

房价、流动性效应与企业融资约束

余静文¹ 谭静²

(1. 武汉大学 经济与管理学院, 湖北 武汉 430072; 2. 上海大学 经济学院, 上海 200436)

摘要:房地产市场化改革以来,中国房价出现了快速增长。资产泡沫理论表明,房价上涨对实体经济产生了两方面的影响:一是流动性效应,通过房产价值的提升提高企业负债能力,缓解其面临的融资约束;二是杠杆效应,通过房地产业投资回报率的提升发挥挤出其它部门投资的作用。在融资约束程度更为严重的情况下,流动性效应将发挥更积极的作用。利用匹配的中国工业企业数据和35个大中城市宏观数据,本文研究了房价上涨对企业融资约束的影响,验证了在金融抑制背景下房价对企业投资的流动性效应。研究表明,当房价对数提高一个标准差,私有企业投资-现金流敏感度将下降0.0134,降幅为5.05%。并且,经营时间更长或者内部资金更充裕的私有企业从房价上涨过程中受益更多,其融资约束程度的下降幅度更大。本文的研究结果为非国有部门在金融抑制下快速发展提供了新的解释,也为房价影响实体经济的机制提供了新的证据。

关键词:房价;流动性效应;融资约束

中图分类号:F062.9 文献标识码:A 文章编号:1671-9301(2015)04-0091-11

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2015.04.010

一、问题的提出

中国房地产行业的发展得益于应对亚洲金融危机所采取的相关政策。1998年房地产市场化改革以来,中国房地产行业得到了快速发展,并在国民经济中发挥着重要作用。房地产业固定资产投资从1998年的4697亿元上升至2013年的11.14万亿元,年均增长23.50%,比同时期固定资产投资年均增速高1.64个百分点,比国内生产总值(GDP)年均增速高9.85个百分点。房地产业固定资产投资占固定资产投资的比重从1998年的20.98%上升到2013年的25.53%^①。

从东部主要城市来看,北京房价从1999年每平方米的5674元上升到2011年的16845元,涨幅达到了196.88%,同时期,上海房价从每平方米3422元上升到14502元,涨幅为323.79%。从中部主要城市来看,1999年至2011年间,武汉房价从每平方米1806元上升到7222元,涨幅为299.89%,郑州房价从每平方米1918元上涨到4957元,涨幅为158.45%。从西部主要城市来看,1999年至2011年间,成都房价从每平方米1842元上涨到6677元,涨幅为262.49%,重庆房价从每平方米1377元上升到4734元,涨幅为243.79%。同时,中国主要城市的房价收入比也在快速上升^②。比如,北京房价收入比从2002年的10.41上升到2011年的14.15;武汉房价收入比从2002年的7.21上升到2011年的8.55;成都房价收入比从2002年的5.88上升到2011年的8.21^③。根据吕江林^[1]的研究估算,中国房价收入比的合理区间应在4.38和6.78之间,按照该标准,中国房价已处于高位

收稿日期:2014-11-21

作者简介:余静文(1983—),男,湖北武汉人,武汉大学经济与管理学院讲师,经济学博士,研究方向为宏观经济学、金融经济学;谭静(1984—),女,山西太原人,上海大学经济学院讲师,经济学博士,研究方向为劳动经济学、发展经济学。

基金项目:国家社会科学基金重大项目(12&ZD074);中国博士后科学基金第7批特别资助项目(2014T70376)

水平。

房地产业的发展以及伴随而来的房价快速上升对国民经济有怎样的影响? 20 世纪 90 年代初日本经济陷入低迷状态以及美国次贷危机引发的金融海啸无不与房地产业密切相关。从理论上来看, 房价上升能够对实体经济产生两方面的影响。首先是流动性效应(Liquidity Effect)。在金融摩擦(Financial Friction)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, 促进企业实体投资。流动性效应发挥了挤入投资的作用^[2-3]。其次是杠杆效应(Leverage Effect)。如果存在低进入门槛的高盈利资产, 那么社会各行业会偏离主营业务, 将更多资源配置于该高盈利资产, 从而出现社会投资结构单一化的倾向。杠杆效应发挥了从企业主营业务挤出投资的作用^[4]。可见, 房价上涨对实体经济产生了两个方向完全相反的影响。

然而中国还有其特殊性。改革开放以来, 中国经济取得举世瞩目的经济成就的一个背景是金融发展的滞后, 政府采取金融抑制的政策, 通过干预金融资源的配置, 抑制居民投资渠道, 积蓄力量发展工业和基础设施, 促进了国民经济增长^[5]。此时, “政治优序融资”(Political Pecking Order)普遍存在, 金融部门更加青睐于国有部门, 更多金融资源也会被配置到该部门, 相反, 非国有部门则会出现较严重的融资约束^[6]。而在改革开放过程中, 非国有部门不断壮大, 对国民经济的贡献也愈发突出。那么, 在融资约束较严重的情况下, 非国有部门又如何得以发展壮大^④?

