

“银税互动”政策促进小微企业就业

冯 晨 梁书宁 李 聪 许晓芳

目录

附录I “银税互动”政策沿革与详细发展脉络	1
附录II 本文主要变量简称、构造方式及详细描述性统计	3
附录III 其他事前趋势检验	5
附录IV 政策效应强度分析	7
附录V 稳健性检验	10
附录VI 熵值法计算企业融资水平指标	14
参考文献	15

附录 I “银税互动”政策沿革与详细发展脉络

在正文表 1 中，本文对“银税互动”政策发展脉络进行了描述，其中包括官方文件名称等，在此附录中，本文将进一步展示“银税互动”政策发展详细脉络，如表 I1 所示。

表 I 1 “银税互动”政策发展详细脉络

实施年份	当年实施城市数量	代表性城市	代表性城市所属省份	相关新闻报道举例
2012	1	湘西土家族苗族自治州	湖南省	2012 年，湘西税务部门开始搭建税银企协作交流平台，以企业纳税信用为首要准入条件，突破传统担保抵押等方式推出“税银联合授信”“银税通”系列信贷扶持产品，支持纳税信誉良好的企业，使诚信纳税企业在税收、资金、项目、服务等方面享受到便利和优惠。通过税、银、企三方良性互动，初步建立起互相信赖、互相支撑、互惠双赢、共谋发展的新型税银企关系。
2013	2	广州市、湛江市	广东省	近年来，湛江市地税局联合湛江市国税局、银监局以及 15 家金融业机构共同启动“银税互动”项目，2013 年至 2017 年累计通过“银税互动”项目向企业授信 272 户，贷款金额约 38 亿元，其中小微企业贷款金额 20 亿元，充分发挥了守信激励、助力小微企业融资发展的作用。
2014	5	茂名市、西宁市、铜川市等	广东省、陕西省	自 2014 年起，广东省茂名市地税局与中国人民银行茂名市中心支行等单位签订《银税信用建设合作框架协议》《“税银通”合作服务项目框架协议》《“税贷通”合作服务项目框架协议》，以企业纳税信用为首要标准，为纳税信用 A 级企业提供免担保免抵押的信用贷款，更在贷款利率上给以优惠，在贷款程序上简化，有效帮助守信企业解决融资难题。
2015	132	厦门市、珠海市、长沙市、长春市、南京市、杭州市、乌鲁木齐市等	安徽省、重庆市、福建省、甘肃省、广东省、广西壮族自治区、贵州省、海南省、河北省、河南省、黑龙江省、湖北省、湖南省、吉林省、江苏省、辽宁省、内蒙古自治区、宁夏回族自治区、青海省、山东省、山西省、陕西省、上海市、四川省、天津市、新疆维吾尔自治区、云南省、浙江省、重庆市	2015 年 6 月 24 日，厦门市国税局、地税局与厦门建行签署“银税互动”战略合作协议，为解决小微企业融资难提供了新的“良方”。 2015 年以来，珠海市国税局联合市地税局、银监部门和银行业金融机构，持续做大做强“银税互动”，充分发挥税收信用的公信力，有效破解企业融资信用难题。“纳税信用”“贷款信用”无缝对接，有效缓解了珠海小微企业的资金难题，实现税、企、银三方共赢。
2016	111	安庆市、兰州市、佛山市、桂林市、六盘水市、石家庄市、哈尔滨市等	安徽省、北京市、福建省、甘肃省、广东省、广西壮族自治区、贵州省、河北省、河南省、黑龙江省、湖北省、湖南省、吉林省、江苏省、江西省、辽宁省、内蒙古自治区、宁夏回族自治区、青海省、山东省、山西省、陕西省、四川省、西藏自治区、云南省	2016 年以来，针对企业融资难、融资贵问题，桂林市国地税与柳州银行、华夏银行、中国建设银行等多家金融机构“银税互动”，联合推出“税贷通”“税易贷”等融资方式，精准助力诚信企业健康持续发展。 2016 年 8 月，省会“银税互动”筑诚信、助力企业发展”银税战略合作签约仪式正式启动。石家庄市地税局与民生银行石家庄分行等 6 家银行签署战略合作协议，标志省会税务系统与金融系统在建立银税合作机制、推动“银税互动”，助力小微企业发展方面迈出了关键性的一步。
2017	50	阜阳市、天水市、玉林市、周口市、孝感市、延安市、临沧	安徽省、甘肃省、广东省、广西壮族自治区、河北省、河南省、黑龙江省、湖北省、湖南省、吉林省、江苏省、辽宁省、内蒙古自治区、青	2017 年 5 月，由人行延安中支牵头、延安市金融办等多部门配合的“银税合作”签约仪式举行，延安市“银税互动”合作机制正式建立。 2017 年以来，玉林市地税局、国税局、银监部门紧密联系，建立合作机制，充分发挥“一个框架协议、两个

