

doi:10.3969/j.issn.1672-626x.2022.02.003

农村老年人劳动参与对健康的影响

王 琼¹, 黄维乔²

(1. 湖北经济学院 经济与贸易学院, 武汉 430205; 2. [美]西密歇根大学 经济学院, 密歇根州 卡拉马祖 49008)

摘要:基于中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据,运用工具变量法从生理健康、认知能力、生活满意感三个维度探讨农村老年人劳动参与对健康的影响。实证结果表明:劳动参与对农村老年人认知能力产生了显著正影响,其中低龄老年人更为突出;劳动参与对生理健康的负影响主要源自中高龄老年人以及男性老年人;劳动参与对生活满意感的影响不显著。综合实证结果可以发现,农村低龄老年人劳动参与并无显著的健康负效应,这在健康层面为城镇延迟退休年龄政策的合理性提供了证据,同时应更加关注农村中高龄老年人的精神健康问题。

关键词:劳动参与;生理健康;认知能力;生活满意感

中图分类号:F241.4;C971

文献标志码:A

文章编号:1672-626X(2022)02-0023-11

一、引言

人口老龄化已成为我国和一些经济发达国家人口发展的新常态。国家统计局发布的第七次全国人口普查数据显示,2020年末我国60岁及以上人口达到2.64亿,65岁及以上人口达到1.91亿,占总人口的比例分别为18.70%和13.50%,与2010年第六次全国人口普查相比,前者上升5.44个百分点,后者上升4.63个百分点^[1]。面对老龄化困境,世界卫生组织早在2002年就提出了涵盖“健康、参与、保障”三个支柱的积极老龄化政策框架。其中“参与”是积极老龄化的重要组成部分,它指的是老年人参与经济、社会、文化、公共事务等方面的活动和服务,拥有创造收入和发挥作用的机会。这一方面可以提升其晚年生活质量,另一方面也可以促进老年人人力资源的开发和利用。在老年人参与中,劳动参与也不容忽视,它是老年人通过收入性和非收入性活动为社会做出生产性的贡献,实现老年人口红利的重要途径。近30年来,一些经济发达国家均推迟了养老金领取年龄,促使一些步入老年阶段的劳动者延长了劳动参与年限。

我国老年人劳动参与的现实状态是城乡之间存在极大不平衡。城镇中由于退休制度长期未做调整,很多年满50岁的女性就已步入退休阶段,但是2002—2009年退休老年人的劳动参与率仅为7.14%^[2]。事实上,在我国60岁及以上人口中,60~69岁的老年人已达55.83%^[1]。在城镇中,这个年龄段的老年人大多具有知识、经验和技能的优势,发挥余热的潜力较大,但当前其人力资源的利用却非常有限。农村中的情况却截然

收稿日期:2021-10-13

基金项目:湖北省教育厅人文社会科学研究项目(19Y094)

作者简介:王琼(1980-),女,湖北武汉人,湖北经济学院经济与贸易学院副教授,经济学博士,研究方向为人口与劳动经济学;黄维乔(1955-),男,台湾台中人,美国西密歇根大学经济学院院长,教授,经济学博士,研究方向为人口与劳动经济学。

不同。农村老年人普遍存在活到老干到老的“无休止劳动”现象^[3],甚至进入高龄阶段也仍然从事农业或非农劳动。这种“无休止”的劳动参与状态除老年人自身劳动意愿外,更多迫于农村较低的养老保障水平,养老金的不充足使其只有继续提供劳动才能维持生活需要。

积极老龄化不仅强调老年人参与,还涵盖老年人的健康和保障。老年人不健康会给个人、家庭乃至国家带来昂贵的医疗开支和照料负担。我国《“健康中国2030”规划纲要》明确指出,实现更高水平的全民健康是健康中国的根本目的,要突出解决好包括老年人在内的重点人群的健康问题。“十四五”规划也进一步指出要“全面推进健康中国建设”。由此,在健康中国的目标下,需要弄清楚长期以来农村老年人“无休止”劳动参与状态对健康产生何种影响。如果是负向影响,那么劳动参与虽然能充分挖掘农村老年人人力资源,但增加了农村老年人的健康风险,进而增加农村医疗保险和社会照料的潜在负担,综合而言并不会缓解老龄化带来的压力。如果是正向影响,则说明延长农村老年人劳动参与年限是符合健康需求的,而农村老年人的健康事实上为城镇老年人提供了参照,进一步从健康层面给酝酿已久的城镇延迟退休年龄政策的合理性提供证据。由此,有必要对农村老年人劳动参与对健康的影响进行研究,为我国老年人人力资源开发、退休制度调整、社会保障制度完善等方面决策提供参考。

二、文献综述

世界卫生组织最早提出的健康概念为“一种完全的身体、精神和社会福利状态,并不仅仅是没有疾病或虚弱”^[4]。随着社会的发展,健康的范畴在不断扩大,而生理(身体)健康和心理健康仍然是其中最核心的组成部分。生理健康指的是身体机能的良好状态,心理健康包括个体的认知能力或情感福利。无论是生理健康还是心理健康都可以从多个维度进行衡量,国内外研究通常以自评健康、疾病、日常生活能力、认知能力、生活满意感(或称幸福感)等作为生理健康和心理健康的衡量指标。经济学、心理学和老年学依据这些衡量指标来研究劳动(及其他活动)带来的健康问题。

