

房价上涨对企业规模分布的影响研究

郭树龙, 刘文彬

(天津财经大学 商学院, 天津 300222)

摘要:企业规模分布不仅可以反映某一产业的竞争状况和发展模式,还会对一国经济增长产生重要影响,如企业规模分布、创新与全要素生产率等。文章以 1999—2007 年中国房价快速上涨为背景,利用工业企业微观数据,实证考察了省级层面房价上涨对企业规模分布的影响。研究结果显示:总体来看,房价上涨更不利于中小企业成长,并使企业规模分布进一步趋于不均匀。中介效应模型的进一步研究显示:成本效应、信贷效应和挤出效应是房价上涨影响企业规模分布的三条作用路径。文章的研究不仅对企业规模分布理论研究形成了有益补充,也为认识房价上涨对实体经济的影响提供了新的视角,更为政府制定政策以减缓房价上涨对实体经济的冲击提供了科学依据。

关键词:房价上涨;企业规模分布;帕累托指数

中图分类号:F062.9;F426 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2017)11-0044-13

DOI:10.16538/j.cnki.jfe.2017.11.004

一、引言

房价上涨影响了资源在不同产业及企业间的配置,进而对不同规模等级企业成长产生了异质性影响,这势必会影响企业规模的分布状态。企业规模分布是产业组织特征的重要内容,其是否均匀不仅能够体现经济中稀缺资源在企业间的配置状态和企业的动态演化进程,而且能够反映某一产业内企业间的竞合关系和产业发展模式等,还会对一国经济增长和经济结构调整产生重要影响,如企业规模分布与创新、企业规模分布与生产率(李旭超等, 2017)。那么房价上涨如何影响企业规模分布呢?房价的不断上涨,会持续推高土地和劳动力等生产要素成本(高波等, 2012),从而抑制企业成长。此外,企业受房地产市场资产泡沫的吸引,将大量资本投入房地产市场,从而会挤压工业领域投资(Miao 和 Wang, 2014)。但是,我们也应注意到,房价上涨也给企业规模扩张带来了积极影响。房价上涨促使房屋和土地等抵押品大幅升值(Chaney 等, 2012),工业企业由此可以从银行等金融机构获得更多信贷资金,这又会支持企业进行快速扩张。综合来看,房价上涨对企业成长产生了负面和正面双重影响,但由于不同规模企业资源禀赋的差异,其应对房价上涨的能力也不尽相同。与中小企业相比,大企业实力更强,也更容易从房价上涨过程中获利,这势必会使企业规模分布进一步偏离均匀状态,进而又会影响市场的竞争状态和产业结构的优化升级。

收稿日期:2017-01-05

基金项目:教育部人文社会科学研究项目(17YJC790045)

作者简介:郭树龙(1982—),男,天津人,天津财经大学商学院讲师;

刘文彬(1990—),男,河北邢台人,天津财经大学商学院硕士研究生。

中国工业企业的总体规模分布偏离了均匀状态,这是否受到了房价上涨的影响,如果是,其又是如何影响企业规模分布的,这有待于进行深入的实证分析与经济解释。首先,本文考察了房价上涨对企业规模分布的影响。参照孙学敏和王杰(2014)、盛斌和毛其淋(2015)等的研究,构建了测度企业规模分布的 *Pareto* 指数,以此检验房价上涨对企业规模分布的影响。考虑到地区间企业生存环境的差异,本文还控制了市场集中度、地区人均 *GDP*、地区经济开放程度、市场化水平和政府干预度等一系列影响企业规模分布的宏观因素。研究结果显示,房价上涨不利于企业规模分布趋于均匀状态。为了确保回归结果的可靠性,借鉴 Gabaix 和 Ibragimov(2011)的方法,对 *Pareto* 指数进行了修正,并重新进行了检验,实证结果未发生显著改变,这在一定程度上表明本文的研究结论是稳健的。然后,运用中介效应模型检验了房价上涨对企业规模分布的影响机制。中介效应模型的优势在于可以分析自变量对因变量影响的过程和作用机制,即可以衡量独立外生变量通过中介变量的间接作用对非独立变量的影响程度。为了对影响机制和研究假设进行检验,本文分别构建了成本效应、信贷效应和挤出效应三种影响机制的中介效应模型。研究发现,作为房价上涨影响企业规模分布的三种效应均存在。最后,在此基础上,进一步检验了三种效应对不同规模等级企业影响的差异性。将全部样本企业按照销售额从小到大进行排序,分别按照 40%和 60%、50%和 50%、60%和 40% 三种分割比例,将企业分成中小企业和大企业两组,通过分组实证考察三种效应对不同规模等级企业可能产生的差异影响。研究结果显示,房价上涨影响企业规模分布的成本效应和信贷效应对中小企业的负面影响较大,而挤出效应则对大企业更为不利。

学术界对房价上涨影响企业行为和绩效的研究主要集中在房价上涨对企业生产率、企业创新及出口影响等方面(王文春和荣昭,2014;陈斌开等,2015;刘斌和王乃嘉,2016),而对企业规模分布影响因素的研究主要从环境规制(孙学敏和王杰,2014)、融资约束(刘斌等,2015)以及贸易自由化(盛斌和毛其淋,2015)等角度进行了解释,但现有研究对近年来快速上涨的房价与企业规模分布之间的内在关联未有足够重视。与现有文献相比,本文的边际贡献主要体现在:(1)将房价上涨的影响拓展到企业规模分布上,提出了成本效应、信贷效应和挤出效应三种影响机制,并进行了实证检验,为房价上涨给实体经济带来的不利影响提供了一种新的解释视角;(2)以往文献的相关研究多以上市公司为样本,本文则是根据大样本的工业企业数据发现了房价上涨吸引非房地产企业进入房地产市场的直接证据,进一步证实了房价上涨的挤出效应理论,使其具有更好的普适性。

