

引用格式:曹飞,马元恒.“三道红线”政策的房地产企业债务结构调整效应研究——基于双重差分法的经验证据[J].技术经济,2024,43(11):89-104.

CAO Fei, MA Yuanheng. Research on the adjustment effect of the debt structure of real estate enterprises under the “three red lines” policy: Evidence based on difference-in-difference method[J]. Journal of Technology Economics, 2024, 43(11): 89-104.

“三道红线”政策的房地产企业债务结构调整效应研究

——基于双重差分法的经验证据

曹 飞, 马元恒

(河南财经政法大学管理科学与工程学院, 郑州 450046)

摘 要:利用双重差分法考察“三道红线”政策的实施如何影响上市房企的债务结构。实证结果表明,“三道红线”政策对企业的流动负债有显著的负向影响,对长期负债有正向作用,优化调整了公司债务结构。进一步研究发现:①对于固定资产占比较低的企业而言,“三道红线”政策的实施对固定资产占比较高的企业债务结构的调整效应更明显;②国有企业和非东部地区的房企债务结构受到政策的冲击更大;③盈利能力较差,杠杆率较高的企业受到政策的冲击更大,其债务结构的调整效果更好;④政策出台使房地产企业加快营运资本流转,并有针对性地使用长债置换短债。本文在“房住不炒”的政策背景下识别出“三道红线”政策与房地产企业负债结构之间的因果关系,厘清了“三道红线”政策的作用机理,对优化房地产金融政策、降低房地产企业金融化水平有较好的借鉴意义。

关键词:三道红线;债务结构;负债融资;双重差分法

中图分类号:F293.35;F832.45 **文献标志码:**A **文章编号:**1002-980X(2024)11-0089-16

DOI:10.12404/j.issn.1002-980X.J24030601

一、引言

高杠杆是中国经济和金融面临的重要风险因素,房地产市场领域的金融化和高杠杆造成资源错配进而对实体经济产生负面影响,刺破土地价值高估对地方政府财务可持续性和金融稳定是两难抉择^[1]。金融信贷资源过快过多流向房地产领域是房地产行业高杠杆和金融化的直接体现,居民家庭的负债率随之提高,地方政府则转向以“基建投资”为依托的“土地金融”模式,其代价是房价高企和地方政府债务快速攀升^[2]。2011—2022年,房地产贷款(房地产开发贷款和个人住房贷款)存量由10.73万亿元增加到53.16万亿元,房地产贷款全年增量占同期各项贷款增量比重从2011年的17.5%增长到2015—2018年的40%左右。对于全国房地产开发企业来说,2003—2012年,全国房地产企业的资产负债率稳定在75%左右;2013—2021年,全国房企的资产负债率稳定在80%左右,相对于世界其他国家和地区,行业杠杆率和企业资产负债率明显过高。而上市房企负债率从2010年以前的约70%降低到2010年后65%,2010年以后负债率波动不大,整体呈现缓慢上升趋势。

2016年中央工作会议首次提出了“房子是用来住的,不是用来炒的”的口号。随后,在党的十九大报告中提出“坚持房子是用来住的、不是用来炒的定位”,并成为住房政策的核心原则。2020年8月住建部、央行出台“三道红线”对房地产企业资产端进行调整优化,2020年12月,央行和银保监会发布了《关于建立银行业金融机构房地产贷款集中度管理制度的通知》,提出了“五级分档”制度,用于管理银行在房地产贷款

收稿日期:2024-03-06

基金项目:国家社会科学基金“土地要素市场化配置对城乡融合发展的影响机制研究”(21BJY135)

作者简介:曹飞,博士,河南财经政法大学管理科学与工程学院副教授,研究方向:土地、房地产与城市经济管理;马元恒,河南财经政法大学管理科学与工程学院硕士研究生,研究方向:城市经济管理。

占比和个人住房贷款占比方面的额度占比。这一制度旨在通过双重管控措施,对银行的房地产贷款进行有效管理。2021年2月,自然资源部《2021年住宅用地供应分类调控相关工作要点》要求22个重点城市实行住宅用地“两集中”(“两集中”指集中发布出让公告、集中组织出让活动)同步公开出让。从上述房地产市场政策变迁过程看到政策着眼于剥离房地产市场的金融化和投机属性,并同时从土地端进行调整,降低土地市场投机力度。

“三道红线”政策是指明确了对重点房地产企业资金监测和融资管理的规则。这一政策的出台对房地产行业的规则产生了重大的改变,进而对企业的融资方案和策略产生了影响。“三道红线”政策的主要内容如下:①剔除预收款后的资产负债率不得超过70%;②净负债率不得超过100%;③现金短债比不得低于1。其中,前两道红线侧重于衡量企业负债水平和杠杆水平,旨在遏制房企利用高杠杆策略达到自身快速扩张的目的,降低系统性风险。第三道红线要求企业账面上的资金能够全额偿付今年到期的所有债务,即侧重于企业的现金流流动性和偿债水平。“三道红线”政策的出台是监管部门首次明确房地产行业举债标准,涵盖表内融资和表外融资,从企业的视角出发,探索市场、监管和企业发展之间的长期机制,以实现可持续的发展。和以往对房地产企业的监管方式相比,最明显的不同是以往监管通常是纵向监管,主要从融资来源出发,如限制房企的从银行贷款的比例和从国有市场发债获得融资。此次监管是横向监管,从企业主体出发,要求企业各个融资渠道加总到一起之后要符合政策规定,避免了以往监管不到的融资风险,例如,企业从影子银行融资,或者设立房地产主营业务SPV来逃避监管,相较而言是更为透明、有效的监管方式。

政策自发布以来,倒逼房企降负债、降杠杆以实现财务稳健性,一些踩线房企经过积极调整后财务情况得到改善,但是也有一些房企不仅没有“降档”,反而从“黄档”“橙档”掉入“红档”,部分房企爆发流动性危机,出现销售疲软、债务压顶的困境,财务状况恶化。A股上市房企在“三道红线”政策的约束下,有息负债规模由2020年最高的3.36万亿元降至2021年的3.3万亿元,同时有息负债同比增速下降1.7%,2021年净负债率的中位数和平均值分别达到76.95%和53.6%,上升2.94个百分点和11.3个百分点。房地产企业的现金流量状况呈现出差异,对80家重点房地产企业的结果显示,近五年来现金持有量首次下降,从2.03万亿元降至1.86万亿元,同比下降8.75%^[3]。表明政策出台后对企业的负债水平产生极大的限制,起到了延长房地产行业周期,维持整个金融体系的安全和稳定的作用。因此,从企业层面研究“三道红线”政策地债债务结构调整效应有重要的理论意义和政策价值。

针对房地产行业 and 实体企业相关市场主体的高杠杆发展,已有研究主要集中于企业的去杠杆情况,尤其是非金融、地产类实体企业的去杠杆情况,如金融结构偏向于银行主导地区的实体企业在去杠杆后会增持金融资产^[4],非金融类上市公司过度负债企业去杠杆的程度和政策持续性效应^[5-6]。由于房地产金融化过程中,地方政府从土地市场收益和“土地金融”模式也导致了大规模的负债,已有一些研究考察了地方投融资平台去杠杆、地方政府债务治理的政策效应^[7-8];此外,因经济和房地产业的高杠杆不仅与商业银行发展模式有关,高杠杆也体现在居民家庭的高资产负债率,已有研究从商业银行发展模式和家庭杠杆率方面分析了高杠杆的形成及去杠杆^[9-10]。

但已有研究关于房地产企业作为房地产行业最关键的市场主体之一的去杠杆政策效应研究较少。目前国外关于债务结构的相关研究主要从宏观政策和公司治理等方面分析债务融资对公司治理的影响^[11]。Hussain等^[12]从资产结构和债务期限出发分析董事会结构与企业破产风险之间是否存在调解作用,Sun等^[13]以数字经济为切入点,探究数字化对中小企业债务融资成本的影响。国内学者主要从企业不同债务来源结构对公司治理进行研究,白彦军从房地产企业的股权结构探究其与企业债务风险之间的关系^[14],王伟利^[15]用A股上市公司样本考察经济不确定性与企业债务期限结构之间的关系,彭方平等^[16]利用双重机器学习,揭示银行竞争对企业债务结构和投资带来的影响,李仲飞等^[17]从“限贷”政策出发分析对企业债务的冲击,同时刘晓光和刘元春^[18],蔡卫星等^[19]从高杠杆和短债长投视角出发,研究企业债务结构与企业表现和企业风险的关系。

“三道红线”政策本身及其政策效应方面,已有研究主要是针对“三道红线”政策的内容进行了解读,以

及该政策对房企融资、盈利能力及偿债能力等的影响进行了分析和预测,胡伟等^[20]用事件研究法分析是否踩线对于企业市场效应的影响。Chu 等^[21]研究发现“三道红线”政策的出台显著降低了高杠杆公司的股价崩盘风险。通过对前期学者关于“三道红线”政策研究的文献进行梳理,可以看出目前的研究成果主要集中于政策的内容解读和影响预测,很少有对企业层面进行政策作用效果的实证分析,尤其是鲜有关于“三道红线”政策负债结构调整效应的实证研究,且“三道红线”政策直接针对企业高杠杆现象,鲜有对企业不同的债务组成部分和债务结构的影响效应研究。

