

当代中国超常信仰的经验研究*

——兼论中国宗教的内容与格局

夏昌奇 王存同

提要: 本文利用“2007年中国价值的经验调查”(2007 Empirical Survey of Values in China, ESVIC)数据,对当代中国的超常信仰活动进行了探索性的经验研究。研究发现,中国人超常信仰的实践形式多样,但并不普遍。在超常信仰的社会相关性方面,年龄、婚姻状况、受教育程度以及身体健康状况等因素与超常信仰行为显著相关。年长、已婚有偶、受教育程度较低以及身体健康自评差的人群更有可能发生超常信仰行为,但具体到超常信仰行为的不同类型,其差异性又有不同。这显示了超常信仰在社会相关性方面的复杂程度。在超常信仰与宗教的关系方面,分析表明有宗教信仰者发生看风水和看星象等超常信仰行为的可能性明显高于无宗教信仰的个体,但在测字和解梦上则略低。本文最后从超常信仰研究的价值着眼,就中国宗教的内容和格局展开了探讨。

关键词: 超常信仰 世界宗教 中国社会 中国宗教

一、引言

测字、相面、打卦、看风水,我们习惯称之为“封建迷信”。按照一般的看法,随着科学的昌明,人们教育程度的提高,这些所谓的迷信活动将逐渐消亡。但在现实生活中,我们发现事实并非如此。在香火旺盛的佛寺道观附近,相面、抽签的摊点生意兴隆。互联网上以风水、星座、打卦为主题的网站或讨论区拥趸者众。在一定程度上,甚至可以说成为了某种时尚和潮流。

将这类客观存在的社会现象打上“迷信”的标签,目之为等而下之、不入流的精神生活的暗面,显然不是社会科学研究应有的态度。

* 本文初稿曾于第二届宗教社会学工作坊(2010年冬,北京大学)上宣读,感谢卢云峰博士等与会者的意见和建议。本研究在酝酿之初也受到F. Carson Mencken教授(Baylor University, USA)的启发和鼓励。同时,对匿名审稿人中肯的意见也一并致谢。

本研究将此类“迷信”于某种神秘力量的社会行为称为超常信仰 (Paranormal Beliefs),^①并针对当代中国大陆具有超常信仰的个体,主要致力于回答下述问题:其一,超常信仰行为的分布状态如何?其二,具有哪些特征的个体更可能有超常信仰?其三,与非宗教信仰徒相比,世界宗教(the world religions)信徒是否更可能有超常信仰行为?现有文献表明,有关这些方面的研究极少,同时也缺乏较为科学的定量研究。本研究将利用“2007年中国价值的经验调查”(2007 Empirical Survey of Values in China, ESVIC)数据,利用现代社会定量方法予以探索,拟对当代中国大陆的超常信仰活动进行初步的分析。

本文由三部分组成。其一是文献回顾,将涉及超常信仰的概念、超常信仰的社会相关性、超常信仰与宗教信仰的关系;其二是数据、研究方法和结论,是对当代中国超常信仰的基本分析;最后部分是讨论。

二、文献回顾

(一) 超常信仰的定义

超常信仰是一个外来语汇,有必要在此予以说明。在以英语为工作语言的既有研究中,虽然超常信仰这一概念已经为研究者广泛使用,但对超常信仰并没有一个普遍接受的通行定义。多数研究者倾向于将超常信仰的对象确定为那些超越了主流科学解释能力的现象(Hines, 1988: 3; Gray, 1991: 78),主要包括超感官知觉(ESP)、不明飞行物(UFOs)、灵媒现象(psychic phenomena)、占星术(astrology)、算命和解梦(fortune-telling, prophetic dreams)、闹鬼(haunted)等。这些现象也被冠之以“新纪元”(the New Age)、“超自然”(the supernatural)、“隐秘”或“神秘”(occult, mysticism)、“反常体验”(anomalous experience)、“伪科学”(pseudo-science)等名称。

^① 按照超常信仰的宽泛定义,宗教信仰(Religion Beliefs)其实也是一种超常信仰。但一个社会被普遍接受的宗教信仰(如基督教、佛教等)与非宗教的超常信仰(如风水、星相等)是不同的。作为区分,有的学者(Rice, 2003)将前者称为宗教性的超常信仰(Religious Paranormal Beliefs),后者为经典的超常信仰(Classic Paranormal Beliefs)。本文中的超常信仰是狭隘意义上的,即“经典的超常信仰”。世界宗教是在韦伯的意义上使用的概念。在中国大陆主要指佛教、道教、基督教、天主教和伊斯兰教。

①

由超常信仰定义的争议，折射出超常信仰研究的复杂性。在不同的社会，在不同的文化背景下，在不同的历史时期，对如何判定正常与超常、科学现象与超常现象、“正宗”的宗教信仰与“邪门”的超常信仰的根据是各异的。这种分类，本身就是社会建构的结果。从社会学的角度对超常信仰进行研究，不是要确定科学、宗教和超常现象之间的界限，而是就这种社会分类的形成及其社会影响作出解释。从这个视角出发，古德（Goode, 2000: 20）将超常现象定义为那些“被定义、被构造、被视为、被接受和被标识的”领域。这样的定义在一定程度上揭示了超常信仰概念的社会建构因素。

在中国社会，通常以“迷信（Superstition）”来指称此类社会现象。即使在学术研究中，也还在延用迷信这一概念。例如关于大学生迷信心理的一些研究，在此不一一列举。我们认为迷信这一概念本身所包含的贬义以及历史累积而成的意识形态偏见，与社会科学研究提倡的价值中立（Value-free）原则是相悖的。因此本文引入较为中性的超常信仰概念来指称此类现象和行为。

（二）超常信仰的社会相关性（social correlation）

已有的英文研究文献显示，超常信仰与性别、年龄和教育程度有相关性，但其相关性是复杂和不确定的。在性别方面，多数研究者同意女性比男性更有可能报告超常信仰的体验（Bourque, 1969; Greeley, 1975），但在具体的超常现象上存在差异。比如，女性更可能相信超感官知觉、占星术、鬼、灵媒现象等，而男性则更多地相信不明飞行物（Fox, 1992; Goode, 2000）。在年龄方面，有的研究显示年轻人比老年人更有可能拥有超常体验（Greeley, 1975），有的研究却得出了相反的结论（Bourque, 1969）。更具体的研究则认为，老年人更多地相信占星术（Wuthnow, 1978），而年轻人更多地相信超感官知觉（Fox,

