

社会保险缴费基数改革的经济效应^{*}

杜鹏程 徐 舒 张 冰

内容提要: 本文基于 2019 年中国企业社保缴费基数核定方案改革的背景,考察了社保缴费基数下限负担对企业生产要素投入和产出水平的影响。研究发现,社保缴费基数下限负担每降低 10%,企业的劳动需求将增加 1.29%、资本投入将增加 1.45%,同时产出水平将提高 4.51%,且这一促进效应在低劳动技能型企业、劳动密集型企业 and 参保率较高地区上更为明显。此外,针对本次社保缴费基数核定制度改革的简单推断表明,降低社保缴费基数下限负担更有助于进一步释放西部和东南部沿海地区的制造业劳动力需求和提升制造业企业的产出水平。本文基于估计结果推断了企业社保缴费基数下降的经济效应,所得结论对“减税降费”激发市场活力、引导生产资源的优化配置和支持实体经济高质量发展具有重要的理论参考价值和政策借鉴意义。

关键词: 社保负担 缴费基数下限 减税降费

一、引 言

2019 年 4 月 1 日,国务院办公厅发布了《降低社会保险费率综合方案》的通知(以下简称“通知”)。^① 通知规定:各省应于本年 5 月 1 日起,以本省城镇非私营单位就业人员和城镇私营单位就业人员平均工资加权计算的全口径就业人员平均工资为基础,以此核定企业社保缴费基数的上下限。该政策是中国降低企业税费负担的重要改革举措,旨在通过合理化企业社保缴费基数制定来降低参保企业的成本负担、激发企业活力和推动产业转型升级。

这一改革措施出台的背景是中国企业社保负担偏重的事实。国家发展与改革委员会的报告数据显示,^② 当前我国企业为职工所缴纳的五项社保总费率为职工工资总额的 39.25%,其负担水平在列入统计的 173 个国家和地区中位列第 13 位。构成企业社保缴费负担的除了绝大部分地区 20% 的企业社保缴费率外,社保缴费基数核定的不合理是另一个重要因素。社会保险缴费比例给定的前提下,参保单位为员工缴纳的社会保险费等于社保缴费基数与缴费率的乘积,这构成企业的实际社保缴费成本。由于中国大部分地区社保的法定缴费率长期保持稳定,这使得企业的实际社保负担在很大程度上是由社保缴费基数下限的上调所致。图 1 可以清晰说明这一点,2008—2013 年间,各地区的企业养老保险法定缴费率的均值基本没有变化,仅是从 0.194 下降至 0.192,而企业社保缴费基数下限的提升幅度达 55%,这意味着这期间企业实际社保缴费负担的变化正是由社保缴费基数的变化所致。

长期以来,由于中国社会保险的主要参保者为国有经济体和集体经济体职工,因而逐渐确立了以城镇非私营单位职工平均工资为企业社会保险缴费基数的核定制度:企业月平均工资超过上年

^{*} 杜鹏程,首都经济贸易大学经济学院,邮政编码:100070,电子信箱:dpescnu1990@126.com;徐舒(通讯作者)、张冰,西南财经大学经济学院,邮政编码:611130,电子信箱:xushu@swufe.edu.cn, zhangice001@163.com。本文系国家自然科学基金项目(71773095、71903137)、中央高校基本科研业务费专项基金(JBK1805007)和北京市社会科学基金项目(19YJC026)的阶段性成果。感谢匿名审稿专家的宝贵意见和建议,文责自负。

① 国办发[2019]13号文: http://www.gov.cn/zhengce/content/2019-04/04/content_5379629.htm。

② 《2016 年社会发展研究报告》: http://www.ndrc.gov.cn/zcfb/jd/201608/t20160829_816293.html。

度当地非私营单位职工平均工资 300% 以上的部分, 不计入个人缴费工资基数, 缴费基数按照 300% 核定; 若企业月平均工资低于上年度当地非私营单位平均工资 60% 的, 则缴费基数按 60% 核定, 即所谓的社保缴费基数的上、下限。直观上, 若 \bar{W}_s 是企业所在地上年度非私营单位平均工资, 则可以用如下公式表示企业的社保平均缴费金额:

$$\text{社保平均缴费金额} = \text{社保缴费率} \times \text{社保缴费基数}$$

$$\text{社保缴费基数} = \min\{\max\{\text{企业平均工资}, \bar{W}_s \times 60\%\}, \bar{W}_s \times 300\%\}$$

随着私营经济的蓬勃发展, 2005 年国务院发布《关于完善企业职工基本养老保险制度的决定》, 要求将非公有制企业、城镇个体工商户和灵活就业人员纳入社会保障体系中, 并且明确规定非公有制企业等就业人员同样适用当地的非私营单位所采用的缴费基数。然而, 这一基数核定方式忽略了非私营单位平均工资和私营单位平均工资之间存在的较大差距,^① 使得私营单位实际面临的社保缴费基数负担较重。图 2 描绘的社保缴费基数下限和私营单位平均工资的变动趋势可以说明这一点, 社保缴费基数下限远高于衡量各地名义工资下限的最低工资水平; 同时, 社保缴费基数下限几乎与私营单位的平均工资一致, 考虑到工资分布的右偏特征, 这意味着大量城镇私营单位的平均工资在当地社保缴费基数下限以下。

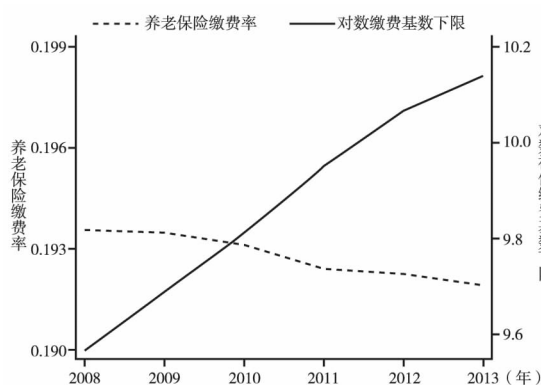


图1 企业养老保险缴费率与社保缴费基数下限

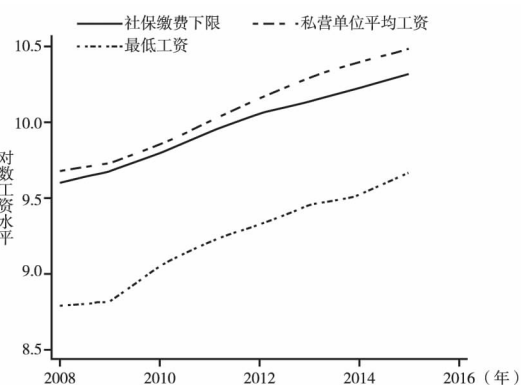


图2 私营单位平均工资与社保缴费基数下限

高社保缴费基数负担必然会挫伤企业的生产积极性, 抑制其要素需求和产出水平。虽然现有文献对企业社保缴费率引致经济后果的研究比较丰富, 包括对企业参保 (Nyland et al., 2006; 赵静等, 2015)、负担转嫁 (Nielsen & Smyth, 2008; 封进, 2014)、社会就业 (马双等, 2014) 和生产绩效 (赵健宇和陆正飞, 2018) 的影响。然而, 截至目前, 从社保缴费基数的角度探讨企业社保负担引致经济后果的文献尚属空白。鉴于此, 本文以 2019 年社保缴费基数核定方法改革为契机, 考察了社保缴费基数负担对企业要素投入和产出水平的影响。研究发现, 社保缴费基数负担每降低 10%, 企业的劳动需求将增加 1.29%、资本投入将增加 1.45%、产出水平将提高 4.51%。简单推算结果显示, 本次改革不仅有助于缓解现阶段“稳增长”要求下企业产量过快下降的现状, 而且对于释放西部和东南部沿海地区的制造业劳动力需求均具有明显的积极效应。

本文的主要贡献和现实意义体现在以下三个方面: 第一, 首次基于社保缴费基数的视角考察了社保负担对企业行为的影响, 揭示了长期以来被既有文献所忽略的但对企业社保负担至关重要的影响因素, 这对于优化社保征缴制度以激发市场主体活力和夯实社保基金收入具有重要的现实意义。第二, 提供了构造企业社保缴费负担指标的新思路, 该指标具有城市-年份维度的变化特征,

