

## 농담이 되어버린 혐오: 폼하 유머와 유머 지각 그리고 정당한 세상에 대한 개인적인 믿음의 관계\*

박 세 훈<sup>1)</sup>    한 승 회<sup>2)</sup>    유 금 란<sup>†</sup>

본 연구는 이성(젠더) 및 노인을 대상으로 한 폼하 유머가 성인의 유머 지각에 미치는 영향과 정당한 세상에 대한 개인적인 믿음의 조절 효과를 검증하고자 하였다. 이를 위해 대한민국 국적의 18세~39세 청년 400명을 대상으로 자기폼하 혹은 타인폼하 유머 자극을 제시한 뒤, 각 자극에 대한 유머 및 혐오 지각, 정당한 세상에 대한 개인적 믿음, 혐오표현 노출 경험, 대상에 대한 호감도를 온라인 설문으로 측정하였다. 수집된 자료는 SPSS PROCESS macro를 활용해 조절효과 분석을 실시하였다. 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 남성의 경우 젠더 및 노인 폼하 유머에서 타인폼하 유머보다 자기폼하 유머를 더 유머러스하게 지각하였으나, 여성은 유의한 차이가 없었다. 둘째, 남성의 경우, 자기폼하 유머를 타인폼하 유머보다 더 유머로 지각하는 경로에서 정당한 세상에 대한 개인적 믿음의 조절효과가 유의하게 나타났으나, 여성은 유의하지 않았다. 이러한 결과를 토대로 혐오표현의 유머화가 갖는 사회문화적 함의와 교육적 시사점, 그리고 연구의 한계를 논의하였다.

주요어 : 자기폼하 유머, 타인폼하 유머, 정당한 세상에 대한 개인적인 믿음, 조절효과

\* 본 연구는 2024년도 가톨릭대학교 교비연구비의 지원으로 이루어졌음.

1) 제1저자 : 가톨릭대학교 심리학과, 박사 수료

2) 제2저자 : 가톨릭대학교 심리학과, 박사 수료

† 교신저자 : 유금란, 가톨릭대학교 심리학과, 경기도 부천시 원미구 지봉로 43

Tel: 02-2164-4271, E-mail: [kyu@catholic.ac.kr](mailto:kyu@catholic.ac.kr)



Copyright ©2025, The Korean Psychological Association of Culture and Social Issues  
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.

방송통신위원회와 한국지능정보사회진흥원(2025)의 <2024년 사이버폭력 실태조사 결과>에 따르면 디지털 공간에서 성별, 장애, 종교, 나이, 인종, 출신지역, 성적지향 등이 다르다는 이유로 특정 개인이나 집단에 대한 편견과 차별을 드러내는 디지털 혐오표현을 경험한 비율이 청소년 18.6%, 성인 16.4%로 나타났다. 성인의 경우 만 19~29세가 17.1%로 혐오표현 경험률이 제일 높았고, 학력은 대졸이 16.8%로 가장 높았다. 이는 인터넷 공간에서 디지털 혐오표현이 심각한 수준임을 보여준다. 양혜승(2022)은 젠더, 세대 등에서 혐오표현이 팽배하다고 하였는데, 2024년 사이버폭력 실태조사 결과 성인이 경험한 혐오표현 유형의 비율은 성별이 5.9%, 특정 연령대는 5.3%를 차지하였다. 이러한 혐오표현은 특정 사건이 있을 때마다 가속화 되었는데 2016년 강남역 살인사건을 계기로 여성혐오 및 남성혐오 논쟁이 심각해졌으며, COVID-19 팬데믹 이후 중국인과 특정 종교에 대한 혐오표현이 확산되었다(박아란, 2020). 특히 혐오표현은 온라인에서 급증하는 추세로 2016년 국가인권위원회에서 실시한 <혐오표현 실태조사 및 규제방안 연구>에 따르면, 대부분의 사람이 온라인상에서 혐오표현을 접했고(홍성수 등, 2016), 비슷한 시기에 한국언론진흥재단에서 실시한 혐오표현에 대한 인식조사에서도 응답자 중 과반수(65.8%)가 인터넷에서 혐오표현에 노출된 경험이 있었다(박아란, 양정애, 2016). 혐오표현의 구체적 양상을 살펴보면 온라인상에서 여성에 대한 혐오는 외모, 능력, 나이, 신체 등을 공격, 비하하는 형태로 나타난다(김수아, 2015). 이에 대한 대응으로 여성혐오의 언어를 그대로 남성에게 적용하여 맞받아치는 '미러링(Mirroring) 전략이 등장하였으며(김은주, 2016),

이 과정에서 한국 남성을 혐오 대상으로 삼아 그들의 행위나 외모, 혹은 신체적 특성을 조롱하고 비난하였다(박대아, 2018).

역사적으로 혐오표현은 인종, 민족, 성 정체성 등으로 차별받은 집단을 대상으로 부정적인 편견에 기반한 적대적 표현행위(이승현, 2016)이며, 개인 또는 집단을 대상으로 사회적 소수자라는 것을 근거로 차별하거나 혐오 및 폭력을 선동하는 표현(윤인진 등, 2019)으로 정의된다. 온라인 상의 혐오표현의 대중화는 사회 구성원 간 갈등과 반목을 조성할 수 있기에(양혜승, 2022) 혐오표현이 곧 갈등을 반영한다고 볼 수 있다. 한국행정연구원(2025)의 사회통합실태조사에 따르면 2023년 대비 2024년에 노인층과 젊은층 그리고 남성과 여성 간의 갈등 인식이 크게 증가한 바, 최근 한국 사회에서 세대 및 성별 간 갈등, 반목 그리고 혐오가 만연함을 시사한다. 한편, 혐오표현에 노출되는 것 그 자체도 개인에게 악영향을 끼칠 수 있는데 개인의 마음에 어떤 생각이나 믿음이 유발되면 후속 정보의 해석에 영향을 미치는 연상적 점화효과에 따라(Roskos-Ewoldsen et al., 2002) 온라인상에서의 지속적인 혐오표현 노출은 단순한 어휘 학습을 넘어 혐오 감정과 태도를 강화하여(김민영 등, 2020; 양혜승, 2022) 혐오 대상 및 집단을 더욱 배척하게 되는 악순환을 낳을 수 있다.

온라인 상의 혐오표현이 누구나 봤을 때 눈살이 찌푸려지는 정보라면 반감이라도 일으킬 수 있겠지만 혐오표현의 대두되는 문제는 바로 이 표현이 '유머'로 소비될 수 있다는 점이다(한국형사정책연구원, 2017). 보통 유머는 메시지의 설득을 유도하는 윤활제 역할을 하는데(Nabi et al., 2007) 혐오표현이 유머와 결합하게 되면 사회에 공공연히 존재하고 있던 집

단에 대한 편견이나 차별을 더욱 쉽게 두드러지게 한다(Ford & Ferguson, 2004). 유머는 나보다는 타인의 결함을 비난할 때 더 쉽게 웃음이 유발되기에(La Fave & Mannell, 1976) 이는 혐오와 차별을 유지하는 행위로 이어질 수 있다(Ford et al., 2014). 소수자 집단 또는 그 집단이 지닌 전통, 겉모습, 행동방식을 희화화하거나 특정 대상을 깎아 내리고, 폄하하는 유머를 폄하 유머(Disparaging humor)라고 하는데(Thai et al., 2019; Zillmann, 1983) 노골적인 폄하와 유머는 구분이 어려워 폄하 유머는 종종 유머가 아닌 적대 행위로 인식된다(Saucier et al., 2016). Saucier 등(2016)은 인종 유머가 반사회적 의도를 가진다고 하였으며, 선행 연구에서는 혐오표현이 유머로 놀이화될 수 있음을 밝혔다(연지영, 이훈, 2020; Abrams & Bippus, 2014). 따라서 인터넷에서 혐오가 유머로 활용된다면 집단 간 차별과 갈등은 더욱 심화될 수 있어 혐오표현이 유머화 되는 것에 경각심을 가질 필요가 있다.

Thai 등(2019)은 실험연구를 통해 미국 성 소수자 및 동양인에 대한 폄하 유머 유형과 이에 따른 청자의 태도 변화를 살펴보았다. 연구 결과, 참여자들은 유머의 화자가 자신을 폄하하는 '자기폄하 유머(Self-disparaging humor)<sup>1)</sup>'를 할 때 메시지를 혐오표현이 아닌 유머로써 소비한 것으로 나타났다. 그 이유는 집단 간 민감성 효과(Intergroup sensitivity

effect)로 인해(Hornsey et al., 2002; Sutton et al., 2006) 폄하 유머가 외집단 구성원이 발화했을 때보다 내집단 구성원이 발화했을 때 더 긍정적으로 받아들여지기 때문이다(Thai et al., 2019). 실제로 사람들은 자기폄하 유머를 사용한 화자에게 타인폄하 유머(Other-disparaging humor, 타인을 폄하하는 유머)나 유머를 사용하지 않은 화자보다 더 높은 호감도를 보였다(양성현, 정성은, 2015). 연지영과 이훈(2020)의 연구에 따르면 참가자들은 자신과 다른 성별에 대한 혐오표현에 대해서는 혐오로 지각하지 않는 경향성을 보이고, 이런 경향성은 특히 유머가 더해졌을 때 더욱 강화되었다(연지영, 이훈, 2020). 또한 Ford 등(2014)의 연구에서는 특정 집단에 대한 편견이 공고할수록 그 집단에 대한 폄하 유머를 접하면 자신의 차별적 행동을 정당화하는 경향이 나타났다(Ford et al., 2014). 앞선 사회통합실태 조사에서 세대와 성별 간 갈등이 대두되는 바 해당 영역에서의 혐오가 특히 유머의 형태로 제시되면 상대 집단에 대한 차별이나 편견을 가볍게 만들어 심각성을 줄이고(Ford & Ferguson, 2004), 혐오 대상에 대한 부정적 감정을 더욱 자극(연지영, 이훈, 2020)할 것으로 보인다. 특히 이러한 혐오가 타인폄하 유머가 아닌 자기폄하 유머로 노출될 때 대중은 이를 보다 쉽게 유머로 소비할 것으로 사료된다.

Park(2010)의 의미 형성 모델에 따르면 개인은 세상에 대한 신념, 목표, 감정 등을 아우르는 내적 표상이자 삶을 이해하고 사건을 해석하는 틀인 전반적 의미 체계(global meaning system)를 지니고 있다. 사람들은 자신의 전반적 의미 체계와 특정 사건 사이에 불일치가 발생하면 이 체계에 위협을 경험하게 되는데 이를 의미 위협이라고 한다. 의미 위협을 경

1) Thai 등(2019)의 연구에서는 자기폄하 유머를 'Self disparagement humor'라고 명명하고, 타인폄하 유머를 별도로 정의하지 않았음. 이에 양성현, 정성은(2015)의 연구를 참조하여 자기 및 타인폄하 유머의 일관된 기술을 위해 자기폄하 유머는 Self-disparaging humor, 타인폄하 유머는 Other-disparaging humor로 명명함.

