促进中小企业发展的减税降费政策研析

朱青 郭雨萌

内容提要:中小企业是市场主体的重要组成部分,也是成长最快的科技创新力量,在 国民经济和社会发展中发挥着不可替代的作用。促进中小企业发展需要以减税降费为代表 的税收政策的保驾护航。近年来,我国出台的一系列减税降费政策降低了中小企业的成本 进而对其发展产生积极影响。未来政府应全口径降低中小企业的税负,全面降低中小企业 的费负,加大对中小企业的税收宣传力度。

关键词: 减税降费 中小企业发展 税收政策

党的二十大报告指出,要"支持中小微企业发展。"[®]此处的"中小微企业"对应了《中小企业促进法》中界定的"中小企业"的概念,它是指在中华人民共和国境内依法设立的,人员规模、经营规模相对较小的企业,包括中型企业、小型企业和微型企业。[®]中小企业对于经济增长、创新发展、社会稳定均发挥了重要作用;减税降费是调控经济、激发市场活力最为重要且最有效率的政策工具;促进中小企业发展需要以减税降费为代表的税收政策的保驾护航。本文梳理了近年来我国促进中小企业发展的减税降费政策、利用全国新三板企业数据来定量分析减税降费政策对中小企业发展的积极影响,并在此基础上提出政策建议。

一、近年来我国促进中小企业发展的减税降费政策梳理®

总体而言,减轻税费负担是促进中小企业发展政策的重要内容。例如:2018年11月, 习近平总书记在民营企业座谈会上强调,要抓好6个方面政策举措落实,其中第一个方面就是"减轻企业税费负担"; ©2019年4月,《中共中央办公厅国务院办公厅关于促进中小企业健康发展的指导意见》(中办发〔2019〕24号)明确指出:改进财税对小微企业融资的

① 本书编写组.党的二十大报告辅导读本[M].北京:人民出版社,2022:26.

② 参见《中小企业促进法》第一章第二条。另外,根据国家统计局发布的《统计上大中小微型企业划分方法(2017)》,按照行业分类,并依据从业人员、营业收入、资产总额等指标(或替代指标)可将我国的企业划分为大型、中型、小型、微型等四种类型,具体划分指标与标准参见《统计上大中小微型企业划分方法(2017)》附表 1。国家统计局发布的具体通知为:《关于印发<统计上大中小微型企业划分办法(2017)>的通知》(国统字(2017)213号)。

③ 由于小微企业比中型企业面临更多挑战,国家出台的促进中小企业发展的减税政策中的很多内容都向小微企业倾斜。因此,小微企业也是本文政策梳理的侧重对象。

④ 习近平.在民营企业座谈会上的讲话[J].国务院公报,2018 (32): 5-10.

支持。减轻中小企业税费负担。①

具体而言,促进中小企业发展的减税政策主要体现在增值税、企业所得税等主体税种以及"六税两费"等其他种类的税费之上。

(一) 增值税减税政策

在现行增值税政策中,小微企业对应的是小规模纳税人的概念,即应税服务的年应征增值税销售额未超过500万元(≤500万元)的纳税人。对于这类纳税人,税务部门采取核定征收的方式征收增值税。2020年初,财政部与税务总局(以下简称为两部门)把对小规模纳税人核定征收的3%的增值税税率降低到了1%。②2022年两部门又出台了新政策:自2022年4月1日至2022年12月31日,增值税小规模纳税人适用3%征收率的应税销售收入,免征增值税;适用3%预征率的预缴增值税项目,暂停预缴增值税。③这很大程度上降低了小微企业的税收负担。

(二) 企业所得税减税政策

1.减计应纳税所得额政策。我国企业所得税税率为 25%,小型微利企业适用的优惠税率为 20%。此处划分小型微利企业的标准是"两个 300,一个 5000",即:应纳税所得额不超过 300 万元、从业人数不超过 300 人、资产总额不超过 5000 万元。由于企业所得税已经立法,所以它的税率不会轻易调整。但是政府可以减计小型微利企业的企业所得税应纳税所得额。[®]《财政部 税务总局关于实施小微企业和个体工商户所得税优惠政策的公告》(财政部 税务总局公告 2021 年第 12 号)计算整理可得:对小型微利企业年应纳税所得额不超过 100 万元的部分,减按 12.5%计入应纳税所得额,按 20%的税率缴纳企业所得税。《财政部 税务总局关于进一步实施小微企业所得税优惠政策的公告》(财政部税务总局公告 2022年第 13 号)进一步规定:"对小型微利企业年应纳税所得额超过 100 万元但不超过 300 万元的部分,减按 25%计入应纳税所得额,按 20%的税率缴纳企业所得税。"

在上述所得税优惠新政策出台后,小型微利企业的企业所得税税负率进一步下降。根据 2019 年的旧政策[®]计算,小型微利企业年应纳税所得额不超过 100 万元的部分的实际税负率是 5% (25%×20%),小型微利企业年应纳税所得额超过 100 万元但不超过 300 万元的部分的实际税负率是 10% (50%×20%);而根据 2021、2022年的新政策[®]计算,小型微利企

①《中共中央办公厅 国务院办公厅关于促进中小企业健康发展的指导意见》(中办发〔2019〕24号)。

②《财政部 税务总局关于支持个体工商户复工复业增值税政策的公告》(财政部 税务总局公告 2020 年第 1 3 号)。

③《财政部 税务总局关于对增值税小规模纳税人免征增值税的公告》(2022年第15号)。

④ 朱青.小企业的税收优惠政策解读[EB/OL].(2022-07-19)[2022-12-21].http://ipft.ruc.edu.cn/xzgd/6f2ab60d 516845a2bf774489647c2a84.htm.

⑤ 特指《财政部 税务总局关于实施小微企业普惠性税收减免政策的通知》(财税〔2019〕13号)该通知的第二条规定为: "对小型微利企业年应纳税所得额不超过100万元的部分,减按25%计入应纳税所得额,按20%的税率缴纳企业所得税;对年应纳税所得额超过100万元但不超过300万元的部分,减按50%计入应纳税所得额,按20%的税率缴纳企业所得税。"

⑥ 特指前文提到的财政部 税务总局公告 2021 年第 12 号、财政部 税务总局公告 2022 年第 13 号。

业年应纳税所得额不超过 100 万元的部分的实际税负率由 5%降至 2.5% (12.5%×20%); 小型微利企业年应纳税所得额超过 100 万元但不超过 300 万元的部分的实际税负率是的实际税负率由 10%降至 5% (25%×20%)。

2.研发费用加计扣除政策。科技型中小企业可以享受研发费用加计扣除政策。2022 年《政府工作报告》提出:"加大研发费用加计扣除政策实施力度,将科技型中小企业加计扣除比例从75%提高到100%。"[©]这在一定程度上激励了科技型中小企业加大研发投入,实现创新发展。

