



여가활동 참여 액티브시니어의 여가촉진, 여가태도 및 여가제약 협상의 구조적 관계

최현욱¹ · 이민석²

¹연세대학교

The Relationship among Leisure Facilitators, Leisure Attitude and Leisure Constraint Negotiation for Active Seniors

Hyunwook Choi¹ · Minseok Lee²

¹Yonsei University

Abstract

The goal of this study was to identify the relationship among leisure facilitators, leisure attitude and leisure constraint negotiation for Korean active seniors who regularly participate in leisure activities. To achieve the purpose of this study, a total of 357 questionnaires were collected from Korean active seniors. The collected data were analyzed and interpreted by SPSS 24 and AMOS 20.0. For the analysis, frequency analysis, validity test, confirmatory factor analysis, correlation analysis and structural equation model analysis were performed. The results of this study are as follows. First, leisure facilitators was significantly related to leisure attitude. Second, leisure attitude had a significant relationship with leisure constraint negotiation. Third, leisure attitude and leisure constraint negotiation were significantly related. Fourth, leisure attitude was found to have a mediating effect between leisure facilitators and leisure constraint negotiation. In conclusion, to increase active seniors' leisure activities participation, need to increase active seniors' leisure attitude.

Key words : leisure facilitators, leisure attitude, leisure constraint, active seniors

주요어 : 액티브 시니어, 여가촉진, 여가태도, 여가제약협상, 여가참여

Address reprint requests to : Lee, Min-Seok

Yonsei University, Yonsei-ro 50, Seodeamoon-gu, Seoul, Korea

E-mail: godblessarry@yonsei.ac.kr

Received: October, 30, 2018 Revised: December, 4, 2018 Accepted: December, 24, 2018

I. 서론

1. 연구의 필요성 및 목적

최근 한국 사회의 여가 산업 소비자층에 있어 가장 중심이 되는 세대는 바로 액티브 시니어 계층이라 할 수 있다. 액티브 시니어는 은퇴 또는 은퇴를 준비하는 50대에서 60대의 세대 중에서 시간적, 경제적인 여유를 기반으로 사회활동에 적극적으로 참여하는 계층으로 정의할 수 있다(대한지방행정공제회, 2016). 이들은 ‘소비’라는 특성으로 이전의 실버 세대와는 확연히 구별되는 특성을 가지고 있으며(대한지방행정공제회, 2016), 여가와 취미에 대한 시간적, 금전적 투자를 아끼지 않고 자기관리와 건강관리에 관심이 많은 등 외향적인 성향을 지니고 있다(이민석, 이철원 및 이경중, 2017). 여가학적으로 이들은 은퇴 후의 시간을 최대한 즐기며 여가 소비생활을 적극적으로 즐기는 계층이며(사혜지, 이철원 및 김민정, 2018), 한국 사회에서 새로운 여가문화를 형성하여 여가 문화를 주도할 가치관을 가지고 있는 계층으로 해석할 수 있기에(이동민 및 이지연, 2014) 향후 우리나라의 여가산업의 발전에 있어 액티브 시니어들은 연구 대상으로의 가치를 지니고 있다.

하지만 현재까지의 국내 선행연구 중 액티브 시니어에 대한 연구는 분야, 대상 및 연구실적의 수가 모두 부족한 실정이다. 연구 분야는 이들이 사용할만한 산업 디자인 및 시스템 컨텐츠 UI 등에 대한 연구(이동민 및 이지연, 2014; 이보경 및 김성훈, 2015; 전해미 및 신창범, 2017)가 대부분이었으며, 여가에 관한 연구는 프로야구를 관람하는 액티브 시니어에 대한 이민석, 이철원 및 이경중(2017)의 연구와 여가 활동에 참여하는 액티브 시니어 여성에 대한 연구(사혜지, 이철원 및 김민정, 2017) 등에 국한되어 아직까지 액티브 시니어를 대상으로 많은 연구가 진행되었다고 판단하기에는 미

흡한 실정이라 할 수 있다. 따라서 본 연구를 통해 액티브 시니어들에게 있어 여가에 관련된 다양한 연구요인간의 관계를 규명할 수 있다면, 액티브 시니어의 여가를 이해하는 데 있어 도움이 될 수 있을 것이라 생각한다.

여가활동에 참여하도록 하는 데 있어 중요한 척도 중 하나가 바로 여가촉진이다. Raymore (2002)에 따르면, 여가촉진은 특정 활동에 참여하기 위한 의도 또는 그 의도를 강화시키는 현상으로 정의할 수 있다. 여가촉진은 개인적 촉진, 대인적 촉진, 구조적 촉진의 세 가지 하위요인으로 구성되어 있으며 여가 참여 상황을 설명하는 데 있어서 기존의 연구보다는 다소 새로운 접근이라 할 수 있다(최현욱, 2016a). 여가촉진에 대한 선행연구는 청소년을 대상으로 하여 여가촉진의 구조모형 검증 및 여가촉진과 여가참여와의 관계를 제시한 송영민 및 이훈(2006)의 연구와 동계스포츠 참여자들의 여가촉진이 레크리에이션 전문화에 부분적으로 정적 영향을 미친다는 강희엽, 이철원 및 김민정(2013)의 연구가 존재함을 확인할 수 있다.

