

老龄者深度休闲活动对幸福感的影响研究

张宗书, 王 苏

(四川工程职业技术学院, 四川 德阳 618000)

摘要:通过对大连市两大典型社区老龄者的抽样调查,运用阶层回归分析法分析了深度休闲活动对老龄者幸福感的影响。研究表明,深度休闲活动与老龄者的幸福感有显著的正向关系,深度休闲包含的坚持不懈、个人努力、认同感、职业生涯性、休闲利益、亚文化等价值面,对形成老龄者幸福感的身体健康、心理健康、人际互动、充实感、成就感、归属感方面都有着不同程度的正向影响。

关键词: 深度休闲; 幸福感; 老龄者

中图分类号: R193 文献标志码: A 文章编号: 1005- 8141(2013) 01- 0048- 04

Research of Elderly Serious Leisure Activity Effect on Happiness

ZHANG Zong-shu, WANG Su

(Sichuan Engineering Technical Collage, Deyang 618000, China)

Abstract: In this study, the sample survey of elderly people in two typical communities in Dalian City, to obtain 278 valid samples, by the use of hierarchical regression analysis method tested the influence of the serious leisure for the elderly happiness. The results showed that there was a significant positive relationship between the serious leisure and well-being of the elderly, serious leisure contains persevere, career, effort, benefits, unique ethos, identify etc, to form the elder well-being sense of achievement, fulfillment, sense of belonging, physical health, mental health, interpersonal interaction of these six dimensions had varying degrees of positive influence.

Key words: serious leisure; happiness; the elderly

在我国老龄化现象日趋显著的今天,如何让拥有充裕生活时间的老龄者通过休闲活动来提升和改善身心与生活品质引起了众多研究者的关注。当前,深度休闲研究在我国老龄化问题中的应用研究较少,对老龄者深度休闲活动与幸福感之间关系的系统性实证研究也较少。

本文以大连市两大典型社区为例,通过阶层回归分析方法,分析了参与深度休闲活动的老龄者深度休闲活动与其幸福感之间的关系,从而为我国解决老龄化社会问题提供可遵循的理论支持和实践指导。

1 文献回顾与研究假设

1.1 文献回顾

西方学者早已开始了休闲活动对老龄者幸福感影响的研究。多数文献表明,休闲活动有助于增强老龄者休闲活动参与者的幸福感^[1-3]。Ruuskanen 和 Puoppila 的研究发现,老龄者每天参与散步和运动健身与其幸福感的增加具有正相关关系,参与运动休闲活动可影响其心理的幸福感^[4]。Bath 和 Morgan 认为,老龄者保持规律的运动习惯和提高身体机能的承载量,参与较多的户外活动,能感受到较高的生活满意度,产生心理

幸福感^[5]。有研究表明,并非所有的休闲活动都能对老龄者的幸福感产生正向影响,过度参与或参与不适合自身条件的休闲活动容易滋生无聊感、挫败感、孤独感等负面情绪,不利于老龄者的身体健康^[6]。因此,探究何种休闲活动能赋予老龄者正向的休闲效益就成为必然。Lu 和 Argyle 认为,当人们进行深度、具有承诺和有意义的休闲活动时,体验到的活动更具挑战性和吸引力,也具有更高的休闲满意度和幸福感^[7]。美国学者 Siegenthaler 等人研究发现,在参与高尔夫休闲活动的老龄者中,参与程度越高的人对其成功老化的贡献更大^[8];Brown 等人的研究发现,深度休闲的六大特征包含所有成功老化的要素,深度休闲是达到成功老化的有效方法^[9],而我国关于深度休闲活动对幸福感的影响研究较少。

1.2 研究假设

根据相关文献,结合我国的社会和文化背景,提出以下假设:H₁——深度休闲与幸福感存在显著的正相关关系;H₁₋₁——深度休闲与成就感存在显著的正相关关系;H₁₋₂——深度休闲与充实感存在显著的正相关关系;H₁₋₃——深度休闲与归属感存在显著的正相关关系;H₁₋₄——深度休闲与身体健康存在显著的正相关关系;H₁₋₅——深度休闲与心理健康存在显著的正相关关系;H₁₋₆——深度休闲与人际互动存在显著的正相关关系。

