

养老保险缴费、价格转嫁与企业出口^{*}

李艳¹ 马燕来² 李书轩³ 李海风⁴

摘 要 养老保险费是中国企业成本的重要组成部分,目前文献关于养老保险费如何转嫁到产品价格进而影响产品竞争力的研究还不够。本文研究养老保险费率改革对企业出口的影响,并首次从养老保险费转嫁给消费者(出口产品价格)的视角探究其作用机制。研究发现,中国城市间养老保险费率存在显著差异,沿海地区的养老保险费率低,东北地区和西藏的养老保险费率高,国有企业的缴费率更高、地区间差异更小;养老保险费率对企业出口概率(扩展边界)和出口额(集约边界)均存在显著负向影响,大规模、年龄更大的企业和市场化程度更高的行业受到的影响更小。机制分析表明,养老保险费通过转嫁给消费者、影响企业融资约束和用工结构,进而影响企业出口。本文认为过高的养老保险费率会传导至消费者,表现为价格上升,不利于企业在国际市场的竞争力,妨碍发挥外贸对经济发展的支撑作用。

关键词 养老保险缴费;企业出口;价格转嫁

0 引言

改革开放以来,我国经济持续快速增长,已经成为世界第二大经济体。2023年,我国进出口总额是5.94万亿美元,其中出口3.38万亿美元,占国际市场份额14.2%,连续多年成为全球第一出口大国。在经济飞速发展的同时,我国区域经济发展存在严重的不平衡问题,社保制度可能是导致这一现象的重要原因之一。因为东部沿海地区的经济发展水平高于中西部地区,导致大量中西部年轻人到东部地区工作,流出的年轻人在将近退休时又会回到西部地区养老,这意味着中西部企业承担更重的社保负担,加剧了区域经济发展不平衡的问题。厘清社保负担对企业行为的影响,有利于更深入理解我国区域发展不平衡的问题,也为后续区域平衡发展的相关政策制定提供参考依据。此外,养老保险费用占社保费用的比例最大,对企业的影响更严重。我国社保收入占总税收的比例从1998年的16.58%上升到2022年的48.11%,其中,养老保险费收入占比最大,2007—2010年间中国养老保险费收入占社保总收入的比重接近60%,此后虽有所降低,但也一直维持在

^{*} 本研究受北京市社会科学基金青年项目(项目批准号:21JJC020)的资助。

1 李艳,清华大学中国财政税收研究所副研究员,E-mail:liyan202199@tsinghua.edu.cn。

2 马燕来(通信作者),国家发展和改革委员会投资研究所助理研究员,E-mail:mayanlai1314@163.com。

3 李书轩,中国保险资产管理业协会研究规划部研究员,E-mail:shuxuan_li@iamac.org.cn。

4 李海风,北京大学经济学院博士研究生,E-mail:lihaifeng@stu.pku.edu.cn。

50%左右。企业缴纳的养老保险费用已经成为企业的重要生产成本,该费用可能会转嫁到产品价格上,进而影响不同地区企业的产品定价和国际竞争力。现有文献主要研究养老金缴费率对企业现金流、企业生产效率和创新等方面的影响(Autor et al., 2007),并从工资挤出和资本替代等角度研究养老保险费的转嫁效应(封进, 2013; Saez et al., 2019)。但是,关于养老保险费是否会转嫁给消费者,如何影响企业产品国际竞争力的研究还不够。本文认为,在我国区域间发展不平衡加剧、中美经贸关系不确定风险加大的背景下,有必要厘清养老保险费对企业出口产品竞争力的影响及其传导机制,这有利于更好地发挥外贸对经济发展和缩小区域发展差距的支撑作用。

大量文献研究企业养老保险费率对企业行为的影响。最直接地,社保费率会影响企业的参保率,社保费率越低,参保企业就更多(赵静等, 2015);养老保险缴费的确会引致劳动力成本上涨,降低企业研发资金和投资,进而降低企业生产率和创新(Autor et al., 2007; 赵健宇和陆正飞, 2018)。但是,较高养老保险缴费率导致企业劳动力成本上升也可能“倒逼”企业技术创新,提高企业的生产率,主要是通过提高人力资本和管理水平。于新亮等(2019)研究发现养老保险缴费率处于14%~18%区间对企业生产率提升的促进作用最大。此外,下调养老保险费率能降低企业成本,提高企业现金流和融资能力,进而促进企业出口(Chandra and Long, 2013; Gourdon et al., 2022; 冯阔和唐宜红, 2021)。

经典的税负转嫁理论认为,税负在生产者和消费者之间的分摊由供需弹性相对较小的一方承担。Alm et al. (2009)基于美国各州月度汽油价格的差异性,发现燃油税完全转嫁给最终消费者。Chouinard and Perloff (2004)发现联邦燃油税由消费者和零售商共同承担,但州燃油税完全由最终消费者承担。Kopczuk et al. (2016)发现燃油税对消费者的转嫁程度取决于厂商所处产业链位置、燃料市场供给弹性等因素。Nielsen and Smyth (2008)基于上海社保局提供的企业数据,发现2003年企业社保缴费中的1/3会转嫁给员工。封进(2013)同样发现企业会将当期社保缴费的10%~50%以降低工资的方式转嫁给低技能劳动者。企业和职工共同分享剩余价值,工资受到双方议价能力、工资设定规范和公平性的影响(Saez et al., 2019)。类似的,养老保险缴费对职工工资的挤出效应同样取决于职工对社保缴费的重视程度和劳动供需的相对弹性,文献多关注对职工工资的转嫁效应。企业通过用资本替代劳动的形式,甚至是调整职工学历结构^①等更隐蔽的形式实现向职工的转嫁(鄢伟波和安磊, 2021)。Benzarti and Harju (2021)发现社保缴费导致企业替换低受教育水平职工和体力劳动者,并调整投资。马双等(2014)发现养老保险缴费率每增加1个百分点,企业将挤出员工工资福利0.6%,减少企业雇佣人数0.8%。总结来看,社保缴费负担转嫁的研究集中在向职工转嫁的领域,缺乏向消费者转嫁的问题讨论。

本文手动收集养老保险缴费率数据,研究养老保险费率改革对企业出口的影响,首次从养老保险费转嫁给消费者(出口产品价格)的视角探究其作用机制。研究发现,中国城市间养老保险费率存在显著差异,沿海地区的养老保险费率低,东北地区和西藏的养老保险费率高,国有企业的缴费率更高、地区间差异更小;养老保险费率对企业出口概率(扩展

① 比如企业可能通过以高学历职工替代低学历职工的方式,提高企业职工平均生产率,而工资却不作相应调整。

边界)和出口额(集约边界)均存在显著负向影响,大规模、年龄更大的企业和市场化程度高的行业受到的影响更小。机制分析表明,养老保险费通过转嫁给消费者,提高(降低)出口企业产品价格,进而降低(提高)企业出口,并通过影响企业融资约束和用工结构进而影响企业出口。

本文可能的贡献体现在三个方面。第一,完善了养老保险缴费率数据,扩充了现有研究数据库。已有文献对同时间跨度养老保险缴费率信息搜集的完整度约为30%(马双等,2014;赵健宇和陆正飞,2018),本文通过电话访谈方式将这一完整度提高到60%,使得本文可以基于更丰富的信息精准描绘和测度养老保险费用的特征信息。第二,补充了养老保险缴费负担向消费者转嫁的经验证据。现有研究多集中于社保缴费负担下企业的“逃费”“避税”以及向职工的转嫁等行为(鄢伟波和安磊,2021),鲜有社保缴费负担向消费者转嫁的研究。本文从产品差异角度出发,研究养老保险缴费负担对不同出口企业转嫁程度的差异,为税费转嫁理论补充了证据支撑。第三,论证了降低养老保险费率对企业出口竞争力的影响,为稳定外贸对经济发展促进作用的政策制定提供参考依据。现有研究多考虑养老保险缴费作为一项用工成本对企业生产绩效表现的影响(赵健宇和陆正飞,2018;于新亮等,2019),本文基于更详细的数据与准自然实验探究养老保险费率对企业出口竞争力的影响,为促进外贸发展、稳定经济发展、构建新发展格局提供了政策借鉴。

