

# 계층의 무게는 식탁에도 영향을 미치는가? : 주관적 계층이 식습관에 미치는 영향과 사회 활동의 완충 효과

## 요 약

본 연구는 주관적 계층 인식이 식습관에 미치는 영향을 삶의 만족도가 매개하며, 매개 경로가 사회 활동 참여 여부에 의해 조절됨을 확인하였다. 분석 대상은 2023년 서울시민 먹거리조사 원시자료(n=3,594)이며, 표본가중치와 강건 추정을 적용한 조절된 매개모형을 R(lavaan)로 분석하였다. 독립변수는 주관적 계층, 매개변수는 삶의 만족도, 조절변수는 사회 활동 참여 여부, 종속변수는 과식 또는 폭식 빈도와 채소 섭취 가짓수로 설정하였다. 분석 결과, 사회 활동 참여는 주관적 계층에서 삶의 만족도로 이어지는 경로를 유의하게 약화시켰으며, 삶의 만족도는 과식 또는 폭식 빈도를 낮추고 채소 섭취 가짓수를 높였다. 두 결과 모두 사회 활동 비참여 집단에서 간접효과가 더 크게 나타나 계층 의존성이 높아 사회 활동 참여는 간접경로를 완충하는 보호 요인으로 작용함을 확인했다. 결론적으로, 효과적인 식습관 정책 수립을 위해 사회 활동 비참여 집단을 우선해 사회적 자본을 결합한 복합 지원 정책에 대한 고려가 필요함을 시사한다.

**주제어** : 주관적 계층, 삶의 만족도, 사회 활동, 식습관

## Highlights

- 사회 활동 참여는 ‘주관적 계층→삶의 만족도’ 경로를 유의하게 완충한다.
- 삶의 만족도는 과식 또는 폭식 빈도를 낮추고, 채소 섭취 가짓수를 높였다.
- 간접효과는 사회 활동 여부에 따라 달라지며, 비참여 집단에서 더 컸다.
- 식습관 정책 수립 시 사회적 자본을 결합한 복합 지원 정책이 필요하다.

## I. 서론

과식, 폭식, 채소 섭취 부족과 같은 도시형 식습관 문제는 만성 질환의 주요 위험 요인이다(Moraes et al., 2023; Zaidi, 2017). 따라서 시민의 먹거리 건강 증진과 관련 사회적 비용 절감을 위해 이러한 건강 위험 식습관 패턴에 대한 선제적 파악과 이에 영향을 미치는 원인에 대한 규명이 시급하다.

현행 먹거리 정책은 식품의 안전성 확보와 영양 정보 제공, 저소득층에 대한 식품 지원 등 객관적이고 물리적인 환경 개선에 집중되어 왔다. 또한 기존 연구들에서도 낮은 사회경제적 계층이 심리적 스트레스를 유발하며, 건강하지 못한 식습관으로 이어진다는 점을 지적해 왔지만 동일한 환경에서도 개인의 주관적 계층 인식과 사회적 관계가 식습관에 미치는 차별적인 영향과 이를 완화할 수 있는 보호 요인에 대한 논의는 아직 부족한 실정이다.

본 연구는 ‘주관적 계층(X) → 삶의 만족도(M) → 식습관(Y)’이라는 기본적인 매개 경로를 상징하는 것에서 한 걸음 더 나아간다. 구체적으로, 주관적 계층이 낮더라도 더 나은 삶의 만족도를 경험하는 사람이 있다면, 그 차이를 만드는 보호 요인(Protective Factor)은 무엇인지 규명하고자 하였다.

본 연구에서는 보호 요인으로서 ‘사회 활동 참여(Social Activity)’에 주목하였다. 사회 활동은 개인에게 사회적 지지와 소속감, 자기 효능감을 제공함으로써 삶의 만족도를 경제적 지위로부터 부분적으로 분리(decoupling) 시키는 완충 역할을 수행한다(Yeo & Lee, 2019). 따라서 본 연구는 ‘조절된 매개 모형(Moderated Mediation Model)’을 R의 lavaan 패키지를 통해 주관적 계층과 삶의 만족도, 식습관 간의 관계를 파악하고, 나아가 사회 활동이 이 경로를 어떻게 완충(Buffering)하는지 규명하는 데 목적이 있다.

## II. 이론적 배경

### 1. 주관적 계층 인식과 식습관의 관계

전통적으로 건강과 식습관 등의 연구는 교육수준과 소득, 연령 등 객관적 사회경제적 지위에 주목해 왔다. 그러나 최근 연구에서는 개인이 인식하는 본인의 사회적 위치, 즉, 주관적 계층 인식이 객관적 지표보다 심리적 안녕과 건강 행동 등에 더 영향을 미친다는 점을 강조한다. 낮은 주관적 계층 인식은 그 자체로 만성적인 심리적 스트레스 요인(chronic stressor)으로 작용하며(Baum et al., 1999; Cohen et al., 2006), ‘남보다 못하다’는 상대적 박탈감은 코르티솔과 같은 스트레스 호르몬의 분비를 촉진시켜 이에 대한 보상 기제로써 고열량, 고지방 음식에 대한 갈망이나 폭식을 유발할 수 있다(Spinosa et al., 2019). 특히 싱가포르 및 미국 성인을 대상으로 수행한 Cheon과 Hong(2017)의 실험 연구에 따르면, 낮은 주관적 사회적 지위를 경험하게 하는 것 만으로도 공복 호르몬인 그렐린의 농도가 유의하게 증가하고 실제 칼로리 섭취량 또한 늘어나는 생리적 변화가 발생함이 입증되었다. 또한 Rahal et al.(2023)은 낮은 주관적 계층 인식을 가진 집단일수록 건강한 식품 선택 빈도가 낮음을 보여 주관적 계층의 저하는 곧 심리·생리적 기제를 통해 불건강한 식습관을 고착화하는 원인으로 작용함을 보여주었다.

