

DOI:10.19361/j.er.2017.06.02

高房价对行业全要素生产率的影响

——来自中国工业企业数据库的微观证据

余静文 谭 静 蔡晓慧*

摘要：1998年住房市场化改革以来，中国房价经历了快速增长，房地产部门成为国民经济支柱产业，而全要素生产率增长却在下滑。作为供给面的重要因素，全要素生产率是决定潜在经济增长的根本性力量。利用匹配的中国工业企业数据和35个大中城市宏观数据，本文探究了高房价对行业全要素生产率的影响，尝试从全要素生产率的视角分析高房价与中国潜在经济增长的关联。研究发现，首先，高房价对行业全要素生产率产生了负面影响，房价收入比提高10%，行业全要素生产率下降2.56%，这说明高房价并没有通过流动性效应改善资源配置效率，反而导致要素配置扭曲程度加大；其次，高房价通过拉高房地产投资收益，挤出了企业研发部门的资源投入，抑制了企业全要素生产率的改善，进而制约潜在经济增长。本文研究结果为房地产过度繁荣所产生的负面效应提供了新的证据。

关键词：房产泡沫；经济增长；资源错配；全要素生产率

一、问题的提出

较改革开放以来近9.8%的年均增长而言，中国经济增速出现了下滑，潜在经济增长率也已呈现下降趋势，按HP滤波来计算已经跌破了8%^①。这一现象产生的背景是人口红利和制度红利的逐渐消失、环境资源约束的不断加强，过去依靠要素驱动的增长模式难以持续，经济发展面临效率改善的巨大挑战。如果将潜在经济增长分解为劳动力、资本存量和全要素生产率三个方面，那么由于劳动力和资本的边际回报递减，在现有资源约束下提高产出就需要提高全要素生产率，全要素生产率作为供给面的重要因素是决定潜在经济增长的根本性力量。

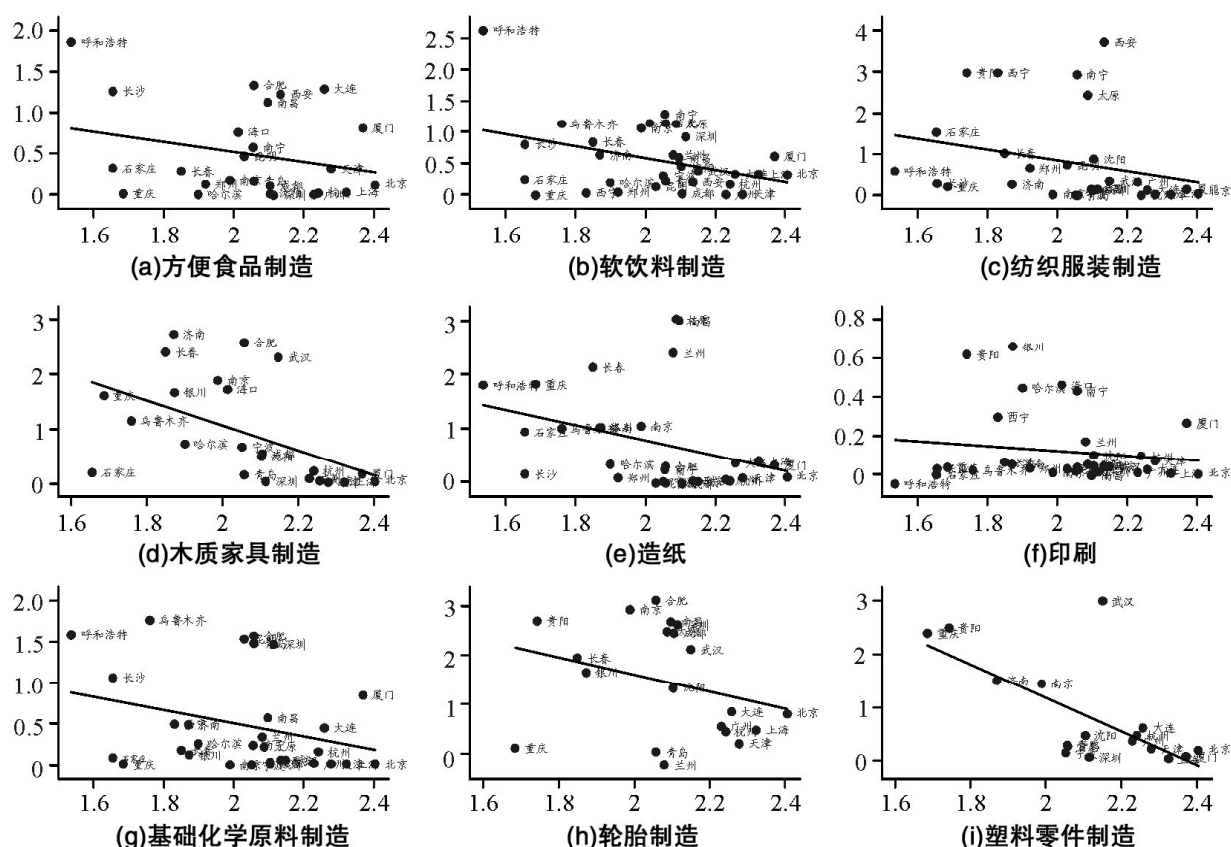
随着制度变革红利逐渐消失以及人口结构发生重大转型，房地产对国民经济的作用将愈发的突出。本文尝试从全要素生产率的视角来研究高房价对中国潜在经济增长的影响。

*余静文，武汉大学经济与管理学院，邮政编码：430072，电子信箱：jwyu@whu.edu.cn；谭静，上海大学经济学院，邮政编码：200444，电子信箱：jingtan@shu.edu.cn；蔡晓慧，浙江财经大学金融学院，邮政编码：310018，电子信箱：greentree936@126.com。

本文得到国家自然科学基金青年项目“高房价对我国全要素生产率影响的机制分析及数量测度”（项目编号：71503186）、国家社会科学基金重大项目“供给侧结构性改革与发展新动力研究”（项目编号：16ZDA006）的资助。作者感谢匿名审稿专家提出的宝贵修改意见，当然文责自负。

①利用Hodrick-Prescott (HP) 滤波， λ 取值6.25，计算出中国年度GDP的潜在值，以此计算GDP的潜在增长率。

根据图1,房价收入比对数与行业层面的全要素生产率存在明显的负相关关系,通过进一步计量分析,本文发现,首先,高房价对行业生产率产生了负面影响,房价收入比提高10%,行业全要素生产率下降2.56%,这主要表现在高房价导致了行业层面的要素错配程度提高,房价收入比提高10%,资源错配程度将会提高4.21%;其次,高房价导致企业层面全要素生产率下降,房价收入比提高10%,企业全要素生产率会下降1.04%,这其中的潜在渠道是高房价挤出了研发部门的资源投入。高房价会通过全要素生产率的影响而制约潜在经济增长。本文研究为房地产过度繁荣所产生的负面效应以及高房价影响国民经济的机制提供了新的证据。



注:纵轴为行业全要素生产率;横轴为房价收入比的対数。

资料来源:房价收入比数据来自于CEIC;全要素生产率数据由作者根据OP方法计算得到。

图1 房价收入比与行业全要素生产率

全文结构如下:第二部分为文献综述;第三部分为数据和计量方法的说明;第四部分为高房价对行业全要素生产率影响的实证结果分析;第五部分对高房价影响行业全要素生产率的机制展开讨论;第六部分为主要结论。

二、文献综述

本文的研究与两支文献相关,第一是泡沫理论。泡沫的产生避免了现实经济体中的动态无效率的情况^①。跨期迭代模型中微观个体的最优化会导致投资过多的情况产生,此时资产泡沫的出现可以挤出部分投资,提高经济体的利率水平,发挥杠杆效应。从这个角度来

