

健康冲击对农村中老年人劳动供给的影响效应与机制研究

王智勇¹, 陈耿宇²

(1. 中国社会科学院人口与劳动经济研究所, 北京 100028;

2. 中国社会科学院大学(研究生院), 北京 102488)

【摘要】利用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据来分析健康冲击对农村中老年人劳动供给的影响。发现健康冲击对农村中老年人的劳动供给有显著的负向影响,导致其周工作时间显著减少3.16到3.69小时,并且使其继续工作的可能下降2.9%,受到冲击后仍继续工作的农村中老年人周工作时间显著的减少2.20到2.67小时。农村中老年人劳动供给的下降主要源于健康冲击使周工作时间小于40小时的群体的周工作时间显著减少5.29到5.50小时。健康冲击使得农村中老年人心理健康和客观健康显著下降是其劳动供给减少的重要原因。

【关键词】健康冲击 倾向得分匹配 劳动供给 中老年人

【DOI】10.15884/j.cnki.issn.1007-0672.2021.03.003

【收稿日期】2020-11-02

【中图分类号】F241.2;C913.6

【文献标志码】A

【文章编号】1007-0672(2021)03-0023-15

【基金项目】中国社会科学院创新工程项目“释放城镇化改革红利的领域与对策研究”(RKSCX2017014)。

【作者简介】王智勇,男,江西会昌人,中国社会科学院人口与劳动经济研究所研究员;陈耿宇,男,黑龙江牡丹江人,中国社会科学院大学(研究生院)硕士研究生。

一、引言

2010~2019年,我国60岁以上人口数从17765万人增加到2019年末的25388万人,占总人口的比重由13.26%上升到18.1%,年均增长4.05%。人口年龄结构老龄化是我国劳动参与率持续下降的重要原因。老龄化逐渐加深对保持经济增长和增进人民幸福带来了阻力,特别是对于农村而言,2018年城市居民收入是农村的2.69倍,农村居民的收入有待提升。但农村的劳动年龄人口规模持续下降,空心化问题会日趋严重,农村老龄化程度将明显高于城镇(李建伟、周灵灵,2018)^[1]。同时,我国农村缺乏有效的养老保障机制,大多数中老年人依然需要依靠劳作来获得粮食和收入以维持生存。据“六普”数据,41.18%的农村老年人收入来源于劳动,22.27%的城镇老年人的收入来源于劳动。相对于城镇,劳动参与实际上是农村中老年人生存和发展的重要基础。另外,由于农村医疗卫生公共服务欠缺,农村中老年人需要维持健康的状况以便更好地生存。在生活条件、预期寿命不断提高的背景下,增加农村中老年人的经济活动对缩减城乡收入差距和缓解空心化、人口老龄化对农村带来的经济压力至关重要。因此,我国农村劳动力的健康与劳动供给问题尤为引人关注。研究表明,农村的劳动生产率受到农村劳动力健康问题的影响(张车伟,2003)^[2],加强对农村居民的健康投入利于扩大其劳动参与,进而增加农村居民收入,有利于城乡居民收入差距的缩小(刘生龙,2008)^[3]。健康对农村居民劳动供给的重要影响已经得到认可。但是,当农村中老年人的健康状况突变(即健康受到冲击)时,对其

劳动供给会产生何种影响,是影响其工作决定还是使其工作时长发生改变?影响机制又是怎样的?本研究将致力于解答这些问题,以期和政策制定者有根据地制定和评估关于农村中老年人的劳动、疾病预防和治疗方面相关的政策提供帮助。

二、文献综述

健康作为影响劳动者持续参与劳动的关键因素,同教育一样,是一种重要的人力资本形式,是推动经济增长的重要因素之一(Schultz, 1961^[4]; Becker, 1964^[5]; Grossman, 1972^[6])。例如,过去200年,英国经济增长的三分之一甚至一半是由营养和健康状况改善贡献的(Fogel & Wimmer, 1992^[7]; Fogel, 1994^[8])。健康的变化也会通过多种途径影响到个人、家庭资源在消费、储蓄、投资和医疗支出、健康投资之间的配置,当市场和政策制度不完善时,健康状况持续恶化会导致人与人之间经济和福利的巨大差异,更为重要的是影响个体的劳动力市场参与的决定(例如提前退休、减少工作时间等)。研究表明,健康对个体的经济和劳动状况的影响更为巨大(魏众, 2004^[9]; 刘国恩等, 2004^[10])。

研究健康对劳动力市场行为的影响,需要处理健康与劳动供给的内生性问题(Cai, 2010)^[11]。由于存在反向因果关系,遗漏变量等问题,健康对各个年龄段群体的劳动供给影响程度,尚需要进一步探讨。于是,部分学者开始将健康冲击加入劳动供给的研究中。高梦滔和姚洋(2005)^[12]用大病冲击来界定健康冲击,将住院治疗或合计花费在5000元以上的疾病定义为大病冲击,发现冲击使得我国农村患病户人均纯收入平均显著降低5%到6%,冲击的影响力长达约15年。Garcia Gomez, et al. (2013)^[13]将急性住院定义为健康冲击,利用荷兰医院和税务登记数据研究健康冲击发生六年内对劳动者的就业和收入影响,发现健康冲击降低7%的就业,两年后造成5%的个人收入损失,并且就业和收入都没有随后恢复。然而,在现实生活中尚有极端贫困的人群无法支付大额的医疗支出,因此,考虑健康问题时,需要考虑到因经济原因不寻求治疗的边缘化、易受伤害的群体,将这些人群包括在内可以全面的了解健康状况对劳动供给影响,并且个人在住院之前可能经历过健康下降,因此,大额医疗花费和急性住院可能无法构成外生的健康冲击。

亦有学者采用自评健康的变化来定义健康冲击。张川川(2011)^[14]把自评健康的变化定义为健康冲击,研究发现如滞后一期健康状况不佳,则当期工作概率更小,家庭收入更少,健康恶化还会导致工作概率和家庭收入显著下降;对于男性、女性,若滞后一期健康状况为差,则当期工作的概率分别低6.2%和5.2%。Garcia Gomez & Lopez Nicolas (2006)^[15]遭受健康冲击(自评健康变差)使得西班牙人的就业率和劳动收入受到显著影响,个人保持就业的可能性降低5%左右,并且家庭劳动收入下降的幅度大于个人劳动收入,健康问题可能对家庭其他成员的劳动力供给产生溢出效应。然而,不同的个体对自身健康状态的主观判断可能会有很大的差异,自评健康指标会受到社会特征和个人健康状况的影响而产生测量误差,例如,如果健康不佳可以带来一定补助和其他好处,人们就会可能会声称自己健康很差,同时个体也有使用健康不佳为其不参与劳动的行为进行辩护的倾向。因此,自评健康可能不会独立于劳动参与的状态,有内生性的影响。采用自评健康对劳动供给进行估计可能低估或夸大了健康的重要性。

