

中国老年人口健康研究*

于 学 军

【提要】 本文应用中国老年科学研究中心1992年“中国老年供养体系调查”数据,估计了OLS,Probit,Tobit和Generalized Tobit模型。数据分析和估计结果显示,无论在城市还是在农村,男性老年人口比女性老年人口的健康状况好;农村老年人口比城市老年人口的健康状况好;年龄与老年人口的自理能力分值为负相关关系;而老年人口没有患慢性病的事件与年龄之间呈“U”型关系;教育程度对老年人口的健康状况有很大的影响;教育程度对城市老年人口患慢性病的概率和数量的影响相对更大。总的来说,少数民族老年人口的健康状况与汉族老年人口的健康状况没有明显的差异。无论在城市还是在农村,孩子数量多的老年妇女患慢性病的概率相对较高。户均收入水平对城乡老年人口的健康状况都有显著的影响,但在农村,这一影响相对更大。

【作者】 于学军 中国人口信息研究中心副主任、副研究员。

健康是老年供养和社会保障的一个重要指标,也是老年人口福利的一个重要组成部分。健康状况的改善对社会发展和经济增长的贡献是多方面的(The World Bank,1993)。在过去的几十年里,尽管世界人口的健康状况得到了极大的改善,但在今后仍将面临新的健康需求挑战。

中国是世界上人口最多的国家,快速的人口转变引起了人们对人口老化问题的关注。如许多发展中国家一样,70年代后中国经历了剧烈的人口转变,生育率和死亡率大幅度下降。总和生育率从1970年的5.81下降到1998年的2.00左右。出生预期寿命从1953年的40岁左右提高到1998年的71岁。随着生育水平和死亡水平的同时下降,中国老年人口在总人口中的比例和数量在不断扩大。当50年代初期生育高峰时出生的人口进入老年人口年龄时,中国人口老化将呈加速的态势。尽管国内外学者基于不同的参数对下世纪中国人口发展态势所做的预测有不同的结论,但一致的是,到下世纪中叶,中国60岁及以上的老年人口将占总人口的1/4,总数约为4亿左右(McCarthy and Zheng,1996;Yu,1995;Yu,1997)。

与此同时,中国的社会、经济和文化也在急剧变化,这些变化又在很大程度上改变着老年人口的生活环境。在过去社会主义计划经济体制下,政府对老年人的健康和保健负责,城镇职工医疗基本是免费的,且覆盖面较广。即使在偏远的农村,也有“赤脚医生”。随着80年代初农村经济体制改革,社区和集体的医疗体制和资源遭到了一定程度上的破坏,加之近年来医疗价格上涨,使农村人口健康水平的提高受到了阻碍(Dasgupta,1993;Banister,1987)。

理论和实证研究都表明,老年人口医疗保健费用远比年轻人口高,因为老年人非传染性疾病,如老年痴呆症、癌症和脑溢血的发生概率相对较高。这一现象在中国同样正在发生

* 本研究得到洛克菲勒基金的资助,在此表示感谢。

(Long, 1988; World Bank, 1993; Yu, 1995)。随着老年人口比例的增高和数量的增大,政府在退休人员医疗保健方面的开支也在膨胀,该项开支已从 1986 年的 16.4 亿元增加到 1995 年的 203 亿元,退休人员的医疗保健费用与在职职工的医疗保健费用之比,从 1986 年的 23.8 : 100 发展到 1995 年的 57.81 : 100^①。

这些发展趋势对政府和家庭在老年人口的供养特别是老年人口的医疗保健供给方面提出了严峻的挑战。中国政府能满足这一变化着的健康保健需求吗?今后的改革方向是什么?目前中国老年人口的健康状况如何?哪些社会经济因素影响老年人口的健康状况?有关这些问题的研究很少,特别是有关老年人口健康状况的决定因素,以及老年人口的健康状况对劳动参与、收入和居住方式影响的研究尤其少。老年人口长期照顾的费用昂贵,正确估量老年人口健康状况决定因素的模型,甄别有关健康政策含义,会对政策制定非常有意义。

1. 健康研究的经济学模型

健康可以被视为一种人力资本(Fuchs, 1972, 1982)。值得注意的是,我们研究的很多变量是一种“储量”,而非“流量”或“事件”,因为健康状况是一个长期积累的过程,所以我们要注重健康状况的形成过程。例如,老年人的活动能力和疾病的发生是一个长期积累的结果,取决于过去的投入,也依赖于过去的健康状况和他们所处的环境。在经济学的视野里,任何人都要进行决策以提高健康水平或健康存量(H)。当健康存量下降到某一生死攸关的水平(H_d)后,人就会死亡。除一些极端的情况外,如自杀,一般人们并不能决定他们的死亡年龄。但是人们可以对影响健康状况的投资和消费进行决策,反过来,这些决策又会影响死亡的年龄(Preston and Taubman, 1994)。

