



여가전문화, 여가정체성, 협상효능감이 지속적 참여의도에 미치는 영향: 자전거 라이딩 참여자를 대상으로

김남희¹ · 오치옥¹

¹전남대학교

The Effects of Recreation Specialization, Leisure Identity and Negotiation Efficacy on Continuous Participating Intention: Focused On Bicycle Riders

Kim, Namhee¹ · Oh, Chi-Ok¹

¹Chonnam National University

Abstract

Based on previous studies, we identified that recreation specialization, leisure identity, and negotiation efficacy play important roles in managing leisure constraints and leading to continual participation in leisure activities. The purpose of this study is to investigate the effects of recreation specialization, leisure identity, and negotiation efficacy on continual participation of outdoor leisure activities through leisure constraints and constraint negotiation. A series of 9 hypotheses were proposed and empirically tested with bicycle riders. Data included a total of 285 questionnaires that were distributed to bicycle riders. Out of 285 questionnaires, 274 were used for data analysis, after deleting 11, which were considered to be inadequate or unreliable. The data were analysed using exploratory factor analysis, correlation analysis, independent sample t-test, and multiple regression analysis with SPSS 23.0. The results of this study are as follows. Recreation specialization is positively related to leisure identity and negotiation efficacy. In addition, riders who have a high level of leisure identity and negotiation efficacy are likely to perceive leisure constraints less and to negotiate leisure constraints more actively. Subsequently, these people are more likely to continue to participate in bicycle cycling. These results imply that the effects of recreation specialization, leisure identity, and negotiation efficacy act as important variables in the process of coping with leisure constraints. Also, the results imply that this process help leisure participants continue to participate in the activity.

Key words : recreation specialization, leisure identity, negotiation efficacy, constraints negotiation process, bicycle riding

주요어 : 야외여가활동, 여가전문화, 여가정체성, 협상효능감, 여가제약, 여가제약협상, 지속적 참여의도
이 연구는 2017년 한국연구재단의 지원[BK21플러스사업-지역기반 문화융합관광 전문인력양성사업단]을 받아 수행되었음.
Address reprint requests to : Oh, Chi-Ok

Chonnam National University, Yongbong-Ro 77, Buk-gu, Gwangju, South Korea

Tel: +82-62-530-4075, Fax: +82-62-530-4069, E-mail: chiokoh@jnu.ac.kr

Received: January, 24, 2018 Revised: March, 1, 2018 Accepted: March, 23, 2018

I. 서론

야외 여가활동은 자연을 통한 힐링, 도시 근로자들의 건강에 대한 관심 증가, 아날로그적 여가로의 회귀 현상이라는 배경에서 그 인기가 증가하였다(이철원, 2012). 야외 여가활동은 자연과의 접촉을 통해 현대인들의 신체적·정신적 회복을 증진시키는 역할을 하며, 야외 여가활동에 참여하는 사람들은 자연을 배경으로 하는 다양한 활동들을 통해 도시화에서 비롯되는 스트레스를 해소하고 있다. 현대인들의 야외 여가활동에 대한 관심과 참여 증가를 통해 야외 여가 시장의 규모 또한 해마다 증가하고 있으므로, 참여 지속성 확보를 위한 방안을 모색할 필요가 있다(이혜린, 2015).

야외 여가활동의 장점에도 불구하고 여가참여가 지속되기 어려운 이유는 여가활동에 따르는 다양한 제약이 있기 때문이다. 많은 여가활동 참여자는 제약으로 인해 활동참여에 대해 부정적 영향을 받고 있는 반면 이러한 제약을 극복하고 지속적으로 참여하는 사람들도 존재한다. 이처럼 여가제약 극복과정이 다르게 나타나는 이유를 알기 위해서는 여가제약 극복과 지속적 참여에 영향을 미치는 여러 요인들 간의 관계를 살펴볼 필요가 있다.

여가제약과 협상 간의 관계에 영향을 미치는 다양한 요인들 중 여가전문화, 여가정체성, 협상효능감은 일정 기간 동안의 지속적인 여가참여 과정에서 형성되는 여가심리학적 요인이라는 공통점이 있다. 여가전문화는 미국의 여가 사회학자인 Bryan(1977)에 의해 소개되었다. 그는 여가활동의 일반적인 참가자가 특별한 참가자로 변화하는 행동의 연속체를 여가전문화로 정의하였다(Bryan, 1977). 그러나 이후, 이를 다차원적인 시각에서 정의하는 학자들이 등장하였고 이러한 입장에서 Scott & Shafer(2001)은 “여가활동 참가자들의 행동, 지식과 기술, 그리고 심리적 몰입

(commitment)이라는 세 가지 차원이 시간이 지남에 따라 진전되어 가는 발전적 과정”이라고 정의하였다. 따라서 여가참여자들이 사용하는 장비나 기술의 발전뿐만 아니라, 몰입이나 관여와 같은 내면적 요인이 변화하는 과정도 함께 살펴봐야 전문화 과정을 알 수 있을 것이다.

황향희, 이하나, 김보람과 이유진(2017)의 연구결과에 따르면 여가활동에 대한 전문성이 높은 참여자일수록 이 여가활동이 본인의 삶에 많은 의미가 있다고 여기는 경향이 있다. 이는 참여자가 자신이 속한 여가활동 집단에 대한 정체성을 형성하는 과정이라고도 할 수 있다. 여가정체성이란 특정 여가활동에 자발적이고 지속적으로 참여하는 참여자에게 형성되는 여가활동 관련 정체성이다. 여가정체성은 여가참여를 긍정적 방향으로 이끌어내는 중요한 요인이다(김보겸, 박정훈, 이승행, 2016; 남인수, 노미라, 2010; 박형준, 2014). 여가정체성이 높은 참여자일수록 여가에 대한 인식이 긍정적이기 때문에, 여가활동에 참여하고 이를 지속하고자 하는 의도가 높아질 수 있다. 하지만 여가정체성이 과도하게 높을 경우에는 개인의 정체성 중 여가정체성이 차지하는 비율이 높아짐으로써 개인의 삶에 방해가 될 우려가 있다(박형준, 2014). 따라서 긍정적인 여가정체성을 통해 여가참여자들이 지속적으로 여가를 즐길 수 있도록 하는 방안 마련이 필요할 것이다.

