

限购政策对我国房地产上市企业杠杆率的影响

马子红,周璟泽

(云南大学 经济学院,云南 昆明 650500)

摘要:完善住房市场体系是国民经济中的重要议题,限购政策作为政府稳定和调节房地产市场的主要手段,对房地产企业以及住房市场体系建设均有重要而深远的影响.利用2008—2013年与2015—2021年上市房地产上市企业的相关数据,通过构建强度双重差分模型实证分析了两轮限购政策对房地产上市企业杠杆率的影响及其作用路径.结果表明:限购政策显著降低了房地产上市企业的杠杆率,但第二轮限购政策的效果不显著;对债务期限结构进行区分后,发现第一轮限购政策对房地产上市企业短期杠杆率的抑制作用更加明显;异质性分析表明:限购政策显著降低了行政级别最高的直辖市房地产上市企业的杠杆率,且对非国有房地产上市企业的影响更为显著;经济后果检验表明:限购政策推动了房地产上市企业去杠杆的同时,也抑制了房地产上市企业“脱实向虚”,降低了房地产上市企业的债务违约风险.

关键词:限购政策;房地产上市企业;杠杆率;强度双重差分法

中图分类号:F299.23 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-8513(2024)01-0123-10

当前,在市场主体融资需求持续修复、金融对实体经济支持力度有效扩大和银行信贷投放主动性增强的共同作用下,我国宏观杠杆率呈现阶段性上升的趋势,如何平衡好“去杠杆”与“稳增长”是前我国经济需要面对的重大挑战.根据国家金融与发展实验室的数据,1993—2022年我国的宏观杠杆率由107.8%升至273.2%.其中,1993—2008年,该指标仅由107.8%上升至141.2%,年均上升2.1个百分点;2008—2022年,该指标则由141.2%上升至273.2%,年均上升9.4个百分点.在2008年金融危机爆发后中央政府为避免实体经济衰退而采取了一系列刺激性经济政策,但也导致了我国宏观杠杆率的快速攀升.在“去杠杆”目标提出之前,我国宏观杠杆率自金融危机之后共增长86.2%,年均增幅超过12个百分点^[1],其中企业部门杠杆占比高达2/3.过高的杠杆率将使企业偿债压力加大,信用风险持续上升,并逐渐由实体部门传导至金融部门,导致系统性金融风险上升.

针对此种情况,中央曾多次提及要牢牢守住不发生系统性金融风险的底线,并于2015年底的中央经济工作会议明确将“去杠杆”作为供给侧结构性改革的重要组成部分,政策的着力点被放在了如何有效降低企业部门的杠杆率.随着“去杠杆”政策的稳步推进,不同行业的企业杠杆率之间结构性差异日益明显,企业部门去杠杆进程趋于复杂.负债压力较大的非金融行业主要集中在石油和天然气、房地产业、建筑业以及钢铁、有色金属等行业.其中,房地产企业杠杆率远高于其他非金融类企业.究其成因,房价持续上涨带来的过度投资性需求促使更多非标资产以资金形式不断流向房地产市场,助推了房地产业企业杠杆率的持续高企.2016年底中央经济工作会议就首次提出“房住不炒”的概念,并逐渐成为此后一系列房地产宏观调控的政策导向,各地政府陆续出台了抑制投机性需求的限购、限贷及限售等政策.之后,受疫情的冲击和影响,2021年开始实施的“三道红线”融资监管新规与房地产贷款集中度管理制度,使得房地产企业的偿债压力进一步加大.

收稿日期:2023-07-21.

基金项目:国家社会科学基金后期资助项目(22FJLB024);云南省高等教育本科教学成果立项培育项目(CY22622107);云南大学2022年教育教学改革研究项目重点项目(2022Z04).

作者简介:马子红(1976-),男,博士,教授.主要从事产业金融研究.

周璟泽(2000-),男,硕士研究生.主要从事公司金融研究.

2022年底的中央经济工作会议对防范房地产业风险作出了进一步部署,要求“有效防范化解优质头部房企风险,改善资产负债状况”、“消除多年来‘高负债、高杠杆、高周转’发展模式弊端,推动房地产业向新发展模式平稳过渡”,反映出房地产行业风险已经受到中央及监管部门的高度重视。因此,研究外部冲击导致房地产企业杠杆率变化的内在逻辑具有重要的现实意义。

基于上述背景,本文利用2008—2013年与2015—2021年我国房地产上市企业的数据,借助强度双重差分模型检验住房限购政策对房地产上市企业杠杆率的影响。研究发现:限购政策显著降低了房地产上市企业杠杆率,其作用主要集中于企业短期杠杆率上,且第二轮限购的政策效果有所弱化;异质性检验表明,限购政策对地处直辖市的房地产上市企业、非国有房地产上市企业的影响效应尤为显著。

