

# 房地产抵押价值、高管公职经历与资源重配

——基于公司层面的经验证据

钟 腾 汪昌云 祝继高\*

**摘 要** 本文旨在研究房地产抵押价值如何影响公司内部资源配置,以及高管公职经历在其中所起的作用。结果显示,房地产抵押价值的上涨导致公司投资结构发生转变:公司房地产相关的资本支出显著上升,而房地产无关的资本支出下降。高管公职经历提供了进入管制性行业和获得长期贷款的便利,会加剧公司的房地产多元化行为,且这种效果主要集中于高融资约束企业和非国有企业中。这些发现对经济转型背景下更好地引导资金流向实体经济提供了参考。

**关键词** 抵押品价值, 高管公职经历, 资源重配效应

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2020.02.08

## 一、引 言

过去十多年间,我国的房地产市场泡沫吸引了国内外学者和政策制定者的诸多关注(Chen and Wen, 2015; Glaeser *et al.*, 2016; 况伟大, 2010; 吕炜和刘晨晖, 2012)。自 1998 年城镇居民住房分配体制改革全面推进以来,我国房地产价格呈现出高速上涨趋势、泡沫化明显,其增长率达到国民收入增长率的两倍左右(Chen and Wen, 2015)。吕炜和刘晨晖(2012)对全国 30 个省份房地产市场投机泡沫进行测算发现,我国绝大多数省份从 2003 年起开始出现较明显的投机泡沫,且各地的泡沫均从 2005 年之后出现剧增情形。房地产泡沫对实体经济投资是一把双刃剑,一方面,泡沫带来的房地产抵押品升值使得企业有更强的融资能力去进行扩大再生产(Kiyotaki and Moore, 1997);另一方面,房地产市场投机的高额短期回报会吸引大量资金和新增贷款从实业部门转移到房地产部门,导致“产业空心化”和产业结构扭曲,对

\* 钟腾,对外经济贸易大学金融学院;汪昌云,中国人民大学中国财政金融政策研究中心;祝继高,对外经济贸易大学国际商学院。通信作者及地址:汪昌云,北京市海淀区中关村大街 59 号中国人民大学明德主楼 813, 100872;电话:(010) 82509275; E-mail: wangchy@ruc.edu.cn。本文感谢国家自然科学基金项目(71703018、71790604、71772037 和 71874194)和对外经济贸易大学中央高校基本科研业务费专项资金(CXTD8-01)的资助。感谢倪晓然博士对初稿的有益评论。非常感谢主编和两位匿名审稿人针对本文修改提出的宝贵意见。当然文责自负。

我国工业企业的转型升级形成严重阻碍(李毅中, 2015)。在当前我国经济转型和产业结构调整的背景之下, 研究房地产市场对企业层面资源配置的影响无疑具有很强的理论和现实意义。

本文旨在从微观角度深入剖析房价高速上涨时期房地产抵押品升值对公司内部资源配置的影响及其内在动机, 并考察我国特殊的政企关系背景下高管公职经历在企业资源配置行为中所扮演的角色。最近的宏观经济模型(Miao and Wang, 2014)证明, 经济体特定部门的资产泡沫可能会产生一个资源重新配置效应(下文简称“资源重配效应”), 即泡沫带来的投资机会的增加会吸引更多的资源被配置到该部门, 其后果是导致配置到其他部门的资源减少。沿着该理论逻辑, 房地产部门的泡沫带来的资本增值收益应会吸引更多的资源从其他部门流向房地产部门, 房地产快速升值导致的房地产部门投资机会的增加直接影响流向房地产部门的资源份额, 从而不可避免地影响了流向其他部门的资源份额。从微观的视角来看, 公司通常由一个总部和多个部门组成, 公司总部作为决策部门, 在受到金融约束的前提下, 需要权衡如何将资源在不同部门之间进行分配。房地产投机的高额回报会吸引公司将资金从实业部门大量撤离、转移到房地产部门; 同时更重要的是, 尽管房地产资产市场价值的上涨使得公司融资能力增强, 但职业经理人由于短期业绩压力造成的投资视野的局限, 可能会将增量资金进一步投入房地产部门, 其结果是大大加剧了资金从实业部门向房地产部门的转移。考虑到我国的房地产市场具有较高的政策壁垒, 地方政府往往采取行政手段指导和干预企业进入, 并对企业的土地和资金获取进行政策调控, 高管具有公职经历的企业在获取长期银行贷款和进入管制性行业上有一定的优势, 因此更有可能将资金从主营业务部门大量转向房地产部门。

为了缓解企业房地产抵押价值的内生性问题, 本文借鉴 Mian and Sufi (2011) 和 Chaney *et al.* (2012) 的识别策略, 首先利用卫星地图数据测算出我国 35 个大中城市的房屋供给弹性, 然后使用房屋供给弹性和长期实际利率的乘积作为城市房地产价格的工具变量, 采用面板固定效应模型进行估计。实证结果显示, 房地产抵押品升值导致公司将更多的投资配置于房地产部门, 减少了对非房地产部门的投资; 具体而言, 房地产抵押价值每 1 元的上升导致公司的房地产相关投资上升 0.090 元, 非房地产投资却下降 0.059 元。这种资源重配效应在房价上涨较快和房屋供给缺乏弹性的地区更加明显, 说明公司将投资从其他部门配置到房地产部门的主要动机是为了获取房地产增值带来的投机性收益。进一步研究表明, 高管公职经历提供了进入管制性行业和获得长期银行贷款的便利, 会加剧企业的房地产多元化行为, 且这种交互

影响主要集中在高融资约束企业和非国有企业中。

本文的理论价值在于：①现有文献主要着眼于房地产抵押品升值放松企业融资约束、促进企业投资的总量效应，本文进一步研究了房地产抵押价值上升导致公司内部资源配置变化的结构效应，而且还对公司资源重配行为背后的动机进行了探究和检验。②本文考察了公司高管公职经历在房地产资源重配效应中发挥的作用，发现高融资约束企业和非国有企业的高管公职经历显著放大了房地产资源重配效应，丰富了政企关系和资源配置相关学术文献。③实证方法上，本文使用地理信息系统处理卫星地图数据，测算出我国35个大中城市的房屋供给弹性，并利用房屋供给弹性和长期实际利率的交互项作为房价的工具变量，一定程度上缓解了内生性问题。

余文结构安排如下：第二部分对相关文献进行回顾，并在此基础上提出研究假设；第三部分详细交代本文的数据来源和计量模型；第四部分汇报房地产抵押价值变动对上市公司资源配置影响的实证结果，并结合理论进行详细分析；最后总结全文并提出相关政策建议。

## 二、文献和研究假设

宏观经济学者很早就意识到，资产价格的大幅下跌会影响可抵押资产的市场价值，损害公司的借债能力，继而导致投资和产出的下降（Bernanke and Gertler, 1989, 1990; Kiyotaki and Moore, 1997）。近些年来，一些学者开始从微观角度出发，探讨房价波动通过抵押品渠道对公司投资和融资行为的影响，从而为 Bernanke 等人的宏观理论提供微观基础。其中，Gan (2007) 使用日本 20 世纪 90 年代初期的房地产市场崩盘作为抵押品价值的外生变动来源，发现那些在危机之初拥有房地产的公司在房地产价格下跌时受到更大影响。Chaney *et al.* (2012) 检验了美国上市公司投资对房地产抵押价值的敏感性，发现在 1993—2007 年间，对于代表性美国上市公司，房地产抵押价值每 1 美元的上升带来公司投资 6 美分的增加。Lin (2015) 研究了抵押价值影响公司在银行债务和公共债务之间的选择，发现抵押价值一个标准差的上升使得银行债务占总债务的比例提高 6 个百分点。Cvijanović (2014) 研究了房地产抵押价值对公司资本结构决策的影响，发现抵押价值一个标准差的上升导致公司杠杆率提升 3 个百分点。亦有少数研究对我国的房地产抵押品效应进行了探讨，但由于数据来源、研究时段和实证方法上的差异，结论有所差异。其中，Wu *et al.* (2015) 以我国 2003—2011 年间的上市公司数据为研究样本，使用地方政府的土地出让价格来计算公司抵押价值，发现公司抵押价值

