

从拖欠到信任：政府欠款清理如何激发企业家精神

向雪风 何雨可 周 洋 牛 耕

目录

附录 I 事前趋势检验 1

附录 II 稳健性检验 2

附录 III 基于城市层面的异质性 8

附录 IV 基于行业层面的异质性 10

附录 V 来自微观家庭数据的证据 11

参考文献 12

附录 I 事前趋势检验

满足处理组和对照组不存在显著事前趋势的假设是双重差分模型估计结果具有有效性的前提,如果处理组和对照组的结果变量存在显著的事前趋势,基准回归估计得到的系数就不能代表政策产生的净效应(Beck et al., 2010)。参考现有研究的方法,本文使用事件分析法来检验事前趋势,并设定了如下动态效应模型:

$$Private_enter_{it} = \alpha + \sum_{k=-5, k \neq -1}^5 \beta_k D_{i,t_0+k} + Z'_{it} \gamma + \delta_i + \theta_t + \varepsilon_{it}, \quad (I1)$$

其中, $Private_enter_{it}$ 为被解释变量民营创业活跃度, α 为常数项; D_{i,t_0+k} 为政策虚拟变量, β_k 为政策虚拟变量的估计系数, t_0 表示政策实施当年, k 表示政策实施前后第 k 年; Z'_{it} 为一列控制变量, γ 为控制变量的估计系数; δ_i 为城市固定效应, θ_t 为年份固定效应; ε_{it} 为随机误差项。本文将清欠行动开始前 1 年作为基准组, β_k 可以被解释为政策前后第 k 年处理组和对照组结果变量差异相较于政策实施前 1 年的相对大小。本文在 95% 的置信区间下绘制了如图 I 1 所示的事前趋势检验图,结果表明,政策实施前虚拟变量 ($k < -1$) 的估计系数均不具有统计学显著性,未拒绝处理组和对照组结果变量事前趋势平行的假设。

