

徒步休闲制约因素的类型与差异研究

——以宁波市北山游步道为例

黄民臣^{1, 2} 廖佰翠¹ 陈园园^{1, 2} 徐必聪^{1, 21}

(1. 宁波大学 旅游系, 浙江 宁波 315211;

2. 法国昂热大学 旅游与文化学院, 法国 昂热 49000)

【摘要】: 基于浙江省宁波市北山游步道的调研数据, 综合采用探索性因子分析、验证性因子分析和方差分析等方法, 对徒步休闲制约因素的类型及其差异进行了研究。结果表明: (1) 北山游步道徒步休闲的制约因素共有 7 种类型, 分别为休闲设施、闲暇时间、环境状况、经济因素、个人内在因素、交通可达性、人际间因素。(2) 7 种徒步休闲制约因素在性别、年龄、学历、职业、收入、婚姻状况、孩子个数等人口统计学变量上呈现出差异。研究结果可为当地制定徒步休闲政策提供参考。

【关键词】: 徒步休闲 制约因素 差异

【中图分类号】: F59 **【文献标志码】:** A **【文章编号】:** 1005—8141 (2021)04—0492—06

休闲是从文化环境和物质环境的外在压力中解脱出来的一种相对自由的生活^[1], 作为人的一种存在方式和生命状态, 它伴随着人类的诞生而出现, 渗透于人类文明演进的全过程^[2]。1899 年, 美国著名休闲学者凡勃伦在《有闲阶级论》中把休闲定义为: “非生产性的时间消费”, 引发了诸多学者对休闲的探讨, 开启了现代休闲研究的新时代^[3]。《国际休闲宪章》明确指出, 休闲作为人的基本人权, 同健康、教育同等重要, 政府有义务承认并保证公民的休闲权利, 但在现实生活中, 存在着诸多阻碍人们参与并享受休闲的制约因素^[4], 这种因素统称“休闲制约因素”, 已成为西方休闲研究领域中外聚程度最高、体系相对完善、影响格外突出的重要组成部分^[5]。

早期, 研究者在“偏好—制约—参与”的模型框架下开展了研究, 提出了如制约因素是无法逾越的, 休闲制约最突出的影响是阻碍或限制参与等假设^[4]。1987 年, Crawford D W、Godbey G 对休闲制约的概念进行了分析, 将休闲制约分为个人内在制约、人际关系制约、结构性制约 3 种类型^[6], 为后续研究奠定了重要基础。不同休闲主体的制约因素表现不同, 如黑人和国际游客在参与国家公园休闲的制约因素包含缺乏带薪休假、对国家公园缺乏了解、兴趣和可用信息^[7-9]; 学生和老年人的制约因素包括人际关系制约、资金不足、时间与健康等^[10-12]。现有文献在结构性制约、人际间制约和个人内在制约的框架内开展研究, 并结合不同类型的休闲群体, 如女性^[13-17]、老年人^[18]、高中生^[19]、偏远居民^[20]、残疾人员^[21]、武术爱好者^[22]等进行深化。

20 世纪 90 年代以来, Edgar L J、Crawford D W、Godbey G 认为, 面对制约因素时, 人们会采用不同的协商策略参与休闲, 继而提出休闲制约协商的概念, 突出了休闲参与的可协商性^[23]。此后, 他们在此前研究的基础上, 提出了休闲制约等级协商模

作者简介: 黄民臣(1993-), 男, 河南省西华人, 硕士研究生, 研究方向为休闲学研究。

基金项目: 国家社会科学基金项目(编号:19BJY205); 国家自然科学基金项目(编号:41701164)联合资助

型^[24]，深化了休闲制约的研究内容。有学者尝试与特定主体相结合，从微观角度研究特定主体的休闲制约因素和协商策略，如残疾妇女的协商策略^[25]、参与探险活动的女性休闲制约因素和协商策略^[26]。此外，对于休闲制约与休闲动机的关系，有学者尝试同相关的理论相结合进行研究，如将自决理论与内、外在动机的层次模型相结合，探讨休闲制约对内外在动机的影响^[27]。

本文以浙江省宁波市北山游步道为案例地，运用探索性因子分析、验证性因子分析和方差分析等方法对徒步休闲制约因素的类型及其差异进行了探究，以期丰富国内休闲制约研究内容，为提升和增加徒步爱好者的休闲参与和机会提供理论支撑。

