

本土宗教传统与公司避税

——基于我国 34 100 座寺院和 8 349 座官观的实证研究

张 明 蓝海林 陈伟宏 曾 萍*

摘要 基于手工搜集的我国 34 100 座佛教寺院和 8 349 座道教官观的地理位置数据，本文探讨了本土宗教传统对公司避税的影响，以及反腐力度和产品市场竞争程度的调节作用。研究表明：企业注册地的宗教传统负向影响公司避税。在经过一系列内生性检验后，上述关系依然成立。作用机制分析结果表明，企业注册地的宗教传统通过提高管理者的道德意识和强化管理者的风险规避倾向两条机制抑制了公司避税。调节效应分析结果表明，反腐力度和产品市场竞争程度则削弱了上述负相关关系。进一步区分企业性质后发现，宗教传统对公司避税的抑制作用仅存在于非国有企业中。

关键词 本土宗教传统，公司避税，反腐力度

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2021.04.11

一、问题的提出

公司避税作为一种在当今社会中较为普遍的企业行为和现象，近年来得到了学者、企业家，乃至社会公众前所未有的关注和重视。究其原因，主要有两点：一是避税可以为企业的生存与发展提供必需的现金流（Hanlon and Heitzman, 2010）；二是避税将本应用之于民的国家税收转为企业所有，损害了社会公众利益。基于此，学者们希冀去发现公司避税的不良经济后果以缓解甚至是消除企业对避税的迷恋，然而研究结论却不尽一致甚至相互矛盾（Desai and Dharmapala, 2009）。前因不明则后果不清，继而学者们转而去探索公司避税的影响因素。这些影响因素涉及多个层面，从环境层面到组织层面，进而到个体层面，由宏观到微观，由外而内（Hanlon and Heitzman, 2010）。无疑，这对深入理解公司避税现象提供了系统且有益的视角。

* 张明、蓝海林、曾萍，华南理工大学工商管理学院，华南理工大学中国企业战略管理研究中心；陈伟宏，广西大学经济学院。通信作者及地址：陈伟宏，广西壮族自治区南宁市西乡塘区大学路 100 号，530004；电话：15977770595；E-mail：chenweihong@gxu.edu.cn。本文得到中国博士后科学基金资助项目（2020M680123）、教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目（15JZD020）和教育部人文社会科学研究项目（17YJA630006、19YJCZH062）的资助。衷心感谢主编及三位匿名评审专家的宝贵意见。当然文责自负。

然而，已有关于公司避税影响因素的研究具有两个突出特点或不足之处：一是重视推动性影响因素而轻视抑制性影响因素。学者们在积极探索究竟是什么因素推动了公司避税行为这一问题的答案，却轻视了哪些因素会抑制或者减少公司避税行为这一问题，即“避税不足之谜”(Weisbach, 2002)。显然，抑制性因素也同样重要和具有实践启示。二是重视正式制度而轻视非正式制度。非正式制度在商业活动中扮演着极其重要的角色，当正式制度缺乏或者不完善时，非正式制度具有很强的替代或者补充作用。在中国这样一个历史文化悠久的国度，要想充分地理解社会、经济现象，如公司避税，只关注正式制度而轻视非正式制度，明显是不够的(陈冬华等, 2013)。总而言之，忽视公司避税的抑制性因素和非正式制度因素，对于充分、全面和系统理解公司避税现象以至对公司避税现象的治理都是不足的，更是不利的，尤其是在正式制度不完善、正处于转轨期的中国。

本文基于制度理论，试图从非正式制度的重要组成部分——宗教的角度来弥补上述不足。之所以关注宗教，而非其他非正式制度形式，主要有如下四个方面的原因：一是宗教影响经济行为的思想由来已久，从亚当·斯密的《道德情操论》到马克斯·韦伯的《新教伦理与资本主义精神》，再到制度经济学派，无不表明宗教在经济行为和经济发展过程中的重要作用；二是宗教作为非正式制度的组成部分，有着举足轻重的地位(Williamson, 2000)；三是组织与管理研究已充分认识到宗教的重要影响，并呼吁将其视为企业行为与决策的影响因素(Tracey, 2012)；四是相对而言宗教传统易于度量(陈冬华等, 2013)。立足于此，本文提出如下问题：企业注册地的本土宗教(佛教和道教)传统究竟对公司避税有着怎样的影响？影响机制是什么？进一步地，作为“有形之手”与政治力量的反腐力度，以及作为“无形之手”与经济力量的产品市场竞争分别又会如何影响本土宗教传统与公司避税之间的关系？

基于手工搜集的我国34 100座佛教寺院和8 349座道教宫观的地理位置数据，研究表明，本土宗教传统通过提高管理者的道德意识和强化管理者的风险规避倾向两条机制抑制了公司避税，而反腐力度与产品市场竞争程度则削弱了上述关系。进一步分析发现，本土宗教传统与公司避税之间的负相关关系仅存在于非国有企业之中。相较于已有文献，本文具有如下三个研究贡献。第一，本文从非正式制度层面率先探讨并检验了本土宗教传统对公司避税的影响，这不仅丰富了已有公司避税研究中的企业和个体层面的影响因素，而且还延伸了本土宗教传统的影响后果。第二，本文识别了本土宗教传统影响公司避税的作用机制：道德意识和风险规避，为“避税不足之谜”(Weisbach, 2002)提供了道德角度上的解释，从而丰富了已有经济角度上的解释(Gallemore *et al.*, 2014)。第三，本文还为本土宗教传统影响公司避税的权

变提供了来自政治（“看得见的手”——政府反腐）和经济（“看不见的手”——产品市场竞争）方面的解释因素。尤其是在国有企业中，本土宗教传统对公司避税则没有显著的影响。这对我们理解本土宗教传统影响公司避税的情境因素提供了深入的理解。

二、文献回顾和研究假设

（一）文献回顾

避税指的是企业名义税收的减少（Hanlon and Heitzman, 2010），包括企业通过游说政府获得的税收优惠和借助税务筹划手段减少税收的活动。¹通过减少税收支出，避税能够增加企业的现金流，这对于企业的生存和发展至关重要。近年来，公司避税得到了学者和社会公众的密切关注，而关注的焦点之一就是公司避税的影响因素。已有研究从不同的研究层次、不同的理论视角进行了丰富且有益的探索。总体而言，大致呈现出“两头小中间大”的纺锤状结构：大部分研究关注组织层面的影响因素，而对环境层面和个体层面的影响因素则探索不足（Hanlon and Heitzman, 2010）。

组织层面的影响因素主要是基于委托代理理论展开，包括公司治理、薪酬激励、所有权结构和利益相关者关系等。个体层面则主要关注企业的高层管理者。Dyreng *et al.* (2010) 首次发现高层管理者对于公司避税有着重要的影响，并且呼吁未来研究者深入探索公司避税中的“管理者效应”。响应这一号召，现有研究已经从管理者的人口统计学特征，如年龄（代彬等，2017）、性别（Francis *et al.*, 2014），深入到心理特征，如政治倾向（Francis *et al.*, 2016）和自恋（Olsen and Stekelberg, 2016）。毋庸置疑，组织和个体层面的影响因素对于理解公司避税大有裨益，然而，Hanlon and Heitzman (2010) 则认为：总体而言，现有研究没有很好地解释公司避税的变化。

继而一部分学者试图从环境层面去寻求解释，因为企业行为还是对其所处环境的一种响应和反应。在市场竞争环境上，Cai and Liu (2009) 以中国制造企业为样本，发现处于激烈市场竞争环境下的企业会从事更多的避税活动。而在制度环境上，Atwood *et al.* (2012) 通过对 1995—2007 年 22 个国家 69 000 个企业-年度观察值的分析发现，母国的税制特征，即账税一致性越高、采用世界主流途径、感知到的税收执法力度越强，企业会越少从事避税活动。相较于正式制度，非正式制度同样对公司避税有着重要影响，然而却