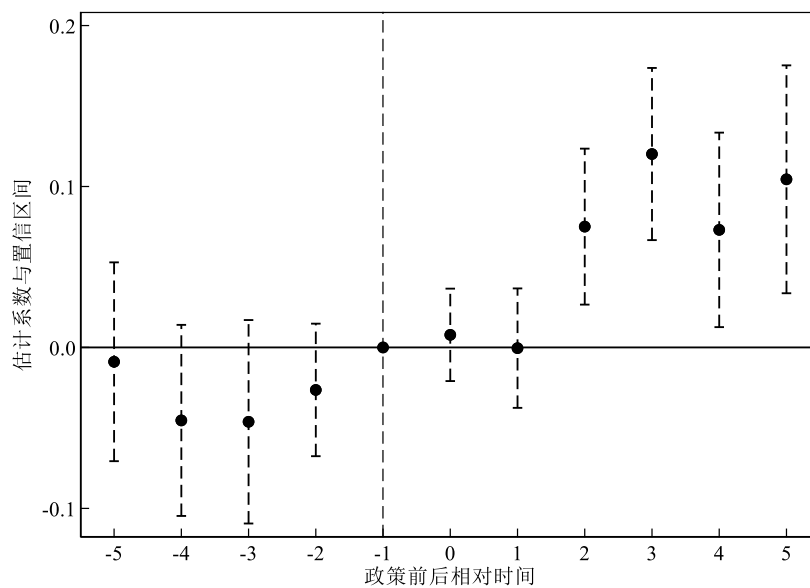


图 I 1 事前趋势检验图

附录 II 稳健性检验

为了验证基准回归中政府欠款清理能够促进民营创业活动结论的稳健性,本文进行了如下一系列稳健性检验。

1. 替换变量

首先,本文参考 Kong et al. (2021) 的研究,使用人均民营企业(每百人的新注册民营企业数量)替换被解释变量进行稳健性检验。表 II 1 第(1)列报告了相关的估计结果,清欠行动变量在 5% 的显著性水平下正向显著,表明相较于未被督导的地区,清欠行动实施显著提高了被督导地区人均新注册民营企业的数量。其次,本文进一步借助创业百度指数来讨论政府欠款清理对创业活动关注度的影响。百度指数衡量了一个地区在百度搜索引擎上对相关领域词条的搜索量,能够很好地反映该地区居民对于相关领域的关注程度,可以用于预测相关领域的发展趋势(徐映梅、高一铭,2017)。表 II 1 第(2)列报告了政府欠款清理对地区创业关注度影响的估计结果,清欠行动变量在 10% 的显著性水平下正向显著,表明政府欠款清理显著提高了处理组城市的创业关注度。以上替换变量的稳健性检验结果均表明,基准回归结论稳健。

2. 排除“部分处理”噪声影响

本文基准回归将 2016 年设置为政策实施年份,但专项督导行动 7 月才落地,上半年观测实际上仍处“前”期。因此,2016 年混入了一半已处理、一半未处理的样本,这种“部分处理”可能导致双重差分估计量被稀释。本文通过两种方法来消除“部分处理”的污染以及减少政策实施当年噪声的干扰:一是将政策实施年份设置为 2017 年,重新定义处理时间虚拟变量 ($Post_t$),当样本年份在 2017 年及以后, $Post_t$ 取值为 1,否则取值为 0;二是剔除政策实施当年 2016 年的观测值。表 II 1 第(3)列和第(4)列分别报告了调整政策处理时间和剔除 2016 年观测值后的估计结果,清欠行动变量均在 1% 的显著性水平下正向显著,表明在排除政策实施当年噪声的影响后,基准回归结论依旧稳健成立。

表 II 1 稳健性检验: 替换变量与排除“部分处理”噪声影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	替换变量		调整处理时间	剔除 2016 年观测值
变量	人均民营企业	创业关注度	民营创业活跃度	
清欠行动	0.0220** (0.0109)	0.0367* (0.0209)	0.0882*** (0.0226)	0.0941*** (0.0248)
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
观测值	2774	2643	2774	2512
R ²	0.8787	0.9186	0.9787	0.9782

3. 排除被督导地区非随机性选择的影响

根据《通知》的内容，此次被督导的省份可能是非随机选择的，主要针对民间投资增速靠后的地区。这种处理组非随机性选择对研究结论的有效性造成了威胁，导致基准回归中估计得到的处理组和对照组结果变量差异可能源自潜在选择标准的延续。本文通过控制潜在选择标准的时间趋势来降低这种潜在的担忧。首先，本文参考郭婧和马光荣（2019）的研究，使用《中国固定资产投资统计年鉴》数据按照经济性质分类计算了 2011—2015 年非国有固定资产投资的平均增速，政策前非国有固定资产投资增速较缓的地区更有可能成为被督导的对象。其次，参考 Li et al.（2016）和 Chen et al.（2018）的研究，本文通过控制非国有固定资产投资增速和年份的交互项以及非国有固定资产投资增速和政策时间虚拟变量（ $Post_t$ ）的交互项来排除潜在选择标准的影响。表 II 2 第（1）列的估计结果表明，在控制潜在选择标准的影响后，清欠行动变量依旧在 1% 的显著性水平下正向显著，基准回归结论稳健。

4. 控制区域—年份交互固定效应

为了排除区域层面随时间变化宏观因素的影响，例如，“西部大开发”“中部崛起”等战略的影响，本文进一步控制了区域和年份的交互固定效应来进行稳健性检验。表 II 2 第（2）列的结果表明，在控制了区域和年份交互固定效应后，基准回归结论依旧稳健。

表 II 2 稳健性检验：排除非随机选择和控制交互固定效应

变量	(1)	(2)
	民营创业活跃度	
清欠行动	0.0913*** (0.0236)	0.0644*** (0.0241)
非国有固定资产投资增速×年份	是	否
非国有固定资产投资增速× $Post$	是	否
区域×年份交互固定效应	否	是
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
城市固定效应	是	是
观测值	2774	2774
R^2	0.9788	0.9809