本文余下部分结构安排如下:第1部分是数据和典型事实,第2部分是实证结果,第3部分是机制分析,第4部分是主要结论。

1 数据和典型事实

本文使用的数据主要包括三个部分:1998—2011年中国工业企业数据、手动搜集的1998—2013年338个城市和地区的养老保险费率数据、2000—2011年海关出口数据。通过电话咨询和网页搜索方式^①,本文手动搜集了1998—2013年338个城市和地区的养老保险费率数据,是当前同类数据中完整度最高的数据。数据占应搜集数据总数(338×10 年)的66.63%,其中私营企业占比67.87%,国有企业占比66.75%,数据完整度远高于已有文献同时时间区间30%的完整度(马双等,2014;赵健宇和陆正飞,2018)。

中国职工基本养老保险费包括两个部分:用人单位缴纳基本养老保险费和个人缴纳基本养老保险费,其中企业缴费率一般不得超过企业工资总额的20%,个人缴费率是个人工资的8%。虽然在2015—2019年,国务院多次部署降低或阶段性降低社会保险费率,职工五项社保费率总水平从41%降至33.95%,减费累计近万亿元^②,但是中国企业缴纳的养老保险费仍高于世界其他国家^③。2022年之前,我国各地区的养老保险缴费率差异较大,东

① 电话咨询主要是通过各地12333社保服务热线、各地人力资源和社会保障局、各省人力资源和社会保障厅等咨询相关人员;网页搜索主要是通过劳动法宝网、北大法宝网、各地市政府网站、市人社局网站、市统计局网站等搜索相关信息。

② 人力资源社会保障部对政协十三届全国委员会第三次会议第0344号(经济发展类032号)提案的答复, http://www.mohrss.gov.cn/xxgk2020/fdzdgknr/zhgl/jytabl/tadf/202101/t20210112_407495.html。

③ 2018年12月25日,白重恩在人文清华论坛发表名为《中国经济何处破局》的主题演讲。

南沿海地区的养老保险缴费率低,东北地区、河南和西藏的养老保险缴费率高。虽然 2010 年制定的《社会保险法》中早就写入了“职工基本养老保险全国统筹”,但长期以来作为养老保险主体的职工养老保险总体上停留在县、市一级。2018 年中央调剂金建立之后,省级统筹才提速,到 2020 年年底,各省基本实现了省级统筹。2021 年全国多省份陆续发文,明确将逐步过渡统一全国养老保险缴费标准。2022 年 1 月起,全国各地将统一执行国家核准的参保单位和个人缴费率,调整后养老保险单位缴费率为 16%,个人缴费率为 8%。在统筹之前,不同地区企业缴纳的职工养老保险费率差异很大,东南沿海地区作为劳动力主要流入地,企业的缴费率较低,而东北地区、河南和西藏作为劳动力的主要流出地,缴费率较高;其次,如图 1 所示,国有企业和私营企业的平均养老保险缴费率基本维持在国家制定的缴费(20%)附近,私营企业缴费率相对国有企业均值更低、地区间差异更大,由于私营企业经济活力与成本因素相关,地方政府有为激励私营企业自主制定相对更低的费率以刺激经济发展。同时,标准差曲线表明缴费率异质性逐年降低,反映了养老保险费率从县级向省或省授权的地区再到全国统筹的过渡进程。

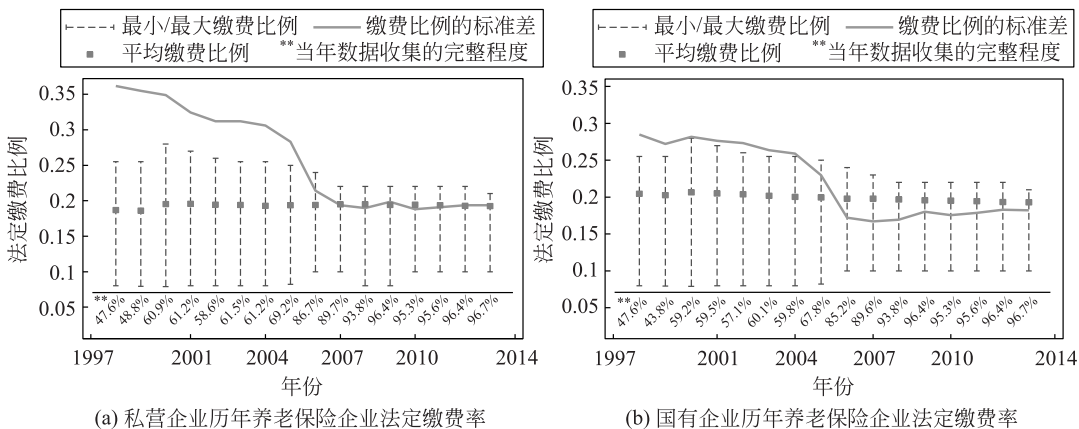


图 1 私营和国有企业历年养老保险企业法定缴费率

资料来源:各地社保机构网站及公开数据

图 2 展示了部分省、市和自治区养老保险平均缴费率,东南沿海地区的养老保险企业平均缴费率较低,东北地区、河南和西藏的缴费率则较高。东南沿海地区外来务工人口较多、人口结构年轻,社保基金支付压力小,政府又通过降低缴费率激励地方经济(马双等, 2014)。相较之下,东北地区人口流出大、人口老龄化问题严重,制定较高的养老保险缴费率缓解社保基金收支压力是优先级更高的目标。这反映了地方政府在低费率吸引投资和高费率弥补社保基金缺口间的权衡。各省、市和自治区养老保险缴费率统一进程不同,除河北、陕西、福建、海南早在 1998 年实现了省内缴费率统一外,全国各省统一进程呈现以下规律:自西向东养老保险费率统一时间越来越晚,且东南沿海地区省份统一的时间远远滞后于中西部地区。东南沿海地区经济发展优于中西部地区,地方政府也通过自主制定费率的方式为企业创造公平自由的竞争环境,这或许可为此提供可行解释。

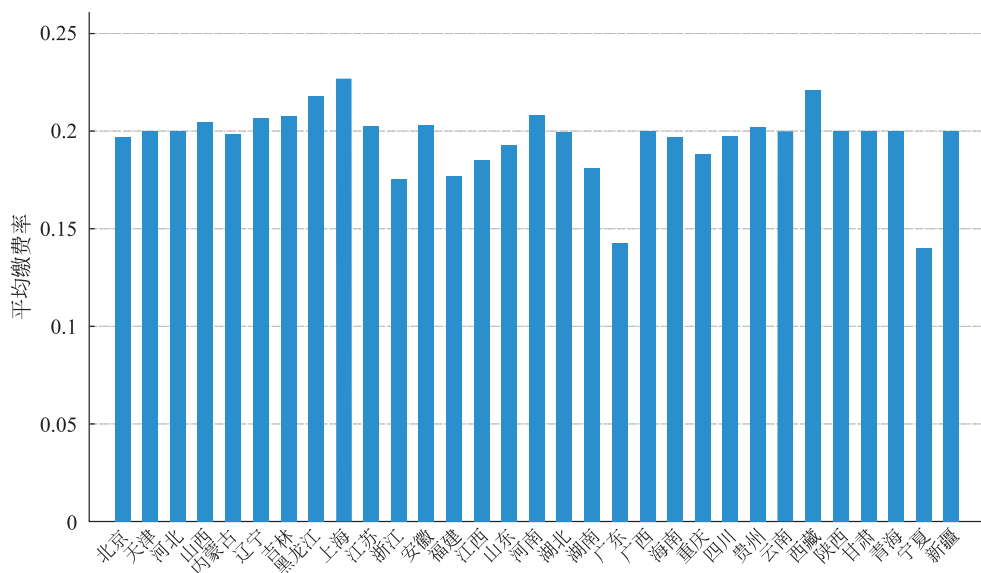


图2 全国养老保险企业平均缴费率

数据来源:全国各省(市/自治区)社保机构网站及公开数据

2 实证结果

2.1 基准检验

养老保险费率通过提高企业的生产成本影响企业出口行为。本文使用实证方法检验养老保险费率对企业出口行为的影响。回归方程如式(1)所示:

$$\text{Export}_{ijkt} = \beta_0 + \beta_1 \text{Pensrate}_{ijt} + \beta_2 \text{Controls} + \delta_i + \eta_t + \theta_k + \rho_{pt} + \epsilon_{ijkt} \quad (1)$$