为了避免单一的自评健康指标带来可能存在的偏误,田艳芳(2011)^[16]使用了多种健康指标来研究健康对工作时间的影 响,包括自评健康状况、常见慢性病(高血压、呼吸系统疾病、胃病、关节炎)和日常生活自理能力(ADL);并使用15岁之前的健康状况作为当前健康状况的工具变量,发现健康冲击会显著减少劳动者工作时间,健康状况每变化一个等级,男性、女性的工作时间分别变化6.48、4.12个小时,这导致劳动者收入的减少;该研究还发现关节类疾病对劳动时间的影响显著,而高血压、呼吸系

统疾病、胃病对劳动时间的影响不显著。李琴和雷晓燕(2014)^[17]等用高血压作为健康变量,并用患高血压前的钠盐摄入量作为工具变量,研究却发现患高血压对城市中老年人劳动供给有明显的影响,但对农村人没有显著的影响,他们认为可能是城市拥有养老保障的受教育程度较低的蓝领体力劳动者容易在高血压影响下产生退休意愿。然而,从医学角度高血压等心血管类疾病是由多种原因决定的,如Cook, et al.(2009)^[18]研究发现与钠或钾的单独作用相比,钠钾摄入比例对心血管类疾病风险的影响更大。Smith(2005)^[19]认为不同强度的疾病带来的健康后果是不一样的,健康事件可以通过其对身体功能的影响的严重性程度和持续时间来区分。例如,高血压的发病可能没有直接后果,但它可能预示着一个更加困难的未来。相比之下,心脏病发作或中风对医疗支出和持续参与工作具有毁灭性的近期和长期影响。

针对不同强度的健康事件,杨志海等(2015)^[20]研究了急性和慢性疾病带来的健康冲击对农村中老年人农业劳动供给的影响,发现风湿性关节炎、“三高”疾病等慢性可能不会造成农村中老年人放弃参与劳动,但会显著减少其劳动供给时间;而心脏病、癌症等急性健康冲击不仅会降低他们参与农业劳动的可能性,还会减少他们的农业劳动时间。并采用“您是否被医生告知患有某种疾病?”来定义健康冲击,但该研究采用中国健康与养老追踪调查(2011)的截面数据,疾病发生的时间无法确定,疾病在1年前和1个月前显然对当前的劳动供给的影响是不同的;采用截面也可能会遗漏关键的不可观测的时不变变量,也可能存在反向因果的问题。如失业者的心理和身体健康水平低于其他的就业者(Mckee-Ryan F, et al., 2005)^[21],群体性失业不仅对健康产生短期的负面影响,也对健康有长期、持续的负面影响(陈秋霖等, 2017)^[22]。

其他研究表明对于中老年人而言,健康状况变化的影响更加不容忽视,健康状况不佳是中年劳动力市场退出的主要原因,健康状况恶化会引发提前退休的需求(Disney, et al., 2006^[23]; Eric, 2005^[24])。Trevisan & Zantomio(2016)^[25]研究了16个欧洲城市中老年人的急性健康冲击对劳动力供给的影响,发现遭受急性健康冲击的中老年人有更高的退出劳动力市场的风险,劳动力市场参与率大幅下降,平均下降12%。

现有文献已从多方面对健康与劳动供给的关系进行了研究,但由于存在内生性问题(例如,反向因果关系,遗漏变量),尚需要最新的数据检验、验证农村中老年人健康突发的变化对其劳动供给的影响及其作用机制。为了更准确地识别健康对农村老年人劳动供给的影响减少内生性的问题,本文将急性健康突变作为外生冲击,定义健康冲击为中风、心脏病、癌症、肺病等急性重病的发生,采用这种定义方式是由于:第一,根据在世卫组织(2020)^[26]公布的全球十大死亡原因中,缺血性心脏病和中风是世界上最大的杀手,柳叶刀上的一项最新研究指出,当前中国人的五大主要死因是中风、缺血性心脏病、肺癌、慢性阻塞性肺病(COPD)和肝癌(Maigeng Zhou, et al., 2017)^[27]。第二,由于中风和心脏病的病情的性质,这两种疾病很大程度上出乎意料突然发生的,而癌症通常在确诊前无症状,患者诊断前通常没有意识患病,诊断后才知道患病。因此,在发病或确诊前人们不太可能调整自己的劳动力市场行为。第三,考虑到这几种疾病的客观性质,与自评健康相比受到个人感受的主观影响更少,可以避免采用自评健康作为识别健康变化的方法带来的由个体主观情绪和感受变化所带来的偏差,更具客观性。第四,利用癌症、中风、肺病和心脏病发生作为健康状况突发变化的冲击遵循了现有经典文献Smith(2005)^[19]和Trevisan & Zantomio(2016)^[25]的研究。

本文后续研究内容如下:首先,检验了健康冲击对农村中老年人劳动供给的影响,并分析了这种影响是通过改变农村中老年人继续工作的可能性还是改变其继续工作时间造成的。其次,研究了健康冲击发生影响的时间机制,分析了 $t-1$ 期不同周工作时间的差异是否会影响到 t 期的农村中老年人

劳动供给。最后,为了了解农村中老年人的劳动供给调整的健康机制,进一步分析了健康冲击对其客观身体功能ADL和主观心理健康等健康因素变化的影响。

三、数据和模型

(一)模型方法

为了估计健康冲击对农村中老年人劳动供给的影响,本文使用了两种简单的两阶段模型,两个阶段周期 $t-1$ 和周期 t 。由于可能存在不可观测到的与健康冲击有关的变量,可能会对劳动供给有影响,估计结果会有偏差。因此,第一种方法选择用差分的方法将这种未观察到的两个时期不变的异质性的影响剔除。创建一阶差分(FD)模型如下:

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 X_{i,t} + \varepsilon_0 + \alpha_i + \delta_{i,t} \quad (1)$$

$$Y_{i,t-1} = \beta_0 + \beta_1 X_{i,t-1} + \alpha_i + \delta_{i,t-1} \quad (2)$$

其中 Y 代表结果变量, X 代表健康冲击的二元变量 α 代表不可观测的时不变的异质性, δ 代表时变误差, ε 代表周期 t 指标。由(1)式减去(2)式得到(3)式可以通过OLS估计。本文估计FD模型时省略了其他控制变量,这些变量可能会影响健康冲击的产生。

$$\Delta Y_i = \beta_1 \Delta X_i + \varepsilon_0 + \Delta \delta_i \quad (3)$$

第二种方法还采用了滞后因变量(LDV)模型,在估计健康冲击对因变量的影响是加入了关键的控制变量,表示为:

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 X_{i,t} + \beta_2 Y_{i,t-1} + \sigma Z_{i,t-1} + \delta_{i,t} \quad (4)$$

