

健康中国背景下提升老年人健康水平 对其劳动参与的影响研究

——基于CFPS2020的实证数据分析

杨 澜

(上海师范大学 哲学与法政学院, 上海 200233)

摘要: 老年人再就业是解决当前我国老龄人力资源未被充分利用问题的有效举措,在健康中国战略推进过程中,以老龄健康为突破点发挥老年人口红利十分关键。使用中国家庭追踪调查(CFPS)2020年的个人数据库,利用二分类Logit回归模型研究自评健康状况对老年人劳动参与的影响效应。研究结果显示,在控制其他变量的情况下,改善老年人健康状况有助于提高其劳动参与的概率,而锻炼身体等健康特征对老年人劳动参与的回归系数为负;家庭特征变量中,来自子女的经济支持对老年人劳动参与有显著正向影响。应当加强老年人健康体系建设,构建以家庭为核心的健康福利保障机制,有效结合老年健康教育与老龄就业促进举措。

关键词: 健康中国;老年人;劳动参与;中国家庭追踪调查

中图分类号: R161.7;F249.2

文献标志码: A

文章编号: 1674-8646(2024)15-0006-05

Study on the Influence of the Improvement of the Health Level of the Elderly on Their Labor Participation in the Context of Healthy China

——Analysis of Empirical Data Based on CFPS2020

Yang Lan

(College of Philosophy, Law and Political Science, Shanghai Normal University, Shanghai 200233, China)

Abstract: Old people re-employment is an effective measure to solve the problem that the old human resources are not fully used in China at present. In the process of promoting the strategy of Healthy China, it is crucial to take the health of the elderly as a breakthrough point to exert the demographic dividend of the elderly. Therefore, the study uses the personal database of the China Family Panel Studies (CFPS) in 2020 and the binary Logit regression model to study the effect of self-rated health status on labor participation of the elderly. The results show that, when other variables are controlled, improving the health status of the elderly can help to increase their probability of labor participation, while the regression coefficient of health characteristics, such as physical exercise on labor participation of the elderly, is negative. In addition, among the family characteristic variables, the financial support from children has significant positive impact on the labor participation of the elderly. We should strengthen the construction of health system for the elderly, build a family-centered health welfare security mechanism, and effectively combine health education for the elderly with employment promotion measures for the elderly.

Key words: Healthy China; Old people; Labor participation; CFPS

0 引言

随着人口老龄化的加剧,人均寿命的延长,高龄化、长寿化进程加快与失能风险的加剧使老年健康逐渐成为社会关注的重点。健康作为人力资本的重要组成部分不仅关系着人口质量的发展与劳动供给的有效性,还关系到老年人力资源的开发。在当前人口红利释放迟缓背景下,如何更好地利用老年人口红利提升社会运行

效率,是未来老龄健康服务体系建设的重点工作。

当前国内外学界对于健康、劳动参与或劳动供给间关联的研究成果颇丰。Dwyer 等在对影响老年劳动力供给诸多因素进行分析时发现,与养老金收入、家庭收入等经济状况相比,健康状况对老年人劳动参与的影响更为显著^[1]。封进等使用中国健康与营养调查数据发现,健康状况是女性劳动决策的显著动因^[2]。王建国构建多维健康指标研究我国居民真实的健康状况对劳动参与的影响发现,短期性与长期性的疾病冲击都对劳动参与概率有负向效应^[3]。Warren 指出,当老年夫妻的任何一方因健康状况离开劳动力市场,另一方则会退出劳动力市场承担照顾责任^[4]。蒋选等

收稿日期:2024-05-06

作者简介:杨 澜(1999-),女,硕士研究生。研究方向:养老和医疗保障。

构建 Tobit 模型对 45 周岁以上老年人的劳动供给进行分析,发现健康状况显著正向影响老年人的劳动供给时间,即健康状况越好劳动供给时间越长^[5]。

综上,健康状况与劳动参与存在一定关联性,健康状况影响老年个体所持有的人力资本存量,并通过缩减劳动时间与提前退休等方式抑制老年人的劳动参与行为。聚焦老年人群体,探究健康中国战略背景下改善老年人健康状况对其劳动参与的影响,以期为进一步促进老龄群体功能发挥提供可行的政策建议,推动老年人向市场劳动就业部门转移,从而进一步释放老年人口红利。

