首都师范大学学报(自然科学版)
第41卷 第2期 Journal of Capital Normal University No. 2
2020年4月 (Natural Science Edition) Apr. ,2020

# 地方认同与世界遗产保护意愿研究*

## ——以京杭大运河杭州段为例

丘 萍** 张 鹏

(浙江传媒学院管理学院,浙江 嘉兴 311108)

**摘要**:我国世界遗产数量已跃居全球首位,在世界遗产保护利用过程中,除了客观技术手段外,越来越多的主观情感引导,致力于塑造到访者的世界遗产环境责任感,以期实现其可持续发展.本文基于结构方程模型和方差分析等工具,以京杭大运河杭州段为例,探讨地方认同与世界遗产保护意愿的关系.结果表明:(1)地方认同与世界遗产保护意愿存在显著正相关;地方认同在现实评价、未来愿景与遗产保护意愿之间存在中介作用.(2)在世界遗产保护意愿背景下,人口素质、地方依恋与地方认同的关联性不显著;但地方依恋与现实评价、未来愿景等因素,两两之间存在相互影响.(3)在世界遗产京杭大运河的保护意愿中,到访者更倾向于可弃船沿途游览京杭大运河,而非限制人流进入量、价格杠杆调控等其他措施;多渠道呈现世界遗产的保护措施和成果,提高到访者的现实评价和未来愿景,形成强烈的地方认同,有助于增强世界遗产保护意愿.

**关键词**:地方认同;世界遗产;保护意愿;结构方程;京杭大运河杭州段

**中图分类号**:F590 **DOI**:10.19789/j.1004-9398.2020.02.009

## 0 引 言

近年来我国世界遗产不断申报成功,2019年达到55项,总量已经跃居世界首位.世界遗产的冠名尽管提升了遗产地的知名度、美誉度和经济效益,但也对遗产地的保护意识形成了较大挑战,遗产地到访者在体验世界遗产文化的同时,也会对遗产地产生情感交流的需要,如认同感、依恋感、厌恶感、责任感和历史感等,会对遗产地形成现实评价(realistic evaluation, RE)或未来愿景(future aspiration, FA),研究这些情感对世界遗产保护意愿(protection will,PW)的影响机制,规范到访者在遗产地的环境责任行为,已成为遗产地可持续发展的重要现实问题.

有关地方认同(place identity, PI)和遗产保护的研究领域,目前主要涉及以下几个方面:(1)缘起与意义.自20世纪70年代起,恋地情结(topophilia)、地方依恋(place attachment, PA)和地方认同等,这些表述人与地方之间联系的概念受到广泛关注.较普遍的看法认为,地方认同是个人对地方的记忆、观点、感情、态度、评价、偏好、意义和行为或经验的感知[1].从历史资源论、社会支持论和科学保护论等角度,遗产学界阐述了世界遗产保护的意义.遗产历史资源论认为,世界遗产不是历史保护的负担,而是世界文化发展的资源,Hubbard和Lilley[2]以世界遗产地莎士比亚小镇为例,探讨了遗产地不仅仅是历史真实地方,而且是作为复杂斗争的不同群体、不同时代的地方记忆和历史承载.社会支持论认为,与其从专业技术角度探索遗产保护路径,不如全社会支持遗产可持续发展的公共政策.遗产科学保护论认为,与其争论遗产保护的价值观,不如科学务实的保护行动等[3].(2)维度与方法.地方认同的维度可能包含.历史认同、现实认同、情感认同、身份认同、文化认同、民族认同和国家认同[4].在地方认同的研究方法上,国内外学者大量运用了量表设计、问卷调查、专家访谈和结构方程等定量方法[5].(3)形成与多变.Kiriama[6]分析了人们如何利用记忆和遗产来建构地方身份认同,并发现地方认同依赖于社会、政治和经济背景;孙

收稿日期:2019-04-30

* 浙江省哲学社会科学研究基地浙江省海洋文化与经济研究中心课题(15JDHY05YB);浙江省社科联研究课题(2019STZX42B)

** 通信作者:441477674@qq.com

九霞和周一[7]运用访谈法等,显示世界遗产的符号、记忆是组成地方认同的重要要素.屈册和张朝枝[8]运用语义分析法等,显示不同类型的原住民对世界遗产的认同是多元化的.(4)内生动力.关于地方认同是社会民众保护历史文化遗产内生动力的的研究还处于起步阶段,如蔡天抒和袁奇峰[9]运用案例研究法,显示基于地方认同的社会参与,使当地民众的文化保护意识被唤醒,民间自发形成了历史文化保育行动小组,进行信息交流反馈,与政府对话,正在从倡议式参与向督促式参与转变.Shannon 和 Mitchell[10]发现基于保护主义的地方认同,能弱化遗产地旅游开发的负面影响.已有文献为研究地方认同对遗产保护的影响机制,提供了坚实的研究基础与切实可行的思路借鉴,但不可否认的是,一方面这些研究更多地关注地方认同的形成机制,除了国内零星研究地方认同对社区影响机制外,较少涉及地方认同对世界遗产保护意愿影响机理的定量研究.另一方面,多数研究集中在地方依恋和人口学特征等几个研究变量上,而且研究案例不同,结论也有一定特色,缺乏遗产地现实评价和未来愿景的指标对地方认同的考查.因而亟待解决的一个核心问题是,有必要论证地方认同对世界遗产保护的影响机制模型,特别是考虑人口素质(population quality, PQ)、现实评价和未来愿景等关键变量的影响作用,方法上延续在地方认同研究中比较成熟的量表与结构方程,以期为世界遗产保护的非价格手段与可持续发展提供参考.

## 1 理论假设与概念模型

由于地方认同具有动态性、开放性、多样性和复杂性等特征,学术界的不同研究领域对地方认同的测量维度和测量指标存在一定差异.经过文献梳理和实地考查,从人口素质、地方依恋、现实评价及未来愿景等方面,探讨地方认同的形成机制;从世界遗产保护的责任主体判断、价格或非价格手段等,探讨世界遗产保护意愿;随后探讨地方认同是否影响到访者对世界遗产的保护意愿等.以下将围绕这些内容,分析地方认同对世界遗产保护意愿的影响机制.