		市等	海省、山东省、陕西省、四川省、新疆维吾尔自治区、云南省	制度，一个细则”（银税服务合作框架协议，联席会议制度、信息交换制度，玉林市银税服务合作工作规范实施细则）的作用，有效地将企业的纳税信用与融资信用相结合，破解小微企业融资难题，初步形成企业、银行、税务三方共赢的局面。
2018	14	丹东市、营口市、黄南藏族自治州、西双版纳傣族自治州等	广东省、黑龙江省、辽宁省、宁夏回族自治区、青海省、西藏自治区、新疆维吾尔自治区、云南省	为打破金融机构“放贷难”和小微企业“贷款难”的两难困境，2018 年 10 月起，丹东市税务局与中国建设银行率先开展“银税互动”合作项目。 为进一步优化营商环境，助力小微企业发展，黄南州税务局积极与州银保监分局、银行金融机构深入推进“银税互动”活动，拓展互动范围，创新合作形式，以“用户思维”优化制度设计，加快部门之间信息自动交换和共享进程，切实提升“银税互动”工作质效。
2019	10	阳泉市、辽阳市、丽江市等	贵州省、黑龙江省、辽宁省、青海省、山西省、西藏自治区、新疆维吾尔自治区、云南省	2019 年，农行阳泉分行认真贯彻落实上级行发展普惠金融、支持民营和小微企业发展的战略部署，提高政治站位，强化责任担当，主动学习和推广新产品、新业务，加大对民营和小微企业的金融支持力度。近日，该行向孟县某有色金属制造有限公司成功发放全市首笔、全省第二笔“税银通”贷款 200 万元。
2020	2	昌吉回族自治州等	西藏自治区、新疆维吾尔自治区	今年以来，国家税务总局昌吉回族自治州税务局联合辖区多家银行开展“银税互动”，帮助企业解决融资难题，将企业的“纳税信用”转化为“真金白银”“贷”来发展生机。

注：（1）以上内容来自作者整理所得；（2）限于篇幅，表中仅列出部分代表性城市，且所属省份均按照首字母排序，无先后顺序；（3）相关新闻报道均来自各省市税务局官网等。

附录 II 本文主要变量简称、构造方式及详细描述性统计

如表 II1 所示，本文在正文分析中所使用的全部变量名称、英文简称和变量定义如下，其中 *Panel A* 代表核心被解释变量，*Panel B* 代表机制变量，*Panel C* 代表企业层面控制变量，*Panel D* 代表城市层面控制变量。

表 II1 变量简称与定义

<i>Panel A</i> 核心被解释变量		
就业水平	Ln Average Employ	(年初职工数+年末职工数)/2 的自然对数
就业增长率	Employment Growth Rate	(当年平均职工数-上一年平均职工数)/企业上一年平均职工数-1
<i>Panel B</i> 机制变量		
企业融资指标	Score	由熵值法计算的企业融资指标，参照附录 VI
企业融资约束	SA	采用 Hadlock and Pierce (2010) 的方法，构建 SA 指数
现金流水平 1	Cashflow1	企业经营活动产生的现金流净额/企业总资产
现金流水平 2	Cashflow2	企业经营和投资活动产生的现金流净额/企业总资产
现金流水平 3	Cashflow3	企业经营和投资和筹资活动产生的现金流净额/企业总资产
企业现金净额	Net Cash	企业现金及现金等价物净额/企业总资产
固定资产投资	Invest	本年增加的固定资产/企业总资产
企业是否投资	Invest Dummy	固定资产投资是否为 0
生产性固定资产投资	Productive Invest	本年增加的生产性固定资产/企业总资产
<i>Panel C</i> 企业层面控制变量		
企业规模	Size	企业当年总资产的自然对数
资产负债率	Lev	企业总负债/企业总资产
企业年龄	FirmAge	(当年年份-公司成立年份+1)
企业利润率	Profit	企业净利润/主营业务收入
企业税负(单位: %)	Tax Burden	(增值税销项税额-增值税进项税额)/企业利润
<i>Panel D</i> 城市层面控制变量		
经济发展水平	GDP	地区生产总值的自然对数
财政收入	Fiscal Income	地方一般公共预算收入的自然对数
金融深化程度	Dinancial Deepening	金融机构各项贷款余额/地区生产总值
信贷资源可得性	Credit Resources	金融机构营业网点数量的自然对数
金融从业人员	Financial Practitioner	金融业从业人员数量的自然对数

注：以上内容来自作者整理所得。

本文在正文表 2 对所使用的各变量进行了简要描述性统计，并区分了全样本、实验组与对照组，那么在此附录中，我们对本文所使用的各变量进行更为详细的描述性统计，包括 P1、P25、P50、P75 和 P99，详见表 II2，从中可以看出，被解释变量无论是就业水平抑或增长率而言，其不同分位上样本值差距非常明显，这为我们合理利用组间数据的变异来识别政策效应提供了重要条件。

表 II2 各变量更详细描述性统计

变量名称	(1) P1	(2) P25	(3) P50	(4) P75	(5) P99
<i>Panel A</i> 核心被解释变量					
就业水平	0.000	1.609	2.303	3.136	4.804
就业增长率	-0.875	-0.238	0.000	0.136	4.750
<i>Panel B</i> 机制变量					
企业融资指标	0.0211	0.146	0.806	0.901	0.901
企业融资约束	-4.148	-3.588	-3.420	-3.274	-2.047
现金流水平 1	-0.756	0.000	0.000	0.000	1.321
现金流水平 2	-0.735	0.000	0.000	0.000	1.276
现金流水平 3	-0.634	0.000	0.000	0.000	1.207

企业现金净额	-0.665	0.000	0.000	0.000	1.269
固定资产投资	0.000	0.000	0.000	0.00280	0.542
企业是否投资	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
生产性固定资产投资	0.000	0.000	0.000	0.000	0.362
<i>Panel C</i> 企业层面控制变量					
企业规模	2.944	7.067	8.077	8.952	11.072
资产负债率	0.000	0.225	0.612	0.875	3.571
企业年龄	1.000	5.000	8.000	12.000	27.000
企业利润率	-4.955	-0.0321	0.00150	0.0158	0.487
企业税负	-26.250	-0.0949	0.000	1.314	50.000
<i>Panel D</i> 城市层面控制变量					
经济发展水平	9.428	10.486	11.031	11.486	12.018
财政收入	12.107	13.801	14.817	15.822	18.071
金融深化程度	1.073	1.930	2.811	4.210	7.437
信贷资源可得性	5.263	6.589	7.120	7.656	8.870
金融从业人员	8.006	9.525	10.245	11.082	13.208
企业数量	421715	421715	421715	421715	421715
样本量	1380080	1380080	1380080	1380080	1380080

