

# 健康的不确定性与预防性劳动力供给<sup>\*</sup>

## ——来自中国农村地区的经验证据

王一兵<sup>1,2</sup>

(1. 山东大学 经济学院, 山东 济南 250100; 2. 山东大学 威海分校 商学院, 山东 威海 264209)

**摘 要:**文章采用理论分析和实证研究相结合的方法,在经济学效用函数理论框架内考察健康不确定性对中国农村非农劳动力供给行为的影响。理论分析表明,在健康存在不确定性的情况下,农村非农劳动力供给存在预防性劳动力供给现象,拥有医疗保险可以显著降低预防性劳动力供给。采用 CHNS 数据的实证研究结果支持预防性劳动力供给的理论推断。

**关键词:**不确定性;预防性劳动力;医疗保险

**中图分类号:**F062.6 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2009)04-0096-11

### 一、前 言

劳动力供给行为是西方经济学研究的重要内容。新古典经济学中的劳动—休闲跨期替代理论认为,劳动和休闲存在相互替代的关系,个人会在工资较高的时候增加劳动力供给,减少休闲,而在工资较低的时候减少劳动力供给,增加休闲。然而,许多劳动力供给行为的经验研究却并不支持这一结论。许多研究发现劳动力供给在工资水平低的时候会增加,在工资水平高的时候反而会减少。Deaton(1991)及 Hartwick(2000)发现在未来工资存在不确定性的情况下,个人会增加劳动力供给以获得更多的收入。Gordon 等(1996)对美国 20 世纪 70—90 年代中期的实证研究发现,伴随着工资的下降,个人的劳动供给是增加的。针对这种现象,Low(2005)首先提出预防性劳动力供给理论,该理论的核心思想是,如果未来收入存在不确定性,则个人会通过增加劳动时间的方式来减少不确定性的影响,从而导致劳动—休闲跨期替代理论失效,个人不再按照工资的高低来跨期分配其劳动时间。自从预防性劳动力供给理论问世以来,经济学界对于劳动—休闲跨期替代理论有了全新的认识,许多学者对该理论做了相关检验。Low 本人也做了相关检验,结果发现了支持

收稿日期:2009-12-28

作者简介:王一兵(1968—),男,山东蓬莱人,山东大学经济学院博士生;山东大学威海分校商学院副教授,硕士生导师。

预防性劳动力供给理论的证据。其他许多学者的研究结论也都支持预防性劳动力供给理论。Parker(2005)利用美国1968—1993年的PSID面板数据实证分析了美国自雇人口的劳动力供给,回归结果证实了预防性劳动力供给的存在。Floden(2005)的理论分析结果也支持预防性劳动力供给理论。Josep(2006)利用英国2002年的CPS数据分析了在工资收入存在不确定的情况下的劳动力供给,分析结果同样证实了预防性劳动力供给的存在。虽然国外许多研究已经证实收入的不确定性会导致预防性劳动力供给,但是本文所关注的问题是:在中国农村地区,健康的不确定性是否会导致预防性劳动力供给?农村医疗保险又会对预防性劳动力供给产生何种影响?

初步的理论分析可知,由于农村非农劳动力收入较低,拥有的资产普遍不多,也很难通过金融市场获得贷款,所以其消费支出几乎完全依赖于其所获得的劳动收入。在没有医疗保险的情况下,因为缺乏必要的金融工具来跨期分配其资源,所以农村非农劳动力无法实现劳动力的跨期替代。面对融资约束,在不工作就无法生存的情况下,尽管面临健康恶化的危险,劳动者别无选择,只有采用预防性劳动力供给的形式来应对健康风险冲击,原因是此时消费的边际效用趋向于无穷大,他必须以一切手段来获取维持生存所必需的基本消费。但是,在有医疗保险的情况下,农村非农劳动力则可以跨期分配休闲时间,在健康状况好的时候增加劳动时间,反之,则减少工作时间或不工作。所以理论上医疗保险能够减少预防性劳动力供给,使得劳动者能够跨期分配其资源,从而使得劳动者在不同时期的消费边际效用相等。

