

体育人文社会学

文章编号:1001-747 (2007)06-0015-06

文献标识码:A

中图分类号:G80 - 05

高校教师生活方式与其休闲行为选择的实证研究^{*}

马勇占,吴欣,霍芹

(台州学院 体育科学学院,浙江 临海 317000)

摘要:为了探讨生活方式与休闲行为的关系,通过方便取样对 497 名高校教师进行问卷调查,结果表明,高校教师生活方式可区分成传统型、积极活跃型和随意型 3 个同质性很高的组群,各组群休闲参与类型具有鲜明的特征,生活方式取向的不同是影响其休闲活动参与类型的重要因素,以生活方式取向为区分变量来发展和实施相应的休闲教育干预策略和休闲活动项目规划,具有现实意义。

关键词:大学教师;生活方式;休闲活动参与类型;典型相关;验证性因子分析

Exploring the Relation Between Lifestyle and the Participation Type of Leisure Activities in University Teachers

MA Yong-zhan, WU Xin, HUO Qin

(Department of Physical Education, Taizhou College, Linhai 317000, China)

Abstract: The main purpose of this study is to explore the relation between lifestyle and the participation type of leisure activities. By questionnaire and convenience sampling, 497 useful questionnaires were collected and then statistical analysis were applied to interpret the collected data. With the variables of lifestyle, participants could be categorized as three lifestyle groups: traditional group, active group and free group. The differences in lifestyle were important factors which influenced on the participation type of leisure activities. As a segmentable variable, the lifestyle variable played an important role in developing and conducting the intervention strategies and the planning of leisure activities.

Key words: university teacher; lifestyle; participation type of leisure activities; canonical correlation; CFA

休闲作为人的生命状态的一种形式,在一般意义上指两个方面:一是消除体力上的疲劳,二是获得精神上的慰藉^[1-2]。随着科学技术的迅猛发展,人们拥有更多的余暇时间的同时,所承受的精神压力日趋增加,并成为影响个体身心健康和组织绩效的重要因素。2005 年中国人民大学翟振武教授研究报告表明,知识分子中感到有工作压力的比例高于普通人群近 30%,且高达 61.3% 的知识分子有身体透支的主观感受^[3]。广东省教育工会的调查结果表明,仅广东省就有 69.18% 的大学教师处于亚健康状态,并发现工作造成的心理负担过重是影响高校教师身心健康最危险的因素^[4]。在此背景下对高校教师群体进行适度的休闲教育学干预显得非常必要。尽管休闲概念涉及的范围非常宽泛且争议较大,但休闲作为现实存在,首先是通过人的外在的行为表现出来的,我国学者马惠娣以文化哲学研究为基点,提出休闲行为是由特定历史时代的人们对他们所面临的生命历程和所抱有的生活理想而确立起

来的文化样式、生活方式和价值取向所决定的^[1]。遗憾的是,在我国以定性研究为主导模式的休闲理论研究未能继续深入地探讨生活方式与休闲行为的关系,而以量化和实证研究为取向的学者对影响休闲行为的深度因素的关注显然不够。生活方式(lifestyle)是个体在文化、次文化、家庭和参照群体等外部环境影响下学习的结果,是个体价值体系与人格在内部整合后的统合架构,它不仅决定着个体的一般行为,也决定着个体的特定行为^[5-7]。国外学者非常重视生活方式变量对行为的解释作用,早在 1971 年 Wells 和 Tigert 编制了包含 300 题的 AIO 生活方式量表,后经 Plummer 等人的进一步发展,形成了四维度的生活方式量表^[8],该量表被广泛用于生活方式的各类研究中,这些研究结果大多表明生活方式变量能够很好地解释及预测个体的行为。

1 研究方法

* 收稿日期:2007-04-16;修回日期:2007-06-26

基金项目:浙江省哲学社会科学规划课题(编号:NX05JY06)

作者简介:马勇占(1969-),男,山东菏泽人,副教授,硕士,研究方向为体育社会学;吴欣(1979-),男,江西南昌人,讲师,硕士;霍芹(1978-),女,江苏连云港人,助教。

