

地方公共债务与企业不动产投资:效应与机制^{*}

谢申祥 初虹 刘金东

内容提要:中国经济发展呈现出地方政府公共债务规模持续走高的同时,非房地产企业不动产投资也在不断扩大的典型特征,而鲜有研究对此进行相应解释。本文结合2007—2018年上市公司数据,分析了地方公共债务对企业不动产投资的效应与机制。研究结果表明,地方公共债务扩张显著推高了企业的不动产投资倾向,其背后的影响机制是地方公共债务扩张挤占了信贷资源,从而加剧了企业间的融资竞争,为了获得更有利的融资地位,企业被迫增加不动产投资以提高融资所需的抵押品。异质性分析发现,地方公共债务扩张主要影响了成长期后的企业和制造业企业的不动产投资。本文的研究对于建立同高质量发展相适应的政府债务管理机制具有重要的现实启示。

关键词:地方公共债务 企业不动产投资 融资竞争 抵押品

一、引言

在贯彻新发展理念、加快构建新发展格局中,守住不发生系统性风险,保持经济持续健康发展是巩固经济安全、推动经济高质量发展的重要基础。而地方公共债务和房地产领域的风险则是当前国内经济领域必须重点关注的问题。^①

值得注意的是,地方公共债务和房地产往往存在紧密的联系,地方公共债务通过资本化效应抬升房地产价格进而形成了“借助土地抵押融资,扩大基建投资,进而推动房地产价格上涨,强化土地抵押融资”的反馈机制,在此过程中,地方政府债务也带动了房地产开发规模的水涨船高,驱使企业不断进入房地产相关行业和持有不动产以获取增值收益(杨国超等,2020;乔宝云和杨开宇,2022;黄昊等,2023)。这种企业主动而为的房地产资产配置毫无疑问是以房地产市场持续繁荣为前提,并不能完全解释经济冲击叠加政策调控下的房地产市场回调情景,如果只是出于保值增值的投资动机,企业不动产投资将表现出较高的周期敏感度。从2007—2018年间地方公共债务与非房地产企业投资不动产的金额来看,地方公共债务与非房地产企业投资不动产存在高度的正相关性(其相关系数高达0.948),^②而在此期间,受次贷危机影响,我国房地产业在2015年才触底回升。这种高度的正相关性无法仅仅通过非房地产企业保值增值的投资动机来予以解释。而厘清地方公共债务与非房地产企业投资不动产的关系,对于认清经济发展中的“灰犀牛”风险,实现经济高质量发展都具有十分重要的现实意义。

事实上,企业持有不动产可能并不仅仅缘于资产投资动机,还可能出于抵押品动机(Chaney et al., 2012; Chen et al., 2015; 钟腾等, 2020)。房地产市场的持续繁荣往往会掩盖企业不动产投资

^{*} 谢申祥、初虹,山东财经大学经济学院、山东省习近平新时代中国特色社会主义思想研究中心,邮政编码:250014,电子邮箱:xieshx@sdufe.edu.cn, iuhs2019@126.com;刘金东(通讯作者),山东财经大学财政税务学院、山东财经大学经济研究中心,邮政编码:250014,电子邮箱:kuangzhu1990@163.com。本文研究得到国家社会科学基金项目(22VRC107, 23AZD034)的资助。作者感谢匿名审稿专家提供的宝贵建议。当然,文责自负。

^① 2023年底的中央金融工作会议着重强调了房地产市场风险和地方债务风险问题,具体可参见《中央金融工作会议作出的重要部署》,人民网2023年11月1日。

^② 根据徐军伟等(2020)的地方公共债务数据和CSMAR数据库中非房地产企业不动产投资数据计算而得。

的抵押品动机,基于企业投资的不动产用于抵押贷款时存在的杠杆效应(朱太辉等,2018;刘建建等,2023),当地方政府债务挤占信贷资源,企业需要持有不动产作为抵押品以参与更趋激烈的融资竞争。不同于主动而为的资产投资动机,持有不动产的抵押品动机很可能是在地方政府债务挤压下被动而为的策略性应对。房地产价格上涨虽然能够让抵押品价值升高,为企业信贷带来正面支持,但房地产价格下降会使企业持有抵押品的价值下降,金融机构为了防止不良贷款风险,会下调抵押率,从而使企业面临更为严峻的融资约束,影响企业投资和生产经营。

本文从抵押品需求视角剖析地方公共债务与非房地产企业不动产投资的内在关联及其影响机理,探讨企业不同生命周期和不同行业类型异质性效应。相比已有研究,本文可能的边际贡献在于:一是合理解释了在地方公共债务不断增加的背景下,非房地产企业不断扩大不动产投资的原因不仅是资产投资动机,更是基于融资竞争下的抵押品动机,并从融资竞争视角验证了地方公共债务对当地金融资源的挤占效应;二是强调了房地产市场回调对经济的拖累效应不应仅聚焦于产业间关联的影响,还要考虑到抵押品贬值对非房地产企业投资带来的微观传导效应。三是本文不仅论证了地方公共债务对非房地产企业不动产投资的影响和作用机制,还进一步检验了地方公共债务影响非房地产企业不动产投资的异质性和房地产市场波动对企业基于抵押品动机而囤积不动产所引致的传导效应,论证了地方公共债务对实体经济核心部门的制造业、度过成长期后的企业影响更为显著,且地方公共债务推动企业囤积抵押品会让企业投融资与房价深度绑定,随着房地产市场动荡而加大企业投资波动,从而不利于经济稳增长。

本文其余内容安排如下:第二部分是文献回顾与研究假说;第三部分是研究设计与数据说明;第四部分是实证结果与分析;第五部分是进一步的拓展性分析,包括机制检验和异质性分析;第六部分是结论与政策建议。

二、文献回顾与研究假说

(一)文献回顾

与本文研究主题相关的文献主要涉及三个方面:一是地方政府债务对企业融资的影响研究。^①首先,地方政府债务主要通过银行贷款渠道融通资金,会挤占本地信贷资源从而对一般企业信贷融资产生直接影响(Bai et al., 2016)。地方政府是以地方融资平台这种企业形式与市场的一般企业展开融资竞争,在隐性金融分权体制下,信贷市场带有部分计划经济色彩,地方政府有足够能力干预本地金融机构的信贷投放方向,让信贷资金向地方融资平台倾斜(毛捷等,2019)。徐军伟等(2020)提出的金融势能理论认为,即使是不以行政手段直接干预信贷资金配置,地方政府依然可以通过资产延伸和风险联保提升融资平台的举债能力和投资吸引力,从而让融资平台在与一般企业的融资竞争中居于优势。当信贷资金优先供给融资平台后,金融机构可贷给其他企业的信贷资源收缩,这将促使其不断提高信用审核标准,从而在供给侧加剧一般企业获取贷款的难度(饶品贵等,2022)。除了直接影响以外,地方政府债务还能通过影响企业融资结构间接影响企业信贷难度。地方政府债务发行规模越大,则传递出来的风险信号越强,从而会提高地方政府债务利率,由于企业债券是地方政府债务在债券市场上的替代品,地方政府债务利率的升高也会连带造成企业债券利率升高,使得企业债务融资成本增加,迫使其改变融资结构(Demirci et al., 2019)。不仅仅是企业债券融资成本被推高,Croce et al.(2019)的研究显示,政府债务还会提高权益性融资成本,迫使企业融资方式朝信贷融资转变。