老年人相关数据来源于中国家庭追踪调查(CF-PS)的 2020 年微观调查数据库,将 CFPS 问卷中 60 岁及以上的受访者确定为研究对象。使用 stata 15.1 软件剔除关键变量信息有缺失的样本,与家庭经济库中涉及家庭特征的问题进行匹配,最终得到有效分析样本 4653 个。

1 变量选取、描述性统计与模型设定

1.1 变量选取与描述性统计

1)被解释变量。被解释变量为老年人是否有劳动参与行为,根据问卷中“您过去一周的工作状态”这一问题建立,将“失业”与“退出劳动力市场”两个回答合并为非在业状态,赋值为 0,将在业状态赋值为 1。

2)核心解释变量。核心解释变量为受访者自评健康水平,根据问卷中“您认为自己的健康状况如何”这一问题建立,为有序变量,从非常健康到不健康依次赋值为 1~5。

3)控制变量。根据已有的老年人劳动参与或劳动供给研究可知,个体的性别、年龄、受教育年限、城乡分布等基本特征,是否吸烟、锻炼身体等健康特征及子女是否提供经济与生活支持、家庭是否有住房产权与家庭人口数等家庭特征同样会对老年人的劳动参与行为产生影响,故选取上述变量为控制变量。受访者平均年龄为 70 岁,一半以上有医疗保险,其中男性占 48.6%,女性占 51.4%,接近 1:1。城镇居民占 47.4%,低于农村居民占比。在 60 岁以上老年人样本中,还参与劳动或工作的占 54.5%,老年人就业状况整体上比较积极。从健康维持状况来看,老年人吸烟数量较少,日常锻炼的频次基本在每月 1 次以上,但每周不足 1 次。一周内摄入肉蛋奶等蛋白质与新鲜蔬果的营养保障情况良好。从家庭特征来看,得到子女经济支持与生活支持的较少,分别为 40.8%与 30.4%。家庭的平均人口数为 4,基本为小型家庭,且拥有住房产权的家庭占 87.7%,住房持有情况较好。详见表 1。

表 1 描述性分析结果

Tab. 1 Results of descriptive analysis

变量名	频数	均值	标准差	最小值	最大值
是否劳动参与	5502	0.545	0.498	0	1
性别	6985	0.486	0.500	0	1
年龄	6984	70.126	7.371	60	104
受教育年限	6512	4.948	4.682	0	19
城乡分布	6767	0.474	0.499	0	1
婚姻状况	5121	0.827	0.378	0	1
是否参加医疗保险	5061	0.678	0.467	0	1
是否吸烟	4988	0.275	0.447	0	1
是否锻炼身体	4989	1.951	2.774	0	7
是否有蛋白质摄入	4986	0.790	0.407	0	1
是否有蔬果摄入	4987	0.979	0.142	0	1
是否得到子女经济支持	6985	0.408	0.492	0	1
是否得到子女生活支持	6985	0.304	0.460	0	1
家庭人口数	6785	4.004	2.182	1	15
家庭是否有住房产权	6756	0.879	0.327	0	1

1.2 模型设定

老年人的劳动参与行为是二分类变量,采用 Logit 模型对其进行回归分析。被解释变量老年人劳动参与的概率用 $work$ 表示,核心解释变量自评健康水平用 $health$ 表示,控制变量个体基本特征、健康人力资本特征与家庭特征等以 X 表示,常数项以 β_0 表示,具体方程如下:

$$work_i = \beta_0 + \beta_1 health_i + \beta_2 X_i + \varepsilon$$

式中: β_1 为核心解释变量的待估参数, β_2 为控制变量的待估参数, ε 为误差项。

2 实证结果

2.1 回归分析结果

以自评健康水平为核心解释变量,使用二元 logit 模型对老年人劳动参与行为进行回归分析发现,模型(1)为仅引入核心解释变量的回归结果,在不包含其他影响变量的情况下,自评健康水平对老年人劳动参与的影响在 0.01 的水平上显著。健康水平方面,自评健康状况的 OR 值为 0.8398 < 1 (P 值显著);健康状况每下降一个等级,劳动参与几率比就会降低 16.02%,说明健康水平越差的老年人劳动参与的比例越低健康水平高的老年人。模型(2)为进一步加入个体基本特征变量的回归结果,自评健康状况的 OR 值为 0.7841 (P 值显著),说明健康水平下降一个等级,老年人劳动参与的几率降低 21.59%。模型(3)进一步加入个体健康特征,自评健康状况的 OR 值为 0.7738 (P 值显著),说明健康水平下降一个等级,老年人劳动参与的几率降低 22.62%,健康恶化对劳动参与下