한편 여가활동에 대한 높은 정체성이 형성된 참여자는 여가에 대한 긍정적 정서를 가질 것으로 기대할 수 있다. 다양한 긍정적 태도 중, 협상효능감은 개인이 특정여가에 대하여 인지하고 있는 제약을 잘 극복할 수 있다는 개인의 신념이다. 협상효능감은 여가제약을 극복하고 여가참여를 이끌어 내는 과정에서 중요한 역할을 한다(Loucks & Mannell, 2007; White, 2008; Jun & Kyle, 2011; 최성범, 2009; 오세숙, 신규리, 연분홍, 2012). 다른 여가활동에 비해 야외 여가활동

여가전문화, 여가정체성, 협상효능감이 지속적 참여의도에 미치는 영향: 자전거 라이딩 참여자를 대상으로

은 도전적이며 진취적인 활동이기 때문에, 효능감은 그들의 참여 지속 여부를 결정하는데 중요한 역할을 할 것으로 추측된다. 신체활동에서의 자기효능감은 움직임을 증가시키고, 건강 및 행복에 대한 지각에 많은 변화를 가져온다(권경상, 김우진, 민왕식, 2014). 즉, 협상효능감은 지속적인 여가참여를 이끌어내고, 삶의 질에도 긍정적인 영향을 미치는 요인이라고 할 수 있다.

여가참여자의 전문화 정도가 높을수록 여가정체성에 긍정적인 영향을 미친다(이경주, 강은영, 2010; 이연주, 2007; 최병학, 김홍석, 2013). 또한, 오세숙 외(2012)의 연구에 의하면, 긍정적인 여가정체성은 여가제약 협상에 대한 개인의 효능감을 높이는 역할을 한다. 이러한 과정을 거쳐 높아진 여가전문화와 여가정체성, 그리고 협상효능감을 통해 여가참여자는 여가에 대한 제약을 보다 낮게 인식하고 참여에 긍정적인 자세를 취할 것이다.

이처럼 여가전문화, 여가정체성, 협상효능감은 여가제약협상과정 및 참여와 밀접한 관계가 있는 요인들임에도 불구하고, 이들 개념들을 종합적으로 고려한 연구가 부족한 실정이다. 또한 여가전문화, 여가정체성, 협상효능감은 여가참여자의 삶의 질 및 만족도 향상에 긍정적인 영향을 미치고 있다(임진선, 전태준, 이권희, 2015; 이연주, 2007; 권경상 외, 2014). 그렇기 때문에 이 요인들의 관계를 확인하고, 참여의도에 어떠한 영향을 미치는지 파악하여 여가참여 장려에 대한 시사점을 도출할 필요가 있다. 따라서 본 연구에서는 야외 여가활동 참여자의 여가전문화, 여가정체성, 협상효능감이 여가제약과 협상, 지속적 참여의도에 미치는 영향을 알아보고자 하였다. 선행연구들은 이 요인들의 영향관계가 각각 나누어 단편적 관계성을 연구했다. 따라서 본 연구에서는 이 관계성을 보다 확장함으로써 다양한 요인이 동시에 여가제약협상과정에 미치는 영향을 살펴보고

자 하였다. 실증분석을 통해 도출된 결과를 바탕으로 하여 여가제약을 효과적으로 극복하고 지속적으로 여가에 참여할 수 있도록 하는 여가활용방안 및 여가정책수립 등에 기초자료를 제공하고자 한다.

이러한 연구목적을 달성하고자 설정한 연구문제는 다음과 같다. 첫째, 야외 여가활동 참여자의 여가전문화는 여가정체성과 협상효능감에 어떠한 영향을 미치는가? 둘째, 야외 여가활동 참여자의 여가정체성과 협상효능감은 여가제약과 제약협상, 그리고 지속적 참여의도에 어떠한 영향을 미치는가?

II. 연구방법

1. 연구대상 및 자료수집방법

본 연구의 조사대상은 야외 여가활동 중 지속적 여가활동 참여가 가능하며 참여빈도가 높은 자전거 라이딩에 참여하는 자를 대상으로 하였다. 자전거 라이딩은 체육활동에 참여한 경험이 있는 국민의 약 9%가 참여하였으며, 생활체육 종목 중 10위권 이내, 즉 국민들이 많이 즐기는 주류스포츠라고 할 수 있는 종목 가운데 6위를 차지하는 대중적인 활동이다(문화체육관광부, 2017; 이연주, 전민주, 2012). 자전거 라이딩은 현대인들의 건강증진 및 스트레스 해소와 더불어 관광활동과의 연계를 통해 참여자에게 진정한 여가와 휴식의 의미를 제공하는 여가활동이다(백정민, 2014). 따라서 여가활동의 지속적 참여 방안 도출을 위해서는 이와 같이 현대인의 정신적·육체적 건강에 긍정적인 영향을 미치는 여가활동인 자전거 라이딩 참여자를 조사대상으로 하는 것이 적합하다고 판단하였다. 설문조사는 2017년 9월 1일부터 9월 30일까지 한 달간 이루어졌으며 현장 설문

조사(나주 승촌보, 광주천, 광주 소재 대학교 주변)와 온라인 설문조사(네이버 카페 ‘자출사’에서 조사대상 표집 후, 한국사회과학데이터센터의 설문조사 서비스 이용)를 병행하였다. 표집은 편의표본추출법을 이용하였으며, 현장조사를 통해 116부, 온라인조사를 통해 169부를 수집하여 총 285부를 표집하였으며, 그 중 설문 작성에 불성실하다고 판단된 10명의 자료를 제외하고 실제 자료 분석에는 274명의 자료를 이용하였다. 조사대상자들의 여가 일반적 특성과 여가참여 특성에 대한 내용은 <표 1>, <표 2>와 같다.

표 1. 조사 대상자의 일반적 특성

		n	%
성별	남성	157	57.3
	여성	117	42.7
연령	10대	7	2.6
	20대	93	33.9
	30대	95	34.7
	40대	49	17.9
	50대 이상	30	11
결혼 여부	미혼	158	57.7
	기혼	116	42.3
수입	200만원 미만	111	40.5
	200만원대	57	20.8
	300만원대	50	18.2
	400만원대	19	6.9
	500만원대	19	6.9
	600만원 이상	14	5.1
직업	학생	56	20.4
	사무, 관리직	79	28.8
	자영업	21	7.7
	공무원	12	4.4
	판매, 서비스직	13	4.7
	전업주부	22	8.0
	전문직	36	13.1
	기타	35	12.8
최종 학력	고졸 이하	36	13.1
	대학교 재/졸	205	74.8
	대학원 재/졸	33	12.0
거주지	특별시	56	20.4
	광역시	144	52.6
	시/군	72	26.3
	기타	2	0.7