5. 合成双重差分模型（SDID）

传统双重差分模型估计的有效性严格依赖于平行趋势假设，为了缓解这种严格依赖性，Arkhangelsky et al.（2021）在合成控制法与双重差分模型的基础上，提出了合成双重差分模型这种新的估计方法。该模型从个体权重和时间权重两个维度，在潜在的对照组中寻找最优的权重组合，使得合成的对照组在政策实施前与处理组在关键特征上尽可能相似。其优势在于通过精确匹配处理组与合成对照组在预处理期间的特征，减少了处理组和对照组在政策冲击前的差异，即使在不完全满足传统双重差分模型平行趋势假设的情况下，该模型也能够对政策效应进行准确的评估。为此，本文进一步使用合成双重差分模型来进行稳健性检验，在表 II 3 第（1）列的估计结果中，清欠行动变量在 10% 的显著性水平下正向显著，表明在合成双重差分模型的估计下政府欠款清理激发企业家精神的研究结论依旧成立。

6. 匹配双重差分模型（PSM-DID）

考虑到不同城市在经济基础和产业结构等方面存在较大差异，导致处理组和对照组城市的可比性降低。为了缓解对处理组和对照组其他特征差异太大引起伪结论的担忧，参考既有文献（Fowlie, 2010），本文进一步使用匹配双重差分模型（PSM-DID）进行稳健性检验。在具体的操作上，首先，本文以政策实施前 2015 年各城市控制变量和民营经济增速作为匹配指标，估计每个城市接受处理即进入处理组的概率。其次，本文通过近邻匹配（1:3）和半径匹配为每个处理组按不同比例匹配政策实施前经济特征相似的对照组，这有利于降低处理组和对照组经济特征以及民营经济增速的基础差异。最后，本文使用匹配后的样本基于模型（1）进行计量估计。在表 II 3 第（2）列和第（3）列的估计结果中，清欠行动变量均在 1% 的显著性水平下正向显著，这表明在缓解政策实施前处理组和对照组可观测特征以及民营经济增速的差异后，政府欠款清理激发企业家精神的研究结论依旧成立。

表 II 3 稳健性检验：替换模型

	(1)	(2)	(3)
估计方法	SDID	PSM-DID 近邻匹配	PSM-DID 半径匹配
变量		民营创业活跃度	
清欠行动	0.0428* (0.0235)	0.0858*** (0.0244)	0.0840*** (0.0264)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
观测值	1738	2415	1891
R ²		0.9799	0.9799

7. 排除此次督导行动的其他竞争性解释

事实上，此次督导行动除了督促政府欠款清理以外，还涵盖了行政审批、市场准入、税收优惠以及推进政府与社会资本合作等方面的工作，这可能会对本文的研究结论造成干扰。本文采取以下两种方式来排除其他措施的竞争性解释：首先，本文参考李增福（2023）和王帅等（2023）的研究，通过控制相关变量来排除这些混淆因素带来的替代性解释，包括行政审批局、市场化水平、增值税占比、政府和社会资本合作项目（PPP 项目）数量。表 II 4 第（1）列的估计结果表明，在控制相关因素的潜在影响后，政府欠款清理激发企业家精神的研究结论依旧成立。其次，如果处理组和对照组民营创业活跃度的差异是由其他措施所驱动，此次专项督导行动对民营创业的促进效应理论上会在原本相关条件较差的地区中更加明显。基于该思路，进一步引入政策前相关变量与清欠行动的交互项来考察这种差异是否存在。在表 II 4 第（2）列的估计结果中，政策前相关变量和清欠行动的交互项均未呈现出统计学显著性，表明这种异质性影响并显著不存在，为排除其他措施的竞争性解释提供了间接的证据。