的变化量对公司固定资产投资没有显著影响,其结论是我国没有显著的抵押品效应。Chen *et al.* (2015) 使用 1999—2007 年间的规模以上企业普查数据,研究发现房地产价格对企业的贷款有显著的正向影响且主要集中在非国有企业,对国有企业和非国有企业的长期债务均有显著的正向影响,但对短期债务没有显著影响,其结论支持抵押品渠道的成立。

然而,以上这些关于房地产抵押品渠道的研究只回答了“投多少”的问题,即随着房地产抵押价值上升,公司总投资会增加多少,并没有回答“投什么”,即公司会利用房地产抵押品升值融来的钱去投资什么项目。在房地产价格快速上涨的背景下,公司以房地产增值部分为抵押向银行申请更多的贷款,倾向于投资房地产这类兼具安全性和收益性的资产(原鹏飞等,2015);同时,由于资本的逐利属性,如果房地产部门的预期回报率超过其他部门,较高的投资机会将吸引资金从其他部门涌向房地产部门,以获取资产增值带来的投机性收益。原鹏飞和冯蕾(2014)通过 DCGE 模型研究房地产价格上涨效应,发现房地产价格上涨不仅会刺激房地产市场膨胀,促进重工业、建筑业等行业迅速增长,还会抑制农业、轻工业和公共服务业的增长速度和空间。Miao and Wang (2014) 通过构建一个两部门内生增长模型,证明了特定部门的资产泡沫除了会产生一个信贷放松效应,即能够放松抵押品约束和改善投资效率,还会产生一个资本重新配置效应,即泡沫会吸引更多的资金进入该部门,进而扭曲了两个部门之间的资本分配。如果泡沫部门是缺乏正外部性的部门就会造成社会效率的损失进而抑制增长。据此推理可知,房地产部门的泡沫会吸引更多的资源从其他部门流向房地产部门,房地产泡沫导致的房地产部门投资机会的增加直接影响流向房地产部门的资源份额,从而不可避免地影响到流向其他部门的资源份额。<sup>1</sup>

本文的一个潜在假设是企业为趋势投资者<sup>2</sup>,这可以从投机和预期相关理论中找到支持。投机者大都存在“买涨不买跌”心理,房价越高,更多投机者进入房地产市场,从而放大成交量,造成高房价与高成交量并存现象(况伟大,2010)。预期包含两类,其中理性预期是投机者能够对未来房价做出总体上正确的预测,适应性预期是投机者根据过去房价信息对未来房价做出预测(Malpezzi and Wachter, 2005)。Shiller (2005) 认为,由于经济基本面如人口增长、建筑成本、利率或实际租金与观察到的房屋价格上涨不匹配,所

<sup>1</sup> 所有企业都面临业绩压力,尤其上市公司,使得企业趋利(甚至粉饰报表)在现实中比较普遍。当房地产行业的投资收益率超过企业主业的回报率时,企业为了提高盈利水平,就有足够的动机进入房地产业;且房地产收益率越高,这种动机越强。此外,上市公司管理层的业绩挂钩的薪酬体系也对此有激励作用。

<sup>2</sup> 感谢主编老师敏锐地指出这一点。

以价格这一显著的增长难以从经济角度来解释，投资者的投机思维、启发式的使用（如外推期望）、以乐观和悲观的形式出现的市场心理、羊群行为和新观念的社会传染以及正反馈动态，是决定房价的重要因素。这一观点与基于理性预期和市场基本面的房价波动的标准理论方法形成对比。Dieci and Westerhoff (2012) 也持同样观点，认为经济主体依靠外推和回归预测规则来形成他们的期望。况伟大 (2010) 利用理论模型论证了当投机性需求占主导时，本期房价增长与上期房价增长显著正相关，并通过对我国 35 个大中城市数据分析发现，适应性预期作用大于理性预期作用，这说明投机者主要是依据上期房价变动从事投机活动。这在一定程度上证实了房地产市场中存在的趋势投资现象。

此外，内部资本市场 (Internal capital market) 相关的文献 (例如 Stein, 1997; Scharfstein and Stein, 2000) 也为本文的研究提供了理论基础。根据该支文献，公司由一个总部和多个部门组成，公司总部作为决策部门，在受到金融约束的情况下，它必须决定如何将资源在不同的部门之间进行分配。某个部门投资机会的上升会导致公司有更强动机投资于该部门，表现为资源从其他部门转移到该部门。依此类推，伴随着房价快速上升和房地产部门投资机会增加，公司会减少对其他部门的投资，将更多的资金投向房地产部门。这种现象在上市公司中可能更加明显，上市公司每个季度都需要向市场披露公司的财务信息，季度经营绩效考核压力容易使得经理人短视 (Kaplan and Minton, 2006)，由于实业投资具有一定的风险且只能获得行业正常利润，而投资于房地产在短期内可以取得较丰厚的回报，在市场竞争压力之下，短视的公司经理人可能会倾向于将资金从其他部门转移到房地产部门，增加对房地产部门的投资，同时削减对其他部门的投资。根据以上论述，得到本文第一个研究假设：

**假设 1：** 房地产抵押价值上升导致公司增加对房地产部门的投资，减少对非房地产部门的投资。

上面分析了房地产升值对房地产部门投资的促进作用，以及对非房地产部门投资的负面影响，但是并不清楚这种现象背后公司的内在动机。即，公司将资源从其他部门转移到房地产部门主要是出于真实的生产经营需要，还是出于获取资本利得的投机性<sup>3</sup>目的？房地产市场极易滋生投机，房地产作为土地资产与房产的耦合体，既可以作为一种生产要素，也可以作为一种投机工具 (原鹏飞等, 2015)。如果是作为一种生产要素，按照需求定律，房价

<sup>3</sup> 此处“投机”一词并无贬义，是指为获得资产价格上涨的收益而购买的行为，与出于真实生产经营需要而购买相区分。

上涨越快,购买量应该越少;如果是作为投机品则刚好相反,房价上涨越快,购买量反而会越多。我国房地产市场的地区差异性非常明显,不同地区的房价增长率存在较大的差异,这为我们的检验提供了有利的条件。如果公司主要是出于投机性目的,那么在房价上涨较快的地区,房地产增值带来的预期回报率更高,公司有更强的动机将资金从非房地产部门转移到房地产部门,从而获得房价上升带来的资本利得。如果是出于真实的生产经营需要则相反,房地产购买量与房价增长率呈负相关。

为了深入剖析房地产升值导致公司进行资源重配的内在动机,本文利用我国不同地区房地产价格泡沫化程度作为区分标准,观察房价泡沫化程度不同的地区公司在投资配置行为上的差异来探索公司的内在动机。由于地方政府土地管制的存在,不同地区的房地产市场是相对分割化的,或者说是一个区域性市场(原鹏飞等,2015)。公司几乎只能投资于本地的房地产市场,而只有很小的几率投资其他地区的房地产市场,因此公司基本只能捕捉到本地房地产价格上涨带来的投资机会。在房价上涨速度较快的地区,房地产部门的投资回报率更高,这意味着房地产部门的投资机会更大。在这些地区,公司更有可能将资金从非房地产部门转移到房地产部门,从而获得房地产增值带来的投机性收益(Miao and Wang, 2014)。此外,一个地区的房屋供给弹性越小,意味着该地区适合建造的土地供应越紧张,房地产需求上升更容易推升房价上涨,使得同等条件下该地区预期房价增长率更高。这意味着该地区企业投资房地产市场的预期回报率更高,这将导致企业有更强的动机减少对主营业务部门的投资,增加对房地产部门的投资。据此提出第二个研究假设:

**假设 2:** 在房价上涨较快的地区和房屋供给缺乏弹性的地区,房地产抵押价值上升导致的资源重配程度更高。

我国企业在进入房地产行业时面临着较强的政策壁垒,地方政府往往采取行政手段指导和干预企业进入行为,并对企业的土地和资金获取进行管控。高管具有公职经历的企业在重要资源的获取方面有更多的便利(陈德球等,2016),因此高管公职经历可能影响到企业的房地产资源重配效应的强度。

事实上,政府与企业关系的调整不仅是我国经济体制改革的重点,而且是学界长期以来关注的热点话题。目前关于高管公职经历的文献主要有两方面的结论:①高管公职经历能为企业带来诸多好处,例如更多的贷款、更优惠的税率、更高的市场占有率等(Faccio, 2006);在面临困境时,高管具有公职经历的企业更容易获得政府的帮助(Faccio *et al.*, 2006);能获得更多

的、更长期的银行贷款 (Fan *et al.*, 2007; 田利辉和张伟, 2013); 更容易进入管制性行业、更容易进行多元化等 (于蔚等, 2012; 张敏和黄继承, 2009)。②高管公职经历可能通过助长过度投资等方式影响企业业绩和企业价值。例如, Faccio *et al.* (2006) 发现, 虽然高管具有公职经历的企业在陷入困境后更容易获得政府支持, 但获得支持后的业绩却显著下降, 比高管不具有公职经历的企业业绩要差。Fan *et al.* (2007) 检验了我国上市公司高管公职经历对 IPO 后业绩的影响, 发现高管具有公职经历的企业在上市三年后股票回报比无公职经历的企业低 18%。张敏等 (2010) 发现高管公职经历会降低信贷资源配置效率, 高管具有公职经历的企业获得贷款后的过度投资对企业价值造成了负面影响。袁建国等 (2015) 发现高管公职经历会降低市场竞争、助长过度投资, 进而导致企业资源分散、创新乏力。

根据以上文献, 鉴于高管具有公职经历的企业更容易获得长期银行贷款, 且有更多的概率得到政府帮助进入管制性行业, 随着房地产抵押价值的上升, 这些企业更有可能进行资源的重新配置或者说是进行房地产多元化运作, 由此得到本文的第三个研究假设:

**假设 3:** 高管公职经历会加剧房地产抵押价值上升的资源重配效应。

### 三、数据和计量模型

#### (一) 数据来源与样本构建

##### 1. 公司财务数据和城市房价数据

上市公司的财务数据来自国泰安数据库 (CSMAR), 样本区间是 2003—2014 年。参照 Chaney *et al.* (2012) 和 Wu *et al.* (2015) 的做法, 本文根据上市公司总部办公地址, 将公司数据和城市层面的房价数据进行合并。排除总部不在房价数据可得的 35 个大中城市的公司。然后采用如下的筛选方法获得最终样本: 首先, 剔除掉“金融、保险业”、“房地产业”和“建筑业”的公司<sup>4</sup>, 以及“农、林、牧、渔业”、“采掘业”、“交通运输、仓储业”和“电力、煤气及水的生产与供应业”公司<sup>5</sup>。其次, 剔除当年为 ST、ST\* 或 PT 状态的公司, 去掉所有者权益为负的公司。此外, 要求公司在样本中的观测年份不出现间断, 并且只保留至少有三个连续年份观测值的公司。经过筛选后的最终样本包含 7 197 个观测数。

<sup>4</sup> 房地产业和建筑业公司其经营主业就是房地产, 不存在本文讨论的资源重配的问题, 因此将其剔除。

<sup>5</sup> 主要是考虑到这些行业公司倾向于拥有位于城市以外地区的房地产, 如果使用城市的房地产价格计算它们的房地产抵押价值, 回归结果会出现偏误。

城市层面的房地产价格数据来自国家统计局。从2002年开始,国家统计局房屋价格调查队定期采集35个大中城市的不同类型的房地产价格数据,并定期发布每个城市的房地产平均销售价格,包括两个价格序列:住宅类房屋的平均销售价格(后文简称“住宅销售价格”)和所有类型房屋的平均销售价格(后文简称“一般房屋销售价格”)。另外,为了反映每个城市相对于基期的房价涨幅,本文在房价原始数据基础上构建了两个房地产价格指数——住宅销售价格指数( $HPI_1$ )和一般房屋销售价格指数( $HPI_2$ )。具体构造方法是,以2002年为基期,把该时点的指数值设定为1,以后各年的指数值是当年房价除以同一城市2002年的房价。这两个指数在后文分析中会用到。

## 2. 公司房地产抵押价值的计算

借鉴 Chaney *et al.* (2012) 和 Wu *et al.* (2015), 本文房地产资产的定义包括以下三个会计科目: 房屋与建筑物、土地使用权、投资性房地产<sup>6</sup>。其中, 房屋与建筑物是固定资产的二级科目, 土地使用权是无形资产的二级科目。我们从公司的财务报表附注中提取出这些科目的取得成本、累计折旧(或累计摊销)、净值等信息。由于公司财务报表附注一般是按照历史成本列示这些科目<sup>7</sup>, 即购买资产时实际发生的支出, 因此无法反映当前时点房地产在市场上的抵押价值。为了衡量一个公司的房地产抵押价值 ( $REMV$ ), 需要使用城市层面的房价指数将历史成本转化为市场价值。转化的过程如下:

首先, 需要明确公司拥有的房地产资产位于哪个城市。本文参照 Chaney *et al.* (2012) 的 Cvijanović (2014) 的做法, 使用公司总部位置作为房地产位置的代理。下一步, 需要知道公司何时购买房地产, 或者说房地产资产的账龄。本文基于房地产科目的累计折旧(或累计摊销)推测公司房地产的平均账龄。累计折旧(或累计摊销)和历史成本之比衡量了原始价值中已被消耗掉的比例。使用对应的折旧规则计算出每个房地产类别的平均账龄。<sup>8</sup>最后, 利用公司所在城市的房价增长率将房地产资产的历史成本转化为市场价值, 计算公式如式(1)所示。其中,  $i$  代表公司,  $j$  代表城市,  $t$  代表年份,

<sup>6</sup> “投资性房地产”是我国特有的科目, 其定义是持有目的为出租或者增值出售的土地和建筑物。这个科目从2007年开始设立。但该科目在实际操作中存在分类主观性的问题。并且, 财政部一直都不鼓励公司采用投资性房地产来计量房产, 这会造成公司有大量的浮盈。因此后文分析中没有使用“投资性房地产”这一科目的变动来衡量投机程度; Chaney *et al.* (2012) 还考虑了在建工程, 但在我国在建工程是很宽泛的概念, 涵盖了所有固定资产的新建、改建、扩建, 或技术改造、设备更新和大修理工程等尚未完工的工程支出, 因此本文没有将其纳入房地产资产计算中。

<sup>7</sup> 投资性房地产的后续计量有两种模式, 即成本模式和公允价值模式, 但是无论哪种模式, 初始入账成本都是一样的。因此, 本文统一使用其历史成本信息转化计算出市场价值。