研究健康的标准经济学方法是:假设个人都会使其效用函数最大化,最大值取决于所消费的不同商品的种类和数量。这些商品可能部分或全部与健康状况有关,有些则与健康状况毫无关系。健康的生产函数可以用下式表述,它显示了 H 是如何随投入的变化而变化的:

$$H_t = H(H_{t-1}, X_{ht}, X_{ft}, X_{ct}, \mu) \quad (1)$$

其中, H_t 是 t 时期的健康状况; X_{ht} 是与健康有关的一系列投入要素; X_{ft} 是一系列个人和家庭特征; X_{ct} 是一系列社区的特征; μ 是不可观察到的个人之间的异质性。

假设个人决策会使每个时期的效用函数最大化, U_t 是一系列消费品 C_t 、不同时期的健康存量 H_t 、个人的休闲 L_t , 以及一些观测不到的因素 γ 的函数,我们可得到方程(2):

$$U_t = U(C_t, H_t, L_t, \gamma) \quad (2)$$

在资源和价格一定的条件下,健康状况是由个人和个人所在的家庭决策决定的。在进行消费资源配置时,消费者要受预算方程约束。其中,商品价格(P_{it})乘以所购买商品数量(G_{it})的总和不能超过个人收入(I_t)。个人收入等于每小时收入(E_t)乘以工作小时(W_t)再加上非劳动所得(V)。

$$\sum P_{it} G_{it} \leq I_t = E_t W_t + V \quad (3)$$

这样,一个决定健康状况的简略函数就可以从上述两个方程中推导出来:

$$H^* = H'(H_0, W_0, X_t, X_c) \quad (4)$$

下标为 0, 是指老年人初始时期的状况(Grossman, 1972; Strauss and Thomas, 1995)。

^① 《中国统计年鉴》, 中国统计出版社, 1996 年。

2. 数据和统计方法

2.1 数据

本文数据来自中国老年科学研究中心 1992 年“中国老年人供养体系调查”。数据分为城乡两部分,城市 9 889 人,其中男性 4 766 人(1 652 人与已婚子女同住,3 114 人单住),女性 5 123 人(2 039 人与已婚子女同住,3 084 人单住);农村 10 194 人,其中男性 4 822 人(1 736 人与已婚子女同住,3 086 人单住),女性 5 372 人(2 443 人与已婚子女同住,2 929 人单住)。详细情况请见《1992 年中国老年人供养体系调查数据》(中国老年科学研究中心,1996 年)。

2.2 因变量的度量:老年人口的自理能力

目前,有 3 项比较流行的衡量老年人健康状况的指标:自理能力、医生诊断和自我报告。

对于自理能力的指标,我们调查了 5 种日常生活活动能力:穿衣、吃饭、洗澡、用厕和外出能力;对于医生诊断的指标,调查了 10 种慢性病的发生情况;而对于自我报告的指标,要求老年人回答他们对自己身体健康状况的自我感觉:好、一般或差。

首先,笔者不使用自我报告的方法。如以往的研究所发现的那样,自我报告的主观性较强,这一指标会受到个人所处的社会、经济和文化背景的影响。因此,自我报告不是制定健康政策时应参考的重要指标(Schultz and Tansel,1996)。

其次,我们不否定医生诊断这一指标的有效性。我们只是根据医生的诊断,简单地将老年人口分成两部分:有慢性病和没有慢性病。这样,我们就可以采用两项选择的 PROBIT 方法,分析老年人口患有慢性病概率大小的决定因素。同时,对于老年人口患病数量的分析,我们可以采用多元回归(OLS regression)方法。但由于 OLS 不是最好的办法,我们将另辟蹊径。

最后,我们将重点放在自理能力的指标上。将每个项目打分,没有困难为 10 分,有一定程度的困难为 5 分,而很困难为 0 分。而后将分组的 5 项内容得分除以 5,我们会获得每个人的平均自理能力得分,从 1 到 10。生活自理能力得分较为可信,因为它是多项的加权平均所得到的连续分值。这样,我们可以应用多元回归 OLS 方法来分析老年人自理能力的社会经济因素。

2.3 统计分析框架

老年人口健康状况的简略函数形式为:

$$h_e = \alpha_e + \beta X_e + u_e \quad (5)$$

其中, α_e 是常数; β 是一组待估计的系数; X_e 是一系列影响老年人口健康状况的个人和家庭特征,包括年龄、教育、民族、生育和收入等。

我们用 OLS 方法来估计自理能力的决定因素和患病种类数量。表示为:

$$Z_i = \beta X_i + \mu \quad (6)$$

其中, X_i 是一组解释变量, μ 是独立正态分布的干扰项目。

用 Probit 方法,我们可以分析老年人患慢性病的概率大小。因为这里的因变量是二分类变量。在 Probit 模型中,假设有一个基本的反映变量 y^*_j

$$y^*_j = \beta' x_j + \epsilon_j \quad (7)$$

在实践中, y^*_j 是不可观测的。我们所能观测到的是一个虚拟变量 y ,它是由下式定义的:

$$\text{如果 } y^*_j > 0, y_j = 1; \text{ 否则 } y_j = 0 \quad (8)$$

由(7)(8)我们得到下式:

$$\text{Prob}(y_j = 1) = \text{Prob}(\epsilon_j > -\beta' x_j) = 1 - F(-\beta' x_j) \quad (9)$$