여가태도는 사람들이 가진 개인적 특성인 개인의 참여동기나 신념 등 여가에 대해 갖고 있는 마음자세로 정의할 수 있다(Iso-Ahola, 1980). 여가태도는 여가행동과의 관계에서 긍정적인 역할을 하며, 여가에 참여하는 참여자의 태도가 긍정적일수록 여가활동에 지속적으로 참여하는 경향성이 높기 때문에 여가활동 참여에 있어 중요한 요인으로 파악할 수 있다(Godin & Shephard, 1986; Manfreda, Yuan, & McGuire, 1992). 여가태도는 인지적 태도, 정서적 태도, 행동적 태도의 세 가지 요인으로 구성되어 있으며, 기존 여가태도 선행연구 중 최창락, 허철무 및 김범(2012)의 연구에서는 여가참여자의 여가태도 정도에 따라 지속적 참여의사에 영향을 미친다고 제시하였다. 또한 전태준(2008)의 선행연구에서는 여가 활동 참여 시 나타나는 여가태도의 정도에 따라 여가

참여자의 여가만족에 영향을 미친다는 결과를 통해 후속 연구에서의 다양한 요인 투입 필요성을 제시하였기에, 여가촉진과 여가제약협상의 요인을 투입하여 분석할 필요가 있음을 확인할 수 있다.

여가제약협상은 여가참여자가 여가에 제약을 받는 상황에 직면했을 때 이를 극복하기 위해 가지는 일련의 과정을 뜻한다(Kay & Jackson, 1991). 다수의 국외 선행연구들은 여가제약 상황이 발생하면 여가참여자는 여가제약협상 전략을 발동하여 제약의 수준을 낮추거나 제거하는 행동을 취한다는 결과를 제시하였다(Jackson, Crawford & Godbey, 1993; Hubbard & Mannell, 2001). 국내에서는 김경식, 황선환 및 원도연(2008)에 의해 한국형 여가제약협상 전략 척도가 개발되었으며, 이와 함께 다양한 여가 관련 변수들이 투입되어 여가활동의 결정 과정을 파악하는 것의 중요성이 제시되었다.

이러한 맥락을 통해 제시할 본 연구의 목적은 여가활동에 주기적으로 참여하는 액티브 시니어들의 여가촉진, 여가태도 및 여가제약협상의 구조적 관계를 검증하여, 여가태도가 여가촉진과 여가제약협상의 사이에서 어떠한 매개 역할을 가지는 지를 분석하는 것이다. 나타난 연구결과를 통해 각 변인들의 관계를 알아보고, 여가활동에 참가하는 액티브 시니어들의 여가제약협상을 발동시키기 위한 요소로서의 여가태도의 중요성을 확인하고, 액티브 시니어들의 여가활동을 지속시키는 데에 있어 활용될 수 있는 방안들을 제시하고자 한다. 이를 위해 여가촉진을 독립변수로, 여가태도를 매개변수로, 여가제약협상을 종속변수로 설정하여 다음과 같은 연구가설을 수립하였으며, 이에 대한 연구모형은 <그림 1>과 같다.

가설 1 : 여가활동에 참여하는 액티브 시니어의 여가촉진은 여가태도에 유의한 영향을 미칠 것이다.

가설 2 : 여가활동에 참여하는 액티브 시

어의 여가태도는 여가제약협상에 유의한 영향을 미칠 것이다.

가설 3 : 여가활동에 참여하는 액티브 시니어의 여가촉진은 여가제약협상에 유의한 영향을 미칠 것이다.

가설 4 : 여가활동에 참여하는 액티브 시니어의 여가태도는 여가촉진과 여가제약협상의 사이에서 유의한 매개 효과를 가질 것이다.

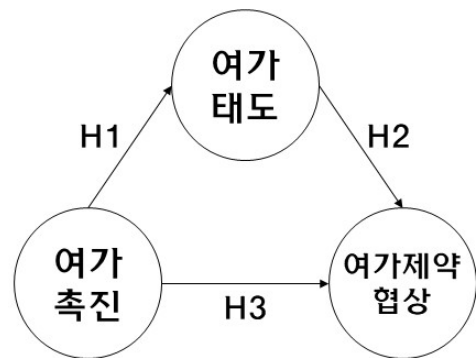


그림 1. 연구모형

II. 연구방법

1. 연구대상 및 자료수집방법

본 연구는 여가활동에 참여하는 액티브 시니어의 여가촉진, 여가태도 및 여가제약협상이 어떠한 구조적 관계를 가지는 가를 알아보기 위해 2018년 9월 현재 50세 이상의 대한민국 액티브 시니어들을 모집단으로 선정하였다. 해당 모집단 중 주기적인 여가활동에 참여하는 액티브 시니어들을 모집하기 위해 서울과 경기의 문화센터 및 여가 동호회를 방문, 편의표본 추출법(convenient sampling method)을 사용하여 설문조사를 실시하였다. 모든 문항은 자기평가기입법(self-administration)으로 답변을 작성하도록 하였다. 총 357명의 표본을 수집하

여, 이종기입 또는 무기입 등의 자료를 제외하고 최종적으로 341명의 자료를 사용하여 분석하였다. 연구대상의 일반적인 특성은 아래 <표 1>에 제시한 바와 같다.