표 2. 조사 대상자의 여가참여 특성

		n	%
라이딩 기간	1년 미만	98	35.8
	1~3년	87	31.8
	3~5년	43	15.7
	5~10년	28	10.2
	10년 이상	18	6.6
라이딩 빈도	주 1회	118	43.1
	주 2회	78	28.5
	주 3회	47	17.2
	주 4회	14	5.1
	주 5회 이상	17	6.2
라이딩 강도	1시간 이하	61	22.3
	1~2시간	106	38.7
	2~3시간	72	26.3
	3~4시간	19	6.9
	4시간 이상	16	5.8
라이딩 동행자	혼자	117	42.7
	친구, 연인	79	28.8
	가족	34	12.4
	동호회, 카페	37	13.5
	직장동료	7	2.6

2. 연구도구

본 연구의 목적을 달성하기 위한 연구도구로 설문지를 사용하였다. 여가전문화를 측정하기 위하여 이영란, 김형곤과 오치옥(2013)의 연구에서 사용한 자기구분 측정법(self-classification)을 수정 후 사용하였다. 이 척도는 행동적·정서적·인지적 차원을 포괄하는 내용으로 구성되어 있으며, 응답자 본인이 어떠한 전문화 유형에 속하는지 스스로 표기하는 방법이다(이영란 외, 2013). 여가 정체성을 측정하기 위하여 Callero(1985)와 Laverie(1995)의 척도를 박유진(2002)이 번안 및 재구성한 척도를 사용하였다. 협상효능감을 측정하기 위하여 White(2008)에 의해 개발된 척도를 사용하였다. 여가제약을 측정하기 위하여 이문진과 황선환(2012)의 척도를 사용하였으며, 여가제약협상을 측정하기 위하여 이준우, 송은일과 송성섭(2011)이 제시한 척도를 사용하였다. 지속적 참여의도를 측정하기 위하여 정용각(2008)이 개발한 척도를 사용하였다. 자세한 설문지의 구성 내용은 다음 <표 3>과 같다.

여가전문화, 여가정체성, 협상효능감이 지속적 참여의도에 미치는 영향: 자전거 라이딩 참여자를 대상으로

표 3. 조사도구의 구성

측정변수	내용	문항수	척도
여가전문화	여가에 대한 행동적, 정서적, 인지적 차원	1	자기구분 측정법
여가정체성	여가집단에 대한 동일시, 정서적 애착, 존중감	21	
협상효능감	성취경험, 대리경험, 언어적 설득, 생리적 상태	4	
여가제약	부정적 인식, 시설·환경, 기술, 여건	14	Likert 5점 척도
여가제약 협상	동반자 탐색, 활동비 마련과 시간관리, 기술습득, 강도조절, 열망변화, 에너지충전	20	
지속적 참여의도	계속 참여의지, 중요성 인지, 하고싶은 의지 등	6	
인구통계학적 특성	성별, 나이, 결혼여부, 수입, 직업, 최종학력, 거주지	7	명목 서열
여가 참여 특성	라이딩 기간, 빈도, 강도, 동행자	4	

3. 타당도 및 신뢰도

이 연구에서 이용된 척도에 대한 내적 타당도를 검증하기 위하여 탐색적 요인분석을 실시하였다. 요인분석은 주성분 분석을 활용하였으며, 요인의 회전방식은 직각회전방식인 Varimax 법을 이용하였다. 또한, 요인 적재값 0.4이상을 요인포함 기준으로 활용하였다.

〈표 4〉에서 보듯이 여가정체성 척도의 21개의 항목이 총 3개의 요인으로 도출되었고, 총 누적설명력은 58.917%로 나타났다. 개별요인에 대한 명칭은 이론적 근거를 토대로 동일시, 정서적 애착, 존중감으로 표기하였다.

표 4. 여가정체성 척도 요인분석

여가정체성 문항	동일시	정서적 애착	존중감
라이딩 관련 얘기를 좋아함	.833		
라이딩의 지속은 나에게 중요함	.776		
라이딩을 물으면 기본이 좋음	.760		
라이딩을 좋아하는 것을 주변도 알	.756		
라이딩을 안할때도 생각이 남	.746		
라이딩은 특별한 의미가 있음	.695		
라이딩을 좋아하는 사람에게 호감	.692		
라이딩을 하는 것이 자랑스러움	.689		
그만두라고 한다면 기본 상할 것임	.677		
다른활동보다 라이딩을 할 것임	.627		
라이딩은 나를 표현하는 중요한 것	.598		
다른활동에는 관심이 안감		.756	
라이딩 없는 삶은 상상이 안됨		.653	
라이딩과 연관하여 기억하길 희망		.630	
좋은 활동도 라이딩을 못하면 포기		.616	
라이딩을 나쁘게 말하면 기분 상함		.577	
타인도 라이딩을 멋있다고 생각			.769
라이더에 대한 평가는 긍정적인			.764
주위에 라이딩을 하도록 권장			.574
라이딩 좋아하는 사람은 좋은 사람			.501
라이딩을 안하면 그 가치를 모름			.478
Eigenvalue	6.613	3.122	2.638
% of Variance	31.489	14.868	12.560
Cumulative %	31.489	46.357	58.917
신뢰도	.927	.820	.698
Kaiser-Meyer-Olki = .924			
Bartlett's test of sphericity= 3094.384, Sig = .000			

〈표 5〉와 같이 여가제약 척도의 14개의 항목이 총 4개의 요인으로 도출되었고, 총 누적설명력은 70.458%로 나타났다. 개별요인에 대한 명칭은 이론적 근거를 토대로 부정적 인식, 시설환경, 기술, 여건으로 표기하였다.

마찬가지로 〈표 5〉에서 보듯이 여가제약협상 척도의 20개의 항목을 선행 연구의 이론을 토대로 총 6개의 요인으로 도출하였고, 총 누적설명력은 69.688%로 나타났다. 개별요인에 대한 명칭은 이론적 근거를 토대로 동반자 탐색, 활동비·시간 관리, 기술습득, 강도조절, 열망변화, 에너지충전으로 표기하였다. 그러나 본 연구의 조사대상인 자전거 라이딩 참여자의 특성상, 여가활동을 하는데 필요한 특정 기술이 존재하지 않기 때문에 ‘기술습득’ 요인은 본 연구와 맞지 않다고 판단하여 실증분석에서는 제외되었다. 또한, 에너지충전 요인에는 12번

문항만 포함되어 유의한 영향관계가 나타나지 않을 것으로 판단하였기 때문에 실증분석에서 제외되었다.