收稿日期:2012- 11- 10;修订日期:2012- 12- 29

第一作者简介:张宗书(1966-),女,四川省内江人,副教授,主要从事旅游经济、区域经济等方面的研究。

2 研究方法

2.1 研究变量界定

深度休闲是一种深层次的满足感和存在感,通常参与者不仅仅只是参与,更会将该活动视为生活的一部分,以自由自在的心情去从事活动,且认真地向目标迈进^[10]。即所谓深度休闲的深度代表专注与奉献,具有相当大的乐趣而非压力^[11]。国内外大多数学者多认同 Diemer 对主观幸福感的界定:“主观幸福感是个人对整体生活的认知性评价、正向情感的呈现和负向情感的缺乏,是对整体生活层面评估后的结果”^[12]。

由于深度休闲和幸福是理论假设中的两个结构变量,不能直接对其测量,因此必须设计相应的观测变量。在参考相关文献后,本文选取 2 组观测变量、12 个测量指标。其中,深度休闲参考 Gould^[13] 的研究选定 6 个观测变量,包括坚持不懈、个人努力、认同感、职业生涯性、休闲利益、亚文化;幸福感借鉴邢占军^[14] 的相关研究,包括人际互动、归属感、身体健康、心理健康、充实感、成就感 6 个观测变量。

2.2 问卷设计

深度休闲问卷主要参考 Gould 编制的具有 72 题项的深度休闲量表^[13],并在此基础上结合个案实际,按照流程设计,经反复修改,征询专家意见,开发了一个操作性和针对性强、内容较完善的深度休闲测量量表,共有 15 题项,用坚持不懈、个人努力、认同感、职业生涯性、休闲利益、亚文化 6 个观测变量作为测量。为了评定的科学性,采用 Likert 5 点量表编制,分“非常不同意”、“不同意”、“一般”、“同意”、“非常同意”,分别给予 1—5 分,分数越高,代表该项深度休闲越显著。

幸福感问卷主要参考了邢占军编制的中国城市居民主观幸福感量表简表^[14]。本文根据自身研究需要,通过征询专家意见和实证研究去掉不属于本研究范围的维度,制成了共有 10 题的调查问卷,用人际互动、归属感、身体健康、心理健康、充实感、成就感 6 个观测变量作为测量。该量表也采用 Likert 5 点量表编制,计分方法同前一问卷。

2.3 研究样本与研究方法

为了控制老年休闲参与者所在的地区和所参与的休闲活动差异对幸福感可能产生的影响,本文的样本取自大连市黑石礁社区和桃源街道长利社区中的休闲社团成员和两个社区 55 周岁以上的常住老年居民,调查时间为 2010 年 8—9 月。为了使样本更具代表性,采用了分层抽样和系统抽样相结合的概率抽样法,发放问卷共 300 份,回收 286 份,回收率为 95%。回收的 286 份问卷中无效问卷 53 份,最后统计得到有效问卷 225 份,有效回收率 78.7%。

3 结果分析

3.1 样本的描述性统计

本研究从性别、年龄、学历、婚姻状况、居住情况、平均月收入、是否有固定时间参与休闲活动 7 个方面反映受访者的统计特征。其中,男性为 125 人,占样本的 55.6%;平均年龄 61 岁,55—64 岁占样本的 48.4%,65—74 岁占样本的 42.2%;本科以上学历的 38 人,占样本的 16.9%,高中(或中专)和大专学历的 136 人,占样本的 60.4%;已婚(未丧偶)202 人,占样本的 89.8%;夫妻二人生活的 181 人,占样本的 80.4%;月收入 2000 元以下的 95 人,占样本的 42.2%,2001—4000 元的 107 人,占样本的 47.6%;固定参与休闲活动的 166 人,占样本的 73.8%。从实践经验看,样本的人口统计特征与现实情况相符,表明样本符合数据统计分析的条件。