二是企业不动产投资的抵押品动机研究。由于房地产价格上涨幅度偏高,导致大量资本涌入

^① 为简化表述,下文的企业一般指非房地产企业。

不动产领域追逐不动产增值的超额收益,除了住宅以外,通过持有工商业房地产也能享受到房价上涨收益(Schuur, 2016; 蔡庆丰等, 2020)。持有不动产的隐蔽性较强,通过购置办公楼、厂房等形式掩饰其在正常的生产经营需求之内(刘金东和管星华, 2019),但大量企业持有不动产规模已经超出了正常生产经营所需,呈现出过度持有的态势(Mao, 2021)。越来越多的研究显示,持有不动产除了保值增值目的以外,还能够充当抵押品,通过融资渠道助力企业生产经营,抵押品动机已经获得了国内外研究者基于微观数据的广泛证实。Chaney et al.(2012)针对美国上市公司数据的研究显示,公司持有的不动产市场价值每提高1美元,将导致上市公司投资提高0.06美元。钟腾(2017)针对中国上市公司数据的实证分析得到了相近的结论,公司持有的房地产市场价值每提高1元,资本支出将随之增加约0.057元。作为抵押品的不动产变现能力较强,作为企业资产的一种,不动产的可视性也更为明显(Du et al., 2014),故而比作为盈余管理工具的财务指标更为可信,也能更好缓解金融机构与企业的信息不对称问题。持有抵押品规模的差异也被广泛认为是造成国有企业和非国有企业信贷规模差异的重要因素(罗知和齐博成, 2021)。

三是金融加速器理论。金融市场摩擦会加大经济波动,这一发生机制被称为“金融加速器”。具体到作用渠道,金融加速器理论又可以分为两类不同的观点:Bernanke et al.(1999)认为借贷双方的信息不对称会加大企业的外部融资成本,当经济受到不利冲击时,企业盈利能力下降,金融市场会进一步抬高贷款利率的风险溢价,从而降低企业的负债和投资能力,最终放大了冲击对经济的负面影响。Kiyotaki & Moore(1997)则将金融摩擦具体到抵押约束上,他们认为借贷双方的信息不对称会促使金融机构提高抵押要求,企业被迫持有抵押品才能获取贷款,当经济衰退时往往伴随资产贬值,不动产的抵押价值下降,导致信贷约束收紧,企业的负债和投资能力下降,最终放大了冲击的负面影响。两种金融加速器观点在本质上是相通的,都是缘起于信息不对称下弱势的企业一方被迫参与融资竞争,落脚于企业信贷约束收紧后投资能力的下降。此外,侯成琪和刘颖(2015)在动态随机一般均衡模型的分析框架下采用贝叶斯方法进行的比较分析,发现抵押约束机制这种数量型金融摩擦比外部融资溢价这种价格型金融摩擦对中国信贷市场具有更强的解释力。

(二)研究假说

在中国特色“土地财政”下,土地作为地方政府举债的核心资源,随着价格的不断攀升,地方政府获得更多的收入,有助于地方政府加强城市建设,完备基础设施,进而提高房地产的附加值,推高房地产价格,而房地产价格的提升又将抬高土地的价格。然而,随着地方政府债务规模的扩张,对一般企业信贷融资形成了双重挤压,不仅提高了企业债权性融资和权益性融资成本,迫使企业不得不更多寻求信贷融资支持,同时还挤占信贷资源,让企业获得信贷的难度增加。地方政府信用背书的融资平台公司与一般企业发生的融资竞争,在本质上是政府与市场的角力。借助于政府窗口指导的职能地位,融资平台公司始终处于融资优先保障地位。地方融资平台不仅能够优先获得融资支持,还在土地抵押贷款中享受到更高的抵押率和更低的融资成本(马勇和章洪铭, 2023)。

随着融资竞争加剧,银行通过降低信用贷款占比,提高安全系数更高的抵押贷款占比来缓解与企业的信息不对称,降低不良贷款比率(尹志超和甘犁, 2011; 唐松和谢雪妍, 2021),这是信贷市场供需失衡的自然结果,也在实际上形成了在地方政府干预下信贷资金的再分配过程(Huang et al., 2020)。故而企业为了达到银行贷款的条件,更加注重抵押品的积累。不仅高风险借款者会被银行要求提供抵押品作为还款保障以规避贷后道德风险(Bester, 1985),低风险借款者也会主动提供抵押品、表达抵押意愿来向银行释放优质客户的信号,以降低贷前逆向选择(Boot & Thakor, 1994),不动产作为抵押品就充当了不同借款者参与融资竞争的重要工具和策略性选择。相比财务报表中杠杆率等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更有保障,更受金融机构认可,对贷款可及性的影响也更为直接和突出,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)。由此可见,企业持有更多不动产作为抵押品与为了更好贷款而进行杠杆操纵(饶品贵等,2022),这两者在本质上都是地方政府债务挤占当地融资资源而加剧融资竞争后的被动选择。但是,杠杆操纵只是通过粉饰财务报表释放优质借款者信号以获得融资资格,而抵押品则不仅仅是释放优质借款者信号,还能向银行提供足额的价值保障。此外,数字上的杠杆操纵也很难像实物的不动产一样,同时兼顾企业生产经营需求以及保值增值需求,因而,选择不不动产投资,以此为抵押品获得银行信贷显然是一种更加有利于企业的策略。基于此,本文提出如下假说:

假说1:地方公共债务规模越大,企业的不动产投资越多。

在房地产繁荣时期,企业进行不动产投资背后无疑具有资产保值增值的投资动机。但房地产市场一旦出现震荡下行,企业投资的不动产价值出现回调,此时金融机构在审批不动产抵押贷款额度时也往往给予更大的折扣率,造成相同的不动产抵押品价值能够贷出的额度下调(杨建莹和钱皓,2008)。在出现融资竞争的情形下,此时企业为了增加贷款的资信,也会进一步加大不动产投资的力度。值得说明的是,企业之所以忍受较高的融资成本也要投资不动产:一方面确实需要以不动产作为抵押品来撬动未来融资杠杆,以存量不动产来获得连续流量的融资支持,这也是地方政府融资平台“少出让、多抵押”的重要原因(余靖雯等,2019);另一方面也是在银行惜贷并不断提高信贷要求的形势下要赢得融资竞争必须付出的代价。霍源源等(2015)、谢文婷和曲卫东(2021)均探讨了企业为了获得融资支持被迫持有不动产的动机,在地方政府债务扩大造成信贷资源紧张的情况下企业却要“反其道而行之”进行不动产投资并非逻辑上的不自洽,而是现实下的不得已。不动产抵押贷款虽然成本高,却是企业的必然选择。结合前述分析,本文提出另一个研究假说:

假说2:在地方公共债务扩大的背景下,企业增加不动产投资的主要动机源于通过增加抵押品以利于其在融资竞争中获得更加有利的融资地位。

三、研究设计与数据说明

(一)数据来源

本文选取沪深两市A股上市公司2007—2018年的数据作为研究样本。起始年份为2007年主要基于两方面考量:一是中国在2007年使用了新的会计准则,与2006年及之前的财务指标不具有-致性;二是对企业投资性房地产和土地使用权期末余额数据的统计最早均始于2007年。另外,曹婧等(2019)和徐军伟等(2020)指出了原银保监会公布的地方融资平台名单不够准确的问题,并根据实质重于形式的原则生成了一份新口径的地方融资平台名单,基于新名单的城投债数据已经获得了广泛认可,但该数据目前仅更新到2018年(徐军伟等,2020),故而本文主要以2007—2018年地级市面板数据匹配上市公司微观数据,在此基础上进行分析。考虑到数据在城市维度和时间维度上的局限性,后续还结合CNRDS和Wind数据库进行稳健性检验。

企业不动产投资等公司层面的数据均来自CSMAR数据库,并在此基础上做以下处理:(1)剔除ST、PT等企业;(2)剔除财务指标特殊的金融业和房地产持有行为特殊的房地产业企业;(3)剔除部分极端值样本,比如杠杆率超过1、前十大股东持股占比大于等于1的企业等;(4)分年对所有的连续变量进行上下1%缩尾(Winsorize)处理。同时由于直辖市行政级别过高,与其他地级市不具有可比性,故参考Huang et al.(2020)的做法,在基准回归的样本中对直辖市作删除处理。除年末总人口数据来自EPS数据库外,其余地级市层面的数据均来自CEIC数据库。最终样本范围涉及228个地级市的2235家上市公司,共计16252个观测值。

(二)模型设定

为了考察地方公共债务对企业不动产投资的影响,本文构建如下计量模型:

$$HI_{g,j,i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times rdebt_gdp_{g,t} + \beta_2 \times CONTROLS_{g,j,i,t} + \mu_i + \delta_j + \lambda_t + \varepsilon_{g,j,i,t} \quad (1)$$

