한국여가레크리에이션학회지, 2017, 제41권 제3호 30~43
Korean Journal of Leisure, Recreation & Park
2017, Vol.41, No.3, pp. 30~43
http://dx.doi.org/10.26446/kjlrp.2017.09.41.3.30

대학생의 여가기능이 여가제약 및 진로준비행동에 미치는 영향

정기홍[1] · 윤영선[2] · 최철영[3]
[1]강남대학교 · [2]대진대학교 · [3]제주한라대학교

The Effect of Leisure Function of University Students on Leisure Restriction and Career Preparation Behavior

Jung, Ki-Hong[1] · Yoon, Young-Sun[2] · Choi, Cheol-Young[3]
[1]Kangnam University · [2]Daejin University · [3]Chejuhalla University

Abstract

The purpose of this study is to investigate the influence of the functional factors of leisure perceived by University students on the constraints of participation in leisure activity and career preparation behavior of University students. To accomplish this goal, 393 University students from Seoul and Kyunggi province in March and June of 2016 were surveyed using questionnaires. The collected questionnaires were analyzed using SPSS (Ver. 21) statistical program The following conclusions were drawn. First, in the relationship between leisure function and leisure constraint, leisure intention had a positive (+) effect on the environment, and leisure intent had a positive (+) influence on negative recognition and lack of time. Second, leisure self - confidence and leisure attitude had a positive (+) influence on self - comprehension behavior in the relationship of leisure function and career preparation behavior. Leisure desire was significant positive. Third, in the influence relationship between leisure constraints and career preparation behaviors, the facility environment had a positive (+) influence on occupational world search behavior and negative recognition had a positive (+) influence on self-comprehension behavior. On the other hand, the lack of environment had a negative effect on the improvement of occupational ability, the injury risk had a significant negative effect on occupational world search behavior, and the lack of time was significant And negative (-) effects.

Key words : leisure function, leisure restriction, career preparation behavior, university students

주요어 : 여가기능, 여가제약, 진로준비행동, 대학생
Address reprint requests to : Yoon, Young-Sun
Daejin University, Hogukro 1007 Pocheonsi Gyeonggido, Korea
Tel: +82-10-5315-0727, Fax:+82-31-539-2200, E-mail: yoonys@daejin.ac.kr
Received: July, 24, 2017 Revised: August, 30, 2017 Accepted: September, 21, 2017

Ⅰ. 서론

1. 연구의 필요성 및 목적

우리나라 대학생들은 고교시절 과도한 입시경쟁으로 자신이 선택한 전공영역의 충분한 이해 없이 내신 혹은 수능성적에 맞추어 대학과 전공을 선택하는 경향이 크다. 이는 자신의 흥미와 적성을 고려하지 않는 선택으로 대학입학 후에도 학과에 적응하지 못하고 갈등과 방황을 하게 되는 경우가 발생하며 자신의 미래 진로에 대하여 고민하지 않고 포기하는 사례가 발생하기도 한다. 또한 자신의 적성에 맞는 학과에 진학하여도 취업경쟁이라는 문제에 직면하게 되고 취업을 위한 소위 '스펙쌓기' 등으로 전공영역의 학문 이외에 외국어, 봉사활동 등 취업을 위한 준비에 대학생활을 소비하고 있다.

그러나 취업경쟁에 살아남기 위하여 노력하여도 취업의 문턱은 낮아지지 않고 있다. 통계청(2015) 조사에 따르면 2015년 현재 15~29세의 실업률은 11.1%로 IMF 외환위기 이후 최고 수치를 기록했다고 보고하였다. 이는 취업준비기간을 연장하기 위해 졸업을 연기하는 '대학 5학년'의 숫자를 늘렸으며 이들의 대부분은 효율적인 진로준비활동을 수행하지 못하여 발생(김민정 & 김봉환, 2014)하는 것으로 원인을 분석하고 있다.

이렇듯 현시대의 대학생 취업문제가 사회문제로 대두되며 각 대학에서도 취업관련 부서와 취업 프로그램을 개발하여 운영하고 있으나 홍보부족, 학생들의 관심 부족 등으로 적극 활용되지 못하고 있으며(이수영, 2017) 대학생들은 여전히 학비부담에 대한 경제적 문제, 학업과 관련한 문제, 진로와 취업의 문제 등 많은 스트레스를 받고 있는 실정이다. 조혜영(2015)은 대학생 스스로 진로를 결정하고, 선택하는 것은 생애전체에 영향을 줄 수 있는 중요한 과업이므로 많은 학생들이 진로와 관련된 고민과 갈등에 직면해 있고 이로 인하여 경제적, 사회적, 심리적 환경의 여건에 따라 스트레스가 가중되는 상황에 놓이고 있다고 하였다.

이처럼 대학생의 진로와 취업 문제에 관한 심각성이 대두대면서 고용노동부(2015)는 '청년취업아카데미', '청년취업인턴제', '글로벌취업지원사업' 등의 재정지원 사업을 통하여 취업문제의 해결방안을 찾고 있으며, 교육부(2015)는 대학평가의 주요지표로 취업률을 반영하여 취업문제를 해결하고자 노력하는 등 사회적, 제도적, 교육적 측면에서 해결방안 모색이 시도되고 있으나 기업과 구직자의 눈높이 불일치, 노동시장 특성에 맞는 맞춤인력공급 부족 등의 문제가 파생(이종찬 & 박지현, 2015)되고 있으며 문제의 핵심주체인 대학생의 개인적 측면에서 그 해결책을 모색할 필요성이 있다는 주장(최유림, 주석범 & 김형룡, 2011)이 제기된 바 있다.

최유림 등(2011)은 대학생의 진로 및 취업문제의 실마리를 대학생 개개인의 여가활동과 관련은 하여 풀어보고자 하는 연구를 진행하였으며 탁은정(2005)은 대학생들의 여가활동과 자발적인 스포츠 활동참여가 대학생활의 스트레스를 해소하고 새로운 진로를 모색해야하는 시기에 진로에 대한 지식과 확신성을 갖게 해주며, 개인적 독립성에 영향을 준다고 보고하여 본 연구의 필요성에 맥락을 같이하였다.

이밖에도 대학생의 여가활동과 진로와의 관계를 다룬 연구는 여가참여와 진로결정 자기효능감의 관계(김응준 & 최형준, 2013), 여가스포츠 참여와 자아존중감 및 진로준비행동의 관계(임태성, 김주용 & 이호열, 2014), 여가활동 참여유형과 여가만족 및 진로성숙과의 관계(양진연 & 감동현, 2016) 등이 있다. 그러나 이들 연구는 대부분 단순히 여가활동 참여와 진로의 관계를 밝히는 것에 그치고 있어 여가학 영역에서 주요변인을 세분화여 여가학의 주요타자와 진로 및 취업의 관계를 확인할 필요성이 제기된다고 할 수 있다.