3.设备加速折旧政策。中小企业也可以享受设备加速折旧政策优惠。根据《财政部 税务总局关于中小微企业设备器具所得税税前扣除有关政策的公告》(财政部 税务总局公告 2022 年第 12 号)的规定:"中小微企业在 2022 年 1 月 1 日至 2022 年 12 月 31 日期间新购置的设备、器具,单位价值在 500 万元以上的,按照单位价值的一定比例自愿选择在企业所得税税前扣除。其中,企业所得税法实施条例规定最低折旧年限为 3 年的设备器具,单位价值的 100%可在当年一次性税前扣除;最低折旧年限为 4 年、5 年、10 年的,单位价值的50%可在当年一次性税前扣除,其余 50%按规定在剩余年度计算折旧进行税前扣除。"

(三) 其他减税降费政策

中小企业可以享受的其他减税降费政策主要包括"六税两费"的政策优惠。[®]目前针对中小企业(尤其是小微企业)的"六税两费"政策优惠力度由中央授权地方来把握,并且该优惠力度较以前有所加大: 2022 年 3 月,财政部、税务总局出台的《关于进一步实施小微企业"六税两费"减免政策的公告》(财政部 税务总局公告 2022 年第 10 号)规定: "对增值税小规模纳税人、小型微利企业和个体工商户可以在 50%的税额幅度内减征资源税、城市维护建设税、房产税、城镇土地使用税、印花税(不含证券交易印花税)、耕地占用税和教育费附加、地方教育附加。"

综合以上分析,近年来我国促进中小企业发展的减税降费政策力度较大,政策惠及面较广且政策成效较为显著。但目前促进中小企业发展的减税降费政策口径主要集中于增值税、企业所得税等主体税种,"六税两费"等其他税费种类的政策优惠空间仍然较大。因此,未来降低中小企业税负应该从全口径展开。

二、我国减税降费政策对中小企业发展的积极影响

如果从2014年我国开始实行定向减税和普遍性降费政策算起,中国的减税降费之路已经走过 10年。这 10年以来的减税降费政策对中小企业发展产生的积极影响主要体现为降低了中小企业成本,而中小企业成本降低的具体表现为中小企业税负率的降低。因此,本

_

① 李克强. 政府工作报告——2022 年 3 月 5 日在第十三届全国人民代表大会第五次会议上[EB/OL]. (2022-03-12) [2022-12-21].http://www.scio.gov.cn/32344/32345/42294/44053/44060/Document/1690479/1690479.htm. ② "六税两费"是指:资源税、城市维护建设税、房产税、城镇土地使用税、印花税(不含证券交易印花税)、耕地占用税和教育费附加、地方教育附加。

部分以 2013 年为基期,对 2014 年以来中小企业税负率(企业所得税税负率、增值税税负率)的变化情况进行量化分析。

全国新三板于 2013 年正式挂牌运营,是十八大以后正式投入运行的全国性证券交易场 所,截至2020年9月底,新三板已累计有13354家企业实现挂牌,其中中小企业占比94%, 民营企业占比93%,已成为推动中小企业持续健康发展的重要平台。^①基于此,本部分使用 新三板企业作为中小企业分析的样本,使用全国新三板企业的税负率变化情况来代表全国 中小企业的税负率变化情况。本部分数据来源为国泰安数据库(CSMAR)和 CCER 中国经 济金融数据库(以下简称这两大数据库为"数据库"),原始数据来自新三板(即全国中小企 业股份转让系统)官网公布的企业报告。新三板企业公布的报告包括季度报告、半年度报 告和年度报告。本部分使用半年度报告和年度报告中的数据作为分析依据,样本期间为 2013~2020年,以半年度报告为例,2013至2020年的样本企业数量分别为494、1431、 3360、8870、11424、10680、8175、8050家,分析样本总共103227家中小企业。同时为了 避免极端样本对总体样本的影响,本部分对样本进行前后1%缩尾处理。需要说明的是,本 部分数据以全国新三板正式挂牌运营的 2013 年为基期,研究的是 2014 年实行定向减税和 普遍性降费政策以来的中小企业税负率变化情况。由于 2020 年的年度报告缺失部分成本费 用和利润总额数据,并且为了保持数据的连贯性,本文计算的企业所得税税负率的时间为 2013年~2020年上半年;由于2019年税金及附加数据缺失,并且为了保持数据的连贯性, 本文计算增值税税负率的时间为2013年~2018年。

1.降低了企业所得税税负率。根据企业所得税税负率的计算公式,以中小企业当期应纳所得税税额与利润总额(税前利润)的比值作为测度指标,数据显示,2013 年以来,除了2015 年企业所得税税负率有微弱回弹外,全国中小企业的企业所得税税负率呈现持续逐年下降趋势,从2013 年的15.5%下降至2019 年年末的7.66%,7年间累计下降约8个百分点。以数据库中现存的2020年上半年数据看,新三板企业的企业所得税税负率仅有8.45%,根据历年半年度报告数据与年度报告数据的差别,截至2020年末,新三板企业的企业所得税税负应该低于7.66%。结合我国目前逐步推行和落实的减税降费政策,上文所述的逐年下降趋势是客观存在的,以上数据可以作为我国减税降费政策为中小企业减负的直接证据。

2.降低了增值税税负率。数据库中没有现成的当期应交增值税数据,需要结合现金流量表(直接法)和资产负债表的财务批注数据进行推算。具体的推算思路是,中小企业当期应交增值税等于当期已缴纳增值税与当期未交增值税之和,结合现金流量表(直接法)和资产负债表中已有数据,可以得到当期应交增值税的推算值,具体推算公式为:当期应交增值税=支付的各项税费-所得税-税金及附加+当期应交增值税余额-上期应交增值税余额。在推算出当期应交增值税的基础上,以其数值与营业收入相比可推算出增值税税负。需要

①国务院新闻办公室.超 1.3 万家企业挂牌新三板 中小企业占比 94%[EB/OL].(2020-10-22)[2022-08-06].http://www.scio.gov.cn/32344/32345/42294/44053/44060/Document/1690479/1690479.htm.

说明的是,学术上准确的增值税税负率计算公式应该是应交增值税数额与企业增加值的比值,但由于计算增加值需要更为详细的数据,因此本文采用营业收入代替。

根据新三板企业增值税税负率情况,我们可以发现,2013 年以来,除了 2016 年增值 税税负率有所上升外,全国中小企业的增值税税税负率整体上呈现持续逐年下降趋势。具体地,以应交增值税与营业收入的比值作为增值税税负率的替代指标,全国新三板企业的增值税税负率从 2013 的 7.48%下降至 2018 年的 5.66%; 2019 年增值税继续降低税率,将制造业等行业 16%的税率降至 13%,将交通运输业、建筑业等行业的税率由 10%降至 9%,虽然数据库中部分数据缺失,但我们可以由以上则政策分析出 2019 年~2020 年全国新三板企业的增值税税负继续下降。2016 年新三板企业增值税税负较上年提高 0.17 个百分点,这主要因为营改增从 2016 年开始全面推行,房地产业、建筑业、金融业和生活服务业全部被纳入营改增范围,新三板企业原计入"营业税金及附加"中的营业税转入增值税中,增值税税负上升是必然的。