### 1.1 人口素质等 4 个因素与地方认同关系

#### 1.1.1 人口素质与地方认同的关系

遗产化过程曾经历过一个公共遗产教育化的过程,遗产地不仅具备旅游功能,还能作为一种教育手段,用来向民众宣传国家历史文化,提升社会凝聚力和地方文化的认同感.有研究认为,人们对那些并没有特殊经历的地方,也会产生地方认同,因为这些地方本身具有象征意义[11].当人口素质(比如受教育水平、收入状况和年龄等)较高时,可能会更有效地构建和传递遗产地的历史文化传统、道德观念和习俗等地方文化,建立个人与遗产地的社会联系,从而加强世界遗产的地方认同,形成归属感.

#### 1.1.2 地方依恋与地方认同的关系

目前学界较为一致的观点是将地方依恋看做人与特定地方之间的情感联系[4].但地方依恋和地方认同是怎样相关的,文献中还没有一致意见,研究结论根据实证地点和使用案例而定.有时候 2 个概念可以互换[12],有时候 2 个概念处于同等地位[13-14],也有时地方依恋并入地方认同之内[15],或者地方认同形成在地方依恋之前[16-17],还有时二者关联性不强[18].如 Casakin 等[19]的研究表明,地方认同也可能有助于情感纽带即地方依恋的形成.Qian 和 Zhu[20]研究显示人与地方的距离,在地方认同、地方依恋和地方依赖 3 个重要的地方维度中有显著差异.许振晓[21]认为地方认同与地方依赖共同构成地方依恋,并以世界遗产西湖为例进行了实证研究.

在本文中地方依恋和地方认同是相关但不同的 2 个概念、现象,地方依恋有助于地方认同的形成,地方已被证明能产生很强的自我意识联系,是形成地方认同的重要中介,距离遗产地越近,可能重游次数越多,对遗产地依恋程度越深,在人们心目中遗产地逐渐成为某个历史印记的象征物,通过人与地方的相互作用,这个印记象征逐渐被人们识别和认同,地方认同会逐渐显现.

#### 1.1.3 现实评价与地方认同的关系

现实评价是指人们对遗产地的硬件设施、软性文化和生态环境等的满意度感知.已有一些研究认为地方现实评价与地方认同是高度相关的,如对地方自然环境(如空间尺度、地方代表性景观等)、社会文化因素(包括旅游业发展阶段、各类节事活动等)的态度和评价等,都会影响地方认同[22].如程娇娇等[23]研究认为在遗产地从事行业的综合效益,显著影响了遗产地丽江古城生活方式型旅游移民的地方认同.Hallak 等[24]的研究表明,社区支持对旅游企业家地方认同有显著正向影响,旅游企业家

对当地有积极的地方认同,对其创业绩效有显著正向影响.

**1.1.4**　未来愿景与地方认同的关系

世界文化遗产是人类文明的经典保留和传承,对其保护的初衷是实现遗产可持续发展和向后代延续文明,故对世界遗产抱有未来愿景,即期待未来在遗产地能获得更好的旅游体验,如体验到更多的遗产地文化,世界遗产地体验类内容规模进一步扩大,与当地高等级旅游景区实现无缝融合等. 这些对现实的感知和对美好未来的期待,可能加深地方认同,为了将来的个人利益能更好实现,需要现在有世界遗产保护意愿作为基础. 目前将未来愿景与地方认同、遗产保护联系在一起的实证研究并不多见.

基于以上几组关系分析,提出以下假设:人口素质提升对地方认同有显著的正向影响(H1a);地方依恋增强对地方认同有显著的正向影响(H1b);现实评价提高对地方认同有显著的正向影响(H1c);未来愿景增强对地方认同有显著的正向影响(H1d).

### 1.2　地方认同与遗产保护关系

在政治、经济、社会和文化等已发生巨大变迁的新时代,靠典籍宣扬和自上而下的政治力量,推动的世界遗产文化认同与保护,是一项艰巨且难以完成的工作;但是存在于人们无意识中、内在的、稳定的、隐性的文化传统和精神共鸣,来推动世界遗产文化认同与保护,效果可能会更持久[25-26]. 遗产地的地方认同是对世界遗产历史独特性和连续性的识别,地方认同能影响个人与群体的行动与行为[27-28]. 对世界遗产的保护意愿,可以从人、财、物这 3 个方面来考虑[29-30],比如明确保护主体,使用价格杠杆限制人流量,分流遗产地游览路线人流等方面展开. 如果能通过遗产地的独特历史遗存,创造遗存地历史印记和可持续发展的效能感,创建和巩固世界遗产的地方认同,那么提升遗产保护的自觉性将成为可能,反之亦然.

基于以上分析,提出以下假设:地方认同对遗产保护意愿有显著的正向影响(H2).

### 1.3　人口素质等 4 个因素与遗产保护关系

首先,从人口素质方面看,随着年龄增加,文化层次提高,阅历增长,收入增加,人口素质得以提升,人们感悟世界遗产文明内涵的频率和深度会增加. 其次,从现实评价方面看,遗产地的历史文化遗存保护得较好,软硬件配套设施增加合理,遗产地特色文化彰显,与现有文化点协调发展等,这些正面的现实评价越多,世界遗产地的保护意愿可能会越强,如柳红波等[31]研究发现,旅游者与世界遗产嘉峪关的遗产关联度评价,对其保护行为有显著性影响. 这可以从破窗理论中得到一定的解释,破窗理论是指,价值低的产品,容易被社会放弃,造成破罐子破摔的悲剧,反之亦然,价值越高的产品,社会支持度会水涨船高. 再次,从地方依恋方面看,地方依恋程度对世界遗产地的保护意愿有一定影响,如万基财等[32]研究表明,在九寨沟旅游者地方依恋的不同维度与其不同类型的环保行为倾向有显著性差异. 最后,从未来愿景方面看,对遗产地未来发展有良好期待,可能有助于到访者更积极地保护遗产,促进遗产地有机更新. 基于此,提出以下假设:人口素质提升、地方依恋增强、现实评价提高和未来愿景增强等,依次对世界遗产保护意愿有显著的正向影响(H3a、H3b、H3c、H3d).

### 1.4　人口素质等 4 个因素两两之间关系

人口素质、地方依恋、现实评价和未来愿景是人的多方面的情感特征,以上 4 个因素可能会存在相互影响的关系. 基于此,提出以下假设:人口素质影响地方依恋、现实评价和未来愿景(H4a、H4b、H4c);地方依恋影响现实评价和未来愿景(H4d、H4e);现实评价影响未来愿景(H4f).

### 1.5　概念模型构建

综上所述,以遗产保护意愿和地方认同为内生变量,以人口素质、地方依恋、现实评价和未来愿景为外生变量,构建了地方认同影响世界遗产保护意愿的概念模型(图 1),提出相关研究假设 H1 ~ H4.

