

信贷资金配置的所有制差异

——基于抵押品市场价值视角的检验*

郭 健 刘金东 初 虹 谷兰娟

内容提要:虽然普遍认为存在信贷资金配置的所有制差异,但关于这种差异是否出自所有制歧视的问题一直存在争议。本文另辟蹊径,从持有不动产的抵押品价值视角出发,利用 Chaney 等(2012)提出的估算方法测算了我国 2007—2018 年沪深两市 A 股上市公司持有不动产的市场价值,通过实证研究发现:其一,受到市场化改革的历史进程影响,国有企业持有的不动产市值普遍高于非国有企业,即使是控制地区和行业差异之后这一结果依然非常显著;其二,当考虑持有不动产市值因素以后,国有企业与非国有企业之间的信贷所有制歧视不再显著,意味着国有企业获得偏多的银行信贷资源更多的是基于抵押品优势的市场化考量;其三,无论是国有企业还是非国有企业,均不存在持有不动产的“滚雪球效应”,企业持有的不动产市值越大,继续进行不动产投资的倾向越弱,表明企业持有不动产的动机主要是出于积累抵押品的需求;其四,在抵押品效应之下,不动产持有市值提升了非国有企业的投资-投资机会敏感度,但对信贷资源已然较为充裕的国有企业并不显著。虽然国有企业凭借抵押品优势获得更多贷款是银行用脚投票的市场化结果,但其让货币政策的信贷通道与不动产深度捆绑,对整体资本配置效率产生了拖累效应。本文的研究结论对深刻理解信贷资金配置所有制差异的根源以及精准施策提供了方向性参考。

关键词:信贷资金配置 所有制差异 抵押品效应 投资效率

作者简介:郭 健,山东财经大学财政税务学院副院长、教授、博士生导师,250014;

刘金东(通讯作者),山东财经大学经济研究中心副主任、副教授,250014;

初 虹,山东财经大学经济学院硕士研究生,250014;

谷兰娟,山东财经大学财政税务学院硕士研究生,250014。

中图分类号:F832.42 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2023)04-0057-16

DOI:10.19795/j.cnki.cn11-1166/f.2023.04.010

* 基金项目:山东省社会信用中心委托课题“山东省社会信用体系建设研究”(2022hx084)。作者感谢匿名审稿专家的宝贵意见,文责自负。刘金东电子邮箱:kuangzhu1990@163.com。

一、引言

党的十五大确立的公有制为主体、多种所有制经济共同发展的基本经济制度,是中国特色社会主义制度的重要组成部分,也是完善社会主义市场经济体制的必然要求。在近年经济发展放缓的局面下,中央一再强调大力支持民营经济发展。然而,民营经济在发展过程中同样面临较多的阻碍因素。习近平总书记2018年11月在民营企业座谈会上的讲话中指出,民营企业在“平等使用生产要素”方面仍有较大差距。民营企业融资难、融资贵的问题尤其突出。中国人民银行统计数据显示,企业融资手段依然以银行贷款为主,95%的企业通过银行贷款融资,居于其次的票据融资占比仅为18%,其他融资渠道占比合计不超过5%。然而,与民营经济在国民经济中的份额形成鲜明对比的是,民营企业贷款余额占比长期维持在40%~50%的低水平上。根据McKinnon(1973)提出的“金融抑制理论”,这会在长期带来资源错配的问题,导致资本积累缓慢,进而抑制经济高质量发展。同时,还会加大经济波动,让经济过热时出现投资过度和产能过剩,经济衰退时反而加剧投资不足(陈晓光、张宇麟,2010)。

一个值得我们深思的问题是:民营企业相比国有企业贷款难是资源禀赋的差距使然还是信贷歧视所致?国内学者围绕这一问题展开了丰富的研究,但所形成的观点依然存在差异。部分学者认为并没有显著的信贷所有制歧视,国有企业凭借资产规模等财务指标禀赋优势而自然获得了竞争性信贷市场的信贷供给(罗知、齐博成,2021);另一部分认同信贷所有制歧视的学者则认为,国有企业凭借深厚的政治关联程度更容易受到国有金融机构的照顾和庇护,进而能够得到更为充裕的信贷支持(陈耿等,2015)。前者由信贷需求端的客观条件不足导致,无关乎信贷歧视;后者则是基于信贷供给侧的主观意志干预,认为国有企业凭借政治关联程度而非资源禀赋条件得到了更为充裕的信贷支持。依本文来看,以上研究尽管丰富,但仍然存在研究范式的不足:一方面,歧视检验需要尽可能完备的控制变量以控制所有可能的禀赋差异因素干扰;另一方面,要否定某一项广泛争议的歧视问题,需要精准找到哪些隐藏的禀赋差异造成了歧视假象,在加入该因素后,输出性差异消失,如此才能完全否定歧视的存在性。以上研究文献在研究范式的两个维度上均有不足,特别是对企业资产规模等财务指标的衡量没有考虑不动产市值因素是非常关键的研究疏漏。除了财务指标以外,银行还会考察抵押品价值进而决定是否发放贷款,不动产是最优质的抵押品,Chaney等(2012)的研究已经证明,企业会基于抵押品需要持有不动产,从而有利于外源性融资。而在中国国情下,国有企业不仅凭借身份在历史改革进程中获得更优质的存量不动产(杨广亮,2019),也能在历史改革进程中凭借悠久的历史享受房价高涨带来的更多不动产增值(何晓斌、夏凡,2012)。遵循这一思路,我们计算了上市公司国有企业和非国有企业的平均抵押借款规模,显示国有企业获得的抵押借款规模平均比非国有企业高近30%。

已有研究忽视了不动产市值因素,有一个重要的原因是企业持有不动产市值难以估计,会计制度往往按照成本计量法来衡量不动产账面价值,无法如实反映不动产的真实市场价值。Chaney等(2012)的研究给我们提供了解决这一问题的估算方法。钟腾等(2020)在国内第一个参照该方法对上市公司持有不动产市值做了估算,研究了房地产抵押价值对资源重配的影响。本文参考这两篇先驱性文献提出的方法估算了2007—2018年中国非房地产上市公司持有不动产的真实市值,以之作为抵押品价值指标重新检验了信贷所有制歧视问题,相比已有研究体现出了如下几点边际创新价值:一是明确揭示了国有企业持有不动产市值偏高的典型事实,并从起点不公平和过程不

