

乡城流动工人医疗保险覆盖率及其影响因素的经验分析

——基于大连、上海、武汉、深圳、重庆五城市调查数据

王 震

【摘 要】 文章利用 2006 年在大连、上海、武汉、深圳、重庆五城市乡城流动工人的调查数据,对影响乡城流动工人医疗保险覆盖率的因素进行了经验分析。结果显示,流动工人及其家庭成员的健康状况、流动工人的抵抗风险能力、就业的正规化程度及组织程度对医疗保险的覆盖率有显著影响;工作环境的安全性对医疗保险的覆盖率没有显著影响;企业特征是影响流动工人医疗保险覆盖率的显著因素。

【关键词】 乡城流动工人 医疗保险 覆盖率 影响因素

【作 者】 王 震 中国社会科学院研究生院经济系,博士生。

一、引 言

乡城流动工人^①是中国二元经济条件下由农村迁移到城市工作的劳动群体。有调查显示,这个群体不仅工资水平低于同等条件下的城镇工人,而且其社会保障的覆盖率也远低于城镇工人的平均水平(劳动和社会保障部调研组,2006a、2006b)。乡城流动工人进入城市工作,面临着与城镇工人相似的风险,而其保障方式却还是传统农业社会的保障方式。这种风险与保障方式的不匹配不仅给农村的社会保障带来了巨大压力,而且将乡城流动工人暴露在巨大的风险之中。

在乡城流动工人所面临的各种风险中,健康风险尤为突出。健康不仅是人类发展的目标之一,而且是重要的人力资本(Mushkin, 1962; Grossman, 1972)。虽然进入城市就业的乡城流动工人大部分处在青壮年时期,平均健康状况并不差(卫生部统计信息中心,2004^②;国家统计局服务业调查中心,2006);但多数乡城流动工人处于非正规就业状态中,其工作条件和工作环境比较恶劣(郑功成、黄黎若莲,2006),势必对其健康造成严重影响。一些调查显示,中国乡城流动工人的医疗保障覆盖率只有 23.4%(郑功成、黄黎若莲,2006)。在缺乏有效的医疗保障条件下,乡城流动工人“小病扛,大病拖”,最终对其健康造成严重的影响。这种状况不仅影响乡城流动工人的生产效率和生活水平,而且会影响中国的城市化进程。

① 即“农民工”。但是,随着中国社会经济的发展,“农民工”内部的社会分层和职业分化日益显著,“农民工”这个称谓已经不能准确表达农村进城的迁移工人的社会经济特征(朱玲,2007)。因此,本文使用乡城流动工人的概念来概括从农村地区迁移到城市工作的群体。

② 本文使用的数据转引自房莉杰(2006)。

目前中国没有全国统一的乡城流动工人的医疗保险制度,各地方政府对乡城流动工人的医疗保险实行了不同的制度安排。在这种制度背景下,哪些因素会影响到乡城流动工人的医疗保险覆盖率?其效应如何?本文利用中国社会科学院经济研究所2006年在大连、上海、武汉、深圳、重庆五城市的调查数据,使用离散选择模型,分析乡城流动工人的医疗保险覆盖率及其影响因素,并在此基础上提出相应的政策含义。

二、制度背景与已有研究

1998年国务院《关于建立城镇职工基本医疗保险制度的决定》对城镇职工参加医疗保险进行了规定。随着社会主义市场经济的逐步建立,户籍制度开始逐步放松,对乡城流动工人的政策开始由管制转为促进和引导(宋洪远等,2006)。在这一背景下,乡城流动工人的社会保障,包括医疗保险开始提上各地政府的议事日程,各地纷纷探索适应本地情况的针对乡城流动工人的医疗保险制度。我们所调查的五城市,到2006年6月,大连、上海、深圳已经建立或试点了专门针对乡城流动工人的医疗保险制度;武汉和重庆没有建立专门针对乡城流动工人的医疗保险制度,但允许参加城镇医疗保险。五城市乡城流动工人医疗保险制度的制度特征详见表1。

表1 五城市乡城流动工人医疗保险制度比较

政策文件	制度特征	备注
大连		
《大连市农民工社会保险暂行办法》,2005年11月	(1)与本市用人单位形成劳动关系的农民工,可以参加城镇职工医疗保险,也可以参加农民工医疗保险;(2)农民工医疗保险实行属地统筹管理;用人单位代为缴纳保险费,农民工个人不缴费;农民工医疗保险基金单独列账,自求平衡;(3)只保住院、急诊和大病;(4)不建立个人账户,不计算缴费年限,农民工达到城镇职工退休年龄时,医疗保险关系自行终止,不再享受医疗保险待遇	2006年10月起,实施《大连市农民工基本医疗保险暂行办法》,原则同前,具体规定了农民工医疗保险的实施细则
上海		
《上海市外来从业人员综合保险暂行办法》,2002年9月	(1)有单位的外来务工人员由用人单位缴纳综合保险费,无单位外来从业人员自己缴纳综合保险费;(2)综合保险包括工伤保险、住院医疗保险和老年补贴三部分;(3)综合保险基金实行集中管理、单独立户、专款专用;(4)外来从业人员住院医疗待遇的享受以缴纳综合保险费为条件,中断缴费者在缴费中断期间发生住院的,不享受住院医疗待遇	
武汉		
没有专门针对乡城流动工人的医疗保险;可以参加城镇医疗保险		2007年1月开始实施《武汉市农民工参加医疗保险实施意见(试行)》
重庆		
没有专门针对乡城流动工人的医疗保险;可以参加城镇医疗保险		拟近期出台《重庆市农民工住院医疗保险暂行办法》
深圳		
《深圳市劳务工医疗保险暂行办法》,2006年6月	(1)适用于所有与企业建立劳动关系的劳务工;(2)劳务工医疗保险实行现收现付、当年收支基本平衡的原则,不设立个人账户;(3)劳务工医疗保险费缴费由个人和单位共同负担;缴纳的劳务工医疗保险费,部分用于支付门诊医疗费用,部分用于支付住院医疗费用;(4)若停止缴费,则次月停止享受医疗保险待遇	2005年3月开始试点劳务工合作医疗;此办法贯彻了试点的主要原则