二、影响机制与研究假设

房价上涨如何影响工业企业规模分布,目前学术界还尚未对其进行系统研究。因此,本文首先分析房价上涨影响工业企业规模分布的内在机制,并提出相应的假设检验。

(一)房价上涨影响企业规模分布的成本效应

土地和厂房是工业企业的一种重要生产要素,房价上涨意味着企业经营成本上升。房价持续上行带动土地价格上涨,会显著增加工业企业的用地成本。此外,房价上涨还推高了企业用工成本。随着房价的不断上涨,工人会逐步提高自己的收入预期,迫使企业不得不提高工资水平,从而导致生产成本增加(张涛和张若雪,2009)。用地、用工成本的持续性叠加上涨,对工业企业经营产生了较大的负面影响。房价上涨所产生的成本效应对大企业和小企业的影响具有非对称性,小企业因规模约束在资金获取、新技术研发应用以及市场拓展

等方面都受到了比较大的限制,难以在短期内完全化解房价上涨带来的不利影响,其发展受到的抑制更为明显,甚至部分中小企业会因此而退出市场。相对而言,大企业竞争力较强,显著的规模优势使其在要素市场上具有较强的议价能力,进而有能力抵御由房价上涨带来的成本上升的冲击。因此,房价上涨导致的生产成本上升对大企业 and 中小企业成长产生的负面影响是不一致的。基于上述分析,我们提出研究假设 1。

假设 1:房价上涨的成本效应对中小企业成长的不利影响更为明显,进而加剧了企业规模分布偏离均匀状态。

(二)房价上涨影响企业规模分布的信贷效应

信贷在产业部门间分配的先后顺序、分配额度与抵押品多寡密切相关。房价上涨提升了工业企业可用于贷款抵押的土地、厂房等资产的价值,导致企业负债能力增强,进而可以从金融机构获得更多资金,用于支持企业加大生产投入,促使企业规模不断扩大。一般来说,大企业拥有的土地和厂房等固定资产较多,房价上涨大幅提升了这些资产的价值,企业的负债能力也会相应有所增强,因此可以充分利用外部融资渠道获取更多资金加快规模扩张。然而,中小企业拥有的土地和厂房等固定资产较少,部分中小企业甚至以租赁厂房的方式进行生产,因而可用于抵押的土地、厂房等资产有限,即使房价大幅上涨也难以通过抵押方式从外部获取大量资金支持规模快速扩张。此外,金融机构在信贷行为中的“规模歧视”致使中小企业更难获得足够的资金用于扩大规模。现阶段中国银行体系的贷款行为中,“规模歧视”问题愈发突出,中小企业经营相对不规范,更容易受到市场波动的影响,与银行间的信息不对称程度也相对较高,这使得银行不愿意向中小企业授信(张杰等,2013)。而且,中国信贷市场发展相对迟缓,体制、机制不够健全,市场规模也有限,大企业获得的信贷资金较多,势必会挤压中小企业获取贷款的空间。因此,房价上涨对中小企业融资约束的缓解程度相对有限,甚至可能会加重其所面临的融资约束。房价上涨所产生的信贷效应会对不同规模企业产生异质性影响,使大企业规模扩张的速度远快于中小企业。基于上述分析,我们提出研究假设 2。

假设 2:房价上涨的信贷效应对中小企业成长更为不利,从而不利于企业规模分布状态趋于均匀。

(三)房价上涨影响企业规模分布的挤出效应

行业利润失衡改变了资源的配置方向,房地产领域的高利润吸引大量工业资本流向房地产市场,严重挤压了工业发展空间。房价上涨致使房地产领域的投资回报率远高于工业领域,据吕江林(2010)计算,2008年上市房地产企业的平均利润率高达 28.74%,而 2009年《中国统计年鉴》数据显示,2008年工业企业平均利润率仅为 6.61%,巨大的利差势必会诱使大量工业资本进入房地产市场。2007年 35个大中城市超过半数的上市工业企业拥有房地产业务(王文春和荣昭,2014),严重影响了企业主营业务的发展,最终可能导致大量资本游离于实体经济,出现产业空心化。在工业企业大举进入房地产市场的大背景下,由于自身实力的显著差异,不同规模等级的企业所面临的挤出效应也不尽相同。房地产开发是资本密集型产业,投资规模大、回收周期长,大企业更有实力涉足地产领域。2004年房地产开发企业平均资产规模达到了 10 429.96 万元,远高于工业企业的 1 750.26 万元,^①显然其必要资本壁垒相对工业要高很多。大型工业企业拥有更雄厚的资本实力(比如更充裕的现金流、更

^①数据来源于《中国经济普查年鉴(2004)》。

多可用于贷款抵押的机器设备和土地资产等),通常会以子公司形式进入房地产市场,并利用母公司主营业务资金以及银行贷款加快扩张,甚至很多骨干企业房地产投资额与母公司主营业务投资额相当(王国锋,2016)。这不仅加剧了母公司资金的紧张程度,也使大量信贷资金进入房地产市场。同时,房地产行业土地资源壁垒是众多中小工业企业难以突破的,大企业凭借其强大的社会资源,在土地资源获取上也具有明显优势。与此相反,中小工业企业规模偏小、实力有限,为了突破房地产行业的必要资本壁垒、土地资源获取壁垒和行政性准入壁垒,通常以集资联合开发或者与专业房地产开发企业合作方式进入房地产领域,而更多中小企业则通过投资性购房形式进行工业资本的战略转移。相比较而言,房价上涨对大型工业企业的挤出效应更加明显。基于上述分析,我们进一步提出研究假设3。

