



社会保障研究
Social Security Studies
ISSN 1674-4802, CN 42-1792/F

《社会保障研究》网络首发论文

题目： 企业年金参与率的影响因素分析——基于 CHIP 2018 的证据
作者： 岳希明，范小海
网络首发日期： 2023-02-15
引用格式： 岳希明，范小海. 企业年金参与率的影响因素分析——基于 CHIP 2018 的证据[J/OL]. 社会保障研究.
<https://kns.cnki.net/kcms/detail//42.1792.F.20230214.1557.002.html>



网络首发：在编辑部工作流程中，稿件从录用到出版要经历录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿等阶段。录用定稿指内容已经确定，且通过同行评议、主编终审同意刊用的稿件。排版定稿指录用定稿按照期刊特定版式（包括网络呈现版式）排版后的稿件，可暂不确定出版年、卷、期和页码。整期汇编定稿指出版年、卷、期、页码均已确定的印刷或数字出版的整期汇编稿件。录用定稿网络首发稿件内容必须符合《出版管理条例》和《期刊出版管理规定》的有关规定；学术研究成果具有创新性、科学性和先进性，符合编辑部对刊文的录用要求，不存在学术不端行为及其他侵权行为；稿件内容应基本符合国家有关书刊编辑、出版的技术标准，正确使用和统一规范语言文字、符号、数字、外文字母、法定计量单位及地图标注等。为确保录用定稿网络首发的严肃性，录用定稿一经发布，不得修改论文题目、作者、机构名称和学术内容，只可基于编辑规范进行少量文字的修改。

出版确认：纸质期刊编辑部通过与《中国学术期刊（光盘版）》电子杂志社有限公司签约，在《中国学术期刊（网络版）》出版传播平台上创办与纸质期刊内容一致的网络版，以单篇或整期出版形式，在印刷出版之前刊发论文的录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿。因为《中国学术期刊（网络版）》是国家新闻出版广电总局批准的网络连续型出版物（ISSN 2096-4188，CN 11-6037/Z），所以签约期刊的网络版上网络首发论文视为正式出版。

企业年金参与率的影响因素分析*

——基于 CHIP 2018 的证据

岳希明 范小海

(中国人民大学财政金融学院,北京,100872)

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 CHIP 2018,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,企业所有制和企业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”^①,并进一步降低建立年金的门槛条件,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%^②。根据中国居民收入调查(China

* 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。范小海为本文通讯作者。

① 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。

② 笔者根据国家统计局官网数据计算得出。

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,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”^①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^[25]。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:

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

$$\begin{pmatrix} \epsilon_1 \\ \epsilon_2 \end{pmatrix} \sim N \left\{ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} \right\} \dots\dots\dots (2)$$

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 $\rho=0$ 时,使用两个单独的 Probit 模型;当 $\rho \neq 0$ 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:

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

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

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 $z = y_1y_2$,则有

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

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

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:

$$y_i = F(\beta_i x_i + \epsilon_i) \dots\dots\dots (7)$$

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(CHIP)。CHIP 2018涉及东中西部地

① “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(参考: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)[2023-01-05].http://www.gov.cn/jrzq/2008-09/04/content_1087908.htm.)。

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^[26]。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^[27]。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
解释变量	收入	个人可支配收入的对数值
	企业规模	共分七个等级:8 人以下记为 1;8~50 人记为 2;51~100 人记为 3;101~250 人记为 4;251~500 人记为 5,501~1000 人记为 6,1000 人以上记为 7。取对数形式。
	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
个人控制变量	性别	男性记为 1,女性记为 0
	年龄	按照实际年龄取值
	党员	党员记为 1,非党员记为 0
	婚姻	将初婚、离异再婚、丧偶再婚记为 1,同居、分居、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,农业户口记为 0
行业控制变量	行业	对 20 个行业按照三次产业划分标准划分:农林牧渔记为 1;采矿业、制造业、电力、燃气及水的生产和供应业、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
职业控制变量	职业	共有 7 种职业:单位(部门)负责人、专业技术人员记为 1;办事人员和有关人员,商业、服务业人员,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
地区控制变量	地区	按照三大地区分类:位于东部地区的北京、辽宁、山东、江苏、广东记为 1;位于中部地区山西、安徽、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
企业控制变量	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、生育保险、意外伤害险保险之一记为 1,否则为 0