표 1. 연구대상의 일반적 특성

특성	수준	n	%
성별	남	143	42.0
	여	198	58.0
연령대	50세 이상 - 55세 미만	196	57.4
	55세 이상 - 60세 미만	94	27.5
	60세 이상 - 65세 미만	39	11.4
	65세 이상 - 70세 미만	12	3.7
배우자의 유무	유	293	85.9
	무	48	14.1
여가참여 빈도 (1주일)	1회	78	32.1
	2회	54	22.2
	3회	57	23.5
	4회 이상	11	4.5
1회당 여가활동 참여시간	1시간 미만	21	6.1
	1시간 이상 - 2시간 미만	92	26.9
	2시간 이상 - 3시간 미만	151	44.2
	3시간 이상	77	22.8
여가활동 참여기간	1년 미만	17	4.9
	1년 이상 - 2년 미만	58	17.0
	2년 이상 - 3년 미만	132	38.7
	3년 이상	134	39.4
	합계	341	100

2. 연구도구

본 연구는 설문지를 연구도구로 사용하여 여가활동에 참여하는 액티브 시니어의 여가축진, 여가태도 및 여가계약협상 간의 관계를 구조적으로 분석하였다. 전체 문항은 본인이 느낀 정도에 따라 ‘전혀 그렇지 않다(1점)’에서 ‘매우 그렇다(5점)’의 5점 리커트 척도(Likert Scale)로 구성하였다.

먼저 여가축진 척도는 Raymore(2002)가 제시한 여가축진 개념을 바탕으로 송영민 및 이훈(2006), 최현욱(2016a)이 사용한 척도를 본 연구에 맞게 수정하여 12문항을 사용하였다. 여가태도 척도는 Ragheb & Beard(1982)가 제시한

LAS(Leisure Attitude Scale)를 인지적, 정서적, 행동적 영역으로 해석 및 적용한 최현욱(2016b)의 연구를 참고, 본 연구에 맞게 수정 및 보완하여 36문항을 사용하였다. 마지막으로 여가계약협상 척도는 김경식, 황선환 및 원도연(2008)이 Loucks-Atkinson & Mannell(2007)의 연구를 통해 한국 실정에 맞게 사용한 ‘여가계약 협상 척도’를 본 논문에 맞게 수정, 적용하여 24문항을 사용하였다. 마지막으로 인구통계학적 특성 및 여가참여 빈도 등에 관한 6가지 항목을 포함하여 총 78 문항으로 설문지를 구성하였다.

본 연구의 설문지를 구성한 후, 스포츠응용산업학 전공 교수 1인과 스포츠응용산업학 박사학위 소지자 3인에게 내용타당도(content validity)를 검증받은 후, 확인적 요인분석(confirmatory factor analysis: CFA)을 실시하여 집중타당도(convergent validity)와 판별타당도(discriminant validity)를 검증하였다. 이후 연구모형에 대한 평가를 위하여 상대적 적합도 지수로 TLI(Tucker-Lewis Index)와 CFI(Comparative Fit Index)를 사용, 절대적 적합도 지수로 RMSEA(Root Mean Square Error of Approximation)를 사용하였다. 본 연구에서는 χ^2 2검증을 위해 수치를 제시하지만, χ^2 2검증을 통한 모형평가는 표본의 크기에 따라 값이 영향을 쉽게 받는 문제점이 있기에, 이를 모형의 유일한 검증방법으로 사용하지는 않았다. 따라서 콕민석 및 원도연(2013)의 선행연구에서 “구조방정식 모델에서의 적합도 지수는 표본의 크기에 쉽게 영향을 받지 않아야 하며, 모형의 간명성을 고려하여 명확한 해석 기준이 축적되어야 한다.”는 내용을 바탕으로 TLI, CFI 그리고 RMSEA를 모형 검증을 위해 사용하도록 하였다. Hu & Bentler(1999)의 연구에 따르면 일반적으로 TLI와 CFI는 각각 .90 이상일 때, RMSEA는 .08 이하의 값이 나올 때 적합한 모형이라 판단한다. 본 연구에서는 확인적 요인분석을 단위별로 실시한 후 전체항목의 범위로 확장하였다. 그 결과는 <표 2>와 같이 단위별 TLI, CFI의 값이 .9 이상의 수치이며 RMSEA의

표 2. 단위별 확인적 요인분석 결과

변수명	초기항목	최종항목	χ^2	df	TLI	CFI	RMSEA	비고
내재적	4	4						
대인적	3	3	106.4	39	.965	.975	.071	여가촉진
구조적	5	4						
인지적	12	12						
정서적	12	11	1338.0	445	.918	.926	.077	여가태도
행동적	12	9						
열망변화	3	3						
비용 및 시간관리	7	4						
동반자탐색노력	6	3	288.8	109	.954	.967	.070	여가제약협상
에너지충전노력	2	2						
강도조절노력	3	4						
기술습득노력	3	3						
전체			3055.2	1639	.925	.933	.050	

값은 .08 이하의 수치이므로 적합도 기준을 만족시키는 것으로 확인되었다.

다음으로 <표 3>에서 제시한 바와 같이 문항 각각이 가진 개념신뢰도(CR, construct reliability)와 분산추출지수(AVE, average variance extracted) 산출 결과 모든 개념신뢰도의 값 .7 이상, 모든 분산추출지수의 값이 .5 이상이므로 전체 문항에서 집중타당도가 검증되었음을 확인하였다. 이어서 판별타당도의 평가를 위해 표준오차추정구간을 이용, 각 잠재변수가 나타내는 상관계수의 표준오차에 2를 곱한 값을 더하거나 제하였을 때(상관계수 $\pm 2 \times$ 표준오차), 변수의 값에서 1이 포함되지 않으므로 판별타당도가 검증되었음을 확인하였다(Anderson & Gerbing, 1988). 끝으로 전체 문항의 Cronbach α 계수가 .7 이상이므로 내적 일관성이 검증되었음을 확인하였다.

