

越负债,越投资?*

——住房金融化下的房企负债-投资行为与空间分异



李 嘉¹ 董亚宁² 贺灿飞^{2,3}

(1. 中国宏观经济研究院投资研究所,北京 100038;

2. 北京大学城市与环境学院,北京 100871;

3. 北京大学-林肯土地研究院城市发展与土地政策研究中心,北京 100871)

内容提要:住房金融化程度加深的重要诱因是房价上涨预期引致的房地产投资属性显化,在此背景下探讨房企负债投资行为与空间分异至关重要。本文基于四象限模型,将住房市场细分为消费型和投资型,通过构建“负债-投资发散(收敛)模型”探讨房企负债投资行为,并选取 35 个大城市的面板数据进行事实检验。研究表明:全国层面,在金融化冲动 I 推动下,房地产投资不断扩张是总体趋势,房企杠杆率与房地产投资呈正向关系且存在空间分异;东部地区房企通过销售和房价优势迅速“补仓”进而平衡负债,杠杆率显著低于中部、东北部地区以及全国平均水平;中部和东北部房地产市场去化能力有限,无法平抑房企的杠杆率压力,呈现出越投资越负债、越负债越投资的循环;西部地区房地产投资一直处于下行区间,房企杠杆率不降反升,两者呈现显著负相关。在金融化冲动 II 的推动下,“负债-投资发散”机制仍然存在且呈现动态特征,一旦市场条件改变直至金融化冲动 II 消失,静态市场原始均衡点将加速向原点收敛,造成投资迅速塌缩,这从理论上揭示了“负债-投资”机制存在的风险。本文政策启示为:控制房企财务违约风险、强化土地多元供给手段、完善房地产发展环境、探索长效调控措施和深化房地产金融改革是确保住房金融化下的房地产业健康发展的有效措施。

关键词:住房金融化 负债-投资发散(收敛)模型 四象限模型 非理性预期 空间分异

中图分类号:F061.5 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2020)08—0171—19

一、引言

金融化是金融驱动下加速社会资本积累的一种宏观经济现象(Palley, 2013^[1]; Turner, 2015^[2]),其产生的结果主要有两方面:一是加速了金融权力的扩张和经济秩序的重塑(Pauly 和 Reich, 1997)^[3];二是在促进财富创造的同时,它会加剧收入分配不平等(Zalewski 和 Whalen,

收稿日期:2020-04-18

* 基金项目:中国博士后科学基金面上项目“住房金融化的空间差异与地方公共财政转型”(2018M641039);中国博士后科学基金面上项目“基于微观异质性的城乡要素流动与产业重构:理论与模拟”(2018M640004);国家自然科学基金重点项目“全球-地方互动与中国区域产业重构”(41731208)。

作者简介:李嘉,男,助理研究员,管理学博士,研究领域是房地产经济学、房地产金融,电子邮箱:edward_li@126.com;董亚宁,男,助理研究员,经济学博士,研究领域是区域经济学,电子邮箱:dongyn@pku.edu.cn;贺灿飞,男,教授,地理学博士,研究领域是经济地理、产业和区域经济,电子邮箱:hecanfei@urban.pku.edu.cn。通讯作者:贺灿飞。

2010)^[4],进而形成社会阶层的碎片化(Dumenil和Levy,2001)^[5]。全球范围内经济金融化的进程也向住房领域渗透(Schwartz,2018)^[6],由此,房地产部门(尤其是住房部门)成了金融化程度较深的经济部门。这一进程引致了住房市场的诸多特殊经济现象,如住房呈现出极强的投资品属性,住房市场价格持续增高、价格与供应量同向变动,以及在市场繁荣预期下房企杠杆率的不断提高(Rouane和Halbert,2016)^[7],等。

住房金融化是理解经济发展与金融化动态关系的重要方面(约翰·贝拉米等,2007)^[8],而通过债务融资模式提高资本负债约束、扩大住房投资是住房金融化的主要手段,这在理论和经验上都得到了有力论证(Lacoviello,2005^[9];阿蒂夫·迈恩等,2014^[10])。从目前研究来看,从需求端探讨居民债务与住房市场量价关系的研究较多,并且多国的经验数据都发现两者存在长期稳定的关系(André和Eilev,2013)^[11]。但是,从供给端研究房企杠杆率与投资关系的相对较少,特别是从宏观尺度把握两者动态趋势和空间关系的研究仍然缺乏。原因可能有两方面:第一,国外研究大多假设住房市场为完全竞争市场,住房供应是根据价格信号和需求变化自发调整的,再加上完备的制度规范,房企进行债务扩张的动机与可能性不高。然而,在不动产开发一二级市场存在分割、一级开发市场非充分竞争以及金融监管制度尚不完备的现实情境下,面对土地购置、债务规模、销售规模与市场周期等多重约束,现实中房企会产生复杂的运行逻辑。第二,就我国来看,房企不仅是住房供应者和一些公共设施的承建者,也是占据金融系统极高债务份额的债务主体,深度嵌入在城市尺度的经济发展模式中,因此房企行为研究需要结合实际情况。已有关于我国房企或居民杠杆率与住房市场关系的研究尚未达成一致:一种观点认为,我国居民杠杆率、企业杠杆率水平正在显著影响部分区域住房价格,特别在住房价格较高、涨幅较大的一二线城市,居民依赖于按揭贷款购置住房并为房价上涨提供支撑(Guo等,2016)^[12];另一种观点认为,我国居民杠杆率在时间趋势上与住房价格之间并不存在显著性关联(刘金全和吕梦菲,2018)^[13];也有研究从微观尺度验证了企业债务融资对于住房价格具有显著正向影响,但是这种杠杆效应是一种中介效应,房企投资的扩大是由于投资者情绪过度高涨导致的(陈文强和陆嘉玮,2019)^[14]。

然而,上述研究尚未将房企杠杆率与其投资行为的内在机制纳入统一理论框架进行分析,也未从宏观层面找到经验证据。特别是在住房金融属性不断强化的背景下,需求端(居民部门)对供给端(房企)行为的影响被大大低估。住房价值的持续增值又是居民偿还债务和拥有财富获得感的“源泉”,已有实证研究表明居民部门存在住房负债对于其他消费的挤出效应,并深刻影响其结构,居民的获得和享受型消费被住房财富增值的获得感取代(张雅淋等,2019)^[15],由住房所有权引发的债务被住房所有权升值带来的财富效应吸收,因此更加激励了住房投资或投机行为,助推了住房价值泡沫化程度,为市场供给者——房企带来“负债-投资”扩张的内在激励和机制保障。以2017年为例,我国房企平均杠杆率达到0.79,居于七大行业首位^①。因此,在住房金融化背景下探讨房企负债与投资的内在逻辑具有重要理论和实践意义:一方面,在住房金融化视角下将房企行为纳入到通过负债-投资过程形成的内生循环机制,并构建“负债-投资发散(收敛)”理论框架,能够为探讨新阶段房企债务与投资提供一种分析范式和理论视角;另一方面,“负债-投资机制”有助于阐释市场动态变化趋势,特别是能够揭示出蕴藏在市场中的风险,并为房企投资决策和政府部门制定政策提供理论支撑。

^① 本文房地产开发企业杠杆率及其他行业杠杆率根据企业财务状况负债总额/资产总额计算得到。七大行业及杠杆率分别为:限额以上住宿业73.36%,限额以上批发业72.79%,限额以上零售业67.81%,建筑业66.89%,规模以上工业55.98%,私营工业52.59%。数据来源:《中国统计年鉴2018年》。

二、理论框架与研究假设

1. 四象限模型概述及其局限性

四象限模型是基于比较静态分析住房存量与增量市场联动的房地产经济学理论方法(如图1所示)(DiPasquale和Wheaton,1995)^[16]。其中:第一象限为存量市场(主要指租赁市场),包括物业需求和供给,物业需求 $Q_d = D(R, Economy)$, R 为房租, $Economy$ 为宏观变量如GDP、人均可支配收入、利率变化等,物业供给满足 $Q_s = S$, S 为一定时期内固定的住宅存量;第二象限反映了房价与房租的关系,满足 $P = R/i$, P 为房价, i 为资本化率,由资本市场投资回报率决定(威廉姆和杰夫瑞,2000)^[17];第三象限为增量市场,满足 $P = f(C)$, C 为新建住宅开发成本,包括土地成本、融资成本、税负成本等, $f(C)$ 是新建住宅开发量,该式反映出住宅价格与新建住宅量成正比;第四象限描述住宅存量与增值的关系,满足 $\Delta S = C - \delta * S$, δ 为折旧率,当住房增量满足 $\Delta S = 0$,即市场进入到存量住房市场阶段时,住房存量 $S = C/\delta$ 。