대학생 시기에 있어 여가활동에 대한 중요성은 이미 다수의 학자(주형윤, 2017 등)에 의해 주장되어 왔으며 여가활동의 순기능적 측면을 부각시켜야 한다는 연구(윤재연 & 박종서, 2013)가 발표되었다. 특히 서동균(2007)은 대학시절에 여가에 대한 올바른 기능과 긍정적 효과를 인식시켜 주지 못하는 경우 적절한 여가활동에 적응하지 못하여 쾌락위주의 활동 참여와 여가시간의 낭비로 이어질 수 있다고 보고하여 대학생 시기의 여가기능에 대한 중요성이 강조하였다.

여가기능이란 Witt & Ellis(1987)에 의해 개념이 정립되었으며 여가생활에서의 자신감, 주체적인 통제, 여가참여를 통하여 만족되는 욕구의 충족, 활동에 깊게 심취되는 능력 그리고 여가활동을 통한 즐거움, 흥미와 열정의 느낌을 포함하는 개념으로 정의되었다.

대학생의 여가기능과 관련된 선행연구에서 여가활동을 통하여 자신감을 회복하고 여가활동에 심취하는 것은 여가활동 참여의 제약 요소를 스스로 극복할 수 있는 능력으로 작용하여 지속적 참여를 유도 할 수 있다(최윤소, 2006, 김정모 & 이충영, 2013)는 주장이 제기되기도 하였다. 즉, 여가활동을 통하여 여가의 순기능과 역기능을 구별하고 여가활동의 조절능력, 여가활동 참여에 대한 자신감, 심취, 욕구 등을 경험한 대학생은 여가제약을 낮게 인식하여 쉽게 극복할 수 있을 것으로 판단된다.

한편, 여가제약이란 개인의 여가행동을 '제한하는 힘'으로 경험되는 내적인 심리상태나 특성 또는 성격과 외적인 환경을 의미(Lewin, 1957)한다. Crowford & Godbey(1987)는 제약이라는 것은 어떤 활동에 대한 선호와 참여 사이를 매개하는 요인이라고 정의하였고, Iso-Ahola(1980)에 의해 여가제약에 대한 최초 개념적 모델이 개발되었으며 황선환 & 한승진(2012)은 그간의 여가제약 연구들이 생애주기별, 성별, 특수집단별로 꾸준히 진행되어 왔으나 한계점이 있음을 인식하고 이를 해결하기 위한 새로운 척도를 개발하였다.

이러한 여가제약은 여타의 여가관련 변인에 부정적 영향을 미칠 수 있다는 연구(박미숙 & 박희정, 2015 등) 이외에도 대학생의 경우 여가제약은 진로문제와 직결되는 요인이므로 이들의 영향력 관계를 보다 면밀히 밝히는 작업이 필요하다(양진연, 2015)는 주장이 제기된 바 있다.

따라서 본 연구에서는 대학생 시기에 건전한 여가활동 참여를 권장하고 여가기능을 인식하여 활동 참여를 방해하는 제약요소 극복하는 능력이 자신의 미래 진로를 결정하는데 도움이 될 수 있음을 밝히고자 대학생의 여가기능, 여가제약, 진로준비행동의 영향력 관계를 규명하고자 하였으며 이러한 목적을 달성하기 위하여 다음과 같은 연구문제를 설정하였다.

첫째, 대학생의 여가기능이 여가제약에 미치는 영향력관계는 어떠한가? 둘째, 대학생의 여가기능이 진로준비행동에 미치는 영향력 관계는 어떠한가? 셋째, 대학생의 여가제약이 진로준비행동에 미치는 영향력관계는 어떠한가?

Ⅱ. 연구방법

1. 연구대상

본 연구는 2017년 3월~6월까지 서울 및 경기도 소재 4년제 대학교 재학생을 대상으로 하였다. 표본추출은 비확률 표본추출법 중 편의표본추출법(convenience sampling method) 이용하였으며 지역별로는 서울 200명, 경기 200명, 총 400명을 표집 인원으로 선정하여 질문지를 통한 자료를 수집하였다. 회수된 질문지 중 응답내용이 부실하거나 무기입 자료는 분석에서 제외하였으며 통계적 방법을 이용한 극단치 제거 절차를 거쳐 7부를 제외하였고 최종적인 분석대상은 총 393명 이였으며, 조상대상자의 일반적 특성은 〈표 1〉과 같다.

표 1. 조사대상자의 일반적 특성

		빈도	퍼센트
성	남	226	57.5
	여	167	42.5
학년	1학년	61	15.5
	2학년	73	18.5
	복학 2학년	42	10.7
	3학년	58	14.8
	복학 3학년	55	14.0
	4학년	66	16.8
	복학 4학년	38	9.7
전공	인문계열	79	20.1
	사회계열	49	12.5
	법학계열	8	2.0
	사범계열	68	17.3
	이학계열	6	1.5
	공학계열	68	17.3
	상경계열	6	1.5
	의학계열	5	1.3
	예술계열	31	7.9
	체육계열	73	18.6
가구당 월평균 수입	200만원 미만	24	6.1
	200~300만원 미만	52	13.2
	300~400만원 미만	62	15.8
	400~500만원 미만	60	15.3
	500~600만원 미만	73	18.6
	600~700만원 미만	37	9.4
	700~800만원 미만	17	4.3
	800만원 이상	68	17.2
참여이유	피로회복 및 휴식	75	19.1
	스트레스 해소	123	31.3
	건강유지 및 체력증진	59	15.0
	자기만족	98	24.9
	대인관계 및 사교	27	6.9
	새로운 지식 습득	5	1.3
	기타	6	1.5
1회 여가활동 소요비용	10만원 미만	117	29.8
	10~20만원 미만	138	35.1
	20~30만원 미만	66	16.8
	30~40만원 미만	31	7.9
	40~50만원 미만	26	6.6
	50만원 이상	15	3.8
	계	393	100.0

세부적으로 '남자' 226명, '여자' 167명이었으며, '복학 2학년'이 73명(18.5%)으로 학년 중 가장 높은 비율을 차지했으며 전공별로는 '인문계열'이 79명(20.1%)으로 가장 높은 수치를 보이고 있다. 가구당 월평균 수입에서는 '500~600만원 미만' 집단이 73명(18.6%)으로 높은 수치를 보였으며, '스트레스 해소'를 위해 여가활동에 참여하는 대학생이 123명(31.3%)으로 높게 나타났다. 또한 1회 여가활동 참여에 소요하는 비용은 '10~20만원 미만'이 138명(35.1%)으로 가장 높은 응답비율을 보였다.