表 11 4 稳健性检验：排除其他措施的竞争性解释

变量	(1)	(2)
	民营创业活跃度	
清欠行动	0.0626*** (0.0205)	0.0658*** (0.0246)
行政审批局	0.0181 (0.0183)	
市场化水平	-0.0088 (0.0138)	
增值税占比	-1.0261*** (0.3365)	
PPP 项目数量	0.0019* (0.0010)	
行政审批局 ₂₀₁₅ ×清欠行动		0.0743 (0.0468)
市场化水平 ₂₀₁₅ ×清欠行动		-0.0140 (0.0231)
增值税占比 ₂₀₁₅ ×清欠行动		0.0278 (0.0231)
PPP 项目数量 ₂₀₁₅ ×清欠行动		0.0256 (0.0156)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
城市固定效应	是	是
观测值	2291	2685
R ²	0.9813	0.9788

8.排除同期政策的影响

前文选择了 2011—2021 年的城市样本作为研究对象，但在此期间，中国政府还实施了各种政策，旨在促进中国经济的高质量发展。如果这些政策和因素会对民营创业活跃度产生影响，那可能会对本文的研究结论产生干扰，导致前文估计得到的积极影响是由同期其他政策产生的伪效应，而非清欠行动的政策效应。首先，2016 年 5 月国务院和国家发展改革委分别派出了 9 个和 6 个督查组赴地方进行民间投资的专项督查，重点检查各地区在促进民间投资中存在的问题和差距，产生问题的症结，以及好的经验做法、改进措施和政策建议。该督查行动是同年 7 月专项督导工作开展的基础，可能引发处理组和对照组的创业差距是由于督查行动引起而非督导行动政策效应的担忧。为了排除专项督查行动的影响，本文引入了民间投资督查组的虚拟变量，当城市在被督查的范围内，民间投资督查组变量在 2016 年及以后取值为 1，否则取值为 0。其次，通过对既有文献的梳理发现，以下政策或因素可能会对城市创业活跃度产生影响：中央环保督察行动会增强环保监管，增加企业运营成本，减少民营、高污染企业进入（李硕等，2022）；破产审判庭的设立能够改善创业预期和释放要素资源，从而促进新企业进入（方福前等，2024）；“宽带中国”示范城市建设能够通过激发数字化创业资源吸引外来高技能创业人才流入，从而激发地区创业活力（焦豪等，2023）；

国家电子商务示范城市试点政策的实施能够通过提高融资便捷性和扩大市场准入等机制激发地区企业家精神（曹希广、邓敏，2024）；政府公共数据开放平台上线降低了制度性交易成本以及提高了信息搜寻匹配效率，有利于激发城市创业活力（蔡运坤等，2024）；知识产权示范城市建设会通过吸引外商直接投资和降低制度性交易成本促进地区创业（赵富森、李璐，2021）；《中小企业促进法》的实施对营商环境和外部融资产生了优化效应（陈胜蓝等，2023），能够为创业活动提供便利；社会流动性增强会对不同收益率的创业活动产生差异化的影响，但对城市整体的创业活力呈现“倒 U 形”影响（孙伟增等，2024）。本文进一步通过控制以上政策和因素代理变量来排除其潜在影响^①。表 II 5 估计结果显示，在同时对以上政策和变量进行控制后，清欠行动变量依旧在 1% 的显著性水平下正向显著，表明在控制同期其他政策和因素的影响后，基准回归结论依旧稳健。

表 II 5 稳健性检验：排除其他政策影响

变量	(1) 创业活跃度
清欠行动	0.0883*** (0.0228)
民间投资督查组	是
中央环保督察	是
破产审判改革	是
宽带中国试点	是
电商示范城市	是
公共数据开放	是
知识产权保护	是
中小企业促进法	是
社会流动性	是
控制变量	是
年份固定效应	是
城市固定效应	是
观测值	2759
R ²	0.9790