其中,下标 g, j, i, t 分别表示地级市、行业、企业和年份。 $HI_{g,j,i,t}$ 为被解释变量,表示企业不动产投资。核心解释变量 $rdebt_gdp_{g,t}$,为地级市层面的地方公共债务规模,采用地方政府融资平台公司有息债务余额与GDP之比测度。 β_1 为本文的核心待估参数,预期符号为正,表示地方公共债务规模会显著增加企业不动产投资。 $CONTROLS_{g,j,i,t}$ 为其他可能影响企业不动产投资的变量,包含企业层面和城市层面的变量。同时为减轻遗漏变量偏误的影响,进一步控制:①企业固定效应 μ_i ,以捕捉随企业变化但不随时间变化的非观测特征的影响;②行业固定效应 δ_j ,用来控制随行业变化的行业异质性;③年份固定效应 λ_t ,用来捕捉各企业随时间变化的宏观冲击。 $\varepsilon_{g,j,i,t}$ 为随机误差项。这里需要说明的是,由于个别上市公司存在样本期内主营业务变更的问题,故而企业个体固定效应之外仍然有必要控制行业固定效应。各变量估计系数的标准误均采用城市一年份层面的聚类稳健标准误。

(三)变量定义与描述性统计

1. 被解释变量

企业不动产投资共包含不动产类固定资产、投资性房地产、土地使用权和不动产类在建工程四类,由于不动产类在建工程规模较小,可以忽略不计,同时其本身有中间品性质(在工程竣工后会自动转入前三类不动产权目下),故而本文只统计了三类不动产形式。借鉴刘金东和管星华(2019)、谢申祥等(2022)的做法,使用三类不动产期末余额与总资产的比值构建不动产投资程度变量(HI),这样处理有两点优势:一是这一处理方式与张成思和张步昙(2016)等学者测度金融化程度的典型做法相同;二是作为被解释变量的不动产投资占比与作为核心解释变量的债务余额占比都是基于存量的相对指标。

需要说明的是,已有研究往往将不动产类固定资产作为固定资产投资的一部分归入实体经济投资,这在一定程度上夸大了实体投资。一方面,申广军等(2016)将设备类固定资产投资与非设备类固定资产投资相剥离,称前者为生产经营所必需的固定资产,而将后者直接称为房地产投资,王林辉和董直庆(2012)认为资本体现式技术进步发展耦合于蕴涵前沿技术的机器设备投资过程中,以设备类固定资产投资占比表征资本体现式技术进步。非设备类固定资产投资相比设备类固定资产投资与生产经营和技术创新关系更弱是不争的事实。另一方面,不动产类固定资产投资可以和投资性房地产在科目间自由转换,且科目转换往往发生在房地产价格高涨、经济波动的年份,也往往发生在房地产价格偏高的城市地区。基于此,本文将不动产类固定资产等形式均作为企业不动产投资的组成部分。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为地方公共债务规模。由于地方融资平台债务构成了广义地方公共债务的主要部分,参考现有文献的普遍做法,以各地级市地方融资平台有息债务余额占本地生产总值比重作为地方公共债务规模的衡量指标(毛捷等,2019;吕炜等,2019;Huang et al., 2020;饶品贵等,2022;吴敏等,2022),具体构建方式参考了徐军伟等(2020),该文建立了新口径的地方公共债务数据,修正了Wind数据库存在的诸多缺陷,数据质量更高。其中有息债务余额,主要包括短期借款、应付票据、应付短期债券、长期借款以及应付长期债券。

3. 控制变量

为缓解遗漏变量偏误,本文也考虑了其他可能影响企业不动产投资的变量。首先,企业层面控制变量,包含企业规模(企业期末总资产对数化)、盈利水平(利润总额与营业收入之比)、融资成本(财务费用占营业收入之比)、融资约束水平(经营性现金流量净额与总资产之比)、财务杠杆率(总负债比总资产)、股权集中度(前十大股东持股占比)、企业年龄及平方、所有制类型(国有企业为1,非

国有企业为0)、流动性((现金及现金等价物余额+0.7×应收账款+0.5×存货-应付账款)与固定资产净额之比)和企业现金持有量(货币资金占总资产比重)。其次,考虑地方公共债务规模较强的地域性特征,进一步选取地级市经济发展水平(人均GDP对数化)、人口密度和预算内财政缺口(预算内财政支出减去预算内财政收入占GDP比重)作为城市层面的控制变量。具体变量定义及描述性统计如表1所示。

表1 变量描述性统计

变量英文名	变量中文名	观测值	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
Panel A: 公司层面变量							
<i>HI</i>	企业不动产投资程度	16252	16.040	10.305	0.942	13.838	64.746
<i>lsize</i>	企业规模	16252	21.961	1.184	17.654	21.816	27.377
<i>profit</i>	盈利水平	16252	0.0787	1.835	-221.119	0.00809	19.447
<i>cost</i>	融资成本	16252	0.0192	0.148	-0.421	0.00968	15.641
<i>constr</i>	融资约束水平	16252	0.0478	0.0801	-4.270	0.0463	0.684
<i>lev</i>	财务杠杆率	16252	0.422	0.207	0.00708	0.413	0.998
<i>lead10</i>	股权集中度	16252	58.390	15.391	1.320	59.520	97.300
<i>age</i>	企业年龄	16252	16.696	5.572	1.000	17.000	52.000
<i>age²</i>	企业年龄的平方	16252	309.812	200.435	1.000	289.000	2704.000
<i>ownership</i>	所有制类型	16252	0.392	0.488	0.000	0.000	1.000
<i>flu</i>	流动性	16168	2.303	7.911	-40.327	0.971	544.903
<i>cash</i>	现金持有量	16252	0.186	0.138	0.000	0.147	0.954
Panel B: 地级市层面变量							
<i>rdebt_gdp</i>	地方公共债务规模	2349	12.709	14.119	0.000	7.780	85.266
<i>lgdp_per</i>	地级市经济发展水平	2346	0.395	0.255	0.072	0.322	1.880
<i>popu_density</i>	地级市人口密度	2336	0.0473	0.0321	0.00211	0.0417	0.259
<i>fin_gap</i>	地级市预算内财政缺口	2349	8.776	6.794	-1.345	7.156	30.876

四、实证结果与分析

(一) 基准回归

表2报告了基准回归结果,所有回归方程均控制了企业固定效应、行业固定效应和年份固定效应。第(1)列考察不加入控制变量的情形,地方公共债务对企业不动产投资影响的估计系数为0.0253,且在1%的水平上显著。第(2)(3)列进一步加入企业微观控制变量和地级市城市层面控制变量,虽然核心解释变量的估计系数有所降低,但均在1%的水平上显著。表2结果表明,地方公共债务增加显著扩大了企业不动产投资规模。依表2第(3)列推断,地方公共债务每提高1个标准差,企业不动产投资将增加2.14%。^①

表2 基准回归结果

变量	被解释变量: <i>HI</i>		
	(1)	(2)	(3)
<i>rdebt_gdp</i>	0.0253*** (0.00628)	0.0196*** (0.00585)	0.0243*** (0.00637)
<i>lsize</i>		-3.934*** (0.173)	-3.910*** (0.173)

^① 2.14% ≈ $\left(\frac{0.0243 \times 14.119}{16.040}\right) \times 100\%$, 即企业平均囤积的不动产存量规模的2.14%。

