

# 供给侧结构性改革对房地产行业的“去库存”效应研究

丁志国<sup>1,2</sup>, 张炎炎<sup>2</sup>, 任浩锋<sup>2</sup>, 徐德财<sup>1,2</sup>

(1. 吉林大学数量经济研究中心, 吉林长春, 130012; 2. 吉林大学商学院, 吉林长春, 130012)

**摘要:** 采用基于倾向得分匹配法的双重差分模型, 实证检验供给侧结构性改革对房地产行业库存调整和企业绩效的影响。结果表明, 供给侧结构性改革整体实现了房地产企业去库存和提升绩效的政策目标, 但到第三年效果就己不再显著。进一步研究发现, 供给侧结构性改革的政策效果表现出显著的差异化特征, 国有企业在改革前两年的去库存效果并不显著, 同时其政策效果明显不如非国有企业; 高杠杆企业仅在改革首年取得了显著的去库存效果, 而绩效提升效果不显著。因此, 继续深化供给侧结构性改革已经刻不容缓。首先, 要从最大效率地实现资源要素的优化配置出发, 保证中国经济的稳定增长; 其次, 进一步深化改革的政策制定, 明确中央政府和地方政府的角色定位; 最后, 未来房地产行业的发展方向是满足居民刚需改善型住宅需求, 必须保证房地产业回归解决居民住房问题的本位。

**关键词:** 供给侧结构性改革; 房地产; 去库存; 企业绩效; 双重差分法

**中图分类号:** F121; F287.8 **文献标识码:** A

**文章编号:** 1672-3104(2022)01-0083-17

## 一、引言

房地产业是中国最重要的产业之一, 其动向受到政府部门和学术界的高度关注, 而房地产行业的过度投资和库存积压则是中国经济未来行稳致远必须要解决的问题。房地产行业直接或间接关系到许多上下游行业的发展, 尤其是钢铁、建筑、纺织以及家电等行业<sup>[1-2]</sup>, 对中国经济的影响举足轻重<sup>[3-4]</sup>。房地产企业库存的大量积压, 弱化了整个行业抗击风险的能力<sup>[5]</sup>, 挤占了过多的经济资源, 甚至成为许多地方经济下行的主要影响因素。在房地产行业库存严重高企的背景下, 2015年中国启动了供给侧结构性改革, 将房地产行业“去库存”列为改革的五大任务之一, 以期

实现行业的健康发展, 确保中国经济能够顺利实现量的合理增长和质的稳步提升。在现行“房住不炒”的政策原则下, 对供给侧结构性改革政策的效果进行定量评价, 以便未来能够做到更加有的放矢和精准施策, 就变得十分重要。

房地产企业库存的变动在经济周期中发挥着重要的作用, 库存的增加或减少对于经济波动的判断具有非常重要的参考价值<sup>[6-7]</sup>。学术界关于房地产企业库存调整的动机给出了不同的解释。大多数学者认为房地产企业未来预期的变动是库存调整的主要动机, 当预期未来土地价格上升或者房屋需求增加时, 会增加企业对土地和现房储备的需求<sup>[8-9]</sup>。因此, 房地产企业库存调整具有顺周期特征<sup>[10-13]</sup>。饶品贵等<sup>[14]</sup>认为, 企业保持存货的目的在于应对突然的经济冲击, 以降低企业的缺货成本, 尤其是当经济政策不确定性较高

收稿日期: 2021-09-16; 修回日期: 2021-12-21

基金项目: 国家社会科学基金一般项目“推进供给侧结构性改革过程中的金融政策研究”(17BJY183)

作者简介: 丁志国, 男, 吉林延吉人, 博士, 吉林大学数量经济研究中心、吉林大学商学院教授、博士生导师、吉林大学“匡亚明”卓越教授, 主要研究方向: 宏观经济与公司金融; 张炎炎, 女, 河南周口人, 吉林大学商学院博士研究生, 主要研究方向: 宏观经济与公司金融, 联系邮箱: zhangyanyan0613@126.com; 任浩锋, 男, 河南登封人, 吉林大学商学院博士研究生, 主要研究方向: 公司金融; 徐德财, 男, 吉林长春人, 博士, 吉林大学商学院副教授, 主要研究方向: 宏观经济与金融市场

时, 房地产企业会出于逐利动机增加企业投资<sup>[15]</sup>。也有学者认为房地产行业的库存调整会受政策影响, 地方政府能够凭借政府权威追求政治目标<sup>[16-18]</sup>。过去一段时间, 房地产行业甚至已经成为一些地方拉动经济增长的支柱产业, 在为地方政府创造丰厚财政收入的同时, 也促进了上下游产业的发展<sup>[19]</sup>。出于追求财政收入和实现个人晋升目标<sup>[20-21]</sup>的动机, 地方政府会干预并扶持房地产行业的发展, 尽量防止房地产企业因去库存而导致失业率水平上升和财政收入减少, 进而影响地方的经济数据。

在房地产库存压力不断增加的背景下, 供给侧结构性改革的“去库存”政策以棚改货币化安置为主要手段, 配合税收减免和信贷优惠等政策, 目的是要缓解房地产企业库存严重滞销的难题。棚改货币化安置政策将棚改规则由房屋安置调整为货币化安置棚改居民, 因此为房地产市场提供了相当数量的潜在需求者。供给侧结构性改革初期, 需求的正向冲击明显降低了房地产企业库存<sup>[2]</sup>。然而, 房地产兼具消费属性和金融属性<sup>[22]</sup>。一方面, 改革产生的潜在需求导致房地产价格上涨, 引发了市场投机性动机的增加, 房地产企业也会调整对未来的预期, 并因此产生新的投资冲动; 另一方面, 市场需求增加带来的房地产价格上涨, 使房地产企业通过资产抵押获得的银行贷款因抵押品价值上升而增加, 缓解了企业的融资约束问题<sup>[23-24]</sup>, 企业融资规模的扩大又进一步激励房地产企业的投资行为, 进而使供给侧结构性改革“去库存”的政策效果大打折扣。

自 2008 年金融危机以来, 为了刺激经济, 中国放松了房地产行业在信贷和税收等方面的政策管制, 房地产价格被不断推高, 过度投资现象非常严重。随后, 中国又陆续出台了管控房地产投资和价格过快上涨的调控政策(“国十五条”和“国十六条”), 尽管短期取得了积极的效果, 但从长期看没有从根本上化解房地产企业的高库存问题。2015 年, 供给侧结构性改革的“去库存”政策, 正是在房地产企业库存严重高企且压力不断加大的背景下推出的。2016 年和 2017 年, 以棚改货币化安置作为主要的“去库存”政策全

面普及, 但 2018 年实施范围不断缩小, 甚至大多数地区已经停止推进该政策。在不断调整供给侧结构性改革房地产行业“去库存”政策之际, 对改革的政策效果进行定量评价, 能够为将来的政策制定提供科学依据和数据支持。

本文构建 PSM-DID 模型, 定量测度了供给侧结构性改革“去库存”的政策效果。文章的主要贡献是: 首次对供给侧结构性改革“去库存”的政策目标进行效果检验, 并对改革的政策效果给出科学的评价, 丰富了关于供给侧结构性改革的研究; 同时, 测度了供给侧结构性改革对不同所有制企业和不同杠杆率企业的政策效果差异, 对进一步精准施策给出有针对性的政策建议。

