

健康状况对中国老年人劳动参与决策的影响

童玉芬 廖宇航

【摘要】在人口老龄化日益加剧和延迟退休政策即将出台的背景下,研究老年人健康状况对退休后的老年人劳动参与率的影响,有着十分重要的意义。文章利用中国老年人健康长寿影响因素调查(CLHLS)2014年截面数据,实证分析了退休老年人的健康状况对其劳动参与的影响。研究表明,健康状况和退休老年人的劳动参与显著正相关;健康的恶化降低了老年人的劳动参与率。健康对老年人劳动参与的影响具有城乡、性别和年龄的异质性,农村、男性、高龄组的个体更容易因健康恶化而降低劳动参与;城镇、女性、低龄退休老年人会因健康改善而增加劳动供给。因此,加强健康基础设施和医疗保障的投入是提高老年人健康水平和应对人口老龄化的重要政策干预手段,也是保证延迟退休政策健康落地和取得实效的重要保障。

【关键词】健康状况 劳动参与 退休老年人

【作者】童玉芬 首都经济贸易大学劳动经济学院,教授;廖宇航 首都经济贸易大学,博士研究生。

一、引言

中国在21世纪初进入了人口老龄化社会,2016年年末,全国65岁及以上人口比重达到10.8%,比1999年高出3.9个百分点^①。在人口老龄化快速发展的同时,中国劳动年龄人口规模和比重均出现下降,很多学者甚至政府部门担心随着人口红利的逐步消失,未来可能会出现劳动力短缺。国家人事部门也正在出台延迟退休的相关政策(金刚,2010),期望通过这个政策使老年人口能够更多地留在劳动力市场。然而,老年人口参与劳动会受到来自家庭和个人等多方面的影响和制约,其中老年人的自身健康状况也是不可忽视的原因之一。从健康因素的视角考察退休老年人是否愿意并且能够重返劳动

^①《中华人民共和国2016年国民经济和社会发展统计公报》,中华人民共和国国家统计局,2017年2月28日, http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201702/t20170228_1467424.html。

力市场,不仅可以为即将出台的延迟退休政策提供理论证据,缓解人口老龄化对经济社会的压力;还可以为科学合理开发老年人力资源,提高老年人自身供养能力,满足老年人的职业发展、社会交往等自我实现的需求,具有非常重要的理论和现实意义。

国外一些学者对研究健康状况与劳动参与决策的关系进行实证分析,发现健康状况和劳动参与之间存在明显的相关关系。Deller 等(2011)将退休后继续参与工作的劳动者称为“银发工作者”。Bound 等(2010)发现,健康状况明显影响劳动者的退休决策。Schultz 等(1993)通过对科特迪瓦和加纳修路工人的实证研究表明,体力劳动者的劳动参与率随着年龄的增长出现明显的下降,其根本原因是其健康状况下降后难以适应工作强度。目前国外学者在这方面的定量研究方法主要包括普通的 OLS 估计(Luft, 1975; Benham, 1982)、联立方程模型(Ettner 等, 1997)及 Heckman 两阶段估计模型(Schultz 等, 1993)。

近年来,国内学者也研究了健康状况对老年人劳动参与决策的影响,主要内容集中在以下几个方面:(1)关于中国老年人退而不休和带病劳动方面的现象描述。程杰(2014)将已经达到退休年龄仍坚持参与市场劳动的群体称之为“退而不休”,根据是否享受退休金待遇可以分为两类人,一类是享有退休金待遇仍参与市场劳动的老年劳动者;另一类是没有养老金从事劳动的劳动者。第一类主要分布在城市,第二类主要分布在农村。谭娜、周先波(2013)利用中国营养和健康调查数据对农村老年人“无休止劳动”现象研究发现,21 世纪初中国农村的“无休止劳动”现象有所缓解,但在缺少健康保障的制度环境下,老年劳动者尽管健康状况下降,仍带病坚持劳动,为了赚取更多的收入以满足其对医疗服务的需求。(2)关于老年人劳动参与影响因素和机制的分析。梳理现有文献中影响老年人劳动参与决策的因素,主要包括个人、家庭、社会 3 个方面。首先,现有研究发现老年人的劳动参与决策与其自身的禀赋有关,影响老年人劳动参与的个体特征有性别、年龄、婚姻、受教育程度和身体健康状况等因素(吴海盛, 2008; 王金营等, 2014; 杨志海等, 2015)。其次,老年人的劳动参与决策受家庭特征的影响,包括家庭结构、家庭规模和经济负担等方面。吴海盛(2008)发现,老年人独居、与配偶同住、与其他家庭成员同住的劳动参与率有明显的差异。于丽等(2016)的研究显示,家庭人口数越多的家庭经济负担越重,老年人退休后劳动参与率越高。再次,老年人的劳动参与决策还受到社会经济环境的影响,包括城乡、地区、退休前的职业特征、退休后的养老金情况、家庭收入情况(田艳芳, 2010; 刘生龙、李军, 2012)。(3)关于老年人健康和劳动参与关系的实证分析。杨志海等(2015)的研究证明了健康状况和老年人劳动参与率存在明显的正相关。方涛、易润(2015)利用 CHARLS 2008 和 2012 年浙江和甘肃省数据分析城市低龄退休老年人的健康状况对劳动参与的影响,发现健康是影响老年人继续从事劳动的重要因素,老年人健康状况的改善可以使劳动参与率提升 10% 以上。

