

# 中国房地产金融审慎政策的溢出效应和有效性<sup>1</sup>

## —基于房企数据、楼盘数据的实证研究

张冰涛 万晓莉

**内容提要：**中国房地产市场的金融风险不仅来自房价泡沫，而且来自房地产企业的债务风险（房企债务风险）。已有文献主要关注中国房地产金融审慎政策在抑制房价泡沫方面的作用效果，较少关注房企债务风险。在测算房地产企业受“限贷”、“限购”影响程度（受限程度）的基础上，本文评估了“限贷”、“限购”对房企债务风险的影响。结果显示，2016-2017年的“限贷”、“限购”大幅提高了房企债务风险，在重新测算房企的受限程度或控制人口变动等因素后，上述结论仍然成立。进一步研究显示，“限贷”、“限购”并没有降低房企的平均售价，但大幅降低其销售面积，即房企销售出现了“量跌价不跌”；楼盘销售的面板数据能保证政策前后销售住房的可比性，也支持“量跌价不跌”的研究发现。此外，“限贷”、“限购”并没有通过限制有息债务融资来影响房企债务风险。本文的研究结果表明，现有限制需求的房地产金融审慎政策不能有效抑制房价上涨，而且还会大幅提高房企债务风险，这为优化政策提供了借鉴。

**关键词：**房地产企业 债务风险 房价 审慎监管 限购

### 一、引言

政策的溢出效应指政策对非政策对象产生的影响或者产生政策目标之外的影响（杨开峰和王璐璐，2023）。中国目前实施的“限贷”、“限购”是为了抑制房价过快上涨，进而降低与房地产市场相关的系统性风险。在政策实施时审慎管理部门并没有考虑这些审慎政策对房地产企业的影响。目前中国恒大等房地产企业爆发了债务风险，那么“限贷”、“限购”等房地产金融审慎政策对房地产企业债务风险产生什么样的影响？实际上，房地产市场的金融风险不但来自房价泡沫，而且可能来自于房地产企业的债务风险及其溢出效应。第四次经济普查显示，中国房地产开发企业的总债务达 78.73 万亿元，平均资产负债率达 78.27%。因此，房地产企业本身庞大的债务规模就是中国金融风险的重要组成部分。此外，房地产行业与银行业之间的传染概率显著大于其他行业（王粟旸等，2012），房地产行业能对金融机构产生显著的系统性风险溢出效应（孙翎等，2019），并且房地产市场风险的上升会增加单个银行的系统性风险（方意等，2021）。更重要的是，房地产企业的债务风险能在一定条件下抑制购房需求（万晓莉等，2023），这会让新房市场陷入“销售下降-债务风险上升-销售进一步下降”的恶性循环。为抑制房价过快上涨，2016 年第四季度以来各地方政府“因城施策”，实施了“限贷”、“限购”（简称“限贷限购”，下同）等房地产金融审慎政策。无论这些审慎政策是否能抑制房价上涨，它们都会降低购房需求，进而可能对房地产企业经营和财务状况产生重要影响。2021 年第三季度以来中国新房销量持续低迷，部分大中型房企陷入了财务困境。2023 年 7 月中共中央政治局会议指出，“我国房地产市场供求关系发生了重大变化”，那么在此时各个城市是否应该取消“限贷限购”？继续实施“限贷限购”可能不利于房地产行业的健康发展，但如果这些政策在抑制房价方面非常有效，放松房地产金融审慎监管可能会导致房价报复反弹。因此，回答这个问题需要科学评估这些政策对房地产企业债务风险的实际影响和其在抑制房价上涨的有效性。而本文将系统研究这两个问题。

---

<sup>1</sup> 张冰涛 万晓莉（通讯作者），西南财经大学中国金融研究院，邮政编码：611130，电子邮箱：[1025027849@qq.com](mailto:1025027849@qq.com)。

中国在 2010-2011 年、2016-2017 年实施了两轮房地产调控，相比之下，第二轮房地产调控按照“因城施策”原则实施“限贷限购”政策组合，这更有利于识别房地产金融审慎政策的影响。在 2010 年第四季度至 2011 年第二季度，全国 46 个城市实施了“限购”（余泳泽和张少辉，2017），同时全国各地的二套房的贷款首付比统一上调至 60%。随后在 2014 年第三季度至 2015 年一季度，除北京等 5 个城市外，原限购城市全部解除“限购”措施，同时二套房的贷款首付比统一下调至 40%。2015 年 9 月发布的“银发 305 号”文件强调“因城施策”，首次在限购城市和非限购城市实施了不同的住房贷款首付比。随着 2016 年中国一、二线城市的房价暴涨，合肥等 26 个城市在 2016 年 10 月至 2017 年 4 月重启“限贷限购”，北京等 5 个持续限购的城市也收紧了住房贷款政策。与第一轮房地产调控相比，第二轮房地产调控的最大不同是，“限贷”不再由央行统一实施，而是由地方政府根据自身情况自主决定。此外，“限贷”与“限购”往往作为一种政策组合，一起实施。由于在第一轮房地产调控中非限购城市也实施了“限贷”，房地产金融审慎政策的净影响很难被识别出来。但在第二轮房地产调控中“限购”与“限贷”往往一起实施，这就为识别房地产金融审慎政策的净影响提供了便利。

已有文献主要关注第一轮房地产调控的政策效果，且并没有得到相对一致的结论。目前大部分文献使用城市层面的加总数据研究了第一轮“限购”的政策效果（乔坤元，2011；张德荣和郑晓婷，2013；王敏和黄滢，2013；邓柏俊等，2014；韩永辉等，2014；汤韵和梁若冰，2016）。除了王敏和黄滢（2013）、汤韵和梁若冰（2016）外，他们都发现，“限购”对房价的抑制作用在统计意义上显著但在经济意义上并不显著。少数学者使用多个城市楼盘层面的微观数据研究了第一轮“限购”的政策效果（Somerville 等，2020；Lu 等，2021），并没有发现“限购”对房价的抑制作用。还有学者使用微观数据研究了单个城市“限购”政策的有效性（Du & Zhang, 2015；Sun 等，2017；Jia 等，2018），发现“限购”政策在北京有效而在广州无效。截至目前，陈淑云等（2019）、白仲林等（2019）和邵磊等（2021）使用不同的方法研究了第二轮“限购”的政策效果，其中陈淑云等（2019）并没有发现“限购”对房价的抑制作用，而白仲林等（2019）和邵磊等（2021）发现“限购”对房价的抑制作用在经济意义上微不足道。最后，少数学者构建一个指数来反映房地产金融审慎管理的总体状况，并从总体上研究了房地产金融审慎管理的作用效果（何玉洁和赵胜民，2019；陈英楠等，2020）。无论如何，这些文献都关注房地产金融审慎政策能否抑制房价上涨，而不关注该政策对房地产企业债务风险的影响。

本文从年报中收集了 2016 年底房企在各个城市的土地储备面积，进而相对精准地测量了房企在第二轮“限贷限购”中的受影响程度（受限程度）。然后借鉴梁若冰等（2021）使用的强度双重差分模型，本文评估了第二轮“限贷限购”对 74 家上市百强房企债务风险的影响。基本结果显示，房企的受限程度每增加 10%，房企的债务违约距离和信用评级得分分别下降了 0.5、0.37。由于政策前后样本房企的债务违约距离变化和信用评级得分变化分别只有 0.58、-0.06，第二轮“限贷限购”对房企债务风险产生了严重的负向冲击。后续我们重新测量了房企的受限程度，在模型中增加了额外的控制变量，然后重新估计模型，但仍然得到了相同的结论。机制分析表明，第二轮“限贷限购”并没有降低房企的流动性和有息债务融资，也没有显著降低房企的销售均价，但大幅降低了房企的销售面积。此外，本文收集了世茂集团等 10 家房企披露的楼盘销售数据，构建了一个 2015-2018 年 280 个楼盘的面板数据，并据此重新研究了第二轮“限贷限购”对住房售价和销售面积的影响。研究结果仍显示，这些政策并没有降低住房售价，但大幅降低了住房销售面积。基于以上结果，我们可以得出如下结论：虽然“限贷限购”抑制了购房需求，但同时也降低了房地产企业出售存货的动力，以至于住房销售面积大跌而售价没有下跌。销售面积的大幅下降阻碍了经营现金流改善，进而不利于房企债务风险的缓解。因此，“限贷限购”这种房地产金融审慎政策不但无法有效控制房价上涨，而且对房企债务风险产生了严重的负向冲击。