公平方面简单梳理了历史成因,这在国内尚属首次;二是另辟蹊径从持有不动产市值视角指明了抵押品优势是形成国有企业信贷优势的重要原因,一旦控制不动产持有市值之后,信贷所有制歧视并不存在,否定了信贷供给端存在所有制歧视的观点,而佐证了禀赋差异造成信贷差异的论点;三是实证检验并证伪了持有不动产存量与未来不动产投资增量之间的“滚雪球效应”,指出了当前企业不动产投资动机在很大程度上是由抵押品需求引致的;四是验证了不动产持有市值对资本配置效率的拖累效应,虽然抵押品优势导致了国有企业信贷资源充裕的结果,但这种禀赋优势的获取过程并不是由纯市场自发形成,不动产持有市值对国有企业投资效率没有发挥应有的提升作用。

本文的研究显示,国有企业作为执行政府经济调节目标的重要中介,借助更多的不动产抵押品价值获取信贷,形成了与作为地方融资平台的城投公司几乎相同的融资方式。本文的研究观点与 Mo(2018)如出一辙,该文献基于中国区县数据研究了地方政府土地融资对经济增长的影响。与商业银行被迫向地方政府融资平台提供更多资金的观点相反,该文献认为,商业银行向地方政府融资平台提供更多信贷是市场化决策的结果,因为城市土地作为优质抵押品,偿债风险较低。值得警惕的是,无论是城投公司还是一般性质的国有企业,都潜在地将货币政策的信贷通道与房价深度绑定,一旦城市化进程放缓或者房价下跌之后,地方政府资产质量下降将直接降低偿付能力,从而蕴含了较大的财政金融风险和经济波动风险。

二、文献综述

在相同条件下,国有企业获得更多的信贷支持不仅造成过度投资和低效投资问题,同时也挤占了非国有企业的信贷资源(喻坤等,2014)。长期以来,对银行信贷所有制歧视的研究形成了一个比较有意思的局面:研究者普遍认同国有企业获得更多银行信贷的基本事实,但围绕是否存在信贷所有制歧视并未达成一致。国有企业获得更多信贷支持并不必然表明存在信贷歧视,其信贷优势也可能来自自身具有的财务指标禀赋优势。到底是来自财务指标禀赋优势,还是来自自身身份,就直接关乎银行是否存在偏向于国有企业的信贷所有制歧视。

认同信贷歧视的研究者先后提出了“风险优势说”“信息优势说”等观点,如孙铮等(2005)认为,国有企业由于天然的政治联系,一旦陷入财务困境自然容易得到政府救济,故而违约风险较低。特别是在产业政策执行过程中,为了完成政府的保增长目标,金融机构面临放贷任务,由于在同样的违约风险下国有企业更有可能得到地方政府的救助,这种违约风险下的软预算约束优势使银行更加倾向于放款给国有企业(陈晓光、张宇麟,2010)。方军雄(2007)指出,国有企业往往在本地经营时间较长,与银行合作关系更为稳定,使银行获取其市场信息的成本更低,从而有助于获得更多的信贷资源。这些观点也契合了政治经济学领域对中央和地方政府行为的研究,他们认为中央政府会将国有企业作为财政、货币政策的传导媒介之一,故而金融机构的货币资金投放会体现出对国有企业的偏重(陈晓光、张宇麟,2010;喻坤等,2014)。国有银行也存在向国有企业发放贷款的政治意识,通过向国有企业贷款,国有银行可以换取政治收益或实现银行高管的私人目标(Brandt 和 Li,2003)。

也有学者对信贷所有制歧视提出疑问,白俊和连立帅(2012)基于 Blinder-Oaxaca 回归分解法认为,国有企业和非国有企业间的禀赋差异是导致二者获得信贷资金差异的主要原因,尤以企业规模最为突出。国有企业和非国有企业间的禀赋差异有诸多体现,由于国有企业的高管往往由政

府官员或者具备相应行政级别的人担任,类比何晓斌和夏凡(2012)在城镇家庭财富分配差距层面的研究,在改革历史过程中掌握决策权的群体能够获得更多的不动产分配份额和增值收益,故而可能使国企持有更大的不动产规模(杨广亮,2019)。遗憾的是,质疑信贷所有制歧视的研究者仅从企业资产规模等财务指标维度简单提及资源禀赋的充裕程度会左右企业获得信贷资金的多寡,均未精确和深入探讨到底是哪种禀赋差异造成了信贷资源在不同所有制企业之间的分配不均。部分研究者提到了国有企业抵押品充足的优势(罗知、齐博成,2021)和中小企业抵押品匮乏的不足问题(林毅夫、李志赟,2005)。房地产作为一类重要的抵押品,能够减轻外部融资中的信息不对称和代理问题,增强公司的借款能力从而缓解融资约束(Gan,2007)。不动产作为抵押品能够克服的两大问题恰好是上述“风险优势说”“信息优势说”所提到的国有企业信贷优势特征,这不得让我们提出疑问:是否国有企业和非国有企业之间的信贷差异就来自不动产持有价值规模的客观差异,而非主观信贷歧视呢?这是本文要探讨的一个核心命题。

与之相关的另一个研究序列是关于企业不动产持有的行为动机研究。由于房价上涨幅度高于其他资产,逐利动机促使企业出现了过度投资和囤积不动产的倾向(蔡庆丰等,2020)。在逐利动机之外,由于不动产可以同时充当抵押品,企业持有不动产还可能是出于融资动机,Chaney等(2012)研究了美国上市公司不动产持有现象,发现持有不动产越多,能够获得的贷款也就越多,这种抵押品效应缓解了企业融资约束,基于中国的研究结论虽有争议,但大多认可持有不动产存在抵押品效应(钟腾等,2020)。由此可见,抵押品价值是直接影响企业获取信贷资源多寡的重要因素。相比财务报表上主观操纵性较强且波动幅度较大的财务指标,价值相对稳定、可以实地勘察的不动产持有更有保障,对贷款可及性的影响也更为直接和突出。

本文梳理以上文献发现如下三点。其一,针对信贷所有制歧视的已有研究受限于数据可得性等多方面因素,均未考察持有不动产市值是否通过抵押品渠道加大了国有企业获得信贷支持的自然优势并直接导致了信贷所有制歧视的现象。其二,针对抵押品效应的研究也没有详细论证不动产的持有存量和不动产的投资增量之间是何种关系,如果完全出自逐利动机,很容易陷入像“滚雪球”一样自我加强的恶性循环;如果部分出自抵押品动机,则可能出现持有不动产对新增不动产投资的抑制作用。其三,如果国有企业因为持有更多的不动产抵押品价值而获得更多信贷支持,虽然没有信贷歧视问题,但不不动产持有市值的所有制差异是否显著影响了资本配置效率,依然值得研究探讨。本文通过估算上市公司持有的不动产市值,试图同时弥补以上三点研究不足。