2. 측정도구

1) 여가기능

여가기능 측정도구는 Witt & Ellis(1987)가 개발하고 원형중(1989)이 번안한 여가활동 기능 척도(LDB: Leisure Diagnostic Battery)를 일부 수정·보안하여 사용하였다. 본 질문지는 개발당시 총 25문항, 4개의 하위요인으로 구성되어 있으며 소라(2011)는 대학생을 대상으로 본 질문지를 이용하여 조사한 결과 .781~.831의 신뢰도를 도출하여 대학생을 대상으로 적용가능한 척도임을 인정받은 바 있다.

본 연구에서는 Likert 5점 척도로 측정하였으며 5점에 가까울수록 여가조절능력, 여가자신감, 여가심취도, 여가욕구가 높음을 의미한다.

2) 여가제약

여가제약 측정도구는 황선환 & 한승진(2012)이 개발한 여가활동 제약척도를 사용하였다. 황선환 & 한승진(2012)은 기존의 여가제약 척도가 보편적 적용 및 여가유형에 따른 차이를 분석할 수 없다는 문제점을 제시하고 이를 해결하기 위한 새로운 여가제약척도를 개발하였다. 개발당시 23문항, 5개 하위요인으로 구성되어 있으며 .752~.897의 신뢰도를 도출하였다.

본 연구에서는 Likert 5점 척도로 측정하였으며 5점에 가까울수록 시설환경, 부정인식, 여건부족, 부상위험, 시간부족에 대한 제약이 높음을 의미하는 부정의 의미로 해석되어 역코딩작업을 선행하였다.

3) 진로준비행동

진로준비행동 측정도구는 최윤경 & 김성회(2012)가 개발한 진로준비행동 척도를 사용하였다. 최윤경 & 김성회(2012)는 대학생에 있어 진로준비행동을 '개인의 일과 관련되는 자기 자신과 환경에 대한 이해 및 탐색, 결정, 실행을 위한 구체적이고 실제적인 행위차원'으로 정의하고 이를 측정하기 위한 도구를 개발하였다.

본 질문지는 개발당시 총 25문항, 3개의 하위요인으로 구성하였으며 노용구, 윤영선 & 안동수(2016)는 대학생을 대상으로 본 질문지를 이용하여 조사한 결과 .837~.941의 신뢰도를 도출하여 대학생을 대상으로 적용가능한 척도임을 인정받은 바 있다.

3. 측정도구의 타당도 및 신뢰도

1) 여가기능의 타당도 및 신뢰도

다음의 〈표 2〉는 여가기능 측정도구의 타당성을 검증하기 위하여 탐색적 요인분석을 실시한 결과이다. 요인부하량이 .6이상인 문항을 추출하여 총 18문항과 4개의 하위요인이 도출되었다. 이는 소라(2011)의 연구과 동일한 요인이 추출된 것이며 개발자가 명명한대로 각각 '여가조절감', '여가자신감', '여가심취', '여가욕구'로 명명하였다.

누적된 분산은 61.228로 나타났으며 K.M.O.의 표준적합도 수치는 .901로 1에 근접하여 상대적으로 높은 적합도를 보이고 있다. 또한 Cronbach's α 값에 의한 신뢰도 검증 결과 .733~.864로 나타나 비교적 안정된 신뢰도 수치를 보여주고 있다.

2) 여가제약의 타당도 및 신뢰도

다음의 〈표 3〉은 여가제약 측정도구의 타당성을 검증하기 위하여 탐색적 요인분석을 실시한 결과이다. 요인부하량이 .5이상인 문항을 추출하여 총 21문항과 5개의 하위요인이 도출되었다. 이는 황선환 & 한승진(2012)의 연구와 동일한 요인이 추출된 것이므로 개발자가 명명한대로 각각 '시설환경', '부정인식', '여건부족', '부상위험', '시간부족'으로 명명하였다.

표 2. 여가기능의 타당도 및 신뢰도

	성분			
	1	2	3	4
	여가조절	여가자신감	여가심취	여가욕구
여가활동을 재미있게 만들 수 있음	.820	.203	.136	.047
여가활동 중 참여자에게 즐거움을 줄 수 있음	.814	.140	.045	.182
타인이 나와 활동하는 것을 즐기게끔 할 수 있음	.750	.137	.111	.198
여가활동 중 좋은 일이 일어나게 할 수 있음	.742	.193	.237	.085
타인이 원치 않더라도 나와는 활동할 수 있도록 설득 가능	.696	.094	.009	.162
여가활동 중 즐거움을 느끼게 할 수 있음	.693	.217	.070	.261
여가활동에 필요한 기술을 갖고 있음	.083	.749	.171	.077
하고 싶은 여가활동을 쉽게 결정할 수 있음	.179	.746	.217	.039
의도한 만큼 여가활동을 재미있게 만들 수 있음	.254	.714	.196	.067
재미있는 여가활동을 알고 있음	.137	.686	.103	.166
여가활동 중 뭐든 잘할 수 있다고 느낌	.206	.664	.226	.114
활동중 짜릿함을 느낌	.108	.059	.767	.073
여가활동 참여 중 조절할 수 있음을 느낌	-.008	.233	.701	.188
여가활동 중 몰두하고 있음을 느낌	.152	.312	.660	.116
마음의 동요를 여가활동으로 진정시킬 수 있음	.169	.303	.625	.034
새로운 친구를 사귀는데 도움이 되는 여가활동 참여	.212	.100	-.034	.812
여가활동은 새로운 사람을 사귀게 해줌	.182	.153	.295	.706
타인과 함께하는 여가활동을 잘 할 수 있음	.325	.122	.209	.666
고유값	3.823	3.006	2.037	1.885
%분산	21.238	16.698	12.817	10.474
%누적	21.238	37.936	50.753	61.227
신뢰도	.864	.819	.753	.733

K.M.O.측도=.901, Bartlett의 구형성=2899.496, p=.000

누적된 분산은 64.304로 나타났으며 K.M.O.

의 표준적합도 수치는 .867로 1에 근접하여 상대적으로 높은 적합도를 보이고 있다.

