**按下葫芦起了瓢：税收征管体制改革与社保基金征缴收入**

李连友 黄保聪 席鹏辉

**摘要：**社保基金的可持续发展是党中央以及社会各界长期以来关注的热点问题。本文基于中国工业企业数据，利用所得税征管体制改革的“准自然实验”，构建断点回归模型评估了税收征管对社保基金收入的影响及潜在机制。研究发现：税收征管改革对社保基金收入产生了显著而稳健的负向效应，且这一效应在进一步宏观层面的数据检验中依旧存在。具体地，税收征管改革通过“税费替代效应”和“缴费基数效应”，降低了企业的税收规避和社保缴费基数，从而挤出了社保缴费。而且，在那些社保部门征收和税务部门非全责征收地区的企业以及那些融资约束较高的非国有企业和小规模企业中，这种负向效应越明显。文章发现对于理解税收征管改革的外溢效应以及优化税费征管体制改革具有良好的启示。

**关键词：**税收征管；社保基金收入；社保缴费；税费替代；税费平衡

**一、引言**

改革开放以来，中国依靠“对内改革、对外开放”的发展战略，大力发展经济与保障民生，人民生活水平大幅提升，逐渐建立了世界上规模最大的社会保障体系。然而，近些年来，随着人口老龄化趋势的不断加剧，中国的社会保险基金收入面临严峻的收支平衡压力。党的十九大报告指出，要确保各项社会保险基金收支平衡、制度稳定长期运行，构建一个多层次和具有可持续性的社会保障制度。另一方面，随着中国经济进入高质量发展阶段，经济增速逐渐放缓，推进“减税降费”改革，激发企业活力，促进经济转型升级逐渐成为共识。因此，在人口年龄结构失衡与减税降费的“双头挤压”下，中国社保基金收入的可持续发展面临前所未有的挑战，急需提前谋划和拓展研究。

现有研究对影响社保基金收入的因素已有较多探讨。纵览文献，可以发现以往研究更多关注人口老龄化（吕有吉等，2021）、延迟退休（邱牧远等，2020）、养老保险统筹层级（朱恒鹏等，2020）、国有资本划转（景鹏和郑伟，2019）、中央调剂金制度（石晨曦和曾益，2019）等对社保基金收入的影响，但鲜有文献关注税收因素特别是税收征管对于社保基金收入的影响。长期以来，中国的社保费征管没有上位法做后盾，因此对社保逃费、社保违规和社保违法等行为监管不力，存在较大的社保费“征管空间”（许红梅和李春涛，2020）。这一现状可能引起税收收入与社保缴费的替代关系，也即税收征管增强，企业的微观税负增加可能会挤出社保缴费。

近年来中国加快社保征管体制改革，从2020年11月开始，社保已经完全由税务部门征收。然而，目前大部分省份的社保核定工作仍主要由社保部门进行，即企业征收方案设计、社保参保缴费基数、参保数据如起始征收点等数据资料仍然由社保部门核定后再提供给税务部门，税务部门主要负责征收（曾毅等，2020；朱铭来等，2021）。根据最新的《中国企业社保白皮书2021》调查数据，即使社保已经完全由税务部门征收，但2021年社保基数完全合规的企业降至29.9%[[1]](#footnote-1)，企业社保合规之路任重道远。与之相反，税收作为国家财政的基础和重要支柱，其会面临更加严格的税收执法和税收征管，逃避税收的处罚成本远远大于逃避社保缴费的成本。因此，在面临更强的税收征管时，理性的企业往往可能会通过逃避社保缴费的方式来缓解税收压力，增加发展动能。但令人遗憾的是，目前鲜有研究从实证角度系统考察税收征管对社保基金收入的影响及作用机制。基于这一背景，本文尝试从税收征管这一视角探讨影响社保基金收入的潜在路径及政策选择，为拓展社保基金收入领域的相关研究以及推进社保基金收支均衡和可持续发展提供有益思路，推动我国社会的和谐稳定以及经济的高质量发展。

本文基于中国工业企业数据，以企业所得税征管体制改革为“准自然实验”，采用断点回归方法，实证评估了税收征管强度提高对社保基金收入的影响及其作用机制。宏观与微观层面数据检验均发现：税收征管强度提高显著挤出了社保基金收入。其作用机制在于，税收征管提高产生了“税费替代效应”和“缴费基数效应”，降低了企业税收规避和社保缴费基数，从而减少了社保基金收入。异质性检验发现，社保部门征收和税务部门非全责征收地区的企业、高融资约束企业、非国有企业和小规模企业在所得税征管体制改革后对社保基金收入的负向冲击更加明显。上述结果表明，税收征管强度提升所带来的经营之“困”，会挤出企业社保缴费，显著降低社保基金收入。因此，加快社保征管体制改革，实现社保工作由税务部门全责征收，有助于实现社保工作的应收尽收，减少企业的避费效应。

本文可能的贡献如下：第一，本文拓展了税收征管改革外溢性效应的讨论范畴。已有文献主要关注税收征管对企业全要素生产率（刘忠和李殷，2019）、盈余管理（李青原和蒋倩倩，2020）、融资约束（蔡昌等，2021）和税收遵从（范子英和田彬彬，2013）等的影响，本文从税费替代的视角考察税收征管对企业社保缴费的影响，这进一步拓展了税收征管改革外溢性效应的讨论范畴，有助于深化对税收征管体制溢出效应的认识和理解。第二，本文是“税费替代”理论文献的一个重要补充。已有文献更多从政府税收努力角度考察税费、非税和税债之间的替代关系（赵仁杰和范子英，2021a；赵仁杰和范子英，2021b；张牧扬等，2022），但鲜有文献关注企业行为策略调整的税费替代效应（Li et al.，2021；蔡伟贤和李炳财，2021）。本文则从企业所得税征管视角出发详细讨论了税收征管对企业社保缴费的替代作用及其潜在机制，对已有文献做了有益的补充。第三，本文结果能够为当前中国社保征管现状提供一个解释，这为优化税费征管体制改革提供了有益的参考。近年来中国社保征管改革持续推进，但社保合规情况仍然堪忧。本文实证结论能够为这一现状提供一定的解释力度，同时也为解决这一难题和完善社保制度设计提供了重要思路。

本文余下部分如下安排：第二部分为制度背景与理论分析；第三部分为研究设计，对主要研究方法、变量构建和研究数据进行介绍；第四部分对基础回归结果及稳健性检验；第五部分为异质性分析；第六部分为影响机制检验；第七部分为进一步分析，最后为研究结论和政策建议。

**二、制度背景与理论分析**

**（一）制度背景**

税收是国家财政的重要来源和重要支柱，税收征管是保障税收应收尽收、应缴尽缴的重要手段。改革开放以来，中国的税收征管体制几经变迁。改革开放初期，为了简政放权、激发市场活力、提振处于逆境中的经济，实行“防水养鱼”的税收征管策略，将大量的财政收入权和税收征管权下放地方，以激励地方政府大力发展经济，从而衍生出“分灶吃饭”、“财政包干”等一系列税收征管权限下放的经典政策，地方经济发展逐渐换发生机与活力。然而，随着时间推移，税收征管权限下放的弊端逐渐显现，由于中央财权的过度下放，加之中央与地方权力监督制衡机制的缺失，理性的地方政府开始谋求“私利”藏富于企业，大力发展预算外收入，这一系列行为促使中央财政大幅减少，从而出现了中央财政“喊爹骂娘”，地方财政“喜气洋洋”的怪象，并呈现愈演愈烈的趋势，严重影响中央政府履行国家职能、调控宏观经济，不利于国家经济社会的和谐发展以及治理能力的现代化。

基于此背景，1994年中央开始推行税收分成制度改革（简称“分税制”），力图将部分财政收入权和税收征管权上收中央，改变中央财政羸弱、入不敷出的历史困局，提升中央政府对社会经济管理权限和社会发展全局的调控能力。与此同时，分税制改革将税收征管机构一分为二，分设国家税务局和地方税务局两套班子来征收中央和地方税，将那些财政收入能力较强、有助于中央开展宏观调控的税种划归中央税，由国税局负责征收；而将部分地方占比较大的税种下放地方，由地方税务局负责征收（如企业所得税、营业税等）。[[2]](#footnote-2)分税制改革后，中央财政逐渐殷实，国家宏观调控能力得到大幅提升。然而，分税制改革由于历史局限性，仍然存在部分遗留问题。如将企业所得税征管权下放地方，由地方税务局全责征收，这就导致了地方政府间广泛的税收竞争。这是因为，地方税务局由地方政府领导，地方政府为了地方经济发展常常“慷国家之慨”通过放松税收监管的方式招商引资，变相给予地方企业税收优惠，诱发地方间广泛的税收竞争和税收竞赛，不利于地区资源的优化配置和市场一体化目标的实现。