① 这些名称之间的辨析请参看 Goode, 2000, p. 18. “新纪元”（the New Age）通常被从事宗教研究的学者们用来指称发端于 1960 年代的社会运动。这一运动的焦点是个体启蒙和从传统思维和宗教中解放出来。至于哪些信仰和观念应该归为“New Age”，学者之间则争论不休，从鬼、大脚怪、UFOs、通灵术等不一而足（详见 Dole, 1993; Bader et al., 2010, chapter 2）。另外一个需要特别指出的名称是“伪科学”（pseudo-science）。因为这一名称的中英文含义有所不同。pseudo-science 一般用于指称那些尚难以得到严格的科学证明或解释的现象。这一词汇在英文虽有贬义，但其负面意味远弱于中文语境中的“伪科学”。

1992)。在教育方面，研究显示超常信仰的类型与教育程度的高低有关。受教育程度较高者更多地倾向于相信心灵感应、超感官知觉等，而不太相信鬼、占星术等。关于不明飞行物的信仰则与教育程度没有相关性（Wuthnow,1978; Fox, 1992; Goode, 2000）。总体上，按照瑞斯（Rice, 2003）的研究，以上社会因素与超常信仰的相关性并不恒定，而且，其相关性随超常信仰类型的不同而有极大变化，缺乏一贯的模式。在解释宗教信仰的社会相关性中起到作用的剥夺理论（deprivation theory）^①在这里也因此失去了效用。

除了以上社会因素，研究还显示超常信仰行为与超常信仰者个体的诸多因素，其中特别是个体的身心健康状况有关。健康与宗教的关系是宗教研究领域的重要内容。维沃尔（Weaver 等，2003）总结了以往 1200 多个相关研究案例，发现其中超过三分之二的研究证实了宗教活动与更好的身心健康状况在统计意义上的相关性。关于超常信仰与健康关系的研究虽然还没有宗教方面这么多的案例，但既有研究也表明了健康与超常信仰相关性的存在。一方面，超常信仰在临床实践可以起到辅助治疗的功效。古德斯塔因 Goldstein（1999）甚至宣称，灵性方面的信仰支撑是能够替代生化医疗方式的首选。超常信仰是其中的重要组成部分。另一方面，超常信仰的体验通常是与健康危机相连的。健康状况较差更有可能导致超常信仰体验，瓦瑞德和英格博瑞森（Wardell & Engbretson, 2006）的研究还进一步揭示了这些体验的结构特征。

（三）超常信仰与宗教信仰

在以英文出版的研究文献中，超常信仰与宗教信仰的关系是研究的一大热点，核心问题是超常信仰是否在功能上替代主流宗教信仰（主要是基督教）。由此出发形成了两个基本假设（Rice, 2003）。其一是认为这两种信仰结构呈相互替代和竞争的关系。超常信仰与主流宗教信仰之间呈现为负相关关系。一些研究显示，无宗教信仰者（“nones”）更有可能相信或经验到超常现象（Emmons & Sobal, 1981;

^① 剥夺理论（deprivation theory）是宗教研究中用以解释个人的宗教虔信、小教派或膜拜团体的形成等宗教现象的一种理论。其基本的观点是认为在社会中处于被剥夺地位的个体和阶层更倾向于通过宗教信仰来获得补偿。剥夺被区分为绝对剥夺和相对剥夺（Glock & Stark, 1965）。剥夺理论曾被宗教研究者广为接受，但在 1970 年代以后受到一些学者的质疑（Stark & Bainbridge, 1987）。

Mears & Ellison, 2000)。但也有一些研究指出这种负相关关系十分微弱 (Bainbridge & Stark, 1980) 或不成立 (Fox, 1992)。按照奥斯汀 (Orenstein, 2002) 的总结, 支持这一结论的证据十分有限; 另一些研究表明基督徒倾向于排斥超常信仰 (Sparks, 2001)。更细致的研究则指出, 如果将宗教活动纳入考量范围, 那些经常去教堂的基督徒更少相信超常现象, 而那些较少去教堂的基督信仰者则报告有更多超常信仰的体验 (Orenstein, 2002; Mencken et al., 2008)。

另一假设则相反, 认为宗教信仰与超常信仰呈正相关关系。这一假设强调导致人们相信超常现象的思维过程的共通之处。乌石奴 (Wuthnow, 1978) 关于超感官知觉的研究支持这一假设。他认为宗教信仰与超常信仰之间有共同点。古德 (Goode, 2000) 的研究也得出同样的结论。他认为其原因在于这两个信仰系统都是与已知的科学规律相抵触的。奥斯汀 (Orenstein, 2002) 利用加拿大的调查数据得出结论, 认为更多的宗教信仰与更多的超常信仰是紧密相关的。更细致的分析则显示, 只有一些类型的超常信仰 (如巫术) 与宗教信仰呈正相关关系, 另一些 (如灵媒) 呈负相关关系, 还有一些超常信仰 (例如心灵感应) 则无统计上的相关性 (Toback & Milford, 1983)。

有关中国超常信仰的经验研究甚少。麦克申 (McClenon, 1988) 在西安三所大学进行的抽样调查显示, 与西方数据相比较, 中国大学生有更高比例的超常体验。^① 由于中国大学生极少参与有组织性的宗教活动, 作者认为那些超常体验完全不可能是宗教信仰的产物。利用同样的调查数据, 麦克申 (McClenon, 1990) 还比较了中国大学生与同时期美国大学生在超常体验方面的差异。数据显示, 除了既视感 (deja vu) 这一项外, 中国大学生在其他超常体验方面均高于美国同辈。以上研究具有开创性, 但如果考虑到调查的年代较远 (完成于 1986 年), 样本数量小 (N=314), 且抽样仅限于大学生群体, 这项研究的局限性也是相当明显的。另一项由台湾学者进行的调查 (Tam & Shiah, 2004), 探讨了超常信仰、宗教性与认知的关系, 但主要是心理学层面的研究, 而且同样存在样本小和局限于大学生群体的问题。^②

