

## 대학생의 여가몰입과 여가지속의 관계에서 긍정심리자본의 매개 효과

안근희<sup>1</sup> · 윤영선<sup>2</sup>

<sup>1-2</sup>대진대학교

### The Mediating Effect of Positive Psychological Capital on the Relationship Between Leisure Commitment and Leisure Continuation Among University Students'

An, Geun-Hee<sup>1</sup> · Yoon, Young-Sun<sup>2</sup>

<sup>1-2</sup>Daejin University

#### Abstract

This study surveyed 479 university students in Seoul and Gyeonggi-do from October to December 2024 who had used their leisure time as sports activities. The surveyed data were tested for validity and reliability, and correlation analysis and parallel multi-mediated regression analysis using PROCES macro (Ver. 4.1) were conducted. Through this research design, the following conclusions were drawn.

First, self-efficacy, self-resilience, and optimism played a significant partial mediating role in the relationship between cognitive commitment and tendency to leisure activities of college students, and self-efficacy, self-resilience, and optimism played a complete mediating role in the relationship between behavioral commitment and tendency. Second, self-efficacy, self-resilience, hope, and optimism played a partial mediating role in the relationship between cognitive commitment and possibility to leisure activities of college students, and self-efficacy, self-resilience, hope, and optimism played a complete mediating role in the relationship between behavioral commitment and possibility. Third, self-efficacy, self-resilience, hope, and optimism played a partial mediating role in the relationship between cognitive commitment and reinforcement of college students' leisure activities, and self-efficacy, self-resilience, hope, and optimism played a complete mediating role in the relationship between behavioral commitment and reinforcement.

**Key words :** leisure commitment, leisure continuation, positive psychological capital, University students.

주요어 : 여가몰입, 여가지속, 긍정심리자본, 대학생

Address reprint requests to : Yoon, Young-Sun

E-mail: yoonys@daejin.ac.kr

Received: April, 27, 2025 Revised: June, 4, 2025 Accepted: June, 19, 2025

## I. 서론

### 1. 연구의 필요성 및 목적

대학생 시기는 자아정체감 형성, 진로탐색, 사회적 관계 확장 등 심리·사회적 과제가 많은 시기이며, 이때 여가활동은 중요한 역할을 수행한다. 그러나 현시대의 대학생들은 빠르게 변화하는 사회·경제적 환경 속에서 다양한 심리적 압박을 경험하고 있다(정명숙, 황선환, 2025). 비대면 학습의 확산과 디지털화된 일상은 대학생들의 학업과 여가의 경계를 모호하게 만들었으며(김현주, 정현주, 2023), 사회적 고립감, 불안, 우울 등 심리적 문제를 겪는 사례가 지속적으로 증가하고 있다(김아린, 전해옥, 채명옥, 2024). 이러한 상황에서 대학생들이 심리적 안정을 추구하고 삶의 질을 향상시키기 위한 방안으로 여가 활동의 중요성이 다시금 조명되고 있다.

현시대의 대학생에게 있어 여가활동은 참여 시 즉각적인 즐거움 제공과 스트레스 해소 등 단기적인 재미요소 및 SNS 업로드용 자료 수집 활동 등으로 여가의 의미를 인식할 수 있으며(강혜진, 김현수, 2022), 여가활동이 일회성 혹은 단기 참여로 끝나는 경향을 보여주며, 장기적인 여가활동 계획이나 지속적인 참여에는 관심이 낮은 것으로 보인다(권순재, 2018). 이는 대학생들의 여가활동에 대한 인식 부족과 지속적인 참여를 위한 동기 부족이 주요 원인으로 작용하고 있음을 시사한다.

이러한 시점에서 여가활동을 단순한 시간 소모가 아닌 ‘몰입(commitment)’의 관점에서 바라볼 필요가 있겠다. 초기의 몰입 개념은 Csikszentmihalyi(1975)의 심리적 몰입(flow)에서 출발하였으나, 여가 분야에서는 몰입을 단순한 몰두 이상의 행동적, 정서적 현상을 포함한 ‘전념(commitment)’의 개념으로 확장하고 있다(Stebbins, 1992). 즉 여가몰입은 특정 여가활동

에 대한 심리적 애착, 정체성 통합 등의 요소를 포함하는 것으로 정의되며, 이러한 몰입 수준은 실제 여가활동의 지속 여부에 큰 영향을 미치는 것으로 나타난다(김상훈, 2015). 또한 권성호(2008)는 스포츠활동이나 여가활동에 참가하면서 얻게 되는 희망, 신념, 믿음의 의미로 commitment의 개념을 정의하고 있으며 관계의 지속성과 안정성의 조건이라고 설명하였다.

반면 일부 연구에서는 여가몰입이 높더라도 개인의 심리적 자원이 부족하거나 외부 스트레스 요인이 개입할 경우 지속 참여로 이어지지 않는 사례가 보고되고 있다(안경일, 2017). 이에 따라 여가몰입과 여가지속 사이를 매개하는 심리적 요인에 대한 탐색이 필요하다는 연구적 요구가 제기되고 있다.

이러한 맥락에서 최근 주목받는 개념이 긍정심리자본(positive psychological capital)이라 할 수 있다. 긍정심리자본이란 부정적인 상황에서도 자신감을 잃지 않고 낙관적으로 생각하는 긍정적인 사고방식을 의미(이정우, 이지향, 오성민, 2021)한다. 최근 선행연구에서 긍정심리자본은 생활체육 참여자의 운동지속(고화섭, 2024)과 축구선수의 운동지속에 영향을 미치며(신다음, 2021), 대학생활에 만족도를 높여주는 조절변수(김지윤, 이동희, 2024)라는 것이 임이 밝혀지고 있다.

또한 긍정심리자본은 대학생의 학업적 성취 뿐 아니라 여가, 진로, 인간관계 등 다양한 삶의 영역에서 적극적 행동과 정서적 안정성을 유도하는 중요 요소로 작용한다(정예린, 김은정, 이소정, 2021; 유민정, 2022).

