

# 降低养老保险费率能扩大企业雇佣规模吗？

谢 勇,项军烽

(南京农业大学 公共管理学院,江苏 南京 210095)

**[摘要]**降低企业养老保险费率是“减税降费”政策的重要一环。我国于2019年推出了《降低社会保险费率综合方案》的政策,故使用2014—2022年A股上市公司数据,通过双重差分模型检验该政策的实施对企业雇佣规模所产生的影响。研究发现,此次降费政策总体上对企业的雇佣规模存在显著的正向影响,使企业的雇佣规模增加2.6%,该结果在经过一系列稳健性检验过后依然成立。此外,本次降费的政策效果呈现出显著的企业异质性,更有利于制造业企业以及非国有企业雇佣规模的扩大。有关影响机制的分析显示,养老保险降费政策主要通过现金流效应以及要素替代效应影响企业的雇佣规模。

**[关键词]**养老保险费率;降费政策;雇佣规模;影响机制

**[中图分类号]**F840.61    **[文献标志码]**A    **[文章编号]**1004-4833(2024)05-0090-11

## 一、引言

就业是最大的民生。党的二十大报告指出,要不断强化就业优先政策,加快健全就业促进机制。近年来的政府工作报告也多次提出要稳定现有就业,继续强化就业优先政策。企业在中央全面落实“就业优先”工作中扮演着重要角色。然而高社会保险费率所带来的劳动成本压力却极大地限制了企业的就业吸纳能力,其中养老保险缴费已经成为企业重要的劳动力成本支出。已有研究发现,高养老保险费率不仅会抑制企业的全要素生产率<sup>[1]</sup>,而且会对企业的雇佣规模<sup>[2]</sup>、员工工资<sup>[3]</sup>、投资规模<sup>[4]</sup>以及创新程度<sup>[5]</sup>等方面带来一定的不利影响,甚至会加强企业的逃费避税动机<sup>[6]</sup>。由此可见,高养老保险费率对企业造成的这些负面影响已经给政府部门的“就业优先”工作带来了极大的挑战。

基于以上原因,我国早在2015年就已经开始并在之后的几年中持续推进社会保险降费政策。人力资源和社会保障部2015年先后就调整失业保险费率、工伤保险费率以及生育保险费率发布通知,将上述三项社会保险的单位缴费率合计下调约1.75%。紧接着在2016年发布了关于阶段性降低养老保险费率的通知,通知要求养老保险单位费率在20%以上的,降至19%~20%。进一步地,2019年5月1日中央又推出了《降低社会保险费率综合方案》,该方案也是我国社会保险制度建立以来费率下降幅度最大的一次,方案明确开始实施新一轮的降费措施,并要求各地将企业职工基本养老保险单位费率降至16%。关于养老保险费率对企业雇佣规模的影响,国内外学者进行了深入的探讨。国外学者重点关注工薪税率以及社会保险费率与企业用工需求的关系。一方面,已有研究大都认为工薪税率与企业雇佣规模之间呈现显著的负向关系,工薪税率上调会导致失业率上升<sup>[7]</sup>,而税率的下降则使得企业的劳动力需求扩张,提高了就业率<sup>[8]</sup>。另一方面,有关社会保险费率与企业用工需求的研究中,结论并不完全一致,部分学者认为社会保险费率的浮动与企业雇佣规模的扩大之间为负向关系<sup>[9]</sup>,但也有学者认为社会保险费率的浮动对企业雇佣规模的扩大没有显著影响<sup>[10-13]</sup>。

近年来,许多学者开始关注我国的养老保险降费政策、社保缴费水平对于雇佣规模的影响,但结论不一。其中吕学静和何子冕发现降低费率对企业雇佣员工的数量无明显挤出效应<sup>[14]</sup>,宋弘等则发现降低费率显著提高了企业劳动力需求<sup>[15]</sup>,尹恒等人进一步发现社保降费极大提高了服务业的劳动需求<sup>[16]</sup>。赵海珠等人以2019年出台的《降低社会保险费率综合方案》为准自然实验,发现该方案的实施显著增加了在线招聘的岗位数量,产生

[收稿日期]2023-12-30

[基金项目]江苏省社会科学基金项目(22GLB004);国家社会科学基金重大项目(23&ZD043)

[作者简介]谢勇(1975—),男,安徽淮南人,南京农业大学公共管理学院教授,博士生导师,从事劳动与社会保障研究,E-mail:xy@njau.edu.cn;项军烽(1999—),男,安徽霍山人,南京农业大学公共管理学院博士研究生,从事劳动与社会保障研究。

了良好的就业促进作用<sup>[17]</sup>。马孟琛和白晨却发现该方案的推行显著提高了上市公司的员工福利水平,但对雇佣人数与员工工资的影响不显著<sup>[18]</sup>。此外,一些文献发现社会保险缴费对就业存在显著的挤出作用,企业的实际社保缴费负担越高,其雇佣规模越小,并且其劳动力雇佣增长率会显著降低<sup>[19-20]</sup>,进一步的研究发现社保缴费对工资水平与就业规模的转嫁效应在劳动密集型行业和低风险行业中更为明显<sup>[21]</sup>。同时,社保缴费会提高劳动力的相对价格,促使企业减少劳动力雇佣和增加固定资产投资<sup>[22]</sup>。

总的来看,国内外学者围绕养老保险费率对企业雇佣规模的影响已经进行了许多有益的探索,本文的边际贡献主要体现在以下两方面:首先,评估了2019年养老保险降费政策的就业效应。已有的相关研究大都关注社保费率水平的高低对于就业规模的影响,研究社保费率政策变化对于就业影响的文献较少。2019年发布的《降低社会保险费率综合方案》是我国迄今为止幅度最大的一次养老保险费率下降,且该方案实施不久就遭遇了新冠疫情的暴发及长期持续,因此本次降费政策的实施环境与以往也有所不同。目前仅有个别文献关注了2019年社保降费政策的就业效应,但其中存在着研究区域的选择缺乏全国代表性,以及研究结论之间存在着明显分歧等问题。因此,本文使用全国性数据以及双重差分模型评估了2019年社保降费政策对于就业规模的影响,不仅有助于更全面地理解本次养老保险降费政策的社会经济影响,还可以为当下稳定与扩大就业提供新的政策思考。其次,从现金流效应和要素替代效应出发,探索了养老保险降费政策影响企业雇佣规模的内在机制。由于资本和劳动力是企业生产过程中相互可替代的两种生产要素,已有的研究主要基于要素替代效应,分析养老保险费率与雇佣规模之间的关系。本文在此基础上,从企业现金流方面进行了相关拓展。事实上,已有大量研究基于融资约束分析企业的相关决策(如避税、创新等),但涉及社保费用与雇佣规模方面的分析相对较少。本文基于现金流效应和要素替代效应两个机制阐释了养老保险降费政策影响企业雇佣规模的作用路径,为探索养老保险降费政策如何影响企业雇佣规模提供了新的解释视角。

