

引用格式: 黄元, 赵正, 杨洁, 等. 个体环境态度对城市森林感知和满意度的影响[J]. 资源科学, 2019, 41(9): 1747-1757. [Huang Y, Zhao Z, Yang J, et al. Impact of individuals' environmental attitude on the perception and satisfaction of urban forest[J]. Resources Science, 2019, 41(9): 1747-1757.] DOI: 10.18402/resci.2019.09.15

个体环境态度对城市森林感知和满意度的影响

黄元¹, 赵正², 杨洁¹, 段梦姣¹, 温亚利¹

(1. 北京林业大学经济管理学院, 北京 100083; 2. 上海师范大学旅游学院, 上海 200234)

摘要:城市森林能够为现代城市提供种类丰富的功能服务,是现代城市可持续发展的重要组成部分。在生态优先的新时代背景下,市民的环境态度对城市森林感知和满意度的影响研究对现代城市森林的建设具有十分重要的指导意义。本文在参考现有理论的基础上,构建环境信念、环境情感和环境关注度3个维度的环境态度对双向的城市森林感知和满意的理论作用模型,并通过结构方程模型进行实证。研究结果表明:环境信念对环境情感有正向显著影响;环境情感对城市森林正向感知有正向显著影响,对城市森林负向感知有负向显著影响,对环境关注度有正向显著影响;环境关注度对双向城市森林感知有正向显著影响;城市森林正向感知对城市森林满意度有正向显著影响;环境关注度在环境情感对城市森林正向感知路径中存在中介效应,在环境情感对城市森林负向感知路径中存在遮掩效应。本文旨在进一步完善现有的环境态度、环境感知与满意度的理论体系,并为现代城市森林建设体系优化提供科学合理的参考。

关键词:环境态度;城市森林;感知;满意度;中介效应;SEM

DOI: 10.18402/resci.2019.09.15

1 引言

“城市森林”的概念起源于20世纪60年代的北美,发展至今已有50多年的历史。自“城市森林”概念提出以来,国内外已有不少学者对其概念内涵以及相关范围界定从多个角度进行了深入探讨^[1,2]。大体来说,对于城市森林的定义可有广义与狭义之分,广义范围下的城市森林是包含了城市区域内的乔木、灌木和草本植物等所有绿色植被及其生境的总和,可理解为城市的公共绿色区域,具体包括公园、街道绿地、水域等服务于城市居民的可供游憩的区域^[3,4];狭义上更强调森林成分本身,指在城市区域内或者靠近城市区域的达到一定面积且以乔木为主的林地,如城市森林公园、城郊森林等^[5-7]。城市森林因其能够对城市提供种类丰富的功能服务,尤其是出色的生态功能服务而受到众多城市生态学者关注^[8],且随着城市可持续发展概念的提出,

大部分学者对于城市森林的研究更偏向于广义范围下的城市森林,多数研究集中于城市森林给城市带来的生态效益评估^[9],以及游憩、康养、观赏等多种服务功能价值评价^[10-13]。这类价值体现的研究基本上都属于城市森林的正向感知范畴,然而由于现阶段大部分城市的城市森林建设体系以及配套措施尚未完善,居民对于城市森林的感知并非只有正向部分,往往还伴随着一些负向方面的感知,诸如“夏天蚊虫变多”“行道树太茂盛了妨碍行车”等抱怨并不少见,但是目前关于城市森林负向感知的相关研究还比较缺乏,尤其是从城市居民的个体环境态度视角去探讨其对于城市森林的双向感知以及满意度的相关研究,仍存在较多空缺,不利于对现有的城市森林建设体系进行优化。

因此,本文在参考国内外环境态度、感知与满意度相关理论的基础上,根据城市森林的感知特

收稿日期: 2019-03-12; 修订日期: 2019-05-27

基金项目: 北京市园林绿化法治进程和效果监测研究项目(20180531); 北京市社会科学基金项目(18GLC054)。

作者简介: 黄元,女,广西南宁人,博士研究生,研究方向为区域可持续发展与人文地理。E-mail: huangyuanhyhy@bjfu.edu.cn

通讯作者: 温亚利,男,黑龙江绥化人,教授,博士生导师,研究方向为自然资源与环境经济。E-mail: wenyali2003@163.com

点,重新构建了包含环境情感、环境信念与环境关注度3个维度的个体环境态度对双方向城市森林感知和满意度的作用理论模型,并选择首都北京市作为调研地点,利用结构方程模型(Structural Equation Modeling, SEM)对新构建的理论模型进行实证研究。本文的研究结果同时具有学术价值和现实意义,进一步丰富完善了现有的环境态度、环境感知与满意度的理论体系,并有助于为城市森林建设体系优化提供科学合理的参考。

2 概念界定与理论模型构建

2.1 环境态度

在以往的研究中,关于环境态度一词的概念界定往往较为模糊,不同学者通常会有不同的定义,由于语义相近,环境态度经常与环境意识、环境关心等词混用^[14]。并且,由于定义上的不明确,目前关于环境态度的测度指标尚未形成统一的标准。前期对于环境态度的研究还有不少学者将行为维度也归纳其中,但研究发展到现在,行为维度已经渐渐被从环境态度定义中剔除,更为普遍认可的是将环境态度定义为一种心理倾向^[15,16]。本文在参考目前使用较为广泛的Schultz等对环境态度的定义基础上^[17],将环境态度解构为3个维度,分别定义为个体对与环境有关的活动与问题所持有的环境情感、环境信念与环境关注度。

环境情感(Environmental Affection)参考王建明^[18]的定义,在本文中指个体对于自然环境问题或是环境行为所产生的某种情绪体验,可以是积极的(如愉快、喜爱等),也可以是消极的(如厌恶、气愤等)。环境信念(Environmental Beliefs)参考Dunlap^[19]的定义,指个体对于人与自然之间关系的认识,是一种环境世界观。环境关注度(Environmental Concern)则定义为个体对于环境问题或是环境行为的关心程度。

2.2 环境感知与环境满意度

环境感知(Environmental Perception)根据以往的研究,有广义与狭义之分,广义指的是周围环境在个体的脑海中所形成的映像(Image),狭义指环境的质量给个体所带来的感觉^[20]。本文所使用的是环境感知狭义的引申,指某种特定情境下的环境对个体自身所带来的好处或者坏处的感知,即个体对