^① 根据国家统计局的数据, 2015 年城镇非私营单位就业人员的平均工资为 56161 元, 而城镇私营单位就业人员的平均工资为 35997 元, 后者仅为前者的 64.1%。

有利于考察社保负担对企业行为的长期影响和经济影响机制。第三,推算了 2019 年社保缴费基数改革的政策效果,为“减税降费”助力经济增长提供了直接证据。

全文剩余部分安排如下:第二部分梳理相关文献;第三部分介绍本文使用的数据、变量构造方法及计量模型;第四部分报告主要实证结果;第五部分处理内生性问题并验证结果的稳健性;第六、七部分从不同维度考察了主要结果的异质性和推算改革的政策效果;第八部分为研究结论和政策建议。

二、文献综述

(一) 社保负担的相关研究

本文研究与企业社保参与以及考察社保负担引致后果的文献密切相关。现有文献对企业社保缴费的研究相对丰富,主要集中在企业社保参与、负担转嫁和就业等方面。

1. 企业社保参与及其影响因素。这部分的文献基本达成了一致结论,即社保负担越重,企业的实际参保率就相应越低。赵耀辉和徐建国(2001)、Nyland et al.(2006)认为企业逃避社保缴费的主要方法有二:一是不在相关部门注册登记其部分员工,因而不需要为该部分员工缴纳社会保险费;二是通过低报员工实际工资来降低缴费基数。赵静等(2015)和宋弘等(2021)的研究都发现,在较高的社保法定缴费率下,企业参保的概率会显著降低。而唐珏和封进(2019)研究了中国社会保险征收体制改革对企业社保参与的影响,发现社会保险征收机构从社会保险部门变更为税务部门会显著提高企业的参保概率。

2 社保负担转嫁。理论上,在工人的劳动供给弹性较小或者议价能力较低的情况下,企业越可能将社保负担转嫁给劳动者,这一经济机制也已在研究中得到验证。Gruber & Krueger(1991)考察了美国企业的“劳动补偿险”对员工工资的影响,发现“劳动补偿险”的缴费比例每增加 1%,将显著降低 0.5% 的职工工资。Ooghe et al.(2003)考察了欧盟国家负担的情况,发现企业会将一半以上的社保缴费负担转嫁给员工。Nielsen & Smyth(2008)对上海社保局提供的企业数据的研究发现,2003 年企业社保缴费约 1/3 会转嫁给员工。封进(2014)的研究发现,企业的社保缴费转嫁能力因劳动者的技能需求程度而异,对于低技术型员工,企业会将当期缴费的 10%—50% 以降低工资的方式转嫁给他们。

3. 社保负担的就业效应。当前对企业社保负担引致的经济后果的研究主要集中在这个方面,这与本文的研究直接相关。Almeida & Carneiro(2012)研究了巴西的情况,发现频繁的企业社保缴费审查制度会提高社保遵从度,并促进劳动力在正规部门就业。马双等(2014)研究了企业养老保险缴费比例对员工就业的影响,发现企业养老保险缴费比例每增加 1%,就业量将下降 0.8%。刘苓玲和慕欣芸(2015)研究上市公司的社会保险缴费的挤出效应也发现,企业社保缴费每上升 1%,雇佣量将降低 6.9%,且这一挤出水平需要人均 GDP 增长 0.04% 才能弥补。

(二) 工薪税相关研究

由于社保个人缴费部分是由单位代扣代缴,其实质是工薪税(payroll taxes)的一种形式,因此,本文的研究还与工薪税类文献密切相关。现有关于工薪税变化影响企业生产行为的文献比较有限,已有研究主要集中在工薪税的就业效应和负担转嫁效应上。

1. 工薪税的就业效应。迄今,这部分研究是工薪税的核心内容。Anderson et al.(2000)和 Murphy(2007)均发现工薪税的下降虽然提升了薪酬水平,但并没有影响就业。Benmarker et al.(2009)认为薪酬全额税前抵扣使企业的劳动力成本下降到边际劳动生产率以下,进而导致劳动需求上升。Kugler et al.(2009)发现哥伦比亚工薪税的提高降低了正规部门的工资水平和低技能工人的就业水平,而对高技能工人就业无影响。Cruces et al.(2010)发现阿根廷工薪税的提高仅在很低程度上

降低工人的收入水平,而并不会影响工人的就业状态。Benzarti & Harju(2020)的研究结论则完全不同,其发现工薪税的提高会导致芬兰企业增加高技能工人大量替代低技能工人,但对工人的平均收入并无影响。

2. 工薪税的负担转嫁效应。这支文献在近年的研究中逐渐兴起,成为相关研究中的热点。Hamaaki & Iwamoto(2010)发现工薪税的转嫁效应使得其并不会对企业的雇佣行为和市场行为造成影响。Bozio et al.(2017)对法国的研究发现,即使针对雇主的工薪税改革过后5—7年,由于存在工资刚性,雇主也并未将税收转嫁到员工身上。Sazes et al.(2019)通过分析瑞典实施的青年工人工薪税减税政策,发现工薪税税率的降低提高了企业的市场商业活动和年轻人的就业率,但对于市场工资水平没有明显的影响。

综上所述,一方面,既有关于企业社保负担的研究基本都以企业法定社保缴费率作为切入点,由于中国企业的社保缴费率在绝大部分地区都采用统一标准,使得这方面研究都存在关键变量变异性不足的问题,造成了识别上的困难。本文构建的社保缴费基数负担的指标有城市—时间维度的变化,能较好地弥补社保缴费率指标的不足。另一方面,现有工薪税的相关研究也集中在利用特殊的制度安排或某次外生政策变化,考察其就业效应和收入效应,缺少对经济产出的分析,且研究结论也未达成一致。本文不仅考察了社保基数负担对企业要素投入和产出水平的影响,还充分考虑了社保征收强度和企业社保规避行为对估计结果的异质性作用,既全面反映了社保负担的经济效应,也是对现有研究的有益补充。

三、数据与模型

(一) 数据与变量

本文所使用的主要数据包括:中国工业企业数据库、手工收集的各省(市)社保缴费基数上下限数据,以及各城市最低工资数据。

企业投入和产出指标来源于中国工业企业数据库,该数据库是由国家统计局收集的所有国有企业和规模以上的非国有企业的生产经营数据。为了保证对象指标的时效性,选用2008—2013年的最新数据库样本作为本文的研究对象,^①对于一些企业在中途改变了企业代码,本文参考Brandt et al.(2012)的方法,对数据进行了跨期匹配。考虑到数据库部分企业存在诸如指标缺失、大小值异常和数据失真的情况,本文借鉴杨汝岱(2015)的方法,对数据库中的相关变量进行了如下处理:首先,剔除缺乏固定资产净值、从业人数和工业总产值等重要财务指标的企业;其次,剔除明显不满足“资产=负债+所有者权益”会计恒等式的企业样本;再次,剔除职工人数少于8人、销售额低于500万元或总产值小于流动资产等存在异常值的样本企业;最后,对相关财务指标进行了以1998年为基期的平减处理。

人力资源和社会保障部门(简称“人社局”)网站和政府公报为本文提供了各地社保缴费基数及其上下限的数据,同时也提供了月度最低工资标准数据。本文搜集了2008—2013年各地级市社保缴费基数及其上、下限的数据,以及各区(县)月度最低工资数据,占全国样本的95%。除上述主要数据外,本文还使用2005年全国1%人口抽样调查数据(以下简称“05年人口抽样数据”)来构造企业所在行业的初始雇佣量权重和工具变量,以及从《中国城市统计年鉴》中选择了部分宏观经济变量作为模型中的控制变量。本文将处理后的各部分数据及变量进行匹配,得到企业层面的有效样本量约为130万。

