

# 城市居民休闲活动参与的影响因素研究

□ 刘晓莲

[摘要] 随着社会的发展,休闲活动对于人们越来越重要。本文首次采用 CGSS2006 微观调查数据对影响城市居民休闲活动参与的因素进行了实证研究。研究发现:城市居民的受教育年限、收入、性别、幸福感以及住房状况对于休闲活动的参与存在促进作用,年龄、婚姻以及失业对休闲活动的参与存在阻碍作用。

[关键词] 城市居民; 休闲活动; 影响因素

[中图分类号] F592 [文献标识码] A [文章编号] 1006-5024(2012)09-0134-04

[作者简介] 刘晓莲,赣南师范学院文旅学院讲师,硕士,研究方向为旅游管理、旅游贸易。(江西 赣州 341000)

**Abstract:** Leisure activities are more and more important as society advances. This paper executes an empirical investigation analyzing the impacting factors of leisure activity participation by using CGSS2006 Survey Data. The empirical analysis indicates that education, income, gender, subjective well-being and accommodation can stimulate leisure activity participation; nevertheless, age, marriage and unemployment are negatively related to leisure activity participation.

**Key words:** urban residents; leisure activities; impacting factors

## 一、引言

21 世纪的中国正在步入一个前所未有的休闲时代,科技的进步和社会的发展使人们从繁重的体力劳动中解放出来,为人们增加休闲活动的数量和提高休闲活动质量提供了可能,越来越多的人认识到参与休闲活动对于健康与幸福的重要性。休闲是一个国家生产力水平提高的标志,更是衡量城市社会文明和居民生活质量的标尺。因此,探究城市居民选择休闲方式的特征以及影响因素具有现实意义。

进行休闲活动的研究首先需要对休闲活动的概念进行界定。关于休闲一般有 3 种理解:第一种从时间角度,即把一天时间分为工作时间和休闲时间,这种分法非常笼统且不准确,因为非工作时间并非全部用于休闲活动,比如睡觉和家务活动;第二种从休闲活动内容角度,大致分为娱乐、休息和自我实现三

个方面;第三种从内心的感受出发,认为休闲是自由选择的愉悦活动,亦是追求快乐和探索生命意义的过程。休闲活动种类繁多,总体而言,休闲活动主要包括享乐、健康、审美和人的发展四个方面的价值。本文所指的休闲活动包括四类:第一类为运动性的休闲活动,包括能锻炼体魄、培养技能的一些项目,如打球、登山、游泳、骑车等;第二类为艺术性的休闲活动,包括一些能培养情趣和气质并增进个人心智能力的活动,如绘画、写作、书法、音乐欣赏、阅读等;第三类为社交性的休闲活动,包括能学习社交关系增进人际关系的一些活动,如探亲、宗教活动、郊游、聚会等;第四类为康乐性的休闲活动,主要涉及日常生活中那些纯粹为了放松和消闲,一个人可随意进行简单易行的娱乐活动,如看电视、看电影、听广播、上网等<sup>①</sup>。

本文探讨影响城市居民休闲行为的因素,并利

用 CGSS2006<sup>②</sup> 的微观调查数据进行实证分析。全文安排如下: 第一部分为引言; 第二部分进行文献综述; 第三部分为研究设计与计量模型设定; 第四部分为实证结果及其分析; 最后一部分为本文的结论。

## 二、文献综述

国内外许多学者对休闲行为及影响因素进行了研究, 涉及哲学、社会学以及经济学等学科, 研究成果非常丰富。在休闲行为特征的研究方面, 杨国良(2002) 以成都市居民为例, 研究了居民在歌舞、茶楼、电影和公园休闲活动的特征差异, 发现项目休闲频率最高的是茶楼休闲者, 其次是歌舞娱乐者, 电影观众和公园休闲者的项目休闲频率最低。金倩和楼嘉军(2006) 以武汉市为例, 针对市民在休闲方式选择中体现出来的各种偏好进行了分析, 并对由此形成的市民休闲方式特征进行了研究和探讨。宇泽群等(2009) 研究了北京市不同职业居民的休闲行为, 发现不同职业居民的休闲行为也呈现出不同的特点, 且居民的休闲活动质量还处于较低水平。