## 2　量表设计与实证分析

### 2.1　量表测量

参考 Hidalgo 和 Hernández[33]、Lengen 和 Kistemann[34]的经典量表,结合遗产地案例的实际情况,得到地方认同影响世界遗产保护意愿的量表,如表 1 所示.

### 2.2　案例地概况和数据采集

**2.2.1**　案例地概况

京杭大运河,南起余杭(今杭州),北到涿郡(今北京),途经今浙江、江苏、山东、河北 4 省及天津、北京 2 市,贯通海河、黄河、淮河、长江、钱塘江 5 大水系,全长约 1 797 km,开凿至今 1 600 多年,是世界上建造时间最早、使用最久、里程最长、空间跨度最大的人工运河. 2014 年 6 月 22 日,第 38 届世界

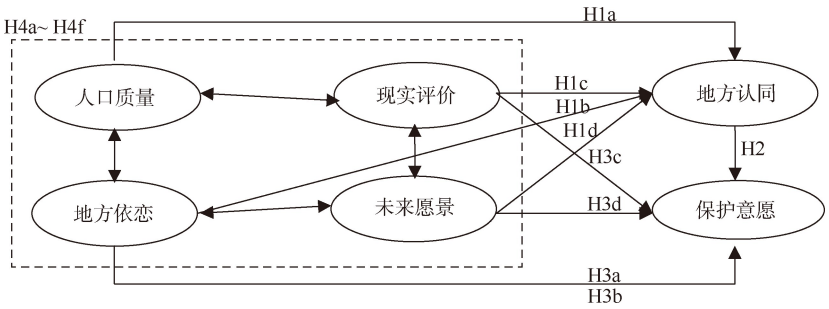



图 1 地方认同对世界遗产保护意愿影响的假设模型

**表 1 指标量化标准**

| 变量 | 指标 | 指标代码 | 量化标准(分数) |
|---|---|---|---|
| 人口素质(PQ) | 年龄/岁 | PQ1 | <18(1);18~25(2);26~35(3);36~50(4);51 以上(5) |
| | 月收入/元 | PQ2 | <1 000 以下(1);1 001~3 000(2);3 001~6 000(3);6 001~10 000(4);10 001 以上(5) |
| | 文化程度 | PQ3 | 无(1);小学至高中(2);大学(3);硕士(4);博士(5) |
| 地方依恋(PA) | 遗产地居住时间 | PA1 | 15 年以上(5);6~15 年(4);1~5 年(3);8 天至 1 年(2);1 周之内(1) |
| | 距离遗产地 | PA2 | 遗产地主城(5);遗产地市县(4);遗产地省(3);遗产地国(2);遗产地国外(1) |
| | 年重游次数/次 | PA3 | 21 以上(5);11~20(4);6~10(3);2~5(2);0~1(1) |
| 现实评价(RE) | 您认为遗产点休闲旅游开发得很好 | RE1 | 非常不符合(1);不符合(2);符合(3);较符合(4);非常符合(5) |
| | 您对运河民俗、节事等软件非常满意 | RE2 | |
| | 您对运河博物馆群等硬件非常满意 | RE3 | |
| | 您觉得遗产点各类污染非常严重 | RE4 | |
| 未来愿景(FA) | 您非常希望增加运河水上活动 | FA1 | 非常不符合(1);不符合(2);符合(3);较符合(4);非常符合(5) |
| | 您非常希望增加运河文化体验 | FA2 | |
| | 您非常希望遗产点升级扩容 | FA3 | |
| | 遗产点与当地高等级景区互通 | FA4 | 当地国家 4A 级以上旅游景区名录,每项 1 分,多选累计,5 项 5 分封顶. |
| | 在遗产点您非常希望增加哪类设施 | FA5 | 12 项供选择,每项 1 分,多选累计,5 项及以上 5 分 |
| 地方认同(PI) | 遗产点认同度 | PI1 | 每处遗产点 1 分,多选累计,5 处及以上 5 分 |
| | 遗产点交通认同度 | PI2 | 步行到达(1),地面公交(2),水上巴士(3),自驾或旅游团(4),2 种交通方式以上(5) |
| | 您认为遗产点整体保护得好 | PI3 | 非常不符合(1);不符合(2);符合(3);较符合(4);非常符合(5) |
| | 您对遗产点非物质文化传承非常满意 | PI4 | |
| | 您觉得遗产点文物保护得很好 | PI5 | |
| 保护意愿(PW) | 您认为遗产点保护完全是政府和沿岸居民的责任 | PW1 | 非常不符合(1);不符合(2);符合(3);较符合(4);非常符合(5) |
| | 为了保护遗产,您希望控制游人数量 | PW2 | |
| | 为了保护遗产,您愿意放弃水上巴士,改成步行游览 | PW3 | |
| | 为了保护遗产,周末及黄金周,运河水上巴士涨价,您完全接受 | PW4 | |

注:带下划线的指标代码为结构方程模型分析后的剔除项

遗产大会宣布,中国大运河项目入选世界文化遗产名录,成为中国第 46 个世界遗产项目,这次申遗共包括河道遗产 27 段,以及运河相关遗产 58 处.

杭州有 3 处世界遗产,即良渚古城遗址、京杭大

运河杭州段、西湖等,数量之多仅次于北京. 杭州对京杭大运河的申遗和保护较重视,从 2002 年开始,围绕还河于民,申报遗产,打造世界级旅游产品的目标,按照“保护第一,生态优先,拓展旅游,以民为本,综合整治”原则,连续 10 余年实施京杭大运河杭州段综合保护工程,实施了 5 大任务,分别是水体治理、路网建设、景观整治、文化旅游和民居建设,此外还编制了杭州全书和运河(河道)全书系列 32 本. 京杭大运河杭州段由国有独资企业杭州市运河集团负责运营,由运河保护研究院承担遗产保护职能,现已划归杭州市园林文化局直属办公,有效实现世界遗产保护和开发职能的相互独立、分离监督等目标.

**2.2.2**　数据采集

数据采集采取专家访谈和问卷调查相结合的方法,时间是 2018 年 5 月 1—3 日和 6 月 10—15 日. 首先,进行预调查,显示受访者对京杭大运河杭州段 11 处首批申遗点(段)识别度最高的是 2 处,分别是拱宸桥和桥西历史街区,分别有 63.7% 和 28.3% 的受访者表示知道或熟悉;其次,进行专家访谈,专家访谈地点在运河保护研究院、杭州市运河集团、杭州城市学研究中心、浙江传媒学院和浙江旅游职业学院;再次,经过修正,形成最终问卷. 问卷调查前还要考虑样本容量,最少应是观测变量的 10 倍,该问卷的观测变量为 26,而且要达到稳定的结构方程模型(SEM)分析,样本容量不能低于 200[35];最后,发放 800 份问卷,调查地点选取京杭大运河杭州段武林门至拱宸桥段沿线进行,即目前开发得最好的运河水上巴士 1 号线沿线,包括武林门水上巴士码头、信义坊(桥西历史街区)、拱宸桥水上巴士码头、京杭大运河博物馆. 回收有效问卷 744 份,有效率 93.0%.

