

社会保险征收体制改革与社会保险 基金收入

——基于企业缴费行为的研究

唐 珩 封 进*

摘要 本文利用我国社会保险征收体制改革的背景,从微观企业角度考察了社会保险征收机构从社会保险部门变更为税务部门对企业缴费行为的影响。研究发现,该政策会使企业社会保险实际缴费率上升约 3%,参保概率提高约 5 个百分点。机制分析表明,改革在税收征收能力越强的地区作用越明显,对国有企业缴费行为没有显著影响,且对政策变动前已参保企业也没有显著影响。本文的结果表明,税务部门较强的征收能力有助于促使更多企业参保,增加社保基金收入。

关键词 社保征收体制, 征收强度, 企业参保行为

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2019.02.04

一、引 言

在人口老龄化背景下,我国社会保险(以下简称社保)基金收支平衡面临严峻挑战。《人力资源和社会保障事业发展统计公报》显示,我国五项社会保险基金(不含城镇居民社会养老保险)在 2012 年支出增长率首次超过收入增长率,城镇职工基本养老保险 2015 年征缴收入为 2.3 万亿元,增长率 12.6%;总支出高达 2.6 万亿元,增速为 18.7%。若剔除各级财政补贴,全国城镇职工基本养老保险在 2015 年已收不抵支。与此同时,提升我国社会保

* 复旦大学经济学院。通信作者及地址: 封进, 上海市杨浦区国权路 600 号复旦大学经济学院, 200433; 电话: (021) 55665303; E-mail: jfeng@fudan.edu.cn。感谢国家自然科学基金项目(71573052)和教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“积极应对人口老龄化战略行动研究”(17JZD028)对本研究的资助。感谢复旦大学经济学院郑乐凯博士和申冠雄博士在数据处理方面给予的大力支持,感谢复旦大学“当代中国经济与社会工作室”Workshop、第三届“中国财政学论坛”和第七届“全国社会保障与社会政策”优秀研究生学术论坛参会者对本文的讨论,感谢上海交通大学陆铭教授和周冬副教授、复旦大学陈钊教授、上海财经大学张熠副教授、田柳助理教授和刘志阔博士的评论和建议。感谢匿名审稿人的宝贵意见,文责自负。

险费遵缴率和参保覆盖面仍有较大空间。企业五项社保法定缴费率大约为 30%¹，但实际缴费率却远低于这一水平，根据来自同花顺的数据显示，我国上市公司在 2010—2013 年间企业实缴保费率为 17.5%，中位数仅为 10%²。第三方机构“51 社保”披露了 2017 年《中国企业社保白皮书》，数据显示在其所调查的数千家样本企业中，严格按照法定标准缴纳社保的企业占比不足 1/4。

为应对与日俱增的支出压力，需强化基金征收力度，进一步扩大社保基金规模（《中国社会保险发展年度报告 2016》）。目前我国有大约 2/3 的省份企业社保由地方税务部门征收，有 1/3 由社保经办机构征收，而征收机构在增强社会保险基金征收力度中的作用不容忽视。与此同时，我国养老保险改革进入新的时期，十九大报告已经明确提出要全面实施全民参保计划，并加快实现养老保险全国统筹。相对应的，我国企业社保由税务部门征收和由社保部门征收共存的二元征收体制，也需逐步转变为统一的社保征收体制。但目前政策层面和学术界对于是由税务部门还是社保部门征收企业社保存在很大争议。

2017 年 1 月国务院委托相关单位对全国 8 个省份进行调研，为探讨统一征收体制改革提供参考。从理论上看，税务部门和社保部门征收各有优势。一方面，社保部门掌握较为全面真实的费源情况，如灵活就业人员的参保情况，且对社会保险方面的政策解释更为充分（郑秉文和房连泉，2007）。另一方面，税务部门的征收管理资源更丰富、对工资等信息掌握更健全，并且比社保部门更具权威性，可以强化征收力度（董树奎，2001；刘军强，2011）。从实证上看，有研究使用征收成本、基金覆盖率和基金收入增长率作为考察指标，认为税务部门征收效率更高（刘军强，2011；郑春荣和王聪，2014），也有研究发现社保部门征收时，征缴率和覆盖率更高（彭雪梅等，2015）。

现有研究对于社保部门征收和税务部门征收孰优孰劣并没有取得一致的结论，并缺乏对企业行为和影响机制的分析。而且现有研究主要使用省级层面数据，这会面临较大的度量误差问题。例如省级社保基金收入中有一部分来自各级财政补贴³，并且这种补贴在不同地区存在很大差异，因而省级数据难以反映实际征缴率。

2000 年前后我国社会保险费征收体制开始改革，部分省份的社会保险费改由地方税务部门征收，由此形成社保部门征收和税务部门征收共存的二元

¹ 《国务院关于建立统一的企业职工基本养老保险制度的决定》和《国务院关于建立城镇职工基本医疗保险制度的决定》分别规定企业养老保险缴费率为 20% 和基本医疗保险缴费率为 6%；《失业保险条例》《工伤保险条例》和《企业职工生育保险试行办法》分别规定失业保险、工伤保险和生育保险根据以支定收、收支平衡的原则确定费率。因此各地五险法定缴费率会存在差异，大体在 30% 左右。

² 删除了金融行业，且对样本进行上下 10% 分位数截尾处理。

³ 我国 2015 年社会保险基金收入 4.64 万亿元，其中有 15% 来自各级财政补贴（数据来源于《中国财政年鉴 2016》）。

格局（刘军强，2011；赵静等，2016）。本文则利用该改革，在企业层面研究了社保征收机构从社保部门变更为地方税务部门对企业社保缴费行为的影响。本文发现税务部门征收相比社保部门能够显著提高企业社保缴费率和参保概率，这在提高社保基金收入的同时又扩大了基金的覆盖面。在此基础上，本文探讨了征收体制改革效应产生的机制，发现当一个地区税收征收能力越强时政策效果越明显，企业实际缴费率水平和参保概率提高幅度越大，这为此前文献中所论述的税务部门可以强化社保征收力度的观点（董树奎，2001；刘军强，2011）提供了直接证据。此外，本文还发现变更征收机构只对非国有企业有显著影响，对已参保企业的缴费率没有显著影响。这些结果说明税务部门较强的征缴能力有助于社会保险基金的筹集，这为我国统一社会保险征收体制和尽快实现养老保险全国统筹提供了政策参考。

本文第二部分对现有文献进行综述，第三部分基于制度背景介绍本文的识别策略、估计模型和使用的数据；第四部分是主要的估计结果；第五部分对于结果背后的机制做进一步检验；第六部分为稳健性检验；第七部分阐述本文的政策含义。