따라서 본 연구는 대학생의 여가몰입을 ‘commitment’의 개념으로 접근하고, 몰입이 여가지속에 미치는 영향에서 긍정심리자본이 매개역할을 수행하는지를 실증적으로 검증하고자 한다. 이는 기존의 여가행동 연구에서 간과되었던 개인의 내적 자원을 통합적으로 이해하고, 대학생의 건강한 여가생활 형성 및 심리적 회복을 위한

실천적 시사점을 제공하는 데 의의가 있다.

이러한 맥락에서 본 연구에서는 대학생의 여가몰입과 여가지속의 관계에서 긍정심리자본의 매개효과를 검증하기 다음의 <그림 1>과 같은 연구모형을 바탕으로 연구문제를 설정하고 각 변인의 관계를 검증하였다.

첫째, 대학생의 여가몰입과 여가지속의 직접적인 영향력 관계는 어떠한가?

둘째, 대학생의 여가몰입과 여가지속의 관계에서 긍정심리자본은 어떠한 매개역할을 하는가?

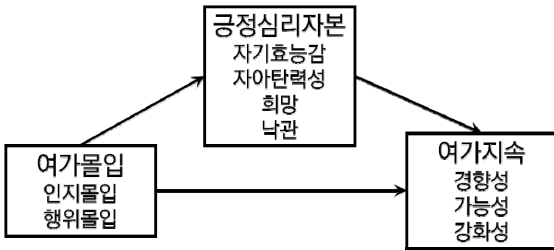


그림 1. 연구 모형

## II. 연구방법

### 1. 연구대상 및 자료수집방법

본 연구는 2024년 10월부터 12월까지 서울(250명), 경기도(250명) 소재 대학생 중 여가시간을 스포츠활동으로 활용한 경험이 있는 500명을 대상으로 설문조사 하였다. 표집방법은 편의추출법(convenience sampling method)을 사용하였으며 표집된 자료 중 데이터로 활용하기 어렵다고 판단된 자료 21부를 제외하고 총 479명의 데이터를 최종분석에 사용하였다.

설문 조사원은 해당 대학을 방문하여 조사목적을 충분히 설명하고 자기평가기입법으로 응답하도록 한 후 곧바로 회수하였다. 조사대상자의 일반적 특성은 <표 1>과 같다.

표 1. 조사대상자의 일반적 특성

		빈도	퍼센트
성별	남	229	47.8
	여	250	52.2
학년	1학년	198	41.3
	2학년	128	26.7
	3학년	97	20.3
	4학년	56	11.7
전공	이학	63	13.2
	공학	80	16.7
	인문학	42	8.8
	사회과학	55	11.5
	경영 경제	41	8.6
	예술	70	14.6
기타	체육	58	12.1
	의료	45	9.4
	기타	25	5.1
	합계	479	100.0

## 2. 측정도구

### 1) 여가몰입

여가몰입을 측정하기 위한 척도는 정용각(1997)이 개발하고 김규엽(2019)이 사용한 바 있는 질문지를 사용하였다. 김규엽(2019)은 인지몰입 8문항과 행위몰입 4문항으로 하위요인을 구성하였다. 본 질문지는 Likert 5점 척도로 구성되어 있으며 5점에 가까울수록 여가몰입이 높음을 의미한다.

### 2) 여가지속

여가지속을 측정하기 위한 척도는 Corbin, Lindsey(1994), Corbin, Welk, Lindsey, Corbin(2003)의 도구를 오수학 등(2000)이 수정한 질문지 사용하였다. 노도현(2016)은 본 질문지를 이용하여 수상스키 참가자를 대상으로 조사한 결과 경향성(3문항), 강화성(3문항), 가능성(3문항)의 하위요인을 도출하였다. 본 질문지는 Likert 5점 척도로 구성되어 있으며 5점에 가까울수록 여가지속의도가 높음을 의미한다.

### 3) 긍정심리자본

긍정심리자본을 측정하기 위한 척도는 Luthans, Avolio, Avey, Norman(2007)이 개발하고 정은영(2013)이 수정한 질문지를 사용하였다. 정미현(2023)은 본 질문지를 이용하여 무용 전공자를 대상으로 조사한 결과 자기효능감(6문항), 희망(6문항), 회복탄력성(6문항), 낙관주의(6문항)의 하위요인을 도출하였다.

본 연구에서는 회복탄력성, 낙관주의 문항 중 부정형 질문이 포함되어 있어 이를 긍정형 질문으로 수정하여 조사하였으며, Likert 5점 척도로 구성하여 5점에 가까울수록 긍정심리자본이 높음을 의미한다.

### 3. 측정도구의 타당도 및 신뢰도

#### 1) 여가몰입

다음의 <표 2>는 여가몰입 측정도구의 타당성을 검증하기 위하여 탐색적 요인분석을 실시한 결과이다.

표 2. 여가몰입의 타당도 및 신뢰도

	성분	
	1	2
	인지몰입	행위몰입
향후 여가활동을 계속 할 것	.843	.256
여가활동을 통해 행복감을 느낌	.808	.153
여가활동 시간이 기다려짐	.807	.061
여가활동을 생각하면 즐거움	.807	.161
현재의 여가활동은 희망하는 활동임	.798	.020
여가활동은 내 삶의 소중한 부분	.785	.228
더 많은 여가활동을 하고 싶음	.772	.247
여가활동 참여가 자랑스러움	.726	.230
멋지게 활동하는 상상	.182	.854
여가활동에 몰입해 있음	.128	.821
여가활동 관련 정보를 우선으로 확인	.170	.798
고유값	5.119	2.324
%분산	46.535	21.130
%누적	46.535	67.665
신뢰도	.926	.795

K.M.O.측도=.924, Bartlett의 구형성=3749.093,  $p=.000$

요인부하량이 .5 이상인 11문항과 2개의 하위요인이 도출되어 각각 ‘인지몰입’, ‘행위몰입’으로 명명하였다. 누적된 분산은 67.665로 나타났으며 K.M.O.의 표준적합도 수치는 .924로 1에 근접하여 상대적으로 높은 적합도를 보이고 있다. 또한 Cronbach's  $\alpha$  값에 의한 신뢰도 검증 결과는 .795~.926으로 나타나 비교적 안정된 신뢰도 수치를 보여주고 있다.

