

2022년 여름호

# 연구방법논총

Journal of Research Methodology

## 【연구논문】

- 대학생의 완벽주의적 자기제시와 사회불안의 관계:  
사후반추사고와 성별의 조절된 매개효과  
양난미·김예주·김대경 / 1
- 민주당은 제21대 국회의원선거에서  
어떻게 압승할 수 있었나?  
강명세 / 29
- 정신건강의학과에 내원한 군 복무 부적합 판정을  
받은 환자들의 BGT 수행 특성 :  
내재화 및 외현화 장애를 중심으로  
황제욱·최성진 / 63



## 차 례

### 【연구논문】

대학생의 완벽주의적 자기제시와 사회불안의 관계: 사후반추사고와 성별의 조절된 매개효과 ..... 양난미·김예주·김대경 / 1

민주당은 제21대 국회의원선거에서 어떻게 압승할 수 있었나?  
..... 강명세 / 29

정신건강의학과에 내원한 군 복무 부적합 판정을 받은 환자들의 BGT 수행 특성: 내재화 및 외현화 장애를 중심으로 ..... 황제욱·최성진 / 63

『연구방법논총』 원고작성의 일반적 요령 ..... 87

『연구방법논총』 저술 윤리강령 ..... 94

『연구방법논총』 편집 및 심사 규정 ..... 96

『연구방법논총』 편집위원명단 ..... 100

[DOI] <http://dx.doi.org/10.21487/jrm.2022.7.7.2.1>

**【연구논문】**

## 대학생의 완벽주의적 자기제시와 사회불안의 관계: 사후반추사고와 성별의 조절된 매개효과

양난미\*·김예주\*\*·김대경\*\*\*

### 논문요약

본 연구는 대학생의 완벽주의적 자기제시, 사후반추사고, 사회불안의 관계에서 성별의 조절된 매개효과를 확인하였다. 이를 위해 전국에 재학 중인 남녀 대학생을 대상으로 완벽주의적 자기제시, 사후반추사고, 사회불안을 측정하였고, 최종 430 명의 자료를 분석하였다. 연구결과, 사후반추사고가 완벽주의적 자기제시와 사회불안 간의 관계에서 완전 매개하는 것으로 나타났다. 둘째, 성별이 완벽주의적 자기제시와 사후반추사고 간의 관계를 조절하는 것으로 나타났다. 완벽주의적 자기제시 성향이 높을수록 사후반추사고 수준이 높아졌는데 여성의 경우 그 관련성이 남성보다 강했다. 셋째, 완벽주의적 자기제시와 사회불안의 관계에서 사후반추사고와 성별의 조절된 매개효과가 나타나지 않았다. 즉, 남녀 성별이 변인들의 관계에서 차이가 없는 것으로 나타났다. 마지막으로 연구결과를 바탕으로 본 연구의 의의와 제한점 및 제언을 논의하였다.

주제어: 완벽주의적 자기제시, 사회불안, 사후반추사고, 성별

\* 경상국립대학교 심리학과 교수, 제1저자

\*\* 경상국립대학교 심리학과 석사과정생, 교신저자

\*\*\* 경상국립대학교 심리학과 석사과정생, 공동저자

## I. 서론

우리는 사회적 존재로 타인과 관계를 맺으며 살아가게 된다. 타인과 친밀한 관계를 맺는 것은 우리의 삶에 있어 중요한 과업이고 타인과 친밀한 관계를 맺을 때 삶의 질이 향상된다(김의철 외 2006). 그렇지만, 관계 속에서 지속적인 불편함을 느끼면 타인과의 관계에 어려움을 느낄 뿐만 아니라 사회불안과 같은 심리적 부정 반응을 유발할 수 있다(원영주 외 2013). 사람은 다양한 관계를 맺으며 살아가기 때문에, 상황에 따라 어느 정도의 사회불안을 경험하게 된다. 대부분 사람이 일상생활에서 경험하는 사회불안은 대인관계에서 동기를 유발하여 효과적인 관계를 촉진하며, 개인의 발달과 사회적 기능에 도움을 줄 수 있다(Antony et al 2000). 그러나 사회불안의 정도와 지속되는 기간이 과도하고 지나치면 심리적 고통뿐만 아니라 대인관계와 사회생활에 전반적으로 심각한 문제를 경험하게 되고, 사회적인 상황에서 위축되고 회피하게 만들어 개인의 삶에 커다란 피해를 미칠 수 있다(송은영 2008; 신혜진 2005).

이처럼 개인에게 부정적인 영향을 미칠 수 있는 사회불안은 증가하고 있는 추세이다. 경제협력개발기구의 ‘COVID-19 위기의 정신 건강 영향 대처’ 보고서에 의하면, 코로나19가 시작된 2020년 초반 이후 전 세계의 불안장애 유병률이 1년 전보다 두 배가량 증가한 것으로 나타났다. 한국은 불안증세를 보이거나 불안장애를 보인 사람들의 비율이 29.5%로 2020년 초반 이후 3배가량 증가한 것으로 나타났다(경제협력개발기구 2021). 또한 보건복지부 조사에 따르면 2021년 사회불안 장애 유병률은 0.2%로 우리나라 인구수를 고려하였을 때 약 10만 명인 것을 보아 결코 낮은 수치라고 볼 수 없다(보건복지부 2021). 우리나라의 경우 정신장애에 관한 부정적인 낙인을 걱정하여 병원을 찾지 않는 경향이 있으므로 실제 사회불안 장애 수치는 더욱 높을 것으로 추측된다(박성혁 2017; 윤혜영 2010). 이러한 조사 결과들은 사회불안에 관한 관심을 두는 것이 필요함을 시사한다.

대학생은 20대 초반에 해당하는 시기로 에릭슨의 심리사회적 발달단계에 따르면 성인기 초기의 대학생들은 친밀한 대인관계를 발달시켜야 하는 주요 과업에 직면하게 된다(Erikson 1968). 대학생은 청소년기와 달리 활발한 대인관계를 경

험하는 시기로 낯선 사람들과 대화하기, 집단 토론, 데이트 등 다양한 사회적 상황을 경험하게 된다. 이처럼 다양한 대인관계를 통해 독립적인 성인으로 성장하는 중요한 시기에 상당수 대학생이 사회적 상황에서의 불안으로 인해 심리적 고통과 사회생활 및 대인관계 전반에 걸친 문제를 경험하게 된다. 특히 불안장애 중에서 사회불안 장애는 20대의 유병률이 가장 높은 것으로 나타났으며, 실제 우리나라 대학생 10명 중 4명은 사회적 불안을 경험한다고 나타났다(이후경 2016). 사회불안이 높은 대학생들은 타인의 기대만큼 수행하기 어려울 것을 예측하여 스스로의 능력을 평가 절하하며(이송이 외 2019), 사회불안은 사회적 상황에서 적절하게 대처할 수 있는 문제해결 능력을 갖추기 어렵게 하여 학업성취도를 낮추고 사회적 고립을 유발한다(강석기 외 2011). 따라서 본 연구에서는 대학생의 사회불안을 좀 더 구체적으로 살펴보고자 한다.

DSM-5에 의하면 사회불안이란 다른 사람들에 의해 면밀하게 관찰되고 평가되는 사회적 상황에서 극심한 불안과 공포를 느끼는 것이다(APA 2013). 사회불안은 사회적 상호작용 불안과 수행불안으로 구분되며, 사회적 상호작용 불안은 다른 사람과의 만남이나 대화하는 사회적 상황에서 경험하는 불안이고, 수행불안은 다른 사람이 자신의 수행을 관찰하고 평가하는 상황에서 경험하는 불안이라고 정의하였다(김민선 외 2009). 사회적 상황으로는 다른 사람과 이야기를 하거나 낯선 사람을 만나는 것과 같은 사회적 상호작용 상황, 다른 사람이 보는 앞에서 음식을 먹거나 마시는 일과 같은 관찰당하는 상황, 발표하는 일과 같은 다른 사람 앞에서 수행하는 상황이 있다. 대부분의 대학생이 경험하는 불안은 주로 사회적 관계에서 일어나며, 우리나라는 대학교에 들어와 처음 사회생활을 경험하는 경우가 많기 때문에 많은 대학생은 사회적 관계에서 혼란과 사회적 상호작용의 어려움을 경험한다(김미연 2011). 사회불안을 느끼는 대학생들은 대학 생활에 적절히 적응하지 못해 사회적 관계에서의 고립감을 경험하고, 사회적 부적응으로 인해 학업 수행 능력이 저하되며, 결국 대학 졸업 후의 삶까지 부정적인 영향을 미치는 다양한 문제를 경험할 수 있다(최효진 외 2012). 또한 대학생은 취업, 발표 수업에 대한 평가 경험이 늘어나는 시기로 사회불안이 높으면 학업 수행, 진로 탐색 혹은 진로 선택과 같은 다양한 수행 상황에서 어려움을 경험할 가능성이 크다(이현주 2008).

이처럼 대학생의 사회불안은 학업, 대인관계, 진로 등 삶의 다양한 영역에서 부정적인 결과를 초래하는 것으로 나타났다.

사회불안은 인지적 모형으로 자주 설명되는데(남유진 2017; 오지은 외 2011), 다양한 인지요인 중 완벽주의적 자기제시는 사회불안 연구에서 주목받는 요인이다(박지혜 외 2018). 완벽주의적 자기제시는 다른 사람들에게 완벽하게 보이려고 하는 욕구로 부정음적인 자기 제시 특성을 의미한다(하정희 2011). 기존의 완벽주의가 ‘완벽해지고자 하는 욕구’를 가진 개인의 성격 및 태도에 초점을 두었다면, 완벽주의적 자기제시는 ‘완벽하게 보이고자 하는 욕구’에 관심을 둔다(Hewitt et al 2003). 이처럼 완벽주의적 자기제시는 불완전해 보이는 모습들은 드러내지 않고 바람직한 모습만을 보이기 위해 지나치게 노력하는 것으로 정의될 수 있다. 완벽주의적 자기제시 성향이 높은 대학생은 다른 사람의 시선에 대해 과도하게 신경 쓰고 실수에 대해 걱정하는 방향으로 동기화되는데 이는 사회불안이 높은 사람들이 불안의 수준을 낮추기 위해 미리 안전 행동을 반복하는 것과 비슷한 행동양식으로 나타났다(이동귀 외 2010). 또한 타인에게 완벽하게 보이기 위해 노력하는 사람들은 완벽한 자신의 모습에 결점이 생기는 상황을 계속해서 생각하게 되어 불안에 압도당할 가능성이 증가할 수 있고(박지혜 외 2018), 타인에게 긍정적인 인상을 전달하기 위해 자신의 문제를 은폐하는 행동은 사회불안을 부추기게 된다(한가희 외 2017). 즉, 타인에게 완벽하게 보이는 것을 중요하게 생각하는 완벽주의적 자기제시가 높을수록 사회적 상황이나 수행 상황에서 부정적 평가에 대한 두려움이 특징인 사회불안을 경험할 가능성이 높은 것으로 나타났다(남유진 2017; 배효숙 2016; 안소연 2016). 따라서 완벽주의적 자기제시가 높을수록 사회불안 역시 높아짐을 가정할 수 있다.

또한, 완벽주의적 자기제시가 어떤 과정을 통해 사회불안과 관계가 있는지 심리내적 과정을 확인하는 것은 사회불안 완화와 치료적 개입의 경로를 확인하는 데 도움이 될 수 있다. 높은 수준의 완벽주의적 자기제시 성향을 가진 사람들은 타인에게 완벽한 모습만을 보이려는 욕구가 있기 때문에 사회적 상황에서 실수하였을 때 자신의 실수를 반추하는 경향이 있다(이동귀 외 2010; Flett et al 1998:). 사후반추사고(post-event rumination)는 상황적 요구가 존재하지 않는 데도 공

통된 주제에 대해 계속해서 이어지는 의식된 사고(conscious thoughts)로 정의되어 왔으며(Martin et al 1996), 사회적 상호작용 상황 혹은 수행 상황 이후 자신의 수행에 대해 부정적인 감정, 생각, 상황 등을 반추하는 사고의 과정이며, 최근 주목받고 있는 인지적 요인 중 하나이다(이채은 외 2022, 재인용). 완벽주의는 사후반추사고의 유의미한 예언변인이고(Brown et al 2014), 완벽주의적 자기제시 성향이 높은 사람은 부정적 사후반추를 많이 할 수 있다(송영주 외 2016). 또한 사후반추사고는 사회불안을 유지시키는 기제로써 중요한 역할을 한다(Clark et al 1995). 반추가 일어나는 과정은 부정적 자가지각 및 불안한 느낌이 중심을 이루기 때문에 과거의 상황을 더욱 부정적으로 기억하게 되고, 다음 상황에 앞서 과거의 경험을 다시 떠올리며 앞으로의 수행을 부정적으로 예상하여 불안을 가중시킬 가능성이 크다(임선영 외 2007). 따라서 완벽주의적 자기제시와 사회불안을 매개하는 변인으로 사후반추사고를 선정하였다.