上述研究的理论和方法为本文提供了很好的研究思路和借鉴,但总体上看,上述研究只探讨了某些个别省份或个别群体老年人健康和劳动参与情况,缺乏对全国样本的老年人关注;对于老年人劳动参与和健康的关系,定性描述性研究较多,定量实证研究较少。同时,缺少对定量模型的内生性问题的科学检验,导致估计结果存在偏误。本文利用中国老年人健康长寿影响因素调查(CLHLS)2014年截面数据,采用自评健康状况指标反映老年人的健康水平,在工具变量法对内生性问题加以处理后,分析健康状况对老年人劳动参与决策的影响,为应对人口老龄化及延迟退休政策的制定提供理论支持。

二、理论分析与数据说明

(一) 理论分析

现有研究关于老年人的劳动参与行为的理论基础,主要来源于闲暇—工作模型(杨志海等,2015),本文结合该模型进行进一步的理论推导,作为实证模型的理论基础。

首先,根据闲暇—工作模型构建个人效用函数 $U(C, l)$,个人效用取决于消费 C 和享受的闲暇 l ,个人的消费受约束于个人的物质财富的积累和工作赚取的收入 ωh ,假设家庭财富的总和为 R ,工作时间 h 与闲暇时间 l 受约束于 $h+l=T$, T 是指个人去除休息时间后剩余的工作时间和闲暇时间的总和,假定 T 是一个常量,则可以转化为效用函数: $\text{Max} U(C, l)$, 其中, $C=R+\omega h$; $T=h+l$ 。

假定老年人的消费包括两部分 C_1 和 C_2 , C_1 表示日常消费,消费的数量为 X_1 ,平均价格为 P_1 ; C_2 表示用于医疗服务的消费,消费的数量为 X_2 ,平均价格为 P_2 ,则:

$$C = C_1 + C_2 = P_1 X_1 + P_2 X_2 = R + \omega h \quad (1)$$

假定 T, R, ω, P_1, P_2 为外生变量,根据式(1)可以求解出劳动供给表达式:

$$h = f(R, \omega, X_1, X_2) = (C - R) / \omega = (C_1 + C_2 - R) / \omega \quad (2)$$

式(2)说明个人的劳动供给与健康消费的关系,即劳动力供给与健康之间存在理论上的关系。

考虑到消费者的劳动供给行为与个体的人口特征(如性别、年龄、婚姻、受教育程度、健康状况)等因素相关(牟俊霖、宋湛,2009),本文引入一组个人特征变量 Z 来度量; R 包括个人年轻时积累的财富和家庭财富,而家庭财富是与家庭结构密切相关的变量,与家庭其他成员的劳动参与、家庭人口结构、家庭抚养系数等因素有关(Benitez-Silva 等,1999;Haider 等,2001),本文用一组家庭特征变量 F 来表示;日常消费、医疗消费情况与社会经济发展水平、社会保障建设情况相关(陈凌、姚先国,1999),本文引入一组社会经济特征变量 S 表示。那么,劳动供给与健康消费的关系可以转变为:

$$L = \alpha_0 + \alpha_1 Z + \alpha_2 F + \alpha_3 S + \mu \quad (3)$$

健康是一组个人特征变量 Z 中影响劳动参与的重要变量(李伟、项莹,2016),将健

康变量 H 从个人特征变量中独立出来,在控制其他个人特征变量、家庭特征变量、社会经济特征变量的条件下,估计健康状况的变化对老年人劳动参与影响的理论方程为:

$$L=\alpha_0+\beta H+\alpha_1 Z+\alpha_2 F+\alpha_3 S+\mu \tag{4}$$

其中, L 表示老年人的劳动参与情况,是二分类变量,1 表示参与劳动,0 表示不参与劳动; H 表示老年人的健康状况; Z 为一组描述老年人个体特征的变量,包括年龄、性别、婚姻状况、受教育程度等; F 为一组描述老年人的家庭特征变量,包括家庭成员数量、家庭收入等; S 为一组描述老年人的社会经济特征变量,包括老年人的退休金收入、是否拥有自住房等。

考虑到因变量是二分类的离散变量,本文选择构建 Probit 二元选择模型。为了克服遗漏变量、互为因果关系等带来的内生性问题,通过寻找合适的工具变量解决内生性问题。