^① 由于2010年工业企业数据缺失工资和总产值等关键财务指标,且不满足“资本=负债+所有者权益”的会计准则,因此本文将2010年样本删除。

本文的关键解释变量为衡量企业社保缴费基数负担的指标。在社会保险缴费比例给定的前提下,参保单位为员工缴纳的社会保险费等于社保缴费基数与缴费率的乘积。在 2019 年以前,社保缴费基数按照城镇非私营单位在岗职工的平均工资来核定,并在绝大部分地区设置了 60%—300% 的上下限。^① 显然,若社保缴费基数下限越高,企业的实际平均工资低于社保缴费下限的可能性就越大,低工资水平企业的社保负担也相应越重。由于最低工资规定了各地名义工资的下限,本文使用各地社保缴费基数下限与最低工资标准之差来标准化企业的社保基数负担:

$$burden_{c,t} = \ln(\text{lowline}_{c,t}) - \ln(MW_{c,t}) \quad (1)$$

其中, $\ln(\text{lowline}_{c,t})$ 为 c 城市 t 时期的对数化社保缴费下限; $\ln(MW_{c,t})$ 为 c 城市 t 时期的对数化最低工资标准; $burden_{c,t}$ 为 c 城市的企业 t 时期的社保负担压力。 $burden_{c,t}$ 的值越大,表明企业所面临的社保缴费基数下限与地区最低工资水平的差值越大,企业的社保负担压力就越大。

需要特别注意的是,企业可能不遵循最低工资的规定或者不给职工缴纳社保,而这两个内生决策都会影响社保缴费基数负担的最终经济效果。该情形与研究处理效应文献中在给定政策的情况下,允许个体自主选择是否受政策影响的情形一致。从这个角度来看,本文构建的上述指标所估计的政策效果等价于政策评估文献中的意向处理效应(intention-to-treat, ITT)。在后文扩展分析部分,也考察了企业社保规避行为对本文基准回归结果的影响。

(二) 描述性统计

表 1 汇报了主要变量的描述性统计。可以看出,企业社保缴纳基数下限是高于地区平均最低工资标准,表明多数企业承担着正向的社保缴纳压力;要素投入($\ln l$ 、 $\ln k$)和产出水平($\ln y$)虽总体位于较高水平,但不同企业的差别程度较大;企业总体年龄偏小、生产经验相对较低。

表 1 描述性统计

变量名	变量含义	样本量	均值	中位数	标准差
$\ln \text{lowline}$	年社保缴费基数下限对数	1349456	9.906	9.926	0.282
$\ln MW$	年最低工资标准对数	1358172	9.241	9.267	0.291
$burden$	社保下限与最低工资的对数差	1343264	0.663	0.671	0.183
$\ln l$	雇佣量对数	1342462	5.039	5.130	1.072
$\ln k$	固定资产对数	1348953	8.955	8.956	1.720
$\ln y$	总产值对数	1365584	10.956	10.843	1.304
$capt$	总资产对数	1365617	10.335	10.213	1.431
$lqrat$	净流动资产比	1331800	0.0919	0.0909	0.335
$\ln age$	年龄对数	1354989	2.135	2.197	0.617
$profit$	营业利润率	1364088	0.0457	0.0362	0.130
hhi_sales	HHI 指数	1365617	0.0137	0.00666	0.0251
$unemp$	市登记失业率	1359183	0.0545	0.0551	0.0240
gdp_pc	市人均 GDP	1359195	10.722	10.732	0.541
$\ln popden$	市人口密度对数	1359195	6.264	6.324	0.759
$findex$	金融发展指数	1359195	1.187	1.149	0.605

^① 在东部沿海的广东、江苏、浙江等省份,有部分地区并未实行省级统筹,可以依照地市层面的非私营单位平均工资来设定社保缴费基数。

从本文计算的各城市企业社保缴费基数下限(*lnlowline*)及其社保负担压力(*burden*)来看,社保缴费基数下限同基数负担压力总体上正相关,但两者也存在“倒挂”的情况。^①例如,浙江、上海等省市的社保缴费基数下限较高,而其基数负担压力反而较低;哈尔滨、长春等东北城市社保缴费基数下限较低,但其基数负担压力反而较高。分区域来看,西部地区的企业社保基数负担压力较重,东、中部地区的社保负担反而相对较轻。

(三) 模型设定

本文采用如下固定效应模型考察社保基数负担压力对企业要素投入和产出水平的影响:

$$y_{i,c,t} = \alpha + \beta \text{burden}_{c,t} + \gamma X_{i,c,t} + \theta Z_{c,t} + \pi_i + T_t + \mu_{i,c,t} \quad (2)$$

其中, $y_{i,c,t}$ 为*c*城市的*i*企业在*t*时期的生产行为或绩效指标,本文选取雇佣量(*lnl*)、资本投入(*lnk*)和总产值(*lny*)作为被解释变量; $\text{burden}_{c,t}$ 为(1)式所构造的企业所在城市的社保基数负担压力; Z 表示可能影响地区最低工资标准制定或企业生产行为的宏观经济变量,包括城市人口密度对数(*lnpopden*)、人均GDP对数(*lngdp*)、城镇登记失业率(*unemp*)和金融发展指数(*findvl*); π_i 、 T_t 分别表示企业固定效应和时间固定效应; $\mu_{i,c,t}$ 为随机扰动项。

关于企业控制变量组*X*的选取,本文参考相关文献(白重恩等,2012;封进,2014),具体包括:(1)企业规模(*capt*),采用总资产对数来衡量,反映企业的市场份额。(2)流动负债比(*lqrat*),用流动资产与流动负债的净额与总资产的比值来度量,反映企业的短期偿债能力。(3)营业利润率(*profit*),用主营业务利润与营业收入之比来衡量,反映企业单位收入的盈利能力。(4)企业年龄(*lnage*),用调查年份与企业开工年份之差的数值表示,反映企业的生产经验。(5)行业竞争度(*hhi_sale*),以销售值计算的HHI指数来度量,用于反映企业所在行业的竞争程度。

式(2)中的待估系数 β 为本文所关心的参数,表示社保基数负担对企业要素投入及生产绩效的影响。估计上述等式将不可避免地面临内生性问题,具体而言,社保缴费基数受到局部市场工资水平的影响,而决定该工资水平的恰恰是同期劳动力市场的需求情况。正向的外部需求冲击会使得劳动市场的潜在需求上升,这一方面会增加企业产出和就业,另一方面也会推高工资进而导致更高的社保基数负担。因此,采用OLS估计等式(2)会导致关注系数 β 的低估(系数绝对值偏小),得到的是社保缴费基数负担对企业影响的下界。在后文的扩展分析部分,将使用工具变量克服这一内生性的影响,并验证关注参数系数大小的变化方向。

四、实证结果

(一) 基准估计结果

表2汇报了固定效应模型(2)的回归结果,为了与本文关注变量*burden*的变异性保持一致,本文将回归标准误聚类到城市-年份层面。表2第(1)列的被解释变量为雇佣量对数,代表企业的劳动要素投入;第(2)列为固定资产对数,代表企业的资本要素投入;第(3)列为总产值对数,代表企业的产出能力。在不控制企业特征变量的情况下,前3列解释变量*burden*的系数均在1%水平上显著为负,这表明提高企业社保缴费基数负担会降低企业的劳动和资本要素投入和产出水平。第(4)一(6)列在前三列的基础上进一步控制了企业特征变量,此时各列*burden*的系数大小呈现不同程度的下降,但仍然显著为负。平均而言,企业社保基数负担每提高10%,将导致企业的劳动要素和资本要素投入分别降低0.57%和0.51%,而产出水平将降低1.98%。在控制企业层面特征变量后,第(4)列的*burden*系数绝对值略大于第(5)列,这表明企业社保基数负担对劳动要素投入的