其中, Export_{ijkt} 表示城市 j 行业 k 的企业 i 在 t 年的出口行为, 包括出口概率和出口额; Pensrate_{ijt} 表示养老保险费率; 控制变量 Controls 包括企业类型、企业年龄、企业规模、企业平均工资、人均资本存量、企业杠杆率、营业利润占比以及城市规模、城市经济发展水平、城市平均固定资产和城市上一年度平均工资等; δ_i 、 η_t 、 θ_k 、 ρ_{pt} 分别表示企业、年份、行业和省份-年份固定效应; ϵ_{ijkt} 是残差项。本文回归系数的标准误均在企业层面进行聚类。基于式(1), 分别在扩展边界(出口概率)和集约边界(出口额)检验养老保险费率对企业出口概率和出口额的影响。表1是回归结果。第(1)列是没有控制固定效应的回归结果, 回归系数显著为负。第(2)列在第(1)列的基础上加入企业、年份和行业的固定效应, 回归系数为-0.408, 表示养老保险费率每提高1个百分点将导致企业出口概率下降0.4个百分点。考虑到不同省份在不同年份可能出台不同的宏观政策, 进而对这会影响到回归系数, 因此本文在第(3)列控制了省份年份固定效应, 回归系数依然显著为负。考虑到控制变量可能存在内生性的问题, 本文在第(4)列使用控制变量在基期的值乘以时间趋势, 替换原有的时变控制变量, 回归系数依然显著为负, 进一步说明了养老保险费率的提高显著降低了企业出口概率。表1第(5)~(8)列检验养老保险费率对企业出口额的影响, 回归系数依然显著为负, 养老保险费率每提高1个百分点, 企业出口额将下降0.55万元。养老保险费作为企业成本的重要构成, 对企业出口行为的扩展边界和集约边界均存在显著负向影响,

该结果与已有文献关于税率对企业出口行为的研究结果一致(Chandra and Long,2013)。

表 1 养老保险费率与企业出口:基准回归

	出口概率				出口额			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
养老保险费率	-0.691*** (0.022)	-0.408*** (0.322)	-0.404*** (0.032)	-0.136*** (0.035)	-7.182*** (0.216)	-3.813*** (0.285)	-3.795*** (0.286)	-1.192*** (0.296)
控制变量	Y	Y	Y		Y	Y	Y	
基期控制变量*				Y				Y
时间趋势								
企业固定效应		Y	Y	Y		Y	Y	Y
年份固定效应		Y		Y		Y		Y
行业固定效应		Y	Y			Y	Y	
省份-年份趋势			Y				Y	
样本量	1348277	1211924	1211924	789409	1337818	1201139	1201139	787975
R ²	0.145	0.817	0.817	0.833	0.156	0.840	0.840	0.856

注:括号中的稳健标准误在企业层面聚类;***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。控制变量包括企业类型、企业年龄、企业规模、企业平均工资、人均资本存量、企业杠杆率、营业利润占比以及城市规模、城市经济发展水平、城市平均固定资产和城市上年度平均工资等。

基准回归验证了养老保险费率越高,企业的出口概率越低、出口额越小。但是不同企业受到养老保险费率调整的冲击是有差异的,所以对出口行为的影响也可能不同(马双等,2014)。接下来从企业年龄、企业规模、行业集中度三个角度探究养老保险费率对企业出口行为的异质性影响。企业进入市场时间越长、规模越大,越有能力通过其他渠道分担养老保险缴费负担,企业行为受养老保险费率的影响可能越弱。表2是回归结果。第(1)、(2)列是企业年龄的异质性回归结果,回归系数显著为正,说明养老保险费率对企业出口行为的影响效果随着企业年龄的增加而减小。成熟企业的经营时间长,运营模式和管理制度等都较为完善,养老保险费调整冲击对出口的影响较小;而初创企业在人力、资金、技术等方面都存在较高的不确定性,养老保险缴费负担可能会阻碍企业经营发展。第(3)、(4)列是企业规模的异质性回归结果,表明企业规模越大,养老保险费率对企业出口概率的影响越小,但是大企业出口金额受到的影响更大。这主要是因为大企业的出口金额基数大,当费率上涨时,出于打开出口市场付出的沉没成本,企业不会马上停止出口,但是会降低出口金额,因此出现对出口概率和出口额影响不一致的情况。此外,集中度越高的行业垄断程度越高,行业在市场竞争中的地位或话语权越高,理论上来说面对市场或成本波动的韧性越强;而集中度低的行业的市场竞争更大,成本或市场波动对单个企业经营的边际影响更加显著。本文使用企业工业销售产值与行业总产值之比的平方和构建行业集中度(HHI)指标,第(5)、(6)列结果显示,养老保险费率对企业出口的影响效果随行业集中度的增大而减少,说明企业所处行业垄断程度越大,企业的定价能力越强,其出口行为越不易受到养老保险费率上调冲击的影响,与预期一致。

表2 异质性检验

	出口概率 (1)	出口额 (2)	出口概率 (3)	出口额 (4)	出口概率 (5)	出口额 (6)
养老保险费率	-0.748*** (0.076)	-5.436*** (0.696)	-0.651*** (0.101)	-1.117 (0.942)	-0.414*** (0.032)	-3.887*** (0.292)
养老保险费率×企业年龄	0.148*** (0.029)	0.702*** (0.261)				
养老保险费率×企业规模			0.049** (0.019)	-0.533*** (0.186)		
养老保险费率×行业集中度					1.437* (0.792)	13.151* (7.147)
样本量	1211924	1201139	1211924	1201139	1211924	1201139
R ²	0.817	0.840	0.817	0.840	0.817	0.840

注:回归加入控制变量,以及企业、行业和省份-年份的固定效应;括号中的稳健标准误在企业层面聚类;***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

2.2 内生性问题

基准回归结果表明养老保险费率的提高会降低企业出口概率和出口额。然而地方养老保险费率可能是内生的。因此,本文将样本划分为费率上调组和费率下调组,根据城市法定税率调整,构建双重差分法(DID),检验事前和事后趋势,以缓解内生性问题。以江西省为例,1998—2007年样本区间内江西共完成两次费率下调,分别是2002年(由20%下降至18%)和2003年(由18%下降至16%)。由于部分样本城市(地级市)费率由省级政府统一制定,因此费率调整对企业所在城市和企业本身而言相对外生。由于费率频繁变动会对研究结果出现干扰(Fuest et al., 2018),所以本文选择1998—2007年间只变动一次或连续两次变动的城市为实验组,包括费率上调组城市9个和费率下调组城市12个;对照组选择费率为20%且1998—2007年间费率未发生变动的城市,对照组城市共54个。检验模型如式(2)和式(3)所示:

$$\text{Export}_{ijkt} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{treatup}_j \times \text{post}_{jt} + \alpha_2 \text{Controls} + \delta_i + \eta_t + \theta_k + \epsilon_{ijkt} \quad (2)$$

$$\text{Export}_{ijkt} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{treatdown}_j \times \text{post}_{jt} + \alpha_2 \text{Controls} + \delta_i + \eta_t + \theta_k + \epsilon_{ijkt} \quad (3)$$