二、文献综述

（一）社保征收体制

税务部门和社保部门是最主要的社保基金征收机构，在全球范围内二者大约各占一半，但也有少数地区是由私人基金公司代为征收（Barrand *et al.*., 2004）。一国应该依据税收体系的现代化程度、社保部门的现代化管理水平和纳税或收费的社会环境等因素，选取社保征收机构，以达到提高征收效率、提高社保覆盖面和降低征收成本的目的（郑秉文和房连泉，2007）。美国和澳大利亚等国早在社会保障体系建立之初便由税务部门负责征收。意大利和英国等国最初由社保部门征收，之后转变为由税务部门征收，征收效率因此获得大幅提升。爱沙尼亚和立陶宛等转型国家，也在20世纪末改为由税务部门征收。但是到目前为止还没有出现反向转变案例，即由税务部门征收转变为由社保部门征收（Barrand *et al.*., 2004）。

中华人民共和国成立后至20世纪90年代中期，我国企业社保征收经历了三个阶段：第一阶段，1954—1969年工会征缴劳动保险金；第二阶段，1969—1978年停止提取劳动保险金并改为企业营业外列支；第三阶段，1980年中期至1990年中期由社会保险经办机构征收社会保险费。90年代中后期，国有企业经营绩效下滑，维持社保收支平衡压力不断增大。为应对这一形势，部分省份将社保征收机构由社保经办机构变更为地方税务部门，从而形成了社保部门征收和地方税务部门征收共同存在的二元格局（刘军强，2011）。

企业社保缴费征收有如下步骤：登记、审核、征缴、追收欠款、划拨财政账户、记账（刘军强，2011）。在这一过程中企业可以通过多种方式逃费从而影响社保基金的收入，例如不去相关部门登记员工信息、以低于法定要求的费率缴费、招收非正式员工及直接拒缴等（Bailey and Turner, 2001；封进，2013）。

然而在社保经办机构和地方税务部门中，哪一个部门更能有效减少企业社保逃费和提高征收效率，目前在文献上仍存在很大的争议。鲁全（2011）通过比较2001—2003年各省份欠费率的情况，认为社保由税务部门征收的省份，其欠费率要高于由社保部门征收的省份。张雷（2010）同样使用2001—2003年间省级数据进行实证分析，发现基本养老保险费由税务部门征收，并没有提高征缴率。彭雪梅等（2015）认为由社保经办机构征收时能提高东部和西部地区的足额征收率，同时也能提高西部地区社保的扩面率。但上述研究都面临着相同的问题，即社保经办机构变更时间主要集中在2001年之前，使用2001年之后的数据进行分析可能只是捕捉到了分组效应，而变更征收机构所带来的政策作用没有很好的体现。

刘军强（2011）采用DID分析框架，以省级社保覆盖率和社保基金收入作为考察指标，发现社保征收机构改为地方税务部门后，可以扩大养老保险和医疗保险的覆盖面，同时也能提高养老保险基金收入。郑春荣和王聪（2014）以征收成本为分析对象，认为社保改为地方税务部门征收后，并没有提高税务部门的行政成本，说明存在规模效应和协同效应。

综上所述，国内有关征收机构变动对企业社保缴费行为影响的研究，不仅未取得一致结论，而且基本都是使用宏观数据，这会面临更多噪音和度量误差的影响。例如，劳动力跨省流动会直接影响社保覆盖率和扩面率，如果使用这两个指标作为因变量，不考虑劳动力流动因素会带来遗漏变量问题；省级层面社保基金收入中有一部分来自财政补贴，而且这种补贴是非平衡的，因此存在度量误差问题。

（二）企业缴费行为

现有研究表明我国企业并不必然遵守社保缴费政策。地方法定缴费率、社保政策和全球化等因素会对企业社保缴费行为和社保基金收入带来显著影响。缴费率过高时企业遵守社保政策的程度会下降，同时企业所有制性质、人力资本水平和外向型程度在其中起着交互作用（封进，2013）。较高的地区法定社会保险费率，也会显著降低企业参保概率，且一个地区流动人口占比上升会进一步提高企业的逃费水平（赵静等，2016）。加上社保缴费中大部分用于再分配，以及个人账户空账化、养老保险回报过低等因素，也降低了个人和企业的缴费动机（赵耀辉和徐建国，2001）。

发展中国家在融入全球化的进程中，为提高外资吸引力和出口产品的竞

争力，企业社保缴费水平会降低（Rudra, 2002）。我国也出现了类似情况，经济全球化对社会保险支出占GDP比重造成了负面影响（封进等，2010）。此外，行业特征和声誉等对企业缴费行为也有重要影响。例如，一个行业如果在生产过程中员工会面临较多风险，其社保缴纳水平通常会更高（Nyland *et al.*, 2010）；为了构建良好的声誉以便于开拓市场和获得融资，同时也有利于吸引和留住优秀员工，企业会选择依法缴纳社会保险（Nyland *et al.*, 2011）。

完善的征收体制可以提高企业社保遵缴率和减少企业逃费行为。在我国法定缴费水平较高、企业面临经济全球化压力的背景下，征收体制对于社会保险费征收的影响显得更为重要。完善的征收体制意味着较高的信息化水平、部门间信息共享和较少的信息不对称（Enoff and Mckinnon, 2011）。研究表明，通过提高社保征收行动的及时性，让社保政策简单易懂，可以实现政府、企业和工人内在激励一致（Bailey and Turner, 2001）。而税收和社保的征缴在核心过程上具有共同性，合并征收不仅能够使资源得到更加有效的利用和实现规模经济，在审计和监督企业时更有效，而且还可以降低雇主的遵守成本、提高计费准确率和遵守概率（Barrand *et al.*, 2004）。

三、研究设计

（一）制度背景及识别策略

1998年财政部联合其他三个部门印发《企业职工基本养老保险基金实行收支两条线管理暂行规定》，规定各省份或直辖市在征收企业职工养老保险时，可以在社保经办机构和地方税务部门之间自行选择征收机构。1999年国务院又印发《社会保险费征缴暂行条例》，进一步确认了各省份在社保征收机构上的自由选择权。这两个条例颁布后，有将近2/3的省份先后将社保征收机构从社保经办部门变更为地方税务部门，其他地区则没有变更，至今仍由社保部门征收。由于养老保险费占企业所需缴纳社保总额的2/3，本文利用各省份变更养老保险征收机构作为政策冲击，考察税务部门征收社保的效果。⁴

表1给出了各地区养老保险征缴机构变动情况。本文使用双重差分（DID）策略识别征收机构变动对企业社保缴费行为的影响，双重差分的本质是实验组和控制组在政策实施后的差减去二者政策实施之前的差，因此政策实施前后的两个组别都要有观察值。对于1998年变更征收机构的省份而言，本文所使用1998—2005年工业企业数据库中没有这些省份政策实施前的观察

⁴ 由于部分省份先采用养老保险作为试点，而后拓展至其他几项企业社保，所以本文所估计出的征收机构变更为地方税务部门，对企业缴费行为的影响是一种低估，若此时系数仍显著不为0，更能说明结果的稳健性。