本文的研究贡献和学术创新可总结为以下几点：① 本文首次评估了“限贷限购”对房地

产企业债务风险的影响，而已有文献主要研究了这些政策在控制房价上涨方面的有效性。由于房地产企业的债务风险也是房地产市场金融风险的一个重要来源（王粟昉等，2012；孙翎等，2019；方意等，2021），因此本文首次从房地产企业视角研究房地产金融审慎政策的作用效果。② 本文使用房地产企业数据和楼盘数据研究了“限贷限购”的有效性，由于房地产企业是中国新房市场中的卖方，其披露的业务数据能最直接反映新房交易状况，或许为评估政策有效性带来新的信息。此外，楼盘层面的面板数据能保证政策前后销售住房的可比性，为精准评估政策的有效性提供了便利。③ 本文的研究结果有助于房地产金融审慎政策的优化和完善。本文研究表明，住房需求管理政策并不能有效抑制房价上涨，房地产企业的存货出售动力可能对房价变动有重要影响。因此，在房地产企业愿意加快出售存货的情况下，放松“限贷限购”应该不会导致房价报复反弹。

限购政策

## 二、中国的房地产金融审慎政策

由于房产是一种重要的资产，房地产金融审慎管理是宏观审慎管理中非常重要的一块（ESRB，2016）。从目前各国的政策实践来看，中国比较频繁地实施宏观审慎管理，对房地产市场的调控也处于世界前列（Alam 等，2019）。从国际上通行的定义来看，房地产金融审慎政策主要指为防范与房地产市场相关的金融风险而实施的各种经济手段，主要包括贷款价值比（LTV）、债务支出收入比（DSTI）和资本管理工具（Alam 等，2019）。其中 1 与 LTV 之差就是住房贷款的首付比，在中国体现为“限贷”政策。中国除了频繁使用“限贷”等经济手段外，还使用“限购”这种行政手段干预房地产市场。虽然“限购”这种行政手段并不属于传统意义上的房地产金融审慎政策，但在中国它发挥着与其他房地产金融审慎工具类似的功效。更重要的是，“限购”是中国干预房地产市场的工具箱中使用最为频繁的一种政策工具，而且它往往与“限贷”一起搭配实施。因此，“限购”和“限贷”一样，都是中国房地产金融审慎管理的重要政策工具。

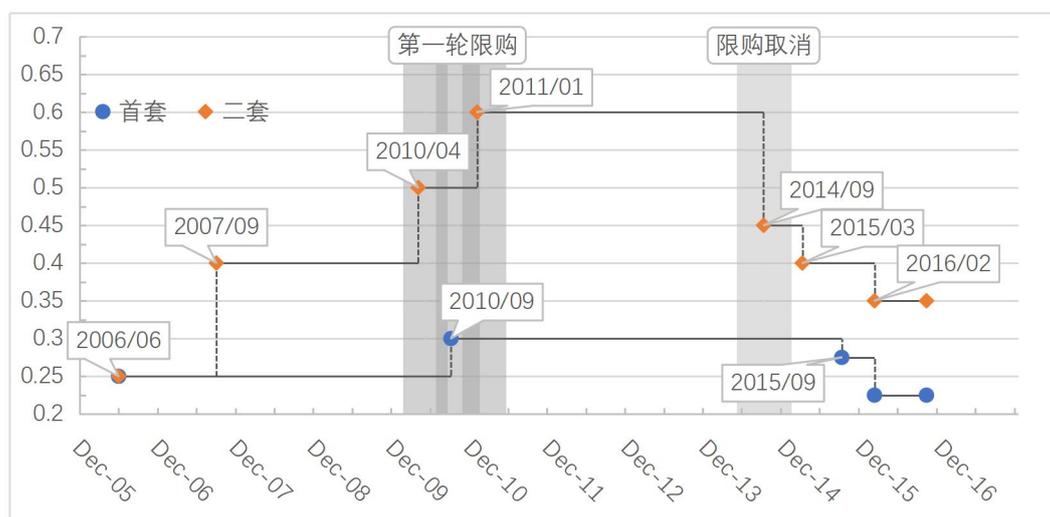


图 1 2016 年第四季度前全国性个人住房贷款的首付比

如图 1 所示，早在 2006 年 5 月中国就明确了住房贷款的首付比，但直到 2010 年“国办发 10 号文件”的出台<sup>二</sup>，中国才大规模干预房地产市场。政策工具包括“限购”、“限贷”、转让环节征收营业税、持有环节的房产税、限定出售年限，其中“限购”使用最为频繁，也最受学者关注（何春燕，2020）。在 2010 年第四季度至 2011 年第二季度，全国 46 个城市实施了“限购”（余泳泽和张少辉，2017），同时全国的二套房贷款首付比统一上调至 60%。随着经

<sup>二</sup> “国办发 10 号文件”指《国务院关于坚决遏制部分城市房价过快上涨的通知》

济下行压力增加，自 2014 年下半年开始中国为房地产市场松绑。除北京等 5 个城市外，在 2014 年第三季度至 2015 年一季度原限购城市全部解除“限购”措施，同时二套房的贷款首付比统一下调至 40%。2015 年 9 月“银发 305 号”文件强调“因城施策”，允许地方政府根据自身情况自主制定住房贷款政策。随着 2016 年中国一、二线城市的房价暴涨，合肥等 26 个城市在 2016 年 10 月至 2017 年 4 月重启“限贷限购”，北京等 5 个持续实施限购的城市也收紧了住房贷款政策。

与第一轮房地产调控相比，第二轮房地产调控的最大不同是，“限贷”不再由央行作统一实施，而是由地方政府根据自身情况自主决定。因此，“因城施策”成为实施第二轮房地产金融审慎管理的思路。此外，“限贷”与“限购”往往作为一种政策组合，一起实施。由于在第一轮房地产调控中非“限购”城市也实施了“限贷”，研究中房地产金融审慎政策的净影响很难被识别出来；但在第二轮房地产调控中“限购”与“限贷”往往一起实施，这就为识别房地产金融审慎政策的净影响提供了便利。

### 三、研究样本与模型设定

#### （一）样本选择与数据来源

本文的研究样本为 2015-2018 年上市百强房企的面板数据。虽然 A 股和港股一共有 200 多家从事房地产开发经营活动的企业，但相当一部分房企的经营范围局限于某个城市，或者部分房企的主营业务为产业地产、商业地产和保障房开发。例如，中华企业的经营范围仅限于上海市，电子城的主营业务为开发和经营电子信息产业园区，而城投控股承担了上海市大量的保障房建设任务。这些房企更容易某个城市特定事件的影响，或者不受到“限贷限购”的影响，因此本文剔除了这些企业，最终获得 74 家在 A 股或港股上市的百强房企。这些房企以商品住宅开发与销售为主营业务，经营区域至少横跨 3 个城市。由于部分城市在 2014 年下半年还未取消“限购”，本文将样本起始时间设定为 2015 年；由于 2018 年以后原来未实施“限贷限购”的城市也加强了房地产金融审慎监管，本文将截止时间设定为 2018 年。此外，上述房企中世茂集团等 10 个房企披露了单个楼盘的销售数据，本文选取了至少在 2016、2017 年都有销售面积、销售金额的楼盘，从而获得了 280 个楼盘在 2015-2018 年的面板数据，这些楼盘数据为检验“限贷限购”的有效性提供了更有力的证据。

