

中国农村医疗保障制度：一项基于 异质性个体决策行为的理论研究

封进 宋铮*

摘要 2003年初新型农村医疗保障制度在全国范围内试点。本文研究以下三个问题：这个自愿型的医疗保障体系的参与率有多高？保障体系自身是否可能实现收支平衡？人头税形式的缴费方式是否会使穷人受损而富人获利？为此，我们构建了一个异质性个体的消费—医疗支出决策模型，在拟合农村消费—医疗支出行为的基础上计算了农村医疗保障制度的福利效应。结果表明，在一定条件下，现行制度可以实现收支平衡，参与率可以在90%以上，健康状况较差的穷人是最大的受益者。

关键词 农村医疗保障制度，参与率，福利效应

一、引言

2003年初国务院提出《建立新型农村合作医疗的意见》，在全国范围内试点新型农村合作医疗制度，计划到2010年实现在全国建立基本覆盖农村居民的新型农村合作医疗制度的目标。现行制度的基本原则是自愿参加、多方筹资、以收定支。每年农户以家庭为单位按每人每年缴纳“合作医疗费”，同各级政府的补助一起形成合作医疗基金。与一般的公共医疗保障制度相比，这个保障制度的特点可以被归纳为以下三点：第一，自愿参加；第二，缴费偏低，政府补贴；第三，人头税型的缴费方式。¹

由此引出的疑问是这种自愿型医疗保障体系的参与率有多高，缴费偏低的体系自身是否可能实现收支平衡，人头税形式的缴费方式是否会使穷人受损而富人获利？前两个疑问涉及逆向选择和道德风险。就逆向选择而言，收入较低而健康较好的个体可能不愿意参加医疗保障体系，造成参与率和缴费总额的下降。就道德风险而言，由于保障体系降低了医疗支出的有效价格，体系内的个体可能增加医疗支出，造成缴费偏低的医疗保障体系无法实现收

* 复旦大学经济学院。通讯作者及地址：封进，上海邯郸路220号复旦大学经济学院，200433；电话：13764006419；E-mail: jfeng@fudan.edu.cn。本研究得到国家自然科学基金的资助（项目编号：70573024），特此致谢。感谢复旦大学经济学院985项目的支持。感谢“中国女学者培训项目”的支持。感谢匿名审稿人的建议。感谢李玲、钟甫宁和Philip H. Brown的评论和建议。

¹ 根据国务院的规定，中国城镇职工医疗保障制度下的缴费率为本人工资的2%（用人单位缴纳按职工工资总额的6%缴纳）。根据规定每人每年缴费不低于10元，2003年实际缴费平均水平为14.6元（胡善联，2004）。而10元的农村医疗保险费支出仅相当于2002年农民人均纯收入的0.38%。

支平衡,或实现平衡的医疗保障制度只能提供较低的费用共付比例。²此外,逆向选择和道德风险也在相互影响。如果选择加入保障体系的个体的医疗价格弹性较大,就会加剧道德风险问题。而在道德风险的作用下,实现平衡的保障制度只能提供较低的费用共付比例,这又可能使得更多的个体退出保障体系,加剧逆向选择问题。第三个问题涉及平等和资源的再分配。由于患病人群和低收入人群不重合,一般说来富人会比穷人更多地利用卫生资源,因此人头税可能造成穷人补贴富人的情况(朱玲,2000)。

经验研究可以回答前两个疑问。不过,由于现行的中国农村医疗保障制度始于2003年,相关的数据还非常有限。而根据历史数据进行推测,使用一般的计量模型直接估计个体的决策行为可能遭遇类似于“卢卡斯批判”的问题,即当决策环境发生变化以后,个体的决策函数也可能发生相应的变化。因此,本文从考察中国农村个体的消费—医疗选择入手,根据历史数据估计个体的效用函数和决策环境,然后再预测个体在现行的保障制度下的决策行为。使用这一方法的另一个好处是我们可以计算现行保障制度对于个体的福利影响,并在此基础上探讨最优医疗保障制度问题。估计结果表明,中国农民对于健康的相对风险规避系数远高于消费。此外,从1990年到2000年,医疗相对价格上涨了5倍以上,而2000年至2002年间的医疗相对价格比较稳定。在较高的健康相对风险规避系数的作用下,医疗价格弹性不足,个体的实际医疗支出存在一定的刚性,实际医疗支出的下降幅度小于医疗价格的上升幅度,造成名义医疗支出与医疗价格正相关。

基于上述估计结果,我们模拟了现行医疗保障制度下中国农民的个体决策行为和福利变化,并对前面提出的三个疑问做出了回应。首先,这个保障体系的参与率可以达到92%。其次,只要把医疗支出的共付比例控制在50%左右,目前的保障制度是可以实现自我平衡的。最后,这个保障体系的主要受益者是收入较低而健康也较差的个体,它符合医疗保障制度向病人和穷人倾斜的基本要求。那么为什么现行的中国农村医疗保障制度没有出现这些似乎显然的问题呢?本文的分析表明,较少的缴费金额、较高的风险规避性、较低的医疗支出倾向和政府财政补贴是导致逆向选择问题较小的主要原因。实际医疗支出的刚性使得穷人的医疗支出倾向显著高于富人,而且由于穷人的收入偏低,遭遇健康负向冲击以后可能需要负债,这一财富效应会引起较大的福利损失。综合以上两点,穷人在保障体系中有较高的相对受益。我们的估算表明,穷人这部分较高的相对受益超过了因人头税型的缴费方式造成的相对损失。

本文的以下内容由五部分组成。第二部分简单回顾了中国农村医疗保障

² 本文中医疗保障制度的共付比例是指医疗支出中由合作医疗分担的比例。

制度的历史变迁，并总结了我国农村个体消费—医疗选择行为的基本特征。第三部分给出了一个简单的异质性个体决策模型，并定义了实现收支平衡的强制型和自愿型医疗保障制度。第四部分估计了模型的参数。基于估计结果，我们在第五部分中模拟了现行的中国农村医疗保障制度，考察了参与率、收支平衡性和福利影响等方面的问题。此外，我们还对如何设计最优医疗保障制度进行了初步的探讨。第六部分是全文的总结。

二、中国农村消费—医疗支出 决策行为的基本特征

中国农村的合作医疗制度建立于1955年，到20世纪70年代中期，合作医疗制度覆盖了超过90%的大队。这一制度被世界银行称为“低收入发展中国家举世无双的成就”（世界银行，1993）。然而70年代末、80年代初这一制度全面瓦解，到80年代末，只有5%的村还存在合作医疗制度。农村生产从集体化变为个体化被认为是这一制度瓦解的主要原因，乡村管理部门由此失去了分配产出的权利，合作医疗基金入不敷出，医务人员队伍不稳定。另一方面，这一制度自身缺乏明确的原则和科学的规划也是原因之一，市场化改革使人们的认识发生变化，乡村集体不再承担对医疗体系的组织和动员工作。在没有了政治压力后，很多人开始逃避缴费，加剧了合作医疗制度的财务困难（Feng *et al.*，1995；朱玲，2000）。从90年代初开始不少地方政府进行了恢复农村合作医疗的努力，但到1998年也只有约9.5%的农村人口有医疗保障，90%的农村居民没有任何形式的医疗保险（Liu *et al.*，2002）。