①动态无效率指的是资本过度积累,高于黄金律的资本存量水平,导致实际利率低于持平投资的增长率。

看,高房价通过提高利率水平发挥挤出投资的作用。此外,Miao 和 Wang(2014)通过构建多部门的资产泡沫模型,发现泡沫在不同部门的出现会导致资源再配置效应,如果泡沫出现在具有外部性的部门,那么泡沫的出现会吸引更多的资源流向具有外部性的部门,从而对经济增长产生积极影响,这一结论也在 Martin 和 Ventura(2012)、Miao 和 Wang(2012)、Miao 和 Wang(2013)的模型中得到反映。不同的是,Martin 和 Ventura(2012)、Miao 和 Wang(2012)、Miao 和 Wang(2013)均假定了经济中存在摩擦,具有效率的部门的投资需求受到了抑制,泡沫的出现能够缓解融资约束,从而有助于促进生产效率的提升和经济的增长。然而,如果泡沫产生于不具有外部性的部门,那么泡沫相反会导致资源从具有外部性部门流出,从而不利于经济增长,Miao 和 Wang(2014)将这种效应称为资源再配置效应,这种资源再配置效应也是杠杆效应的一种表现形式。此外,在金融摩擦存在的情况下,金融资源无法实现最优配置,当这一情况变得较严重时,微观主体一方面增加了资产价值提升的需求,另一方面也增强资产价值提升的信念,此时,资产价值提升能提高企业的抵押负债能力,改善其面临的融资约束局面,促进企业投资(Farhi and Tirole,2012)。流动性效应发挥了挤入投资的作用(Gan,2007;Chaney et al.,2012)。

第二是资源错配理论,资源错配产生于价格信号的扭曲抑或是要素流动的障碍,如果房价过快上涨,房屋价格产生扭曲,那么整个经济的资源配置就难以实现优化,错配程度也会加剧,对全要素生产率产生负面影响。当前中国经济存在系统性的资源错配,这表现在同一行业不同所有制企业的资本边际回报率存在显著差异以及同一行业全要素生产率抑或是要素边际回报率的标准差较大,资源错配是企业效率低下的重要原因(Brandt et al.,2012)。Hsieh 和 Klenow(2009)的研究发现,以美国资源配置状态为参照,通过优化资源配置,中国全要素生产率存在 30%~50%的改善空间。如果以 20 年来计算,那么这意味着仅改善资源配置效率所带来的全要素生产率增加,就能够将经济增长率提高 1.32~2.05 个百分点。

与本文相关的研究还包括 Meza 和 Quintin(2005)、Pratap 和 Urrutia(2012)、Miao 和 Wang(2012)以及 Martin 和 Ventura(2012)。Meza 和 Quintin(2005)研究了墨西哥 20 世纪 90 年代的金融危机与全要素生产率的关系,金融危机发生伴随着的是资产价格下降,资产价格下降能够解释这段时期全要素生产率的下降。Pratap 和 Urrutia(2012)构建了两部门的小型开放经济模型,金融危机往往导致融资约束加强,这会导致资源配置效率的损失。Miao 和 Wang(2012)构建了包含融资约束和生产率冲击的无限期模型,在存在融资约束的情况下,资产泡沫的产生能够将资源更多的转移到高生产率的企业,纠正资源错配,提高全要素生产率。Martin 和 Ventura(2012)同样在存在融资约束的条件下研究了资产泡沫与经济增长的关系,微观个体能够创造泡沫,也能够购买泡沫资产,因此,受到融资约束的高生产率企业能够创造泡沫资产,从而吸引低生产率企业来购买,以此实现资源的优化配置,带来全要素生产率的提升。

以上研究均为理论研究,通过构建理论框架来说明资产泡沫对全要素生产率的影响,并且这些研究表明了资产价格的上涨能够发挥流动性效应,缓解企业的融资约束,改善资源配置效率,进而提高全要素生产率。得到这一结论有两个前提:第一,资产泡沫是由高效率企业产生,将资源从低效率企业转移到高效率企业。这对于高房价并不适用,房地产既可作为低效率企业的抵押,也可作为高效率企业的抵押,因此高房价可以提升这两类企业的抵押资产价值,促进其投资。如果低效率企业也能够获取更多信贷资源,那么除非总体信贷资源增

幅超过低效率企业获取信贷资源的增幅,否则高效率企业能够得到的信贷资源更少。第二,高效率的企业受到了融资约束,并且面临资产价格上涨,获得更多资源的时候,不是将这些资源用于购买价格快速上升的资产,而是将资源投入到企业的主营业务中,否则,还可能出现高房价挤出企业主营业务资源的情况。因此,在完善理论研究假设的同时,需要更全面和更具代表性的经验证据加以支撑。而当前国内外学界关于高房价与全要素生产率的实证分析还较为缺乏,特别是缺乏具有代表性的、相对高房价伴随低全要素生产率的中国经验,而这正是本研究的主要贡献。

陈斌开等(2015)利用了中国工业企业数据库分析了高房价对地级市层面全要素生产率的影响。本文的研究与陈斌开等(2015)不同之处主要表现在两个方面,首先,分析角度不同。本文是将生产率加总在城市-行业层面,从城市-行业层面来分析高房价对中国工业企业生产率的影响^①。其次,关键变量定义不同。本文使用房价收入比来衡量高房价,并采取Brandt等(2013)的方法对行业要素错配程度进行测度。此外,本文还从企业层面对高房价影响行业全要素生产率的机制进行分析,研发是提高生产效率的一种途径,本文在王文春和荣昭(2014)的基础上,进一步考察了高房价对企业研发投入行为的影响。

三、数据和计量方法说明

(一) 数据说明

本文使用的是2002-2007年企业层面的数据,并根据企业地址代码将企业与中国35个大中城市相匹配^②。参照Cai和Liu(2009)分为四步对数据进行处理。首先,删除总资产、职工人数、工业总产值、固定资产净值以及销售额缺失的样本;其次,删除不满足规模以上标准的样本,包括固定资产净值低于1 000万的企业、销售额低于1 000万的企业、职工人数小于30的企业;再次,删除了明显不符合会计原则的样本,包括总资产小于流动资产的企业、总资产小于固定资产净值的企业、累计折旧小于当期折旧的企业;最后删除本文所使用变量存在缺失值的样本。为了处理异常值,本文在1%水平对全要素生产率进行Winsorize的处理。根据4位数的行业代码,本文按工业增加值占比在行业层面加总企业的全要素生产率,得到行业层面的全要素生产率。本文选取房价收入比来衡量高房价(吕江林,2010)。此外,本文也将控制地区经济发展水平来考察房价变化对行业全要素生产率的影响。

(二) 全要素生产率的估计

本文采取了Olley和Pakes(1996)的方法来估计全要素生产率,这一方法可以克服传统OLS估计的参数不一致问题。首先,在估计资本弹性时,存在产量影响投资的反向因果关

^①资本自由流动的情况下,资源错配应当是全国性的。根据Aghion等(2006)的研究,资本地区间的流动因为信息不对称受到一定的阻碍。信息不对称是经济中的一种常态,这使得当地资本(Local Capital)对经济发展更为重要,因为当地资本的持有者对当地企业、经济更为了解、更为熟悉,由此缓解了信息不对称导致的逆向选择和道德风险问题。因此,地方高房价能够造成当地的资源错配。

^②选择2002年作为起始年有两点原因。第一,2002年中国加入世界贸易组织之后经历了经济的快速增长,房地产行业在这段时期也出现繁荣,并成为国民经济的支柱产业;第二,房价收入比的数据起始于2002年。35个大中城市包括:上海、北京、深圳、广州、厦门、宁波、杭州、南京、成都、天津、青岛、石家庄、大连、南宁、福州、重庆、乌鲁木齐、西安、武汉、贵阳、哈尔滨、合肥、昆明、郑州、济南、太原、南昌、呼和浩特、长沙、沈阳、长春、兰州、西宁、海口、银川。