影响医疗保险覆盖率的因素可以分为两个方面,一是理性消费者的选择,二是消费者不能控制的制度条件。从消费者选择的角度分析,在经济学的分析框架中,决定是否参与医疗保险是理性消费者在风险规避条件下最大化自身预期效用的结果(Arrow, 1963; Pauly, 1986)。在可以进行选择的条件下,消费者通过选择参加或不参加医疗保险来使自己的预期效用最大化。在预期效用最大化下,决定是否参加医疗保险的各种因素可以通过离散选择模型来估计(Cameron等, 1988),主要是Probit模型或Logit模型。

Jensen和Saupe(1987)使用Logit模型研究了美国威斯康星州农户的医疗保险覆盖率及其影响因素,发现收入和家庭规模对医疗保险覆盖率具有显著影响。Cameron等(1988)使用1977~1978年澳大利亚健康调查(AHS)数据,分别建立了计数模型和Logit模型来估计对医疗服务的使用和对医疗保险的需求,发现健康状况对决定医疗服务使用上更加重要,而收入则在医疗保险的选择上更加重要。Cameron和Trivedi(1991)使用离散选择模型对澳大利亚的医疗保险覆盖率进行了估计,发现收入在决定医疗保险的参与上是最重要的因素。健康状况对医疗保险覆盖率的影响涉及到医疗保险中的“逆向选择问题”。已有的研究对医疗保险中的“逆向选择”效应存在很大的争议。Barrett和Conlon(2003)对澳大利亚私人医疗保险覆盖率的研究显示在截面数据上“逆向选择”效应很小,但在时间序列数据中,“逆向选择”效应对私人医疗保险覆盖率的下降起到了作用。Cutler和Reber(1998)对哈佛大学医疗保险体系及Thomasson(2002)对美国蓝十字(Blue Cross)和蓝盾(Blue Shield)医疗保险的研究发现存在“逆向选择”效应;而Barrett和Conlon(2003)的研究则没有发现“逆向选择”效应。已有的研究发现工人的组织程度提高了与雇主的谈判能力,从而提高了工人总补偿中附加福利的份额(Freeman, 1981)。一项对美国医疗保险覆盖率的研究显示,工会力量的降低解释了美国1983~1997年工人医疗保险覆盖率下降的20%~35%(Buchmueller等, 2002)。其他能够影响医疗保险参与的因素还包括年龄、受教育程度、性别、健康状况、职业、婚姻状况等社会经济特征(Bhat和Jain, 2006; Barrett和Conlon, 2003)。

三、数据描述与变量定义

本文所使用的数据来源于中国社会科学院经济研究所2006年6月到7月在大连、上海、武汉、深圳、重庆所做的农民工健康及社会经济状况调查,全部有效样本为2530个。此次调查的特点一是力求样本的性别平衡,除大连外(女性占76.4%),其他四城市样本的性别比例基本保持平衡,全部样本中男性占46.38%;二是进入企业调查。上海调查虽在社区进行,但也获取了被调查者所在单位或企业的信息。

医疗保险的覆盖率定义为在打工地有医疗保险的样本比例,其中包括在流出地参加城镇职工医疗保险的样本^①。五城市乡城流动工人医疗保险的覆盖率状况如图1所示。从图1可以发现,医疗保险覆盖率具有较大的地区差异。由于本地人样本主要在大连^②,特别是包括一

① 只有6个样本在流出地参加了城镇职工的医疗保险,占0.6%。没有包括流出地参加新型农村合作医疗的样本。原因在于本文所关心的是流动工人在城市面临健康风险时其医疗保险的状况;包括流出地城镇医疗保险是因为城镇医疗保险同样属于城市的医疗保险体系。

② 本地人定义为流出地和打工地处于同一个市级辖区的流动工人;大连、武汉、深圳指三市所辖县、县级市、区的流动工人;上海、重庆指来自这两市下辖县、县级市、区的流动工人。本地人样本主要集中在大连市,其他四城市除武汉有2个本地人样本外,都没有本地人。

些流出地与打工地一致的样本,为了控制这种地域因素对医疗保险覆盖率的影响,本文根据户口类型和到打工地的距离将大连样本分为4组:第一组为大连开发区内^①的工人;第二组为大连市郊区流动工人;第三组为大连市下辖县或市的工人;第四组为外地人。这4组样本的医疗保险覆盖率如图2所示。从图2可以看出大连市本地的乡城流动工人医疗保险覆盖率要远好于非本地人。但值得注意的是即使是非本地人,其医疗保险参与率也要好于其他四城市。

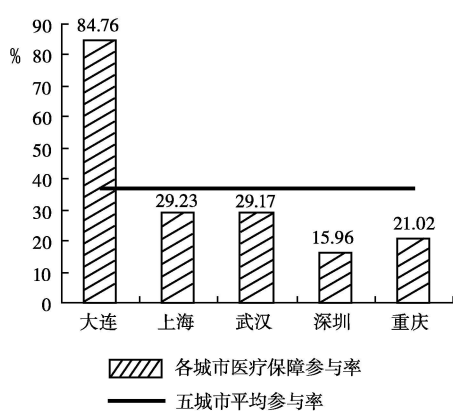


图1 五城市医疗保险覆盖率

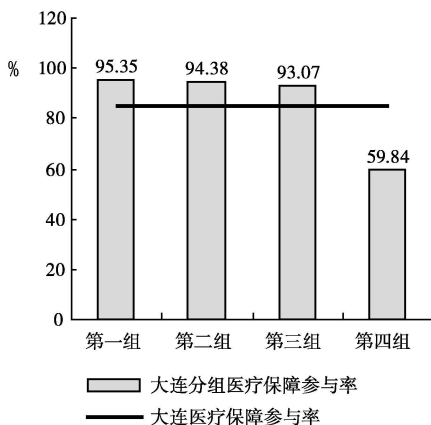


图2 大连市分组医疗保险覆盖率

本文将自变量分为以下4组,描述统计见表2、表3。

第一组:个人和家庭特征^②。个人特征包括年龄、年龄的平方、非农工作年限、性别、婚姻状况、受教育年限、健康状况、打工地社会资本、自身抵抗风险能力。家庭特征包括家庭其他成员的健康状况和家庭收入。