其中,treatup_j是城市j是否属于费率上调组城市,如果城市j属于费率上调组城市,则该变量取1,否则取0;treatdown_j是城市j是否属于费率下调组城市,如果城市j属于费率下调组城市,则该变量取1,否则取0。变量Post_{jt}用以界定城市j在t期是否在费率改革期后,如果时间t是在费率改革期后,则该变量取1,否则取0。其他控制变量与基准回归模型一致。表3是双重差分法的回归结果。第(1)、(2)列是费率上调组的检验结果,回归系数显著为负,说明当城市提高养老保险费率后,企业的出口概率和出口额均出现显著的下降,验证了养老保险费率对企业出口行为的抑制作用。第(3)、(4)列是费率下调组的回归结果,回归系数显著为正,说明当城市降低养老保险费率后,企业的出口概率和出口额均出现显著上升。另外,下调组回归系数绝对值约为上调组回归系数绝对值的2倍,说明降低费率对企业减负的刺激效果更明显,这与文献的结论一致(Saez et al., 2019)。总的

来看,在缓解内生性的情况,本文依然发现养老保险费率与出口额和出口概率之间均存在显著负相关关系,较高的养老保险费率不利于企业出口,与基准结果一致。

表 3 内生性检验

	费率上调组		费率下调组	
	出口概率 (1)	出口额 (2)	出口概率 (3)	出口额 (4)
treatup_post	-0.013*** (0.004)	-0.147*** (0.034)		
treatdown_post			0.027*** (0.007)	0.232*** (0.065)
样本量	290843	290098	223182	222596
R ²	0.795	0.817	0.805	0.826

注:回归加入控制变量,以及企业、行业和省份-年份的固定效应;括号中的稳健标准误在企业层面聚类;***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

双重差分法需要满足实验组和控制组在政策实施前是满足平行趋势的要求,本文使用事件分析方法,进一步检验双重差分法的事前平行趋势和事后的动态效果(Beck et al., 2010),回归方程如式(4)、式(5)所示。

$$\text{Export}_{ijkt} = \beta_h \sum_{h \geq -3}^{4+} \text{treatup}_j \times \text{year}_{jh} + \alpha_1 \text{Controls} + \delta_i + \eta_t + \theta_k + \epsilon_{ijkt} \quad (4)$$

$$\text{Export}_{ijkt} = \rho_h \sum_{h \geq -3}^{4+} \text{treatdown}_j \times \text{year}_{jh} + \alpha_1 \text{Controls} + \delta_i + \eta_t + \theta_k + \epsilon_{ijkt} \quad (5)$$

其中, year_{jh} 是相对政策实施年份的时间虚拟变量, $\text{year}_{jh} \in [-3, 4]$, $\text{year}_{jh} = 0$ 表示政策实施当年, $\text{year}_{jh} = 1$ 表示政策实施的第二年,以此类推。其他变量与基准模型设定一致。图 3 是事件分析法的回归结果。在费率调整之前,回归结果不显著,即实验组和对照组满足平行趋势,意味着前文双重差分法的回归结果是可信的;在费率调整后,费率上调组的回归系数显著为负,费率下调组的回归系数显著为正,且费率下调对出口的促进作用大于费率上调对出口的抑制作用,与基准结果一致。

标准 DID 模型涉及的政策实施时点或冲击发生时点为同一时期,然而不同地区在不同的年份调整养老保险费率,这可能导致回归结果存在偏误。图 4 展示了所有实验组城市的具体情况及其费率调整年份。根据政策进入时点差异统计,2002 年最集中发生了费率的调整,包括费率上调城市 8 个和费率下调城市 11 个,在实验组城市中占比近 50%。本文使用交错 DID 方法,进一步分析多时点回归结果的异质性效应。Goodman-Bacon (2021)指出,交错 DID 下估计出的系数实际上是一系列 2×2 标准 DID 系数的加权,交错 DID 中会将早处理组作为晚处理组的对照组,当处理效应不是随时间固定不变时,估计结果有偏误。其次,de Chaisemartin and D'Haultfoeuille (2020)指出,当存在异质性处理效应时,会出现“负权重”的问题。结合已有文献,综合考虑本文所使用的政策,本文基于 Sun and Abraham (2021)构造 IW 估计量,对比了传统固定效应的估计方法和交错 DID 方法之间的差异,并实现了事件研究分析和平行趋势检验,结果如表 4 和图 5 所示。在交错 DID 的分析框架下,政策实施前的回归系数不显著,政策实施后费率上调组和费率下调组的回归系数分别显著为负和正,与基准结果一致。

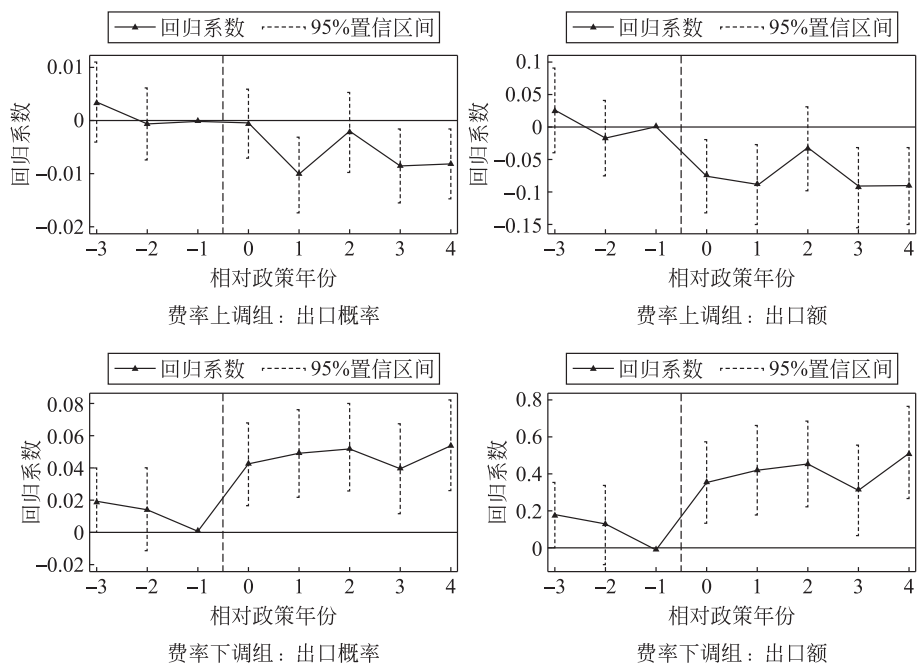


图 3 DID 之平行趋势检验

注：横轴表示费率调整的相对时间,纵轴表示调整费率对企业出口行为影响的回归系数,虚线表示 95% 的置信区间

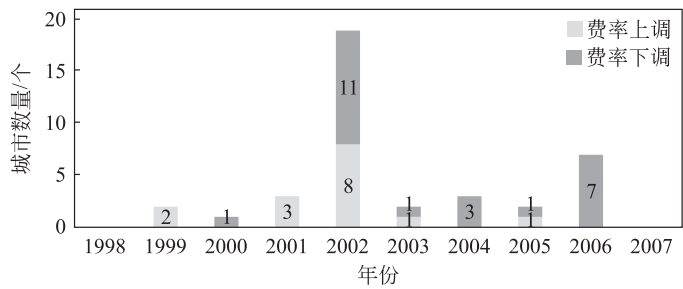


图 4 政策进入时点差异图

表 4 稳健性检验:交错 DID

相对基准期	费率上调组				费率下调组			
	FE		IW		FE		IW	
	出口概率	出口额	出口概率	出口额	出口概率	出口额	出口概率	出口额
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
-3	0.002	0.012	0.000	-0.008	0.007	0.073	0.008	0.079
	(0.004)	(0.032)	(0.004)	(0.033)	(0.006)	(0.051)	(0.006)	(0.053)
-2	-0.004	-0.043	-0.005	-0.063**	0.008	0.055	0.007	0.056
	(0.003)	(0.029)	(0.003)	(0.034)	(0.006)	(0.046)	(0.006)	(0.047)
0	-0.007*	-0.132***	-0.007*	-0.133***	0.010**	0.059	0.009*	0.051
	(0.003)	(0.030)	(0.004)	(0.031)	(0.005)	(0.041)	(0.005)	(0.041)