假设3:房价上涨的挤出效应对大企业成长更不利,这会使企业规模分布的状态变得相对均匀。

三、研究设计

(一)数据说明

本文使用的房地产市场价格数据来源于CEIC数据库,工业企业微观数据来源于1999—2007年中国工业企业数据库。根据邮政编码,将工业企业数据库中的企业样本与各省的商品房平均销售价格相匹配:如果该企业位于某个省、自治区或直辖市,则以该地区的商品房平均销售价格数据进行匹配。由于工业企业数据库存在样本缺失、异常和匹配混乱等问题(聂辉华等,2012),本文对数据做了如下处理:1.删除总资产、固定资产、全部职工人数(从业人员平均人数)、产品销售收入、固定资产年平均余额、工业总产值为缺漏、零值和负值的样本;2.删除一些明显不符合会计原则的样本,如总资产小于流动资产、总资产小于固定资产净值年平均余额、累计折旧小于本年折旧的样本;3.删除每年法人代码重复的样本;4.删除邮政编码为缺漏、零值和无法识别的样本;5.删除开工年份缺漏、开工年份晚于所统计年份的样本,删除1949年之前成立的企业样本;6.删除在地区一行业层面企业个数小于10的所有样本;7.由于工业企业数据库缺少2004年产品销售收入,所以用主营业务收入代替;8.按照《国民经济行业分类(GB/T4754—2002)》对1999—2002年行业代码进行了调整。

计算地区经济开放程度、财政支出、城市化水平和基础设施水平等指标所用的原始数据分别来自2000—2008年《中国统计年鉴》、《新中国六十年统计资料汇编》、2000—2006年《中国人口统计年鉴》和2007—2008年《中国人口和就业统计年鉴》。

(二)模型构建

基于以上理论分析,本文构建了如下计量模型检验房价与工业企业规模分布的关系:

$$\begin{aligned} \text{pareto}_{kjt} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{houseprice}_{kt} + \alpha_2 \text{hhi}_{kjt} + \alpha_3 \text{schsp}_{kt} + \alpha_4 \text{pergdp}_{kt} \\ & + \alpha_5 \text{open}_{kt} + \alpha_6 \text{govern}_{kt} + \alpha_7 \text{infast}_{kt} + \alpha_8 \text{urban}_{kt} + \varepsilon_{kjt} \end{aligned} \quad (1)$$

其中, j 、 k 、 t 分别表示行业、地区和年份; pareto_{kjt} 表示企业规模分布状态; houseprice_{kt} 表示商品房平均销售价格。为避免其他因素对估计结果造成影响,式(1)中加入了控制变量赫芬达尔赫希曼指数(hhi_{kjt})、市场化水平(schsp_{kt})、人均实际GDP(pergdp_{kt})、地区经济开放程度(open_{kt})、政府干预度(govern_{kt})、地区基础设施水平(infast_{kt})和城市化水平(urban_{kt}); ε_{kjt} 表示随机误差项。

(三)变量描述

1. 被解释变量。本文采用Pareto指数来刻画企业规模分布状态,由公式(3)计算得

出。本文以销售额(产品销售收入)作为测度企业规模的主要指标。同时估算了每个地区一行业的 *Pareto* 指数。根据 *Pareto* 分布表达式,企业规模分布函数可以表示为:

$$Pr(S_i > s) = Af^{-\alpha} \quad (2)$$

其中, S_i 为企业 i 的规模, A 为参数, α 为企业规模分布的 *Pareto* 指数, $Pr(S_i > s)$ 表示企业 i 的规模大于临界值 s 的概率。

据此,构建如下测算企业规模分布的 *Pareto* 指数估计模型:

$$\ln(R_i/N_i) = \beta - \hat{\alpha} \ln S_i + \epsilon_{it} \quad (4)$$

其中, $Pr(S_i > s)$ 为企业按照规模降序排列之后的位次 R_i 与企业数 N 的比值。 $\beta = \ln A$ 和 ϵ_{it} 分别为常数项和随机误差项,估计参数 $\hat{\alpha}$ 的经济含义为:如果 $\hat{\alpha}$ 等于 1,则为 *Zipf* 分布,表明企业规模分布比较均匀。如果 $\hat{\alpha} < 1$,则说明在该地区(或行业)中,大企业发展较好,中小企业发展相对不充分,企业规模分布不均匀。

2. 核心解释变量。商品房平均销售价格($houseprice_{kt}$)是本文的核心解释变量,用全国各省级商品房平均销售价格表示,数据来源于 CEIC 数据库。

3. 控制变量包括:(1)市场集中度,用赫芬达尔赫希曼指数(hhi_{kjt})度量,公式为:

$$hhi_{kjt} = \sum_i (sale_{it}/sale_{kjt})^2$$

其中 $sale_{it}$ 表示企业 i 在 t 年的销售额, $sale_{kjt}$ 表示 k 地区 j 行业 t 年全部企业的销售额。

(2)市场化水平($schsp_{kt}$),用一地区非国有企业销售额与该地区全部企业销售额的比值表示。(3)地区经济发展水平($pergdp_{kt}$),用各地区人均实际 *GDP* 来测度。本文采用以 1999 年为基期的 *GDP* 平减指数对名义 *GDP* 进行平减。(4)地区经济开放程度($open_{kt}$),采用某一地区进出口贸易额占该地区 *GDP* 的比重来表示。其中,进出口贸易额用当年美元兑人民币的平均汇率换算成人民币表示。(5)政府干预程度($govern_{kt}$),采用某一地区政府财政支出占 *GDP* 的比重度量。(6)地区基础设施水平($infrast_{kt}$),本文参考盛斌和毛其淋(2015)以及刘斌等(2015)的做法,采用主成分分析法对交通基础设施、通讯基础设施、能源基础设施和城市基础设施四方面指标进行加权。其中,交通基础设施由铁路里程、公路里程和内河航道里程 3 类加总后除以各省占地面积得到交通基础设施密集度,并以此来测度各省的交通基础设施水平;通讯基础设施用各省的邮电业务总量来衡量;能源基础设施用各地区的人均能源消费总量来衡量;城市基础设施用各省每万人拥有公交车辆数来度量。

四、实证结果及分析

(一)基本估计结果及其分析

面板数据模型的 F 检验和 *Hausman* 检验结果表明,更适合使用固定效应模型进行估计,估计结果如表 1 所示。其中,第(2)列为只加入了核心解释变量房价的回归结果,结果显示:房价估计系数在 1%水平上显著为负,这表明房价上涨降低了企业规模分布的 *Pareto* 指数,使得企业规模分布越来越不均匀。进一步地,第(3)–(6)列逐步加入控制变量,我们发现,房价系数大小虽然有所不同,但符号与显著性水平均未发生变化。由此可见,房价对企业规模分布的影响效应是稳定的。第(6)列加入所有变量后的结果表明,在其他因素不变的情况下,当房价上涨 1 个单位时,企业规模分布的 *Pareto* 指数将下降 4.83 个单位。这说明,房价上涨对不同规模企业产生了非对称影响,不利于企业规模分布趋于均匀。