1 研究设计

1.1 问卷设计

调查问卷由徒步休闲制约因素量表和受访者人口统计学特征组成。参考 Virden R J 和 Walker G J 户外休憩制约因素模型^[28]，结合宁波市北山游步道的特点，设计了包含 30 个测量题项的徒步休闲制约量表：交通费用昂贵 X₁、交通状况不佳 X₂、公共交通不方便 X₃、缺乏交通工具 X₄、缺少驾驶经验 X₅、忙于工作 X₆、忙于学习 X₇、忙于家务 X₈、忙于照顾老人或孩子 X₉、忙于其他休闲活动 X₁₀、缺乏足够金钱 X₁₁、所需费用太高 X₁₂、经济收入不高 X₁₃、经济压力过大 X₁₄、步道过于拥挤 X₁₅、天气状况不好 X₁₆、社会治安欠佳 X₁₇、环境卫生欠佳 X₁₈、周围物价水平较高 X₁₉、设施不够健全 X₂₀、缺乏专人维护 X₂₁、缺乏足够精力 X₂₂、缺乏足够爱好 X₂₃、缺乏足够兴趣 X₂₄、缺乏足够能力 X₂₅、周围人缺乏休闲意识 X₂₆、缺少家庭支持 X₂₇、缺少同伴支持 X₂₈、个人压力过大 X₂₉、缺乏稳定工作 X₃₀。采用李克特五级量表，以 1 分、2 分、3 分、4 分和 5 分分别表示受访者对该题项很不同意、不同意、中立、同意、很同意等 5 个等级。受访者人口学特征包括受访者性别、年龄、学历、职业、收入水平、婚姻状况、孩子个数、年徒步次数等。

1.2 数据采集与处理

选取北山游步道作为案例地的理由是：(1) 步道全长 62km，是宁波市近郊最长的游步道。(2) 北山游步道串联了保国寺、慈城古县城和绿野山居 3 个国家 4A 级旅游景区，适合徒步休闲活动。(3) 游步道包含了精品道、散步道、健步道和驴友道 4 条精品路线，每天都能吸引大量人员参与徒步活动，可为本次调研提供充足的样本。

本次调研分两个阶段收集数据：第一阶段为预调研。2019 年 9 月在北山游步道采取随机抽样方式向受访者发放调查问卷 50 份，对提出疑问或存在理解障碍的测量题项进行了修正，进一步完善问卷。第二阶段为正式调研。2019 年 10 月和 11 月进行，为确保真实性，同样采取随机抽样的方式，请受访者现场填写调查问卷并当场回收。两个阶段共发放调查问卷 800 份，其中回收有效问卷 773 份，有效率为 96.63%。使用 SPSS22.0、AMOS21.0 软件对问卷数据进行分析。

2 结果及分析

2.1 人口学特征

对样本人口统计学特征进行描述统计(表 1)，结果表明：在北山游步道徒步休闲的受访者中，男性比例为 53.2%，女性为 46.8%；年龄分布主要集中在 19—25 岁(33.5%)和 26—35 岁(30.4%)两个年龄段；受访者文化程度以本科学历为主，所占比例为 50.5%；受访者的职业类型主要表现为私营企业人员(28.8%)和学生(26.8%)；年收入在“平均水平”的百分比为 60.1%；已婚受访者的比例(50.2%)略高于未婚受访者(47.7%)；在已婚受访者中，孩子以 1 个(67.7%)为主；受访者年徒步次数主要集中在 1—3 次和 3—5 次，两者比例之和为 59.6%。

