

## 대학생의 FoMO와 과시적여가소비의 관계에서 여가정체성의 조절효과

사혜지<sup>1</sup> · 윤영선<sup>2</sup>

<sup>1</sup>동국대학교 · <sup>2</sup>대진대학교

### The Moderating Effect of Leisure Identity on the Relationship Between FoMO and Conspicuous Leisure Consumption Among University Students

Sa, Hye Ji<sup>1</sup> · Yoon, Young-sun<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Dongguk University · <sup>2</sup>Daejin University

#### Abstract

This study aimed to examine the relationship between FoMO(Fear of Missing Out) and conspicuous leisure consumption among university students, and to verify the moderating effect of leisure identity. A survey was conducted with 584 university students in Seoul and Gyeonggi Province, and statistical analyses were performed to draw the following conclusions.

First, leisure identity did not have a significant moderating effect on the relationship between FoMO and other-oriented consumption.

Second, leisure identity significantly moderated the relationship between FoMO and status-symbol consumption, with a particularly notable effect in the high leisure identity group, where status-symbol consumption was reduced.

Third, although the moderating effect of leisure identity on the relationship between FoMO and trend-seeking consumption was statistically significant, no significant differences were found between individual identity-level groups.

Fourth, leisure identity significantly moderated the relationship between FoMO and preference for luxury brands. Specifically, individuals with low or average levels of leisure identity showed a reduced preference for luxury goods.

These findings suggest that leisure identity can act as a psychological buffer that mitigates the influence of FoMO on conspicuous leisure consumption.

**Key words :** FoMO, Leisure Identity, Conspicuous Leisure Consumption, University students.

주요어 : FoMO(Fear of Missing Out), 여가정체성, 과시적여가소비, 대학생

Address reprint requests to : Yoon, Young-sun

E-mail: yoonys@daejin.ac.kr

Received: July, 31, 2025 Revised: August, 13, 2025 Accepted: September, 10, 2025

## I. 서론

### 1. 연구의 필요성 및 목적

현대 사회는 디지털 미디어의 급속한 발전과 소셜 네트워크 서비스(SNS)의 보편화로 인하여 타인의 삶을 실시간으로 접하는 일이 일상화되었다. 특히 대학생들은 SNS를 통한 소통과 정보 교환에 활발하게 참여하고 있으며, 이는 개인의 여가 생활 및 소비 패턴에도 직접적인 영향을 미치고 있다(김혜진, 이지현, 2024).

또한 대학생은 소셜 미디어 사용 빈도가 높고, 이에 따른 FoMO 경험이 여가 활동에 영향을 미칠 수 있는 중요한 집단이다. 이러한 환경 속에서 타인보다 소외되거나 뒤처지는 것에 대한 두려움, 즉 FoMO(Fear of Missing Out; 소외에 대한 불안)는 대학생들 사이에서 심리적 불안을 유발하는 주요 요인으로 작용할 수 있다.

FoMO는 SNS 상에서 다른 사람들의 활동을 지속적으로 확인하고, 그로 인해 자신이 그 활동에 참여하지 못한 것에 대해 불안감이나 결핍감을 느끼는 심리적 현상이다(Przybylski, Murayama, DeHaan, & Gladwell, 2013). 이러한 심리 상태는 단순히 감정적 불안에 그치지 않고, 개인의 소비 행동에도 영향을 미치는 것으로 보고(이수정, 김연정, 2018) 되고 있다.

특히 여가 영역에서 타인에게 자신의 인상을 강하게 남기기 위하여 과시적 소비 행태가 이루어지는데(황선환, 김송희, 2017) 이에 주목할 필요가 있다. 과시적여가소비(conspicuous leisure consumption)란 무형의 여가경험을 보여주기로 소비하는 것으로 여가활동을 통해 자신의 사회적 지위, 부, 취향 또는 자아상을 준거집단에 드러내는 행동 경향을 의미한다(Bronner & de Hoog, 2021, 재인용, 김주원, 오세이, 오경아, 2022). 이러한 과시적여가소비는 단순한 여가 선택의 문제가 아니라 개인의 자아정체감, 사회적 인정 욕구, 심리적 안정감 등과도 밀접한 관련이

있다. 황선환, 김송희(2017)는 과시적여가소비를 통해 만족감과 행복이 증진된다고 하여도 이는 단기간의 만족이며 본질적인 만족이나 행복을 증진시키기에는 한계가 있고, 집단에 따라 과시적 여가소비로 이어지는 형태가 다르다고 하였다.

따라서 대학생의 여가활동이 단기간의 만족을 위한 과시적소비 행태로 유입되는 경로 파악하고 이를 조절할 수 있는 요인을 찾아 그 효과성을 검증하는 작업이 필요하다.

기존 연구에서는 FoMO와 SNS 사용(하재필, 양남미, 2014; 조은주, 김민지, 고은영, 2024; 김혜진, 이지연, 2024), FoMO와 소비 행동과의 관계(두자학, 강현모, 2025; 이승훈, 2023, 장동화, 2022) 등에 대한 다양한 논의가 이루어졌으나 여가소비, 특히 과시적여가소비와의 관계에 주목한 연구는 전무하다.

이 과정에서 주목할 만한 심리적 요인이 여가 정체성이다. 여가정체성은 개인이 여가를 통해 자신을 어떻게 인식하고 의미를 부여하는지를 나타내는 개념(Haggard, & Williams, 1992)으로, 여가활동을 자신의 삶의 중요한 일부로 내면화하고 있을수록 외부의 평가보다 내적 만족에 중점을 두는 경향이 있다.

따라서 여가정체성이 높은 대학생일수록 FoMO의 영향을 덜 받으며, 여가를 보다 주체적이고 자기 표현적인 방식으로 향유할 가능성이 높다. 반대로 여가정체성이 낮은 대학생은 외적 인정 욕구에 더 민감하게 반응하여 과시적여가소비로 이어질 가능성이 크다. 따라서 여가정체성은 FoMO가 과시적 여가소비로 이어지는 경로에서 중요한 조절 변수로 작용할 수 있다.