因此，为了解决上述问题，税收征管体制改革应运而生，中央政府决定于2002年将企业所得税征管权限上收中央纳入共享税种行列，确定分成比例在中央与地方之间进行分成。具体来说，2002年的所得税分成改革在考虑中央与地方利益并反复权衡后决定实行“一刀切”的政策——即以2002年1月1日为临界点，将2002年后成立的“新企业”交由国税局征管，而那些2002年以前成立的“老企业”则继续由地税局进行征管。一般而言，国税部门实行垂直管理，地方政府无法直接干预其税收执法，因而其税收征管强度相比于地税局而言更强（范子英和田彬彬，2013）。因此，这一外生政策的出台会使企业在临界点前后面临不同的税收征管水平和征管能力，从而导致政策临界点前后企业的税收征管强度存在明显的差异。这为本文研究税收征管水平变化的经济效应提供了极佳的机会，后文将以这一改革为基础开展研究。

**（二）理论分析**

税收征管作为一种重要的外部治理机制对于企业发展的重要性不言而喻（叶康涛和刘行，2011；刘忠和李殷，2019；蔡昌等，2021）。本文认为，税收征管影响社保基金收入的主要逻辑在于：税收征管通过“税费替代效应”和“缴费基数效应”降低了企业的税收规避和社保缴费基数，从而挤出了社保基金收入。因此，理解这一机制需要从“税费替代效应”和“缴费基数效应”两方面考虑，具体路径如图1所示。

“税费替代效应”

社会保险基金收入减少，长期均衡受到影响

企业税收规避意愿下降，社保逃费增加，缴费减少

企业调整社保缴费基数，减少雇员数量和职工工资

发展压力增大

企业盈利空间挤压

税收征管加强

企业行为调整

“缴费基数效应”

**图1 税收征管对社保基金收入影响的传导机制**

从“税费替代效应”来看，税收是政府对于企业利润的强制分成，税收征管能力提升会直接增加微观企业感知的税负，减少企业账面现金流存，降低企业的再生产和投资运营能力，不利于企业经营绩效和企业价值的增长（刘忠和李殷，2019）。也即税务机关的税收强征管，减少了企业可以自由支配的自由现金流水平，导致企业利润和绩效显著下降。当然在面临征管压力时，企业也可能会通过特定的方式来截留现金，比如税收规避、逃避社保缴费等。在以往众多的研究中，企业避税被认为是一种可靠的方式。刘行和吕长江（2018）研究发现，避税会帮助企业建立竞争优势，企业的避税行为具有战略效应。然而，在本文的情景中，企业希望通过避税和逃税来截留现金，增加发展动能的可能性较小。主要原因在于，随着税收征管体制改革的推进——企业所得税征管权由地方税务局上收至国家税务局，税务机关税收执法能力进一步加强，此时企业进行避税的边际收益小于边际成本，理性的企业不会通过避税的方式来截留现金，提升企业发展动能。事实上，范子英和田彬彬（2013）、刘行等（2017）的研究均发现，税收征管体制改革后，企业的税收规避能力显著下降。因此，另一个可行的方案是：企业通过逃避社会保险缴费，减少企业劳动成本和现金支出来提升企业绩效和价值，也即通过“税费替代”的方式来提升发展动能（赵仁杰和范子英，2021a）。事实上，这一方案在中国的市场环境下可能更加可行和隐蔽。主要原因是：长期以来，由于缺乏上位法的支撑，中国的社会保险缴费具有较大的“征管空间”，企业逃费的现象十分普遍（赵绍阳和杨豪，2016；许红梅和李春涛，2020）。因此，当企业面临较大的税收征管和发展压力时，极有可能会通过逃避社保缴费的方式来增加企业的发展能力，此时社保基金收入的下降不可避免。

另一方面，从“缴费基数效应”来看，税收征管能力提升会挤压企业利润空间，增加企业发展压力（刘忠和李殷，2019）。此时，企业除了通过避税等手段来截留现金增加发展动能，亦会通过调整社保缴费基数（减少雇员数量、削减员工工资）的方式来给予应对（唐珏和封进，2019）。如近年来日益普遍的“劳务外包、劳务派遣”等现象就是企业降低劳动成本、缓解社保缴费压力的重要途径。主要原因在于：逃税、避税和逃费等手段虽然可以增加企业现金流，但往往具体高昂的成本，一旦企业逃避缴税缴费被征管机构发现，企业将面临高额的罚款和市场信誉的下降。因此，主动调整企业行为来应对挑战似乎是一个占优策略。也即当税务部门税收征管能力提升，企业面临发展压力时，企业可能会通过降低社保缴费基数（减少雇员数量、削减员工工资）等方式来增加企业自有现金流，弥补税收征管强度上升所带来的企业绩效损失和发展压力（唐珏和封进，2019；刘子兰等，2020）。简而言之，在面临税收征管压力时，企业可能会调整企业社保缴费基数，即通过减少职工人数和降低职工工资的方式来“纾困”。综上所述，本文提出待检验的研究假设：即税收征管强度提升通过“税费替代效应”和“缴费基数效应”两条途径挤出了社会保险缴费，导致社保基金征缴收入减少。

**三、数据、变量与研究设计**

**（一）数据来源与变量解释**

**1.数据来源**

本文的主要目的是实证评估税收征管对于社保基金收入的影响，基于数据的可靠性和可得性，本文主要选择1998-2007年中国工业企业数据库进行分析（唐珏和封进，2019；刘子兰等，2020；唐珏和封进，2020）。工业企业数据库仅在1998-2007年的样本中报告了社保缴费数据，且工业企业数据库统计了大量企业的基本信息和财务信息，能充分满足本文的研究需求。本文借鉴Brandt等（2012）的做法对样本进行整理，得到1998-2007年的面板数据。由于使用微观企业数据会遇到较多的异常值问题，因此我们也对数据上下1%进行了缩尾处理。此外，进一步分析中宏观层面的数据主要来自2001-2020年的《中国统计年鉴》，为了处理数据异常值问题，也对相关变量进行了缩尾处理。

**2.变量解释**

首先，本文核心被解释变量是社保基金收入，借鉴现有文献（唐珏和封进，2019；刘子兰等，2020；Li et al.，2021），将社保缴费总额取对数作为社保基金收入的衡量指标。后文将使用其他指标进行稳健性检验。观察发现，社保基金收入的衡量指标payr的均值为4.6913。另外，社保基金指标的标准差为1.626，且最小值与最大值之间存在明显的差异。

其次，税收征管为核心解释变量，采用二分虚拟变量（tax）进行表示，其值取决于驱动变量的大小。具体而言，若驱动变量gap取值为负，则tax处于对照组，取值为0，表明企业成立时间于税收征管改革前，称为“老企业”；若gap取值大于等于0，则tax处于处理组，取值为1，属于“新企业”，并以此来识别税收征管改革对企业社保缴费及社保基金收入的影响。

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 最后，考虑到影响社保基金收入的因素较多，在控制变量方面，参考相关研究（Li et al.，2021；唐珏和封进，2019；刘子兰等，2020；刘辉和刘子兰，2020），本文还控制了公司年龄（age）、平均工资（awage）、盈利能力（prof）、资产负债率（lev）、资产有形比（tang）、抵押担保（fasset）等，具体变量的详细说明及描述性统计如表1所示。  表1：变量的定义和描述性统计 | | | | |
| 变量符号 | 变量名 | 样本量 | 均值 | 标准差 |
| payroll | 社保缴费总额 | 687470 | 246.428 | 849.578 |
| payr | 社保基金收入 | 412272 | 4.691 | 1.626 |
| tax | 处理变量 | 887381 | 0.449 | 0.497 |
| age | 企业年龄 | 887381 | 3.559 | 2.168 |
| lev | 资产负债率 | 887381 | 0.544 | 0.26 |
| prof | 盈利能力 | 887381 | 0.096 | 0.17 |
| awage | 平均工资 | 809157 | 2.485 | 0.629 |
| tang | 资产有形比 | 887381 | 0.536 | 0.234 |
| fasset | 抵押能力 | 887381 | 0.358 | 0.227 |
| Pay | 职工薪酬 | 687470 | 281.211 | 4487.443 |
| Pay1 | 社保基金收入 | 388472 | 4.563 | 1.592 |