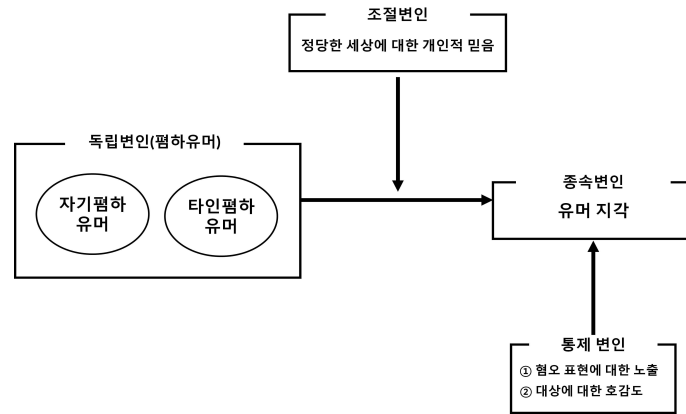


그림 1. 연구모형

험한 사람은 이를 보상하기 위해 사건과 직접적으로 관련이 없는 다른 차원의 신념을 강화한다. 가령, 죽음을 인식했을 때 정당한 세상에 대한 신념을 강화하거나 도덕적 정체성이 위협받을 때 소속감을 강화하는 것인데(Proulx & Inzlicht, 2012), 이를 유동적 보상(fluid compensation)이라 한다(Heine et al., 2006). 유머는 일반적으로 부조화, 놀람, 기대 위반과 같은 요소들을 포함하기에(Morreall, 2009) 전반적 의미 체계에 불일치를 야기하는 전형적인 예시라고 볼 수 있다. 하지만 실제로 의미 위협으로 이어지는 않는데 왜냐하면 유머는 불일치를 해소하고, 의미를 회복시켜주며 긍정적인 각성 상태를 유발하기 때문이다(Semko & Schulenberg, 2023). 그러나 전반적 의미 체계에서 만들어진 기대를 위반하고, 불일치를 해소하지 않는(Proulx, Heine & Vohs, 2010) 부조리한 유머(absurd humor)는 그렇지 않다. 부조리한 유머는 부정적 각성 상태와 함께 불안, 인지적 부조화, 불확실성 등의 감정을 유발하고, 의미 위협으로 여겨져 유동적 보상을 유발한다. 실제로 Semko와 Schulenberg(2023)는 참가자들에게 부조리한 유머를 제시한 뒤 ‘삶의 의

미, 도덕성, 소속감, 정당한 세상에 대한 믿음’과 같은 유동적 보상 지표가 강화되는지 측정하였다. 이러한 맥락에서 평하 유머 역시 개인에게 부조리한 유머로 인식될 수 있어 유쾌함 보다는 불쾌함을 야기하여 의미 위협을 불러올 것이다. 즉, 평하 유머(부조리한 유머)에 노출되면 의미 위협이 발생하고, 이에 대한 대처로 유동적 보상이 강화되어 평하 유머를 유머로 지각하는데 영향을 줄 것으로 보인다.

본 연구는 평하 유머와 유머 지각 간의 관계에서 유동적 보상으로 의미 형성 모델에서 제시하는 정당한 세상에 대한 개인적인 믿음(BJW-self)을 조망하고자 한다. 정당한 세상에 대한 믿음(Belief in a Just World; BJW)이란 자신이나 타인이 사는 세상이 정당하다고 지각하여 누구든 노력한 만큼 정당한 보상을 받을 것이라는 믿음으로, 어린 시절 경험을 바탕으로 형성되는 개인의 성격적 특성이자 인지 양식이다(Dzuka & Dalbert, 2002; Lucas et al., 2007). BJW의 하위 요인인 BJW-self는 특히 불공정하거나 불합리한 상황과 큰 관련성을 갖는 것으로 보인다. 양난미 등(2021)에 따르면 BJW-self가 높은 개인은 자신이 사는 세상과

관련하여 자신이 노력한 만큼 그에 마땅한 보상을 받을 것이라고 믿고, BJW 수준이 높은 개인은 공정하게 행동해야 한다고 믿으며 정당하게 행동하려고 노력한다. BJW-self와 반사회적 행동 간의 관계를 살펴본 Kiral Ucar 등(2024)의 연구에 따르면 BJW-self 수준이 높아질수록 더 많은 죄책감이 유발되어 결과적으로 범죄를 저지르려는 의도가 낮아졌다. 이는 BJW-self가 죄책감을 유발하여 일상적인 범죄 행동(Everyday crimes)을 억제하는 데 역할을 할 수 있음을 시사한다. Kiral Ucar 등(2024)은 이러한 이유를 BJW-self가 높은 사람은 자신의 행동에 더 민감하게 반응하고, 타인을 비난하기 보다는 도덕적 기준을 지키는 친사회적 행동을 할 가능성이 높기 때문이라고 보고했다. 따라서 BJW-self가 높은 개인은 공정의 가치, 불합리한(부조리한) 상황에 민감할 수 있어 폼하 유머를 부조리한 것으로 여겨 이를 유머로 받아들이지 않을 수 있다. 즉, BJW-self는 개인이 폼하 유머를 단순히 재미있는 유머로 지각할지, 부조리하거나 의미 위협적인 유머로 지각할지에 영향을 주는 핵심적인 역할을 할 것으로 보인다. 이에 본 연구는 폼하 유머와 유머 지각 간의 관계에서의 BJW-self의 조절 효과를 살펴봄으로써, 세상에 대한 개인의 믿음이 유머 지각 과정에 어떠한 영향을 미치는지 살펴보고자 한다.

본 연구는 우리나라의 대표적인 갈등 양상을 보고한 한국행정연구원(2025)의 사회통합실태 조사에 근거하여 세대 및 성별 간 갈등에서 폼하 유머를 조망하고자 한다. 이를 위해 (1) 참가자들에게 한국사회에서 주로 혐오의 대상이 되는 성별 및 노인 집단과 관련된 폼하 유머를 자기/타인 폼하 유머로 다르게 처리하여 대중들이 어떻게 지각하고 받아들이는

지를 탐색하고, (2) 폼하 유머 유형과 유머 지각 사이에서 유동적 보상 개념인 정당한 세상에 대한 개인적인 믿음이 어떤 영향을 미치는지를 알아볼 것이다. 궁극적으로 본 연구는 폼하 유머가 특정 집단에 대한 이해에 미치는 영향을 조망함으로써 혐오와 반목, 갈등이 아닌 서로 조화롭게 공존할 수 있는 사회 형성을 위한 시사점을 제공할 수 있을 것이다. 이를 위한 연구문제는 다음과 같다.

**연구문제 1.** 폼하 유머를 유머로 지각하는데 있어 유머(자기폼하/타인폼하)의 유형이 어떠한 영향을 미치는가?

**연구문제 2.** 폼하 유머 유형이 유머 지각에 미치는 영향에 있어 정당한 세상에 대한 개인적인 믿음이 조절하는가?

## 방 법

### 연구대상 및 자료 수집 방법

본 연구는 2024년 4월 연구자 소속 생명윤리심의위원회(Institutional Review Board)의 승인 하에 진행하였다(1040395-202404-01). 설문은 대한민국 국적의 18~39세 성인 남녀를 대상으로 온라인으로 수행하였다. 자료 수집을 위해 청년들이 자주 방문하는 온라인 커뮤니티에 온라인 설문 링크를 게시하여 참여자를 모집하였다. 참여자의 성별은 짝짓기 표집법을 통해 대응되었으며, 연구 참여에 동의한 참여자들은 자기폼하 또는 타인폼하 유머 자극에 무선 배치 되었다. 참여자들에게는 설문 시작 전, 연구에 대한 설명과 참여자의 권리 및 개인정보 보호에 관한 안내문을 제시하였다. 2025년 1월 24일부터 2월 5일까지 총 570명의

표 1. 연구대상자의 인구통계학적 정보

	구분	빈도(비율)
성별	남성	177(44.25)
	여성	223(55.75)
연령 (평균: 30.8세)	20세~25세 이하	34(8.5)
	26세~30세 이하	175(43.8)
	31세~35세 이하	141(35.3)
	36세 이상	50(12.5)
직업	관리자	7(1.8)
	기능원 및 관련 기능 종사자	7(1.8)
	농림 및 어업 숙련 종사자	3(0.8)
	단순노무 종사자	12(3.0)
	대학(원)생	10(2.5)
	사무 종사자	239(59.8)
	서비스 종사자	53(13.3)
	장치, 기계 조작 및 조립 종사자	8(2.0)
	전문가 및 관련 종사자	15(3.8)
	판매 종사자	32(8.0)
	무직	13(3.3)
	기타(프리랜서)	1(0.3)
학력	고등학교 졸업 이하	31(7.8)
	전문학사	39(9.8)
	학사	321(80.3)
	석사	8(2.0)
거주지	기타(대학교 휴학)	1(0.3)
	서울	182(45.5)
	경기도	79(19.8)
	비수도권	139(34.8)

표 1. 연구대상자의 인구통계학적 정보 (계속)

	구분	빈도(비율)
소득	100만원 미만	18(4.5)
	100만 ~ 200만 미만	15(3.8)
	200만 ~ 300만 미만	168(42.0)
	300만 ~ 400만 미만	165(41.3)
	400만 ~ 500만 미만	20(5.0)
	500만 ~ 600만 미만	5(1.3)
	600만 ~ 700만 미만	5(1.3)
자극 유형	700만 ~ 800만 미만	2(0.5)
	1,000만원 이상	2(0.5)
	자기평가	남성 84(42.0)
	유머(성별)	여성 116(58.0)
	타인평가	남성 93(46.5)
	유머(성별)	여성 107(53.5)
	자기평가	남성 82(42.1)
	유머(노인)	여성 113(57.9)
	타인평가	남성 95(46.3)
	유머(노인)	여성 110(53.7)

자료를 수집하였고, 이 중 연구참여에 동의하지 않거나, 중도이탈한 28명, 불성실하게 응답한 142명의 자료를 제외하였다. 불성실한 응답 데이터의 예시는 학력과 직업을 불일치하게 작성(최종학력인 고졸이나, 현재 직업은 대학원생 등)하거나 특정 시간 대에 참여 인원이 급증하고, 하나의 응답으로 일관적으로 반응한 경우 등이 있다. 이들을 제외하고 설문에 끝까지 성실하게 참여한 400명의 자료를 분석에 활용하였다.

최종 분석에 활용된 참여자들의 성별은 남성 177명(44.25%) 및 여성 223명(55.75%)이고, 평균 연령은 30.8세였다. 직업은 사무직 종사

자가 239명(59.8%)으로 가장 많았고, 교육 수준은 4년제 학사 졸업이 321명(80.3%)로 가장 많았다. 참여자들의 인구통계 결과는 표 1에 제시하였다.