值，因无法捕捉到征收机构变动的实际效果，因此将这些省份从样本中删除。宁夏和河南在样本期内未变更征收机构，因此归为控制组。最后，保留广东、陕西、甘肃等 10 个省份作为“实验组”，将宁夏、河南、山西等 14 个省份作为“控制组”，具体情况见表 2。

表 1 城镇职工养老保险征收机构变动时间

省份	变更时间	省份	变更时间
云南	1998 年 4 月	辽宁	2000 年 7 月
重庆	1998 年 7 月	黑龙江	2000 年 10 月
江苏	1998 年 7 月	海南	2000 年 11 月
安徽	1998 年 8 月	青海	2001 年 1 月
湖北	1998 年 9 月	福建	2001 月 1 日
浙江	1998 年 10 月	湖南	2001 年 5 月
内蒙古	1998 年 12 月	河北	2002 年 3 月
广东	2000 年 3 月	宁夏	2008 年 1 月
甘肃	2000 年 4 月	河南	2017 年 1 月
陕西	2000 年 5 月	—	—

注：(1) 1998 年湖北省三资企业、私营企业和个体户改为税务部门征收，2003 年所有企业改为税务部门征收。(2) 1999 年内蒙古私企和个体工商户向税务部门缴纳养老保险，2010 年拓展至所有企业。(3) 湖南省在 2001 年只将外商投资企业和城镇私营企业养老保险征收机构变更为税务部门征收。

表 2 省份分组

实验组	控制组
广东、甘肃、陕西、辽宁、黑龙江、海南、青海、福建、湖南、河北	宁夏、河南、山西、山东、吉林、江西、四川、贵州、广西、北京、天津、上海、西藏、新疆

为了更加直观地体现变更社保征收机构的影响，我们比较了实验组（变更征收机构）和控制组（未变更征收机构）企业参保率的时间趋势。当企业社保缴费大于 0 时，将其定义为已参保，取值为 1；若社保缴费等于 0，则已参保变量取值为 0。按照实验组和控制组，求已参保变量每年组内的平均值，最后将其图示化。由图 1 我们可以看出，两个组别在 1998 年参保率都为 38%，在 2000 年及之后实验组逐渐有省份将社保征收机构变为税务部门，此时两个组别参保概率的差距也随之扩大，到 2005 年实验组参保率达到 65%，而控制组仅为 50%。这为我们提供了一些初步证据，表明地方税务部门征收的效果要优于社保经办机构。

(二) 模型设定

本文采用如下基准回归模型识别变更社保征收机构的效果：

$$Y_{pit} = \alpha + \beta \text{Treat}_p \times \text{Post}_{pt} + X_{pit} \times \gamma + K_{pt} \times \lambda + \text{Firm}_{pi} + \\ \text{Year}_t + \text{Pro}_p \times \text{Timetrend} + \mu_{pit}, \quad (1)$$

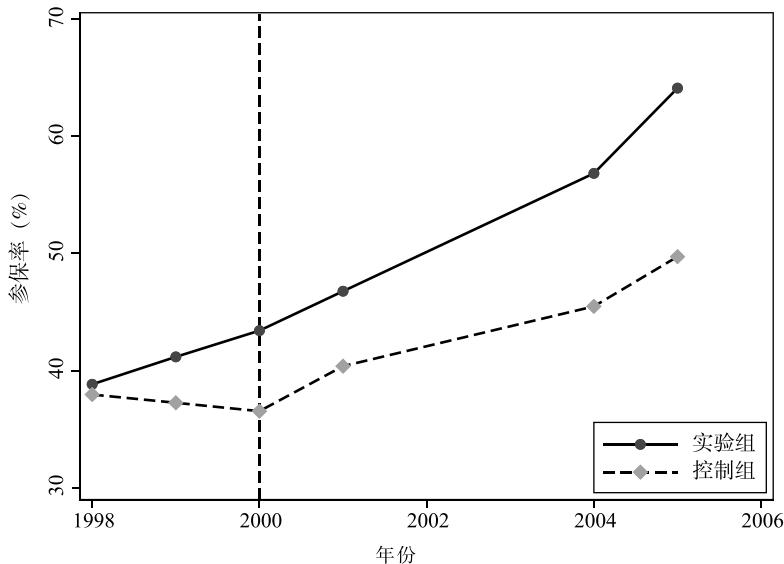


图1 控制组和实验组社保参保率趋势

其中, Y_{pit} 表示省份 p 企业 i 在 t 年的社保实际缴费率或是否参保。变量 Treat_p 在实验组省份取值为 1, 在控制组取值为 0。一个地区若改变征收机构, 则变量 Post_{pt} 在改变当年及以后年份取值为 1, 改变前取值为 0; 控制组的 Post_{pt} 取值都为 0。交乘项 $\text{Treat}_p \times \text{Post}_{pt}$ 的系数 β , 反映了更改社保征收机构后对企业社保缴费的影响。

变量 X_{pit} 是一系列可能会影响企业实际缴费率产生影响的企业层面控制变量, 包括企业规模、出口占比、利润率、员工规模和是否为国企等指标。 K_{pt} 为省级层面控制变量, 包括人均 GDP 和养老保险基金支出收入比。 Firm_{pi} 为企业层面固定效应, Year_t 为年份固定效应, $\text{Pro}_p \times \text{Timetrend}$ 为各省份时间趋势项, μ_{pit} 为残差项。其中, 在基本回归和机制分析中未加入省份时间趋势项, 在稳健性检验部分将加入该趋势项。

(三) 变量定义

1. 被解释变量

企业可以通过不去相关部门登记员工信息、以低于法定要求的费率缴费、招收非正式员工及直接拒缴等方式逃费 (Bailey and Turner, 2001; 封进,

2013)。其中招收非正式员工数据无法获得,本文无法对其进行研究;企业以低于法定要求的费率缴费,则会直接体现为实际缴费率低;企业若直接拒缴,则可以观察到企业不参保;如果企业有选择性地不登记部分员工,则会表现为公司整体实际缴费率水平较低,如果所有员工都不登记则表现为不参保。因此,本文以企业社保实际缴费率和是否参保作为研究对象。

2. 控制变量

一个地区是否选择将企业养老保险的征缴机构变更为地方税务部门,这和当地经济发展水平及养老基金支出压力密切相关,而这些因素也会影响到企业的社保缴费行为。本文使用省级人均 GDP 度量经济发展水平,使用各省份养老保险基金支出除以养老保险基金收入作为支出压力度量指标,并将它们同时纳入回归模型,否则可能存在遗漏变量问题,使回归结果有偏。

在全球化的进程中,发展中国家的企业会降低社保缴费水平,以提高出口产品的竞争力 (Rudra, 2002; 封进等, 2010),企业所有制亦会影响到企业缴纳社保的意愿 (Nyland *et al.*, 2011),因此本文通过控制企业出口占比以及所有制虚拟变量来控制这些因素的影响。在此基础上,本文还进一步控制了企业规模、利润率和雇佣人数等指标。