3.2 信度与效度分析

信度是指问卷测量的可靠性,反映测量结果的一致性 or 稳定性。本研究先采用 Cronbach's Alpha 系数对模型中两个潜变量的观测变量进行信度检验。根据 Nunnally 的建议^[15],量表 Cronbach's Alpha 系数的接受底线为 0.60,如果编制的研究工具 Cronbach's Alpha 系数过低,如在 0.60 以下则应重新修订研究工具或重新编制。结果显示,本研究深度休闲和幸福感的 Cronbach's Alpha 系数分别为 0.905 和 0.917,所有观测变量的信度高于(或等于)0.60,表明本研究各构面具有一定的内部信度。

本研究量表的建构效度与聚合效度采用验证性的因子进行分析,其深度休闲量表的卡方值 = 77.18 ($P = 0.41$)、 $DF = 75$ 、 $GFI = 0.94$ 、 $CFI = 1.00$ 、 $AGFI = 0.90$,而幸福感量表整体拟合度的卡方值 = 260.10 ($P = 0.0$)、 $DF = 25$ 、 $GFI = 0.97$ 、 $CFI = 0.96$ 、 $AGFI = 0.90$,以上数据均说明本研究的建构效度和聚合效度良好。

3.3 相关性分析

本研究用 AMOS 7.0 进行皮尔逊相关系数分析,各构面间的相关系数见表 1:¹ 成就感与坚持不懈、个人努力、职业生涯性、休闲利益均呈现显著相关性,但与认同感和亚文化无显著相关性($R = 0.323$, $P > 0.05$; $R = 0.375$, $P > 0.05$),表明老龄深度休闲参与者通过自己不断努力和坚持不懈的参与休闲活动,能获得较高的成就感,而形成职业生涯性的休闲活动能通过各种休闲利益来强化这种成就感。④归属感与坚持不懈、认同感、职业生涯性、休闲利益和亚文化均呈现显著的正相关,但与个人的努力无显著相关性($R = 0.271$, $P > 0.05$),即深度休闲的坚持不懈、认同感、职业生

休闲利益和亚文化的这些特性都有助于老龄深度休闲参与者归属感的形成。④充实感与个人努力、认同感、职业生涯性、休闲利益和亚文化都呈现显著正相关,但与坚持不懈无显著相关性($R=0.329, P>0.05$)。¼ 身体健康和坚持不懈、职业生涯、休闲利益都呈现显著正相关,但与个人努力呈现显著负相关($R=-0.498, P<0.01$),与认同感和亚文化无相关性($R=0.102, P>0.05; R=0.025, P>0.05$)。即老龄深度休闲参与者如果努力提升自己的休闲技能,会使其身体健康受

到损害。½ 心理健康和坚持不懈、个人努力、认同感、休闲利益、亚文化都呈现显著正相关,但与职业生涯无相关性($R=0.114, P>0.05$)。¾ 人际互动和坚持不懈、职业生涯性、休闲利益、亚文化呈显著正相关,但与个人努力呈现显著负相关($R=-0.506, P<0.01$),与认同感无相关性($R=0.151, P>0.05$)。即老龄深度休闲者如果只专注对自己休闲技能的提升,就不会有多余精力用于人际交往。

表 1 研究构面相关系数

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1	1											
2	0.453**	1										
3	0.239**	0.316*	1									
4	0.382**	0.485**	0.463**	1								
5	0.499**	0.625**	0.346**	0.582**	1							
6	0.405**	0.318*	0.448**	0.395**	0.501**	1						
7	0.172*	0.380**	0.323	0.133*	0.136*	0.375	1					
8	0.158*	0.271	0.306**	0.664**	0.425**	0.316**	0.141*	1				
9	0.329	0.135*	0.304**	0.014*	0.068**	0.172*	0.434**	0.236**	1			
10	0.205**	-0.498**	0.102	0.244*	0.365**	0.025	0.546**	0.259*	0.544**	1		
11	0.234**	0.414*	0.221**	0.114	0.299**	0.096*	0.366**	0.255**	0.463**	0.644**	1	
12	0.387**	-0.506*	0.151	0.304**	0.493**	0.434**	0.251**	0.258**	0.385**	0.692**	0.618**	1