在劳动参与对生理健康的影响方面,压力理论和活动理论对此给予了解释。压力理论认为,与工作伴随的工作压力会增加老年劳动者的情绪紧张,进而损害个体生理健康并提高死亡风险^[5]。不同劳动类型给同一群体或不同群体带来的压力并不相同,故对生理健康的影响也有差异。活动理论认为,持续的活动水平和社会互动是健康衰老的主要途径,老年人持续参与社会活动,衰老过程就会延迟,生活质量就会提升^[6]。而劳动作为重要的生产性社会活动,对老年人的健康自然会产生影响。Hammerman等(2005)研究了以色列70岁后继续参与劳动(包括全职或兼职)的老年人和未参与劳动的老年人在7年后的健康差异,发现继续参与劳动的老年人7年后自评健康状况较好,感觉疲劳和去就诊的次数更少,日常生活能力指数也更高,但慢性病状况在两组间没有显著差异^[7]。对日本60~64岁农村老年人的研究发现,继续参与劳动与更积极的生活方式、更高的日常生活能力和更好的生理健康状况紧密相关^[8]。对我国城镇退休老年人再就业的研究也有类似的结果,再就业在一定程度上提升了退休老年人的自评健康、日常生活能力并改善了慢性病的患病情况^[9]。

在劳动参与对心理健康的影响方面,认知能力的衰退是一个被广泛关注的问题。认知能力反映的是个体的智力质量,其在个体50岁之前相对稳定,之后开始衰退,且随着年龄的增长而加剧恶化^[10],由此带来的痴呆症(或失智)是老年人在身体功能衰退外另一个突出的健康问题。而认知能力的发展和衰退受到生命历程中接受教育、参与劳动或参与其他活动等各项经历的影响^[11]。劳动参与如何影响认知能力与两个假说密切相关。第一个假说是“智力训练”假说,它认为认知能力是人力资本的一种形式,如果缺乏使用则会萎缩^[12]。而劳动参与产生了认知能力需求,它使老年人在注意力、记忆力和解决问题能力的认知评估中表现得

更好^[13]。同时,劳动复杂程度对认知能力的影响也有差异,因为劳动复杂程度与语言能力和推理能力的提高密切相关;例如涉及社会交往的劳动活动需要发展社交能力,从而持续训练了与语言相关的认知功能^[14]。而当劳动者退休后,由于认知训练减少,认知下降的风险会增大^[15]。同时认知衰退还存在性别差异,男性老年人的认知衰退速度大于女性老年人,这是因为退休后女性花在与脑力活动和家庭活动上的时间相对增加^[16]。第二个假说是认知储备假说,其认为个体积累的认知储备是不同的,储备水平更高的个体在年老时能够更好地维持认知功能,克服更多的认知功能病变^[17-18]。由于劳动活动是认知刺激最重要的来源之一,所以劳动活动带来的认知刺激有助于不断积累个体认知储备水平^[19]。复杂和更具挑战性的劳动活动积累的认知储备水平更高,由此使个体在老年阶段出现痴呆相关症状的速度更慢^[20-21]。

在劳动参与对精神健康的影响中,另一项被广泛关注的问题是生活满意感。新古典经济学构建的劳动供给理论认为,劳动能获得收入,但劳动本身带来身体疲惫并替代闲暇,故会带来负效用。幸福经济学进一步用生活满意感替代效用范畴,使劳动活动带来的影响能进行实证检验,但实证研究的结果差异较大。针对韩国65岁以上长期从事农业劳动的老年人的研究发现,继续以农业劳动为主的群体其生活满意感显著低于以休闲活动(例如看电视、听广播以及与家人聚会等)为主的群体,说明老年人的生活满意感依赖于休闲活动而不是劳动参与^[22]。黄文杰等(2020)针对我国退休老年人的研究也得到类似的结论,即老年人在退休后继续参与劳动对生活满意感产生显著的负向影响,且劳动占用闲暇时间是主要原因之一^[23]。但也有研究得到不同结论,例如万媛媛等(2021)研究发现,我国城镇退休老年人继续参与劳动对生活满意感的影响并不显著^[9];而宋宝安等(2011)的研究结论是我国城镇60~70岁老年人再就业提升了生活满意感,原因之一是获得了经济收入上的满足^[24]。

从现有研究可以发现,老年人劳动参与对健康的不同维度确实会产生影响。但大多数研究聚焦的群体是城镇老年人,针对农村老年人的研究还不多;尤其是国内文献中,专门针对我国农村老年人劳动参与对健康影响的研究更是少见。这也是当前研究需要进一步推进的地方。此外,较多研究得到的结论并不完全一致,我们认为这与实证方法相关。无论是主观健康指标还是客观健康指标都会因为遗漏变量、双向因果而产生内生性问题,客观健康指标甚至还会遭致测量误差,但现有文献往往忽视了这些问题。其大多采取的是多元线性回归、Logistic回归或Oprobit回归方法;虽然少数文献采取的是长期追踪分析或者倾向值匹配方法,但仍然无法克服由于遗漏个体不可观测因素而带来的内生性问题,故研究所得的因果效应很可能出现了偏误。因此,我们将关注我国农村老年人劳动参与对健康的影响,并重点进行因果效应的检验,拟采取工具变量法来克服可能出现的内生性问题,以期获得真实的因果关系。

