

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

刘欢*

内容提要 基于中国健康与养老追踪调查（CHARLS）2013年的数据，通过构建劳动供给模型，本文实证检验了影响农村老年人劳动参与及劳动供给时间的关键变量。统计结果显示，农村老年人劳动参与及劳动供给时间与性别、年龄、家庭是否贫困、户口是否迁移等因素均有较强的相关性，但二者与家庭是否贫困、户口是否迁移之间的关系未呈现单一的规律；参保家庭老人的劳动参与比例和劳动供给时间高于未参保家庭老人，但该结论在贫困家庭老人的劳动参与和65岁及以上老人的劳动供给时间方面却并不适用。实证结果显示，参加养老保险和参加医疗保险与农村老人总劳动参与、农业劳动参与显著正相关；养老金水平与农村老人总劳动参与、农业劳动参与显著负相关。进一步分析显示，参加养老保险对农村老人总劳动时间和农业劳动时间有显著正向作用；提高养老金水平对总劳动时间和农业劳动时间有显著削弱效应；参加医疗保险与农村老年人总劳动时间和农业劳动时间显著正相关，而非农劳动时间显著负相关；户口迁移对农村老人总劳动时间、农业劳动时间和非农劳动时间均无显著影响。基于此，本文提出应当进一步完善社会保险等政策建议。

关键词 农村老年人 社会保障 劳动供给

一 引言与文献综述

伴随着中国人口老龄化的逐步来临，老年人口在中国人口中的比重逐步提高。有

* 刘欢，武汉大学社会保障研究中心，电子邮箱：327623793@qq.com。本研究得到教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“人口老龄化与养老服务体系建设研究”（批准号：16JJD840009）和“中国扶贫战略研究”（批准号：16JJD840007）的资助。

研究表明，中国老龄化水平到 2020 年将达到 17.8%，到 2025 年将达到 21%（任强、侯大道，2011）。与此同时，在“二胎政策”的政策效果未有效呈现前，中国的人口抚养比依然较高；在步入老龄化社会的同时，短期内中国将面临较为严重的劳动力供给短缺问题（U. S. Department of State & the Department of Health and Human Services, 2007）。在农村存在过剩劳动力以及城市有效劳动力不足的背景下（宁光杰，2012），研究农村老年人的劳动参与和劳动供给行为有着重要的意义。

有研究发现，中国农村超过 2/3 的 60~69 岁老年人在工作，虽然有一部分老年人在从事有收入的农业劳动或非农劳动，但更多老年人从事的是没有报酬的家务劳动，如照料孙辈和做家务等（庞丽华等，2003）。国内关于老年人劳动供给决定因素的研究相对不多，已有文献主要集中于对家庭及个人基本特征的研究。如李琴和孙良缘（2011）从“替代效应”与“收入效应”的视角研究了农村老年人劳动供给与家庭成员外出务工的相关性，他们认为老年人劳动参与的“替代效应”与年轻劳动力外出务工人数有显著相关性，家庭年轻劳动力外出务工人数越多，总体上农村老年人的农业劳动供给越多。肖竹（2014）发现健康状况与中老年劳动力的劳动供给时间有显著相关性，其中，在家务农的中老年劳动力的劳动供给时间与健康状况相关系数更大，且健康状况对老年劳动力的劳动供给时间影响更大。

殷俊和杨政怡（2015）、廖少宏和宋春玲（2013）、张文娟（2010）、吴海盛（2008）等人的研究发现，老年人劳动参与与主要生活来源、是否有养老保险等因素有显著相关性，维持生计是老年人从事有收入劳动的重要动因，很大一部分老人参与劳动是为了维持日常生活需要；有较强孤独感的老人工作的时间相对更长（为了获取心理满足），与子女住在一起的住房安排或子女提供养老的经济支持并不能影响老年人的劳动供给行为；良好的身体对农村老年人特别是男性老人影响明显，贫困老人的劳动参与倾向更高。牟俊霖和宋湛（2012）发现，虽然城乡差异导致了中老年人劳动供给行为动机的差异，但影响城乡老年人劳动供给的最重要因素均是劳动收入；而非劳动收入对城乡中老年人群的劳动供给行为及时间的影响都存在“门槛效应”^①，其中农村老年人的劳动供给行为与非劳动收入有显著的正相关关系。李琴和郑晶（2010）的研究发现，地域和性别差异对老年人劳动供给影响较大。雷晓燕（2009）发现，中老年女性为了给子女提供资金支持而参加工作的可能性更