## 二、研究设计

### (一) 模型设定

供给侧结构性改革的实施可以看作是一项准自然实验。本文通过构建双重差分模型, 采用 PSM-DID 方法检验供给侧结构性改革“去库存”的政策效果。双重差分方法需要构造合适的实验组和对照组, 本文选择供给侧结构性改革“去库存”的目标行业(房地产行业)作为准自然实验的实验组, 并使用倾向匹配得分法进行 1:2 近邻匹配获取实验组和对照组样本, 以缓解样本选择偏差问题。基于 2012—2018 年上市公司数据, 首先使用双重差分法估计供给侧结构性改革对房地产企业库存调整行为的影响, 模型(1)设定如下:

$$DStock_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DID_{i,t} + \beta_2 Treat_i + \beta_3 After_t + \beta_4 Controls_{i,t} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中,  $DStock$  表示企业库存调整的过程, 双重差分变量  $DID$  代表供给侧结构性改革,  $Treat$  和  $After$  均为虚拟变量,  $Controls$  表示控制变量,  $\delta_i$  为个体效应,  $\gamma_t$  为时间效应。同时, 将标准误聚类在企业层面。双重差分变量  $DID$  的系数  $\beta_1$  是本文主要关注的估计结果, 其能衡量供给侧结构性改革这一政策冲击对企业库存调整行为的影响。当  $\beta_1 < 0$  时, 说明供给侧结构性改革以后, 企业表现

出了明显的去库存特征。

进一步考察供给侧结构性改革对企业绩效的影响。将双重差分模型(2)设定如下:

$$DROE_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DID_{i,t} + \beta_2 Treat_i + \beta_3 After_t + \beta_4 Controls_{i,t} + \delta_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中,  $DROE$  表示企业绩效的变动率, 双重差分变量  $DID$  代表供给侧结构性改革,  $Treat$  和  $After$  均为虚拟变量,  $Controls$  表示影响企业绩效的其他变量。同时, 模型(2)还控制了个体效应( $\delta_i$ )和时间效应( $\gamma_t$ ), 并将标准误聚类在企业层面。 $\beta_1$  可衡量供给侧结构性改革对企业绩效的影响, 当  $\beta_1 > 0$  时, 说明供给侧结构性改革提升了企业绩效。

### (二) 变量定义

**被解释变量:** 模型(1)的被解释变量为企业库存的变动程度, 参照刘媛媛和刘斌<sup>[25]</sup>、刘斌等<sup>[9]</sup>的研究, 对库存进行调整, 即调整库存=存货-(预收账款×营业成本÷营业收入)。同时参照杨继生等<sup>[13]</sup>的研究, 将调整库存进行 GDP 平减和对数化处理, 则企业的库存变动程度( $DStock$ )等于当期库存减去上一期库存, 当  $DStock > 0$  时, 企业的库存增加, 当  $DStock < 0$  时, 企业的库存减少, 即表现出去库存特征。模型(2)的被解释变量为企业绩效的变动率( $DROE$ ), 选取净资产收益率( $ROE$ )衡量企业绩效, 则  $DROE = (\text{当期净资产收益率} - \text{上期净资产收益率}) / \text{上期净资产收益率} \times 100\%$ 。

**核心解释变量:** 模型设置虚拟变量  $Treat$ , 实验组企业取 1, 对照组企业取 0; 设置虚拟变量  $After$ , 2015 年之后<sup>①</sup>,  $After = 1$ , 2015 年之前,  $After = 0$ 。 $DID$  的估计系数衡量了供给侧结构性改革对企业库存调整行为和绩效变动的影响。

**控制变量:** 基于刘斌等<sup>[9]</sup>和饶品贵等<sup>[14]</sup>的研究, 模型(1)选择企业规模( $Size$ )、资产负债率( $Lev$ )、总资产报酬率( $ROA$ )、成长性( $Growth$ )以及存货跌价准备计提比例( $Inv$ )作为控制变量, 除存货跌价准备计提比例以外的控制变量均进行滞后一期处理。在模型(2)中, 参照相关文献<sup>[26-28]</sup>, 选取如下变量作为控制变量: 资产负债率( $Lev$ ), 市净率( $PB$ ), 资本密集度( $CI$ ), 托宾 Q 值( $TobinQ$ ), 第一大股东持股比例( $Share$ ), 固定资产比率

( $Fix$ ), 总资产周转率( $Tat$ ), 并将控制变量进行滞后一期处理。具体变量定义如表 1 所示。

表 1 变量定义

分类	变量名称	变量定义
被解释变量	$DStock$	库存调整程度
	$DROE$	企业绩效的变动率
核心解释变量	$DID$	$DID_{i,t} = Treat_i \times After_t$
	$Treat$	实验组取 1, 对照组取 0
	$After$	2015 年之后取 1, 其他取 0
	$Size$	企业年末总资产的自然对数
控制变量	$Lev$	资产负债率
	$ROA$	总资产报酬率
	$Growth$	营业总收入的自然对数
	$Inv$	存货跌价准备计提比例
	$PB$	市净率
	$CI$	固定资产净额/员工人数
	$TobinQ$	(总市值+总负债)/总资产
	$Share$	第一大股东持股比例
	$Fix$	固定资产/总资产
	$TAT$	营业收入/总资产

### (三) 样本选择和数据来源

选取中国沪深 A 股上市公司 2012—2018 年的数据作为初始样本, 数据来源于 WIND 数据库, 并按照以下步骤进行样本筛选: 剔除 2014 年以后上市的公司; 剔除在样本期被 ST 和 \*ST 的上市公司; 剔除主要财务数据缺失的观测值; 对公司层的连续变量进行上下 1% 的缩尾处理; 根据中信行业分类, 对房地产行业企业与其他行业企业进行 1:2 匹配, 分别作为准自然实验的实验组和对照组。本文得到实验组和对照组样本共 331 家公司, 其中实验组企业 100 家, 对照组企业 231 家。

表 2 列示了实验组企业和对照组企业主要变量的描述性统计结果, 其中 Table A 为实验组企业统计结果, Table B 为对照组企业统计结果。结果显示: 实验组企业库存均值为 12.739, 大于对照组企业库存均值的 10.237; 与对照组企业相比, 实验组企业库存调整( $DStock$ )的均值为负, 对照组企业库存调整均值为正值, 说明实验组企业去

表2 主要变量的描述性统计

变量	Table A: <i>Treat=1</i>					Table B: <i>Treat=0</i>				
	样本数	均值	最小值	p50	最大值	样本数	均值	最小值	p50	最大值
<i>Stock</i>	794	12.739	3.822	12.929	15.132	1 842	10.237	3.845	10.302	14.650
<i>DStock</i>	692	-0.007	-4.977	-0.054	6.279	1 611	0.081	-4.963	0.066	6.311
<i>DROE</i>	700	0.092	-61.472	0.211	38.677	1 613	0.369	-142.635	0.634	28.301
<i>DID</i>	800	0.375	0.000	0.000	1.000	1 844	0.000	0.000	0.000	0.000
<i>After</i>	800	0.375	0.000	0.000	1.000	1 844	0.375	0.000	0.000	1.000
<i>Size</i>	800	14.014	10.426	13.919	16.925	1 844	12.865	10.426	12.741	16.925
<i>Lev</i>	800	63.299	10.015	65.922	85.894	1 844	39.067	4.787	38.499	85.894
<i>ROA</i>	800	0.028	-0.533	0.026	0.200	1 844	0.057	-1.639	0.050	0.366
<i>Growth</i>	800	12.539	9.382	12.462	16.406	1 844	12.284	9.382	12.066	16.406
<i>CI</i>	800	0.009	0.000	0.001	0.607	1 843	0.024	0.000	0.010	2.372
<i>PB</i>	800	2.707	0.555	2.072	15.563	1 844	3.904	0.000	3.014	15.563
<i>CI</i>	800	32.169	1.238	16.851	512.175	1 844	32.677	1.238	25.462	587.987
<i>TobinQ</i>	800	1.560	0.717	1.222	14.952	1 844	2.675	0.046	2.046	17.575
<i>Share</i>	800	39.499	7.120	39.280	79.570	1 844	34.140	0.000	33.220	81.090
<i>Fix</i>	800	0.035	0.002	0.014	0.516	1 844	0.211	0.002	0.197	0.662
<i>TAT</i>	800	0.258	0.076	0.227	1.493	1 844	0.657	0.076	0.566	2.563

