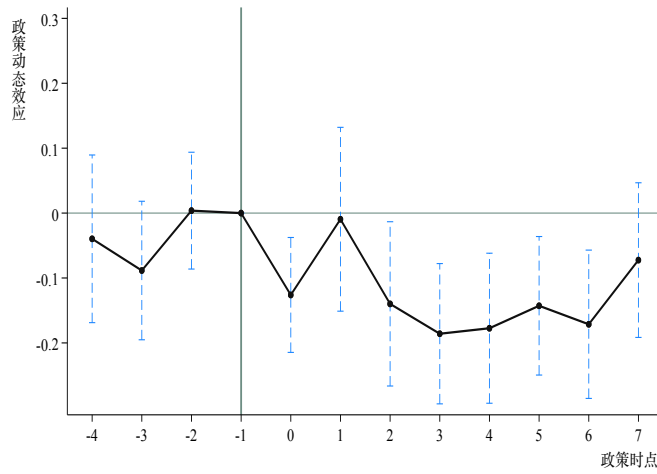


# 附录

## 正文未报告的稳健性检验部分

### 1. 平行趋势假设评估

采用双重差分模型的重要前提是处理组和对照组满足平行趋势假设，即在担保圈风险管控政策实施前，实体企业系统性风险在处理组和对照组的变化趋势保持一致。具体而言，本文构建担保圈风险管控政策实施前后的年度虚拟变量与处理变量  $Treat$  的交互项，将实体企业系统性风险对上述交互项进行回归分析，控制变量及固定效应设定与基准模型保持一致。附图 1 平行趋势假设评估结果显示，政策实施前各年度交互项的回归系数均不显著，这一结果支持了平行趋势假设。从政策动态效应来看，政策实施后第 2 期至第 6 期的交互项系数均显著为负，表明担保圈风险管控政策对实体企业系统性风险的缓解效应具有一定的持续性。



附图 1 平行趋势假设评估结果

### 2. 替换变量度量方式

为克服系统性风险指标选取对研究结果的影响，本文首先采用边际期望损失周度数据的年度中位数 ( $MES\_Med$ ) 作为替换指标重新进行回归分析。其次，将阈值  $S$  由 5%分位市场收益率调整为 10%分位市场收益率，进而重新计算边际期望损失 ( $MES\_10$ )。最后，选取 Adrian 和 Brunnermeier (2016) 提出的增量条件在险价值 ( $\Delta CoVaR$ ) 替换基准回归中的边际期望损失指标。该指标能够衡量特定时期企业  $i$  对市场或者系统  $m$  的风险溢出效应，其计算过程如下：

$$\Delta CoVaR_t^{m|i} = CoVaR_t^{m|VaR_{1-q}^i} - CoVaR_t^{m|VaR_{50\%}^i} \quad (1)$$

其中， $VaR_{1-q}^i$  为企业  $i$  的在险价值，即在置信水平  $(1-q)$  下的最大损失。 $VaR_{50\%}^i$  表示在 50%置信水平下（基准状态下）企业  $i$  的在险价值。 $CoVaR_t^{m|VaR_{1-q}^i}$  表示企业  $i$  处于困境状态时市场或者系统  $m$  的在险价值，而  $CoVaR_t^{m|VaR_{50\%}^i}$  为企业  $i$  处于基准状态时市场或者系统  $m$  的在险价值。本文基于 DCC-GARCH 模型，利用周度股票收益率数据计算 95%置信水平下实体企业的增量条件在险价值，并对周度增量条件在险价值取相反数后计算年度均值，其值越大，表明实体企业风险溢出越多，即系统性风险水平越高。此外，为检验处理变量分组方式是否会影响研究结论，本文采用 2010—2013 年（政策冲击前）企业对外担保规模均值的中位数划分处理组和对照组，具体而言，将对外担保规模高于样本中位数的企业界定为处理组，

*Treat* 赋值为 1，反之为对照组，*Treat* 赋值为 0。其中，企业对外担保规模采用企业年度对外担保发生额与总资产比值表示。附表 1 结果显示，在改变被解释变量度量方式及处理变量分组方式后，担保圈风险管控能够降低实体企业系统性风险的结论并未发生根本性改变。

| 附表 1                       |                       | 替换变量度量方式              |                       |                       |
|----------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 变量                         | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                   |
|                            | 替换被解释变量度量方式           |                       |                       | 重新定义处理变量              |
|                            | <i>MES_Med</i>        | <i>MES_10</i>         | $\Delta CoVaR$        | <i>MES</i>            |
| <i>Post</i> × <i>Treat</i> | -0.109***<br>(-2.968) | -0.094***<br>(-2.943) | -0.041***<br>(-3.121) | -0.088**<br>(-2.529)  |
| 常数项                        | -5.684***<br>(-9.099) | -5.255***<br>(-9.483) | 0.018<br>(0.086)      | -5.780***<br>(-9.634) |
| 控制变量                       | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| 年份效应                       | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| 个体效应                       | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| <i>N</i>                   | 22946                 | 22946                 | 22946                 | 22662                 |
| <i>R</i> <sup>2</sup>      | 0.591                 | 0.641                 | 0.740                 | 0.654                 |