### 2. 삶의 만족도와 매개 효과

주관적 계층 인식이 식습관에 미치는 영향은 ‘삶의 만족도(Life Satisfaction)’라는 심리적 경로를 경유할 가능성이 높다. 삶의 만족도란 자신의 삶에 대한 전반적인 인지적 평가로서, 주관적 계층이 높을수록 삶의 통제감과 만족도가 높아지는 정(+)의 관계가 있음이 주장되어 왔다(Spinosa et al., 2019; Yeo & Lee, 2019). 높은 삶의 만족도는 그 자체로서 건강한 식습관을 유지하는 중요한 심리적 자원이다. Schnettler et al.(2015)과 Cabiedes-Miragaya et al.(2021)은 삶의 만족도가 높을수록 규칙적인 식사와 과일·채소 섭취 빈도가 높음을 실증적으로 보였으며, Moraes et al.(2023)은 낮은 삶의 만족도와 심리적 불안정이 즉각적인 보상을 주는 과식이나 자극적인 음식 섭취로 이어지기 쉬움을 보였다. 따라서 주관적 계층 인식은 일차적으로 개인의 삶의 만족도를 결정짓고, 삶의 만족도가 다시 식습관에 영향을 미치는 매개 구조를 형성한다고 가정할 수 있다.

### 3. 사회 활동의 조절 효과

사회 활동(Social Activity)의 참여는 개인에게 사회적 지지(Social Support)와 소속감을 제공하여 스트레스 상황을 완화하는 완충효과(Stress Buffering Effect)를 가진다(Cohen & Wills, 1985). Umberson과 Montez(2010)에 따르면, 사회적 관계는 심리적 지지를 제공할 뿐만 아니라 건강한 행동을 따르도록 유도하는 사회적 통제(Social Control) 기능을 수행하여 식습관 개선에 긍정적 영향을 미친다. 또한 Yeo와 Lee(2019)는 사회적 자본이 경제적 결핍이 삶의 만족도에 미치는 부정적 영향을 완충함을 확인하였다. 따라서 동일한 환경에 놓인 사람 중 활발한 사회 활동에 참여하는 사람의 경우, 사회적 관계망을 통해 대안적인 만족감을 획득함으로써 계층의 부정적 영향력을 상쇄한다는 가설을 세울 수 있다. 이에 본 연구는 사회 활동 참여 여부가 '주관적 계층 → 삶의 만족도 → 식습관'으로 이어지는 매개 경로를 조절한다는 '조절된 매개 모형'을 설정하고 이를 검증하고자 한다.

### Ⅲ. 연구방법

#### 1. 분석 자료 및 대상

본 연구는 ‘2023년 서울시민 먹거리조사’의 원시 마이크로데이터를 활용하였다. 해당 조사는 국가승인통계 20201017호로, 공공기관생명윤리위원회의 승인을 받았다(승인번호: P01-202309-01-004). 서울특별시 거주 가구 내 만 18세 이상 모든 성인을 대상으로하며, 건축물대장DB를 연계한 주민등록DB를 활용해 층화집락추출로 2,000개의 표본을 추출하였다. 조사 방법은 방문면접조사(PAPI 및 TAPI)를 시행하였으며, 2023년의 경우 20대 1인 가구 유효 표본수 확보를 위해 50표본을 추가 조사한 2,050가구가 표본으로 활용되었다.

본 연구에서는 R 4.4.3을 이용해 데이터를 로드한 후, 본 연구의 핵심 변수인 독립변수(B9), 매개변수(B5), 종속변수 2종(Q5, Q6), 조절변수(B4\_1~B4\_12) 그리고 모든 통제변수(A\_SQ4D13, A\_SQ4C1, A\_SQ4E1, B8) 및 가중치(wtb2)에 결측치가 없는 3,594명의 응답을 활용하였다. na.omit() 함수를 통해 결측치를 걸러내는 작업을 수행하였으나, 결측치가 없어 전체 데이터를 최종 분석 샘플로 확정하였다.

상호작용항 생성을 위하여 주관적 계층은 비가중 평균을 중심으로 평균중심화하였고, 추정 단계에서만 표본가중치(wtb2)를 적용하였다. 중심화 기준의 차이는 계수 해석에 큰 영향을 주지 않는 것으로 알려져 있으나, 분석 절차의 투명성을 위하여 이를 부록에 명시하였다. 모든 모형은 표본가중치를 적용한 상태에서 적합되었으며, 보고된 표준오차와 적합도는 sandwich-Yuan-Bentler 강건 보정을 따른다. 또한 자유도(df=1) 모형의 특성상 적합도 지수의 민감성을 함께 고려하였다.

Table 1. Sample Design of the Survey

Category	Description
Target Population and Sampling Frame	<ul style="list-style-type: none"> <li>Target population: Adults aged 18 and over living in ordinary households in Seoul Metropolitan City, excluding people residing in group quarters (e.g. dormitories) and special social facilities.</li> <li>Survey population: All household heads and household members aged 18 and over whose registered address is in Seoul at the time of the</li> </ul>

Category	Description
	<p>survey.</p> <ul style="list-style-type: none"> <li>Sampling frame: 2022 Seoul Survey database, constructed by linking the July 2022 Resident Registration Database and the Property Tax Database, using housing type and tong/ban (small administrative units) to generate a list of household clusters.</li> </ul>
Target Sampling Error and Sample Size	<ul style="list-style-type: none"> <li>Planned sample size: 2,000 households.</li> <li>Target sampling error: Margin of error 2.2% at the 95% confidence level.</li> </ul>
Sampling Method (Stratification, Clusters, and Stratification Variables)	<ul style="list-style-type: none"> <li>Stage 1: Allocation by region (5 regional groups of districts).</li> <li>Stage 2: Allocation by housing type (4 housing-type strata).</li> <li>Within each stage, the number of sampled households was allocated approximately proportional to the number of households in each region and housing-type stratum.</li> </ul>
Publication Domains by Key Variables	<ul style="list-style-type: none"> <li>Tabulation domains: Key household characteristics such as region and type of dwelling.</li> <li>For official publication of survey statistics, cells with very small counts or large relative standard errors (RSE) may be collapsed across categories to ensure reliable disclosure.</li> </ul>

## 2. 변수의 조작적 정의

모든 변수는 R 스크립트의 `mutate()` 및 `case_when()` 함수를 통해 다음과 같이 코딩되었다.

- 독립변수(X: 주관적 계층 인식) : B9 문항(“귀택은 경제적, 사회적 여건을 기준으로 할 때, 우리 사회에서 어디에 해당한다고 생각하십니까?”, 0~10점)을 원점수 그대로 사용하였다.
- 매개변수(M: 삶의 만족도) : B5 문항(“여기서 0은 계단의 바닥에 위치해 있

으며 삶의 가장 최악의 상태, 반대로 10은 계단의 맨 꼭대기를 의미하며 이는 당신의 삶이 가장 최고의 상태에 있음을 의미합니다. 현재 귀하는 사다리의 몇 번째 계단에 서 있다고 느끼는지 해당하는 번호에 표시해 주십시오.“. 0~10점)을 원점수 그대로 사용하였다.