1.1 测量题目的收集与编制

教师生活方式量表的题目来源于以 AIO 为研究架构的成果^[6-10],经过研究者与专家讨论修改后,初步形成 33 个题目的预试问卷。以 AIO 研究成果为主要参考依据,是考虑到该量表曾被广泛用于生活方式的各类研究中,且具备较高的可信度。生活方式不同取向的测量均有 2 个以上不同题目组成,以降低测量可能产生的误差及提高各构面间的区别能力及内容效度。问卷采用李克特 5 点记分,“1”表示“非常不同意”,“5”表示“非常同意”。

休闲活动参与量表的题目以国内学者归纳出的我国居民参与的 63 个休闲活动项目为蓝本^[11-13],研究者根据参与这些项目时身体活动的涉入程度、人际间的互动、参与活动的空间范围以及参与目的等要素将其划分为运动、户外游乐、媒体娱乐、家庭活动、社交、知识和休憩型 7 大类,并以随机方式对 63 个项目进行混杂排列,形成预试问卷。问卷采用李克特 5 点记分,“1”表示“从未参与”,“5”表示“经常参与”,得分越高表示参与频率越高。

1.2 预试

主要探讨不同生活方式取向的高校教师其休闲行为的特征,由于目前国内尚缺乏这方面的研究成果,故先对初步形成的问卷进行预试。通过项目分析鉴别被试对生活方式量表中每个题目的反应程度,删除了临界比率值(critical ratio, CR)未达显著水平的 6 个题目后,接着计算所剩题目的得分与量表总分的相关系数,删除与总分相关系数低于 0.3 和未达显著水平的 5 个题目。然后对 27 个项目进行探索性因子分析(exploratory factor analysis, EFA),以确定国内教师生活方式的因素构面。在探索性因素分析过程中,以主轴法抽取特征值大于 1 的因素,并以 Oblimin 法进行斜交旋转,删除了负荷量小于 0.3 或负荷量在各因素上相当接近的 5 个题目,最后共抽取了 6 个因素,各题目的因素负荷量在 0.57~0.80 之间,可解释总变异量的 65.4% 左右。经过上述步骤,形成了由 22 个题目组成的 6 因素取向生活方式量表,用于正式施测。各因素构面的 Cronbach α 系数介于 0.72 - 0.89 之间。休闲参与预试问卷的频数分析,删除“从未参与”和“偶而参与”累积频数超过 50% 的 25 个休闲项目后,最后形成包括 7 大类 38 个项目的休闲参与正式量表,该量表 Cronbach 系数在 0.71 - 0.83 之间。

1.3 正式施测

对预试得到的 6 因素取向生活方式的测量模式进行验证性因子分析(confirmatory factor analysis, CFA),以评估该测量模式的建构效度。然后采用典

型相关分析方法探讨生活方式不同取向与休闲活动参与类型的关系,同时根据生活方式 6 因素取向得分,使用 K-means 聚类方法将被试区分为具有不同生活型态特征的若干组群,探讨各组群休闲活动参与类型的差异。

1.4 样本

考虑到各方面条件的限制,本研究采用方便抽样方法。预试时经同事和朋友协助向省内 2 所高校共发放问卷 365 份,回收 322 份,回收率为 88.2%,其中填答不全和无效问卷 64 份,问卷有效率 70.7%。正试测试时向省内 9 所高校发放问卷 750 份,回收 613 份,回收率为 81.7%。剔除填答不全和无效问卷后,得到有效问卷 497 份,有效率为 66.3%。

1.5 统计分析方法

使用 SPSS11.5 软件进行描述性统计、探索性因子分析、K-means 聚类分析、判别分析和典型相关分析。使用 LISREL8.54 软件进行验证性因素分析。