三、研究设计

(一)数据和变量选取

本文使用的数据来自于北京大学国家发展研究院主持的中国健康与养老追踪调查(CHARLS)。该调查的对象为中国45岁及以上中老年家庭与个人,覆盖全国150个县级单位、450个村级单位、约1万户家庭中的1.7万多人,是目前国内专门针对中老年人口研究的高质量微观调查。本文选取的是2015期调查数据^①。考虑到85岁及以上老年人基本不具备劳动参与能力,故选取了年龄为60~84岁、户口类型为农业且居住地为“乡”或“村庄”的老年群体;剔除了部分数据缺失的样本,最后得到4897个样本。在异质性分析中进一步对老年群体进行了划分。由于我国60岁及以上人口中,60~69岁的老年人口已超半数,同时延迟退休年龄政策所覆盖的人群也是低于70岁的老年人,故将农村老年人中年龄在60~69岁的群体定义为低龄组,年龄在70~84岁的群体定义为中高龄组。

本文的被解释变量为健康状况。我们按照广义的健康范畴,从生理机能、智力质量和生活满意感三个方面来衡量,由此用三个变量来说明。第一个变量是生理健康,CHARLS问卷中包括“您觉得您的健康状况怎么样”的提问,根据受访者回答,我们定义了“很不好”“不好”“一般”“好”“很好”“极好”6个层次,分别用数值1至6表示,数值越大表示生理健康状况越好。第二个变量是认知能力,它是人脑接受、加工、储存和应用信息的能力,问卷中提供了对个体的记忆力、注意力、语言能力和思维能力等认知水平进行度量的量表,我们根据受访者回答的综合得分值定义认知能力,数值越大表示认知能力越高。第三个变量是生活满意感,根据受访者对问卷中“总体来看,您对自己的生活是否感到满意”的回答,重新进行了赋值,将1~5分别定义为“一点也不满意”“不太满意”“比较满意”“非常满意”和“极其满意”,数值越大表示生活满意感越高。

本文的核心解释变量为劳动参与。我们参考国家统计局对就业人员的规定,把每周劳动时间大于等于1小时定义为参与劳动。根据问卷中“过去一年您有没有从事10天以上的农业生产经营活动”“上周您工作了至少1小时吗?拿工资工作、从事个体、私营活动或不拿工资为家庭经营活动帮工都算工作”等问题,如果受访者回答为“是”则定义为1,否则为0。由于询问的是“过去一年”或“上周”的劳动状态,所以这也保证了劳动行为发生在健康变化发生之前。

由于个人特征、家庭特征、健康行为等都会影响个体健康状况,所以我们将这些因素都列入控制变量中。个体特征变量包括是否中高龄、性别、受教育年限、婚姻状况、是否有医疗保险和是否领取养老保险。家庭特征变量包括子女个数、健在兄弟姐妹数、是否照顾孙子女、家庭人均消费支出和子女经济支持净额,其中子女经济支持净额是受访者上一年从自己子女那里获得的经济支持额减去受访者给予自己子女的经济支持额后的差值。家庭人均消费支出和子女经济支持净额会影响老年人的消费支出,进而影响生理健康和精神健康。同时我们还加入了个体的健康行为变量,包括是否长期吸烟、是否经常喝酒、是否经常参加社交活动、是否经常进行身体锻炼和是否午睡。其中,社交活动包括串门、打麻将、下棋、去社区活动室和参加社团活动等;经常进行身体锻炼是指每周至少有2天进行30分钟以上体力消耗大的运动或者每周至少有3天散步30分钟以上。

(二)因果识别和模型设定

劳动参与对健康的影响至少会从两个方面导致模型具有内生性。一方面是遗漏变量偏差,即模型中遗漏了某些难以观测的变量,使其进入了扰动项。例如具有勤奋、乐观品质的个体更倾向于参与各类劳动、体育锻炼和脑力活动,对个体生理机能和认知能力产生影响,同时具有乐观品质的个体也更倾向于对自身生活产生积极评价,故更有可能具有更高的生活满意感。但勤奋、乐观的品质很难度量,往往成为一个不可测变量。另一方面是联立方程偏差,即劳动参与和健康状态往往互为因果关系,劳动活动会影响个体的生理健康、认知能力和生活满意感;而反过来,生理健康和认知能力是重要的人力资本因素,同时认知能力还涉及个体处理信息的能力,它和生活满意感都会影响个体决策,故这三者又会对劳动参与产生影响。

存在内生性的情况下,OLS估计不再具有一致性,故我们将采取工具变量法来解决内生性问题。有效的工具变量必须符合两个条件:工具变量与内生解释变量相关;工具变量具有外生性,即不能与被解释变量的扰动项相关。此条件又被称为“排他性约束”,指的是工具变量只能通过影响内生解释变量(或者回归方程中包括的控制变量)来影响被解释变量,排除其影响被解释变量的所有其他渠道,这样就与扰动项无关。

基于上述条件,我们选择“是否有集体分配的土地”作为“劳动参与”的工具变量。依据问卷中“您和您配偶从集体分配到的土地(耕地、林地、牧场或水塘)有多少亩”这项问题,当受访者回答的亩数大于零,则取1,否则取0。一方面,是否有集体分配的土地会影响个体的劳动决策,有集体分配的土地的个体,年老后从事农业及其相关劳动的可能性更大,故该变量与内生解释变量相关。CHARLS数据显示,有集体分配的土地的老年人60岁后仍然工作的比例为69.28%。另一方面,个体及其配偶是否拥有集体分配的土地与农村土