此外,回归模型中还加入了企业层面固定效应、年份固定效应和省级时间趋势项。企业固定效应用于控制在样本期内不随时间而发生变化的因素,包括企业所处地址、行业和企业文化等方面的特征;年份固定效应用于控制特定年份发生的对所有企业都有影响的事件;各省份可能在变更征收机构之前就已存在不同的变化趋势,加入省份时间趋势项则能较好缓解这一问题对估计结果的影响。表 3 给出了变量的具体定义方法。

表 3 变量定义

变量名	变量说明
社保缴费	在 2002 年以前,企业所缴纳的社保费用一般包括养老保险、医疗保险和失业保险,单位为千元
实际缴费率	实际缴费率 = $\ln(100 \times \text{缴费水平} + 1)$, 其中缴费水平等于企业当年社保缴费总额除以上年职工薪酬总额
职工薪酬	本年应付职工薪酬总额,单位为千元
是否参保	为虚拟变量,当社保缴费大于 0 时该变量取值为 1,否则取值为 0
资产总计	企业总资产(千元)的对数
员工总数	企业雇佣人数(人)的对数
出口占比	当年出口交货值除以工业总产值
利润率	利润总额除以主营收入
国有企业	依据实收资本金占比,国有资本金占比最高则为国企,取值为 1,否则为 0
支出压力	养老金支付压力,等于省级养老保险基金收入除以养老保险基金支出
人均 GDP	省级人均 GDP(元)的对数

(四) 数据来源及基本统计分析

本文利用工业企业数据库 1998—2005 年数据作为分析对象，其中 2002 年和 2003 年没有养老保险相关信息，这两年数据在回归中没有使用。除了有较为详细的财务数据外，该数据库中有劳动待业保险费、养老保险费和养老保险费等几个指标和社保相关。本文使用这几个指标重新构造了一个新变量“社保缴费”来度量企业每年所缴纳的社保缴费总额，该指标主要包含了企业当年所缴纳的养老保险费，其中 1998—2000 年对应工业企业数据库中的“劳动待业保险费”，2001 年、2004 年和 2005 年对应工业企业数据库中的“养老保险费”。

借鉴 Cai and Liu (2010) 和聂辉华等 (2012) 的做法，删除如下样本：①总资产小于流动资产；②总资产小于固定资产；③累计折旧小于本年折旧；④本年折旧小于 0；⑤流动负债小于应付账款；⑥负债总额小于长期负债；⑦雇佣人数小于 10。本文对变量在上下 1% 分位数上做了截尾处理，还删除了实际缴费率大于 60% 的样本。为了控制经济发展水平和养老金收支压力对企业实际缴费率的影响，我们从《中国劳动和社会保障年鉴》搜集了各省份养老金收入和支出数据，从《中国财政年鉴》搜集了各省份人均国内生产总值数据。

表 4 按实验组和控制组，给出了主要变量在 1999—2005 年间的统计信息。在样本期内，实验组和控制组缴费额分别为 15.6 万元和 17.9 万元，企业应付职工薪酬总额分别为 231.8 万元和 203.2 万元，而社保平均实际缴费率分别为 6.7% 和 7.3%。从参保概率上看，实验组参保概率为 49.6%，控制组为 40.6%。这说明实验组企业员工薪酬和参保率高于控制组，而缴费水平低于控制组。

表 4 主要变量基本描述统计

变量	实验组			控制组		
	观察值	均值	方差	观察值	均值	方差
社保缴费	356 198	155.766	478.399	408 961	178.697	548.044
职工薪酬	354 003	2 318.425	3 971.944	407 519	2 032.503	3 557.767
缴费水平	227 613	0.067	0.108	262 141	0.073	0.121
是否参保	356 198	0.496	0.500	408 961	0.406	0.491
资产总计	354 167	39 624.75	85 957.55	406 915	39 313.82	86 760.61
员工总数	353 816	224.714	325.921	406 806	214.142	320.472
出口占比	340 718	0.197	0.365	392 068	0.087	0.245
利润率	338 338	0.007	0.117	383 793	0.018	0.121
国有企业	356 198	0.216	0.411	408 961	0.247	0.431
支出压力	356 198	0.817	0.145	408 961	0.929	0.123
人均 GDP	356 198	9.388	0.477	408 961	9.398	0.797

注：(1) 缴费水平等于企业当年社保缴费总额，缴费水平除以上一年职工薪酬总额等于缴费率。
 (2) 为了和后续回归分析保持一致，此处只统计了社保缴费不为空的样本。

四、基本回归分析

本部分使用缴费率和是否参保作为因变量，在公式（1）的基础上进行回归分析。表 5 第（1）列和第（2）列都是以缴费率为分析对象。第（1）列控制了省级特征、企业和年份固定效应，系数 β 为 0.026 且在 1% 水平上显著为正，说明社保缴费改为地方税务部门征收后，平均而言企业实际缴费率会提高 2.6%。第（2）列中进一步加入了企业层面控制变量，此时系数 β 依然显著为正。第（3）列和第（4）列以企业是否缴费为分析对象，在这两个回归模型中，系数 β 都在 1% 水平上显著为正，且二者大小非常接近。以第（4）列为为例，说明当一个省份将社保征收机构变更为地方税务部门后，企业参加社会保险的概率会增加 5.3 个百分点。在主要变量统计分析中，可以看出实验组在样本期内企业参保率约 50%，这说明税务部门征收能使企业参保率提高 10%。因此，企业社保征收机构由社保部门转为地方税务部门后，从整体上看会提高企业实际缴费率和参保概率。在接下来的机制分析中，会进一步发现政策效果具有很强的异质性，在不同组别回归中系数 β 具有很大的差异。

表 5 征缴机构变更与企业社保缴纳

变量	缴费率		是否参保	
	(1)	(2)	(3)	(4)
改为地税部门征收	0.026*** (0.009)	0.019** (0.009)	0.056*** (0.003)	0.053*** (0.003)
总资产		0.061*** (0.006)		0.027*** (0.002)
员工人数		0.061*** (0.004)		0.028*** (0.001)
出口占比		0.046*** (0.015)		0.027*** (0.005)
利润率		0.094*** (0.028)		0.039*** (0.007)
国有企业		0.101*** (0.012)		0.031*** (0.003)
养老金支出压力	0.939*** (0.046)	0.927*** (0.048)	0.200*** (0.010)	0.176*** (0.010)
人均 GDP	0.131*** (0.042)	0.143*** (0.042)	0.021* (0.011)	0.014 (0.012)

(续表)

变量	缴费率		是否参保	
	(1)	(2)	(3)	(4)
常数项	-1.232*** (0.391)	-2.271*** (0.401)	-0.039 (0.101)	-0.351*** (0.105)
省趋势项	否	否	否	否
Firm FE	是	是	是	是
Year FE	是	是	是	是
Observations	496 711	467 648	773 815	705 435
R ²	0.064	0.071	0.052	0.059
F	1 834	1 151	2 173	1 426