虽然蔡昉、王美艳(2001)分析了女性劳动力供给特点,封进、胡岩(2008)采用CHNS数据,分析了中国城镇劳动力的提前退休行为,但是他们都没有分析健康不确定条件下的农村非农劳动力供给行为。鉴于目前国内对此问题尚无深入的理论与实证研究,本文拟从三个方面对中国农村的非农劳动供给行为进行系统的理论与实证研究:一是建立严格的理论模型来分析健康冲击是否会导致中国农村非农劳动力的预防性劳动力供给;二是通过采用CHNS(中国健康和营养调查)数据来实证检验预防性劳动力供给;三是从福利经济学的角度来分析农村合作医疗对预防性劳动力供给的影响。

## 二、理论模型分析

由于中国农村非农劳动力收入较低,拥有的资产普遍不多,也很难通过金融市场获得贷款,因此,为建立符合中国国情的农村劳动力供给理论模型,本文提出如下合理假设:(1)农村非农劳动力是理性人,追求效用极大化。(2)劳动工资是其唯一收入。(3)不存在资本市场,以排除农村劳动力依靠借贷或利息来谋生的情况。

(一)确定性条件下。考虑一个开放经济,该经济由代表性消费者构成,该消费者的效用来自于消费和休闲。消费者的决策行为可以归结为在一定收入

预算约束下,自主选择休闲和消费的比例,从而实现自己的效用最大化。如果健康是确定性的,消费者的目标是最大化其效用:

$$\text{Max.}_{c,L} U = U(c, L) \quad (1)$$

$$\text{S. t. : } c = wL \quad (2)$$

式(1)是代表性消费者的效用函数,其中: $c$ 为消费,消费者的时间禀赋正规化为1, $L$ 表示消费者提供的劳动,于是 $1-L$ 为他的休闲。消费者的效用分别是消费 $c$ 、休闲 $L$ 的函数,并且满足 $U_c > 0, U_{cc} < 0; U_L < 0, U_{LL} < 0$ 。式(2)是约束条件。为了便于推导,假设消费者既不能储蓄也不能借贷,故消费者的消费等于其劳动收入。 $w$ 表示劳动力的工资。

笔者利用最优控制原理求解这个最优化问题。代表性消费者的目的是在式(2)的约束下最大化式(1)。于是可得最优化问题的一阶条件:

$$U_c(c, L) = \lambda \quad (3)$$

$$U_L(c, L) = -\lambda w \quad (4)$$

整理一阶条件可得消费、劳动力供给间的关系方程:

$$wU_c(c, L) = -U_L(c, L) \quad (5)$$

为了便于说明问题,假设消费者的效用函数是可加可分的,并且有下列具体函数形式:

$$U(c, L) = \ln c - \theta L \quad (6)$$

根据式(5)和一阶条件式(3)、式(4)可得确定性条件下最优劳动力供给:

$$L^* = 1/\theta \quad (7)$$

(二)不确定性条件下。

1. 没有医疗保险的情况。假设消费者健康受到冲击的概率为 $p$ ,并且一旦受到冲击,则会遭受损失 $D$ 。其他假设条件与确定性情形一致。所以,在健康存在不确定性的情况下,代表性消费者的目标是最大化效用:

$$\text{Max.}_{c,L} E[U] = E[U, (c, L)] \quad (8)$$

$$\text{S. t. : } c^0 = wL \quad (9)$$

$$c^1 = wL - D \quad (10)$$

式(8)中 $E$ 是期望符号,式(10)中假设 $wL - D > 0$ 。利用式(8)、式(9)、式(10)求解该最优化问题,于是可得与式(5)相对应的不确定性条件下的最优化问题的一阶条件:

$$w[pU_c(c^1, L) + (1-p)U_c(c^0, L)] = -U_L(c, L) \quad (11)$$

利用效用函数的具体形式(6),可将式(11)转化为:

$$w \left[ p \frac{1}{wL - D} + (1-p) \frac{1}{wL} \right] = \theta \quad (12)$$

将式(12)整理后可得不确定性条件下最优劳动力供给:

$$L^{**} = \frac{1}{\theta} \left[ 1 + \frac{pD}{wL-D} \right] = \frac{1}{\theta} [1 + \Psi] \quad (13)$$