本文使用了房企的财务数据、运营数据、股票市场数据、信用评级数据和楼盘的数据，其中房企的财务数据、运营数据和楼盘数据来自于房企的年报，房企的信用评级数据和用于计算房企违约距离的股票市场数据来自于 wind。此外，“限贷限购”实施的信息来自于各城市的官方文件。

#### （二）模型设定

第二轮房地产调控主要发生在 2016 年 10 月至 2017 年 4 月，而且只有 34 个城市收紧了房地产金融审慎监管，如表 1 所示，因此我们可以在双重差分模型的框架下研究政策的影响。但由于房企跨区域经营，我们不能根据房企主要经营城市的政策状况来判断房企的受影响状况。为此，我们借鉴梁若冰等（2021）的研究方法，使用强度双重差分模型评估房地产金融审慎政策的影响。由于百强房企的土地储备足以支撑未来 3~4 年的销售，土地储备的城市分布基本决定了房企的销售市场以及销售的受限程度。因此，我们根据房企在各个城市的土地储备计算出房企的受限程度，详见等式（1）。

表 1 2016 年 10 月至 2017 年 4 月“限贷限购”或“限贷”实施的城市分布

重启“限贷限购”或实施“限贷”的城市	未“限贷限购”的城市（区域）
天津、东莞、佛山、珠海、中山、南京、苏州、无锡、扬州、杭州、宁波、嘉兴、合肥、厦门、福州、泉州、武汉、长沙、	重庆、云南、广西、贵州、黑龙江、吉林、内蒙古、山西、新疆、宁夏、青海、西藏、

南昌、济南、青岛、郑州、西安、石家庄、“环京城市”、沈阳、成都、兰州和海南省（不包括三亚）重启“限贷限购”，北京、上海、广州、深圳和三亚这 5 个城市实施“限贷”。	其他省的非“限贷限购”城市，这些省包括广东、江苏、浙江、安徽、福建、湖北、湖南、江西、山东、河南、陕西、河北、辽宁、四川和甘肃
--	---

注：“环京城市”指保定、沧州、廊坊、唐山、秦皇岛、承德、张家口，他们的“限贷限购”政策大同小异，出台时间相近，因此本文用“环京城市”来概括。

如等式（1）所示， $landstock_{c,i}$  表示 2016 年底房企  $i$  在城市（区域） $c$  拥有的土地储备面积， $landstock_i$  表示 2016 年底房企  $i$  的总土地储备面积。当城市  $c$  在 2016 年第四季度及以后实施“限贷限购”或“限贷”时  $dummy_c=1$ ，否则  $dummy_c=0$ 。

$$rdegree_i = \sum_{c=1}^{61} \left( \frac{landstock_{c,i}}{landstock_i} \right) \times dummy_c \quad (1)$$

$$risk_{it} = \beta_1 \times rdegree_i \times post_t + \alpha_1 \times \chi_{it} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

强度双重差分模型如等式（2）所示， $risk_{it}$  为房企债务风险， $\chi_{it}$  房企层面的控制变量， $\delta_i$  为房企固定效应， $\gamma_t$  为年度固定效应。

**因变量。** 本文用房企的违约距离（DD）和信用评级得分来衡量房企的债务风险，这两个变量越小，房企的债务风险越高。已有研究使用 Altman (1968) 提出的 Z-score 衡量企业的债务风险，但 Z-score 的大小受当期营业收入和利润的影响，而房地产行业的预售制度导致当期营业收入和利润主要反映了前期预售项目的结转情况，并不反映当期的经营活动，因此本文不使用 Z-score 衡量房企的债务风险。Merton (1974) 基于实物期权理论提出了企业债务风险的衡量方法，即企业离债务违约临界点的距离。由于企业的股票市场数据能及时反映企业的经营和财务状况，基于股票市场数据计算出的 DD 能及时反映房企的债务风险状况。具体来说，本文主要参考了王化成等（2019）、Bharath & Shumway（2008）的方法计算了房企的 DD。此外，Wind 数据库提供了穆迪投资者服务公司和量龙信用（深圳）管理有限公司对房企的主体信用评级，其中后者是中国领先的信用评级系统供应商。我们按以下方式将房企的信用评级转换为数值：按穆迪的信用评级体系，样本房企的信用评级分布在 C 级~A1 级，依次赋值 5~21；按量龙信用的评级体系，样本房企的信用评级分布在 C 级~A+ 级，也依次赋值 5~21。

**自变量。** 由于绝大部分城市的“限贷限购”发生在 2016 年 10 至 2017 年 4 月，在基准模型中 2017 年及以后  $post_t=1$ ，2016 年及之前  $post_t=0$ 。考虑到泉州、扬州和沈阳的“限贷限购”发生在 2017 年末至 2018 年初，在稳健性检验中，在 2017 年及之前本文将这 3 个城市计入非“限贷限购”城市，并重新计算房企的受限程度。此外，考虑到土地储备的价值更能决定房企的销售收入，在稳健性检验中本文将等式（1）中  $landstock$  替换为土地储备价值，并重新计算房企的受限程度。

**控制变量。** 参考相关文献（彭中文等，2014；林朝颖等，2015；梁若冰等，2021；吴永钢和蒋铭磊，2021），影响房企债务风险的控制变量（因素）包括房企规模、杠杆水平、盈利能力、资产的流动性、可抵押资产数量、经营范围、股权结构和企业产权属性。表 2 中列举了他们的定义和表属性统计。

**表 2 主要变量的定义**

变量及符号	定义	均值	方差
违约距离 $DD$	房企离债务违约临界点的距离	1.803	2.613
信用评级得分	根据房企信用评级转换成的数值	12.834	2.694

<i>credit</i>			
受限程度 <i>rdegree</i>	房企受“限贷限购”的影响程度，详见等式（1）。	0.683	0.182
房企规模 <i>Lnasset</i>	ln(房企总资产规模)	15.964	1.158
房企杠杆 <i>leverage</i>	(总负债-预收款)/(总资产-预收款)	0.706	0.108
总资产回报率 <i>roa</i>	净利润与总资产之比	0.025	0.016
流动资产占比 <i>ratio_liquidity</i>	(流动性资产-存货)/总资产	0.263	0.094
存货占比 <i>ratio_inventory</i>	存货/总资产	0.553	0.143
主营业务占比 <i>primaryratio</i>	房地产业务收入占比	0.918	0.083
控股股东的持股比例 <i>majorshare</i>	第一大股东控股比例	0.527	0.155
房企国有 <i>SOE</i>	第一大股东为国有法人时， <i>SOE</i> =1	0.405	0.492

注：一般情况下存货计入流动资产，但房地产企业的存货周转率普遍偏低，因此本文把它当作非流动资产处理。

## 四、实证结果与分析

### （一）基本结果

首先本文检验了“限贷限购”对房企债务风险的影响，结果如表 3 所示。其中第（1）、（4）列展示了基本结果。结果显示，“限贷限购”显著降低了房企的违约距离和信用评级得分，政策实施后房企的受限程度每增加 10%，房企的违约距离下降 0.5，房企的信用评级得分下降 0.37。由于违约距离和信用评级得分的方差分别只有 2.6、2.7，而房企受限程度的方差为 18.2%，这意味着这轮“限贷限购”对房企债务风险产生了严重的负向冲击。在只有仅 300 个观测值的情况下（1）、（4）列的组内  $R^2$  分别达到 0.49、0.32，这表明基准模型能较好地刻画房企的债务风险。*Lnasset*、*leverage*、*roa* 的系数符号表明，房企的债务规模越大，盈利能力越高，财务杠杆月底，房企的债务风险越低。这与理论预期相一致。

表 3 “限贷限购”对房企债务风险的影响-基本结果、前提条件与异质性分析

因变量	违约距离 (DD)			信用评级得分 (credit)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>rdegree</i> × <i>post</i>	-4.967*** (1.596)	-4.498** (1.752)	-5.230*** (1.529)	-3.688*** (0.854)	-3.824*** (0.832)	-3.739*** (0.799)
<i>rdegree</i> × <i>post</i> 2015		-1.052 (1.829)			0.279 (0.584)	
<i>rdegree</i> × <i>post</i> × <i>SOE</i>			0.294 (0.501)			0.059 (0.348)
<i>Lnasset</i>	0.819 (1.089)	0.809 (1.086)	0.915 (1.157)	-0.076 (0.374)	-0.068 (0.383)	-0.059 (0.405)
<i>leverage</i>	-5.210* (1.596)	-5.177* (1.752)	-5.356* (1.529)	-6.295*** (0.854)	-6.332*** (0.832)	-6.314*** (0.799)