降的幅度影响不大。模型(4)在上述基础上控制家庭特征,自评健康状况依然在0.01的水平上显著,说明健康状况每改善一个等级,老年人劳动参与的概率会提升22.46%。可见改善老年人的健康状况可显著提高老年人劳动参与的概率。详见表2。

表2 Logit 模型回归结果

Tab. 2 Results of Logit model regression

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
自评健康水平	0.8398*** (0.0186)	0.7841*** (0.0213)	0.7738*** (0.0214)	0.7755*** (0.0219)
性别		2.2466*** (0.1629)	2.1563*** (0.1823)	2.2058*** (0.1908)
年龄		0.8865*** (0.0058)	0.8844*** (0.0059)	0.8842*** (0.0061)
受教育年限		0.9103*** (0.0075)	0.9243*** (0.0078)	0.9299*** (0.0081)
城乡分布		0.2291*** (0.0159)	0.2626*** (0.0187)	0.2637*** (0.0192)
婚姻状况		1.7480*** (0.1664)	1.7422*** (0.1683)	1.6807*** (0.1674)
是否参加医疗保险			1.4974*** (0.1109)	1.4565*** (0.1102)
是否吸烟			1.1612* (0.1026)	1.1688* (0.1051)
是否锻炼身体			0.8908*** (0.0115)	0.8894*** (0.0118)
是否有蛋白质摄入			0.8633* (0.0744)	0.8538* (0.0751)
是否有蔬果摄入			1.4417 (0.3430)	1.3583 (0.3297)
是否得到子女经济支持				1.3234*** (0.0973)
是否得到子女生活支持				1.1179 (0.0839)
家庭人口数				1.0463*** (0.0172)
家庭是否有住房产权				1.4668*** (0.1593)
n	5394	4783	4763	4653
常数项	0.7800*** (0.0794)	9.4700*** (0.4889)	9.2100*** (0.5579)	8.5681*** (0.5878)
伪R ²	0.0085	0.1967	0.2143	0.2253

注: *、*** 分别代表0.1、0.01的显著性水平,括号内为标准误。

控制变量中,性别、婚姻状况、是否参加医疗保险、是否吸烟、是否有新鲜蔬果摄入、是否得到子女经济与生活支持、家庭人口数及家庭是否有住房产权对老年人劳动参与起到了促进作用,而年龄、受教育年限、城乡分布、是否锻炼身体及是否有蛋白质摄入对老年人劳动参与起到抑制作用。在性别方面,男性老年人劳动参与的发生比约为女性老年人的2.21倍。在家庭

特征方面,得到子女支持的老年人劳动参与的发生比是未得到子女支持老年人的1倍以上。相较于农村老年人,城镇老年人的就业比例较低。健康特征方面,锻炼身体频次较高且每周保证蛋白质摄入量的老年人的劳动参与发生比低于锻炼频次低和未摄入蛋白质的老年人,这可能是因为更注重身体健康且锻炼意识较强的老年人更倾向于在晚年享受休闲时光而非就业。

2.2 养老保障异质性分析结果

是否办理退休手续在一定程度上反映了老年人晚年获取生活保障的差异性,故以是否办理退休手续作为养老保障获取的指标对老年人进行分组回归,探究养老保障获取状况不同的样本中自评健康状况与劳动参与的相关性。结果显示,60岁及以上未办理退休手续的老年人中,健康状况对于老年人劳动参与的影响更显著,即健康状况越差的老年人劳动参与的概率越低。已达退休年龄却未办理退休手续老年人的职业多为非体制内或非事业单位,在保持良好健康状况的前提下可继续从事本行业,故提升健康水平对其的劳动参与具有显著影响。对于已办理退休手续的老年人来说,其养老保障水平较高,继续就业的意愿不高,改善健康状况对于促进劳动参与的影响效应不显著。

