

健康变化对劳动供给 和收入影响的实证分析

张川川*

摘要: 本文使用中国健康与营养调查(CHNS)数据检验了居民健康状况变化对居民劳动供给和家庭收入的影响。通过控制基期健康状况和一系列个人特征,本文重点检验了可以被视作外生冲击的健康变化对居民劳动供给和家庭收入的影响。考虑到城乡居民以及性别在劳动供给以及收入上的差异,本文还分别分城乡和性别进行了回归分析。研究发现,滞后期健康状况与当期劳动供给和家庭收入显著正相关;健康恶化显著降低劳动供给和家庭收入。此外,健康与劳动供给和家庭收入之间的关系在城乡居民和性别之间均存在差异,具体地,城市居民和男性更容易因健康恶化退出劳动供给,农村居民和女性则会因健康改善增加劳动供给。这表明在评估健康干预政策时要综合考虑健康变化对公民社会经济状况(SES)可能造成的影响,同时,对城市居民和农村居民以及对男性和女性要区别考虑。

关键词: 健康 劳动供给 家庭收入

一、引言

居民健康程度的提高是衡量一个社会发展水平的重要指标之一。而健康的好坏与社会经济状况(socioeconomic status, SES)密切相关。国外已经有大量研究表明,健康与SES存在正相关关系(Cutler, et al., 2008; Deaton, 2003; Marmot, et al., 1997)。一方面,具有较高SES(通常反映为较高的收入、财富水平和教育)的人,会增加对健康的投入,从而有更高的健康水平;^①另一方面,经济个体的健康状况会影响到其劳动能力、收入以及财富积累。^② Grossman(1972)的开创性研究将健康视为人力资本的一种。如果将健康看做人力资本,那么健康的改善(恶化)会增加(减少)劳动供给和收入就是合理的。健康的人身体能够适应劳动,也有更好的精力投入到劳动中,会有更高的收入。尽管已有的研究一致表明,不同SES人群的健康状况呈现“梯度”特征,好的社会经济状况总是与好的健康相关联,但是考察两者之间是否存在因果关系还有许多困难(Goldman, 2001; Strauss and Thomas, 1998; Smith, 1999)。在计量识别上,一方面存在许多无法观测的变量可能同时影响SES和健康,比如儿童时期的家庭环境;另一方面,SES和健康之间存在双向关系。两者之间的正相关,可能是由于好的健康导致了更高的SES,也可能是较高的SES导致了更好的健康。然而,正确识别两者之间的因果关系是重要的,例如,如果健康确实影响到劳动供给和收入,在不考虑这一点的情况下,就会低估增进公民健康的政策的效果和价值。在对健康和收入因果关系的识别上,Adams等(2003)使用面板数据考察了SES对健康的影响,发现较低的SES更容易导致健康的恶化,但这可能是因果关系也可能是由于未观测到的个人因素,他们没有得出确定的结论;此外,他们没有发现健康显著影响财富变化。

* 张川川, 北京大学中国经济研究中心, 邮政编码: 100871, 电子信箱: cez.zhang@gmail.com。

作者感谢匿名审稿人的评论和修改意见, 文责自负。

^①这方面的文献可以参见 Behrman 和 Deolalikar(1988)、Case 和 Paxon(2002)、Frankenberg 和 Thomas(2003)、Stillman 和 Thomas(2003)等研究。

^②参见 Pitt 和 Rosenzweig(1986)、Smith(1999)、Thomas 和 Strauss(1998)、García - Gómez 等(2010)。

Cem 和 Schultz(2002) 使用中国台湾地区的数据检验了健康对老年人劳动供给的影响,他们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,发现健康显著影响劳动供给,且 OLS 相对于工具变量估计有明显低估。Thomas 等(2006) 利用在印度尼西亚进行的一次自然试验,发现通过向当地缺铁的居民提供铁,改善了居民的健康状况,健康改善的居民有更高的工作概率,工作收入更高,但只在男性样本中显著。Smith(2003, 2004, 2007) 分别考察了健康冲击对 SES 的影响,以及 SES 冲击对健康的影响,在两个方向上均发现了显著关系。

尽管关于 SES 和健康关系的研究在国外已经比较成熟,但在因果关系的识别上仍然有待进一步的考察。在国内,尽管不断增长的收入水平以及市场经济条件下不断加大的生活竞争压力都引起了人们对健康问题更多的关注,在文献上却很少有研究同时关注健康和 SES。据笔者所知,利用中国数据同时考察健康和 SES 的文章,仅有有限的几篇。齐良书(2006)、封进和余未央(2007) 以及 Li 和 Zhu(2006) 均使用“中国健康与营养调查”(CHNS) 数据检验了收入、收入不平等与居民自评健康的关系,发现居民收入水平与自评健康存在递减的正相关关系,而收入不平等和相对收入差距等则对健康有非线性的负影响,即存在倒 U 型关系。以上三篇文献均考察了收入不平等和相对收入差距对居民自评健康的影响,并没有重点考察收入、劳动供给等社会经济变量与健康之间的关系,更没有强调两者之间因果关系的识别。然而,除了 SES 对健康的影响以外,另一个值得关注的问题是健康如何影响 SES。健康的身体是确保正常生活和工作的基本条件,健康恶化很可能导致劳动供给和收入的减少,正确识别健康对 SES 的影响对于正确评估旨在增进公民健康的政策的价值具有重要意义。本文使用中国健康与营养调查数据,考察健康对劳动供给和家庭收入的影响。特别地,在控制基期健康和 SES 状况的基础上,本文试图建立健康状况与劳动供给和家庭收入之间的因果联系。研究发现,健康状况与劳动供给和家庭收入正相关,健康状况越差,参加工作的概率越低,收入越低;健康恶化导致劳动供给和家庭收入显著降低。此外,健康与劳动供给和家庭收入之间的关系在城乡居民和性别之间均存在差异,具体地,健康对劳动供给和家庭收入的影响在农村样本和男性样本中效果更大更显著,且健康恶化对劳动供给和家庭收入的影响在农村样本和女性样本中均存在滞后性。