库存行为较为明显,实验组企业与对照组企业去库存行为存在较大差距。另外,在样本期内,实验组企业与对照组企业业绩调整变量(*DROE*)具有明显差异,这也为后续的实证检验提供了依据。

### 三、实证结果分析

#### (一) 特征性事实分析

图1给出了房地产企业库存的变动趋势。显然,房地产企业库存在2015年前后有较为明显的先上升后下降的“拐点”特征。供给侧结构性改革“去库存”的棚改货币化政策在2016—2018年均实现了近600万套的棚户区住房改造,对房地产行业向下调整库存进行直接的需求刺激。而与2016年相比,2017年和2018年企业库存下降趋势迅速减弱,2018年企业库存变动趋势甚至已显停滞。显然,在通过刺激需求实现去库存效果的同时,也导致了房地产价格上涨,致使市场投机性动机增加,上调了企业未来价格预期,刺激

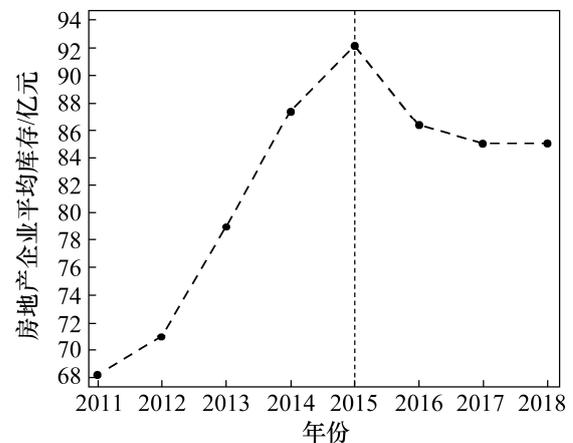


图1 房地产企业平均库存变动趋势

企业增加投资行为,因而抵消了部分棚改货币化政策的去库存效果。

表3汇报了房地产行业不同所有制和不同杠杆率<sup>②</sup>企业的库存特征。首先,56家国有企业库存和56家非国有企业库存均在2015年之前呈现较为明显的上升趋势,供给侧结构性改革启动以来,国有企业库存在2016年明显下降,2017年上升,2018年较2017年小幅下降,而非国有企业库存在2016年和2017年均呈现明显下降的趋

表3 房地产行业库存变化趋势(亿元)

企业类型		2012年	2013年	2014年	2015年	2016年	2017年	2018年
房地产行业整体		70.983	78.926	87.348	92.117	86.327	85.029	85.000
所有制 分组	国有	70.960	77.207	83.303	89.130	85.531	86.464	85.816
	非国有	71.007	80.644	91.393	95.105	87.122	83.593	84.185
杠杆率 分组	高杠杆	109.198	128.576	139.023	149.778	144.468	146.787	147.536
	低杠杆	32.769	29.276	35.673	34.456	28.186	23.270	22.465

势, 在 2018 年库存水平上升。供给侧结构性改革政策实施截至 2018 年, 国有企业库存下降了 3.718%, 非国有企业库存下降了 11.482%。在供给侧结构性改革“去库存”政策推行过程中, 与非国有企业相比, 受地方政府控制的国有房地产企业库存调整幅度更小。其次, 高杠杆企业库存水平明显远远高于低杠杆企业库存水平。供给侧结构性改革前, 高杠杆企业库存呈现逐年上升的趋势, 受到 2016 年供给侧结构性改革首年的政策冲击, 高杠杆企业库存向下调整了 3.545%, 低杠杆企业库存下调了 18.197%; 改革第二年, 高杠杆企业库存反而增加了 1.605%, 而低杠杆企业库存继续下降, 下降幅度 17.441%; 改革第三年, 高杠杆企业库存增加 0.510%, 低杠杆企业库存继续下降, 下降了 3.459%。显然, 对于高杠杆企业, 供给侧结构性改革的“去库存”政策在第二年就已经失效, 甚至企业库存开始转增, 而低杠杆企业库存呈现逐年下降的趋势。

(二) 基本回归结果

表 4 给出的是供给侧结构性改革与企业库存调整决策的回归结果。根据第(1)列回归结果可以发现, 双重差分变量 *DID* 的回归系数在 5%水平上显著为负, 即供给侧结构性改革之后房地产企业有显著的去库存行为。回归(2)至回归(4)依次加入控制变量、年度效应以及个体效应之后, 结论依旧成立, 即供给侧结构性改革在整体上实现了企业去库存的政策目标。

为了揭示供给侧结构性改革对企业库存调整行为影响的时间趋势特征, 设置 *Year2016*、*Year2017* 和 *Year2018* 虚拟变量, 在 2016、2017 和 2018 分别取 1, 其他年份取值为 0, 再将 *Treat* 分别与三个虚拟变量做交乘项, 生成 *Treat\_2016*、*Treat\_2017* 和 *Treat\_2018* 变量, 将所得交乘项一

并放入模型(1)中, 回归结果见第(5)列和第(6)列。第(5)列回归结果显示, *Treat\_2016* 的估计系数为 -0.2178, 在 1%水平上显著; *Treat\_2017* 的估计系数为 -0.1311, 在 1%水平上显著; 2018 年交乘项变量 *Treat\_2018* 的估计系数显著为负, 但显著性水平较低。在控制了企业特征变量、年度效应和个体效应以后发现, *Treat\_2016* 和 *Treat\_2017* 的估计系数依旧显著为负。即供给侧结构性改革的“去库存”政策, 在改革首年和第二年均取得了显著的效果。总之, 2015 年供给侧结构性改革取得了显著的去库存政策效果, 但在改革第三年政策效果开始不显著。

基于对模型(2)的估计, 表 5 给出了供给侧结构性改革与企业绩效的回归结果。回归(1)结果显示, 双重差分变量 *DID* 的估计系数为 0.7812, 在 10%水平上显著。回归(2)至回归(4)依次加入控制变量、年度效应和个体效应之后发现, *DID* 的估计系数为 1.1174, 在 5%水平上显著为正。即供给侧结构性改革显著提升了房地产企业的经营绩效。为了考察政策效果的时间趋势特征, 在模型(2)中继续引入 *Treat\_2016*、*Treat\_2017* 和 *Treat\_2018* 变量, 估计结果如第(5)列和第(6)列所示。根据回归结果, 只有 *Treat\_2016* 的估计系数显著, 且在 5%水平上显著为正, 而 *Treat\_2017* 和 *Treat\_2018* 的估计系数不显著。即供给侧结构性改革显著提升了企业绩效, 但政策效果仅在改革的第一年显著。