- 조절변수(W: 사회 활동 참여) : B4\_1~12 문항을 재코딩하였다. B4 문항은 “귀하는 최근 1년 동안 다음의 모임 또는 단체 활동에 참여한 경험이 있습니까?”로서, 1번부터 11번까지는 참여한 단체를 선택하도록 되어 있고, 12번 보기는 “어느 모임이나 단체에도 참여한 적이 없다”로서 ‘B4\_12(참여 안함)’에 응답한 경우 ‘0(비참여)’로, ‘B4\_1’부터 ‘B4\_11’ 중 하나라도 응답한 경우 ‘1(참여)’로 이진 변수화 하였다. 이는 유형 나열화 다중응답 문항으로 활동 유무는 식별되지만 빈도 및 강도, 관계의 질은 측정되지 않기 때문에 정책적 식별에 초점을 두기 위하여 참여와 비참여로 이진화 하였다.
- 종속변수(Y: 식습관)
  - (Y1: 과식 또는 폭식 빈도) : Q5 문항(“귀하는 최근 한 달 동안 과식이나 폭식을 얼마나 자주 하셨습니까?”, 1~6점\*)을 연속변수로 간주해 사용하였다.
    - \* 보기 : ① 거의 하지 않았다 ② 한 달에 1번 ③ 2주일에 1번  
④ 1주일에 1번 ⑤ 1주일에 3~4번 ⑥ 하루에 1번 이상
  - (Y2: 채소 섭취 가짓수) : Q6 문항(“귀하는 최근 한 달 동안 한 번 식사할 때 김치를 제외한 채소류를 몇 가지나 드셨습니까?”, 1~5점)을 연속변수로 간주해 사용하였다.
    - \* 보기 : ① 거의 먹지 않았다 ② 1가지 ③ 2가지  
④ 3가지 ⑤ 4가지 이상
- 통제변수 : age(연령, 연속변수), gender(성별, 0=여, 1=남), married(혼인여부, 0=그 외, 1=유배우자), edu\_level(학력, 1=고졸 이하, 2=대학 재학, 3=대졸 이상)을 재코딩하여 사용하였다.
- 상호작용 변수 : 다중공선성 문제를 피하기 위해 독립변수(X)를 평균 중심화(Subjective\_class\_c)하였고, 조절변수(W)와의 곱으로 상호작용 항(interaction\_XW)을 생성하였다.

본 연구의 모형은 Figure 1과 같다.

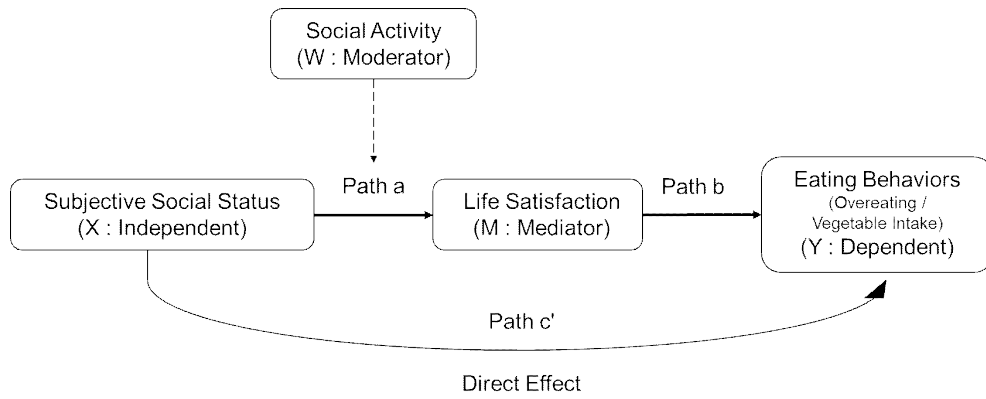


Figure 1. Model of Study

## IV. 연구결과

### 1. 조사 대상의 특성

본 연구는 주관적 계층(X)이 식습관(Y)에 미치는 영향을 삶의 만족도(M)가 매개하고, 이 매개 경로가 사회 활동(W)에 의해 조절되는지를 검증하고자 하였다. 이를 위해 ‘2023 서울시민 먹거리조사’ 결과를 활용하였고, 응답자의 일반적 특성은 Table 2와 같다.

Table 2. General Characteristics

Characteristic		Unweighted n	%	Weighted n	%
Gender	Male	1,535	42.7	1,724	48.0
	Female	2,059	57.3	1,870	52.0
Age	18~29	258	7.2	681	18.9
	30~39	711	19.8	613	17.1
	40~49	682	19.0	620	17.2
	50~59	876	24.4	643	17.9
	60~69	873	24.3	730	20.3
	70 ≤	185	5.4	307	8.5
Married	Single	593	16.5	1,019	28.4
	Married	3,001	83.5	2,575	71.6
Edu	< High School	135	3.8	447	12.5
	High School	1,364	38.0	1,007	28.0
	≥ College	2,095	58.3	2,140	59.5
Subjective Social Status	Lower	313	8.7	427	11.9
	Lower-middle	621	17.3	722	20.1
	Middle	976	27.2	965	26.9
	Upper-middle	822	22.9	695	19.3
	Upper	862	24.0	784	21.8
Total		3,594		3,594	

이후 R의 lavaan 패키지를 활용하여 표본가중치를 적용한 조절된 매개 분석을 실시하였으며, 그 결과는 Table 3과 같다.