대학생 시기는 여가활동을 통해 자기 정체성을 형성하고 확립하는 중요한 시기이며(윤정환, 2020), 이 시기의 여가소비 행태는 이후 삶의 가치관 형성에도 영향을 미칠 수 있다(남승미, 2021). 이러한 관점에서 본 연구는 대학생을 대상으로 FoMO가 과시적여가소비에 미치는 영향을 분석하고, 이 과정에서 여가정체성이 조절 변

수로서 어떠한 역할을 하는지를 검증하고자 한다. 이는 대학생들의 건강한 여가 가치관 형성 및 과시적 소비행태의 완화 방안을 모색하는 데 기초자료가 될 수 있을 것이다. 더 나아가, SNS 환경에서 여가 정체성과 여가소비 행태가 어떻게 연결되는지를 이해하는 데 중요한 학문적 시사점을 제공할 것으로 기대된다.

따라서 본 연구에서는 대학생을 대상으로 FoMO와 과시적여가소비 간의 관계를 살펴보고, 여가정체성의 조절 효과를 규명하기 위하여 다음과 같은 연구문제 및 <그림 1>과 같은 연구모형을 설정한다.

- 첫째, FoMO와 과시적여가소비의 하위요인인 타인지향성과의 관계에서 여가정체성의 조절효과는 어떠한가?
- 둘째, FoMO와 과시적여가소비의 하위요인인 지위상징성의 관계에서 여가정체성의 조절효과는 어떠한가?
- 첫째, FoMO와 과시적여가소비의 하위요인인 유행추구의 관계에서 여가정체성의 조절효과는 어떠한가?
- 첫째, FoMO와 과시적여가소비의 하위요인인 유명상품선호의 관계에서 여가정체성의 조절효과는 어떠한가?

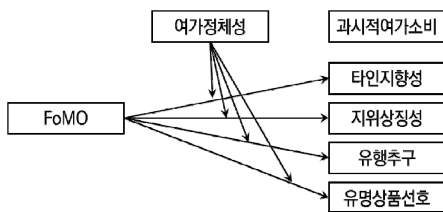


그림 1. 연구모형

## II. 연구방법

### 1. 연구대상 및 자료수집방법

본 연구는 2025년 3월부터 5월까지 경기도

(300명)와 서울(300명) 소재 대학 재학생을 대상으로 설문조사를 실시하여 자료를 수집하였다. 표집방법은 편의추출법(convenience sampling method)을 적용하였으며 온라인 및 오프라인 방식을 병행하여 배포하였다. 총 600부의 설문지가 회수되었으며 이 중 응답이 불성실하거나 일부 문항이 누락된 자료를 제외한 584부를 최종 분석에 활용하였으며 조사대상자의 일반적 특성은 다음의 <표 1>과 같다.

표 1. 조사대상자의 일반적 특성

		빈도	퍼센트	
성별	남	228	39.0	
	여	356	61.0	
학년	1학년	243	41.6	
	2학년	154	26.4	
	3학년	101	17.3	
	4학년	86	14.7	
전공	인문학	63	10.8	
	자연과학	80	13.7	
	공학	122	20.9	
	보건의료	84	14.4	
	예술	89	15.2	
	체육	85	14.6	
	사회과학	61	10.4	
여가활동 유형	스포츠	102	17.5	
	관광	186	31.8	
	문화예술	71	12.2	
	취미오락	117	20.0	
	휴식	90	15.4	
	기타	18	3.1	
	월평균 여가지출 비용	10만원 미만	57	9.8
		10~15만원 미만	122	20.9
		15~20만원 미만	117	20.0
		20~25만원 미만	50	8.6
25~30만원 미만		46	7.9	
30~35만원 미만		51	8.7	
35~40만원 미만		23	3.9	
40~45만원 미만		23	3.9	
45~50만원 미만		21	3.6	
50만원 이상	74	12.7		
일평균 SNS 이용시간	1시간 미만	31	5.3	
	1~2시간 미만	84	14.4	
	3~4시간 미만	182	31.2	
	4~5시간 미만	135	23.1	
	5~6시간 미만	102	17.5	
	6시간 이상	50	8.5	
합계		584	100.0	

## 2. 측정도구

본 연구는 질문지를 사용하여 각 변인을 측정하였다. 질문지의 구성은 FoMO 10문항, 과시적 여가소비 13문항, 여가정체성 21문항, 인구통계학적특성 6문항, 총 50문항으로 구성하였다. 인구통계학적 특성 문항 중 여가활동유형은 윤채빈, 박수정, 윤소영(2021)의 분류체계를 이용하였다.

### 1) FoMO

FoMO를 측정하기 위한 척도 Przybylski et al. (2013)이 개발한 질문지를 번역하여 사용하였다. 번역 과정에서 원문의 의미가 왜곡되지 않도록 주의하였으며 전문가 검토를 통해 내용 타당성을 확보하였다.

본 질문지는 총 10문항의 단일 요인으로 이루어져 있으며 본 연구에서는 Likert 5점 척도로 구성하였다. 본 질문지는 부정형 문항이 다수 포함되어 있어 이를 역코딩하였으며, 5점에 가까울수록 FoMO의 부정적 성향이 약함을 의미한다.

### 2) 과시적여가소비

과시적여가소비를 측정하기 위한 척도는 이영주(2008), 최영래, 이재희(2011)의 연구에서 타당성과 신뢰성을 검증 받은 바 있는 질문지를 본 연구의 목적에 부합하게 수정하여 사용하였다. 본 질문지는 Likert 5점 척도로 구성되어 있으며 5점에 가까울수록 과시적여가소비 성향이 강함을 의미한다.

### 3) 여가정체성

본 연구에서 사용한 질문지는 연구자 Callero(1985)와 Laverie(1995)가 개발한 원척도를 기반으로 박유진(2002)이 재해석하고 수정·보완한 질문지를 사용하였다. 박유진(2002)은 ‘집단동일시’, ‘존중감’, ‘정서적 애착’을 하위요인으로 설정하고 이를 측정하는 총 21문항으로 구성된 질문지를 제작하였다. 본 질문지는

Likert 5점 척도로 구성되어 있으며 5점에 가까울수록 여가정체성이 높음을 의미한다.