^① 因篇幅所限,具体计算结果未能在正文汇报,作者留存备案。

负向影响更大。

控制变量的回归结果与经验基本一致。企业规模(*capt*)对要素需求和产出的影响显著为正,表明大规模企业更容易通过增加要素投入来提高产出水平;企业年龄(*lnage*)和营业利润(*profit*)对要素投入和生产绩效的影响均显著为正,说明拥有更多生产经验的老牌企业或经营能力较强的企业,其要素需求和产出能力也相对较高;企业所在行业的垄断能力(*hhi_sale*)越强,其吸纳的就业量和生产率水平就越低。城市的经济水平(*gdp_pc*)越发达,企业越有可能借助经济发展的溢出效应而扩大生产,因而其要素需求和生产效率也就越高;城市的金融发展水平(*findvl*)越高,企业通过外界贷款来缓解融资约束的可能性就越大,因而其要素需求和产出效率也相对较高。

表 2 社保基数负担对企业产出绩效的影响

	(1) <i>lnl</i>	(2) <i>lnk</i>	(3) <i>lny</i>	(4) <i>lnl</i>	(5) <i>lnk</i>	(6) <i>lny</i>
<i>burden</i>	-0.0853 ** (0.0371)	-0.169 *** (0.0386)	-0.268 *** (0.0442)	-0.0569 * (0.0341)	-0.0512 ** (0.0207)	-0.198 *** (0.0357)
<i>capt</i>				0.198 *** (0.00706)	0.867 *** (0.00726)	0.427 *** (0.00835)
<i>lqrat</i>				0.00101 (0.00466)	-0.737 *** (0.0229)	0.0346 *** (0.0116)
<i>lnage</i>				0.315 *** (0.00968)	0.0529 *** (0.00743)	0.490 *** (0.0157)
<i>profit</i>				0.0616 *** (0.0156)	0.0501 *** (0.0173)	0.406 *** (0.0781)
<i>hhi_sale</i>				-0.204 *** (0.0499)	-0.114 ** (0.0463)	-0.181 *** (0.0415)
<i>unemp</i>	-0.327 (0.212)	0.105 (0.220)	-0.151 (0.285)	-0.370 * (0.213)	-0.0130 (0.131)	-0.257 (0.246)
<i>gdp_pc</i>	0.0642 *** (0.0150)	0.109 *** (0.0172)	0.170 *** (0.0220)	0.0485 *** (0.0143)	0.0552 *** (0.0111)	0.136 *** (0.0189)
<i>lnpopden</i>	0.00423 (0.00784)	-0.0315 *** (0.00949)	-0.0449 *** (0.0108)	0.00865 (0.00791)	-0.0248 *** (0.00499)	-0.0390 *** (0.00924)
<i>findvl</i>	-0.0184 ** (0.00815)	0.0553 *** (0.0148)	0.0406 *** (0.0150)	-0.0334 *** (0.00781)	0.0156 * (0.00844)	0.0192 (0.0123)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1188657	1197237	1215522	1145575	1157399	1168669
adj. R ²	0.785	0.862	0.873	0.797	0.917	0.900

注: 括号中为聚类到城市-年份的标准误; ***, **, * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。下同。

(二) 控制劳动需求的影响

依照前文的分析,除企业自身特征和城市经济特征外,社保缴费基数负担对企业生产行为的影响还与同时期劳动力市场的需求密切相关。正向的劳动需求冲击会推高劳动力成本,而工资水平

的上涨必然会提高企业的社保缴费基数负担,这意味着忽略劳动力需求冲击的影响会导致本文的估计结果出现偏误。为了剥离同期劳动需求变化对估计结果的影响,借鉴 Charles et al. (2017) 的方法,结合《2008—2013 年中国城市统计年鉴》数据和 2005 年人口抽样数据,构造了如下城市层面劳动需求的测度指标:

$$shk_{c,t} = \sum_s \varphi_{c,s,05} \times v_{-c,s,t} \quad (3)$$

其中, $\sum_s \varphi_{c,s,05}$ 为 2005 年 c 城市 s 行业的就业人数与 s 行业全部就业人数的比值,即为城市 \times 行业的劳动力份额;^① $v_{-c,s,t}$ 表示除 c 城市自身外,所有其他城市 s 行业各样本年就业人数加总; $shk_{c,t}$ 表示 c 城市在 t 时期的潜在劳动力需求,由于(3)式在计算过程中排除了城市自身劳动力需求变化的影响,故文献中通常将该指标用于衡量研究对象的外生劳动力需求变化。

在此基础上,模型(2)中进一步控制 shk 这一指标以剥离劳动力需求变化对估计结果的影响,回归结果如表 3 所示。^② 表 3 的结果显示,在控制劳动需求的变化后,社保缴费基数负担对企业要素投入和产出绩效的影响仍显著为负。与表 2 相比,虽然表 3 中各列回归系数基本无变化,但统计显著性明显提升。变量 shk 的回归系数均显著为正,表明正向的劳动需求冲击提高了企业的要素投入,从而增加了产出水平,这一结果与经验基本一致。表 3 的结果表明,剥离劳动需求变化后,社保缴费基数负担对企业生产的负向影响会更加明显。

表 3 控制劳动力需求的影响

	(1) $\ln l$	(2) $\ln k$	(3) $\ln y$
<i>burden</i>	-0.0569** (0.0268)	-0.0517*** (0.0188)	-0.198*** (0.0348)
<i>shk</i>	0.00262*** (0.000463)	0.00126** (0.000241)	0.000530* (0.000311)
样本量	1145575	1157399	1168669
adj. R^2	0.797	0.917	0.900

注:所有回归均控制了企业固定效应、时间固定效应和表 2 中的特征变量,下同。

(三) 考虑政策群体比重的影响

社保缴费基数下限要求员工收入不足平均工资的 60% 时,企业仍需按照平均工资的 60% 为员工缴纳社保。根据本文社保缴费基数负担指标的构造思路,在相同社保缴费基数下限和最低工资标准下,若地区收入水平位于最低工资和社保缴费基数下限的人口比重越大,企业承受的社保缴费基数负担也相应越重。因此,对这一逻辑的检验也是论证社保缴费基数负担指标有效性的重要证据。

基于上述思路,本文利用 2005 年人口抽样数据来计算各城市收入水平位于最低工资标准和缴费基数下限之间的人口比重,并考察其与社保基数负担的交互效应。需要指出的是,虽然同时期的工企数据也可以计算受政策影响的人口比重这一指标,但本文使用人口普查数据的主要原因有二:一是,同时期的员工收入变化本身具有内生性,和社保缴费基数负担相互影响,使用期初值能在一定程度上降低该内生性;二是,基于人口抽样普查数据的大样本优势,计算出的地区指标更具有代表性。

① 考虑到同时期的金融危机和房地产发展的快速扩张,在计算就业份额过程中,本文删除了农林牧渔业、金融业和房地产业的就业样本。

② 感谢审稿专家的建议,考虑到 *burden* 变量的构造过程中引入最低工资可能会引致测度误差问题,我们也直接使用社保缴费基数下限为自变量的回归结果,其结果与表 3 非常接近,作者留存备索。

具体地,本文计算了 2005 年各城市内部收入高于等于当地最低工资标准且小于等于地区社保缴费基数下限的人口比重(*target*)。^① 由于处于该收入区间的就业群体最有可能受到社保缴费基数下限调整的影响,故该指标能够较好地反映地区企业受社保基数负担影响的强度。

表 4 汇报了社保基数负担与地区政策群体比重的交互效应结果。结果显示各列交互项系数均显著为负,表明提高社保缴费基数负担会导致受政策影响群体比重高的地区企业的雇佣量、资本和产出水平下降得更多,这与预期结论一致。从系数来看,政策群体比重每增加 1%,将导致社保基数负担对企业投入产出绩效的负向影响增加约 0.18%—1.43%。^②

表 4 社保基数负担与政策群体比重的交互效应结果

	(1) $\ln l$	(2) $\ln k$	(3) $\ln y$
<i>burden</i>	0.185 *** (0.0533)	0.191 *** (0.0477)	0.719 *** (0.123)
<i>burden</i> \times <i>target</i>	-0.269 * (0.154)	-0.381 *** (0.142)	-2.173 *** (0.378)
<i>shk</i>	控制	控制	控制
样本量	1060511	1070848	1081608
adj. R^2	0.806	0.919	0.906

