

养老保险缴费基数下限降低对灵活就业人员参保的影响

李 锐 罗小玲

(中南财经政法大学 公共管理学院, 湖北 武汉 430073)

摘要:2019 年《降低社会保险费率综合方案》的实施降低了职工基本养老保险的缴费基数下限, 该方案的实施是否能促进灵活就业人员参加职工基本养老保险, 从而优化养老保险体系和维护灵活就业人员权益保障值得研究。本文基于 2010—2020 年中国家庭追踪调查(CFPS)数据, 使用双重差分法考察了缴费基数下限降低对灵活就业人员参加职工基本养老保险的影响。研究发现, 缴费基数下限降低使得低收入灵活就业人员参加职工基本养老保险的比例显著提升了 6.5 个百分点, 该结论在经过一系列的稳健性检验后依然成立。其影响机制是缴费基数下限降低缓解了灵活就业人员的缴费负担, 从而促进低收入灵活就业人员参加职工基本养老保险, 并且该促进效应在较年轻以及每周工作时间较短的灵活就业人员中更加显著。为了进一步促进灵活就业人员参加职工基本养老保险, 本文提出了优化缴费基数的核定方式、设计更加灵活的缴费基数下限并对不同年龄群体采取差异化的激励方式等政策建议。

关键词:灵活就业人员; 缴费基数; 参保选择; 职工基本养老保险

中图分类号:F840.612 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2024)06-0092-15

一、引言及文献综述

《人力资源和社会保障事业发展“十四五”规划》明确指出, 要积极促进有意愿、有缴费能力的灵活就业人员以及新就业形态从业人员等参加企业职工基本养老保险^①; 党的二十届三中全会进一步强调, 要健全灵活就业人员、农民工和新就业形态人员社保制度。随着我国灵活就业的规模逐渐增大和模式不断更新, 灵活就业已经成为中国劳动者就业的新形态, 关于灵活就业人员的基本养老保险问题也受到广泛关注^{[1][2]}。目前灵活就业人员已超 2 亿人, 占我国就业总人口的近三分之一, 城镇就业人口的近二分之一, 但是该群体参加职工基本养老保险的比例只有 20% 左右^②。虽然灵活就业人员也

收稿日期:2024-05-08

基金项目:国家社会科学基金后期资助项目“中国养老保险制度中的退休激励问题研究”(21FGLB073); 湖北省社会科学基金前期资助项目“实现更加充分更高质量就业的积极就业政策评估与优化研究”(22ZD020)

作者简介:李 锐(1978—), 男, 湖北潜江人, 中南财经政法大学公共管理学院教授;

罗小玲(1997—), 女, 贵州遵义人, 中南财经政法大学公共管理学院博士生。

可以参加城乡居民基本养老保险,但是据《2023年度人力资源和社会保障事业发展统计公报》显示,城乡居民基本养老保险平均领取水平约为每月223元,不足城镇职工基本养老保险的10%,甚至低于我国的贫困线,无法保障灵活就业人员进入老年时期后基本生活。因此,研究如何有效推动灵活就业人员参与职工基本养老保险,对于完善我国当前养老保险体系,健全灵活就业人员社保制度具有重要的现实意义。

根据《社会保险法》规定,灵活就业人员可以自愿选择参加一种基本养老保险,不强制其参加职工基本养老保险。在2019年之前,我国大部分地区都以城镇非私营单位在岗职工平均工资的60%核定职工基本养老保险缴费基数下限。根据2018年CFPS数据和《中国统计年鉴2019》,灵活就业人员的平均工资约为城镇非私营单位在岗职工平均工资的48%,这意味着即使以缴费基数下限进行职工基本养老保险缴费,也至少有一半左右的灵活就业人员的实际缴费率高于法定缴费率。此外,我国大部分地区灵活就业人员的职工基本养老保险缴费比例为20%,且全部由个人承担,高于包括加拿大、德国、美国等发达国家在内的OECD国家中大部分的国家的缴费比例,也高于墨西哥、智利等发展中国家的缴费比例^[3]。由此可知,我国灵活就业人员当前面临着较高的缴费门槛^⑤,其收入又比较企业职工更不稳定且更低^[4],导致灵活就业人员的职工基本养老保险缴费负担较重,从而抑制其参加职工基本养老保险^{[2][5]}。

2019年国务院办公厅印发的《降低社会保险费率综合方案》(以下简称“降费方案”)明确提出,职工养老保险缴费基数上限和下限使用全口径城镇单位就业人员平均工资进行核定^⑥。由于全口径城镇单位就业人员平均工资远低于城镇非私营单位在岗职工平均工资,与在“降费方案”实施之前以城镇非私营单位在岗职工平均工资进行核定相比,“降费方案”实施之后缴费基数的上限和下限均有所下降。本文以2019年“降费方案”的实施作为降低社保缴费基数下限的政策冲击,研究缴费基数下限降低对灵活就业人员参加职工基本养老保险的影响,并揭示抑制灵活就业人员参加职工基本养老保险的原因,进而提出优化当前灵活就业人员参保制度的政策建议。

与本文相关的文献主要有以下三类。第一类是关于灵活就业人员的相关研究,主要包括收入、就业质量、定居意愿和社会保障等。现有研究发现,相较于其他就业人员,灵活就业人员中的性别收入差距更小^{[7][8]},数字经济发展有利于提高灵活就业的质量^[9],流入地公共服务对灵活就业人员的定居意愿有影响^[10]。关于灵活就业人员社会保障权益方面,灵活就业人员在参加职工基本养老保险时面临较大的缴费负担^{[1][2]}、在参加城镇职工医疗保险时存在逆向选择问题^[11]、在参加失业保险时对于保费的支付意愿会随着保障水平和收入的增加而提升^[12]、职业伤害保障是当前灵活就业人员的迫切需求,但存在制度短板^{[13][14]}。

第二类是关于养老保险制度改革方面的文献,这类文献主要集中在缴费率变化的影响上。对企业而言,社保缴费率提高会减少企业参保和社保缴费^[15]、提高企业退出市场的概率和降低企业进入市场的概率^[16]、提升企业全要素生产率和创新能力^[17],而社保缴费率降低对企业的劳动力雇佣具有积极影响^[18]。对个人而言,社保缴费率对企业职工的参保概率影响不显著^[15],职工基本养老保险的单位缴费比例降低,有利于提升企业职工的工资水平和增加劳动力供给^{[18][19]}。此外,也有少量文献探讨了缴费基数变化带来的影响,如徐舒等研究发现,社保缴费基数降低不仅提升了社保覆盖率,也促进了家庭消费^[20],杜鹏程等研究发现,缴费基数下限降低对企业的劳动力需求和投入产出均有正向影响^[21]。

第三类是关于灵活就业人员参加职工基本养老保险的相关研究。主要包括:基于微观精算模拟,认为灵活就业人员在相同缴费水平下,参加职工基本养老保险的养老金水平更高^[22];基于宏观精算模拟,认为提升灵活就业人员的职工基本养老保险参与率将有利于基金可持续性^{[6][23]};基于当前制度测算灵活就业人员的缴费负担,认为灵活就业人员面临着较大的缴费负担^{[1][24]};部分文献通过实证研究发现,提高缴费门槛会降低灵活就业人员职工基本养老保险的参保概率和缴费档次^[2]。