(二) 数据来源与变量选取

1. 数据来源

本文采用中国老年人健康长寿影响因素调查(CLHLS)2014 年的截面数据,该项目于 1998 年开展,随后完成 2000、2002、2005、2008、2011、2014 年等 6 次跟踪调查,抽样涵盖辽宁、北京、湖南、重庆、广东等 23 个省份,每年调查的样本超过 7 000 个,基本上代表了中国老年人的生存状况、健康状况、社会经济活动的总体情况。本文选取 2014 年最新调查的横截面数据,研究退休老年人的健康状况对劳动参与的影响。本文的研究对象是按照国家退休制度已退出劳动市场的老年人,经过筛选共有 1 094 个样本,其中按城乡分布来看,842 个城镇样本,252 个农村样本。考虑到中国的强制性退休政策针对的对象

大部分是城镇居民,样本特征也基本符合其退休老人的城乡分布特征,以城市为主,农村中也有少数居民(如农村教师、乡镇企业职工、农场职工等)享受退休政策,为了样本的完整性,并便于城乡对比,保留了 252 个农村样本。

2. 变量选取

本文的变量选取如下:
(1)因变量。本文选取的因变量为老年人退休后是否参与有报酬的市场劳动,不包括无报酬的家务劳动及其他无

表 1 变量的描述性统计

变 量	均值	标准差	最大值	最小值
参加有酬劳的工作	0.1612	0.2135	1	0
自评健康状况好	0.4126	0.3125	1	0
年龄	71.62	8.39	85	54
男性	0.6841	0.4425	1	0
受教育年限	3.4067	2.6125	20	0
在婚	0.5638	0.4825	1	0
城镇	0.7612	0.4087	1	0
专业技术或管理人员	0.3206	0.1432	1	0
同住家庭规模	1.6129	1.6721	6	0
子女数量	2.9628	1.7998	5	0
家庭年总收入	47098.34	31894.52	100000	0
每月退休金	2425.86	1386.23	9000	0
拥有自住房	0.8282	0.3774	1	0

注:自评健康为“很好”和“好”定义为自评健康好,否则定义为差。

酬劳动。(2)核心解释变量。退休老年人的健康状况是本文研究的核心解释变量,考虑到健康状况的测量误差及度量的内涵和外延存在一定的争议,本文根据已有的经验研究选取自评健康状况作为衡量退休老年人的健康状况指标。(3)控制变量。根据前面的理论分析,本文选取的控制变量包括3个方面:一是个人因素,包括性别、年龄、受教育程度、婚姻状况;二是家庭因素,包括家庭人口数、子女数量;三是社会经济因素,包括城乡、地区、每月退休金、家庭年总收入、是否为自住房等。

三、实证结果分析

(一) 自评健康状况对劳动参与的 Probit 估计

表2为健康与劳动参与的 Probit 回归结果,全体样本的自评健康状况估计系数为0.0369,且在5%的水平上显著。其他子样本的估计系数分别为男性0.0421、女性0.0192;城镇0.0167、农村0.0492;低龄0.0502、高龄0.0147。Probit 回归估计结果说明健康与劳动参与的正相关,健康状况越好,劳动参与率越高。健康状况对退休老年人的影响存在城乡、性别、年龄的差异。

然而,普通的 Probit 估计得到的因果关系结论并不一定可靠,至少有两方面的原因可能导致内生性的存在:一是遗漏变量的问题,如勤奋的人可能更偏向于参加锻炼活动,身体健康状况优于不参加锻炼的个体,同时勤奋的人更偏向于参加劳动,个体勤奋并不是一个可测变量,无法找到合适的指标来度量;二是互为因果关系,劳动参与反过来也会影响健康水平,适度的劳动参与可以促进健康水平的提升,过度的劳动会损害健康状况,内生性问题导致普通的 Probit 估计得到的估计结果并不一定可靠,本文借助工具变量来解决内生性问题。

(二) 工具变量估计及内生性检验

由于遗漏变量和互为因果关系导致健康状况和劳动参与之间存在内生性,本文进一步通过工具变量来解决可能带来的估计偏误。工具变量的选取有3个前提条件:(1)工具变量是外生的随机变量,不能与误差项相关;(2)工具变量与内生解释变量相关,但与被解释变量不相关;(3)工具变量只能通过影响内生解释变量这一条途径来影响被解释变量。根据工具变量的假设条件,本文选取了居住地到最近的医疗机构的距离、童年时期是否挨饿作为健康状况的工具变量,且符合工具变量的前提条件:首先,医疗机构的设置是政府规划行为,居住地与医疗机构的距离是一个外生变量;童年时期是否挨饿与其家庭背景有关,个体无法选择其出生的家庭和时间,所以童年时期是否挨饿也是一个外生变量。其次,居住地与医疗机构的距离、童年时期是否挨饿只与健康状况相关,与劳动参与率不直接相关。再次,居住地与医疗机构的距离只能通过影响健康水平来影