本文余下部分的结构安排如下:第二部分介绍计量模型和识别方法;第三部分介绍和描述本文所使用的数据;第四部分是实证结果和相关讨论;第五部分总结全文。

二、模型与方法

基于以往的研究,对 SES 和健康关系的考察,需要首先认识到两者之间存在双向关系,即 SES 影响健康,健康也反过来对 SES 产生影响。此外,健康和 SES 可能同时受到其他变量的影响。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收入的因素很难找到,这也解释了为什么已有的健康经济学文献中,鲜有采用工具变量法。为了识别健康对 SES 的因果效应,本质上,我们需要健康的外生变化。一个替代性的识别策略是考察未预期到的健康变化对 SES 的影响(Smith, 2003)。不是所有的健康变化都可以被视作外生变化,经济个体基于自己的社会经济状况和健康行为状况(诸如抽烟、饮酒以及 BMI 指数等)对自己的健康变化会有所预期。但是,健康恶化的具体时间是不会被完全预期到的。并且,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 SES 的因果性影响。具体地,计量方程可以设定如下:

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 H_{t-1} + \beta_2 Y_{t-1} + \beta_3 \Delta H_t + \beta_4 X_{t-1} + u_t \quad (1)$$

其中 Y_t 是 t 期的 SES,在本文中是劳动供给和家庭收入; Y_{t-1} 是 SES 的滞后一期值; H_{t-1} 是滞后一期的健康状况; ΔH_t 是 $t-1$ 期到 t 期的健康变化; X_{t-1} 是一组滞后一期(基期)变量,包括年龄、婚姻状况、户籍状况、居住地、教育水平和健康行为变量等; u_t 是随机干扰项。关键参数是 β_3 ,衡量了健康的外生变化对 SES

①在对劳动供给进行回归时,还控制了家庭消费水平。由于工资收入水平可能会同时影响到劳动供给和健康,因此在不能控制收入水平的情况下可能存在遗漏变量问题。遗憾的是,对于考察劳动供给而言,无法控制工资收入,因为对于当期不劳动的观测值其工资收入是“反实际”(counter-factual)的,因此我们无法观测到其工资收入,通过控制年龄和教育水平可以部分地控制潜在工资水平的影响,家庭消费水平则反映了以往的收入水平。此外,由于本文所采用的识别策略的优点在于在控制基期健康的情况下可以使当期健康变化更为外生,从而有助于避免遗漏变量可能造成的非一致估计。

的影响。同时,我们还可以考察滞后期的健康状况与当期 SES 的关系,即参数 β_1 。本文中,我们选取居民的自评健康(Self-rated Health, SRH)作为健康变量。SRH 是本文所使用数据 CHNS 的最主要的健康变量。在问卷中,被访问者会被询问“您认为您的健康状况如何”,被访问者可以选择回答“非常好”、“好”、“一般”和“差”中的一项。同已有文献保持一致,我们采用二元变量,如果被访问者回答健康为“差”,则将 SRH 记为 1,否则,记为 0。^① 本文将分别考察健康变化对劳动供给和家庭收入的影响。我们预期健康变差会导致劳动供给下降和家庭收入减少;反之亦然。具体的方程设定分别为:

$$ifwork_t = \beta_0 + \beta_1 SRH_{t-1} + \beta_2 ifwork_{t-1} + \beta_{31} worse_t + \beta_{32} better_t + \beta_4 X_{t-1} + u_t \quad (2)$$

$$\lnhhinc_t = \beta_0 + \beta_1 SRH_{t-1} + \beta_2 \lnhhinc_{t-1} + \beta_{31} worse_t + \beta_{32} better_t + \beta_4 X_{t-1} + u_t \quad (3)$$

其中 $ifwork_t$ 和 \lnhhinc_t 分别表示当期工作状态和家庭收入对数值, SRH_{t-1} 为滞后一期的自评健康状况, $worse_t$ 和 $better_t$ 用于衡量自评健康 SRH 的变化,均为二元变量,分别表示本期健康相对于上一期变差和变好。例如,若前一期 SRH 为 0(或 1),本期为 1(或 0),则 $better_t$ (或 $worse_t$) 记为 1,其他设定同方程(1)。

三、数据说明

本文所采用的数据来自“中国健康与营养调查”(CHNS)。CHNS 是由北卡罗莱纳大学人口研究中心(The Carolina Population Center at the University of North Carolina at Chapel Hill)、美国国家营养与食物安全研究所(The National Institute of Nutrition and Food Safety)和中国疾病预防控制中心(The Chinese Center for Disease Control and Prevention)合作开展的调查项目,旨在调查转型期中国居民健康和营养状况。样本覆盖了中国中、西部以及沿海地区 9 个省(自治区)的城市和农村居民。CHNS 数据包含了被调查者详细的人口统计学信息、家庭信息,还包括工作、收入以及健康信息。在基本回归分析中,我们采用 CHNS2004 年和 2006 年的数据,以 2006 年为当期,变量滞后一期值采用 2004 年数据。我们将样本限制在基期在 20 岁以上的被调查者,剔除了在校学生和自评健康信息缺失的样本观测值,在分析劳动供给和收入时,分别剔除了工作信息和家庭收入信息缺失的观测值。最终,用于分析劳动供给行为的有效样本量为 7 317,用于分析健康对家庭收入影响的有效样本量为 7 150。为了对主要回归结果进行稳健性检验,我们还检验了滞后期健康变化对当期劳动供给和家庭收入的影响,对这一部分的考察采用了 CHNS1997 年、2000 年、2004 年和 2006 年四期调查数据,保留了所有被跟踪到至少三期的样本观测值,同样限制基期年龄在 20 岁以上。

本文中,作为主要解释变量的健康变量为居民自评健康(Self-rated Health, SRH)。SRH 虽然是一个主观指标,但在健康经济学文献中是最常用的指标之一,并且已有研究表明 SRH 在实际应用中的表现不劣于其他更客观的健康测度(Baker 2004; Bound, 1991)。使用 SRH 的一个好处是 SRH 包含了被调查者关于自身健康的私人信息,能够较全面地反映健康状况;并且,以往的研究表明即使是控制了其他客观健康指标,自评健康同死亡率仍然密切相关(Deaton and Paxson, 1998)。被解释变量包括劳动供给和家庭收入。如果在调查时点有工作,则劳动供给状态记为 1,否则为 0。各期家庭收入均以 2006 年不变价格计算。回归分析中控制了一系列个人特征变量,变量定义和具体描述见表 1。