2 结果与分析

2.1 高校教师生活方式测量工具的效度检验

高校教师生活方式量表的内容效度主要来自于文献的支持和理论概念的把握。在量表的编制过程中,研究者与有关专家对测量题目进行了精心筛选与修订,因此可认为该量表具有较好的内容效度。建构效度采用 LISREL 8.54 软件进行验证性因子分析来评价。以 CFA 进行建构效度评价主要包括模型的整体拟合度、收敛效度和区别效度等 3 个方面的检验内容。整体拟合度检验用于评价理论模型与观察资料的拟合程度,一般采用绝对拟合指标和相对拟合指标两大类。由于 χ^2 值对样本含量十分敏感,当样本含量较大时几乎所有模型都可能被拒绝,故常参照其他拟合指标。模型整体拟合度检验结果见表 1。由于 AGFI、NFI 和 RTI 略小于 0.9 标准,而其他各项指标远高于相应的标准^[14],因此,本研究认为该模型与实际资料拟合尚可。

表 1 模型整体拟合度检验

绝对拟合指标			相对拟合指标					
χ^2/df	GFI	RMSEA	AGFI	NFI	NNFI	CFI	IFI	RFI
1.69	0.91	0.039	0.88	0.89	0.95	0.96	0.96	0.89

就收敛效度检验而言,采用 Fornell 和 Larcker (1981)提出的 3 项评估准则^[15]: (1) 所有标准化的因素负荷量大于 0.5 且达到显著水平; (2) 组成信度值(composite reliability, CR) 大于 0.6; (3) 潜在变量的平均变异抽取量(average variance extracted, AVE)

大于 0.5。从表 2 可见,22 个项目的标准化因素负荷量介于 0.60 - 0.81 之间,且 t 值都达到显著水平 ($P < 0.05$),这表明所有 22 个项目均能显著地被各

自所属的因素解释,各项目在该因素上均呈现收敛结果,即测量项目均收敛于相对应的因素,因此,测量模式具有一定的收敛效度。

表 2 测量指标的标准化因素负荷及潜变量组成信度、平均变异抽取量

变量	标准化因素负荷	潜变量组成信度	潜变量平均变异抽取量
家庭取向(1)		0.83	0.56
X10	0.76*		
X18	0.76*		
X34	0.75*		
X2	0.71*		
X26	0.69*		
流行社交取向(2)		0.80	0.50
X17	0.76*		
X9	0.60*		
X38	0.75*		
X37	0.71*		
运动取向(3)		0.72	0.50
X4	0.64*		
X12	0.77*		
X36	0.63*		
保守取向(4)		0.85	0.58
X8	0.77*		
X42	0.75*		
X24	0.75*		
X32	0.78*		
求知取向(5)		0.78	0.55
X40	0.81*		
X5	0.72*		
X28	0.71*		
X13	0.68*		
金钱取向(6)		0.73	0.57
X11	0.79*		
X27	0.72*		

注: *表示 $P < 0.05$

区别效度的检验以 Kline 等人(1993)提出的以因素间的相关系数小于 0.85 为评价准则^[16],若达到此标准表示潜在因素间具有一定的区别效度。在本研究中的 6 个潜在变量的关系界定为部分之间存在相关,其相关系数估计值见表 3。由于 6 个潜在变量之间的部分相关系数的估计值均小于 Kline 准则,显示各因素层面具有良好的区别效度。

2.2 教师生活方式取向的组群特征及其休闲参与类型的差异

2.2.1 教师生活方式取向的组群特征及各组群的构成

由于生活方式是个体与社会互动的结果,反映个体生活的基本样式。本研究抽取出的生活方式 6 个因素取向部分之间亦存在相关,也就是说尽管教

师的生活方式可以区分为 6 个因素取向,但这 6 个取向亦会不同程度地存在于每一个体。为了能够更深入地了解教师生活方式取向的组群特征,根据被试生活方式 6 因素取向标准得分,采用 K-means 聚类方法,将被试区分成同质性较高若干组群。组群数目的确定参照 Afifi 建议,即根据研究目的事先确定组群数,然后采用判别分析考察其判别正确率的大小和 Wilk's 值的变化,进而确定最后合适的组群数。本研究事先确定将被试分 2—4 个组群,其判别正确率和 Wilk's 值见表 4。当被试分成 2—4 个组群时,各组的判别正确率均大于 95%,但若从 3 个组群缩减至 2 个时,Wilk's Lambda 值显著增大,故可判定分为 3 个组群较为合适。