완벽주의적 자기제시와 사후반추사고의 선행연구를 살펴보면, 높은 수준의 완벽주의적 자기제시 성향을 가진 사람들은 사소한 일도 실수라고 자각하며, 실수에 대해 대처할 때 지나치게 신경 쓰고, 부정적 생각이나 감정을 반추하며 오랫동안 자책하는 모습을 보인다(이동귀 외 2010). 따라서 완벽주의적 자기제시가 높을수록 부정적인 사후반추사고를 많이 하게 된다(송영주 외 2016; 엄시울 2018). 사후반추사고와 사회불안 간의 관계를 살펴보면, 반추과정은 불안한 느낌과 부정적 자가지각을 중심으로 이루어지고 이 과정에서 과거의 사회적 상황을 더 부정적으로 기억하게 하여 사회불안을 유지시키는 핵심적인 기제라고 하였다. 사후반추사고는 사회적 상황에서 발생하는 부정적 자가지각, 불안, 부정적인 회상 등을 증가시켜 사회불안을 발생시키고, 유지, 심화시키는 것으로 나타났다(Mellings et al 2000). 또한 박민주와 박기환(2019)은 부정적 사후반추를 사용할수록 사회불안이 높아짐을 보고하였다.

이들 세 변인 간의 관계를 함께 살펴본 연구에서는 완벽주의적 자기제시와 사회불안 간의 관계에서 사후반추사고가 완전매개한 것으로 나타나 완벽주의적 자기제시가 사후반추사고를 통해 사회불안으로 가는 경로를 확인할 수 있었다(박주완 2019; 소지현 2018). 이에 반해 고등학생 대상으로 한 연구에서는 완벽주의적

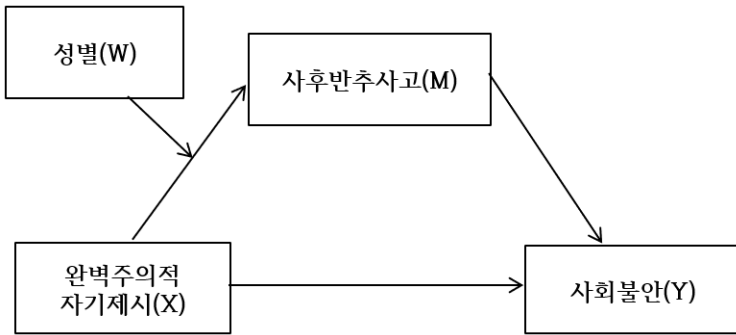
자기제시와 사회불안의 관계를 사후반추사고가 부분 매개하였다(박지혜 외 2018). 이러한 결과들은 완벽주의적 자기제시 성향이 높아지면 사후반추사고를 하고 사후반추사고를 함으로써 사회불안이 높아짐을 예상하게 한다. 하지만 연구마다 매개 효과의 유형이 다르고 세 변인 간의 관계를 살펴본 연구들은 아직 탐색적인 연구 단계에 지나지 않았으므로 완벽주의적 자기제시 특성의 사람들이 사회불안을 경험 하는데 있어서 상담적 개입 전략을 위해서는 두 변인의 관계성을 확인해볼 필요가 있다.

한편, 선행연구에 따르면 완벽주의적 자기제시, 사후반추사고와 사회불안의 수준에는 성차가 있는 것으로 보고되고 있다. 일반적으로 사회불안은 남성보다 여성의 유병률이 더 높은 것으로 보고되고(APA 2013), 완벽주의적 자기제시, 사후반추사고의 성차를 직접 검증한 연구는 찾아보기 어려웠지만 사회부과적 완벽주의, 침습적 반추, 의도적 반추, 공동반추 등 완벽주의나 반추는 연구에 따라 일부 유의한 경우(이동훈 외 2017; 임혜림 2018; 하정희 2011)와 유의하지 않은 경우(박지혜 외 2018)가 혼재되어 있어 성차를 확인하는 것이 필요하다. 성별에 따라 자신의 인상을 관리하는 정도에서 차이를 보이고(윤인애 외 2017), 특히 여성은 남성보다 타인에게 좋은 모습을 보여줘야 한다는 인식을 강하게 지니기 때문에(Malat et al 2006) 완벽주의적 자기제시의 성향에서 성차가 있음을 가정할 수 있다. 또한 남학생보다 여학생이 더 높은 수준의 반추를 보인다는 연구 결과가 일부 보고되지만(박지혜 외 2018, 재인용) 반추의 성차를 살펴본 연구는 많지 않으므로 이를 확인해 볼 필요가 있다. 사회불안의 성차를 설명하는 하나의 가설로서 완벽주의 자기제시와 반추의 관계에서 성별의 조절효과를 확인하고자 한다. 이를 통해 완벽주의 자기제시, 사후반추사고, 사회불안에 미치는 성별의 효과를 확인하고 선행연구와 비교하고자 한다. 또한 이들 변인 간의 관계에서 성별의 조절효과가 유의하다면 이를 토대로 성별에 따른 차별적인 사회불안 개입방법을 개발하는데 기초자료로 활용할 수 있을 것이다.

따라서 본 연구에서는 완벽주의적 자기제시, 사후반추사고, 사회불안의 구조적 관계에서 성별에 따라 어떠한 차이가 있는지 살펴보고자 한다. 이를 통해 완벽주의적 자기제시가 높은 대학생들의 사회불안을 감소시키기 위해 상담 장면에서 성별



에 따른 특성을 고려하여 적절한 개입의 기초 자료로 활용될 수 있는 경험적 근거를 제공할 수 있을 것으로 기대된다. 본 연구의 연구문제는 다음과 같다. 첫째, 완벽주의적 자기제시, 사후반추사고, 성별, 사회불안 간의 관계는 어떠한가? 둘째, 사후반추사고는 완벽주의적 자기제시와 사회불안 간의 관계에서 매개효과를 나타내는가? 셋째, 성별은 완벽주의적 자기제시와 사후반추사고 간의 관계에서 조절효과를 나타내는가? 넷째, 대학생의 완벽주의적 자기제시가 사후반추사고를 통해 사회불안에 미치는 영향에서 성별의 조절된 매개효과를 나타내는가?



[그림 1] 연구모형

## II. 방법

### 1. 연구참여자 및 절차

본 연구는 전국 대학교에 재학 중인 남녀 대학생을 대상으로 온라인 설문 조사를 실시하여 자료를 수집하였다. 자료수집과 관련하여 연구자의 소속대학 내 기관생명윤리위원회(IRB)의 승인을 받은 후 자료 수집을 위해 온라인 리서치 회사인 엠브레인(embbrain)을 통해 2022년 2월 10일에서 14일까지 온라인 설문조사를 실시하였다. 연구대상은 국내 4년제 대학생의 경우 설문조사에 참여할 수 있도록 하였고, 2년제 대학생, 졸업생은 연구대상에서 제외하였다. 설문 조사를 실시하기에

앞서 설문 결과는 연구의 목적으로만 사용될 것을 안내하였고, 설문 조사 참여에 관한 동의를 받았다. 설문 작성에는 약 20분 정도 소요되었으며, 설문에 참여한 대상자에게 2,000원 상당의 답례품을 지급하였다. 설문조사에 참여한 총 430명의 자료를 대상으로 분석하였다. 본 연구에서는 연구대상자의 사회 인구통계학적 특성을 확인하기 위해 빈도분석을 실시하였다. 연구대상자의 성별은 남성 213명(49.5%), 여성 217명(50.5%)이었으며, 학년은 1학년 51명(11.9%), 2학년 88명(20.5%), 3학년 100명(23.3%), 4학년 175명(40.7%), 5학년 이상 16명(3.7%)이었다. 전공계열은 인문사회계열 123명(28.6%), 자연과학계열 61명(14.2%), 예체능계열 20명(4.7%), 공업계열 96명(22.3%), 농학계열 4명(0.9%), 사범계열 24명(5.6%), 상경계열 54명(12.6%), 보건계열 39명(9.1%), 기타 9명(2.1%)이었으며, 학교소재지는 서울·경기·인천 222명(51.6%), 경상도·부산·대구·울산 78명(18.1%), 전라도·광주 43명(10.0%), 강원도 73명(17.0%), 제주도 11명(2.6%), 기타 3명(0.7%)이었다.

## 2. 측정도구

### 1) 완벽주의적 자기제시 척도

완벽주의적 자기제시를 측정하기 위해 하정희(2011)의 한국판 완벽주의적 자기제시 척도를 사용하였다. 이 척도는 Hewitt 등(2003)의 원척도를 한국 문화에 맞게 문항들을 추가, 재구성하고 타당화한 것이다. 하위척도는 ‘완벽주의적 자기노력(PSP)’(예, ‘나는 늘 완벽한 모습을 보이려고 노력한다.’), ‘불완전함 은폐노력-행동적(NDP)’(예, ‘다른 사람들 앞에서 웃음거리가 된다면 끄찍할 것이다.’), ‘불완전함 은폐노력-언어적(NDC)’(예, ‘내가 얼마나 열심히 일하는지 다른 사람들에게 말하지 않는다.’)로 구성되어 있다. 본 척도는 총 19문항으로 구성되어 있으며, 7점 Likert형 척도(1=전혀 그렇지 않다, 7=매우 그렇다)로 평정되고 점수가 높을수록 완벽주의적 자기제시 수준이 높음을 의미한다. 하정희(2011)의 연구에서는 전체 척도의 내적 일치도(Cronbach's  $\alpha$ )는 .87로 나타났으며, 각 하위 척도별로 ‘완벽주의적 자기노력(PSP)’는 .89, ‘불완전함 은폐노력-행동적(NDP)’는 .75, ‘불

완전함 은폐노력-언어적(NDC)' .69로 나타났다. 본 연구에서 측정도구의 신뢰도를 측정해본 결과, 전체 신뢰도 계수(*Cronbach's α*)는 .87, 각각의 하위 척도는 .89, .75, .69로 나타났다. 구인타당도를 확인한 결과, 각각의 하위척도의 AVE값은 .51, .41, .27로 나타났고, CR값은 .89, .77, .69로 나타났다. 일부 하위척도의 AVE값이 기준에 미치지 못하였으나 CR값을 함께 확인한 결과 수용 가능함을 확인하였다. 따라서 완벽주의적 자기제시는 수렴타당도가 있음을 알 수 있었다. 다음으로 변별타당도를 확인한 결과, 각각의 하위척도의 AVE값이 개념들 간 상관 계수의 제곱 값을 상회하는 것으로 나타나 변별타당도가 있음을 알 수 있었다.

## 2) 사회불안 척도

사회적 상호작용 불안은 낯선 사람을 만나거나 이야기하는 일반적인 사회적 상황에서 느끼는 불안 및 두려움으로 대표되며, 수행불안은 다른 사람들이 주목하는 상황에서 특정한 수행을 할 때 느끼는 불안으로 발표불안이 대표된다(APA 2013). 또한, 김민선과 서영석(2009)은 사회불안을 수행상황에 대해 두려움을 가지는 수행불안과 사회적 상호작용 불안으로 구분하여 각각의 상황에서 불안을 경험하는 사람들의 특징을 보고하였다. 따라서 본 연구에서는 사회불안을 타인과 만나거나 대화를 나누는 상황에서 발생하는 상호작용 불안과 타인의 시선이 의식되는 상황에서 일을 수행하는 과정 중에 발생하는 수행불안으로 대표되는 발표불안에 대해 측정할 것이다.

### (1) 사회적 상호작용 불안 척도

사회적 상호작용 불안을 측정하기 위해서 Mattick과 Clarke(1998)가 개발하고 김향숙(2001)이 번안하여 타당화한 사회적 상호작용 불안 척도(Social Interaction Anxiety Scale: SIAS)를 사용하였다. 사회적 상호작용 불안 척도(SIAS)는 총 19문항(예, '나보다 높은 지위에 있는 사람과 대화할 때면 긴장된다.')으로 구성되어 있으며 일반적인 사회적 상호작용 과정에서 경험하는 불안의 정도를 측정한다. '전혀 그렇지 않다(1점)'에서 '매우 그렇다(5점)'의 Likert식 5점 척도

로 표기되고, 8, 10번은 역채점 하였다. 점수가 높을수록 사회적 상호작용 과정에서 불안을 더 많이 경험하는 것을 의미하며, 김향숙(2001)의 연구에서 *Cronbach's  $\alpha$* 는 .92로 나타났다. 본 연구에서 측정도구의 신뢰도를 측정해본 결과, 전체 신뢰도 계수(*Cronbach's  $\alpha$* )는 .94로 나타났다. 구인타당도를 확인한 결과, AVE는 .48로 나타났고, CR값은 .94로 나타났다. AVE값이 기준에 미치지 못하였으나 CR값을 함께 확인한 결과 수용 가능성을 확인하였다. 따라서 사회적 상호작용 불안은 수렴타당도가 있음을 알 수 있었다. 다음으로 변별타당도를 확인한 결과, 사회적 상호작용 불안에서 발표상황에 대한 긴장(AVE=.476<.521)을 제외하고 모든 하위척도들의 AVE값이 상관계수의 제곱 값보다 높게 나타나 변별타당도가 있음을 확인할 수 있었다.