因为  $pD > 0$  和  $wL - D > 0$ , 所以式(13)中  $\Psi > 0$ 。通过比较确定性条件和不确定性条件下劳动力最优供给等式(7)和(13), 可以发现:

$$L^{**} - L^* = \Psi/\theta > 0 \quad (14)$$

等式(14)告诉我们:消费者在不确定性条件下的劳动力供给,要大于确定性条件下的劳动力供给。在本文中,我们定义  $\Psi/\theta$  为预防性劳动力供给,即在健康存在不确定性的情况下,为了应对健康不确定性因素对消费的冲击,消费者劳动力供给所增加的部分。

2. 有医疗保险的情况。假设消费者健康受到冲击的概率为  $p$ , 并且一旦受到冲击,则会遭受损失  $D$ 。假设存在一个不完全的医疗保险市场,消费者向保险公司支付  $p(1-\beta)D$  获得医疗保险,在消费者健康受到冲击,遭受损失  $D$  时,可从保险公司获得  $\beta D$  的赔偿。其他假设条件与没有医疗保险的情形一致。所以,在有医疗保险的情况下,代表性消费者的目标效用函数是:

$$\text{Max}_{c,L} E[U] = E[U(c, L)] \quad (15)$$

$$\text{s. t. : } c^0 = wL - p\beta D \quad (16)$$

$$c^1 = wL - p\beta D - D + \beta D \quad (17)$$

求解该最优化问题,于是可得一阶条件:

$$w[pU_c(c^1, L) + (1-p)U_c(c^0, L)] = -U_L(c, L) \quad (18)$$

我们首先分析一下,在存在不确定性的情况下,如果保险额增大,劳动力供给会发生什么变化。利用隐函数定理,对等式(18)微分可得:

$$\frac{\partial L^{***}}{\partial \beta} = \frac{w[U_{cc}(c^1, L) - U_{cc}(c^0, L)]p(1-p)D}{w[pwU_{cc}(c^1, L) + (1-p)wU_{cc}(c^0, L)] + U_{LL}(c, L)} < 0 \quad (19)$$

在式(19)中,如果消费者是风险回避递减或不变的,由于  $U_{cc}(c^1) > U_{cc}(c^0)$ , 所以分子部分是大于零的;另外,由于  $U_{cc}(c^0) < 0$ ,  $U_{cc}(c^1) < 0$  且  $U_{LL}(L) < 0$ , 所以分母部分也是小于零的,因此有  $(\partial L^{***} / \partial \beta) < 0$ , 即随着保险额的增大,劳动力的供给是递减的。

由式(18)及式(6)可得:

$$w \left[ p \frac{1}{wL - p\beta D - (1-\beta)D} + (1-p) \frac{1}{wL - p\beta D} \right] = \theta \quad (20)$$

为了便于推导,假设  $p\beta D \approx 0$ , 则有:

$$w \left[ p \frac{1}{wL - (1-\beta)D} + (1-p) \frac{1}{wL} \right] = \theta \quad (21)$$

将式(20)整理后可得拥有医疗保险情况下的最优劳动力供给:

$$L^{***} = \frac{1}{\theta} \left[ 1 + \frac{p(1-\beta)D}{wL - (1-\beta)D} \right] = \frac{1}{\theta} [1 + \Psi'] \quad (22)$$

等式(22)中的  $\Psi'$  是预防性劳动力供给, 因为  $\partial\Psi'/\partial\beta = -p < 0$ , 所以在健康存在不确定性的条件下, 保险额的增加会减少预防性劳动力供给。我们可以进一步观察到如果  $\beta=1$  (保险是全额理培的), 则  $\Psi'=0, L^{***} = L^*$ , 即预防性劳动力供给完全消失, 在不确定性条件下的劳动供给与确定性条件下的劳动供给完全一样。因而我们可以得到结论: 在健康存在不确定性的条件下, 拥有医疗保险者的劳动力供给, 要小于没有医疗保险者的劳动力供给。

### 三、数据、健康不确定性的度量及计量模型

本文第二部分已经从理论上证实了中国农村非农劳动力存在预防性劳动力供给。然而, 中国农村非农劳动供给的影响因素非常复杂, 其劳动供给究竟是否与理论预期相符, 还有待于实证研究的进一步检验。