其中 F 是 ϵ 的累积正态分布函数(Maddala,1983)。

在我们的数据中,分别有 25%、20%、44%和 37%的城市男性老年人口、城市女性老年人口、农村男性老年人口和农村女性老年人口没有任何慢性病。在这种情况下,如果将老年人口是否患有慢性病作为因变量的话,可能会出现“数据的删失问题”。因为大量的因变量为 0,使得 OLS 中的线性假设不成立,从而使 OLS 方法失效。但简单地将那些没有患病的老年人从样本中删除,又无疑会导致样本选择的误差。为纠正数据的删失问题,我们可以采用 Tobit 方法对老年人口患病数量进行估计。这一模型的一般表述方式为:

$$Y^* = \beta X + e \quad (10)$$

$$Y = 0 \quad \text{如果 } Y^* \text{ 小于或等于 } 0$$

$$Y = Y^* \quad \text{如果 } Y^* \text{ 大于 } 0$$

其中 Y 是实际观察到的患病数量,而 Y^* 是待定因变量, X 仍然是一组解释自变量。

到此,我们的估计方法似乎已尽完备,事实上还存在一个问题。尽管 Tobit 解决了数据的删失问题,但独立地应用这一模型会使 PROBIT 和 TOBIT 方程中的系数失去动态性。Amemiya (1984)的扩展 TOBIT 模型(Generalized Tobit model)很好地解决了这一问题。在扩展 TOBIT 模型中,数量方程和概率方程中的系数都是动态的,其具体做法是将数量方程和概率方程同时进行估计。决定样本选择的方程为:

$$Z^* = \gamma' W + u \quad (11)$$

其中待定因变量 $Z=1$,若老年人去年患病; $Z=0$,若老年人去年没患病。 W 是一组解释变量。

将这一方程与上述的 TOBIT 模型同时进行估计:

$$Y = \beta' X + e \quad (12)$$

其中当 $Z=1$ 时, Y 是老年人患病种类数量。

本文所有模型的估算,均采用 LIMDEP 7.0 版本软件(William H. Greene,1995)。

3. 实证发现

3.1 分地区和性别的老年人口健康状况

众所周知,中国城市居民和农村居民所享受的社会保障待遇不同。早在 1951 年,中国就有了第一部劳动保障法,国家向大多数职工提供免费的医疗、伤残补贴和退休金。与此同时,农民不在劳动保障法律的保护范围内,他们完全要依赖家庭和亲属来满足上述需求。因此,区别不同情况,有利于我们的分析。

表 1 显示了城乡老年人口的自理能力分值的分布情况。在性别差异方面,男性老年人口比女性老年人口的健康状况相对要好,而且两性之间的差距随年龄的增长而扩大。城市男性老年人口和女性老年人口的自理能力分值分别为 9.61 和 9.53;而农村男性老年人口和女性老年人口的自理能力分值分别为 9.72 和 9.59。无论在城市还是在农村,男性老年人口和女性老年人口的自理能力分值的差异显著,这一模式基本上与以往的研究结果是一致的(例如, Strauss, et al., 1993)。如果以男性老年人口和女性老年人口的自理能力分值来衡量,农村老年人口比城市老年人口的健康状况好。农村老年人口的自理能力分值为 9.65,而城市老年人口的自理能力分值为 9.57。统计检验表明,两者之间的差异也是显著的(见表 1)。

与此同时,我们将老年人口分成两组:一组有慢性病,另一组没有慢性病。我们发现,无论

在城市还是在农村,男性老年人口没有患慢性病的比例比女性老年人口高(见表2)。有趣的发现是,农村老年人口没有患慢性病的比例远远高于城市老年人口的这一比例,农村为40.5%,而城市只有22.6%。从上面的分析可以看到,在健康的性别差异和城乡差别上,以老年人口的自理能力分值和没有患慢性病比例两种衡量方法得出的结论一致。其他一些调查数据,如中国社会科学院人口研究所《1987年中国60岁以上老年人口调查数据》也显示了同样的模式^①。

表1 分地区、性别和年龄的老年人口自理能力分值分布

地区 性别	城 市		农 村	
	男性	女性	男性	女性
60~64	9.84	9.82	9.85	9.80
65~69	9.67	9.67	9.81	9.74
70~74	9.56	9.53	9.67	9.61
75~79	9.30	9.25	9.55	9.39
80~84	9.01	8.42	9.32	9.08
85及以上	8.19	7.57	8.84	8.23
总 计	9.61	9.53	9.72	9.59
样本数	4 766	5 123	4 822	5 372