表 1 第一列为变量名,第二列是对变量的简要解释,第三列是变量的全样本描述。在我们所采用的样本中,当期工作的概率为 58.8%,有大约 7.1%的人基期健康状况为差。在两次调查期间,有大约 5.5%的观测值健康状况恶化,大约 4.3%的人健康状况有所改善。表 1 最后两列是根据当期劳动供给状况区分的两组子样本的统计性描述,显著性符号表明该变量均值在两组样本中存在显著差异。可以看出,两组样本在年

^①由于在中文语意中对“一般”有很多解读,有时“一般”就意味着“差”,有时又意味着身体没有问题。因此部分回答“一般”的被访者身体状况可能同样较差,在将多级自评健康变量转换为二元变量时一种不同的选择是对于回答“一般”和“差”的 SRH 均记为 1。实际上,国外文献中对 SRH 的这种多元到二元的转换选择在哪一级进行划分并没有一致的做法,通常是根据样本中回答“非常好”、“好”、“一般”和“差”的样本观测值所占比例来进行划分。为了考察 SRH 变量具体定义的不同是否会对结果造成显著影响,本文重新按照将“一般”和“差”记为“差”构造 SRH 变量进行了回归。回归结果表明,健康变化对劳动供给和收入的影响效应在各种设定下均有所减小,但显著性没有明显变化。这是符合直觉的,因为当我们将“一般”和“差”都记为健康为“差”时,实际上放宽了对健康为“差”的定义,对于本来不属于健康明显恶化的情况,此时也记做明显恶化,因此对劳动供给和收入所造成的负面影响自然有所下降。限于篇幅,本文没有将回归结果报告出来,读者如有需要可向本文作者索取。

龄、性别、婚姻状况、户籍状况、居住地、教育水平和健康行为等个人特征上均存在显著差异。

表 1 变量定义及统计性描述

变量名称	变量解释	总样本	<i>ifwork</i> = 1	<i>ifwork</i> = 0
<i>ifwork</i>	= 1 ,为工作	0. 5882 (0. 4922)		
<i>worse</i>	= 1 ,为健康变差	0. 0554 (0. 2287)	0. 0369 (0. 1886)	0. 0816 ^{***} (0. 2739)
<i>better</i>	= 1 ,为健康变好	0. 0431 (0. 203)	0. 0318 (0. 1756)	0. 0591 ^{***} (0. 2358)
滞后一期(基期)变量				
<i>L. ifwork</i>	= 1 ,工作	0. 6083 (0. 4882)	0. 8406 (0. 3661)	0. 2765 ^{***} (0. 4473)
<i>L. hhinc</i>	家庭总收入	21. 1053 (20. 8525)	21. 3387 (20. 7095)	20. 7699 (21. 0555)
<i>L. srh</i>	自评健康 ,= 1 ,为差	0. 0712 (0. 2572)	0. 0439 (0. 2049)	0. 1102 ^{***} (0. 3132)
<i>L. age</i>	年龄	49. 4915 (14. 054)	44. 3861 (11. 313)	56. 7846 ^{***} (14. 3688)
<i>L. male</i>	= 1 ,为男性	0. 4731 (0. 4993)	0. 5446 (0. 4981)	0. 3711 ^{***} (0. 4832)
<i>L. urban</i>	= 1 ,为城市	0. 2951 (0. 4561)	0. 2214 (0. 4153)	0. 4003 ^{***} (0. 49)
<i>L. unmarried</i>	= 1 ,未婚	0. 0489 (0. 2157)	0. 0599 (0. 2374)	0. 0332 ^{***} (0. 1792)
<i>L. widowed</i>	= 1 ,离异、分居或丧偶	0. 0809 (0. 2727)	0. 0379 (0. 1909)	0. 1424 ^{***} (0. 3495)
<i>L. middlesch</i>	= 1 ,初中	0. 3075 (0. 4615)	0. 3357 (0. 4723)	0. 2672 ^{***} (0. 4426)
<i>L. highscho</i>	= 1 ,高中及以上	0. 2244 (0. 4172)	0. 2523 (0. 4344)	0. 1845 ^{***} (0. 388)
<i>L. ever smoke</i>	= 1 ,曾经抽烟	0. 3303 (0. 4704)	0. 3722 (0. 4834)	0. 2705 ^{***} (0. 4443)
<i>L. drinking</i>	= 1 ,饮酒	0. 3298 (0. 4702)	0. 3931 (0. 4885)	0. 2393 ^{***} (0. 4267)
<i>L. BMI</i>	= 1 ,肥胖	0. 0511 (0. 2202)	0. 0441 (0. 2054)	0. 0611 ^{***} (0. 2395)
Observations		7317	4304	3013

注:(1) 括号中为稳健标准误;(2) ***表示 $p < 0.01$,**表示 $p < 0.05$,*表示 $p < 0.1$ 。显著性符号表明对应变量在最后两列子样本中显著不同。

数据来源:中国健康和营养调查(CHNS)2004年和2006年数据。

四、实证结果

(一) 健康与劳动供给

我们首先考察滞后期健康状况、健康变化与劳动供给的关系。我们采用线性概率模型对方程(2)进行估计,在表2面板A中给出回归结果^①。第一列为采用全样本得到的回归结果。表2面板A第一列的回归结果表明,滞后期健康状况与当期劳动供给状况显著正相关,若滞后一期健康为差,则当期工作概率低大约5.6个百分点。考虑到全样本中,平均当期工作概率为58.9%,5.6个百分点相当于使工作概率下降了大约10%。此外,变量 $worse_t$ 的系数表明,健康恶化会导致当期工作概率下降约3.3个百分点(或大约5.7%),其效应在1%的水平上统计显著。如前文所讨论的,由于可能存在滞变量或双向因果的问题,我们很难对滞后一期的健康与当期劳动供给的关系做出因果性的理解。但是在控制一系列基期变量的基础上,健康变化对劳动供给的影响则可以视作外生性健康冲击对劳动供给的影响,即可以看作因果性影响。我们的回归