综合以上分析,我国推行的减税降费政策对中小企业发展产生的积极影响是显著的:中小企业的企业所得税税负率、增值税税负率都总体呈现逐年下降的趋势。在目前我国更大力度和更全面的减税降费政策背景下,相信 2023 年中小企业的税负率会进一步下降。然而,在数据整理的过程中,我们也发现了一些问题:第一,各地政府尤其是基层政府对中小企业进行各种名目的收费,因此政府未来还有一定的降费空间。以 2019 年新三板企业资产负债表中"应交税费"的批注为例,除了普遍常见的教育费附加和地方教育费附加以外,还存在诸如河道管理费、防洪费、水利建设专项基金、堤防费、河道费以及垃圾处理费等形式的制度性收费;第二,部分中小企业对于税费负担的理解存在偏差,其财务报表数据真实性有待改进。例如在整理新三板企业的应交税费批注时我们发现,有部分企业将代扣代缴个人所得税计入应交税费中。为了避免上述理解偏差,未来政府应进一步加大对中小企业的税收宣传力度。

三、政策建议

(一)全口径降低税负,减轻中小企业税收负担

降低中小企业税负应该从全口径展开,警惕不同税种之间此消彼长或者出现税费替代现象,要真正将降税负落到实处。未来财税部门不仅要继续降低中小企业增值税、企业所得税等主体税种的税负,而且还要更大力度地降低中小企业"六税两费"等其他种类的税费负担,进而扩大减税降费口径,全口径降税负。未来将降税负落到实处需要在现有基础上进一步将被动降税、主动降税相结合,一方面通过降低税率、扩大税收减免范围主动降税;另一方面采取进一步加大研发费用加计扣除和固定资产加速折旧力度等被动降税措施,有针对性地鼓励中小企业的研发活动和固定资产更新改造,从而起到引导中小企业降成本、调结构的作用。与此同时,地方财税部门应该对符合减免税条件的中小企业第一时间告知

并限时为其办结减免税工作。

(二)全面降低费负,减轻中小企业费用负担

如果单纯从税负角度来看,我国整体上宏观税负水平并不高,根据计算,实际的税负率低于法定税率。相反地,种类繁多、政出多门的政府性基金和行政事业性收费以及一些不规范的收费加剧了中小企业的费用负担。该费用负担在中小企业经营困难时会被放大,成为阻碍中小企业提升政策获得感"绊脚石"。比如,根据全国财政决算,2021 年全国政府性基金有 25 项, ©加上各地省立项目更为繁多。尽管国家在政策上不断有扩大行政事业性收费和政府性基金免征范围的调整,但是实际地方政府的不规范收费依旧存在,因此要降低中小企业成本,全面降低费负是一个不容忽视的方面,借鉴税收法定原则,收费也应法定,同时免征、降低部分收费项目,现行政府性基金和行政事业收费很多都是以红头文件或者地方政府文件确定的,因此要通过法律法规来规范收费。当前具体建议如下:(1)调整残保金征收范围和工会会费提取或上缴比例,如新设企业自工商设立登记日起一定期限内不纳入残保金审核征收范围、小微企业不纳入残保金审核征收范围等;(2)扩大收费基金优惠政策免征范围,在国家统一安排下将涉企行政事业性收费的免征范围由小微企业扩大到所有企业,并且在规定的时间期限内,对符合条件的小微企业免征地方教育附加、教育费附加、文化事业建设费等;(3)严肃查处违规收费行为,建立企业负担监督检查、定期通报和责任追究机制,对违规收费的相关责任人严肃追责。

(三)加大税收宣传力度,促使中小企业深刻理解减税降费政策

财税部门应该加大面向中小企业的税收宣传力度,利用创新的、多样化的形式及时宣传国家的减税降费政策,使中小企业对于减税降费政策的内涵、享受条件、办理流程有全面深入的理解。当前的具体建议如下:(1)利用线上线下相结合的宣传形式,营造让中小企业充满参与感的涉税环境。财税部门工作人员可以对线下赴某中小企业实地走访调研宣传减税降费政策的全过程进行线上直播,并邀请其他中小企业的负责人以观看直播的方式参与"云调研"。在"云调研"过程中还可以增加"减税降费政策知识竞答"、"减税降费经验交流"等线上线下互动环节,使中小企业在加深减税降费政策理解的基础上增强政策参与感、认同感与获得感,进而由此拉近征纳距离,形成常态化的宣传效应。(2)搭建中小企业专属的税企互动网络平台(以下简称为专属平台),及时收集面向中小企业税收宣传效果的大数据。财税部门应运用互联网+、区块链、大数据等先进技术,一方面在专属平台上及时收集中小企业的税收宣传需求偏好数据,以便于有针对性地挑选、设定税收宣传内容及形式,提供符合中小企业需求偏好的税收宣传服务并达到最佳效果;另一方面在专属平台上及时收集中小企业财务报表数据并从中精准识别错漏的涉税数据,以便由数据分析出中小企业对于减税降费政策的理解盲区与误区,进而有针对性地对中小企业进行一对一辅导、

①财政部.2021 年全国政府性基金收入决算表[EB/OL].(2022-07-28)[2022-12-21].http://yss.mof.gov.cn/202 lzyjs/202207/t20220728_3830522.htm.

面对面问需。

参考文献:

[1]李旭红,薛敏.国外支持中小企业发展的增值税政策及借鉴[J].税务研究,2022(11):89-93.

- [2]庞凤喜,郑铿城. 减税降费:阶段特征、驱动动因与优化路径[J].税务研究,2022(7):24-31.
- [3]朱青.漫谈国外减税[J].国际税收, 2020 (3): 3-5.
- [4]石绍宾,李敏.研发费用加计扣除政策调整对企业创新的影响——基于 2013-2019 年上市公司数据[J].公共财政研究,2021(3): 4-28.

企业年金参与率的影响因素分析[®] ——基于 CHIP2018 的证据

岳希明 中国人民大学财政金融学院 范小海 中国人民大学财政金融学院

摘要:提升企业年金参与率,是完善我国养老保险体系以及提高职工福利水平的重要抓手,对共同富裕的实现具有重要的意义。文章基于最新一期的具有全国代表性的微观数据 CHIP2018,利用与实际数据相契合的"部分可观测的双变量 Probit 模型",分析我国企业年金参与率的影响因素。研究发现:收入、企业所有制、企业规模、受教育水平等对职工参加企业年金具有显著影响,企业所有制和公司规模对企业是否建立企业年金计划具有显著影响;企业职工的年金参与行为存在性别差异和行业差异,企业建立年金计划存在地区差异。建议通过降低企业名义社保费率、落实并完善《企业年金办法》措施、提升投资收益率等政策措施提升企业年金参与率。

关键词:企业年金;参与率;参保行为;影响因素

一、引言

企业年金是我国第二支柱养老保险的主要组成部分。2004年,《企业年金试行办法》的出台标志着我国的企业年金制度正式建立,该办法将企业年金定义为"企业及其职工在依法参加基本养老保险的基础上,自愿建立的补充养老保险制度"。同年出台的《企业年金基金管理试行办法》标志着企业年金的运行走上了规范化、法制化的发展道路。随着养老保险体系的日益完善,为了更好地推动企业年金的发展,2017年,我国在修订和完善此前试点政策的基础上,正式颁布《企业年金办法》,将企业年金的含义微调为"企业及其职工在依法参加基本养老保险的基础上,自主建立的补充养老保险制度"²⁰,并进一步降低建立年

