

养老保险对劳动供给和退休决策的影响^{*}

刘子兰 郑茜文 周成

内容提要: 本文使用三期中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据,采用工具变量法等计量方法,分别考察了城镇企业职工养老保险和“新农保”对退休行为和劳动供给决策的影响。研究表明:城镇职工养老保险会激励职工提早退休,养老金财富每增加1%,职工预计停止工作年龄平均提早约1.2个月,需要照顾孙子女的职工倾向于提早退休,而参加城镇职工医疗保险会减弱这一引致退休效应。“新农保”对农民预计停止工作年龄产生微弱的负向影响,随着年龄的增加,养老保险的引致退休效应将减弱。同时,养老金财富的增加在一定程度上抑制农民无休止劳动的意愿;城镇职工养老保险制度对劳动供给产生的收入效应大于替代效应,它不仅会影响个体全职劳动时间,也会影响兼职的劳动时间。“新农保”对劳动供给的影响是非线性的。随着养老金给付水平的提高,自家农业活动的劳动时间呈现先逐步增加后降低的变化趋势,其他活动的劳动供给并未受到显著影响。实证研究结果表明,如果基本养老金增长率降低,则职工的预计停止工作年龄将推迟,这为中国适时推出渐进式延长退休年龄政策提供了经验依据。

关键词: 养老金财富 劳动供给 退休决策 引致退休效应

一、引言

按照国际标准,当一个国家60岁以上人口占比超过10%或65岁以上人口超过7%,则意味着该国进入老龄化社会,中国已于2000年进入老龄化社会。至2050年,中国60岁以上人口将超过1/3,65岁以上人口将达25%,这是一个非常快速的老龄化趋势。^①中国的人口红利在2005年左右就已经消失了,劳动力总量从2015年开始下降。^②随着人口老龄化进程不断加快、人口预期寿命不断延长,政府应该对社会养老保险和退休政策进行相应调整。

中国的社会养老保险制度主要包括城镇企业职工基本养老保险、新型农村社会养老保险、城镇居民社会养老保险、机关事业单位社会养老保险。本文仅讨论前两类保险制度。截至2018年底,城镇企业职工养老保险制度参保人数达41848万人,城乡居民基本养老保险参保人数达52392万人。^③

养老保险对劳动供给产生两种方向相反的影响效应。一种是负向劳动供给的收入效应,养老保险计划将增加预期收入,减少不确定性,人们会增加闲暇时间而减少工作时间。另一种是正向劳动供给的替代效应。养老保险通过放松主体预算约束增加人力资本投资,来提高劳动报酬,较高的劳动报酬意味着闲暇的机会成本较高,从而激励人们增加劳动供给水平。当收入效应大于替代效应时,劳动供给减少;当替代效应大于收入效应时,则劳动供给增加。

本文主要通过计算养老金财富来判断社会养老保险对劳动供给与退休决策的影响。养老金财

* 刘子兰,湖南师范大学商学院,邮政编码:410081,电子信箱:liuzilan@hunnu.edu.cn;郑茜文,湖南师范大学数学与统计学院博士研究生,邮政编码:410081,电子信箱:vanw62@163.com;周成,英国莱斯特大学(University of Leicester)经济系,邮政编码:LE1 7RH,电子信箱:cchou@leicester.ac.uk。衷心感谢匿名审稿人非常富有建设性和启发性的修改意见,文责自负。

① 参见世界银行2018年12月13日发布的《中国养老服务的政策选择:建设高效可持续的中国养老服务体系》报告。

② 参见吴敬琏于2016年4月19日在上海交通大学所做的供给侧结构性改革演讲内容。

③ 数据来源:中华人民共和国人力资源和社会保障部动态统计数据。

富可从两个方面来定义(刘万 2013),一是与养老金制度的“精算中性”(actuarial neutrality)评价标准相适应,此时养老金财富是指“养老金给付终生收入流的现值”(OECD 2011);二是与养老金制度的“精算公平”(actuarially fairness)评价标准相适应,此时养老金财富是指生命周期内养老金收入和缴费比较后的期望净现值(Borsch-Supan 2000),它也是一般文献所指的净养老金财富(如 OECD 2002)。本文所指养老金财富即养老金给付终生收入流的现值。

接下来的文章结构如下:第二部分介绍养老保险与劳动供给相关文献;第三部分介绍使用的数据以及变量;第四部分进行实证研究;第五部分给出稳健性检验结果;最后是研究结论和政策建议。

二、文献综述

自 20 世纪 50—60 年代起,老年人口的劳动参与率不断下降,与此同时,养老金给付水平在不断提高,许多学者便开始探讨养老保险对劳动供给的影响,试图用养老金制度来解释劳动参与率的变化趋势。国外学者就养老保险制度对劳动供给和退休决策的影响进行了深入研究,按研究方法大体可以划分为三类。

第一类文献利用新古典学派提出的生命周期模型和世代交叠模型(OLG model),主要从养老金财富水平来考察社会养老保险与劳动供给之间的关系。Feldstein(1974)将劳动供给内生化,建立了一个拓展的生命周期模型,定义了养老金财富的内涵,运用养老金财富现值模型研究了养老金计划对储蓄和退休决策的影响。Feldstein(1974)认为,养老保险对储蓄会产生两种方向相反的效应,分别是资产替代效应和引致退休效应。引致退休效应会诱使人们更多地消费闲暇,进而选择提早退休。Crowford & Lilien(1981)放松了完全资本市场、精算公平等假设条件,构建了更加复杂的跨期生命周期模型来分析公共养老保险计划的劳动供给效应。他们的研究表明,养老金计划对劳动供给的影响不确定。Nishiyama(2010)使用一般均衡的世代交叠模型来分析美国养老保险对夫妇共同的劳动供给决策的影响,研究发现取消配偶和遗属养老金会显著增加女性的工作时间,增长幅度为 4.3%—4.9%。

第二类文献则从养老金财富的变化入手,探讨养老金的财富激励对劳动力的影响。Gruber & Wise(1998)提出了养老保险给付激励模型(social security benefit incentives model),养老金计划通过开始领取养老金的年龄和人们预计退休年龄来影响劳动参与。他们认为,人们通过比较现在退休和下一年退休的养老金财富差异,进而做出退休决策。在跨国实证研究中,他们发现推迟领取养老金的年龄会降低老年群体的劳动参与率。Stock & Wise(1988, 1990)运用期权价值模型(option value of work model)来分析养老保险对退休决策的激励作用。他们的模拟研究表明,养老保险对离职率产生显著影响,提高提早退休年龄将降低职工的离职率。Borsch-Supan(2000)使用期权价值模型,分析了欧洲国家的公共养老金制度对老年劳动供给的影响。他发现,大多数欧洲养老金制度会激励人们提前退休,这些激励措施的力度与老年劳动力参与度呈显著负相关。

为了更好地进行因果推断,越来越多的学者以养老金制度改革为契机,尝试利用准自然实验来进行研究。第三类文献采用准自然实验的研究方法,分析了社会养老保险对劳动供给和个体退休决策的影响,有效地解决了内生性问题。Krueger & Pischke(1992)采用群组分析法来研究养老金财富在近似自然实验的外部冲击下对劳动供给的影响,结果表明养老金财富及其增长并不会对老年劳动参与产生显著影响。Cerdea(2005)利用智利 CASEN 数据,研究了养老保险体系对退休和劳动供给决策的影响。他认为,参保群体的养老金给付水平越高,其提早退休概率越大;个人账户基金的收益波动越大,参保人越倾向于延迟退休。1983 年美国开始逐步延长法定退休年龄,从 1938 年出生的这一代开始,每年延长两个月的法定退休年龄,Mastrobuoni(2009)采用政策实验法研究发现,受改革影响的人群增加劳动供给。运用 HRS 数据,Vere(2011)采用政策实验法研究了养老保险制度对老年劳动力的影响。结果显示,对于受改革影响的群体而言,养老保险待遇的高低会显著影响劳动供给水平。