没有医疗保障的中国农民的医疗支出是比较低的，1997年人均医疗支出仅为66元，到2003年也只有115元左右，不到城镇人均医疗支出水平的1/4。³决定医疗支出的因素很多，但收入和医疗相对价格显然是其中的关键因素。⁴就收入的影响而言，根据农业部农村固定观察点调查数据，即“全国农村社会经济典型调查数据”，我们将观察户依据各年人均收入水平进行五等分，形成五个组，并把最低收入组的收入正规化为1。在同一年份，不同收入水平的农户的医疗支出倾向有较大的差异。虽然人均收入高的农户人均医疗支出水平比较高，但图1显示，医疗支出倾向则相反，即人均收入越低的组，医疗支出倾向越高。

³ 资料来源：《中国统计年鉴》。

⁴ 这里的医疗相对价格并不仅仅表示药品、医疗服务等方面的相对价格，它是一个更为广义的概念，包含了由于制度因素所引起的有效医疗价格的变化，比如由于村级医疗设施的消失造成的农民就诊费用的上升。

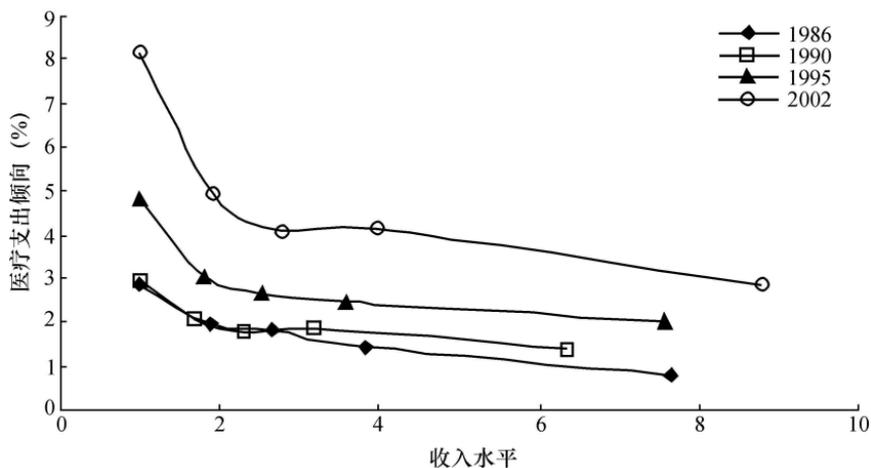


图1 医疗支出倾向 (%)

资料来源:根据“全国农村社会经济典型调查数据”整理。

另一方面,图1显示随着时间的推移,医疗支出倾向曲线整体上移,这一现象就需要用收入以外的其他因素加以解释。医疗价格上涨是一个不争的事实(表1),如果医疗支出缺乏价格弹性,医疗费用的增长就是一个必然的结果。在90年代,平均一次门诊费从1990年的约10元上涨到1999年的79元,年均增长24.5%,平均一次住院费从1990年的473元上涨到1999年的2891元,年均增长22.25%,而同期以现价衡量的农民人均纯收入的年均增长率仅为13.88%。可见,医疗费用的增长幅度已经大大超过了同期农民收入的增长幅度。因此,中国农民医疗支出的特征事实是农户的医疗支出倾向随收入递减,各收入水平的农户的医疗支出倾向均随时间呈现上升趋势。这两个特征事实反映出农村医疗支出缺乏收入弹性和价格弹性。⁵

表1 中国医疗费用增长与农民人均收入比较(现价)

| 年份 | 1985 | 1990 | 1995 | 1999 | 1990—1999年的 增长率(%) |
|---------------|-------|--------|---------|---------|-----------------------|
| 农民人均纯收入(元,下同) | 397.6 | 686.31 | 1577.74 | 2210.34 | 13.80 |
| 平均每一人次门诊医疗费 | — | 10.9 | 29.6 | 79 | 24.53 |
| 平均每一出院者住院医疗费 | — | 473.3 | 1273.0 | 2891.1 | 22.25 |

资料来源:引自陈佳贵主编的《中国社会保障发展报告》(1997—2001)。社科文献出版社2001年版。

与医疗支出相对照,农村居民对其他物品的消费同样表现出一定的刚性(图2)。随着收入的增加,消费倾向逐渐下降,表明消费的增长幅度落后于收入的增长幅度。相应地,农民的储蓄则表现出比较高的收入弹性。尤其值得

⁵ 我们另一项用CHNS(中国健康和营养调查数据)的研究表明,农民医疗需求收入弹性为0.3,价格弹性为0.7(Feng et al., 2007)。

注意的是最低收入组的消费倾向大于1，表明农民必须通过动用储蓄或负债来满足必要的消费水平。另一方面，消费倾向曲线随时间表现为不断下移。一个可能的解释是在医疗价格迅速上涨的时期，消费相对于医疗的价格有所下降。由此可以推断农民的消费价格弹性也是不足的。⁶下面我们将通过一个简单的异质性个体决策模型来拟合上述特征事实，并以此为基础来考察中国农村医疗保障制度的参与率、收支平衡性及其对异质性个体的福利影响。

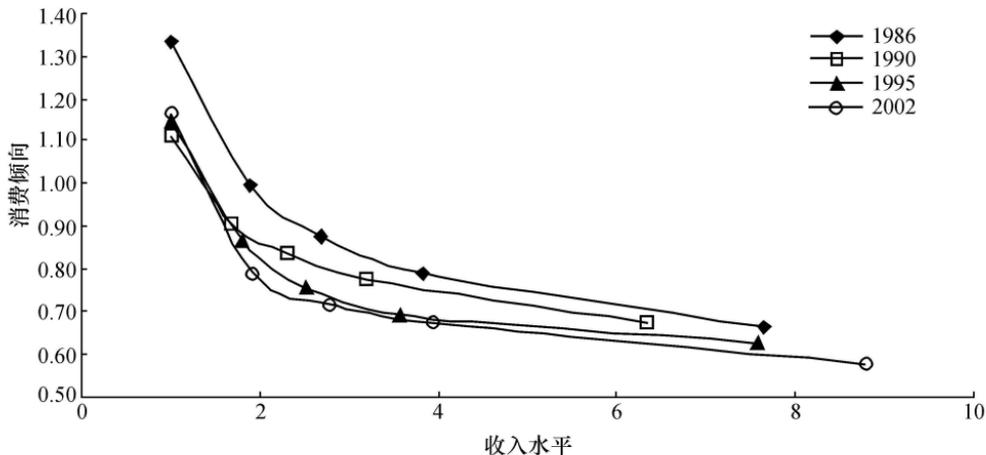


图2 消费倾向

资料来源：根据“全国农村社会经济典型调查数据”整理。

三、一个医疗支出决策模型

Grossman (1972) 首先研究了人们对健康的需求以及由此引起的消费—医疗支出行为。基于他的研究,⁷我们构建一个单期模型,分析农户短期的消费—医疗决策问题。农户的决策通常以家庭为单位进行,这里我们将一个农户家庭抽象为一个个体,用农户家庭的人均状况作为这个个体的特征。个体的效用不仅取决于消费水平,还受到健康状况的影响。由于患病会带来负的效用,医疗支出可以提高健康水平,从而直接影响消费者的效用。与传统模型不同,我们引入了个体能力和初始健康水平这两个刻画个体特征的变量,以体现个体决策在这两个维度上的差异,从而考察医疗保障制度通过异质性个体的消费—医疗支出选择所产生的包括参与率、收支平衡性和福利效应等在内的一系列结果。