<sup>8</sup> 本文遵循传统的折旧和摊销规则, 假定“房屋与建筑物”“土地使用权”“投资性房地产”折旧或摊销寿命是40年。



$REMV$  为房地产资产的市场价值,  $REassets$  是房地产资产的历史成本,  $gr$  为房价增长率,  $Age$  为房地产资产的账龄。为了使得不同公司之间可比, 除以年初公司总资产进行规范化处理。<sup>9</sup>

$$REMV_{i,j,t} = REassets_{i,j,t} \times \prod_{s=1}^{Age} (1 + gr_{j,t-s}) / Assets_{i,j,t-1}. \quad (1)$$

### 3. 城市房屋供给弹性的测算

本文借鉴 Saiz (2010) 的做法, 使用地理约束 (城市的土地坡度和沿海与否) 来测算一个城市的房屋供给弹性。一个城市的地形越陡峭, 意味着适合建筑的土地就越少, 会导致房屋供给缺乏弹性。此外, 沿海城市由于受到直接的地理扩张限制, 也会导致房屋供给缺乏弹性。我们从密歇根大学中国数据中心获得卫星地图数据, 使用地理信息系统软件 ArcGis 分析地图数据, 计算出每个城市的平均坡度。除了考虑坡度和是否沿海之外, 本文还进一步考虑了政府土地政策的影响。政府土地政策越宽松, 土地供给弹性越大, 反之供给弹性越小。政府土地政策的宽松程度使用年内该城市国有建设用地出让面积除以城市人口数来衡量, 城市国有建设用地出让面积来自历年《中国国土资源统计年鉴》。然后, 参考 Saiz (2010) 的方法测算出每个城市的房屋供给弹性。

#### (二) 计量模型与内生性处理

本文的实证策略主要参考 Chaney *et al.* (2012), 基本回归模型设定如下:

$$Y_{ijt} = \beta \times REMV_{ijt} + \gamma \times HPI_{jt} + \eta \times X_{ijt} + \alpha_i + \lambda_t + \epsilon_{ijt}, \quad (2)$$

其中,  $i$  代表公司,  $j$  代表城市,  $t$  代表年份。被解释变量  $Y$  可以是总投资 ( $INV$ )、房地产投资 ( $REINV$ ) 或非房地产投资 ( $OINV$ )。本文关心的解释变量是公司层面的房地产抵押价值 ( $REMV$ )。值得说明的是, 系数  $\beta$  反映了公司拥有的房地产资产每 1 元的增值对公司投资的边际影响, 而不是房地产价格总体变动对公司投资的影响。后者是房地产价格冲击对所有当地公司的影响 (而不管它们持有房地产数量多或者少), 无法反映房价通过影响特定公司的房地产抵押价值进而影响投资决策。而本文的关注点则在于, 对于一个特定公司, 当它持有的房地产资产的抵押价值发生变动时, 公司如何进行投资决策, 这只能通过  $\beta$  来进行反映。一个正向 (负向) 的  $\beta$  意味着公司房

<sup>9</sup> 由于房屋价格数据在 2002 年之前不可获得, 因此我们参考 Wu *et al.* (2015) 的做法, 使用 2002 年以前的 CPI 作为房屋价格指数的替代。这个近似处理之所以合理, 是因为房地产投资和房屋价格快速上涨从 2003 年才开始。关于中国房地产市场的发展历史可参见《发展和改革蓝皮书——中国改革开放 30 年 (1978—2008)》。

地产抵押价值的上升促进(减少)了相应的投资。

为了排除房地产周期对公司投资的总体影响,在回归中控制了城市层面的房屋价格指数(HPI)。根据公司金融文献,还控制了若干公司层面财务变量,包括公司规模(Size)、市值账面比(MB)、账面杠杆率(Lev)和现金流比率(CF)。更重要的是,为了减轻可能的遗漏变量对回归估计造成的不利影响,本文控制了公司层面不可观测的异质性,即在回归中加入了公司固定效应。此外,为了排除全国层面的宏观经济冲击和政策变动对公司投资的潜在影响,在回归中加入了年份固定效应。

变量定义的详细说明如下:①被解释变量中,总投资(INV)的定义是公司在会计年度内发生的资本支出,为了使得不同公司之间的投资具有可比性,我们用公司年初总资产对投资进行规范化处理。房地产投资(REINV)<sup>10</sup>用公司房地产资产账面原值的变化量来衡量,反映了配置到房地产部门的投资数量。由于账面原值是公司取得房地产的历史成本,未扣除过折旧,从而排除了其改变单纯由折旧引起的可能性。非房地产投资(OINV)是总投资减去房地产投资的剩余部分,反映了配置到除房地产部门以外其他部门的投资数量。②核心解释变量房地产抵押价值(REMV)定义为公司持有的房地产资产的市场价值除以该公司年初的总资产。根据在计算市场价值时使用的房价指数是住宅销售价格还是一般房屋销售价格又可区分为REMV\_1和REMV\_2。③控制变量中,城市房屋价格指数(HPI)的定义为城市某年的房价与该城市2002年房价的比值;公司规模(Size)定义为一个公司总资产的对数;市值账面比(MB)定义为资产的市场价值除以资产的账面价值;现金流比率(CF)定义为经营活动现金净流量除以年初总资产;账面杠杆率(Lev)定义为总负债与总资产的比率。

在上述模型中可能出现的内生性问题主要包括反向因果关系(reverse causality)和遗漏变量偏误(omitted variable bias)。一方面,某个城市大型企业投资支出的增加有可能会提高当地就业率和商业发展水平,进而推高房地产价格和企业持有的房地产抵押价值,这会导致房地产抵押价值对企业投资影响的OLS回归系数被高估。另一方面,如果存在第三个潜在因素(例如投资机会和当地经济发展水平)同时影响公司投资和房地产抵押价值,也会造成回归系数估计出现偏误。

<sup>10</sup> 本文所定义的房地产资产主要是公司自有的房地产,另有少量投资性房地产(仅占全部房地产资产的5%左右)。虽然本文研究的样本公司不涉及房地产开发业,但其自有房地产的增减变化也是属于房地产投资。根据这种定义方式,本文的样本几乎所有公司都是存在一定数量的房地产投资的,全部7197个观测中,5609条观测的房地产投资为正(约占77.9%),1109条为负(意味着房地产净减少,约占15.4%),只有479条为零(约占6.7%)。

本文从如下几方面缓解内生性问题：①借鉴 Mian and Sufi (2011) 和 Chaney *et al.* (2012) 的识别策略，使用当地房屋供给弹性与长期实际利率的交互项作为房地产价格的工具变量。该工具变量的逻辑是：当长期利率下降时，对于房地产的需求随之上升。如果当地房屋供给非常有弹性，需求冲击会转化为更多的房屋建造而不是更高的房地产价格。如果房屋供给非常缺乏弹性，需求冲击则会推高房地产价格而不是创造更多的房屋建造。也就是说，在房屋供给弹性更小的地区，利率下降对于房价的正向影响更大。②在回归中包含了公司的市值账面比和公司所在地区的经济增长率，从而一定程度上控制了投资机会和经济发展水平的影响。③使用面板固定效应模型，相当于控制住了所有公司层面固有但不可观测的特征（比如企业文化和企业家精神），从而一定程度上缓解了遗漏变量对结果造成的干扰。