Z 是一组 $t-1$ 时期的控制变量,模型通过OLS估计。

如果经历健康冲击的处理组与保持健康的控制组个体的潜在分布非常不同,控制了线性回归中可观察到的差异之后,如可观察到某些因素与个体受到健康冲击的可能性有系统的关联,那么可能导致估计偏差从而使因果推断受到限制。因此,第三种方法的是评估不同个体在受到健康冲击时与健康良好时表现的差异,后者称为反事实量。遵循Rosenbaum & Rubin(1983^[28], 1985^[29])方法,采用倾向得分匹配(PSM)后获得的平均处理效应(The Average Treatment Effect on the Treated, ATT)。

$Y(1)$ 表示个体受到健康冲击的劳动力市场状态, $Y(0)$ 表示个体没有受到冲击的劳动力市场状态,不能在同一个样本上同时观察到这两种情况,但可在不同的样本上观测到 $Y(0)$ 或 $Y(1)$, X 为健康冲击,等于1则个体受到健康冲击,等于0则没有受到健康冲击,个体 Y 的情况可以表示为:

$$Y = (1 - X)Y(0) + XY(1) \quad (5)$$

平均处置效应(ATT)为:

$$ATT = E(Y(1) - Y(0)|X = 1) = E(Y(1)|X = 1) - E(Y(0)|X = 1) \quad (6)$$

但是因为 $E(Y(0)|X = 1)$ 不可观测,如果与健康冲击相关的特征变量(如人口学特征,经济特征)没有被控制,这些特征可能会影响健康冲击和平均处置效应ATT,研究将不满足随机选择的假设。其中 Z 是不受处理变量影响的一组控制变量。根据观察到的数据进行匹配,引入以下条件独立性假设:

$$E[Y(0)|X = 1, Z] = E[Y(0)|X = 0, Z] \quad (7)$$

假设意味着,以 Z 为条件,在没有冲击的情况下,处理组和对照组的潜在结果是相同的。Rubin(1983)证明, Z 可以通过其实值函数 $P(Z)$ 即倾向得分来控制,因此上式改写为:

$$E[Y(0)|X = 1, P(Z)] = E[Y(0)|X = 0, P(Z)] \quad (8)$$

平均处置效应(ATT)为:

$$ATT = E[Y(1) - Y(0)|X = 1, P(Z)] = E[Y(1)|X = 1, P(Z)] - E[Y(0)|X = 1, P(Z)] \quad (9)$$

如果采用两期数据,上式(ATT)可以改写为:

$$ATT = [E\{Y_t(1) - Y_t(0)|p(Z_{t-1})\}|X_t = 1] \quad (10)$$

$Y_t(1)$ 和 $Y_t(0)$ 分别表示在 t 期受到健康冲击的结果和没有受到健康冲击的结果, X_t 是 t 期的健康冲击状态, Z_{t-1} 是 $t-1$ 期的控制变量,为了确保健康冲击不对控制变量产生影响,只采用受到健康冲击之前的 $t-1$ 控制变量。

(二)数据与统计性描述

本文建立在由中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据整理得到的Harmonized CHARLS数据集基础上,CHARLS调查由北京大学健康老龄与发展研究中心和中国疾病预防控制中心联合实施并完成的。CHARLS和Harmonized CHARLS数据广泛地用于养老、健康和劳动等相关问题的研究,具有大样本、纵向维度和覆盖范围广泛的特征,涵盖了受访者的家庭结构、就业和退休状况、健康状况等方面的信息,包括多种劳动力市场参与指标和丰富的个人健康状况指标,具有全国代表性,能充分反映我国农村中老年居民的个人健康和劳动参与状况。本文中 t 期是CHARLS2015年调查数据, $t-1$ 期CHARLS2013年调查数据,本文研究的对象是没有发生过中风、心脏病、癌症、肺病这几种健康问题的年龄为45~70岁且在劳动力市场活跃的农村中老年群体,在第一次发生此类健康冲击后的劳动力市场反应。为了突出健康冲击是不可预料的外生影响,数据剔除了以下样本:在 $t-1$ 期已停止工作的样本,在 $t-1$ 期或过去被诊断患有这几种重症的样本。这样是为了保证受访者必须在 $t-1$ 期工作,以便观察发生健康冲击后对个体劳动时间和工作选择的影响。同时,还删除了变量存在缺失的样本,最终得到有效样本3848个。

劳动力市场活动状态,由周工作小时数和是否工作两个变量衡量。调查对象是否工作是由被调查者是否在过去一年从事任何工作决定。若受访者从事农业工作、非农就业工作、非农自雇工作或非农家族企业工作。则工作状态为工作设置为1。若受访者失业、退休或从未工作,则工作状态是不工作设置为0。

周工作小时数是受访者在过去一年中每周为主要工作小时数。包括作为雇员、自营职业者、在家族企业无偿工作、为他人从事农业工作以及在为自己从事农业工作的时间。根据每天工作的小时数和每周工作的天数得出的。每天工作的小时数乘以每周工作的天数。对于受访者每周工作超过7天的情况,按每周7天每天工作小时数计算。

鉴于健康状况的多维性,在实证分析中测量健康状况是一项具有挑战性的任务。除了前文所述将中风,心脏病,癌症,肺部疾病的发生定义为健康冲击,为了了解健康冲击对劳动力市场活动影响的机制,还利用了CHARLS数据中丰富的信息,设置了ADL、心理健康、健康良好等被解释变量,定义如下。

日常生活活动能力(ADL),ADL量表是居民生活自主能力的测量工具,由Lawton & Brody(1969)^[30]制定。CHARLS中的ADL量表由洗澡、穿衣、吃饭、上厕所、上下床和自主排泄是否困难来测量。如果有一项及以上有困难,赋值为0,反之赋值为1。

心理健康,通过被访者对抑郁量表(CES-D-10)的回答得到。被访者回答10个关于上周的感觉的题目,分别是:因小事而烦恼,做事时很难集中精力,感到情绪低落,做任何事都很费劲,对未来充满希望,感到害怕,睡眠不好,很愉快,感到孤独,我无法继续我的生活。每个题目分别对应4个答案,赋值0到3分;10个题目的总分为30分,分数高于或等于10分则为抑郁赋值为0,否则为1。

受访者自评健康状态为有五种:1(非常好)、2(好)3(一般)、4(差)和5(非常差),将其转换成一个二元的是否健康良好的变量,对于健康状况“差”或“非常差”的个体,健康良好变量赋值为0,否则为1。

表1显示受到健康冲击使得处理组继续工作的均值下降0.042,周工作时间均值下降4.30小时,其他健康指标的均值分别下降0.14左右,处理组与控制组间的结果变量的差异在1%~5%的水平上显著。但由于可能存在样本选择偏误,实际的因果效应比该数值要小。

表1 结果变量的统计描述

t期变量	均值(标准差)			差异(2)-(3) =(4)
	全样本(1)	控制组(2)	处理组(3)	
工作	0.885(0.319)	0.889(0.314)	0.847(0.361)	0.042**(0.017)
周工作小时数	36.051(26.404)	36.488(26.404)	32.191(26.126)	4.297*** (1.406)
样本量	3848	3456	392	
心理健康	0.656(0.475)	0.670(0.470)	0.531(0.500)	0.139*** (0.025)
样本量	3800	3414	386	
ADL	0.841(0.365)	0.855(0.352)	0.726(0.446)	0.128*** (0.019)
样本量	3804	3413	391	
健康良好	0.810(0.393)	0.824(0.381)	0.681(0.467)	0.144*** (0.021)
样本量	3800	3415	385	