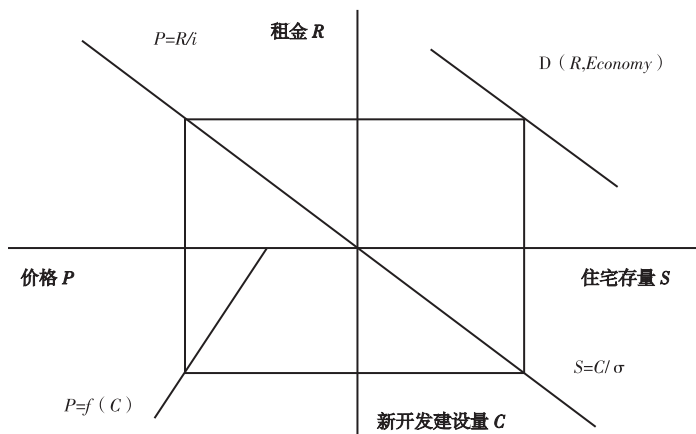


图1 “存量市场-增量市场”四象限模型

资料来源:本文绘制

可以看出,四象限模型为分析房地产产权型市场、租赁型市场以及宏观经济关系提供了一般性分析框架(任荣荣,2019^[18];洪源等,2013^[19]),特别考虑到外生冲击对整个新增住房市场、租赁市场影响时,能够对冲击造成的市场影响进行理论分析。然而,四象限模型是基于理想状态的理论框架,依旧存在与现实不符的情况。具体体现在:第一,因为不动产本身的非标属性导致大多数房屋租金隐含,使得市场整体租金被错误估计,在四象限图中表现为资本化率 i 的估计值存在样本偏差(罗伯特·J·席勒,2014)^[20];第二,即使资本化率 i 可以被准确估计,我国与西方国家在土地供应制度、存量住房转换和居住文化等方面存在显著差异,住房供应产出函数、新增房-存量房函数都需要重新修正(陈卫华等,2019)^[21];第三,现阶段中国住房市场新增和存量市场之间的矛盾并不是主要矛盾,而新增市场内部结构产生的矛盾才是主要矛盾,主要表现为投资型需求和消费型需求与分层化市场供应之间的矛盾(李剑阁,2007)^[22]。

2. “负债-投资发散(收敛)”模型及研究假设

鉴于四象限模型的局限性,考虑到本文研究住房部门房企财务加杠杆行为、房地产投资、房地产市场供给-需求错配和房地产价格等复杂耦合关系,故遵循四象限模型的核心思想,本文试图对四象限模型进行改进:第一,基于四象限模型静态一般均衡分析思路,对各象限变量和函数关系进行修正,纳入房地产投资-供应(需求)关系并取代原四象限模型中租金-房价关系象限。当然,已有研究通过函数修正将土地市场和住房市场内生,已经形成了与经验数据比较吻合的研究结

果(曾国安和张河水,2013)^[23]。第二,尽管我国住房市场处于由新增市场向存量市场转型的过程,但是新增市场的结构性问题仍然突出,因此仍然锁定新增住房市场为研究对象,重点关注新增住房市场投资-价格-供应之间的转换关系。第三,住房产品是兼备消费属性和投资属性的产品,住房市场可以细分为投资型住房市场和消费型住房市场,并且在不同市场上遵循不同需求价格弹性和供需匹配关系(Crouch,1990^[24];杨赞等,2014^[25]),外生冲击对两类市场的影响机制也不相同(冯蕾和梁治安,2015)^[26],因此在模型中区分并引入消费型和投资型住房市场。同时做出如下假设:①住房市场处于市场出清状态,即供给端房企销售量能够被需求端及时消化,这一假设比较符合我国一二线大中城市的住房市场特征,无论需求者是消费型需求者(或称“刚需”)还是投资型需求者;②房企可以持续迅速地供给符合社会大众需求的住房产品;③短期内,土地成本、税收成本和融资成本不会有大的波动,可简化为常量 C ;④投资型需求者对于资产价值升值非常敏感,会迅速调整预期并做出追加认购选择;⑤房企投资量根据市场资产价格 P (对单一房企来说属于外生变量)进行核算,其他因素对核算影响很小;⑥当期房企杠杆率 l 决策为房企根据自身经营状况和市场状况所做出的行为,不受其他外生变量如宏观政策等冲击影响。基于上述模型改进思路和假设条件,构建“负债-投资发散(收敛)”静态模型(如图2所示)。

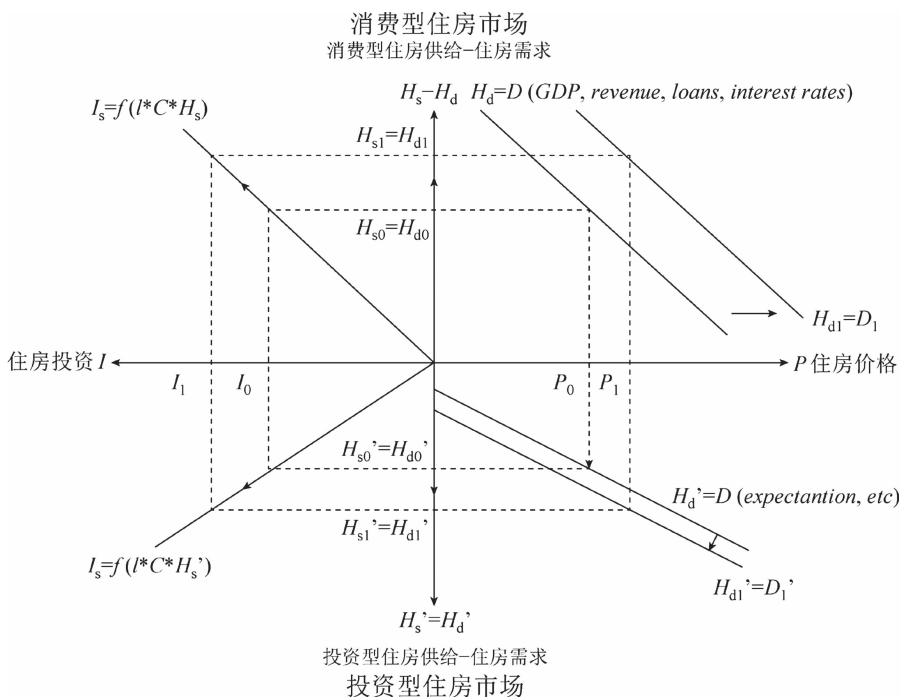


图2 “负债-投资发散(收敛)”静态模型

资料来源:本文绘制

图2中,第一象限表示需求端住房部门消费型需求曲线,即消费型需求量与房价之间的关系。其中, H_d 为消费型需求函数,由GDP、地方政府财政水平、地方金融系统债务水平和地区利率水平共同决定(倪鹏飞,2019)^[27]。在消费型市场上,价格与需求量符合一般商品需求曲线特征,呈现向下倾斜特征。第二象限表示供给端房企供应量与投资的关系,在理想的、完全出清的市场条件下,房企的房屋供应量与投资成正比。除此之外,房企投资还受两个因素共同决定:一是房屋供应总成本,包括土地成本、税收成本、融资成本、建造成本和安置成本等;二是房企杠杆率水平,即房屋供应总成本中相当一部分由债务覆盖,未来会由销售收入偿还,因此实际房地产投资额需要加入杠杆率进行修正,假设 l 是房企追加债务的实际金融化行为即金融化冲动 I ,则房企杠杆率与房地产投资

满足 $I=f(l * C * H_s)$ 。第三象限和第四象限分别为投资型市场下的供应端和需求端行为特征曲线,对于供应端的房企来说,投资型市场对于价格波动更为敏感,因此供应弹性更大,曲线相比消费型市场来说更加靠近 I -投资轴;对于需求端的住房投资者来说,其投资主要由住房资产价值的预期决定,因此需求曲线向上倾斜(大卫·吉尼索乌等,2010)^[28],表现出“追涨杀跌”的金融产品需求曲线特征。

在静态条件下,存在如下市场运行机制:第一步,初始状态下存在一组静态均衡解 $(P_0, H_{a0}, H_{s0}, I_0, H'_{s0}, H'_{a0})$,并且在条件①和②约束下,满足 $H_{a0} = H_{s0}, H'_{s0} = H'_{a0}$,即市场迅速完成出清。第二步,需求端市场处于资产价值升值通道,根据条件④,市场需求者特别是投资型需求者会迅速调整预期,继续追加房地产投资,因此住房市场存在 D_0 向 D_1 以及 D'_0 向 D'_1 双重扩张的趋势,这与现实中一二线大中城市住房市场状况基本吻合。第三步,在这一趋势下,房企面临着条件③的长期约束,在自有资金不能满足日益增长的住房需求状态下,加杠杆成了房企获取资金进行再投资建设的必然选择(即条件⑤和条件⑥)。一方面,在资产价值上升状态下,市场需求扩张引致房企迅速“补仓”以满足市场需求,在成本端长期稳定处于高位状态下,房企只能采取加杠杆追加投资,因此杠杆率和房企投资长期存在正向相关关系;另一方面,若资产价值上升趋势停滞(边际增长为0或为负),这一传导过程将会逆转,由房地产价格、投资、房地产需求和供给量共同构成的均衡状况会迅速向原点塌缩。但无论哪个方向,长期来看二者之间存在正向相关关系。基于上述理论机制,本文提出如下假设:

H_1 : 在市场出清和静态条件约束下,房企杠杆率与房地产投资呈正向相关关系。

对于房企来说,现金流是改善其自身财务状况的关键。房企通过各种营销手段加速销售进度迅速回款以满足 $Hd_1 = Hs_1$ 和 $Hs'_1 = Hd'_1$,进而以高现金流弥补资产负债表压力,形成“高杠杆、高周转、高现金流”的“三高”特征,最终推动房地产投资继续扩张到 I_1 。遵循同样的逻辑,只要住房资产价值维持在上升通道(或预期其在上升通道),则需求扩张仍然存在,传导至供给端致使房企继续增加杠杆、追加投资以满足市场出清条件,房地产投资会继续增大进而进入高销售额-高投资的机制通道。当然,支撑房企加杠杆与房地产投资同向正相关变动的主要动力是房企销售能力。为检验上述机制中房地产销售与房地产投资关系,提出如下假设:

H_2 : 销售速度与房地产投资存在正向关系。

高房价对于市场主体行为起到的价格信号作用(王雅龄和王力结,2015)^[29],特别是对于开发企业来说,其供给价格弹性小于需求者的需求价格弹性,因此更是存在向下调整的“供给黏性”,或者说形成房企杠杆率和房地产投资之间发散扩张趋势的最重要市场条件是房价的持续上涨,只要房价具有长期上涨趋势,那么就足以诱导整个“债务-投资-销售”链条的形成。基于此,提出如下假设:

H_3 : 房价与房地产投资存在显著正向关系。

三、研究设计

1. 模型设定

基于上述假设,下面按照如下策略进行实证设计:首先,构建一二线城市房企杠杆率-房地产投资相关关系计量模型 model(1),选取固定效应模型并对可能存在的内生性问题进行处理;其次,根据理论所述房地产市场是区域性市场,在 model(1)中加入区域哑变量进行分组回归分析;再次,进一步分析影响房企杠杆率-房地产投资关系的原因以验证假设 H_1 ,即引入商品房销售额 $sales$ 替代房企杠杆率和房地产供应量设定 model(2),考虑到二者之间存在完全共线性,供应量信息已经全部体现在销售额变量中;最后,运用替代因变量法,以占据房地产投资较大份额的土地投资替代房地产投资设定 model(3),以检验 model(1)的稳健性。具体设定如下:

$$\begin{aligned} \ln reinvest_{i,t} = & \alpha + \beta_1 leverage_{i,t} + \beta_2 \ln reprice_{i,t} + \beta_3 \ln resupply_{i,t} + \beta_4 \ln pergd_{i,t} \\ & + \beta_5 \ln loans_{i,t} + \beta_6 \ln pfrevenue_{i,t} + \beta_7 interstrate_{i,t} \\ & + east_{i,t} + middle_{i,t} + west_{i,t} + eastnorth_{i,t} + \mu_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \ln reinvest_{i,t} = & \alpha + \beta'_1 \ln sales_{i,t} + \beta'_2 \ln reprice_{i,t} + \beta'_3 \ln resupply_{i,t} + \beta'_4 \ln pergd_{i,t} \\ & + \beta'_5 \ln loans_{i,t} + \beta'_6 \ln pfrevenue_{i,t} + \beta'_7 interstrate_{i,t} \\ & + east_{i,t} + middle_{i,t} + west_{i,t} + eastnorth_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \ln landinvest_{i,t} = & \alpha + \beta''_1 leverage_{i,t} + \beta''_2 \ln reprice_{i,t} + \beta''_3 \ln resupply_{i,t} + \beta''_4 \ln pergd_{i,t} \\ & + \beta''_5 \ln loans_{i,t} + \beta''_6 \ln pfrevenue_{i,t} + \beta''_7 interstrate_{i,t} \\ & + east_{i,t} + middle_{i,t} + west_{i,t} + eastnorth_{i,t} + \gamma_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

2. 研究对象、指标选取与说明

本文选取涵盖我国一二线城市的 35 个大城市作为研究对象,除了数据可得性因素,主要有如下三点原因:第一,一二线城市是我国房地产市场的主体,总体上其住房价格比三四线城市高,需求刚性比三四线城市大,并且一二线城市居民负债购房较多,特别是一二线城市较三四线城市人口净流入量大、集聚程度高,能够更好地反映“负债-投资发散(收敛)”模型中住房消费市场与投资市场需求关系,并能够为房企销售行为提供支撑。第二,根据“负债-投资发散(收敛)”模型,住房消费市场需求由地方经济发展水平(包括 GDP、财政收入水平、金融水平等)决定,这也决定了不同城市的住房需求水平不同,进而导致市场运行逻辑的空间分异;由于城市化带来的人口集聚、产业集聚等因素影响,一二线城市供地稀缺、一级开发阶段拿地成本较高,因此房企需要加大杠杆进入土地一级开发阶段,相较之下三四线城市往往会以低价形式吸引房企入驻进行开发建设,一二线城市和三四线城市的市场运行体现出完全不同的议价能力和市场力量比照,涵盖一二线城市的 35 个大城市数据更能体现出我国独特的房企“加杠杆-投资”行为及宏观层面的“负债-投资发散(收敛)”机制。第三,我国三四线城市是去库存压力较大的城市,并且在“房住不炒”严格政策预期下,资产价值呈现下行压力和预期,并不符合模型假设条件。

本文选取年度新增房地产开发投资额($reinvest_{i,t}$)为房地产投资的代理变量,作为被解释变量(梁云芳等,2006^[30];张洪等,2014^[31])。核心解释变量为城市房企杠杆率,选取依城市为核算单元计算的房企当年负债总额/房企当年资产总额($leverage_{i,t}$)作为代理变量。根据理论和研究假设,考虑到遗漏变量可能造成的内生性问题等,选取如下变量作为控制变量:(1)房地产市场特征代理变量:房价($reprice_{i,t}$)和新增商品房供给量($resupply_{i,t}$)(严金海和丰雷,2019)^[32];(2)地方经济发展水平代理变量:人均 GDP($pergd_{i,t}$)(罗知和张川川,2015)^[33];(3)当地金融发展水平代理变量:金融机构贷款余额($loans_{i,t}$)(梁云芳等,2006)^[30];(4)融资成本代理变量:长期贷款利率($interstrate_{i,t}$)(梁云芳等,2006)^[30];(5)当地财政能力代理变量:地方财政一般收入($pfrevenue_{i,t}$)(倪鹏飞,2019)^[27],一般认为地方财政状况较好时,会有更大能力推动房地产投资所需要的基础设施建设,进而推动房地产投资行为。另外,在 model(2)中使用商品房销售额($sales_{i,t}$)作为房地产销售能力的代理变量(况伟大,2011)^[34];在 model(3)中,选取土地出让成交价款($landinvest_{i,t}$)作为土地投资的代理变量(Pan 等,2016)^[35]。

需要说明的是:1)考虑到房地产投资具有一般固定资产投资滞后特性(何大安,2001)^[36],即需要经历审批、建造等过程才能完成,因此控制变量均采用滞后一期;2)考虑到变量之间可能存在自相关性,引入工具变量即核心解释变量的滞后一期对模型进行分析检验,由于房企杠杆率是财务指标与当期房地产投资是“共生”的,即当期房地产投资的财务结果体现在当期杠杆率上,而当期杠杆率的变动亦有部分关联于当期房地产投资活动,因此杠杆率仍然选取当期杠杆率;3)考虑到

量纲以及变量弹性程度,对非比率变量均采用对数化处理。

3. 数据来源与描述性分析

考虑到 2006—2017 年是我国房地产市场快速增长的阶段,因而也是考察我国房企加杠杆行为与房地产投资关系的最佳样本期,同时兼顾数据可得性,本文选取 2006—2017 年作为样本时间区间。数据来源如下:(1)房地产投资数据、房价数据、房地产供应量数据、商品房销售面积等房地产市场特征指标来自《中国房地产统计年鉴 2007—2018》,部分数据核对和补充来自于中指数据库^①,房地产企业杠杆率数据来自《中国房地产统计年鉴 2007—2018》企业指标板块,并由资产总额与负债总额相除而得;(2)人均 GDP、地方财政收入数据、金融机构年末贷款余额数据来源于《中国城市统计年鉴 2007—2018》;(3)5 年期及以上长期贷款利率数据来自于中国人民银行官网,因为其为月度数据,在某些年度会有调整,故在当年度按照利率存续的月份进行了加权平均;(4)CPI 指数、固定资产投资指数来源于《中国统计年鉴 2004—2018》,并按照 35 个大城市所对应的省份,将房价、销售额、人均国民生产总值、金融机构年末贷款余额、地方公共财政收入、土地出让价款和房地产投资等变量调整为以 2003 年为基期的实际值。主要观测变量的描述性统计结果如表 1 所示。进一步地,从 2006—2017 年 35 个大城市整体房企杠杆率和房地产投资趋势图来看,整体上呈现同向上涨趋势(如图 3 所示),但在 2012 年前后房企杠杆率有明显的“跳水”,因此两者间的关系需要进一步实证检验。

表 1 变量描述性统计

变量类型	变量名称(单位)	观测值	最小值	最大值	均值	标准差
被解释变量	房地产投资(万元)	385	273367.57	34912169	6436512	6148045
核心解释变量	企业杠杆率 = 负债总额/资产总额	385	0.48	1.01	0.77	0.06
房地产市场变量	商品房均价(元/平方米)	385	1789.08	34926.89	5941.86	4044.72
	商品房供应量(万平方米)	385	60.95	5055.73	966.63	801.36
地方经济发展水平变量	人均国内生产总值(元)	385	15685.55	362054.45	59151.89	28857.56
财政收入水平变量	一般公共预算内收入(万元)	385	56387.78	47052191.71	4460526.64	6938107.31
金融发展水平变量	年末金融机构各项贷款余额(万元)	385	1513441.22	471403071.66	70287788.15	74055927.80
融资成本变量	五年期及以上贷款利率(%)	385	4.90	7.83	6.16	0.88
其他变量	房企销售额(万元)	385	19.04	4743.18	731.07	735.32
	土地出让成交价款(万元)	385	6353.85	20795198.85	2843548.07	3301673.41

