

外来的和尚会念经？

——宗教复兴的社会影响估计

刘 学 吕 鹏

内容提要：近年来，我国宗教活动复兴，呈现出两个特点：传统民间宗教回归和基督教的迅猛发展。但是已有宗教资本的信任研究结论不一、缺乏共识。原因是：理论上，忽视宗教的文化和制度情境；方法上，缺乏足够的技术手段克服信仰和信任关系的内生性。本文在考虑我国差序信任格局与社会主流思潮影响的基础上，选择广义倾向值配对的方法估计基督教信仰对不同类型信任的因果效应，侧重宗教信仰的社会心理基础以及基督教崛起的社会影响。研究发现：相比佛教，基督教的确对一般信任与人际信任有显著的积极作用，且基督教徒呈现高委身性与高信仰宽容并存的特点，可能对社会整合具有积极影响；与此同时，对基督教、佛教与世俗群体的心理认知对比却发现：“常民”对“神民”的心理隔阂甚于教派之间，影响社会整合。

关键词：宗教信仰；信任；宗教资本；倾向值匹配

一、问题的提出

近年来，我国宗教活动复兴。一方面，传统的地域性宗教和社区性宗教全面回归，民间信仰繁荣，常民社会心态悄然变化。另一方面，基督教信徒增长迅猛。宗教复兴现象成为研究热点(Kenneth Dean, 1998; Hu & Yang, 2014)。社会信任即是其中一个重要因变量。借助“最大的改教实验场”的历史机遇，本文以外来的“基督教”为例，检测宗教资本不同类型的信任效应。信仰、信任关系的实证检测，遭遇多重困境，导致结论矛盾(Falk & Fehr, 2003; Goldin & Katz, 1999; Guiso et al., 2003)。原因有：

第一，概念问题。信仰作为一种心理活动，其分群作用不仅仅是身份的，更是心理的(Baker & Skinner, 2006)。包括了信徒的自我“分群”的心理维度。因此，不应该只关注信仰的外化形态——制度化的宗教，还应该考察宗教的内化状态。多数宗教资本的实证检测忽略了这点(Attiya & Welch, 2004; Putnam, 1993)。我们主张，关注“宗教资本”的心理维度，找回常民心态的社会心理基础。

第二，情境性问题。宗教资本的信任效应受到文化环境和社会环境两种力量的形塑。前者指向关系信任模式对“宗教信任效应”的制约性影响；后者则指向社会思潮，特别是主流意识形态对常民心态的影响。前者意味着，宗教资本的信任效应可能局限在关系信任格局内。也可能冲破关系信任的模式，借由宗

作者简介：刘学，山东大学政治学与公共管理学院行政管理系助理研究员，主要研究方向为环境与社会治理；吕鹏，中国社会科学院社会学研究所副研究员，主要研究方向为政商关系、社会分层与阶级分析。

教资本的“价值观重塑”力量,产生“一般信任”,甚至是“组织信任”或者“制度信任”。后者意味着,宗教市场中权威力量和主流意识形态的存在,容易导致供求信息不对称和竞争不充分。部分既非“科学无神论”者也非“宗教”皈依群体的存在,对社会融合具有重要影响,不应该排除在研究议程之外。

第三,基督教的信仰效应研究缺乏。“基督信徒”的壮大究竟给中国的社会整合带来何种影响?部分研究指出:基督教的教内信任、教外信任都高,对社会整合有积极作用(高师宁、杨凤岗,2009;韩恒,2014)。但基督教在中国的发展缺乏有利的社会条件。基督教的扩张,会在不同教派之间和不同信任类型之间造成何种影响,值得进一步探讨。

第四,方法问题。信仰与信任之间内生性不易处理。无论是调查法、实验法都是基于信仰已成的既定事实进行的比较研究,是否具有可比性无法检证。近三十年,外来的基督教异军突起,我国信徒的信仰皈依有明显变动,成为最大的“改教实验场”,这为倾向值匹配方法的应用提供了可能。

本研究利用2012年“世界价值观”调查的民调数据,首先分析了基督教、佛教与世俗群体的异质性,关注信徒心理层面的自我归类与自我区隔。其次,在反事实因果模型(counterfactual model of causality)的框架下,通过倾向值匹配方法(propensity score)最大程度克服内生性,了解基督教崛起的信任效应。

二、文献回顾:宗教资本的信任效应

我国的信任研究,受格兰诺维特影响颇深(Granovetter, 1995)。格兰诺维特认为内化为社会关系的义务性远比道德和制度设计更能影响经济政治生活中的信任关系。加之,我国制度真空(institutional holes)的存在,大有代替正式制度规范的趋势(朱妍,2017)。因此,基于社会关系的非正式契约成为解释经济社会生活的主要变量(Limlingan, 1986; Redding & Hsiao, 1990)。从这一视角出发,我国的信任研究多属于“关系派”,社会信任以“关系”为基础,呈现以自我为中心向外扩散的差序格局(杨中芳、彭泗清,1999)。但是,关系信任通常在“小圈子”运作,一旦“圈子”扩大或者“圈子内外”流动性增强,就会冲击甚至破坏原有的信任格局。社会关系的作用会被削弱(朱妍,2017)。

关系信任是否就意味着没有其他信任,与其他信任究竟是何种关系,已有研究很少讨论。现有研究通常将关注点放在关系信任上,强调信任格局的“差序结构”。很少关注组织信任和制度信任,常常预设某种非此即彼的关系(王佳、司徒剑萍,2010;李伟民、梁玉成,2002;阮荣平、王兵,2011;高师宁、杨凤岗,2009;韩恒,2014)。虽然多数定量研究并没有明确探讨差序信任格局与一般信任的关系,但是在实际模型设定的时候,却默认了差序信任与一般信任的转化关系。彭泗清讨论了关系和制度的关系,认为关系信任并不妨碍制度信任的,关系运作和法制手段可以是互补的,至少是并存的(彭泗清,1999)。

基督教作为一种完整的价值体系,为理性个体增加了成本收益的道德考量,具有感情互动的外部性。宗教信徒的向善追求,有利于提高信众“亲社会”行为,减少社会成员差异,产生信仰效应(阮荣平、王兵,2011)。基督教的壮大相当部分是改教而来,主要来自传统宗教和民间宗教(Fenggang Yang, 2005; 2006; 2013)。宗教市场理论认为,“个体信奉宗教是为了获得宗教资本,而改教则是放弃宗教资本较低的宗教,改信宗教资本较高的教派”(张清津,2012:132)。研究指出,相比其他民间宗教,基督教的制度化和组织性更强。因此,基督教徒的高“委身性”,促使其有更强的组织效应。但是,信仰效应和组织效应具体会影响哪类信任,未有共识(高师宁、杨凤岗,2009;韩恒,2014)。