### （三）描述性统计

表1呈现了本文样本的描述性统计特征。为了排除极端值对结果可能造成的影响，所有的比率型变量均经过了上下1%的缩尾（winsorize）处理。可以看到，企业平均投资规模大约是总资产的6.6%。其中3.3%左右投向了房地产部门，只有3.3%投向了非房地产部门，这说明样本期间我国非房地产业上市公司投资于房地产的金额较多，占到了总投资的一半左右。公司持有的房地产资产的平均市场价值占总资产的57%左右，说明我国公司平均而言持有较多的房地产资产。市值账面比的均值约为2.37，现金流比率的均值约为5.6%，账面杠杆率平均为44.7%左右。

表1 主要变量的描述统计特征

变量名	变量含义	均值	标准差	最小值	最大值	观测数
INV	公司层面总投资	0.066	0.070	-0.028	0.364	7197
REINV	与房地产相关的投资	0.033	0.066	-0.111	0.380	7197
OINV	与房地产无关的投资	0.033	0.076	-0.344	0.388	7197
REMV_1	公司房地产的市场价值（根据住宅销售价格指数计算）	0.569	0.523	0.021	3.008	7197
REMV_2	公司房地产的市场价值（根据一般房屋销售价格指数计算）	0.555	0.509	0.021	2.975	7197
HPI_1	住宅销售价格指数	2.95	1.07	0.98	6.85	7197
HPI_2	一般房屋销售价格指数	2.84	0.98	0.85	5.01	7197
Size	公司规模	21.6	1.2	17.7	27.0	7197

(续表)

变量名	变量含义	均值	标准差	最小值	最大值	观测数
MB	市值账面比	2.37	1.47	0.91	9.08	7197
CF	现金流比率	0.056	0.089	-0.201	0.354	7197
Lev	账面杠杆率	0.447	0.205	0.040	0.876	7197
ROA	资产收益率	0.052	0.072	-0.159	0.305	7197

## 四、实证结果及分析

### (一) 房地产抵押价值对公司资源配置的影响

表 2 考察了房地产抵押价值对公司层面总投资、房地产相关投资、房地产无关投资的分别影响。<sup>11</sup> 因为奇数列和偶数列的区别在于所使用的房价种类不同, 我们将注意力放在偶数列上, 重点比较 (2) (4) (6) 这三列。<sup>12</sup> 第 (2) 列显示, 房地产抵押价值对总资本支出存在显著的促进作用, 抵押价值每 1 元的上升导致总资本支出增加 0.031 元, 说明我国和美国一样存在房地产抵押品效应。第 (4) 列和第 (6) 列对比显示, 抵押价值每上升 1 元, 房地产相关的投资增加多达 0.090 元, 而房地产无关的投资反而出现了显著下降——抵押价值每 1 元的上升导致非房地产部门的投资下降 0.059 元, 在 1% 水平下统计显著。这验证了房地产抵押品升值的资源重配效应, 即升值带来的房地产部门投资机会的增加导致公司将更多的资金投向房地产部门, 进而挤占了对其他部门的投资。如果我们将房地产无关的部门理解成企业的主营业务部门, 那么则意味着企业偏离核心业务去从事房地产多元化。

然后, 对其他控制变量的系数进行简单分析。房价涨幅的系数不显著, 帮助我们排除了宏观层面房价周期性因素对投资的影响。企业规模越大, 总资本支出以及房地产相关的资本支出相应也越多, 但是房地产无关的资本支出却越少, 说明大企业更多地削减主营业务投资并增加房地产投资。市值账面对企业投资没有明显影响。现金流状况改善对总投资有一定的促进作用。负债水平越高, 房地产相关的投资越多, 房地产无关的投资越少, 说明负债较多的企业更倾向于进行房地产多元化。企业盈利能力越高, 各类投资的数量都会越多。地方经济增速越快, 总投资以及房地产无关的投资越多, 而房地产有关的投资越少。

<sup>11</sup> 因篇幅有限, 正文未汇报第一阶段回归结果, 如有需要可向作者索取。

<sup>12</sup> 观察可知, 奇数列结果和偶数列差别不大。说明使用不同的房价类型对于结果没有显著影响。简略起见, 在后文的表格中只汇报使用一般房屋价格的回归结果。

表2 房地产抵押价值对公司投资配置的影响

因变量	总资本支出 (INV)		房地产相关的资本支出 (REINV)		房地产无关的资本支出 (OINV)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	抵押价值（一般房屋价格）		<b>0.031***</b> (0.003)		<b>0.090***</b> (0.003)	
抵押价值（住宅价格）	<b>0.031***</b> (0.002)		<b>0.088***</b> (0.003)		<b>-0.057***</b> (0.003)	
房价涨幅（一般房屋价格）		-0.053 (0.058)		-0.078 (0.064)		0.025 (0.075)
房价涨幅（住宅价格）	-0.048 (0.055)		-0.069 (0.060)		0.021 (0.071)	
企业规模	0.019*** (0.002)	0.019*** (0.002)	0.031*** (0.002)	0.031*** (0.002)	-0.012*** (0.003)	-0.012*** (0.003)
市值账面比	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
现金流状况	0.032*** (0.009)	0.032*** (0.009)	0.017* (0.010)	0.017 (0.010)	0.015 (0.012)	0.015 (0.012)
负债水平	0.006 (0.008)	0.006 (0.008)	0.026*** (0.008)	0.027*** (0.008)	-0.021** (0.010)	-0.021** (0.010)
企业盈利能力	0.227*** (0.014)	0.227*** (0.014)	0.098*** (0.016)	0.096*** (0.016)	0.129*** (0.019)	0.131*** (0.019)
地方经济增速	0.167*** (0.055)	0.168*** (0.055)	-0.097 (0.060)	-0.095 (0.060)	0.264*** (0.071)	0.262*** (0.071)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是	是	是
观测数	7 197	7 197	7 197	7 197	7 197	7 197
调整 R <sup>2</sup>	0.425	0.425	0.238	0.241	0.190	0.191

注：括号内是按城市×年份聚集的稳健标准误。\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%水平下统计显著。

考虑到本文的数据来自35个大中型城市，可能造成选择性偏差，即这些公司选择在大中型城市注册并在此进行投资。我们参照Balakrishnan *et al.* (2014)的方法，采用全国平均的房价数据对表2的结果进行稳健性检验，结果汇报在表3的第(3)、(4)两列。同样的问题在于大型上市公司的投资行

为可能对当地的房价产生影响,因此我们亦选择小型公司单独进行测试。在每年年初根据企业资产规模进行排序,资产规模较小的那一半样本作为小型企业,其回归结果汇报在表3的第(1)、(2)两列。可以发现,无论是使用全国平均的房价数据还是使用小公司样本进行回归,房地产价值上升都增加了公司的房地产相关投资,而减少了房地产无关投资,即存在显著的资源重配效应。<sup>13</sup>

表3 房地产抵押价值对公司投资配置的影响(稳健性检验)

因变量	使用小公司样本进行检验		抵押价值使用全国层面房价计算	
	REINV (1)	OINV (2)	REINV (3)	OINV (4)
抵押价值	<b>0.076***</b> (0.005)	<b>-0.052***</b> (0.006)	<b>0.143***</b> (0.004)	<b>-0.098***</b> (0.004)
房价涨幅	-0.045 (0.100)	-0.032 (0.116)		
企业规模	0.035*** (0.005)	-0.015** (0.006)	0.033*** (0.002)	-0.014*** (0.003)
市值账面比	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
现金流状况	0.035** (0.016)	-0.001 (0.019)	0.008 (0.010)	0.022* (0.012)
负债水平	0.018 (0.013)	-0.017 (0.015)	0.024*** (0.008)	-0.018* (0.010)
企业盈利能力	0.057** (0.025)	0.151*** (0.029)	0.076*** (0.015)	0.148*** (0.018)
地方经济增速	-0.218** (0.098)	0.368*** (0.113)	-0.071 (0.058)	0.249*** (0.070)
年份固定效应	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是
观测数	3 601	3 601	7 197	7 197
调整 R <sup>2</sup>	0.123	0.131	0.285	0.212