표 5. 여가제한 및 여가제한협상 척도 요인분석

여가제한 문항	부정적 인식	시설 환경	기술	여건
라이딩을 통한 성취감 없음	.856			
라이딩이 중요하지는 않음	.846			
라이딩을 통한 즐거움 없음	.844			
라이딩은 내 일상에 방해	.700			
장소나 공간의 수준 낮음		.765		
편할 때 이용할 공간 없음		.739		
근처에 라이딩 장소 없음		.696		
공간 이용자가 많아 복잡함		.681		
라이딩 기술 수준 낮음			.869	
라이딩에 필요한 기술 부족			.844	
라이딩 기초체력 부족			.733	
라이딩 할 사회상황이 아님				.802
취·실업때문에 즐길수 없음				.762
일 때문에 시간이 부족함				.681
Eigenvalue	3.199	2.411	2.282	1.973
% of Variance	22.84	17.220	16.302	14.090
Cumulative %	22.84	40.06	56.369	70.458
	7	6		
신뢰도	.868	.778	.824	.775
Kaiser-Meyer-Olki = .839				
Bartlett's test of sphericity= 1877.291, Sig = .000				
여가제한협상 문항	동반자 탐색	활동비 시간 관리	강도 조절	열망 변화
함께 라이딩 할 사람 찾음	.852			
라이딩 관심있는 사람 만남	.847			
도래와 함께 참가하려고 함	.831			
주변 설득하여 함께 하려함	.733			
라이딩 시간을 늘리려 노력		.781		
라이딩 비용을 별도로 책정		.706		
라이딩 위해 저축하려 함		.703		
수입 내에서 참여하려 함		.631		
시간 늘리려 열심히 일함		.616		
붐비지 않을 때 참여하려 함			.833	
컨디션에 따라 강도 조절			.620	
스스로 강도 조절			.592	
라이딩 위해 휴식 취하려 함			.453	
참여 힘들면 유사 종목 대체				.757
장소 이용 힘들면 변경				.674
라이딩 위해 에너지 이깁				.464
Eigenvalue	3.302	3.295	2.038	1.698
% of Variance	16.508	16.474	10.189	8.489
Cumulative %	16.508	32.981	54.573	63.061
신뢰도	.882	.846	.621	.622
Kaiser-Meyer-Olki = .898				
Bartlett's test of sphericity= 2544.507, Sig = .000				

Cronbach α 로 측정된 신뢰도 계수는 모든 요인에서 0.6 이상의 값을 나타내어 항목간의 내적 일관성이 확보된 것으로 파악되었다.

4. 자료처리

설문조사를 통해 수집된 자료를 SPSS 23.0 통계 프로그램을 활용하여 분석하였다. 먼저, 조사 대상자의 인구통계학적 특성과 여가 참여 특성을 파악하기 위하여 빈도분석을 실시하였다. 두 번째로, 이 연구에 이용된 척도의 내적 타당도를 검증하기 위하여 탐색적 요인분석을 하였으며, 연구변인들 간의 상관성 및 방향성을 파악하기 위해 상관관계 분석을 실시하였다. 세 번째로, 가설 1과 가설 2를 검증하기 위하여 독립표본 t -test를 실시하였으며, 가설 3~가설 9를 검증하기 위하여 다중회귀분석을 실시하였다.

III. 결과

1. 상관관계분석

연구변인들 간의 상관성 및 방향성을 파악하기 위해 Pearson의 적률상관관계 분석을 통해 상관계수를 산출하였으며, <표 6>에서 나타나듯이 모든 변인의 상관계수 값이 다중공선성(multicollinearity)의 기준인 .80을 넘지 않아 서로 중복되지 않는 요인임이 확인되었다.

2. 가설검증

첫 번째 가설인 여가전문화 수준에 따른 여가정체성의 차이를 검증하기 위해 독립표본 t -test를 실시하였고 결과는 <표 7>과 같다. 동일시 요인의 경우, 일반적 참여자의 평균은 3.19, 활동적 참여자의 평균은 3.82로 나타났으며, t -value가 -8.478, p 값이 .000으로 나타나

여가전문화, 여가정체성, 협상효능감이 지속적 참여의도에 미치는 영향: 자전거 라이딩 참여자를 대상으로

표 6. 상관관계 분석

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1	1													
2	.457**	1												
3	.225**	.661**	1											
4	.101	.461**	.517**	1										
5	.225**	.552**	.500**	.491**	1									
6	-.296**	-.451**	-.124*	-.213**	-.181**	1								
7	-.214**	-.155**	.015	-.036	-.106	.412**	1							
8	-.250**	-.219**	-.121*	-.082	-.263**	.311**	.382**	1						
9	-.258**	-.180**	-.033	-.126*	-.156**	.445**	.502**	.488**	1					
10	.187**	.391**	.411**	.456**	.445**	-.042	.000	-.115	-.030	1				
11	.175**	.513**	.570**	.381**	.497**	-.095	.033	-.060	.033	.536**	1			
12	.212**	.497**	.273**	.299**	.414**	-.389**	.004	-.121*	-.190**	.235**	.454**	1		
13	.067	.388**	.430**	.353**	.459**	-.066**	-.014	-.172**	-.054	.429**	.552**	.441**	1	
14	.395**	.740**	.417**	.378**	.427**	-.427**	-.308**	-.267**	-.319**	.245**	.348**	.543**	.271**	1

* $p < .05$, ** $p < .01$

(1.여가전문화, 2.동일시, 3.정서적애착, 4.존중감, 5.협상효능감, 6.부정적 인식, 7.시설·환경, 8.기술, 9.여건, 10.동반자 탐색, 11.활동비·시간마련, 12.강도조절, 13.열망변화, 14.지속적 참여의도)

유의한 차이가 확인되었다. 정서적 애착 요인의 경우, 일반적 참여자의 평균은 2.75, 활동적 참여자의 평균은 3.10으로 나타났으며, t -value가 -3.806 , p 값이 $.000$ 으로 나타나 유의한 차이가 확인되었다. 존중감 요인의 경우, 일반적 참여자의 평균은 3.24, 활동적 참여자의 평균은 3.36으로 나타났으며, t -value가 -1.675 , p 값이 $.095$ 로 나타나 유의한 차이가 확인되었다.

두 번째 가설인 여가전문화 수준에 따른 협상효능감의 차이를 검증하기 위해 독립표본 t -test를 실시하였고 결과는 <표 7>과 같다. 협상효능감에 대한 일반적 참여자의 평균은 3.11, 활동적 참여자의 평균은 3.38로 나타났으며, t -value가 -3.815 , p 값이 $.000$ 으로 나타나 유의한 차이가 확인되었다.

