

## 风险、社会保障与农村宗教信仰

郑风田 阮荣平 刘力\*

**摘要** 遵循理性选择研究范式,本文研究了农村社会保障与农村信教行为之间的关系。实证分析结果表明,风险是宗教选择和宗教参与的一个重要决定因素;目前农村社会保障水平对信仰量变有显著影响,但对信仰质变尚不够构成显著影响;“新农合”的开展能够有效地降低农村宗教信仰的增长速度。这些结果可以对农村“宗教热”现象进行解释:世俗社会对于农村居民所面临风险的不作为或者弱作为,是宗教在农村颇具吸引力的一个重要原因。

**关键词** 风险,社会保障,宗教

### 一、引言

目前我国农村正在掀起一股“宗教热”(瞭望,2007)。根据 world value survey (WVS) 的调查结果,中国居民的信仰结构正在发生着巨大的变化,宗教信仰的比重迅速上升而无神论者的比重却在迅速下降。1990年无神论者所占比重是信教者所占比重的9倍,2001年则下降为2倍,2005年信教者比重(21.79%)已经超过了无神论者比重(17.93%)。<sup>1</sup>在有宗教信仰的中国居民中,农村居民占绝大多数(金泽和邱永辉,2008)。

农村居民的信仰结构为什么发生了巨大的变化?农村“宗教热”缘何兴起?

诸多学者试图对中国居民信仰结构变化原因进行解释。现有的解释主要是集中在宗教管制和宗教供给方面(如 Yang, 2006; 魏德东, 2005),该解释一般假设个体的宗教偏好是稳定的,改革开放以来,我国宗教市场管制政策放松,导致了宗教供给增加,在信仰需求一定的条件下,自然会引发信教数量的巨大增长,最终导致“宗教热”。

\* 郑风田、阮荣平,中国人民大学农业与农村发展学院;刘力,德国基尔大学农业经济系。通信作者及地址:阮荣平,北京市海淀区中国人民大学品园三楼1039室,100872;电话:13811426940;E-mail:rrp34@126.com。本文得到国家社会科学基金“社会主义新型农村文化研究”(项目编号:07BG47)和国家社会科学基金重大项目“促进农村社会全面进步对策研究:我国农村信仰问题与公共事业发展关系研究”(项目编号:08&ZD032)资助。作者诚挚地感谢韩俊、朱钢、刘文璞、徐小青、蒋中一、郑有贵、姜长云、辛贤等对本文的有益评论、两位匿名审稿人的宝贵修改建议以及姚洋主编对本文的鼓励和建议。文责作者自负。

<sup>1</sup> 作者根据 WVS 1990年、1995年、2000年和2005年四次调查数据计算,1995年中国信教数据缺失。

这种解释对于我国居民信仰结构的巨大变化有一定的说服力,但它并不能解释农村居民信仰结构的变化大于城市居民信仰结构的变化。要解释城乡信仰结构的差异,就要注意城乡经济基础之间的差异。而在城乡二元经济结构的背景下,公共物品供给是城乡经济基础差异的一个重要组成部分,社会保障又是公共物品的一个重要组成部分。从该角度能否提供更多有关农村居民信仰行为的解释呢?国内研究鲜有论及,但国外已经有不少学者开始关注社会保障供给与信仰选择之间的关系,其研究成果先后发表在主流经济学和社会学杂志上,产生了较大的影响。

这些成果对研究中国居民的宗教信仰问题提供了很好的借鉴,但是至少有两个原因让我们谨慎对待其结论:一是经济基础的差异。作为一个转型经济国家,中国的经济基础与其他国家相比往往很具特色。经济基础决定上层建筑,中国居民的信仰行为很有可能会因此而别具特色;<sup>2</sup>二是中国与其他国家信仰市场的管制政策不同,信仰组织发育程度不同,这在很大程度上也会导致二者社会保障功能的发挥程度以及发挥机制不同。

本文的主要目标是尝试从社会保障的角度来探究中国农村居民的宗教信仰行为,解释农村“宗教热”现象。遵循理性选择研究范式,本文认为农村居民的信仰行为是其理性选择的结果,在进行信仰选择的时候,他们权衡收益与成本,信仰行为与其他行为一样也是在试图以最小的成本获得最大的收益。借鉴Chen(2008)、Dehejia *et al.*(2007)、Gruber(2004)、Hungerman(2005)、Gruber and Hungerman(2007)的研究成果,本文将信仰组织的社会保障功能视为农村居民信仰行为的主要收益之一。这一收益的大小主要取决于两个因素:一是人们所面临风险的大小;二是其从政府和社会那里已经获取的社会保障水平。据此,本文提出两个核心研究假设:(1)个体面临的风险越大,其信教的可能性就越大,其宗教性(宗教参与和宗教贡献)就越高;(2)个体能够从政府和社会那里获得的社会保障水平越高,其信教的可能性就越小,其宗教性就越低。

使用作者在河南省嵩县所收集到的村级和农户数据,本文对上述假设进行了检验。研究表明:(1)人们所面临的疾病风险越高,其宗教选择的概率就越大,其宗教参与水平就越高,但是疾病风险与宗教贡献没有表现出显著的相关关系;(2)社会保障水平能够显著地降低信徒的宗教性,新农合的开展能够有效地降低农村宗教信仰的增长速度,基于村级数据的分析结果还表明新农合开展时间与信教比重之间具有显著的正相关关系。但是在对农户样本数据的分析中,我们尚没有发现社会保障与宗教选择之间有显著的相关关

<sup>2</sup> Brown and Tierney(2009)的研究对此提供了例证。当很多实证研究利用国外数据都表明宗教信仰与主观福利之间具有正相关关系的情况下,Brown and Tierney(2009)对中国老年人的研究却发现,有宗教信仰的中国高寿者的主观福利要明显低于没有宗教信仰者的主观福利。

系。社会保障水平与宗教性有显著关系而与宗教选择无显著关系的现象，可能是由于宗教选择的弹性较小而目前农村社会保障力度以及开展时间较短所造成的。对于现阶段社会保障水平与宗教选择之间无显著关系的结果，我们应慎重对待。

本文结构安排如下：第二节回顾相关文献并提出研究假设；第三节介绍检验研究假设的方法；第四节探究计量模型可能面临的内生性问题；对数据的介绍在第五节中展开；第六节展示实证分析结果；第七节对研究结果进行进一步的讨论；第八节是主要结论。

## 二、文献回顾与研究假设

### （一）相关文献回顾

现有文献中，国内实证研究农村宗教信仰原因的文献主要集中在农村组织涣散（如何兰萍等，2005）、精神生活贫乏（如杜景珍，2004；瞭望，2007）等，从社会保障角度论及宗教信仰行为的尚不多见。国外直接论述社会保障与宗教信仰行为之间关系的文献也不是很多（Dehejia *et al.*，2007），但是Chen（2008）、Dehejia *et al.*（2007）的研究是例外。不过，国外有一大批文献详细地阐述了公共物品与宗教信仰行为之间的关系。以下简要予以介绍。

Chen（2008）提出，宗教风险化解机制对宗教信仰行为有重要影响。这种社会风险分担机制使得宗教组织在社会发生重大经济、政治以及其他危机时更具吸引力。利用印度尼西亚在金融危机前后的数据，Chen使用2SLS方法对这一理论进行了检验。其结果发现，人均每月非食物消费支出每下降1美元，家庭参加《可兰经》学习的概率就提高2%，将其一个孩子转学到伊斯兰学校的概率就增加1%。根据社会风险分担机制理论，当存在另一种社会风险化解机制时，宗教组织的吸引力将会弱化。Chen通过在回归等式中引入人均每月非食物消费支出与信贷可获得性的交互项，对这一理论预期进行了检验。其研究结果表明，信贷的可获性使经济危机对宗教委身的影响下降80%。