地制度有关,土地制度的形成依赖于国家政策和当地经济社会状况,具有很强的外生性。同时是否有集体分配的土地除了对个体劳动参与有影响外,不会单独对个体健康起作用,尚未发现它能通过除劳动外的其他途径影响个体健康状况,故是一个外生变量^②。

我们将因变量视为连续变量来建立模型。“认知能力”是根据问卷中对个体认知水平的量表计分而得,为0~37的数值,表示的是认知水平的高低,具有连续变量的特征。“生理健康”和“生活满意感”分别为1~6和1~5的数值,如果将它们视为有序离散变量,则用IV-Ordered Probit模型;如果将它们视为连续变量,可以用2SLS方法。两类方法在估计系数值的大小上会有差异,但估计系数的方向和显著性具有一致性。由于本文关注的是估计系数的方向和显著性,而非估计系数值大小,故在达到研究目的的前提下采用了简化的方法^③,即2SLS方法,基本模型设定为:

$$L_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot Z_{ij} + \alpha_2 \cdot X_{ij} + \alpha_3 \cdot V_j + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

$$H_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \cdot L_{ij} + \beta_2 \cdot X_{ij} + \beta_3 \cdot V_j + \eta_{ij} \quad (2)$$

公式(1)和公式(2)分别为一阶段和二阶段回归式。其中, H_{ij} 为老年人的生理健康、认知能力或生活满意感, L_{ij} 为劳动参与, Z_{ij} 为工具变量。 X_{ij} 为个体特征、家庭特征和个人健康行为等控制变量, V_j 为省份虚拟变量。

(三)描述性统计分析

各变量的赋值和均值如表1所示。可以发现绝大多数被解释变量和解释变量在劳动者和未劳动者之间都存在组间均值差异。在全部样本中,劳动者为2968个,占60.61%。全部样本中拥有集体分配土地的比例为66%,而劳动者中拥有集体分配土地的比例为74.30%,高于未劳动者。在生理健康方面,全部样本的均值为3.06,其中劳动者为3.15,未劳动者为2.92,前者高于后者,并且两组均值差异显著。认知能力方面的情况与此类似,全部样本的均值为12.71,其中劳动者为13.68,也显著高于未劳动者。但生活满意感的均值结果却有所不同,全部样本均值为3.40,其中劳动者为3.41,虽然从数值上高于未劳动者,但两组均值差异并不显著。从均值差异可以看出,劳动参与可能带来了农村老年人健康方面的差异,但真实的因果关系还需要后续进一步回归分析才能得到。

表1 变量的赋值和均值差异

变量	全部样本	是否参与劳动		
		劳动者	未劳动者	组间均值差异
生理健康(1~6数值)	3.061	3.151	2.923	0.229***
认知能力(0~37数值)	12.708	13.679	11.215	2.464***
生活满意感(1~5数值)	3.396	3.407	3.378	0.029
劳动参与(1=是)	0.606	-	-	-
集体分配土地(1=有)	0.660	0.743	0.531	0.212***
中高龄(1=70岁及以上)	0.208	0.115	0.351	-0.236***
性别(1=男性)	0.509	0.557	0.434	0.123***
受教育年限(年)	2.511	2.732	2.346	0.386***
婚姻状况(1=已婚)	0.775	0.839	0.675	0.163***
医疗保险(1=有)	0.906	0.924	0.878	0.046***
养老保险(1=领取)	0.771	0.779	0.759	0.020 [*]
子女个数(个)	3.544	3.347	3.847	-0.500***
健在兄弟姐妹数(个)	2.875	3.024	2.646	0.378***
照顾孙子女(1=是)	0.372	0.417	0.302	0.115***
家庭人均消费支出(万元)	1.087	1.104	1.061	0.043
子女经济支持净额(万元)	0.368	0.340	0.412	-0.072**

表1 变量的赋值和均值差异(续)

变量	全部样本	是否参与劳动		
		劳动者	未劳动者	组间均值差异
长期吸烟(1=是)	0.450	0.474	0.413	0.061***
经常喝酒(1=是)	0.379	0.415	0.322	0.093***
经常社交(1=是)	0.311	0.293	0.339	-0.046***
经常锻炼(1=是)	0.344	0.400	0.257	0.143***
午睡(1=是)	0.585	0.582	0.589	-0.008
样本数(个)	4897	2968	1929	-

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,下表同。

四、实证结果

(一)基本回归结果

运用工具变量法估计的农村老年人劳动参与对健康影响的估计结果如表2所示。由于弱工具变量问题会影响估计结果的准确性,所以表2分别列出了第一阶段和第二阶段的回归结果,以更清晰地呈现出工具变量与内生解释变量的相关性。

从第一阶段的结果来看,工具变量对内生解释变量(劳动参与)的影响在1%的水平上显著。Kleibergen-Paap rk LM 统计量对应的P值都为0,即强烈拒绝“不可识别”的原假设。Cragg-Donald Wald F 统计量为109.25,大大高于10%的临界值^④,说明不存在弱工具变量问题。在内生性检验中,被解释变量为生理健康和认知能力时,检验对应的P值小于0.01,被解释变量为生活满意感时,检验对应的P值小于0.05,说明分别在1%和5%的显著性水平上拒绝“所有解释变量均为外生”的原假设,即认为“劳动参与”这一核心解释变量确实为内生变量,采取工具变量法更为必要。