许多文献指出居民的休闲行为受到许多因素的影响, 比如年龄、婚姻状况、收入、教育程度以及性别等。Fitzgerald(1995) 通过研究爱尔兰青少年的休闲方式, 发现青少年休闲活动的选择参与性与他们的兴趣爱好有极大的关联性。王梅香(2003) 针对青少年的研究调查结果显示, 青少年最常从事的休闲活动类型为“大众媒体”, 反而在参与“户外活动”方面较缺乏。速婷治(1999) 认为未婚者在娱乐的休闲参与类型上显著高于已婚者, 而户外休憩性、社交性及技艺嗜好性休闲参与则是已婚者显著高于未婚者。许瑛玲(1994) 指出, 收入低者较常选择看电视、听广播等低消费娱乐型休闲活动, 而收入较高者则注重个人知识的获取及社交生活的扩充。黄永福(2003) 发现性别在休闲参与程度上有显著差异, 男性参与户外类、运动类、娱乐类及嗜好类休闲活动程度高于女性, 女性参与社交类及团体类休闲活动程度高于男性。蒋奖等(2011) 对中青年人为研究对象, 发现性别以及是否有孩子等人口变量会影响居民休闲活动。

综合分析, 我们发现现有的研究特别是国内学者的研究基本运用相关分析方法介绍休闲活动的特征及其影响因素, 但是相关分析并不能说明变量之间的因果关系以及变量之间的影响程度。本文在已有研究的基础上, 引入更多影响居民休闲行为的因

素, 运用多元回归对影响居民休闲行为的因素进行实证分析。

## 三、模型、数据和方法

### (一) 计量模型设定及变量说明

根据相关文献以及本文的研究目的, 选取的影响城市居民休闲行为的因素包括年龄、性别、婚姻状况、受教育年限、收入状况、工作状况和工作单位性质、住房产权状况以及居民的主观幸福感。因此, 构建了以下计量模型:

$$Lei_i = \beta_1 + \beta_2 hap_i + \beta_3 age_i + \beta_4 gen_i + \beta_5 mar_i + \beta_6 edu_i + \beta_7 inc_i + \beta_8 work_i + \beta_9 wtype_i + \beta_{10} houseR_i + \beta_{11} houseQ_i + \varepsilon_i$$

其中, 被解释变量  $Lei_i$  表示第  $i$  个被调查者的休闲活动参与指数。在休闲活动参与程度的衡量方面, CGSS2006 调查了受访者在闲暇时间从事的 12 种休闲活动, 受访者对参与休闲活动的频率进行选择, 有 7 个选项: 差不多每天、一周几次、一周一次、一周几次、一月一次、一年几次以及从不, 我们分别赋值为 7-1 的整数, 最后按照受访者各选项所得分值累加即为总体休闲活动参与指数。同时我们根据 12 种休闲活动分为运动型、艺术型、社交型以及康乐型休闲活动, 以比较不同类型的休闲活动对主观幸福感的影响。

解释变量  $hap_i$  表示第  $i$  个被调查者的主观幸福感, 在构建居民幸福感指标时, 以往文献只是测量总体幸福感, 如设计问题: “总的来说, 您现在觉得幸福吗?”, 赋值为 1-5 的整数, 分别对应着受访者的“非常不幸福”、“不幸福”、“一般”、“幸福”、“非常幸福”等回答选项(Knight et al., 2009)。而 CGSS2006 对幸福感的测量更为精细, 主要关注了受访者在家庭经济状况、人际关系、个人健康状况、住房状况、所居住的社区、工作、生活等方面的满意度(吴明霞, 2000), 受访者回答为“非常满意”、“比较满意”则编码为 1, 回答为“不太满意”、“非常不满意”则编码为 0, 回答为“不适合”则视为缺失值, 最后将其所得分值累加即为综合主观幸福感指数得分。

