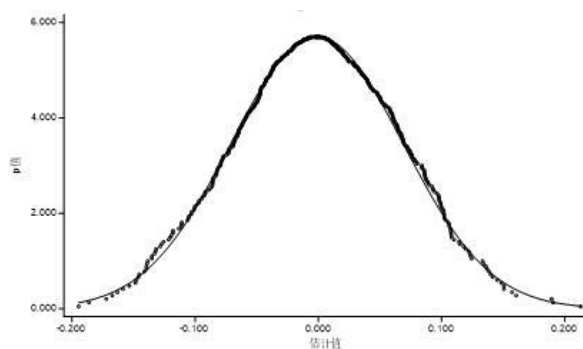


《新型“政银担”模式与小微企业投资》附录

附录 1 安慰剂检验



附图 1 500 次回归后的政策系数核密度分布图

估计值多分布在 0 值附近且服从正态分布，并且 p 值多数都显著大于 0.1。这一结果表明本文的研究结论并未受到非观测因素的影响，安慰剂检验得以通过。

附录 2 稳健性检验

（一）更换计量方法

为缓解选择偏误的潜在干扰，采用 PSM-DID 方法进行回归。由于试点地区和非试点地区的企业特征可能存在显著差异，本文采用卡尺内最邻近匹配法选取可比的企业作为对照组，其中，匹配形式采取 1：1 有放回的近邻匹配。回归结果如附表 1 第（1）列所示。

（二）替换被解释变量的衡量指标

基准回归中使用本年度新增固定资产投资占总资产比重来对小微企业投资进行度量，为进一步避免新增固定资产分布较为分散和极端值的影响，本文采用新增固定资产投资加 1 取对数的形式进行回归。回归结果如附表 1 第（2）列所示。除集约边际效应考察外，我们进一步考察了政策试点对小微企业投资的广延边际效应，即将被解释变量更换为企业当年是否存在新增投资的虚拟变量，企业投资变量大于 0 时，该虚拟变量取值为 1，否则取值为 0。回归结果如附表 1 第（3）列所示。从存量变动的角度出发，本文进一步采用（固定资产年末数减去固定资产年初数）占总资产比重作为因变量进行回归，回归结果如附表 1 第（4）列所示。

（三）序列相关性的检验

本文基本回归在 DID 分析中使用了多期面板数据，如果标准误存在序列相关性，有可能导致估计结果存在偏误，产生过度拒绝原假设的问题，即可能将并不具有统计意义上显著性的政策效果过度识别为政策处理效应。为避免这一问题，本文采用将多期面板数据转换为两期面板数据的方法，进而有效降低偏误。两期数据的回归结果如附表 1 第（5）列所示。

（四）增加联合固定效应

企业投资会受到诸多行业层面的宏观因素影响，为了排除行业层面的时变干扰因素，进一步在计量模型中控制行业—年份固定效应。回归结果如附表 1 第（6）列所示。此外，我们也将基准回归模型的标准误调整为在行业—年份层面聚类。回归结果如附表 1 第（7）列

所示。

（五）调整样本范围

调整小微企业的衡量标准，将《统计上大中小微型企业划分办法》中对于年末职工人数的要求替换为年平均职工人数后进行回归。同时考虑金融行业资产的特殊性，金融企业的固定资产的比重一般较低，年折旧额较小，因此，本文剔除金融行业的企业样本后进行回归。回归结果如附表 1 第（8）列所示。

（六）剔除特殊样本

在本文“中央财政担保风险补偿”试点推行之前，安徽省在 2013 年 9 月开始自主探索并出台了《关于进一步加强融资性担保体系建设支持小微企业发展的意见》，提出推进地方金融机构与融资担保机构开展风险分担试点，试图通过分散融资担保风险，来缓解担保机构压力，并通过推行比例责任再担保，增强再担保机构的风险功能。因此，本文将安徽省的企业样本剔除进行回归，回归结果如附表 1 第（9）列所示。