Dehja *et al.*（2007）运用美国消费支出调查（CEX）数据，研究了宗教参与对信徒消费平衡的保障机制。其结果发现，对宗教组织进行捐赠的家庭能够更好地保障其受到收入波动冲击时的消费平衡。Iannoccone（1992，1994）指出，严格的教会之所以比宽松的教会更有生命主要在于严格的教会在公共物品供给时更加有效。遵循Iannoccone这一思路，Berman（2000）对极端东正教的分析结果和Berman and David（2008）对中东恐怖组织的分析结果都支持上述命题。

如果说以上研究主要是集中在物质层面的话，那么在精神层面的研究，

同样证明了宗教社会保障机制的存在 (Diener and Biswas-Diener, 2002; Pargament, 2002)。Ellison (1991) 和 Strawbridge *et al.* (1998) 的研究表明宗教参与能有效降低创伤性事件对幸福感等精神福利的影响。基于欧洲的数据, Clark and Lelkes (2005) 发现宗教参与能否减轻创伤性事件对幸福感的影响主要取决于教派以及事件的类型。Dehejia *et al.* (2007) 使用 CEX 数据发现, 在受到收入波动冲击时, 参加宗教活动的个体更能保证其幸福感的稳定。

还有一些研究认为, 宗教是对压力的一种反应 (Miller and Hoffmann, 1995), 宗教信仰是人们应对风险的策略, 这种研究范式后来被称之为“风险分析范式”。Miller and Hoffmann (1995) 将男女之间风险偏好的差异作为其宗教信仰差异的解释因素, 基于监测未来数据集的分析表明, 在模型中加入风险偏好指标能够有效降低男女之间在宗教笃信程度上的差异。风险偏好在每一组性别当中都是一个显著的指标。风险分析范式还可以用来解释另一种共识性的现象——宗教性往往随着年龄的增加而增加。按照风险分析范式的解释这是因为老年人面临死亡的风险更大 (Stark and Bainbridge, 1985; Blomberg *et al.*, 2006)。

遵循风险研究范式, 一些研究着重研究了疾病等风险对宗教信仰的影响。Idler (1987) 指出, 长期无法摆脱的生理痛苦可能会导致人们努力寻求一种信仰体系来予以应对, 这种信仰体系能够提供情感支持。Pargament (2002) 利用 586 个美国中西部教会参与者的样本, 表明消极事件 (包括疾病) 加强了人们的宗教参与。Ellison and Talyor (1996) 利用美国的美籍非裔样本发现, 那些被迫面对疾病、慢性病的人比那些没有健康或者丧失亲人等问题的人成为祈祷者的可能性大 5 倍。Ferraro and Kelley-Moore (2000) 利用“美国生活变迁”的纵向数据, 也表明疾病是激发人们宗教诉求的一个重要因素。

正如在引言中所指出的那样, 经济基础的不同以及宗教市场管制和宗教发育的不同要求我们慎重对待国外已有的研究结论。但其研究思路对于理解我国农村居民的宗教信仰行为提供了一种新的视角, 中国农村宗教组织是否具有社会风险化解机制? 中国农村居民的宗教信仰行为又是否可以用宗教社会风险化解机制予以解释?

## (二) 研究假设

参照以往文献的逻辑和实证研究结果, 本文假设我国农村居民参与宗教是为了获取某种社会保障。而获得此社会保障所带来的效用主要取决于其所面临的风险, 风险越大, 该保障所能带来的效用就越大; 同时宗教的社会保障与世俗的社会保障之间存在着替代关系, 世俗的社会保障水平增加, 宗教社会保障功能需求就会下降。据此本文提出如下具体研究假设:

**H1** 风险越高的个体宗教选择概率越大, 其宗教性 (宗教参与和宗教贡

献) 越高;

**H2** 个体所享受到的社会保障水平越高, 其宗教选择概率越小, 宗教性(宗教参与和宗教贡献) 越低。

需要指出的是, 本文对农村居民信仰行为的考察选取了三个指标: 宗教选择、宗教参与和宗教贡献。其中宗教选择是指是否选择信教, 属于信仰质变的范畴; 宗教参与与宗教贡献衡量的是信教者宗教性的强弱, 属于信仰量变的范畴。相对而言, 宗教选择的(社会保障) 弹性要比宗教参与和宗教贡献的弹性小很多。Stark and Finke (2000) 在对个体改教行为的分析中也指出, 一般情况下改教是很少发生的, 改教的发生往往意味着社会文化发生了重大的变化。就本文研究主题而言, 宗教选择弹性小就意味着, 相对于宗教参与水平和宗教贡献水平的改变而言, 宗教选择的改变需要社会保障水平更强的变化力度。因此, 可能会出现这样一种情形, 即宗教参与和宗教贡献表现出了与社会保障水平变化的相应变化, 但是宗教选择却没有表现出相应的变化。对此, 不能轻易拒绝“宗教选择与社会保障水平之间存在相关关系”这一假设, 更确切的理解是目前社会保障水平的变化力度还不够、时间积累效应还比较弱。打个比方来说明这一问题。可以将由社会保障水平变化所引起的宗教参与、宗教贡献和宗教选择的变化比作为前波与后波的关系, 社会保障水平变化是波动发生的初始力, 宗教参与和宗教贡献是前波, 而宗教选择是后波。存在着这样一种可能: 在初始力刚刚作用的某一个时间点内只有前波出现, 后波可能是因为观测时间不够长, 也可能是因为初始力强度不够大没有被观察到, 这并不能说明初始力与后波一点关系没有。相反当认识到前波与后波之间的关系之后, 即使没有观察到后波, 依然可以对后波做出比较准确的预测。

由于新农合是目前农村社会保障水平变化的主要因素, 因此新农合的开展与农村信教之间也应该具有相关关系。根据 H2 本文进一步提出如下假设:

**H3** 新农合能够降低农村“宗教热”。

该假设可具体表述为:

**H3a** 新农合开展之后农村信教人数的增幅要小于新农合开展之前;

**H3b** 新农合开展时间越晚, 农村信教人数就越多。

### 三、模型与方法

鉴于研究假设, 本文拟从以下三个角度来研究农村社会保障与农村信教之间的关系。

### (一) 农村社会保障水平与农村居民宗教选择之间的关系

对二者关系的考察,本文设定了如下 logistic 模型<sup>3</sup>来分析信教的影响因素:

$$r_j = \beta_{0,j} + \beta_{i,j} \sum_i X_{i,j} + \gamma_{1,j} \text{health}_j + \gamma_{2,j} \text{other\_health}_j + \gamma_{3,j} \text{average\_security}_j + \gamma_{4,j} \text{other\_religion}_j + \epsilon_j + \mu_j, \quad (1)$$

其中,  $j$  表示观测个体;  $i$  表示变量序号;  $r$  表示信教与否;  $X$  是表征观测个体人口统计学特征的一些控制变量,主要包括性别、年龄、受教育水平、生活水平、是否户主、是否担任过村干部等(受教育水平的衡量指标是受教育年限,生活水平的衡量指标是家庭支出的对数);  $\epsilon_j$  表示乡镇固定效应。