¹ 需要说明的是，避税与“合法的节税”和“非法的节税（逃税）”概念不同。有关三者的区别请参考翁武耀（2015）的论文。

并未得到足够的重视。DeBacker *et al.* (2015) 利用美国国家税务局 (Internal Revenue Service, IRS) 的机密审计数据, 发现那些所有者来自高腐败氛围国家的公司避税更多, 据此作者也呼吁未来研究者应当积极探索其他非正式制度对公司避税的影响。宗教, 作为非正式制度的重要组成部分, 近年来逐渐获得会计领域学者的关注 (McGuire *et al.*, 2012)。遗憾的是, 已有研究尚未将本土宗教的影响延伸至公司避税, 本文试图填补这一研究空白。

(二) 研究假设

1. 宗教传统与公司避税

North (1990) 认为非正式制度是正式制度的土壤, 在很大程度上孕育和塑造了正式制度。宗教作为一种重要的非正式制度, 对个体和组织的决策制定具有重要的影响 (Hilary and Hui, 2009)。基于 Dyring *et al.* (2012) 提出的受宗教影响的个体所具有的两大特征——诚信和风险规避, 本文将企业注册地的宗教传统影响公司避税行为的两个机制概括为道德约束和风险规避。

一方面, 宗教传统通过提高管理者的道德意识 (Kennedy and Lawton, 1998; Mazar *et al.*, 2008; Dyring *et al.*, 2012) 而减少公司避税行为。诚信是受宗教影响人群的首要特征, 这并非是指受宗教影响的人群比未受宗教影响的人群更诚信, 而是前者受到的道德约束会更多。这种约束具体可以区分为排斥外在的悖德行为和缓解内在的机会主义。在排斥外在的悖德行为上, 宗教传统扮演着“道德准则提示器”的角色 (Mazar *et al.*, 2008), 当面对有违道德准则的行为时, 受宗教影响的人群会得到更多的道德提示和约束, 从而有助于降低悖德行为的发生。已有研究表明, 宗教传统和悖德行为意愿之间具有显著的负相关关系 (Kennedy and Lawton, 1998)。此外, 不少研究还发现上市公司所在地的宗教传统越强, 其发生违规行为和被出具非标准审计意见的情况就越少 (陈冬华等, 2013)、操纵财务结果的可能性也更低 (McGuire *et al.*, 2012)。在缓解内在的机会主义上, 宗教传统发挥着净化心灵的作用。虽然公司治理机制对避税行为发挥着防范和治理作用, 但是却无法从根源上缓解或者消除避税行为背后的机会主义倾向。Nooteboom *et al.* (1997) 认为机会主义行为的产生取决于三个因素: 机会主义行为的空间、进行机会主义行为的激励和机会主义倾向。显然, 公司治理机制可有效控制前面两个因素, 但是对第三个因素——机会主义倾向却无能为力, 因为其无法或有效触及、影响和改变根植于行为者心灵深处的成因 (Li, 2008)。此时“宗教道德约束” (Li, 2008) 就显得极为必要。与正式制度不同的是, 宗教作为一种非正式制度以及社会规范, 其主要是作用于个体的态度、动机进而影响行为, 因为受宗教影响的个体会主动地追求自己的行为与宗教思想的一

致 (Li, 2008)。

另一方面，宗教传统通过强化管理者的风险规避倾向或降低企业风险承担水平 (Miller, 2000; Hilary and Hui, 2009; 叶德珠和胡梦珂, 2017) 而减少公司避税行为。已有研究发现相较于非宗教人士，宗教人士更倾向于风险规避 (Miller, 2000)。同时，处于宗教传统浓厚地区的企业经理成为集体诉讼目标的可能性也更低 (McGuire *et al.*, 2012)。公司避税行为作为一种高风险活动已经得到了学界的一致认可。具体而言，其会给企业带来三种风险：信息风险、代理风险和审计风险 (Hasan *et al.*, 2014)。因此，受宗教传统影响而具有风险规避倾向的管理者可能会更少地采取具有高风险的避税行为。

实际上，上述两个影响机制与佛教和道教的终极目的及其实现路径具有相通之处，而公司避税行为则是与其相背离的。佛教的终极目的是“涅槃” (Pace, 2013)。为了实现这一目的，佛教徒必须遵从佛教的三大核心教义：“欲望是痛苦的来源”“诸行无常”和“诸法无我”，即“三法印”。“欲望是痛苦的来源”教导信仰者应该通过控制和逃避欲望来减少痛苦，最终实现涅槃；“诸行无常”强调的是因果报应，世间万物相互关联与变动不居；“诸法无我”强调的是世间无我，皆为幻觉。公司避税行为是企业为“我”之私欲而通过将用之于民的国家税收据为己有，因此是与佛教“三法印”背道而驰的。与佛教不同，道教的终极理想则是“永生” (葛兆光, 2001)。吸天地之气、修内德外行和通冥冥鬼神被认为是道教徒实现永生的三个重要因素。但是，“在这三个因素当中，最重要的是第二个，因为天地鬼神与人间有一种相互关联，而只有‘人’这一因素是人可以自行把握的” (葛兆光, 2001, 第 336 页)。“若德行不修，而但务方术，皆不得长生也” (王明, 1986, 第 53 页)。公司避税行为被认为是一种有违道德的行为，故而也是为道教徒所排斥的。综上所述，本文提出如下假设：

假设 1 宗教传统将通过提高管理者的道德意识和强化管理者的风险规避倾向两条机制负向影响公司避税，即公司注册地的宗教传统越强，公司避税程度越低。

2. 反腐力度的调节作用

Williamson (2000) 的分析框架为高反腐力度的态势下，宗教传统与公司避税的负相关关系将会被削弱的论断提供了基础。Williamson (2000) 的社会分析框架中包含由高至低并且相互影响的四个层次：社会嵌入层、制度环境层、治理制度层和资源配置与雇佣层。社会嵌入层位于最高层，包括规范、习俗、风俗、传统等非正式制度，其中宗教在这一层中发挥着巨大的作用 (Williamson, 2000)。通常认为这些非正式制度是自发形成并且改变非常缓慢，因此也就被认为是一种给定的、事前的因素。相较而言，位于第二层

制度环境层中的正式制度（如政治、法律和产权制度等）则被认为是“演化过程的部分产物”，是具有滞后性和反应性的事后因素。Williamson（2000）认为当正式制度缺乏或者不完善时，非正式制度可能发挥替代作用而影响企业行为。已有基于中国情境的许多研究也都发现了非正式制度（宗教传统）和正式制度之间的替代效应（Du *et al.*, 2015; 叶德珠和胡梦珂, 2017），如 Du *et al.* (2015) 研究发现，监管强度作为一种正式制度因素，能够削弱宗教传统与盈余管理两者间的负相关关系。基于上述理论分析和相关研究成果，本文提出如下假设：

假设 2 反腐力度削弱了宗教传统与公司避税之间的负相关关系，即反腐力度越强，宗教传统与公司避税之间的负相关关系越弱。

3. 产品市场竞争程度的调节作用

嵌入在市场环境中的企业必然会受到市场环境的影响，市场环境不同，企业行为也就会相应地做出改变或者调整。本文认为产品市场竞争环境会对企业的风险承担倾向和道德规范约束产生重要影响。一方面，产品市场竞争程度的加剧会强化风险承担倾向。产品市场竞争程度不断加大，意味着竞争对手不断增加（Palmer and Wiseman, 1999）、利润率逐步下降，从而导致管理者实现股东预期目标的难度增加，此时，管理者为了缓解解雇风险和职业压力，将会提高风险承担水平而采取冒险性行为。例如，滕飞等（2016）研究发现产品市场竞争程度越大，上市公司的违规倾向就越高。另一方面，产品市场竞争程度的加剧会放松道德规范约束。在激烈的市场竞争条件下，企业现金流和经营利润将会减少，从而在应对市场竞争过程中导致或加剧企业的财务困境，这对于那些本身存在资源约束的企业而言尤为突出。Sharma *et al.* (2014) 研究发现，企业的财务困境会让其放松道德标准进而增加从事悖德行为的可能性。不仅如此，为了缓解财务困境所造成压力，企业还有可能采取一切必要的手段，甚至是非法行为（Vaughan, 1999）。综上所述，本文提出如下假设：