**2.2.3**　描述性统计分析

基于 SPSS19.0 的问卷描述性统计,在受访者中:性别上,女性(55.6%)略多于男性(44.4%);年龄上,18 岁以下占 5.6%,18 ~ 25 岁占 44.8%,26 ~ 35 岁占 28.9%,36 ~ 50 岁占 15.5%,51 岁占 5.2%,本次调查人群中青壮年女性较多,亲子游在京杭大运河杭州段遗产点较常见;文化程度上,小学至高中占 25.5%,大学本专科占 67.6%,研究生占 6.9%;职业上,公务员事业单位占 16.8%,企业管理者占 14.2%,企业普通员工占 23.4%,学生占 33.2%,退休人员占 2.2%,其他占 10.2%;月收入上,1 000 元以下占 19.4%,1 001 ~ 3 000 元占 19.6%,3 001 ~ 6 000 元占 34.1%,6 001 ~ 10 000 元占 15.5%,10 001 元以上占 11.4%.

表 2 是所有指标的均值和标准差. 从均值来看,表 2 中最大均值是 FA1,在问卷中得分最高 4.435,说明受访者普遍非常希望增加京杭大运河水上活动. 最小均值是指标代码 PA3,即受访者年重游次数平均是 2.059 次,说明受访者对遗产地的地方依恋现象存在. 为了保护京杭大运河杭州段这一世界遗产,可以采取多种措施,比如明确保护主体、限制坐船人数和提高遗产票价等,分别对应题项 PW1、PW2 和 PW3. PW1 问及:您认为京杭大运河保护完全是政府和沿岸居民的责任? 389 人选择了同意和非常同意,143 人选择了不确定,212 人选择了不同意和非常不同意,分别占样本总量的 52.3%、19.2% 和 28.5%,可见就京杭大运河杭州段而言,对遗产保护主体的认同(即保护世界遗产到访者人人有责,而不仅是当地居民和政府)不强,可能导致其遗产保护意愿并不特别强烈. 为防止世界遗产被过度使用,限制游客进入量和价格杠杆等都是最常见的保护措施之一,限制游客数量(指标 PW2)的均值是 3.994(3 分为一般不确定),放弃运河水上巴士改为沿岸步行游览(指标 PW3)的均值是 4.143(4 分比较赞同),PW2 的均值小于 PW3 的均值. 可见在是否使用世界遗产和少用世界遗产的 2 个选项之间,到访者仍以现实利益为重的,宁可少用,也不能不用.

标准差是反映数值与均值差异程度的指标,标准差越小说明数据之间离散程度越小,反之亦然. 表 2 最大标准差是指标代码 PW1,说明在对遗产地保护主体的归属上,存在分歧. 而最小标准差是指标代码 PQ3,说明受访者普遍接受过大学教育,差别不大,这与我国大学教育普及现实国情相符合.

**2.3**　测量模型分析

26 个指标用 SPSS19.0 进行信度检验,信度检验的指标是克朗巴哈系数 0.697 > 0.600,表明样本信息稳定,结果可以接受. 接着,比较各变量内在相关性的指标是 KMO 统计量,该统计量取值范围为 0 ~ 1.000,当 KMO = 0.800 时效果较好,0.700 时效果一般,0.600 以下效果较差,不宜做因素分析,本次 KMO = 0.772. 随后,检验相关阵是否单位阵,即各变量是否独立,在此用巴特利球形检验,如果显著性差异(significant difference, sig)值 < 0.050,则认为各变量相互独立,变量之间联系不大. 本次巴特利球形检验值为 2 091.251,sig = 0,表明变量相

**表 2 遗产保护指标数据统计**

| 指标代码 | 平均值/分 | 标准差 | 指标代码 | 平均值/分 | 标准差 |
|---|---|---|---|---|---|
| PQ1 | 2.702 | 0.972 | FA3 | 2.168 | 1.092 |
| PQ2 | 2.804 | 1.240 | FA4 | 1.590 | 0.825 |
| PQ3 | 1.829 | 0.583 | FA5 | 3.071 | 1.342 |
| PA1 | 2.876 | 1.364 | PI1 | 3.929 | 1.007 |
| PA2 | 2.109 | 1.182 | PI2 | 3.991 | 0.936 |
| PA3 | 2.059 | 1.096 | PI3 | 3.947 | 1.005 |
| RE1 | 4.028 | 0.853 | PI4 | 2.053 | 0.700 |
| RE2 | 3.863 | 0.983 | PI5 | 3.606 | 0.885 |
| RE3 | 4.047 | 1.041 | PW1 | 3.478 | 1.408 |
| RE4 | 3.422 | 1.168 | PW2 | 3.994 | 0.967 |
| FA1 | 4.435 | 0.892 | PW3 | 4.143 | 1.037 |
| FA2 | 4.270 | 0.960 | PW4 | 3.652 | 1.348 |

注:带下划线的指标代码为结构方程模型分析后的剔除项

互独立性通过检验,结果可以接受.

用因子分析检验其效度,发现相关系数矩阵中值为 0 ~ 0.657,除了 5 个数值 > 0.500 外,其余相关系数 < 0.500,说明变量的相关度较低,不太可能存在共线性.

独立样本 $t$ 检验,通过 sig < 0.05 检验. 对26 个观测变量进行独立样本 $t$ 检验,除了变量 PI3 的 sig = 0.015,其余 sig 值都是 0,全部通过卡方检验,说明变量赋值为 1 ~ 5 分的高分组和低分组之间是有显著性差异的,题项有较好的区别效度.

结构方程模型还要求各指标数值符合正态分布,故还需要进行峰度和偏度的检验,如果偏度值 > 3,峰度值 > 8,则认为不服从正态分布. 结果如表 3 所示,17 个指标的数据服从正态分布,可以进行结构方程拟合.