系,企业同时选择产量和资本投入量,误差项作为全要素生产率存在遗漏变量问题;其次,样本选择偏误存在,全要素生产率较高的企业的存活率较高。Olley 和 Pakes(1996)采取两步估计方法以解决上述问题。首先用 OLS 估计中间投入品和劳动的产出弹性;其次用非线性最小二乘(Non-Linear Least Squares)估计资本的产出弹性;最后利用估计得到的中间投入、劳动力和资本的产出弹性求得全要素生产率。

(三) 计量方法说明

为了检验本文所提假说,本文首先构建了以下计量模型来检验高房价对行业全要素生产率的影响:

$$Tfpi_{cjt} = c + \beta Hpincome_{ct-1} + X_{cjt-1} \gamma + \varphi_j + \lambda_c + \eta_t + \varepsilon_{cjt} \quad (1)$$

(1)式中:下标 j 、 c 和 t 分别表示行业、城市和年份。 $Tfpi$ 为被解释变量行业全要素生产率, $Hpincome$ 为关键解释变量房价收入比的对数, X 为包含控制变量的向量。 φ 、 λ 和 η 分别为行业固定效应、城市固定效应和年份固定效应, ε 为随机扰动项。此外,本文也用房价的对数(Logprice)替换房价收入比的对数,并且在模型中控制了人均 GDP 的对数(Loggdp),房价和人均 GDP 均以 1999 年为基准年调整为真实值。此模型考察给定经济发展水平的情况下,房价变化对全要素生产率变化的影响,模型设定形式如下:

$$Tfpi_{cjt} = c' + \beta'_1 \text{Logprice}_{ct-1} + \beta'_2 \text{Loggdp}_{ct-1} + X_{cjt-1} \gamma' + \varphi_j + \lambda_c + \eta_t + \varepsilon_{cjt} \quad (2)$$

表 1 为变量的描述性统计。

表 1 变量的描述性统计

	定义	均值	标准差	最小值	最大值	样本量
企业层面:						
$Tfpf$	全要素生产率的对数	2.709	1.389	-7.229	15.132	116 254
$Liquidity$	(流动资产-流动负债)/总资产	0.025	0.295	-6.762	0.973	116 254
$Logasset$	总资产的对数	11.613	1.203	9.245	20.152	116 254
Age	当年-企业开工年份	13.007	14.761	0	190	116 254
$Soef$	国有资本金所占份额	0.110	0.313	0	1	116 254
$Fdif$	外商资本金所占份额	0.318	0.466	0	1	116 254
$Coef$	集体资本金所占份额	0.057	0.231	0	1	116 254
$Privatef$	私人资本金所占份额	0.515	0.497	0	1	116 254
$Export$	虚拟变量(出口企业=1)	0.430	0.495	0	1	116 254
行业层面:						
$Tfpi$	$Tfpf$ 加权平均(按工业增加值)	2.708	1.454	-0.481	7.001	26 282
$Hhindex$	Herfindahl-Hirschman 指数	0.678	0.319	0.010	1	26 282
$Soei$	国有资本金(加总)所占份额	0.155	0.301	0	1	26 282
$Fdii$	外商资本金(加总)所占份额	0.307	0.371	0	1	26 282
$Coei$	集体资本金(加总)所占份额	0.045	0.164	0	1	26 282
$Privatei$	私人资本金(加总)所占份额	0.493	0.399	0	1	26 282
$Exporti$	出口企业所占份额	0.187	0.193	0	1	26 282
城市层面:						
$Logprice$	真实房价(元/平方米)的对数	7.893	0.415	7.185	9.189	210
$Loggdp$	真实人均 GDP(万元)的对数	0.841	0.663	-0.545	3.105	210
$Hpincome$	房价收入比的对数	2.004	0.216	1.336	2.677	210
$Govern$	(政府收入-政府支出)/政府收入	-0.391	0.332	-1.447	0.189	210
$Fdigdp$	外商直接投资/GDP	0.047	0.034	0.003	0.146	210
$Nonagri$	非农产值/GDP	0.910	0.332	0.803	0.984	210
$Logkl$	(工业总物质资本/工业总就业人数)的对数	5.375	0.484	3.179	7.974	210
$Employsoe$	国有工业企业就业人数/工业总就业人数	0.361	0.216	0.008	0.883	210

根据已有理论和实证文献,本文加入了行业层面的控制变量和城市层面的控制变量,它们包括:(1)行业层面的 Herfindahl-Hirschman 指数(*HHindex*),该指数越高表明市场垄断力量越强;(2)行业层面的所有权份额,已有研究表明国有企业的全要素生产率都低于非国有企业,原因包括权责不明晰、预算软约束问题以及国家和国有部门存在的隐形契约(姚洋,1998)。我们按照行业层面加总计算国有资本金、集体资本金、外商资本金和私人资本金,得到其占总资本金的份额,依次记为 *Soei*、*Coei*、*Fdii* 和 *Privatei*;(3)出口企业占比,记为 *Exporti*,出口可以通过与其他国家的联系,包括获取改善生产工艺过程的技术支持和转移等促进生产效率的提升(Gereffi et al., 2005);(4)产业结构特征,用非农产业产值占总产值比重来表示,记为 *Nonagri*;(5)外商直接投资占 GDP 比重,其中外商直接投资为人民币计价,由当年平均汇率计算得来,记为 *Fdigdp*,外商直接投资具有技术外溢效应;(6)政府财政平衡情况,用(政府收入-政府支出)/政府收入表示,记为 *Govern*,政府财政平衡状况影响政府对土地财政依赖程度;(7)物质资本密度,用人均物质资本存量(工业总物质资本/工业总就业人数)的对数来表示,记为 *Logkl*。李静等(2012)发现重工业行业更容易获得财政补贴,从而出现资源错配,因此一个地区的物质资本密度也可能对全要素生产率产生影响;(8)地区国有企业比重,即国有工业企业就业人数/工业总就业人数,记为 *Employsoe*。Brandt 等(2013)发现国有企业效率较低,但更易获得贷款,因此地区国有企业比重也可能会影响全要素生产率^①。考虑到当期值存在互为因果关系导致的内生性问题,关键解释变量及所有控制变量均取滞后一期。

四、实证结果分析

(一) 基本实证结果

表2报告基本实证结果,被解释变量为行业全要素生产率(*Tfpi*),模型设定(1)和(4)中,关键解释变量分别为房价收入比的对数和房价的对数,二者估计系数显著为负,说明高房价降低了行业全要素生产率。模型设定(2)和(5)加入了行业控制变量,模型设定(3)和(6)加入了城市控制变量,估计结果较模型设定(1)和(4)没有大的变化。模型设定(7)和(8)同时加入了行业控制变量和城市控制变量,房价收入比对数和房价对数的估计系数依次为-0.256和-0.301,显著异于零,这说明房价收入比提高10%,行业全要素生产率会下降2.56%。给定人均收入不变,房价提高10%,行业全要素生产率下降3.01%。

表2 高房价对行业全要素生产率的影响

变量	(1) <i>Tfpi</i>	(2) <i>Tfpi</i>	(3) <i>Tfpi</i>	(4) <i>Tfpi</i>	(5) <i>Tfpi</i>	(6) <i>Tfpi</i>	(7) <i>Tfpi</i>	(8) <i>Tfpi</i>
<i>Hpincome</i>	-0.233 ** (0.104)	-0.239 ** (0.101)	-0.256 ** (0.127)				-0.256 ** (0.124)	
<i>Logprice</i>				-0.328 *** (0.099)	-0.324 *** (0.097)	-0.308 *** (0.110)		-0.301 *** (0.107)
<i>Loggdp</i>				0.200 (0.272)	0.187 (0.280)	0.642 (0.388)		0.576 (0.386)
<i>HHindex</i>		-0.284 *** (0.029)			-0.284 *** (0.029)		-0.286 *** (0.030)	-0.285 *** (0.30)