## 분석 방법

자료 분석을 위해 SPSS 21.0과 Process Macro 4.2를 사용하였으며, 구체적인 분석 방법은 다음과 같다. 첫째, SPSS 21.0을 통해 인구통계학적 특성을 파악하고, 측정 변인의 평균, 표준편차, 왜도 및 첨도 등 기술통계량을 산출하였다. 둘째, 측정도구의 신뢰도를 확보하기 위해 내적일치도(Cronbach's  $\alpha$ ) 계수를 확인하였다. 셋째, 유머 지각 정도, 정당한 세상에 대한 믿음, 혐오표현 노출 경험, 대상에 대한

호감도 변인 간 상관관계를 알아보기 위해 Pearson 상관분석을 통해 상관관계수( $r$ )를 확인하였다. 넷째, SPSS Process Macro 4.2버전, Model 1을 활용하여 자기 및 타인 폼파 유머가 유머 지각 정도에 미치는 주효과와 정당한 세상에 대한 개인적인 믿음의 조절효과를 확인하고, 유의성을 검정하였다.

## 실험 자극

본 연구에서 활용한 실험자극의 예시는 그림 2와 같다. 실험자극 제작 및 선정을 위해 19~39세 성인을 대상으로 총 2차시(각 37명, 12명 참여)에 걸쳐 사전 연구(Pilot test)를 실시하였으며, 이후 상담심리전공 교수 2명과 박사과정생 2명의 논의를 통해 최종 자극을 제

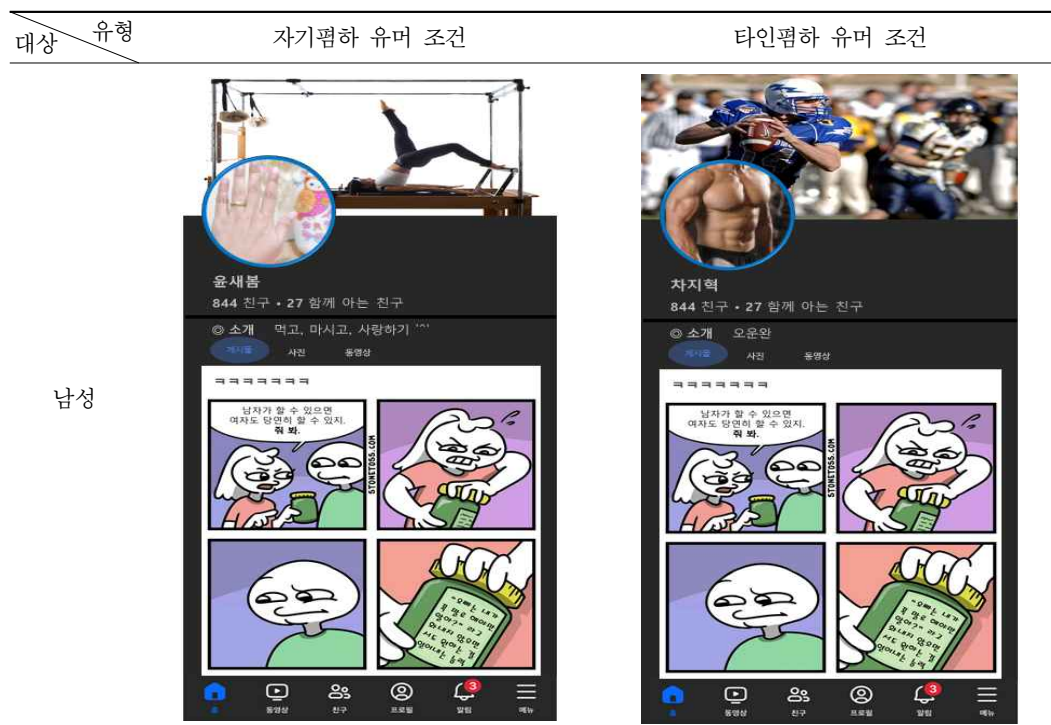


그림 2. 실험 자극 예시

작 및 선정하였다. 자극의 종류는 자기편하 유머 유형 및 타인편하 유머 유형으로 나뉘는데, 자기편하 유형은 젠더, 노인에 관한 편하적 유머의 발화자가 그 집단에 소속된 구성원으로서 예컨대 노인에 관한 편하적 유머(예. “카페 왔는데 아 카페 노래랑 노인네들 틀니 딱딱이랑 박자 딱 맞네”)의 발화자가 노인인 경우를 뜻한다. 반대로, 타인편하 유형은 젠더, 노인에 관한 편하적 유머의 발화자가 다른 집단 구성원인 경우를 뜻한다.

사전 연구 결과는 다음과 같다. 상담심리전공 교수 1명과 박사과정생 2명이 논의하여 만든 실험자극 초안의 신뢰도를 평가하기 위해 1차 사전 연구를 실시하였고, 성별에 따른 노인, 젠더 자극의 유머 및 혐오 지각 정도를 분석하기 위해 비모수 검정인 맨-휘트니 U검정을 활용하였다. 검정 결과, 노인 자극의 경우 자기(타인)편하 유머 유형에서 모두 성별에 따른 유머 및 혐오 지각 정도가 유의미한 차이를 보이지 않아 자극의 동질성이 확보되었다. 그러나 젠더 자극의 경우 자기편하 유머 유형에서 유머 지각의 ‘재치있다( $U=7.5, p<.05$ )’, ‘재미있다( $U=8, p<.05$ )’ 문항이 통계적으로 유의한 차이를 보였고, 남성이 여성보다 유머 지각 정도가 컸다. 그리고 혐오 지각의 ‘차별적이다( $U=6, p<.05$ )’ 문항에서 통계적으로 유의한 차이를 보였고 여성이 남성보다 자극을 혐오표현으로 지각하였다.

한편, 편하유머 유형별 자극의 유머 및 혐오 지각 정도를 비교한 결과, 노인 자극에서는 유머 지각의 ‘웃기다( $U=51.5, p<.001$ )’, ‘재치있다( $U=71.5, p<.01$ )’, ‘재미있다( $U=63.5, p<.01$ )’, ‘농담조가 강하다( $U=68, p<.01$ )’ 문항에서 자기편하 유머 유형이 타인편하 유머 유형보다 더 유머로 지각되었고, 통계적으로 유

의한 차이를 보였다. 혐오 지각의 ‘혐오적이다( $U=95, p<.05$ )’ 문항은 타인편하 유머 유형이 자기편하 유머 유형보다 더 혐오로 지각되었고, 통계적으로 유의한 차이를 보였다. 젠더 자극에서는 오직 유머 지각의 ‘재미있다( $U=100.5, p<.05$ )’ 문항에서 타인편하가 자기편하 유머 유형보다 더 유머로 지각되었고, 통계적으로 유의한 차이를 보였다. 이상의 결과를 검토한 결과, 노인 자극은 편하유머 유형별 변별이 잘되며, 성별에 따른 자극의 동질성이 확보된 바, 최종 자극으로 선정하였다. 그러나 젠더 자극은 자극의 동질성이 확보되지 않았고, 편하유머 유형별 변별도 어려웠으며, 참가자들의 주관적인 의견에서 젠더 자극을 온전히 이해하기 어렵다는 피드백 또한 있었다. 이에 따라 젠더 자극은 수정 및 보완하여 2차 사전 연구를 실시하였다.

2차 사전 연구는 젠더 자극을 확정 짓기 위해 실시하였으며, 모든 참가자에게 남성 및 여성에 대한 편하유머 자극을 제시하였다. 분석 결과, 편하유머 유형별 성별에 따른 유머 및 혐오 지각 정도는 통계적으로 유의미한 차이를 보이지 않아 동질 자극임이 확인되었다. 이후 편하유머 유형에 따른 자극의 유머 및 혐오 지각 정도를 분석한 결과, 여성 편하유머의 경우, 혐오 지각의 ‘차별적이다( $U=9, p<.05$ )’, ‘혐오적이다( $U=5.5, p<.05$ )’ 문항에서 타인편하 유머 유형일 때 통계적으로 유의미하게 더 혐오표현으로 지각되었다. 이에 따라 여성 편하 유머 자극을 본 자극으로 채택하였다. 한편, 남성 편하 유머 자극은 편하유머 유형별 유머 및 혐오 지각 정도에서 통계적으로 유의미한 차이를 보이지 않았다. 하지만 1차 사전 연구 결과 대비 2차 사전 연구에서 남성 편하 유머 자극은 1차 사전 연구 보다 자기편



표 2. 남성 폄하 유머 자극 사전 연구 결과

차시	변인	유머유형	사례수	평균	평균 차(A-B)
1차 사전연구	유머	자기폄하(A)	10	1.7	-0.9
		타인폄하(B)	11	2.6	
	혐오	자기폄하	10	4.8	1.7
		타인폄하	11	3.1	
2차 사전연구	유머	자기폄하	6	4.5	1.3
		타인폄하	6	3.2	
	혐오	자기폄하	6	2.2	-1.4
		타인폄하	6	3.6	

하 일수록 유머 지각은 높고, 타인폄하일수록 혐오 지각이 높은 등 본 연구의 의도에 적합한 패턴을 보였다(표 2 참조). 즉, 폄하 유머 유형별 차이를 더 잘 나타내기에 2차 사전 연구에서 활용한 남성 폄하 유머 자극을 최종 자극으로 선정하였다.

본 연구에서 참가자들은 자기폄하 또는 타인폄하 유머 조건(유형)에 무선 배치되었다. 참가자들이 폄하 유머의 발화자가 소속된 집단과 정체성을 자연스럽게 인식할 수 있도록 Thai 등(2019)의 연구를 참조하여 가상의 모바일 페이스북 프로필을 생성하였고, 연구진이 선정 및 제작한 폄하 유머를 제시하였다. 선행연구(연지영, 이훈, 2020)에 따르면 참가자들은 다른 성별에 대한 혐오포현을 혐오로 지각하지 않았고, 이는 유머가 더해졌을 때 특히 강해졌다. 또한 La Fave와 Mannell(1976)에 따르면 유머는 나보다는 타인의 결함을 비난할 때 쉽게 웃음이 유발된다. 따라서 본 연구는 자기/타인폄하 유머의 영향력을 살펴보기 위해 젠더 조건에서는 참가자의 생물학적 성별에 반대되는 성별의 자기/타인폄하 유머 자극을 제시하였다.