事实上, 中国经济高速发展、非国有部门不断发展壮大的同时也是房地产走向繁荣的时期。房地产具有可抵押属性, 其价值的提升将会提高企业获得金融部门信贷的额度, 降低融资约束程度。发展中国家金融抑制程度较高, 融资约束成为制约发展中国家经济发展的重要因素, 而资产泡沫能够有效缓解金融抑制政策的影响, 提高国民经济的投资^[9]。Miao and Wang^[10]构建了一般均衡框架, 研究了资产价值提升对融资约束的影响, 当经济体金融发展滞后, 融资约束程度较严重的时候, 资产即便不具有生产性功能, 但其价值的提升依然构成了经济的均衡, 因为资产价值提升扮演着缓解融资约束的角色, 此时经济均衡的福利水平将更高。房价上涨带来的流动性效应为 Allen et al.^[7]提出的谜题提供了另一种解释, 即在金融抑制程度较为严重的情况下, 房价上涨能够提高企业的负债能力, 从而缓解企业面临的融资约束, 促进投资和经济发展^⑤。

然而, 目前关于房价上涨带来的流动性效应的研究主要是理论研究^[2,3,9,10], 经验研究特别是中国案例的研究相对缺乏, Gan^[11]利用 20 世纪 90 年代日本房地产泡沫破灭这一事件, 分析了房产价值对企业投资的影响, 并发现房产价值的急剧下跌对企业投资产生了显著的负面影响。Chaney et al.^[12]采取匹配的银行贷款和企业层面的微观数据, 实证分析了美国企业持有的房产价值对企业投资的影响, 发现企业所持房产价值的提升显著地促进了企业投资。罗时空和周亚虹^[13]以中国上市企业为样本, 实证分析房价对企业投资的影响, 研究结果表明, 只有当企业融资约束程度较严重时, 房价上涨才有可能促进企业投资。此外, Li and Wu^[14]还从家庭的视角研究了高房价对企业家精神形成的影响, 研究发现, 当前中国高房价使得为买房进行的储蓄增加, 降低了创业概率, 从而不利于企业家精神的形成。不同于以上文献, 本文并非探讨房价上涨与企业投资的关系, 而是关注二者之间的影响渠道, 回答房价通过何种方式影响企业投资这一问题。即房价上涨产生了流动性效应, 缓解了企业融资约束。本文以 Fazzari et al.^[15]的研究框架为基础, 建立企业投融资模型, 并以此为基础构建计量模型, 实证分析房价上涨对企业融资约束的影响, 研究结果表明, 当房价对数提高一个标准差, 那么私有企业的投资-现金流敏感度将会下降 0.0134, 降幅达到 5.05%。并且, 信息不对称程度较轻的私有企业在房价上涨过程中受益更多, 这表现为其融资约束程度的下降幅度更大。本文的研究结果为房价影响实体经济的机制提供了新证据, 强调了房价上涨对缓解企业融资约束的积极作用。

全文结构安排如下:第二部分为分析框架和数据的说明;第三部分为实证结果分析;第四部分为对实证结果的进一步讨论;第五部分为主要结论。

二、分析框架和数据的说明

1. 基本模型的设定

本文以 Farrahi et al.^[15] 的研究框架为基础,采取文献中标准的模型设定形式^[16-18],将企业的价值用下式来表示:

$$V_t(K_t, \zeta_t) = \max_{\{I_{t+s}\}_{s=0}^{\infty}} D_t + E_t \left[\sum_{s=1}^{\infty} \beta_{t+s-1} D_{t+s} \right] \quad (1)$$

其中,下标 t 表示时间, K 表示资本, ζ 表示技术冲击, D 是股利分红, β 是贴现因子。最大化企业价值受到三个约束条件:

$$D_t = \Pi(K_t, \zeta_t) - C(I_t, K_t) - I_t \quad (2)$$

$$I_t = K_{t+1} - (1 - \delta)K_t \quad (3)$$

$$D_t \geq 0 \quad (4)$$

其中, $\Pi(\cdot)$ 是利润函数, $C(\cdot)$ 是投资的调整成本函数, I 表示投资, δ 表示折旧率。企业融资约束体现在(4)式,(4)式的拉格朗日乘数记为 λ^Θ 。 λ 即为筹集新股本或外部融资的影子价格。根据一阶条件可以得到以下 Euler 方程:

$$1 + \frac{\partial C}{\partial I_t} = \beta_t E_t \left\{ \frac{1 + \lambda_{t+1}}{1 + \lambda_t} \left[\frac{\partial \Pi}{\partial K_{t+1}} + (1 - \delta) \left(1 + \frac{\partial C}{\partial I_{t+1}} \right) \right] \right\} \quad (5)$$

$\partial C/\partial I$ 是投资的边际调整成本, $\partial \Pi/\partial K$ 是资本的边际利润。 $(1 + \lambda_{t+1})/(1 + \lambda_t)$ 是前后两期外部融资的相对价格,记为 Θ 。Euler 方程的经济学含义是当期投资的边际成本等于延至下一期投资的边际成本,后者包括放弃了的资本边际收益和投资的调整成本。如果企业当期受到融资约束,那么意味着企业没有能力支付负的股利分红,换言之企业会延迟当期投资,这表现在外部融资的影子价格 λ_t 大于 λ_{t+1} ,即 Θ 小于 1。在完全的信贷市场上,任意期的外部融资的影子价格都相等, Θ 等于 1。影响 Θ 的因素包括企业的流动性特征以及财务健康状况, Fazzari et al.^[15] 将现金流作为一个衡量流动性的重要因素,如果当期现金流较多,那么企业不会延迟当期投资。

2. 模型的参数化

对以上模型的参数化,得到一个线性的计量模式,需要考虑三方面的因素。首先是外部融资相对价格 Θ 的参数化;其次是资本的边际利润的参数化;再次是投资的边际成本条件的参数化。