五、内生性与稳健性

尽管基准结果已表明,社保缴费基数负担会对企业的要素投入和产出水平均造成负向影响,然而社保缴费基数负担的内生性可能导致估计结果出现偏误。因此,这一部分本文将从内生性和稳健性两个方面对基准结果进行检验。

(一) 内生性

理论上,地区潜在的生产率冲击或劳动力需求变化,会造成社保缴费基数负担与模型误差项的正相关,从而导致 OLS 结果低估。虽然表 3 已经控制了劳动需求的变化,然而劳动力市场的部分结构因素、生产率冲击和潜在劳动需求冲击是不可观测的,故式(3)所构造的 *shk* 变量并不能排除时变的劳动需求冲击对估计结果的影响,这可能也是表 3 和表 2 的结果无明显差异的原因。基于此,本文借助工具变量来解决这一内生性问题。

考虑到本文的社保缴费基数负担为社保缴费基数下限与最低工资之差,我们可以分别构造两变量各自的工具变量,然后将两工具变量之差视为社保缴费基数负担的工具变量。借鉴 Mayneris et al. (2018) 的做法,本文构造的最低工资工具变量如式(4)所示:

$$MW_{c,t}^{IV} = MW_{c,t-2} \times (1 + \pi_{p,-c}^{05 \sim 08})^2 \quad (4)$$

其中, $MW_{c,t-2}$ 为 *c* 城市滞后两期的最低工资标准; $\pi_{p,-c}^{05 \sim 08}$ 为 *c* 城市所在的 *p* 省(自治区、直辖市)排除 *c* 城市的其他城市在 2005—2008 年平均最低工资的增长率; $MW_{c,t}^{IV}$ 为预测的当期最低工资标准。由于该工具变量使用的是历史权重及前期平均工资信息,其既同当期最低工资标准相关又不受当期地区劳动需求冲击的影响,因此满足工具变量的相关性和外生性要求。

本文参照 Bartik(1991)提出的计算内生变量加权预测值的方法,构造社保缴费基数下限的工

① 笔者也将大于等于当地最低工资标准且小于等于地区 50% 收入分位数水平的就业比重定义为最易受政策影响的群体,检验结果与表 4 并无差异,作者留存备案。

② $0.18 \approx -0.27 \times 0.66$; $1.43 \approx 2.17 \times 0.66$ 。

具变量。^① 由于社保缴费基数下限为上年度非私营企业平均工资的 60%，因此同样可以利用非私营单位平均工资的预测值来构造社保缴费基数下限的工具变量，如式(5)所示：

$$lowline_{c,t}^{IV} = 0.6 \times \sum_s L_ratio_{c,s,05}^{nonpred} \times Wage_{s,t}^{nonpred} \quad (5)$$

其中， $L_ratio_{c,s,05}^{nonpred}$ 为利用 05 年人口抽样数据计算的 c 城市 s 行业的非私营单位就业权重， $Wage_{s,t}^{nonpred}$ 为 s 行业在 t 时期的非私营单位平均工资水平； $\sum_s L_ratio_{c,s,05}^{nonpred} \times Wage_{s,t}^{nonpred}$ 为 c 城市 t 时期非私营单位平均工资的预测值。由于社保缴费基数下限一般为非私营单位平均工资的 60%，故 $lowline_{c,t}^{IV}$ 为社保缴纳基数下限的工具变量。

将式(5)与式(4)相减，所得式(6)即为本文社保基数负担的工具变量：

$$burden_iv_{c,t} = \ln(lowline_{c,t}^{IV}) - \ln(MW_{c,t}^{IV}) \quad (6)$$

表 5 给出了社保基数负担和企业生产绩效的工具变量回归结果。^② 第(1)列的被解释变量为社保缴费基数负担，即第一阶段回归结果，结果显示，社保基数负担与其工具变量显著正相关，这符合本文选取工具变量的预期结果。F 统计量大于经验值 10，也拒绝了弱工具变量的原假设。第(2)一(4)列为工具变量回归第二阶段回归结果，结果显示，在克服内生性后，社保缴费基数负担对企业投入产出绩效的影响仍然显著为负，这与基准回归结果的结论是一致的。从影响效应来看，社保缴费基数负担每提高 10% 会导致企业雇佣量和资本投入降低 1.29% 和 1.45%、企业产出水平降低 4.51%。表 5 回归系数均显著高于表 2 中的 OLS 估计结果，这也验证了忽略地方劳动需求或生产率冲击将低估社保缴费负担经济效应的预期结果。

表 5 工具变量回归结果

	(1) <i>burden</i>	(2) <i>lnl</i>	(3) <i>lnk</i>	(4) <i>lny</i>
<i>burden</i>		-0.129 ** (0.0655)	-0.145 *** (0.0544)	-0.451 *** (0.0939)
<i>burden_iv</i>	0.379 *** (0.0269)			
<i>shk</i>	控制	控制	控制	控制
样本量	1102811	1102811	1107389	1118433
F-stats	198.56	—	—	—
adj. R ²	—	0.044	0.370	0.209

Borusyak et al. (2021) 提出了一个检验 Bartik 工具变量外生性的方法，即在不控制内生变量的情况下，若工具变量不直接影响滞后期的被解释变量和内生变量，则可以认为工具变量中没有包含由序列相关引起的、与回归误差项相关的异质性，因此能较大程度满足外生性要求。本文利用这一方法验证了式(6)工具变量的外生性。^③

(二) 稳健性检验

既然社保缴费基数下限是根据平均工资的一定比例而确定的(如 60%)，那么该比例的变化也会改变企业社保基数负担，进而影响企业的投入产出绩效。基于这一思路，本文借助 2011 年重庆市下调企业社保缴费基数比例这一“准自然实验”进行稳健性检验。

2011 年 1 月 1 日，重庆市发布的《关于调整城镇职工社会保险缴费基数下限的通知》(“渝人社

① Borusyak et al. (2021) 和 Goldsmith-Pinkhan et al. (2019) 针对该方法的计量原理、所需假设条件以及工具变量有效性的检验进行了详细讨论，该工具变量构造思路在局部劳动力市场的相关研究中广泛使用。

② 笔者也尝试直接使用缴费基数下限(*lnlowline*)来衡量企业的社保负担压力，并控制地区最低工资标准，工具变量回归结果与表 5 并无差异，作者留存备索。感谢审稿专家的建议。

③ 因篇幅所限，IV 外生性检验未能在正文中汇报，作者留存备索。

发[2010]287号”)将社保基数下限从社平工资的60%下调至40%。缴费基数比例的下调使得之前高于社平工资40%但低于60%的企业,现将以社平工资的40%下限作为缴费基数,这无疑是降低了企业的社保缴费负担。另一方面,与重庆市相邻的成都市则始终保持60%的下限缴费比例不变。因此,本文可以视重庆市下调社保基数下限为“准自然实验”,设定如下DID模型:

$$y_{i,c,t} = \theta_0 + \theta_1 post_t + \theta_2 treat_c + \theta_3 post_t \times treat_c + \theta_4 X_{i,c,t} + \theta_5 Z_{c,t} + \pi_i + T_t + \mu_{i,c,t} \quad (7)$$

其中, $post_t$ 为时间虚拟变量,若观测值时间为2011年,则取值为1,否则为0; $treat_c$ 为区分地区实验组的虚拟变量,重庆市取值为1,成都市取值为0; $post_t \times treat_c$ 为时间虚拟变量为分组虚拟变量的交互项,关注系数 θ_3 体现的是重庆市社保缴费基数负担下降对企业投入行为和产出绩效的影响;其余变量定义与式(2)一致。

表6汇报了DID模型(7)的回归结果。从交互项 $post_t \times treat_c$ 的系数来看,各列系数都显著为正,表明重庆市社保缴费基数缴费比例的下降使得企业的要素投入和产出水平相比成都市提高了27.8%—63.6%。这一结论与前文回归结果在方向上是内在一致的,都表明社保缴费基数负担的增加对企业投入产出绩效存在挤出效应。

表6 重庆市社保缴费基数下限下降的“准自然”实验结果

	(1) $\ln l$	(2) $\ln k$	(3) $\ln y$
$post \times treat$	0.278 *** (0.0723)	0.318 *** (0.0574)	0.636 *** (0.109)
shk	控制	控制	控制
样本量	43784	44208	44560
adj. R^2	0.743	0.906	0.903