表3 养老保障获取差异的回归结果

Tab. 3 Regression results of the elderly people with different pension security

变量	老年人劳动参与	
	已办理退休手续	未办理退休手续
自评健康水平	0.9057 (0.1731)	0.7676*** (0.0324)
性别	1.6479 (1.0253)	2.3254*** (0.3208)
年龄	0.8591** (0.0530)	0.8901*** (0.0099)
受教育年限	0.9196 (0.0569)	0.9943 (0.0138)
城乡分布	0.1758*** (0.0820)	0.3845*** (0.0433)
婚姻状况	0.6619 (0.4616)	2.1237*** (0.3119)
是否参加医疗保险	0.6942 (0.3271)	1.8140*** (0.2073)
是否吸烟	1.8495 (0.9646)	1.1651 (0.1745)
是否锻炼身体	0.7503*** (0.0635)	0.9292*** (0.0205)
是否有蛋白质摄入	2.9643 (2.0859)	0.9120 (0.1153)
是否有蔬果摄入	0.5876 (1.2845)	1.7474* (0.5638)
是否得到子女经济支持	1.3396 (0.6430)	1.2051 (0.1401)

续表 3

变量	老年人劳动参与	
	已办理退休手续	未办理退休手续
是否得到子女生活支持	0.8539 (0.4323)	1.0907 (0.1262)
家庭人口数	0.9599 (0.0977)	1.0291 (0.0244)
家庭是否有住房产权	1.3885 (0.8154)	1.8234 (0.3091)

注：*、**、*** 分别代表 0.1、0.05、0.01 的显著性水平，括号内为标准误。

2.3 稳健性检验结果

稳健性检验用于计算研究过程中任意假设或前提条件改变时所得结论是否依然可靠。借鉴以往学者的检验方法,采用替换自变量的方法重新估计回归结果。问卷中对于健康状况的描述是自评等级,带有一定的主观色彩,故在稳健性检验阶段选取“半年内是否有慢性疾病”(0 = 否,1 = 是)作为自评健康水平的替换变量。回归结果显示,受访老人半年内是否有慢性疾病与是否参与劳动呈负相关关系,且在 0.01 的水平上显著,说明患有慢性疾病对于老年人的劳动参与有抑制效应,其劳动参与几率比未患慢性疾病的老年人低 33.15%,即提升老年人健康水平有助于促进其劳动参与,这与前文回归结论一致,表明研究结果通过稳健性检验。详见表 4。

表 4 稳健性检验结果

Tab. 4 Results of robustness test

变量	老年人劳动参与
半年内是否有慢性疾病(0 = 否;1 = 是)	0.6685 *** (0.0506)
性别	2.2580 *** (0.1943)
年龄	0.8850 *** (0.0061)
受教育年限	0.9337 *** (0.0081)
城乡分布	0.2711 *** (0.0195)
婚姻状况	1.6712 *** (0.1654)
是否参加医疗保险	1.4488 *** (0.1088)
是否吸烟	1.1760 * (0.1051)
是否锻炼身体	0.8951 *** (0.0118)
是否有蛋白质摄入	0.8568 * (0.0750)
是否有蔬果摄入	1.3592 (0.3262)
是否得到子女经济支持	1.3029 *** (0.0951)
是否得到子女生活支持	1.1434 * (0.0854)
家庭人口数	1.0458 *** (0.0171)
家庭是否有住房产权	1.5083 *** (0.1620)

注：*、*** 分别代表 0.1、0.01 的显著性水平，括号内为标准误。

3 结论与建议

研究表明,老年人健康状况会显著影响其劳动参与的概率,提升老年人健康水平可增加其劳动参与概

率。子女给予老人一定的经济与生活支持有助于促进老年人劳动参与。相较于已办理退休手续的老年人,健康状况对老年人劳动参与的影响在未办理退休手续的老年人中更为显著。

健康状况与老年人的劳动参与存在显著的相关关系,家庭代际支持与医疗保障等都对老年人的劳动参与有正向影响。《“十四五”健康老龄化规划》指出,要深入开展老年健康促进行动,持续发展与维护老年人健康生活所需要的内在能力,促进实现健康老龄化^[6]。在大力开发老龄人力资源的背景下,必须注重老年健康服务资源配置的合理性,更好地满足老年人的健康需求,改善老年人的身体机能,转换老年人的就业观,更加积极地看待老年人的劳动参与行为。基于此,提出如下建议。