表2 自评健康状况对劳动参与影响的 Probit 估计

变 量	全体	男性	女性	城镇	农村	低龄老人	高龄老人
自评健康好	0.0369** (0.0184)	0.0421* (0.0223)	0.0192* (0.0102)	0.0167* (0.0088)	0.0492** (0.0244)	0.0502** (0.0251)	0.0147* (0.0078)
年龄	-4.92E-04 (0.0014)	-1.08E-03 (0.0017)	-3.62E-04 (0.0018)	-6.98E-04 (0.0016)	-2.96E-03 (0.0042)	-7.83E-02 (0.0065)	-1.15E-04 (0.0015)
男性	0.0381 (0.0251)	-	-	0.0241 (0.0262)	0.0851 (0.0649)	0.0526 (0.0487)	0.0276 (0.0291)
受教育年限	0.0372*** (0.0108)	0.0327*** (0.0132)	0.0431*** (0.0156)	0.0289*** (0.0109)	0.0508** (0.0249)	0.0229* (0.0121)	0.0418*** (0.0107)
在婚	-0.0021 (0.0235)	-0.0043 (0.0296)	-0.0286 (0.0317)	-0.0112 (0.0249)	-0.0172 (0.0476)	0.0386 (0.0507)	-0.0082 (0.0237)
城镇	0.0215** (0.0103)	0.0256** (0.0324)	0.0223 (0.0498)	0.0152 (0.0134)	0.0356 (0.0224)	0.0138 (0.0237)	0.0162 (0.0208)
专业技术或 管理人员	-0.0538* (0.0286)	-0.0589 (0.0408)	-0.0056 (0.0482)	-	-	-0.0589 (0.0487)	-0.0168 (0.0116)
同住家庭 规模	-0.0058 (0.0062)	-0.0051 (0.0082)	-0.0082 (0.0107)	0.0062 (0.0078)	-0.0142 (0.0137)	-0.0168 (0.0147)	-0.0367 (0.0305)
子女数量	0.0061 (0.0057)	0.0118 (0.0069)	0.0061 (0.0089)	0.0008 (0.0059)	0.0159 (0.0117)	0.0042 (0.0179)	0.0031 (0.0069)
家庭年总 收入	-3.72E-07 (4.17E-07)	-7.36E-07 (8.05E-07)	-5.59E-07 (6.98E-07)	-1.12E-07 (1.54E-07)	-1.61E-06 (1.05E-06)	-5.02E-07 (9.68E-07)	-5.52E-07 (4.08E-07)
每月退休金	-8.32E-06 (7.65E-04)	-1.05E-05 (4.23E-05)	-2.31E-05 (1.13E-05)	-6.87E-06 (8.65E-06)	-2.69E-06 (2.07E-06)	-4.86E-04* (2.17E-04)	-1.52E-07 (8.46E-06)
拥有自住房	0.0452 (0.0326)	0.0607 (0.0409)	0.0241 (0.0413)	0.0316 (0.0287)	0.0658 (0.0635)	0.0549 (0.0712)	0.0286 (0.0312)
样本数	1094	768	326	842	252	264	830
LR chi2	38.16	2573	17.63	21.73	24.86	15.72	32.34
Prob>chi2	0.0035	0.0026	0.0438	0.0237	0.0082	0.0863	0.0017
Pseudo R ²	0.0428	0.0512	0.0628	0.0291	0.0946	0.0694	0.0426
Log likelihood	-296.87	-368.27	-129.21	-247.23	-128.32	-125.15	-263.63

注:估计系数为边际效应;括号内数字为标准误;回归中控制了省份变量;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

响劳动参与率,离医疗机构越近,患病时得到医治的可能性越高,健康状况越好,劳动参与率越高;童年时期是否挨饿也只能通过影响健康水平来影响劳动参与率,经验研究证明早期营养状况对未来的健康状况具有重要的影响,因此童年时期如果挨饿,成年后的健康水平会显著低于同龄人,从而影响劳动参与情况。

IV-probit 模型的估计方法有两种,分别是两步法估计(2SLS)和极大似然估计(MLE),两步法估计和极大似然估计的系数相差 $\sqrt{1-\rho^2}$ 倍,为了便于直观地检验工具变量与内

生解释变量的相关性,我们采用两步法估计,并对第一步的估计结果进行弱工具变量检验和过度识别检验,相关检验结果如表 3 所示。童年时期是否挨饿、居住地到最近的医疗机构距离的 P 值小于 5%,拒绝“所有解释变量均为外生”的原假设,说明存在内生解释变量,有进行工具变量估计的必要。自评健康状况指标对工具变量估计的 Sargan 检验 χ^2 统计量的 P 值均大于 5%,接受“所有工具变量均为外生”的原假设,也就是说工具变量与误差项不相关。从第一阶段的工具变量与内生解释变量的估计系数来看,童年时期是否挨饿、从家到最近的医疗机构距离与自评健康状况的估计系数均显著。童年时期是否挨饿、从家到最近的医疗机构距离是自评健康状况强工具变量(F 统计量大于 10)。