**（二）估计模型与识别策略**

为了准确识别税收征管对社保基金收入的影响，本文构建了如下断点回归计量模型进行实证检验：



模型（1）中，为被解释变量，用社保缴费进行衡量（payr），其中社保缴费等于养老和医疗保险与失业保险的总和取对数。为分组虚拟变量其值取决于驱动变量的大小，为驱动变量与分组变量的多项式函数，为驱动变量，表示企业成立时间与税收征管改革实施时间的月份间隔。具体而言，将驱动变量设置为企业的成立时间与2002年税收征管改革实施之差。例如，若企业成立时间为2001年11月，则=-2，位于对照组，取值为0；若企业成立时间为2002年3月，则=2，处于实验组，取值为1。模型中为税收征管对社保基金收入的局部平均处理效应（LATE）是本文最为关注的对象。当然，本文还控制了公司层面变量以及各层级的固定效应，为误差项。

**四、实证结果与解释**

**（一）基础回归结果**

首先，表2报告了税收征管对社保基金收入影响的基准回归结果。其中第（1）至（3）列为OLS回归的估计结果，第（4）至（6）列为RD的估计结果。从表2 Panel A中第（1）至（3）列OLS回归估计结果中不难发现，税收征管对社保基金收入影响的估计系数显著为负，初步说明税收征管强度提升会降低社保基金收入。其次，为了进一步准确估计两者间的关系，Panel A中第（4）至（6）报告了RD局部线性回归的估计结果。结果显示，税收征管体制改革后，随着税收征管能力的提升社保基金收入显著减少，验证研究假说。总体而言，在控制了相关变量及行业、时间和地区层面的固定效应后，税收征管使社保基金收入有了明显的降低。最后，本文在Panel B中进一步报告了局部二次和三次多项式的估计结果以保证基准结果的稳健。

表2: 基准回归结果

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|  | payr | payr | payr | payr | payr | payr |
| **Panel A:** |  |  |  |  |  |  |
| tax | -0.0560\*\*\* | -0.0464\*\*\* | -0.0458\*\*\* | -0.0556\*\*\* | -0.0462\*\*\* | -0.0456\*\*\* |
|  | (0.0075) | (0.0075) | (0.0074) | (0.0075) | (0.0075) | (0.0074) |
| 多项式 |  |  |  | 一次 | 一次 | 一次 |
| 样本量 | 408369 | 408369 | 408369 | 408369 | 408369 | 408369 |
| R2 | 0.3566 | 0.3678 | 0.3857 | 0.3566 | 0.3678 | 0.3857 |
| **Panel B:** |  |  |  |  |  |  |
| tax | -0.0555\*\*\* | -0.0461\*\*\* | -0.0454\*\*\* | -0.0425\*\*\* | -0.0342\*\*\* | -0.0300\*\*\* |
|  | (0.0075) | (0.0075) | (0.0074) | (0.0098) | (0.0097) | (0.0096) |
| 多项式 | 二次 | 二次 | 二次 | 三次 | 三次 | 三次 |
| 样本量 | 408369 | 408369 | 408369 | 408369 | 408369 | 408369 |
| R2 | 0.3566 | 0.3678 | 0.3857 | 0.3566 | 0.3678 | 0.3857 |
|  |  |  |  |  |  |  |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 行业效应 | No | Yes | Yes | No | Yes | Yes |
| 年份效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 地区效应 | No | No | Yes | No | No | Yes |

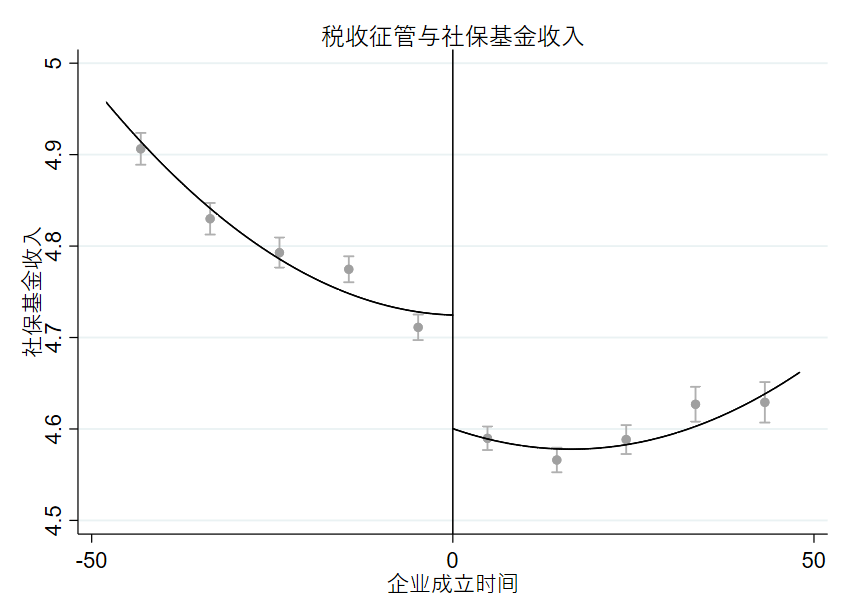
说明: 括号中报告的是企业层面聚类估计的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著。

**（二）稳健性检验**

**1.有效性检验**

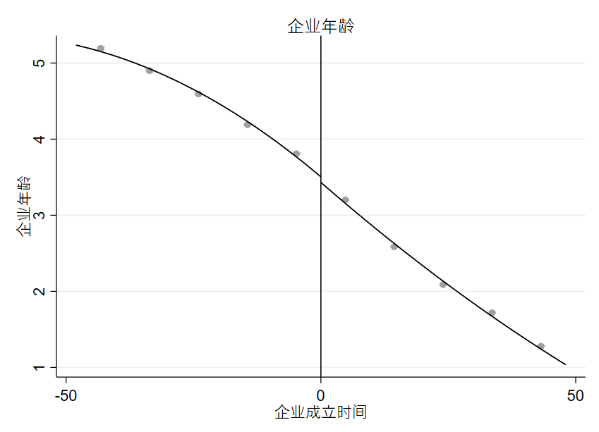
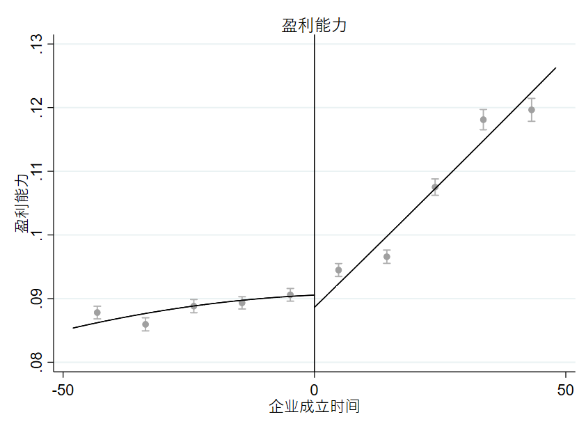
构建断点回归模型进行估计，需要满足如下三个前置条件（Chen et al.,2019）。其一，需要检验社保基金收入在所得税征管体制改革时间“临界点”附近是否存在明显的跳跃。其二，需要排除其他因素对结果的干扰，检验控制变量（或叫前定变量）在“临界点”附近的连续性（李芳华等，2020）。其三，需要检验个体是否能够主动操纵估计结果，若发现操控则不能使用断点回归进行估计（Chen et al.,2019）。接下来，本文分别对上述约束条件进行检验。