相比于已有文献,本文可能的贡献在于:第一,从微观层面丰富了限购政策的影响效应的相关文献;第二,为准确识别住房限购的政策效果,通过构造强度双重差分模型,分两轮考察了各城市颁布的限购政策对房地产上市企业杠杆率的影响,并细分了债务期限结构,来探究限购政策对房地产企业长短期杠杆率的差异化影响;第三,通过进行经济后果检验,为地方政府合理引导当地房地产市场平稳健康发展、防范化解系统性金融风险提供了经验证据与政策思路。

1 文献综述与理论假设

1.1 文献综述

1.1.1 企业杠杆率的相关研究

对企业“去杠杆”的已有文献主要集中于企业去杠杆的基本表现、影响因素及其经济后果等方面。就企业“去杠杆”的基本表现和影响因素而言,谭小芬等(2020)^[1]、綦好东等(2018)^[2]、周茜等(2020)^[3]从企业层面入手,认为过度负债程度越高和成长性越好的企业,往往会选择更为“积极”的方式“去杠杆”,纪洋等(2018)^[4]、刘莉亚等(2019)^[5]、谭小芬等(2020)^[6]、刘哲希等(2020)^[7]则从宏观层面讨论了经济政策不确定性、货币政策和地方政府行为等对企业“去杠杆”的影响效应。就企业“去杠杆”的经济后果而言,董丰等(2020)^[8]认为,“去杠杆”可以有效减轻企业债务压力、降低债务风险;马草原等(2020)^[9]发现,“去杠杆”会抑制负债不足实体企业的生产率、提高过度负债企业的生产率,表明政府在推进企业“去杠杆”的过程中应当充分考虑结构性问题。

1.1.2 限购政策的相关研究

限购政策出台的 direct 目的是遏制部分城市房价过快上涨,因此,限购政策的相关研究主要集中于效果评价、影响效应和影响因素等方面,形成了侧重点不同的研究成果。就政策效果评价而言,如冯科等(2012)^[10]、邓柏峻等(2014)^[11]、邵磊等(2021)^[12]等认为限购政策能有效抑制房价上涨,但对房价调控的有效性与政策的执行期限、力度有关,如果在短期内取消了限购政策,房价会出现“报复性反弹”。就限购政策对企业的影 响效应而言,如郑世林(2016)^[13]、洪祥骏(2021)^[14]、胡宁等(2019)^[15]认为,限购、限贷等严厉的宏观调控政策降低了企业违约风险与信息不对称程度,缓解了房价上涨的负面影响,同时能促使企业聚焦主业,扩大实体投资,有利于企业“脱虚返实”;但梁若冰等(2021)^[16]认为,紧缩的房地产宏观调控政策降低了房地产上市企业的企业价值和经营效率,给股票日收益率带来了显著的负向影响,并且增加了这些企业的系统性风险。就限购政策的影响因素而言,如张德荣等(2013)^[17]、汤韵等(2016)^[18]认为,限购范围、土地财政依赖度、开发商和投资人对于政策稳定性的预期以及规避管制行为均是影响限购政策效果的重要原因。不难发现,上述文献虽然对企业杠杆率、限购政策的效应等方面进行了深入分析,但仍存在一些局限性:一是已有研究主要集中在探讨限购政策对企业融资行为、经营绩效等方面的影响效应,少有文献探讨限购政策是否会对房地产企业产生“去杠杆”效应;二是已有研究大多通过传统双重差分模型识别住房限购的政策效应,难以准确度量各地实施住房限购的政策效应的差异性,故而会产生估计偏误。因此,本文通过构建强度双重差分模型来探究两轮限购政策对房地产企业杠杆率的影响效应及作用机理,以期对该领域的研究进行丰富和拓展。

1.2 理论假设

在我国房地产市场高速发展的背景下,房地产企业大规模扩张,行业年均利润率长期保持在30%以上。然而,作为资本密集型业务,房地产开发前期需要大量的资金投入,我国房地产企业高度依赖开发性业务,大

多数房地产企业的开发收入占比均在90%以上.为避免在整个开发销售过程中企业资金链断裂,房地产企业需要通过各种方式来持续获取大量资金以保证企业正常运转,这是导致房地产行业平均杠杆率不断攀升的重要原因.实施限购政策的直接后果是房地产市场投资性需求减弱、商品房成交量持续下降,导致房地产企业前期通过销售回款获得的资金余额持续减少,形成资金缺口.当预售资金难以顺利回笼时,房地产企业只能依赖外部融资来推动房地产开发项目,导致前期房地产开发形成的负债往往以“借新还旧”的模式持续累积,资金缺口不断被放大,负债累积速率逐渐超过资产累积速率,最终导致房地产企业杠杆率加速攀升.