三、上市公司持有不动产市值的典型事实

(一)不动产市值的估算方法

考虑到会计制度上多是以历史成本计量法来计算不动产账面价值,造成该账面价值与实际市场价值严重偏离,特别是在近年房地产价值不断上涨的中国,这种偏离尤其突出。我们利用 Wind 数据库,参考并改进 Chaney 等(2012)的方法,估算上市公司持有不动产的市场价值,方法简要介绍如下。(1)针对不动产类固定资产,首先计算通过累计折旧与历史成本的比值,然后以估算的每家公司总折旧年限乘以该比值得到公司不动产的平均已使用年限,即平均已使用年限 = (累计折旧/历史成本) × 总折旧年限,其中总折旧年限 = 房屋建筑物的历史成本/年折旧额。利用第一步计算出的平均已使用年限,结合公司总部所在省份的历年商业营业用房平均销售价格指数推算其

当前市场价值。(2)针对投资性房地产,区分其计量方法,对于按历史成本计量的,以上述固定资产估算方法进行估值;对于按公允价值计量的,以当年公允价值作为当前市场价值。(3)对于无形资产中的土地使用权,估算方法同固定资产中的建筑物,只是把“折旧”改为“摊销”,逻辑和步骤均无二致。加总三类不动产估值就得到企业持有的不动产市场总值。值得说明的是,我们在此处没有考虑不动产在建工程,原因有二:一是在建工程只是中间形态的会计科目,其最终要转入不动产类固定资产或者投资性房地产;二是平均来看,在建工程相比其他三类不动产的规模非常有限,可以忽略不计。

(二) 估算结果及所有制差异

我们针对2007—2018年剔除房地产行业的全部上市公司,按照企业所有制类型分别求出每年不动产市场价值的平均值,如图1所示,国有企业持有的不动产市值确实比非国有企业高,所有年份平均是后者的3.85倍。而且两类企业持有的不动产市值差距总体上加大,2007年是两类企业持有不动产市值差距最小的年份,国有企业大约是非国有企业的1.93倍。而到了两类企业持有不动产市值差距最大的2017年,国有企业相比非国有企业的倍数达到了惊人的4.68倍。2009年、2010年前后两类企业有一个向上凸出随后又恢复的趋势,究其原因,可能是四万亿元财政刺激计划下企业获得了更多的信贷支持,流动性宽松造成了持有不动产的数量和单价双双提高(杨国超等,2020),相比而言依然是国有企业凸出的态势更为明显。使用泰尔指数嵌套分解方法剔除行业间差异、省份间差异、所有制部门内企业间差异以后,所有制差异依然存在,且整体在波动中呈现越来越大的趋势。^①

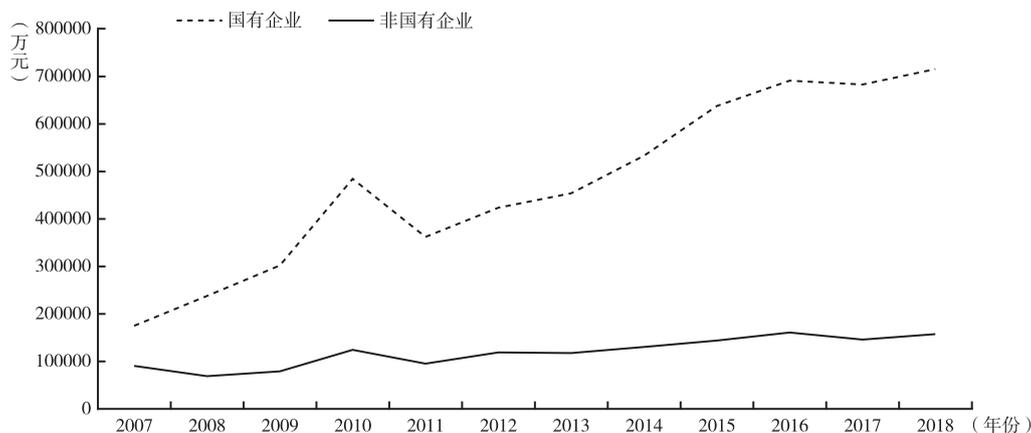


图1 国有企业和非国有企业持有的不动产市值

资料来源:基于上市公司数据计算得到。

(三) 所有制差异的历史因素探析

两类企业持有不动产市值的所有制差异可能来自两个方面因素:一个是起点不公平问题,即国有企业在历史起点上就有更高的不动产账面价值,由于土地出让来自政府,国有企业在获得土地使用权等方面具有先天优势(杨广亮,2019);另一个是过程不公平问题,即国有企业在历史进程中享受到了更多的不动产增值收益,特别是中国企业上市最早实行省级政府推荐的“配额制”,造

^① 限于篇幅,略去详细结果。感兴趣的读者可向作者索取。

成上市历史较长的公司基本上是国有企业(林毅夫、李志赞,2005),故而国有企业在更长的历史进程中获得了更多的不动产增值收益。结合我们的估算方法,前者对应于不动产的历史成本,后者对应于不动产的已使用年限。为此,我们以最新的2018年样本为基准估算了三类不动产的历史成本,发现无论是不动产类固定资产还是投资性房地产抑或是土地使用权,国有企业的历史成本均比非国有企业高,分别平均高2.56倍、1.25倍、1.99倍。这意味着,国有企业起步时的不动产账面价值就显著高于非国有企业。不仅如此,计算的2018年上市公司持有不动产已使用年限也显示,国有企业持有的三类不动产的平均已使用年限普遍长于非国有企业,特别是三类不动产之中最为主要的不动产类固定资产,两类企业平均已使用年限差距更加明显,国有企业平均值和中位数分别达到了8.95年和8.08年,而非国有企业仅为5.87年和5.36年。更长的使用年限使国有企业能够享受更多的房地产增值红利,造成过程的不公平。起点不公平和过程不公平共同造成了国有企业持有不动产市值偏高的差异化结果。

四、信贷所有制歧视的实证检验

(一) 样本选取

本文选取沪深两市A股全部上市公司2007—2018年样本。由于国泰安数据库中利息支出数据有较多缺失,且估算不动产市场价值的相关数据不够完备,故利息支出数据和持有不动产相关指标数据来源于Wind数据库,其余数据来源于国泰安数据库。本文对样本做如下筛选:(1)删除ST、*ST样本;(2)删除财务指标相对特殊的金融业样本和不动产持有行为相对特殊的房地产业样本;(3)对除企业年龄外的连续变量进行上下1%逐年Winsorize缩尾处理。共得到14372个有效样本。