3. 자료처리방법

본 연구를 위해 수집한 자료는 Windows용 IBM SPSS Statics 24 및 AMOS Graphics ver. 20.0 프로그램을 이용하여 분석하였다. 개인적인 특성을 알아보기 위한 문항의 답변에는 빈

도 분석을 실시하였고, 조사도구의 타당도와 신뢰도 검증을 위해 확인적 요인분석과 신뢰도 분석을 각각 실시하였다. 또한 여가활동에 참여하는 액티브 시니어의 여가촉진, 여가태도 및 여가제약협상의 구조적 관계를 알아보기 위해 상관관계 분석과 구조방정식 모형 분석을 실시하여 그 결과를 도출하였다.

III. 결과

1. 상관관계분석

여가활동에 참여하는 액티브 시니어의 여가촉진, 여가태도 및 여가제약협상의 구조적 관계를 알아보기 위해 Pearson의 적률상관계수를 산출하였으며, 그 결과는 <표 4>에 나타난 것과 같이 모든 변인 간에는 유의한 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 또한 각각의 상관계수의 값이 .8 보다 작게 나타났으므로 다중공선성의 제약으로부터 자유롭다고 할 수 있다(Kline, 2005).

표 3. 확인적요인분석 및 신뢰도 분석 결과

요인	항목	추정치	표준 오차	CR	AVE	α
내재적	내가 하고 싶은 여가활동을 스스로 결정하고 참여한다	.747	.313	.908	.713	.886
	나는 여가활동을 잘 할 자신이 있다	.779	.259			
	나는 성격이 활발하고 적극적이다	.840	.228			
	나는 과거 여가참여경험이 많다	.833	.232			
대인적	나는 여가활동을 같이 할 친구가 있다	.766	.294	.771	.531	.752
	나의 여가활동을 지도해 줄 사람이 있다	.666	.515			
	나는 여가활동을 같이 할 가족이 있다	.685	.515			
구조적	지역사회에 이용할 수 있는 여가시설 및 프로그램이 많다	.804	.240	.944	.809	.923
	집 주변에서 이용할 수 있는 여가시설 및 프로그램이 많다	.866	.210			
	여가를 즐길 시간이 많다	.938	.088			
	내 가족은 나의 여가활동을 잘 지원해준다	.867	.175			
인지적	여가활동에 참여하는 것은 건전한 시간 활용이다.	.842	.191	.980	.809	.972
	여가활동은 개인과 사회에 득이 된다.	.837	.195			
	사람들은 여가활동을 통해서 우정을 도모한다.	.831	.214			
	여가활동은 건강에 도움을 준다.	.856	.170			
	여가활동은 행복을 증진시킨다.	.878	.142			
	여가활동은 일을 더 잘할 수 있게 한다.	.891	.125			
	여가활동은 생활의 활력소를 불어넣어준다.	.873	.149			
	여가활동은 자기발전의 수단이 된다.	.842	.177			
	여가활동은 긴장완화에 도움이 된다.	.861	.166			
	사람들은 여가활동을 필요로 한다.	.859	.161			
	여가활동은 사교를 위한 좋은 기회가 된다	.866	.173			
여가활동은 중요한 것이다.	.832	.204				
정서적	여가활동은 즐거움을 준다.	.818	.198	.964	.711	.952
	나는 나의 여가활동이 가치가 있다고 생각한다.	.800	.255			
	나는 여가활동 중에 나의 참모습을 찾을 수 있다.	.694	.396			
	여가활동은 매우 만족스러운 경험을 준다.	.866	.199			
	여가란 좋은 것이라고 생각한다.	.884	.117			
	나는 여가활동에 충분한 시간을 할애하고 싶다.	.833	.240			
	여가 활동은 신선함을 느끼게 한다.	.787	.278			
	나는 여가활동을 자주하는 것은 바람직하다고 생각한다.	.785	.255			
	나는 내가 여가활동에 쓰는 시간이 낭비라고 여기지 않는다.	.776	.305			
	나는 내가 하는 여가활동을 좋아한다.	.800	.260			
여가활동을 할 때면, 나는 그 활동에 완전히 몰입이 된다.	.744	.348				
방문의도	나는 여가활동을 자주한다.	.810	.298	.965	.756	.959
	여건이 허락된다면, 나는 여가활동시간을 더 늘리고 싶다.	.827	.302			
	나는 나의 수입 안에서 여가활동에 필요한 물품이나 장비를 구입한다.	.777	.360			
	나의 여가활동을 더 잘하기 위해 많은 시간과 노력을 할애하고 있다.	.846	.240			
	여건만 허락한다면, 여가활동참여를 많이 할 수 있는 환경이나 도시에서 살고 싶다.	.866	.199			
	나는 여가활동 참여를 위한 여가시간을 늘려야 한다는 생각을 갖고 있다.	.876	.188			
	나는 바쁘더라도 여가활동에 참여한다.	.842	.216			
	나는 나의 여가활동을 배우고 준비하는 시간을 보내고 싶다.	.903	.152			
나의 일상생활 중 여가활동에 높은 비중을 두고 있다.	.912	.144				
열망변화	나는 여가 활동을 할 수 없는 상황이 되면 유사한 종목으로 대체하려고 노력한다	.867	.181	.937	.833	.900
	나는 여가 활동 장소 사용이 어려울 경우 장소를 옮겨서 참가하려고 노력한다	.918	.100			