## 측정 도구

### 유머 및 혐오에 대한 지각 정도

연지영과 이훈(2020)이 연구에서 활용한 문항을 사용하였으며, 유머에 대한 지각 정도는 Becker(2014)의 4개 문항을 한국어로 번안한 것으로 각 문항은 ‘웃기다’, ‘재치 있다’, ‘재미있다’, ‘농담조가 강하다’로 구성되어 있다. 혐오에 대한 지각 정도는 ‘내가 본 게시물은 특정 집단에 대해 공격적인 발언을 하고 있다’, ‘차별적인 발언을 하고 있다’, ‘혐오적인 발언을 하고 있다’의 3개 문항으로 구성되어 있으며, 각각의 척도는 ‘전혀 아니다(1점)’부터 ‘매우 그렇다(7점)’의 7점 척도로 평정한다. 연지영과 이훈(2020) 연구에서 유머 지각 정도 문항의 Cronbach's  $\alpha = .848$ 이었고, 혐오 지각 정도 문항은 .919였다. 본 연구에서는 해당 척도를 종속변인으로 활용할 때, 유머지각에 초점을 두기 위해 혐오 지각 문항을 역코딩 해 유머 지각 문항과 통합하여 산출된 평균치로 변인을 구성하였고 이를 ‘종합적 유머지각’으로 명명하였다. Cronbach's  $\alpha$ 값은 표 3에 제시하였다.

표 3. 변인별 신뢰도 계수

요인	하위요인(문항)	Cronbach's alpha
젠더 자극에 대한 유머 지각	웃기다	.906
	재치있다	
	재미있다	
	농담조가 강하다	
젠더 자극에 대한 혐오 지각	공격적인 발언	.878
	차별적인 발언	
	혐오적인 발언	
젠더 자극에 대한 종합적 유머 지각	-	.888
노인 자극에 대한 유머 지각	웃기다	.879
	재치있다	
	재미있다	
	농담조가 강하다	
노인 자극에 대한 혐오 지각	공격적인 발언	.920
	차별적인 발언	
	혐오적인 발언	
노인 자극에 대한 종합적 유머 지각	-	.920
정당한 세상에 대한 믿음	개인적인 믿음	.947
	분배공정성	
	절차공정성	.907

#### 정당한 세상에 대한 개인적인 믿음

Lucas 등(2007)이 개발한 정당한 세상에 대한 믿음 척도: 분배공정성과 절차공정성(Procedural and Distributive Just World Belief Scale; PDJWBS)을 김은하, 김도연, 박한솔, 김수용, 김지수(2017)가 타당화한 한국어판 정당한 세상에 대한 믿음 척도(Korean Belief in Just World Scale: K-BJWS)를 사용했다. 본 척도는 분배공정성 및 절차공정성에 대한 개인적, 일반적 믿음으로 구성된 4개 요인으로 이루어진 총 16개 문항으로 구성되어 있으며, 각 문항에 ‘전혀 그렇지 않다(1점), ‘매우 그렇다(7점)’의 7점 척도로 평정한다. 김은하 등(2017)의

연구에서 전체 신뢰도는 Cronbach's  $\alpha=.90$ 이었고, 본 연구는 정당한 세상에 대한 믿음-개인적인 믿음(BJW-self)을 측정했으며, BJW-self의 Cronbach's  $\alpha=.947$ 이었다.

#### 혐오표현 노출 경험(통제변인)

김경희 등(2018) 및 정순돌 등(2019)에서 온라인 또는 오프라인에서의 혐오표현 경험 여부를 조사한 문항을 참고하여 본 연구진이 각 젠더 및 세대에 대한 혐오표현 노출 경험을 조사할 수 있도록 2개 문항을 새롭게 작성하였다. 문항은 젠더, 세대별로 “당신은 온라인이나 오프라인에서 당신과 다른 성별(또는 노

인)에 대한 혐오표현을 보거나 들은 적이 있습니까?”로 구성하였으며, 연구 참여자는 각 문항에 대해 ‘전혀 없다’부터 ‘항상 경험했다’까지 4점 척도로 평정한다. 폼하 유머 자극을 보기 전 대상에 대한 혐오표현 노출 경험이 미칠 점화효과(Roskos-Ewoldsen et al., 2002)를 고려하여 본 변인을 통제변인(공변인)으로 설정하였다.

#### 대상에 대한 호감도(통제변인)

김찬중(2019) 및 연지영과 이훈(2020)이 이주민과젠더에 대한 호감도를 측정하기 위한 활용한 감정 온도계(feeling thermometer)를 활용하여 호감도를 측정했다. 본 연구에서 감정 온도계는 2문항으로 구성되며(0~100점) 0℃일 경우 대단히 부정적, 50℃일 경우 호의적이지도 부정적이지도 않음, 100℃일 경우, 대단히 호의적으로 측정된다. 구체적인 문항은 젠더, 세대별로 “당신은 당신과 다른 성별(또는 노인)에 대해 얼마나 호감을 갖고 계십니까?”이다. 폼하 유머 자극을 보기 전 대상에 대한 사전 호감도가 미칠 점화효과(Roskos-Ewoldsen et al., 2002)를 고려하여 본 변인을 통제변인(공변인)으로 설정하였다.

## 결 과

### 기술통계 및 상관관계

각 연구 변인별 기술통계량과 상관계수를 표 4, 5에 제시하였다. 모든 연구 변인의 왜도 절대값은 3미만, 첨도 절대값은 8미만으로 정규성을 확보하였고(West et al., 1995) 이는 성별에 따른 변인의 기술통계량을 살펴봤을 때도 동일하였다. 폼하 유머 유형별 성별과 연령에 따른 주요 변인(젠더 및 노인 종합적 유머 지각, 혐오 노출 경험, 호감도, BJW-self)의 동질성을 검정하기 위해 독립표본 t검정 및 분산분석을 실시하였다. 분석 결과, 노인 및 젠더의 자기폼하 유머 자극을 본 집단의 경우, 모두 연령에 따른 주요 변인의 유의미한 차이는 나타나지 않았다. 그러나 노인과 젠더 자극의 경우 모두 남성이 여성보다 반대성과 노인에 대한 호감도는 통계적으로 유의미하게 높았고, 그 외 변인은 통계적으로 유의미한 차이가 나타나지 않았다. 타인폼하 유머 자극을 본 집단은 성별 및 연령에 따른 주요변인 간 유의미한 차이를 보이지 않았다. 지면의 한계에 따라 통계적으로 유의미한 결과값만 표 6에 제시하였다. 젠더 및 노인 호감도를

표 4. 연구 변인 기술통계량

변인	평균	표준편차	첨도	왜도
젠더 자극 종합적 유머 지각	4.19	1.38	-.25	-.81
노인 자극 종합적 유머 지각	2.51	1.38	1.26	.66
BJW_개인적	5.14	1.16	-1.05	.54
젠더_혐오노출경험	2.44	.69	.31	-.11
노인_혐오노출경험	2.46	.68	.11	-.19
젠더_호감도(온도계)	71.49	18.99	-1.36	2.43
노인_호감도(온도계)	65.90	18.08	-.10	1.02

표 5. 연구 변인 상관계수

n=400

	1	2	3	4	5	6	7
1 젠더 자극 종합적 유머 지각	1	-	-	-	-	-	-
2 노인 자극 종합적 유머 지각	.210***	1	-	-	-	-	-
3 BJW-self	.241***	-.159**	1	-	-	-	-
4 젠더_혐오노출경험	-.198***	-.077	-.128*	1	-	-	-
5 노인_혐오노출경험	-.082	-.119*	-.217***	.415***	1	-	-
6 젠더_호감도	.142**	.059	.253***	-.153**	-.232***	1	-
7 노인_호감도	-.115*	-.148**	.160**	-.140**	-.201***	.544***	1

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

표 6. 동질성 검정 결과

n=400

유머 유형	변인	성별	평균	t
자기편하	젠더 호감도	남성	75.96	2.93**
		여성	68.47	
	노인 호감도	남성	71.26	3.97***
		여성	62.04	
타인편하	젠더 호감도	남성	75.58	3.10**
		여성	67.69	

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

표 7. 자극 조작점검 결과

n=400

자극	유머유형	평균	t
노인	타인편하	2.22	-4.50***
	자기편하	2.83	
젠더	타인편하	4.09	-1.39
	자기편하	4.28	

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

노인 편하유머의 경우 등분산성을 가정하지 않음.  
종속변인: 종합적 유머 지각

통제변인으로 설정하였기에 이질성에 따른 영향력은 통제되었다. 추가로 자극의 조작점검

을 확인하기 위해 편하 유머 유형별 종합적 유머 지각 평균을 대상으로 독립표본 t검정을 실시하였다. 분석 결과, 노인 편하 유머의 경우, 자기편하 유머를 본 집단이 타인편하 유머를 본 집단보다 자극을 더 유머로 지각하였고, 이는 통계적으로 유의하였다( $t = -4.50$ ,  $p < .001$ ). 젠더 편하 유머의 경우도 자기편하 유머를 본 집단이 타인편하 유머를 본 집단보다 자극을 더 유머로 지각하였으나, 통계적으로 유의하지는 않았다( $t = -1.39$ ,  $p = .165$ ). 대체로 자기편하 유머를 더 유머로 지각하는 것으로 보아 자극의 조작은 충족된 것으로 판단하였다(표 7 참조).

연구 변인 간 상관 관계를 살펴보면 먼저 젠더 폼하 유머 자극에 대한 종합적 유머 지각의 경우, 노인 폼하 유머 자극에 대한 종합적 유머 지각, BJW-self, 그리고 젠더(다른 성별) 호감도와는 정적 상관을 보이고, 젠더(다른 성별)에 대한 혐오표현 노출 경험 및 노인에 대한 호감도는 부적상관을 보였다. 노인 폼하 유머 자극에 대한 유머 지각 정도의 경우, BJW-self, 노인에 대한 혐오표현 노출 경험 및 호감도와 부적 상관을 보였다. BJW-self는 혐오표현 노출 경험에는 부적 상관을, 호감도에는 정적 상관을 보였다. 그 외 결과는 표 5와 같다.

#### 조절효과 검증

젠더 및 노인의 타인 폼하/자기 폼하 유머 자극이 유머 지각에 미치는 영향이 정당한 세상에 대한 개인적인 믿음(BJW-self)에 따라 달라

지는지를 알아보기 위해 조절효과를 분석했으며, 분석 결과는 표 8~11에 제시하였다. 타인 폼하/자기 폼하 유머 자극의 경우 타인 폼하 유머 자극에 노출된 경우를 0으로, 자기 폼하 유머 자극에 노출된 경우를 1로 코딩하였다. 또한 혐오표현 노출 경험과 대상 호감도는 공변인으로 설정하여 변인의 영향력을 통제하였다.