表 3 测量模型潜变量()的协方差矩阵()

	家庭取向	流行社交取向	求知取向	金钱取向	运动取向	保守取向
家庭取向	1.00					
流行社交取向	—	1.00				
求知取向	0.55 *	—	1.00			
金钱取向	—	0.36 *	—	1.00		
运动取向	—	0.44 *	—	0.25 *	1.00	
保守取向	0.39 *	—	0.47 *	—	—	1.00

注: *表示 $P < 0.05$

表 4 各组群的判别正确率和 Wilk's Lambda 值变化

组群数目	2 个组群	3 个组群	4 个组群
判别正确率	96.5 %	96.1 %	95.6 %
Wilk's Lambda 值	0.368	0.167	0.124

根据生活方式 6 因素标准得分,将被试区分成 3 个组群。3 个组群被试的生活方式 6 因素标准得分有显著差异(见表 5)。其中群组(1)的教师在 6 因素取向上的得分有正有负,家庭、求知和保守取向得分为正值,其中在求知取向上得最高正分,而在社交流行、运动与金钱取向上得分最低,该组群具有强烈求知欲,不关心流行时尚和社交,对金钱、健身和运动不太在意,但对家庭较为注重,希望有稳定的生活。这一组群可称为传统型,在本研究的抽样比例上,此组群比例最低,约占 22.8%,其年龄分布主要集中在 41 - 50 岁和 50 以上两个年龄段,以教授和副教授职称比例最高(见表 6)。组群(2)教师的 6 因素取向得分皆为正值,该组群教师生活方式表现为以家庭为重,关注时尚擅长交往,不断吸收新知

识,注重健身和运动,对金钱很在意,希望生活较稳定。因此,可将该组群概括为积极活跃型,此组群的人数在 3 个组群中最多的,约占 42.2%,其中 30 岁以下和 31 - 40 岁两个年龄段中近五成属于该组群,以助教和讲师职称比例为高,但副教授和教授职称比例亦分别达到 37.5%和 31.1%,这说明该组群教师在职称分布上呈现分散化特征。组群(3)基本特征为不愿意接受新知识,对家庭也不太关注,生活稳定对他们来说不太重要,希望能有很多钱,对时尚流行以及健身和运动较为注重。因此,可将该组群命名为随意型,其人数在抽样比例上约占 35%,以 30 岁以下和 41 - 50 岁年龄段人数居多,主要以助教和讲师职称的教师组成。需要指出的是,随着年龄的增长和职称的晋升,传统型组群人数比例增大,而积极活跃型和随意型组群的人数比例在下降,这一现象亦暗示生活方式 6 因素取向会随着个体的成长而发生相应改变。这对以生活方式为切入点进行休闲教育,引导或预测人们的休闲行为具有重要意义。

表 5 各组群教师生活方式 6 因素取向标准分的方差分析

构面	组群(1) —传统型	组群(2) —积极活跃型	组群(3) —随意型	F 值	多重比较
家庭取向	0.112 ±1.046	0.576 ±0.748	- 0.749 ±0.747	55.341 *	(2) > (1), (2) > (3), (1) > (3)
社交流行取向	- 0.925 ±0.696	0.517 ±0.984	0.004 ±0.751	44.300 *	(2) > (1), (2) > (3), (3) > (1)
求知取向	0.655 ±0.599	0.374 ±0.787	- 0.919 ±0.780	83.593 *	(1) > (3), (2) > (3)
金钱取向	- 0.627 ±1.079	0.603 ±0.700	- 0.310 ±0.890	38.112 *	(2) > (1), (2) > (3)
运动取向	- 0.814 ±0.963	0.661 ±0.642	- 0.217 ±0.817	58.674 *	(2) > (3), (2) > (1), (3) > (1)
保守取向	0.288 ±1.121	0.140 ±0.999	- 0.367 ±0.82	08.120 *	(2) > (3), (1) > (3)