## 二、理论分析与研究假说

### (一) 我国养老保险制度的背景

我国目前的社会养老保险制度始建于1997年,其中基本养老保险包括城镇职工养老保险和城乡居民养老保险。前者覆盖范围是城镇企业及员工、个体工商户和自由职业者,城乡居民基本养老保险的覆盖范围为年满16周岁(不含在校学生),非国家机关和事业单位工作人员及不属于城镇职工基本养老保险制度覆盖范围的城乡居民<sup>[23-24]</sup>。本文主要讨论的是城镇职工基本养老保险,它要求参保单位和个人分别缴纳工资总额的一定比例,其中企业养老保险费率由最初的20%及以上逐步降至2019年之后的16%,个人缴费比例始终保持在8%不变,企业和个人的缴费分别进入社会统筹账户和职工个人账户中,缴费满15年并达到退休年龄者可以领取养老金。在我国的养老保险制度框架中,养老保险费率主要由中央政府确定,地方政府对当地的费率具有一定的决策权,并长期负责征收养老保险费用。因此在制度运行过程中,地方政府出于当地养老金收支情况或者减轻企业缴费负担、吸引更多企业投资的考虑,可能会适当地调整企业费率水平,从而导致了各省份之间在费率水平上的参差不一。此外,较高的养老保险缴费负担增加了企业的逃费动机,许多企业通过不参加或仅给部分工人参加养老保险、人为降低个人的缴费基数等方式逃避养老保险缴费义务,而地方政府出于发展经济等原因对上述逃费现象的治理并不严格<sup>[25]</sup>。

### (二) 养老保险费率下降影响企业雇佣规模的理论分析

养老保险费对社会就业水平的影响主要取决于企业能否将此项成本部分或者完全转嫁到员工的身上<sup>[2]</sup>。以养老保险费率上升为例,当劳动力市场处于均衡状态时,养老保险费率的上升会导致企业用工成本的上涨,此时便可能会产生养老保险费对企业雇佣规模的挤出效应<sup>[26]</sup>。挤出效应是否存在主要取决于劳动力供给的弹性大小以及员工对养老保险的偏好。劳动供给弹性小意味着企业更容易通过降低工资的方式转嫁养老保险费率上升所带来的劳动力成本增加<sup>[11]</sup>。养老保险费率上升所带来的劳动力成本增加由企业转嫁到员工身上,如果以降低员工工资水平作为代价,那么就会减少对就业的挤出。此外,员工对养老保险的偏好影响到员工是否愿意降低当前可支配收入来缴纳养老保险费,一般而言,低教育程度以及非技术员工更倾向于获得当前可支配收入,养老保险费对这部分人群的挤出效应也更为明显<sup>[1-2]</sup>。

从对挤出效应的分析来看,企业所承担的社会保险费只能通过降低员工工资水平和缩减企业雇佣规模的方

式进行部分转嫁<sup>[21]</sup>。但是,根据粘性工资理论可知,一方面企业为了自身持续发展会选择与员工签订长期契约,契约规定的基本薪酬一般不轻易随经营状况的好坏而发生变化;另一方面,员工作为风险规避者,往往会拒绝工资水平的降低。如此便导致了企业员工的工资水平不能随着劳动供求变化以及企业经营状况灵活调整。同时,工资本身具有可升不可降的“刚性”特征,再加上最低工资制度等原因,企业无法及时有效的调整员工工资水平,也就无法通过这一途径来转嫁养老保险成本负担,而一旦员工工资不能完全吸收企业所转移给员工的养老保险费用成本,就会对就业产生明显的挤出效应。结合 2019 年养老保险降费背景,本文认为养老保险费对就业的挤出效应其实是持续存在的,除非将养老保险费对就业的挤出完全转移到降低员工工资水平上,又或者企业和员工们一致认为养老保险费并非是一种成本而是福利,但上述两种情况对我国目前的劳动力市场来说都不实际。因此无论养老保险费率如何浮动,挤出效应都会一直发挥作用,只是强度有所不同。当养老保险费率下降时,劳动力成本的减少会弱化养老保险费对就业的挤出,有利于企业扩大雇佣规模。基于上述分析,本文提出研究假说 H1。

H1:养老保险降费政策有利于扩大企业的雇佣规模。

在此基础上,考虑到我国目前的劳动力市场状况,本文认为可以从劳动供给弹性以及企业融资难易程度两个方面对养老保险降费政策的异质性效果展开进一步分析。企业所在的行业。不同行业所面临的劳动供给弹性不同,劳动供给弹性的差异本质上反映了劳动供给行为在群体之间的异质性<sup>[27]</sup>。一般而言,制造业企业的资本劳动比率相对较低,其劳动雇佣需求也会相对较高。相较于非制造业企业而言,养老保险降费政策的实施所带来的劳动成本下降会显著提高制造业企业的劳动需求,直接表现为降费政策实施后雇佣规模的显著扩大。因此,本文认为养老保险降费政策能显著扩大制造业企业的雇佣规模。企业的股权性质。根据所有制可以大致将企业分为国有企业和非国有企业(民营、外资等)。相较于非国有企业,国有企业的雇佣规模以及内部组织结构趋于稳定,人员流动性相对较弱<sup>[28]</sup>。同时,国有企业面临的融资约束往往要低于非国有企业,其获取现金流的手段更多且获取难度更低<sup>[29]</sup>,降费政策带来的充足现金流对国有企业扩大雇佣规模的激励作用不大。由于非国有企业的融资难度要高于国有企业,降费带来的政策效果必然在两种性质的企业间有显著差异。因此本文认为,养老保险降费政策更能显著扩大非国有企业的雇佣规模。在上述分析的基础上,本文提出研究假说 H2a、H2b。

H2a:养老保险降费政策更能显著扩大制造业企业的雇佣规模。

H2b:养老保险降费政策更能显著扩大非国有企业的雇佣规模。

本文进一步分析养老保险降费政策扩大企业雇佣规模的内在作用机制。一方面,缓解企业的现金流约束是增加企业劳动雇佣规模的重要机制,学术界对此已经形成相对一致的共识。企业所需承担的劳动力成本除了养老及其他社会保险费和职工工资福利以外,还包括前期的宣传推广、中期的招聘考核与后期的入职培训<sup>[30]</sup>,企业需要有充足的内部现金流为其企业招聘、员工培训、工资支付等一系列雇佣活动支付成本。同时,由于企业劳动报酬支付与内部现金流入之间存在一定的时间差,劳动成果转化为企业盈利存在一定的时间滞后性。在此期间,企业的雇佣活动需要现金流的持续保障。养老保险费率的浮动会一定程度上影响到企业内部资金充足与否,从而影响到劳动力雇佣活动能否顺利开展<sup>[31]</sup>。对于流动性约束得到缓解的企业,会增加对劳动力的投资<sup>[32]</sup>,从而有助于改善就业状况<sup>[33-34]</sup>。基于上述逻辑,养老保险费率的下降会降低企业用工成本<sup>[35]</sup>,缓解企业融资约束,使企业有足够的现金流来维持扩大雇佣规模,本文将其称之为现金流效应。另一方面,劳动力与资本作为企业生产过程中不可或缺的两种要素,由于养老保险费是企业劳动力成本的重要组成部分,养老保险降费政策的出台意味着企业劳动力成本的下降,因此相比于资本价格而言,企业的劳动力价格会相对下降<sup>[20]</sup>。由于资本和劳动力是相互之间可替代的生产要素,劳动力价格的相对下降会促使企业使用劳动力代替资本进行生产,这被称之为要素替代效应<sup>[36]</sup>。因此,随着养老保险降费政策的出台,劳动力与资本之间相对价格的下降将促使企业扩大雇佣规模。现金流效应与要素替代效应共同解释了劳动力价格的相对下降给企业足够的现金流以及动机去扩大雇佣规模。首先,现金流效应意味着企业的融资约束得到一定的缓解,为企业扩大雇佣规模提供足够的现金流保障,同时要素替代效应又激励企业使用劳动力来替代资本,两种效应共同作用会提高企业的雇佣规模。因此,本文提出研究假说 H3。