(三) 稳健性检验

(1)平行趋势检验。双重差分模型适用的前提是实验组企业和对照组企业库存调整和企业绩效变动在供给侧结构性改革之前具有平行趋势。分别在模型(1)和模型(2)中引入 *Treat* 变量和所有年份虚拟变量的交乘项, 在回归中将供给侧结构

表4 供给侧结构性改革对企业库存调整行为影响的实证结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DID</i>	-0.114 3** (0.045 9)	-0.127 4*** (0.045 8)	-0.127 8*** (0.045 8)	-0.162 5*** (0.047 3)		
<i>After</i>	-0.023 1 (0.021 2)	-0.006 0 (0.022 3)	0.032 3 (0.033 2)	0.221 5*** (0.064 7)		
<i>Treat</i>	-0.039 3 (0.030 1)	-0.023 4 (0.058 6)	-0.021 7 (0.059 4)			
<i>Treat_2016</i>					-0.217 8*** (0.038 3)	-0.170 2*** (0.055 7)
<i>Treat_2017</i>					-0.131 1*** (0.044 5)	-0.184 3*** (0.058 4)
<i>Treat_2018</i>					-0.134 2* (0.077 6)	-0.132 8 (0.090 2)
<i>_cons</i>	0.090 9*** (0.012 6)	0.088 5 (0.119 5)	0.086 4 (0.121 8)	2.428 4*** (0.563 8)	0.075 2*** (0.009 0)	2.425 3*** (0.562 2)
控制变量	No	Yes	Yes	Yes	No	Yes
年度效应	No	No	Yes	Yes	No	Yes
个体效应	No	No	No	Yes	No	Yes
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.013 5	0.049 3	0.052 6	0.186 5	0.013 5	0.186 7
<i>N</i>	2 303	2 303	2 303	2 303	2 303	2 303

注：括号内数值是聚类于企业层面的标准误；\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

表5 供给侧结构性改革对企业绩效影响的实证结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DID</i>	0.781 2* (0.442 8)	0.907 4** (0.442 2)	0.898 5** (0.443 7)	1.117 4** (0.498 1)		
<i>After</i>	-0.246 9 (0.267 2)	-0.425 7* (0.253 3)	-1.219 8** (0.581 1)	-1.641 0** (0.657 1)		
<i>Treat</i>	-0.612 3*** (0.147 3)	-0.077 8 (0.418 8)	-0.130 3 (0.401 3)			
<i>Treat_2016</i>					0.897 6** (0.3886)	1.365 3** (0.599 7)
<i>Treat_2017</i>					-0.104 9 (0.438 8)	0.134 1 (0.567 6)
<i>Treat_2018</i>					-0.406 9 (0.933 6)	1.839 5 (1.279 8)
<i>_cons</i>	0.475 4*** (0.095 4)	-2.063 6** (0.842 9)	-2.000 6** (0.791 3)	-2.672 7** (1.212 7)	0.268 8*** (0.098 6)	-2.677 6** (1.211 4)
控制变量	No	Yes	Yes	Yes	No	Yes
年度效应	No	No	Yes	Yes	No	Yes
个体效应	No	No	No	Yes	No	Yes
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.001 8	0.017 7	0.026 2	0.138 3	0.001 6	0.140 1
<i>N</i>	2 313	2 313	2 313	2 313	2 313	2 313

注：括号内数值是聚类于企业层面的标准误；\*、\*\*和\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

性改革提出的时点(2015年)观测值剔除。回归结果如表6所示,其中Panel A是供给侧结构性改革与企业库存调整程度的回归结果,Panel B是供给侧结构性改革与企业绩效变动的回归结果。Panel A结果显示,在控制了企业特征变量、年度效应和个体效应后, *Treat\_2012*、*Treat\_2013* 和 *Treat\_2014* 估计系数不显著,表明在供给侧结构性改革开始之前,实验组企业与对照组企业库存调整行为无显著差异。即模型(1)的估计结果满足双重差分模型平行趋势假设。Panel B的回归(4)估计结果表明,交乘项 *Treat\_2012*、*Treat\_2013* 和 *Treat\_2014* 变量的估计系数均不显著,而交乘项 *Treat\_2016* 变量的估计系数在10%水平上显著为正。说明在2012—2014年实验组企业绩效与对照组无显著差异,而在2015年以后,由于供给侧结构性改革政策的冲击,实验组企业的绩效有显著的提升效应,但政策效果仅维持了一年。综上,模型(2)的估计结果同样满足双重差分模型

平行趋势假设,且实证结果与前文一致,研究结论具有非常好的稳健性。

(2)安慰剂检验。为了排除实验组企业与对照组企业固有特征差异的影响,基于2012—2016年样本区间,分别将2014年、2013年和2012年作为假定的供给侧结构性改革的开始年份,即假设政策时间分别向前提前一年、两年和三年,重新对双重差分模型(1)和模型(2)进行估计。如果实验组企业库存调整和绩效变动确实是由于受到供给侧结构性改革而非其他因素的影响,那么改变供给侧结构性改革的起始年份, *DID* 的估计系数将不再显著。安慰剂检验的估计结果如表7所示,Panel A和Panel B分别为模型(1)和模型(2)重新估计的回归结果。Panel A和Panel B结果显示, *DID* 的估计系数均不显著,即当假设改变供给侧结构性改革的发生年份时,企业库存调整行为和企业绩效并无显著变化。安慰剂检验进一步印证了供给侧结构性改革对企业库存调整和绩

表6 平行趋势检验估计结果

	Panel A: 模型(1)		Panel B: 模型(2)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treat_2012</i>	-0.055 0 (0.044 4)	-0.056 1 (0.133 8)	0.113 0 (0.740 6)	0.309 5 (0.736 3)
<i>Treat_2013</i>	-0.051 5 (0.034 2)	-0.093 9 (0.125 8)	0.735 7 (0.740 6)	0.793 8 (0.734 9)
<i>Treat_2014</i>	-0.062 8* (0.032 9)	-0.124 2 (0.122 5)	-0.131 3 (0.740 6)	-0.008 5 (0.737 0)
<i>Treat_2016</i>	-0.226 1*** (0.038 5)	-0.238 1** (0.109 7)	1.482 7** (0.740 6)	1.232 1* (0.737 9)
<i>Treat_2017</i>	-0.139 4*** (0.044 7)	-0.252 2** (0.111 7)	0.480 2 (0.740 6)	0.468 8 (0.736 2)
<i>Treat_2018</i>	-0.142 5* (0.077 6)	-0.200 7 (0.133 4)	0.178 2 (0.740 6)	0.390 7 (0.737 9)
_cons	0.083 5*** (0.010 3)	2.422 2*** (0.566 7)	0.161 9 (0.182 7)	-3.406 9*** (1.054 3)
控制变量	No	Yes	No	Yes
年度效应	No	Yes	No	Yes
个体效应	No	Yes	No	Yes
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.015 0	0.187 8	0.108 2	0.128 1
<i>N</i>	2 303	2 303	2 313	2 313

效变动有影响的研究结论具有稳健性。

(3)变换被解释变量衡量方法。为了确保研究结论的稳健性,重新更改被解释变量衡量方法,

再次对模型(1)和模型(2)进行估计,估计结果见表8。首先,参照杨继生等的研究<sup>[13]</sup>,将模型(1)的被解释变量替换为存货的变动,将企业存货基