#### 2) 여가지속

다음의 <표 3>은 여가지속 측정도구의 타당성을 검증하기 위하여 탐색적 요인분석을 실시한 결과이다. 요인부하량이 .5 이상인 9문항과 3개의 하위요인이 도출되어 각각 ‘경향성’, ‘가능성’, ‘강화성’으로 명명하였다. 누적된 분산은 72.644로 나타났고 K.M.O.의 표준적합도 수치는 .834이며 Cronbach's  $\alpha$  값에 의한 신뢰도 검증 결과는 .789~.834로 나타나 비교적 안정된 신뢰도 수치를 보여주고 있다.

표 3. 여가지속의 타당도 및 신뢰도

	성분		
	1	2	3
	경향성	가능성	강화성
여가활동이 좋다는 신념에 변함없음	.854	.215	.169
여가활동을 삶의 중요한 부분으로 만들고 있음	.824	.154	.202
여가활동을 위한 자신감을 키워감	.816	.110	.181
여가활동의 기술이 향상됨	.161	.834	.153
활동장소 및 장비에 관심을 갖고 준비	.162	.793	.145
여가활동 목표를 설정하고 이를 지속함	.132	.790	.239
여가활동 동료를 주변에 두려고 함	.143	.119	.858
친구에게 여가활동을 좋아하게 함	.233	.169	.816
가족의 공감을 얻고자 함	.203	.325	.703
고유값	2.260	2.179	2.099
%분산	25.110	24.208	23.326
%누적	25.110	49.318	72.644
신뢰도	.834	.793	.789

K.M.O.측도=.834, Bartlett의 구형성=1051.177,  $p=.000$

### 3) 긍정심리자본

다음의 <표 4>는 긍정심리자본 측정도구의 타당성을 검증하기 위하여 탐색적 요인분석을 실시한 결과이다. 요인부하량이 .5 이상인 18문항과 4개의 하위요인이 도출되어 각각 ‘자기효능감’, ‘자아탄력성’, ‘희망’, ‘낙관’으로 명명하였다. 누적된 분산은 69.916으로 나타났으며 K.M.O.의 표준적합도 수치는 .902로 1에 근접하여 상대적으로 높은 적합도를 보이고 있다. 또한 Cronbach's  $\alpha$  값에 의한 신뢰도 검증 결과 .868~.884로 나타나 비교적 안정된 신뢰도 수치를 보여주고 있다.

표 4. 긍정심리자본의 타당도 및 신뢰도

	성분			
	1	2	3	4
	자기 효능감	자아 탄력성	희망	낙관
일의 원인과 결과를 잘 분석함	.784	.139	.122	.072
자신있게 의견을 말함	.776	.116	.133	.220
계획을 잘 설정함	.773	.167	.189	.324
문제해결을 위한 도움요청이 가능	.744	.274	.134	.170
목표를 세우고 진행 상태 확인	.700	.091	.200	.210
어려움을 잘 극복함	.151	.792	.214	.238
어려움을 겪을 때 다양한 방식으로 대처	.201	.791	.189	.269
과거의 경험을 살려 어려움 극복	.173	.769	.201	.232
스트레스를 잘 극복	.096	.679	.252	.187
필요시 혼자서도 일을 처리	.152	.672	.120	.107
스스로 정한 목표를 이룸	.220	.202	.822	.182
어려운 문제도 해결 방법은 많다고 생각	.215	.240	.787	.125
어려운 상황을 벗어나기 위한 여러 방법을 생각할 수 있음	.120	.204	.787	.140
원기 왕성하게 목표를 추구	.150	.201	.783	.167
일의 밝은 면을 보려고 함	.151	.251	.145	.814
힘든 일이 있으면 좋은 일도 있다고 생각	.260	.232	.187	.767
내가 원하는 결과가 나올 것으로 기대	.243	.297	.191	.764
나의 미래에 대해 낙관적	.312	.210	.156	.729
고유값	3.362	3.331	2.971	2.922
%분산	18.675	18.504	16.504	16.233
%누적	18.675	37.179	53.682	69.916
신뢰도	.872	.868	.878	.884

K.M.O.측도=.902, Bartlett의 구형성=3181.114,  $p=.000$

### 4. 자료처리 방법

본 연구에서는 질문지를 측정도구로 사용하였으며 회수된 질문지는 기초자료로 사용할 수 없다고 판단되는 자료를 제외시킨 후 IBM SPSS(Win. Ver. 21) 프로그램을 이용하여 빈도 분석, 베리맥스(Varimax) 회전을 이용한 탐색적 요인분석 및 신뢰성 검증을 위한 Cronbach's  $\alpha$  검사를 실시하였다.

또한 Pearson의 상관분석을 통하여 각 요인의 상관관계를 파악하였으며, 여가몰입과 여가지속의 영향력 관계에서 심리자본의 매개효과를 검증하기 위하여 PROCES macro(Ver. 4.1)를 이용한 평행다중매개 회귀분석을 실시하였다. PROCES macro에서 Model Number는 4번으로 설정하였으며, Bootstrapping Samples는 1,000으로, 유의수준은 95%로 설정하였다.

## III. 결과

### 1. 상관관계분석

다음의 <표 5>는 여가몰입, 여가지속 및 긍정심리자본의 하위요인 간 상관관계를 살펴보기 위하여 Pearson의 상관분석을 실시한 결과이다. <표 5>와 같이 각 요인간 유의한 정(+)의 상관관계가 존재하는 것으로 나타났으며 상호독립적인 관계임을 확인할 수 있다.

