

# 《普惠小微信贷供给与小微企业进入》附录

## 附录 1 描述性统计

附表 1 描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>SME</i>	34,797	2.7238	2.9223	0	250
<i>SMB</i>	34,801	0.0909	0.2874	0	1
<i>RGDP</i>	27,654	11.9552	18.7105	-89.2763	1023.194
<i>Gover</i>	31,352	0.2814	0.3179	0.0050	16.7352
<i>Pop_size</i>	32,503	3.5794	0.9142	-6.2146	6.1323
<i>HCapital</i>	29,992	9.6877	1.0257	4.6634	12.3197
<i>HHI</i>	34,801	0.2918	0.1498	0.0520	1
<i>Struct_2009</i>	30,602	1.5036	1.5997	0.0283	57.2256
<i>Wage_2009</i>	25,948	10.1101	0.2505	9.3483	11.8894
<i>County_2009</i>	34,801	0.1434	0.3505	0	1
<i>Market_2009</i>	34,801	0.0436	1.4361	0.0003	73.9472

## 附录 2 稳健性检验

### (一) 工具变量法

借鉴盛斌和王浩（2022）的做法，本文使用各县区的地理坡度指标与普惠金融事件冲击构造工具变量，依据在于：一方面，地理坡度综合体现了地区的地形变化情况，能间接衡量小微支行设立成本。小微企业是当前中国普惠金融重点服务对象，普惠金融政策深入推行有助于降低小微支行设立的行政壁垒和进入成本，故满足相关性要求；另一方面，地理坡度是一个地区长期历史中所形成的天然地理条件，是客观存在的，与当期区域企业进入活动不直接相关。同时，普惠金融政策提出的时间具有外生性，对于地区企业而言政策的实施是突然的，保证了工具变量的外生性。具体而言：第一步，生成普惠金融政策冲击虚拟变量。我国普惠金融发展经历了一个逐渐发展的过程，2013 年党的十八届三中全会中明确提出要“发展普惠金融”，2015 年 12 月发布的《推进普惠金融发展规划（2016—2020 年）》对传统金融机构放宽贷款门槛、增加小微企业信贷供给提出要求；2017 年的政府工作报告明确指出，全国大中型商业银行要在年内完成普惠金融事业部的设立，同年 5 月，银监会等 11 家部委联合发布《大中型商业银行设立普惠金融事业部实施方案》，国有大型商业银行和股份制商业银行反应迅速纷纷设立普惠金融事业部等机构。2018 年 9 月中共中央、国务院印发了《乡村振兴战略规划（2018—2022 年）》，提出“发展乡村普惠金融”，将更多金融资源配置到农村经济重点领域，引导涉农金融机构进一步强化小微普惠领域金融服务。为此，根据政策时点将样本时间划分为 2009—2012 年、2013-2015 年、2016 年、2017 年、2018-2021 年，并将普惠金融虚拟变量依次赋值为 1、2、3、4、5 来识别上述样本区间。第二步，将地区地理坡度指标和普惠金融虚拟变量的乘积作为小微支行设立的工具变量。附表 2 列（1）、（2）显示利用工具变量处理内生性问题后，小微支行的系数估计值在 1% 的水平上依旧显著为正。

### (二) 双重机器学习因果检验

尽管本文控制了多维度影响因素，但设定回归模型时仍可能因“维度诅咒”与多重共线性等问题而导致估计结果存在偏误。双重机器学习方法在预选项中自动筛选出精度较高的控制变量集合，提高模型拟合精度，避免产生高维控制变量冗余导致的“维度诅咒”问题（王茹婷等，2022）。故本文采用双重机器学习方法重新检验。参照张涛和李均超（2023）的做

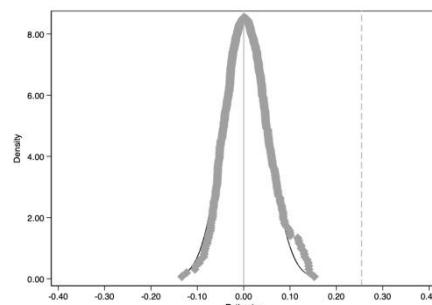
法, 将样本按照 1: 4 分割, 采用一般性交互式双重机器学习模型检验, 运用随机森林算法预测方法, 在控制县域与年份固定效应的基础上, 逐步加入控制变量集合的一次项、二次项与三次项, 以避免模型设定上的主观选择性。附表 2 列 (3) - (5) 结果显示, 小微支行的回归系数均在 1% 水平上显著为正, 说明本文研究结论具有稳健性。

附表 2 稳健性检验 (一)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>SMB</i>	<i>SME</i>	<i>SME</i>	<i>SME</i>	<i>SME</i>	<i>BM</i>
<i>SMB</i>		6.5005*** (1.1833)	0.4781*** (0.0257)	0.4933*** (0.0266)	0.4808*** (0.0255)	-0.0020 (0.0062)
<i>IV</i>		-0.0098*** (0.0013)				
第一阶段 F 值		54.42				
Kleibergen-Paap rk			46.839			
LM 统计量						
Kleibergen-Paap rk			54.419			
Wald F 统计量						
控制变量集合一次项	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
控制变量集合二次项	No	No	No	Yes	Yes	No
控制变量集合三次项	No	No	No	No	Yes	No
县域固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	22,598	22,598	22,886	22,886	22,886	22,886