社会资本作为一种生产性的资本(Coleman, 1988),不仅对流动工人的收入产生影响,间接影响医疗保险的参与,而且还直接对医疗保险参与产生影响,其机制在于更多的社会资本存量表示流动工人拥有更多的社会资源可以支配,从而增加其参与医疗保险的能力。但是,社会资本作为社会网络很难进行测量,需要寻找代理变量。本文选择的代理变量是在打工地经常交往的朋友或老乡个数。收入定义为流动工人在打工地的家庭月收入。使用家庭总收入的原因在于医疗保险的参与决策不仅是个人的事,更是家庭的事(Bhat 和Jain, 2006)。流动工人自身抵抗风险的能力越强,意味着其自我保险能力越强,医疗保险对工人的吸引力越小。由于抵抗风险能力无法观察到,因此本文使用以下变量作为抵抗风险能力的代理变量:“根据您的收入及储蓄情况,如果您家一旦发生意外事情,您可以最多应付多少钱的支出?”

健康状况对医疗保险覆盖率的影响比较复杂。按照保险的一般原则,参保人群应该具有异质性。由于信息不对称,在医疗保险领域极易发生“逆向选择”。在本文中,由于乡城流动工人参与的医疗保险主要是城镇职工医疗保险和专门面向乡城流动工人设计的医疗保险^③,属于社会保险性质,具有强制参保特征。但是,各地的制度设计并没有明确提出强制的政策措施,因此,政府、企业和工人都有一定的选择余地。从理论上分析,健康状况越差的工人越有动

① 大连市的调查是在大连开发区的企业中进行的。

② 本文使用的“家庭”定义为在打工地共同居住并具有血缘或姻缘关系的家庭成员。

③ 参加商业医疗保险的样本只有19个;其中,雇主购买的商业医疗保险6个,自费购买的商业医疗保险13个。还有参加其他医疗保障的样本3个。

力参与医疗保险,而企业为了降低由于工人健康问题而导致的损失,也越有可能为那些健康状况较差的工人参保。为了检验这种“逆向选择”效应,本文使用了两个健康指标:流动工人自评健康状况和流动工人打工地家庭成员健康状况的代理变量。借鉴樊明(2002)的研究,本文构造了一个自评健康测度,作为健康状况的指标;测度得分越高则健康状况越差。参考Bhat和Jain(2006),本文使用家庭年医疗支出占打工地家庭年消费总支出的比例作为家庭其他成员健康状况的代理变量。

第二组:就业特征和工作环境的变量。包括:职业、就业的正规化程度、就业稳定性、组织程度以及工作环境的安全性。

本文的目标人群是在企业工作的乡城流动工人,因此去掉了那些具有自我雇佣性质的样本。此外,还去掉了“其他”类职业的样本。这样,本文的职业分类为四类:一类是上升到管理层的流动工人(包括单位负责人、部门负责人和专业技术人员);二类是办事人员;三类是技术工种工人;四类是非技术工种工人。

由于中国还存在的城乡分割制度及乡城流动工人的自身特征,有很大一部分流动工人进入了城市的非正规就业中。非正规就业的一个特征就是工人的福利和社会保障的缺失(ILO, 1972)。正规就业的流动工人更有可能被医疗保险所覆盖。本文使用是否与所在单位或企业签订劳动合同作为衡量流动工人就业正规化程度的代理变量。就业稳定性定义为流动工人在当前单位工作的月数。就业稳定性越高,则流动工人与所在企业的关系越紧密,越有可能被医疗保险所覆盖。

乡城流动工人的组织程度以是否参加流动工人自己组织的“工会”^①和是否参加其他类型的工会作为代理变量。之所以这样区分是因为在中国的正式单位或企业中,工会一般是由单位组织的,在多大程度上能够代表工人的声音受到怀疑;而流动工人自己组织的“工会”更有可能代表工人自己的声音。

乡城流动工人工作环境的安全性也会影响到医疗保险的参与。理论上可以假设,如果工作环境影响到工人的健康,那么企业和工人越有可能参与医疗保险。对工作环境安全性的测度有两个方面:一是客观上工作环境是否安全,二是流动工人主观上对工作环境影响身体健康的判断。本文设计了5个工作环境安全性的客观指标,即是否接触有毒物质、粉尘含量是否很高、噪音是否很大、环境是否潮湿、是否经常从事高空作业。对这5个问题的回答有3个答案,即“是”、“一般”、“否”。本文将回答“是”的赋值为2,回答“一般”的赋值为1,回答“否”的赋值为0。然后使用流动工人对工作环境的主观判断来对这5个指标的重要性进行区分。若认为当前工作会影响到身体健康,则为1;否则为0。以此为因变量,对5个客观指标进行Logistic回归,得到比数比(Odds Ratio)。而比数比的含义正是自变量对因变量作用的大小。按照比数比大小对5个因素进行排序,依次是有毒、粉尘、噪音、潮湿、高空。然后按照排序对5个指标进行加权,排在第一位的权重为4,依次递减,排在最后的权重为0^②。最后将加权之后的5