于城市森林这个特定环境所带来的好处或是坏处的感知强弱程度,分为正向城市森林感知以及负向城市森林感知2个类别。环境满意度(Environmental Satisfaction)则定义为个体对于自身周围的某种特定环境建设现状满意程度,即对城市森林建设现状的满意程度。

2.3 理论模型构建

一般来说,个体的世界观往往会对其思想以至行为产生某种世界观框架下的规范,独立不受外界影响的个体很难摆脱这种世界观的心理控制^[21]。进一步来说,一个人对于人与自然之间关系的认识,即环境信念,往往会影响到自身对于自然环境的情绪,即环境情感。当个体对于自然环境问题或是环境行为所产生的环境情感较为强烈时,会变得对周围环境更加敏感,即环境关注度会增加,对某种特定环境的感知在一定程度上也会增加,即环境关注度变量在环境情感对环境感知的影响中可能起到了中介的作用。由于本文将城市森林感知分为了正、反2个方向,在这里需要分别进行分析:当个体对于自然环境越是喜爱,则其越是容易发现自然的美好,同时,对自然所带来的负面影响容忍阈值也越高,比如炎热夏季的蝉鸣声,在喜爱大自然的人眼中可能是美妙的乐章,但在环境情感比较薄弱的人眼里就是难以忍受的噪音。此前已有相关研究表明,个体对于自身周围环境的建设现状满意程度与感知价值呈正相关^[22,23],因此,基于上述分析,本文提出以下假说:H1:环境信念对环境情感有正向影响;H2a:环境情感对城市森林正向感知有正向影响;H2b:环境情感对城市森林负向感知有负向影响;H3:环境情感对环境关注度有正向影响;H4a:环境关注度对城市森林正向感知有正向影响;H4b:环境关注度对城市森林负向感知有正向影响;H5a:城市森林正向感知对城市森林环境满意度有正向影响;H5b:城市森林负向感知对城市森林环境满意度有负向影响;H6:环境关注度在环境情感对双方向城市森林感知的影响中皆存在中介作用。

根据提出的研究假说,本文所构建理论模型如图1所示。由于现有的一些涉及到环境态度、感知和满意度的理论模型,如“价值-信念-规范”(Value-belief-norm, VBN)理论、环境价值观-态度系统模型

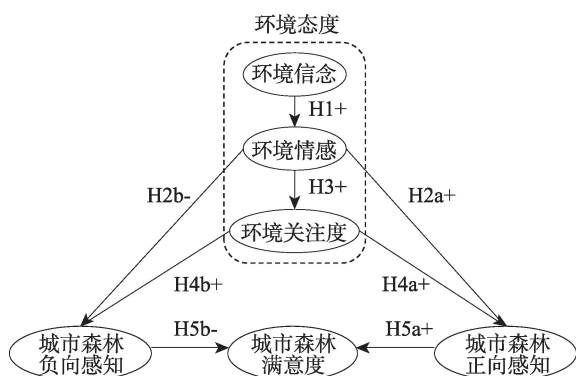


图1 “态度-感知-满意度”模型

Figure 1 “Attitude-Perception-Satisfaction” model

(Environmental Value-attitude-system Model)等,大多都包含了行为变量,不适合直接引用于本文,且由于不同学者对于环境态度的不同定义,这些理论模型之间的设定存在一定的交叉重叠性,需要进一步整合提炼。因此,本文参考了VBN模型的环境价值观与环境信念部分,以及环境价值观-态度系统模型的感知部分,将这2个模型因果路径中作为最终结果的“行为”变量替换成“满意度”变量,并根据本文的研究内容,参考国内一些相关研究成果^[14,22,23]进行调整,构建了包含3个维度的个体环境态度对双向的城市森林感知和满意度的作用理论模型。在本文中,环境态度变量包含了3个维度,分别对应概念模型中的环境情感、环境信念和环境关注度3个变量。本文中的环境态度指的是个体针对一般性的环境所持有的心理倾向,并非针对某种特殊环境才会体现的心理倾向,而环境感知与满意度则具体到针对城市森林这一特定的环境,也就是说,本文是从一般性到特殊的过渡过程,即针对一般性的个体环境态度对于城市森林的感知以及满意度的影响研究。由以上分析可知,环境态度与城市森林感知和满意度之间存在较为复杂的关系,而传统的计量方法在处理无法直接测量的自变量情况时,存在一定的局限性,因此本文采用可以同时处理潜变量及其测量指标的结构方程模型对该理论模型进行实证。

3 问卷设计与数据来源

3.1 问卷设计

问卷设计主要包含6个部分,分别对应需要测度的环境关注度、环境情感、环境信念、城市森林正

向感知、城市森林负向感知与城市森林满意度6个变量。一般来说,问卷的可靠性与量表测度点数呈正比,但有研究表明,通常情况下,一般人很难对5级以上的量表设计进行清晰的辨别^[24],因此,本文的问卷设计除去个人信息部分,全部采用5级李克特量表测度,让受访者根据自己实际情况分别打分赋值,“1、2、3、4、5”分别表示“非常不同意、比较不同意、一般、比较同意、非常同意”;在满意度部分,“1、2、3、4、5”分别表示“非常不满意、比较不满意、一般、比较满意、非常满意”。

本文量表的设计在参考和借鉴国内外已有研究的成熟量表基础上,结合了实地居民访谈和专家咨询的结果。如表1所示,环境情感部分主要参考了Chan^[25]和孙岩^[26]的量表设计,共计4个测量题项。环境信念部分主要借鉴了NEP模型^[19],并在参考洪大用^[27]对该量表中国化的一些建议基础上,修改了原英文模型中的一些非本土化表达;同时,考虑到原模型中反向题的表达在理解上可能会造成一定困难,从而有增加测度结果系统误差的风险,因此,本文在参考一些学者对NEP量表修改的研究设计上^[28,29],将反向题调整为更符合大众理解的正向题;本部分共计13个题项。环境关注度部分主要参考近年来一些社交媒体、电视网络、报纸等传媒上所提及的环境热点问题,自行设计了8个题项。正向城市森林感知部分,主要参考了城市森林生态效益与服务功能价值的相关文献^[8-13],自行设计了6个题项。负向城市森林感知部分,主要根据与居民的开放式访谈“您觉得目前北京市的城市森林建设有哪些负面影响?”得到的反馈,自行设计了8个题项。城市森林满意度部分,采用分区域的提问满意度的方式,自行设计了6个题项。