要言之, 超常信仰与宗教信仰的关系是研究信仰现象的关键。但

^① 该文用的术语是反常体验 (anomalous experiences), 主要类型包括既视感 (deja vu)、超感官知觉 (ESP)、灵魂出窍 (out-of-the-body experiences) 等。

^② 瞿海源 (1993) 关于台湾超常信仰 (“术数与巫术”) 的计量研究值得关注。限于篇幅, 本文没有进行中国大陆与台湾地区相关问题的比较研究。

由于两者关系的复杂性，从目前已有的研究尚不能得出一个清晰的关系模式（Orenstein, 2002; Rice, 2003），进一步的探索和研究显得十分必要。

三、数据、研究方法和结论

（一）数据

本文使用的数据来自“2007年中国价值的经验调查”（2007 Empirical Survey of Values in China, ESVIC）。调查在除新疆和西藏外的中国大陆地区范围内进行多阶段随机抽样（the multi-phase probability sampling）。在城镇，抽样方法遵循了以下次序，即居委会总量——居委会抽样——家庭抽样——家庭中的个体。在乡村，每个镇抽取1-2个行政村，每个村抽取1-2个队（组），入户时使用KISH表（kish grid）随机确定调查对象。调查总样本量7021个（16周岁及以上成年人）。其中，具有超常信仰的样本量1097个，分别来自北京、上海、重庆等3个直辖市，广州、南京、武汉、合肥、西安、成都等6个省会城市，以及11个地级市，16个小城镇，10个村庄。该调查采取入户访问的方式，调查时间为2007年5月到7月。分析数据以2006年中国统计年鉴的人口参数进行了加权。

（二）自变量

1. 基本控制变量

主要是社会人口统计方面的变量，包括年龄、性别（女性=1）、婚姻状况、教育程度。婚姻状况分为三类，分别是未婚、已婚有偶、已婚无偶（离婚和寡居），以未婚为参照组。教育程度分为小学、初中、高中、大学及以上，以小学为对照组。地区变量根据经济状况，分为东部、中部及西部。另外，因为数据中关于收入的缺失值超过一半，无法成为控制变量使用。

关于受访者个体的身心健康状况，由两个自我评价的变量来测度。其一是身体健康自评。受访者被问及最近的身体状况如何，并从“很好”到“不好”的5分量表中作出选择。因5分量表中，“很好”与“不好”的选项应答不足5%，因而将5分量表合并成二分类变量，即身体健康自评“好”与“差”。其二是生活满意度自评。受

访者被问到“您感到现在的生活幸福吗”并从“非常幸福”到“非常不幸福”的五分量表中作答。在该五分量表中，亦因部分选项应答不足 5%，而将其合并成二分类变量，即生活满意度自评“满意”与“不满意”。

2. 宗教方面的变量

基于既有研究所揭示的超常信仰行为与宗教的相关性，本文将宗教方面的变量引入回归模式进行分析。考虑到中国宗教的复杂性，本文将宗教限定为世界宗教，主要包括佛教、道教、基督教、天主教、伊斯兰教等。从回归分析方法的角度（说明详见以下“回归分析”部分），宗教方面的变量分为两层。一是受访者有无宗教信仰。问卷中的提问如下：“请问您有没有宗教信仰或信不信教？”选项包括有、没有、拒答和说不清。根据回答分为两组，即无信仰和有信仰，以无信仰为参照组。这一变量与前述基本控制变量共同构成分层模型中层一的自变量。需要特别说明的是，基于对宗教信仰的代际传递（the Transmission of Religious Belief）性的考虑，即家庭被认为是宗教社会化的首要单位，父母则是宗教影响最重要的源头（Ozorak, 1989; Hyde, 1990），因而将受访者父母的宗教信仰作为家庭层次的变量纳入模型。由于在测量层次上受访者父母的宗教信仰变量与受访者的个体特征并不相同，因而我们将父母的宗教信仰作为层二的自变量纳入回归模型。上述自变量的基本统计描述见表 1。

表 1 自变量的描述性统计

变量	频数	百分比	变量	频数	百分比
层一变量					
(N=1097)					
性别			身体健康自评		
男性	398	36.28	好	1046	95.35
女性	699	63.72	差	51	4.65
婚姻状态			生活满意度		
未婚	251	22.88	满意	1052	95.90
已婚有偶	799	72.84	不满意	45	4.10
已婚无偶	47	4.28	宗教信仰		

受教育程度			有	689	62.81
小学及以下	162	14.77	无	408	37.19
初中	324	29.54	地域		
高中	397	36.19	城市	258	23.52
大学及以上	214	19.51	农村	839	76.48
年龄	40.82±13.72				
	(均值±标准差)				
层二变量(N=735)*					
父母的宗教信仰					
有	617	83.96			
无	118	16.04			

注：该分析数据已利用数据挖掘技术将受访者与其父母层次的变量考察作内部配对处理（部分父母育有二个子女且不同户），因而父母层次样本量(N=735)略少于受访者样本量(N=1097)。

（三）因变量

本研究以超常信仰活动为因变量。问卷调查中的提问如下：“过去 12 个月，您有没有请人做过，或者自己做过下面这些事情？”选项有算命（包括看手相、看面相和抽签）、看风水、测字（包括拆字）、解梦、看星象（包括看星座）、求助于巫术或符咒、求助于特异功能、请笔仙或碟仙，以及其他。其中，选择求助于巫术或符咒、求助于特异功能、请笔仙或碟仙等选项的受访者很少（每项都不到 0.2%），因此没有在图中列出。相对而言，另外 5 种形式的超常信仰活动较为常见，是本文研究的主要对象（参见图 1）。

