

宗教信仰、时间偏好与金融素养¹

张晓云²

摘 要 宗教信仰影响着个体的价值观念和行为决策,本文立足于宗教的文化属性视角,使用 2013 年“中国家庭金融调查”数据考察了宗教信仰对个体金融素养的影响。研究发现,宗教信仰对个体金融素养具有显著正影响,而且集中体现于佛教信仰。有宗教信仰者的金融素养比没有宗教信仰者高 0.028 个单位,相当于样本均值的 44%。异质性分析发现,上述效应在高学历个体显著更小,究其原因在于该群体的初始金融素养水平较高。进一步的作用机制检验表明,宗教信仰对个体金融素养的影响渠道为时间偏好,使得个体的行为决策更具“长期取向”。本文发现有助于理解宗教信仰与现代经济生活之间的互动关系,对旨在提高居民金融素养的相关政策和理解“宗教热”现象具有一定启示意义。

关键词 宗教信仰;文化属性;时间偏好;金融素养

0 引言

在全球化背景下,金融科技的迅猛发展与普及增大了家庭面临的风险,因而,在现代经济生活中,金融素养已经成为一种必要的生活技能(Lusardi, 2015)。金融素养不仅影响着家庭的经济与金融福利,还影响着金融市场的稳定与宏观经济运行。自 2008 年金融危机以来,金融素养在经济社会发展中具有重要作用与影响已经成为学界和央行等相关政府部门的共识,受到学界和相关政府部门的日益重视。普及金融知识、提高金融素养,不仅可以提高消费者金融决策的行为理性,还可以降低其系统性行为偏差,进而有利于金融市场稳定。但是,我国消费者金融知识普遍比较欠缺、居民金融素养普遍较低(尹志超等,2015;吴卫星等,2018)。例如,近些年我国出现的民间借贷危机、非法揽储、

¹ 作者感谢北京大学经济学院杜丽群教授和中山大学岭南学院刘贯春副教授提出的建设性意见,感谢匿名审稿人的宝贵建议和评论。文责自负。

² 张晓云,东北财经大学经济学院、劳动就业与人力资本开发研究中心讲师,E-mail:xyzhang@dufe.edu.cn。

学生不良网络贷款、部分P2P网贷平台“跑路”等现象,在给消费者造成巨大损失的同时,也给我国金融市场的稳定带来了一定的冲击。这些现象除了经营者自身的诚信问题外,在很大程度上可以归因于消费者的金融素养不高和相关金融知识储备不足。

作为一种人力资本,金融素养不仅会受到个体特征变量和家庭背景等因素的影响(Lusardi and Mitchell, 2014),还受到文化观念等因素的影响(Brown et al., 2018; Ahunov and van Hove(2020))。宗教在经济社会发展过程中发挥着重要作用^①,并已经成为一种不可忽视的社会力量。根据国务院新闻办公室2018年4月3日发表的《中国保障宗教信仰自由的政策和实践》^②白皮书中的数据,中国主要有佛教、道教、伊斯兰教、天主教和基督教等宗教,信教公民近2亿人,宗教教职人员38万余人,依法登记的宗教活动场所14.4万处。理论上讲,宗教从文化属性和制度属性两个方面影响着人们的经济行为与决策(Stark and Finke, 2000)^③。一方面,基于宗教的文化属性,宗教信仰会影响人们的偏好、信念和价值观等,进而影响到人们的行为决策与表现(Campante and Yanagizawa-Drott, 2015)。同时,宗教信仰会产生有利于收入增长的偏好或经济态度,进而对经济增长具有显著正影响(Barro and McCleary, 2003)。另一方面,基于宗教的制度属性,宗教组织通过有规律的宗教活动和其自身构成的组织体系,通过社会网络等途径影响到个体、家庭和企业的经济行为与绩效,其根源在于宗教信仰会影响人们的“信任”(阮荣平和王兵, 2011)。

尽管已有大量文献分析探讨了宗教信仰对经济行为决策与人力资本积累的影响,但是仍存在一定不足。首先,基于西方宗教的研究结论未必适用于中国(卢云峰, 2008),原因在于国外宗教是以制度化宗教为主,而中国文化下的宗教则是弥散性宗教(杨庆堃, 2007)。其次,已有研究更多关注宗教信仰对风险偏好、幸福感知或从社会网络的角度分析宗教信仰对人们经济行为的影响,较少从宗教信仰影响人们的“时间偏好”(time preference)或“不耐烦”(impatience)的角度分析宗教信仰对人们经济行为的影响。尽管费雪早就在其名著《利息理论》中明确指出了宗教信仰是时间偏好的重要影响因素(Fisher, 1930)。最后,已有研究大多从宗教的制度属性这一角度解释或考察宗教对经

① 宗教的社会作用具有两重性,既有积极的一面,也有消极的一面(国家宗教事务局党组理论学习中心组, 2013)。

② 来源: http://www.gov.cn/xinwen/2018-04/03/content_5279419.htm。

③ 阮荣平和刘力(2011)在研究宗教的社会保障功能时提出,宗教具有“信仰效应”和“组织效应”。并进一步将宗教的“信仰效应”定义为“加入宗教以后,宗教组织会通过教义等重新塑造信徒的世界观、价值观”,将宗教的“组织效应”定义为“有宗教信仰者通过加入宗教组织积累了其整合性社会资本”。通过对比可知,阮荣平和刘力(2011)提出的“信仰效应”同Stark and Finke(2000)提出的“文化属性”相对应,而“组织效应”则和“制度属性”相对应,并且在一定程度上可以认为是同义的。

济绩效或经济行为的影响,较少从宗教的文化属性这一视角将宗教作为一种“偏好来源”来分析其在经济中的影响,且探讨宗教信仰影响微观个体行为决策的研究并不多,有关宗教信仰与金融素养的研究更是缺乏。

鉴于此,本文基于新制度经济学理论,使用2013年“中国家庭金融调查数据”(China Household Finance Survey, CHFS2013),考察了非正式制度中的重要组成部分——宗教对个体金融素养的影响及其作用渠道。研究结果发现:(1)宗教信仰对个体的金融素养具有显著正影响。相对于无宗教信仰者,有宗教信仰者的金融素养显著高0.028个单位,相当于样本均值的44.44%。(2)不同的宗教对个体金融素养的影响不同。实证分析表明,只有佛教信仰对个体金融素养具有显著正影响,相对于无宗教信仰者与其他类别的宗教信仰,佛教信仰者的金融素养显著高0.038个单位,相当于样本均值的60.32%。(3)机制分析表明,宗教信仰通过影响个体的时间偏好提高了个体金融素养。

本文可能的贡献主要体现在以下三个方面:(1)现有关于金融素养的文献往往关注金融素养的经济后果,而鲜有文献考察个体金融素养的来源。本文从文化经济学视角首次从实证上探讨了宗教信仰与金融素养之间的关系及其影响渠道,丰富了有关文化经济学的文献。(2)本文并未像既有文献那样关注宗教信仰的“制度属性”的经济后果,而是重点探讨宗教信仰影响金融素养的偏好因素,为进一步理解宗教的“文化属性”提供了新视角。(3)本文讨论了宗教在社会作用中积极的一面,有助于更全面地理解宗教信仰的经济后果,这也对于理解当下中国出现的“宗教热”现象和深入推进我国宗教中国化具有启示意义,是对相关研究的补充与拓展。

1 理论分析与研究假说的提出

个体的宗教信仰之所以会影响其金融素养,是因为宗教具有“文化属性”,影响了人们的“时间偏好”(time preference)或“不耐烦”(impatience)。时间偏好是指对于相同的消费束,经济行为主体总是偏好现在超过未来,度量了人们对未来进行贴现的程度。时间偏好因人而异,不仅影响着人们的金融行为与决策,还会影响到家庭的退休规划等长期规划(Frederick et al., 2002)。特别地,Becker and Mulligan(1997)认为,宗教信仰对时间偏好或不耐烦的影响可以解释宗教与经济增长之间的关系。一方面,时间偏好是个体金融素养的重要影响因素(Meier and Sprenger, 2013)。根据经典人力资本理论,更加“不耐”的个体更少投资于他们的未来,因而,时间偏好或不耐烦是影响人力资本积累的关键因素(Cadena and Keys, 2015)。作为一种人力资本,金融素养的提升需要花费时间与成本,甚至需要延迟消费,因而受到人们“不耐烦”的影响。相对于更具

耐心者,更加“不耐”的个体,更加不愿意耗费时间和资源来学习金融知识以便提高未来收益(Jappeli and Padula,2013)。另一方面,宗教信仰,特别是“来世”信仰会影响人们的时间偏好(Benjamin et al.,2016),进而促使人们追求长期目标。Becker(1996)指出,宗教信仰通常会增加人们对未来效用的权重,尤其是当这种宗教信仰预示着一个诱人的来生。

宗教信仰之所以会影响时间偏好,是因为主要逻辑可以归结为两方面。首先,宗教信仰天堂、地狱和来生会促使人们考虑或规划更加长久的未来,甚至规划来生,以保证来生或来世的生活,促使人们“未雨绸缪”,进而使得人们对未来的效用赋予更高的权重,这意味着人们会更具耐心。其次,宗教会要求信徒对他们的时间和资源在生产活动和宗教活动之间的分配进行权衡取舍(Campante and Yanagizawa-Drott,2015),如果某人把更大的权重放在当前选择的未来影响上,那么他很可能去从事那些能提高未来效用的活动,甚至部分地牺牲当前的效用。而宗教能够帮助人们克服“自身控制”问题(Kumar et al.,2011),宗教信仰会降低人们的过度消费或奢侈性消费,影响人们的消费习惯,促使人们更加节俭,摒弃吸烟与喝酒等不利于健康的成瘾性消费等习惯,进而使得更注重未来的人通常会养成有利于未来影响的习惯性偏好和其他偏好(Becker,1996)。另外,对来世、天堂与地狱的信仰会增加人们行为决策的承诺成本。例如,今世作恶会在来世或地狱受到惩罚,这种有成本的承诺会影响人们的时间偏好(Kumar et al.,2011)。