^① “门槛效应”指在劳动者的非劳动收入达到或超过某一数值后，非劳动收入对劳动供给的影响会发生变化。

大；同时，在保持原有工作量的情况下，老年人会牺牲闲暇时间照顾孙辈。

在中国，长期的劳动力市场二元分割造成的退休政策也具有特殊性。在城市，国家通过采取强制的退休政策来缓解劳动力供给过剩的问题，然而，在农村，养老保障和养老保险制度的缺乏、退休制度的缺位，导致农村老年人“无休止地劳动”现象较为普遍。中国城乡分割的退休制度在一定程度上较难适应人口老龄化和劳动力市场发展的需要。由于老年人存在异质性，养老保障的劳动供给效应在不同群体中也存在较大差异。如刘凌晨和曾益（2016）通过构建劳动参与模型和劳动供给模型，探讨了享受“新农保”养老金待遇与农村中老年人非农劳动供给的相关性，结果显示，“新农保”使得老年人从事农业劳动的倾向高于在城镇非农部门就业的倾向。张川川（2015）发现，“新农保”养老金待遇能够显著降低农村老年人的劳动供给。崔宝玉和谢煜（2015）研究了农村失地老年人家庭养老保障待遇对劳动供给的影响，结果发现，土地征用对非农劳动供给的影响并不显著，但养老保障制度却存在明显的劳动供给效应的分化，享受养老金待遇及待遇水平的变化对老年人的总劳动供给会产生显著影响。

国外关于老年人养老保障待遇享受及其水平对劳动供给影响的研究则相对丰富，如Blau（1997）的研究发现，养老金对不同性别老人的劳动供给可能具有异质性影响，养老金水平越高，已婚女性老人的劳动供给就越少，养老金水平与已婚女性老人的劳动供给呈显著负相关关系，而与已婚男性老人的劳动供给却呈显著正相关关系，虽然系数较小。Van Der Klaauw & Wolpin（2008）的研究表明，如果降低养老金水平，将导致62岁以下劳动者的劳动供给下降，而对于62~69岁之间的老人而言，养老金水平的降低却会使其劳动时间有较大增长，且已婚老年人的劳动时间增加更多。Liebman et al.（2009）发现，对社保缴费及其收益的边际变化反应更敏感的人群为58岁以上接近退休年龄的人群。而徐文娟和褚福灵（2016）、熊丹（2016）、Freebairn & Warren（2010）的研究表明，社会保障水平对不同效率劳动者劳动供给的影响存在异质性，优厚的福利政策显著提升了老年劳动者的非劳动收入，且对于效率更低的老年劳动者更为明显。

现有关于老年劳动供给影响因素的研究主要包含健康、教育、婚姻等基本变量，以及养老保障和医疗保障等社会保障变量。基于此，本文主要研究养老保障和医疗保障对老年人劳动供给的影响。目前，关于养老保障对老年人劳动供给的影响未能形成统一的结论，原因在于研究视角的不同以及农村老年人之间存在异质性。异质性主要表现在，相对于一般农村家庭，农村老龄家庭中老年人的劳动供给行为受多种因素的

影响，例如，除受生计压力因素的影响外，还表现为社会参与及心理满足的需要。因而，在研究社会保障对劳动供给的影响时，应合理区分老龄劳动供给与一般劳动供给的差异，避免选择性偏误导致的统计结果误差。

二 理论基础与研究假设

经典的劳动供给模型包含众多影响劳动供给的因素，其中，工资水平、年龄、性别、受教育程度及个人偏好等因素最为重要。农村老年人参与劳动力市场的可能性受到自身年龄和身体健康状况等因素的影响；同时，由于老年个体在健康状况及收入状况等方面存在差异，个人的工作偏好也会因此存在异质性。有关心理健康状况与老年人劳动供给行为之间关系的研究相对较少，这是因为一方面，心理健康是一种主观存在，难以测量（如孤独感等）；另一方面，老年人的劳动供给本身也影响其心理健康，二者之间存在内生性。根据经济学的经典假设，获得劳动收入是人们从事经济活动的重要动机，劳动收入是劳动者购买日常生活必需品从而获取效用的重要保证；同时，在传统消费模型中，人们的消费又受到自身收入的约束。对于那些较为贫困的老年人，日常消费支出对其有重要影响，由于属于纯消费人群，消费支出对其产生的影响使得老人成为典型的以支定收人群，在养老保障制度不健全的农村，老年人参加劳动更多是为了满足自身的消费需求。在老年人中，特别是贫困老年人中，普遍存在为满足基本生活需要而增加劳动供给的行为。从这个意义上看，老年人家庭的消费支出与劳动供给行为是相互内生的。因而，根据经典劳动参与决策模型与劳动供给决策模型，本文尝试将养老保险与医疗保险等养老保障因素引入到模型中，建立农村老年人劳动供给决策模型。如式（1）所示：

$$\underset{Y, E}{\text{Max}} U[Y, E; \alpha(EI, MI, A, O)] \quad (1)$$

其中， Y 和 E 分别表示收入和闲暇； $\alpha(EI, MI, A, O)$ 表示劳动供给偏好，其中， EI 表示养老保险因素， MI 表示医疗保险因素， A 和 O 分别表示年龄与其他影响劳动供给偏好的因素。劳动决策的约束条件如式（2）所示，包括老年人个人总可支配时间 T 与老年人个人总收入 Y 。其中，老年人个人总可支配时间包含三个部分：农业劳动时间 LS_a 、非农就业时间 LS_{fa} 和闲暇时间 E 。收入包含四个部分：农业生产收入 $w_a LS_a$ 、非农就业收入 $w_{fa} LS_{fa}$ 、养老保障收入 $E(e)$ 和其他转移支付收入 V ；其中， w 表示市场工资率。

$$S. T. \begin{cases} T = LS_a + LS_{fa} + E \cdots \cdots (LS_a \geq 0; LS_{fa} \geq 0; E \geq 0) \\ Y = w_a LS_a + w_{fa} LS_{fa} + E(e) + V \end{cases} \quad (2)$$

