

中国农村老年人“无休止劳动”存在吗？

——基于年龄和健康对劳动供给时间影响的研究

谭娜 周先波*

摘要: 本文应用劳动时间 Tobit 模型和健康模型的联立最大似然估计方法,基于中国健康和营养调查(CHNS)中农村老年人的调查数据,研究中国农村老年人“无休止劳动”问题。结果发现,对于客观健康 BMI 指标(过瘦和过胖),在 1990 年代和 2000 年代,年龄通过健康途径对老年人实际劳动时间的影响分别占年龄对实际劳动时间总影响的 25% 和 79%;相对于 1990 年代,中国农村老年人在新世纪初“无休止劳动”的程度有所减弱。从老年人主观自评健康指标来看,年龄影响劳动时间的健康渠道效应占其总影响的比例不到 2%,农村老年人存在较大程度的“无休止劳动”。中国农村老年人的劳动和福利状况需进一步得到关注。

关键词: 无休止劳动 年龄 健康 劳动时间 Tobit 模型 联立内生性

一、引言

Benjamin 等(2003)利用 20 世纪 90 年代中国农村老年人和年轻人混合样本、由 OLS 和 IV 参数估计发现,中国农村存在老年人“无休止劳动”现象。时至新世纪,中国农村老年人的生活质量是否有显著改善?随着年龄增大,是否因为健康的下降而大幅减少劳动供给时间?如果仍如同改革开放前及至 20 世纪 90 年代前一样,忽视健康下降而“无休止劳动”,则老年人的福利状况是极端令人担忧的。关注年龄和健康对老年人劳动供给的影响是考察老年人生活质量的一个最基本的方面之一。目前,国内十分缺乏相关研究(魏众 2004)。随着城市化进程的加速和家庭的小型化发展,农村现有的养老方式面临进一步的冲击,而农村老年人的生活质量和福利水平可能进一步恶化。可见,研究年龄和健康对中国农村老年人劳动供给的影响,并讨论“无休止劳动”现象是否存在,具有明显的现实意义。

本文重点研究在 21 世纪“无休止劳动”的存在问题:中国农村老年人是否因为健康的下降而明显减少劳动时间供给?随着老年人年龄增大,健康作为一种途径,是否可以显著解释农村老年人的年龄对其劳动供给时间的影响呢?这意味着,农村老年人在年龄增大过程中是因为健康下降不再继续工作,还是不顾健康状况继续劳作呢?

健康是劳动供给的重要因素,人的预期寿命由健康状况决定,每个人都会根据自己的健康状况调整劳动供给决策,以更好地分配时间。Bound 等(2010)发现,健康显著影响经济人的提前退休决策;Kalwij 和 Vermeulen(2005)发现,经济人劳动参与率随年龄而下降其实是由于其健康状况下降引起的。Anderson 和 Burkhauser(1984)基于发达国家的经验事实,对健康和劳动供给行为之间的关系展开了深入探讨,认为健康是影响老年人劳动供给机制中最为重要的影响方式。Stern(1989)的研究发现,劳动供给行为受到不可观测的真实健康水平的影响,观测到的健康水平取决于真实健康水平和劳动力在市场中的地位,而不可观测的真

* 谭娜,中山大学岭南学院,邮政编码:510275,电子信箱:tanna2011@163.com;周先波,中山大学岭南学院,邮政编码:510275,电子信箱:zhouxb@mail.sysu.edu.cn。

本文得到国家自然科学基金项目“Tobit 模型的非参数和半参数估计研究及其应用”(项目号:70971143)的资助。感谢匿名审稿人提出的宝贵意见,当然文责自负。感谢匿名审稿人提出健康在劳动供给模型中的联立内生性问题并对其产生机理给出提示和解释。

实健康水平影响劳动参与行为。Kerkhofs 和 Lindeboom(1997) 使用不同的健康变量估计健康对退休行为的影响,也发现健康与劳动供给之间存在本质联系,且健康对劳动供给的影响程度依赖于健康变量的选择。国内文献对健康与中国劳动供给关系也作了一定的研究。例如,庞丽华等(2003)的研究发现,影响老人是否工作的因素主要是年龄、健康状况、性别、居住方式和土地等;刘生龙(2008)利用2006年“中国健康和营养调查数据”,由Probit估计发现,健康对劳动力参与有显著影响,健康状况对农村老年人劳动参与的影响远远高于对中青年劳动力参与的影响。

上述文献对老龄化、健康和劳动供给关系的研究反映了年龄和健康等因素对劳动供给或劳动参与率的边际影响,但没有阐述年龄对劳动供给的影响中健康因素所占的比重,故而没有回答中国农村老年人“无休止劳动”的存在问题。

本文对“无休止劳动”的认识是:随着老年人年龄的增大,因健康状况的下降,老年人未能显著地减少其劳动供给时间;甚至是:即使健康状况变差,农村老年人因种种原因仍继续从事农业生产,不能完全减少劳动供给时间。更具体地,我们的问题是:在老年人劳动供给时间因年龄增加而下降的影响中,因其健康状况下降引起的劳动供给时间下降的比例有多大呢?如果这个比例较小,则可以说,“无休止劳动”现象仍然存在;反之,如果这个比例很大,老年人因健康状况下降而减少的劳动供给时间较大,则可以说,老年人的生活质量有一定改善,“无休止劳动”状况得到改进。我们认为,虽然影响劳动供给的因素是多方面的,但是,年龄和健康应是最重要的。岁数不饶人,意即:年龄对劳动供给有重要的影响。但是,老人年龄大,如果还如以前一样健康,则可照样工作和劳动。即使对于年轻人,如果其健康状况不好也会影响其劳动供给。Kalwij 和 Vermeulen(2005)的研究特别强调,老年人劳动参与率随年龄增加而下降本质上是因其健康状况下降引起的。所以,健康对劳动供给行为是至关重要的。从劳动供给角度来看,年龄大不是根本问题,关键看老年人的身体是否硬朗。所以,研究农村老年人是否“无休止劳动”,关键是看,在其年龄增大过程中,其减少的劳动时间有多大比例是因为健康下降引起的。

为更清晰说明这一认识,我们假定除了年龄和健康以外,其他影响劳动时间的因素被控制成不变,见图1。如果老年人年龄增大,但身体硬朗,不存在健康问题,则这种因年龄增大而减少劳动时间的总效应不是很大;但如果随着年龄增大,老年人身体出现健康问题,使其不得不减少劳动时间,直至放弃劳动,则这种因年龄增大而减少劳动时间的总效应就可能较大(图1上半部)。图1下半部显示,这种较大的劳动时间减少效应来自于两方面,一是年龄增大本身对劳动时间减少的直接(或边际)效应;二是因为健康原因造成的。所以在年龄对劳动时间的总影响中存在一个健康影响途径,这种健康渠道效应是年龄对健康的边际影响与健康对劳动时间边际影响的乘积。年龄通过健康途径对劳动时间的影响可以反映老年人因年龄增大减少劳动时间的总效应中有多少是因为健康引起的。如果这个比例较大,则说明老年人因为健康水平下降较大幅度地减少了劳动时间;如果这个比例很小,则说明老年人即使健康状况下降仍不能大幅减少从事劳动的时间,即存在“无休止劳动”。由此可见,研究老年人“无休止劳动”问题,关键是将年龄通过健康途径对劳动时间的影响从年龄对劳动时间的总影响中分离出来。