因此,本文选取 A 股房地产上市公司 2017—2022 年的季度数据作为研究样本,通过实证分析探究以下问题:其一,从债务结构的不同组成部分出发,研究“三道红线”政策对上市公司债务结构的调整效应;其二,从政策的影响机制出发,研究政策如何影响长期负债和流动负债而改变企业债务结构。通过本文的理论分析和实证检验,以期对在“三道红线”政策背景下的上市房企如何优化调整债务结构而促进企业的稳健运营提供一定经验支持和理论依据。

本文的创新之处和边际贡献在于以下三个方面:第一,利用双重差分模型识别“三道红线”与房地产企业负债结构之间的关系,为“三道红线”政策与企业负债结构调整的因果关系提供了直接经验证据。第二,本文研究侧重于房地产企业负债结构调整视角,加入了房地产企业营运资本调整效应和“借新还旧”在房地产负债结构调整中的影响机制。第三,从微观层面为化解宏观层面的房地产市场风险和金融风险提供重要基础,本文从企业债务结构层面分析房地产企业的负债和杠杆情况,房地产企业作为重要的资金需求方和重要经济增长引擎,本文对房地产企业、房地产行业健康平稳发展提供了研究支撑。

二、理论分析与研究假设

(一)“三道红线”政策对于企业债务结构的影响

“三道红线”政策在全行业的推行主要着眼于企业的负债和杠杆水平,主要目的有以下两点:第一,从企业层面来说,政策出台从根本上管控企业高杠杆的扩张策略,提升企业抗风险能力,作为资本密集型行业,房地产企业对于资本的依赖性过高,一旦企业资金链管理不善,很容易造成系统崩盘风险^[21]。第二,从房地产行业层面来说,过去十余年房地产行业的扩张几乎都在以高负债的方式进行,增强了行业的金融属性,房地产行业的泡沫随着金融机构投入房地产行业的业务比例增长而不断膨胀,存在巨大的潜在危机,也对社会构成了重大威胁。

为了抑制房地产市场过热,政府在需求端限制房企负债规模增长,在供给端通过“贷款集中度”缩减房地产企业的信贷规模,企业债务结构也会随着“三道红线”政策的实施受到一定影响。如果企业的负债结构以流动负债为主,企业会更关注短期回报率,而不进行回报周期长的实体经济投资^[16]。“三道红线”政策的实施关注于企业的负债规模和偿债能力,这就要求房地产行业重心和企业的扩张策略调整向长期盈利能力和公司的稳健运营,降低企业杠杆,避免踩线的风险。基于债务期限理论和信息不对称视角,银行为加强自身风险控制,更倾向于为企业发放短期贷款^[22],对于房地产企业而言,虽然暂时地满足了企业资金需求,但是可能会增加运营风险和财务成本等,从而对公司产生负面影响^[23]。

因此“三道红线”政策的出台,会倒逼房地产企业提高融资策略的合理性和前瞻性,有意识、有计划地调整债务结构,更倾向于使用长债置换短债,以此适配房地产行业的长开发周期,规避短债长投的风险,防止企业踩线和资金链断裂。

(二)研究假设

由前文分析可知,与原有监管方式相比,“三道红线”政策涵盖表内融资和表外融资,进行全面的横向监管,这对房企的融资造成了极大限制,踏线企业的有息负债增速会受到极大影响,抑制了房地产企业负债融资。金融机构会限制房地产企业抵押杠杆率,抑制了高杠杆策略扩张所带来的系统性金融风险^[24]。

在中国经济背景下,政治不确定性可能迫使企业调整资产负债结构^[25]。如果企业在面临融资约束时想要维持自身正常运营,就必须引入短期负债。而用短期负债融资支持长期投资活动,违背了债务期限结构理论^[26],地产龙头恒大集团正是因为用商票进行短期融资,一旦资金链出现问题,极其容易产生巨大金融风

险^[19]。特别地,企业会通过打折、促销等方式去库存以获得现金流,偿还即将到期的负债,降低企业杠杆^[27]。“三道红线”政策、限贷政策等使其他融资渠道收紧,正规金融渠道无法满足企业融资需求,商业信用就转为企业短期融资的重要渠道^[17]。而商业信用与短期银行借款相比,企业间的信息不对称较低,违约成本较高,对企业约束力更强,商业信用的增加会使企业对于流动资金的配置有更好的效果^[28]。因此面临融资约束的房企出于优化企业管理和调整债务结构的角度,会增加使用商业信用获得融资。

其次,在债务结构中,长期负债比流动负债具有以下优势:其一,用长债置换短债来调整负债结构是企业更理性的选择。长期负债可以为企业调整和提升业绩提供时间和空间,不必过度依赖金融套利维持公司运转^[28],而且银行竞争的加剧会延长借款周期,促进企业选择用长期负债替代短期负债^[16],同时通过房地产信托基金获得的长期债务具有较低的杠杆,降低企业偿债压力^[29]。其二,长期负债在政策规定的指标中并没有严格要求。现金短债比限制企业货币现金和短期负债的比值不小于 1,这就要求企业的现金流要更多的流向短期负债。政策出台后,对于踏线企业而言,现金短债比指标是较容易的突破口,对于未踏线企业来说,企业出于未雨绸缪心态和优化债务结构角度考虑,可能倾向于优先偿还流动负债,因此流动负债规模会因为政策的出台而降低,同时政策的出台可能使房企选择“借新还旧”的方式来缓解资金周转压力。

根据上述分析,提出假设 1:

“三道红线”政策的实施会调整企业负债结构,长期负债的规模增加,流动负债的规模减少(H1)。

“三道红线”政策的实施对企业负债融资的影响在资产结构维度存在差异^[30]。银行信贷出于降低控制等目的,抵押品的重要性尤其被重视,特别是土地、厂房等固定资产,同时企业所持有的固定资产会因公司特征的不同而存在显著差异,所面临的负债约束也不同^[31]。如果公司的固定资产在总资产中所占比例过大,其流动资产将不足以应对政治和经济的不确定性,必然会影响公司经营情况和盈利情况^[32],因此企业固定资产占比的不同会对企业的负债结构有不同影响。企业通过出售短期金融资产缓解融资约束,调整资产债务结构,降低债务风险^[33]。一旦市场不容乐观,固定资产占比较高的企业,其流动资产比例较低,无法从存货中快速回笼现金^[34],流动资产和现金流无法覆盖即将到期的有息债务,将会面临收入和融资的双重压力,出于维持财务现状和经营稳定的目的,房地产公司不得不增加债务规模,从而导致债务重组。而固定资产占比较低的企业由于现金流和流动资产较为充足,偿债压力并不会受到剧烈的影响,债务结构的调整效应不明显。

基于上述分析,固定资产占比较高的企业在政策出台后受到较大负债约束,其对政策施加的降杠杆限制更为敏感。企业必须通过调整资产结构来快速回笼资金。“借新还旧”是企业与商业银行的一种融资模式,目的是解决短期偿债资金不足的问题^[35]。负债结构的调整对于企业而言是更理性的决策,因此政策的实施会增加长期负债在负债结构中的占比。固定资产所占比例较低的企业拥有相对较多的流动资产,在“三道红线”政策出台后,由于自由现金流较多,因此“三道红线”政策对它们的影响相对有限。

基于此,本文提出以下研究假设:

相对于固定资产占比较低的企业而言,“三道红线”政策的实施对固定资产占比较高的企业负债结构调整的作用更明显(H2);

“三道红线”政策会刺激企业加快存货周转和“借新还旧”来调整企业债务结构(H3)。

综上所述,本文的理论框架分析如图 1 所示,分别从企业的流动负债和长期负债两个方面来探究“三道红线”政策对房地产企业债务结构的调整效应。

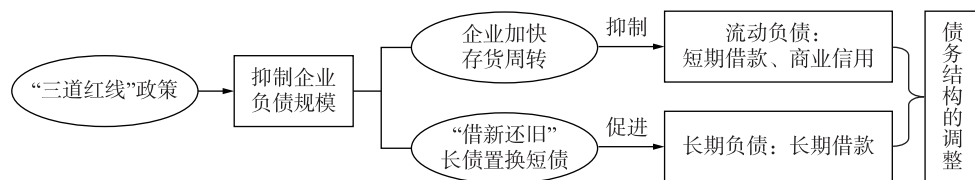


图 1 理论框架分析

三、研究设计与样本选择

(一) 模型设定

本文使用双重差分法(DID)考察“三道红线”政策的实施如何影响上市房企债务结构的调整。DID 通过比较实验组和对照组在政策实施前后的影响差异,缓解了研究中可能出现的内生性问题,从而识别出变量间的因果关系。如果仅仅比较政策实施前后企业债务结构的变化程度,并不能完全归结为是政策导致的效应,可能存在其他的潜在因素也会对企业债务规模产生作用。基于此,本文通过倍分法 DID 构造试验组和对照组,识别“三道红线”政策对于企业债务结构的调整效应。