根据信贷抵押约束理论,房地产的抵押品价值与信贷市场的信息不对称程度呈反比.李仲飞等(2019)^[19]认为,房价上涨的同时房地产项目的可抵押价值也在增加,银行也更愿意给房地产企业发放贷款用于项目建设开发.抵押品价值也在一定程度上决定了企业资本结构,企业有形资产规模与企业借贷之间呈现出正相关关系.限购政策在降低房价的同时也降低了房地产部门的相对收益,使更多的资源流向产品生产部门,进而导致房地产部门投资的减少和房地产部门收益的下降.这样一来,将会降低房地产项目的可抵押价值,削弱房地产企业获取银行贷款的能力,企业杠杆率势必降低.另一方面,道德风险和逆向选择的存在使风险厌恶的银行在放贷时倾向于将贷款发放给风险较小的企业.限购政策直接作用于市场需求端对房地产企业的盲目扩张进行了限制,在一定程度上降低了投资性房地产的预期收益率并使房地产投资的风险上升.房地产企业更容易陷入财务困境,出现外部评级下调或债务违约等情况,这将会引发市场避险情绪^[20].银行等金融机构会收紧房地产信贷,以提高利率的方式甄别房地产企业信息,最终导致房地产企业的信贷可得性下降,杠杆率降低.相比于一般外部债权人,银行更具备信息优势,银行债务的制约能力更强,故而上述情形可能会更加凸显.基于上述分析,本文提出如下竞争性假设:

H1a:限购政策将导致房地产企业的杠杆率将升高.

H1b:限购政策将导致房地产企业的杠杆率将降低.

限购政策的有效性在实践上面临很大的不确定性,这种不确定性主要体现在市场预期对政策效果的影响.第一轮限购放开后,房地产市场开始升温,房价不断攀升,于是部分城市于2016年重启了限购,这也使得开发商和民众对政府取消第二轮限购的主观预期上升.一方面,开发商更有动机将市场供给从限购政策实施当期转移至政策取消后,导致当期市场供给减少,限购政策对房价的调控效果减弱;另一方面,民众预期房价降低或上涨的节点恰恰是限购政策颁布或取消的时刻,因此会更加坚定地将房产作为资产增值工具,更愿意承担等待限购放开的机会成本,导致限购政策难以有效抑制市场需求.在供给端与需求端两方面的作用下,在长期内限购的政策效果可能不如预期,导致政策调控效果减弱.由此,本文提出如下假设:

H2:第二轮限购政策对房地产企业杠杆率的影响相较于第一轮更弱.

房地产企业在面临宏观调控政策冲击时的抗风险能力较弱,限购政策在增加房地产企业收益的不确定性的同时,也会使企业资金链的稳定性降低、经营风险提高.为缓解财务风险,房地产企业会减少过度投资行为,缩减债务规模,并优先选择减少短期债务.一方面,由于房地产项目的建设周期较长,短期借款增加了房地产企业的还款压力,不利于房地产企业的项目开发;另一方面,短期债务可能面临银行不予续借产生的流动性风险,并且在限购背景下银行会提高房地产信贷门槛,进一步放大了短期借款的流动性风险,因此企业的短期债务受外部冲击的影响更大,企业更倾向于对短期债务进行调整以降低企业杠杆率.基于此,本文提出如下假设:

H3:限购政策对房地产企业的短期杠杆率的影响更加显著.

2 研究设计

2.1 模型设定

由于各地区出台的限购政策措施差异较大,房地产企业受限购影响的程度也存在较大差异,传统双重差分法难以准确度量限购政策实施力度的差异,故而会产生估计偏误.因此,本文将限购政策作为外生冲击,通过构建强度双重差分模型来识别限购政策对房地产企业杠杆率的影响:

$$\text{Lever}_{i,t} = \alpha + \beta \text{DID} + \gamma X + \mu_i + \tau_t + v_j + \varepsilon_{i,t}. \quad (1)$$

其中,下标*i*代表房地产企业,*j*为城市,*t*为时间. $\text{Lever}_{i,j,t}$ 为被解释变量,以资产负债率表示企业杠杆率. DID为本文的关键解释变量,度量企业*i*在*t*时刻受限购政策影响的强度. $\text{DID} = \text{Treat}_{j,t} \times \text{Houseprice}_{j,t}$, $\text{Treat}_{j,t}$ 表示

房地产企业所在城市 j 于时间 t 是否实施了限购政策,若该地实施了限购政策则将其赋值为 1,未实施则赋值为 0. $Houseprice_{j,t}$ 为城市 j 的二手住宅价格指数. 以往研究表明,二手房的供给在整个住宅市场供给中占主导地位,相比于新建住宅价格,限购政策对二手住房价格的影响更大,因此本文选取二手住宅价格指数作为政策强度的替代变量. X 为一系列公司层面的控制变量,包括流动比率(Cr)、盈利能力(Roe)、公司成长性(Tobinq)、有形资产占比(Tang)、企业年龄(Age). 此外,模型中还控制了企业固定效应 μ_i 、时间固定效应 τ_t 、以及城市固定效应 v_j ,并对回归系数的标准误在企业层面进行聚类调整, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项.