H3:养老保险降费政策通过现金流效应与要素替代效应扩大了企业的雇佣规模。

### 三、研究设计

#### (一) 模型设定

本文主要研究两个问题:养老保险费率的降低是否扩大了企业的雇佣规模;如果雇佣规模扩大了,那么受哪些机制驱动。因此,本文将使用双重差分法检验养老保险降费对雇佣规模的影响,引言部分所提到的2019年全国性养老保险降费政策为本文构建双重差分模型提供了很好的准自然实验。具体计量模型的设定表示如下:

$$\ln Lab_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_i \times Post_t + \beta_2 Controls_{it} + \mu_i + \gamma_t + Indtrend_j + Protrend_c + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在模型(1)中,被解释变量雇佣规模用  $\ln Lab_{it}$  表示,下标  $i, t, j$  和  $c$  分别表示企业、年份、行业以及省份; $Treat$  为反映 2019 年养老保险降费政策是否实施的虚拟变量,若企业处于该政策之下则为实验组,取值为 1, 否则为控制组,取值为 0; $Post$  是政策实施年份的虚拟变量,当企业处于 2014—2018 年取值为 0, 处于 2019—2022 年取值为 1; $Controls_{it}$  为一系列企业层面以及员工层面的控制变量; $\varepsilon_{it}$  为误差项。 $\mu_i$  和  $\gamma_t$  为个体固定效应和时间固定效应。此外,由于本文使用全国范围内的上市公司来划分实验组与控制组,考虑到省份之间的地区差异会对企业的雇佣规模产生影响以及不同行业间的劳动力需求差异会影响到结果的稳健性与可靠性,本文进一步控制了行业时间趋势  $Indtrend_j$  与省份时间趋势  $Protrend_c$ 。

#### (二) 数据来源

本文使用的数据主要来源于国泰安数据库(CSMAR)2014—2022 年 A 股上市公司样本,另有部分数据来源于中国统计年鉴。以 CSMAR 数据库中的上市公司样本作为本文的研究样本有明显的合理性。首先,我国企业养老保险费的缴纳会受到养老保险缴费基数的影响,由于本文的样本多为业绩良好的上市公司,与中小民营企业相比,逃费动机较弱<sup>[37]</sup>。缴费基数对本文的研究结果影响不大。其次,2020 年的新冠疫情对国内企业带来了严重的负面影响。与中小企业相比,上市公司具有更高的盈利能力及现金流水平,疫情的影响会相对减弱<sup>[38]</sup>。此外,CSMAR 数据库中披露了上市公司“应付职工薪酬”及其具体科目,包括企业当年的养老保险缴费额以及员工人数和员工工资总额等重要指标,本文根据上述指标构建雇佣规模等关键变量。

本文通过以下五个步骤对初始样本进行了筛选:剔除金融类和在股票交易市场被实行特别处理的 ST 类上市公司;剔除 2014 年之后上市的公司;剔除员工人数少于 100 人的公司;剔除关键变量数据(如雇佣规模、养老保险费等)缺失严重的样本;为了降低异常值带来的影响,对回归所涉及的连续变量进行 1% 的缩尾处理。通过以上处理,本文最终获得了 9 年的非平衡面板数据,共 25000 个样本。

#### (三) 变量选取与描述性统计

1. 被解释变量。企业的雇佣规模等于当年员工总人数减去监管层人数后,再取自然对数,在本文中用  $\ln Lab$  来表示。另外,为了检验 2019 年养老保险降费政策带来的养老保险实际费率变化对企业雇佣规模的影响,前提条件是必须检验养老保险费率的降低是否导致企业人均养老保险成本支出显著减少。因此,有必要先检验上述成本是否受降费政策的影响,再对雇佣规模进行回归。为此,本研究构建了人均养老保险成本指标,界定为养老保险费总额与员工总数的比值,并取对数。

2. 解释变量。其为反映  $t$  年企业  $i$  所在省份是否受养老保险降费政策影响的虚拟变量,即模型(1)中  $Treat$  与  $Post$  的交互项。我国 2019 年出台的养老保险降费政策实施范围覆盖全国所有省份,但事实上部分省份的养老保险费率在降费政策实施前就已经低于 16%。在查阅中国各省市人社部门和政府官网后发现,在 2010 年前,广东省佛山市、中山市、珠海市以及深圳市等部分市区的企业养老保险费率水平远远低于全国平均水平,仅为 10%。随后才逐渐统一至 13% ~ 15% 的水平。与广东省做法相似的浙江省,于 2012 年进行养老保险缴费省级统筹改革,将全省企业养老保险费率统一为 14% 的水平。因此在降费政策实施后,除浙江省与广东省以外其他地区的养老保险政策费率都有不同程度的下降。所以可以近似看成浙江省与广东省的养老保险政策费率并没有受到 2019 年养老保险降费政策的影响,这便为本文的研究提供了一个良好的准自然实验。因此本文将处于浙江省和广东省的企业归类为控制组,将处于其他地区的企业归类为实验组。

3. 控制变量。参考唐珏和封进等人的做法<sup>[22]</sup>,本文还选取了相关企业层面控制变量,具体包括公司年龄、公司规模、企业成长性、所有者权益、资产负债率以及账面市值比。并在此基础之上,本文加入了相关员工层面控制变量,包括员工平均工资以及员工平均福利。

表1给出变量的分样本描述性统计结果。从表1的分样本描述性统计中可以发现,相较于控制组,实验组企业的雇佣规模更大。在企业层面,实验组企业有更久的发展历史和更大的公司规模,同时其所有者权益、资产负债率以及账面市值比也更高,但成长性要略低于控制组企业。在员工层面,实验组企业员工的平均工资要略低于控制组,但福利水平要高于控制组。表1统计结果中还显示实验组企业和控制组企业变量的均值差异基本在1%水平上显著。

表1 变量的分样本描述性统计结果

变量类别	变量名称	变量定义	控制组(N=7096)		实验组(N=17904)		均值差异
			均值	标准差	均值	标准差	
因变量	雇佣规模(lnLab)	员工人数 - 管理层①人数,并取自然对数	7.68	1.14	7.74	1.24	-0.06 ***
自变量	Treat × Post	是否受政策实施影响的虚拟变量	0	0	0.53	0.50	-0.53 ***
控制变量	公司年龄(Age)	调查年减去公司成立的年份,并取自然对数	2.90	0.32	2.93	0.31	-0.03 ***
	公司规模(Size)	企业总资产的自然对数	22.11	1.13	22.38	1.30	-0.26 ***
	企业成长性(Growth)	(本期总资产 - 上期总资产)/上期总资产	0.16	0.26	0.13	0.24	0.03 ***
	所有者权益(Owner)	股东各项权益之和,并取自然对数	21.54	1.03	21.74	1.15	-0.20 ***
	资产负债率(Dar)	负债合计/资产总计	0.40	0.18	0.42	0.20	-0.02 ***
	账面市值比(Bmr)	资产总计/市值	0.58	0.23	0.62	0.26	-0.04 ***
	员工平均工资(Wage)	员工工资总额/员工人数,并取自然对数	11.53	0.42	11.50	0.48	0.03 ***
	员工平均福利(Ben)	员工福利费/员工人数,并取自然对数	8.30	0.78	8.34	0.82	-0.04 ***