第二阶段的估计结果显示,劳动参与对生理健康的影响是负向的,且在10%的水平上显著;劳动参与对认知能力的影响是正向的,且在1%的水平上显著;劳动参与对生活满意感的影响也是负向的,但并不显著。不难发现,第二阶段的回归结果与表1中显示的均值差异并不完全一致。表1中农村老年劳动者生理健康和认知能力的均值都显著高于未劳动者,而劳动者的生活满意感也比未劳动者略高(虽然组间差异不显著)。然而工具变量法的估计结果却显示,劳动参与仅仅对农村老年人的认知能力产生了显著正影响,对生理健康却产生了较为显著的负影响,对生活满意感的影响虽然不显著,但也是负向的。根据前文分析,由于存在内生性问题,很有可能是个体难以观测的品质导致农村老年劳动者三个方面的健康均值更高,而不是劳动参与本身带来的影响。由于第一阶段的检验结果都非常理想,所以可以认为第二阶段的估计结果反映出了劳动参与对健康的真实因果关系。

表2 基本回归结果

变量	第一阶段回归	第二阶段回归		
	劳动参与	生理健康	认知能力	生活满意感
工具变量:集体分配土地	0.171*** (0.017)			
劳动参与		-0.372* (0.196)	3.514*** (1.129)	-0.044 (0.157)
中高龄	-0.152*** (0.016)	-0.137*** (0.047)	-1.052*** (0.284)	0.039 (0.039)

表2 基本回归结果(续)

变量	第一阶段回归	第二阶段回归		
	劳动参与	生理健康	认知能力	生活满意度
性别	0.105*** (0.022)	0.103** (0.052)	0.445 (0.306)	0.094** (0.041)
受教育年限	-0.004 (0.003)	-0.012** (0.005)	1.089*** (0.032)	-0.009** (0.004)
婚姻状况	0.119*** (0.019)	0.116** (0.048)	0.511* (0.287)	0.098** (0.041)
医疗保险	0.050* (0.027)	0.014 (0.058)	1.102*** (0.338)	0.047 (0.052)
养老保险	0.017 (0.018)	0.020 (0.038)	0.765*** (0.236)	0.035 (0.031)
子女个数	-0.024*** (0.005)	-0.039*** (0.012)	-0.264*** (0.072)	0.016 (0.010)
健在兄弟姐妹数	0.011*** (0.004)	0.006 (0.008)	0.037 (0.047)	0.006 (0.006)
照顾孙子女	0.061*** (0.015)	0.025 (0.034)	0.545** (0.213)	-0.008 (0.028)
家庭人均消费支出	0.001 (0.005)	0.012 (0.011)	0.225*** (0.077)	0.023*** (0.008)
子女经济支持净额	-0.024*** (0.008)	0.007 (0.015)	0.336*** (0.113)	0.021* (0.012)
长期吸烟	-0.033* (0.020)	-0.001 (0.044)	0.491* (0.251)	-0.026 (0.035)
经常喝酒	0.028* (0.017)	0.060* (0.036)	-0.239 (0.218)	-0.011 (0.029)
经常社交	-0.046*** (0.016)	0.103*** (0.034)	1.299*** (0.205)	0.048* (0.028)
经常锻炼	0.119*** (0.015)	0.144*** (0.039)	-0.218 (0.238)	-0.002 (0.032)
午睡	-0.023 (0.015)	-0.005 (0.031)	0.538*** (0.190)	0.109*** (0.026)
省份虚拟变量	是	是	是	是
常数项	0.479*** (0.041)	3.290*** (0.139)	4.382*** (0.816)	3.092*** (0.114)
样本数	4897	4897	4897	4897
不可识别检验	Kleibergen-Paap rk LM=95.491 (p=0.000)			
弱工具变量检验	Cragg-Donald Wald F=109.248			
内生性检验		P=0.009	P=0.004	P=0.014

注:括号内为稳健标准误,下表同。

(二)异质性分析

在基本回归的基础上,我们进一步区分年龄和性别来估计农村老年人劳动参与对健康的影响。从表3和表4中后三行可以看出,不可识别检验对应的P值都为0,且Cragg-Donald Wald F统计量在低龄组和中高龄组中分别为78.91和28.65,在女性组和男性组中分别为39.08和76.73,均高于10%的临界值(即16.38),仍然说明工具变量与内生解释变量存在显著的统计相关性。而在内生性检验中,对应的P值虽有所提高,但都

小于0.1,其中表3第2、3、6列和表4第3、5、6列对应的P值还小于0.05,说明分别在5%和10%的显著性水平上拒绝“所有解释变量均为外生”的原假设,使用工具变量法仍然合理。

表3 分年龄回归结果

	低龄组			中高齡组		
	生理健康	认知能力	生活满意感	生理健康	认知能力	生活满意感
劳动参与	-0.248 (0.224)	3.851*** (1.369)	-0.051 (0.193)	-0.680* (0.407)	2.788* (1.669)	-0.037 (0.217)
样本数	3848	3848	3848	1049	1049	1049
不可识别检验	Kleibergen-Paap rk LM=67.214(p=0.000)			Kleibergen-Paap rk LM=28.340(p=0.000)		
弱工具变量检验	Cragg-Donald Wald F=78.909			Cragg-Donald Wald F=28.649		
内生性检验	P=0.039	P=0.0461	P=0.063	P=0.085	P=0.010	P=0.077