## 3. 측정도구의 타당도 및 신뢰도

### 1) FoMO

다음의 <표 2>는 FoMO 측정도구의 타당성을 검증하기 위하여 탐색적 요인분석을 실시한 결과이다. 6개의 문항으로 1개의 요인이 도출되었으며 각 문항의 요인부하량은 .859~.486으로 나타났고 누적된 분산은 60.397으로 조사되었다. K.M.O.의 표준적합도 수치는 .875로 나타났으며 Cronbach's  $\alpha$  값에 의한 신뢰도는 .808로 나타나 비교적 안정된 수치를 보여주고 있다.

표 2. FoMO의 타당도 및 신뢰도

	성분 1
SNS를 자주 확인하지 않으면 중요한 것을 놓칠까봐 걱정됨	.859
친구들이 무엇을 하고 있는지 모를 때 불안함	.848
친구들이 나를 제외하고 재밌는 시간을 보낼까봐 걱정됨	.821
친구들이 나 없이 모였을까 봐 걱정됨	.802
친구들이 무엇을 하고 있는지 보면 나도 그 자리에 있고 싶다고 생각	.783
친구들이 무엇을 하고 있는지 자주 확인함(친구들의 SNS 업데이트 확인)	.486
고유값	3.624
%분산	60.397
%누적	60.397
신뢰도	.808

K.M.O.측도=.875, Bartlett의 구형성=1699.938,  $p$ =.000

### 2) 과시적여가소비

다음의 <표 3>은 탐색적 요인분석을 통하여 과시적여가소비 측정도구의 타당성을 검증한 결과이다. 요인부하량이 .4 이상인 13문항과 4개의 하위요인이 최초 개발당시와 동일하게 도출되어 요인명을 수정 없이 각각 ‘타인지향성’, ‘지위상

징성', '유행추구', '유명상품선호'로 설정하였다. 누적된 분산은 80.189로 나타났고 K.M.O.의 표준적합도 수치는 .850이며 Cronbach's  $\alpha$  값에 의한 신뢰도 검증 결과는 .755~.938로 나타나 안정된 신뢰도 수치를 보여주고 있다.

표 3. 과시적여가소비의 타당도 및 신뢰도

	성분			
	1	2	3	4
	타인 지향성	지위 상징성	유행 추구	유명상품선호
내가 참여하는 고급여가활동을 주위 사람들이 알아주지 않으면 실망스러움	<b>.894</b>	.170	.185	.074
여가활동을 통해 주위에 나 자신을 과시하고 싶음	<b>.870</b>	.189	.206	.107
주변 사람들이 인정해 주는 여가활동에 참여하고 싶음	<b>.869</b>	.187	.172	.089
여가용품을 구입할 때 남이 알아주는 브랜드인지 고려	<b>.853</b>	.154	.273	.105
장소에 따라 대우가 달라진다고 생각	.180	<b>.900</b>	.113	.032
어떤 여가활동에 참여하는지에 따라 그 사람의 지위가 달라 보임	.164	<b>.873</b>	.049	-.022
어느 계층에 속하려면 그 계층의 사람과 같은 여가활동에 참여해야 함	.146	<b>.866</b>	.108	.033
여가활동을 선택할 때 남이 알아주는 활동을 고려함	.132	<b>.787</b>	.126	.048
유행하는 스타일이나 인기 있는 여가활동 참여	.145	.140	<b>.901</b>	.050
나의 개성을 강조하거나 타인과 다른 멋을 부릴 수 있는 여가활동 선호	.286	.061	<b>.856</b>	.036
유행하는 용품을 알아보기 위해 정보검색을 자주함	.268	.158	<b>.828</b>	.103
가격이 비싸더라도 이름 있는 제품 선호	.071	.016	.041	<b>.866</b>
유명 메이커 선호	.151	.037	.092	<b>.838</b>
고유값	3.341	3.116	2.461	1.507
%분산	25.697	23.966	18.934	11.592
%누적	25.697	49.623	68.597	80.189
신뢰도	.938	.899	.887	.755

K.M.O.측도=.850, Bartlett의 구형성=5227.949,  $p$ =.000

### 3) 여가정체성

다음의 <표 4>는 탐색적 요인분석을 통하여 여가정체성 측정도구의 타당성을 검증한 결과이다.

본 연구에서는 요인부하량이 .4 이상인 16문항과 3개의 하위요인이 도출되었으며 각각 '집단동일시', '존중감', '정서적 애착'으로 설정하

표 4. 여가정체성의 타당도 및 신뢰도

	성분		
	1	2	3
	집단 동일시	존중감	정서적 애착
○○는 나에게 다른 것이 대신할 수 없는 특별한 의미를 가지고 있음	<b>.764</b>	.193	.218
○○는 내가 어떤 사람인지를 표현하는 중요한 부분	<b>.755</b>	.238	.105
다른 사람들이 나에게 대해 생각할 때 다른 모습보다는 ○○과 연관해서 기억 해졌으면 좋겠음	<b>.716</b>	.202	.206
○○가 없는 생활은 상상할 수도 없음	<b>.695</b>	.131	.098
○○를 하지 않을 때에도 ○○이 생각남	<b>.685</b>	.151	.228
○○를 그만두라는 강요를 받는다면 기분이 상할 것 같음	<b>.650</b>	.208	.124
○○를 계속하는 것은 나에게 중요한 일	<b>.599</b>	.331	.164
누가 ○○에 관해 내게 물으면 기분이 좋음	.165	<b>.798</b>	.182
나는 내가 ○○를 한다는 것이 자랑스러움	.241	<b>.786</b>	.267
○○를 좋아한다고 하는 사람에게는 왠지 호감이 감	.268	<b>.782</b>	.174
주위사람들에게 ○○를 하도록 권함	.297	<b>.778</b>	.181
나는 다른 어떤 활동을 하기보다는 ○○를 할 것임	.251	<b>.715</b>	.267
○○를 안하는 사람들은 ○○의 가치를 잘 모름	.136	.206	<b>.834</b>
○○에 대해 나쁘게 말하는 사람을 보면 화가남	.169	.207	<b>.795</b>
일반적으로 ○○하는 사람에 대한 평가는 긍정적	.208	.302	<b>.703</b>
다른 사람들도 ○○가 멋진 여가활동이라고 생각하는 것 같음	.274	.157	<b>.698</b>
고유값	3.874	3.511	2.753
%분산	24.210	21.945	17.206
%누적	24.210	46.155	63.361
신뢰도	.864	.894	.856

K.M.O.측도=.934, Bartlett의 구형성=4664.194,  $p$ =.000

였다. 누적된 분산은 63.361로 나타났으며 K.M.O.의 표준적합도 수치는 .934로 1에 근접하여 상대적으로 높은 적합도를 보이고 있다. 또한 Cronbach's  $\alpha$  값에 의한 신뢰도 검증 결과 .856~.894로 나타나 비교적 안정된 신뢰도 수치를 보여주고 있다.

