

한국판 정서적 섭식 동기 척도(K-PEMS)의 타당화[†]

김 대 영

인천광역시의료원 정신건강의학과
수련임상심리사

원 성 두[‡]

대구가톨릭대학교 심리학과
교수

정서적 섭식은 정서적 자극에 반응하여 음식을 섭취하는 행동으로서 과식 및 비만 등 건강 문제와 밀접한 관련이 있다. 그러나 현재까지 국내에서 정서적 섭식을 측정하는 척도들은 주로 부정적 정서에 반응하여 나타나는 섭식 행동에만 초점을 맞추고 있다. 이로 인해, 긍정적 정서 상황을 포함한 다차원적 섭식 동기를 반영하지 못하는 한계가 있다. 본 연구는 정서적 섭식과 관련해 자극적인 음식 섭취 행동의 다양한 동기를 평가할 수 있도록 개발된 Palatable Eating Motives Scale(PEMS, Boggiano, 2016)을 한국어로 번안하고 그 타당성과 신뢰도를 검증하고자 하였다. 성인 350명을 대상으로 K-PEMS를 실시한 결과, 원척도와 달리 '대처와 보상/고양', '사회', '동조'의 3 요인 구조의 19문항이 탐색적 요인분석에서 발견되었다. 하지만, 확인적 요인분석에서는 3요인 구조와 기존의 4요인 구조 모두를 분석하였고, 모형 적합도와 임상적 활용도를 고려해 4요인(대처, 보상/고양, 사회, 동조) 구조의 19문항을 최종 선택하였다. 또한, 문항 및 각 하위척도의 양호한 내적 일관성(Cronbach's $\alpha=.764\sim.866$)이 나타났다. K-PEMS는 기존 정서적 섭식 척도(NEIEMS) 및 관련 심리학적 변인들과 유의한 상관을 보여 수렴 및 준거 타당도가 입증되었다. 본 연구는 정서적 섭식의 다양한 양상을 포괄적으로 평가할 수 있는 도구로서 K-PEMS의 국내 활용 가능성을 제시하였으며, 향후 섭식행동 관련 심리평가 및 건강심리학적 개입 연구에 유용한 기초 자료를 제공할 것이다.

주요어: 정서적 섭식, 섭식 동기, 척도 타당화

[†] 본 연구는 제1저자의 석사 학위 논문을 수정·보완한 것임.

[‡] 교신저자(Corresponding author): 원성두, 대구가톨릭대학교 심리학과 교수, (38430) 경상북도 경산시 하양읍 하양로 13-13, E-mail : wonfuture@cu.ac.kr



Copyright ©2025, The Korean Health Psychological Association. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

인간의 생존에 필수적인 요소 중 하나는 섭식이지만, 부적응적 섭식은 과식, 비만, 신체건강 문제 등을 야기할 수 있다. 국내에서는 성인 비만 인구가 꾸준히 증가하는 추세로, 2009년 30.5%에서 2019년 33.7%로 증가하였으며(보건복지부, 2021), 아동 및 청소년의 이상지질혈증 유병률 역시 증가하고 있다(송경철 외, 2021). 또한, 청소년들의 고열량 음식 섭취 및 불균형적인 영양상태가 증가하고 있으며(차성웅, 2020), 박승빈 등(2024) 연구에서 20~30대 비만율이 코로나 이후로 증가하였으며 비만인 사람들이 아침 식사를 거르고 채소나 과일 등을 섭취하는 양이 적고 고열량 간식이나 과식 등의 위험성이 높은 것으로 나타났다. 이러한 섭식 문제를 개선하기 위해서는 고칼로리 음식이나 탄산음료 소비 감소 등 건강한 식습관 형성이 필요하다. 따라서 식습관에 영향을 미칠 수 있는 부적응적 섭식 행동과 관련된 요인을 알아보는 것은 식습관 개선 및 건강한 식습관 형성에 중요할 수 있다.

섭식 동기는 일반적으로 항상성 배고픔(homeostatic hunger)과 쾌락적 배고픔(hedonic hunger)으로 분류할 수 있는데(Lowe & Butryn, 2007), 단지 칼로리 섭취를 위해서가 아니라 즐거움을 경험하기 위해서 발생할 수 있다. 따라서 섭식 행동은 음식의 양, 음식의 종류, 먹는 방법, 시간, 장소 이외에도 신체적, 정서적, 사회문화적, 경제적 요인 등 많은 요인들이 복합적으로 관여하는 것으로 알려져 있다(Hossain et al., 2025). 특히, 섭식 문제와 관련해 주목받는 개념 중 하나는 심리적 문제와 관련되어 있는 정서적 섭식(emotional eating)이다. 비만의 원인과 관련해 Kaplan과 Kaplan(1957)이 제안한 정신신체 이론

(psychosomatic theory)에 따르면, 음식 섭취가 심리적 긴장이나 불안을 완화시키는 일종의 정서적 대처 전략으로 작용할 수 있으며, 음식 섭취를 통해 일시적인 쾌감과 정서적 안정을 얻을 수 있게 되면 그러한 행동 패턴이 강화될 수 있다. 이는 개인으로 하여금 점차 자신의 배고픔이나 포만감 등 내적 감각에 둔감해져, 이를 인식하기 어려워지며 스트레스나 타인의 권유 같은 외부 자극에 민감해지게 만든다. 따라서, 자기조절력이 부족하고 정서처리가 미숙한 유년기에 이러한 습관이 지속되면 심리적으로 불안정할 때마다 자동적으로 음식을 찾게 되는 정서적 섭식으로 이어지며 비만이나 섭식 장애를 초래할 수 있다.

초기 연구는 정서적 섭식을 배고프지 않은 상태에서 부정적 정서(예: 분노, 우울, 슬픔, 지루함, 스트레스 등)에 대처하기 위한 수단으로 음식을 섭취하는 행동으로 정의하였다(Amow et al., 1995). 이는 정상 체중을 가진 사람들에게서도 흔히 나타나는 현상으로 섭식장애로 분류하기에는 그 심각도가 낮은 편이다(Frayn et al., 2020). 일반적으로 스트레스나 정서적 각성은 위장관 활동을 억제하고 혈당을 증가시켜 포만감과 유사한 생리적 상태를 유도하므로 섭식 행동이 감소하지만, 내수용기 신호 인지능력이 낮은 경우 정서적 각성에 대한 반응으로 과식이 나타날 수 있으며 체중 증가로 이어질 수 있다(Van Strien & Ouwens, 2003). 따라서 정서적 섭식은 과식(overeating)이나 체질량지수(Body Mass Index[BMI])와 관련이 있으며, 다양한 섭식장애의 기저 요인으로 작용할 수 있다는 점에서 임상적으로 중요하다(boggiano, 2016). 실제로 정서적 섭식은 우울감, 낮은 자존감 등 심리적 문제와도 관련이 있는 것으로 나타나

정서적 섭식은 섭식행동 이외에도 다양한 정신건강 문제의 위험 요인으로 간주되고 있다(Beckers et al., 2024; Muha et al., 2024).

한편, 정서적 섭식을 측정하는 도구로 가장 널리 사용되고 있는 것이 네덜란드 식이행동질문지(Dutch Eating Behavior Questionnaire [DEBQ])이다(Van Strien et al., 1986). DEBQ는 개인의 섭식 행동에 동기나 자극에 따른 섭식 행동을 분류하여 섭식 장애나 체중 증가의 행동적 원인을 이해하고자 한 척도로써 부정적인 정서가 느껴질 때 이를 조절하거나 회피하기 위한 정서적 섭식(emotional eating), 배고픔과 무관하게 음식의 시각적 및 후각적 자극이나 타인의 행동에 따른 외적 섭식(external eating), 체중 감소나 유지를 위한 의도적인 섭식 통제인 억제적 섭식(restrained eating)의 세 가지 하위척도로 구성되어 있으며 총 33문항으로 이루어져 있다. 이 중 정서적 섭식 하위척도는 우울이나 불안 등 부정적인 정서 상태에서 음식을 섭취하려는 경향을 측정한다. 이외에 Arnow 등(1995)이 개발한 Emotional Eating Scale도 정서적 섭식을 측정하는 도구로서, 특정 부정적인 정서가 섭식 충동에 영향을 미치는지를 평가하고자 개발되었다. 정서적 섭식을 유발하는 분노/좌절, 불안, 우울의 세 가지 하위 척도로 구성되어 있으며 폭식 행동과 높은 상관을 보이는 것으로 알려져 있다.