	(2.945)	(2.908)	(3.047)	(1.878)	(1.875)	(1.888)
roa	5.480	6.084	6.131	18.199*	18.135*	18.315*
	(18.241)	(18.192)	(18.612)	(10.375)	(10.296)	(10.493)
ratio_liquidity	-0.405	-0.425	-0.453	4.409**	4.413**	4.399**
	(3.554)	(3.518)	(3.533)	(2.098)	(2.096)	(2.093)
ratio_inventory	1.121	1.054	1.033	4.460**	4.481**	4.442**
	(3.507)	(3.514)	(3.464)	(2.166)	(2.160)	(2.159)
primaryratio	-1.633	-1.688	-1.762	-0.238	-0.234	-0.260
	(3.444)	(3.458)	(3.496)	(1.100)	(1.101)	(1.092)
majorshare	-2.200	-2.583	-2.579	2.245	2.285	2.185
	(2.155)	(2.301)	(2.275)	(1.742)	(1.741)	(1.765)
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
房企固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	-5.478	-5.067	-6.523	13.245**	13.102**	13.059**
	(15.405)	(15.409)	(16.154)	(5.813)	(5.960)	(6.204)
Obs.	294	294	294	296	296	296
Within R <sup>2</sup>	0.493	0.494	0.493	0.316	0.317	0.316

注释：样本为2015-2018年74家百强房企的观测值，变量 $post2015$ 假设“限贷限购”发生在2016年，2016年及以后 $post2015=1$ 。括号内为在房企层面聚类的稳健标准误，\*\*\*  $p<0.01$ ，\*\*  $p<0.05$ ，\*  $p<0.1$ 。

为了考察在政策实施前房企的债务风险是否已经提高，本文在模型中增加变量  $post2015$ ：2015年以后  $post2015=1$ ，2015年  $post2015=0$ 。因此该变量假设房企在2016年已经受到不利的政策冲击。表3第(2)列显示，房企在2016年已经受到不利的政策冲击，但这种影响在统计上并不显著。这可能是由于部分城市在2016年第四季度实施了紧缩的房地产金融审慎监管，而这及时反应到股票市场上，最终降低了房企的债务违约距离。表3第(5)列显示，房企在2016年并没有受到不利的政策冲击。结合第(2)、(5)列结果可基本判定，房企在2017年以前并没有受到显著的不利政策冲击。为了考察不同产权属性的房企对这次政策的异质性反应，本文在模型中增加了  $SOE$  与  $rdegree \times post$  的交互项，其中房企为国有时  $SOE=1$ 。如表3第(3)、(6)列所示，这个交互项的系数为正，但在统计上并不显著。因此，这次“限贷限购”并没有对国有房企、民营房企产生不同的影响。

## (二) 稳健性分析

在该部分我们对表3中的结果做稳健性分析。一方面，基准模型中  $rdegree$  的计算没有考虑一些细节，导致房企的受限程度可能不够精准；另一方面，基准模型没有考虑房企所在市场的人口规模、居民收入、住宅用地供应量，这可能导致估计偏差。在这个小节本文将着手解决这两个问题。

### 1. 重新测算房企受限程度

在第二轮房地产调控中虽然绝大部分城市的“限贷限购”发生在2016年末至2017初，但泉州、扬州和沈阳这三个城市是个例外。虽然泉州、扬州在2017年上半年实施了“限售”政策，但直到2017年9月和2017年12月，这两个城市才实施“限贷限购”。此外，虽然沈阳在2017年下半年实施了“限售”政策，但直到2018年4月沈阳才实施“限贷限购”。为此，本文将上述情况考虑进来，在2017年及之前将这3个城市计入非“限贷限购”城市，并重新计算房企的受限程度，得到一个时变的房企受限程度  $rdegree_{tv}$ 。此外，基准模型中  $rdegree_{tv}$  主要根据土地储备面积计算，而不是根据土地储备价值计算。这主要是因为房企财报没有披露在单个城市的土地储备价值。为了能更精准反应房企受“限贷限购”影响的程度，本文用

*landstockvalue* 替换等式 (1) 中的 *landstock*, 并得到新变量 *rdegree\_value*。其中  $landstockvalue=landstock \times cityhousingprice$ , *cityhousingprice* 为土地储备所在城市的房价。根据自变量的新定义重新估计模型, 结果如表 4 所示。第 (1)、(3) 列显示, *rdegree\_tv*×*post* 的系数仍然显著为负, 且与表 3 中的相比几乎没有变化。其实整体上样本房企在泉州、扬州和沈阳的土地储备份额并不大, 这就导致 *rdegree\_tv* 与 *rdegree* 没有太大差异。第 (2)、(4) 列显示, *rdegree\_value*×*post* 的系数仍然显著为负, 且与表 3 中的相比也没有太大变化。

总结来讲, 本文在重新测算房企受限程度后重新估计模型, 发现房地产金融审慎政策仍显著提高了房企的债务风险, 且这种影响与原来相比并没有太大变化。因此, 基准模型中 *rdegree* 的定义是恰当的, 其瑕疵并不会影响基本结论。

**表 4 稳健性分析——重新测算房企受限程度**

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	违约距离 (DD)		信用评级得分 (credit)	
<i>rdegree_tv</i> × <i>post</i>	-4.721*** (1.451)		-3.488*** (0.824)	
<i>rdegree_value</i> × <i>post</i>		-5.966*** (1.940)		-3.804*** (1.102)
<i>Lnasset</i>	0.838 (1.095)	0.816 (1.111)	-0.071 (0.377)	0.046 (0.420)
<i>leverage</i>	-5.198* (2.941)	-5.792** (2.809)	-6.259*** (1.840)	-6.775*** (1.927)
<i>roa</i>	7.325 (17.727)	3.310 (18.402)	19.043* (10.529)	17.889 (11.514)
<i>ratio_liquidity</i>	-0.773 (3.480)	-1.172 (3.631)	4.166** (2.085)	4.236* (2.199)
<i>ratio_inventory</i>	0.911 (3.439)	0.360 (3.658)	4.273* (2.149)	4.241* (2.257)
<i>primaryratio</i>	-1.655 (3.401)	-2.015 (3.371)	-0.225 (1.143)	-0.541 (1.082)
<i>majorshare</i>	-2.100 (2.125)	-2.309 (2.055)	2.533 (1.862)	2.369 (1.904)
<i>rdegree_tv</i>	3.610 (3.802)		3.557 (3.120)	
年度固定效应	控制	控制	控制	控制
房企固定效应	控制	控制	控制	控制
Constant	-8.031 (15.625)	-3.935 (16.163)	10.785* (5.807)	12.057* (6.713)
Obs.	294	294	296	296
R <sup>2</sup> /Within R <sup>2</sup>	0.493	0.491	0.321	0.270

注释: 样本为 2015-2018 年 74 家百强房企的观测值, 变量 *rdegree\_tv* 考虑了泉州、扬州和沈阳在 2018 年才实施“限贷限购”的情况, *rdegree\_value* 是按土地储备价值计算的房企受限程度。括号内为在房企层面聚类的稳健标准误, \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1。

## 2. 增加额外的控制变量

城市的人口规模、收入水平和土地供应量是影响房地产市场运行的基本因素 (陆铭等,

2014; 韩立彬和陆铭, 2018), 但基准模型没有考虑这三个因素的影响。样本房企跨区域经营, 而房企也没有披露其在各个城市的市场份额, 因此我们无法精确测量房企所面临的人口因素、居民收入和土地供应量。现在本文借鉴房企受限程度的计算方法, 以 2016 年底的土地储备面积为权重, 计算出房企所在市场的人口规模、城镇居民可支配收入和住宅用地供应面积。详见等式 (3)

$$wx_{i,t} = \sum_{c=1}^{61} \left( \frac{landstock_{c,i}}{landstock_i} \right) \times x_{c,t} \quad (3)$$