注: \* 代表  $p < 0.1$ , \*\* 代表  $p < 0.05$ , \*\*\* 代表  $p < 0.01$ 。

#### 四、计量检验结果

我们首先使用双重差分模型检验养老保险降费政策对企业人均养老保险支出以及雇佣规模的影响,然后从多维角度检验计量结果的稳健性,最后检验上述影响的企业间的异质性,主要结果如下。

##### (一) 基准回归结果

表2报告了养老保险降费政策对企业人均实际养老成本(Cost)和雇佣规模影响的DID估计结果。在估计过程中,我们采用了逐步加入控制变量的方法,且每次回归都控制了时间固定效应和个体固定效应。表2的第(1)列至第(4)列汇报了养老保险降费政策对企业人均实际养老成本的回归结果。从逐步回归的结果中可以看出,所有 Treat × Post 的估计系数均在1%的水平上显著小于0。这说明养老保险降费政策使得企业人均实际养老成本显著下降了9%,证实了此次降费政策确实减少了上市公司的养老保险缴费支出。

表2的第(5)列至第(8)列汇报了养老保险降费政策对企业雇佣规模影响的回归结果。具体来看,表中第(5)列是仅加入企业层面控制变量的回归结果,Treat × Post 的交互项系数大于0,但并不具有统计学意义。第(6)列在前述回归基础上加入了员工层面控制变量,Treat × Post 的交互项系数在5%的水平上显著大于0。在此基础上,本文在第(7)列和第(8)列中分别先后控制了行业时间趋势与省份时间趋势,Treat × Post 的交互项系数仍然在10%和5%水平上显著为正,说明2019年养老保险降费政策对企业雇佣规模存在正向影响,即养老保险政策费率的降低可以扩大企业的雇佣规模。相较于未受到降费政策影响的企业,此次养老保险政策费率的下降可以使受政策影响企业的雇佣规模扩大2.6%。因此假说1得以验证,养老保险降费政策有利于扩大企业的雇佣规模。以上回归结果意味着,养老保险降费政策显著扩大了企业雇佣规模,对于稳定与扩大就业具有明显的意义。

表2 基准回归结果

变量	(1) Cost	(2) Cost	(3) Cost	(4) Cost	(5) lnLab	(6) lnLab	(7) lnLab	(8) lnLab
Treat × Post	-0.080 *** (0.014)	-0.091 *** (0.013)	-0.091 *** (0.013)	-0.090 *** (0.013)	0.014 (0.014)	0.025 ** (0.013)	0.024 * (0.013)	0.026 ** (0.013)
Age	-0.058 (0.078)	-0.035 (0.066)	-0.031 (0.066)	-0.037 (0.067)	0.332 *** (0.087)	0.310 *** (0.078)	0.304 *** (0.078)	0.314 *** (0.077)
Size	0.145 *** (0.029)	0.090 *** (0.025)	0.091 *** (0.025)	0.091 *** (0.025)	0.534 *** (0.040)	0.589 *** (0.035)	0.588 *** (0.035)	0.590 *** (0.034)

①管理层即董事、监事和高级管理人员的合称。

续表 2

<i>Growth</i>	-0.212 *** (0.013)	-0.128 *** (0.012)	-0.127 *** (0.012)	-0.127 *** (0.012)	-0.107 *** (0.013)	-0.189 *** (0.012)	-0.189 *** (0.012)	-0.190 *** (0.012)
<i>Owner</i>	-0.067 *** (0.025)	-0.076 *** (0.022)	-0.076 *** (0.022)	-0.076 *** (0.021)	0.133 *** (0.035)	0.142 *** (0.030)	0.142 *** (0.030)	0.140 *** (0.029)
<i>Dar</i>	-0.130 * (0.068)	-0.113 * (0.062)	-0.114 * (0.062)	-0.120 * (0.061)	0.486 *** (0.085)	0.467 *** (0.074)	0.466 *** (0.073)	0.465 *** (0.073)
<i>Bmr</i>	-0.014 (0.024)	0.040 * (0.023)	0.041 * (0.022)	0.039 * (0.022)	-0.113 *** (0.024)	-0.166 *** (0.022)	-0.165 *** (0.022)	-0.163 *** (0.022)
<i>Wage</i>		0.586 *** (0.027)	0.585 *** (0.027)	0.584 *** (0.027)		-0.575 *** (0.028)	-0.572 *** (0.028)	-0.573 *** (0.028)
<i>Ben</i>		0.062 *** (0.009)	0.063 *** (0.009)	0.062 *** (0.009)		-0.070 *** (0.010)	-0.070 *** (0.010)	-0.071 *** (0.010)
$\mu$	是	是	是	是	是	是	是	是
$\gamma$	是	是	是	是	是	是	是	是
<i>Indtrend</i>	否	否	是	是	否	否	是	是
<i>Protrend</i>	否	否	否	是	否	否	否	是
<i>Constant</i>	7.219 *** (0.326)	1.465 *** (0.391)	1.490 *** (0.388)	3.278 *** (0.758)	-7.884 *** (0.408)	-2.181 *** (0.446)	-2.150 *** (0.443)	-1.394 * (0.789)
N	25000	25000	25000	25000	25000	25000	25000	25000
R <sup>2</sup>	0.630	0.671	0.671	0.672	0.469	0.589	0.591	0.593

注: \* 代表  $p < 0.1$ , \*\* 代表  $p < 0.05$ , \*\*\* 代表  $p < 0.01$ , 括号内为标准差, 以下各表同。

## (二) 平行趋势检验

精准识别养老保险降费政策效应的前提条件是实验组和控制组在政策实施前的企业雇佣规模满足平行趋势。也就是实验组在还未受到养老保险降费政策冲击时, 被解释变量雇佣规模应该与控制组具有一致的时间变化趋势。因此, 借鉴 Jacobson 等学者的做法<sup>[39]</sup>, 本文以政策实施年份的前一年(2018 年)为基期, 并构建了 *Treat* 与 *Post* 的交互项。图 1 报告了年份之间交互作用的估计系数以及 95% 的置信区间。从图 1 可以看出, 在 2019 年养老保险降费政策实施前, 实验组与控制组之间的差异并不显著, 其雇佣规模并不存在系统性的差异, 说明基准回归通过了平行趋势检验。

同时, 从该图也能看出养老保险降费政策实施后, 实验组地区企业的雇佣规模呈现出逐步增长的趋势。具体来看, 在养老保险降费政策实施的第 0 期, 实验组地区企业的雇佣规模有增长趋势但并不显著, 这主要是由于政策实施效果存在一定的时滞性。而随着时间的推移, 政策实施后第 1 期实验组地区企业的雇佣规模显著扩大。这意味着养老保险降费政策对企业雇佣规模的扩大发挥了积极的激励作用, 进一步验证了基准回归结果的稳健性。值得注意的是, 在降费政策实施后的第 2 期(2021 年), 企业雇佣规模有下降的趋势, 直到第 3 期才显著回升为正, 本文认为这与新冠疫情有很大关联。受疫情影响, 很多企业遇到困难, 雇佣规模因此受到一定影响。本文的基准回归结果通过了平行趋势检验。