세 번째 가설인 여가정체성이 협상효능감에 미치는 영향을 검증하기 위해 다중회귀분석을 실시하였다. <표 8>에서 나타나듯이 여가정체성이 협상효능감 전체 변량의 37.5%($F=55.558$, $p < .01$)를 설명하고 있다. 표준화 회귀계수는 동일시($\beta = .455$), 존중감($\beta = .306$), 정서적 애착($\beta = .285$) 순으로 나타났다. 결과적으로 여가정체성의 모든 하위요인이 협상효능감에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

표 7. 여가전문화 수준에 따른 여가정체성과 협상효능감의 차이

독립 변수	종속 변수	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>S.D.</i>	<i>t</i>	<i>p</i>
동일시	일반적	138	3.19	.645	-8.478	.000***
	활동적	136	3.82	.582		
정서적 애착	일반적	138	2.75	.740	-3.806	.000***
	활동적	136	3.10	.772		
존중감	일반적	138	3.24	.560	-1.675	.095*
	활동적	136	3.36	.622		
독립 변수	종속 변수	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>S.D.</i>	<i>t</i>	<i>p</i>
협상 효능감	일반적	138	3.11	.575	-3.815	.000***
	활동적	136	3.38	.630		

* $p < .1$, *** $p < .01$

표 8. 여가정체성과 협상효능감의 관계

독립변수	종속변수	β	<i>SE</i>	<i>t</i>
동일시	협상 효능감	.455	.048	9.512***
정서적 애착		.285	.048	5.950***
존중감		.306	.048	6.387***
$F = 55.558***, R^2 = .375$				

*** $p < .01$

네 번째 가설인 여가정체성이 여가제약 협상에 미치는 영향을 검증하기 위해 다중회귀분석을 실시하였고 결과는 <표 9>와 같다. 첫째, 여가정체성이 동반자 탐색 전체 변량의 15.3%($F=17.450$, $p < .01$)를 설명하고 있다. 표준화 회귀계수는 존중감($\beta = .313$), 동일시($\beta = .230$), 정서적 애착(β

=.108) 순으로 나타났다. 둘째, 여가정체성이 활동비 및 시간 관리 전체 변량의 24.4%($F=30.411$, $p<.01$)를 설명하고 있다. 표준화 회귀계수는 동일시($\beta=.364$), 정서적 애착($\beta=.346$) 순으로 나타났다. 셋째, 여가정체성이 강도조절 전체 변량의 10.9%($F=12.161$, $p<.01$)를 설명하고 있다. 표준화 회귀계수는 동일시 요인이 $\beta=.334$ 로 나타났다. 넷째, 여가정체성이 열망변화 전체 변량의 3.6%($F=4.365$, $p<.01$)를 설명하고 있다. 표준화 회귀계수는 동일시($\beta=.132$), 존중감($\beta=.122$), 정서적 애착($\beta=.118$) 순으로 나타났다. 결과적으로 여가정체성의 모든 하위요인이 여가제약협상의 모든 하위요인에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

표 9. 여가정체성과 여가제약협상의 관계

독립변수	종속변수	β	SE	t
동일시		.230	.056	4.132***
정서적 애착	동반자 탐색	.108	.056	1.934*
존중감		.313	.056	5.616***
$F=17.450^{***}$, $R^2=.153$				
동일시	활동비·	.364	.053	6.910***
정서적 애착	시간관리	.346	.053	6.584***
존중감		-.019	.053	-.365
$F=30.411^{***}$, $R^2=.244$				
동일시		.334	.057	5.841***
정서적 애착	강도조절	-.039	.057	-.676
존중감		.079	.057	1.381
$F=12.161^{***}$, $R^2=.109$				
동일시		.132	.059	2.221**
정서적 애착	열망변화	.118	.059	1.987**
존중감		.122	.059	2.053**
$F=4.365^{***}$, $R^2=.036$				

* $p<.1$, ** $p<.05$, *** $p<.01$

다섯 번째 가설인 협상효능감이 여가제약에 미치는 영향을 검증하기 위해 다중회귀분석을 실시하였고 결과는 <표 10>과 같다. 결과적으로 협상효능감이 여가제약의 부정적 인식 요인과 기술 요인에만 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 첫째, 협상효능감이 부정적 인식 전체 변량의 2.2%($F=7.010$, $p<.01$)를 설명하고 있으며, 표준화 회귀계수는 $\beta=-.243$ 로 나타났다. 둘째, 협상효능감이 기술 전체 변량의 5.6%($F=17.133$, $p<.01$)를 설명하고 있으며, 표

준화 회귀계수는 $\beta=-.159$ 로 나타났다.

여섯 번째 가설인 협상효능감이 여가제약 협상에 미치는 영향을 검증하기 위해 다중회귀분석을 실시하였고 결과는 <표 10>과 같다. 결과적으로 협상효능감이 여가제약협상의 모든 하위요인에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 첫째, 협상효능감이 동반자 탐색 전체 변량의 9.2%($F=28.804$, $p<.05$)를 설명하고 있으며, 표준화 회귀계수는 $\beta=.309$ 로 나타났다. 둘째, 협상효능감이 활동비·시간마련 전체 변량의 10.2%($F=32.005$, $p<.01$)를 설명하고 있으며, 표준화 회귀계수는 $\beta=.324$ 로 나타났다. 셋째, 협상효능감이 강도조절 전체 변량의 4.6%($F=14.301$, $p<.01$)를 설명하고 있으며, 표준화 회귀계수는 $\beta=.223$ 로 나타났다. 넷째, 협상효능감이 열망변화 전체 변량의 7.0%($F=21.427$, $p<.01$)를 설명하고 있으며, 표준화 회귀계수는 $\beta=.270$ 로 나타났다.

표 10. 협상효능감과 여가제약 및 여가제약협상의 관계

독립변수	종속변수	β	SE	t
협상 효능감	부정적 인식	-.159	.060	-2.648***
$F=7.010^{***}$, $R^2=.022$				
협상 효능감	시설·환경	-.015	.061	-.244
$F=.060$, $R^2=-.003$				
협상 효능감	기술	-.243	.059	-4.139***
$F=17.133^{***}$, $R^2=.056$				
협상 효능감	여건	-.054	.061	-.887
$F=.787$, $R^2=-.001$				
독립변수	종속변수	β	SE	t
협상 효능감	동반자 탐색	.309	.058	5.367***
$F=28.804^{**}$, $R^2=.092$				
협상 효능감	활동비·시간 마련	.324	.057	5.657***
$F=32.005^{***}$, $R^2=.102$				
협상 효능감	강도조절	.223	.059	3.782***
$F=14.301^{***}$, $R^2=.046$				
협상 효능감	열망변화	.270	.058	4.629***
$F=21.427^{***}$, $R^2=.070$				