3.排除其他事件影响

第一，排除资本市场开放的影响。2014年11月和2016年12月先后实施的“沪港通”与“深港通”互联互通交易制度（简称“沪深港通”）是我国资本市场开放的重要举措。虽然自由化的资本市场可以减少违规行为、降低股价波动，促进经济平稳运行，但也会加剧投机行为与羊群效应，从而在一定程度上加剧实体企业系统性风险。因此，本文设定“沪深港通”标的企业虚拟变量（*HSGT*），以及“沪深港通”政策启动的时点虚拟变量（*Post14*），以排除资本市场开放的影响。附表2列（1）结果表明，担保圈风险管控降低实体企业系统性风险的研究结论依旧稳健。

第二，考虑地方政府债务治理的影响。2014年8月，全国人大常委会审议通过的新《预算法》从法律层面对地方政府举债主体、方式以及规模等作出严格规定，这有助于弱化政府债务对实体企业债务融资的挤占，缓解企业间的杠杆失衡与信用关联，从而降低实体企业系统性风险（李小林等，2023）。据此，本文根据2015年《新预算法》的正式施行构建时间虚拟变量*Post15*，并以2010—2014年地级市城投债券发行规模占财政收入的比值（*City\_bond*）作为处理变量，随后将二者的交互项*City\_bond*×*Post15*纳入基准回归模型中以控制地方政府债务治理改革的影响。附表2列（2）结果显示，担保圈风险管控降低实体企业系统性风险的研究结论依旧稳健。

第三，考虑民营银行试点工作的影响。2014年3月，银监会开启5家民营银行运行试点工作。民营银行的成立与扩容可能对实体企业系统性风险存在双重影响。一方面，其通过市场竞争机制拓宽实体企业的融资渠道，降低融资成本，减少企业因融资困境而累积的脆弱性以及由此衍生的影子银行等非正规投融资活动，从而可能在一定程度上降低实体企业系统性风险。另一方面，民营银行因资本实力较弱、风控能力不足，为竞争和逐利可能会降低放贷门槛，倾向于向高风险企业放贷。此类企业违约后，银行不良贷款激增，进而收紧信贷甚至抽贷，引发企业资金链断裂的连锁反应，加剧实体企业系统性风险。鉴于此，本文借鉴刘贯春等（2023）的研究，构建民营银行试点虚拟变量 *Private\_bank*，若企业所在城市当年有民营银行成立，那么当年及之后年份 *Private\_bank*取值为1，否则为0。进一步，将 *Private\_bank*

纳入基准模型以剔除民营银行成立的影响。附表 2 列（3）结果表明，民营银行试点政策并未对本文核心结论产生实质性干扰。

第四，考虑多项同期政策的综合影响。由于资本市场开放、地方政府债务治理以及民营银行试点政策在时间上存在交叉，本文将三项政策同时纳入基准回归模型进行回归分析。附表 2 列（4）结果表明，在控制了多项同期政策的潜在干扰后，本文关于担保圈风险管控能够有效降低实体企业系统性风险的核心结论依旧稳健。

| 附表 2                                     |                       | 排除其他事件影响              |                       |                       |
|------------------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| 变量                                       | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                   |
|                                          | 资本市场开放                | 地方政府债务治理              | 民营银行试点                | 综合影响                  |
|                                          | MES                   | MES                   | MES                   | MES                   |
| <i>Post</i> × <i>Treat</i>               | -0.097***<br>(-2.818) | -0.103***<br>(-2.985) | -0.104***<br>(-3.027) | -0.099***<br>(-2.890) |
| <i>HSGT</i> × <i>Post</i> <i>l4</i>      | 0.278***<br>(9.752)   |                       |                       | 0.273***<br>(9.592)   |
| <i>City_bond</i> × <i>Post</i> <i>l5</i> |                       | -0.734***<br>(-3.061) |                       | -0.533**<br>(-2.190)  |
| <i>Private_bank</i>                      |                       |                       | 0.076***<br>(2.590)   | 0.061**<br>(2.053)    |
| 常数项                                      | -4.694***<br>(-7.807) | -5.590***<br>(-9.289) | -5.606***<br>(-9.377) | -4.641***<br>(-7.703) |
| 控制变量                                     | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| 年份效应                                     | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| 个体效应                                     | Yes                   | Yes                   | Yes                   | Yes                   |
| <i>N</i>                                 | 22946                 | 22846                 | 22946                 | 22846                 |
| <i>R</i> <sup>2</sup>                    | 0.656                 | 0.654                 | 0.654                 | 0.657                 |