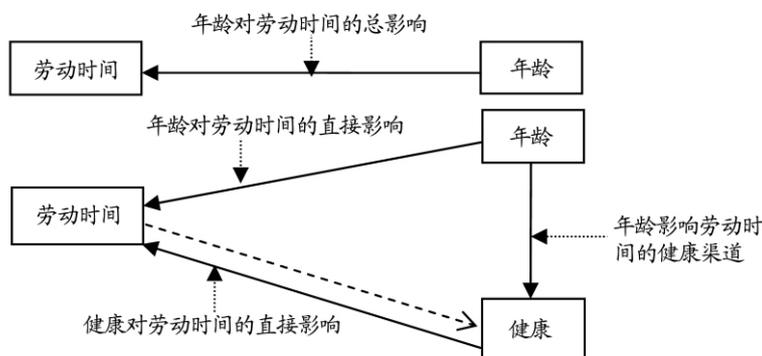


图1 年龄和健康对老年人劳动时间的影响路径

在上述分析中,有一点是重要的,即劳动供给反过来对健康也会产生影响。从人力资本投资角度来说,正是由于劳动供给人们才会有收入对健康进行投资。当然,劳动也有负面效应,比如工作中的压力,一些工作环境会导致职业病的发生等。这说明,劳动时间反过来也会影响健康(见表1的虚线箭头),健康在劳动

供给模型中是一个内生变量。理论上可以采用工具变量回归解决内生性问题,但是能够影响健康却不通过健康以外的渠道影响劳动供给的因素很难找到,所以在健康经济学文献中鲜有采用工具变量法解决健康的内生性问题。不过,学者们也尝试了一些措施解决健康内生性问题。例如,Mete和Schultz(2002)采用父母健康状况和儿时生活环境作为自身健康状况的工具变量,估计健康对老年人劳动供给的影响,发现健康显著影响劳动供给,且OLS相对于工具变量法低估了这种影响。不过,以父母健康作为自身健康的工具变量存在争议,因为父母健康也会直接影响自己的劳动供给,且父母健康和自身健康的弱相关性会导致弱工具变量问题。近期国内学者对这一问题也给予了特别关注。例如,张川川(2011)不从寻找健康的工具变量出发,而是根据健康的外生变化来识别健康对劳动供给的因果效应。他认为,如果能够控制基期的健康状况、社会经济状况以及健康行为,那么新的健康变化就可以被视作未预期到的外生冲击,从而可以被用来识别健康对劳动供给或收入的因果性影响。不过,将健康的变化作为一个解释变量,必须使用跟踪调查数据,这不可避免地忽视了因健康恶化在随后年份死亡的个体所导致的样本缺失的影响。如果健康变化产生的样本缺失不是随机的,而是与劳动供给是有关的,则健康变化作为解释变量在劳动供给模型中也是内生的。

鉴于此,我们拟在老年人劳动供给时间Tobit模型和健康模型的设定、双向因果联立方程的估计等方面作新的尝试。此尝试至少在以下方面有别于Benjamin等(2003)的研究:第一,本研究的样本仅为60岁及以上老年人样本,避免老年和年轻两类不同年龄段人群在劳动供给行为上的差异;第二,使用20世纪90年代3个年份的混合数据和21世纪00年代3个年份的混合数据,由受限因变量(劳动时间)在两个年代的分布差异性将两个年代的样本分开,分别估计健康在年龄对老年人劳动供给时间总影响中所起的作用更具有合理性;第三,特别考察被解释变量(劳动供给时间)的归并数据特征和健康变量的联立内生性,并由联立方程模型的估计和分析,测度年龄通过健康对老年人劳动供给时间的影响程度,以此得到老年人“无休止劳动”程度的估计。

本文研究的思路是:估计年龄对农村老年人劳动供给时间的总影响,从中将年龄通过健康途径对老年人劳动时间的影响分离出来,由它本身占总影响的比重大小说明老年人“无休止劳动”的程度。我们研究发现,从客观健康指标看,中国农村老年人在21世纪比20世纪90年代“无休止劳动”的程度有所减弱,但从主观自评健康指标看,在21世纪仍存在较大程度的“无休止劳动”。

本文第二部分说明变量和数据;第三部分设定劳动供给时间和健康联立方程模型;第四部分估计联立模型,得到年龄通过健康途径对劳动时间的影响的估计;第五部分利用主观自评健康数据构造新的健康指标,对2000年代健康渠道效应作重新估计;最后是总结。

二、变量与数据

本文采用CHNS(中国健康和营养调查)1991年、1993年、1997年、2000年、2004年和2006年6个年度的截面调查数据。尽管不同年份可能有一些个体相同,但因为其抽样具有一定的随机性,且数据量大,可以认为,各年的样本和数据都是随机抽样所得。对样本进行选择时,只保留了户籍为农村的、60岁及以上有完整健康和劳动供给时间数据的老年人个体。仅选择60岁及以上老年人是因为劳动经济学中对劳动适龄人口的定义一般是男16~59岁,女16~54岁。老年人达到退休年龄后,在获得工资和退休金的情况下,并不存在市场劳动时间和劳动供给行为。由表1,在我们的样本中,老年人年龄的样本均值为69岁,年龄跨度从60岁到88岁。

表1 变量的简单统计描述

变量名	定义	均值	最小值	1/4分位数	中位数	3/4分位数	最大值	标准差
laborhour	劳动供给时间(小时)	134.1	0	0	0	180	938	227.5
age	年龄	69.0	60.1	63.5	67.6	73.3	88.4	6.76
lowBMI	BMI < 18.5: 是=1; 否=0	0.10	0	0	0	0	1	0.31
highBMI	BMI > 24.9: 是=1; 否=0	0.42	0	0	0	1	1	0.49
gender	性别: 男=1; 女=0	0.53	0	0	1	1	1	0.50
edulong	接受正式教育年限	3.48	0	0	2	6	15	4.04
indinc cpi	个人净收入(CPI调整,千元)	0.47	-0.08	0.08	0.24	0.58	3.45	0.62
childnum	儿女人数	3.02	0	2	3	4	8	1.68
out	劳务输出(=1)、输入(=0)省份	0.65	0	0	1	1	1	0.48

(一) 健康的衡量

关于健康的衡量方法,文献中有较多讨论。客观健康指标为身体质量指数(BMI指数),定义为: BMI 小于 18.5 时表现为过瘦;高于 24.9 时为过胖,其中 $BMI = \text{体重} / \text{身高的平方}$ (国际单位 kg/m^2)。例如,姚先国和谭岚(2005)、张车伟(2003)、封进和胡岩(2008)等采用 BMI 作为健康衡量指标研究健康对劳动的影响。自评健康是指人们对自己的健康进行评测,在优、良、中、差等类别中选择适合自己健康状况的类别,研究者据此作为个体自我健康的评价指标。例如, Diamond 和 Hausman(1984)、刘国恩等(2004)、雷晓燕等(2010)采用自评健康指标研究健康对劳动的影响。

本文先采用身体质量指数 BMI 作为老年人健康的代理变量,以此构造两个虚拟变量:过瘦 *lowBMI* 定义为“BMI 小于 18.5 为 1; 否则为 0”,而过胖 *highBMI* 定义为“BMI 高于 24.9 时为 1; 否则为 0”。由表 1 可见,在我们研究的样本中,平均来说,过瘦和过胖的比例分别达 10% 和 42%。其次,本文还采用老年人的自我健康评价指标作为老年人健康的代理变量(详见第五部分)。