综上所述,虽然已有文献对于灵活就业人员和养老保险相关方面的问题已经展开了一些开拓性

研究,但是相关研究依然存在以下三方面不足之处。一是关于灵活就业人员在职工基本养老保险方面的讨论还是比较有限,缺乏对灵活就业人员参加职工基本养老保险动因的深入探究。二是关于养老保险制度改革方面的文献主要关注缴费率变动带来的影响,对于缴费基数变动的影响关注较少,且忽略了缴费基数变动对个体层面的影响。三是关于评估养老保险制度变革对灵活就业人员参保选择影响的文献较少,在估计该影响时未能很好地解决内生性问题,且主要考虑缴费对参保的影响,没有对灵活就业人员参保获得的收益进行充分的关注。基于此,本文拟在以下三个方面有所贡献。首先,本文聚焦于灵活就业群体,探讨其参与城镇职工基本养老保险的影响因素,从而拓展了城镇职工基本养老保险研究领域的分析视角,丰富了关于灵活就业群体基本养老保险方面的文献。其次,本文通过研究缴费基数下限降低对灵活就业人员参保选择的影响,加深了对灵活就业群体的参保行为特征的理解,为优化我国基本养老保险制度设计、提升参保激励提供了理论参考和具体思路。最后,本文使用双重差分模型有效缓解了可能存在的内生性问题,估计了养老保险制度设计对灵活就业人员参保选择的影响效应。

二、制度背景与理论分析

(一)制度背景

2005年颁布的《国务院关于完善企业职工基本养老保险制度的决定》明确了城镇个体工商户和灵活就业人员参加职工基本养老保险的缴费和计发办法,具体为:缴费基数为当地上年度在岗职工平均工资,缴费比例为20%,其中8%记入个人账户,退休后按企业职工基本养老金计发办法计发基本养老金。根据各地方规定,灵活就业人员以个人身份参加职工基本养老保险时,可在缴费基数的上限和下限之间自愿选择缴费基数进行缴费,缴费基数的上限和下限通常分别为当地上年度在岗职工平均工资的300%和60%。在2019年之前,大多数省份都是使用当地上年度城镇非私营单位在岗职工平均工资核定缴费基数上限和下限。直到2019年4月国务院办公厅印发的“降费方案”中明确提出,个体工商户和灵活就业人员参加职工基本养老保险,可以在本省全口径城镇单位就业人员平均工资的60%~300%之间选择适当的缴费基数,缴费基数的核定才从基于城镇非私营单位在岗职工平均工资转为基于全口径城镇单位就业人员平均工资。

截至2019年底,全国各省份均已落实以全口径城镇单位就业人员平均工资核定缴费基数的办法。“降费方案”中虽然没有提及降低我国职工基本养老保险缴费基数下限的具体数值或者比例,但是由于我国城镇私营企业就业人员平均工资和城镇非私营单位在岗职工平均工资之间差异较大,缴费基数核定从只基于其中平均工资较高的一个群体的平均工资变化到这两个群体的加权平均工资,缴费基数上限和下限必然降低。根据CHFS调查结果显示,2018年灵活就业人员参加职工基本养老保险平均缴费为每年8556元,低于全国最低缴费门槛($84744 \times 60\% \times 20\% = 10169$ 元)^⑤,说明灵活就业人员缴费水平偏低,所以相比于缴费基数上限的降低,缴费基数下限的降低对灵活就业人员参保的影响可能更大,故本文主要关注缴费基数下限的变动。相比于按照“降费方案”实施前的方式核定的缴费基数下限,各省份以“降费方案”实施后的方式核定的缴费基数下限均有不同程度的降低。进一步地,灵活就业人员参加职工基本养老保险的缴费门槛也随之降低。

(二)理论分析

1.“降费方案”对灵活就业人员缴费负担的缓解作用

在2019年之前,我国灵活就业人员参加职工基本养老保险的缴费基数下限为城镇非私营单位在岗职工平均工资的60%,缴费比例为20%。由于灵活就业人员的平均工资小于城镇非私营单位在岗职工的平均工资的60%,意味着很大一部分灵活就业人员工资低于缴费基数下限,进而导致这部分灵活就业人员如果参加职工基本养老保险,其实际缴费率高于20%。现有文献对于个人缴费负担的界定比较一致,即通过个人缴费后的剩余收入与生活需求进行比较,如果个人缴费后的剩余收入能够满足的生活需求水平越高,则代表当前的制度对这个人的来说缴费负担越轻^{[1][24]}。2019年“降费方案”的

实施使得以缴费基数下限参加职工基本养老保险的灵活就业人员缴费额减小,缴费后的剩余收入增加,能够满足的生活需求水平就随之提高,即减轻了灵活就业人员的缴费负担。

根据生命周期理论假说,个体会通过调整自己在生命周期不同阶段的消费和储蓄,以实现生命周期效用最大化^[25]。灵活就业人员也是如此,当职工基本养老保险缴费负担较重时,参加职工基本养老保险会使得他们缴费时期的消费受到约束,如果这种约束又使得缴费时期的消费偏离最优消费水平,那么此时,缴费时期消费受到约束带来的效用损失可能大于老年时期养老金增加带来的效用增加,灵活就业人员就会选择不参加职工基本养老保险^[26]。“降费方案”的实施降低了缴费门槛,减轻了缴费负担,缓解了灵活就业人员缴费时期的消费约束,如果其参加城镇职工养老保险带来的缴费期的效用损失小于老年时期养老金增加带来的效用增加,此时选择参加职工基本养老保险可增大其终生效用。因此,本文提出研究假设 H1。

H1:“降费方案”的实施通过减轻灵活就业人员的缴费负担,进而促进其参加职工基本养老保险。

2.“降费方案”对灵活就业人员养老金净财富的影响

根据国发[2005]38号文件,灵活就业人员参加职工基本养老保险时,养老金计发办法与企业职工一样,其养老金包括个人账户养老金和基础养老金。为简化分析,本文对一个标准的灵活就业人员做以下假设:标准人在开始缴费之后,直至开始领取养老保险,一直都以相同比例的缴费档次进行缴费,且不断缴,此处的缴费档次是指缴费基数占当地平均工资的百分比(60%~300%)。“降费方案”的实施最直接的影响是在相同缴费档次下,实际缴费基数会降低,进一步地分析缴费基数降低对于养老金净财富的影响^{[27][28]}。首先,使用变量 a 表示灵活就业人员在每年对应的年龄,灵活就业人员的退休年龄为 R,开始缴费年龄为 t₀,缴费基数为 B_a,缴费年限为 n,养老金收益率为 r,计发月数为 PV,其所在地区的社会平均工资为 W_a。基于此,灵活就业人员的养老金具体计算公式如下:

$$PensionA_R = \frac{\sum_{a=t_0}^{R-1} [(B_a \times 8\%) \times (1+r)^{R-1-t_0}]}{PV} \quad (1)$$

$$PensionB_R = \frac{1+index}{2} \times W_{R-1} \times n\% \quad (2)$$

式(1)(2)中,PensionA_R表示个体在退休第一年(a=R)的个人账户养老金,PensionB_R表示基础养老金,index表示个人平均缴费指数,具体计算方式为:

$$index = \frac{\sum_{a=t_0}^{R-1} \frac{B_a}{W_{a-1}}}{PV} \quad (3)$$

养老金净财富(net social security wealth, NSSW)是指个体退休后获得的养老金精算现值扣除养老金缴费精算现值^[29]。在此假设个体最长寿命为 T,在 a 岁的存活概率为 P_a,主观贴现率为 δ,基期的年龄为 t。养老金净财富的具体计算公式为:

$$NSSW = \sum_{a=R}^T (PensionA_a + PensionB_a) \times P_a \times \delta^{a-t} - \sum_{a=t_0}^{R-1} B_a \times 20\% \times P_a \times \delta^{a-t} \quad (4)$$

假设“降费方案”的实施只改变当地平均工资的计算口径,不会改变标准人的开始缴费年龄、退休年龄、缴费档次、收益率、缴费年限和计发月数等所有其他参数。结合公式(1)~(4)可知,当地平均工资的计算口径变化带来的缴费基数变动不仅会影响标准人的缴费,也会影响其养老金的领取水平。因此,从理论上无法判定,采用两种不同口径的当地平均工资作为缴费基数的核定依据时,哪一种口径下的养老金净财富更大,这需通过精算模拟才能确定。若以全口径城镇单位就业人员平均工资核算缴费基数时,个体的养老金净财富更大,则提出研究假设 H2a;若以全口径城镇单位就业人员平均工资核算缴费基数时,个体养老金净财富更小,则提出研究假设 H2b。