*** $p<.01$

일곱 번째 가설인 여가제약이 여가제약 협상에 미치는 영향을 검증하기 위해 다중회귀분석을 실시하였고 결과는 <표 11>과 같다. 결과적으로 여가제약이 여가제약협상의 활동비·시간마련, 강도조절, 열망변화 요인에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 첫째, 여가제약이 활동비·시간마련 전체 변량의 2.9%($F=3.027, p<.05$)를 설명하고 있으며, 표준화 회귀계수는 부정적 인식($\beta=-.159$), 여건($\beta=.129$) 순으로 나타났다. 둘째, 여가제약이 강도조절 전체 변량의 17.6%($F=15.573, p<.01$)를 설명하고 있으며, 표준화 회귀계수는 부정적 인식($\beta=-.348$), 시설·환경($\beta=.230$), 여건($\beta=-.116$) 순으로 나타났다. 셋째, 여가제약이 열망변화 전체 변량의 1.4%($F=1.976, p<.01$)를 설명하고 있으며, 표준화 회귀계수는 기술 요인이 $\beta=-.158$ 로 나타났다.

표 11. 여가제약과 여가제약협상의 관계

독립변수	종속변수	β	SE	t
부정적				
인식	동반자 탐색	-.045	.060	-.748
시설·환경		.021	.060	.353
기술		-.127	.060	-2.105**
여건		-.002	.060	-.028
$F=1.279, R^2=.004$				
부정적				
인식	활동비· 시간 마련	-.159	.060	-2.664***
시설·환경		.004	.060	.063
기술		-.036	.060	-.599
여건		.129	.060	2.156**
$F=3.027^{**}, R^2=.029$				
부정적				
인식	강도조절	-.348	.055	-6.327***
시설·환경		.230	.055	4.185***
기술		.030	.055	.541
여건		-.116	.055	-2.111**
$F=15.573^{***}, R^2=.176$				
부정적				
인식	열망변화	-.041	.060	-.690
시설·환경		-.044	.060	-.735
기술		-.158	.060	-2.623***
여건		.005	.060	.088
$F=1.976^*, R^2=.014$				

* $p<.1$, ** $p<.05$, *** $p<.01$

여덟 번째 가설인 여가제약이 지속적 참여의도에 미치는 영향을 검증하기 위해 다중회귀분석을 실시하였다. <표 12>에서 나타나듯이 여가제약이 지속적 참여의도 전체 변량의 47.6%($F=63.102, p<.01$)를 설명하고 있다. 표준화 회귀계수는 부정적 인식($\beta=-.664$), 기술($\beta=-.147$), 여건($\beta=-.109$), 시설·환경($\beta=-.099$) 순으로 나타났다. 결과적으로 여가제약의 모든 하위요인이 지속적 참여의도에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

아홉 번째 가설인 여가제약 협상이 지속적 참여의도에 미치는 영향을 검증하기 위해 다중회귀분석을 실시하였다. <표 12>에서 나타나듯이 여가제약 협상이 지속적 참여의도 전체 변량의 28.7%($F=20.303, p<.01$)를 설명하고 있다. 표준화 회귀계수는 강도조절($\beta=.367$), 활동비·시간마련($\beta=.322$), 동반자 탐색($\beta=.199$), 열망변화($\beta=.140$) 순으로 나타났다. 결과적으로 여가제약협상의 모든 하위요인이 지속적 참여의도에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

표 12. 여가제약 및 여가제약협상과 지속적 참여의도의 관계

독립변수	종속변수	β	SE	t
부정적				
인식	지속적 참여의도	-.664	.044	-15.156***
시설·환경		-.099	.044	-2.267**
기술		-.147	.044	-3.365***
여건		-.109	.044	-2.497**
$F=63.102^{***}, R^2=.476$				
독립변수				
종속변수				
동반자				
탐색		.199	.051	4.192***
활동비·				
시간마련	지속적 참여의도	.322	.051	6.764***
강도조절				
		.367	.051	7.709***
열망변화				
		.140	.051	2.943***
$F=20.303^{***}, R^2=.287$				

** $p<.05$ *** $p<.01$

IV. 논의

본 연구는 야외 여가활동 참여자의 여가전문화, 여가정체성, 협상효능감이 여가계약 협상과정 및 지속적 참여의도에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과를 중심으로 다음과 같이 논의하고자 한다.

첫째, 여가전문화와 여가정체성, 그리고 협상효능감의 관계는 모두 정(+)의 관계인 것으로 드러났다. 즉, 여가전문화 수준이 높은 참여자들일수록 여가정체성과 협상효능감이 강하게 나타난다고 해석할 수 있다. 특히, 여가전문화 수준과 협상효능감이 직접적으로 정(+)의 관계가 있다고 나타났는데, 이는 여가전문화가 여가정체성에 정(+)의 영향을 미치고, 여가정체성이 협상효능감에 정(+)의 영향을 미친다는 오세숙 외(2012)의 연구결과를 통해 전문화와 효능감 사이의 영향관계 또한 정(+)의 관계임을 유추할 수 있어, 선행연구가 본 가설을 부분적으로 지지한다고 할 수 있다. 여가활동의 전문성이 높아지면 개인의 삶에서 여가활동의 중요성이 높아질 수 있다. 이는 여가집단에서의 정체성이 개인의 정체성에서 많은 비중을 차지하게 된다는 점을 의미한다. 또한 전문화 수준이 높아질수록 참여자의 투자 정도나 경험 수준 또한 높아지기 때문에, 이러한 요인들을 통해 여가참여자는 개인의 효능감을 증대시킬 수 있다. 즉, 여가참여자의 강한 여가정체성과 협상효능감이 형성되기 위해서는 여가전문화 수준의 향상이 필요하다고 판단할 수 있다.

또한, 자기구분 측정법을 사용하여 측정된 여가전문화 수준이 리커트 척도를 사용한 기존 연구의 결과와 크게 상이하지 않다는 결론이 도출되었다. 이경주와 강은영(2010)과 이연주(2007)는 댄스스포츠와 배드민턴 참여자를 대상으로 한 연구를 통해 전문화 수준이 참여자의 정체성에 유의한 영향을 미친다는 결과를 제시하였는데, 이 연구들에서는 전문화 수준을

객관적인 수치에 입각하여 리커트 척도로 측정하였다. 자기구분 측정법은 참여자의 주관적인 판단에 의해 전문화 수준을 측정하는 방법이지만, 앞서 언급한 연구자들의 연구 결과와 동일한 결과를 도출하였다는 점에서 효율적이면서 정확한 방법이라는 점을 확인할 수 있다.