表 3 自评健康状况的 IV-probit 第一阶段估计及检验

	全体	男性	女性	城镇	农村	低龄老人	高龄老人
童年时期是否挨饿	0.0325* (0.0172)	0.0396*** (0.0147)	0.0187** (0.0093)	0.0118* (0.0062)	0.0401* (0.0212)	0.0191** (0.0096)	0.0415*** (0.0167)
居住地到医疗机构距离	0.0138* (0.0073)	0.0276** (0.0137)	0.0092* (0.0048)	0.0062** (0.0030)	0.0289* (0.0153)	0.0102* (0.0054)	0.0265** (0.0133)
弱工具变量检验(F 检验)	16.8627	32.2537	21.4531	15.8824	23.7845	18.7231	23.6253
过度识别检验(χ^2 检验)	0.3826	0.6307	0.5218	0.2845	0.1941	0.3169	0.2812
Wald 外生性检验(χ^2 检验)	0.0297	0.0208	0.0152	0.0086	0.0147	0.0085	0.0142

注:限于篇幅,没有给出控制变量的估计系数。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

表 4 给出了利用工具变量方法估计健康状况对劳动参与的影响,与表 2 的 Probit 估计相比,全样本的估计系数从 0.0369 变为 0.2186,其他分性别、城乡、年龄的子样本的估计系数的绝对值明显增大。估计结果说明处理了内生性问题后,老年人的健康状况对劳动参与有显著影响。Schultzh 等研究发现加纳男性修路工人健康状况对劳动参与、工资收入的影响并不显著;Luft 的研究也发现在美国劳动力市场备受歧视的黑人的健康状况对劳动参与决策的影响并不显著;他们将其原因都归结为样本的自选择带来的内生性问题,因为修路工人的身体素质要求本来就比其他行业高、黑人相对于白人在进入劳动力市场时需经历严格的筛选机制,这些劳动者的健康素质高于其他群体。同理,退休的老年人要进入劳动力市场就业,由于其年龄因素等原因也会经历其严格的筛选机制,因此“退而不休”者的健康状况本来就好于非就业者,由于存在样本的自选择,直接的 Probit 估计得出的老年人的健康状况对劳动参与决策影响较小的结论,并不是其真正的因果关系。

表 4 工具变量估计结果显示,健康状况好的老年人比参照组的平均劳动参与率要高 21.86%。且在 1%的水平上显著,说明老年人的健康状况越好,劳动参与的可能性越大。老年人退休后健康水平越高,在劳动力市场上获取工作的机会越高,重返劳动力市

表 4 自评健康状况对劳动参与影响的 IV-probit 估计

变 量	全体	男性	女性	城镇	农村	低龄老人	高龄老人
自评健康好	0.2186*** (0.0693)	0.2952*** (0.1054)	0.1326* (0.0705)	0.1025** (0.0515)	0.3296*** (0.1108)	0.1246* (0.0662)	0.3014*** (0.1125)
年龄	-1.85E-04 (0.0015)	-7.92E-04 (0.0015)	-1.21E-04 (0.0032)	-2.15E-03 (0.0042)	-1.65E-03 (0.0028)	-1.05E-04 (0.0092)	-2.06E-03 (0.0021)
男性	0.0272 (0.0261)	-	-	-0.0278 (0.0596)	-0.0068 (0.0962)	0.0375 (0.0525)	0.0168 (0.0295)
受教育年限	0.0358*** (0.0105)	0.0287** (0.0144)	0.0429*** (0.0158)	0.0225*** (0.0082)	0.0587** (0.0282)	0.0125 (0.0238)	0.0389*** (0.0124)
在婚	-0.0027 (0.0236)	-0.0085 (0.0312)	-0.0241 (0.0316)	-0.0096 (0.0064)	-0.0237 (0.0582)	0.0648 (0.0612)	-0.0032 (0.0274)
城镇	-0.0413* (0.0219)	-0.0511 (0.0408)	-0.0305 (0.0547)	-	-	-0.0689 (0.0521)	-0.0147 (0.0285)
专业技术或 管理人员	0.0228** (0.0109)	0.0258** (0.0126)	0.0207 (0.0195)	0.0158 (0.0116)	0.0387 (0.0245)	0.0241 (0.0225)	0.0162 (0.0141)
同住家庭 规模	-0.0072 (0.0065)	-0.0048 (0.0092)	-0.0087 (0.0113)	0.0036 (0.0151)	-0.0121 (0.0138)	-0.0186 (0.0152)	-0.0043 (0.0072)
子女数量	0.0060 (0.0057)	0.0116 (0.0075)	0.0025 (0.0097)	0.0015 (0.0331)	0.0158 (0.0135)	0.0072 (0.0223)	0.0065 (0.0057)
家庭年总 收入	-5.08E-07 (3.86E-07)	-9.26E-07* (5.11E-07)	-4.08E-07 (6.12E-07)	-7.52E-07 (1.88E-06)	-1.72E-07** (1.23E-07)	-4.25E-07 (1.37E-06)	-6.37E-07 (3.82E-07)
每月退休金	-7.26E-06 (8.15E-06)	-1.16E-06 (1.25E-06)	-2.13E-05 (1.68E-05)	-3.82E-05 (4.15E-05)	-9.36E-06 (9.15E-06)	-4.13E-05 (3.42E-05)	-8.69E-06 (9.21E-06)
拥有自住房	0.0315 (0.0368)	0.0428 (0.0337)	0.0207 (0.0412)	0.0182 (0.0137)	0.0685 (0.0924)	0.0468 (0.0785)	0.0254 (0.0312)