表 1 样本人口统计学特征

	类别	频数	频率 (%)		类别	频数	频率 (%)	
性别	男	408	53.2	职业	公务员	21	2.7	
	女	362	46.8		国有企业人员	63	8.7	
年龄	18岁及以下	57	7.4		私营企业人员	223	28.8	
	19-25岁	259	33.5		事业单位人员	82	10.6	
	26-35岁	235	30.4		学生	207	26.8	
	36-45岁	150	19.5		自由职业者	18	2.8	
	46-55岁	55	7.2		其他	33	4.6	
	56-65岁	15	1.9		婚姻状况	未婚	369	47.7
	66岁以上	1	0.1			已婚	388	50.2
学历	初中及以下	82	10.8			其他	10	2.1
	高中	115	14.9	已婚者孩子数	0个	40	11.3	
	专科	152	19.9		1个	265	67.7	
	本科	388	50.5		2个	76	19	
	研究生	30	3.9		3个及以上	7	2.4	
年收	远低于平均水平	49	6.5		年徒步次数	1-3次	223	28.8
	低于平均水平	78	10.3	3-5次		235	30.8	
入水平	平均水平高于平均水平	465	60.1	5-10次		136	17.6	
	远高于平均水平	164	21.3	10次以上		173	22.8	
		12	1.8					

2.2 信度和效度检验

本文使用 Cronbach's α 信度系数估计法对徒步休闲制约量表进行了信度检验。SPSS22.0 输出结果表明, 徒步休闲制约因素量表的 Cronbach's α 系数为 0.879, 该系数介于 0.8—0.9 之间, 表明量表的信度非常好^[20], 且具有较好的内部一致性。对样本数据进行效度检验后发现, KMO 值为 0.814, 大于 0.7 的标准, Bartlett 球形检验近似卡方值为 3958.42, $df=276$, sig. 值为 0.000, 表明徒步休闲制约量表各测量项的相关系数矩阵间存在显著差异, 适合进行因子分析。

2.3 探索性因子分析

本文通过随机抽取 373 份样本数据, 进行探索性因子分析。采用主成分分析法萃取公因子, 并使用最大方差法对所抽取的公因子进行直交转轴。在探索性因子分析过程中, 首先删去因子载荷小于 0.5 的题项: 缺乏交通工具 X_1 (0.487)、缺少驾驶经验 X_5 (0.421)、忙于其他休闲活动 X_{10} (0.478)。其次, 由于部分因子无法较好解释所在的公因子, 删除周围物价水平较高 X_{19} 、个人压力过大 X_{29} 、缺乏稳定工作 X_{30} 3 个跨因子题项。最后保留 24 个测量题项, 得出 7 个公因子, 将其分别命名为: 休闲设施(X_{20} 与 X_{21})、闲暇时间(X_6 — X_9)、环境状况(X_{15} — X_{18})、经济因素(X_{11} — X_{14})、个人内在因素(X_{22} — X_{25})、交通可达性(X_1 — X_3)、人际间因素(X_{26} — X_{28}), 结果如表 2 所示。7 个公因子的累计贡献率为 62.50%, 超过 60% 的最低方差贡献率标准。

表 2 探索性因子分析结果

序号	因子名称	因子载荷 (%)	休闲制约因素
----	------	----------	--------

1	休闲设施	10.28	设施不够健全 X20、缺乏专人维护 X21
2	闲暇时间	10.27	忙于工作 X6、忙于学习 X7、忙于家务 X8、忙于照顾老人或孩子 X9
3	环境状况	8.99	步道过于拥挤 X15、天气状况不好 X16、社会治安欠佳 X17、环境卫生欠佳 X18
4	经济因素	8.93	缺乏足够金钱 X11、所需费用太高 X12、经济收入不高 X13、经济压力过大 X14
5	个人内在因素	8.74	缺乏足够精力 X22、缺乏足够爱好 X23、缺乏足够兴趣 X24、缺乏足够能力 X25
6	交通可达性	8.30	交通费用昂贵 X1、交通状况不佳 X2、公共交通不方便 X3
7	人际间因素	6.99	周围人缺乏休闲意识 X26、缺少家庭支持 X27、缺少同伴支持 X28

2.4 验证性因子分析

本文在探索性因子分析的基础之上,运用 A-MOS21.0 软件对剩余 400 份样本量表进行验证性因子分析。由于临界比率值 $C.R=34.666 > 1.96$, 观察数据不符合多变量正态性假定^[30], 且数据为中样本, 故采用极大似然估计法(Maximum Likelihood)进行徒步休闲制约因素模型的拟合, 并根据模型修正指数对其进行适配与修正, 如表 3。在修正模型中, CMIN/DF 为 1.274, 小于 2, 其绝对适配度指数 RMSEA 和 RMR 分别为 0.026 和 0.05(二者小于 0.05 较理想, 在 0.05—0.08 之间可以接受), 增值适配度指数 GFI、AGFI、NFI、TLI、IFI、CFI 均达到 0.9 以上的标准, 达到适配标准; 简约适配度指数 PNFI、PCFI、PGFI 均大于 0.5, 说明该模型适配较好, 徒步休闲制约因素验证性分析结果可以接受。