여가활동 참여 액티브시니어의 여가촉진, 여가태도 및 여가제약협상의 구조적 관계

요인	항목	추정치	표준 오차	CR	AVE	α
비용 및 시간관리	나는 사람들이 붐비지 않는 시간을 시간 선택해서 참여하려고 노력한다	.851	.183	.940	.799	.903
	나는 여가 활동의 비용을 별도로 책정하려고 노력한다	.747	.290			
	나는 내가 좋아하는 여가 활동을 하기에 더욱 적절한 직장을 찾으려고 노력한다.	.921	.086			
	나는 여가 활동을 하기 위해 저축하려고 노력한다.	.892	.118			
	나는 나의 수입 내에서 여가 활동에 참여하려고 노력한다.	.819	.225			
동반자 탐색노력	나는 같은 연령대의 사람들과 함께 여가 활동에 참가하려고 노력한다.	.882	.147	.936	.830	.907
	나는 같은 환경에 있는 사람들과 함께 여가활동에 참가하려고 노력한다.	.903	.119			
	나는 나와 동일한 여가활동에 대한 관심을 갖고 있는 사람들을 만나려고 노력한다.	.849	.205			
에너지 충전노력	나는 여가활동을 위해 에너지를 아끼려고 노력한다.	.754	.314	.807	.677	.764
	나는 여가 활동을 위해 충분한 휴식을 취하려고 노력한다.	.789	.254			
강도조절노력	나는 여가 활동 전에 스트레칭을 하려고 노력한다.	.729	.470	.829	.618	.825
	나는 스스로 여가 활동의 강도를 조절한다.	.827	.329			
	나는 신체적/심리적 상태에 따라 여가 활동의 강도를 조절한다.	.798	.343			
기술습득노력	나는 여가 활동을 위해 레슨을 받는다.	.666	.533	.813	.593	.799
	나는 창피함을 무릅쓰고 최선을 다해 여가 활동을 배우려고 한다.	.826	.305			
	나는 여가 활동을 지도해 줄 사람을 찾으려고 노력한다.	.782	.350			

TLI = .925, CFI = .933, RMSEA = .050

표 4. 상관관계분석

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
내재적	1											
대인적	.757**	1										
구조적	.635**	.731**	1									
인지적	.423**	.355**	.392**	1								
정서적	.399**	.335**	.359**	.779**	1							
행동적	.318**	.229**	.246**	.473**	.631**	1						
열망변화	.360**	.338**	.368**	.399**	.432**	.464**	1					
비용및시간관리	.397**	.374**	.381**	.415**	.478**	.462**	.780**	1				
동반자탐색노력	.362**	.344**	.400**	.422**	.496**	.475**	.752**	.786**	1			
에너지충전노력	.312**	.319**	.359**	.365**	.386**	.323**	.397**	.407**	.455**	1		
강도조절노력	.220**	.239**	.308**	.222**	.239**	.273**	.438**	.454**	.463**	.483**	1	
기술습득노력	.351**	.370**	.345**	.385**	.415**	.432**	.488**	.471**	.461**	.548**	.552**	1

** $p < .01$

2. 여가촉진, 여가태도 및 여가제약협상의 구조적 관계

본 연구모형의 적합도를 산출하기 위하여 설정한 가설을 토대로 구조방정식 모형을 분석하였다. 그 결과 TLI와 CFI의 값이 모형의 적합도의 기준 최소값인 .9보다 높았고, RMSEA의 값이 0.8보다 낮아 연구모형이 적합함을 확인할 수 있다. 그 결과는 다음의 <표 5>와 같다.

표 5. 연구모형 적합도

적합도지수	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA
	131.2	48	.966	.953	.071

연구모형의 적합도 확인 후, 변인들 간의 인과관계를 검증한 결과 <표 6>과 <그림 2>에서 제시된 바와 같이, 가설 1,2,3의 경로계수가 통계적으로 유의함을 확인할 수 있으며 모든 가설이 채택되었다.

표 6. 연구모형의 경로분석 결과

H	경로	경로 계수	S.E.	t	채택 여부
H1	여가축진 → 여가태도	.454	.056	7.449***	채택
H2	여가태도 → 여가제약협상	.459	.067	7.801***	채택
H3	여가축진 → 여가제약협상	.288	.060	5.011***	채택

*** $p < .001$

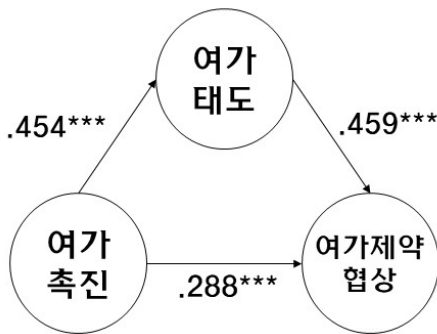


그림 2. 연구결과

3. 여가태도의 매개효과 검증

1) 매개모형 검증

Baron & Kenny(1986)의 연구에 따르면, 매개효과의 검증을 위해서는 독립변수가 종속변수를 통계적으로 유의미하게 설명할 수 있는지에 대한 조건과 독립변수가 매개변수를 유의하게 설명할 수 있는지에 대한 두 가지 조건이 선행되어야 한다. 또한 독립변수가 통제된 상황에서 매개변수가 종속변수를 통계적으로 유의하게 설명할 수 있어야 한다.

매개효과 검증을 위해 본 연구에서는 반복횟수를 1,000회로, 신뢰구간을 95%로 설정한 후 bootstrapping의 방법을 시행하였으며, 그 결과 각 경로의 95% CI(Confidence Interval)의 Lower Bound값과 Upper Bounds 값의 사이에 0이 포함되지 않았으며, p값이 최대 .002로 나타나 여가태도가 여가축진과 여가제약협상의 사이에서 통계적으로

유의한 매개효과를 가지는 것으로 나타났다. 이에 대한 자세한 내용은 아래의 <표 7>과 같다.