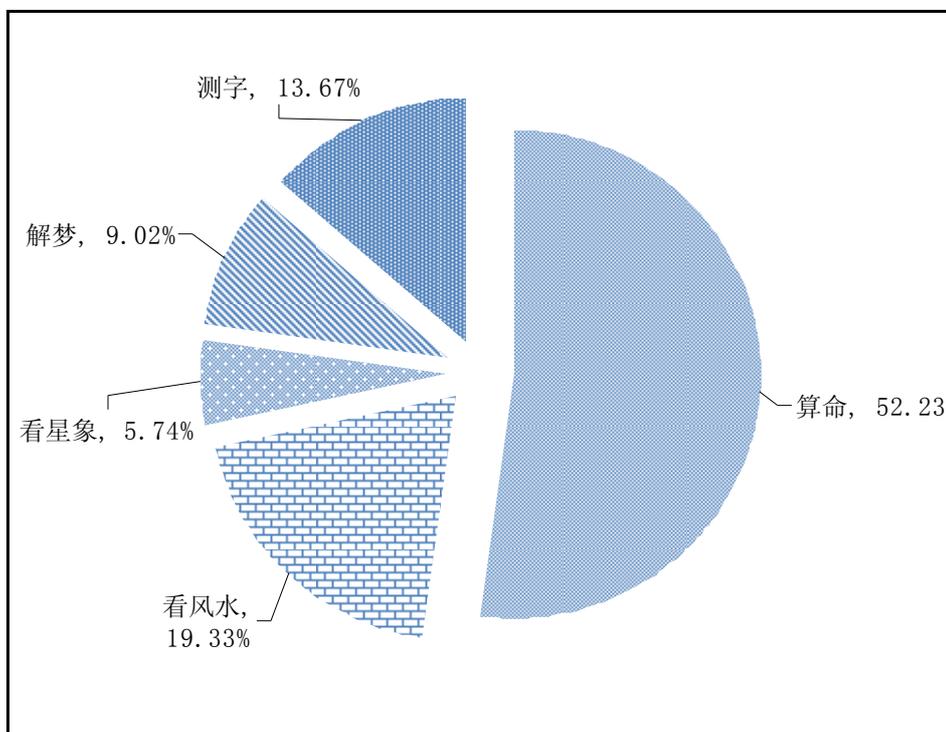


图1 当代中国大陆各类超常信仰活动百分比 (N=1097)

(四) 回归分析

对当代中国超常信仰的影响因素考察时，我们基于如下考虑采用了多分类因变量混合效应模型(mixed-effects multinomial logistic regression modeling)：

1. 所考察的因变量为多分类变量 (multinomial dependent variables)，即算命(=1)、看风水(=2)、测字(=3)、解梦(=4)及看星象(=5)。

2. 社会是一个具有分级结构的整体。人们个体的行为和结局测量 (outcome measure) 不仅受到其本身特征的影响，还会受其所处社会环境的或社会场景 (social contexts) 的影响。例如，每个个体都属于某个家庭，其超常信仰的表现可能会受到其父母信仰等特征的影响，但父母信仰相对于测量个体而言属于较高层级的变量，这就意味着不能将

父母层次的变量与测量个体的解释变量置于常规单一水平(level)的统计模型进行考察, 否则易导致估计有偏。这种具有个体嵌套在更高水平单位结构特点的数据(hierarchically structured data/multilevel data), 宜采用分层模型(Hierarchical modeling/ Multilevel modeling)。^①

因此, 本研究采用多分类因变量混合效应模型, 该模型也称为分层多分类变量 logit 模型(Multilevel Multinomial Logit Model)或一般线性化潜变量与混合模型(Generalized Linear Latent and Mixed Models, GLLAMMs),^②其基本原理与公式如下:

(1)混合一般线性化公式(mixed GLM formulation)

普通多分类模型也称为离散模型(discrete choice models)(McFadden, 1973), 在各个学科中得以广泛应用。一些学者在其基础上探索分层模型中多分类因变量的分析(Skrondal & Rabe-Hesketh, 2003; Hedeker, 2003), 使多分类因变量混合效应模型得以应用。事实上, 该模型也是一般化线性模型(mixed generalized linear model)中线性预测(linear predictor)(公式 1)与多分类联结函数(multinomial logit link)(公式 2)的混合:

$$\eta_{ij}^{(m)} = \alpha^{(m)} + \beta^{(m)'} x_{ij} + \zeta_j^{(m)} + \delta_{ij}^{(m)} \quad (1)$$

$$P(Y_{ij} = m | x_{ij}, \zeta_j, \delta_{ij}) = \frac{\exp\{\eta_{ij}^{(m)}\}}{1 + \sum_{l=2}^M \exp\{\eta_{ij}^{(l)}\}} \quad (2)$$

在两层模型的公式中, $m = 1, 2, \dots, M$ 表示因变量分类(response category)(在本研究中表示个体超常信仰的类别), $j = 1, 2, \dots, J$ 代表集

① 在本研究之初, 我们分别采用了普通多分类 logit 模型(Multinomial Logit Model)及分层多分类因变量混合效应模型进行了数据探索。结果表明, 在分层多分类因变量混合效应模型中的截距模型中, 整群间的组内相关系数(Intraclass Correlation Coefficient, ICC), 也即整群间残差方差占总方差的比例为 23.4%, 超过了分层模型使用中该系数要高于 5%的经验标准(Raudenbush & Bryk 2001)。因此, 本研究最终采用了分层多分类因变量混合效应模型。根据笔者的经验, 即使上层变量所解释的方差不足 5%时, 虽然分层模型与普通多分类 logit 模型的估计结果基本一致, 但前者在标准误估计上精度较好, 数据差异主要表现在小数点的后四位。

② 该模型可在 STATA 中以命令“gllamm”实现, 本研究也采用此命令。详情参见 <http://www.gllamm.org/examples.html> 及 Rabe-Hesketh, S., A, Skrondal & A. Pickles, 2004: 160.