续表 2

变量	被解释变量:HI		
	(1)	(2)	(3)
<i>profit</i>		-0.0861*** (0.0296)	-0.0863*** (0.0296)
<i>cost</i>		0.440 (0.482)	0.388 (0.478)
<i>constr</i>		5.384*** (1.118)	5.301*** (1.110)
<i>lev</i>		2.605*** (0.553)	2.621*** (0.553)
<i>lead10</i>		-0.0129* (0.00698)	-0.0150** (0.00696)
<i>age</i>		0.660*** (0.0715)	0.849*** (0.077)
<i>age</i> ²		-0.00922*** (0.00175)	-0.00907*** (0.00177)
<i>ownership</i>		0.720* (0.427)	0.748* (0.427)
<i>flu</i>		-0.0639*** (0.0173)	-0.0644*** (0.0174)
<i>cash</i>		-14.610*** (0.601)	-14.537*** (0.602)
<i>lgdp_per</i>			-4.910*** (0.899)
<i>popu_density</i>			-6.751* (3.935)
<i>fin_gap</i>			-0.0695** (0.0320)
常数项	18.893*** (2.828)	97.100*** (4.134)	97.346*** (4.078)
企业固定效应	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
观测值	16252	16168	16140
adj. R ²	0.0550	0.219	0.219

注:括号内为聚类稳健标准误,聚类到城市一年份层面,如无特殊说明;***、**、*分别表示参数在1%、5%和10%的水平上显著,下表同。

(二)稳健性检验^①

1. 更换核心解释变量。地方公共债务的度量有流量和存量两个维度。存量维度是指当年累积债务余额,基准回归中使用的有息债务余额与GDP之比,在文献中被广泛应用。本文进一步使用债务余额与地方财政收入之比(*rdebt_rev*)、债务余额加1取对数(*ldebt*)作为地方公共债务存量维度的稳健性检验(吕炜等,2019;余明桂和王空,2022)。流量维度是指当年新发行的债券规模,本文使

^① 因篇幅所限,稳健性检验的回归结果,详见本刊网站登载的附录1。

用有息债务净新增额占有息债务净新增额与一般预算财政支出之和的比重($rdebt_depend$)和净新增债务加1后取对数($l\delta_debt$)的构建方式进行分析(毛捷等,2019;吴敏等,2022)。除此之外,考虑到2015年新《预算法》推出后,赋予了地方政府“自发自还”的权限,自2015年开始地方政府债务快速增长,本文从Wind数据库整理了2015年及以后的省一级政府债务余额,并按照地级市GDP占比估算分配到每个地级市,与各个地级市城投债余额加总计算得到2015—2018年地级市层面公共债务占GDP比重,以重新估计地方公共债务规模(毛捷和黄春元,2018)。结果均在1%水平上显著,证实了基准结果的稳健性。

2. 更换被解释变量。考虑到企业投资的部分不动产可能是基于正常生产经营需求,土地使用权可能用于厂房扩建等实物投资的正常需求,为排除这些可能情形的影响,分别在原有不动产投资统计口径的基础上剔除车间、厂房形态的不动产类固定资产或剔除土地使用权后的不动产持有规模作为被解释变量重新估计。两种口径下的回归结果均与基准结果相符。

3. 加入高维固定效应。考虑到现实经济中常存在多维冲击,因而不同企业对冲击的反应程度可能存在异质性。基于此,本文在企业固定效应、行业固定效应和年份固定效应基础上,进一步加入年份与行业、省份与年份的高维联合固定效应,其结论依然稳健。

4. 增加额外控制变量。为进一步控制地方公共债务在不同地区所发生的非线性趋势变化,本文在基准模型的基础上,分别加入地级市随时间变化的一次项趋势 $\gamma_c \times t(t = year - 2007)$ 和二次项趋势 $\gamma_c \times t^2$ (Moser & Voena, 2012),以缓解地区层面因素对结果的影响。结果显示,核心解释变量的系数显著性和方向均与基准回归相一致。

5. 删除利润总额为负的样本。当企业亏损时,可能更容易增加不动产投资以应对在信贷市场上的不利处境,从而使回归结果出现偏误。对此本文仅保留利润总额为正的样本以重新估计,其结果没有发生显著变化。

6. 更换聚类层级。地级市城投债的发行可能受到省级统筹规划的影响,本文将聚类稳健标准误层级更改为省份—年份重新估计(曹婧等,2019),其结果与基准回归结果相一致。

7. 重复随机抽样法。本文采用bootstrap方法进行500次重复随机抽样,以缓解样本的选择性偏差。结果同样稳健。

8. 延长样本观察期。曹婧等(2019)和徐军伟等(2020)指出了原银保监会公布的地方融资平台名单不够准确的问题,并根据实质重于形式的原则生成了一份新口径的地方融资平台名单,基于新名单的城投债数据已经获得了广泛认可,但该数据目前只更新到2018年,考虑到数据时限的问题,本文也进行了数据更新的稳健性检验。根据曹婧等(2019)等研究可知,新口径的城投债规模与原口径虽有差别,但差别幅度不大,本文以CNRDS数据库(为主)和Wind数据库(为补充)比对结合的方式逐笔整理了地方融资平台的债务数据,以地级市为单位汇总出2019—2021年各地级市城投债余额,最终形成了2007—2021年上市公司宏微观嵌套面板数据(饶品贵等,2022)。依据延长的样本数据回归,其结果显示尽管系数估计值有所下降,但依然显著为正。

9. 加入直辖市。基准回归没有考虑直辖市的情形,但直辖市房地产价格偏高且上市公司较多。为此,本文以CNRDS数据库和Wind数据库比对结合的方式逐笔整理了四大直辖市地方融资平台的债务数据并加总得到直辖市历年债务余额,补充四大直辖市数据后的回归结果与基准结果一致。

10. 考虑企业不动产异地投资情形。本文基准回归默认企业投资的不动产即为公司所在地级市区域投资的不动产,但考虑到上市公司资产规模较大,存在异地投资不动产情形,可能会造成基准回归估计结果出现偏误。通常而言,企业在总部所在省份以外投资不动产的情况要明显少于在总部所在地级市以外投资不动产的情况,在现有数据基础上,为尽量减小忽视异地投资所带来的估计误差,本文以省级为单位计算地方公共债务数据,在此基础上进行回归分析,其结果表明,考虑企

业不动产异地投资的情形后,其结果也依然稳健。

11. 考虑共同影响因素。(1)财政刺激计划可能会同时影响地方债务增长和房地产价格上涨,从而带来估计偏误。考虑到财政刺激计划更多是短期刺激,本文尝试删除了危机发生初期的年份样本,单独针对后期样本回归分析,分别基于2011—2018年和2013—2018年的数据进行回归。(2)经济不景气因素也可能会同时促使地方政府加大债务融资以及促使企业在盈利能力下降后加大不动产投资。基于此,本文利用CEIC数据库中的宏观经济景气指数数据,在控制变量中进一步增加了全国宏观经济景气指数与城市固定效应的交互项,并进行回归分析。(3)一地金融市场环境也可能同时影响地方债务和企业不动产投资行为,为了控制当地金融环境因素,本文使用地区金融机构存贷款余额与GDP之比作为当地金融发展水平指标,使用地区金融机构贷款余额与金融机构存款余额之比作为当地金融发展效率指标,依次增加到控制变量中进行回归。上述回归结果也均与基准回归的结论相一致。

(三)内生性探讨^①

本文进行了利用可观测变量度量遗漏未观测变量偏误程度的敏感性分析(Oster, 2019)和工具变量回归。Oster敏感性分析发现遗漏变量对被解释变量的影响要比当前控制变量集合高出2倍以上才会造成基准回归估计结果源自遗漏变量的选择效应。对于工具变量回归,参考余明桂和王空(2022)和饶品贵等(2022),使用滞后一期地方公共债务和城市公共财政支出中的民生支出占比作为地方公共债务的工具变量。两阶段回归结果和统计检验表明,工具变量回归的结果与基准回归结果相一致。对于互为因果的内生性问题,本文也进一步对解释变量进行滞后一期处理并进行回归分析,其结论依然保持稳健。

五、拓展性研究

(一)影响机制检验

1. 地方公共债务加剧融资竞争的验证

地方公共债务扩张造成了信贷市场上供需失衡,加剧了企业融资竞争,不动产作为抵押品就充当了不同借款者参与融资竞争的重要工具。表3是以上市公司抵押贷款与贷款总额之比(*MortgageLoan*)作为被解释变量的回归结果,结果显示地方公共债务越多,本地企业抵押贷款占比也越高。这意味着当地金融机构授信中对抵押贷款的依赖程度偏高,从而证实了融资竞争加剧的推论,也表明了企业加大不动产投资是被动而为的策略选择。