在控制变量中,市场集中度的系数显著为负,说明市场集中度越高,大企业发展越好,在

行业中所占的比重也越大,大企业规模过大无疑会挤压中小企业生存和成长的空间,使中小企业不易获得扩大自身规模的机会,而中小企业发展受阻势必会对企业规模分布的状态造成负面影响。市场化水平系数显著为正,这表明市场化水平越高,不利于企业自由竞争的体制性因素会越少,而相对公平的市场环境能够促进中小企业自由成长,从而使得企业规模分布状态变得更加均匀。人均实际 GDP 系数显著为正,这说明地区经济发展水平有助于企业规模分布状态趋于均匀。随着地区经济的发展,当地居民的收入得到增长,消费者需求呈现出多样性,而中小企业经营比较灵活,能够及时抓住市场机会,较快进入细分市场,攫取更多市场利基,逐步缩小与大企业的差距。地区经济开放程度系数显著为负,这表明一个地区的经济开放程度越高越不利于企业规模分布状态趋于均匀。经济越开放的地区与国外市场的联系越紧密,但能够利用国际资源并参与国际市场竞争的企业主要是大企业,他们能够依靠规模优势争取到更多出口机会,进一步实现规模扩张。同时,经济开放也带来了更激烈的市场竞争,国际产品大量涌入会在一定程度上挤压国内市场空间,大企业的资金、技术实力雄厚,能够抵挡来自国际市场的冲击,而中小企业缺乏竞争力,受到的负面影响更大。政府干预程度系数显著为正,这说明政府利用各种干预措施使企业规模分布状态趋于均匀。政府可以对有发展潜力的中小企业进行财政补贴,也可以通过减免税收的方式对其进行政策倾斜,或者是通过信用担保等方式缓解中小企业融资约束,这些措施都会对中小企业的发展产生促进作用。此外,政府监管可以维护市场秩序,为中小企业发展创造良好的经济环境,使企业能够有序、充分地参与竞争。地区基础设施水平系数显著为负,这表明随着地区基础设施的逐步完善,大企业从中受益更多。特别是交通设施水平的提高,能够大幅降低企业的运输成本,从而有利于企业将更多的资金投入再生产环节。相比较而言,大企业的生产经营活动更加广泛,从完善的基础设施中享受到的好处也更多,发展也相对较快。城市化水平系数显著为正,这表明随着城市化水平的提高,企业面临的市场也进一步扩大,由于消费者偏好的多样性,大企业无法充分满足所有消费者的个性化需求,而中小企业经营比较灵活,能够满足这部分消费者的需求,从而获得发展机会。这有助于企业规模的相对均匀分布。

表 1 基本估计结果

	<i>pareto</i>	<i>pareto</i>	<i>pareto</i>	<i>pareto</i>	<i>pareto</i>
<i>houseprice</i>	-0.0405*** (-82.54)	-0.1017*** (-193.95)	-0.0943*** (-158.45)	-0.0497*** (-63.89)	-0.0483*** (-61.29)
<i>hhi</i>		-0.4295*** (-325.46)	-0.4278*** (-324.28)	-0.4242*** (-322.63)	-0.4245*** (-322.79)
<i>schsp</i>		0.1043*** (209.05)	0.1113*** (204.83)	0.1159*** (184.94)	0.1138*** (172.45)
<i>pergdp</i>			0.0002*** (4.92)	0.0006*** (17.10)	0.0006*** (16.73)
<i>open</i>			-0.0176*** (-46.59)	-0.0247*** (-63.12)	-0.0274*** (-57.99)
<i>govern</i>				0.0966*** (27.16)	0.1024*** (28.43)
<i>infrast</i>				-0.0001*** (-88.69)	-0.0001*** (-77.36)
<i>urban</i>					0.0225*** (10.23)

续表1 基本估计结果

	<i>pareto</i>	<i>pareto</i>	<i>pareto</i>	<i>pareto</i>	<i>pareto</i>
常数项	0.6796*** (4556.39)	0.6369*** (1844.90)	0.6382*** (1584.44)	0.6199*** (1293.98)	0.6150*** (909.17)
R ²	0.0053	0.1156	0.1171	0.1241	0.1242
观测值	1 817 764	1 817 764	1 817 764	1 817 764	1 817 764

注:括号内的数字为 *t* 统计量;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著;下表统同。

(二)稳健性检验

以上分析使用 *Pareto* 指数刻画企业规模分布状态,但在小样本情况下,使用该方法计算的 *Pareto* 指数可能会产生偏差。部分地区一行业的企业样本数过少在所难免,为确保回归结果的可靠性,采用 Gabaix 和 Ibragimov(2011)的方法对(3)式进行修正,其计算公式如下:

$$\ln(R_{it}/N_{it} - 1/2) = \beta^* - \hat{\alpha}^* \ln S_{it} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

$\hat{\alpha}^*$ 即为修正的企业规模分布的 *Pareto* 指数,以此作为被解释变量进行稳健性检验。从结果来看,房价系数依然显著为负。^① 由此可见,房价上涨对企业规模分布的负面影响是稳健的,即房价上涨不利于企业规模的均匀分布。

五、影响机制的进一步分析

(一)房价上涨的成本效应检验

为了检验房价上涨对工业企业产生的成本效应,本文参照中介效应模型,分别建立三个模型来实现研究目标。中介效应模型的优势在于可以分析自变量对因变量影响的过程和作用机制,即可以衡量独立外生变量通过中介变量的间接作用对非独立变量的影响程度。