4.*PSM-DID*、*Bootstrap-DID* 以及 *SDID* 估计

为控制样本选择偏差，更准确地识别担保圈风险管控对实体企业系统性风险的缓解效应，本文首先使用 *PSM* 按照 1: 2 邻近匹配为处理组企业寻找相邻的对照组企业，随后基于匹配后的样本进行双重差分估计。其次，本文还采用 *Bootstrap* 法随机抽样 500 次，并基于随机抽取的样本进行回归分析。最后，本文还采用 Arkhangelsky 等(2021)提出的合成 *DID*(*SDID*) 进行稳健性检验。该方法放宽了标准 *DID* 事前平行趋势假设的同时还弥补了合成控制法的不足之处。附表 3 结果显示，在进行了 *PSM-DID*、*Bootstrap-DID* 以及 *SDID* 估计后，本文核心结论依旧稳健。

| 附表 3                       |                       | <i>PSM-DID</i> 、 <i>Bootstrap-DID</i> 及 <i>SDID</i> 估计结果 |                      |  |
|----------------------------|-----------------------|----------------------------------------------------------|----------------------|--|
| 变量                         | (1)                   | (2)                                                      | (3)                  |  |
|                            | <i>PSM-DID</i>        | <i>Bootstrap-DID</i>                                     | <i>SDID</i>          |  |
|                            | <i>MES</i>            | <i>MES</i>                                               | <i>MES</i>           |  |
| <i>Post</i> × <i>Treat</i> | -0.098**<br>(-2.493)  | -0.103***<br>(-3.104)                                    | -0.095**<br>(-2.290) |  |
| 常数项                        | -5.730***<br>(-8.489) | -5.637***<br>(-9.428)                                    |                      |  |
| 控制变量                       | Yes                   | Yes                                                      | Yes                  |  |
| 年份效应                       | Yes                   | Yes                                                      | Yes                  |  |

|                       |       |       |       |
|-----------------------|-------|-------|-------|
| 个体效应                  | Yes   | Yes   | Yes   |
| <i>N</i>              | 16567 | 22946 | 12792 |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.655 | 0.654 |       |

### 5.改变研究样本

由于“高杠杆”“高库存”“高周转”的特点，房地产企业极易出现债务违约及经营危机，进而引发整个经济体系的系统性风险（Li et al., 2023）。鉴于此，本文剔除高风险性的房地产企业样本重新进行回归。此外，制造业是我国实体经济的根基所在，是最具系统重要性的行业。为验证担保圈风险管控对实体企业系统性风险的影响在制造业中是否显著，本文仅保留制造业样本进行重新估计。附表 4 回归结果显示， $Post \times Treat$  的系数依旧显著为负，表明本文核心结论依然稳健。

**附表 4 改变研究样本**

| 变量                    | (1)                   | (2)                   |
|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|                       | 剔除房地产行业               | 仅保留制造业                |
|                       | <i>MES</i>            | <i>MES</i>            |
| $Post \times Treat$   | -0.110***<br>(-3.151) | -0.164***<br>(-3.844) |
| 常数项                   | -5.666***<br>(-9.230) | -6.106***<br>(-7.803) |
| 控制变量                  | Yes                   | Yes                   |
| 年份效应                  | Yes                   | Yes                   |
| 个体效应                  | Yes                   | Yes                   |
| <i>N</i>              | 21724                 | 14278                 |
| <i>R</i> <sup>2</sup> | 0.652                 | 0.645                 |

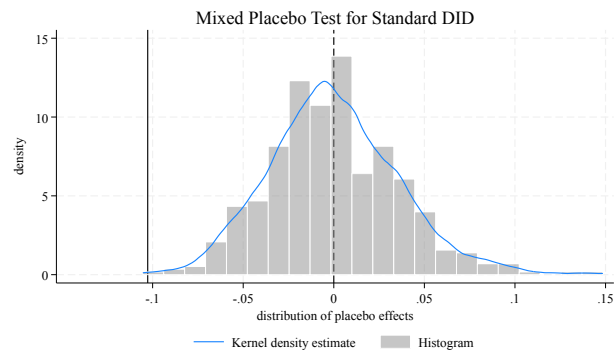
### 6.安慰剂检验

为排除其他不可观测因素对研究结论的干扰，本文进一步进行混合安慰剂检验。具体而言，随机指定担保圈风险管控政策的实施时点，并随机抽取企业作为处理组进行双重差分估计，将此过程重复 500 次。由附表 5 可见，混合安慰剂检验左边和双边 *P* 值较小，故可拒绝“处理效应为 0”的原假设。

**附表 5 混合安慰剂检验双边、左边、右边 *P* 值**

| 变量                  | <i>Coefficient</i> | <i>P-value</i>   |                   |                    |
|---------------------|--------------------|------------------|-------------------|--------------------|
|                     |                    | <i>Two-sided</i> | <i>Left-sided</i> | <i>Right-sided</i> |
| $Post \times Treat$ | -0.103             | 0.008            | 0.002             | 0.998              |

附图 2 进一步汇报了混合安慰剂的效应分布。不难发现，真实处理效应估计值-0.103（垂直实线）位于安慰剂效应分布的左侧尾部，为极端值。上述结果表明担保圈风险管控对实体企业系统性风险的缓解效应并非由随机因素或其他不可观测因素驱动，从而再一次证明了本文研究结论的稳健性。



附图 2 混合安慰剂检验