本文采用的是美国北卡莱罗纳大学提供的 CHNS(中国健康和营养调查)数据。该数据是包括 1989 年、1991 年、1993 年、1997 年、2000 年、2004 年和 2006 年 7 个年度的面板数据, 覆盖了中国沿海、中部、西部等地区的 9 个省份。CHNS 数据采用多阶段随机抽样方法, 在抽样时兼顾不同规模和收入水平的城市或县城, 包含城市居民和农村居民。由于 1997 年以前的数据缺少本文研究所需的数据, 本文采用含有 1997 年、2000 年、2004 年及 2006 年的 CHNS 面板数据。根据中国劳动合同法对劳动年龄的限制, 本文把样本限制为 16 岁至 60 岁的农村居民。这样去掉在本文所需变量有缺省值的数据, 最终有效样本总数为 1 712 个, 其中男性样本为 1 074 个。

CHNS 选用自我评估的健康状况作为健康的度量指标。由于受年龄、性别或地区差别等一些因素的影响, 不同的被调查对象可能会采用不同的主观评价标准, 这样就可能会出现这种现象: 即使不同被调查对象的真实健康状况相同, 但自我评估的健康状况却不相同; 或者即使不同被调查对象自我评估的健康状况相同, 其所反映的真实健康状况却可能并不相同, 所以自我评估的健康状况可能存在由于评价标准不同而引起的偏倚。因此, 本文采用 Cutler 和 Richardson(1997)、Groot(2000)及 Jurgens(2006)提出的方法, 采用有序 Probit 模型用自评健康状况对客观健康指标作回归, 得到被调查对象的健康指数, 并计算出健康受限权重。

本文采用高血压、糖尿病、体重不足三个指标作为有序 Probit 模型的回归变量。根据中国卫生部统计, 2007 年中国农村人口十大死亡原因中 and 高血压直接有关或密切相关的, 就有脑血管病和心脏病, 因此是否患有高血压可以作为检验一个人是否身体健康的客观指标。本文根据 WHO/ISH(世界卫生组织/高血压国际协会)2003 年出版的高血压治疗指南将高血压定义为: 未服抗高血压药情况下, 收缩压  $\geq 140$ mmHg 和/或舒张压  $\geq 90$ mmHg 的情形。另外, 糖尿病也是 2007 年中国农村人口十大死亡原因之一。选用体重不足指标是因为农村地区非农劳动对体能要求较高, 体重不足会对健康产生严重影响。根据

WHO 于 1990 年公布的标准将 BMI(体质指数)小于 18.5 视为体重不足。

由于 CHNS 数据中自评健康变量是多分类有序变量,具体表现为:1=非常不好、2=好、3=一般、4=差,由计量经济学知识可知,针对此类变量可以采用有序 Probit 模型,相应的有序 Probit 模型形式如下:

$$y_{it}^* = \beta x_{it} + u_i + \epsilon_{it} \quad (16)$$

$$y_{it} = j \text{ 如果 } \tau_{j-1} < y_{it}^* \leq \tau_j, j = 1, 2, \dots, J \quad (17)$$

模型(16)中的  $i$  和  $t$  分别代表不同的被调查个体及不同的时期。 $y_{it}^*$  为潜变量,在本文中代表真实健康水平,是一个不可观测的值。 $y_{it}$  代表健康的观测值,即本文中的自评健康。 $u_i$  是非时变个体效应,并且服从  $N(0, \sigma_u^2)$  的独立同分布。 $\epsilon_{it}$  是服从  $N(0, \sigma_\epsilon^2)$  分布的随机项。 $x_{it}$  是包括健康客观度量指标的向量。由于模型假设随机项服从正态分布,则观测到  $y_{it}$  某一特定值的概率为:

$$P(y_{it} = j | x_{it}, u_i) = \Phi(\tau_j - \beta x_{it} - u_i) - \Phi(\tau_{j-1} - \beta x_{it} - u_i) \quad (18)$$

等式(18)中  $\tau_0 = -\infty, \tau_{j-1} \leq \tau_j, \tau_j = +\infty, \Phi(\tau_0) = 0, \Phi(\tau_j) = 1$ 。 $\Phi$  为标准正态分布累积函数。