资料来源:根据《中国房地产统计年鉴 2007—2018 年》《中国城市统计年鉴 2007—2018》计算得到

① 中指数据库, <https://fdc.fang.com/creis/>。

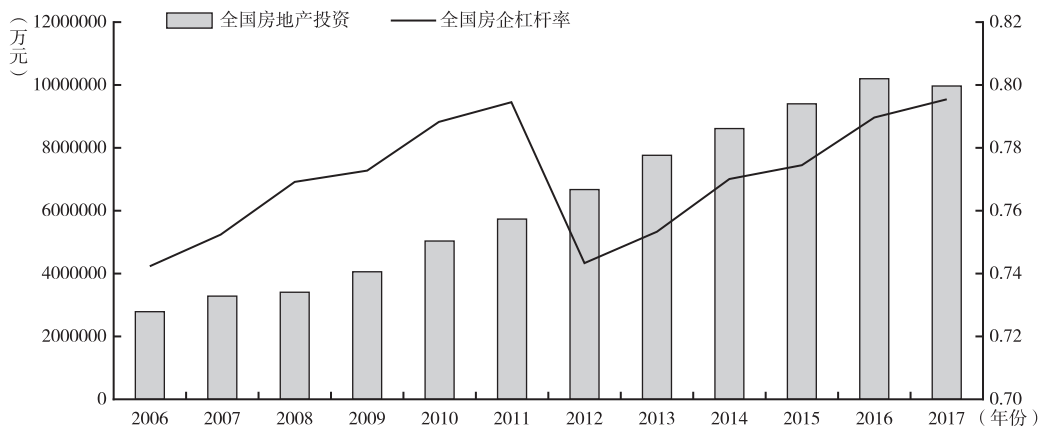


图3 2006—2017 全国 35 个大城市房企杠杆率与房地产投资变化趋势

资料来源:根据《中国统计年鉴 2018 年》计算得到

四、实证分析

根据理论逻辑,伴随着住房价值持续上升,住房投资属性逐渐占优,房企不断增加负债、追加投资,其资产负债表表现为杠杆率增加。为解决模型设定可能引起的内生性问题,运用工具变量法,采取二阶段最小二乘回归(2SLS),并与基础回归结果进行对比分析。同时,在排除内生性因素后,选择有效模型的无偏估计结果,进一步分析考虑空间因素的实证结果以及其深层的影响因素。

1. 房企杠杆率与房地产投资影响机制检验

(1) 基本回归结果。表 2 列示了基于 model(1) 的全局层面房企杠杆率对房地产投资的影响关系^①,从实证结果看:1) 城市房企杠杆率与城市房地产投资变化显著正相关,房企杠杆率每增加 1 个单位,将会导致房地产投资增加 0.819 个单位,验证了假设 H₁,从住房市场变量看,房地产价格、房地产供给量滞后一期均与房地产投资变化之间呈现显著正向关系,其中价格-投资弹性为 0.300,供应量-投资弹性为 0.314;2) 城市人均国民生产总值水平滞后一期单位变动与房地产投资单位变动之间呈现显著关系,人均国民生产总值-房地产投资弹性为 0.231,代表城市政府财政能力的一般性公共财政预算收入滞后一期和代表城市金融行业发展水平的期末银行机构贷款余额单位变动与房地产投资单位变动之间均呈现显著关系(弹性分别为 0.313、0.148),但是利率对于房地产投资的影响关系并不显著,这也体现出了在金融化逻辑下,资金成本已经不是房地产企业在某地投资的重要约束条件,“追涨”“快销”“快速回款”或许是其在某地进行投资建设的优先行为选择。

表 2 房企杠杆率与房地产投资影响机制检验

变量	1	2	3	4	5	6	7
	model(1)	2SLS 企业杠杆率 (滞后一期)	IV - 企业杠杆率 (滞后一期)	2SLS IV - 人均 收入水平 (滞后一期)	IV - 人均 收入水平 (滞后一期)	2SLS IV_GDP (滞后二期)	IV_GDP (滞后二期)
企业杠杆率	0.819*** (2.03)	1.725*** (2.60)	1.725*** (2.58)	0.748** (1.79)	0.748** (1.78)	-0.142 (-0.20)	-0.142 (-0.20)
房价 (滞后一期)	0.300*** (2.26)	0.303*** (2.56)	0.303*** (2.53)	0.556* (1.54)	0.556* (1.52)	0.286** (1.82)	0.286** (1.80)

① 限于篇幅,此处的回归结果并未全部列示模型检验结果,备案。

续表 2

变量	1	2	3	4	5	6	7
	model(1)	2SLS 企业杠杆率 (滞后一期)	IV - 企业杠杆率 (滞后一期)	2SLS IV - 人均 收入水平 (滞后一期)	IV - 人均 收入水平 (滞后一期)	2SLS IV_GDP (滞后二期)	IV_GDP (滞后二期)
商品房供给 (滞后一期)	0.314 *** (6.83)	0.307 *** (6.67)	0.307 *** (6.60)	0.317 *** (6.89)	0.317 *** (6.82)	0.245 *** (3.67)	.245 *** (3.63)
人均国民 生产总值 (滞后一期)	0.231 *** (2.61)	0.210 *** (2.36)	0.210 ** (2.34)	0.216 *** (2.38)	0.216 *** (2.35)	1.350 ** (1.88)	1.350 ** (1.85)
金融发展水平 (滞后一期)	0.148 *** (2.82)	0.146 *** (2.78)	0.145 *** (2.75)	0.120 ** (1.80)	0.120 ** (1.78)	-0.072 (-0.47)	-0.072 (-0.46)
公共财政收入 (滞后一期)	0.313 *** (5.40)	0.312 *** (5.41)	0.313 *** (5.36)	0.254 *** (2.43)	0.254 *** (0.016)	0.105 (0.60)	0.105 (0.59)
5 年期贷款利率 (滞后一期)	-0.023 (-1.17)	-0.016 (-0.83)	-0.016 (-0.82)	-0.023 (-1.23)	-0.024 (-1.21)	-0.046 * (-1.60)	-0.045 * (-1.59)
Constant	0.271 (0.36)		0.049 (0.06)				-3.264 (-1.34)
F-test	10.54 ***	172.04 ***	9.90 ***	171.52 ***	10.05 ***	87.12 ***	6.57 ***
R ²	0.80	0.78	0.81	0.78	0.77	0.63	0.63
Chi ²			2.88 (0.90)		0.44 (0.99)		3.85 (0.80)
观测值	385	385	350	385	385	350	350

注：***、**、* 分别表示 99%、95%、90% 的统计显著性；括号内的数值为 *t* 或 *z* 值

资料来源：本文整理

(2) 内生性检验及房企杠杆率外生。考虑到模型设定可能存在的内生性问题，下面进行内生性检验。根据理论逻辑，或许当期房地产杠杆率、房价和地方经济发展水平、人均 GDP 与因变量之间存在内生性关系，故选取工具变量对 model(1) 重新估计。考虑到可能存在弱工具变量问题，还需对上述变量进行弱工具变量检验。分别采取两阶段最小二乘估计法、加入工具变量后的固定模型进行估计，然后通过 Durbin-Hausman 检验判断模型是否存在内生性，选取解释变量滞后一期作为工具变量(刘贯春等,2017)^[37]。在设定因变量为房地产投资、核心解释变量为房价时，因为人均收入水平对于房价往往影响显著，而对于供应端 - 房地产投资的影响非常微弱，因此采用地方人均收入水平作为房价的工具变量(严金海和丰雷,2019)^[32]。因此分别选取企业杠杆率滞后一期、房价滞后二期和人均 GDP 滞后二期作为对应变量的工具变量。从 2SLS 的运行结果来看，所有自变量与因变量之间均与未加入工具变量的模型设定具有相同的影响关系及显著性。特别在使用房企杠杆率滞后一期为工具变量进行 2SLS 回归时，影响系数较未引入工具变量时有显著提高。Cragg-Donald Wald F 统计量为 201.69，显示不存在弱工具变量问题，Sargan 统计量显示模型设定不存在过度识别问题。通过对比加入工具变量的固定效应模型和基本模型发现，Durbin-Hausman 检验

(DWH)统计量 2.88, Chi^2 为 0.90, 在 90% 显著性水平上并未拒绝“加入工具变量后的模型与未加入工具变量模型存在显著不同”的零假设, 因此推断房企杠杆率变量可能独立于设定模型的其他变量对房地产投资产生影响, 即房企杠杆率可能本身是一个“外生”变量。同理, 采取上述思路进行内生性检验, 排除了房价和人均 GDP 对于即期房地产投资的显著性内生性影响, 这同时也验证了假设 H_3 。

2. “销量为王”: 销售额对房地产投资的影响作用

在排除了房企杠杆率内生性问题后, 既然宏观经济、地方财政、金融发展水平等因素不通过影响房企杠杆率对房地产投资产生影响, 亦即房企在进行投资扩大行为决策时并不受上述经济条件约束, 那么房企如何保证自身财务状况的良好? 如果按照前述对于全国杠杆率的描述性分析判断, 全国层面及大部分一二线城市房企杠杆率仍然呈现持续上升趋势, 同时, 房地产投资仍然呈现出不断扩张趋势, 那么房企如何承担高杠杆风险, 抵御资产不足甚至破产风险呢? 结合理论机制进一步猜想: 房企通过高周转、快销售手段形成充沛的现金流量进而转入到下一轮的再投资活动, 即通过高现金流弥补资产负债表中负债比例过高的风险, 以现金流替代资本流, 实现房地产投资的再扩大活动。

表 3 列示了 model(2) 的运行结果^①, 研究发现: 1) 同期销售额变动与房地产投资变动之间存在显著正向关系, 销售额 - 房地产投资弹性系数为 0.518; 2) 考虑到同期销售额疑似的内生性问题, 以滞后一期销售额作为工具变量进行固定效应模型回归和二阶段最小二乘回归时, 得到较为一致的结果, 即同期销售额变动与房地产投资变动之间同样存在显著正向关系, 模型拟合优度为 0.84, 销售额 - 房地产投资弹性系数提高到 0.706; 3) 加入工具变量滞后一期销售额运行固定效应模型之后, DWH 统计量为 5.26, Chi^2 为 0.51, 说明销售量变量存在微弱内生性, 通过 2SLS 回归并进行弱工具变量检验后, Cragg-Donald Wald F 统计量为 130.97, 表明不存在弱工具变量问题, Sargan 检验表明模型并不存在过度识别问题, 这也表明模型(2) 设定质量较高; 4) 除了利率变量之外, 其他控制变量与房地产投资之间存在与 model(1) 一致的估计结果。可以看出, 上述研究验证了假设 H_2 , 即房企通过销售行为形成高质量现金流进而进入到再投资行为, 综上当期销售额与当期房地产投资的变动呈现显著正向相关性。这也回答了前文的问题: “在整体高杠杆率的基本状况下, 房企如何对冲高负债、低资产比率的财务风险?” 市场需求端销售的持续、快速增长为房企在供给端扩张投资提供了充足的现金流, “销售为王”的大旗为高杠杆率下的房地产投资提供了坚实的支撑, 资产负债表的“差绩”被现金流量表的“优绩”弥补了。

