

한국판 음식기대척도(AEFS)의 타당화

양진원[†]

서울대학교 심리학과 박사과정

권석만

서울대학교 심리학과 교수

본 연구의 목적은 물질 사용 연구에서 널리 사용되어 온 기대 이론을 섭식 행동에 적용하여 음식의 영향에 대한 기대를 측정하기 위해 개발된 음식기대척도(Anticipated Effects of Food Scale: AEFS)를 한국어로 번안하고 타당화하는 것이다. 이를 위해 대학생을 대상으로 한국어로 번안한 AEFS와 섭식기대, 음식중독, 섭식행동과 관련된 설문지를 실시하여 한국판 AEFS의 요인구조, 신뢰도 및 타당도를 확인하였다. 탐색적 및 확인적 요인분석 결과, 한국판 AEFS의 고가공음식 파트와 저가공음식 파트 모두 긍정기대와 부정기대의 2요인 구조를 보였고, 양호한 수준의 신뢰도와 수렴 및 변별 타당도를 보였다. AEFS의 음식기대는 섭식기대의 하위요인들과 정적 상관을 보였다. AEFS의 고가공음식 긍정기대와 부정기대, 저가공음식 부정기대는 음식중독증상, 정서적 섭식과 정적 상관을 보였다. 절제된 섭식은 고가공음식 및 저가공음식의 긍정기대와는 상관을 보이지 않은 한편 부정기대와는 정적 상관을 보였다. 또한 AEFS의 음식기대는 음식중독 증상에 대해 일반적인 섭식기대 이상의 추가적인 설명량을 보여 충분한 타당도도 확인되었다. 본 연구 결과는 한국판 AEFS가 특정음식에 대한 긍정적이고 부정적인 기대를 측정하는 타당한 도구임을 시사한다.

주요어 : 음식기대, 기대, 섭식행동, 음식중독, 고가공음식

[†] 교신저자(Corresponding Author) : 양진원 / 서울대학교 심리학과 / (08826) 서울시 관악구 관악로 1
E-mail : yyjin172@gmail.com

최근 수십 년 동안 전 세계적으로 비만과 과체중 인구가 급속하게 늘어나고 있다(World Health Organization, 2018). 비만 증가의 이유로 주요하게 지목되는 것 중 하나는 현대의 음식 환경이다. 최근 연구들에서는 설탕, 소금, 지방 등으로 이루어진 열량이 높고 맛있는 음식들(예: 패스트푸드)을 ‘아주 맛있는 음식(highly palatable food)’이라 칭하며 비만이나 섭식 문제와의 관련성에 대해 주목하고 있다(Schulte, Avena, & Gearhardt, 2015). ‘아주 맛있는 음식’의 종류가 점점 다양해지고, 이러한 음식들에 접근하기도 점차 쉬워지는 현대의 음식 환경은 과식을 유발하기 쉽다고 제안된다(Zheng, Lenard, Shin, & Berthoud, 2009). 일반 성인들을 대상으로 한 선행 연구들에서 고열량의 아주 맛있는 음식들을 섭취하는 데 있어 통제의 어려움을 흔히 겪는 것으로 나타나는데(Pedram et al, 2013; Schulte et al, 2015), 통제되지 않는 과식과 관련하여 최근 음식중독의 개념이 주목받고 있다. 음식중독이란, 특정 음식을 반복적이고 강박적으로 과다하게 섭취하는 현상을 말하며, 여기서 특정 음식은 고설탕, 고지방을 함유하는 고도로 가공된 음식들을 지칭한다(Gearhardt, Corbin, & Brownell, 2009). 음식중독 모델에서 이러한 고가공 음식들은 약물 중독과 유사하게 중독에 취약한 개인에게서 갈망, 내성, 금단과 같은 중독적 반응을 유발한다고 여겨진다(Gearhardt, Davis, Kuschner, & Brownell, 2011). 섭식에 중독적 관점이 적용되는 만큼 통제하기 어려운 강박적 과식 및 비만이 늘어나고 있는 현대의 음식 환경에서 한편으로는 여전히 어떤 이들은 음식의 유혹을 잘 이겨내거나 정상범위의 체중을 유지하며 살아간다. 이러한 개인차를 주목하며 연구자들 사이에 동일한 음식 환경에서 유독 특정 음식을 반복

적으로 과하게 찾게 되고 중독적 섭식을 하게 되는 심리적 기제에 대한 관심이 증가했고, 일부 연구들에서 통제되지 않는 과식, 중독적 섭식에 영향 미치는 인지적 요인으로서 음식 및 섭식에 대한 ‘기대’가 제안되었다(Combs, Smith, & Simmons, 2011; Cummings, Joyner, & Gearhardt, 2020; Hohlstein, Smith, & Atlas, 1998).

기대 이론(expectancy theory)의 ‘기대’는 알코올, 담배 등과 같은 물질 사용과 관련된 연구 및 임상 영역에서 활발히 다뤄져 온 한편, 섭식 행동과 관련된 영역에서는 주목을 덜 받아왔다(Brandon & Baker, 1991; Smith, Goldman, Greenbaum, & Christiansen, 1995; Walters & Contri, 1998). 기대 이론은 직접적인 경험이나 대리경험, 관찰 등을 통해서 어떤 행동과 결과 사이의 관계를 학습하면 특정 행동이 특정한 결과를 가져올 것이라는 강한 믿음을 갖게 된다고 보는 인지적 관점의 이론이다(Bruce, Mansour, & Steiger, 2009). 개인은 가족이나 광고 혹은 자신의 개인적인 경험을 통해 물질 사용의 결과에 대한 정보들을 학습하고 기억에 저장하면서 물질기대를 형성하게 되는데, 이렇게 형성된 물질기대는 긍정적이거나 부정적일 수 있다. 예를 들어 알코올이 즐거운 기분을 느끼게 할 것이라는 믿음과 같은 ‘긍정 물질기대’ 혹은 담배는 몸을 아프게 만든다는 믿음과 같은 ‘부정 물질기대’를 지닐 수 있다(Fromme, Stroot, & Kaplan, 1993; Rohsenow et al., 2003). 이러한 물질기대는 미래의 실제 물질 사용에 영향을 미칠 수 있다(Goldman, Del Boca, & Darkes, 1999). 만약 알코올이 사람을 보다 사교적으로 행동하게 만든다고 학습한다면, 이후에 친목 상황에서 술을 마시게 될 때 사람들과의 관계에서 보다 능숙하게 행동하게 될 것이라는 긍정적인 기대를 갖게 되고, 이

러한 긍정 알코올 기대가 높을수록 알코올을 더 자주 혹은 더 많이 마시게 될 수 있다 (Montes, Witkiewitz, Pearson, & Leventhal, 2019; Morean, Corbin, & Treat, 2012).

물질기대는 물질 사용의 발달과 유지에 있어서 핵심적인 인지적 요인으로 여겨진다. 선행 연구들에 따르면 긍정 물질기대가 클수록 더 많은 물질 사용과 연관된다(Buckner & Schmidt, 2008; Cohen, McCarthy, Brown, & Myers, 2002). 부정 물질기대 역시 여러 연구들에서 물질기대와 관련성이 높은 것으로 나타나는데(McMahon, Jones, & O'Donnell, 1994), 일부 연구들에서는 물질 사용과 덜 관련되어 나타나기도 한다(Sharkansky & Finn, 1998). 물질기대는 임상 장면에서 물질 사용 장애의 예방 및 치료를 위한 개입 대상이 될 수 있는데, 대표적으로 알코올 사용 문제를 치료하기 위한 목적으로 알코올기대를 감소시키려는 기대 반박 개입이 종종 시도된다(Darkes & Goldman, 1993). 알코올기대와 관련된 한 메타분석을 살펴볼 때, 알코올기대 반박 개입은 긍정 알코올기대, 음주 빈도, 과음 수준을 감소시키는데 효과가 있는 것으로 나타났다(Scott-Sheldon, Terry, Carey, Garey, & Carey, 2012).

기대 이론을 섭식 행동에 적용해본다면, 개인이 섭식과 관련된 긍정적 혹은 부정적인 결과들을 학습하여 특정 기대를 갖게 되면 그 기대에 따라 다양한 섭식 행동을 보일 것이라 예상해 볼 수 있다(Behan, 1953; Tolman & Postman, 1954). 즉 섭식 문제를 지니는 사람들은 음식 섭취에 앞서 섭식에 대한 강한 기대를 가지며, 이는 폭식 등의 문제적 섭식 행동에 영향을 미칠 수 있다는 것이다. 이러한 맥락에서 Hohlstein, Smith와 Atlas(1998)는 기대 이론을 섭식 행동에 적용시켜 섭식기대척도

(Eating Expectancy Inventory: EEI)를 개발한 바 있다. EEI의 섭식기대는 5가지 하위 요인으로 나뉜다. 첫 번째는 섭식이 부정 정서를 완화시켜 줄 것이라는 기대이고, 두 번째는 섭식이 보상으로써 유용하다는 기대이다. 세 번째는 섭식이 통제감을 상실하게 한다는 기대이고, 네 번째는 섭식이 인지적 능력을 향상시킨다는 기대이다. 다섯 번째는 섭식이 지루함을 달래 줄 것이라는 기대이다. 연구자들은 이 척도를 사용하여 섭식 장애와 섭식기대 간 관련성을 밝히는 연구들을 진행해왔는데, 5개의 섭식기대 중 섭식이 부정정서를 완화시켜 줄 것이라는 기대는 폭식 행동 혹은 폭식증과 가장 큰 관련성을 갖는 것으로 나타났다(Fischer, Peterson, & McCarthy, 2013; Pearson, Combs, Zapolski, & Smith, 2012). 국내에서 EEI를 활용한 연구들을 살펴보면, 섭식기대가 폭식 행동에 정적으로 유의미한 영향을 미치고(황정임, 금명자, 2016; 윤은하, 2018), 섭식이 부정정서를 완화시켜 줄 것이라는 기대가 정서적 섭식에 직접적인 영향을 미치는 것으로 나타났다(차마리아, 2012).