本文所要面对的另外一个问题是如何度量个体健康的不确定性。由于每个人的健康水平是不一样的,所以健康的不确定性是随着个体及时间的变化而变化的,即健康的不确定性具有异质性。本文采用个体健康指数的移动离差形式来度量个体健康的不确定性。该度量方法的优点是利用了面板数据的优点,能够充分体现健康水平随个体及时间而发生的变化,所以能更好地反映健康的异质性变化。本文具体采用的移动离差计算公式如下:

$$r_{i,t}(H_{i,t}) = H_{i,t} - \bar{H}_{i,t} \quad (19)$$

式(19)中: $H_{i,t}$  是个体  $i$  在时期  $t$  的健康指数得分,  $\bar{H}_{i,t}$  是  $H_{i,t}$  在  $t$  之前  $N$  期的均值,具体的计算公式为  $\bar{H}_{i,t} = \sum_{n=1}^N H_{i,t-n} / N$ , 本文设定  $N=3$ 。

为了分析健康的不确定性对劳动供给的影响,本文设计模型如下:

$$\ln L_{it} = \alpha \ln w_{it} + \beta r_{it} + X'_{it} \theta + v_i + \epsilon_{it} \quad (20)$$

模型(20)中的  $i$  和  $t$  分别代表不同的个体及不同的时期。 $L_{it}$  是周平均工作小时,  $w_{it}$  是月平均工资,  $r_{it}$  代表健康的不确定性,  $X_{it}$  是包括工作地位、年龄等时变变量在内的向量。 $v_i$  是个体非时变特征,并且服从  $N(0, \sigma_v^2)$  的独立同分布。 $\epsilon_{it}$  是满足经典假设的随机项,并且服从  $N(0, \sigma_\epsilon^2)$  的独立同分布。

#### 四、模型运行结果

表 1 给出了对健康指数方程(16)用面板数据有序 Probit 模型回归的结果。因变量为自评健康水平,回归变量包括是否患有高血压、糖尿病及体重不足三个健康变量。我们可以看到健康受限权数最高的是体重不足,其他依次是高血压及糖尿病,这比较符合中国农村地区的实际情况,即营养不良所造成

的体重不足在农村地区仍是一个比较严重的问题。

表2给出了自评健康及相应的健康指数的统计分布情况。我们可以看到主观指标自评健康为好以下的比例仅为21.4%，这明显的不合理。另外，我们可以通过更为客观的健康指数HI指标观察到：自评健康为“非常好”及“好”之间的HI均值之差要远远小于自评健康为“一般”及“差”之间的HI均值之差。同时，以客观指标HI来衡量，自评健康的标准误差也随着自评健康由“非常好”到“差”而急剧上升。这些都说明自评健康指标不能很好地反映真实健康状况，所以使用健康指数HI是一个更好的选择。

表1 面板数据有序Probit模型回归结果

变量及参数	系数	标准误差	健康受限权数
高血压	0.1940	0.0382	0.130479
糖尿病	0.4140	0.0412	0.278457
体重不足	0.8789	0.1065	0.591064
$\tau_1$	3.3614	0.0670	—
$\tau_2$	1.0425	0.0149	—
$\tau_3$	-0.7549	0.0138	—
$\tau_4$	-2.1063	0.0239	—
常数	0.2527	0.0105	—
Log-L	-20 633.405		—

表2 健康指数(HI)描述性统计

自评健康(u48a)	观测值	样本比例(%)	HI均值	HI标准误差
非常好	1 214	21.0	0.0186	0.0685
好	3 321	57.6	0.0214	0.0774
一般	1 113	19.3	0.0425	0.1189
差	122	2.10	0.0908	0.1925
合计	5 770	100	0.0264	0.0900

劳动力供给方程(20)的模型回归结果由表(3)给出。豪斯曼检验均拒绝了固定效应模型和随机效应模型估计系数没有系统性差异的假设,表明采用固定效应模型合理。下面我们分别对总样本及性别分样本的回归结果进行分析。