假设 3 产品市场竞争程度削弱了宗教传统与公司避税之间的负相关关系，即产品市场竞争程度越大，宗教传统与公司避税之间的负相关关系越弱。

三、研究设计

(一) 样本选取与数据来源

本文以 2009—2018 年深沪 A 股所有上市企业为研究对象。为了缓解反向因果的内生性问题，本文将所有解释变量滞后一期，因此样本基期为 2008—2017 年。参考相关主流文献的做法，本文对样本进行严格筛选：(1) 剔除金

融业（行业门类代码：J）的企业样本；（2）剔除从事公共事业行业²的企业样本；（3）删除交易状态为ST、*ST、PT以及退市整理期的企业样本；（4）剔除数据严重缺失的企业样本。通过以上筛选步骤，本文最终获得了涉及2 537家上市公司的17 136个非平衡面板数据。本文根据企业年度报告中披露的大股东与实际控制人信息判断企业所有制类型，若大股东或实际控制人属于中央或地方国资委、政府部门或者国有企事业单位，则判定为国有企业，否则为非国有企业。其中，国有企业样本7 407个，非国有企业样本9 729个。

本文数据有多个来源：（1）佛教寺院和道教宫观名录为作者从国家宗教事务局宗教基础信息查询系统手工搜集而来；（2）计算公司避税的原始数据来自CSMAR数据库；（3）反腐力度变量中，各省、市、自治区立案的贪腐渎职案件涉案人数为作者从历年《中国检察年鉴》和各省、市、自治区最高人民检察院官方网站手工搜集而来，公职人员数量来自《中国劳动统计年鉴》；（4）其他个体、企业以及行业层面的变量数据来自CSMAR、CCER和Wind三大权威数据库。为控制极端值的潜在影响，本文对连续变量的分布进行了上下1%的缩尾处理。

（二）计量模型设定

本文使用多维固定效应模型对研究假设进行检验（Guimaraes and Portugal, 2010），并在企业层面对标准误进行了聚类修正。由于本文的寺观分布是固定的，且上市公司的注册地较少发生变化，因而对于同一个公司而言，本文构建的宗教传统指标较少随时间发生变化，若未对回归标准误进行公司层面的聚类调整可能会高估宗教传统的显著性。³本文采取了以下措施以缓解潜在的内生性问题：第一，我们将所有解释变量滞后一年，以减少反向因果的可能性；第二，为了尽可能规避遗漏变量的问题，我们控制了不随时间改变的个体效应，即使用固定效应模型进行组内估计（估计组内效应）；第三，我们在回归模型中加入年份、行业和省份固定效应⁴，进一步控制未观察到的年度、行业和地区异质性（Gormley and Matsa, 2014）。

为了检验本文的假设1，采用如下回归模型：

$$CTA_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 REL_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \mu + \lambda + \gamma + \delta + \varepsilon_{i,t}. \quad (1)$$

式（1）中，因变量 CTA 为公司避税，自变量 REL 为宗教传统， X 代表企业规模、企业年龄、资产负债率等控制变量， μ 代表不随时间改变的个体

² 从事公共事业的行业包括：科学研究和技术服务业（行业门类代码：M），水利、环境和公共设施管理业（行业门类代码：N），卫生和社会工作（行业门类代码：Q）。

³ 感谢审稿专家的宝贵意见。

⁴ 本文所使用的上市公司所在行业和省份的数据是时变的，因而不会被个体固定效应完全吸收。

(企业) 固定效应, λ 代表时间固定效应, γ 代表行业固定效应, δ 代表省份固定效应, $\epsilon_{i,t}$ 代表误差项。在式 (1) 中, β_1 是核心的估计参数, 预期该系数的符号为负。

此外, 为了分析假设 1 中的作用机制, 进一步设定如下两个回归模型:

$$M_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 REL_{i,t} + \beta_2 X_{i,t} + \mu + \lambda + \gamma + \delta + \epsilon_{i,t}, \quad (2)$$

$$CTA_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 REL_{i,t} + \beta_2 M_{i,t} + \beta_3 X_{i,t} + \mu + \lambda + \gamma + \delta + \epsilon_{i,t}. \quad (3)$$

式 (2) 和式 (3) 中, 中介变量 M 表示企业贿赂支出 (*BRIBERY*) 或者风险承担水平 (*RISK-TAKING*), 分别作为管理者道德意识与风险规避倾向的代理指标。其他变量符号的定义同式 (1)。本文预期在控制了中介变量 M 之后, 式 (3) 中 β_1 的估计系数将降低。

为了检验本文的假设 2 和假设 3, 进一步设定如下回归模型:

$$\begin{aligned} CTA_{i,t+1} = & \beta_0 + \beta_1 REL_{i,t} + \beta_2 R_{i,t} + \beta_3 R_{i,t} \times REL_{i,t} \\ & + \beta_4 X_{i,t} + \mu + \lambda + \gamma + \delta + \epsilon_{i,t}. \end{aligned} \quad (4)$$

式 (4) 中, 调节变量 R 在假设 2 和假设 3 中分别表示反腐力度 (*AN-COR*) 和产品市场竞争程度 (*INDC*)。其他变量符号的定义同式 (1)。本文通过式 (4) 交互项的回归系数 β_3 检验假设 2 和假设 3, 预期该交互项的系数符号均为正。

(三) 变量说明

1. 因变量

公司避税 (*CTA*)。与国外不同的是, 我国税收优惠政策众多, 导致公司之间名义税率不尽相同, 因而使用实际所得税率 (effective tax rate, *ETR*) 可能会存在噪音。金鑫和雷光勇 (2011) 也认为相较于 *ETR*, 账面-税收差异 (*book-tax difference, BTD*) 更为合理和有效。更为重要的是, *BTD* 还是我国税务部门用来判断企业是否存在避税的一个重要衡量指标 (刘行和叶康涛, 2013)。因此, 本文使用 *BTD* 来衡量公司避税。遵循刘行和叶康涛 (2013) 的计算方法, $BTD = (\text{税前会计利润} - \text{应纳税所得额}) / \text{期末总资产}$, 应纳税所得额 = $(\text{所得税费用} - \text{递延所得税费用}) / \text{名义所得税率}$ 。同时, 使用 *BTD* 的变体: 扣除应计利润影响之后的账本-税收差异 (*DDBTD*) 作为公司避税程度变量的另一个测量指标。具体计算公式为:

$$BTD_{i,t} = \infty TACC_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t}. \quad (5)$$

式 (5) 中, *TACC* 为总应计利润, 等于 $(\text{净利润} - \text{经营活动产生的净现金流}) / \text{总资产}$ 。 μ_i 表示公司 i 在样本期间内残差的平均值, $\epsilon_{i,t}$ 表示 t 年度残差与公司平均残差 μ_i 的偏离度。 $DDBTD_{i,t} = \mu_i + \epsilon_{i,t}$, 代表 *BTD* 中不能被

应计利润解释的那一部分。为了保证结论的可信度，本文在正文部分同时汇报基于公司避税（*BTD*）和公司避税变体（*DDBTD*）测量方法的检验结果。

2. 自变量

宗教传统（*REL*）。目前，国际学术界主要采用三种方法来衡量一个地区的宗教传统的强弱：宗教活动场所的数量、信徒占总人数的比例和宗教参与程度（Hilary and Hui, 2009）。这些方法在中国的语境中具有较低的可操作性和/或固有的局限性。例如，截至目前，中国还没有地区性信徒数量的准确数据。同时，与西方宗教不同，中国信徒并不经常参加宗教活动。更为重要的是，上述测算方法均以区域层面的宗教传统强度为测算对象，这可能导致回归结果存在严重的截面自相关（Wines and Napier, 1992），忽视了区域内企业间宗教传统的异质性。