首先构建模型(5)旨在检验房价上涨对企业规模分布的影响,如果房价系数显著为负,则表明房价上涨不利于企业规模分布趋于均匀。

$$pareto_{kjt} = \alpha_0 + \alpha_1 houseprice_{kt} + \alpha_2 hhi_{kjt} + \alpha_3 schsp_{kt} + \alpha_4 pergd p_{kt} + \alpha_5 open_{kt} + \alpha_6 govern_{kt} + \alpha_7 infast_{kt} + \alpha_8 urban_{kt} + v_t + v_j + v_k + \epsilon_{kjt} \quad (5)$$

构建模型(6)旨在检验房价上涨对企业工资水平的影响,具体形式如下:

$$\ln perwage_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln houseprice_{kt} + \beta_2 tfp_{it} + \beta_3 profit_{it} + \beta_4 leverage_{it} + \beta_5 \ln size_{it} + \beta_6 age_{it} + v_j + v_k + \epsilon_{kit} \quad (7)$$

其中, $\ln perwage_{it}$ 表示 *i* 企业第 *t* 年的人均工资水平,用本年应付工资总额与全部职工人数之比的自然对数值表示; $\ln houseprice_{kt}$ 为 *k* 地区第 *t* 年的商品房平均销售价格的自然对数值。此外,参照相关文献(张杰和黄泰岩,2010),我们还加入了如下控制变量: tfp_{it} 为采用 *LP* 方法计算的企业全要素生产率; $profit_{it}$ 为企业利润率,用企业利润与销售额的比值表示;企业负债率 ($leverage_{it}$),采用企业负债合计与企业固定资产净值年平均余额的比值衡量;企业规模 ($\ln size_{it}$),用销售额的自然对数值衡量;企业年龄 (age_{it}),与上文测度一致; v_t 、 v_j 、 v_k 分别表示年份、行业、地区特定效应; ϵ_{kit} 表示随机扰动项。

加入中介变量 $\ln perwage_{it}$ 构建模型(7),以检验房价上涨通过影响工资水平进而影响企业规模分布的成本效应。

^①受篇幅限制,文中未报告稳健性检验结果,如有需要可向作者索取。

$$\begin{aligned}
 \text{pareto}_{kjt} = & \gamma_0 + \gamma_1 \text{houseprice}_{kt} + \gamma_2 \ln \text{perwage}_{it} + \gamma_3 \text{hhi}_{kjt} + \gamma_4 \text{schsp}_{kt} \\
 & + \gamma_5 \text{pergdp}_{kt} + \gamma_6 \text{open}_{kt} + \gamma_7 \text{govern}_{kt} + \gamma_8 \text{infast}_{kt} + \gamma_9 \text{urban}_{kt} \quad (7) \\
 & + v_t + v_k + \epsilon_{kjt}
 \end{aligned}$$

为了克服组间异方差,使用“面板校正标准误差”方法进行估计,回归结果如表2所示,模型(5)中房价系数在1%水平上显著为负,即房价上涨使企业规模分布愈发偏离了均匀状态。模型(6)回归结果显示,房价系数显著为正,表明一旦房价上涨势必会引起企业工资上涨。此外,通过将全部样本企业按照销售额从小到大进行排序,分别按照40%和60%、50%和50%、60%和40%三种分割比例,将企业分成中小企业和大企业两组,实证考察房价上涨对不同规模等级企业工资水平的影响,有助于揭示房价上涨通过影响企业工资水平进而作用于企业规模分布的内在机制。表5汇报了三个分组中的房价系数均显著为正,这与全体样本回归结果一致。并且随着更大规模企业逐步划到中小企业组,房价系数逐渐从0.8369下降到0.8242。而大企业组中的房价系数均在1%水平上显著为正,并且随着将规模相对更小的企业逐步划出大企业组,其系数从0.8121上升到0.8179。这表明,房价上涨引起的工资上涨势必挤占企业利润,相对大规模企业而言,由房价上涨造成的成本效应对中小企业规模扩张的冲击更大。张杰和黄泰岩(2010)在考察企业员工工资决定机制时也得到了类似结论,即人均工资与企业规模显著负相关,这意味大企业更有能力控制工人工资涨跌,在他看来规模越大的企业在与员工工资谈判的博弈中越处于强势地位。

在模型(7)中加入 $\ln \text{perwage}_{it}$ 这一中介变量后,房价系数仍显著为负,且绝对值大于模型(5)中房价系数,而工资系数也显著为负,且 $\beta_1 \gamma_2$ 与 γ_1 符号相同,这表明部分中介效应存在,即房价上涨通过成本效应对企业规模分布产生了消极影响,假设1得以验证。

表2 房价上涨的成本效应检验结果

	模型(5)		模型(6)		模型(7)	
	<i>pareto</i>	<i>pareto</i>	<i>lnperwage</i>	<i>lnperwage</i>	<i>pareto</i>	<i>pareto</i>
<i>houseprice</i>	-0.1842*** (-86.49)	-0.1760*** (-80.68)			-0.1897*** (-89.53)	-0.1809*** (-83.48)
<i>lnperwage</i>					-0.0116*** (-91.29)	-0.0118*** (-93.31)
<i>lnhouseprice</i>			0.9534*** (419.46)	0.8267*** (571.93)		
常数项	0.7424*** (263.95)	0.7632*** (158.80)	3.3785*** (519.87)	1.9412*** (269.18)	0.7722*** (273.69)	0.7899*** (164.77)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	否	否	是	是
行业固定	否	否	是	是	否	否
地区固定	是	是	是	是	是	是
R^2	0.3877	0.3933	0.3269	0.3929	0.3912	0.3969
观测值	1 657 318	1 657 318	1 657 318	1 657 318	1 657 318	1 657 318

(二)房价上涨的信贷效应检验

同样,为了检验房价上涨对工业企业产生的信贷效应,本文根据中介效应模型,分别建立三个模型来实现研究目标。其中,检验房价上涨对企业规模分布影响的模型已在上文构建,即模型(5)。为了检验房价上涨对企业融资约束程度的影响,构建了如下计量模型:

$$\begin{aligned}
 sa_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln \text{houseprice}_{kt} + \beta_2 \text{finscost}_{it} + \beta_3 \text{profit}_{it} + \beta_4 \text{leverage}_{it} + \beta_5 \text{age}_{it} \quad (8) \\
 & + v_j + v_k + \epsilon_{kit}
 \end{aligned}$$