综上可知,从宗教的“文化属性”角度,基于时间偏好与宗教信仰之间的天然联系和时间偏好对金融素养的重要影响,本文提出如下研究假说。

研究假说:通过改变“时间偏好”,宗教信仰对个体金融素养具有正向影响。

2 研究设计

2.1 数据来源与样本选择

本文所用数据为西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心2013年在全国范围内开展的第二轮“中国家庭金融调查”数据(CHFS2013)。本轮调查样本覆盖全国29个省(自治区、直辖市),具有全国代表性和省级代表性。2013年“中国家庭金融调查”设计了关于利率计算、通货膨胀理解和投资风险认知的3个问题以反映受访者的金融知识水平。同时,本轮调查还询问了受访者的宗教信仰,这为考察个体的宗教信仰对其金融素养的影响提供了很好的数据支撑。

鉴于本文的研究目的,将男性样本年龄限定为22~59岁,将女性样本限定在20~54岁。一方面,我国不允许向未成年人传教(卢云峰和张春泥,2016)^①。另一方面,本文将年龄限制在退休年龄以前(男性小于60岁,女性小于55岁),这就规避或消除了因退休后的精神情感需求增加(特别是对农村留守老人)而选择信仰宗教的影响,也在一定程度上降低了反向因果对估计结果的影响。并且,将样本年龄限制在退休年龄以前,人们因尚未退休或退出劳动力市场,而不得不关注“世俗”的方面。此外,剔除了金融知识和宗教信仰相关问题中存在缺失的样本。

2.2 模型设定

为考察个体的宗教信仰对其金融素养的影响,构造如下方程进行计量检验:

$$\text{Literacy}_{ic} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Religion}_{ic} + \gamma Z_{ic} + \lambda_c + \varepsilon_{ic} \quad (1)$$

其中, i 和 c 分别代表个人和城市。 Literacy_{ic} 为个体的金融素养,该变量数值越大,表示个体的金融素养越高。 Religion_{ic} 度量个体的宗教信仰,“有宗教信仰”取值为1,否则取值为0;当分类别考察时,若个体信仰“佛教”则取值为1,其他情况下取值为0,依此类推(宗教信仰类别包括“佛教”“道教”“伊斯兰教”“基督教”“其他”5个类别)。 Z_{ic} 是可能影响个体金融素养的一些因素,包括个体的受教育年限、是否就业、健康状况、性别、年龄及其平方项、城乡、户口状况、婚姻状况、父母各自的受教育年限、父亲的户口状况、父亲是否党员^②、是否汉族。 λ_c 为城市固定效应,控制城市固定效应能够控制不同城市间的特征差异,包括城市的经济金融发展差异、文化背景和地理环境等特征因素。 ε_{ic} 为随机扰动项。

2.3 指标选取与度量方式

2.3.1 核心解释变量与因变量

为度量“金融素养”(Literacy),参照尹志超等(2014)和尹志超等(2015),基于受访者对利率计算、通货膨胀理解和投资风险认知等金融知识中三个基本问题的回答情况,使用因子分析的方法构建金融知识指标度量其金融素养。该指标可以较好地度量个体的金融素养(Lusardi and Mitchell, 2014)。对宗教信仰的度量,依据受访者对问题“您的宗教信仰是”的回答,选项包括:“1. 佛教; 2. 道教; 3. 伊斯兰教; 4. 基督教; 5. 无; 6. 其他”。为考察宗教信仰对金融素养的影响,采用两种分类方式来度量个体的宗教信仰:(1)将宗教信仰区分为“有宗

^① 根据《中华人民共和国民法典》“不满十八周岁的自然人为未成年人。”

^② 控制母亲的户口状况和党员身份不会改变本文的基本结论,但会损失较多样本,降低估计精度。

教信仰”和“无宗教信仰”两类。根据受访者的回答,将选择“无”的定义为“无宗教信仰”,将除了选择“无”之外的均定义为“有宗教信仰”(Religion)。(2)由于不同宗教的文化属性和制度属性的强弱存在显著差异(Stark and Finke, 2000;阮荣平和王兵,2011),因此,不同的宗教信仰对个体金融素养的影响可能存在显著差异。进而,为考察不同宗教信仰对金融素养影响的异质性,根据受访者的回答,将有宗教信仰区分为佛教(Buddhism)、道教(Taoism)、伊斯兰教(Islam)、基督教(Protestantism)和其他宗教信仰(Else)。

如表 1 所示,“有宗教信仰”者在全样本中占比为 10%,而农村样本和女性样本中“有宗教信仰”的占比略高于城镇样本和男性样本。具体地,有宗教信仰者中的佛教信仰者占比最高,在全样本中的占比为 6.24%,其次为基督教(1.94%)和伊斯兰教(1.46%),信仰道教和其他宗教的样本占比最少。另外,不同类别的宗教信仰在城乡之间和不同性别之间的分布存在一定差异。例如,伊斯兰教信徒在城镇样本和男性样本中的占比略高于农村样本和女性样本,基督教信徒的占比在城乡之间差别不大,而女性样本中基督教信徒占比接近男性样本中基督教信徒占比的 1 倍。

表 1 宗教信仰的描述性统计

	全样本(14270)		城镇(10117)		农村(4135)		男性(7167)		女性(7103)	
	N	占比/%	N	占比/%	N	占比/%	N	占比/%	N	占比/%
无宗教信仰	12843	90.00	9151	90.45	3692	88.90	6546	91.34	6297	88.65
有宗教信仰	1427	10.00	966	9.55	461	11.10	621	8.66	806	11.35
其中:佛教	891	6.24	588	5.81	303	7.30	387	5.40	504	7.10
道教	25	0.18	13	0.13	12	0.29	20	0.28	5	0.07
伊斯兰教	208	1.46	152	1.50	56	1.35	107	1.49	101	1.42
基督教	277	1.94	194	1.92	83	2.00	95	1.33	182	2.56
其他	26	0.18	19	0.19	7	0.17	12	0.17	14	0.20

注:括号内为样本量。

2.3.2 其他变量

一般而言,估计个体时间偏好的方法有两种(Frederick et al., 2002):一是从居民日常生活中所做的决策与规划来推测其时间偏好,或作为时间偏好的代理变量;二是通过询问受访者有关跨期决策的问题来估算其时间偏好。但是,实验设计或问卷中利用不同时期的货币回报等有关问题来度量时间偏好是不恰当的(Reuben et al., 2010)。根据显示偏好原理,个人或家庭的现实决策(如消费与储蓄、长期规划等)可以为其实时间偏好提供可靠的科学依据(Olson and Bailey, 1981)。

首先,Fisher(1930)指出,个人“不耐”的差别至少是由六种个人特征的差异所造成的,包括远见、自制、习惯、寿命的预期、对他人生活的关怀和习俗风尚,并进一步指出,一般而言,远见愈大,不耐愈小;反之亦然。因而,“长期规划取向”是和时间偏好有关的重要文化维度(Wang et al., 2016),因此,众多文献使用家庭的长期财务规划变量等期限变量(horizon variable)度量其时间偏好。例如,Khwaja et al. (2007)利用消费者的长期财务规划度量其时间偏好,使用是否有1年期以上的规划来度量个体的时间偏好。因此,是否具有或者是否进行长期规划也可以度量个体的时间偏好,即人们的“未来取向”和时间偏好同义(Aren and Aydemir, 2014),且“未来取向”和金融素养均受到“自律倾向”的影响(Howlett et al., 2008),而宗教信仰对人们的“自律倾向”具有重要影响。Renneboog and Spaenjers(2012)研究发现,那些有宗教信仰的家庭拥有更强的遗赠动机和长期规划倾向,因此,相对于无宗教信仰者,有宗教信仰者会更关注他们的退休规划。Jappeli and Padula(2013)认为更加不耐的消费者会更少投资于金融素养和积累更少财富。

其次,在心理状态方面,对未来收益和消费的耐心程度是时间偏好最直接的表现(姚东旻等, 2019),对未来越有耐心,则时间偏好越低。个体的时间偏好能够对其储蓄行为决策产生正向影响,当个体对未来的效用表现出更强的偏好,将会减少当前消费,增加储蓄;反之,如果更偏好于当前效用,则会减少储蓄(Warner and Pleeter, 2001)。Falk et al. (2018)分析了偏好在各国之间的差异发现,时间偏好与宗教信仰相关,并且时间偏好可用“长期取向”度量,例如节俭或储蓄决策(Epper et al., 2020)。寇宗来和石磊(2010)认为消费者的时间偏好率和消费的跨期替代弹性直接刻画了人们的节俭程度:时间偏好率越大,未来越不重要,消费者越倾向于“及时行乐”;时间偏好率越小,消费跨期替代弹性越大,人们的“节俭”程度越高。因此,给定家庭收入情况下,家庭储蓄率也是时间偏好的恰当度量指标。

综上可知,消费储蓄决策、未来规划等是时间偏好良好代理指标。鉴于数据的可得性,本文使用两类变量度量个体的时间偏好:第一类为衡量个体长期规划倾向的有关决策变量,具体包括“是否有计划过养老”(PensPlan)、“是否有移民的打算”(Immig)和“是否有送小孩出国深造的打算”(SAPChil);第二类为度量家庭消费与储蓄决策的“家庭储蓄率”的自然对数值 $[\log(\text{SaveRate})]$ 。如表2所示,样本中有计划过养老和有移民打算的样本分别占比为36.7%和2.6%,且有计划过养老和有移民打算的样本在有宗教信仰者样本中的占比较无宗教信仰者显著更高。而有移民打算的占比在有无宗教信仰之间无显著差异。但有宗教信仰者家庭的储蓄率显著更低,可能的原因在于有宗教信仰者在农村样本占比更高。