① 自己组织的“工会”主要指由乡城流动工人不经过所在单位或政府而自发组织的“工会”。虽然这种形式不使用“工会”这个名称,但在维护流动工人权益方面发挥着同工会相同的作用。其他类型的工会主要包括所在单位和政府组织的工会及由输出地党、团组织或政府组织的工会。在我们的调查中,有3.41%的调查者承认参加了自己组织的“工会”;特别是大连市,这个比例达到8.89%。

② 前面的赋值及此处的权重主要是为了计算上的方便;数字的大小代表了其重要性。高空作业的权重为0实际上剔除了高空作业对工作环境安全性的影响;实际上,是否从事高空作业与工人对工作环境的判断没有统计上的显著性。

个指标相加,得到工作环境安全性的测度。测度得分越高则工作环境越不安全,对流动工人健康的负面影响越严重。

第三组:企业特征。包括:乡城流动工人所在企业的所有制性质、所在行业和企业规模。企业的所有制性质分为五类:一类是国有企业(包括事业单位);二类是集体企业;三类是私营

表 2 自变量描述统计一(平均值)

	五城市	大连	上海	武汉	深圳	重庆
年龄(岁)(AGE)	29.15	26.62	31.63	29.02	26.82	31.23
受教育年限(年)(EDU)	9.46	10.31	9.07	9.52	9.07	9.37
非农工作年限(年)(NONAGRI)	7.24	7.67	6.81	7.75	6.23	7.76
健康测度得分(H_SCORE)	2.35	2.25	1.47	3.07	2.65	2.41
抵抗风险能力(元)(RISKRES)	6267.685	8607.20	5949.72	5860.48	5238.86	5743.63
家庭月总收入(元)(T_INC)	432.71	602.91	544.53	332.90	331.89	339.83
交往朋友或老乡(个)(FRIEND)	8.27	9.22	6.48	9.81	9.17	6.92
家庭年医疗支出/家庭年总消费支出(ME/TE)	0.0284	0.0255	0.0252	0.0256	0.0275	0.0350
工作环境对健康的影响测度(ENVIR)	3.98	4.08	2.23	5.68	3.07	5.02
就业稳定性(月)(STAB_M)	38.24	72.45	28.47	37.92	14.56	35.22

表 3 自变量描述统计二

	五城市	大连	上海	武汉	深圳	重庆
男性(MALE)	46.38	23.54	53.78	57.73	45.38	51.24
有配偶(MARRIED)	59.47	53.72	69.8	52.79	47.99	71.05
参加自己组织的“工会”(UNISELF)	3.41	8.89	0.74	4.72	2.63	0.57
参加其他类型工会(UNIOTH)	16.24	56.65	1.29	15.88	3.82	5.54
签订劳动合同(CONTRACT)	66.85	89.11	59.85	53.66	71.14	60.65
职业分布						
管理层	8.26	8.53	12.42	5.63	7.23	7.43
办事人员	5.93	7.68	7.13	4.11	8.23	2.67
技术工种	36.65	26.87	32.18	51.73	30.52	42.1
非技术工种	49.16	56.93	48.27	38.53	54.02	47.81
企业所有制性质						
国有及事业单位	9.58	0	16.94	21.46	0	9.6
集体企业	6.73	6.22	2.03	6.44	19.68	0
私营企业	44.1	14.06	51.93	37.77	30.52	83.3
外资及合资企业	29.02	79.72	5.52	7.08	49.8	4.8
其他股份制企业	10.57	0	23.57	27.25	0	2.3
企业所在行业						
建筑及采掘业	6.8	0	14	16.74	0	3.43
制造业	62.17	88.55	6.45	58.15	79.52	81.9
商业、服务业	28.97	11.45	74.77	25.11	15.26	14.67
机关团体	2.06	0	4.79	0	5.22	0
企业规模						
大型企业	20.03	29.52	12.89	24.89	24.9	9.4
中型企业	35.23	59.64	11.79	25.32	40.16	40.5
小型企业	44.73	10.84	75.32	49.79	34.94	50.1

企业;四类是外资及合资企业;五类是其他股份制企业。企业所在的行业分为四类:一是建筑和采掘业;二是制造业;三是商业、服务业;四是机关团体。企业的规模分为大、中、小型,分类标准参照国家统计局2003年《统计上大中小型企业划分办法(暂行)》,但是修改为只要达到其三项标准(从业人员、销售额、资产总值)之一,则归入上一档。

第四组:地域特征,包括是否本地人及不同城市的虚拟变量。医疗保险的价格是影响医疗保险覆盖率的重要因素。但是,由于难以获得可靠的数据,以及医疗保险市场的严格管制特征使得医疗保险价格的变动很有限,所以很少有文献研究医疗保险的价格弹性(Barrett 和 Conlon, 2003)。此外,不同地区流动工人的医疗保险制度安排不同,也会影响到医疗保险的覆盖率,但我们无法获得量化的制度特征。参考Barrett 和 Conlon (2003),本文使用不同城市虚拟变量作为价格及其他制度特征的代理变量。

四、模型设定

参考Cameron 等(1988)给出的医疗保险参与决策的结构模型,本文使用Probit 模型分析乡城流动工人医疗保险的覆盖率。因变量为流动工人是否被医疗保险覆盖,自变量为上一部分设定的4组变量: $Pr(y=1|x_1, x_2, x_3, x_4) = F(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4)$ 。其中, $y=1$ 表示流动工人被医疗保险覆盖; x_1, x_2, x_3, x_4 分别为本文设定的4组自变量。如果将 $F(Z)$ 设定为逻辑分布的累积分布函数,则上述模型即为Logit 模型;如果将 $F(Z)$ 设定为标准正态分布的累积分布函数,则上述模型为Probit 模型。本文使用Probit 模型来估计各种因素对流动工人医疗保险覆盖率的影响。