控制变量方面  $age_i$  为年龄。 $gen_i$  为性别。 $mar_i$  为婚姻状况, 包括未婚、同居、已婚原配、分居、离异和丧偶 6 种情况。 $edu_i$  为受教育年限。 $inc_i$  是收入。 $work_i$  为工作状态, 分为有工作、曾工作以及从未工作。 $wtype_i$  为工作类型, 包括党政部门或国有企业、集体企业以

及体制外企业。 $horseR_i$  为住房产权状况,住房产权状况是根据问卷中家庭住房产权相关信息而来,将现住房为“自己所有”、“夫妻共同所有”、“配偶所有”且除现住房外没有其他住房的受访者视为“有房者”编码为 1;除了现住房外还有其他产权房的受访者视为“多房者”,编码为 2;将现住房产权或租赁状况为“租住单位房”、“租住公房”、“租住私房”以及“集体宿舍”、“借住”和“其他”的受访者视为“租房者”,编码为 0。 $houseQ_i$  为住房质量。

## (二) 数据说明

本文数据来自 CGSS2006,本次调查依据“第五次全国人口普查资料”(2000 年人口普查)采用多阶分层随机抽样方法完成抽样,样本覆盖全国 28 个省级单位的 18 岁以上的城乡居民,总样本量为 10151,其中农村样本 4138,城市村样本 6013。根据本文研究目的,只选取了城市样本中具有城镇户口的样本,同时剔除了其中户口所在地为乡镇以及外来人员样本,得到的样本总量为 4031。另外,对缺失值采取国际通用的列删方法,最后得到有效样本量为 2671。

## 四、实证结果及分析

由于 cgss2006 数据库是横截

面数据,基本可以不考虑序列相关问题,为了保证模型估计的有效性,模型估计仅控制了异方差问题,在大样本条件下,如果解释变量与扰动项无关,那么估计量是一致有效估计。

为了控制估计的异方差问题,我们首先进行经典最小二乘回归后,执行 Breusch-Pagan 检验异方差,各模型的估计均拒绝了模型无异方差的零假设,表明模型存在异方差,因此,报告的所有模型都是采用稳健的最小二乘估计(white,1982)的估计结果。表中的