表 2 时间偏好的描述性统计

	全样本/%	有宗教信仰/%	无宗教信仰/%	差异(有-无)
有计划过养老	36.70	38.95	36.46	2.49** (0.05)
有移民的打算	2.61	3.71	2.48	1.23** (0.01)
有送小孩出国深造的打算	11.04	11.10	11.04	0.06 (0.94)
储蓄率	12.70	11.05	12.88	-1.83*** (0.00)

注：括号中为 p 值；***、** 分别表示在 1%、5% 的置信水平显著。

其他控制变量包括：性别、年龄及其平方项、民族、受教育年限、婚姻状态、户口状态、城乡等个体特征变量，家庭可支配收入、父亲和母亲的受教育年限、父亲是否党员^①、父亲的户口类型等家庭背景变量，以及城市固定效应。本文没有控制母亲的党员身份和母亲的户口类别，一是因为母亲为党员的比例仅为 4.4%，远低于父亲为党员的比例 22.2%；二是因为母亲的户口类型同父亲的户口类型高度相关，相关系数超过 0.85；三是会损失部分样本，降低估计精度。但是，即使同时控制母亲的党员身份和户口类别，其对子女金融素养的影响也未表现出统计显著性，且对其他解释变量的回归结果没有显著影响。表 3 汇报了主要变量的整体描述性统计。

表 3 主要变量的整体描述性统计

变量名	变量含义	样本量	均值	标准误	最小值	最大值
Literacy	金融素养	14270	0.063	0.498	-0.631	0.956
Religion	是否有宗教信仰(有=1;无=0)	14270	0.100	0.300	0	1
Buddhism	佛教	14270	0.062	0.242	0	1
Taoism	道教	14270	0.002	0.042	0	1
Islam	伊斯兰教	14270	0.015	0.120	0	1
Protestantism	基督教	14270	0.019	0.138	0	1
Else	其他	14270	0.002	0.043	0	1
Eduy	受教育年限	14270	10.103	4.028	0	22
Employed	是否有工作(有=1;无=0)	14270	0.774	0.419	0	1

^① 因宗教信仰存在代际传递效应(阮荣平等,2015),但囿于数据可得性,本文无法控制父母的宗教信仰。根据阮荣平等(2015),宗教信仰存在代际锁定效应,但教育会削弱宗教信仰的代际传递效应。并且,共产党员均为无神论者,这也和父母的宗教信仰高度相关。

续表

变量名	变量含义	样本量	均值	标准误	最小值	最大值
Health	1. 健康	14270	0.499	0.500	0	1
	2. 一般	14270	0.369	0.483	0	1
	3. 不好	14270	0.132	0.338	0	1
Log(fincome)	家庭可支配收入对数值	14270	9.885	3.390	-13.816	14.914
Male	性别(男=1;女=0)	14270	0.502	0.500	0	1
Age	年龄	14270	43.203	9.154	20	59
Rural	城乡(农村=1;城镇=0)	14270	0.291	0.454	0	1
Hukou	1. 农业户口	14270	0.537	0.499	0	1
	2. 非农业户口	14270	0.432	0.495	0	1
	3. 统一居民户口	14270	0.031	0.173	0	1
Married	婚姻状态	14270	0.903	0.296	0	1
Eduy_F	父亲的受教育年限	14270	5.885	4.581	0	16
Eduy_M	母亲的受教育年限	14270	4.144	4.410	0	16
Hukou_F	父亲是否为农村户口	14270	0.651	0.477	0	1
Party_F	父亲是否为党员(是=1;否=0)	14270	0.222	0.416	0	1
Hanzu	汉族	14270	0.929	0.256	0	1

3 实证结果与分析

3.1 基准回归结果

表 4 报告了用模型(1)估计的宗教信仰对金融素养影响的基准回归结果。其中,列(1)为宗教信仰变量 Religion 为“有宗教信仰”时的结果,列(2)~(6)为宗教信仰变量依次分别为“佛教”(Buddhism)、“道教”(Taoism)、“伊斯兰教”(Islam)、“基督教”(Protestantism)和“其他”(Else)时的结果,列(7)为同时控制不同宗教信仰类别时的结果。结果表明,变量 Religion 的系数显著为正,相比没有宗教信仰的个体,有宗教信仰个体的金融素养高出 0.028 个单位,相当于金融素养样本均值 0.063 的 44.44%。列(2)~(7)结果一致表明,只有当个体宗教信仰为“佛教”(Buddhism)时,宗教信仰的系数才显著为正,且相比没有宗教信仰和信仰其他宗教的个体,信仰佛教个体的金融素养高 0.038 个单位,相当于金融素养样本均值的 60.32%。此外,其他解释变量的系数也与已有文献和直觉相符合。个体的金融素养会随受教育年限和家庭收入水平的提高而提高。有工作、良好的健康状况、城镇居民、非农户口、男性和已婚均对个体金融素养具有显著正影响。而金融素养随年龄增长呈现出“倒 U 型”的变动趋势,且更好

的家庭背景,如父母的受教育水平更高、父亲的党员身份均有助于个体金融素养的提升。

表 4 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
Religion	0.028 ** (0.014)						
Buddhism		0.038 ** (0.017)					0.038 ** (0.017)
Taoism			0.005 (0.082)				0.009 (0.081)
Islam				0.008 (0.038)			0.012 (0.037)
Protestantism					0.008 (0.028)		0.010 (0.028)
Else						0.018 (0.075)	0.021 (0.075)
Eduy	0.035 *** (0.001)	0.035 *** (0.001)	0.035 *** (0.001)	0.035 *** (0.001)	0.035 *** (0.001)	0.035 *** (0.001)	0.035 *** (0.001)
Employed	0.031 *** (0.009)	0.031 *** (0.009)	0.030 *** (0.009)	0.030 *** (0.009)	0.030 *** (0.009)	0.030 *** (0.009)	0.031 *** (0.009)
Health = 2	-0.020 ** (0.008)	-0.020 ** (0.008)	-0.020 ** (0.008)	-0.020 ** (0.008)	-0.020 ** (0.008)	-0.020 ** (0.008)	-0.020 ** (0.008)
Health = 3	-0.051 *** (0.012)	-0.051 *** (0.012)	-0.051 *** (0.012)	-0.051 *** (0.012)	-0.051 *** (0.012)	-0.051 *** (0.012)	-0.051 *** (0.012)
Log(fincome)	0.003 *** (0.001)	0.003 *** (0.001)	0.003 *** (0.001)	0.003 *** (0.001)	0.003 *** (0.001)	0.003 *** (0.001)	0.003 *** (0.001)
Male	0.026 *** (0.007)	0.026 *** (0.007)	0.025 *** (0.007)	0.025 *** (0.007)	0.025 *** (0.007)	0.025 *** (0.007)	0.026 *** (0.007)
Age	0.011 *** (0.004)	0.011 *** (0.003)	0.011 *** (0.004)	0.011 *** (0.003)	0.011 *** (0.004)	0.011 *** (0.004)	0.011 *** (0.004)
Age ²	-0.018 *** (0.004)	-0.018 *** (0.004)	-0.018 *** (0.004)	-0.018 *** (0.004)	-0.018 *** (0.004)	-0.018 *** (0.004)	-0.018 *** (0.004)
Rural	-0.073 *** (0.012)	-0.074 *** (0.012)	-0.074 *** (0.012)	-0.074 *** (0.012)	-0.074 *** (0.012)	-0.074 *** (0.012)	-0.073 *** (0.012)
Hukou = 2	0.110 *** (0.012)	0.110 *** (0.012)	0.110 *** (0.012)	0.110 *** (0.012)	0.110 *** (0.012)	0.110 *** (0.012)	0.110 *** (0.012)
Hukou = 3	0.088 *** (0.022)	0.087 *** (0.023)	0.088 *** (0.023)	0.088 *** (0.023)	0.088 *** (0.023)	0.088 *** (0.023)	0.087 *** (0.022)

	续表						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
Married	0.030 ** (0.013)	0.030 ** (0.013)	0.029 ** (0.013)	0.029 ** (0.013)	0.030 ** (0.013)	0.030 ** (0.013)	0.030 ** (0.013)
Eduy_F	0.005 *** (0.001)	0.005 *** (0.001)	0.005 *** (0.001)	0.005 *** (0.001)	0.005 *** (0.001)	0.005 *** (0.001)	0.005 *** (0.001)
Eduy_M	0.004 *** (0.001)	0.004 *** (0.001)	0.004 *** (0.001)	0.004 *** (0.001)	0.004 *** (0.001)	0.004 *** (0.001)	0.004 *** (0.001)
Hukou_F	-0.015 (0.012)	-0.015 (0.012)	-0.015 (0.012)	-0.014 (0.012)	-0.015 (0.012)	-0.015 (0.012)	-0.015 (0.011)
Party_F	0.016 * (0.009)	0.016 * (0.009)	0.015 * (0.009)	0.015 * (0.009)	0.015 * (0.009)	0.015 * (0.009)	0.016 * (0.009)
Hanzu	0.032 (0.021)	0.024 (0.021)	0.026 (0.021)	0.027 (0.025)	0.026 (0.021)	0.026 (0.021)	0.027 (0.025)
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	-0.599 *** (0.078)	-0.591 *** (0.077)	-0.589 *** (0.077)	-0.591 *** (0.079)	-0.589 *** (0.077)	-0.589 *** (0.077)	-0.594 *** (0.080)
Adj R^2	0.326	0.326	0.326	0.326	0.326	0.326	0.326
F	143.532	143.360	141.834	142.152	141.710	141.927	117.964
N	14270	14270	14270	14270	14270	14270	14270