^① 本文将 *Logkl* 和 *Employsoe* 作为城市的控制变量参照了陈斌开等(2015)的处理。

续表 2 高房价对行业全要素生产率的影响

变量	(1) <i>Tfpi</i>	(2) <i>Tfpi</i>	(3) <i>Tfpi</i>	(4) <i>Tfpi</i>	(5) <i>Tfpi</i>	(6) <i>Tfpi</i>	(7) <i>Tfpi</i>	(8) <i>Tfpi</i>
<i>Exporti</i>		-0.241 *** (0.046)			-0.240 *** (0.046)		-0.241 *** (0.046)	-0.240 *** (0.046)
基准组: <i>Privatei</i>								
<i>Soei</i>		-0.062 * (0.037)			-0.061 * (0.037)		-0.060 (0.037)	-0.059 (0.037)
<i>Coei</i>		0.021 (0.050)			0.020 (0.051)		0.018 (0.050)	0.018 (0.050)
<i>Fdii</i>		-0.013 (0.035)			-0.013 (0.035)		-0.012 (0.035)	-0.013 (0.035)
<i>Goven</i>			-0.117 (0.098)			-0.139 (0.090)	-0.122 (0.097)	-0.144 (0.089)
<i>Fdigdp</i>			0.019 *** (0.005)			0.019 *** (0.005)	0.019 *** (0.005)	0.019 *** (0.005)
<i>Nonagri</i>			-0.063 (0.142)			-0.068 (0.142)	-0.069 (0.141)	-0.064 (0.142)
<i>Logkl</i>			0.036 (0.070)			0.024 (0.064)	0.059 (0.069)	0.050 (0.063)
<i>Employsoe</i>			0.005 (0.185)			0.012 (0.165)	0.013 (0.179)	0.016 (0.160)
城市哑变量	是	是	是	是	是	是	是	是
行业哑变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份哑变量	是	是	是	是	是	是	是	是
样本量	15 391	15 391	15 391	15 391	15 391	15 391	15 391	15 391
<i>R</i> ²	0.571	0.574	0.571	0.571	0.575	0.571	0.575	0.575

注: *、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 显著水平下显著;括号内为集聚在城市-年份层面的标准差。

(二) 稳健性检验

1. 不同样本的回归结果

前文估计结果表明,房价收入比的提高导致行业层面全要素生产率的下降。这一结果会不会受到某城市的影响,或者受到不同权重选择的影响。本文在此进行了稳健性的检验,首先,本文逐个剔除掉一个城市,采取表 2 中模型设定(7)和(8)对其他 34 个城市样本进行回归。表 3 报告了 *Hpincome* 和 *Logprice* 的回归系数。根据估计结果,所有估计系数均显著为负,并没有出现系数符号变化以及系数大的变动,*Hpincome* 的估计系数最大值为 -0.197 (剔除厦门),最小值为 -0.324 (剔除上海),*logprice* 的估计系数最大值为 -0.232 (剔除厦门),最小值为 -0.366 (剔除上海)。这也说明前文结论并不是由于某些城市的特征导致的。

表 3 高房价对行业全要素生产率的影响:分不同样本

剔除省份	被解释变量: <i>Tfpi</i>		剔除省份	被解释变量: <i>Tfpi</i>		剔除省份	被解释变量: <i>Tfpi</i>	
	<i>Hpincome</i>	<i>Logprice</i>		<i>Hpincome</i>	<i>Logprice</i>		<i>Hpincome</i>	<i>Logprice</i>
北京	-0.220 * (0.125)	-0.264 ** (0.110)	宁波	-0.263 * (0.140)	-0.309 *** (0.117)	南宁	-0.274 ** (0.125)	-0.286 *** (0.107)
天津	-0.234 * (0.127)	-0.289 *** (0.108)	合肥	-0.273 ** (0.125)	-0.276 ** (0.113)	海口	-0.257 ** (0.124)	-0.297 *** (0.106)
石家庄	-0.253 ** (0.127)	-0.314 *** (0.108)	福州	-0.256 ** (0.124)	-0.301 *** (0.107)	重庆	-0.224 * (0.136)	-0.261 ** (0.117)
太原	-0.254 ** (0.124)	-0.304 *** (0.111)	厦门	-0.197 * (0.116)	-0.232 ** (0.103)	成都	-0.270 ** (0.131)	-0.331 *** (0.116)

续表 3 高房价对行业全要素生产率的影响:分不同样本

剔除省份	被解释变量: $Tfpi$		剔除省份	被解释变量: $Tfpi$		剔除省份	被解释变量: $Tfpi$	
	$Hpincome$	$Logprice$		$Hpincome$	$Logprice$		$Hpincome$	$Logprice$
呼和浩特	-0.263 ** (0.126)	-0.301 *** (0.105)	南昌	-0.255 ** (0.125)	-0.298 *** (0.110)	贵阳	-0.261 ** (0.126)	-0.307 *** (0.108)
沈阳	-0.198 * (0.112)	-0.247 ** (0.103)	济南	-0.276 ** (0.128)	-0.300 *** (0.111)	昆明	-0.268 ** (0.125)	-0.307 *** (0.109)
大连	-0.241 * (0.124)	-0.289 *** (0.107)	青岛	-0.282 ** (0.128)	-0.304 *** (0.108)	西安	-0.259 ** (0.123)	-0.299 *** (0.106)
长春	-0.250 * (0.127)	-0.298 *** (0.107)	郑州	-0.246 * (0.125)	-0.284 *** (0.108)	兰州	-0.256 ** (0.124)	0.300 *** (0.107)
哈尔滨	-0.273 ** (0.126)	-0.308 *** (0.108)	武汉	-0.305 ** (0.119)	-0.370 *** (0.097)	西宁	-0.264 ** (0.125)	-0.333 *** (0.110)
上海	-0.324 ** (0.127)	-0.366 *** (0.109)	长沙	-0.248 * (0.127)	-0.307 ** (0.119)	银川	-0.268 ** (0.127)	-0.325 *** (0.113)
南京	-0.260 ** (0.125)	-0.300 *** (0.107)	广州	-0.241 * (0.128)	-0.290 *** (0.108)	乌鲁木齐	-0.255 ** (0.124)	-0.290 *** (0.108)
杭州	-0.272 ** (0.126)	-0.308 *** (0.109)	深圳	-0.255 ** (0.122)	-0.302 *** (0.107)			

注:本表报告的是 $Hpincome$ 和 $Logprice$ 的估计系数,被解释变量为 $Tfpi$,所有估计均控制了表 2 模型设定(7)和(8)中的控制变量。*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%显著水平下显著;括号内为集聚在城市-年份层面的标准差。

2. 替换行业全要素生产率的加权重

本文将行业全要素生产率的加权重由企业工业增加值占行业增加值的比重改为企业从业人数占行业从业人数的比重,记为 $Tfppli$,表 4 报告了估计结果,所有模型设定中的关键解释变量均显著异于零。模型设定(7)和(8)同时加入了行业控制变量和城市控制变量,其中关键变量的估计系数均显著为负,估计系数依次为 -0.242 和 -0.332,这说明房价收入比提高 10%,行业全要素生产率下降 2.42%。给定人均收入不变,房价提高 10%,行业全要素生产率下降 3.32%。该估计结果接近表 2 估计的 2.56%和 3.01%。此外,本文还控制了技术进步(行业层面工业企业新产品产值占总产值比重)、债务规模(工业企业总负债的对数)、城镇化率以及产业集聚指标(工业就业人数/城市建成区面积),模型设定(9)和(10)报告了估计结果,前文结论并未发生明显改变^①。

表 4 高房价对行业全要素生产率的影响:替换加权重

变量	(1) $Tfppli$	(2) $Tfppli$	(3) $Tfppli$	(4) $Tfppli$	(5) $Tfppli$
$Hpincome$	-0.218 ** (0.097)	-0.210 ** (0.096)	-0.253 ** (0.114)		
$Logprice$				-0.342 *** (0.091)	-0.331 *** (0.089)
$Loggdp$				0.065 (0.243)	0.085 (0.247)
行业控制变量	否	是	否	否	是
城市控制变量	否	否	是	否	否