## (2) 발표불안 척도

본 연구에서는 발표불안을 측정하기 위해서 조용래, 이민규와 박상학(1999)이 번안한 한국판 발표불안 척도(Speech Anxiety Scale: SAS)를 사용하였다. 본 척도는 발표상황에서 보이는 인지적, 생리적, 행동적 불안반응들을 평가하는 척도로, '발표상황을 즐김(14문항)'(예, '대중 앞에서 발표할 기회를 즐거운 마음으로 기다린다.')과 '발표상황에 대한 긴장(14문항)'(예, '연단 위에 있는 물건들을 만지려고 할 때 손이 떨린다.')의 두 가지 하위요인으로 구성되어 있으며, '발표상황을 즐김'에 해당하는 14개의 문항들은 역채점 되었다. 총 28문항으로, 각 문항은 5점 Likert 척도로 '전혀 그렇지 않다(1점)'에서 '매우 그렇다(5점)'까지 응답하도록 구성되어 있다. 척도의 점수가 높을수록 발표불안이 높아지는 것을 의미한다. 조용래 등(1999)의 연구에서 내적 합치도(*Cronbach's  $\alpha$* )는 .94로 나타났다. 본 연구에서 측정도구의 신뢰도를 측정해본 결과, 전체 신뢰도 계수(*Cronbach's  $\alpha$* )는 .70, 각각의 하위 척도는 .94, .92 나타났다. 구인타당도를 확인한 결과, 각각의 하위척도 AVE는 .52, .46로 나타났고, CR값은 .94, .92로 나타났다. 일부 하위척도의 AVE값이 기준에 미치지 못하였으나 CR값을 함께 확인한 결과 수용 가능성을 확인하였다. 따라서 발표불안은 수렴타당도가 있음을 알 수 있었다. 다음으로 변별타당도를 확인한 결과, 발표상황을 즐김에서는 모든 하위척도들의 AVE값이 상관

계수의 제공 값보다 높게 나타났고, 발표상황에 대한 긴장에서는 사회적 상호작용 불안(AVE=.460<.521)을 제외한 모든 하위척도들의 AVE값이 높게 나타나 변별타당도가 있음을 확인할 수 있었다.

### 3) 사후반추사고 척도

사후반추사고를 측정하기 위해서 김영주(2009)가 개발한 사후반추 척도를 사용하였다. 하위척도는 ‘불안통제실패 반추’(예, ‘이렇게 불안해서 무슨 일을 할 수 있을까 하는 생각이 든다.’), ‘부정적인 대인평가 염려’(예, ‘남들이 내 본모습을 알고 내게 정이 떨어졌을까봐 걱정한다.’), ‘지나간 상황 검토’(예, ‘사람들 앞에서 내가 한 말이나 행동이 적절했는지 두고두고 생각한다.’)로 구성되어 있다. 본 척도는 총 26문항으로 구성되어 있으며, 7점 Likert형 척도(1=전혀 그렇지 않다, 7=매우 그렇다)로 평정되고 점수가 높을수록 사후반추사고 수준이 높다는 것을 의미한다. 김영주(2009)의 연구에서는 전체 내적합치도(*Cronbach's α*)는 .89이었으며, 하위 척도별 내적 합치도(*Cronbach's α*)는 ‘불안통제실패 반추’ .89, ‘부정적인 대인 평가 염려’ .92, ‘지나간 상황 검토’ .91로 나타났다. 본 연구에서 측정도구의 신뢰도를 측정해본 결과, 전체 신뢰도 계수(*Cronbach's α*)는 .97, 각각의 하위 척도는 .96, .95, .89로 나타났다. 구인타당도를 확인한 결과, 각각의 하위척도의 AVE는 .67, .66, .57로 나타났고, CR값은 .96, .95, .89로 나타났다. 모든 하위척도의 AVE값이 적정 기준을 충족하는 것으로 나타났고, 따라서 사후반추사고는 수렴타당도가 있음을 확인할 수 있었다. 다음으로 변별타당도를 확인한 결과, 불안 통제실패 반추에서 부정적인 대인 평가 염려(AVE=.666<.778)를 제외하고 모든 하위척도들에서 AVE값이 상관계수의 제공 값보다 높게 나타났고, 부정적인 대인 평가 염려 불안은 불안통제실패 반추(AVE=.658<.778), 지나간 상황 검토(AVE=.571<.664)를 제외하고 AVE값이 모두 높게 나타났다. 그리고 지나간 상황 검토는 부정적인 대인평가 염려(AVE=.571<.664)를 제외한 모든 하위척도의 AVE 값이 높게 나타나 변별타당도가 있음을 확인할 수 있었다.

### 3. 분석 방법

본 연구의 가설 검증을 위해 수집된 자료는 SPSS 25.0 및 SPSS Macro를 사용하여 분석하였다. 구체적인 분석 절차는 다음과 같다. 첫째, 자료의 인구통계학적 정보를 알아보기 위해 빈도분석을 실시하였고, Cronbach's  $\alpha$  산출을 통해 수집된 자료의 일관성과 안정성을 확인하였다. 둘째, 주요 변인의 특성을 파악하고자 기술 통계를 실시하였고, 이들 간의 관련성을 살펴보기 위해 Person 상관분석을 실시하였다. 셋째, 조절된 매개효과를 분석하기 전 기본 가정을 충족하는지 알아보기 위해 완벽주의적 자기제시와 사회불안의 관계에서 성별의 조절효과가 유의한지 확인하였다. 매개과정에서 독립변인이 매개변인으로 이어지는 경로와 매개변인이 종속변인으로 이어지는 경로 중 하나 혹은 모든 경로가 조절변인의 영향을 받는 것이 조절된 매개효과이기 때문에 독립변인이 종속변인으로 이어지는 경로에서는 조절효과가 유의하지 않아야 한다고 가정하였다(정선호 외 2016, 재인용; James et al 1984). 따라서 조절된 매개 효과 검증을 실시하기에 앞서, 기본 가정을 확인하고자 단순 조절 모형인 PROCESS macro model 1을 사용하여 완벽주의적 자기제시와 사회불안의 관계에서 조절변수의 효과가 없음을 확인하였다. 넷째, 조절된 매개효과 검증을 위해 매개효과와 조절효과가 유의한지 확인한 후 조절된 매개효과가 유의한지 확인하였다(Hayes 2017). 이때, 간접효과의 통계적 유의성 검증을 위해 부트스트래핑(bootstrapping) 실시하였다(Shrout et al 2002). 완벽주의적 자기제시와 사회불안 간의 관계에서 사후반추사고의 매개효과를 확인하기 위해 단순 매개 모형인 PROCESS macro model 4를 사용하였다. 또한, 완벽주의적 자기제시와 사후반추사고의 관계에서 성별의 조절효과를 확인하기 위해 PROCESS macro model 1을 사용하였다. 조절효과가 유의하게 나타났을 경우, 조절변수에 따른 양상의 차이를 구체적으로 살펴보고자 단순기울기(Simple Slope) 검증을 실시하였다. 다섯째, 완벽주의적 자기제시와 사회불안의 관계에서 사후반추사고와 성별의 조절효과를 확인하기 위해 Macro PROCESS model 7을 사용하였다.

### III. 결과

#### 1. 기술통계 분석

완벽주의적 자기제시, 사회불안, 사후반추사고에 관한 기술통계와 각 변인들 간의 상관관계는 <표 1>에 제시되어 있다. 분석 결과, 완벽주의적 자기제시는 사회불안( $r=.22, p<.01$ ), 사후반추사고( $r=.40, p<.01$ )과 유의한 정적 상관이 있었으며, 사회불안은 사후반추사고( $r=.64, p<.01$ )과의 유의한 정적 상관이 있었다.

<표 1> 기술통계 및 상관관계(N=430)

변인	완벽주의적 자기제시	사회불안	사후반추사고
완벽주의적 자기제시	-		
사회불안	.22**	-	
사후반추사고	.40**	.64**	-
평균	4.59	2.94	3.80
표준편차	.77	.44	1.31
왜도	.13	-.05	.03
첨도	.60	.29	-.34

주. \*\*  $p < .01$

#### 2. 완벽주의적 자기제시와 사회불안 간의 관계에서 성별의 조절효과 검증

완벽주의적 자기제시와 사회불안 간의 관계에서 성별의 조절효과를 분석하기 위해 Macro PROCESS model 1을 실시한 결과는 <표 2>에 제시되어 있다. 완벽주의적 자기제시는 사회불안에 유의한 영향을 미치지 않은 것으로 나타났고, 성별의 조절효과도 유의하지 않아 조절된 매개효과 검증을 위한 가정이 충족되지 않았다.

〈표 2〉 완벽주의적 자기제시와 사회불안 간의 관계에서 성별의 조절효과(N=430)

변인	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>t</i>	<i>p</i>	95% 신뢰구간	
					하한값	상한값
종속변인: 사회불안						
상수	3.04	.41	7.44	.00	2.24	3.85
완벽주의적 자기제시	.01	.09	.11	.91	-.16	.18
성별	-.47	.26	-1.81	.07	-.99	.04
완벽주의적 자기제시 × 성별	.08	.06	1.45	.15	-.03	.19

### 3. 완벽주의적 자기제시와 사회불안 간의 관계에서 사후반추사고의 매개효과 검증

완벽주의적 자기제시와 사회불안 간의 관계에서 매개효과를 분석하기 위해 Macro PROCESS model 4를 사용하였으며, 신뢰구간은 95%, 부트스트랩 표본은 5,000개로 지정하여 분석하였다. 그 결과를 〈표 3〉, 〈표 4〉에 제시하였다. 완벽주의적 자기제시는 사후반추사고에 유의한 영향을 미치고( $B=.69, p<.001$ ), 사후반추사고는 사회불안에 유의한 영향을 미쳤다( $B=.22, p<.001$ ). 또한 완벽주의적 자기제시와 사회불안 간의 총효과는( $B=.13, p<.001$ )이었다. 그러나 매개변인인 사후반추사고가 투입되면서 완벽주의적 자기제시와 사회불안 간의 직접효과가( $B=-.02, p>.05$ )로 감소하여 사후반추사고가 완전매개하였음을 확인하였다.



〈표 3〉 완벽주의적 자기제시와 사회불안 간의 관계에서 사후반추사고의 매개효과

변인	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>t</i>	<i>p</i>	95% 신뢰구간	
					하한값	상한값
종속변인: 사후반추사고						
상수	.65	.37	1.76	.08	-.77	1.37
완벽주의적 자기제시	.69	.08	8.69	.00	.53	.84
종속변인: 사회불안						
상수	2.21	.10	21.24	.00	2.00	2.41
완벽주의적 자기제시	-.02	.02	-.99	.32	-.07	.02
사후반추사고	.22	.01	16.24	.00	.19	.25

주. 비표준화 계수로 제시하였다.

〈표 4〉 완벽주의적 자기제시와 사회불안 간의 관계에서 사후반추사고의 매개효과 검증

효과	<i>B</i>	<i>SE</i>	95% 신뢰구간	
			하한값	상한값
총효과	.13	.03	.07	.18
직접효과	-.02	.02	-.07	.02
간접효과	.15	.02	.10	.20

#### 4. 완벽주의적 자기제시와 사후반추사고 간의 관계에서 성별의 조절효과 검증

완벽주의적 자기제시와 사후반추사고 간의 관계에서 성별의 조절효과를 분석하기 위해 Macro PROCESS model 1를 사용하였다. 신뢰구간 95%, 부트스트랩 표본은 5000개로 지정하였으며, 분석한 결과는 〈표 5〉에 제시하였다. 완벽주의적 자기제시와 성별의 상호작용 항은 정적으로 유의하였으며( $B=.38, p<.05$ ), 상호작용 항에 따른 추가된 설명력( $\Delta R^2=.01, \Delta F=5.99, p<.05$ )도 유의한 것으로 나타나 성별의 조절효과를 확인하였다. 이는 사후반추사고에 대한 완벽주의적 자기제

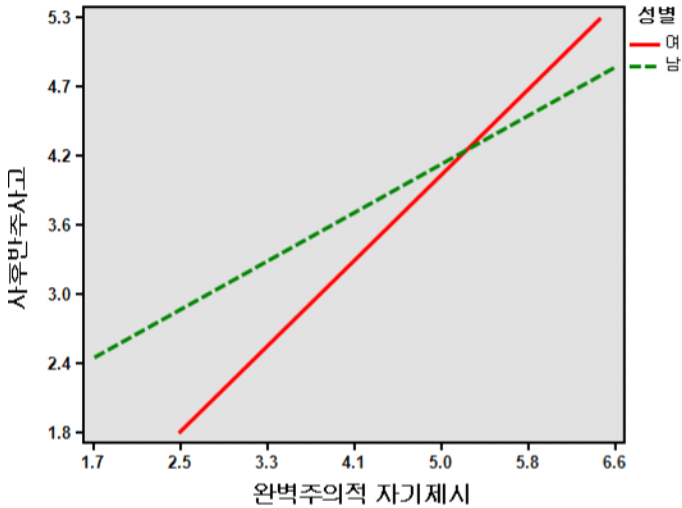
시의 영향력이 성별에 따라 달라지는 조절효과가 있음을 의미한다. 성별에 따라 달라지는 조절효과를 구체적으로 살펴보기 위해 단순기울기 검증을 실시하였으며, 검증 결과는 <표 6>에 제시하였다. 남자( $B=.51, p<.001$ )와 여자( $B=.89, p<.001$ ) 모든 기울기 계수는 유의한 것으로 나타났다. [그림 2]의 그래프를 확인하였을 때 여자의 경우 남자에 비해 그래프의 기울기가 더 가파르게 증가하고 있음을 확인할 수 있다.