^① 本文为 2022 年度国家社会科学基金重大项目"新时代我国财税再分配的精准调节机制研究"(项目批准号: 22&ZD090)的研究成果。

②由"自愿建立"向"自主建立"的转变反映出政府以更加积极的态度鼓励企业建立年金计划。

金的门槛条件,对企业缴费分配差距作出限制,明确职工企业年金个人账户中企业缴费及 其投资收益的归属规则,放宽待遇领取条件,完善待遇领取方式^[1]。2021年,《中华人民共 和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035年远景目标纲要》在发展多层次、多支 柱养老保险体系方面特别强调"提高企业年金覆盖率"。

十几年来,我国企业年金制度建设取得了长足发展。人力资源和社会保障部公布的数据显示: 2007年,全国建立企业年金计划的企业仅有 3.2 万家,参加职工 929 万人,积累基金约 0.15 万亿元; 2021年,建立年金计划的企业已超过 11.7 万家,参加职工增加到 2875.24 万人,积累基金超 2.64 万亿元^[2]。但是相较于第一支柱基本养老保险,企业年金的发展仍显滞后,主要表现为企业覆盖率和职工参与率均较低。2021 年参加企业年金的职工人数占参加城镇职工基本养老保险职工人数的比例为 8.23%,建立企业年金计划的企业数量占企业法人总数的比例约 0.41%,积累基金占 GDP 的比例约 2.33%^①。根据中国居民收入调查(China Household Income Project,CHIP)2018年的数据测算,即使在年金覆盖率相对较高的国有(控股)企业中,仍有超过 91%的职工未参加企业年金。随着人口老龄化的加剧,第一支柱基本养老保险支付压力日趋增加。参与率低的问题导致企业年金在国民收入再分配以及保障城镇职工老年生活方面不能充分发挥功能性作用,进而影响国民福利水平和社会公平。深入探究我国企业年金参与率的影响因素对于促进企业年金参与率提升,完善多层次养老保险体系,实现共同富裕具有一定的现实意义。

二、文献回顾

在国外,部分学者利用丰富的税收管理数据与居民调查数据对美国企业年金 401(k)参与率的影响因素进行较为系统的研究,这些因素既涉及宏观层面的企业年金制度、经济发展水平、老龄化以及税收模式等[3-5],又涉及微观层面的个人特征、企业特征、行业特征等[6-7]。有学者对美国、德国、澳大利亚、英国等国家的企业年金进行研究,发现税收优惠与企业年金参与率之间正相关[8-12]。在挪威,公司规模、工会等是显著影响企业年金参与率的因素[13]。在日本,公司规模和盈利能力与企业年金参与率正相关[14]。此外,不同类型企业或员工的年金参与率有所差异。有学者对德国企业年金参与率的分析发现,中小企业、制造业和原东德地区的企业年金参与率较低[15]。在美国,工会会员比非工会会员的企业年金参与率更高,且当企业提供年金计划时,其职工并不一定欣然接受[16],此外,年轻人、受教育水平低的人以及女性的年金参与率较低[17]。在英国,年轻人的年金参与率较低,原因是该群体往往具有较高的职业流动倾向,而企业年金的附带条款会限制职业流动[18]。

在国内,限于数据的可得性,企业年金主题的研究相比社会基本养老保险的研究明显较少。并且,现有关于企业年金的文献大多偏重于宏观层面的定性分析,微观层面的定量

亞 笔者根据国家统计局官网数据计算得出。

研究稀缺。郑秉文指出,我国不同性质企业间和不同行业间,年金发展严重失衡,建立年 金计划的企业大多为垄断型和资源型企业,还有银行、证券和保险等盈利性好的金融行业, 小微企业基本被排除在外[19]。封进等认为,建立企业年金的企业主要是大型国有企业,一 般的中小民营企业难以负担缴费,没有动力建立企业年金计划[20]。在已有关于企业年金参 与率影响因素的实证研究中,郭瑜和田墨基于雇主—雇员匹配数据对职工参与企业年金行 为及其意愿的影响因素进行分析,发现企业所有制和行业特征对职工的年金参与率具有显 著影响[21]。郭磊和苏涛永利用 CHFS 2011 数据分析职工个人特征和企业特征对企业年金参 与行为的影响,发现受教育水平和企业所有制对职工的年金参与行为影响显著[22]。但这些 研究均使用简单的 Logit 模型进行回归,没有控制住企业是否建立年金计划这一关键企业特 征。在企业决定是否提供企业年金后其职工才能决定是否参加年金的序贯选择下,职工个 人选择与企业选择明显具有相关性,不控制这一关键企业特征可能会导致上述研究结论存 在偏误或相反。例如,郭磊和苏涛永发现,受教育水平对职工参加企业年金的意愿影响显 著,而郭瑜和田墨却发现该影响不显著。虽然郭磊等在后续研究中利用上市公司数据在企 业层面考察了所有制对企业年金参保的影响[23],解决了无法控制关键企业特征的问题,但 这一研究聚焦的是企业是否建立年金计划,而非对职工个人年金参与行为影响因素的分析。 此外,温海红等基于西安市的调研数据分析了职工企业年金参保意愿及其影响因素[24],由 于样本量较小,研究得出企业所有制和受教育水平对职工企业年金参与意愿影响不显著的 结论,这与郭瑜和田墨的研究结论相矛盾。事实上,现有大多数微观调查数据无法控制企 业是否建立企业年金计划这一特征,这是该类研究不足的根源所在,也是结论出现较大差 异的原因。

本文的主要贡献在于:第一,基于最新一期的具有全国代表性的微观数据 CHIP2018,利用与实际数据相契合的"部分可观测的双变量 Probit 模型"实证分析我国企业年金参与率的影响因素,克服现有大多数国内文献无法同时控制关键企业特征和个人特征的缺陷,使研究结果更为可靠;第二,针对当前企业年金的"富人俱乐部"现象^①,本文利用数据上的优势,比较了参加企业年金职工和未参加企业年金职工的各项收入与社会保障支出的差异,结果佐证了企业年金在个人层面上的"富人俱乐部"现象。

三、研究设计

(一)模型构建

如果被解释变量为二值选择变量,则一般可以采用 Logit 模型或 Probit 模型进行实证研究。在当前的企业年金制度背景下,受到数据的限制,仅能观测到受访者是否参加企业年

_

[®] "富人俱乐部"现象有两层含义:企业层面,在企业年金发展初期,只有经济实力较强的大型国企及大型 民营企业有能力建立年金计划,各类中小企业游离于该制度之外;个体层面,由于企业年金被视为企业吸 引和激励人才的工具,因此年金分配偏向于管理人员,普通职工难以充分享受年金的益处^[25]。

金,无法观测到企业是否建立年金计划这一关键特征,即当受访者参加企业年金时,可以推断其所在企业建立了年金计划,而当受访者未参加企业年金时,并不能确定是因为企业没有建立年金计划使得受访者无法参加,还是因为企业建立了年金计划而受访者未参加。因此,使用常规的 Logit 模型或 Probit 模型进行回归会导致结果存在偏误。而部分可观测的双变量 Probit 模型正是基于前定事件不可观测而提出的,可用于处理仅能观测到最终结果的数据结构的数据^[26]。故本文利用部分可观测的双变量 Probit 模型进行回归分析,模型的一般函数形式如下:

$$\begin{cases} y_1^* = x_1'\beta_1 + \epsilon_1 \\ y_2^* = x_2'\beta_2 + \epsilon_2 \end{cases}$$
 (1)