其中, sa_{it} 表示 i 企业第 t 年的融资约束程度, 参照 Hadlock 和 Pierce(2010) 提出的 SA 指数法, 使用企业规模和企业年龄两个具有较强外生性特征的变量构建 SA 指数, 具体计算公式为: $-0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$ 。SA 指数为负值, 且其绝对值越大, 说明企业面临的融资约束越严重。 $lnhouseprice_{kt}$ 为 k 地区第 t 年的商品房平均销售价格的对数值; 财务费用比率 ($fincost_{it}$), 用财务费用和负债合计比值来度量; 企业利润率 ($profit_{it}$)、企业负债率 ($leverage_{it}$)、企业年龄 (age_{it}) 与上文测度一致; v_j 、 v_k 分别表示行业、地区特定效应; ϵ_{kit} 表示随机扰动项。

加入中介变量 sa_{it} 构建模型(9), 以检验房价上涨通过影响融资约束进而影响企业规模分布的信贷效应。

$$pareto_{kjt} = \gamma_0 + \gamma_1 houseprice_{kt} + \gamma_2 sa_{it} + \gamma_3 hhi_{kjt} + \gamma_4 schsp_{kt} + \gamma_5 pergdp_{kt} + \gamma_6 open_{kt} + \gamma_7 govern_{kt} + \gamma_8 infast_{kt} + \gamma_9 urban_{kt} + v_t + v_k + \epsilon_{kit} \quad (10)$$

回归结果如表 3 所示, 模型(5)的房价系数显著为负, 表明房价上涨使得企业规模分布偏离均匀状态。模型(8)房价系数为正, 且在 1% 的水平上显著, 表明房价上涨提升了工业企业可用于贷款抵押的土地、厂房等资产的价值, 有利于缓解其面临的融资约束。此外, 从表 5 的分组回归结果来看, 房价系数表现出较大差异: 在中小企业组, 房价系数在 1% 的水平上显著为负, 这表明房价上涨将会加重中小企业面临的融资约束; 而在大企业组房价系数在 1% 水平上显著为正, 这表明房价上涨有利于缓解大企业的融资约束。中小企业拥有的土地和厂房等资产较少, 房价上涨后负债能力提升有限, 且在信贷市场总体规模一定的情况下, 大企业更容易从银行等金融机构获得贷款, 这必然会使中小企业融资变得更加困难。在模型(9)中加入中介变量 sa_{it} 之后, 房价系数仍显著为负, 且绝对值比模型(5)中房价系数的绝对值大, 而变量 sa_{it} 系数显著为负, 且 $\beta_1 \gamma_2$ 与 γ_1 符号相同, 这表明部分中介效应存在, 即房价上涨通过信贷效应使企业规模分布变得愈发不均匀, 从而支持了本文的假设 2。

表 3 房价上涨的信贷效应检验结果

	模型(5)		模型(8)		模型(9)	
	<i>pareto</i>	<i>pareto</i>	<i>sa</i>	<i>sa</i>	<i>pareto</i>	<i>pareto</i>
<i>houseprice</i>	-0.1810*** (-91.66)	-0.1762*** (-86.52)			-0.1835*** (-92.90)	-0.1788*** (-87.78)
<i>sa</i>					-0.0059*** (-36.57)	-0.0063*** (-39.27)
<i>lnhouseprice</i>			0.3044*** (262.47)	0.0937*** (152.83)		
常数项	0.7371*** (279.99)	0.7686*** (167.15)	-3.4179*** (-839.33)	-3.0004*** (-1451.35)	0.7161*** (266.13)	0.7461*** (160.98)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	否	否	是	是
行业固定	否	否	是	是	否	否
地区固定	是	是	是	是	是	是
R^2	0.3876	0.3928	0.1132	0.7553	0.3881	0.3934
观测值	1 806 168	1 806 168	1 806 168	1 806 168	1 806 168	1 806 168

(三) 房价上涨的挤出效应检验

为了检验房价上涨对工业企业产生的挤出效应, 如同上文检验房价上涨的成本效应和信贷效应方式一样, 根据中介效应模型, 分别建立三个模型来实现研究目标。其中, 检验房价上

涨对企业规模分布影响的模型已在上文构建,即模型(5)。

为了检验房价上涨对企业进入房地产市场选择的影响,构建了如下模型:

$$\begin{aligned} \text{prob}(\text{entry}_{it} = 1) = & \beta_0 + \beta_1 \ln \text{houseprice}_{kt-1} + \beta_2 \text{pergd}p_{kt-1} + \beta_3 \text{age}_{it-1} \\ & + \beta_4 \text{zcsyl}_{it-1} + \beta_5 \text{zcfz}l_{it-1} + \beta_6 \text{size}_{it-1} + \epsilon_{kit} \end{aligned} \quad (10)$$

其中, entry_{it} 为被解释变量,代表企业是否进入房地产市场的虚拟变量,若企业 i 在 t 年进入房地产市场,则将其赋值为 1,否则为 0。显然,若房价上涨能引起工业企业进入房地产市场,则意味着房价上涨激发了工业企业投资房地产,这势必挤压其在工业领域的投资。但是,工业企业数据库中并没有该类指标,如何准确识别工业企业何时进入房地产市场成为进行实证的关键。为此,我们设定了以下标准:(1)工业企业数据库中“建筑、房地产企业资质等级”这一指标中明确等级不为 0 或不缺漏的企业;(2)工业企业数据库中“建筑业或房地产业”这一指标中不为 0 或不缺漏的企业;(3)为了进一步有效识别工业企业进入房地产市场的行为,本文特意将“主要产品”指标中包含与房地产业务相关关键词的企业也统计在内。如房地产、厂房出租和房屋出租等关键词。需要指出的是,由于工业企业数据库中建筑、房地产企业资质等级这一变量只统计到 2001 年,为保持数据的连贯和有效性,本文只选取了 2000 年和 2001 年的样本数据。核心解释变量为商品房平均销售价格自然对数 ($\ln \text{houseprice}_{kt}$),由于房价上涨引起工业企业进入房地产市场具有时滞效应,本文采用滞后一期的商品房平均销售价格的对数值表示。控制变量有:滞后一期的资产收益率 (zcsyl_{it-1}),用企业利润总额与资产总计的比值表示;滞后一期的资产负债率 ($\text{zcfz}l_{it-1}$),用企业负债合计与资产总计的比值来测度;企业规模 (size_{it-1})、企业年龄 (age_{it-1}) 与上文定义标准一致,且均为滞后一期; ϵ_{kit} 为随机扰动项。