<표 5> 완벽주의적 자기제시와 사후반추사고 간의 관계에서 성별의 조절효과

변인	B	SE	t	p	95% 신뢰구간	
					하한값	상한값
종속변인: 사후반추사고						
상수	3.58	1.14	3.13	.00	1.33	5.81
완벽주의적 자기제시	.12	.25	.50	.62	-.36	.60
성별	-1.99	.73	-2.73	.01	-3.43	-.56
완벽주의적 자기제시×성별	.38	.16	2.45	.01	.08	.69
상호작용에 따른 R <sup>2</sup> 증가	$\Delta R^2$		$\Delta F$		p	
	.01		5.99		.01	

<표 6> 성별에 따른 단순기울기 유의성 검증

변인	B	SE	t	p	95% 신뢰구간	
					하한값	상한값
종속변인: 사후반추사고						
남자	.51	.11	4.62	.00	.29	.72
여자	.89	.11	7.93	.00	.67	1.11



[그림 2] 완벽주의적 자기제시와 사후반추사고 간의 관계에서 성별의 조절효과

### 5. 완벽주의적 자기제시, 사후반추사고 및 사회불안 간의 관계에서 성별의 조절된 매개효과 검증

완벽주의적 자기제시, 사후반추사고 및 사회불안 간의 관계에서 성별의 조절된 매개효과를 검증하기 위해 Macro PROCESS model 7을 사용하였다. 신뢰구간은 95%, 부트스트랩 표본은 5,000개로 지정하여 분석하였고, 분석 결과는 <표 7>에 제시하였다. 완벽주의적 자기제시와 사후반추사고 간의 관계에서 성별의 조절효과는 유의한 것으로 나타났으며( $B=.38, p<.05$ ), 사후반추사고는 사회불안에 유의한 정적 영향이 있음을 확인할 수 있었으나( $B=.22, p<.001$ ), 완벽주의적 자기제시가 사후반추사고에 미치는 영향은 유의하지 않은 것으로 나타났다( $B=.12, p>.05$ ).

〈표 7〉 완벽주의적 자기제시, 사후반추사고 및 사회불안 간의 관계에서  
성별에 의해 조절된 매개효과 검증

변인	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>t</i>	<i>p</i>	95% 신뢰구간	
					하한값	상한값
종속변인: 사후반추사고						
상수	3.58	1.14	3.13	.00	1.33	5.81
완벽주의적 자기제시	.12	.25	.50	.62	-.36	.60
성	-1.99	.73	-2.73	.01	-3.43	-.56
완벽주의적 자기제시 × 성	.38	.16	2.45	.01	.08	.69
종속변인: 사회불안						
상수	2.21	.10	21.24	.00	2.00	2.41
완벽주의적 자기제시	-.02	.02	-.99	.32	-.07	.02
사후반추사고	.22	.01	16.24	.00	.19	.25

#### IV. 논의

본 연구에서는 전국 4년제 대학에 다니고 있는 대학생 430명을 대상으로 완벽주의적 자기제시와 사회불안 간의 관계에서 사후반추사고의 매개효과와 완벽주의적 자기제시와 사후반추사고 간의 관계에서 성별의 조절효과를 검증하고, 완벽주의적 자기제시가 사후반추사고를 통해 사회불안에 미치는 영향에서 성별의 조절된 매개효과를 검증하고자 하였다. 본 연구를 통해 확인된 주요 결과와 의미에 대해 논의하면 다음과 같다.

첫째, 완벽주의적 자기제시와 사회불안의 관계에서 사후반추사고가 매개효과를 분석한 결과 사후반추사고가 두 변인의 관계를 완전매개하는 것으로 나타났다. 즉, 완벽주의적 자기제시가 직접 사회불안에 영향을 미치기보다 사후반추사고를 통해 영향을 미친다고 볼 수 있다. 이는 사회적 상황에서 다른 사람들에게 보이는

자신의 모습에 대해 지나치게 신경을 쓰는 대학생들은 자신의 실수에 관한 감정, 생각, 상황 등을 부정적으로 반추하게 되고, 결국 자신의 부정적인 측면에 집중하게 되어 사회불안을 유발하게 한다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 완벽주의적 자기제시와 사회불안의 관계에서 사후반추사고의 완전매개효과가 검증된 선행연구를 재확인하는 결과이다(박주완 2019; 소지현 2018). 또한, 완벽주의적 자기제시 수준이 높을수록 불안을 경험할 가능성이 크다는 선행연구(김다정 2014; 남유진 2017; 박지혜 외 2018; 이나희 외 2020)와 일치하며, 타인에게 완벽하게 보이는 것을 중요하게 생각하는 사람들은 자신의 완벽한 모습에 결점이 되는 부정적인 상황을 지속적으로 반추하여 불안에 압도당할 위험이 더욱 클 수 있다는 연구 결과들과 맥락을 같이 한다(박지혜 외 2018).

둘째, 완벽주의적 자기제시와 사후반추사고의 관계에서 성별의 조절효과는 유의한 것으로 나타났다. 이는 완벽주의적 자기제시와 사후반추사고 간의 관계가 성별에 따른 양상의 차이가 있음을 의미하며, 완벽주의적 자기제시가 높을수록 사후반추사고가 높아지지만, 이러한 양상이 남성보다 여성에게서 더 뚜렷하게 나타남을 의미한다. 이는 여성의 사후반추사고가 남성의 사후반추사고 수준보다 높다는 선행연구 결과와 일치하는 결과이다(박지혜 외 2018, 재인용).

이러한 결과는 여성과 남성의 대처방식의 차이와 관련이 있는 것으로 보인다. 심리적으로 스트레스를 경험하는 상황에서 여성은 반추와 같이 내재화된 대처방식을 주로 사용하지만, 남성은 외현화된 대처방식으로 주로 사용한다(박지혜 외 2018, 재인용). 따라서 여성은 완벽주의적 자기제시 수준이 높을수록 다른 사람들에게 자신의 완벽한 모습만을 보여주기 위해 노력하는 과정에서 심리적 스트레스를 경험하며 이에 대해 사후반추사고와 같은 대처방식을 더 많이 사용하게 될 가능성이 있음을 시사한다. 또한 이러한 연구 결과는 타인의 평가에 대한 민감성 차이와도 관련되는 것으로 보인다. 남성과 비교하여 여성이 관계지향적이고 상호 의존적인 특성을 더 많이 가지고 있으며(박지혜 외 2018, 재인용), 이로 인해 다른 사람들의 평가에 더 민감하게 반응하여 결국 사후반추사고의 수준이 상대적으로 높아질 가능성이 있음을 시사한다. 이는 남성보다 여성이 사후반추사고를 더 크게 경험하게 되는 원인 중 하나일 것이다.

셋째, 완벽주의적 자기제시와 사회불안의 관계에서 사후반추사고와 성별의 조절된 매개효과는 유의하지 않았다. 즉, 완벽주의적 자기제시가 사회불안에 영향을 미칠 때 사후반추사고의 매개효과는 성별에 따른 차이가 없는 것으로 나타났다. 조절효과를 확인했을 때 완벽주의적 자기제시와 사후반추사고의 관계에서 성별의 유의미한 조절효과가 있었지만, 조절된 매개효과 분석 결과 성별의 유의미한 조절된 매개효과가 나타나지 않았다. 이는 완벽주의적 자기제시, 사후반추사고의 개별 경로를 살펴보았을 때 여성의 경우 완벽주의적 자기제시가 높을수록 사후반추사고를 더 많이 경험하는 정적 상관의 관계가 더 크게 나타나지만, 완벽주의적 자기제시, 사후반추사고, 사회불안의 구조적 관계에서는 성별의 차이가 없음을 의미한다.

본 연구의 의의는 다음과 같다. 첫째, 완벽주의적 자기제시, 사회불안과 사후반추사고의 관계를 살펴봄으로써, 사회불안의 발생 원인과 이에 따른 부적응적 결과를 확인할 수 있다. 사회불안의 영역에서 사후반추사고에 대한 연구들은 아직 탐색적인 단계이고, 사후반추사고가 사회불안에 영향을 미치는지에 대해 살펴본 연구는 다소 부족하다는 점에서 학문적 의의를 가질 수 있다(임선영 외 2007).

또한 완벽주의 자기제시가 높은 개인의 사회불안을 낮추기 위해서는 완벽주의적 자기제시에 직접 개입하는 것뿐만 아니라 사후반추사고를 줄이도록 개입하는 것 역시 필요하다. 반추 현상을 감소시키기 위해서는 떠오르는 생각에 대한 알아차림 뿐 아니라 이에 대한 수용이 이루어져야 하는데, 이를 위해서는 장기간의 마음챙김 명상 훈련과 같은 실천적 개입이 도움이 될 수 있다(이희영 2009).

둘째, 완벽주의적 자기제시와 사후반추사고의 관계에서 성별에 의한 조절효과가 확인되었다. 이는 완벽주의적 자기제시와 사후반추사고 간의 관계에서 성별에 따라 다른 결과를 보임을 의미하는데 남학생보다 여학생에게서 관련성이 더 뚜렷하게 나타나는 것을 확인하였다. 그러므로 완벽주의적 자기제시자 중 여학생에 대한 보다 집중적인 개입이 필요하다는 점에서 의의가 있다.

본 연구의 제한점 및 후속연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 본 연구에 참여한 연구 대상자들 대부분이 20대 대학생으로 골고루 분포되어 표집된 것이 아니므로 연구 결과를 일반화하기에는 어려움이 있다. 또한 연구 참여 대상자들은 서울·경기·인천 지역의 대학생 비율이 높고, 학년 비율은 4학년 비율이 높다. 본

연구 결과를 다른 지역의 대학생들과 다른 학년의 학생들에게 일반화하는 과정에 있어 신중함이 필요하다. 따라서 후속 연구에서는 보다 광범위한 표집을 통하여 적용 가능성을 검증할 필요가 있다.

둘째, 본 연구는 자기 보고식 설문지로 정보를 수집하였다. 자기 보고식 설문지는 사회적 바람직성 등 응답자의 특성에 의한 왜곡 가능성이 있을 수 있다. 특히 완벽주의적 자기제시의 성향이 강한 경우 타인으로부터 인정받고 싶은 욕구가 강하고 부정적 평가에 민감하기 때문에 부정적 응답에 더 낮게 답했을 가능성이 있다(김다정 2014). 또한 사회불안, 사후반추사고는 설문지에 다소 부정적 내용의 문항들을 포함하고 있어서 연구 대상자들이 방어적인 태도로 설문에 임하거나 사회적 민감성에 따라 응답 편향이 발생하여 솔직하게 응답하지 않았을 가능성이 있다. 따라서 해석하는 과정에 있어 신중함이 필요하며, 후속연구에서는 사회적 바람직성의 한계를 줄일 수 있도록 인터뷰나 관찰 등의 측정도구와 연구방법을 활용하여 자기 보고식 설문의 한계를 보완할 필요가 있다. 또한 자기 보고를 바탕으로 자료를 수집하였으므로 동일응답 방식에 의한 공통 요인 편향 여부를 후속 연구를 통해 고려하여 연구 결과의 타당성을 높여야 할 필요성이 있다.

셋째, 본 연구에서 성별의 조절된 매개효과가 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 하지만 선행 연구들을 통해 성차는 변인들 간의 관계에서 차이가 있을 수 있을 것으로 보인다. 후속연구를 통해 대상자의 연령대 또는 특성을 다양화하거나, 데이터 수집 방법을 달리하여 검증함으로써 이러한 한계를 보완할 필요가 있다.