## (三) 安慰剂检验

从基准回归结果可知, 养老保险费率下降会使得企业雇佣规模扩大 2.6%。尽管在基准回归模型中已经加入大量与企业层面以及员工层面的控制变量, 但企业雇佣规模的变化仍然可能会受到某些不可观测因素的影响, 而非此次养老保险降费政策所致。因此本节通过构造安慰剂对基准结果进行检验, 以确保结论的准确性。

1. 改变政策发生时间。首先, 本文采用“反事实”手段来验证实验组与控制组的雇佣规模之间是否存在共同趋势。假定将 2019 年 5 月 1 日实施养老保险降费政策的时间提前至 2018 年 5 月 1 日、2017 年 5 月 1 日、2016 年 5 月 1 日以及 2015 年 5 月 1 日, 再构造相应的政策实施虚拟变量进行双重差分回归。如果 *Treat* 与 *Post* 交互项系数不显著, 则证实企业雇佣规模的扩大是由 2019 年养老保险降费政策引起的, 而不是其他的因素。

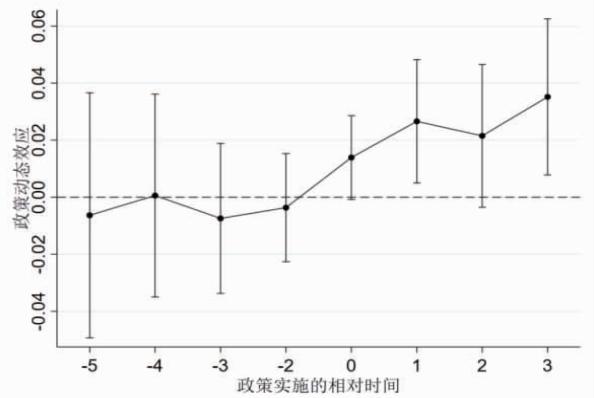


图 1 平行趋势检验

表 3 汇报了改变政策发生时间后的估计结果, 第(1)列至第(4)列分别是政策时间提前至 2018 年、2017 年、2016 年以及 2015 年后的回归结果, 结果显示, 在四种虚拟政策发生时间下,  $Treat \times Post$  交互项的估计系数均不显著且远低于基准回归结果(0.026), 说明此次企业雇佣规模的扩大确实是由 2019 年养老保险降费政策引起的。

2. 构造随机分组变量。本文通过构造虚假的实验组与控制组对样本进行 500 次随机分组冲击, 随机抽取部分上市公司作为实验组样本, 通过构造虚假的交互项, 对模型(1)进行回归, 得到虚假交互项的系数估计值  $\beta_1^{random}$ 。重复 500 次上述过程, 并将估计系数、 $P$  值和核密度绘制在图 2 中。图 2 是 500 个  $\beta_1^{random}$  的核密度及其  $P$  值, 可以看到随机生成的  $\beta_1^{random}$  主要集中于 0 的附近且呈正态分布,  $P$  值大多高于 0.1, 不具有统计学意义。而本文对实际养老保险降费政策的估计系数为 0.026, 位于核密度分布的右边边沿位置, 与安慰剂测试结果有着显著差异。

#### (四) 稳健性检验

本部分从使用平衡面板数据、替换被解释变量、加入更多控制变量、使用 PSM-DID 模型以及排除其他政策影响五个维度来检验上述基准回归结果的稳健性, 回归结果汇报如下。

1. 使用平衡面板数据。本研究使用双重差分法来检验 2019 年养老保险降费政策对企业雇佣规模可能存在的政策效应, 基准回归结果显示此次降费对上市公司雇佣规模的扩大有一定的积极作用。为了保留有效样本量, 本研究使用非平衡面板数据进行研究, 而非平衡面板数据的一个不足在于, 由于每个企业被观测到的次数不同, 因此可能存在样本选择偏差问题。为此, 本文在稳健性检验中将原有数据转化为平衡面板数据后再次进行基准回归。使用平衡面板数据后的回归结果见表 4 第(1)列, 可知,  $Treat \times Post$  交互项的估计系数在 1% 水平上显著为正。

2. 替换被解释变量。本文的初始被解释变量为雇佣规模, 其界定为企业每年的在职职工人数, 这一界定可能无法准确的反应企业职工人数的逐年变动幅度。因此, 为检验被解释变量的界定是否会对基准回归结果产生影响, 本文构

建了一个新的被解释变量来衡量企业员工人数变化, 具体如下公式(2)所示, 通过就业人数的逐年变化率来刻画受养老保险降费政策实施前后影响的企业劳动力雇佣规模的变动幅度。替换被解释变量后的回归结果见表 4 第(2)列。

表 3 改变政策发生时间的回归结果

变量	lnLab			
	(1) 2018 年	(2) 2017 年	(3) 2016 年	(4) 2015 年
$Treat \times Post$	0.022 (0.014)	0.019 (0.015)	0.014 (0.017)	0.017 (0.019)
$Controls$	是	是	是	是
$\mu$	是	是	是	是
$\gamma$	是	是	是	是
$Indtrend$	是	是	是	是
$Protrend_c$	是	是	是	是
Constant	-1.424 * (0.789)	-1.455 * (0.789)	-1.490 * (0.788)	-1.503 * (0.789)
N	25000	25000	25000	25000
R <sup>2</sup>	0.593	0.593	0.593	0.593

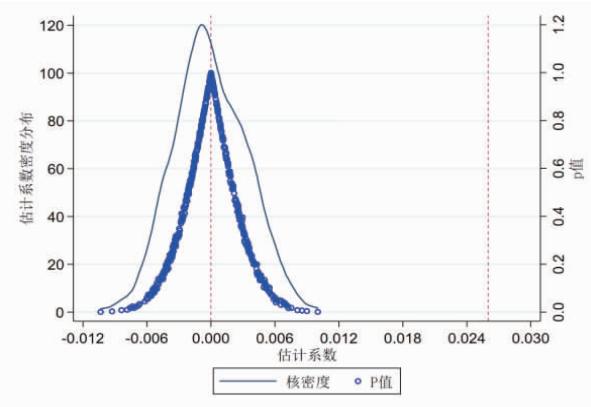


图 2 随机处理后的系数估计值分布

注: 蓝色空圈为虚假估计系数的  $P$  值, 实线为虚假估计系数的核密度分布; 右侧垂线为实际养老保险降费政策的估计系数。

表 4 稳健性检验

变量	lnLab					
	(1) 使用平衡 面板数据	(2) 替换被解释 变量	(3) 加入更多 控制变量	(4) PSM-DID 模型	(5) 排除其他降 费政策影响	(6) 排除减税 政策影响
$Treat \times Post$	0.049 *** (0.018)	0.020 ** (0.008)	0.031 ** (0.014)	0.027 * (0.014)	0.035 *** (0.013)	0.026 ** (0.013)
$Initial Controls$	是	是	是	是	是	是
$New Controls$	否	否	是	否	否	否
$\mu$	是	是	是	是	是	是
$\gamma$	是	是	是	是	是	是
$Indtrend$	是	是	是	是	是	是
$Protrend$	是	是	否	是	是	是
$Muntrend$	否	否	是	否	否	否
Constant	-2.032 (1.649)	2.956 *** (0.524)	89.123 (59.606)	0.081 (1.006)	-0.855 (0.900)	-1.315 * (0.782)
N	11745	24957	21857	15798	23159	24982
R <sup>2</sup>	0.611	0.243	0.612	0.586	0.596	0.597

$$\text{雇佣增长率} = (\text{本年度员工人数} - \text{上年度员工人数}) / \text{上年度员工人数} * 100 \quad (2)$$