① 具体变量设置如下：当省份在某年启动了中央环保督察行动或“回头看”检查工作，其辖区内城市的中央环保督察变量在启动年份及以后取值为 1，否则取值为 0；当城市在某年设立了破产审判庭，该城市的破产审判改革变量在设立当年及之后年份取值为 1，否则取值为 0；当城市在某年入选了“宽带中国”示范城市，该城市的宽带中国试点变量在入选当年和以后年份均取值为 1，否则取值为 0；当城市在某年入选了国家电子商务示范城市创建单位，该城市的电商示范城市变量在入选当年和以后年份均取值为 1，否则取值为 0；当城市在某年上线了政府公共数据开放平台，该城市的公共数据开放变量在平台上线当年和以后年份均取值为 1，否则取值为 0；当城市在某年入选了国家知识产权保护示范区建设城市，该城市的知识产权保护变量在入选当年及以后年份均取值为 1，否则取值为 0；本文基于政策前（2011—2016 年）非国有固定资产投资平均增速的中位数来划分《中华人民共和国中小企业促进法》影响的处理组和对照组，当地区非国有固定资产投资平均增速小于中位数将其视为处理组，大于中位数将其视为对照组，处理组的中小企业促进法变量在 2017 年及以后取值为 1，其他取值为 0；参考吴育辉等（2021）的研究，本文利用 2010—2018 年中国综合社会调查（Chinese General Social Survey, CGSS）中子辈和父辈主观社会地位等级信息，计算子辈和父辈主观地位的代际弹性，根据截距项和斜率估计各地区父辈地位最低 25% 的家庭，其子辈的期望地位等级，该期望等级越高表明地区的社会流动性越强，由于该期望等级为截面数据，本文使用其与年份的交互项来衡量社会流动性变量。

9. 安慰剂检验

政府欠款清理专项督导行动激发企业家精神的结论可能是由于遗漏变量导致的偶然观测结果。前文通过控制固定效应和其他政策虚拟变量的方式对这种偶然性的担忧进行了缓解,本文进一步参考既有文献的研究方法,使用安慰剂检验来进行稳健性检验。一方面,本文使用随机抽样的方法,将处理组随机分配给与原处理组数量相同的城市,生成伪处理组城市,并按照原政策实施的时间重新构建伪清欠行动变量。另一方面,本文按照原处理组随机抽样生成政策处理时间,同样以此构建伪清欠行动变量。以上做法能够确保新生成的数据结构与原数据结构保持一致。最后,使用模型(1)分别估计通过以上两种随机抽样方式得到的伪政策变量的回归系数。本文将以上随机过程重复了 1000 次,得到了 1000 个伪政策变量的估计系数。图 II 1A 为随机生成处理组城市得到的估计系数的概率分布,图 II 1B 为随机生成处理时间得到的估计系数的概率分布。图 II 1 显示,以上两种抽样方式生成伪政策变量的估计系数都近似服从均值为 0 的正态分布。以上检验结果表明,清欠行动激发企业家精神的研究结论并非是偶然观测到的伪结论,基准回归结论具有稳健性。