加入中间变量 entry_{it} 构建模型(11),以检验房价上涨通过影响工业企业是否进入房地产市场进而影响企业规模分布的挤出效应。

$$\begin{aligned} \text{pareto}_{kjt} = & \gamma_0 + \gamma_1 \text{houseprice}_{kt} + \gamma_2 \text{entry}_{it} + \gamma_3 \text{hhi}_{kjt} + \gamma_4 \text{schsp}_{kt} + \gamma_5 \text{pergd}p_{kt} \\ & + \gamma_6 \text{open}_{kt} + \gamma_7 \text{govern}_{kt} + \gamma_8 \text{infast}_{kt} + \gamma_9 \text{urban}_{kt} + v_t + v_j + \epsilon_{kjt} \end{aligned} \quad (11)$$

如表 4 所示回归结果,模型(5)房价系数显著为负,表明房价上涨不利于企业规模均匀分布。模型(10)房价系数为正,表明房价上涨提高了房地产领域的投资回报率,吸引众多工业企业进军房地产市场。从表 5 分组回归的结果来看,中小企业组的房价系数均不显著,而大企业组始终在 10%水平上显著,这表明相对于中小企业来说,房价上涨会诱使更多的大企业进入房地产领域,大型工业企业资本实力强,多以子公司形式直接参与房地产市场开发,而多数中小工业企业显然难以突破必要资本壁垒,取得可开发土地资源也比较困难。模型(11)中加入中介变量 entry_{it} 后,房价系数仍在 1%水平显著为负,而 entry_{it} 系数为负,且 $\beta_1 \gamma_2$ 与 γ_1 符号相同,这表明部分中介效应存在,即房价上涨通过挤出效应对企业规模分布产生了积极影响,使其变得更加均匀,假设 3 得以验证。

表 4 房价上涨的挤出效应检验结果

	模型(5)		模型(10)		模型(11)	
	<i>pareto</i>	<i>pareto</i>	<i>entry</i>	<i>entry</i>	<i>pareto</i>	<i>pareto</i>
<i>houseprice</i>	-0.6076*** (-81.28)	-0.1796*** (-24.05)			-0.6073*** (-81.29)	-0.1798*** (-24.10)
<i>entry</i>					-0.0316*** (-13.58)	-0.0166*** (-7.50)

续表4 房价上涨的挤出效应检验结果

	模型(5)		模型(10)		模型(11)	
	pareto	pareto	entry	entry	pareto	pareto
<i>lnhouseprice</i>			1.6406*** (2.69)	1.5511** (2.47)		
常数项	0.6137*** (404.89)	0.6420*** (382.40)	-5.4477*** (-52.73)	-6.8015*** (-33.11)	0.6137*** (405.29)	0.6420*** (382.65)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定	是	是	否	否	是	是
行业固定	是	是	否	否	是	是
R ²	0.6562	0.7221			0.6566	0.7222
观测值	202 584	202 584	202 584	202 584	202 584	202 584

表5 成本效应、信贷效应和挤出效应的分组检验结果

	对照组一		对照组二		对照组三	
	40%	60%	50%	50%	60%	40%
<i>lnhouseprice</i>	0.8369*** (356.30)	0.8121*** (435.80)	0.8280*** (397.91)	0.8159*** (392.45)	0.8242*** (432.95)	0.8179*** (344.79)
(成本效应)						
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业、地区固定	是	是	是	是	是	是
R ²	0.3640	0.3430	0.3654	0.3416	0.3665	0.3408
观测值	663 006	994 312	828 670	828 648	994 403	662 915
<i>lnhouseprice</i>	-0.0290*** (-70.66)	0.0852*** (97.85)	-0.0212*** (-63.73)	0.0811*** (81.39)	-0.0131*** (-45.68)	0.0768*** (65.61)
(信贷效应)						
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业、地区固定	是	是	是	是	是	是
R ²	0.9277	0.7033	0.9379	0.6938	0.9442	0.6848
观测值	722 543	1 083 625	903 089	903 079	1 083 707	722 461
<i>lnhouseprice</i>	0.8723 (0.94)	1.5686* (1.95)	1.1950 (1.32)	1.4108* (1.72)	0.9929 (1.18)	1.6559* (1.88)
(挤出效应)						
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	81 044	121 540	101 296	101 288	121 551	81 033

六、研究结论与政策启示

本文利用1999—2007年工业企业微观数据匹配以省级层面房价数据,研究了房价上涨对企业规模分布的影响。主要结论如下:(1)房价与企业规模分布显著负相关,房价上涨不利于企业规模分布趋于均匀状态。究其原因在于,房价上涨对不同规模的企业产生了异质性影响,房价上涨抑制了中小企业成长,却有利于大企业规模扩张,这拉大了中小企业与大企业之间的差距,使得企业规模分布变得更加不均匀。(2)在此基础上,利用中介效应模型进一步检验了房价上涨影响企业规模分布的内在机制,研究发现:房价上涨通过影响工资水平、融资约束和工业企业是否进入房地产市场而影响企业规模分布的中介效应均存在,即存在房价上涨的成本效应、信贷效应和挤出效应。总体来看,试图通过刺激房价上涨拉动经济增长的做法有其积极效应,但不可否认,这对经济资源在工业企业之间的配置以及企业规模分布的动态演化产生了很大的冲击。特别是从长远来看,房价上涨对大企业 and 中小企业规模扩张带来的差异影响会进一步造成资源错配,破坏企业间合理、有序的竞合关系,最终导致整个工业经济增长潜力下降。