注：(1)***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。(2)括号内为标准误。(3)在回归中，变量“改为地税部门征收”为公式(1)中的Treat×Post，实验组在改为地方税务部门征收后取值为1，否则取0，而控制组始终取0。(4)本文所有回归采用xtreg进行固定效应回归，在计算R²时所有个体固定效应的影响都会被从模型中剔除，所以R²相对于用areg或reg等命令回归时要小很多。我们也使用相同模型，固定效应变换为省级，采用reg命令进行回归，变量系数差异不大，但R²提高至0.2左右。(5)回归在企业层面cluster。

五、机制分析

本部分将按照地区征税强度、所有制、初始参保状态三个维度，考察变更征收机构提高企业缴费率的具体机制。

(一) 地区征税强度对政策效果的异质性分析

现有文献认为地方税务部门信息更加健全，并且和社保部门相比税务部门更具权威性和强制性，可以强化征收力度（刘军强，2011；董树奎，2001），但他们并未对此做出检验。本文使用企业自报利润除以估算出的真实利润作为地区征税强度的指标。当征税部门征税能力不足时，企业逃税程度就会越高，此时企业低报利润的现象会更严重（吕冰洋等，2016）。因此该比值越大说明征税能力越强。企业真实利润的估算，我们参照Cai and Liu (2010)与马光荣和李力行(2012)的方法，计算公式如下：

$$\text{Prof}_{it} = Y_{it} - \text{Med}_{it} - \text{Fc}_{it} - \text{Wage}_{it} - \text{Dep}_{it} - \text{Vat}_{it}, \quad (2)$$

其中， Prof_{it} 表示所推算出的真实利润， i 和 t 分别表示企业和年份， Y 、 Med 、 Fc 、 Wage 、 Dep 和 Vat 分别表示工业总产值、中间投入品、财务费用、工资总额、当期折旧和增值税。单个企业面临的征税强度指标计算公式则为：

$$\text{Taxen}_{it} = \frac{\text{Rep_Prof}_{it}}{\text{Prof}_{it}}, \quad (3)$$

其中, Rep_Prof_{it} 表示企业 i 在 t 年自报利润总额。单个企业的比值具有一定的内生性, 且改变征收机构后该比值也会面临内生性问题。所以本文使用政策变动前, 每个城市在 1999 年各企业 Taxen_{it} 的平均值来度量一个地区的征税能力, 并且对该平均值做了标准化处理。我们使用下列回归模型来识别征税能力对社保征收效果的影响:

$$Y_{pit} = \alpha + \beta_1 \text{Treat}_p \times \text{Post}_{pt} + \beta_2 \text{Treat}_p \times \text{Post}_{pt} \times \text{Taxen}_{1999c} + \gamma X_{pit} + \lambda K_{pt} + \text{Firm}_{pi} + \text{Year}_t + \text{Pro}_p \times \text{Timetrend} + \mu_{pit}, \quad (4)$$

其中, Taxen_{1999c} 表示每个城市在 1999 年的征税强度。 β_2 就是我们所关心的系数, 如果 β_2 为正则说明征税能力越强的地区, 社保改为地方税务部门后征收效果越好, 其他变量的设置和公式 (1) 相同。回归结果见表 6, 可以看出当因变量为实际缴费率和是否参保时, 交叉项的系数分别为 0.17 和 0.19, 且在 5% 和 1% 水平上显著。这验证了征税能力越强的地区税务部门征收社保效果越好的理论假说。

因为 Taxen_{1999c} 做过标准化处理, 当其取值为 0 时, 表示一个地区征税能力处于平均水平。这意味着对征税能力处于平均水平的地区而言, 社保改为税务部门征收后, 企业实际缴费率和参保概率分别会提高 2.4% 和 6 个百分点, 这和基本回归的结论一致。征税能力最强的地区 Taxen_{1999c} 取值为 1, 更改社保征收机构为税务部门后, 其实际缴费率和参保概率将分别提高 19.2% 和 25 个百分点。

表 6 税收征收强度分组

变量	缴费率		是否参保
	(1)	(2)	
改为地税部门征收	0.024*** (0.009)	0.060*** (0.003)	
改为地税部门征收 \times 征税能力	0.168** (0.068)	0.194*** (0.023)	
总资产	0.061*** (0.006)	0.027*** (0.002)	
员工人数	0.061*** (0.004)	0.027*** (0.001)	
出口占比	0.046*** (0.015)	0.027*** (0.005)	
利润率	0.095*** (0.028)	0.040*** (0.007)	

(续表)

变量	缴费费率		是否参保
	(1)	(2)	
国有企业	0.101*** (0.012)	0.031*** (0.003)	
养老金支出压力	0.925*** (0.048)	0.173*** (0.010)	
人均 GDP	0.146*** (0.042)	0.018 (0.012)	
常数项	-2.295*** (0.401)	-0.380*** (0.105)	
省趋势项	否	否	
Firm FE	是	是	
Year FE	是	是	
Observations	467 645	705 425	
R ²	0.071	0.059	
F	1065	1332	

注：(1)***、** 分别表示在 1%、5% 水平上显著。(2) 括号内为标准误。(3) 在回归中，变量“改为地税部门征收”为公式(1)中的 Treat×Post，实验组在改为地方税务部门征收后取值为 1，否则取 0，而控制组始终取 0；“征税能力”为每个城市在 1999 年各企业自报利润和估算真实利润之比的平均值，然后进行去中心化处理。(4) 回归在企业层面 cluster。

(二) 所有制异质性分析

国有企业和非国有企业对政策的遵守程度可能存在系统性差异，并且在政策实施前，国有企业社保实际缴费率远高于非国有企业，政策对这两个组别缴费行为的影响可能更多体现在对非国有企业实际缴费率的提升上。我们将样本按所有制划分为两组，分别考察征收机构变化对国有企业和非国有企业的实际缴费率和参保概率的影响。

将公式(1)中代表所有制的变量删除，即为本小节所用的回归方程。表 7 第(1)列和第(2)列分别是非国有企业组别实际缴费率和是否参保的回归结果，可以看出社保改为税务部门征收后，非国有企业组别实际缴费率提高了 4.8%，参保概率提高了 7.7 个百分点，且这两个系数都在 1% 水平上显著。而表 7 第(3)列和第(4)列分别表示国有企业组别相对应的回归结果，这两个回归系数大小接近为 0 且不显著。这说明征收机构变化对国有企业社保缴费和参保行为没有显著影响，在基本回归部分所显示的变更社保机构会提高企业实际缴费率，主要是由非国有企业参保概率和实际缴费率的提高所驱动。并且此处非国有企业的回归系数 β 和基本回归中相比有较大幅度提高，尤其

是缴费率的系数从 1.9% 提高到 4.8%。这背后的原因在于社保征收机构变动对国有企业社会保险费行为没有影响，此时把国有企业样本放入回归模型中会减少因变量的变动差异 (variance)，进而导致回归系数变小和显著性降低。因为社保征收机构变动对国有企业没有显著影响，在接下来的分析中我们仅保留非国有企业进行回归分析。