#### 4. 자료처리 방법

본 연구에서 사용한 측정도구는 질문지이다. 회수된 질문지 중 기초자료로 사용할 수 없다고 판단되는 16부의 자료를 분석에서 제외시켰으며, 부정형 문항으로 판단되는 경우 문항값을 역코딩하는 작업을 선행하였다.

이후 IBM SPSS(Win, Ver. 21) 프로그램을 이용하여 빈도분석, 평균 및 표준편차 계산, 베리맥스(Varimax) 회전을 이용한 탐색적 요인분석, Cronbach's  $\alpha$  값에 의한 신뢰성 검사를 실시하였다. 한편 FoMO 변수는 6문항으로 이루어진 단일 척도이므로 베리맥스 회전옵션은 제거하고 수치를 도출하였다.

또한 Pearson의 상관분석을 통하여 각 요인의 상관관계를 파악하였으며, 조절효과를 검증하기 위하여 PROCES macro(Ver. 4.1) 중 Hayes(2022)가 제안한 조절효과 모형(Model 1)을 통해 확인하였다. 유의수준은  $p < .05$ 로 설정하였고, 독립변수와 조절변수를 평균중심화한 후 동시 투입 분석하였다. 집단은 표준편차를 중심으로 -1SD, mean, +1SD로 구분하였으며 Bootstrapping Samples는 5,000으로 설정하였다.

### III. 결과

#### 1. 상관관계 및 기술통계량 분석

다음의 <표 5>는 FoMO, 과시적여가소비 및 여가정체성 간 상관관계를 살펴보기 위하여 Pearson

의 상관분석을 실시한 결과이다.

FoMO는 각 요인과 부(-)적 상관관계가 있는 것으로 나타났고, 각 변인간의 상관계수가 .7을 넘지 않아 다중공선성에 문제가 없음을 확인할 수 있다. 또한 타인지향성의 평균값이  $M=3.917$ 로 가장 높았으며 FoMO의 평균값은  $M=2.386$ 으로 나타났고 여가정체성의 평균값은  $M=3.312$ 로 조사되었다.

표 5. 각 변인의 상관관계 및 기술통계량

	FoMO	타인지향성	지위상징성	유행추구	유명상품 선호	여가정체성
FoMO	1					
타인지향성	-.073 .077	1				
지위상징성	-.130 .002**	.382 .000***	1			
유행추구	-.084 .043*	.493 .000***	.284 .000***	1		
유명상품선호	-.225 .000***	.247 .000***	.087 .035*	.181 .000***	1	
여가정체성 (전체)	-.324 .000***	.185 .000***	.283 .000***	.253 .000***	.325 .000***	1
평균	2.386	3.917	3.015	3.858	3.491	3.312
표준편차	.612	.836	.916	.771	.750	.543
*** $\rho < .000$ , * $\rho < .05$						(n=584)

#### 2. 조절효과 검증

##### 1) FoMO와 타인지향성의 관계에서 여가정체성의 조절효과

다음의 <표 6>은 FoMO와 과시적여가소비의 하위요인인 타인지향성의 관계에서 여가정체성의 조절효과를 Hayes(2022)가 제안한 조절효과 모형(Model 1)을 통하여 검증한 결과이다.

FoMO와 여가정체성을 평균중심화한 후 동시 투입하고 분석한 결과 두 변수의 상호작용항이  $B = -.176$  ( $p = .055$ )으로 유의미한 수치를 보이고 있지 않아 FoMO와 타인지향성의 관계에서 여가정체성은 유의한 조절효과를 미치지 못하는 것으로 나타났다.

표 6. FoMO와 타인지향성의 관계에서 여가정체성의 조절효과

	B	SE	t	p	LLCI	ULCI
독립변수 (FoMO)	-.040	.060	-.665	.506	-.157	.077
조절변수 (여가정체성)	.260	.067	3.890	.000***	.129	.392
FoMO × 여가정체성	-.176	.092	-1.921	.055	-.356	.004

F=8.179(p=.000), R<sup>2</sup>=.041  
ΔR<sup>2</sup>=.006(F=3.692, p=.055)

\*\*\* p<.000

LLCI: LowLimitConfidence Interval of 95%

LUCI: UpperLimitConfidence Interval of 95%

### 2) FoMO와 지위상징성의 관계에서 여가정체성의 조절효과

다음의 <표 7>은 FoMO와 과시적여가소비의 하위요인인 지위상징성의 관계에서 여가정체성의 조절효과를 검증한 결과이다. FoMO와 여가정체성을 평균중심화한 후 동시 투입하고 분석한 결과 두 변수의 상호작용항이 B=-.209 (t=-2.136, p=.033)로 나타나 여가정체성의 조절효과가 유의미한 것으로 분석되었다.

표 7. FoMO와 지위상징성의 관계에서 여가정체성의 조절효과

	B	SE	t	p	LLCI	ULCI
독립변수 (FoMO)	-.087	.064	-1.360	.174	-.212	.038
조절변수 (여가정체성)	.434	.071	6.073	.000***	.293	.574
FoMO × 여가정체성	-.209	.098	-2.136	.033*	-.401	.017

F=18.872(p=.000), R<sup>2</sup>=.089  
ΔR<sup>2</sup>=.007(F=4.564, p=.033)

\*\*\* p<.000, \* p<.05

FoMO와 지위상징성의 관계에서 조절효과가 유의미하게 도출되어 여가정체성의 정도가 낮은수준(-1SD, -5.434), 보통수준(Mean, .000),

높은수준(+1SD, 5.434)의 세 가지 조건에 따라 변수 간의 단순기울기를 분석한 결과, 세 집단 중 여가정체성이 높은 수준에서 유의한 수치 (B=-.200, t=-2.234, p=.026)가 나타났다. 즉, FoMO와 지위상징성의 관계에서 여가정체성이 높아질수록 지위상징성은 낮아지는 것으로 조사되었다.