注: ¹ * $P<0.05$, ** $P<0.01$; ④ 1 为坚持不懈, 2 为个人努力, 3 为认同感, 4 为职业生涯性, 5 为休闲利益, 6 为亚文化, 7 为成就感, 8 为归属感, 9 为充实感, 10 为身体健康, 11 为心理健康, 12 为人际互动。

3.4 深度休闲与幸福感的阶层回归分析

为了检验假设,本研究采用阶层回归方法来考察。根据研究文献,在分析时将6个人口统计特征作为控制变量。按照Aiken和West的建议^[16],将深度休闲的均值进行中心化处理,再通过第一步对控制变量回归,

第二步引入深度休闲自变量。在每步回归方程中,各变量的方差膨胀因子(VIF)介于1.01—1.31之间,表明变量之间不存在共线性问题,Durbin-Watson检验值介于1.66—1.83之间,被解释变量的残差之间不存在自相关,回归分析成果见表2。

表 2 各变量标准化回归

		幸福感											
		成就感	充实感	归属感	身体健康	心理健康	人际互动						
第一步	1	-0.113	-0.081	-0.135	-0.016	-0.185*	-0.157*	-0.076	-0.038	-0.066	-0.29	-0.138	-0.092
	2	-0.065	-0.005	-0.132**	-0.028	-0.048	-0.085	-0.126*	-0.115*	-0.115	-0.052	-0.065	-0.084
	3	-0.098	-0.055	-0.007	-0.067	-0.066	-0.048	-0.153	-0.069	-0.127	-0.019	-0.152	-0.103
	4	-0.107	-0.008	-0.025	-0.006	-0.007	-0.013	-0.112	-0.071	-0.033	-0.015	-0.121	-0.092
	5	-0.063*	-0.076	-0.002	-0.051	-0.057	-0.079	-0.111	-0.113	-0.110*	-0.081*	-0.128*	-0.122*
	6	-0.028*	-0.122	-0.095**	-0.061	-0.061	-0.045	-0.058	-0.002	-0.240	-0.186	-0.218	-0.153
第二步	7		-0.086**		0.005		0.229*		-0.067**		0.026**		-0.055*
	8		-0.224***		0.161*		0.135		-0.429**		0.411**		-0.321**
	9		-0.159		0.39***		0.442**		-0.245		0.367*		-0.266
	10		-0.021**		0.037**		0.226***		-0.072*		0.024		-0.066**
	11		-0.017*		0.113***		0.213**		-0.230***		0.141***		-0.151***
	12		-0.433*		0.172*		0.151*		-0.116		0.062*		-0.323*
F		0.584	5.318***	1.835	3.461***	1.842	2.942***	1.694	7.012***	3.365	7.336**	3.950	11.378**
R²		0.096	0.348	0.075	0.209	0.045	0.163	0.062	0.372	0.119	0.375	0.125	0.497
ΔR²		0.096*	0.252**	0.075	0.134***	0.045*	0.118**	0.062	0.310**	0.119	0.256**	0.125	0.372**

注: ¹ * $P<0.05$, ** $P<0.01$, *** $P<0.001$; ④ 1 为性别, 2 为年龄, 3 为学历, 4 为婚姻状况, 5 为居住状况, 6 为平均月收入, 7 为坚持不懈, 8 为个人努力, 9 为认同感, 10 为职业生涯性, 11 为休闲利益, 12 为亚文化。

为了验证假设H1-1,第一步引入人口统计变量,其整体并没有达到统计学的显著水平($F=0.584, P>0.05$),表明这些因素并不直接影响成就感的形成。

第二步控制了人口统计学变量以后,在加入深度休闲的6个自变量以后都对成就感做出了新的贡献,解释变异量分别增加了25.2%($F=5.318, P<0.001$),表明