六、异质性分析

企业在工资结构、要素密集程度和劳动力技能偏向方面的异质性特征,使得社保缴费基数负担对不同企业产出绩效的影响可能存在差异。基于此,本文分别从上述视角考察社保缴费基数负担对不同企业特征的非对称影响。

(一) 平均工资水平

不同平均工资企业受到缴费基数下限调整的影响是不同的,对于那些低于缴费基数下限的低工资企业由于面临着更高标准的缴费负担,因此其受到的负向影响可能更大。基于此,本文将平均工资低于缴费下限的企业定义为低工资企业,将平均工资高于基数下限且小于基数上限的企业定义为高工资企业,以考察基数下限负担对不同工资组别企业的影响。表7汇报了这一异质性结果,虽然低工资组企业的要素需求和产出水平所受缴费基数负担的影响明显大于高工资组企业,但两组别企业均受到缴费基数负担的负向影响。这一结论也再次表明,即使是高于缴费基数下限的高工资企业,社保缴费的“瞄准效应”也会影响该类企业的要素需求和产出水平。

表7 社保缴费基数负担对不同工资水平企业的影响

	低工资组企业			高工资组企业		
	(1) $\ln l$	(2) $\ln k$	(3) $\ln y$	(4) $\ln l$	(5) $\ln k$	(6) $\ln y$
$burden$	-0.122 *** (0.0213)	-0.0460 ** (0.0188)	-0.268 *** (0.0400)	-0.0904 *** (0.0262)	-0.0341 * (0.0179)	-0.0873 *** (0.0330)
shk	控制	控制	控制	控制	控制	控制

续表 7

	低工资组企业			高工资组企业		
	(1) $\ln l$	(2) $\ln k$	(3) $\ln y$	(4) $\ln l$	(5) $\ln k$	(6) $\ln y$
样本量	523677	516356	523679	312766	311110	312766
adj. R^2	0.795	0.877	0.818	0.789	0.928	0.914

注: 由于工业企业数据缺失 2008—2010 年企业工资数据, 本文是根据 2011—2013 年企业的平均工资确定企业的工资组别, 然后再采用向前匹配插值法弥补 2008—2010 年相同 ID 企业的分组信息, 但该方法无法确定中途退出企业样本的组别, 这是回归样本量小于基准总样本量的原因。

(二) 劳动密集度

相对于资本密集型企业而言, 劳动密集型企业所使用的劳动要素更多, 社保缴费基数调整对企业绩效的影响可能更大。本文利用企业期初的人均资本(总资产/雇佣量)来衡量企业的劳动密集程度, 该变量取值越大表明企业越倾向于资本密集型企业, 并将这一变量与社保基数负担变量相交交互。表 8 汇报了这一异质性结果, 第(1)列、(3)列交互项的系数都显著为正, 这意味着提高社保缴费基数负担更大程度上降低了劳动密集型企业的劳动投入和产出水平; 第(2)列交互项系数显著为负, 则表明劳动密集型企业的资本要素投入受社保基数负担的负向影响较小。

表 8 社保缴费基数负担对不同要素密集型企业的影响

	(1) $\ln l$	(2) $\ln k$	(3) $\ln y$
<i>burden</i>	-0.723 *** (0.262)	0.198 ** (0.082)	-0.372 *** (0.084)
<i>burden × kl</i>	0.382 *** (0.144)	-0.139 *** (0.047)	0.104 *** (0.036)
<i>shk</i>	控制	控制	控制
样本量	1121793	1126376	1132421
adj. R^2	0.799	0.918	0.902

(三) 劳动力技能偏向型

社保缴费基数负担对企业生产行为的影响可能也会因其所属行业的劳动力技能偏向不同而存在差异。相对于低劳动力技能行业而言, 高劳动力技能行业的平均工资远高于社保缴费基数下限, 因而社保缴费基数负担的变化对高技能企业生产行为的影响可能就越小。考虑到 2004 年工企数据记录了各企业不同受教育程度工人的数量, 本文可以利用省份 × 四位行业码层面拥有专科及以上学历职工占比来衡量企业所在省份 - 行业的劳动力技能偏向度, 该指标越大, 表明企业所属行业的劳动技能越高, 表 9 汇报了社保基数负担对不同技能企业的影响结果。结果显示, 各列社保缴费基数与技能偏向变量(*hiskl*)的交互项系数均显著为正, 这表明企业所属行业的劳动技能越高, 社保缴费基数负担对企业的影响程度越小。

表 9 社保基数负担对不同技能型企业的影响结果

	(1) $\ln l$	(2) $\ln k$	(3) $\ln y$
<i>burden</i>	-0.205 *** (0.0549)	-0.139 *** (0.0343)	-0.403 *** (0.0657)
<i>burden × hiskl</i>	0.287 *** (0.0942)	0.172 *** (0.0541)	0.450 *** (0.0959)
<i>shk</i>	控制	控制	控制
样本量	854315	863020	870446
adj. R^2	0.830	0.922	0.903

七、扩展分析

现有文献在企业社保规避行为和地区征税强度对企业行为的影响方面有非常充分的讨论,认为企业的社保遵从度是社保负担影响企业生产行为的一个重要因素。基于此,本文在这一部分首先从企业社保规避的内在激励和地区社保征收强度的外部环境两个方面验证企业的社保遵从对前文估计结果的影响,然后再简单推断 2019 年社保缴费基数改革的经济效应。

(一) 企业社保规避

既有文献认为,企业社保参与的选择是内生的,若社保负担较重,其可能通过瞒报职工人数 (Nyland et al., 2006) 和低报职工工资等方式逃避社保 (赵耀辉和徐建国, 2001)。在极端情况下,若地区所有企业均不参保,那么调整社保缴费基数也不会影响企业的生产行为。因此,可以预期,若地区企业“逃保”现象越普遍,社保缴费基数的调整对企业绩效的影响程度也就越小。

基于此,本文继续使用 2005 年人口抽样数据来构造各地区企业社保规避程度。具体地,本文使用限定工作样本中单位没有为其缴纳任何一种社会保险的比例(*vioids*),^①该值越大表明地方企业“逃保”的现象越严重。本文将这一社保遵守强度指标与社保缴费基数负担相交互,表 10 汇报了这一回归结果。结果显示,除第(2)列的资本投入外,其余各列交互项的系数都显著为正,表明企业“逃保”的现象越严重,社保缴费基数的作用就越小,进而缴费基数负担对企业绩效的影响效应也就越小。换言之,社保缴费基数负担的经济效应依赖于企业缴纳社保的遵守程度。

表 10 企业社保规避的影响结果

	(1) $\ln l$	(2) $\ln k$	(3) $\ln y$
<i>burden</i>	-0.106** (0.0474)	0.0496 (0.109)	-0.558** (0.244)
<i>burden × vioids</i>	0.108* (0.0638)	0.0570 (0.167)	1.116*** (0.398)
<i>shk</i>	控制	控制	控制
样本量	1145575	1157399	1168669
adj. R^2	0.798	0.917	0.902

(二) 地区征税强度

另有部分研究认为,企业规避社保的程度取决于社保征收的主体单位和征收强度的外部环境(唐珏和封进, 2019; 许红梅和李春涛, 2020)。由于地方税务部门是企业缴纳社保的主体单位,同社保部分相比税务部门的信息更加健全,故企业社保规避程度取决于地方税收征收强度(刘军强, 2011)。因此,为了从社保征收环境的视角考察社保缴费基数的经济效应,本文参照 Cai & Liu (2009) 的方法,用企业自报利润除以推算真实利润作为衡量地区征税强度的指标。其合理性在于,当征税强度不足时,企业避税倾向就会越高,此时其低报利润的现象会更严重(吕冰洋等, 2016)。推算真实利润的指标计算如下:

$$RealPrf_i = Y_i - Input_i - FC_i - Wage_i - Dep_i - Vat_i \quad (8)$$

其中, $RealPrf_i$ 为企业 i 的推算真实利润; Y_i 为总产值, $Input_i$ 为中间投入, FC_i 为财务费用, $Wage_i$ 为总