$\text{health}_j$  表示个体  $j$  的健康状况,  $\text{other\_health}_j$  表示个体  $j$  所在家庭的其他成员健康状况。这两个指标表示了个体所面临的风险。对健康状况的度量我们分别使用了主观自测指标和客观疾病指标。主观自测指标是五分量表,数据分析时分别将其赋值为 1—5。此时  $\text{other\_health}_j$  的计算方法是将家庭中其他人的健康得分相加然后除其他家庭成员总数。在计算家庭其他成员客观健康状况时,分别将“既没有慢性病也没有残疾”赋值为“0”,“有慢性病”、“有残疾”均赋值为“1”,“既有慢性病也有残疾”赋值为“3”,然后加总其他成员疾病得分再除以其他成员的数量。

$\text{average\_security}_j$  表示个体  $j$  所在家庭的社会保障水平。在此使用家庭平均保障水平,而不是个体社会保障水平,是因为前者比后者更能反映个体应对风险的能力。对家庭社会保障水平的测量指标是家庭成员平均享有的社会保障项目数。

### (二) 农村社会保障水平与农村居民宗教参与、宗教贡献之间的关系

本部分主要想要考察的是农村社会保障水平与农村居民宗教性之间的关系,即社会保障与信仰量变之间的关系。对这一关系进行的考察,本文主要使用如下模型:

$$r_{p,j} = \beta_{0,j} + \beta_{i,j} \sum_i X_{i,j} + \gamma_{1,j} \text{other\_religion}_j + \gamma_{2,j} \text{average\_health}_j + \gamma_{3,j} \text{average\_security}_j + \epsilon_j + \mu_j, \quad (2.1)$$

其中,  $r_p$  表示宗教参与水平,这里采用每月参加宗教集体活动的次数;控制变量  $X$  主要包括性别、年龄、收入的对数形式、受教育程度和信教开始时间

<sup>3</sup> 实际操作过程中,也使用了 probit 模型,但是二者并没有太大的差异,本文报告的是 logistic 模型结果。

等；其他变量含义同模型（1）。由于这里宗教参与水平是连续变量，因此对模型（2.1）选取的估计方法为 OLS 估计。

衡量宗教性的另外一个指标是宗教贡献，问卷调查中针对该问题的指标是“2007年所有宗教捐赠（包括金钱和物品）的人民币价值”。但是该指标测量误差比较大，数据收集也比较困难，数据缺失问题严重。另外，往往越是比较虔诚的人，越不愿公布他们的宗教贡献，存在着样本选择问题。如调查中，当我们问及为什么不愿意公布宗教贡献的时候，一些调查对象就会引用“圣经”<sup>4</sup>的话——“左手的贡献不能让右手知道”。能够引用“圣经”的话应该都是比较虔诚的信徒，而恰恰是这一部分人不愿公布他们的宗教贡献。而这一部分人还占了很大比重，占到了样本的 41.5%（参见下文表 2）。这将会导致我们的估计结果出现很大的偏误。因此使用该指标不但面临着数据缺失还面临着样本选择等问题。为了避免这些问题，我们选择“2007年是否进行宗教捐赠”二元变量指标替代连续变量指标。该二元指标能很好地避免连续指标所面临的问题，一是该指标便于收集、数据缺失程度较小（参见下文表 2）；二是该指标测量误差小、样本选择问题不大，调查过程中我们也深刻地感受到调查对象对该问题的回答都是比较迅速的，由此也可从侧面看出，其对该指标并没有太多顾虑。由于这里宗教贡献是二元变量，因此设定了如下 logistic 模型：

$$r_{c,j} = \beta_{0,j} + \beta_{i,j} \sum_i X_{i,j} + \gamma_{1,j} \text{other\_religion}_j + \gamma_{2,j} \text{average\_health}_j + \gamma_{3,j} \text{average\_security}_j + \epsilon_j + \mu_j, \quad (2.2)$$

其中， $r_c$  表示 2007 年是否进行过宗教捐赠；其余变量含义同模型（2.1）。

### （三）新农合与农村信教之间的关系

本部分将从纵向和横向视角分别研究新农合与农村宗教信仰之间的关系。尽管我们没有直接调查信教的时间序列数据，但是通过对信教者开始信教时间的调查可以构造出信教的时间序列数据集。通过这一方法所构造出的信教数据是流量数据而不是存量数据，表示的是每年新增信教人数，而不是每年所有信教人数。如果社会保障与宗教之间存在替代的话，那么新农合应该在流量上对宗教信仰产生影响。因此通过对比新农合前后宗教信仰的变化可以对这一影响进行甄别。如果社会保障能够替代宗教信仰的话，那么新农合开展之后宗教信仰的增幅应该明显小于新农合开展之前。

鉴于数据问题，目前只能使用较为粗糙的方法来执行纵向思路，这种方

<sup>4</sup> 受访者认为的“圣经”，作者在此没有求证。

法无法剔除其他变量的影响(如其他惠农政策),但是作为探索研究的一步,这些方法所得出的结论也并非毫无价值。尽管如此,为了更加深入地检验新农合与农村信教之间的关系,本文同时设计了一横向思路(即利用村级横截面数据)来考察新农合开展时间不同的村庄其信教人数是否会因此而不同。本文设定了如下模型:

$$\text{Religiosity}_{2008_i} = \alpha_i + \delta_i t_i + \beta_i \text{Religiosity}_{1998_i} + \gamma_i X_i + \epsilon_j + \mu_i, \quad (3)$$

其中,  $\text{Religiosity}_{2008_i}$  表示 2008 年村庄  $i$  的信教人数;  $t_i$  表示新农合开展的时间,  $\text{Religiosity}_{1998_i}$  表示 1998 年信教人数;  $X_i$  是一些表征村庄特征的控制变量,如村集体收入、村中五保户数量、总人口、村中诊所/卫生院数量等;  $\epsilon_j$  表示乡镇固定效应。

#### 四、有关计量模型的一些考虑

正确估计模型(1)、(2)和(3)所面临的最为主要的问题是风险、社会保障与宗教相关变量以及新农合开展时间与信教人数之间可能存在的内生性。对此,以下将分别讨论。

##### (一) 对于模型(1)和(2)

模型(1)和(2)内生性的来源主要有三个:

##### 1. 测量误差

即宗教信仰选择、宗教参与和宗教贡献的测量误差与社会保障水平、风险等因素存在着系统相关。测量误差是目前计量经济学常见却又难以处理的问题之一。根据许多计量经济学教科书中的建议,同时借鉴 Brown and Tierney (2009) 的做法,我们相信系统性偏误存在的概率是很小的。

##### 2. 联立性

即存在这样一种可能:宗教信仰导致了个体社会保障水平和健康水平的提升(或者下降)。国外很多有关宗教经济影响的研究也表明,宗教支出对政府的公共财政支出具有替代效应(Hungerman, 2005; Grbuier and Hungerman, 2007),社会保守主义与财政保守主义总是共生共现,参加了宗教组织的人对政府公共福利支出的需求明显减少(Chen and Lind, 2007; Chen, 2008)。但是目前我国的社会保险大都是福利性的社会保险,大多数社会保险都可以享受到政府或者社会补贴,如养老保险、工伤保险、失业保险、医疗保险等,正是由于这种福利性的存在,农户对这些社会保险的参与一般都比较积极。本文样本中参合率达 99.40%,在已经参合的农民中表示愿意参加的占 99.39%。因此,宗教对是否参加新农合的影响是很小的。其他社会保险由于在大多数农村并不存在,至少在我们所调查的地区这些保险的覆盖面十分