续表

相对基准期	费率上调组				费率下调组			
	FE		IW		FE		IW	
	出口概率	出口额	出口概率	出口额	出口概率	出口额	出口概率	出口额
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
1	-0.016*** (0.004)	-0.150*** (0.037)	-0.018*** (0.004)	-0.159*** (0.037)	0.025*** (0.006)	0.202*** (0.048)	0.025*** (0.006)	0.202*** (0.048)
2	-0.009* (0.005)	-0.099** (0.046)	-0.010** (0.005)	-0.113** (0.047)	0.022*** (0.006)	0.185*** (0.055)	0.023*** (0.007)	0.196*** (0.059)
3	-0.017*** (0.005)	-0.170*** (0.047)	-0.018*** (0.005)	-0.179*** (0.048)	0.028*** (0.007)	0.247*** (0.061)	0.031*** (0.008)	0.277*** (0.067)
4	-0.020*** (0.005)	-0.199*** (0.049)	-0.017*** (0.006)	-0.170*** (0.051)	0.026*** (0.008)	0.229*** (0.071)	0.029*** (0.010)	0.282*** (0.087)
样本量	301308	300536	301308	300536	247075	246459	247075	246459
R ²	0.795	0.816	0.795	0.816	0.803	0.824	0.803	0.824

注：本表所有回归均以政策发生前 1 期为基准期。回归加入控制变量，以及企业、行业和省份-年份的固定效应；括号中的稳健标准误在企业层面聚类；***、**和* 分别表示在 1%、5%和 10%水平上显著。

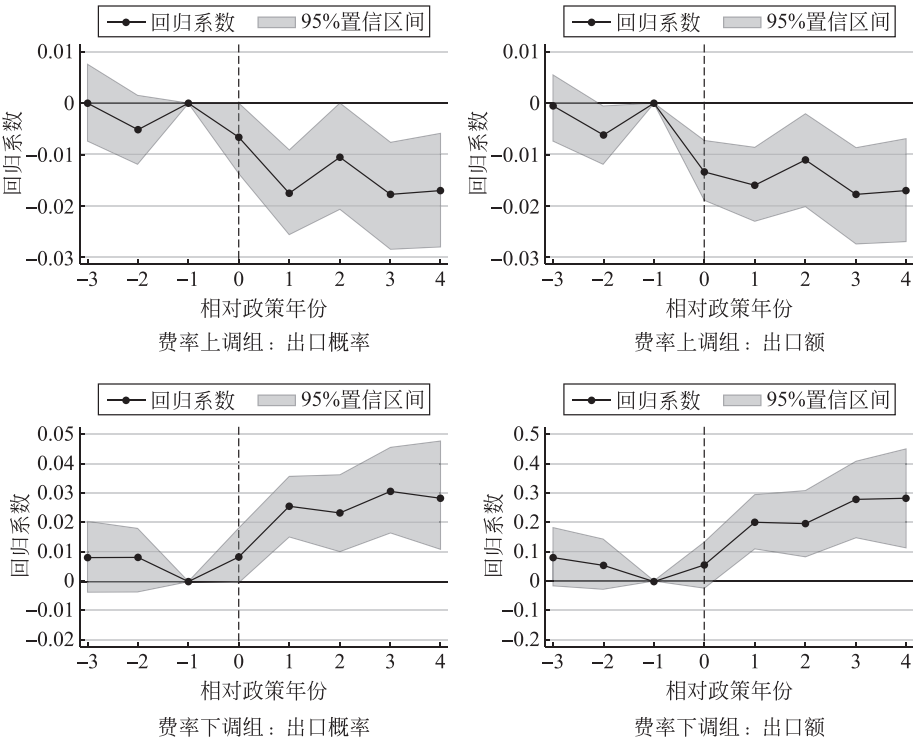


图 5 交错 DID 之平行趋势检验

注：以政策发生前 1 期为基准期。横轴表示费率调整的相对时间，纵轴表示调整费率对企业出口行为影响的回归系数，阴影部分表示 95% 的置信区间

2.3 稳健性检验

2.3.1 变量替换

本文加入的控制变量可能会受到企业出口行为的影响,导致估计结果出现偏误。本文删除可能会受到出口行为影响的控制变量,例如企业规模、企业平均工资、人均资本存量、企业杠杆率、营业利润占比等。为了排除这些控制变量对结果的影响,本文在基准模型中只保留企业类型、企业年龄等相对不受出口行为影响的控制变量。表 5 是回归结果。第(1)和第(3)列报告了基准回归的结果,第(2)和第(4)列是调整控制变量后的回归结果。本文发现,养老保险费率对企业出口概率和出口额仍然具有显著负向影响,结论与前文一致。

表 5 稳健性检验:控制变量处理

	出口概率		出口额	
	(1)	(2)	(3)	(4)
养老保险费率	-0.404 *** (0.032)	-0.256 *** (0.029)	-3.795 *** (0.286)	-2.532 *** (0.265)
样本量	1211924	1548846	1201139	1529205
R ²	0.817	0.806	0.840	0.828

注:回归加入控制变量,以及企业、行业和省份-年份的固定效应;括号中的稳健标准误在企业层面聚类;***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

然后,使用不同的方法度量养老保险费率,替换基准模型的解释变量,进一步检验结果的稳健性。首先,使用加权缴费率作为解释变量。由于养老保险费率变动的调整时间并不统一,本文手动搜集各地区费率调整政策文件的出台月份,对政策变动前后的费率进行加权处理。研究发现,表 6 第(1)、(2)列的回归系数显著为负,意味着养老保险费率越高,企业的出口概率越低、出口额越小。其次,本文使用缴费率变动作为解释变量。缴费率变动指标的构建方式是:如果当期费率大于上一期费率,那么缴费率变动=1;如果当期费率等于上一期费率,那么缴费率变动=0;如果当期费率小于上一期费率,那么缴费率变动=-1。第(3)和第(4)列是对应的回归结果,回归系数显著为负,说明当缴费率提高后,企业出口概率和出口额出现显著的下降,与基准结果一致。最后,根据当期和上一期的缴费率计算平均缴费率,再次检验回归结果的稳健性。第(5)、(6)列的回归系数仍然显著为负,与基准结果一致。

表 6 稳健性检验:替换解释变量

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	出口概率	出口额	出口概率	出口额	出口额	出口额
加权缴费率	-0.259 *** (0.031)	-2.572 *** (0.279)				
缴费率变动			-0.010 *** (0.001)	-0.077 *** (0.005)		
平均缴费率					-0.301 *** (0.037)	-3.044 *** (0.335)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	出口概率	出口额	出口概率	出口额	出口额	出口额
样本量	1211924	1201139	1487158	1475264	1100430	1201139
R^2	0.817	0.840	0.809	0.834	0.821	0.840

注:回归加入控制变量,以及企业、行业和省份-年份的固定效应;括号中的稳健标准误在企业层面聚类;***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

2.3.2 更换样本检验

接下来,本文调整回归样本,进一步检验结果的稳健性。首先,使用城市平衡面板数据进行稳健性检验。虽然搜集的费率数据较为完善,但在样本区间内部分城市的养老保险费率仍存在缺失值的情况,可能导致回归结果存在偏误。因此,本文删除样本区间内养老保险费率存在缺失的城市,构建平衡面板数据,检验基准结果的稳健性。表7第(1)、(2)列是回归结果,本文发现,回归系数显著为负,与预期一致。其次,本文保留私营企业样本,检验结果的稳健性。为排除2002年以来国有资产管理体制改革的影响,保留1998—2007样本区间内私营企业样本,进一步检验结果的稳健性。第(3)、(4)列是对应的回归结果,保留私营企业样本回归系数相比基准回归系数绝对值明显增大,说明私营企业出口行为受养老保险费率的抑制作用比非私营企业更大,与前文分企业类型的异质性回归结果一致。

表7 稳健性检验:限制样本

	城市平衡面板		只保留私营企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	出口概率	出口额	出口概率	出口额
养老保险费率	-0.451*** (0.033)	-4.158*** (0.298)	-0.763*** (0.043)	-6.362*** (0.373)
样本量	1089354	1079143	796595	794481
R^2	0.814	0.838	0.781	0.806