收入对医疗保险的参与起重要作用。但是,作为对工人总补偿的一部分,医疗保险也会影响到工人的工资收入。在工资决定方程中,是否被医疗保险覆盖需要出现在工资决定方程的右边。这样就会产生联立方程偏误,从而导致医疗保险覆盖与收入的内生性。本文使用Wooldridge (2002)给出的两步法在Probit 模型中检验收入的内生性。在检验过程中使用乡城流动工人向老家汇款的数额作为收入的工具变量。检验结果发现,第一阶段收入回归的残差在第二阶段Probit 回归中的 p 值为0.190,在10%的显著水平上接受原假设,收入与医疗保险覆盖不具有内生性^①。出现这种与理论预测不一致的情况,一种可能的解释是在中国乡城流动工人对医疗保险的选择受到的限制条件过多,其自由选择度相对而言较为狭窄。在各地乡城流动工人的医疗保险设计中,有很多都要求流动工人所在的企业为其提供医疗保险,不受理流动工人个人参保(如大连市)。在模型估计中,首先对收入的内生性进行检验,若有内生性则使用工具变量Probit 方法进行估计,若没有则使用普通的Probit 模型进行估计。

五、主要估计结果及其解释

估计结果见表4。我们估计了5个模型:模型A为五城市数据的估计结果;模型B为大连、上海和深圳市数据估计结果;模型C为武汉和重庆市数据估计结果;模型D为大连市数据估计结果,分别使用是否本地人和大连分组作为地域特征变量;模型E是上海市数据估计结果。

(一) 健康的作用

在模型A、B中,个人健康状况对医疗保险的参与起到了显著的负效应,本人健康状况越

^① Wald 检验的 p 值为0.189;结果与两步法的结果一致。

差(健康得分越高),则被医疗保险覆盖的概率越小;在模型 A、B、C、E 中,家庭成员的健康状况对流动工人医疗保险的参与起显著的负效应,即家庭医疗支出在家庭总消费支出中所占的比例越大(表示家庭成员的健康状况越差),则被医疗保险覆盖的概率越小。这个估计结果与 Barrett 和 Conlon (2003)对澳大利亚的估计一致。Barrett 和 Conlon (2003)对此的解释是参与医疗保险的风险规避效应超过了逆向选择效应,即加入医疗保险的主要动机是规避风险。但是,在中国乡城流动工人医疗保险的制度安排下,由于大部分流动工人的参保是通过所在企业进行的,而且缴费一般是按人头付费,医疗保险管理机构无法对参保工人的健康状况进行甄别,因此对于中国乡城流动工人而言,上面的解释显然是不充分的。这个结果也拒绝了企业倾向于为健康状况差的工人参保的假设。笔者认为出现这种结果的原因可能在于健康状况较好的流动工人其生产效率更高,企业为防止这类流动工人离职,通过医疗保险留住这类工人^①。而健康状况较差的流动工人,其生产能力较低,从事的工作具有较高的可替代性,这类工人的离职给企业带来的成本小于企业为其参保的成本。不论哪种解释,这种健康状况与医疗保险覆盖之间的关系都在客观上保证了医疗保险基金的平衡,同时也降低了其为流动工人提供保障的作用。那些健康状况较差的工人更有可能没有医疗保障,从而更容易陷入疾病打击和贫困中。

(二) 收入与自身抗风险能力

在模型 A、B、C 中,家庭收入对医疗保险的覆盖具有显著正作用。如果不使用家庭收入,而使用个人的月收入,则所有的估计结果都不显著。这说明医疗保险的参与决策在很大程度上是一个家庭决策。这与已有的研究结果一致。但是在模型 D、E 中,家庭收入的影响并不显著。在大连市出现这种情况,其原因一方面可能是大连市样本中的失地、失海农民已经通过政府的征地补偿加入了城镇职工医疗保险,另一方面企业对所属流动工人参保实行统一的按人头缴费政策,与个人及家庭收入没有多大关系。上海出现这样的结果,其原因可能更多的在于企业实行统一按人头缴费的政策。

除模型 C 外,流动工人自身抵抗风险的能力对医疗保险的参与具有显著的正向作用,即自身抵抗风险的能力越强,则越有可能被医疗保险覆盖。这与我们的预期正好相反。出现这种情况的原因可能有两个:一是自身抵抗风险能力高的工人其参保能力越强;二是在参保和自身抵抗风险能力之间存在相互影响,即那些已经被医疗保险覆盖的流动工人,在排除了健康风险之后,认为自己抵抗其他风险的能力增强了。

(三) 职业与就业环境

职业的影响并不显著;只在模型 C 和 E 中,技术工种工人和办事人员有显著影响。而流动工人就业的正规化程度除模型 C 外,在其他模型中对医疗保险覆盖率都具有显著正效应。代表流动工人组织程度的两个变量,即参加流动工人自己组织的“工会”和参加其他类型的工会,前者不显著,后者在模型 A、B 中显著。参加流动工人自己组织的“工会”不显著,这与我们的预期相反。出乎意外的是参加其他类型的工会,主要是企业或单位组织的工会在医疗保险的获得上却很显著,其原因可能在于,对于流动工人而言,参加了工会,其被企业或单位认可为正式职工的程度提高了。就业稳定性的代理变量,即在本单位工作的月数,在模型 A、B、D 中

^① 乡城流动工人参与医疗保险主要是通过企业进行的;如果离开原来的企业,那么其在原企业的医疗保险待遇就要终止。

对医疗保险覆盖率具有显著正效应。这与我们的预期相一致。

工作环境的安全性对流动工人医疗保险的覆盖率并没有显著影响。对这个结果的一个解释是工作环境对流动工人健康的影响是长期的;相对于这个长期的影响,流动工人在企业工作的时间比较短,当工作环境对健康产生影响时,他们可能已经离开这个企业了。而企业认识到这一点后,也会加快乡城流动工人的替换率,使其所雇用的流动工人保持较高的健康水平,从而避免承担因为工作环境所带来的健康风险。