표 7. 매개효과 검증

Effect	Estimate	SE	95% CI (Bias-corrected)	p
a	.454	.081	(.290, .608)	.001
b	.459	.060	(.343, .578)	.002
c'	.288	.072	(.151, .434)	.001
a*b	.208	.052	(.123, .333)	.001
c	.496	.078		

a=Direct Effects(여가축진→여가태도)
 b=Direct Effects(여가태도→여가제약협상)
 c'=Direct Effects(여가축진→여가제약협상)
 a*b=Indirect Effects(매개효과)
 c=Total Effects
 CI=Confidence Interval

2) 경쟁모형 비교

매개모형의 검증 결과 여가태도는 여가축진과 여가제약협상의 사이에서 유의한 매개효과를 가지는 것으로 나타났다. 이에 여가태도가 독립변수인 여가만족과 종속변수인 여가제약협상 사이에서 어떠한 매개의 역할을 하는지 검증하기 위해 경쟁모형을 설정한 χ^2 차이검증을 실시하였다. 그 결과 부분 매개모형에서 완전 매개모형으로 변하는 자유도 1의 증가분에 따른 χ^2 증가분이 24.7로, 임계비 값인 3.84를 상회하여 부분 매개모형이 채택되었다. 자세한 결과는 <표 8>과 같다.

표 8. 경쟁모형 비교

모형	χ^2	df
부분 매개모형	131.2	48
완전 매개모형	155.9	49

IV. 논의

본 연구는 여가활동에 주기적으로 참여하는 액티브 시니어들의 여가축진, 여가태도 및 여가

제약협상의 구조적 관계를 분석하고자 하였다. 연구의 결과에 따르면, 여가참여 액티브 시니어들의 여가촉진은 여가태도에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 액티브 시니어들의 여가태도는 여가제약협상에 통계적으로 정적 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 또한 여가촉진은 여가제약협상에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 마지막으로 여가태도는 여가촉진과 여가제약협상의 사이에서 부분매개의 역할을 하는 것으로 확인되었다. 본 연구에서 나타난 결과를 선행연구와 함께 분석하여 진행한 논의의 내용은 다음과 같다.

첫째, 여가활동 참여 액티브 시니어의 여가촉진과 여가태도 간의 관계를 분석한 결과, 여가촉진은 여가태도에 통계적으로 유의한 정적 영향을 미치는 것으로 확인되어, 가설 1은 채택되었다. 이러한 결과는 노인의 여가태도를 대상으로 한 선행연구에서 노인의 여가를 촉진하는 프로그램을 개발하는 것이 여가태도에 긍정적인 영향을 미쳤다고 한 전영숙(2008)의 연구결과와 여가스포츠 활동 참여자에 있어 개인적인 촉진이 이루어지면 여가활동에 대한 몰입과 열정 등의 요인이 상승한다고 제시한 복수의 선행연구(강희엽, 이철원 및 김민정, 2013; 이문진, 2012)의 결과를 통해 뒷받침 할 수 있다. 이러한 결과를 통해 볼 때, 액티브 시니어의 여가태도를 향상시키기 위해서는 이들의 여가를 촉진시킬 수 있는 다양한 내재적, 대인적, 구조적인 노력이 필요하다. 특히나 일정 연령 이상대의 노인 또는 액티브 시니어에 있어 적절한 콘텐츠를 찾아주거나 프로그램을 제시하는 것이 여가 향유에 있어 중요한 영향을 미친다는 이민석, 강희엽 및 이철원(2017)의 연구와 김우섭, 신영석, 신이수, 김규호 및 정덕영(2018)의 연구를 통해 볼 때, 액티브 시니어의 여가 태도 발전을 위해 액티브 시니어의 특성에 맞는 관람형 여가 프로그램, 참여형 여가 콘텐츠 개설 등의 다양한 여가촉진 요소가 제공되어야 함을 추론할 수

있다.

둘째, 여가활동에 참여하는 액티브 시니어의 여가태도와 여가제약협상의 관계를 분석한 결과, 여가태도는 여가제약협상에 통계적으로 유의한 정적 영향을 미치는 것으로 나타나 가설 2는 채택되었다. 해당 결과는 여가에 대한 긍정적인 성향을 가진 여가 참여자가 여가제약을 만날 시 문제를 해결하기 위해 강도를 조절하여 기술습득에 노력을 기울이는 행동을 한다는 최현욱, 김형훈 및 이철원(2012)과 일상적인 여가 집단이 제약협상의 수준이 높다고 제시한 이문진과 황선환(2012)의 선행연구에 의해 뒷받침됨을 알 수 있다. 다만 이는 최현욱(2016b)의 연구에서 대학생들의 여가태도 중 특정 요인이 여가제약협상에 영향을 미치지 않은 결과와 다소 상반되는데, 해당 선행연구에서는 대학생들의 여가 중요성 인식과 실행 능력의 괴리를 설명하지만 본 연구의 대상인 액티브 시니어들은 여가를 인식하는 태도와 여가를 실시하는 행동이 대학생들보다 상대적으로 일치하기에 이러한 결과가 나타났다고 해석할 수 있다. 따라서 액티브시니어의 여가제약협상이라는 요인을 발동시켜 여가활동 참여를 유도하기 위하여서는 이들의 여가태도를 향상시킬 수 있는 요인이 제공되어야 함을 알 수 있다.