表 模型稳健估计结果

| 变量名称             | 模型 1                  | 模型 2                 | 模型 3                 | 模型 4                 | 模型 5                 |
|------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| 教育年限             | 1.030***<br>(0.069)   | 0.163***<br>(0.019)  | 0.339***<br>(0.021)  | 0.123***<br>(0.032)  | 0.458***<br>(0.028)  |
| 收入               | 0.032*<br>(0.019)     | 0.004<br>(0.004)     | 0.004<br>(0.003)     | 0.014*<br>(0.008)    | 0.012**<br>(0.005)   |
| 性别               | 1.190***<br>(0.403)   | -0.069<br>(0.111)    | -0.077<br>(0.131)    | 0.951***<br>(0.193)  | 0.270*<br>(0.160)    |
| 幸福感              | 0.853***<br>(0.098)   | 0.169***<br>(0.027)  | 0.244***<br>(0.031)  | 0.219***<br>(0.047)  | 0.275***<br>(0.038)  |
| 年龄               | -0.099***<br>(0.024)  | 0.031***<br>(0.006)  | -0.029***<br>(0.008) | -0.028**<br>(0.011)  | -0.077***<br>(0.010) |
| 住房质量             | 1.227***<br>(0.234)   | 0.253***<br>(0.065)  | 0.209***<br>(0.077)  | 0.208*<br>(0.113)    | 0.649***<br>(0.092)  |
| 住房产权             | 1.672***<br>(0.433)   | 0.379***<br>(0.122)  | 0.436***<br>(0.144)  | 0.573***<br>(0.207)  | 0.421***<br>(0.162)  |
| 婚姻状况-同居          | 1.465<br>(1.993)      | -0.895<br>(0.744)    | 1.290*<br>(0.712)    | 0.707<br>(1.412)     | 0.276<br>(1.120)     |
| -已婚原配            | -5.428***<br>(0.720)  | -1.129***<br>(0.191) | -0.734***<br>(0.227) | -1.176***<br>(0.340) | -2.749***<br>(0.305) |
| -再婚              | -9.931***<br>(1.814)  | -1.713***<br>(0.472) | -1.711***<br>(0.560) | -2.237***<br>(0.758) | -4.736***<br>(0.660) |
| -分居              | -3.052<br>(2.339)     | -1.255*<br>(0.703)   | -1.864*<br>(0.965)   | -1.922*<br>(1.033)   | -2.154*<br>(1.152)   |
| -离异              | -6.216***<br>(1.386)  | -1.259***<br>(0.384) | -1.005**<br>(0.412)  | -1.080*<br>(0.645)   | -3.180***<br>(0.543) |
| -丧偶              | -5.763***<br>(1.302)  | -1.106***<br>(0.378) | -0.573<br>(0.427)    | -1.664***<br>(0.597) | -2.871***<br>(0.496) |
| 工作状况-曾工作         | -1.936***<br>(0.509)  | 0.071<br>(0.143)     | -0.470***<br>(0.166) | -0.758***<br>(0.237) | -0.943***<br>(0.198) |
| -从未工作            | -12.469***<br>(0.635) | -3.307***<br>(0.169) | -6.838***<br>(0.196) | -1.877***<br>(0.293) | -1.741***<br>(0.250) |
| 单位类型-集体企业        | -0.727<br>(0.587)     | -0.321*<br>(0.169)   | -0.257<br>(0.190)    | 0.424<br>(0.275)     | -0.517**<br>(0.215)  |
| -体制外企业           | -0.171<br>(0.463)     | -0.381***<br>(0.124) | -0.025<br>(0.149)    | 0.520**<br>(0.225)   | -0.336*<br>(0.184)   |
| 常数项              | 22.264***<br>(1.462)  | 2.798***<br>(0.387)  | 1.606***<br>(0.452)  | 7.683***<br>(0.678)  | 11.342***<br>(0.585) |
| R-squared        | 0.317                 | 0.101                | 0.243                | 0.102                | 0.402                |
| Breusch-Pagan 检验 | 5.73<br>(0.016)       | 4.23<br>(0.0397)     | 3.86<br>(0.049)      | 26.9<br>(0.00)       | 37.5<br>(0.00)       |

注:(1)括号内为稳健标准误。\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ , Breusch-Pagan 检验所在一行的括号内为 P 值,估计参数保留小数点后 3 位。(2)为了减少年龄和年龄方,收入和收入方的共线性,我们分别对年龄和收入取对数处理。(3)婚姻状况变量的参照组为未婚,工作状况变量的参照组为有工作的城市居民,单位类型变量的参照组为党政或者国有企业。

模型 1 为总体休闲参与的模型估计结果,模型 2 至模型 5 分别呈现了运动型、艺术型、社交型与康乐型休闲活动参与的模型估计结果。

分析模型 1 的估计结果,发现教育年限的估计系数在 1% 的显著水平显著为正,且系数较大,表明教育年限对城市居民参加休闲活动具有较强的促进作用,原因在于受教育程度较高者会更加意识到参与休闲活动对自身的重要性,且一般为脑力劳动者,相对于受教育程度低者而言,他们的闲暇时间更加充裕。

收入的估计系数在 10% 的显著水平显著为正, 但估计系数较小, 说明收入的提高会促进城市居民参与休闲活动但作用不明显, 实际上, 收入的增加一方面会提高参与休闲活动的意愿以及广度, 另一方面却会减少闲暇时间。性别的估计系数十分显著且为正, 而且估计值较大, 表明男性在休闲活动参与方面显著多于女性, 这来源于两性在性格特征与社会角色的差异。值得注意的是, 居民幸福感对休闲活动的参与存在非常显著的促进作用, 居民的幸福感反映了居民的心情舒适度以及心理满意度, 同时也反映了居民的性格特征, 幸福感强烈的居民自然会更多地参与休闲活动。年龄的估计系数十分显著且为负, 但估计值较小, 一般而言, 年龄的增大意味着体力的下降以及休闲范围的缩小。十分重要的是, 住房产权状况以及住房质量的估计系数均十分显著且为较大正值, 说明两者对城市居民休闲活动的参与具有较强的促进作用, 因为住房问题关系到居民在城市生活的稳定性和幸福感, 进而影响到居民参与休闲活动的意愿。婚姻状况方面, 发现已婚原配、再婚、离异和丧偶这几种状况对城市居民休闲活动的参与存在显著的阻碍作用, 而同居与分居对休闲活动的影响不显著。工作状况方面, 研究发现失业会减少居民参与休闲活动, 这是因为失业会导致比较消极的生活态度, 进而降低参与休闲活动的积极性。最后, 单位类型的估计均不显著, 表明单位类型对城市居民休闲活动的参与不存在显著影响。