注: *表示 $P < 0.01$

2.2.2 生活方式不同取向组群教师的休闲活动参与类型差异

单因素方差分析结果表明,3 个组群教师参与的 7 类休闲活动中,除家庭类未达到显著水平,其余 6 类参与程度均有显著差异。积极活跃组群教师生活方式 6 因素取向上都有比较高的正分值,其生活方式取向广泛且正向,该组群教师的运动类、户外游乐类、媒体娱乐类、休憩类和社交类休闲活动参与程度均显著高于其他 2 个组群。传统型组群教师生活方式取向呈两极状态,求知取向得分最高,而社交流

行和运动取向得分最低,其中知识类休闲活动参与程度相应最高,社交类和运动类休闲活动参与程度低于其他 2 组。随意型组群教师生活方式的求知取向得分最低,运动取向和社交流行取向得分大于传统型组群而小于积极活跃型组群,其知识类休闲活动参与程度低于传统型组群和积极活动型组群,但其运动类和社交类休闲活动参与程度大于传统型组群而小于积极活跃型组群(见表 7)。此结果说明生活方式不同取向是影响休闲活动类型选择的重要因素。

表 6 不同性别、年龄和职称的教师在各群组中百分比组成的交叉分析 (%)

群组	各群比例	性别		年龄(岁)				职称			
		男	女	< 30	31 - 40	41 - 50	> 50	助教	讲师	副教授	教授
组群(1) —传统型	22.8	23.1	22.2	10.1	25.4	37.0	72.7	12.0	19.7	40.0	57.8
组群(2) —积极活跃型	42.2	36.5	49.5	49.4	49.2	27.5	9.1	49.4	48.5	37.5	31.1
组群(3) —随意型	35.0	40.4	28.3	40.4	25.4	32.5	18.2	38.6	31.8	22.5	11.1
卡方值		4.157(a)		30.492*				30.649*			

注: *表示 $P < 0.01$, (a)表示 $P > 0.05$

表 7 不同群组教师休闲活动参与类型差异

群组	运动类	媒体娱乐类	休憩类	户外游乐类	家庭类	社交类	知识类
传统型(1)	18.7 ±5.85	21.3 ±4.69	12.0 ±3.57	10.9 ±3.97	15.4 ±5.10	11.7 ±3.48	26.3 ±5.82
积极活跃型(2)	23.7 ±5.21	25.3 ±4.78	13.3 ±3.22	13.2 ±3.48	16.5 ±4.39	14.2 ±3.26	25.3 ±5.20
随意型(3)	20.9 ±4.17	21.9 ±4.15	12.1 ±2.35	11.9 ±2.57	15.0 ±3.68	12.6 ±2.72	21.2 ±4.44
方差分析 F 值	15.773**	15.677**	8.100*	10.721**	2.428	11.380**	18.301**
多重比较 (Post Hoc Test)	2 > 1, 2 > 3 1 < 3	2 > 1, 2 > 3	3 > 1, 3 > 2	2 > 1, 2 > 3	—	2 > 1, 2 > 3 1 < 3	2 > 3, 1 > 3

2.3 教师生活方式取向与其休闲活动参与类型的关系

为了进一步探讨教师生活方式不同取向与其休闲活动参与类型的关系,本研究以生活方式 6 因素取向为自变量组,休闲活动参与类型为因变量组,进

行这两个变量组间的典型相关分析。经过典型相关分析得到 6 组典型因素及其典型相关系数,其中 3 组典型因素的相关系数达到显著水平,生活方式 6 因素取向主要通过这 3 组典型因素影响休闲活动参与类型(见表 8)。