由于本次研究的量表中存在不少自行设计的新题型,且考虑到量表中多个影响因子之间可能存在多重共线性的问题,需要对各个测量变量进行探索性因子分析(Exploratory Factor Analysis, EFA)。初始题项共计45个,依据因子载荷小于0.5或同时在2个主成分中载荷大于0.4予以删除原则^[30],去掉13个题项。由表1可知,6个变量的KMO值都大于0.7,说明适合进行因子分析,且所有变量的Bartlett球形度检验P值均在0.000水平上显著,拒绝零假设,可认为本次设计的量表各部分建构效度良好。

表1 探索性因子分析

Table 1 Exploratory factor analysis

| 变量及测量题项 | 因子载荷 | KMO | Bartlett | 变量及测量题项 | 因子载荷 | KMO | Bartlett |
|------------------------------|-------|-------|----------|-------------------------|-------|-------|----------|
| 环境情感(EE) | | 0.833 | 0.000 | 环境信念(EB) | | 0.881 | 0.000 |
| 如果我浪费了资源或污染了环境,我会感到很内疚(EE1) | 0.914 | | | 人类的毫无节制会使得地球变得无法居住(EB1) | 0.758 | | |
| 我非常喜爱自然,对自然很感兴趣(EE2) | 0.924 | | | 地球上所有一切生物都是平等的(EB2) | 0.922 | | |
| 媒体报道的环境问题常常让我非常愤怒(EE3) | 0.900 | | | 人类要与大自然和谐相处(EB3) | 0.919 | | |
| 如果我做到了节约资源与保护环境,我会感到很愉快(EE4) | 0.917 | | | 人类不能为了满足自身的需要而改变自然(EB4) | 0.903 | | |
| | | | | 动物和植物与人类有同样的生存权利(EB5) | 0.893 | | |
| 城市森林正向感知(GP) | | 0.896 | 0.000 | 环境关注度(EA) | | 0.856 | 0.000 |
| 为野生动物提供活动空间/生物基因保存(GP1) | 0.750 | | | PM2.5浓度变化(EA1) | 0.752 | | |
| 固碳放氧,调节小气候(GP2) | 0.870 | | | 古树名木破坏行为(EA2) | 0.837 | | |
| 缓解城市热岛效应(GP3) | 0.896 | | | 违法放生动物(EA3) | 0.818 | | |
| 吸收有害物质,净化空气、水体和土壤(GP4) | 0.875 | | | 绿地被占用和破坏行为(EA4) | 0.856 | | |
| 保育土壤,涵养水源,减轻城市内涝(GP5) | 0.870 | | | 污水乱排放行为(EA5) | 0.859 | | |
| 美化城市景观(GP6) | 0.754 | | | 极端天气现象(EA6) | 0.799 | | |
| 城市森林负向感知(BP) | | 0.876 | 0.000 | 城市森林满意度(FS) | | 0.840 | 0.000 |
| 挤占城市建设用地(BP1) | 0.833 | | | 二环以内(FS1) | 0.822 | | |
| 增加城市犯罪(BP2) | 0.893 | | | 二环到三环(FS2) | 0.893 | | |
| 影响城市交通安全(BP3) | 0.923 | | | 三环到四环(FS3) | 0.911 | | |
| 外来物种入侵(BP4) | 0.868 | | | 四环到五环(FS4) | 0.893 | | |
| 动物/昆虫叫声产生噪音(BP5) | 0.718 | | | 五环到六环(FS5) | 0.867 | | |
| | | | | 六环以外(FS6) | 0.710 | | |

3.2 数据来源与样本描述

本文数据采用实地问卷调查的搜集方式,于2018年7—11月在北京市市区进行分层随机抽样调查,首先在空间位置上按照城区进行分组,然后在每个城区内随机选取公园、小区绿地、商业广场等人流量较大的区域进行问卷发放,并对每个城区的问卷数量进行控制,使最后回收的问卷样本基本平均分布于每个城区。所有参与调研的人员皆经过问卷培训,可以现场回答受访者关于问卷问题的疑问,以保证数据的真实有效。在该调研时间段内共发放问卷731份,剔除掉填写不完整以及所有选项打分一致的无效问卷后还剩629份,有效率为86.05%。结构方程模型的使用要求模型样本量应大于200,且与观测变量的比例应至少在10:1以上^[31,32]。本文共有6个变量,包含32个最终题项,共629个样本,满足结构方程模型的样本要求。

表2为本次调研的样本组成基本情况。由表2

可知,本次调研样本在性别组成上女性稍多于男性;在年龄组成上,18~29岁的年轻人最多,其次是30~39岁年龄段的人群,说明2个年龄段的人群可能会对环境问题更感兴趣;在收入组成部分,超过一半样本人群的月均可支配收入在4000元及以下,有近1/3的样本人群月均可支配收入在4001~8000元之间;在教育程度组成上,以高中以及大专学历为主;在职业组成上,工作人群主要以公司职员和事业单位职员为主;参与调研的大部分样本人群已婚,未婚部分主要以学生为主;其中,有76.41%的样本人群对自身的健康状况比较满意。

4 结果及分析

4.1 信度与效度检验

4.1.1 信度检验

本文采用应用较为广泛的量表内部一致性系数(Cronbach α)作为信度检验的标准。一般来说,Cronbach $\alpha < 0.35$ 时说明该量表信度较低; $0.35 \leq$

表2 样本基本情况

Table 2 Demographic and social characteristics of the respondents

| 变量 | 类别 | 百分比/% | 变量 | 类别 | 百分比/% |
|------|-------------|-------------|------|-----------|-------|
| 性别 | 男 | 45.31 | 职业 | 务农 | 8.31 |
| | 女 | 54.69 | | 务工 | 5.90 |
| 年龄 | ≤ 17 | 8.85 | | 公司职员 | 18.50 |
| | 18~29 | 23.86 | | 事业单位职员 | 12.33 |
| | 30~39 | 19.03 | | 公务员 | 4.29 |
| | 40~49 | 14.48 | | 个体经营/自主创业 | 5.90 |
| | 50~59 | 17.16 | | 自由职业 | 6.17 |
| | ≥ 60 | 16.62 | | 学生 | 15.55 |
| | 月均可支配收入/元 | ≤ 4000 | | 退休 | 16.36 |
| | | 4001~8000 | | 现役军人 | 1.61 |
| | | 8001~12000 | | 其他 | 2.68 |
| | | 12001~16000 | | 无业 | 2.41 |
| | | 16001~20000 | 婚姻状况 | 未婚 | 28.42 |
| | | 20001~24000 | | 已婚 | 67.29 |
| | | 24001~28000 | | 其他 | 4.29 |
| | | 28001~32000 | 健康状况 | 非常差 | 0.54 |
| 教育程度 | 32001~36000 | 0.54 | | 比较差 | 2.68 |
| | >36000 | 0.27 | | 一般 | 20.38 |
| | 小学及以下 | 3.75 | | 比较好 | 45.58 |
| | 初中(中专) | 30.56 | | 非常好 | 30.83 |
| | 高中(大专) | 41.02 | | | |
| | 本科 | 21.98 | | | |
| | 硕士及以上 | 2.68 | | | |