假设 H2a:“降费方案”增加了养老金净财富,促进灵活就业人员参加职工基本养老保险。

假设 H2b:“降费方案”减少了养老金净财富,抑制灵活就业人员参加职工基本养老保险。

三、研究设计

(一)数据来源

为评估“降费方案”实施对灵活就业人员参加职工基本养老保险的促进效果,以及考虑到双重差分方法(Difference in Differences, DID)的使用条件,本文使用中国家庭追踪调查(CFPS)2010年、2012年、2014年、2016年、2018年和2020年这6期数据。

本文的研究对象为劳动年龄范围内的灵活就业人员。人力资源和社会保障部在《中华人民共和国社会保险法释义(十)》中将灵活就业定义为在劳动时间、收入报酬、工作场所、保险福利和劳动关系等方面不同于建立在工业化和现代工厂制度基础上的传统主流就业方式的各种就业形式的总称。灵活就业的形式主要有以下几种类型。(1)非正规部门就业,即劳动标准、生产组织管理及劳动关系运作等均达不到一般企业标准的用工和就业形式。例如,家庭作坊式的就业。(2)自雇型就业,有个体经营和合伙经营两种类型。(3)自主就业,如自由职业者、自由撰稿人、个体演员、模特、独立的中介服务工作者等。(4)临时就业,如家庭小时工、街头小贩、其他类型的打零工者。国务院在《国务院办公厅关于支持多渠道灵活就业的意见》中将灵活就业定义为:个体经营、非全日制以及新就业形态等灵活多样的就业方式。基于已有文献和数据可获得性^{[3][4]},本文中所研究的灵活就业人员包括兼职、没有合同、合同有期限、属于劳务派遣、自雇佣、雇主是个体工商户在内的就业者。

根据上述文件对灵活就业的定义,本文对劳动年龄范围内的灵活就业人员样本进行如下识别:(1)年龄方面,保留所有在法定劳动年龄范围内的样本;(2)删除学生样本;(3)删除已经退休的样本;(4)进一步筛选出兼职、没有合同、合同有期限、劳务派遣、自雇佣、雇主是个体工商户等灵活就业人员的样本。通过对灵活就业人员的识别,最终获得灵活就业人员样本40924个,2010年、2012年、2014年、2016年、2018年和2020年样本量分别为2871、3679、4793、8373、11792和9416个。其中出现1期的样本量为11285个、出现2期的样本量为14082个、出现3期的样本量为9561个、出现4期的样本量为4520个、出现5期的样本量为1200个、出现6期的样本量为276个。

(二)控制组与处理组构建

由于“降费方案”中提及的缴费基数变动是针对全国所有省份,难以找到同时期不受该政策影响的地区作为控制组,因此本文参考相关研究^{[30][31]},从该政策的实施对不同灵活就业人员群体影响的差异切入,根据“降费方案”实施前灵活就业人员的收入等级来构建控制组和处理组。“降费方案”对灵活就业人员的影响,本质是降低职工基本养老保险缴费门槛。对于收入较低的灵活就业人员而言,在缴费门槛降低之前他们可能不具备缴费能力,缴费能力不足是抑制该群体参加职工基本养老保险的重要因素^{[1][26]},所以缴费门槛降低对于低收入灵活就业人员参保行为的冲击更大。而缴费门槛降低对高收入灵活就业人员参保行为的冲击则更小,因为在缴费门槛降低之前他们就具备缴费能力,缴费能力不足并不是阻碍他们参加职工基本养老保险的重要因素。

具体地,本文借鉴肖土胜等和Vig的研究^{[30][31]},根据“降费方案”实施前(2018年)灵活就业人员的收入对样本进行三分分:收入最高三分之一的灵活就业人员、收入中间三分之一的灵活就业人员和收入最低三分之一的灵活就业人员。接着,本文将收入最高三分之一的灵活就业人员界定为控制组,将收入最低三分之一的灵活就业人员界定为处理组。

(三)模型设定与变量定义

为了考察职工基本养老保险缴费基数下限对灵活就业人员参保的影响,本文构建如下计量模型进行检验:

$$\text{Participate}_{it} = \alpha + \beta_1 \text{Treat}_i \times \text{After}_t + \beta_2 X_{it} + \delta_i + \gamma_t + \epsilon_{it} \quad (5)$$

式(5)中, i 表示灵活就业的个体; t 表示时间。被解释变量 Participate_{it} 表示灵活就业的个体 i 在 t 年时是否参加职工基本养老保险,使用CFPS中对受访者关于参加养老保险类型的提问结果进行定

义,若受访者参加了职工基本养老保险,则取值为1,否则,取值为0。解释变量 $Treat_i$ 和 $After_i$ 均是指示变量。个体 i 属于处理组时, $Treat_i$ 取值为1,个体 i 属于控制组时, $Treat_i$ 取值为0。本文以“降费方案”开始实施的2019年作为政策冲击时点,若样本期间处于2019年之后, $After_i$ 取值为1,否则 $After_i$ 取值为0。 X_{it} 为个体 i 在 t 年的一系列控制变量,具体包括年龄、性别(男性=1)、受教育年限、婚姻状况(未婚=1、有配偶(在婚)=2、同居=3、离婚和丧偶=4)、家庭人均年收入(万元)、家庭人均净资产(万元)、家庭最高受教育水平(文盲=1、小学=2、初中=3、高中=4、大专=5、大学本科=6、硕士=7、博士=8)、家庭需要抚养的老人数量(家庭中年龄超过55岁的女性人数与年龄超过60岁的男性人数之和)。 δ_i 为个体固定效应, γ_t 为时间固定效应, ϵ_{it} 为误差项。本文主要关注 $Treat_i \times After_i$ 的回归系数 β_1 ,它衡量了职工基本养老保险缴费基数下限降低对低收入灵活就业人员参保的促进效应。

虽然各地区职工基本养老保险缴费基数下限存在较大差异,可基于此直接研究缴费基数下限变化对灵活就业人员参保选择的影响,但是这种做法往往面临较大内生性问题。本文使用“降费方案”的实施来衡量缴费基数下限的变化具有以下两方面优势。一是“降费方案”的实施确实降低了灵活就业人员的缴费基数下限。“降费方案”核定缴费基数下限的社会平均工资口径从城镇非私营单位在岗职工平均工资改为全口径城镇单位就业人员平均工资。根据《中国统计年鉴2020》,我国城镇私营企业就业人员平均工资大约是城镇非私营单位在岗职工平均工资的59%,所以“降费方案”中关于缴费基数上限和下限核定方式的改变,意味着灵活就业人员参加职工基本养老保险时,缴费基数下限会降低。二是“降费方案”的实施对于灵活就业人员而言是外生的,实证结果更加可靠。

(四)描述性统计

表1报告了本文主要变量的描述性统计结果,该结果显示,我国灵活就业人员参保比例为28%,平均年龄为37岁左右,平均受教育年限为11年;另外,灵活就业人员中,男性多于女性,其占比为63%;在婚状态的占比最高,大约占到79%;家庭人均年收入为10万左右,家庭人均资产大约12万,平均家庭最高受教育水平在高中以上,平均每两个家庭赡养1个老人。若非特别说明,本文数据均来源于2018年和2020年CFPS。

| 变量名 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最大值 | 最小值 | |
|------------|------|-------|------|------|-------|---|
| 是否参保 | 6851 | 0.28 | 0.45 | 0 | 1 | |
| 年龄 | 6954 | 37.43 | 9.74 | 16 | 60 | |
| 性别 | 6954 | 0.63 | 0.48 | 0 | 1 | |
| 个人受教育年限 | 6693 | 11.09 | 3.94 | 0 | 22 | |
| 婚姻状况 | 在婚 | 6941 | 0.79 | 0.41 | 0 | 1 |
| | 同居 | 6941 | 0.00 | 0.06 | 0 | 1 |
| | 离婚 | 6941 | 0.03 | 0.18 | 0 | 1 |
| | 丧偶 | 6941 | 0.01 | 0.09 | 0 | 1 |
| 家庭人均收入(万元) | 6719 | 9.87 | 0.93 | 0.69 | 13.82 | |
| 家庭人均资产(万元) | 6328 | 11.70 | 1.38 | 4.61 | 16.14 | |
| 家庭最高受教育水平 | 6953 | 4.41 | 1.26 | 1 | 8 | |
| 家庭赡养人数 | 6953 | 0.57 | 0.80 | 0 | 5 | |