深度休闲对幸福感具有明显的调节作用。具体而论,在控制了人口统计学变量以后,成就感和坚持不懈、个人努力、职业生涯性、休闲利益存在显著的正相关($\beta = 0.086, P < 0.01$; $\beta = 0.224, P < 0.001$; $\beta = 0.021, P < 0.01$; $\beta = 0.017, P < 0.05$),但与亚文化存在显著的负相关($\beta = -0.433, P < 0.05$),与认同感的关系不显著($\beta = 0.159, P > 0.05$),假设 H₁₋₁——深度休闲对成就感存在着显著的正相关关系部分成立。

为了验证假设 H₁₋₂,研究第一步加入人口统计学变量的整体可解释针对充实感为 7.5% 的变异量,这一模型并没有达到统计的显著水平 ($F = 1.835, P > 0.05$),说明以上因素并不直接影响充实感。第二步在控制变量的基础上,加入深度休闲各维度作为前置变量,使模型解释的变异量增加至 20.9%,并达到统计的显著水平 ($F = 3.461, P < 0.001$),说明深度休闲会增加休闲参与者的充实感,假设 H₁₋₂——深度休闲对充实感存在着显著的正相关关系得到验证。

在归属感的阶层回归分析中,同样第一步控制变量对“归属感”变量的解释没有做出显著贡献,第二步在控制了人口统计学变量以后加入的新变量对“归宿感”因变量解释做出了新贡献,解释变异量增加了 11.8% ($P < 0.01$),并达到统计的显著水平 ($F = 2.942, P < 0.001$),说明深度休闲对归属感的增加具有正向作用,假设 H₁₋₃——深度休闲与归属感存在显著正相关关系被验证成立。

在“身体健康”的回归分析中,第一步控制变量模型并没有达到统计学上的显著水平 ($F = 1.694, P > 0.005$)。在人口控制变量的基础上,深度休闲各前置变量的加入使解释变异量增加了 31% ($P < 0.01$),并达到统计的显著水平 ($F = 7.012, P < 0.001$),说明深度休息对身体健康有正向作用。研究显示,坚持不懈、职业生涯性、休闲利益对身体健康有显著的正向效应,但身体健康与个人努力却呈现显著负相关。这主要是因为老龄深度休闲参与者的年纪较大,如果专心在休闲技能的提升,也许会超出其身体所能负荷的程度,造成对身体机能的损害,影响其身体健康。此外,身体健康和认同感、亚文化无明显的相关关系,从而假设 H₁₋₄——深度休闲与身体健康存在显著的正相关关系部分被证实。

对假设 H₁₋₅,第一步的控制变量模型并没有达到统计上的显著水平 ($F = 3.365, P > 0.05$),在人口控制变量的基础上,深度休闲前置变量的加入对心理健康做出了显著贡献,揭示了 25.6% 的变异量,并达到统计的显著水平 ($F = 7.336, P < 0.01$),可见深度休闲对心理健康呈现显著正相关,老年深度休闲参与者参与

深度休闲活动对他们的心理健康有正向影响,假设 H₁₋₅——深度休闲对心理健康存在着显著正相关关系得到证实。

对假设 H₁₋₆,第一步加入的人口统计学变量整体可解释人际互动为 12.5% 的变异量,这一模型并没有达到统计显著水平 ($F = 3.950, P > 0.05$);第二步在加入深度休闲控制变量的基础上,模型解释的变异量增加了 37.2%,使模型达到统计显著水平 ($P < 0.01$),这表明深度休闲对人际互动存在正相关关系。此外,人际互动同个人努力呈现显著负相关 ($\beta = -0.321, P < 0.01$),这说明当休闲参与者专注于休闲技能的提升时,人际互动就会减少。这是因为本研究主要调查的深度休闲活动为摄影和冬泳,这两种休闲技能的获得都要通过休闲参与者不断实践,但这种实践不是群体性的,反而需要休闲参与者独自练习而获得技能的提升,这样如果老年摄影者或冬泳者花费了较多的时间用于自己休闲技能的提升,那么他们就没有足够的时间与其他摄影者或冬泳者进行交流,这势必将影响与他人的人际互动,假设 H₁₋₆——深度休闲与人际互动存在显著正相关关系得到部分证实。