从附表 1 的整体回归结果来看，无论是以何种方式进行稳健性检验，检验结果均显示本文的核心解释变量的影响系数显著为正，表明本文回归结果具有较好的稳健性。

附表 1 稳健性检验回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	PSM-DID	新增固定 资产投资 加 1 取对数	是否存在 新增投资 _dummy	（固定资产 年末数减固 定资产年初 数）/总资产	两期面板 回归	增加联合固 定效应	行业-年份 聚类 标准误	调整样本范 围	剔除特殊样 本
<i>GBG_policy</i>	0.5537*** (3.2641)	0.1427*** (5.3549)	0.0249*** (5.2531)	0.0150* (1.9119)	0.7222*** (10.3010)	0.6901*** (4.1786)	0.6901*** (3.8134)	0.5132*** (3.1362)	0.5056*** (3.1405)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业/时间固定	YES	YES	YES	YES	NO	YES	YES	YES	YES
省份-行业联合 固定	YES	YES	YES	YES	NO	YES	YES	YES	YES
行业固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业-时间联合 固定	NO	NO	NO	NO	YES	YES	YES	NO	NO
聚类稳健标准误	YES	YES	YES	YES	NO	YES	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	611,760	629,565	629,887	586,248	347,255	629,739	629,739	609,370	607,967
<i>R-squared</i>	0.5087	0.6891	0.6248	0.4806	0.0494	0.5141	0.5141	0.5078	0.5080

注：括号内为 t 值；*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

（七）排除样本自选择问题

本文所研究的对象是小微企业，而小微企业的自我选择会影响政策效果，可能会存在企业自愿选择或规避政策，产生样本自选择问题，这种样本自选择问题可能来源于多个方面：

第一，本文所关注的政策试点是针对小微企业，识别小微企业本身的一个重要标准是通过资产规模进行判断。而在新型“政银担”模式的激励之下，可能有不少小微企业也可能会存在主动下调资产规模以此来适应政策标准的情况发生。加上本文的因变量是通过总资产来进行标准化，固定资产投资比重的增加有可能是因为企业自选择的结果。

有鉴于此，我们参考了彭飞等（2020）的做法，比较了政策实施前后处理组和对照组之间的总资产均值差异，从附表 2 的总资产（对数）来看，政策实施之前，试点企业总资产显著高于非试点企业，政策实施后试点企业和非试点企业总资产没有显著差别。而从新增固定资产来看，政策实施前试点企业和非试点企业没有显著差别，在政策实施滞后，试点企业的新增固定资产投资显著高于非试点企业。此角度来看，以企业总资产作为标准化对象，因为总资产下降抬高固定资产投资比重的可能性较小，进一步表明，小微企业固定资产投资水平

的提高不太可能是企业自选择的结果，而与新型“政银担”模式密切相关。

附表 2 政策实施前后新增固定资产和总资产比较

	政策实施前			政策实施后		
	非试点企业	试点企业	均值差异	非试点企业	试点企业	均值差异
新增固定资产	560.555 (21.536)	598.539 (31.335)	37.984 (39.301)	288.175 (15.150)	357.140 (24.502)	68.964*** (29.015)
总资产（对数）	8.649 (0.003)	8.739 (0.004)	0.089*** (0.005)	7.601 (0.004)	7.594 (0.007)	-0.005 (0.007)

注：括号内为 t 值。

第二，鉴于控制变量也可能受新型“政银担”政策试点的影响，如企业负债率可能因政策信号效应而发生改变，这也会引致内生性问题，使得条件独立假设不成立，导致估计系数不一致(黄炜等, 2022)。首先，为了避免该潜在的 Bad Control 问题(Angrist and Pischke, 2009)，本文继续参考 Lu et al. (2019) 的方法对事前特征差异进行控制，将原先的企业层面控制变量改为事前控制变量(2013 年)与时间固定效应的交互项，并根据基准回归式(1)重新进行回归，回归结果见附表 3 第(1)列。其次，考虑到小微企业之间固有差异随时间的趋势变动，可能会对小微企业的固定资产投资水平具有非线性影响，从而造成估计偏差。为排除此干扰，本文参考 Li et al. (2016) 的方式，纳入所有企业层面控制变量的事前值(2013 年)与时间三次多项式的交互项，重新进行回归，回归结果见附表 3 第(2)列。根据附表 3 第(1)和(2)列的结果可以看出，本文关注的核心解释变量 *GBG_policy* 的估计系数均显著为正，研究结论依旧稳健。