## 참고문헌

- 강석기·고수현·한상훈. 2011. “대학생의 사회불안, 내현적 자기애, 부정적 정서와 우울의 관계에서 내면화된 수치심의 매개효과 검증.” 『교육연구논총』 제 32권 2호: 1-27.
- 경제협력개발기구. 2021. COVID-19 위기의 정신 건강 영향 대처: 통합된 사회 전체의 대응. <https://www.oecd.org/>(검색일: 2022.05.05.)
- 김다정. 2014. 『완벽주의적 자기제시가 사회불안에 미치는 영향: 자기효능감의 조절효과』. 연세대학교 대학원 석사 학위 논문.
- 김영주·2009. 『사회불안의 사후반추 질문지 개발 및 타당화 연구』. 가톨릭대학교 대학원 석사 학위 논문.
- 김의철·박영신. 2006. “한국 사회에서 삶의 질을 구성하는 요인들에 대한 탐구.” 『한국심리학회지: 문화 및 사회문제 12』 특집: 1-28.
- 김미연. 2011. 『사회적 상호작용 불안 감소를 위한 계슈탈트 관계성 향상 프로그램 (GRIP)의 효과』. 성신여자대학교 석사 학위 논문.
- 김민선·서영석. 2009. “평가염려 완벽주의와 사회불안의 관계.” 『한국심리학회지: 일반』 제28권 3호: 525-545.
- 김향숙. 2001. 『사회공포증의 하위 유형의 기억편향』. 서울대학교 대학원 석사 학위 논문.
- 남유진. 2017. 『완벽주의적 자기제시와 사회불안의 관계』. 충북대학교 대학원 석사 학위 논문.
- 박민주·박기환. 2019. “사후반추사고와 사회불안 간의 관계.” 『한국심리학회지: 건강』 제24권 1호: 147-164.
- 박성혁. 2017. 『사회불안을 위한 이미지 재구성 치료가 암묵적 자기존중감, 부정적인 자기심상, 정서조절에 미치는 영향』. 고려대학교 일반대학원 석사 학위 논문.
- 박세진·이동형. 2021. “청소년의 공동반추가 친구관계의 질과 우울에 미치는 영향: 수줍음과 성별의 조절효과.” 『청소년학연구』 제28권 5호: 1-26.



- 박주완. 2019. 『완벽주의적 자기제시와 사회불안의 관계』. 전북대학교 일반대학원 석사 학위 논문.
- 박지혜·이주영. 2018. “청소년의 완벽주의적 자기제시가 사회불안에 미치는 영향: 반추에 대한 자기자비의 조절된 매개효과.” 『상담학연구』 제19권 4호: 87-107.
- 배효숙. 2016. 『중학생이 지각한 부모의 심리적 통제가 사회불안에 미치는 영향』. 명지대학교 사회교육대학원 석사 학위 논문.
- 보건복지부. 2021. 『정신건강실태조사』. <http://www.mohw.go.kr/react/index.jsp>(검색일: 2022.05.04.)
- 소지현. 2018. 『완벽주의적 자기제시, 사후반추사고가 사회불안에 미치는 영향: 탈중심화의 매개된 조절효과』. 가톨릭대학교 상담심리대학원 석사 학위 논문.
- 송영주·장현아. 2016. “완벽주의적 자기제시와 발표불안과의 관계에서 사후반추 사고의 매개효과.” 『교육치료연구』. 제8권 3호: 351-368.
- 송은영. 2008. “청소년의 외상경험, 완벽주의 성향 및 부정적 사고가 사회불안에 미치는 영향.” 『한국 인지행동치료학회』 제8권 1호: 41-56.
- 신혜진. 2005. 『자기불일치와 목표성향 및 자기효능감이 사회불안에 미치는 영향』. 연세대학교 대학원 석사 학위 논문.
- 안소연. 2016. 『대학생이 지각한 부모의 심리적 통제와 사회불안의 관계에서 완벽주의적 자기제시와 정서표현 양가성의 매개효과』. 숙명여자대학교 교육대학원 석사 학위 논문.
- 양경미. 2013. “남·녀 대학생의 신체 이미지, 완벽주의, 강박증이 우울에 미치는 영향.” 『스트레스研究』 제21권 1호: 1-11.
- 엄시울. 2018. 『평가염려 완벽주의와 불확실성에 대한 인내력 부족이 사회불안에 미치는 영향: 사후반추사고의 매개효과』. 가톨릭대학교 대학원 석사 학위 논문.
- 오지은·임성문·추상엽. 2011. “완벽주의와 자기구실 만들기 간의 관계: 성취목표의 매개효과.” 『한국심리학회지: 상담 및 심리치료』 제23권 1호:

135-155.

- 원영주·조성호. 2013. “자기초점적 주의가 사회적 상호작용 불안에 미치는 영향: 탈중심화의 매개효과.” 『人間理解』 제34권 2호: 173-191.
- 윤인애·홍미화. 2017. “대학생들이 인지하는 신체상자기차이와 사회적체형불안의 관계에서 운동자기효능감의 조절효과 검증.” 『한국웰니스학회지』 제12권 3호: 249-259.
- 윤혜영. 2010. 『사회불안장애의 인지행동치료 효과: 주의편향과 암묵적 자존감을 중심으로』. 고려대학교 박사 학위 논문.
- 이동귀·서해나. 2010. “완벽주의적 자기제시성향이 높은 대학생과 낮은 대학생의 특성비교.” 『상담학연구』 제11권 1호: 91-110.
- 이동훈·이수연·윤기원·김시형·최수정. 2017. “성별에 따른 외상사건 경험이 PTSD 증상 및 외상 후 성장과의 관계에 미치는 영향.” 『한국심리학회지 상담 및 심리치료』 제29권 1호: 227-253.
- 이나희·이동귀. 2020. “대학생의 완벽주의적 자기제시, 자기몰입 및 자기은폐가 사회불안에 미치는 영향: 완벽주의적 자기제시의 하위요인을 중심으로.” 『한국심리학회지 상담 및 심리치료』 제32권 3호: 1347-1369.
- 이미현. 2014. “청소년의 성에 따른 완벽주의 및 부모-포래애착이 우울에 미치는 영향.” 『한국청소년연구』 25권 4호: 87-112.
- 이송이·김은정. 2019. “사회불안 성향자의 발표수행에 대한 피드백 조작이 타인의 기대 및 사회적 능력 지각, 예기불안에 미치는 영향.” 『스트레스研究』 제27권 1호: 23-35.
- 이승연·김희화. 2015. “초기 청소년의 성별에 따른 사회불안에 대한 부모의 과잉 간섭과 친구관계 질의 상호작용효과.” 『청소년시설환경』 제13권 1호: 85-94.
- 이현주. 2008. “대학생의 성별 및 사회불안 수준에 따른 진로개방성, 진로탐색활동, 진로정체감의 차이.” 『教育學研究』 제46권 1호: 79-99.
- 이후경. 2016. [후박사의 힐링상담 | 사회공포증 극복] 두려움을 그대로 받아들이자. 중앙시사매거진 이코노미스트. 1340: 90-91.

- 이희영. 2009. 『마음챙김명상이 극대화자의 극대화 수준 및 역기능적 태도에 미치는 효과』. 덕성여자대학교 대학원 석사 학위 논문.
- 임선영·최혜라·권석만. 2007. “사후반추사고가 사회적 자기효능감 및 예기불안에 미치는 영향.” 『Korean Journal of Clinical Psychology』 제26권 1호: 39-56.
- 정선호·서동기. 2016. “회귀분석을 이용한 매개된 조절효과와 조절된 매개효과 검증 방법.” 『한국심리학회지: 일반』 제35권 1호: 257-282.
- 조용래·이민규·박상학. 1999. “한국판 발표불안척도의 신뢰와 타당도에 관한 연구.” 『한국심리학회지: 임상』 제18권 2호: 165-178.
- 최효진·이은주. 2012. “간호 대학 신입생의 학업스트레스와 대학생활적응의 관계에서 자기효능감의 매개효과.” 『기본간호학회지』 제19권 2호: 261-268.
- 하정희. 2011. “한국판 완벽주의적 자기제시 척도(PSPS-K)의 개발과 타당화.” 『상담학연구』 제12권 4호: 1211-1230.
- 한가희·김정민. 2017. “대학생의 부정적/긍정적 평가에 대한 두려움이 사회불안에 미치는 영향 : 완벽주의적 자기제시의 매개효과를 중심으로.” 『인지행동치료』 제17권 2호: 161-179.
- Antony, M. A., and R. P. Swinson. 2000. *The Shyness & Social Anxiety Workbook: Proven Techniques for Overcoming Your Fears*. Oakland: New Harbinger Publications.
- American Psychiatric Association 2013. *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (Fifth ed.). Arlington, VA: American Psychiatric Publishing. American Psychiatric Association. DSM-5 Resources.
- Brown, J. R., Kocovski, N. L. 2014. “Perfectionism as a predictor of post-event rumination in a socially anxious sample.” *Journal of rational and cognitive behavior therapy* 32(2): 150-163.
- Clark, D. M., and Wells, A. 1995. “A cognitive model. Social phobia: Diagnosis”. assessment, and treatment, 69, 1025.

- Erikson, E. 1968. *Identity: Youth and crisis*. New York: Norton.
- Flett, G. L., P. L. Hewitt, K. R. Blankstein, and L. Gray. 1998. "Psychological distress and the frequency of perfectionistic distress and the frequency of perfectionistic thinking." *Journal of Personality and Social Psychology* 75: 1363-1381.
- Field, A. P., C. Psychol and J. Morgan. 2004. "Post-event processing and the retrieval of autobiographical memories in socially anxious individuals." *Journal of Anxiety Disorders* 18: 647-663.
- Hayes, A. F. 2017. *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach*. Guilford publications.
- Hewitt, P. L., G. L. Flett, S. B. Sherry, M. Habke, M. Parkin, R. W. Lam, B. McMurtr, E. Ediger, P. Fairlie, and M. B. Stein. 2003. "The interpersonal expression of perfection: Perfectionistic self-presentation and psychological distress." *Journal of Personality and Social Psychology* 84(6): 1303-1325.
- James, L. R., and J. M. Brett. 1984. "Mediators, moderators, and tests for mediation." *Journal of Applied Psychology* 69(2): 307-321.
- Malat, J. R., M. Van Ryn, and D. Purcell. 2006. "Race, socioeconomic status, and the perceived importance of positive self-presentation in health care." *Social Science & Medicine* 62(10): 2479-2488.
- Martin, L. L., and A. Teaser. "1996. Some ruminative thoughts." In R. S. Wyer Ed., *Ruminative thoughts: Advances in social cognition*. Hillsdale, NJ: LEA 1-4.
- Mattick, R. P., and J. C. Clarke. 1998. "Development and validation of measures of social phobia scrutiny fear and social interaction anxiety." *Behavior Research and therapy* 36: 455-470.

- Mellings, T. M. B., and L. E. Alden. 2000. "Cognitive processes in social anxiety: The effects of self-focus, rumination and anticipatory processing." *Behaviour Research and Therapy* 38: 243-257.
- Shrout, P. E., and N. Bolger. 2002. "Mediation in experimental and nonexperimental studies: new procedures and recommendations." *Psychological methods* 7(4): 422.

## The Effect of College Student's Presentation of Perfectionism on Social Anxiety: Moderated Mediating Effects of Post-event Rumination and Gender

Nanmee Yang\*·Yeju Kim\*\*·Daegyung Kim\*\*\*

### ABSTRACT

This study examined the moderated mediation effect by gender in the relationship between the perfectionistic self presentation, post-event rumination and social anxiety of college students. For data collection, perfectionist self-presentation, post-event rumination, and social anxiety were measured for male and female college students, and 430 data were used for the final analysis. The results indicated that post-event rumination completely mediated the relationship between perfectionistic self presentation and social anxiety. Second, gender had moderation effect on perfectionistic self presentation and post-event rumination. The higher the perfectionistic self presentation, the higher the level of post-event rumination. In the case of women, the tendency was stronger than that of men. Third, there was no the moderated meditation effect of post-event rumination and gender on the relationship between perfectionistic self presentation and social anxiety. In other words, it was found that there was no difference in the relationship between men and women. Finally, implications and limitations of this study as well as the suggestions for the future study were discussed.

Keywords: perfectionistic self presentation, social anxiety, post-event rumination, gender

투고일: 2022.05.10.

심사일: 2022.07.17.

게재확정일: 2022.07.22.