通过求解，劳动供给模型函数可以表示为：

$$L = f[w_a LS_a, w_{fa} LS_{fa}, \alpha(EI, MI, A, O), T] \quad (3)$$

对于农村贫困家庭来说，劳动收入是老年人劳动参与主要决定因素中的一个关键变量，而考虑社会养老保障对老年人劳动供给的影响时，养老保险、医疗保险参保缴纳及其待遇享受对老年人劳动供给也有重要的影响；总时间方面，闲暇与劳动的替代关系中，哪个因素占主导地位将决定老年人的劳动供给，同时，劳动供给时间受到老年人健康状况的影响，因而对式（3）进行线性化处理得到实证模型式（4）。其中，*healthy* 为表示健康状况的虚拟变量；*controls* 为其他控制变量。

$$L = \alpha_0 + \alpha_1 EI + \alpha_2 MI + \alpha_3 w_a LS_a + \alpha_4 w_{fa} LS_{fa} + \alpha_5 healthy + \sum \alpha_i controls_i + \varepsilon \quad (4)$$

三 数据来源与描述性统计

（一）数据来源

本文数据来自中国健康与养老追踪调查（China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS）2013年的数据，该调查收集了中国45岁及以上中老年人的健康状况、工作史、个人收入和家庭收入等数据。CHARLS数据包含约1万户家庭中的1.7万人，样本覆盖了全国150个县、450个村。由于中国当前的退休年龄一般为男性60岁及以上、女性50岁及以上，而统计样本包含了45岁及以上的人口，且考虑到存在有些人未到退休年龄而内退、且同时领取养老金的情况，因而在数据处理时，我们选取了55岁及以上的男性、45岁及以上的女性样本。本文利用2013年的调查数据，将数据库中的家庭基本信息数据、健康状况与功能数据、医疗保健与保险数据、工作退休及养老金数据、家户收入、支出及资产数据进行整理和匹配，最终得到有效样本2291个。

（二）主要变量描述性统计

本文选取如下变量作为影响农村家庭老年人劳动参与和劳动供给的主要变量（见表1）。将所有变量分为家庭及个人基本特征变量、劳动供给特征变量以及社会保障特征变量三种类型。家庭及个人特征变量主要包括：是否贫困，本文将家庭人均年收入

低于国家贫困线标准视为贫困^①，赋值为1，否则赋值为0；统计显示，人均年收入低于当年国家划定的农村绝对贫困线标准的老年人家庭占7%。户口是否迁移，个人户口迁移至非出生地达六个月及以上表示迁移了户口，记为1，否则记为0。受教育水平，指到2013年时所获得的最高学历（不包括职业教育），用1~9分别代表未受过教育、小学未毕业（但能读写）、私塾、小学毕业、初中毕业、高中毕业、中专（包括中等师范和职高）、大专毕业、大学本科毕业及以上，其均值为3.13，说明大部分中老年人的受教育水平较低。健康水平，以是否患有慢性病为标准，有则记为1，否则记为0。此外，还包括性别、年龄、是否党员、是否少数民族和是否残疾等变量。劳动供给特征变量包括：老年人总劳动参与、非农劳动参与、农业劳动参与、总劳动供给时间、非农劳动时间、农业劳动时间、非农收入、农业收入以及工资水平，其中，农业劳动参与占53%，非农劳动参与占15%，农业劳动时间（132.27天）远高于非农劳动时间（37.69天）。社会保障特征变量中，养老保险参保率为77%，医疗保险参保率为93%，养老金水平的均值为100元，养老金水平较低的原因是这里统计的均为农村家庭，而农村老人参加的大多是“老农保”或“新农保”，享受待遇普遍较低。

表1 主要变量描述性统计

特征变量	变量	均值	标准误	最小值	最大值	样本量
家庭及个人特征	性别(男=1,女=0)	0.49	0.50	0	1	2291
	年龄(岁)	55.68	10.28	45	93	2291
	是否党员(是=1,否=0)	0.05	0.22	0	1	2288
	是否少数民族(是=1,否=0)	0.06	0.23	0	1	2280
	户口是否迁移(是=1,否=0)	0.12	0.32	0	1	2291
	受教育水平	3.13	1.74	1	9	2291
	婚姻状况(已婚=1,其他=0)	0.99	0.12	0	1	2291
	健康水平(患有慢性病=1,其他=0)	0.53	0.34	0	1	2291
	是否贫困(是=1,否=0)	0.07	0.26	0	1	2291
	是否残疾(是=1,否=0)	0.05	0.21	0	1	2255