从经验研究结果来看,学术界关于养老保险对劳动供给和退休决策的影响存在争议。一方面,部分学者认为养老金计划对劳动供给和退休决策有显著影响(Quinn,1977; Boskin & Hurd,1978; Aaron,1982; Meghir & Whitehouse,1997; Rust & Phelan,1997)。另一方面,还有部分学者则认为,养老金计划对劳动者的劳动供给与退休行为的影响不确定(Hausman & Wise,1985; Ruhm,1996; Blake,2004; Blau & Goodstein,2010)。

近年来,国内学者愈来愈关注社会养老保险制度对劳动供给的影响。封进和胡岩(2008)利用中国健康与营养调查数据(CHNS),分析了2000年以来中国城镇劳动力的提前退休行为,他们发现,工作的稳定性、个体的健康状况和子女的就业情况均会影响个人的退休决策。彭浩然(2012)发现,对于大部分行业,个体越晚退休,其所获得的养老金财富将越低,但是会有一个较高的替代率水平作为补偿。养老保险制度对退休行为存在负向激励,不同行业之间存在较大异质性,处在工资水平较低、增长缓慢的行业的职工提早退休概率更大。程杰(2014)比较了新农保、城镇职工养老保险、农民工综合保险以及失地农民养老保险对农村劳动力的影响,发现不同类型的养老保险的劳动供给效应具有显著异质性,新农保激励农民群体继续留在农村从事农业活动,失地农民养老保险往往更倾向于鼓励人们停止工作。张川川等(2014)基于2011年CHARLS数据采用断点回归和双重差分的识别策略,对“新农保”的政策效果进行了多维度评价,他们的研究发现“新农保”减少老年人的劳动供给。

纵观国内现有研究,多数文献(廖少宏,2012;李昂和申曙光,2017)以退休职工为研究对象,本文则聚焦于临近法定退休年龄的在岗职工群体,并且使用了预计停止工作年龄作为被解释变量。国内鲜有文献关注到其他社会保险计划对养老保险制度的劳动供给效应的影响,本文试图探讨医疗保险与养老保险之间的联动性。国外研究表明,失业、医疗保险等将导致职工提早退休,即其他社会保险对养老保险的引致退休效应可能具有叠加效应(Borsch-Supan,2000),而我们的研究发现,我国基本医疗保险会略微减弱养老保险制度的引致退休效应。

正如巴尔所言,选定不同的计量模型、给付和税收的差别对待、样本选取的不同等,都可能导致研究结果的不同(巴尔,2003)。国内外学者的研究为本文的研究提供了很好的理论支持和方法论借鉴。

三、数据及描述性统计

(一) 数据介绍

本文使用的数据来自2011年中国健康与养老追踪调查(CHARLS)全国基线调查、2013年的全国基线样本的第一次追踪访问以及2015年全国基线样本的第二次追踪访问。CHARLS项目采用多阶段抽样方法,旨在全国范围内收集一套有关中国45岁以上中老年人健康与养老的高质量微观数据。CHARLS样本调查范围覆盖全国28个省(自治区、直辖市)的150个县、450个社区(村),2015年受访者已达21095人。

本文研究城镇企业职工养老保险和“新农保”的劳动供给效应。由于开始领取养老金的企业职工基本退出劳动力市场,^①所以剔除那些正在领取养老金的观测样本,进一步剔除了现在没工作(但是以前工作过)且短期内不打算进入劳动力市场的样本。而对于“新农保”缴费群体和领取养老金的群体,都在本文的研究范围内。

(二) 养老金财富的基本精算模型

1. 城镇企业职工养老保险制度下的养老金财富精算模型

1997年,中国对城镇企业职工养老保险制度进行了改革,改革前退休的群体通常称为“老人”,

^① 数据库显示,退休后继续工作的职工样本很少。

改革前参加工作改革后退休的群体称为“中人” 改革后参加工作的群体即“新人”。同年国务院颁布了《关于建立统一的企业职工基本养老保险制度的决定》(以下简称 1997 年的《决定》)。1997 年的《决定》针对不同群体采用不同的养老金计发办法。2005 年国务院又颁布了《国务院关于完善企业职工基本养老保险制度的决定》(以下简称 2005 年的《决定》)。2005 年的《决定》对养老金计发办法进行了调整。由于“老人”已经退出劳动力市场,只计算“新人”和“中人”的养老金财富值。

(1) “新人”养老金财富

根据 2005 年的《决定》,“新人”基本养老金由基础养老金和个人账户养老金组成。基础养老金月标准以当地上年度在岗职工月平均缴费工资和本人指数化月平均缴费工资的平均值为基数,缴费每满一年发给 1%。个人账户养老金月标准为参保人个人账户储存额除以计发月数。则退休后第一年每月领取的基本养老金 (B_1) 和个人帐户养老金 (B_2) 的计发公式如下:

$$B_1 = (\bar{W}_{N-1} + z) / 2 \cdot N \cdot 0.01 \quad (1)$$

$$z = \bar{W}_{N-1} \cdot \theta \quad (2)$$

$$\theta = (w_N / \bar{W}_N + w_{N-1} / \bar{W}_{N-1} + \dots + w_2 / \bar{W}_2 + w_1 / \bar{W}_1) / N \quad (3)$$

$$B_2 = 12 \cdot \sum_{i=1}^N c_i w_i \prod_{j=i+1}^N \frac{1+r_j}{f(re)} = 12 \cdot \sum_{i=1}^N c_i w_i (1+g_w)^{i-1} (1+r)^{N-i} / f(re) \quad (4)$$

假定参保人连续缴费,一直到退休为止。其中, N 表示缴费年限, \bar{W}_i 为参保人第 i 年缴费时当地在岗职工的月平均工资,那么 \bar{W}_{N-1} 为企业职工退休时当地上一年的在岗职工月平均工资, w_i 表示本人第 i 年缴费时的月平均工资, z 为本人指数化月平均缴费工资, θ 为参保人月平均缴费指数, c_i 为第 i 年缴费时个人缴纳的养老保险缴费率, r_i 为第 i 年缴费时的利率, $f(re)$ 为个人账户的计发月数,它是法定退休年龄的函数, R 为现行法定退休年龄(男性法定退休年龄为 60 岁,女性普通职工的退休年龄为 50 岁,女性干部则为 55 岁), g_w 为本人工资增长率。

将(1)式加上(4)式再乘以 12,就得到 t 年 a 岁的“新人”退休时第一年领取的养老金为:

$$B_{a,t} = 12 \cdot (B_1 + B_2) \quad (5)$$

若企业职工养老保险的年养老金增长率为 g_e ,^①贴现率为 ρ , i 岁的人在 j 岁仍活着的概率为 $S_{i,j}$, 则 t 年 a 岁的职工“新人”的养老金财富为 $A_{a,t}$:

$$A_{a,t} = S_{a, re} \cdot \frac{1}{(1+\rho)^{re-a}} \cdot B_{a,t} \cdot \sum_{n \geq re} S_{re,n} \cdot \left[\frac{(1+g_e)}{(1+\rho)} \right]^{n-re} \quad (6)$$

(2) “中人”养老金财富

根据现行的计发规则,“中人”的基本养老金由基础养老金、个人账户养老金和过渡性养老金三部分组成。前两部分与“新人”对应的精算模型相同。过渡性养老金等于指数化月平均缴费工资、计发系数和“中人”参加工作到建立个人养老金账户前的缴费年限(或者视同缴费年限)之乘积,用公式表示为:

$$B_3 = N^* \cdot R \cdot z \quad (7)$$

N^* 为“中人”临界点之前的本人缴费年限, R 为计发系数,若临界点之前的缴费年限小于 25 年,享受比例为缴费年限 $\times 1.3\%$; 若临界点之前的缴费年限大于 25 年,其享受比例为 $30\% + (\text{缴费年限} - 25) \times 1\%$ 。