在替换被解释变量为雇佣增长率过后, *Treat* 与 *Post* 交互项的估计系数在 5% 水平上显著为正。这说明阶段性降费政策可以使企业的雇佣增长率提高 2.0%, 养老保险费率的下降确实对雇佣增长率的提高产生了正向影响。

3. 加入更多控制变量。为检验控制变量的选取对基准回归结果的影响, 本文在模型(1)的基础上纳入了更多控制变量。具体加入的变量为:(1)考虑到公司监管层的雇佣决策会影响到雇佣规模, 因此增加第一大股东持股比例、董事会规模以及董事长与总经理兼任情况三个变量作为公司治理层面的控制变量。(2)考虑到雇佣规模与企业所处城市的经济发展以及人口特征相关, 在基准回归已经控制省份时间趋势的基础之上, 进一步增加相关城市层面的控制变量, 分别为人均地区生产总值的对数与从业人员期末人数的对数, 以上两项数据均来自中国城市统计年鉴。同时, 将省份时间趋势进一步细化到城市时间趋势(*Muntrnd<sub>c</sub>*)。(3)考虑到 2020 年暴发的新冠疫情对上市公司的盈利能力以及就业吸纳能力可能带来的冲击, 本文在省级层面控制了反映疫情影响的变量(各省新冠感染率), 界定为各省每万人口新增确诊数比例, 数据来源于 CSMAR 数据库与中国统计年鉴。

表 4 第(3)列为了增加了上述控制变量后的回归结果。可以看出, 养老保险降费对企业雇佣规模影响的 *Treat* 与 *Post* 交互项系数估计值为 0.031, 且在 5% 的水平上统计显著, 上述结果与基准回归基本一致。

4. 使用 PSM-DID 模型。在研究设计中, 由于本文使用全国范围内的上市公司来划分实验组与控制组, 省份之间的地区差异会对企业的雇佣决策产生影响, 可能会产生由样本选择性偏差导致的内生性问题, 进而会影响到结果的稳健性与可靠性, 在此使用 PSM-DID 模型进行检验。

本文先通过倾向得分匹配(PSM)构造“反事实”样本, 再将匹配成功的样本重新进行 DID 估计。为尽量获得相似企业, 本文选取基准回归模型(1)中的控制变量作为协变量, 同时采用 1:2 最近邻匹配方法执行逐年匹配。图 3 和图 4 分别绘制了匹配前后实验组与控制组样本倾向得分值的核密度图, 可以发现匹配后两组样本的核密度曲线相比于匹配前更为相似, 说明匹配后的两组样本在企业特征变量上更为相近。表 4 第(4)列汇报了 PSM-DID 的估计结果。可以发现, 养老保险降费政策对企业雇佣规模的影响仍在 10% 的水平上显著为正。以上结果说明, 在通过 PSM-DID 模型缓解了内生性问题以后, 本文关于养老保险降费政策显著扩大企业雇佣规模的研究结论依然成立。

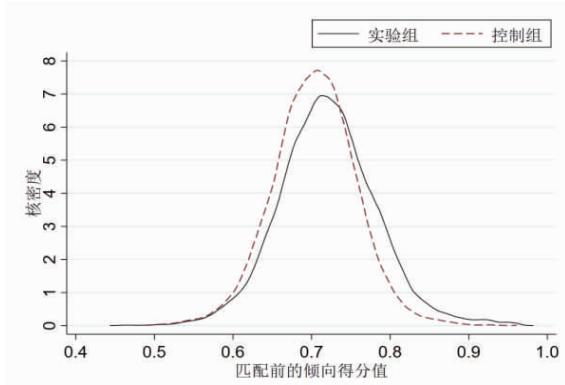


图 3 匹配前的倾向得分核密度图

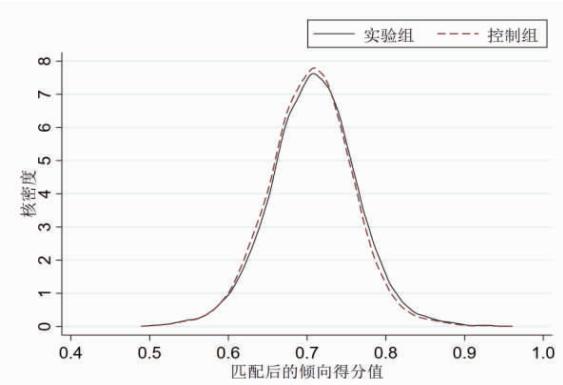


图 4 匹配后的倾向得分核密度图

5. 排除其他政策的影响。首先, 排除其他社会保险降费政策的影响。在本文的样本期间内, 除了养老保险, 其他社会保险也进行了不同程度的降费改革。比如, 人社部门于 2015 年先后就调整失业保险费率、工伤保险费率以及生育保险费率发布通知, 当年三项社会保险的单位缴费比例合计下调约 1.75%。上述社会保险费率的下调有助于降低企业融资约束, 并起到扩大就业的作用。因此, 有必要排除其他社会保险降费政策的干扰。为此, 本文分别测算企业的人均工伤保险支出、人均失业保险支出以及人均生育保险支出, 计算方式同上文中的人均养老保险支出(养老保险费与员工人数的比值, 并取自然对数), 并将这些变量作为控制变量加入到基准回归模型中进行回归。表 4 第(5)列汇报了排除其他社会保险降费政策影响后的估计结果。可以发现, *Treat* 与 *Post* 的交互项系数仍在 1% 的水平上显著为正, 且系数要大于基准回归结果(0.026)。

其次, 排除减税政策的影响。在本文的样本期间内, 我国陆续出台并施行了一些减税政策, 主要涉及所得

税、增值税以及营业税。这些政策在一定程度上节省了企业的开支,有助于企业扩大雇佣规模。为排除减税政策的干扰,本文在 CSMAR 数据库中获取企业 2014—2022 年年末的应交税费,测算企业税负(上市公司应交税费的自然对数),并将企业税负作为控制变量加入基准回归模型中。表 4 第(6)列汇报了排除减税政策影响后的估计结果。可以发现,Treat 与 Post 的交互项系数与基准回归系数一致。

### (五) 异质性分析

本部分通过企业所处行业以及企业股权性质两方面进行异质性分析,回归结果详见表 5。

1. 按行业分类。本文按照 2017 年国民经济行业分类标准,将样本中的所有企业分成制造业企业与非制造业企业,然后检验养老保险降费对不同行业企业雇佣规模影响的异质性。表 5 第(1)列和第(2)列为按行业分类的回归结果,可以看到,制造业的交互项系数在 1% 的水平上显著为正,而非制造业的交互项系数虽然为正,但并不显著。以上结果说明养老保险降费政策更能显著扩大制造业企业的雇佣规模,因此假说 2a 成立。