Table 3. Results of Weighted Moderated Mediation Models

Path	Variable	Model 1 (Y1= Overeating) b	Model 2 (Y2 = Vegetable Intake) b
<b>Path a (M = Life Satisfaction)</b>			
a1	Subjective Social Status (X)	0.452***	(Same as Model 1)
a2	Social Activity (W)	0.247***	(Same as Model 1)
a3	Interaction (X × W)	-0.183***	(Same as Model 1)
	R <sup>2</sup> (Life Satisfaction)	0.294	(Same as Model 1)
<b>Path b, c'</b>			
b	Life Satisfaction(M) → Eating Behavior(Y)	-0.069*	0.173***
c'	Subjective Social Status(X) → Eating Behavior(Y)	-0.009 (n.s.)	-0.062**
	R <sup>2</sup> (Y)	0.056	0.125
<b>Effects</b>			
Indirect Effect (W=0)	a1×b	-0.031*	0.078***
Indirect Effect (W=1)	(a1+a3)×b	-0.019*	0.047***
Index of Moderated Mediation	a3×b	0.013†	-0.032***
<b>Model Fit</b>			
	$\chi^2(df)$	4.041(1), p=.044	1.532(1), p=.216
	Comparative Fit Index	0.995	0.999
	Tucker-Lewis Index	0.931	0.987
	RMSEA	0.042	0.020

1) X = Subjective Social Status; M = Life Satisfaction; W = Social Activity; Y1 = Overeating; Y2 = Vegetable Intake

2) \* p < .05, \*\* p < .01, \*\*\* p < .001; n.s.= not significant; † robust p = .050 (two-tailed)

## 2. 조절 효과 검증

본격적인 매개 효과 검증에 앞서, 사회 활동(W)의 조절 효과를 살펴보았다. Table 2의 상단(Path a)에 제시된 바와 같이, 주관적 계층(X)과 사회 활동의 상호작용 항(X×W)은 삶의 만족도(M)에 유의미한 음의 영향을 미쳤다(a3: b = -0.183, p < .001). Figure 1은 이러한 상호작용이 삶의 만족도에 미치는 조건부 효과를 도식화한 것이다.

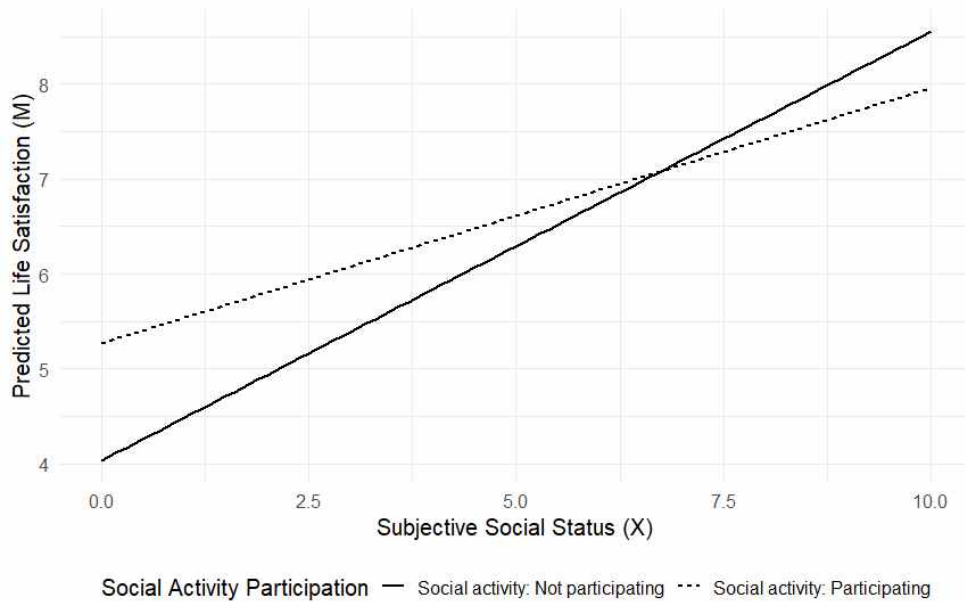


Figure 2. Interaction Between Subjective Social Status and Social Activity Participation (a3:  $X \times W \rightarrow M$ )

이는 주관적 계층이 삶의 만족도에 미치는 긍정적 영향이 사회 활동 참여 여부에 따라 유의미하게 달라짐을 시사한다. 구체적인 조건부 효과(conditional effect)를 살펴보면 다음과 같다.

1. 사회 활동 비참여 집단( $W=0$ ): 주관적 계층이 삶의 만족도에 미치는 긍정적 영향력(path a)은  $b=0.452$  ( $p<.001$ )으로 통계적으로 매우 강력하게 나타났다.
2. 사회 활동 참여 집단( $W=1$ ): 주관적 계층이 삶의 만족도에 긍정적 영향력 ( $a1+a3$ 경로)은  $b=0.452+(-0.183)=0.269$  ( $p<.001$ )으로, 여전히 유의미하지만 비참여 집단에 비해 그 영향력이 유의하게 약화됨을 확인하였다.

이는 사회 활동이 삶의 만족도를 주관적 계층의 영향력으로부터 완충하거나, 분리시키는 유의미한 보호 요인임을 시사한다( $R^2(M) = 0.294$ ).

### 3. 조절된 매개 효과 검증

Table 3의 하단(Effects)은 조절된 매개지수(index\_mod\_med)를 통해 이러한 조절 효과가 최종적인 간접 효과의 크기까지 유의하게 변화시키는지 보여준다. Model 1( $Y1$ =과식 또는 폭식 빈도)에서 삶의 만족도는,  $Y1$ 을 유의하게 감소시켰으

며( $b: b=-0.069, p=.019$ ), 주관적 계층이 과식 또는 폭식 빈도에 미치는 직접 효과( $c'$ )는 유의하지 않은 것으로 나타났다( $b=-0.009, p=.738$ ).

그러나, 삶의 만족도를 거쳐 발생한 간접효과는 사회 활동 여부에 따라 그 크기가 달라지는 것으로 나타났다. 조절된 매개지수는  $0.013(p=.050)$ 였고, 부트스트랩 BCa 95% CI  $[0.002, 0.015]$ 로 유의하였다. 이는 ‘주관적 계층 인식(X) → 만족도(M) → 과식 또는 폭식 빈도(Y1)’로 이어지는 간접 효과의 크기가 두 집단 사이에서 차이가 있음을 의미한다. 사회 활동을 하지 않는 집단( $W=0$ )의 과식 또는 폭식 빈도에 대한 간접 효과는  $b=-0.031 (p=.020)$ 이며, 사회 활동 참여 집단( $W=1$ )은  $b=-0.019 (p=.018)$ 로 나타나, 주관적 계층이 낮을수록 삶의 만족도가 낮아져 과식 또는 폭식의 빈도가 증가하는 부정적 경로가 사회 활동 비참여 집단에서 더 강하게 나타났다. 이러한 조절된 매개 효과의 패턴은 Figure 3와 같다.