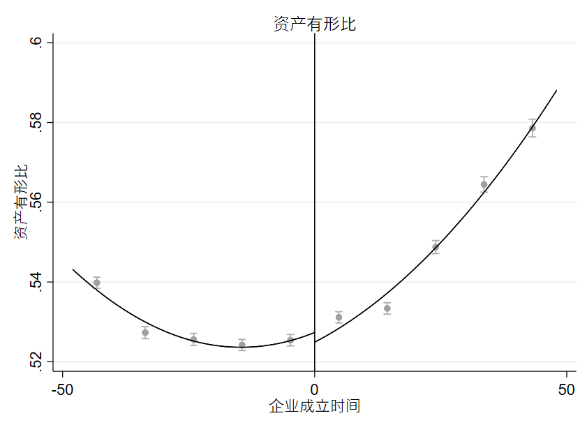
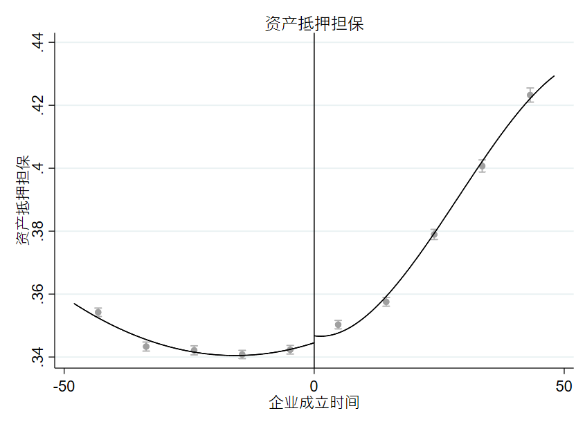
首先，检验被解释变量社保基金收入在所得税征管体制改革时间“临界点”附近是否存在明显的不连续。图2的检验结果显示，社保基金收入在所得税征管体制改革“临界点”处出现明显的向下跳跃，这表明税收征管体制改革的实施降低了社保基金收入，不利于社保基金收入的可持续发展。同时也表明，所得税征管体制改革这一外生的制度断点可以反映核心变量之间存在的明显关系，采用断点回归方法对税收征管与社保基金收入之间的关系进行识别是恰当的。

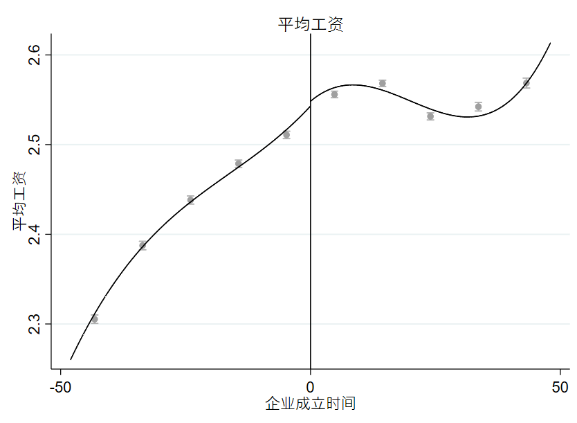


**图2 社保基金收入在所得税征管改革政策“临界点”处的断点图**

其次，为了保证社保基金收入的减少是由于核心解释变量在受到政策冲击时的变化所产生，并不是由于其他控制变量在政策冲击后的变化所导致，因此需要排除竞争性假说的干扰。检验结果如图3所示，可以发现其他控制变量在断点处并未出现明显的向下跳跃，满足断点回归的平滑性检验，说明断点估计结果并不是由于控制变量的变化所致。

**图3 控制变量的连续性检验**

最后，需要检验个体对断点的操控问题，主要利用以下方式进行检验。一是观察企业在政策临界点附近的直方图，从图4直方图的结果可知，企业成立时间在2002年1月1日附近并不存在明显断点，呈现连续的变化。二是进行驱动变量密度函数连续性检验（McCrary，2008），结果显示（图4中第二个图），在断点两侧企业成立时间分布的密度函数并不存在显著差异，充分表明企业成立时间并未被人为操控。三是跟随Cattaneo等（2018）的研究，使用局部多项式密度估计（局部二次逼近）检验断点回归估计的不连续性，并绘制了相应的密度函数。检验结果并未发现个体对驱动变量进行操控。



**图4 驱动变量的操控检验**

2.安慰剂检验

为了保证本文的估计结果不是偶然获得，此部分构建一个反事实的政策“断点”，并对基准模型重新进行估计。具体而言，人为把政策“断点”的时间进行调整，将断点的位置调整为±1.25，±3和±5，重新进行RD估计，以此来检验前文的基准结论。检验结果显示，社保基金收入在调整断点位置后呈连续分布，均不存在明显跳跃，这说明前文的估计结果是稳健的，也在一定程度上说明本文的估计结果并非由时间上的偶然因素所产生。[[3]](#footnote-3)

3.替换核心被解释变量

前文的估计结果中，本文使用社保缴费总额（养老保险、医疗保险和失业保险的总和）衡量社保基金收入，此部分借鉴唐珏和封进（2019）、刘子兰等（2020）的研究将失业保险删除重新进行断点估计。[[4]](#footnote-4)具体结果如表3所示，检验结果表明，税收征管体制改革后随着税收征管能力的加强社保基金收入显著减少，与前文基准回归结论保持一致。

表3: 替换被解释变量

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|  | pay1 | pay1 | pay1 | pay1 | pay1 | pay1 |
| tax | -0.0567\*\*\* | -0.0477\*\*\* | -0.0479\*\*\* | -0.0565\*\*\* | -0.0476\*\*\* | -0.0477\*\*\* |
|  | (0.0076) | (0.0076) | (0.0075) | (0.0076) | (0.0076) | (0.0075) |
| 样本量 | 385028 | 385028 | 385028 | 385028 | 385028 | 385028 |
| R2 | 0.3530 | 0.3638 | 0.3793 | 0.3530 | 0.3638 | 0.3794 |
| 多项式 | 一次 | 一次 | 一次 | 二次 | 二次 | 二次 |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 行业效应 | No | Yes | Yes | No | Yes | Yes |
| 年份效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 地区效应 | No | No | Yes | No | No | Yes |

说明: 括号中报告的是企业层面聚类估计的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著。

4.排除数据操控问题（Donut hole RD）

由于配置变量附近的某些观测值可能存在过多聚集的问题，从而对本文的估计结果产生影响（Barreca et al.,2011；谢谦等，2019）。此部分，本文尝试删掉“临界点”2002年1月1日前后一个月的观测值，进行甜甜圈RD检验（Donut hole RD），以防止出现数据堆积问题影响前文估计结果的稳健性（Barreca et al.,2011）。具体检验结果如表4所示，在考虑数据操控问题后，税收征管与社保基金收入之间的负向关系仍旧稳健。

表4：甜甜圈RD

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|  | payr | payr | payr | payr | payr | payr |
| tax | -0.0528\*\*\* | -0.0442\*\*\* | -0.0436\*\*\* | -0.0529\*\*\* | -0.0442\*\*\* | -0.0436\*\*\* |
|  | (0.0078) | (0.0077) | (0.0076) | (0.0078) | (0.0077) | (0.0076) |
| 样本量 | 398106 | 398106 | 398106 | 398106 | 398106 | 398106 |
| R2 | 0.3545 | 0.3658 | 0.3839 | 0.3546 | 0.3658 | 0.3839 |
| 多项式 | 一次 | 一次 | 一次 | 二次 | 二次 | 二次 |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 行业效应 | No | Yes | Yes | No | Yes | Yes |
| 年份效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 地区效应 | No | No | Yes | No | No | Yes |

说明: 括号中报告的是企业层面聚类估计的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著。

5. 排除其他干扰性政策的影响

在本文的样本区间内，除了所得税征管体制改革，还存在增值税转型改革等代表性的税制改革。一般而言，这类改革与本文考察的所得税征管体制改革并不存在重叠，也不直接影响处理组的设定，但由于税制改革会影响企业行为选择，并间接影响企业的社保缴费。表5中第（1）-（6）列报告了排除其他替代性政策干扰的估计结果，结果显示，即使在排除增值税转型等干扰政策的影响后，税收征管对社保基金收入的负向影响依旧存在。

表5：删除东北增值税改革试点企业

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|  | payr | payr | payr | payr | payr | payr |
| tax | -0.0595\*\*\* | -0.0498\*\*\* | -0.0484\*\*\* | -0.0594\*\*\* | -0.0497\*\*\* | -0.0482\*\*\* |
|  | (0.0076) | (0.0075) | (0.0075) | (0.0076) | (0.0076) | (0.0075) |
| 样本量 | 391233 | 391233 | 391233 | 391233 | 391233 | 391233 |
| R2 | 0.3617 | 0.3738 | 0.3893 | 0.3617 | 0.3739 | 0.3893 |
| 多项式 | 一次 | 一次 | 一次 | 二次 | 二次 | 二次 |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 行业效应 | No | Yes | Yes | No | Yes | Yes |
| 年份效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 地区效应 | No | No | Yes | No | No | Yes |

