

农村老年人健康状况与劳动力供给： 基于CHARLS数据的实证分析

范佳琦

上海工程技术大学管理学院，上海

收稿日期：2023年7月10日；录用日期：2023年8月6日；发布日期：2023年8月14日

摘要

在中国，由于几十年的“独生子女政策”和不断的农村-城市劳动力迁移，农村地区的真实人口老龄化速度比城市地区更快，农业生产中对劳动力的需求越来越依赖于老年人。本研究利用CHARLS数据，考察了健康状况对农村老年人劳动供给的影响。构建了一个潜在的健康存量指数(LHSI)来消除测量偏差，然后采用Heckman两阶段和Bourguignon Fournier-Gurand两阶段方法处理健康和劳动决策的同时因果关系和模型估计中的样本选择问题。研究结果显示，在总体水平上，农村老年人的劳动参与和工作时间随着健康状况的改善而显著增加。这种影响对男性的作用明显大于女性，并且随着年龄的增长而增强。在农业和非农业劳动供给的细分中，健康状况的改善与农村老年人的劳动力参与呈正相关，同时也使就业从农业部门向非农业部门转移，尤其是对男性而言。然而，就工作时间而言，这些关系在性别和年龄上均不显著且不变。

关键词

健康状况，劳动力供给，因果关系，农村老年人

Rural Elderly Health Status and Labor Supply: Empirical Analysis Based on CHARLS Data

Jiaqi Fan

School of Management, Shanghai University of Engineering Science, Shanghai

Received: Jul. 10th, 2023; accepted: Aug. 6th, 2023; published: Aug. 14th, 2023

Abstract

In China, due to decades of “one-child policy” and continuous rural-urban labor migration, the real

population aging in rural areas is faster than in urban areas, and the demand for labor in agricultural production is increasingly dependent on the elderly. Using CHARLS data, this study examines the impact of health status on the labor supply of rural elderly. We construct a latent health stock index (LHSI) to eliminate measurement bias, and then adopt Heckman two-stage and Bourguignon Fournier-Gurand two-stage methods to deal with the simultaneous causality of health and labor decisions and the sample selection problem in model estimation. The findings show that, at the overall level, the labor force participation and working hours of the rural elderly increase significantly as their health status improves. This effect was significantly greater in men than in women and increased with age. Across the breakdown of farm and non-farm labor supply, improvements in health status are positively associated with labor force participation of rural older people, while also shifting employment from the farm to non-farm sector, especially for men. For hours worked, however, these relationships were insignificant and invariant across sex and age.

Keywords

Health Status, Labor Supply, Causality, Rural Elderly

Copyright © 2023 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言及文献综述

中国农村地区面临着日益增长的老龄人口和劳动力供给问题，这对农业生产、农村经济和社会发展带来了挑战。农业劳动力的老龄化和劳动力短缺已成为研究的焦点之一，引发了对农村老年人劳动供给的关注[1]。

尽管年龄、性别、教育程度、就业机会和工资是决策的重要因素，但对于老年人而言，健康是关键的决定因素。随着身体功能的下降，老年人的健康更容易受到疲劳和疾病的冲击，而且他们在遭受健康冲击后的康复能力较弱[2]。因此，从理论上来说，老年人的劳动供应决策更容易受到健康状况的影响，即使是对于中国农村的老年人也是如此。然而，这种关系并不仅限于此。由于农业和非农业就业的劳动强度和工作环境存在巨大差异，对健康的需求也有很大差异。健康状况对老年人的劳动供应产生的影响还涉及农业和非农业部门之间的分配。

自 2000 年以来，几乎所有关于健康对劳动供应影响的中国研究都使用了农村样本。然而，对于农村老年人而言，研究结果存在不一致性。一些研究发现，在中国农村地区，老年人存在着“不间断劳作”的现象，即随着年龄增长，他们并不会因为健康恶化而显著减少劳动供应。因此，得出结论认为健康对他们的劳动供应没有显著影响。然而，其他一些研究则提供了证据，显示健康对农村老年人的劳动供应有着显著的正向影响。在中国老龄化与农村老年人劳动力供给的研究领域，许多学者已经提出了相关观点和结论。例如，某些研究强调了农村老年人劳动供给的持续性和不可替代性。根据一些调查结果，中国农村地区的老年人普遍认为劳动是一种生活方式，他们习惯了劳动，并将其视为保持身体健康、维系社交联系和增加收入的重要手段。这种观点认为，尽管老年人的身体状况可能会受到影响，但他们通常会坚持从事农业或其他劳动活动。