⁶ 农民的消费行为还可能受到其他很多因素的影响,诸如教育、养老等,在农村社会保障制度严重缺乏的情况下,农民保持较高的储蓄倾向是一种理性的选择。

⁷ 在Grossman的模型中,健康既是消费品又是投资品,健康的投资性主要表现在减少疾病带来的时间损失,通过增加市场性或非市场性活动时间,获得更多的收益。

假设个体的能力 $\omega(i)$ 和期初的健康水平 $H_0(j)$ 外生给定, 用 i 区分个体能力的差异, φ 是 $\omega(i)$ 的概率密度函数, 用 j 区分个体初始健康状况的差异, φ 是 $H_0(j)$ 的概率密度函数, $i=1, \dots, I, j=1, \dots, J$. ω 独立于 H_0 . 存在一个医疗保障制度. 如果这个制度是自愿型的, 个体需要选择是否加入. 之后, 他会遭遇一个可能改变其健康水平的外生冲击 (可以理解为生病或康复). 用 H_0 和 \tilde{H} 分别表示冲击前后健康水平的向量, \tilde{H} 服从一个马尔可夫过程

$$\tilde{H} = \Pi \cdot H_0, \quad (1)$$

其中 Π 为转移矩阵, 可以表述为:

$$\Pi = \begin{bmatrix} \pi(1,1) & \cdots & \pi(1,j) & \cdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \pi(k,1) & \vdots & \pi(k,j) & \vdots \\ \vdots & \cdots & \cdots & \pi(J,J) \end{bmatrix},$$

元素 $\pi(k,j)$ 是个体健康水平由 $H_0(j)$ 变化至 $\tilde{H}(k)$ 的概率, 用 $\tilde{\varphi}$ 表示 $\tilde{H}(k)$ 的分布, $k=1, \dots, J$. 冲击发生后, 个体参加劳动并获得收入. 劳动收入主要取决于能力 $\omega(i)$, 但健康状况也可能影响个体的收入, 因此我们假设收入服从

$$W(i,k) = \omega(i) + \lambda \tilde{H}(k), \quad (2)$$

其中 $\lambda > 0$ 表示健康对于收入的回报率. 个体根据 $\tilde{H}(k)$ 和 $W(i,k)$ 以及是否有医疗保障进行消费 $C(i,k)$ 和医疗支出 $h(i,k)$. 用 $H(i,k)$ 表示期末的健康水平, 有

$$H(i,k) = h(i,k) + \tilde{H}(k), \quad (3)$$

即医疗支出可以改善健康状况. 上述事件发生的时间顺序如图 3 所示.



图 3 时间顺序

(一) 最优医疗支出

我们从后向前求解这一模型. 首先来看给定 $\tilde{H}(k)$ 和 $W(i,k)$ 以及参加医疗保障体系的情况下个体的最优消费—医疗支出选择. 假设效用函数是加性可分的. 为了反映农民可以通过动用储蓄或负债来满足消费和医疗支出, 除了消费和健康以外, 我们在效用函数中加入财富. 效用函数满足如下形式

$$U(i, k) = \frac{C(i, k)^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + \alpha \frac{H(i, k)^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} + \beta \frac{\exp(-\theta A(i, k))}{-\theta}, \quad (4)$$

效用函数由三部分构成。前两部分是消费和健康的效用，它们服从常见的CRRA形式，其中 $\sigma > 0$ 和 $\gamma > 0$ 分别表示消费和健康的相对风险规避系数。第三部分表示财富的效用，它服从CARA形式，其中 $\theta > 0$ 是财富的绝对风险规避系数。 $\alpha > 0$ 和 $\beta > 0$ 分别反映了健康和财富的相对权重。⁸

除了(2)和(3)式外，个体决策还要受到如下条件的约束：

$$C(i, k) + (1 - \tau)Ph(i, k) + A(i, k) = RA_0(i, k) + W(i, k) - T, \quad (5)$$

$$h(i, j) \geq 0, \quad (6)$$

(5)式为预算约束，其中 P 为医疗商品和服务相对于其他消费品的价格， τ 为保障体系对医疗费用的共付比例， $\tau \in [0, 1]$ ， $A_0(i, k)$ 为个体期初的财富， R 体现财富的总收益率， T 为医疗保障制度所要求的保险费。根据中国农村医疗保障制度的实际情况，我们假设 T 为人头税。在没有医疗保障制度或个体没有选择参加医疗保障体系的情况下， $\tau = T = 0$ 。由于医疗支出非负，所以需要加上(6)式。值得一提的是，这个模型允许负债。 $A(i, k) < 0$ 反映了农民会借钱对消费和医疗支出进行融资。

这个最优问题的一阶条件为：

$$C(i, k)^{-\sigma} = \beta \exp(-\theta A(i, k)), \quad (7)$$

$$\alpha(\tilde{H}(k) + h(i, k))^{-\gamma} = \beta(1 - \tau)P \exp(-\theta A(i, k)) + \mu, \quad (8)$$

其中 μ 为库恩-塔克乘子，当 $h > 0$ 时 $\mu = 0$ 。利用(2)、(3)、(5)、(6)、(7)和(8)式，可以发现一些非常直观的比较静态结果：最优医疗支出水平 Ph 与个体能力 ω 正相关，与保险费 T 和健康水平 \tilde{H} 负相关。

(二) 参加医疗保障体系的选择

解出最优消费—医疗行为以后，我们可以得到个体参加以及没有参加医疗保障体系的间接效用函数，分别用 $\tilde{V}^1(i, k)$ 和 $\tilde{V}^0(i, k)$ 表示。根据(1)式就可以得到个体在遭遇健康冲击前对于参加或不参加医疗保障体系的效用期望 $V^0(i, j)$ 和 $V^1(i, j)$ 。

$$V^l(i, j) = E[\tilde{V}^l(i, k)] = \sum_k \pi(k, j) \tilde{V}^l(i, k), \quad l = 0, 1. \quad (9)$$

如果医疗保障制度遵循自愿参加原则，个体选择参加自愿型医疗保障制度的条件为：⁹

⁸ 假设财富效用服从CARA形式的原因在于个体可能选择负债，即 $A(i, k) < 0$ ，这违反了CRRA型效用函数的规定。

⁹ 我们假设在预期效用相等的情况下个体也会选择参加医疗保障体系。

$$V^1(i, j) \geq V^0(i, j). \quad (10)$$

根据(10)式, 每一个个体决定他是否参加医疗保障体系, 由此可以得到愿意参加医疗保障制度的个体在能力 ω 和初始健康状况 H_0 上的分布, 分别用 ϕ^1 和 φ^1 表示。