表3 地方公共债务加剧企业融资竞争的检验

变量	被解释变量: <i>MortgageLoan</i>		
	(1)	(2)	(3)
<i>rdebt_gdp</i>	0.0942** (0.0371)	0.0795** (0.0356)	0.0913** (0.0377)
微观控制变量	NO	YES	YES
宏观控制变量	NO	NO	YES
企业固定效应	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
观测值	7382	7355	7339
adj. R ²	0.580	0.616	0.616

注:本表观测值较少,是因为CSMAR数据库中上市公司抵押贷款数据缺失值较多。

^① 因篇幅所限,内生性检验的回归结果,详见本刊网站登载的附录2。

2. 基于 Kim 模型的分析

参考饶品贵等(2022)的处理思路,既然企业增加不动产投资是为了通过增加抵押品来赢得融资竞争,那么本文接下来验证不动产增持有没有帮助企业实现银行贷款额度增加,如果能够起到显著作用,则意味着企业增加不动产投资的抵押品动机是存在的。借鉴饶品贵等(2022)的构建思路, Kim 模型第一阶段方程为由基准回归转换而成的差分方程:

$$\Delta HI_{g,j,i,t} = \beta_0 + \beta_1 \times \Delta rdebt_gdp_{g,t} + \beta_2 \times \Delta CONTROLS_{g,j,i,t} + \mu_i + \delta_j + \lambda_t + \varepsilon_{g,j,i,t} \quad (2)$$

将第一阶段被解释变量的拟合值($\Delta HI_{g,j,i,t}$)代入第二阶段方程,进一步检验因地方政府债务规模扩大导致的企业不动产投资增长,对企业未来一年银行贷款需求变化产生的影响:

$$\Delta LOAN_{g,j,i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 \times \Delta \widehat{HI}_{g,j,i,t} + \beta_2 \times CONTROLS_{g,j,i,t} + \mu_i + \delta_j + \lambda_t + \varepsilon_{g,j,i,t} \quad (3)$$

其中,被解释变量($\Delta LOAN_{g,j,i,t+1}$)为 $LOAN_{g,j,i,t+1}$ 与 $LOAN_{g,j,i,t}$ 的差值。 $LOAN_{g,j,i,t}$ 由企业抵押贷款占期初总资产比重($LOANa_{g,j,i,t}$)来衡量,由于 CSMAR 数据库中抵押贷款数据缺失较为严重,故参考饶品贵等(2022),使用企业短期贷款、长期借款和一年内到期的非流动负债之和与期初总资产的比值($LOANb_{g,j,i,t}$)作为稳健性检验。核心解释变量为第一阶段估计的拟合值($\Delta \widehat{HI}_{g,j,i,t}$)。

表 4 第(1)(2)列为第二阶段回归结果。可以看出,不论何种被解释变量的衡量, $\Delta \widehat{HI}_{g,j,i,t}$ 系数均在 5% 的水平上显著为正,表明因地方政府债务规模扩张而导致的企业不动产投资能够显著增加企业未来一年获得的银行贷款。

既然地方公共债务扩张促使企业增加不动产投资的深层原因是抵押品效应能使得企业更好获得融资,那么企业在获得银行贷款后自然应该增加生产投资以促进生产经营。基于此,进一步将 Kim 第二阶段回归中的被解释变量替换为机器设备类固定资产新增额占期初总资产比重(*shebei*)和投资总支出新增额占期初总资产比重(*invest*),其中投资总支出新增额为购建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金减去处置固定资产、无形资产和其他长期资产所收回的现金。表 4 第(3)(4)列回归结果显示,由地方公共债务扩张引发的企业不动产投资增加进一步提高了企业的机器设备类固定资产投资和投资总支出,而非挤出实体投资。这从侧面验证了企业投资不动产的动机是基于抵押品需求,而并非完全来自保值增值的投资需求。

表 4 Kim 两阶段分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\Delta LOANa_{g,j,i,t+1}$	$\Delta LOANb_{g,j,i,t+1}$	$\Delta shebei_{g,j,i,t+1}$	$\Delta invest_{g,j,i,t+1}$
$\Delta \widehat{HI}_{g,j,i,t}$	1.867** (0.774)	7.872*** (2.473)	0.826* (0.486)	1.427*** (0.521)
微观控制变量	YES	YES	YES	YES
宏观控制变量	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值	5206	10210	11557	11172
adj. R ²	0.161	0.142	0.088	0.112

3. 杠杆操纵的替代效应

根据饶品贵等(2022),当地方公共债务扩张挤出本地信贷资源时,企业也会通过杠杆操纵提升自身的信贷可及性。既然杠杆操纵和增加不动产投资都是基于相同目的,那么可以推测,两种融资竞争手段应存在一定的替代关系。借鉴许晓芳等(2020)的方法,基于扩展的 XLT-LEVM 间接法,

采用预期模型法估计了上市公司杠杆操纵程度,将下 1/3 分位以下的样本作为杠杆操纵偏低组,上 1/3 分位以上的样本作为杠杆操纵偏高组,分组子样本回归的结果见表 5 的 Panel A 第(1)(2)列。不难发现,估计系数在杠杆操纵偏低组影响更大且显著,而在偏高组则不显著。

4. 根据现金流和融资约束大小的子样本回归

本文进一步通过分组子样本回归来验证企业增加投资不动产是出于囤积抵押品以更利于融资的动机。按照企业现金流(*flu*)和融资约束(*constr*)大小,以年均值为界,将上市公司样本划分为低现金流组和高现金流组、强融资约束组和弱融资约束组,分组子样本回归的结果见表 5 的 Panel A 第(3)–(6)列。一般而言,高现金流和融资约束弱的企业资金周转能力尚可,即使面对因地方债务规模扩张而导致信贷资源挤占的不利后果时,仍可通过正常资金运转自我纾困。因此,这部分企业理应对地方举债挤占信贷资源不敏感,不动产投资倾向受到的影响更弱。与之相对应,低现金流和遭遇较强融资约束的企业资金周转困难,对地方债挤占信贷资金的敏感性更强,从而被迫增加不动产投资并以此作为抵押品的动机也越强。实证结果不难发现,只有低现金流和融资约束强的企业,才表现出随地方债务扩张而增加不动产投资的结果。

表 5 其他机制检验

Panel A: 不同杠杆操纵、现金流和融资约束水平的子样本回归结果						
变量	被解释变量: <i>HI</i>					
	(1) 杠杆操纵偏低	(2) 杠杆操纵偏高	(3) 低现金流	(4) 高现金流	(5) 融资约束强	(6) 融资约束弱
<i>rdebt_gdp</i>	0.0331* (0.0170)	0.00810 (0.0130)	0.0346*** (0.0115)	0.00350 (0.00713)	0.0300*** (0.00967)	0.00552 (0.00902)
微观控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
宏观控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	4159	4090	8064	8076	8075	8065
adj. R ²	0.797	0.835	0.179	0.233	0.233	0.234
Panel B: 金融资产配置对抵押品持有动机的影响检验						
变量	被解释变量: <i>HI</i>					
	(1)	(2)	(3)			
<i>rdebt_gdp</i>	0.0395*** (0.00741)	0.0327*** (0.00691)	0.0342*** (0.00735)			
<i>FA</i>	-3.597** (1.824)	-12.551*** (1.637)	-12.599*** (1.652)			
<i>rdebt_gdp</i> × <i>FA</i>	-0.242*** (0.0484)	-0.243*** (0.0460)	-0.231*** (0.0463)			
微观控制变量	NO	YES	YES			
宏观控制变量	NO	NO	YES			
企业固定效应	YES	YES	YES			
行业固定效应	YES	YES	YES			
年份固定效应	YES	YES	YES			
观测值	16169	16082	16055			
adj. R ²	0.729	0.779	0.780			