(一)对总样本进行分析。表3首先给出了总样本固定效应模型FE(1)的估计值。在模型(1)中,最为引人注目的是,健康的不确定性对劳动时间有显著的正向影响。结果显示:在保持其他条件不变的情况下,健康的不确定性每增加一个单位,就会使每周劳动供给平均增加7.645个小时。这说明,当农村个人健康遭受外来冲击时,个人不仅不会减少劳动时间,反而会增加劳动时间,这就从实证分析上验证了预防性劳动力供给的存在,也与本文第二部分所提出的预防性劳动力供给的理论分析结果相吻合。健康状况越是不稳定,反而越是增加劳动时间,中国农村非农劳动力的这种预防性劳动力供给行为看似有悖常理,却是其在巨大的现实压力下的无奈选择。因为对于农村非农劳动力来说,在可供选择的生存方式不多、甚至只有一种(即不工作就难以维持生存)的情况下,鉴于自身工作的可替代性、机会成本的低廉性和未来支出的刚性,只要市场提供就业机会,他们就会拼命工作而漠视个人健康的不稳定及恶化。其次,年龄对劳动供给

有显著正向影响,总样本 FE(1)模型的估计结果显示,年龄每增加一年,会使劳动时间平均增加约 1.216 个小时。另外,年龄的平方系数估计值为负且显著,这符合预期,即年龄对劳动供给有正面的影响,但这种影响随着年龄的增加而递减。一个可能的解释是因为年龄越大,家庭基本生活开支也越高,所以必须依靠增加劳动时间来获得更多的收入,但是随着年龄的增长,健康状况可能进一步恶化,进一步增加劳动时间只能是越来越困难。工资虽然对工作时间有正向作用,但统计上并不显著。这意味着,农村非农劳动对工资变化不敏感,劳动供给缺乏弹性或无弹性。产生这种现象的原因应该与预防性劳动力供给存在的原因相一致,在此就不再赘述。受教育程度对劳动时间有负面作用,但并不显著。这可能与广大农村地区民营、私营企业产品技术含量普遍不高,廉价的低技能劳动力就能满足其生产需要,对受教育程度较高的劳动力需求不高有关。职业地位对劳动时间没有显著影响。Hausman 检验拒绝了固定效应模型和随机效应模型估计系数没有系统性差异的假设,表明采用固定效应模型合理。

表 3 劳动力供给模型回归结果

变量	总样本			男 性			女 性		
	FE(1)	FE(2)	FE(3)	FE(1)	FE(2)	FE(3)	FE(1)	FE(2)	FE(3)
工资 (对数)	1.057 (0.670)	1.051 (0.677)	1.236 (0.981)	1.026 (0.870)	1.076 (0.874)	1.890 (1.359)	1.098 (1.046)	0.913 (1.063)	0.578 (1.349)
不确定性	7.645** (3.387)	8.143** (3.409)	6.635* (3.681)	4.838 (3.884)	5.129 (3.890)	4.793 (4.092)	18.982** (7.346)	21.063** (7.502)	31.283*** (11.211)
年龄	1.216** (0.437)	1.249** (0.440)	1.169* (0.600)	1.230* (0.557)	1.297** (0.558)	1.187 (0.811)	1.380* (0.766)	1.331* (0.773)	1.494 (0.970)
年龄 平方	-0.016*** (0.0053)	-0.016*** (0.0053)	-0.014* (0.0072)	-0.015* (0.0065)	-0.016** (0.0065)	-0.010 (0.0094)	-0.018* (0.0098)	-0.018* (0.0098)	-0.016 (0.0126)
教育	-0.367 (0.697)	-0.383 (0.701)	0.083 (0.877)	-0.865 (0.936)	-0.985 (0.939)	-0.576 (1.204)	0.222 (1.042)	0.328 (1.049)	1.713 (1.242)
职业 地位	0.471 (0.508)	0.478 (0.513)	-0.682 (0.880)	-0.014 (0.618)	-0.002 (0.621)	-0.931 (1.137)	1.644* (0.909)	1.686* (0.925)	0.301 (1.423)
— 保险	—	-0.889	(0.704)	—	—	-1.625* (0.909)	—	—	0.341 (1.109)
— 合作 医疗	—	—	6.427** (2.000)	—	—	7.412** (2.604)	—	—	4.702 (3.067)
常数	14.519 (8.927)	13.923 (9.006)	14.981 (12.861)	17.710 (11.427)	16.252 (11.491)	26.017 (17.232)	3.551 (15.232)	4.894 (15.436)	4.781 (20.817)
Hausman 检验	51.68	51.95	16.28	27.35	27.00	17.44	27.77	28.99	23.60
p 值	0.0000	0.0000	0.0227	0.0001	0.0003	0.0284	0.0001	0.0001	0.0013