表 3 销售额 - 房地产投资模型固定效应、2SLS 和内生性检验

变量	model(2)	model(2) - 2SLS	model(2) - IV
销售额	0.518 *** (10.50)	0.706 *** (7.43)	0.706 *** (7.37)
房价(滞后一期)	0.128 (1.15)	0.058 (0.50)	0.058 (0.50)
Constant	2.228 *** (3.14)		2.818 *** (3.67)
F-test	241.55 ***	223.11 ***	

^① 限于篇幅, 此处的回归结果并未全部列示模型检验结果和控制变量估计结果, 备案。

续表 3

变量	model(2)	model(2) - 2SLS	model(2) - IV
R ²	0.83	0.80	0.84
Chi ²			0.51
观测值	385	385	385

注：***、**、* 分别表示 99%、95%、90% 的统计显著性；括号内的数值为 *t* 或 *z* 值

资料来源：本文整理

3. 市场的空间异质性：“负债 - 投资”发散行为的空间分异

全国层面的模型估计结果体现了房企杠杆率与房地产投资之间存在显著正向关系，并通过进一步分析发现销售量对于高杠杆率下的房地产投资起到了支撑作用。但是，房地产市场的区域性特征明显。表 4 列示了分东、中、西和东北部地区后 model(1) 的估计结果^①，实证显示：1) 在 99% 显著性水平上，东部房企杠杆率 - 房地产投资的正向关系并不显著，中部和东北部地区较为显著，西部地区在 90% 水平上显著，但是杠杆率与房地产开发投资关系为负向相关关系；2) 从房企杠杆率 - 房地产投资边际弹性来看，中部和东北部地区高于全国平均水平，分别为 1.454 和 2.677，东部略高于全国平均水平，但是影响关系并不显著；3) 从控制变量的估计结果看，东部和中部地区与 model(1) 估计结果基本一致^②。具体来说，东部地区滞后一期的住房供应量、地方人均国民生产总值、地方财政收入水平和金融发展水平单位变动与房地产投资单位变动的正向关系非常显著；中部地区除了东部地区中有显著正向关系的控制变量外，滞后一期房价单位变动与利率对当期房地产投资单位变动的也非常显著(0.900, -0.056)，这也体现出中部地区房企杠杆率与经济基本面等对于房地产投资扩张的显著作用；西部地区除了房地产供给量和人均国民生产总值之外，其他变量对于房地产投资的影响并不显著；在东北地区，除了杠杆率因素外，上一期人均国民生产总值水平、财政收入状况与金融发展波动状况与房地产投资变动的正向关系非常显著。

表 4 分地区房企杠杆率 - 房地产投资固定效应模型结果

房地产投资	model(1) 东部	model(1) 中部	model(1) 西部	model(1) 东北部
企业杠杆率	0.877 (0.92)	1.454 *** (2.97)	-1.706 * (-1.72)	2.677 *** (2.84)
Constant	-1.361 (-0.90)	-1.210 (-1.14)	2.228 (1.02)	2.075 (1.11)
F-test	59.77 ***	111.15 ***	12.32 ***	78.47 ***
R ²	0.83	0.79	0.64	0.79
Chi ²	0.00	0.00	0.00	0.54
观测值	154	110	55	66

注：***、**、* 分别表示 99%、95%、90% 的统计显著性；括号内的数值为 *t* 或 *z* 值

资料来源：本文整理

进一步地，销售额对同期房地产投资的影响是否存在空间上异质性？表 5 列示了 model(2) 分东、中、西和东北部地区的估计结果^③。实证发现：1) 四大区域一二线城市房企销售额与同期房地

① 东、中、西和东北部的划分根据国家统计局 2011 年的官方划分。
 ② 限于篇幅，此处的回归结果并未全部列示模型检验结果和控制变量估计结果，备案。
 ③ 限于篇幅，此处的回归结果并未全部列示模型检验结果和控制变量估计结果，备案。

产投资均存在显著的正向关系,这与全国层面模型(2)的结果一致,表现出两者间的稳定关系,从边际弹性来看,东部和西部高于全国平均水平(0.518),分别为0.529和0.592,中部地区和东北部地区低于全国平均水平,分别为0.250和0.438;2)分地区来看,在用销售额对数值替代杠杆率后,东、西和东北部地区滞后一期房价单位变动对于房地产投资变化不再是显著性因素,人均GDP变化仍然与房地产投资变化呈现比较显著的正向关系;此外,在东、中部两大经济相对发达地区的大城市,金融水平、政府财政收入对于房地产投资变化存在显著正向影响,东北地区城市政府财政收入滞后一期对于房地产投资变化影响非常显著,这表现了在市场化程度较高、行政化干预较低地区的城市,经济因素对于房地产投资影响更为显著,反之,在行政化程度较高地区的城市,依靠于政府财政自上而下式的“引导效应”更为显著。

表5 东、中、西和东北部地区销售额-房地产投资固定效应模型结果

变量	model(2) 东部	model(2) 中部	model(2) 西部	model(2) 东北部
销售额	0.529*** (6.05)	0.250*** (2.72)	0.592*** (4.46)	0.438*** (3.78)
房价(滞后一期)	0.003 (0.02)	0.837*** (3.37)	-0.021 (-0.05)	0.193 (0.70)
Constant	1.239 (0.96)	-0.497 (-0.43)	2.662 (1.36)	7.092*** (3.19)
F-test	78.83***	123.23***	19.16***	97.09***
R ²	0.82	0.85	0.79	0.90
Chi ²	0.09	0.00	0.00	0.27
观测值	154	110	55	66

注:***、**、*分别表示99%、95%、90%的统计显著性;括号内的数值为t或z值

资料来源:本文整理

4. 进一步分析:空间分异成因探讨

是什么原因导致分地区房企杠杆率-房地产投资以及销售-房地产投资之间影响关系的分异呢?图4体现了四大区域房企杠杆率和房地产投资变化趋势,结合各地区房地产市场特征分析如下:首先,东部、中部、西部和东北部地区城市房地产市场从发展阶段、发展水平、住房均价、供需结构等基本层面具有显著差异,具体来说,东部地区房地产市场发展较早且成熟,房价水平高,且需求旺盛,能够在需求端形成持续旺盛的支撑力,而且相较于其他地区城市,东部城市在整体经济发展水平、政府财力以及金融发展水平等方面都更高,特别是金融发展的快速为房企加杠杆行为创造了技术和制度上的可能;中部地区和东北地区城市房地产市场相较于东部地区发展稍迟,且由于之前房地产投资的过快推进遗留下普遍严重的“库存积压问题”,特别是东北地区,随着产业优势的消退、人力资本外流,更难以形成住房市场支撑力;而西部地区房地产市场发展仍然起步阶段,再加上资源禀赋、政策倾斜、土地成本等方面的特殊性,房企更加看重的是西部城市在其整体市场布局的长期战略位置,而非即期收益,因此上述不同地区城市房地产市场基本面上的异质性决定了其城市层面房企杠杆率的不同以及负债-投资发散运行机制的空间差异性。其次,东部地区房企通过快销和房价优势,迅速“补仓”,平衡负债状况,又因为东部地区市场化程度更好,因此市场量价信号提供的信息完整,房企亦可据此灵活调整即期企业金融化程度形成波段,因此在房地产投资持续增加的情景下,杠杆率与之并不存在显著正相关性。第三,中部和东北部房地产市场去化能力有限,无法平抑房企的杠杆率压力,因此呈现出该地区越投资越负债,越负债越投资的恶性循环,这从理

论上解释了“为什么中部和东北部的城市多发生鬼城和烂尾”。第四,西部地区房地产投资近年呈现下行趋势,该地区房企杠杆率反而上升,体现出市场发展阶段较为初期时,房企在该地区投资存在风险偏好,增加自身金融化程度的倾向。最后,按照区域划分的房企杠杆率来看,东部地区确实明显低于全国平均水平且低于中部和东部地区。

