, X., Factor Market Distortions across Time, Space and Sectors in China. *Review of Economic Dynamics*, Vol. 16, No. 1, 2013, pp. 39 – 58.
36. Baron, R. M., & Kenny, D. A., The Moderator-mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic, and Statistical Considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, Vol. 51, No. 6, 1986, pp. 1173 – 1198.
37. Caballero, R. J., & Krishnamurthy, A., Bubbles and Capital Flow Volatility: Causes and Risk Management. *Social Science Electronic Publishing*, Vol. 53, No. 1, 2006, pp. 35 – 53.
38. Caselli, F., Accounting for Cross-country Income Differences. *Handbook of Economic Growth*, Vol. 1, No. 5, 2005, pp. 679 – 741.
39. Chaney, T., & Thesmar, D., The Collateral Channel: How Real Estate Shocks Affect Corporate Investment. *American Economic Review*, Vol. 102, No. 6, 2012, pp. 2381 – 2409.
40. Chen, T., Liu, L. X., & Zhou, L. A., The Crowding-out Effects of Real Estate Shocks-Evidence from China. *Social Science Electronic Publishing*, 2015.
41. Eslava, M., Haltiwanger, J., Kugler, A., & Kugler, M., The Effects of Structural Reforms on Productivity Profitability Enhancing Reallocation: Evidence from Columbia. *Journal of Development Economics*, Vol. 75, No. 2, 2004, pp. 333 – 371.
42. Feenstra, R., Li, Z., & Yu, M., Exports and Credit Constraints under Incomplete Information: Theory and Evidence from China. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 96, No. 4, 2011, pp. 729 – 744.
43. Hall, R. E., & Jones, C. L., Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others? *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, No. 1, 1999, pp. 83 – 116.
44. Hsieh, C., & Klenow, P. J., Misallocation and Manufacturing TFP in China and India. *Quarterly Journal of Economic*, Vol. 124, No. 4, 2009, pp. 1403 – 1448.
45. Kumbhakar, S., & Lovell, C., *Stochastic Frontier Analysis* New York: Cambridge University Press, 2000.
46. Keeble, D., & Nacham, L., Why Do Business Service Firms Cluster? Small Consultancies, Clustering and Decentralization in London and Southern England. *Transactions of the Institute of British Geographers*, Vol. 27, No. 1, 2002, pp. 67 – 90.
47. Greenwood, J., & Wang, C., Financing Development: the Role of Information Costs. *American Economic Review*, Vol. 100, No. 4, 2010, pp. 1875 – 1891.
48. Miao, J., & Wang, P., Sectoral Bubbles, Misallocation, and Endogenous growth. *Journal of Mathematical Economics*, Vol. 53, No. 8, 2014, pp. 153 – 163.
49. Nunn, N., & Qian, N., US Food Aid and Civil Conflict. *American Economic Review*, Vol. 104, No. 6, 2014, pp. 1630 – 1666.
50. Olley, G. S., & Pakes, A., The Dynamics of Productivity in the Telecommunication Equipment Industry. *Econometric*, Vol. 64,

No. 6, 1992, pp. 1263 – 1297.

51. Porter, M. , & Stern, S. , National Innovative Capacity. *Research Policy*, Vol. 31 ,No. 6, 2002 , pp. 899 – 933.

52. Saiz, A. , The Geographic Determinants of Housing Supply. *Quarterly Journal of Economics*. Vol. 125, No. 3, 2010, pp. 1253 – 1296.

53. Stock, J. H. , & Yogo, M. , Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression. *Nber Technical Working Papers*, Vol. 14, No. 1, 2002, pp. 80 – 108.

54. Wang, X. , & Wen, Y. , Can Rising Housing Prices Explain China's High Household Saving Rate? *Social Science Electronic Publishing*, Vol. 93, No. 3, 2010, pp. 67 – 88.

Urban Housing Prices and Total Factor Productivity: “Crowding-out Effects” and “Sorting Effects”

YU Yongze (Nanjing University of Finance and Economics, 210023)

LI Qihang (Shandong University of Finance and Economics, 250000)

Abstract: The paper mainly focuses on the difference in the effect of urban housing prices on the overall total factor productivity (TFP) and individual corporate TFP, especially on the “sorting effects” and the “reversed transmission of pressure effects” of rising urban housing prices on industrial enterprises. It uses instrumental variables to analyze the data of 230 prefecture-level cities and individual industrial enterprises to check the varying influence of housing prices on the city’s overall TFP as well as individual industrial enterprises’ TFP. The empirical results show that high housing prices significantly inhibit the growth of the city’s overall TFP, mainly due to the “crowding-out effects” and the “resource mismatch effects” of real estate investment on investment in the real economy. Under the “sorting effects” of the fast-growing urban housing prices on industrial enterprises, the industrial enterprises located in cities where housing prices soar tend to have a high TFP. There will be an inverted U-shaped relationship between high housing prices and industrial enterprises’ productivity when retained enterprises fail to offset the loss of efficiency caused by rising house prices through the “reversed transmission of pressure effects”. Due to “lock-in effects” of soaring urban housing prices on service enterprises and “erosion effects” on productivity, industrial enterprises in cities with soaring or already sky-high housing prices tend to have a high TFP while these cities’ overall productivity is low. Robustness analysis also supports the above conclusions.

Keywords: Urban Housing Price, Total Factor Productivity, Crowding-out Effects, Sorting Effects

JEL: R31, D21, O30

责任编辑:无 明