等式中  $i$  表示房企,  $c$  表示城市 (区域),  $landstock_{c,i}$  表示 2016 年底房企  $i$  在城市  $c$  拥有的土地储备面积,  $landstock_i$  表示 2016 年底房企  $i$  的总土地储备面积,  $x_{c,t}$  表示城市  $c$  在  $t$  年的常住人口规模、居民收入和土地供应量。

首先我们使用强度双重差分模型检验了这些因素在政策前后的变化, 因变量分别为常住人口的对数  $Lnpopulation$ 、城镇居民可支配收入  $cityincome$  和上一年住宅用地成交面积的对数  $Lnlandsupply$ , 自变量为  $rdegree \times post$ 。表 5 第 (1)、(2) 列显示, 房企所在市场的人口规模、居民收入与其所在市场的受限程度正相关。由于人口持续流入, 居民收入稳定增长, 一、二线城市的购房需求比较旺盛。在外部冲击的情况下, 一、二线城市的房价容易出现泡沫, 因此一、二线城市大多实施了“限贷限购”。所以, 房企所在市场的受限程度越大, 人口流入越多, 收入增长越快。表 5 第 (3) 列显示, 房企所在市场的土地供应量与其受限程度不相关, 这可能因为一方面“限贷限购”会降低房企的购地意愿, 另一方面“限贷限购”城市有增加土地供应的政治压力, 这两方面的因素导致土地供应量与“限贷限购”并不相关。表 5 第 (4)、(6) 列展示了在模型中包含  $Lnpopulation$ 、 $cityincome$ 、 $Lnlandsupply$  这三个变量后的估计结果。结果显示,  $rdegree \times post$  的系数仍显著为负, 且其绝对值与表 3 第 (1)、(4) 列中的相比几乎没有变化。此外, 由于样本房企中一部分在 A 股上市而另外一部分在港股上市, A 股和港股不同的交易制度和投资者结构可能会导致不同的股票收益率, 这会导致基于股票收益率计算出来的 DD 难以统一衡量房企的债务风险。为此, 本文在模型中加入 A 股沪深 300 指数的年收益率和恒生指数的年收益率 ( $market\ return$ ), 重新估计模型, 结果如第 (5) 列所示。第 (5) 列中  $rdegree \times post$  的系数仍然显著为负, 虽然与第 (4) 列相比其数绝对值有所下降, 但都在一个量级上。

总结来讲, 本文在模型中加入人口规模、收入水平和土地供应量后重新估计模型, 发现房地产金融审慎政策仍显著提高了房企的债务风险, 且这种影响与原来相比并没有太大变化。因此, 基准模型中遗漏的这三个因素并不影响基本结论。

**表 5 稳健性分析——增加额外的控制变量**

因变量	(1) Lnpopulation	(2) cityincome	(3) Lnlandsupply	(4) DD	(5) DD	(6) credit
$rdegree \times post$	0.033*** (0.009)	0.208*** (0.047)	0.008 (0.095)	-4.965** (1.903)	-3.792** (1.565)	-3.411*** (0.801)
Lnpopulation				-3.301 (9.436)	8.070 (10.504)	0.277 (8.812)
cityincome				0.602 (2.358)	0.994 (2.200)	-2.013 (1.557)
Lnlandsupply				0.184 (1.135)	0.265 (1.017)	1.022** (0.490)
market return					9.076*** (1.767)	

Lnasset				0.851 (1.130)	0.885 (0.942)	-0.063 (0.380)
leverage				-5.268* (3.003)	-4.143 (2.543)	-6.205*** (1.827)
roa				4.953 (17.915)	-7.020 (13.874)	17.975* (10.568)
ratio_liquidity				-0.473 (3.732)	-2.657 (3.223)	3.963* (2.073)
ratio_inventory				1.087 (3.681)	-1.296 (3.213)	3.581* (2.104)
primaryratio				-1.636 (3.404)	2.694 (3.116)	-0.568 (1.119)
majorshare				-1.991 (2.205)	-0.369 (2.602)	1.864 (1.879)
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
房企固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	7.700*** (0.001)	3.671*** (0.006)	7.168*** (0.012)	15.923 (74.537)	-77.465 (80.705)	12.229 (63.744)
Obs.	296	296	370	294	294	296
Within R <sup>2</sup>	0.678	0.986	0.542	0.493	0.570	0.341

注释：样本为 2015-2018 年 74 家百强房企的观测值。*Lnpopulation*、*cityincome*、*Lnlandsupply* 分别为房企所在市场的人口规模对数、城镇居民可支配收入和上一年住宅用地供应面积的对数。*Market return* 为股票市场指数的年度收益率。括号内为在房企层面聚类的稳健标准误，\*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ 。

## 五、作用机制分析

### （一）流动性和债务融资渠道

外部融资能力下降是企业债务风险上升的一个重要原因（丁志国等，2021；万晓莉等，2023）。无论“限贷限购”能否降低房价水平，这些调控措施都会抑制购房需求，进而降低了房企存货的流动性。存货流动性的下降会影响存货的可变现价值和抵押价值，最终可能会限制房企的外部融资。此外，企业债务风险上升的一个最直接的原因是流动性下降，那么“限贷限购”是否通过恶化房企的流动性来提升其债务风险？在本小节本文将检验这两种渠道。

表 6 第（1）列的因变量是货币资金的对数，表示最具流动性资产的绝对水平；第（2）列的因变量是货币资金与短期有息债务之比，表示最具流动性资产的相对水平。类似地，表 6 第（3）、（4）列的因变量分别是有息债务的对数、有息债务与总资产之比，分别表示有息债务融资的绝对水平、相对水平。除了额外包含贸易性债务的对数 *Lntdebt* 外，模型中的控制变量与等式（2）中的控制变量一样。贸易性债务主要指应付账款和其他应付款，表示房企对供应商和合作伙伴的业务往来欠款，是一种典型的商业信用。已有研究表明，商业信用对银行信用有替代作用，可降低企业的现金持有水平（Petersen & Rajan, 1997）。因此本文将 *Lntdebt* 包含在模型中。此外，房企的流动性和有息债务融资可能会对房企的规模、杠杆水平、盈利能力、流动性资产、存货水平和贸易性债务有反向影响，而房企的主营业务范围、控股股东的持股比例相对稳定。因此，我们将除 *primaryratio* 和 *majorshare* 外的控制变量滞后一期。

检验结果如表 6 所示。第（1）列的结果显示，尽管“限贷限购”降低了货币资金的绝对

水平，但这种影响在统计上并不显著；第（2）列的结果显示，“限贷限购”提高了货币资金的相对水平，但这种影响在统计上也不显著。综合来看，“限贷限购”并没有恶化房企的流动性。第（3）列的结果显示，尽管“限贷限购”降低了有息债务的绝对水平，但这种影响在统计上并不显著；第（4）列的结果显示，“限贷限购”对有息债务的相对水平几乎没有影响。综合来看，“限贷限购”并没有限制房企的有息债务融资。