최근에는 긍정적 정서 상황에서도 정서적 섭식이 발생할 수 있음이 보고되어(Nolan et al., 2010), 정서적 섭식이 단지 부정적 정서에만 국한되지 않고, 기쁨, 즐거움, 만족감 등 긍정적 정서 상황에서도 발생할 수 있다는 경험적 증거들이 보고되고 있다(Barnhart et al., 2021). 이러한 긍

정적 정서 상황에서의 정서적 섭식은 오히려 부정적 정서보다 더 많은 과식을 유발하는 것으로 나타났으며(Bongers et al., 2013), 개인이 정서적으로 중립적인 상황을 긍정적으로 해석하게 되면 부정적으로 해석하거나 있는 그대로 해석할 때보다 음식에 대한 갈망이 증가할 수 있음을 보여주었다(Levy et al., 2023). 이에 따라 Van Strien 등(2013)은 기존 네덜란드 식이행동질문지(DEBQ)에 긍정적 정서 하위척도를 추가하려는 시도를 하였으나, 긍정적 섭식과 부정적 섭식이 서로 다른 구성개념이라는 결과에 따라 별도의 측정이 필요하다는 결론을 제시하기도 하였다. 또한 정서적 섭식 성향을 지닌 개인이 항상 정서에 반응하여 섭식 행동을 나타내는 것이 아니라는 연구들도 존재하며(Braden et al., 2020; Sambal et al., 2021), 이는 단순히 정서적 자극만으로 섭식 행동이 유발되지 않음을 보여주며, 기존의 정서적 섭식 개념이 지나치게 협소했음을 시사한다. 이러한 점을 고려할 때, 정서적 섭식 행동의 발생에는 정서뿐 아니라 동기, 사회적 맥락, 개인차 요인 등 다양한 심리사회적 요소들이 복합적으로 작용함을 알 수 있으며, 이들을 포괄할 수 있는 보다 정교한 측정 도구를 개발할 필요성이 제기된다.

그럼에도 불구하고 현재까지 국내에서 사용되는 정서적 섭식 측정 도구들은 대부분 부정적 정서에만 초점을 맞추고 있는데, 대표적으로 부정적 정서 유발 섭식 동기 척도(Negative Emotion-Induced Eating Motive Scale [NEIEMS], 배하영, 이민규, 2004), 한국판 식이행동질문지(Korean Version of Dutch Eating Behavior Questionnaire [K-DEBQ], 김효정 외, 1996), 한국판 정서적 섭식 척도(Korean Version of Emotional Eating

Scale [K-EES], 이수현, 2000) 등이 이에 해당한다. 이러한 척도들은 대체로 여대생 표본을 대상으로 개발되었고, 정서적 섭식을 유발하는 다양한 정서 및 상황적 맥락을 충분히 반영하지 못하는 한계가 있다. 특히, 긍정적 정서에 기반한 정서적 섭식은 국내에 이를 타당하게 측정할 수 있는 도구가 부재하다는 점에서 다양한 정서를 고려한 평가와 연구에 어려움이 있다.

이에 본 연구에서는 비대사적 이유(non-metabolic reason), 즉 다양한 정서 및 상황적 맥락에서 자극적인 음식 섭취 행동을 유발하는 동기적 측면을 평가할 수 있도록 개발된 Palatable Eating Motives Scale(PEMS, Boggiano, 2016)을 국내 상황에 맞게 번안 및 타당화하고자 한다. PEMS는 지난 1년간 경험한 자극적 음식 섭취 행동을 4가지 동기 영역-대처(coping), 보상/고양(reward enhancement), 사회(social), 동조(conformity)-로 나누어 측정하며, 기존의 정서적 섭식 개념과 일관되면서도 더 폭넓은 심리사회적 맥락을 포괄하는 것이 특징이다. 특히, 보상/고양과 사회 하위척도는 긍정적 정서에 기반한 섭식 동기와 관련이 있는 것으로 나타났다(Burgess et al., 2014), 이는 부정적 정서뿐만 아니라 긍정적 정서 상황까지 고려한 정서적 섭식 평가에 유용하다는 점에서 기존 척도들에 비해 강점을 가진다. 또한 대처 하위척도의 경우 기존 NEIEMS 척도와 높은 상관을 보여(Stammers et al., 2021), 부정적 정서 상황에서의 정서적 섭식 동기를 간결하게 측정할 수 있는 대안적 도구로도 제시되고 있다. 이러한 점들을 종합할 때, PEMS는 정서적 섭식의 다양한 양상을 포괄적으로 평가할 수 있는 유용한 측정도구가 될 수 있으므로 본 연구

에서는 이 척도의 국내 타당화를 통해 정서적 섭식의 다면적 이해에 기여하고자 한다.

방 법

연구대상

본 연구는 만 19세 이상의 성인 총 350명을 대상으로 실시되었다. 문항의 타당도 검증을 위해서는 문항 수의 5배 이상에 해당하는 표본이 필요하다는 기존 연구(신성만 외, 2018)를 바탕으로, 20문항으로 구성된 PEMS의 타당화에는 최소 100명 이상의 표본이 요구되므로, 본 연구의 표본 수는 적절한 수준으로 판단된다.

연구는 아주대학교 기관생명윤리위원회(IRB No. 202111-HB-002)의 승인을 받은 후 실시되었으며, 자료는 온라인 설문 시스템을 이용하여 수집되었다. 참여자에게 개인 소지 기기(PC, 스마트폰 등)를 활용하여 편안한 환경에서 설문 참여하도록 안내하였으며, 응답 소요 시간은 약 25분이었다. 참여에 대한 보상으로 모든 응답자에게 설문 종료 후 4,000원 상당의 커피 교환권이 지급되었다.

측정도구

한국판 정서적 섭식 동기 척도(Korean version of the Palatable Eating Motives Scale [K-PEMS]). PEMS는 Boggiano(2016)가 개발한 도구로, 지난 1년 동안 자극적인 음식을 섭취한 동기에 대해 총 20문항, 5점 리커트 척도로(‘절대 먹지 않는다[1점]’~‘항상 먹는다[5점]’), 점

수 범위는 20~100점으로 구성되어 있다. 하위 척도는 다음의 네 가지로 구성된다: 대처 동기(1, 4, 6, 15, 17번), 보상/고양 동기(7, 9, 10, 13, 18번), 사회적 동기(3, 5, 11, 14, 16번), 동조 동기(2, 8, 12, 19, 20번). 점수가 높을수록 다양한 이유로 정서적 섭식 경향이 높음을 의미한다. 원 척도 개발 연구에서 하위척도별 내적 합치도(Cronbach's α)는 각각 .91, .83, .87, .73이었고, 전체 문항은 .93이었다. 본 연구에서의 내적 합치도는 대처 .87, 보상/고양 .76, 사회 .83, 동조 .82, 전체 문항은 .90로 나타났다.

PEMS의 국내 타당화를 위해 원 저자의 허락을 받은 후, 본 연구자가 1차 번안을 수행하고, 이중 언어자에 의해 역번안이 이루어졌다. 이후 내용 타당도 확보를 위하여 미국에서 박사 학위를 취득한 심리학 전공 교수 2인과 임상심리 전문가 4인이 문항의 적절성을 평가하였다. 내용 타당도 평정 결과, 5점 리커트 척도('매우 적합하지 않음' [1점]~'매우 적합함' [5점])에서 평균 3점 이하를 받은 문항은 이중 언어자 및 공동 연구자와의 논의를 통해 문항을 수정하였으며, 이 과정을 거쳐 최종 문항이 확정되었다.