그런데 DSM-5 진단 기준에 근거한 섭식 장애들(예: 폭식 장애)이나 과식과 관련된 다양한 섭식 행동들(예: 정서적 섭식)은 이들을 정의하는 데 있어서 음식의 종류가 고려되지 않는 반면, Gearhardt 등(2009)이 제안하는 음식 중독 개념은 특정 음식의 영향력을 강조한다는 특징이 있다. 음식중독과 관련된 연구들을 살펴보면, 정제된 탄수화물 및 지방을 다량 포함하는 고도로 가공된 식품들의 반복적인 섭취는 신경 보상회로의 관여를 증가시키고(DiFelicantonio et al., 2018), 음식 갈망과 주관적인 통제 상실감을 높일 뿐 아니라(Schulte et al., 2015; Schulte, Smeal, & Gearhardt, 2017), 특

정 음식들의 섭취가 제한되었을 때 주관적인 고통이 극대화되면서(Falbe, Thompson, Patel, & Madsen, 2019; Schulte, Smeal, Lewis, & Gearhardt, 2018) 중독적 섭식을 촉진시킨다는 증거들이 축적되고 있다. 이러한 점에서 기대이론을 음식중독모델 관점의 강박적 과식 행동에 적용한다면, 음식의 종류에 따른 기대를 고려하는 것이 중요하다고 볼 수 있다. 고도로 가공된 음식, 그리고 이와는 대조적으로 가공이 최소화된 음식 등으로 음식 종류를 나누어 그에 따른 기대를 살펴보는 것은 음식중독 연구에 중요한 통찰을 줄 수 있을 것이라 여겨진다. 기존의 섭식기대 척도인 EEI는 음식의 종류를 고려하지 않고 일반적인 섭식에 대한 기대를 측정하기 때문에 EEI만으로는 음식중독을 포함하는 섭식 문제 전 차원에서의 기대 요인을 이해하는 데 있어서 제한이 있을 수 있다.

Cummings 등(2020)은 음식중독에 기대 이론을 적용하는 데 요구되는 적절한 측정 도구의 필요성을 제기하며 두 가지 종류의 음식, 즉 고가공음식(고도로 가공된 음식)과 저가공음식(가공이 최소화된 음식)에 대한 기대 수준을 측정하는 도구인 음식기대척도(Anticipated Effects of Food Scale: AEFS)를 개발했다. 음식기대척도(AEFS)는 크게 두 파트로 나뉘는데, 하나는 고가공음식의 영향에 대한 기대를 측정하는 파트이고, 다른 하나는 저가공음식의 영향에 대한 기대를 측정하는 파트이다. 각 파트별로 긍정기대와 부정기대라는 2요인 구조로 이루어져 있으며, 일반 성인집단과 대학생 집단 모두에서 양호한 내적 합치도를 보였다(Cummings et al., 2020; Cummings et al., 2021). AEFS의 고가공음식에 대한 긍정기대는 설당 섭취, 음식중독 증상과 정적 상관관을 보였고, 저가공음식에 대한 부정기대는 음식중독 증상

과 정적 상관관을 보였다(Cummings et al., 2020). 또한 음식중독 증상에 대해서 AEFS의 특정 음식에 대한 기대는 EEI의 일반적인 섭식기대가 설명하는 것 이상의 설명량을 지니는 것으로 나타나 AEFS는 특정 음식에 대한 과식의 잠재적 기제를 이해하는 데 유용한 심리측정 도구가 될 수 있음을 보였다(Cummings et al., 2020).

특정 음식의 영향력을 강조하는 음식중독과 관련된 연구들이 서양 국가권에서는 활발하게 진행되고 있는 한편(Gearhardt et al., 2011; Schulte et al., 2015; Treasure, Leslie, Chami, & Fernández-Aranda, 2018), 국내의 경우 최근 한국판 음식중독척도(신성만, 윤지혜, 조요한, 고은정, 박명준, 2018)의 번안 연구를 비롯한 학술적인 논의와 연구가 시작되고 있어 초기 단계에 있는 상황이라 할 수 있다(윤지혜, 2019; 이유리, 2020). 특정 음식에 대한 기대를 측정하는 도구는 특정 음식과 관련된 섭식 문제의 특성 및 기제를 밝히는 연구들에 유용하게 사용될 수 있기 때문에 음식중독의 연구를 촉진시키고 다양한 섭식 문제와 관련된 연구의 확장에 기여할 수 있을 것으로 생각된다.

본 연구의 목적은 고가공음식과 저가공음식에 대한 개인의 기대를 측정하는 도구인 음식기대척도 AEFS를 한국어로 번안하고 타당화하는 것이다. 이를 위하여 국내 대학생들을 대상으로 음식기대척도를 실시하여 요인구조를 확인하였고, 내적 합치도와 수렴 및 변별 타당도, 증분 타당도를 살펴보았다. 나아가 원판 AEFS의 타당화 연구에서 확인되지 않았던 검사-재검사 신뢰도를 본 연구에서는 3주 간격의 재검사를 실시하여 확인하였고, 음식중독 뿐 아니라 과식 및 비만과 관련되는 여타 개념들과의 관련성도 함께 살펴보았다.

방 법

연구참여자

서울 소재 대학교에서 심리학 교양 과목을 수강하는 학부생 477(남자 231명, 여자 246명) 명이 연구에 참여하였다. 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석을 위한 참여자를 각각 모집하였는데, 전체 참여자 중 303명(남자 160명, 여자 143명)은 탐색적 요인분석 및 타당도 검증을 위한 표본으로 전체 설문지를 시행하였고, 174명(남자 71명, 여자 103명)은 확인적 요인분석을 위한 표본으로 음식기대척도에 한해 시행하였다. 두 표본간 중첩이 이루어지지 않도록 온라인 설문 시스템에서 중복 참여가 불가능하도록 설정하고 진행하였다. 이들의 총 평균 연령은 20.42세(표준편차 2.00세, 범위 18 ~ 27세)였다. 본 연구는 서울대학교 연구윤리심의위원회의 승인을 받아 수행되었으며(IRB No. 2006/001-006), 연구참여자들은 온라인 설문 시스템에서 연구에 대한 설명을 제공받은 후 자발적으로 연구 참여 의사에 동의한 후 설문 응답을 실시하였다.

측정도구

음식기대 척도(Anticipated Effects of Food Scale: AEFS)

이 척도는 고도로 가공된 음식과 가공이 최소화된 음식에 대한 긍정적, 부정적 기대를 측정하기 위해 Cummings 등(2020)이 개발한 자기보고형 검사이다. AEFS는 알코올 기대를 측정하는 척도인 AEAS(Anticipated Effects of Alcohol Scale; Morean et al., 2012)의 틀을 차용하여 만들어졌다. 물질 기대 측정을 위해서는

물질 특성 상 정서가(긍정-부정)와 각성(활성-비활성) 두 차원에서 기대되는 물질의 영향을 고려해야 한다고 제안되는 점(Morean et al., 2012)을 참고하여 Cummings 등(2020)은 정서가 범위에 기초하여 AEFS의 문항을 구성하였다. 먼저 예비 연구를 통해 음식을 먹는 동안 기대되는 감정 단어 159개를 모은 후, 문항 분포 및 문항 간 상관을 고려하여 31문항으로 줄이는 과정이 진행되었다. 최종 선별된 정서 단어 형태의 31개 문항으로 구성된 AEFS는 고가공음식과 저가공음식 파트 각각 긍정기대와 부정기대라는 2요인 구조를 보였다. AEFS는 6점 리커트 척도로 평정하도록 되어있으며 두 종류의 음식에 대한 긍정기대와 부정기대의 점수는 각각의 평균을 사용한다. AEFS 개발자들은 척도의 이해도와 가독성 향상 차원에서 질문지 상 고가공음식은 고가공음식의 구어체로 상용되는 ‘정크푸드’로 명시하였고, 저가공음식은 ‘건강푸드’로 명시하였다. 고가공음식 파트의 제시문은 ‘당신이 정크푸드(예: 단 것, 짭짤한 과자, 패스트푸드, 달콤한 음료수 등)를 먹고 있다고 상상해 보십시오. 정크푸드를 먹으면서 다음의 감정을 얼마나 느낄 것으로 예상하십니까?’이며, 저가공음식 파트의 제시문은 ‘당신이 건강한 음식(예: 과일, 야채)을 먹고 있다고 상상해 보십시오. 건강한 음식을 먹으면서 다음의 감정을 얼마나 느낄 것으로 예상하십니까?’이다. 원판 AEFS의 내적 일치도(Cronbach’s alpha)는 고가공음식의 긍정기대는 .94, 고가공음식의 부정기대는 .96, 저가공음식의 긍정기대는 .95, 저가공음식의 부정기대는 .98로 보고되었다.

예일음식중독 척도(Yale Food Addiction Scale: YFAS 2.0)

이 척도는 음식중독을 측정하기 위해 Gearhardt 등(2016)이 DSM-5의 물질관련장애 진단 기준을 바탕으로 개발하고 신성만, 윤지혜, 조요한, 고은정, 박명준(2018)이 번안 및 타당화한 자기보고형 검사이다. 35문항의 단일요인으로 구성되어 있으며, 음식중독과 관련된 11가지 증상들을 진단하기 위한 33개 문항들과 임상적인 증상을 측정하는 2개의 문항을 포함한다. 8점 리커트 척도이고 진단/비진단의 이분형 진단방식을 사용한다. 신성만 등(2018)의 연구에서 한국판 YFAS 2.0의 내적 일치도는 Kuder-Richardson 20이 .98로 나타났다.