5. 金融资产配置的调节效应检验

企业内源融资在融资优序上要优先于信贷融资,信贷融资充当了自有资金不足时的重要补充。自有资金的现金流并非每期都充足,信贷融资也并非每期都需要,但在需要时能够获得信贷可及性对企业投资非常重要。这类似于一个实物期权问题,在投资机会出现时,企业必须保证自己随时有能够支持投资机会的储备资金。故而,当企业现金流充裕时及时购置不动产作为抵押品以备信贷的不时之需就成为企业重要的策略选择。此时,企业囤积不动产更像是一种流动性贮藏的工具而存在,只不过与金融资产配置不同,这种流动性贮藏工具不是通过自我变现提供现金流,而是通过抵押贷款为企业提供现金流。我们将金融资产配置水平^①与核心解释变量的交互项加入基准回归方程,回归结果如表5的Panel B所示,金融资产配置水平发挥负向调节作用。这反映了两种流动性贮藏工具存在一定的替代效应,进一步验证了本文的分析逻辑。

(二)异质性分析^②

为进一步探讨地方公共债务扩张对企业不动产投资的异质性影响,本文根据企业不同生命周期、不同行业类型进行子样本划分,并在此基础上展开分析。

1. 企业不同生命周期

考虑到不同生命周期阶段的企业可能存在行为决策上的差异,进一步参照肖忠意和林琳(2019)的研究,依据现金流量模式法划分企业生命周期,并在此基础上进行回归,结果显示地方公共债务规模并没有显著影响成长期企业的不动产投资行为,而是明显地推动了成熟期和衰退期企业进行不动产投资。^③这可能是由于处于成长期的企业体量较小且立足未稳,对资金需求并不迫切。

2. 企业不同行业类型

制造业是国民经济和实体经济的主体,习近平总书记在2017年在江苏考察时指出:必须始终高度重视发展壮大实体经济,抓实体经济一定要抓好制造业。这一重要讲话精神深刻指出了制造业之于实体经济、实体经济之于经济发展的重大意义。基于此,本文将样本划分为制造业和非制造业企业子样本,据此展开回归。结果发现,地方公共债务扩张仅对制造业企业不动产投资有显著推动作用,而对非制造业样本企业影响并不明显。这也间接表明,作为实体经济核心部门的制造业企业融资受到地方公共债务扩张的挤压更为明显。

(三)房地产市场波动的影响

基于抵押品动机,进一步探讨房地产市场波动对企业投资的可能影响,以机器设备类固定资产当年新增额占总资产比重作为被解释变量(*shebei*),以企业持有不动产市值占期末总资产比重(*rvalue*)及其与房地产市场波动指标的交互项作为核心解释变量,来回归分析房地产市场波动所产生的调节效应。此处企业不动产持有市场价值的估算步骤参考并改进自Chaney et al. (2012)方法,^④房地产市场波动指标以国房景气指数(全国房地产开发业综合景气指数的简称)波动程度来衡量,该指标来自中经网统计数据库,能够细分到月份,故而以当前一段时间的国房景气指数波动程度来衡量房地产市场波动,波动程度我们尝试了标准差和变异系数两种指标。

表6的Panel A依次是国房景气指数当年标准差(*RECI_sd1*)、国房景气指数当年变异系数(*RECI_cv1*)、国房景气指数过去24个月标准差(*RECI_sd2*)、国房景气指数过去24个月变异系数

^① 包括交易性金融资产、衍生金融资产、发放贷款及垫款净额、可供出售金融资产净额、持有至到期投资净额和长期股权投资净额等金融资产占期末总资产比重,记为*FA*。

^② 因篇幅所限,异质性分析的回归结果,详见本刊网站登载的附录3。

^③ 现金流量模式法以经营现金流、投资现金流和筹资现金流三种现金流的正负组合关系刻画企业成长期、成熟期和衰退期三个生命周期阶段。

^④ 因篇幅所限,企业不动产持有市场价值指标的估算步骤,详见本刊网站登载的附录4。

(*RECI_cv2*)来衡量房地产市场波动的回归结果。结果显示,企业持有不动产市场价值的提升能够显著促进企业新增机器设备投资,发挥不动产的抵押品作用,但房地产市场波动会负向调节这种作用。这意味着,相同的抵押品价值在房地产市场平稳期和波动期所能发挥的生产投资带动作用是非对称的,一旦房地产市场出现波动,企业的生产投资会受到较大的冲击。

借鉴饶品贵等(2017)的研究,本文建立如下模型以考察房地产市场波动对投资—投资机会敏感度的影响:

$$invest_{j,i,t} = \beta_0 + \beta_1 tobinq_{j,i,t} + \beta_2 CONTROLS_{j,i,t} + \mu_i + \delta_j + \lambda_t + \varepsilon_{j,i,t} \quad (4)$$

$$invest_{j,i,t} = \beta_0 + \beta_1 tobinq_{j,i,t} + \beta_2 rvalue_{j,i,t} + \beta_3 tobinq_{j,i,t} \times rvalue_{j,i,t} + \beta_4 CONTROLS_{j,i,t} + \mu_i + \delta_j + \lambda_t + \varepsilon_{j,i,t} \quad (5)$$

其中,被解释变量为购建固定资产、无形资产和其他长期资产所支付的现金与总资产之比(*invest*),核心解释变量为不动产市场价值占比(*rvalue*)、托宾Q值(*tobinq*)及其二者的交互项,结果见表6的Panel B。第(1)列首先考察了投资—投资机会敏感度,发现托宾Q值(*tobinq*)的系数估计值显著为正,即投资—投资机会敏感度正常,反映了企业具有合理的资本配置效率水平。第(2)列加入企业持有不动产市值占比及其对托宾Q值的交互项,发现交互项系数估计值显著为正,表明企业持有抵押品价值能够显著提升投资—投资机会敏感度,增强了企业捕捉投资机会的能力。按照企业是否在过去2年内遭遇了房地产价格下跌来区分本地房地产市场是否出现波动,第(3)列为出现房地产市场波动的地区上市公司样本回归结果,第(4)列为未出现房地产市场波动的地区上市公司样本回归结果。分组回归结果显示,在本地房地产市场出现波动的样本中交互项系数估计值不再显著,而本地房地产市场未出现波动的样本中交互项系数估计值仍然显著为正。这表明一旦地区房地产市场出现回调波动,金融机构惜贷行为就会发生,对企业融资造成较大冲击,企业投融资回撤,造成企业投资—投资机会敏感度降低,投资波动加大。

表6 房地产市场波动的效应检验

Panel A: 房地产市场波动对企业生产投资的负向调节检验				
变量	被解释变量: <i>shebei</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>rvalue</i>	0.0615*** (0.0198)	0.0565*** (0.0148)	0.0614*** (0.0199)	0.0558*** (0.0146)
<i>rvalue</i> × <i>RECI_sd1</i>	-0.0201** (0.00858)			
<i>rvalue</i> × <i>RECI_sd2</i>		-0.00672*** (0.00163)		
<i>rvalue</i> × <i>RECI_cv1</i>			-1.973** (0.855)	
<i>rvalue</i> × <i>RECI_cv2</i>				-0.631*** (0.155)
微观控制变量	YES	YES	YES	YES
宏观控制变量	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值	15147	15147	15147	15147
adj. R ²	0.101	0.0954	0.100	0.0951

续表 6

Panel B: 房地产市场波动对投资—投资机会敏感度的影响				
变量	被解释变量: <i>invest</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>tobinq</i>	0.0814** (0.0376)	0.0312 (0.0444)	0.0236 (0.0942)	0.0630 (0.0614)
<i>rvalue</i>		-0.0225*** (0.00573)	-0.00892 (0.0109)	-0.0280*** (0.00740)
<i>tobinq</i> × <i>rvalue</i>		0.000828*** (0.000229)	0.00105 (0.00109)	0.000735*** (0.000222)
微观控制变量	YES	YES	YES	YES
宏观控制变量	YES	YES	YES	YES
企业固定效应	YES	YES	YES	YES
行业固定效应	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
观测值	14786	14786	3961	10825
adj. R ²	0.146	0.150	0.147	0.154