2.2 样本选择与数据来源

参照中国证监会发布的《上市公司行业分类指引》(2012年修订)的规定,本文从沪、深两市剔除ST公司,并删除数据缺失的样本,筛选出139家房地产上市企业的季度数据.考虑到部分城市分别于2014年、2022年放松了限购政策,因此选取的两个样本区间分别为2008—2013年、2015—2021年.公司层面的特征变量及房地产市场数据主要来源于国泰安(CSMAR)数据库和Wind数据库,限购政策的相关数据来自各地市政府官网文件.为了减轻极端值的影响,本文对所有连续变量都进行了缩尾处理,表1汇报了两轮限购政策样本中主要变量的描述性统计.

表1 各变量描述性统计

变量	第一轮限购						第二轮限购					
	N	Mean	p50	SD	Min	Max	N	Mean	p50	SD	Min	Max
Lever	1 991	0.619	0.658	0.176	0.124	0.926	2 824	0.656	0.694	0.187	0.119	0.941
Houseprice	1 632	1.004	1.003	0.009	0.959	1.039	2 368	1.006	1.004	0.012 0	0.989	1.093
Cr	1 991	2.010	1.793	0.959	0.332	6.210	2 824	2.011	1.716	1.098	0.488	7.445
Roe	1 978	0.134	0.042 0	2.530	-0.550	97.93	2 818	0.029 0	0.028 0	0.091 0	-0.508	0.224
Tobinq	1 991	1.511	1.239	0.830	0.901	6.055	2 824	1.371	1.091	0.960	0.782	8.056
Tang	1 991	0.980	0.998	0.054 0	0.351	1	2 824	0.983	0.998	0.041 0	0.704	1
Age	1 991	13.54	14	4.750	1	21	2 824	20.00	21	5.541	2	28

3 实证结果分析

3.1 基准回归结果

本文首先通过强度双重差分模型估计了两轮限购政策对房地产上市企业杠杆率的影响,表2汇报了基于模型(1)的回归结果.结果表明,在第一轮限购中,无论是否加入控制变量,模型回归结果中限购政策系数均在5%的置信水平上显著为负,在加入控制变量及城市固定效应后结果在1%的置信水平上仍显著为负,表明住房限购政策对房地产企业杠杆率具有显著的负向影响,假设1得到验证.然而无论是否加入控制变量和城市固定效应,第二轮限购的限购政策系数均不显著,表明第二轮限购对房地产上市企业杠杆率并无显著影响,进一步验证了假设2.故而在后续的分析中,主要针对第一轮限购政策来进行讨论.

表2 基准回归结果

变量	第一轮限购			第二轮限购		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DID	-0.045** (0.032)	-0.022** (0.025)	-0.029*** (0.010)	0.046 (0.180)	0.033 (0.190)	0.041 (0.128)
Cr		-0.060*** (0.000)	-0.058*** (0.000)		-0.048*** (0.000)	-0.048*** (0.000)
Roe		-0.233** (0.021)	-0.281*** (0.001)		-0.224*** (0.000)	-0.221*** (0.000)
Tobinq		-0.053** (0.031)	-0.039* (0.060)		-0.019 (0.162)	-0.019 (0.181)

续表 2

变量	第一轮限购			第二轮限购		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Tang		0.325 (0.155)	0.270 (0.187)		0.238 (0.405)	0.232 (0.421)
Age		-0.017** (0.043)	-0.021** (0.010)		-0.030 (0.139)	-0.029 (0.145)
Constant	0.574*** (0.000)	0.676*** (0.004)	0.727*** (0.000)	0.640*** (0.000)	1.064** (0.023)	1.065** (0.023)
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	否	否	是	否	否	是
Observations	1,632	1,631	1,631	2,368	2,362	2,362
R - Square	0.062	0.335	0.403	0.018	0.251	0.256

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号中的数字为双尾检验的t值,标准误在企业层面进行了聚类处理。

考虑到企业进行短期负债和长期负债的动机存在差异,限购政策对长短期杠杆率的影响可能不同.为了进一步细化分析限购政策对于房地产上市企业杠杆率的影响,本文分别采用短期杠杆率(sdebt)和长期杠杆率(ldebt)作为被解释变量,基于模型(1)进行重新回归.其中,短期杠杆率=流动负债/总资产;长期杠杆率=非流动负债/总资产.结果显示(见表3),限购政策的效果在不同期限杠杆率之间存在差异,限购政策对sdebt的回归系数在5%的置信水平下显著,但对ldebt的回归系数并不显著.这说明限购政策对房地产上市企业杠杆率的抑制作用集中在降低短期杠杆率水平上,对其长期杠杆率并没有显著影响.换言之,当限购政策实施后,短期债务带来的还款压力和流动性风险进一步推动房地产上市企业的管理层积极减少短期债务,进而导致企业短期杠杆率下降,假说3得以验证.