(四) 企业特征

企业特征在流动工人医疗保险覆盖率上的影响都比较显著,这与乡城流动工人医疗保险的制度设计有关。从不同医疗保险的制度安排分析,大连、上海、深圳3个有乡城流动工人医疗保险的城市,国有企业的医疗保险覆盖率显著好于其他企业;而武汉、重庆两个没有乡城流动工人医疗保险的城市,企业的所有制性质并不显著。对这个结果的一个解释是专门设计有乡城流动工人医疗保险的城市,国有企业更倾向于执行政府的政策,为其所属的流动工人参保;而没有乡城流动工人医疗保险的城市,企业更倾向于根据自己的赢利状况决定是否是否为流动工人参保。

除模型C外,企业所在的行业对医疗保险覆盖率的影响也很显著。以建筑业及采掘业为基准,在模型A和E中,在制造业、商业服务业及机关团体中工作的流动工人被医疗保险覆盖的概率较高。在模型B中,制造业并不显著,而商业服务业则有显著正影响。模型C中企业所在行业没有显著影响,其解释可能也在于制度安排的差异:是否为流动工人参保主要是企业出于自身赢利状况的考虑。出乎意料的是大连市的估计结果,在制造业中工作的流动工人被医疗保险覆盖的概率显著低于在商业服务业中工作的流动工人。出现这种情况的原因很可能是大连市的调查中商业服务业企业都是比较正规的企业,且其样本量较小。

企业规模也是一个显著的因素。在大型和中型企业之间医疗保险的覆盖率差异并不是很显著,但在大型和小型企业之间却差异显著,在小型企业中工作的流动工人被医疗保险覆盖的概率显著低于大型企业中的流动工人。同样出乎意料的是大连市的估计结果:小型企业的系数为正。出现这种情况的原因很可能是抽样误差,因为大连市只有两家小型企业,样本量只占大连市全部样本的10.84%。

(五) 地域特征

本地人这个变量并没有像我们所预期的那样显著。本地人只在模型B中显著;绝大部分本地人来自大连市的样本,但在控制了其他因素后,大连市的估计结果显示本地人并不显著。为了观察不同地域的影响,我们还估计了大连市分组的系数,但是在这4个分组之间差异并不显著。在模型A中,我们估计了不同城市虚拟变量的系数,其他四城市流动工人被医疗保险覆盖的概率都显著低于大连市。对这个结果的一个解释是:如果乡城流动工人医疗保险所覆盖的目标人群主要是在同一个医疗保险的统筹地域内流动,则政府会发现由于流动工人的流动性所导致的医疗保险资金漏出本统筹区域的概率大大降低了,因此会更有动力扩大流动工人医疗保险的覆盖率。大连市的情况正是如此,一方面,大连开发区的大部分乡城流动工人来自大连下辖的区和县级市,特别包括一部分开发区的农民;另一方面,大连开发区实行的《大连市农民工社会保险暂行办法》^①规定,农民工的医疗保险实行属地统筹。

① 2005年11月实行的《大连市农民工社会保险暂行办法》规定了属地统筹;2006年10月实行的《大连市农民工基本医疗保险暂行办法》规定了实行市级统筹和属地统筹。

表 4 模型估计结果

	模型 A	模型 B	模型 C	模型 D	模型 E	
AGE	0.0329077	0.0146944	-0.050907	0.235594	0.2399696	0.0363163
AGESQ	-0.000543	-0.000355	0.0008872	-0.0049119*	-0.0048957*	-0.000369
NONAGRI	0.0014756	0.0050398	-0.012754	0.057911	0.0637251	0.0237313
MALE	0.0377275	0.1770946*	-0.088446	-0.04053	-0.119017	0.3156469**
MARRED	-0.073303	-0.096128	-0.503044***	0.157282	0.2076692	-0.273384
EDU	0.0382653**	0.0918525***	-0.023711	0.015408	0.0204333	0.0662533**
FRIEND	0.002569	0.005829	-0.0075962**	0.022942	0.0308853	0.0188237*
HSCORE	-0.0301754***	-0.0276369*	-0.012624	-0.06958	-0.068389	-0.003345
TINC	0.0001167***	0.0001383**	0.0013087***	-0.00025	-0.000266	0.0001321
ME/TE	-1.671964**	-2.63668**	-1.746335**	1.346921	0.9329398	-6.348842***
RISKRES	0.0000155***	0.000018***	3.92E-06	0.0000634*	0.0000663*	0.0000164*
CONTACT	0.5282711***	0.5508704***	0.0912318	1.082948***	0.9292678**	0.4619576***
STAB_M	0.0043148***	0.0093222***	0.0007083	0.0251657**	0.026051***	0.0029125
UNISELF	0.1932459	0.2328071	0.1733947	0.261246	0.230845	-0.450448
UNOTH	0.40678***	0.6728054***	0.1539206	0.42838	0.4334909	0.5809488
ENVR	-0.008465	0.0023762	0.0038617	-0.01233	-0.021604	-0.017853
职业(以管理层为基准)						
办事人员	0.219239	0.3084944	0.0583308	a		0.8527943**
技术工种	-0.079152	-0.120546	0.3251661*	-2.2177	-2.21551	-0.034286
非技术工种	-0.005425	0.2075268	0.2891509	-1.76697	-1.825343	0.1340852
企业所有制性质(以国有企业为基准)						
集体	-0.314694	-1.483514***	0.1261189	b		-1.459996***
私营	0.1413846	-0.9439468***	0.3466309	2.060326***	2.232595***	-0.799539***
外资及合资	0.8469442***	-0.6040709**	0.795294	5.228999***	5.522025***	-0.7841082*
其他股份制	0.0251426	-0.7908059***	0.2009686			-0.6982423***
企业所在行业(以建筑业和采掘业为基准)						
制造业	0.51008***	0.3601982	0.2161309	-3.880889***	-4.027077***	1.140287***
商业服务业	0.4966799***	0.909477***	0.2800554	c		0.9069338***
机关团体	0.9449259***	0.4087957				0.8530588**
企业规模(以大型企业为基准)						
中型企业	-0.146784	-0.12006	-0.4447737***	-0.48361	-0.504955	-0.557553*
小型企业	-0.3542624***	-0.4778609***	-0.3745311**	2.315243***	2.309374**	-0.8220732***
地域特征						
是否本地人	0.2768141	1.196857***		0.146039		
上海	-0.3287585*					
武汉	-0.4363384**					
深圳	-1.410995***					
重庆	-0.7389452***					
大连分组						
第二组					-1.236187	
第三组					-0.373452	
第四组					-0.608555	
_cons	-1.908223***	-2.168023***	-1.141239	-2.71493	-2.229464	-2.274491*
N	1983	1161	821	422	420	411
Pseudo R2	0.3639	0.4355	-	0.7062	0.7118	0.261