^①由于研发费用只包括了 2005 年之后的数据,所以技术进步的衡量采取了新产品产值占总产值比重来表示。产业集聚指标采用的是就业密度(谢露露,2015)。

续表 4 高房价对行业全要素生产率的影响:替换加权重

变量	(1) <i>Tfpi</i>	(2) <i>Tfpli</i>	(3) <i>Tfpli</i>	(4) <i>Tfpli</i>	(5) <i>Tfpli</i>
城市哑变量	是	是	是	是	是
行业哑变量	是	是	是	是	是
年份哑变量	是	是	是	是	是
控制变量 ^a	否	否	否	否	否
样本量	15 391	15 391	15 391	15 391	15 391
R^2	0.585	0.586	0.585	0.585	0.587
变量	(6) <i>Tfpli</i>	(7) <i>Tfpli</i>	(8) <i>Tfpli</i>	(9) <i>Tfpli</i>	(10) <i>Tfpli</i>
<i>Hpincome</i>		-0.242 ** (0.113)		-0.262 * (0.149)	
<i>Logprice</i>	-0.341 *** (0.101)		-0.332 *** (0.099)		-0.368 ** (0.146)
<i>Loggdp</i>	0.405 (0.288)		0.383 (0.287)		0.767 * (0.432)
行业控制变量	否	是	是	是	是
城市控制变量	是	是	是	是	是
城市哑变量	是	是	是	是	是
行业哑变量	是	是	是	是	是
年份哑变量	是	是	是	是	是
控制变量 ^a	否	否	否	是	是
样本量	15 391	15 391	15 391	15 391	15 391
R^2	0.585	0.587	0.587	0.601	0.602

注:行业控制变量包括 Herfindahl-Hirschman 指数;国有资本金、集体资本金、外商资本金和私人资本金所占份额;出口企业所占份额。城市控制变量包括非农产值/GDP;外商直接投资/GDP;(政府收入-政府支出)/政府收入;人均物质资本存量的对数以及国有工业企业就业人数/工业总就业人数。控制变量^a包括行业层面的新产品产值占总产值的比重、债务规模的对数、城镇化率、产业集聚指标。*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%显著水平下显著;括号内为集聚在城市-年份层面的标准差。

3. 动态 GMM 的估计结果

本文也采取了动态 GMM 的估计方法来分析高房价对行业全要素生产率的影响,基本思路是利用变量滞后项作为工具变量以应对可能存在的内生性问题,同时,动态 GMM 估计也考虑了全要素生产率在时间维度存在的粘性或经济惯性。表 5 报告了估计结果。模型设定(1)和(2)中,被解释变量为 *Tfpi*,模型(3)和(4)中,被解释变量为 *Tfpli*,下标-1 表示滞后项。从估计结果看,全要素生产率滞后期的估计系数均显著为正,说明全要素生产率存在时间维度的粘性或经济惯性,同时,Sargan 检验的 p 值均超过 0.1,模型通过了过度识别检验,AR(2)检验的 p 值均超过了 0.1,说明模型通过了序列相关的检验。*Hpincome* 的估计系数以及 *Logprice* 的估计系数在相关模型设定中也均显著为负,说明高房价对全要素生产率产生了负面冲击。

表 5 高房价对行业全要素生产率的影响:动态 GMM 的估计结果

变量	(1) <i>Tfpi</i>	(2) <i>Tfpi</i>	(3) <i>Tfpli</i>	(4) <i>Tfpli</i>
<i>Tfpi</i> ₋₁	0.170 *** (0.049)	0.169 *** (0.051)		
<i>Tfpli</i> ₋₁			0.154 *** (0.038)	0.153 *** (0.039)

续表 5 高房价对行业全要素生产率的影响:动态 GMM 的估计结果

变量	(1) <i>Tfpi</i>	(2) <i>Tfpi</i>	(3) <i>Tfpli</i>	(4) <i>Tfpli</i>
<i>Hpincome</i>	-0.505 ** (0.230)		-0.411 ** (0.208)	
<i>Logprice</i>		-0.505 * (0.264)		-0.480 ** (0.243)
<i>Loggdp</i>		0.025 (0.315)		0.081 (0.295)
行业控制变量	是	是	是	是
城市控制变量	是	是	是	是
城市哑变量	是	是	是	是
行业哑变量	是	是	是	是
年份哑变量	是	是	是	是
控制变量 ^a	是	是	是	是
Sargan Test	0.193	0.329	0.362	0.868
AR(1)	0.001	0.001	0.001	0.001
AR(2)	0.137	0.274	0.178	0.252
样本量	11 604	11 604	11 604	11 604

注:同表 4。

五、进一步讨论

(一) 高房价与行业要素配置扭曲

高房价是通过哪些渠道影响行业全要素生产率?从行业层面看,要素错配程度的提高将导致全要素生产率的下降,如果资源能够从低效率的企业配置到高效率的企业,那么在投入要素数量不发生变化的情况下,产出会增加,这反映为全要素生产率的增加。从企业层面看,企业的研发投入会因为产生新工艺、新技术、新产品等而提高生产效率,从而有助于全要素生产率的提高。

本文在此检验了高房价对行业要素错配程度以及对企业研发行为的影响。行业要素错配程度的衡量采取了 Brandt 等(2013)的指标。假定企业采取 Cob-Douglas 的生产函数形式,行业全要素生产率可以表示为:

$$A_{cjt} = \left(\sum_{i=1}^{m_{cj}} \omega_{cjit} Y_{cjit}^{1-\sigma} \right)^{1/(1-\sigma)} / (K_{cjt}^{\alpha} L_{cjt}^{1-\alpha}) = \left(\sum_{i=1}^{m_{cj}} \omega_{cjit} (A_{cjit} k_{cjit}^{\alpha} l_{cjit}^{1-\alpha})^{1-\sigma} \right)^{1/(1-\sigma)}$$

其中,下标 c 表示城市, j 表示行业, i 表示企业, t 表示年份, α 为资本产出弹性, A 为全要素生产率^①, $1/\sigma$ 是行业内企业的替代弹性,后文计算中, σ 的取值与 Brandt 等(2013)一致,为 0.67。 ω 是企业份额, K 表示行业资本, L 表示行业从业人数, k 和 l 分别表示企业资本占行业资本的比重以及企业从业人数占行业从业人数的比重。最优的要素配置状况可以通过最大化行业产出求得。

$$\begin{aligned} & \max_{K_{cjt}, L_{cjt}} Y_{cjt} \\ \text{s.t. } & K_{cjt} = \sum_{i=1}^{m_{cj}} K_{cjit}; L_{cjt} = \sum_{i=1}^{m_{cj}} L_{cjit}; Y_{cjt} = \left(\sum_{i=m_{cj}} \omega_{cjit} Y_{cjit}^{1-\sigma} \right)^{1/(1-\sigma)} \end{aligned}$$

通过求解可得:

①此处 A 并不是前文 Tfp , $Tfp = \log(A)$ 。

$$L_{cjt}/L_{cjt} = K_{cjt}/K_{cjt} = (\omega_{cjt}^{1/\sigma} A_{cjt}^{(1-\sigma)/\sigma}) / \left(\sum_{i=1}^{m_{cjt}} \omega_{cjt}^{1/\sigma} A_{cjt}^{(1-\sigma)/\sigma} \right)$$

$$A_{cjt}^* = \left[\sum_{i=1}^{m_{cjt}} \omega_{cjt}^{1/\sigma} A_{cjt}^{(1-\sigma)/\sigma} \right]^{\sigma/(1-\sigma)}$$