둘째, 여가정체성과 협상효능감은 여가계약과는 부(-)의 관계를, 여가계약협상과는 정(+)의 관계인 것으로 나타났다. 즉, 여가정체성과 협상효능감이 높은 참여자일수록 여가계약협상과정에 긍정적으로 임하고 있다는 점을 시사한다. 여가정체성이 높게 형성된 참여자가 지속적으로 여가에 참여하려고 하는 것은 자연스러운 결과이다(김보겸 외, 2016). 앞서 언급했듯이 여가정체성이 높은 참여자는 삶의 여러 부분 중 여가에 대한 비중을 높게 두게 된다. 따라서 보다 적극적이며 지속적으로 참여할 수 있다. 또한, 협상효능감이 높은 참여자는 제약극복을 위한 자원이나 제약에 대한 대처능력이 높다(최성범, 2009). 이러한 효능감은 개인에게 닥친 제약에 대한 인지를 감소시키고, 개인의 극복능력에 대한 확신을 증가시키게 되면서 결과적으로 여가참여에 긍정적인 영향을 미치게 된다고 해석할 수 있다. 따라서 여가참여자가 개인의 제약을 극복하고 참여에 이르기 위해서는 높은 여가정체성과 협상효능감을 형성하는 것이 중요하므로 이에 대한 방안마련이 필요하다. 특히, 여가정체성과 협상효능감 모두 여가계약협상의 하위요인 중 활동비 및 시간마련요인에 가장 큰 영향을 미친다는 점을 확인했다. 즉, 여가정체성과 협상효능감이 높은 여가참여자는 시간과 돈의 제약에도 불구하고 여가를 지속적으로 참여할 가능성이 높다고 해석할 수 있다. 이를 통해 바쁜 삶으로 인해 시간의 제약이 많은 현대인들의 여가정체성과 협상효능감을 강화할 수 있는 방안을 마련한다면, 제약인지 정도를 감소시키고 여가에 참여하도록 장려할 수 있을 것이라고 추측할 수 있다.

셋째, 여가계약은 지속적 참여의도에 부(-)의 영향을 미치고, 여가계약협상은 지속적 참여의도에 정(+)의 영향을 미친다는 결과가 도출되었다. 즉, 여가참여자의 여가계약에 대한 인식이 낮아지거나 여가계약협상에 대한 노력이 증가하면 여가에 지속적으로 참여하고자 하는 의도가 높아진다고 해석할 수 있다. 여가계약의 하위요인 중에서는 부정적 인식 요인이 지속적 참여의도에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 지속적인 여가활동을 위해서는 긍정적인 인식을 심어주는 것이 중요한 전략이라고 할 수 있다. 여가활동에서의 재미와 즐거움은 여가활동을 지속하는데 큰 영향을 미친다(김영미, 한혜원, 2005). 따라서 여가활동에 즐거움을 더할 수 있는 프로그램이나 장소 등을 제공하여 부정적 인식을 제고하는 것이 필요할 것이다. 또한, 여가계약협상의 하위요인 중에서는 강도조절 요인이 지속적 참여의도에 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 야외 여가활동은 신체적인 활동이 많기 때문에 그들의 신체적인 한계를 인식하고 조절하는 것이 중요하다. 따라서 여가참여자들의 지속적인 여가참여를 위해서는 강도조절을 통해 계약을 극복할 수 있도록 지원하는 방안이 필요할 것이다.

본 연구에서 여가계약과 여가계약협상 사이의 관계는 정(+)과 부(-)의 방향이 동시에 확인되었다. 이는 기존 연구들에서 말한 것과 같이 여가계약과 여가계약협상이 정(+)의 관계를 나타내는 경우, 여가계약을 강하게 인지하는 참여자들은 여가계약협상에 대한 노력이 줄어들 수도 있지만, 여가계약 협상을 통해 여가계약에 대한 인지수준을 낮출 수 있다는 것으로도 해석할 수 있다. 또한 여가계약과 여가계약협상이 부(-)의 관계를 나타내는 경우에는, 여가계약을 강하게 인지하는 참여자일수록 여가계약을 극복하고자 하는 노력이 강하다는 것으로 해석할 수 있다. 즉, 두 방향의 영향 모두

여가계약 협상을 이끌어 내어 참여에 긍정적인 영향을 줄 수 있다고 판단할 수 있다.

V. 결론

본 연구는 야외 여가활동 참여자의 여가전문화, 여가정체성, 협상효능감이 여가계약과 협상, 지속적 참여의도에 미치는 영향을 살펴본 실증연구이다. 야외 여가활동 중 자전거 라이딩 참여자를 주요 대상으로 하여 설문지를 배포하였으며, 총 274부의 자료를 SPSS 23.0 통계 프로그램을 통해 실증분석을 실시하였다.

검증 결과에 따라 종합적으로 살펴보면, 야외 여가활동 참여자의 여가전문화 수준이 높을수록 여가정체성과 협상효능감이 더 강하게 나타났다. 그리고 여가정체성과 협상효능감이 강한 참여자일수록 여가에 대한 계약을 약하게 인식하며, 계약을 극복하려는 노력을 적극적으로 하고 있었다. 또한, 계약을 낮게 인식하고 협상전략에 적극적인 참여자는 지속적으로 참여하고자 하는 의도가 높았다.

본 연구결과를 통해 도출된 시사점은 다음과 같다. 첫째, 선행연구들의 단편적 관계성을 확장함으로써 다양한 요인이 동시에 여가계약협상과정에 미치는 영향을 살펴보았다. 그 결과, 여가계약극복 과정에 여가전문화, 여가정체성, 그리고 협상효능감이 긍정적 영향을 미친다는 결과가 도출되었으므로, 이 요인들의 증진에 대한 연구가 활발히 진행될 필요가 있다. 둘째, 여가활동 지속을 위한 방안마련이 필요하다. 그 방안으로 동호회 참여 활성화 및 지원을 제시하고자 한다. 동호회를 통한 여가활동 참여는 적극적이고 지속적으로 이루어진다(황향희 외, 2017; 이경주, 강은영, 2010). 또한, 동호회를 통해 여가참여자들은 정보 및 기술 등을 공유하며 자연스럽게 전문화를 향상시킬 수 있다. 셋째, 여가참여자의 부정적 인식을 제고하

기 위하여 재미와 즐거움을 더 제공할 수 있는 프로그램 및 시설이 필요하다. 연구결과를 통해 부정적 인식은 지속적 참여의도에 있어 가장 큰 제약임이 드러났다. 여가활동을 하며 느끼는 재미와 즐거움은 여가활동에 대한 만족을 상승시키며, 여가활동을 지속하는데 영향을 미친다(김영미, 한혜원, 2005). 부정적 인식을 제고하는 방안을 통해 여가의 지속적 참여를 이끌어낼 필요가 있다. 또한, 강도조절 요인이 지속적 참여의도에 가장 큰 긍정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 야외 여가활동은 자연에서 행하는 신체적 활동이기 때문에, 개인의 체력이나 보유 기술의 수준에 대해 알고 여가에 참여하는 것이 중요하다. 따라서 여가참여자들의 효과적인 강도조절에 대한 교육 및 프로그램의 제공이 필요한 것으로 판단된다.