① 国家公布的2013年农村家庭绝对贫困线标准是年收入低于2736元/人。

续表

特征变量	变量	均值	标准误	最小值	最大值	样本量
劳动供给特征	农业劳动参与(参与=1,其他=0)	0.53	0.50	0	1	2291
	非农劳动参与(参与=1,其他=0)	0.15	0.35	0	1	2291
	总劳动参与(参与=1,其他=0)	0.55	0.50	0	1	2291
	农业收入(万元)	0.01	0.04	0	0.6	2291
	非农收入(万元)	0.06	0.13	0	0.6	2291
	工资水平(万元)	0.16	0.76	0	15	2291
	非农劳动时间(天)	37.69	108.16	0	364	2291
	农业劳动时间(天)	132.27	166.34	0	364	2291
社会保障特征	总劳动供给时间(天)	169.96	187.24	0	364	2291
	养老保险(参保=1,其他=0)	0.77	0.42	0	1	2291
	养老金水平(万元)	0.01	0.15	0	7	2291
	医疗保险(参保=1,其他=0)	0.93	0.26	0	1	2291

资料来源:根据2013年中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据计算得到。

四 实证检验结果

(一) 养老保险参与与劳动供给关系统计分析

为更好地了解老年人劳动供给与养老保险参与之间的关系,下面分别从性别、年龄、家庭是否贫困和户口是否迁移这四个维度,考察是否参保对老年人劳动供给行为和劳动供给时间的影响。表2和表3分别是劳动参与和劳动供给时间两个方面统计的四个维度下的老年人劳动供给情况。

表2统计结果显示,性别维度上,男性老人总劳动参与、农业劳动参与和非农劳动参与比例均高于女性老人;横向比较发现,未参加养老保险的老年人比参加养老保险的老年人的劳动参与比例低。年龄维度上,45~55岁年龄段的老年人劳动参与比例最高,随着年龄的增长,老年人劳动参与比例逐渐下降,65岁及以上老年人的劳动参与比例最低;横向比较,整体上未参保老人比参保老人的劳动参与比例更低。是否贫困维度上,劳动参与并未随贫困与否呈现出明显的递增或递减趋势,其中未参保的贫困家庭老人总劳动参与比例、农业劳动参与比例均高于非贫困家庭,而参保家庭老人的劳动参与比例差异并不大,但在非农劳动参与方面,贫困家庭老年人非农劳动参与比例明显低于非贫困家庭;横向比较,参保贫困家庭老年人的非农劳动参与比例低于未参保家庭,而参保非贫困家庭老年人的非农劳动参与

比例则恰好相反。在户口是否迁移维度上，总体来说，未迁移户口家庭老人的劳动参与比例高于有户口迁移家庭老人的劳动参与比例；横向比较发现，无论户口是否迁移，参保家庭老人的劳动参与比例大都高于未参保家庭老人的劳动参与比例。

表 2 是否参加养老保险与劳动参与情况统计

		养老保险					
		总劳动参与		农业劳动参与		非农劳动参与	
		未参保	参保	未参保	参保	未参保	参保
性别	男	0.51	0.59	0.49	0.57	0.20	0.21
	女	0.46	0.54	0.45	0.53	0.07	0.09
年龄(岁)	45~55	0.51	0.62	0.49	0.60	0.16	0.21
	55~65	0.47	0.56	0.47	0.60	0.11	0.12
	65及以上	0.33	0.37	0.35	0.38	0.05	0.03
是否贫困	是	0.61	0.53	0.61	0.53	0.09	0.07
	否	0.48	0.57	0.46	0.55	0.14	0.16
户口是否迁移	是	0.43	0.53	0.43	0.54	0.15	0.14
	否	0.49	0.57	0.47	0.55	0.13	0.15

资料来源：根据 2013 年中国健康与养老追踪调查（CHARLS）数据计算得到。

表 3 关于是否参加养老保险与劳动供给时间关系的统计结果与表 2 相似，但也存在不同之处，主要表现在年龄、是否贫困和户口是否迁移三个维度。年龄维度上，65 岁及以上老人的劳动供给时间表现为参保家庭老人的总劳动时间、农业劳动时间和非农劳动时间均低于未参保家庭老人，主要原因可能为，虽然参保家庭 65 岁及以上老人的劳动参与比例比未参保家庭老人高，但迫于生计，未参保家庭 65 岁及以上老人的劳动供给时间明显增加。贫困维度方面，在未参保家庭中，非贫困家庭总劳动时间和非农劳动时间高于贫困家庭，而贫困家庭的农业劳动时间高于非贫困家庭，这也说明了纯农业耕作家庭由于收入渠道过窄而致贫的现象；但在参保家庭中，非贫困家庭老人的劳动时间均高于贫困家庭老人的劳动时间。户口迁移维度上，无论是否参保，未迁移户口家庭老人的总劳动时间和农业劳动时间大都高于迁移户口家庭的老人，而未迁移户口家庭老人的非农劳动时间低于迁移了户口家庭老人的非农劳动时间；横向比较，无论是否迁移户口，参保家庭老人的总劳动时间和农业劳动时间均高于未参保家庭老人，而未参保家庭老人的非农劳动时间高于参保家庭老人。