注:回归结果的标准误差聚类在企业层面。

六、结论与政策建议

本文基于近年来地方公共债务规模与非房地产企业不动产投资同步走高的基本事实,探讨了地方公共债务挤占当地信贷资源可能引起企业过度持有不动产的行为及其效应。基于2007—2018年上市公司数据的实证分析显示,地方公共债务扩张确实能够显著推高企业不动产投资规模。多种机制检验的结果显示,地方公共债务增加挤占信贷资源,加剧企业之间的融资竞争,企业被迫提高抵押品持有规模以参与融资竞争是其背后的主要行为逻辑。异质性分析结果表明,地方公共债务扩张推高企业不动产投资的范围主要集中在成熟期和衰退期企业,以及实体经济核心部门的制造业企业。此外,研究还发现地方公共债务推高企业不动产投资虽然会有利于企业的投融资,但也会让企业投融资与房地产价格深度捆绑,一旦房地产市场震荡,会将加大微观企业投资波动,从而不利于经济稳增长。基于本文研究结论,提出如下政策建议:

其一,加强地方政府债务监管,制止“城投信仰”背后的地方政府违规干预行为。尽管国务院印发的《关于加强地方政府性债务管理的意见》(国发[2014]43号文)明确了“疏堵结合、分清责任、规范管理、防范风险、稳步推进”的地方债治理思路,但地方政府可能依然会通过各种隐形手段向融资平台公司注入土地资产,不仅提升了融资平台公司名义上的信贷优势,还通过信号作用进一步巩固了资本市场上对融资平台的“城投信仰”,从客观资产优势和主观市场认同上同时加剧地方债务对本地金融资源的挤占效应。近年来城投债结构也逐渐从生产性债务转向“借新还旧”为主的非生产性债务,加重了金融资源挤占效应对投资的抑制程度。随着地方政府适度举债权限的放开,必须做到“此消而彼长”,实现对城投债规模的持续性和实质性压降。地方公共债务加剧本地企业融资竞争的重要原因之一是金融市场的地域化特征较为严重,未来要积极推动地方债产品在全国更大范围内向投资者发售,降低地方融资平台在融资资源获取上对本地金融机构的依赖程度和干预程度,也尽可能通过全国统一大市场稀释地方公共债务发行对一地的不利冲击。

其二,推进社会信用体系建设,引入更加多元化的企业增信手段。金融摩擦加大经济波动在一定程度上就是社会信用体系建设缺失所带来的巨大经济代价。2022年,中共中央办公厅、国务院办公厅

印发《关于推进社会信用体系建设高质量发展促进形成新发展格局的意见》指出,完善的社会信用体系是供需有效衔接的重要保障,是资源优化配置的坚实基础。未来要借助多元化渠道健全社会信用体系,畅通国内大循环。一方面,可以构建税务部门与金融机构的信息共享渠道,打通纳税信用与融资信用的通道,推出“银税互动”类贷款产品以纳税信用评级作为企业获取信贷资金的重要指标,缓解企业贷款对抵押品的深度依赖,同时避免企业杠杆操纵的会计信息质量问题。借助“银税互动”的模式可以提升银行对企业纳税和经营真实表现的信息对称程度,增加企业偷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。另一方面,通过供应链金融产品盘活企业存货、应收账款等各类资产,代替单一的不动产抵押品来融取资金,同时,供应链上下游的稳固合作关系也帮助金融机构解决了信息不对称的风险问题,从而有利于连带降低融资成本。

其三,把握好房地产市场调控的协同性和稳健性,防止房地产价格大起大落,促进金融与房地产良性互动发展。从本文研究来看,企业持有不动产并非仅仅出于保值增值的投机需求,还可能出于生产经营和抵押贷款的正常需求,这些来自正常需求的不动产难以随时出售,造成企业资产价值很容易受到房地产市场的扰动,最终触发金融加速器机制。在长期的经济发展中,国内已经逐渐形成了“地方政府低价供地→金融机构抵押贷款→企业贡献高额税收”的链条模式,地方政府让渡工业用地地租来换取企业高额税收回报的重要保障中枢就是房地产市场的稳定运行和金融机构的抵押贷款,一旦房地产市场大幅波动,将会促使金融机构收紧抵押率,让原有的发展模式无以为继。2024年1月24日,国家金融监管总局办公厅、中国人民银行办公厅《关于做好经营性物业贷款管理的通知》,第一次明确经营性物业贷款可以用于偿还该物业资产以外的债务。这一中央文件也反映出不动产抵押贷款在企业融资中发挥的关键作用是得到决策层广泛认可的。那么,作为关联房地产和金融的重要机制,应给予抵押品效应更多的政策关注。不动产抵押品的影响是非对称性的,虽然可以在繁荣期提升信贷规模,却会在震荡下行期加速收紧信贷约束,这种顺周期性和非对称性影响机制形成了对我国当前跨周期和逆周期宏观调控政策的抵冲效应。因此,中国当前的房地产市场调控必须统筹好发展和安全两大主题,在供给侧促进金融与房地产良性互动发展,构建房地产发展新模式的同时,还要在需求端重视企业持有不动产的正常需求,避免房地产市场硬着陆损害经济稳增长进程。

参考文献

- 蔡庆丰、陈熠辉、林焜,2020:《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》第10期。
- 曹婧、毛捷、薛熠,2019:《城投债为何持续增长:基于新口径的实证分析》,《财贸经济》第5期。
- 侯成琪、刘颖,2015:《外部融资溢价机制与抵押约束机制——基于DSGE模型比较研究》,《经济评论》第4期。
- 黄昊、段康、蔡春,2023:《地方债管理体制改革的与实体经济发展》,《数量经济技术经济研究》第2期。
- 霍源源、冯宗宪、柳春,2015:《抵押担保条件对小微企业贷款利率影响效应分析——基于双边随机前沿模型的实证研究》,《金融研究》第9期。
- 刘建建、王仟、龚六堂,2023:《土地金融、房地产税与去杠杆》,《经济科学》第1期。
- 刘金东、管星华,2019:《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》第11期。
- 罗知、齐博成,2021:《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》第2期。
- 吕炜、周佳音、陆毅,2019:《理解央地财政博弈的新视角——来自地方债发还方式改革的证据》,《中国社会科学》第10期。
- 马勇、章洪铭,2023:《地方融资平台债务风险传导机制与政策应对》,《中国工业经济》第8期。
- 毛捷、黄春元,2018:《地方债务、区域差异与经济增长——基于中国地级市数据的验证》,《金融研究》第5期。
- 毛捷、刘潘、吕冰洋,2019:《地方公共债务增长的制度基础——兼顾财政和金融的视角》,《中国社会科学》第9期。
- 乔宝云、杨开宇,2022:《地方政府债务、房地产市场与基本公共服务》,《财政研究》第9期。
- 饶品贵、汤晟、李晓溪,2022:《地方政府债务的挤出效应:基于企业杠杆操纵的证据》,《中国工业经济》第1期。
- 饶品贵、岳衡、姜国华,2017:《经济政策不确定性与企业投资行为研究》,《世界经济》第2期。