因此,我们假设:基督教透过其信仰效应和组织效应,既能增加人际信任,也能发展出一般信任。

宗教市场理论(Religious Economy Theory),是宗教社会学理论最有影响力的分析框架。他预设宗教市场是竞争充分和信息对称的(刘子曦,2017;何蓉,2008)。因此,宗教复兴的核心动力是外部供需结构的制度性改变,特别是宗教规制的放松(王韻,2015;Wang & Yang, 2006; Fenggang Yang, 2005; Fenggang Yang & Tamney, 2006)。然而,社会变革的影响不仅仅体现在外显的制度上,还体现在内化的社会心态上。规制政策的放松与社会心态的转变未必是同步的。20世纪以来,随着社会的几次巨变,中国曾经前后经历多种社会思潮的洗礼。这些思潮至今对社会心态都有深刻的影响。与宗教价值判断密切相关的主要有这样几种:民间信仰传统、自五四运动以来的科学主义传统和马克思列宁主义。

历史上,民间宗教^①曾经十分兴盛。而且民间宗教与佛教关系紧密(Hu & Leamaster, 2015; Lizhu, 2003)。佛教会采用民间宗教的宗教活动形态,教派内部也同样允许民间宗教的信仰、观念的存在。这与我国政教关系传统有关。世俗政权对佛教的行政管理,有效控制着宗教的规模和制度化。“去制度化”的宗教组织导致各种宗教教派之间不是排他性的,而是共融共生的(何蓉,2008;Ching Kun Yang, 1961)。“去制度化”也成为我国宗教组织的常见生存策略。与此同时,导致我国信众改教非常普遍,并且具有累加性(additivity)、制约性(conditionality)和众神可替性(pantheon interchangeability)的特点(Fenggang Yang, 2006)。这意味着中国宗教信仰并不纯粹,不具有西方基督教传统的宗教委身性,工具性和实用性更强。这种实用性心态导致信众工具主义导向型的信仰消费习惯,意味着对教义、教规相对冷漠的态度以及“临时抱佛脚”的信仰特点。而基督教作为外来宗教,在中国的发展过程中也经历了“中国化”的调试过程,基督教的组织效应可能因此受损。

因此,我们假设:我国信众的信仰皈依是叠加性的;宗教组织的“去制度化”发展策略可能会导致基督教的组织信任效应和制度信任效应受损。

根据宗教世俗化理论(Secularization Theory):世俗化是人朝着理性化的发展的过程。宗教则是人类非理性的一种表现,因此被视为是落后的,随着现代化进程深入,逐步减少甚至退出(Hu & Leamaster, 2015; Ruiter & Van Tubergen, 2009)。李峰应用长三角的数据表明:科学主义态度对道教、基督教和天主教的信任的确有抑制作用。马克思列宁主义,作为核心价值观,是一种整全性的世界观、价值观体系,对其他宗教传统和信仰习俗也具有替代性和超越性(雒新艳、徐全,2010)。

因此,我们假设:科学主义的世俗化取向和马列主义的超越性,可能会抑制宗教信仰,导致“常民”与“神民”的相互隔阂。

三、宗教资本的估算

(一)估计方法:倾向值配对法

本文采用倾向值配对方法分析基督教的信任效应。倾向值配对方法建立在反事实的基础之上(胡安宁,2012)。即同样的个体,假如他/她没有选择信仰某种宗教的话,会对信任有何种影响。依照反事实的逻

^①民间宗教(popular religion or folk religion):包括社区宗教,例如土地、城隍庙、妈祖、宗祠等;宗派宗教,例如历史上的白莲教、台湾的一贯道、佛教的华严教;个体宗教信仰,例如财神、风水等。具体参见杨凤岗与胡安宁的分类(Yang & Hu, 2012)。

辑,假设有 i 个个体,我们将事件(或实验刺激)发生定义为 $D_i=1$,而事件(或实验刺激)不发生定义为 $D_i=0$,我们所求得真实效果如下列公式:

$$\Delta Y_i = E(Y_i^1 | D_i=1) - E(Y_i^0 | D_i=0) \quad (1)$$

但是,推论没有发生的事情是不可能的(fundamental problem of causal inference)(Holland 1986:947)。为了解决这个问题,鲁宾(Rosenbaum & Rubin, 1983)提出个体之所以选择接受或不接受实验处理,是有可能来自一组可供观察的“选组机制” Z_i (treatment selection mechanism),如果 Z_i 是由若干个变量组成,则可用 Z_i 计算 i 个选择接受实验处理的“倾向分数”(propensity score)。

$$P(Z_i) = \Pr(D_i=1|Z_i) \quad (2)$$

再根据每人的 $P(Z_i)$ 进行不同层级(strata)的配对(propensity score matching, PSM),凡倾向分数一样且分处在实验组和控制组的样本,便归在同一层。这样即可尽量保持“测前无差异”的状态。据此,可估算实验组里的平均处理效应(average treatment effect on the treated, ATT)(Heckman et al., 1998; Morgan & Winship, 2007)。倾向值匹配种类多样。考虑到基督教,佛教等教派的样本偏少,我们采用Kernel配对法(kernel matching)。理由是,Kernel配对法最大程利用了所有控制组的个案,并且进行了适当加权,可以避免最近距离法对个案的浪费(Heckman et al., 1998)。

(二)数据来源与倾向分数选取

本文所使用的调查数据是“世界价值观调查”(World Value Survey)第六波调查,“世界价值观调查”是专研政治文化的英格哈特教授发起的。2012年在中国进行第六波调查数据,是目前在中国进行的最新和质量最可靠的大规模调查数据,其抽样方法和调查方法规范统一,也具有较好的代表性。访问在2012年进行,时间从2013年11月7日到2013年1月21日,具体执行单位是“北京大学国情研究中心”(The Research Center for Contemporary China at Peking University)。调查对象包括全国范围内18岁以上人口,样本量2300人,估计误差2.1。世界价值观调查作为全球范围内调查,不仅将宗教信仰视为标签,更关注受访者个体对意义、信仰和科学等的态度,更好呈现宗教资本的心理维度。

出于解决内生性问题的考量,我们先利用一组变数来对是否是基督教信徒进行预测。也就是说,个体是否会选择基督教是由于一系列可供观察的选组机制(treatment selection mechanism)。已有的大量对中国宗教特点的研究给我们提供了依据(Leamaster & Hu, 2014; Wang & Yang, 2006; Yang & Hu, 2012)。

世俗化理论认为,随着教育程度的提高,人们选择宗教信仰的倾向会减少(Ruiter & Van Tubergen, 2009)。因此,教育程度被视为一个主要解释宗教追随的自变量(Leamaster & Hu, 2014)。生存安全理论(Existential Security)认为:生存威胁是人们寻求灵性力量慰藉的最主要原因,社会阶层中的弱势群体,是脆弱和容易皈依宗教的(Norris & Inglehart, 2011)。这个结论也得到了跨国实证研究的证据支撑(Aarts et al., 2010; Crockett & Voas, 2006; Ruiter & Van Tubergen, 2009)。因此,本文按照李曼斯特和胡安宁等人的做法(Leamaster & Hu, 2014; Lizhu, 2003),将社会阶层、收入和健康状况作为衡量信众生存状态的主要变量。除此外,人口的性别、年龄和婚姻状态作为常用的人口变数,同时也被纳入考量。实际上,这些也代表了社会阶层的某种地位,与信仰皈依密切相关(Leamaster & Hu, 2014)。

(三)变量操作化

在各种关于信任的研究中,学者通常将信任区分为,有特定对象的“特殊信任”(specific trust),以及超越个人社会联系,指向普通社会成员的“一般信任”(generalized trust)(Misztal, 2001; Putnam, 2000)。一般