표 5. 각 요인간 상관관계

	인지 몰입	행위 몰입	경향성	가능성	강화성	자기 효능감	자아 탄력성	희망	낙관
인지 몰입	1								
행위 몰입	.443 .000 ***	1							
경향성	.328 .000 ***	.267 .000 ***	1						
가능성	.358 .000 ***	.320 .000 ***	.514 .000 ***	1					
강화성	.234 .000 ***	.214 .000 ***	.410 .000 ***	.463 .000 ***	1				
자기 효능감	.354 .000 ***	.454 .000 ***	.415 .000 ***	.593 .000 ***	.385 .000 ***	1			
자아 탄력성	.355 .000 ***	.434 .000 ***	.380 .000 ***	.480 .000 ***	.385 .000 ***	.606 .000 ***	1		
희망	.224 .000 ***	.340 .000 ***	.290 .000 ***	.411 .000 ***	.421 .000 ***	.438 .000 ***	.525 .000 ***	1	
낙관	.200 .000 ***	.266 .000 ***	.353 .000 ***	.375 .000 ***	.415 .000 ***	.427 .000 ***	.410 .000 ***	.563 .000 ***	1

\*\*\*  $p < .001$

## 2. 매개효과 검증

### 1) 여가몰입과 경향성의 관계에서 긍정심리자본의 매개효과

다음의 <표 6>은 여가몰입의 하위요인인 인지몰입과 여가지속의 하위요인인 경향성의 영향력 관계에서 심리자본의 평행다중 매개효과를 검증한 결과이다.

인지몰입이 경향성에 미치는 직접효과는 .175( $t=5.206, p=.000$ )이며 총효과는 .332( $t=9.602, p=.000$ )인 것으로 나타났다. 총효과에서 직접효과를 제외한 .148의 매개 총효과가 확

인되었으며 세부적으로 자기효능감(.070), 자아탄력성(.042), 낙관(.036)의 순으로 매개효과가 도출되었다.

한편 희망은 부트스트랩 추정치 신뢰구간인 최소 계수값(LLCI)과 최대계수값(ULCI) 사이에 0이 포함되어 있으므로 간접효과는 유의하지 않은 것으로 판명되었다. 또한 직접효과의 부트스트랩 추정치 신뢰구간 사이에 0이 포함되어 있지 않으므로 인지몰입과 경향성의 영향력 관계에서 심리자본은 부분매개 역할을 하는 것으로 확인되었다. 회귀 결정계수는 총변량의 약 10.8%를 설명하고 있으며  $F$ 값은 92.194( $p=.000$ )인 것으로 조사되었다.

표 6. 인지몰입과 경향성의 관계에서 심리자본의 매개효과

직접 효과	Effect	SE	$t$	$p$	LLCI	ULCI
		.175	.034	5.205	.000***	.109
Effect BootSEBootLLCI BootULCI						
TOTAL						
	.148	.027	.097	.205		
간접 효과	자기효능감	.070	.019	.035	.108	
	자아탄력성	.042	.021	.005	.086	
	희망	-.001	.012	-.025	.022	
	낙관	.036	.012	.016	.059	
Effect SE $t$ $p$ LLCI ULCI						
총효과	.322	.034	9.602	.000***	.256	.388
$R^2=.108, F=92.194, p=.000$						

\*\*\*  $p < .001$

다음의 <표 7>은 여가몰입의 하위요인인 행위몰입과 여가지속의 하위요인인 경향성의 영향력 관계에서 심리자본의 평행다중 매개효과를 검증한 결과이다. 행위몰입이 경향성에 미치는 직접효과는 .044( $t=1.457, p=.000$ )이며 총효과는 .217( $t=7.635, p=.000$ )인 것으로 나타났다. 총효과에서 직접효과를 제외한 .173의 매개 총효과가 확인되었으며 세부적으로 자기효능감

(.083), 자아탄력성(.052), 낙관(.041)의 순으로 매개효과가 도출되었다.

한편 희망은 부트스트랩 추정치 신뢰구간인 최소 계수값(LLCI)과 최대계수값(ULCI) 사이에 0이 포함되어 있으므로 간접효과는 유의하지 않은 것으로 판명되었다. 또한 직접효과의 부트스트랩 추정치 신뢰구간 사이에 0이 포함되어 있어 직접효과는 유의하지 않은 반면 총효과의 영향력 추정치가 유의하게 나타나 심리자본은 완전매개 역할을 하는 것으로 확인되었다. 회귀 결정계수는 총변량의 약 7.1%를 설명하고 있으며  $F$ 값은 58.562( $p=.000$ )인 것으로 조사되었다.

표 7. 행위몰입과 경향성의 관계에서 심리자본의 매개효과

직접 효과	Effect	SE	$t$	$\rho$	LLCI	ULCI
	.044	.030	1.457	.146	-.015	.103
Effect BootSE BootLLC   BootULCI						
TOTAL	.173	.027	.122	.230		
간접 효과	<b>자기효능감</b>	<b>.083</b>	<b>.020</b>	<b>.045</b>	<b>.127</b>	
	자아탄력성	.052	.020	.015	.092	
	희망	-.003	.015	-.031	.025	
	낙관	.041	.011	.019	.065	
Effect SE $t$ $\rho$ LLCI ULCI						
총효과	.217	.028	7.653	.000***	.161	.273
$R^2=.071, F=58.562, p=.000$						

\*\*\*  $p<.001$

## 2) 여가몰입과 가능성의 관계에서 긍정심리자본의 매개효과

다음의 <표 8>은 여가몰입의 하위요인인 인지몰입과 여가지속의 하위요인인 가능성의 영향력 관계에서 심리자본의 평행다중 매개효과를 검증한 결과이다. 인지몰입이 가능성에 미치는 직접효과는 .138( $t=4.624, p=.000$ )이며 총효

과는 .350( $t=10.575, p=.000$ )인 것으로 나타났다. 총효과에서 직접효과를 제외한 .213의 매개총효과가 확인되었으며 세부적으로 자기효능감(.140), 자아탄력성(.034), 낙관(.024)의 순으로 매개효과가 도출되었다.

한편 낙관은 부트스트랩 추정치 신뢰구간인 최소 계수값(LLCI)과 최대계수값(ULCI) 사이에 0이 포함되어 있으므로 간접효과는 유의하지 않은 것으로 판명되었다. 또한 직접효과의 부트스트랩 추정치 신뢰구간 사이에 0이 포함되어 있지 않으므로 인지몰입과 가능성의 영향력 관계에서 심리자본은 부분매개 역할을 하는 것으로 확인되었다. 회귀 결정계수는 총변량의 약 12.8%를 설명하고 있으며  $F$ 값은 111.836( $p=.000$ )인 것으로 조사되었다.