섭식기대 척도(Eating Expectancy Inventory: EEI)

이 척도는 섭식기대를 측정하기 위해 Hohlstein 등(1998)이 개발한 자기보고형 검사로, 5개 하위 요인으로 이루어져 있으며 총 34 문항으로 7점 리커트로 평정하도록 되어있다. 본 연구에서는 황정임과 금명자(2016)가 번안한 것을 사용하였다. 황정임과 금명자(2016)의 연구에서 요인분석 결과, 총 28문항의 3요인 구성으로 나타났으며, 전체 내적 일치도는 .94로 나타났고 요인별로는 부정정서 완화와 관련된 기대는 .94, 보상과 관련된 기대는 .81, 지루함 달랠과 관련된 기대는 .74로 보고되었다.

한국판 섭식행동 질문지(Dutch Eating Behavior Questionnaire: DEBQ)

이 척도는 과식 및 비만과 관련된 섭식 행동을 측정하기 위하여 Van Strien 등(1986)이 개발하고, 김효정, 이임순, 김지혜(1996)가 번

안하여 타당화한 자기보고형 질문지이다. 섭식 절제, 정서적 섭식, 외부적 섭식의 세 요인으로 이루어져 있으며, 총 33문항으로 5점 리커트 척도로 평정하게 되어있다. 한국판 DEBQ의 내적 일치도는 요인별로 절제된 섭식이 .90, 정서적 섭식이 .93, 외부적 섭식이 .79로 보고되었다.

BMI(Body Mass Index)

체중(kg)을 신장의 제곱(m²)으로 나눈 값인 체질량지수 BMI를 산출하기 위해 신장과 체중 자료를 설문지 상에서 자기 보고로 수집하였다.

절차

본 연구에서 한국판 AEFS의 번안 및 타당화는 세 단계에 걸쳐 진행되었다. 첫 단계는 원척도의 문항들을 번안하는 단계이다. 이를 위해 척도의 개발자인 Jenna R. Cummings로부터 한국어 번안 허가를 받은 후, 연구자가 일차적으로 문항 내용을 번역하였다. 원어에 충실하되 한국인이 음식을 먹는 맥락에서 느낄 수 있을 법한 정서 단어로 번역되는 데 중점을 두었다. 이후 번역된 문항들과 원판 문항들을 임상심리 전문가 1명이 검토하여 일부 수정하였고, 한국어와 영어 모두에 능통한 이중언어자 1명이 역번역하였다. 역번역된 결과를 연구자와 역번역자, 그리고 다른 임상심리 전문가 1명이 함께 재검토하여 번역 내용을 최종 결정하였다. 두 번째 단계에서는 번안된 AEFS의 요인구조를 확인하고, 내적 일치도와 검사-재검사를 통해 신뢰도를 살펴보았다. 요인구조 확인을 위해 표본 1과 표본 2를 대상으로 각각 탐색적 요인분석과 확인적 요인분

석을 실시하였다. 표본 1은 전체 설문지를 실시한 303명(남자 160명, 여자 143명)을 포함하며, 탐색적 요인분석 및 신뢰도 분석을 위한 자료로 사용되었다. 표본 1의 평균 연령은 20.56세(표준편차 2.00세, 범위 18 ~ 27세)였다. 표본 2는 AEFS만 실시한 174명(남자 71명, 여자 103명)을 포함하며, 확인적 요인분석을 위해 사용되었다. 표본 2의 평균 연령은 20.17세(표준편차 1.97, 범위 18 ~ 26세)였다. 세 번째 단계에서는 번안된 척도의 타당도를 표본 1을 대상으로 검증하였다. 수렴 및 변별 타당도를 확인하기 위해 섭식기대척도, 음식중독척도, 섭식행동질문지의 정서적 섭식 하위 요인과 절제된 섭식 하위 요인, BMI와의 상관계수를 살펴보았다. 아울러 증분 타당도 검증을 위해, 음식중독증상에 대해 섭식기대척도가 갖는 설명량 이상으로 한국판 AEFS가 추가적인 설명량을 갖는지를 보기 위한 위계적 회귀분석이 수행되었다.

자료분석

SPSS(version 23.0)를 사용하여 탐색적 요인분석과 신뢰도 분석, 상관 및 회귀분석을 시행하였다. 확인적 요인분석을 위해서는 AMOS(version 26.0)를 사용하였다.

탐색적 요인분석에서는 원척도를 개발한 연구(Cummings, 2020)와 일관되게 최대 우도(maximum likelihood) 방식으로 요인을 추출하였고, 요인 간 상관을 가정한 사각 회전 방식(oblimin)을 사용하였다. 요인 부하량이 .30 이상이어야 좋은 문항으로 간주하였고, 한 문항이 두 요인에 .30 이상의 부하량을 갖거나, 요인 부하량 차이가 .10 미만이면 교차 부하(cross loading)되는 것으로 간주하여 해당 문항

은 제거하였다. 또한 적어도 한 요인에 문항수가 3개 이상 속해야 안정적인 요인으로 판단하였다(Costello & Osborne, 2005).

확인적 요인분석에서는 모형의 적합도를 평가하기 위해서 CFI(comparative fit index; Bentler, 1990), TLI(Tucker-Lewis index; Tucker & Lewis, 1973), RMSEA(root mean square error of approximation; Steiger, 1990) 지표를 사용하였다. CFI와 TLI는 .90 이상이면 합당한 모형으로 간주하고, RMSEA는 .05 미만이면 좋은 모형, .08 미만이면 합당한 모형, .10 이상이면 나쁜 모형으로 간주할 수 있다(Hu & Bentler, 1999).

척도의 신뢰도를 확인하기 위하여 내적 일치도 계수로 Cronbach's alpha를 사용하였다. 아울러 척도의 시간에 대한 안정성을 살펴보기 위해 표본 1의 일부인 73명의 참여자를 대상으로 3주 간격의 재검사를 실시하여, 검사-재검사 신뢰도 분석을 시행하였다. .70 이상의 신뢰도를 보이면 양호한 수준으로 간주하였다.

결 과

탐색적 요인분석

한국판 AEFS의 요인구조를 살펴보기 위해 표본 1(N = 303)을 대상으로 고가공음식과 저가공음식 각각 31문항씩에 대해 탐색적 요인분석을 실시하였다. 먼저 본 표본이 요인분석에 적합한지 확인을 하기 위해 Kaiser Meyer Olkin(KMO) 적합성 지수를 살펴보았을 때, 고가공음식과 저가공음식 모두 동일하게 .90으로 문항 간 상관이 양호하게 나타났고(Kaiser,

표 1. 한국판 AEFS의 탐색적 요인분석 결과 (N = 303)

AEFS 문항	고가공 음식		저가공 음식	
	요인 1 부하량	요인 2 부하량	요인 1 부하량	요인 2 부하량
요인 1: 긍정기대				
10 기쁨 (Glad)	.74	-.39	.72	-.23
6 행복함 (Happy)	.67	-.41	.64	-.30
4 기운넘침 (Energized)	.67	-.25	.66	-.30
2 만족스러움 (Content)	.65	-.48	.54	-.37
28 진정됨 (Soothed)	.64	-.07	.68	-.04
16 위로됨 (Comforted)	.64	-.05	.62	.07
14 쾌활함 (Cheerful)	.64	-.13	.71	-.09
20 편안함 (Relaxed)	.63	-.18	.72	-.07
30 집중됨 (Focused)	.60	-.10	.60	.11
22 평온함 (Calm)	.57	-.13	.68	-.12
8 안도감 (Relieved)	.56	-.04	.56	-.04
24 흥분됨 (Exited)	.56	.12	.46	.16
18 상쾌함 (Refreshed)	.53	-.02	.58	-.25
12 자랑스러움 (Proud)	.43	.02	.36	.11
26 정신이 또렷함 (Alert)	.35	-.07	.35	.02
요인 2: 부정기대				
27 짜증스러움 (Irritable)	-.19	.77	-.24	.64
21 우울함 (Depressed)	-.14	.74	-.10	.77
5 좌절스러움 (Frustrated)	-.07	.65	-.08	.69
7 무기력함 (Sluggish)	-.16	.65	-.11	.60
3 역겨움 (Disgusting)	-.24	.63	-.20	.62
25 불안함 (Anxious)	-.04	.60	.07	.66
9 처짐 (Down)	-.14	.59	-.17	.70
23 두려움 (Afraid)	.04	.58	.06	.66
13 박탈감 (Deprived)	-.04	.58	-.03	.67
1 부끄러움 (Ashamed)	-.10	.57	.05	.46
17 피곤함 (Tired)	-.12	.53	.01	.68
29 후회스러움 (Regretful)	-.01	.51	-.08	.58
15 지루함 (Bored)	-.19	.45	-.06	.60
19 걱정됨 (Worried)	.11	.42	.00	.57
11 나른함 (Lazy)	.25	.05	.24	.34
31 무감각함 (Numb)	-.18	.20	-.21	.26

주. AEFS = 음식기대척도

1974), Bartlett 검증 결과, 고가공음식과 저가공음식 모두 요인분석을 하기에 적합함을 보였다, $\chi^2(406, N = 303) = 4224.02, p < .001$; $\chi^2(406, N = 303) = 4048.84, p < .001$.