有限。能够享受到这些社会保障的往往只是特定的人群，从户口的角度来看，往往只有非农户口才能享受到这些带有福利性的社会保障。因此，对于这些社会保障的参加与否，宗教的作用也不是很强。另外，从时间来看，如果宗教是因，社会保障是果，那么宗教的发生时间应该早于社会保障的发生时间。但是本文的调查数据却表明，大多数信教者开始信教时间都早于新农合开展时间。在模型（1）和模型（2）所使用的样本中，有91.84%（ $n=45$ ）的信教者开始信教的时间在新农合开展之前，而仅有6.12%（ $n=3$ ）和2.04%（ $n=1$ ）的信教者开始信教的时间在新农合开展之中和之后。同时样本中的社会保障往往仅指新农合（参见表1），因此可以认为社会保障与宗教信仰之间的联立性是比较弱的。

表1 农户社会保险参与情况

	频 数		百分比		观测值
	有	无	有	无	
社会保障状况					
是否参加过养老保险	17	318	5.07	94.93	335
是否参加过失业保险	7	325	2.11	97.89	332
是否参加过工伤保险	2	329	0.6	99.4	331
是否参加过医疗保险	330	2	99.4	0.6	332
是否参加过其他保险	25	187	11.79	88.21	332
信教那一年或者之前两年内是否经历					
家庭经济状况变差	5	44	10.2	89.8	49
重大的感情挫折	4	44	0.08	0.92	48
自己或者家人得了重大疾病或重大伤残	27	27	50	50	54

另外，有关疾病与宗教信仰行为的因果关系，目前争论还比较大。一些研究认为宗教参与是因，健康状况是果（Blazer and Palmore, 1976; Jarvis and Northcott, 1987）。还有一些研究则认为是健康状况是因，宗教参与是果（Ellison and Tayler, 1996; Idler, 1987; Kotarba, 1983; Ferraro and Kelly-Moore, 2000; Koch, 2008）。从这些争论来看，考虑宗教参与和健康状况之间的联立性也是十分应该的。从我们搜集的资料来看，二者的关系更多地表现为健康状况是因，宗教参与是果，而不是相反。是因为有了疾病才信教，而不是因为信教后健康状况才变差。可以从文献以及实证资料中看到这一点。如果我们相信宗教参与是因、健康状况是果，持此逻辑的研究结果大都表明，二者之间有正相关关系，而我们的结果却表明二者之间是负相关关系。另外，从二者发生的时间来看，大都是生病在前信教在后。在对信教者的调查中，我们询问了其信教那一年或者之前两年内是否经历过“家庭经济状况变差”、“重大的感情挫折”、“自己或者家人得了重大疾病或有了重大伤残”，有50%的回答“自己或者家人得了重大疾病或重大伤残”（参见表1）。因此，本文更倾向于视健康状况为因、宗教参与为果。联立性偏误在本文样本中的严重程度不是太大。

### 3. 遗漏变量

能够导致估计出现偏误的遗漏变量是那些既与风险状况和社会保障水平相关也与宗教信仰选择、参与、贡献相关的变量。本文将根据现有研究成果,努力予以控制这些变量。现有研究所强调的与宗教信仰选择、参与和宗教相关的变量主要有受教育水平(如 Sander, 2002; Barro and McCleary, 2003)、年龄(如 Witter *et al.*, 1985; Corry and Ehrenberg, 1975; Stephen and Russell, 1977; Blomberg *et al.*, 2006)、财富和收入(如 Steinitz, 1980; Lehrer, 2004)以及性别(如 Iannoccone, 1998; Lenski, 1953; Bensen *et al.*, 1989; Cornwall, 1989; Stark and Bainbridge, 1985)等,对于这些变量本文将尽可能地予以控制。尽管如此也不能完全排除遗漏变量的干扰,但是通过这些努力我们相信由遗漏变量所导致的内生性问题将会大大减轻。

解决内生性问题更加有效的方法是使用工具变量,但是在本文所使用的数据集中并没有发现合适的工具变量。这样就使得本文的结果并不能完全剔除内生性问题,但是通过对内生性可能产生的各个原因的分析,也有足够理由认为本文所面临的内生性问题并不是十分严重。尽管如此,在以后的研究中,还是要重新回到这个问题,考察剔除掉内生性后的社会保障和宗教行为之间的关系。

#### (二) 对于模型 (3)

模型 (3) 所面临的内生性来源之一是信教比重大的村,新农合开展和推广的难度可能会加大,正如 Chen and Jo Thori (2007) 和 Chen (2008) 所指出的那样,参加了宗教组织的人对政府公共福利支出的需求将会减少。相对于模型 (1) 和模型 (2),在模型 (3) 中比较幸运的是可以找到新农合开展时间的工具变量,即“村庄到县政府所在地的距离”。村到县政府所在地很大程度上反映了村子的地理和交通条件,这是上级政府在挑选新农合试验村时重点考虑的一个问题。而相对于村庄的信教比重,距离县政府的远近则是一个外生变量。

## 五、数 据

本文所使用的数据是“社会主义新型农村文化研究”课题组于 2008 年在河南省嵩县收集到的农户样本数据和村级样本数据(模型 (1) 和 (2) 主要使用农户数据,模型 (3) 主要使用村级数据)。嵩县总面积 3 008 平方公里,辖 16 个乡镇 318 个行政村,总人口 55 万,以丘陵和山地为主。该县经济收入水平比较低,是国家级贫困县。该县信奉基督教的人数较多,位于于建嵘(2008)所勾勒出的中国基督信仰密集带上。课题组对嵩县进行了试调查和正式调查,前后近 20 天,主要采用问卷调查的形式,问卷有三类:村级问卷、

农户问卷和教会问卷。

调查过程中，采取了分层随机抽样。首先根据各乡镇的经济状况、距离县城的远近，由课题组与嵩县相关负责人从全县16个乡镇中随机抽取了6个乡镇。然后根据各乡镇村名单在每个乡镇随机抽取了6—8个样本村，最后根据样本村的农户名单在每个样本村随机抽取了6—10户样本户。<sup>5</sup>这样，共得到40个村级样本和340个农户样本。有效回收的村级问卷份数和农户样本数分别是40村和340户。<sup>6</sup>

表2是本文所关心变量的基本特征。其中A部分表示的是模型(1)和(2)主要涉及的一些变量特征。从中可以看出，嵩县农村信教的比重并不是很大，信教相对于非信教仍然属于非主流。在信教者当中，“过去一个月参加宗教集体活动的次数”为3—4次，平均是一星期一次，主要是做礼拜。宗教贡献并不是很大，平均一年宗教贡献的总额度不到20元。但是需要指出的是，这里的宗教贡献并没有包括教徒对教会的义工等方面的劳动投入，而在实际调查中我们发现，教徒这方面的投入是其宗教贡献的一项十分重要的组成部分，因此这里的宗教贡献水平有可能被低估。大部分受访者对自己健康状况的主观评价是“比较健康”。大部分农户的客观健康状况是既没有慢性病也没有残疾。家庭其他成员主观评价总体上也是属于“比较健康”。家庭成员的平均社会保障水平比较低，往往只有一个社会保险项目，主要是新农村合作医疗保险。

表2中B部分表示的是模型(3)所涉及的一些变量特征。从中可以看出1998—2008年信教人数增加了69.99%，年均增长速度达7%，说明了农村存在“宗教热”现象。样本中新农合开展的时间横跨三个时期：2004—2006年，主要集中于2005年和2006年。样本村距离县政府一般都比较远，平均为33公里，主要是因为嵩县以丘陵和山地为主，面积较大。