(二) 劳动与劳动供给时间的衡量

使用一年中老年人劳动供给时间总小时数来衡量劳动的多少,其中“劳动”定义为参加有收入来源的工作,排除“家务劳动”以及种植仅供家庭消费的蔬菜作物等的劳动,但包括有工资收入的雇佣劳动、商业性的种植、农业、养殖或家庭工厂的劳动。我们将劳动供给时间分为两类,对于主要职业是农民的个体,我们使用以下四类年劳动时间之和:家庭菜园和果园 + 集体和家庭农业生产 + 家畜和家禽养殖 + 集体和家庭渔业生产,而对于主要职业是非农民的农村老年人,我们采用主要职业的年劳动时间。由表 1,农村老年人年劳动供给时间的样本均值约为 134 小时,相对较小,其原因是样本中有超过一半的老年人的劳动时间为 0。

由相对分布分析方法(Hancock and Morris, 1998)可知,21 世纪 00 年代相对于 20 世纪 90 年代,老年人劳动时间显著减少,其样本分布表现为两极化,相对分布存在不平衡性,劳动时间的分布形状不具有对称性。所以,将两个时期的样本分开处理,估计老年人劳动供给时间模型比较合理。

(三) 其他变量

其他变量的定义见表 1 最后 5 行,它们作为年龄-健康-劳动供给模型中的控制变量。控制变量包括三类。第一类是老年人性别与文化程度的个体特征(潘锦棠 2002; 姚先国、谭岚 2005)。Gender 定义为性别虚拟变量,男性设为 1; 女性为 0。edulong 为个体接受的最高教育年限,农村老年人受教育年数普遍很少,平均仅为 3.5 年。第二类是老年人的收入和家庭情况。indic_cpi 定义为将每年收入数据针对 2009 年 CPI 调整后的个人净收入。childnum 表示老人的子女数。第三类反映老年人所处省份的劳动力流动情况(李琴、宋月萍 2009),定义 out 为劳动力输出省份虚拟变量,将河南、湖北、湖南、广西、贵州这五个劳动力输出大省设为 1,其余(辽宁、黑龙江、江苏、山东)设为 0。

三、模型设定与估计方法

根据图 1 所示研究思路,设定如下劳动供给时间 Tobit 结构模型:

$$\begin{aligned} y_1^* &= \theta_0 + \theta_1 \text{age} + \theta_2 (\text{age} - a)^2 + \alpha_1 \cdot \text{health} + z_1' \gamma_1 + u_1 \\ y_1 &= y_1^* \text{, 如果 } y_1^* > 0; \text{ 否则 } y_1 = 0 \end{aligned} \quad (1)$$

其中 y_1^* 为潜在劳动时间,它是一个潜变量,在它大于 0 时可被观察,否则其观察值为 0,其实际观察值记为 y_1 ,即实际劳动供给时间;age 为老年人的年龄, a 为正常数(如年龄的样本均值、中位数等);潜在劳动时间 y_1^* 是关于 age 的二次非线性函数,health 为老年人健康状况代理变量,在本文指过瘦(*lowBMI*)或过胖(*highBMI*)虚拟变量和由自评健康构造的变量。其他反映个体特征的因素列于向量 z_1 中,作为研究年龄和健康影响潜在劳动供给的控制变量,它们包括:老年人性别虚拟变量 gender、个人净收入 *Indic_cpi*、受教育年限 *edulong*、家庭儿女个数 *childnum*、所在省份劳动输出类型 *out* 和年份虚拟变量,其中年份虚拟变量控制了不同年份效应。 u_1 为模型的随机扰动项,其均值为零且 $\text{var}(u_1) = \sigma_1^2$ 。在健康和其他个体特征给定的情况下,年龄对潜在劳动时间的边际影响为 $\theta_1 + 2\theta_2(\text{age} - a)$,故当年龄为 a 时,此边际影响是 θ_1 ;当 a 取年龄的样本均值时, θ_1 的估计值一般作为年龄对潜在劳动时间平均边际影响的估计。 α_1 是在年龄和其他个体特征给定情况下健康对潜在劳动时间的边际影响。

由图 1 分析知,在劳动供给时间模型(1)中健康因素 *health* 存在潜在的内生性,故设定如下健康二元变量的简化式模型:

$$y_2 = 1\{\lambda_0 + \lambda_1 age + z_1'\gamma_{21} + z_2'\gamma_{22} + v_2 > 0\} \equiv 1\{\lambda_0 + \lambda_1 age + z_1'\gamma_2 + v_2 > 0\} \quad (2)$$

其中 $y_2 = health$ 为健康二元变量,我们分别使用 *highBMI* 和 *lowBMI* 表示健康(在第五部分考虑自评健康变量);向量 z 包括变量 z_1 和 z_2 ,其中 z_2 的选择是为了保证模型(1)和(2)中参数的可识别性,本文取 z_2 为个体的身高(*height*)和体重(*weight*)。 z_2 与一个人过胖或过瘦有直接关系,但与劳动供给无直接关系; v_2 为随机扰动项,均值为零且 $var(v_2) = 1$ 。 v_2 与模型(1)中的扰动项 u_1 服从均值为零的二变量联合正态分布。

health 在模型(1)是否存在内生性可由模型(2)中的 v_2 与模型(1)中的 u_1 是否存在相关性来决定:当 v_2 与 u_1 不相关时,*health* 在模型(1)中不具有内生性;反之,*health* 是内生的。设 $u_1 = \rho v_2 + e_1$,其中 $\rho = cov(u_1, v_2)$, e_1 独立于 v_2 和 z ,则 $e_1 \sim N(0, \sigma_1^2 - \rho^2)$ 。模型(1)可写为:

$$y_1 = \max\{0, \theta_0 + \theta_1 age + \theta_2 (age - a)^2 + \alpha_1 y_2 + z_1'\gamma_1 + \rho v_2 + e_1\} \quad (3)$$

health 在模型(1)中无内生性的检验等价于在模型(3)中对 $\rho = 0$ 作 t 检验。当 $\rho = 0$ 时,*health* 在模型(1)中不具有内生性;反之,*health* 是内生的。此检验分二步:

第一步,估计线性概率模型(2),得到其残差 $\hat{v}_2 = y_2 - (\hat{\lambda}_0 + \hat{\lambda}_1 age + z_1'\hat{\gamma}_2)$ 。第二步,估计 Tobit 模型(3),其中 v_2 以 \hat{v}_2 代替,然后由系数 ρ 的估计对原假设 $H_0: \rho = 0$ 作 t 检验。