표 8. FoMO와 지위상징성의 관계에서 여가정체성의 조 건부 효과 검증

여가정체성	Effect	SE	t	p	LLCI	LUCI
-1SD	-.543	.027	-.076	.353	.724	-.122
Mean	.000	-.087	.064	-1.360	.174	-.212
+1SD	.543	-.200	.089	-2.234	.026*	-.376

\* p<.05

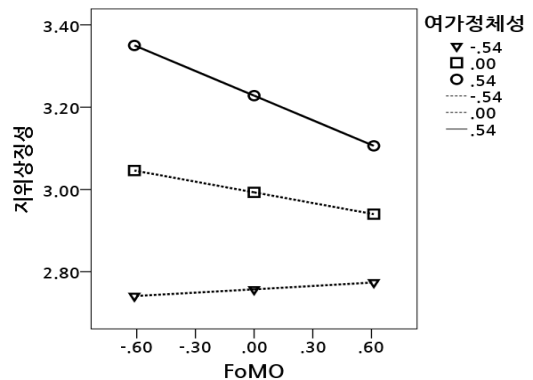


그림 2. FoMO와 지위상징성 관계에서 여가정체성의 조절효과

### 3) FoMO와 유행추구의 관계에서 여가정체성의 조절효과

다음의 <표 9>는 FoMO와 과시적여가소비의 하위요인인 유행추구의 관계에서 여가정체성의 조절효과를 검증한 결과이다. FoMO와 여가정체성을 평균중심화한 후 동시 투입하고 분석한 결과 두 변수의 상호작용항이 B=-.203 (t=-2.453, p=.014)으로 나타나 여가정체성의 조절효과가 유의미한 것으로 분석되었다.

표 9. FoMO와 유행추구의 관계에서 여가정체성의 조절 효과

	B	SE	t	p	LLCI	ULCI
독립변수 (FoMO)	-.02 5	.054	-.463	.644	-.131	.081
조절변수 (여가정체성)	.337	.061	5.569	.000***	.218	.456
FoMO × 여가정체성	-.20 3	.083	-2.453	.014*	-.366	-.041

F=15.326(p=.000), R<sup>2</sup>=.073  
ΔR<sup>2</sup>=.010(F=6.016, p=.014)

\*\*\* p<.000, \* p<.05

FoMO와 유행추구의 관계에서 조절효과가 유의미하게 도출되어 여가정체성의 정도가 낮은수준, 보통수준, 높은수준의 세 가지 조건에 따라 변수 간의 단순기울기를 분석한 결과 세 집단의 세부적 수치는 유의하지 않는 것으로 나타났다.

표 10. FoMO와 유행추구의 관계에서 여가정체성의 조건부 효과 검정

여가정체성	Effect	SE	t	p	LLCI	LUCI	
-1SD	-.543	.085	.064	1.331	.184	-.041	.211
Mean	.000	-.025	.054	-.463	.644	-.131	.081
+1SD	.543	-.135	.076	-1.783	.075	-.284	.014

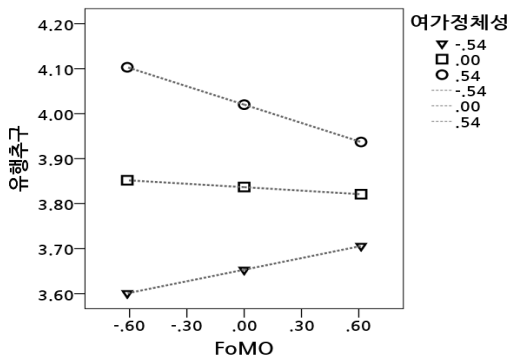


그림 3. FoMO와 유행추구 관계에서 여가정체성의 조절효과

즉, 여가정체성의 전체적인 조절효과는 검증되었으나 이를 세 가지 조건으로 구분하고 각각의 조절효과를 검증하는 것은 유의미하지 않은 것으로 조사되었다.

#### 4) FoMO와 유명상품선호의 관계에서 여가정체성의 조절효과

다음의 <표 11>은 FoMO와 과시적여가소비의 하위요인인 유명상품선호의 관계에서 여가정체성의 조절효과를 검증한 결과이다. FoMO와 여가정체성을 평균중심화한 후 동시 투입하고 분석한 결과 두 변수의 상호작용항이 B=-.200(t=-2.557, p=.011)으로 나타나 여가정체성의 조절효과가 유의미한 것으로 분석되었다.

표 11. FoMO와 유명상품선호의 관계에서 여가정체성의 조절효과

	B	SE	t	p	LLCI	ULCI
독립변수 (FoMO)	-.142	.051	-2.792	.005**	-.242	-.042
조절변수 (여가정체성)	.409	.057	7.166	.000***	.297	.521
FoMO × 여가정체성	.200	.078	2.557	.011*	.046	.353

F=29.223(p=.000), R<sup>2</sup>=.131  
ΔR<sup>2</sup>=.010(F=6.536, p=.011)

\*\*\* p<.000, \*\* p<.01, \* p<.05

FoMO와 유명상품선호의 관계에서 조절효과가 유의미하게 도출되어 여가정체성의 정도가 낮은수준, 보통수준, 높은수준의 세 가지 조건에 따라 변수 간의 단순기울기를 분석한 결과, 세 집단 중 여가정체성이 낮은 수준(B=-.250, t=-4.412, p=.000), 평균 수준(B=-.142, t=-2.792, p=.005)에서 유의한 수치가 나타났다. 즉, FoMO와 유명상품선호의 관계에서 여가정체성이 평균이거나 그 이하로 낮아질수록 유명상품선호 성향은 낮아지는 것으로 조사되었다.