其中, y_1^* 和 y_2^* 是不可观测的潜变量,扰动项 (ϵ_1, ϵ_2) 服从联合正态分布。可通过估计相关系数 ρ 是否等于 0,来判断是否使用双变量 Probit 模型:当 ρ = 0时,使用两个单独的 Probit 模型:当 ρ ≠ 0时,则使用双变量 Probit 模型。可观测变量 y_1 和 y_2 的分布如(3)式和(4)式所示:

$$y_1 = \begin{cases} 1, & \text{if } y_1^* > 0 \\ 0, & \text{if } y_1^* \le 0 \end{cases}$$
 (3)

$$y_2 = \begin{cases} 1, & \text{if } y_2^* > 0 \\ 0, & \text{if } y_2^* \le 0 \end{cases}$$
 (4)

由于不能同时观测到 y_1 和 y_2 ,只能观测到 y_1 和 y_2 取值均为 1 的情形,因此定义 $z \equiv y_1y_2$,则有

$$Pr(z = 1) = Pr(y_1 = 1, y_2 = 1) = \Phi(x_1'\beta_1, x_2'\beta_2, \rho)$$
 (5)

$$Pr(z = 0) = 1 - Pr(y_1 = 1, y_2 = 1) = 1 - \Phi(x_1'\beta_1, x_2'\beta_2, \rho)$$
 (6)

由于基于现有各微观数据库,无法将职工与具体企业的数据一一匹配,即无法观测到 企业是否建立年金计划,只能观测到职工是否参加企业年金这一事件,因此,数据满足部 分可观测的双变量 Probit 模型的要求。本文将实证分析模型设为(7)式的形式:

$$y_i = F(\beta_i x_i + \epsilon_i) \tag{7}$$

其中, y_i 为是否参加(建立)企业年金, x_i 为包含个人特征、职业特征和企业特征的一系列解释变量和控制变量, ϵ_i 为误差项。

(二) 数据说明

本文实证分析数据来自最新一期(2018年)的中国家庭收入调查数据(CHIP)。 CHIP2018 涉及东中西部地区共 15 个省份,包含丰富的个人和家庭等层面信息,样本户数和样本人数分别为21334户和71266人,其数据具有全国代表性。

为了保证数据的有效性,本文对数据进行清理。首先将回答为"不知道""不适用"和空值的样本剔除。其次,由于参加基本养老保险的法定年龄为 16(含)周岁以上,参加企业年金的前提是已经参加基本养老保险,且本文考察的是在职职工的企业年金参与行为及其

影响因素,因此将年龄小于 16 周岁和大于 60 周岁的样本剔除。再次,鉴于当前女性法定退休年龄低于 60 周岁的规定(女干部 55 周岁,女工人 50 周岁),根据是否处于就业状态,将未就业的样本剔除。最后,将未参加城镇职工基本养老保险的样本和所属工作单位类型为"党政机关团体"和"事业单位"与职业为"军人"的样本剔除①。最终得到有效样本 6582 个。

(三) 变量说明

参考相关文献,本文将被解释变量设为"是否参加(建立)企业年金",参加(建立)记为 1, 否则为 0, 该变量是二值虚拟变量^[27]。解释变量包括是否接受高等教育、健康情况、收入、企业规模、企业所有制等。控制变量为性别、年龄、婚姻、是否为党员、行业、职业、户口、地区、是否购买其他职工保险等^[28]。各个变量的具体说明如表 1 所示。

表1 变量解释

变量类型	变量名	指标解释与赋值
被解释变量	是否参加(建立)企业 年金	参加(建立)为1,否则为0
	收入	个人可支配收入的对数值
		共分七个等级:8人以下记为1;8~50人记为2;
	企业规模	51~100人记为3;101~250人记为4;251~500人记
	正业从代	为 5,501~1000 人记为 6,1000 人以上记为 7。取对
解释变量		数形式。
肝件又里	企业所有制	国有(控股)企业记为1,其余所有制类型记为0;
	是否接受高等教育	将接受高中以上教育记为1,接受高中及以下教育记
	足口技文问守权自	为 0
	健康情况	很不好记为1,不好记为2,一般记为3,好记为
		4, 很好记为 5;
	性别	男性记为1,女性记为0
	年龄	按照实际年龄取值
个人控制变	党员	党员记为1,非党员记为0
量	婚姻	将初婚、离异再婚、丧偶再婚记为1,同居、分居、
里	XEL XII	离异、丧偶、未婚、其他记为0
	户口	非农业户口、居民户口、外籍等户口记为1,农业户
) Ц	口记为 0
行业控制变	行业	对 20 个行业按照三次产业划分标准划分: 农林牧渔
量	11 ik	记为1;采矿业、制造业、电力、燃气及水的生产和

^①因为机关事业单位职工和军人缴纳的是职业年金(职业年金是满足条件自动加入,实际上具有"强制性"),而问卷中只有企业年金这一个选项。

		供应业、建筑业记为 2;批发零售业,交通运输,仓
		储和邮政业,住宿餐饮业,信息传输,软件和信息
		技术服务业,金融业,房地产业,租赁和商务服务
		业,科学研究和技术服务业,水利、环境和公共设
		施管理业,居民服务、修理和其他服务业,教育、
		卫生和社会工作,文化、体育和娱乐业,公共管
		理、社会保障和社会组织,国际组织等记为3
		共有7种职业:单位(部门)负责人、专业技术人
职业控制变	职业	员记为1;办事人员和有关人员,商业、服务业人
量	· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	员,农林牧渔和水利业生产人员,生产、运输设备
		操作人员及有关人员,不便分类的其他人员记为0
		按照三大地区分类:位于东部地区的北京、辽宁、
地区控制变	地区	山东、江苏、广东记为1;位于中部地区山西、安
量	地区	徽、河南、湖北、湖南记为2;位于西部地区的内蒙
		古、重庆、四川、云南、甘肃记为3
企业控制变	是否购买其他职工保险	企业购买工伤保险、失业保险、住房公积金、生育
量	化口灼大共他环工体险	保险、意外伤害险保险之一记为1,否则为0

表 2 报告了各变量的描述性统计情况。限于篇幅考虑,行业、职业和企业所有制三类变量仅报告总体情况。受访者中,男性占比 57.65%,女性占比 42.36%,平均年龄 38.35 岁,最小 16 岁,最大 60 岁。非农户口者占比 66.79%,农业户口者占比 33.21%。接受过高等教育者占比 46.75%,高中及以下者占比 53.25%。已婚者占比 82.74%,未婚者占 17.26%。党员占比 15.31%,非党员占比 84.69%。从属职业中,专业技术人员占比 27.35%,其他占比72.65%。一、二、三产业就业者比重分别为 0.91%、38.57%、60.51%。分布在东部地区、中部地区、西部地区的就业者比重分别为 43.04%、36.46%、20.50%。健康状况从很不好到很好 5 个等级的比重分别为 0.08%、1.11%、13.04%、41.84%、43.94%。企业规模从小到大7个等级的占比分别为 10.30%、28.90%、14.21%、12.97%、9.80%、6.58%、17.24%。国有(控股)企业占比 23.73%,非国有(控股)企业占比 76.27%。