셋째, 여가활동에 참여하는 액티브 시니어의 여가촉진과 여가제약협상의 관계를 분석한 결과, 여가촉진은 여가제약협상에 통계적으로 유의한 정적 영향을 미치는 것으로 확인되어 가설 3은 채택되었다. 이는 여가참여에 대한 교류 상황에 따라 여가의 강도조절에도 영향을 미친다는 김형훈 및 임영삼(2012)의 연구결과와 여가촉진이 여가제약협상과 동일한 높은 수준을 가지질 때 여가전문화의 단계를 향상시키는 데에 긍정적인 영향을 미친다는 이성철(2017)의 연구에 의해 뒷받침 될 수 있다. 또한 여가제약협상을 발동시키는 중요한 요인이 여가촉진이라는 최현욱(2016a)의 결과를 볼 때, 액티브 시니어

의 여가활동을 증가시키기 위해서는 여가촉진의 요소가 선행되어야 함을 알 수 있다.

마지막으로, 여가활동에 참여하는 액티브 시니어의 여가태도는 여가촉진과 여가제약협상의 사이에서 통계적으로 유의한 매개효과를 가지는 것으로 확인되어 가설 4가 채택되었다. 특히 여가태도가 여가촉진과 여가제약협상의 사이를 매개하는 동안 두 요인 간의 통계적 유의성이 검증되었기에, 여가태도는 여가촉진과 여가제약협상의 사이에서 부문매개의 역할을 한다는 것으로 확인되었다. 이와 같은 결과는 여가촉진과 여가태도가 각각 여가제약협상에 유의한 영향을 미친다는 선행연구(최현욱, 2016a, 2016b)의 선행연구에서도 알 수 있는 결과이다. 특히, 여가태도가 여가촉진과 여가제약협상의 사이에서 부문매개의 역할을 한다는 것은 여가제약협상을 발동시키는 조건에 있어 여가태도가 여가촉진과 여가제약협상의 관계를 증가시키거나 감소시킬 수 있음을 의미하는 것이다. 이러한 관점에서, 액티브 시니어의 여가제약협상을 발동시켜 여가참여를 활성화시키기 위해서는 이들의 여가태도를 향상시킬 수 있는 방안을 사용하여 여가제약협상을 증가하도록 유도하는 방법이 필요하다고 할 수 있다.

본 연구는 여가제약협상을 발동시키기 위한 중요 요인으로 여가촉진과 여가태도라는 기존 연구에서 많이 다루어지지 않았던 요인을 사용하여 그 결과를 분석했다는 점에서 의의가 있다. 또한 연구주체의 대상을 액티브 시니어를 사용, 향후 여가사업 및 정책 활성화에 있어 액티브 시니어 등의 중장년층을 대상으로 한 기초 자료를 제공할 수 있음에 의미를 둘 수 있다.

V. 결론

본 연구에서는 여가활동에 참여하는 50세에서 65세 사이의 연령을 가진 액티브 시니어들을

대상으로 여가촉진, 여가태도 및 여가제약협상의 구조적 관계를 분석하였으며, 그 결과는 다음과 같다.

첫째, 여가활동 참여 액티브 시니어의 여가촉진은 여가태도에 통계적으로 유의한 정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 액티브 시니어의 여가태도를 향상시키기 위해서는 이들의 연령대에 맞는 프로그램 제공 등을 통해 여가를 촉진시킬 수 있는 다양한 요인에 대한 향상이 선행되어야 한다.

둘째, 여가활동 참여 액티브 시니어의 여가태도는 여가제약협상에 통계적으로 유의한 정적 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 액티브 시니어들의 여가제약협상을 발동하여 여가참여도를 높이기 위해서는 여가에 대한 중요성을 인식시켜 여가태도를 높일 수 있는 방안을 모색해야 한다.

셋째, 여가활동 참여 액티브 시니어의 여가촉진은 여가제약협상에 통계적으로 유의한 정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 액티브 시니어들의 현실적 여가참여를 향상시키기 위해서는 여가프로그램의 제공과 같은 여가를 촉진시킬 수 있는 현실적 방안을 제공하는 방식이 필요하다.

넷째, 여가활동 참여 액티브 시니어의 여가태도는 여가촉진과 여가제약협상의 관계에서 부문매개의 역할을 한다고 확인되었다. 액티브 시니어의 여가제약협상을 발동시키는 데에 있어 외적 변수인 여가촉진과 함께 내적 변수인 여가태도가 함께 중요한 역할을 수행함으로써 여가제약협상에 정적 효과를 보인다는 사실을 증명하였다.

이상의 연구 결과를 통해 본 연구의 제한점 및 후속 연구를 위한 제안을 제시하고자 한다. 첫째, 본 연구에서는 여가활동에 참여하는 액티브 시니어를 대상으로 연구를 진행하였으나, 이는 특정 연령층의 특성에 국한된 연구라 할 수 있다. 따라서 다양한 연령층에 대한 연구와 이

들을 비교하는 연구를 진행할 수 있다면 여가영역 전체에 대한 긍정적 효과를 제시할 수 있는 연구가 될 수 있을 것이라 생각한다. 둘째, 여가촉진의 요인에 대한 연구가 현재까지 다소 부족한 실정이다. 따라서 이에 대한 다면적인 요인 분석이 실시된다면 여가촉진의 개념정립과 활용에 있어 도움이 될 것이다.