基于前文分析,本文借鉴 Vig^[36],Campello 和 Larrain^[37],钱雪松和方胜^[31]等的研究处理方法,从“三道红线”政策的实施对不同企业负债结构调整效应施加的差异性影响入手,运用倍分法 DID 来检验“三道红线”的政策效应。具体地,本文根据公司固定资产的占比构造试验组和对照组:计算出 88 家 A 股上市房企 2015 年和 2016 年的固定资产占比的平均值,并以 33%和 67%分位数为分界,按照固定资产净额占比将样本房企分为三组。在此基础上,本文将固定资产占比最高和最低的 1/3 划分为试验组和对照组。为消除时间和个体之间的差异对结果的影响,模型中设置了个体虚拟变量与季度时间虚拟变量,计量模型如式(1)所示。

$$Y_{it} = \alpha_1 + \beta_1 Treat_i \times After_t + \beta_2 Treat_i + \beta_3 After_t + \beta_4 Controls_{i,t} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中: i 为上市房企; t 为季度时间;被解释变量 Y_{it} 为企业负债指标,包括总负债,长期负债和流动负债等的自然对数值;解释变量为企业 i 是否在季度 t 内实施了“三道红线”政策($Treat_i \times After_t$);此时回归系数 β_1 反映了“三道红线”政策的实施对上市房企债务结构的影响;用 $Treat_i$ 来表示企业的指示变量,当企业处于试验组时,即企业固定资产占比是最高 1/3 时, $Treat = 1$, 当企业处于对照组时,即企业的固定资产占比是最低 1/3, $Treat = 0$; $After_t$ 表示“三道红线”政策的虚拟变量,若该季度实施了“三道红线”政策,则为 1,反之为 0; $Controls$ 为企业层面的控制变量,此外,本文引入了企业固定效应 δ_i 和季度固定效应 γ_t ; ε_{it} 为误差项。

(二) 样本选择和数据来源

本文以“三条红线”政策的实施情况为研究对象,选取沪深 A 股房地产上市公司为研究对象,选取 2017—2022 年的季度面板数据。数据来源为国泰安数据库、锐思数据库。为确保数据质量,样本筛选遵循以下原则:①参照证监会 2012 版行业分类选择房地产行业;②鉴于 A、B 和 H 股所处市场环境和监管存在差异,受到的外部冲击也不同,因此本文仅选择了 A 股上市的房地产企业作为研究对象;③剔除财务或其他状况异常的特殊处理状态(ST)公司;④剔除 2017 年以后上市的房地产公司和数据严重缺失的公司。最终剔除得到 88 家 A 股房地产企业。此外,为了减少本文中的极值扰动,模型中使用的连续变量在 1%的水平上 Winsorize 缩尾。

(三) 变量定义与数据描述

本文被解释变量为企业流动负债、长期负债和总负债等负债指标。具体而言,流动负债是企业需要在一年内偿还的债务总额,主要由以下三部分构成:①短期借款;②商业信用,包括应付账款、应付票据和预收账款;③其他流动负债,如应付职工薪酬和应交税费等。短期借款和商业信用直接反映企业的短期债务融资。长期负债包括长期借款、公司债券和长期应付款。其中长期借款是指企业从商业银行获得的期限在一年以上的负债融资,是长期负债的重要组成部分。总负债是企业各类负债的总和。

为了控制其他影响企业债务结构的因素,本文综合已有的文献,引入了以下控制变量:①企业规模(Size),企业总资产的自然对数;②资产收益率(ROA),反映企业盈利能力;③托宾 Q (Tobin's Q),衡量企业价值;④营业收入增长率($Growth$),衡量企业成长能力;⑤企业上市年龄(Age);⑥资产负债率(Lev),代表企业资产结构。表 1 为各变量的具体含义和计算方法。

上述变量的描述性统计见表 2,样本包含 2017 年第 1 季度—2022 年第 4 季度中国 A 股上市 88 家房企的 2112 个样本观测值,其中个别企业的短期借款等指标未披露,为减少样本量损失,本文参考钱雪松和方胜^[31]的方法,在取自然对数前将缺失变量加 1。

表 1 变量说明

变量名称	变量代码	计算方法
流动负债	<i>CD</i>	$\ln(\text{短期借款、商业信用和其他流动负债之和})$
短期借款	<i>STL</i>	$\ln(\text{短期借款})$
商业信用	<i>Credit</i>	$\ln(\text{应付账款、应付票据和预收账款之和})$
长期负债	<i>LTD</i>	$\ln(\text{长期借款、公司债券和长期应付款之和})$
长期借款	<i>LTL</i>	$\ln(\text{长期借款})$
总负债	<i>TD</i>	$\ln(\text{长期负债和流动负债之和})$
企业规模	<i>Size</i>	$\ln(\text{企业资产总计})$
资产收益率	<i>ROA</i>	净利润/资产总计
托宾 <i>Q</i>	Tobin's <i>Q</i>	企业市值/资产重置成本
营业收入增长率	<i>Growth</i>	$(\text{营业收入当年本期季度金额}-\text{营业收入上个季度金额})/\text{营业收入上个季度金额}$
企业上市年龄	<i>Age</i>	$\ln(\text{当前时间与企业上市时间之差})$
资产负债率	<i>Lev</i>	负债总计/资产总计

表 2 描述性统计

变量名称	<i>N</i>	均值	标准差	最小值	最大值
<i>CD</i>	2 112	653.355	1 712.395	2.652	13 808.5
<i>STL</i>	2 112	23.100	49.799	0	372.025
<i>Credit</i>	2 112	209.074	623.29	0.052	5 919.27
<i>LTD</i>	2 112	233.7319	441.8058	0	3 059.92
<i>LTL</i>	2 112	160.548	331.270	0	2 542.23
<i>TD</i>	2 112	887.087	2 106.727	3.02	15 924.7
<i>Size</i>	2 112	24.166	1.509	21.117	28.308
<i>ROA</i>	2 112	0.013	0.029	-0.593	0.205
Tobin's <i>Q</i>	2 112	1.153	0.371	0.659	4.365
<i>Growth</i>	2 112	0.489	2.32	-0.985	36.561
<i>Age</i>	2 112	2.991	0.413	0.693	3.434
<i>Lev</i>	2 112	0.659	0.182	0.081	0.96

四、实证过程与结果分析

(一) 回归结果分析

1. “三道红线”政策对流动负债的影响

本文通过双重差分法分析“三道红线”政策对流动负债指标是否产生影响以及如何影响,其回归结果如表 3 所述。其中分别展示了流动负债、短期借款和商业信用的回归系数,单数列和双数列分别为未加入固定效应和加入固定效应的估计结果。(1)列和(2)列结果显示,*DID* 的系数显著为负,可以看出“三道红线”政策的实施显著抑制了企业的流动负债水平。

为了进一步探究“三道红线”政策对于流动负债的作用机理,本文对流动负债的主要组成部分进行研究。在控制了固定效应后,短期借款在 10%水平上呈显著正向关系,商业信用在 1%水平上也呈显著正向关系,而其他流动负债的系数在 1%水平上呈显著负向关系。这表明“三道红线”政策明显增加了企业的短期借款,提高了企业商业信用,同时降低了企业的其他流动负债。考虑的原因有两个:第一是企业通过降价打折等方式去库存,快速回笼现金流,现金的流入可以降低自己“踏线”条数,及时偿还债务;第二是企业为了加速回款周期,加快在建项目的竣工时间和交付结转,这就需要一些额外的短期借款来垫付项目资金,当项目竣工后可以回笼大量资金,从而压缩流动负债。

关于其他控制变量,企业规模对于所有流动负债指标系数均为正,且都通过了 1%的显著性水平,说明规模越大的企业的短期融资情况越好。*ROA* 对于流动负债和商业信用的回归系数显著为正,说明经营状况较好的企业流动负债融资水平越好。对于企业上市年龄的回归结果显示,上市年龄越小企业的流动负债规

模和短期借款越低,同时降低企业的商业信用。

综合来看,“三道红线”政策的实施显著降低了房企的流动负债规模,企业的债务结构中流动负债的比例降低。同时增加了企业的短期借款,而且为了尽快降低杠杆,企业及时偿还债务从而提高了自身的商业信用。

2. “三道红线”政策对长期负债的影响

本文进一步分析“三道红线”政策对长期负债和总负债的影响以及作用机制,其双重差分的检验结果如表4所示。(1)列和(2)列结显示,长期负债的回归系数存在显著正向影响,(3)列~(6)列显示在控制了企业固定效应和时间固定效应后,其他长期负债的系数显著为正,证明“三道红线”政策的实施显著增加企业长期负债,综合前述对流动负债的影响,研究假设 H1 得到了证明。