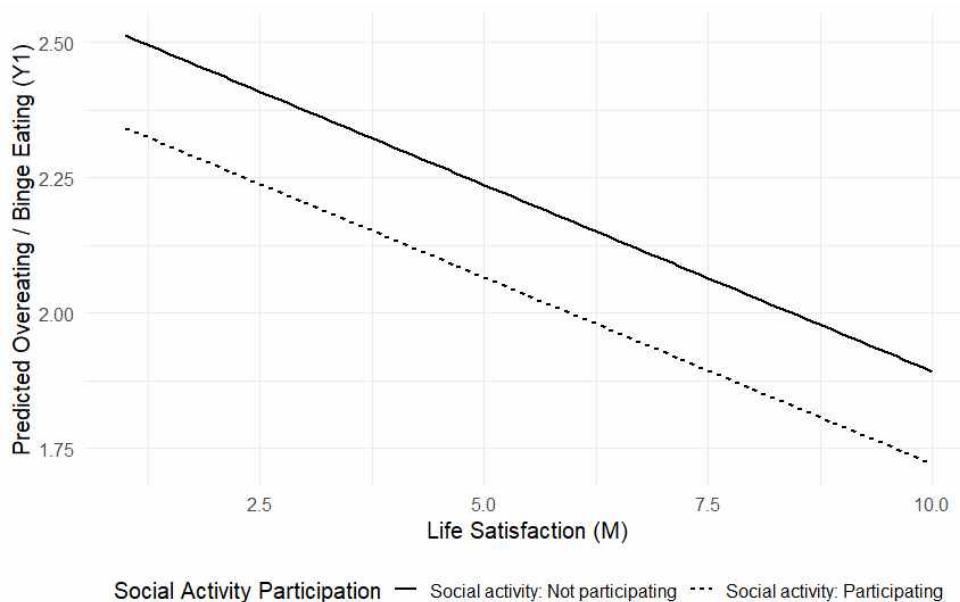


Figure 3. Path b from Life Satisfaction to Overeating(Y1) by Social Activity Participation

채소 섭취 가짓수(Y2)에서도 조절된 매개 효과는 확인되었다. Model 2에서도 path b를 보면, 삶의 만족도는 채소 섭취 가짓수를 유의하게 증가시켰음을 확인하였고( $b=0.173, p<.001$ ), 간접효과 또한 양으로 유의하였다( $W=0: b=0.078, p<.001$ ;  $W=1: b=0.047, p<.001$ ). 한편 X의 Y2에 대한 직접효과는 음의 방향으로 유의( $c'=-0.062, p=.003$ )하였다. 이러한 음의  $c'$ 는 M을 통제할 때 나타나는 억제효과

(Suppression) 가능성을 시사하므로, 해석을 보완하기 위하여 조건부 총효과를 부록 Appendix A에 함께 보고하였다.

또한 채소 섭취 가짓수에 대한 조절된 매개지수는  $-0.032$  ( $p=.001$ )로 통계적으로 매우 유의하게 나타났다. 이는 ‘주관적 계층 인식(X) → 만족도(M) → 채소 섭취 가짓수(Y2)’로 이어지는 긍정적 간접 효과의 크기 역시 사회 활동 여부에 따라 유의하게 축소됨을 의미한다. 구체적으로 사회 활동 비참여 집단(W=0)의 간접 효과는  $b=0.078$  ( $p<.001$ )으로, 사회 활동 참여 집단(W=1)의 간접 효과는  $b=0.047$  ( $p<.001$ )로 나타나 사회 활동 비참여 집단의 간접 효과가 더욱 강하게 나타났다.

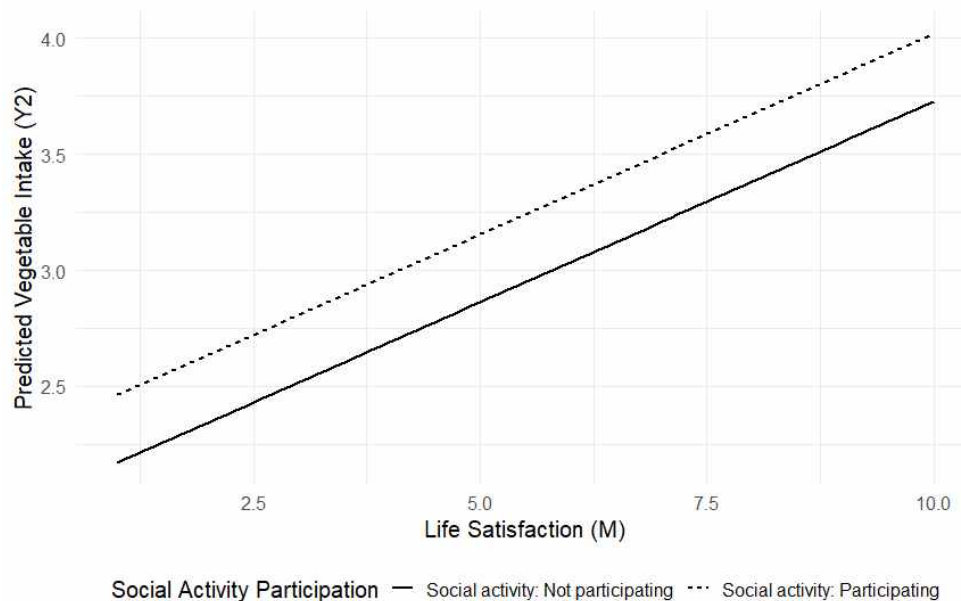


Figure 4. Path b from Life Satisfaction to Vegetable Intake(Y2) by Social Activity Participation

마지막으로, 사회 활동의 Y에 대한 직접효과도 관찰되었다(Y1:  $b=-0.171$ ,  $p=.005$ ; Y2:  $b=0.292$ ,  $p<.001$ ). 이는 조절된 매개 효과와 별개로, 사회 활동 자체가 식습관과 관련됨을 시사한다.

#### 4. 모델 적합도

Model 2의 적합도는 CFI=0.999, TLI=0.987, RMSEA=0.020,  $\chi^2(1)=1.532$ ,  $p=.216$ 로 매우 양호하여 데이터와 모델이 잘 부합함을 확인하였다. 반면, Model 1의 적합도는 CFI=0.995, TLI=0.931, RMSEA=0.042,  $\chi^2(1)=4.041$ ,  $p=.044$ 로 대부분의 지수가 양호하나 TLI 값이 0.95에 미치지 못하고,  $\chi^2$  검정이 유의하여 경계적 적합성을 보였다.