부정적 정서로 유발된 섭식 동기 척도 (NEIEMS). NEIEMS는 배하영과 이민규(2004)가 Arnou 등(1995)의 정서적 섭식 척도를 개선하여 한국 성인 집단에 맞게 개발한 척도로, 총 12 문항으로 구성되어 있으며, 각 문항은 0점에서 6점까지의 7점 리커트 척도로 응답한다. 점수가 높을수록 부정적 정서로 인한 섭식 동기가 강함을 의미한다. 원척도의 내적 합치도(Cronbach's α)는 .97이었으며, 본 연구에서도 .95로 매우 우수한 신

뢰도를 보였다.

폭식 척도(Binge Eating Scale [BES]). BES는 Gormally 등(1982)이 개발한 도구로, 비만군의 폭식 경향을 평가하기 위해 제작되었으며, 총 16문항으로 구성되어 있다. 각 문항은 4점 리커트 척도(0~3점)상에서 응답하도록 구성되며, 점수에 따라 폭식 정도를 평가한다(17점 이하: 경미 또는 없음, 27점 이상: 고위험군). 본 연구에서는 이수현(2000)이 번안한 한국판을 사용하였으며, 내적 합치도(Cronbach's α)는 .92로 나타났다.

정적 및 부정 정서 척도(Positive and Negative Affect Schedule [PANAS]). PANAS는 Watson 등(1988)이 개발한 도구로, 긍정 정서를 측정하는 10문항과 부정 정서를 측정하는 10문항, 총 20문항으로 구성되어 있다. 각 문항은 5점 리커트 척도('전혀 그렇지 않다' [1점]~'완전히 그렇다' [5점])로 응답하며, 본 연구에서는 이현희 등(2003)이 번안·타당화한 한국판을 사용하였다. 이 척도의 타당화 연구에서 정적 및 부정 정서의 내적 합치도(Cronbach's α)는 각각 .89와 .87이었고, 본 연구에서는 각각 .85와 .90로 확인되었다.

자료 분석

수집된 자료는 IBM SPSS Statistics 25.0 및 AMOS 22.0 프로그램을 활용하여 분석하였다. 먼저 전체 자료($N=350$)를 바탕으로 인구통계학적 특성을 산출한 후, 무선 할당을 통해 전체 표본을 탐색적 요인 분석 집단($n=175$)과 확인적 요인 분

식 집단($n=175$)의 두 집단으로 구분하였다. 체질량지수(Body Mass Index [BMI])는 자기보고한 신장(m^2)과 체중(kg)을 바탕으로 체중을 신장의 제곱으로 나눈 값(kg/m^2)으로 계산하였으며, 이를 신체적 섭취 지표로 활용하였다.

탐색적 요인 분석(EFA)을 수행하기에 앞서, 첫 번째 집단에 대해 한국판 정서적 섭취 동기 척도(K-PEMS)의 각 문항에 대한 평균, 표준편차, 왜도, 첨도 등 기본적인 기술통계와 일변량 정규성을 확인하였다. 문항 전체의 신뢰도를 확인하기 위해 Cronbach's α 계수를 산출하였고, 요인 분석의 타당성을 검증하기 위해 Kaiser-Meyer-Olkin(KMO) 표본 적합도 지수와 Bartlett의 구형성 검정을 수행하였다. 탐색적 요인 분석은 최대우도법(Maximum Likelihood Estimation)을 통해 요인을 추출하였으며, 요인 간 명확한 구분을 위해 직교 회전 방식인 베리맥스(Varimax) 회전을 적용하였다(Burgess et al., 2014).

확인적 요인 분석(CFA)은 두 번째 집단을 대상으로 AMOS 22.0 프로그램을 사용하여 수행되었으며, 요인 구조의 모형 적합도를 평가하기 위해 비교적합지수(Comparative Fit Index, [CFI]), 터커-루이스 지수(Tucker-Lewis Index, [TLI]), 평균제곱근오차근사(Root Mean Square Error of Approximation, [RMSEA]), 표준화된 평균제곱잔차(Standardized Root Mean Square Residual, [SRMR])를 사용하였다. 모형 적합도의 해석 기준은 다음과 같다: CFI와 TLI 값이 .90 이상일 경우 양호한 적합도로 간주되며(Schumacker & Lomax, 2004), RMSEA는 .05 이하일 경우 우수한 적합도, .08 이하일 경우 수용 가능한 적합도로 판단된다. 반면 .10 이상은 수용하기 어려운 모형 적

합도로 해석된다(Browne & Cudeck, 1992). 또한, SRMR은 .08 미만일 경우 양호한 적합도로 간주된다(Hu & Bentler, 1999).

마지막으로 척도의 수렴타당도와 변별타당도를 검증하기 위해 구성개념신뢰도(Construct Reliability, [CR]), 평균분산추출(Average Variance Extracted, [AVE])를 산출하였다. Fornell과 Lacker (1981)의 제안에 따라 CR은 .7이상, AVE는 .5 이상인 경우 수렴 타당도가 양호하고, 상관의 제곱값이 AVE 값보다 작다면 변별타당도가 양호한 것으로 판단하였다.

또한, 준거타당도를 검증하기 위해 기존의 섭취 관련 척도들(NEIEMS, BES), 정서 척도(PANAS), BMI 등과의 Pearson 상관분석을 실시하여 새롭게 변안된 척도의 타당성과 적용 가능성을 검토하였다. 아울러, K-PEMS가 폭식행동에 관한 기존 척도에 대한 추가적인 설명력이 있는지를 분석해 증분타당도를 확인하였다.

결 과

기술통계

최종적으로 결측값 없이 총 350명의 자료가 분석에 포함되었다. 성별은 남성 130명(37.1%), 여성 220명(62.9%)이었으며, 연령대는 20대가 243명(69.4%)으로 가장 많았고, 30대가 85명(24.3%) 40대가 16명(4.6%), 50대가 6명(1.7%) 순이었다. 학력은 대졸이 234명(66.9%)으로 가장 높은 비율을 차지하였다. 세부적인 인구통계학적 특성은 표 1에 제시하였다.

표 1. 인구통계학적 정보 (N=350)

구분	분류	빈도(명)	비율(%)
성별	남	130	37.1
	여	220	62.9
연령대	20대	243	69.4
	30대	85	24.3
	40대	16	4.6
	50대	6	1.7
	중졸 이하	1	0.3
학력	고졸	86	24.6
	대졸	234	66.9
	대학원졸	29	8.3

탐색적 요인분석

탐색적 요인분석에 앞서 실시한 문항별 기술통계는 표 2에 제시하였다. 모든 문항의 왜도 및 첨도는 절대값 2 이하로, 일변량 정규성 가정을 충

족하였다(Curran et al., 1996). 요인 분석의 적합성을 확인하기 위해 실시한 KMO 표본 적합도는 .869였으며, Bartlett의 구형성 검정 결과는 $\chi^2=1622.293(p<.001)$ 으로 분석이 적합함을 나타냈다(표 3).

표 2. 문항의 평균, 표준 편차, 왜도, 첨도

문항	M	SD	왜도	첨도
1. 나는 걱정들을 잊기 위해 이러한 음식/음료를 먹는다.	2.79	0.996	-0.106	-0.797
2. 나는 친구나 가족들이 내가 먹거나 마시기를 원하기 때문에 이러한 음식/음료를 먹는다.	2.54	1.032	0.185	-0.675
3. 나는 놀 수 있는 자리를 더 즐길 수 있기 때문에 이러한 음식/음료를 먹는다.	3.25	1.001	-0.476	0.203
4. 나는 우울하거나 긴장될 때 이를 완화하기 위해 이러한 음식/음료를 먹는다.	3.17	1.223	-0.303	-0.794
5. 나는 사람들과 어울리기 위해 이러한 음식/음료를 먹는다.	3.16	0.969	-0.518	-0.043
6. 나는 기분이 안 좋을 때 기분전환을 위해 이러한 음식/음료를 먹는다.	3.20	1.130	-0.499	-0.559
7. 나는 그 감각이 좋기 때문에 이러한 음식/음료를 먹는다.	2.94	1.145	-0.154	-0.656
8. 나는 다른 사람들이 먹거나 마시지 않는 것을 트집 잡거나 놀릴까봐 이러한 음식/음료를 먹는다.	1.74	1.054	1.216	0.335
9. 나는 자극적이어서 이러한 음식/음료를 먹는다.	2.67	1.181	0.140	-0.789
10. 나는 “기분을 좋게(도취 되게)” 만들기 위해 이러한 음식/음료를 먹는다.	3.02	1.196	-0.196	-0.854
11. 나는 사회적 모임이나 행사를 더 즐겁게 하기 때문에 이러한 음식/음료를 먹는다.	2.97	1.055	-0.347	-0.448