注：括号内为聚类到区县层面的稳健标准误；***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平显著。

3.2 异质性分析

由于个体的宗教信仰与金融素养在不同的受教育水平和年龄组群之间存在显著差异,并且宗教信仰会影响个体就业类型(阮荣平等,2014),故有必要考察宗教信仰对个体金融素养的影响是否因受教育水平、年龄组群和就业类型的差异而存在显著差异。为考察是否存在上述异质性:首先,根据受访者是否具有“大专及以上”学历设定哑变量 College(是取值为1,否则取值为0),通过控制宗教信仰与 College 的交互项 Religion×College、Buddhism×College 来考察其异质性。其次,根据出生年份是否在1980年后设定哑变量“80后”(出生年份为1980年及以后则取值为1,否则取值为0),通过控制宗教信仰与“80后”的交互项(Religion×1980、Buddhism×1980)来考察其影响的差异性。最后,根据受访者的工作性质^①,设定哑变量“他雇”(Hired),若受访者的工作性质为“受雇于他

^① 工作性质选项包括:1. 受雇于他人或单位;2. 经营个体或私营企业;自主创业;3. 在家务农;4. 返聘;5. 自由职业;6. 其他(志愿者)。

人或单位”则取值为 1, 否则取值为 0, 通过控制宗教信仰与“他雇”的交互项 (Religion×Hired、Buddhism×Hired) 来考察其影响的差异性。

表 5 汇报了异质性检验的回归结果。首先,“有宗教信仰”对是否具有“大专及以上学历”学历个体金融素养的影响没有显著差异,但是信仰佛教对具有大专及以上学历群体个体金融素养的影响显著更小,可能的原因在于具有大学及以上学历本身就具有较高的金融素养。其次,宗教信仰和是否信仰佛教对“80 后”金融素养的影响显著更小,原因在于“80 后”具有大学学历的比例远高于“80 前”^①。最后,宗教信仰和信仰佛教对“受雇于他人或单位”的个体金融素养的影响显著更小,原因在于“他雇”者的受教育水平显著更高^②。此外,表 5 结果还表明,宗教信仰和正规学校教育对个体金融素养的影响一定程度上存在“替代效应”,并且给定宗教信仰和受教育水平等其他因素,个体金融素养在是否为“80 后”或是否“受雇于他人或单位”之间并无显著差异,这进一步为宗教信仰和受教育水平等才是个体金融素养的更为“基础”的影响因素提供了佐证^③。

表 5 异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Religion	0.037 ** (0.015)		0.041 *** (0.014)		0.053 *** (0.018)	
Buddhism		0.052 *** (0.019)		0.054 *** (0.017)		0.088 *** (0.024)
Religion×College	-0.053 (0.035)					
Buddhism×College		-0.078 * (0.045)				
College	0.038 *** (0.013)	0.038 *** (0.013)				
Religion×1980			-0.071 ** (0.027)			
Buddhism×1980				-0.087 ** (0.037)		
“80 后”			-0.028 (0.020)	-0.029 (0.020)		

① 样本中“80 后”拥有“大专及以上学历”的占比为 44.55%,而“80 前”样本中拥有“大专及以上学历”学历的仅为 15.41%。

② 样本中“受雇于他人或单位”者的受教育年限均值为 12.4 年,而其他就业类型受访者的受教育年限均值则为 8.3 年。

③ 我们还考察了其他宗教信仰同上述哑变量的交互项以考察其他宗教信仰对个体金融素养影响的异质性,结果均未表现出显著性,限于篇幅未报告该结果。

续表						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Religion×Hired					-0.084 ^{***} (0.029)	
Buddhism×Hired						-0.125 ^{***} (0.035)
Hired					0.005 (0.011)	0.005 (0.011)
adj. R^2	0.327	0.327	0.327	0.327	0.347	0.347
F	127.200	107.078	128.993	108.638	113.640	95.807
N	14270	14270	14270	14270	11038	11038

注:括号内为聚类到区县层面的稳健标准误;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平显著。

3.3 稳健性检验

3.3.1 内生性问题

对于基准回归结果,宗教信仰对个体金融素养的影响可能存在潜在的内生性问题。一种可能是存在遗漏变量问题,可能遗漏了某些不可观测变量同时影响着个体的宗教信仰和金融素养。但方程(1)控制了个体特征变量、家庭背景变量和城市固定效应,以降低遗漏变量的影响,因此无须过分担心。另一种可能是本文对宗教信仰的度量可能存在低估:一是因为问卷调查时受访者在回答宗教信仰或宗教归属时不能意识到或有意避免承认自己的宗教身份(卢云峰和张春泥,2016);二是因为很多自称无宗教信仰的人并非严格意义上的无神论者。但是对宗教信仰者比例的低估,使得本文的回归结果低估宗教信仰对金融素养的影响,因此,表4中宗教信仰变量系数的估计值很可能是真实值的下限。此外,除了官方认可的五大宗教,宗教信仰还包括民间信仰,但是与制度化宗教相比,民间信仰对人们的偏好与行为的影响较小(阮荣平和王兵,2011),原因在于制度性宗教能够提供民间信仰所不能提供的独立价值观(易劳逸,2019)。

至于可能的反向因果或联立性问题,根据宗教市场理论,人们的宗教需求是相对不变的(阮荣平等,2013),并且,从时间先后角度看,宗教信仰的发生时间早于金融素养的发生时间。由于人们首次作出宗教委身决策的年龄平均在16岁或17岁(阮荣平等,2013;辛宇等,2016),本文将样本年龄限定在法定结婚年龄与法定退休年龄之间,样本平均年龄为43岁^①,这在一定程度上降低了反向因果对估计结果的影响。另外,金融知识的积累和金融素养的提升本身就需要时间的积累和实践,因而可以认为反向因果关系基本可以排除。不过,本文仍使用工具变量法进行了估计,并对宗教信仰的内生性进行了统计检验。

^① 其中,男性平均年龄45岁,女性平均年龄为41岁。

首先,使用样本所在省份中“每万人拥有宗教活动场所数”(宗教机构数÷2012 年常住人口数)^①作为个人是否“有宗教信仰”(Religion)的工具变量,包括“每万人拥有的佛教寺庙数量”(NumBTem)、“每万人拥有的道观数量”(NumTTem)、“每万人拥有的清真寺数量”(NumMosq)和“每万人拥有的教堂数量”(NumChur)。其次,使用样本所在省份“每万人拥有的佛教寺庙数量”(NumBTem)作为个人是否“信仰佛教”(Buddhism)的工具变量。需要说明的是,前文表 4 结果显示,仅有个人“信仰佛教”对其金融素养有显著正影响,因此,这里将其他类别的宗教信仰作为控制变量,而不考虑其内生性问题,其他控制变量同方程(1)。最后,由于工具变量为省级层面变量,因此,无法进一步控制城市固定效应,为尽量控制或消除地区差异因素的影响,特别是根据世俗化理论,在进行两阶段回归时控制了 2013 年(样本调查年份)省级层面的人均 GDP、城镇失业率和该省份 6 岁及以上人口的平均受教育年限。

选取“每万人拥有宗教活动场所数”作为个体“宗教信仰”的工具变量有如下理由:(1)“每万人拥有宗教活动场所数”度量了该地区的宗教活动场所密度,属于宗教的供给方面。一个地区宗教供给越多,则该地区个人有宗教信仰的可能性就越大。(2)这一变量和个人的金融素养并不直接相关,符合工具变量的要求。利用上述工具变量的回归结果见表 6。结果表明:首先,在第一阶段回归中,“每万人拥有宗教活动场所数”和宗教信仰变量显著正相关,且弱工具变量检验的 F 值远大于 10,说明不存在弱工具变量问题。其次,DWH 检验的 p 值均大于 0.1,没有拒绝“有宗教信仰”变量为外生的原假设,说明本文的核心解释变量不存在严重的内生性问题。最后,两阶段最小二乘法第二阶段的估计结果同基准结果一致,即个体“有宗教信仰”和信仰“佛教”对其金融素养具有显著的正向影响。

表 6 2SLS 估计

	一阶段结果	二阶段结果	一阶段结果	二阶段结果
	(1)	(2)	(3)	(4)
Religion		0.122 ** (0.055)	Buddhism	0.125 * (0.075)

① 其中,各省佛教寺庙数量和道教的道观数量根据国家宗教事务局官网提供的“宗教活动场所信息”整理得出;清真寺数量根据“中国伊斯兰教协会”官网 2012 年公布的全国穆斯林及清真寺情况分布统计表整理得出;各省份的教堂数量由各省份的天主教教堂、基督教教堂等加总得出。各省份教堂数量信息有三个来源:(1)各省份的天主教教堂数量来自由“中国天主教爱国会”与“中国天主教主教团”主办的“中国天主教”网站上的“天主教堂数据库”;(2)基督教教堂数量来自由“中国基督教三自爱国运动委员会”和“中国基督教协会”主办的“中国基督教网”中各地教会“教堂风采”和省级基督教教会官网上的公布的教堂堂点数量;(3)“福音时报”官网中列出的各省份教堂数量。我们对上述三个来源的教堂数量信息进行了手动整理,并对不同数据来源,但地址相同的教堂数量进行了甄别剔除。

续表				
	一阶段结果	二阶段结果	一阶段结果	二阶段结果
	(1)	(2)	(3)	(4)
NumBTem	0.116*** (0.015)		NumBTem	0.165*** (0.010)
NumTTem	0.106** (0.046)			
NumMosq	0.039*** (0.004)			
NumChur	0.076*** (0.011)			
Kleibergen-Paap rk LM statistic	405.767		271.559	
Cragg-Donald Wald F statistic	172.668		523.678	
一阶段 F 值	112.613		288.132	
DWH 内生性检验	2.701		1.272	
p 值	(0.1003)		(0.2594)	
adj. R ²		0.302		0.303
F		411.875		347.139
N		14270		14270