### (三) 安慰剂检验

为了避免其他潜在政策和遗漏变量对回归结果的干扰, 本文将各地区小微支行的设立进行随机分配, 并根据基准回归模型 (1) 设定进行回归。附图 1 展示了将该过程重复 500 次后获得的模拟估计系数分布情况, 随机抽样得到的估计系数分布基本在零附近, 且无法将真实值涵盖, 验证了基准回归结果的稳健性。本文还同时检验了小微支行设立对大中型企业进入行为的影响。回归结果如附表 2 列 (6) 所示, 小微支行设立对大中型企业进入率的系数并不显著, 这与“小微支行服务于小微企业”的现实逻辑相一致, 小微支行的设立只对小微企业进入有作用, 对大中型企业进入行为并无影响。



附图 1 安慰剂检验

#### （四）控制同期其他政策的影响

考虑到在小微支行开设期间还存在相似或相关的其他政策改革，为此，本文控制了同期其他政策的影响。（1）小微支行的设立可能受到当地数字金融发展水平等因素的影响，故本文进一步控制了地区数字金融发展水平。由于县级普惠金融指数是从2014年开始且缺失值较多，因而本文控制了地级市数字金融发展水平。（2）2020年新冠疫情的爆发对经济金融体系，特别是商业银行的经营环境产生了系统性冲击，可能导致相关数据趋势发生结构性变化。为此，本文将样本区间限定在2009年至2019年，以排除疫情因素的干扰。（3）近年来，我国陆续制定针对小微企业的金融扶持政策，其中最具代表性的为2018年原中国银监会发布的《关于2018年推动银行业小微企业金融服务高质量发展的通知》中提到的“两增两控”政策。为此，本文还进一步控制“两增两控”政策对小微企业的影响。（4）小微支行设立的同时还可能伴随着其他银行分支机构的设立，故本文进一步控制了县区当年传统银行分支机构数量。（5）金融科技创新不仅改变了金融服务模式，而且重塑了传统金融行业的格局，其通过“定向滴灌”式的精细化管理，对金融市场、金融机构产生深远影响。为此，本文进一步控制了银行金融科技水平。银行金融科技水平的衡量主要参考李昊然等（2023）的做法，将专利、申请专利的银行和该银行的小微支行设立信息进行匹配，得到各县区小微支行上级银行拥有的金融科技专利累积数量。（6）地方政府会通过财政补贴、税收优惠、重大产业项目布局等方式来吸引企业进入，以期带动当地经济增长。减税降负和司法保护是近年来改革工作的重点，因而本文进一步排除地方税收优惠和司法保护的影响。其中，税收优惠借鉴毕青苗等（2024）的做法控制各地推开“营改增”改革的时间，若地区处于实施营改增之后则取值为1，否则取值为0；司法保护则参考彭远怀和胡军（2024）的做法设置权利保护条例变量Protect，若地区处于出台或修订《企业和企业经营者权益保护条例》之后则取值为1，否则取值为0。回归结果如附表3列（1）-（8）所示，在控制同期其他政策的影响后，小微支行系数依旧显著为正，表明其他相关政策冲击并未影响本文因果关系的识别。

附表3 稳健性检验（二）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	SME	SME	SME	SME	SME	SME	SME	SME
SMB	0.1814*	0.3980***	0.3966***	0.2504***	0.2076**	0.2539***	0.2316**	0.2733**
	(0.0944)	(0.1037)	(0.1131)	(0.0954)	(0.0936)	(0.0954)	(0.0936)	(0.1082)
数字金融	Yes	No	No	No	No	No	No	Yes
疫情冲击	No	Yes	No	No	No	No	No	Yes
“两增两控”政策	No	No	Yes	No	No	No	No	Yes
传统金融机构	No	No	No	Yes	No	No	No	Yes
金融科技	No	No	No	No	Yes	No	No	Yes
营改增	No	No	No	No	No	Yes	No	Yes
司法保护	No	No	No	No	No	No	Yes	Yes
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
县域先定特征×f(t)	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
县域固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	18,834	20,470	17,127	22,886	22,886	22,886	22,886	13,134
R <sup>2</sup>	0.4980	0.5872	0.6508	0.4919	0.4917	0.4917	0.4943	0.6884

### （五）异质性处理效应检验

当处理效应存在异质性时,即使满足平行趋势假设,处理效应的估计结果也会存在偏差、扭曲。为此,本文采用Cengiz et al. (2019)的堆叠DID方法,寻找到一个在事件期间内从未受过处理的干净控制组,以避免将出现较早受到处理的实验组作为晚处理实验组的对照组。附表4列(1)汇报了堆叠DID的回归结果,政策系数依旧显著。此外,我们还采用Gardner (2021)的两阶段DID模型对(1)式重新进行估计,结果报告在附表4列(2)。结果显示,在考虑了处理效应异质性后,小微支行的估计系数仍显著为正,这也再次验证了本文估计结果是稳健可靠的。