表 3 验证性因子分析适配度指数

拟合指数 λ^2 / df	GFI	AGFI	NFI	TLI	IFI	
适配标准	<2	>0.9	>0.9	>0.9	>0.9	
修正模型	1.274	0.950	0.926	0.925	0.976	
拟合指数	CFI	RMSEA	RMR	PNFI	PCFI	PGFI
适配标准	>0.9	<0.05	<0.05	>0.5	>0.5	>0.5
修正模型	0.983	0.026	0.050	0.684	0.726	0.646

2.5 制约因素的均值分析

从表 4 可见: (1) 休闲设施的均值为 3.21, 居 7 个制约因素之首, 包含 2 个因子(设施不够健全 X_{20} 、缺乏专人维护 X_{21}), 均值都为 3.21, 对徒步休闲制约影响最大, 受访者对其制约程度感知也最明显。目前, 北山游步道沿线街道正在招引旅游项目落地, 相关休闲配套设施没有及时完善。同时, 在休闲设施维护方面, 垃圾桶、入口指示牌没有及时维修和更换, 路面破损等问题也经常出现, 制约着徒步休闲参与。(2) 闲暇时间的均值为 2.82, 在 7 个制约因素中居第二位。其中, 忙于工作 X_6 的均值为 3.05, 是首要因素; 忙于学习 X_7 (2.92) 是次要因素。受访者人群中, 年龄主要集中在 19—25 岁和 26—35 岁, 所占样本的比例高达 63.9%。该群体以学生和上班族为主, 他们很少有足够的闲暇时间参与徒步休闲。(3) 环境状况的均值为 2.79, 在 7 个公因子中居第三位, 是徒步休闲制约的重要因素。其中, 步道过于拥挤 X_{15} (2.86) 和环境卫生欠佳 X_{18} (2.86) 均值最大, 是首要因子。作为宁波市的“百里休闲绿道”, 加之健身、休闲和景观欣赏功能, 每逢节假日, 北山游步道都会吸引着大量人群, 易导致步道拥挤。在人群集聚、相关配套设施没有完善的情况下, 主干道经常出现大量垃圾, 造成周围环境欠佳, 制约着徒步休闲参与。(4) 经济因素的均值为 2.72, 居第四位, 包含的 4 个测量题项的均值由大到小依次为: 经济收入不高 X_{13} (2.79)、经济压力过大 X_{14} (2.73)、缺乏足够金钱 X_{11} (2.71)、所需费用太高 X_{12} (2.65)。从受访者职业分布看, 主要以民营企业人员、学生、自由职业者为主。民营企业人

员工作相对不太稳定，学生和自由职业者则无固定收入，加上还要购买相关徒步装备，因此受访者经济收入不高且承受较大的经济压力，也是导致其参加徒步活动的主要制约因素。(5)个人内在因素的均值为2.65，在7个制约因素中居第五位。其中，缺乏足够的精力 X_{22} 为2.79，远高于个人内在因素的均值。参与徒步休闲往往需要耗费大量的精力，对徒步休闲制约影响最大。(6)交通可达性的均值为2.57，包含交通费用昂贵 X_1 (2.27)、交通状况不佳 X_2 (2.65)、公共交通不方便 X_3 (2.78)。随着公共交通的发展，慈城公交站、保国寺公交站、假日公交专线等公交线路得到逐渐完善，因此在交通可达性方面制约程度较小。(7)均值排名最后的是人际间因素，均值为2.47，包含缺少家庭支持 X_{27} (2.37)、缺少同伴支持 X_{28} (2.46)、周围人缺乏休闲意识 X_{26} (2.59)。随着国家相关政策的出台和国民休闲意识的提高，参与徒步休闲逐渐成为一种时尚，人们很容易得到家庭和同伴的支持，相较于其他制约因素，徒步休闲活动受到其制约程度最小。