^①由于相对于线性概率模型,Probit或者Logit模型对误差项分布的假定更弱,并且当二元因变量在0~1之间的分布更均匀的情况下,线性概率模型估计不劣于Probit或者Logit估计,国外同类文献在大部分情况下均采用线性概率模型,因此我们此处采用线性概率模型,尽管如此,我们也使用了Probit模型进行估计,结果类似。限于篇幅,表2以及本文其他回归结果报表中均没有报告其他控制变量的回归结果。回归中所包含的控制变量在对应回归结果表格的脚注中给出。

结果表明,健康恶化显著降低了工作概率,健康改善对劳动供给的影响为正,但不显著。

表 2 自评健康与劳动供给

变量	因变量: 是否工作(=1 工作)				
	全样本	城市	农村	男性	女性
面板 A					
<i>L. ifwork</i>	0.3501*** (0.013)	0.4219*** (0.025)	0.2690*** (0.017)	0.3539*** (0.020)	0.3403*** (0.018)
<i>L. srh</i>	-0.0563*** (0.013)	-0.0487** (0.020)	-0.0657*** (0.016)	-0.0621*** (0.018)	-0.0520*** (0.017)
<i>worse</i>	-0.0334*** (0.013)	-0.0479** (0.023)	-0.0340** (0.016)	-0.0417** (0.018)	-0.0202 (0.019)
<i>better</i>	0.0155 (0.014)	0.0126 (0.024)	0.0190 (0.017)	-0.0060 (0.021)	0.0331* (0.019)
Observations	7317	2157	5160	3462	3855
R - squared	0.443	0.551	0.402	0.456	0.422
面板 B: 当期年龄小于 60					
<i>L. ifwork</i>	0.3299*** (0.016)	0.3921*** (0.029)	0.2478*** (0.020)	0.3051*** (0.025)	0.3291*** (0.021)
<i>L. srh</i>	-0.0378** (0.016)	-0.0445 (0.030)	-0.0359** (0.018)	-0.0499** (0.024)	-0.0277 (0.021)
<i>worse</i>	-0.0263* (0.015)	-0.0558* (0.030)	-0.0226 (0.017)	-0.0364* (0.021)	-0.0130 (0.022)
<i>better</i>	-0.0083 (0.018)	0.0033 (0.037)	-0.0123 (0.021)	-0.0401 (0.028)	0.0133 (0.024)
Observations	5289	1424	3865	2490	2799
R - squared	0.319	0.414	0.318	0.252	0.342

注:(1) 括号中为稳健标准误; ***表示 $p < 0.01$, **表示 $p < 0.05$, *表示 $p < 0.1$ 。(2) 所有回归都包含其他控制变量。其他控制变量包括自评健康、年龄、年龄平方、性别、户籍状态、婚姻状态、教育水平、是否抽烟、是否饮酒、家庭人均消费支出以及县虚拟变量。所有控制变量都为滞后一期值。

数据来源:中国健康和营养调查(CHNS) 2004 年和 2006 年数据。

由于城市和农村居民在工作类型、工作环境和职业构成上都存在很大的差异,在表 2 面板 A 第二列和第三列中我们分别对城市和农村子样本进行了回归。滞后期健康状况和健康恶化的效应在两组子样本中均十分显著。健康恶化的效应在城市样本中略大,表明农村劳动者更不容易因为健康恶化而退出劳动供给。同样地,考虑到男性和女性在工作类型、工作环境和职业类型上的差异,在最后两列中,我们分别对男性和女性子样本进行了回归。回归结果表明,无论是男性还是女性,滞后一期健康状况都与当期劳动供给显著相关。对于男性而言,若滞后一期健康状况为差,则当期工作的概率低 6.2 个百分点;对于女性而言,若滞后一期健康状况为差,则当期工作的概率低 5.2 个百分点。在男性样本中,健康恶化显著降低了当期劳动供给,但是在女性样本中,健康变化的效果不显著。可以看到,健康和劳动供给之间的关系在男性样本中更强。这一点与文献中的结论一致(Thomas and Strauss, 1998; Thomas et al., 2006; García - Gómez et al., 2010),其原因可能是由于相对于女性,男性所从事的工作对体力要求更高,更依赖于身体状况。除女性子样本以外,健康改善对劳动供给的影响均不显著,这与文献中结论同样是一致的(McGarry, 2004),劳动者一旦退出劳动供给,重新就业困难较大,且再回到劳动供给状态的负效用较高,因此回到工作状态的概率通常比较小。

考虑到中国存在退休制度,年龄等于或高于 60 岁会显著受到退休制度的影响。尽管是否退休也可以在某种程度上视作是劳动供给决策,并且文献中已经有研究专门考察健康对退休决策的影响(McGarry, 2004; Thomas and Suzman, 1995),但是,考虑到在我国退休带有一定的强制性,并且是否退休还受到各种退休制度安排如养老保险实施方案的影响,年龄在 60 岁及以上的人劳动供给决策可能具有特异性。我们进一步限制样本在当期年龄小于 60 岁的被调查者,在这一部分子样本中考察滞后期健康状况、健康变化与劳动供给的关系。^① 回归结果在表 2 面板 B 中给出。第一列至第五列的方程设定同表 2 面板 A 中一至五列。在大部分

^①居民是否有养老保险会影响其劳动供给行为,遗憾的是 CHNS 问卷没有有关被调查者是否有养老保险的信息,因此本文无法在劳动供给回归方程中控制养老保险可能对劳动供给造成的影响。但是考虑到居民是否有养老保险不应该与其健康状况有关,因此即使不能控制“养老保险”,仍然不会影响健康估计的一致性。此外,由于养老金收益主要对退休年龄以上人口发生影响,因此此处控制样本观测值年龄在 60 岁以下也有助于避免养老保险制度安排的影响。

设定中,滞后一期健康的显著性有所下降,且系数略有减小。健康恶化的效应在农村和女性子样本中均不显著。总体来看,回归结果同样表明滞后期健康状况与劳动供给正相关,健康恶化则对劳动供给有负向影响,与表2面板A的估计结果一致。同时,面板B中健康变量较低的显著性也表明,健康对劳动供给的影响在较年轻群体中要小。