群(the cluster)(一般为家庭特征的变量, 在本研究中以父母的宗教信仰代表家庭层次的变量), $i = 1, 2, \dots, n_j$ 表示在第 j 个家庭层次中的测量个体。因变量 Y_{ij} 为以随机效应为条件的多分类分布(multinomial distribution conditional on the random effects), 其取值范围为 $\{1, 2, \dots, M\}$, $M = 1$ 为所有参数的参照组且随机误差(random error) 设为 0, 因此 $Y_{ij} = 1$ 的条件概率为 $1 / (1 + \sum_{l=2}^M \exp[\eta_{ij}^{(l)}])$ (Grilli L., Rampichini C., 2007)。

公式(1)–(2), 即可得到因变量两个类别 m 与 l 之间的发生风险(odds):

$$\frac{P(Y_{ij} = m | x_{ij}, \xi_j, \delta_{ij})}{P(Y_{ij} = l | x_{ij}, \xi_j, \delta_{ij})} = \exp(\eta_{ij}^{(m)} - \eta_{ij}^{(l)}) \quad (3)$$

(2) 随机效应公式

分层模型也称为随机效应模型(random effect modeling)。让随机变量(random variables) $U_{ij}^{(m)}$, $m = 1, 2, \dots, M$, 表示与 M 个分类因变量相关的个体效用(individual utilities), 当且仅当 $U_{ij}^{(m)} > U_{ij}^{(l)}$ 时, 对每一个 $l \neq m$ 的类别而言, 因变量 Y_{ij} 的最大效用为 m 。随机效应的模型通常可写为

$$U_{ij}^{(m)} = \eta_{ij}^{(m)} + \varepsilon_{ij}^{(m)} \quad (4)$$

这里的 $\eta_{ij}^{(m)}$ 是线性预测因子项, $\varepsilon_{ij}^{(m)}$ 是服从冈泊尔(Gumbel distribution)独立同分布的误差项(independent and identically distributed errors)(McFadden, 1973; Grilli L., Rampichini C., 2007)。

根据随机效应模型, 我们可以得出第 m 个分类因变量的组内相关系数(Intraclass Correlation Coefficient), 公式如下:

$$ICC^{(m)} = \frac{Var(\xi_j^{(m)})}{Var(\xi_j^{(m)}) + Var(\delta_{ij}^{(m)}) + \pi^2 / 3} \dots\dots\dots(5)$$

该指标表示整群间残差方差占总方差的比例，并测量了同一群内个体特征的同质性(homogeneity)。

表 2 多分类因变量混合效应模型结果的比较

变 量	模型 1				模型 2				看风水	
	看风水	测字	解梦	看星象	看风水	测字	解梦	看星象		
固定部分 (Fixed)										
层一变量										
身体健康 (自评差为参照)	0.47* (0.36)	0.91 (0.75)	0.26** (0.11)	0.63 (0.57)	0.14 (0.36)	-0.91 (0.75)	0.26** (0.11)	0.63 (0.57)	0.42** (0.15)	0.91 (0.75)
性别 (男性为参照)	-0.61** (0.47)	0.47 (0.42)	0.01 (0.23)	-0.06 (0.28)	—	—	—	—	—	—
生活满意度 (满意为参照)	-0.79 (0.51)	0.25 (0.51)	-0.46 (0.64)	-3.32 (0.94)	-0.79** (0.51)	0.22 (0.51)	-0.46 (0.64)	-3.32 (0.94)	—	—
婚姻状态 (未婚为参照)										
已婚有偶	0.18 (0.27)	-0.76*** (0.25)	0.36 (0.33)	-0.65*** (0.37)	0.10 (0.27)	-0.71*** (0.24)	0.36 (0.33)	-0.66*** (0.37)	0.09** (0.03)	-0.91 (0.75)
已婚无偶	-0.78 (0.58)	-33.30 (0.58)	0.80 (0.57)	0.26 (0.66)	-0.94 (0.58)	-33.18 (0.59)	0.81 (0.57)	0.24 (0.66)	-1.05*** (0.57)	-0.91 (0.75)
受教育程度 (≤小学为对照)										
初中	-0.26 (0.25)	1.39*** (0.76)	0.14 (0.43)	0.75 (0.53)	-0.21 (0.25)	1.34*** (0.76)	0.14 (0.43)	0.76 (0.53)	-0.21 (0.25)	1.39*** (0.76)
高中	-0.38 (0.26)	1.97*** (0.75)	0.85*** (0.41)	0.91*** (0.53)	-0.35 (0.26)	1.92*** (0.75)	0.84 (0.41)	0.92*** (0.53)	-0.31 (0.26)	1.97*** (0.75)
大学及以上	-0.99*** (0.35)	2.30*** (0.76)	0.82*** (0.46)	0.62 (0.61)	-0.89*** (0.34)	2.22*** (0.76)	0.81 (0.46)	0.63 (0.60)	-0.87*** (0.34)	2.30*** (0.76)
年龄	0.01 (0.01)	-0.02 (0.01)	0.00 (0.01)	0.01 (0.13)	0.01 (0.01)	-0.02*** (0.01)	0.00 (0.01)	0.01 (0.13)	0.02*** (0.01)	0.01 (0.01)
地域 (城市为参照)										
农村	0.13	0.11	0.30	-0.56	0.14	0.12	0.30	-0.54	0.14	0.13

	(0.21)	(0.18)	(0.19)	(0.46)	(0.21)	(0.18)	(0.19)	(0.45)	(0.21)	(0.21)	
宗教信仰 (无信仰为参照)	0.55*** (0.17)	-0.33 (0.22)	-0.19 (0.24)	0.64*** (0.27)	0.53*** (0.17)	-0.35 (0.22)	-0.19 (0.24)	0.64*** (0.27)	0.55*** (0.17)	-0.19 (0.21)	
层二变量											
父母信仰	0.06** (0.05)	0.04*** (0.01)	0.04 (0.09)	0.08 (0.10)	0.06** (0.04)	0.06*** (0.01)	0.05 (0.05)	0.09** (0.07)	0.06*** (0.01)	0.06*** (0.01)	
截距	-0.41 (0.51)	-2.77*** (0.95)	-2.67*** (0.76)	-2.94** * (0.90)	-1.32*** (0.41)	-1.82*** (0.84)	-2.65*** (0.60)	-3.06*** (0.74)	-1.36*** (0.41)	-1.36*** (0.41)	
Log L	-1325.17				-1333.73				-1344.66		
随机部分(Random)											
层二变量方差协方差	3.83(1.38)				4.48(1.19)				5.26(1.35)		
组内相关系数(ICC, %)									23.4		

注：(1) 算命为参照组。

(2) 案例数为 1097，其中层一单元数(number of level 1 units)为 1097，层二单元数(number of level 2 units)为 735。