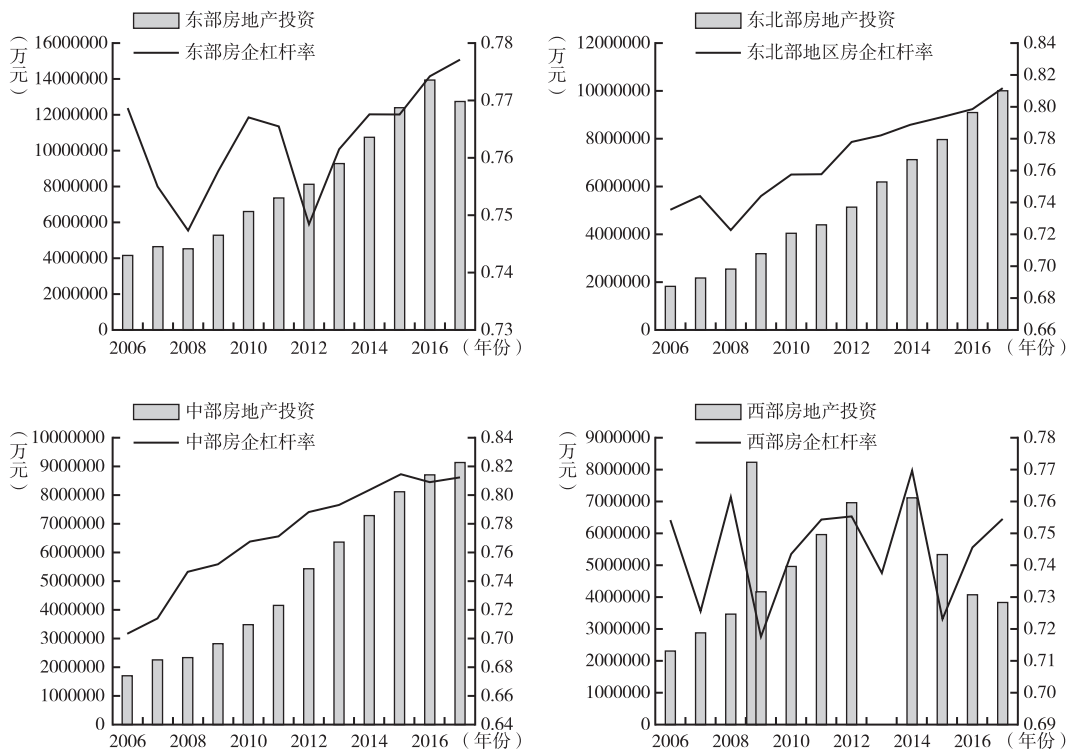


图4 东、中、西和东北地区城市房企杠杆率-房地产投资变动趋势

资料来源:根据《中国房地产统计年鉴2007—2018年》《中国城市统计年鉴2007—2018》计算得到

五、稳健性检验

为检验模型结果的稳健性,采取下述思路进行检验:第一,借鉴已有研究进行因变量替代,即以土地投资变量替代房地产投资变量,因为在实际房地产投资活动中,土地投资往往占据最大份额,所谓“拿地”环节是资金投入量最大的活动,因此是对于房地产投资变量的一个很好的替代(席强敏和梅林,2019)^[38]。第二,选取子样本替代,即根据较大外生冲击-金融危机的发生和四万亿投资计划推出重新划分实证数据时序,以2010年为划分起点,考察和对比金融危机前后模型的变化,进而考察模型稳定性(严金海和丰雷,2019)^[32]。

1. 因变量替代:房企杠杆率对于土地投资的影响

表6列示了因变量替代估计结果^①,结果表明,房企杠杆率与当期土地投资变动之间存在显著正向关系,弹性系数为10.782。考虑内生性因素加入工具变量后,该关系仍然在99%显著性水平上显著,弹性系数为16.737。通过2SLS估计及弱工具变量、过度识别和内生性检验后,二者关系均与前述模型(1)的结果一致。除此之外,滞后一期房价、房地产供应量和人均国民生产总值等控制变量也体现出与基准回归模型较为一致的显著关系。

① 限于篇幅,此处的回归结果并未全部列示模型检验结果和控制变量估计结果,备案。

表 6 房企杠杆率 - 土地投资关系检验

变量	model(3) 全国	model(3) 2SLS	model(3) IV
企业杠杆率	10.782 *** (7.94)	16.737 *** (7.37)	16.737 *** (7.30)
Constant	-6.472 *** (-2.57)		-7.929 *** (-3.02)
F-test	38.10	35.16	
R ²	0.18	0.41	0.07
观测值	385	385	385

注:***、**、* 分别表示 99%、95%、90% 的统计显著性;括号内的数值为 t 或 z 值

资料来源:本文整理

2. 子样本替代:金融危机前后的对比检验

表 7 列示了金融危机发生 - 四万亿投资计划前后房企杠杆率和房地产投资变动之间的相关关系^①。结果显示,二者在两个子样本中均呈现正向相关关系。其中金融危机前二者关系在 99% 显著性上显著正相关,且其他控制变量也与基准回归模型表现出基本一致的结果。在进行 2SLS 估计及弱工具变量、过度识别和内生性检验后,二者关系均与前述模型(1)的结果也较为一致。在子样本 2 - 金融危机后估计结果中,控制变量滞后期住房供应量、人均国民生产总值和财政收等仍然与房地产投资等呈现出显著正向关系。至于为何杠杆率与房地产投资之间相关性不如金融危机前显著,考虑是因为金融危机后的多轮政策调控促进全国房地产市场整体逐渐回归理性,特别是“供给侧改革”和“三去一降一补”政策框架和预期下,房企杠杆率扩张趋势开始收敛,前述房地产投资与加杠杆的紧密关系趋于分离,但二者仍然在 90% 显著性水平上正相关。综合表 6、表 7 结果,表明前述基准模型估计结果稳健。

表 7 金融危机前后基准回归检验

变量	model(1) 金融危机 - 四万亿 投资计划前	model(1) 金融危机 - 四万亿 投资计划后	model(1) - 金融 危机 - 四万亿 投资计划前 2SLS	model(1) - 金融 危机 - 四万亿 投资计划前 IV
企业杠杆率	1.273 *** (3.68)	0.269 (0.35)	3.619 * (1.69)	3.619 * (1.69)
Constant	3.381 *** (2.82)	2.550 (1.21)		1.210 (0.52)
F-test	45.06 ***	27.60 ***	25.59 ***	
R ²	0.66	0.76	0.44	0.76
Chi ²	0.00	0.06		0.91
观测值	140	245	245	245

注:***、**、* 分别表示 99%、95%、90% 的统计显著性;括号内的数值为 t 或 z 值

资料来源:本文整理

^① 限于篇幅,此处的回归结果并未全部列示模型检验结果和控制变量估计结果,备案。

六、进一步讨论

1. “两个价格”：金融化冲动 II 的产生

以上理论模型和实证分析都基于前述假设条件,但是有一种情况尚未讨论,即房地产消费市场和投资市场存在分层,并不遵循一个“市场价格”,表现在住房产品的类型来看,即消费型住房(如公寓和普通二手房)与投资型住房(高端物业和别墅)已经在价格层面形成了明显的分化,这在一线城市和部分二线城市已经开始显现。那么在这两个市场之间存在着“套利空间”,即金融化冲动 II— $|P_1 - P_0|$ 。与金融化冲动 I 不同的是:1) 金融化冲动 II 发生在市场需求端,原因是住房产品本身金融化加深后,投资需求与消费需求的分离,从而形成了住房市场的内部分割,因此产生了“两个价格”;2) 金融化冲动 I 和金融化冲动 II 是住房金融化在市场供求两端的不同反应,两者相互影响,形成动态反馈机制,推动市场均衡加速向更高均衡位置移动,因此,静态四象限模型变为动态八象限“负债—投资发散(收敛)模型”的扩展型(如图 5 所示)。

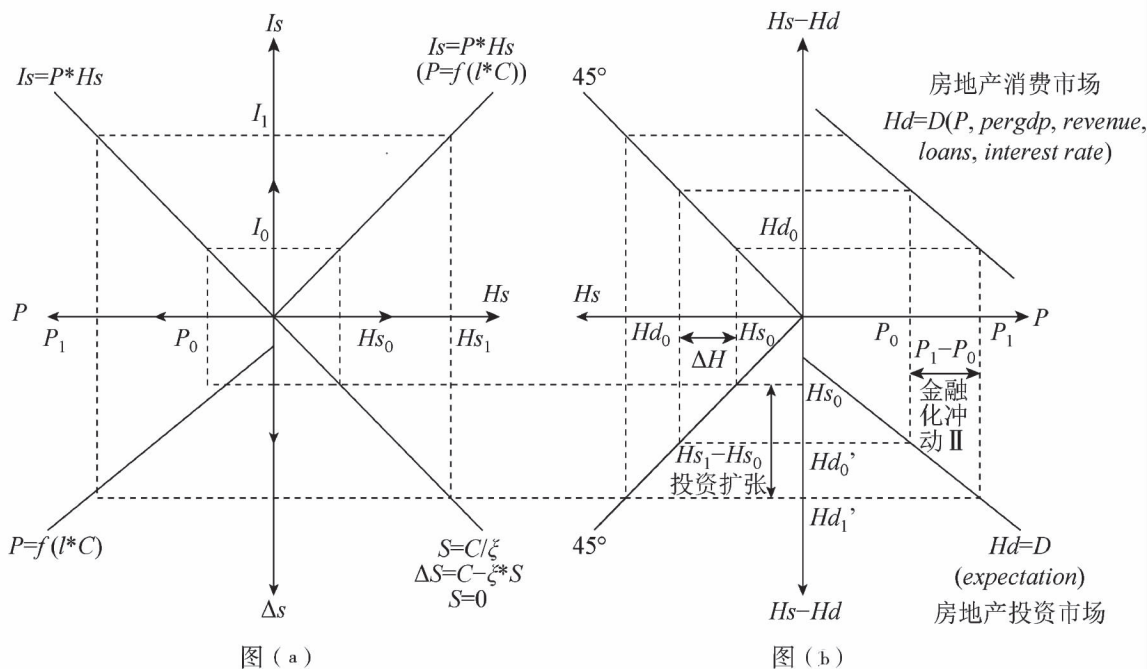


图 5 动态八象限“负债—投资发散(收敛)模型”

资料来源:本文绘制

2. 理论分析:负债—投资的发散(收敛)机制分析

图 5(a)反映的是供给端房企房地产投资、价格、施工成本和供应量相互关系的四象限图。第一象限为供给端房地产投资—竣工量关系 $I_s = P * H_s$,其中, H_s 为市场上房屋竣工量,表示市场供给, P 为房屋价值。第二象限为房地产投资与房屋成本价格的关系,满足 $I_s = P * H_s$,函数关系上与第一象限相同,只是外生变量不同,第二象限中供应量为外生变量。第三象限表示房屋价值与建设成本的关系,房屋价值满足 $P = f(l * C)$,其中 C 表示土地成本、税收成本、融资成本、建设成本等一系列房地产企业开发建设阶段承担的成本, l 为企业杠杆率水平,因此 $l * C$ 表示这部分开发成本中依靠财务加杠杆所承担的比重。第四象限表示新增竣工量与已竣工量之间的关系,满足 $\Delta S = C - \delta * S$, δ 是折旧率,当住房增量 $\Delta S = 0$ 时,住房存量 $S = C / \delta$ 。