(二) 健康与家庭收入

接下来,我们对方程(3)进行回归以考察健康对家庭收入的影响,回归结果在表3中给出。同表2类似,表3面板A为使用全年龄段样本得到的回归结果,面板B为限制年龄到60岁以下得到的回归结果。表3面板A中第一列回归结果显示,在全样本中,滞后一期的健康状况与当期家庭收入显著正相关,若滞后期健康状况为差,则当期收入低大约41.5%。此外,健康恶化会使当期家庭收入减少26.1%,且在1%水平上显著;健康状况改善则使家庭收入上升24.7%,但仅在10%水平上显著。健康恶化的效应在绝对值上要强于健康改善的效应,在统计上也更显著。尽管滞后一期的健康状况和收入状况可能同时源于其他未能观测到的家庭或个人特征,从而两者的相关性仅仅反映了一种相关关系,但在控制了滞后一期的个人特征之后,健康变化对当期家庭收入的显著影响反映了外生健康冲击对收入的影响。而其可能的渠道之一就是我们在上一小节所表明的,健康恶化显著降低了劳动供给,从而减少了劳动收入。

表3 自评健康与家庭收入

变量	因变量: 家庭总收入(对数值)				
	全样本	城市	农村	男性	女性
面板 A					
<i>L. lnhhinc</i>	0.2205 *** (0.020)	0.2785 *** (0.037)	0.1887 *** (0.023)	0.2209 *** (0.030)	0.2198 *** (0.027)
<i>L. srh</i>	-0.4151 *** (0.125)	-0.4135 * (0.226)	-0.4323 *** (0.150)	-0.5584 *** (0.201)	-0.3334 ** (0.161)
<i>worse</i>	-0.2614 *** (0.079)	-0.2861 * (0.155)	-0.2362 *** (0.090)	-0.3757 *** (0.132)	-0.1990 ** (0.097)
<i>better</i>	0.2472 * (0.143)	0.5783 ** (0.248)	0.1698 (0.175)	0.3770 * (0.221)	0.1593 (0.188)
Observations	7150	2091	5059	3393	3757
R - squared	0.171	0.270	0.162	0.179	0.171
面板 B: 当期年龄小于 60					
<i>L. lnhhinc</i>	0.1432 *** (0.018)	0.1936 *** (0.033)	0.1208 *** (0.021)	0.1501 *** (0.028)	0.1352 *** (0.022)
<i>L. srh</i>	-0.6109 *** (0.221)	-0.9812 (0.599)	-0.5576 ** (0.228)	-0.8718 * (0.450)	-0.4248 * (0.224)
<i>worse</i>	-0.2999 *** (0.098)	-0.6108 *** (0.226)	-0.2073 ** (0.105)	-0.5116 *** (0.197)	-0.1777 * (0.100)
<i>better</i>	0.3421 (0.239)	0.582 (0.621)	0.1938 (0.252)	0.4950 (0.472)	0.2181 (0.250)
Observations	5233	1394	3839	2468	2765
R - squared	0.143	0.258	0.137	0.165	0.133

注:(1) 括号中为稳健标准误;***表示 $p < 0.01$,**表示 $p < 0.05$,*表示 $p < 0.1$ 。(2) 所有回归都包含其他控制变量。其他控制变量包括自评健康、年龄、年龄平方、性别、户籍状态、婚姻状态、教育水平、是否抽烟、是否饮酒以及县虚拟变量。所有控制变量都为滞后一期值。

数据来源:中国健康和营养调查(CHNS)2004年和2006年数据。

我们同样区分了城市和农村居民,分子样本进行了回归,结果在表3第二列和第三列中给出。表3面板A中第二列和第三列的结果表明,滞后期健康状况对家庭收入的影响在城市和农村样本中相近,健康变化对收入的影响在城市样本中则更大,但是只在10%水平上显著。之所以如此,可能是由于城市居民收入主要是挣得收入,因此健康状况一旦影响到劳动供给,家庭收入也会明显受到影响;对于农村居民而言,家庭收入可能来自于农业产出,由于农产品生产只需要间歇性的劳动投入,因此源于农产品生产的收入减小的幅度可能小于劳动投入减少的幅度。之所以在城市样本中健康变化的显著性较差,可能是由于高年龄段的农村样本更容易受到退休制度的影响,从而估计结果不是很精确,这一点对比面板B中第二列的回归结果可以看出:在面板B中,健康恶化系数在1%水平上显著。表3最后两列分别对男性和女性子样本进行了回归。面板A中第四列的回归结果表明,在男性样本中,若滞后期健康为差,则当期收入低55.8%,下降了超过一半。

健康恶化会使当期家庭收入下降 37.6%。健康状况的改善会使当期家庭收入上升 37.7% ,尽管只在 10% 的水平上统计显著。第五列回归结果表明 ,对于女性样本而言 ,若滞后期健康为差 ,则当期收入低 33.3%。健康恶化会使当期家庭收入下降 19.9% ,两者都在 5% 的水平上统计显著。明显地 ,无论是滞后期健康还是健康变化对家庭收入的影响在男性样本中都更显著。这一点是很显然的 ,因为在绝大部分家庭中 ,男性收入是家庭收入的主要来源。

同劳动供给类似 ,年龄在 60 岁及以上的人其家庭收入来源与 60 岁以下的人也存在显著差异。对于 60 岁以下的经济个体 ,自身劳动收入可能是其主要收入来源 ,而对于 60 岁及以上的人而言 ,家庭收入更可能来源于退休后的养老金收入、子女转移支付和家庭资产性收入。我们将样本限制在当期年龄在 60 岁以下的被调查者 ,重新对方程(3) 进行回归 ,回归结果在表 3 面板 B 中给出。面板 B 中第一列显示 ,在全样本中 ,滞后期健康状况若为差 ,则当期家庭收入低大约 61.1% ,高于面板 A 中的 41.5%。健康恶化导致当期家庭收入下降大约 30% ,略高于面板 A 中的回归结果 ,健康改善的效果不显著。之所以如此 ,在限制样本后健康状况和健康恶化的影响更大可能是因为年龄在 60 岁以下的人其收入主要为自身劳动收入 ,更依赖自身健康状况。面板 B 中第三列和第四列分别对城市和农村子样本进行回归 ,城乡对比的情况表明 ,健康恶化对家庭收入的影响在城市样本中更大更显著。最后两列是分性别回归得到的结果 ,与表 3 面板 A 结果相似 ,即滞后期健康状况以及健康变化对当期家庭收入的影响在男性样本中更大更显著。