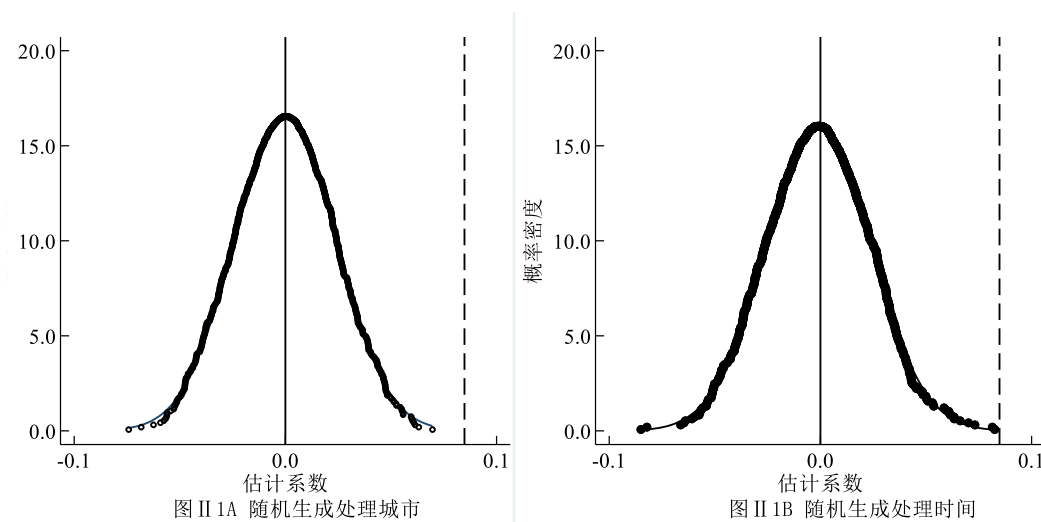


图 II 1 安慰剂检验

附录 III 基于城市层面的异质性

基准回归和机制检验研究发现政府欠款清理专项督导行动能够通过释放信贷资源、改善信用环境和增强政府信任渠道促进民营新企业进入,进而激发企业家精神。然而,在具有不同特征的地区和行业,民营创业活动对该政策的反应可能存在异质性。本文进一步从政府欠款规模、市场监管完善、业务招待费以及政府业务往来四个角度讨论了潜在的异质性影响。

1. 基于政府账款拖欠规模的异质性

在政府欠款规模较高的地区,专项督导行动带来的欠款清理力度可能更大,相应地会产生更强的民营创业促进效应。为了验证这种潜在的异质性,本文利用 2014 年中国私营企业调查(CPES)中受访私营企业家关于“政府有没有拖欠您企业各种款项?拖欠多少万元?”问题的回答,计算了各地区政府拖欠私营企业的平均账款规模。本文参考陈胜蓝等(2023)的研究,基于账款规模的中位数引入了政府拖欠严重的虚拟变量,当政府拖欠私营企业账款规模大于样本中位数时,则认为该地区面临着更为严重的政府账款拖欠问题,该虚拟变量取值为 1,否则取值为 0。在表 III1 第(1)列的估计结果中,清欠行动和政府拖欠严重的交互项在 1%的显著性水平下正向显著。这一结果不仅证明了清欠行动的民营创业促进效应在政府欠款拖欠严重的地区更强,同时也增强了基准回归中因果识别结论的可靠性。

2. 基于市场监管制度的异质性

在市场监管制度不完善的地区,社会信用环境和政府信任问题更加严峻,同时也会增加创业活动的制度性交易成本。因此,当政府欠款清理能够通过增强政府信任和改善信用环境促进民营创业活动增加时,这种促进效应可能在原本市场监管制度不完善的地区更加明显。为了验证这一潜在的异质性,本文利用中国私营企业调查(CPES)中受访私营企业家关于市场监管中是否存在“部门职责不清、相互推诿”问题的回答计算了各地区存在部门职责不清现象的均值,并以各地区均值的中位数进行分组构建了监管职责明晰虚拟变量来衡量各地区市场监管制度的相对完善程度,该虚拟变量取值为 1,表明该地区市场监管制度更加完善。在表 III1 第(2)列的估计结果中,清欠行动与监管职责明确的交互项在 10%的显著性水平下负向显著,这表明在原本市场监管制度不完善的地区,政府欠款清理对民营创业活动的促进效应更强。

3. 基于业务招待费的异质性

业务招待费通常被用于衡量企业的寻租成本和地方政府的廉洁程度,业务招待费用越高,表明地区制度成本透明度越低,政府廉洁程度越差(赵仁杰等, 2023; 蔡宏波等, 2025)。本文利用 2011—2015 年全国税收调查数据计算了各地区企业业务招待费占企业总成本比重的平均值,并以其中位数为临界值构建了高业务招待费的虚拟变量,进一步讨论基于业务招待费的潜在异质性。在表 III1 第(3)列的估计结果中,清欠行动和高业务招待费的交互项在 5%的显著性水平下正向显著,表明政府欠款清理对民营创业活动的促进效应在政策前平均业务招待费高的地区更加明显。

表 III 1 异质性分析：地区层面

	(1)	(2)	(3)
	政府拖欠规模	市场监管制度	业务招待费
变量		创业活跃度	
清欠行动	-0.0633*** (0.0198)	0.1286*** (0.0341)	0.0585** (0.0267)
清欠行动×政府拖欠严重	0.1474*** (0.0249)		
清欠行动×监管职责明晰		-0.0748* (0.0395)	
清欠行动×高业务招待费			0.0724** (0.0291)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
城市固定效应	是	是	是
观测值	2774	2774	2530
R ²	0.9787	0.9787	0.9796