在 t 检验表明 *health* 在模型(1)中有内生性时,以 \hat{v}_2 代替 v_2 的模型(3)的参数估计是一致的,但其标准误不可用,故应使用完全信息最大似然估计方法联立地对模型(1)和(2)作估计。可以证明,在给定 age_i, z_i 条件下联立模型(1)-(2)中劳动时间 y_{1i} 和健康变量 y_{2i} 的似然函数 $f(y_{1i}, y_{2i} | age_i, z_i)$ 为(推导过程略):

$$\left[\frac{1}{\sigma_1} \phi \left(\frac{y_1 - x_1 \delta_1 - \alpha_1 y_2}{\sigma_1} \right) \right]^{1\{y_1 > 0\}} \left[\Phi \left(\frac{\sigma_1^2 x \delta_2 + \rho (y_1 - x_1 \delta_1 - \alpha_1 y_2)}{\sigma_1 \sqrt{\sigma_1^2 - \rho^2}} \right) \right]^{y_2 \cdot 1\{y_1 > 0\}} \cdot \left[1 - \Phi \left(\frac{\sigma_1^2 x \delta_2 + \rho (y_1 - x_1 \delta_1 - \alpha_1 y_2)}{\sigma_1 \sqrt{\sigma_1^2 - \rho^2}} \right) \right]^{(1-y_2) \cdot 1\{y_1 > 0\}} \cdot \left[\Phi(x \delta_2) - \int_{-x \delta_2}^{\infty} \Phi \left(\frac{x_1 \delta_1 + \alpha_1 y_2 + \rho v}{\sqrt{\sigma_1^2 - \rho^2}} \right) \phi(v) dv \right]^{y_2 \cdot 1\{y_1 = 0\}} \cdot \left[1 - \Phi(x \delta_2) - \int_{-\infty}^{-x \delta_2} \Phi \left(\frac{x_1 \delta_1 + \alpha_1 y_2 + \rho v}{\sqrt{\sigma_1^2 - \rho^2}} \right) \phi(v) dv \right]^{(1-y_2) \cdot 1\{y_1 = 0\}}$$

其中 $x_1 \delta_1 = \theta_0 + \theta_1 age + \theta_2 (age - a)^2 + z_1'\gamma_1$, $x \delta_2 = \lambda_0 + \lambda_1 age + z_1'\gamma_2$, $\Phi(\cdot)$ 和 $\phi(\cdot)$ 分别为标准正态分布的概率分布函数和密度函数。记模型(1)和(2)中各变量系数的最大似然估计分别为 $\hat{\theta}_0, \hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2, \hat{\alpha}_1, \hat{\gamma}_1$ 和 $\hat{\lambda}_0, \hat{\lambda}_1, \hat{\gamma}_2$,模型(1)扰动项 u_1 方差的估计为 $\hat{\sigma}_1^2$, μ_1 与模型(2)扰动项 v_2 协方差 ρ 的估计为 $\hat{\rho}$ 。

健康是一个虚拟变量,它对劳动时间的平均边际影响是 *health* 取值为 1 和 0 时劳动时间期望水平之差。由 Tobit 模型(1),*health* 对劳动时间的平均边际影响为:

$$E[y_1 | \overline{age}, 1, \bar{z}] - E[y_1 | \overline{age}, 0, \bar{z}] = \bar{w}_1 \Phi \left(\frac{\bar{w}_1}{\hat{\sigma}_1} \right) + \hat{\sigma}_1 \phi \left(\frac{\bar{w}_1}{\hat{\sigma}_1} \right) - \bar{w}_0 \Phi \left(\frac{\bar{w}_0}{\hat{\sigma}_1} \right) - \hat{\sigma}_1 \phi \left(\frac{\bar{w}_0}{\hat{\sigma}_1} \right) \quad (4)$$

其中 $\bar{w}_1 = \hat{\theta}_0 + \hat{\theta}_1 \overline{age} + \hat{\alpha}_1 + \bar{z}_1'\hat{\gamma}_1$, $\bar{w}_0 = \hat{\theta}_0 + \hat{\theta}_1 \overline{age} + \bar{z}_1'\hat{\gamma}_1$ 。因为我们选取的两个健康代理变量均为二元变量,故由模型(2)可知,年龄对健康的平均边际影响为(见 Wooldridge 2002):

$$\left. \frac{\partial E[y_2 | age, \bar{z}]}{\partial age} \right|_{age = \overline{age}, \bar{z} = \bar{z}} = \hat{\lambda}_1 \phi(\hat{\lambda}_0 + \hat{\lambda}_1 \overline{age} + \bar{z}'\hat{\gamma}_2) \quad (5)$$

此边际效应是 *age* 系数估计 $\hat{\lambda}_1$ 的一个正数倍。

为得到老年人年龄对其劳动供给时间的总影响(包含来自健康途径的影响),我们设定:

$$y_1^* = \theta_0 + \theta_1 age + \theta_2 (age - a)^2 + z_1'\gamma + v$$

$$y_1 = y_1^*, \text{ 如果 } y_1^* > 0; \text{ 否则 } y_1 = 0 \quad (6)$$

其中健康因素没有被控制,健康对劳动时间的影响被作为一个中间环节隐含于年龄对潜在劳动时间的影响中(如图 1 上半部所示); v 为扰动项, $v \sim N(0, \sigma_v^2)$ 。与模型(2)是健康的简化式方程相似,这里模型

(6) 第一个方程是潜在劳动时间的简化式方程。记模型(6)中各变量系数的 Tobit 最大似然估计分别为 $\tilde{\theta}_0, \tilde{\theta}_1, \tilde{\theta}_2, \tilde{\gamma}$,扰动项方差的估计为 $\tilde{\sigma}_v^2$,则年龄对劳动时间的平均总影响为(见 Wooldridge 2002):

$$\frac{\partial E[y_1 | age, z]}{\partial age} \Big|_{age = \bar{age}, z = \bar{z}} = \Phi \left(\frac{\tilde{\theta}_0 + \tilde{\theta}_1 \bar{age} + \bar{z}' \tilde{\gamma}}{\tilde{\sigma}_v} \right) \tilde{\theta}_1 \quad (7)$$

由图 1 的分析,并结合模型(4)和(5)在年龄对劳动供给时间总影响中,年龄通过健康对劳动时间的渠道影响效应的平均水平为:

$$\hat{\lambda}_1 \phi(\hat{\lambda}_0 + \hat{\lambda}_1 \bar{age} + \bar{z}' \hat{\gamma}_2) \cdot (E[y_1 | \bar{age}, \bar{z}] - E[y_1 | \bar{age}, \bar{z}]) \quad (8)$$

这种从年龄对劳动供给总影响中分离出年龄由健康对劳动时间的渠道影响效应的方法,也被用于其他经济体中老年人劳动供给、年龄和健康的关系研究中。例如, Kalwij 和 Vermeulen(2005)以欧洲 11 个国家 50~64 岁老年人样本为例,研究老年人的劳动参与行为,其实证表明,健康随年龄下降的效应很大程度上解释了劳动参与率随年龄减小的效应。不过,他们所用的是劳动参与 Probit 模型,而本文所用的是老年人劳动时间 Tobit 模型。

四、实证结果与分析

(一) 年龄和健康对劳动供给时间的边际影响: 联立模型的估计

由模型(3)中变量 \hat{v}_2 系数为零的 t 检验知,过瘦(*lowBMI*)和过胖(*highBMI*)变量在两个年代劳动时间 Tobit 模型(1)中分别都具有显著的内生性(过程从略)。故以下我们使用完全信息最大似然估计方法对模型(1)-(2)进行联合估计。

表 2 给出 1990 年代和 2000 年代两个时期劳动时间 Tobit 和健康 Probit 联立模型(1)-(2)的最大似然估计结果,其中健康变量分别为过瘦(*lowBMI*)和过胖(*highBMI*)两个二元变量。这里我们用年份虚拟变量控制不同年份效应,对于 1990 年代,以 1991 年作为基准年;对于 2000 年代,以 2000 年为基准年。