(三) 医疗保障制度的平衡

我们先来考察强制型医疗保障制度, 即个体必须支付保险费 T , 享受补贴 τ 。如前文所述, 中国目前试行的农村医疗保障制度的原则是多方筹资, 政府根据个体支付保险费的总和 T 来制定补贴 G 。假设政府遵循的补贴规则为 $G=F(T)$, 把人口数量正规化为 1, 医疗保障制度的预算平衡为:

$$T + F(T) = \sum_i \sum_k \tau P h(i, k) \phi(\omega(i)) \bar{\varphi}(\bar{H}(k)). \quad (11)$$

(11) 式的含义为, 在既定的政策参数下, 不同的个体行为选择各自的医疗支出 $h(i, k)$, 在已知个体的分布后, 就可以得到医疗保障制度的总支出, 即(11)式的左边。(11)式的右边是医疗保障制度的总收入, 由征收的医疗保险费和政府补贴构成。在保险费和政府补贴既定的情况下, 就需要通过调整医疗支出共付比例 τ , 并考虑它们对个体决策的影响, 从而最终满足(11)式的要求。更为严格地, 我们给出如下定义:

定义 1 一个在给定医疗相对价格 P 、保险费 T 和政府补贴函数 $F(\cdot)$ 下实现强制型医疗保障制度收支平衡的均衡由 $\{C(i, k), h(i, k), A(i, k), \tau\}$ 构成, 它们满足:

(1) 给定 P 、 τ 和 T , 个体根据(2)、(3)、(5)至(8)式求解 $C(i, k)$ 、 $h(i, k)$ 和 $A(i, k)$ 。

(2) 给定所有的 $h(i, k)$, 医疗支出共付比例 τ 满足(11)式。

由于 $h(i, k)$ 没有解析解, 在下文中我们将采用不动点迭代的方法求解均衡下的 τ 。具体说来, 首先猜测均衡 τ 为 τ_0 , 然后解出 $h_0(i, k)$ 。把 $h_0(i, k)$ 代入(11)式可以得到一个新的 τ_1 。再根据 τ_1 解出 $h_1(i, k)$, 如此循环, 直到 $\tau_n = \tau_{n+1}$ 。

就数学形式而言, 自愿型医疗保障制度的收支平衡与强制型制度类似, 我们只需要将(11)式中的 T 、 ϕ 和 $\bar{\varphi}$ 替换为 T' 、 ϕ^1 和 φ^1

$$T' + F(T') = \sum_i \sum_j \tau P h(i, k) \phi^1(\omega(i)) \varphi^1(H_0(j)), \quad (12)$$

其中 T' 是参加保障体系的个体缴纳的保费总和, $T' = \sum_i \sum_j T \phi^1(\omega(i)) \varphi^1(H_0(j))$, $h(i, k)$ 是能力为 $\omega(i)$ 、期初健康水平为 $\bar{H}(j)$ 的个体在遭遇健康冲击以后的医疗支出。相应地, 定义 1 需要被修正为

定义 2 一个在给定医疗相对价格 P 、保险费 T 和政府补贴函数 $F(\cdot)$ 下实现自愿型医疗保障制度收支平衡的均衡由 $\{C(i, k), h(i, k), A(i, k), \tau\}$ 构成，它们满足：

(1) 给定 P 、 τ 和 T ，个体根据 (2)、(3)、(5) 至 (8) 式求解 $C(i, k)$ 、 $h(i, k)$ 和 $A(i, k)$ 。

(2) 给定 $C(i, k)$ 、 $h(i, k)$ 和 $A(i, k)$ ，个体根据 (9) 和 (10) 式选择是否参加医疗保障体系，进而得到参加医疗保障体系的个体在能力 ω 和初始健康状况 H_0 上的分布 ϕ^1 和 φ^1 。

(3) 给定所有的 $h(i, k)$ 和分布 ϕ^1 和 φ^1 ，医疗支出共付比例 τ 满足 (12) 式。

求解自愿型医疗保障制度均衡的方法与前文类似。具体说来，首先猜测均衡 τ 为 τ_0 ，然后解出 $h_0(i, k)$ 、 ϕ_0^1 和 φ_0^1 。把 $h_0(i, k)$ 、 ϕ_0^1 和 φ_0^1 代入 (12) 式可以得到一个新的 τ_1 。再根据 τ_1 解出 $h_1(i, k)$ 、 ϕ_1^1 和 φ_1^1 ，如此循环，直到 $\tau_n = \tau_{n+1}$ 、 $\phi_n^1 = \phi_{n+1}^1$ 和 $\varphi_n^1 = \varphi_{n+1}^1$ 。

四、参数估计

我们的目标是在个体理性选择的基础上考察农村医疗保障制度的参与率、收支平衡性及其福利效应。由于医疗保障制度的变化会改变个体决策环境，所以我们不能直接估计消费函数和医疗支出函数。一个可行的方法是对模型的参数作校准 (calibration)，然后模拟医疗保障制度的福利影响。但是由于此前估计中国个体偏好和医疗相对价格的研究很少，因此需要校准的参数很多，校准的标准本身也就成为一个需要讨论的问题。为了避免这些争议，本文采用以模拟为基础的计量方法，对模型的未知参数进行估计 (参见 Duffe and Singleton, 1993; Adda and Cooper, 2003)。需要估计的参数有个体偏好参数 σ 、 γ 、 θ 、 α 和 β ，以及各年的医疗相对价格 $P(t)$ 。估计的基本方法参见附录。估计的结果如表 2 所示。

表 2 参数估计值

| 个体偏好参数 | 相对价格 |
|----------------|------------------|
| $\sigma=1.651$ | $P_{1986}=0.077$ |
| $\gamma=8.547$ | $P_{1990}=0.084$ |
| $\theta=0.772$ | $P_{1995}=0.176$ |
| $\alpha=1.743$ | $P_{2000}=0.444$ |
| $\beta=0.594$ | $P_{2001}=0.442$ |
| | $P_{2002}=0.441$ |

注：根据“全国农村社会经济典型调查数据”(1986、1990、1995、2000—2002)校准。

表2表明, $\gamma/\sigma=5.18$, 即个体对于健康的风险规避程度明显大于消费。另一个结果是医疗相对价格的演进。在1986年至1990年间, 医疗相对价格基本保持平稳。随着市场化进程的加快, 从1990年到2000年, 医疗相对价格上涨了5倍以上, 这与表1中的数据是一致的。2000年以后, 相对价格非常稳定, 保持在0.44左右。最后, 由于 γ 比较大, 医疗价格弹性比较小(等于-0.316), 个体的实际医疗支出存在一定的刚性, 实际医疗支出的下降幅度小于医疗相对价格的上升幅度, 造成名义医疗支出与医疗相对价格正相关。

有三点需要说明。首先, 图4给出了上述估计的拟合效果, 其中实线和虚线分别表示拟合值和实际值。可以看出, 拟合的误差($R^2=0.928$)很大程度上来自于对1986年和1990年消费倾向的估计。但是, 我们的模型可以很好地拟合最近几年中国农民的消费—医疗支出行为, 这为下文分析医疗保障