注:小括号内的数字为标准误差。\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%、1%水平下显著。

总样本固定效应模型 FE(2)与模型 FE(1)的区别在于 FE(2)额外包含了一个是否拥有医疗保险的变量。对比这两个模型的估计结果可以发现,所有变量的估计值及显著性没有明显的变化。医疗保险对劳动时间有负面影响,这符合本文在第二部分的理论预期,但估计结果显示该影响并不显著。一个可能的解释是虽然在健康存在不确定性的情况下,拥有医疗保险能够使劳动者减少劳动力供给,但由于医疗保险覆盖面偏低,未能发挥显著的作用。总样本固定效应模型 FE(3)用是否拥有新农村合作医疗的变量替代了 FE(2)中是否拥有医疗保险的变量。比较总体模型 FE(3)与 FE(1),可以观察到在有合作医疗的情况下,健

康不确定性的估计值及显著性均变小,但是合作医疗却对劳动力供给有着显著的正向影响。这说明,新农村合作医疗虽然能够部分降低预防性劳动力供给,但由于合作医疗普遍存在报销比例小、保障程度低、大病补偿比例过低等情况,农村合作医疗并没有从根本上增强参保者抵御健康风险冲击的能力。

(二)对性别子样本进行分析。对比男、女性别子样本可以观察到一个比较有趣的现象:在男性子样本中,三个模型回归结果均显示,男性健康的不确定性对劳动时间没有显著的影响;而在女性子样本中,三个模型回归结果均显示,女性健康的不确定性对劳动时间有显著的正面影响。换言之,农村男性非农劳动力并不存在明显的预防性劳动力供给现象,但是农村女性非农劳动力却存在明显的预防性劳动力供给现象。笔者认为,农村地区男性与女性在家庭中主要分工的不同是一个可能的解释。在通常情况下,农村男性是家庭的主要劳动力,保证自己及家人的生存是其责无旁贷的首要任务。由于这种家庭责任,他们不得不将绝大部分时间放在工作上,只要不出现大病冲击,即使在健康状况发生变化时也很难在工作时间上作出调整。而对于农村女性来说,作为家庭的次要劳动力,她们的时间主要用于非市场劳动。只有当家庭收入下降到无法满足其家庭生计基本需要时,她们才会被迫进入劳动力市场,对于农村许多家庭而言,女性劳动参与所获取的收入虽很重要,但却是作为家庭收入的一个补充。因为在工作的同时还要承担照看孩子等家庭责任,从而对她们的健康提出了更高的要求,因此她们的劳动供给表现出对健康不确定性的高度敏感。男、女性子样本另外一个显著的不同是:虽然医疗保险、农村合作医疗对男性劳动时间有显著的负、正面影响,但对女性的劳动时间却没有显著的影响。这表明在农村医疗资源可能更多地分配给以男性为主的劳动力,男性劳动力拥有医疗保险或参加农村合作医疗的比例要远远高于女性劳动力相应的比例。虽然职业地位对男性的工作时间有负面影响,但并不显著;但职业地位对女性的工作时间却有一定的正面影响。

## 五、结论及政策建议

本文首先运用经济学原理构建了中国农村非农劳动供给的理论模型,理论模型分析结果显示,在健康存在不确定性的情况下,中国农村非农劳动存在预防性劳动力供给现象,而拥有医疗保险则能够显著减少预防性劳动力供给。

在此基础上本文利用 CHNS 数据对非农劳动供给行为进行了实证分析。实证分析结果表明,在总样本及女性样本中,健康的不确定性对劳动供给有显著的正向影响,即存在预防性劳动力供给现象;在男性子样本中,健康的不确定性对劳动供给没有显著的影响。在总样本及女性子样本中,医疗保险、农村合作医疗对劳动供给没有显著的影响;在男性子样本中,医疗保险对劳动供给有显著的负面影响,符合理论模型的预期;但农村合作医疗却有显著的正面影