说明: 括号中报告的是企业层面聚类估计的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著。

6.带宽的敏感性检验

此部分，本文尝试改变断点估计带宽的设定来进行稳健性检验。借鉴刘行等（2017）、徐舒等（2019）的研究，尝试改变断点两侧样本的带宽，重新对模型进行断点回归估计，以进一步加强结论的稳健性。具体的检验结果如表6所示，无论使用何种带宽以及各种方式确定最优带宽均不会对本文的估计结果造成干扰。[[5]](#footnote-5)

表6：带宽敏感性检验

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|  | payr | payr | payr | payr | payr |
| tax | -0.1534\*\*\* | -0.0283\*\* | -0.0404\*\*\* | -0.0425\*\*\* | -0.0420\*\*\* |
|  | (0.0263) | (0.0127) | (0.0108) | (0.0095) | (0.0091) |
| 样本量 | 140309 | 258521 | 305852 | 366033 | 394550 |
| R2 | 0.1168 | 0.1183 | 0.1189 | 0.1180 | 0.1167 |
| 带宽 | ±12 | ±24 | ±30 | ±40 | ±45 |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 行业效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 地区效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |

说明: 括号中报告的是企业层面聚类估计的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著。

7.非参数断点估计结果

为了保证结果的稳健性，本文还在表7中补充了使用标准程序（rdrobust）非参数估计的结果。[[6]](#footnote-6)参考Calonico 等（2019）的方法（CCT2019）确定最优带宽。其中第（1）-（6）列报告了CCT2019法不同核密度函数下MSE（Mean Squared Error）最优带宽的估计结果。由表7中结果可知，无论选用何种最优带宽，税收征管与社保基金收入的负向关系依然显著。这说明，税收征管强度的提高确实会降低社保基金收入，进一步印证前文结论。

表7：非参数估计结果

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|  | payr | payr | payr | payr | payr | payr |
| Conventional | -0.3268\*\*\* | -0.3592\*\*\* | -0.3798\*\*\* | -0.2498\*\*\* | -0.2780\*\*\* | -0.2790\*\*\* |
|  | (0.0370) | (0.0389) | (0.0414) | (0.0474) | (0.0474) | (0.0491) |
| Bias-corrected | -0.3488\*\*\* | -0.3806\*\*\* | -0.4035\*\*\* | -0.2733\*\*\* | -0.2979\*\*\* | -0.2976\*\*\* |
|  | (0.0370) | (0.0389) | (0.0414) | (0.0474) | (0.0474) | (0.0491) |
| Robust | -0.3488\*\*\* | -0.3806\*\*\* | -0.4035\*\*\* | -0.2733\*\*\* | -0.2979\*\*\* | -0.2976\*\*\* |
|  | (0.0377) | (0.0421) | (0.0453) | (0.0489) | (0.0520) | (0.0539) |
| 最优带宽 | CCT | CCT | CCT | CCT | CCT | CCT |
| 协变量 | No | No | No | Yes | Yes | Yes |
| Kernel | Uniform | Triangle | Epanech | Uniform | Triangle | Epanech |
| 样本量 | 412272 | 412272 | 412272 | 412272 | 412272 | 412272 |

说明: 括号中报告的是企业层面聚类估计的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著。

8.改变基准模型的设定方式

为进一步保证前文估计结果的稳健性，参考Chen等（2019）的研究将分组变量和驱动变量进行交乘，在基准模型中加入分组变量和驱动变量一次和二次交乘项，以控制非线性因素对本文估计结果的干扰，进一步验证回归结果的稳健性。具体的，在模型（1）的基础上将模型修改设定如下：



其中，f(gap)为驱动多项式函数，本文的研究主要采用一次和二次项，其余变量与模型（1）中的设定一致。tax\* f(gap)为分组变量和驱动变量的交乘项，主要为一次和二次交乘。表8汇报了模型（2）估计的税收征管与社保基金收入的回归结果。其中第（1）至（3）列为驱动变量gap和分组变量tax一次项及一次项交乘的估计结果，第（4）至（6）列为二次项与二次项交乘的估计结果。观察结果发现，税收征管与社保基金收入的负向关系依旧稳健。

表8：改变模型设定方式

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|  | payr | payr | payr | payr | payr | payr |
| tax | -0.0558\*\*\* | -0.0462\*\*\* | -0.0457\*\*\* | -0.0342\*\*\* | -0.0258\*\* | -0.0218\*\* |
|  | (0.0075) | (0.0075) | (0.0074) | (0.0111) | (0.0110) | (0.0109) |
| 样本量 | 408369 | 408369 | 408369 | 408369 | 408369 | 408369 |
| R2 | 0.3566 | 0.3678 | 0.3857 | 0.3566 | 0.3678 | 0.3857 |
| 多项式 | 一次交互 | 一次交互 | 一次交互 | 二次交互 | 二次交互 | 二次交互 |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 行业效应 | No | Yes | Yes | No | Yes | Yes |
| 年份效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 地区效应 | No | No | Yes | No | No | Yes |

说明: 括号中报告的是企业层面聚类估计的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著。

**五、异质性分析**

税收征管强度提高可能对不同特征的企业具有不同的影响，融资能力不同、所有制不同、企业规模不同、征管机构不同均有可能导致其所接受的政策冲击也并不相同。

**（一）融资约束**

融资难、融资贵是困扰中国企业健康发展的重大现实问题。一般而言，高融资约束企业往往需要更多的现金来促进企业发展，因而其对于现金的需求更加迫切。随着税收征管强度的提升，企业可以利用的现金余额相比以往变得更少。此时，面临融资约束的企业很有可能会通过逃避社保缴费的方式来增加现金，以谋求更好发展。因此，在不同融资约束背景下，社保基金收入是否会因税收征管能力提升而呈现不同变化？此部分将对这一推论进行检验。具体而言，本文首先利用saindex指数来衡量企业融资约束的变化（Hadlock and Pierce，2010；刘行等，2017）。其次，以saindex中位数为依据将研究样本分为高低两组，也即当saindex高于中位数时为融资约束较高组，反之则为融资约束较低组，并分组检验税收征管对社保基金收入的影响。表9中第（1）-（2）列的检验结果显示，在不同融资约束背景下，税收征管强度提升显著降低了社保基金收入。比较分析发现，税收征管强度提升对于融资约束较高组企业社保缴费收入的负面影响更大。

**（二）企业性质**

产权性质是影响企业社保缴费的重要因素，在分析税收征管体制改革的效果时必须对产权性质进行考虑。一般而言，国有企业规模大、融资约束小、财务制度健全，逃税避费的机会成本大。相反，非国有企业体量小、抗风险能力弱、融资约束大，因而其对于政策的反映更加敏感。表9中第（3）-（4）列报告了不同产权性质下，税收征管强度提升对于国有和非国有企业社保基金收入的影响。回归结果显示，国有企业和非国有企业在所得税征管体制改革后，随着税务机关执法能力的提高，其社保缴费会明显下降，相比较而言，非国有企业在所得税征管体制改革后社保缴费下降的幅度更大。这也证明，税收征管作为一种重要的外部约束会深刻影响企业的行为，迫使企业在所得税制改革后降低其社保缴费意愿，并最终减少社保基金收入。

**（三）企业规模**

理论上来说，规模较小的企业风险承担能力更弱、融资约束更高，其更容易受到外部政策环境的影响，因而当企业面临的税收征管能力提高时，小规模企业会更加主动地采取措施来防范和避免因税收征管能力提升而带来的各种潜在风险，因此其社保逃费动机和逃费意愿更加强烈。与之相反，大规模企业由于其雄厚的实力、规范的财务制度以及相对容易的融资渠道，对税收征管能力提升的敏感性反而较低。除此之外，“政治成本假说”认为，相比于小规模企业，大规模企业由于“树大招风”会遭受更加严格地税务稽查和社保缴费审查，因而税收征管强度提高对其社保逃费的影响程度相对较小（席鹏辉和周波，2021）。因此，此部分有必要检验税收征管能力提升对不同规模企业社保缴费的影响效果。具体而言，我们依据国家统计局2003年发布的《统计上大中小型企业划分办法（暂行）》，以企业2004年的营收为基础，按照销售额（3亿元及以上）、资产总额（4亿元及以上）和从业人员（2000人及以上）三项标准将企业划分为大企业和中小型企业进行检验。表9中第（5）-（6）列报告了不同企业规模下税收征管能力提高对企业社保费用缴费的回归结果。结果显示，规模较小的企业在税收征管改革后，其社保缴费的下降效果更为明显，与理论预期一致。与之相反，规模较大的企业，其社保缴费的影响效果较小。