表7 安慰剂检验估计结果

	Panel A: 模型(1)			Panel B: 模型(2)		
	政策提前1年 (1)	政策提前2年 (2)	政策提前3年 (3)	政策提前1年 (4)	政策提前2年 (5)	政策提前3年 (6)
<i>DID</i>	-0.035 5 (0.083 8)	-0.051 1 (0.067 0)	-0.065 5 (0.071 3)	0.547 3 (0.590 4)	0.301 8 (0.348 6)	0.218 7 (0.464 4)
<i>After</i>	0.148 2*** (0.053 6)	0.153 8*** (0.051 2)	0.158 0*** (0.051 1)	-0.600 6 (0.413 8)	0.211 7 (0.366 8)	0.257 5 (0.374 6)
<i>_cons</i>	3.516 6*** (0.657 4)	3.523 2*** (0.661 2)	3.514 3*** (0.664 9)	-1.189 8 (1.861 2)	-0.553 3 (1.256 6)	-0.538 0 (1.256 4)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$R^2$	0.204 9	0.205 2	0.205 2	0.237 2	0.151 4	0.151 1
$N$	1 646	1 646	1 646	1 652	1 652	1 652

表8 稳健性检验估计结果:更改被解释变量衡量方法

	Panel A: 模型(1)		Panel B: 模型(2)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DID</i>	-0.139 9*** (0.049 9)		1.117 4** (0.498 1)	
<i>After</i>	0.166 2** (0.073 8)		-1.641 0** (0.657 1)	
<i>Treat_2016</i>		-0.154 5*** (0.055 9)		1.365 3** (0.599 7)
<i>Treat_2017</i>		-0.177 9*** (0.054 4)		0.134 1 (0.567 6)
<i>Treat_2018</i>		-0.087 1 (0.101 9)		1.839 5 (1.279 8)
<i>_cons</i>	2.760 5*** (0.519 4)	2.754 7*** (0.518 3)	-2.672 7** (1.212 7)	-2.677 6** (1.211 4)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年度效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
$R^2$	0.230 5	0.231 0	0.138 3	0.140 1
$N$	2 312	2 312	2 313	2 313

于 GDP 平减后取对数并差分, 存货的变动为负, 说明企业实现了去库存。其次, 基于綦好东等<sup>[27]</sup>的研究, 采用总资产利润率(净利润除以总资产)衡量企业绩效, 将模型(2)的被解释变量替换为总资产利润率的变动率。表 8 的 Panel A 和 Panel B 分别给出了变换模型(1)和模型(2)被解释变量衡量方法的估计结果。根据 Panel A, 双重差分变量 *DID* 的系数估计为-0.1399, 在 1%水平上显著, 同时 *Treat\_2016* 和 *Treat\_2017* 均在 1%水平上显著为负, 即供给侧结构性改革实现了企业去库存效果, 在变换库存调整的衡量方法之后仍然成立。Panel B 双重差分变量 *DID* 的系数在 5%水平上显著为正, 即供给侧结构性改革与企业绩效存在显著正相关关系。回归(4)结果中, 只有 *Treat\_2016* 变量的估计系数在 5%水平上显著为正, 即供给侧结构性改革仅在第一年提升了企业绩效。变换被解释变量衡量方法后的估计结果, 也再次证明本文研究结论的稳健性。

(4)对照组选择。考虑到房地产企业的行业带动效应<sup>[29-30]</sup>, 在重新选取对照组样本时, 参照中信行业分类, 仔细比对上下游行业, 按照不属于房地产上下游行业原则选择对照组, 以剔除房地产相关行业的干扰, 手动挑选汽车行业和医药行业分别作为对照组, 重新对模型(1)和模型(2)进行估计, 以此保证结果的可靠性, 估计结果如表 9。Panel A 结果显示, 重新筛选对照组样本后, 双重差分变量 *DID* 均在 1%水平上显著为负, 即供给侧结构性改革实现了企业去库存的结论是稳健的。Panel B 结果显示, 双重差分变量 *DID* 均在 10%水平上显著为正, 即供给侧结构性改革显著提升企业绩效的结论依旧成立。

(5)调整时间窗口。供给侧结构性改革在 2015 年启动, 2016 年开始实施政策, 样本的时间区间过长会导致研究结论可能受到改革前后的其他事件的干扰。为了保证研究结论的稳健性, 将样本的时间区间分别调整为 2013—2018 年、2013—2017 年及 2014—2017 年, 针对不同的样本范围重新对模型(1)和模型(2)进行估计, 回归结果(如表 10)显示, 在调整时间窗口以后, 供给侧结构性改革实现了去库存效果和提升了企业绩效

的研究结论依旧成立。

## 四、拓展性研究: 政策效果的差异性检验

供给侧结构性改革的政策效果因企业所有制和杠杆率水平的不同可能存在差异。一方面, 与非国有企业不同, 国有企业的实际控制人为各级政府, 承担了政府的多重目标<sup>[31-33]</sup>, 具有较强的政治关联<sup>[34-35]</sup>, 能获得更多的金融资源和政策扶持。这可能会刺激国有房地产企业的投资扩张冲动, 弱化企业去库存的动力。同时, 地方政府出于对地方财政收入和经济发展的追求, 具有干预房地产企业去库存的动机<sup>[9]</sup>。另一方面, 在供给侧结构性改革和棚改货币化政策背景下, 不同杠杆率水平的企业选择的投资策略不同。与低杠杆企业相比, 高杠杆企业的管理者出于追求股东财富最大化的动机, 具有选择高风险投资项目的偏好<sup>[27]</sup>, 在棚改政策带来的需求刺激下, 企业过度投资行为可能更为严重。因此, 本文在实证分析中基于所有制和企业杠杆水平进行分组, 分别讨论供给侧结构性改革政策效果的异质性差异。

### (一) 基于企业所有制的政策效果差异性检验

表 11 报告了针对国有企业和非国有企业的分组检验结果。其中, Panel A 为供给侧结构性改革与企业库存调整的回归结果, 回归(1)和回归(3)为国有企业和非国有企业基于模型(1)的估计结果, 而回归(2)和回归(4)针对企业所有制属性分组检验政策效果的时间趋势特征。结果表明, 回归(1)的双重差分变量 *DID* 的估计系数为-0.1542, 且在 5%水平上显著, 回归(3)的双重差分变量 *DID* 的估计系数为-0.1689, 在 1%水平上显著, 即国有企业和非国有企业均实现了显著的去库存效果。对比国有企业和非国有企业 *DID* 的估计系数发现, 非国有企业估计系数的绝对值更大, 即供给侧结构性改革对非国有企业去库存效果更明显。根据回归(2)可知, 只有交乘项 *Treat\_2018* 的估计系数显著, 说明对于国有房地产企业而言, 供给侧结构性改革仅在 2018 年取得了显著