另一方面，一些学者强调了老年人劳动供给与健康状况之间的关系。根据一些研究结果，老年人的劳动供给会受到健康状况的影响。健康状况的恶化可能会导致老年人减少劳动时间、降低劳动强度或完全退出劳动市场。这些观点认为，老年人的劳动供给决策受到健康状况的制约，尤其是在面临严重健康

问题时。

综上所述，中国农村地区老龄化和老年人劳动力供给问题已经引起学术界的广泛关注。不同观点和结论提供了对该问题的多维度解释。综合已有文献，我们发现存在两个潜在的挑战。首先，对健康状况的衡量指标存在限制，例如主观自评健康状况(SAH)或客观医学指标(如身体质量指数 BMI、日常生活活动能力 ADLs、日常生活工具活动能力 IADLs 和慢性疾病等)，这可能是研究结果不一致的原因之一。其次，在估计过程中，未充分考虑健康与劳动供应决策的同时因果关系以及劳动供应的样本选择，这可能导致回归结果存在偏误。

已有研究表明，老年人的健康状况对劳动供给决策有重要影响。然而，关于农村老年人健康与劳动供给之间的关系，以及在农业和非农业部门之间的分配方面还存在研究欠缺。本文旨在解决当前研究中存在的挑战。首先，在方法上，我们构建了一个潜在健康存量指数(LHSI)，综合使用了不同的健康测量和因果关系分析方法，以更准确地衡量老年人的健康状况。其次，在内容上，本课题研究了健康对农村老年人劳动供给的整体影响，并关注健康在农业和非农业部门的作用。利用 CHARLS 数据进行实证分析，以深入了解健康与劳动供给之间的关系，并为解决农村老年人劳动力供给问题提供有益的政策建议。通过本研究，可以填补现有研究中的空白，深入理解健康对农村老年人劳动供给的影响，并为制定针对农村老年人的劳动力供给问题的政策提供指导。

2. 模型和估计方法

2.1. 回归模型

劳动供应决策通常被认为是一个两阶段的决策过程。在第一阶段，个体决定是否参与劳动市场以及从事何种类型的工作，即劳动力参与(LFP)决策。在第二阶段，个体在决定工作后，选择提供多少劳动时间，即劳动时间决策。本文中，LFP 被定义为在一定时间内发生某种工作行为的情况；劳动时间被定义为个体在一定时间内在劳动市场的总工作时间。在实证研究中，一般根据这两个阶段的决策特征建立相应的回归模型，并确定影响每个阶段供应决策的重要因素[3]。在本文中，我们也采用了两阶段决策模型来探讨健康对农村老年人劳动供应的影响。第一阶段决策所使用的回归方程如下：

$$\text{prob}(y=1|H, X) = F(\alpha + \beta H + \sum \gamma_j X_j) \quad (1)$$

$$\text{prob}(y=i|H, X) = F(\alpha + \beta H + \sum \gamma_j X_j), i=0,1,2,3 \quad (2)$$

在第一阶段中，方程(1)表示关于是否工作的二元选择模型，其中依赖变量的取值为 0 代表个体不工作，取值为 1 代表个体工作。方程(2)表示关于接受何种类型工作的多分类选择模型，其中取值为 0 代表个体不工作，取值为 1 代表个体从事农业工作，取值为 2 代表个体从事农村以外的全职工作，取值为 3 代表个体从事全职自雇工作。 H 代表健康状况的代理变量， X_j 代表控制变量，如年龄、性别、教育等。有关变量的详细描述可见第 2.3.2 节。根据方程(1)和(2)中的依赖变量的数据类型，我们分别使用 Logit 回归和多项 Logit 回归进行估计。

对于第二阶段决策的实证分析，我们采用劳动时间决策模型，回归方程为：

$$\text{time} = \alpha + \beta H + \sum \gamma_j X_j \quad (3)$$

该模型是基于就业人群样本进行估计的。方程(3)中的因变量 **time** 表示工作时间，它对应于回归中的不同工作类型，包括生产工作时间、农业工作时间、非农业全职就业工作时间和非农业全职自雇工作时间。方程(3)中的自变量与方程(1)和(2)中的自变量相同。由于工作时间是一个连续变量，我们使用普通最小二乘法进行估计。