注:括号内是按城市×年份聚集的稳健标准误。\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%水平下统计显著。

<sup>13</sup> 感谢匿名审稿人关于稳健性检验的建设性意见。

## (二) 对公司资源重配内在动机的探讨

为了探究公司进行资源重配的内在动机,我们使用公司所在城市的房价增长率或房屋供给弹性的高低与房地产抵押价值形成交互项。根据假设2的论证,如果房价增长速度越快(或房屋供给越缺乏弹性),公司进行资源重配程度反而越高,则可以说明公司进行房地产多元化主要是出于获得资本利得的投机性目的。

表4的前两列是引入公司房地产抵押价值与城市房价增长率哑变量交互项的结果,后两列是引入抵押价值与城市房屋供给弹性哑变量交互项的结果。前两列显示,在房价增长率较高的地区,抵押价值对公司房地产投资的正向影响更大,对房地产无关投资的负向影响亦更大,说明这些地区房地产市场的资源重配效应更显著。由此可见,获取资本利得是公司将资金从其他部门转向房地产部门的主要动机。类似地,后两列显示,在房屋供给弹性较小的地区房地产市场的资源重配效应更显著。房屋供给弹性越小,意味着在相同的房屋需求冲击下,房价被推涨的可能性更高,有更大的机会获得房地产增值带来的投机性收益。从而进一步佐证了我们的判断,即公司将资金投向房地产的主要动机是获取资本利得。

表4 对公司资源重配行为内在动机的探讨

因变量	REINV	OINV	REINV	OINV
	(1)	(2)	(3)	(4)
抵押价值	0.087*** (0.003)	-0.055*** (0.004)	0.082*** (0.003)	-0.054*** (0.004)
抵押价值×Dum(房价高增长)	<b>0.007**</b> (0.003)	<b>-0.008**</b> (0.003)		
Dum(房价高增长)	-0.003 (0.002)	0.004 (0.003)		
抵押价值×Dum(供给缺乏弹性)			<b>0.020***</b> (0.005)	<b>-0.012**</b> (0.006)
Dum(供给缺乏弹性)			0.001 (0.008)	0.028*** (0.009)
房价涨幅	-0.078 (0.064)	0.026 (0.075)	-0.096 (0.064)	0.035 (0.075)
企业规模	0.031*** (0.002)	-0.012*** (0.003)	0.031*** (0.002)	-0.012*** (0.003)

(续表)

因变量	<i>REINV</i>	<i>OINV</i>	<i>REINV</i>	<i>OINV</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
市值账面比	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
现金流状况	0.017* (0.010)	0.014 (0.012)	0.016 (0.010)	0.015 (0.012)
负债水平	0.027*** (0.008)	-0.021** (0.010)	0.026*** (0.008)	-0.021** (0.010)
企业盈利能力	0.096*** (0.016)	0.131*** (0.019)	0.093*** (0.016)	0.131*** (0.019)
地方经济增速	-0.094 (0.060)	0.261*** (0.071)	-0.077 (0.060)	0.274*** (0.071)
年份固定效应	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是
观测数	7 197	7 197	7 197	7 197
调整 $R^2$	0.242	0.192	0.243	0.192

注：括号内是按城市×年份聚集的稳健标准误。\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%水平下统计显著。

### (三) 房地产抵押价值、高管公职经历与资源重配

根据前文假设3的论证，高管具有公职经历的企业由于有信贷方面的优势，并且更容易进入管制性行业，因此更有可能进行房地产投机活动。下面我们对高管公职经历是否影响企业的资源重配行为进行检验。本文高管公职经历(*PC*)的定义为：如果企业的董事长或总经理是现任或前任的政府官员、人大代表或政协委员，则认为企业高管有公职经历。此外，我们还区分了董事长的公职经历和总经理的公职经历，分别用 *PC2* 和 *PC3* 表示。

表5汇报了加入高管公职经历指标与抵押价值交互项的回归结果。第(1)、(2)两列显示，与高管缺乏公职经历的企业相比，高管具有公职经历的企业房地产投资增加得更多，同时非房地产投资下降得也更多，即高管具有公职经历的企业资源重配现象更为严重，它们在房地产资产增值后倾向于将更多资金转移到房地产部门。第(3)、(4)两列使用董事长的公职经历，第(5)、(6)两列使用总经理的公职经历，结果类似，都显示出高管具有公职经历的企业更多地进行房地产多元化运作。



表5 房地产抵押价值、高管公职经历与资源重配

因变量	REINV	OINV	REINV	OINV	REINV	OINV
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
抵押价值	0.103*** (0.004)	-0.059*** (0.005)	0.103*** (0.004)	-0.061*** (0.005)	0.107*** (0.004)	-0.063*** (0.004)
抵押价值×PC	<b>0.013**</b> (0.005)	<b>-0.016***</b> (0.006)				
PC	-0.009* (0.005)	0.008 (0.006)				
抵押价值×PC2			<b>0.015***</b> (0.005)	<b>-0.012*</b> (0.006)		
PC2			-0.008 (0.005)	0.002 (0.006)		
抵押价值×PC3					<b>0.011</b> (0.007)	<b>-0.020**</b> (0.008)
PC3					0.003 (0.007)	0.007 (0.008)
房价涨幅	-0.075 (0.072)	0.005 (0.084)	-0.074 (0.072)	0.007 (0.084)	-0.077 (0.072)	0.009 (0.084)
企业规模	0.033*** (0.003)	-0.011*** (0.004)	0.033*** (0.003)	-0.011*** (0.004)	0.033*** (0.003)	-0.011*** (0.004)
市值账面比	-0.001 (0.001)	0.002 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.002 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.002 (0.001)
现金流状况	0.008 (0.012)	0.007 (0.014)	0.008 (0.012)	0.007 (0.014)	0.009 (0.012)	0.006 (0.014)
负债水平	0.015 (0.011)	-0.011 (0.013)	0.016 (0.011)	-0.012 (0.013)	0.015 (0.011)	-0.011 (0.013)
企业盈利能力	0.078*** (0.020)	0.113*** (0.023)	0.078*** (0.020)	0.113*** (0.023)	0.077*** (0.020)	0.114*** (0.023)
地方经济增速	-0.005 (0.082)	0.169* (0.096)	-0.005 (0.082)	0.172* (0.096)	-0.016 (0.082)	0.178* (0.096)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是	是	是

(续表)

因变量	REINV	OINV	REINV	OINV	REINV	OINV
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
观测数	5 597	5 597	5 597	5 597	5 597	5 597
调整 $R^2$	0.279	0.200	0.279	0.199	0.279	0.200

注：括号内是按城市×年份聚集的稳健标准误。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 水平下统计显著。

上述结论虽然验证了高管具有公职经历的企业更多地进行资源重配，但是并没有揭示出高管公职经历在其中是如何发挥作用的，亦即高管公职经历是通过怎样的机理使得企业更多地进行房地产多元化运作，而这可能是我们更感兴趣的问题。根据假设 3，和高管缺乏公职经历的企业相比，高管具有公职经历的企业有更高的贷款可得性，并且更容易进入房地产行业。因此，我们设置了长期贷款与抵押价值比率 (loan-to-value ratio)，该比率越高，说明企业获得长期贷款能力越强。此外，为了反映公司涉入房地产市场的程度大小，我们使用房地产总账面价值和投资性房地产科目账面价值来衡量。表 6 汇报了这些变量在高管有公职经历组和高管无公职经历组的对比情况，从表中可以看到，对高管有公职经历组而言，长期贷款与房地产抵押价值比率更大，且房地产总账面价值和投资性房地产科目账面价值均较大，一定程度上印证了高管具有公职经历的企业更容易获得长期银行贷款，并且进入房地产市场的壁垒更小。