\* Professor, Department of Psychology at Gyeongsang National University

\*\* MA Student, Department of Psychology at Gyeongsang National University

\*\*\* MA Student, Department of Psychology at Gyeongsang National University

[DOI] <http://dx.doi.org/10.21487/jrm.2022.7.7.2.29>

## 【연구논문】

# 민주당은 제21대 국회의원선거에서 어떻게 압승할 수 있었나?\*

강명세\*\*

### 논문요약

더불어민주당은 2020년 코로나 감염증 위기 하에서 실시되었던 총선에서 180석을 차지하는 대승을 거두었다. 제14대 국회의원 선거 이후 현재까지 더불어민주당이 확보했던 평균의석 비율은 41.2%였으나 지난 총선으로 단일 정당으로 역대 최대로 총의석의 61%를 차지했다. 이 글의 목적은 무엇이 더불어민주당의 대승을 가져왔는가에 대해 논의하는 것이다. 거대여당의 출현에 기여한 요소는 세 가지이다. 첫째, 코로나 팬데믹은 유권자의 선택에 중대한 영향을 주었다. 정부가 질병재난의 발발에 어떻게 대처하는가는 유권자의 선택에 영향을 미쳤다. 위기 상황에서 유권자는 정부의 방역대응에 대해 회고적 투표를 할 가능성이 높다. 둘째, 그러나 감염증 위험에서도 유권자의 정당일체감이 작동하면 회고적 투표는 약해진다. 지지정당이 분명한 유권자는 정부의 방역대응에 대한 평가와 아랑곳없이 지지정당에 충성했다. 셋째, 정치적으로 중립적인 무당파는 정당일체감의 스크린에 의존하지 않고 정부의 방역대응에 대한 평가를 통해 집권당을 평가한다. 민주당이 압승할 수 있었던 것은 민주당 정부의 방역대응을 지지한 무당파의 회고적 투표 덕분이다. 코로나19 팬데믹은 투표자가 어떻게 정부평가를 하는지를 이해하는데 중요한 기회이다. 양당을 중심으로 정당일체감이 강력히 작동하는 중에서도 무당층의 회고적 투표는 민주주의 책임성이 실현될 수 있음을 보여주었다. 그러나 양극화로 인해 무당층이 감소할 경우 회고적 투표는 불확실해질 것이다.

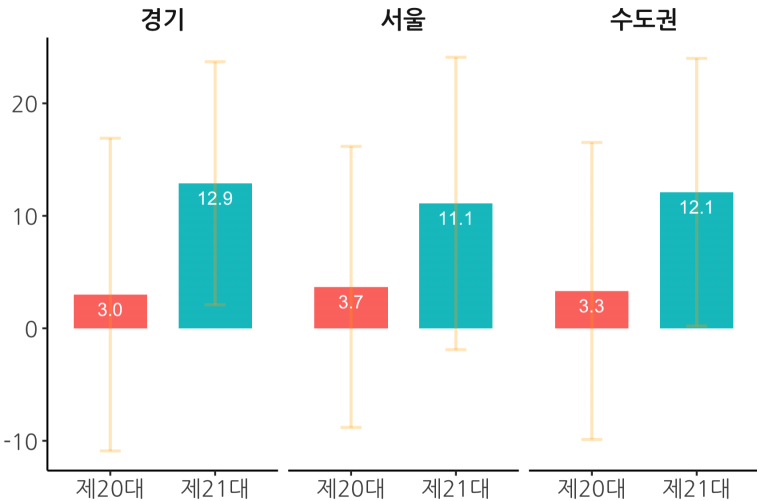
주제어: 회고적 투표, 정당일체감, 정체성, 무당층

\* 이 논문은 2020년 대한민국 교육부의 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (NRF-2020S1A3A2A02092791).

\*\* 세종연구소

## I. 코로나-19 질병재난과 21대 국회의원 선거

더불어민주당(이하 민주당)의 압승은 수도권 지역의 승부에서 잘 드러난다. 민주당은 서울 총 49 지역구 가운데 41개, 경기 총 59 지역 중 51 지역구에서 승리했다. [그림 1]은 제20대와 제21대 수도권 지역에서 민주당과 새누리당(미래통합당)이 얻은 지역구 득표율의 차이를 비교한 것이다. 막대는 평균 득표, 그래프에 앞뒤 연결된 선은 득표의 표준편차를 의미한다. 2016년과 비교할 때 2020년 수도권 전체에서 민주당 후보를 향한 현저한 쏠림 현상이 드러난다. 민주당은 20대 총선에 서도 득표에 앞섰지만 그 차이는 4% 포인트 미만에 불과했었다. 그렇다면 민주당은 어떻게 4년 만에 압승을 거둘 수 있었는가? 투표율은 14대 국회의원선거(1992) 이후 가장 높은 66.2%를 기록했는데 이는 직전 선거의 58%에 비해 8% 포인트 높다. 20대 총선과 다른 환경적 조건이 있다면 그것은 '대통령 탄핵'의 기억이 여전히 생생한 1월 기습한 감염증 위기이다.



막대를 잇는 선은 표준편차임. 자료: 중앙선거관리위원회

[그림 1] 수도권 지역 민주당 대 미래통합당 득표차 비교



제21대 국회의원 선거는 코로나 19 팬데믹 와중에서 실시되었다는 점에서 질병 재난이 시민의 투표권 행사에 미치는 영향을 이해할 수 있는 귀중한 기회이다. 코로나 팬데믹을 계기로 자연재해나 질병재난이 선거결과에 어떤 효과를 내는지에 대한 연구가 급속히 성장하고 있다.<sup>1)</sup> 학자들은 1918년 전 세계를 공포에 떨게 했던 스페인 독감, 가뭄, 홍수, 화재 심지어 상어공격을 포함한 정부의 영역을 초월한 ‘신의 뜻’이 내린 정치적 결과에 주시해왔다.

질병재난의 정치를 본격 접화한 연구는 에이컨과 바르텔즈이다(Achen and Bartels 2016). 이들이 자연재해에 관심을 둔 이유는 오랫동안 민주주의의 기반으로 인식되어온 합리적 투표자의 주권행사가 얼마나 가능한가를 재검토하려는 데 있다. 이들은 1916년 7월 뉴저지 주 허드슨 강 피서지에 출몰한 상어가 수영피서객들을 공격하여 희생자가 발생하였던 것에 주목했다. 여름철 성수기 장사는 크게 위축되었고 경제적 피해를 본 지역상권 투표자들은 대통령 선거에서 월슨 대통령 재선을 지지하지 않았다. 에이컨과 바르텔즈는 정부가 통제할 수 없는 재난임에도 그 피해자들은 재난발생을 정부의 책임으로 간주하여 집권당 후보를 징벌하는 것을 가리켜 “맹목적 회고” 투표로 명명했다.<sup>2)</sup> 사실 기존 연구는 자연재해가 선거에서 집권정부에 미치는 효과에 대해 서로 어긋나는 다층적 주장을 제시했다. 맹목적 회고에 따르면 미국 시민은 무작위적 사건 들(홍수, 가뭄, 상어출몰)의 발생하여 피해가 일어나면 집권정당을 징벌한다. 히어싱크 외는 1927년 미시시피 홍수 피해 발생으로 인해 당시 남부에서 후버 공화당 후보의 득표가 10% 이상 감소했다고 해석했다(Heersinkg, Peterson, and Jenkins 2017).

한편 다른 연구는 재난 속에서도 회고적 투표가 작동한다고 주장했다. 힐리와 말호타(2009)는 재난 후 정부가 구호지원에 나설 경우 이는 집권당의 대선후보

---

1) 질병재난의 정치에 대한 정치학분야 최초의 연구는 1965년 발생한 허리케인 베치의 영향을 논의한 Abney(1966)이며 Achen and Bartels(2004)는 최의 논쟁을 촉발했다. 이들의 문제 제기 이후에 등장한 연구문헌은 다음과 같다: Healy and Marlhorta(2009); Gasper and Reeves(2010); 캐나다의 경우 미국과는 달리 정치 엘리트가 코로나에 대한 반응은 정당일체감의 영향을 받지 않는다는 연구결과가 있다(Merkley, Bridgman, Loewen, P. J., Owen, T., Ruths, and Zhilin 2020).

2) Achen과 Bartels(2004)이 “맹목적 회고”를 제시한 이후 자연재해의 정치에 대한 논쟁이 본격화되었으며 활발한 후속 논의가 이어지고 있다. 최근 논쟁에 대한 논의는 Healy and Malhorta(2013); 신정엽(2020).

득표에 긍정적 효과를 낳는다고 보았다(Healy and Malhorta 2009). 또한 정부의 재난지역선포 역시 집권당의 득표에 기여한다는 결과도 제시되었다(Healy and Malhorta 2010; Gasper and Reeves 2011). 일부 연구는 코로나 팬데믹에 대해 정치엘리트들은 양극화의 반응을 보였으며 이는 다시 대중여론에 파급되어 양극화를 심화시킨다고 주장했다. 민주당 지지자는 공화당 지지자에 비해 감염증 위험에 대해 더 우려했으며 손씻기와 사회적 거리두기를 지지한다는 점이 제기되었다(Gadarian, Goodman, and Pepinsky 2020).

### 더불어민주당의 제21대 총선 압승에 대한 세 가지 설명

한국 정치학자들은 21대 총선결과를 놓고 자연스럽게 신속하게 코로나 감염증의 역할을 조명했다. 제20대 총선에서의 민주당 압승을 설명하는 연구 네 편이 있다. 길정아·강원택(2020), 박선경(2020), 신정섭(2020), 그리고 장승진(2020) 등이다.<sup>3)</sup> 이들은 모두 미국정치학의 연구가 분석한 재난발생이 선거에 미친 직간접 영향에 대한 논의를 기반으로 한국에 적용했다. 이들의 연구는 민주당의 압승원인에 대해 두 범주로 나뉜다. 신정섭과 길정아·강원택은 코로나 감염병의 역할에, 그리고 장승진과 박선경은 야당심판에 주목했다. 이들은 민주당 압승의 원인에 대해 세 가지 가설을 제시했다. 첫째, 신정섭은 “코로나19와 같은 유행성 감염병이 선거결과와 투표행태에 어떠한 영향을 미치는지”에 대한 한국에서의 연구가 부족한 점을 지적하면서 “코로나의 창궐이 유권자의 투표선택에 미친 영향”에 주목했다(2020, 157).<sup>4)</sup> 그는 지난 총선결과가 “정부의 대응을 평가하여 합리적으로 투표결정을 한다” 즉 회고적 투표라고 주장한다(신정섭 2020, 155). 그는 비례정당 선택에서도 대동소이한 결과가 도출되었고 “맹목적 회고” 투표 현상은 없었고 정부대응에 대한 평가가 선택의 기준이었다고 주장한다. 민주당이 압승을 거둘 수 있었던 요인은 절대 다수의 한국유권자가 정부의 코로나 대응을 높게 평가한 결과라는 것이다. 신정섭의 평가는 그러나 정당일체감 관련 변수를 포함하지 않은 모형에

3) 코로나 감염증 대응평가와 당파성의 연관을 논의한 배진석(2021)의 연구는 선거결과가 아니라 정책평가를 종속변수로 하는 점에서 이들 네 논문과 다르다.

4) 그의 연구는 명지대 미래정치센터가 2020년 4월 말 실시한 조사(2020년 국회의원선거 유권자인식조사)에 기초한다.

기반한다. 정당일체감이 빠진 회귀분석에서 제시된 민주당 후보선택에 대한 정부 방역의 영향은 편향성의 위험이 있을 수 있다. 다른 세 편의 연구는 정당일체감 등 정치적 변수를 포함했다.

둘째, 길정아·강원택은 민주당 압승을 대통령의 코로나 대응과 정당일체감 간의 상호작용이라 보고 정당일체감이 코로나 대응을 해석하는 스크린 역할을 했다고 주장했다.<sup>5)</sup> 유권자의 선택에는 대통령의 방역대응 자체가 아니라 “대통령의 코로나 대응 평가에 당파적 고려가 반영되었음”을 강조했다(2020, 130). 미래통합당 후보의 선택에 대통령 대응과 민주당의 상호작용, 대통령 대응과 기타정당의 상호작용이 1% 수준에서 유의미한 역할을 했다는 점을 지적했다. 이들은 다항로짓 분석을 바탕으로 무당파에서 회고적 투표의 가능성을 인정하면서도 “무당파 유권자들의 회고적 투표 선택과 더불어민주당의 압승이라는 집합적인 선거결과를 직접적으로 연관지어 설명하기는 어렵다”고 주장했다(129). 이들의 분석을 보면 미래통합당 후보지지가 종속변수일 경우 대통령의 방역대응과 더불어민주당 간의 상호작용은 중요한 역할을 한다( $b=-0.774$ ,  $s.e=0.267$ ). 민주당 지지층이나 기타 정당 지지층은 방역대응을 높게 평가할수록 미래통합당 후보지지를 지지하지 않는다면 무당층의 지지요인은 신뢰수준 면에서 불확실하다. 대통령 코로나 대응이 이미 부정적 방향인 조건에서( $b=-0.063$ ,  $s.e=0.204$ ) 민주당의 상호작용 효과( $b=-0.774$ )는 대통령의 방역대응이 후보선택에 미치는 효과를 더 크게 만든다. 한편 대통령 대응과 무당파의 상호작용( $b=-0.370$ ,  $s.e=0.254$ )은 중요하지 않다(표 7, 123).<sup>6)</sup> 따라서 이들이 [그림 3]에서 제시한 무당파 응답자를 대상으로 한 시각화는 설득력이 약하다. 또한 이들의 연구는 대통령의 방역대응과 정당일체감의 역할에 대한 가장 본격적으로 민주당과 기타 정당지지층의 효과를 제시했으나 당파별 효과의 구체적 규모가 생략되어 민주당 압승에 기여한 정당일체감의 스크린 역할에 대한 설명은 불충분하다. 본 연구는 구체적 수량화를 제시하는 점에서 상호작용 효과를 구체화할 것이다.