表 3 是否参加养老保险与劳动供给时间情况统计

单位：天/年

		养老保险					
		总劳动时间		农业劳动时间		非农劳动时间	
		未参保	参保	未参保	参保	未参保	参保
性别	男	159.19	177.57	116.98	143.13	47.62	45.21
	女	148.22	152.83	116.28	130.79	34.77	28.56
年龄(岁)	45~55	163.28	191.45	116.96	150.41	50.15	51.54
	55~65	148.52	169.88	126.70	151.54	29.02	27.59
	65及以上	109.39	95.53	96.00	86.73	13.39	12.10
是否贫困	是	145.94	159.92	135.70	134.93	22.06	27.41
	否	154.06	165.35	115.32	136.99	42.28	37.45
户口是否迁移	是	148.85	165.97	101.26	125.34	59.35	52.59
	否	154.01	164.87	118.11	136.84	39.21	35.41

资料来源：根据 2013 年中国健康与养老追踪调查（CHARLS）数据计算得到。

综上所述，老年人的劳动参与、劳动供给时间与性别、年龄、家庭是否贫困和户口是否迁移有较强关系，但与家庭是否贫困和户口是否迁移的关系并未呈现单一的规律。是否参加养老保险方面，统计结果显示，整体上参保家庭老人的劳动参与比例和劳动供给时间均大于未参保家庭老人，而已有研究更多地发现社会保障降低了劳动供给。已有研究结论与本文存在差异的主要原因在于，本文考虑了农村家庭的异质性，即对于不同类型的家庭，老人劳动供给行为的主导因素是有差异的，特别是贫困与非贫困家庭老人的劳动参与情况存在较大差异。但也存在例外，如未参保贫困家庭老人的劳动参与比例和未参保家庭 65 岁及以上老人的劳动供给时间高于参保家庭老人。以上只是对四个维度下老年人劳动参与情况、劳动供给时间与养老保险参保关系的分析，但事实上老年人劳动供给行为与参加养老保险之间的关系比上述分析可能更为复杂。

如图 1 所示，老年人劳动参与及劳动供给时间均与其发生的概率密度呈现 U 型关系。其中，左图表示参保和未参保老年人劳动参与比例与其概率密度之间的关系，在劳动参与比例为 0.1~0.3 和 0.7~0.9 之间时，参保老人劳动参与的概率密度低于未参保老人；在 0.3~0.7 之间时，未参保与参保老人的劳动参与概率密度重合；而在小于 0.1 和大于 0.9 的范围时，参保老人的劳动参与概率密度大于未参保老人。右图则呈现了更为复杂的关系，在劳动供给时间为 50~130 天和 220~310 天时，未

参保老人的劳动供给时间概率密度大于参保老人的劳动供给时间概率密度，而在小于 50 天、130 ~ 220 天和大于 310 天时，参保老人的劳动供给时间概率密度大于未参保老人。同时，在右图的六个交点处，参保与未参保老人的劳动供给时间概率密度相同。

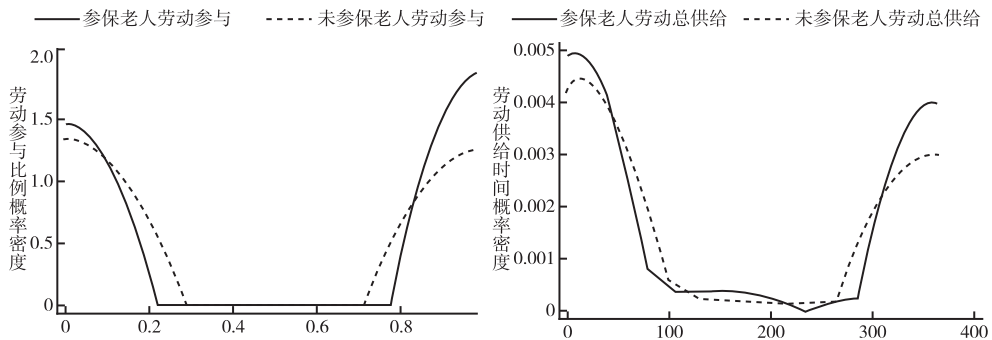


图1 老年人劳动参与比例、劳动供给时间分布的概率密度图

注：左图表示参保和未参保老年人劳动参与比例与其概率密度的关系；右图表示参保和未参保老年人劳动供给时间与其概率密度的关系。

资料来源：根据 2013 年中国健康与养老追踪调查（CHARLS）数据计算得到。

（二）实证结果

本文依据劳动供给理论，利用中国健康与养老追踪调查（CHARLS）数据，通过构建计量模型对农村老年人劳动参与、农村老年人劳动供给时间的影响因素进行了实证检验。其中，老年人劳动参与行为的影响因素使用 probit 模型进行检验，老年人劳动供给时间的影响因素则选用最小二乘估计（OLS）进行检验，检验结果如表 4 和表 5 所示。模型的核心解释变量为：是否参加养老保险、养老金水平、是否参加医疗保险及户口是否迁移，模型控制了是否为党员、是否为少数民族、健康水平、受教育水平、婚姻状况等变量。