表3 “三道红线”政策对流动负债的影响

变量	流动负债		短期借款		商业信用		其他流动负债	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>DiD</i>	-0.059 ** (0.030)	-0.042 * (0.022)	0.314 * (0.178)	0.085 (0.113)	0.246 *** (0.082)	0.165 *** (0.056)	-0.383 *** (0.052)	-0.257 *** (0.043)
<i>Size</i>	0.937 *** (0.007)	0.996 *** (0.025)	0.782 *** (0.037)	0.413 *** (0.125)	0.880 *** (0.020)	0.670 *** (0.062)	1.002 *** (0.015)	1.182 *** (0.047)
<i>ROA</i>	1.871 *** (0.425)	0.371 (0.382)	1.502 (2.151)	3.529 * (1.934)	4.167 *** (1.171)	1.038 (0.958)	-0.660 (0.888)	-0.224 (0.734)
Tobin's <i>Q</i>	-0.146 *** (0.027)	-0.111 *** (0.030)	0.660 *** (0.117)	-0.128 (0.151)	-0.054 (0.074)	-0.320 *** (0.075)	-0.410 *** (0.049)	0.018 (0.057)
<i>Growth</i>	0.017 *** (0.005)	0.019 *** (0.004)	0.020 (0.031)	-0.029 (0.022)	0.012 (0.016)	-0.007 (0.011)	0.026 ** (0.012)	0.039 *** (0.008)
<i>Age</i>	-0.239 *** (0.019)	0.020 (0.174)	0.621 *** (0.127)	-2.712 *** (0.879)	-0.469 *** (0.067)	-2.525 *** (0.435)	-0.049 (0.047)	1.945 *** (0.334)
<i>Lev</i>	2.130 *** (0.069)	2.179 *** (0.095)	1.984 *** (0.340)	2.648 *** (0.482)	2.119 *** (0.169)	1.890 *** (0.239)	1.694 *** (0.132)	1.376 *** (0.183)
固定效应	否	是	否	是	否	是	否	是
<i>N</i>	1416	1416	1416	1416	1416	1416	1416	1416
<i>R</i> ²	0.975	0.807	0.384	0.087	0.829	0.529	0.925	0.771

注:括号内为稳健标准误;*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

表4 “三道红线”政策对于长期负债和总负债的影响

变量	长期负债		长期借款		其他长期负债		总负债	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>DiD</i>	0.234 ** (0.099)	0.194 *** (0.075)	0.094 (0.098)	0.026 (0.055)	0.173 (0.145)	0.208 * (0.118)	-0.042 *** (0.014)	-0.027 *** (0.007)
<i>Size</i>	1.174 *** (0.026)	0.739 *** (0.083)	1.108 *** (0.023)	1.022 *** (0.061)	1.328 *** (0.036)	0.737 *** (0.131)	0.982 *** (0.004)	0.982 *** (0.008)
<i>ROA</i>	-3.848 * (1.977)	0.274 (1.290)	-7.005 *** (1.689)	0.012 (0.951)	-4.928 ** (2.266)	1.567 (2.024)	0.580 *** (0.188)	0.287 ** (0.124)
Tobin's <i>Q</i>	0.241 ** (0.095)	0.440 *** (0.101)	0.310 *** (0.102)	-0.034 (0.074)	-0.262 ** (0.124)	0.282 * (0.158)	-0.058 *** (0.016)	-0.052 *** (0.010)
<i>Growth</i>	-0.053 ** (0.022)	-0.031 ** (0.015)	-0.026 (0.020)	-0.031 *** (0.011)	-0.049 (0.042)	-0.073 *** (0.023)	-0.000 (0.002)	-0.001 (0.001)
<i>Age</i>	0.827 *** (0.085)	0.724 (0.586)	0.426 *** (0.061)	0.144 (0.432)	0.951 *** (0.130)	2.105 ** (0.920)	0.028 *** (0.009)	0.269 *** (0.056)
<i>Lev</i>	3.240 *** (0.268)	3.631 *** (0.321)	2.685 *** (0.231)	2.341 *** (0.237)	0.837 ** (0.341)	1.243 ** (0.504)	2.207 *** (0.054)	1.985 *** (0.031)
固定效应	否	是	否	是	否	是	否	是
<i>N</i>	1416	1416	1416	1416	1416	1416	1416	1416
<i>R</i> ²	0.835	0.233	0.832	0.354	0.663	0.072	0.996	0.969

注:括号内为稳健标准误;*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

关于控制变量,企业规模对于长期负债和长期借款的指标系数都为正,表明规模越大的企业的长期负债规模越庞大。*Growth* 对于长期负债和长期借款的回归系数为负,其估计系数分别在5%和1%的水平上显著,说明成长能力越好的企业对于长期负债融资的依赖性越小。对于企业上市年龄的回归结果和上表3所证相同,上市年龄越大的企业,其长期负债融资能力会越好。

3. “三道红线”政策对总负债的影响

综合上文分析可知,“三道红线”政策的实施对企业流动负债融资存在显著的抑制作用,同时对长期负债产生了显著的正向影响,压缩短期有息负债的占比来降低踏线的可能,调整了企业债务结构中长期负债的占比。由于房地产企业中长期负债的占比为长期负债和总负债的比值,总负债由流动负债和长期负债构成,而“三道红线”政策的目的是降低企业的负债水平,防止系统性金融风险带来的危害,因此本文预期企业总负债水平会得以下降,进而长期负债的占比会增大。双重差分模型的回归结果如表4中(5)列、(6)列所示。(5)列显示控制了双向固定效应之后存在显著的负向影响。表明“三道红线”政策的实施抑制了企业的负债融资,同时相对于固定资产占比较高的企业,“三道红线”政策会显著抑制固定资产较低的企业总负债规模,固定资产占比较高的企业债务结构调整的效果更明显。综上,假设H2也得到了证明。

(二) 稳健性检验

上述双重差分模型回归结果并未排除诸如趋势差异和遗漏变量等问题对于实证结果造成的干扰。以下从平行趋势检验、改变对照组和试验组的构造方法,改变时间节点,更换核心解释变量,运用PSM-DID,改用年度数据等角度进行稳健性检验。

1. 平行趋势检验

本文在回归方程中引入了季度虚拟变量和试验组虚拟变量的交互项,旨在观察政策实施前后各年交互项系数的显著性,以及是否呈现平行趋势。如果“三道红线”政策实施前交互项(*pre*)不显著,实施后交互项(*post*)显著,则表明试验组和对照组通过了平行趋势检验。由于“三道红线”政策在2020年8月已在部分企业推行,本文以2021年第一季度的前一季度(即2020年第四季)作为基期,对负债指标进行检验,图2(a)~图2(c)分别展示了各负债指标于各年交互项系数的变化趋势和显著水平,结果显示均通过了5%的显著性水平。

从图2中可以看出,流动负债、长期负债、总负债在“三道红线”政策实施之前的系数不显著,证明本文满足平行趋势假设,同时也意味着实证结果并不是“三道红线”政策出台前其他事件引致的结果。同时Current表示“三道红线”政策基期(2020年第四季)的交互项系数。图2(a)显示了政策实施后第1期(2020年第一季)即在5%的水平上显著为负,说明“三道红线”政策的实施对企业的流动负债存在显著的抑制作用。图2(b)表明在政策实施当期和第1期没有显著的提高,在政策实施第2期之后才显著提高,且在5%的显著性水平上为正,考虑的原因是企业的首要目的是如何获得现金来降低流动负债,而不是从长远角度出发调整企业债务结构。因此企业长期负债的增加需要一定的时间才能显现。图2(c)显示在政策实施之后总负债通过了5%的显著性水平,在政策实施当期就降低了房地产企业的总负债规模,与事实相符。综合上述分析,在进行DID回归之前,试验组和对照组满足平行趋势假设,同时在“三道红线”政策实施后,对流动负债和总负债有显著的抑制作用,同时增加了企业的长期负债规模,负债结构中长期负债的占比增加,与前文结果相符,验证了结果的稳健性。

2. 对照组和实验组构造方法改变

在前文分析中,将固定资产占比最高和最低的1/3划分为试验组和对照组。为了验证分组方法的稳健性,本文借用钱雪松^[31,38]的方法,修改对照组和试验组的构造方法并进行回归。

首先,保持对照组为固定资产占比最低的1/3,将试验组调整为固定资产比例位于中间1/3的房地产企业,在此基础上设定虚拟变量 DID_{2-3} [DID_{2-3} 的含义为固定资产占比排名第2和最低(排名第3)的两组作为试验组和对照组所构造的虚拟变量] 进行检验。其回归结果如表5的(4)列~(6)列所示。结果显示,总负债和流动负债的系数显著为负,长期负债指标的系数显著为正,与上文一致。其次,设定虚拟变量 DID_{m1-m2} [DID_{m1-m2} 的含义是按中位数(median)划分为两组,较高的一组为试验组,较低的一组为控制组,以此构建虚拟变量],以固定资产最高和最低的1/2为试验组和控制组。表5中的(7)列~(9)列的回归结果显示,总负