表9：异质性检验

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|  | payr | payr | payr | payr | payr | payr |
| tax | -0.0833\*\*\* | -0.0394\*\*\* | -0.0178 | -0.0422\*\*\* | 0.0145 | -0.0473\*\*\* |
|  | (0.0266) | (0.0076) | (0.0295) | (0.0075) | (0.0548) | (0.0075) |
| 样本量 | 398106 | 398106 | 30490 | 377873 | 8988 | 387801 |
| R2 | 0.3658 | 0.3839 | 0.5051 | 0.3502 | 0.2880 | 0.3069 |
|  | 高 | 低 | 国企 | 非国企 | 大企业 | 中小企业 |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 行业效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 地区效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |

说明: 括号中报告的是企业层面聚类估计的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著。

**（四）社保征收模式**

自20世纪90年代末《社会保险费征缴暂行条例》颁布以来，中国的社保征管主要有三种模式，分别为“税务全责征收”、“社保核定、税务代征”以及“社保机构征收”。一般而言，税务部门执法能力和征管力度较强，社保逃费的空间较少；反之，社保部门征管力度较弱，逃费较为明显。已有研究也发现，中国社保费的二元征缴体制是社保逃费的重要原因（赵绍阳和杨豪，2016；许红梅和李春涛，2020）。因此，不同的社保征管方式对于企业社保缴费的影响可能存在明显的差异。为此，本文手工搜集了样本期内不同省份不同时间采用不同社保征收方式的信息数据，并进行了异质性分析。实证结果如表10所示，其中第（1）列为税务全责征收（由税务部门核定和征收）地区的企业样本，第（2）列为仅税务部门征收（由社保部门核定、由税务部门征收）地区的企业样本，第（3）列为社保部门征管（由社保部门核定和征收）地区的企业样本。可以发现：一是，避费效应不仅出现在社保征管的地区样本中，也出现在由税务部门征收的地区样本中，而在全责征收的地区样本中，避费效应并不显著；二是，仅税务征管地区的企业样本中避费效应确实弱于社保征管的样本。这一结果证实了税务部门征收的价值，但税务全责征收对于社保的应收尽收的意义和价值更大，这对于未来实现社保缴费税务全责征收也具有重要启示。

表10：不同征收模式的避费效应

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) |
|  | payr | payr | payr |
| tax | -0.0027 | -0.0031\*\*\* | -0.0282\*\* |
|  | (0.0017) | (0.0012) | (0.0129) |
| 样本量 | 91142 | 191766 | 145041 |
| R2 | 0.0419 | 0.0354 | 0.3941 |
|  | 税务全责征收 | 税务非全责征收 | 社保征收 |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes |
| 行业效应 | Yes | Yes | Yes |
| 年份效应 | Yes | Yes | Yes |
| 地区效应 | Yes | Yes | Yes |

说明: 括号中报告的是企业层面聚类估计的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著。

**六、影响机制检验**

税收征管强度提高如何影响了社保基金收入？在此部分本文试图对其潜在的作用机制进行识别。由前文的理论分析可知，在企业层面，税收征管通过“税费替代效应”和“缴费基数效应”挤出了企业社保缴费，降低了社保基金收入。并且这一机制具体表现在：在“税费替代效应”方面，所得税征管体制改革导致税务部门税收征管强度提高，降低了企业的税收规避行为，增加了企业逃避社保缴费的意愿，致使社保基金收入减少。在“缴费基数效应”方面，税收征管能力提升挤压了企业的利润空间，增加了企业发展压力。此时，企业为了摆脱税负不断增加的压力，亦可主动求变，通过降低社保缴费基数等方式来给予应对，从而减少了社保基金收入。根据这一理论机制，此部分本文实证检验了税收征管强度提升对企业几个关键变量的影响：（1）企业税收规避；（2）社保缴费基数。

1.企业税收规避

首先，本文检验“税费替代效应”也即检验税收征管强度提升对企业税收规避的影响。以往众多研究发现，2002年的所得税征管体制改革将企业所得税征管权由地税局上收至国税局会显著增加税务部门的税收执法能力和税收努力，显著降低企业的逃避税行为。例如，范子英和田彬彬（2013）、刘行等（2017）的研究均发现，在所得税征管体制改革后，微观企业的避税行为会显著下降。此部分，首先检验税收征管强度提高对企业税收规避的影响。具体而言，参考Hanlon和Heitzman（2010）、刘忠和李殷等（2019）的研究采用以下方式衡量企业避税：一是采用企业名义所得税率减去企业实际所得税率的差值并取对数衡量（etr），其中企业实际所得税率按照范子英和田彬彬（2013）的研究，用应交所得税与利润总额的比值表示；二是，企业增值税实际税率（vtax），用本年应缴增值税与工业增加值的比值表示。具体检验结果如表11中第（1）-（4）列所示，税收征管强度提高降低了企业的税收规避行为，这与理论预期和以往的研究结论基本一致。其中，企业增值税实际税率的增加表明当企业所得税交由国税部门与增值税一起征收时会降低企业的税收规避，导致企业的增值税税率上升，增值税避税减少。

表11：企业避税机制检验

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) |
|  | etr | vtax | payr | payr |
| tax | -0.0043\*\*\* | 0.0010\* | -0.0331\*\*\* | -0.0233\*\* |
|  | (0.0007) | (0.0006) | (0.0096) | (0.0107) |
| etr |  |  | 0.0257\*\* |  |
|  |  |  | (0.0123) |  |
| vtax |  |  |  | 0.1987\*\*\* |
|  |  |  |  | (0.0195) |
| 样本量 | 836116 | 710124 | 396787 | 322770 |
| R2 | 0.0672 | 0.0570 | 0.4142 | 0.4034 |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 行业效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 地区效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |

说明: 括号中报告的是企业层面聚类估计的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著。

2.社保缴费基数

其次，当税收征管压力大幅提升时，企业除了通过避税和逃费的方来截留现金缓解发展压力，亦可主动求变，通过降低社保缴费基数，也即通过减少职工人数、降低职工工资等的方式来应对发展困境，如近年来日益普遍的“劳务外包、劳务派遣”、雇佣灵活就业人员等等。具体而言，参考唐珏和封进（2019）的研究，采用以下方式衡量社保缴费基数对上述预期进行检验：第一，从业人数（label），用企业雇员总数取对数表示。第二，员工工资（pwage）,用企业支付给职工个人的工资总额的对数表示；第三，员工工资（wage），用企业付给职工个人的工资和福利支出总和的对数表示。检验结果如表12中第（1）-（6）列所示，税收征管强度提升显著减少了企业劳动力雇员总数和工资水平，降低了企业的社保缴费基数。这说明，税收征管强度提高会使企业通过劳动力市场调整社保缴费基数减少社保缴费，证明了前文的“缴费基数效应”。

表12：社保缴费基数机制检验

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
|  | label | pwage | wage | payr | payr | payr |
| tax | -0.0099\*\*\* | -0.0090\*\*\* | -0.0091\*\*\* | -0.0260\*\*\* | -0.0278\*\*\* | -0.0284\*\*\* |
|  | (0.0033) | (0.0034) | (0.0034) | (0.0088) | (0.0086) | (0.0086) |
| label |  |  |  | 0.6062\*\*\* |  |  |
|  |  |  |  | (0.0027) |  |  |
| pwage |  |  |  |  | 0.6822\*\*\* |  |
|  |  |  |  |  | (0.0025) |  |
| wage |  |  |  |  |  | 0.7000\*\*\* |
|  |  |  |  |  |  | (0.0025) |
| 样本量 | 790358 | 864338 | 864399 | 408359 | 408341 | 408340 |
| R2 | 0.4810 | 0.5412 | 0.5414 | 0.4860 | 0.5162 | 0.5217 |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 行业效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 地区效应 | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |

说明: 括号中报告的是企业层面聚类估计的稳健标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著。

综上可知，税收征管强度提升通过“税费替代效应”与“缴费基数效应”降低了企业的税收规避和社保缴费基数，挤出了企业的社保缴费，从而导致社保基金收入下降明显，不利于其长期均衡发展。