四、实证结果

为了验证缴费基数下限降低对灵活就业人员参加职工基本养老保险的影响,首先,本文绘制灵活就业人员职工基本养老保险参与率的时间趋势图,直观观察缴费基数下限降低对灵活就业人员参保选择的影响;之后,在控制固定效应和特征变量的情况下,使用双重差分模型估计缴费基数下限降低对灵活就业人员参保的促进效果。

(一)职工基本养老保险参与率的时间趋势

本文将通过CFPS数据识别出来的灵活就业人员样本分为控制组和处理组,分别计算两组灵活

就业人员 2018 年和 2020 年参加城镇职工养老保险的比例。总体上,灵活就业人员参加城镇职工养老保险的比例在 2018—2020 年间有轻微下降,其中收入最高的三分之一灵活就业人员参保比例下降了近 4%,收入最低的三分之一灵活就业人员参保比例提升了 2.4%。

处理组和控制组满足平行趋势假设是使用 DID 的重要前提,具体到本文而言,即处理组和控制组灵活就业人员职工基本养老保险参与率在 2019 年“降费方案”实施之前的趋势应该保持平行。本文借鉴已有研究的做法^{[32][33]},以政策实施前 1 年(2018 年)为基期,采用事件研究法进行平行趋势检验,估计结果如图 1 所示。图 1 展示了 2010—2020 年的回归系数及其 95% 置信区间,其中,实线连接的是回归系数的估计值,虚线是与估计系数对应的置信区间。由于多数样本仅出现两期,本文使用 2018 年为基期,其余各年份的样本分别与 2018 年的样本进行匹配,最终形成 5 个 2 期平衡面板数据并分别进行了 2×2 DID 估计;本文在政策实施后只有一期可得数据,因此在本图中仅展示了 2020 年的趋势,由于数据限制主要会对政策效果的估计产生影响,后文将会对这种影响进行说明。在 2020 年回归系数显著为正,说明“降费方案”实施显著促进了处理组灵活就业人员参加职工基本养老保险。而在 2010 年、2012 年、2014 年和 2016 年的回归系数没有通过显著性检验,说明处理组和控制组灵活就业人员的职工基本养老保险参保率变化趋势在“降费方案”实施之前不存在显著差异,一定程度上满足平行趋势。

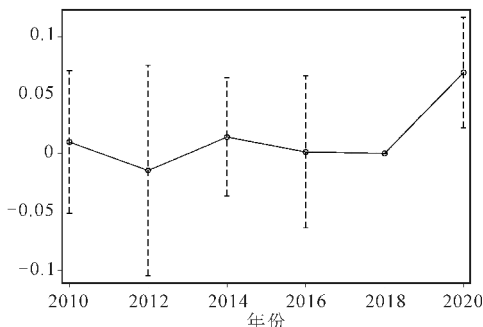


图 1 平行趋势检验图

(二) 基准结果

本文使用双重差分模型估计职工基本养老保险缴费基数下限变动对灵活就业人员参保的影响,结果如表 2 所示。列(1)结果显示 $Treat \times After$ 的估计系数显著为正,说明缴费基数下限降低会促进灵活就业人员参加职工基本养老保险。平均而言,“降费方案”实施使得低收入灵活就业人员相对于高收入灵活就业人员参加职工基本养老保险的比例增加 6.5%。接着,本文添加了个体层面和家庭层面的控制变量,在此基础上又控制了个体固定效应,列(2)(3)分别报告了具体估计结果, $Treat \times After$ 的估计系数均显著为正。

目前能获得的最新数据是“降费方案”实施后一年的调查数据,故本文估计的是短期政策效果。但是“降费方案”的政策效果可能随政策实施时间递增,所以本文对“降费方案”的政策效果可能存在低估,主要原因包括以下三个方面。首先,当一部分灵活就业人员因为缴费基数降低而参加职工基本养老保险时,参保的灵活就业人员可能通过信息传递缓解未参保灵活就业人员的信息不对称,从而促进未参保灵活就业人员参加职工基本养老保险^[34]。其次,随着更多灵活就业人员的加入,职工基本养老保险的覆盖面不断扩大,职工基本养老保险抵抗风险的能力也不断增强,这有利于增强参保人对制度的信任,进一步促进灵活就业人员参加职工基本养老保险^[35]。最后,对于目前距离领取养老金年龄小于 15 年的灵活就业人员而言,其参加职工基本养老保险将面临到达领取养老金年龄还不能领取养老金或者需要进行趸缴,故“降费方案”对这部分灵活就业人员的促进参保作用可能较小,但是随着“降费方案”的实施,后续有更多符合条件的灵活就业人员在距离领取养老金年龄大于 15 年时就受到“降费方案”的影响。

表 2

职工基本养老保险缴费基数下降对灵活就业人员参保的影响

| 变量名 | (1) | (2) | (3) |
|------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| Treat | -0.2580 *** (0.0185) | -0.0889 *** (0.0218) | |
| Treat×After | 0.0646 *** (0.0208) | 0.0577 ** (0.0230) | 0.0691 *** (0.0241) |
| 年龄 | | -0.0006 (0.0009) | -0.0064 (0.0044) |
| 性别 | | -0.0293 * (0.0162) | -0.995 *** (0.0448) |
| 受教育年限 | | 0.0207 *** (0.0026) | -0.0073 (0.0099) |
| 婚姻状况 (控制组:未婚) | 在婚 | 0.0496 ** (0.0238) | 0.1650 * (0.0914) |
| | 同居 | 0.0598 (0.106) | 0.0600 (0.1530) |
| | 离婚 | -0.0249 (0.0420) | 0.0160 (0.1200) |
| | 丧偶 | 0.0348 (0.0646) | -0.8320 *** (0.1030) |
| 家庭人均收入 | | 0.0608 *** (0.0111) | 0.0536 *** (0.0169) |
| 家庭人均资产 | | 0.0216 *** (0.0063) | -0.0143 (0.0095) |
| 家庭最高受教育水平 | | 0.0436 *** (0.0074) | 0.0226 (0.0182) |
| 家庭赡养老人数 | | 0.0130 (0.0091) | -0.0004 (0.0273) |
| 时间固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 个体固定效应 | 否 | 否 | 是 |
| 常数项 | 0.4270 *** (0.0131) | -0.9400 *** (0.1000) | 0.6520 *** (0.2320) |
| 样本量 | 4 556 | 3 900 | 3 900 |

注: *、** 和 *** 分别表示在 10%、5% 和 1% 水平上的显著性;括号内为稳健标准误;下表同。

(三) 稳健性检验

1. 安慰剂检验

为检验政策冲击的效果多大程度上受遗漏变量和随机因素的影响,相关文献中主要使用到的方法包括两种,一种是通过将样本随机分入处理组^{[36][37]},另一种是改变政策实施的时间^{[38][39]}。本文参考已有相关文献,也使用这两种方式来验证本文的政策效应不是因为某些遗漏变量和随机因素所导致。

本文参考洪金明等、赵仁杰和张家凯的做法^{[36][37]},采取 Bootstrap 随机抽样方法,生成 500 组随机抽样生成的处理组样本,据此进行 500 次回归,每次回归可获得一个 Treat×After 的估计系数,最后再绘制出估计系数的分布图[®]。在随机处理的情况下,Treat×After 的估计系数分布均在 0 附近,所有估计系数的值均小于表 2 中 Treat×After 的估计系数。该结果意味着,遗漏变量和随机因素对“降费方案”促进参保的效果影响不大。“降费方案”真实的实施时间为 2019 年,结合数据特点,本文借鉴任广乾等、焦豪等的做法^{[38][39]},假定在 2017 年实施了“降费方案”,得到估计结果如表 3 列(1)所示,Treat×After 的估计系数不显著,说明虚假的政策冲击的效果不显著。此外,本文还假定在 2015 年、2013 年和 2011 年实施了“降费方案”,每个假定年份下的估计结果如表 3 列(2)、列(3)和列(4)所示,Treat×After 的估计系数均不显著。该结果进一步地证明,本文的政策效应不是因为某些遗漏变量或者随机因素所导致。