注:第(4)列括号内为标准误。***、**、*分别表示在1%、5%和10%的置信水平下显著。

参照已有文献,控制变量包括 $t-1$ 期主观和客观的健康指标包括结ADL、健康良好、心理健康和对健康突发的变化有潜在影响的BMI(BMI是衡量个人肥胖程度和是否健康的一个重要标准,根据中国标准大于18.5小于24为正常,赋值为1,其他赋值为0)。同时,还控制了人口特征变量、个人社会经济特征变量不随时间变化的居住地变量如地区差异。地区为分类变量,西部=1、中部=2、东部=3、东北=4。表2显示不同地区居住的人口发生健康冲击的百分比是不同的,比如东北地区发生心脏类疾病的占当地样本比例更高。

表2 地区四种重大疾病冲击的比例

地区	样本量	中风	占样本比	癌症	占样本比	肺病	占样本比	心脏病	占样本比
西部	1,394	14	1.00%	13	0.93%	75	5.38%	65	4.66%
中部	1,074	13	1.21%	11	1.02%	60	5.59%	42	3.91%
东部	1,143	3	0.26%	6	0.52%	38	3.32%	58	5.07%
东北	237	2	0.84%	2	0.84%	3	1.27%	22	9.28%
合计	3,848	32	0.83%	32	0.83%	176	4.57%	187	4.86%

人口特征类变量包括年龄、性别、婚姻状况、家庭人口数量、照顾孙子女。个人社会经济特征变量包括个人收入、养老金收入(收入类变量转换为对数形式)、教育程度、周工作小时数、是否从事农业工作或自我雇佣、是否参与职工医疗保险或新农村合作医疗。工作类型和健康医疗保障的差异会影响个体健康状况,如在适当的工作条件下工作对身体健康和精神疾病有保护作用,有良好的医疗保障可以减少患病风险。受教育水平对健康具有显著影响,能够提高中国老年人的躯体健康、认知功能和存活率(程令国等,2015)^[9],并且在劳动力市场上受过高等教育的人比受过初等教育的工人更有可能

在办公室工作,办公室工作比体力劳动更容易患某些疾病。因此,受教育程度不同的个体在经历相同的健康冲击后可能不会有相同的职业道路。教育程度按照受教育年限赋值,文盲为0,未读完小学为3,私塾和小学毕业、初中毕业、高中或中专、大专、本科、硕士分别为6、9、12、15、16、19。其他变量的界定及统计详见表3。表3显示控制组和处理组在匹配前存在一定差异,主要是处理组的年龄比控制组大1.25岁,几种健康状况的均值处理组比控制组也较差。自我雇佣的均值低0.032,且均在1%水平上具有统计显著性,这些导致了处理组与控制组之间存在一定的差异,通过倾向匹配得分处理后减少了组间差异,可得到更准确的估计结果。

四、实证研究

(一)一阶差分和滞后因变量模型估计结果

一阶差分(FD)和滞后因变量(LDV)模型识别健康冲击对农村中老年人劳动力供给的影响的区别是FD模型消除不可以观测的时不变因素,而LDV模型控制健康冲击前的可观察因素,因此,FD和LDV模型为因果效应提供了上下界,使用这两个模型获得相似的估计结果可以简单地证明结果具有

表3 匹配和控制变量统计描述

<i>t</i> -1 控制变量	均值(标准差)			差异(2)-(3) =(4)	倾向得分估计: <i>probit</i> 回归(5)
	全样本(1)	控制组(2)	处理组(3)		
年龄	56.354(6.852)	56.227(6.835)	57.480(6.906)	-1.253*** (0.365)	0.011* (0.006)
性别:女=1,男=0	0.507(0.500)	0.505(0.500)	0.526(0.500)	-0.020(0.027)	-0.056(0.065)
婚姻状况:已婚=1,其他=0	0.872(0.334)	0.876(0.330)	0.844(0.363)	0.031* (0.018)	-0.075(0.083)
家庭人口数量	3.869(1.839)	3.873(1.844)	3.837(1.798)	0.036(0.098)	0.007(0.016)
周工作小时数	41.821(24.721)	41.883(24.694)	41.277(24.980)	0.606(1.318)	0.000(0.001)
农业工作:是=1,其他=0	0.808(0.394)	0.806(0.395)	0.827(0.379)	-0.020(0.021)	-0.217** (0.103)
自我雇佣:是=1,其他=0	0.057(0.232)	0.060(0.238)	0.028(0.165)	0.032*** (0.012)	-0.525*** (0.173)
受教育程度	4.925(3.881)	4.957(3.888)	4.638(3.806)	0.320(0.207)	0.003(0.009)
收入	2.333(3.987)	2.368(4.015)	2.022(3.723)	0.346(0.212)	-0.014(0.009)
养老金收入	2.113(3.244)	2.066(3.225)	2.531(3.386)	-0.465*** (0.173)	0.008(0.013)
城镇职工医保	0.022(0.148)	0.023(0.149)	0.018(0.133)	0.005(0.008)	-0.013(0.234)
新农村合作医保	0.919(0.273)	0.917(0.276)	0.939(0.240)	-0.022(0.015)	0.148(0.125)
照顾孙子女:是=1,否=0	0.431(0.495)	0.434(0.496)	0.401(0.491)	0.034(0.026)	-0.101* (0.061)
ADL	0.886(0.318)	0.895(0.306)	0.804(0.398)	0.092*** (0.017)	-0.229*** (0.082)
心理健康	0.699(0.459)	0.712(0.453)	0.592(0.492)	0.120*** (0.024)	-0.179*** (0.063)
BMI	0.541(0.498)	0.550(0.498)	0.457(0.499)	0.094*** (0.027)	-0.233*** (0.058)
健康良好	0.813(0.390)	0.828(0.378)	0.689(0.464)	0.139*** (0.021)	-0.294*** (0.070)
地区	2.058(0.950)	2.062(0.950)	2.020(0.949)	0.042(0.051)	
<i>Pseudo R</i> ²					0.041
样本量	3848	3456	392		

注:第(4)、(5)括号内为标准误。倾向得分 *probit* 中省略了截距项,地区分类变量结果为:中部0.081(0.071),东部-0.057(0.074)东北部0.111(0.122)。***、**、*分别表示在1%、5%和10%的置信水平下显著。