적절한 요인 수를 살펴보기 위해 최대우도(maximum likelihood) 방식으로 고유치 1.0 이상인 요인을 추출한 결과, 요인의 수가 고가공음식은 5개, 저가공음식은 6개로 나왔는데, Scree 도표의 고유치 감소 수준을 고려할 때 고가공음식과 저가공음식 모두 2~4 개의 요인이 적절한 것으로 판단되었다. 이에 두 종류 음식 각각에 대해서 요인의 수를 4개부터 2개까지 차례로 지정하여 요인분석을 실시하였다. 요인 수를 4개로 지정하여 오블리민 방식으로 회전시킨 결과, 고가공음식의 경우 1개의 문항으로만 이루어진 불안정한 요인을 보였고, 저가공음식의 경우 4번째 요인에는 단 한 문항도 포함되지 않았다. 이에 요인의 수를 3개로 지정하여 분석한 결과, 두번째 요인과 세번째 요인에 해당되는 문항들 중 상당수(고가공음식 6문항, 저가공음식 5문항)가 교차 부하되는 것으로 나타났다. 따라서 요인의 수를 2개로 지정하여 분석하였고, 그 결과 교차 부하되는 문항은 단 1문항으로 크게 줄어들었고 고가공음식과 저가공음식 모두 같은 특성의 문항들끼리 2요인으로 묶였다. 이는 Cummings 등(2020)이 원판 척도 개발 시 가정한 것과 일치할 뿐 아니라 해석을 용이하게 하기 때문에 최종 요인 수는 2개로 결정하였다. 2개 요인으로 지정하여 분석하였을 때, 고가공음식과 저가공음식 모두에서 31번 문항의 요인 부하량이 .30 미만으로 나타나 제외하였다. 또한 11번 문항의 경우, 고가공음식에서는 요인 부하량이 .30 미만으로 나타났고, 저가공음식에서는 다른 요인과 교차 부하되어 제외

하였다. 이에 최종적으로 고가공음식과 저가공음식 모두에서 동일하게 31번 문항과 11번 문항이 제외되어 각각 29개 문항으로 결정되었다. 표 1에 탐색적 요인분석 결과를 제시하였다. 요인1은 15문항으로 구성되며 ‘긍정기대’로 명명하였고, 요인2는 원척도에서 2문항(11번, 31번)이 제외된 14문항이며 ‘부정기대’로 명명하였다.

확인적 요인분석

탐색적 요인분석 결과를 바탕으로 하여 표본 2($N = 174$)를 대상으로 확인적 요인분석을 실시하였다. 분석 결과, 고가공음식 파트의 적합도 지수는 CFI = .81, TLI = .78, RMSEA = .08 (90% CI = .08-.09)이었고, 저가공음식 파트의 적합도 지수는 CFI = .81, TLI = .79, RMSEA = .08 (90% CI = .08-.09)로 나타났다. 고가공음식과 저가공음식 모두 RMSEA의 적합도 수치는 중간 정도로 나타났으나, CFI와 TLI의 적합도 수치는 미흡하게 나타났다. 원판 AEFS 개발 연구에서는 확인적 요인분석이 실시되지 않았기 때문에 본 연구 결과를 비교, 해석할 만한 선행 자료는 없다. 대안적으로 AEFS와 유사하게 모든 문항이 정서 단어로 이루어진 대표적인 척도인 PANAS의 요인구조에 대한 연구 결과들을 참고해볼 때, 개별 정서들은 독립적이지 않고 상호 연관성이 있기 때문에 정서 단어로 이루어진 문항들 사이에는 오차 상관을 수용하는 것이 적절하다는 의견이 제안되어 왔다(Crawford & Henry, 2004; Zevon & Tellegen, 1982). AEFS의 경우에도 정서 단어 문항 간 상관이 있음을 고려한 요인구조를 살펴보는 것이 필요할 것으로 판단되어 오차항 간 상관을 허용한 재분석을 시행하였다.

다만 문항 내용의 유사성 및 이론에 근거하지 않은 채 통계적인 수준에서 오차항 간 상관을 설정하는 것은 지양되므로(Cortina, 2002), 오차항 간 상관 허용 시 문항 의미의 유사성을 우선하여 수정지수를 고려하였다. 더불어 AEFS 문항들 중 의미가 중복되는 문항들이 상당 수 있음에 주목하여 중복되는 문항들 간 오차 상관이 클 경우 상대적으로 설명력이 낮은 문항은 제거하였다. 예를 들어, 2번(만족스러움) 문항, 6번(행복함) 문항, 10번(기쁨) 문항들은 의미적으로 겹칠 뿐 아니라 수정지수의 수치 또

한 상당히 높게 나타났는데, 이 중 2번 문항의 요인 계수가 가장 낮아 2번 문항을 제거하였다. 이와 같은 방식으로 12번, 19번, 22번, 23번 문항도 제거되었다. 총 5개 문항이 제거된 이후 적합도 지수는 고가공음식 파트의 경우 CFI = .87, TLI = .86, RMSEA = .07 (90% CI = .06-.07)이었고, 저가공음식 파트의 경우 CFI = .88, TLI = .86, RMSEA = .08 (90% CI = .07-.08)로 나타나 수치가 향상됨이 확인되었다. 이후 남은 문항들 중 고가공음식 파트에서 오차항 간 상관을 허용한 문항들은 6쌍

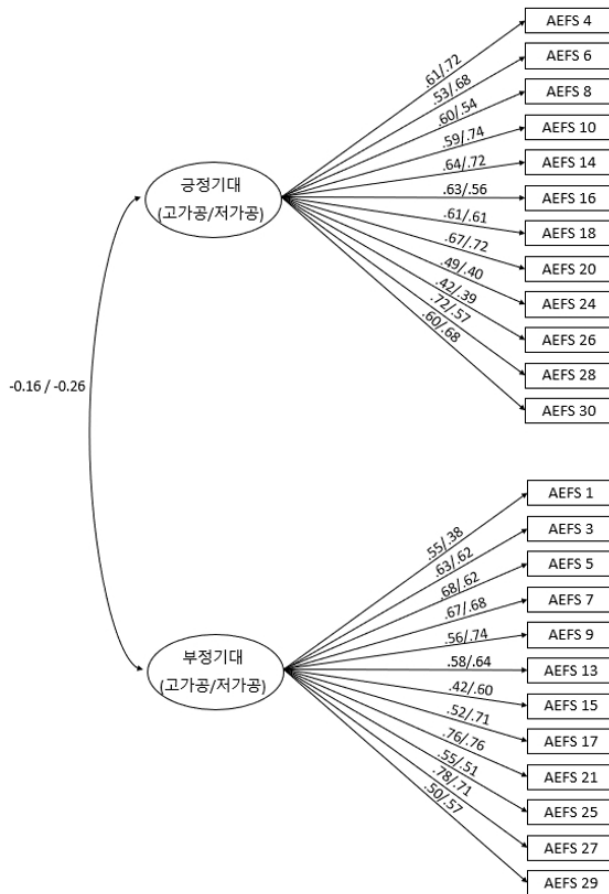


그림 1. 한국판 AEFS의 요인구조
 주. AEFS = 음식기대척도

으로 다음과 같다: 4번과 6번, 4번과 14번, 6번과 10번, 7번과 9번, 15번과 17번, 25번과 29번. 저가공 음식 파트에서 오차항 간 상관을 허용한 문항들은 5쌍으로 다음과 같다: 1번과 5번, 1번과 25번, 6번과 10번, 10번과 28번, 16번과 28번. 이렇게 오차항 간 상관을 허용하여 분석한 결과, 고가공음식과 저가공음식 모두에서 2요인 모형의 모든 적합도 수치가 양호하게 나타났다, 고가공음식 CFI = .92, TLI = .91, RMSEA = .06 (90% CI = .05-.06); 저가공음식 CFI = .91, TLI = .91, RMSEA = .06 (90% CI = .06-.07). 요인 1인 긍정기대와 요인 2인 부정기대는 최종적으로 각각 12문항씩 구성되었고, 각 문항의 표준화된 요인계수는 그림 1에 제시하였다.

내적 일치도

한국판 AEFS의 신뢰도를 확인하기 위해

고가공음식과 저가공음식의 요인 별 내적 일치도 계수(Cronbach's α)를 계산하였다. 분석 결과, 고가공음식의 긍정기대와 부정기대 Cronbach's α 는 각각 .87, .87로 나타났으며 저가공음식의 긍정기대와 부정기대 Cronbach's α 는 각각 .88, .89로 나타나, 한국판 AEFS의 내적 합치도가 양호한 것으로 확인되었다.

검사-재검사 신뢰도

한국판 AEFS의 시간에 대한 안정성을 살펴보기 위해 3주 간격을 둔 검사-재검사 신뢰도 분석을 73명을 대상으로 시행하였다. 그 결과, 고가공음식의 경우 긍정기대는 .76, 부정기대는 .78로 나타났고, 저가공음식의 경우 긍정기대는 .75, 부정기대는 .71로 나타났다. 따라서 한국판 AEFS의 검사-재검사 신뢰도가 적절한 것으로 여겨진다.

표 2. 한국판 AEFS와 다른 척도들 간의 상관계수 (N = 303)

척도	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1. 고가공음식 긍정	-										
2. 고가공음식 부정	-.14*	-									
3. 저가공음식 긍정	.33**	.18**	-								
4. 저가공음식 부정	.22*	.40**	-.14*	-							
5. EEI 부정정서완화	.43**	.13*	.16**	.19**	-						
6. EEI 보상	.21**	.05	.07	.12*	.37**	-					
7. EEI 지루함달랠	.10	.23**	.02	.21**	.14*	.28**	-				
8. 음식중독증상	.20**	.30**	.08	.18**	.34**	.17**	.22**	-			
9. 정서적 섭식	.35**	.17*	.12	.21**	.52**	.23**	.13**	.40**	-		
10. 절제된 섭식	.04	.20**	-.13	.17*	.12*	.08	.00	.14*	.24**	-	
11. BMI	-.01	-.03	-.09	.04	.05	-.06	.06	.19**	.00	.17*	-
평균	3.30	2.04	3.58	1.61	3.79	4.01	3.23	2.18	2.36	3.06	21.67
표준편차	.84	.76	.85	.62	1.29	.62	.79	2.61	1.00	1.03	2.89

주. EEI = Eating Expectancy Inventory; 음식중독증상 증상개수 = Yale Food Addiction Scale; 정서적 섭식 = Dutch Eating Behavior Questionnaire Subscale; 절제된 섭식 = Dutch Eating Behavior Questionnaire Subscale; BMI = Body Mass Index

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

수렴 및 변별 타당도

수렴 타당도를 살펴보기 위해, 한국판 AEFS와 섭식기대척도 EEI의 3개 하위 요인 점수, 음식중독척도 YFAS 2.0의 음식중독 증상 개수, 섭식 행동을 측정하는 도구인 DEBQ의 하위 요인 중 정서적 섭식 점수, 그리고 체질량지수인 BMI 간의 상관 계수를 구하였다. 또한 한국판 AEFS의 긍정기대와 부정기대에 따라 변별적인 관계를 보일 것으로 예상되는 DEBQ의 절제된 섭식 점수와의 상관관계도 분석하였고, 그 결과를 표 2에 제시하였다. 상관분석 결과, AEFS의 고가공음식 긍정기대는 EEI의 부정정서완화 요인 및 보상 요인과 정적 상관을 보였고, 고가공음식 부정기대는 EEI의 부정

정서완화 요인 및 지루함 달램 요인과 정적 상관을 보였다. AEFS의 저가공음식 긍정기대는 EEI의 부정정서완화 요인과, 저가공음식의 부정기대는 EEI의 모든 요인과 정적 상관을 보였다. 고가공음식의 긍정기대와 부정기대, 저가공음식의 부정기대는 YFAS 2.0의 음식중독 증상 개수 및 DEBQ의 정서적 섭식 점수와 유의미한 정적 상관을 보였다. AEFS의 모든 기대 요인은 BMI와 상관을 보이지 않았다. DEBQ의 절제된 섭식 하위 요인의 경우, AEFS의 고가공음식과 저가공음식 모두에서 부정기대와는 유의미한 정적 상관을 보인 반면, 긍정기대와는 상관을 보이지 않았다.