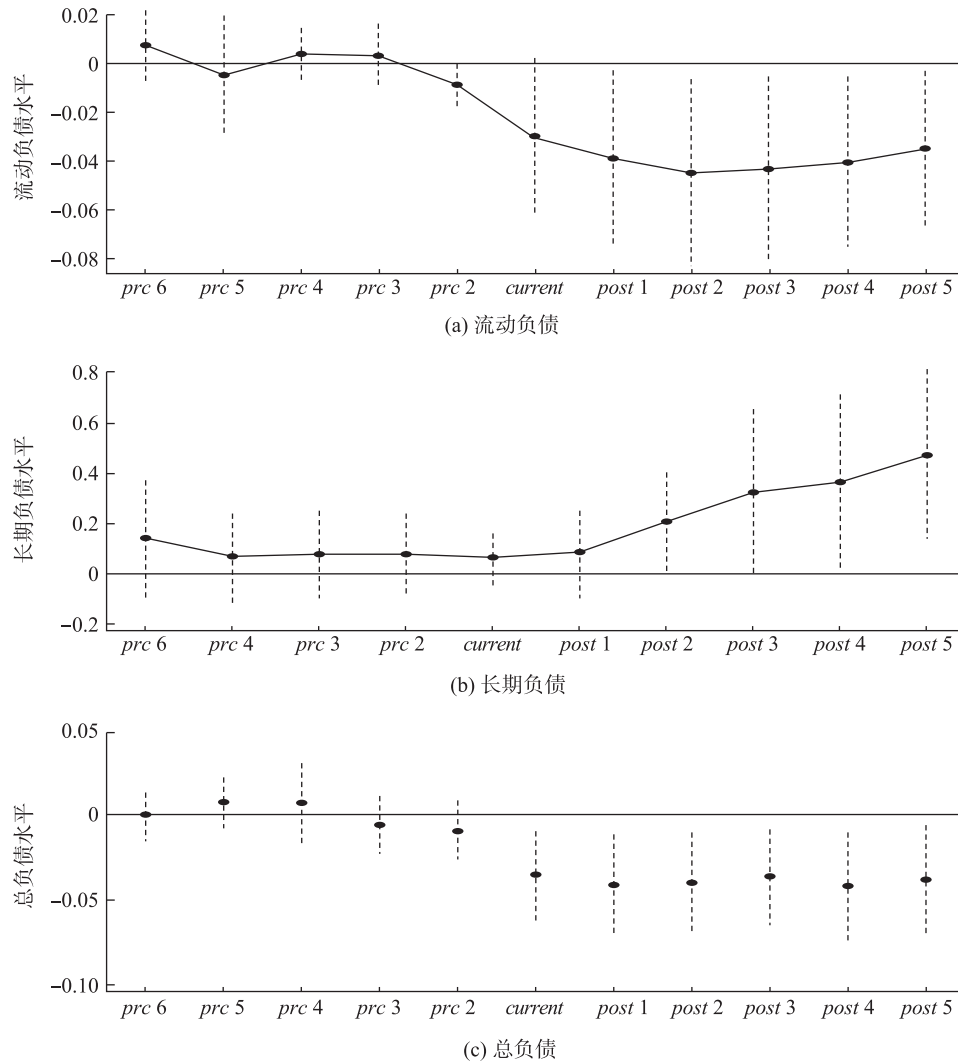


图 2 平行趋势检验

表 5 “三道红线”政策对负债融资的影响——改变固定资产占比分组

变量	<i>TD</i>	<i>LTD</i>	<i>CD</i>	<i>TD</i>	<i>LTD</i>	<i>CD</i>	<i>TD</i>	<i>LTD</i>	<i>CD</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<i>DID</i>	-0.027*** (0.007)	0.194*** (0.075)	-0.042* (0.022)						
<i>DID</i> _{2,3}				-0.018*** (0.005)	0.209*** (0.068)	-0.091*** (0.020)			
<i>DID</i> _{m1-m2}							-0.017*** (0.005)	0.213*** (0.054)	-0.075*** (0.018)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	1416	1416	1416	1416	1416	1416	2112	2112	2112
<i>R</i> ²	0.969	0.233	0.807	0.985	0.321	0.836	0.982	0.366	0.818

注：括号内为稳健标准误；*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

债和流动负债在1%的水平上显著为负，而长期负债的系数在1%的水平上显著为正，同样与上文保持一致。这些结果表明在改变构造方法的分组下，“三道红线”政策对于企业总负债和流动负债的抑制作用依然存在，对长期负债指标的促进作用也保持稳定，企业负债结构的调整效应依然显著，证明了上文回归结果的稳健性。

此外,如果本文采用的识别策略稳定,实证结果应显示剂量效应(dosage effects):当两组固定资产占比的差距缩小,“三道红线”政策的实施对两组企业债务结构的调整效应的差异程度也会相应减少。上述结果显示,与 DID_{1-3} 的回归系数相比, DID_{2-3} 和 DID_{m1-m2} 对流动负债和长期负债的回归系数变大,但相较于流动负债,长期负债系数的变化程度较小,意味着“三道红线”政策的实施对于企业负债结构的调整作用减弱。可能的原因是固定资产占比中等的企业有相对较多的流动资金,用长债置换短债的成本现金流更多,同时利用“借新还旧”稳定公司经营情况,因此长期负债的回归系数会增大,企业债务结构的调整作用增强。

3. 改变政策实施节点和缩小时间窗口

考虑到研究的结果可能是同时期“三道红线”政策以外的其他因素导致,本文调整时间窗口进行相关性检验。

其一,考虑到本文结果可能是由“三道红线”政策之前的其他事件导致,特别地,银行业“贷款集中度”对于客户在商业银行贷款地限制,以及土地集中出让政策的出台,都会对房地产公司的债务融资产生负面影响。因此,本文将节点提前,检验前文结果是否在 2020 年已经存在。本文使用 2017—2020 年上半年的数据,重新设定季度虚拟变量 $Quarter_1$,2020 年后为 1,反之为 0。回归结果如表 6 的(1)列~(3)列所示。结果显示所有变量的回归系数均不显著,表示“三道红线”政策对房地产企业债务结构的调整效应在出台前不存在。

其二,考虑到本文结果可能是由“三道红线”政策之后的其他事件导致,特别是新冠肺炎疫情对房地产行业的冲击,将时间窗口缩小至 2020 年下半年—2021 年,尽可能将新冠肺炎疫情等事件排除,重新设定季度虚拟变量 $Quarter_2$,该变量在 2021 年之后取 1,在 2020 年取 0,观察本文实证结果是否依然存在。回归检验结果见表 6 的(4)列~(6)列,总负债和流动负债在 1%的显著性水平上为负,长期负债的系数显著为正。与基准结果一致。综上,这些结果都证明了结果的稳健性。

表 6 “三道红线”政策对债务结构的影响——改变事件节点和缩短时间窗口

变量	<i>TD</i>	<i>LTD</i>	<i>CD</i>	<i>TD</i>	<i>LTD</i>	<i>CD</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2017—2020 上半年			2020 下半年—2021 年		
$Treat \times Quarter_1$	-0.004 (0.010)	0.107 (0.094)	-0.044 (0.035)			
$Treat \times Quarter_2$				-0.025 *** (0.006)	0.135 * (0.071)	-0.081 *** (0.023)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	826	826	826	354	354	354
R^2	0.972	0.237	0.770	0.954	0.240	0.607

注:括号内为稳健标准误;*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

4. 更改长期负债和流动负债的指标

在基准回归中,本文使用上市公司的长期负债和流动负债作为被解释变量来衡量企业负债指标,未考虑企业资产的影响。因此本文改用资产负债率(*Lev*)和产权比率(*Bqb*)衡量长期偿债能力。资产负债率越高,产权比率越小,表明企业长期偿债能力越强。短期偿债能力用速动比率(*QR*)和现金比率(*Cash*)衡量,指标越大,表明公司短期偿债能力越强^[39]。一方面可以衡量企业负债指标,另一方面也可以分析政策实施对企业长期和短期偿债能力的影响。其中资产负债率=负债总计/资产总计;产权比率=负债总计/股东权益;速动比率=(流动资产-存货)/流动负债;现金比率=(货币资金+交易性金融资产)/流动负债,结果如表 7 所示。

表 7 的(1)列~(4)列显示了资产负债率和产权比率的回归结果,其中资产负债率系数均显著为正,且产权比率系数显著为负,表明“三道红线”政策的实施导致企业的长期偿债能力下降,企业的长期负债增加。(5)列~(8)列显示速动比率和现金比率显著为正,表明“三道红线”政策对企业的速动比率和现金比率有促进作用,即降低了企业的流动负债规模,显著调整了企业的债务结构,与上文分析相符。