信任,指的是基于社会制度和规则的,社会成员的一种安全感,与社会的团结程度、经济发展最为相关(Knack & Zak, 2003;Zak & Knack, 2001)。受访者的一般信任问题设置为二分类变量:1为倾向认为“大多数人是可信的”,0则为“要越小心越好”。关于这一问题的答案,60.3%的受访者回答“大多数人是可信的”,而相对的“要多加小心”的人数占据35.2%,没有选项集中,具有区分度。

本文除关心“一般信任”外,也对“关系信任”、“制度信任”和“组织信任”进行专门的因果关系检测,以构建社会信任格局的基本形态(表1)。关系信任研究认为:我国的信任格局是关系支配的,根据亲疏远近层层递减的过程。李伟民和梁玉成(2002)认为,情感因素是关系信任的支配型因素。因此我们按照情感互动的深度分别将“家人、邻居、熟人、第一次见面的人、与您宗教信仰不同的人、其他国籍的人”等不同情感互动程度的关系操作化为“关系信任”。

关系信任之外,是否存在其他信任类型,例如一般信任、组织信任和制度信任,已有研究极少关注。而实际上,制度信任和组织信任攸关现代化转型的社会心理维度。因此,需要纳入研究视野,以呈现信任格局的变化。

政府机构作为制度供给的代理人,是制度信任的诉求对象和主体(王建民, 2005;赵泉民, 2013),组织的制度在建立制度信任的过程具有重要角色(房莉杰, 2009)。因此,透过因素分析,我们建立了以政府机构作为制度信任对象的代理指标。另外,汗牛充栋的文献证明,社会资本与社会组织参与存在的相互促进关系(Putnam, 2000; Putnam et al., 1994)。宗教资本是否有利于增进对各类民间组织的信任值得经验检验。基于此,本文分别对一般信任、关系信任、制度信任和组织信任进行因果关系检测。

本文自变量是宗教皈依。根据信仰皈依基督教还是佛教区分为实验组和控制组。对应的研究问题是:基督教崛起会导致信任格局发生何种改变?因变量主要有四个:一般信任,对应“社会普遍化信任”;“关系信任”考察“宗教资本与关系信任之间的关系”;“制度信任”部分,我们关心的是“公民对制度供给的官僚机构的信任水平”,操作化为对“军队、新闻出版社、电视台、警察、法院、中央政府、政党、人民代表大会、行政机关”;“组织信任”则考察“受访者对社会结社组织、非政府机构的信任水准”,操作化对“工会、大学、大企业/大公司、银行、环境保护组织、妇女组织和慈善组织”的总体信任水平。本文试图穷尽问卷中涉及宗教信仰皈依的观察变量,形成倾向值。包括:性别(男、女),婚姻(是、否),社会经济地位(上层、中上层、中层、中下层、下层)以上层为参照;收入为1-10的平均家庭收入等级,家庭收入水平(包括所有的工资、奖金、第二职业收入、亲友馈赠、各种投资收益、其他所得、收货粮、棉、蔬菜等实物折合的钱、工副业收入、出外做工挣的工资等)。年龄为青年(18-29)、中年(30-49)、老年(50-75)的三分类变量。健康状况是“非常好”、“好”、“还可以”和“不好”的四分类变量(表1)。

表1 主要变量的描述分析

变量	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值	样本数
一般信任	0.644	1	0.479	0	1	2196
关系信任	9.657	10	2.514	0	18	927
制度信任	18.54	18	4.662	0	27	1773
组织信任	14.60	15	3.865	0	24	953
是否信教	0.148	0	0.355	0	1	2166
基督/佛教	0.226	0	0.419	0	1	274
性别	0.510	1	0.500	0	1	2300
婚姻	0.826	1	0.379	0	1	2300

(续表1)

变量	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值	样本数
中上层	0.042	0	0.200	0	1	2192
中层	0.434	0	0.496	0	1	2192
中下层	0.321	0	0.467	0	1	2192
下层	0.201	0	0.401	0	1	2192
收入	4.416	4	1.853	1	10	2055
无学历	0.0760	0	0.265	0	1	2300
小学	0.232	0	0.422	0	1	2300
高中(含中专)	0.308	0	0.462	0	1	2300
大学及以上	0.169	0	0.375	0	1	2300
18~29岁	10.203	0	0.402	0	1	2300
50~75岁	30.367	0	0.482	0	1	2300
健康=好	0.440	0	0.496	0	1	2300
健康=还可以	0.254	0	0.436	0	1	2300
健康=不好	0.0670	0	0.250	0	1	2300

数据来源：世界价值观调查第六波。

四、数据分析和讨论

(一)信仰的心理认知偏差:自我归类与自我区隔

宗教认知的交叉表分析印证了我国宗教信仰的叠加性和众神可替代性特点(见表2)。即使是宣称无宗教信仰的人群,也有一些宗教行为。研究发现:即使是无宗教信仰的人群,也仍有5%左右的人有宗教仪式的参与行为,以及3%的宗教祷告行为。2.7%“什么也不信”的人群却认为自己有宗教信仰。原因是,受访者对何为宗教信仰的认知可能是模糊的。实际上,学术界对于祭祖、拜庙、求签等民间行为是否属于宗教行为也在探索中。根据杨凤岗和胡安宁对中国民间宗教的初步研究(Yang & Hu, 2012),这些寄托、祈福行为属于典型的民间宗教行为,应当纳入宗教研究。

从宗教参与的程度来看,基督教的确表现出更强的组织性和制度性。38%的信徒每周能够参加一次宗教活动,31%的信众每天都进行祷告,“委身”程度更强。佛教信众则只能在重大节日仪式中参与宗教活动,还有相当部分基本不参加组织活动,组织性比较差。20%的佛教徒对于自己是否是属于宗教信仰持疑虑态度,相反,基督教信徒对自己的信仰态度更加明确。这与已有研究的结论一致(杨凤岗,2008)。

在宗教认知方面,数据发现,“委身性”越差的群体对宗教的宽容性反而越低,与理论预设大相径庭。虽然,基督教信徒对自己的宗教信仰拥有更高的忠诚度(22%认为自己的宗教是唯一可以接受的)。但是并不意味基督教信徒不能容许信众接触多种宗教信仰。高信仰忠诚与多信仰宽容并不互斥。57.1%的基督教信徒认为公立学校应该教授所有宗教知识,有较高的宗教自信。佛教徒和“世俗群体”却强烈反对接触宗教知识。在对其他宗教信仰的道德性评价方面,85%的基督徒认为归属其他宗教的人与归属自己宗教的人一样有道德感。而佛教徒这方面却只有60.8%持有相同的态度,还有40%的佛教徒认为其他宗教的道德性不高。“世俗群体”人群有30%的人群认为其他宗教团体的道德性高,有37.8%的人非常不同意其他宗教信众的道德性。