注:回归加入控制变量,以及企业、行业和省份-年份的固定效应;括号中的稳健标准误在企业层面聚类;***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

2.3.3 排除干扰性政策

本部分分别从我国加入WTO、最低工资制度和完善企业职工基本养老保险制度三个方面,排除同期其他政策对估计结果可能带来的偏差。首先,排除我国加入WTO对回归结果的影响。因为不同地区受到我国加入WTO的影响不同,比如沿海地区受到的影响更大,这可能会对结果产生影响。本文构造贸易开放度指标,将该指标纳入基准模型中,以此控制我国加入WTO对各地区出口贸易的影响,进一步检验结果的稳健性。参考已有文献,贸易开放度指标的构建方法如式(6)所示:

$$\text{贸易开放度}_{jkt} = \sum_{i,j,k,t} \left(\frac{\text{企业工业总产值}_{it}}{\text{城市行业总产值}_{jkt}} \times \frac{\text{企业出口额}_{it}}{\text{企业工业总产值}_{it}} \right) \quad (6)$$

表8第(1)、(2)列是加入贸易开放度指标的回归结果,回归系数显著为正,说明贸易开放度越高的城市,企业的出口概率和出口额更大,与预期一致。养老保险费率的回归系

数依然显著为负,说明在控制我国加入 WTO 的政策对基准结果可能产生的影响后,养老保险费率对出口行为的影响依然存在。

表 8 稳健性检验:排除同期其他政策

	出口概率 (1)	出口额 (2)	出口概率 (3)	出口额 (4)	出口概率 (5)	出口额 (6)
养老保险费率	-0.403*** (0.031)	-3.795*** (0.282)				
贸易开放度	0.294*** (0.004)	3.061*** (0.040)				
treatup_post			-0.012*** (0.004)	-0.143*** (0.032)		
treatup_post_ MinWage			-0.002 (0.004)	-0.011 (0.036)		
treatdown_post					0.023*** (0.007)	0.186*** (0.061)
treatdown_post_ MinWage					0.008 (0.007)	0.078 (0.062)
样本量	1211924	1201139	290843	290098	223182	222596
R ²	0.819	0.843	0.795	0.817	0.805	0.826

注:回归加入控制变量,以及企业、行业和省份-年份的固定效应;括号中的稳健标准误在企业层面聚类;***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

其次,《最低工资规定》自2004年3月1日起施行,明确规定用人单位依法应支付的最低劳动报酬并对企业用工成本产生影响。考虑到对养老费率上调组和养老费率下调组的影响不同,本文分两组研究。本文在式(4)和式(5)的基础上,加入2004年之后的虚拟变量(MinWage)与实验组虚拟变量的交互项。表8第(3)~(6)列分别报告了费率上调组和下调组的回归结果,treatup_post_ MinWage和treatdown_post_ MinWage的回归系数不显著,但是上调组的treatup_post的回归系数显著为负,下降组的treatdown_post的回归系数显著为正,与基准结果一致。

3 机制分析

接下来从价格转嫁、融资约束和用工结构三个方面,探讨养老保险费率对企业出口行为的影响机制。首先,企业参与市场竞争,价格机制是最基本的运行机制,税负转嫁理论认为企业通过提高产品价格,将税负转嫁给消费者,养老保险负担也有可能通过价格转嫁的方式影响企业出口行为。其次,养老保险费提高了企业成本,并影响企业的融资约束和用工结构,进而也会对企业出口行为产生影响。

3.1 养老保险负担与价格转嫁

文献发现税负由生产者和消费者共同分担,且在长期内更多地由消费者承担(Chouinard and Perloff, 2004),这种向消费者的转嫁一般通过价格上涨的形式表现出来。养老保险费与税费的转嫁效应有相同和不同之处,相同之处是两者都能通过价格转

嫁给消费者,不同之处是养老保险费是员工的隐性福利,企业还可以通过降低员工工资抵消部分成本(封进,2013)。本文结合海关进出口数据和手动搜集的养老保险费率数据,研究养老保险费用负担的价格转嫁效应。回归模型如式(7)所示:

$$\log(\text{Price})_{ijkdt} = \beta_0 + \beta_1 \text{Pensrate}_{ijt} + \beta_2 \text{Controls} + \delta_i + \gamma_k + \eta_t + \theta_d + \varepsilon_{ijkdt} \quad (7)$$

其中, i 表示企业, j 表示城市, k 表示产品, d 表示出口目的国, t 表示时间;被解释变量 $\log(\text{Price})$ 是出口产品价格的对数值,检验养老保险费率对出口价格的转嫁机制;控制变量包括企业类型和贸易类型; θ_d 是出口目的国的固定效应;其他变量设定与基准模型一致。表9是回归结果。第(1)列控制了企业、年份、目的国的固定效应,回归系数显著为正,说明养老保险费率越高的地区出口产品的价格越高,意味着养老保险费确实通过提高产品价格的方式转嫁给了消费者。第(2)列增加了产品固定效应,回归系数依然显著为正。第(3)列增加了目的国-时间的固定效应,排除目的国随时间变化对结果的影响,结果依然显著为正。本文根据李艳和杨汝岱(2020)的方法构建产品质量,在第(4)~(6)列进一步控制产品质量,排除产品质量差异对回归结果的影响,回归结果依然显著为正,且回归系数变动很小。因此,本文发现养老保险费率确实存在价格转嫁效应,通过提高出口产品价格将养老保险费转嫁给消费者,进而影响出口。

表 9 养老保险负担与价格转嫁

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
养老保险费率	0.685 *** (0.087)	0.702 *** (0.070)	0.652 *** (0.070)	0.632 *** (0.099)	0.634 *** (0.078)	0.567 *** (0.079)
产品质量				0.028 *** (0.001)	0.016 *** (0.001)	0.016 *** (0.001)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y		Y	Y	
目的国固定效应	Y	Y		Y	Y	
行业固定效应		Y	Y		Y	Y
目的国-年份固定效应			Y			Y
样本量	19639378	18619525	18619516	15070397	14279134	14279122
R^2	0.480	0.682	0.683	0.469	0.675	0.675

注:括号中的稳健标准误在企业层面聚类;***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

养老保险费的价格转嫁效应取决于产品的类型,对于同质的产品,所有的价格都是公开透明的,市场竞争也很激烈,养老保险费的价格转嫁效应小;但是对于异质性产品,企业拥有定价能力,价格转嫁程度应该会更高。参照 Rauch(1999)的研究将产品分为同质产品、定期发布价格产品和异质性产品,进一步检验价格转嫁的机制。表10是回归结果,报告了不同类型产品养老保险负担的价格转嫁效应。第(1)~(3)列分别是同质产品、定期发布价格产品、异质性产品的回归结果。第(1)列同质产品的回归系数不显著,说明养老保险费不会影响同质产品的价格,即不存在价格的转嫁效应;第(3)列异质性产品的回归系数显著大于第(2)列定期发布价格产品,说明异质性产品的定价权力更大,企业将养老保险费转嫁给消费者的比例更大,与预期一致。第(4)~(6)列增加了目的国-时间的固定效应,回归系数与第(1)~(3)列的回归系数基本一致。其次,根据同质产品、定期发布价

格产品和异质性产品,分析不同时间点养老保险费对产品价格异质性的影响。图6表明,同质产品回归系数显著度较低,定期发布价格产品和异质性产品的回归系数都显著大于0,且异质性产品的回归系数一直都显著大于定期发布价格产品的回归系数。这是因为同质产品的信息是完全透明的,产品之间是完全可替代的,所以很难将养老保险费转嫁给消费者,提高产品价格。从时间趋势来看,2000—2007年价格转嫁效应基本稳定,但是在2007年之后,价格转嫁效应出现下降,这可能与金融危机影响消费者购买力有关。