**七、进一步分析**

前文主要基于微观层面1998-2007年的数据进行分析，接下来我们进一步分析宏观层面的税收征管对于社保基金收入的影响。具体而言，首先需要构建地区层面的税收征管力度指标，参考Xu等（2011）、陈德球等（2016）的模型来估计各地区预期可获得的税收收入：[[7]](#footnote-7)



其中，Tax为各地区年末本地的税收收入，GDP为各地区年末的生产总值，Ind1和Ind2分别为本地第一和第二产业年末的产值，Open为地区开放度，采用各地区年末进出口总额来衡量，上述数据手工收集自2001-2020年《中国统计年鉴》。通过上述模型的拟合，得到各地区税收征管强度的预测值。接下来构建地区层面的税收征管强度指标T1，用地区实际税收收入与预期税收收入之比表示（）和T2，用地区实际税收收入与预期税收收入之差表示（）。最后，检验地区层面的税收征管对社保基金收入的影响，构建如下计量模型：



其中，c、t分别表示省份和年份，payr表示社保基金收入，用省级层面的社保基金收入取对数表示。核心解释变量TE表示地区税收征管强度，用上文计算的指标T1和T2表示。其他变量lngdp、lninvest、city 、lnspop、lnfinace分别表示地区人均生产总值、固定资产投资、城镇化率、总人口以及财政收入，上述城市层面的数据来自2001-2020年的《中国统计年鉴》。、、分别表示省级层面、时间层面的固定效应以及误差项。[[8]](#footnote-8)

宏观层面检验的结果如表13中Panel A所示，其中第（1）至（2）列为2001-2007年样本估计结果，第（3）至（4）列为2001-2020年的估计结果。观察回归结果不难发现，税收征管对社保基金收入影响的估计系数显著为负，说明宏观层面税收征管强度提升会降低社保基金收入，这与上文微观层面的发现保持一致。进一步分析表明，税收征管强度提升会产生负向的外溢效应，影响社保基金收入的长期均衡和可持续发展。因此，需要对税收征管的外溢效应进行评估以实现最优化的发展目标。其次，为了进一步准确估计两者间的关系，本文将部分控制变量滞后一期、替换社保基金收入指标等后均发现，税收征管与社保基金收入之间的负向关系依旧显著。

表13：宏观层面税收征管与社保基金收入

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| Panel A | (1) | (2) | (3) | (4) |
|  | payr | payr | payr | payr |
| T1 | -0.3571\*\*\* |  | -0.2852\*\*\* |  |
|  | (0.0896) |  | (0.1027) |  |
| T2 |  | -89.8705\*\*\* |  | -24.9759\* |
|  |  | (33.5285) |  | (13.8985) |
| 样本量 | 217 | 217 | 527 | 527 |
| R2 | 0.9903 | 0.9905 | 0.9883 | 0.9878 |
| Panel B | (1) | (2) | (3) | (4) |
|  | burden | burden | burden | burden |
| T1 | 0.0090 |  | -0.1000 |  |
|  | (0.0185) |  | (0.0732) |  |
| T2 |  | -3.7380 |  | -1.7668 |
|  |  | (2.2972) |  | (2.7996) |
| 样本量 | 186 | 186 | 496 | 496 |
| R2 | 0.9970 | 0.9970 | 0.9901 | 0.9900 |
| 控制变量 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 年份效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |
| 地区效应 | Yes | Yes | Yes | Yes |

前文的分析表明，税收征管的增强会使得企业所得税实际税率和增值税税率增强，企业税收规避能力下降，此时微观企业尝试通过逃费的方式来“纾困”以增强发展动能。接下来我们尝试去探讨税收征管能力增强对于宏观税费负担的影响，以了解政府在这一税费动态调整中的作用。具体而言，我们将模型（4）中的被解释变量替换为税费负担总额（社保基金总额与税收负担总额的总和取对数）进行回归分析。[[9]](#footnote-9)检验结果如表13中Panel B所示，第（1）-（2）列为2001-2007年样本估计结果，第（3）-（4）列为2001-2020年的估计结果。可以发现税收征管对税费负担的影响并不显著，说明税收征管的增强并没有显著增加税费负担。这表明，政府在强调“税收强征管”提升税收征管力度的同时适度放松了费的征管，努力维持税费平衡，充分发挥了有为政府的作用，有助于经济的平稳和可持续发展。

**八、研究结论与启示**

中国正处在老龄化进程快速推进的历史节点，提高社保基金收入和协调社保基金的均衡发展，已经成为当前必须高度重视和亟待解决的重大现实问题。基于此背景，本文尝试从税收征管这一独特视角切入，以所得税征管体制改革为“准自然实验”，采用断点回归方法，评估了税收征管对社保基金收入的影响及其作用机制。结果表明，税收征管强度提高显著降低了社保基金收入。其作用机制在于，税收征管强度的提高产生了“税费替代效应”和“缴费基数效应”，降低了企业的税收规避和社保缴费基数，挤出了企业社保缴费，从而减少了社保基金收入。异质性分析发现，社保部门征收和税务部门非全责征收地区的企业、高融资约束企业、非国有企业和小规模企业在所得税征管体制改革后，其社保基金收入的下降更加明显。

本文研究为理解税收征管的外溢效应，协调社保基金的均衡发展提供了借鉴依据。可能的政策启示如下：第一，税收征管的加强和税收执法能力的提升是大势所趋，要研究出台相关政策切实降低企业的税费负担。一直以来，企业税费负担过重是学术界和实务界讨论的重要议题。未来要继续落实普惠性“减税降费”政策，增加对微观企业的政策支持，给予企业适当的税收优惠或财政补贴，切实降低企业的税费负担，激发企业活力推进企业发展，从而降低企业的逃避费意愿，提高社保缴费遵从，同时实现税和费的遵从，绝不能以“费逃离”作为“税遵从”的代价。

第二，通过完善税费的征收管理体制做实社保缴费基数，推动社保基金收入的应收尽收和应缴尽缴。本文研究结果表明，由于社保制度设计的不完善，税收征管能力的提高会显著挤出社保基金收入，进一步加剧社保基金缺口。在未来的改革进程中在完善税收征管制度，保障国家财政收入应收尽收的同时，要加快社保征管体制改革，根据经济形势和法治环境加快实现社保工作由税务部门全责征收，做实社保缴费基数，规范企业社保缴费和逃费行为，保证社保基金收入的应收尽收，减少企业的避费效应，并最终实现社保基金收入的长期可持续发展。

第三，通过解决企业的融资约束等问题来缓解企业的资金压力，提高企业的社保遵从，实现社保的足额征收。根据本文结果，税收征管强度提升对融资约束更高的企业、非国有企业和小规模企业社保缴费的冲击更加明显，因此，未来应着重通过解决中小企业的融资约束问题，给予不同规模不同产权性质的企业更多的优惠政策，如给予小微企业和民营企业更多的税收优惠政策等等，激发企业活力；进一步降低社保基金的名义缴费率减少企业的逃避费行为。