综上所述，“限贷限购”既没有恶化房企的流动性，又没有限制房企的有息债务融资，因此，“限贷限购”没有通过流动性和债务融资渠道增加房企的债务风险。

**表 6 机制分析——“限贷限购”对房企流动性和债务融资的影响**

因变量	(1) Lncash	(2) ratio_cash	(3) Lnfdtbt	(4) ratio_fdtbt
rdegree×post	-0.402 (0.326)	5.951 (6.375)	-0.292 (0.269)	0.017 (0.043)
L.Lnasset	0.115 (0.093)	3.663 (2.786)	-0.064 (0.101)	-0.042** (0.017)
L.leverage	-0.678 (0.892)	-19.266* (10.211)	1.013* (0.582)	0.197* (0.106)
L.roa	-0.920 (3.405)	-53.020 (34.851)	-0.078 (1.816)	0.614 (0.384)
L.ratio_liquidity	-0.549 (0.723)	-23.743*** (8.611)	0.951 (0.677)	0.259** (0.116)
L.ratio_inventory	-0.569 (0.566)	-15.928 (10.676)	0.479 (0.736)	0.121 (0.110)
primaryratio	-0.241 (0.782)	1.602 (3.567)	-0.043 (0.619)	0.009 (0.161)
majorshare	0.573 (0.856)	12.437 (7.705)	-0.358 (0.535)	-0.050 (0.124)
L.Lntdebt	0.276*** (0.088)	-4.462 (3.153)	0.493*** (0.133)	0.020 (0.019)
年度固定效应	控制	控制	控制	控制
房企固定效应	控制	控制	控制	控制
Constant	8.752*** (1.624)	29.414 (23.816)	7.852*** (1.425)	0.467** (0.231)
Obs.	294	294	294	294
Within R <sup>2</sup>	0.629	0.284	0.714	0.153

注释：样本为 2015-2018 年 74 家百强房企的观测值。因变量 *Lncash*、*Lnfdtbt* 分别是货币资金的对数、有息债务的对数；因变量 *ratio\_cash*、*ratio\_fdtbt* 分别是货币资金与短期有息负债之比、有息债务与总资产之比；把贸易性债务的对数 *Lntdebt* 加入到模型中以控制商业信用对银行引用的替代。为减轻因变量对控制变量的反向影响，除 *primaryratio* 和 *majorshare* 外，其他控制变量滞后一期。括号内为在房企层面聚类的稳健标准误，\*\*\*  $p < 0.01$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*  $p < 0.1$ 。

## （二）资产价格和经营活动渠道

目前中国房地产金融审慎监管的主要目的是抑制房价过快上涨，“限贷限购”抑制了住房需求，在住房供给不变的情况下这些政策应该能抑制房价上涨。如表 2 中 *ratio\_inventory* 的均值所示，存货是房企最主要的资产，存货销售价格下跌意味着房企的资产价值发生重大减

值，这会削弱房企的长期偿债能力（刘洪玉等，2013），从而提高房企的债务风险。“限贷限购”实施后如果房企减少住房投资和供应，那么存货销售价格可能不会显著下降，但销售面积会大幅下降。销售面积的大幅下降意味着经营现金流大幅减少，这也会提高房企的债务风险。那么，“限贷限购”到底是抑制了房企的资产价格还是大幅减少了房企的经营现金流入？本文将检验“限贷限购”对房企销售价格、销售面积的影响。

在中国新房市场上，新房预售制使得房企的当期营业收入并不反映当期的销售活动，而反映前期预售项目在当期的结转情况。为此，我们从财报中收集了房企的运营数据，即合约销售金额和合约销售面积，并利用二者之积得到房企的存货售价。然后我们以房企存货售价的对数  $\ln fprice$  为因变量，使用强度双重差分模型检验了“限贷限购”对存货售价的影响。表 7 第（1）列显示，“限贷限购”并没有显著降低房企的存货售价。房企的销售面积可能是影响存货售价的一个重要因素，为此本文在模型中加入房企销售面积的对数  $\ln fvolume$ ，重新估计模型，结果如表 7 第（2）列所示。该列结果显示，“限贷限购”对房企存货售价有一定的抑制作用，但这种抑制作用在 5% 的水平上并不显著。此外，房企存货售价的变化与房企所在市场的人口规模、居民收入和土地供应量有一定关系，为此本文在模型中加入房企所在市场的人口规模对数  $\ln population$ 、城镇居民可支配收入  $cityincome$  和上一年住宅用地供应面积的对数  $\ln landsupply$ 。这些变量与表 5 中的因变量一样，计算方法如等式（3）所示。表 7 第（3）列显示，考虑这 3 个因素后，“限贷限购”对房企存货售价的抑制作用仍然在 5% 的水平上不显著。类似地，本文以房企销售面积的对数为因变量，使用强度双重差分模型检验了“限贷限购”对房企经营活动的影响。表 7 第（4）~（6）列显示，无论模型中是否包括房企存货售价、人口规模、居民收入和土地供应量，“限贷限购”都显著降低了房企的销售面积。参考第（6）列的结果，房企的受限程度每增加 10%，房企的销售面积下降 7%。

政策实施后房企在“限贷限购”城市的销售面积会相对减少，而“限贷限购”城市一般是房价水平较高的一、二线城市。因此，房企存货售价的降低可能不是因为“限贷限购”城市的房价出现了下降，而是因为房企的存货组合中高房价项目的销售占比下降，这也意味着表 7 第（2）、（3）列中  $rdegree \times post$  的系数绝对值存在高估。因此，本文不能根据表 7 的结果判定“限贷限购”对房企资产价格有抑制作用。在“限贷限购”影响下房企的销售面积大幅降低，而存货售价较少受到影响，由此可推断出房企减少了住房投资和供应。此外，表 7 第（2）、（3）、（5）、（6）列都显示房企存货售价与房企销售面积显著负相关。在买方力量起决定性作用的市场（即买方市场）中商品的销售量与销售价格正相关，而在卖方力量起决定性作用的市场（即卖方市场）上，类似于垄断市场，商品销售量与销售价格负相关。因此表 7 中的结果表明，新房市场是一个卖方市场，房企对房价的变动有决定性作用。这也解释了“限贷限购”实施后新房市场“量跌而价格不跌”的现象。

由于房企存货售价变动较小而房企销售面积变动较大，房企销售面积的大幅下降意味着经营现金流的大幅减少。因此，“限贷限购”主要通过经营活动渠道提高了房企的债务风险。

**表 7 “限贷限购”对房企存货售价和销售面积的影响**

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Lnfprice			Lnfvolume		
$rdegree \times post$	-0.033 (0.092)	-0.144* (0.085)	-0.166* (0.094)	-0.719*** (0.256)	-0.739*** (0.233)	-0.702*** (0.250)
$\ln fvolume$		-0.153*** (0.039)	-0.155*** (0.040)			
$\ln fprice$					-0.616*** (0.174)	-0.634*** (0.180)
$L.Lnasset$	-0.191***	-0.129*	-0.114*	0.408***	0.291*	0.299*

	(0.072)	(0.065)	(0.063)	(0.150)	(0.148)	(0.152)
L.leverage	0.122	0.200	0.235	0.506	0.581	0.557
	(0.204)	(0.215)	(0.221)	(0.629)	(0.625)	(0.647)
L.roa	0.696	-0.242	-0.522	-6.117**	-5.688**	-5.977**
	(1.173)	(1.092)	(1.070)	(2.592)	(2.401)	(2.418)
L.ratio_liquidity	-0.079	-0.184	-0.226	-0.680	-0.729	-0.726
	(0.241)	(0.194)	(0.210)	(0.596)	(0.510)	(0.543)
L.ratio_inventory	-0.379*	-0.462***	-0.485***	-0.547	-0.780*	-0.802*
	(0.194)	(0.157)	(0.156)	(0.505)	(0.439)	(0.449)
primaryratio	-0.134	-0.099	-0.086	0.234	0.151	0.128
	(0.255)	(0.265)	(0.265)	(0.622)	(0.628)	(0.629)
majorshare	0.333	0.225	0.287	-0.706	-0.500	-0.425
	(0.359)	(0.372)	(0.359)	(0.616)	(0.635)	(0.636)
L.Lntdebt	0.106**	0.082*	0.072*	-0.156**	-0.091	-0.095
	(0.048)	(0.044)	(0.042)	(0.074)	(0.074)	(0.074)
Lnpopulation			-1.291			-2.121
			(0.984)			(2.456)
cityincome			0.316*			0.160
			(0.167)			(0.379)
Lnlandsupply			0.004			0.031
			(0.087)			(0.197)
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
房企固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	10.969***	11.182***	19.801**	1.388	8.148***	23.783
	(0.532)	(0.498)	(7.722)	(2.000)	(2.828)	(19.724)
Obs.	294	294	294	294	294	294
Within R <sup>2</sup>	0.572	0.613	0.622	0.647	0.680	0.683