行业要素错配可以用 $\text{Log}(A^*/A)$ 来表示,该数值越大表明要素错配程度越大^①。本文采取与式(1)和(2)相似的模型设定,被解释变量为行业要素错配程度(*Distort*),控制变量均取滞后一期以应对内生性问题。表6报告了回归结果。模型设定(7)和(8)同时加入了行业控制变量和城市控制变量,*Hpincome* 的估计系数为 0.421,在 10%显著性水平下显著,*Logprice* 的估计系数为 0.530,在 1%显著性水平下显著。这说明房价收入比提高 10%,要素错配程度将会提高 4.21%。给定人均收入不变的情况下,房价提高 10%,要素错配程度将会提高 5.30%。本文还控制了技术进步、债务规模、城镇化率以及产业集聚因素,模型设定(9)和(10)报告了估计结果,结论并未发生明显改变。

表 6 高房价对行业内要素错配程度的影响

变量	(1) <i>Distort</i>	(2) <i>Distort</i>	(3) <i>Distort</i>	(4) <i>Distort</i>	(5) <i>Distort</i>
<i>Hpincome</i>	0.369* (0.202)	0.394** (0.193)	0.412* (0.237)		
<i>Logprice</i>				0.568*** (0.193)	0.562*** (0.186)
<i>Loggdp</i>				-0.608 (0.543)	-0.541 (0.573)
行业控制变量	否	是	否	否	是
城市控制变量	否	否	是	否	否
城市哑变量	是	是	是	是	是
行业哑变量	是	是	是	是	是
年份哑变量	是	是	是	是	是
控制变量 ^a	否	否	否	否	否
样本量	15 391	15 391	15 391	15 391	15 391
<i>R</i> ²	0.570	0.579	0.571	0.571	0.579
变量	(6) <i>Distort</i>	(7) <i>Distort</i>	(8) <i>Distort</i>	(9) <i>Distort</i>	(10) <i>Distort</i>
<i>Hpincome</i>		0.421* (0.228)		0.560* (0.305)	
<i>Logprice</i>	0.543** (0.210)		0.530*** (0.201)		0.689* (0.343)
<i>Loggdp</i>	-1.253 (0.767)		-1.146 (0.680)		-1.645* (0.932)
行业控制变量	否	是	是	是	是
城市控制变量	是	是	是	是	是
城市哑变量	是	是	是	是	是
行业哑变量	是	是	是	是	是
年份哑变量	是	是	是	是	是
控制变量 ^a	否	否	否	是	是
样本量	15 391	15 391	15 391	15 391	15 391
<i>R</i> ²	0.571	0.579	0.579	0.593	0.593

注:同表4。

①关于详细求解过程可以参阅:Brandt, L., T. Tombe, and X. Zhu. 2013. "Factor Market Distortion across Time, Space and Sectors in China." *Review of Economic Dynamics* 16(1), Appendix.

根据 Martin 和 Ventura(2012)以及 Miao 和 Wang(2012)的理论,在融资约束存在的情况下,企业融资需求无法得到满足,反映在行业层面便是要素配置无法实现最优,而一旦资产价格上涨产生了流动性效应,缓解了企业面临的融资约束,那么要素配置效率将会提高。本文所发现的高房价导致行业内要素错配程度提高,其中可能的影响渠道是企业并没有利用高房价提高带来的流动性效应将资源用于自身的经营生产和之前由于融资约束而无法进行的项目中。为了对此验证,本文在此参照周亚虹等(2012),用行业层面的流动资产减去流动负债再除以行业层面流动资产得到行业的外部融资依赖程度($Liquidity_i$),该变量值越低,表明外部融资依赖程度越高。如果正确的配置了资源,那么对于对外融资依赖程度较高的行业,高房价带来的流动性效果更加明显,因此高房价更能够起到改善对外融资依赖程度较高行业的要素错配程度的作用。本文在此将 $Liquidity_i$ 与 $Hpincome$ 、 $Logprice$ 的交叉项纳入计量模型加以验证。表 7 报告了估计结果。模型设定(5)和(6)中被解释变量为行业要素错配程度,可以发现,高房价对行业要素错配产生了显著的正向影响,并且,对于对外部融资依赖度更高的行业,这一影响更加突出,这与 Martin 和 Ventura(2012)以及 Miao 和 Wang(2012)的理论的预计并不一致,也说明了,能够起到合理配置资源的流动性效应并没有发挥作用。此外,高房价对行业全要素生产率的负面影响在对外部融资依赖度更高的行业中更加突出。

表 7 高房价对行业内要素错配程度影响的异质性

变量	(1) $Tfpi$	(2) $Tfpi$	(3) $Tfpli$	(4) $Tfpli$	(5) $Distort$	(6) $Distort$
$Hpincome$	-0.298 * (0.170)		-0.241 (0.152)		0.513 * (0.266)	
$Hpincome \times Liquidity_i$	0.279 *** (0.028)		0.263 *** (0.025)		-0.565 *** (0.059)	
$Logprice$		-0.359 ** (0.169)		-0.353 ** (0.146)		0.654 * (0.348)
$Logprice \times Liquidity_i$		0.071 *** (0.007)		0.067 *** (0.006)		-0.143 *** (0.015)
行业控制变量	是	是	是	是	是	是
城市控制变量	是	是	是	是	是	是
城市哑变量	是	是	是	是	是	是
行业哑变量	是	是	是	是	是	是
年份哑变量	是	是	是	是	是	是
控制变量 ^a	是	是	是	是	是	是
样本量	15 391	15 391	15 391	15 391	15 391	15 391
R^2	0.597	0.597	0.609	0.609	0.600	0.600

注:同表 4。

(二) 高房价与企业全要素生产率

从企业层面来看,企业的全要素生产率($Tfpf$)也会因为研发投入的下降而下降。研发产品具有一定的公共产品属性,并且从投入到实际产出具有较长的周期,存在一定的风险,因此在房价增速过快的情况下,企业会将更多本应投入到研发部门的资源配置到房地产行业,资产价格上涨带来的挤出效应发挥作用(王文春、荣昭,2014)。据此,本文进一步考察高房价与企业层面的全要素生产率的关系。

本文估计时采取了差分的方法消除企业固定效应,然后利用滞后两期的变量作为差分后变量的工具变量进行回归,其中有两个假定:第一, $E(X_{cjt-2}DX_{cjt})$ 不等于零,滞后两期的变

量的变化能够解释差分后变量的变化;第二, $E(X_{cijt-2}\varepsilon_{cijt})$ 等于零,滞后两期的变量并不能直接解释企业层面全要素生产率的变化。计量模型设定为式(3)和(4)。

$$DTf_{cijt} = c + \beta DHpincome_{ct} + DX_{cijt}\gamma + \eta_t + D\varepsilon_{cijt} \quad (3)$$

$$DTf_{cijt} = c' + \beta'_1 DLogprice_{ct} + \beta'_2 DLoggdp_{ct} + DX_{cijt}\gamma' + \eta_t + D\varepsilon_{cijt} \quad (4)$$

表8报告了估计结果,模型(1)至(4)没有控制企业的固定效应,但是控制了城市哑变量、行业哑变量和年份哑变量。模型设定(1)和(2)没有包括其他控制变量,关键解释变量房价收入比的对数以及房价对数的估计系数均显著为负,这说明伴随着较高房价的是较低的企业全要素生产率。当加入其他控制变量后,模型设定(3)和(4)中的关键解释变量估计系数依然显著为负,房价过快增长将导致企业层面全要素生产率的下降。考虑到不随时间变化的企业层面因素可能会与企业规模、企业流动性等相关,从而导致估计结果的不一致,因此,模型设定(5)和(6)控制了企业的固定效应,采取了差分消除企业固定效应,再使用滞后期作工具变量展开估计,Durbin-Wu-Hausman检验表明外生性假设在1%显著性水平下被拒绝^①。估计结果表明,房价收入比对数和房价对数的估计系数均显著为负,前者为-0.104,后者为-0.142。这说明,房价收入比提高10%,企业全要素生产率会下降1.04%,并且给定人均收入不变,房价提高10%,企业全要素生产率会下降1.42%。此外,本文还控制了技术进步(工业企业新产品产值占总产值比重)、债务规模(工业企业总负债的对数)、城镇化率和产业集聚指标,模型设定(7)和(8)报告了估计结果,前文结论并未发生明显改变。