表10 不同类型产品的价格转嫁效应

	同质产品	定期发布价格产品	异质性产品	同质产品	定期发布价格产品	异质性产品
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
养老保险费率	-0.435 (0.279)	0.360*** (0.105)	0.609*** (0.088)	-0.464* (0.282)	0.323*** (0.106)	0.533*** (0.089)
产品质量	0.053*** (0.003)	0.047*** (0.001)	0.017*** (0.001)	0.053*** (0.003)	0.047*** (0.001)	0.017*** (0.001)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
目的国固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
目的国-年份趋势 固定效应				Y	Y	Y
样本量	112077	2133794	10902146	111941	2133771	10902136
R ²	0.906	0.696	0.682	0.907	0.696	0.682

注:括号中的稳健标准误在企业层面聚类;***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

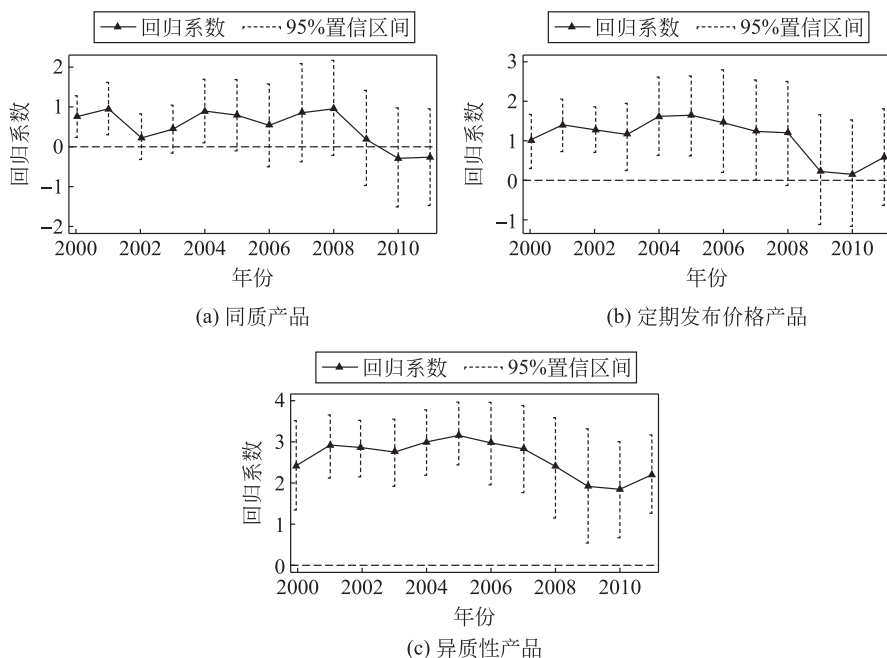


图6 价格转嫁效应的时间趋势(分产品类型)

3.2 养老保险费与融资约束

养老保险费是企业的重要成本支出,提高养老保险费会降低企业的现金流和提高融资约束,进而影响企业出口行为。因此,本文从两个方面构建融资约束,首先参考现有文献做法(阳佳余,2012;Chor and Manova,2012),构建企业内部面临的融资约束, $fc1=(\text{利润}+\text{折旧})/\text{总资产}$;其次构建企业外源性融资约束, $fc2=(\text{流动资产}-\text{流动负债})/\text{总资产}$,大量文献也是用该方法来衡量外部融资约束的(Minetti and Zhu,2011;Faucegla,2015)。表 11 第(1)和第(2)列报告了养老保险负担对企业融资约束的回归结果。无论是内源融资还是外源融资,养老保险负担均显著提高了企业融资约束,降低了企业可支配现金流,进而对企业的出口行为产生影响,降低了企业参与国际市场的竞争力。

表 11 机制检验:融资约束

	融资约束(内源)	融资约束(外源)
	(1)	(2)
养老保险费率	-0.079*** (0.011)	-0.124*** (0.021)
控制变量	Y	Y
企业固定效应	Y	Y
年份固定效应	Y	Y
行业固定效应	Y	Y
省份-年份趋势固定效应	Y	Y
样本量	1190868	1198467
R^2	0.711	0.781

注:括号中的稳健标准误在企业层面聚类;***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

3.3 养老保险负担与用工结构

养老保险对于出口的作用机制方面,除了成本-价格传递机制和融资约束机制以外,企业可能调整用工结构或者使用机器替代人工,对冲养老保险缴费给企业带来的用工成本压力。接下来从机器替代和用工结构两个方面,进一步探究影响养老保险费对企业出口行为影响的作用机制。首先使用固定资产与从业人数的比例衡量企业内部资本劳动要素结构的变化,探讨养老保险费率对企业用工结构调整的影响。理论上,如果养老保险费率提高了企业生产成本,那么应该可以看到企业使用资本替代劳动,缓解上升的劳动力成本对企业出口行为的影响。表 12 第(1)、(2)列是回归结果,回归系数显著为正,说明企业的养老保险费率越高,企业的人均固定资产越大,即较高的养老保险费率会引致企业使用资本替代劳动,缓解生产成本提升对企业的影响。接下来,根据国际机器人联合会(IFR)提供的工业机器人数据,检验养老保险费率通过影响企业使用机器替代劳动力,缓解对企业出口行为的影响。国际机器人联合会提供的工业机器人数据目前覆盖了 1993—2019 年 100 多个国家和地区各个行业工业机器人安装量和工业机器人存量的相关数据。本文使用 2000—2011 年工业机器人行业数据,在回归中加入行业层面工业机器人安装量和养老保险费率的交互项,以及行业层面工业机器人存量和养老保险费率的交互项,结果如

第(3)~(6)列所示。本文研究发现,养老保险费率*机器人安装量和养老保险费率*机器人存量的回归系数都显著为正,说明养老保险费率越高,企业越有可能通过使用机器人替代劳动力,降低对企业出口的影响。作为劳动者保护的一项重要举措,养老保险费率的提升虽然积极保护劳动者权益,但却带来资本对劳动的挤出以及企业在出口方面的负面影响,这与现有研究对于最低工资制度带来的劳动力成本上升等对企业出口行为的研究结论保持一致(熊瑞祥和万倩,2022)。

表 12 机制检验:用工结构

	出口概率		出口额		固定资产/从业人数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
养老保险费率*机器人安装量	0.641** (0.324)		9.466*** (2.829)			
养老保险费率*机器人存量		0.543** (0.225)		7.209*** (1.959)		
养老保险费率	-0.467*** (0.041)	-0.467*** (0.041)	-4.275*** (0.365)	-4.274*** (0.365)	7.719*** (2.876)	0.574*** (0.093)
控制变量	Y	Y	Y	Y		Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y		Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y		Y
行业固定效应	Y	Y	Y	Y		Y
省份-年份趋势固定效应	Y	Y	Y	Y		Y
样本量	717551	717551	712677	712677	1609728	1211924
R ²	0.817	0.817	0.841	0.841	0.520	0.801

注:括号中的稳健标准误在企业层面聚类;***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

4 主要结论

养老保险费率对外循环的影响关系到中国出口企业的竞争力和出口对经济增长的拉动作用。近年来,世界各国都出台了大量的减税降费政策,我国也出台了大量的减税降费政策,但是我国养老保险费负担高于世界同等发展水平国家的事实并未得到重视。本文研究表明,养老保险费用负担会提高企业的生产成本,并转嫁到产品上,从而影响企业出口竞争力。出口作为拉动经济的“三驾马车”之一,对我国经济增长十分重要,关注养老保险费率对企业出口的影响具有十分重要的价值。具体来看,本文基于最全的养老保险缴费率数据,构建费率调整的准自然实验,发现养老保险负担对企业出口扩展边界和集约边界均存在显著抑制作用,费率上调(下调)会对企业出口行为产生显著抑制(促进)作用,且费率下调的促进作用强于费率上调的抑制作用。通过产品价格转嫁给消费者是养老保险负担影响企业出口行为的重要机制,且养老保险费通过降低融资约束和调整用工结构,进而影响企业出口的竞争力。