参照 Poncet et al.^[18], 本文将 Θ 表示为现金流的函数,现金流越大,那么外部融资的相对成本就越小。此外,本文也将住房价格考虑在列,如果住房价格能够发挥流动性效应,那么住房价格将会削减内源资本对 Θ 的影响,即 $\Theta = \alpha_{0i} + (\alpha_1 + \alpha_2 House_{it}) Cash_{it-1}$;资本的边际利润可以使用劳动资本比 (L/K) 来表示,给定生产函数不发生变化,那么较低劳动资本比意味着较小的资本边际回报率,较高的劳动资本比意味着较大的资本边际回报率;投资的成本函数包括 $(I/K)_{it-1}$,这使得当期投资决策取决于滞后期已做出的投资决策。同时假定企业是理性预期, ε 作为误差项。最后,本文使用了企业价值的变化占资本的比重 ($\Delta R/K$) 来控制企业的投资机会。将参数化模型一阶线性展开,最终的计量模型可表示为:

$$\left(\frac{I}{K} \right)_{it} = c + \beta_1 \left(\frac{I}{K} \right)_{it-1} + \beta_2 \left(\frac{L}{K} \right)_{it} + \beta_3 \left(\frac{\Delta R}{K} \right)_{it} + \beta_4 \left(\frac{CF}{K} \right)_{it-1} + \beta_5 \left(\frac{CF}{K} \right)_{it-1} \times House_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

(6) 式即为本文研究房价变化对企业融资约束影响的计量模型。

3. 数据说明

本文中城市层面的企业微观数据来自于中国工业企业数据库,城市层面的房价数据来自于《中

国城市统计年鉴》。根据企业地址代码,本文将中国工业企业数据库中的企业与 35 个大中城市进行了匹配^⑦。

由于企业现金流数据只包括 2005—2007 年,因此,本文考察的样本区间为 2005—2007 年^⑧。企业层面的数据包括 I/K 、 L/K 、 $\Delta R/K$ 、 CF/K ,其中,资本数据按照 Brandt et al.^[23] 方法计算得到。城市层面的房价数据为根据 2002 年的价格指数进行调整后的 35 个大中城市的真实房价数据。

本文也对中国工业企业数据库中的异常值进行了处理。首先,本文删除了以上变量存在缺失值的样本;其次,本文剔除了明显不符合会计原则的观测值,包括固定资产净值小于等于 0、职工人数小于等于 0、销售额小于等于 0 的样本;最后本文删除了计量模型中使用到的 I/K 、 L/K 、 $\Delta R/K$ 、 CF/K 四个变量的异常值样本(异常值范围为样本按变量值大小排序,最高的 5% 和最低的 5%)。研究最终得到 11169 个有效样本。由于国有企业和外资企业在中国能够获得更多信贷支持,因此,实证研究将样本划分为国有企业、集体企业、外资企业和私有企业四种类型,划分标准为四类主体的当期资本金占实收资本金的比重,比如,企业中的国家资本金占总资本金比例大于 50%,或者超过了其它三类主体,则该企业为国有企业^[24-25]。国有企业的信贷优势来自于“政治优序融资”,金融机构倾向于将金融资源配置于与政府联系较紧密的国有企业,导致私有企业难以获取正规金融部门的信贷资源,而依靠企业内部积累进行融资^[6];外资企业的信贷优势来自于外资所扮演的“看不见的手”的角色,这一角色降低了企业和金融中介之间的信息不对称程度,进而起到了改善金融资源配置的作用,已有研究也表明外资的流入能够缓解企业所面临的融资约束^[22]。

表 1 按企业类型依次报告了国有企业、集体企业、外资企业和私有企业的主要变量描述性统计特征。样本中国有企业占比为 8.77%,集体企业占比 11.84%,外资企业占比 19.25%,私有企业占比 60.14%。表 2 分城市报告了主要变量描述性统计特征,各城市的样本量变化较大,福州市的样本量为 0,西宁、兰州、海口和呼和浩特的样本量没有超过 20,其占样本总数的比例依次为 0.09%、0.25%、0.13% 和 0.17%,北京和上海的样本量都超过了 2000,其占样本总数的比例依次为 20.21% 和 20.75%。每个城市平均样本量为 320。

表 1 数据描述:分企业类型

变量	均值	标准差	最小值	最大值
国有企业(样本量:980)				
投资/资本	0.0191	0.1371	-0.3645	0.6616
现金流/资本	0.0813	0.2993	-0.4698	2.1234
Δ 销售额/资本	-0.1545	0.6885	-0.1547	1.7516
劳动力/资本	0.0154	0.0201	0.0023	0.1962
集体企业(样本量:1322)				
投资/资本	0.0455	0.1627	-0.3613	0.6821
现金流/资本	0.1196	0.3549	-0.4654	0.2162
Δ 销售额/资本	-0.0634	0.75342	-3.3066	1.8071
劳动力/资本	0.0252	0.0252	0.0021	0.1901
外资企业(样本量:2150)				
投资/资本	0.0353	0.1616	-0.3666	0.6847
现金流/资本	0.1306	0.3635	-0.4717	2.1884
Δ 销售额/资本	-0.0339	0.7874	-3.263	1.8142
劳动力/资本	0.0226	0.0292	0.0021	0.2031
私有企业(样本量:6717)				
投资/资本	0.0709	0.1822	-0.3682	0.6853
现金流/资本	0.1250	0.3442	-0.4753	2.1780
Δ 销售额/资本	-0.0892	0.8263	-3.3324	1.8323
劳动力/资本	0.0248	0.0282	0.0021	0.2072