注:为节约篇幅,第一阶段结果和控制变量的估计结果都未列入,下表同。

表3中系数估计结果显示,低龄组中劳动参与对生理健康的负影响并不显著,但对认知能力的正影响却在1%的水平上显著。而中高齡组的情况却不同,劳动参与对生理健康的负影响仍在10%的水平上显著,但对认知能力正影响的显著性水平却明显下降。这意味着,农村老年人中劳动参与对生理健康的负影响主要源自中高齡组,而劳动参与对认知能力的正影响主要源自低龄组。而在生活满意感方面,无论是低龄组还是中高齡组,劳动参与产生的影响都是负向的,且都不显著。

上述劳动参与对中高齡组生理健康的负向影响在10%的水平上显著,我们认为这与农村劳动类型紧密相关。根据CHARLS2015期调查数据,农村老年劳动者中,仅从事农业劳动的个体占全部劳动者的比重为80.65%,既从事农业劳动也从事非农劳动的个体占11.36%,仅从事非农劳动的个体占7.98%。这说明农村老年劳动者中从事农业劳动的个体占绝大多数,而农业劳动以体力劳动居多,体力劳动对中高齡老年人来说并不适合,故对其生理健康产生的负面影响自然较为突出^⑤。

劳动参与对认知能力的正影响在低龄组中更加显著而在中高齡组中显著性水平下降,我们推测主要源于两方面原因。一方面,认知功能表现出一个清晰的生命周期模式,在老年阶段会随着年龄的增长而加速恶化^[1],中高齡老年人认知能力衰退更为迅速,相比于低龄老年人,需要接受更多的认知挑战或训练才能减缓认知能力的快速下降。另一方面,劳动参与对认知能力的影响与工作的复杂程度相关。越是需要社会交往、程序复杂的工作对抑制认知能力衰减的作用更显著,老年人从事较为复杂的工作或活动才有机会继续训练他们的认知能力^[25]。以体力劳动为主的农业劳动对社会交往的需求较少,对记忆力和思维能力的训练相对不足,对中高齡老年人加速衰退的认知能力的抑制作用自然有限,故对中高齡老年人认知能力的正影响就没有那么显著。

表4 分性别回归结果

	女性组			男性组		
	生理健康	认知能力	生活满意感	生理健康	认知能力	生活满意感
劳动参与	-0.178 (0.200)	2.770** (1.172)	-0.023 (0.169)	-0.511* (0.299)	4.134** (2.067)	-0.063 (0.185)
样本数	2406	2406	2406	2491	2491	2491
不可识别检验	Kleibergen-Paap rk LM=36.284(p=0.000)			Kleibergen-Paap rk LM=62.964(p=0.000)		
弱工具变量检验	Cragg-Donald Wald F=39.079			Cragg-Donald Wald F=76.732		
内生性检验	P=0.074	P=0.033	P=0.088	P=0.041	P=0.028	P=0.050

表4中系数估计结果显示,在认知能力和生活满意感方面,劳动参与带来的影响在两组间并无实质性差异。但在生理健康方面,劳动参与对男性组的负影响在10%的水平上显著,而对女性组的负影响却不显著。根据CHARLS2015期调查数据,农村女性老年劳动者上一年劳动时间的中位数为720小时,而农村男性老年劳动者则达到968小时,比女性高出34.44%,也就是说虽然都是参与劳动,但男性参与劳动的时间更长^⑥。同时在劳动分工中,更沉重的体力劳动也往往由男性承担,故带来身体机能损伤的可能性更大。我们推测这些是劳动参与对农村男性老年人生理健康负影响较为显著的原因。

(三)稳健性检验

前面的研究中,我们将“劳动参与”定义为每周工作1小时及以上。为了考察结论的稳健性,我们将“劳动参与”的定义进行调整。第一种调整方法是将其定义为每周工作5小时及以上,第二种调整方法是将其定义为每周工作10小时及以上。按照两种调整方法,重新进行估计的结果如表5所示。可以看出,劳动参与对生理健康、认知能力和生活满意感的影响与前面的回归结果基本一致。稍有不同的是,劳动参与对生活满意感的影响在不同群组中系数符号有所变化,但都不显著。由此说明本文的分析结果对于劳动参与的不同定义是稳健的。

表5 稳健性检验结果

	第一种调整方法			第二种调整方法		
	生理健康	认知能力	生活满意感	生理健康	认知能力	生活满意感
全部样本	-0.435* (0.231)	4.903*** (1.399)	-0.052 (0.186)	-0.463* (0.255)	7.641*** (1.900)	-0.107 (0.228)
低龄组	-0.300 (0.2709)	6.952*** (2.664)	0.172 (0.400)	-0.361 (0.324)	7.864*** (2.533)	0.195 (0.452)
中高龄组	-0.480* (0.287)	3.908* (2.326)	-0.082 (0.222)	-0.543* (0.327)	6.002* (3.510)	-0.125 (0.342)
女性组	-0.185 (0.329)	3.021** (1.511)	0.023 (0.294)	-0.113 (0.441)	4.038** (1.746)	0.033 (0.393)
男性组	-0.760* (0.432)	5.381** (2.233)	-0.104 (0.230)	-1.169* (0.657)	9.820** (4.144)	-0.160 (0.355)