鉴于上述局限性，陈冬华等（2013）和 Du（2013）发展了一种从企业层面衡量宗教传统的方法，即通过统计企业注册地特定范围内的宗教活动场所数量来反映宗教传统程度。公司注册地周围的宗教活动场所数量越多，公司越容易受到宗教传统的影响（陈冬华等，2013）。这种方法背后的测量逻辑来自制度理论的重要论断：嵌入在特定制度环境下的个人或组织，其思想观念和行为方式都将受到该制度环境的影响。Du *et al.*（2016）为企业的宗教传统和高管的宗教信仰之间具有很高的拟合度这一假设提供了来自中国情境下的证据，作者基于家族企业样本，检验了基于地理临近性方法构建的宗教传统变量与问卷调查（或访谈）得到的高管宗教信仰变量之间的关系，发现两者高度显著正相关。由此表明本文本土宗教传统测量方式的有效性。⁵此外，这种测量方法具有弥补我国信徒数据不足、避免截面自相关问题和刻画企业宗教传统的异质性等多个优点（杜兴强等，2020）。

由于前期的数据限制，国内学者主要采用 1983 年国务院宗教事务局《关于确定汉族地区佛教道教全国重点寺观的报告》附件中披露的 169 座佛教道教全国重点寺观作为计算基础。然而，中国寺观数以万计，仅使用重点寺观“不能完全保证覆盖了宗教传统的影响程度”（陈冬华等，2013，第 82 页）。为此，本文使用国家宗教事务局最新公布的⁶全国依法登记的佛教道教活动场所数量（包括 34 100 座佛教寺院和 8 349 座道教宫观）作为计算基础。相信基于这一规模的寺观数量来计算宗教传统会更为准确和全面。同 Du（2013）一致，测量宗教传统的具体操作步骤如下：

⁵ 虽然这种测量方法的有效性具有坚实的理论基础和经验证据，但其毕竟只是间接反映管理者受宗教影响的程度，而非直接度量管理者的宗教信仰。未来研究可以通过问卷调查或者管理者的捐香火数据来刻画管理者的宗教信仰情况。本文作者感谢审稿专家指出这一点。

⁶ 该数据获取时间为 2018 年 1 月。

第一步，确定样本中每个企业-年度观测值的注册地址，以及 34 100 座佛教寺院和 8 349 座道教宫观的详细地址，并识别每一个地址的经度和纬度。

第二步，根据相应的经纬度信息计算每一个企业-年度观测值和每一座寺院、宫观之间的距离；

第三步，统计每一个企业-年度观测值注册地址方圆 200 千米范围内的寺院和宫观数量之和，并取自然对数，以此定义正文部分的自变量 *REL_200*。在后续稳健性分析中，我们缩小和扩大半径范围，分别以 20 千米、40 千米、60 千米、80 千米、100 千米、150 千米、250 千米进行检验。

3. 中介变量

企业贿赂支出 (*BRIBERY*)。由于对管理者的道德意识进行直接测量或者观测比较困难，本文采用企业的贿赂支出作为管理者道德意识的代理指标。借鉴 Xu *et al.* (2019) 的研究，本文采用异常的娱乐和差旅支出来衡量贿赂支出。娱乐和差旅支出在我国企业会计账簿的管理费用明细中作为标准费用项目记录。然而，这种记录方法混淆了正常的娱乐和差旅支出与贿赂支出。为了抓住异常的娱乐和差旅支出，我们通过回归模型来进行估计。

$$\begin{aligned} ET_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 SALE_{i,t} + \beta_2 ASSET_{i,t} + \beta_3 COST_{i,t} \\ & + \beta_4 CAPITAL_{i,t} + \beta_5 SALARY_{i,t} + \mu + \lambda + \gamma + \delta + \epsilon_{i,t}. \end{aligned} \quad (6)$$

式 (6) 中，*ET* 是娱乐和差旅支出与管理费用的比值；预测变量包括正常娱乐和差旅支出的四个重要决定因素：*SALE* 表示销售收入的自然对数；*ASSET* 表示总资产的自然对数；*COST* 表示销售费用率（即销售费用/销售收入）；*CAPITAL* 表示资本密集度（即固定资产净额/员工人数）；*SALARY* 是超额管理费用支出的关键变量，即 ln(前三名高管的薪酬总额)。虚拟变量的符号定义同式 (1)。最后，我们采用式 (6) 的回归残差 ϵ 来衡量企业的贿赂支出。

风险承担水平 (*RISK-TAKING*)。借鉴钱先航和徐业坤 (2014) 的研究，我们采用企业股票收益的波动率衡量企业风险承担水平，并作为管理者风险规避倾向的代理指标。具体地，我们采用四年窗口期内 ($t-1$ 至 $t+2$) 年个股回报率的标准差来衡量企业风险承担水平。

4. 调节变量

反腐力度 (*ANCOR*)。倪星和孙宗锋 (2015) 提出了一种客观方法来衡量省、市或自治区的反腐力度，即采用立案的贪腐渎职案件涉案人数与公职人员数量之比来表示反腐力度。⁷ 该方法因为如下两个优点而被广泛应用，一

⁷ 感谢审稿专家的宝贵建议。

是客观性和可信度更高，二是考虑了地方政府规模差异而更为准确。故而本文使用这一方法来测量反腐力度。具体地，考虑到后文回归系数的经济意义，本文采用各省份立案的贪腐渎职案件涉案人数（单位：百）与各省份公职人员数量（单位：万）之比来表示反腐力度。

产品市场竞争程度（INDC）。本文参考 Tang and Hull (2012) 的研究，采用同一细分行业（基于证监会三位数行业分类代码）的竞争者数量的自然对数来衡量产品市场竞争程度。

5. 控制变量

为了尽可能地排除潜在变量对研究结论的影响，在借鉴已有公司避税文献（如，范子英和田彬彬，2013；Gaertner, 2014）的基础之上，本文控制了如下变量：

①企业规模（SIZE），采用企业总资产的自然对数表示；②企业年龄（AGE），采用企业成立日期至观测日期的年限时长表示；③资产负债率（FL），采用企业总负债与总资产的比值表示；④所有权性质（STA），若该企业为国有控股企业，则为1，否则为0；⑤地方财政压力（LFP）⁸，若企业所属省份财政赤字（绝对值）与地方GDP的比值大于中位数，则为1，否则为0；⑥企业适用税率（ATR），公司实际适用的所得税税率，若公司适用优惠税率，则按优惠税率；⑦固定资产比重（PPE），采用固定资产与总资产的比值表示；⑧无形资产比重（POIA），采用企业无形资产与总资产的比值表示；⑨股权集中度（OC），采用企业第一大股东持股比例表示；⑩出口强度（EI），采用海外销售收入与销售收入的比值表示；⑪两职兼任（DUA），若CEO同时担任董事长，则取值为1，否则为0；⑫政治关联（PA），若企业的CEO或者董事长曾任或者现任政府部门、全国人民代表大会以及全国政治协商大会等国家机关职务，则政治关联取值为1，否则为0；⑬董事会规模（BODS），采用董事会总人数表示；⑭环境不确定性（EU），采用经行业（基于证监会三位数行业分类代码）中位数调整后的企业过去五年销售收入的变异系数表示。