在两个年代的劳动时间模型(1)估计中, age 的系数估计都是显著的,在 1990 年代 age 对劳动时间的边际影响要大于 2000 年代的边际影响。这说明,在健康因素控制不变的情况下,在 2000 年代老年人因为年龄因素而减少潜在劳动时间的效应可能比 1990 年代小一些。另外,由两种健康指标的系数估计可知,在老年人年龄被控制不变的情况下,过胖(*highBMI*)的边际影响为负,过瘦(*lowBMI*)的边际影响为正。这说明,农村老年人在提供劳动时间时,更重视过胖健康状况(从而更多地减少劳动时间),不太重视过瘦状况(反而提供较多的劳动)。这可能与人们的认识习惯和营养状况相关,人们更重视肥胖对身体的伤害,从而适量减少劳动时间;过瘦的农村老年人较多地来自于较低收入水平和营养状况较差的地区或家庭,故他们提供的劳动时间更多。两个年代相比,2000 年代两个健康指标变量的系数估计较大幅度地低于 1990 年代的估计。

简单阐述一下其他控制变量的估计。表 2 显示,农村男性老年人的劳动时间显著高于女性老年人,男性老年人在从事家庭农业生产方面一般会花费更多的劳动时间。教育水平降低了老年人劳动供给时间,在 1990 年代的影响大于 2000 年代,前者是统计显著的,但后者统计不显著。高教育水平预示着老年人有更好的工作和职位,享受到更高的福利,故教育水平较高的老年人一般会降低农业劳动时间。但中国农村老年人受教育年数普遍很少,这种影响在数值上相对比较小。在 1990 年代,收入增加对劳动时间的影响不显著,但在 2000 年代显著增加劳动时间,这说明随着家庭收入提高,老年人反而增加农业生产的劳动时间,这与新形势下农村年轻人普遍出外打工,留守老年人不得不承担家庭农业生产有关。在 1990 年代,老年人儿女多,其劳动时间显著增多;但在 2000 年代,这种效应为负,虽然在统计上是不显著的。老年人所在省份的劳动力输出类型在 1990 年代对老年人劳动供给的影响为正,劳动输出型省份老年人的劳动时间较多,且是显著的;但在 2000 年代,此影响为负,且不具有统计显著性。这些可能都反映了新形势下老年人儿女出外打工越来越普遍,且儿女出外打工挣得收入减轻家庭负担,使老年人没必要参与更多农业生产劳动的事实。两个年代中年份虚拟变量的系数估计分别具有一定的特征,在 1990 年代,1993 年和 1997 年相对于 1991 年,老年人会减少劳动时间;但在 2000 年代,2004 年和 2006 年相对于 2000 年,老年人会增加劳动时间,但在统计上不显著。

在两个年代的健康模型(2)估计中,年龄对各健康变量的影响为正,与直觉是相符的,即随着年龄增大,老年人发生过瘦或过胖的可能性会增大。在控制变量中, out 变量的系数估计虽然不显著,但都为正,其符号表明,劳动力输出型省份老年人过胖或过瘦的概率会增加。样本中这些省份的农村地区相对贫穷一些,老年人的营养状况相对较差,健康状况不好的概率会大些,不过这种情形在统计上不具有显著性。身高和体重对

过胖或过瘦有显著影响是显然的,因为判定是否过胖或过瘦的指标是由身高和体重计算而得的。

表 2 劳动时间 Tobit 模型 (1) 和健康 Probit 模型 (2) 的联立最大似然估计

		劳动时间 - lowBMI 模型		劳动时间 - highBMI 模型				劳动时间 - lowBMI 模型		劳动时间 - highBMI 模型	
因变量	劳动时间模型(1)	lowBMI 模型(2)	劳动时间模型(1)	highBMI 模型(2)	因变量	劳动时间模型(1)	lowBMI 模型(2)	劳动时间模型(1)	highBMI 模型(2)		
1990 年代					2000 年代						
<i>age</i>	-11.322*** (-10.439)	0.196** (2.319)	-11.116*** (-16.313)	0.173 (1.488)	<i>age</i>	-6.076*** (-12.032)	0.151 (1.375)	-6.076*** (-16.220)	0.162*** (4.546)		
$(age - mean)^2$	0.095* (1.677)		0.067 (1.133)		$(age - a)^2$	-0.063 (-1.405)		-0.065* (-1.885)			
<i>lowBMI</i>	40.371* (1.901)				<i>lowBMI</i>	8.278 (0.287)					
<i>highBMI</i>			-71.968*** (-5.780)		<i>highBMI</i>			-24.919*** (-4.310)			
<i>gender</i>	37.455*** (4.419)	-0.021 (-0.007)	30.315*** (3.343)	-0.743 (-0.243)	<i>gender</i>	25.808*** (4.016)	0.065 (0.025)	23.343 (4.355)	-0.446 (-0.375)		
<i>educlong</i>	-7.679*** (-6.195)	0.076 (0.229)	-7.049*** (-5.617)	-0.012 (-0.045)	<i>educlong</i>	-0.338 (-0.370)	0.171 (0.488)	-0.516 (-0.697)	0.004 (0.057)		
<i>indinc_cpi</i>	0.421 (0.486)	0.040 (0.160)	0.430 (0.473)	0.052 (0.230)	<i>indinc_cpi</i>	1.757*** (3.468)	0.055 (0.232)	1.533*** (3.616)	-0.018 (-0.393)		
<i>childnum</i>	8.470*** (3.669)	0.079 (0.118)	8.448*** (3.374)	0.287 (0.555)	<i>childnum</i>	-2.474 (-1.099)	0.079 (0.099)	-2.299 (-1.224)	0.159 (0.781)		
<i>out</i>	36.260*** (4.290)	0.039 (0.015)	31.631*** (3.383)	0.277 (0.149)	<i>out</i>	-4.190 (-0.673)	0.023 (0.009)	-7.879 (-1.484)	0.166 (0.297)		
1993	-34.899*** (-3.896)	-0.008 (-0.003)	-34.637*** (-3.525)	0.042 (0.019)	2004	7.617 (1.022)	0.018 (0.007)	8.326 (1.333)	0.020 (0.029)		
1997	-33.546*** (-3.693)	-0.008 (-0.003)	-32.822*** (-3.300)	-0.075 (-0.032)	2006	0.271 (0.037)	0.001 (0.001)	0.768 (0.124)	-0.001 (-0.001)		
<i>height</i>		0.117* (1.922)		-0.336*** (-2.886)	<i>height</i>		0.088*** (8.975)		-0.310*** (-20.649)		
<i>weight</i>		0.100*** (2.700)		0.629*** (2.202)	<i>weight</i>		0.040*** (2.503)		0.631*** (6.450)		
<i>C</i>	990.8*** (17.371)	-1.057 (-0.078)	1003.7*** (23.494)	1.854 (0.058)	<i>C</i>	674.15*** (21.34)	0.107 (0.009)	684.25*** (29.556)	0.443 (0.071)		
$\hat{\sigma}_1$	21.253*** (92.462)		59.522*** (93.978)		$\hat{\sigma}_1$	27.036*** (134.15)		46.259*** (105.81)			
ρ	-0.063*** (-2.009)		-0.100*** (-2.009)		ρ	-0.055*** (-2.007)		-0.047*** (-2.031)			