注:(1)* 10%显著水平,** 5%显著水平,*** 1%显著水平。(2)模型C的Wald内生性检验p值为0.0026;使用两阶段Probit;工具变量为向老家年汇款数额;其余使用普通Probit。(3)a表示大连职业分类中将办事人员与管理层和专业技术人员合并,作为第一类;第二类是技术工种工人;第三类是非技术工种。以第一类为基准。b表示大连市企业所有制性质分为集体、私营、外资及合资三类,以集体企业为基准。c表示大连市企业所在行业分为制造业和商业服务业两类,以商业服务业为基准。

六、结论及政策含义

本文在大连、上海、武汉、深圳、重庆五城市乡城流动工人调查数据的基础上,通过估计乡城流动工人医疗保险覆盖率的Probit及两阶段Probit模型,发现:(1)流动工人本人的健康状况及家庭成员的健康状况越差则被医疗保险覆盖的概率越低;家庭收入越高则越有可能被医疗保险所覆盖;自身抵抗风险的能力越强则越容易被医疗保险覆盖;(2)乡城流动工人工作环境的安全性对其医疗保险的覆盖率没有显著影响;(3)乡城流动工人的组织化程度越高、就业越正规、越稳定,则更有可能获得医疗保险;(4)企业特征在决定流动工人医疗保险的覆盖率上有显著作用;(5)若以城市虚拟变量代表未观测到的流动工人医疗保险的制度特征,则大连市流动工人的医疗保险制度倾向于覆盖更多的乡城流动工人。

对于乡城流动工人而言,医疗保险的主要作用是规避健康风险;而本文的研究发现,现有的流动工人医疗保险的制度安排却在排斥健康状况较差的流动工人;自身抵抗风险能力较高的流动工人反而更可能被医疗保险所覆盖。其结果则会导致一种“撇奶脂”效用,即医疗保险将那些健康状况好、自身抵抗风险能力强的流动工人吸收进来。这固然会保证医疗保险基金的安全性,但其保障作用就减弱了,失去了医疗保障的本来含义。结合中国推进城市化和工业化,以及建设和谐社会的大背景,乡城流动工人的医疗保险在不危害基金安全性的前提下,应首先保证其保障作用的发挥,推行强制保险以尽可能扩大医疗保险的覆盖面。

虽然流动工人的工作环境安全性对其健康造成较大的风险,但却对流动工人医疗保险的覆盖率没有显著影响。这个结果暴露了当前乡城流动工人医疗保险制度设计的弊端:只对影响流动工人当前健康状况的风险进行保险。这样势必导致由于工作环境而带来的健康风险在流动工人身上长期积累,并转移回农村。这不仅影响流动工人本身的长期健康,而且还会对农村的社会保障建设带来压力和障碍。因此,乡城流动工人医疗保险的制度设计应该着眼于长期性,在可能的情况下对参保流动工人进行长期保险,将保险期限与工作单位和工作时间分离,增强乡城流动工人医疗保险的可转移性与可携带性。

如果不能将保险期限与工作单位和工作时间分离,流动工人参与医疗保险还需要通过所在的企业或单位,那么,根据本文的分析结果,就应该增强流动工人的组织程度、就业正规化程度和就业的稳定性,从而提高乡城流动工人医疗保险的覆盖率。

在当前的条件下,要做到上面这几点,都离不开企业的作用。本文的估计结果也显示企业特征对于流动工人医疗保险的覆盖率具有显著影响。因此,政府应该考虑如何增加企业在提高流动工人医疗保险覆盖率上的积极性;政府的制度设计要与对企业的激励相容;要简化企业参加流动工人医疗保险的手续,降低企业为流动工人参加医疗保险所付出的成本,从而提高企业的积极性。

参考文献:

1. 国家统计局服务业调查中心(2006):《农民工生活质量调查》,国家统计局网站。
2. 国务院研究室课题组(2006):《中国农民工调研报告》,言实出版社。
3. 樊明(2002):《健康经济学——健康对劳动市场表现的影响》,社会科学文献出版社。
4. 房莉杰(2006):《农村流动人口医疗保障研究综述》,《甘肃理论学刊》,第177期。
5. 劳动和社会保障部调研组(2006a):《农民工工资和劳动保护问题研究报告》,载于国务院研究室课题组编:《中国农民工调研报告》,言实出版社。