분석 결과, 남성 참가자의 경우 젠더(반대성)의 자기 폼하 유머 자극을 지각한 집단이 그렇지 않은 집단보다 폼하 유머 자극을 더 유머로 지각하였고, 이는 통계적으로 유의하였다( $B=1.93, p<.05$ ). 조절효과 분석 결과, 폼하 유머 유형이 정당한 세상에 대한 개인적인 믿음과 상호작용하여 유머 지각에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다( $\Delta R^2=.02, p<.05, 95\% CI=-.67 \sim -.01$ ). 즉, 정당한 세상에 대한 개인적인 믿음이 증가할수록 자기 폼하 유머 자극을 본 집단은 해당 자극을 유머로 지각하는 정도가 완화된다. BJW-self의 조절효과 양

표 8. (남성) 젠더 자기/타인 폼하 유머 자극과 유머 지각 간 BJW-self의 조절효과 검증 n=177

경로		<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>R</i> <sup>2</sup>	$\Delta R^2$	<i>t</i>
1	자기/타인 폼하 유머 자극(A)	1.93	.89			2.16*
2	BJW-self(B)	.15	.11			1.40
3	젠더 혐오 노출 경험	→ 유머 지각	-.44	.14	.08	-3.13**
4	젠더 호감도		.01	.01		1.03
5	A x B		-.34	.17	.10	-2.04*
조절변인의 조건부 값에 따른 직접효과						
조절변인: BJW-self		<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>t</i>	95% CI	
					LLCI	ULCI
M-1SD	4.14	.51	.25	2.00*	.01	1.01
M	5.21	.14	.18	.77	-.21	.49
M+1SD	6.29	-.23	.25	-.91	-.73	.27

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

표 9. (남성) 노인 자기/타인평하 유머 자극과 유머 지각 간 BJW-self의 조절효과 검증 n=177

경로	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>R</i> <sup>2</sup>	$\Delta R^2$	<i>t</i>
1 자기/타인평하 유머 자극(A)	2.86	1.01			2.84**
2 BJW-self(B)	-.33	.12			-2.81**
3 노인 혐오 노출 경험 → 유머 지각	-.22	.15	.20	-	-1.48
4 노인 호감도	-.01	.01			-1.24
5 A x B	-.40	.19	.22	.02	-2.14*

조절변인의 조건부 값에 따른 직접효과						
조절변인: BJW-self	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>t</i>	95% CI		
				LLCI	ULCI	
M-1SD	4.14	1.18	.28	4.15***	.62	1.75
M	5.22	.75	.20	3.80***	.36	1.14
M+1SD	6.30	.31	.28	1.11	-.24	.87

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

표 10. (여성) 젠더 자기/타인평하 유머 자극과 유머 지각 간 BJW-self의 조절효과 검증 n=223

경로	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>R</i> <sup>2</sup>	$\Delta R^2$	<i>t</i>
1 자기/타인평하 유머 자극(A)	.29	.81			.36
2 BJW-self(B)	.41	.10			4.03***
3 젠더 혐오 노출 경험 → 유머 지각	-.18	.13	.15	-	-1.32
4 젠더 호감도	.01	.00			1.44
5 A x B	-.05	.16	.15	.00	-.29

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

표 11. (여성) 노인 자기/타인평하 유머 자극과 유머 지각 간 BJW-self의 조절효과 검증 n=223

경로	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>R</i> <sup>2</sup>	$\Delta R^2$	<i>t</i>
1 자기/타인평하 유머 자극(A)	.92	.73			1.26
2 BJW-self(B)	-.03	.09			-.31
3 노인 혐오 노출 경험 → 유머 지각	-.48	.13	.13	-	-3.72***
4 노인 호감도	-.01	.00			-2.93**
5 A x B	-.08	.14	.13	.00	-.55

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

상을 살펴보기 위해 단순 기울기 유의성을 검증한 결과, BJW-self가 높을수록 자기 폼하 유머 자극 집단이 타인 폼하 유머 자극 집단보다 해당 자극을 유머로 지각하는 정도는 낮아졌고, BJW-self가 평균일 때는 더 이상 폼하 유머 유형이 유머 지각에 영향을 끼치지 못했다. 즉, 자기 폼하 유머 집단일지라도 타인 폼하 유머 집단보다 더 유머로 지각하지는 않았고, BJW-self가 평균보다 1 표준편차 클 때는 오히려 타인 폼하 유머가 자기 폼하 유머보다 더 유머로 지각되는 경향성이 있었으나, 이는 통계적으로 유의하지 않았다( $B = -.23, p = .36$ ) (표 8 참조).

노인 폼하 유머 자극도 이와 마찬가지로 자기 폼하 유머 자극을 지각한 집단이 그렇지 않은 집단보다 폼하 유머 자극을 더 유머로 지각하였고( $B = 2.86, p < .01$ ), 폼하 유머 유형이 정당한 세상에 대한 개인적인 믿음과 상호작용하여 유머 지각에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다( $\Delta R^2 = .02, p < .05, 95\% \text{ CI} = -.78 \sim -.03$ ). BJW-self의 조절효과 양상을 살펴보기 위해 단순 기울기 유의성을 검증한 결과, BJW-self가 높을수록 자기 폼하 유머 자극 집단이 타인 폼하 유머 자극 집단보다 해당 자극을 유머로 지각하는 정도는 낮아졌고, BJW-self가 평균보다 1 표준편차 큰 경우에는 더 이상 폼하 유머 유형이 유머 지각에 영향을 끼치지 못했다. 즉, 자기 폼하 유머 집단일지라도 타인 폼하 유머 집단보다 더 유머로 지각하지는 않았다(표 9 참조). 남성 참가자의 성별 폼하 유머 및 노인 폼하 유머 조건에서 폼하 유머 유형과 유머 지각 간 BJW-self의 조절효과를 나타낸 그래프는 각각 그림 3, 4에 제시하였다. 조절효과 양상을 보다 면밀하게 확인하기 위해 존슨-나이만 기법(Johnson-Neyman technique)을 활

용하였다. 조건부 효과가 유의미한 구간과 그렇지 않은 구간을 탐색한 결과는 그림 5, 6에

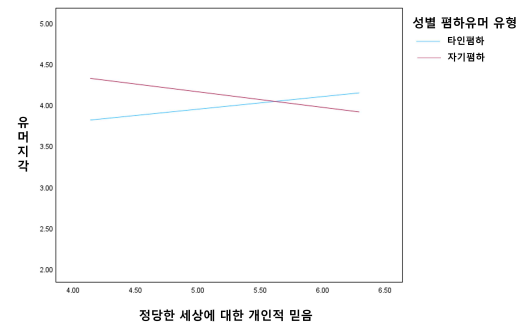


그림 3. 성별 폼하 유머 유형에 따른 BJW-self의 조절효과 그래프(남성 참가자)

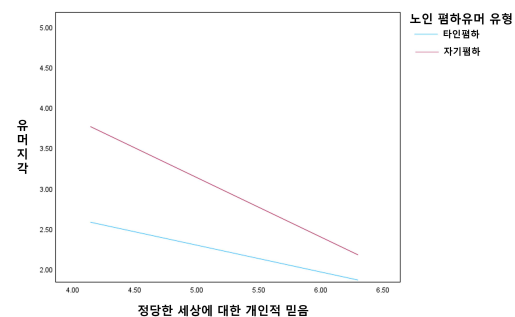


그림 4. 노인 폼하 유머 유형에 따른 BJW-self의 조절효과 그래프(남성 참가자)

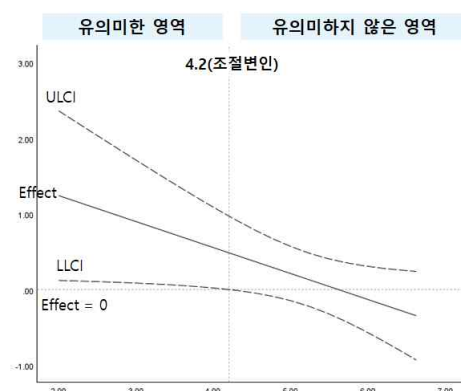


그림 5. 성별 폼하 유머 유형에 따른 BJW-self의 조절효과 유의성 영역(남성 참가자)

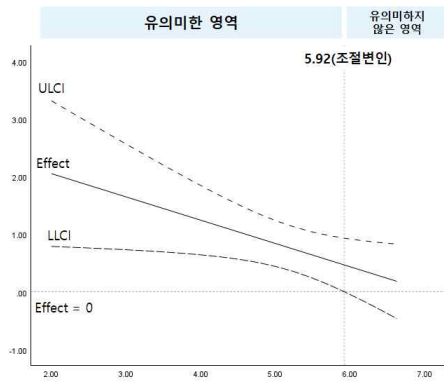


그림 6. 노인편하 유머 유형에 따른 BJW-self의 조절효과 유의성 영역(남성 참가자)

제시하였다.

분석 결과, 젠더편하 유머의 경우, BJW-self의 값의 범위는 2.00부터 6.63까지였으며, BJW-self의 값이 4.20점을 넘어가면 신뢰구간 95%에서 0을 포함하여 조건부 효과는 더 이상 유의미 하지 않았다. 반면, BJW-self값이 4.20 이하인 모든 영역에서는 신뢰구간에 0을 포함하지 않아 조건부 효과가 유의미한 것으로 확인 되었다. BJW-self 값 4.20은 상위 85.9%, 하위 14.1%이었다.

노인편하 유머도 BJW-self 값의 범위는 2.00부터 6.63까지였으나, 조건부 효과의 유의성 영역은 달랐다. BJW-self 값이 5.92점을 넘어가면 신뢰구간 95%에서 0을 포함하여 조건부 효과가 유의미 하지 않았고, BJW-self 값이 5.92 이하인 모든 영역에서는 신뢰구간에 0을 포함하지 않아 조건부 효과가 유의미한 것으로 확인 되었다. BJW-self 값 5.92는 상위 25%, 하위 75%이었다. 한편, 여성 참가자의 경우에는 남성의 분석결과와 상이하였다. 여성 참가자는 젠더( $B=.29, p=.72$ ) 및 노인( $B=.92, p=.21$ ) 조건 모두 편하 유머 유형이 유머 지각에 유의미한 영향을 끼치지 못했으며, 조절효과 또

한 유의하지 않았다(표 10, 11 참조).

## 논 의

본 연구는 혐오표현의 일환인 편하 유머가 제시되는 방식(자기편하/타인편하)에 따라 유머지각에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보고, 편하 유머 유형과 유머지각 간 정당한 세상에 대한 개인적 믿음의 조절효과를 검증해보고자 하였다. 연구대상은 대한민국 국적의 성인 400 명이며 이들을 대상으로 젠더 및 노인에 대한 자기/타인편하 유머 조건에 무선 배치하여 해당 자극을 제시한 뒤 유머 및 혐오에 대한 지각 정도, 정당한 세상에 대한 믿음(개인적인 믿음)을 측정하고 추가로 점화효과를 고려해 혐오표현 노출 경험과 대상에 대한 호감도를 측정하여 통제변인으로 두었다. 이후 인구통계, 기술통계, 상관분석 및 조절효과 분석을 실시하였다.

주요 연구 결과를 중심으로 논의하면 다음과 같다.