Cronbach $\alpha < 0.70$ 则说明量表属于中等信度; Cronbach $\alpha > 0.70$ 则说明该量表具有高信度^[33]。本次研究所设计的量表总体信度为 0.853, 各变量的 Cronbach α 也都大于 0.80, 且删去任何一题项, 各变量以及总体 Cronbach α 也没有显著提高, 说明整个量表达到较高信度, 符合模型运算要求。

4.1.2 效度检验

本文的量表是在借鉴了国内外学者的研究基础上, 并经专家讨论的结果, 因此具有良好的内容效度和表面效度。通过验证性因子分析对该量表进行检验(表 3), 所有观测变量的标准化载荷都大于 0.5, 说明各观测变量对于相应潜变量解释良好; 各潜变量组合信度(CR)都在 0.8 以上, 远大于标准值 0.6, 说明测量模型具有较高内部一致性; 平均方差提取值(AVE)皆大于 0.5, 说明量表收敛效度良好, 满足要求; 在区分效度上, 各潜变量的 AVE 开根号值皆大于其与其他潜变量的相关系数, 说明各个

潜变量之间具有良好的区分性。综合来看, 量表具有较好的效度。

4.2 结构方程模型构建与修正

4.2.1 模型拟合检验与修正

在确认量表具有较高信度与效度的基础上, 对构建的结构方程模型利用最大似然法进行拟合, 在保证理论可行的基础上, 依据 MI(Modification Indices)值对初始模型进行修正, 通过对 MI 值大于 10 的残差构建共变关系使模型的设置更为合理。最终的拟合结果详见图 2, 图中的路径系数皆为标准化参数。由于模型的卡方值(χ^2)受样本量影响较大, 因此本文在参考温忠麟等^[34]、Marsh^[35]等学者的研究基础上, 选取了 χ^2/DF 、RAMSEA、SRMR、GFI、AGFI、NFI、CFI、IFI、PGFI、PCFI 作为拟合优度的评价指标。由表 4 可知, 绝对拟合指标、增量拟合指标以及精简拟合指标中, 除 GFI 与 AGFI 接近 0.9 的临界值外, 其余指数皆达到要求, 这在结构方程模型中

表3 验证性因子分析

Table 3 Confirmatory factor analysis

| 潜变量 | 观测变量 | 标准化载荷 | 组合信度 | 平均方差提取值 | 潜变量 | 观测变量 | 标准化载荷 | 组合信度 | 平均方差提取值 | | |
|-----|------|-------|-------|---------|-----|-------|-------|-------|---------|----|-----|
| EE | EE1 | 0.907 | 0.925 | 0.756 | EB | EB1 | 0.682 | 0.924 | 0.710 | | |
| | EE2 | 0.919 | | | | EB2 | 0.913 | | | | |
| | EE3 | 0.808 | | | | EB3 | 0.908 | | | | |
| | EE4 | 0.840 | | | | EB4 | 0.852 | | | | |
| GP | GP1 | 0.659 | 0.909 | 0.627 | | EB5 | 0.836 | | | EA | EA1 |
| | GP2 | 0.833 | | | EA2 | 0.660 | | | | | |
| | GP3 | 0.901 | | | EA3 | 0.666 | | | | | |
| | GP4 | 0.825 | | | EA4 | 0.879 | | | | | |
| | GP5 | 0.844 | | | EA5 | 0.883 | | | | | |
| | GP6 | 0.657 | | | EA6 | 0.782 | | | | | |
| BP | BP1 | 0.776 | 0.902 | 0.653 | FS | FS1 | 0.833 | 0.909 | 0.632 | | |
| | BP2 | 0.865 | | | | FS2 | 0.926 | | | | |
| | BP3 | 0.933 | | | | FS3 | 0.966 | | | | |
| | BP4 | 0.605 | | | | FS4 | 0.760 | | | | |
| | BP5 | 0.824 | | | | FS5 | 0.689 | | | | |
| | | | | | | FS6 | 0.507 | | | | |

是可以接受的^[36],综合来看,基本达到要求,模型整体拟合效果良好。

4.2.2 假说检验

结构方程模型包括2个部分模型:一是结构模型,用来描述潜在自变量与潜在因变量之间的因果关系,在本文中,作为因的潜在自变量为环境信念、环境情感、环境关注度、城市森林正向感知和城市森林负向感知,作为果的潜在因变量为环境情感、环境关注度、城市森林正向感知、城市森林负向感知和城市森林满意度。二是测量模型,用来描述潜变量与显变量(观测变量)之间的线性关系。本文的结构模型路径系数检验结果详见表5,环境信念对环境情感有正向显著影响,假说H1得到验证;环境情感对环境关注度有正向显著影响,假说H3得到验证;环境情感对城市森林正向感知有正向显著影响,假说H2a得到验证;环境情感对城市森林负向感知有负向显著影响,假说H2b得到验证;环境关注度对城市森林负向感知有正向显著影响,假说H4b得到验证;环境关注度对城市森林正向感知有正向显著影响,假说H4a得到验证;城市森林正向感知对城市森林满意度有正向显著影响,假说H5a得到验证;城市森林负向感知对城市森林满意度有正