2.2. 内生性和计量方法

在这部分中,我们讨论现有研究中关于健康对劳动供应影响的内生性问题,并解释了相应的估计策略。首先是健康测量误差的问题。研究中常用两种健康测量方法:主观测量(如 SAH)和客观测量(如 ADLS, IADLS, BMI 等)。尽管 SAH 具有综合性和反映个体私人信息的优势,但它常常存在测量误差,原因包括“合理化偏差”和个体主观判断的主体性。客观健康指标如 ADLS、IADLS 和 BMI 能够准确测量或外部观察,但也存在“信息丢失”的问题,且在不同年龄群体中的适用性有限,对解释回归结果提出一定难度。

对比上述两种健康测量方法的优缺点,我们仍然使用 SAH 作为健康的代理变量。为了尽可能消除 SAH 的测量误差,我们采用了根据个人特征和客观健康指标构建了每个个体的潜在健康存量指数的策略。该构建的变量用于指示后续估计中的实际健康状况。潜在健康存量构建模型的形式为:

$$SAH = \Phi(OH_1, OH_2, \dots, Y) \quad (4)$$

在此模型中, OH_i 代表详细的客观健康测量指标(如 ADLS、慢性疾病、功能障碍、心理抑郁、身体疼痛或不适以及其他疾病)。Y 代表个体的个人特征(如年龄、性别、教育水平和居住地区)。

第二个挑战是农村老年人劳动供应的选择性。对于简单的二元自我选择问题,学者通常使用 Heckman 方法(即 Heckman 两步模型)进行估计。本研究也采用了 Heckman 方法。然而,我们知道劳动供应的自我选择不仅涉及是否工作的选择,还涉及从事何种工作的选择,这导致了方程(3)的估计中存在多元内生回归变量和二元内生回归变量。

另一个问题是健康状况和劳动供应之间存在同时相关性。早期的研究中, Grossman 详细阐述了健康和劳动供应之间的同时因果关系,并在 Pitt 和 Rosenzweig 的理论研究中得到进一步确认。后续的经验研究提供了强有力的证据支持这些观点。本研究中,我们将一期滞后的 LHSI 引入到方程(1)~(3)中作为健康的代理变量。

2.3. 数据来源和变量定义

2.3.1. 数据来源

本文使用的数据来自中国健康与退休追踪调查(CHARLS)。该调查是一项关于中国 45 岁及以上成年人及其家庭成员的高质量微观调查数据。本研究使用 CHARLS 的农村样本。

在分析数据之前,我们排除了年龄低于 45 岁和年龄缺失的个体。然后,我们删除了在主观健康自评、客观健康指标、就业、工资、家庭收入、养老金等变量中存在缺失值的个体。经过数据清洗,样本包括 40,243 名农村老年人,其中 2013 年有 13,278 名观察者,2015 年有 13,489 名观察者,2018 年有 12,798 名观察者。2013 年和 2015 年的样本用于获取滞后的 LHSI。

2.3.2. 变量定义和描述

根据国家统计局的就业定义,我们将个体的工作行为分为两个阶段:劳动参与和劳动时间。根据问题回答,如“上一年是否有超过 10 天的农业就业、自我农业生产、非农就业或非农自雇?”、“一年工作几个月?”、“一周工作几天?”、“一天工作几小时?”,我们确定个体是否属于统计上的劳动供应。同时,我们根据问题回答“是否有工资收入?”或“是否有经济收益?”来确定个体是否属于市场劳动供应。我们将劳动供应分为无供应、农业劳动供应、非农就业供应和非农自雇供应。劳动时间定义为总年工作小时数,即每年工作月数乘以每周工作天数乘以每天工作小时数乘以(30/7)。

我们使用了方程(4)构建的 LHSI 来表示健康状况。在方程(1)~(4)中,控制变量分为五个类别:1) 个人人口统计特征,如性别、年龄(及其平方)、教育水平和婚姻状况;2) 社会保障状况,主要包括养老金

状况；3) 家庭生产和经济状况，包括农田或水产养殖的存在、农田和水产养殖的总面积、农业机械的拥有情况、家庭人均消费和非农收入比例；4) 地区虚拟变量；5) 客观健康指标，包括 ADLS、慢性疾病、功能障碍、心理抑郁、身体疼痛或不适以及其他疾病。详细的变量定义和值描述见表 1。