12. 나는 내가 좋아하는 그룹에 맞추기(따르기) 위해 이러한 음식/음료를 먹는다.	2.50	1.114	0.260	-0.694
13. 나는 즐거움을 주기 때문에 이러한 음식/음료를 먹는다.	3.38	1.032	-0.728	0.235
14. 나는 모임과 행사를 한층 더 분위기 좋게 하기 때문에 이러한 음식/음료를 먹는다.	2.94	1.049	-0.096	-0.438
15. 나는 스트레스를 줄이기 위해 이러한 음식/음료를 먹는다.	3.22	1.114	-0.414	-0.468
16. 나는 친구나 가족과 함께하는 특별한 행사(기념일, 명절)를 기념(축하)하기 위해 이러한 음식/음료를 먹는다.	3.18	1.071	-0.360	-0.206
17. 나는 내가 가진 문제들을 잊기 위해 이러한 음식/음료를 먹는다.	2.54	1.226	0.231	-1.059
18. 나는 호기심이 가거나 재밌기 때문에 이러한 음식/음료를 먹는다.	2.53	1.129	0.117	-0.955
19. 나는 다른 사람으로부터 호감을 얻기 위해 이러한 음식/음료를 먹는다.	1.93	1.078	0.986	0.104
20. 나는 다른 사람으로부터 소외감을 느끼지 않기 위해 이러한 음식/음료를 먹는다.	1.97	1.108	0.888	-0.306

표 3. K-PEMS의 탐색적 요인 분석

문항	1	2	3
6	.789		
1	.754		
15	.745		
17	.711		
4	.673		
10	.621		
7	.556		
13	.546		
9	.425	.417	
19		.807	
20		.757	
8		.747	
12		.532	
2		.460	
11			.781
3			.705
5			.690
14		.440	.625
16			.480
고유치	4.165	2.922	2.853
설명변량	21.922	15.380	15.013
누적설명변량	21.922	37.303	52.316
KMO=.869, Bartlett의 구형성 검정=1622.293($p<.001$)			

표 4. K-PEMS의 3요인 19문항의 내적 합치도

요인명	Cronbach's α
대처와 보상/고양(9문항)	.887
사회(5문항)	.825
동조(5문항)	.822
전체 문항	.897

전체 20문항의 내적 합치도(Cronbach's α)는 .90로 높은 신뢰도를 보였으며, 어떤 문항도 제거 시 신뢰도가 증가하지 않았다. 이후 최대우도법(Maximum Likelihood)과 베리맥스(Varimax) 회전을 적용하여 탐색적 요인분석을 실시한 결과, 3요인 구조가 적합한 것으로 나타났다. 이 과정에서 공통성 값이 낮고(최저 .309), 안면 타당도 측면에서 부적절하다고 판단된 보상/고양 하위척도의 18번 문항(“나는 호기심이 가거나 재미있기 때 문에 이러한 음식/음료를 먹는다”)을 제거하였다.

문항 제거 후 총 19문항에 대해 분석을 반복한 결과, 기존의 대처 및 보상/고양 하위척도가 하나의 요인으로 묶인 3요인 구조가 도출되었으며, 각 요인의 요인 부하량은 모두 .40 이상이었다. 총 누적 분산 설명력은 54.385%로 양호한 수준이었다. 하위요인의 신뢰도(Cronbach's α)는 대처·보상/고양 요인(9문항) .887, 사회 요인(5문항) .825, 동조 요인(5문항) .822였으며, 전체 문항의 내적 합치도(Cronbach's α)는 .897로 나타났다(표 4).

표 5. CFA의 적합도 검증(3요인)

잠재변수	측정변수	Estimate		SE	CR
		B	β		
대처와 보상/고양	문항1	1	.744		
	문항4	1.337	.829	0.121	11.042***
	문항6	1.213	.818	0.112	10.882***
	문항15	1.204	.831	0.109	11.062***
	문항17	1.367	.786	0.131	10.425***
	문항10	1.077	.727	0.112	9.578***
사회	문항3	1	.744		
	문항5	1.192	.830	0.111	10.781***
	문항11	1.127	.805	0.108	10.454***
	문항14	1.198	.799	0.116	10.366***
	문항16	0.932	.666	0.109	8.561***
동조	문항2	1	.570		
	문항8	1.358	.764	0.181	7.482***
	문항12	1.413	.734	0.193	7.304***
	문항19	1.431	.829	0.182	7.843***
	문항20	1.558	.905	0.191	8.168***

*** $p < .001$

확인적 요인분석

AMOS 22.0을 사용하여 탐색적 요인분석에서 도출된 3요인 구조의 적합성을 확인하였다. 초기 3요인 모형의 적합도는 $\chi^2=393.215(p<.001)$, TLI=.862, CFI=.880, RMSEA=.097, SRMR=.087로 양호한 수준에 미치지 못하였다. 이에 따라, SMC 값이 .40 미만인 문항들 중 가장 낮은 9번, 7번, 13번 문항을 순차적으로 제거하여 모형을 수정하였다. 수정된 최종 3요인 모형의 적합도는 $\chi^2=243.180(p<.001)$, TLI=.901, CFI=.917, RMSEA=.090, SRMR=.081으로 나타나 수용 가능한 수준의 적합도를 보였다(표 6). 각 측정변수의 경로계수는 모두 유의하였다(표 5).

한편, 탐색적 요인분석 결과와 달리 원 척도 구

조인 4요인 모형도 동일 자료를 바탕으로 검증하였다. 표 7에 제시된 바와 같이 각 측정변수의 경로계수는 모두 유의하였다. 4요인 모형의 적합도는 $\chi^2=362.533(p<.001)$, TLI=.876, CFI=.894, RMSEA=.092, SRMR=.083로 최적의 수준은 아니었으나(표 8), 대처와 보상/고양 요인을 분리하여 해석할 수 있는 선행 연구의 이론적 타당성과 임상적 적용 가능성을 고려할 때, 본 연구에서는 4요인 구조를 수용 가능한 대안으로 판단하였다.

타당도 검증

K-PEMS의 수렴 타당도 및 변별타당도를 검증하기 위해 CR과 AVE를 산출하였으며, CR은 .804~.900으로 기준치를 .7보다 높고 AVE도

표 6. 측정 모형의 적합도(3요인 16문항)

모형	χ^2	df	TLI	CFI	RMSEA	SRMR
K-PEMS	243.180***	101	.901	.917	.090	.081

*** $p<.001$

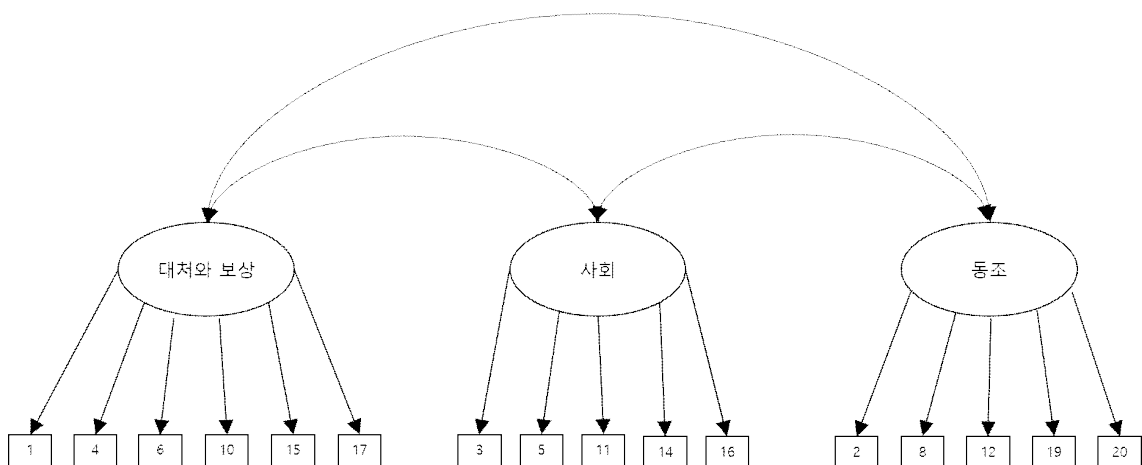


그림 2. PEMS 3요인 측정 모형

표 7. CFA의 적합도 검증(4요인)