표 3. 여가제약의 타당도 및 신뢰도

	성분				
	1	2	3	4	5
	시설 환경	부정 인식	여건 부족	부상 위험	시간 부족
주변에 여가활동을 즐길만한 장소가 없음	.853	.121	.081	.035	.063
안전시설이나 환경이 부족	.835	.061	.184	.094	.044
여가시설의 수준이 낮음	.773	.205	.080	.032	.108
편한 시간에 이용가능한 시설 및 공간 부족	.762	.117	.177	.016	.035
집, 학교근처에 이용가능 시설 및 장소 없음	.750	.095	.083	-.032	.130
이용하는 사람이 많아 복잡함	.514	.238	.095	.145	-.232
여가활동 중 나만 불이익을 받고 있다고 느낌	.158	.782	-.043	.164	.210
여가활동을 중 만족, 행복, 즐거움 느끼지 못함	.189	.736	-.034	.130	.040
여가활동은 나에게 중요하지 않음	.189	.732	.184	.002	.009
여가활동 중 성취감을 느끼지 못함	.181	.696	.109	.125	.068
여가활동 중 성적차별을 느낌	.083	.655	.058	.145	.300
여가활동이 일상생활을 방해한다고 생각	-.001	.556	.207	.163	.208
학업, 가사일로 피곤하여 하지 못함	.157	.069	.849	.028	.078
학업 가사일로 활동 시간이 없음	.171	-.009	.821	-.037	-.013
나의 사회적 상황이 즐길만한 상활이 아님	.133	.138	.799	.086	.032
취업불안, 실업 등으로 마음의 여유가 없음	.107	.144	.674	.207	.117
활동 중 다칠까 걱정	.083	.101	.140	.891	.017
활동 중 실수할까 걱정	.069	.192	.167	.859	.058
활동에 대한 좌절 등 나쁜 기억이 있음	.013	.304	-.075	.601	.242
동반자 문제로 참여 시간 부족	.093	.220	.145	.160	.783
가족 문제로 참여 시간 부족	.100	.356	.055	.079	.760
고유값	33.678	3.410	2.753	2.117	1.547
%분산	17.512	16.237	13.108	10.082	7.365
%누적	17.512	33.749	46.857	56.939	64.304
신뢰도	.865	.829	.854	.778	.771

K.M.O.측도=.867, Bartlett의 구형성=3621.428, p=.000

또한 Cronbach's α 값에 의한 신뢰도 검증 결과 .771~.865로 나타나 비교적 안정된 신뢰도 수치를 보여주고 있다.

3) 진로준비행동의 타당도 및 신뢰도

다음의 〈표 4〉는 진로준비행동 측정도구의 타당성을 검증하기 위하여 탐색적 요인분석을 실시한 결과이다. 요인부하량이 .6이상인 문항을 추출하여 총 13문항과 3개의 하위요인이 도출되었다. 이는 최윤경 & 김성회(2012)의 연구와 동일한 요인이 추출된 것이므로 개발자가 명명한대로 각각 '자기이해행동', '직업능력향상행동', '직업세계탐색행동'으로 명명하였다. 누적된 분산은 61.922로 나타났으며 K.M.O.의 표준적합도 수치는 .814로 1에 근접하여 상대적으로 높은 적합도를 보이고 있다. 또한 Cronbach's α 값에 의한 신뢰도 검증 결과 .759~.851로 나타나 비교적 안정된 신뢰도 수치를 보여주고 있다.

표 4. 진로준비행동의 타당도 및 신뢰도

	성분		
	1	2	3
	자기 이해 행동	직업능력 향상행동	직업세계 탐색행동
진로와 관련 무엇을 하고 싶은지 알고 있음	.831	.042	-.004
진로와 관련 나의 강점을 알고 있음	.792	.045	.113
진로선택 시 무엇을 중요시 하는지 알고 있음	.768	-.026	.091
진로에 대한 목표를 알고 있음	.739	.099	-.067
적합한 직업(진로) 분야에 대해 생각	.717	-.011	.040
진로관련 좋아하는 활동이 무엇인지 알고 있음	.697	-.082	.027
관심 분야의 기업설명회 참여	.016	.858	.078
취업 관련 박람회 일정을 숙지	-.006	.857	.107
취업특강, 채용설명회 등 참여하려고 노력	.012	.799	.161
관심 기업의 채용조건 검색	.014	.754	.032
봉사활동을 통해 직업능력을 기름	-.021	.032	.787
진로 관련 직업능력을 모의 실습함	.204	.181	.766
진로관련 능력향상을 위해 동아리 활동	-.018	.113	.729
고유값	3.496	2.743	1.810
%분산	26.893	21.103	13.925
%누적	26.893	47.996	61.921
신뢰도	.851	.780	.759

K.M.O.측도=.814, Bartlett의 구형성=1836.775, p=.000

4. 자료처리방법

본 연구에서 질문지를 사용하여 조사하였으며 회수된 질문지 중 이용할 수 없다고 판단되는 자료를 제외한 후 코딩작업을 진행하였다. 질문지 중 질문문항이 부정형의 자료는 역코딩 작업을 실시한 후 IBM SPSS(Win. Ver. 21) 프로그램을 이용하여 다음과 같은 분석기법으로 결과를 도출하였다.

첫째, 연구대상자의 일반적 특성을 살펴보기 위하여 빈도분석을 실시하였다. 둘째, 조사도구의 타당도를 검증하기 위하여 주성분분석을 통한 인자계수의 추출과 베리맥스(Varimax) 회전을 통하여 인자행렬을 단순구조화 하였다. 셋째, Cronbach′s α검사를 통한 각 요인의 신뢰도를 검증하였다. 넷째, Pearson의 상관분석을 실시하여 각 하위요인 간의 상관정도를 분석하였다. 다섯째, 다중회귀분석을 이용하여 각 변인의 영향력 관계를 살펴보았다. 다중회귀분석에서는 Dubin-Watson의 통계량('d'로 표기)을 제시하여 잔차의 독립성을 살펴보았다. d의 기준값은 정상분포곡선을 나타내는 2이다. 따라서 2에 가까울수록 잔차에 대한 상관관계가 없음을 의미한다(송지준, 2011).

또한 다중공선성을 판단하기 위하여 분산팽창지계수(VIF:Variation Inflation Factor)를 검증하였다. VIF 수식의 값은 1에서 무한대의 값의 범위를 갖으며 10 이상 이면 해당 변수가 다중공선성이 존재하는 것으로 판단한며 1 에서 10 미만의 값이고 1에 가까울수록 다중공선성 정도가 작은 것을 의미한다(김계수, 2007).

Ⅲ. 연구결과

1. 각 변인의 상관관계

다음의 〈표 5〉는 대학생의 여가기능, 여가제약 및 진로준비행동의 하위요인 간 상관관계를 살펴보기 위하여 Pearson의 상관분석을 실시한 결과이다. 〈표 5〉에 나타난 바와 같이 여가제약의 하위요인 중 여건부족은 진로준비행동의 직업능력향상행동과 유의한 부(-)적 상관관계를 보이고 있으며, 부상위험, 시간부족은 직업능력향상행동, 직업세계탐색행동과 유의한 부(-)적 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 또한 유의한 상관관계가 도출된 요인간의 상관계수가 .7을 초과하지 않았으며 이는 상호독립적인 관계를 유지하고 있는 것으로 판단할 수 있다.