附录 IV 基于行业层面的异质性

由于不同行业与政府部门合作的密切程度不同,可能导致政府欠款清理对不同行业的影响存在异质性,与政府合作较为密切的行业可能对于该政策更加敏感。本文利用政府采购数据识别了 2011—2015 年与政府部门业务往来最频繁的十个行业将其视为政府采购多的行业,这些行业不仅和政府部门存在更加密切的业务往来,也更有可能被政府部门拖欠项目资金,因此更容易受到政府欠款清款政策的影响。遵循基准回归的思路,本文分别基于政府采购较多行业与较少行业的注册企业数据构造了城市—行业—年度层面的创业活跃度指标,将其作为两组独立的被解释变量。表 IV1 的估计结果表明,清欠行动变量在政府采购多和采购少的行业中均呈现出正向的显著性,但从估计系数来看,政府欠款清理的民营企业促进效应在政府采购多的行业中更强。

表 IV1 异质性分析: 行业层面

	(1)	(2)
	政府采购多的行业	政府采购少的行业
变量	民营企业活跃度	
清欠行动	0.1405*** (0.0298)	0.0668*** (0.0257)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
城市固定效应	是	是
观测值	2774	2774
R ²	0.9816	0.9673

附录 V 来自微观家庭数据的证据

基准回归从城市层面讨论了政府欠款清理对企业家精神的影响,为了保证研究结论的稳健性,并深化政府行为对微观家庭创业决策影响的理解,本文进一步利用中国家庭金融调查(CHFS)数据,从微观家庭的视角来讨论政府欠款清理对家庭创业行为的影响。

首先,本文从参与工商业经营的视角来讨论政府欠款清理对家庭创业选择的影响,参考蔡栋梁等(2018)的研究,使用受访者关于“目前,您家是否从事工商业生产经营项目”问题的回答来识别家庭是否参与创业活动,若受访者回答“是”,则认为家庭参与了创业活动,“是否从事工商业经营”的虚拟变量取值为 1,回答“否”,则认为家庭未参与创业活动,“是否从事工商业经营”的虚拟变量取值为 0。表 V1 第(1)列报告了政府欠款清理对家庭创业选择的影响,清欠行动变量在 5%的显著性水平下正向显著,表明政府欠款清理显著提高了本地家庭参与创业活动的概率。

其次,考虑到政府欠款清理带来的商业信用环境改善和政府信任增强对创业活动的实际影响可能是长期的,本文进一步讨论政府欠款清理对家庭未来创业意愿的影响。本文根据受访者关于“未来两年,您家是否打算开展工商业生产经营项目?”问题的回答,引入了家庭创业意愿的虚拟变量,当受访者回答“是”,该虚拟变量取值为 1,否则取值为 0。表 V1 第(2)列报告了政府欠款清理对家庭创业意愿影响的估计结果,清欠行动变量在 5%的显著性水平下正向显著,表明政府欠款清理不仅增加了微观家庭当前创业的概率,还提高了家庭未来两年内的创业意愿。

表 V1 来自微观家庭数据的证据

变量	(1) 是否从事工商业经营	(2) 家庭创业意愿
清欠行动	0.0120** (0.0054)	0.0118** (0.0055)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
家庭固定效应	是	是
观测值	75792	73351
R ²	0.6486	0.5175