完整的结构方程模型包括测量模型和结构模型,最初模型拟合的效果不够理想,虽然绝对拟合指数的卡方自由度比值 CMIN/DF = 2.670(标准值 1.000 ~ 3.000),但相对拟合指数的 IFI ~ CFI 等统计值为 0.687 ~ 0.744,小于标准值 0.900,故不成立,应对指标进行修正,以调节结构方程的适配度.

指标修正原则是 3 步,首先,查看估计表的方差,若测量残差 e1 > 0.900 或为负数,或显著性水平 $P < 0.001$,则删除 e1 指向的题项 PQ1. 其次,查看标准因素负荷量值,若该值 < 0.700,则删除对应的题项. 最后,查看表示是否存在多重共线性的调整修正指标(modification indices, MI)表,如果 MI 值 > 50,也删除对应的题项.

**表 3 遗产保护各指标正态分布检验**

| 指标代码 | 偏度值 | 临界比率 | 峰度值 | 临界比率 |
|---|---|---|---|---|
| PQ1 | 0.604 | 4.426 | -0.228 | -0.835 |
| PQ2 | 0.131 | 0.961 | -0.852 | -3.120 |
| PA1 | 0.006 | 0.041 | -1.138 | -4.169 |
| PA2 | 0.463 | 3.394 | -1.324 | -4.851 |
| PA3 | 0.757 | 5.546 | -0.653 | -2.390 |
| RE1 | -0.592 | -4.338 | -0.013 | -0.048 |
| RE2 | -0.642 | -4.706 | 0.160 | 0.585 |
| RE3 | -1.144 | -8.381 | 1.010 | 3.701 |
| FA1 | -1.775 | -13.003 | 2.923 | 10.706 |
| FA2 | -1.443 | -10.568 | 1.929 | 7.066 |
| FA3 | 0.805 | 5.897 | 0.037 | 0.135 |
| PI1 | -0.631 | -4.620 | -0.833 | -3.050 |
| PI2 | -0.864 | -6.327 | 0.468 | 1.713 |
| PI3 | -0.863 | -6.324 | 0.445 | 1.630 |
| PW1 | -0.394 | -2.888 | -1.194 | -4.375 |
| PW2 | -0.726 | -5.320 | -0.088 | -0.323 |
| PW3 | -1.136 | -8.319 | 0.600 | 2.198 |

### 2.4　结构模型分析

这样,经过一系列修正,9 个指标已被剔除,结构方程最优模型适配度 CFA 通过检验,卡方自由度比值 CMIN/DF = 1.869(标准值为 1.000 ~ 3.000),调整拟和优度指数 AGFI = 0.904(标准值为 0.800),递增拟合指数 IFI = 0.927(标准值为 0.900),增值适配系数 TLI = 0.906(标准值为 0.900),比较拟合指数 CFI = 0.938(标准值为 0.900),均方根误差近似值 RMSEA = 0.049(标准值为 0.080),$P$ = 0(标准值为 0.050),验证性因素分析的适配度达到理想水平,结果可以接受,路径系数、假设检验结论分别如图 2、表 4 所示,假设 H1c、H1d、H2、H4a、H4d、H4e、H4f 通过检验支持原假设,H1a、H1b、H3a ~ H3d、H4b、H4c 没有通过检验,拒绝原假设,在此基础上,依次计算出各变量间的影响效应,如表 5 所示.

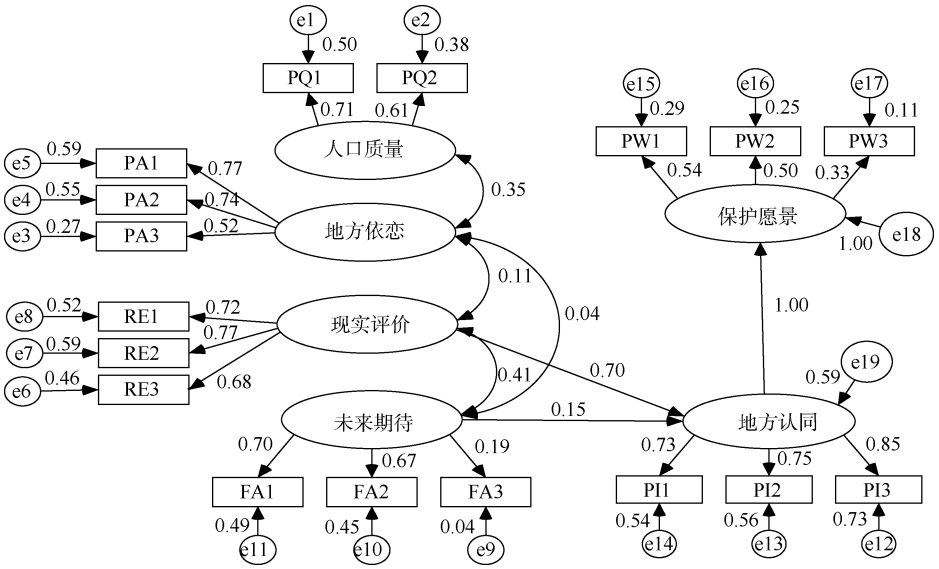



图 2　结构方程 SEM 最优模型及其标准化系数

**表 4　结构方程的路径系数、协方差值**

| 项目 | 潜在变量 | 估计值 | 标准化估计值 | 临界比率 | $P$ | 假设 | 结论 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 路径系数 | 人口素质→地方认同 | -0.011 | 0.096 | -0.145 | 0.884 | H1a | 拒绝 |
| | 地方依恋→地方认同 | 0.049 | 0.050 | 0.768 | 0.442 | H1b | 拒绝 |
| | 现实评价→地方认同 | 0.698 | 0.111 | 8.152 | 0*** | H1c | 支持 |
| | 未来愿景→地方认同 | 0.148 | 0.096 | 2.004 | 0.045** | H1d | 支持 |
| | 地方认同→保护意愿 | 0.999 | 0.102 | 8.800 | 0*** | H2 | 支持 |
| | 人口素质→保护意愿 | 0.123 | 0.106 | 1.170 | 0.242 | H3a | 拒绝 |
| | 地方依恋→保护意愿 | -0.018 | 0.100 | -0.180 | 0.857 | H3b | 拒绝 |
| | 现实评价→保护意愿 | -0.076 | 0.158 | -0.479 | 0.632 | H3c | 拒绝 |
| | 未来愿景→保护意愿 | 0.173 | 0.205 | 0.848 | 0.396 | H3d | 拒绝 |
| | 人口素质→地方依恋 | 0.328 | 0.095 | 3.469 | 0*** | H4a | 支持 |
| | 地方依恋→现实评价 | 0.190 | 0.090 | 2.119 | 0.034** | H4d | 支持 |
| | 地方依恋→未来愿景 | 0.002 | 0.027 | 0.070 | 0.944 | H4e | 拒绝 |
| 协方差 | 人口素质←→地方依恋 | 0.261 | 0.067 | 3.919 | 0*** | H4a | 支持 |
| | 人口素质←→现实评价 | 0.009 | 0.055 | 0.161 | 0.872 | H4b | 拒绝 |
| | 人口素质←→未来愿景 | -0.046 | 0.039 | -1.183 | 0.237 | H4c | 拒绝 |
| | 地方依恋←→现实评价 | 0.095 | 0.050 | 1.922 | 0.055 | H4d | 支持 |
| | 地方依恋←→未来愿景 | 0.104 | 0.036 | 2.853 | 0.004 | H4e | 支持 |
| | 现实评价←→未来愿景 | 0.168 | 0.037 | 4.590 | 0*** | H4f | 支持 |