表4 徒步休闲制约因素公因子均值

序号	公因子名称	均值	徒步休闲制约因子(均值)
1	休闲设施	3.21	设施不够健全 X_{20} (3.21)、缺乏专人维护 X_{21} (3.21)
2	闲暇时间	2.82	忙于工作 X_6 (3.05)、忙于学习 X_7 (2.92)、 忙于家务 X_8 (2.68)、忙于照顾老人或孩子 X_9 (2.64)
3	环境状况	2.79	步道过于拥挤 X_{15} (2.86)、天气状况不好 X_{16} (2.84)、 社会治安欠佳 X_{17} (2.60)、环境卫生欠佳 X_{18} (2.86)
4	经济因素	2.72	缺乏足够金钱 X_{11} (2.71)、所需费用太高 X_{12} (2.65)、 经济收入不高 X_{13} (2.79)、经济压力过大 X_{14} (2.73)
5	个人内在因素	2.65	缺乏足够精力 X_{22} (2.79)、缺乏足够爱好 X_{23} (2.67)、 缺乏足够兴趣 X_{24} (2.62)、缺乏足够能力 X_{25} (2.51) 交通费用昂贵 X_1 (2.27)、交通状况不佳
6	交通可达性	2.57	X_2 (2.65)、公共交通不方便 X_3 (2.78)
7	人际间因素	2.47	周围人缺乏休闲意识 X_{26} (2.59)、缺少家庭支持 X_{27} (2.37)、缺少同伴支持 X_{28} (2.46)

2.6 制约因素的差异分析

由于性别仅涉及到男女两个分组，选择对7个制约因素进行独立样本T检验，结果显示仅有交通可达性和休闲设施两个制约因素通过了显著性检验。从表5可见：与男性相比，女性受访者认为交通可达性(T值为-3.163, p值小于0.05)和休闲设施(T值为-3.098, p值小于0.05)两个因素的制约程度更加明显。

表5 制约因素在不同性别之间的T—检验结果

制约层	性别	人数	平均值	标准差	T值
交通可达性	男	408	2.462	0.898	-3.163*
	女	362	2.678	0.987	
休闲设施	男	408	3.112	0.932	-3.098*
	女	362	3.319	0.924	

注:*、***分别表示在 0.05、0.001 水平上差异显著, 表 6 同。

由于年龄、学历、职业、收入、婚姻状况、孩子个数等人口学特征的分组变量均等于或大于 4 项, 因此使用单因素方差分析方法进行方差分析。表 6 显示, 北山游步道徒步休闲的 7 个制约因素在年龄、学历、职业、收入、婚姻状况、孩子个数 6 个社会学人口特征上均存在不同程度的差异。

差异主要表现在: (1) 受访者徒步休闲制约在年龄特征上的显著性差异主要表现在个人内在因素、经济因素、环境状况、交通可达性、人际间因素和休闲设施 6 个方面。年龄在“18 岁以下”的受访者认为环境状况(M=2.961)的制约大于其他年龄段, 而年龄在 66 岁以上的受访者在交通可达性制约因素的均值为 5.00, 说明该年龄段受访者面临的首要制约因素为公共交通不方便、交通状况不佳等。(2) 受访者徒步休闲制约在学历上的显著性差异仅仅表现为经济因素。其中, 专科学历的受访者在经济因素上表现的差异性最为明显, 均值最大(2.804), 面临的经济制约也最大。其他学历层次在经济制约因素的均值大小依次为: “初中及以下”(M=2.790)、“高中及中专”(M=2.776)、“本科”(M=2.721)、“研究生”(M=1.933)。研究生学历层次在经济制约因素的均值为 1.933, 说明研究生学历受访者在参与徒步休闲面临的经济制约最小。(3) 受访者在职业类型上的差异性表现在个人内在因素、经济因素、闲暇时间、环境状况、交通可达性和人际间因素 6 个方面。事业单位受访者对闲暇时间(M=2.991)的认知大于其他职业类型, 忙于工作、学习、家务、照顾老人或孩子是事业单位受访者参与徒步休闲活动面临的首要制约因素。而离退休人员在人际间制约因素(M=2.630)认知最显著, 周围人缺乏休闲意识、缺少家庭和同伴的支持是其参与徒步休闲活动的首要制约因素。公务员职业受访者在个人内在因素和经济因素两个方面认知最弱, 均值仅为 2.262 和 2.143, 说明兴趣爱好、精力与能力、经济与金钱因素并非重要的制约因素。(4) 受访者在年收入水平上的差异主要表现在经济因素和闲暇时间两个方面。年收入远低于平均水平受访者在经济制约因素上的认知大于其他收入水平受访者, 经济和金钱因素极大地制约了该群体参与徒步休闲活动。而年收入“远高于平均水平”在闲暇时间上表现最为显著, 忙于工作、学习和家务、照顾老人或孩子是该收入群体参与徒步休闲活动的主要制约因素。随着年收入水平的提高, 受访者面临的经济制约因素逐渐减少, 但是其面临的闲暇时间制约程度则相对增加。(5) 受访者在婚姻状况的差异性主要体现在经济因素、环境状况、交通可达性与闲暇时间 4 个方面。已婚受访者在闲暇时间制约的均值为 2.913, 高于未婚受访者, 说明闲暇时间是已婚受访者徒步休闲制约面临的重要因素。而婚姻出现变故者(离异、分居或者配偶去世)在交通可达性制约的均值为 2.667, 高于其他群体, 说明交通可达性对该群体制约最显著。(6) 已婚受访者在“拥有孩子个数”上的差异性主要体现在经济因素、环境状况和闲暇时间 3 个方面。由表 6 可知, 在拥有孩子的已婚群体中, 孩子个数为“0”的, 其经济制约最为显著, 其次为孩子个数在 3 个及其以上的受访群体, 而孩子个数为“1”的受访者面临的经济制约程度最小。