注:为了确保政府欠款清理对微观家庭创业的促进效应是新企业进入增加而非在位企业退出减少引致的估计结果,表 V1 剔除了政策前已经参与创业活动的家庭样本。

参 考 文 献

- [1] Arkhangelsky, D., S. Athey, D. A. Hirshberg, G. W. Imbens, and S. Wager, “Synthetic Difference-in-Differences”, *American Economic Review*, 2021, 111 (12), 4088-4118.
- [2] Beck, T. H. L., R. Levine, and A. Levkov, “Big bad banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in The United States”, *Journal of Finance*, 2010, 65 (5), 1637-1667.
- [3] 蔡栋梁、邱黎源、孟晓雨、马双, “流动性约束、社会资本与家庭创业选择——基于 CHFS 数据的实证研究”, 《管理世界》, 2018 年第 9 期, 第 79—94 页。
- [4] 蔡宏波、汤城建、毛健, “减税激励与企业异质性创新”, 《经济研究》, 2025 年第 2 期, 第 107—123 页。
- [5] 蔡运坤、周京奎、袁旺平, “数据要素共享与城市创业活力——来自公共数据开放的经验证据”, 《数量经济技术经济研究》, 2024 年第 8 期, 第 5—25 页。
- [6] 曹希广、邓敏, “电子商务政策与企业家创业精神”, 《世界经济》, 2024 年第 4 期, 第 31—64 页。
- [7] 陈胜蓝、王鹏程、马慧、刘晓玲, “《中小企业促进法》的稳就业效应——基于政府信用体系建设视角”, 《管理世界》, 2023 年第 9 期, 第 52—68 页。
- [8] Chen, Y. J., P. Li, and Y. Lu, “Career Concerns and Multitasking Local Bureaucrats: Evidence of a Target-Based Performance Evaluation System in China”, *Journal of Development Economics*, 2018, 133, 84-101.
- [9] 方福前、江成涛、郑德昌, “破产审判改革能否激发企业家精神: 机制识别与经济后果”, 《经济学(季刊)》, 2024 年第 6 期, 第 2009—2024 页。
- [10] Fowlie, M., “Emissions Trading, Electricity Restructuring, and Investment in Pollution Abatement”, *American Economic Review*, 2010, 100 (3), 837-869.
- [11] 郭靖、马光荣, “宏观经济稳定与国有经济投资: 作用机理与实证检验”, 《管理世界》, 2019 年第 9 期, 第 49—64 页。
- [12] 焦豪、崔瑜、张亚敏, “数字基础设施建设与城市高技能创业人才吸引”, 《经济研究》, 2023 年第 12 期, 第 150—166 页。
- [13] Kong, D., N. Qin, and J. Xiang, “Minimum Wage and Entrepreneurship: Evidence from China”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2021, 89, 320-336.
- [14] Li, P., Y. Lu, and J. Wang, “Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China”, *Journal of Development Economics*, 2016, 123, 18-37.
- [15] 李硕、王敏、张丹丹, “中央环保督察和企业进入: 来自企业注册数据的证据”, 《世界经济》, 2022 年第 1 期, 第 110—132 页。
- [16] 李增福、李铭杰、汤旭东, “政府欠款清理与民营企业投资: 基于专项督导的准自然实验”, 《世界经济》, 2023 年第 1 期, 第 170—191 页。
- [17] 孙伟增、李怡凡、经菠, “社会流动性与城市创业活力: 一个倒 U 形的解释”, 《金融研究》, 2024 年第 9 期, 第 189—206 页。
- [18] 王帅、王亚男、秦睿祺, “地方政府欠款治理与民营企业劳动雇佣决策”, 《数量经济技术经济研究》, 2023 年第 12 期, 第 172—193 页。
- [19] 吴育辉、张欢、于小偶, “机会之地: 社会流动性与企业生产效率”, 《管理世界》, 2021 年第 12 期, 第 74—93 页。
- [20] 徐映梅、高一铭, “基于互联网大数据的 CPI 舆情指数构建与应用——以百度指数为例”, 《数量经济技术经济研究》, 2017 年第 1 期, 第 94—112 页。

- [21] 赵富森、李璐,“知识产权制度的创业效应研究——基于中国知识产权示范城市建设的经验证据”,《产业经济研究》,2021 年第 6 期,第 44—57 页。
- [22] 赵仁杰、赵欣仪、钟世虎、许文立,“征管模式、征管技术与税收治理——来自取消税管员固定管户的证据”,《经济研究》,2023 年第 9 期,第 133—151 页。

注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处。