표 8. 인지몰입과 가능성의 관계에서 심리자본의 매개효과

직접 효과	Effect	SE	$t$	$\rho$	LLCI	ULCI
	.138	.030	4.624	.000***	.079	.196
Effect BootSE BootLLC   BootULCI						
TOTAL	.213	.028	.156	.267		
간접 효과	<b>자기효능감</b>	<b>.140</b>	<b>.023</b>	<b>.095</b>	<b>.185</b>	
	자아탄력성	.034	.018	.000	.073	
	희망	.024	.012	.002	.051	
	낙관	.014	.008	-.001	.032	
Effect SE $t$ $\rho$ LLCI ULCI						
총효과	.350	.033	10.575	.000***	.285	.415
$R^2=.128, F=111.836, p=.000$						

\*\*\*  $p<.001$

다음의 <표 9>는 여가몰입의 하위요인인 행위몰입과 여가지속의 하위요인인 가능성의 영향력 관계에서 심리자본의 평행다중 매개효과를 검증한 결과이다. 행위몰입이 가능성에 미치는 직접효과는 .011( $t=.401, p=.689$ )이며 총효과는 .260( $t=9.344, p=.000$ )인 것으로 나타났다.

표 9. 행위몰입과 가능성의 관계에서 심리자본의 매개효과

직접 효과	Effect	SE	t	p	LLCI	ULCI
	.011	.027	.401	.689	-.041	.063
Effect BootSEBootLLCIBootULCI						
TOTAL	.249	.026	.199	.299		
간접 효과	자기효능감	.159	.021	.118	.201	
	자아탄력성	.044	.018	.011	.080	
	희망	.030	.014	.004	.061	
	낙관	.016	.009	.000	.036	
총효과	.260	.028	9.344	.000***	.205	.314
R <sup>2</sup> =.103, F=87.316, p=.000						

\*\*\* p<.001

총효과에서 직접효과를 제외한 .249의 매개 총효과가 확인되었으며 세부적으로 자기효능감(.159), 자아탄력성(.044), 희망(.030), 낙관(.016)의 순으로 매개효과가 도출되었다.

또한 직접효과의 부트스트랩 추정치 신뢰구간 사이에 0이 포함되어 있어 직접효과는 유의하지 않은 반면 총효과의 영향력 추정치가 유의하게 나타나 심리자본은 완전매개 역할을 하는 것으로 확인되었다. 회귀 결정계수는 총변량의 약 10.3%를 설명하고 있으며 F값은 97.316(p=.000)인 것으로 조사되었다.

### 3) 여가몰입과 강화성의 관계에서 긍정심리자본의 매개효과

다음의 <표 10>은 여가몰입의 하위요인인 인지몰입과 여가지속의 하위요인인 강화성의 영향력 관계에서 심리자본의 평행다중 매개효과를 검증한 결과이다. 인지몰입이 강화성에 미치는 직접효과는 .067(t=2.054, p=.040)이며 총효과는 .225(t=6.645, p=.000)인 것으로 나타났다.

표 10. 인지몰입과 강화성의 관계에서 심리자본의 매개효과

직접 효과	Effect	SE	t	p	LLCI	ULCI
	.067	.033	2.054	.040*	.003	.131
Effect BootSEBootLLCIBootULCI						
TOTAL	.158	.028	.106	.212		
간접 효과	자기효능감	.046	.016	.015	.078	
	자아탄력성	.035	.018	.003	.074	
	희망	.039	.013	.015	.069	
	낙관	.039	.013	.017	.066	
총효과	.225	.034	6.645	.000***	.159	.292
R <sup>2</sup> =.055, F=44.159, p=.000						

\* p<.05, \*\*\* p<.001

총효과에서 직접효과를 제외한 .158의 매개 총효과가 확인되었으며 세부적으로 자기효능감(.046), 자아탄력성(.035), 희망(.039), 낙관(.039)의 순으로 매개효과가 도출되었다.

또한 직접효과의 부트스트랩 추정치 신뢰구간 사이에 0이 포함되어 있지 않으므로 인지몰입과 강화성의 영향력 관계에서 심리자본은 부분매개 역할을 하는 것으로 확인되었다. 회귀 결정계수는 총변량의 약 5.5%를 설명하고 있으며 F값은 44.159(p=.000)인 것으로 조사되었다.

다음의 <표 11>은 여가몰입의 하위요인인 행위몰입과 여가지속의 하위요인인 강화성의 영향력 관계에서 심리자본의 평행다중 매개효과를 검증한 결과이다.

행위몰입이 강화성에 미치는 직접효과는 -.021(t=-.728 p=.467)로 유의하지 않았으며, 총효과는 .171(t=6.056, p=.000)인 것으로 나타났다. 총효과에서 직접효과를 제외한 .192의 매개 총효과가 확인되었으며 세부적으로 자기효능감(.056), 희망(.050), 자아탄력성(.043), 낙관(.043)의 순으로 매개효과가 도출되었다.

표 11. 행위몰입과 강화성의 관계에서 심리자본의 매개효과

직접 효과	Effect	SE	t	p	LLCI	ULCI
	-.021	.029	-.728	.467	-.077	.036
Effect BootSE   BootLLC BootULCI						
TOTAL	.192	.026	.146	.245		
간접 효과	자기효능감	.056	.017	.024	.093	
	자아탄력성	.043	.018	.009	.077	
	희망	.050	.015	.020	.081	
	낙관	.043	.011	.022	.065	
Effect SE t p LLCI ULCI						
총효과	.171	.028	6.056	.000***	.115	.226
R <sup>2</sup> =.046, F=36.674, p=.000						

\*\*\* p<.001

또한 직접효과의 부트스트랩 추정치 신뢰구간 사이에 0이 포함되어 있어 직접효과는 유의하지 않은 반면 총효과의 영향력 추정치가 유의하게 나타나 심리자본은 완전매개 역할을 하는 것으로 확인되었다. 회귀 결정계수는 총변량의 약 4.6%를 설명하고 있으며 F값은 36.674(p=.000)인 것으로 조사되었다.