잠재변수	측정변수	Estimate		SE	CR
		B	β		
대처	1	1	.734		
	4	1.339	.820	0.125	10.735***
	6	1.253	.834	0.115	10.926***
	15	1.237	.842	0.112	11.043***
	17	1.37	.778	0.135	10.163***
보상/고양	7	1	.651		
	9	1.021	.657	0.137	7.432***
	10	1.19	.803	0.137	8.696***
	13	.978	.733	0.120	8.121***
사회	3	1	.750		
	5	1.18	.828	0.108	10.878***
	11	1.119	.806	0.106	10.574***
	14	1.187	.797	0.114	10.459***
	16	.921	.663	0.107	8.59***
동조	2	1	.570		
	8	1.358	.763	0.182	7.478***
	12	1.413	.734	0.194	7.301***
	19	1.432	.830	0.183	7.843***
	20	1.558	.905	0.191	8.165***

*** $p < .001$

표 8. 측정 모형의 적합도(4요인, 19문항)

모형	χ^2	df	TLI	CFI	RMSEA	SRMR
K-PEMS	362.533***	146	.876	.894	.092	.083

*** $p < .001$

.509~.644로 기준치인 .5 보다 큰 것으로 나타나 각 잠재변수의 수렴 및 변별 타당도는 양호한 것으로 확인되었다(표 9). 다만, 대처 및 보상/고양의 잠재변수 간의 상관이 지나치게 높아 상관의 제곱이 AVE 값보다 큰 것으로 나타나 유사한 개념일 가능성이 있어 보인다. 그러나 이는 앞서 요인 분석에서 언급한 바와 같이 원척도의 이론적 타당성 및 임상적 활용성을 고려할 때 별개의 요

인으로 구별하는 것이 유용할 것으로 보인다.

준거 타당도를 검증하기 위해 정서적 섭식 행동을 측정하는 NEIEMS 및 섭식 문제 행동을 측정하는 BES와의 상관분석을 실시하였다. 분석 결과는 표 10에 제시되었다. K-PEMS 총점은 NEIEMS($r=.658$, $p<.001$), BES($r=.606$, $p<.001$)와 유의한 정적 상관을 보였다. 특히 대처 하위척도는 NEIEMS와 $r=.717$ ($p<.001$)로, K-PEMS 전체

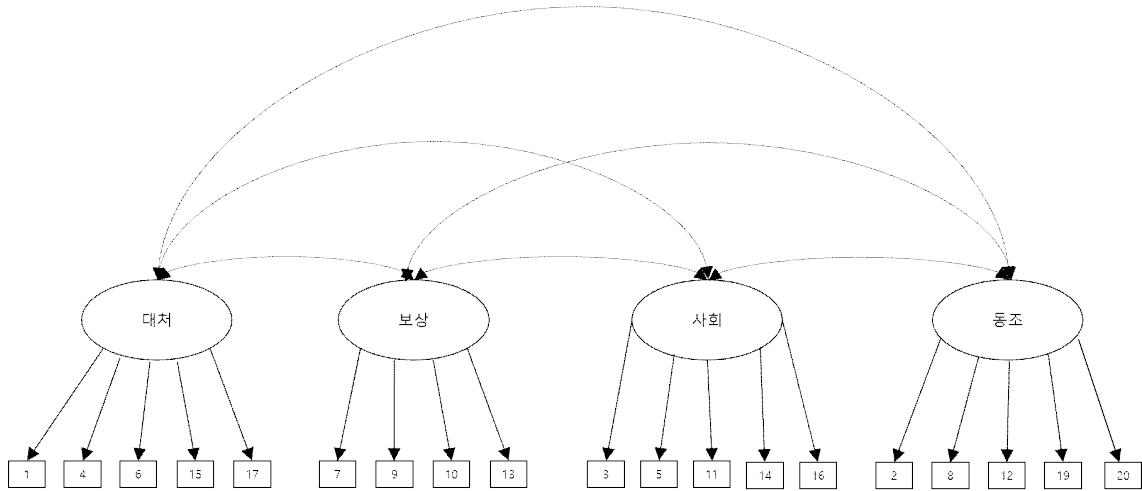


그림 3. PEMS 4요인 측정 모형

점수보다 높은 상관을 나타내 정서적 섭식 동기와의 강한 관련성을 보여주었다. 또한 부정 정서와 K-PEMS 총점 및 하위 요인 모두에서 정적 상관을 보였으며, 사회 및 동조 하위 요인의 경우 긍정적인 정서 표현들과도 정적 상관이 있는 것으로 나타났다. 이에, 정서적 섭식이 부정적인 정서에서 뿐만 아니라 긍정적인 정서 경험에서도 나타날 수 있음을 확인하였다. 아울러, BMI와는

K-PEMS의 하위 요인인 보상/고양과의 약한 정적 상관 이외에는 상관이 없는 것으로 나타났다. 이는 선행 연구에서 PEMS가 BMI가 높아질수록 점수가 전반적으로 증가하나 보상/고양 하위 요인 외에는 유의미한 정적 상관이 없었으며, BES와의 선형 회귀 분석에서 BMI와 상관이 낮은 것으로 나타나 BMI를 직접적으로 예측하지는 못하는 것으로 보고된다(Boggiano, 2016). 이에, K-PEMS가

표 9. 측정 모형의 잠재변수 간 상관계수(상관의 제곱), 개념신뢰도, 평균분산추출지수 (4요인)

잠재변수	1	2	3	4
대처	—			
보상/고양	.871*** (.759)	—		
사회	.535*** (.286)	.618*** (.381)	—	
동조	.433*** (.187)	.461*** (.213)	.575*** (.331)	—
CR	.900	.804	.879	.876
AVE	.644	.509	.594	.591

주. 괄호는 해당 상관 값의 제곱

*** $p < .001$

표 10. K-PEMS, BMI, BES, NEIEMS, PANAS 척도 간 상관

척도	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1. K-PEMS	-									
2. 대처	.836***	-								
3. 보상/고양	.836***	.730***	-							
4. 사회	.788***	.489***	.535***	-						
5. 동조	.754***	.442***	.423***	.547***	-					
6. BMI	.148	.076	.165*	.141	.101	-				
7. BES	.606***	.584***	.558***	.325***	.465***	.210**	-			
8. NEIEMS	.658***	.717***	.541***	.354***	.478***	.109	.676***	-		
9. PANAS긍정	.144	.081	.013	.176*	.196**	.079	-.006	.180*	-	
10. PANAS부정	.476***	.382***	.345***	.313***	.482***	-.006	.558***	.504***	.112	-

주. K-PEMS: 정서적 섭식 동기 척도, BMI: 체질량 지수, BES: 폭식 척도, NEIEMS: 부정적 정서로 유발된 섭식 동기 척도, PANAS: 정적 및 부정 정서 척도

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

표 11. 폭식 행동에 대한 위계적 회귀분석

준거변수	단계	예측변수	B	SE	β	F	t	R ²
BES	1	NEIEMS	0.375	0.031	.676	145.208	12.050***	.456
	2	NEIEMS	0.271	0.040	.488	86.832	6.839***	.502
		K-PEMS	0.949	0.238	.285		3.991***	

주. K-PEMS: 정서적 섭식 동기 척도, BES: 폭식 척도, NEIEMS: 부정적 정서로 유발된 섭식 동기 척도

*** $p < .001$

BMI와 개념적으로 관련성이 낮은 점을 고려할 때 특정 하위척도와만 상관이 있다는 점은 오히려 비만에 대한 다른 특성을 반영한다고 해석할 수 있어 BMI와의 변별타당도가 있는 것으로 시사된다.