向影响的假说未能够通过显著性检验,假说H5b未能得到验证,说明城市森林负向感知对城市森林满意度并没有直接影响。

4.2.3 中介效应检验

尽管近年来有部分学者对于用逐步检验法检验中介效应提出质疑^[37],提倡使用Bootstrap法直接检验系数乘积,但温忠麟^[38]随后指出,如果用逐步法进行检验得到显著的结果,则逐步法的检验结果甚至优于Bootstrap法。因此,本文将环境关注度设为环境情感对双方向城市森林感知的中介变量,将首先按照逐步检验法进行中介效应检验,根据结果显著情况再进一步判断是否需要进一步进行Bootstrap法检验,检验步骤如下:①检验自变量环境情感对因变量双方向城市森林感知的路径系数是否显著;②检验自变量环境情感对于中介变量环境关注度的路径系数是否显著;③检验中介变量环境关注度对因变量双方向城市森林感知是否显著;④检验自变量环境情感同时作用于中介变量环境关注度与因变量双方向城市森林感知的路径系数是否显著。如果前边3步的路径系数都显著则继续进行第4步的检验,否则停止检验,说明模型中的自变量对因变量的间接效应不明显。

2019年9月

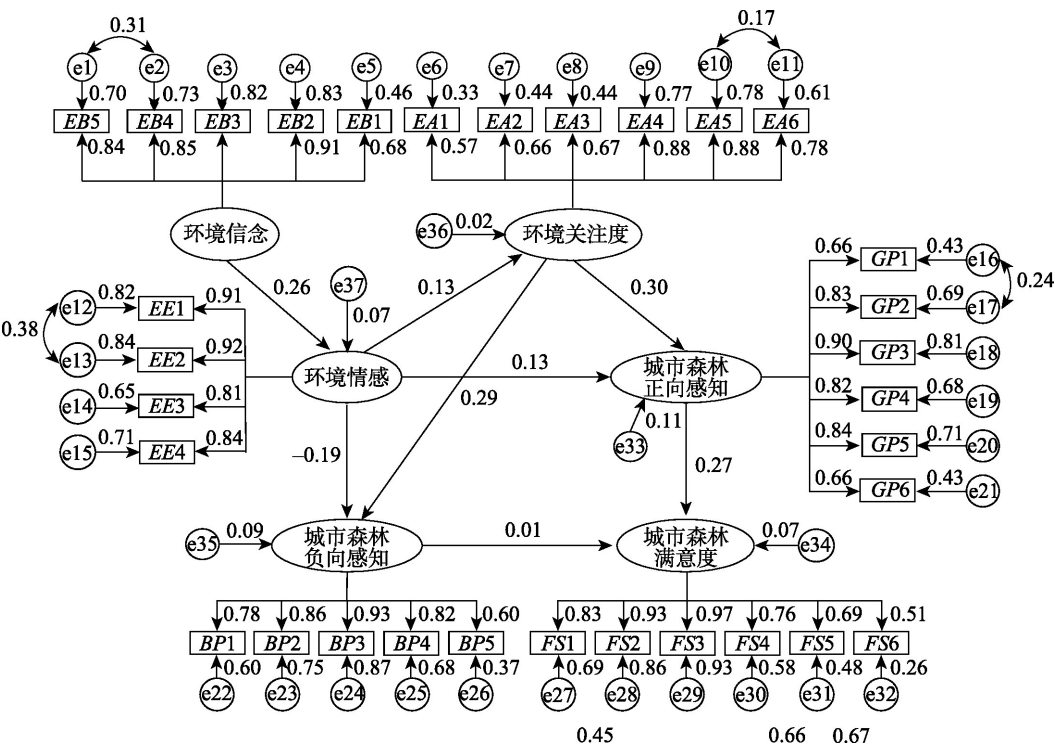


图2 结构方程模型模拟结果

Figure 2 Fitting results of the structural equation model

表4 结构方程模型拟合指数

Table 4 Fitting indices of the structural equation model

| 拟合指标 | 绝对拟合指标 | | | | 增量拟合指标 | | | 精简拟合指标 | | | |
|------|---------------------|--------|-------|-------|--------|-------|-------|--------|-------|-------|-------|
| | χ^2/DF | RAMSEA | SRMR | GFI | AGFI | NFI | CFI | IFI | PGFI | PNFI | PCFI |
| 参考 | $1 < \chi^2/DF < 3$ | <0.08 | <0.08 | >0.9 | >0.9 | >0.9 | >0.9 | >0.9 | >0.5 | >0.5 | >0.5 |
| 实际 | 1.691 | 0.044 | 0.058 | 0.888 | 0.865 | 0.924 | 0.967 | 0.967 | 0.735 | 0.814 | 0.852 |

表5 结构模型标准化路径系数检验

Table 5 Test of standardized path coefficients for the structural equation model

| 潜变量因果关系 | | | 标准化系数 | 非标准化系数 | S.E. | C.R. | P |
|----------|---|----------|--------|--------|-------|-------|-------|
| 环境情感 | ← | 环境信念 | 0.256 | 0.301 | 0.067 | 4.507 | *** |
| 环境关注度 | ← | 环境情感 | 0.129 | 0.087 | 0.041 | 2.139 | ** |
| 城市森林正向感知 | ← | 环境情感 | 0.133 | 0.075 | 0.032 | 2.325 | ** |
| 城市森林负向感知 | ← | 环境情感 | -0.189 | 0.463 | 0.062 | -3.34 | *** |
| 城市森林负向感知 | ← | 环境关注度 | 0.286 | 0.248 | 0.098 | 4.705 | *** |
| 城市森林正向感知 | ← | 环境关注度 | 0.298 | -0.207 | 0.052 | 4.738 | *** |
| 城市森林满意度 | ← | 城市森林正向感知 | 0.267 | 0.31 | 0.068 | 4.549 | *** |
| 城市森林满意度 | ← | 城市森林负向感知 | 0.014 | 0.008 | 0.032 | 0.264 | 0.792 |

注：*表示 $P < 0.1$ ；**表示 $P < 0.05$ ；***表示 $P < 0.01$ 。

本文根据上述步骤进行中介效应检验(图3)，并报告各潜变量之间的直接效应、间接效应与总效应(表6)。在“环境情感→环境关注度→城市森林

正向感知”路径中，环境关注度的中介效应即为环境情感对城市森林正向感知的间接效应，由图3可知，4个步骤的路径系数都显著，环境关注度对“环

境情感→城市森林正向感知”的中介效应假说得到验证;在“环境情感→环境关注度→城市森林负向感知”路径中,环境关注度的中介效应即为环境情感对城市森林负向感知的间接效应,由图3可知,4个步骤的路径系数都显著,环境关注度对“环境情感→城市森林负向感知”的中介效应假说得到验证,至此,假说H6得到全部验证。