将(1)式、(4)式、(7)式相加之和乘以 12,得到 t 年 a 岁“中人”职工退休后第一年领取的养老金:

$$B_{a,t} = 12 \cdot (B_1 + B_2 + B_3) \quad (8)$$

同理得到“中人”的养老金财富,表达式与(6)式相同。

① 假定养老金增长率、社会在岗职工平均月工资增长率、个人平均月工资增长率均固定不变。

2. “新农保”制度下的养老金财富精算模型

2009年,国务院分批次逐步开展新型农村社会养老保险的全国试点工作。新农保制度实施时,农村居民如果已年满60周岁、未享受城镇职工基本养老保险待遇,则不用缴费,可以按月领取基础养老金,但其符合参保条件的子女应当参保缴费;如果不满60周岁,则需要按时缴费。参保人领取的养老金待遇由社会统筹帐户和个人帐户组成。社会统筹帐户由政府的财政资金支持,最初最低月标准为每人不低于55元,2014年基础养老金标准提高至每月70元。个人帐户养老金等于个人帐户所有储存额除以计发月数139。

还需缴费的未满60周岁参保群体的养老金财富可表示为:

$$B_5 = \begin{cases} 55 \cdot (1 + g_{B_5})^{re-a} & t = 2011, 2013 \\ 70 \cdot (1 + g_{B_5})^{re-a} & t = 2015 \end{cases} \quad (9)$$

$$B_6 = 12 \cdot \sum_{i=1}^N p_i \prod_{j=i+1}^N \frac{1+r_j}{f(re)} = 12 \cdot \sum_{i=1}^N p_i (1+g_i)^{i-t} (1+r)^{N-i} / f(re) \quad (10)$$

根据现行“新农保”计发规则,正在缴费的参保农民第一年领取月基础养老金(B_5)和个人帐户养老金(B_6)。其中 g_{B_5} 表示基础养老金增长率, p_i 为缴费第*i*年平均月缴费额,个人帐户年缴费额增长率为 g_i ,年基本养老金增长率为 g_f ,其他字母含义与城镇企业职工的精算模型相同。同理可知,*t*年*a*岁的缴费农民的养老金财富为 $A_{a,t}$:

$$B_{a,t} = 12 \cdot (B_5 + B_6) \quad (11)$$

$$A_{a,t} = S_{a,re} \cdot \frac{1}{(1+\rho)^{re-a}} \cdot B_{a,t} \cdot \sum_{n \geq re} S_{re,n} \cdot \left[\frac{(1+g_f)}{(1+\rho)} \right]^{n-re} \quad (12)$$

正在领取养老金且年满60周岁群体的养老金财富可表示为:

$$B_{a,t} = 12 \cdot B_7 \quad (13)$$

$$A_{a,t} = B_{a,t} \cdot \sum_{n \geq a} S_{a,n} \cdot \left[\frac{(1+g_f)}{(1+\rho)} \right]^{n-a} \quad (14)$$

其中 B_7 为调查时平均每月领取到的养老金, $S_{a,n}$ 为从调查时的*a*岁活到*n*岁的生存概率。

(三) 参数设定

1. 城镇企业职工养老保险制度下的估测取值

(1) 当地在岗职工月平均缴费工资:采用2012—2016年《中国统计年鉴》各省的在岗职工月平均工资。

(2) 在岗职工平均工资增长率:根据《中国统计年鉴》、人力资源和社会保障部公布的20年数据(1998—2017年),1998—2015年的实际工资增长率的几何平均数大于10%,考虑到近年来社会平均工资的增长率放缓,利用趋势性变化推测出在岗职工平均工资增长率为7.35%。

(3) 基本养老金增长率:2016年的基本养老金增长率为6.5%,2017年为6.0%、2018年的增长率为5.5%。通过时间序列预测法估计出基本养老金的增长率为5.5%。与郑秉文(2017)的《中国养老金精算报告(2018—2022)》中预估的养老金调待增长率保持一致。

(4) 无风险利率:采用中国人民银行2012年7月公布的1年期人民币存款利率3%。

(5) 主观贴现因子:Feldstein(1974)使用的主观贴现因子为3%,对实证结果在 $\rho = 1\%、1.5\%、3\%$ 之间进行敏感性测试,发现回归结果无显著差异,本文使用的主观贴现因子为3%。

(6) 生存概率:通过最新《中国人寿保险业经验生命表(2010—2013)》中养老金业务的生存人数计算出各年龄的生存概率。

2. “新农保”制度下的估测取值

(1) 基础养老金增长率:2009年“新农保”基础养老金不低于每年660元,2014年最低标准首

次提高至每人每年 840 元 2018 年 1 月起最低标准又进一步提高到每人每年 1056 元。十年平均基础养老金增长率为 5.4% ,这里假定每年增长率不变。

(2) 个人账户年缴费额增长率: 假定个体以一个固定增长率进行缴费 ,计算出所选样本的平均个体缴费额增长率为 6% 。

(3) 基本养老金增长率: 根据全国各省、直辖市、自治区人社部公布的“新农保”人均养老金数据 ,使用趋势预测法推测平均基本养老金增长率为 8.5% 。

(4) 其他: 无风险利率、主观贴现因子以及生存概率均与城镇企业职工制度的参数假设相同。

(四) 模型设定和变量选取

1. 计量模型设定

基于以上讨论 ,基础计量模型设定如下:

$$Y_{it} = \ln SSW_{it}'\beta + X_{it}'\gamma + Z_i'\delta + u_i + \varepsilon_{it}$$

其中 Y_{it} 是观测值 i 在 t 时反映劳动力的指标——平均周工作小时数或预计停止工作年龄。 $\ln SSW_{it}$ 是核心解释变量 ,表示第 i 个样本 t 时的养老金财富的对数值 ,养老金财富的数量级较大 ,为了消除量纲和异方差的影响 ,这里对养老金财富取对数。我们需要控制其他影响劳动供给和退休决策的变量 ,主要包括健康状况、家庭金融资产、受教育程度、性别、隔代照料、是否依靠子女养老等。 X_{it} 可以随个体及时间而变化 ,表示第 i 个样本 t 时的相关控制变量 Z_i 为不随时间而变的个体特征控制变量 u_i 为反映个体效应的不可观测的截距项 ε_{it} 为模型的干扰项。

2. 内生性问题

养老金财富(取对数)与劳动供给和个人退休决策之间相互影响 ,互为反向因果 ,所以养老金财富是一个内生性变量。通过引入工具变量来解决内生性问题 ,“新农保”制度下 ,我们考虑的工具变量是第一年领取养老金数与基础养老金最低标准的差值、缴费年限与最低缴费年限(最低缴费年限为 15 年)之差。养老保险制度包含许多条款和规定 ,比如最低缴费年限、基础养老金最低水平等等 ,这些规定与个人劳动供给水平和退休决策无关 ,那么 ,个人实际值与既有规定的差值也可以近似看成是外生的。同时 ,这些规定与养老金财富相关 ,根据相关的传递性 ,养老金财富值与这些差值也是相关的 ,所以 ,找到的工具变量较为合理。

城镇职工养老保险制度下 ,选取了距离法定退休年龄的年数、调查时点上一年度个体所在地区城镇在岗职工年平均工资这两个工具变量。年龄是养老金精算模型中的一个重要参数 ,但年龄可能通过偏好来影响劳动力供给 ,而偏好是无法控制的 ,所以年龄是内生但与养老金财富相关的变量。我们利用职工养老保险制度设计中法定退休年龄与个体年龄之差构成的变量作为其中一个工具变量 ,制度设计的法定退休年龄是外生的 ,所以 ,它与个体实际年龄之差也是外生的。对于调查时点上一年度在岗职工年平均工资 ,一方面不会影响调查时点的劳动供给水平 ,另一方面个体不能影响地区的工资水平 ,同时它又影响养老金财富 ,于是把它作为另一个工具变量。