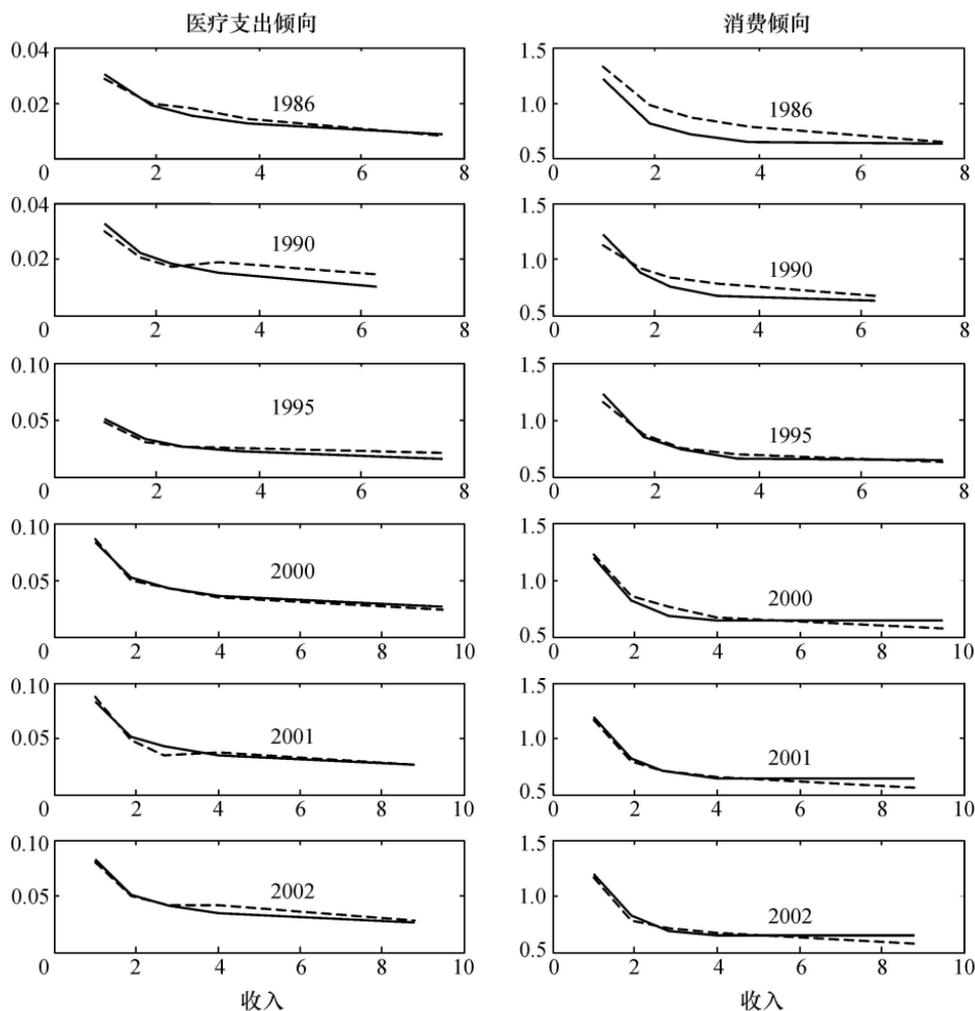


图4 拟合效果

制度的一系列影响提供了比较坚实的基础。其次，估计的相对价格变化可能并不完全等价于医疗真实价格的变化。由于各年的相对价格 $P(t)$ 是模型中唯一随时间可变的参数，它实际上还包含了模型所不能刻画而又随时间变化的决策环境的信息。最后，一般说来，非线性最小二乘法对于初始猜测值的要求很高，搜寻结果可能并不唯一。我们对初始猜测值做了简单的摄动 (Perturbation)，发现各类初始猜测值均能收敛到表 2 给出的估计值，因此我们认为这里的搜寻结果至少是局部唯一的。

五、医疗保障制度的参与率、平衡性和福利效应

在参数估计的基础上可以模拟实现平衡的医疗保障制度的参与率、共付比例和福利效应。为了更好地模拟医疗保障制度的现实影响，我们采用 2002 年的医疗相对价格作为模拟参数。计算期望效用 V^0 和 V^1 还需要设置转移矩阵 Π 。令 $\pi(i, i) = \rho$ 和 $\pi(i, j) = (1 - \rho) / (J - 1)$ ，对于 $i \neq j$ 。 ρ 表示没有遭遇健康冲击的概率，我们令 $\rho = 0.8$ 。敏感性分析表明不同的 ρ 对结论的影响不大。然后我们考虑中国现行的农村医疗保障制度。按照 2002 年最低收入组的收入水平 (人均 782 元)，我们取 T 为最低收入组收入水平的 $1/78$ 。设政府补贴规模为总的保险费的 2 倍，定义 1 和 2 中的政府补贴函数为 $G = 2T$ 和 $G = 2T'$ 。

首先考察强制型医疗保障制度。根据定义 1，实现医疗保障制度收支平衡的 $\tau = 0.531$ 。没有医疗保障制度的预期效用等价于 V^0 ，因此实行强制型医疗保障制度对于个体的福利效应就等于 $V^1 - V^0$ ，用 ΔV 表示，具体的数值参见表 3。可以看出，实行强制型医疗保障制度的最大受益者是收入较低且健康较差的个体。但是，这个保障制度会损害收入较低和健康较好个体的福利。对于高收入者而言，医疗保障制度的影响不大。如果医疗保障制度是自愿的，表 3 中左上方福利受到损失的个体不会选择参加医疗保障体系。这时，收缴的保险费会下降。根据定义 2，实现自愿型医疗保障制度收支平衡的 $\tau = 0.509$ ，参与率为 92%。随着福利受损个体的退出，与强制型制度相比，共付比例和参加保障体系的个体福利改善的幅度均有所下降。

表 3 医疗保障制度的福利效应

| 健康状况 收入水平 | 低 | | 中低 | | 中等 | | 中高 | | 高 | |
|--------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|--------|-------|
| | 强制 | 自愿 | 强制 | 自愿 | 强制 | 自愿 | 强制 | 自愿 | 强制 | 自愿 |
| 低 | 0.068 | 0.065 | 0.040 | 0.038 | 0.014 | 0.013 | -0.001 | — | -0.001 | — |
| 中低 | 0.051 | 0.049 | 0.033 | 0.031 | 0.016 | 0.015 | 0.002 | 0.000 | 0.005 | 0.000 |
| 中等 | 0.040 | 0.038 | 0.027 | 0.026 | 0.015 | 0.014 | 0.003 | 0.003 | 0.001 | 0.001 |
| 中高 | 0.029 | 0.027 | 0.021 | 0.020 | 0.013 | 0.012 | 0.006 | 0.005 | 0.001 | 0.001 |
| 高 | 0.011 | 0.010 | 0.009 | 0.008 | 0.007 | 0.006 | 0.005 | 0.004 | 0.002 | 0.002 |

在此基础上, 我们进行一些比较静态分析。首先, 将缴费金额增加1倍, 即 T 为最低收入组收入水平的 $1/39$, 在强制型制度下, $\tau=0.749$; 在自愿型制度下, $\tau=0.654$, 参与率下降到76%。表4的结果显示, 在强制型制度下, 受益最大的依然是收入较低且健康状况较差的人, 但缴费金额提高后, 福利受损的人数将会增加, 这些人是收入较低而健康较好的人。因此, 在自愿型制度下, 这些人必然会退出医疗保障制度, 而他们退出的结果是医疗保障体系可以提供的共付比例下降, 如此, 又将导致另一些人因福利受损而退出这一体系。最后的结果是大部分健康状况很好的人都将退出保障体系, 实现医疗保障制度收支平衡的共付比例也有明显的下降。