资料来源:根据1992年中国老年人供养体系调查数据计算。

表2 分地区、性别和年龄的老年人口没有患慢性病的百分比 %

地区 性别	城 市		农 村	
	男性	女性	男性	女性
60~64	28.5	20.9	47.6	39.3
65~69	24.9	20.0	42.9	38.7
70~74	22.5	19.9	42.2	36.0
75~79	20.7	19.8	40.2	32.3
80~84	22.8	17.8	41.7	37.4
85及以上	26.9	23.5	42.4	40.0
总 计	25.1	20.3	43.9	37.4
样本数	4 766	5 123	4 822	5 372

资料来源:同表1。

在中国现有的社会经济发展条件下,农村老年人口比城市老年人口较为健康的发现多少有些令人费解,可能的解释是农村老年人口对健康问题的漏报或低估。因为农村老年人口的教育程度较低,感知和判断能力也较低,同时,由于交通或经济上的限制,使农村老年人口比城市老年人口求医问药的机会少得多。最近确有一些研究发现,处在较低社会经济层次的个人对某些疾病有系统低报的现象(Over et al., 1992)。也正因如此,有些学者建议,以老年人口的自理能力分值来衡量落后地区老年人口的健康状况或许是更好的办法(Strauss et al., 1993; Schoenbaum, 1995)。

3.2 中国老年人口健康状况的决定因素

表1显示,年龄和老年人口的自理能力分值之间呈现负相关关系,即年龄越大的老年人口的自理能力分值越低。OLS估计说明,这一关系是高度显著相关的(见表3)。给人印象深刻的发现是城乡老年人口没有患慢性病的事件与年龄之间的“U”型关系(见表2)。这一关系在开始时是负相关的,而后是正相关的,转折点大约在75~79岁。表4是老年人口慢性病发病概率的PROBIT估计结果。从中我们可以看到,无论在城市还是在农村,老年人口发病概率的高峰出现在75~79岁之间。这一估计结果与表2的描述是一致的。老年人口没有患慢性病的事件与年龄之间的“U”型关系给人印象深刻,但并不令人惊奇。研究老年人口问题需要特殊的方法和策略,因为老年人口的死亡模式和健康状况与年轻人口的情况相去甚远。高龄人口的死亡和疾病发生模式往往偏离冈伯茨曲线(Gompertz Curve),并不是所有慢性病的发病概率都随年龄的提高而单一地增大(Bayo and Faber, 1985)。例如75岁以后,骨关节炎的发病率会逐渐下降(Bagge et al., 1992);有家族遗传高胆固醇的人,到中年后会逐渐恢复到正常水平;大部分遗

^① Population Research Institute of CASS, 1988, Special Issue 1, Population Science of China: 275~298, January, 1988, Beijing.

表 3 老年人生活自理能力分值:OLS 估计

地区 性别	城 市		农 村	
	男性	女性	男性	女性
年龄				
65~69	-0.171 (3.33)	-0.161 (3.27)	-0.49 (1.25)	-0.065 (1.43)
70~74	-0.261 (4.60)	-0.296 (5.40)	-0.188 (4.21)	-0.191 (3.96)
75~79	-0.525 (7.53)	-0.585 (8.47)	-0.319 (5.91)	-0.409 (7.42)
80~84	-0.800 (8.00)	-1.396 (15.12)	-0.549 (7.21)	-0.718 (10.05)
85 及以上	-1.606 (9.96)	-2.258 (17.88)	-1.041 (8.65)	-1.568 (15.90)
教育程度				
小学	0.089 (1.68)	0.005 (0.12)	0.032 (1.95)	0.100 (1.36)
初中	0.112 (1.79)	0.084 (1.18)	0.120 (2.06)	0.014 (0.07)
高中	0.143 (1.95)	0.149 (1.62)	0.215 (1.89)	0.112 (0.24)
大学及以上	0.192 (2.21)	0.028 (0.25)	0.601 (2.15)	—
少数民族				
少数民族	-0.293 (2.37)	0.202 (1.87)	0.072 (1.24)	0.096 (1.58)
生育				
孩子数量	0.002 (0.16)	-0.007 (0.69)	-0.009 (1.25)	0.001 (0.06)
经济福利				
户均收入($\times 10^3$)	0.002 (0.70)	0.003 (1.00)	0.003 (2.00)	0.006 (2.51)
常数	9.845 (131.26)	9.819 (160.57)	9.90 (199.29)	9.79 (175.86)
R 平方	0.044	0.102	0.031	0.064
样本数量	4 766	5 123	4 822	5 372
F 比值	18.02	48.31	12.76	33.22
因变量平均值	9.61	9.53	9.72	9.59

注:1. 系数下扩号内为 t 值的绝对数。

2. 在性别虚拟变量中,女性为参照组,被省略。在年龄虚拟变量中,60~64 岁组为参照组,被省略。在教育虚拟变量中,文盲组为参照组,被省略。

传性的肺癌发生在 70 岁以前(Sellers et al., 1990)。早期的死亡往往是因为身体某一系统突然的失灵,而晚年的死亡主要是长期积累的多种器官失去应有的功能而导致体内平衡的最终崩溃。一些研究表明,长寿人口的患病事件往往集中在他们生命最后很短的时期内。存活到 80 岁以上的老年人口一般没有严重的疾病,而一旦患病就可能会在短期内导致死亡(Manton and