2. 重构控制组和处理组

前文分析中将灵活就业人员中收入最高的三分之一和灵活就业人员收入最低的三分之一界定为

控制组和处理组。为验证结果的稳健性,本文参考已有研究的做法^[40],改变控制组和处理组的构造方法进行相关检验。第一种构造方法是保持处理组不变,仍选择收入最低的三分之一灵活就业人员作为处理组,将控制组调整为收入位于中间三分之一的灵活就业人员,在此基础上设定虚拟变量 $Treat_{g1-g2}$,对于该变量的取值,处理组样本取值为 1,控制组样本取值为 0。以此构造方式替换基准的构造方式进行重新估计,结果如表 4 第(1)列所示,交互项 $Treat_{g1-g2} \times After$ 的回归系数不显著,说明缴费基数下限降低对于最低收入和中间收入的灵活就业人员参保影响效果无显著差异。

表 3 改变政策实施时点的安慰剂检验

| 变量名 | (1) | (2) | (3) | (4) |
|----------------------|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|
| | 假定 2017 年实施 | 假定 2015 年实施 | 假定 2013 年实施 | 假定 2011 年实施 |
| $Treat \times After$ | -0.0013 (0.0332) | -0.0417 (0.0269) | 0.0365 (0.0321) | 0.0188 (0.0223) |
| 常数项 | -1.8060 (1.1060) | -0.3890 (0.3030) | 0.0015 (0.0711) | -1.0530 (1.1380) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 时间固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 个体固定效应 | 是 | 是 | 是 | 是 |
| 样本量 | 2031 | 1473 | 735 | 1742 |
| R ² 值 | 0.0410 | 0.0170 | 0.0230 | 0.0280 |

注:表中列(1)结果是根据 2016 年和 2018 年 CFPS 数据所估计,列(2)结果是根据 2014 年和 2016 年 CFPS 数据所估计,列(3)结果是根据 2012 年和 2014 年 CFPS 数据所估计,列(4)结果是根据 2010 年和 2012 年数据所估计。

类似地,第二种构造方法是保持处理组不变,仍选择收入最低的三分之一灵活就业人员作为处理组,将控制组调整为收入位于中间三分之一和位于最高收入三分之一的灵活就业人员^⑦。交互项 $Treat_{g1-g23} \times After$ 的回归系数显著为正,表明相对于中高收入的灵活就业人员,缴费基数下限降低显著提高了低收入灵活就业人员参加职工基本养老保险比例。第三种构造方法是保持控制组不变,仍选择收入最高的三分之一灵活就业人员作为控制组,将处理组调整为收入位于中间三分之一的灵活就业人员。交互项 $Treat_{g2-g3} \times After$ 的回归系数不显著,意味着相对于高收入的灵活就业人员,缴费基数下限降低对中等收入灵活就业人员参加职工基本养老保险的促进作用并不明显。第四种构造方法是保持控制组不变,仍选择收入最高的三分之一灵活就业人员作为控制组,将处理组调整为收入位于中间三分之一和位于最低收入三分之一的灵活就业人员。交互项 $Treat_{g12-g3} \times After$ 的回归系数显著为正,说明相对于高收入的灵活就业人员,缴费基数下限降低会显著提升中低收入灵活就业人员参加职工基本养老保险的比例。除此之外,本文根据灵活就业人员的收入进行了更加细致的分组,以此来构造控制组和处理组。根据“降费方案”实施前(2018 年)灵活就业人员的收入对样本分别进行四等分、五等分和六等分,以上结果均显示,“降费方案”促进了低收入灵活就业人员参加职工基本养老保险。

3. 户籍限制放开的影响

在 2020 年之前,大多数省份(直辖市)对于灵活就业人员参加职工基本养老保险都是有户籍限制的,有本地户籍的灵活就业人员才可以参加,只有五个省份(直辖市)在 2020 年之前放开户籍限制,分别是天津市(2016)、河南省(2018)、贵州省(2019)、四川省(2007)和陕西省(2014)。为避免放开户籍限制政策对灵活就业人员参加职工基本养老保险的影响对缴费基数下降的影响产生混淆,本文在基准模型中添加交互项 $Treat \times After \times Huji$,进行三重差分估计。其中, $Huji$ 是一个虚拟变量,2020 年之前取消户籍限制的省份(直辖市), $Huji$ 取值为 0,其他省份 $Huji$ 取值为 1。估计结果交互项 $Treat \times After \times Huji$ 的回归系数不显著,说明“降费方案”对灵活就业人员职工基本养老保险参加的促进作用在户籍开放和未开放的省份(直辖市)差异并不明显,即户籍限制的放开与否并不会对本文的基准结果产生较大影响^⑧。

4. 省级统筹的影响

2016—2021 年实施省级统筹的省市分别为 9、10、10、12、27 和 31 个。2017 和 2018 年实现省级

统筹层次的 10 个省市分别为：重庆、西藏、天津、上海、陕西、青海、黑龙江、广东省、福建和北京。由于在 2019—2021 年间是我国省级统筹推进的一个重要时期，而统筹层次提高可能会对灵活就业人员的参保行为产生影响。为了排除统筹层次差异对灵活就业人员参保选择的影响，本文在基准模型中添加交互项 $Treat \times After \times Provplan$ ，进行三重差分估计。其中，对于 2017 年和 2018 年实施省级统筹的 10 个省市， $Provplan$ 取值为 1，对于其他省市， $Provplan$ 取值为 0。三重差分估计中，交互项 $Treat \times After \times Provplan$ 的估计系数并不显著，说明“降费方案”对促进灵活就业人员参加职工基本养老保险的效应受统筹层次差异的影响不显著^⑦。

5. 缴费比例的影响

在 2017—2020 年期间，灵活就业人员参加职工基本养老保险的缴费比例有变动的省市只有上海市。灵活就业人员的缴费比例与企业职工的总缴费比例一样，所以在 2019 年之前缴费比例为 28%，2019 年之后降为 24%。为了排除缴费比例降低对本文基准结论的威胁，本文在此剔除上海市的样本进行重新估计。 $Treat \times After$ 的回归系数仍然显著为正，说明在没有缴费比例降低的省市，缴费基数降低对灵活就业人员参加职工基本养老保险的正向影响仍显著存在。

在 2017—2020 年期间，灵活就业人员参加职工基本养老保险的缴费比例不等于 20% 的省市包括浙江省和上海市。浙江省在 2022 年 1 月 1 日之前，灵活就业人员的缴费比例为 18%；上海市在 2019 年前的缴费比例为 28%，2019 年及之后缴费比例为 24%。为了排除缴费比例过高或者过低对本文基准结论的影响，本文在此剔除浙江省和上海市的样本重新估计。结果显示， $Treat \times After$ 的回归系数仍然显著为正，说明缴费比例的差异并不会给缴费基数降低对灵活就业人员参加职工基本养老保险的促进效应带来显著影响。

(四) 机制分析

前文通过考察“降费方案”实施对灵活就业人员参加职工基本养老保险的影响，已经证明了缴费基数下限降低会促进灵活就业人员参加职工基本养老保险，并从理论上分析了缴费负担和养老金净财富是重要作用渠道。为了进一步验证该机制，本部分从缴费负担和养老金净财富方面出发，探究缴费基数下限降低是否通过影响缴费负担和养老金净财富影响灵活就业人员参保选择。