注：以上内容来自作者整理所得。各项数值保留小数点后三位有效数字。

附录 III 其他事前趋势检验

本文在此附录中进一步考虑了其他可能对基准回归结果造成影响的因素，包括滞后控制变量以及考虑样本选择与时间趋势。

1. 滞后控制变量

本文进一步考虑了“坏的控制变量”（Bad Control）的问题，具体而言，本文担心实验组和对照组所在城市存在其他经济社会因素导致不同地级市实施“银税互动”政策时点存在差别（经济、金融等更发达的城市会越早启动“银税互动”工程）所带来的 Bad Control 问题。换句话说，即按照政策实施前后划分的实验组和对照组的分组虚拟变量会通过控制变量进而影响小微企业的就业水平和就业增长率，因此，我们参照 Lichter *et al.*（2025），分别对本文所用的企业层面控制变量、城市层面控制变量和企业与城市层面控制变量滞后一期以防止 Bad Control 的问题的产生对结果带来的影响，并以其作为控制变量纳入基准回归模型中去，回归结果如表 III1 所示。结果发现，在控制滞后控制变量后，小微企业就业水平和就业增长率均显著为正，进一步说明结果的稳健性。

表 III1 滞后控制变量估计结果

VARIABLES	(1) 就业水平	(2) 就业水平	(3) 就业水平	(4) 就业增长率	(5) 就业增长率	(6) 就业增长率
Treatment	0.0848*** (14.971)	0.0900*** (16.327)	0.0824*** (14.648)	0.131*** (14.675)	0.134*** (15.145)	0.128*** (14.423)
Observations	739,538	739,538	739,538	739,538	739,538	739,538
R-squared	0.895	0.899	0.895	0.295	0.290	0.295
企业控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
滞后企业	YES	NO	YES	YES	NO	YES
滞后城市	NO	YES	YES	NO	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注：（1）***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著；（2）括号内为企业层面的聚类稳健标准误差下的 t 值；（3）篇幅有限，常数项与控制变量未再汇报。

2. 考虑样本选择与时间趋势

考虑到“银税互动”政策自 2012 年在全国各城市范围内逐步推开，根据本文研究样本，全国共有 243 个城市集中在 2015 和 2016 年实施“银税互动”政策，占样本期内实施政策的城市的 74.3%（243/327）。由正文可知，实施“银税互动”政策的城市数量在样本期内各年份的增长速度并不均匀，这可能由于样本选择问题使得本文的基准回归结果存在偏误。为了解决这一问题，在此附录中，我们对样本进行如下操作后分别重新进行回归：（1）剔除掉 2015 年之前实施政策的城市样本；（2）剔除掉 2015 年前和 2016 年后实施政策城市；（3）剔除 2015 年前和 2017 年后实施政策城市；（4）控制样本整体时间趋势（即控制了控制变量与年份交互效应以及年份时间趋势）。结果如表 III2 第（1）-（4）列所示，其中 *Panel A* 代表就业水平，*Panel B* 代表就业增长率的回归结果，结果显示在考虑样本选择和时间趋势后，回归系数及其显著性未发生明显变化，即可验证本文的基准回归结果依然稳健。

表 III2 考虑样本选择与时间趋势

VARIABLES	(1) 剔除掉 2015 年之前 实施政策城市	(2) 剔除掉 2015 年前和 2016 年后实施政策 城市	(3) 剔除掉 2015 年前和 2017 年后实施政策 城市	(4) 控制时间趋势
<i>Panel A</i> D.V.=就业水平				

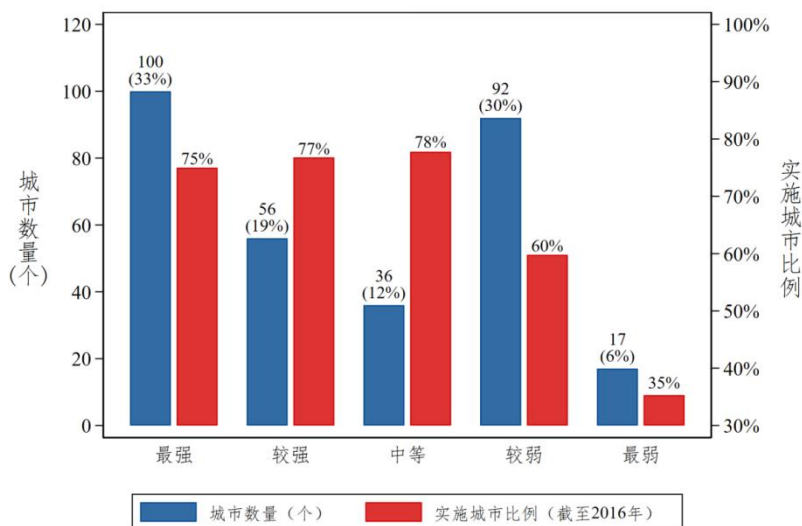
Treatment	0.0750*** (19.737)	0.127*** (26.732)	0.0776*** (19.636)	0.0661*** (18.017)
Observations	1,337,064	1,212,089	1,319,129	1,380,080
R-squared	0.876	0.876	0.875	0.876
<i>Panel B</i> D.V.=就业增长率				
Treatment	0.133*** (16.213)	0.193*** (19.328)	0.141*** (16.515)	0.130*** (16.255)
Observations	923,672	835,331	911,790	953,595
R-squared	0.282	0.283	0.282	0.283
企业控制变量	YES	YES	YES	YES
城市控制变量	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES

注：（1）***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著；（2）括号内为企业层面的聚类稳健标准误下的 t 值；（3）篇幅有限，常数项与控制变量未再汇报。

附录IV 政策效应强度分析

（一）政策实施强度与政策效果

在上述回归检验中，本文的核心被解释变量为“银税互动”政策在全国范围内逐步铺开这一虚拟变量，同时检验了企业纳税信用特征对“银税互动”政策起到的小微企业稳就业的异质性作用效果。但考虑到“银税互动”改革在全国范围内逐步推开，不同地区间实施力度存在较大差异，这种政策实施力度层面的异质性差异可能会使得上述模型设定得出的估计效果存在偏误。为解决这一可能问题，一种常见做法是按照政策影响强度予以分组，从而更好地缓解政策实施力度带来的异质性偏误（毛捷等，2020）。本文使用各地方官网以及财经报道中披露的“银税互动”政策信息为基础，以政策签订的贷款金额和签订协议的银行数量为主要的判断依据，以“是否对企业类型做出限制”“制作 APP、推出税贷产品”等作为辅助判断依据，区分“银税互动”政策在不同地区的执行强弱，将城市按政策实施力度划分为“最强”“较强”“中等”“较弱”和“最弱”五类。具体分类标准描述如下所示：第 1 类为实施力度“最强”：贷款金额亿万或银行数量大于 10；第 2 类为实施力度“较强”：贷款金额千万或银行数量 6-10；第 3 类为实施力度“中等”：贷款金额百万或银行数量大于 3-5；第 4 类为实施力度“较弱”：贷款金额十万或银行数量小于 1-2，或是制作 APP、开发税贷产品；第 5 类为实施力度“最弱”：无金额、无银行数量，比如只是签订了协议或是达成合作意向。图 IV1 进一步详细清晰展示了“银税互动”政策的强度分布，其中，深蓝色柱子代表五种分类中城市的分布数量，红色柱子代表截至 2016 年及之前，每种分布中已经实施“银税互动”政策的城市比例。以“最强”组别为例，这组分类中包含了 100 个地级市，截至 2016 年及其之前实施“银税互动”政策的地级市数量为 75 个，占比 75%（=75/100），“较强”“中等”“较弱”和“最弱”组别含义类似，以此类推，从一般意义上来讲，本文发现越早实行“银税互动”政策的地级市其实施强度越高。

图 IV1 “银税互动”政策强度分布图^①

本文将政策实施强度变量与核心解释变量进行交乘，并将其作为核心解释变量进行估计，估计结果如表 IV1 所示。可以看出，无论是就业水平还是就业增长率，在考虑了不同地区实施力度存在差异的情况下，“银税互动”政策对小微企业的促就业作用效果仍然在 1% 水平上显著。上述结果进一步说明了本文估计结果不受上述因素的干扰，这也再次验证了本文的

^① 该图是在冯晨等（2025）的基础上进一步绘制而成。

主要逻辑，“银税互动”政策的实行及其政策强度的确在实践中影响力小微企业的就业吸纳行为。

表 IV1 政策实施强度与政策效果

VARIABLES	(1) 就业水平	(2) 就业水平	(3) 就业水平	(4) 就业增长率	(5) 就业增长率	(6) 就业增长率
Treatment×政策强度	0.0132*** (6.846)	0.0151*** (8.148)	0.0155*** (8.375)	0.0438*** (12.181)	0.0453*** (12.617)	0.0462*** (12.854)
Observations	1,380,080	1,380,080	1,380,080	953,595	953,595	953,595
R-squared	0.869	0.876	0.876	0.277	0.282	0.282
企业控制变量	NO	YES	YES	NO	YES	YES
城市控制变量	NO	NO	YES	NO	NO	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注：（1）***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著；（2）括号内为企业层面的聚类稳健标准误差下的 t 值；（3）篇幅有限，政策实施变量、企业纳税信用特征变量与政策强度变量等水平项目未再汇报；（4）篇幅有限，常数项与控制变量未再汇报。