注:1990 年代模型由 1991 年、1993 年和 1997 年三年 pooled 样本数据估计,样本容量为 3 403,其中劳动时间变量归并为零的样本点个数是 1 083,基准年份为 1991 年;2000 年代模型由 2000 年、2004 年和 2006 年三年混合 (pooled) 的样本数据估计,样本容量为 5 029,其中劳动时间变量归并为零的样本点个数是 1 647,基准年份为 2000 年;括号内值为相应估计的 z 值;***、**和* 分别表示 1%、5% 和 10% 显著性。

(二) 年龄对劳动供给时间的总影响: Tobit 模型的估计

表 3 实证结果由模型 (6) 估计而得。在两个年代的模型估计中,年龄变量的系数估计都是显著的,2000 年代年龄的系数估计(绝对值)小于 1990 年代;在其他控制变量保持不变的情况下(健康除外),老年人年龄增加 10 岁,其潜在劳动供给时间平均约减少 192 小时和 126 小时。这个估计低于 Benjamin(2003) 利用 1990 年代样本数据的估计,是预料中的,因为 Benjamin(2003) 使用的是 20 岁以上的个体样本(包括老年人的样本),故其结果应用于老年人样本时,高估了老年人年龄增加对其劳动供给时间的总效应。另外,其 OLS 估计和 10 年一期虚拟变量的设定可能也使此影响效应被高估。

表 3

年龄对劳动供给时间总影响 Tobit 模型(6) 的估计

	1990 年代	2000 年代
<i>age</i>	-19.168 ^{***} (-18.530)	-12.561 ^{***} (-16.110)
$(age - \text{mean}(age))^2$	0.011 (0.131)	-0.315 ^{***} (-4.648)
<i>gender</i>	55.195 ^{***} (3.877)	45.292 ^{***} (4.077)
<i>educlong</i>	-13.074 ^{***} (-6.351)	-2.036 (-1.304)
<i>indinc_cpi</i>	-1.961 (-1.241)	1.651 [*] (1.785)
<i>childnum</i>	10.433 ^{***} (2.673)	-2.100 (-0.554)
<i>out</i>	61.117 ^{***} (4.214)	-6.489 (-0.590)
1993	-39.750 ^{***} (-2.473)	
1997	-27.267 [*] (-1.700)	
2004		11.965 (0.936)
2006		-1.358 (-0.107)
<i>C</i>	1323.257 ^{***} (20.233)	917.329 ^{***} (19.108)
σ_v	359.38 ^{***} (63.82)	336.07 ^{***} (77.176)

注: 同表 2。

(三) 年龄对劳动时间影响的健康渠道效应分析

在年龄对劳动供给时间总影响中, 年龄通过健康渠道对劳动时间的影响效应可由表 4 进行效应分解。

表 4 效应分解: 年龄由健康渠道对劳动时间的影响

		A	B	C = A × B	D	E = C ÷ D
	健康指标	年龄对健康的 边际影响	健康对实际 劳动时间的 边际影响	年龄由健康 渠道对劳动 时间的影响	年龄对劳动 时间的总影 响	年龄由健康渠道对劳动时间 的影响占其对劳动时间总影 响的比例(%)
1990 年代	<i>lowBMI</i>	0.02609	-129.4534	-3.37791	-13.3179	25.3637
	<i>highBMI</i>	0.000001	-183.4625	-0.000184		0.0014
	汇总			-3.378094		25.3651
2000 年代	<i>lowBMI</i>	0.04254	-140.4473	-5.97463	-8.6233	69.2847
	<i>highBMI</i>	0.00564	-153.1131	-0.86356		10.0142
	汇总			-6.83819		79.2990

根据表 2 健康模型的参数估计结果, 由(5)式可计算(见表 4 的 A 列), 1990 年代老年人年龄对过瘦(*lowBMI*)和过胖(*highBMI*)的边际影响都很小, 前者为 0.0261, 后者近乎于零; 而 2000 年代老年人年龄对两健康变量的边际影响分别为 0.0425 和 0.0056。这表明年龄对过瘦和过胖等健康的边际影响分别为正, 随年代变迁分别变大。

根据表 2 劳动时间模型的参数估计结果, 由(4)式可计算(见表 4 的 B 列), 1990 年代过瘦(*lowBMI*)和过胖(*highBMI*)对实际劳动供给时间的边际影响分别为 -129.45 和 -183.46, 而 2000 年代它们对实际劳动供给时间的边际影响分别为 -140.44 和 -153.11。这表明两种健康变量对劳动时间的边际影响都为负。

表 4 的 C 列是年龄通过过瘦和过胖健康渠道对劳动时间的影响, 它们由(8)式计算, 即 A 列和 B 列对应项的乘积。在 1990 年代, 年龄由 *lowBMI*(过瘦)对劳动供给时间的边际影响为 -3.37791, 而由 *highBM*(过胖)对劳动供给时间的边际影响几乎为零, 它们总和为 -3.378094; 在 2000 年代, 年龄由 *lowBMI*(过瘦)对劳动供给时间的边际影响为 -5.97463, 由 *highBM*(过胖)对劳动供给时间的边际影响 -0.86356, 它们总和为 -6.83819。可见, 在两个年代, 年龄通过 *lowBMI*(过瘦)对劳动时间的减少效应比通过 *highBM*(过胖)的减少效应要大得多, 即随年龄增大, 老年人因为过瘦而减少的劳动时间更多。年龄通过两种健康变量对劳动时间的影响均为负, 且随年代变迁这种因健康不好而减少劳动时间的效应在加大。

根据表 3 的参数估计结果, 由(7)式可计算(见表 4 的 D 列), 1990 年代老年人年龄对劳动时间的平均总影

响为 -13.3179 2000 年代的平均总影响为 -8.6233。随着老年人年龄增大,其劳动时间总体上是减少的。

表 4 的 E 列给出年龄通过两种健康变量对劳动时间的影响分别占年龄对劳动时间总影响的比例。在 1990 年代,年龄通过 *lowBMI*(过瘦)和 *highBM*(过胖)对劳动时间的影响占总影响的比例分别为 25.36% 和 0.0014%,之和约为 25.4%;而在 2000 年两比例分别为 69.28% 和 10.01%,之和约是 79.3%。在两个年代与 *highBM*(过胖)相比,由 *lowBMI*(过瘦)减少劳动时间的比例要大得多。从总的比例之和看,即使农村老年人的健康状况变得不好,他们也没有完全减少劳动时间,这给出中国农村老年人仍然存在“无休止劳动”的证据。对于 1990 年代,这一证据同 Benjamin(2003)。不过,在 2000 年代新形势下,中国农村老年人随年龄增加虽然没有因健康状况不好而百分百地减少劳动时间,但相对于 1990 年代,年龄由健康渠道对老年人劳动时间的影响占年龄对劳动时间总影响的比例有较大幅度的上升(由 25.4% 提高到 79.3%),农村老年人的劳动和福利状况有了一定的改善。

五、主观健康衡量指标情形

以上使用的是客观健康指标,本部分问题是:在主观健康衡量指标方面,“无休止劳动”的证据如何?