表1列示了变量的描述性统计结果。描述性统计结果显示：公司避税（BT_D）的均值为0.043，标准差为0.063；公司避税变体（DDBT_D）的均值为-0.003，标准差为0.065，同已有研究基本一致（金鑫和雷光勇，2011；刘行和叶康涛，2013；田高良等，2016），表明不同样本企业之间的避税程度存在较为明显的差异；宗教传统的均值为6.692，即平均而言样本企业注册地方圆200千米范围内的寺院和宫观数量合计约为806家（即e^{6.692}）；反腐

⁸ 感谢审稿专家的宝贵建议。

力度的平均值为 0.284，即平均而言样本企业所在省份中每万名公职人员每年立案的职务犯罪案件的涉案人数约为 28 人，表明近年来的反腐力度较高；产品市场竞争程度的均值为 4.042，标准差为 0.977，即平均而言与样本企业所在细分行业属于同一细分行业的上市公司数量约为 57 家（即 $e^{4.042}$ ），且不同细分行业的产品市场竞争程度存在显著差异。

表 1 变量的描述性统计结果

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
公司避税	17 136	0.043	0.063	-0.230	0.227
公司避税变体	17 136	-0.003	0.065	-0.269	0.180
宗教传统	17 136	6.692	1.153	1.609	8.693
企业贿赂支出	17 136	-0.002	0.087	-0.418	0.180
风险承担水平	17 136	0.527	0.263	0.086	1.096
反腐力度	17 136	0.284	0.101	0.004	0.549
产品市场竞争程度	17 136	4.042	0.977	0.000	5.557
企业规模	17 136	22.075	1.306	19.511	26.069
企业年龄	17 136	15.615	5.370	3.921	29.069
资产负债率	17 136	0.453	0.212	0.050	0.905
所有权性质	17 136	0.432	0.495	0.000	1.000
地方财政压力	17 136	0.202	0.401	0.000	1.000
企业适用税率	17 136	21.526	4.843	10.000	25.000
固定资产比重	17 136	0.229	0.170	0.002	0.727
无形资产比重	17 136	0.047	0.053	0.000	0.326
股权集中度	17 136	0.355	0.152	0.085	0.750
出口强度	17 136	0.120	0.202	0.000	0.871
两职兼任	17 136	0.229	0.420	0.000	1.000
政治关联	17 136	0.401	0.490	0.000	1.000
董事会规模	17 136	8.832	1.756	5.000	15.000
环境不确定性	17 136	1.212	0.861	0.116	5.014

四、宗教传统与公司避税之间关系的实证结果

(一) 基准回归

表 2 列示了宗教传统与公司避税之间关系的回归结果。其中，模型（1）和模型（2）的因变量是公司避税（BTD）；模型（3）和模型（4）的因变量

是公司避税变体 (DDBTD)。由表 2 模型 (2) 可知，宗教传统与公司避税之间是显著的负相关关系 ($\beta = -0.0186$, $p < 0.05$)；由表 2 模型 (4) 可知，宗教传统与公司避税变体之间也是显著的负相关关系 ($\beta = -0.0183$, $p < 0.05$)。这一结果表明公司注册地的宗教传统越强，公司避税行为越少，即宗教传统与公司避税之间具有负相关关系，假设 1 得到初步支持。

表 2 宗教传统与公司避税之间关系的回归结果

因变量	公司避税		公司避税变体	
	(1)	(2)	(3)	(4)
宗教传统		-0.0186** (-2.05)		-0.0183** (-1.99)
企业规模	-0.0152*** (-8.09)	-0.0152*** (-8.09)	-0.0151*** (-8.10)	-0.0151*** (-8.10)
企业年龄	0.0023 (0.80)	0.0023 (0.79)	0.0027 (0.90)	0.0026 (0.88)
资产负债率	-0.0316*** (-4.50)	-0.0316*** (-4.51)	-0.0306*** (-4.35)	-0.0306*** (-4.35)
所有权性质	-0.0151*** (-3.30)	-0.0148*** (-3.24)	-0.0149*** (-3.22)	-0.0147*** (-3.15)
地方财政压力	-0.0037 (-0.75)	-0.0037 (-0.75)	-0.0035 (-0.68)	-0.0035 (-0.68)
企业适用税率	0.0004*** (3.07)	0.0004*** (3.03)	0.0004*** (2.82)	0.0004*** (2.79)
固定资产比重	-0.0274*** (-3.64)	-0.0271*** (-3.60)	-0.0258*** (-3.43)	-0.0255*** (-3.39)
无形资产比重	-0.0154 (-0.70)	-0.0152 (-0.69)	-0.0139 (-0.62)	-0.0137 (-0.61)
股权集中度	0.0334*** (2.91)	0.0345*** (3.00)	0.0340*** (2.96)	0.0351*** (3.05)
出口强度	-0.0071 (-0.99)	-0.0070 (-0.98)	-0.0067 (-0.92)	-0.0066 (-0.92)
两职兼任	0.0024 (1.14)	0.0023 (1.10)	0.0022 (1.06)	0.0021 (1.01)
政治关联	0.0033 * (1.94)	0.0033 * (1.94)	0.0032 * (1.90)	0.0033 * (1.90)

(续表)

因变量	公司避税		公司避税变体	
	(1)	(2)	(3)	(4)
董事会规模	0.0003 (0.44)	0.0003 (0.45)	0.0003 (0.48)	0.0003 (0.48)
环境不确定性	0.0076*** (8.48)	0.0076*** (8.51)	0.0074*** (8.19)	0.0074*** (8.22)
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
常数项	0.3383*** (5.39)	0.4629*** (5.23)	0.2843*** (4.43)	0.4067*** (4.51)
R-squared	0.5270	0.5274	0.5598	0.5601
F 值	12.9844***	12.2178***	12.3818***	11.6409***
观测值	17 136	17 136	17 136	17 136

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著相关；括号内为经企业层面聚类修正后的 *t* 值。

(二) 内生性检验

Hilary and Hui (2009) 认为宗教与企业行为之间可能存在内生性问题，如反向因果。为了缓解可能存在的内生性问题对分析结果的影响，遵循已有相关研究（董志强等，2012；Du *et al.*, 2015；郭云南和王春飞，2017），本文采取如下两种方法再次检验宗教传统与公司避税之间的关系，研究结论并未发生实质性的变化。

1. 工具变量法

在遵循已有相关研究的基础之上，本文为本土宗教传统寻找了两个工具变量：“周边大城市开埠历史”和“周边第一批 5A 级景区”。这两者都能够很好地满足工具变量的相关性和外生性条件。在相关性上，由于本土宗教传统的测量方法是根据企业的注册地址和寺观的地址计算而来，因此企业的选址是重中之重。而城市通商意味着万商云集、客流如云和交通便利，这正是企业选址经商需要重点考虑的因素。此外，5A 景区多为山清水秀、风景怡人的自然景观，许多寺观也是坐落于此。因此，企业注册地附近的 5A 景区越多，企业受宗教的影响可能就越大。在外生性上，一方面，两个工具变量均属于历史事件，且均早于本文的样本期间；另一方面，两个工具变量是市级层面

的宏观数据，而公司避税则是企业层面的微观数据。

通商城市及其开埠时间来自董志强等（2012），第一批5A级景区名录来自国家旅游局（现为文化和旅游部）官方网站。同正文一致，本文匹配了上述通商城市和5A级景区的经纬度，然后计算企业注册地200千米范围内的大城市最早的开埠历史（开埠时间与本文样本观测年份之间的年数）和第一批5A级景区的数量来分别定义本文两个工具变量：“周边大城市开埠历史”（OPENING）和“周边第一批5A级景区”（SCENIC）。

使用工具变量法进行回归的结果如表3所示。在第一阶段的估计中，从模型（1）可知，两个工具变量与本土宗教传统之间均具有显著的正相关关系（ $p < 0.01$ ）。同时，弱工具变量的检验结果表明，F统计量为263.899，远大于Stock-Yago检验10%水平临界值19.93，拒绝了工具变量弱识别的原假设。因此，本文不存在弱工具变量的问题，工具变量是有效的。考虑到本文工具变量个数大于内生变量个数，可能存在过度识别的问题。对于过度识别问题的检验，Sargan-Basman检验的统计量所对应的p值远大于0.05，因此可以认为本文的工具变量是外生的。