3.1 加强老年人健康体系建设

老年人力资源是指在身体机能完备与精神状态良好的情况下,具备劳动能力且有劳动参与意愿的老年人口。60—70 岁老年人中,自评健康状况良好的占 55.68%,说明大多数低龄老年人中存在待开发的人力资源。但第四次中国城乡老年人生活状况抽样调查数据显示,65 岁及以上的乡村老年人的就业率为 27.24%,比城市(3.95%)与城镇(15.54%)分别高出 23%、12%。乡村 60—64 岁老年人就业率过半,为 61.61%^[7],表明我国老年人力资源存在开发不足的问题。当前我国人口老龄化日趋严重、人口红利逐渐弱化、劳动力数量与质量有待提升,要加强老年人健康体系建设,满足老年人日趋多层次、多样化的健康需求,充分发挥政府在推进健康老龄化社会建设进程中的中心作用,不断提升老年人健康水平。

3.2 构建以家庭为核心的健康福利保障机制

健康状况不仅影响老年人自身的生活质量与养老方式,而且影响家庭中其他成员的就业状况或劳动力供给情况。提升老年人健康水平有助于促进老年人的劳动参与,但同时还需要充分关注因照料患有慢性疾病老年人而占用工作时间或放弃工作机会的配偶等家庭成员的福利损失。老年人劳动参与不仅是个体的决策,还关系着家庭整体的劳动供给决策。家庭支持对老年人劳动参与有显著正向作用,构建以家庭为核心的健康福利保障机制可由专业的慢性病管理组织或社区健康管理中心代替家庭生活支持,既可提供连续性医疗服务,提升对老年人身体健康监测的能力,又可释放非正式照护者这部分群体的劳动力,增强家庭面对健康风险冲击的能力。

3.3 有效结合老年健康教育与老龄就业促进举措

《关于加强新时代老龄工作的意见》指出,要把老有所为同老有所养结合起来,鼓励老年人继续发挥作

用,扩大老年教育资源供给^[8]。在创建老年友好型社会的过程中,要在全社会树立积极老龄观念,强化“自己是健康第一责任人”的意识,通过对老年群体的健康教育提高老年人主动的健康管理能力,引导老年人个体与家庭整体健康生活,提升老年劳动力的就业质量。老年健康教育要与老龄就业促进举措相衔接,倡导老年人为经济社会生活持续贡献,贯彻提高身体素质是为更好发挥余热、提高老年人人力资源素质的健康生活理念。这不仅是老年人增进精神与物质双重福祉的主观需要,也是推动健康老龄化进程与人口高质量发展的重要举措。

参考文献:

[1] Dwyer DS, Mitchell OS. Health problem as determinants of retirement: are self-rated measures endogenous[J]. Journal of Health Economics, 1999, 18(02): 173-193.

[2] 封进,胡岩. 中国城镇劳动力提前退休行为的研究[J]. 中国人口科学, 2008(04): 88-94, 96.

[3] 王建国. 中国居民健康对劳动参与的影响——基于多维健康指标的实证分析[J]. 北京科技大学学报(社会科学版), 2011, 27(01): 104-110, 119.

[4] Warren D. Retirement decisions of couples: the impact of spousal characteristics and preferences on the timing of retirement[J]. Ssm Electronic Journal, 2013, 12(03): 125-137.

[5] 蒋选,郝磊. 基于Tobit模型的中老年劳动供给影响因素分析[J]. 财经理论研究, 2017(02): 31-39.

[6] 中国政府网. 关于印发“十四五”健康老龄化规划的通知[EB/OL]. (2022-02-07) [2024-01-09]. https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2022-03/01/content_5676342.htm.

[7] 党俊武. 中国城乡老年人生活状况调查报告(2018)[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2018: 198-199.