基督教、佛教和世俗群体的宗教认知的对比分析也揭示了宗教冲突的另一种视角。由于基督教的

表2 基督教、佛教和无宗教信仰人群的宗教性和宗教认知分析

		基督教	百分比	佛教	百分比	无宗教信仰	百分比
宗教仪式参与	一周一次以上	7	0.113	1	0.005	2	0.001
	一周一次	24	0.387	7	0.033	1	0.001
	一月一次	8	0.129	10	0.047	1	0.001
	仅在特别的节日	6	0.097	57	0.269	23	0.012
	一年一次	2	0.036	16	0.076	16	0.009
	很少	11	0.177	39	0.184	46	0.025
	从来不参加(几乎不参加)	4	0.065	82	0.387	1754	0.952
宗教祷告	一年数次	5	0.082	0	0.000	2	0.001
	一天一次	19	0.311	13	0.061	7	0.004
	一周数次	13	0.213	4	0.019	1	0.001
	仅在参加宗教活动时	14	0.230	14	0.066	6	0.003
	仅在特别的神圣节日	5	0.082	41	0.193	7	0.004
	一年一次	0	0.000	13	0.061	5	0.003
	很少,几乎不	2	0.033	74	0.349	523	0.283
	从来不参加	3	0.049	53	0.250	1294	0.701
是否有宗教信仰	有宗教信仰	57	0.934	160	0.766	49	0.027
	无宗教信仰	1	0.016	43	0.206	1173	0.645
	无神论者	3	0.049	6	0.029	598	0.329
是否信仰佛祖、上帝、真主、神明?	是	57	0.950	160	0.800	145	0.086
	否	3	0.050	40	0.200	1542	0.914
是否认为有地狱?	是	51	0.864	91	0.495	148	0.092
	否	8	0.136	93	0.505	1457	0.908
宗教的基本意义	教义	15	0.273	29	0.165	209	0.208
	做好事	40	0.727	147	0.835	797	0.792
如果科学与宗教发生冲突,总是宗教对	非常同意	8	0.182	4	0.026	20	0.013
	比较同意	15	0.341	21	0.136	36	0.024
	不太同意	16	0.364	100	0.649	487	0.328
	非常不同意	5	0.114	29	0.188	942	0.634
只有我信仰的宗教才是唯一可以接受的	非常同意	9	0.188	6	0.041	11	0.015
	比较同意	11	0.229	24	0.162	37	0.049
	不太同意	19	0.396	91	0.615	271	0.360
	非常不同意	9	0.188	27	0.182	433	0.576
公立学校课堂上应教授所有的宗教知识	非常同意	3	0.071	5	0.035	22	0.016
	比较同意	24	0.571	33	0.229	197	0.140
	不太同意	13	0.310	79	0.549	524	0.372
	非常不同意	2	0.048	27	0.188	665	0.472
归属其他宗教的人可能与归属我的人一样有道德	非常同意	5	0.125	15	0.125	35	0.052
	比较同意	29	0.725	58	0.483	166	0.248
	不太同意	5	0.125	37	0.308	215	0.321
	非常不同意	1	0.025	10	0.083	253	0.378

数据来源:世界价值观调查第六波。

组织性和“委身性”更强,导致大家普遍认为基督教的“信仰唯一性”必然无法兼容更高的社会宽容度和普遍道德。世界价值观的调查数据却发现相反的现象,“世俗的常民群体”反而呈现出更高的社会排斥性,对宗教的低容忍性伴随着对他们更加“不道德”的认知偏差。长久以来,基于回归分析的相关关系检定表明,宗教信仰相比无宗教信仰人群的确存在着更高层次的信任,因此研究者推断这种更高的信任来源基督教内部更高的组织性,参与性或者对教义的践行。却忽视了同一个硬币的另外一面,那就是“世俗常民群体”对宗教相关群体的不信任倾向。

表2的数据表明,世俗常民群体中,真正的无神论者只有32.9%,64.5%的无宗教信仰人群实际上并非是无宗教信仰。由缺乏了解沟通带来的宗教知识的缺乏和宗教认知的偏差,导致世俗常民群体对任何除自己以外的群体甚至个体都缺乏共识,影响社会信任,极容易诱发社会裂痕。

(二)基督教与信任

本节主要检测“基督教”相比“佛教”来说,其信任类型具有何种差异。步骤是,首先利用“一组观察变量”形成倾向分数。第二步,进行ATT配对检验。第三步,平衡性检测和敏感度检验。

从表3可得知,模型适配度 $Prob>chi^2=0.09$,无法拒绝虚无假设,亦即我们选取的相关指标的模型预测值与实际数据的配适程度较好。个体因素和社会因素在预测个体是否是基督信徒方面俱有较好的解释力。同样,R-square也显示模型对受访者是否为基督教徒(dependent variable)具有约10%的变异量解释力(0~1)。

表3 基督教还是佛教信徒的预测概率分析

	基督教 vs. 佛教(基督教=1)	β	(S.E.)
个体因素(IFM)	性别(男=0)	0.290	0.374
	年龄(30~49=0)		
	18~29岁	-0.275	0.566
	50~75岁	-0.096	0.438
	健康状况(很好=0)		
	好	-0.052	0.546
	还可以	0.601	0.565
	不好	0.478	0.781
	婚姻(独居=0)	0.640	0.541
	社会阶层(高层=0)		
社会因素(SFM)	中高层	-14.907	1374.829
	中层	-15.780	1374.829
	中低层	-15.348	1374.829
	底层	-15.500	1374.829
	收入(评分 1~10)	-0.195	0.119
	大学(大专)=0		
	无学历	-1.536	0.786
	小学	0.588	0.543
	中专技校	-0.139	0.683
	大学	-0.120	0.683
样本数		232	
LR chi2(16) = 23.80 Pseudo R2=0.102 Prob>chi2=0.093			

数据来源:世界价值观调查第六波。

在中国基督徒群体中,1965年以前信教的占3%,1966至1981年间信教的占5.7%,1982至1992年间信教的占17.9%;1993至2002年间信教的占42.4%;2003至2009年间信教的占31%。1993至2002年间是中国的基督徒群体规模的一个快速增长期。从教龄来看,中国的基督徒群体教龄是年轻的。其中较大比例的是属于后期自我选择入教,而且基督教徒在年龄、教育、健康方面的确具有明显的特征。这跟已有文献的经验发现一致。也告诉我们,将基督教皈依作为外生的处理效应(treatment)具有经验的合理性和适当性。

倾向值的组别配对图(图1)显示倾向值较好地捕捉和矫正了两组的差异。无法进行配对的个案数非常少,证明倾向值能够较好矫正组别差异,排除干扰变量。表4是未经过倾向值匹配的CMC估算概率和配对后的概率估计值对比分析,表中发现在未经配对的情形下,基督教的受访者有10个百分点的机会倾向选择信任他人。这是未经过配对,也就是有“选组偏差”的情况下得到的结论。如果直接引用,可能认为基督教对社会信任的作用并不突出。配对之后,这一概率上升到15.8%,数据显示基督教徒显著的比佛教徒的一般信任程度高。同样的,对关系信任的效果也由2.257上升到了2.568,显著提升了31%。