表2 变量描述:分城市

城市	投资/资本		现金流/资本		Δ销售额/资本		劳动力/资本		ln(房价)	样本量
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	
北京	0.0390	0.1586	0.1403	0.3743	-0.0901	0.7410	0.0231	0.0271	8.6480	2263
天津	0.0511	0.1655	0.1305	0.3323	-0.1215	0.7621	0.0203	0.0233	8.3394	1139
石家庄	0.0421	0.1474	0.0433	0.2154	0.1517	0.6842	0.0185	0.0173	7.6853	261
太原	0.0832	0.1572	0.1811	0.5029	0.0502	0.8273	0.0233	0.0270	7.8550	21
呼和浩特	0.0670	0.1213	0.0645	0.0868	0.0740	0.8610	0.0167	0.0140	7.4709	19
沈阳	0.0852	0.2071	0.1077	0.3337	-0.2110	0.9386	0.0186	0.0210	8.1293	269
大连	0.0847	0.1812	0.1146	0.3213	-0.1061	0.7168	0.0195	0.0230	8.4922	325
长春	0.0565	0.1813	0.0593	0.2064	-0.5353	0.9863	0.0113	0.0111	7.9875	28
哈尔滨	0.0613	0.1677	0.3112	0.5706	-0.2724	0.7014	0.0140	0.0231	7.9670	60
上海	0.0372	0.1626	0.1390	0.3755	-0.0975	0.7990	0.0211	0.0262	8.7656	2323
南京	0.0483	0.1804	0.0601	0.2434	0.1157	0.7933	0.0221	0.0260	8.2590	743
杭州	0.0663	0.1820	0.0803	0.2910	-0.1143	0.8560	0.0213	0.0232	8.6924	802
宁波	0.1067	0.1841	0.0848	0.2923	-0.1552	0.8731	0.0352	0.0341	8.4942	446
合肥	0.0729	0.1580	0.0964	0.2190	0.1018	0.7270	0.0319	0.0274	7.6960	24
福州										0
厦门	0.0182	0.1282	0.1027	0.3511	-0.1352	0.7490	0.0280	0.0321	8.7890	262
南昌	0.0220	0.1674	0.1642	0.3910	0.0575	0.8254	0.0224	0.0221	7.9514	31
济南	0.0992	0.2107	0.0470	0.2131	-0.0147	0.8979	0.0232	0.0280	8.2172	119
青岛	0.0817	0.1990	0.0567	0.2224	0.0398	0.8576	0.0325	0.0341	8.2290	236
郑州	0.1276	0.1964	0.1288	0.3742	0.1304	0.8182	0.0220	0.0233	7.7361	128
武汉	0.0742	0.1805	0.1063	0.3033	-0.1312	0.8975	0.0250	0.0291	8.2960	96
长沙	0.1403	0.2169	0.1835	0.3636	-0.0661	0.7301	0.0280	0.0311	7.6926	86
广州	0.0661	0.1942	0.2173	0.4379	0.0260	0.7890	0.0280	0.0330	8.7108	228
深圳	0.0931	0.1931	0.2743	0.5017	-0.1008	0.9515	0.0473	0.0454	9.0434	248
南宁	0.1344	0.2221	0.1417	0.2982	-0.4485	0.9626	0.0202	0.0221	7.6964	19
海口	0.1766	0.2085	0.0869	0.2123	0.1093	0.4867	0.0171	0.0337	7.6802	15
重庆	0.0697	0.1827	0.1390	0.3394	-0.1406	0.8356	0.0311	0.0314	7.5292	369
成都	0.0988	0.1850	0.1276	0.3346	-0.2565	0.9604	0.0233	0.0250	8.2511	115
贵阳	0.0460	0.1701	0.0793	0.3349	-0.2275	0.5985	0.0175	0.0241	7.7020	197
昆明	0.0407	0.1415	0.1124	0.3518	-0.0136	0.5666	0.0122	0.0126	7.9552	70
西安	0.0710	0.1886	0.1091	0.3116	-0.0530	0.7677	0.0250	0.0317	8.0643	110
兰州	0.0320	0.1499	0.1212	0.3043	-0.2009	0.6278	0.0180	0.0191	7.7970	28
西宁	0.0056	0.1491	0.0080	0.1312	-0.3943	1.0577	0.0181	0.0170	7.3735	10
银川	0.0475	0.1322	0.0711	0.2571	0.0512	0.5845	0.0150	0.0142	7.2063	46
乌鲁木齐	0.0013	0.1541	0.0653	0.2210	-0.1601	0.7063	0.0121	0.0150	7.5722	60

三、实证结果的分析

表3 报告了基本回归结果,模型(1)和(2)为国有企业样本,(3)和(4)为集体企业样本,(5)和(6)为外资企业样本,(7)和(8)为私有企业样本。模型(1)、(3)、(5)、(7)采用 Poncet et al.^[18] 的设定方式,验证不同所有制企业是否受到了外部融资约束。基本回归结果表明,仅有私有企业受到了融资约束,这表现在现金流/资本的回归系数显著为正,而国有企业、集体企业和外资企业则没有显著的融资约束特征。这里,现金流/资本作为企业融资约束的代理变量,可以理解为企业投资-现金流敏感度。这与 Poncet et al.^[18]、方宇惟等^[26] 的研究结果基本一致,他们利用中国企业样本分析了

不同所有制企业的融资约束,研究结果表明私有企业受到融资约束。

当考虑房价影响后,我们发现房价能够显著地降低企业投资-现金流敏感度,即降低企业融资约束。对于融资约束程度较高的企业,其投资对企业内部资金会比较敏感,企业更多地依赖于内源融资,同时我们也发现这一结果仅在私有企业中成立。模型(8)中,现金流/资本的估计系数为0.2651,在5%显著性水平上显著,这表明私有企业受到了外部融资约束。现金流/资本与房价交叉项的估计系数显著为负,表明房价的上涨能够显著降低投资-现金流敏感度。全样本中,房价对数的均值为8.0172,标准差为0.4481,当房价对数提高一个标准差,那么投资-现金流敏感度将会下降0.0134,投资-现金流敏感度将从0.2651下降到0.2517,降幅达5.05%。这说明住房价值的提升对投资-现金流敏感既有统计意义上的显著影响,也具有经济意义上的显著影响。