표 12. 과시적 유명상품선호의 조건부 효과 검증

여가정체성	Effect	SE	t	p	LLCI	LUCI	
-1SD	-.543	-.250	.060	-4.142	.000***	-.369	-.132
Mean	.000	-.142	.051	-2.792	.005**	-.242	-.042
+1SD	.543	-.034	.072	-0.470	.638	-.174	.107

\*\*\*  $p < .000$ , \*\*  $p < .01$

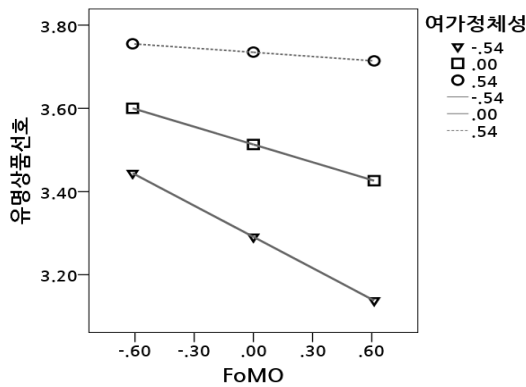


그림 4. FoMO와 유명상품선호 관계에서 여가정체성의 조절효과

#### IV. 논의

본 연구에서 FoMO는 과시적여가소비의 하위요인인 타인지향성에 유의한 직접 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으며, 여가정체성은 타인지향성을 낮추는 직접효과를 보였으나, FoMO와 타인지향성의 관계에서 유의한 조절 효과는 나타나지 않았다.

이는 현대사회의 대학생에게 여가정체성은 FoMO의 작동을 무력화하는 요소로 작용하지 않을 수 있으며 오히려 타인지향적 여가소비를 부추이는 역할을 할 수 있음을 시사한다. 경쟁적 사회 분위기 속에서 취업 준비와 스펙 쌓기에 몰두해야 하는 현대 대학생들에게 여가활동의 의미와 가치는 단순한 휴식이나 자기실현의 도구가 아니라, 자기브랜딩이나 사회적 자산

으로서 의미를 부여하는 경우가 있을 수 있다. Kim, Kim(2017)은 대학생이 SNS를 사용하다 보면 결국에는 커뮤니케이션 네트워크의 이질성이 증가할 수 있고 여가활동을 SNS에 보여주는 행위로 이용하여 자기 스토리를 브랜딩하고 조회수를 늘리는 도구로 이용할 수 있음을 주장하여 본 연구의 결과 해석이 가능함을 지지하고 있다.

즉, 여가정체성이 현시대의 대학생에게는 내면적 안정성을 제공하기보다는 오히려 과시적 소비와 연결되는 사회적 비교의 장치로 작동할 수 있을 것이다. 따라서 여가정체성이 타인지향적 소비 성향을 억제하는 보호요인으로 작동하기보다는 동일한 사회문화적 맥락 안에서 FoMO와 함께 강화되는 요인일 가능성이 있다. 이는 심리적 요인만으로 현대 대학생들의 여가소비 행태를 설명하기에 부족함이 있으며 SNS 이용 양상, 또래 집단 내 비교 문화, 경제적 스트레스 등 구조적 요인을 함께 고려한 다변량 모형의 구축이 필요함을 시사한다.

디지털 환경에 깊이 노출된 현대의 대학생들은 SNS를 통해 타인의 여가활동을 실시간으로 접하며 여가활동의 형태와 선택에 있어 과거보다 더 타인 지향적이고, 비교 중심적인 소비적 특성을 보일 수 있다. 선행연구에 따르면 FoMO는 개인이 진정으로 원하는 활동보다 사회적으로 인정받거나 유행하는 활동에 참여하려는 경향을 높이며(Stead & Bibby, 2017), 이는 여가활동의 본래적 의미인 자기 표현과 자율적 만족의 기제를 약화시킬 수 있다.

한편, 본 연구에서는 FoMO가 과시적 여가소비의 하위요인인 타인지향성에 유의한 영향을 미치지 않았으나 여가정체성은 타인지향적 소비를 유의하게 낮추는 직접효과를 보였다. 이는 단기적인 정서적 반응(FoMO)보다는 개인의 내면화된 여가정체성이 소비행태에 더 본질적인 영향을 미친다는 점을 시사한다.

오늘날 대학생들은 SNS를 통해 ‘누가 어디서 무엇을 하고 있는가?’에 대한 정보에 과도하게

노출되며, 자신도 무언가 ‘보여줘야 한다’는 압박을 받기 쉽다. 이러한 환경은 여가활동의 선택이 자기결정적이라기보다는 사회비교적인 양상으로 변질될 수 있을 것이다.

따라서 대학생들이 FoMO의 영향을 피하기 어렵다고 하더라도 자신만의 여가정체성을 확립하고 강화하는 것은 중요하다. 이는 타인지향적 소비 성향을 줄이고 여가를 자기 성장과 삶의 만족으로 연결할 수 있는 기반을 마련해 줄 수 있을 것이다.

FoMO와 과시적여가소비의 하위요인인 지위상징성의 관계에서 여가정체성이 높은 집단에서는 지위상징성이 유의미하게 낮게 나타나는 조절효과가 확인되었다. 이러한 결과는 여가정체성이 높은 대학생은 FoMO의 영향을 받더라도 자신의 지위를 상징적으로 보여주기 위한 소비 형태에서 벗어날 가능성이 있음을 보여준다.

이는 Deci, Koestner, & Ryan(1999)과 Sheldon, Ryan, Deci, & Kasser(2004)의 연구에서 자기결정적인 성향이 강한 개인은 외적 인정보다 내적 만족 중심의 소비를 선택하는 경향이 있다고 주장하여 여가정체성이 높은 그룹에서 지위상징성이 낮아진다는 본 연구의 결과와 맥락을 같이한다고 볼 수 있다. 즉, 여가정체성이라는 내적 기준이 존재할 경우 사회적 비교 동기를 약화시킬 수 있고, 이는 여가정체성이 강한 개인은 여가활동을 자아실현의 수단으로 인식하고 있어 외부 시선에 덜 민감하다는 것을 의미한다. 결과적으로 본 연구는 향후 과시적 소비의 부정적 영향을 줄이기 위한 실천적 방안으로 여가정체성 함양 프로그램이나 자기주도적 여가계획 교육의 필요성을 뒷받침하는 근거가 될 것이다.

FoMO와 과시적여가소비의 하위요인인 유행추구 간의 관계에서 여가정체성이 유의미한 조절효과를 보였으나 여가정체성의 저, 중, 고 수준에 따른 조절효과와 차이는 나타나지 않았다. 이는 정체성이 높고 낮음으로 단순 분류하는 방식보다는 여가정체성을 연속변수로서 투입했

때 조절효과가 보다 정교하게 드러난다는 것으로 해석할 수 있다. Roberts & David(2020) 역시 FoMO가 사회적 연결과 웰빙에 미치는 효과는 개인의 미디어 사용 강도와 전체적인 정체성 성향에 따라 다르게 나타날 수 있음을 밝힘으로써 여가정체성을 단순 고·저 집단으로 구분하는 것보다는 전체적 정체성 차원의 고려가 분석의 정교함을 높일 수 있다는 본 연구의 결과와 맥을 같이한다.