表 8 生活方式取向与休闲活动参与类型的典型相关分析

生活方式取向	典型因素			休闲参与类型	典型因素		
	V1	V2	V3		U1	U2	U3
家庭取向	0.041	- 0.710	- 0.615	运动类	0.760	- 0.572	0.068
社交流行取向	0.369	- 0.023	- 0.448	户外游乐类	0.448	- 0.631	- 0.176
求知取向	- 0.287	- 0.824	0.186	媒体娱乐类	0.355	- 0.577	- 0.302
金钱取向	0.189	- 0.007	- 0.337	家庭类	- 0.007	- 0.501	- 0.683
运动取向	0.888	- 0.463	- 0.050	社交类	0.382	- 0.549	- 0.228
保守取向	- 0.238	- 0.500	0.047	知识类	- 0.274	- 0.941	0.172
				休憩类	0.169	- 0.520	- 0.465
抽出变异数百分比	18.2 %	27.5 %	12.2 %	抽出变异数百分比	16.5 %	39.5 %	12.7 %
重叠量	7.58 %	9.83 %	1.87 %	重叠量	6.86 %	14.12 %	1.95 %
				P	0.645*	0.598*	0.391*

注: *表示 $P < 0.01$

自变量组的第 1 至 3 个典型因素(V1, V2, V3)可分别解释因变量组的第 1 至 3 个典型因素(U1, U2, U3)总变异量的 41.6%, 35.8%和 15.3%。因变量组的第 1 至 3 个典型因素又可分别解释因变量组变异量的 16.5%, 39.5%和 12.7%。自变量组与因变量组在 3 组典型因素的重叠量合计为 22.94%。因此,自变量通过这 3 对典型因素可解释因变量总变异量的 22.94%,换言之,生活方式 6 因素取向可解释休闲活动参与类型总变异量的 22.94%。从典型相关的因素结构上看,在生活方式 6 因素取向中,运动和社交流行取向与第 1 典型因素(V1)相关性

数较高,而在休闲参与类型中,运动类和社交类参与程度与第 1 典型因素(U1)相关较高,因此,运动和社交流行取向较高的教师,其运动类和社交类休闲活动参与程度相应较高。求知、家庭、保守和运动取向与第 2 典型因素(V2)相关系数均达到高中度相关,而 7 类休闲活动参与程度与第 2 典型因素(U2)相关系数亦达到高中度相关,说明生活方式取向越广泛的教师,其 7 类休闲参与程度都较高。家庭取向与第 3 典型因素(V3)相关系数较高,家庭类休闲活动参与程度与第 3 典型因素(U3)相关较高,说明家庭取向较高的教师其家庭类休闲活动参与较高。

该结果进一步表明生活方式取向的差异反映了休闲活动参与类型的不同。

从休闲教育学干预的角度来看,过去国内有关休闲行为的量化研究大多侧重于休闲行为时空特征的描述以及性别、年龄、家庭结构等因素对休闲行为的影响,而较少关注生活方式取向对于休闲行为的影响。性别、年龄、家庭结构等因素大多属于人口统计变量,并不能很好地预测个体的行为。换言之,以这些人口统计变量为基础区分若干目标群体来规划休闲活动项目或实施休闲教育策略,很难取得令人满意的效果,其根本原因在于以这些变量区分出来的目标群体内部同质性很低而异质性太高,既定的休闲教育策略或休闲活动项目在实施的过程中,难以满足目标群体内部个体的需求。因此,休闲教育学干预策略和休闲活动项目规划的有效实施,在于寻找合适的区分变量,并以此将目标群体划分成若干特征相近的目标群体。本研究结果表明,以生活方式不同取向为区分变量将被试划分成 3 个组群,各组群教师生活方式取向均反映出其休闲活动参与类型的特征,即不同生活方式取向的教师其休闲活动参与类型不同。因此,以生活方式为区分变量来发展和实施相应的休闲教育学干预策略和休闲活动项目规划,具有很现实的意义。

3 结 论

(1) 高校教师生活方式 6 因素取向,可解释总变异量的 65.4%,经 CFA 检验具有一定的收敛效度和区分效度,各构面的信度介于 0.72 - 0.89 之间。休闲参与量表的信度在 0.71 - 0.83 之间。