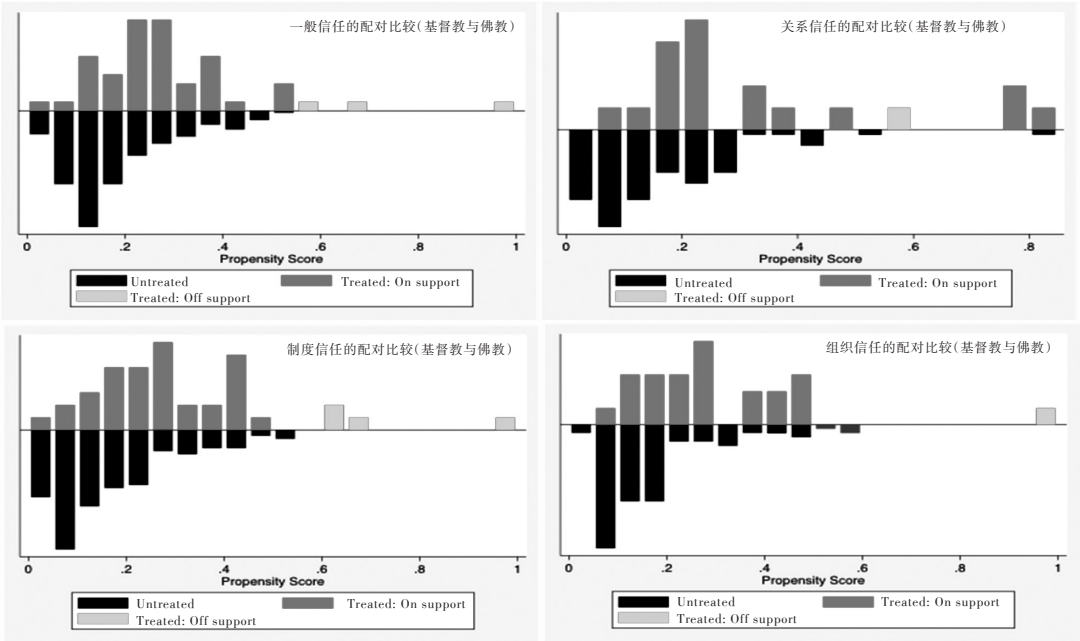


图1 基于倾向值配对的基督教与佛教信徒的分组配对表

表4 未配对(Unmatched)结果和配对后平均处理效应(ATT)比较模型					
对照		Treated	Controls	Difference	T-stat
一般信任	未配对 (Untreated)	0.791 [48]	0.684 [184]	0.107	1.45 (0.074)
	配对(ATT)	0.822 [45]	0.664 [184]	0.158	2.19* (0.072)
关系信任	未配对 (Untreated)	11.789 [19]	9.532 [77]	2.257	3.82*** (0.591)
	配对(ATT)	11.833 [18]	9.265 [77]	2.568	2.97** (0.863)

(续表4)

	对照	Treated	Controls	Difference	T-stat
制度信任	未配对 (Untreated)	19.816 [38]	18.690 [155]	1.125	1.44 (0.783)
	配对(ATT)	20.059 [34]	18.543 [155]	2.568	1.45 (1.046)
组织信任	未配对 (Untreated)	17.043 [23]	15.244 [90]	1.799	1.98* (0.910)
	配对(ATT)	17.136 [22]	14.727 [90]	2.409	2.08** (1.160)

说明:[]表示配对数,()表示标准误,*表示 p<.05,**表示 p<.01,***表示 p<.001。

(三)平衡性检测

匹配有效的前提是基督教与佛教的特征属性等方面的平衡性。下表反映了两组个人、社会等可观察变量的平衡性。配对前的样本,具有不少显著相关性存在,不是随机的。配对之后的t均不显著,表明两组数据在关键变量上不存在显著差异。可近似推论,在控制相关倾向分数变量之后,两组信徒基本一致。

表5 基督教与佛教信徒成员的平衡性检测

变量	配对前			配对后		
	平均值		t值	平均值		t值
	实验组	控制组		实验组	控制组	
性别						
一般信任	0.688	0.598	1.14*	0.667	0.644	0.22
关系信任	0.578	0.636	-0.46	0.611	0.558	0.32
制度信任	0.658	0.567	1.01	0.617	0.607	0.08
组织信任	0.791	0.611	1.14	0.727	0.784	-0.43
婚姻						
一般信任	0.854	0.815	0.63	0.845	0.861	-0.22
关系信任	0.789	0.740	0.44	0.778	0.806	-0.21
制度信任	0.868	0.800	0.97	0.853	0.847	0.07
组织信任	0.826	0.766	0.61	0.818	0.838	-0.18
中上层(社会阶层)						
一般信任	0.417	0.380	0.12	0.444	0.052	-0.18
关系信任	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
制度信任	0.526	0.045	0.19	0.058	0.067	-0.15
组织信任	0.869	0.667	0.34	0.909	0.867	0.05
中层(社会阶层)						
一般信任	0.354	0.489	-1.67*	0.378	0.372	0.05
关系信任	0.526	0.480	0.35	0.500	0.610	-0.65
制度信任	0.315	0.477	-1.80	0.353	0.322	0.26
组织信任	0.391	0.489	-0.83	0.409	0.400	0.05
中下层(社会阶层)						
一般信任	0.375	0.309	0.86	0.378	0.360	0.17
关系信任	0.315	0.337	-0.18	0.333	0.215	0.78
制度信任	0.421	0.316	1.22	0.382	0.426	-0.36

(续表5)

变量	配对前			配对后		
	平均值		t值	平均值		t值
	实验组	控制组		实验组	控制组	
组织信任	0.391	0.278	1.06	0.409	0.430	-0.14
下层						
一般信任	0.208	0.163	0.74	0.200	0.215	-0.17
关系信任	0.157	0.181	-0.24	0.167	0.174	-0.06
制度信任	0.184	0.161	0.34	0.206	0.183	0.23
组织信任	0.869	0.167	-0.95	0.091	0.082	0.10
收入						
一般信任	4.187	4.788	-1.93	4.289	4.352	-0.16
关系信任	4.210	4.779	-1.15	4.222	4.347	-0.20
制度信任	4.263	4.787	-1.50	4.352	4.389	-0.08
组织信任	4.521	5.000	-1.07	4.545	4.680	-0.25
无学历						
一般信任	0.625	0.179	-2.00*	0.667	0.061	0.10
关系信任	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.00
制度信任	0.026	0.154	-2.13	0.029	0.031	-0.06
组织信任	0.043	0.078	-0.57	0.045	0.055	-0.15
小学组						
一般信任	0.354	0.195	2.53**	0.333	0.325	0.08
关系信任	0.473	0.207	2.41	0.444	0.453	-0.05
制度信任	0.342	0.174	2.31**	0.294	0.318	-0.21
组织信任	0.261	0.156	1.18	0.272	0.289	-0.12
高中组						
一般信任	0.291	0.288	0.05	0.311	0.329	-0.18
关系信任	0.210	0.311	-0.86	0.222	0.196	0.18
制度信任	0.315	0.309	0.07	0.353	0.334	0.16
组织信任	0.261	0.288	-0.26	0.272	0.275	-0.02
大学组						
一般信任	0.104	0.157	-0.93	0.111	0.110	0.02
关系信任	0.105	0.220	-1.13	0.111	0.112	-0.01
制度信任	0.131	0.187	-0.80	0.147	0.153	-0.06
组织信任	0.217	0.255	-0.38	0.227	0.240	-0.02
青年组						
一般信任	0.145	0.190	-0.71	0.156	0.165	-0.21
关系信任	0.157	0.299	-1.23	0.167	0.182	-0.12
制度信任	0.157	0.219	-0.83	0.177	0.158	0.19
组织信任	0.217	0.289	-0.68	0.227	0.201	0.21
老年组						
一般信任	0.458	0.418	0.50	0.444	0.404	0.38