表8 高房价对企业全要素生产率的影响

变量	(1) Tf_{pf}	(2) Tf_{pf}	(3) Tf_{pf}	(4) Tf_{pf}	(5) Tf_{pf}	(6) Tf_{pf}	(7) Tf_{pf}	(8) Tf_{pf}
$Hpincome$	-0.234 *** (0.068)		-0.213 ** (0.094)		-0.104 ** (0.043)		-0.102 ** (0.047)	
$Logprice$		-0.192 *** (0.068)		-0.197 ** (0.079)		-0.142 ** (0.052)		-0.119 ** (0.049)
$Loggdp$		0.193 (0.157)		1.196 *** (0.309)		0.942 *** (0.074)		1.121 *** (0.095)
企业控制变量	否	否	是	是	是	是	是	是
城市控制变量	否	否	是	是	是	是	是	是
行业控制变量	否	否	是	是	是	是	是	是
城市哑变量	是	是	是	是	否	否	否	否
行业哑变量	是	是	是	是	否	否	否	否
年份哑变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业哑变量	否	否	否	否	是	是	是	是
控制变量 ^a	否	否	否	否	否	否	是	是
样本量	77 927	77 927	69 751	69 751	49 816	49 816	49 816	49 816
R^2	0.481	0.482	0.573	0.573	0.003	0.002	0.003	0.003

注:企业控制变量包括企业年龄、企业年龄平方、是否出口的虚拟变量、市场份额、资产的对数、(流动资产-流动负债)/总资产、国有资本、集体资本、外商资本所占份额。行业控制变量包括 Herfindahl-Hirschman 指数;国有资本金、集体资本金、外商资本金和私人资本金所占份额;出口企业所占份额。城市控制变量包括非农产值/GDP;外商直接投资/GDP;(政府收入-政府支出)/政府收入;人均物质资本存量的对数以及国有工业企业就业人数/工业总就业人数;控制变量^a包括企业层面的新产品产值占总产值的比重、企业层面债务规模的对数、城镇化率、产业集聚指标。*、**、*** 分别表示 10%、5%、1%显著水平下显著;括号内为集聚在城市-年份层面的标准差。

^①模型设定(5)的 DWH 统计量为 22.62, p 值<0.000;模型设定(6)的 DWH 统计量为 22.79, p 值<0.000。

研发投入是企业生产效率提高的重要途径,如前所述,房地产价格快速提高将会吸引更多的资源到房地产行业,从而对研发部门产生挤出效应。王文春和荣昭(2014)以及 Li 和 Wu(2014)分别从企业创新层面和家庭创业层面展开了研究,并发现了这种挤出效应的存在。与王文春和荣昭(2014)不同^①,本文将研发投入作为被解释变量,由于中国工业企业数据库中只有 2005–2007 年的研发投入数据,与 Aghion 等(2012)一样,本文选取了这三年间有过研发行为的企业作为研究样本,主要考察有稳定研发行为的企业在面临高房价时如何配置资源。本文在此同样采取了固定效应模型,控制了企业的固定效应。估计时采取差分的方法消除企业固定效应,然后利用滞后两期的变量作为差分后变量的工具变量进行回归。计量模型设定为式(5)和(6)。被解释变量为研究开发费占工业增加值的比重以及人均研究开发费(千元),分别记为 RD 和 RD_p 。我们在计量模型中用 $Randd$ 来表示 RD 和 RD_p 。

$$DRandd_{cijt} = c + \beta DHpincome_{ct} + DX_{cijt} \gamma + \eta_t + D\varepsilon_{cijt} \quad (5)$$

$$DRandd_{cijt} = c' + \beta'_1 DLogprice_{ct} + \beta'_2 DLoggdp_{ct} + DX_{cijt} \gamma' + \eta_t + D\varepsilon_{cijt} \quad (6)$$

表 9 报告了估计结果。

表 9 高房价对企业研发投入的影响

变量	(1) RD	(2) RD	(3) RD_p	(4) RD_p
$Hpincome$	-0.176 (0.202)		-9.890* (4.527)	
$Logprice$		-0.525* (0.285)		-13.712* (7.585)
$Loggdp$		-1.670 (1.054)		-3.427 (9.249)
DWH(p 值)	0.166	0.163	0.095	0.090
企业控制变量	是	是	是	是
行业控制变量	是	是	是	是
城市控制变量	是	是	是	是
年份哑变量	是	是	是	是
企业哑变量	是	是	是	是
样本量	3 212	3 212	3 212	3 212
R^2	0.005	0.005	0.001	0.003

注:同表 8。

^①王文春和荣昭(2014)采取新产品产出作为被解释变量来衡量企业研发创新,事实上这是衡量企业研发创新的结果。本文采取了研发创新的投入作为被解释变量,能够更直接的反映资产价格上涨产生的挤出效应。具体来看,王文春和荣昭(2014)利用中国工业企业数据库研究了房价上涨对企业研发创新的影响,与他们的研究不同,首先,本文在这里使用的是研发投入的变量,而王文春和荣昭(2014)使用的是新产品产出作为企业研发的代理变量,新产品可能通过购买专利、产品线的方式来生产,并且该变量更多是衡量企业研发转化为产品的效率,而研发投入衡量的是企业对研发部门资源的直接投入,与房价上涨产生的挤入和挤出效应相关性更强。其次,本文在这里将样本局限在有稳定研发行为的工业企业,而王文春和荣昭(2014)考虑的是全部企业样本,没有新产品产出的企业作为赋值为零的样本纳入考量。事实上,从工业企业样本来看,2005–2007 年间只有 10%的企业有研发投入的行为,有稳定研发行为的企业数量更少,而有研发行为的企业与没有研发行为的企业在关于研发的认知、重视程度等方面有显著区别,比如,研发对于进行简单加工贸易的企业并没有必要,此时即便房价保持平稳,这些企业也不会投入资源到研发部门。因此,考虑有稳定研发行为的企业能提供更 valuable 的信息。可以认为,本文此处的研究发现也是对王文春和荣昭(2014)研究结论的重要补充。

模型设定(1)和(2)中被解释变量为研究开发费占工业增加值的比重,模型设定(3)和(4)中被解释变量为人均研究开发费,所有模型设定均包含了表8模型设定(5)和(6)中的其他控制变量。除了模型设定(1)之外,其他模型设定的关键解释变量均显著为负,如果房价收入比提高10%,那么人均研究开发费将会降低989元,与人均研究开发费的均值(10555元)相比,下降9.37%;给定人均收入不变的情况下,房价提高10%,研究开发费占工业增加值的比重将会下降0.053,与研究开发费占工业增加值比重的均值(0.112)相比,下降了46.99%,人均研究开发费将会下降1371元,与人均研究开发费的均值相比,下降12.99%。

六、结论

1998年住房市场全面改革以来,中国房价进入快速上涨阶段。房价的快速增长和房地产市场的繁荣带动了房地产固定投资的增长,并通过上下游联系带动其他行业的发展,在过去十年间一度成为“国民经济的支柱产业”。然而,本文的研究结果则启示我们,人口红利和制度红利带来的经济增长可能在一定程度上掩盖了高房价对经济产生的负面影响,使用匹配的中国工业企业数据和35个大中城市的房价数据,本文首先指出高房价对行业全要素生产率产生了负面影响,结论通过稳健性检验。可以预见,随着政府应对美国次贷危机采取的刺激性政策,高房价的负面效应会越发突出。其次,研究从行业内部资源错配程度这一机制对上述结论进行解释,发现房价收入比提高10%,资源错配程度将提高4.21%。可见,高房价并未如文献中理论模型所预测的,资产价格上涨能够通过流动性效应改善资源配置效率,相反,本研究表明高房价降低了资源配置效率,阻碍了全要素生产率的提升。最后,高房价对行业全要素生产率负面影响的机制还在于企业层面全要素生产率的下降,房价收入比提高10%,企业全要素生产率会下降1.04%,其中的潜在渠道是高房价挤出了研发部门的资源投入,对研发创新活动产生了挤出效应。本文的研究为房价与经济联系提供了中国案例。