五、结论与启示

研究劳动参与对健康的因果效应最大的难点是要克服可能出现的内生性问题。本文运用工具变量法,从生理健康、认知能力、生活满意感三个维度,检验了农村老年人劳动参与对健康的影响。研究表明:第一,劳动参与对农村老年人的认知能力产生了正影响,且在1%的水平上显著,这种正影响对于低龄老年人更为突出,对于中高龄老年人仅在10%的水平上显著;第二,劳动参与在10%的显著水平上对农村老年人的生理健康产生了负影响,这种负影响主要源自中高龄老年人以及男性老年人,在低龄和女性老年人中不显著;第三,劳动参与对农村老年人生活满意感的影响虽然也是负向的,但无论在全部分群还是分群体老年人中都不显著。

上述研究结果可以进一步得出两方面启示:第一,延长城镇低龄老年人的劳动参与年限在健康层面是合理的。上述针对农村老年人的研究不难看出,在低龄老年阶段,劳动参与对健康状况的影响总体上是有益的,因为其显著地减缓了认知能力的衰退,但并未对生理健康和生活满意感产生显著的负影响。这说明在60岁之后、中高龄到来之前,继续参与劳动对个体健康有利无弊。虽然上述实证研究对象是农村老年人,但是劳动参与对健康的影响机理在不同群体老年人中并无本质差异。较多研究已发现,认知刺激减少是劳动者退休后认知能力下降的重要因素。虽然老年人在退休后第一年会出现“蜜月期”,即会从事一些因工作

原因搁置的活动,由此受到新的认知刺激,从而短暂遏制认知衰退,但一旦老年人适应了退休后的生活,面临的认知刺激将逐渐减弱,对认知能力的负面影响就会显现。相反,在此期间坚持不懈地劳动带来的健康回报更大。此外,在研究中我们虽然发现劳动参与对农村男性老年人生理健康产生负影响,但显著性水平仅为10%,而且城镇老年人大多从事的是非农劳动,相比于农业劳动,体力耗费小,对身体机能的健康损害会相对更小。同时非农劳动涉及的社会交往更多,对认知功能的维持更有利。由此,从微观层面看,延长城镇劳动者退休年龄是符合低龄老年人健康需要的。我国在2013年《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》中就提出了研究制定渐进式延迟退休年龄政策,近年来中央文件多次出现“实施渐进式延迟法定退休年龄”相关表述。虽然由于多种原因,延迟退休的具体实施方案仍未公布,但上述实证结果无不证明,将男性和女性的退休年龄都延迟到63~65岁是可以产生健康红利的。同时,由于低龄老年阶段的劳动参与并无显著的健康负影响,所以从宏观层面看,延迟退休年龄并不会增加医疗保险支出和照料负担,在现阶段是应对老龄化加剧的合理选择。由此,应加快城镇延迟退休年龄方案的实施进度。

第二,在农村中高龄老年人中,劳动参与对生理健康的负影响需要引起关注。老年人是一个非常大的群体,60岁以上都可以称为老年人,但其内部存在很大的差异。上述研究虽显示出在低龄老年阶段劳动参与带来健康回报,但在中高龄阶段却并不如此。劳动参与对农村中高龄老年人生理健康产生了较为显著的负影响,同时劳动参与对认知能力的正影响也不再那么显著,这与农业劳动以体力为主、认知挑战不足的特性有关,说明对于中高龄阶段的老年人,减少繁重的体力劳动、逐步转入休养状态在健康层面上才是合理选择。因为我国农村中高龄老年人继续参与劳动的主要原因是经济需求,所以在国家财力有限的情况下,农村养老保障的重点应放在中高龄老年人身上,应加大对中高龄老年人的养老补助,为其老年生活提供充足保障,避免其在退出劳动活动后陷入贫困。同时,由于大量农村青壮年子女外出务工,农村老人往往缺乏与亲密家人的日常交往,再加上农村精神文化生活不丰富,参与非生产性社会活动较少,故相对于城镇老年人,能接受到的认知刺激更少,认知能力衰退更快。由此,农村中高龄老年人的精神健康问题更加不容忽视。应在农村村级组织中加强“老龄委”和“老年协会”等组织建设,为农村老年人提供参与文化活动和社交活动的场地,增加其社会交往、群体沟通的机会,帮助其实现健康而体面的老年期生活。

注 释:

- ① 因为后文中选取的工具变量定义时依据的问题是“您和您配偶从集体分配到的土地(耕地、林地、牧场或水塘)有多少亩”。此问题在2011期和2013期调查中是按全体家庭成员从集体分配的土地来统计的,统计口径与2015期不一致;同时CHARLS每期调查中对认知能力的度量口径也不一致。由于这两个关键指标在不同调查期有差异,所以我们没有形成面板数据来研究,而是仅选择了2015期数据。
- ② 此外,我们在模型中尽可能加入了控制变量,这使得工具变量的排他性约束更可能成立。
- ③ 如果采用IV-Ordered Probit模型的话会非常繁琐。因为该模型的回归系数并不是边际效应,所以还需再分别计算自变量对各个因变量不同取值的边际效应。而本文有3个因变量,一一计算边际效应会增加表格的复杂性,且计算的结果对研究结论并不产生影响。比较而言,2SLS方法就更为简洁明了。
- ④ 弱工具变量检验使用的是Stock & Yogo(2005)提供的临界值,相应水平的临界值为16.38(10%)、8.96(15%)、6.66(20%)、5.53(25%)。
- ⑤ 我们未能进一步将“劳动参与”区分为是“农业劳动”还是“非农劳动”来进一步检验参与的劳动类型对中高龄老年人健康的影响。原因在于“参与的劳动类型”也是一个内生变量,还需要寻找其他的工具变量才能进行研究。但CHARLS调查中只有个体和家庭问卷,导致很难寻找其他外生变量,所以我们尚未找到两个以上的工具变量来研究“劳动参与”和“参与的劳动类型”两个不同的内生解释变量对健康的影响。
- ⑥ 劳动参与时间也是一个内生解释变量,我们曾尝试用“集体分配的土地的数量”作为工具变量来进一步研究劳动参与时间不同对老年健康的影响,但在工具变量检验时发现,它是一个弱工具变量。由于工具变量的不可得性,我们未能进一步分析劳动时间差异带来的健康影响。