表 4 老年人口患有慢性病的概率分析:Probit 估计

地区 性别	城 市		农 村	
	男性	女性	男性	女性
年龄				
65~69	0.107 (1.98)	0.082 (1.69)	0.110 (2.32)	0.012 (0.26)
70~74	0.236 (3.39)	0.163 (2.70)	0.106 (1.98)	0.084 (1.62)
75~79	0.342 (4.48)	0.217 (2.86)	0.157 (2.42)	0.188 (3.22)
80~84	0.209 (2.01)	0.350 (3.35)	0.139 (1.55)	0.064 (0.85)
85 及以上	0.219 (2.55)	0.200 (1.63)	0.153 (1.08)	0.001 (0.01)
教育程度				
小学	-0.163 (2.72)	-0.139 (2.62)	-0.012 (0.28)	-0.056 (0.51)
初中	-0.154 (1.81)	-0.125 (1.71)	-0.067 (0.79)	-0.437 (2.34)
高中	-0.209 (2.62)	-0.133 (1.87)	-0.008 (0.06)	-0.455 (0.88)
大学及以上	-0.220 (2.65)	-0.293 (2.22)	-0.178 (0.52)	— —
少数民族				
少数民族	0.124 (0.98)	0.184 (1.39)	-0.060 (0.84)	0.011 (0.18)
生育				
孩子数量	0.089 (0.56)	0.103 (2.32)	-0.009 (0.97)	0.019 (1.97)
经济福利				
户均收入($\times 10^3$)	-0.041 (1.95)	-0.043 (1.96)	-0.294 (8.20)	-0.150 (5.18)
常数	0.414 (1.97)	0.437 (4.04)	0.436 (4.55)	0.431 (4.84)
极大似然值(-)	2 308.54	2 358.02	3 167.39	3 468.09
Chi 平方	752.97	448.01	277.56	168.06
样本数量	4 766	5 123	4 822	5 372

注:同表 3。

Stallard,1994)。

一个人的受教育程度会影响其健康状况,因为教育与个人和家庭的收入水平、消费水平、生活方式、决策能力、职业选择及居住环境密切相关。所以,如果我们发现受教育程度高的人健康状况好些的话,并不是为奇。但值得注意的是,与所有动物一样,随着年岁的增高,人的身体会逐渐变得脆弱,而受教育程度高的人口群体身体健康变坏的速度更快。这就使得人们进入老年时期后,教育对健康状况的影响力逐渐弱化(Taubman and Rosen,1982)。如表 3 显示,教育

对老年人口的自理能力分值有积极的影响,但这一影响只是对城乡的男性老年人口来说是显著的。无论在城市,还是在农村,受教育程度对老年人口慢性病发病概率的影响是负的,如表4所示,所有的估计系数都是负的。也就是说,受教育程度高的老年人口患有慢性病的概率相对来说较小。但这里也有所不同,在城市地区这一关系是显著的,而在农村地区,这一关系基本是不显著的。

在我们的数据中,分别有2.8%的城市老年人口和7.9%的农村老年人口是少数民族。民族是社会群体划分的一个重要方面,因为不同民族的教育、收入、职业和生活方式都有自己的特点。因此,少数民族人口的健康决定因素或许有别于汉族人口。表3显示,城市老年人口的自理能力分值与少数民族之间的关系是显著相关的,但是对于男性和女性,却是相反的关系,即对于男性来说是负的,而对女性来说是正的。这表明,相对汉族老年人口来说,少数民族男性老年人口自理能力分值较低,而女性老年人口自理能力分值较高。在农村地区,尽管所有的估计系数都是正的,但老年人口的自理能力分值与少数民族之间的关系是不显著的。少数民族老年人口的慢性病发病概率与汉族老年人口之间没有明显的区别(见表4)。

从理论上说,孩子数量多对老年人口健康状况的影响应该是消极的,对女性老年人口尤其如此。生育频率高,面临的风险也大。因此,预期的结果应该是孩子数量多的老年人口健康状况会比孩子数量少的老年人口健康状况差。实际数据也如此。表3显示,孩子数量的多少对老年人口的自理能力分值没有显著影响,但表4却清楚地说明,孩子数量多对城乡女性老年人口患有慢性病有极大的影响,即孩子多的老年妇女患慢性病的概率显著地增高。

关于健康状况与个人和家庭收入水平之间关系的多数研究认为,收入水平高的人有能力购买更多的健康商品和为健康服务,同时,他们有条件居住在污染少的地区,获取较好的公共服务。表3显示,在农村地区,户均收入对老年人口的自理能力分值的影响是显著的,即户均收入越高,老年人口的自理能力分值也越高;而在城市地区,尽管所有的系数都是正的,这一影响不明显。关于户均收入对老年人口患慢性病发生概率的影响,表4显示,所有估计系数都是负的,并且都是显著相关的。这表明无论在城乡,生活在较高户均收入家庭中的老年人口的慢性病发生概率较低。