그럼에도 Y1(과식 또는 폭식 빈도)의 설명력( $R^2=0.056$ )은 크지 않게 조사되었는데, 이는 과식 또는 폭식이 개인의 정서 및 정신건강과 더불어 음주, 수면습관, 스트레스 등 다양한 요인에 좌우되는 특성에 기인한다. 따라서 본 연구에서 설정한 변수들 외의 다른 복합적 요인에 의해 더 크게 설명될 수 있음을 시사하며, 이는 본 연구의 한계로 제시되었다.

## V. 고찰

### 1. 주요 결과 해석

본 연구의 분석 결과는 주관적 계층(X)이 식습관(Y)에 미치는 영향이 삶의 만족도(M)에 의해 매개되며, 이 과정에서 사회 활동(W)에 의해 유의하게 조절되는 조절된 매개 구조를 검증하였다. 가중치 및 강건추정 분석 결과, Path a에서 사회 활동이 존재할수록 주관적 계층이 삶의 만족도에 미치는 긍정적 영향이 유의하게 약화되는 것을 확인하였다( $a_1=0.452$ ,  $p<.001$ ;  $a_3=-0.183$ ,  $p<.001$ ). 조건부 효과 또한 사회 활동 비참여 집단에서 더 크게 나타났으며( $W=0$ :  $b=0.452$ ;  $W=1$ :  $b=0.269$ ) 삶의 만족도의 원천이 계층에 대한 의존에서 사회적 관계 등 다양한 요인으로 이 동함을 시사한다.

Model 1(과식 또는 폭식 빈도, Y1)에서 삶의 만족도는 과식 또는 폭식의 빈도를 유의하게 감소시켰다( $b=-0.069$ ,  $p=.019$ ). 다만 주관적 계층의 직접 효과는 비유의( $c'=-0.009$ ,  $p=.738$ ) 하였으며, 주관적 계층의 간접 효과는 사회 활동 비참여 집단에서  $-.031(p=.020)$ , 참여 집단에서  $-.019(p=.018)$ 로 음의 방향으로 유의하게 나타났다. 조절된 매개지수는 양의 방향으로 유의( $index\_mod\_med=0.013$ ,  $p=.050$ ; 부트스트랩 BCa 95% CI [0.002, 0.015]로 유의)하여, 사회 활동을 하는 집단일수록 주관적 계층이 삶의 만족도에 미치는 영향력의 경사가 완만해짐에 따라 식습관으로 이어지는 간접 효과가 상대적으로 약화됨을 보여주었다. 즉, 사회 활동 비참여 집단은 삶의 만족도가 주관적 계층에 더 크게 종속되어, 그로부터 파생되는 과식 또는 폭식의 빈도 증가 효과가 더 강하게 나타나는 구조적 취약성을 가진다. 반면, 사회 활동 참여 집단의 경우 삶의 만족도의 원천이 분산되어 주관적 계층에 대한 의존도가 낮아지고, 식습관에 미치는 간접적 영향력도 상대적으로 작아짐을 확인했다.

Model 2(채소 섭취 가짓수, Y2)에서는 상반된 부호의 경로가 동시에 관찰되어 상쇄적 매개 효과가 나타났다. 삶의 만족도는 채소 섭취 가짓수를 유의하게 증가( $b=0.173$ ,  $p<.001$ ) 시켰으며, 주관적 계층이 삶의 만족도를 거쳐 채소 섭취 가짓수 다양화에 미치는 간접 효과는 사회 활동 참여 여부에 따라 그 크기가 다르게 나타났다( $W=0$ :  $b=0.078$ ,  $p<.001$ ;  $W=1$ :  $b=0.047$ ,  $p<.001$ )

이와 동시에 주관적 계층의 직접 효과는 음의 방향으로 유의( $c'=-0.062$ ,  $p=.003$ )

하여 ‘계층이 높을수록 건강한 식습관을 따른다/따르지 않는다’는 단선적인 명제가 아닌, 삶의 만족도 경로를 통한 긍정적 효과와 더불어 서구화·단품화 되는 라이프 스타일의 변화 등으로 인한 섭취 채소 다양성의 축소가 동시에 작용했을 가능성을 시사한다. 실제 본 연구에서 활용한 조사 대상 문항(Q6)의 내용은 채소의 양이 아닌 다양성(variety)을 묻는 질문으로, 전통적인 한식의 경우 밥과 국, 다양한 채소 위주의 반찬으로 구성되어 채소의 ‘가짓수’가 3~5가지로 높은 경우가 많다. 그에 비해 양식·배달·고단백 중심 식단은 그 가짓수를 낮출 가능성이 있다.

또한 조절된 매개지수 역시 유의하게 음의 값(index\_mod\_med=-0.032, p=.001)을 보여 ‘주관적 계층 인식(X) → 만족도(M) → 채소 섭취 가짓수(Y2)’로 이어지는 긍정적 간접효과의 규모가 사회 활동 참여 여부에 의해 축소됨을 확인했다. 집단별로는 비참여 집단에서 간접효과가 더 크게 나타나 사회 활동 비참여 집단의 삶의 만족도와 식습관이 주관적 계층에 더 강하게 의존하는 취약성이 보였다. 반대로 사회 활동 참여 집단은 계층 외 타 요인으로부터 삶의 만족도를 확보하고 있어 계층이 미치는 간접 효과가 상대적으로 낮게 나타나는 보호 효과가 관찰되었다.

## 2. 연구의 함의

이러한 결과는 서울시의 시민 식습관 개선을 위한 이론적, 실무적 함의를 제공한다. 이론적으로는 첫째, 주관적 계층과 삶의 만족도, 식습관의 연계가 사회 활동이라는 사회적 관계 자본의 존재 여부에 따라 달리 작용함을 실증적으로 증명했다. 둘째, 채소 섭취 가짓수라는 다양성 지표에서 발견된 경합적 매개 효과를 통해 삶의 만족도가 건강한 식습관을 촉진하는 한편, 식습관 패턴의 변화 등 기타 요인으로 인한 상쇄가 일어나 총 효과를 상쇄시킬 수 있음을 밝혀냈다. 셋째, 과식 또는 폭식 빈도에서는 삶의 만족도가 일관된 보호 요인으로 작동하면서도 효과의 크기가 사회 활동 여부에 의해 조절된다는 점에서, 정서적 웰빙과 사회적 자원의 결합이 식습관 개선에 핵심적인 요인일 가능성을 시사한다.