注:括号内为聚类到区县层面的稳健标准误;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的置信水平显著。

3.3.2 其他稳健性检验

为验证基准回归结果是否受到特定样本或者异常值的影响,本文进行了一系列稳健性检验。首先,考虑异常值的影响。一是,由于“有宗教信仰”变量中选择信仰“其他”包括了多种类别的宗教,而选择信仰“非主流”宗教的个体本身可能就具有较大的异质性,因此,剔除选择信仰“其他”的样本[表7列(1)和(6)]。二是,由于北京、上海和天津三个直辖市地区样本的金融素养显著高于其他地区,因此删除这三个地区的样本[表7列(2)和(7)]。其次,考虑样本选择问题。一是由于信仰伊斯兰教的样本集中在10个少数民族地区,且中国穆斯林大多数聚居在新疆维吾尔自治区、宁夏回族自治区、甘肃、青海、河南、云南等地,大多集中在西部地区,而我国东中西部地区之间的经济发展水平等存在显著差异,因此,删除信仰伊斯兰教的样本考察结果的稳健性[表7列(3)和(8)]。二是由于少数民族和汉族在宗教信仰上存在显著差异,因此仅使用汉族样本考察结果的稳健性[表7列(4)和(9)]。最后,剔除“在校学生”“丧失劳动力者”“不愿意工作”和“离休或退休”的样本[表7列(5)和(10)]。表7回归结果表明,宗教信仰对个体金融素养的影响表现出良好的稳健性,即个体“有宗教信仰”(Religion)对其“金融素养”(Literacy)具有显著正影响,并且这一正向作用主要体现在个体是否信仰佛教上。

表 7 其他稳健性检验

Part A	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Religion	0.029 ** (0.014)	0.035 ** (0.014)	0.030 ** (0.015)	0.028 * (0.015)	0.030 ** (0.014)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
adj. R^2	0.326	0.313	0.326	0.323	0.332
F	143.551	140.043	142.973	158.449	140.012
N	14244	12475	14062	13263	13199
Part B	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Buddhism	0.038 ** (0.017)	0.039 ** (0.017)	0.038 ** (0.017)	0.039 ** (0.017)	0.043 ** (0.017)
Taoism	0.009 (0.082)	0.043 (0.070)	0.009 (0.081)	0.013 (0.081)	-0.030 (0.088)
Islam	0.012 (0.037)	0.026 (0.039)	. .	-0.197 (0.182)	0.017 (0.042)
Protestantism	0.011 (0.028)	0.027 (0.029)	0.010 (0.028)	0.005 (0.029)	0.008 (0.029)
Else		0.025 (0.081)	0.021 (0.075)	0.022 (0.076)	-0.011 (0.079)
其他控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
adj. R^2	0.326	0.313	0.326	0.323	0.332
F	123.676	115.028	123.021	128.836	115.285
N	14244	12475	14062	13263	13199

注：括号内为聚类到区县层面的稳健标准误；**、* 分别表示在 5%、10% 的置信水平显著。

4 作用机制检验与竞争性假说

4.1 作用机制检验

为考察个体的宗教信仰是否通过降低其时间偏好对金融素养具有正向作用,首先,考察宗教信仰是否影响了时间偏好。具体地,实证检验宗教信仰是否对度量时间偏好的四个变量“是否有计划过养老”(PensPlan)、“家庭储蓄率”(log(SaveRate))、“是否有移民的打算”(Immig)和“是否有送小孩出国深造的打算”(SAPChil)具有显著影响。其次,在方程(1)中,进一步控制时间偏好变量,如果宗教信仰通过时间偏好渠道影响金融素养,那么在控制时间偏好后,相比于基准回归,宗教信仰对个体金融素养的影响应该显著变小或变得不显著。回归结果如表 8 所示。其中,列(1)~(4)为“有宗教信仰”(Religion)对时间偏好影响的回归结果;列(5)~(6)为控制时间偏好变量后,“有宗教信仰”(Religion)对个体“金融素养”(Literacy)的影响;列(9)~(12)为不同宗教类别对时间偏好影响的回归结果;列(13)~(14)则为进一步控制时间偏好变量后,

不同宗教类别对个体金融素养的影响。另外,列(7)、(8)、(15)和(16)为基于工具变量的两阶段最小二乘估计结果。

表 8 时间偏好的影响渠道检验

	PenPlan	Log(SaveRate)	Immig	SAPChild	Literacy			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Probit	OLS	Probit	Probit	OLS	OLS	2SLS	2SLS
Religion	0.058*** (0.014)	0.122* (0.066)	0.015*** (0.005)	0.021** (0.010)	0.020 (0.014)	0.015 (0.015)	0.084 (0.055)	0.080 (0.060)
PensPlan					0.058*** (0.007)	0.059*** (0.008)	0.058*** (0.007)	0.059*** (0.008)
Immig					0.112*** (0.025)	0.093*** (0.031)	0.123*** (0.022)	0.100*** (0.026)
Log(SaveRate)					0.014*** (0.002)	0.015*** (0.002)	0.016*** (0.002)	0.016*** (0.002)
SAPChild						0.060*** (0.013)		0.066*** (0.013)
Pseudo R ²	0.031		0.078	0.093				
Log pseudolikelihood	-9199.217		-1530.893	-3721.459				
adj. R ²		0.107			0.335	0.329	0.314	0.311
F		41.808			133.608	125.247	390.498	294.782
N	14440	14069	11620	11499	13880	11530	13880	11500
	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
	Probit	OLS	Probit	Probit	OLS	OLS	2SLS	2SLS
Buddhism	0.069*** (0.017)	0.210** (0.082)	0.016** (0.006)	0.009 (0.014)	0.029* (0.017)	0.030 (0.019)	0.094 (0.077)	0.071 (0.084)
PensPlan					0.058*** (0.007)	0.059*** (0.008)	0.059*** (0.007)	0.060*** (0.008)
Immig					0.112*** (0.025)	0.093*** (0.031)	0.125*** (0.022)	0.102*** (0.026)
Log(SaveRate)					0.014*** (0.002)	0.015*** (0.002)	0.016*** (0.002)	0.016*** (0.002)
SAPChild						0.060*** (0.013)		0.069*** (0.013)
Pseudo R ²	0.031		0.077	0.094				
Log pseudolikelihood	-9198.561		-1529.907	-3715.683				
adj. R ²		0.107			0.335	0.329	0.315	0.312
F		36.193			113.373	108.179	323.158	248.444
N	14440	14069	11620	11499	13880	11530	13880	11500

注:列(1)、(3)、(4)、(9)、(11)和(12)的结果为 Probit 模型的平均边际效应。括号内为聚类到区县层面的稳健标准误;***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平显著。

表8回归结果表明:(1)宗教信仰对时间偏好变量均具有显著正影响,即“有宗教信仰”比没有宗教信仰的个体更加具有耐心,原因在于绝大多数宗教强调对欲望的约束(陈冬华等,2013),因此有利于降低人们的不耐心,即降低其时间偏好(潘黎和钟春平,2016)。(2)分宗教类别看,仅有佛教信仰对时间偏好具有显著正影响[“是否有送小孩出国深造的打算”(SAPChil)除外]。(3)在进一步控制时间偏好变量后,不论是OLS估计结果还是基于工具变量的2SLS估计结果,“有宗教信仰”(Religion)或“信仰佛教”(Buddhism)对个体金融素养的回归系数显著下降,且在统计上不再具有显著性,这说明“时间偏好”是宗教信仰提高个体金融素养的主要影响渠道。并且,不同宗教类别下,时间偏好渠道,也是佛教提升个体金融素养的主要渠道。表7结果进一步佐证了宗教信仰中的佛教信仰对个体金融素养的积极作用,这与潘黎和钟春平(2016)信仰佛教的受访者所在家庭具有更高的储蓄率和更低的借款概率,但其他宗教类别与无宗教信仰的差异不显著的结果一致。可能的原因在于:首先,佛教中的“再生”(rebirth)概念反映了人们认为当下只是个体全部存在中的一个小的时间片段,这会导致信仰佛教的个体更具耐心,即时间偏好更低(Wang et al., 2016)。其次,中国佛教徒不主张吸烟,且“不饮酒”是佛教“五戒”之一,而是否吸烟与饮酒本身就衡量了个体的时间偏好(Galor and Özak, 2016)。最后,宗教信仰,特别是宗教中的“来世”信仰会影响人们的“时间偏好”(Becker and Mulligan, 1997),促使人们追求长期目标。而相对于其他宗教而言,佛教更加强调“因果报应思想”,进而使得“来世”信仰对佛教信仰者时间偏好影响显著更大。

4.2 竞争性假说

前文实证结果表明,个体的宗教信仰对其金融素养的正向作用主要源于宗教信仰降低了个体的时间偏好,即相对于无宗教信仰,有宗教信仰提高了个体对未来的偏好。但是,由于宗教还具有“制度属性”,因此,本文的基本结论受到潜在竞争性假说的影响。

基于宗教的“制度属性”,宗教信仰还可能通过信任与社会网络等途径对个体金融素养产生影响。一方面,如果宗教对信任具有显著正影响(Guiso et al., 2003; 阮荣平和王兵, 2011),那么可以预期宗教信仰也会增加个体或家庭对金融市场、金融机构和金融产品的信任,进而通过更多参与金融市场获得更多金融知识。另一方面,由宗教信仰带来的社会网络和社会资本的增加(Stark and Finke, 2000; 阮荣平和刘力, 2011; 阮荣平等, 2014),可以促进金融知识在信徒与信徒之间、信徒与非信徒之间的“知识溢出”,最终影响自身的金融素养。因此,宗教信仰还可能通过宗教的制度属性发挥作用,通过增加社会信任,提高自身的社会资本,进而增加了人们对正规金融市场和金融产品的信任,通过“干中