表9 稳健性检验估计结果:更改对照组设定方式

Panel A: 模型(1)				
	对照组 1: 汽车行业		对照组 2: 医药行业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DID</i>	-0.234 6*** (0.055 5)		-0.135 3*** (0.043 8)	
<i>After</i>	0.303 3*** (0.088 7)		0.134 4* (0.072 2)	
<i>Treat_2016</i>		-0.268 5*** (0.066 9)		-0.131 8** (0.056 4)
<i>Treat_2017</i>		-0.221 5*** (0.067 1)		-0.185 7*** (0.055 6)
<i>Treat_2018</i>		-0.213 3** (0.093 0)		-0.094 1 (0.081 0)
<i>_cons</i>	2.430 7*** (0.772 7)	2.424 2*** (0.772 4)	1.904 9*** (0.622 8)	1.921 2*** (0.621 0)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年度效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.179 9	0.180 1	0.218 2	0.219 3
<i>N</i>	1 451	1 451	1 987	1 987
Panel B: 模型(2)				
	对照组 1: 汽车行业		对照组 2: 医药行业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DID</i>	1.496 0** (0.730 9)		0.861 2* (0.473 5)	
<i>After</i>	-2.224 4* (1.139 4)		-1.443 1*** (0.536 0)	
<i>Treat_2016</i>		1.175 3** (0.593 0)		1.246 0* (0.657 8)
<i>Treat_2017</i>		0.714 6 (0.563 3)		0.105 6 (0.580 2)
<i>Treat_2018</i>		2.547 6 (1.894 8)		1.227 8 (1.111 3)
<i>_cons</i>	-3.662 9** (1.758 3)	-3.573 0** (1.695 6)	-1.071 7 (0.940 2)	-1.088 6 (0.952 9)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年度效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.164 6	0.166 8	0.117 1	0.118 5
<i>N</i>	1 489	1 489	2 028	2 028

表 10 稳健性检验估计结果: 调整时间窗口

Panel A: 模型(1)						
	2013—2018 年		2013—2017 年		2014—2017 年	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DID</i>	-0.175 3*** (0.056 5)		-0.197 6*** (0.056 1)		-0.218 1*** (0.066 1)	
<i>After</i>	0.210 9*** (0.073 4)		0.263 3*** (0.067 2)		0.274 1*** (0.089 9)	
<i>Treat_2016</i>		-0.180 5*** (0.063 2)		-0.190 3*** (0.066 1)		-0.206 8*** (0.075 0)
<i>Treat_2017</i>		-0.196 8*** (0.066 6)		-0.205 0*** (0.069 5)		-0.229 5*** (0.078 9)
<i>Treat_2018</i>		-0.148 3 (0.096 6)				
<i>_cons</i>	3.397 6*** (0.789 5)	3.395 1*** (0.788 0)	4.152 0*** (0.883 0)	4.154 2*** (0.883 2)	5.809 9*** (1.344 7)	5.814 8*** (1.345 1)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.229 9	0.230 0	0.246 2	0.246 2	0.329 2	0.329 3
<i>N</i>	1 975	1 975	1 648	1 648	1 320	1 320
Panel B: 模型(2)						
	2013—2018 年		2013—2017 年		2014—2017 年	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DID</i>	1.131 6** (0.503 0)		0.740 4* (0.426 1)		0.808 9 (0.490 5)	
<i>After</i>	-2.083 2*** (0.662 6)		-0.624 3 (0.431 5)		-0.198 1 (0.409 9)	
<i>Treat_2016</i>		1.421 6** (0.606 9)		1.308 6** (0.632 1)		1.351 0* (0.720 0)
<i>Treat_2017</i>		0.136 9 (0.627 5)		0.180 0 (0.615 9)		0.228 7 (0.644 7)
<i>Treat_2018</i>		1.823 6 (1.279 6)				
<i>_cons</i>	-3.087 5** (1.240 0)	-3.090 2** (1.245 8)	-0.895 4 (1.062 8)	-0.929 8 (1.074 4)	-0.882 7 (1.136 0)	-0.659 1 (1.393 5)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.154 7	0.156 6	0.130 9	0.132 9	0.158 1	0.164 1
<i>N</i>	1 984	1 984	1 654	1 654	1 324	1 324

表 11 基于企业产权性质的分组检验结果

Panel A: 模型(1)				
	国有企业		非国有企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DID</i>	-0.154 2** (0.066 9)		-0.168 9*** (0.062 9)	
<i>After</i>	0.218 2 (0.147 3)		0.211 7*** (0.070 5)	
<i>Treat_2016</i>		-0.118 4 (0.075 0)		-0.216 7*** (0.081 1)
<i>Treat_2017</i>		-0.080 6 (0.092 5)		-0.267 0*** (0.073 7)
<i>Treat_2018</i>		-0.265 2** (0.125 6)		-0.021 0 (0.119 6)
<i>_cons</i>	1.894 7 (1.600 6)	1.946 8 (1.695 4)	2.398 7*** (0.582 0)	2.386 1*** (0.581 7)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年度效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.138 9	0.141 4	0.213 8	0.217 6
<i>N</i>	796	796	1 507	1 507
Panel B: 模型(2)				
	国有企业		非国有企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DID</i>	0.059 1 (0.459 7)		1.588 6* (0.809 1)	
<i>After</i>	0.268 9 (0.410 7)		-2.322 7** (0.900 5)	
<i>Treat_2016</i>		0.301 7 (0.557 3)		2.216 3** (1.020 7)
<i>Treat_2017</i>		-0.494 7 (0.680 0)		0.560 0 (0.884 1)
<i>Treat_2018</i>		0.358 6 (0.870 2)		1.977 1 (2.137 4)
<i>_cons</i>	-3.818 2** (1.688 5)	-3.829 7** (1.680 4)	-2.351 1 (1.482 3)	-2.403 0 (1.485 8)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年度效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.114 8	0.116 5	0.152 4	0.153 5
<i>N</i>	804	804	1 509	1 509

的去库存效果, 而改革前两年无显著效果。回归(4)中, 交乘项  $Treat\_2016$  的估计系数为 $-0.2167$ , 且在 1%水平上显著; 交乘项  $Treat\_2017$  的估计系数为 $-0.2670$ , 在 1%水平上显著; 而  $Treat\_2018$  的估计系数不显著, 说明对于非国有房地产企业而言, 供给侧结构性改革在 2016 年和 2017 年均取得了显著的去库存效果, 而在 2018 年政策效果不显著。Panel B 给出了模型(2)的估计结果, 回归(1)和回归(3)列示了国有企业和非国有企业的供给侧结构性改革与企业绩效变动的回归结果, 回归(2)和回归(4)为趋势项系数估计结果。结果显示: 国有企业组  $DID$  的估计系数不显著, 同时时间趋势项各年份系数也不显著。即对于国有房地产企业而言, 供给侧结构性改革在 2016—2018 年每一年均无显著绩效提升效果。非国有企业组  $DID$  的估计系数为 1.5886, 在 10%水平上显著, 交乘项  $Treat\_2016$  在 5%水平上显著为正, 说明对于非国有房地产企业, 供给侧结构性改革仅在 2016 年提升了企业绩效。

综上, 在供给侧结构性改革之后, 国有企业和非国有企业均实现了去库存的政策目标, 而国有企业去库存效果仅在改革第三年显著, 非国有企业在改革第一年和第二年均取得了显著去库存效果。同时, 非国有企业在供给侧结构性改革之后表现出明显的绩效提升效果。