**参考文献：**

蔡昌 林高怡 王卉乔，2021：《税收征管与企业融资约束——基于金税三期的政策效应分析》，《会计研究》第5期。

陈运森 董志勇，2016：《政策不确定性、税收征管强度与企业税收规避》，《管理世界》第5期。

蔡栋梁 郜建豪 邹亚辉，2021：《税收征管与股价同步性——基于制度背景的研究》，《南开管理评论》第3期。

范子英 田彬彬，2013：《税收竞争、税收执法与企业避税》，《经济研究》第9期。

景鹏 郑伟，2019：《国有资本划转养老保险基金与劳动力长期供给》，《经济研究》第6期。

吕有吉 景鹏 郑伟，2021：《人口老龄化、养老保险基金缺口弥补与经济增长》，《金融研究》第1期。

刘忠 李殷，2019：《税收征管、企业避税与企业全要素生产率——基于2002年企业所得税分享改革的自然实验》，《财贸经济》第7期。

李青原 蒋倩倩，2020：《税收征管与盈余管理——基于“所得税分享改革”准自然试验》，《经济评论》第5期。

刘春 孙亮，2015：《税收征管能降低股价暴跌风险吗? 》，《金融研究》第8期。

刘忠 李殷，2019：《税收征管、企业避税与企业全要素生产率——基于2002年企业所得税分享改革的自然实验》，《财贸经济》第7期。

刘行 吕长江，2018：《企业避税的战略效应——基于避税对企业产品市场绩效的影响研究》，《金融研究》第7期。

刘行 赵健宇 叶康涛，2017：《企业避税、债务融资与债务融资来源——基于所得税征管体制改革的断点回归分析》，《管理世界》第10期。

刘子兰 刘辉 杨汝岱，2020：《最低工资制度对企业社会保险参保积极性的影响——基于中国工业企业数据库的分析》，《经济学》(季刊)第4期。

刘辉 刘子兰，2020：《社会保险费征缴体制改革会提高企业的社保合规程度吗?——基于中国工业企业数据库的分析》，《经济社会体制比较》第4期。

李芳华 张阳阳 郑新业：《精准扶贫政策效果评估——基于贫困人口微观追踪数据》，《经济研究》第8期。

倪骁然 朱玉杰，2016：《劳动保护、劳动密集度与企业创新——来自2008年（劳动合同法）实施的证据》，《管理世界》第7期。

邱牧远 王天宇 梁润，2020：《延迟退休、人力资本投资与养老金财政平衡》，《经济研究》第9期。

石晨曦 曾益，2019：《破解养老金支付困境:中央调剂制度的效应分析》，《财贸经济》第2期。

唐珏 封进，2020：《社保缴费负担、企业退出进入与地区经济增长——基于社保征收体制改革的证据》，《经济学动态》第6期。

唐珏 封进，2019：《社会保险缴费对企业资本劳动比的影响——以21世纪初省级养老保险征收机构变更为例》，《经济研究》第11期。

谢谦 薛仙玲 付明卫，2019：《断点回归设计方法应用的研究综述》，《经济与管理评论》第2期。

徐舒 杜鹏程 吴明琴，2020：《最低工资与劳动资源配置效率——来自断点回归设计的证据》，《经济学》(季刊)第1期。

许红梅 李春涛：《社保费征管与企业避税——来自（社会保险法）实施的准自然实验证据》，《经济研究》第6期。

席鹏辉 周波，2021：《经济波动、企业税负与环境规制——来自重点税源企业的证据》，《经济学动态》第6期。

叶康涛 刘行，2011：《税收征管、所得税成本与盈余管理》，《管理世界》第5期。

曾益 李殊琦 李晓琳，2020：《税务部门全责征收社保费对养老保险缴费率下调空间的影响研究》，《财政研究》第2期。

朱恒鹏 岳阳 林振翮，2020：《统筹层次提高如何影响社保基金收支——委托—代理视角下的经验证据》，《经济研究》第11期。

赵绍阳 杨豪，2016：《我国企业社会保险逃费现象的实证检验》，《统计研究》第1期。

赵瑞丽 孙楚仁 陈勇兵，2016：《最低工资与企业出口持续时间》，《世界经济》第7期。

朱铭来 申宇鹏 高垚，2021：《社保征缴体制改革的增收效应和降费空间——基于城镇职工基本医疗保险省际面板数据的分析》，《社会保障研究》第2期。

赵仁杰 范子英，2021a：《税费替代：增值税减税、非税收入征管与企业投资》，《金融研究》第1期。

赵仁杰 范子英，2021b：《“租费替代”、地方财政压力与企业非税负担》，《财政研究》第6期。

张牧扬 潘妍 范莹莹，2022：《减税政策与地方政府债务——来自增值税税率下调的证据》，《经济研究》第3期。

曾亚敏 张俊生，2009：《税收征管能够发挥公司治理功用吗? 》，《管理世界》第3期。

赵纯祥 等，2019：《税收征管经历独董能降低企业税负吗》，《会计研究》第11期。

Brandt, L. et al (2012), “Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing”, *Journal of development economics*, 97(2): 339-351.

Barreca, A. I. et al (2011), “Saving Babies? Revisiting the effect of very low birth weight classification”, *Quarterly Journal of Economics*, 126(4): 2117-2123.

Bernard, A. B. et al (2019), “Production networks, geography, and firm performance”, *Journal of Political Economy*, 127(2): 639-688.

Bennett, B. et al (2017), “Compensation goals and firm performance”, *Journal of Financial Economics*, 124(2): 307-330.

Cattaneo, M. D. et al (2018), “Manipulation testing based on density discontinuity”, *The Stata Journal*, 18(1): 234-261.

Calonico, S. et al (2019), “Regression discontinuity designs using covariates”, *Review of Economics and Statistics*, 101(3): 442-451.

Hadlock, C. J.&. Pierce, J. R. (2010), “New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index. *The Review of Financial Studies*,23(5): 1909-1940.

Hanlon, M. &. Heitzman. S. (2010), “A review of tax research”, *Journal of accounting and Economics*, 50(2-3): 127-178.

He, G. et al (2020), “Watering down environmental regulation in China”, *The Quarterly Journal of Economics* ,135(4): 2135-2185.

Li, L. et al (2021), “ Evading by any means? VAT enforcement and payroll tax evasion in China”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, 185: 770-784.

McCrary, J. (2008), “Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test”, *Journal of Econometrics* ,142(2): 698−714.

Xu, W. et al (2011), “Tax enforcement as a corporate governance mechanism: empirical evidence from China”, *Corporate Governance: An International Review*, 19(1): 25-40.

Yu Chen, et al (2019), “Valuing the urban hukou in China Evidence from a regression discontinuity design for housing prices”, *Journal of Development Economics*,141.

**Discourage One to Encourage Another: Reform of Tax Collection and Management System and Social Security Fund Income**

**Abstract:** The sustainable development of social security fund is a hot issue that the Party Central Committee and all walks of life have been concerned about for a long time. Based on the data of Chinese industrial enterprises and using the "quasi-natural experiment" of the reform of the income tax collection and administration system, this paper constructs a breakpoint regression model to evaluate the impact of tax collection and administration on the income of social security funds and the potential mechanism. The study found that the tax collection and management reform had a significant and stable negative effect on the income of social security funds, and this effect still exists in the further macro-level data test. Specifically, the tax collection and management reform reduces the tax evasion and social security payment base of enterprises through the "tax and fee substitution effect" and the "payment base effect", thereby crowding out social security contributions. Moreover, in those non-state-owned enterprises and small-scale enterprises with higher financing constraints, this negative effect is more obvious. The article finds that it has good enlightenment for understanding the spillover effect of tax collection and management reform and optimizing the reform of tax collection and management system.

**Keywords:** Tax collection and management; social security fund income; social security contributions; tax substitution; tax balance

1. 2020年该数值为31%。 [↑](#footnote-ref-1)
2. 分税制改革是全方位、多层次和多领域的，分税制作为中国税制历史上里程碑意义的改革“怎么评价都不过分”，但本文在此处仅关注分税制中税收征管机构的调整。感谢匿名审稿专家的宝贵意见。 [↑](#footnote-ref-2)
3. 限于篇幅，内容备索。 [↑](#footnote-ref-3)
4. 本文也使用实际缴费率（社保总额/职工工资）与参保概率（社保缴费大于0取值为1，反之为0）作为被解释变量进行稳健性检验，结果依旧稳健。 [↑](#footnote-ref-4)
5. 为了保证估计结果的稳健性，本文进一步将带宽调整为改革前后6个月、12个月、18个月、24个月、30个月再次进行检验，发现结果仍然稳健。 [↑](#footnote-ref-5)
6. 与前文不同的是，rdrobust命令可以自动选择最优带宽。 [↑](#footnote-ref-6)
7. 具体的，如曾亚敏和张俊生（2009）、叶康涛和刘行（2011）、江轩宇（2013）、刘春和孙亮（2015）、赵纯祥等（2019）、蔡栋梁等（2021）均采用这一方法构造地区层面的税收征管。 [↑](#footnote-ref-7)
8. 为了弥补省级层面数据检验的缺陷，本文重新收集了2008-2015年全国税收调查数据，利用“金税三期”在时间和地区层面的差异，构建双重差分模型进一步识别税收征管和社保缴费间的关系，检验结果依旧稳健。限于篇幅，具体检验结果未在文中报告，留存备索。感谢匿名审稿专家的宝贵意见。 [↑](#footnote-ref-8)
9. 为了保证估计结果的准确，我们将财政收入等控制变量做滞后一期处理。 [↑](#footnote-ref-9)