첫째, 상관분석 결과에서 주목할만한 점은 젠더 자극에 대한 종합적 유머 지각과 BJW-self 간의 유의미한 정적 상관을 보인 점이다. 이는 BJW-self가 증가할수록 편하 유머를 부조리한 유머로 지각하여 유머 지각이 낮아질 것으로 예상한 본 연구의 가설과 반대되는 대목이다. 그러나 회귀분석 결과를 살펴보면 BJW-self는 젠더 자극에 대한 종합적 유머 지각에 유의미한 영향을 끼치지 못했다. 두 변수의 상관계수는 영차 상관(zero-order correlation)이며, 조절 모형 내 조절변인이 종속변인에 미치는 회귀 계수는 독립변인을 통제 한 상태에서의 값이기에 고차 상관(higher-order



correlation)으로 볼 수 있다. 영차 상관은 별도의 변인을 통제하지 않기에 유의미한 결과가 나올 수 있다. 하지만 고차 상관인 회귀계수에서 유의미한 결과가 나오지 않았기에 BJW-self와 젠더 자극에 대한 종합적 유머 지각 간의 정적 상관 관계는 잠정적인 것으로 이해할 필요가 있다. 이에 본 연구는 보다 엄밀한 통계적 검증인 회귀분석 결과에 초점을 두어 연구 결과를 해석하고자 한다.

둘째, 회귀분석 결과 남성 참가자의 경우 젠더 및 노인 조건에서 모두 자기폄하 유머 자극이 제시된 집단이 타인폄하 유머 자극이 제시된 집단보다 폄하 유머 자극을 더 유머러스한 것으로 지각하였다. 이는 기존의 선행연구와 일치하는 결과다. 양성현과 정성은(2015)에 따르면 참가자들은 자기폄하 유머를 사용한 화자에게 타인폄하 유머나 유머를 사용하지 않은 화자보다 더 많은 호감도를 보였고, 연지영, 이훈(2020)은 자신과 다른 성별에 대한 혐오표현에 대해서는 혐오로 지각하지 않는 경향성이 유머가 더해졌을 때 더 두드러진다고 밝혔다. Thai 등(2019)이 성소수자 및 동양인에 관한 폄하 유머의 유형에 따른 청자의 태도를 살펴본 결과 연구 참여자들은 화자가 자기폄하 유머를 할 때 메시지를 혐오표현이 아닌 유머로 소비하였다. 이를 집단 간 민감성에 빗대어 보면 유머의 출처가 내집단(자기폄하)인 경우, 외집단(타인폄하)인 경우에 비해 더 긍정적으로 받아들이는 것이다. 즉, 본 연구의 젠더 및 노인 자극에서 여성이 스스로를 폄하하거나 노인이 스스로를 폄하하는 자극을 참가자들은 더 긍정적이고, 유머러스한 것으로 받아들인 것으로 보인다.

셋째, 남성 참가자의 경우, 젠더 및 노인 조건에서 모두 BJW-self가 높을수록 자기폄하 유

머를 본 집단이 타인폄하 유머를 본 집단에 비해 해당 자극을 유머로 지각하는 정도가 점차 작아졌으며, BJW-self가 평균 혹은 평균보다 1 표준편차 클 때는 더 이상 자기폄하 유머 집단이 타인폄하 유머 집단에 비해 해당 자극을 더 유머러스한 것으로 지각하지는 않았다. 즉, BJW-self가 폄하 유머 유형과 유머 지각 간의 경로를 조절하였다. 이는 Park(2010)의 의미 형성 모델과 부조리한 유머(absurd humor) 그리고 BJW-self의 특징을 통해 이해해 볼 수 있다. 부조리한 유머는 전반적 의미 체계에 대한 위협으로 간주되고, BJW-self는 개인이 자신이 사는 세상과 관련하여 자신이 노력한 만큼 그에 마땅한 보상을 받을 것이라고 믿고, BJW 수준이 높은 개인은 BJW에 맞게 공정하게 행동해야 한다고 믿으며 정당하게 행동하려고 노력한다(양난미 등, 2021). 또한 Kiral Ucar 등(2024)은 BJW-self가 강한 사람은 자신의 행동에 더 민감하고, 타인을 비난하기 보다는 도덕적 기준을 지키는 친사회적 행동을 할 가능성이 높다고 하였다. 따라서 BJW-self가 높을수록 공정의 가치와 부조리한 상황에 민감하게 반응하여 폄하 유머를 단순히 재미있는 유머가 아닌 부조리한(absurd) 유머로 받아들일 수 있다. 즉, BJW-self가 높은 사람은 자기폄하 유머를 의미위협 일종으로 지각하고(부조리한 유머), 도덕적 기준을 지키고자 하는 보상 반응으로 인해 폄하 유머를 더 이상 유머로 지각하지 않게 된다.

넷째, 남성 참가자와 달리 여성 참가자의 경우 젠더 및 노인 조건에서 모두 자기폄하 유머가 타인폄하 유머보다 더 유머로 지각되지 않았다. 이는 유머와 관련된 선행연구 결과와 부분적으로 일치한다. Martin, Pyhlik-Doris, Larsen, Gray & Weir(2003)은 유머를 네 가지

차원으로 나눠서 개발 및 타당화하였는데, ① 자기고양(self-enhancing) 유머 ② 친화적(affiliative) 유머 ③ 공격적(aggressive) 유머 ④ 자기 파괴적(self-defeating) 유머 등이다. 공격적 유머는 타인을 희생시키는 유머이며, 자기 파괴적 유머는 자신을 희생시키는 유머로 정의되는데 Martin 등(2003)의 연구에서는 남성이 여성에 비해 특히 공격적 유머와 자기파괴적 유머에서 높은 점수를 보였다.

한편 McGraw와 Warren(2010)의 무해한 위반성 이론(Benign Violations Theory)에 따르면 폄하 유머는 일반적으로 두 가지 인식을 동시에 불러일으킨다. 첫째, 유머 내용이 특정 집단을 폄하하는 사회적·도덕적 위반이라는 인식과 둘째, 그 내용이 의도적인 편견 없이 단지 웃음을 유도하기 위한 목적으로 해롭지 않은 것으로 해석되는 인식이다(O'Connor et al., 2017; Pérez, 2017). Thai 등(2019)은 연구 결과를 통해 집단 내 구성원이 폄하 유머를 한 것과 집단 외 구성원이 폄하 유머를 한 것이 모두 동일한 위반일지라도 발화자가 내집단에 속하면 폄하 유머가 무해하게 인식될 수 있음을 밝혔다. 즉, 남성의 경우 공격적 및 자기 파괴적 유머를 여성보다 선호하기에(Martin et al., 2003), 무해한 위반성 이론에 따라 자기 폄하 유머를 더 무해한 것으로 인식하여 유머로 지각한 반면, 여성은 자기 폄하 유머를 타인 폄하 유머보다 더 무해한 것으로 인식하지 않았고, 자기 파괴적 및 공격적 유머를 남성보다 덜 선호하는 바, 폄하 유머 유형이 유머 지각에 영향을 끼치지 못한 것으로 보인다.

마지막으로 남성 참가자와 달리 여성 참가자의 경우 폄하 유머 유형이 유머 지각에 미치는 경로를 BJW-self가 조절하지 못하였다. 이에 대한 해석을 조심스럽게 해보자면, 본 연

구 결과는 BJW의 성차와 BJW와 차별 관련 변인 간의 관계를 다룬 선행연구들과 부분적으로 일치한다. 양난미 등(2021)에 따르면 BJW가 낮을수록 성차별 지각 수준이 높아지고 우울을 경험하는데, 이는 여성 교사보다 남성 교사의 경우에 더 뚜렷했고, BJW가 젠더 감수성을 높여 우울을 감소시키는 경로는 여성보다 남성에서 유의미 했다(정선희, 양난미, 2021). 또한 선행연구에 따르면 BJW는 남성이 여성보다 대체로 더 높았다(김은하 등, 2017; 양은정, 심은정, 2020; 정지수, 2018; 한민 등, 2012; 홍남영, 2020; Rezrazi & Gangloff, 2020).

인종차별이나 성차별과 같은 차별을 경험한 사람은 자신을 방어하거나 보호하기 위해 ‘세상 탓’을 할 가능성이 높아 낮은 BJW를 보일 수 있는데(Lench & Chang, 2007) 이는 차별을 많이 경험할 수록 자신이 사는 세상이 안전하지 않고 신뢰롭지 않다고 생각할 수 있기 때문이다(김은하, 박한솔, 2018). 이동한과 이소연(2024)이 조사한 2024 젠더인식조사에 따르면, 젠더갈등으로 인해 남성과 여성 모두 ‘비슷하게 피해를 본다’는 인식이 54%로 과반을 넘고, ‘여성이 더 피해를 본다’는 24%로 ‘남성이 더 피해를 본다(15%)’는 인식보다 9%p 높았다. 또한 선행연구에 따르면 남성은 여성보다 성차별 유머를 더 유쾌하고 덜 불쾌한 것으로 여겼다(Chapman & Gadfield, 1976; Hemmasi et al., 1994; Smeltzer & Leap, 1988).

즉, 한국 사회에서 여성이 젠더갈등으로 인해 더 많은 피해를 경험하고 있다는 인식이 우세하고, 성차별 유머에 대해 여성이 더 불쾌하게 여긴다는 상기 연구를 미루어 보면 여성 참가자는 폄하 유머에 부정적인 태도를 가질 가능성이 높다. 선행연구에서 BJW는 남성

이 여성보다 높은 경향을 보이며, 남성의 경우 BJW가 차별 관련 변인들과 유의미한 관계를 형성하는 것으로 나타났다(김은하 등, 2017; 정선희, 양난미, 2021; 양난미 등, 2021). 이와 더불어 차별을 많이 경험할수록 BJW가 낮아질 수 있다는 것을 고려하면(김은하, 박한술, 2018; Lench & Chang, 2007) 여성의 경우 BJW-self가 폄하 유머와 유머 지각 간의 관계에 영향을 끼칠 수 있는 여지가 제한적일 것으로 보인다. 요컨대, 여성은 차별적 요소가 포함된 폄하 유머를 유머로 받아들이기 어려운 경향이 있으며, 이는 BJW-self 수준과 무관하게 전반적으로 부정적으로 여길 수 있다. 반면 남성은 차별적 요소가 있는 유머에 대해 비교적 덜 부정적인 태도를 가질 수 있어 BJW-self에 따라 유머 지각이 조절된 것으로 사료된다.

이상의 연구결과를 바탕으로 다음의 의의와 함의를 도출할 수 있다. 본 연구는 폄하 유머의 유형이 유머 지각에 미치는 영향을 분석함으로써 혐오표현의 유머화 과정을 조망하였다. 특히 정당한 세상에 대한 개인적인 믿음(BJW-self)이 유머 지각에 미치는 조절효과를 실증적으로 확인함으로써, 유머 지각 과정에서 개인의 내적 지각이 미치는 영향을 밝혔고, 유머 지각에 있어 성차가 나타날 수 있음을 제시하였다. 이러한 연구 결과는 동일한 유머라도 독자의 성별과 세상에 대한 개인의 지각에 따라 유머가 다르게 해석될 수 있음을 보여주며, 무해한 위반성 이론(Benign Violations Theory)과 의미 형성 모델(Meaning Making Model) 그리고 집단 간 민감성 효과(Intergroup Sensitivity Effect)와 같은 기존 폄하 유머 관련 이론들을 젠더 및 신념(BJW-self)이라는 심리사회적 요인들과 통합적으로 연결해 설명함으로

써 혐오표현이 유머화 되는 과정을 심층적으로 조망했다는 데 의의가 있다.