(3) *p < 0.1, **p < 0.05, ***p < 0.01。

(4) 嵌套模型比较(LR test)：模型 2 优于模型 1 (p>0.05)，模型 3 优于模型 2 (p>0.05)。

(五) 结论

通过分析，我们可以得出以下一些基本的结论：从超常信仰活动的频次上看，中国人超常信仰的实践形式多样，但并不普遍。超常信仰活动中最普遍的是算命，其次是看风水、看星座或星象。受访者承认在过去一年从事过的超常信仰活动的百分比均没有超过 10%。其中，最常见的五种超常信仰活动频次的总和也只有 14.6%，低于佛教、道教、基督教等信众的比例。这样的结果似乎与我们的日常感受不太相符。究其原因，可能与超常信仰长期以来在中国社会的负面形象有关。近代以降，中国社会一直视宗教为消极的、有害的、低级的。一些世界宗教如佛教、道教、基督教、伊斯兰教得到了官方的认可，逐渐为社会主流意识所容纳。与这些制度性的宗教相比，算命、堪舆等超常信仰活动历来被视为更低等的精神污染，被看作封建迷信活动。尽管近年来世风渐开，人们对“封建迷信”有所包容，但其形象依然是负面

的。这在一定程度上降低了人们公开承认从事此类活动的可能性。

在表 2 中，我们对模型进行了筛选与比较，根据社会学理论、模型比较(LR test)指标及简约原则(parsimony principles)最终选取模型 3 作为定量分析的结果。可以看出，身体健康状况、婚姻状态、受教育程度、年龄、宗教信仰等变量均呈现显著统计学差异($p < 0.05$)，意味着这些自变量的变化可以引起个体超常信仰行为的差异。虽然地域变量在数据探索中未呈显著统计学差异，但根据理论及以往的经验研究，认为城乡差异可以导致超常信仰行为的差异，因而我们仍将该变量保留在最终模型中。

以算命为参照组，在控制其它变量的条件下，身体健康自评差的个体看风水、解梦及看星象的发生风险(odds ratio)均明显高于身体健康自评好的，分别是那些身体自评好的 $1.52(=e^{0.42})$ 、 $1.35(=e^{0.30})$ 及 $1.65(=e^{0.51})$ 倍；已婚有偶的个体看风水的发生风险高于未婚个体 $9.4%(=e^{0.09}-1)$ ，但测字、看星象反之，分别低于未婚个体的 $50.8%(=1-e^{-0.71})$ 、 $49.3%(=1-e^{-0.68})$ ；随着受教育程度的提高，初中、高中、大学及以上个体看风水的发生风险呈阶梯形递减，并普遍低于小学及以下的个体，分别是小学及以下文化程度的 $81.0%(=e^{-0.21})$ 、 $77.9%(=e^{-0.31})$ 及 $41.9%(=e^{-0.87})$ ，但测字、解梦及看星象的发生风险却明显高于小学及以下的个体；^①随着年龄的增长，年龄每增长一岁，其看风水、测字的发生风险就分别增加 $2%(=e^{0.02}-1)$ 、 $2%(=e^{0.02}-1)$ ；有宗教信仰的个体，其看风水、看星象的发生风险均明显高于那些无宗教信仰的个体，分别是无宗教信仰个体的 $1.73(=e^{0.55})$ 、 $1.99(=e^{0.69})$ 倍，但测字及解梦的发生风险却略低些，分别是无宗教信仰个体的 $69.8%(=e^{-0.36})$ 、 $84.4%(=e^{-0.17})$ 。同时，父母有无宗教信仰对子女的信仰有一定影响。父母有宗教信仰的受访者在看风水、测字及看星象等方面的发生风险高于那些父母没有宗教信仰的受访者，分别是那些父母无宗教信仰的受访者的 $1.06(=e^{0.06})$ 、 $1.06(=e^{0.06})$ 及 $1.09(=e^{0.09})$ 倍。

^① 尽管表 2 中有些变量并未呈显著统计学差异，但其回归系数及方向仍可在样本中下结论，只是无法推断到总体。

四、讨 论

运用社会调查数据，本文就当代中国的超常信仰进行了探索性的经验研究。本研究的发现，印证了已有相关研究的一些结论，为关于超常信仰的研究提供了一个来自中国大陆的实例。

其一，在超常信仰的社会相关性方面，如前文所述，已有的关于西方社会的研究表明，超常信仰与性别、年龄、教育程度以及个体的身心健康状况等因素相关，但其相关性是复杂和不确定的。我们关于中国大陆的研究也呈现出类似的情形。年龄、婚姻状况、受教育程度以及身体健康状况等因素与中国人的超常信仰活动显著相关。数据显示，年长、已婚有偶、受教育程度较低以及身体健康自评差的人群更有可能发生超常信仰行为，但具体到超常信仰行为的不同类型，其差异性又有不同。唯一的例外是身心健康状况。身体健康自评差的人群在5个主要的超常信仰活动上的发生几率均明显高于身体自评好的。身体，在关于中国人灵性世界（spiritual world）的研究中是一个值得关注的向度。

其二，在超常信仰与宗教的关系方面，在文献综述部分我们曾指出同时存在两个基本假设。一种假设认为超常信仰与主流宗教信仰之间是负相关的，强调这两种信仰结构的相互替代和竞争关系；另一种假设则相反，认为宗教信仰与超常信仰正相关，强调导致人们相信超常现象的思维过程有共通之处。这两种相对立的理论假设在既有研究中都可以找到支持的证据。我们关于中国大陆超常信仰的研究发现也呈现出同样复杂的局面，以上两个假设同时得到支持。数据分析表明，与无宗教信仰的个体相比，有宗教信仰者发生超常信仰行为的可能性依据不同的类型而不同。就超常信仰与宗教之间错综复杂的内在关联而言，仅仅归结为正反两个方向的相关，显然是过于简化了。当然，因为数据本身的限制，我们没有更深入地分析不同的宗教归属者（例如佛教徒与基督徒）之间在超常信仰活动上的差异，也没有分析宗教活动频繁度、宗教态度等因素的不同对其超常信仰活动的影响。这些研究的开展还有待更细致入微的田野观察和内容更为丰富的社会调查数据。