表 2 变量的描述性统计

	10.2	文単い加延り	エシにり		
变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
是否参加企业年金(参	6582	0.038	0.192	0	1
加=1)					
收入	6422	10.640	0.972	0.693	13.29
企业规模	6582	1.457	0.441	0.693	2.079
企业所有制	6582	0.237	0.425	0	1

性別 6582 0.576 0.494 0 1 年齢 6582 38.350 9.622 16 60 接受高等教育 6582 0.467 0.499 0 1 健康情况 6582 4.285 0.735 1 5 婚姻 6582 0.827 0.378 0 1 是否为党员 6582 0.153 0.360 0 1 是否购买其他职工保险 6582 0.668 0.471 0 1 是否购买其他职工保险 6582 0.275 0.446 0 1 行业 6582 2.596 0.509 1 3 职业 6582 0.273 0.446 0 1 地区 6582 1.775 0.765 1 3						
接受高等教育 6582 0.467 0.499 0 1	性别	6582	0.576	0.494	0	1
健康情況 6582 4.285 0.735 1 5 婚姻 6582 0.827 0.378 0 1 是否为党员 6582 0.153 0.360 0 1 户口 6582 0.668 0.471 0 1 是否购买其他职工保险 6582 0.275 0.446 0 1 行业 6582 2.596 0.509 1 3 职业 6582 0.273 0.446 0 1	年龄	6582	38.350	9.622	16	60
婚姻 6582 0.827 0.378 0 1 是否为党员 6582 0.153 0.360 0 1 户口 6582 0.668 0.471 0 1 是否购买其他职工保险 6582 0.275 0.446 0 1 行业 6582 2.596 0.509 1 3 职业 6582 0.273 0.446 0 1	接受高等教育	6582	0.467	0.499	0	1
是否为党员 6582 0.153 0.360 0 1 户口 6582 0.668 0.471 0 1 是否购买其他职工保险 6582 0.275 0.446 0 1 行业 6582 2.596 0.509 1 3 职业 6582 0.273 0.446 0 1	健康情况	6582	4.285	0.735	1	5
户口 6582 0.668 0.471 0 1 是否购买其他职工保险 6582 0.275 0.446 0 1 行业 6582 2.596 0.509 1 3 职业 6582 0.273 0.446 0 1	婚姻	6582	0.827	0.378	0	1
是否购买其他职工保险 6582 0.275 0.446 0 1 行业 6582 2.596 0.509 1 3 职业 6582 0.273 0.446 0 1	是否为党员	6582	0.153	0.360	0	1
行业 6582 2.596 0.509 1 3 职业 6582 0.273 0.446 0 1	户口	6582	0.668	0.471	0	1
职业 6582 0.273 0.446 0 1	是否购买其他职工保险	6582	0.275	0.446	0	1
V	行业	6582	2.596	0.509	1	3
地区 6582 1.775 0.765 1 3	职业	6582	0.273	0.446	0	1
	地区	6582	1.775	0.765	1	3

说明:

四、实证结果与解释

(一) 基准回归结果

表 3 报告了基准回归的估计结果,第(1)列为企业建立年金计划的影响因素回归结果, 第(2)列为职工参加企业年金的影响因素回归结果。收入对参加企业年金的影响显著为正, 表明收入越高的职工参加企业年金的概率越大,这与当前企业年金参与行为的"富人俱乐部" 现象相吻合。此外,公司规模越大,建立年金计划的概率越大[29],职工参加企业年金的概 率也越大。教育对职工参加企业年金的影响显著为正,表明个体受教育水平越高,参加企 业年金的概率越大。健康水平对参加企业年金的影响并不显著。国有(控股)企业相对于 其他所有制企业建立企业年金计划的概率明显更高,这与国有(控股)企业具有较强的经 济实力密不可分。而相对于国有(控股)企业职工而言,其他所有制企业的职工参加企业 年金的概率较高。此外,根据《企业年金办法》中"企业年金方案适用于企业试用期满的职 工"的规定,国有(控股)企业中的非正式职工(短期合同工、非全日制用工、劳务派遣等) 被排除在年金制度之外,受到数据的限制,无法判断受访者是否为正式职工,这对结果的 正负可能产生影响。由此可知,在同等条件下提升非国有(控股)企业的年金覆盖率有助 于提升职工的年金参与率。相对于男性而言,女性参加企业年金的概率更高,这可能与当 前女性的基本养老金水平低于男性相关,同时意味着女性更愿意通过参加企业年金来增加 养老金收入以提升养老保障水平。第二产业和第三产业职工相对于第一产业职工参加企业 年金的概率更大,以及中部和西部地区的企业相较于东部地区企业建立年金计划的概率更 大,印证了企业年金存在地区间和行业间的不平衡。回归结果显示,ho显著不等于 0,说明 采用部分可观测的双变量 Probit 模型是合理的。

^{1.}根据 CHIP2018 整理计算得出上述数据;

^{2.}以上变量的观测值数中,收入变量与其他变量观测值不一样,是因存在收入的缺失值, 在接下来的计算和估计中剔除了收入缺失值样本,以避免样本选择偏差。

表 3 基准回归结果

	表 3 基准回归结果	
	被解释变量:是 合建	立(参加)企业年金
	(1)	(2)
	是否建立企业年金(建立=1)	是否参加企业年金(参加=1)
公司规模	0.252**	0.554***
	(2.13)	(2.62)
国有(控股)企业	2.368***	-11.191***
	(6.86)	(-14.35)
收入		0.314***
		(2.74)
接受高等教育		0.343***
		(2.68)
健康情况		-0.075
		(-1.14)
男性		-0.287**
		(-2.46)
年龄		0.006
		(0.92)
党员		0.181
		(1.62)
己婚		-0.121
		(-0.65)
职业		0.012
		(0.11)
非农户口		0.120
		(0.84)
第二产业	-0.032	3.877***
	(-0.07)	(9.46)
第三产业	-0.184	3.647***
	(-0.43)	(9.46)
购买其他职工保险	-0.014	
	(-0.16)	
中部地区	0.306***	
	(3.65)	
西部地区	0.220**	
	(2.17)	
常数项	-2.453***	2.243
	(-5.25)	(1.64)

样本量	6422	6422
ρ	-0.5	541**
	(-)	1.99)

注:括号内为 z值; ***、**分别表示在 1%、5%的水平上显著。

(二) 稳健性检验

部分可观测的双变量 Probit 模型存在样本损失问题以及遗漏变量等问题,可能会导致 基准回归结果不够稳健,而当前关于部分可观测的双变量 Probit 模型的内生性问题还没有 有效的解决方法。尽管在相关性分析中,内生性问题可能并不会对结果的有效性构成严重 威胁,但本文仍试图通过重构解释变量和增加控制变量等方法来缓解内生性问题,以检验 基准回归结果的稳健性。