참고문헌

- 권경상, 김우진, 민왕식(2014). 여가스포츠 참가자의 운동열정, 신체적 자기효능감, 운동정서 및 심리적 행복감의 관계. **한국스포츠학회지**, 12(1), 507-521.
- 김경식(2009). 사회체육 참가자의 여가제약 극복 과정 구조모형 분석. **한국스포츠사회학회지**, 22(1), 61-76.
- 김보겸, 박정훈, 이승행(2016). 대학생들의 기본심리욕구와 여가정체성 및 여가지속의도의 관계. **한국체육과학회지**, 25(3), 43-53.
- 김영미, 한혜원(2005). 무용전공 대학생의 무용몰입경험이 자기효능감과 무용활동만족에 미치는 영향. **한국무용과학회지**, 19, 1-18.
- 남인수, 노미라(2010). 헬스운동 참여자의 몰입경험이 여가정체성 및 운동지속에 미치는 영향. **한국체육과학회지**, 19(3), 353-364.
- 문화체육관광부(2017). 국민생활체육 참여실태 조사.
- 박유진(2002). 여가경험과 여가정체성 현출성이 여가 및 생활만족에 미치는 영향 : 적극형 여가를 중심으로. 중앙대학교 박사학위논문.
- 박형준(2014). 동계스포츠 참여자의 몰입경험이 여가정체성 및 여가지속에 미치는 영향. **한국여가레크리에이션학회지**, 38(2), 63-73.
- 백원철, 송은일(2010). 직장여성의 여가제약과 여가제약협상 및 여가전문화와와의 관계. **한국여가레크리에이션학회지**, 34(4), 137-146.
- 백정민(2014). 자전거 관광의 여가문화로서 의미. **한국체육학회지**, 53(3), 571-579.
- 오세숙, 신규리, 연봉홍(2012). 대학생 성별에 따른 여가정체성 현출성, 협상 효능감, 제약협상 전략, 참가의도 간의 인과관계 검증. **한국여가레크리에이션학회지**, 36(2), 14-26.
- 이경주, 강은영(2010). 댄스스포츠 동호인의 레크리에이션 전문화가 여가태도 및 여가정체성에 미치는 영향. **한국여가레크리에이션학회지**, 34(3), 55-66.
- 이문진, 황선환(2012). 스키 참가자의 레크리에이션 전문화 수준에 따른 여가제약 분석. **한국여가레크리에이션학회지**, 36(3), 72-82.
- 이연주(2007). 배드민턴 참가자들의 여가활동 전문화와 여가정체성 및 행복의 관계. **한국여가레크리에이션학회지**, 31(4), 19-30.
- 이연주(2013). 자전거 동호인의 레크리에이션 전문화와 조직동일시 및 조직몰입의 관계. **한국체육학회지**, 52(2), 433-446.
- 이연주, 전민주(2012). 생활체육 동호인의 여가활동 참가정도와 조직동일시 및 조직몰입의 관계: 자전거 동호인을 중심으로. **한국콘텐츠학회논문지**, 12(12), 427-438.
- 이영란, 김형곤, 오치옥(2013). 캠핑 전문화수준에 따른 제약요인인식과 제약협상전략의 차이. **관광학연구**, 37(2), 213-232.
- 이준우, 송은일, 송성섭(2011). 한국판 여가제약 협상 전략 척도의 반응범주 및 문항 적합도 분석. **한국여가레크리에이션학회지**, 35(2), 151-162.

- 이철원(2012). 자기경영적 관점에서의 야외 레크리에이션 가치 탐색. *여가 및 레크리에이션 학술대회*, 75-83.
- 이혜린(2015). 아웃도어 레크리에이션의 자기결정 동기화 모형 구축: 바이오필리아 관점에서. *한양대학교 석사학위논문*.
- 임진선, 전태준, 이건희(2015). 스포츠 참여자의 여가촉진, 레크리에이션 전문화와 생활만족간의 관계분석. *한국여가레크리에이션학회지*, 39(2), 33-43.
- 정용각(2008). 여가운동 참가자의 스포츠참여행동 모형 검증. *한국스포츠심리학회지*, 19(2), 195-214.
- 최병학, 김홍석(2013). 모험스포츠의 참가동기와 전문화, 여가몰입 및 여가정체성간의 구조모형. *한국체육과학회지*, 22(2), 269-285.
- 최성범(2009). 여가스포츠 참가자의 협상효능감, 여가동기, 여가제약, 여가협상 및 여가참여의 구조적 관계. *한국여가레크리에이션학회지*, 33(4), 145-156.
- 황선환, 서희진(2009). 여가제약, 여가제약 협상 및 진지한 여가의 관계. *체육과학연구*, 20(2), 298-307.
- 황선환, 최홍석, 한승진(2010). 여가제약, 여가제약 협상 및 레크리에이션 전문화의 관계: 스키어를 중심으로. *체육과학연구*, 21(1), 974-983.
- 황향희, 이하나, 김보람, 이유진(2017). 줌바 참여 성인여성의 진지한 여가가 레크리에이션 전문화 및 지속행동에 미치는 영향. *한국체육과학회지*, 26(3), 223-235.
- Bryan, H. (1977). Leisure value systems and recreational specialization: The case of trout fishermen. *Journal of Leisure Research*, 9(3), 174-187.
- Jun, J. H., & Kyle, G. (2011). Understanding the Role of Identity in the Constraint Negotiation Process. *Leisure Sciences*, 33, 309-331.
- Loucks-Atkinson, A., & Mannell, R. C. (2007). Role of self-efficacy in the constraint negotiation process: The case of individuals with fibromyalgia syndrome. *Leisure Sciences*, 29, 19-36.
- Scott, D., & Shafer, C. (2001). Recreational specialization: A critical look at the construct. *Journal of Leisure Research*, 33(3), 319-343.
- White, D. D. (2008). A Structural Model of Leisure Constraints Negotiation in Outdoor Recreation. *Leisure Sciences*, 30, 342-359.