稳健性(Angrist & Pischke, 2009)^[32]。估计结果见表4。

表4 线性回归估计结果

		固定效应模型(1)	滞后因变量模型(2)	滞后因变量模型(3)
A: t 期周工作时间	健康冲击	-3.691**(1.582)	-3.449***(1.319)	-3.493***(1.320)
	$t-1$ 其他控制变量	否	是	是
	地区	否	否	是
	样本	3848	3848	3848
		OLS(1)	OLS(2)	OLS(3)
B: t 期工作	健康冲击	-0.042**(0.017)	-0.032*(0.019)	-0.031(0.019)
	$t-1$ 其他控制变量	否	是	是
	地区	否	否	是
	样本	3848	3848	3848
		固定效应模型(1)	滞后因变量模型(2)	滞后因变量模型(3)
C: t 周工作时间 (t 期工作=是)	健康冲击	-2.667*(1.405)	-2.533*(1.323)	-2.611**(1.322)
	$t-1$ 其他控制变量	否	是	是
	地区	否	否	是
	样本	3405	3405	3405
		固定效应模型(1)	滞后因变量模型(2)	滞后因变量模型(3)

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的置信水平下显著。汇报结果括号中为稳健标准误。

表4(A)中列出了健康冲击对农村中老年人 t 期工作时间的影
响,一阶差分模型显示受到健康冲击的农村中老人在 t 期的周工作
时间显著减少3.69小时。采用滞后因变量模型,在加入控制变量
后,农村中老人在 t 期的每周工作时间显著减少3.45到3.50小时。
为了进一步检验,农村中老年人受到健康冲击后劳动供给的减少是
由劳动时间减少,还是由退出工作造成的,表4(B)中分别列出了健
康冲击对农村中老年人 t 期是否工

作和 t 期仍然工作的农村老年人周工作时间的影
响。由于 $t-1$ 期剔除了没有工作的样本,所以 t 期中
对老年人是否工作采用OLS模型进行估计,估计结果显示在没有加入控制变量时,健康冲击导致农村
中老年人工作的可能性显著下降4.2%,加入 $t-1$ 期和地区控制变量后,健康冲击导致农村中老
年人工作的可能性下降3.1%到3.2%。对 t 期仍工作的农村中老年人来说,健康冲击导致周工作
时间显著减少了2.53到2.67小时。估计结果说明健康冲击从两个方面影响农村中老年人的劳动
供给,一是受到健康冲击使农村中老年人停止工作而减少的劳动供给,二是受到健康冲击的农村
中老年人减少劳动时间而减少劳动供给。

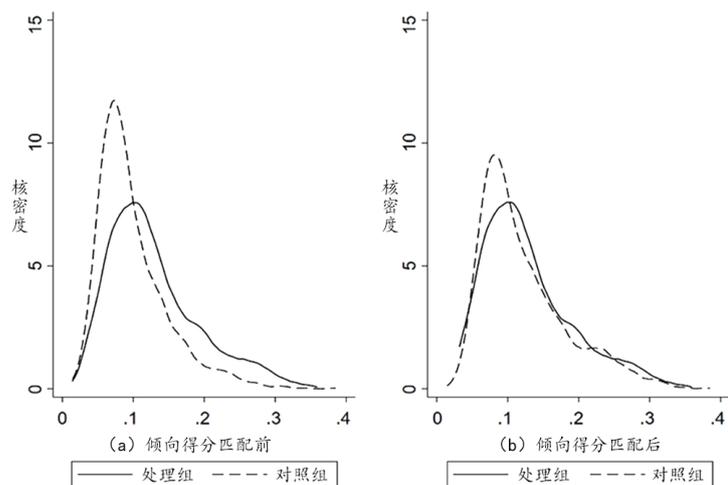


图1 样本匹配前后的倾向得分的核密度

(二)倾向匹配得分估计结果

1. 样本匹配

相对于以上两种估计方法,采用倾向匹配的方法可以消除不可观察的组间异质性导致的可能存在的偏误。可用于匹配的方法有半径匹配、核匹配、最邻近匹配,本文选择核匹配进行分析,用probit估计倾向性得分,并使用控制组的加权平均值为处理组样本生成反事实,在核匹配中更接近处理组的控制组样本被赋予更高的权重。核匹配在处理组样本较少,控制组样本多情况下,倾向得分具有良好分布(Markus Frö, 2004)^[33]。为了良好匹配,本文只保留属于共同支持的样本。表3第(5)列显示了probit估计的结果,表明 $t-1$ 期的工作类型,健康状态相关变量,ADL、心理健康、BMI等对样本个体是否受到健康冲击有显著影响,冲击可能并非随机发生,因此,存在一定的样本选择偏误问题。

2. 平衡性与共同支撑检验

通过平衡性检验,检验样本是否满足条件独立分布假设。对处理组和控制组各匹配变量的标准化偏差来进行匹配偏差评估,倾向得分效果是良好的,标准偏误的绝对值一般选定为5%以内,最好不大于10%,如果小于5%匹配通过平衡性检验,其匹配效果是良好。表5显示,除是农村中老年人是否心理健康、ADL和是否健康良好变量的标准化偏差绝对值大于5%,但通过了10%的检验,其他匹配变量的偏差绝对值大多小于5%。同时, t 检验也表明,匹配后两组匹配变量均值没有显著差异,并且匹配后Probit回归的 R^2 非常小为0.003,可以认为匹配良好,即控制组与处理组匹配后是否受到健康冲击对于匹配后的样本而言是条件随机的。

表5 平衡性检验结果

$t-1$ 期变量	样本	均值差异检验			标准化差异检验	
		处理组	控制组	t 检验(P 值)	标准化差异	降幅(%)
年龄	匹配前	57.480	56.227	3.44(0.001)	18.2	
	匹配后	57.478	57.219	0.52(0.602)	3.8	79.3
性别	匹配前	0.526	0.505	0.76(0.446)	4.1	
	匹配后	0.527	0.521	0.17(0.865)	1.2	69.9
婚姻状况	匹配前	0.844	0.876	-1.75(0.079)	-9	
	匹配后	0.844	0.854	-0.40(0.693)	-2.9	67.5
家庭人口数量	匹配前	3.837	3.873	-0.37(0.714)	-2	
	匹配后	3.831	3.864	-0.25(0.802)	-1.8	8.3
周工作小时数	匹配前	41.277	41.883	-0.46(0.646)	-2.4	
	匹配后	41.290	41.442	-0.08(0.932)	-0.6	75
农业工作	匹配前	0.827	0.806	0.97(0.331)	5.3	
	匹配后	0.829	0.826	0.08(0.933)	0.6	88.8
自我雇佣	匹配前	0.028	0.060	-2.62(0.009)	-15.8	
	匹配后	0.026	0.031	-0.47(0.637)	-2.7	82.7
受教育程度	匹配前	4.638	4.958	-1.55(0.122)	-8.3	
	匹配后	4.627	4.709	-0.30(0.765)	-2.1	74.4
收入	匹配前	2.023	2.368	-1.63(0.104)	-8.9	
	匹配后	2.005	2.043	-0.14(0.89)	-1.0	89.2