6. 劳动和社会保障部调研组(2006):《农民工社会保障问题研究报告》,载于国务院研究室课题组编:《中国农民工调研报告》,言实出版社。
7. 宋洪远、黄华波、刘光明(2006):《关于农村劳动力流动的政策问题分析》,载于蔡昉、白南生主编:《中国转轨时期劳动力流动》,社会科学文献出版社。
8. 卫生部统计信息中心编(2004):《中国卫生服务调查研究:第三次国家卫生服务调查分析报告》,中国协和医科大学出版社。
9. 郑功成、黄黎若莲(2006):《中国农民工问题:理论判断与政策思路》,《中国人民大学学报》,第6期。
10. 朱玲(2007):《“农民工”称谓更替的社会经济含义》,中国社会科学院经济研究所网站。
11. Arrow, K. J. (1963): Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care. *American Economic Review*, Vol. 53, No. 5, 941-973.
12. Barrett, G. F. & Robert Conlon (2003): Adverse Selection and the Decline in Private Health Insurance Coverage in Australia: 1989-95. *The Economic Record*, Vol. 79, No. 246, 279-296.
13. Bhat, Ramesh & Nishant Jain (2006): Factoring Affecting the Demand for Health Insurance in a Micro Insurance Scheme. *IIMA Working Paper 2006-07-02* Indian Institute of Management Ahmedabad, Research and Publication Department. <http://www.iimahd.ernet.in/publications/data/2006-07-02/bhat.pdf>.
14. Buchmueller, T. C. John Dinardo & Robert G. Valletta (2002): Union Effects on Health Insurance Provision and Coverage in the United States. *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 55, No. 4, 610-627.
15. Cameron, A. Colin, P. K. Trivedi, Frank Milne & J. Piggott (1988): A Microeconomic Model of the Demand for Health Care and Health Insurance in Australia. *The Review of Economic Studies*, Vol. 55, No. 1, 85-106.
16. Cameron, A. Colin & Pravin K. Trivedi (1991): The Role of Income and Health Risk in the Choice on Health Insurance: Evidence from Australia. *Journal of Public Economics*, Vol. 45, No. 1, 1-28.
17. Coleman James (1988): Social Capital in the Creation of Human Capital. *American Journal of Sociology*, Vol. 94, 95-120.
18. Cutler, D. M. & S. J. Reber (1998): Paying for Health Insurance the Trade off between Competition and Adverse Selection. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, 433-466.
19. Freeman, Richard B. (1981): The Effect of Unionism on Fringe Benefits. *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 34, No. 4, 489-509.
20. Mushkin, Selma J. (1962): Health as an Investment. *The Journal of Political Economy*, 70(5), 129-157.
21. Grossman, Michael (1972): On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *The Journal of Political Economy*, 80(2), 223-255.
22. ILO (1972): *Employment, Incomes and Inequality: A Strategy for Increasing Productive Employment in Kenya*, Geneva International Labor Office.
23. Jensen, H. H. & William E. Saupé (1987): Determinants of Health Insurance Coverage for Farm Family Households: A Midwestern Study. *North Central Journal of Agricultural Economics*, Vol. 9, No. 1, 145-155.
24. Pauly, M. V. (1986): Taxation, Health Insurance and Market Failure in the Medical Economy. *Journal of Economic Literature*, Vol. 24, No. 2, 629-675.
25. Thomasson, M. (2002): Did Blue Cross and Blue Shield Suffer from Adverse Selection? Evidence from 1950s. Working Paper No. 9167, NBER.
26. Wooldridge Jeffrey M. (2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* the MIT Press.

(责任编辑:朱犁)

with different features and their changes this paper points out the population groups important for further reproductive health program .

**An Empirical Analysis on the Medical Insurance Coverage of Rural urban Migrant Workers and Its Causal Factors :
Evidence from the Survey in Five Chinese Cities**

Wang Zhen • 60 •

The empirical study on the survey in Dalian ,Shanghai ,Wuhan ,Shenzhen and Chongqing in 2006 found that the factors affecting the coverage rate of Chinese rural urban migrant workers 'health insurance include the health conditions of rural urban migrant workers and their family members in cities ,ability to deal with shocks ,formalization of employment and organization level of rural urban workers .However ,workers ' working conditions have no impact on the coverage rate of health insurance , whereas enterprises 'features affect the coverage rate of health insurance significantly .

**Model for Monitoring , Measuring and Evaluating Population Development and Its Application for
31 Chinese Provinces**

Chen Zhongchang Zhang Cuijiao Zhang Xiang • 72 •

This paper aims at studying and constructing the set of monitoring and measuring indicators for population development and the model for evaluation .By using time series and cross section data with population development relevant indications in 31 Chinese provinces it conducts empirical testing for the model ,and further analyzes the variation of monitoring and measuring indicators for population development ,concluding that the average life expectancy ,the proportions of population in secondary and tertiary sectors and other indicators produced significant influences on China's population development ,and the general level of population development decreased gradually from the Eastern to the Western China .This suggests a close relationship between population development and socio economic development and geographical and natural environment .

**A Two Stage LES-AIDS Modeling Analysis of Rural Household Demand Behavior :Micro data Evidence from
Shanxi Province ,China**

Qu Xiabao Huo Xuexi • 80 •

In this paper we estimate rural household aggregate expenditure and food demand for nine commodities using a two stage LES-AIDS model and Rural Households ' Micro data from Shanxi Province in 2005 .The results indicate that for commodity groups (food ,clothing ,fuel ,housing ,and other commodities) ,demand is price inelastic .Housing and other commodities are luxury goods ,while clothing and food are necessities .Within the food group ,price elasticities range from -0.942 to -0.362 .Expenditure elasticities are lower for grains ,sugar and vegetables and higher for pork ,beef ,and poultry .This study also finds evidence of a house building squeeze effect on food consumption and household characteristic variables significant effect on food consumption pattern .On the basis of results ,we summarize conclusions and policy implications .

Conceptual Framework of Population Change and Elderly Poverty in China

Yang Juhua • 88 •

This paper explores the potential conceptual linkage between population change and poverty of the elderly aged 65 and above in the context of rapid socioeconomic transformation in China at the turn of the century .The effect of population change on the elderly population might be complicated ,depending upon different segments of the elderly population and types of poverty ,and their relationship might be intervened by the readiness and preparation of public support system .Given China 's tradition of family support for the elderly and the elderly preference for such channel of support ,family based community support system should be vigorously promoted and implemented .