（二）企业自身差异与政策效果

进一步地，本文还将从企业自身差异的视角出发对“银税互动”的就业吸纳效应进行异质性考察，以更为稳健的逻辑结果巩固以上结论。

首先，纳税规模是企业历史经营情况的良好反映，由“银税互动”政策的实施过程可知，银行根据税务部门提供的企业纳税信息来评判给企业的贷款额度^①。因此，从供给端来讲，企业纳税规模的多少是企业获得信用贷款多少的重要评判依据，我们有必要考察小微企业纳税规模的大小对“银税互动”政策就业吸纳效应的影响。理论上来说，对于纳税规模越高的小微企业其所能获得的银行等贷款额度越高，就越有动机和能力扩大生产规模，从而提高自身就业水平。因此本文采用企业应纳税额总额加 1 取自然对数来衡量企业的纳税规模，并将纳税规模按照其均值大小生成一个虚拟变量 Dummy，将大于纳税规模均值记为 1，小于均值记为 0。其次，财务费用是指企业为筹集生产经营所需资金等而发生的费用，企业的财务费用越高说明其本身的筹资需求越大。因此，从需求端来讲，我们认为企业参与“银税互动”政策向银行贷款的需求和意愿也会越大，从而使得此类财务费用较高的企业资金链越雄厚，更易扩大生产，拉高雇佣规模。所以我们进一步考察小微企业的财务费用大小对企业“银税互动”政策的促就业效应的影响。我们用财务费用加 1 取自然对数来衡量企业的财务费用大小，并将财务费用按照其均值大小生成一个虚拟变量 Dummy，将大于财务费用均值记为 1，小于均值记为 0。最后，虽然“银税互动”体现出了“雪中送炭”的效果，为更多融资约束较强的企业提供资金融通（杨龙见等，2021），但是不能忽视的是，对于资产规模越大的企业而言，在通过“银税互动”政策得到融资资金后更有动机进一步扩张，即这类更有动机提高自己的雇佣水平以满足自身的进一步扩张需要。因此我们需要检验“银税互动”政策的促就业效应大小受小微企业本身资产规模大小的影响。我们用企业总资产加 1 取自然对数来衡量企业的资产规模大小，并将资产规模按照其均值大小生成一个虚拟变量 Dummy，将大于资产规模均值记为 1，小于均值记为 0。

接下来，我们通过实证检验验证上述猜想是否成立。我们将得到的 Dummy（代表纳税规模、财务费用和资产规模）与政策是否实施核心解释变量交互得到三重差分变量，并分别加入分组变量与政策实施变量的水平项进行回归，其余均与式（1）模型中的设定相同。回归结果如表 IV2 所示，其中第（1）-（3）列分别代表企业的纳税规模、财务费用和资产规模指标，Panel A 代表企业就业水平回归结果，Panel B 代表企业就业增长率回归结果。本文发现上述四个交互项回归系数均显著为正，这一结果很好地验证了上文中的猜想。具体而言，

^① 详见中国银行研究院 2022 年 3 月发布报告《以税助贷、“银税互动”：逻辑、回顾与启示》：
<https://pic.bankofchina.com/bocappd/rareport/202203/P020220323631197916252.pdf>。

第（1）列结果表明纳税规模更大的小微企业就业吸纳效应受“银税互动”政策的正向影响越大；第（2）列表明企业财务费用越高的企业的就业水平的提高受“银税互动”政策的激励作用更强；第（3）列表明企业本身资产规模越大的企业其受到“银税互动”政策的正向就业吸纳效果更强。

表IV2 企业自身差异与政策效果

VARIABLES	(1) 纳税规模	(2) 财务费用	(3) 资产规模
<i>Panel A</i> D.V.=就业水平			
Treatment×Dummy	0.0863*** (25.859)	0.0871*** (11.669)	0.0149*** (3.891)
Observations	1,380,080	1,380,080	1,380,080
R-squared	0.878	0.876	0.876
<i>Panel B</i> D.V.=就业增长率			
Treatment×Dummy	0.0591*** (8.866)	0.108*** (6.961)	0.0272*** (3.600)
Observations	953,595	953,595	953,595
R-squared	0.284	0.282	0.282
企业控制变量	YES	YES	YES
城市控制变量	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES

注：（1）***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著；（2）括号内为企业层面的聚类稳健标准误下的 t 值；（3）篇幅有限，政策实施变量与异质性分组虚拟变量等水平项未再汇报；（4）篇幅有限，常数项与控制变量未再汇报。

附录 V 稳健性检验

除此之外，本文还进行了其他一系列稳健性检验，其中包括：更换核心被解释变量；考虑溢出效应的影响；排除其他政策的影响；为验证本文回归结果并不是由于随机性因素或不可观测因素造成的，本文进一步进行了置换检验。以上各类稳健性检验再次证实了本文的核心逻辑：“银税互动”政策的实施会使得小微企业就业水平显著提升，就业增长速率提高，我们在一定程度上认为本文结果是基本巩固的。

（一）更换核心被解释变量

本文在基准回归中采用企业当年年平均职工数的自然对数和年平均职工数的增长率作为核心被解释变量进行回归，并发现“银税互动”的确促进了小微企业吸纳就业，起到了稳定劳动力市场的积极作用。在此稳健性检验中，本文尝试从多种角度来衡量企业的雇佣水平，以排除测量误差对基准回归结论的影响。

其一，采用 $\ln(\text{职工总数}) - \ln(\text{上一年职工总数})$ 的计算方式衡量企业就业增长率（唐珏等，2023）；其二，采用企业当年缴纳社保费加 1 取自然对数衡量企业当期应交社保费金额。既有研究表明（宋弘等，2021），2019 年实施的《降低社会保险费率综合方案》能够显著降低企业社保负担，如果在企业社保费率降低的情况下，企业当期缴纳的社保费用不降反升，那么在一定程度上可以说明企业当期的雇佣规模有所增加；其三，采用企业年平均职工数不取对数的方式衡量企业的就业水平；其四，采用企业当年年末职工数与年初职工数之差来衡量企业当年的雇佣水平的提高程度；其五，采用企业当年年末与年初职工数之差是否大于 0 来衡量，如果大于 0，说明企业当年雇佣水平有所提高，本文将其赋值为 1，否则为 0。本文将上述五种变量作为核心被解释变量进行回归，结果如表 V1 所示。结果发现，无论使用何种方式衡量小微企业的就业水平，其核心被解释变量的系数均显著为正，进一步说明了本文基准回归结论的稳健性。