3. 因变量

养老保险对劳动力的影响主要分为两个方面: 一方面是养老保险对退休决策的影响; 另一方面是对退休前的劳动供给水平的影响。我们分别选择了以下代表性指标来衡量。

(1) 退休决策。选取预计停止工作(劳动)时间这个指标。^① 考虑到中国的实际情况 ,农村普

^① “退休”一词主要适用于受雇型工作 ,尤其是城镇单位职工 ,农村并没有严格意义的退休 ,这里的“退休”是指不再进行以挣钱为目的劳动。

遍存在无休止劳动的现象,分析“新农保”问题时,被解释变量增加无休止劳动意愿。对于“活到老干到老”或预计停止劳动年龄超过预期寿命的样本赋值为1,有明确预计停止劳动年龄且该年龄又不超过相应的预期寿命则赋值为0。^①

(2) 劳动供给。我们进一步计算了调查时点前一年的平均周工作小时数(包括加班)。^②

(五) 变量描述性统计

企业职工养老保险制度下的主要变量的描述性统计见表1。参保的在职职工的平均周工作时间的均值为45.1小时,最大值为112小时。职工预计停止工作的年龄均值为57.5岁,其最大值为80岁,这个数据表明城镇职工对于延长法定退休年龄具有一定的容忍度。

“新农保”制度下主要变量的描述性统计见表2。参保农民的平均周工作时间的平均值为31.0小时,最大值为112小时。预计停止劳动的年龄平均值为66.2岁,最大值为90岁。农民预计停止劳动的平均年龄大于目前“新农保”开始领取养老金的年龄6年左右,说明农民预期在领取养老金后很长一段时间还继续劳动。

简单地从总的周工作小时数(包括兼职)的均值和最大值来看,农民的劳动供给水平低于企业职工的劳动供给水平,但是农民的预计停止工作年龄远大于职工,两者平均差距接近8.7岁。职工的受教育年限的均值为10.4年,而农民的均值为4.7年,企业职工的整体文化程度要高于农民。从反映健康状况的ADL/IADL指标来看,农民的平均值大于职工的平均值,表明职工的健康状况更好一些。

表1 城镇企业职工养老保险制度下主要变量的描述性统计

变量名称	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
ln(SSW)	养老金财富的对数值	14.485	0.387	13.589	16.103
Stop	预计停止工作年龄	57.528	4.700	45	80
Hour	总周工作小时数(包括兼职)	45.116	16.049	1	112
Fullhour	全职工作的周工作小时数	44.768	15.680	0	112
ln(Wage)	年工资的对数值	10.103	0.921	0.693	12.612
New	“新人”(“中人”=0,“新人”=1)	0.384	0.487	0	1
ADL/IADL	是否有ADL/IADL功能障碍	0.300	0.459	0	1
Yedu	受教育年限	10.379	3.298	0	22
Married	是否已婚	0.968	0.175	0	1
Caregrandchild	是否照看孙子女	0.041	0.199	0	1
Financial_asset	家庭金融资产(万元)	66.603	552.484	0	5000
Female	女性	0.276	0.448	0	1
Old cohort	是否属于53至60岁年长组	0.256	0.437	0	1
Yibao	是否参加城镇职工医疗保险	0.951	0.216	0	1

① 如果个体的健康状况至少不低于平均水平,当微观个体的预计停止工作年龄超过相应的平均预期寿命,我们也认为该样本具有无休止劳动意愿;参考联合国人口司发布的《世界人口展望(2016)》就中国2015年的预期寿命而言,将男性和女性的预期寿命分别赋值为74岁、77岁。

② CHARLS数据库将工作分为自家农业生产活动、农业打工、受雇性非农活动以及从事个体和私营经济活动,分别公布了它们的年工作月数、周工作天数和天工作小时数,为了尽量充分利用所提供信息,我们计算出平均周工作小时(年工作月数×周工作天数×天工作小时数/52)。

表 2 “新农保”制度下主要变量的描述性统计

变量名称	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
<i>ln(SSW)</i>	养老金财富的对数值	11.842	0.406	10.808	15.530
<i>Stop</i>	预计停止劳动年龄	66.243	7.341	45	90
<i>Endless</i>	是否进行无休止劳动	0.813	0.390	0	1
<i>Hour</i>	总周工作小时数(包括兼职)	31.021	24.347	1	112
<i>Farmhour</i>	自家农业生产活动周工作小时数	22.755	19.573	0	112
<i>Emphour</i>	受雇活动周工作小时数	31.135	24.398	0	112
<i>Selfhour</i>	个体和私营经济活动周工作小时数	40.813	29.214	0	112
<i>Start</i>	加入“新农保”的时间	2010.6	1.089	2009	2015
<i>ADL/IADL</i>	是否有 ADL/IADL 功能障碍	0.666	0.472	0	1
<i>Yedu</i>	受教育年限	4.669	3.799	0	22
<i>Married</i>	是否已婚	0.904	0.295	0	1
<i>Caregrandchild</i>	是否照看孙子	0.219	0.414	0	1
<i>Financial_asset</i>	家庭金融资产(万元)	13.774	255.320	0	5001
<i>Female</i>	女性	0.477	0.500	0	1
<i>Age</i>	年龄	59.370	8.887	45	91
<i>Xinnonghe</i>	是否参加“新农合”	0.827	0.378	0	1
<i>Relychild</i>	将来是否依靠子女养老	0.780	0.414	0	1

表 3 中比较了两种社会养老保险制度下的养老金财富,职工享受的养老金待遇水平更高,其养老金财富的平均值为 2119353 元,中位数为 1922230 元。“新农保”制度下的养老金财富的均值为 158499 元,中位数为 136747 元,远远低于企业职工养老金财富水平。与城镇职工养老保险相比,目前“新农保”的养老金水平较低,参保农民积累的养老金财富较少,可能难以满足未来养老需求。

表 3 两种养老保险制度下的养老金财富的描述性统计

分位数	城镇职工	农村劳动者
5%	1069260	88147
25%	1506147	108981
50%	1922230	136747
75%	2459940	153883
95%	3772358	264422

数据来源:由 CHARLS 数据库 2011 年、2013 年、2015 年三期混合截面样本计算整理而得。

四、回归分析

(一) 城镇企业职工养老保险对退休决策的影响

表 4 养老金财富与预计停止工作年龄:基础回归

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Stop</i>	<i>Stop</i>	<i>Stop</i>	<i>Stop</i>	<i>Stop</i>
<i>ln(SSW)</i>	-9.170** (4.323)	-9.163** (4.382)	-9.894** (4.331)	-10.631** (4.531)	11.147 (42.193)
<i>New</i>	-6.485** (2.745)	-6.475** (2.754)	-6.847** (2.741)	-6.310** (2.941)	-8.779 (9.062)

续表4

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Stop</i>	<i>Stop</i>	<i>Stop</i>	<i>Stop</i>	<i>Stop</i>
<i>ADL/IADL</i>	-0.267 (1.689)	-0.266 (1.698)	0.889 (1.768)	1.797 (1.909)	-1.814 (5.081)
<i>Yedu</i>	-0.655 (0.590)	-0.654 (0.594)	-0.696 (0.586)	-0.824 (1.419)	-0.497 (1.384)
<i>Married</i>	-1.389 (9.189)	-1.382 (9.233)	-0.167 (9.168)	1.711 (8.644)	-17.544 (44.938)
<i>Caregrandchild</i>		0.121 (3.245)	0.195 (3.199)	0.725 (3.186)	-6.058 (14.309)
<i>Financial_asset</i>			0.004* (0.003)	0.005* (0.003)	0.078 (0.311)
观测值	630	630	630	415	215
F 统计量	25.735	25.193	108.058	75.947	11.236

注: 估计系数下方的括号内为对应的稳健标准误值。*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 显著水平下显著。由于篇幅受限, 部分控制变量没有列出, 若需要完整的估计结果, 可向作者索要。各实证回归中均加入了省份和个体固定效应。以下各表同。