表 3 债务期限结构分析

变量	sdebt			ldebt		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DID	-0.045** (0.023)	-0.020* (0.076)	-0.024** (0.045)	-0.016 (0.279)	-0.013 (0.380)	-0.016 (0.252)
Cr		-0.114*** (0.000)	-0.115*** (0.000)		0.012* (0.051)	0.012* (0.053)
Roe		-0.118** (0.044)	-0.138*** (0.010)		-0.063 (0.350)	-0.090 (0.188)
Tobinq		-0.009 (0.527)	-0.003 (0.851)		-0.027*** (0.001)	-0.021*** (0.009)
Tang		0.295* (0.052)	0.275** (0.043)		0.032 (0.731)	0.005 (0.958)
Age		-0.081*** (0.000)	-0.082*** (0.000)		0.025*** (0.002)	0.024*** (0.002)
Constant	0.422*** (0.000)	1.361*** (0.000)	1.376*** (0.000)	0.126*** (0.000)	-0.190 (0.123)	-0.183 (0.106)
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	否	否	是	否	否	是
Observations	1,632	1,631	1,631	1,632	1,631	1,631
R - Square	0.032	0.616	0.631	0.027	0.064	0.090

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号中的数字为双尾检验的t值,标准误在企业层面进行了聚类处理。

3.2 平行趋势检验

强度双重差分模型需要满足平行趋势假定,要求处理组与控制组在限购政策实施前具有共同的时间趋势,并且在政策实施后处理组与控制组应存在显著差异,若限购政策不满足平行趋势假定,则使用双重差分模型进行估计的结果将是偏的. 为避免存在共线性问题,本文以政策实施前一期作为基准组进行估计. 从图 1 可以看出,交互项的系数在政策实施前不显著区别于 0,在政策实施后的第 1 期系数开始下降,并在实施第 3 期时显著区别于 0,平行趋势假设得到满足.

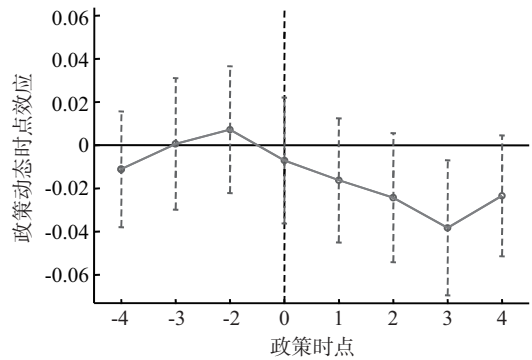


图 1 平行趋势检验

3.3 替换被解释变量

参考王竹泉等^[21]的研究重新衡量杠杆率,选取有息负债率(Int_Debt)、银行借贷杠杆率(Credit_Debt)和资本负债率(Fin_Debt)作为被解释变量的替代变量. 其中,有息负债率 = (短期借款 + 非流动负债 + 一年内到期的非流动负债) / 总资产; 银行借贷杠杆率 = (短期借款 + 长期借款) / 总资产; 资本负债率 = 金融性负债 / 总资产. 估计结果如表 4 所示,限购政策与房地产企业杠杆率呈显著负相关,基准回归得出的结论仍是稳健的.

表 4 替换被解释变量

变量	(1) lever	(2) Int_Debt	(3) Credit_Debt	(4) Fin_Debt
DID	-0.029*** (0.010)	-0.025** (0.039)	-0.024** (0.029)	-0.023* (0.083)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
Observations	1,631	1,606	1,630	1,631
R - Square	0.403	0.077	0.159	0.112

注:***、**和*分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著,括号中的数字为双尾检验的 *t* 值,标准误在企业层面进行了聚类处理.

3.4 安慰剂检验

为排除某些无法观测的变量或随机因素对结论的影响,本文通过虚构政策时点的方法进行安慰剂检验,以进一步验证基准回归结果的稳健性. 假设实施限购政策的城市不变,随机抽取任意 1 期作为城市 *j* 实施限购政策的时间,利用新的样本重新对基准模型进行回归,得到关键解释变量的估计系数. 并进行回归重复进行 1 000 次,可以绘制出 1 000 个“伪政策虚拟变量”估计系数的分布,图 2 显示了估计系数的分布情况. 图中实线表示真实系数的分布情况,结果显示,真实系数估计值在随机测试中是较为明显的异常值,因此随机试验的样本不具有显著的处理效应,从事实的角度进一步支持了本文的结论.