추가로, 폭식행동을 준거로 기존의 부정적 정서적 섭식에 대해 증분타당도가 있는지 확인하기 위해 위계적 회귀분석을 실시하였다. 분석결과는 K-PEMS가 폭식행동을 유의하게 정적으로 예측하고($\beta = .285$, $p < .001$), 4.6%의 추가적인 설명량을 가지는 것으로 분석된다(표 11). 따라서 K-PEMS가 연구 및 임상 현장에서 독립적인 유용성을 가질 수 있겠다.

논 의

본 연구는 정서적 섭식 동기를 평가하기 위한 도구인 PEMS를 한국어로 번안하고, 이를 국내 성인 표본을 대상으로 타당화하고자 하였다. 연구 결과, 한국어판 PEMS(K-PEMS)는 원척도의 20 문항 중 1문항을 제외한 19문항이 최종 도구에 포함되었으며, 국내 성인 표본에서도 충분한 내적 일관성과 타당성을 갖춘 측정도구로 확인되었다. 또한, 전통적인 부정적인 정서 중심 척도인 NEIEMS에 비해 정서적 섭식 동기의 다차원적 측면을 보다 폭넓게 포착할 수 있는 도구로써 가능성을 보여주어 국내 정서적 섭식 연구의 기초

도구로 활용될 수 있다는 것이 지지되었다.

우선, K-PEMS의 국내 타당화 결과는 원칙도와 일부 차이를 보였다. 원칙도는 대처(coping), 보상/고양(reward enhancement), 사회(social), 동조(conformity)의 네 가지 하위 요인으로 구성되어 각 요인은 5문항으로 이뤄졌으며, 터키에서 실시된 타당화 연구에서도 동일한 구조가 확인된 바 있다(Sylvester et al., 2018). 그러나 본 연구에서는 탐색적 요인분석에서 3요인이 확인되었고, 확인적 요인분석을 통해 K-PEMS의 3요인 및 4요인 구조 모두 대체로 지지되어 일부 문항의 수정 및 제거를 통해 보다 적합한 3요인 또는 4요인 구조로 재구성될 수 있음이 확인되었다. 특히 대처(coping)와 보상/고양(reward enhancement) 하위 요인이 높은 상관을 보여 하나의 요인으로 묶이는 경향이 있었으며, 수렴 및 변별 타당도에서도 대처 및 보상/고양 간의 상관이 AVE보다 큰 것으로 나타나 다른 하위요인들과 다르게 두 개념이 유사할 가능성이 있어 보인다. 그러나 이러한 결과는 문화적 맥락의 차이에 따른 문항 해석의 차이에서 비롯된 것으로 해석할 수 있는데, 한국과 같은 집단주의 문화에서는 개인의 정서 경험이나 인지 판단에 있어 상황 및 맥락 요인의 영향이 크며(박수진, 2012), 보상/고양 하위척도의 문항들이 긍정적인 정서 기반 동기를 묻고 있음에도 구체적인 상황적 단서가 부족하여 부정적인 정서 완화나 스트레스 조절과 유사한 맥락으로 해석했을 가능성이 존재한다. 특히, 정서 조절 전략으로서의 섭식은 부정적 정서 상황에서 주로 인지되고 활용되는 경향이 있기 때문에(Zelenski & Larsen, 2000), 이는 대처 문항들과 유사하게 해석되었을 가능성을 높인다. 이러한 맥락에서, 대

처 및 보상/고양 하위척도가 하나의 요인으로 수렴된 결과는 문화적 요인의 반영으로 이해될 수 있다. 그러나 이론적 맥락과 임상적 활용 가능성을 고려할 때 두 요인을 분리하여 해석하는 것이 더 타당한 것으로 판단된다. 이는 정서 조절이라는 공통된 기능을 갖더라도 스트레스 완화와 긍정적 보상 추구라는 동기의 차이가 실제 개입 전략에서는 구분되어야 함을 고려할 때 중요할 수 있겠다.

다음으로, 타당도 분석 결과를 살펴보면, K-PEMS는 정서적 섭식과 관련된 기존 척도들(NEIEMS, BES)과 유의미한 상관을 보였으며, 특히 대처 하위요인이 부정적 정서로 유발된 섭식 동기 척도(NEIEMS)와 높은 상관($r=.717$)을 보여 기존 개념과의 일관성을 확인할 수 있었다. 또한 긍정적 정서와도 상관을 나타낸 사회 및 동조 하위척도는 정서적 섭식이 단지 부정적 정서 상황에서만 발생하는 것이 아니라, 긍정적 정서 경험이나 사회적 맥락, 타인의 기대나 대인관계적 압력에 의해서도 유발될 수 있다는 점에서 기존 개념의 확장을 의미한다. 이는 최근 정서적 섭식 개념이 지나치게 협소하게 정의되어 있다는 비판(Braden et al., 2020; Sambal et al., 2021)과도 맥을 같이 하며, 정서적 섭식을 ‘내적 정서 조절 전략’으로만 국한하기보다, 외적·사회적 요인과 상호작용하는 행동으로 이해할 필요성을 시사한다. 특히, 본 연구에서는 기존 척도(NEIEMS)에 비해 K-PEMS가 폭식 행동을 예측하는 데 있어 4.6%의 증분설명력(증분타당도)을 가지는 것으로 나타났다. 이는 K-PEMS가 정서적 섭식 행동을 보다 입체적이고 정교하게 설명할 수 있는 도구로서 기존 척도를 보완할 수 있음을 보여주는 결과로

해석할 수 있다. 이와 같은 증분타당도는 심리 평가 장면이나 임상 현장에서 폭식 행동의 원인과 동기를 이해하고 개입 방향을 설정하는 데 중요한 근거로 활용될 수 있다. 더불어, BMI와의 상관 분석 결과, K-PEMS는 전체 점수 기준으로는 BMI와 유의한 상관을 보이지 않았으나, 보상/고양 하위척도에서는 약한 정적 상관이 나타났다. 이는 기존 연구(Boggiano, 2016)에서도 보고된 바와 같이, 정서적 섭식 동기가 체질량지수 자체를 직접적으로 예측하기보다는, 섭식 행동의 질적 특성을 반영하는 데 더 적합한 개념임을 시사한다. 다시 말해, K-PEMS는 단순한 신체지표와의 연관보다는, 섭식 문제에 영향을 미치는 심리적 요인을 파악하고 행동적 특성을 이해하는 데 보다 섬세한 도구로 활용될 수 있을 것이다.

이러한 연구 결과를 종합할 때, 본 연구는 국내 정서적 섭식 연구에 있어 몇 가지 의의를 갖는다. 첫째, 섭식 동기에 대한 자기 인식(self-awareness)을 촉진할 수 있는 평가 도구로 활용 가능하다. 개인이 자신의 섭식 행동의 동기를 자각하는 것은 섭식 문제 개선의 첫걸음이며, 자극적인 음식에 대한 충동을 상황과 감정과 연결 지어 이해하게 만드는 데 기여할 수 있다. 이는 단순히 섭식 빈도를 측정하는 수준을 넘어, 개개인의 정서-행동 연결 고리를 이해하고 중재 전략의 출발점을 마련할 수 있다. 둘째, 마음챙김 기반(mindfulness-based) 섭식 개입의 정교화에 기초 자료를 제공할 수 있다. 정서적 섭식 동기의 맥락과 정서적 기능을 이해함으로써, 단순한 식이 조절 중심의 접근이 아닌 정서 및 동기 조절 기반의 개입 설계가 가능하다. 예를 들어, 스트레스 대처 중심 동기에는 정서 조절 훈련을, 사회 및 동

조 동기에서는 대인관계 기술 훈련을 포함한 개입 전략을 결합할 수 있다. 셋째, 기존 정서적 섭식 개념을 확장함으로써, 긍정 정서 및 사회적 요인에 기반한 섭식 경향을 포착할 수 있어, 섭식장애 예방 및 조기 개입에 있어 보다 민감한 평가 체계를 제공할 수 있다.