此外，从第一阶段的估计结果可知，在其他条件不变的情况下，如果企业周边大城市的开埠时间越早，企业所在地的宗教传统越强；而企业周边的5A级景区数量越多，企业所在地的宗教传统越强。在第二阶段的估计结果中，我们使用“周边大城市开埠历史”和“周边第一批5A级景区”作为工具变量进行估计，发现企业注册地的宗教传统对公司避税及其变体的影响仍然显著为负。

表3 宗教传统与公司避税之间关系的回归结果（工具变量法）

因变量	宗教传统	公司避税	公司避税变体
	(1)	(2)	(3)
周边大城市开埠历史	0.0359*** (3.55)		
周边第一批5A级景区	0.0498*** (21.59)		
宗教传统		-0.0843*** (-2.75)	-0.0802*** (-2.60)
控制变量	是	是	是
固定效应	是	是	是
常数项	是	是	是
R-squared	0.9972	0.0214	0.0211

(续表)

因变量	宗教传统	公司避税	公司避税变体
	(1)	(2)	(3)
F 值	37.1994***	29.6474***	28.1879***
Sargan 统计量	—	0.650	0.729
Sargan 统计量的 p 值	—	0.4202	0.3931
观测值	17 122	17 122	17 122

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著相关；括号内为经企业层面聚类修正后的 *t* 值；控制变量和固定效应已控制，与前文所述一致；观测值略少于前文，因为单点观测值 (singleton observations) 在高维固定效应回归时被自动删除。

2. 减少样本

遵循 Du *et al.* (2015) 的研究，本文还使用如下三种方式来减少样本以缓解宗教传统和公司避税之间潜在的内生性问题，重新回归分析后，研究结论未发生实质变化（限于篇幅，结果未报告）。

(1) 剔除公司注册地来自 5 个少数民族自治区（新疆、西藏、内蒙古、广西和宁夏）的样本，因为国家重点寺院宫观均处在汉族聚集区。（2）仅保留特殊行业样本。本文样本涉及 15 个行业门类，70 个行业大类。在此仅保留对地理位置选择具有较高依赖性的部分行业。⁹ (3) 仅保留样本期间前上市的企业。

(三) 作用机制分析

本文预期宗教传统将通过提高管理者的道德意识和强化管理者的风险规避倾向两条机制负向影响公司避税。在此，分别检验管理者道德意识和风险规避倾向在宗教传统与公司避税之间关系中的中介作用。

1. 宗教传统与管理者道德意识

表 4 列示了宗教传统通过提高管理者道德意识（即降低企业的贿赂支出）作用于公司避税这一路径的机制检验结果。由表 4 模型 (1) 可知，宗教传统负向影响企业贿赂支出 ($\beta = -0.0100$, $p < 0.05$)；由表 4 模型 (2) 和模型 (3) 可知，在控制企业贿赂支出后，宗教传统对公司避税的回归系数的绝对值降低了；此外，由表 4 模型 (4) 和模型 (5) 可知，在控制企业贿赂支出后，宗教传统对公司避税变体的回归系数的绝对值也降低了。上述机制检验

⁹ 对地理位置选择具有较高依赖性的行业包括：农业（行业代码：C01），采矿业（行业代码：B），建筑业（行业代码：E），运输和仓储（行业代码：G），信息传输、软件和信息技术服务业（行业代码：I），批发与零售（行业代码：F），电力生产与供应汽与自来水（行业代码：D）。

结果表明，公司注册地的宗教传统将提高管理者的道德意识，从而抑制企业避税。因此，本文假设1得到进一步支持。

表4 宗教传统与公司避税之间关系的机制检验——管理者道德意识

因变量	企业贿赂支出	公司避税	公司避税	公司避税变体	公司避税变体
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
宗教传统	-0.0100** (-1.97)	-0.0186** (-2.05)	-0.0185** (-2.04)	-0.0183** (-1.99)	-0.0182** (-1.98)
企业贿赂支出			0.0065* (1.79)		0.0064* (1.77)
控制变量	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是
常数项	是	是	是	是	是
R-squared	0.6539	0.5274	0.5274	0.5601	0.5601
F值	2.2469***	12.2178***	11.5393***	11.6409***	11.0000***
观测值	17 136	17 136	17 136	17 136	17 136

注：*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著相关；括号内为经企业层面聚类修正后的t值；控制变量和固定效应已控制，与前文所述一致。

2. 宗教传统与管理者风险规避倾向

表5列示了宗教传统通过强化管理者的风险规避倾向（即降低风险承担水平）作用于公司避税这一路径的机制检验结果。由表5模型(1)可知，宗教传统负向影响企业风险承担水平($\beta = -0.0328$, $p < 0.05$)；由表5模型(2)和模型(3)可知，在控制企业风险承担水平后，宗教传统对公司避税的回归系数的绝对值降低了；此外，由表5模型(4)和模型(5)可知，在控制企业风险承担水平后，宗教传统对公司避税变体的回归系数的绝对值也降低了。上述机制检验结果表明，公司注册地的宗教传统将强化管理者的风险规避倾向，从而抑制企业避税。因此，本文假设1得到进一步支持。

表5 宗教传统与公司避税之间关系的机制检验——风险规避倾向

因变量	风险承担水平	公司避税	公司避税	公司避税变体	公司避税变体
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
宗教传统	-0.0328** (-2.00)	-0.0186** (-2.05)	-0.0180** (-1.98)	-0.0183** (-1.99)	-0.0177* (-1.91)
风险承担水平			0.0172*** (6.19)		0.0176*** (6.25)

(续表)

因变量	风险承担水平	公司避税	公司避税	公司避税变体	公司避税变体
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
控制变量	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是
常数项	是	是	是	是	是
R-squared	0.6285	0.5274	0.5293	0.5601	0.5620
F 值	6.4617***	12.2178***	13.1265***	11.6409***	12.6631***
观测值	17 136	17 136	17 136	17 136	17 136

注：^{*}、^{**}、^{***}分别表示在10%、5%、1%的水平上显著相关；括号内为经企业层面聚类修正后的t值；控制变量和固定效应已控制，与前文所述一致。

(四) 稳健性检验

本文使用如下多种方法进行稳健性检验，分析结果均再次支持了本文所提出的研究假设（限于篇幅，结果未报告）。第一，自变量的其他度量指标。缩小和扩大半径的范围，将R分别设定为20千米、40千米、60千米、80千米、100千米、150千米、250千米；第二，区分佛教与道教的影响。本文分别单独考虑佛教与道教的影响，重新计算宗教传统变量后再次进行回归分析。第三，调整样本时间范围。剔除首尾年份的样本。第四，仅使用制造业样本进行回归分析。

五、反腐力度和产品市场竞争程度的调节效应检验

为了保证交互项系数的解释力，本文在构造交互项之前对自变量和调节变量进行了中心化处理。表6列示了反腐力度和产品市场竞争程度的调节效应检验结果。由表6模型(1)和模型(4)可知，宗教传统和反腐力度的交互项与公司避税及其变体之间均是显著的正相关关系($\beta=0.0206$, $p<0.05$; $\beta=0.0196$, $p<0.10$)。这一结果表明随着公司所在地的反腐力度不断加大，宗教传统对公司避税的影响逐渐减少，即反腐力度弱化了宗教传统与公司避税之间的负相关关系，假设2得到支持。