超常信仰与宗教信仰之实践者，无不是身处社会之中的个体。社

会环境或社会场景无时不在影响这些个体的行为。超常信仰与宗教信仰呈现出的复杂相关性，正是社会复杂性的一个面相。通过分层多分类变量模型技术的采用，本研究探索了社会环境或社会场景对两者关系的影响。考虑到宗教信仰的代际传递性，我们将家庭环境因素设定为重要的社会场景并作为高层变量纳入分析模型。回归分析显示，父母有宗教信仰的受访者更有可能去看风水、测字和看星象。家庭环境是影响超常信仰与宗教关系的重要社会因素。近年来，社会统计技术不断完善，分层模型被越来越多地运用到社会学研究的各领域，例如在关于社会分层与流动的定量分析之中（Raudendbush & Bryk, 2001; Xie & Hannum, 1996）。^①宗教信仰和超常信仰现象并非置身于社会场景之外。但遗憾的是，在宗教研究和超常信仰研究领域，这样的社会统计应用还很少见到。本研究对此进行了一定的尝试。

同样需要指出的，由于本研究所用数据中关于受访者收入状况的缺失值过半，难以纳入回归分析，所以我们尚无法确定超常信仰与收入的关系。另外有一点需要说明的，关于超常信仰行为在不同地域间的差异，我们一般的感受是农村地区要多于城市，但在回归分析的全模型中，尽管我们将城乡地域的变量纳入其中，但未见显著统计学差异，因而无法进行总体推断，有待大样本的数据支持。

本文用超常信仰的概念将“封建迷信”引入社会科学的研究视野，主张用社会科学的方法研究这一客观存在的社会现象。尽管不无遗憾，但我们终究向前迈出了一小步。超常信仰研究的价值，不限于增进对其自身的了解和理解，我们还希望能够由此促进对中国宗教的研究。超常信仰与宗教信仰的内在关联、处于本土历史文化背景中的中国宗教信仰的独特格局，都彰显出中国人超常信仰研究的特有价值。

超常信仰与宗教的内在关联，不仅呈现于日常生活，也体现于宗教学术研究中的纠结。大体上，两者的纠结主要集中在如何定义宗教这一问题上。自 19 世纪末 20 世纪初以降，西方学者为澄清宗教的本质而致力于异文化中“原始宗教”的研究，其中，关于巫术（Magic）的研究蔚为壮观，不乏影响深远的大家，如泰勒（Edward B. Tylor）、弗雷泽（James G. Frazer）、涂尔干（Emile Durkheim）、马林洛夫斯基（Malinowski）、毛斯（Marcel Mauss）等。这种从异文化的研究来反

^① Raudendbush 等对子女教育成就的考察，将其父母的教育程度作为高层变量处理。此外，谢宇等亦曾将父母的社会经济地位（SES）作为高层变量处理。

观西方文化的进路，或隐或现地，是以社会进化论为逻辑前提的（Wax et al. 1963）。要定义现代西方社会宗教之本质，解剖以巫术为主要形式的“原始宗教”这只麻雀显得十分必要。但如何划定巫术与宗教的界限，亦成为众学者争论不休的话题并一直延续至今（Stark, 2001）。20 世纪下半叶，社会进化论和西方中心主义受到质疑和批判。西方社会自身存在的一些有别于传统宗教的信仰活动以“新纪元(New Age)”社会运动等形式进入西方社会科学研究视野。如本文前述，西方社会中的超常信仰现象已成为宗教研究领域的论题之一。

研究作为东方文明古国中国的宗教，其传统文化中的“巫术”当然不会为西方学者所忽略。韦伯（Max Weber）对中国宗教的研究是一个范例。在韦伯那里，亚洲宗教的巫术特征是普遍的，其生活都笼罩在“巫术的花园”里。中国宗教充斥着各种形式的巫术。大众的宗教意识，其核心成分一直就是“巫术”。儒家伦理与巫术有内在的亲性和，使得巫术得以在中国保留下来。道教与巫术更近，其源头就来自原始巫术，其本质不过是一个巫师的组织。正统与异端对于巫术、泛灵论的观念是宽容的。大众的生活虽然受儒家左右，但各种功利性的巫术以及鬼神崇拜无处不在，构成其生活的重要组成部分（Weber, 1951）。

中国民众生活中正统宗教与“巫术”、鬼神崇拜等超常信仰杂处无碍的特有格局，在杨庆堃那里以结构功能主义的视角得到一定程度的展现。杨庆堃认为中国存在两种类型的宗教结构形式。一是制度性宗教，另一类是弥散性宗教。前者的代表是佛教和道教等普世宗教以及其他的宗教或教派社团（religious or sectarian societies）。一些由职业术士和巫师等组成的宗派（cults）亦可归入此类；后者的代表则是形式各异的祖先崇拜、地方神祇崇拜以及伦理-政治性的宗派（ethicopolitical cults）。根据地方志的资料，杨庆堃指出，这两类宗教结构形式相互依赖，共同作用。通过分析地方宗教活动中和尚道士的多重角色，杨庆堃指出了“中国宗教高度兼容的特性（the highly eclectic nature of Chinese religion）”。在普罗大众的宗教生活中，信仰之间的边界是模糊的，宗教身份的问题处于次要的位置（C. K. Yang, 1961）。

从东方到西方，从异文化到本土文化，从“巫术”到“新纪元”，我们不难看到宗教与超常信仰之间盘根错节的复杂关系。与西方社会相比，中国社会固有的文化传承深刻地影响着中国宗教的内容和格局。对中国宗教而言，超常信仰的研究是不可或缺的。中国宗教是什么？中国宗教的边界在哪里？有没有一个可以清晰划定的边界？关于这