3.5 PSM - DID

如果颁布限购政策的时点与城市不是随机决定的,那么模型可能会产生选择性偏差,会造成解释变量与残差之间存在相关性,从而产生内生性问题,需要使用倾向得分匹配方法以保证结论的稳健性. 因此,本文将公司层面的特征变量作为协变量,分别使用半径匹配、*k*-近邻匹配、卡尺内 *k*-近邻匹配以及核匹配等四种方法来检验结论的稳健性;在此基础上,根据倾向得分匹配的结果,使用强度双重差分模型对匹配后的样本进行估计(见表 5). 结果显示,在分别使用四种匹配方法后,限购政策对房地产上市企业杠杆率均产生了显著的负向影响,表明限购政策降低了房地产上市企业杠杆率,有效推动了房地产上市企业“去杠杆”,估计结果依然稳健.

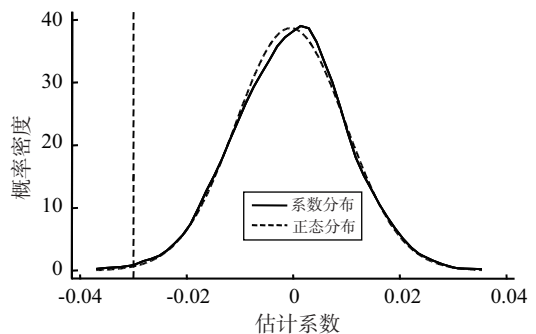


图 2 安慰剂检验

表 5 倾向得分匹配后的回归结果

变量	(1)半径匹配	(2)k-近邻匹配	(3)卡尺内 k-近邻匹配	(4)核匹配
DID	-0.029*** (0.010)	-0.019* (0.099)	-0.025** (0.033)	-0.028** (0.015)
控制变量	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
Observations	1,631	1,355	1,316	1,592
R-squared	0.403	0.371	0.401	0.410

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号中的数字为双尾检验的t值,标准误在企业层面进行了聚类处理。

4 进一步分析

4.1 异质性分析

4.1.1 城市行政等级

实施限购政策的城市一般经济相对发达,且大多是居于区域行政、经济中心的省会和副省级城市和直辖市。为探究不同行政等级城市的限购政策对房地产企业杠杆率影响的差异,本文分别检验了非副省级省会城市、副省级城市和直辖市限购政策对于房地产企业杠杆率的影响差异。估计结果表明,限购政策与直辖市交乘项的系数5%的置信水平上显著负相关,表明限购政策显著降低了直辖市房地产上市企业的杠杆率,副省级城市与非副省级省会城市的交乘项系数不显著。可能的原因是:相较于直辖市,副省级城市和非副省级省会城市的财政自主权较小,容易导致土地财政依赖度升高,即土地出让金收入占一般公共预算收入之比较高,地方政府调控高房价以落实限购政策的动力不足。土地财政依赖度越高地方政府基础设施建设规模越大,并会对企业融资形成挤出效应,使企业的融资难和融资贵问题进一步恶化,企业杠杆率升高,因此限购政策对副省级城市和非副省级省会城市房地产企业杠杆率的作用效果被弱化。

4.1.2 产权异质性

国有企业具有较强的政治关联性,国有企业与政府的密切关系可为企业的从银行获取的长期借款提供政府的“隐性担保”,从而使企业的借款成本降低,企业面临的融资约束与偿债压力减小,更容易获取外部融资,因此企业的产权性质差异可能会使限购政策对房地产企业杠杆率的政策效果存在异质性。基于此,本文进一步检验了产权性质对限购政策与房地产上市企业杠杆率之间关系的影响。回归结果表明(见表6),非国有房地产上市企业与限购政策的交乘项系数在1%的置信水平上显著为负,而国有房地产上市企业的交乘项系数并不显著,表明限购政策降低了非国有房地产上市企业的杠杆率,但对国有房地产上市企业的政策效果不明显。

表 6 异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
DID * 非副省级省会	-0.002 (0.926)				
DID * 副省级		0.020 (0.234)			
DID * 直辖市			-0.033** (0.048)		
DID * 国有企业				-0.004 (0.794)	
DID * 非国有企业					-0.029*** (0.010)
控制变量	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是

续表6

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
时间固定效应	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是
Observations	1,631	1,631	1,631	1,631	1,631
R-squared	0.399	0.403	0.410	0.399	0.403

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号中的数字为双尾检验的*t*值,标准误在企业层面进行了聚类处理。