표 2. 한국판 AEFS와 다른 척도들 간의 상관계수 (N = 303)

척도	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1. 고가공음식 긍정	-										
2. 고가공음식 부정	-.14*	-									
3. 저가공음식 긍정	.33**	.18**	-								
4. 저가공음식 부정	.22*	.40**	-.14*	-							
5. EEI 부정정서완화	.43**	.13*	.16**	.19**	-						
6. EEI 보상	.21**	.05	.07	.12*	.37**	-					
7. EEI 지루함달램	.10	.23**	.02	.21**	.14*	.28**	-				
8. 음식중독증상	.20**	.30**	.08	.18**	.34**	.17**	.22**	-			
9. 정서적 섭식	.35**	.17*	.12	.21**	.52**	.23**	.13**	.40**	-		
10. 절제된 섭식	.04	.20**	-.13	.17*	.12*	.08	.00	.14*	.24**	-	
11. BMI	-.01	-.03	-.09	.04	.05	-.06	.06	.19**	.00	.17*	-
평균	3.30	2.04	3.58	1.61	3.79	4.01	3.23	2.18	2.36	3.06	21.67
표준편차	.84	.76	.85	.62	1.29	.62	.79	2.61	1.00	1.03	2.89

주. EEI = Eating Expectancy Inventory; 음식중독증상 증상개수 = Yale Food Addiction Scale; 정서적 섭식 = Dutch Eating Behavior Questionnaire Subscale; 절제된 섭식 = Dutch Eating Behavior Questionnaire Subscale; BMI = Body Mass Index
* $p < .05$, ** $p < .01$.

증분 타당도

한국판 AEFS의 고가공음식과 저가공음식에 대한 긍정 및 부정기대가 음식중독을 예측하는 데 있어서 일반적인 음식을 먹는 것과 관련된 섭식기대를 측정하는 척도인 EEI 이상으로 추가적인 설명력을 갖는지 확인하기 위하여, 음식중독 증상 개수를 종속 변인으로 하여 위계적 회귀분석을 시행하였다. EEI는 대개 총점보다는 연구 목적에 따라 하위 요인이 선

택적으로 사용되고 있음을 고려하여 본 연구에서도 EEI의 각 하위 요인을 나누어 증분 타당도를 확인하였다. 이에 EEI의 부정정서 완화에 대한 기대, 보상으로서의 기대, 지루함을 달래줄 기대 3개 하위 요인 각각을 1단계에 투입하였고, 한국판 AEFS의 고가공음식의 긍정기대와 부정기대, 저가공음식의 긍정기대와 부정기대 요인을 2단계에 투입하였다. 분석 결과, 독립 변인으로 EEI의 부정정서 완화에 대한 기대를 투입했을 때, 음식중독 증상을

표 3. 음식중독증상에 대한 한국판 AEFS와 EEI의 위계적 회귀분석 (N = 303)

단계	독립변인	R ²	ΔR ²	B	SE	β	t
Model 1							
1	EEI 부정정서 완화	.12***	.12***	.67	.08	.35	8.00***
2	EEI 부정정서 완화	.18***	.06***	.53	.09	.28	6.01***
	고가공음식 긍정기대			.32	.15	.11	2.12*
	고가공음식 부정기대			.74	.15	.25	4.84***
	저가공음식 긍정기대			-.20	.14	-.07	-1.44
	저가공음식 부정기대			.07	.21	.02	.31
Model 2							
1	EEI 보상	.02**	.02**	.66	.21	.15	3.23**
2	EEI 보상	.13***	.10***	.45	.20	.10	2.28*
	고가공음식 긍정기대			.62	.15	.21	4.16***
	고가공음식 부정기대			.92	.16	.31	6.00***
	저가공음식 긍정기대			-.24	.14	-.08	-1.68
	저가공음식 부정기대			-.04	.22	-.01	-.20
Model 3							
1	EEI 지루함 달랠	.05***	.05***	.68	.14	.21	4.76***
2	EEI 지루함 달랠	.14***	.09***	.46	.14	.15	3.26**
	고가공음식 긍정기대			.63	.15	.21	4.28***
	고가공음식 부정기대			.84	.16	.28	5.39***
	저가공음식 긍정기대			-.21	.14	-.07	-1.47
	저가공음식 부정기대			-.05	.22	-.01	-.22

주. EEI = Eating Expectancy Inventory.

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

예측하는 데 있어 한국판 AEFS는 6%의 추가적인 설명량을 보였다. EEI의 보상으로서의 기대를 독립 변인으로 투입했을 때, 음식중독 증상을 예측하는 데 있어 한국판 AEFS는 10%의 추가적인 설명량을 보였고, EEI의 지루함을 달래줄 기대가 독립 변인으로 투입되었을 때는 한국판 AEFS가 9%의 추가 설명량을 보였다. 이러한 결과를 표 3에 제시하였다.

논 의

본 연구의 목적은 고도로 가공된 음식과 가공이 최소화된 음식을 섭취할 때 갖는 긍정적, 부정적 기대를 측정하는 도구로 최근 개발된 AEFS를 한국어로 번안하고 타당화하는 것이다. 이를 위해 AEFS를 한국어로 번역하여 대학생 집단을 대상으로 요인구조를 확인하고 신뢰도와 타당도를 검토하였다.

한국판 AEFS에 대한 탐색적 요인분석 결과, 고가공음식과 저가공음식 모두 긍정기대와 부정기대의 2요인 구조로 나타났으며, 이는 원척도의 요인구조와 일치하는 결과이다. 독립된 표본을 대상으로 AEFS 문항들 중 의미가 중복되면서 설명력이 낮은 문항은 제거한 이후 문항 의미의 유사성을 고려하여 오차 상관을 허용하여 확인적 요인분석을 실시한 결과 2요인 구조가 적합한 것으로 확인되었다. 또한 내적 합치도와 검사-재검사 신뢰도가 모두 적절한 수준으로 나타나, 한국판 AEFS는 고가공음식과 저가공음식 모두 긍정기대 및 부정기대라는 두 가지 요인을 측정하는 문항들로 구성된 안정적인 척도인 것으로 확인되었다.

음식기대와 관련된다고 여겨지는 섭식 관련 심리적 구성개념들과 한국판 AEFS와의 관계를

살펴본 결과, 수렴 및 변별 타당도가 양호한 수준으로 나타났다. 먼저 AEFS의 음식기대 요인들은 EEI 섭식기대 하위 요인들과 정적 상관을 맺는 것으로 나타났다. 특히 고가공음식 긍정기대는 음식 섭취가 부정정서를 누그러뜨릴 것이라는 기대와 관련이 높고, 음식 종류에 상관없이 음식에 대한 부정적인 기대는 것은 섭식이 지루함을 달래 줄 것이라는 기대와 관련이 있는 것으로 보인다.

AEFS의 고가공음식 기대와 음식중독증상의 관계를 살펴보면, 고가공음식 긍정기대와 부정기대 두 요인 모두 음식중독 증상과 정적인 상관을 보였다. 이는 원판 AEFS를 개발한 연구(Cummings et al., 2020)에서 나타난 결과와 유사하며, 물질 사용이 긍정물질기대 뿐 아니라 부정물질기대와도 상관을 보인다는 물질사용 관련 선행 연구 결과들과도 일관되는 맥락이라 할 수 있다(Cohen et al., 2002; Mann, Chassin, & Sher, 1987; McMahan et al., 1994; Morean et al., 2012). 이러한 현상에 대한 이해를 돕기 위해 물질사용 관련 연구들을 구체적으로 살펴보면, 부정 물질기대는 물질 사용과 관련되는 결과를 보이기도 하지만(McMahon et al., 1994), 일부 연구에서는 물질 사용과 관련이 낮게 나타나기도 한다(Montes et al., 2019). 이렇게 부정 물질기대와 물질 사용 간의 관계에 대한 연구 결과들이 일관되게 나타나지 않는 이유에 대해 제안되는 한 가지 설명은 부정물질기대와 물질 사용의 관계는 물질 사용 장애의 위험 수준에 따라 달라진다는 것이다(Mann et al., 1987). 예를 들어 알코올 사용과 관련된 연구에서 사회적 상황에서만 이따금씩 과음하는 등 알코올 사용 장애의 위험이 낮은 경우에는 긍정 알코올 기대만 알코올 사용을 예측한다. 그러나 알코올 사용 장애의 위험

수준이 높은 사람들은 긍정 알코올 기대와 부정 알코올 기대 모두가 알코올 사용의 증가를 예측한다(Mann et al., 1987). 이는 알코올 사용 장애의 위험성이 높은 사람들은 위험성이 낮은 사람들에 비해 알코올 사용으로 인한 부정적인 결과를 이전에 경험했기 때문에 알코올 사용을 중단하거나 줄이려는 동기를 가질 수 있고, 이로 인해 알코올 부정기대가 높아졌을 가능성을 시사한다(McMahon et al., 1994). 섭식 문제의 경우에도 중독적 섭식의 위험성이 높은 사람은 체중 증가와 같은 고가공음식 섭취로 인한 부정적인 결과를 경험했을 수 있고, 이와 관련하여 고가공음식의 섭취를 끊거나 줄이려는 동기로 인해 고가공음식에 대한 긍정기대 뿐 아니라 부정기대도 높아질 여지가 있다. 본 연구에서 고가공음식의 긍정기대와 부정기대 모두 음식중독증상과 상관을 보인 결과의 이유에 대해 상기 가능성을 고려한 추후의 연구 설계를 통해 확인할 필요할 것으로 생각된다.