表4给出了城镇企业职工养老保险影响职工退休决策的基本回归结果, 工具变量法第一阶段回归的 F 值均大于 10, 说明可以排除弱工具变量的问题 (Stock & Yogo 2002)。其中第 1—3 列是对全样本进行回归。第 1—2 列没有控制家庭金融资产状况或隔代照料变量, 第 3 列控制了“Financial_asset”以及“Caregrandchild”虚拟变量。前 3 列逐步加入控制变量, 它们养老金财富的估计系数差异不大, 一定程度上可以排除遗漏变量的问题。如果养老保险会激励职工提早退休, 那么养老金财富前面的估计系数应为负数。第三列结果表明, 平均而言, 职工养老保险会激励职工提早退休, 养老金财富每增加 1%, 职工预计停止工作的时间平均提早约 0.10 年 (0.10 ≈ 9.894/100, 约 1.2 个月), 其结果在 5% 的显著水平上显著。

表4第 4—5 列是分别对男性、女性样本进行回归后得到的估计结果。结果显示, 养老金财富对男性具有引致退休效应, 具体而言, 养老金财富每增加 1%, 男性职工预计停止工作年龄将提早近 0.11 年 (0.11 ≈ 10.631/100, 约 1.3 个月)。职工养老金财富对女性的预计停止工作年龄的影响为正, 但结果并不显著。

为了进一步考察养老保险对退休决策的影响是否存在性别差异, 引入养老金财富对数与性别变量的交叉项“ln(SSW) × Female”, 估计结果见表 5 第 1 列。交叉项前的估计系数为正但统计意义上并不显著, 表明企业职工养老保险的引致退休效应并没有显著的性别差异。由于交叉项包含养老金财富这个内生性变量, 所以交叉项也是内生的, 故我们需要引入养老金财富的工具变量与性别之乘积作为交叉项的工具变量, 本文所有包含交叉项的估计均按此法寻找工具变量, 下文不再赘述。

虚拟变量“new”(“新人”)前的估计系数为负数, 且在 5% 的显著水平上显著, 这说明给定其他控制变量, “新人”与“中人”的“预计停止工作年龄”的差别是 0.07 岁左右 (见表 4 列 3, 0.07 ≈ 6.847/100, 约 0.8 个月)。这表明, 城镇企业职工养老保险所产生的引致退休效应可能是不平衡的, 相对于“中人”而言, “新人”的养老金财富值越大, 他们预计退出劳动力市场的时间越会提前。我们研究的企业职工样本的年龄段在 45—60 岁之间, 按年龄范围, 可以将样本二等分为年轻组“younger cohort”(45—52 岁) 和年长组“older cohort”(53—60 岁)。通过引入养老金财富的对数值与哑变量(是否属于年长组)的交叉项, 可以检验养老保险是否更倾向于激励较年轻群体提前退出

劳动力市场。交叉项系数(见表5第2列)为-0.297,在10%的显著水平上显著。这表明,与年轻群体相比,企业职工养老保险对年长者的引致退休效应稍大一些。

在我国,祖父母照料孙子女现象比较普遍。许多研究发现,祖父辈为孙辈提供照料会影响祖父母的退休决策(Van Bavel & De Winter 2013; Hochman & Lewinepstein 2013)。一般而言,需要照顾孙子女的祖辈往往倾向于提早退休,表5第3列控制了养老金财富与隔代照料的交叉项。结果显示,养老金财富的增加会对照料孙辈的祖父母的“预计停止工作年龄”产生更大影响,激励他们提早退休。

表5第4列控制了养老金财富与“是否参加城镇企业职工医疗保险”的交叉项,进而讨论城镇职工医疗保险与职工养老保险的联动性。交叉项前的回归系数若为正数,意味着医保与养老保险对退休行为产生互斥效应;反之,则对职工退休决策产生叠加效应。从估计结果来看,其交叉项为正数,表明参加职工医疗保险会轻微减弱养老保险的引致退休效应。相对于未参加职工基本医疗保险的群体,养老保险待遇增加时,参加医保群体会倾向于选择一个较晚时间退休。参加职工医疗保险是一种健康投资行为,有助于人力资本的积累,从而提高劳动者的收入,劳动报酬增加使得职工消费闲暇的机会成本增加,促使他们较晚退出劳动力市场。

表5 养老金财富与预计停止工作年龄:异质性

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Stop</i>	<i>Stop</i>	<i>Stop</i>	<i>Stop</i>
lnSSW	-10.962** (4.610)	-8.244* (4.396)	-9.469** (4.199)	-9.229** (4.280)
ln(SSW) × Female	7.643 (8.141)			
ln(SSW) × Older_cohort		-0.297* (0.175)		
ln(SSW) × Caregrandchild			-20.807*** (7.695)	
ln(SSW) × Yibao				0.376* (0.227)
观测值	630	630	630	630
F 统计量	50.724	101.263	106.750	108.824

(二) “新农保”对“退休决策”的影响

中国农民的“退休问题”比较特殊,普遍存在“无休止劳动”现象,近83%的农村居民表示,只要健康状况允许,他们将一直劳动,仅17%的农村居民给出明确的预计停止劳动年龄。我们首先对那些有明确“退休”年龄的个体进行分析,表6显示的是养老保险对农民“退休决策”的影响结果。第1列的基础回归结果显示,“新农保”对农民预计停止劳动年龄产生微弱的负向影响,养老金财富每增加1%,农民预计停止劳动年龄提早约0.02年(0.02 ≈ 2.372/100 约7天)。但是随着年龄的增加,养老保险激励人们提早停止劳动的效应将有所减弱。

表6第2列、第3列分别加入养老金财富与性别(ln(SSW) × Female)、养老金财富与“是否参加新型农村合作医疗保险”(ln(SSW) × Xinnonghe)交叉项。交叉项“ln(SSW) × Female”前的估计系数虽然为正数,但是无论从经济意义还是统计意义上看均不显著,说明“新农保”对农民退休决策的影响没有明显性别差异。“ln(SSW) × Xinnonghe”交互项可以用来检验“新农合”、“新农保”对农民“预计停止劳动时间”的影响。交互项前估计系数为正数,这与企业职工养老保险一致,相对

于没有参加“新农合”的群体而言,养老金财富增加时,“新农合”参保群体通常倾向于延迟“退休”。在中国,许多农村居民一直秉承着“养儿防老”理念,这一观念对退休决策会产生怎样的影响?养老金财富的对数值与“将来是否预期依靠子女养老”的交互项“ $\ln(SSW) \times Relychild$ ”的回归系数为5.302,且在1%的显著水平上显著。这表明,依靠子女养老的农村居民会延迟“退休”,这在一定程度上抑制了养老保险的引致退休效应,因为他们可能通过延长劳动年限来减轻后代负担。与企业职工养老保险相反,隔代照料对农村居民的退休行为并未产生显著影响(参见表6第5列)。

表6 “新农保”制度下养老金财富与“退休决策”

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Stop</i>	<i>Stop</i>	<i>Stop</i>	<i>Stop</i>	<i>Stop</i>
$\ln(SSW)$	-2.372* (1.442)	-3.633** (1.749)	-11.286** (5.710)	-3.599** (1.719)	-2.970* (1.788)
$\ln(SSW) \times Female$		0.066 (0.480)			
$\ln(SSW) \times Xinnonghe$			10.296** (5.221)		
$\ln(SSW) \times Relychild$				5.302*** (1.792)	
$\ln(SSW) \times Caregrandchild$					-3.189 (2.252)
<i>Age</i>	0.774*** (0.244)	0.389* (0.212)	0.391* (0.221)	0.390* (0.210)	0.348* (0.211)
观测值	1825	1825	1825	1825	1825
F 统计量	229.535	251.576	36.859	259.932	238.239