由表6模型(2)和模型(5)可知，产品市场竞争程度和宗教传统的交互项与公司避税及其变体之间均是显著的正相关关系($\beta=0.0019$, $p<0.10$; $\beta=0.0019$, $p<0.10$)。这一结果表明随着企业面临的产品市场竞争程度不断加大，宗教传统对公司避税的影响逐渐减少，即产品市场竞争程度弱化了宗教传统与公司避税之间的负相关关系，假设3得到支持。

表6 反腐力度和产品市场竞争程度的调节效应检验结果

因变量	公司避税			公司避税变体		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
宗教传统	-0.0196** (-2.18)	-0.0186** (-2.01)	-0.0196** (-2.14)	-0.0192** (-2.11)	-0.0182 * (-1.95)	-0.0192** (-2.07)
反腐力度	-0.0031 (-0.24)		0.0004 (0.03)	-0.0037 (-0.29)		-0.0002 (-0.02)
宗教传统×反腐力度	0.0206** (2.03)		0.0212** (2.10)	0.0196 * (1.89)		0.0203** (1.97)
产品市场竞争程度		-0.0075*** (-3.08)	-0.0075*** (-3.08)		-0.0078*** (-3.14)	-0.0078*** (-3.13)
宗教传统×产品市场竞争程度		0.0019 * (1.90)	0.0021** (2.06)		0.0019 * (1.88)	0.0021** (2.03)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	是	是	是	是	是	是
R-squared	0.5276	0.5280	0.5283	0.5603	0.5607	0.5610
F 值	11.0066***	11.7666***	10.6984***	10.4834***	11.2515***	10.2252***
观测值	17 136	17 136	17 136	17 136	17 136	17 136

注：“*”、“**”、“***”分别表示在10%、5%、1%的水平上显著相关；括号内为t值。控制变量和固定效应已控制，与前文所述一致。

六、进一步分析：区分企业性质

由于国有企业和非国有企业在治理结构、管理模式以及制度背景等多个方面存在较大差异，本文分别对其进行了检验。表7汇报了区分企业性质后的回归结果。由表7可知，宗教传统与公司避税及其变体之间的负相关关系在国有企业样本中没有得到显著性支持，但在非国有企业样本中均再一次成立。上述结果表明，宗教传统对公司避税的抑制作用仅存在于非国有企业中。

造成这一结果和差异的原因主要是：与非国有企业相比，国有企业中的管理者多数是由政府任命的共产党员。2002年《中共中央、国务院关于加强宗教工作的决定》明确指出：“共产党员不得信仰宗教，要教育党员、干部坚定共产主义信念，防止宗教的侵蚀。对笃信宗教丧失党员条件、利用职权助

长宗教狂热的要严肃处理。”而非国有企业的管理者在宗教信仰上受到的限制和监督则要少得多，这也就导致了宗教传统对公司避税之间的影响在国有企业和非国有企业样本中的差异。

表 7 宗教传统与公司避税之间关系的回归结果（区分企业性质）

因变量	公司避税		公司避税变体	
	国有企业样本	非国有企业样本	国有企业样本	非国有企业样本
			(1)	(2)
宗教传统	-0.0107 (-1.38)	-0.0284** (-2.47)	-0.0104 (-1.43)	-0.0281** (-2.40)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
常数项	是	是	是	是
R-squared	0.5826	0.5199	0.6295	0.5405
F 值	4.8722***	6.3146***	4.7789***	5.8140***
观测值	7 385	9 706	7 385	9 706

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著相关；括号内为 t 值。控制变量和固定效应已控制，与前文所述一致。国有企业样本和非国有企业样本的观测值均略少于前文描述，因为单点观测值（singleton observations）在高维固定效应回归时被自动删除。

七、结 论

本文重点探讨了本土宗教传统对公司避税的影响，以及反腐力度与产品市场竞争程度对上述影响的调节作用。基于我国沪深 A 股上市公司 2009—2018 年的公开数据以及作者手工搜集的我国 34 100 座佛教寺院和 8 349 座道教宫观的地理位置数据进行分析，我们得到了一些重要且有趣的研究结论：

第一，本土宗教传统能够有效抑制公司避税行为，即企业注册地的本土宗教传统越浓厚，公司避税就越少。在严格控制潜在的内生性以及采用不同的稳健性检验方法后，上述关系依然稳健。此外，本文提出并检验了公司注册地的宗教传统将通过提高管理者的道德意识和强化管理者的风险规避倾向进而抑制公司避税行为。在区分佛教和道教后，并未发现它们对公司避税的影响有何不同，均能够有效抑制公司避税，从而支持了“佛道一家”的传统说法。

第二，公司注册地的反腐力度削弱了上述负相关关系，这为近年来我国反腐败工作的积极成效提供了有力证据。此外，当企业注册地的产品市场竞争愈发激烈时，本土宗教传统与公司避税之间的负相关关系也会被削弱。

第三，在进一步区分国有企业和非国有企业后，发现本土宗教传统对公司避税行为的抑制作用仅存在于非国有企业之中。

参 考 文 献

- [1] Atwood, T. J., M. S. Drake, J. N. Myers, and L. A. Myers, “Home Country Tax System Characteristics and Corporate Tax Avoidance: International Evidence”, *The Accounting Review*, 2012, 87 (6), 1831-1860.
- [2] Cai, H. B., and Q. Liu, “Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms”, *The Economic Journal*, 2009, 119 (537), 764-795.
- [3] 陈冬华、胡晓莉、梁上坤、新夫，“宗教传统与公司治理”，《经济研究》，2013年第9期，第71—84页。
- [4] 代彬、刘怡、彭程，“高管性别、权力配置与企业税收激进行为”，《云南财经大学学报》，2017年第3期，第110—123页。
- [5] DeBacker, J., B. T. Heim, and A. Tran, “Importing Corruption Culture from Overseas: Evidence from Corporate Tax Evasion in the United States”, *Journal of Financial Economics*, 2015, 117 (1), 122-138.
- [6] Desai, M. A., and D. Dharmapala, “Corporate Tax Avoidance and Firm Value”, *The Review of Economics and Statistics*, 2009, 91 (3), 537-546.
- [7] 董志强、魏下海、汤灿晴，“制度软环境与经济发展——基于30个大城市营商环境的经验研究”，《管理世界》，2012年第4期，第9—20页。
- [8] Du, X. Q., “Does Religion Matter to Owner-Manager Agency Costs? Evidence from China”, *Journal of Business Ethics*, 2013, 118 (2), 319-347.
- [9] 杜兴强、常莹莹、曾泉，“宗教影响与公司行为综述”，《财会月刊》，2020年第22期，第12—25页。
- [10] Du, X. Q., Y. J. Du, Q. Zeng, H. M. Pei, and Y. Y. Chang, “Religious Atmosphere, Law Enforcement, and Corporate Social Responsibility: Evidence from China”, *Asia Pacific Journal of Management*, 2016, 33 (1), 229-265.
- [11] Du, X. Q., W. Jian, S. J. Lai, Y. J. Du, and H. M. Pei, “Does Religion Mitigate Earnings Management? Evidence from China”, *Journal of Business Ethics*, 2015, 131 (3), 699-749.
- [12] Dyring, S. D., M. Hanlon, and E. L. Maydew, “The Effects of Executives on Corporate Tax Avoidance”, *The Accounting Review*, 2010, 85 (4), 1163-1189.
- [13] Dyring, S. D., W. J. Mayew, and C. D. Williams, “Religious Social Norms and Corporate Financial Reporting”, *Journal of Business Finance & Accounting*, 2012, 39 (7-8), 845-875.
- [14] 范子英、田彬彬，“税收竞争、税收执法与企业避税”，《经济研究》，2013年第9期，第99—111页。
- [15] Francis, B. B., I. Hasan, Q. Wu, and M. Yan, “Are Female CFOs Less Tax Aggressive? Evidence from Tax Aggressiveness”, *Journal of the American Taxation Association*, 2014, 36 (2), 171-202.
- [16] Francis, B. B., I. Hasan, X. Sun, and Q. Wu, “CEO Political Preference and Corporate Tax Sheltering”, *Journal of Corporate Finance*, 2016, 38, 37-53.
- [17] Gaertner, F. B., “CEO After-Tax Compensation Incentives and Corporate Tax Avoidance”, *Contemporary Accounting Research*, 2014, 31 (4), 1077-1102.