(二) 模型构建

我们构建模型(1)来检验信贷所有制歧视的存在性,构建模型(2)来考察企业不动产市值对信贷所有制歧视的影响:

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{ownership}_{i,t-1} + \text{controls}_{i,t-1} + \mu_i + \lambda_t + \delta_p + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{ownership}_{i,t-1} + \beta_2 \text{property}_{i,t-1} + \beta_3 \text{inter}_{i,t-1} + \text{controls}_{i,t-1} + \mu_i + \lambda_t + \delta_p + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $Y_{i,t}$ 为被解释变量,我们选取信贷规模(*creditb*)、信贷期限(*cretimeb*)以及信贷成本(*crecostb*)三个维度; $\text{ownership}_{i,t-1}$ 为企业所有制类型; $\text{property}_{i,t-1}$ 为企业持有不动产市值, $\text{inter}_{i,t-1}$ 为企业所有制类型与不动产市值的交互项; $\text{controls}_{i,t-1}$ 为控制变量集合; μ_i 为个体固定效应, λ_t 为年份固定效应, δ_p 为省份固定效应。本文基准回归部分采用面板固定效应模型进行回归,考虑到影响的滞后性和控制因果倒置内生性偏误的需要,我们将固定效应以外的所有解释变量都滞后1期处理。

(三) 变量说明

1. 被解释变量

信贷指标:参考杨慧辉等(2018),信贷规模(*creditb*)以企业向银行借款总额占企业总资产的比重乘以100来衡量。考虑到部分文献在信贷规模歧视以外,还探讨了国有企业信贷成本偏低、信贷期限偏长的优势,故而此处我们也进一步变换被解释变量做了实证检验。信贷期限(*cretimeb*)指标

参考陈耿等(2015)的做法,以长期借款占借款总额的比重乘以 100 来衡量。信贷成本(*crecostb*)指标则参考杨慧辉等(2018)的做法,以企业利息支出占借款总额的比重乘以 100 来衡量,回归剔除了信贷成本大于 100 的极端值样本。

2. 解释变量

不动产市值(*property*):以上市公司持有不动产市场价值的自然对数来表示,我们在缩尾之前参考 2018 年百强上市公司的股票市值总额,删除了持有不动产市场估值超过 2 万亿元的极端值样本。

企业所有制类型(*ownership*):国有企业取值为 1,非国有企业取值为 0。如果信贷所有制歧视不存在,那么在加入持有不动产市值等禀赋特征控制变量后,所有制类型应当是不显著的,否则就意味着存在信贷所有制歧视。

企业所有制类型与不动产市值的交互项(*inter*):考虑到信贷所有制歧视不仅仅是相同禀赋下得到的信贷规模在不同所有制企业间不同的截距差异,还可能是相同禀赋下不同所有制企业的边际影响不同这种斜率差异,故而在单独的企业所有制类型以外,我们额外控制了企业所有制类型与不动产市值的交互项以捕捉这种可能的信贷歧视。

3. 控制变量

为控制其他可能影响企业信贷的因素,本文同时控制了企业年龄(*age*)、企业年龄平方(*age2*)、利润率(*profit*)、流动性(*flu*)、成长性(*rgrowth*)和企业规模(*size*),其中,流动性指标以“(现金及现金等价物余额 + 0.7 × 应收账款 + 0.5 × 存货 - 应付账款) / 固定资产净额”计算得到,成长性指标以企业营业收入的同比增长率衡量,企业规模则采用期末总资产的对数值。在控制了个体固定效应、年份固定效应、省份固定效应之外,我们统一加入了企业层面的聚类标准误,后文也根据研究需要考虑了联合固定效应和行业聚类标准误等不同设置。除固定效应虚拟变量以外的变量描述性统计如表 1 所示。

表 1 变量描述性统计

变量	国有企业				非国有企业			
	平均值	最小值	中位数	最大值	平均值	最小值	中位数	最大值
<i>creditb</i>	21.777	0.038	19.809	69.871	16.960	0.038	15.093	69.871
<i>crecostb</i>	8.633	0.000	5.790	100.000	8.886	0.000	5.540	100.000
<i>cretimeb</i>	28.206	0.000	18.965	100.000	17.733	0.000	5.196	100.000
<i>ownership</i>	1.000	1.000	1.000	1.000	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>property</i>	12.203	7.719	12.093	15.818	11.134	7.719	11.081	15.612
<i>inter</i>	12.203	7.719	12.093	15.818	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>age</i>	17.002	1.000	17.000	50.000	16.659	0.000	16.000	63.000
<i>age2</i>	320.594	1.000	289.000	2500.000	310.659	0.000	256.000	3969.000
<i>profit</i>	28.363	-102.996	12.976	489.415	18.500	-102.996	9.544	489.415
<i>flu</i>	1.414	-0.227	0.626	28.978	2.106	-0.227	1.060	28.978
<i>rgrowth</i>	12.257	-54.310	9.440	216.840	19.829	-54.310	14.410	216.840
<i>size</i>	13.349	10.315	13.230	16.762	12.625	10.315	12.543	16.762

(四) 基准回归结果

表 2 是基准回归结果,第(1)列显示,在未加入不动产市值(*property*)时企业所有制类型(*ownership*)的系数显著为正,意味着存在显著的信贷规模歧视,国有企业相比非国有企业得到的信贷资源更多。第(2)列一旦加入不动产市值(*property*)及其与企业所有制类型的交互项(*inter*)后,不动产市值(*property*)的系数显著为正,而企业所有制类型(*ownership*)的系数不再显著,与此同时,交互项的系数也不显著,这意味着当控制包括不动产市值在内的所有禀赋资源相同的情况下,国有企业并没有得到更多的信贷资源供给,表明信贷所有制歧视假象来自国有企业持有更高价值的不动产抵押品,当控制抵押品价值以后,所有制歧视随之消失。由此可见,随着中国金融机构的市场化改革,完全竞争市场下并没有给予国有企业特殊的信贷照顾,对国有企业的信任也源自其更多的抵押品优势,这完全符合市场化原则。考虑到信贷的所有制差异除了体现在规模上,还有可能体现在期限和成本上,我们也进一步变换被解释变量为信贷期限(*cretimeb*)和信贷成本(*crecostb*)做了实证检验。第(3)、(4)列的回归结果显示,即使在不加入不动产市值变量时,企业所有制类型(*ownership*)的系数也不显著,这意味着我们基于上市公司样本并未发现显著的信贷期限维度和信贷成本维度的所有制歧视问题,下文将重点围绕信贷规模配置的所有制差异展开论证。