1. 缴费负担

2019 年之后，所有省份缴费基数的核定中，社会平均工资都从城镇非私营单位在岗职工平均工资变成了全口径城镇单位就业人员平均工资。本文使用 CFPS2020 年数据，分别测算以城镇非私营单位在岗职工平均工资和全口径城镇单位就业人员平均工资核定的缴费基数下，灵活就业人员的实际缴费率随收入变动的分布。由于湖北省、广东省和辽宁省在 2020 年时在省内还分了缴费档次，故将这几个省份剔除，西藏自治区在 2016 年缴费基数就是全口径城镇单位就业人员平均工资，所以也将该省份剔除。

为了便于比较，假设所有灵活就业人员都以职工基本养老保险最低缴费标准进行缴费，即以社会平均工资的 60% 作为缴费基数，20% 的缴费率进行缴费。图 2 展示了所有工资高于最低缴费额的灵活就业人员在两种缴费基数核定方式（城镇非私营单位在岗职工平均工资和全口径城镇单位就业人员平均工资）下的实际缴费率之差。其中，实际缴费率之差的计算方式为：以城镇非私营单位在岗职工平均工资核定的缴费基数下限作为缴费基数的实际缴费率，减去以全口径城镇单位就业人员平均工资核定的缴费基数下限作为缴费基数的实际缴费率。实际缴费率之差衡量的是“降费方案”的实施对以缴费基数下限进行缴费的灵活就业人员实际缴费率的降低程度，该值越大代表降低程度越大。横坐标值代表灵活就业人员的年收入。结果显示，低收入者因为缴费基数的核定方式变动而导致的实际缴费率变化更大，从一定程度上来说，缴费基数核定从城镇非私营单位在岗职工平均工资到全口径城镇单位就业人员平均工资的转变对这群人的缴费负担减轻程度更大。这说明缴费基数下限的下降，通过缓解低收入灵活就业人员的缴费负担，促进了该群体参加职工基本养老保险。

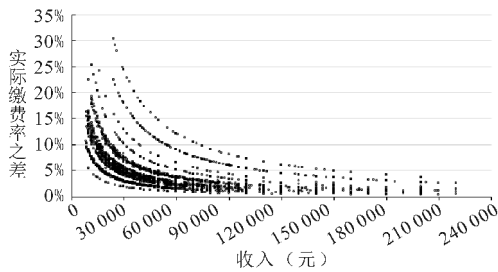


图2 两种缴费基数下限核定方式下的实际缴费率之差

注：城镇非私营单位在岗职工平均工资和全口径城镇单位就业人员平均工资数据来源于《中国统计年鉴2020》，微观数据来源于2020年CFPS。

2. 养老金净财富

用于核定缴费基数的平均工资发生改变会对未来养老金净财富产生影响，但是缴费降低对于养老金净财富的影响并不清楚，基于此，本文使用精算模型模拟不同情况下灵活就业人员的养老金净财富。首先，进行标准人假设：2006年25岁并且开始缴费，往后每年持续缴费，缴费档次也保持不变，且直到退休都是灵活就业人员。灵活就业人员的缴费基数在社会平均工资（两种计算口径）的60%~300%之间进行选择；缴费比例为20%，其中8%记入个人账户，退休后按企业职工基本养老金计发办法计发基本养老金。本文基于以上假设、相关政策规定和式(1)~(4)，估计出在不同缴费档次和不同社会平均工资计算口径下，灵活就业人员的养老金净财富，具体估计结果如表4所示。

表4 不同缴费标准下灵活就业人员的养老金净财富

| 缴费档次 | 性别 | 核定缴费基数的平均工资口径 | 养老金净财富 |
|-------------|----|---------------|--------|
| 社会平均工资的60% | 男性 | 全口径城镇就业人员 | 191088 |
| | | 非私营单位在岗职工 | 271058 |
| | 女性 | 全口径城镇就业人员 | 299269 |
| | | 非私营单位在岗职工 | 423775 |
| 社会平均工资的80% | 男性 | 全口径城镇就业人员 | 222786 |
| | | 非私营单位在岗职工 | 315926 |
| | 女性 | 全口径城镇就业人员 | 348653 |
| | | 非私营单位在岗职工 | 493430 |
| 社会平均工资的100% | 男性 | 全口径城镇就业人员 | 254485 |
| | | 非私营单位在岗职工 | 360795 |
| | 女性 | 全口径城镇就业人员 | 398037 |
| | | 非私营单位在岗职工 | 563085 |

注：使用全口径城镇单位就业人员平均工资核定缴费基数下，养老金净财富计算过程中，养老金缴费和领取的社会平均工资都是使用的全口径城镇单位就业人员平均工资。

如果一个标准男性按照社会平均工资的60%为缴费基数进行缴费，相对于以城镇非私营单位在岗职工平均工资核定缴费基数下的养老金净财富，以全口径城镇单位就业人员平均工资核定缴费基数下的养老金净财富降低了29.50%^⑧，如果一个标准女性按照社会平均工资的60%为缴费基数进行缴费，则类似的下降幅度为29.38%。虽然以全口径城镇单位就业人员平均工资核定缴费基数下的养老金净财富降低了，但是养老金净财富依然为正，即灵活就业人员参加职工基本养老保险的依然是预期收益大于预期成本。

以社会平均工资的80%、100%为缴费基数的情况下，也能得出与上述相似的结论。说明在除了核定缴费基数的社会平均工资之外的其他参数（包括缴费比例、缴费档次等）都不变的情况下，用于核定缴费基数的社会平均工资越低，养老金净财富越小。同时，“降费方案”中只提出核定缴费基数的社会平均工资从城镇非私营单位在岗职工平均工资转为全口径城镇单位就业人员平均工资，即意味着核定缴费基数的社会平均工资会有一定程度的降低，除此之外，灵活就业人员参加职工基本养老保险的其他方面并没有变化。因此，“降费方案”实施使得缴费基数下限降低，会进一步引起基于最低缴费

下限参加职工基本养老保险的灵活就业人员的养老金净财富减少。另外,结果也显示,不管在哪种缴费档次和社会平均工资计算口径下,女性的养老金净财富都要高于男性。

(五)异质性分析

1.年龄异质性

在我国灵活就业人员中男性是60岁退休,女性55岁退休。领取养老金除了要达到退休年龄之外,缴费年限必须缴满15年才有资格领取城镇职工养老保险。出于对缴费年限的考虑,那些距离退休小于15年时还没有参加城镇职工养老保险的灵活就业人员(即男性大于45岁,女性大于40岁的灵活就业人员,本文称之为“较年长的灵活就业人员”),他们因为缴费基数降低而选择参加城镇职工养老保险的可能性比较低。但是由于人们一定程度上是短视的,年龄较小的灵活就业人员对于养老保险的参与和养老金是否充足的问题考虑较少,所以缴费降低对他们参保行为的影响可能比较小。

基于以上分析,本文将根据灵活就业人员是否距离退休小于15年构造虚拟变量C_age,其中男性大于45岁或女性大于40岁时C_age取值为1,否则取值为0。在基准回归中添加交互项Treat×After×C_age,估计结果如表5第(1)列所示。交互项Treat×After×C_age的回归系数显著为负,说明职工基本养老保险缴费基数下限降低,对距离退休大于15年的灵活就业人员(本文称之为较年轻的灵活就业人员)参保促进作用更大。相对于年轻的灵活就业人员,年长的灵活就业人员距离退休年龄不足15年,而在我国基本养老保险的最低缴费年限是15年,所以他们即使参加有条件参加,但是可能也会受到退休时达不到领取资格而选择不参加。虽然部分地区的灵活就业人员在退休时如果缴费年限还不足15年,其也可以进行一次性趸缴,但是这需要他们一次性拿出较大的一笔钱,这时缴费能力不足就会成为阻碍他们进行趸缴的重要因素。