注:*** 通过显著性水平 0.01 的检验,** 通过显著性水平 0.05 的检验,* 通过显著性水平 0.10 的检验.

**表 5 结构方程的直接效应和间接效应**

| 路径 | 直接效应 | 间接效应 | 总效应 |
|---|---|---|---|
| RE→PI | 0.698 | 0 | 0.698 |
| PI→PW | 0.999 | 0 | 0.999 |
| RE→PW | 0 | 0.697 | 0.697 |
| FA→PI | 0.148 | 0 | 0.148 |
| FA→PW | 0 | 0.147 | 0.147 |

此外,为了寻找最具有解释力的理论模型,还进行过另外 2 个竞争性模型讨论:讨论 1 是地方认同等会形成未来愿景,从而影响受众采取遗产保护意愿,但因为自由度较低,讨论 1 没有通过验证性因素分析的检验;讨论 2 是不存在递归模型,而是所有因素对遗产保护意愿都有直接影响,但讨论 2 也没有得到结构方程模型的支持,故最后还是采用了图 2 所示的原修正模型.

### 2.5 方差分析再讨论

图 2 和表 4 是结构方程路径系数结果,拒绝了原假设 H1a、H1b、H3a 和 H3b,即 PQ、PA 对 PW 和 PI 没有显著性影响;但是接受了原假设 H1c 和 H1d,即 RE 和 FA,对地方认同有影响. 人口素质和地方依恋两类指标是定类数据,而 RE、FA 和 PW 等指标是连续数据,那么是否定类数据和连续数据影响了原假设的成立或拒绝? 为解决这个问题,采用单因素方差分析的卡方检验来进一步验证假设. 方差分析又称变异数分析,由 Fisher 发明,是考察 2 个及以上样本均数的方差差别的显著性检验,运用 SPSS19.0 完成,如果其均值方差的显著性水平 $P < 0.10$,说明观测变量的变动主要是由控制变量引起的,控制变量给观测变量带来了显著影响,结果如表 6 所示.

**表 6 单因素方差分析卡方检验的 $t$ 统计值**

| 变量 | 指标代码 | PW 为了保护遗产,您完全可以接受: | | | | 结论 |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | PW1 遗产点保护完全是政府和沿岸居民的责任 | PW2 控制游客数量 | PW3 放弃水上巴士,改成岸上步行游览 | PW4 周末及黄金周,运河水上巴士涨价 | |
| PI | PI1 | 101.288*** | 73.009*** | 54.546*** | 16.259 | 显著影响, |
| | PI2 | 103.879*** | 117.933*** | 51.208*** | 17.368 | 支持 H2 |
| | PI3 | 114.140*** | 107.321*** | 39.906*** | 20.196 | |
| PQ | PQ1 | 18.879 | 17.646 | 24.523* | 40.932*** | 不显著影响, |
| | PQ2 | 15.559 | 23.476 | 18.947 | 23.476 | 拒绝 H3a |
| | PQ3 | 13.280 | 10.717 | 12.583 | 12.029 | |
| PA | PA1 | 15.918 | 10.116 | 18.537 | 16.324 | 不显著影响, |
| | PA2 | 16.840 | 21.908** | 8.312 | 14.201 | 拒绝 H3b |
| | PA3 | 13.097 | 7.637 | 8.941 | 17.565 | |
| RE | RE1 | 107.443*** | 68.892*** | 45.158*** | 31.558** | 部分显著影响, |
| | RE2 | 109.411*** | 75.687*** | 36.273*** | 28.895** | 不确定 H3c |
| | RE3 | 17.550 | 17.574 | 14.085 | 18.203 | |
| | RE4 | 44.465*** | 61.719*** | 40.968*** | 60.047*** | |
| FA | FA1 | 38.844*** | 51.730*** | 42.909*** | 29.660** | 部分显著影响, |
| | FA2 | 52.588*** | 54.614*** | 45.918*** | 30.127** | 不确定 H3d |
| | FA3 | 15.688 | 16.933 | 14.399 | 25.749* | |
| | FA4 | 14.290 | 9.833 | 18.224 | 7.816 | |
| | FA5 | 8.370 | 15.103 | 5.318 | 8.837 | |

注:*** 通过显著性水平 0.01 的检验,** 通过显著性水平 0.05 的检验,* 通过显著性水平 0.10 的检验;文字带下划线者为结构方程模型分析后的剔除项

表 6 结果显示:支持假设 H2,即地方认同(PI)对保护意愿(PW)有显著性影响;拒绝假设 H3a 和 H3b,即 PQ 和 PA 的差别,对遗产保护意愿影响不显著;部分支持假设 H3c 和 H3d,即对 RE 和 FA 的差别,对遗产保护意愿影响部分是显著的,存在地方认同这一中介变量.

## 3　讨　论

假设 H1 和 H4 得到部分支持,人口素质等 4 个因素与地方认同的关系存在一定差异. 由表 4 可知,首先,RE 和 FA 分别与 PI 的标准化路径系数是 0.698 和 0.148,并分别通过了显著性水平 0 和 0.050 的检验(即支持假设 H1c、H1d),而且系数为正,说明这两者与地方认同存在正相关,且前者更能影响地方认同;其次,人口素质与地方认同的回归系数是负值( -0.011),与理论假设不符,故舍弃;再次,地方依恋与地方认同的标准化路径系数是 0.049,$P = 0.442 > 0.100$,即假设 H1a、H1b 没有通过检验. 故认为人口素质和地方依恋分别与地方认同不存在显著的关联性. 但在表 4 的协方差中,在显著性水平 0.10 的条件下,可以看到人口素质与地方依恋、现实评价存在相互关联性,现实评价与地方依恋和未来愿景相互关联性,即支持假设 H4a、H4d、H4e、H4f.