表 2 基准回归结果

	<i>creditb</i>		<i>cretimeb</i>	<i>crecostb</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
L. <i>ownership</i>	2.2625* (1.7224)	-1.2051 (-0.2255)	0.2800 (0.1161)	-0.0194 (-0.0272)
L. <i>property</i>		0.7977* (1.7256)		
L. <i>inter</i>		0.2923 (0.6510)		
L. <i>age</i>	-0.7239*** (-3.4681)	-0.8299*** (-3.8331)	-0.3621 (-0.7966)	0.2062* (1.7292)
L. <i>age2</i>	-0.0056 (-0.9693)	-0.0044 (-0.7587)	-0.0022 (-0.1744)	-0.0037 (-1.1918)
L. <i>profit</i>	0.0092*** (3.9483)	0.0088*** (3.8768)	-0.0028 (-0.6230)	-0.0012 (-0.9054)
L. <i>flu</i>	-0.2842*** (-3.5004)	-0.2244*** (-2.7836)	0.0665 (0.4719)	-0.0721 (-1.4330)
L. <i>rgrowth</i>	-0.0071** (-2.1970)	-0.0059* (-1.8567)	-0.0005 (-0.0579)	-0.0004 (-0.1337)

续表 2

	<i>creditb</i>		<i>cretimeb</i>	<i>crecostb</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
L. size	3.4303*** (7.0445)	2.8945*** (5.2283)	5.4961*** (5.7649)	0.2680 (0.8582)
常数项	-9.7372* (-1.7626)	-10.8252* (-1.8761)	-41.3601*** (-3.9610)	0.9228 (0.2693)
企业固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
样本量	10755	10755	10755	10648
R ²	0.0782	0.0800	0.0246	0.0437

注:括号内数值为 t 统计值,***、** 和 * 分别表示系数在 1%、5% 和 10% 的水平下显著;L. 表示滞后 1 期。下同。

(五) 稳健性检验

考虑到上述分析有可能存在指标设定不合理或内生性等问题,本文进行了多种稳健性检验。^①

1. 更换被解释变量

由于抵押借款数据缺失多,且质量较差,本文未以其进行基准回归,而是将其作为稳健性检验使用。基于抵押借款的回归结果也发现,信贷所有制歧视并不存在。

2. 改变样本数量

考虑到银行可能拒绝将资金配置给审计结果较差的企业,从而干扰本文回归结果,故仅针对审计结果类型为“标准无保留意见”的子样本重复上文基准回归,信贷所有制歧视依然被证伪。

3. 遗漏变量的内生性探讨

加入年份-省份联合固定效应、省份-行业联合固定效应、年份-行业联合固定效应后的回归结果均与基准回归结果保持一致。同时也参考 Oster(2019)提出的方法补充了统计检验,利用可观测变量来度量未观测变量可能带来的偏差,结果显示遗漏变量问题不足以颠覆原有结论。

4. 更换聚类稳健标准误

考虑到随机扰动项有可能存在行业内的组内自相关,造成回归结果偏误,我们将标准误聚类改为行业层面,结果也显示信贷所有制歧视并不存在。

5. 企业所有制改革的干扰

民企国有化和国企民营化可能会干扰本文的研究结论,我们对所用样本进行了溯源分析,发现国企民营化的样本量为 317,约占 2.947%;民企国有化的样本量为 506,约占 4.705%;所有制性质在样本期内保持不变的样本约占 92.348%。“噪声”样本的占比很难给我们原有的结论带来颠覆性影响。我们也针对“噪声”样本单独回归,结果显示,它们之间原本就不存在信贷规模差异,加入不动产市值后亦无影响。我们也将企业所有制类型转变看作一次“准自然实验”的冲击尝试了两组 PSM-DID 回归:一是以样本期内保持国有企业性质不变的样本为对照组、以国企民营化样本

^① 限于篇幅,稳健性检验结果未报告。感兴趣的读者可向作者索取。

为处理组的 PSM-DID 回归;二是以样本期内保持民营企业性质不变的样本为对照组、以民企国有化样本为处理组的 PSM-DID 回归。这样的处理方式也能够减轻自选择偏差,使得准自然实验更加近似随机。两组 PSM-DID 实证检验均显示,企业所有制类型(*ownership*)的系数估计值不显著,意味着并不存在所有制歧视。

6. 抵押品结构差异的干扰

由于不同类型不动产变现能力有差别,故而在实际抵押贷款时能够得到的贷款额度有差异。如果国有企业持有更多的是变现能力较弱的厂房类不动产,那么其凭借质量更差的抵押品获得相同规模的信贷资金也将是信贷歧视的一种体现。基于此,我们进行了不动产中固定资产占比的逐年统计检验,显示国企只在前几年持有的不动产类固定资产占比显著偏高,且高出的比例均在 5 个百分点以内,差别非常有限,自 2013 年开始两类企业持有的不动产类固定资产占比再也没有显著差异,甚至非国有企业平均占比还要偏高一点。由此可见,不动产持有结构并不能让某一类企业相比另一类企业处于抵押品劣势。

五、不动产持有存量与投资增量的关系检验

不动产价值积累较多可能是企业创立伊始购建了大量的不动产,也可能是在中间历史进程中不断追加了更多的不动产。企业资产增值后又可以作为抵押品获得银行贷款,从而出现一个自我循环的逻辑闭环。只要不断推动资产价格上涨,就能驱动企业购买更多资产,并减少对实体经济的投资,导致经济基本面的“脱实向虚”(陈彦斌等,2018)。前文梳理的文献也出现了一个有趣的分野:一方面,企业持有存量不动产能够通过抵押品渠道获得更多的信贷资源(钟腾等,2020);另一方面,企业获得更多信贷资源后会不断进行涉房投资,购进更多的不动产(杨国超等,2020)。如果将两者结合在一起来看,是否国内企业持有不动产陷入了一个“存量不动产—贷款—不动产投资”的恶性循环,让企业持有的不动产市值不断翻滚增多?果真如此的话,那么前文图 1 中持有不动产市值走高的趋势不仅仅由房价高涨的价格因素所致,还有不断追加投资的数量因素发挥作用。这一部分将实证检验上市公司是否存在持有不动产市值的“滚雪球效应”,从而解答这一具有现实迫切性的重要命题。

(一) 模型构建

这一部分分析企业存量意义上的持有不动产市值是否显著推高了企业增量意义上的不动产投资,采用如下模型:

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{property}_{i,t-1} + \text{controls}_{i,t-1} + \mu_i + \lambda_t + \delta_p + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{credit}_{i,t-1} + \beta_2 \text{inter}_{i,t-1} + \text{controls}_{i,t-1} + \mu_i + \lambda_t + \delta_p + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

被解释变量均为企业不动产投资衡量指标(*estavestb*),采用三类不动产投资当年净增值除以企业总资产再乘以 100 得到。模型(3)旨在考察企业持有不动产是否有“滚雪球效应”,模型(4)中加入的 *inter*_{*i,t-1*} 为企业持有不动产市值(*property*)与信贷规模(*credit*)的交互项,以探究两者在对企业不动产投资行为影响中的交互作用。控制变量我们沿用了上一部分的变量集合,考虑到分地区房价水平可能会影响企业不动产投资行为,我们还额外加入了分省份商品房平均售价的自然对数。

(二) 回归结果

表 3 第(1)列呈现了全样本的基准回归结果,显示企业持有不动产市值(*property*)的系数显著

为负,意味着企业持有不动产市值越多,新增的不动产投资越少,这否定了“滚雪球效应”的猜测。需要指出的是,不动产市值本身并不能直接影响企业不动产投资行为,它只能通过信贷获得等渠道从侧面影响企业不动产投资。基于此,我们不再单独放入不动产市值(*property*),而是在回归方程中加入了信贷规模($credit = \text{借款总额} / \text{总资产}$)及其与不动产市值(*property*)的交互项(*inter*),发现尽管信贷规模(*credit*)的系数显著为正,但其与不动产市值(*property*)的交互项(*inter*)系数显著为负。这意味着:企业获得的信贷资金越多,确实会进行“脱实向虚”的不动产相关投资,同杨国超等(2020)的观点基本一致;但企业持有不动产市值越高,越会负向调节这种“脱实向虚”的投资趋势,似乎表明企业持有不动产市值越高,“饱和”的不动产规模越会让企业减缓进一步做虚拟经济投资的步伐。这一结果也进一步佐证了企业投资不动产的重要动机之一是基于抵押品需求,随着抵押品的充裕度提高,其进一步积累不动产的倾向相对减弱。表 3 中也分国有企业和非国有企业做了子样本回归,显示以上结论同样适用于两类企业,唯一不同的是两类企业的趋势程度略有差别,从系数大小来看,非国有企业信贷规模(*credit*)的系数及其与不动产市值的交互项(*inter*)系数的绝对值都更大,显示非国有企业获得信贷资金后“脱实向虚”的动机更强,这与刘金东和管星华(2019)的研究结论一致,同时其基于抵押品需求的持有动机也更强,故而随着不动产市值的提高,其受到的“脱实向虚”的负向调节作用也更为强烈。

表 3 基准回归结果

	全样本		国有企业		非国有企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
L. <i>property</i>	-1.9024*** (-11.0076)		-1.7774*** (-7.2054)		-2.0924*** (-8.2092)	
L. <i>credit</i>		29.7703*** (7.1788)		31.3697*** (5.1931)		41.1513*** (6.3370)
L. <i>inter</i>		-2.6975*** (-7.7273)		-2.5868*** (-5.2923)		-3.9298*** (-6.9599)
L. <i>ownership</i>	-0.3496 (-0.8679)	-0.3883 (-0.9528)				
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	9669	9669	4188	4188	5481	5481
R ²	0.0967	0.0707	0.1003	0.0731	0.1110	0.0942

(三) 不同货币政策时期的异质性分析

根据喻坤等(2014)的研究,不同类型货币政策冲击会影响国有企业和非国有企业的融资约束差异。进一步划分不同货币政策时期进行异质性分析显示:相比货币紧缩时期,货币宽松时期信

贷规模对企业不动产投资的正向带动作用更强,同时其持有不动产市值的负向调节作用也更强。相比国有企业,非国有企业信贷规模对企业不动产投资的正向带动作用更强,同时其持有不动产市值的负向调节作用也更强。货币因素对企业持有不动产的影响体现出了工具和目的的二重性,货币既是进行不动产投资的目的,也是进行不动产投资的要素工具,一方面因为持有货币让企业有更多闲散资金去投资不动产,另一方面也因为持有不动产让企业进一步将闲散资金投入不动产的动机变弱。^①

(四) 稳健性检验

为验证上述结果的稳健性,我们依次采取了额外控制理财产品价值、单独针对投资性房地产回归、按照信贷高低划分子样本回归、改为行业聚类标准误等不同的稳健性检验,研究结论均保持不变。^②

六、进一步扩展分析:不动产持有对资本配置效率的影响

如前文所述,国有企业凭借更高的不动产市值获得更多抵押借款本身是基于市场化原则得来的结果,但市场化结果并不必然意味着效率最优。国有企业获得更多的信贷支持不仅造成国有企业低效投资问题,同时也挤占了非国有企业信贷资源,从而带来双重效率损失。那么,国有企业偏高的不动产市值所带来的信贷优势是否有助于提升其资本配置效率?这一部分,我们将实证分析不动产市值对企业投资效率的影响。

(一) 模型构建

我们以投资-投资机会敏感度来衡量投资效率,企业投资应与面临的投资机会高度相关,因此有效率的投资将直观体现为投资对投资机会的高敏感度;反之,如果投资-投资机会敏感度较低,则意味着企业投资处于低效配置状态(饶品贵等,2017)。本文构建如下模型:

$$invest_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 property_{i,t-1} + \beta_2 tobinq_{i,t-1} + \beta_3 tobinq_{i,t-1} \times property_{i,t-1} + controls_{i,t-1} + \mu_i + \lambda_t + \delta_p + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

被解释变量(*invest*)为购建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金与期末总资产的比值,核心解释变量为不动产市值(*property*)、托宾 Q 值(*tobinq*)以及二者的交互项,考虑到被解释变量是相对值,我们将不动产市值也处理为占企业期末总资产比重的相对规模口径,控制变量与前文保持一致。该模型衡量的是资本投资对托宾 Q 值的敏感程度,托宾 Q 值是充分市场化的结果,以它来衡量投资机会。观察交互项的系数估计值能够判定不动产持有市值对企业投资-投资机会敏感度的影响方向,如果显著为正,则意味着不动产市值能够显著提高投资-投资机会敏感度,对提高投资效率有正向作用。

(二) 回归结果

表 4 中的全样本的回归结果显示,交互项的系数估计值显著为正,表明不动产市值的相对规模越高,企业的投资效率也越高,不动产市值对企业提高资本配置效率具有正向影响。这一方面归于抵押品效应所带来的资金优势;另一方面可能是因为抵押品效应给企业带来的现金流保障