表2 模型中变量统计性描述

A. 模型(1)和(2)中的主要变量					
变 量	观测值	均 值	标准差	最小值	最大值
宗教信仰和实践状况					
宗教信仰	333	0.18	0.38	0	1
宗教贡献	31	19.52	24.90	0	100
是否进行宗教贡献	51	0.69	0.47	0	1
宗教参与	53	3.53	3.67	0	16
家庭其他成员的宗教信仰状况	339	0.12	0.25	0	1
家庭其他成员信教水平	339	0.12	0.25	0	1

<sup>5</sup> 根据样本乡镇和样本村规模的大小，每个乡镇抽取样本村的数目和每个样本村抽取样本农户的数目有所不同。

<sup>6</sup> 在实际调查中，对于所抽取的农户如果遇到人不在家等情况，采取邻户替代法。

(续 表)

变 量	观测值	均 值	标准差	最小值	最大值
健康状况					
受访者主观健康状况	337	2.07	1.16	1	5
家庭其他成员主观健康状况	333	1.79	0.87	0.33	8
家庭成员平均客观健康状况	332	1.12	0.35	0.2	3
社会保障水平					
家庭成员平均社会保障水平	338	1.05	0.30	0	3
其他特征变量					
性别	325	2.46	1.93	1	5
年龄	335	45.84	12.91	14	86
受教育水平	293	7.38	3.08	0	16
生活水平	295	8.95	0.79	6.55	11.78
是否是户主	335	2.59	1.96	1	5
是否担任过村干部	336	4.39	1.44	1	5
年龄的平方	335	2 267.34	1 238.05	196	7 396
信教时间	46	1 996.5	8.66	1 975	2 008

## B. 模型(3)中的主要变量

变 量	观测值	均 值	标准差	最小值	最大值
2008年信教人数	38	103.64	132.49	8.5	550
1998年信教人数	30	60.97	80.53	0	250
新农合开展时间	40	2 005.35	0.74	2 004	2 007
到县政府距离	40	32.31	28.47	0	110
总人口	40	1 762.5	1 156.8	126	6 000
村集体收入	39	36 889	184 075	0	1 153 000
五保户数量	39	8.74	9.15	0	40
诊所/卫生院数量	40	1.59	0.72	1	3

注:表中除宗教信仰外,其他二值变量均是“1”表示“有”,“5”表示“无”。

## 六、结 果

### (一) 农村社会保障与农村宗教信仰选择之间的关系

表 3 给出的是模型 (1) 的回归结果,表示个体面临的风险和其所拥有的社会保障水平对其宗教选择的影响。从中可以看出,无论是使用主观健康指标还是使用客观健康指标,疾病风险都对宗教信仰选择有正的影响。对自己健康自评为“不健康”和“很不健康”者比认为自己“很健康”的人信教的可能性更大,并且“不健康”对信教可能性的增加要小于“很不健康”对信教可能性的增加,这说明随着健康状况的恶化,其信教的可能性会变大。二者在 10% 的水平上显著。使用客观健康指标所得到结果与此相仿。“既有慢性病又有残疾”者比“既没有慢性病又没有残疾”者信教的可能性更大,其在 10% 的水平上显著。

表3 风险和社会保障水平对宗教信仰选择的影响

变 量	主观健康状况		客观健康状况	
	系 数	标准差	系 数	标准差
性别	2.33***	0.66	2.53***	0.67
年龄	-0.01	0.11	-0.04	0.11
年龄的平方	0.00	0.00	0.00	0.00
受教育水平	-0.02	0.09	0.01	0.09
健康状况				
比较健康	0.94	0.60	—	
一般	-0.16	1.17	—	
不健康	1.32*	0.75	—	
很不健康	3.02*	1.64	—	
有慢性病	—		0.21	0.62
有残疾	—		1.32	1.34
既有慢性病也有残疾	—		3.58**	1.73
家人客观健康状况	—		-0.77	0.64
家人主观健康状况	-0.48	0.35	—	
家人信教水平	5.25***	0.98	4.92***	0.97
家庭平均保障水平	-0.43	0.72	-0.52	0.76
家庭支出的对数形式	0.48	0.31	0.34	0.32
是否是户主	-0.39	0.65	-0.72	0.66
是否是村干部	0.01	0.76	0.34	0.83
常数项	-6.46*	3.95	-4.11	4.09
是否包括乡镇固定效应		是		是
Obs		244		228
Pseudo R <sup>2</sup>		0.32		0.30
LR chi2(14)		68.33		57.98
Log likelihood		-71.37		-68.76

注：(1) 此表表示的是模型(1)的回归结果。表中第二列表示使用主观健康指标所得出的回归结果，第三列表示使用客观健康指标所得出的回归结果。

(2) \*\*\*表示1%的水平上显著，\*\*表示在5%的水平上显著，\*表示在10%的水平上显著。

(3) 主观健康状况的参照组是“非常健康”，客观健康状况的参照组是“既没有慢性病也没有残疾”。

表3还表明农户家庭的社会保障水平与宗教选择之间是负相关关系，但是这种负相关关系在统计上不具有显著性。正如前面我们已经分析的那样，二者之间关系的不显著可能由两个原因造成：一是农村的社会保障水平还普遍处于一个十分低的水平，以至于其目前还不能引起人们宗教选择的变化；二是我们观察的时点与新农合开展时间相隔的长度还不够，社会保障的影响效应可能还没有充分发挥出来。造成宗教选择弹性小的一个重要原因是宗教信仰具有“代际锁定效应”<sup>7</sup>，即家中一旦有人开始信教，那么其他人信教的可能性就会大大增加。这一点在表3中也能清晰地看出。无论是使用主观健康指标，还是使用客观健康指标，家庭其他成员宗教信仰水平都是个体*j*宗教选择的强有力的影响因素，其显著水平均在1%之上。这说明，宗教信仰的

<sup>7</sup> 代际锁定效应是目前宗教研究中的另一个备受关注也十分有趣的问题，其涉及的深层次原因是宗教人力资本和宗教社会资本，详细论述参见 Iannoccone(1988)、Iannoccone(1998)和 Stark and Finkle(2000)。

“代际锁定效应”确实存在,并且影响很大。

## (二) 社会保障水平与宗教参与和宗教贡献之间的关系

表4给出的是农村社会保障水平对农村宗教参与和宗教贡献的影响。(1)、(2)、(3)、(4)的控制变量包括了性别、年龄、家庭其他成员信教比重、收入对数、信教时间以及乡镇固定效应(文中只是报告了主要关心变量估计结果,控制变量估计结果没有报告)。其中第(1)和(2)列表示风险、社会保障水平对宗教参与的影响。无论是使用普通最小二乘标准差,还是使用robust标准差,家庭中所面临的疾病风险状况与个体的宗教参与水平之间有着明显的相关关系。其中家庭面临的疾病风险越大,个体宗教参与水平就越高。这一关系在10%的水平上显著(使用普通最小二乘标准差时, $p=0.095$ ;使用robust标准差时, $p=0.088$ )。家庭社会保障水平的提高能够显著降低宗教参与水平,其显著水平也为10%(使用普通最小二乘标准差时, $p=0.056$ ;使用robust标准差时, $p=0.100$ )。