2.性别异质性

一方面,男性的平均预期寿命要小于女性^[41],且在我国的职工基本养老保险制度设计中,男性的退休年龄要高于女性,故女性领取养老金的时间比男性更长,但是养老金的计发月数并没有因此而存在性别差异,这就意味着即使男性和女性面临相同的缴费基数和缴费率,女性预期的领取时间会更长,对应其养老金净财富也更大。若养老金净财富是灵活就业人员参保的一个重要考虑因素,则女性的参保激励应该大于男性。另一方面,在灵活就业人员中,收入的性别差异依然存在,女性的工资低于男性^[7]。从机制分析部分可知,“降费方案”中涉及的缴费基数下限降低对收入较低的灵活就业人员缴费负担缓解程度更大,故女性对缴费基数下限降低的反应可能更大。基于此,为了从实证上验证缴费基数下限降低对灵活就业人员的参保影响在不同性别之间是否存在差异,本文在基准模型中添加交互项Treat×After×Gender进行三重差分估计,其中,Gender为虚拟变量,男性取值为1,女性取值为0。结果如表5第(2)列所示,交互项Treat×After×Gender的回归系数不显著,说明缴费基数下限降低对灵活就业人员的参保影响没有显著的性别差异。

关于缴费基数下限降低对灵活就业人员的参保促进作用在不同性别之间无显著差异,本文尝试从以下两个方面进行解释。一方面,根据机制分析可知,女性灵活就业人员参加职工基本养老保险能够获得的养老金净财富更大,理论上缴费基数下限降低对女性灵活就业人员的参保激励作用可能更强。然而,鉴于我国职工基本养老保险计发办法较为复杂,这可能削弱了灵活就业人员对于养老金净财富的感知度,进而使得尽管女性灵活就业人员的养老金净财富较高,但是“降费方案”促进其参保的

表5 异质性分析

| 变量名 | (1) | (2) | (3) |
|--------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|
| | 年龄 | 性别 | 每周工作时长 |
| Treat×After | 0.1080*** (0.0313) | 0.1150** (0.0449) | 0.4856* (0.2794) |
| Treat×After×C_age | -0.0896* (0.0542) | | |
| Treat×After×Gender | | -0.0783 (0.0540) | |
| Treat×After×Workhs | | | -0.0094* (0.0053) |
| 控制变量 | 是 | 是 | 是 |
| 时间固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 个体固定效应 | 是 | 是 | 是 |
| 常数项 | 0.4250** (0.2140) | 0.6260*** (0.2110) | 0.437 (0.309) |
| 样本量 | 3900 | 3900 | 544 |

注:列(3)的样本量较少的原因是工作时长变量(Workhs)缺失较多。

激励效应并未显著高于男性。另一方面,虽然在灵活就业人员中,女性的平均工资低于男性,但是性别间的工资差距相较于传统工薪就业中的性别工资差距有所减小^[7]。因此,缴费基数下限降低所有带来的缴费负担缓解程度在性别之间的差异亦相对较小,这导致缴费负担缓解对参保行为的促进作用在性别之间也未表现出显著的差异性。

3. 工作时长异质性

工作时间长度是影响劳动者收入的一个重要因素^[42],对于灵活就业人员更是如此,例如,外卖骑手、网约车司机等,他们的收入与接单量直接相关,而这些职业内部的工作效率差异又比较小,所以通常情况下,工作时间越长,收入也就越高。结合机制分析的结论,缴费基数下限降低对收入较低的灵活就业人员缴费负担缓解程度更大,故而推测“降费方案”对工作时长较短的灵活就业人员的影响强度可能更大。为检验缴费基数下限降低对每周工作时间长度不同的灵活就业人员的影响是否存在显著差异,本文在基准回归的基础上,添加交互项 $Treat \times After \times Workhs$ 进行估计,其中变量 $Workhs$ 表示灵活就业人员每周工作的小时数。估计结果如表 5 第(3)列所示,交互项 $Treat \times After \times Workhs$ 的估计结果显著为负,说明相较于工作时间较长的灵活就业人员,“降费方案”对工作时间较短的灵活就业人员参加职工基本养老保险的促进作用更大。

五、结论和政策建议

本文以“降费方案”的实施作为职工基本养老保险缴费基数下限降低的政策冲击,研究了缴费基数下限降低对灵活就业人员参保选择的影响,利用 CFPS 数据在满足平行趋势检验的条件下进行双重差分估计,结果表明,缴费基数下限降低促进了低收入灵活就业人员参加职工基本养老保险。具体而言,缴费基数下限的核定方式从城镇非私营单位在岗职工平均工资转变为全口径城镇单位就业人员平均工资,这使得低收入灵活就业人员相对于高收入灵活就业人员参加职工基本养老保险的比例增加 6.5%。通过安慰剂检验、改变控制组和处理组的构造方式验证了该结论的稳健性,并且排除了各省份户籍限制是否放开、缴费比例是否存在差异以及是否实现省级统筹等政策因素对该结论的影响。缴费基数下限降低在一定程度上通过缓解低收入灵活就业人员的缴费负担,从而促进其参加职工基本养老保险。缴费基数下限降低的促进参保效应在较为年轻的、每周工作时间较短的灵活就业人员中更大,在不同性别之间差异不显著。

本文的研究结论揭示了降低缴费基数下限对于促进灵活就业人员参加职工基本养老保险的积极作用,这对如何健全我国养老保险体系和增强灵活就业人员权益保障具有重要的参考价值。据此,本文提出以下三方面建议。首先,应继续优化缴费基数下限的核定方式,确保用于核定缴费基数范围的平均工资能够更加真实地反映全体就业人员(包括灵活就业人员)的平均工资水平。其次,针对低收入灵活就业人员,可以设计更为灵活的缴费档次或者缴费基数下限,例如,借鉴国际经验将他们的缴费基数核定与最低工资挂钩,以减轻其缴费负担。最后,针对较为年长的灵活就业人员可适当调低其最低缴费年限,针对较为年轻的灵活就业人员应加大政策内容、计发办法等的宣传力度,增加其对基本养老保险的重视程度和养老金净财富的感知程度。

注释:

①根据《社会保险经办条例》国令第 765 号第十二条,本文将我国基本养老保险制度中“城乡居民基本养老保险”之外的另一种基本养老保险称为“职工基本养老保险”。此处的“企业职工基本养老保险”与本文的“职工基本养老保险”所指的是同一制度。本文的“职工基本养老保险”与国发[2005]38 号、人社部规[2016]5 号、人社部发[2017]72 号、国发[2018]18 号、国办发[2019]13 号等文件中的“企业职工基本养老保险”所指的是同一制度;与《2022 年度人力资源和社会保障事业发展统计公报》中的“城镇职工基本养老保险”所指的是同一制度;与已有文献中的“城镇职工基本养老保险”“城镇职工养老保险”“企业职工基本养老保险”“职工基本养老保险”所指的是同一制度。

②《2021 年度人力资源和社会保障事业发展统计公报》显示,截至 2021 年末,全国就业人员 74652 万人中城镇就业人员有 46773 万人;《灵活就业群体生活状态调查报告(2022)》显示,灵活就业人员中参加职工基本养老保险的比例为 18.9%。

③缴费门槛指最低缴费额,具体等于缴费基数下限 \times 缴费比例。

④全口径城镇单位就业人员平均工资用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。

⑤平均缴费低于全国最低缴费门槛的解释:这是一个粗略计算,现实中灵活就业人员并不是按照全国平均工资核定缴费基数上限和下限,各省份或者城市之间的缴费基数上限和下限是不同的。

⑥⑦因篇幅原因,具体结果略,感兴趣读者联系作者本人备案。

⑧养老金净财富降低幅度=1-(以全口径城镇单位就业人员平均工资核定缴费基数下的养老金净财富/以城镇非私营单位在岗职工平均工资核定缴费基数下的养老金净财富)。

参考文献:

- [1] 赵青.基于合理缴费负担的灵活就业人员社会保险参保路径研究[J].社会保障评论,2023(2):94-108.
- [2] 储怡安,朱勤.城职保缴费门槛、灵活就业人员参保行为与养老金的福利分层——来自 CHFS 2015-2019 年的微观证据[J].保险研究,2023(5):82-95.
- [3] OECD. Pensions at a Glance 2019: OECD and G20 Indicators[M]. Paris: OECD Publishing, 2019:1-224.
- [4] 贾毓慧.我国灵活就业统计研究——基于 2021 年劳动力调查数据[J].调研世界,2022(10):3-11.
- [5] Dau,R.K. Trends in Social Security in East Africa: Tanzania, Kenya and Uganda[J]. International Social Security Review, 2003, 56(3-4): 25-37.
- [6] 王增文,李晓琳,吴健,罗佩玲.何以推进灵活就业人员养老保险扩面?——基于制度可持续性与公平性的视角[J].财经理论与实践,2024(3):1-9.
- [7] 董志强,彭娟,刘善仕.平台灵工经济中的性别收入差距研究[J].经济研究,2023(10):15-33.
- [8] 张旭,于蒙蒙,郭义盟.人工智能发展如何影响劳动力就业? [J/OL].烟台大学学报(哲学社会科学版).
<https://doi.org/10.1395/j.cnki.issn1002-3194.2024.0401.01>.
- [9] 程名望,李礼连.公共就业服务何以缓解农民工质量代表差异:禀赋效应抑或结构效应? [J].江南大学学报(人文社会科学版),2024(3):71-87.
- [10] 何炜,张训常.养老保险缴费、公共服务提供与灵活就业人员定居意愿[J].财政研究,2023(11):112-128.
- [11] 封进,王贞,宋弘.中国医疗保险体系中的自选择与医疗费用——基于灵活就业人员参保行为的研究[J].金融研究,2018(8):85-101.
- [12] 陈华,胡庭瑜,郭祎凝,等.灵活就业人员失业保险支付意愿及其影响因素研究——基于重庆市的调研数据[J].社会保障研究,2023(5):45-54.
- [13] 余飞跃.新业态从业人员职业伤害归责研究——基于汉德公式分析框架[J].社会保障评论,2022(3):81-97.
- [14] 王天玉.从身份险到行为险:新业态从业人员职业伤害保障研究[J].保险研究,2022(6):115-127.
- [15] 赵静,毛捷,张磊.社会保险缴费率、参保概率与缴费水平——对职工和企业逃避费行为的经验研究[J].经济学(季刊),2016(1):341-372.
- [16] 唐珏,封进.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[J].经济动态,2020(6):47-60.
- [17] 汪佩洁,蒙克,黄海,等.社会保险缴费率与企业全要素生产率和创新[J].经济研究,2022(10):69-85.
- [18] 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.
- [19] 吴晓瑜,薛靖茹.下调养老保险单位缴费比例政策效果评估——收入、就业、劳动力供给和劳动力需求[J].经济学(季刊),2023(2):567-584.
- [20] 徐舒,廖健伶,徐嘉珺.累退社会保险缴费率、流动性约束与低收入家庭消费[J].中国工业经济,2023(3):133-151.
- [21] 杜鹏程,徐舒,张冰.社会保险缴费基数改革的经济效应[J].经济研究,2021(6):142-158.
- [22] 薛惠元,仙蜜花.灵活就业人员参加养老保险的制度选择——基于职保与城乡居保制度比较的视角[J].保险研究,2015(02):94-104.
- [23] 曾益,林燧阳.新业态从业人员养老保险的参保选择:缴费指数和缴费年限越高越好吗?——基于基金可持续和养老金替代率的视角[J].上海财经大学学报,2023(6):73-87.
- [24] 陈洋,穆怀中.城镇非正规就业群体养老保险缴费负担系数研究[J].保险研究,2017(11):44-53.
- [25] Modigliani, F., Brumberg R. H. Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data [C]// Kurihara K. K. Post-Keynesian Economics. Brunswick, NJ: Rutgers University Press, 1954: 388-436.
- [26] 康书隆,余海跃,王志强.平均工资、缴费下限与养老保险参保[J].数量经济技术经济研究,2017(12):143-158.
- [27] 封进.延迟退休对养老金财富及福利的影响:基于异质性个体的研究[J].社会保障评论,2017(4):44-57.
- [28] 李锐,贾敏雪.性别差异、养老金福利与退休决策[J].经济理论与经济管理,2024(3):97-116.

- [29] Feldstein, M. Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation[J]. *Journal of Political Economy*, 1974, 82(5): 905—926.
- [30] Vig, V. Access to Collateral and Corporate Debt Structure: Evidence from a Natural Experiment[J]. *The Journal of Finance*, 2013, 68(3): 881—928.
- [31] 肖土盛,董启琛,张明昂,许江波.竞争政策与企业劳动收入份额——基于《反垄断法》实施的准自然实验[J]. *中国工业经济*, 2023(4): 117—135.
- [32] Chen, Y. J., Li, P., Lu, Y. Career Concerns and Multitasking Local Bureaucrats: Evidence of a Target-based Performance Evaluation System in China[J]. *Journal of Development Economics*, 2018, 133: 84—101.
- [33] 张子尧,黄炜.事件研究法的实现、问题和拓展[J]. *数量经济技术经济研究*, 2023(9): 71—92.
- [34] 张川川,朱涵宇.新型农村社会养老保险参与决策中的同群效应[J]. *金融研究*, 2021(9): 111—130.
- [35] 田文文,岳阳,朱恒鹏.政策信任对政策参与及家庭经济决策的影响——以新农保政策为例[J]. *经济学动态*, 2023(2): 33—51.
- [36] 洪金明,袁一辰,江红.金融监管与商业信用供给——基于资管新规的准自然实验[J]. *中南财经政法大学学报*, 2024(4): 56—69.
- [37] 赵仁杰,张家凯.地方司法体制改革与企业投资——来自地方法院人财物省级统管的证据[J]. *经济学(季刊)*, 2022(2): 505—526.
- [38] 任广乾,景曼,刘莉.国资监管体制改革与国有企业投资效率[J]. *中南财经政法大学学报*, 2024(4): 43—55.
- [39] 焦豪,崔瑜,张亚敏.数字基础设施建设与城市高技能创业人才吸引[J]. *经济研究*, 2023(12): 150—166.
- [40] 钱雪松,方胜.担保物权制度改革影响了民营企业负债融资吗?——来自中国《物权法》自然实验的经验证据[J]. *经济研究*, 2017(5): 146—160.
- [41] 胡宏兵,高娜娜.预期寿命延长、延迟退休与福利改善[J]. *中南财经政法大学学报*, 2021(5): 63—74.
- [42] 朱海华,张卫.外资进入影响农村劳动力收入的途径:提高工资率抑或延长工作时间[J]. *北京工商大学学报(社会科学版)*, 2023(5): 1—18.

Impact of the Floor of Contribution Base on the Informal Workers Participate in the Earnings-related Pension Scheme

LI Rui LUO Xiaoling

(School of Public Administration, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China)

Abstract: The implementation of the Comprehensive Programme for Reducing Social Insurance Contribution Rates in 2019 reduced the floor of the contribution base. Verify whether it can promote informal workers to participate in the Earnings-Related Pension Scheme (ERPS), which is conducive to optimizing the social security system and safeguarding the rights of informal workers. Based on the date of the China Family Panel Survey (CFPS) from 2010 to 2020, the paper examines the impact of reducing floor of contribution base on the informal workers participate in the ERPS by using the difference-in-difference method. The result shows that lowering floor of contribution base significantly increases the rate of low-income informal workers participate in the ERPS by 6.5 percent, which is demonstrated to be robust through a series of tests. The main mechanism is that the reduction of the floor of contribution base alleviates the contribution burden of low-income informal workers, thus promoting them participate in the ERPS. The promotion effect is more significant among informal workers who are younger and work fewer hours per week. In order to promote the participation of informal workers in ERPS, this paper suggests optimizing the approval of the contribution base, designing a more informal contribution base floor, and adopting differentiated incentives for different age groups.

Key words: Informal Workers; Contribution Base; Choice of Pension Schemes; Earnings-related Pension Scheme

(责任编辑:肖加元)