表 6 高管有公职经历企业与高管无公职经历企业对比

	高管有公职经历组	高管无公职经历组	Diff	$P(T < t)$
房地产总账面价值 (亿)	15.0	12.3	2.7	(0.014)
投资性房地产科目账面价值 (百万)	79.2	62.1	17.1	(0.028)
长期贷款 / 房地产抵押价值	0.18	0.13	0.05	(0.021)

注：Diff 是两组之间相应变量值之差， $P(T < t)$  是独立样本  $t$  检验的  $P$  值。

如果如上面所推测的那样，高管公职经历是通过增加企业的长期贷款可能性和降低行业进入壁垒进而加剧企业的资源重配行为，那么这种效果在融资约束严重的企业和非国有企业中将会表现得更加明显。这是因为受约束较大企业和非国有企业往往面临较严重的信贷歧视，更加难以获得长期贷款 (张敏等, 2010)，并且通常更加难以进入管制性行业 (张敏和黄继承, 2009)。对此，我们分别根据融资约束大小和企业所有制类型对全样本进行了分组检验。参考 Hadlock and Pierce (2010)，采用 SA 指数衡量企业面临的融资约束程度，其计算方法为  $-0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$ 。

SA 指数的数值越大, 说明企业受到的融资约束越严重。我们每年按照 SA 指数进行排序, 将样本划分为两组。企业所有制分组则是根据企业实际控制人的性质进行判断, 实际控制人为国有性质就界定为国有企业, 否则划分为非国有企业。分组回归的结果如表 7 和表 8 所示, 从中可以发现: 与我们的预测一致, 高管公职经历加剧了高融资约束企业和非国有企业的房地产多元化行为, 但对低融资约束企业和国有企业则没有显著影响。

表 7 不同融资约束企业高管公职经历对资源配置的差异影响

企业规模	高融资约束企业		低融资约束企业	
	REINV	OINV	REINV	OINV
因变量	(1)	(2)	(3)	(4)
抵押价值	0.102*** (0.008)	-0.065*** (0.010)	0.105*** (0.005)	-0.069*** (0.006)
抵押价值×PC	<b>0.035***</b> (0.010)	<b>-0.027**</b> (0.011)	<b>0.003</b> (0.006)	<b>0.002</b> (0.007)
PC	-0.014 (0.009)	0.011 (0.010)	-0.003 (0.007)	-0.006 (0.008)
房价涨幅	-0.013 (0.112)	0.031 (0.130)	-0.131 (0.097)	-0.007 (0.111)
市值账面比	-0.002 (0.001)	0.003* (0.002)	-0.007*** (0.002)	0.006** (0.002)
现金流状况	0.012 (0.020)	-0.031 (0.023)	0.002 (0.017)	0.054*** (0.019)
负债水平	0.091*** (0.017)	-0.027 (0.020)	0.049*** (0.014)	-0.043*** (0.016)
企业盈利能力	0.072** (0.032)	0.153*** (0.037)	0.114*** (0.027)	0.099*** (0.031)
地方经济增速	-0.214 (0.131)	0.442*** (0.153)	0.241** (0.113)	-0.012 (0.129)
年份固定效应	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是
观测数	2 747	2 747	2 850	2 850
调整 R <sup>2</sup>	0.188	0.207	0.361	0.249

注: 括号内是按城市×年份聚集的稳健标准误。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 水平下统计显著。

表8 不同所有制类型企业高管公职经历对投资配置的差异影响

企业规模  因变量	非国有企业		国有企业	
	<i>REINV</i>	<i>OINV</i>	<i>REINV</i>	<i>OINV</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
抵押价值	0.095*** (0.005)	-0.052*** (0.006)	0.112*** (0.006)	-0.074*** (0.008)
抵押价值× <i>PC</i>	<b>0.018***</b> (0.007)	<b>-0.024***</b> (0.008)	<b>0.009</b> (0.009)	<b>0.005</b> (0.010)
<i>PC</i>	-0.008 (0.007)	0.014* (0.007)	-0.010 (0.009)	-0.007 (0.011)
房价涨幅	-0.072 (0.097)	-0.012 (0.110)	-0.049 (0.113)	-0.003 (0.136)
企业规模	0.031*** (0.005)	-0.020*** (0.005)	0.035*** (0.004)	-0.005 (0.005)
市值账面比	-0.001 (0.002)	0.002 (0.002)	-0.001 (0.001)	0.002 (0.002)
现金流状况	0.030 (0.019)	0.014 (0.021)	-0.011 (0.017)	0.001 (0.020)
负债水平	0.006 (0.017)	0.003 (0.019)	0.021 (0.015)	-0.017 (0.019)
企业盈利能力	0.038 (0.030)	0.134*** (0.035)	0.105*** (0.027)	0.088*** (0.033)
地方经济增速	-0.004 (0.111)	0.175 (0.127)	-0.015 (0.127)	0.172 (0.153)
年份固定效应	是	是	是	是
公司固定效应	是	是	是	是
观测数	2 579	2 579	2 945	2 945
调整 $R^2$	0.297	0.198	0.265	0.194

注：括号内是按城市×年份聚集的稳健标准误。\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%水平下统计显著。

## 五、结论与启示

本文以我国2003—2014年房价高速上涨时期的上市公司为研究对象,利用卫星地图数据测算的房屋供给弹性构造房地产抵押价值的工具变量,实证检验了房地产抵押品升值对公司内部资源配置的影响,以及高管公职经历对这一影响的调节作用。研究发现,房地产抵押品升值导致公司进行内部资源重新配置,将资源从非房地产部门向房地产部门大量转移。实证结果显示,公司房地产抵押价值每1元的上升导致公司增加房地产投资0.090元、减少非房地产投资0.059元。进一步,我们对公司资源重配行为的动机进行了探究和检验,发现在房价上涨较快的地区和房屋供给缺乏弹性的地区,房地产的资源重配效应更加显著,说明公司将投资从其他部门转移到房地产部门的主要动机是获取资本利得。此外还发现,资源重配效应在董事长或总经理有公职经历的公司中更加显著,这与高管具有公职经历的公司有更强的长期银行贷款可得性和更低的房地产行业进入壁垒有关;并且高管公职经历对房地产资源重配的放大效果主要集中于高融资约束企业和非国有企业。

我国当前面临着经济泡沫化和实业空心化的潜在风险和巨大挑战。近30年我国经济持续的高增长主要得益于要素红利、市场化改革红利和全球化红利,然而随着这三大红利的逐渐衰弱,我国依靠低成本优势的超高速增长逐渐回归常态,使得制造业行业利润率越来越薄。产业资本逐步流向预期收益率较高的资产领域和虚拟经济。房地产价格上涨过快会吸引公司将投资从实业部门大量撤离、转移到房地产部门,这种资源配置的改变会导致产业空心化,对我国的长期经济增长造成不利影响。在此背景下,如何引导资金更好地流向实业部门,尤其是高端制造业和服务业显得至关重要。一方面,政府应通过深化土地制度改革等方式扩大住房供给,坚持“房子是用来住的、不是用来炒的”定位,使得市场对房价增长率的预期回归到正常水平,缓解房地产对实体经济投资的挤出效应。另一方面,需完善对非房地产企业涉足房地产行业的监管政策,减少寻租空间,在信贷资金用途上进行更严格的审查和监督,以严控公司利用银行贷款炒房的投机行为,并通过配套产业政策等措施合理引导企业回归主业投资。从而减轻房地产泡沫对公司资源配置造成的负面影响,达到消除产业空心化、促进长期经济增长的目的。

## 参考文献

- [1] Balakrishnan, K., J. E. Core, and R. S. Verdi, "The Relation between Reporting Quality and Financing and Investment: Evidence from Changes in Financing Capacity", *Journal of Accounting Research*, 2014, 52 (1), 1-36.