4.2 经济后果检验

4.2.1 限购政策对房地产企业金融化的影响

在“高负债、高杠杆、高周转”的运营模式下,房地产企业纷纷将资金投向金融领域,导致产业资本过度进入金融行业。当企业拥有充足的甚至过度的负债资金时,资金利用率较低,弱化了债务融资对企业过度投资的限制能力,促使企业将资金投向金融领域,加速了企业“脱实向虚”。限购政策的实施,将影响房地产企业的资金链的稳定性,管理层必须首先满足自身生产经营的需要,以维持企业的正常运转,从而减少主营业务之外的金融资产投资。对此,本文通过构建模型(2),检验因限购政策导致的企业杠杆率变化对企业金融化程度的影响:

$$Fin_Growth_{i,t} = \alpha + \theta_1 De_Lever + \gamma X + \mu_i + \tau_t + v_j + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中,*Fin_Growth*表示房地产上市企业的金融化趋势,利用金融资产增长率来衡量房地产企业金融化趋势。参考Demir(2009)^[22]的研究,本文将交易性金融资产、货币资金、衍生金融资产、可供出售金融资产、持有至到期投资和投资性房地产纳入金融资产。*De_Level*表示房地产上市企业去杠杆程度,以*lever*的相反数表示,*De_Level*的值越大,表明房地产上市企业的去杠杆程度越深。结果显示,*De_Level*的系数在显著为负,表明企业去杠杆显著抑制了房地产上市企业金融化趋势,限购政策通过促进房地产上市企业去杠杆进一步抑制了房地产上市企业的金融化,有效推动了房地产回归居住属性。

4.2.2 限购政策对房地产企业债务违约风险的影响

房地产业本身是高风险行业,对金融的依赖程度较强,产业链关联较广,若房地产业风险处置不当,容易引发区域性、系统性金融风险。因此房地产业的风险防范尤显重要,必须牢牢守住不发生系统性风险的底线。房地产业是典型的高杠杆行业,高杠杆意味着企业将面临较大的偿债压力,高杠杆企业在向银行寻求信贷时,银行也会要求更高的利息成本,导致企业财务费用增加,债务违约风险累积。为检验限购政策导致的房地产企业杠杆率降低对企业债务违约风险的影响,本文构建了模型(3)进行回归分析:

$$Risk_{i,t} = \alpha + \theta_2 De_Lever + \gamma X + \mu_i + \tau_t + v_j + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中,被解释变量*Risk*表示企业债务违约风险,采用Z-score值衡量,为方便理解,本文以其相反数表示。结果显示(见表7),*De_Level*的系数在1%的置信水平上显著为负,表明限购政策通过推动房地产上市企业去杠杆降低了企业债务违约风险,对区域性、系统性金融风险形成了有效防范。

表7 经济后果检验

变量	(1) <i>Fin_Growth</i>	(2) <i>Risk</i>
<i>De_Level</i>	-1.012*** (0.004)	-2.979*** (0.000)
控制变量	是	是
时间固定效应	是	是
个体固定效应	是	是
城市固定效应	是	是
Observations	1,853	1,978
R-squared	0.051	0.725

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号中的数字为双尾检验的*t*值,标准误在企业层面进行了聚类处理。

5 结论与政策启示

本文利用我国房地产上市企业的相关数据,通过强度双重差分模型实证检验了限购政策对房地产企业杠杆率的影响,结果表明:第一轮限购政策显著降低了房地产企业的杠杆率,但第二轮限购政策的政策效果不显著,限购政策对房地产企业杠杆率的影响主要集中在降低短期杠杆率水平上.异质性分析发现,限购政策对位于直辖市、产权性质为非国有的房地产上市企业影响更加显著.经济后果检验显示,限购政策在推动房地产企业去杠杆的同时,也抑制了房地产企业金融化的趋势,降低了房地产企业的债务违约风险.本文的研究结论表明,住房限购政策从市场需求端发力,推动了房地产业去杠杆,对进一步促进房地产业回归居住属性、妥善处置房地产业风险、防范化解系统性金融风险具有启示意义.

基于上述结论,提出如下政策建议:第一,房地产调控政策在注重需求侧管理的同时还应兼顾供给侧结构性改革的需要.房地产业收益稳定且相对安全的特性使得产业资本过度流入,导致房地产业的产能过剩.限购政策难以解决供给侧问题,应推动房地产业企业去产能,为结构性去杠杆创造相应的前提条件,更好地引导资金回归实体经济.第二,坚持“房住不炒”定位,加快建立房地产长效调控机制,合理引导公众预期.地方政府在推动经济发展摆脱房地产依赖的同时,还应注意完善住房供应体系,保障居民住房刚性需求和改善型需求.第三,应健全房地产企业风险管理体系,拓宽融资渠道,优化债务期限结构.当前银行贷款在房地产企业资金来源中占据着主导地位,容易受政府宏观政策的影响,房地产企业仅通过银行获取融资的财务风险较大.因此,房地产企业应在积极寻找多元化的融资渠道的同时,还应调整债务期限结构,使其与项目周期相匹配,降低财务风险.