些问题的讨论，作为一项探索性研究，本文尚不能作出圆满的回答。但我们相信，随着更多相关研究的跟进，必将丰富我们对中国宗教的认识，为我们寻得答案提供更多的启发。

参考文献：

- 瞿海源，1993，《术数、巫术与宗教行为的变迁与变异》，《国家科学委员会研究汇刊：人文及社会科学》第3卷。
- Bader, C. D., Mencken, F. C. & Baker, J. 2010, *Paranormal America: Ghost Encounters, UFO Sightings, Bigfoot Hunts, and Other Curiosities in Religion and Culture*. New York University Press.
- Bainbridge, W. S. & Stark R. 1980, "Superstitions: Old & New." *Skeptical Inquirer* 6(4).
- Bourque, L. B. 1969, "Social Correlates of Transcendental Experiences." *Sociological Analysis* 30.
- Daniels, M.J., & C. Gatsonis 1997, "Hierarchical Polytomous Regression Models with Applications to Health Services Research." *Statistics in Medicine* 16.
- Dole, A. A. 1993, "Some Conceptions of the New Age." *Journal of Religion and Health* 32(4).
- Emmons, C. F. & J. Sobal 1981, "Paranormal Beliefs: Functional Alternatives to Mainstream Religion?" *Review of Religious Research* 22(4).
- Fox, J. W. 1992, "The Structure, Stability, and Social Antecedents of Reported Paranormal Experiences." *Sociological Analysis* 53(4).
- Glock, C. Y. & R. Stark 1965, *Religion and Society in Tension*. Chicago, IL: Rand McNally.
- Goldstein, M. 1999, *Alternative Health Care: Medicine, Miracle, or Mirage?* Philadelphia, PA: Temple University Press.
- Goode, E. 2000, *Paranormal Beliefs: A Sociological Introduction*, Prospect Heights, Illinois: Waveland Press.
- Gray, W. D. 1991, *Thinking Critically About New Age Ideas*. Belmont, CA: Wadsworth.
- Greely, A. W. 1975, *The Sociology of the Paranormal: A Reconnaissance*. Beverly Hills, CA: Sage Publications.
- Grilli L. & C. Rampichini 2007, "A Multilevel Multinomial Logit Model for the Analysis of Graduates' Skills." *Statistical Methods and Applications* 16.
- Hedeker D. 2003, "A mixed-effects Multinomial Logistic Regression Model." *Statistics in Medicine* 22.
- Hines, T. 1988, *Pseudoscience and the Paranormal: A Critical Examination of Evidence*. Buffalo, NY: Basil Blackwell.
- Hyde, K. E. 1990, *Religion in Childhood and Adolescence: A Comprehensive Review of the Research*. Birmingham, AL: Religious Education Press.
- McClenon, J. 1988, "A Survey of Chinese Anomalous Experiences and Comparison with Western

- Representative National Samples." *Journal for the Scientific Study of Religion* 27(3).
- McClenon, J. 1990, "Chinese and American Anomalous Experiences: the Role of Religiosity." *Sociological Analysis* 51(1).
- McFadden D., 1973, "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior." *Frontiers in econometrics*. Academic Press, New York.
- McFadden, D., & K. Train 2000, "Mixed MLN Models for Discrete Choice." *Journal of Applied Econometrics* 15.
- McLeod, A. 2001, Multivariate Multilevel Regression. "In A. H. Leyland & amp; H. Goldstein (Eds.), *Multilevel Mmodelling of Health Statistics*. Chichester, UK: Wiley.
- Mears, D. P. & C. G. Ellison 2002, "Who Buys New Age Materials? Exploring Sociodemographic, Religious, Network, and Contextual Correlates of New Age Consumption." *Sociology of Religion* 61(3).
- Mencken, F. C., Bader, C. D. & R. Stark 2008, "Conventional Christian Beliefs and Experimentation With the Paranormal." *Review of Religious Research* 50 (2).
- Orenstein, A. 2002, "Religion and Paranormal Belief." *Journal for the Scientific Study of Religion* 41(2).
- Ozorak, E. W. 1989, "Social and Cognitive Influence on the Development of Religious Beliefs and Commitment in Adolescence." *Journal for the Scientific Study of Religion* 28.
- Rabe-Hesketh S, Skrondal A. & A. Pickles 2004, "Gllamm Manual."U.C. Berkeley Division of Biostatistics Working Paper Series.
- Raudenbush S.W. & A.S. Bryk 2001, *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods* (2 ed.). Sage Publication.
- Rice, T. W. 2003, "Believe It or Not: Religious and Other Paranormal Beliefs in the United States." *Journal for the Scientific Study of Religion* 42(1).
- Skrondal A, & S. Rabe-Hesketh 2003, "Multilevel Logistic Regression for Polytomous Data and Rankings." *Psychometrika* 68.
- Sparks, G. G. 2001, "The Relationship Between Paranormal Beliefs and Religious Beliefs." *Skeptical Inquirer* 25(5).
- Stark, R. & W. S. Bainbridge 1987, *A Theory of Religion*. New York, NY: Lang.
- Stark, R. 2001, "Reconceptualizing Religion, Magic, and Science." *Review of Religious Research* 43(2).
- Tam, W. & Y. Shiah 2004, "Paranormal Belief, Religiosity and Cognitive Complexity." *The Parapsychological Association Convention*.
- Tobacyk, J. & G. Milford 1983, "Belief in Paranormal Phenomena: Assessment, Instrument Development, and Implications for Personality Functioning." *Journal of Personality and Social Psychology* 44(5).

- Wardell, D. W. & J. C. Engebretson 2006 “Taxonomy of Spiritual Experiences.” *Journal of Religion and Health* 45(2).
- Wax, M. & R. Wax 1963 “The Notion of Magic.” *Current Anthropology* 4(5).
- Weaver, A., Flannelly, K., Stone, H. & L. Dossey 2003, “Spirituality, Health, and CAM: Current Controversies” *Alternative Therapies in Health and Medicine* 9(6).
- Weber, M. 1951, *Religion of China*. New York, NY: Free Press.
- Wuthnow, R. 1978, *Experimentation in American Religion*. Berkeley, CA: University of California Press.
- Xie Y & E. Hannum 1996, “Regional Variation in Earnings Inequality in Reform-era Urban China. ” *American Journal of Sociology* 101 (4).
- Yang, C. K. 1961, *Religion in Chinese Society: A Study of Contemporary Functions of Religion and Some of Their Historical Factors*. CA: University of California Press.

作者单位： 武汉大学社会学系（夏昌奇）、
中央财经大学社会学系（王存同）
责任编辑： 张宛丽

文章来源：《社会学研究》2011 年第 5 期

中国社会学网 www.sociology.cass.cn