表4 缴费金额增加一倍后的福利效应

| 健康状况 收入水平 | 低 | | 中低 | | 中等 | | 中高 | | 高 | |
|--------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|--------|-------|
| | 强制 | 自愿 | 强制 | 自愿 | 强制 | 自愿 | 强制 | 自愿 | 强制 | 自愿 |
| 低 | 0.086 | 0.076 | 0.051 | 0.042 | 0.019 | 0.010 | -0.000 | — | -0.000 | — |
| 中低 | 0.065 | 0.058 | 0.042 | 0.036 | 0.020 | 0.014 | 0.001 | — | 0.001 | — |
| 中等 | 0.050 | 0.045 | 0.034 | 0.030 | 0.019 | 0.015 | 0.005 | 0.001 | 0.002 | — |
| 中高 | 0.030 | 0.033 | 0.026 | 0.023 | 0.016 | 0.014 | 0.007 | 0.004 | 0.002 | — |
| 高 | 0.014 | 0.013 | 0.011 | 0.010 | 0.008 | 0.008 | 0.006 | 0.005 | 0.003 | 0.003 |

然后我们把政府对于个体的财政补贴减少为10元, 即补贴函数修改为 $G=T$ 和 $G=T'$ 。在强制型制度下, $\tau=0.433$; 在自愿型制度下, $\tau=0.388$, 参与率下降到80%。表5的结果显示, 受益最大的依然是收入较低且健康状况较差的人。如果取消财政补贴, 自愿型制度下的 $\tau=0.261$, 参与率会进一步下降到72%。

表5 财政补贴减少一半后的福利效应

| 健康状况 收入水平 | 低 | | 中低 | | 中等 | | 中高 | | 高 | |
|--------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|-------|--------|-------|
| | 强制 | 自愿 | 强制 | 自愿 | 强制 | 自愿 | 强制 | 自愿 | 强制 | 自愿 |
| 低 | 0.054 | 0.047 | 0.031 | 0.027 | 0.010 | 0.008 | -0.002 | — | -0.002 | — |
| 中低 | 0.041 | 0.036 | 0.026 | 0.022 | 0.012 | 0.010 | -0.001 | — | -0.001 | — |
| 中等 | 0.032 | 0.028 | 0.021 | 0.019 | 0.011 | 0.010 | 0.002 | 0.001 | 0.000 | — |
| 中高 | 0.023 | 0.020 | 0.016 | 0.014 | 0.010 | 0.009 | 0.004 | 0.003 | 0.001 | 0.000 |
| 高 | 0.009 | 0.008 | 0.007 | 0.006 | 0.005 | 0.005 | 0.004 | 0.003 | 0.002 | 0.002 |

(一) 讨论

如前所述, 现有关于中国农村医疗保障制度的讨论主要集中在以下三点。第一, 农民是否有激励参加遵循自愿原则的医疗保障制度, 或者说这个保障体系的参与率究竟有多大; 第二, 目前的缴费金额和政府补贴能否实现保障体系的自我平衡; 第三, 人头税型的缴费方式是否会使富人得益更多, 从而进一步加剧中国农村的不平等。我们的估算结果对以上三个问

题做出了回应。首先，只有小部分收入较低而健康较好的农民不会选择参加医疗保障体系。具体说来，在每人每年缴费仅为低限10元时，我们估计这个保障体系的参与率可以达到92%。其次，即使个体和政府只需缴纳10元和20元的保险费，只要把医疗支出的共付比例 τ 控制在50%左右，目前的医疗保障制度是可以实现自我平衡的。最后，这个保障体系的主要受益者是收入较低而健康也较差的个体，它符合医疗保障制度向病人和穷人倾斜的基本要求。

前人提出的这三个疑问是很直观的。那么为什么在我们的模型中目前试行的医疗保障制度没有出现这些问题呢？首先，由于缴费金额很低，即便就最低收入组而言，保险费也仅占收入的1.3%，参加保障体系的成本很小。而考虑到可能遭遇的健康冲击以及由此产生的医疗支出的不确定性，在较高的风险规避系数的作用下，参加保障体系可以显著降低风险，提高预期效用。表4的模拟结果表明如果缴费金额上升一倍，参与率就会下降到76%，逆向选择问题就会比较突出。但这仅仅是问题的一个方面。其次，如果总和医疗支出很大，实现保障制度收支平衡的共付比例会比较小，保障体系的风险规避效应也就随之减少。不过中国农民医疗支出比较小，因此即便在保险费很低的情况下，经过政府财政的补贴，实现保障制度收支平衡的共付比例依然可以保持在比较高的水平。表5表明，如果取消补贴，参与率会下降到72%。因此，我们认为较少的缴费金额、较高的风险规避性、较低的医疗支出倾向和政府财政补贴是导致现行医疗保障制度逆向选择问题较小的主要原因。

随之而来的是道德风险问题，即引入医疗保障制度以后，共付比例 τ 使得个体医疗支出的有效价格 $P(1-\tau)$ 下降，这可能诱使个体提高医疗支出，增加保障体系的负担，从而降低实现保障制度收支平衡的共付比例。所幸的是，我们的估计表明，医疗价格弹性较小，实际医疗支出 h 存在着一定的刚性，所以当 $P(1-\tau)$ 下降以后， h 的增加幅度小于 $P(1-\tau)$ 下降的幅度，实现保障制度平衡的共付比例因此并不会显著减少。最后，相对于富人而言，人头税型的缴费方式的确增加了穷人的负担，而且数据表明富人的医疗支出也比穷人多。但是， h 的刚性使得穷人的医疗支出倾向显著高于富人，而且由于穷人的收入偏低，遭遇健康负向冲击以后可能需要负债，这一财富效应会引起较大的福利损失。综合以上两点，穷人在保障体系中有较高的相对受益。我们的估算表明，穷人这部分较高的相对受益超过了因人头税型的缴费方式造成的相对损失。

（二）关于最优医疗保障制度的一些思考

一个有趣的问题是我们能否在某种政府补贴规则下找到“最优”的保险费。首先，最优性需要满足帕累托条件，因此我们只考虑自愿型医疗保障制度。其次，我们需要一个总福利函数，即个体期望效用的加权总和。如果用

选择参加医疗保障体系个体的分布 ϕ^1 和 φ^1 作为权重, 总福利的增进 \mathfrak{R} 等于

$$\mathfrak{R} = \sum_i \sum_j \Delta V(i, j) \varphi^1(\omega(i)) \varphi^1(H_0(j)). \quad (14)$$