续表

<i>t</i> -1期变量	样本	均值差异检验			标准化差异检验	
		处理组	控制组	<i>t</i> 检验(<i>P</i> 值)	标准化差异	降幅(%)
养老金收入	匹配前	2.531	2.066	2.69(0.007)	14.1	
	匹配后	2.538	2.451	0.36(0.718)	2.6	81.3
城镇职工医保	匹配前	0.018	0.023	-0.63(0.526)	-3.5	
	匹配后	0.018	0.018	-0.01(0.993)	-0.1	98.3
新农村合作医保	匹配前	0.939	0.917	1.50(0.133)	8.4	
	匹配后	0.941	0.935	0.33(0.74)	2.2	73.8
照顾孙子女	匹配前	0.401	0.434	-1.27(0.204)	-6.8	
	匹配后	0.399	0.406	-0.19(0.851)	-1.3	80.3
ADL	匹配前	0.804	0.895	-5.43(0.000)	-25.8	
	匹配后	0.803	0.822	-0.67(0.504)	-5.3	79.6
心理健康	匹配前	0.592	0.712	-4.91(0.000)	-25.3	
	匹配后	0.591	0.616	-0.73(0.465)	-5.4	78.6
BMI	匹配前	0.457	0.550	-3.53(0.000)	-18.8	
	匹配后	0.455	0.478	-0.65(0.517)	-4.7	75.3
健康良好	匹配前	0.689	0.828	-6.72(0.000)	-32.8	
	匹配后	0.688	0.724	-1.09(0.276)	-8.4	74.4
中部地区	匹配前	0.309	0.276	1.38(0.169)	7.2	
	匹配后	0.309	0.299	0.32(0.752)	2.3	68.3
东部地区	匹配前	0.253	0.302	-2.03(0.042)	-11.1	
	匹配后	0.251	0.261	-0.33(0.743)	-2.3	79.3
东北地区	匹配前	0.069	0.061	0.63(0.527)	3.3	
	匹配后	0.069	0.066	0.16(0.872)	1.2	64.4
Pseudo R ²	匹配前				0.041	
	匹配后				0.003	

3. 倾向匹配得分结果

样本匹配前后倾向得分的核密度图1显示,控制组和处理组倾向得分的分布在匹配前核密度有一定差异。所以,可以预测到经过倾向得分匹配后,健康冲击对农村中老年人劳动供给的影响应该和表4的结果有一定差异。表6给出了倾向得分匹配的结果,健康冲击在显著减少了农村中老年人在*t*期的周工作时间3.16小时,而继续工作的可能性下降了2.9%,在继续工作的情况下周工作时间显著下降了2.20小时。倾向得分匹配的结果显示出,农村中老年人在受到健康冲击后,更可能是减少劳动时间。

4. 敏感性分析

如果存在未观察到的变量同时影响到由健康状况突变构造的健康冲击变量和农村中老年人*t*期周工作时间、*t*期工作等结果变量,可能会存在“隐藏性偏差”,使估计结果不稳健,甚至推翻由倾向匹配框架获得的估计结果。因此,需要通过敏感性分析探讨影响结果变量的控制变量变成什么样,才能

表6 倾向得分匹配结果

	t 期周工作时间	t 期工作(是=1,否=0)	t 期周工作时间(t 期工作=是)
健康冲击	-3.160** (1.420)	-0.029 (0.020)	-2.204* (1.288)
样本	3848	3848	3405

注:***、**、* 分别表示在1%、5%和10%的置信水平下显著。汇报结果括号中为 Bootstrap 标准误。

改变研究的结论。由于结果变量是否 t 期工作的倾向匹配估计结果不显著,下面只对结果变量 t 期周工作时间、 t 期周工作时间(t 期工作=是)借助罗森鲍姆界敏感性分析进行检验^①,利用威尔克森秩和检验计算 T 取不同值时的 P 值,测量模型的隐性偏差情况。现随着 T 取值增大,对倾向匹配估计结果中健康冲击在5%显著水平使农村中老人在 t 期周工作时间减少的敏感性分析,结果是健康冲击增加5%的偏差时不敏感,但其增加10%的偏差敏感。对于倾向匹配估计结果在10%显著水平使农村中老年人的 t 期周工作时间(t 期工作=是)的减少的敏感性分析,结果是健康冲击增加5%的偏差时不敏感,但其增加10%的偏差敏感。

结果表明,当偏差低时匹配估计的结果是可信的,但是当偏误高时是敏感性检验显示存在隐性偏差。因此,进一步分析控制额外偏差是有必要的。这是本文的不足之处需要进一步完善,但是综合一阶差分以及滞后因变量模型的估计结果,健康冲击对农村中老年人的 t 期工作时间的减少确有显著影响。因此,更进一步探讨健康冲击通过何种机制对农村中老年人的劳动供给产生影响,这对政策制定者来说更有意义,有助于其完善对受到冲击的农村中老年人的援助方案的制定,制定适当的劳动力市场政策,并鼓励在健康冲击发生后帮助尚有工作能力的农村中老年人重新参与到劳动中。因此,本文进一步分析了健康冲击对农村中老年人劳动供给的影响机制。

表7 t 期工作时间的敏感性检验

	t 期周工作时间			t 期周工作时间(t 期工作=是)		
T 值	1	1.05	1.1	1	1.05	1.1
P 值	0.019	0.048	0.102	0.047	0.099	0.179

(三)健康冲击对农村中老年人劳动供给的影响机制

1. 时间机制

健康冲击对农村中老年人的劳动力供给改变的作用可能受到健康冲击前其周工作小时数的影响。每周工作时间相对较少的农村中老年人可能对劳动力市场的依赖较弱,并更可能在受到健康冲击时减少劳动供给。表8A中显示 $t-1$ 期每周工作时间小于40小时的农村中老人在受到健康冲击后,在 t 期的周工作时间显著减少了5.50小时,并且与 $t-1$ 期每周工作时间40小时及以上人相比劳动减少时间相对较多,但是两者的差异不具有统计显著性。表8B中显示健康冲击对于工作40小时以下和40小时及以上的两组农村中老年人是否停止工作的选择没有显著差异。表8C中显示健康冲击使得 t 期仍工作且 $t-1$ 期工作时间小于40小时的农村中老年人工作时间显著减少5.74小时,并且和每周工作40小时以上的农村中老年人相比减少的工作时间具有显著差异。

表9显示经过倾向得分匹配后, $t-1$ 期每周工作小时小于40小时的农村中老年人, t 期工作时间显著减少了5.29小时,而 t 期仍工作的老年人每周工作时间显著减少了5.14小时,相对于表7中线性

①使用 stata 中 rbounds 命令对连续形结果变量进行敏感性分析。

表8 劳动供给时间机制的估计结果

		(1)	(2)	(3)
		滞后因变量模型	滞后因变量模型	$p\text{-value}(1)=(2)$
A: t 期周工作时间	健康冲击	-5.499***(1.898)	-1.933(1.831)	0.168
	样本	1665	2183	
		OLS	OLS	
B: t 期工作(是=1,否=0)	健康冲击	-0.034(0.030)	-0.027(0.020)	0.854
	样本	1665	2183	
		滞后因变量模型	滞后因变量模型	
C: t 周工作时间 (t 期工作=是)	健康冲击	-5.735***(1.996)	-0.559(1.789)	0.048
	样本	1406	1999	
	周工作时间 $<40(t-1)$	是	否	
	周工作时间 $\geq 40(t-1)$	否	是	
	$t-1$ 其他控制变量	是	是	
	地区	是	是	