注释：样本为 2015-2018 年 74 家百强房企的观测值。因变量  $\ln price$ 、 $\ln volume$  分别为房企销售均价的对数、房企销售面积的对数；额外的控制变量  $\ln population$ 、 $cityincome$ 、 $\ln land supply$  分别为房企所在市场的人口规模对数、城镇居民可支配收入和上一年住宅用地供应面积的对数，其计算方法如等式 (3) 所示。括号内为在房企层面聚类的稳健标准误，\*\*\*  $p < 0.01$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*  $p < 0.1$ 。

### (三) 再检验资产价格和经营活动渠道

由于样本房企跨区域经营，其存货售价本质上是存货组合（楼盘组合）的加权平均价格。因此，房企存货售价的变化不但取决于各个楼盘售价的涨跌，而且取决于楼盘组合中高房价楼盘的权重变化。一般情况下高房价楼盘分布在一、二线城市，而这些城市往往实施“限贷限购”。假如“限贷限购”实施后高房价楼盘的销售面积出现了相对下降，那么即使高房价楼盘的售价继续上涨，房企存货售价也可能会下跌。一个城市的房价本质上也是楼盘组合的加权平均价格，因此城市层面房价的涨跌不但取决于各个楼盘售价的涨跌，而且取决于楼盘组合中高房价楼盘的权重变化。现实中一个城市往往在主城区实施“限购”，而在郊区不实施“限购”。由于主城区的房价水平往往高于郊区的房价水平，在“限购”导致主城区的住房销售面积下降后，一个城市的平均房价就会下降。因此，要想精确识别“限贷限购”对房价的影响，应该以楼盘为研究对象，具体来说，应该以楼盘的面板数据为研究样本。

在 74 家样本房企中，世茂集团、中南建设等 10 家房企在财报中披露了单个楼盘的合约

销售金额、合约销售面积、规划建筑面积、占地面积、楼盘位置等信息。由于第二轮房地产调控发生在 2016 年底至 2017 年初，我们按照至少在 2016、2017 年有合约销售金额、合约销售面积的标准筛选楼盘，最终获得 280 个楼盘在 2015-2018 的面板数据。这些楼盘广泛分布在长三角、珠三角、京津冀、海西、成渝、长江中游、辽沈、关中、中原等大都市圈，因此具有一定的代表性。本文用楼盘的合约销售金额与合约销售面积之积表示楼盘的销售价格  $price$ ，根据楼盘的规划建筑面积与每期合约销售面积计算楼盘的可销售面积  $stock_i$ ： $stock_i = stock_{i-1} - volume_{i-1}$ ，而楼盘的期初可售面积  $stock_0$  为楼盘的规划建筑面积。此外，本文将房企数据、城市数据与楼盘数据相匹配，在模型中包含了楼盘所隶属房企的特征、所在城市的特征。此部分的模型为考虑时间固定效应和个体固定效应的双重差分模型，如等式（4）所示。

$$\text{Ln}y_{it} = \beta_1 \times \text{treat}_i \times \text{post}_t + \alpha_1 \times \chi_{it} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中  $\chi_{it}$  为控制变量，包含了楼盘的可销售面积、楼盘所隶属房企的特征。具体来讲，

房企的特征指总资产对数  $\text{Lnasset}$ 、杠杆  $\text{leverage}$ 、流动资产占比  $\text{ratio\_liquidity}$  和总资产回报率  $\text{roa}$ 。此外，在稳健性分析中控制变量还包括楼盘所在城市的常住人口对数  $\text{Lnpop}$ 、城镇居民可支配收入  $\text{income}$ 、上一年住宅用地成交面积的对数  $\text{Lnland}$ 。此外，本文进一步区分了“限贷限购”城市内部的“限贷限购”区和非“限贷限购”区，将位于非“限贷限购”区的楼盘和非“限贷限购”城市的楼盘都划入对照组。

实证结果总结在表 8 中。第（1）、（2）列显示，无论模型中是否包含城市层面的因素，“限贷限购”都没有显著降低楼盘售价。此外，在第（4）、（5）列的模型中因变量被替换为楼盘销售面积的对数  $\text{Lnvolume}$ ，以估计“限贷限购”楼盘销售面积的影响。结果显示，无论模型中是否包含城市层面的因素，“限贷限购”都显著降低了楼盘销售面积。此外，为了让实验组和对照组在地理位置上尽可能匹配，本文将同一个省（直辖市）内只有实验组或只有对照组的样本剔除。例如，北京市的各个区域都实施“限贷限购”，北京市的楼盘全部被剔除样本；而江苏省内既有南京等“限贷限购”城市，也有南通、常州等非“限贷限购”城市，因此江苏省的楼盘保留下来。这样我们得到了一个只有 225 个楼盘的子样本。根据这个子样本重新估计模型，结果如表 8 第（3）、（6）列所示。结果显示，“限贷限购”仍没有降低楼盘售价，但仍然显著降低了楼盘销售面积。此外，表 8 各列都显示楼盘售价与楼盘销售面积负相关，这与表 7 中的结果相一致。这个结果再次表明，新房市场是一个卖方市场，房企对房价的变动起决定性作用。

综上所述，本文基于楼盘层面的数据再次证实了“限贷限购”的影响：“限贷限购”并没有抑制房价上涨，但显著降低了住房销售面积。

**表 8 “限贷限购”对楼盘售价和销售面积的影响**

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Lnprice			Lnvolume		
样本	全样本		匹配样本	全样本		匹配样本
treat×post	0.043 (0.028)	0.037 (0.027)	0.053* (0.030)	-0.356** (0.143)	-0.356** (0.144)	-0.384** (0.161)
Lnvolume	-0.047*** (0.009)	-0.046*** (0.010)	-0.051*** (0.012)			
Lnprice				-1.401*** (0.253)	-1.389*** (0.257)	-1.426*** (0.293)
lnstock	0.011	0.012	0.018	0.950***	0.946***	0.899***

	(0.018)	(0.018)	(0.020)	(0.094)	(0.094)	(0.093)
Lnasset	-0.013	-0.007	-0.027	1.203***	1.186***	1.086***
	(0.065)	(0.063)	(0.071)	(0.313)	(0.313)	(0.352)
leverage	0.568*	0.648**	0.997***	-0.189	-0.183	1.149
	(0.320)	(0.317)	(0.367)	(1.677)	(1.701)	(1.830)
ratio_liquidity	0.310	0.400*	0.375	1.903	1.792	2.461*
	(0.210)	(0.215)	(0.248)	(1.183)	(1.202)	(1.403)
roa	2.190*	2.200*	2.453*	12.618**	12.528**	14.972**
	(1.178)	(1.153)	(1.296)	(6.080)	(6.055)	(6.490)
Lnpop		0.445	0.374		0.038	-0.799
		(0.317)	(0.349)		(1.264)	(1.368)
income		1.360*	1.756*		-2.933	-1.456
		(0.717)	(0.941)		(3.799)	(4.714)
Lnland		0.032*	0.045		0.031	0.128
		(0.018)	(0.028)		(0.109)	(0.158)
年度固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
楼盘固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	9.377***	-8.470	-12.238	-8.261	22.591	13.052
	(1.115)	(7.645)	(9.848)	(5.966)	(40.172)	(49.493)
Obs.	909	909	727	909	909	727
Within R <sup>2</sup>	0.556	0.565	0.580	0.348	0.349	0.380

注释：样本为 2015-2018 年 280 个楼盘的观测值，这些楼盘属于世茂集团等 10 个百强房企。控制变量 *lnstock* 为楼盘可销售面积的对数，*Lnpop*、*income*、*Lnland* 分别为楼盘所在城市的常住人口对数、城镇居民可支配收入和上一年住宅用地成交面积的对数。(3)、(6) 列中的样本指同一个省内既有实验组又有对照组的样本。括号内为在楼盘层面聚类的稳健标准误，\*\*\*  $p < 0.01$ ，\*\*  $p < 0.05$ ，\*  $p < 0.1$ 。