总之,户均收入水平对农村老年人口的自理能力分值和慢性病发生概率的影响比对城市老年人口在这方面的影响大。如果考虑到中国城乡社会经济的差别,这一结果或许是合理的。如上所述,多数城市老年人口享受政府的社会保险,包括医疗保健、住房补贴和退休金,而农村老年人口则主要依赖家庭供养。因此,城市老年人口较少受家庭收入水平影响,因为当他们患病时,政府会替他们支付部分医疗费用。而农村老年人口需要自己和家庭支付医疗费用^①,不得不在家庭收入的配置中考虑到医疗保健的花费。因此,农村的户均收入及其分配自然会对老年人口的健康产生影响。

3.3 老年人口慢性病的数量研究

表5显示了样本选择的检验统计结果。从中我们可以看到,在4个子样本中,老年人口患慢性病数量方程中的残差标准差 σ ,在统计上是显著的。POBITT方程和TOBIT方程中的干扰变量的相关系数 ρ ,在统计上也是显著的。我们还计算了样本选择的另一个检验值: $\lambda = \rho\sigma$,所有的 λ 在统计上也是显著的。这些检验结果告诉我们,Generalized Tobit估计方法是最佳选择。

^① 在我们的数据中,城市地区71.21%的男性老年人口和48.74%的女性老年人口享受政府的公费医疗,而在农村,只有10.08%的男性老年人口和6.22%的女性老年人口享受政府公费医疗。

表 6 比较了老年人口患慢性病数量的 OLS、Tobit 和 Generalized Tobit 的估计结果。多数 Generalized Tobit 模型的估计系数都小于 OLS 和 Tobit 模型的估计系数。因此,我们可以断定在样本选择前所应用的 OLS 和 Tobit 模型高估了自变量对老年人口患慢性病数量的影响。

表 6 显示,在三个不同的模型中,所有年龄影响系数都是正的(85 岁及以上除外)。尽管三个模型的估计系数不同,但有一点是共同的,即 70~79 岁的老年人口最容易患多种慢性病。例如,城市男性、城市女性、农村男性和农村女性患多种慢性病比例最高的年龄组分别为 75~79、70~74、70~74 和 70~74 岁。这些估计结果基本上与 PROBIT 模型的估计结果一致。

在三个不同的模型中,在城市地区,无论对于男性或女性来说,所有教育影响的系数都是正的,而在农村地区,只是对于具有初中文化程度的女性来说,这种影响是显著的。这一结果意味着,在城市地区,受教育程度越高的老年人口患慢性病的数量越多。老年人口患慢性病的概率估计和数量估计似乎是矛盾的,即受教育程度高的老年人口慢性病发生概率较低,而一旦患病,就可能患多种疾病。但是,这种现象是可能的,这也正是同时估计 Probit 模型和 Tobit 模型的意义所在。因为在扩展 TOBIT 模型中,数量方程和概率方程中的系数都是动态的。

民族与老年人口患慢性病种类数量没有明显的相关关系。孩子的数量对老年人口患慢性病种类数量的影响是消极的,即孩子多的老年人口患慢性病种类数量反而少,但这种关系不是很显著。无论如何,这一结果与 PROBIT 估计的结果相反。关于户均收入水平对老年人口患慢性病种类数量的影响,所有三种估计模型都表明,高收入家庭的老年人口患慢性病种类数量反而多。这种结果也似乎与 PROBIT 模型估计的结果相反。

总结扩展 TOBIT 模型和 PROBIT 模型的估计结果发现,受教育程度高和家庭收入水平高的老年人口慢性病的发生概率相对来说较小;然而一旦患病,则会有多种疾病并发的可能。

4. 总结

本文考察了老年人口健康状况的决定因素。结果显示,无论在城市还是在农村,男性老年人口比女性老年人口的健康状况好。而从城乡差别来看,农村老年人口比城市老年人口的健康状况好。年龄与老年人口的自理能力分值为负相关关系,而老年人口没有患慢性病的事件与年龄之间呈“U”型关系。受教育程度对老年人口的健康状况有很大的影响,教育程度越高,自理能力分值也越高。受教育程度对城市老年人口患慢性病的概率和数量的影响相对更大。总的来说,少数民族老年人口的健康状况与汉族老年人口的健康状况没有明显的差异。无论在城市还是在农村,孩子数量多的老年妇女患慢性病的概率相对较高。户均收入水平对城乡老年人口的健康状况都有显著的影响,但在农村,这一影响相对更大。

虽然本文对中国老年人口的健康状况决定因素进行了力所能及的探讨,但是关于这一问题仍然有许多方面需要深入研究。如,为什么数据显示农村老年人口比城市老年人口更健康?这一发现是事实,还是因为漏报或低估? 这些问题还需进一步探讨。