表 7 所有制分组

变量	非国有企业		国有企业	
	缴费率	是否参保	缴费率	是否参保
		(1)	(2)	(3)
改为地税部门征收	0.048*** (0.010)	0.077*** (0.003)	-0.004 (0.019)	0.003 (0.005)
总资产	0.035*** (0.006)	0.021*** (0.002)	0.126*** (0.017)	0.038*** (0.004)
员工人数	0.017*** (0.004)	0.014*** (0.001)	0.173*** (0.014)	0.044*** (0.004)
出口占比	0.045*** (0.015)	0.028*** (0.005)	0.069 (0.093)	0.020 (0.022)
利润率	0.187*** (0.036)	0.064*** (0.010)	-0.011 (0.046)	0.001 (0.012)
养老金支出压力	1.405*** (0.051)	0.307*** (0.016)	-0.399*** (0.112)	-0.061*** (0.015)
人均 GDP	0.183*** (0.045)	-0.002 (0.013)	0.369*** (0.137)	0.084*** (0.031)
常数项	-2.860*** (0.431)	-0.287** (0.119)	-3.416*** (1.249)	-0.680** (0.277)
省趋势项	否	否	否	否
Firm FE	是	是	是	是
Year FE	是	是	是	是
Observations	369 089	562 325	98 559	143 110
R ²	0.104	0.084	0.037	0.023
F	1.333	1.686	149.2	128.0

注：(1)***、** 分别表示在 1%、5% 水平上显著。(2) 括号内为标准误。(3) 在回归中，变量“改为地税部门征收”为公式 (1) 中的 Treat×Post，实验组在改为地方税务部门征收后取值为 1，否则取 0，而控制组始终取 0。(4) 回归在企业层面 cluster。

(三) 集约边际还是广延边际

征收机构由社保部门转为地方税务部门后，企业实际缴费率会显著提高，这是通过让更多企业参保还是仅提高已参保企业的实际缴费率来实现的？首先，我们保留政策实施前后都有观察值的样本，其中控制组是保留 2000 年前后都有观察值的样本。其次，我们仅使用政策实施前就已经参保的企业进行回归分析，表 8 第（1）列显示回归系数是 -0.027 且不显著，这说明改为地税部门征收社保后，对于那些之前已经参保企业的缴费率没有显著影响。最后，我们使用那些政策前未参保的样本进行回归。表 8 第（3）列显示，同那些仍由社保部门征收社保费的地区相比，由地方税务部门征收社保能够使那些原本没有参保的企业的参保概率提高 14.1 个百分点，相应的缴费率增加 13.7%。这说明征收机构变为税务部门后，社保缴费率的提高主要是那些原本没有参保的企业参保驱动，即广延边际（extensive margin）。

表 8 广延边际

变量	政策前已参保		
	缴费率		是否参保
	(1)	(2)	
改为地税部门征收	-0.027 (0.018)	0.137*** (0.010)	0.141*** (0.004)
总资产	0.036** (0.014)	0.007 (0.007)	0.004* (0.002)
员工人数	0.039*** (0.011)	-0.027*** (0.004)	0.003* (0.002)
出口占比	0.073** (0.032)	0.049** (0.019)	0.028*** (0.007)
利润率	0.013 (0.068)	0.160*** (0.049)	0.048*** (0.015)
养老金支出压力	0.859*** (0.110)	1.654*** (0.062)	0.579*** (0.021)
人均 GDP	-0.891*** (0.095)	-0.357*** (0.074)	-0.303*** (0.022)
常数项	8.587*** (0.917)	1.755** (0.701)	2.218*** (0.207)
省趋势项	否	否	否
Firm FE	是	是	是
Year FE	是	是	是

(续表)

变量	政策前已参保		是否参保 (3)
	缴费率 (1)	缴费率 (2)	
Observations	72 135	133 982	177 012
R ²	0.040	0.245	0.268
F	181.4	1 828	2 884

注：(1)***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。(2) 括号内为标准误。(3) 在回归中，变量“改为地税部门征收”为公式(1)中的 Treat×Post，实验组在改为地方税务部门征收后取值为 1，否则取 0，而控制组始终取 0。(4) 样本为非国有企业。(5) 回归在企业层面 cluster。

六、稳健性检验

反向因果、遗漏变量和度量误差是造成内生性的三大原因，本部分将通过如下检验尽可能排除遗漏变量和反向因果：(1) 平行趋势检验；(2) 加入省级时间趋势项；(3) 在省级二位码行业聚类；(4) 控制行业异质性冲击；(5) 平衡面板分析。

(一) 平行趋势检验

平行趋势检验是在进行双重差分回归时最为常见的稳健性检验之一。由上文可知，征收机构变更为税务部门能够提高缴费率，主要是通过提高企业参保概率实现。因此，本小节使用是否参保作为因变量，进行平行趋势检验。公式(5)中 Ty_j 表示政策实施第 j 年，其中政策实施前一年作为基准组未放入回归模型，其他变量的含义与公式(1)相同。

$$Y_{pit} = \alpha + \sum_{j=-4}^2 \beta_j Treat_p \times Ty_j + X_{pit} \times \gamma + K_{pt} \times \lambda + Firm_{pi} + Year_t + \mu_{pit}. \quad (5)$$

公式(5)的核心解释变量通过图示方式给出。最理想的情况是在政策实施前，控制组和实验组二者在参保率变化上不存在显著差异。图2显示在征收机构变更为地方税务部门前第四年，实验组参保概率的变动要显著高于控制组，前第二年实验组参保概率显著低于控制组。因此，尽管本文平行趋势检验不属于最理想的情况，但是总体来看在变更征收机构前两个组别在参保概率变动的差异上均值接近为 0，且实验组相对应于控制组参保概率的变化率在下降。但改为税务部门征收的当年，实验组参保概率就显著比控制组高出 6 个百分点，且随着时间的推移，实验组的参保概率在进一步提升。这说明，征收机构变动为税务部门后，能够显著提高实验组企业的参保概率，逆转了实验组参保率相对变动下降的趋势。