表3 基本回归结果

被解释变量: 投资/资本	国有企业		集体企业		外资企业		私有企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
投资/资本 ₋₁	0.0392 (0.0273)	0.0381 (0.0274)	0.0196 (0.0285)	0.0195 (0.0283)	0.0190 (0.0201)	0.0192 (0.0201)	-0.0011 (0.0120)	-0.0011 (0.0121)
现金流/资本 ₋₁	0.0024 (0.0155)	-0.3542 (0.3030)	0.0032 (0.0134)	-0.0272 (0.3353)	0.0162 (0.0101)	-0.2082 (0.3186)	0.01132* (0.00614)	0.2651** (0.1310)
现金流/资本 ₋₁ × ln(房价)		0.0421 (0.0362)		0.0041 (0.0391)		0.0262 (0.0371)		-0.0300* (0.0153)
劳动力/资本	-0.1364 (0.2343)	-0.1452 (0.2341)	0.1462 (0.1886)	0.1450 (0.1897)	0.1102 (0.1290)	0.1041 (0.1302)	-0.0362 (0.0831)	-0.0304 (0.0831)
Δ 销售额/资本	0.0072 (0.0071)	0.0071 (0.0070)	-0.0080 (0.0066)	-0.0081 (0.0066)	0.0131*** (0.0042)	0.0130*** (0.0041)	0.0045 (0.0035)	0.0044 (0.0333)
行业虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是	是	是	是	是
常数项	0.0220 (0.0382)	0.0266 (0.0393)	0.1684*** (0.0452)	0.1683*** (0.0451)	0.1890** (0.0937)	0.1891** (0.0936)	0.1063*** (0.0312)	0.1026*** (0.0318)
R ²	0.0565	0.0584	0.0473	0.0477	0.0325	0.0331	0.0173	0.0174
样本量	980	980	1322	1322	2150	2150	6717	6717

注:*,**,*** 分别表示 10%,5%,1% 显著水平下显著;括号内为标准差。

表3的回归结果还表明,房价上涨产生的流动性效应仅存在于私有企业样本之中。模型(1)、(3)、(5)、(7)的回归结果表明,国有企业、集体企业和外资企业并未受到显著的融资约束,投资-现金流敏感度均不显著,对于不存在融资约束或者不存在融资困难的微观主体,房价上涨产生的流动性效应也将难以体现。而私有企业投资-现金流敏感度显著为正,表明其面临着融资约束或者融资困难,私有企业将会受益于房价上涨导致的抵押资产价值提升,进而能够获得更多的外部资源,缓解当前所面临的融资困境。这一发现能够很好地解释中国私有部门经济的发展和所取得的成就。政府主导的金融体系,产生了“政治优序融资”,金融部门并不能满足私有部门的融资需求,然而1998年中国住房市场化改革以来,住房市场化的发展及其价值的不断提升在一定程度上提高了私有部门融资能力,促进了私有部门投资和发展。因此,至少在本文所考察时间段中,房价上涨发挥了流动性效应,缓解了企业融资约束。然而,表3的回归结果并不能证实企业投资方向为企业实体投资,为了进一步验证,本文在此将新产品产值占总产值比重作为被解释变量,考察房价对企业实体投资的影响,表4报告的回归结果中内源性融资定义为流动性资产减去流动性负债再除以流动性资产。从所有的模型来看,房价对数的估计系数显著为正,这说明房价的提高确实提高了企业实体投资,并且模型(3)的估计结果表明,这一结果主要由受到融资约束较严重的私人企业的驱动。

后文将进一步对以上回归结果展开讨论。房价高低直接影响抵押价值,进而影响融资能力,考虑到 $\Theta = \alpha_{0i} + (\alpha_1 + \alpha_2 House_{ct}) Cash_{it-1}$,住房价值越高,企业融资约束就会越小。由此得到一个直接的推论:房价较高的城市中企业所受到的融资约束程度较低,房价较低的城市中企业所受到的融资约束程度较高。因此,后文将样本分为四个部分,高房价地区的非私有企业,高房价地区的私有企业,低房价地区的非私有企业,低房价地区的私有企业,考察不同企业所面临的融资约束。此外,后文也将考察房价上涨所产生的流动性效应的异质性。

四、进一步讨论

前文已经发现了房价上涨带来了流动性效应,有效缓解了私有企业面临的融资约束。对这一结论的另一个验证来自于 Θ ,作为衡量企业融资约束程度的 Θ 是房价和现金流的函数,当房价提升的时候, Θ 将会上升,这说明当前投资的影子价格会向未来投资的影子价格收敛,融资约束程度也会相应地下降。因此,在低房价地区,比如合肥、郑州、南宁、重庆等, Θ 将低于高房价地区,比如北京、上海、广州、深圳等。也就是说,低房价地区企业所面临的融资约束程度会更大,融资困境将更有可能发生。体现在计量模型中则是,低房价地区企业的投资-现金流敏感度会显著为正,高房价地区企业的投资-现金流敏感度将不显著,或者即使显著但其估计值低于低房价地区企业。下文按房价均值区分了高房价地区和低房价地区,其中,大于等于房价均值的城市为高房价地区,小于房价均值的城市为低房价地区。表5报告了估计结果,只有低房价地区私有企业的投资-现金流敏感度显著为正,这进一步验证了房价上涨有助于缓解融资约束这一结论。

此外,企业受到融资约束这一问题的根源在于信息不对称,如果能够有效地解决信息不对称问题,那么企业外源融资和内源融资的溢价就会下降,企业面临的融资约束程度也会下降。因此,当企