Table 1. Variable definition and value description

表 1. 变量定义和值描述

变量名称	定义	变量描述	均值	标准误
劳动力供应				
雇佣	有 LFP	0 否, 1 是	0.712	0.453
就业支持	什么类型的 LFP	0 不工作, 1 农业生产, 2 非农就业, 3 非农自谋职业	1.060	0.888
工作时间	年总工作时间		1459.536	1183.822
农业时间	农业年工作时间		1209.436	1057.804
在外就业	农村外就业的年工作时间		1848.092	1151.901
个体经营	农村外个体经营的年 工作时间		1983.734	1471.852
健康状况				
SAH	自我评估健康状况	1 非常好, 2 好, 3 一般, 4 差, 5 非常差	2.967	0.991
PSAH	一个周期滞后于 LHSI		2.981	0.744
其他变量				
年龄	年龄		61.303	9.627
年龄 sq	年龄的平方		3850.721	124.024
性别	性别	1 男, 2 女	1.531	0.499
教育	教育水平	文盲 1, 识字 2, 小学 3, 初中 4, 高中或中专 5, 大专及以上 6	1.813	1.191
婚姻状况	有配偶	0 否或从未结婚, 1 是	0.855	0.352
养老金情况	有退休金	0 否, 1 是	0.781	0.414
农田	有农田/养殖用水	0 否, 1 是	0.397	0.489
面积	农田及养殖水域总面积		4.676	49.216
农业机械拥有情况	有农业机械	0 否, 1 是	0.620	0.485
家庭消费	人均家庭消费		4559.975	13440.03
非农收入	非农收入占比		0.878	1.095
地区	区域虚拟变量	1 = 西部、2 = 东北部、 3 = 中部、4 = 东部	2.597	1.184

3. 实证结果

3.1. 健康与农村老年人的劳动力参与率

3.1.1. 健康与各类就业中的总体劳动力参与率

我们使用 Logit 回归对方程(1)中健康变量对农村老年人劳动力参与率的影响进行估计，并将原始健

康变量 SAH 作为基准, 见表 2 的第 1 列。在基准回归中, 我们将有序的健康变量视为连续变量进行处理。除了表 2 第 1 列的基准估计之外, 我们在后续的所有回归中使用一期滞后的 LHSI 作为解释变量。通过比较第 1 列中 SAH 的基准系数, 我们发现第 2 列中一期滞后的 LHSI 的系数绝对值显著增加。这证实了测量误差会低估健康对劳动供应的影响[4], 并支持使用 LHSI 方法提高估计结果的有效性和可靠性。

Table 2. Regression results of quality of life of rural elderly
表 2. 农村老年人生活质量的回归结果

变量	Logit 回归			多项 Logit 回归	
	(1) 基准回归	(2) 整体供应	(3) 农业就业	(4) 非农就业	(5) 非农个体经营
SAH/PSAH	-0.345*** (0.0281)	-0.604*** (0.0357)	-0.494*** (0.0373)	-0.901*** (0.0515)	-0.793*** (0.0661)
年龄	1.218*** (0.355)	1.457*** (0.372)	1.999*** (0.390)	3.381*** (0.626)	-0.453 (0.685)
年龄 sq	-0.159*** (0.0279)	-0.175*** (0.0292)	-0.199*** (0.0306)	-0.382*** (0.0518)	-0.0517 (0.0561)
性别 = 2	-0.860*** (0.0568)	-0.795*** (0.0589)	-0.428*** (0.0626)	-1.599*** (0.0758)	-1.248*** (0.0947)
教育 = 2	0.0702 (0.0780)	0.0820 (0.0816)	0.0960 (0.0851)	0.0781 (0.108)	0.112 (0.137)
教育 = 3	-0.121 (0.0828)	-0.122 (0.0854)	-0.155* (0.0904)	-0.00223 (0.106)	-0.0816 (0.134)
教育 = 4	-0.0291 (0.0989)	-0.0801 (0.102)	-0.192* (0.109)	0.0390 (0.118)	0.0911 (0.143)
教育 = 5	-0.337** (0.157)	-0.472*** (0.160)	-0.635*** (0.176)	-0.436** (0.187)	-0.154 (0.220)
教育 = 6	-0.155 (0.530)	-0.0758 (0.591)	-0.451 (0.668)	-0.387 (0.671)	0.158 (0.709)
婚姻 = 1	0.379*** (0.0813)	0.326*** (0.0846)	0.468*** (0.0900)	-0.000523 (0.122)	0.337** (0.164)
有无退休金 = 1	0.186*** (0.0639)	0.198*** (0.0666)	0.230*** (0.0708)	0.130 (0.0845)	0.204* (0.108)
农田 = 1	0.623*** (0.0615)	0.644*** (0.0637)	0.874*** (0.0672)	0.121 (0.0812)	0.335*** (0.101)
机械化 = 1	0.620*** (0.0621)	0.643*** (0.0644)	0.763*** (0.0684)	0.476*** (0.0825)	0.228** (0.103)
Pexp ($\times 10^{-4}$)	-0.369** (1.79×10^{-5})	-0.360** (1.83×10^{-5})	-1.04*** (2.56×10^{-5})	-0.443* (2.60×10^{-5})	0.435* (2.31×10^{-5})
农业时间	-0.401*** (0.0759)	-0.391*** (0.0792)	-0.567*** (0.0719)	0.00153 (0.0434)	-0.357*** (0.121)