表7 养老金财富与无休止劳动意愿

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Probit	Probit	ivProbit	ivProbit
	<i>Endless</i>	<i>AME</i>	<i>Endless</i>	<i>AME</i>
$\ln(SSW)$	-0.155*** (0.032)	-0.034*** (0.007)	-0.166*** (0.032)	-0.037*** (0.007)
<i>Age</i>	0.111*** (0.037)	0.024*** (0.008)	0.108*** (0.037)	0.024*** (0.008)
<i>Relychild</i>	0.074** (0.035)	0.016** (0.008)	0.072** (0.035)	0.016** (0.008)
<i>ADL/IADL</i>	0.148*** (0.033)	0.033*** (0.007)	0.147*** (0.033)	0.032*** (0.007)
<i>Yedu</i>	-0.028*** (0.004)	-0.006*** (0.001)	-0.028*** (0.004)	-0.006*** (0.001)
<i>Married</i>	-0.190*** (0.049)	-0.042*** (0.011)	-0.189*** (0.049)	-0.042*** (0.011)
<i>Caregrandchild</i>	-0.098*** (0.035)	-0.022*** (0.008)	-0.098*** (0.035)	-0.021*** (0.008)
观测值	11237		11237	

接下来,使用 Probit 模型分析“新农保”对个体选择无休止劳动意愿的影响(参见表 7),前两列分别是使用 Probit 模型进行回归的系数和平均边际效应,后两列是使用工具变量法(ivProbit) 两阶段估计的系数和平均边际效应。第 2 列和第 4 列的分析结果表明,内生性问题会略微低估养老金财富对农民无休止劳动意愿的影响,所以,重点分析工具变量法的回归结果。“新农保”会抑制农民无休止劳动的意愿,具体而言,养老金财富每增加 10%,参保农民选择无休止劳动的概率会降低 37 个百分点。受教育程度较低、年纪越大以及依靠子女养老的群体会更倾向于无休止劳动。健康状况与婚姻状况均是影响无休止劳动的重要因素。

(三) 城镇企业职工养老保险对劳动供给的影响

首先关注职工养老金财富对劳动时间的平均影响。表 8 是职工养老保险对周工作小时数的影响。其中前 3 列的被解释变量为全职工作的周工作小时数,即不将兼职时间计入,后三列是以总的平均周工作小时数为被解释变量。养老金财富的回归系数均为负数,这表明养老金给付水平的提高会激励人们减少劳动供给。同时,这种负向劳动供给效应对总周工作小时数的影响要略大于对全职工作的周工作小时数的影响,一定程度上意味着养老保险不仅会减少与养老金待遇相关的全职劳动供给,也会减少兼职的劳动供给。隔代照料与参加医保对企业职工周工作时间并未产生显著影响,这意味着同一因素对劳动供给的退休行为与平均周工作小时数会产生不同影响,照顾孙子女和参加职工医疗保险会影响长期劳动供给,身体健康状况、工资水平等因素会显著影响短期劳动供给。

表 8 养老金财富与劳动供给

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Fullhour</i>	<i>Fullhour</i>	<i>Fullhour</i>	<i>Hour</i>	<i>Hour</i>	<i>Hour</i>
$\ln(SSW)$	-17.290** (8.606)	-17.685** (8.635)	-17.953** (8.653)	-17.759** (8.664)	-18.340** (8.677)	-18.232** (8.708)
$\ln(wage)$	14.279*** (2.641)	14.311*** (2.658)	14.375*** (2.656)	14.552*** (2.659)	14.542*** (2.671)	14.619*** (2.673)
<i>New</i>	-11.286** (4.709)	-11.343** (4.742)	-11.735** (4.824)	-11.567** (4.741)	-11.524** (4.764)	-11.904** (4.855)
<i>ADL/IADL</i>	-8.873*** (3.065)	-8.812*** (3.103)	-8.931*** (3.084)	-8.713*** (3.086)	-8.471*** (3.117)	-8.754*** (3.104)
<i>Yedu</i>	-0.781 (0.979)	-0.801 (0.984)	-0.822 (0.986)	-0.876 (0.986)	-0.905 (0.988)	-0.906 (0.992)
<i>Married</i>	-24.631 (15.282)	-24.428 (15.385)	-24.784 (15.388)	-24.757 (15.386)	-24.122 (15.459)	-24.876 (15.486)
<i>Caregrandchild</i>	-5.202 (4.969)	-67.835 (229.489)	-4.864 (5.097)	-6.886 (5.002)	-195.903 (230.591)	-6.623 (5.129)
<i>Financial_asset</i>	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)
$\ln(SSW) \times Caregrandchild$		4.356 (15.947)			13.141 (16.023)	
$\ln(SSW) \times Yibao$			-0.109 (0.364)			-0.086 (0.366)
观测值	682	682	682	682	682	682
F 统计量	29.146	14.235	14.143	29.146	14.235	14.143

为了进一步讨论不同劳动供给水平下养老保险对周工作小时数的影响,使用不易受数据极端值以及异常值影响,也不要求残差满足正态分布的工具变量分位数法(IVQR)进行回归估计,表9呈现了企业职工养老金财富与劳动供给的工具变量分位数估计结果。第2—4列分别是对劳动供给1/4分位数、中位数和3/4分位数的估计,第1列给出了面板数据固定效应模型回归估计,方便进行比较。养老金财富的回归系数均为负数,一方面表明养老金财富增加时,对不同劳动时间分位上的劳动供给均产生抑制作用。随着分位数的增加,估计系数绝对值呈现逐渐上升趋势,并且在10%的显著水平上显著。换言之,养老金财富增加时,养老保险对工作时间长的个体影响最大,对劳动时间短的个体影响较小。另一方面也说明分析的结果比较稳健。

表9 养老金财富与劳动供给工具变量分位数回归

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	IV	IVQR		
	Fe	P25	P50	P75
ln(SSW)	-17.759** (8.664)	-4.482** (2.225)	-4.514*** (1.521)	-6.919* (3.897)
ln(wage)	14.552*** (2.659)	6.103*** (0.743)	3.617*** (0.500)	3.630*** (1.183)
观测值	682	682	682	682

(四) “新农保”对劳动供给的影响

通过分析样本散点图,我们发现“新农保”制度下养老金财富与劳动供给之间可能存在非线性关系,根据交叉验证法确定最优模型应为三次,因此,在模型中进一步引入养老金财富的二次项和三次项。表10给出了采用工具变量后“新农保”对农村居民劳动时间的回归结果,检验弱工具变量问题的F统计值大于10,表明不存在弱工具变量问题。回归结果显示,“新农保”制度下养老金财富对总的劳动供给并未产生显著影响。将劳动时间按照劳动类型进行细分,分为自家农业生产、受雇性以及从事个体和私营经济活动,第2—4列给出了分析结果。随着养老金财富增加,自家农业生产的劳动供给呈现先逐渐增加后减小的变化趋势,即倒U型变化趋势。换言之,养老金财富的增加,一方面会激励养老金财富水平较低和较高的人群减少劳动时间,另一方面会鼓励拥有中等养老金财富水平的劳动者增加劳动供给。但对受雇性非农活动以及私营经济活动并未产生显著影响。

表10 养老金财富与劳动供给

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	Hour	Farmhour	Emphour	Selfhour
ln(SSW)	-2195.981 (2396.565)	-4556.058* (2508.126)	3677.617 (3905.325)	10773.88 (22172.41)
ln(SSW) ²	177.885 (190.025)	366.473* (198.897)	-288.945 (310.141)	-844.158 (1809.115)
ln(SSW) ³	-4.790 (5.009)	-9.799* (5.242)	7.536 (8.195)	21.460 (49.057)
观测值	8488	7282	1899	961
F统计量	55.108	31.588	17.351	35.987

五、稳健性检验

缴费率或其增长率是精算养老金财富的重要参数,改变其设定会影响养老金财富值。为了检

验上述结论的稳健性和可靠性,调整缴费率和缴费增长率,进行敏感性分析。^①改变养老金财富的参数设定后得到的回归结果与上述回归结果并无明显差异,说明本文结果具有稳健性。

接下来,尝试分析更多参数变化对预计停止工作年龄的影响。表 11 呈现了城镇企业职工的相关结果。结果表明,控制其他因素不变时,随着企业职工养老保险缴费比例或在岗职工平均工资增长率降低,职工养老金财富的引致退休效应将逐渐减小,并且引致退休效应对两参数设定的敏感性基本相同。但基本养老金年增长率的的变化并不会造成引致退休效应的变化。