表 6 制约因素在人口统计特征之间的方差分析结果

人口统计特征	个人内在因素	经济因素	闲暇时间	环境状况	交通可达性	人际间因素	休闲设施
年龄	2.869*	11.685***	1.432	5.387***	3.158*	2.433*	2.160*
18 岁以下	2.566	2.803	2.816	2.961	2.597	2.532	3.167
19—25 岁	2.787	3.100	2.739	2.947	2.699	2.580	3.293
26—35 岁	2.621	2.512	2.910	2.692	2.565	2.427	3.240
36—45 岁	2.565	2.497	2.840	2.593	2.367	2.416	3.110
46—55 岁	2.386	2.282	2.809	2.796	2.479	2.242	2.964
56—65 岁	2.867	2.983	2.650	2.883	2.489	2.822	3.400
66 岁以上	1.000	0.500	3.750	1.000	5.000	1.000	1.000
学历	0.676	4.607***	1.955	1.723	0.440	0.355	1.597
初中及以下	2.598	2.790	2.835	2.857	2.667	2.500	3.165
高中/中专	2.648	2.776	2.813	2.713	2.565	2.487	3.052
专科	2.694	2.804	2.821	2.808	2.590	2.447	3.243

本科	2.660	2.721	2.783	2.815	2.550	2.493	3.271
研究生	2.425	1.933	3.208	2.450	2.533	2.367	2.933
职业	2.128 [*]	5.250***	1.933*	3.516***	2.787*	2.836*	1.737
公务员	2.262	2.143	2.941	2.524	2.413	2.333	3.024
国有企业人员	2.381	2.373	2.853	2.528	2.243	2.106	2.873
私营企业人员	2.650	2.600	2.871	2.738	2.632	2.389	3.256
事业单位人员	2.582	2.634	2.991	2.768	2.459	2.557	3.134
学生	2.743	3.069	2.728	3.016	2.738	2.601	3.338
自由职业者	2.666	2.647	2.739	2.731	2.351	2.566	3.160
离退休人员	2.806	2.681	2.375	2.750	2.574	2.630	3.306
其他	2.879	2.788	2.977	2.682	2.727	2.576	3.136
年收入	1.693	6.113***	2.953*	0.408	2.313	0.751	0.637
远低于平均水平	2.628	3.209	2.852	2.821	2.762	2.367	3.174
低于平均水平	2.881	3.010	2.622	2.747	2.556	2.598	3.308
平均水平	2.627	2.666	2.830	2.798	2.576	2.457	3.227
高于平均水平	2.605	2.582	2.848	2.781	2.437	2.506	3.134
远高于平均水平	2.667	2.396	3.458	2.542	3.111	2.528	3.042
婚姻状况	1.620	10.132***	2.533*	6.090***	2.559*	1.220	0.320
未婚	2.712	2.937	2.722	2.923	2.662	2.526	3.240
已婚	2.581	2.496	2.913	2.658	2.470	2.423	3.175
离异或分居	3.000	3.071	2.893	2.536	2.667	2.857	3.143
其他(配偶去世)	2.917	3.167	2.833	3.000	2.667	2.778	3.500
孩子个数	0.985	5.820***	3.278*	3.944*	1.614	0.874	0.254
0个	2.676	2.865	2.731	2.881	2.619	2.473	3.220
1个	2.630	2.501	2.919	2.678	2.472	2.499	3.200
2个	2.549	2.609	2.987	2.661	2.579	2.439	3.165
3个及以上	2.857	2.821	3.036	2.607	2.714	2.429	3.286