表 V1 更换核心被解释变量

VARIABLES	(1) 就业增长率	(2) 缴纳社保费	(3) 年平均职工数	(4) 职工差 (集约边际)	(5) 职工差 (广延边际)	(6) 职工差 (二元选择模型)
Treatment	0.127*** (17.601)	0.0308*** (3.546)	0.526*** (10.018)	0.0581*** (2.907)	0.00795*** (4.052)	0.108*** (4.791)
Observations	739,538	1,380,080	1,380,080	1,380,080	1,380,080	526,144
R-squared	0.247	0.748	0.894	0.389	0.441	0.111
企业控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注：（1）***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著；（2）括号内为企业层面的聚类稳健标准误下的 t 值；（3）篇幅有限，常数项与控制变量未再汇报。

（二）考虑溢出效应

（1）考虑地理范围内的溢出效应。使用 DiD 模型进行政策评估的另一个重要前提是实验组和对照组不受到政策的共同影响，也就是政策处理效果不存在对对照组的溢出效应，以此满足 DiD 分析中必备前提之一的“稳定单位处理值假设”（Stable Unit Treatment Value Assumption, SUTVA）^①。具体到本文来说，“银税互动”政策实施的效果可能不只影响本地区的企业，还会对相邻非试点省市的“银税互动”改革产生了示范和模仿效应，最终导致

^① 当然，这一问题不会构成对本文的统计威胁，因为即使 SUTVA 假设条件不成立，本文的实证结果也会存在低估倾向而非高估，这仍然保障了文章结论的成立性。

对照组样本企业的雇佣水平会有所上升。因此，为进一步探究“银税互动”政策是否导致相邻城市或省份的小微企业雇佣水平受到影响以及是否会对这些城市“银税互动”政策的实施存在示范作用，本文借鉴 Bartram *et al.* (2022) 设定以下式 (V1) 模型探究政策溢出效应：

$$Y_{ijpt} = \alpha + \beta_1 Treatment_{jt} + \beta_2 Treated_{jt} + \gamma_1 X_{ijt}^f + \gamma_2 X_{jt}^c + \mu_i + \alpha_t + \varepsilon_{ijpt} \quad (V1)$$

其中， $Treated_{jt}$ 表示捕捉溢出效应的虚拟变量，当企业所在城市的相邻城市实施“银税互动”政策后，该虚拟变量为 1，否则为 0。其回归结果如表 V2 第 (1) - (4) 列所示，结果发现，无论是仅控制了相邻城市的溢出效应，还是在控制相邻城市的溢出效应的同时，控制住同省份的溢出效应，其回归结果与基准回归结果保持一致，基准结论依旧没有发生明显改变，即“银税互动”政策的确起到了小微企业促就业效应。

表 V2 考虑溢出效应

VARIABLES	(1) 就业水平	(2) 就业水平	(3) 就业增长率	(4) 就业增长率	(5) 企业增长率	(6) 企业进入
Treatment	0.0660*** (17.703)	0.0557*** (15.049)	0.133*** (16.410)	0.114*** (14.363)	0.0435 (0.301)	-0.0592 (-1.273)
Observations	1,380,080	1,380,080	953,595	953,595	2,783	1,380,080
R-squared	0.876	0.876	0.282	0.282	0.249	0.210
控制相邻城市	YES	YES	YES	YES	NO	NO
控制同省份城市	NO	YES	NO	YES	NO	NO
企业控制变量	NO	YES	NO	YES	NO	YES
城市控制变量	NO	YES	NO	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES

注：(1) ***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著；(2) 括号内为企业层面的聚类稳健标准误；(3) 篇幅有限，常数项与控制变量未再汇报。

(2) 考虑一般均衡下的溢出效应。除了地理范围上的溢出效应，仍需进一步考察政策所可能产生的企业进入退出市场的一般均衡溢出效应问题。根据上文分析发现，“银税互动”政策对小微企业存在优惠效果，但这引申出另一隐患，即这是否会导致有更多的小微企业进入政策优惠范围内的市场，使得实验组样本增多，导致其样本权重随政策时间变化而增加。为避免该问题，本文计算了城市层面的每年小微企业比例，并计算了当年小微企业相对上年小微企业比例的增长率，并以此作为核心被解释变量进行回归，结果如表 V2 第 (5) 列所示。如果不存在一般均衡溢出效应，那么“银税互动”政策不应对我们计算出的城市层面的小微企业增长率有显著的作用效果；另一方面，在微观企业层面本文进一步克服了该问题，我们构造了一个企业层面是否进入市场的虚拟变量，如果某个小微企业是在“银税互动”政策实施后才成立，我们将其赋值为 1，反之为 0，我们以此作为核心被解释变量进行回归，结果如表 V2 第 (6) 列所示。同理，如果不存在企业层面的一般均衡溢出效应，那么“银税互动”政策不应对我们计算出的企业层面进入虚拟变量产生明显的作用效果。

(三) 排除其他政策

本文样本期间较长，正值一系列改革举措推行的窗口期，这些政策可能影响小微企业自身雇佣水平，干扰基准回归结果的准确性。在这些政策中，实施力度较大、覆盖范围较广的是全国社会信用体系建设、普惠金融政策、减税降费政策以及金税三期政策。

1. 全国社会信用体系建设。2014 年由中华人民共和国国务院印发的《国务院关于印发社会信用体系建设规划纲要（2014—2020 年）的通知》强调要开展全国社会信用体系建设，旨在用改革创新的办法积极推进，以创建社会信用体系建设示范城市为重要载体，务实开展示范创建工作，进一步推动我国社会信用体系建设^①。该政策在 2015 和 2016 年进行了两批试点。社会信用体系的建立能够为企业向银行申请信用贷款提供依据，因此社会信用体系建