참고문헌

- 강희엽, 이철원, 김민정(2013). 동계스포츠 참여자의 여가촉진과 레크리에이션 전문화의 관계. *한국여가레크리에이션학회지*, 37(2), 21-30.
- 곽민석, 원도연(2013). 리조트 기업에서의 피그말리온 리더행동과 LMX의 질, 직무수행간의 구조적 관계. *한국스포츠산업경영학회지*, 18(3), 33-51.
- 김경식, 황선환, 원도연(2008). 여가제약 협상 전략 척도의 개발과 적용. *한국체육학회지*, 47(3), 365-376.
- 김우섭, 신영석, 신이수, 김규호, 정덕영(2018). 액티브시니어의 문화향유 콘텐츠 선호도 비교평가. *재활복지공학회논문지*, 12(1), 20-28.
- 김형훈, 임영삼(2012). 도시 직업여성의 여가동기와 여가제약협상의 관계. *한국체육학회지*, 51(5), 559-568.
- 대한지방행정공제회(2016). 액티브 시니어(Active Senior) 새로운 트렌드 리더가 되다. *지방행정*, 65(758), 74-75.
- 사혜지, 이철원, 김민정(2017). 여가 활동에 참여하는 액티브 시니어 여성의 재미, 여가 만족 및 삶의 질의 구조적 관계. *한국여성체육학회지*, 31(2), 93-108.
- 사혜지, 이철원, 김민정(2018). 액티브 시니어 여성들의 여가만족, 스트레스 관련 성장 및 행복감의 관계. *한국체육학회지*, 57(1), 369-378.
- 송영민, 이훈(2006). 여가촉진요인의 구조모형 분석. *관광레저연구*, 18(2), 7-24.
- 이동민, 이지연(2014). 액티브 시니어(active senior)의 사회 참여 기회 확대를 위한 서비스 디자인에 관한 연구. *디자인지식저널*, 31, 185-193.
- 이문진(2012). 여가스포츠 활동에 참가하는 초등학교사의 여가촉진이 레크리에이션 전문화에 미치는 영향. *한국초등체육학회지*, 18, 187-197.
- 이문진, 황선환(2012). 여가스포츠 참가자의 진지한 여가와 일상적 여가 구분에 따른 여가제약과 여가제약 협상전략 분석. *여가학연구*, 10, 1-21.
- 이민석, 강희엽, 이철원(2017). 진지한 여가 참여 노인의 여가만족과 삶의 질의 구조적 관계. *한국체육학회지*, 56(1), 503-515.
- 이민석, 이철원, 이경중(2017). 한국 프로야구 관람 액티브 시니어의 관람태도, 자아탄력성, 관람만족과 재관람의도의 구조적 관계. *한국여가레크리에이션학회지*, 41(4), 1-13.
- 이보경, 김성훈(2015). 액티브시니어를 위한 스마트 헬스케어기반의 앱 콘텐츠 UX/UI 연구. *한국디자인문화학회지*, 21(4), 433-445.
- 이성철(2017). 여가촉진과 레크리에이션 전문화의 관계에서 여가제약협상의 조절효과. *한국체육학회지*, 56(5), 537-548.
- 전영숙(2008). 노인 여가교육 프로그램이 여가태도와 여가유능감에 미치는 영향. *임상사회사업연구*, 5(1), 137-150.
- 전태준(2008). 동아리 참여 대학생의 여가태도가 여가만족에 미치는 영향. *한국여가레크리에이션학회지*, 32(4), 61-71.
- 전혜미, 신창범(2017). 액티브 시니어를 위한 스마트 밴드 기반의 웰니스 서비스 컨셉 시나리오 개발. *한국디자인문화학회지*, 23(1), 527-536.
- 최청락, 허철무, 김범(2012). 대학생의 여가태도와 생활만족의 관계 분석. *한국체육과학회지*,

- 21(6), 813-825.
- 최현욱(2016a). 대학생들의 여가촉진과 여가제약협상의 관계. *한국체육학회지*, 55(2), 467-476.
- 최현욱(2016b). 대학생들의 여가태도와 여가제약협상의 관계. *한국체육학회지*, 55(3), 473-482.
- 최현욱, 김형훈, 이철원(2012). 골프참여자의 여가활동 관여도가 여가제약 협상에 미치는 영향. *한국체육과학회지*, 21(4), 263-274.
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological bulletin*, 103(3), 411.
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of personality and social psychology*, 51(6), 1173.
- Godin, G., & Shephard, R. J. (1986). Importance of type of attitude to the study of exercise-behavior. *Psychological Reports*, 58(3), 991-1000.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal*, 6(1), 1-55.
- Hubbard, J., & Mannell, R. C. (2001). Testing competing models of the leisure constraint negotiation process in a corporate employee recreation setting. *Leisure sciences*, 23(3), 145-163.
- Iso-Ahola, S. E. (1980). *The social psychology of leisure and recreation*. Dubuque, IA: Wm. C. Brown Company Publishers.
- Jackson, E. L., Crawford, D. W., & Godbey, G. (1993). Negotiation of leisure constraints. *Leisure sciences*, 15(1), 1-11.
- Kay, T., & Jackson, G. (1991). Leisure despite constraint: The impact of leisure constraints on leisure participation. *Journal of leisure research*, 23(4), 301-313.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford Press.
- Loucks-Atkinson, A. & Mannell, R. C. (2007). Role of Self-efficacy in the Constraints Negotiation Process: The Case of individuals with Fibromyalgia Syndrome. *Leisure Sciences*, 29(1), 19-36.
- Manfredo, M. J., Yuan, S. M., & McGuire, F. A. (1992). The influence of attitude accessibility on attitude-behavior relationships: Implications for recreation research. *Journal of Leisure Research*, 24(2), 157-170.
- Ragheb, M. G., & Beard, J. G. (1982). Measuring leisure attitude. *Journal of Leisure Research*, 14(2), 155-167.
- Raymore, L. A. (2002). Facilitators to leisure. *Journal of Leisure research*, 34(1), 37-51.