그럼에도 불구하고 본 연구는 몇 가지 제한점을 갖는다. 첫째, 보상/고양 하위척도 문항들이 대처 문항과 통합되어 해석되었다는 점은 원칙도의 하위요인 구조와의 일치성을 저해하는 요소이다. 이를 보완하기 위해 향후 연구에서는 보상/고양과 관련된 문항에 긍정적인 자극이나 즐거운 상황에 대한 맥락을 보다 명확히 제시하는 등 문항 수정을 고려할 필요가 있다. 그럼에도 불구하고, 본 연구에서 대처 하위척도가 NEIEMS와의 상관에서 K-PEMS 전체 점수보다 더 높은 상관을 보인 점은 정서적 섭식에서 부정적 정서 동기의 중심성을 시사한다. 이는 Stammers 등(2021)의 연구처럼 보다 간결한 하위척도 구성이 실용적일 수 있음을 암시한다.

둘째, 확인적 요인분석에서 나타난 모형 적합도는 일부 지표에서 기준치에 미치지 못하였으며, 최종적으로 채택된 4요인 구조도 통계적으로 최적 수준은 아니었다. 이러한 결과는 도구의 구조 타당성에 의문을 제기할 수 있다. 그러나 기존의 PEMS 타당화 연구들은 대부분 대학생을 대상으로 비교적 큰 표본에서 진행되었으며, 본 연구는 국내 최초로 이루어진 탐색적 시도라는 점에서, 이러한 제한은 도구 타당화의 초기 단계로 이해될 수 있다. 또한, 국내에서는 긍정 정서와 부정 정서 간에 정적 상관이 관찰되는 등 정서 경험에 있어 문화적 특성이 존재함이 보고된 바 있다(박

홍석, 이정미, 2016). 이는 정서와 관련된 문항이 포함된 K-PEMS의 적합도에 영향을 미쳤을 가능성을 시사한다.

셋째, 연구에 활용된 표본은 온라인을 통해 모집된 20~30대 성인으로, 비교적 제한적인 연령대와 인터넷 접근성이 높은 인구집단에 편중되었으며, 성별도 여성에 편중되어 있었다. 이에, 다양한 연령층과 사회적 배경을 포함하는 표본을 통해 도구의 일반화 가능성을 높일 필요가 있으며, 오프라인 조사나 SNS, 모바일 앱 등 다양한 매체를 활용한 접근 방식을 통한 표집 전략이 요구된다.

따라서, 향후 연구에서는 K-PEMS를 활용하여 섭식 동기의 성별, 연령, 문화적 차이, 섭식 문제와의 중단적 관계, 개입 전후 변화 측정 등에 대한 실증적 검증이 이루어질 필요가 있다. 또한, K-PEMS의 하위 요인별로 특화된 심리적 개입 전략(예: 사회적 동기 기반 섭식에 대한 대인관계 기술 훈련, 보상 기반 섭식에 대한 강화전략 재구조화 등)의 효과성을 검증하는 연구도 필요할 것이다.

종합하면, 본 연구는 한국어판 PEMS가 국내 성인 집단에서 신뢰성과 타당성을 갖춘 정서적 섭식 동기 평가 도구임을 입증하였으며, 정서적 섭식을 단일한 부정 정서 반응으로 보던 기존 관점을 넘어 사회적·정서적 동기 기반 행동으로 재해석할 수 있는 가능성을 제시한다. 기존 도구들이 정서적 섭식의 ‘행동’ 자체에 초점을 맞춘 반면, K-PEMS는 섭식 행동을 유발하는 ‘정서적 동기’를 구체적으로 구분하여 측정할 수 있는 도구로서 의의가 있다. 특히, 정서 조절과 섭식 간의 관계를 보다 다차원적으로 이해할 수 있는 근거를 제공하며, 이는 임상 및 상담 장면에서 섭식

행동의 표면적 증상에 집중하기보다는, 개인의 정서적 유인과 동기 체계를 이해하고 중재 전략을 설계하는 데 핵심적인 평가자료로 기능할 수 있음을 시사한다.

참 고 문 헌

- 김효정, 이임순, 김지혜 (1996). 식이행동 질문지의 신뢰도, 타당도 연구. 한국심리학회지: 임상, 15(1), 141-150. <https://kiss.kstudy.com/Detail/Ar?key=154058>
- 배하영, 이민규 (2004). 부정적 정서로 유발된 섭식동기 척도의 개발. 한국심리학회지: 건강, 9(1), 187-199.
- 박수진 (2012). 동서양 문화 특성에 따른 그래픽의 표현과 해석. 디자인학연구, 25(2), 157-168. <http://www.dbpia.co.kr/journal/articleDetail?nodeId=NODE01877535>
- 박승빈, 이민재, 강인순 (2024). 성인초기 남녀의 비만관련 건강행위 사회연결망 분석: 2021 년 국민건강영양조사 자료 활용. 글로벌 건강과 간호, 14(2), 134-145. <https://doi.org/10.35144/ghn.2024.14.2.134>
- 박홍석, 이정미 (2016). 정적정서 부적정서 척도(PANAS)의 타당화. 한국심리학회지: 일반, 35(4), 617-641. <http://doi.org/10.22257/kjp.2016.12.35.4.617>
- 보건복지부 (2021). *OECD Health Statistics 2021 소책자*. https://www.mohw.go.kr/board.es?mid=a10411010100&bid=0019&act=view&list_no=367832
- 송경철, 김호성, 채현욱 (2021). 소아청소년 이상지혈증의 유병률 및 치료. 대한의사협회지, 64(6), 410-415. <https://doi.org/10.5124/jkma.2021.64.6.410>
- 신성만, 윤지혜, 조요한, 고은정, 박명준 (2018). 예일음식중독척도 2.0 (Yale Food Addiction Scale 2.0) 국내 타당화 연구. 한국심리학회지: 여성, 23(1), 25-49. <https://doi.org/10.18205/kpa.2018.23.1.002>
- 이수현 (2000). 비만 여중생의 신체상 만족도 및 폭식행동이 우울에 미치는 영향 [석사학위논문, 중앙대학교]. <https://doi.org/10.23169/cau.000000000289.1105>