图5给出了 \mathfrak{R} 对于保险费 T 的函数形状。图5中有6个区域。当 T 较小时(区域1), 所有人都愿意参加医疗保障体系, 而且 \mathfrak{R} 是 T 的单调递增函数。在政府补贴与个人缴费成正比的补贴规则下(参见图6), 这是一个显然的结果。但是, 当 T 增加到一定程度以后 ($T > 0.0107$, 区域2), 收入较低且健康较好的个体不会选择参加医疗体系, 因此收缴的保险费、实现医疗保障制度收支平衡的共付比例都有所下降, 导致总福利的增进 \mathfrak{R} 出现了一个明显的下降。但是, 只要选择参加医疗体系的个体数量不变, 在区域2中 \mathfrak{R} 依然是 T 的单调递增函数, 而且只要 T 足够大, 区域2中的 \mathfrak{R} 可以超过区域1中 \mathfrak{R} 的最大值。根据我们的估计 ($T = 0.013$), 目前试行的中国农村医疗保障制度就落在区域2的中部。随着 T 的增加, 上述情况依然成立, 如图5和图6所示。由此可见, 虽然增加保险费可能改善个体的总和福利, 但是却需要面对财政补贴上升和医疗体系参与率下降的问题。我们计划在以后的研究中对最优保险费乃至最优政府补贴规则做更加深入的研究。

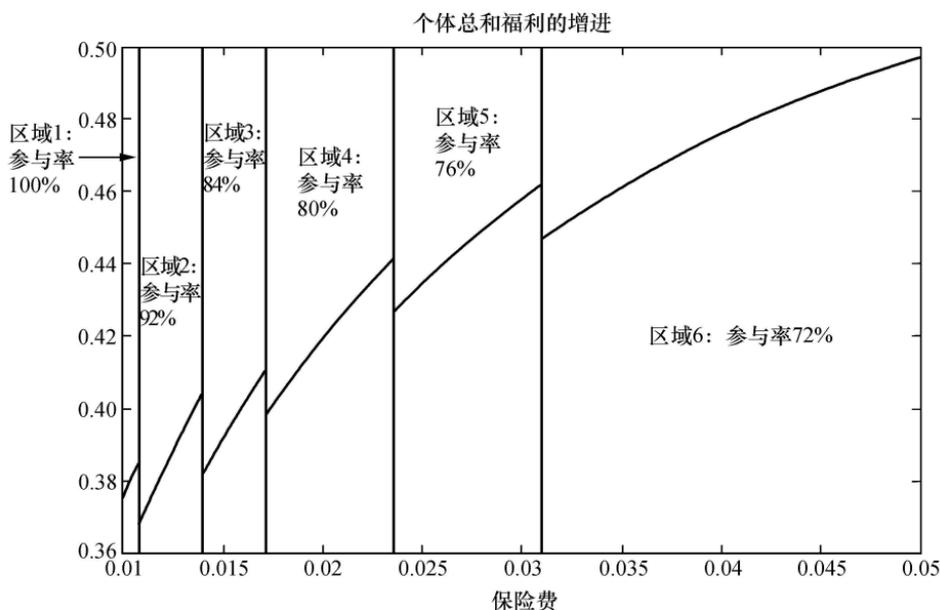


图5 总福利改进与参与率

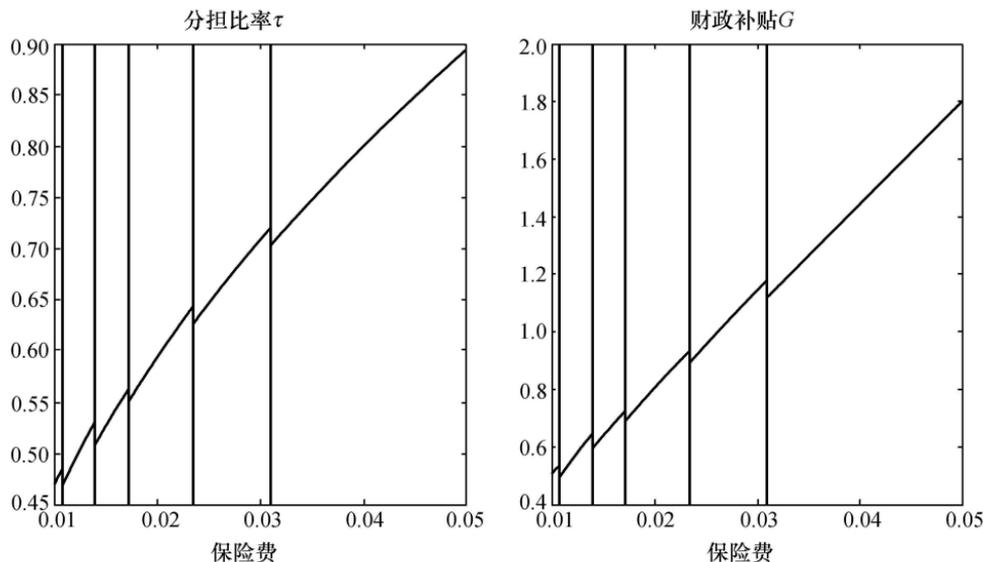


图6 保险费、共付比例和政府补贴

六、总 结

本文构建了一个异质性个体的消费—医疗支出决策模型，并在拟合中国农村消费—医疗支出行为的基础上估计了中国农民的效用函数和医疗相对价格。在对实现收支平衡的医疗保障制度进行严格定义以后，我们计算了现行中国农村医疗保障制度对于参与率、费用共付比例以及福利效应等三方面的影响。我们的计算结果表明，在现行的制度设计和缴费水平下，参与率可以在75%以上，最高可以达到92%，健康状态较差的穷人是这个保障体系最大的受益者。较少的缴费金额、较高的风险规避性、较低的医疗支出倾向和政府财政补贴导致逆向选择并不显著，道德风险则受到了较低的医疗价格弹性的限制，而穷人较高的医疗支出倾向则使得他们可以从保障体系中获得更大的利益。

值得注意的是，很多调查发现，现实中农民参与医疗保障制度的积极性并不高。有文献报告在推行医疗保障制度的过程中平均参与率只有56%左右（胡善联，2004），这与本文估算的高于75%的参与率似乎并不一致。需要指出的是现实中农村合作医疗一般只补贴大病，这将加重逆向选择，降低合作医疗的吸引力，降低参与率。仅仅补贴大病带来的另一问题是不利于农民在健康出现问题时及时治疗，导致小病拖成大病，反而引起更多的医疗支出，也影响到合作医疗自身的资金平衡。本文的模型在医疗保险补贴上未区分大病和门诊费用，结果表明这样的设计可以减轻逆向选择问题，而且医疗保障体系的共付率可以达到50%左右。此外，除了本文模型所刻画的经济、健康

因素以外,农民的选择还受到很多其他因素的影响。较为突出的一个因素是长期以来农民对集体经济组织怀有一定的不信任感,担心乡村干部会以权谋私或合作医疗资金被挪用,因而用不参与来对抗(曾庆义等,2003)。

现行的中国农村医疗保障制度按地区统筹,而中国地区之间的情况差别很大,本文可能无法反映由这种差异所造成的医疗保障制度对于不同地区的不同影响。但是,我们的模型和结论并不依赖于收入的绝对水平。如果各地区的收入分布比较近似,统筹范围的变化不会改变基本的结论。此外,各个地区试行的费用分担规则也并非都是线性的,比如“大病保障”规则或“报销上限”规则都会对个体的医疗支出行为产生影响。今后,我们将在获得分地区的个体数据和费用分担规则的基础上对农村医疗保障制度做更为细致的评价。