본 연구에서 확인된 바와 같이 여가정체성이 높을수록 FoMO가 유행추구적 소비로 전이되는 경향을 어느 정도 완화할 수 있다는 점은 중요한 사회적 함의를 가진다. 즉, 자신의 여가에 대한 내적 기준과 의미를 정립한 대학생일수록 외부의 유행이나 타인의 시선에 덜 영향을 받으며 보다 자기주도적인 소비를 할 가능성이 높다고 할 수 있다. 이는 대학생의 여가에 대한 정체성 확립이 장기적으로는 불필요한 소비와 경제적 부담을 줄이고 보다 지속가능한 여가소비문화를 형성하는 데 기여할 수 있음을 시사한다.

따라서 대학생을 대상으로 하는 여가교육, 소비교육, 디지털 리터러시 교육 등에서 여가정체성 형성의 중요성을 강조할 필요가 있다. 나아가 정책적으로도 대학생들의 자기주도적 여가개발을 지원하는 프로그램이나 캠페인을 통해 과시적여가소비를 줄이고 건강한 소비문화 조성과 심리적 웰빙 향상을 도모할 수 있는 방안을 모색할 필요가 있다.

FoMO와 과시적여가소비의 하위변인인 유명상품선호와의 관계에서 여가정체성이 낮은 집단과 보통 수준의 집단에서 FoMO는 유명상품선호를 유의미하게 감소시키는 효과를 보였다. 이러한 결과는 여가정체성이 불분명한 개인은 유명상품의 소비를 통하여 자신의 지위를 보완하려는 성향이 약하거나 브랜드 소비 대신 다른 방식의 소속감 충족을 추구할 수 있음을 시사한다. 다시 말해, 여가정체성이 낮은 대학생은 여가를 통한 자아실현보다는 사회적 비교 상황에서 회

피적·보수적인 소비 태도를 취할 가능성이 있다.

또한 대학생은 대체로 경제적 자율성이 낮고 사회적 비교에 민감한 연령층으로 과시적 소비가 단순한 ‘명품 소비’가 아닌 ‘경험의 공유’ 또는 ‘여가활동의 다양성’으로 나타날 가능성이 있다. 이는 여가정체성이 낮은 대학생의 경우 FoMO를 경험할 때 고가 브랜드 소비로 직결되기보다는 여가 경험 자체 또는 타인의 여가소비 패턴을 간접적으로 소비함으로써 사회적 비교 또는 상대적 박탈감을 느낄 가능성이 높다는 Bronner, de Hoog(2019)의 연구결과와 일부 일치하고 있다.

본 연구는 FoMO와 유명상품선호 간의 관계에 있어 여가정체성이 의미 있는 조절변수로 작용함을 입증하였다. 특히, 여가정체성이 낮거나 보통인 경우 FoMO가 유명상품선호를 오히려 감소시키는 결과는 기존의 이론적 전제를 확장하며 개인의 내적 정체감과 소비 행동 간의 상호작용 가능성을 보여주는 새로운 시각을 제시한다. 이러한 결과는 대학생의 여가소비 양태를 보다 다차원적으로 이해하고 여가정체성 발달 수준에 따른 맞춤형 소비 및 여가 교육의 필요성을 뒷받침한다.

## V. 결론 및 제언

### 1. 결론

본 연구에서는 대학생의 FoMO와 과시적여가소비의 관계를 살펴보고 여가정체성의 조절효과를 검증하고자 서울, 경기도 소재 대학생 584명을 대상으로 설문조사 하였으며 통계적 절차를 거쳐 다음과 같은 결론이 도출되었다.

첫째, FoMO와 타인지향성 간의 관계에서는 여가정체성이 조절변수로서 유의한 영향을 미치지 않았다.

둘째, FoMO와 지위상징성 간의 관계에서는

여가정체성이 유의한 조절효과를 나타냈으며, 특히 여가정체성이 높은 집단에서 지위상징적 소비성향이 완화되는 효과가 확인되었다.

셋째, FoMO와 유행추구 간의 관계에서도 여가정체성의 조절효과는 통계적으로 유의하였으나, 구체적인 집단 간 차이에서는 유의한 조절효과가 나타나지 않았다.

넷째, FoMO와 유명상품선호 간의 관계에서는 여가정체성이 유의한 조절변수로 작용하였다. 특히 여가정체성이 낮거나 평균 수준인 집단에서 유명상품에 대한 선호도가 낮아졌다.

오늘날 여가활동은 본래의 기능인 휴식, 자율성, 자기실현이라는 본질에서 벗어나 소비되고 가시화되어야 할 콘텐츠로 변모하고 있다. 특히 대학생들은 여가를 단지 경험하는 것이 아니라 기록하고 전시함으로써 여가활동에 대한 정체성을 구축하려는 경향이 있다. 이로 인해 여가정체성 역시 내적 경험보다는 외부 피드백에 의해 강화되는 외부의존적 정체성이 되기 쉽다. 따라서 이러한 상황에서는 여가정체성을 단순히 FoMO에 의해 유발되는 과시적 여가소비를 억제하는 수단으로만 간주하기보다는 해당 동기에 일정 부분 동조하거나 이를 적정 수준에서 강화시킬 수 있는 긍정적 조절 변수로 작용하도록 유도할 필요가 있다.

### 2. 제언

본 연구의 결과를 통하여 여가정체성을 구성하고 측정하는 방식에 대한 재고의 필요성이 제기되었다. 기존 여가정체성 척도는 ‘여가의 중요도’, ‘자기 동일시’, ‘정서적 몰입’ 등을 중심으로 구성되어 왔으나 이는 변화된 디지털 환경에서 여가가 지니는 다층적 의미를 충분히 반영하지 못할 수 있다.