AEFS의 저가공음식 기대와 음식중독증상 간 관계를 살펴보면, 저가공음식 긍정기대는 음식중독 증상과 상관을 보이지 않았고, 저가공음식 부정기대는 음식중독 증상과 정적인 상관을 보였다.

AEFS의 음식기대와 음식중독증상과의 관계에 대한 상기 결과는 원칙도를 개발한 선행 연구에서 고가공음식 긍정기대와 부정기대, 저가공음식 부정기대가 음식중독증상과 상관이 높은 한편 저가공음식의 긍정기대는 음식중독증상과 관련성이 가장 약하게 나타난 것과 흡사한 양상이다. 이는 AEFS로 측정하는 음식기대 요인과 중독적 섭식의 관계가 한국 문화권에서도 적용될 수 있음을 시사한다. 다만 원판 AEFS 개발 연구에서는 저가공음식에

대한 부정기대가 음식중독 증상과 가장 큰 상관을 보인 반면, 본 연구에서는 고가공음식에 대한 부정기대가 음식중독 증상과 가장 큰 상관을 보였다. 이에 대해 가능한 한 설명으로는 야채와 같이 가공되지 않은 자연 식품들에 대한 인식에 대한 동서양의 기본적인 문화적 차이가 있을 수 있다는 것이다. 이 외에도 음식중독과 관련되는 특정 음식들에 대한 태도나 섭식 습관에서의 문화적 차이 등 다양한 영향이 있을 수 있으므로 AEFS의 음식기대 요인들과 음식중독 증상 간 관계 양상에 대해 향후 다양한 표본을 통한 검증이 필요하다. 이는 서양 문화권과 구분되는 한국인이 보이는 중독적 섭식의 특징 및 그 기제에 대한 이해를 도모할 수 있을 것이라 기대된다.

위와 같은 AEFS의 음식기대와 음식중독증상 간 관계 양상을 볼 때, 중독적 섭식을 다루는 실제 장면에서 다음의 것들을 고려해 볼 여지가 있다. 물질 사용 영역에서 물질 사용의 예방 및 치료 목적으로 물질기대를 다루고자 할 때, 일반적으로는 긍정기대를 감소시키는 데 초점을 둔다(Scott-Sheldon et al., 2012). 만약 이를 중독적 섭식에 동일하게 적용하여 고가공음식의 긍정기대를 감소시키는 데만 주력한다면 본 연구 결과에서 나타난 고가공음식과 저가공음식의 부정기대와 음식중독의 관련성을 간과하게 되는 것일 수 있다. 따라서 중독적 섭식의 예방 혹은 완화 목적으로 음식기대를 수정하려는 개입 장면에서 고가공식품의 긍정기대를 낮추는 동시에 부정기대가 상승하지 않도록 주의할 필요가 있겠고, 이미 고가공음식의 부정기대가 높은 경우라면 그 원인에 대한 탐색도 중요할 것으로 여겨진다. 또한 가공이 최소화된 건강한 음식들에 대한 부정기대를 줄이는 접근이 동반되는 것이 유

익할 것으로 생각된다.

본 연구에서는 원판 AEFS 개발 연구에서는 살펴보지 않았던 정서적 섭식 및 절제된 섭식과 AEFS와의 관계도 확인하였다. 그 결과를 살펴보면, 정서적 섭식은 고가공음식과 저가공음식의 긍정기대, 부정기대 모두와 정적인 상관을 보였다. 이는 AEFS의 음식기대 요인들이 음식중독 증상 뿐 아니라 과식이나 비만과 관련되는 다른 섭식 행동들과도 관련될 수 있음을 시사한다. 이는 선행 연구(Cummings et al., 2020)에서 음식기대 요인들이 음식중독을 넘어서 보다 넓은 차원에서의 섭식 행동들(예: 정서적 섭식)과도 관련될 수 있다고 제안했던 바를 경험적으로 지지하는 부분이라 할 수 있다. 또한 정서적 섭식이 고가공음식의 긍정기대 뿐 아니라 부정기대와의 정적인 상관을 보인 결과는 배고픔이 아닌 다른 이유로 과식을 하는 사람들은 종종 고가공 식품에 대해 접근적이면서도 회피적인 양가적인 태도를 보인다는 결과를 보인 선행 연구들과도 유사한 맥락일 수 있겠다(Deluchi, Costa, Friedman, Gonçalves, & Bizarro, 2017).

한편, 절제된 섭식은 고가공 및 저가공 음식의 긍정기대와는 상관을 보이지 않은 반면 부정기대와는 정적인 상관을 보여 AEFS의 2요인이 섭식 양상에 따라 변별될 수 있음이 확인되었다. 이러한 결과는 음식중독 증상 및 정서적 섭식이 고가공음식의 긍정기대 뿐 아니라 부정기대와의 관련되는 이유에 대한 해석의 실마리를 제공해줄 수 있어 보인다. 절제된 섭식 요인은 음식 섭취 통제를 통해 체중을 조절하는 정도를 측정한다는 점을 고려할 때, 고가공음식의 잦은 섭취로 인한 부정적인 경험(예: 체중증가) 때문에 생긴 섭식 절제 동기가 고가공음식에 대한 부정기대를 상

승시켰을 가능성이 있다는 상기 제안을 지지해준다.

BMI는 AEFS의 기대요인들 모두와 상관을 보이지 않았다. 이는 예상했던 결과는 아니나 원칙도를 개발한 연구에서도 음식기대와 BMI 간 상관을 보이지 않았던 점, 많은 섭식 관련 선행 연구들에서 BMI가 음식중독이나 폭식 등과의 관련성에서 비일관되게 나타나는 점 등을 고려할 때(Meule, 2012; Meule & Gearhardt, 2014), BMI와 음식기대는 직접적인 관계를 맺는다고보다 다양한 요인에 의해 관계 양상이 달라질 여지가 있음을 생각해볼 수 있다. 실제로 BMI는 식이 조절이나 운동, 심리적 스트레스 등과 같은 여러 가지 요소들에 영향을 받으므로, 이러한 요소들이 함께 고려되지 않은 점이 BMI와 음식기대 간 관계의 탐색에 제한이 되었을 소지가 있다.

한편, AEFS 내 요인 별 상관을 살펴보면, 고가공음식 내 긍정기대와 부정기대는 부적 상관을 보이고, 저가공음식 내 긍정기대와 부정기대도 부적 상관을 보인다. 그런데 다른 음식 군(고가공음식과 저가공음식) 간에는 모든 요인 간 정적인 상관을 갖는다. 즉 패스트푸드와 같은 고가공음식에 대한 긍정적인(혹은 부정적인) 기대는 채소와 같은 저가공음식에 대한 부정적인 기대와도 관련되지만 저가공음식에 대한 긍정적인 기대와도 관련되는 것이다. 이러한 현상에 대한 잠정적 설명으로, 개인이 특정 음식에 대한 긍정(혹은 부정)기대를 지니는 경우, 다른 음식 군에 대해서는 긍정기대와 부정기대를 모두 가질 소지를 생각해볼 수 있다. 예를 들어 고가공음식에 대한 긍정기대가 높은 경우, 저가공음식에서 얻을 수 있는 건강과 관련된 측면에서 긍정적인 기대를 갖는 한편 맛의 측면에서는 부정적인 기

대를 갖는 등 양가적일 가능성이 있다. 또 다른 해석적 가능성으로는 음식의 종류에 따라 상이한 기대를 가지는 사람들과 음식의 종류와 상관없이 음식 전반에 대한 동일한 기대를 가지는 사람들이 섞여 있을 가능성의 반영일 수 있다. 예를 들어 어떤 사람은 건강과 관련된 이유로 고가공음식에 대한 부정기대가 높은 동시에 저가공 음식에 대한 긍정기대가 높을 수 있고, 어떤 사람은 고가공음식이든 저가공음식이든 음식 종류에 상관없이 음식 전반에 대한 긍정(혹은 부정)기대가 높을 수 있다. 이러한 가능성들을 고려한 음식기대 요인간 관계 양상을 면밀하게 살펴보는 것이 중요한 과제일 것으로 여겨진다. 아울러 기대 요인간 상관 계수가 그다지 높지 않게 나타나는데, 이는 음식에 대한 기대에는 개인 내,외적 다양한 요소들이 영향 미치기 때문일 수 있다. 향후 연구에서는 한국 음식의 종류나 환경 등과 같은 음식 문화적 요소나 개인의 식습관, 건강에 대한 염려, 다이어트 여부 등과 같은 개인적 요소들을 고려한 연구 설계를 통해 요인 별 상관 관계를 살펴보는 것이 필요할 수 있다.