经济新常态下,中国面临着人口结构转型、环境资源约束加强的严峻挑战,过去依赖要素投入驱动的增长模式难以持续,长期经济增长需要效率提升和技术进步,也就是供给面的全要素生产率的持续增长。本文研究的结果表明房地产市场过度繁荣,特别是房价过快增长侵害了全要素生产率的持续增长。因此,围绕房地产发展展开的相关结构调整应当成为新常态下重要的政策举措。中央和地方政府需要在产业政策、经济结构规划和企业创新激励等方面加强作为,有效引导企业投资结构的合理化。另一方面,在房地产相关领域发展上减少政府干预,地方政府在高房价上常被视为具有助推作用,由此财税制度和官员考核机制的改革对房价、进而对中国潜在经济增长将起到重要作用,化解地方政府依赖房地产发展的现状将带动全要素生产率提升。

参考文献:

- 1.陈斌开、金萧、欧阳滢非,2015:《住房价格、资源错配与中国工业企业生产率》,《世界经济》第4期。
- 2.李静、彭飞、毛德凤,2012:《资源错配与中国工业企业全要素生产率》,《财贸研究》第5期。

- 3.吕江林,2010:《我国城市住房市场泡沫水平的度量》,《经济研究》第6期。
- 4.王文春、荣昭,2014:《房价上涨对工业企业创新的抑制影响研究》,《经济学(季刊)》第2期。
- 5.谢露露,2015:《产业集聚与工资“俱乐部”》,《世界经济》第10期。
- 6.杨汝岱,2015:《中国制造业企业全要素生产率的研究》,《经济研究》第2期。
- 7.姚洋,1998:《非国有经济成分对我国工业企业技术效率的影响》,《经济研究》第12期。
- 8.周亚虹、贺小丹、沈瑶,2012:《中国工业企业自主创新的影响因素和产出绩效研究》,《经济研究》第5期。
- 9.Aghion, P., P. Askenazy, N. Berman, G. Clette, and L. Eymard. 2012. “Credit Constraints and the Cyclicalities of R&D Investment: Evidence from France.” *Journal of the European Economic Association* 10(5):1001–1024.
- 10.Aghion, P., D. Comin, and P. Howitt. 2006. “When Does Domestic Saving Matter for Economic Growth.” NBER Working Paper 12275.
- 11.Baily, M., C. Hulten, and D. Campbell. 1992. “Productivity Dynamics in Manufacturing Plants.” *Brookings Papers on Economic Activity, Microeconomics*:187–267.
- 12.Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang. 2012. “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing.” *Journal of Development Economics* 97(2):339–351.
- 13.Brandt, L., T. Tombe, and X. Zhu. 2013. “Factor Market Distortions across Time, Space and Sectors in China.” *Review of Economic Dynamics* 16(1):39–58.
- 14.Cai, H., and Q. Liu. 2009. “Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms.” *Economic Journal* 119(537):764–795.
- 15.Chaney, T., D. Sraer, and D. Thesmar. 2012. “The Collateral Channel: How Real Estate Shocks Affect Corporate Investment.” *American Economic Review* 102(6):2381–2409.
- 16.Farhi, E., and J. Tirole. 2012. “Bubbly Liquidity.” *Review of Economics Studies* 79(2):678–706.
- 17.Gan, J. 2007. “Collateral, Debt Capacity, and Corporate Investment: Evidence from a Natural Experiment.” *Journal of Financial Economics* 85(3):709–734.
- 18.Gereffi, G., J. Humphrey, and T. Sturgeon. 2005. “The Governance of Global Value Chains.” *Review of International Political Economy* 12(1):78–104.
- 19.Hsieh, C. T., and P. Klenow. 2009. “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India.” *Quarterly Journal of Economics* 124(4):1403–1448.
- 20.Li, L., and X. Wu. 2014. “Housing Price and Entrepreneurship in China.” *Journal of Comparative Economics* 42(2):436–449.
- 21.Martin, A., and J. Ventura. 2012. “Economic Growth with Bubbles.” *American Economic Review* 102(6):3033–3058.
- 22.Meza, F., and F. Quintin. 2005. “Financial Crises and Total Factor Productivity.” Available at SSRN 695882, https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=695882.
- 23.Miao, J., and P. Wang. 2012. “Bubbles and Total Factor Productivity.” *American Economic Review* 102(3):82–87.
- 24.Miao, J., and P. Wang. 2013. “Bubbles and Credit Constraints.” Boston University Working Paper.
- 25.Miao, J., and P. Wang. 2014. “Sector Bubbles, Misallocation, and Endogenous Growth.” *Journal of Mathematical Economics* 53(4):153–163.
- 26.Olley, S., and A. Pakes. 1996. “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry.” *Econometrica* 64(6):1263–1297.
- 27.Pratap, S., and C. Urrutia. 2012. “Financial Frictions and Total Factor Productivity: Accounting for the Real Effects of Financial Crises.” *Review of Economic Dynamics* 15(3):336–358.

(下转第121页)

productivity. By using the statistical data of ground level above the city and building dynamic GMM model and panel threshold model, this paper studies how economic spatial agglomeration affects carbon productivity from enterprises, industrial and regional aspects. Results show that the approaching of market-power-based micro enterprises to market center can improve the level of carbon productivity. Diversified agglomeration model is more advantageous in improving carbon productivity, the effects of specialization of agglomeration on carbon productivity is not significant. Enhancing government intervention which distorts the allocation of resources can inhibit the improvement of carbon productivity. The specialization of agglomeration caused by government financial intervention can bring greater loss of carbon productivity than diversified agglomeration. The relationship of urban employment density and carbon productivity presents as the inverted “U” shape. Conclusion of this paper has important theoretical and realistic significance in optimizing economic element space form and keeping a steady economic growth and the amount of carbon dioxide in the atmosphere goal.

Keywords: Economic Spatial Agglomeration, Carbon Productivity, Dynamic GMM Model, Panel Threshold Model

JEL Classification: C23, O13, Q56

(责任编辑:赵锐、彭爽)

(上接第 37 页)

The Impact of Housing Boom on Total Factor Productivity at Industrial Level: Micro Evidence from Chinese Industrial Enterprises Survey Data

Yu Jingwen¹, Tan Jing² and Cai Xiaohui³

(1: Economics and Management School, Wuhan University; 2: School of Economics, Shanghai University; 3: School of Finance, Zhejiang University of Finance and Economics)

Abstract: The housing price in China has experienced a rapid growth since the housing reform in 1998. The real estate sector is regarded as the pillar industry in 2003. Meanwhile, the total factor productivity which is the fundamental factor for potential economic growth declines. This paper attempts to use Chinese industrial enterprises survey data combining with macro data of 35 large and medium-sized cities in China to investigate the influence of housing boom on total factor productivity at industrial level and furthermore the relationship between housing boom and potential economic growth. The empirical results reveal that there is a negative effect of housing boom on total factor productivity. The liquidity effect led by housing boom does not improve the investment efficiency, but deteriorating the allocation efficiency instead. An increase of 10 percentage points in housing price-to-income ratio will lead to 2.56 percentage points decrease in total factor productivity at industrial level. Moreover, the rapid growth of housing price and high return on investment in real estate industry have attracted considerable resources into real estate sector and furthermore crowded out R&D activities with high risk and long investment cycle. This could be a potential channel to explain the negative effect of housing boom on total factor productivity at firm level. This paper provides a new evidence about the impact of housing boom on real economy.

Keywords: Housing Bubble, Economic Growth; Resource Misallocation, Total Factor Productivity

JEL Classification: L21, L85, O31

(责任编辑:惠利、陈永清)