^① 具体内容可见：https://www.gov.cn/govweb/zhengce/content/2014-06/27/content_8913.htm。

设可能使得本文研究的“银税互动”政策对小微企业的就业促进效应被高估。为排除这部分干扰，本文整理了社会信用体系建设试点城市名单，并将位于试点城市的样本剔除重新进行回归。

2.普惠金融政策。2015 年年底，国务院发布《推进普惠金融发展规划（2016—2020 年）》，对普惠金融事业进行了更具体的部署，旨在通过加大政策引导扶持、加强金融体系建设、健全金融基础设施，以可负担的成本为有金融服务需求的社会各阶层和群体提供适当的、有效的金融服务。中国普惠金融实践已经从最初的公益性小额信贷逐步扩展为支付、信贷等多业务的综合金融服务，由于网络和移动通信等技术的广泛应用而得到长足发展（郭峰等，2020）。普惠金融政策实践也能够为小微企业提供小额信贷等服务，这也可能导致本文的基准回归结果的高估。为了排除普惠金融政策的干扰，我们整理了各地级市数字普惠金融指数^①，将该指标加以控制后重新进行回归。

3.减税降费政策的总体影响。党的十八大以来中央出台了一系列减税降费政策，为减轻市场主体负担、增添企业发展动能提供了有力支持。减税降费措施通过减免应纳税费金额降低企业税费负担，从而缓解小微企业的融资约束，激发企业的投资动机。为了排除减税降费对企业投资的影响，本文以支付的各项税费与企业总资产之比衡量税费负担，并将其作为控制变量加入到基准回归模型中。

4.金税三期政策。金税三期工程的核心在于能够充分发挥大数据和云计算在数据收集、处理、分析中的优势，还能够加强各部门之间的互通互联，与“银税互动”政策在“信息互通端”有异曲同工之处。金税三期工程采取了逐步推进的方式进行，从 2013 年开始在重庆、山西和山东三地开始试点运行，并于 2016 年底在我国 31 个省份实现全覆盖。本文整理了各省份实行“金税三期”工程的年份时点，如果当年该省份进行金税三期工程时点，则赋值为 1，并将其纳入基准回归模型中加以控制进行回归。

本文将上述四类政策分别控制，并采取基准回归模型进行回归，其结果如表 V3 所示，其中 *Panel A* 代表企业就业水平，*Panel B* 代表企业就业增长率。结果发现与基准回归结论保持一致，在控制其他政策的影响下，“银税互动”政策的确能够显著促进小微企业就业水平和就业增长率的提高，具有显著的促就业效应。

表 V3 排除其他政策影响

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	信用体系建设	普惠金融政策	金税三期政策	减税降费政策
	<i>Panel A</i> D.V.=就业水平			
Treatment	0.0456*** (11.713)	0.0706*** (19.219)	0.0659*** (18.026)	0.0662*** (18.028)
Observations	1,067,401	931,904	1,380,078	1,380,080
R-squared	0.874	0.887	0.877	0.876
	<i>Panel B</i> D.V.=就业增长率			
Treatment	0.109*** (12.890)	0.149*** (17.545)	0.132*** (16.502)	0.132*** (16.394)
Observations	744,669	584,315	953,595	953,595
R-squared	0.280	0.323	0.283	0.282
企业控制变量	YES	YES	YES	YES
城市控制变量	YES	YES	YES	YES
年份固定效应	YES	YES	YES	YES
个体固定效应	YES	YES	YES	YES

注：（1）***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著；（2）括号内为聚类稳健标准误；（3）篇幅有限，常数项与控制变量未再汇报。

（四）置换检验

^① 又称北京大学数字普惠金融指数（PKU_DFIIC），由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁科技集团组成的联合课题组负责编制，是一套能够反映数字普惠金融发展现状和演变趋势的工具性数据。

除了上述的稳健性检验之外，本文还考虑了另一种竞争假说，即目前所呈现的所有实证结果并不全部归于自 2012 年起逐步推行的“银税互动”政策，还可能其他政策、随机性因素或不可观测因素导致企业销进项额与销进项税额发生变化。根据反事实的思想，借鉴 Chetty *et al.* (2009) 等方法进行置换检验。具体地，本文采取不放回随机抽样的方法挑选与原样本相同数量的城市作为接受冲击城市，生成一个供应链视角下虚拟处理变量 $FakeTreatment_{jt}$ ，随后代替基准回归模型中的 $Treatment_{jt}$ 进行回归，并记录 t 值。由于每组的 $FakeTreatment_{jt}$ 与真实的“银税互动”政策无关，所以每组回归交互项系数的估计值应与 0 没有显著差异。为了防止偶然结果的发生，本文将上述每组回归的操作重复 500 次，并绘制出重复 500 次后得到的交互项系数估计值 t 值的分布及其拟合图示。图 V1 描绘了这一检验下的 t 值分布，*Panel A* 和 *Panel B* 分别代表了企业的就业水平和就业增长率。不难从每张图中看出， t 值的分布大多集中在 0 值附近，且每条虚竖线所代表的真实估计值系数在每组随机抽样的系数估计值中属于明显异常值，说明本文上述构造的虚拟平均处理效应并不存在。因此，前文的实证结果不是由于随机性因素或不可观测因素造成的，进一步验证了前文实证结果的稳健性。