정책적으로는 첫째, 시민의 식습관 개선 정책 수립 시 사회 활동 비참여 집단을 우선시 하는 개입 전략이 요구된다. 이들에게 지역 커뮤니티 또는 소모임 등 접근 가능한 사회 자본 확보 기회를 제공하여 주관적 계층에 대한 삶의 만족도의 과도한 의존을 완화해 ‘주관적 계층 인식(X) → 만족도(M) → 식습관(Y)’ 경로의 부정적 영향을 줄일 수 있다. 둘째, 채소 섭취 가짓수 증진을 위하여 ‘다양성’을 앞세

운 커뮤니케이션이 필요하다. 예컨대 대학 및 산업단지 근로자 등을 대상으로 시행중인 ‘천원의 아침밥’ 등 공공 보조금이 지원되는 먹거리 지원 사업에 채소 3·5종 구성 옵션, 채소 다양성 묶음 추천 등의 다양성 강화 정책을 통해 간편하게 다양성을 확보하도록 유도할 수 있다. 마지막으로, 정서적 웰빙 증진과 사회 활동 참여를 결합한 스트레스 관리 요리 클래스 등 복합 중재를 통해 과식 또는 폭식 빈도 완화와 채소 다양성 증대를 동시에 목표하는 접근을 시도할 수 있다.

### 3. 연구의 한계 및 향후 제언

방법론적 관점에서의 본 연구는, 표본 가중치와 강건성 추정을 적용하고, 조절된 매개지수 및 부트스트랩(BCa, 5,000회) 신뢰구간을 통해 간접경로에 대한 통계적 견고성을 확보했다는 강점을 갖는다. 다만 횡단면 자료의 한계로 인과방향을 확정하는 데에는 주의가 필요하며, 자기보고식 응답 방식에 따른 사회적 바람직성 편향(Social Desirability Bias) 가능성을 배제할 수 없다는 한계를 갖는다. 또한, Model Y1의 설명력( $R^2=0.056$ )이 낮아 연구에서 논의된 변수 외 개인의 상황, 스트레스, 우울, 음주 등 기타 변수의 잔존 가능성이 있고, Y2 변수가 ‘다양성’에 대한 지표임에 유의하여 섭취량 또는 빈도와는 해석 차이를 명확히 해야한다. 사회 활동 참여 지표 또한 참여 유무라는 이분화 수준으로만 분석에 활용돼 사회 활동의 종류나 강도, 빈도, 관계의 질 등을 충분히 반영하지 못했다는 한계가 있다. 따라서 향후 연구에서는 각 지표에 대한 연속적, 다각적 측정과 간접효과의 범위 규명 등을 통해 연구의 재현성과 해석력을 강화할 필요가 있다.

## VI. 결론

본 연구는 ‘2023년 서울시민 먹거리조사’를 활용하여, 주관적 계층(X)이 삶의 만족도(M)를 통해 식습관(Y)에 미치는 간접경로가 사회 활동(W)에 의해 조절되는지를 검증하였다.

주요 분석 결과, 사회 활동은 주관적 계층에서 삶의 만족도로 이어지는 긍정적 경로를 유의하게 완충하는 보호 요인으로 연관됨을 확인하였다. 즉, 사회 활동은 개인의 삶의 만족도를 계층이라는 제약으로부터 부분적으로 분리시키는 역할을 수행하였다.

이러한 조절 효과는 최종적인 간접 경로( $X \rightarrow M \rightarrow Y$ )의 규모에서도 유의미한 차이를 만들었다. Y1(과식 또는 폭식 빈도)의 조절된 매개지수는 0.013으로 경계적 유의성( $p=.050$ )을 보였고, Y2(채소 섭취 가짓수)의 조절된 매개지수는 0.032로 통계적으로 매우 유의( $p=.001$ )한 결과를 가졌다. 이는 두 모델 모두에서 사회 활동 비참여 집단의 삶의 만족도와 식습관이 자신의 주관적 계층에 더욱 강하게 의존하는 구조적 취약성을 가지며, 사회 활동 참여 집단에서는 이러한 계층 의존적 간접 효과가 유의하게 축소됨을 시사한다.

이는 사회 활동 비참여 집단을 식습관 개선 정책의 우선적인 대상으로 고려할 필요가 있음을 시사한다. 따라서 정책적으로는 이들에게 지역 커뮤니티나 소모임 등 접근 가능한 사회적 관계망을 제공하여, 삶의 만족도의 원천을 다각화하고 주관적 계층에 대한 과도한 심리적 의존을 완화하는 전략이 요구된다.

다만 본 연구는 2023년 11월이라는 시점에서 조사된 횡단면 자료로서 인과 방향을 확정하는 데 주의가 필요하며, 자기보고식 응답의 사회적 바람직성 평향 문제를 배제할 수 없다. 향후 연구에서는 패널 데이터나 개입 연구를 통해 본 연구에서 발견된 메커니즘을 재검증할 필요가 있다. 또한 사회 활동의 강도, 빈도, 질 등을 정밀하게 측정하고, 우울이나 스트레스와 같은 정신건강 지표를 병렬적 매개변수로 고려하여 식습관에 영향을 미치는 복합적인 사회심리학적 경로를 더욱 체계적으로 검증할 필요가 있다.

## 부록

Appendix A. Defined Parameters of Moderated Mediation Models (Y1 = Overeating)

Parameter	b (robust)	SE (robust)	p	95% CI (robust)	b (BCa)	SE (Bca)	p (BCa)
Path a at W = 0 (X → M)	0.452	0.040	<.001	[0.373, 0.531]	0.395	0.023	<.001
Path a at W = 1 (X → M)	0.269	0.030	<.001	[0.211, 0.328]	0.306	0.021	<.001
Indirect effect (W = 0): a1×b	-0.031	0.013	.020	[-0.058, -0.005]	-0.030	0.009	.001
Indirect effect(W=1) : (a1+a3)×b	-0.019	0.008	.018	[-0.034, -0.003]	-0.024	0.007	.001
Index of moderated mediation: a3×b	0.013	0.006	.050	[0.000, 0.025]	0.007	0.003	.023
Total effect (W = 0) : c' + a1×b	-0.040	0.022	.070	[-0.083, 0.003]	0.000	0.017	.994
Total effect (W = 1) : c' + (a1+a3)×b	-0.027	0.022	.226	[-0.071, 0.017]	0.007	0.017	.694

Appendix B. Defined Parameters of Moderated Mediation Models (Y2 = Vegetable Intake)