Continued

区域 = 2	-0.879 ^{***} (0.0959)	-0.909 ^{***} (0.0992)	-0.880 ^{***} (0.103)	-0.938 ^{***} (0.138)	-0.756 ^{***} (0.165)
区域 = 3	-0.274 ^{***} (0.0680)	-0.325 ^{***} (0.0710)	-0.421 ^{***} (0.0729)	0.0416 (0.0934)	-0.167 (0.115)
区域 = 4	-0.343 ^{***} (0.0713)	-0.520 ^{***} (0.0756)	-0.839 ^{***} (0.0798)	0.206 ^{**} (0.0958)	-0.238 ^{**} (0.120)
误差项	0.949 (1.123)	0.370 (1.173)	-2.985 ^{**} (1.231)	-4.155 ^{**} (1.872)	5.671 ^{***} (2.071)
LR Chi ²	1788.61 ^{***}	1655.47 ^{**}		3495.12 ^{***}	

注：1) 括号内为标准误差；2) *、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

Table 3. Regression results of working time of rural elderly
表 3. 农村老年人的劳动时间回归结果

变量	Heckman		BFG	
	(1) 整体	(2) 农业就业	(3) 非农就业	(4) 非农个体经营
PSAH	-149.4 ^{***} (31.28)	32.27 (54.56)	114.77 (155.65)	-96.12 (263.05)
年龄	256.4 (265.1)	651.61 (453.52)	-1329.44 (1594.70)	-3533.97 [*] (1937.36)
年龄 sq	-40.98 [*] (22.80)	-57.76 (35.51)	147.69 (138.44)	288.46 ^{**} (142.96)
性别 = 2	-268.8 ^{***} (42.56)	-148.63 (98.37)	718.41 ^{**} (302.41)	494.09 (466.48)
教育 = 2	0.0149 (45.21)	58.54 (45.77)	-151.47 [*] (91.43)	272.70 (165.45)
教育 = 3	-45.48 (45.80)	14.85 (48.36)	-91.8899 (80.67)	101.55 (151.00)
教育 = 4	34.93 (48.81)	41.96 (63.59)	-65.94 (98.84)	197.38 (201.89)
教育 = 5	193.8 ^{**} (82.22)	165.12 (103.80)	177.49 (156.52)	528.42 [*] (272.11)
教育 = 6	115.2 (258.4)	-374.30 (362.26)	340.01 (470.69)	348.70 (717.07)
是否有退休金 = 1	-72.55 [*] (38.64)	-72.2121 (46.90)	-77.20 (86.06)	19.54 (169.35)
土地面积	0.197 (0.229)	0.9342 ^{***} (0.32)	-0.29 (0.30)	0.27 (1.02)

Continued

是否机械化 = 1	31.66 (35.60)	147.90*** (49.36)	-205.84 (136.89)	-429.78** (195.54)
Pexp	0.00111 (0.001)	-0.003 (0.002)	0.001 (0.004)	0.007 (0.007)
区域 = 2	-199.7*** (65.10)	-145.34** (72.09)	-61.05 (186.15)	261.43 (258.21)
区域 = 3	-161.3*** (38.83)	-219.33*** (41.98)	-250.99*** (94.08)	-117.80 (151.04)
区域 = 4	47.65 (44.98)	-138.61** (62.10)	-318.284** (153.95)	-314.70 (204.85)
误差	1784.4** (767.3)	-270.86 (1617.3)	5498.16 (5358.2)	7664.64** (3657.3)
Wald Chi ² /F 检验	20.45***	6.74***	4.61***	1.96**