1.调整解释变量

集体企业在所有制上是明显区别于私有制企业的,和国有企业一样属于公有制,因此不同于基准回归中仅将国有(控股)企业记为1的做法,这里将国有(控股)企业和集体企业均记为1,其他所有制企业记为0。此外,在以家庭为单位的经济活动中,个人的行为选择会更多受到家庭收入的影响,因此将个人可支配收入变换成家庭人均可支配收入,并取对数。表4的第(1)列和第(2)列报告了变换解释变量后的回归结果。各个解释变量的显著性依然存在,系数正负及估计值与基准回归结果基本一致,表明基准回归结果是稳健的。

2.增加控制变量

本文通过加入更多的控制变量来缓解遗漏变量问题,具体增加了以往文献中较少用到的子女人数、长期合同和民族三个控制变量^①。根据"多子多福"的文化传统,子女人数可能会影响个人的养老保险参与计划;在企业建立年金计划的条件下,个人签订的合同期限越长,其越可能参加企业年金;民族往往是不可更改的表示个人特征的前定变量,能够很好地满足控制变量的外生性要求。本文将这三个变量作为新的控制变量放入回归模型中,以检验基准回归结果的稳健性。表 4 的第(3)列和第(4)列报告了增加更多控制变量后的回归结果。解释变量依然显著且符号不变,系数估计值与基准回归结果相比几乎未发生变化,表明基准回归结果是稳健的。

表 4 稳健性检验结果					
	(1)	(2)	(3)	(4)	
	是否建立企业年	是否参加企业年	是否建立企业年	是否参加企业年	
	金 (建立=1)	金(参加=1)	金 (建立=1)	金(参加=1)	
企业规模	0.207*	0.520**	0.250**	0.557**	

_

^① 具体赋值如下:子女人数为受访者报告的人数;签订长期合同记为 1,否则为 0;汉族记为 1,其他民族为 0。

	(1.70)	(2.34)	(2.12)	(2.53)
企业所有制	2.238***	-10.500***	2.211***	-11.458***
	(7.44)	(-5.41)	(4.45)	(-13.68)
收入		0.347***		0.336***
		(3.73)		(2.77)
接受高等教育		0.273**		0.340**
		(2.17)		(2.38)
健康		-0.042		-0.076
		(-0.67)		(-1.10)
男性		-0.164		-0.308**
		(-1.60)		(-2.38)
年龄		0.003		0.007
		(0.48)		(0.87)
党员		0.178*		0.195
		(1.70)		(1.64)
已婚		0.008		-0.117
		(0.05)		(-0.58)
职业		0.098		0.002
		(1.00)		(0.01)
非农户口		-0.009		0.087
		(-0.08)		(0.59)
子女人数				0.016
				(0.20)
长期合同				0.196
				(1.09)
民族				-0.428
				(-1.10)
第二产业	-0.163	3.944***	-0.031	4.045***
	(-0.37)	(6.95)	(-0.07)	(7.91)
第三产业	-0.255	3.655***	-0.184	3.832***
	(-0.58)	(7.05)	(-0.43)	(7.78)
购买其他职工保	0.015		-0.014	
险				
	(0.20)		(-0.17)	
中部地区	0.317***		0.307***	
	(3.67)		(3.66)	
西部地区	0.230**		0.212**	

	(2.43)		(2.14)	
常数项	-2.329***	1.478	-2.450***	2.430*
	(-4.83)	(0.65)	(-5.24)	(1.72)
样本量	6569	6569	6422	6422
ρ	-0.68	2**	-0.5	27*
	(-2.0	02)	(-1.	74)

注:表中小括号里为 z值, ***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

(三) 进一步讨论

当前企业年金参与率过低导致养老金收入不平等,进而使社会收入分配差距拉大。表 6 报告了 2018 年参加企业年金的职工和未参加企业年金的职工的各项收入与社会保障支出水平。无论从均值还是中值看,参加企业年金的职工具有更高水平的可支配收入、工资收入、社会保障支出和养老保险缴费支出。经简单计算可知,参加企业年金职工比未参加企业年金职工的可支配收入多 45.74%,工资收入水平高 60.30%,社会保障支出水平高 82.69%,养老保险缴费水平高 76.84%。在当前企业年金发展形势下,职工之间的收入差距并不会因退休而缩小,反而会一直存在,甚至可能进一步扩大。对此的解释是:高收入职工具有更高的养老保险缴费支出,且更可能也更易于参加企业年金,退休后的养老金收入将会更多;而低收入职工的养老保险缴费较低,且无法或难于参加企业年金,因此其养老金收入将更少。这一"富人俱乐部"现象说明,企业年金不仅没有起到缩小收入差距的作用,反而可能拉大收入差距。

表 6 参加企业年金者和未参加企业年金者的收入和社会保障支出比较 单位:元

	· >> /4/11	1 75 11 11 11	~/ */// <u>—</u> _	P1-1 1 >		
	样本量	均值	中值	标准差	最小值	最大值
参加企业年金的职工						
可支配收入	249	81911	68944	69871	-3484	546058
工资收入	249	83601	69533	80384	0	616477
社会保障支出	249	7408	6267	8029	0	59263
养老保险缴费支出	249	5215	4513	5290	0	31401
未参加企业年金的职工						
可支配收入	6264	56204	46707	45550	-221226	588347
工资收入	6264	52152	43296	47082	0	624880
社会保障支出	6264	4055	3417	4403	0	46867
养老保险缴费支出	6264	2949	2450	3342	0	43980

数据来源: 根据 CHIP2018 整理计算得出。

由表 7 的组间 T 检验结果可知,参加企业年金的职工和未参加企业年金的职工的各项 收入均值和社会保障支出均值差异显著。这也证明了,当前在个人层面上,企业年金确实

存在"富人俱乐部"问题,参与率低将会导致明显的公平性问题。如果企业年金制度形成广 泛参与,即低收入职工和高收入职工均能够参加企业年金,并获得年金收入,则两类群体 在退休后获得的年金收入的差异会明显缩小,养老金收入不平等问题将得到一定缓解。

表 7 组间均值的 T	检验
-------------	----

. he . httl 1 httl 2 httl				
变量	均值差异			
可支配收入	-25707***			
工资收入	-31449***			
社会保障支出	-3353***			
养老保险缴费支出	-2266***			

注: ***表示在1%的水平上显著。

五、结论与政策建议

本文基于中国居民收入调查(CHIP)2018年数据,利用与实际数据相契合的"部分可观测的双变量Probit模型",实证分析了我国企业年金参与率的影响因素。基准回归结果表明:收入、企业所有制、企业规模、受教育水平等对职工参加企业年金具有显著影响,职工的性别及其所处行业也会影响其年金参与行为;企业所有制和企业规模对企业是否建立年金计划具有显著影响,而不同地区的企业在建立年金计划上存在一定差异。稳健性检验进一步佐证了基准回归结果的可靠性。此外,通过比较参加企业年金者和未参加者的各项收入和支出发现,参加企业年金者具有更高的可支配收入和养老保险缴费支出,表明当前企业年金的参与率低会在一定程度上导致养老金收入不平等。