[8] 中国政府网. 中共中央、国务院关于加强新时代老龄工作的意见[EB/OL]. (2021-11-24) [2024-01-09]. https://www.gov.cn/zhengce/2021-11/24/content_5653181.htm.

(上接第5页)

表 10 东北地区产业链供应链韧性与农业高质量发展同步值
Tab. 10 Synchronized value of supply resilience of industrial chain and high-quality agricultural development in Northeast China

年份	同步值	同步类型
2014	0.38182	产业链供应链韧性滞后型
2015	0.56239	产业链供应链韧性滞后型
2016	0.81924	产业链供应链韧性滞后型
2017	0.85950	产业链供应链韧性滞后型
2018	1.97234	农业高质量发展滞后型
2019	2.09647	农业高质量发展滞后型
2020	1.25185	农业高质量发展滞后型
2021	0.79049	产业链供应链韧性滞后型
2022	0.73912	产业链供应链韧性滞后型
2023	1.19344	农业高质量发展滞后型

3 建议

3.1 构建协同发展共建共享机制

促进粮食主产区产业链供应链韧性与农业高质量发展的同步提升关键在于发挥各省的作用,建立省际间的联系与合作机制,信息共享与透明是省际合作的基础^[6]。鉴于粮食主产区各省在资源禀赋、产业链建设与农业发展水平上存在差异,打破信息壁垒、实现政策透明化成为提高两者整体耦合协调水平的必要条件^[7]。在此基础上,建立多边协商机制与一体化合作平台,制定统一的农业政策,是实现粮食主产区各省互利共赢的有效途径。

3.2 建立协同评价机制

绩效评价是激励粮食主产区产业链供应链韧性与农业高质量发展的关键工作,各省需深入理解产业链供应链韧性与农业高质量发展的核心价值,致力于构

建协同评价体系并实施相应的考核机制^[8]。鉴于粮食主产区内部各省生态资源的多样性,需制订全面的产业链供应链服务目录清单,考虑产品的类型、属性、数量及质量^[9]。尽管有些省份已开始尝试对产业链供应链韧性进行核算,但由于区域间在数据来源、统计口径与核算方法上存在差异,需确立一个权威、科学、易操作且可复制的生态系统服务价值核算标准^[10]。在农业高质量发展的评价方面,应采用系统思维,确保评价指标体系覆盖经济、文化、生态等多维度,保证指标的科学与可比性,以便各省份间可进行有效比较。

参考文献:

[1] 王万江. 旅游产业高质量发展与乡村振兴耦合协调发展的空间效应研究[J]. 荆楚理工学院学报, 2023, 38(04): 16-21, 30.

[2] 吴若诗. 安徽省绿色金融与经济高质量发展研究[J]. 商展经济, 2023(15): 108-111.

[3] 王克岭,李培伟. 黄河流域高质量发展与生态保护耦合协调的现代化治理体系[J]. 人民黄河, 2023, 45(09): 4-11.

[4] 贾洪文,朱明月,张林. 农村金融高质量发展与乡村产业振兴耦合协调度研究[J]. 华东经济管理, 2023, 37(06): 66-78.

[5] 刘涛,尚晓菲. 数字普惠金融与农业高质量发展的耦合互动[J]. 中国农机化学报, 2023, 44(05): 230-240.

[6] 吕淑丽,郝如钰,杜阳冉. 河南省绿色金融与经济高质量发展的耦合协调度及其影响机制[J]. 河南理工大学学报(社会科学版), 2023, 24(04): 42-52.

[7] 张学清,王亦飞,乔小燕. 绿色金融与经济高质量发展耦合协调评价研究[J]. 华北金融, 2023(04): 31-40.

[8] 马博,吕剑平. 农业高质量发展与数字普惠金融的耦合协调关系研究[J]. 中国物价, 2023(04): 34-37.

[9] 赵淑雯,王莎,尹梦瑜等. 农业供应链创新赋能农业与物流业耦合高质量发展[J]. 农业经济, 2023(02): 129-131.

[10] 李艳,赵田田,舒泰一. 绿色金融与经济高质量发展耦合协调的时空分异及响应[J/OL]. 生态经济: 1-12 [2023-10-16]. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/53.1193.F.20220922.1505.002.html>.