3 结论与讨论

以下主要结论:(1)在宁波市北山游步道的徒步受访者中,以19—35岁的青年人居多,学历以本科为主,年徒步次数多在5次以下;年龄位于19—25岁和26—35岁之间的受访者人数分别为259人和235人,所占总样本比例之和为63.9%;拥有本科学历者为388人,其所占比例为50.5%;年徒步次数1—3次和3—5次的受访者人数各为223人和235人,两者占到样本总量的59.6%。(2)北山游步道徒步休闲制约因素由经济因素、环境状况、交通可达性、人际间因素、闲暇时间、个人内在因素、休闲设施共7种因素构成,其中受访者对休闲设施感知程度最大(3.21),其次为闲暇时间(2.82)、环境状况(2.79)和经济因素(2.72),个人内在因素(2.65)和交通可达性(2.57)较低,人际间因素(2.47)居最后。(3)徒步休闲制约的7个因素在不同社会人口学特征上呈现一定差异。其中,个人内在因素在年龄和职业上存在显著差异;经济因素在年龄、学历、职业、年收入水平、婚姻状况和孩子个数上存在显著差异;闲暇时间因素在职业、年收入水平、婚姻状况和孩子个数存在显著差异;环境状况因素在年龄、职业、婚姻状况和孩子个数存在显著差异;交通可达性因素在年龄、职业、婚姻状况存在显著差异;人际间因素在年龄、职业存在显著差异;休闲设施因素在年龄上存在显著差异。

由于制约因素并不是决定个体是否参与徒步休闲活动的唯一因素,还有可能受到“动机”和“协商”等多重因素的影响,

所以未来需要对这些因素及其作用进行深入探究。另外，调研样本仅取自于宁波市北山游步道，研究结论的代表性还需要更多的案例研究来验证。此外，本文仅使用了定量的研究方法对徒步休闲的制约因素进行探究，后续研究如果能辅以深度访谈为代表的质性方法进行深入综合分析，将对提升徒步休闲活动参与程度具有重要的理论意义。

参考文献:

- [1]杰弗瑞·戈比. 你生命中的休闲[M]. 昆明:云南人民出版社, 2000.
- [2]徐雨晨, 张海洲, 陆林. 国际休闲研究综述[J]. 旅游学刊, 2019, 34(3): 133-147.
- [3]索尔斯坦·凡勃伦著. 李风华译. 有闲阶级论[M]. 北京:中国人民大学出版社, 2012.
- [4]埃德加·杰克逊. 休闲的制约[M]. 杭州:浙江大学出版社, 2009.
- [5]宋瑞, 沈向友. 我国国民休闲制约:基于全国样本的实证分析[J]. 北京第二外国语学院学报, 2014, 36(1): 1-15.
- [6]Crawford D W, Godbey G. Reconceptualizing Barriers to Family Leisure[J]. Leisure Sciences, 1987, 9(2): 119-127.
- [7]Butler G, Richardson S. Barriers to Visiting South Africa's National Parks in the Post-apartheid Era:Black South African Perspectives from Soweto[J]. Journal of Sustainable Tourism, 2015, 23(1): 146-166.
- [8]Dino Z, Chris D, John H. Constraints to Park Visitation:A Meta-Analysis of North American Studies[J]. Leisure Sciences, 2013, 35(5): 475-493.
- [9]Thapa B. Why did They not Visit? Examining Structural Constraints to Visit Kafue National Park, Zambia[J]. Journal of Ecotourism, 2012, 11(1): 74-83.
- [10]Issahaku A, Stephen E H, Ewoenam A A. Leisure Constraints in the University Setting in Ghana[J]. Annals of Leisure Research, 2015, 18(1): 145-158.
- [11]Mcguire F A. A Factor Analytic Study of Leisure Constraints in Advanced Adulthood[J]. Leisure Sciences, 1984, 6(3): 313-326.
- [12]Nyaupane G P, James T M, Kathleen L A. Seniors' Travel Constraints:Stepwise Logistic Regression Analysis[J]. Tourism Analysis, 2008, 13(4): 341-354.
- [13]Harrington M A. Time after Work:Constraints on the Leisure of Working Women[J]. Society and Leisure, 1991, 14(1): 115-132.
- [14]Anaza E, Mcdowell J. An Investigation of Constraints Restricting Urban Nigerian Women from Participating in Recreational Sport Activities[J]. Journal of Leisure Research, 2013, 45(3): 324-344.
- [15]Nirvana M. Egyptian Moslem Mothers and their Leisure Patterns[J]. World Leisure Journal, 2007, 49(1): 44-51.