## 六、研究结论和启示

最近两年中国恒大等大型房地产企业陷入财务困境，房地产企业的债务风险骤然增加，并对新房市场造成了一定的负面冲击。此外，最近二十年中国房地产市场持续繁荣，中国政府也频繁使用“限购”等多种工具控制房价上涨，其中“限贷限购”使用的最为频繁，也最受学界、业界关注。本文以“限贷限购”代表中国的房地产金融审慎管理政策，研究了房地产金融审慎管理政策对房地产企业债务风险和房价的影响。本文收集了房地产企业土地储备在各个城市的分布状况，相对精确地测量了房地产企业在“限贷限购”中的受影响程度，然后借助强度双重差分模型评估了房地产金融审慎政策对房地产企业债务风险的影响。结果显示，2016-2017 年房地产金融审慎监管的收紧大幅提高了房企的债务风险，在重新测算房企的受限程度或控制人口变动等因素后，上述结论仍然成立。机制分析显示，这次审慎监管收紧并没有限制其有息债务融资，也没有降低其平均售价，但大幅降低其销售面积。此外，本文根据已披露的楼盘数据重新检验“限贷限购”对楼盘售价和楼盘销售面积的影响，也没有发现“限贷限购”对房价上涨的抑制作用。

以上结果表明，“限贷限购”实施时房地产企业降低了住房开发和住房供给，“限贷限购”导致住房需求和住房供给同时减少，以至于住房价格并没有下降而住房销售面积大幅下降。住房销售面积的下降意味着房地产企业的经营现金流大幅减少，因此房地产企业的债务风险在“限贷限购”实施的情况下大幅提高。总结来讲，目前中国以“限贷限购”为代表的房地产金

融审慎政策有较大的溢出效应，会显著增加房地产企业的债务风险；此外，这些政策工具也难以有效抑制房价上涨。

房地产市场的金融风险不但来自房价泡沫，而且可能来自于房地产企业的债务风险及其溢出效应。因此，我们要从两个维度去评估一项政策的好坏。从本文的研究结果来看，“限贷限购”并不利于房地产企业的债务风险，同时也没有抑制房价泡沫，因此以“限贷限购”为代表的住房需求管理工具并不适合用于房地产金融审慎管理。此外，“限贷限购”低效的原因在于他们在抑制住房需求的同时也抑制了住房供给，房地产企业的行为在控制房价的过程中发挥着重要的角色。如果某一种政策工具能让房地产企业“以价换量”、薄利多销，那么该政策不但能有效抑制房价上涨，而且也不会恶化房地产企业的经营现金流和债务风险。

## 参考文献

- Alam, Z., A. Alter, J. Eiseman, G. Gelos, H. Kang, M. Narita, E. Nier, and N. X. Wang, 2019, "Digging Deeper: Evidence on the Effects of Macroprudential Policies from a New Database", *BIS Working Paper*, WP/19/66.
- Bharath, S. T., and T. Shumway, 2008, "Forecasting Default with The Merton Distance to Default Model", *Review of Financial Studies*, 21(3), 1339-1369.
- European Systemic Risk Board, *Vulnerabilities in the EU Residential Real Estate Sector*, 2016.
- Lu Z. T., S. S. Zhang, and J. Hong, 2021, "Examining the Impact of Home Purchase Restrictions on China's Housing Market", *China Economic Review*, 67(2).
- Merton, R. C., 1974, "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates", *Journal of Finance*, 29(2), 449-470.
- Petersen, M. A., and R. G. Rajan, 1997, "Trade Credit: Theories and Evidence", *Review of Financial Studies*, 10(3), 661-691.
- Somerville C. T., L. Wang, and Y. Yang, 2020, "Using Purchase Restrictions to Cool Housing Markets: A within-Market Analysis", *Journal of Urban Economics*, 115.
- 白仲林、孙艳华、高泽铭，2019：《商品房限购政策的实体经济发展效应研究》，《统计研究》第 11 期。
- 陈淑云、王翔翔、王佑辉，2019：《“两轮限购”对住房价格的动态影响》，《华中师范大学学报(人文社会科学版)》第 1 期。
- 陈英楠、刘家锐、张智威、龚雅玲，2020：《住房金融宏观审慎政策有效性研究——基于房价分化特征》，《经济科学》第 3 期。
- 邓柏峻、李仲飞、张浩，2014：《限购政策对房价的调控有效吗》，《统计研究》第 11 期。
- 丁志国、丁垣竹、金龙，2021：《违约边界与效率缺口：企业债务违约风险识别》，《中国工业经济》第 4 期。
- 方意、荆中博、马晓，2021：《中国房地产市场对银行业系统性风险的溢出效应》，《经济学(季刊)》第 6 期。
- 韩立彬、陆铭，2018：《供需错配：解开中国房价分化之谜》，《世界经济》第 10 期。
- 韩永辉、黄亮雄、邹建华，2014：《房地产“限购令”政策效果研究》，《经济管理》第 4 期。
- 何春燕，2020：《地方政府住房调控行为研究——基于住房公积金和住房保障视角》，成都，西南财经大学。
- 何玉洁、赵胜民，2019：《房地产审慎监管的有效性及其与货币政策协调性分析——基于中国 2002—2017 年数据的实证研究》，《当代经济科学》第 1 期。
- 林朝颖、余向群、杨广青，2015：《货币政策、过度投资与房地产企业风险承担》，《技术经济》第 8 期。
- 刘洪玉、姜沛言、吴璟，2013：《存货规模、房价波动与房地产开发企业风险——基于中国上市房地产开发企业的实证分析》，《浙江大学学报(人文社会科学版)》第 1 期。
- 陆铭、欧海军、陈斌开，2014：《理性还是泡沫：对城市化、移民和房价的经验研究》，《世界经济》第 1 期。
- 彭中文、李力、文磊，2014：《宏观调控、公司治理与财务风险——基于房地产上市公司的面板数据》，《中央财经大学学报》第 5 期。
- 乔坤元，2012：《住房限购令真的起作用了吗？——来自中国 70 大中城市的证据》，《经济与管理研究》第 12 期。
- 邵磊、秦韶聪、任强，2021：《因城施策背景下住房限购政策的有效性和异质性——基于 RDIT 方法的实证分析》，《中央财经大学学报》第 11 期。
- 孙翎、张意琳、李捷瑜，2019：《房地产业对金融机构的系统性风险溢出效应研究——基于行业与企业综合视角的实证分析》，

《南方经济》第 12 期。

汤韵、梁若冰, 2016:《限购为何无法控制房价——来自婚姻市场的解释》,《经济学动态》第 11 期。

万晓莉、张冰涛、张栋浩, 2023:《去杠杆政策下房地产企业的销售分化及其对债务风险的影响》,《财贸经济》第 8 期。

王化成、侯粲然、刘欢, 2019:《战略定位差异、业绩期望差距与企业违约风险》,《南开管理评论》第 4 期。

王敏、黄滢, 2013:《限购和房产税对房价的影响:基于长期动态均衡的分析》,《世界经济》第 1 期。

王粟昉、肖斌卿、周小超, 2012:《外部冲击视角下中国银行业和房地产业风险传染性测度》,《管理学报》第 7 期。

吴永钢、蒋铭磊, 2021:《经济政策不确定性、公司治理水平与房企去杠杆》,《南开学报(哲学社会科学版)》第 5 期。

杨开峰、王璐璐, 2023:《政策溢出效应:概念廓清、类型划分与机制探究》,《治理研究》第 3 期。

余泳泽、张少辉, 2017:《城市房价、限购政策与技术创新》,《中国工业经济》第 6 期。

张德荣、郑晓婷, 2013:《“限购令”是抑制房价上涨的有效政策工具吗?——基于 70 个大中城市的实证研究》,《数量经济技术经济研究》第 11 期。