参考文献:

- [1] 谭小芬,徐慧伦,董兵兵.中国非金融企业杠杆率的结构特征及其演变趋势[J].国际经济评论,2020(2):124-146+7.
- [2] 綦好东,刘浩,朱炜.过度负债企业“去杠杆”绩效研究[J].会计研究,2018(12):3-11.
- [3] 周茜,许晓芳,陆正飞.去杠杆,究竟谁更积极与稳妥?[J].管理世界,2020,36(8):127-148.
- [4] 纪洋,王旭,谭语嫣,等.经济政策不确定性、政府隐性担保与企业杠杆率分化[J].经济学(季刊),2018,17(2):449-470.
- [5] 刘莉亚,刘冲,陈氓帆,等.僵尸企业与货币政策降杠杆[J].经济研究,2019,54(9):73-89.
- [6] 谭小芬,张文婧.财政分权、地方政府行为与企业杠杆率分化[J].经济研究,2021,56(6):76-92.
- [7] 刘哲希,王兆瑞,刘玲君,等.降低间接融资占比有助于去杠杆吗——金融结构与杠杆率关系的检验[J].财贸经济,2020,41(2):84-98.
- [8] 董丰,申广军,焦阳.去杠杆的分配效应——来自中国工业部门的证据[J].经济学(季刊),2020,19(2):451-472.
- [9] 马草原,朱玉飞.去杠杆、最优资本结构与实体企业生产率[J].财贸经济,2020,41(7):99-113.
- [10] 冯科,何理.中国房地产市场“限购政策”研究——基于反需求函数的理论与经验分析[J].经济学动态,2012(2):53-60.
- [11] 邓柏峻,李仲飞,张浩.限购政策对房价的调控有效吗[J].统计研究,2014,31(11):50-57.
- [12] 邵磊,秦韶聪,任强.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[J].中央财经大学学报,2021(11):117-128.
- [13] 郑世林,韩高峰,石光.房地产限购对公司违约风险的影响[J].世界经济,2016,39(10):150-173.
- [14] 洪祥骏,宫蕾.房地产限购的信息价值与信贷风险——资产证券化市场的证据[J].中国工业经济,2021(7):63-80.
- [15] 胡宁,王雪方,孙莲珂,等.房产限购政策有助于实体企业“脱虚返实”吗——基于双重差分研究设计[J].南开管理评论,2019,22(4):20-31.
- [16] 梁若冰,张东荣,方心,等.限购政策是否降低了上市房地产企业价值?——基于强度双重差分法的经验研究[J].金融研究,2021(8):42-60.
- [17] 张德荣,郑晓婷.“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[J].数量经济技术经济研究,2013,30(11):56-72.
- [18] 汤韵,梁若冰.限购为何无法控制房价——来自婚姻市场的解释[J].经济学动态,2016,669(11):45-56.
- [19] 李仲飞,于守金,曹夏平.产业信贷政策对于房地产企业债务的影响——基于银行业359号“限贷”文件的准自然实验分析[J].经济学(季刊),2019,18(4):1373-1396.
- [20] 陈卫东,熊启跃,盖新哲.我国房地产企业风险特征与化解机制研究[J].社会科学辑刊,2023,265(2):152-162.

- [21] 王竹泉,谭云霞,宋晓缤.“降杠杆”、“稳杠杆”和“加杠杆”的区域定位——传统杠杆率指标修正和基于“双重”杠杆率测度体系确立结构性杠杆率阈值[J].管理世界,2019,35(12):86-103.
- [22] DEMIR F. The rise of rentier capitalism and the financialization of real sectors in developing countries[J]. Review of Radical Political Economics,2007,39(3):351-359.

The impact of purchase restriction policy on deleveraging of listed real estate enterprises in China

MA Zi-hong,ZHOU Jing-ze

(School of Economics,Yunnan University,Kunming 650500)

Abstract: Improving the housing market system is an important issue in the national economy. As the main means for the government to stabilize and regulate the real estate market, the purchase restriction policy has a significant and far-reaching impact on real estate enterprises and the construction of the housing market system. Using relevant data from real estate listed companies from 2008 to 2013 and 2015 to 2021, this study empirically analyzes the impact and path of two rounds of purchase restriction policy on the leverage ratio of real estate listed companies by constructing a strength double difference model. The results show that the purchase restriction policy significantly reduces the leverage ratio of listed real estate companies, but the effect of the second round of purchase restriction policy is not significant; After distinguishing the debt maturity structure, it was found that the first round of purchase restrictions had a more significant inhibitory effect on the short-term leverage ratio of listed real estate companies; Heterogeneity analysis shows that the purchase restriction policy significantly reduces the leverage ratio of real estate listed companies in the municipalities with the highest administrative level, and has a more significant impact on non-state-owned real estate listed companies; The economic consequences test shows that the purchase restriction policy not only promotes the deleveraging of listed real estate companies, but also suppresses their transition from real to virtual, reducing the risk of debt default for listed real estate companies. This article helps to deepen our understanding of the role of market expectations in policy-making in China, which has certain implications for continuously optimizing China's policy of "housing for living, not for speculation, and implementing policies tailored to the city".

Key words: purchase restriction policy; real estate listed enterprises; leverage ratio; DID with intensity index

(责任编辑 梁志茂)