注:***、**、* 分别表示在1%、5%和10%的置信水平下显著。汇报结果括号中为稳健标准误。

模型的结果要小些,经过倾向得分匹配后可能的偏误减小,结果更接近真实情况。

表9 倾向匹配得分劳动供给时间机制

	t 期周工作时间	t 期工作	t 期周工作时间(t 期工作=是)
周工作时间 $<40(t-1)$	-5.289***(1.704)	-0.037(0.035)	-5.135***(2.368)
周工作时间 $\geq 40(t-1)$	-1.930(1.971)	-0.026(0.022)	-0.591(1.699)

注:***、**、* 分别表示在1%、5%和10%的置信水平下显著。汇报结果括号中为Bootstrap标准误。

2. 健康机制

进一步分析受到健康冲击的农村中老年人减少劳动力供给减少的原因。最明显的机制是健康冲击影响了农村中老年人的健康,而健康水平的下降导致了劳动供给下降。为了检验健康冲击对各种健康衡量指标的影响,表10显示,健康冲击对农村中老年人心理健康,日常生活自理能力(ADL)及是否健康良好等变量的估计结果。健康冲击导致农村中老年人心理健康在控制了其他变量后显著下降了6.9%到7.1%,ADL显著下降3.7%到7.0%,并且导致健康良好的可能下降7.8%。表11显示经过倾向匹配得分处理后,健康冲击对各项健康指标的影响均有下降,而健康冲击对农村老年人劳动供给减少的影响,主要是通过客观健康水平的下降造成的,ADL指标,在受到健康冲击后的显著下降6.1%,同时健康冲击也导致了农村老年人心理健康产生了显著的变化,受到健康冲击的农村老年人的抑郁可能显著增加了5.9%,受到健康冲击也使得农村老年人自评的健康良好水平显著下降5.5%。

五、研究结论

运用CHARLS数据,通过一阶差分、滞后因变量模型及倾向得分匹配对由中风、心脏病、肺病和癌症等重大疾病,导致的健康冲击对农村中老年人的劳动供给的影响的研究结果表明在控制了相关的未观察到的异质性之后,健康冲击导致农村中老年人的每周工作时间显著减少3.16到3.70小时。分析冲击导致农村中老年人减少劳动供给的原因时,发现受到健康冲击后农村中老年人会选择继续工

表 10 劳动供给影响的健康机制

		一阶差分模型(1)	滞后因变量模型(2)	滞后因变量模型(3)
A:心理健康	健康冲击	-0.022(0.029)	-0.071*** (0.025)	-0.069*** (0.025)
	<i>t</i> -1 其他控制变量	否	是	是
	地区	否	否	是
	样本	3800	3800	3800
B:ADL	健康冲击	0.037*(0.021)	-0.070*** (0.022)	-0.067*** (0.022)
	<i>t</i> -1 其他控制变量	否	是	是
	地区	否	否	是
	样本	3804	3804	3804
C:健康良好	健康冲击	-0.008(0.025)	-0.078*** (0.023)	-0.078*** (0.023)
	<i>t</i> -1 其他控制变量	否	是	是
	地区	否	否	是
	样本	3800	3800	3800

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的置信水平下显著。汇报结果括号中为稳健标准误。

表 11 倾向匹配得分劳动供给影响的健康机制

	心理健康	ADL	健康良好
健康冲击	-0.059** (0.025)	-0.061*** (0.023)	-0.055** (0.024)
样本	3800	3804	3800

注:***、**、*分别表示在1%、5%和10%的置信水平下显著。汇报结果括号中为 Bootstrap 标准误。

作的可能下降了2.9%,但是并不显著,说明农村中老年人存在不休劳动的现象。受到健康冲击后仍然工作农村中老年人周工作时间显著地减少了2.20到2.67小时,说明健康的突变确实对农村中老年人的工作能力的下降产生了较大的影响。在进一步分析健康冲击对农村中老年人劳动供给的影响机制时发现,工作时间小于40小时的农村中老年人会受到健康冲击后周工作时间显著减少5.29到5.50小时,农村中老年人劳动供给的下降主要源于冲击使周工作时间小于40小时的群体的周工作时间显著减少,这可能是由于工作时间少的农村中老年人对劳动力市场的依恋较弱,也可能是这些老年人身体健康状态已经下降不能够进行长时间的劳动,具体的原因尚需要进一步探讨。检验健康冲击对几种其他健康指标的影响发现,健康冲击使农村中老年人的心理健康显著5.9%,ADL显著下降6.1%,自评健康良好显著下降5.5%,这表明健康冲击对农村中老年人的客观健康水平影响很大,健康冲击使得农村中老年人心理健康和客观健康显著下降是其劳动供给减少的重要原因。

基于研究结果,受到健康冲击导致了中老年人劳动力供应减少。这对政策制定具有重要意义。为了缓和健康冲击对农村中老年人劳动供给的影响,杨志海等(2015)^[20]认为国家应加大对农村中老年人的健康人力资本的投入力度,完善有针对性的医疗保障体系,开展对农村中老年人健康教育,提高其疾病预防、自我保健意识。根据我们的研究结果,在此基础上建议政策制定者需要更多的关注工作时间较少的农村中老年人群体,分析和评估这些人的具体情况,对于有良好工作能力的中老年人应继续开发其工作潜能,为其寻找工作机会,对于工作能力已经下降并导致工作时间减少的农村中老年人,应该对其健康状况更加关注,增加对他们的健康人力资本投资,帮助其改善、缓和由健康冲击导致的健康持续恶化。同时,也需要根据健康冲击对农村中老年人的心理健康影响程度及客观身体健康

的变化情况,实施更为有针对性的政策。对于心理健康明显变化,而影响到其参与劳动的积极性的,应该积极疏导,帮助其恢复劳动自信;对于健康冲击后客观健康持续恶化而导致劳动供给减少的农村中老年人,需要适当提供医疗救助,以减轻由于其无法参与劳动而造成的家庭经济负担。

影响农村老年人健康的社会及经济因素繁多、各种影响机制纷繁复杂。由于研究理论和模型设计还存在很多不足,健康冲击对农村老年人劳动供给的影响效应和作用机制可能在以下这几方面还可以继续完善。第一,健康是贯穿个体整个生命历程的最为重要的影响因素之一,而个体生命历程早期的社会经济地位和健康状态(如儿童的生活条件对遭受事故)会影响到农村中老年人时的经济及健康水平,这些影响有待进一步研究验证。第二,健康冲击也很可能存在溢出的效应会对家庭成员的劳动供给、劳动参与决策产生影响,家庭成员可能因为照料患病者减少工作或者为了支付家属的医疗费用而增加劳动供给,这在后续研究中有待进一步探讨。第三,更细致和具体的研究,需要更多长期观察的数据支持。如需更细致的分析究竟中风、癌症、肺病、心脏病等疾病哪一种的突发对中老年人的劳动参与影响更大还需要专业的医疗大数据来具体分析研究,本文的局限在于数据中每类具体疾病样本较少,为了不失一般性,故将这几种重病的突发做整体考虑。✱