5 讨论与结论

本文的9个初始假说除去H5b以外均已得到验证。首先,环境信念作为整个理论模型最初始的因对环境情感有直接的正向显著作用;其次,环境情感再作为因直接对双方向的城市森林感知有显著影响,同时又通过中介变量环境关注度对双方向城市森林感知起作用;最后,城市森林正向感知对城市森林的满意度有直接正向显著影响。由于假说H5b未通过显著性检验,说明城市森林负向感知对城市森林满意度没有直接的影响,通过路径系数的估计结果可知(图3),环境情感对于城市森林正向

感知与负向感知的作用大小近似相等,也就是说,假设个体拥有强烈的环境情感,即更倾向于生态中心主义,其对于城市森林正向感知与负向感知的强度近似相同,都处于一个较高的水平,尽管此时个体意识到了城市森林带来的较强负面影响,但同样强度的负面影响与正面影响在个体心理环境中所占的权重不一致,即倾向于生态中心主义的个体更在意正向感知的结果,负向感知的路径系数过低导致了结果不显著。从问卷设置的题项里可以看出,正向感知多为生态效益方面,而城市森林的生态效益会直接对个人健康产生影响,由此可见,相比于城市森林带来的一些负面影响的抱怨,倾向于生态中心主义的个体还是更在意城市森林所带来的正面影响,因此,在本文的结果中,城市森林正向感知对城市森林满意度有直接的正向显著影响。

在中介效应部分,环境情感对城市森林负向感知有直接的负向显著影响,即倾向于生态中心主义的个体会对城市森林负向影响有较高的容忍度,也

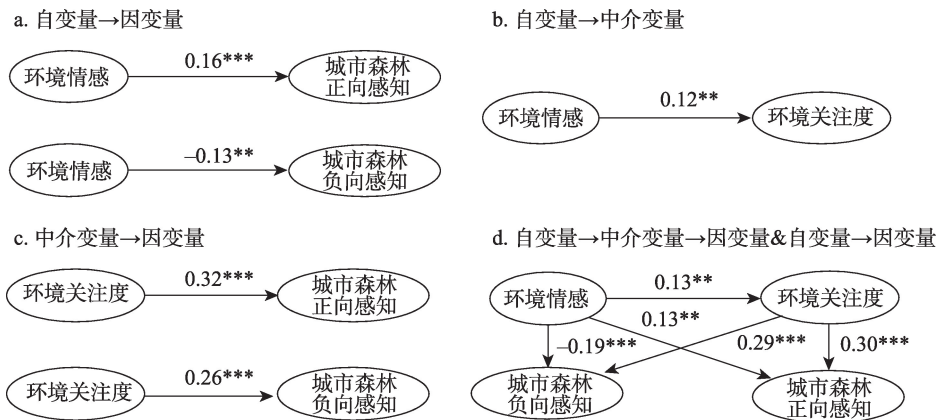


图3 中介效应检验

Figure 3 Test of mediating effect

表6 多重效应标准化结果

Table 6 Standardized results of multiple effects

| 潜变量因果关系 | 直接效应 | 间接效应 | 总效应 | 间接效应/总效应 |
|------------------|--------|-------|--------|----------|
| 城市森林正向感知 ← 环境情感 | 0.133 | 0.038 | 0.171 | 0.222 |
| 城市森林负向感知 ← 环境情感 | -0.189 | 0.037 | -0.152 | 0.243 |
| 环境关注度 ← 环境情感 | 0.129 | - | 0.129 | - |
| 城市森林负向感知 ← 环境关注度 | 0.286 | - | 0.286 | - |
| 城市森林正向感知 ← 环境关注度 | 0.298 | - | 0.298 | - |

2019年9月

就是说,个体越偏好于生态,则其对于城市森林的负向感知越弱。对比环境情感对双方向城市森林感知的间接效应,可以发现环境关注度在这2个路径中的中介效应强度近似一致,这说明了环境关注度对双方向的城市森林感知产生的关注力基本相等。在城市森林正向感知的路径中,环境关注度的中介效应与环境情感的直接效应正负符号一致,即此时环境关注度的中介效应对总效应起到了一个加强的作用,这属于较为常见的中介效应;在城市森林负向感知的路径中,环境关注度的中介效应符号为正,而环境情感的直接效应符号为负,此时环境关注度的中介效应对总效应起到了一个抵消的作用,在国内外已有相关研究中,这种特殊的效应被称为遮掩效应(Suppressing Effects)^[39-41]。在遮掩效应中,直接效应与间接效应的符号相反,自变量单独对因变量回归时的路径系数实际上是被“遮掩”过的结果,比如本文的环境情感对城市森林负向感知单独回归时的路径系数为 $-0.13(P<0.05)$,这是被环境关注度正效应“遮掩”过的值,当加入中介变量环境关注度后,环境情感对城市森林负向感知的路径系数变为 $-0.19(P<0.01)$,并且变得更为显著,剥离了被“遮掩”的正效应部分,此时环境情感对城市森林负向感知的路径系数才是更接近真实的结果。在本文中,遮掩效应体现在环境情感对城市森林负向感知中,比如夏天的蝉鸣,环境情感丰富的个体从情感上来说心情愉悦的,而这种丰富的环境情感会使其更关注周围环境,但若是增强其对于蝉鸣的关注程度,将会无限放大这种声音,使接受主体感到厌烦,即负向感知增强。遮掩效应的存在往往使得变量之间的关系陷入悖论的领域,国内外现在关于遮掩效应的研究并不多见,今后关于中介效应的研究,可在遮掩效应方面进行更深入的探讨。

基于以上分析,本文提出几点建议:(1)在现有基础上进一步加强环境教育,科普宣传等,有助于提升个体环境情感,从而增加其对城市森林的正向感知与满意度;(2)在负向感知方面,建议定期修剪道路两旁树枝,遇到大风等破坏性较强天气需要及时清理被破坏的树木,防止造成交通隐患;(3)在正向感知方面,受访者更在意城市森林的缓解热岛效

应服务功能,建议在科普宣传中着重突出这一点,有利于增强个体对于城市森林的正向感知。

参考文献(References):