5) 이들은 2020년 4월 총선 직전 서울대 정치외교학부 연구팀 실시한 조사를 기반으로 한다.

6) 한편 기타후보의 선택에서 대통령대응과 무당파의 상호작용(-1.086)은 5%에서 유의미하다.

셋째, 민주당 압승의 원인을 정부의 방역대응이 아니라 야당심판론으로 보는 관점이다. 장승진은 민주당 압승의 원인을 코로나감염증에 대한 정부의 정책대응에 있다는 가설을 부인하지 않으면서 다른 요인이 더 중요하다는 점을 제시했다. 즉 더 중요한 것은 집권당이나 정부에 대한 평가가 아니라 야당에 대한 평가 즉 야당심판이다.<sup>7)</sup> 이처럼 그는 회고적 평가의 범위를 전통적 접근법에서처럼 대통령 국정운영에 대한 평가에 한정하지 않고 의정활동으로 확장시키고 야당 평가와 대통령 평가가 상호작용함으로써 민주당 압승에 기여했다고 주장했다. 그는 민주당 후보선택을 종속변수로 한 프로빗 분석에서 코로나19 대응평가 변수( $b=0.155$ ,  $s.e=0.039$ )는 5% 수준에서 유의미하다고 보고한다(표 4, 93).

장승진이 제시한 대통령 평가와 미래통합당평가의 상호작용 계수( $b=-0.058$ ,  $s.e=0.028$ )는 다음과 같이 쌍방향 해석가능하다. 대통령 평가가 한 단계 상승하면 미래통합당 변수의 계수(0.047,  $s.e=0.165$ )에 -0.58이 추가되어 미래통합당 평가가 후보선택에 주는 영향의 중요성은 약해진다. 또는 미래통합당 평가가 하나 높아지면 대통령평가 계수(0.344)에 상호작용 계수(-0.058)가 더해지며 따라서 대통령 평가는 예측변수로서의 중요성이 감소한다.<sup>8)</sup> “여야 각 정당에 대한 회고적 평가 역시 응답자의 지지정당에 따라 극명하게 갈리는 것”(2020, 9)이라면 장승진의 주장은 정당일체감 이론으로 포용될 수 있다. 통제변수로 투입한 지지정당 변수는 통계적으로 유의미한 수준에서 예견되는 방향을 보인다. 대통령평가 요인과 지지정당 변수가 상호작용할 경우 민주당 정체성을 가진 유권자가 민주당을 긍정적으로 평가한다면 이미 민주당 후보를 선택할 가능성이 높기 때문에 대통령 평가 요인은 후보선택에 예측변수로서의 중요성이 약해진다. 지지정당이 있더라도 회고적 투표가 가능하다는 장승진의 주장은 야당평가와 대통령 평가의 상호작용에서만 아니라 지지정당과 대통령평가의 상호작용을 통해 제시되었더라면 더욱 설득력이

7) 장승진이 이용한 자료는 명지대학교 미래정치센터가 코리아 리서치에 의뢰하여 조사한 “2020 총선 유권자 인식조사”이다.

8) 대통령평가와 정당평가의 상호작용은 다음처럼 어느 요인 방향에서 보는가에 따라 두 가지 각도에서 해석될 수 있다(Gelman and Pardoe, 2007). 대통령 평가가 평균인 조건에서 미래통합당 평가가 하나 높아지면 대통령평가 변수의 효과는  $0.344-0.058*5.787$ (대통령 평가 평균)=-0.288, 민주당 평가가 하나 상승하면 대통령평가의 효과는  $0.344-0.044*5.787=0.421$ .

있었을 것이다. 따라서 정당에 대해 회고적 투표를 한 야당심판자가 어떤 정치적 성향인지를 이해하는 것이 중요할 것이다. 또한 장승진의 상호작용 분석은 대통령 평가의 변화가 야당심판 정도에 따라 민주당 후보지지에 얼마나 영향을 주는지에 대해 구체적 변화를 제시하지 않은 점에서 보완될 필요가 있다. 한편 박선경의 연구는 다른 각도에서 장승진의 가설을 지지한다.

박선경은 감염증의 영향으로 누가 지지후보나 정당을 바꿨는지 즉 “투표변경”이 장승진이 제시한 야당심판이나 코로나방역평가와의 상호작용을 비교했다. 즉 “지난 선거에서는 민주당에 투표하지 않았던 사람 중 코로나19에 대한 정부의 대응을 긍정적으로 평가하는 사람”, 또는 “야당심판에 공감한 사람”이 어떤 선택을 했는지를 파악하는 것이 압승을 이해하는데 가장 중요하는 것이다.<sup>9)</sup> 박선경은 야당심판과 정부방역평가가 이전 선거에서 민주당을 지지하지 않았던 사람의 선택에 영향을 줄 것이라는 가설을 제시한 후 코로나 효과보다는 야당심판 요인이 투표를 변경시키는 더 중요한 역할을 했다고 주장했다. 두 상호작용을 동시에 투입된 모형 결과에 의하면 야당심판과 민주당 비투표의 상호작용( $b=1.016, s.e=0.329$ , 표 3, 102-103)은 5% 수준에서 통계적으로 유의미하다. 그러나 방역대응 평가와 민주당 비투표의 상호작용( $b=0.173, s.e=0.397$ )은 통계적으로 유의미하지 않다. 따라서 [그림 5]에서 제시한 두 가지 상호작용의 비교는 설득적이지 않다. 또한 박선경은 야당심판의 단계에 따라 즉 “대체로 공감”에서 “매우 공감”으로 변하면 20대 총선에서 민주당 후보를 지지하지 않았던 사람이 21대에서는 얼마나 민주당 후보지지가 얼마나 지지하는지를 제시하면 더욱 설득력이 있었을 것이다.

박선경의 모형은 장승진과는 달리 정당일체감을 포함하지 않았기 때문에 상호작용의 효과를 동일한 기준으로 비교할 수 없으나 상호작용은 다음과 같이 양방향으로 해석된다. 첫째, 20대 총선에서 민주당을 지지하지 않았던 과거 투표행위는 21대에서도 여전히 지지하지 않을 가능성이 높다( $b=5.75, s.e=1.22$ ). 상호작용 효과에 의하면 투표자의 야당심판은 20대 총선에서의 투표행위(민주당후보 비투표)의 반복가능성을 약화시키는 역할을 한다. 둘째, 야당심판론의 관점에서 보면

9) 박선경의 자료는 한국정치학회와 정당학회가 코리아리서치에 의뢰하여 선거 직후 4월 16일-5월 11일 사이에 실시된 조사이다.

야당심판에 공감하는 사람은 민주당 후보를 지지한다( $b=0.297$ ,  $s.e.=0.251$ ). 이 효과는 통계적 유의미하지 않다. 상호작용 효과를 보면 20대 민주당 비투표 선택은 통계적으로 유의미하지 않은 야당심판 역할을 더욱 강화하는 역할을 한다.

신정섭을 제외한 세 편의 연구는 방법론적으로 상호작용 모형에 의존하여 예측적 확률에 활용했다는 공통점을 갖는다. 예측적 확률은 종속변수가 비선형으로 귀결될 때 결과를 설명하는데 유용하다(Ai and Norton 2003). 예측적 확률 접근법은 승산비를 통한 해석에 비해 관심변수의 변화에 따른 종속변수의 변화를 설명하기 어려운 약점을 그래픽 기법을 통해 보완할 수 있는 장점을 지닌다(Gelman and Hill 2007). 그럼에도 예측적 확률을 충분히 활용할 필요성이 여전히 남는다.<sup>10)</sup> 최소자승 회귀분석과는 달리 결과가 비선형적 모양을 가질 때 관심변수가 후보지지에 미치는 영향을 구체적으로 논의하기 위해서는 구간별 영향을 비교하는 것이 중요하다(Hanmer and Kalkan 2013; King 2000; Long and Mustillo 2021; Mize 2019). 이 연구는 그래픽을 적극적으로 활용 관심변수의 윤곽과 흐름을 파악한 후 구간별 또는 단계별 변화를 제시함으로써 관심변수의 영향력을 정확하게 전달하고자 한다(Gelman, Hill, and Vehtari 2021). 본 연구는 선행연구에서 이제까지 사용되지 않았던 조사를 기반으로 무당파는 감염증 위협에 직면하여 정부방역대응에 대한 평가를 후보선택에 반영했다는 점을 제시하고 무당파의 회고적 투표가 민주당의 압승에 얼마나 기여했는지를 보다 구체적으로 적시하고자 한다.

## II. 정당일체감과 회고적 투표

민주당의 압승은 어떻게 가능했는가? 코로나 팬데믹 위기는 민주주의 작동을 두고 오랜 논쟁을 벌여온 회고적 투표와 정당일체감 이론을 검토해 볼 수 있는 기회이다. 모든 위기가 그렇듯 코로나 팬데믹 위기는 정부의 효과적인 대응이 아니

---

10) 최근 확률모형의 충분한 활용에 대한 최근 논의는 Hanmer and Kalkan(2014), Long and Mustillo(2021), Mize(2019)를 참고.

면 극복하기 불가능하다. 실제로 세계의 모든 정부는 감염증 예방과 치료를 위해 많은 최대한의 노력을 경주하고 있다. 이러한 정부의 방역대응은 시민이 나중에 유권자로서 정부를 평가하는데 이미 중대한 영향을 미쳤고 앞으로도 미칠 것이다. 회고적 투표에 의하면 책임정부의 가능성은 개인이 정부정책에 대해 합리적으로 평가할 수 있을 때 가능하다(Fiorina 1977). 회고적 투표에 의하면 민주당의 압승은 집권당에 대한 신임을 의미한다. 집권당 신임은 정부와 민주당이 감염증 대응에 효과적으로 대응했다는 점을 평가한 것이다.

한편 정당일체감 이론은 국정평가 혹은 정책평가는 정당일체감 기제를 통과하여 이루어진다. 정당일체감은 단기적 정부정책에 따라 쉽사리 변하지 않고 장기간에 걸쳐 안정적으로 작동한다(Campbell, et. al. 1960). 정당일체감의 개인이 특정 집단과 공유하는 정체성에서 비롯된다. 개인은 집단의 일원으로서 느끼고 판단한다. 개인은 자신이 속한 내집단과 속하지 않은 외집단을 차별화한다. 차별화는 정치적 영역에 한정되지 않는다. 비정치적 결과는 많은 영역에서 경험적으로 확인된다(Iyengar, Leikes, Levendusky, Malhorta and Westwood 2019). 미국인은 이성 상대로서 자신과 동일한 정치적 정체성의 파트너를 선호한다(Huber and Malhotra 2016). 심리학의 집단이론에 의하면 집단 속 개인은 선택적 인식을 하거나 확증편향을 보인다(Green, Palmquist, and Schickler 2002; Sides 2018; Taifel 1974). 정체성의 정치는 확증편향에 기반한다. 확증편향은 자기 진영에 편리하고 유리한 정보를 선택적으로 취득하고 선택한다(Iyengar, Sood, and Leikes 2012; Lodge and Taber 2003). 유권자 중 양 진영 중 어느 쪽에 속하는 유권자가 많아질수록 정체성의 정치의 양극화의 정치로 발전한다. 유권자가 양분된다면 선거결과는 무작위적(random)이다. 선거결과는 어느 진영에 속하지 않은 중도성향의 소수 즉 무당파가 어느 진영에 공감하느냐에 달려 있다.

최근 한국에서 정당일체감에 대한 관심이 증가해왔다. 정당일체감을 지역주의 전통과 마찬가지로 개인의 사회적 정체성의 하나라는 관점에서 접근하려는 시도가 증가하고 있다. 미국정치를 이해하는 전통적 키워드였던 정당일체감은 2000년 이후 부활하여 강력한 힘을 발휘하고 있다(Green, et. al. 2002; Achen and Bartels 2016). 이제 그것은 정치적 영역을 넘어 개인의 경제활동에도 영향을

미치는 것으로 평가된다. 실험연구에 의하면 사용자와 당파성이 같은 피고용자는 시장임금보다 낮은 임금을 수용한다(McConnell, Margalit, Malhorta, and Levendusky 2018). 한국의 경우 잦은 당명 교체 등 정당의 부침과 정당정치가 상대적으로 강건하지 않은 탓에 정당일체감의 영향에 대해 회의적 시각이 우세했었다. 그럼에도 지속적 관찰조사를 통해 정당일체감에 대한 설문이 있어왔으며 이는 정당일체감에 존재 자체나 개인의 정치태도에 미치는 영향력에 대해 탐문할 수 있는 기반이 되었다(이한수 2020; 장승진 2015; 정동준 2018; 한정훈 2012; 허석재 2014). 정당의 정책이나 이슈에 대한 태도는 단순히 하향식이 아니라 개인이 가진 정당일체감을 통해 굴절된다는 연구결과가 제시되었다(송진미, 박원호 2014; Ivengar, Lelkes, Levendusky, and Malhotra 2019).