2. 각 변인의 영향력관계

1) 여가기능과 여가제약의 영향력관계

다음의 〈표 6〉은 대학생의 여가기능이 여가제약에 미치는 영향력을 검증하기 위하여 다중회귀분석을 실시한 결과이다. 각 하위요인의 VIF지수가 1.456~1.626로 나타나 다중공선성에는 문제가 없는 것으로 보인다. 세부적으로 여가기능이 여가제약의 하위요인인 시설환경에 미치는 영향력은 여가자신감(β=.174, t=2.267) 만이 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 회귀 결정계수는 총변량의 약 5.2%로 낮은 설명력을 보이고 있으나 D.W.의 통계량이 1.927로 2에 근접하고 있어 잔차의 상관성은 없는 것으로 판단되며 F값은 5.337(p=.000)인 것으로 조사되었다.

여가기능이 부정적인식에 미치는 영향력은 여가심취(β=.337, t=5.960) 만이 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 회귀 결정계수는 총변량의 약 17.6%를 설명하고 있으며, F값은 20.752(p=.000)로 나타났고 D.W.의 통계량이 2.131로 2에 근접하고 있어 잔차의 상관성은 없는 것으로 판단된다.

표 5. 각 요인의 상관관계

	① 여가조절	②여가 자신감	③ 여가심취	④ 여가욕구	⑤ 시설환경	⑥ 부정인식	⑦ 여건부족	⑧ 부상위험	⑨ 시간부족	⑩자기 이해행동	⑪직업능력 향상행동	⑫직업세계 탐색행동
①	1											
②	.459***	1										
③	.342***	.546***	1									
④	.514***	.368***	.377***	1								
⑤	.061	.205***	.182***	.050	1							
⑥	.191***	.298***	.408***	.210***	.371***	1						
⑦	.075	.127*	.088	.065	.339***	.258***	1					
⑧	.056	.110*	.136**	.041	.181***	.423***	.224***	1				
⑨	.016	.119*	.211***	.052	.224***	.519***	.225***	.321***	1			
⑩	.182***	.385***	.344***	.199***	.135**	.325***	.077	.161**	.186***	1		
⑪	.050	.048	-.006	.023	-.006	-.092	-.128*	-.109*	-.158**	.034	1	
⑫	.078	.088	.121*	.162**	.090	-.042	-.043	-.136**	-.119*	.108*	.247***	1

*** p<.001, ** p<.01, * p<.05

한편 여가기능은 여건부족과 부상위험 요인에는 유의한 영향력을 미치지 않는 것으로 나타났다. 반면 시간부족에 미치는 영향력은 여가심취(β=.219, t=3.606) 만이 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

표 6. 여가기능이 여가제약에 미치는 영향

	시설환경			부정인식		
	β	t	p	β	t	p
(상수)		8.049	.000***		11.237	.000***
조절	-.039	-.643	.521	.011	.187	.852
여가자신감	.174	2.767	.006**	.093	1.585	.114
여가심취	.114	1.873	.062	.337	5.960	.000***
여가욕구	-.036	-.609	.543	.044	.784	.433
	R^2=.052, F=5.337, p=.000, d=1.927			R^2=.176, F=20.752, p=.000, d=2.131		
	여건부족			부상위험		
	β	t	p	β	t	p
(상수)		7.612	.000***		10.369	.000***
조절	.014	.221	.825	.005	.075	.940
여가자신감	.104	1.618	.106	.056	.868	.386
여가심취	.023	.369	.712	.113	1.839	.067
여가욕구	.011	.177	.859	-.025	-.412	.681
	R^2=.017, F=1.666, p=.157, d=2.033			R^2=.021, F=2.058, p=.086, d=1.933		
	시간부족			공선성 통계량		
	β	t	p	공차	VIF	
(상수)		9.873	.000***			
여가조절	-.072	-1.176	.240	.651	1.536	
여가자신감	.035	.561	.575	.615	1.626	
여가심취	.219	3.606	.000***	.665	1.503	
여가욕구	-.007	-.112	.911	.687	1.456	
	R^2=.049, F=4.994, p=.001, d=1.894					

*** p<.001, ** p<.01

회귀 결정계수는 총변량의 약 4.9%로 낮은 설명력을 보이고 있으나 D.W.의 통계량이 1.894로 2에 근접하고 있어 잔차의 상관성은 없는 것으로 판단되며 F값은 4.994(p=.001)인 것으로 조사되었다.

2) 여가기능과 진로준비행동의 영향력관계

다음의 〈표 7〉은 대학생의 여가기능이 진로준비행동에 미치는 영향력을 검증하기 위하여 다중회귀분석을 실시한 결과이다. 각 하위요인의 VIF지수가 1.456~1.626로 나타나 다중공선성에는 문제가 없는 것으로 보인다. 세부적으로 여가기능이 진로준비행동의 하위요인인 자기이해행동에 미치는 영향력은 여가자신감(β=.284, t=4.823), 여가심취(β=.185, t=3.270)의 순으로 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 회귀 결정계수는 총변량의 약 17.5%를 설명하고 있으며, F값은 20.614 (p=.000)로 나타났고 D.W.의 통계량이 1.942로 2에 근접하고 있어 잔차의 상관성은 없는 것으로 판단된다.

한편 여가기능은 직업능력향상행동 요인에는 유의한 영향력을 미치지 않는 것으로 나타났다. 반면 직업세계탐색행동에 미치는 영향력은 여가욕구(β=.146, t=2.421) 만이 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 회귀 결정계수

는 총변량의 약 3.1%로 낮은 설명력을 보이고 있으나 D.W.의 통계량이 1.829로 2에 근접하고 있어 잔차의 상관성은 없는 것으로 판단되며 F값은 3.095(p=.016)인 것으로 조사되었다.

표 7. 여가기능이 진로준비행동에 미치는 영향

	자기이해행동			직업능력향상행동		
자기이행	β	t	p	β	t	p
(상수)		9.459	.000***		8.971	.000***
여가조절	-.033	-.570	.569	.041	.657	.512
여가자신감	.284	4.823	.000***	.056	.869	.385
여가심취	.185	3.270	.001**	-.051	-.815	.415
여가욕구	.042	.753	.452	.001	.012	.991
	R^2=.175, F=20.614, p=.000, d=1.942			R^2=.005, F=.490, p=.743, d=1.920		
	직업세계탐색행동			공선성 통계량		
	β	t	p	공차	VIF	
(상수)		7.114	.000***			
여가조절	-.025	-.405	.686	.651	1.536	
여가자신감	.008	.121	.903	.615	1.626	
여가심취	.070	1.145	.253	.665	1.503	
여가욕구	.146	2.421	.016*	.687	1.456	
	R^2=.031, F=3.095, p=.016, d=1.829					

*** p<.001, ** p<.01, * p<.05

3) 여가제약과 진로준비행동의 영향력관계

다음의 〈표 8〉은 대학생의 여가제약이 진로준비행동에 미치는 영향력을 검증하기 위하여 다중회귀분석을 실시한 결과이다. 각 하위요인의 VIF지수가 1.185~1.658로 나타나 다중공선성에는 문제가 없는 것으로 보인다. 세부적으로 여가제약이 진로준비행동의 하위요인인 자기이해행동에 미치는 영향력은 부정인식(β=.298, t=4.820) 만이 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 회귀 결정계수는 총변량의 약 10.7%를 설명하고 있으며, F값은 9.264(p=.000)로 나타났고 D.W.의 통계량이 1.943으로 2에 근접하고 있어 잔차의 상관성은 없는 것으로 판단된다.