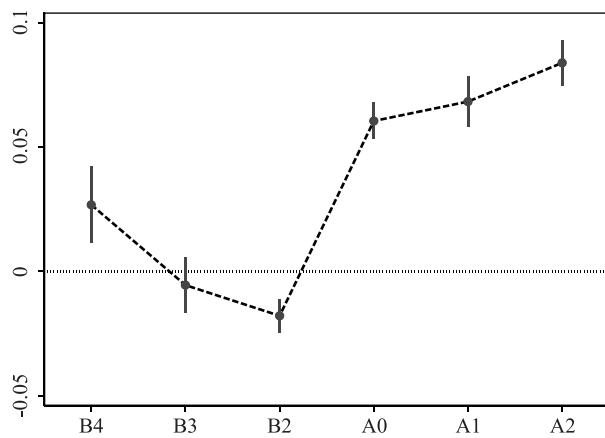


图2 “是否参保”平行趋势检验

(二) 加入省级时间趋势项

在基本回归和机制分析中，未加入省级时间趋势项。在稳健性检验中，为进一步确认回归结果的可靠性，将该趋势项加入，以控制各省份缴费率和参保率原有的变化趋势。从表9第(1)列可以看出加入省级时间趋势项后，缴费率的回归系数为0.052且在1%水平上显著，这同表7第(1)列的0.048较为接近。表9第(2)列是否参保的系数也在1%水平上显著，但是同表7第(2)列的0.077相比，此时系数下降较大，说明控制组和实验组在参保率变动上存在不同的趋势。

表9 稳健性检验(1)

变量	加入省级时间趋势项		省级行业聚类	
	缴费率	是否参保	缴费率	是否参保
			(1)	(2)
改为地税部门征收	0.052*** (0.011)	0.023*** (0.004)	0.052** (0.022)	0.023** (0.009)
总资产	0.050*** (0.006)	0.027*** (0.002)	0.050*** (0.008)	0.027*** (0.003)
员工人数	0.026*** (0.004)	0.013*** (0.001)	0.026*** (0.008)	0.013*** (0.002)
出口占比	0.058*** (0.014)	0.029*** (0.005)	0.058*** (0.015)	0.029*** (0.006)
利润率	0.231*** (0.035)	0.068*** (0.010)	0.231*** (0.041)	0.068*** (0.011)

(续表)

变量	加入省级时间趋势项		省级行业聚类	
	缴费率	是否参保	缴费率	是否参保
			(1)	(2)
养老金支出压力	0.236*** (0.055)	-0.054*** (0.016)	0.236** (0.117)	-0.054* (0.031)
人均 GDP	1.683*** (0.065)	0.260*** (0.014)	1.683*** (0.114)	0.260*** (0.031)
常数项	-16.003*** (0.598)	-2.429*** (0.132)	-15.548*** (1.044)	-2.378*** (0.279)
省趋势项	是	是	是	是
Firm FE	是	是	是	是
Year FE	是	是	是	是
Observations	369 089	562 325	369 089	562 325
R-squared	0.122	0.098	0.122	0.098
F	523.8	691.9	256.2	255.8

注：(1)***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平上显著。(2) 括号内为标准误。(3) 在回归中，变量“改为地税部门征收”为公式(1)中的 Treat×Post，实验组在改为地方税务部门征收后取值为 1，否则取 0，而控制组始终取 0。(4) 回归在企业层面 cluster。

(三) 在省级二位码行业聚类

在上述所有回归分析中，残差项都是在企业层面聚类，其蕴含的假设是残差项只存在自相关，而同其他企业的残差项无关，该假设较强。为此，我们放宽条件，假设同一省份内处于相同二位码行业的企业残差之间存在相关性，即在省份二位码上聚类回归。聚类层级的提升不会对回归系数的大小造成影响，但会对方差产生影响。从表 9 第(3)列和第(4)列可以看出，尽管系数的方差同第(1)列和第(2)列相比有所增大，但仍在 5% 水平上显著。

(四) 控制行业异质性冲击

不同省份产业结构存在较大差异，而不同产业由于劳动密集度、企业规模及盈利能力不同导致缴费率和参保概率存在差异。若在样本期内不同行业受到异质性需求或供给冲击，进而对缴费行为造成影响，这会导致遗漏变量。为排除异质性冲击，此处加入二位码行业代码乘以年份虚拟变量，结果见表 10 第(1)列和第(2)列，无论是缴费率还是是否参保，回归系数都是显著为正。

表 10 稳健性检验 (2)

变量	加入行业×年份		平衡面板	
	缴费率	是否参保	缴费率	是否参保
			(1)	(2)
改为地税部门征收	0.054*** (0.011)	0.022*** (0.004)	0.092*** (0.017)	0.043*** (0.007)
总资产	0.049*** (0.006)	0.027*** (0.002)	0.031*** (0.010)	0.023*** (0.003)
员工人数	0.024*** (0.004)	0.013*** (0.001)	0.005 (0.008)	0.016*** (0.003)
出口占比	0.060*** (0.014)	0.030*** (0.005)	0.060** (0.024)	0.038*** (0.009)
利润率	0.241*** (0.035)	0.070*** (0.010)	0.213*** (0.065)	0.078*** (0.022)
养老金支出压力	0.249*** (0.056)	-0.054*** (0.016)	0.242*** (0.088)	-0.033 (0.030)
人均 GDP	1.701*** (0.066)	0.267*** (0.015)	1.778*** (0.098)	0.201*** (0.028)
常数项	-16.139*** (0.624)	-2.475*** (0.144)	-16.637*** (0.914)	-1.884*** (0.259)
行业×年份	是	是	否	否
省趋势项	是	是	是	是
Firm FE	是	是	是	是
Year FE	否	否	是	是
Observations	369 089	562 325	84 953	100 645
R-squared	0.125	0.100	0.190	0.152
F	82.09	94.34	301.4	277.4

注：(1)***、**分别表示在1%、5%水平上显著。(2)括号内为标准误。(3)在回归中，变量“改为地税部门征收”为公式(1)中的Treat×Post，实验组在改为地方税务部门征收后取值为1，否则取0，而控制组始终取0。(4)回归在企业层面cluster。(5)控制行业年份固定效应会吸收年度固定效应，所以在第(1)列、第(2)列中Year FE为否。

(五) 平衡面板分析

不同年份成立的企业可能存在系统性差异，且征缴机构发生变动后，企业在不同地区会面临不同的征收力度。新成立的企业会有动机选址于社保征缴力度弱的地区，进而导致选择性偏误。为解决这一问题，我们将样本处理

为平衡面板，然后进行回归分析。相应结果见表 10 第（3）列和第（4）列，系数仍然在 1% 水平上显著为正且大于 0。

七、结论与政策含义

本文利用 2000 年前后我国部分省份进行社会保险费征收体制改革的背景，从微观企业角度考察了社保征收机构从社保部门变更为地方税务部门对企业缴费行为的影响。基于中国工业企业数据库，本文利用样本期内部分地区变更社保征收机构这一政策冲击，采用双重差分法，识别社保征收由社保经办机构变更为地方税务部门这一社保征收体制改革对企业缴费行为的影响。研究发现，变更为税务部门征收后会使企业社保实际缴费率上升约 3%，参保概率提高约 5 个百分点。多种稳健性检验表明本文结论是可靠的。