假设 H2 得到支持,在图 2 和表 4 中,PI 与 PW 的标准化路径系数是 0.999,且在整个结构方程中系数值最大,并通过显著性水平 0 的假设,这说明地方认同对遗产保护意愿有相当显著的正向作用,即到访者对世界遗产的地方认同越高,其遗产的保护意愿会越强.

假设 H3 基本被拒绝,人口素质等 4 个因素与遗产保护意愿的直接关系不强,存在地方认同这一中介变量. 在表 4 和表 6 中,通过地方认同,人们从现实评价到世界遗产保护意愿的路径效果值为 0.697(现实评价→地方认同→保护意愿 = 0.698 × 0.999 = 0.697,如表 5 所示),从未来愿景到世界遗产保护意愿的路径效果值为 0.148(现实评价→地方认同→保护意愿 = 0.148 × 0.999 = 0.147),并通过了显著性水平检验,显示世界遗产的现实评价对保护意愿影响的敏感程强于未来愿景,这可能与个人现实功利性主导有关. 而人们从人口素质、地方依恋到世界遗产保护意愿的路径,如表 4 所示,没有通过显著性水平检验. 在表 6 中,除了年龄(PQ1)和世界遗产保护意愿(PW3 和 PW4)的卡方检验 $t = 24.523$ 和 40.932,通过显著性水平 0.05 检验,PQ 的其余指标都没有通显著性水平 0.10 检验,这说明仅不同年龄人群的遗产保护意愿是有显著差异的. 除了 PA2 和 PW2 的卡方检验 $t = 21.908$,通过显著性水平 0.05 检验,PA 所有指标的 $t$ 统计值,也都没有通过显著性检验. 故假设 H3 未能得到有效支持.

## 4　结论与启示

通过对地方认同不同维度模型的比较,确立了人口素质、地方依恋、现实评价和未来愿景 4 个因素,组成地方认同影响遗产保护意愿概念模型,以京杭大运河杭州段为案例地,借助结构方程的验证性因素分析、可靠性检验和路径分析,以及统计学的信度效度检验、单因素方差分析定量分析方法,检验地方认同对世界遗产保护意愿的影响机制,结果表明:

首先,世界遗产地到访者的人口素质提升、地方依恋增强,不会增强世界遗产保护意愿,只有到访者对遗产地的现实评价提高、未来愿景增强,产生世界遗产的地方认同,才会影响其对世界遗产的保护意愿. 究其原因,这可能受现实功利主义和破车理论的影响(破车理论即人们对美好有用的东西会让它趋于更完美,反之亦然),世界遗产保护和发展越好,世界遗产的现实体验满意度越高,人们对其地方认同越强,遗产保护意愿会更显著.

其次,人口素质、地方依恋与地方认同关系不显著,到访者对世界遗产的现实评价、未来愿景和地方依恋之间存在相互影响. 此外,在遗产保护意愿中,支持度最高的是放弃运河水上巴士改成步行沿河游览,之后是限制游客人数,随后是价格杠杆作用不明显、对世界遗产保护主体不确定.

最后,为便于更好地保护世界遗产的生态、社会和经济环境,提出一些建议:一是在地方认同的引导方面,将保护世界遗产的措施和成果尽可能多地呈现在到访者面前,引导全民认同理解这些保护措施,通过民俗、节事、博物馆等载体,增加世界遗产点的识别度,提高人们对世界遗产的现实评价,逐渐让到访者形成和巩固地方认同. 除了实景体验外,通过网络、手机、讲解和广告等媒介,增加世界遗产到访者的未来期望,比如未来有更多的世界遗产文化体验、世界遗产的环境承载力将有所提升等,引导其对世界遗产可持续利用的认同感. 二是在世界遗产保护措施方面,明确世界遗产保护责任人,通过公共关系处理,注重解释与宣传,在世界遗产间接体验、使用频率和保护主体等非价格手段方面,更新科技手段,重塑个人现实评价和未来期望,引导到访者的地方认同,合理适度利用遗产. 例如

为了保护鼓浪屿的资源与环境,自 2015 年起全岛禁用了扩音器,2017 年起限制了日承载量 5 万人次,2019 年起沿街店面禁止烧烤等多项保护措施,在这些措施实施前后,当地管委会都通过在广播、电视、网络和社交媒体公众号等多种形式,对保护措施进行解释,承诺让到访者们有更好的游览品质和现实形象,承诺在近期进行景区改造升级,得到了主客双方的认同与支持,取得良好效果.

研究仍存在不足,在地方认同与遗产保护意愿方面的量化指标方面,反映人口素质的指标仅仅从受教育程度、年龄、收入和职业等入手,还比较宽泛,未来可以选取与遗产地有关的人口素质指标,如出生地是否与遗产地有关联性等,继续探讨;此外,研究案例以京杭大运河杭州段到访者为样本,虽然样本效度信度等指标达到基本要求,但今后应当扩展到西湖等其他类型的世界遗产,进行跟踪、分地段进行调查研究,以得到更普适性的检验.

## 参 考 文 献


[1] PROSHANSKY H M, FABIAN A K, KAMINOFF R. Place-identity: physical world socialization of the self[J]. Journal of Environmental Psychology, 1983, 3(1):57 - 83.

[2] HUBBARD P, LILLEY K. Selling the past: heritage-tourism and place identity in stratford-upon-avon[J]. Geography, 2000, 85(3):221 - 232.

[3] 康保成. 日本的文化遗产保护体制、保护意识及文化遗产学学科化问题[J]. 文化遗产,2011(2):6 - 13.

[4] 吴丽敏,黄震方,王坤,等. 国内外旅游地地方依恋研究综述[J]. 热带地理,2015,35(2):275 - 283.

[5] WANG S S, CHEN J S. The influence of place identity on perceived tourism impacts[J]. Annals of Tourism Research, 2015, 52:16 - 28.

[6] KIRIAMA H O. Memory and heritage[D]. Victoria: Deakin University, 2009.

[7] 孙九霞,周一. 遗产旅游地居民的地方认同:"碉乡"符号、记忆与空间[J]. 地理研究,2015,34(12):2381 - 2394.

[8] 屈册,张朝枝. 元阳梯田原住民的遗产认同:基于话语分析的视角[J]. 旅游学刊,2016,31(7):43 - 51.