#### IV. 논의

##### 1. 여가몰입과 경향성의 관계에서 긍정심리자본의 매개효과

본 연구에서는 여가몰입의 하위요인인 인지몰입이 여가지속의 하위요인인 경향성에 미치는 영향에서 긍정심리자본의 하위요인 중 자기효능감, 자아탄력성, 낙관은 유의한 부분매개 역할을 하는 반면, 희망은 유의한 매개효과를 나타내지 않는다는 결과를 도출하였다. 또한 행위몰입이 경향성에 미치는 영향에서 자기효능감, 자아탄력성, 낙관이 완전매개 역할을 하는 것으로 나타났다.

이러한 결과는 김준, 이근모(2008)가 해양스포츠 참가자를 대상으로 참여동기가 지속의도에 미

치는 영향을 검증한 연구에서 참여동기가 지속의도에 미치는 직접적인 영향력은 유의하지 않았으나 인지몰입, 행위몰입을 통한 간접효과가 나타나 몰입과 지속의도 간의 관계에 대한 후속 연구를 제안하였다. 신규리, 손영미(2020)는 대학생의 경우 여가스포츠에 참여하는 것은 긍정정서를 매개하여 긍정심리자본의 향상으로 이어질 수 있음을 주장하여 여가활동에 대한 자아탄력성이 높은 개인일수록 보다 지속적으로 활동에 참여할 가능성이 높다는 본 연구의 결과와 맥을 같이 한다.

이는 여가활동에 몰입하는 경험이 개인의 긍정적인 심리 자원을 통해 여가활동을 지속하려는 경향성으로 이어질 수 있음을 보여주는 결과이며 여가몰입을 경험한 대학생은 스트레스나 도전적인 상황에 유연하게 대처하며 여가활동에 대한 의식적 몰입을 통해 자신에 대한 긍정적인 인식을 강화하고, 여가활동을 지속적으로 수행하려는 의지가 강해진다고 해석할 수 있다.

한편 행위몰입과 경향성의 관계에서 긍정심리자본은 완전매개 역할을 한다는 점에 주목할 필요가 있다. 이는 Fredrickson(2001)의 긍정정서 확장이론(broaden-and-build theory of positive emotions)과도 일맥상통하며, 긍정적인 심리자원이 개인의 행동 지속에 기여한다는 이론적 근거를 강화한다. 즉, 여가활동에 적극적으로 몰입하는 경험 자체보다는 긍정적 자원, 특히 스스로에 대한 효능감, 역경에 대한 자아탄력성, 미래에 대한 긍정적 기대 등이 여가활동을 지속하려는 경향성에 더욱 직접적인 영향을 미친다는 것을 의미한다.

반면 희망 요인이 매개효과를 나타내지 않은 점은 여가활동의 지속 의향은 단순히 희망 등의 목표지향적인 동기 상태보다는 자기 자신에 대한 신념과 회복력, 긍정적인 기대감에 의해 더 강하게 영향을 받는다는 가능성을 시사한다. 이는 여가지속이 단순히 '목표를 향해 나아가는 의지'보다는 여가 속에서 자신이 느끼는 가치와 긍정적인 자기 인식이 더 중요하게 작용함을 의

미한다고 할 수 있다.

일반적으로 희망은 목표지향적 사고와 경로 사고를 포함하는 긍정심리 요인(Snyder, Rand, Sigmonr, 2002)으로 알려져 있으나 본 연구에서는 여가활동이 비교적 자율적이고 비의무적인 특성을 가지는 만큼, 명확한 목표 달성보다는 활동 자체의 만족과 효능감이 더 큰 영향을 미친다는 해석이 가능하다. 즉, 희망은 여가활동의 지속성보다는 성취나 변화 지향적인 활동 맥락에서 더 강하게 작용하는 특성일 수 있다.

## 2. 여가몰입과 가능성의 관계에서 긍정심리자본의 매개효과

본 연구에서는 여가몰입의 하위변인 중 인지몰입이 여가지속의 하위요인인 가능성에 미치는 영향에서 긍정심리자본의 하위요소인 자기효능감, 자아탄력성, 희망이 부분매개 역할을 한다는 결과를 도출하였다. 또한 행위몰입이 가능성에 미치는 영향에서 자기효능감, 자아탄력성, 희망, 낙관이 완전매개역할을 하는 것으로 나타났다. 이는 여가활동에 몰입하는 과정에서 활동에 대한 집중과 흥미, 그리고 몰입경험 등의 인지적 측면이 개인의 긍정심리자본을 강화시키며 이를 통하여 여가활동을 지속하려는 가능성을 높이는데 기여함을 시사한다.

고화섭(2024)은 생활체육 참여자를 대상으로 긍정심리자본과 운동지속의 관계에서 운동전념의 매개효과를 경로분석을 통하여 검증하였다. 이 연구에서 긍정심리자본은 운동지속에 유의한 직접효과를 미쳤으며, 생활체육 참여자의 긍정심리자본을 높일 수 있는 실제적 방법을 모색하여야 한다고 주장하였다. 또한 신다움(2021)은 중고등부 축구선수의 경우 자기효능감, 낙관주의, 희망이 운동을 지속하게 한다고 보고하여 본 연구결과와 일부 일치하고 있으며, 유현미(2020)는 여성 노인의 지속적 운동참여를 위하여 긍정심리자본을 높여야 하며 긍정심리자본을 강화하는

요인이 규칙적 일상의 유지라고 주장하였다.

본 연구의 결과는 대학생이 여가활동의 필요성이나 중요성을 인식하고 여가활동을 통하여 행복감, 즐거움을 느끼게 되면 자기효능감을 향상시키는 기반이 될 수 있음을 시사한다. 즉, 여가활동에 몰입하여 성공적인 경험을 반복적으로 하게 되면 자신이 해당 활동을 잘 수행할 수 있다는 믿음과 이는 자기효능감의 증진으로 연결되어 지속적인 여가활동 참여로 이어지게 될 것이다.