学”渠道提升金融素养。或者宗教信仰通过拓展人们的社会网络,通过共同的社会活动带来的学习效应,进而提高了自身的金融素养。

基于此,本部分进一步考察宗教的“制度属性”是否为宗教信仰影响个体金融素养的重要渠道。首先,宗教信仰的社会网络效应或对社会资本的提升作用,使得有宗教信仰者的创业概率更大(阮荣平等,2014),而企业家与自雇者的金融素养显著更高(Lusardi and Mitchell,2014)。其次,宗教可以通过社会网络或社会互动带来的学习效应提高个体金融素养,而不论是宗教的社会网络效应,还是宗教有助于提高信徒的社会资本,其基础或根本性原因都在于宗教信仰对“信任”具有显著正影响(阮荣平和王兵,2011;Renneboog and Spaenjers,2012)。再次,有宗教信仰会导致家庭更多或更积极地参与金融市场和进行金融风险投资(王宇等,2017),因此,宗教信仰有可能通过提高受访者家庭的金融参与率,通过“干中学”渠道,对其金融素养产生积极影响。最后,由于宗教具有“社会保障”作用(阮荣平和刘力,2011),或者通过缓解进行金融风险投资的“后顾之忧”,或者通过降低购买商业保险带来的挤出效应进而增加了可用于投资的资产规模,导致家庭更多或更积极地参与金融市场和进行金融风险投资(王宇等,2017),并最终对个体金融素养产生正向作用,我们将其称为“替代效应”。

4.2.1 创业

为检验创业是否因宗教的社会网络效应成为宗教信仰对个体金融素养产生正向作用的影响渠道,我们使用受访者家庭“是否从事工商业生产经营项目”来度量家庭“是否创业”(ESTP,是取值为1,否则取值为0)进行实证分析,回归结果见表9列(1)~(4)。首先,相对于无宗教信仰,有宗教信仰者家庭创业概率显著更高,这同阮荣平等(2014)的结果一致。并且,不同类别的宗教信仰对家庭创业的显著影响基本无差异,信仰“道教”和“其他”的回归系数在统计上不显著,但在经济意义上同其他宗教类别无差异,可能的原因在于这两类宗教信仰的样本规模较小。其次,从事工商业生产经营项目家庭的受访者的金融素养显著更高。最后,在控制创业变量后,“有宗教信仰”(Religion)和“信仰佛教”(Buddhism)的回归系数同基准回归结果并无显著差异,说明宗教信仰对家庭创业的影响并不是宗教信仰影响个体金融素养的重要渠道。

表 9 排除宗教的制度属性渠道:创业与信任

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	ESTP	Literacy	ESTP	Literacy	Trust	Literacy	Trust	Literacy
	Probit	OLS	Probit	OLS	Probit	OLS	Probit	OLS
Religion	0.058 *** (0.011)	0.025 * (0.014)			0.000 (0.013)	0.023 (0.018)		

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	ESTP	Literacy	ESTP	Literacy	Trust	Literacy	Trust	Literacy
	Probit	OLS	Probit	OLS	Probit	OLS	Probit	OLS
Buddhism			0.059 *** (0.014)	0.035 ** (0.017)			-0.021 (0.016)	0.041 * (0.023)
Taoism			0.056 (0.083)	0.005 (0.081)			-0.086 (0.097)	0.112 (0.105)
Islam			0.062 * (0.033)	0.008 (0.038)			0.071 (0.044)	-0.003 (0.053)
Protestantism			0.054 ** (0.024)	0.007 (0.028)			0.024 (0.027)	-0.015 (0.036)
Else			0.052 (0.059)	0.017 (0.076)			0.049 (0.086)	-0.049 (0.102)
ESTP		0.057 *** (0.010)		0.057 *** (0.010)				
Trust						0.017 (0.013)		0.017 (0.014)
Pseudo R ²	0.077		0.077		0.039		0.040	
Log pseudolikelihood	-6277.014		-6276.983		-3058.937		-3055.591	
adj. R ²		0.328		0.328		0.315		0.315
F		140.176		116.314		77.235		68.486
N	14453	14270	144513	14270	8207	8116	8207	8116

注：列(1)、(3)、(5)和(7)为 Probit 模型的平均边际效应；括号内为聚类到区县层面的稳健标准误；***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平显著。

4.2.2 信任

为考察宗教信仰对一般化信任的影响是否为其影响个体金融素养的重要渠道,根据受访者对问题“您对初次见面的人的信任程度如何?”^①的回答构建“信任”变量(Trust),若受访者选择“比较相信”或“完全相信”则 Trust 取值为 1,否则取值为 0。回归结果见表 9 列(5)~(8)。首先,宗教信仰对“信任”变量的影响不显著,可能的原因在于宗教信仰对信任的影响存在差序格局(阮荣平和王兵,2011)。其次,对陌生人的“信任”未对个体金融素养产生显著影响。最后,在控制信任变量后,宗教信仰的回归系数基本不变,说明基于信任的社会网

^① 该问题的选项包括：“1. 完全不可以相信；2. 比较不相信；3. 居于可以相信与不相信之间（包括‘有些可信，有些不可信’）；4. 比较相信；5. 完全相信”。其中，本文所用样本中选择“4. 比较相信；5. 完全相信”的受访者占比 13.1%，即“信任”变量 Trust 的均值为 0.131。我们使用“完全相信”度量“信任”进行了稳健性检验，结果并无差异。

络效应或社会资本并非宗教信仰影响个体金融素养的渠道^①。

4.2.3 干中学

本文使用受访者家庭“是否拥有金融资产”^②定义“金融市场参与”变量(PartFM,是取值为1,否则取值为0)来考察“干中学”是否为宗教信仰对个体金融素养具有正向作用的影响渠道。回归结果见表10列(1)~(4):首先,宗教信仰中,只有“佛教”对家庭参与金融市场具有显著正影响,可能的原因在于,在中国,相对于基督教,佛教信仰者的年轻人和高学历者比例更高,而文盲和半文盲的比例更低,且佛教信仰者的受教育水平和无宗教信仰者的受教育水平没有显著差异。其次,“金融市场参与”对个体金融素养具有显著正影响。最后,在控制“金融市场参与”度量的“干中学”渠道后,宗教信仰对个体金融素养影响的回归系数同基准结果无显著差异,说明“干中学”并不是宗教信仰影响个体金融素养的重要渠道。

4.2.4 社会保障的“替代效应”

由于宗教信仰有助于个体之间的风险分担和提供社会保障,因而,具有社会保障作用(阮荣平和刘力,2011)。为考察该渠道,我们使用受访者“是否拥有社会养老保险”(Insur,是取值为1,否则取值为0)^③考察“替代效应”可能的影响。回归结果见表10列(5)~(8):首先,宗教信仰同社会保障显著负相关,且这一负影响主要是伊斯兰教信仰的作用。其次,有社会养老保险者的金融素养显著更高。最后,在控制宗教对社会保障的“替代效应”后,宗教信仰对个体金融素养的正向作用同基准结果相同,说明“替代效应”并非宗教信仰对个体金融素养具有正向作用的影响渠道。

① 列(6)“有宗教信仰”的回归系数在统计上缺乏显著性,但在经济学意义上并未显著变小,可能是因为样本量大幅减小造成的。

② 金融资产类别包括“活期存款、定期存款、股票、债券、基金、衍生品、金融理财产品、非人民币资产和黄金”,只要样本所在家庭拥有这9类资产中的一种即视为拥有金融资产,则“金融市场参与”变量PartFM取值为1,否则取值为0。“金融市场参与”变量的样本均值为0.687,即样本中拥有金融资产的家庭占比为68.7%。家庭是否拥有金融资产往往和家庭收入有关,由于本文已经控制了家庭可支配收入,因此,这里可以视为“金融市场参与”的净影响。另外,我们还将金融资产类别限定为“定期存款、股票、债券、基金、衍生品、金融理财产品、非人民币资产和黄金”和“股票、债券、基金、衍生品、金融理财产品、非人民币资产和黄金”来定义“金融市场参与”变量对“干中学”渠道进行稳健性检验,结果并无差异。

③ 根据受访者对问题“退休/离休后领取的是下列哪种退休/离休工资或社会养老保险?”的回答定义“是否拥有社会养老保险”。该问题选项包括:“1. 公务员退休工资;2. 参公管理事业单位退休工资;3. 非参公管理事业单位退休工资;4. 城镇职工基本养老保险金(城职保);5. 城镇居民社会养老保险金(城居保);6. 新型农村社会养老保险金(新农保);7. 农村社会养老保险金(老农保);8. 城乡居民社会养老保险金;9. 离休工资;10. 都没有;11. 其他”。若受访者选择“10. 都没有”则变量“是否拥有社会养老保险”取值为0,否则取值为1。

表 10 排除“干中学”和“替代效应”

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	PartFM	Literacy	PartFM	Literacy	Insur	Literacy	Insur	Literacy
	Probit	OLS	Probit	OLS	Probit	OLS	Probit	OLS
Religion	0.011 (0.012)	0.027 ** (0.014)			-0.023 * (0.012)	0.030 ** (0.014)		
Buddhism			0.037 ** (0.015)	0.036 ** (0.017)			-0.011 (0.015)	0.040 ** (0.017)
Taoism			-0.101 (0.076)	0.021 (0.083)			-0.083 (0.070)	0.013 (0.081)
Islam			-0.055 (0.038)	0.013 (0.037)			-0.094 *** (0.035)	0.013 (0.037)
Protestantism			-0.008 (0.025)	0.008 (0.028)			-0.020 (0.023)	0.012 (0.028)
Else			-0.089 (0.062)	0.029 (0.076)			-0.030 (0.084)	0.020 (0.073)
PartFM		0.100 *** (0.008)		0.100 *** (0.008)				
Insur						0.046 *** (0.009)		0.046 *** (0.009)
Pseudo R^2	0.200		0.201		0.168		0.169	
Log pseudolikelihood	-7163.962		-7158.388		-6947.138		-6944.48	
adj. R^2		0.334		0.334		0.328		0.328
F		157.607		130.322		136.108		113.160
N	14399	14217	14399	14217	14375	14194	14375	14194