表4 流动性效应与企业实体投资

被解释变量: 新产品产值/总产值	全样本 (1)	全样本 (2)	私有企业 (3)
ln(房价)	0.0266** (0.0131)	0.0238* (0.0130)	0.0324* (0.0169)
现金流/资本 ₋₁		0.0149*** (0.0021)	0.0153*** (0.0026)
劳动力/资本		-0.3220*** (0.0248)	-0.3811*** (0.0309)
Δ 销售额/资本		0.0099*** (0.0009)	0.0101*** (0.0011)
内源性融资		0.0217*** (0.0022)	0.0327*** (0.0030)
企业年龄		0.0003* (0.0002)	0.0001 (0.0002)
企业年龄 ²		0.0000*** (0.0000)	0.0000*** (0.0000)
行业虚拟变量	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是
常数项	-0.175 (0.111)	-0.1440 (0.1104)	-0.2097 (0.1433)
R ²	0.0557	0.0643	0.0747
样本量	11169	11169	6717

注:同表3。

表5 分样本回归:高房价和低房价

被解释变量: 投资/资本	非私有企业		私有企业	
	高房价 (1)	低房价 (2)	高房价 (3)	低房价 (4)
投资/资本 ₋₁	0.0271 (0.0182)	0.0051 (0.0212)	0.0092 (0.0161)	-0.0206 (0.0202)
现金流/资本 ₋₁	0.0162 (0.0110)	-0.0065 (0.0123)	0.0082 (0.0080)	0.0190* (0.0114)
劳动力/资本	0.1864* (0.1091)	-0.0377 (0.1660)	0.0184 (0.1028)	-0.1362 (0.1454)
Δ 销售额/资本	0.0040 (0.0040)	0.0071 (0.0053)	0.0035 (0.0034)	0.0052 (0.0042)
行业虚拟变量	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
常数项	0.2584*** (0.0702)	0.0027 (0.0395)	-0.0082 (0.0780)	0.1312*** (0.0353)
R ²	0.0253	0.0252	0.0241	0.0186
样本量	2790	1687	3940	2777

注:同表3。

业自身负债能力提升之后,信息不对称程度较低的企业更容易获得外部资金,换言之,在应对信息不对称方面具有一定优势的企业受到流动性效应的影响会更突出。因此,本文也将从信息不对称角度考察房产价值引致的流动性效应的异质性。表3和表5的估计结果表明,国有企业、集体企业、外资企业均未受到明显的融资约束,私有企业则受到了明显的融资约束。因此下文将仅考虑受到融资约束的私有企业样本,研究选取企业年龄来衡量企业面临的信息不对称程度。企业年龄越大表示经营时间越长,则企业与金融机构之间越可能建立起长期联系,从而有助于降低信息不对称程度,Hadlock and Pierce^[27]的研究已表明企业年龄是影响信息不对称程度的关键因素。

其次,本文还选取了衡量信息不对称程度的间接指标,即企业内源融资指标。较高的内源融资指标说明企业用于融资的资源较丰富,受到的融资约束程度较小^[28]。融资约束的根源来自信息不对称,因此较小程度的内源融资约束意味着较轻程度的信息不对称。

为了验证流动性效应的异质性,本文在原模型基础上加入了房价、现金流/资本和年龄的交叉项,以及房价、现金流/资本和内源融资指标的交叉项。表6的第一列和第二列依次报告了回归结果,新加入的交叉项均显著为负,房价上升引致的流动性效应表现在房价上升对投资-现金流敏感度的影响,导致了投资-现金流敏感度的下降。通过对现金流/资本与房价交叉项求导可知,该影响是年龄的反函数,同时也是内源融资指标的反函数,即企业经营时间越长或者内源融资指标越大,房价变化引

表6 流动性效应的异质性检验

被解释变量:投资/资本	(1)	(2)	(3)
投资/资本 ₋₁	-0.0011 (0.0120)	-0.0010 (0.0120)	-0.0011 (0.0121)
现金流/资本 ₋₁	0.2345* (0.1311)	0.2481* (0.1312)	0.2376* (0.1433)
现金流/资本 ₋₁ × 房价	-0.0231* (0.0130)	-0.0274* (0.0152)	-0.0292* (0.0160)
劳动力/资本	-0.0448 (0.0837)	-0.0257 (0.0835)	-0.0282 (0.0833)
Δ 销售额/资本	0.0046 (0.0034)	0.0044 (0.0034)	0.0044 (0.0033)
现金流/资本 ₋₁ × ln(房价) × 年龄	-0.0003*** (0.0001)		
现金流/资本 ₋₁ × ln(房价) × 内源融资指标	-0.0080*** (0.0022)		
现金流/资本 ₋₁ × 人均GDP增长率	-0.0012 (0.0035)		
行业虚拟变量	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是
常数项	0.1046*** (0.0312)	0.1013*** (0.0310)	0.1024*** (0.0312)
R ²	0.0192	0.0191	0.0175
样本量	6717	6717	6717

注:同表3。

致的流动性效应更加突出。相对于刚成立的企业,经营达10年的企业受到房价上升引致的流动性效应将会提高11.35%;如果内源融资指标提高一个标准差(0.3290),房价上升引致的流动性效应将会提高9.75%。这种信息不对称造成的流动性效应的异质性不仅具有统计上的显著性,也具有经济上的显著性。

本文这一发现与Love^[16]的研究结果有所差异,他通过跨国企业数据发现,金融发展可以有效地缓解企业的融资约束,并且这种缓解效应对于信息不对称程度较高的企业更为突出。本文研究则发现房价上升可以有效缓解企业的融资约束,并且这一效应对信息不对称程度较低的企业更为突出。二者之间的差异在于金融发展和房价上升对企业融资约束影响的机制不同。在现代社会经济中,金融发展能够更为有效地发挥信息筛选的功能,提高储蓄转化投资的效率,并能够降低交易成本,促

进经济活动的专业化^[29]。金融发展有助于降低信息不对称程度或者通过制度设计来应对信息不对称产生的道德风险问题,降低外源融资的溢价。因此,金融发展对信息不对称程度较高的企业具有更为显著的影响。然而,房价上涨并不能够降低企业的信息不对称程度,也没有形成解决信息不对称造成问题的渠道。房价上涨是通过提高企业负债能力来缓解其面临的融资约束,因此,信息不对称程度较低的企业从房价上涨过程中受益更多,这表现为其融资约束程度的下降幅度更大。