注：1) 括号内为标准误差；2) *、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

在表 2 中的第 2 列，由于在 CHARLS 数据中，较高的 SAH 值表示较差的健康状况，而较低的值表示较好的健康状况，LHSI 的系数为负，并且通过了 1%的显著性水平的 Z 检验，这表明健康确实是解释农村老年人劳动供应的重要因素，并确认了健康良好与劳动供应之间的正向关系。这意味着健康状况良好的农村老年人更有可能从事工作，而健康状况较差的人则较不可能工作。为了进一步探讨健康对劳动供应的影响程度，我们计算了健康对劳动供应可能性的边际效应。以下的边际效应均基于健康水平的平均值计算。结果显示，在个人人口统计学、家庭生产和经济特征条件下，农村老年人的劳动供应概率平均增加了 8.72 个百分点。从这个边际效应可以看出，健康对农村老年人的劳动供应决策有显著影响。随着医疗卫生条件的持续改善、生活水平的提高以及医疗保险覆盖范围的扩大和加深，农村老年人的健康状况将继续改善[5]。对于农村地区而言，人口老龄化日益加剧，农业中高质量劳动力的短缺问题也越发严重，通过保障健康条件来优化农村老年人的劳动供应潜力将带来巨大的好处。

3.1.2. 健康与劳动力类型

我们将劳动力参与划分为不参与劳动、农业劳动、非农就业和非农自雇四类，进一步研究了健康对农村老年人劳动力参与的影响。从表 2 的第 3~5 列的多项 Logit 回归结果可以看出，健康对农村老年人的三种劳动供应类型都有显著影响，健康状况良好的人在农业和非农业生产中有较高的参与概率。具体而言，健康改善对农业就业、非农就业和非农自雇的边际效应分别为 2.11%、15.58%和 10.72%。由于健康改善，农村老年人更有可能参与非农就业和非农自雇，尽管对农业就业的影响较小[6]。因此，我们需要注意到，农村老年人由于健康改善而增加的劳动力更有可能流向第二和第三产业，而农业在劳动力分配方面仍面临不利情况。

3.2. 健康与农村老年人的工作时间

3.2.1. 健康与整体工作时间

在分析了健康对劳动力参与的影响后，我们进一步研究健康对农村老年人工作时间的影响。通过使用 Heckman 方法对整体工作时间进行估计，并进行了自我选择性的统计检验，我们得到了以下结果。整

体工作时间的估计结果显示,健康状况对工作时间有显著负向影响,且在1%的显著水平上达到统计意义。这表明无论就业类型如何,健康状况良好的人不仅更有可能参与劳动,而且工作时间也 longer。具体来说,健康改善可以使每年的工作时间增加149.4小时,相当于每年减少18.68天的工作时间。此外,性别、养老金状况和地区也对工作时间产生了显著影响。女性老年人的工作时间显著短于男性,领取养老金的人更有可能参与劳动[7],但工作时间较少。东北和中部地区的老年人工作时间显著低于西部地区,而东部地区与西部地区相比没有明显差异。

3.2.2. 健康与不同就业类型的工作时间

考虑到农村老年人的劳动供应可以分为农业就业、非农就业和非农自雇就业,我们在表3的第2~4列中列出了这三种不同类型的细分工作时间的结果。

从表3中第1列和第2~4列的结果可以看出,后者的估计结果与前者非常不同。对于健康状况,在这三种工作类型中都未通过显著性检验,这意味着健康状况良好并不明显延长每个就业群体的工作时间。根据这些结果,结合对整体劳动力参与率和整体工作时间的健康影响,我们认为健康对农村老年人的劳动供应主要体现在是否工作的决策上。至于工作时间,它在三种不同就业类型之间的平均工作时间中有所体现,但在每种类型内部的工作时间差异没有显著的解释。

4. 结论

本文使用CHARLS数据研究了健康对中国农村老年人劳动供应决策及其性别和年龄差异的影响。鉴于全球健康指数的测量偏差、健康和劳动供应决策的同时因果关系以及劳动供应中的样本选择问题,我们构建了一个潜在健康存量指数(LHSI)来消除测量偏差,并综合运用一期滞后的LHSI、Heckman方法和BFG方法来处理模型估计中的同时因果关系和样本选择问题。我们的研究表明:

1) 健康对总体劳动力参与率有显著正向影响。这意味着改善健康状况有助于促进农村老年人参与劳动力市场,提高劳动力供给水平。这对于缓解农村地区劳动力短缺问题具有重要意义,特别是在农业和非农业部门都需要劳动力的情况下。2) 在细分的就业类型中,健康对农业就业、非农就业和非农自雇就业的劳动力参与率有显著正向影响。我们的研究表明,健康改善对非农就业和非农自雇就业的劳动力参与率具有更强的正向影响,相比之下,对农业就业的影响较低。这可能是由于非农就业提供的工作环境和收入更具吸引力,同时可能更容易适应老年人的健康状况。因此,在促进农村老年人劳动力供给的政策中,应重点关注非农就业的发展和支

3) 在工作时间方面,健康改善具有显著的增加效应。其他因素保持不变的情况下,健康的边际效应为平均每年149.4小时(约18.68天)。这意味着老年人的健康状况改善可以促使他们增加工作时间,提高劳动力供给的总体水平。这对于满足劳动力需求和增加生产力具有重要意义。

此外,我们还观察到性别和年龄对健康与劳动力供给之间的关系产生了影响。研究结果显示,健康对男性老年人的非农就业劳动力参与率的影响更为显著,而对农业就业和非农自雇就业的影响则略低于女性。这可能与性别在农村地区的劳动分工和社会角色有关。因此,在制定相关政策时,需要考虑性别差异,提供有针对性的支持和激励措施。

综上所述,我们的研究表明健康状况对中国农村老年人劳动力供给决策具有重要影响。在制定农村老年人劳动力政策时,应该关注健康状况的改善和维护,以提高老年人的劳动力参与率和工作时间。同时,政府和相关部门应该采取措施,促进农村非农就业的发展,提供适应老年人健康状况的工作环境和支

持。这些政策和措施将有助于解决农村老年人劳动力供给不足的问题,促进农业和农村经济的可持续发展,确保中国的食品安全和社会稳定。与此同时,鉴于农业劳动力输入越来越依赖于农村老年劳动力的供应,这是由人口老龄化和农村青年劳动力不断流出的综合效应造成的,改善农村老年人健康的有

效措施对缓解劳动力短缺和确保中国农业部门的生产稳定至关重要[8]。在政策设计中,需要协调劳动力供应与老年人的健康福利之间的冲突,明确确定关键人群,并通过政策指导加以规范。基于我们的研究,我们建议将年龄不超过 66 岁的农村老年人作为政策制定的重点,并对他们的劳动力供应能力进行科学评估。这将有助于确保政策的针对性,满足农村老年人的需求,并促进劳动力市场的平衡。

参考文献

- [1] 叶勇立, 钟莹, 伍艳荷, 等. 农村老年人生存质量与生活状态的相关性研究[J]. 中国老年学杂志, 2007, 27(1): 49-51.
- [2] 何小勤. 农业劳动力老龄化研究——基于浙江省农村的调查[J]. 人口与经济, 2013(2): 69-77.
- [3] 刘欢. 社会保障与农村老年人劳动供给——基于中国健康与养老追踪调查数据的研究[J]. 劳动经济研究, 2017, 5(2): 96-111.
- [4] 田北海, 雷华, 钟涨宝. 生活境遇与养老意愿——农村老年人家庭养老偏好影响因素的实证分析[J]. 中国农村观察, 2012(2): 74-85.
- [5] 胡洪曙, 鲁元平. 收入不平等、健康与老年人主观幸福感——来自中国老龄化背景下的经验证据[J]. 中国软科学, 2012(11): 41-56.
- [6] 王雪辉, 彭聪. 我国老年人口群体特征的变动趋势研究[J]. 人口与社会, 2020, 36(4): 29-45.
- [7] 周云波, 曹荣荣. 新农保对农村中老年人劳动供给行为的影响——基于 PSM-DID 方法的研究[J]. 人口与经济, 2017(5): 95-107.
- [8] 庞丽华, Scott Rozelle, Alan De Brauw. 中国农村老人的劳动供给研究[J]. 经济学(季刊), 2003(2): 721-730.