[9] 蔡天抒,袁奇峰. 以"地方文化认同"为动力的历史文化遗产保护:基于广东地方文化保育行动的实证研究[J]. 国际城市规划,2017,32(2):114 - 121.

[10] SHANNON M, MITCHELL J A. Deconstructing place identity? Impacts of a "Racino" on Elora, Ontario, Canada[J]. Journal of Rural Studies, 2012, 28(1): 38 - 48.

[11] DAVIS A. Experiential places or places of experience? Place identity and place attachment as mechanisms for creating festival environment[J]. Tourism Management, 2016, 55(8):49 - 61.

[12] WILLIAMS D R, PATTERSON M E, ROGGENBUCK J W, et al. Beyond the commodity metaphor: examining emotional and symbolic attachment to place.[J]. Leisure Sciences, 1992, 14(1):29 - 46.

[13] BRENNAN-HORLEY C, CONNELL J, GIBSON C. The parkes elvis revival festival: economic development and contested place identities in rural Australia[J]. Geographical Research, 2007, 45(1): 71 - 84.

[14] 林晓桃. 我国遗产旅游地的价值认同及其影响机制[J]. 社会科学家,2015, 217(5):89 - 94.

[15] 赵宏杰,吴必虎. 基于休闲时空涉入的地方认同模型之研究[J]. 旅游学刊, 2017, 32(3):95 - 106.

[16] HERNÁNDEZ B, HIDALGO M C , SALAZAR-LAPLACE M E, et al. Place attachment and place identity in natives and non-natives[J]. Journal of Environmental Psychology, 2007, 27(4):310 - 319.

[17] 邱宏亮. 旅游节庆意向、节庆依恋、节庆游客环境责任态度与行为:以杭州西溪花朝节为例[J]. 浙江社会科学, 2017(2):84 - 93 + 117 + 158.

[18] LEWICKA M. Place attachment, place identity, and place memory: restoring the forgotten city past[J]. Journal of Environmental Psychology, 2008, 28(3):209 - 231.

[19] CASAKIN H, HERNÁNDEZ B, RUIZ C. Place attachment and place identity in Israeli cities: the influence of city size [J]. Cities, 2015, 42(10):224 - 230.

[20] QIAN J, ZHU H. Chinese urban migrants sense of place: emotional attachment, identity formation, and place dependence in the city and community of Guangzhou[J]. Asia Pacific Viewpoint, 2014, 55(1):81 - 101.

[21] 许振晓. 世界文化景观遗产地旅游者地方依恋构成及影响因素:以西湖风景名胜区为例[J]. 杭州师范大学学报(自然科学版),2014,13(5):313 - 320.

[22] 戴旭俊,刘爱利. 地方认同的内涵维度及影响因素研究进展[J]. 地理科学进展,2019(5):662 - 674.

[23] 程娇娇,陈志钢,袁超,等.旅游企业主移民的生活满意度与地方认同关系研究:以丽江古城为例[J].浙江大学学报(理学版),2018,45(5):634 – 641.
[24] HALLAK R, BROWN G, LINDSAY N J. The place identity-performance relationship among tourism entrepreneurs: a structural equation modeling analysis[J]. Tourism Management, Elsevier Ltd, 2012, 33(1): 143 – 154.
[25] 雷秋玉.文化认同与非物质文化遗产的公法保护[J].中央民族大学学报(哲学社会科学版),2013,40(2): 97 – 103.
[26] LEWICKA M. Place attachment, place identity, and place memory: restoring the forgotten city past[J]. Journal of Environmental Psychology, 2008, 28(3): 209 – 231.
[27] BLAKE K. Colorado fourteen and the nature of place identity[J]. Geographical Review,2002,92(2): 155 – 179.
[28] 唐丽丽,朱定秀,齐先文.文化认同与旅游者忠诚关系研究:以徽州文化旅游区为例[J].华东经济管理,2015,29(11):54 – 58.
[29] 李云鹏,吕娟,万金红,等. 中国大运河水利遗产现状调查及保护策略探讨[J].水利学报,2016,47(9): 1177 – 1187.
[30] 彭敏. 基于 IPA 法的北京世界文化遗产景区游客满意度调研分析[J].首都师范大学学报(自然科学版),2018, 39(1):82 – 88.
[31] 柳红波,郭英之,李小民. 世界遗产地旅游者文化遗产态度与遗产保护行为关系研究:以嘉峪关关城景区为例[J].地理科学进展,2018, 32(1): 189 – 196.
[32] 万基财,张捷,卢韶婧,等. 九寨沟地方特征与旅游者地方依恋和环保行为倾向的关系[J].地理科学进展,2014, 33(3): 411 – 421.
[33] HIDALGO M C, HERNÁNDEZ B. Place attachment: conceptual and empirical questions[J]. Journal of Environmental Psychology, 2001, 21(3):273 – 281.
[34] LENGEN C, KISTEMANN T. Sense of place and place identity: review of neuroscientific evidence[J]. Health & Place, 2012, 18(5):1162 – 1171.
[35] 谢彦君,余志远. SEM 在中国旅游研究中的方法论应用问题[J].旅游科学,2010, 24(6): 20 – 28.

# Study on the Place Identity and the World Heritage Protection Will

## ——Taking Hangzhou Section of Beijing Hangzhou Grand Canal as an Example

QIU Ping　ZHANG Peng

(School of Management, Zhejiang Media College, Jiaxing Zhejiang　311108)

**Abstract**: The number of world heritage sites in China has risen to the top in the world. In the process of world heritage protection and utilization, in addition to objective technical means, more and more subjective emotional guidance is devoted to shage visitors´ strong sense of environmental responsibility of world heritage sites. It is in order to achieve its sustainable development. Based on structural equation model and variance analysis, this paper takes Hangzhou section of Beijing-Hangzhou grand canal as an example to explore the relationship between place identity and world heritage protection will. The results show: (1) there is a significant positive correlation between place identity and world heritage protection will. Place identity plays an intermediary role between realistic evaluation, future aspiration and heritage protection intention. (2) Population quality, place attachment and place identity are not significantly correlated, but place attachment and realistic evaluation, future aspiration and other factors have mutual influence. (3) In terms of protection will, visitors are more inclined to abandon ship to visit the Beijing-Hangzhou grand canal along the route, rather than restrict people coming, price lever regulation and other measures. The protection measures and achievements of world heritage sites are presented through multiple channels, so as to improve the realistic evaluation and future aspiration of visitors and form strong place identity, which is conducive to enhancing the protection will.

**Keywords**: place identity; world heritage; protection will; future aspiration; Beijing-Hangzhou Grand Canal