注：同表 2。

场的概率越高。分性别子样本估计结果表明,男性老年人健康状况好比参照组的劳动参与率要高29.52%;女性老年人健康状况好比参照组的要高 13.26%;说明退休老年人如果健康状况良好,男性老年人的就业参与意愿比女性高,可能的解释是由于生理特征差异、就业市场的性别选择、女性老年劳动者更适合从事照料孙子女等家务劳动等,导致男性劳动参与决策对健康状况更为敏感。分城乡子样本的估计结果说明农村老年人健康状况好比参照组的劳动参与率高 32.96%,城镇老年人健康状况好比参照组的劳动参与率高 10.25%。因本文选取的样本是享受退休金待遇的城乡老年人,在养老金待遇方面的差距并不明显,所以应排除社会保障制度差异引起的劳动参与率水平的高低。本文认为其原因可能有如下两个方面:一是农村老年人更偏好劳动,退休后只要身体健康允许,选择继续劳动的概率较高;而城镇退休老年人可能更偏好享受闲暇的生活。二是大多数农村劳动者从事的是体力劳动,城镇劳动者大多从事脑力劳动,对身体

素质的要求没有农村劳动者高,随着老年人年龄的增长,健康状况对农村老年人的影响比城镇大。分年龄子样本的估计结果说明老年人健康状况由差转为好,低龄劳动者的劳动参与率上升 12.46%;高龄劳动者的劳动参与率上升 30.14%;或者说健康状况出现恶化,低龄劳动者劳动参与下降 12.46%;高龄劳动者的劳动参与率下降 30.14%。这说明一旦出现健康状况下降,高龄劳动者退出劳动力市场意愿比低龄劳动者要强,由于个人、家庭、用人单位的原因,高龄劳动者的健康对劳动参与决策影响的敏感性更强。

由于健康状况带来的内生性问题,常规的 Probit 估计结果并不是一致估计,工具变量的估计结果更为可靠,并且居住地与医疗机构的距离、童年时期是否挨饿与自评健康状况之间的相关性较强,不存在弱工具变量问题。因此,表 4 的工具变量估计结果可以说明退休老年人的健康状况和劳动参与显著正相关,健康水平越高,劳动参与程度越高。

(三) 稳健性检验

由于自评健康状况指标对健康测度的主观性,为了确保上述分析结果的可靠性,有必要采取客观性的健康测度指标进行重新估计(魏众,2004),本文以日常活动能力(ADL)作为客观健康指标更换自评健康状况进行稳健性检验。CLHLS 关于日常活动能力的调查包括洗澡、穿衣、上卫生间、室内活动、控制大小便、吃饭 6 项,如能独立完成设为 1,需要他人辅助完成或不能完成设为 0;为了综合比较日常活动能力受限的情况,我们将 6 项活动受限情况进行加总,得到日常活动状况,取值范围为 0~6,分别表示能独立完成活动的数量,数值越高,说明健康状况越好。

使用 ADL 指标对健康状况与劳动参与关系进行 IVprobit 估计,为了检验自评健康状况指标的估计结果稳健性,工具变量仍选择居住地与医疗机构的距离、童年时期是否挨饿,并对工具变量的有效性进行相关检验,检验结果如表 5 所示,弱工具变量检验的 F 统计量大于 10 说明所选工具变量不存在弱工具变量现象;过度识别检验的 χ^2 统计量的 P 值均大于 5%,说明工具变量与误差项不存在相关性;因而居住地与医疗机构的距离、童年时期是否挨饿是日常活动能力(ADL)的强工具变量。日常活动能力对劳动参与

表 5 日常活动能力的 IV-probit 第一阶段估计及检验

	全体	男性	女性	城镇	农村	低龄老人	高龄老人
童年时期是否挨饿	0.0416*** (0.0161)	0.0524*** (0.0186)	0.0307** (0.0141)	0.0115* (0.0060)	0.0498** (0.0246)	0.0216** (0.0114)	0.0547*** (0.0214)
居住地到医疗机构距离	0.0182** (0.0096)	0.0318** (0.0159)	0.0121* (0.0064)	0.0148** (0.0065)	0.0324* (0.0172)	0.0126* (0.0067)	0.0291** (0.0146)
弱工具变量检验(F 检验)	17.6547	23.1274	31.5825	26.2531	16.2425	25.1741	15.5267
过度识别检验(χ^2 检验)	0.5062	0.3521	0.3084	0.2137	0.1849	0.4651	0.3218
Wald 外生性检验(χ^2 检验)	0.0089	0.0012	0.0041	0.0026	0.0185	0.0064	0.0106