(三) 滞后期健康变化对劳动供给和家庭收入的影响

在上述计量模型的设定中 ,我们控制了样本观测值基期的健康状况 ,以及一系列个人特征 ,将滞后一期到当期的健康变化看作是健康的外生冲击 ,在控制滞后期劳动供给或家庭收入的基础上 ,重点考察了健康变化对当期劳动供给或家庭收入的因果性效应。需要指出的是 ,无论是健康变化还是劳动供给或家庭收入从滞后一期到当期的变化都发生在同一个时间段内 ,事实上 ,我们并不能确定是健康变化在前还是劳动供给和家庭收入变化在前。已有的研究文献表明 ,劳动供给的变化和收入的变化有可能影响到健康(Charles 2003; Dave 2006)。因此 ,在无法确定健康变化和劳动供给或者收入变化哪一个发生在前的情况下 ,我们的回归结果仍然有可能存在双向因果的问题。为了避免这一问题 ,我们检验滞后期健康变化对劳动供给和家庭收入的影响。具体地 ,在方程(2) 和方程(3) 中 ,我们将除滞后一期被解释变量以外的其他变量换为滞后两期变量。这样一来 ,我们测量的健康变化一定是发生在劳动供给状态调整和收入变化之前的 ,从而所识别出的健康变化的效应不会受到双向因果关系的影响。我们使用的数据包括 CHNS1997 年、2000 年、2004 年和 2006 年四期调查数据 ,保留了所有被跟踪到了至少三期的样本观测值。同样限制样本观测值基期年龄在 20 岁以上。

我们首先检验健康与劳动供给的关系。回归结果在表 4 中给出。表 4 中回归分析的设定同表 2 唯一的区别在于此处除滞后一期的被解释变量以外的其他解释变量均为滞后两期值。我们重点检验健康变化对劳动供给的影响。除在城市子样本中滞后期健康恶化对劳动供给没有显著影响外 ,滞后期健康恶化均引起劳动供给的显著下降。对比表 4 和表 2 中回归结果可以发现 ,总体而言 ,除城市子样本外 ,健康恶化对劳动供给的影响略有下降。具体地 ,表 4 面板 A 中第一列回归结果显示 ,对全样本而言 ,在不限制样本观测值年龄的情况下 ,滞后一期的健康恶化会使劳动供给下降大约 2.5 个百分点 ,对比表 2 中 3.3 个百分点的效应有所下降。对城市子样本而言 ,在不限制样本观测值年龄的情况下 ,滞后一期的健康变化使劳动供给下降 5.6 个百分点 ,相比表 2 结果有所上升。在农村子样本中 ,滞后一期健康恶化使劳动供给降低大约 1.5 个百分点 ,但不显著。有趣的是 ,健康变好却使农村劳动者的劳动供给显著上升。这表明 ,相对城市劳动者 ,农村劳动者更不容易因健康恶化退出劳动 ,而一旦健康改善则会增加劳动供给 ,这反映出农民更不容易停止工作 ,同时由于农民就业形式灵活 ,更容易重新就业。表 4 面板 A 最后两列分性别回归的结果表明 ,对男性而言 ,健康恶化的效应仅有微小下降 ,在女性子样本中 ,滞后期的健康恶化对劳动供给没有显著影响 ,但健康改善对劳动供给有显著的正向影响。表 4 面板 B 限制样本观测值年龄为 60 岁以下 ,回归结果同面板 A 类似。通过对比表 4 和表 2 ,我们还可以看出 ,表 2 中回归对健康变化对劳动供给所产生影响的估计不存在明显的高估 ,并且 ,表 4 的结果进一步确证了健康对劳动供给的因果性影响 ,健康恶化会显著降低工作概率 ,健康改善则可能增加劳动供给。此外 ,回归结果还表明 ,健康状况对劳动供给的影响在城市居民和农村居民之间、男性和女性之间均存在差异 ,城市居民的劳动供给更容易对健康恶化做出反应 ,农村居民不容易因健康恶化退出劳动供给 ,但健康改善则增加了其工作的概

率; 类似地, 男性劳动供给更容易对健康恶化做出反应, 女性劳动供给随健康改善上升。

表 4 自评健康与劳动供给: 滞后期影响

变量	因变量: 是否工作(=1, 工作)				
	全样本	城市	农村	男性	女性
面板 A					
<i>L. ifwork</i>	0.3391*** (0.011)	0.3669*** (0.022)	0.2612*** (0.014)	0.3452*** (0.018)	0.2934*** (0.016)
<i>L2. srh</i>	-0.0238** (0.012)	-0.0121 (0.020)	-0.0412*** (0.014)	-0.0254 (0.017)	-0.0175 (0.016)
<i>L. worse</i>	-0.0246** (0.010)	-0.0559*** (0.019)	-0.0148 (0.012)	-0.0317** (0.015)	-0.0103 (0.014)
<i>L. better</i>	0.0260* (0.013)	0.0052 (0.023)	0.0499*** (0.016)	0.0242 (0.020)	0.0304* (0.018)
Observations	10147	2735	7412	4735	5412
R - squared	0.407	0.497	0.374	0.428	0.394
面板 B: 当期年龄小于 60					
<i>L. ifwork</i>	0.3274*** (0.014)	0.3544*** (0.027)	0.2501*** (0.017)	0.2838*** (0.024)	0.2929*** (0.019)
<i>L2. srh</i>	-0.0218 (0.016)	0.0055 (0.032)	-0.0463*** (0.018)	-0.0223 (0.023)	-0.0208 (0.021)
<i>L. worse</i>	-0.0225* (0.012)	-0.0662** (0.028)	-0.0132 (0.013)	-0.0434** (0.018)	0.0022 (0.017)
<i>L. better</i>	0.0421** (0.018)	0.0139 (0.040)	0.0684*** (0.020)	0.0428 (0.027)	0.0514** (0.024)
Observations	7345	1759	5586	3383	3962
R - squared	0.275	0.343	0.287	0.210	0.310