(续表 5)

变量	配对前			配对后		
	平均值		t值	平均值		t值
	实验组	控制组		实验组	控制组	
关系信任	0.520	0.272	2.15*	0.500	0.514	-0.09
制度信任	0.421	0.374	0.53	0.382	0.398	-0.13
组织信任	0.434	0.267	1.57	0.409	0.426	-0.12
健康=好						
一般信任	0.354	0.435	-1.01	0.378	0.364	-0.13
关系信任	0.420	0.468	-0.36	0.389	0.458	-0.41
制度信任	0.315	0.458	-1.59	0.353	0.383	-0.25
组织信任	0.304	0.400	-0.84	0.318	0.417	-20.6
健康=还可以						
一般信任	0.416	0.293	1.63	0. 378	0.364	0.13
关系信任	0.263	0.264	0.15	0.278	0.242	0.23
制度信任	0.421	0.264	1.90	0.411	0.330	0.69
组织信任	0.434	0.200	2.36*	0.409	0.331	0.53
健康=不好						
一般信任	0.104	0.870	0.37	0.111	0.836	0.44
关系信任	0.210	0.025	3.09**	0.22	0.196	0.20
制度信任	0.105	0.077	0.56	0.059	0.077	-0.30
组织信任	0.087	0.067	0.34	0.090	0.098	-0.08
模型						
	Ps R2	LR chi2	P>chi2	Ps R2	LR chi2	P>chi2
一般信任	0.102	24.08	0.088	0.004	0.54	1.000
关系信任	0.173	16.54	0.221	0.028	1.40	1.000
制度信任	0.140	26.73	0.045	0.010	0.095	1.000
组织信任	0.139	15.87	0.462	0.016	1.00	1.000

说明:[] 表示配对数,() 表示标准误,* 表示 p<.05,** 表示 p<.01,*** 表示 p<.001。

图 2 中,我们可以进一步发现,配对之前变量分布较为离散,偏误较大。经过配对,显著降低了两组之间的偏误,配对后的变量偏误数值主要在“0”附近,特别是“一般信任”和“组织信任”的数据。也就是说,我们的倾向分数在“一般信任”和“组织信任”的研究中,矫正能力更好。

(四)敏感度检测

尽管相对于最小平方(OLS)回归、实验效果模型(Treatment Effect Model)和配对估计方法(Matching Estimator)PSM 分析在可观察变量的处理上效果最优(Guo & Fraser, 2010),但是缺点就是无法处理不可观察变量的影响。结果的可信度需要进行敏感度分析(sensitive analysis)(Rosenbaum, 2010: 259-261)。本文在此步骤采用罗森鲍姆(Rosenbaum, 2002: 105-170)的界限法(bounds method)来进行敏感度分析。罗森鲍姆检测法(Rosenbaum, 2002)的基本逻辑就是通过操控受到特定刺激的实验组的预测概率来检测试验效果估计值的浮动程度,大多数研究者都倾向于使自己估计的实验效果能够在较宽的选择误差中保持稳健。这主要基于以下逻辑:假如我们所识别出来的“可观察或可测量”(研究者的控制变量)无法较为准确地预测结果,那么一定是“未观察变量”或者说隐藏的偏误在发挥作用,假如研究者的预测能力较小,那么潜在偏误的解释能力就较大。我们把所有那些导致潜在偏误的“未观察变量”,称为 Γ 。

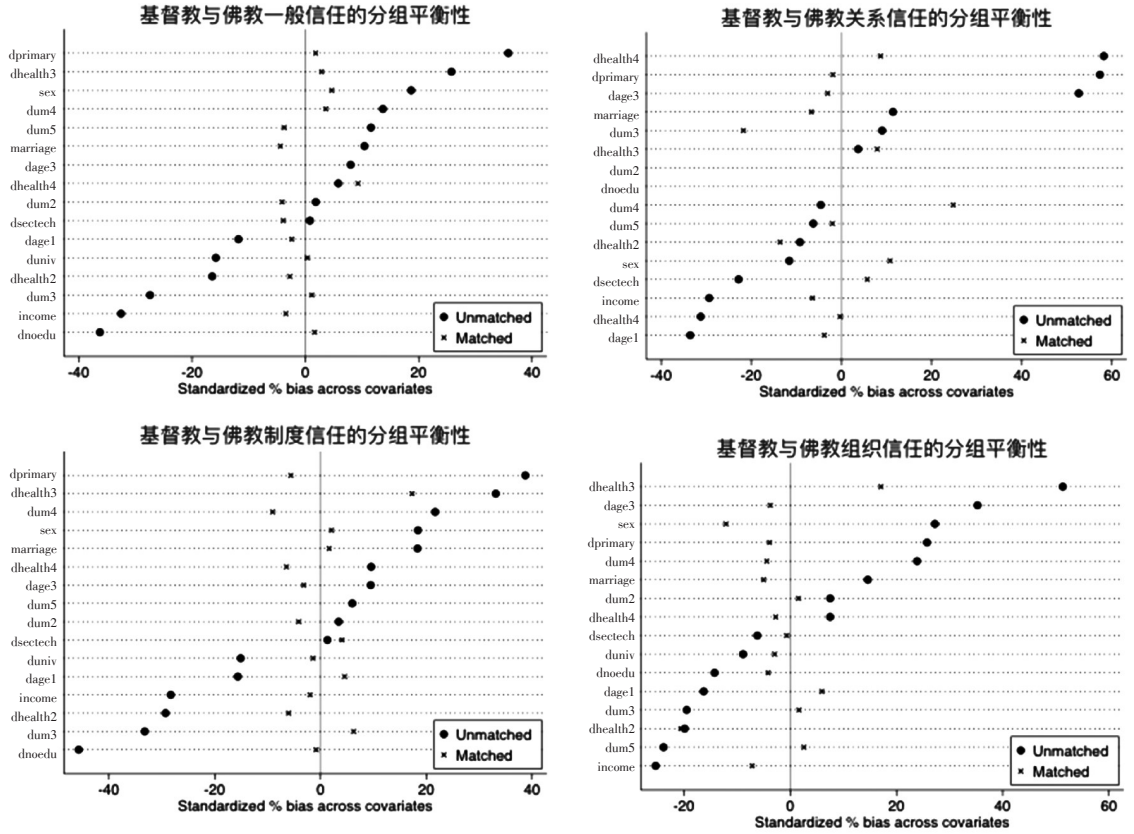


图2 配对前后的偏误分布比较(一般信任、关系信任、制度信任、组织信任)