图 5(b)反映的是需求端房地产市场销售量、房价与供给端房屋供给量(竣工量)相互关系的

四象限图。其中,第二、三象限为 45° 线。这里将房地产市场进行细分,当存在“金融化冲动Ⅱ”时,房地产市场分化为房地产消费市场(第一象限)和房地产投资市场(第四象限),两个市场之间存在关联和转化。需要强调的是,在消费市场中房地产产品依然符合需求定理,即存在正向需求-价格曲线, $Hd = D(P;gdp, revenue, loans, interest rates)$,而当“金融化冲动Ⅱ”导致分化出房地产投资市场时,市场需求方按照金融化的行为逻辑行动,表现为“追涨杀跌”,预期(而非价格)成为决定市场需求的决定因素(罗伯特·席勒,2000)^[39],市场价格脱离供给与需求规律运行,表现出一般金融投资品所表现出的特征(张成思和张步昙,2015)^[40]。

在上述市场静态条件下,图5(b)中市场有效需求大于有效供给,即存在 $Hd > Hs$,这导致了消费市场中产生了 $|P_1 - P_0|$,即“金融化冲动Ⅱ”。市场上预期房价依然会继续增长,这一预期传导到房地产投资市场,会使得市场均衡点沿投资需求曲线向上移动,增加投资需求。同时,这一信号将会被房企捕捉,对应将建设量设定在 Hs_1 的新位置,产生 $|Hs_1 - Hs_0|$,即“投资扩张冲动”。这将引起图5(a)一系列变化,即 I_s 均衡点位置沿曲线向上移动,房屋建造价值和新增建设量也随之增大,房企宁可增加杠杆 l ,承担各类建设成本也愿意追加投资建设,整个图5(a)中的框图面积整体扩大了。由此带来的建设量增大再传导到需求端,而需求端同样根据对于房地产市场的判断(特别是供给量和价格的判断)调整预期(无论是消费市场还是投资市场),但是无论如何,只要存在 $Hd > Hs$,上述传导机制将会重复发生,图5(b)中的“金融化冲动Ⅱ”依然会导致投资需求的扩大和房企“投资扩张冲动”的持续,进一步增大图5(a)中框图的面积,这一过程将会持续发散进行,直至市场需求 Hd 和供给 Hs 调整到均衡位置为。当然,这是很难发生的,特别是在资产价格持续上升的前提下。

同理,一旦资产价格下降,造成需求端市场预期下降,即 $P_1 - P_0 < 0$,这样图5(b)、图5(a)的传导机制将“逆向而动”:投资需求量迅速下降,导致房企“投资扩张冲动”反转为“投资紧缩”,将导致供给端整体建设投资量的减少,在成本 C 存在粘性无法马上调整的情况下,前期高杠杆投资面临巨大债务偿还风险;而在另一端,需求端量价的下降使得房企销售承压,无法形成迅速汇款,弥补高杠杆压力,图5(a)中的框图开始缩小。同样,只要 $P_1 - P_0 < 0$,这一过程将会重复发生,图5(a)中框图将进一步向原点塌缩。

七、结论和政策建议

1. 结论

在住房金融化趋势下,房地产投资、金融属性加强,其价格主要由市场预期和投资量决定,而呈现出类似于其他金融产品的波动特征(张成思,2016)^[41]。在长期房价上涨预期下,房地产市场重要主体之一的房企行为呈现出“高杠杆-高投资”行为特征,在特定房地产市场需求端因素、宏观经济发展水平等条件约束下,“杠杆-投资”行为进入向非均衡状态发散通道。本文基于四象限模型尝试提出解释上述现象的“负债-投资发散(收敛)模型”分析框架,并结合35个大城市面板数据进行实证研究。研究表明:第一,从全国层面看,房企杠杆率与房地产投资正向关系非常显著,并且两者关系存在空间差异。第二,运用“负债-投资发散(收敛)模型”分析可得,全国范围内不断扩张房地产投资是整体趋势,但是东部地区的房企通过快销和房价优势迅速“补仓”进而平衡负债,通过进一步分析发现,东部地区房企杠杆率显著低于全国平均水平,中部和东北部房地产市场去化能力有限,无法平抑房企的杠杆率压力,因此呈现出该地区越投资越负债,越负债越投资的恶性循环。第三,西部地区房地产投资近年在下行通道,房企却在该地区加杠杆投资,且两者呈现出显著负相关,这反映了西部市场发展的基本状况:较其他地区滞后,房企“负险涉淇”。第四,在引入土地投资变量-土地出让价款替代房地产投资变量后,杠杆率与土地投资关系依然显著,再次验证了研究假

设:房企加杠杆从事投资行为主要用于土地投资活动——房地产投资开发环节最重要的部分。

2. 政策建议

通过“负债-投资发散(收敛)模型”的分析揭示了两个政策意涵:第一,在资产价值长期增值情况下,负债-投资行为企业会不断发散进行,而不会关注由此形成的债务约束。第二,如果没有人接盘房价或受到突发的外生冲击影响(比如疫情、资本市场泡沫破裂等不可抗力),导致资产价值下降,那么这个传导链条转而向原点加速收敛,房企加速去杠杆去房地产投资(比如很多房企正在做的),对宏观经济或产生严重负面影响。

结合上述政策启示,本文尝试提出如下六个方面政策建议:第一,从降低房企债务违约风险角度,应进行分级引导,循序渐进推动房企去杠杆。具体措施为:从资产规模较大、风险承压较大的国有持股房企开始降低杠杆率,形成示范效应,继而引导民营大型房企、地方型大型房企和中小型国企逐步降低财务负债比率。第二,从建立房地产市场健康发展的政策工具角度,坚决落实“房住不炒”调控基调,遏制市场价格快速上涨。长期来看,需要完善住房价格指数系统,并将住房价格涨跌与通胀系数、居民消费指数等绑定,开发基于完备市场信息的、标准化的、锚定市场价格的房地产市场宏观调控工具。第三,从多元化土地供应角度,应因城施策,完善土地供应机制。根据地方市场状况及时增加或减少结构性土地供应,增加多层次多种类住房供应,特别是保障性住房供应,降低房地产投资属性。第四,从降低房企运营风险角度,应改善房企经营环境,特别是在经济下行压力大,受不可抗力(如疫情)负面影响显著的情况下,应当在成本端给予企业适当支持。具体来说,在非经营性住房建设用地出让环节,如新建租赁型住房,保障性住房以及部分商品房配建用地,应当适当降低土地出让价款或采用协议出让的形式降低土地价款,根据特殊投资业态适当减免企业税费。第五,从公共政策制定和执行角度,应构建“住房-土地-财政-金融”四位一体政策执行框架,统筹住房、土地、财政和金融行政管理机构成立住房金融稳定委员会,对住房市场运行,特别是内生的金融风险进行统筹管理(叶剑平和李嘉,2018)^[42]。第六,从完善房地产金融制度和市场条件角度,应继续推动财税和金融改革。这包括三个主要层面:首先,完善地方税制,积极引导地方经济转型升级,扶持新基建、新技术产业等创新部门,培育新的、稳定的地方税基,渐进地完备和推进房产税改革,逐步替代地方经济发展的“土地财政”依赖,从根源上改善房地产负债-投资风险的最大风险来源;其次,加快推进建设资本市场,包括债券市场和股票市场,积极引导房企融资渠道和融资方式创新,降低债务融资比例,社会化房地产业风险和收益,从资金端推进房企商业行为逻辑转型,特别是对于房企向商业、旅游、养老地产等多种业态转型要引导金融机构提供金融支持,并给予一定程度的税费减免,鼓励房企向多元化业态转型,形成对金融化的住房产品进行建设、经营的替代,使房企的转型与宏观经济整体转型和房地产市场内部结构转型相一致;最后,从金融风险管控角度,金融机构应当依据房企的财务运营、合规、践约等评价维度构建科学权威的房企信用评级系统,科学审慎地鉴别和发放涉房类贷款(李嘉和朱文浩,2020)^[43]。

参考文献

- [1] Palley, T. I. Financialization: The Economics of Finance Capital Domination[M]. Palgrave Macmillan, 2013.
- [2] Turner, A. Between Debt and the Devil: Money, Credit, and Fixing Global Finance[M]. Princeton University Press, 2015.
- [3] Pauly, L., and S. Reich. National Structures and Multinational Corporate Behavior: Enduring Differences in the Age of Globalization[J]. International Organization, 1997, 51, (1): 1-30.
- [4] Zalewski, D. A., and R. J. Whalen. Financialization and Income Inequality: A Post Keynesian Institutional Analysis[J]. Journal of Economic Issues, 2010, 44, (3): 757-777.
- [5] Dumenil, G., and D. Levy. Costs and Benefits of Neoliberalism: A Class Analysis[J]. Review of International Political Economy, 2001, (8): 578-607.