-
- [16]Carla B, Toni L. Exploring Leisure Constraints among Lesbian Women Who Attend a Straight-friendly Church[J]. *Journal of Leisure Research*, 2018, 49(2) : 91-108.
- [17]Zou S W, Scott D. Constraints to Pickup Basketball Participation among Chinese American Women[J]. *Leisure Sciences*, 2018, 40(5) : 307-325.
- [18]Mannell R C, Zuzanek J. The Nature and Variability of Leisure Constraints in Daily Life: The Case of the Physically Active Leisure of Older Adults[J]. *Leisure Sciences*, 1991, 13(4) : 337-351.
- [19]Palen L A, Patrick M E, Sarah L. G. Leisure Constraints for Adolescents in Cape Town, South Africa: A Qualitative Study[J]. *Leisure Sciences*, 2010, 32(5) : 434-452.
- [20]Kowalski C L, Grybovych O, Samuel L. Examining Constraints to Leisure and Recreation for Residents in Remote and Isolated Communities: An Analysis of 14 Communities in the Northwest Territories of Canada[J]. *World Leisure Journal*, 2012, 54(4) : 322-336.
- [21]Darcy S, Lock D, Taylor T. Enabling Inclusive Sport Participation: Effects of Disability and Support Needs on Constraints to Sport Participation[J]. *Leisure Sciences*, 2016, 39(1) : 20-41.
- [22]Kim M K, Lee D H, Suk-Kyu K. Leisure Constraints Affecting Experienced Martial Arts Participants[J]. *Asia Pacific Journal of Tourism Research*, 2015, 20(9) : 1063-1079.
- [23]Edgar L J, Crawford D W, Godbey G. Negotiation of Leisure Constraints[J]. *Leisure Sciences*, 1993, 15(1) : 1-11.
- [24]Crawford D W, Edgar L J, Godbey G. A Hierarchical Model of Leisure Constraints[J]. *Leisure Sciences*, 1991, 13(4) : 309-320.
- [25]Henderson K A, Bedini L A, Lynn H. Women with Physical Disabilities and the Negotiation of Leisure Constraints [J]. *Leisure Studies*, 1995, 14(1) : 17-31.
- [26]Donna E L. Women and Adventure Recreation: Reconstructing Leisure Constraints and Adventure Experiences to Negotiate Continuing Participation[J]. *Journal of Leisure Research*, 2002, 34(2) : 157-177.
- [27]Alexandris K, Tsorbatzoudis C. Perceived Constraints on Recreational Sport Participation: Investigating their Relationship with Intrinsic Motivation, Extrinsic Motivation and Amotivation[J]. *Journal of Leisure Research*, 2002, 34(3) : 233-252.
- [28]Virden R J, Walker G J. Ethnic/Racial and Gender Variations among Meanings Given to, and Preferences for, the Natural Environment[J]. *Leisure Sciences*, 1999, 21(3) : 219-239.
- [29]吴明隆. 问卷统计分析实务——SPSS 操作与应用(第二版) [M]. 重庆:重庆大学出版社, 2018.
- [30]吴明隆. 结构方程模型——AMOS 的操作与应用(第二版) [M]. 重庆:重庆大学出版社, 2017.