注:同表 3。

表 6 日常活动能力对劳动参与影响的 IV-probit 估计

变 量	全体	男性	女性	城镇	农村	低龄老人	高龄老人
自评健康好	0.1861** (0.0989)	0.3861*** (0.1289)	0.1089* (0.0579)	0.1236** (0.0621)	0.2982** (0.1496)	0.1365* (0.0726)	0.3218** (0.1617)
年龄	-3.25E-04 (0.0021)	-7.68E-04 (0.0021)	-2.96E-04 (0.0041)	-5.82E-04 (0.0025)	-8.36E-05 (0.0041)	-9.13E-05 (0.0079)	-4.18E-04 (0.0017)
男性	0.0412 (0.0252)	-	-	0.0518 (0.0614)	0.0145** (0.0071)	0.0514 (0.0587)	0.0214 (0.0302)
受教育年限	0.0389*** (0.0112)	0.0285*** (0.0098)	0.0446** (0.0185)	0.0308*** (0.0114)	0.0502** (0.0251)	0.0231 (0.0254)	0.0428*** (0.0127)
在婚	-0.0069 (0.0239)	-0.0018 (0.0323)	-0.0318 (0.0368)	-0.0088 (0.0261)	-0.0205 (0.0681)	0.0638 (0.0570)	-0.0029 (0.0270)
城镇	-0.0561** (0.0263)	-0.0635** (0.0309)	-0.0107 (0.0519)	-	-	-0.0791 (0.0573)	-0.0156 (0.0324)
专业技术或 管理人员	0.0225** (0.0107)	0.0259** (0.0126)	0.0224 (0.0196)	0.0147 (0.0132)	0.0335 (0.0225)	0.0087 (0.0252)	0.0286 (0.0257)
同住家庭 规模	-0.0063 (0.0066)	-0.0046 (0.0080)	-0.0088 (0.0116)	-0.0052 (0.0075)	-0.0115 (0.0146)	-0.0229 (0.0160)	-0.0042 (0.0071)
子女数量	0.0061 (0.0059)	0.0126 (0.0076)	0.0050 (0.0089)	0.0021 (0.0022)	0.0130 (0.0133)	0.0072 (0.0207)	0.0058 (0.0064)
家庭年总 收入	-3.53E-07 (3.81E-07)	-7.42E-07 (4.86E-07)	-5.68E-07 (5.63E-07)	-7.51E-07 (1.82E-06)	-1.78E-06** (1.14E-06)	-7.29E-07 (1.21E-06)	-6.25E-07 (4.27E-07)
每月退休金	-8.72E-06 (9.13E-06)	-1.13E-05 (1.07E-06)	-2.12E-05 (1.76E-05)	-3.86E-05 (4.86E-05)	-4.54E-06 (2.42E-05)	-5.22E-05 (3.25E-04)	-5.15E-06 (9.65E-06)
拥有自住房	0.0376 (0.0312)	0.0538 (0.0421)	0.0225 (0.0468)	0.0229 (0.0328)	0.0426 (0.0431)	0.0462 (0.0765)	0.0265 (0.0324)

注：同表 2。

决策影响的工具变量估计结果如表 6 所示,说明无论是针对总样本,还是分性别、分年龄、分城乡的子样本,日常活动能力越好,劳动参与率越高,说明健康状况与劳动参与存在正相关。

总结以上实证结果,不管是采用主观性的健康测度指标还是客观性指标,得到的结论基本一致:健康状况对老年人的劳动参与有显著的正向影响,健康状况越好,在就业市场上获取工作的机会越高,劳动参与率越高。

四、结论与启示

随着人口老龄化与生活质量的改善,越来越多的退休老年人重返劳动力市场,本文运用 CLHLS 数据,通过控制个人、家庭、社会等特征变量后,检验了退休老年人健康状

况对其劳动参与的影响,并分别按性别和城乡分组进行子样本回归。研究结果表明:(1)健康对退休老年人的劳动参与产生显著影响,随着健康状况的下降,退休老年人的劳动参与率显著降低。(2)健康对退休老年人劳动参与的影响具有性别差异,对男性的影响更大。(3)健康对退休老年人劳动参与的影响具有城乡异质性,对农村居民的影响更大。(4)健康对退休老年人劳动参与的影响具有年龄异质性,对高龄组老年人影响更大。基于以上实证分析结论,结合中国当前人口老龄化的实际情况,本文提出以下政策建议。

第一,退休老年人的健康状况对其劳动参与有显著的正向影响。退休老年人能否继续参与劳动,健康状况是一个重要的保障条件。为了使延迟退休政策尽快落地和顺利有效实施,政府必须更加关注老年人口的健康,加强老年人的健康投入和健康保障,才能使延迟退休政策落到实处。否则,延迟退休的政策效果将会打折扣,同时也不符合以人为本的原则。在大力倡导建设和谐社会和实现小康生活的今天,政府应加大健康基础设施建设和医疗保障体系建设力度,提高退休老年人的健康状况,真正为其“退而不休”重返市场劳动提供健康保障。