表 11 养老金财富与预计停止工作年龄的敏感性分析(城镇企业职工养老保险)

1. 其他养老金财富参数设定不变,职工缴费比例变化					
增长率(%)	6.0	6.5	7.0	7.5	8.0
预计停止工作年龄	-8.846**	-9.112**	-9.375**	-9.636**	-9.894**
2. 其他养老金财富参数设定不变,基本养老金年增长率变化					
增长率(%)	3.5	4.0	4.5	5.0	5.5
预计停止工作年龄	-9.894**	-9.894**	-9.894**	-9.894**	-9.894**
3. 其他养老金财富参数设定不变,在岗职工平均工资增长率变化					
增长率(%)	5.35	5.85	6.35	6.85	7.35
预计停止工作年龄	-8.858**	-9.120**	-9.381**	-9.640**	-9.894**

注:预计停止工作年龄作为被解释变量,“预计停止工作年龄”对应的是不同参数设定条件下对全样本进行回归时养老金财富值前的估计系数,即预计停止工作年龄对养老金财富的半弹性值。下表同。

表 12 养老金财富与预计停止劳动年龄的敏感性分析(“新农保”)

1. 其他养老金财富参数设定不变,基础养老金年增长率变化					
增长率(%)	5.4	5.9	5.4	5.9	6.4
预计停止劳动年龄	-2.331*	-2.352*	-2.372*	-2.393*	-2.414*
2. 其他养老金财富参数设定不变,基本养老金年增长率变化					
增长率(%)	6.5	7.0	7.5	8.0	8.5
预计停止劳动年龄	-2.374*	-2.374*	-2.373*	-2.373*	-2.372*
3. 其他养老金财富参数设定不变,缴费增长率变化					
增长率(%)	5.0	5.5	6.0	6.5	7
预计停止劳动年龄	-2.404*	-2.388*	-2.372*	-2.356*	-2.341*

表 12 进一步给出了“新农保”的回归分析结果。随着基础养老金年增长率增加,在控制其他因素不变情形下,养老金财富对预计停止劳动年龄的负向影响小幅度增大。而基本养老金年增长率或缴费增长率逐渐增大时,“新农保”的引致退休效应将有所减小,并且预计停止劳动年龄对缴费增长率的变化更加敏感一些。

六、结论和政策建议

本文使用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据,分析了中国养老保险制度对劳动力供给和退休决策的影响。本文的实证结果显示,不同类型养老保险对劳动供给的影响具有异质性。对于参保农民而言,养老金财富的增加虽然对整体的劳动时间没有显著影响,但自家农业生产活动的劳动供给会呈现倒 U 型变化。“新农保”制度下,养老金财富的增加具有轻微诱使个体提前“退休”

^① 由于篇幅受限,这里不单独报告相应回归,若需要完整的估计结果,可向作者索要。

的效应,并且一定程度上抑制农民无休止劳动的意愿;秉承“养儿防老”传统观念的劳动者更加倾向于延长劳动年限来减轻子女赡养负担。而对于参保职工而言,城镇企业职工养老保险会激励人们降低劳动供给水平,激励职工提早退休。随着养老金财富的增加,个体预计停止工作的年龄将提早。相对于农民而言,职工的引致退休效应较大。此外,研究还表明,城乡基本医疗保险会减弱引致退休效应。有学者指出,中国目前职工的“未老先退”问题特别突出,有的地区提前退休的人员占到当年退休人员的30%。^① 本文的研究结果表明,养老金财富每增加1%,职工预计退休年龄将平均提早1.2个月左右。

上述结论具有重要的政策启示。如果养老金年增长率降低,会导致参保群体推迟预计退休年龄,这可能为渐进式延长退休年龄提供了一定政策空间。2005—2015年,中国基本养老金年涨幅均超过10%。2016年,基本养老金增长率下降到6.5%。2017年下降至5.5%左右,2018年降到5%左右。^② 若待遇增长幅度降低,一定程度上会起到抑制职工提前退休的作用。为了实现养老金制度的可持续发展,政府应该采取有力措施,抑制不合理提前退休现象的发生。

推行延迟退休的障碍主要来自两个方面:一是担忧延迟退休会恶化就业问题,担心老年人就业可能会影响到年轻人的就业问题。没有证据显示,提高老年人退休年龄会降低年轻人的就业机会或提高年轻人的失业率。恰恰相反,已有研究表明,提高老年人的劳动参与率会增加年轻人就业和减少年轻人的失业率(Gruber et al., 2009)。同时,职工中普遍存在着退休后再就业现象,这表明退休政策并未置换出等量就业岗位,这将部分减弱延迟退休年龄对就业的影响。二是担心老年人的生产率较低,延迟退休会使中低收入的劳动者、尤其是受教育程度较低的农民工陷入较为困难的境地。目前整个社会的受教育程度持续提高,这为保持较高的生产率水平提供了可能。此外,可以在职业生涯期间为劳动者尤其是农民工群体提供不断学习的机会,进行在职培训和技能升级(蔡昉, 2014; Gile, 2011)。

此外,应该尽快建立科学合理的城乡居民全国基础养老金最低标准的动态调整机制,适时出台调整方案,鼓励各地区制定符合本地实际的具体实施办法。与此同时,探索建立和完善符合国情的居民基本养老保险基金投资运营模式,实现养老基金保值增值,提高个人账户养老金水平。近年来,全国城乡居民的基础养老金最低标准不断提高,从最初的55元逐步提高至70元,2018年进一步提高至每人每月88元;城乡居民个人账户的缴费档次和标准也不断提高。截至2018年底,城乡居民基本养老基金累计结存7207亿元,基金的保值增值问题日益凸显。随着基础养老金和个人账户积累额的增加,基本养老金待遇可望稳步提升,农村居民预期的养老金财富值增加,一定程度上会抑制农村居民的无休止劳动意愿,使其安度晚年,共享经济社会发展成果,不断增强农村参保居民的获得感、幸福感、安全感。

参考文献

- 蔡昉(主编) 2014《中国人口与劳动问题报告 No. 15》,社会科学文献出版社。
程杰 2014《养老保障的劳动供给效应》,《经济研究》第10期。
封进、胡岩 2008《中国城镇劳动力提前退休行为的研究》,《中国人口科学》第4期。
廖少宏 2012《提前退休模式与行为及其影响因素——基于中国综合社会调查数据的分析》,《中国人口科学》第3期。
李昂、申曙光 2017《社会养老保险与退休年龄选择——基于CFPS2010的微观经验证据》,《经济理论与经济管理》第9期。
尼古拉斯·巴尔 2003《福利国家经济学(中译本)》,中国劳动社会保障出版社。
彭浩然 2012《基本养老保险制度对个人退休行为的激励程度研究》,《统计研究》第9期。

^① 参见金维刚在中国养老金融50人论坛首届峰会的讲话。

^② 郑功成指出,前十几年的养老金增长速度较高,主要是为了对低工资、低养老金的老一代退休工人的补偿。在经历数十年的补偿性增长后,现在需要确立合理、可持续的待遇调整增长机制。参见中国青年报报道《全国人大常委会委员郑功成:养老保险改革今年至关重要》2017年03月14日, http://news.youth.cn/jsxw/201703/t20170314_9286600.htm。