- 申广军、陈斌开、杨汝岱, 2016:《减税能否提振中国经济?——基于中国增值税改革的实证研究》,《经济研究》第11期。
- 唐松、谢雪妍, 2021:《企业持股金融机构如何服务实体经济——基于供应链溢出效应的视角》,《中国工业经济》第11期。
- 王林辉、董直庆, 2012:《资本体现式技术进步、技术合意结构和我国生产率增长来源》,《数量经济技术经济研究》第5期。
- 吴敏、曹婧、毛捷, 2022:《地方公共债务与企业全要素生产率:效应与机制》,《经济研究》第1期。
- 肖忠意、林琳, 2019:《企业金融化、生命周期与持续性创新——基于行业分类的实证研究》,《财经研究》第8期。
- 谢申祥、初虹、刘金东, 2022:《企业涉房投资与员工薪酬差距》,《南开经济研究》第11期。
- 谢文婷、曲卫东, 2021:《成都市工业用地弹性出让改革中企业用地选择偏好分析》,《中国土地科学》第8期。
- 徐军伟、毛捷、管星华, 2020:《地方政府隐性债务再认识——基于融资平台公司的精准界定和金融势能的视角》,《管理世界》第9期。
- 许晓芳、陆正飞、汤泰劫, 2020:《我国上市公司杠杆操纵的手段、测度与诱因研究》,《管理科学学报》第7期。
- 杨国超、李晓溪、龚强, 2020:《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)》第3期。
- 杨建莹、钱皓, 2008:《商业银行抵押贷款问题调查》,《金融研究》第3期。
- 尹志超、甘犁, 2011:《信息不对称、企业异质性与信贷风险》,《经济研究》第9期。
- 余靖雯、王敏、郭凯明, 2019:《土地财政还是土地金融?——地方政府基础设施建设融资模式研究》,《经济科学》第1期。
- 余明桂、王空, 2022:《地方政府债务融资、挤出效应与企业劳动雇佣》,《经济研究》第2期。
- 张成思、张步昙, 2016:《中国实业投资率下降之谜:经济金融化视角》,《经济研究》第12期。
- 钟腾, 2017:《房地产抵押品价值变动的实体经济效应》,《财经研究》第10期。
- 钟腾、汪昌云、祝继高, 2020:《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)》第3期。
- 朱太辉、魏加宁、刘南希、赵伟欣, 2018:《如何协调推进稳增长和去杠杆?——基于资金配置结构的视角》,《管理世界》第9期。
- Bai, C. E., C. T. Hsieh, and Z. M. Song, 2016, "The Long Shadow of a Fiscal Expansion", Working Paper 22801.
- Bernanke, B., M. Gertler, and S. Gilchrist, 1999, "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework", in J. Taylor, and M. Woodford (eds), *Handbook of Macroeconomics*, Amsterdam: Elsevier, 1341—1393.
- Bester, H., 1985, "Screening vs. Rationing in Credit Markets with Imperfect Information", *American Economic Review*, 75(4), 850—855.
- Boot, A.W. A., and A. V. Thakor, 1994, "Moral Hazard and Secured Lending in an Infinitely Repeated Credit Market Game", *International Economic Review*, 35(4), 899—920.
- Chaney, T., D. Sraer, and D. Thesmar, 2012, "The Collateral Channel: How Real Estate Shocks Affect Corporate Investment", *American Economic Review*, 102(6), 2381—2409.
- Chen, P., C. Wang, and Y. Liu, 2015, "Real Estate Prices and Firm Borrowings: Micro Evidence from China", *China Economic Review*, 36(12), 296—308.
- Croce, M. M., T. T. Nguyen, S. Raymond, and L. Schmid, 2019, "Government Debt and the Returns to Innovation", *Journal of Financial Economics*, 132(3), 205—225.
- Demirci, I., J. Huang, and C. Sialm, 2019, "Government Debt and Corporate Leverage: International Evidence", *Journal of Financial Economics*, 133(2), 337—356.
- Du, J., C. K. Y. Leung, and D. Chu, 2014, "Return Enhancing, Cash-Rich or Simply Empire-Building? An Empirical Investigation of Corporate Real Estate Holdings", *International Real Estate Review*, 17(3), 301—357.
- Gan, J., 2007, "Collateral, Debt Capacity, and Corporate Investment: Evidence from a Natural Experiment", *Journal of Financial Economics*, 85(3), 709—734.
- Huang, Y., M. Pagano, and U. Panizza, 2020, "Local Crowding-Out in China", *Journal of Finance*, 75(6), 2855—2898.
- Kiyotaki, N., and J. Moore, 1997, "Credit Cycles", *Journal of Political Economy*, 105(2), 211—248.
- Mao, Y., 2021, "Managing Innovation: The Role of Collateral", *Journal of Accounting and Economics*, 72(1), 101419.
- Moser, P., and A. Voena, 2012, "Compulsory Licensing: Evidence from the Trading with the Enemy Act", *American Economic Review*, 102(1), 396—427.
- Oster, E., 2019, "Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence", *Journal of Business & Economic Statistics*, 37(2), 187—204.
- Schuur, R., 2016, *Corporate Real Estate: Strategic and Leadership Challenges*, State of California: Pepperdine University.

Local Public Debt and Corporate Investment in Housing: Effect and Mechanism

XIE Shenxiang^{a,b}, CHU Hong^{a,b} and LIU Jindong^{c,d}

(a: School of Economics, Shandong University of Finance and Economics;

b. Research Centre for Xi Jinping Thought on Socialism with Chinese Characteristics for a New Era of Shandong Province;

c: School of Public Finance & Taxation, Shandong University of Finance and Economics;

d: Center of Economic Research, Shandong University of Finance and Economics)

Summary: In adhering to the new development philosophy and accelerating the establishment of a new pattern of development, safeguarding against systemic risks and maintaining sustainable healthy economic development is crucial for reinforcing economic security and promoting high-quality economic growth. Local public debt and real estate risks currently require heightened attention within China's domestic economic sphere, as they are intricately linked. Local public debt can augment real estate prices through capitalization effects, encouraging firms to enter real estate-related industries and hold property assets for capital gains. Such strategic and deliberate real estate asset allocation by firms certainly presumes a perpetually booming housing market, rendering it inapplicable under conditions where real estate markets face corrections influenced by both economic shocks and regulatory policies. If driven solely by investment motives for asset preservation and appreciation, firms' real estate investment will display a high sensitivity to economic cycles. This paper has identified a robust positive correlation between local public debt and non-real estate firms' housing investment from 2007 to 2018, which cannot be explained by preservation and appreciation alone.

The crux of the matter lies in the probability that firms' real estate holdings serve not only as asset investment but also as collateral for financing. When local government debt competes for credit resources, firms may feel compelled to use real estate as collateral in a more intense financing landscape. In contrast to proactive motives for asset investment, the intention to hold real estate as collateral often represents a strategic yet reactive measure in response to the constriction of credit by local government indebtedness. Firms choose to bear higher financing costs for housing investment primarily because real estate assets are required as collateral to access future financial leverage. Simultaneously, these investments are the price to prevail in a competitive financing environment characterized by banks' reluctance to lend and their escalating credit standards.

This study, utilizing data from listed companies between 2007 and 2018, examines the effect and mechanism of local public debt on firms' real estate investment. The findings are as follows. Firstly, the size of local public debt significantly pushes up the propensity of non-real estate firms to invest in real estate. Secondly, an expansion of local public debt displaces available credit, thereby exacerbating the competition for funding amongst firms. Firms are compelled to amplify their real estate investment as a strategic move to secure enhanced collateral for improved financing terms. Thirdly, the impact of local public debt on firms' real estate investment is more concentrated in the post-growth period and in the manufacturing sector, which is the core sector of the real economy. Fourthly, the propensity of firms to accumulate property as collateral ties firms' investment and financing closely to fluctuating housing prices, leading to greater investment instability, which could potentially hinder consistent economic growth.

Regarding current economic development in China, the conclusions drawn offer several insights. Firstly, the supervision over local government debt must be intensified to prevent unauthorized interference by these authorities. As the permissions for local governments to incur debt judiciously are liberalized, a balanced approach is essential to scale back the volume of municipal investment bonds both consistently and materially. Secondly, it is essential to propel the social credit system, diversifying firms' credence mechanisms. The considerable economic disturbances wrought by financial frictions are partly a dire consequence of the absence of a well-established social credit system. Hence, perfecting the social credit system through various channels is quintessential for unblocking the domestic economic cycle. Thirdly, it is necessary to manage the real estate market regulation adeptly and avoid drastic price swings. As China grapples with real estate regulation, juggling development and security is imperative, fostering beneficial finance and real estate cycles within the supply side, while attentively addressing firms' real estate demand to prevent detrimental economic downslides due to a real estate market downturn.

Keywords: Local Public Debt; Corporate Investment in Housing; Credit Competition; Collateral Effect

JEL Classification: H32, H63, G32

(责任编辑:刘莹)(校对:路牧)