^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。

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

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
是否参加企业年金(参加=1)	6582	0.038	0.192	0	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
性别	6582	0.576	0.494	0	1
年龄	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
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
地区	6582	1.775	0.765	1	3

说明: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。

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^[28],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,从而提升养老保障水平。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, ρ 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。

表 3 基准回归结果

	被解释变量:是否建立(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 ** (2.13)	0.554 *** (2.62)
国有(控股)企业	2.368 *** (6.86)	-11.191 *** (-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)
已婚		-0.121 (-0.65)
职业		0.012 (0.11)
非农户口		0.120 (0.84)
第二产业	-0.032 (-0.07)	3.877 *** (9.46)
第三产业	-0.184 (-0.43)	3.647 *** (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 *** (-5.25)	2.243 (1.64)
样本量	6422	6422
ρ		-0.541 ** (-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)
	是否建立企业年金(建立=1)	是否参加企业年金(参加=1)	是否建立企业年金(建立=1)	是否参加企业年金(参加=1)
企业规模	0.207* (1.70)	0.520** (2.34)	0.250** (2.12)	0.557** (2.53)
企业所有制	2.238*** (7.44)	-10.500*** (-5.41)	2.211*** (4.45)	-11.458*** (-13.68)
收入		0.347*** (3.73)		0.336*** (2.77)
接受高等教育		0.273** (2.17)		0.340** (2.38)
健康		-0.042 (-0.67)		-0.076 (-1.10)
男性		-0.164 (-1.60)		-0.308** (-2.38)
年龄		0.003 (0.48)		0.007 (0.87)
党员		0.178* (1.70)		0.195 (1.64)

^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。

(续表 4)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	是否建立企业年金(建立=1)	是否参加企业年金(参加=1)	是否建立企业年金(建立=1)	是否参加企业年金(参加=1)
已婚		0.008 (0.05)		-0.117 (-0.58)
职业		0.098 (1.00)		0.002 (0.01)
非农户口		-0.009 (-0.08)		0.087 (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 (-0.37)	3.944*** (6.95)	-0.031 (-0.07)	4.045*** (7.91)
第三产业	-0.255 (-0.58)	3.655*** (7.05)	-0.184 (-0.43)	3.832*** (7.78)
购买其他职工保险	0.015 (0.20)		-0.014 (-0.17)	
中部地区	0.317*** (3.67)		0.307*** (3.66)	
西部地区	0.230** (2.43)		0.212** (2.14)	
常数项	-2.329*** (-4.83)	1.478 (0.65)	-2.450*** (-5.24)	2.430* (1.72)
样本量	6569	6569	6422	6422
ρ		-0.682** (-2.02)		-0.527* (-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 5 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 5 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

	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 CHIP 2018 整理计算得出。

由表 6 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,养老金收入不平等将得到一定缓解。

表 6 组间均值的 T 检验

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^[29-30]。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] 白天亮.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/shbxjjds/SBHXJDSzhengcewenjian/202203/W020220311694382790812.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] Hernaes 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(1):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(6):16-26.
- [21][26] 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(1):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(1):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(4):239-254.

- [24][27] 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(2):74-82.
- [25] Poirier D J. Partial Observability in Bivariate Probit Models[J]. Journal of Econometrics, 1980, 12(2): 209-217.
- [28] 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.
- [29] 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(1):33-54+204-205.
- [30] 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(4):66-74.

Analysis on The Influencing Factors of Enterprise Annuity System Participation Rate —Evidence from CHIP 2018

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

(责任编辑:H)