4 结论

研究结果表明,除了深度休闲的个人努力构面与幸福感的身体健康和人际互动构面、亚文化构面、成就感构面存在着显著负相关关系外,老龄者在深度休闲其余各构面与幸福感的 6 个构面均无负向关系。本研究的理论模型基本得到验证,说明老龄者通过参与深度休闲活动来提升自身的幸福感是合理、有价值的选择。深度休闲对老龄休闲参与者的幸福感有显著影响,这与 Siegenthaler, Brown, Heo^[8,9,17] 的研究结果相同。老年深度休闲活动参与者通过长期参与休闲活动获得坚持不懈、个人努力、休闲利益、亚文化、认同感、职业生涯这六大休闲特征,同时这些特征易于使老龄者产生充实感、成就感、归属感、身体健康、心理健康和人际互动等幸福感受。

本研究发现,深度休闲的个人努力构面与幸福感的身体健康构面呈现显著负相关关系。即老龄者的休闲强度增加会对其身体健康造成一定损害,从而减少了幸福的感受。此外,深度休闲的个人努力构面与幸福感的人际互动构面也呈现出显著负相关。即老龄者若只专注于自身休闲技能的提升,则将不利于人际互动,从而影响幸福感受。本研究发现,年龄、受教育程度、家庭人数等变量对深度休闲与幸福感的影响不显著,但不同性别的老年深度休闲者对幸福感的感受

(下转第 55 页)

生产总值电耗 CO₂ 排放较大的主要集中在西部地区一带, 这些地区产业生产总值较低是造成第一产业单位生产总值电耗 CO₂ 排放较高的主要原因; 第二产业单位生产总值电耗 CO₂ 排放较高的是西北和西南地区一带, 主要原因是这些地区的第二产业产能较低, 工业技术水平较落后; 第三产业单位生产总值电耗 CO₂ 排放较大的地区也是主要集中在西部地区, 第三产业生产总值较低是导致其第三产业单位生产总值电耗 CO₂ 排放较大的主要原因。在 2007 年各地区居民人均电耗 CO₂ 排放中(图 2(d)), 人均排放量最大的是上海(550.45kg), 排放量较大的还有北京(509.56kg) 和福建(355.21kg), 排放量最小的是甘肃(108.19kg)。可以看出, 居民人均电耗 CO₂ 排放较大的是东部沿海地区, 主要是因为这些地区经济较发达, 居民生活水平较高, 生活用电器的数量也较多。

3 结论

根据相关数据资料, 得到我国历年单位煤耗 CO₂ 排放系数和单位发电 CO₂ 排放系数。我国 1980 年单位煤耗 CO₂ 排放系数为 1.21kg/kW·h, 单位发电 CO₂ 排放系数为 1.07kg/kW·h; 2007 年的单位煤耗 CO₂ 排放系数为 0.96kg/kW·h, 单位发电 CO₂ 排放系数为 0.78kg/kW·h, 降幅分别为 21% 和 27%。此外, 还发现

省级电力消费和居民电耗 CO₂ 排放的空间特征。第一产业单位生产总值电耗 CO₂ 排放西北地区相对较高, 第二产业单位生产总值电耗 CO₂ 排放系数以西北和西南地区最高, 第三产业单位生产总值电耗 CO₂ 排放系数东部发达地区比西部地区低。从居民生活用电空间分布来看, 华东地区人均电耗 CO₂ 排放最高, 其次是华北和中南地区, 最低的是西北地区。通过本研究, 明确了我国电力行业 CO₂ 排放的基本特征, 为我国能源利用和资源开发政策的制订提供基础性参考数据, 以便更好地实现节能减排的科学发

参考文献:

- [1] 师华定, 齐永青, 梁海超, 等. 电力行业温室气体排放核算方法体系研究[J]. 气候变化研究进展, 2010, 6(1): 40–46.
- [2] 王铮, 朱永彬. 我国各省区碳排放量状况及减排对策研究[J]. 战略与决策研究, 2008, 23(2): 109–115.
- [3] 主春杰, 马忠玉, 王灿, 等. 中国能源消费导致的 CO₂ 排放量的差异特征分析[J]. 生态环境, 2006, 15(5): 1029–1034.
- [4] 邹秀萍, 陈劲锋, 宁森, 等. 中国省级区域碳排放影响因素的实证分析[J]. 生态经济, 2009, (3): 34–37.
- [5] 陈洪博, 姜英. 中国单位 GDP 能耗与供电煤耗分析[J]. 煤质技术, 2009, (1): 43–44.
- [6] 中国统计年鉴[EB/OL]. <http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj>.
- [7] 国家统计局, 国家发改委. 2007 年中国能源统计年鉴[M]. 北京: 中国统计出版社, 2008.
- [7] Lu L, Argyle M. Leisure Satisfaction and Happiness as a Function of Leisure Activity[J]. Kaohsiung Journal of Medical Sciences, 1994, (10): 89–96.
- [8] Siegenthaler K L, Ó Dell I. Older Golfers: Serious Leisure and Successful Aging[J]. World Leisure Journal, 2003, (27): 86.
- [9] Brown C A, McGuire F A, Voelkl J. The Link between Successful Aging and Serious Leisure[J]. The International Journal of Aging and Human Development, 2008, 66(1): 73–95.
- [10] Stebbins R A. New Directions in the Theory and Research of Serious Leisure[M]. Lewiston: Edwin Mellen Press, 2001: 147–149.
- [11] 王苏, 龙江智. 深度休闲: 概念、内涵、研究现状及展望[J]. 北京第二外国语学院学报, 2011, (1): 1–9.
- [12] Diener E. Subjective Well-being: The Science of Happiness and a Proposal for a National Index[J]. American Psychologist, 2000, (55): 34–43.
- [13] Gould J M. The Development of the Serious Leisure Inventory and Measure[M]. Clemson University, 2005.
- [14] 邢占军, 刘相. 城市幸福感——来自六个省会城市的幸福指数报告[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2008.
- [15] Nunnally J C. Psychometric Theory[M]. New York: McGraw Hill Press, 1978.
- [16] Aiken L S, West S G. Multiple Regression: Testing and Interpreting Interactions[M]. Newbury Park: Sage, 1991: 60–124.
- [17] Heo J. Daily Experience of Serious Leisure, Flow, and Subjective Well-being of Older Adults[D]. Indiana University, 2007.
- [18] Stalp M C. Negotiating Time and Space for Serious Leisure: Quilting in the Modern US Home[J]. Journal of Leisure Research, 2006, 38(1): 104–132.

(上接第 51 页)

有着不同的理解, 男性老年深度休闲者比女性深度休闲者更容易感受幸福。这与 Stalp^[18] 的研究结果相同, 女性的性别使她们在选择休闲活动和参与休闲活动的阻碍多于男性。

参考文献:

- [1] Stebbins R A. Educating for Serious Leisure: Leisure Education in Theory and Practice[J]. World Leisure and Recreation, 1999, 41(4): 14–19.
- [2] Vitter J. Flow Versus Life Satisfaction: A Projective Use of Cartoons to Illustrate the Difference between the Evaluation Approach and the Intrinsic Motivation Approach to Subjective Quality of Life[J]. Journal of Happiness Studies, 2003, (4): 141–167.
- [3] Sirgy J M, Michalos A C, Ferriss A L. The Quality of Life (QOL) Research Movement: Past, Present, and Future[J]. Social Indicators Research, 2006, (76): 343–466.
- [4] Ruuskanen J M, Ruoppila I. Physical Activity and Psychological Well-being among People Aged 65 to 84 Years[J]. Age and Ageing, 1995, 24(4): 292–296.
- [5] Morgan K, Bath P A. Customary Physical Activity and Psychological Wellbeing: A Longitudinal Study[J]. Age and Ageing, 1998, 27(3): 35–40.
- [6] Murphy H. Exploring Leisure and Psychological Health and Wellbeing: Some Problematic Issues in the Case of Northern Ireland[J]. Leisure Studies, 2003, 22(1): 37–50.