## (二) 基于企业杠杆水平的政策效果差异性检验

表 12 汇报了供给侧结构性改革对不同杠杆水平企业的调控效果。Panel A 为供给侧结构性改革对不同债务特征企业库存调整行为的影响。根据回归(1)和回归(3)估计结果, 高杠杆企业和低杠杆企业  $DID$  的估计系数分别为 $-0.1392$ 和 $-0.1369$ , 且均在 5%水平上显著, 说明供给侧结构性改革让高杠杆企业和低杠杆企业均取得了显著的去库存效果。回归(2)和回归(4)分别汇报了供给侧结构性改革政策效果的时间趋势特征。根据回归(2)估计结果,  $Treat\_2016$  的估计系数为 $-0.2583$ , 且在 1%水平上显著, 而  $Treat\_2017$  和  $Treat\_2018$  的估计系数均不显著。说明对于高杠杆房地产企业而言, 供给侧结构性改革仅在 2016

年取得了显著的去库存效果, 而在 2017 年和 2018 年政策效果不显著。回归(4)估计结果显示,  $Treat\_2016$  的估计系数为 $-0.1215$ , 但不显著;  $Treat\_2017$  的估计系数为 $-0.2644$ , 在 1%水平上显著, 且大于  $Treat\_2016$  的估计系数; 而  $Treat\_2018$  的估计系数不显著。说明对于低杠杆房地产企业而言, 供给侧结构性改革在 2017 年实现了去库存效果。Panel B 为针对模型(2)的分组回归结果。根据回归(1)和回归(3)估计结果, 高杠杆企业  $DID$  的估计系数不显著, 而低杠杆企业的估计系数为 2.1827, 且在 5%水平上显著。即高杠杆房地产企业绩效在供给侧结构性改革后没有显著变化, 而低杠杆企业表现出了显著的绩效提升效果。同时根据回归(4)估计结果, 低杠杆房地产企业在 2016 年和 2017 年均取得了显著的绩效提升效果。

因此, 对于高杠杆企业和低杠杆企业而言, 供给侧结构性改革都实现了去库存的政策目标。但是, 基于政策时间趋势效果的检验结果则表明, 高杠杆房地产企业仅在 2016 年实现了去库存效果, 低杠杆房地产企业在 2017 年实现了去库存效果。同时, 供给侧结构性改革仅提升了低杠杆企业的绩效。显然, 在供给侧结构性改革政策的影响下, 无论是高杠杆企业还是低杠杆企业的去库存政策效果均只维持了一年。

## 五、结论和政策建议

### (一) 结论

基于 2015 年供给侧结构性改革的准自然实验, 定量测度供给侧结构性改革对房地产企业去库存行为和经营绩效的具体影响及其时变特征。结果表明: (1)供给侧结构性改革实施以来, 房地产企业整体库存明显下降, 初步实现了去库存的政策目标, 但去库存政策仅在改革前两年取得了显著的效果, 到 2018 年, 改革的政策效果已经不明显; (2)供给侧结构性改革也在短期内实现了提升企业绩效的政策目标, 但仅在改革第一年表现出显著的绩效提升效果; (3)国有企业和非国有

表 12 基于企业杠杆水平的分组检验结果

Panel A: 模型(1)				
	高杠杆企业		低杠杆企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DID</i>	-0.139 2** (0.055 4)		-0.136 9** (0.069 6)	
<i>After</i>	0.675 7*** (0.064 6)		0.115 1 (0.078 5)	
<i>Treat_2016</i>		-0.258 3*** (0.076 6)		-0.121 5 (0.092 2)
<i>Treat_2017</i>		-0.125 8 (0.078 1)		-0.264 4*** (0.094 8)
<i>Treat_2018</i>		-0.090 3 (0.079 5)		-0.018 3 (0.097 0)
<i>_cons</i>	8.276 7*** (0.507 7)	8.355 9*** (0.510 6)	2.248 6*** (0.6958)	2.182 2*** (0.6973)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年度效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
$R^2$	0.467 7	0.462 3	0.359 4	0.362 9
<i>N</i>	1 159	1 159	1 144	1 144
Panel B: 模型(2)				
	高杠杆企业		低杠杆企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DID</i>	0.216 7 (0.561 3)		2.182 7** (0.899 4)	
<i>After</i>	-1.573 5*** (0.509 3)		-1.789 4** (0.800 8)	
<i>Treat_2016</i>		0.802 0 (0.780 6)		2.221 6* (1.228 5)
<i>Treat_2017</i>		0.350 5 (0.788 9)		0.447 7 (1.251 2)
<i>Treat_2018</i>		-0.523 4 (0.789 8)		3.887 1*** (1.260 4)
<i>_cons</i>	-5.495 9*** (1.730 9)	-5.721 7*** (1.742 6)	-2.594 7 (1.699 3)	-2.599 9 (1.696 9)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
年度效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
$R^2$	0.250 7	0.252 4	0.229 5	0.234 1
<i>N</i>	1 161	1 161	1 152	1 152

企业在去库存方面均取得了显著效果,但国有企业的绩效提升效果不显著,并且政策效果的时间特征显示,国有企业在改革的前两年去库存效果并不显著,而非国有企业前两年有明显的去库存效果,第三年开始政策开始失效;(4)高杠杆企业与低杠杆企业同样实现了去库存和绩效提升的政策目标,高杠杆企业仅在2016年实现了去库存,而绩效提升效果不显著,低杠杆企业在2017年取得了去库存效果,在2016年和2018年实现了企业绩效提升。因此,继续深化供给侧结构性改革已经刻不容缓,并且新的政策制定必须做到的放矢和精准施策,才能够全面实现改革的既定目标,保证中国经济真正完成由数量型发展向质量型发展的转化。

## (二) 政策建议

毋庸置疑,始于2015年的供给侧结构性改革初步实现了去库存和提升企业经营绩效的政策目标,但政策效果现已不明显。同时,中国经济面临的内外部环境都出现了一些新的情况,尤其是房地产市场也出现了一些明显的变化。房地产企业新的库存开始重新积累,市场销售形势有所转差,房地产价格也出现了明显的松动。因此,在科学评价现有改革政策效果的基础上,进一步的改革政策制定和实施必须具有前瞻性、有效性和针对性。

首先,当前经济下行压力加大,居民住房短缺问题已经基本解决,继续深化供给侧结构性改革应该从最大效率地实现资源要素的优化配置出发,保证中国经济的稳定增长。过去政策调控的重点是释放被房地产过度挤占的资源要素,而现阶段政策制定则要更加兼顾“稳”的重要性。稳定房地产市场,避免大起大落,为经济转型升级创造稳定的行业环境。过去房地产市场的“稳”主要是防范房价和地价大幅上升,当前全国房地产市场总体平稳,但部分地区市场下行压力较大。因此,现阶段的“稳”将主要是防止房地产市场大幅下行,避免对经济增长和地方财政收入造成剧烈冲击。

其次,进一步深化改革的政策制定,应该明确中央政府和地方政府的角色定位。在长效管控

机制下,中央政府不再是政策调控的主体,而是主要通过完善市场监测预警和考核评价机制,加强对地方政府的目標管理,由地方政府承担房地产市场调控的主体责任,使其拥有更大的政策主动权和更自由的政策工具选择,提升地方政府制定和实施政策的精准性、针对性和灵活性。

最后,未来房地产行业的发展方向是满足居民刚需改善型住宅需求,必须保证房地产业回归解决居民住房问题的本源。在深化改革的政策制定过程中,避免将房地产作为刺激经济的短期手段,而应该使其专注居民住房改善,坚持房住不炒原则,实现居民自用住房的消费升级。在此基础上,全面落实因城施策,建立稳地价、稳房价和稳预期的长效调控机制,保证房地产市场平稳健康发展。