附表 3 排除内生性的回归结果

	(1)	(2)
	事前控制变量与时间固定效应交互项	事前控制变量与时间三次交互项
<i>GBG_policy</i>	0.7397*** (4.0174)	0.7370*** (4.0207)
控制变量	YES	YES
省份/行业/时间固定	YES	YES
<i>Observations</i>	282,584	282,584
<i>R-squared</i>	0.0171	0.0164

注：第(1)列的控制变量为企业事前控制变量(2013 年)与时间固定效应的交互项；第(2)列的控制变量为企业事前控制变量(2013 年)与时间三次多项式的交互项。括号内为 t 值；*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

第三，新型“政银担”试点的开展可能会吸引非试点地区的企业向试点地区迁移，这种地区间选择可能会影响政策的真实效果。这种情况下，基准回归显著为正的结果可能是因为试点地区吸引了高投资水平企业的迁入，而非试点开展的效果。虽然税收调查数据库中企业的选取都是经过每年随机抽样获得，一定程度上可以缓解企业迁移造成的问题，但我们还是根据小微企业所在地址不同年份的偏差，删除上一年和当年企业所在地址信息发生变更的小微企业样本，从而排除小微企业迁移可能所产生的影响，进一步排除内生性问题。通过以上处理，删除了 2,421 个观测值，占总样本的比重约为 0.19%。虽然比重不高，我们对这部分企业进行了剔除再进行回归。附表 4 第(1)列给出了回归结果，可以看出，在排除所在地址发生转移的企业后，政策试点变量的系数依然显著，并且与基准结果相比略有所下降，可以看出排除掉了一部分企业迁移造成的影响，避免对政策效应的高估问题。

第四，样本期间企业迁移的比重不高，还有大量企业可能是通过异地开展业务的方式主动选择在政策实施地进行贷款，同时跨地区进行投资。尤其银行在审核经营贷款时，通常也会关注企业经营状况，需要提供近期的税收证明等等。因此，在本文所关注的在新型“政

银担”模式的预期激励下，有一些企业会通过提前在异地开展业务，同时预缴增值税的方式来获取政策利好。这种预期选择的效应可能造成本文估计结果的低估。鉴于此，为避免这类企业的影响，本文将政策实施前一年即 2013 年在异地缴纳增值税大于 0 的样本企业剔除。回归结果见附表 4 第（2）列。结果显示，在排除异地开展业务的企业后，政策试点变量的系数依然显著，并且与基准结果相差不大。

第五，由于税收调查数据库每年都随机抽样，所以基准回归的样本是非平衡面板，我们将其缩减至平衡面板，只考察新型“政银担”模式对追踪样本企业投资的影响，进一步排除可能的自选择问题。回归结果见附表 4 第（3）列，可以看出，转化成平衡面板后样本只剩 1970 个观测值，并且，这些持续追踪的企业通常是重点税源企业，并且影响系数显著提高，说明新型“政银担”模式对于这些持续在位的重点税源企业的投资激励效应更为显著。

附表 4 排除自选择问题的回归结果

被解释变量：	(1)	(2)	(3)
		<i>Invest</i>	
<i>GBG_policy</i>	0.4747*** (3.0054)	0.5406*** (3.2083)	3.3764* (1.7656)
控制变量	YES	YES	YES
企业/时间固定	YES	YES	YES
省份-行业固定	YES	YES	YES
行业固定	YES	YES	YES
省份固定	YES	YES	YES
聚类标准误	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	627,926	583,955	1,970
<i>R-squared</i>	0.5089	0.5172	0.4154

注：括号内为 t 值；*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

附录 3 排除竞争性政策干扰

（一）中小企业私募债政策

中小企业私募债有助于解决中小企业融资难、综合融资成本高的问题。2012 年 5 月，我国正式启动中小企业私募债券试点工作，从 2012 年 5 月至 2013 年 12 月，试点省市由最初的 6 个扩至 27 个。2014 年 1 月，四川省正式加入中小企业私募债业务试点，成为全国第 28 个试点区域。我们在稳健性检验中，继续加入中小企业私募债业务试点（*PPN_pilot*）的影响，回归结果见附表 5 第（1）列。