表 5 样本选择的检验统计

子样本	σ	ρ	$\lambda=\sigma\rho$
城市男性	0.986 (47.12)	-0.479 (9.68)	-0.472 (6.50)
城市女性	1.092 (65.73)	-0.768 (5.37)	-0.838 (8.53)
农村男性	0.614 (38.75)	-0.429 (7.42)	-0.264 (4.05)
农村女性	0.638 (41.92)	-0.379 (5.22)	-0.242 (2.77)

注: σ 是老年人口患慢性病数量方程中的残差标准差; ρ 是 POBITT 方程和 TOBIT 方程中的干扰变量的相关系数; $\lambda=\sigma\rho$ 。

表 6 老年人口慢性病种类数量的估计:OLS,Tobit 和 Generalized Tobit 估计

地区 性别 估计方法	城 市						农 村					
	男 性			女 性			男 性			女 性		
	OLS	Tobit	G. Tobit	OLS	Tobit	G. Tobit	OLS	Tobit	G. Tobit	OLS	Tobit	G. Tobit
年 龄												
64~69	0.119 (2.96)	0.159 (3.03)	0.063 (1.47)	0.104 (2.86)	0.130 (2.64)	0.080 (2.68)	0.060 (2.11)	0.124 (2.51)	0.010 (0.34)	0.007 (0.30)	0.013 (0.28)	0.002 (0.07)
70~74	0.172 (3.87)	0.239 (4.13)	0.052 (1.08)	0.107 (2.42)	0.135 (2.30)	0.089 (2.00)	0.033 (1.04)	0.083 (1.50)	0.061 (1.73)	0.073 (2.40)	0.113 (2.24)	0.146 (2.39)
75~79	0.270 (4.95)	0.357 (5.03)	0.128 (2.29)	0.104 (1.88)	0.125 (1.85)	0.076 (1.38)	0.101 (2.63)	0.184 (2.78)	0.003 (0.09)	0.106 (3.09)	0.183 (3.26)	0.007 (0.18)
80~84	0.218 (2.80)	0.286 (2.83)	0.112 (1.46)	0.113 (1.53)	0.150 (1.66)	0.037 (0.53)	0.056 (1.04)	0.120 (1.28)	0.049 (0.82)	0.075 (1.59)	0.105 (1.43)	0.061 (1.39)
85 及以上	0.031 (0.25)	0.056 (0.34)	-0.028 (0.18)	-0.059 (0.59)	-0.075 (0.60)	0.025 (0.23)	0.088 (1.03)	0.161 (1.08)	-0.004 (0.05)	-0.003 (0.04)	-0.002 (0.002)	-0.008 (0.12)
教育程度												
小学	0.050 (1.11)	0.072 (1.23)	-0.013 (0.26)	0.046 (1.15)	0.051 (1.04)	0.049 (1.19)	0.0171 (0.70)	0.007 (0.17)	0.012 (0.48)	-0.003 (0.06)	-0.015 (0.20)	0.030 (0.62)
初中	0.112 (2.30)	0.153 (2.39)	0.026 (1.79)	0.210 (3.63)	0.244 (3.43)	0.168 (3.15)	0.0230 (0.54)	0.061 (0.82)	0.008 (0.19)	-0.302 (2.37)	-0.556 (2.61)	-0.065 (0.37)
高中	0.136 (2.34)	0.162 (2.14)	0.160 (2.74)	0.396 (5.92)	0.465 (5.69)	0.273 (4.73)	0.061 (0.74)	0.017 (0.12)	-0.052 (0.52)	-0.137 (0.45)	-0.362 (0.73)	0.730 (0.05)
大学及以上	0.244 (4.04)	0.281 (3.56)	0.238 (4.14)	0.405 (4.42)	0.447 (3.99)	0.398 (5.09)	0.0366 (0.18)	0.012 (0.04)	-0.222 (0.60)	—	—	—
少数民族												
少数民族	-0.082 (0.85)	-0.082 (0.65)	-0.115 (0.98)	-0.015 (0.16)	0.044 (0.38)	-0.078 (0.90)	-0.096 (2.22)	-0.155 (2.05)	0.065 (1.22)	-0.023 (0.58)	-0.029 (0.46)	0.024 (0.57)
生育												
孩子数量	-0.009 (1.03)	-0.006 (0.55)	-0.023 (1.54)	-0.026 (3.17)	-0.027 (2.84)	-0.028 (3.32)	-0.009 (0.65)	-0.016 (0.66)	-0.001 (0.26)	-0.003 (0.55)	-0.001 (0.06)	-0.007 (1.72)
经济福利												
户均收入 ($\times 10^3$)	0.047 (3.05)	0.051 (2.55)	0.066 (4.39)	0.004 (2.48)	0.045 (2.47)	0.017 (2.13)	-0.082 (4.01)	-0.171 (4.71)	0.031 (2.39)	-0.013 (0.84)	-0.038 (1.34)	0.041 (2.47)
常数	1.015 (17.29)	0.748 (9.72)	1.691 (26.08)	1.285 (25.82)	1.113 (18.12)	1.798 (31.25)	0.775 (21.77)	0.433 (6.96)	1.467 (34.49)	0.814 (22.60)	0.518 (9.16)	1.455 (31.15)
极大似然值(-)	—	7 353	7 183	—	8 065	8 023	—	6 116	5 552	—	7 094	6 602
R 方值	0.017	—	—	0.040	—	—	0.007	—	—	0.004	—	—
F 值	6.84	—	—	11.88	—	—	2.71	—	—	2.06	—	—
样本数	4 766			5 123			4 822			5 372		
因变量均值	1.218			1.373			0.721			0.827		