- 张川川 2014 《新型农村社会养老保险政策效果评估——收入、贫困、消费、主观福利和劳动供给》,《经济学(季刊)》第1期。
- 郑秉文 2017 《中国养老金精算报告(2018—2022)》中国劳动社会保障出版社。
- Aaron H. J. 1982 ,Economic Effects of Social Security ,The Brookings Institution.
- Blake D. 2004, “The Impact of Wealth on Consumption and Retirement Behaviour in the UK” *Applied Financial Economics* ,14(8) , 555—576.
- Blau D. M. and R. Goodstein 2010, “Can Social Security Explain Trends in Labor Force Participation of Older Men in the United States?” *Journal of Human Resources* 45 328—363.
- Borsch-Supan A. 2000, “Incentive Effects of Social Security on Labor Force Participation: Evidence in Germany and Across Europe” , *Journal of Public Economics* 78 25—49.
- Boskin M. J. ,and M. D. Hurd ,1978, “The Effect of Social Security on Early Retirement” ,*Journal of Public Economics* ,10 , 361—377.
- Cerda R. A. 2005, “Does Social Security Affect Retirement and Labor Supply? Evidence from Chile” *Developing Economies* 43(2) , 235—64.
- Crawford V. P. ,and D. M. Lilien ,1981, “Social Security and the Retirement Decision” ,*Quarterly Journal of Economics* ,96 , 505—529.
- Feldstein M. 1974, “Social Security ,Induced Retirement ,and Aggregate Capital Accumulation” *Journal of Political Economy* 82 , 905—926.
- Giles J. ,D. Wang ,and W. Cai ,2011, “The Labor Supply and Retirement Behavior of China’s Older Workers and Elderly in Comparative Perspective” ,*World Bank Policy Research Working Paper* 5853 1—38.
- Gruber J. and D. Wise ,1998, “Social Security and Retirement: An International Comparison” ,*American Economic Review* 88 158—163.
- Gruber J. K. Milligan ,and D. A. Wise ,2009, “Social Security Programs and Retirement Around the World: The Relationship to Youth Employment , Introduction and Summary” *Estuarine & Coastal Marine Science* 5(6) 829—830.
- Hausman J. A. and D. A. Wise ,1985, “Social Security ,Health Status ,and Retirement” ,NBER Chapters in Pensions , Labor and Individual Choice 159—192.
- Hochman , O. , and N. Lewinepstein , 2013, “Determinants of Early Retirement Preferences in Europe: The Role of Grandparenthood” ,*International Journal of Comparative Sociology* 54 ,29—47.
- Krueger A. B. and J. Pischke ,1992, “The Effect of Social Security on Labor Supply: A Cohort Analysis of the Notch Generation” , *Journal of Labor Economics* 10 412—437.
- Mastrobuoni G. ,2009, “Labor Supply Effects of the Recent Social Security Benefit Cuts: Empirical Estimates Using Cohort Discontinuities” *Journal of Public Economics* 93 1224—1233.
- Meghir C. and E. Whitehouse ,1997, “Labour Market Transitions and Retirement of Men in the UK” *Journal of Econometrics* 79 , 327—354.
- Nishiyama S. ,2010, “The Joint Labor Supply Decision of Married Couples and the Social Security Pension System” ,*Michigan Retirement Research Center Research Paper* ,No.2010—229.
- Quinn J. F. 1977, “Microeconomic Determinants of Early Retirement: A Cross-Sectional View of White Married Men” *Journal of Human Resources* 12 329—346.
- Ruhm C. J. 1996, “Do Pensions Increase the Labor Supply of Older Men?” *Journal of Public Economics* 59 157—175.
- Rust J. , and C. Phelan ,1997, “How Social Security and Medicare Affect Retirement Behavior In a World of Incomplete Markets” , *Econometrica* 65(4) ,781—831.
- Stock J. H. and D. A. Wise ,1988, “The Pension Inducement to Retire: An Option Value Analysis” ,NBER Working Papers from National Bureau of Economic Research ,No. 2660.
- Stock J. H. and D. A. Wise ,1990, “Pensions ,the Option Value of Work ,and Retirement” *Econometrica* 58 1151—1180.
- Stock J. H. J. H. Wright ,and M. Yogo ,2002, “A Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments” *Journal of Business & Economic Statistics* 20 518—529.
- Vere J. P. 2011, “Social Security and Elderly Labor Supply: Evidence from the Health and Retirement Study” *Labour Economics* , 18 676—686.
- Van ,B. J. , and T. Winter ,2013, “Becoming a Grandparent and Early Retirement in Europe” ,*European Sociological Review* 29 , 1295—1308.

Impact of the Basic Pension Program on Labor Supply and Retirement Decisions: An Empirical Analysis Based on the China Health and Retirement Longitudinal Study

LIU Zilan^a ZHENG Qianwen^a and ZHOU Cheng^b

(a: Hunan Normal University; b: University of Leicester)

Summary: China's society is experiencing accelerated aging due to increasing life expectancy. At the same time, the size of China's labor force is declining, which means that the pension insurance policy and retirement policy need to be adjusted accordingly. Due to the differentiation in China's social pension system and labor market segmentation into urban and rural, we need specific analyses for specific pension programs. China's public pension systems comprise mainly the Basic Old Age Insurance (BOAI) for employees in for-profit enterprises, the New Rural Pension Scheme (NRPS) in rural areas, the Urban Resident Pension Insurance (URPI), and the Public Employee Pension (PEP) for civil servants and employees in non-profit government institutions (in 2014, the combination of the NRPS and URPI began to establish a unified pension system for urban and rural residents). As the URPI is not employment related, and the PEP for government institution slacks corresponding data, we discuss only the first two types of social insurance system mentioned above. The traditional concepts of "raising children to provide against old age", intergenerational care, and medical insurance all affect the labor supply. This paper attempts to explore the links between these factors and pension insurance. We mainly study the impact of social pension insurance on both the labor supply and individual retirement decisions through pension wealth. Pension programs have two opposite effects on the labor supply, namely the negative incentive of the income effect and the positive incentive of the substitution effect. We examine whether the basic pension insurance system has the induced retirement effect, i. e., encouraging people to quit the labor market early. "Retirement" here refers to the cessation of work done for the purpose of earning money.

Using data from the China Health and Retirement Longitudinal Study (2011, 2013, 2015) and the instrumental variable method, this paper examines the effects of the NRPS and the Urban Employee Basic Pension Insurance on the labor supply and retirement decisions, respectively. The empirical analysis demonstrates the following. (1) The BOAI encourages workers to retire early. On average, workers plan to stop working about 0.10 years (about 1.2 months) in advance, with pension wealth increasing by 1%. Workers who need to take care of their grand children tend to retire early. However, participation in the urban workers' medical insurance weakens the induced retirement effects. (2) The NRPS has a weak negative impact on "retirement age": the older the farmer, the weaker the induced retirement effect. At the same time, the increased pension wealth restrains the willingness of peasants to work endlessly, although rural workers who adhere to the traditional concept of "nurturing children to provide against old age" are more inclined to extend their working life to reduce the burden of child support. (3) The income effect of the BOAI on the labor supply is greater than the substitution effect, which affects not only the full-time individual labor supply, but also the part-time labor supply. (4) With the augmentation of the pension, the working time for household agricultural activities will first gradually increase and then decrease. The improvement in pension benefits has no significant impact on the labor supply for other activities.

Our study has certain critical policy implications. If the government reduces the urban employee's basic pension growth rate, workers will tend to postpone their expected retirement age, providing an empirical basis for the timely introduction of a progressively delayed retirement age policy in China.

Our paper makes several important contributions to the ongoing research. First, it proves that China's social pension system has an induced retirement effect, and evaluates its size under different types of old age pension scheme. Second, using high quality national micro data, our study verifies the effect of the BOAI and NRPS on the labor supply from the perspective of pension wealth. Third, to alleviate endogeneity problems, we choose instrumental variables, such as the number of years away from the statutory retirement age and the difference between the pension received in the first year of retirement and the minimum basic pension standard, to effectively identify the causal relationship between pension wealth, the labor supply, and the retirement decision. Fourth, we discuss the impact of the pension plan on retirement behavior by treating the expected retirement age as the dependent variable to provide a new perspective. The conclusions drawn from this paper have important reference value for our government's implementation of its policy of gradually extending the retirement age.

Keywords: Pension Wealth; Labor Supply; Retirement Decision; Induced Retirement Effect

JEL Classification: G23, J22, J26, H55

(责任编辑: 林 一)(校对: 南 山)