- [2] Bernanke, B., and M. Gertler, "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations", *American Economic Review*, 1989, 79 (1), 14-31.
- [3] Bernanke, B., and M. Gertler, "Financial Fragility and Economic Performance", *Quarterly Journal of Economics*, 1990, 105 (1), 14-31.
- [4] Chaney, T., D. Sraer, and D. Thesmar, "The Collateral Channel: How Real Estate Shocks Affect Corporate Investment", *American Economic Review*, 2012, 102 (6), 2381-409.
- [5] 陈德球、金雅玲、董志勇, "政策不确定性、政治关联与企业创新效率", 《南开管理评论》, 2016 年第 4 期, 第 27—35 页。
- [6] Chen, K., and Y. Wen, "The Great Housing Boom of China", Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper, 2015.
- [7] Chen, P., C. Wang, and Y. Liu, "Real Estate Prices and Firm Borrowings: Micro Evidence from China", *China Economic Review*, 2015, 36, 296-308.
- [8] Cvijanović, D., "Real Estate Prices and Firm Capital Structure", *Review of Financial Studies*, 2014, 27 (9), 2690-2735.
- [9] Dieci, R., and F. Westerhoff, "A Simple Model of a Speculative Housing Market", *Journal of Evolutionary Economics*, 2012, 22 (2), 303-329.
- [10] Faccio, M., "Politically Connected Firms", *American Economic Review*, 2006, 96 (1), 369-386.
- [11] Faccio, M., W. M. Ronald, and J. M. John, "Political Connections and Corporate Bailouts", *Journal of Finance*, 2006, 61 (6), 2597-2635.
- [12] Fan, J. P. H., T. J. Wong, and T. Zhang, "Politically Connected CEOs, Corporate Governance, and Post-IPO Performance of China's Newly Partially Privatized Firms", *Journal of Financial Economics*, 2007, 84 (2), 330-57.
- [13] Gan, J., "Collateral, Debt Capacity, and Corporate Investment: Evidence from a Natural Experiment", *Journal of Financial Economics*, 2007, 85 (3), 709-34.
- [14] Glaeser, E., W. Huang, Y. Ma, and A. Shleifer, "A Real Estate Boom with Chinese Characteristics", NBER Working Paper, 2016, No. 22789.
- [15] Hadlock, C. J., and J. R. Pierce, "New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index", *Review of Financial Studies*, 2010, 23 (5), 1909-40.
- [16] Kaplan, S. N., and B. Minton, "How Has CEO Turnover Changed? Increasingly Performance Sensitive Boards and Increasingly Uneasy CEOs", NBER Working Paper, 2006, No. 12465.
- [17] Kiyotaki, N., and J. Moore, "Credit Cycles", *Journal of Political Economy*, 1997, 105 (2), 211-48.
- [18] 况伟大, "预期、投机与中国城市房价波动", 《经济研究》, 2010 年第 9 期, 第 67—78 页。
- [19] 李毅中, "防止工业空心化和边缘化", 财新网, <http://topics.caixin.com/2015-03-04/100787994.html>, 访问日期: 2016 年 11 月 8 日。
- [20] Lin, L., "Collateral and the Choice between Bank Debt and Public Debt", *Management Science*, 2015, 62 (1), 111-127.
- [21] 吕炜、刘晨晖, "财政支出、土地财政与房地产投机泡沫——基于省际面板数据的测算与实证", 《财贸经济》, 2012 年第 12 期, 第 21—30 页。
- [22] Malpezzi, S., and S. M. Wachter, "The Role of Speculation in Real Estate Cycles", *Journal of Real Estate Literature*, 2005, 13 (2), 143-164.
- [23] Mian, A., and A. Sufi, "House Prices, Home Equity-Based Borrowing, and the US Household Leverage Crisis", *American Economic Review*, 2011, 101 (5), 2132-56.
- [24] Miao, J., and P. Wang, "Sectoral Bubbles, Misallocation, and Endogenous Growth", *Journal of*

- Mathematical Economics*, 2014, 53 (8), 153-163.
- [25] Saiz, A., "The Geographic Determinants of Housing Supply", *Quarterly Journal of Economics*, 2010, 125 (3), 1253-96.
- [26] Scharfstein, D. S., and J. C. Stein, "The Dark Side of Internal Capital Markets: Divisional Rent-Seeking and Inefficient Investment", *Journal of Finance*, 2000, 55 (6), 2537-64.
- [27] Shiller, R., *Irrational Exuberance (2nd Edition)*, Princeton University Press, 2005.
- [28] Stein, J. C., "Internal Capital Markets and the Competition for Corporate Resources", *Journal of Finance*, 1997, 52 (1), 111-133.
- [29] 田利辉、张伟, "政治关联影响我国上市公司长期绩效的三大效应", 《经济研究》, 2013年第11期, 第71—86页。
- [30] Wu, J., J. Gyourko, and Y. Deng, "Real Estate Collateral Value and Investment: The Case of China", *Journal of Urban Economics*, 2015, 86, 43-53.
- [31] 原鹏飞等, 《中国房地产发展的经济和社会影响研究》。北京: 经济科学出版社, 2015年。
- [32] 原鹏飞、冯蕾, "经济增长、收入分配与贫富分化——基于DCGE模型的房地产价格上涨效应研究", 《经济研究》, 2014年第9期, 第77—90页。
- [33] 于蔚、汪淼军、金祥荣, "政治关联和融资约束: 信息效应与资源效应", 《经济研究》, 2012年第9期, 第125—139页。
- [34] 袁建国、后青松、程晨, "企业政治资源的诅咒效应——基于政治关联与企业技术创新的考察", 《管理世界》, 2015年第1期, 第139—155页。
- [35] 张敏、黄继承, "政治关联、多元化与企业风险——来自我国证券市场的经验证据", 《管理世界》, 2009年第7期, 第156—164页。
- [36] 张敏、张胜、王成方、申慧慧, "政治关联与信贷资源配置效率——来自我国民营上市公司的经验证据", 《管理世界》, 2010年第11期, 第143—153页。

**Real Estate Collateral Value, Executive's  
Working Experience in Public Office  
and Resource Reallocation  
—Firm-Level Evidence**

TENG ZHONG JIGAO ZHU

*(University of International Business and Economics)*

CHANGYUN WANG\*

*(Renmin University of China)*

**Abstract** We investigate how real estate collateral value affects the resource allocation within a firm and the role played by the executive's working experience in public office. We find that the collateral value appreciation leads to changes of firm investment structure. Real estate-related capital expenditures increase significantly, while real estate-unrelated capital expenditures decrease. Since the executive's working experience in public office facilitates entry into regulatory industries and access to long-term loans, it aggravates firms' diversification behavior and this effect is mainly concentrated among financially-constraint firms and non-state-owned enterprises. These findings provide references for guiding the flow of funds to the real economy under the background of economic transformation.

**Key Words** collateral value, executive's working experience in public office, resource reallocation effect

**JEL Classification** D21, G31, H32

---

\* Corresponding Author: Changyun Wang, China Financial Policy Research Center, Renmin University of China, No. 59, Zhongguancun Street, Haidian District, Beijing, 100872, China; Tel: 86-10-82509275; E-mail: wangchy@ruc.edu.cn.