- [1] Gobster P H. The urban savanna: Reuniting ecological preference and function[J]. Restoration & Management Notes, 1994, 12(1): 64-71.
- [2] 王木林, 缪荣兴. 城市森林的成分及其类型[J]. 林业科学研究, 1997, 10(5): 531-536. [Wang M L, Miao R X. The components of urban forestry and its types[J]. Forest Research, 1997, 10(5): 531-536.]
- [3] 韩明臣. 城市森林保健功能指数评价研究[D]. 北京: 中国林业科学研究院, 2011. [Han M C. Research on Composite Evaluation Index of Urban Forest Health Effects[D]. Beijing: Chinese Academy of Forestry, 2011.]
- [4] 朱俊. 中国城市森林学理论与实证研究[D]. 上海: 复旦大学, 2004. [Zhu J. Theory and Empirical Study of Urban Forestry in China[D]. Shanghai: Fudan University, 2004.]
- [5] Rowntree R A. Ecology of the urban forest: Introduction to part I [J]. Urban Ecology, 1986, 9(3): 229-243.
- [6] Rowntree R A. Ecology of the urban forest: Introduction to part III [J]. Landscape & Urban Planning, 1988, 15(1): 1-10.
- [7] Miller R W. Urban Forestry: Planning and Managing Urban Greenspaces[M]. New Jersey: Prentice Hall, 1996.
- [8] 张波, 王文杰, 何兴元, 等. 哈尔滨城市森林遮荫和降温增湿效应差异及其影响因素[J]. 生态学杂志, 2017, 36(4): 951-961. [Zhang B, Wang W J, He X Y, et al. Shading, cooling and humidifying effects of urban forests in Harbin City and possible association with various factors[J]. Chinese Journal of Ecology, 2017, 36(4): 951-961.]
- [9] 韩明臣, 李智勇. 城市森林生态效益评价及模型研究现状[J]. 世界林业研究, 2011, 24(2): 42-46. [Han M C, Li Z Y. Ecological benefits evaluation of urban forest and its models[J]. World Forestry Research, 2011, 24(2): 42-46.]
- [10] 张旭. 城市森林公园游憩服务功能研究与优化提升[D]. 北京: 中国林业科学研究院, 2016. [Zhang X. Research and Optimization of Urban Forest Park Recreation Service Functions[D]. Beijing: Chinese Academy of Forestry, 2016.]
- [11] 段文军. 深圳园山三种典型城市森林康养环境保健因子动态变化[D]. 北京: 中国林业科学研究院, 2017. [Duan W J. The Spatial and Temporal Variations of Healthcare Factors in Three Typical Urban Forest Environment of Yuanshan Park in Shenzhen, South China[D]. Beijing: Chinese Academy of Forestry, 2017.]
- [12] 黄广远. 北京市城区城市森林结构及景观美学评价研究[D]. 北京: 北京林业大学, 2012. [Huang G Y. Studies on Species Composition and Landscape Aesthetics Evaluation of Urban Forest in Beijing[D]. Beijing: Beijing Forestry University, 2012.]

- [13] 张文娟. 北京城市森林休闲服务供给及对其感知分析[D]. 北京: 北京林业大学, 2016. [Zhang W J. Analysis of the Supply and Perception of the Recreation Service From Urban Forests in Beijing[D]. Beijing: Beijing Forestry University, 2016.]
- [14] 申艾青. 湿地公园游客的游憩冲击感知与环境态度及总体满意度关系研究: 以广州南沙湿地公园为例[D]. 广州: 暨南大学, 2015. [Shen A Q. The Relationship between Visitors' Perception of Recreational Impact, Environmental Attitude and Overall Satisfaction in Wetland Park: The Case of Nansha Wetland Park in Guangzhou[D]. Guangzhou: Jinan University, 2015.]
- [15] Festinger L. A Theory of Cognitive Dissonance[M]. Stanford: Stanford University Press, 1957.
- [16] Hawcroft L J, Milfont T L. The use (and abuse) of the new environmental paradigm scale over the last 30 years: A Meta-analysis[J]. Journal of Environmental Psychology, 2010, 30(2): 143-158.
- [17] Schultz P W, Shriver C, Tabanico J J, et al. Implicit connections with nature[J]. Journal of Environmental Psychology, 2004, 24(1): 31-42.
- [18] 王建明. 环境情感的维度结构及其对消费碳减排行为的影响: 情感-行为的双因素理论假说及其验证[J]. 管理世界, 2015, (12): 82-95. [Wang J M. Dimensional structure of environmental affection and its impact on consumption carbon emission reduction behavior: Two-factor theory hypothesis of affection-behavior [J]. Management World, 2015, (12): 82-95.]
- [19] Dunlap R E, Liere K D V, Mertig A G, et al. New trends in measuring environmental attitudes: Measuring endorsement of the new ecological paradigm: A revised NEP scale[J]. Journal of Social Issues, 2000, 56(3): 425-442.
- [20] 彭建, 周尚意. 公众环境感知与建立环境意识: 以北京市南沙河环境感知调查为例[J]. 人文地理, 2001, 16(3): 21-25. [Peng J, Zhou S Y. Environmental perception and awareness building of Beijing citizens: A case study of Nansha River[J]. Human Geography, 2001, 16(3): 21-25.]
- [21] 王继创. 整体主义环境伦理思想研究[D]. 太原: 山西大学, 2012. [Wang J C. A Study on Thoughts of Holistic Environmental Ethics[D]. Taiyuan: Shanxi University, 2012.]
- [22] 翟雪松. 翻转课堂学习者满意度的影响因素及其作用机理研究[D]. 合肥: 中国科学技术大学, 2016. [Zhai X S. Investigation of Mattering Factors and Driving Mechanism of Learners' Satisfaction in Flipped Classroom Model[D]. Hefei: University of Science and Technology of China, 2016.]
- [23] 周璐, 肖平, 汤澍, 等. 基于感知价值的城市森林游憩者满意度研究: 以南京紫金山国家森林公园为例[J]. 生态经济, 2014, 30(5): 146-152. [Zhou L, Xiao P, Tang S, et al. Study on urban forest recreationists' satisfaction based on perceived value: A case in Purple Mountain National Forest Park, Nanjing[J]. Ecological Economy, 2014, 30(5): 146-152.]
- [24] Berdie D R. Reassessing the value of high response rates to mail surveys[J]. Marketing Research, 1989, 1(3): 52-64.
- [25] Chan R Y K, Lau L B Y. Antecedents of green purchases: A survey in China[J]. Journal of Consumer Marketing, 2000, 17(4): 338-357.
- [26] 孙岩, 宋金波, 宋丹荣. 城市居民环境行为影响因素的实证研究[J]. 管理学报, 2012, 9(1): 144-150. [Sun Y, Song J B, Song D R. An empirical study on influencing factors of residents' environmental behavior[J]. Chinese Journal of Management, 2012, 9(1): 144-150.]
- [27] 洪大用, 范叶超, 肖晨阳. 检验环境关心量表的中国版(CNEP): 基于CGSS2010数据的再分析[J]. 社会学研究, 2014, (4): 49-72. [Hong D Y, Fan Y C, Xiao C Y. Re-examining the measurement quality of the Chinese New Environmental Paradigm(CNEP) scale: An analysis based on the CGSS 2010 data[J]. Sociological Studies, 2014, (4): 49-72.]
- [28] Wu L Q. Exploring the new ecological paradigm scale for gauging children's environmental attitudes in China[J]. The Journal of Environmental Education, 2012, 43(2): 107-120.
- [29] 张玉玲, 张捷, 张宏磊, 等. 文化与自然灾害对四川居民保护旅游地生态环境行为的影响[J]. 生态学报, 2014, 34(17): 5103-5113. [Zhang Y L, Zhang J, Zhang H L, et al. Impact of culture and natural disasters on residents' behaviors toward eco-environmental conservation: Sichuan Province case studies[J]. Acta Ecologica Sinica, 2014, 34(17): 5103-5113.]
- [30] 马奔, 申津羽, 丁慧敏, 等. 基于保护感知视角的保护区农户保护态度与行为研究[J]. 资源科学, 2016, 38(11): 2137-2146. [Ma B, Shen J Y, Ding H M, et al. Farmer protection attitudes and behavior based on protection perception perspective for protected areas[J]. Resources Science, 2016, 38(11): 2137-2146.]
- [31] 潘丽丽, 王晓宇. 基于主观心理视角的游客环境行为意愿影响因素研究: 以西溪国家湿地公园为例[J]. 地理科学, 2018, 38(8): 1337-1345. [Pan L L, Wang X Y. The factors affecting the intention to exhibit environmental behavior by tourists: A case study of Xixi National Wetland Park in Hangzhou[J]. Scientia Geographica Sinica, 2018, 38(8): 1337-1345.]
- [32] 汪侠, 吴小根, 章锦河, 等. 基于结构方程模型的旅游消费券效用影响因素研究: 以杭州市为例[J]. 地理研究, 2012, 31(3): 543-554. [Wang X, Wu X G, Zhang J H, et al. Investigating influencing factors of tourism consumption coupon effect based on structural equation model approach: A case study of Hangzhou[J]. Geographical Research, 2012, 31(3): 543-554.]
- [33] 荣泰生. AMOS与研究方法[M]. 重庆: 重庆大学出版社, 2010. [Rong T S. Amos and Research Methods[M]. Chongqing: Chongqing University Press, 2010.]
- [34] 温忠麟, 侯杰泰, 马什赫伯特. 结构方程模型检验: 拟合指数与卡方准则[J]. 心理学报, 2004, 36(2): 186-194. [Wen Z L, Hau K T, Herbert W M. Structural equation model testing: Cutoff criteria for goodness of fit indices and chi-square test[J]. Acta Psychologica Sinica, 2004, 36(2): 186-194.]