进一步，我们还有如下发现：①一个地区税收征收能力越强，社保变更后为税务部门后征收效果越好，税务征收能力最强的地区其企业实际缴费率和参保概率分别提高了 19.2% 和 25 个百分点。②非国有企业实际缴费率会提高约 4.8%，参保概率提高 7.7 个百分点；对国有企业而言，无论是参保概率还是缴费率都没有显著影响。③对于政策变动前已参保企业亦没有显著影响，基本回归中观察到的缴费率提高，主要是通过更多企业参保实现。这些分析说明税务部门较强的征收能力有助于提高社保缴费收入，这为我国统一社会保险征收体制和尽快实现养老保险全国统筹提供了政策参考。

社保征收体制改革关系到我国社会保险基金筹集能力和实现养老保险的全国统筹。一方面，我国社会保险基金收支平衡面临较大压力，加强基金筹集的现实意义毋庸置疑。税务部门拥有的资源和具备的权责对企业社保缴费行为有更强的约束力，应充分利用现有的税务专业征收能力，合理分配社保部门和税务部门在社会保险基金管理中的功能，避免征收网络的重复建设。另一方面，十九大报告提出要尽快实现养老保险全国统筹，也对社保征收体制改革提出了要求。从长远看，养老保险全国统筹需逐步实现基金层面的统筹，促进地区间的风险共担，促进劳动力在地区间的流动，防止某些地区出现较为严重的基金不平衡问题。由此需要实现基金筹集层面的全国联网和信息共享。统一征收机构，有利于降低信息系统建设成本，提高信息分享速度和效果。

本文的分析有助于思考近期我国社保征收体制改革中的争议。2018 年中共中央先后印发《深化党和国家机构改革方案》和《国税地税征管体制改革方案》，规定自 2019 年起全国将各项社会保险费统一由税务部门征收。由此引发对企业缴费负担增加的担忧。需要强调的是，本文分析表明，税务部门征收的效果主要来自将之前未参保企业纳入征收范围。社保覆盖面扩大有两点含义：第一，缴费人数增加，为未来降低缴费率提高了空间。第二，促使

不同企业间公平竞争，为企业发展营造更好的环境。

需要指出的是，由于数据所限，本文采用了规模以上工业企业数据，未能分析小企业所受到的影响。在经济转型和增速下滑的背景下，在现有政策缴费率下，加强对小企业社保的征收，不利于小企业的发展。因此，在全国推行税务部门统一征收社保时，可以考虑适当降低法定社保缴费率，同时针对中小企业可以采取更为灵活的缴费策略。在后继研究中，在数据可得的条件下，我们需将研究拓展到小规模企业。

参 考 文 献

- [1] Angrist, J. D., and J. Pischke, *Mastering Metrics*. Princeton University Press, 2014.
- [2] Bailey, C., and J. Turner, "Strategies to Reduce Contribution Evasion in Social Security Financing", *World Development*, 2001, 29 (2), 385-393.
- [3] Barrand, P., S. G. Ross, and G. Harrison, "Integrating a Unified Revenue Administration for Tax and Social Contribution Collections: Experiences of Central and Eastern European Countries", IMF Working Papers, 2004.
- [4] Cai, H., and Q. Liu, "Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms", *Economic Journal*, 2010, 119 (537), 764-795.
- [5] 董树奎，“对我国社会保险费征收管理体制的分析”，《税务研究》，2001年第11期，第2—6页。
- [6] Enoff, L. D., and R. Mckinnon, "Social Security Contribution Collection and Compliance: Improving Governance to Extend Social Protection", *International Social Security Review*, 2011, 64 (4), 99-119.
- [7] 封进，“中国城镇职工社会保险制度的参与激励”，《经济研究》，2013年第7期，第104—117页。
- [8] 封进、张馨月、张涛，“经济全球化是否会导致社会保险水平的下降：基于中国省际差异的分析”，《世界经济》，2010年第11期，第37—53页。
- [9] 刘军强，“资源、激励与部门利益：中国社会保险征缴体制的纵贯研究（1999—2008）”，《中国社会科学》，2011年第3期，第139—156页。
- [10] 鲁全，“中国养老保险费征收体制研究”，《山东社会科学》，2011年第7期，第110—115页。
- [12] 吕冰洋、马光荣、毛捷，“分税与税率：从政府到企业”，《经济研究》，2016年第7期，第13—28页。
- [13] 马光荣、李力行，“政府规模、地方治理与企业逃税”，《世界经济》，2012年第6期，第93—114页。
- [14] 聂辉华、江艇、杨汝岱，“中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题”，《世界经济》，2012年第5期，第142—158页。
- [15] Nyland, C., R. Smyth, and C. J. Zhu, "What Determines the Extent to Which Employers will Comply with Their Social Security Obligations? Evidence from Chinese Firm-Level Data", *Social Policy & Administration*, 2010, 40 (2), 196-214.
- [16] Nyland, C., S. B. Thomson, and C. J. Zhu, "Employer Attitudes Towards Social Insurance Compliance in Shanghai, China", *International Social Security Review*, 2011, 64 (4), 73-98.
- [17] 彭雪梅、刘阳、林辉，“征收机构是否会影响社会保险费的征收效果？——基于社保经办和地方税务征收效果的实证研究”，《管理世界》，2015年第6期，第63—71页。
- [18] Rudra, N., "Globalization and the Decline of the Welfare State in Less-Developed Countries",

- International Organization*, 2002, 56 (2), 411-445.
- [19] 张雷, “社会保险费征收体制的效率比较分析”, 《社会保障研究》, 2010 年第 1 期, 第 24—28 页。
- [20] 赵静、毛捷、张磊, “社会保险缴费率、参保概率与缴费水平——对职工和企业逃避费行为的经验研究”, 《经济学》(季刊), 2016 年第 15 卷第 1 期, 第 341—372 页。
- [21] 赵耀辉、徐建国, “我国城镇养老保险体制改革中的激励机制问题”, 《经济学》(季刊), 2001 年第 1 卷第 1 期, 第 193—206 页。
- [22] 郑秉文、房连泉, “社会保障供款征缴体制国际比较与中国的抉择”, 《公共管理学报》, 2007 年第 4 期, 第 1—16 页。
- [23] 郑春荣、王聪, “我国社会保险费的征管机构选择——基于地税部门行政成本的视角”, 《财经研究》, 2014 年第 7 期, 第 17—26 页。

Collecting System of Social Insurance and Contribution Compliance —Evidence from Chinese Firm-Level Data

JUE TANG* JIN FENG
(Fudan University)

Abstract In this paper we identify the impacts of collecting system for social insurance, taking advantage of a reform during 2000 and 2001. Using firm level data, we find that the actual contribution rate and the probability of participation were raised by 3% and 5 percentage points respectively after changing the collection department from Social Security Department to Local Taxation Department. Mechanism analyses show that the effect is larger in areas where the tax collection capacity is stronger and the reform had no significant effects on state-owned firms.

Key Words contribution-collecting system, taxation capacity, compliance

JEL Classification H55, H26, D60

* Corresponding Author: Jin Feng, 600 # Guoquan Road, School of Economics, Fudan University, Shanghai , 200433, China; Tel: 86-21-55665303; E-mail: jfeng@fudan.edu.cn.