第二,男性老年人的劳动参与受健康的影响要显著高于女性,因此,在今后相当一个时期内,由于女性退休年龄依然低于男性,政府应当给予男性老年人更多的健康关怀。同时也说明,政府逐步实施男女同步退休的政策是有合理性的。随着退休年龄的延迟和男女退休年龄的接近,可以预见将有更多的老年妇女进入劳动力市场,弥补劳动力供给的不足。

第三,今后延迟退休对象主要是城市和低龄老年劳动力,而本研究结果显示,城市和低龄老年劳动力健康状况对劳动参与决策的影响相对较小。这也使中国延迟退休年龄的政策具有可行的理论基础,说明中国延迟退休政策的出台是合理、可行的,尤其是城镇的低龄退休老年人的健康状况完全可以支持其重返劳动力市场,中国应充分利用其工作经验为社会服务,继续参与社会经济建设。不仅可以缓解社会的养老压力,解决因人口老龄化带来的劳动力短缺的问题,还有助于老年人实现自身价值,通过再就业改善老年生活质量。

第四,中国女性、低龄和城市老年人健康状况对劳动参与决策的影响低于农村、高龄和男性老年人口,这也意味着今后延迟退休的主体可能存在着带病工作的隐患,因此在延迟退休政策出台的同时,应该同步加强老年人健康检查和管理,尽可能避免这种情况。

参考文献:

1. 陈凌、姚先国(1999):《论我国退休政策的劳动力市场效应》,《中国劳动》,第12期。
2. 程杰(2014):《“退而不休”的劳动者:转型中国的一个典型现象》,《劳动经济研究》,第5期。

3. 方涛、易润(2015):《城市退休低龄老年人健康状况对自身劳动参与的影响——基于中国健康与养老追踪调查问卷数据》,《南方人口》,第2期
4. 金刚(2010):《中国退休年龄的现状、问题及实施延迟退休的必要性分析》,《社会保障研究》,第2期。
5. 李伟、项莹(2016):《老年人劳动参与、环境支持与健康水平的关系研究》,《现代预防医学》,第15期。
6. 刘生龙、李军(2012):《健康、劳动参与及中国农村老年贫困》,《中国农村经济》,第1期。
7. 牟俊霖、宋湛(2012):《我国中老年人劳动供给特征研究》,《人口与经济》,第4期。
8. 谭娜、周先波(2013):《中国农村老年人“无休止劳动”存在吗?——基于年龄和健康对劳动供给时间影响的研究》,《经济评论》,第2期。
9. 田艳芳(2010):《中国中老年人的健康状况对劳动参与的影响》,《山西财经大学学报》,第3期。
10. 王金营等(2014):《医疗保障和人口健康状况对大城市劳动供给影响研究——以深圳市为例》,《人口与经济》,第4期。
11. 魏众(2004):《健康对非农就业及其工资决定的影响》,《经济研究》,第2期。
12. 吴海盛(2008):《农村老年人农业劳动参与的影响因素——基于江苏的实证研究》,《农业经济问题》,第5期。
13. 杨志海等(2015):《健康冲击对农村中老年人农业劳动供给的影响——基于CHARLS数据的实证分析》,《中国农村观察》,第3期。
14. 于丽等(2016):《养老还是啃老?——基于中国城市老年人的再就业研究》,《劳动经济研究》,第5期。
15. Benham, L. and A. Benham (1982), Employment, Earnings and Psychiatric Diagnosis, *Economic Aspects of Health*, Chicago: The University of Chicago Press: 203-220.
16. Benitez-Silva and Frank Heiland (1999), Micro Determinants of Labor Force Status among Older Americans, Manuscript, Yale University.
17. Bound, J., T. Stinebrickner and T. Waidmann (2010), Health, Economic Resources and the Work Decision of Older Men. *Journal of Econometrics*. 156(1): 106-129.
18. Deller, Jurgen, Leena Maxin & Madeleine Obieglo (2011), Silver Worker: Implications for Organizations Preparing for the Future of Work. The Four Pillars, No.48.
19. Ettner, Susan L., Frank Richard G. and Ronald C. Kessler (1997), The Impact of Psychiatric Disorders on Labor Market Outcomes. NBER Working Paper, No.5989.
20. Haider. Steven J. and Davis Loughran (2001), Elder Labor Supply: Work or Play? Center for Retirement Research at Boston College.
21. Luft. (1975), The Impact of Poor Health on Earnings. *The Review of Economics and Statistics*. 57(1): 43-57.
22. Schultz, T. Paul, Tansel, Aysit (1993), Measurement of Return to Adult Health: Morbidity Effects on Wage Rates in Cote d'Ivoire and Ghana. Washinton, D.C.: World Bank.

(责任编辑:李玉柱)