또한, Bandura(1977)의 자기효능감에 대한 이론적 관점에서 해석할 때, 개인이 여가활동에 적극적으로 참여하고 몰입하는 과정은 해당 활동에 대한 자기효능감을 향상시킬 수 있으며, 이는 지속적인 참여로 이어질 수 있는 기반이 된다는 주장과 맥을 같이하고 있다.

## 3. 여가몰입과 강화성의 관계에서 긍정심리자본의 매개효과

본 연구에서는 여가몰입의 하위변인 중 인지몰입이 여가지속의 하위요인인 강화성에 미치는 영향에서 긍정심리자본의 하위요소인 자기효능감, 자아탄력성, 희망, 낙관이 부분매개 역할을 한다는 결과를 도출하였다. 또한 행위몰입이 강화성에 미치는 영향에서 자기효능감, 자아탄력성, 희망, 낙관이 완전매개역할을 하는 것으로 나타났다.

이러한 결과는 최승범, 최재원, 이경하, 유하나(2025)가 청소년 축구 선수의 경우 그릿과 운동지속의 관계에서 자기효능감이 부분매개효과를 보였다는 연구결과와 아현지, 남현주(2025)의 노인의 기능적 건강과 여가활동 참여에 자기효능감이 조절효과를 나타냈다는 연구결과와 일부 일치하고 있다.

즉 자기효능감은 여가활동 중 도전적 상황을 극복하고자 하는 신념을 강화시켜 강화성에 긍정적인 영향을 미치며, 자아탄력성과 낙관은 여가경험에서 발생할 수 있는 부정적 상황을 긍정적으로 재해석하게 하여 여가지속에 대한 태도를

유지하는 데 기여한다고 할 수 있다. 또한 희망은 여가활동에 대한 장기적인 목표 지향성과 동기를 제공하여 지속적인 참여를 촉진하는 역할을 할 수 있다. 이는 여가활동에 있어 단순한 몰입뿐만 아니라 몰입을 통해 형성되는 긍정적인 심리자본이 여가활동을 지속하게 하는데 중요한 역할을 한다는 점에서 실천적 시사점을 제공한다.

한편, 여가활동에 행동적으로 몰입하는 것으로는 여가지속성에 직접적인 영향을 주기 어렵다는 본 연구의 결과는 여가활동 참여에 있어 개인의 긍정심리자본의 강화가 우선되어야 한다는 것을 시사한다. 또한 긍정심리자본의 네 가지 구성요인 모두가 완전매개 효과를 보였다는 점에서, 여가몰입과 여가지속성 간의 관계를 설명할 때 각 심리적 요인의 고유한 기능과 역할을 고려해야 할 필요성이 있다.

예컨대, 자기효능감은 여가활동에서의 성공 경험을 통해 자기신뢰를 높이고, 자아탄력성은 스트레스 상황 속에서도 여가를 지속할 수 있는 심리적 회복력을 제공하며, 희망과 낙관은 미래에 대한 긍정적 기대를 통해 여가활동을 지속적으로 추구하게 만드는 심리적 기반이라 하겠다.

## V. 결론 및 제언

### 1. 결론

본 연구에서는 대학생의 여가몰입과 여가지속의 관계를 살펴보고 긍정심리자본의 매개효과를 검증하고자 서울, 경기 소재 대학생 479명을 대상으로 설문조사 하였으며 다음과 같은 결론이 도출되었다.

첫째, 대학생의 여가활동에 대한 인지몰입과 경향성의 관계에서 자기효능감, 자아탄력성, 낙관은 유의한 부분매개역할을 하였으며 행위몰입과 경향성의 관계에서 자기효능감, 자아탄력성, 낙관은 완전매개 역할을 하였다.

둘째, 대학생의 여가활동에 대한 인지몰입과 가능성의 관계에서 자기효능감, 자아탄력성, 희망, 낙관은 부분매개 역할을하였으며 행위몰입과 가능성의 관계에서는 자기효능감, 자아탄력성, 희망, 낙관이 완전매개역할을 하였다.

셋째, 대학생의 여가활동에 대한 인지몰입과 강화성의 관계에서 자기효능감, 자아탄력성, 희망, 낙관이 부분매개 역할을 하였으며 행위몰입과 강화성의 관계에서 자기효능감, 자아탄력성, 희망, 낙관은 완전매개 역할을 하였다.

이는 대학생의 여가활동 지속을 유도하기 위해 단순한 활동 제공을 넘어서 개인의 긍정심리자본을 증진할 수 있는 방안이 병행되어야 함을 보여준다. 특히 자기효능감, 회복탄력성, 희망, 낙관성 등 긍정심리자본의 하위 요인을 강화할 수 있는 교육 및 프로그램이 여가의 질적 경험과 지속적 참여를 동시에 촉진할 수 있을 것이다.

### 2. 제언

본 연구는 횡단적 설계와 자기보고식 자료에 의존한 점에서 인과관계 해석에 제한이 있으며, 표본이 특정 지역 대학생으로 국한되었다는 점에서 일반화에 주의가 필요하다. 향후 연구에서는 종단적 자료를 활용하거나 질적 접근을 통해 여가몰입과 긍정심리자본 간의 심층적 관계를 탐색할 필요가 있으며, 다양한 연령과 배경을 가진 집단을 대상으로 연구를 확장할 필요가 있다.

또한 긍정심리자본의 희망 요인의 영향력이 나타나지 않은 원인에 대하여 보다 정밀한 분석이 필요하며, 개인 차원 외에도 환경적·사회적 요인이 여가지속성에 미치는 영향을 함께 고려한 통합적 모형의 제시 등을 통하여 여가지속으로 이어지는 긍정심리자본 하위요인의 작용 메커니즘을 보다 구체적으로 탐색해야 할 필요가 있다.