响,不符合理论模型的预期。健康不确定下的预防性劳动力供给意味着,在遭受健康风险冲击时,劳动者不仅不能减少劳动供给,反而要以预防性劳动力供给的形式增加劳动力供给,实现自我保险以应对健康风险冲击。从短期来看,这种预防性劳动力供给会增加劳动者的收入,保证劳动者的基本消费不因健康冲击受到影响,但由于农村非农劳动对体能要求较高,这种通过透支健康而增加劳动供给的模式是不可持续的,长期来看不仅会导致劳动者未来健康严重恶化、预期寿命减少,农村非农劳动力福利严重受损,而且会对农村乃至整个社会的经济发展带来巨大的损害。

如果农村合作医疗能够显著减少健康不确定性下的预防性劳动力供给,则农村非农劳动力的福利会显著增加。但实证分析的结果表明,农村合作医疗没有发挥应有的作用。对此,笔者建议,未来建设新型农村合作医疗制度时,政府应加大财政补贴力度,提高筹资水平,提高大病补偿比例,扩大农民受益面,确实增强农村合作医疗制度的保障能力,减轻农村劳动力的预防性劳动力供给,提高他们的健康水平。

\* 本研究得到山东省软科学项目《山东省老年人 SAH 指标体系国际可比性的设计及应用研究》(项目编号:2007RKB146)的资助,特此致谢,但文责自负。

参考文献:

- [1] 蔡昉,王美艳.女性劳动力供给特点与教育投资 [J]. 江海学刊,2001,(6):35—39.
- [2] 封进,胡岩.中国城镇劳动力提前退休行为的研究[J].中国人口科学,2008,(4):88—94.
- [3] Low H. Self-insurance in a life-cycle model of labor supply and savings [J]. Review of Economic Dynamics, 2005,(4):945—975.
- [4] Parker S C, Belghitar Y, Barmby T. Wage uncertainty and the labour supply of self-employed workers [J]. Economic Journal, 2005,115:190—207.
- [5] Flodén M. Labor supply and saving under uncertainty [J]. The Economic Journal, 2006,116:721—737.
- [6] Josep Pijoan-Mas. Precautionary savings or working longer hours? [J]. Review of Economic Dynamics, 2006,(9):326—352.
- [7] Jurges H. True health vs response styles: Exploring cross-country differences in self-reported health [J]. Health Economics, 2006,16:163—178.

## Health Uncertainty and Precautionary Labor Supply in Rural Areas of China

WANG Yi-bing<sup>1,2</sup>

- (1. School of Economics, Shandong University, Jinan 250100, China;
- 2. School of Commerce, Shandong University at Weihai, Weihai 264209, China)

**Abstract:** Combining theoretical analyses with empirical tests, the paper ana-

lyzes the effect of health uncertainty on non-farming labor supply in rural areas of China by using the framework of utility function theory. Theoretical analyses show that under the condition of health uncertainty there exists a phenomenon of precautionary labor supply, which can be significantly reduced by medical insurance. This theoretical predication about precautionary labor supply is supported by the results of empirical study using CHNS data.

**Key words:** uncertainty; precautionary labor; medical insurance

(责任编辑 许 柏)

---

(上接第 95 页)

## Idiosyncratic Response of Consumer Behavior to Fiscal Policy: A Study Based on Income Groups of Urban Population

HE Jing-tong, NA Yi

(*Institute of Economics, Nankai University, Tianjin 300071, China*)

**Abstract:** There exist three types of perspective to explain the relation between fiscal policy and consumer behavior, namely, Keynes theory, life cycle hypothesis and Ricardian equivalence proposition. But in China, due to the current economic transition environment, different consumer groups have idiosyncratic responses to fiscal policy. The paper builds up an extended model of LCH and provides a sound theoretical explanation of the idiosyncratic response. It makes related tests by classifying urban population in China into five income groups and shows that the responses of citizen groups from high income to low income is featured by REP, extended LCH and Keynes theory respectively. It means that the design of fiscal policy has discriminatory effects on different income group. The paper puts forward some suggestion about optimizing the expenditure structure of governmental purchases and adjusting taxation system to stimulate the growth of domestic private consumption.

**Key words:** fiscal policy; private consumption; groups classified by income; idiosyncratic responses

(责任编辑 许 柏)