여가제약이 직업능력향상행동에 미치는 영향력은 시간부족(β=-.132, t=-2.231), 여건부족(β=-.110, t=-2.003)의 순으로 유의한 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 회귀 결정계수는 총변량의 약 4%로 낮은 설명력을 보이고 있으나 D.W.의 통계량이 1.935로 2에 근접하고 있어 잔차의 상관성은 없는 것으로 판단되며 F값은 3.257(p=.007)인 것으로 조사되었다.

여가기능이 직업세계탐색행동에 미치는 영향력은 시설환경(β=.143, t=-2.578)이 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났고 부상위험(β=-.115, t=-1.953)은 유의한 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 회귀 결정계수는 총변량의 약 4.5%로 낮은 설명력을 보이고 있으나 D.W.의 통계량이 1.835로 2에 근접하고 있어 잔차의 상관성은 없는 것으로 판단되며 F값은 3.608(p=.003)인 것으로 조사되었다.

표 8. 여가제약이 진로준비행동에 미치는 영향

	자기이해행동			직업능력향상행동		
	β	t	p	β	t	p
(상수)		10.101	.000***		12.266	.000***
시설환경	.020	.375	.708	.070	1.256	.210
부정인식	.298	4.820	.000***	.002	.034	.973
여건부족	-.018	-.351	.726	-.110	-2.033	.043*
부상위험	.029	.534	.593	-.056	-1.003	.317
시간부족	.022	.390	.697	-.132	-2.231	.026*
	R^2=.107, F=9.264, p=.000, d=1.943			R^2=.040, F=3.257, p=.007, d=1.935		
	직업세계탐색행동			공선성 통계량		
	β	t	p	공차	VIF	
(상수)		11.423	.000***			
시설환경	.143	2.578	.010*	.799	1.252	
부정인식	.029	.459	.646	.603	1.658	
여건부족	-.045	-.826	.409	.844	1.185	
부상위험	-.127	-2.285	.023*	.796	1.257	
시간부족	-.115	-1.953	.052	.712	1.405	
	R^2=.045, F=3.608, p=.003, d=1.835					

*** p<.001, ** p<.01, * p<.05

Ⅳ. 논의

본 연구에서는 대학생의 여가기능, 여가제약 및 진로준비행동의 영향력 관계를 규명하는데

주된 목적이 있으며 본 장에서는 도출된 결과를 바탕으로 논의하고자 한다.

1. 여가기능이 여가제약에 미치는 영향

대학생의 여가기능과 여가제약의 영향력 관계를 살펴본 결과 여가자신감은 시설환경요인에 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 여가심취는 부정인식 및 시간부족에 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

최윤소(2006)는 동계스포츠 참여 대학생을 대상으로 조사한 결과 참여자의 여가기능이 높을수록 내재적 제약과 대인적 제약이 낮게 나타나 대학생들의 동계스포츠 참여에 있어 여가제약 원인을 파악하고 여가활용 능력을 높이는데 관심을 기울여야 한다고 주장하였다.

여가기능이 여가활동 경험을 통해 최적의 이익을 얻을 수 있는 능력이며 지속적으로 여가활동을 즐길 수 있는 능력임을 감안할 때 대학생들의 경우 여가활동을 통하여 여가에 대한 조절능력, 활동에 대한 자신감, 활동에 심취하여 향후 지속적 참여 욕구가 형성되는 과정이 선행되어야 여가활동 참여에 대한 제약요소를 감소시킬 수 있을 것으로 판단된다.

즉 대학생은 여가활동에 대한 자신감이 획득된 경우 여가시설이나 환경에서는 오는 제약을 스스로 극복할 수 있고 여가활동에 심취하는 것은 여가활동을 긍정적으로 인식하고 부족한 시간을 투자하여 참여함으로써 시설·환경·시간적 소요가 더 이상 제약요소로 작용할 수 없음을 의미한다고 할 수 있다.

이러한 결과는 최성범(2009)의 연구에서 여가활동에 대한 자심감이 큰 개인은 그들의 노력을 통하여 여가제약에 대처해 나갈 수 있는 능력이 크며, 여가제약을 덜 인식하는 것으로 해석된다는 결과와 일부 일치하고 있어 본 연구의 결과를 지지하고 있다.

따라서 대학생에게는 여가활동 시설, 환경, 기술, 비용 등의 정보를 획득할 수 있는 On, Off-Line 상의 공간을 마련하여 선택과 결정을 용이하게 함으로써 적극적 참여를 유도하고 여가활동 참여를 통하여 즐거움을 만끽하고 자신감을 획득할 수 있도록 하는 교육프로그램 및 지도법 등이 여가활동 현장에 마련되어야 할 것이다.

2. 여가기능이 진로준비행동에 미치는 영향

대학생의 여가기능과 진로준비행동의 영향력 관계를 살펴본 결과 여가자신감, 여가심취는 자기이해행동에 유의한 정(+)적 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 여가욕구는 직업세계탐색행동에 유의한 정(+)적 영향을 미치는 것으로 조사되었다.

최유림 등(2011)은 여가스포츠 참여 대학생들의 자신감이 진로행동에 영향을 미친다고 보고하였으며 이명희(2012)는 대학생의 여가 가치관 중 행동적 측면이 높을수록 진로준비행동 수준이 높아지는 반면 정의적 측면은 진로준비행동을 낮춘다고 보고하였다.

박지운(2014)은 여가와 진로선택의 관계에 있어 여가만족도가 높은 사람들이 진로미래 태도 역시 높다는 결과를 제시하고 미래 진로에 대한 선택은 여가생활이 낙관적이고 적응적인 삶과 관련이 있기 때문에 여가 생활의 중요성을 충분히 인식시키고, 자신의 성격유형에 맞는 여가생활을 즐길 수 있도록 다양한 활동을 제안하고 적극적으로 권장해야한다고 주장하였다.

즉 대학생은 여가활동의 참여를 통하여 긍정적인 기대와 자신감을 갖고 사회변화에 잘 적응할 수 있는 능력을 기르는 것이 자신이 의 향후 진로 선택에 있어 원하는 진로를 선택할 수 있는 가능성이 높아진다고 할 수 있을 것이다. 따라서 대학생은 여가활동을 통하여 짜릿함을 경험하고 활동을 조절하며 불안한 상활에 대처할 수 있는 능력을 길러줄 수 있는 여가활동의 참

여를 권장할 필요가 있겠다.