본 연구를 통해 고려해볼 수 있는 실천적 함의는 다음과 같다. 첫째, 자기 폄하 유머가 타인 폄하 유머 보다 유머로 더 지각되는 것은 온라인 상에서 소비되는 폄하 유머 특히, 자기 폄하 유머에 대한 특별한 관심이 필요함을 시사한다. 본 연구에 따르면 자기 폄하 유머는 엄연한 혐오적 표현임에도 유머로 지각되며, 선행연구에 따르면 유머는 메시지를 도덕적 잣대에서 제외시키고 농담으로 받아들여지게 한다(Attardo, 1993; Gray & Ford, 2013; Zillmann, 1983). 따라서 자기 폄하 유머를 유쾌한 것이 아닌 혐오표현임을 교육 및 안내할 필요가 있다. 특히, 혐오표현이 특정한 사건이 있을 때마다 가속화 된 것을 고려하면 성별 혹은 세대간 갈등과 관련된 사건이 발생할 때마다 그들에 대한 혐오표현은 사람들에게 받아들여지기 쉬운 유머로 표현되어 연상적 점화효과로 인해 혐오는 유머라는 탈을 쓰고 더욱 쉽게 확산될 수 있을 것으로 보인다. 한국 사회는 갈등공화국이라 지칭되는 만큼 사회 갈등이 심화되고 있어(이동훈, 2024) 이런 갈등 사건이 발생할 때마다 혐오표현이 유머화 되어 확산되는 것을 방지하기 위해 대대적인 홍보, 교육 및 안내가 중요할 것으로 사료된다.

둘째, BJW-self는 폄하 유머 유형이 유머 지각에 미치는 영향을 조절하였다. 이는 폄하 유머가 세상에 대한 개인의 믿음에 따라 조절될 수 있음을 보여준다. 본 연구에서 BJW-self의 조절효과가 비록 남성 참가자에게 국한되었지만 그럼에도 불구하고 다문화 감수성, 성인지 감수성 등 사회 통합, 수용을 위한 교육 프로그램을 구성할 때 BJW-self를 제고할 수

있는 '정의, 공정의 가치' 등에 대한 공감대를 형성하는 내용을 포함한다면 혐오 표현에 대한 감수성을 높여 집단 간 상호작용에서 발생할 수 있는 차별적 태도를 감소시키고, 사회 통합과 포용적 태도를 증진시키는데 기여할 수 있을 것이다.

셋째, 폼하 유머 유형이 유머 지각에 미치는 직접효과와 이를 조절하는 BJW-self의 조절 효과에 있어 여성 참가자는 어떠한 유의미한 효과도 보이지 않았다. 즉, 여성 참가자에게 있어 자기폼하 유머라 할지라도 타인폼하 유머에 비해 더 유머로 지각되지는 않는 것이다. 이를 바탕으로 조직 혹은 일상 등 다양한 장면에서 소통에 관련된 교육을 구성할 때, 여성에게 있어 차별적 맥락이 담긴 유머는 유형과 상관 없이 유머로 지각되지 않는다는 내용을 포함한다면 건전한 소통 문화 형성에 기여할 수 있을 것이다.

끝으로 본 연구의 한계점 및 후속 연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 실험자극의 타당성을 확보할 수 있는 구체적인 절차를 수립 및 보완 해야한다. 본 연구는 실험자극을 SNS 게시물 형식으로 제작하여 현실성과 흥미를 높였고, 선행연구(Thai et al., 2019)의 자극 제작 절차를 참조하고, 별도의 사전 연구(Pilot test)를 실시하여 타당성을 높이려 노력했다. 본 연구의 초점이 폼하 유머의 제시 형태 즉, 자기/타인 폼하 유머 유형이기에 실험자극의 유머 및 혐오 정도의 차이가 미치는 영향으로부터 상대적으로 자유로울 수 있으나, 젠더 자극의 경우, 타인폼하 유머와 자기폼하 유머 자극의 유머 지각 정도에서 통계적으로 유의미한 차이가 나타나지 않아 자극 변별에 제한이 있었다. 따라서 후속 연구에서는 각 자극의 혐오 정도, 유머 정도, 자극의 적절성을 확

인하기 위해 내용 타당도 검토와 참가자 평정의 통계적 비교 등을 실시하여 자극의 타당화 절차를 보다 정교하게 보완할 필요가 있다.

둘째, 여성 참가자 집단에서는 폼하 유머 유형이 유머 지각에 미치는 영향과 BJW-self의 조절효과가 모두 유의미하지 않았다. 이는 여성의 유머 지각에 영향을 미치는 요인을 본 연구에서 충분히 반영하지 못했을 수 있다. 따라서 후속 연구에서 여성의 유머 지각 과정에 영향을 미칠 수 있는 변수들인 사회적 차별 경험 정도, 성별 민감성 척도, 유머 유형 선호도 등을 투입하여, 보다 심층적인 분석을 수행할 필요가 있다.

셋째, 노인폼하 유머 자극은 남성 노인을 중심으로 구성되어 있어 성별 고정관념이 혼입되었을 수 있으며, 이는 연구결과 해석에 영향을 줄 수 있다. 선행연구 따르면 연구 참여자가 폼하 유머(Thai et al., 2019) 또는 비판(Sutton et al., 2006)의 대상과 같은 집단인지와는 무관하게 폼하 유머 또는 비판이 내집단 구성원이 발화했을 때 긍정적으로 받아들여졌다. 즉, 노인 폼하 유머와 유머 지각 간의 관계에서 노인 실험 자극이 남성인지 여성인지와 별개로 화자의 폼하 유머가 자기폼하인지 타인폼하 인지가 더 중요한 요인인 것으로 보인다. 그럼에도 불구하고 화자의 성별이 미칠 영향을 고려하여 후속 연구에서는 노인 실험 자극을 남성 및 여성으로 제작하는 등 보완한다면 성별 고정관념에 따른 혼입 효과를 통제할 수 있을 것이다.

넷째, 본 연구는 실험자극을 온라인에서 흔히 볼 수 있는 단편적인 SNS 게시물 형태로 제시하였다. SNS 게시물에 화자의 속성이 드러날지라도 독자로 하여금 화자가 소속한 집단(성별, 세대)을 이해하는데 제한적이다. 후속

연구에서는 실험 자극을 영상과 같은 입체적인 형태로 제시한다면, 발화자의 집단과 속성(성별 및 세대 등)을 참가자가 생생하게 이해할 수 있어 보다 신뢰로운 참가자의 반응을 얻을 수 있을 것으로 사료된다.

끝으로 연구 결과의 일반화를 위해 다양한 장면에서 표집을 할 필요가 있다. 본 연구는 청년들이 자주 방문하는 온라인 커뮤니티에서 주로 표집을 하였기에 커뮤니티를 사용하지 않은 청년의 의견은 충분히 반영되지 못했을 수 있다. 따라서 후속 연구에서 온·오프라인에서 표집을 실시하여 본 연구의 대표성 한계 및 표집 편향 가능성을 보완할 필요가 있다.

## 참고문헌

- 김경희, 조연하, 최은경, 심미선, 장대홍, 정지영 (2018). 온라인 성희롱·성폭력 및 여성혐오 실태조사(연구용역보고서 11-16200000-000714-01). 국가인권위원회.
- 김민영, 박주원, 허수민, 권지혜 (2020). 여성혐오 단어에 대한 노출이 명시적, 암묵적 여성혐오 태도에 미치는 영향. *한국심리학회지: 문화 및 사회문제*, 26(3), 283-301.
- 김수아 (2015). 온라인상의 여성 혐오포현. *페미니즘 연구*, 15(2), 279-317.
- 김은주 (2016). 여성 혐오(misogyny) 이후의 여성주의(feminism)의 주체화 전략: 혐오의 모방과 혼종적(hybrid) 주체성. *한국여성철학*, 26, 103-130.
- 김은하, 김도연, 박한솔, 김수용, 김지수. (2017). 한국어판 정당한 세상에 대한 믿음 척도(Belief in a Just World Scale: K-BJWS)의 타당화. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 29(3), 689-710.
- 김은하, 김지수, 박한솔, 김도연, 김수용 (2017). 직장 내 성차별 경험, 정당한 세상에 대한 믿음, 우울에 대한 연구: 척도 개발 및 매개효과 분석. *한국심리학회지: 여성*, 22(4), 643-667.
- 김은하, 박한솔 (2018). 성차별경험이 정당한 세상에 대한 믿음에 미치는 영향: 성별집단자존감을 조절요인으로. *한국심리학회지: 문화 및 사회문제*, 24(3), 429-449.
- 김찬중 (2019). 외국인 이주민에 대한 뉴스 보도가 혐오에 미치는 효과 연구: 위협 보도와 온정주의 보도를 중심으로. *한국방송학보*, 33(5), 31-60.
- 박대아 (2018). 남성혐오표현의 유형과 사용양상. *우리어문연구*, 62, 273-304.
- 박아란 (2020). 혐오표현과 표현의 자유의 한계. *한국언론법학회 '온라인 혐오표현이란 무엇인가?' 세미나*. 서울: 프레스센터.
- 박아란, 양정애 (2016). 혐오표현과 여성혐오에 대한 인식. *Media Issue*, 2(7), 1-14.
- 방송통신위원회, 한국지능정보사회진흥원 (2025). 2024 사이버폭력 실태조사. 방송통신위원회.
- 양난미, 이명신, 홍은솔. (2021). 교사의 정당한 세상에 대한 믿음과 우울의 관계: 성차별 지각과 성별의 조절된 매개효과. *연구방법논총*, 6(3), 197-227.
- 양성현, 정성은 (2015). 설득적 스피치에서 유머의 유형에 따른 청중의 태도변화: 자기 폄하 유머와 타인 폄하 유머의 설득효과 비교. *한국소통학보*, 28, 183-218.
- 양은정, 심은정 (2020). 대학생의 정당한 세상에 대한 믿음 잠재프로파일과 삶의 질의 관계. *청소년학연구*, 27(1), 225-247.