예를 들어, 현시대의 대학생들이 여가를 통해 경험하는 자기정체성은 온라인 정체성, SNS 안에서의 자아표현, 대중성과 연결된 감정 경험

등을 포함하기 때문에 단일 차원적 여가정체성 측정에는 한계가 있을 수 있다. 따라서 여가정체성을 내재적 동기 중심과 외재적 인정 중심 등으로 구분하여 재측정할 수 있는 척도의 개발이 이루어져야 할 것이다.

이에 따라 본 연구에서도 여가정체성을 단순히 고저 집단으로 이분화하여 분석하는 방식은 그 복합적인 작용기제를 충분히 설명하지 못할 가능성이 있으며, 향후 연구에서는 여가정체성을 중심으로 한 심리적 특성의 세분화 또는 잠재프로파일 분석(Latent Profile Analysis) 등의 방법론적 보완이 필요할 것으로 보인다.

따라서 본 연구의 결과는 여가정체성이 FoMo와 유행추구 간의 관계를 조절함에 있어 중요한 역할을 하긴 하지만, 그 영향력은 단선적이거나 집단 간 차이로만 설명되기 어렵다는 점을 시사하며 여가정체성의 정교한 측정과 분석이 향후 연구에서 더욱 강조되어야 함을 보여준다.

## 참고문헌

- 김주원, 오세이, 오경아(2022). MZ세대의 과시적 여가소비 성향별 여가정체성과 여가만족의 차이 분석. *한국여가레크리에이션학회지*, 46(4), 89-99.
- 김혜진, 이지연(2024). 대학생의 물질주의 가치관, 사회비교 경향성, 소외에 대한 두려움, SNS 중독 경향성의 관계. *교육과 학습*, 14(1), 49-79.
- 남승미(2021). 대학생의 여가소비성향과 진로준비 행동의 관계에서 자기효능감의 매개효과. *동북아관연구*, 17(1), 21-43.
- 두자학, 강현모(2025). FOMO(고립공포감)가 친환경 소비행동에 미치는 영향: 환경관심도의 매개효과와 참을성의 조절효과를 중심으로. *산업연구*, 49(1), 77-98.
- 박유진(2002). *여가경험과 여가정체성 현출성이 여가 및 생활만족에 미치는 영향*. 박사학위논문, 중앙대학교 대학원.
- 윤영선(2020). 스키장 이용객의 긍정적 노스탈지어가 여가정체성 및 상징적 여가소비에 미치는 영향. *한국여가레크리에이션학회지*, 44(4), 37-48.
- 윤채빈, 박수정, 윤소영(2021). 한국형 여가활동유형 분류체계 개발에 관한 연구. *여가학연구*, 19(2), 85-110.
- 이승훈(2023). FOMO(fear of missing out) 성향과 소셜인플루언서 특성이 맛집 소비행동도에 미치는 영향- 확장된 계획행동이론 적용. *관광연구논총*, 35(4), 3-26.
- 이영주(2008). 신체이미지와 과시소비성향에 따른 명품구매행동 연구. *대한가정학회지*, 46(7), 110-120.
- 장동화(2022). FOMO, 브랜드 애착, 독특성 욕구와 소비자 경쟁 자극이 리미티드 패션상품 '오픈-런' 의도에 미치는 영향 연구 -패션 관여도의 조절효과를 중심으로-. 미간행 석사학위논문, 국민대학교 디자인대학원.
- 조은주, 김민지, 고은영(2024). 대학생의 불안 애착과 SNS 중독 경향성 간의 관계. *학습자중심 교과교육연구*, 24(2), 397-412.
- 최영래, 이재희(2011). 여가스포츠 참여자의 신분의식과 체면민감성이 과시적 여가소비에 미치는 영향. *한국체육학회지*, 50(4), 1-11.
- 하재필, 양난미(2014). 소외에 대한 두려움과 SNS 중독경향성이 취침시간 지연행동에 미치는 영향: 부정 정서의 조절된 매개효과. *Journal of sleep medicine*, 2(1), 36-43.
- 황선환, 김송희(2017). 자건거 동호인의 레크리에이션 전문화와 과시적여가소비의 상호작용에 따른 여가만족의 차이. *한국체육학회지*, 56(2), 419-428.
- Bronner, F., & de Hoog, R. (2019). Comparing conspicuous consumption across

- different experiential products: Culture and leisure. *International Journal of Market Research*, 61(4), 407-424.
- Bronner, F., & de Hoog, R. (2021). Conspicuous leisure: The social visibility of cultural experiences. *International Journal of Market Research*, 63(3), 300-316.
- Callero, P. L. (1985). Role-identity salience. *Social Psychology Quarterly*, 48, 203-213.
- Deci, E. L., Koestner, R., & Ryan, R. M. (1999). A meta-analytic review of experiments examining the effects of extrinsic rewards on intrinsic motivation. *Psychological Bulletin*, 125(6), 627-668.
- Haggard, L. M & Williams, D. R. (1992). Identity affirmation through leisure activities: leisure symbols of the self. *Journal of Leisure Research*, 24, 1-18.
- Hayes, A. F. (2022). *Introduction to Mediation, Moderation, and Conditional Process Analysis: A Regression-Based Approach*, 3rd ed., New York, NY: The Guilford Press.
- Kim, B., & Kim, Y. (2017). College students' social media use and communication network heterogeneity: Implications for social capital and subjective well-being. *Computers in Human Behavior*, 73, 620-628.
- Laverie, D. A. (1995). *The influences of identity related consumption, appraisals, and emotions on identity salience: a multi-method approach*. Doctorial dissertation, Arizona State University.
- Przybylski, A. K., Murayama, K., DeHaan, C. R., & Gladwell, V. (2013). Motivational, emotional, and behavioral correlates of fear of missing out. *Computers in human behavior*, 29(4), 1841-1848.
- Roberts, J. A., & David, M. E. (2020). The Social Media Party: Fear of Missing Out (FoMO), Social Media Intensity, Connection, and Well-Being. *International Journal of Human-Computer Interaction*, 36(4), 386-392.
- Sheldon, K. M., Ryan, R. M., Deci, E. L., & Kasser, T. (2004). The independent effects of goal contents and motives on well-being: It's both what you pursue and why you pursue it. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 30(4), 475-486.
- Stead, H., & Bibby, P. A. (2017). Personality, fear of missing out and problematic internet use and their relationship to subjective well-being. *Computers in Human Behavior*, 76, 534-540.