本文具有较强的政策含义,为减弱房价上涨对企业规模分布动态演化的扭曲,应该主要从以下几个方面考虑制定和实施政策:一是,有效降低中低收入者、新就业无房职工和外来

务工人员住房费用支出,重点发展长期公共租赁住房,探索住房补贴从“实物补贴”向以住房券形式的“货币补贴”发展,加快推进共有产权住房试点改革。二是,建立健全房产抵押品动态监测机制,根据经济周期和风险状况等确定并及时调整房产抵押率上限,全面、准确评估抵押房产价值,进一步规范、收紧住房抵押贷款。三是,严禁信贷资金流入房地产领域,建立实体企业投资房地产市场监测预警机制,对目前已投资房地产业的母公司资金状况进行监管,预防和制止企业将主营业务贷款用于房地产领域投资。

主要参考文献:

- [1]陈斌开,金箫,欧阳滢非.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]高波,陈健,邹琳华.区域房价差异、劳动力流动与产业升级[J].经济研究,2012,(1):66-79.
- [3]李旭超,罗德明,金祥荣.资源错置与中国企业规模分布特征[J].中国社会科学,2017,(2):25-43.
- [4]刘斌,王乃嘉.房价上涨挤压了我国企业的出口能量吗?[J].财经研究,2016,(5):53-65.
- [5]刘斌,袁其刚,商辉.融资约束、歧视与企业规模分布[J].财贸经济,2015,(3):72-87.
- [6]吕江林.我国城市住房市场泡沫水平的度量[J].经济研究,2010,(6):28-41.
- [7]聂辉华,江艇,杨如岱.中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J].世界经济,2012,(5):142-158.
- [8]盛斌,毛其淋.贸易自由化、企业成长和规模分布[J].世界经济,2015,(2):3-30.
- [9]孙学敏,王杰.环境规制对中国企业规模分布的影响[J].中国工业经济,2014,(12):44-56.
- [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]温忠麟,张雷,侯杰泰,等.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报,2004,(5):4-16.
- [12]张杰,黄泰岩.中国企业的工资变化趋势与决定机制研究[J].中国工业经济,2010,(3):42-53.
- [13]张杰,刘元春,翟福昕,等.银行歧视、商业信用与企业发展[J].世界经济,2013,(9):94-126.
- [14]张涛,张若雪.人力资本与技术采用:对珠三角技术进步缓慢的一个解释[J].管理世界,2009,(2):75-82.
- [15]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.
- [16]Gabaix X, Ibragimov R. Rank-1/2: A simple way to improve the OLS estimation of tail exponents [J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2011, 29(1): 24-39.
- [17]Hadlock C, Pierce J. New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ Index [J]. Review of Financial Studies, 2010, 23(5): 1909-1940.
- [18]Miao J, Wang P. Sectoral bubbles, misallocation, and endogenous growth [J]. Journal of Mathematical Economics, 2014, 53: 153-163.

On the Effect of Housing Price Rise on Firm Size Distribution

Guo Shulong, Liu Wenbin

(School of Business, Tianjin University of Finance and Economics, Tianjin 300222, China)

Summary: The firm size distribution is an important content of industrial organization characteristics. Uniform firm size distribution can reflect not only the allocation of scarce resources among enterprises and dynamic evolution process of enterprises in a country, but also competition and cooperation relationships between enterprises and industrial develop-

ment pattern within a certain industry. Besides, it generates an important impact on economic growth and an adjustment to economic structure in a country, such as firm size distribution & innovation, and firm size distribution & productivity. In the academia, the analysis of factors affecting firm size distribution is mainly based on financing constraints, institutions and so on, but pays little attention to the intrinsic correlation between sharp housing price rise and firm size distribution in recent years.

Under the background of rapid housing price rise from 1999 to 2007 in China, this paper empirically investigates the effect of housing price rise at the provincial level on firm size distribution by using the data of industrial enterprises. In order to test the influence of housing price rise on firm size distribution, this paper constructs the Pareto exponent to measure firm size distribution. The results show that as a whole, housing price rise is not conducive to the formation of uniform firm size distribution, and the estimation based on modified Pareto exponent remains robust. Furthermore, the mediation effect model is used to test the mechanism concerning the effect of housing price rise on firm size distribution. It finds that cost effect, credit effect and crowding-out effect could be counted as three paths to the role of housing price rise in firm size distribution, and the above paths show different influences on enterprises with different scale. The cost effect of housing price rise pushes up the production costs of industrial enterprises, but generates a greater impact on SMEs. The credit effect of housing price rise leads to the appreciation of the collateral assets of industrial enterprises, such as land and plant building, thus alleviating the financing constraints of enterprises. But compared with SMEs, housing price rise is more favorable to large enterprises. The housing price rise induces a great deal of capital into the real estate field. Because of their strong strength, large enterprises have the ability to break through the necessary capital barriers, the land resources access barriers and the administrative barriers to real estate development market. Obviously, crowding-out effect has a greater impact on large enterprises.

This paper not only is a useful supplement to the theoretical research of firm size distribution, but also provides a new perspective for understanding the impact of housing price rise on the real economy, and even a scientific basis for the policy formulation of governments, to mitigate the shock of housing price rise to the real economy. The relevant government departments should accelerate the development of long-term public rental housing market, promote the reform of housing subsidy form and the pilot of the common property right housing, and make great efforts to reduce the housing expenses of low and middle-income earners, new employees without housing and migrant workers. We should perfect the dynamic monitoring mechanism of the real estate collateral, and further standardize & tighten the housing mortgage loans. A monitoring and warning mechanism for brick-and-mortar enterprises investing in the real estate market should be established, and the flow of credit funds into the real estate field should be strictly prohibited.

Key words: housing price rise; firm size distribution; Pareto exponent

(责任编辑 石头)