- 양혜승 (2022). 여성, 이주민, 노인 혐오성 댓글에 대한 텍스트 마이닝 분석: 네이버 범죄뉴스를 맥락으로. *한국방송학보*, 36(3), 1-41.
- 연지영, 이 훈 (2020). 혐오가 유머를 만날 때: 타인 혐오를 증폭시키는 유머와 한국 사회의 젠더갈등에 대한 함의. *한국정치학회보*, 54(4), 219-250.
- 윤인진, 한기덕, 김희상 (2019). [특별기획논단 I] 외국인혐오주의 현황과 극복-이주민에 대한 혐오표현: 이주노동자와 중국동포에 대한 신문기사 댓글 분석. *이주와 통합*, 9(0), 78-91.
- 이동한, 이소연 (2024). *한국리서치 주간리포트: 2024 젠더인식조사*. (주)한국리서치
- 이동훈 (2024). 어떤 언어가 한국의 사회갈등을 부추기는가? 사회범주 및 고정관념의 사소통 모형을 중심으로. *한국심리학회지: 문화 및 사회문제*, 30(4), 613-634.
- 이승현 (2016). 여성혐오적 표현과 표현의 자유의 한계. *이화젠더법학*, 8(2), 1-34.
- 정선희, 양난미 (2021). 대학생의 정당한 세상에 대한 개인적인 믿음과 우울의 관계: 젠더감수성과 성별의 조절된 매개효과. *아시아여성연구*, 60(2), 263-296.
- 정순돌, 안순태, 김주현, 박민선, 이하나, 부천초, 오혜인 (2019). *회원국 노인인권 모니터링(연구용역보고서 2019연구보고서-04)*. 아셈노인인권정책센터.
- 정지수 (2018). 남녀의 권위주의 성향, 공정세상 신념과 직장 내 성폭력 이차피해 태도와의 관계: 공감의 매개효과. *한국외국어대학교 교육대학원 석사학위논문*.
- 한국형사정책연구원 (2017). *혐오표현의 실태와 대응방안*. 서울: 한국형사정책연구원
- 한국행정연구원 (2025). 2025년 사회통합실태조사.  
<https://www.index.go.kr/unity/potal/indicator/IndexInfo.do?cdNo=2&clasCd=10&idxCd=F0259>
- 한 민, 최인철, 김범준, 이훈진 (2012). 한국대학생의 성차: 정서, 사고방식, 가치관을 중심으로. *조사연구*, 13(3), 33-62.
- 홍남영 (2020). 20-30대 여성의 일상 속 성차별 경험, 정당한 세상에 대한 믿음, 우울의 관계: 여성주의 정체성 차원의 조절된 매개효과. *가톨릭대학교 교육대학원 석사학위논문*.
- 홍성수, 김정혜, 노진석, 류민희, 이승현, 이주영, 조승미, 문유진, 설정은 (2016). *혐오표현 실태조사 및 규제방안 연구(연구용역보고서 11-1620000-000633-01)*. 국가인권위원회.
- Abrams, J. R., & Bippus, A. M. (2014). Gendering jokes: Intergroup bias in reactions to same-versus opposite-gender humor. *Journal of Language and Social Psychology*, 33(6), 692-702.
- Attardo, S. (1993). Violation of conversational maxims and cooperation: The case of jokes. *Journal of Pragmatics*, 19(6), 537-558.
- Becker, A. B. (2014). Humiliate my enemies or mock my friends? Applying disposition theory of humor to the study of political parody appreciation and attitudes toward candidates. *Human Communication Research*, 40(2), 137-160.
- Chapman, A. J., & Gadfield, N. J. (1976). Is sexual humor sexist? *Journal of Communication*, 26(3), 141-153.
- Dzuka, J. & Dalbert, C. (2002). Mental health and personality of Slovak unemployed

- adolescents: The impact of belief in a just world 1. *Journal of Applied Social Psychology*, 32(4), 732-757.
- Ford, T. E., & Ferguson, M. A. (2004). Social consequences of disparagement humor: A prejudiced norm theory. *Personality and Social Psychology Review*, 8(79), 79-94.
- Ford, T. E., Woodzicka, J. A., Triplett, S. R., Kochersberger, A. O., & Holden, C. J. (2014). Not all groups are equal: Differential vulnerability of social groups to the prejudice-releasing effects of disparagement humor. *Group Processes & Intergroup Relations*, 17(2), 178-199.
- Gray, J. A., & Ford, T. E. (2013). The role of social context in the interpretation of sexist humor. *Humor: International Journal of Humor Research*, 26(2), 277-293.
- Heine, S. J., Proulx, T., & Vohs, K. D. (2006). The meaning maintenance Model: On the coherence of social motivations. *Personality and Social Psychology Review: An Official Journal of the Society for Personality and Social Psychology, Inc*, 10(2), 88-110.
- Hemmasi, M., Graf, L. A., & Russ, G. S. (1994). Gender-related jokes in the workplace: Sexual humor or sexual harassment? *Journal of Applied Social Psychology*, 24(12), 1114-1128.
- Hornsey, M. J., Oppes, T., & Svensson, A. (2002). "It's OK if we say it, but you can't": Responses to intergroup and intragroup criticism. *European Journal of Social Psychology*, 32, 293-307.
- Kiral Ucar, G., O'Neill, A., & Sutton, R. M. (2024). The Relationship Between Belief in a Just World and Antisocial Behavior Through Anticipated Guilt, Victim Deservedness, and Punishment Frame. *Journal of interpersonal violence*, 8862605241299441.
- La Fave, L., & Mannell, R. (1976). Does ethnic humor serve prejudice? *Journal of Communication*, 26(3), 116-123.
- Lench, H. C., & Chang, E. S. (2007). Belief in an unjust world: When beliefs in a just world fail. *Journal of Personality Assessment*, 89(2), 126-135.
- Lucas, T., Alexander, S., Firestone, I. & LeBreton, J. M. (2007). Development and initial validation of a procedural and distributive just world measure. *Personality and Individual Differences*, 43(1), 71-82.
- Martin, R. A., Puhlik-Doris, P., Larsen, G., Gray, J., & Weir, K. (2003). Individual differences in uses of humor and their relation to psychological well-being: Development of the Humor Styles Questionnaire. *Journal of Research in Personality*, 37(1), 48-75.
- McGraw, P. A., & Warren, C. (2010). Benign violations: Making immoral behavior funny. *Psychological Science*, 21(8), 1141-1149.
- Morreall, J. (2009). *Comic relief: A comprehensive philosophy of humor*. Malden, MA; Chichester, UK: Wiley Blackwell.
- Nabi, R. L., Moyer-Guse, E., & Byrne, S. (2007). All joking aside: A serious investigation into the persuasive effect of funny social issue messages. *Communication Monographs*, 74, 29-54.
- O'Connor, E. C., Ford, T. E., & Banos, N. C. (2017). Restoring threatened masculinity: The appeal of sexist and anti gay humor. *Sex*

- Roles*, 77(5-6), 567-580
- Park, C. L. (2010). Making sense of the meaning literature: An integrative review of meaning making and its effects on adjustment to stressful life events. *Psychological Bulletin*, 136(2), 257-301.
- Pérez, R. (2017). Racism without hatred? Racist humor and the myth of "color-blindness". *Sociological Perspectives*, 60(5), 956-974.
- Proulx, T., Heine, S. J., & Vohs, K. D. (2010). When is the unfamiliar the uncanny? Meaning affirmation after exposure to absurdist literature, humor, and art. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 36(6), 817-829.
- Proulx, T., Inzlicht, M., & Harmon-Jones, E. (2012). Understanding all inconsistency compensation as a palliative response to violated expectations. *Trends in cognitive sciences*, 16(5), 285-291.
- Rezrazi, A., & Gangloff, B. (2020). Relations among gender, status and various dimensions of the belief in a just world and justice sensitivity. *Cognition, Brain, Behavior: An Interdisciplinary Journal*, 24(2), 93-121.
- Roskos-Ewoldsen, D. R., Roskos-Ewoldsen, B., & Carpentier, F. R. D. (2002). Media priming: A synthesis. In J. Bryant & D. Zillmann (Eds.), *Media effects: Advances in theory and research* (2nd ed., pp. 97-120). NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Saucier, D. A., O'Dea, C. J., & Strain, M. (2016). The bad, the good, the misunderstood: The social effects of racial humor. *Translational Issues in Psychological Science*, 1(1), 75-85.
- Semko, J. H., & Schulenberg, S. E. (2023). Is Humor a Meaning Making Process? Investigating the Effects of Absurd Humor and Mortality Salience on Meaning in Life, Moral Identity, Belongingness, and Belief in a Just World. *Psychological Reports*, 128(3), 2000-2020.
- Smeltzer, L. R., & Leap, T. L. (1988). An analysis of individual reactions to potentially offensive jokes in work settings. *Human Relations*, 41(4), 295-304.
- Sutton, R. M., Elder, T. J., & Douglas, K. M. (2006). Reactions to Internal and External Criticism of Outgroups: Social Convention in the Intergroup Sensitivity Effect. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 32(5), 563-575.
- Thai, M., Borgella, A. M., & Sanchez, M. S. (2019). It's only funny if we say it: Disparagement humor is better received if it originates from a member of the group being disparaged. *Journal of Experimental Social Psychology*, 85, 103838.
- West, S. G., Finch, J. F., & Curran, P. J. (1995). Structural equation models with nonnormal variables: Problems and remedies. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (pp. 56-75). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Zillmann, D. (1983). Disparagement humor. In P. E. McGhee & J. H. Goldstein (Eds.), *Handbook of humor research*. New York, NY: Springer-Verlag.

논문 투고일 : 2025. 09. 02  
1 차 심사일 : 2025. 10. 01  
게재 확정일 : 2025. 11. 06



## Hate-turned Joke: Relationship between Disparaging Humor, Perceived Humor and Personal Belief in a Just World\*

Sehun Park      Seunghui Han      Kumlan Yu

Department of Psychology, The Catholic University of Korea

This study examined the effects of disparaging humor targeting gender and older adults on adults' humor perception and investigated the moderating role of Personal Belief in a Just World (BJW-Self). A total of 400 young adults (aged 18 - 39, all South Koreans) participated in an online survey. Participants were exposed to self-disparaging and other-disparaging humor stimuli and subsequently completed measures of perceived humor and hate, BJW-Self, exposure to hate speech, and feeling thermometer of the targets. Data were analyzed using SPSS 25.0, including basic descriptive statistics, frequency analysis, reliability analysis, correlation analysis. In addition, moderation effects were analyzed using the SPSS PROCESS macro Model 1. The results were as follows. First, among male participants, self-disparaging humor targeting gender and older adults was perceived as more humorous than other-disparaging humor, whereas no significant effects were observed among female participants. Second, for men, BJW-Self significantly moderated the relationship between humor type and perceived humor, but moderating effect was not significant for women. These findings provided insight into the sociocultural implications of framing hate speech as humor and underscored its educational significance. Limitations and implications for future research were discussed.

*Key words* : Self-disparaging humor, Other-disparaging humor, Personal belief in a just world, Moderation effect

---

\* This study was supported by the Research Fund, 2024 of The Catholic University of Korea.