또한 절대적으로 몰두 할 수 있는 여가활동과 마음의 동요가 일어났을 때 이를 진정시킬 수 있는 자신만의 여가활동을 하나쯤은 가지고 있어야 할 것이다. 이러한 여가활동 참여를 통하여 자신감을 고취시키고 여가활동에 심취하는 것은 진로선택과 관련하여 본인 스스로를 이해하고 자신에 맞는 직업에 대해 적극적으로 탐색하는 과정으로 이어질 수 있을 것이다.

3. 여가제약이 진로준비행동에 미치는 영향

대학생의 여가제약과 진로준비행동의 영향력 관계에서 시설환경은 직업세계탐색행동에 유의한 정(+)적 영향을 미쳤으며, 부정인식은 자기이해행동에 유의한 정(+)적 영향을 미쳤다. 한편 여건부족은 직업능력향상행동에 유의한 부(-)적 영향을 미쳤으며, 부상위험은 직업세계탐색행동에 유의한 부(-)적 영향을 미쳤고, 시간부족은 직업능력향상행동에 유의한 부(-)적 영향을 미쳤다.

양진연(2015)은 관광전공 대학생의 여가제약과 진로성숙의 관계를 연구한 결과 전공의 차이보다는 여가제약 자체가 진로의 결정과 준비, 그리고 독립적으로 진로를 확립할 수 있는 능력에 영향력을 행사한다고 주장하였다. 안동수 & 윤영선(2015)은 여가를 잔여시간으로 간주하는 등 여가에 대하여 부정적으로 인식하는 것은 자기이해행동, 직업능력행동, 직업세계탐색행동에 유의한 영향을 미친다고 보고하여 본 연구의 결과와 일부 일치하고 있다.

즉, 여가활동을 위한 시설의 부재와 여가에 대한 부정적 인식이 진로준비행동에 영향을 미친다는 것은 대학생들의 경우 여가활동에 있어 긍정적, 부정적 요인을 스스로 분석할 수 있으며 이는 자신의 능력을 돌아보고 자신의 현 상황을 이해하는 계기로 작용하는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 이는 노용구 등(2016)의 연구에서 여가활동의 긍정적 측면만을 바라보고 많은 시간과 노력을 투자하여 여가활동에 전념하는 것은 오히려 직업세계를 탐색하는데 방해 요소로 작용할 수 있다고 주장한 것과 해석을 같이하고 있다. 따라서 대학생들에게는 여가활동의 긍정적 요소 뿐 아니라 부정적 요소에 대하여 이해시킬 필요성이 제기된다.

무엇보다도 오늘날의 대학생은 여가활동 참여에서 오는 순기능과 역기능을 구분하여 인식할 수 있어야 하며 스스로 극복 가능한 제약요소를 확인하여 평생 활용 가능한 여가활동을 대학시절에 확보하여야 할 것이며 이는 향후 자신에게 적합한 진로를 선택하는데 있어 중요한 요소로 작용할 수 있을 것이다.

Ⅴ. 결론 및 제언

1. 결론

본 연구는 대학생이 인지한 여가의 기능적 요소가 여가활동 참여의 제약 및 대학생의 진로준비행동 간의 영향력을 규명하고자 하였다. 이러한 목적을 달성하기 위하여 2016년 3월부터 6월까지 서울 및 경지도 소재 4년재 대학생 총 393명을 대상으로 질문지를 이용한 조사를 실시하였으며 회수된 질문지는 SPSS(Ver. 21) 통계프로그램을 이용하여 분석하였고 다음과 같은 결론을 도출하였다.

첫째, 여가기능과 여가제약의 영향력 관계에서 여가지신감은 시설환경에 유의한 정(+)적 영향을 미쳤으며, 여가심취는 부정인식, 시간부족에 유의한 정(+)적 영향을 미쳤다.

둘째, 여가기능과 진로준비행동의 영향력 관계에서 여가자신감, 여가심취는 자기이해행동에 유의한 정(+)적 영향을 미쳤으며, 여가욕구는 직업세계탐색행동에 유의한 정(+)적 영향을 미쳤다.

셋째, 여가제약과 진로준비행동의 영향력 관계에서 시설환경은 직업세계탐색행동에 유의한 정(+)적 영향을 미쳤으며, 부정인식은 자기이해행동에 유의한 정(+)적 영향을 미쳤다. 한편 여건부족은 직업능력향상행동에 유의한 부(-)적 영향을 미쳤으며, 부상위험은 직업세계탐색행동에 유의한 부(-)적 영향을 미쳤고, 시간부족은 직업능력향상행동에 유의한 부(-)적 영향을 미쳤다.

이를 통하여 대학생에 있어 여가에 대한 자신감, 여가활동의 심취는 여가제약을 극복할 수 있는 요인임과 동시에 본인 스스로의 능력과 한계를 이해하여 진로를 준비함에 있어 긍정적 요소로 작용할 수 있음이 밝혀졌다. 또한 여가활동에 대한 욕구가 높아질수록 능동적으로 직업세계를 탐색하고 정보를 획득하는 등 적극적으로 진로를 준비 해 나갈 수 있을 가능성이 높아진다. 반면 여가시설에 대한 부정적 인식은 직업세계를 탐색함에 있어 방해요소로 작용할 수 있음이 증명되었다.

따라서 대학생은 여가활동 참여를 통하여 여가의 기능을 최대한 인식하는 것이 여가제약을 극복할 수 있게 하고 이러한 극복능력이 진로 및 취업을 준비하는 과정에 긍정적 영향으로 작용 함을 간과해서는 안 될 것이다. 또한 과도한 스펙쌓기를 지양하여야 하며 여가활동 참여를 통하여 대인관계능력, 인성을 함양하고 자신의 진로와 취업에 대하여 충분한 준비와 각오를 다질 필요가 있다.

무엇보다 정부와 대학본부는 취업의 성공여부에 초점을 맞추는 정책보다 대학생들의 여가활동 참여를 권장할 수 있는 방안과 교육프로그램 등을 마련하여 진로 및 취업능력의 향상으로 자연스럽게 연결될 수 있기를 기대해 본다.

2. 제언

본 연구는 대학생의 여가활동 참여를 통하여 인지된 여가기능이 여가제약을 감소시키고 이는 진로준비행동에 긍정적 영향을 미칠 수 있음을 밝히고자 하였으며 연구의 제한점, 도출된 결과 및 논의를 바탕으로 다음과 같이 제언하고자 한다.

첫째, 본 연구에서는 대상의 선별을 서울과 경기 지역 그리고 4년제 대학생으로 한정하여 지역적 차이를 검증하지 못하였다. 따라서 향후 연구에서는 보다 광범위한 지역 및 2년제 대학생을 포함하여 세분화된 결과가 제시되어야 할 필요성이 있다.