2. 按股权性质分类。我们将全部样本分为国有企业样本与非国有企业样本,然后检验养老保险费率下降对不同股权性质企业雇佣规模影响的异质性。表 5 第(3)列和第(4)列为相关估计结果,可以看出国有企业样本的交互项系数为 -0.004 且不具有统计显著性。而非国有企业的交互项系数不仅在 1% 水平上显著而且远高于基准回归结果的交互项系数,为 0.044。这表明相较于国有企业,此次养老保险降费政策更有利于非国有企业雇佣规模的扩大。因此假说 2b 成立。

表 5 异质性分析

变量	lnLab			
	(1) 制造业企业	(2) 非制造业企业	(3) 国有企业	(4) 非国有企业
Treat × Post	0.035 *** (0.013)	0.003 (0.029)	-0.004 (0.026)	0.044 *** (0.015)
Controls	是	是	是	是
μ	是	是	是	是
γ	是	是	是	是
Indtrend	否	否	是	是
Protrend	是	是	是	是
Constant	-3.742 *** (1.285)	2.058 (1.974)	-54.821 * (31.415)	-3.285 *** (1.214)
N	17032	7968	8313	16687
R <sup>2</sup>	0.641	0.508	0.601	0.599

## 五、影响机制检验

### (一) 对现金流效应的检验

本文从企业现金流水平及融资约束程度出发,检验养老保险降费政策对企业雇佣规模的现金流效应。由理论部分可知,如果雇佣规模受到现金流效应的影响,那么企业的现金流水平在 2019 年之后应该呈上升趋势,从而有助于缓解企业的融资约束。因此本文依据相关文献选取了两个衡量企业融资约束程度的指标<sup>[40]</sup>,分别是企业 WW 指数与企业现金流水平(界定为企业经营活动过程中产生的现金流的对数)。WW 指数一般与企业所面临的融资约束程度成正比,WW 指数越高说明企业面临的融资约束程度越高。本文设定了以下两个模型:

$$WW_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{it} \times Post_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \mu_i + \gamma_t + Indtrend_p + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Cash_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{it} \times Post_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \mu_i + \gamma_t + Indtrend_p + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

在模型(3)和模型(4)中,WW<sub>it</sub> 和 Cash<sub>it</sub> 为被解释变量 WW 指数以及企业现金流水平,其他变量定义同模型(1)。表 6 第(1)列和第(2)列为相应的回归结果,可知对 WW 指数检验的交互项的估计系数在 1% 的水平上显著为负,而对现金流检验的交互项的估计系数在 5% 的水平上显著为正,这表明养老保险费率的降低有效缓解了企业的融资约束困境,提高了企业的现金流水平,说明养老保险降费对企业雇佣规模的影响受到了现金流效应的作用。

### (二) 对要素替代效应的检验

我们从固定资产投资以及资本密集度两个维度出发,检验养老保险降费政策对企业雇佣规模的要素替代效应。如果雇佣规模受到要素替代效应影响,那么企业对资本的投资规模在 2019 年之后理应减少。因此本文通过构建固定资产净额并取自然对数的方式来衡量企业固定资产投资。并设定以下模型:

$$Inv_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{it} \times Post_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \mu_i + \gamma_t + Indtrend_p + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

进一步考虑到企业资本密集度也可以反映要素替代效应,当劳动力价格相比于资本价格相对较低时,企业会加大对劳动力的投入,此时企业的资本密集度会趋于下降。因此本文同时设定了以下模型:

$$Cap_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{it} \times Post_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \mu_i + \gamma_t + Indtrend_p + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

在模型(5)和模型(6)中,  $Inv_u$  和  $Cap_u$  为被解释变量固定资产投资以及资本密集度, 其他变量定义同模型(1)。表6第(3)列和第(4)列分别为模型(5)和模型(6)的回归结果, 结果显示: 对固定资产投资检验的交互项估计系数在 10% 的水平上显著为负, 这表明养老保险费率的下降缩小了固定资产投资规模。类似地, 对资本密集度检验的交互项估计系数在 5% 的水平上显著为负, 这说明养老保险费率的下降显著降低了企业的资本密集度。上述结果意味着, 养老保险降费政策促进了劳动力对资本的替代, 即养老保险降费对企业雇佣规模的影响受到了要素替代效应的作用。

综合表6的估计结果, 可以发现 2019 年养老保险降费政策通过现金流效应与要素替代效应等两条机制影响了企业的雇佣规模。首先, 养老保险费率下降缓解了企业的融资约束, 为扩大企业雇佣规模提供充足的现金流供应。其次, 受要素替代效应影响, 养老保险费率下降引起的劳动力相对价格下降使企业有动机去扩大雇佣规模。因此假说3成立。

## 六、结论

本文基于“减税降费”的大背景, 利用 2014—2022 年 A 股上市公司面板数据, 将 2019 年 5 月 1 日起开始实施《降低社会保险费率综合方案》视为一项准自然实验, 采用双重差分法评估了养老保险费率降低对企业雇佣规模的影响, 主要得出以下结论: 首先, 2019 年养老保险降费政策对企业雇佣规模的扩大存在显著正向影响, 可以使上市公司的雇佣规模增加 2.6%, 且上述结果在一系列稳健性检验过后依然成立。异质性检验进一步发现: 相比于非制造业企业, 养老保险政策费率的降低更有利制造业企业雇佣规模的扩大; 相较于国有企业, 养老保险政策费率的降低更有利非国有企业雇佣规模的扩大。此外, 对影响机制的检验显示, 养老保险降费政策对雇佣规模的影响受到现金流效应和要素替代效应的双重作用。

根据本文的研究结论, 我们提出如下政策建议: 第一, 在当前经济转型和增速放缓的背景下, 有必要在兼顾养老保险基金可持续性的前提下, 科学测算养老保险费率的进一步下降空间, 从而充分发挥降低养老保险费率对于促进就业的积极作用。第二, 由于养老保险降费政策对制造业企业和非国有企业的就业促进作用更大。因此可以考虑制定并实施具有针对性的降费政策, 从而更加充分地发挥养老保险降费的就业效应。第三, 可以增加对制造业以及中小微企业的金融政策支持力度, 充分发挥降费政策和金融政策在扩大就业方面的协同作用。

### 参考文献:

- [1] 赵健宇, 陆正飞. 养老保险缴费比例会影响企业生产效率吗 [J]. 经济研究, 2018(10): 97–112.
- [2] 马双, 孟宪芮, 甘犁. 养老保险企业缴费对员工工资、就业的影响分析 [J]. 经济学(季刊), 2014(3): 969–1000.
- [3] 封进. 社会保险对工资的影响——基于人力资本差异的视角 [J]. 金融研究, 2014(7): 109–123.
- [4] 任超然. 阶段性降低养老保险缴费率增加了企业投资吗? ——来自 A 股上市公司的证据 [J]. 保险研究, 2021(4): 106–120.
- [5] 曾益, 杨悦. 社会保险缴费率下调能促进企业创新吗? [J]. 保险研究, 2021(6): 114–127.
- [6] 魏志华, 夏太彪. 社会保险缴费负担、财务压力与企业避税 [J]. 中国工业经济, 2020(7): 136–154.
- [7] Fiorito R, Padrini F. Distortionary taxation and labour market performance [J]. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 2001, 63(2): 173–196.
- [8] Saez E, Schoefer B, Seim D. Payroll taxes, firm behavior, and rent sharing: Evidence from a young workers' tax cut in Sweden [J]. American Economic Review, 2019, 109(5): 1717–1763.
- [9] Boeri T, Börsch-Supan A, Tabellini G. Pension reforms and the opinions of European citizens [J]. American Economic Review, 2002, 92(2): 396–401.
- [10] Gruber J, Krueger A B. The incidence of mandated employer-provided insurance: Lessons from workers' compensation insurance [J]. Tax Policy and the Economy, 1991, 5: 111–143.
- [11] Gruber J. The incidence of mandated maternity benefits [J]. American Economic Review, 1994, 84(3): 622–641.
- [12] Bauer T, Riphahn R T. Employment effects of payroll taxes—an empirical test for Germany [J]. Applied Economics, 2002, 34(7): 865–876.