- [35] Marsh H W, Hau K T, Grayson D. Goodness of Fit in Structural Equation Models[A]. Maydeu-Olivares A, McArdle J J. Contemporary Psychometrics: A Festschrift for Roderick P. McDonald[M]. Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates Publishers, 2005.
- [36] Zhang Y L, Zhang H L, Zhang J, et al. Predicting residents' pro-environmental behaviors at tourist sites: The role of awareness of disaster's consequences, values, and place attachment[J]. *Journal of Environmental Psychology*, 2014, 40: 131-146.
- [37] Zhao X S, Lynch J, Chen Q M. Reconsidering Baron and Kenny: Myths and truths about mediation analysis[J]. *Journal of Consumer Research*, 2010, 37(2): 197-206.
- [38] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展[J]. *心理科学进展*, 2014, 22(5): 731-745. [Wen Z L, Ye B J. Analyses of mediating effects: The development of methods and models[J]. *Advances in Psychological Science*, 2014, 22(5): 731-745.]
- [39] Mackinnon D P, Lockwood C M, Hoffman J M, et al. A comparison of methods to test mediation and other intervening variable effects[J]. *Psychological Methods*, 2002, 7(1): 83-104.
- [40] Kenny D A, Korchmaros J D, Bolger N. Lower level mediation in multilevel models[J]. *Psychological Methods*, 2003, 8(2): 115-128.
- [41] 张金涛, 乐菲菲. 政治关联激励悖论之惑: 基于政府补助遮掩效应的新认识[J]. *现代经济探讨*, 2018, (2): 10-17. [Zhang J T, Le F F. The puzzle of the paradox of political connection and incentive: A new understanding based on the suppressing effects of government subsidies[J]. *Modern Economic Research*, 2018, (2): 10-17.]

Impact of individuals' environmental attitude on the perception and satisfaction of urban forest

HUANG Yuan¹, ZHAO Zheng², YANG Jie¹, DUAN Mengjiao¹, WEN Yali¹

(1. School of Economics & Management, Beijing Forestry University, Beijing 100083, China;

2. Tourism College, Shanghai Normal University, Shanghai 200234, China)

Abstract: Urban forest is an important part of sustainable development in modern cities, which can provide a variety of functional services for the cities. In the context of the new era of ecological priority, the impact of citizens' environmental attitudes on the perception and satisfaction of urban forests is of great significance to the construction of modern urban forests. Based on the existing theories, a conceptual model of environmental attitude including environmental belief, environmental affection, and environmental concern on two-way perception and satisfaction of urban forests was constructed, and empirical studies were carried out by using the structural equation model. The results show that environmental belief had a positive and significant impact on environmental affection. Environmental affection in turn had a positive and significant impact on environmental concern, while environmental concern had a positive and significant impact on two-way perception of urban forest. We also found that urban forest satisfaction was affected positively and significantly by positive perception of urban forest. Environmental concern showed mediating effects in the path of environmental affection to positive perception of urban forest, while the suppressing effects was found in another path of environmental affection to negative perception of urban forest. The purpose of this study was to further improve the existing theoretical system of environmental attitude, environmental perception, and satisfaction, and to provide a scientific reference for the optimization of modern urban forest construction system.

Key words: environmental attitude; urban forest; perception; satisfaction; mediating effects; SEM