더불어 한국판 AEFS는 음식중독증상에 대해 EEI가 설명하는 것 이상으로 추가적인 설명력을 갖는 것으로 나타났다. 이는 원판 AEFS와 마찬가지로 한국판 AEFS의 음식기대가 일반적인 섭식기대가 음식중독 증상에 대해 갖는 것 이상의 고유한 변량을 지닌다는 것을 보여준다. 구체적인 결과를 살펴보면, EEI 하위 요인들에 저가공음식의 기대요인들만 추가 투입하였을 때 유의미한 증분량이 있었지만 고가공음식의 기대요인들을 함께 추가하자 저가공음식 기대요인들의 설명력이 유의해지지 않는 것으로 나타났다. 음식중독 증상

에 대한 설명을 증가시키는데 있어서 고가공 음식 기대의 역할이 큰 것으로 여겨지며, 특히 고가공음식 부정기대가 가장 중요한 요인인 것으로 보인다. 이러한 결과는 특정 음식(고지방, 고설탕을 함유하는 고도로 가공된 음식)이 중독적 반응을 일으킬 수 있다고 보는 음식중독모델(Gearhardt et al., 2009)의 이론을 지지해주는 경험적 근거가 될 수 있으며, 섭식 연구에서 일반적인 섭식기대 뿐 아니라 특정 종류의 음식에 대한 기대를 측정하는 것이 의미가 있을 수 있음을 시사한다. 아울러 실제 임상 장면에서 과식과 관련된 섭식 행동을 다룰 때 음식의 종류를 나누어 기대 수준을 측정하는 것은 강박적 과식의 인지-정서적 기제를 이해하는 데 도움이 될 것이라 여겨진다.

본 연구의 제한점과 후속 연구를 위한 논의점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구의 참여자들은 모두 서울 소재 특정 대학의 대학생들로 본 연구 결과를 일반화하기에는 주의가 요구된다. 대학생 시기의 섭식 습관은 미래의 심각한 섭식 문제로의 발전에 큰 영향을 미치기 때문에 많은 연구들에서 대학생 집단의 섭식 문제가 중요한 연구 주제로 다뤄지고 있다는 점에서(Racette, Deusinger, Strube, Highstein, & Deusinger, 2005; Yu & Tan, 2016), 한국판 AEFS는 대학생들이 경험하는 과식 및 중독적 섭식 경향과 관련된 문제를 다루는 연구에는 기여할 수 있겠다. 그러나 향후 다양한 집단을 대상으로 진행하여 AEFS의 심리측정적 속성을 살펴보고 본 연구 결과와 비교하는 것이 필요하다. 특히 본 연구에서 나타난 AEFS의 기대 요인들과 음식중독 간 상관 계수는 원판 AEFS 연구에서 나타난 상관 계수 크기에 비해 상대적으로 작는데, 이러한 결과는 표본 특성으로 인한 가능성을 배제할 수 없다. 구체적으로는

원관 개발 연구(Cummings et al., 2020)의 표본은 일반 성인 집단(평균 36.84세, 표준편차 11.27세, 범위 21-70세)으로, 본 연구의 대학생 표본에 비해 연령 범위가 넓다. 또한 원관 개발 연구 표본의 BMI 평균이 26.28로 서양 기준 과체중 수준으로 나타났는데, 그 분포를 살펴보면 저체중은 3%, 과체중 이상이 56%를 차지한다(Cummings et al., 2020). 반면, 본 연구 표본의 BMI¹⁾ 평균은 21.67로 정상 수준이고, 분포 상 저체중은 10%, 과체중 이상은 27%에 불과하는 것으로 나타난다. 대학생 집단의 경우 신체와 관련된 사회문화적 분위기에 쉽게 영향받는 집단인 점, 대학생을 대상으로 한 연구들에서 많은 경우 BMI가 평균 수준으로 나타나는 점(Cummings et al., 2021; Hong, Shepanski, & Gaylis, 2016) 등을 고려할 때 BMI 수치가 대학생 집단에서 일반 성인 집단에 비해 낮게 나타날 가능성이 있다. 이러한 표본 특성의 차이가 심리측정적 속성과 관련된 연구 결과에 미치는 영향이 있을 수 있으므로 향후 일반 성인집단이나 음식중독에 준하는 임상 집단 혹은 BMI 수준을 고려한 표본을 대상으로 추가적인 검증하는 것이 필요하겠다.

둘째, 본 연구는 횡단적으로 자료를 수집했기 때문에 연구 결과를 인과적으로 해석할 수 없다. 물질 사용 관련 선행 연구들을 살펴보면, 물질기대는 물질 사용에 시간적으로 앞서서 영향을 미치는 것으로 나타난다(Montes et al., 2019). 음식기대 역시 중독적 섭식의 원인이 될 수 있는 지와 관련하여 두 개념 간의 인과적 관계를 확립하기 위해서는 향후 종단

적, 실험적 설계의 후속 연구가 진행되어야 할 것이다.

셋째, 한국판 AEFS의 타당도를 살펴보는 과정에서 본 연구에서는 자기 보고형 질문지를 사용했기 때문에 한국판 AEFS의 음식기대가 고가공음식 혹은 저가공음식의 실제 섭취와 관련되는지 확인하기 위해서는 음식 섭취의 객관적인 측정을 통한 추가적인 검증이 필요할 것이다.

넷째, 본 연구는 기대 이론을 중독적 섭식에 적용시켜 살펴본 초기 연구로서, 본 연구의 결과가 임상 장면에서 활용되기 위해서는 반복 검증이 필요하다. 다양한 집단에서 혹은 특정 조건에서 음식기대 요인간 양상을 살펴봄으로써 본 연구 결과를 재검증하고 확장시키는 것이 중요할 것으로 여겨진다.

이러한 몇 가지 제한점이 있지만 본 연구는 기존의 섭식 연구에서 잘 다루지지 않았던 특정 음식에 대한 기대를 측정하는 도구를 마련하였다는 의의를 지닌다. 물질 사용 연구에 널리 적용되는 기대 이론을 섭식 행동에 적용하는 관점에서 만들어진 AEFS는 섭식의 중독적 측면과 관련되어 다양하게 사용될 수 있을 것이다. 특히 일상생활에서 패스트푸드, 달고 짭짤한 스낵 등의 자극적인 맛을 내는 가공음식에 대한 접근이 편의점이나 배달 어플 등을 통해 점점 쉬워지고 있으며, 정제된 탄수화물과 지방의 비율이 높은 고도로 가공된 음식들의 반복적인 섭취가 중독적 섭식을 유발시킨다는 경험적 연구들이 활발하게 축적되고 있는 상황임을 고려할 때(Falbe et al., 2019; Schulte et al., 2018), 특정 음식에 대한 기대를 측정하는 한국판 AEFS는 향후 음식기대 및 중독적 섭식 분야의 국내 연구를 촉진시키고, 섭식 문제의 인지적, 정서적 기제에 대한 다

1) 본 표본의 BMI 수준에 대해서 서양 기준이 아닌 대한비만학회에서 제공하는 국내 기준(저체중: BMI 18.5 미만, 정상: 18.5-22.9, 과체중: 23-24.9, 비만: 25 이상)을 적용하였다.

양한 연구에 유용하게 활용될 수 있으리라 생각된다.

참고문헌

- 김효정, 이임순, 김지혜 (1996). 식이행동 질문지의 신뢰도, 타당도 연구. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 15(1), 141-150.
- 신성만, 윤지혜, 조요한, 고은정, 박명준 (2018). 예일음식중독척도 2.0 (Yale Food Addiction Scale 2.0). *한국심리학회지: 여성*, 23(1), 25-49.
- 윤은하 (2018). 부정 정서, 부정 긴급성, 섭식 기대가 폭식 행동에 미치는 영향. 가톨릭대학교 석사학위 논문.
- 윤지혜 (2019). 여성의 자아존중감이 음식중독에 미치는 영향. 한동대학교 석사학위 논문.
- 이유리 (2020). 부정 긴급성과 음식중독과의 관계에서 정서조절곤란과 지각된 사회적 지지의 조절된 매개효과. 충북대학교 석사학위 논문.
- 차마리아 (2012). 정서 조절곤란과 섭식 기대가 폭식 행동에 미치는 영향. 가톨릭대학교 석사학위 논문.
- 황정임, 금명자 (2016). 섭식기대와 자기조절이 폭식행동에 미치는 영향. *청소년학연구*, 23(3), 461-482.
- Behan, R. A. (1953). Expectancies and Hullian theory. *Psychological Review*, 60(4), 252-256.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246.
- Brandon, T. H., & Baker, T. B. (1991). The Smoking Consequences Questionnaire: The subjective expected utility of smoking in college students. *Psychological Assessment: A Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 3(3), 484-491.
- Bruce, K., Mansour, S., & Steiger, H. (2009). Expectancies related to thinness, dietary restriction, eating, and alcohol consumption in women with bulimia nervosa. *International Journal of Eating Disorders*, 42(3), 235-258.
- Buckner, J. D., & Schmidt, N. B. (2008). Marijuana effect expectancies: Relations to social anxiety and marijuana use problems. *Addictive Behaviors*, 33(11), 1477-1483.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences (2nd ed.)*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Cohen, L. M., McCarthy, D. M., Brown, S. A., & Myers, M. G. (2002). Negative affect combines with smoking outcome expectancies to predict smoking behavior over time. *Psychology of Addictive Behaviors*, 16(2), 91-97.
- Combs, J. L., Smith, G. T., & Simmons, J. R. (2011). Distinctions between two expectancies in the prediction of maladaptive eating behavior. *Personality and Individual Differences*, 50(1), 25-30.
- Cortina, J. M. (2002). Big things have small beginnings: An assortment of “minor” methodological misunderstandings. *Journal of Management*, 28(3), 339-362.
- Costello, A. B., & Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research and*