Parameter	b (robust)	SE (robust)	p	95% CI (robust)	b (BCa)	SE (Bca)	p (BCa)
Path a at W = 0 (X → M)	0.452	0.040	<.001	[0.373, 0.531]	0.395	0.023	<.001
Path a at W = 1 (X → M)	0.269	0.030	<.001	[0.211, 0.328]	0.306	0.021	<.001
Indirect effect (W = 0): a1×b	0.078	0.013	<.001	[0.053, 0.104]	0.058	0.008	<.001
Indirect effect(W=1) : (a1+a3)×b	0.047	0.009	<.001	[0.029, 0.064]	0.045	0.006	<.001
Index of moderated mediation: a3×b	-0.032	0.009	.001	[-0.050, -0.014]	-0.013	0.005	.013
Total effect (W = 0) : c' + a1×b	0.017	0.019	.384	[-0.021, 0.055]	0.006	0.012	.635
Total effect (W = 1) : c' + (a1+a3)×b	-0.015	0.019	.430	[-0.052, 0.022]	-0.008	0.013	.556

Note. b = unstandardized coefficient. Robust estimates are based on sampling weights (wtb2) with sandwich standard errors and Yuan&#8211;Bentler correction. Bootstrap BCa estimates are obtained from 5,000 non-weighted resamples. X = subjective social status; M = life satisfaction; Y<sub>1</sub> = overeating frequency; Y<sub>2</sub> = vegetable variety; W = social activity (0 = no participation, 1 = participation).

## 참고문헌

- Baum, A., Garofalo, J., & Yali, A. (1999). Socioeconomic status and chronic stress: Does stress account for SES effects on health? *Annals of the New York Academy of Sciences*, 896(1), 131 - 144. <https://doi.org/10.1111/j.1749-6632.1999.tb08111.x>
- Cabiedes-Miragaya, L., Díaz-Méndez, C., & García-Espejo, I. (2021). Well-being and the lifestyle habits of the Spanish population: The association between subjective well-being and eating habits. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(4), 1553. <https://doi.org/10.3390/ijerph18041553>
- Cheon, B. K., & Hong, Y. Y. (2017). Mere experience of low subjective socio-economic status stimulates appetite and food intake. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 114(1), 72-77. <https://doi.org/10.1073/pnas.1607330114>
- Cohen, S., & Wills, T. A. (1985). Stress, social support, and the buffering hypothesis. *Psychological Bulletin*, 98(2), 310 - 357. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.98.2.310>
- Cohen, S., Doyle, W. J., & Baum, A. (2006). Socioeconomic status is associated with stress hormones. *Psychosomatic Medicine*, 68(3), 414 - 420. <https://doi.org/10.1097/01.psy.0000221236.37158.b9>
- Moraes, C. E. F., Antunes, M. M. L., Mourilhe, C., Sichieri, R., Hay, P., & Appolinario, J. C. (2023). Food consumption during binge eating episodes in binge eating spectrum conditions from a representative sample of a Brazilian metropolitan city. *Nutrients*, 15(7), 1573. <https://doi.org/10.3390/nu15071573>
- Rahal, D., Chiang, J. J., Huynh, V. W., Bower, J. E., & McCreath, H. (2023). Low subjective social status is associated with daily selection of fewer healthy foods and more high-fat/high sugar foods. *Appetite*, 180, 106338. <https://doi.org/10.1016/j.appet.2022.106338>
- Schnettler, B., Miranda, H., Lobos, G., & Orellana, L. (2015). Eating habits and subjective well-being: A typology of students in Chilean state universities. *Appetite*, 89, 203 - 214. <https://doi.org/10.1016/j.appet.2015.02.008>
- Spinoso, J., Christiansen, P., Dickson, J. M., Lorenzetti, V., & Hardman, C. A. (2019). From socioeconomic disadvantage to obesity: The mediating role of psychological distress and emotional eating. *Obesity*, 27(4), 559 - 564.

<https://doi.org/10.1002/oby.22402>

- Umberson, D., & Montez, J. K. (2010). Social relationships and health: A flashpoint for health policy. *Journal of Health and Social Behavior*, 51(1\_suppl), S54-S66. <https://doi.org/10.1177/0022146510383501>
- Yeo, J., & Lee, Y. G. (2019). Understanding the association between perceived financial well-being and life satisfaction among older adults: Does social capital play a role? *Journal of Family and Economic Issues*, 40, 592 - 608. <https://doi.org/10.1007/s10834-019-09634-2>
- Zaidi, T. (2017). Self-restraining with overeating habits. *Journal of Nutraceuticals and Food Science*, 2(3), 16. <https://nutraceuticals.imedpub.com/articles/self-restraining-with-overeating-habits.php?aid=21194>

## Abstract

## Does the Weight of Social Status Reach the Dining Table? : The Effects of Subjective Social Status on Eating Habits and the Buffering Role of Social Activity

This study examines a moderated mediation model linking subjective social status (SSS) to eating behaviors via life satisfaction and examines whether social activity participation buffers these associations. Using the 2023 Seoul Food Survey microdata ( $n = 3,594$ ; weighted), we estimated structural models in R (lavaan) with sampling weights and robust (Yuan-Bentler) corrections. SSS and life satisfaction were measured on 0-10 ladders; social activity was a binary indicator of participation in any organization; outcomes were overeating frequency and vegetable variety. Social activity significantly attenuated the positive association between SSS and life satisfaction (interaction  $a_3 = -0.183$ ,  $p < .001$ ;  $R^2(M) = .294$ ). Life satisfaction predicted less overeating ( $b = -0.069$ ,  $p = .019$ ) and greater vegetable variety ( $b = .173$ ,  $p < .001$ ). Indirect effects varied by social activity: for overeating,  $-0.031$  ( $W=0$ ) vs.  $-0.019$  ( $W=1$ ), with an index of moderated mediation =  $0.013$  ( $p = .050$ ); for vegetable variety,  $0.078$  ( $W=0$ ) vs.  $0.047$  ( $W=1$ ), index =  $-0.032$  ( $p = .001$ ). These findings suggest that individuals without social participation show stronger dependence of life satisfaction—and thus eating behaviors—on perceived status, indicating structural vulnerability, whereas participation functions as a protective factor. Policy should prioritize socially inactive groups and combine dietary guidance with opportunities to build social ties.

**Key Words :** subjective social status, life satisfaction, social activity, dietary habits