最后,企业面临的融资约束可能会受到经济周期的影响,比如在经济繁荣时期,外部融资可得性更高,反之则反是。为了控制经济周期影响,本文使用真实人均 GDP 增长率来衡量经济周期,将其与现金流的交叉项引入原回归模型。表 6 中第三列报告了回归结果。真实人均 GDP 增长率与现金流的交叉项估计系数为负,符号与预期一致,即伴随经济走向繁荣,企业将面临较低的融资约束,但估计系数不显著。同时,房价与现金流/资本交叉项的估计系数依然显著为负,说明即便考虑了经济周期对企业融资约束的影响,房价上涨依然发挥显著的流动性效应,有效地缓解了企业面临的融资约束。

五、主要结论

对企业而言,房产既可以作为一种生产品,也可以作为一种抵押品。如果作为抵押品房产的价值提升,那么企业的负债能力便会得到提高。房价上涨引致的流动性效应已有理论模型进行了详尽的阐述,并且房价的上涨对于发展中国家尤为重要,这种重要性表现在发展中国家金融市场往往并不发达,企业存在融资的困难,此时国内资产价格的上涨有助于缓解企业的融资约束,并对经济发展起到促进作用。本文使用了匹配的中国工业企业数据和 35 个大中城市的房价数据,研究房价上涨对企业融资约束的影响,验证了在金融约束的背景下房价上涨对企业投资的流动性效应,从而从流动性效应的角度,为房价与实体经济发展的联系提供了一个详细的中国案例。

本文的研究发现,房价上涨产生了流动性效应,有效地缓解了私有企业的融资约束,降低了其投资-现金流敏感度。这种流动性效应在中国经济发展过程中发挥了重要的作用,在本文所考察的时间段内起到了挤入私有部门投资的作用。然而,本文并没有发现房产的流动性效应存在于国有企业、集体企业和外资企业之中,这与“政治优序融资”以及外资企业起到了降低信息不对称的作用有关。也就是说,在中国当前的体制和发展阶段,房价上涨一定程度上充当着私有企业、特别是中小微企业的融资渠道,有效地弥补了私有企业融资渠道的匮乏,本研究从流动性效应的角度肯定了房价上涨对于实体经济发展的正面意义。此外,本文还发现经营时间更长或者内部资金更充裕的企业从房价上涨过程中受益更多,其融资约束程度的下降幅度更大,在信息不对称程度上具有优势的企业能够通过负债能力提升获得更多外部资金。值得注意的是,房价上涨也会产生杠杆效应,挤出实体部门的投资,因此解决企业融资困境这一问题并不能过度依赖于房价上涨产生的流动性效应,特别是随着金融市场的不断发展和完善,房价上涨产生流动性效应可能将仅仅成为一种短期效应。因此,要促进企业投资服务于实体经济发展,根本解决途径还是要进一步推进金融市场化改革,逐渐打破金融抑制格局,充分发挥金融市场在集聚资源、配置资源方面的功能。另一方面,对于微观企业而言,建立健全的企业信息披露机制、降低企业生产和交易过程中的信息不对称,鼓励企业家精神,在企业成长初期提供更多的融资帮助等,才是促进企业实业投资的长久之道。

参考文献:

- [1] 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): 28-40.
- [2] Tirole, J., 1985, "Asset Bubbles and Overlapping Generations", *Econometrica*, 53(5): 1071-1100.
- [3] Farhi, E., J. Tirole, 2012, "Bubbly Liquidity", *Review of Economics Studies*, 79(2): 678-706.
- [4] Diamond, P., 1965, "National Debt in A Neoclassical Growth Model", *American Economic Review*, 55(5): 1126-1150.
- [5] 余静文. 最优金融条件与经济发展——国际经验与中国案例[J]. 经济研究, 2013(12): 106-119.