传统的主观健康衡量指标在调查问卷中使用“健康是否影响了你的工作?”以及“你对自身健康的评价是什么?”等问题,然而,大量研究质疑直接使用以上调查结果会存在潜在问题。首先,以上回答存在较强的主观性,不同个体之间具有不可比性;其次,以上回答受到劳动市场状况的影响;再次,健康状况受到微观主体理性预期的影响。这些缺陷会对研究结论产生一定影响。另外,直接使用自评健康指标作为真实健康变量可能使报告误差与劳动参与方程中的变量存在相关性,导致衡量偏误问题。

为了构造反映个体健康程度和健康冲击的指标,同 Disney 等(2006)处理方法, t 时期第 i 个个体的真实健康可看作一系列年龄、性别等外生变量 X_i 、一系列衡量健康的细节指标 Z_i 和随机误差成分 v_{it} (与 X_i 和 Z_i 无关)的线性组合,即 $\eta_{it} = X_i\pi + Z_i\gamma + v_{it}$ 。设自评健康为 h_{it} ,它是一个类别变量,定义为:

$$h_{it} = (1 \text{ 为“非常好”}; 2 \text{ 为“好”}; 3 \text{ 为“一般”}; 4 \text{ 为“差”})$$

我们不能直接观察到个体的真实健康情况 η_{it} ,但能观察到自评健康 h_{it} 。相应的健康潜变量 h_{it}^* 是健康的真实变量 η_{it} 与报告误差 μ_{it} 之和: $h_{it}^* = \eta_{it} + \mu_{it}$ 。记 $u_{it} = \mu_{it} + v_{it}$,则 $h_{it}^* = X_i\pi + Z_i\gamma + u_{it}$ 。此模型可由有序 Probit 方法进行估计: $\hat{h}_{it}^* = X_i\hat{\pi} + Z_i\hat{\gamma}$ 。我们构造的新的健康衡量指数定义为预测值 \hat{h}_{it}^* ,记之为 *obhealth*。其值越高,表示个体的健康程度越低,它可较科学地反映个体的健康程度。该方法优点在于,在回归方法中引入误差项可处理报告的衡量偏误;使用外生的年龄、性别等因素以及健康的细节指标可以控制健康的内生性;由此得到的估计值可反映个体之间健康的异型性。

本部分构造新健康指标时,以 X_i 表示性别和年龄, Z_i 表示一些虚拟变量构成的变量集,它们是个体对健康的细节衡量方式等相关问题的回答;当这些问题在个体身上存在时,回答为 1,否则为 0。我们使用 CHNS 中 2000 年、2003 年和 2006 年的混合数据,计算 2000 年代的主观健康衡量指数。因为个体对问卷回答的资料不全,我们仅将那些有完整资料的样本选入本部分的研究中,所以,这里的样本与前文所用样本有所不同,但我们仍假定此样本是总体的随机取样。表 5 给出这些健康问题及其对应变量数据的统计描述,其中最后一行信息反映上述方法构造的健康衡量指数 *obhealth* 的统计情况。

表 5 主观健康变量及其统计描述

变量	均值	最小值	1/4 分位数	中位数	3/4 分位数	最大值	标准差	定义
<i>m23</i>	0.269	0	0	0	1	1	0.444	过去四周是否生过病或受过伤? 是否患有慢性病或急性病?
<i>m24b_1</i>	0.112	0	0	0	0	1	0.315	过去四周是否发烧、咽喉痛、咳嗽?
<i>m24b_2</i>	0.045	0	0	0	0	1	0.207	过去四周是否腹泻、胃痛?
<i>m24b_3</i>	0.108	0	0	0	0	1	0.311	过去四周是否头痛、眩晕?
<i>m24b_4</i>	0.126	0	0	0	0	1	0.332	过去四周是否关节、肌肉酸痛?
<i>m24b_5</i>	0.009	0	0	0	0	1	0.092	过去四周是否皮疹、皮炎?
<i>m24b_6</i>	0.029	0	0	0	0	1	0.167	过去四周是否眼、耳疾病?
<i>m24b_7</i>	0.033	0	0	0	0	1	0.178	过去四周是否心脏病、心口痛?
<i>m24b_8</i>	0.012	0	0	0	0	1	0.109	过去四周是否其他感染或疾病?
<i>m24b_9</i>	0.089	0	0	0	0	1	0.285	过去四周是否其他慢性病?
<i>obhealth</i>	0.314	0	0	0	0.560	3.534	0.479	新构造的健康指标

注意,这里 *obhealth* 变量不同于前面使用的客观健康指标,不是一个虚拟变量,而是一个连续变量,其值

越大表明健康状况越差。由二步检验知 $obhealth$ 在 Tobit 模型(1) 中存在内生性(结果从略) 故我们采用最大似然方法联立估计模型(1) 和(2) ,此时 (y_1, y_2) 的联合似然函数为(Wooldridge 2002):

$$f(y_1, y_2 | x) = f(y_1 | y_2, x) \cdot f(y_2 | x) = \left[\frac{1}{\sqrt{\sigma_1^2 - \eta_1^2 / \tau_2^2}} \phi \left(\frac{y_1 - x_1 \delta_1 - \alpha_1 y_2 - \eta_1 \tau_2^{-2} (y_2 - x \delta_2)}{\sqrt{\sigma_1^2 - \eta_1^2 / \tau_2^2}} \right) \right]^{1_{\{y_1 > 0\}}} \cdot \left[1 - \Phi \left(\frac{x_1 \delta_1 + \alpha_1 y_2 + \eta_1 \tau_2^{-2} (y_2 - x \delta_2)}{\sqrt{\sigma_1^2 - \eta_1^2 / \tau_2^2}} \right) \right]^{1_{\{y_1 = 0\}}} \cdot \frac{1}{\tau_2} \phi \left(\frac{y_2 - x \delta_2}{\tau_2} \right)$$

其中 $Var(u_1) = \sigma_1^2, Var(v_2) = \tau_2^2, \eta_1 = Cov(u_1, v_2)$ 。估计结果见表 6。

表 6 新健康指标情形下, 年龄、健康和劳动供给时间关系模型的估计

因变量	劳动时间(I)	自评健康变量 $obhealth$ (II)	劳动时间(III)
<i>age</i>	-10.669*** (-55.117)	0.017 (0.314)	-21.251*** (-11.889)
$(age - mean)^2$	-0.051 (-0.579)		-0.228 (-0.838)
<i>obhealth</i>	-8.457 (-0.604)		
<i>gender</i>	43.240*** (5.685)	-0.080 (-0.105)	82.159*** (4.054)
<i>educlong</i>	-0.698 (-0.611)	0.013 (0.133)	-4.244 (-1.403)
<i>indinc_cpi</i>	6.783 (0.658)	-0.016 (-0.023)	-16.628 (-0.842)
<i>childnum</i>	1.262 (0.651)	-0.011 (-0.057)	4.278 (0.762)
<i>out</i>	11.021* (1.696)	0.037 (0.051)	13.976 (0.679)
<i>height</i>		-0.000 (-0.003)	
<i>weight</i>		-0.006 (-0.250)	
常数项	838.42*** (96.433)	-0.416 (-0.064)	1468.2*** (11.869)
σ_1	7.131*** (58.542)		350.80*** (39.32)
η_1	0.006 (0.003)		
τ_2	0.342*** (2.229)		

注:(I) 和(II) 由模型(1) (2) 联立估计而得;(III) 由 Tobit 模型估计; 各模型由 2000 年、2004 年和 2006 年三年混合(pooled) 样本数据估计, 样本容量为 1 742, 其中老年人劳动时间因变量归并为零的样本点个数是 753; 括号内值为相应估计的 z 值; ***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 显著性。mean 为年龄的样本均值。