表 7 “三道红线”政策对债务结构的影响——替换核心解释变量

变量	<i>Lev</i>		<i>Bqb</i>		<i>QR</i>		<i>Cash</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>DID</i>	0.022 * (0.012)	0.043 *** (0.006)	-0.320 * (0.194)	-0.572 *** (0.127)	0.165 * (0.088)	0.083 (0.053)	0.211 ** (0.083)	0.160 *** (0.056)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	否	是	否	是	否	是	否	是
<i>N</i>	1416	1416	1416	1416	1416	1416	1416	1416
<i>R</i> ²	0.660	0.308	0.639	0.371	0.457	0.187	0.403	0.112

注：括号内为稳健标准误；*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

5. 倾向得分匹配估计

“三道红线”政策出台之前,若试验组与对照组企业特征变量显著不同,则 DID 估计结果会出现偏差。因此,本文采用 PSM-DID,选择企业规模、营业收入增长率、上市年龄、资产收益率和企业价值 5 个变量,识别与处理组企业特征最相似的企业进行匹配。本文运用 *K* 值匹配(*K*=1)、核匹配和半径匹配进行匹配以降低回归过程中内生性。本文对匹配后的样本进行回归分析,结果如表 8 所示,“三道红线”政策会显著降低流动负债规模,增加企业长期负债,债务结构调整效应显著,与基准回归结果相同。

表 8 倾向得分匹配估计结果

变量	<i>DID</i>		<i>K</i> 值匹配		核匹配		半径匹配	
	<i>CD</i>	<i>LTD</i>	<i>CD</i>	<i>LTD</i>	<i>CD</i>	<i>LTD</i>	<i>CD</i>	<i>LTD</i>
<i>DID</i>	-0.0418 * (0.022)	0.194 *** (0.075)	-0.038 * (0.023)	0.181 ** (0.078)	-0.050 ** (0.025)	0.217 ** (0.085)	-0.036 (0.024)	0.184 ** (0.082)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	1416	1416	1398	1398	1249	1249	1312	1312
<i>R</i> ²	0.807	0.233	0.803	0.230	0.791	0.239	0.795	0.231

注：括号内为稳健标准误；*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

6. 安慰剂检验

为了进一步避免偏差,本文利用双重差分模型对长期负债和流动负债指标进行安慰剂检验,观察是否出现相同的结果。如图 3 所示,经过 500 次的随机测试,回归系数的均值接近于 0,且呈现正态分布。表明符合随机化要求,同时随机测试得到的回归系数与上文系数有显著差异。说明“三道红线”政策对流动负债和长期负债的冲击并不是由遗漏或未观察到的因素引起的,证明了双重差分结果的稳健性。

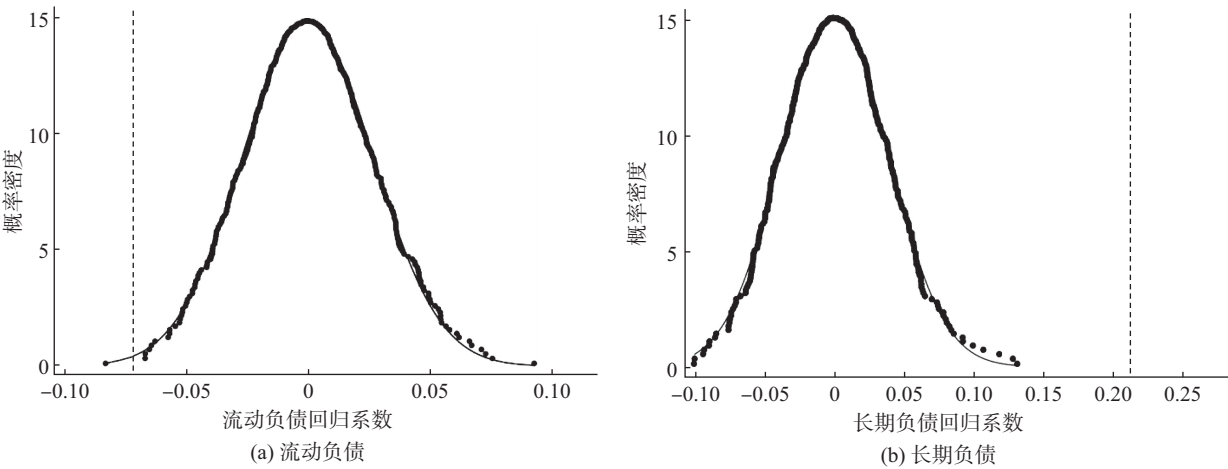


图 3 安慰剂检验

7. 其他稳健性检验

改用年度数据分析“三道红线”政策的出台对房地产企业负债规模的影响。重新设定年度虚拟变量 *Year*, 该变量在 2021 年以前为 0, 在 2021 年以后取 1, 同时将季度固定效应替换为年度固定效应。回归结果显示改用年度数据后, 总负债的回归系数仍然在 5% 的水平上显著为负, 同时长期负债和流动负债的系数与基准回归结果的方向相同, 一定程度上支持上文结论, 证明结果的稳健性。

综上, 本文提出的“三道红线”政策对于房企负债规模的影响显著, 对债务结构的调整效应具有稳健性。

五、异质性分析与机制检验

(一) 异质性分析

1. 企业所有权性质

相较于非国有企业而言, 国有企业与政府和银行之间有着天然的联系, 即使在经营状况相同的情况下, 国有企业也更容易从外部获得负债融资。而非国有企业的外部负债融资存在许多障碍, 其发行的债券风险较高, 信用较低, 导致企业融资成本较高, 难以获得外部融资, 且存在抵押品渠道效应^[40], 国有企业和非国有企业本身的融资约束不一致导致“三道红线”政策对于企业负债融资的影响也不一致^[41], 债务结构的调整效应存在异质性。因此为了验证上述假设, 本文在模型中引入 *Soe* (企业所有权性质) 与 *Treat*×*After* 的三重交互项, 如表 9 的 (1) 列~(3) 列所示, 发现总负债和流动负债的三重交互项的系数显著为负, 长期负债的三重交互项的系数显著为正, 表明国有企业债务结构受到政策的冲击较明显。考虑的原因是由于国有企业天然的风险担保, 政策出台后也可以通过负债融资获得现金流, 优化调整企业债务结构。

2. 基于不同地区的差异性检验

鉴于地理位置和资源禀赋的差异, 东部地区的市场化水平普遍较高, 金融资源丰富, 在市场机制的作用发挥更为充分^[42], 处于不同地区的企业面临不同的负债融资约束。本文根据上市房企注册地将样本分为东部地区 (*East* = 1) 和其他地区 (*East* = 0) 两个子样本, 引入 *East* 与 *Treat*×*After* 的三重交互项, 如表 9 的 (4) 列~(6) 列所示, 可以看出东部地区总负债规模的系数显著为负, 长期负债与流动负债的回归系数均不显著。考虑的原因是东部地区的房企大多规模庞大, 其他地区的房企规模较小, 规模较大的东部房企可以利用丰富的金融资源和资金配置降低杠杆, 其债务结构的影响较小, 因此回归结果不显著。通过分组回归的方法同样验证了上述方法的准确性, 证明了异质性分析结果的稳健性。

表 9 异质性分析

变量	<i>TD</i>	<i>CD</i>	<i>LTD</i>	<i>TD</i>	<i>CD</i>	<i>LTD</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Treat</i> × <i>After</i> × <i>Soe</i>	-0.016** (0.008)	0.170** (0.083)	-0.076*** (0.025)			
<i>Treat</i> × <i>After</i> × <i>East</i>				-0.046*** (0.008)	-0.076 (0.084)	0.016 (0.025)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	1416	1416	1416	1416	1416	1416
<i>R</i> ²	0.969	0.231	0.808	0.970	0.230	0.806

注: 括号内为稳健标准误; *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。

3. 基于上市公司盈利能力和杠杆的分组检验

本文综合现有文献, 对上市公司的盈利能力和资本结构进行检验, 并选择净资产收益率 (*Roe*) 衡量企业的盈利能力, 根据政策出台前上市房企的净资产收益率是否高于中位数作为分组标准^[43], 结果如表 10 的 (1) 列~(4) 列所示, 发现仅有净资产收益率较低组在政策出台后流动负债受到显著影响, 而两组子样本的长期负债指标都显著为正, 且相较于较高组, 较低组的系数更大, 表明政策的出台显著抑制了盈利能力较低的企业的流动

负债,同时长期负债增加的规模更大,企业债务结构的调整效果更明显。考虑的原因是盈利能力较低的企业净利润率较低,从项目中获得的现金流有限,偿债成本增加,从而降低了企业的流动负债规模。