参考文献:

- [1] 国家统计局.第七次全国人口普查公报(第五号)[EB/OL].http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/202105/t20210510_1817181.html, 2021-05-10.
- [2] 张川川.城镇职工退休后就业行为:基本事实和影响因素[J].劳动经济研究,2015,(3):106-127.
- [3] 程杰.“退而不休”的劳动者:转型中国的一个典型现象[J].劳动经济研究,2014,(5):68-103.
- [4] World Health Organization.Constitution of the World Health Organization[R].New York:United Nations,1948.
- [5] Falk A,Hanson B,Isacsson S,et al.Job Strain and Mortality in Elderly Men:Social Network,Support,and Influence as Buffers[J].American Journal of Public Health,1992,82(8):1136-1139.
- [6] Rowe J W,Kahn R L.Successful Aging[J].Gerontologist,1997,37(4):433-440.
- [7] Hammerman-Rozenberg R, Maaravi Y, Cohen A, et al. Working Late: The Impact of Work After 70 on Longevity, Health and Function[J].Aging: Clinical and Experimental Research, 2005, 17(6):508-513.
- [8] Kai I, Ohi G, Kobayashi Y, et al. Quality of Life: A Possible Health Index for the Elderly[J].Asia Pacific Journal of Public Health, 1991, 5(3):221-227.
- [9] 万媛媛,曾雁冰,方亚.劳动参与对退休老年群体健康的影响研究[J].中国卫生政策研究,2021,14(1):59-65.
- [10] Schaie K W.The Hazards of Cognitive Aging[J].The Gerontologist,1989,29(4):484-493.
- [11] Börsch-Supan A, Brandt M, Hunkler C, et al. Data Resource Profile: The Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE)[J].International Journal of Epidemiology, 2013, 42(4):992-1001.
- [12] Salthouse T A. Mental Exercise and Mental Aging: Evaluating the Validity of the “Use it or Lose it” Hypothesis[J].Perspectives on Psychological Science, 2006, 1(1):68-87.
- [13] Sarabia-Cobo C M, V Perez, Hermosilla C, et al. Retirement or No Retirement? The Decision’s Effects on Cognitive Functioning, Well-Being, and Quality of Life[J].Behavioral Sciences, 2020, 10(10):151.
- [14] Andel R, Silverstein M, Kareholt I. The Role of Midlife Occupational Complexity and Leisure Activity in Late-Life Cognition[J].Journals of Gerontology, 2015, 70(2):314-321.
- [15] Mazzonna F, Peracchi F. Unhealthy Retirement[J].Journal of Human Resource, 2017, 52(1):128-151.
- [16] Atalay K, Barrett G F, Staneva A. The Effect of Retirement on Elderly Cognitive Functioning[J].Journal of Health Economics, 2019, 66:37-53.
- [17] Stern Y. What is Cognitive Reserve? Theory and Research Application of the Reserve Concept[J].Journal of the International Neuropsychological Society, 2002, 8(3):448-460.
- [18] Carolina F, Hermida P D, Tartaglini M F, et al. Cognitive Reserve in Patients with Mild Cognitive Impairment: The Importance of Occupational Complexity as a Buffer of Declining Cognition in Older Adults[J].AIMS Medical Science, 2016, 3(1):77-95.
- [19] Adam S, Bonsang E, Grotz C, et al. Occupational Activity and Cognitive Reserve: Implications in Terms of Prevention of Cognitive Aging and Alzheimer’s Disease[J].Clinical Interventions in Aging, 2013, 8:377-390.
- [20] Andel R, Kareholt I, Parker M G, et al. Complexity of Primary Lifetime Occupation and Cognition in Advanced Old Age[J].Journal of Aging & Health, 2007, 19(3):397-415.
- [21] Kroger E, Andel R, Lindsay J, et al. Is Complexity of Work Associated with Risk of Dementia? The Canadian Study of Health and Aging American[J].Journal of Epidemiology, 2008, 167(7):820-830.
- [22] Jong-In Kim. Study on Life Satisfaction of Group According to Farm Work and Leisure Activity in Rural Elderly[J].Journal of Agricultural Extension & Community Development, 2012, 19(2):321-353.
- [23] 黄文杰,吕康银.退而不休对老年人主观幸福感的影响——基于CHARLS数据的实证分析[J].税务与经济,2020,(3):22-31.
- [24] 宋宝安,于天琪.城镇老年人再就业对幸福感的影响——基于吉林省老年人口的调查研究[J].人口学刊,2011,(1):42-46.
- [25] Schooler C, Mulatu M S, Oates G. Occupational Self-direction, Intellectual Functioning, and Self-directed Orientation in Older Workers: Findings and Implications for Individuals and Societies[J].American Journal of Sociology, 2004, 110(1):161-197.

(责任编辑:彭晶晶)