### （六）控制实验组与控制组随年份变化的时间趋势

处理组和控制组在地区小微企业进入上的差异可能并非源于小微支行设立,而是它们本身在小微企业进入上具有不同的时间变化趋势造成的。故本文还加入表示 $c$ 县为处理组还是控制组的虚拟变量的时间趋势以控制潜在的时间变化趋势。回归结果如附表4列(3)所示,在控制实验组与控制组随年份变化的时间趋势后,回归系数依旧显著为正。

附表4 稳健性检验(三)

	(1)	(2)	(3)
	堆叠 DID	两阶段 DID	控制时间趋势
	SME	SME	SME
<i>SMB</i>	0.2317** (0.0920)	0.1995*** (0.1075)	0.5001*** (0.1101)
控制变量	Yes	Yes	Yes
县域先定特征 $\times f(t)$	Yes	Yes	Yes
县域固定效应	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes
样本量	260,750	22,886	22,886
R <sup>2</sup>	0.4681	-	0.4918

附录3 差异化分析

附表5 企业差异

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	存续少于3年	存续高于3年	公司制	合伙制	个体工商户
	SME	SME	SME	SME	SME
<i>SMB</i>	0.0036 (0.0059)	0.2509*** (0.0921)	0.0285*** (0.0097)	0.0002 (0.0004)	-0.0022*** (0.0005)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
县域先定特征 $\times f(t)$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
县域固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	22,886	22,886	22,886	22,886	22,886
R <sup>2</sup>	0.3623	0.5019	0.3874	0.1264	0.2965

注:企业异质性分析回归所采用的样本实际上是县区样本而非企业层面样本。

附表 6 行业差异

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	低启动资金	高启动资金	服务业	工业	生活性服务业	生产性服务业	低技术制造业	中高技术制造业
	SME	SME	SME	SME	SME	SME	SME	SME
<i>SMB</i>	0.0636	0.1958***	0.2415***	0.0551**	0.0628***	0.1787***	0.0180	0.0201*
	(0.0411)	(0.0626)	(0.0681)	(0.0234)	(0.0145)	(0.0573)	(0.0141)	(0.0118)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
县域先定特征 $\times f(t)$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
县域固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	22,886	22,886	22,886	22,886	22,886	22,886	22,886	22,886
R <sup>2</sup>	0.5221	0.4291	0.4751	0.6049	0.4101	0.4775	0.5408	0.6251

附表 7 城市差异

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	东部	中部	西部	高财政分权	低财政分权
	SME	SME	SME	SME	SME
<i>SMB</i>	0.2464**	0.1272	-0.1039	0.2321	0.2236**
	(0.1212)	(0.2003)	(0.1993)	(0.1529)	(0.1118)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
县域先定特征 $\times f(t)$	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
县域固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
样本量	6,565	8,319	8,002	7,911	14,975
R <sup>2</sup>	0.6548	0.5689	0.3478	0.5210	0.4801

## 参考文献

- [1] 毕青苗和徐现祥, 2024, 《数字政府如何提高政府效率——来自政务一体机的证据》, 《经济学报》第 3 期, 第 243~274 页。
- [2] 李昊然、刘诗源和康润琦, 2023, 《普惠金融与小微企业破产风险——来自小微支行设立的准自然实验》, 《经济研究》第 11 期, 第 153~171 页。
- [3] 彭远怀和胡军, 2024, 《政府数据开放与资本区际流动: 企业异地投资视角》, 《数量经济技术经济研究》第 10 期, 第 89~110 页。
- [4] 盛斌和王浩, 2022, 《银行分支机构扩张与企业出口国内附加值率——基于金融供给地理结构的视角》, 《中国工业经济》第 2 期, 第 99~117 页。
- [5] 唐飞鹏和霍文希, 2024, 《防范“脱实向虚”的另一面: 契税率下调与企业房产投机》, 《数量经济技术经济研究》第 1 期, 第 151~171 页。
- [6] 王茹婷、彭方平、李维和王春丽, 2022, 《打破刚性兑付能降低企业融资成本吗》, 《管理世界》第 4 期, 第 42~64 页。
- [7] 张涛和李均超, 2023, 《网络基础设施、包容性绿色增长与地区差距——基于双重机器学习的因果推断》, 《数量经济技术经济研究》第 4 期, 第 113~135 页。
- [8] Cengiz, D., Dube, A., Lindner, A., and Zipperer, B., 2019, “The Effect of Minimum Wages on Low-wage jobs”, The Quarterly Journal of Economics, 134(3), pp.1405~1454.
- [9] Gardner, J., 2022, “Two-stage Differences in Differences”, *arXiv preprint arXiv:2207.05943*.