各种休闲活动类型的模型估计结果与总体休闲活动的模型估计结果没有实质性的改变, 尽管如此, 却发现性别对运动型和艺术型休闲活动的影响不显著, 可能的原因存在于女性和男性对于健康以及自我发展的要求是一致的。另外, 年龄因素对运动型休闲活动存在正向的影响, 因为随着年龄的增加, 人们会更加注重自身的健康, 因而更多地参与健身等运动休闲活动。最后, 如果居民为集体企业或者体制外职工, 居民参与运动型以及康乐型休闲活动相比国有企业的职工少, 因为国有企业职工具备工作的稳定性以及较高的待遇。

## 五、结论

随着社会的发展, 休闲活动对于人们越来越重要, 是人们幸福的重要来源。但是国内关于休闲活动

的研究却没有深入。本文首次采用 CGSS2006 微观调查数据, 对影响城市居民休闲活动参与的因素进行了实证研究, 研究发现: 城市居民的受教育年限、收入、性别、幸福感以及住房状况对于休闲活动的参与存在促进作用, 年龄、婚姻以及失业对休闲活动的参与存在阻碍作用。

注:

① CGSS2006 所指的休闲活动包括: 看电视, 阅读报刊, 浏览互联网, 上网聊天、打游戏(康乐型); 读文学、社会科学或科技类的书, 听音乐、歌剧(艺术型); 健身或参加体育锻炼, 外出郊游(运动型); 打牌、打麻将, 去咖啡馆或酒吧, 坐茶馆, 外出就餐(社交型)。

②作者感谢中国人民大学社会学系、香港科技大学社会科学部提供的中国综合社会调查(CGSS2006)数据。

参考文献:

- [1] 黄永福. 老人休闲参与及休闲阻碍之研究[D]. 台北: 辅仁大学, 2003.
- [2] 蒋奖, 秦明, 克燕南, 应小萍. 休闲活动与主观幸福感[J]. 旅游学刊, 2011 (9).
- [3] 金倩, 楼嘉军. 武汉市居民休闲方式选择倾向及特征研究[J]. 旅游学刊, 2006 (1).
- [4] 宁泽群, 赵鹏, 罗振鹏. 社会发展转型背景下北京不同职业居民的休闲行为分析[J]. 旅游学刊, 2009 (6).
- [5] 王梅香, 江泽群. 台北市青少年休闲动机与休闲参与之研究[J]. 北体学报, 2003 (11).
- [6] 吴明霞. 30 年来西方关于主观幸福感的理论发展[J]. 心理科学进展, 2000 (8).
- [7] 许瑛玲. 女性公务员休闲生活之研究——以某一事业单位女职业为例[D]. 台北: 东吴大学, 1994.
- [8] 杨国良. 城市居民休闲行为研究——以成都市为例[J]. 旅游学刊, 2002 (2).
- [9] Fitzgerald, M., JosePh. A. P., Hayes. M. Leisure activities of adolescent school children[J]. Journal of adolescence, 1995, (18).
- [10] Knight, J., L. Song, R. Gunatilaka. Subjective well-being and its determinants in rural China[J]. China Economic Review, 2009 (20).
- [11] White, H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity[J]. Econometrica: Journal of the Econometric Society, 1980 (19).

[责任编辑: 何雄伟]