其次,权衡理论证明公司的有形资产占比越高,说明公司抵押品越多,杠杆率也越高^[44]。本文选择公司的有形资产带息负债比衡量企业抵押偿债能力,将政策出台前有形资产带息负债比大于或等于中位数的公司设定为较高组,其余的设为较低组,结果发现(5)列、(7)列流动负债规模只有较高组受到显著抑制,说明政策出台对杠杆较高的公司债务结构调整影响更明显,同时(6)列、(8)列较高组的系数在1%的水平上显著,而较低组的系数不显著。考虑的原因是杠杆率较高的公司在政策出台后受到冲击更强。综上异质性分析发现,“三道红线”政策的实施对于盈利能力较差和杠杆较高的房企的作用更明显,与政策设立的初衷相符。

表 10 基于盈利能力和杠杆率的分组的稳健性检验

变量	盈利能力分组				杠杆率分组			
	较低组		较高组		较低组		较高组	
	<i>CD</i>	<i>LTD</i>	<i>CD</i>	<i>LTD</i>	<i>CD</i>	<i>LTD</i>	<i>CD</i>	<i>LTD</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>DID</i>	-0.138*** (0.030)	0.0600 (0.057)	-0.024 (0.032)	0.368*** (0.135)	0.020 (0.024)	0.261*** (0.082)	-0.190*** (0.037)	0.368*** (0.129)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>N</i>	696	696	720	720	624	624	792	792
<i>R</i> ²	0.844	0.533	0.809	0.230	0.872	0.529	0.807	0.161

注:括号内为稳健标准误;*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

(二) 机制检验

在基准回归部分,本文利用房地产企业数据考察“三道红线”政策的实施对企业债务结构的调整效应,进一步检验“三道红线”政策对于企业债务结构调整效应的影响机制。

1. 营运资本调整作用

“三道红线”政策的实施对企业的短期偿债能力而言是极大的挑战,企业为了降低剔除预收款后的资产负债率和提高现金短债比,会扩大预收款规模,加快销售速度,提高销售去化和存货的周转速度,保证经营性现金流的充沛。公司的存货周转率越低,说明企业的流动性越强,存货转为现金流的速度越快^[45],可以显著提高企业的短期偿债能力^[46]。因此,本文将总资产周转率(*tat*)和存货周转率(*itr*)作为评估企业降低流动负债的指标(总资产周转率为销售收入净额占平均资产总额的比例,存货周转率为销售成本占平均存货总额的比例),结果于表11中的(1)列~(4)列,总资产周转率的回归系数显著为正,存货周转率的回归系数在控制了相应变量和固定效应之后在5%的水平上显著为正,这些结果表明“三道红线”政策的实施显著提高了企业的存货周转率,从而降低企业流动负债规模。考虑的原因是房地产企业为了降低杠杆率,通过提高存货周转率来缩短营业周期,将存货快速转换为现金流,降低短期偿债的压力,可以覆盖企业的资金需求,从而达到降低流动负债的需求,达到避免踏线的目的。

2. “借新还旧”效应

为了进一步研究长期负债规模的增加的影响机制,本文从“借新还旧”为切入点进行拓展分析,考虑到“借新还旧”实质上是债务和资产的期限结构错配造成的,参照刘晓光和刘元春^[18],贺小刚和彭屹等^[47]的研究方法,本文使用流动资产占比(流动资产/总资产)与流动负债占比(流动负债/总负债)之差构造虚拟变量*SFLI*衡量企业“借新还旧”,被解释变量选用长期负债占比*Llev*(长期负债/总负债)和长期负债比率*LTLR*(长期负债/总资产),如表11的(5)列~(8)列所示。结果显示“借新还旧”(*SFLI*)对长期负债占比和长期负债比率存在显著的正向影响,表明“借新还旧”是企业长期负债规模增加的原因,显著调整了企业的债务结构。房地产企业的有息负债规模吞噬了现金流,企业有针对性地通过“借新还旧”的方式缓解短期偿债压力,同时可以调整企业债务结构。

表 11 “三道红线”政策对流动负债和长期负债的影响机制

变量	营运能力				借新还旧			
	<i>tat</i>		<i>itr</i>		<i>Llev</i>		<i>LTLR</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>DID</i>	0.033 ** (0.015)	0.034 *** (0.007)	0.863 (0.612)	0.624 ** (0.299)				
<i>SFLI</i>					0.550 *** (0.019)	0.806 *** (0.013)	0.363 *** (0.012)	0.487 *** (0.008)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
固定效应	是	否	是	否	是	否	是	否
<i>N</i>	2112	2112	2112	2112	2112	2112	2112	2112
<i>R</i> ²	0.085	0.559	0.094	0.054	0.392	0.696	0.539	0.686

注：括号内为稳健标准误；*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

六、结论

负债规模作为企业资本结构和债务结构的重要组成,不仅为企业的发展筹集流动资金,而且也是公司治理和维持企业运营的重要工具,合理的债务结构对公司的可持续经营和发展有着重大影响。本文以“三道红线”政策的实施为准自然实验,选取中国 A 股上市房地产公司作为研究对象,采用 DID 考察政策出台对企业债务结构的调整效应。实证结果表明,“三道红线”政策的实施通过改变企业长期和流动负债而调整企业债务结构,其中长期负债规模增大,流动负债规模减少,长期负债在总负债中的占比增加。进一步研究发现:其一,相对于固定资产占比较低的企业而言,“三道红线”政策的实施对固定资产占比较高的企业负债结构调整的作用更明显;其二,国有房地产企业和西部房企受到政策影响的债务结构调整效应更显著;其三,“三道红线”政策对于盈利能力较差,杠杆率较高的企业受到政策的冲击更大,其债务结构调整效果更好,与政策设立的初衷相符。最后,企业通过加快存货周转,提高营运资本,以及通过“借新还旧”来有针对性的用长债置换短债,调整企业债务结构。本文研究发现对理解重大信贷政策变化背景下我国房地产市场的运行规律、“三道红线”政策的出台与政策效果有较好的启示,同时对市场监管者、金融机构、房地产企业以及投资者在内的市场主体决策提供了实证研究基础。

本文具有以下政策含义:首先,从防范企业资金链断裂造成系统性风险层面而言,政策的实施倒逼企业债务结构的变化可以逐步控制企业的高杠杆和高负债问题,债务结构的变化会将房地产企业的重心调整到注意融资成本和盈利能力上,也可以增加投资者的信心,因此监管者要持续关注企业债务结构的调整效应。其次,对于供给侧改革去杠杆的层面看,房地产企业债务结构的调整降低了自身踩线的风险,同时长期负债增加可以提供企业一定的时间和空间提振业绩,不必注重短期金融套利。因此,房企在后续公司治理中要具有前瞻性和合理性,关注企业长期盈利能力,进一步增加长期负债在负债总额的占比,完善企业债务结构的调整,提高债务的约束力。对于国有企业而言,在负债融资时应增加长期负债占比,用长债置换短债,充分发挥政策和债务结构对于企业的治理和约束作用,推动企业的稳健运营和长期发展。最后,从“房住不炒”和投资者层面而言,政策的出台让很多依靠金融套利的房企现了原形,有利于投资者正确认识房地产企业的负债和经营现状,股市投资者和房地产市场投资者需要根据政策和市场现状迅速调整预期和投资行为,有效抑制房地产市场过热,使房地产价格回归理性。

“三道红线”政策实行以来,内部叠加新冠肺炎疫情冲击,同时伴随着外部环境变化,我国房地产市场仍处于出清修复阶段,商品房销售走低态势明显,导致房企债务问题凸出,房企土地投资意愿降低,整个行业的发展模式也逐渐由“高负债、高杠杆、高周转”的模式转向“低容错、低增长”的发展模式,极其考验房地产企业的投资决策能力和资金周转能力。而最迫切的挑战在于销售端的持续低迷,住房实际需求下降,绝大多数房企的投资态度更加谨慎,投资拿地动力相对不足,面对市场的不确定性,产品竞争力和品牌形象较弱的企业更加难以获得较好的融资渠道,一定时期内将持续存在流动性风险。这种背景下,房地产企业需要对自身经营策略进行调整,注重“减速度、降负债、提品质、增效益”的可持续发展,坚守企业的比较优势和稳

健的财务策略,将现金流安全和有利润的增长作为企业发展的重中之重。同时,在宏观经济政策引导下有效释放市场需求,恢复消费者的购房信心,稳定新房和二手房市场交易,实现房地产市场的健康平稳可持续发展。