对于中国出口市场来看,企业养老保险费率是一个重大的影响因素。当前,受制于经济复苏进程艰巨、国际竞争格局不确定性加大等严峻的经济环境,可预见未来的一段时间内为企业减负与保市场主体可能仍然是主要目标。降低名义费率和规范征收程序或从严

监管,将通过“减负”和“加压”两种方式弱化企业的规避动机和规避能力,并大幅提升出口企业的竞争力。随着社保征管体制改革的推进,未来有望破解社保体系在降低企业负担、维持社保基金持续运行以及提升企业参保水平的“不可能三角”,为进一步减税降费以及确定最优养老保险费率提供依据。

参考文献

- 封进. 2013. 中国城镇职工社会保险制度的参与激励[J]. 经济研究, 48(7): 104-117.
- Feng J. 2013. The incentive of participation in urban social insurance system in China: A study based on manufacturing firms[J]. *Economic Research Journal*, 48(7): 104-117. (in Chinese)
- 冯阔, 唐宜红. 2021. 增值税多档税率、出口退税与国际经济效应[J]. 经济研究, 56(5): 58-74.
- Feng K, Tang Y H. 2021. Multiple VAT rates, export rebates and international economic effects[J]. *Economic Research Journal*, 56(5): 58-74. (in Chinese)
- 李艳, 杨汝岱. 2020. 中国出口产品质量研究[J]. 工作论文, 北京.
- Li Y, Yang R. 2020. Research on the quality of China's export products[J]. Working Paper, Beijing. (in Chinese)
- 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[J]. 经济学(季刊), 13(3): 969-1000.
- Ma S, Meng X R, Gan L. 2014. Effect of pension on employment and firm average wage[J]. *China Economic Quarterly*, 13(3): 969-1000. (in Chinese)
- 熊瑞祥, 万倩. 2022. 劳动保护与私营企业出口[J]. 经济学(季刊), 22(4): 1259-1278.
- Xiong R X, Wan Q. 2022. Labor protection and private firms' exports[J]. *China Economic Quarterly*, 22(4): 1259-1278. (in Chinese)
- 鄢伟波, 安磊. 2021. 社会保险缴费与转嫁效应[J]. 经济研究, 56(9): 107-123.
- Yan W B, An L. 2021. Social security contributions enforcement and incidence[J]. *Economic Research Journal*, 56(9): 107-123. (in Chinese)
- 阳佳余. 2012. 融资约束与企业出口行为: 基于工业企业数据的经验研究[J]. 经济学(季刊), 11(4): 1503-1524.
- Yang J Y. 2012. Financial constraints and firms' exporting behavior: Empirical study on industrial firms[J]. *China Economic Quarterly*, 11(4): 1503-1524. (in Chinese)
- 于新亮, 上官熠文, 于文广, 等. 2019. 养老保险缴费率、资本——技能互补与企业全要素生产率[J]. 中国工业经济, (12): 96-114.
- Yu X L, Shangguan Y W, Yu W G, et al. 2019. Pension insurance contribution rate, capital-skill complementarity and enterprise total factor productivity[J]. *China Industrial Economics*, (12): 96-114. (in Chinese)
- 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[J]. 经济学(季刊), 15(1): 341-372.
- Zhao J, Mao J, Zhang L. 2015. Social security contribution rate, participation probability and contribution level: An empirical study on contribution evasion of employees and firms[J]. *China Economic Quarterly*, 15(1): 341-372. (in Chinese)
- 赵健宇, 陆正飞. 2018. 养老保险缴费比例会影响企业生产效率吗? [J]. 经济研究, 53(10): 97-112.
- Zhao J Y, Lu Z F. 2018. Does pension contribution rate affect firm productivity? [J]. *Economic Research Journal*, 53(10): 97-112. (in Chinese)
- Alm J, Sennoga E, Skidmore M. 2009. Perfect competition, urbanization, and tax incidence in the retail gasoline market[J]. *Economic Inquiry*, 47(1): 118-134.
- Autor D H, Kerr W R, Kugler A D. 2007. Does employment protection reduce productivity? Evidence from US states [J]. *The Economic Journal*, 117(521): F189-F217.

- Beck T, Levine R, Levkov A. 2010. Big bad banks? The winners and losers from bank deregulation in the United States[J]. *The Journal of Finance*, 65(5): 1637-1667.
- Benzarti Y, Harju J. 2021. Using payroll tax variation to unpack the black box of firm-level production[J]. *Journal of the European Economic Association*, 19(5): 2737-2764.
- Chandra P, Long C. 2013. VAT rebates and export performance in China: Firm-level evidence[J]. *Journal of Public Economics*, 102: 13-22.
- Chor D, Manova K. 2012. Off the cliff and back? Credit conditions and international trade during the global financial crisis[J]. *Journal of International Economics*, 87(1): 117-133.
- Chouinard H, Perloff J M. 2004. Incidence of federal and state gasoline taxes[J]. *Economics Letters*, 83(1): 55-60.
- de Chaisemartin C, D'Haultfoeuille X. 2020. Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects [J]. *American Economic Review*, 110(9): 2964-2996.
- Fauceglla D. 2015. Credit constraints, firm exports and financial development: Evidence from developing countries[J]. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 55: 53-66.
- Fuest C, Peichl A, Siegloch S. 2018. Do higher corporate taxes reduce wages? Micro evidence from Germany[J]. *American Economic Review*, 108(2): 393-418.
- Goodman-Bacon A. 2021. Difference-in-differences with variation in treatment timing[J]. *Journal of Econometrics*, 225(2): 254-277.
- Gourdon J, Hering L, Monjon S, et al. 2022. Estimating the repercussions from China's export value-added tax rebate policy[J]. *The Scandinavian Journal of Economics*, 124(1): 243-277.
- Kopczuk W, Marion J, Muehlegger E, et al. 2016. Does tax-collection invariance hold? Evasion and the pass-through of state diesel taxes[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 8(2): 251-286.
- Minetti R, Zhu S C. 2011. Credit constraints and firm export: Microeconomic evidence from Italy[J]. *Journal of International Economics*, 83(2): 109-125.
- Nielsen I, Smyth R. 2008. Who bears the burden of employer compliance with social security contributions? Evidence from Chinese firm level data[J]. *China Economic Review*, 19(2): 230-244.
- Rauch J E. 1999. Networks versus markets in international trade[J]. *Journal of International Economics*, 48(1): 7-35.
- Saez E, Schoefer B, Seim D. 2019. Payroll taxes, firm behavior, and rent sharing: Evidence from a young workers' tax cut in Sweden[J]. *American Economic Review*, 109(5): 1717-1763.
- Sun L Y, Abraham S. 2021. Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects[J]. *Journal of Econometrics*, 225(2): 175-199.

Pension Contribution Rate Changes, Pass-through, and Firm Exports

Yan Li¹ Yanlai Ma² Shuxuan Li³ Haifeng Li⁴

- (1. National Institute of Fiscal Study, Tsinghua University;
2. Investment Research Institute, National Development and Reform Commission;
3. Research and Planning Department, Insurance Asset Management Association of China;
4. School of Economics, Peking University)

Abstract As a significant component of corporate costs in China, pension insurance contributions

have received insufficient attention regarding to their cost-transfer mechanisms to product prices and subsequent effects on product competitiveness. This study examines the impact of pension insurance contribution rate reforms on enterprise exports, exploring transmission mechanisms through consumer price transfers (export product pricing). Our findings reveal that substantial inter-city disparities exist, with coastal regions maintaining lower rates compared to Northeast China and Tibet, whereas state-owned enterprises have higher contribution rates with smaller regional variations. Besides, higher pension contribution rates significantly reduce both export probability (extensive margin) and export volume (intensive margin), with diminished effects observed among larger, more established enterprises and industries with higher marketization levels. Furthermore, mechanism analysis demonstrates tripartite transmission channels: pension costs affect export performance through price pass-through to consumers, aggravated financing constraints, and structural labor adjustments. The study concludes that excessive pension contribution rates ultimately transfer to consumers via price increases, undermining corporate competitiveness in international markets and impeding trade's pivotal role in economic development.

JEL Classification H75, H32, F14