둘째, 여가태도 및 여가제약의 일부 요인이 진로준비행동에 영향을 미치는 것으로 밝혀졌으나 보다 다양한 여가학 관련 변인을 투입하여 대학생의 진로문제를 해결할 수 있는 방안이 검토되어야 하겠다.

셋째, 본 연구에서는 설문지를 이용하여 측정하였으나 이는 대상자의 심리적 측면을 충분히 고려하지 못하였다는 제한점이 있다. 따라서 향후 연구에서는 질적 연구를 통한 관계 검증이 진행되어야 하겠다.

참고문헌

교육부(2015). 공지사항 및 보도자료. 교육부홈페이지, www.moe.go.kr.

고용노동부(2015). 공지사항 및 정책마당. 고용노동부홈페이지, www.moel.go.kr.

구복자(1978). **여자대학생들의 recreation활동에 관한 조사연구: 전북대학교의 사례를 중심으로-**. 미간행 석사학위논문, 전북대학교 교육대학원.

김계수(2007). **구조방정식모형 분석**. 서울: 한나래출판사.

김민정, 김봉환(2014), 대학생 진로자기조절 척도 개발 및 타당화 연구. **상담학 연구**, 15(6), 2311-2325.

김응준, 최형준(2013). 여가참여 대학생 진로태도성숙척도의 심리측정학적 특성. **한국웰니스학회지, 8**(2), 83-92.

김정모, 이충영(2013). 기독대학생들의 교양체육 수업참여 만족도가 여가기능, 여가제약, 여가권태에 미치는 영향. **한국체육교육학회지, 18**(3), 173-191.

노용구, 윤영선, 안동수(2016). 대학생의 여가경험이 여가유능감 및 진로준비행동에 미치는 영향. **한국체육학회지, 55**(5), 529-538.

박미숙, 박희정(2015). 대학생의 여가제약과 여가정체성이 여가만족에 미치는 영향관계 분석. **한국여가레크리에이션학회지, 39**(3), 1-12.

박세영 (2011). 생활만족에 대한 직무만족과 여가만족의 관계. **한국심리학회지, 24**(2), 331-353.

박지운(2014). **교사들의 직업정성 일치도, 직무만족도, 여가만족도와 은퇴 후 진로미래 태도와의 관계**. 미간행 석사학위논문, 이화여자대학교 대학원.

백성호, 김현숙(2017). 대학생의 역기능적 진로신념과 진로관여행동의 관계에서 우연대처기술의 매개효과. **학습자중심교과교육, 17**(10), 133-149.

서동균(2007). **대학생의 여가스포츠에 대한 의사결정균형과 여가기능, 여가몰입, 여가유능감 관계의 구조모형분석**. 미간행 박사학위논문, 경기대학교 대학원.

소 라(2011). **대학생들의 여가경험이 여가기능 및 여가만족에 미치는 영향**. 미간행 석사학위논문, 단국대학교 대학원.

송지준(2011). **SPSS/AMOS 통계분석방법**. 파주: 21세기사.

안동수, 윤영선(2015). 대하생의 여가인식이 여가태도 및 진로준비행동에 미치는 영향. **한국체육학회지, 54**(5), 619-629.

양승민(2003). **대학생이 지각한 가족 상호작용 양식과 진로결정효능감간의 관계**. 미간행 석사학위논문, 연세대학교 대학원.

양진연(2015). 관광전공 대학생의 인지적 여가태도, 대인적 여가 제약, 진로성숙과의 영향관계 연구. **Tourism Research, 40**(4), 61~81.

양진연, 감동현(2016). 대학생의 여가참여유형과 여가만족, 진로성숙과의 영향관계연구. **관광연구, 31**(4), 407-426.

원형중(1998). 성인근로자의 여가활동 참여동기와 제약요인에 관한 기본 연구. **한국체육학회지, 37**(2), 369-386.

윤재연, 박종서(2013). 대학생의 여가관여도와 여가지속의 관계에 대한 여가기능의 조절효과. **한국여가레크리에이션학회지, 37**(2), 10-20.

이명희(2011). **대학생의 일 가치관과 여가 가치관, 그리고 성역할태도가 진로준비행동에 미치는 영향**. 미간행 석사학위논문, 이화여자대학교 교육대학원.

이수영(2017). **대학생 후기청소년의 진로상담 참여경험에 관한 질적연구**. 미간행 석사학위논문, 공주교육대학교 교육대학원.

이종찬, 박지현(2015). 대학생 취업에 관한 이론적 접근과 NCS 기반 채용의 활용가능성 탐색, **취업진로연구, 5**(4), 139-160.

임태성, 김주용, 이호열(2014). 대학생의 여가스포츠 참여와 자아존중감 및 진로준비행동의 관계. **한국사회체육학회지, 58**(1), 581-595.

조혜영(2015). 대학생들의 진로 및 취업 준비 과정에서 영어 능력 중요성에 대한 인식. **취업진로연구, 5**(40), 29-56.

주형윤(2017). **대학생의 여가활동참여에 따른 여가만족이 운동정서와 자아존중감에 미치는 영향**. 미간행 박사학위논문, 동신대학교 대학원.

최성범(2009). 여가스포츠 참가자의 협상효능감, 여가동기, 여가제약, 여가협상 및 여가참여의 구조적 관계. **한국여가레크리에이션학회지, 33**(4), 145-156.

최유림, 주석범, 김형룡(2011). 여가스포츠 참여 대학생들의 자기관리전략과 다중역할기제가

진로행동에 미치는 인과적 모형. **한국여가레크리에이션학회지**, 35(2), 115-126.

최윤경, 김성회(2012). 대학생 진로준비행동 척도 개발 및 타당화. **상담학연구**, 13(5), 2085-2097.

최윤소(2006). **대학생 동계스포츠 참여자의 여가기능, 여가제약, 여가권태의 관계**. 미간행 석사학위논문, 이화여자대학교 교육대학원.

탁은정(2005). **대학운동선수의 역할수행의지와 사회적응기대의 관계**. 미간행 박사학위논문. 국민대학교 대학원.

통계청(2015). **2015년 2월 고용동향**. 사회통계국, 고용통계과.

황선환, 한승진(2012). 여가스포츠활동 유형별 여가제약 분석. **한국콘텐츠학회논문지**, 12(9), 422-433.

Crawford, D. W., & Godbey, G. (1987). Reconceptualizing barriers to family liesure. *Leisure Science, 9*, 119-127.

Iso-Ahola, S. E. (1980). T*he social psychology of leisure and recreation Dubuque*, Iowa : M. C. Browon company publishers. 24-33.

Witt, P. A,, & Ellis, G. D.(1987). *Leisure diagnostic battery: conceptualization, development, reliability, validity, and procedure for testing and scoring*. State College, PA: Venture Publishing, distributor.