- Evaluation*, 10(7), 1-9.
- Crawford, J. R., & Henry, J. D. (2004). The Positive and Negative Affect Schedule (PANAS): construct validity, measurement properties and normative data in a large non-clinical sample. *British Journal of Clinical Psychology*, 43(3), 245 - 265.
- Cummings, J. R., Hoover, L. V., Turner, M. I., Glozier, K., Zhao, J., & Gearhardt, A. N. (2021). Extending Expectancy Theory to Food Intake: Effect of a Simulated Fast-Food Restaurant on Highly and Minimally Processed Food Expectancies. *Clinical Psychological Science*, 9(6), 1115-1127.
- Cummings, J. R., Joyner, M. A., & Gearhardt, A. N. (2020). Development and preliminary validation of the Anticipated Effects of Food Scale. *Psychology of Addictive Behaviors*, 34(2), 403-413.
- Darkes, J., & Goldman, M. S. (1993). Expectancy challenge and drinking reduction: Experimental evidence for a mediational process. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 61(2), 344-353.
- Deluchi, M., Costa, F. S., Friedman, R., Gonçalves, R., & Bizarro, L. (2017). Attentional bias to unhealthy food in individuals with severe obesity and binge eating. *Appetite*, 108, 471-476.
- DiFeliceantonio, A. G., Coppin, G., Rigoux, L., Edwin Thanarajah, S., Dagher, A., Tittgemeyer, M., & Small, D. M. (2018). Supra-additive effects of combining fat and carbohydrate on food reward. *Cell Metabolism*, 28(1), 33-44.
- Falbe, J., Thompson, H. R., Patel, A., & Madsen, K. A. (2019). Potentially addictive properties of sugar-sweetened beverages among adolescents. *Appetite*, 133, 130-137.
- Fischer, S., Peterson, C. M., & McCarthy, D. (2013). A prospective test of the influence of negative urgency and expectancies on binge eating and purging. *Psychology of Addictive Behaviors*, 27(1), 294-300.
- Fromme, K., Stroot, E. A., & Kaplan, D. (1993). Comprehensive effects of alcohol: Development and psychometric assessment of a new expectancy questionnaire. *Psychological Assessment*, 5(1), 19-26.
- Gearhardt, A. N., Corbin, W. R., & Brownell, K. D. (2009). Preliminary validation of the Yale Food Addiction Scale. *Appetite*, 52(2), 430-436.
- Gearhardt, A. N., Davis, C., Kushner, R., & Brownell, K. D. (2011). The addiction potential of hyperpalatable foods. *Current Drug Abuse Reviews*, 4(3), 140-145.
- Goldman, M. S., Del Boca, F. K., & Darkes, J. (1999). Alcohol expectancy theory: The application of cognitive neuroscience. In K. E. Leonard & H. T. Blane (Eds.), *Psychological theories of drinking and alcoholism*(pp. 203-246). NY: Guilford Press.
- Hohlstein, L. A., Smith, G. T., & Atlas, J. G. (1998). An application of expectancy theory to eating disorders: Development and validation of measures of eating and dieting expectancies. *Psychological Assessment*, 10(1), 49-58.
- Hong, M. Y., Shepanski, T. L., & Gaylis, J. (2016). Majoring in nutrition influences BMI of female college students. *Journal of*

- Nutritional Science*, 5(8), 1-7.
- 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.
- Kaiser. H. (1974). An index for factorial simplicity. *Psychometrika*, 39, 32-36.
- Kilbey, M. M., Downey, K., & Breslau, N. (1998). Predicting the emergence and persistence of alcohol dependence in young adults: The role of expectancy and other risk factors. *Experimental and Clinical Psychopharmacology*, 6(2), 149-156.
- Mann, L. M., Chassin, L., & Sher, K. J. (1987). Alcohol expectancies and the risk for alcoholism. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 55(3), 411-417.
- McMahon, J., Jones, B. T., & O'Donnell, P. (1994). Comparing positive and negative alcohol expectancies in male and female social drinkers. *Addiction Research*, 1(4), 349-365.
- Meule, A. (2012). Food addiction and body-mass-index: a non-linear relationship. *Medical Hypotheses*, 79(4), 508-511.
- Meule, A., & Gearhardt, A. N. (2014). Five years of the Yale Food Addiction Scale: Taking stock and moving forward. *Current Addiction Reports*, 1(3), 193-205.
- Montes, K. S., Witkiewitz, K., Pearson, M. R., & Leventhal, A. M. (2019). Alcohol, tobacco, and marijuana expectancies as predictors of substance use initiation in adolescence: A longitudinal examination. *Psychology of Addictive Behaviors*, 33(1), 26-34.
- Morean, M. E., Corbin, W. R., & Treat, T. A. (2012). The Anticipated Effects of Alcohol Scale: Development and psychometric evaluation of a novel assessment tool for measuring alcohol expectancies. *Psychological Assessment*, 24(4), 1008-1023.
- Pearson, C. M., Combs, J. L., Zapolski, T. C. B., & Smith, G. T. (2012). A longitudinal transactional risk model for early eating disorder onset. *Journal of Abnormal Psychology*, 121(3), 707-718.
- Pedram, P., Wadden, D., Amini, P., Gulliver, W., Randell, E., Cahill, F., Vasdev, S., Goodridge, A., Carter, J. C., Zhai, G., Ji, Y., & Sun, G. (2013). Food addiction: Its prevalence and significant association with obesity in the general population. *PLoS ONE*, 8(9), e0074832.
- Racette, S. B., Deusinger, S. S., Strube, M. J., Highstein, G. R., & Deusinger, R. H. (2005). Weight changes, exercise, and dietary patterns during freshman and sophomore years of college. *Journal of American College Health*, 53(6), 245-251.
- Rohsenow, D. J., Abrams, D. B., Monti, P. M., Colby, S. M., Martin, R., & Niaura, R. S. (2003). The Smoking Effects Questionnaire for adult populations. Development and psychometric properties. *Addictive Behaviors*, 28(7), 1257-1270.
- Schulte, E. M., Avena, N. M., & Gearhardt, A. N. (2015). Which foods may be Addictive? The roles of Processing, fat content, and glycemic load. *PLoS ONE*, 10(2), e0117959.
- Schulte, E. M., Smeal, J. K., & Gearhardt, A. N.

- (2017). Foods are differentially associated with subjective effect report questions of abuse liability. *PLoS ONE*, 12(8), e0184220.
- Schulte, E. M., Smeal, J. K., Lewis, J., & Gearhardt, A. N. (2018). Development of the Highly Processed Food Withdrawal Scale. *Appetite*, 131, 148-154.
- Scott-Sheldon, L. A., Terry, D. L., Carey, K. B., Garey, L., & Carey, M. P. (2012). Efficacy of expectancy challenge interventions to reduce college student drinking: A meta-analytic review. *Psychology of Addictive Behaviors*, 26(3), 393-405.
- Sharkansky, E. J., & Finn, P. R. (1998). Effects of outcome expectancies and disinhibition on adult alcohol consumption. *Journal of Studies on Alcohol*, 59(2), 198-206.
- Smith, G. T., Goldman, M. S., Greenbaum, P. E., & Christiansen, B. A. (1995). Expectancy for social facilitation from drinking: the divergent paths of high-expectancy and low-expectancy adolescents. *Journal of Abnormal Psychology*, 104(1), 32-40.
- Steiger, J. H. (1990). Structural model evaluation and modification: An interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25(2), 173-180.
- Tolman, E. C., & Postman, L. (1954). Learning. *Annual Review of Psychology*, 5, 27-56.
- Treasure, J., Leslie, M., Chami, R., & Fernández Aranda, F. (2018). Are trans diagnostic models of eating disorders fit for purpose? A consideration of the evidence for food addiction. *European Eating Disorders Review*, 26(2), 83-91.
- Tucker, L. R., & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38(1), 1-10.
- Walters, G. D., & Contri, D. (1998). Outcome expectancies for gambling: Empirical modeling of a memory network in federal prison inmates. *Journal of Gambling Studies*, 14(2), 173-191.
- World Health Organization. (2018). *Obesity and overweight*. Geneva: WHO.
- Yu, Z., & Tan, M. (2016). Disordered Eating Behaviors and Food Addiction among Nutrition Major College Students. *Nutrients*, 8(11), 673.
- Zevon, M. A., & Tellegen, A. (1982). The structure of mood change: An idiographic/nomothetic analysis. *Journal of Personality and Social Psychology*, 43(1), 111-122.
- Zheng, H., Lenard, N., Shin, A., & Berthoud, H. (2009). Appetite control and energy balance regulation in the modern world: Reward driven brain overrides repletion signals. *International Journal of Obesity*, 33(S2), S8-S13.

원고접수일 : 2021. 07. 30.

수정원고접수일 : 2021. 09. 21.

게재결정일 : 2021. 10. 14.

Validation of the Korean-Anticipated Effects of Food Scale

Jin-Won Yang[†]

Seok-Man Kwon

Department of Psychology, Seoul National University

This study aimed to validate the Anticipated Effects of Food Scale (AEFS) developed to measure food expectancy. The factor structure, reliability, and validity of the Korean version of the AEFS (K-AEFS) were investigated in 477 undergraduate students. The results of the exploratory and confirmatory factor analyses of the K-AEFS showed that both highly processed and minimally processed foods had a two-factor structure of positive and negative expectancies. The internal consistency, test-retest reliability, and convergent and divergent validity were good. Food expectancies of the K-AEFS were positively correlated with eating expectancies. Positive and negative expectancies toward highly processed food and negative expectancies toward minimally processed food were positively correlated with food addiction symptoms and emotional eating. Restrained eating showed no correlation with positive expectancy, but positively correlated with negative expectancy toward highly processed and minimally processed food. Furthermore, incremental validity was confirmed in that there was further power of food expectancies than the general eating expectancy toward food addiction symptoms. The present results suggest that the K-AEFS is a valid scale for measuring both positive and negative expectancies toward specific foods.

Key words : food expectancy, expectancy, eating behavior, food addiction, highly processed food

[†] Corresponding Author : Jin-won Yang / Department of Psychology, Seoul National University / (08826) 1 Gwanak-ro, Gwanak-gu, Seoul, Korea / E-mail : yyjin172@gmail.com