① 在 18—65 岁收入群体中排除务农、自营、公务员和事业单位的样本。

工资, Dep_i 为当期折旧, Vat_i 为应缴增值税。单个企业面临的征税强度为:

$$Taxen_i = Repprf_i / RealPrf_i \quad (9)$$

其中, $Repprf_i$ 为企业的自报利润。 $Taxen_i$ 的值越高, 意味着自报利润与推算真实利润的差越小, 即企业面临的征税强度越大。

为了使该指标尽可能外生, 使用 2007 年各企业 $Taxen_{07}$ 在地区上的平均值来衡量地区的征税强度, 并与解释变量 $burden$ 做交互, 以识别地区征税能力对社保基数负担经济效应的影响。回归结果如表 11 所示, 可以看出各列社保基数负担与地区征税强度的交互项系数均显著为负。这表明地区征税能力越强, 企业“逃保”的程度就会越低, 社保基数负担对企业的负向影响就越大。

表 11 地区税收征收强度的影响结果

	(1) $\ln l$	(2) $\ln k$	(3) $\ln y$
$burden$	0.0987 (0.0728)	0.139 ** (0.0570)	0.125 (0.0892)
$burden \times taxen_{07}$	-0.399 ** (0.190)	-0.499 *** (0.142)	-0.911 *** (0.243)
shk	控制	控制	控制
样本量	1145575	1157399	1168669
adj. R^2	0.798	0.917	0.901

(三) 政策效果推断

国务院于 2019 年 4 月 1 日发布了《降低社会保险费率综合方案》的通知。“通知”要求各省应于 5 月 1 日起以本省城镇非私营单位就业人员平均工资和城镇私营单位就业人员平均工资加权计算的全口径城镇单位就业人员平均工资, 核定企业社保缴费基数上下限。这一改革措施无疑是降低了企业的社保负担。由此, 本文可以利用公式(10) 构造改革前后企业社保缴费基数下限的反事实状态与事实状态之差来推断本次改革的经济效应:

$$Plcyeff_p = coeff^{IV} \times (burden_{p,08 \sim 13}^{all} - burden_{p,08 \sim 13}^{nonpvd}) \quad (10)$$

其中, $Plcyeff_p$ 为 p 省变更社保缴费基数核定方案后的劳动力效应、资本效应和产出效率; $coeff^{IV}$ 为表 5 工具变量回归中第(2) — (4) 列的无偏估计系数; $burden_{p,08 \sim 13}^{all}$ 为 p 省在 2008—2013 年间按照“通知”中的新方法计算的社保缴费基数负担, 即社保基数负担的反事实状态; $burden_{p,08 \sim 13}^{nonpvd}$ 为本文 2008—2013 年间社保基数负担的事实状态。

代入相关数据后的政策推断结果显示: 一方面, 社保基数负担的下降将导致企业雇佣量和资本分别提高 1.3% 和 1.5%; 另一方面, 降低社保缴费基数负担也会释放企业的生产活力, 将提高工业总产值 4.6%。分省份的评估结果显示: ① 社保缴费基数改革的积极效应在西部地区(滇、陕、甘、宁) 和东南部沿海地区(浙、闽、琼) 更明显。需要说明的是, 因为数据使用上的限制, 本文只能基于现有参数估计结果, 用历史数据推断本次改革的效果。考虑到宏观经济环境的不同, 本文根据历史数据评估得到的政策效果只能作为当前经济下行期间“减税降费”效果的参考。②

① 因篇幅所限, 正文中未能汇报社保缴费基数改革的分省经济效益的测算结果, 作者留存备索。

② 感谢审稿专家指出这一点。

八、结论与政策启示

本文以 2019 年中国企业社保缴费基数核定方案改革为背景,考察了社保缴费基数的下降对企业生产要素投入及产出水平的影响。利用城市社保基数下限和最低工资数据,本文构造了衡量企业社保缴费基数负担的指标,并识别了社保基数负担的变化对企业要素投入和产出的影响。研究发现,社保缴费基数负担每下降 10%,企业要素投入将提高约 1.29%—1.45%、产出水平将提高 4.51%。多种模型设定及稳健性检验结果都证明了本文结论的可靠性。

进一步,本文的研究还发现:(1) 企业社保参保率越高的地区,降低社保缴费基数负担对企业要素投入和产出水平的促进作用越明显,这一结论为完善中国企业社保征收制度的必要性提供了直接证据;(2) 降低企业社保基数负担更能有效促进劳动力密集型企业和高融资约束型企业的要素投入和产出水平,这一结论为减负支持民营经济和小微企业发展、激活各类市场主体活力提供了实证依据;(3) 降低社保缴费基数下限负担更有助于进一步释放西部和东南部沿海地区的制造业劳动力需求和促进制造业企业的产出水平。

社保缴费基数改革不仅关系到中国社保征缴制度的完善,而且还影响到经济的高质量发展。当前,中国企业社保基金面临收支平衡和征缴管理优化的双重压力,降低社保缴费基数负担无疑有利于提高企业和职工的参保积极性,有效补充社保基金缺口。在此背景下,本文的研究具有如下三个方面的政策启示:第一,2018 年的全国财政工作会议指出,要重点减轻制造业和小微企业的税费负担,支持实体经济发展。本文的研究发现,在合理化法定社保缴费率的同时,建立更加公平合理的社保缴费基数核定机制,是减轻企业生产负担、释放企业生产活力和稳定就业的重要举措。第二,虽然下调企业社保缴费基数可能会对维持社保基金的稳定性造成负向影响,但考虑到税务部门拥有的稽查资源对企业社保缴费行为具有更强的约束力,应充分利用现有的税务专业征收能力,通过完善社保征管机构的基金管理功能和提高社保征收强度来对冲这一负向影响,这为政府实施有效的“严征管、宽基数”并行社保改革举措提供了经验证据。第三,基于笔者另一项研究的测算结果,^①尽管法定社保缴费率统一降低至 16% 一定程度上可以提升企业社保遵循度和员工薪酬福利,但其并不足以抵消缴费率降低引致的社保基金收入下降,最终会导致社保基金收入降低 4.1%;然而,降低社保缴费基数下限则有助于企业扩大雇佣规模和提升有效社保税基,进而使得社保基金收入的提升幅度达 5.9%—10.3%,这既有助于维持社保基金整体稳定性,同时也为未来进一步降低法定社保缴费率提高了可行空间。这也意味着,从社保缴费基数的视角考察企业社保负担,对于通过改革社保征缴体制以夯实社保基金收入具有重要的现实意义。综上,本文的研究不仅对于通过“减税降费”引导生产资源的优化配置、激发市场主体活力和夯实社保基金收入具有重要的参考价值,而且为接下来优化中国社保征缴体制提供了决策依据。

参考文献

- 白重恩、吴斌珍、金烨,2012《中国养老保险缴费对消费和储蓄的影响》,《中国社会科学》第 8 期。
- 封进,2014《社会保险对工资的影响——基于人力资本差异的视角》,《金融研究》第 7 期。
- 刘军强,2011《资源、激励与部门收益:中国社会保险征缴体制的纵观研究(1999—2008)》,《中国社会科学》第 3 期。
- 刘苓玲、慕欣芸,2015《企业社会保险缴费的劳动力就业挤出效应研究——基于中国制造业上市公司数据的实证分析》,《保险研究》10 期。
- 吕冰洋、马光荣、毛捷,2016《分税与税率:从政府到企业》,《经济研究》第 7 期。