注: (1) 括号中为稳健标准误; *** 表示 $p < 0.01$, ** 表示 $p < 0.05$, * 表示 $p < 0.1$ 。(2) 所有回归都包含其他控制变量。其他控制变量包括自评健康、年龄、年龄平方、性别、户籍状态、婚姻状态、教育水平、是否抽烟、是否饮酒、家庭人均消费支出以及县虚拟变量。所有控制变量都为滞后两期值。

数据来源: 中国健康和营养调查 (CHNS) 1997 年、2000 年、2004 年和 2006 年数据。

接下来, 我们检验健康与家庭收入之间的关系。结果在表 5 中给出。

表 5 自评健康与家庭收入: 滞后期影响

变量	因变量: 家庭总收入(对数值)				
	全样本	城市	农村	男性	女性
面板 A					
<i>L. lnhhinc</i>	0.2042*** (0.017)	0.2610*** (0.034)	0.1626*** (0.020)	0.1931*** (0.023)	0.2112*** (0.023)
<i>L2. srh</i>	-0.1427 (0.120)	-0.1547 (0.171)	-0.1458 (0.161)	-0.1391 (0.140)	-0.1494 (0.181)
<i>L. worse</i>	-0.2230*** (0.074)	-0.0464 (0.140)	-0.2709*** (0.086)	-0.3300*** (0.115)	-0.1482 (0.097)
<i>L. better</i>	-0.0442 (0.139)	-0.0810 (0.253)	0.0173 (0.175)	-0.1578 (0.201)	0.0271 (0.195)
Observations	10164	2722	7442	4757	5407
R - squared	0.139	0.173	0.148	0.139	0.145
面板 B: 当期年龄小于 60					
<i>L. lnhhinc</i>	0.1288*** (0.016)	0.1556*** (0.033)	0.0918*** (0.018)	0.1181*** (0.022)	0.1360*** (0.022)
<i>L2. srh</i>	-0.2030 (0.137)	-0.1827 (0.250)	-0.2822* (0.158)	-0.2986 (0.234)	-0.1492 (0.164)
<i>L. worse</i>	-0.3162*** (0.106)	-0.2570 (0.298)	-0.3210*** (0.110)	-0.5432*** (0.200)	-0.1837 (0.123)
<i>L. better</i>	0.0686 (0.158)	-0.0387 (0.365)	0.2040 (0.174)	0.1758 (0.296)	0.0065 (0.178)
Observations	7370	1746	5624	3406	3964
R - squared	0.120	0.152	0.132	0.125	0.123

注: (1) 括号中为稳健标准误; *** 表示 $p < 0.01$, ** 表示 $p < 0.05$, * 表示 $p < 0.1$ 。(2) 所有回归都包含其他控制变量。其他控制变量包括自评健康、年龄、年龄平方、性别、户籍状态、婚姻状态、教育水平、是否抽烟、是否饮酒以及县虚拟变量。所有控制变量都为滞后两期值。

数据来源: 中国健康和营养调查 (CHNS) 1997 年、2000 年、2004 年和 2006 年数据。

表 5 中回归分析的设定同表 3,唯一的区别在于此处除滞后一期的被解释变量以外的其他解释变量均为滞后两期值。这样一来,对于家庭收入变化而言,健康变化是前定的,因此避免了健康变化和收入之间的双向因果关系。对比表 5 面板 A 和表 3 面板 A 的回归结果,除农村子样本外,健康恶化对家庭收入的影响均有所下降,在农村子样本中,其效应有所上升;此外,在城市子样本和女性子样本中都不显著。健康改善的效果在所有设定下均不显著。限制样本观测值年龄在 60 岁以下后,健康恶化对家庭收入的效应又有所回升,对比表 3 面板 B 中回归结果,除城市子样本外,健康恶化对家庭收入的影响均有所增加。城市子样本中,健康变化对家庭收入的影响不显著。总的来讲,表 3 中所得到的健康变化对家庭收入影响的估计同样不存在明显的高估,结果再一次表明健康状况对家庭收入存在明显的因果性效应,健康恶化显著地降低了家庭收入,并且其效应大小和作用时间在不同子样本中存在差异。

五、结论

本文使用中国健康与营养调查数据考察了健康与劳动供给和收入的关系,特别地,通过控制基期健康状况和一系列反映个人特征的变量,本文检验了健康变化对劳动供给和家庭收入的影响。在控制基期健康状况和个人特征之后,健康变化可以视作外生性的健康冲击,因此我们此处所得到的健康对劳动供给和家庭收入的影响可以做因果性的理解,采用滞后一期健康变化所作的分析进一步证实了我们的结论。考虑到城市居民和农村居民以及男性和女性在劳动供给行为和收入上存在巨大差异,本文分别分城乡和分性别进行了子样本回归。本文的主要结论是:第一,滞后期健康状况与当期劳动供给和家庭收入均显著正相关,滞后期健康状况为差则当期工作概率更小,家庭收入更少;第二,健康恶化会导致工作概率和家庭收入显著下降,滞后期健康的恶化仍然有相似的结果;第三,滞后期健康状况和健康变化对劳动供给和家庭收入的影响在城市居民和农村居民之间存在差异,在男性和女性之间也存在差异。具体而言,城市居民和男性更容易对健康恶化做出反应,而农村居民和女性不容易因健康恶化退出劳动供给;相反地,健康改善则对农村居民和女性劳动供给有显著正向影响。以上结论表明,旨在增进公民健康的政策还有助于间接地对劳动供给和收入产生正的影响,具有“溢出”效应;在评估健康干预政策时对城市居民和农村居民以及对男性和女性要区别对待。

需要指出的是,由于数据的限制,本文所采用的健康指标只有自评健康,自评健康是一个主观健康指标,尽管这一指标在衡量健康上有其优点,但也有其不足之处,进一步的研究需要考虑同时采用其他不同的健康指标。

参考文献:

1. 封进、余未央,2007,《中国农村的收入差距与健康》,《经济研究》第 1 期。
2. 齐良书,2006,《收入、收入不均与健康:城乡差异和职业地位的影响》,《经济研究》第 11 期。
3. Adams P., M. D. Hurd, D. McFadden, A. Merrill, and T. Ribeiro. 2003. "Healthy, Wealthy, and Wise? Test for Direct Causal Paths between Health and Socioeconomic Status." *Journal of Econometrics*, 112(1): 3-56.
4. Baker M., S. Mark, and D. Catherine. 2004. "What Do Self-reported, Objective, Measures of Health Measure?" *The Journal of Human Resources*, 39(4): 1067-1093.
5. Behrman J., and A. Deolalikar. 1988. "Health and Nutrition." In *Handbook of Development Economics*, Vol. 1, ed. H. Chenery, and T. N. Srinivasan, 633-690. Amsterdam: North Holland.
6. Bound J. 1991. "Self-Reported versus Objective Measures of Health in Retirement Models." *Journal of Human Resources*, 26(1): 106-138.
7. Case A., D. Lubotsky, and C. Paxson. 2002. "Economic Status and Health in Childhood: The Origins of the Gradient." *American Economic Review*, 92(5): 1308-1334.
8. Charles, K. K. 2003. "Is Retirement Depressing? Labor Force Inactivity and Psychological Well-being in Later Life." NBER Working Paper 9033.
9. Cutler, D. M., A. Lleras - Muney, and V. Tom. 2008. "Socioeconomic Status and Health: Dimensions and Mechanisms." NBER Working Paper 14333.
10. Dave D., R. Inas, and S. Jasmina. 2006. "The Effects of Retirement on Physical and Mental Health Outcomes." NBER Working Paper 12123.
11. Deaton A., and C. Paxson. 1998. "Aging and Inequality in Income and Health." *American Economic Review*, 88(2): 248-253.

12. García – Gómez ,Pilar ,Andrew M. Jones ,and Nigel Rice. 2010. “Health Effects on Labour Market Exits and Entries.” *Labor Economics* ,17(1) : 62 – 76.
13. Goldman ,Noreen. 2001. “Social Inequalities in Health: Disentangling the Underlying Mechanisms.” Paper Prepared for the Conference on “Demography and Epidemiology: Frontiers in Population Health and Aging ,” Georgetown University ,Washington D. C.
14. Grossman ,M. 1972. “On the Concept of Health Capital and the Demand for Health.” *Journal of Political Economy* 80(2) : 223 – 255.
15. Li ,Hongbin and Y. Zhu. 2006. “Income ,Income Inequality and Health: Evidence from China.” *Journal of Comparative Economics* , 34(August) : 668 – 693.
16. Marmot ,M. G. ,C. D. Ryff ,L. L. Bumpass ,M. Shipley ,and N. F. Marks. 1997. “Social Inequalities in Health: Next Questions and Converging Evidence.” *Social Science and Medicine* 44(6) : 901 – 910.
17. McGarry ,K. 2004. “Health and Retirement: Do Changes in Health Affect Retirement Expectations?” *The Journal of Human Resources* 39(3) : 624 – 648.
18. Mete ,C. and T. P. Schultz. 2002. “Health and Labor Force Participation of the Elderly in Taiwan.” Manuscript ,Economic Growth Center ,Yale University.
19. Pitt ,M. M. ,and M. R. Rosenzweig. 1986. “Agricultural Prices ,Food Consumption and the Health and Productivity of Indonesian Farmers.” In *Agricultural Household Models: Extensions Applications and Policy* ,ed. Inderjit Singh ,Lyn Squire ,and John Strauss , 153 – 182. Baltimore: John Hopkins Press.
20. Smith ,J. P. 1999. “Healthy Bodies and Thick Wallets: The Dual Relation between Health and Economic Status.” *The Journal of Economic Perspectives* 13(2) : 145 – 166.
21. Smith ,J. P. 2003. “Consequences and Predictors of New Health Events.” Paper Presented at Economics of Aging Conference , Boulders ,Arizona ,April.
22. Smith ,J. P. 2004. “Unraveling the SES: Health Connection.” *Population and Development Review* 30(Supplement: Aging ,Health , and Public Policy) : 108 – 132.
23. Smith ,J. P. 2007. “The Impact of SES on Health over the Life – course.” *Journal of Human Resources* ,42(4) : 739 – 764.
24. Strauss ,J. and D. Thomas. 1998. “Health ,Nutrition and Economic Development.” *Journal of Economic Literature* ,36(2) : 766 – 817.
25. Thomas ,D. ,E. Frankenberg and J. Friedman. 2006. “Causal Effect of Health on Labor Market Outcomes: Experimental Evidence.” On – Line Working Paper Series September ,California Center for Population Research ,UC Los Angeles.
26. Thomas ,D. and J. Strauss. 1997. “Health and Wages: Evidence on Men and Women in Urban Brazil.” *Journal of Econometrics* , 77(1) : 159 – 185.
27. Thomas ,J. and R. Suzman. 1995. “An Overview of the Health and Retirement Study.” *Journal of Human Resources* ,30: 7 – 56.

Empirical Analysis on Impact of Health Change on Labor Supply and Income

Zhang Chuanchuan

(China Center for Economic Research ,Peking University)

Abstract: Using CHNS survey data ,this paper examines the impact of health change on labor supply and household income. After controlling for baseline health and a set of individual characteristics ,this paper examines the impacts of exogenous health shock on labor supply and household income. Given the heterogeneity of labor supply and income between urban and rural residents and between male and female ,subsamples disaggregated by types of residence and gender are regressed separately. We find that lagged health status is positively associated with labor supply and household income ,while deterioration of health significantly decreases individual’s labor supply and household income. Furthermore ,the associations between labor supply ,household income and health are different by types of residence and gender. Particularly ,urban workers and male workers are more sensitive to health deterioration ,while the labor supply of peasants and female increases as health improved. Therefore ,the evaluation of policies regarding health intervention should take into account the potential impacts of health on SES; at the same time ,urban and rural residents ,male and female should be considered separately.

Key Words: Health; Labor Supply; Household Income

JEL Classification: D13 ,H10 ,J2

(责任编辑: 陈永清)