表 4 报告了农村老年人劳动参与行为影响因素的回归结果。反映总劳动参与影响因素的模型（1）显示，参加养老保险、参加医疗保险与老年人总劳动参与行为呈显著正相关，而户口迁移与老年人总劳动参与无显著相关性。模型（2）的回归结果显示，养老金水平与老年人总劳动参与呈显著负相关关系。反映农业劳动参与影响因素的模型（3）显示，参加养老保险和参加医疗保险与老年人农业劳动参与呈显著正相关关系，即参加养老保险和参加医疗保险提高了农村老年人的农业劳动参与概率，这与一些已有研究的结果不一致，原因在于养老保险的参保保证了老人的养老经济来

源，而医疗保险对老年人的健康有一定的改善作用，从而使得农村老年人更加倾向于从事家庭农业活动，提高农业劳动参与率。这与农村老人受传统观念的影响有关，比起非农就业，农村老人更愿意选择在家务农；这也与刘凌晨和曾益（2016）得出的“新农保”养老覆盖更倾向于鼓励农户脱离城镇非农就业部门，返回农村和农业从事自家农业生产的结果一致。模型（4）的结果则显示，养老金水平与老人农业劳动参与呈显著负相关关系，即养老金水平越高，老人的农业劳动参与概率越小；参加医疗保险与老人农业劳动参与显著正相关，这可能是因为医保能够帮助老人改善健康状况和降低治疗成本，从而提高其劳动参与倾向。模型（5）和模型（6）是农村老年人非农劳

表4 农村老年人劳动参与行为的影响因素

	被解释变量：是否有劳动参与(有=1, 无=0)					
	总劳动参与		农业劳动参与		非农劳动参与	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
参加养老保险	0.309*** (2.83)		0.300*** (2.76)		0.230 (1.47)	
养老金水平		-0.001** (-2.57)		-0.001** (-2.54)		-0.001 (-1.21)
参加医疗保险	0.408** (2.19)	0.540*** (2.97)	0.454** (2.44)	0.582*** (3.20)	-0.0979 (-0.37)	0.004 (0.01)
户口迁移	-0.158 (-0.98)	-0.177 (-1.10)	-0.104 (-0.65)	-0.122 (-0.76)	-0.107 (-0.46)	-0.118 (-0.51)
工资水平	-0.000*** (-3.31)	-0.000*** (-3.30)				
农业收入			0.000*** (3.66)	0.000*** (3.65)		
非农收入					0.001*** (2.85)	0.001*** (2.85)
常数项	2.939*** (5.30)	2.800*** (5.00)	2.368*** (4.31)	2.231*** (4.01)	2.168*** (2.59)	2.033** (2.41)
样本数	2240	2240	2240	2240	2240	2240
对数似然值	-1472.1	-1470.3	-1482.7	-1481.1	-842.4	-841.8

注：括号内为z统计值；*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上统计显著；家庭基本特征变量及个人基本特征变量的系数检验结果未报告。

资料来源：根据2013年中国健康与养老追踪调查（CHARLS）数据计算得到。

动参与影响因素的回归结果，农村老人非农劳动参与与参加养老保险、参加医疗保险、户口迁移和养老金水平变量均无显著关系，说明农村老人的非农劳动参与受社会保障因素的影响不大。

表5是农村老年人劳动供给时间影响因素的回归结果。反映总劳动时间影响因素的模型（1）显示，参加养老保险、参加医疗保险与农村老年人总劳动时间呈显著正相关关系，即参保提高了农村老年人的总劳动时间；而户口是否迁移变量对老年人总劳动时间无显著影响。模型（2）的结果显示，养老金水平变量与老年人总劳动时间呈显著负相关关系。反映农业劳动时间影响因素的模型（3）表明，参加养老保险、参加医疗保险对老年人农业劳动时间有显著的正效应，而户口迁移则无显著影响。模型（4）的结果则显示，养老金水平与老人农业劳动时间呈显著负相关关系，参加医疗保险则有显著的正向作用，能够增加老人的农业劳动时间。反映非农劳动时间影响因素的模型（5）显示，参加养老保险、户口迁移与老人非农劳动时间均无显著关系；参加医疗保险与老人非农劳动时间显著负相关，有明显削减非农就业时间的效应。模型（6）的结果显示，参加医疗保险与非农劳动时间显著负相关，而户口迁移、养老金水平与非农劳动时间均无显著关系。