表4中第(3)和(4)列表示风险、社会保障水平对宗教贡献的影响。从中可以看出,无论使用普通最小二乘标准差,还是使用robust标准差,社会保障水平对宗教贡献均有显著的负向影响,社会保障水平越高个体进行宗教贡献的概率就越小。当使用普通最小二乘标准差时,其显著水平为5%( $p=0.039$ )。当使用robust标准差时,其显著水平为1%( $p=0.007$ )。家庭所面临的疾病风险对宗教贡献的影响在统计上并不显著。其原因可能在于疾病风险越高的人其工资率就越低,因此其宗教参与的机会成本相对于健康个体而言就要小很多,因此其宗教性更多地会表现为宗教参与而不是宗教贡献。

表4 风险、社会保障对宗教参与和宗教贡献的影响

	宗教参与		宗教贡献	
	(1)	(2)	(3)	(4)
家庭健康状况	2.44*	2.44*	29.26	-0.03
	(1.34)	(1.37)	(24.76)	(0.67)
家庭平均社会保障水平	-3.09*	-3.09*	-2.65**	-2.65***
	(1.76)	(1.49)	(1.28)	(0.98)
是否robust标准差	是	否	否	是
是否包括其他控制变量	是	是	是	是
Obs	29	29	33	33
R <sup>2</sup>	0.59	0.59	—	—
Adj R <sup>2</sup>	—	0.23	—	—
Pseudo R <sup>2</sup>	—	—	0.29	0.29
LR chi2(14)	—	—	0.21	0.24
Log likelihood	—	—	-15.00	-15.00

注:括号内为标准差,\*\*\*表示在1%水平上显著,\*\*表示在5%的水平上显著,\*表示在10%的水平上显著。(1)、(2)、(3)、(4)的控制变量包括性别、年龄、家庭其他成员信教比重、收入对数、信教时间以及乡镇固定效应。信教时间在(4)列中在10%的水平上显著,信教时间越晚进行宗教捐赠的概率就越小。在(1)、(2)和(3)列中控制变量均不显著。

### (三)“新农合”与农村信教之间的关系

#### 1. 纵向视角

总体来看,农村信教人数一直处于一个不断增加的过程,村级样本数据表明在1988年平均一个村有25.81人信教,1998年有60.97人,2008年有103.64人。由此可以看出,农村信教人数正在以较快的速度增长着。新农合的开展对这一趋势究竟有无遏制作用呢?

由于调查历年农户信教的总体数据在一次抽样调查中较难获得,我们对此的一个替代方法是询问农户的信教时间,然后将同一年中信教者数量加总,从而得到该年信教的总人数,这里的总人数是该年信教的新增人数。

调查结果显示,样本中信徒最早开始信教的年份为1975年,最晚开始信教的时间为2008年。为了更清晰地比较“新农合”开展前后信教人数的变化,我们将这一时间段总体上分为三个阶段:“新农合”开展之前,“新农合”开展期间,“新农合”开展之后。2005年和2006年是调查点“新农合”开展的主要时间。农户问卷中,在2005年和2006年参加“新农合”的农户占90.79%;村级问卷中,在2005年和2006年开展“新农合”的村占86.84%。因此,我们将2005年和2006年划定为调查点“新农合”的开展期。

按照这一划分方法,我们分别计算了三个阶段的信教人数(见表5)。新农合开展之前的平均每年信教人数为4.04,新农合开展期间的平均每年信教人数为4人,新农合开展之后平均信教人数为3人。据此来看,新农合的开展还是对信教的增长起到了一定的抵制作用。开展之后比开展之前的信教人数下降了近25%。但是二者在统计上并没有十分显著的差异。

表5 新农合开展前后信教人数的变化情况

	观测值	均值	标准差	最小值	最大值	t 检验(p 值)	
						三阶段划分	八阶段划分
新农合开展之前	25	4.04	3.27	1	10	0.99 <sup>a</sup>	0.17 <sup>a</sup>
新农合开展期间	2	4	2.83	2	6	0.66 <sup>b</sup>	0.08 <sup>a,b</sup>
新农合开展之后	2	3	1.41	2	4	0.76 <sup>c</sup>	0.69 <sup>c</sup>

注:(1) a、b 和 c 分别表示新农合开展之前和新农合开展期间之间、新农合开展之前和新农合开展之后与新农合开展期间和新农合开展之后的 t 检验。

(2) \* 表示在 10% 的水平上显著。

三阶段的划分方法可能存在着较为严重的问题,这些问题包括:(1)第一个阶段包括更长的时间段,这使得第一阶段的平均值更加稳健,而其他两个阶段则更具波动性;(2)仅仅知道了第一个阶段的平均情况,而忽略了第一个阶段信教人数的变化情况,这些变化情况对于我们理解信教人数总体的变动趋势,特别是对考察新农合的开展对这一趋势的影响有着至关重要的作用。因此,为了充分利用新农合开展之前的信息,我们将这一阶段进一步细分为六个阶段,考虑到时间段长度对新农合作用的影响,特意选取了“开展前两

年”这一指标。

按照这一划分方法,图1展示了一个更加完整的信教人数变动情况。从中可以看出,在新农合开展之前,信教人数的变化呈U形,信教人数变化出现拐点的时间大约是改革开放开始时。这一结果基本上支持“宗教市场管制说”。在改革开放之前,信教人数呈现出了下降的趋势,而在改革开放之后则又表现出较为明显的上升趋势。这可能主要是因为,在改革开放之前,我国的宗教政策受“文化大革命”的影响,实行了比较严厉的宗教管制,而在改革开放之后实行的则是相对宽松的管制政策。总体来看,在新农合开展之前样本所表现出来的情形是信教人数不断上升。但是这一趋势在新农合开展之后被明显遏制住了。自新农合开展之时,农村信教人数的增幅就开始下降,这一下降趋势一直持续到现在。

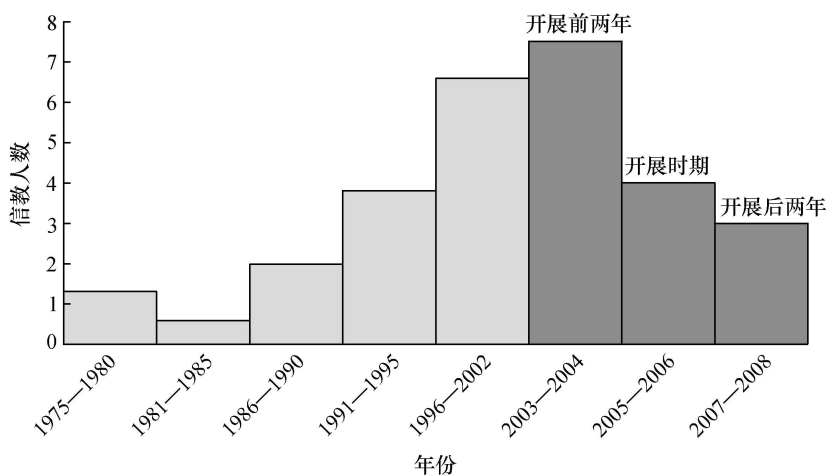


图1 新农合与农村信教之间的关系

注:图中某一年份的信教人数是根据问卷中“信徒开始信教的年份”所计算出来的频数。深色部分表示以两年为一时间段所划分出的新农合开展前、中、后的三阶段对比,浅色部分表示基本以五年为一时间段所表示的新农合开展前每年信教增幅的变动趋势。

在对新农合开展前后信教人数的 $t$ 检验中表明,开展中间与开展之前,以及开展中间与开展之后的差异在统计上虽然仍不显著,但是开展之后信教人数在10%的显著水平低于开展之前的信教人数。