表6 对现金流效应与要素替代效应的检验结果

变量	(1) WW	(2) Cash	(3) Inv	(4) Cap
Treat × Post	-0.003 *** (0.001)	0.893 ** (0.432)	-0.041 * (0.021)	-0.159 ** (0.069)
Controls	是	是	是	是
$\mu$	是	是	是	是
$\gamma$	是	是	是	是
Indtrend	是	是	是	是
Protrend	是	是	是	是
Constant	0.282 *** (0.074)	-49.109 ** (24.474)	2.535 ** (1.130)	3.071 (5.180)
N	20789	25000	25000	24998
R <sup>2</sup>	0.392	0.020	0.447	0.054

- [13] Saez E, Matsaganis M, Tsakloglou P. Earnings determination and taxes: Evidence from a cohort-based payroll tax reform in Greece[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2012, 127(1): 493–533.
- [14] 吕学静,何子冕.养老保险费率降低的工资与就业效应——基于上市公司的实证分析[J].*社会保障评论*,2019(4):54–69.
- [15] 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[J].*经济研究*,2021(1):90–104.
- [16] 尹恒,张子尧,曹斯蔚.社会保险降费的就业促进效应——基于服务业的政策模拟[J].*中国工业经济*,2021(5):57–75.
- [17] 赵海珠,蔡卫星,罗连化.社会保险降费政策促进就业了吗——基于在线招聘岗位数据的分析[J].*广东财经大学学报*,2022(4):56–70.
- [18] 马孟琛,白晨.社会保险费率下降的就业促进与增收效应——基于上市公司数据的实证分析[J].*劳动经济研究*,2023(2):57–83.
- [19] 钱雪亚,蒋卓余,胡琼.社会保险缴费对企业雇佣工资和规模的影响研究[J].*统计研究*,2018(12):68–79.
- [20] 刘贯春,叶永卫,张军.社会保险缴费、企业流动性约束与稳就业——基于《社会保险法》实施的准自然实验[J].*中国工业经济*,2021(5):152–169.
- [21] 葛结根.社会保险缴费对工资和就业的转嫁效应——基于行业特征和经济周期的考察[J].*财政研究*,2018(8):93–104.
- [22] 唐珏,封进.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[J].*经济研究*,2019(11):87–101.
- [23] 王亚柯,李鹏.降费综合方案下城镇职工养老保险的精算平衡和再分配研究[J].*管理世界*,2021(6):99–112 + 144 + 6 + 114.
- [24] 唐高洁,闫东艺,冯帅章.走向共同富裕:再分配政策对收入分布的影响分析[J].*经济研究*,2023(3):23–39.
- [25] 赵仁杰,唐珏,张家凯等.社会监督与企业社保缴费——来自社会保险监督试点的证据[J].*管理世界*,2022(7):170–184.
- [26] 邱志刚,苗萌,王子悦,杨真.企业养老保险缴费率、缴费基数与就业效应[J].*经济理论与经济管理*,2022(5):95–111.
- [27] 程杰,朱钰凤.劳动供给弹性估计:理解新时期中国劳动力市场转变[J].*世界经济*,2021(8):28–54.
- [28] 钱雪松,石鑫.企业财务杠杆、债务偿还压力与劳动雇用:来自中国的证据[J].*世界经济*,2023(9):108–132.
- [29] 方先明,胡丁.企业 ESG 表现与创新——来自 A 股上市公司的证据[J].*经济研究*,2023(2):91–106.
- [30] Oi W Y. Labor as a quasi-fixed Factor[J]. *Journal of Political Economy*, 1962, 70(6):538–555.
- [31] 张三峰,张伟.融资约束、金融发展与企业雇佣——来自中国企业调查数据的经验证据[J].*金融研究*,2016(10):111–126.
- [32] Barrot J, Nanda R. The employment effects of faster payment: Evidence from the federal quickpay reform[J]. *The Journal of Finance*, 2020, 75(6):3139–3173.
- [33] Liu G, Liu Y, Ye Y, et al. Collateral menus and corporate employment: Evidence from China's property law[J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2021, 189(1):686–709.
- [34] Liu G, Liu Y, Zhang C. Tax enforcement and corporate employment: Evidence from a quasi-natural experiment in China[J]. *China Economic Review*, 2022, 73(June):101771.
- [35] 许红梅,李春涛.劳动保护、社保压力与企业违约风险——基于《社会保险法》实施的研究[J].*金融研究*,2020(3):115–133.
- [36] Garrett D, Ohrn E, Serrato J C S. Tax policy and local labor market behavior[J]. *American Economic Review: Insights*, 2020, 2(1):83–100.
- [37] Nielsen I, Smyth R. Who bears the burden of employer compliance with social security contributions? evidence from chinese firm level data[J]. *China Economic Review*, 2008, 19(2):230–244.
- [38] Gu X, Ying S, Zhang W, Tao Y. How do firms respond to COVID – 19? First evidence from Suzhou, China[J]. *Emerging Markets Finance and Trade*, 2020, 56(10):2181–2197.
- [39] Jacobson L S, LaLonde R J, Sullivan D G. Earnings losses of displaced workers[J]. *American Economic Review*, 1993, 83(4):685–709.
- [40] Whited T M, Wu G. Financial constraints risk[J]. *The Review of Financial Studies*, 2006, 19(2):531–559.

[责任编辑:杨志辉]

## Can the Reduction of Public Pension Contribution Rate Increase Employment Scale?

XIE Yong, XIANG Junfeng

(College of Public Administration, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China)

**Abstract:** Reducing the enterprise pension insurance premium rate is an important part of the “tax reduction” policy. China launched the policy of “Comprehensive Program for Reducing Social Insurance Premium Rates” in 2019, and this paper examines the impact of the implementation of this policy on the employment scale of enterprises through the double-difference model based on the data of A-share listed companies in 2014-2022. It is found that the fee reduction policy has a significant positive impact on the employment scale of enterprises in general, which increases the employment scale of enterprises by 2. 6%, and this result still holds after the robustness test and endogeneity discussion. In addition, the policy effect of this fee reduction shows significant firm heterogeneity, which is more conducive to the expansion of the employment scale of manufacturing firms as well as non-state-owned firms. The analysis of the impact mechanism shows that the pension insurance premium reduction policy affects the employment scale of enterprises through the cash flow effect and the factor substitution effect.

**Key Words:** public pension contribution rate; fee reduction policy; employment scale; influence mechanism