从老年人劳动供给时间影响因素的实证检验结果来看，是否参加养老保险与老年人总劳动时间、农业劳动时间显著正相关，养老金水平与总劳动时间、农业劳动时间显著负相关。这与前文老年人劳动参与影响因素的结果基本一致，主要原因是本文的样本是基于45岁及以上老年人的调查，其中45~60岁样本中的大多数人尚未退休，由于缴费年限会影响养老金待遇，同时也受连续缴费年限不低于15年的缴费要求等因素的影响，为了在退休后获得更好的待遇，参保后老人的劳动供给时间会显著增加。但养老金水平并未有效地促进老年人劳动参与和劳动供给时间的增加，反而减少了老人的劳动参与概率和劳动供给时间，虽然边际影响很小，但是均显著。这是因为，首先，调查样本中的主要调查对象是农村老人，养老金水平对于其生活补助有重要影响；其次，老年人随着养老金水平的提高而减少劳动参与和劳动供给时间，也说明“维持生计”是农村老人劳动参与和劳动供给时间的重要影响因素。这与殷俊和杨政怡（2015）、廖少宏和宋春玲（2013）、张文娟（2010）等人的研究结果一致。维持生计是老年人从事有收入劳动的重要动机，为了满足日常生活的需要以及缓解经济压力，很大一部分农村老人因此而增加劳动供给，而与此相反的是，城市高学历老人参与劳动的主要原因通常是为了满足精神需求，实现社会参与。

表5 农村老年人劳动供给时间的影响因素

	被解释变量: 劳动供给时间					
	总劳动时间		农业劳动时间		非农劳动时间	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
参加养老保险	0.257 ** (2.30)		0.307 *** (2.83)		0.0572 (0.36)	
养老金水平		-0.000 * (-1.89)		-0.001 *** (-2.68)		-0.000 (-0.13)
参加医疗保险	0.422 ** (2.24)	0.529 *** (2.87)	0.556 *** (2.95)	0.687 *** (3.73)	-0.608 ** (-2.47)	-0.585 ** (-2.46)
户口迁移	0.012 (0.07)	-0.003 (-0.02)	-0.113 (-0.71)	-0.132 (-0.83)	0.220 (1.01)	0.218 (1.00)
工资水平	-0.000 ** (-2.46)	-0.000 ** (-2.46)				
农业收入			0.001 *** (3.92)	0.001 *** (3.92)		
非农收入					0.000 (1.40)	0.000 (1.41)
常数项	3.748 *** (6.56)	3.679 *** (6.38)	2.117 *** (3.87)	1.964 *** (3.55)	1.280 (1.31)	1.286 (1.32)
样本量	2240	2240	2240	2240	2240	2240
对数似然值	-1414.4	-1413.7	-1487.8	-1485.9	-800.2	-800.2

注: 括号内为z统计值; *、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上统计显著; 家庭基本特征变量及个人基本特征变量的系数检验结果未报告。

资料来源: 根据2013年中国健康与养老追踪调查(CHARLS)数据计算得到。

五 结论与启示

本文基于中国健康与养老追踪调查(CHARLS)2013年的数据, 检验了农村老年人劳动参与、劳动供给时间的影响因素。统计结果显示, 农村老年人劳动参与及劳动供给时间与老年人的性别、年龄、家庭是否贫困和户口是否迁移均有明显的相关性, 但它们与家庭是否贫困和户口是否迁移的关系并未呈现单一的规律。实证结果显示, 是否参加养老保险、是否参加医疗保险与老年人总劳动参与和农业劳动参与呈现显著正相关关系;

养老金水平与老年人总劳动参与和农业劳动参与呈显著负相关关系，户口迁移与老年人总劳动参与、农业劳动参与和非农劳动参与均无显著相关关系。进一步分析中，以农村老年人劳动供给时间为被解释变量的实证检验结果显示，参加养老保险与农村老年人总劳动时间和农业劳动时间呈显著正相关；养老金水平对老年人总劳动时间、农业劳动时间有显著削弱效应；参加医疗保险与老年人总劳动时间和农业劳动时间显著正相关，而非农劳动时间显著负相关；户口迁移对老年人总劳动时间、农业劳动时间和非农劳动时间均无显著影响。

基于社会保障中养老保险、养老金水平以及医疗保险对农村老年人劳动参与及劳动供给时间的影响机制，为更有效地提高农村老年人的劳动参与及劳动供给时间，应进一步优化养老保险的缴费年限和待遇标准，充分发挥社会保障对老年人劳动参与和劳动供给的促进作用。本文的实证结果表明，参加养老保险对农村老年人的劳动参与和劳动供给时间有正面的促进作用，养老金水平对农村老年人的劳动参与和劳动供给时间却有显著的负向作用。因此，在制定政策时，优化养老保险的缴费与待遇机制是关键，既要保证缴费积极性，也不能盲目地抬高养老金待遇水平，在促进养老保险可持续发展的同时也要促进老年人劳动的积极有效供给。而在农村贫困家庭的参保及养老金待遇问题上，应进一步给予政策倾斜，防止贫困家庭高龄老人“迫于生计”而过度参与和供给劳动，既要实现其“老有所为”，也要保证其“老有所乐”。