## 2. 横向视角

表6是使用村级数据得出的新农合开展时间与信教人数之间的关系。第一列表示的是OLS估计结果。从中可以看出,即使是控制了1998年信教人数、总人口、村集体收入、村中五保户数量和村中诊所/卫生院个数等,新农合开展时间与信教人数之间仍然具有显著的正相关关系,即新农合开展的时间越晚,信教比重就越大。新农合晚开展一年,信教人数平均就会增加41



人，这一影响是相当大的。其显著水平为 10% ( $p=0.097$ )。

由于信教人数与新农合开展时间之间可能具有内生性，因此本文将“到县政府的距离”作为新农合开展时间的工具变量，使用 2SLS 方法重新估计二者之间的关系。从中可以看出，剔除掉二者的内生性之后，二者之间依然具有显著的正相关关系，新农合开展时间越晚的村庄信教的人数就越多。

表 6 新农合开展时间与信教人数之间的关系

	OLS 估计	2SLS 估计
新农合开展时间	40.67* (23.36)	160.91* (84.34)
1998 年信教人数	0.53** (0.25)	0.55 (0.39)
总人口	0.06*** (0.02)	0.06* (0.03)
集体收入	0.00 (0.00)	0.00 (0.00)
五保户数	-0.03 (2.38)	1.44 (3.75)
诊所/卫生院个数	-23.02 (21.82)	-50.03 (37.44)
常数项	-81558.29* (46840.04)	-322617.10* (169086.70)
是否控制乡镇固定效应	是	是
obs	27	27
Adj R-squared	0.47	0.23

注：括号中为标准差。\*\*\*表示在 1% 水平上显著，\*\*表示在 5% 水平上显著，\*表示在 10% 水平上显著。

## 七、进一步的讨论

使用农户样本数据分析结果表明社会保障水平能够显著地降低个体的宗教参与和宗教贡献水平，但是社会保障水平与宗教选择之间却没有显著的相关关系，尽管其方向与理论预期一致。该如何看待这一结果呢？

其可能的原因在于相对于宗教参与和宗教贡献而言，宗教选择弹性较小，前两者属于信仰量变的范畴，而后者则属于信仰质变的范畴。宗教选择行为的变化需要更强的社会保障水平变化和时间的积累效应。因此就某一时间点的观察而言，可能会存在这样一种情形——社会保障水平的变化引起了宗教参与和宗教贡献的变化，但是却没有引起宗教选择的变化。就本文样本而言，目前农户的社会保障水平是比较低的，一方面其享受到的社会保障项目数量比较少，往往仅一项（即新农合），一方面其保障标准比较低，就新农合而言，样本中每个农民的筹资水平不足百元。另外，社会保障水平发生变化的

时间与观测时间相隔较短,农户参加新农合的时间一般是2005年和2006年,因此距离调查时间不到3年,距离主要观测内容发生时间<sup>8</sup>不到2年,社会保障水平变化的时间积累效应还不够大。一方面由于宗教选择弹性小,一方面由于社会保障水平变化和时间积累效应都还很弱,因此,目前只是观测到了社会保障与弹性较大的宗教参与和宗教贡献大之间的显著关系,但是并没有观测到社会保障水平与弹性较小的宗教选择之间的关系。但是正如前面已经指出的那样,对此不能轻易地就认为社会保障与宗教选择之间没有关系,更确切的理解是社会保障水平变化的力度还不够大,时间积累效应还不够强。

利用本文所构造的信教人数时间序列数据集发现,新农合开展之后的信教增量要明显小于新农合开展之前。同时使用村级截面数据发现,新农合的开展时间与村庄信教人数之间有显著的正相关关系,即使剔除掉二者之间的内生性,该关系依然存在。这些结果再次提醒我们应珍重使用农户数据所得到的社会保障与宗教选择之间无显著相关关系的结果。

另外,在模型(1)和(2)中,尽管通过对内生性来源的各途径分析我们认为本文所面临的内生性问题不是太大,但是以后研究中剔除内生性将是本研究下一步主要的工作。新农合与宗教选择之间的关系,本文也没有进行直接详细的分析,使用准自然实验进一步搜集面板数据,构造DID模型来系统研究二者之间的关系也是我们下一步的主要兴趣所在。

## 八、主要结论

宗教具有某种社会保障功能,这种社会保障是人们规避风险的一种方法。这种社会保障功能能够使得人们在面对风险时能够维持较高的效用水平,Chen and Jo Thori (2007), Chen (2008), Dehejia *et al.* (2007), Gruber (2004), Hungerman (2005), Gruber and Hungerman (2007)的研究都表明了该功能的存在。在中国农村,人们信教的动机主要也集中在今生收益的增加,而不是来世回报方面。信教者祷告的内容主要是自己和家人的健康、平安和幸福。

基于河南省嵩县数据的实证研究结果基本支持本文对农村居民宗教行为的假设——参与宗教是人们获取社会保障和规避风险的一种方法,风险与由政府和社会所提供的社会保障是人们宗教行为的重要决定因素。本文研究结果表明,农村居民的健康状况是其宗教选择和宗教参与的一个重要的决定因素。提高社会保障水平能够显著降低宗教参与和宗教贡献水平,考虑到宗教参与和宗教贡献水平的信仰量变和宗教选择的信仰质变属性,不能轻易拒绝

<sup>8</sup> 调查过程中,许多指标搜集的是2007年的情况。

“社会保障水平与宗教选择之间存在负相关关系”这一假设，尽管农户数据并没有提供佐证这一假设的证据。本文对新农合与信教之间关系的分析，更加证明了这一关心的必要性。无论是纵向分析还是横向分析，分析结果都表明，新农合对农村“宗教热”具有遏制作用。作为当代农村社会保障最主要形式的新农合的开展能够较为明显地遏制农村信教人数增幅不断增加的趋势，并且新农合开展时间越早，这一遏制作用就越明显。这说明新农合的开展使得宗教的社会保障功能对农村居民的吸引力明显下降，由政府和社会所提供的社会保障与农村宗教提供的社会保障之间具有替代作用。

近些年来，农村正在掀起一股“宗教热”（瞭望，2007），本文的研究结果在一定程度上对这一现象进行了解释。农村“宗教热”在一定程度上是由于农村社会保障水平低下所造成的。当人们不能从政府和社会那里获得其应对风险的社会保障，那么他们只有求助于神灵，皈依宗教。

## 参 考 文 献

- [1] Azzi, C., and R. Ehrenberg, “Household Allocation of Time and Church Attendance”, *Journal of Political Economy*, 1975, 83(1), 27—56.
- [2] Barro, R., and R. McCleary, “International Determinants of Religiosity”, NBER Working Paper No. 10147, 2003.
- [3] Bensen, P., M. Donahue, and J. Erickson, “Adolescence and Religion: A Review of the Literature from 1970—1986”, *Research in the Social Scientific Study of Religion*, 1989, 1, 153—181.
- [4] Berman, E., and D. Laitin, “Religion, Terrorism and Public Goods: Testing the Club Model”, *Journal of Public Economics*, 2008, 92(10—11), 1—26.
- [5] Berman, E., “Sect, Subsidy and Sacrifice: An Economist’s View of Ultra-Orthodox Jews”, *Quarterly Journal of Economics*, 2000, 115(3), 905—953.
- [6] Blazer, D., and E. Palmore, “Religion and Aging in A Longitudinal Panel”, *The Gerontologist*, 1976, 16(1), 82—85.
- [7] Blomberg, S., T. Deleire, and G. Hess, “The (After) Life-Cycle Theory of Religious Contributions”, Working Paper, May 2006.
- [8] Brown, P., and B. Tierney, “Religion and Subjective Well-Being among the Elderly in China”, *Journal of Socio-Economics*, 2009, 38(2), 310—319.
- [9] Chen, D., and J. Lind, “Religion, Welfare Politics, and Church-State Separation”, *Journal of Ecumenical Studies*, 2007, 42(1), 42—52.
- [10] Chen, D., “Club Goods and Group Identity: Evidence from Islamic Resurgence during the Indonesian Financial Crisis”, respond to referees, *American Economic Review*, 2008.
- [11] Clark, A., and O. Lelkes, “Deliver Us from Evil: Religion as Insurance”, Working Paper, PSE (Ecole normale supérieure), Paris, 2005.