参考文献:

- [1] 李建伟,周灵灵.中国人口政策与人口结构及其未来发展趋势[J].经济学动态,2018(12):17-36.
- [2] 张车伟.营养、健康与效率——来自中国贫困农村的证据[J].经济研究,2003(1):3-12+92.
- [3] 刘生龙.健康对农村居民劳动力参与的影响[J].中国农村经济,2008(8):25-33.
- [4] Schultz T W. Investment in human capital [J]. American Economic Review, 1961(51): 1-17.
- [5] Becker G. Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education[M]. Columbia University Press, New York, 1964
- [6] Grossman M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health [J]. Journal of Political Economy, 1972(2), 223-255.
- [7] Fogel R W, Wimmer L. T. Early Indicators of Later Work Levels, Disease, and Death [J]. National Bureau of Economic Research, 1992.
- [8] Fogel R W. Economic Growth, Population Theory, and Physiology: The Bearing of Long-Term Processes on the Making of Economic Policy [J]. American Economic Review, 1994(3): 369-395.
- [9] 魏众.健康对非农就业及其工资决定的影响[J].经济研究,2004(2):64-74.
- [10] 刘国恩, H. Dow William, 傅正弘, Akin John. 中国的健康人力资本与收入增长[J]. 经济学(季刊), 2004(4): 101-118.
- [11] Lixin Cai. The Relationship between Health and Labour Force Participation: Evidence from a Panel Data Simultaneous Equation Model [J]. Labour Economics, 2009(1): 77-90.
- [12] 高梦滔,姚洋.健康风险冲击对农户收入的影响[J].经济研究,2005(12):15-25.
- [13] García-Gómez, Pilar, Kippersluis H V, O'Donnell, Owen, et al. Long-Term and Spillover Effects of Health Shocks on Employment and Income [J]. Journal of Human Resources, 2013(4): 873-909.
- [14] 张川川.健康变化对劳动供给和收入影响的实证分析[J].经济评论,2011(4):79-88.
- [15] Pilar García Gómez, Angel López Nicolás. Health Shocks, Employment and Income in the Spanish Labour Market [J]. Health Economics, 2006(9): 997-1009.
- [16] 田艳芳.健康状况和健康冲击对工作时间的影响[J].人口学刊,2011(2):90-97.
- [17] 李琴,雷晓燕,赵耀辉.健康对中国中老年人劳动供给的影响[J].经济学(季刊),2014(3):917-938.
- [18] Nancy R Cook, et al. Joint Effects of Sodium and Potassium Intake on Subsequent Cardiovascular Disease: The Trials of Hypertension Prevention Follow-up Study [J]. Archives of Internal Medicine, 2009(1): 32-40.
- [19] Smith James. Consequences and Predictors of New Health Events [J]. NBER Chapters, 2005: 213-240.
- [20] 杨志海,麦尔旦·吐尔孙,王雅鹏.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[J]. 中国农村观察, 2015(3): 24-37.

[21] McKee-Ryan Frances, et al. Psychological and Physical Well-being During Unemployment: A Meta-analytic Study [J]. The Journal of Applied Psychology, 2005(1): 53-76.

[22] 陈秋霖, 胡钰曦, 傅虹桥. 群体性失业对健康的短期与长期影响——来自中国20世纪90年代末下岗潮的证据[J]. 中国人口科学, 2017(5): 51-61+127.

[23] Disney Richard, Emerson Carl, Wakefield Matthew. Ill Health and Retirement in Britain: A Panel Data-based Analysis [J]. Journal of Health Economics, 2006(4): 621-49.

[24] French Eric. The Effects of Health, Wealth, and Wages on Labour Supply and Retirement Behaviour [J]. The Review of Economic Studies, 2005(2): 395-427.

[25] Elisabetta Trevisan and Francesca Zantomio. The Impact of Acute Health Shocks on the Labour Supply of Older Workers: Evidence from Sixteen European Countries [J]. Labour Economics, 2016(43): 171-185.

[26] World Health Organization. The Top 10 Causes of Death [Z/OL]. [2021.02.08]. (9 December 2020). <https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/the-top-10-causes-of-death>.

[27] Maigeng Zhou, et al.. Mortality, Morbidity, and Risk Factors in China and Its Provinces, 1990~2017: A Systematic Analysis for the Global Burden of Disease Study 2017 [J]. The Lancet, 2019(10204), 1145-1158.

[28] Rosenbaum P R, Rubin D B. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects [J]. Biometrika, 1983(1): 41-55.

[29] Rosenbaum P R, Rubin D B. Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporate the Propensity Score [J]. American Statistician, 1985(1): 33-38.

[30] Lawton M P, Brody E M. Assessment of Older People: Self-maintaining and Instrumental Activities of Daily Living. [J]. The Gerontologist, 1969(3): 179-86.

[31] 程令国, 张晔, 沈可. 教育如何影响了人们的健康?——来自中国老年人的证据[J]. 经济学(季刊), 2015(1): 305-330.

[32] Angrist Joshua D, Pischke Jörn-Steffen. Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion [M]. Princeton: Princeton University Press, 2009.

[33] Markus Fr, Ouml, Lich. Finite-Sample Properties of Propensity-Score Matching and Weighting Estimators [J]. Review of Economics and Statistics, 2004(1): 77-90.

The Impact of Health Shock on Labor Supply of Rural Middle-aged and Elderly People: Effect Evaluation and Evidence of Mechanism

WANG Zhi-yong¹, CHEN Geng-yu²

(1. Institute of Population and Labor Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100028, China;

2. University of Chinese Academy of Social Science, Beijing 102488, China)

[Abstract] In this paper, the impact of health shock on the labor supply of rural middle-aged and elderly people was analyzed with data of China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS). The results suggested that the health shock has a significant negative effect on the labor supply of the rural middle-aged and elderly people, resulting in a significant reduction of 3.16 to 3.69 hours of weekly working time, and a 2.9% decrease in the possibility of continuing to work. After the health shock, the weekly working time of rural middle-aged and elderly people who still continue to work is significantly reduced by 2.20 to 2.67 hours. The decline of the labor supply of the middle-aged and elderly in rural areas is mainly due to the impact that the weekly working hours of the group whose working hours are less than 40 hours are significantly reduced by 5.29 to 5.50 hours. The main reason for the decrease of labor supply is that the mental health and objective health of the middle-aged and old people in rural areas are significantly reduced due to the health shock.

[Key words] Health Shock; Propensity Score Matching; Labor Supply; Middle-aged and Elderly People