## 注释:

- ① 2015年11月,中央提出供给侧结构性改革,改革的具体措施在2016年开始实行,因此定义2015年以后 $After=1$ 。
- ② 参照章之旺和吴世农研究,根据各行业企业资产负债率的中位数,将研究样本划分为高杠杆企业和低杠杆企业。

## 参考文献:

- [1] 李宏瑾. 房地产市场、银行信贷与经济增长——基于面板数据的经验研究[J]. 国际金融研究, 2005(7): 30-36.
- [2] 尹希果, 杨倩. 房地产去库存化对中国宏观经济的影响——基于金融加速器的数值模拟分析[J]. 经济问题, 2016(8): 35-41.
- [3] 梁云芳, 高铁梅. 我国商品住宅销售价格波动成因的实证分析[J]. 管理世界, 2006(8): 76-82.
- [4] 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]. 南开经济研究, 2014(1): 42-58.
- [5] 方意. 系统性风险的传染渠道与度量研究——兼论宏观审慎政策实施[J]. 管理世界, 2016(8): 32-57, 187.
- [6] ABRAMOVITZ M. Inventories and business cycles, with special reference to manufacturer's inventories[J]. NBER Books, 1950(246):197-198.
- [7] 丁志国, 赵宣凯, 苏治. 中国经济增长的核心动力——

- 基于资源配置效率的产业升级方向与路径选择[J]. 中国工业经济, 2012(9): 18-30.
- [8] MACCINI L J. The interrelationship between price and output decisions and investment decisions: Microfoundations and aggregate implications[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1984, 13(1): 41-65.
- [9] 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(6): 112-126.
- [10] SMITH B A, TESAREK W P. House prices and regional real estate cycles: Market adjustments in houston[J]. *Real Estate Economics*, 1991, 19(3): 396-416.
- [11] 纪敏, 王月. 对存货顺周期调整和宏观经济波动的分析[J]. *经济学动态*, 2009(4): 11-16.
- [12] 张涛, 安荔, 陈浩. 从 5000 户企业存货指数看我国经济周期波动[J]. *金融研究*, 2010(7): 35-44.
- [13] 杨继生, 阳建辉, 吴相俊. 通胀周期、金融抑制与企业存货的动态调整[J]. *中国管理科学*, 2015, 23(9): 55-64.
- [14] 饶品贵, 岳衡, 姜国华. 通货膨胀预期与企业存货调整行为[J]. *经济学(季刊)*, 2016, 15(2): 499-526.
- [15] 荆中博, 王羚睿, 方意. 经济政策不确定性上升会促进中国房地产企业投资吗? ——来自中国 A 股上市公司的经验分析[J]. *国际金融研究*, 2021, 406(2): 12-22.
- [16] 万冬. 地方政府行为与房地产发展——基于上海市的实证研究[J]. *中南大学学报(社会科学版)*, 2010, 16(1): 95-100.
- [17] HAY J R, SHLEIFER A. Private enforcement of public laws: A theory of legal reform[J]. *American Economic Review*, 1998, 88(2): 398-403.
- [18] 潘红波, 夏新平, 余明桂. 政府干预、政治关联与地方国有企业并购[J]. *经济研究*, 2008(4): 41-52.
- [19] REN H, FOLMER H, VLIST A J. What role does the real estate-construction sector play in China's regional economy?[J]. *Annals of Regional Science*, 2014, 52(3): 839-857.
- [20] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. *经济研究*, 2007(7): 36-50.
- [21] 王京滨, 夏贝贝. 中国房地产改革 40 年: 市场与政策[J]. *宏观经济研究*, 2019(10): 25-34, 168.
- [22] 吴卫星, 齐天翔. 流动性、生命周期与投资组合相异性——中国投资者行为调查实证分析[J]. *经济研究*, 2007(2): 97-110.
- [23] MACKAY P, PHILLIPS G M. How does industry affect firm financial structure?[J]. *Review of Financial Studies*, 2005, 18(4): 1433-1466.
- [24] 丁志国, 耿迎涛, 赵晶, 等. 上市公司财务困境时间效应的实证判别与理论猜想[J]. *会计研究*, 2018(2): 62-68.
- [25] 刘媛媛, 刘斌. 盈余储备、投资决策与信息含量——来自我国房地产上市公司 1995—2010 年的经验证据[J]. *会计研究*, 2012(6): 38-45, 92.
- [26] 刘启君, 熊璇. 国有股权对企业绩效影响的再认识——基于上市公司会计信息的实证分析[J]. *中南大学学报(社会科学版)*, 2013, 19(4): 23-28.
- [27] 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.
- [28] 刘晓光, 刘元春. 杠杆率、短债长用与企业表现[J]. *经济研究*, 2019(7): 127-141.
- [29] 王国军, 刘水杏. 房地产业对相关产业的带动效应研究[J]. *经济研究*, 2004(8): 38-47.
- [30] 姜春海. 中国房地产市场投机泡沫实证分析[J]. *管理世界*, 2005(12): 71-84, 171-172.
- [31] LIN J Y, CAI F, LI Z. Competition, policy burdens, and state-owned enterprise reform[J]. *American Economic Review*, 1998, 88(2): 422-427.
- [32] 曾庆生, 陈信元. 国家控股、超额雇员与劳动力成本[J]. *经济研究*, 2006(5): 74-86.
- [33] 卢建新, 罗百崇. 政府动机、企业预期与地价扭曲[J]. *统计研究*, 2021, 38(11): 73-86.
- [34] 饶品贵, 岳衡, 姜国华. 经济政策不确定性与企业投资行为研究[J]. *世界经济*, 2017(2): 27-51.
- [35] 马红旗, 黄桂田, 王韧, 等. 我国钢铁企业产能过剩的成因及所有制差异分析[J]. *经济研究*, 2018(3): 94-109.

## Research on "destocking" effect of supply-side structural reform on real estate industry

DING Zhiguo<sup>1,2</sup>, ZHANG Yanyan<sup>2</sup>, REN Haofeng<sup>2</sup>, XU Decai<sup>1,2</sup>

(1. Center for Quantitative Economics, Jilin University, Changchun 130012, China;

2. School of Business, Jilin University, Changchun 130012, China)

**Abstract:** This paper, by adopting the difference-in-difference model based on the propensity score matching method, empirically analyzes the impact of supply-side structural reform on the inventory adjustment behavior and enterprise performance of real estate industry. The results show that the supply-side structural reform has achieved the policy objectives of "destocking" and improving performance of real estate enterprises as a whole, but by the third year of reform, the policy effect is no longer significant. Further research finds that the policy effects of supply-side structural reform show significant differences, the destocking effect of state-owned enterprises is not significant in the first two years of reform, while the policy effect of state-owned enterprises is obviously inferior to that of non-state-owned enterprises, and that only in the first year of reform, the highly leveraged enterprises have achieved significant destocking effect, while the performance improvement effect is not significant. Therefore, it is urgent to continue to deepen the supply-side structural reform. Firstly, we should start to the utmost effect with realizing the optimal allocation of resource elements to ensure the steady increase of China's economy. Secondly, we should further deepen the policy making of reform and clarify the role orientation for the central government as well as local governments. Thirdly, as the future development of real estate industry directs at satisfying the residents' rigid needs for improving-type accommodation, we must guarantee that real estate industry should return to its standard position of solving the housing problem for the residents.

**Key Words:** supply-side structural reform; real estate; destocking; corporate performance; difference-in-difference method

[编辑: 何彩章]