根据表 6 参数估计结果, 由(7) 式可计算, 年龄对劳动时间的平均总影响为 -11.83, 这说明在其他控制变量保持不变的情况下, 老年人年龄增加 10 岁, 其实际劳动供给时间平均约减少 118 小时, 稍高于潜在劳动供给时间的平均减少量(106 小时)。因为此时健康指标是连续变量, 故由表 6, 年龄对健康的平均边际影响即为其系数估计值 0.017; 在年龄得到控制的情况下, 健康对实际劳动时间的平均边际影响^①为 -10.669。故年龄由健康渠道对劳动时间的平均影响为 $-10.669 \times 0.017 = -0.18137$ 。老年人因自评健康不好会逐渐减少劳动时间, 但这种效应在数值上很小, 仅占年龄对劳动时间总影响的 1.53% ($0.18137 \div 11.830$)。可见, 由新健康变量所解释部分占年龄对劳动时间总影响的比重比由表 4 客观健康变量解释的比重要小得多, 不到总影响的 2%。这意味着, 农村老年人即使自评健康状况不好, 仍不会大量减少劳动时间, 很大程度上仍在“无休止劳动”。

六、结论

本文分别使用 CHNS 关于 1990 年代和 2000 年代两个时期中国农村老年人劳动时间的混合数据, 应用 Tobit 模型和 Probit 模型的联立估计, 分解老年人年龄对其劳动供给时间的总影响, 得到年龄通过健康途径对老年人劳动供给时间的影响的估计。

①此处由 Tobit 模型中连续变量边际影响的公式(Wooldridge, 2002) 计算, 类似(7) 式(将 *age* 换成 *obhealth*)。

本文充分关注健康变量在劳动时间 Tobit 模型中的联立内生性,在二步法检验发现内生性的情况下,使用完全信息最大似然方法对劳动时间 Tobit 模型和健康模型进行联立估计。两个年代下的实证结果表明,作为年龄影响劳动时间的途径,过瘦和过胖变量都减少老年人劳动时间,前者减少量较多,二者叠加效应的结果是:在 1990 年代此渠道效应占年龄对实际劳动时间总影响的 25%,在 2000 年代占总影响的 79%。这说明,中国农村老年人虽然没有因总的客观健康状况变差而完全减少劳动时间,但在新世纪其“无休止劳动”的程度得到了一定程度的减弱。不过,当使用主观健康衡量指数作为健康变量时,健康渠道效应占年龄对实际劳动时间总影响的比例不到 2%,这意味着,农村老年人即使自评健康状况不好,仍不会大量减少劳动时间,“无休止劳动”的程度很高,这支持中国农村老年人“无休止劳动”的结论。现阶段中国农村老年人“无休止劳动”的程度所折射出的中国农村一些实际问题需引起有关方面的高度重视。中国农村老年人的劳动和福利状况需继续得到关注。

参考文献:

1. 封进、胡岩 2008 《中国城镇劳动力提前退休行为的研究》,《中国人口科学》第 4 期,88 - 94 页。
2. 李琴、宋月萍 2009 《劳动力流动对农村老年人农业劳动时间的影响以及地区差异》,《中国农村经济》第 5 期,52 - 60 页。
3. 雷晓燕、谭力、赵耀辉 2010 《退休会影响健康吗》,《经济学(季刊)》第 4 期,1539 - 1558 页。
4. 刘国恩、W. H. Dow、傅正泓 2004 《中国的健康人力资本与收入增长》,《经济学(季刊)》4(1),101 - 118 页。
5. 刘生龙 2008 《健康对农村居民劳动力参与的影响》,《中国农业经济》第 8 期,25 - 33 页。
6. 潘锦棠 2002 《经济转轨中的中国女性就业与社会保障》,《管理世界》第 7 期,59 - 68 页。
7. 庞丽华、S. Rozelle、A. de Brauw 2003 《中国农村老人的劳动供给研究》,《经济学(季刊)》第 2 期,721 - 730 页。
8. 魏众 2004 《健康对非农就业及其工资决定的影响》,《经济研究》第 2 期,64 - 74 页。
9. 姚先国、谭岚 2005 《家庭收入与中国城镇已婚妇女劳动参与决策分析》,《经济研究》第 7 期,18 - 27 页。
10. 张车伟 2003 《营养、健康与效率——来自中国贫困农村的证据》,《经济研究》第 1 期,3 - 12 页。
11. 张川川 2011 《健康变化对劳动供给和收入影响的实证分析》,《经济评论》第 4 期,79 - 88 页。
12. Anderson, J. and R. Burkhauser. 1984. "The Importance of the Measure of Health in Empirical Estimates of the Labor Supply of Older Men." *Economics Letters*, 16(3 - 4): 375 - 380.
13. Benjamin, D. J., L. Brandt and J. Z. Fan. 2003. "Ceaseless Toil? Health and Labor Supply of the Elderly in Rural China." Working Papers, No. 579, William Davidson Institute at the University of Michigan.
14. Bound, J., T. Stinebrickner and T. Waidmann. 2010. "Health, Economic Resources and the Work Decisions of Older Men," *Journal of Econometrics*, 156(1): 106 - 129.
15. Diamond, P. A. and J. A. Hausman. 1984. "Individual Retirement and Savings Behavior." *Journal of Public Economics* 23(1 - 2): 81 - 114.
16. Disney, R. C., Emmerson and M. Wakefield. 2006. "Ill Health and Retirement in Britain: A Panel Data - based Analysis." *Journal of Health Economics* 25(4): 621 - 649.
17. Handcock, M. S. and M. Morris. 1998. "Relative Distribution Methods." *Sociological Methodology* 28(1): 53 - 97.
18. Kalwij, A., F. Vermeulen. 2005. "Labour Force Participation of the Elderly in Europe: The Importance of Being Healthy." Discussion Paper No. 130, Tilburg University, Center for Economic Research.
19. Kerkhofs, M. and M. Lindeboom. 1997. "Age Related Health Dynamics and Changes in Labour Market Status." *Health Economics*, 6(4): 407 - 423.
20. Mete, C. and T. P. Schultz. 2002. "Health and Labor Force Participation of the Elderly in Taiwan." Manuscript, Economic Growth Center, Yale University.
21. Stern, S. 1989. "Measuring the Effect of Disability on Labor Force Participation." *Journal of Human Resources* 3: 361 - 395.
22. Wooldridge, J. M. 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.

Does the Elderly "Ceaseless Toil" Exist in Rural China? A Study on the Effects of Aging and Health on Labor Supply Hour

Tan Na and Zhou Xianbo

(Lingnan College, Sun Yat - Sen University)

Abstract: Based on the CHNS survey data, this paper applies the full maximum likelihood estimation of the jointed Tobit model and health model to consider the issue on "Ceaseless Toil". Our findings show that for the objective health indicators such as low BMI and high BMI, the effects of age on hours worked by the rural elderly through health in 1990s and 2000s are respectively 25% and 79% of the total effects of aging on the actual hours worked, implying that the degree of "Ceaseless Toil" has decreased in 2000s relative to 1990s. However for the subjective self - evaluated health status indicator, this ratio is only close to 2%, implying that the degree of "Ceaseless Toil" for the rural elderly is quite significant. The labor status and well - being of the elderly in Rural China should further be garnered much more attention.

Key Words: Ceaseless Toil; Age; Health; Tobit Model of Hours Worked; Simultaneous Endogeneity

JEL Classification: C34, J12, J22

(责任编辑:陈永清)