- [18] Gallemore, J., E. L. Maydew, and J. R. Thornock, "The Reputational Costs of Tax Avoidance", *Contemporary Accounting Research*, 2014, 31 (4), 1103-1133.
- [19] Gormley, T. A., and D. A. Matsa, "Common Errors: How to (and Not to) Control for Unobserved Heterogeneity", *The Review of Financial Studies*, 2014, 27 (2), 617-661.
- [20] Guimaraes, P., and P. Portugal, "A Simple Feasible Procedure to Fit Models with High-Dimensional Fixed Effects", *The Stata Journal*, 2010, 10 (4), 628-649.
- [21] 葛兆光,《中国思想史(第一卷)》。上海:复旦大学出版社,2001年。
- [22] 郭云南、王春飞,“本土宗教、宗族网络与公共财政”,《经济学》(季刊),2017年第16卷第2期,第833—858页。
- [23] Hanlon, M., and S. Heitzman, "A Review of Tax Research", *Journal of Accounting and Economics*, 2010, 50 (2-3), 127-178.
- [24] Hasan, I., C. K. Hoi, Q. Wu, and H. Zhang, "Beauty Is in the Eye of the Beholder: The Effect of Corporate Tax Avoidance on the Cost of Bank Loans", *Journal of Financial Economics*, 2014, 113 (1), 109-130.
- [25] Hilary, G., and K. W. Hui, "Does Religion Matter in Corporate Decision Making in America?", *Journal of Financial Economics*, 2009, 93 (3), 455-473.
- [26] 金鑫、雷光勇,“审计监督、最终控制人性质与税收激进度”,《审计研究》,2011年第5期,第98—106页。
- [27] Kennedy, E. J., and L. Lawton, "Religiousness and Business Ethics", *Journal of Business Ethics*, 1998, 17 (2), 163-175.
- [28] Li, N., "Religion, Opportunism, and International Market Entry via Non-Equity Alliances or Joint Ventures", *Journal of Business Ethics*, 2008, 80 (4), 771-789.
- [29] 刘行、叶康涛,“企业的避税活动会影响投资效率吗?”,《会计研究》,2013年第6期,第47—53+96页。
- [30] Mazar, N., O. Amir, and D. Ariely, "The Dishonesty of Honest People: A Theory of Self-Concept Maintenance", *Journal of Marketing Research*, 2008, 45 (6), 633-644.
- [31] McGuire, S. T., T. C. Omer, and N. Y. Sharp, "The Impact of Religion on Financial Reporting Irregularities", *The Accounting Review*, 2012, 87 (2), 645-673.
- [32] Miller, A. S., "Going to Hell in Asia: The Relationship between Risk and Religion in a Cross Cultural Setting", *Review of Religious Research*, 2000, 42 (1), 5-18.
- [33] 倪星、孙宗锋,“经济发展、制度安排与地方反腐败力度——基于G省面板数据的分析”,《经济社会体制比较》,2015年第5期,第92—103页。
- [34] Nooteboom, B., H. Berger, and N. G. Noorderhaven, "Effects of Trust and Governance on Relational Risk", *Academy of Management Journal*, 1997, 40 (2), 308-338.
- [35] North, D. C., *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*. New York: Cambridge University Press, 1990.
- [36] Olsen, K. J., and J. Stekelberg, "CEO Narcissism and Corporate Tax Sheltering", *Journal of the American Taxation Association*, 2016, 38 (1), 1-22.
- [37] Pace, S., "Does Religion Affect the Materialism of Consumers? An Empirical Investigation of Buddhist Ethics and the Resistance of the Self", *Journal of Business Ethics*, 2013, 112 (1), 25-46.
- [38] Palmer, T. B., and R. M. Wiseman, "Decoupling Risk Taking from Income Stream Uncertainty: A Holistic Model of Risk", *Strategic Management Journal*, 1999, 20 (11), 1037-1062.
- [39] 钱先航、徐业坤,“官员更替、政治身份与民营上市公司的风险承担”,《经济学》(季刊),2014年第13卷第4期,第1437—1460页。

- [40] Sharma, E., N. Mazar, A. L. Alter, and D. Ariely, "Financial Deprivation Selectively Shifts Moral Standards and Compromises Moral Decisions", *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 2014, 123 (2), 90-100.
- [41] Tang, Z., and C. Hull, "An Investigation of Entrepreneurial Orientation, Perceived Environmental Hostility, and Strategy Application among Chinese SMEs", *Journal of Small Business Management*, 2012, 50 (1), 132-158.
- [42] 滕飞、辛宇、顾小龙,“产品市场竞争与上市公司违规”,《会计研究》,2016年第9期,第32—40页。
- [43] 田高良、司毅、韩洁、卞一洋,“媒体关注与税收激进——基于公司治理视角的考察”,《管理科学》,2016年第2期,第104—121页。
- [44] Tracey, P., "Religion and Organization: A Critical Review of Current Trends and Future Directions", *The Academy of Management Annals*, 2012, 6 (1), 87-134.
- [45] Vaughan, D., "The Dark Side of Organizations: Mistake, Misconduct, and Disaster", *Annual Review of Sociology*, 1999, 25 (1), 271-305.
- [46] 王明,《抱朴子内篇校释》。北京:中华书局,1986年。
- [47] Weisbach, D., "Ten Truths about Tax Shelters", *Tax Law Review*, 2002, 55, 215-253.
- [48] 翁武耀,“避税概念的法律分析”,《中外法学》,2015年第3期,第785—808页。
- [49] Williamson, O. E., "The New Institutional Economics: Taking Stock, Looking Ahead", *Journal of Economic Literature*, 2000, 38 (3), 595-613.
- [50] Wines, W. A., and N. K. Napier, "Toward an Understanding of Cross-cultural Ethics: A Tentative Model", *Journal of Business Ethics*, 1992, 11 (11), 831-841.
- [51] Xu, D., K. Z. Zhou, and F. Du, "Deviant Versus Aspirational Risk Taking: The Effects of Performance Feedback on Bribery Expenditure and R&D Intensity", *Academy of Management Journal*, 2019, 62 (4), 1226-1251.
- [52] 叶德珠、胡梦珂,“宗教传统、法治化进程与企业风险承担”,《财经问题研究》,2017年第5期,第95—103页。

Indigenous Religious Tradition and Corporate Tax Avoidance

—An Empirical Study Based on 34 100 Monasteries and 8 349 Temples in China

MING ZHANG HAILIN LAN PING ZENG

(South China University of Technology)

WEIHONG CHEN*

(Guangxi University)

Abstract Based on the geographical location data collected manually from 34 100 Buddhist monasteries and 8 349 Taoist temples in China, we discuss the influence of indigenous religious tradition on corporate tax avoidance, as well as the moderating effect of anti-corruption power and product market competition. The religious traditions of the registered places of firms negatively affect corporate tax avoidance, which still holds after a series of endogenous tests. They inhibit corporate tax avoidance through two mechanisms: raising managers' moral consciousness and strengthening managers' risk aversion tendency and anti-corruption power and product market competition weaken the above negative relationship. The inhibiting effect of religious tradition on corporate tax avoidance only exists in non-state-owned enterprises.

Keywords indigenous religious tradition, corporate tax avoidance, anti-corruption power

JEL Classification D73, H26, Z12

* Corresponding Author: Weihong Chen, School of Economics, Guangxi University, No. 100 Daxue East Road, Nanning, Guangxi, 530004, China; Tel: 86-15977770595; E-mail: chenweihong@gxu.edu.cn.