另一个未来研究的方向是延续第五节中关于最优医疗保障制度的讨论。现有的文献往往在收入可观测或同质个体的假设基础上寻找最优的医疗保障制度(比如 Blomqvist and Horn, 1984; Blomqvist, 1997)。而我们则计划在收入不可观测的异质性个体模型中寻找“最优”的保险费、费用分担规则和政府补贴政策,因为这样的“最优”制度在中国农村更加易于实施。

附录 参数估计方法

正文中参数估计的具体方法如下:我们假设个体初始的财富 $A_0 = 0$ 。个人能力 ω 和冲击后的健康水平 \tilde{H} 服从均匀分布。¹⁰ 令 $J = 5$, $\tilde{H} = (0.7, 0.9, 1.1, 1.3, 1.5)$ 。敏感性分析表明放松这些假设并不会对结论产生本质影响(限于篇幅,我们略去了敏感性分析结果)。¹¹ 令 $I = 5$, ω 的取值依据全国农村社会经济典型调查数据。¹² 用 W^* 表示实际观测到的收入(把最低收入组的收入正规化为 1), $\omega = W^* - \lambda \tilde{H}$ 。由于模型中的收入 $W = \omega + \lambda \tilde{H}$, 经过实际收入的调整以后, λ 的取值与下文中的参数估计和福利分析结果无关。如前文所述,中国农村在过去二十多年间基本没有医疗保障制度,所以我们令 $\tau = T = 0$ 。

需要估计的参数有个体偏好参数 $\sigma, \gamma, \theta, \alpha$ 和 β , 以及各年的医疗相对价格 $P(t)$ 。估计的基本方法如下。给定 $\omega(i)$ 、 $\tilde{H}(k)$, 个体的医疗支出倾向 $z(i, k) = Ph(i, k)/W(i, k)$ 和消费倾向 $c(i, k) = C(i, k)/W(i, k)$ 可以被表示为参数向量 $v = (\sigma, \gamma, \theta, \alpha, \beta)$ 和相对价格 $P(t)$ 的函数,即 $z(i, k) = f_{i,k}(v, P(t))$ 和 $c(i, k) = g_{i,k}(v, P(t))$ 。在 $\omega(i)$ 给定情况下按 \tilde{H} 平均的各年医疗支出倾向和消费倾向分别为 $\bar{z}_i(i) = \sum_k f_{i,k}(v, P(t)) \bar{\varphi}(\tilde{H}(k))$ 和 $\bar{c}_i(i) = \sum_k g_{i,k}(v, P(t)) \bar{\varphi}(\tilde{H}(k))$ 。用 $z_i^*(i)$ 和 $c_i^*(i)$ 表示实际观测的各年分组数据,我们根据下

¹⁰ 第五节中对于转移矩阵 Π 的设置保证了 H 与 \tilde{H} 同分布。

¹¹ $\tilde{H} = (0.7, 0.9, 1.1, 1.3, 1.5)$ 的取值带有一定的随意性,这是因为 \tilde{H} 的均值和健康的权重 α 无法被相互独立地估计出来; \tilde{H} 的均值越大, α 的估计值就越小。不过,在我们所进行的各种敏感性分析中, \tilde{H} 的均值及其分布假设对本文的主要结论不会产生重大影响(因为其主要作用都被 α 的估计值所反应)。我们还可以直接估计 \tilde{H} 的上界和下界,这样除了相对价格以外,需要估计的参数就变成了 7 个。估计的结果与这里的设置差别不大,对于本文的基本结论也不构成影响。

¹² 农村调查数据按收入五等分。

面的非线性最小二乘法估计参数向量 v 和相对价格 $\{P(t)\}_{t=1}^T$

$$\min_{v, \{P(t)\}_{t=1}^T} \sum_t \sum_i ((z_i^*(i) - \bar{z}_i(i))^2 + \mu(t) (c_i^*(i) - \bar{c}_i(i))^2),$$

其中 $\mu(t) = (\bar{z}_i^* / \bar{c}_i^*)^2$, \bar{z}_i^* 和 \bar{c}_i^* 是 $z_i^*(i)$ 和 $c_i^*(i)$ 的均值。由于 $z_i^*(i)$ 和 $c_i^*(i)$ 的数值相差很大 (前者接近于 0 而后者接近于 1), 我们使用 $\mu(t)$ 调整这两个变量的量纲。估计的结果如表 2 所示。

参 考 文 献

- [1] Adda, J., and R. Cooper, *Dynamic Economics: Quantitative Methods*. Cambridge: The MIT Press, 2003.
- [2] Blomqvist, A., "Optimal Non-linear Health Insurance", *Journal of Health Economics*, 1997, 16 (3), 303—321.
- [3] Blomqvist, A., and H. Horn, "Public Health Insurance and Optimal Income Taxation", *Journal of Public Economics*, 1984, 24(3), 353—371.
- [4] Cutler, D., "Public Policy for Health Care", NBER Working Paper, 1996, No. 5591.
- [5] Duffie, D., and K. Singleton, "Simulated Moments Estimation of Markov Models of Asset Prices", *Econometrica*, 1993, 61(4), 929—952.
- [6] Feng, J., B. Qin, and Y. Yu, "Wealth, Education and Demand for Medical Care: Evidence from Rural China", Paper presented in 2007 Midwest Economics Association Annual Conference, US.
- [7] Feng, X., S. Tang, G. Bloom, M. Segall, and X. Gu, "Cooperative Medical Schemes in Contemporary Rural China", *Social Science and Medicine*, 1995, 41(8), 1111—1185.
- [8] Grossman, M., "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health", *Journal of Political Economy*, 1972, 80(2), 223—255.
- [9] 胡善联, "全国新型农村合作医疗制度的筹资运行状况", 《中国卫生经济》, 2004 年第 9 期, 第 24—25 页。
- [10] Liu Y., K. Rao, and S. Hu, *People's Republic of China: Towards Establishing A Rural Health Protection System*, Asian Development Bank Publication Stock No. 090902, 2002.
- [11] 曾庆义、李新民、张绍军, "农民自愿还需政府组织引导——对建立新型农村合作医疗制度有关问题的思考", 《中国卫生经济》, 2003 年第 11 期, 第 39—40 页。
- [12] 朱玲, "政府与农村基本医疗保健保障制度选择", 《中国社会科学》, 2000 年第 4 期, 第 89—99 页。

Health Care System in Rural China: A Quantitative Approach Based on Heterogeneous Individuals

JIN FENG ZHENG SONG

(Fudan University)

Abstract This paper aims at providing some responses to the following three hotly debated issues regarding China's new rural cooperative medical system (CMS), which was launched at the beginning of 2003. Firstly, how many people would join the system voluntarily? Secondly, can the system be self-balanced? And thirdly, would the lump-sum tax benefit the rich more than the poor? We build a decision model with heterogeneous agents and compute the implications of the CMS and find under certain conditions, the system can be self-financed and sustained and the rate of participation could be higher than 90%. Moreover, it is the unhealthy poorer that benefit more from the CMS.

JEL Classification C15, I38, I28