参考文献

- [1] 赵扶扬. 地价高估、公共投资与资源错配[J]. 经济研究, 2022, 57(3): 155-172.
- [2] 赵扶扬, 陈斌开, 刘守英. 宏观调控、地方政府与中国经济发展模式转型: 土地供给的视角[J]. 经济研究, 2021, 56(7): 4-23.
- [3] 梁斯. 我国房地产企业融资现状、风险及相关建议[J]. 农村发展与金融, 2022(10): 24-29.
- [4] 马永强, 张志远. 去杠杆与实体企业金融资产配置[J]. 国际金融研究, 2021(12): 14-23.
- [5] 许晓芳, 周茜, 陆正飞. 过度负债企业去杠杆: 程度、持续性及政策效应——来自中国上市公司的证据[J]. 经济研究, 2020, 55(8): 89-104.
- [6] 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.
- [7] 刘骅, 卢亚娟. 地方政府融资平台去杠杆与转型发展——基于江苏省的调研[J]. 学海, 2022(3): 132-139.
- [8] 刘贯春, 程飞阳, 姚守宇, 等. 地方政府债务治理与企业投融资期限错配改善[J]. 管理世界, 2022, 38(11): 71-89.
- [9] 朱太辉, 魏加宁, 刘南希, 等. 如何协调推进稳增长和去杠杆? ——基于资金配置结构的视角[J]. 管理世界, 2018, 34(9): 25-32, 45.
- [10] 盛夏, 李川, 王擎. 房地产市场、家庭杠杆率与消费——一个异质性代理人模型[J]. 经济研究, 2022, 57(11): 157-173.
- [11] WU J Y, OPARE S, BHUIYAN MD B U, et al. Determinants and consequences of debt maturity structure: A systematic review of the international literature[J]. International Review of Financial Analysis, 2022, 84: 102423.
- [12] HUSSAIN R Y, WEN X, HUSSAIN H, et al. Do leverage decisions mediate the relationship between board structure and insolvency risk? A comparative mediating role of capital structure and debt maturity[J]. South Asian Journal of Business Studies, 2020, 11(1): 104-125.
- [13] SUN C, ZHANG Z, VOCHOZKA M, et al. Enterprise digital transformation and debt financing cost in China's A-share listed companies[J]. Oeconomia Copernicana, 2022, 13(3): 783-829.
- [14] 白彦军, 鲁筱, 叶剑平. 房地产企业股权结构对债务风险的影响研究[J]. 财经问题研究, 2023(9): 105-116.
- [15] 王伟, 陈绎润. 经济政策不确定性与企业债务期限结构——来自中国 A 股上市公司的经验证据[J]. 南方金融, 2023(4): 33-47.
- [16] 彭方平, 王茹婷, 廖敬贤. 银行竞争、企业债务与“脱虚向实”——基于双重机器学习方法[J]. 经济理论与经济管理, 2023, 43(3): 82-97.
- [17] 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.
- [18] 刘晓光, 刘元春. 杠杆率、短债长用与企业表现[J]. 经济研究, 2019, 54(7): 127-141.
- [19] 蔡卫星, 蒲雨琦, 夏婷, 等. 企业集团、短借长投与企业风险[J]. 世界经济, 2023, 46(4): 192-219.
- [20] 胡伟, 陈未敖, 胡湛滢. “三条红线”政策对房地产上市公司的影响研究[J]. 财会通讯, 2023(2): 115-119.
- [21] CHU X, DENG Y, TSANG D. Firm leverage and stock price crash risk: The Chinese real estate market and three-red-lines policy[J]. The Journal of Real Estate Finance and Economics, 2023. DOI: 10.1007/s11146-023-09953-0.
- [22] FERREIRA M A, LAUREANO L, CUSTODIO C. Why are U. S. firms using more short-term debt? [J]. Journal of Financial Economics, 2013, 108(1): 182-212.
- [23] 申广军, 李靖禹, 邹静娴. 中国企业债务的期限结构: 一些典型事实[J]. 经济社会体制比较, 2021(6): 89-101.
- [24] 郭杰, 饶含. 土地资产价格波动与经济中的流动性供给——基于以地融资视角的研究[J]. 金融研究, 2022(7): 76-93.
- [25] PAN W F, WANG X, YANG S. Debt maturity, leverage, and political uncertainty[J]. The North American Journal of Economics and Finance, 2019, 50: 100981.
- [26] 刘贯春, 叶永卫. 经济政策不确定性与实体企业“短贷长投”[J]. 统计研究, 2022, 39(3): 69-82.
- [27] 刘斌, 黄坤, 王雷. 谁更愿意去库存: 国有还是非国有房地产企业? [J]. 经济研究, 2018, 53(6): 112-126.
- [28] 沈悦, 安磊. 债务约束对企业“脱实向虚”的治理效果研究[J]. 南开管理评论, 2022, 25(6): 86-98.
- [29] COËN A, DESFLEURS A. The relative performance of green REITs: Evidence from financial analysts' forecasts and abnormal returns[J]. Finance Research Letters, 2022, 45: 102163.
- [30] LI W, HUANG R, GAN Z, et al. Do state-affiliated corporate shareholders matter for asset-liability maturity mismatch? [J]. Finance Research Letters, 2024, 60: 104885.
- [31] 钱雪松, 方胜. 担保物权制度改革影响了民营企业负债融资吗? ——来自中国《物权法》自然实验的经验证据[J]. 经济研究, 2017, 52(5): 146-160.
- [32] LI X M, QIU M. The joint effects of economic policy uncertainty and firm characteristics on capital structure: Evidence from US firms[J]. Journal of International Money and Finance, 2021, 110: 102279.
- [33] 彭龙, 詹惠蓉, 文文. 实体企业金融化与企业技术创新——来自非金融上市公司的经验证据[J]. 经济学家, 2022(4): 58-69.
- [34] 于连超, 董晋亨, 毕茜. 主业亏损企业更倾向于过度金融化吗? [J]. 经济与管理研究, 2022, 43(11): 32-53.
- [35] 郁芸君, 张一林, 陈卓, 等. 缓兵之计? 地方债务展期与隐性违约风险——来自地方融资平台“借新还旧”的经验证据[J]. 经济学(季

- 刊), 2022, 22(3): 955-976.
- [36] VIG V. Access to collateral and corporate debt structure: Evidence from a natural experiment[J]. The Journal of Finance, 2013, 68(3): 881-928.
- [37] CAMPELLO M, LARRAIN M. Enlarging the contracting space: Collateral menus, access to credit, and economic activity[J]. Review of Financial Studies, 2016, 29(2): 349-383.
- [38] 钱雪松, 方胜. 《物权法》出台、融资约束与民营企业投资效率——基于双重差分法的经验分析[J]. 经济学(季刊), 2021, 21(2): 713-732.
- [39] 周彬, 周彩. 土地财政、企业杠杆率与债务风险[J]. 财贸经济, 2019, 40(3): 19-36.
- [40] RAN G, ZIXIANG Z, JIANHAO L. Consumption-investment comovement and the dynamic impact of monetary policy uncertainty in China[J]. Economic Modelling, 2022, 113: 105908.
- [41] 李天宇. 企业异质性信贷约束与最优货币政策规则[J]. 国际金融研究, 2021(1): 35-44.
- [42] 许志勇, 宋泽, 朱继军, 等. 金融资产配置、内部控制与企业高质量发展[J]. 中国软科学, 2022(10): 154-165.
- [43] 毛捷, 管星华. 地方政府纾困政策的效应研究: 来自上市公司的证据[J]. 经济研究, 2022, 57(9): 82-98.
- [44] 王朝阳, 张雪兰, 包慧娜. 经济政策不确定性与企业资本结构动态调整及稳杠杆[J]. 中国工业经济, 2018(12): 134-151.
- [45] 任保平, 苗新宇. 中国供给侧结构性改革的绩效评价研究[J]. 中国软科学, 2022(8): 19-30.
- [46] HUANG K, SHANG C. Leverage, debt maturity, and social capital[J]. Journal of Corporate Finance, 2019, 54: 26-46.
- [47] 贺小刚, 彭屹, 郑豫容, 等. 期望落差下的组织搜索: 长期债务融资及其价值再造[J]. 中国工业经济, 2020(5): 174-192.

Research on the Adjustment Effect of the Debt Structure of Real Estate Enterprises under the “Three Red Lines” Policy: Evidence Based on Difference-in-Difference Method

Cao Fei, Ma Yuanheng

(School of Management Science and Engineering, Henan University of Economics and Law, Zhengzhou 450046, China)

Abstract: The difference-in-differences model was used to examine the effects of implementing the “three red lines” policy on the debt structure of listed real estate firms. The empirical results indicate that a significant negative impact on current liabilities and a positive effect on long-term liabilities occur due to the “three red lines” policy, leading to an optimized adjustment of corporate debt structure. Further research finds the following. A more pronounced effect on the debt structure adjustment is observed in firms with a higher proportion of fixed assets than firms with a lower proportion. State-owned firms and real estate firms in non-eastern regions experience greater effects from the policy regarding their debt structure. Companies with weaker profitability and higher leverage are more significantly impacted by the policy, resulting in a more effective adjustment of their debt structure. The introduction of the policy accelerates the circulation of working capital in real estate enterprises and promotes the targeted use of long-term debt to replace short-term debt. A causal relationship between the “three red lines” policy and real estate enterprises is identified within the context of the “houses for living and not for investment” policy, elucidating the mechanism of the “three red lines” policy and providing important reference significance for market participants and the improvement of corporate financialization phenomena.

Keywords: three red lines; debt structure; debt financing; difference-in-differences method