① 感兴趣的读者可向作者索取。

- 马双、孟宪芮、甘犁,2014《养老保险企业缴费对员工工资、就业的影响分析》,《经济学(季刊)》第3期。
- 宋弘、封进、杨婉璇,2021《社保缴费率下降对企业社保缴费于劳动力雇佣的影响》,《经济研究》第4期。
- 唐珏、封进,2019《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》,《经济学(季刊)》第3期。
- 许红梅、李春涛,2020《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。
- 杨汝岱,2015《中国制造业企业全要素生产率研究》,《经济研究》第2期。
- 赵健宇、陆正飞,2018《养老保险缴费比例会影响企业的生产效率吗》,《经济研究》第10期。
- 赵静、毛捷、张磊,2015《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)》第1期。
- 赵耀辉、徐建国,2001《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)》第1期。
- Almeida, R., and P. Carneiro, 2012, “Enforcement of Labor Regulation and Informality”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 4(3), 64—89.
- Anderson, P. M., and B. D. Meyer, 2000, “The Effect of the Unemployment Insurance Payroll Tax on Wages, Employment, Claims and Denials”, *Journal of Public Economics*, 78, 81—106.
- Bartik, T., 1991, “Who Benefits from State and Local Economic Development Policies?”, W. E. Upjohn Institute.
- Bennmarker, H., E. Mellander, and B. Ockert, 2009, “Do Regional Payroll Tax Reductions Boost Employment?”, *Labour Economics*, 16(5), 480—489.
- Benzarti, Y., and J. Harju, 2020, “Using Payroll Tax Variation to Unpack the Black Box of Firm-Level Production”, NBER Working Paper.
- Bozio, A., T. Breda, and J. Grenet, 2017, “Incidence of Social Security Contributions: Evidence from France”, Paris School of Economics Working Paper.
- Borusyak, H., P. Hull, and X. Jaravel, 2021, “Quasi-experimental Shift-share Research Design”, *Review of Economic Studies*.
- Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang, 2012, “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing”, *Journal of Development Economics*, 97(2), 339—351.
- Cai, H., and Q. Liu, 2009, “Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms”, *Economic Journal*, 119(537), 764—795.
- Charles, K. K., E. Hurst, and M. J. Notowidigdo, 2017, “Housing Booms, Manufacturing Decline, and Labor Market Outcomes”, *American Economic Review*, 107(7), 1778—1823.
- Cruces, G., S. Galiani, and S. Kidyba, 2010, “Payroll Taxes, Wages and Employment: Identification through Policy Changes”, *Labour Economics*, 17(4), 743—749.
- Goldsmith-Pinkham, P., I. Scorkin, and H. Swift, 2019, “Bartik Instruments: What, When Why and How”, NBER Working Paper 24408.
- Gruber, Jonathan, and A. B. Krueger, 1991, “The Incidence of Mandated Employer-Provided Insurance: Lessons from Workers’ Compensation Insurance”, *Tax Policy and The Economy*, 5, 111—143.
- Hamaaki, J., and Y. Iwamoto, 2010, “A Reappraisal of The Incidence of Employer Contributions to Social Security in Japan”, *Japanese Economic Review*, 61(3), 427—441.
- Kugler, A. M., 2009, “Labor Market Effects of Payroll Taxes in Developing Counties: Evidence from Colombia”, *Economic Development and Cultural Changes*, 57, 335—358.
- Mayneris, F., S. Poncet, and T. Zhang, 2018, “Improving or Disappearing: Firm-level Adjustments to Minimum Wages in China”, *Journal of Development Economics*, 135, 20—42.
- Murphy, K. J., 2007, “The Impact of Unemployment Insurance Taxes on Wages”, *Labour Economics*, 14(3), 457—484.
- Nielsen, I., and R. Smyth, 2008, “Who Bears the Burden of Employer Compliance with Social Security Contributions? Evidence from Chinese Firm Level Data”, *China Economic Review*, 19(2), 230—244.
- Nyland, C., R. Smyth, and C. J. Zhu, 2006, “What Determines the Extent to Which Employers Will Comply with Their Social Security Obligations? Evidence from Chinese Firm-level Data”, *Social Policy & Administration*, 40(2), 196—214.
- Ooghe, E., E. Schokkaert, and J. Flechet, 2003, “The Incidence of Social Security Contributions: An Empirical Analysis”, *Empirica*, 31, 81—106.
- Saez, E., B. Schoefer, and D. Seim, 2019, “Payroll Taxes, Firm Behavior, and Rent Sharing: Evidence from A Young Workers’ Tax Cut in Sweden”, *American Economic Review*, 109(5), 1717—63.

The Effect of Social Insurance Contribution Base Reform on Economic Activities

DU Pengcheng^a, XU Shu^b and ZHANG Bing^b

(a: School of Economics, Capital University of Economics and Business;

b: School of Economics, Southwest University of Finance and Economics)

Summary: The heavy burden of social insurance contribution for Chinese firms has been an indisputable fact. According to the data released by the National Development and Reform Commission, domestic firms' social security expenditures have accounted for nearly 40% of their total labor cost. This ratio ranks 13th among the 173 countries and regions, and it is about twice the average of the other three BRIC countries and 4.6 times of East Asian neighbors. Taking pension payment as an example, according to Nielson & Smyth (2008), the actual contribution rate of pension payment for Chinese firms has exceeded 20%. In addition to the high contribution rate, the controversial arrangement of the social insurance contribution base is another vital factor leading to the heavy burden on firms.

For a long time, the social insurance contribution base for Chinese firms has been determined based on the average wage of employees from urban non-private units. If a firm's average monthly wage of employees is higher than 300% of the average wage of local non-private units in the previous year, the social insurance contribution base of the firm is set at 300%. If a firm's average monthly wage of employees is lower than 60% of the average wage of local non-private units in the previous year, the contribution base shall be set at 60%, which is the so-called upper and lower bounds of the social insurance contribution base. The main problem with this approval method is that it ignores the large gap between the average wage of non-private units and that of private units. In fact, the latter has been only about 60% of the former for a long time, which makes the private sector bear a heavier burden than the non-private sector does. The unfair social insurance contribution base has gradually become a vital shackle that restricts the high-quality development of firms. In this context, the Comprehensive Plan to Reduce Social Security Contribution Rates issued by the State Council on April 1, 2019 stipulated that, starting from this day, all provincial-level regions should adjust the upper and lower limits of firms' social insurance contribution base according to the full-caliber average wage calculated by the weighted average wage of both non-private and private units in the province (provincial-level region). This is undoubtedly an important reform aiming to rationalize the social insurance contribution base so as to reduce firms' tax burden.

The economic consequences of high social insurance contribution rate have been well studied by existing studies. However, there is little research focusing on the economic impacts of reducing firms' social insurance burdens from the perspective of social insurance contribution base. To fill in this blank, this article takes the approval of the social insurance contribution base in 2019 as an opportunity to investigate the impact of social insurance contribution base burden on firms' factor demand and output level by constructing measurement indicators of social insurance contribution burden based on the industrial enterprises data of 2018 – 2013. We find that the reduction of the social insurance contribution base burden significantly increases firms' factor demand and output, and this effect is more pronounced in the western region and the southeastern coastal region of China. Further analysis shows that reducing the social insurance contribution base burden mainly promotes the factor demand and output of labor-intensity firms, more financial constrained firms and firms located in regions with higher social insurance participation rates.

The contribution of this article is three folds. First, this article is the first to investigate the impact of social insurance burden on firm behavior from the perspective of the social insurance contribution base. It reveals the factors that have been ignored in the existing literature for a long time but are crucial to the social insurance burden of firms, which has important practical significance for optimizing the social insurance collection system to stimulate the vitality of market players and increase the income of social insurance funds. Second, this article provides a new idea of constructing the indicator of firms' social security insurance contribution burden, which has the advantage of featuring city-year variation. It not only facilitates examining the long-term impact and economic impact of social insurance burden on firm behavior, but also serves as a good reference for subsequent research. Third, this article directly estimates the policy effect of social insurance contribution base reform in 2019, and provides direct evidence for promoting economic growth through tax cut and administrative fee reductions.

The empirical results of this article have great policy significance on guiding the optimal allocation of production resources through tax cut and administrative fee reductions, stimulating market vitality and creativity, and increasing the income of social insurance funds.

Keywords: Social Insurance Burden; Lower Bounds of the Social Insurance Contribution Base; Cutting taxes and fees

JEL Classification: D21, H32, J23

(责任编辑: 昱 池)(校对: 王红梅)