- [12] Cornwall, M., "Faith Development of Men and Women over the Life Span", in Bahr, S., and E. Peterson (eds.) *Aging and the Family*. Lexington, MA: Lexington Books, 1989, 115—139.
- [13] Dehejia, R., T. DeLeire, and E. Luttmer, "Insuring Consumption and Happiness through Religious Organizations", *Journal of Public Economics*, 2007, 91(1—2), 259—279.
- [14] Diener, E., and R. Biswas-Diener, "Will Money Increase Subjective Well-Being?" *Social Indicators Research*, 2002, 57(2), 119—169.
- [15] 杜景珍, "当代农村基督教信仰调查", 《中国宗教》, 2004年第1期。
- [16] Ellison, C., and T. Robert, "Turning to prayer: Social and Situational Antecedents of Religious Coping among African Americans", *Review of Religious Research*, 1996, 38(2), 111—131.
- [17] Ellison, C., "Religious Involvement and Subjective Well-Being", *Journal of Health and Social Behavior*, 1991, 32(1), 80—99.
- [18] Ferraro, K., and J. Kelley-Moore, "Religious Consolation among Men and Women: Do Health Problems Spur Seeking?" *Journal for the Scientific Study of Religion*, 2000, 39(2), 220—234.
- [19] Gruber, J., and D. Hungerman, "Faith-Based Charity and Crowd-Out during the Great Depression", *Journal of Public Economics*, 2007, 91(5—6), 1043—1069.
- [20] Gruber, J., "Pay or Pray? The Impact of Charitable Subsidies on Religious Attendance", NBER Working Paper No. 10374, March 2004.
- [21] Hungerman, D., "Are Church and State Substitutes? Evidence from the 1996 Welfare Reform", *Journal of Public Economics*, 2005, 89(11—12), 2245—2267.
- [22] 何兰萍、陈通, "农村社会控制弱化与农村非正式组织的兴起", 《理论与改革》, 2005年第5期, 第58—61页。
- [23] Iannoccone, L., "A Formal Model of Church and Sect", *American Journal of Sociology*, 1988, 94, s241—s268.
- [24] Iannoccone, L., "Sacrifice and Stigma: Reducing Free-riding in Cults, Communes, and Other Collectives", *Journal of Political Economy*, 1992, 100(2), 271—291.
- [25] Iannoccone, L., "Introduction to the Economics of Religion", *Journal of Economic Literature*, 1998, 36(3), 1465—1496.
- [26] Iannoccone, L., "Why Strict Churches Are Strong?" *American Journal of Sociology*, 1994, 99(5), 1180—1211.
- [27] Idler, E., "Religious Involvement and the Health of the Elderly: Some Hypotheses and an Initial Test", *Social Forces*, 1987, 66(1), 226—238.
- [28] Jarvis, G., and H. Northcott, "Religion and Differences in Morbidity and Mortality", *Social Science and Medicine*, 1987, 25(7), 813—824.
- [29] 金泽、邱永辉(主编), 《中国宗教报告(2008)》。北京: 社会科学文献出版社, 2008年。
- [30] Koch, J., "Is Religion a Health Resource for the Poor?" *Social Science Journal*, 2008, 45(3), 497—503.
- [31] Kotarba, J., "Perceptions of Death, Belief Systems and the Process of Coping with Chronic Pain", *Social Science and Medicine*, 1983, 17(10), 681—689.
- [32] Lehrer, E., "Religion as a Determinant of Economic and Demographic Behavior in the United States", *Population and Development Review*, 2004, 30(4), 707—726.

- [33] Lenski, G., "Social Correlates of Religious Interest", *American Sociological Review*, 1953, 18 (5), 533—544.
- [34] Long, S., and R. Settle, "Household Allocation of Time and Church Attendance: Some Additional Evidence", *Journal of Political Economy*, 1977, 85(2), 409—413.
- [35] Miller, A., and J. Hoffmann, "Risk and Religion: An Explanation of Gender Differences in Religiosity", *Journal for the Scientific Study of Religion*, 1995, 34(1), 63—75.
- [36] Pargament, K., "The Bitter and the Sweet: an Evaluation of the Costs and Benefits of Religiosity", *Psychological Inquiry*, 2002, 13(3), 168—181.
- [37] Sander, W., "Religion and Human Capital", *Economics Letters*, 2002, 75(3), 303—307.
- [38] Stark, R., and R. Finke, *Acts of Faith: Explaining the Human Side of Religion*. Berkeley and Los Angeles: University of California Press, 2000.
- [39] Stark, R., and W. Bainbridge, *The Future of Religion: Secularization, Revival and Cult Formation*. Berkeley: University of California Press, 1985.
- [40] Steinitz, L., "Religiosity, Well-Being, and Weltanschauung among the Elderly", *Journal for the Scientific Study of Religion*, 1980, 19(1), 60—67.
- [41] Strawbridge, W., S. Shema, R. Cohen, R. Roberts, and G. Kaplan, "Religiosity Buffers Effects of Some Stressors on Depression but Exacerbates Others", *Journals of Gerontology*, 1998, 53(3), 118—126.
- [42] 谭飞、陈晓虎、刘书云, "西部农村'信仰流失'警示", 《瞭望》新闻周刊, 2007年第6期, 第6—8页。
- [43] Witter, R., W. Stock, M. Okun, and M. Haring, "Religion and Subjective Well-Being in Adulthood: a Quantitative Synthesis", *Review of Religious Research*, 1985, 26(4), 332—342.
- [44] 魏德东, "从经济学角度看宗教", 《世界宗教文化》, 2005年第1期。
- [45] Yang, F., "The Red, Black, and Gray Markets of Religion in China", *The Sociological Quarterly*, 2006, 47(1), 93—122.
- [46] 于建嵘, "中国基督教家庭教会的现状和未来", 中国宗教与社会高峰论坛专题研讨会论文, 2008年10月8日, <http://www.purdue.edu/crcs>。

## Risk, Social Security and Religious Beliefs

FENGTIAN ZHENG RONGPING RUAN

(Renmin University of China)

LI LIU

(Christian-Albrechts-Universität zu Kiel)

**Abstract** Following the rational choice approach, this paper studies the relationship between rural social security and peasants' religious beliefs. The empirical results show that risk

plays a very important role in peasants' choices of religious beliefs. Access to health care reduces peasants' religious activities, but does not significantly affect their choices of beliefs. The NCMS slows down the spread of religious beliefs. Those results can explain the "rural religion fervor": the secular society does little to the peasants who face risks, making religions more attractive to them.

**JEL Classification** D81, J28, Z12