注:1. 系数下括号内为 t 值的绝对数。

2. 在性别虚拟变量中,女性为参照组,被省略。在年龄虚拟变量中,60~64 岁组为参照组,被省略。在教育虚拟变量中,文盲组为参照组,被省略。

参 考 文 献

1. The World Bank (1993), World Development Report 1993: Investing in Health, Oxford University Press, 17~18.
2. Amemiya T. (1984), "Tobit Models: A Survey", Journal of Econometrics, 24: 3~61. North-Holland.
3. Bagge, Bjelle, Eden and Svanborg (1992), "A longitudinal study of the occurrence of joint complaints in elderly people", Age and Aging, 21: 160~167.

4. Banister, J. (1987), *China's Changing Population*, Stanford University Press.
5. Bayo and Faber (1985), "Mortality Rates Around Age One Hundred", *Transactions of the Society of Actuaries*, 35: 37~59.
6. Dasgupta, Partha (1993), *An Inquiry into Well-Being and Destitution*, Clarendon Press, Oxford.
7. Fuchs, Victor R. (1972), *Essays in the Economics of Health and Medical Care*, National Bureau of Economic Research, New York.
8. Fuchs, Victor R. (1982), *Economic aspects of health*, Chicago: University of Chicago Press.
9. Grossman, M. (1972), "On the Concept of Health, Capital and the Demand for Health", *Journal of Political Economy*, 80(2): 223~255.
10. Heckman, James J. (1979), "Sample Selection Bias As A Specification Error", *Econometrica*, Vol, 47, No. 1.
11. Long, Yanhua (1988), "Impacts of population aging on medical care", *Journal of Gerontology (in Chinese)*, 1988. 8(3): 130~132.
12. Maddala, G. S. (1983), *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge: Cambridge University Press.
13. Manton, Kenneth G. and Stallard, Eric (1994), "Medical Demography: Interaction of Disability Dynamics and Mortality", in Linda G. Martin and Samuel H. Preston (eds.), *Demography of Aging*, National Academy Press, Washington D. C.
14. McCarthy, F. D. and Zheng, Kangbin (1996), *Population Aging and Pension System*, The World Bank Working Paper, JEL Classification Nos: H55. 138.
15. Preston, Samuel H. and Taubman, Paul (1994), "Socioeconomic Differences in Adult Mortality and Health Status", in Linda G. Martin and Samuel H. Preston (eds.), *Demography of Aging*, National Academy Press, Washington D. C.
16. Reed, D. M. (1990), "The Paradox of High Risk of Stroke in Population with Low Risk of Coronary Heart Disease", *American Journal of Epidemiology*, 131: 579~588.
17. Schultz, T. P. and Tansel, Aysit (1996), "Wage and Labor Supply Effects of Illness in Cote D'Ivoire and Ghana: Instrumental Variable Estimates for Days Disabled", *Economic Growth Center Discussion Paper*, No. 757, Yale University.
18. Sellers et al. (1990), "Evidence for Mendelian Inheritance in Pathogenesis of Lung Cancer", *Journal of the National Cancer Institute*, 82: 1272~1279.
19. Sipahimalana, Vandana (1997), *Education in the Rural India Household: A Gender Based Perspective*, Paper presented at the Microeconomics Workshop on Labor and Population, Economics Department, Yale University.
20. Stewart, Anita L. and Ware, John E. (1992), *Measuring Functioning and Well-Being*, Santa Monica, CA: The RAND Corp.
21. Strauss, John and Thomas, Duncan (1995), "Human Resources: Empirical Modeling of Household and Family Decisions", in J. Behrman and T. N. Srinivansan (eds.), *Handbook of Development Economics*, Vol. 3a, Elsevier Science Publishers, B. V.
22. Strauss, John, Gertler, Paul J., Rahman, Omar and Fox, Kristin (1993), "Gender and Life-Cycle Differentials in the Patterns and Determinants of Adult Health", in T. P. Schultz (eds.), *Investment in Women's Human Capital*. Chicago: University of Chicago Press.
23. Yu, Xuejun (1997), *Population Aging, Old Age Support and Intergenerational Transfers in China*, Paper presented at the Annual Meeting of Population Association of America, March, Washington, D. C.
24. — (1995), *Economic Research on Population Aging in China (in Chinese)*, China Population Publishing House, Beijing, P. R. China.

(本文责任编辑: 朱 萍)