(2) 生活方式 6 因素取向通过 3 组典型因素可解释休闲活动参与类型总变异量的 22.94%。以生活方式 6 因素取向为区为变量可将被试区分成传统型、积极活跃型和随意型 3 个同质性很高的组群,各组群教师的休闲参与类型具有鲜明的特征,生活方式取向的不同是影响其休闲活动参与类型的重要因素。在抽样比例上,传统型约占 22.8%,其年龄分布主要集中在 41 - 50 岁和 50 以上两个年龄段,以教授和副教授职称比例最高;积极活跃型约占 42.2%,其中 30 岁以下和 31 - 40 岁两个年龄段中近五成,以助教和讲师职称比例为高,副教授和教授亦占有相当比例;随意型约占 35%,以 30 岁以下和 41 - 50 岁年龄段人数居多,主要以助教和讲师职称的教师组成。随着年龄的增长和职称的晋升,存在传统型组群人数比例增大,积极活跃型和随意型组群的

人数比例下降的趋势。

参考文献:

- [1] 马惠娣. 休闲—文化哲学层面的透视[J]. 自然辩证法研究, 2000, (1): 59-64.
- [2] 杰弗瑞·戈比. 你生命中的休闲[M]. 田松,译. 昆明: 云南人民出版社, 2000.
- [3] 翟振武, 明艳, 候佳伟, 等. 中国知识分子健康研究报告之一[J]. 人口研究, 2005, (5): 2-9.
- [4] REYNOLDS. The Modern Feminine Life Style [J]. Journal of Applied Psychology, 1977, (63): 513-516.
- [5] ENGL. Consumer Behavior [M]. Chicago: Dryden Press, 1982.
- [6] HAWKINS. Consumer Behavior: Building Marketing Strategy [M]. London: Irwin McGraw-hill, 2001.
- [7] PLUMMER. The Concept and Application of Life Style Segmentation[J]. Journal of Marketing, 1974, 38(1): 34.
- [8] 朱仪. 国民中学教师之生活型态与休闲参与之研究[D]. 花莲: 国立东华大学观光游憩管理研究所, 2003.
- [9] 郑瀛川, 陈彰仪. 职业妇女之工作, 休闲关系与生活型态[J]. 国立政治大学学报, 1986, (53): 119-137.
- [10] 李仲广, 卢昌崇. 基础休闲学[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2004: 266.
- [11] 王雅林, 刘耳, 徐利亚. 城市休闲—上海、天津、哈尔滨城市居民时间分配考察[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2003: 25-36.
- [12] 沙莲香. 中国社会心理分析[M]. 沈阳: 辽宁教育出版社, 2004: 362-363.
- [13] Bagozzi. On the Evaluation of Structural Equation Models[J]. Academic of Marketing Science, 1998, (16): 74-94.
- [14] Fornell Larcker. Structural Equation Model with Unobservable Variables and Measurement Error [J]. Journal of Marketing Research, 1981, (3): 382-389.
- [15] 黄芳铭. 结构方程模式—理论与应用[M]. 北京: 中国税务出版社, 2005: 278-279.
- [16] Searle, Mactavish. Integrating Ceasing Participation with Other Aspects of Leisure Behavior: A Replication and Extension[J]. Journal of Leisure Research, 1993, (25): 384-403.
- [17] Kelly. Situational and Social Factors in Leisure Decision [J]. Pacific Sociological Review, 1978, (21): 314-329.
- [18] Kelly. Later Life Satisfaction: Does leisure contribute? [J]. Leisure Sciences. 1987, (9): 198-200.
- [19] ISO - AHOLA. Starting, Ceasing and Replacing Leisure Activities over Life-span[J]. Journal of Leisure Research. 1994, (26): 222-249.
- [20] Afifi. Computer-aimed Multivariate Analysis [M]. New York: Van Nostrand Reinhold Company, 1990.
- [21] 候杰泰, 温忠麟, 成子娟. 结构方程模型及其应用[M]. 北京: 教育科学出版社, 2004.