注：括号内为聚类到区县层面的稳健标准误；***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的置信水平显著。

4.3 进一步讨论：为什么是佛教

前文结果表明，宗教信仰通过影响个体时间偏好对其金融素养有显著正影响，且分宗教类别看，该结论仅对佛教成立，其他宗教信仰的回归系数均不显著。这说明，真正影响个体金融素养的宗教信仰为个体是否信仰佛教，这与 Norton and Tomal(2009)、潘黎和钟春平(2016)及曾建光等(2016)的结果一致。然而，这些研究并未就为何只有佛教(佛教信仰)具有显著影响作出解释。本文试图对这一问题进行解答，整体可以归结为如下几个方面。

一方面，与基督教(包括天主教和基督新教等)相比，佛教(与道教)强调“自救”，而基督教强调“他救”。特别是在基督新教看来，一个人是否会被拯救(salvation)是前定事件，不受个人行为的影响。而佛教则是具有拯救精神的宗教，在佛教看来，个人的行为会影响到自身是否会被“拯救”(McCleary, 2007)。

高的拯救精神,则使得人们拥有更多机会纠正他们的错误行为,消除他们的过失,并获得拯救^①。而低的拯救精神,则没有这种机会,但获罪会下地狱,因此,他们会尽量避免错误行为,并在一生中尽量避免犯错。因此,佛教中的高拯救精神有助于调动人们的积极性和主观能动性,这与只有佛教不将贫穷归咎于懒惰一致(Guiso et al., 2003)。

另一方面,相对于佛教和道教,天主教、基督教和伊斯兰教因其更为频繁的宗教集体活动而具有更高的组织水平(阮荣平和王兵, 2011)。佛教为弥散性宗教,其信徒的宗教委身度更低(Stark and Finke, 2000; 杨庆堃, 2007; 卢云峰, 2008),因而与世俗社会更多是“促进性”的互补,而非替代。这也同Barro and McCleary (2003)的有宗教信仰同经济增长正相关,而人们投入到宗教活动上的时间同经济增长负相关的研究结论一致。并且,佛教同中国传统文化已经融为一体,成为本土宗教,而基督徒和天主教,则是外来宗教,尚未充分中国化。至于伊斯兰教的影响不显著,可能是因为伊斯兰教在中国社会文化系统中处于从属和局部的地位(牟钟鉴, 2012),只在10个民族社会文化生活中起主导作用^②。

最后,基于宗教制度属性的社会网络效应等并非宗教信仰对个体金融素养具有正向作用的重要影响渠道,这与仅有佛教信仰对个体金融素养具有显著正影响的结论相互印证。一方面,相对于其他宗教,佛教是非排他的、弥散性宗教,且本土化的佛教更强调宗教信仰是个体行为,而非一种组织机构(杨庆堃, 2007)。与制度性宗教的社会组织功能相对突出和易于可见不同,弥散性宗教主要通过引导信仰者的价值判断和规制信仰者的社会行为,进而促进社会价值认同和社会有序运行,隐秘而持续地发挥作用(林瑜胜, 2019)。另一方面,佛教徒往往是素食者,因此,在关系经营中处于劣势地位(辛宇等, 2016),也即社会网络渠道处于劣势地位。这同本文基于宗教的文化属性,认为时间偏好是宗教信仰影响个体金融素养的主要渠道的结论一致。另外,作为外来宗教,基督教等尚未充分中国化,文化属性相对更弱,其影响主要体现在制度属性方面,诸如社会网络等。这正与本文的主要结论相一致,即宗教信仰通过影响时间偏好,而非其制度属性对个体金融素养具有显著正影响。综合以上原因,这就解释了为何只有佛教信仰对个体金融素养具有显著正向作用,而其他宗教的影响不显著。

5 结论及启示

本文使用2013年中国家庭金融调查数据(CHFS2013),实证分析了个体的

① 如佛教俗语“放下屠刀,立地成佛。”最早出自宋代高僧释普济编撰的中国佛教禅宗史书《五灯会元》。

② 根据国家宗教事务局官网对伊斯兰教的介绍,中国有回族、维吾尔族、塔塔尔族、柯尔克孜族、哈萨克族、乌孜别克族、塔吉克族、东乡族、撒拉族、保安族等10个少数民族传统上基本信仰伊斯兰教。

宗教信仰对自身金融素养的影响。研究结果表明:第一,宗教信仰对个体金融素养具有显著正向作用。在给定个体特征、家庭背景和地区差异条件下,相对于无宗教信仰的个体,有宗教信仰者的金融素养高0.028个单位,相当于样本均值的44.44%。第二,分宗教类别看,仅当宗教信仰为佛教时,宗教信仰才对个体金融素养具有显著正影响。第三,机制分析表明,宗教信仰降低了个体的时间偏好,使得个体的行为决策更具“长期取向”,是宗教信仰提高个体金融素养的主要影响渠道。特别地,在考虑内生性问题和其他竞争性解释后,上述结果依然成立。第四,宗教的文化属性和制度属性两个基本属性(Stark and Finke, 2000)有助于解释不同宗教的异质性作用:佛教作为本土化的弥散性宗教,其影响更多体现为对个体偏好与价值观念的影响,即文化属性占主导作用;基督教和伊斯兰教的影响更多体现在社会网络效应方面,即制度属性的影响占主导作用。

本文的研究启示可能在于:第一,旨在提升居民金融素养的政策措施需要考虑到文化、宗教等非正式制度的影响,以便提高政策的有效性与效率。并且,本文研究结论还表明,深入推进我国宗教中国化,有助于发挥宗教在社会作用中积极的一面,而最大限度抑制宗教的消极作用。第二,“时间偏好”是个人金融素养这一人力资本构成要素的重要“内因”。由于相对于收入较高的群体,低收入阶层在人力资本投资决策过程中的“不耐烦”更高(Fisher, 1930),故在人力资本投资等决策中可能存在“短视”行为。这意味着,降低劳动力市场之外的人力资本投资的不确定性,提高金融投资市场的包容性,降低市场竞争之外的不确定性,规范金融市场行为主体的竞争行为等对于提升个体金融素养具有重要意义。第三,提高家庭收入和受教育水平,降低个人或家庭因外在不确定性因素返贫的可能性,有利于居民家庭更好地将资源用于人力资本积累等能在长期带来宏微观“红利”的投资决策,进而更好地促进我国长期经济发展和积极应对人口老龄化。另外,由于贫困群体的“不耐烦”更高,这也为我国实施“脱贫攻坚”计划的长期有利影响提供了间接佐证。

参考文献

- 陈冬华, 胡晓莉, 梁上坤, 等. 2013. 宗教传统与公司治理[J]. 经济研究, 48(9): 71-84.
- Chen D H, Hu X L, Liang S K, et al. 2013. Religious tradition and corporate governance[J]. *Economic Research Journal*, 48(9): 71-84. (in Chinese)
- 国家宗教事务局党组理论学习中心组. 2013. 中国特色社会主义宗教理论学习读本[M]. 北京: 宗教文化出版社.

- 寇宗来, 石磊. 2010. 互补研发、有限专利宽度和“节俭悖论”[J]. 经济研究, 45(6): 120-131, 158.
- Kou Z L, Shi L. 2010. Complementary R&D, limited patent breadth and the “Paradox of Thrift”: An extended quality-improving endogenous growth model[J]. *Economic Research Journal*, 45(6): 120-131, 158. (in Chinese)
- 林瑜胜. 2019. “嵌入”与“析出”: 我国农村宗教信仰的研究进路[J]. 世界宗教文化, (4): 67-74.
- Lin Y S. 2019. Research approach of religious belief in rural areas of China[J]. *The World Religious Cultures*, (4): 67-74. (in Chinese)
- 卢云峰. 2008. 超越基督宗教社会学——兼论宗教市场理论在华人社会的适用性问题[J]. 社会学研究, (5): 81-97, 244.
- Lu Y F. 2008. Beyond the sociology of christianity: Probing the applicability of the religious economy model to China[J]. *Sociological Studies*, (5): 81-97, 244. (in Chinese)
- 卢云峰, 张春泥. 2016. 当代中国基督教现状管窥: 基于 CGSS 和 CFPS 调查数据[J]. 世界宗教文化, (1): 34-46, 158.
- Lu Y F, Zhang C N. 2016. Observation in present situation of contemporary Chinese christian: Based on the survey data from CGSS and CFPS[J]. *The World Religious Cultures*, (1): 34-46, 158. (in Chinese)
- 牟钟鉴. 2012. 宗教生态论[J]. 世界宗教文化, (1): 1-10, 113.
- Mou Z J. 2012. On religious ecology[J]. *The World Religious Cultures*, (1): 1-10, 113. (in Chinese)
- 潘黎, 钟春平. 2016. 去教堂祷告还是去银行借款? ——宗教与金融行为内在关联的微观经验证据[J]. 经济学(季刊), 15(1): 125-148.
- Pan L, Zhong C P. 2016. Praying in churches or borrowing from banks? Micro evidences for correlated religion and financial behaviors [J]. *China Economic Quarterly*, 15(1): 125-148. (in Chinese)
- 阮荣平, 刘力. 2011. 中国农村非正式社会保障供给研究——基于宗教社会保障功能的分析[J]. 管理世界, (4): 46-57.
- Ruan R P, Liu L. 2011. Who supply the social security in China's rural areas? — A study on the security function in a religious society[J]. *Journal of Management World*, (4): 46-57. (in Chinese)
- 阮荣平, 王兵. 2011. 差序格局下的宗教信仰和信任——基于中国十城市的经验数据[J]. 社会, 31(4): 195-217.
- Ruan R P, Wang B. 2011. Religious faith and trust in the differentiated model of association: The empirical evidence from 10 cities in China[J]. *Chinese Journal of*