参考文献：

- 崔宝玉、谢煜（2015），《失地农户养老保障对劳动供给的影响——农村土地的社会保障功能》，《中国人口、资源与环境》第12期，第154-165页。
- 雷晓燕（2009），《中老年女性劳动供给及代际转移在子女间的差异》，《人口与经济》第6期，第7-13页。
- 李琴、孙良缘（2011），《家庭成员外出务工对农村老年人劳动供给的影响》，《学术研究》第4期，第85-89页。
- 李琴、郑晶（2010），《中国农村老年人农业劳动时间的地区差异和性别差异分析》，《华中农业大学学报（社会科学版）》第6期，第63-69页。
- 廖少宏、宋春玲（2013），《我国农村老人的劳动供给行为——来自山东农村的证据》，《人口与经济》第2期，第60-68页。

- 刘凌晨、曾益 (2016),《新农保覆盖对农户劳动供给的影响》,《农业技术经济》第6期,第56-67页。
- 牟俊霖、宋湛,《我国中老年人劳动供给特征研究》,《人口与经济》第4期,第55-63页。
- 宁光杰 (2012),《自选择与农村剩余劳动力非农就业的地区收入差异——兼论刘易斯拐点是否到来》,《经济研究》第2期,第42-55页。
- 庞丽华、Scott Rozelle & Alan de Brauw (2003),《中国农村老人的劳动供给研究》,《经济学(季刊)》第2卷第3期,第721-730页。
- 任强、侯大道 (2011),《人口预测的随机方法:基于 Leslie 矩阵和 ARMA 模型》,《人口研究》第2期,第28-42页。
- 吴海盛 (2008),《农村老年人农业劳动参与的影响因素》,《农业经济问题》第5期,第96-102页。
- 肖竹 (2014),《健康对中老年人劳动供给时间的影响——基于 CHARLS 数据的实证研究》,硕士学位论文,湘潭大学商学院。
- 熊丹 (2016),《农村留守老人的养老困境与出路》,《广西财经学院学报》第1期,第90-94页。
- 徐文娟、褚福灵 (2016),《基于收入水平的多层次养老保险体系构建研究》,《社会保障研究》第5期,第3-10页。
- 殷俊、杨政怡 (2015),《老年群体劳动参与及影响因素分析——基于湖北省的抽样调查数据》,《武汉大学学报(哲学社会科学版)》第6期,第5-12页。
- 张川川 (2015),《养老金收入与农村老年人的劳动供给——基于断点回归的分析》,《世界经济文汇》第6期,第76-89页。
- 张文娟 (2010),《中国老年人的劳动参与状况及影响因素研究》,《人口与经济》第1期,第85-92页。
- Blau, David (1997). Social Security and the Labor Supply of Older Married Couples. *Labor Economics*, 4 (4), 373-418.
- Freebairn, John & Diana Warren (2010). Retirement Incomes and Employment Decisions of the Mature Aged. *Australian Economic Review*, 43 (3), 312-320.
- Liebman, Jeffrey, Erzo Luttmer & David Seif (2009). Labor Supply Responses to Marginal Social Security Benefits: Evidence from Discontinuities. *Journal of Public Economics*, 93 (11-12), 1208-1223.
- U. S. Department of State & the Department of Health and Human Services (2007). Why

Population Aging Matters: A Global Perspective. Paper presented at the National Institute on Aging, Washington D. C. , May 21.

Van Der Klaauw, Wilbert & Kenneth Wolpin (2008). Social Security and the Retirement and Savings Behavior of Low-income Households. *Journal of Econometrics*, 145 (1 – 2), 21 – 42.

Social Security and Labor Supply of Rural Elderly: A Research Based on China Health and Retirement Longitudinal Study

Liu Huan

(Center for Social Security Studies, Wuhan University)

Abstract: Based on the CHARLS data in 2013, this paper constructs a labor supply model and empirically examines the key variables influencing the labor participation and labor supply time of rural elderly. Statistics summary shows that gender, age, family poverty and *Hukou* migration have significant correlations with labor participation and labor supply time, but we don't find a single rule in relation between labor participation as well as labor supply and family poverty or *Hukou* migration. The labor participation and labor supply of insured rural elderly is higher than the uninsured rural elderly except for the poor elderly and 65 years old and above. The empirical results show that the pension insurance and medical insurance are significantly and positively correlated with total labor participation and agricultural labor participation. The pension level is significantly and negatively correlated with total labor participation and agricultural labor participation of the elderly. Furthermore, the pension insurance has a significant and positive effect on total labor supply and agricultural labor supply of the elderly; the pension level has a significant and negative effect on total labor supply and agricultural labor supply of the elderly. The medical insurance has a significant and positive effect on total labor supply as well as agricultural labor supply but a negative effect on non-agricultural labor supply. The *Hukou* migration has no significant effect on total labor supply, agricultural labor supply and non-agricultural labor supply. According to the conclusion, we propose that governments should further improve the social insurance system.

Keywords: rural elderly, social security, labor supply

JEL Classification: I31, J14, J22

(责任编辑：周敏丹)