- [6] Huang, Y., Y. Ma, Z. Yang, et al., 2008, A Fire Sale without Fire: An Explanation of Labor-Intensive FDI in China, MIT Sloan Research Paper No. 4713-08.
- [7] Allen, F., J. Qian, M. Qian, 2005, "Law, Finance, and Economic Growth in China", *Journal of Financial Economics*, 77(1): 57-116.
- [8] 余静文. 信贷约束、股利分红与企业预防性储蓄动机——来自中国 A 股上市公司的证据[J]. 金融研究, 2012(10): 97-110.
- [9] Caballero, R., A. Krishnamurthy, 2006, "Bubbles and Capital Flow Volatility: Causes and Risk Management", *Journal of Monetary Economics*, 53(1): 35-53.
- [10] Miao, J., P. Wang, 2011, Bubbles and Credit Constraints, Boston University Working Paper.
- [11] Gan, J., 2007, "Collateral, Debt Capacity, and Corporate Investment: Evidence from A Natural Experiment", *Journal of Financial Economics*, 85(3): 709-734.
- [12] Chaney, T., D. Sraer, D. Thesmar, 2012, "The Collateral Channel: How Real Estate Shocks Affect Corporate Investment", *American Economic Review*, 102(6): 2381-2409.
- [13] 罗时空, 周亚虹. 房价影响企业投资吗: 理论与实证[J]. 财经研究, 2013(8): 133-144.
- [14] Li, L., X. Wu, 2014, "Housing Price and Entrepreneurship in China", *Journal of Comparative Economics*, 42(2): 436-499.
- [15] Fazzari, S., R. G. Hubbard, B. C. Petersen, 1988, Financing Constraints and Corporate Investment, NBER Working Paper No. 2387.
- [16] Love, I., 2003, "Financial Development and Financing Constraints: International Evidence from the Structural Investment Model", *Review of Financial Studies*, 16(3): 765-791.
- [17] Harrison, A. E., I. Love, M. S. McMillan, 2004, "Global Capital Flows and Financing Constraints", *Journal of Development Economics*, 75(1): 269-301.
- [18] Poncet, S., W. Steingress, H. Vandenbussche, 2010, "Financial Constraints in China: Firm-Level Evidence", *China Economic Review*, 21(3): 411-422.
- [19] Javorcik, B., M. Spatareanu, 2008, Liquidity Constraints and Linkages with Multinationals, LICOS Discussion Paper No. 225/2008.
- [20] Arellano, M., S. Bond, 1991, "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, 58(2): 277-297.
- [21] Arellano, M., O. Bover, 1995, "Another Look at the Instrumental Variables Estimation of Error-Components Models", *Journal of Econometrics*, 68(10): 29-51.
- [22] 罗长远, 陈琳. FDI 是否能够缓解中国企业的融资约束[J]. 世界经济, 2011(4): 42-61.
- [23] Brandt, L., J. V. Biesebroeck, Y. Zhang, 2012, "Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing", *Journal of Development Economics*, 97(2): 339-351.
- [24] 聂辉华, 贾瑞雪. 中国制造业企业生产率与资源错配[J]. 世界经济, 2011(7): 27-42.
- [25] 黄少安, 陈斌开, 刘姿彤. "租税替代"、财政收入与政府的房地产政策[J]. 经济研究, 2012(8): 93-106.
- [26] 方宇惟, 夏庆杰, 李实. 究竟是什么因素抑制了企业成长? ——来自外部融资约束分析的证据: 1999—2007[J]. 产业经济研究, 2014(1): 13-22.
- [27] Hadlock, C. J., J. R. Pierce, 2010, "New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index", *Review of Financial Studies*, 23(5): 1909-1940.
- [28] 周亚虹, 贺小丹, 沈瑶. 中国工业企业自主创新的影响因素和产出绩效研究[J]. 经济研究, 2012(5): 107-119.
- [29] Levine, R., 1997, "Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda", *Journal of Economic Literature*, 35(2): 688-726.

注释:

①此处固定资产投资不包含农户,如无另外说明,以下同。数据来自于国家统计局。

②吕江林^[1]研究了衡量住房市场泡沫水平的诸多指标,他发现在租售比、空置率、投资购房与自住购房比、房地产贷

款占比、房地产业利润率以及房价收入比这些指标中,房价收入比是直接、准确的衡量指标。

③此处房价、收入的数据来自于 CEIC。

④对这一问题的解释主要有两个方面:第一,非正规金融部门的支持。Allen et al.^[7]从民间融资的角度对这一问题进行了解释,即便非国有部门存在融资约束,该部门也会从非正规金融部门获取资金支持;第二,企业内源融资的支持。余静文^[8]从企业内部资金积累的角度研究发现,受到融资约束的企业具有预防性储蓄动机,利用内部积累的资金来为投资融资。

⑤根据 IMF 的金融抑制指标,中国在 2005 年金融抑制程度处于较高的水平,在所考察的 91 个国家中位列第 5,仅低于埃塞俄比亚、尼泊尔、乌兹别克斯坦和越南。

⑥从式(2)可以发现,如果企业股利分红可以小于零,那么就意味着企业投资将会部分依赖于外部融资,外部融资的影子价格即为 λ 。

⑦35 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。

⑧Javorcik and Spatareanu^[19]使用一般矩估计(GMM)的方法来解决可能存在的内生性问题。GMM 的原理类似于工具变量方法中使用变量的滞后期作为工具变量^[20-21]。然而,本文样本仅包含三年,在对解释变量取滞后期后,事实上只包括两年,GMM 方法进行差分消除固定效应后便无法取得变量的滞后期。另外,Poncet et al.^[18]采取了固定效应模型来应对可能由不随时间变化的因素导致的内生性问题,但是在动态模型中,固定效应模型便不再适用。本文在此借鉴了罗长远和陈琳^[22]对这一问题的解释。由于本文使用的解释变量现金流为滞后一期,与被解释变量存在时间上的滞后,并且,本文关注焦点是城市层面的房价数据对投资现金流敏感度的影响,因此,计量模型中的误差项与滞后期的变量、城市层面的数据难以发生联系。

(责任编辑:禾 日)

Housing Price, Liquidity Effect and Financial Constraint

Yu Jingwen¹, Tan Jing²

(1. School of Economics and Management, Wuhan University, Wuhan 430072, China;

2. School of Economics, Shanghai University, Shanghai 200436, China)

Abstract: Since the housing reform in China, housing price experiences a rapid growth. The bubble theory reveals that the increase in housing price exerts two effects on real economy. The first is the liquidity effect which relieves the financial constraint, and thus crowds the entity investment in. The second is the leverage effect which crowds the entity investment out through the rise of return on investment in real estate. Especially, if the financial constraint becomes more serious, the liquidity effect will play a more important role. Using Chinese industrial enterprises survey data combined with macro data from 35 large and medium cities, this paper investigates the relationship between housing price and financial constraint, and verifies the liquidity effect on business investment in the context of financial constraint. The empirical results reveal that with one standard error increase in housing price, the cash flow sensitivity of investment will decline by 5.05%. The liquidity effect induced by the rise of housing price is statistically significant as well as economically significant. Moreover, enterprises with longer operating time or larger liquidity inside are benefit more in the process of real estate boom, and thus the financial constraint will be more largely relieved. This research provides a novel explanation for the phenomena of growing in Chinese non-state economy as well as a new evidence for the influence mechanism of real estate boom on real economy.

Key words: housing price; liquidity effect; financial constraint