- [6] Schwartz, H. M. Manuel Aalbers: The Financialization of Housing: A Political Economy Approach [J]. *Journal of Housing and the Built Environment*, 2018, 33, (1): 201 - 202.
- [7] Rouane, H., and L. Halbert. Leveraging Finance Capital: Urban Change and Self-empowerment of Real Estate Developers in India [J]. *Urban Studies*, 2016, 53, (7): 1401 - 1423.
- [8] 约翰·贝拉米·福斯特,王年咏,陈嘉丽. 资本主义的金融化[J]. 北京: 国外理论动态, 2007, (7): 9 - 13.
- [9] Lacoviello, M. House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle [J]. *American Economic Review*, 2005, 95, (3): 739 - 764.
- [10] 阿蒂夫·迈恩,阿米尔·苏菲. 何志强,邢增艺. 房贷——为什么会出现大衰退,如何避免重蹈覆辙[M]. 北京: 中信出版社, 2014.
- [11] André, K. A., and S. J. Eilev. Self-reinforcing Effects Between Housing Prices and Credit [J]. *Journal of Housing Economics*, 2013, (22): 192 - 212.
- [12] Guo, Y., W. Xu, and Z. Zhang. Leverage, Consumer Finance, and Housing Prices in China [J]. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2016, 52, (2): 461 - 474.
- [13] 刘金全,吕梦菲. 居民杠杆率驱动了房地产价格吗? [J]. 长春: 社会科学战线, 2018, (6): 58 - 63.
- [14] 陈文强,陆嘉玮. 市场情绪、债务融资和房地产企业过度投资[J]. 杭州: 财经论丛, 2019, (10): 44 - 52.
- [15] 张雅淋,孙聪,姚玲珍. 越负债,越消费? ——住房债务与一般债务对家庭消费的影响[J]. 北京: 经济管理, 2019, (12): 40 - 56.
- [16] DiPasquale, D., and W. C. Wheaton. *Urban Economics and Real Estate Markets* [M]. Prentice Hall, 1995.
- [17] 威廉姆·B·布鲁格曼,杰夫瑞·D·费雪. 房地产金融与投资[M]. 大连: 东北财经大学出版社, 2000.
- [18] 任荣荣. 住房租与买: 理论决定与现实选择[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019.
- [19] 洪源,郭平,梁宏亮. 地方政府收支行为对房地产价格的影响[J]. 北京: 经济与管理研究, 2013, (1): 42 - 52.
- [20] 罗伯特·J·席勒,文忠桥,卞东译. 市场波动[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2014.
- [21] 陈卫华,林超,吕萍. “租购同权”对住房市场的影响与政策改进——基于改进“四象限模型”的理论分析[J]. 北京: 中国软科学, 2019, (11): 86 - 95.
- [22] 李剑阁. 中国房改: 现状与前景[M]. 北京: 中国发展出版社, 2007.
- [23] 曾国安,张河水. 中国城市土地价格与商品房价格关系的检验[J]. 长春: 当代经济研究, 2013, (6): 19 - 25.
- [24] Couch, C. *Urban Renewal Theory and Practice* [M]. London: Macmillan Education Ltd, 1990.
- [25] 杨赞,张欢,赵丽清. 中国住房的双重属性: 消费和投资的视角[J]. 北京: 经济研究, 2014, (1): 55 - 65.
- [26] 冯蕾,梁治安. 通货膨胀风险下家庭住房、消费与投资研究[J]. 天津: 现代财经, 2015, (6): 93 - 103.
- [27] 倪鹏飞. 货币政策宽松、供需空间错配与房价持续分化[J]. 北京: 经济研究, 2019, (8): 87 - 102.
- [28] 大卫·吉尼索乌,克里斯托弗·迈耶,科林·F·凯莫勒等. 行为经济学新进展[M]. 贺京同等译. 北京: 中国人民大学出版社, 2010.
- [29] 王雅龄,王力结. 地方债形成中的信号博弈: 房地产价格——兼论新预算法的影响[J]. 北京: 经济学动态, 2015, (4): 59 - 68.
- [30] 梁云芳,高铁梅,贺书平. 房地产市场与国民经济协调发展的实证分析[J]. 北京: 中国社会科学, 2006, (3): 74 - 84.
- [31] 张洪,金杰,全诗凡. 房地产投资、经济增长与空间效应——基于70个大中城市的空间面板数据实证研究[J]. 天津: 南开经济研究, 2014, (1): 42 - 58.
- [32] 严金海,雷丰. 土地供应管制、住房供给弹性与房价周期波动[J]. 北京: 中国土地科学, 2019, (3): 16 - 24.
- [33] 罗知,张川川. 信贷扩张、房地产投资与制造业部门资源配置效率[J]. 北京: 金融研究, 2015, (7): 60 - 75.
- [34] 况伟大. 房地产投资、房地产信贷与中国经济增长[J]. 北京: 经济理论与经济管理, 2011, (1): 59 - 68.
- [35] Pan, F., F. Zhang, S. Zhu, and D. Wojcik. Developing by Borrowing? Interjurisdictional Competition, Land Finance and Local Debt Accumulation in China [J]. *Urban Studies*, 2016, 54, (4): 897 - 916.
- [36] 何大安. 投资流向与结构调整、结构升级的关联分析[J]. 北京: 经济研究, 2001, (11): 45 - 51.
- [37] 刘贯春,陈登科,丰超. 最低工资标准的资源错配效应及其作用机制分析[J]. 北京: 中国工业经济, 2017, (7): 62 - 80.
- [38] 席强敏,梅林. 工业用地价格、选择效应与工业效率[J]. 北京: 经济研究, 2019, (2): 102 - 118.
- [39] 罗伯特·席勒. 李心丹译. 非理性繁荣[M]. 北京: 中国人民大学出版社, 2000.
- [40] 张成思,张步县. 再论金融与实体经济: 经济金融化视角[J]. 北京: 经济学动态, 2015, (6): 56 - 67.
- [41] 张成思. 楼市上涨的逻辑是商品金融化[J]. 北京: 中国金融, 2016, (20): 80 - 81.
- [42] 叶剑平,李嘉. “住房-土地-财税-金融”四位一体房地产调控长效机制构建研究——基于DSII政策分析框架和ITS模型[J]. 北京: 中国软科学, 2018, (12): 67 - 86.
- [43] 李嘉,朱文浩. 金融化背景下债务驱动型住房市场信用重构研究[J]. 贵阳: 贵州社会科学, 2020, (1): 146 - 154.

More Debts, More Investment? The Behaviors of Real Estate Developers and Spatial Differentiation from Housing Financialization Perspectives

LI Jia¹, DONG Ya-ning², HE Can-fei^{2,3}

(1. Academy of Macroeconomic Research, NDRC, Beijing, 100038, China;

2. College of Urban and Environment Peking University, Beijing, 100871, China;

3. Peking University-Lincoln Center for Urban Development and Land policy, Beijing, 100871, China)

Abstract: Housing, as a special product, always have two kind of attributes, the attribute of consumption goods and investment goods. Under the expectation that housing price in China's big cities keeps rising rapidly, the attribute of investment goods of housing has been more and more amplified, which led to a process of housing financialization in economy. Housing becomes not only necessities for residing, but also for investing. There are huge amount of demands for purchasing houses in such big cities, which fundamentally encourages real estate developers to enlarge their business in the whole process regardless of financial risks. It is a typical feature that real estate developers highly rely on high-level leverage, say debt-to-assets ratio, to carry out real estate development and investment activities in a long run. In this paper, we argue that such behaviors by developers lays upon a theory about incentives, economic benefits and complete value circulations during the process housing financialization. We call it the "debts-to-investment divergence (convergence)".

First of all, the studies tries to outline a complete mechanism of such process by developing the classic Four-quadrant model. Based on the Four-quadrant model, this research divided the housing markets into two parts, consumer and investment markets. Under the assumption of static market equilibrium, a model of "debts-to-investment divergence" is proposed to provide an explanation for the behaviors of expanding their debts quantity by developers. The theory is established to explain the static connections amongst "high housing price" in the market demand side and the "high-level leverage", "high turnover" and "high cash flow" by "high sales". To testify the theory, the studies propose three hypothesis for further empirical studies.

Secondly, the study goes further to do empirical studies based on panel data across 35 big cities of the nation. The results show that: 1) at the national level, the correlation between leverage ratio of housing enterprises and real estate investment are positive in a high significant level under the drive of financialization impetus I (the coefficient is 0.819 and the significant level is at 99% significance level), but such correlation turns out to be of spatial heterogeneity; 2) the model of "debts-to-investment divergence (convergence)" shows that it is an overall trend that real estate investment keeps growing across the nation, but developers investing in east regions quickly fill up the gap between balance assets and liabilities by using the advantages of selling fast and selling in high prices, so the leverage ratio is significantly lower than the national average level and lower than that level in the central and northeastern regions (the coefficient in east, central and northeastern are 0.877, 1.454 and 2.677 respectively at a 99% significance level); the real estate market in the central and northeastern regions has weak ability to dissolve the stocks, and thus the developers investing the region can not balance the assets and liabilities sheet so that it leads them into a cycle of 'more investment, more debts' and 'more debts, more investment'. It is also shown that real estate investment in the western region has been decreasing in recent years, but the leverage ratio has been increasing and the two variables show a significantly negative correlation (-1.70, at 90% significance level); 3) Relaxing the assumption of static market equilibrium and the assumption that the consumer and investment markets share a uniform market price, further theoretical analysis can be obtained; driven by financialization impetus II, the "debts-to-investment divergence" mechanism is still valid in a dynamic process. And once the market conditions change, until the financialization impetus II disappears, The original equilibrium point under assumption of the static market equilibrium will accelerate the convergence to the origin point, resulting in rapid collapse of investment, theoretically suggesting that risks and policy indications underlying in the "debts-to-investment divergence (convergence)" mechanism.

Key Words: housing financialization; debts-to-investment divergence (convergence) mechanism; Four-quadrant model; irrational expectation; spatial differentiation

JEL Classification: D22, E22, R31

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2020.08.011

(责任编辑: 闫梅)