（二）小微企业所得税优惠政策

自 2014 年 1 月 1 日起，将享受减半征收企业所得税优惠政策的小型微利企业范围由年应纳税所得额低于 6 万元（含 6 万元）扩大到年应纳税所得额低于 10 万元（含 10 万元），执行期限截至 2016 年 12 月 31 日。这有利于降低小微企业税收负担，为了排除这一政策的影响，我们在稳健性检验中，继续加入这一竞争性政策的影响，如果小微企业应纳税所得额不高于 10 万元且年份大于等于 2014 年，我们将 *Tax_Reduc* 设定为 1，其余为 0，回归结果见附表 5 第（2）列。

（三）“宽带中国”政策

同时期国家也分批制定了“宽带中国”政策¹，以信息基础设施建设带动地方经济发展。在“宽带中国”的政策试点下，地方政府重点完善了网络信息等数字技术领域，提升地区网络基础设施条件，从而改善企业信息不对称程度，提高管理效率，更好地促进企业投资（赵涛等，2020），从而对本文研究结论造成干扰。因此，本文在基准模型中加入该政策的实施

¹ 2014-2016 年工业和信息化部、国家发展和改革委员会分为三批在 120 个城市（群）实施了“宽带中国”战略。

变量 (*Broadband_China*)，回归结果见附表 5 第 (3) 列。

(四) 固定资产加速折旧政策

2014 年 10 月，为了促进企业投资，财政部、国家税务总局出台了《关于完善固定资产加速折旧企业所得税政策的通知》，对于企业新购进的固定资产可缩短折旧年限或采取加速折旧的方法²。已有研究表明，受加速折旧政策影响的企业在政策实施后显著扩大了固定资产投资(刘行等, 2019)，因此，本文在基准模型中加入该政策的实施变量 (*Acc_depreciation*)，回归结果见附表 5 第 (4) 列。

(五) 司法机构独立改革

2014 年，上海、广东、吉林、湖北、海南、青海、贵州 7 个省市先行试点“建立省以下地方法院检察院人财物省级统一管理体制”等四项改革。这项改革旨在提高司法机构的独立性，有助于减少地方对司法活动的不正当干预，确保审判权、检察权依法独立行使，提升司法公信力。已有研究表明，司法机构独立对企业投资存在明显的促进作用(赵仁杰和张家凯, 2022)。因此，本文在基准模型中加入这项改革的政策实施变量 (*Judicial_reform*)，回归结果见表 5 第 (5) 列。

(六) 社会信用体系建设

根据《国务院关于引发社会信用体系建设规划纲要(2014-2020)的通知》，在 2015-2016 年间将 42 个城市(城区)纳入社会信用体系建设示范创建城市名单。已有研究表明，社会信用体系建设通过改善了信用环境，对企业的信息透明度、融资约束和代理成本产生影响(黄卓等, 2023)。本文进一步在基准回归模型中加入社会信用示范城市建设试点政策 (*Credit_demon*) 进行回归，回归结果见附表 5 第 (6) 列。

附表 5 排除竞争性政策干扰的回归结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	因变量：企业固定资产投资 (<i>Invest</i>)					
<i>GBG_policy</i>	0.5194*** (3.3174)	0.3651** (2.3288)	0.5052*** (3.2284)	0.5089*** (3.2514)	0.4554*** (2.8816)	0.4464*** (2.7586)
<i>PPN_pilot</i>	0.7262** (2.2877)					
<i>Tax_Reduc</i>		1.3717*** (14.5933)				
<i>Broadband_China</i>			1.3197** (2.5617)			
<i>Acc_depreciation</i>				-0.1017 (-0.4105)		
<i>Judicial_reform</i>					-0.7845** (-2.5215)	
<i>Credit_demon</i>						0.2403* (1.7340)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
企业/时间固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份-行业固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
省份固定	YES	YES	YES	YES	YES	YES
聚类标准误	YES	YES	YES	YES	YES	YES
<i>Observations</i>	629,887	629,887	629,887	629,887	629,887	629,887
<i>R-squared</i>	0.5087	0.5087	0.5087	0.5087	0.5087	0.5087

注：括号内为 t 值；*、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

2 主要针对生物药品制造业，专用设备制造业，铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业，计算机、通信和其他电子设备制造业，仪器仪表制造业，信息传输、软件和信息技术服务业等 6 个行业的企业。