^① 限于篇幅,异质性分析结果未报告。感兴趣的读者可向作者索取。

^② 限于篇幅,稳健性检验结果未报告。感兴趣的读者可向作者索取。

减弱了不确定性预期,从而也会有利于提高投资效率(饶品贵等,2017)。具体到国有企业和非国有企业样本内部,分组子样本回归结果显示,国有企业的交互项几乎不显著,投资效率并没有受到抵押品效应的显著提升;非国有企业的交互项均显著为正,抵押品效应为其带来的投资效率提升作用更为明显。这与国有企业和非国有企业的信贷规模差异有关,国有企业普遍处于信贷充裕甚至饱和的状态,所带来的内部影响不大,国有企业对资本投资决策谨慎与否往往也不会过多受到信贷因素的影响。相比而言,非国有企业获得信贷供给内部差异较大,抵押品效应能够极大地缓解企业投资决策的融资约束和不确定性,从而助益于投资效率改善。非国有企业获得的信贷支持较少,根据邵挺(2010)的研究结果,如果能够消除金融资源在两类所有制企业之间的错配,将更多金融资源配置到资本回报率较高的非国有企业,会让中国 GDP 比实际增长量高出 2~8 个百分点。

表 4 不动产持有市值对投资效率的影响

	总样本		国有企业		非国有企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L. tobinq</i>	0.0010 (1.2973)	0.0010 (0.9995)	0.0028 ** (2.5507)	0.0030 (1.6349)	-0.0006 (-0.5654)	-0.0006 (-0.9030)
<i>L. property</i>	-0.0079 ** (-2.5750)	-0.0079 *** (-8.9110)	-0.0043 * (-1.8003)	-0.0041 *** (-5.5620)	-0.0401 *** (-3.3318)	-0.0401 *** (-5.0132)
<i>L. tobinq × L. property</i>	0.0019 ** (1.9885)	0.0019 *** (7.5104)	0.0008 (0.9777)	0.0007 * (1.9163)	0.0045 *** (3.0387)	0.0045 *** (4.1131)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业聚类	否	是	否	是	否	是
样本量	10310	10310	4610	4685	5536	5536
R ²	0.1318	0.1318	0.1655	0.1656	0.1264	0.1264

七、结论与启示

本文借鉴 Chaney 等(2012)的方法估算了 2007—2018 年非房地产行业上市公司持有的不动产市值,揭示了国有企业持有不动产市值更大的经验事实。基于不动产市值数据实证检验了信贷所有制歧视问题,发现加入不动产市值后,信贷所有制歧视并未显著存在,国有企业持有更多抵押品进而获得更多信贷融资是造成信贷歧视表象的重要原因。进一步实证检验了不动产持有存量和不动产新增投资之间的关系,发现“滚雪球效应”并不存在,反而存量越大的企业新增房地产投资越少,从侧面验证了企业购进不动产的重要动机之一是积累抵押品。尽管不存在主观信

贷歧视,但客观不动产市值差异带来的信贷支持差异同样影响了资本配置效率,基于投资-投资机会敏感度的异质性分析显示,不动产的抵押品效应对非国有企业投资效率提升的作用明显,但并没有显著提高国有企业内部的资本配置效率。本文的研究结论对于中国当前经济发展有如下几点启示。

首先,应当在抵押品以外着力引入更多元的企业增信手段。银行通过不动产抵押价值筛选合适的贷款对象尽管符合市场化原则,却难掩弊端:不动产的价值变现过程存在多重不确定性,同时也人为加剧了民营企业贷款难的现实问题。本文的研究并未囊括广大的小微企业样本,抵押品不足的问题对于它们更加突出,未来应着力推进涉企信用信息共享的金融基础设施建设,加快税务、海关、电力等单位与金融机构的信息联通,为民营企业特别是中小微企业努力营造良好的融资生态。特别是通过“银税互动”提升银行对民营企业的信息对称程度,同时增加企业逃税的机会成本和合规纳税的潜在收益,从而实现纳税遵从度和信贷可及性的良性循环。与此同时,还应借助公募 REITs 手段拓宽国有企业融资渠道,减轻国有企业对非国有企业的信贷挤占效应。国有企业持有不动产规模巨大,但存在资产闲置、低效使用的问题,借助 REITs 手段能够盘活资产,打通不动产投融资的业务闭环。

其次,多管齐下引导企业资金“脱虚向实”。从本文研究来看,企业持有不动产的动机是多元的,不仅仅局限于抵押品动机,还有较强的逐利动机。不动产投资收益偏高造成其本身具有金融投资品属性,驱使更多逐利企业将资金投向虚拟经济部门,严重阻碍了企业的实体经济投资,扭曲了经济的整体配置效率。创新和完善金融调控,加强信贷资金用途监管,坚决避免资金在资产上的沉淀效应,降低其在虚拟经济部门空转的风险,引导资金投向实体经济部门。无论是抵押品动机还是投资品动机,减轻企业生产经营活动对不动产的依赖程度也能够有效规避房价波动通过影响现金流进而对经济发展造成的负面冲击。特别是国内经济发展面临需求收缩、供给冲击、预期转弱的三重压力,货币政策要体现前瞻性和精准性,发挥货币政策工具的总量和结构双重功能,主动而为引导货币流向实体经济,为中国经济稳增长涵养内生动力。

最后,要进一步加强国有企业的分类管理。无论是跨周期调节,还是逆周期调节,国有企业在我国情境下都成为宏观调控的重要工具,在一定程度上充当了财政政策和货币政策的传导媒介。与此同时,国有企业导致资本低效配置的问题也一直存在争议。未来,我们要在国务院国资委、财政部、国家发展改革委 2015 年联合发布的《关于国有企业功能界定与分类的指导意见》基础上进一步细化和加强国有企业分类管理,对重要行业和关键领域的商业类国有企业实施政策性保护,但在民营资本已经广泛进入的行业和领域应当加强国有企业混合所有制改革,在“混改”进程中实现国有企业和非国有企业的公平待遇,提升国有企业的市场竞争活力和灵活性,持续减轻由信贷支持差异带来的资源配置效率损失问题,促进经济高质量发展。

参考文献:

1. 白俊、连立帅:《信贷资金配置差异:所有制歧视抑或禀赋差异?》,《管理世界》2012 年第 6 期。
2. 蔡庆丰、陈熠辉、林焜:《信贷资源可得性与企业创新:激励还是抑制?——基于银行网点数据和金融地理结构的微观证据》,《经济研究》2020 年第 10 期。
3. 陈耿、刘星、辛清泉:《信贷歧视、金融发展与民营企业银行借款期限结构》,《会计研究》2015 年第 4 期。
4. 陈晓光、张宇麟:《信贷约束、政府消费与中国实际经济周期》,《经济研究》2010 年第 12 期。
5. 陈彦斌、刘哲希、陈伟泽:《经济增速放缓下的资产泡沫研究——基于含有高债务特征的动态一般均衡模型》,《经济研究》2018 年第 10 期。