在当前我国居民收入差距总体上仍处于高位徘徊的背景下,发展适度普惠的企业年金,提升企业年金参与率,是缩小收入差距的可行途径之一^[30-31]。鉴于以上结论,文章提出以下建议。第一,政府应进一步调整三支柱养老保险体系和实施对象,修改企业年金参与条件,为低收入者参加企业年金提供财政补贴,向灵活就业人员、农民群体打开参与的"大门",使大多数人都能拥有企业年金,防止不同群体间养老金差距扩大。第二,进一步降低企业名义社保费率,统筹考虑企业养老保险的综合缴费率,使企业在可负担能力下建立年金计划,激发企业的积极性。第三,加快落实完善《企业年金办法》中有关企业缴费归属行为、归属限额和归属期限的规定,提升年金投资收益率,为职工提供更为明确的收益预期,激发职工参与年金计划的积极性。此外,在社会保障制度成熟后,可将引入企业年金的自动加入或默认加入机制作为提高参与率的一个重要手段。

参考文献:

- [1]企业年金,退休了多领一份收入[N].人民日报,2018-01-24.
- [2]人力资源社会保障部社会保险基金监管局.全国企业年金基金业务数据摘要 2021 年度 [EB/OL].(2022-03-11)[2020-01-
 - 02].http://www.mohrss.gov.cn/shbxjjjjds/SHBXJDSzhengcewenjian/202203/W02022031169438 2790812.pdf.
- [3]Butrica B,Smith K.401(k) Participant Behavior in A Volatile Economy[J]. Journal of Pension Economics and Finance, 2016, 15(1): 1-29.
- [4]Jones D.Information, Preferences, and Public Benefit Participation: Experimental Evidence from the Advance EITC and 401(k) Savings[J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2010, 2(2): 147-63.
- [5]Madrian B C, Shea D F.The Power of Suggestion: Inertia in 401(k) Participation and Savings Behavior[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2001, 116(4): 1149-1187.
- [6] Agnew J, Szykman L, Utkus S, Young J. Trust, Plan Knowledge and 401(k) Savings Behavior[J]. Journal of Pension Economics and Finance, 2012, 11(1): 1-20.
- [7]Munnell A H, Sunden A, Taylor C. What Determines 401(k) Participation and Contributions[J]. Social Security Bulletin, 2001, 64(3): 64-75.
- [8]Gentry W M, Rothschild C G. Enhancing Retirement Security Through The Tax Code: The Efficacy of Tax-based Subsidies in Life Annuity Markets[J]. Journal of Pension Economics & Finance, 2010, 9(2): 185-218.
- [9]Fehr H, Jess H. Who Benefits From The Reform of Pension Taxation in Germany?[J]. Fiscal Studies, 2007, 28(1): 73-101.
- [10]Fehr H, Habermann C. Private Retirement Savings and Mandatory Annuitization[J]. International Tax and Public Finance, 2010, 17(6): 640-661.
- [11]Creedy J, Guest R. Changes in The Taxation of Private Pensions: Macroeconomic and Welfare Effects[J]. Journal of Policy Modeling, 2008, 30(5): 693-712.
- [12]Disney R, Emmerson C, Wakefield M. Tax Reform and Retirement Saving Incentives: Take-up of Stakeholder Pensions in the UK[J]. Economica, 2010, 77(306): 213-233.
- [13]Hernæs E, Piggott J, Zhang T, et al. Occupational Pensions, Tenure, and Taxes[J]. Journal of Pension Economics & Finance, 2011, 10(3): 435-456.
- [14]Horiba Y, Yoshida K. Determinants of Japanese Corporate Pension Coverage[J]. Journal of Economics and Business, 2002, 54(5): 537-555.
- [15] Dummann K. What Determines Supply and Demand for Occupational Pensions in Germany?[J]. Journal of Pension Economics & Finance, 2008, 7(2): 131-156.
- [16]Brown J R, Clark R, Rauh J. The Economics of State and Local Pensions[J]. Journal of Pension Economics & Finance, 2011, 10(2): 161-172.
- [17]Lusardi A, Mitchell O S. Financial Literacy and Retirement Planning in The United States[J]. Journal of pension economics & finance, 2011, 10(4): 509-525.

[18]Banks J, Smith S. Retirement in The UK[J]. Oxford Review of Economic Policy, 2006, 22(1): 40-56.

- [19]郑秉文.扩大参与率:企业年金改革的抉择[J].中国人口科学,2017(01):2-20+126.
- [20]封进,赵发强.新中国养老保险 70 年:经验、问题与展望[J].社会保障研究,2019 (06):16-26.
- [21][27]郭瑜,田墨.企业年金参与的影响因素分析——基于雇主—雇员匹配数据的实证研究[J].中国人民大学学报,2016(01):37-43.
- [22]郭磊,苏涛永.人力资源、税收、所有制与企业年金参保——基于家庭金融微观数据的实证研究[J].公共管理学报,2015,12(01):94-106+157.
- [23]郭磊,周岩,苏涛永.所有制影响企业年金参保的实证研究[J].管理评论,2017 (04):239-254.
- [24][28]温海红,王怡欢,陆琛怡.职工企业年金参保意愿及其影响因素分析——基于西安市的调研[J].社会保障研究,2021(02):74-82.
- [25]上海市总工会.上海市总工会指当地企业年金分配"变味"[EB/OL].(2008-09-04)[2023-02-10].
- http://www.gov.cn/jrzg/2008-09/04/content 1087908.htm.
- [26]Poirier D J. Partial Observability in Bivariate Probit Models[J]. Journal of Econometrics, 1980, 12(2): 209-217.
- [29]Sialm C, Starks L T, Zhang H. Defined Contribution Pension Plans: Sticky or Discerning Money?[J]. The Journal of Finance, 2015, 70(2): 805-838.
- [30]罗楚亮,李实,岳希明.中国居民收入差距变动分析(2013—2018)[J].中国社会科学, 2021 (01):33-54+

204-205.

[31]华颖,郑功成.中国养老保险制度:效果评估与政策建议[J].山东社会科学,2020(04): 66-74.

Analysis on The Influencing Factors of Enterprise Annuity System Participation Rate: Evidence from CHIP2018

YUE Ximing FAN Xiaohai

Abstract: Improving the participation rate of enterprise annuity is an important starting point to improve China's pension insurance system and improve the level of staff welfare, which is of great significance to the realization of common prosperity. Based on the latest national representative micro-data CHIP2018, this paper uses the "partially observable bivariate Probit model" which is consistent with the actual data to analyze the factors affecting the participation rate of enterprise annuity in China. The study findings show as follow: Income, enterprise ownership, company size and education level have significant impact on employees' participation in enterprise annuity, and enterprise ownership and company size have significant impact on whether enterprises establish enterprise annuity plans; There are gender differences and industry differences in the pension participation behavior of enterprise employees, and there are regional differences in the establishment of pension plans by enterprises. It is suggested to improve the participation rate of enterprise annuity by reducing the nominal social security rate of enterprises, implementing and improving the "measures for enterprise annuity", and raising the rate of return on investment.

Key words: enterprise annuity, participation rate, insured behavior, influencing factors