为了方便说明,先假设我们有两个观察个案*i*和*j*,在理想情况下,两个观察有相同的观察共变量*x*,就再也没有其他未能识别变量影响*i*和*j*能够影响两者,也就是说两者进入实验组和控制组应该是随机的,即, $p_i = p_j$ 。可是,由于存在未能观察或者识别出的潜在变量的影响,两个本应该相等的进入实验组的概率*p*却不相同,也就是说, $p_i \neq p_j$ 。这种情况下,*i*和*j*也许一同在实验组或控制组,也许分别在两个组。而*i*和*j*接受实验刺激的概率就分别为: $p_i / (1 - p_i)$ 和 $p_j / (1 - p_j)$,这样*i*和*j*接受实验的胜算比(odds ratio)为

$$\frac{p_i / (1 - p_i)}{p_j / (1 - p_j)} = \frac{(p_i / (1 - p_i))}{(p_j / (1 - p_j))} \quad (3)$$

当上述公式等于1的情况下,则 $p_i \neq p_j$,也就是不存在任何未能识别的变量,影响我们实验组和控制组受试者的均衡。敏感度分析就是在检测到底有多少处理效应(treatment effect)是被“未识别变量”所影响。为了让操作与解释更简易明了,罗森鲍姆(2002)以界限 Γ 来替代公式里的胜算比,替换之后可得:

$$\frac{1}{\Gamma} \leq \frac{p_i (1 - p_j)}{p_j (1 - p_i)} \leq \Gamma \quad (4)$$

$\Gamma = 1$ 意指不存在因无法观察变量所引起的处理选择偏误。假若 $\Gamma = 2$,则指的是,*i*和*j*虽然相似,但是他们存在同样的共变量*x*将会影响两者进入实验组的概率,确切地说,使得*i*进入实验组的机会是*j*的两倍。罗森鲍姆的界限法可使用配对估计值,计算出在不同的 Γ 值下、处理效应的信赖区间。本文利用罗森鲍姆的界限法,针对研究假设2进行敏感度分析,结果如表6(Duvendack & Palmer Jones, 2011:18)。

表6显示,不管实验处理为何, Γ 在2以上,其信赖区间才包括0。也就是说,基督教相对佛教来说,对

一般信任和关系信任具有积极作用是可信的,对组织信任也有较为稳定的积极影响。但是对于组织信任和制度信任来说,受干扰潜变量的影响,我们得到的结果可能是不稳健的,需要透过不同数据库、时间段的复制研究进一步验证结论。

表 6 罗森鲍姆界限法敏感度分析

		配对组数	r	Hodges-Lehmann 点估计		95%置信区间	
一般信任 (Treatment=基督教徒)	45		1	0.300	0.300	0.133	0.360
			2	0.140	0.360	0.164	0.383
			3	-0.118	0.373	-0.203	0.424
			4	-0.138	0.379	-0.249	0.437
			5	-0.171	0.358	-0.353	0.445
			6	-0.184	0.398	-0.618	0.451
		配对组数	r	Hodges-Lehmann 点估计		95%置信区间	
关系信任 (Treatment=基督教徒)	18		1	2.30002	2.30002	0.677553	4.23223
			2	1.22599	3.49803	0.311874	6
			3	0.73186	4.16065	-1.34663	7.89833
			4	0.496345	4.6301	-99	99
			5	0.332801	4.9491	-99	99
			6	0.092974	5.0718	-99	99
		配对组数	r	Hodges-Lehmann 点估计		95%置信区间	
制度信任 (Treatment=基督教徒)	34		1	1.57386	1.57386	-0.109348	4.67549
			2	0.681332	2.68112	-1.34663	6.96873
			3	0.96753	3.71328	-99	99
			4	-0.10557	4.09682	-99	99
			5	-0.23558	4.76412	-99	99
			6	-0.301215	4.94722	-99	99
		配对组数	r	Hodges-Lehmann 点估计		95% 置信区间	
组织信任 (Treatment=基督教徒)	22		1	2.55934	2.55934	0.2111952	4.72853
			2	1.01041	4.06022	-2.11592	6.84541
			3	0.110077	4.84226	-3.50944	8.05506
			4	-0.749791	5.57787	-5.19501	8.80118
			5	-1.12456	6.09794	-99	99
			6	-1.50154	6.47389	-99	99

数据来源：世界价值观调查第六波。

五、结语与进一步的讨论

本文利用世界价值观调查第六波中国调查的数据,进行配对研究,最大程度对实验组和控制组进行同质化处理,排除个体层面其他特质(性别、年龄、收入、社会地位等)的影响。

研究发现:基督教相对于佛教对一般信任和关系信任的效果的确比较明显,在控制了性别、年龄、收入、社会地位等的影响后,其信徒倾向于选择信任他人的概率上升了一倍。这表明,基督教相对于佛教来

说,在增加一般信任和关系信任方面的确有较好的作用;第二,对基督教、佛教与世俗常民群体的心理认知对比研究发现:“常民”对“神民”的心理隔阂与矮化评价比教派之间更为严重。

当然,宗教信仰具有很多不同的侧面,是教义效应、组织效应抑或是人际互动效应,还需要进一步探索,但绝不是非此即彼的。通过本文我们针对基督教、佛教和世俗群体的教义认知、组织参与差异以及信仰忠诚和信仰宽容度的检测就可以发现很多效应并非是彼此孤立,非此即彼的。就世界价值观调查(2012)的数据来看,基督教徒的高信仰忠诚与高信仰宽容并存,并非“一神论”即不忍受其他宗教知识的传播。数据证明,更多的基督徒愿意接纳多元化的宗教教育。就目前来看,基督教在中国的传播可能对社会整合具有积极作用;但是,对基督教、佛教与世俗群体的心理认知对比研究却发现:世俗群体对宗教群体的心理隔阂与矮化评价比教派隔阂更为严重,可能妨碍社会整合。但是无论是哪个角度,以西方的宗教市场理论出发,预设宗教产品竞争充分,信心对称的理论假说是不合适的。社会变革对宗教资本的影响不仅仅是制度性的,还可能是社会心态的。我国文化中的关系信任模式仍然有很强的制约性,宗教资本对信任的影响仍然以关系信任为主,但对一般信任也有积极效果。

因此,宗教环境对“宗教资本的信任效应”具有双重影响。一方面,差序信任的社会互动方式和信任格局本身就是一个制约性因素,影响着宗教资本发挥作用的方式和范围。另一方面,社会变革带来的社会思潮同时影响着信众和世俗常民群体的社会心态,而且,这种影响并不是即时的,具有一定的滞后性。可能在很长的历史时间段都具有深远的影响。这提醒我们将社会心态和不同社会群体的研究纳入宗教社会学的研究范畴,从更广阔的社会心态背景中理解国人的信仰特征和信仰结构。

本研究在第三届粟林论坛宣读,在此感谢粟林论坛的主办方中国社会科学院社会学研究所,以及论坛的评论老师符平、汪建华等与会学者的评论和建议。

参考文献:

- 王佳、司徒剑萍, 2010,《当代中国社会的宗教信仰和人际信任》,《世界宗教文化》第4期。
- 王建民, 2005,《转型时期中国社会的关系维持——从“熟人信任”到“制度信任”》,《甘肃社会科学》第6期。
- 王韵, 2015,《宗教市场的国际与国内因素:两岸政教关系研究探讨一个宗教市场论的新研究架构》,《中国大陆研究》第1期。
- 刘子曦, 2017,《宗教信仰的代际传递:基于台湾地区的数据分析》,《社会学研究》第1期。
- 朱妍, 2017,《组织忠诚的社会基础:劳动关系“嵌入性”及其作用条件》,《社会学研究》第2期。
- 何蓉, 2008,《国家规制与宗教组织的发展:中国佛教的政教关系史的制度分析》,《社会》第6期。
- 李峰, 2015,《新生代对基督教的信任态度及中介机制及长三角地区数据为例》,《社会》第2期。
- 李伟民、梁玉成, 2002,《特殊信任与普遍信任:中国人信任的结构与特征》,《社会学研究》第3期。
- 阮荣平、王兵, 2011,《差序格局下的宗教信仰和信任》,《社会》第4期。
- 房莉杰, 2009,《制度信任的形成过程》,《社会学研究》第2期。
- 胡安宁, 2012,《倾向值匹配与因果推论:方法论述评》,《社会学研究》第1期。
- 高师宁、杨凤岗, 2009,《宗教信仰与市场经济——中国天主教企业家信仰与信任问题调查》,《基督宗教研究》第12辑。
- 雒新艳、徐全, 2010,《从有神论至科学无神论的演进——基于世界观和价值层面的剖析》,《河海大学学报(哲学社会科学版)》第3期。
- 张清津, 2012,《灵性资本与中国宗教市场中的改教》,《文史哲》第3期。
- 杨中芳、彭泗清, 1999,《中国人人际信任的概念化:一个人际关系的观点》,《社会学研究》第2期。
- 赵泉民, 2013,《论转型社会中政府信任的重建——基于制度信任建立的视角》,《社会科学》第1期。

- 韩恒, 2014,《教内信任:基督教信仰与人际信任——基于2010年度CGSS的分析》,《世界宗教文化》第4期。
- Aarts, O., A. Need, M. Te Grotenhuis, & N. D. De Graaf. 2010. "Does Duration of Deregulated Religious Markets Affect Church Attendance? Evidence from 26 Religious Markets in Europe and North America between 1981 and 2006." *Journal for the Scientific Study of Religion* 49(4).
- Attiya, H., & J. Welch. 2004. *Distributed Computing: Fundamentals, Simulations, and Advanced Topics*. New York: John Wiley & Sons.
- Baker, C., & H. Skinner. 2006. *Faith in Action: The Dynamic Connection between Spiritual and Religious Capital*. Manchester: William Temple Foundation.
- Crockett, A., & D. Voas. 2006. "Generations of Decline: Religious Change in 20th Century Britain." *Journal for the Scientific Study of Religion* 45(4).
- Dean, K. 1998, *Lord of the Three in One: The Spread of a Cult in Southeast China*. Princeton: Princeton University Press.
- Falk, A., & E. Fehr. 2003. "Why labour market experiments?" *Labour Economics* 10(4).
- Goldin, C., & L. F. Katz. 1999. "Human Capital and Social Capital: The Rise of Secondary Schooling in America, 1910–1940." *Journal of Interdisciplinary History* 29(4).
- Guiso, L., P. Sapienza, & L. Zingales. 2003. "People's Opium? Religion and Economic Attitudes." *Journal of Monetary Economics* 50(1).
- Heckman, J. J., H. Ichimura, & P. Todd. 1998. "Matching as an Econometric Evaluation Estimator." *The Review of Economic Studies* 65(2).
- Hu, A., & F. Yang. 2014. "Trajectories of Folk Religion in Deregulated Taiwan: An Age, Period, Cohort Analysis." *Chinese Sociological Review* 46(3).
- Hu, A., & R. J. Leamaster. 2015. "Intergenerational religious mobility in contemporary China." *Journal for the Scientific Study of Religion* 54(1).
- Knack, S., & P. J. Zak. 2003. "Building Trust: Public Policy, Interpersonal Trust, and Economic Development." *Supreme Court Economic Review*. 10.
- Limlingan, V. S. 1986. *The Overseas Chinese in ASEAN*. Manila: Vita Development Corporation.
- Lizhu, F. 2003. "Popular Religion in Contemporary China." *Social Compass*, 50(4).
- Misztal, B. A. 2001. "Normality and Trust in Goffman's Theory of Interaction Order." *Sociological Theory*, 19(3).
- Morgan, S. L., & C. Winship. 2007. *Counterfactuals and Causal Analysis: Methods and Principles for Social Research*. Cambridge: Harvard University Press.
- Norris, P., & R. Inglehart. 2011, *Sacred and Secular: Religion and Politics Worldwide*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Putnam, R. D. 1993. "The prosperous community." *The American Prospect*, 4(13).
- Putnam, R. D., R. Leonardi, & R. Y. Nanetti. 1994, *Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy*. Princeton: Princeton University Press.
- Redding, S. G., & M. Hsiao. 1990. "An Empirical Study of Overseas Chinese Managerial Ideology." *International Journal of Psychology*, 25(3–6).
- Rosenbaum, P. R., & D. B. Rubin. 1983. "The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects." *Biometrika*, 70(1).
- Ruiter, S., & F. Van Tubergen. 2009. "Religious Attendance in Cross-national Perspective: A Multilevel Analysis of 60 Countries." *American Journal of Sociology*, 115(3).
- Wang, Y., & F. Yang. 2006. "More than Evangelical and Ethnic: The Ecological Factor in Chinese Conversion to Christianity in the United States." *Sociology of Religion*, 67(2).
- Yang, C. K. 1961. *Religion in Chinese Society*. California: University of California Press.
- Yang, F. 2005. "Lost in the Market, Saved at McDonald's: Conversion to Christianity in Urban China." *Journal for the Scientific Study of Religion* 44(4).
- Yang, F. 2006. "The red, black, and gray markets of religion in China." *The Sociological Quarterly* 47(1).

Yang, F. 2013. "A Research Agenda on Religious Freedom in China." *The Review of Faith & International Affairs* 11(2).

Yang, F., & J. B. Tamney. 2006 "Exploring Mass Conversion to Christianity among the Chinese: An Introduction." *Sociology of Religion*.

Zak, P. J., & S. Knack. 2001. "Trust and Growth." *The Economic Journal* 111(470).

Visiting Monks Give Better Sermons : Re-estimate Social Impact of Religious Revival

LIU Xue; LV Peng

Abstract: In recent years, the religious revival in China has caused the return of traditional folk religions and the rapid spread of Christianity. However, existing religious researches are contradictory, due to ignoring the cultural context and endogenous problem. Conditioning on the trust structure and the impact of mainstream social thoughts, this paper identifies the causal impact of Christianity on different type of trust, using the method of propensity score matching. Our statistics indicate that Christianity belief does have a significant positive effect on general trust and interpersonal trust. Featured with highly religious commitment and tolerance, Christianity may have a positive impact on social integration. At the same time, the comparative study on psychological cognition of Christian, Buddhist and secular groups reveals that the secular group is likely to depreciate religious people than the opposite, which brings potential risk to social integration.

Key words: Religious Belief; Social Trust; Social Capital; Propensity Score Matching

(责任编辑:谢桂华)