- 2.0000591
- 이현희, 김은정, 이민규 (2003). 한국판 정적 정서 및 부정적 정서 척도 (Positive Affect and Negative Affect Schedule; PANAS) 의 타당화 연구. *한국심리학회지: 임상*, 22(4), 935-946. <https://kiss.kstudy.com/Detail/Ar?key=2102984>
- 차성웅 (2020). 우리나라 고등학생의 식이습관과 신체활동이 신장, 체중 및 BMI에 미치는 영향. *한국체육학회지*, 59(2), 357-372. <https://doi.org/10.23949/kjpe.2020.3.59.2.357>
- Arnoult, B., Kenardy, J., & Agras, W. S. (1995). The Emotional Eating Scale: The development of a measure to assess coping with negative affect by eating. *International Journal of Eating Disorders*, 18(1), 79-90. [https://doi.org/10.1002/1098-108X\(199507\)18:1<79::AID-EAT2260180109>3.0.CO;2-V](https://doi.org/10.1002/1098-108X(199507)18:1<79::AID-EAT2260180109>3.0.CO;2-V)
- Barnhart, W. R., Braden, A. L., & Dial, C. M. (2021). Emotion regulation difficulties strengthen relationships between perceived parental feeding practices and emotional eating: Findings from a cross-sectional study. *International journal of behavioral medicine*, 28(5), 647-663. <https://doi.org/10.1007/s12529-021-09959-z>
- Beckers, D., Burk, W. J., Larsen, J. K., & Cillessen, A. H. (2024). The bidirectional associations between self esteem and problematic eating behaviors in adolescents. *International Journal of Eating Disorders*, 57(1), 104-115. <https://doi.org/10.1002/eat.24083>
- Boggiano, M. M. (2016). Palatable Eating Motives Scale in a college population: Distribution of scores and scores associated with greater BMI and binge-eating. *Eating Behaviors*, 21, 95-98. <http://doi.org/10.1016/j.eatbeh.2016.01.001>
- Bongers, P., Jansen, A., Havermans, R., Roefs, A., & Nederkooij, C. (2013). Happy eating: The underestimated role of overeating in a positive mood. *Appetite*, 67, 74-80. <https://doi.org/10.1016/j.appet.2013.03.017>
- Braden, A., Emley, E., Watford, T., Anderson, L., & Musher-Eizenman, D. (2020). Self-reported emotional eating is not related to greater food intake: results from two laboratory studies. *Psychology & health*, 35(4), 500-517. <https://doi.org/10.1080/08870446.2019.1649406>
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods & Research*, 21(2), 230-258. <https://doi.org/10.1177/0049124192021002005>
- Burgess, E. E., Turan, B., Lokken, K. L., Morse, A., & Boggiano, M. M. (2014). Profiling motives behind hedonic eating. Preliminary validation of the Palatable Eating Motives Scale. *Appetite*, 72, 66-72. <https://doi.org/10.1016/j.appet.2013.09.016>
- Curran, P. J., West, S. G., & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological methods*, 1(1), 16-29. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.1.1.16>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of marketing research*, 18(1), 39-50.
- Frayn, M., Livshits, S., & Knäuper, B. (2020). A 1-day acceptance and commitment therapy workshop leads to reductions in emotional eating in adults. *Eating and Weight Disorders-Studies on Anorexia, Bulimia and Obesity*, 25(5), 1399-1411. <https://doi.org/10.1007/s40519-019-00778-6>
- Gormally, J. I. M., Black, S., Daston, S., & Rardin, D. (1982). The assessment of binge eating severity among obese persons. *Addictive behaviors*, 7(1), 47-55. [https://doi.org/10.1016/0306-4603\(82\)90024-7](https://doi.org/10.1016/0306-4603(82)90024-7)
- Hossain, D., Thomas, J. G., McCrory, M. A., Higgins, J., & Sazonov, E. (2025). A Systematic Review of Sensor-Based Methods for Measurement of

- Eating Behavior. *Sensors*, 23(10), Article 2966. <https://doi.org/10.3390/s25102966>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Kaplan, H. I., & Kaplan, H. S. (1957). The psychosomatic concept of obesity. *The Journal of nervous and mental disease*, 123(2), 181-201. https://journals.lww.com/jonmd/citation/1957/0400/the_psychosomatic_concept_of_obesity.4.aspx
- Levy, S., Cohen, N., & Weinbach, N. (2023). Negative and positive interpretations of emotionally neutral situations modulate the desire to eat personally craved foods. *Appetite*, 191, Article 107092. <https://doi.org/10.1016/j.appet.2023.107092>
- Lowe, M. R., & Butryn, M. L. (2007). Hedonic hunger: a new dimension of appetite?. *Physiology & behavior*, 91(4), 432-439. [10.1016/j.physbeh.2007.04.006](https://doi.org/10.1016/j.physbeh.2007.04.006)
- Nolan, L. J., Halperin, L. B., & Geliebter, A. (2010). Emotional Appetite Questionnaire. Construct validity and relationship with BMI. *Appetite*, 54(2), 314-319. <https://doi.org/10.1016/j.appet.2009.12.004>
- Muha, J., Schumacher, A., Campisi, S. C., & Korczak, D. J. (2024). Depression and emotional eating in children and adolescents: A systematic review and meta-analysis. *Appetite*, 200, Article 107511. <https://doi.org/10.1016/j.appet.2024.107511>
- Sambal, H., Bohon, C., & Weinbach, N. (2021). The effect of mood on food versus non-food interference among females who are high and low on emotional eating. *Journal of Eating Disorders*, 9(1), Article 140. <https://doi.org/10.1186/s40337-021-00497-3>
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2004). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Psychology press.
- Stammers, T. A., Wong, J., Churilov, L., Price, B., Ekinci, E. I., & Sumithran, P. (2021). Comparison of two questionnaires for assessment of emotional eating in people undergoing treatment for obesity. *Eating and Weight Disorders-Studies on Anorexia, Bulimia and Obesity*, 26(7), 2353-2360. <https://doi.org/10.1007/s40519-020-01084-2>
- Start, D. (2001). The rise and fall of the rural non farm Economy: Poverty Impacts and Policy options. *Development policy review*, 19(4), 491-505.
- Sylvester, E. V., Turan, B., Irak, M., Ray, C., & Boggiano, M. M. (2018). The Turkish Palatable Eating Motives Scale (T-PEMS): utility in predicting binge-eating eating and obesity risk in university students. *Eating and Weight Disorders-Studies on Anorexia, Bulimia and Obesity*, 23(4), 527-531. <https://doi.org/10.1007/s40519-017-0383-z>
- Van Strien, T., & Ouwens, M. A. (2003). Counterregulation in female obese emotional eaters: Schachter, Goldman, and Gordon's (1968) test of psychosomatic theory revisited. *Eating Behaviors*, 3(4), 329-340. [https://doi.org/10.1016/S1471-0153\(02\)00092-2](https://doi.org/10.1016/S1471-0153(02)00092-2)
- Van Strien, T., Frijters, J. E., Bergers, G. P., & Defares, P. B. (1986). The Dutch Eating Behavior Questionnaire (DEBQ) for assessment of restrained, emotional, and external eating behavior. *International journal of eating disorders*, 5(2), 295-315. [https://doi.org/10.1002/1098-108X\(198602\)5:2<295::AID-EAT2260050209>3.0.CO;2-T](https://doi.org/10.1002/1098-108X(198602)5:2<295::AID-EAT2260050209>3.0.CO;2-T)
- Van Strien, T., Cebolla, A., Etchemendy, E.,

- Gutierrez-Maldonado, J., Ferrer-Garcia, M., Botella, C., & Baños, R. (2013). Emotional eating and food intake after sadness and joy. *Appetite*, 66, 20-25. <https://doi.org/10.1016/j.appet.2013.02.016>
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 1063-1070. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.6.1063>
- Zelenski, J. M., & Larsen, R. J. (2000). The distribution of basic emotions in everyday life: A state and trait perspective from experience sampling data. *Journal of Research in Personality*, 34(2), 178-197. <https://doi.org/10.1006/jrpe.1999.2275>

원고접수일: 2025년 10월 20일

논문심사일: 2025년 11월 24일

게재결정일: 2025년 11월 24일

Validation of the Korean version of the Palatable Eating Motives Scale(K-PEMS)

Dae-Young Kim

Department of Psychiatry,
Incheon Medical Center

Sung-Doo Won

Department of Psychology,
Daegu Catholic University

Emotional eating is the act of consuming food in response to emotional triggers and is closely linked to health issues such as overeating and obesity. However, current emotional eating scales in Korea primarily focus on eating behaviors associated with negative emotions, neglecting the various motives behind eating, including those prompted by positive emotions. This study aimed to translate the Palatable Eating Motives Scale (PEMS; Boggiano, 2016) into Korean and to evaluate its validity and reliability for assessing the diverse motives behind the consumption of highly palatable foods within the context of emotional eating. A total of 350 Korean adults completed the Korean version of the PEMS (K-PEMS). Exploratory factor analysis identified a three-factor structure with 19 items—Coping and Reward Enhancement, Social, and Conformity—that differed from the original version. However, confirmatory factor analysis affirmed the validity of a four-factor model, and the scale exhibited good internal consistency across all items and subscales (Cronbach's $\alpha=.764\sim.866$). The K-PEMS showed significant correlations with the existing emotional eating measure (NEIEMS) and other relevant psychological variables, supporting its convergent and criterion validity. These findings indicate that the K-PEMS is an effective tool for comprehensively assessing various aspects of emotional eating in the Korean context, laying a valuable foundation for future psychological assessments and health intervention research related to eating behaviors.

Keywords: emotional eating, eating motivation, Palatable Eating Motives Scale (PEMS), psychometric validation