## 참고문헌

- 강혜진, 김현수(2022). MZ세대의 자기에 성향, SNS 이용동기, 과시적 여가소비의 관계. **한국여가레크리에이션학회지**, 46(3), 56-75.
- 고화섭(2024). 생활체육 참여자의 긍정심리자본과 운동지속의 관계에서 운동전념의 매개효과 검증. **한국체육과학회지**, 33(2), 110-122.
- 권성호(2011). 스포츠심리학 용어사용의 개념적 혼란 사례: flow와 commitment를 대상으로. **한국스포츠심리학회지**, 22(4), 157-168.
- 권순재(2018). 여가활동으로서 SNS 이용동기가 여가만족과 여가지속의도에 미치는 영향. **한국여가레크리에이션학회지**, 42(4), 83-94.
- 김상훈(2016). 품새 지도자의 지도유형이 대학 태권도 선수의 운동몰입과 경기력에 미치는 영향. 미간행 석사학위논문, 경희대학교 교육대학원.
- 김규엽(2019). 노인의 여가몰입 우울에 미치는 영향에 관한 연구: 자기효능감의 매개효과 검증. 미간행 박사학위논문, 협성대학교 대학원.
- 김아린, 전해옥, 채명옥(2024). 코로나19 팬데믹을 경험한 대학생의 사회적 상호작용 불안이 엔데믹 블루에 미치는 영향: 사회공포증의 매개효과. **한국간호교육학회지**, 30(3), 212-221.
- 김준, 이근모(2008). 해양스포츠 참가자의 참여동기가 인지몰입, 행위몰입, 지속의도에 미치는 영향. **한국사회체육학회지**, 33, 1219-1230.
- 김지윤, 이동희(2024). 대학생의 여가스포츠 참여가 대학생활만족에 미치는 영향: 긍정심리자본의 조절효과 분석. **한국레저사인언스학회지**, 15(3), 95-108.
- 김현주, 정현주(2023). COVID-19 팬데믹 동안 대학생의 학업스트레스 관리 전략으로서의 음악 활용. **학습자중심교육**, 23(6), 483-496.
- 노도현(2016). 수상스포츠 참가자의 계획행동, 여가관여도, 장소애착, 여가지속성의 관계. 미간행 박사학위논문, 국민대학교 대학원.
- 신규리, 손영미(2020). 대학생의 긍정심리자본에 대한 여가스포츠 참여의 효과검증: 삶의 의미와 긍정저서를 중심으로. **한국여가레크리에이션학회지**, 44(3), 127-139.
- 신다움(2021). 중고 추구선수의 긍정심리자본이 운동지속의도 및 스포츠자신감에 미치는 영향. 미간행 석사학위논문, 목포대학교 교육대학원.
- 아현지, 남현주(2025). 노인의 기능적 건강이 여가활동 참여에 미치는 영향: 자기효능감의 조절효과. **문화기술융합**, 11(3), 493-501.
- 안경일(2017). 대학생 체육활동 참여자의 운동몰입, 정서, 운동지속의도의 관계. **한국스포츠학회지**, 15(1), 223-234.
- 오수학, 송윤경, 김현정, 허미향, 조정환(2000). 운동지속수행 검사지의 구인타당화. **한국체육측정평가학회지**, 2(2), 39-52.
- 유현미(2020). 여성 노인의 지속적 운동참여에 관한 현상학적 연구: 긍정심리자본을 중심으로. **한국콘텐츠학회논문지**, 20(9), 494-502.
- 이정우, 이지향, 오성민(2021). 생활체육 동호인의 긍정심리자본과 운동몰입 및 심리적행복감의 관계에 대한 탐구. **한국웰니스학회지**, 16(4), 295-304.
- 정명숙, 환선환(2025). 대학생의 레크리에이션 전문화에 영향을 미치는 요인. **문화예술융합연구**, 6(1), 153-174.
- 정미현(2023). 무용전공자의 긍정심리자본과 무용공연불안의 관계. 미간행 석사학위논문, 국민대학교 대학원.
- 정예린, 김은정, 이소정. (2021). 대학생의 긍정심리

- 자본이 삶의 질에 미치는 영향: 자아탄력성의 매개효과. *청소년학연구*, 28(6), 1-20.
- 정용각. (1997). 여가 운동 참가자의 스포츠 참여 동기, 각성 추구, 정서 요인이 스포츠 몰입 행동에 미치는 영향. 미간행 박사학위 논문, 부산대학교 대학원.
- 정은영(2013). 여고생들의 긍정심리자본이 진로장벽과 진로성숙도에 미치는 영향. 미간행 석사학위논문, 명지대학교 대학원.
- 최승범, 이재원, 이경하, 유하나(2025). 청소년 축구 선수들의 그릿과 운동지속의도의 관계: 자기효능감과 운동만족의 이중매개효과. *학습자중심교과교육연구*, 25(10), 721-734.
- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, 84(2), 191-215.
- Corbin, C. B., & Lindsey, R. (1994). *Concepts of physical fitness*. Dubuque, IA: Wm. C. Brown Communications.
- Corbin, C. B., Welk, G. J. , Lindsey, R., & Corbin, W. R. (2003). *Concepts of physical fitness and wellness: A comprehensive lifestyle approach*. Boston, MA: McGraw Hill.
- Csikszentmihalyi, M. (1975). *Beyond boredom and anxiety: The experience of play in work and games*. San Francisco, CA: Jossey-Bass.
- Fredrickson, B. L. (2001). The role of positive emotions in positive psychology: The broaden-and-build theory of positive emotions. *American Psychologist*, 56(3), 218-226.
- Luthans, F., Avolio, B. J., Avey, J. B., & Norman, S. M. (2007). Positive psychological capital: Measurement and relationship with performance and satisfaction. *Personnel psychology*, 60(3), 541-572.
- Snyder, C. R., Rand, D. L., & Sigmon, D. R. (2002). *Hope theory: A member of the positive psychology family*. In C. R. Snyder & S. J. Lopez (Eds.), *Handbook of positive psychology*, 257-276.
- Stebbins, R. A. (1992). *Amateurs, professionals, and serious leisure*. Montreal, Canada: McGill-Queen's University Press.