6. 方军雄:《所有制、制度环境与信贷资金配置》,《经济研究》2007 年第 12 期。
7. 何晓斌、夏凡:《中国体制转型与城镇居民家庭财富分配差距——一个资产转换的视角》,《经济研究》2012 年第 2 期。
8. 林毅夫、李志赞:《中国的国有企业与金融体制改革》,《经济学(季刊)》2005 年第 3 期。
9. 刘金东、管星华:《不动产抵扣是否影响了“脱实向虚”——一个投资结构的视角》,《财经研究》2019 年第 11 期。
10. 罗知、齐博成:《环境规制的产业转移升级效应与银行协同发展效应——来自长江流域水污染治理的证据》,《经济研究》2021 年第 2 期。
11. 饶品贵、岳衡、姜国华:《经济政策不确定性与企业投资行为研究》,《世界经济》2017 年第 2 期。
12. 邵挺:《金融错配、所有制结构与资本回报率:来自 1999~2007 年我国工业企业的研究》,《金融研究》2010 年第 9 期。
13. 孙铮、刘凤委、李增泉:《市场化程度、政府干预与企业债务期限结构——来自我国上市公司的经验证据》,《经济研究》2005 年第 5 期。
14. 杨广亮:《政企关系影响土地出让价格吗?》,《经济学(季刊)》2019 年第 1 期。
15. 杨国超、李晓溪、龚强:《长痛还是短痛?——金融危机期间经济刺激政策的长短期效应研究》,《经济学(季刊)》2020 年第 3 期。
16. 杨慧辉、汪建新、郑月:《股权激励、控股股东性质与信贷契约选择》,《财经研究》2018 年第 1 期。
17. 喻坤、李治国、张晓蓉、徐剑刚:《企业投资效率之谜:融资约束假说与货币政策冲击》,《经济研究》2014 年第 5 期。
18. 钟腾、汪昌云、祝继高:《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》,《经济学(季刊)》2020 年第 3 期。
19. Brandt, L., & Li, H., Bank Discrimination in Transition Economies: Ideology, Information or Incentives?. *Journal of Comparative Economics*, Vol. 31, No. 3, 2003, pp. 387 - 413.
20. Chaney, T., Sraer, D., & Thesmar, D., The Collateral Channel: How Real Estate Shocks Affect Corporate Investment. *American Economic Review*, Vol. 102, No. 6, 2012, pp. 2381 - 2409.
21. Gan, J., Collateral, Debt Capacity, and Corporate Investment: Evidence from a Natural Experiment. *Journal of Financial Economics*, Vol. 85, No. 3, 2007, pp. 709 - 734.
22. McKinnon, R. I., *Money and Capital in Economic Development*. Washington: Brookings Institution, 1973.
23. Mo, J. W., Land Financing and Economic Growth: Evidence from Chinese Counties. *China Economic Review*, Vol. 50, 2018, pp. 218 - 239.
24. Oster, E., Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 37, No. 2, 2019, pp. 187 - 204.

Ownership Difference of Credit Allocation

—A Test from the Perspective of Collateral Market Value

GUO Jian, LIU Jindong, CHU Hong, GU Lanjuan

(Shandong University of Finance and Economics, 250014)

Summary: There is still a big gap between state-owned enterprises (SOEs) and non-SOEs in terms of the degree of difficulty and cost of financing. But whether this is due to ownership discrimination is still controversial. Especially, the measurement of financial indicators such as the enterprise asset size does not consider the real estate market value, which is a very critical research omission. Since real estate is the best collateral, banks will examine the value of real estate held by the borrower when making credit decisions. Studies have proved that enterprises will hold real estate as collateral. SOEs not only obtain better stock of real estate in the process of reform, but also enjoy more real estate value appreciation brought about by the rise of housing pricing in China.

One important reason why the market value of real estate was ignored in previous studies is that the market value is difficult to estimate. Chaney et al. (2012) provides us with an estimation method to solve this

problem. This paper estimates the real market value of real estate held by non-real estate listed companies in China from 2007 to 2018, and uses it as a collateral value indicator to re-examine the problem of ownership discrimination in credit allocation. Our empirical research produces four findings. First, the market value of real estate held by SOEs is generally higher than that of non-SOEs, exceeding 285% on average. Second, when the market value of real estate is considered, the ownership discrimination in credit allocation against SOEs and non-SOEs is no longer significant, which means that SOEs can get more bank credit resources for they have higher-value collateral. Third, there is no “snowball effect” for SOEs and non-SOEs holding real estate. The larger the market value of real estate owned by an enterprise, the less it is inclined to continue to invest in real estate, which means that its holding of real estate is mainly to accumulate collateral. Fourth, the market value of real estate holdings has increased the investment-upon-opportunity sensitivity of non-SOEs under the collateral effect, but the effect is not significant for SOEs that already have abundant credit resources. Although granting more credit to SOEs with more collateral seems sensible to the banks, by deeply binding the credit channel of monetary policy with real estate holdings, it has multiple negative effects on the efficiency of capital allocation.

This paper has three policy implications. First, we should diversify the means of enterprise credit enhancement from collateral. The problem of insufficient collateral is more prominent for micro and small enterprises. In the future, we should promote the cooperation between banks and tax authorities to improve the information symmetry between banks and private enterprises. At the same time, we should also use public REITs to broaden the financing channels of SOEs and reduce their credit crowding effect on non-SOEs. Second, the high investment return has turned real estate into financial investment goods, and drives more profit-seeking enterprises to invest in the virtual economy, seriously hindering corporate investment in the real economy and distorting the overall allocation efficiency. It's necessary to improve financial regulation and keep the credit funds from investing on assets. Third, as an important intermediary to achieve the government's economic objectives, SOEs have obtained credit with their high-value real estate collateral, forming almost the same financing model as local-government financing platforms. Both city construction investment companies and SOEs risk binding the credit channel of monetary policy with the housing price. Once the pace of urbanization slows down or the housing price falls, the quality of local government assets will directly reduce the solvency and result in greater financial risks and economic fluctuation.

Keywords: Credit Allocation, Ownership Differences, Collateral Effect, Investment Efficiency

JEL: E51, G21, M41

责任编辑:诗 华