- Sociology*, 31(4): 195-217. (in Chinese)
- 阮荣平, 郑风田, 刘力. 2013. 宗教信仰选择——一个西方宗教经济学的文献梳理[J]. 社会, 33(4): 193-224.
- Ruan R P, Zheng F T, Liu L. 2013. Choice of religious believes: A literature review of the economics of religion[J]. *Chinese Journal of Sociology*, 33(4): 193-224. (in Chinese)
- 阮荣平, 郑风田, 刘力. 2014. 信仰的力量: 宗教有利于创业吗? [J]. 经济研究, 49(3): 171-184.
- Ruan R P, Zheng F T, Liu L. 2014. The power of religious believing: Does religion influence entrepreneurship? [J]. *Economic Research Journal*, 49(3): 171-184. (in Chinese)
- 阮荣平, 郑风田, 刘力. 2015. 教育与宗教信仰的代际传递阻滞——兼论我国部分农村“宗教热”[J]. 经济学动态, (12): 43-56.
- Ruan R P, Zheng F T, Liu L. 2015. The effect of education on the block of intergenerational transmission of religious beliefs[J]. *Economic Perspectives*, (12): 43-56. (in Chinese)
- 王宇, 王士权, 臧日宏, 等. 2017. 宗教信仰会影响家庭金融投资行为吗? [J]. 金融理论与实践, (7): 57-63.
- Wang Y, Wang S Q, Zang R H, et al. 2017. Does religion belief influence family financial invest behavior? [J]. *Financial Theory & Practice*, (7): 57-63. (in Chinese)
- 吴卫星, 吴锬, 王璿. 2018. 金融素养与家庭负债——基于中国居民家庭微观调查数据的分析[J]. 经济研究, 53(1): 97-109.
- Wu W X, Wu K, Wang J. 2018. Financial literacy and household debt: Empirical studies using chinese household survey data[J]. *Economic Research Journal*, 53(1): 97-109. (in Chinese)
- 辛宇, 李新春, 徐莉萍. 2016. 地区宗教传统与民营企业创始资金来源[J]. 经济研究, 51(4): 161-173.
- Xin Y, Li X C, Xu L P. 2016. Local religious tradition and the sources of start-up capital of private firms[J]. *Economic Research Journal*, 51(4): 161-173. (in Chinese)
- 杨庆堃. 2007. 中国社会中的宗教: 宗教的现代社会功能与其历史因素之研究[M]. 范丽珠, 等, 译. 上海: 上海人民出版社.
- 姚东旻, 许艺煊, 张鹏远. 2019. 灾难经历、时间偏好与家庭储蓄行为[J]. 世界经济, 42(1): 145-169.
- Yao D M, Xu Y X, Zhang P Y. 2019. Natural disaster, time preference and saving

- decision[J]. *The Journal of World Economy*, 42(1): 145-169. (in Chinese)
- 易劳逸. 2019. 家族、土地与祖先: 近世中国四百年社会经济的常与变[M]. 苑杰, 译. 重庆: 重庆出版社.
- 尹志超, 宋全云, 吴雨. 2014. 金融知识、投资经验与家庭资产选择[J]. *经济研究*, 49(4): 62-75.
- Yin Z C, Song Q Y, Wu Y. 2014. Financial literacy, trading experience and household portfolio choice[J]. *Economic Research Journal*, 49(4): 62-75. (in Chinese)
- 尹志超, 宋全云, 吴雨, 等. 2015. 金融知识、创业决策和创业动机[J]. *管理世界*, (1): 87-98.
- Yin Z C, Song Q Y, Wu Y, et al. 2015. The financial knowledge, the decision making in starting a business, and the entrepreneurial motivation[J]. *Journal of Management World*, (1): 87-98. (in Chinese)
- 曾建光, 张英, 杨勋. 2016. 宗教信仰与高管层的个人社会责任基调——基于中国民营企业高管层个人捐赠行为的视角[J]. *管理世界*, (4): 97-110.
- Zeng J G, Zhang Y, Yang X. 2016. Religion and the “Tone at the top” on CSR: In a perspective of CEO’s donation in Chinese private enterprise [J]. *Journal of Management World*, (4): 97-110. (in Chinese)
- Ahunov M, van Hove L. 2020. National culture and financial literacy: International evidence[J]. *Applied Economics*, 52(21): 2261-2279.
- Aren S, Aydemir S D. 2014. A literature review on financial literacy[J]. *Journal of Financial Researches and Studies*, 5(11): 33-49.
- Barro R J, McCleary R M. 2003. Religion and economic growth across countries[J]. *American Sociological Review*, 68(5): 760-781.
- Becker G S. 1996. Accounting for tastes[M]. Cambridge: Harvard University Press.
- Becker G S, Mulligan C B. 1997. The endogenous determination of time preference[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 112(3): 729-758.
- Benjamin D J, Choi J J, Fisher G. 2016. Religious identity and economic behavior[J]. *Review of Economics and Statistics*, 98(4): 617-637.
- Brown M, Henchoz C, Spycher T. 2018. Culture and financial literacy: Evidence from a within-country language border[J]. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 150: 62-85.
- Cadena B C, Keys B J. 2015. Human capital and the lifetime costs of impatience[J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 7(3): 126-153.
- Campante F R, Yanagizawa-Drott D. 2015. Does religion affect economic growth and happiness? Evidence from ramadan[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 130(2):

615-658.

- Epper T, Fehr E, Fehr-Duda H, et al. 2020. Time discounting and wealth inequality [J]. *American Economic Review*, 110(4): 1177-1205.
- Falk A, Becker A, Dohmen T J, et al. 2018. Global evidence on economic preferences [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 133(4): 1645-1692.
- Fisher I. 1930. *The theory of interest*[M]. New York: The Macmillan Company.
- Frederick S, Loewenstein G, O'Donoghue T. 2002. Time discounting and time preference: A critical review[J]. *Journal of Economic Literature*, 40(2): 351-401.
- Galor O, Özak Ö. 2016. The agricultural origins of time preference [J]. *American Economic Review*, 106(10): 3064-3103.
- Guiso L, Sapienza P, Zingales L. 2003. People's opium? Religion and economic attitudes[J]. *Journal of Monetary Economics*, 50(1): 225-282.
- Howlett E, Kees J, Kemp E. 2008. The role of self-regulation, future orientation, and financial knowledge in long-term financial decisions [J]. *Journal of Consumer Affairs*, 42(2): 223-242.
- Jappelli T, Padula M. 2013. Investment in financial literacy and saving decisions[J]. *Journal of Banking & Finance*, 37(8): 2779-2792.
- Khwaja A, Silverman D, Sloan F. 2007. Time preference, time discounting, and smoking decisions[J]. *Journal of Health Economics*, 26(5): 927-949.
- Kumar A, Page J K, Spalt O G. 2011. Religious beliefs, gambling attitudes, and financial market outcomes[J]. *Journal of Financial Economics*, 102(3): 671-708.
- Lusardi A, Mitchell O S. 2014. The economic importance of financial literacy: Theory and evidence[J]. *Journal of Economic Literature*, 52(1): 5-44.
- Lusardi A. 2015. Financial literacy skills for the 21st Century: Evidence from PISA[J]. *Journal of Consumer Affairs*, 49(3): 639-659.
- McCleary R M. 2007. Salvation, damnation, and economic incentives[J]. *Journal of Contemporary Religion*, 22(1): 49-74.
- Meier S, Sprenger C D. 2013. Discounting financial literacy: Time preferences and participation in financial education programs[J]. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 95: 159-174.
- Norton S W, Tomal A. 2009. Religion and female educational attainment[J]. *Journal of Money, Credit and Banking*, 41(5): 961-986.
- Olson M, Bailey M J. 1981. Positive time preference[J]. *Journal of Political Economy*, 89(1): 1-25.
- Renneboog L, Spaenjers C. 2012. Religion, economic attitudes, and household finance [J]. *Oxford Economic Papers*, 64(1): 103-127.

- Reuben E, Sapienza P, Zingales L. 2010. Time discounting for primary and monetary rewards[J]. *Economics Letters*, 106(2): 125-127.
- Stark R, Finke R. 2000. *Acts of faith: Explaining the human side of religion* [M]. Berkeley: University of California Press.
- Wang M, Rieger M O, Hens T. 2016. How time preferences differ: Evidence from 53 countries[J]. *Journal of Economic Psychology*, 52: 115-135.
- Warner J T, Pleeter S. 2001. The personal discount rate: Evidence from military downsizing programs[J]. *American Economic Review*, 91(1): 33-53.

Religious Beliefs, Time Preference, and Financial Literacy

Xiaoyun Zhang

(School of Economics and Center of Labor Employment and Human Capital Development and Research,
Dongbei University of Finance and Economics)

Abstract Religious beliefs affect individual values and behavioral decisions, this paper investigates how religious beliefs affect individual financial literacy from the perspective of cultural property by using 2013 China Household Finance Survey data. We find a positive impacts of religious beliefs on individual financial literacy, and this effect concentrates in the Buddhism faith. The financial literacy of religious believers is about 0.028 units higher than non-believers, which is equivalent to 44% of the sample average. We examine the heterogeneity effects by individual education level. If the religious believers has a college degree or above, the effects of religious belief on individual financial literacy was less if he/she had a college degree or above, and the reason is that the initial financial literacy of this group is relatively high. Furthermore, the religion makes individual behavioral decisions more “Long Term Orientation”, consistent with the time preference mechanism. Our findings are helpful to understand the interactive relationship between religious beliefs and modern economic life, and are contributive to the increasing of consumers’ financial literacy by intervention policies and the interpretation of “the craze for religion”.

JEL Classification Z12, G41, D14