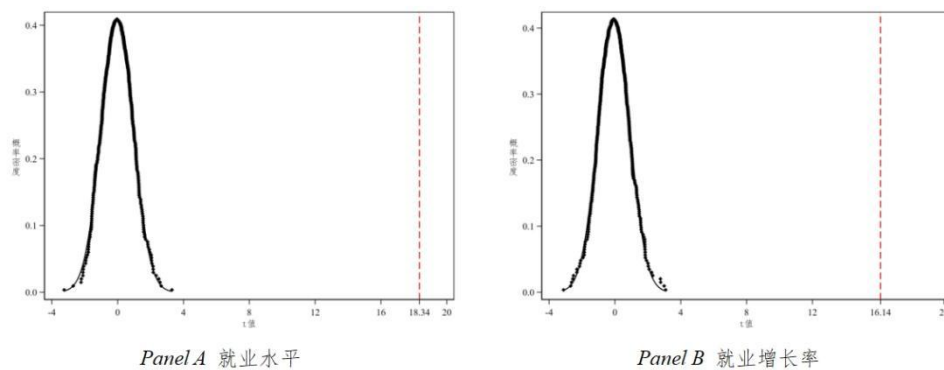


图 V1 置换检验

附录 VI 熵值法计算企业融资水平指标

具体地，本文借鉴已有文献（王伟同等，2020），使用以下四种方式和指标衡量企业融资约束程度：其一，企业的总融资，采用经营活动产生的现金流量净额与筹资活动产生的现金流量净额之和除以总资产表示；其二，企业的自有资金，即企业的自由现金流，采用经营活动产生的现金流量净额除以总资产表示；其三，企业的股权融资，用实收资本占所有者权益比重表示；其四，企业向银行等正规金融机构的贷款，属于企业的负债，采用利息总支出除以总固定资产表示。本文利用企业的总融资、企业自有资金、企业股权融资以及企业贷款规模四个指标，使用熵值法计算得到企业融资水平指标，具体计算过程如下：

（1）对四个子指标进行标准化：

$$z_{ij} = \frac{x_{ij} - \min(x_j)}{\max(x_j) - \min(x_j)} \quad (\text{VI1})$$

其中， x_{ij} 指第 i 个样本的第 j 个指标的数值， z_{ij} 指标准化后第 i 个样本的第 j 个指标的数值， $i=1, 2, \dots, n, j=1, 2, 3, 4$ 。

（2）计算指标权重：

第 j 个指标下第 i 个样本占该指标的权重为：

$$p_{ij} = \frac{z_{ij}}{\sum_{i=1}^n z_{ij}} \quad (\text{VI2})$$

其中， p_{ij} 为第 i 个样本在 j 指标当中的比重值， $i=1, 2, \dots, n, j=1, 2, 3, 4$ 。

（3）计算熵值

第 j 个指标的熵值为：

$$e_j = -k \sum_{i=1}^n p_{ij} \ln(p_{ij}) \quad (\text{VI3})$$

其中， $k>0, e_j>0$ 。上式中 k 的取值与样本数 n 有关，一般有 $k=1/\ln(n)$ ，则 $0 \leq e_j \leq 1$ 。

（4）计算各指标信息效用值：

$$d_j = 1 - e_j \quad (\text{VI4})$$

（5）计算各项指标权重：

$$w_j = \frac{d_j}{\sum_{j=1}^n d_j} \quad (\text{VI5})$$

（6）计算各指标综合得分：

$$s_i = \sum_{j=1}^n w_j \times z_{ij} \quad (\text{VI6})$$

参考文献

- Bartram, S. M., K. Hou, and S. Kim, “Real Effects of Climate Policy: Financial Constraints and Spillovers”, *Journal of Financial Economics*, 2022, 143(2), 668-696.
- Chetty, R., A. Looney, and K. Kroft, “Salience and Taxation: Theory and Evidence”, *American Economic Review*, 2009, 99(4), 1145-77.
- 冯晨、孙迎雪、陶云清、张欢, “以税增信、融资信息摩擦与企业投资结构”, 《世界经济》, 2025 年第 2 期, 第 138—165 页。
- 郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云, “测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征”, 《经济学》（季刊）, 2020 年第 4 期, 第 1401—1418 页。
- Hadlock, C., and J. Pierce, “New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index”, *Review of Financial Studies*, 2010, 23(5), 1909-1940.
- Lichter, A., M. Löffler, I. E. Isphording, T. V. Nguyen, F. Poege, and S. Sieglösch, “Profit Taxation, R&D Spending, and Innovation”, *American Economic Journal: Economic Policy*, 2025, 17(1), 432-463.
- 毛捷、韩瑞雪、徐军伟, “财政压力与地方政府债务扩张——基于北京市全口径政府债务数据的准自然实验分析”, 《经济社会体制比较》, 2020 年第 1 期, 第 22—33 页。
- 宋弘、封进、杨婉彧, “社保缴费率下降对企业社保缴费与劳动力雇佣的影响”, 《经济研究》, 2021 年第 1 期, 第 90—104 页。
- 唐珏、谢强、赵仁杰、王佳媛, 2023: “基于失业保险的稳就业政策效果研究”, 《管理世界》, 2023 年第 10 期, 第 109—131 页。
- 王伟同、李秀华、陆毅, 2020: “减税激励与企业债务负担——来自小微企业所得税减半征收政策的证据”, 《经济研究》, 2020 年第 8 期, 第 105—120 页。
- 杨龙见、吴斌珍、李世刚、彭凡嘉, “‘以税增信’是否有助于小微企业贷款? ——来自‘银税互动’政策的证据”, 《经济研究》, 2021 年第 7 期, 第 96—112 页。
- Zwick, E., and J. Mahon, “Tax Policy and Heterogeneous Investment Behavior”, *American Economic Review*, 2017, 107(1), 217-248.

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。