본 연구는 선행연구가 의존했던 자료와는 다른 자료를 통해 선거 전에 발생한 감염증 위기가 유권자의 선거선택에 미친 영향과 관련하여 세 가지 관점을 제기한다. 첫째, 감염증은 순수하게 비정치적 영역이라는 점에서 볼 때 정당일체감이 정치와 전혀 무관한 방역의 영역에서 개인의 행위에 영향을 미치는지에 대해 조사할 것이다. 둘째, 방역문제의 정치화를 조사함으로써 한국에서의 당파성 정치가 어떤 수준에 도달했는지를 논의한다. 정당일체감 이론이 주장이 맞다면 당파성이 서로 다른 유권자는 방역정책에 대해 상반된 입장을 취할 것이다. 집권정부와 당파성을 공유하는 유권자는 정부의 방역대응을 성공적이라고 평가하며 이를 후보선택의 잣대로 삼을 것이다. 역으로 야당의 당파성을 가진 개인은 정부의 방역성과를 무시하고 의도적으로 외면하려 한다. 셋째, 정부의 방역대응에 대한 평가가 당파성에 의해 '오염'되었다면 무당파만이 회고적 투표에 의존할 가능성이 높을 것이다. 양극화로부터 비켜있는 무당파는 당파적 속박에서 자유로우며 정부방역대응에 대한 합리적 평가를 통해 후보를 선택할 것으로 기대된다.

양극화하면 미국정치가 연상되지만 최근 한국정치도 비슷한 모습을 보인다(강명세 2022). 각종 여론조사를 보면 집권당과 야당에 대한 지지는 각각 오차 범위 내에서 크게 바뀌지 않는다. 후보지지율은 더 고정적이다. 자신이 지지하는 정당의 후보를 선택할 확률은 여전히 높다. 한국 양극화가 미국의 양극화와 다른 점은 중도층 규모가 상대적으로 크다는 것이다.<sup>11)</sup> 무당층 규모가 작다면 민주당의 압승



은 실현될 수 없었는지 모른다. 무당파 비중은 조사마다 매우 유동적이다. 2003년 이후 지속적 조사를 실시해온 한국종합사회조사에 의하면 2008년 20.6%의 최저에서 2003년 최고를 기록한 48.2% 분포를 보인다(한국종합사회조사 2003-2018). 2014년 무당파는 38.0%에서 2016년과 2018년 조사에서 20% 초반으로 낮아졌다. 정당일체감은 하루아침에 만들어지지 않는 점에서 정당일체감이 코로나19 발발 이전부터 존재했다고 보는 추론이 가능하다. 관찰연구를 통해 이미 개인 속에 내재하는 정당일체감이 외생적인 감염증 발발에 어떻게 차별적으로 대응했는가를 알 수 있다. 물론 횡단면 조사의 한계 상 정당일체감의 형성시점을 알 수 없으며 있다고 가정할 뿐이다. 개인은 감염증 발발 이후 이에 대한 정부가 어떻게 방역에 대응했는지 평가하며 이는 조사설문을 통해 드러난다.

양극화의 정치 하에서 회고적 투표는 무당파에게 실현될 가능성이 더 높다.<sup>12)</sup> 정당일체감의 유권자는 정부의 방역대응에 대한 평가와 관계없이 자신의 정당을 지지한다. 정치적 일체감은 팬데믹 위기에서도 유지될 수 있는가? 강력하다면 유지될 것으로 예상된다. 코로나 감염증에 대한 정부의 방역정책은 흔히 일어나는 정책이 아니라 비상시의 위기대책이다. 정당일체감이 강하다면 위기에서도 정부대응에 반응하지 않을 가능성이 높다. 한편 무당파는 당파적 집단에 비해 정부의 대응을 중요하다고 판단하고 위기대책에 더욱 예민하게 반응할 가능성이 높을 것으로 예상된다.

위기에 대해 당파별로 차별적으로 반응한다는 가설을 검증하려면 상호작용 모형이 유용하다. 상호작용 모형은 정치적 정체성이 다른 집단들이 공통으로 닦친 외적인 비상에 각각 어떻게 대응하는가를 볼 수 있도록 해준다. “맹목적 회고”가 작동할 경우 민주당 지지층과 미래통합당 지지층은 본래의 정당일체감에 따라 선택할 것이다. 미국의 예에서 보듯 트럼프 지지자는 민주당 지지층에 비해 코로나 감염의 우려를 경시하거나 마스크 착용의 필요성에 공감하지 않는다(PEW, SEP 23, 2021). 정당일체감이 없는 무당층은 방역대응에 대한 합리적 평가를 기반으로 후보와 정당을 선택할 것이 예상된다.

11) 배진석이 이용한 SSK 거버넌스 다양성 조사에서 민주당 지지, 무당파 및 미래통합당 지지는 각각 31.4%, 44.9% 및 14.3%이다(2021, 93).

12) 무당파의 사회경제적 특성과 정치적 지향에 대한 연구는 김성연(2015) 참고.

### III. 연구전략과 자료

이 글이 의존한 자료는 선거학회와 사회과학데이터센터가 2020년 4월 총선 직후 22일과 28일 사이에 1200명을 대상으로 실시한 조사이다. <표 1>은 본 연구에서 활용된 중요한 변수들의 기초통계이다. 종속변수는 집권당인 민주당 후보나 비례위성정당에 대한 지지로서 지지했으면 1, 아니면 0이다. 본 연구가 주목하는 독립변수로 두 가지이다. 첫째, 정당일체감이다. 정당일체감은 “가깝게 느끼는 정당이 있습니까?” 설문을 기반으로 여부에 따라 일차적으로 분류되는데 이는 비교선거연구(CSES) 방식을 따른다. 지지정당이 있다는 응답자에게는 가장 가까운 느끼는 정당을 묻고 그 정당과의 친밀도를 설문하여 세분한다. 한편 가까운 정당이 없다는 무당파 응답자에게 “그래도 조금이라도 가깝게 느끼는 정당”에 대해 설문하여 무당파의 정당에 대한 친밀감 정도를 부여한다. 여기서도 없다고 응답자는 순수 무당파이다. 이렇게 하면 중간에 위치한 무당층을 중심으로 좌우 각각 3개씩 7개의 정당일체감 집단이 존재한다. 민주당 일체감을 강하게 느끼는 투표자에서부터 중간 무당층을 거쳐 마지막에는 미래통합당에 강한 정체성을 갖는 투표자 등 7개 집단으로 구성된다. 또한 정당일체감은 7개 집단 중 1부터 3까지의 세 집단을 민주당 정체성, 4에 위치한 집단을 무당층, 그리고 5부터 7까지의 세 집단을 미래통합당 정체성으로 재분류했다. 이는 민주당, 무당파 및 미래통합당 지지층을 가리키는 가변수를 생성한 것과 동일하다.

두 번째 변수는 정부의 방역대응에 대한 평가이다. 방역대응평가는 네 가지 설문, 즉 정부의 방역관련 정보제공 적절성, 예방과 대처 적절성, 긴급재난 지원금 적절성, 그리고 종합적 대응에 대한 설문이다.<sup>13)</sup> 방역정책평가에 대한 응답은 0(미흡했다)에서 적절했다(10) 사이에 분포한다. 앞의 방역정책평가 중 앞 세 가지를 두 가지 방식으로 결합해서 사용했다. 첫째, 세 변수를 응답 값을 평균하여 표준화하였다.<sup>14)</sup> 둘째, 세 응답을 요인분석(cfa)을 통해 잠재변수로 생성하고 이를 표준

13) 정부방역정책에 대한 설문은 Q52\_1, Q52\_2, Q52\_3, Q52\_4 등이다. 모두 0(“전적으로 반대”)에서 10(“전적으로 찬성”)의 11개 응답을 포함한다.

14) 방역평가와 관련된 세 설문 및 네 설문 간 신뢰도계수(cronbach 알파값)은 각각 0.841, 0.904.

화했다. 두 가지 방식의 변수조작은 뒤에서 상술하는 바처럼 종속변수에 미치는 영향은 차이가 없다. 대통령 국정평가 변수는 즉 “문재인 대통령의 국정운영에 대해 어떻게 평가하십니까?” 설문에 기초한다. 본래 응답은 “매우 잘하고 있다”(1), “대체로 잘하고 있다”(2), “대체로 잘못하고 있다”(3), 그리고 “매우 잘못하고 있다”(4)의 순서이나 편의상 반대로 코딩하고 표준화했다. 그리고 경제 투표 이론에서 증시하는 경제에 대한 평가가 하는 역할은 통제적 차원에서 주목한다. 경제평가는 “지난 1년 동안 우리나라의 경제상황에 대한 평가” 설문에 대한 세 가지 즉 “좋아졌다“, “이전과 비슷하다“, 및 “나빠졌다” 응답에 기초한다. 응답순서는 편의상 “나빠졌다”부터 “좋아졌다” 순으로 바꾸고 표준화시켰다.

통제변수로는 나이, 젠더, 최종학력, 소득, 성장지역, 그리고 이념성향 등 기존 연구에서 널리 이용된 요인들이다. 나이는 노인이 코로나 감염에 더 치명적이라는 점에서 주목할만한 의미가 있다. 최종학력은 교육이 인지나 정보처리 능력의 차이를 의미하는 점에서 지지정당이나 엘리트의 레토릭이나 홍보를 받아들여 처리하는 과정에서 역할을 할 것으로 예상된다. 최종학력은 1(유치원)부터 9(박사과정 및 졸업) 중에서 실제 응답은 3(중졸이하)부터 9 사이에 분포한다. 응답자의 이념은 일반적으로 정치적 선택에서 역할을 한다는 사실을 반영한다. 이념은 0(진보)부터 10(보수)까지 11단계 응답을 포함한다. 응답자의 출신지역을 반영하는 성장지역이나 거주지역은 한국정치의 주요균열을 대변하는 지역주의를 반영하며 정당일체감이나 정책선호에 많은 영향을 미치는 것으로 알려져 있다.

〈표 1〉 주요 변수 기초 통계

	평균	표준편차	최솟값	최댓값
민주당 후보지지	0.495	0.500	0	1
비례위성정당지지	0.337	0.473	0	1
방역평가	6.915	2.835	0	10
재난지원금 적절성	5.883	2.848	0	10
민주당 일체감	0.384	0.486	0	1
무당파	0.453	0.498	0	1
미래통합 일체감	0.162	0.369	0	1
민주당 호감도	1.995	5.172	-10	10
대통령 국정평가	2.553	0.901	1	4
국가경제평가	1.568	0.692	1	3
월 소득(천원)	4,484	2,400	500	10,000
최종학력	6.339	1.294	3	9
(좌-우) 이념	4.636	2.196	0	10

자료: 제21대 국회의원선거관련 유권자 정치의식조사 KSDC 2020. 조사는 1200명을 대상으로 4월 22일부터 28일 사이에 실시됨.

이 연구의 방법론적 기여는 방역평가가 유권자의 선택에 미치는 영향을 수량화하여 제시함으로써 당파성 간의 차이를 분명하게 확인해준다는 점이다. 감염증 위기 상황에서 정부의 방역대응과 정치적 입장 간의 상호작용이 민주당 후보지지에 미치는 당파적 차이를 단계별로 비교분석하는 것이다. 보다 구체적으로 방역정책평가의 구간 별 차이가 정당일체감의 존재에 따라 얼마나 어떻게 민주당후보 지지변화에 영향을 주는지를 제시한다. 로짓 함수에서 종속변수에 해당하는 민주당 지지는 설명변수와 비선형적 관계를 갖기 때문에 설명변수의 효과는 고정적이지 않고 설명변수가 어떤 지점에 있는가에 따라 영향력의 정도가 다르다. 이 경우 설명변수의 변화에 따라 그것이 민주당 지지에 미치는 효과는 변하기 때문에 평균 예측비교(average predictive comparison)에 의존하면 차이점을 쉽게 이해할 수 있다(Gelman and Pardoe 2007). 예를 들어, 방역대응평가가 민주당 지지에 미치는 효과를 제시하려면 방역대응에 대한 평가가 일정 구간에서 변화할 때 그

변화에 따른 민주당지지 확률의 평균값을 기반으로 해야 하는 것이다. 이를 위해 시뮬레이션(4000회)을 통해 얻은 예측값을 평균하는 방법에 의존한다.<sup>15)</sup> 베이저안 분석으로 모형을 평가한 후 여기에 새로운 자료를 투입하여 얻은 사후 예측 (posterior prediction)으로 예측확률을 확보한다(Gelman, Hill and Vehtari 2021). 방역평가의 다양한 수준에서 당파성 별로 예측확률을 구한 후 이를 비교하면 방역평가에 대해 정당일체감의 차이가 얼마나 다르게 나타나는지를 비교할 수 있다.

여론조사 등을 기반으로 하는 관찰적 연구의 한계는 다양한 변수가 종속변수에 영향을 미치지만 모든 변수를 다 고려할 수 없다는 점이다. 그렇기 때문에 특정변수의 영향은 신중하게 평가되어야 한다(Gerber, Green, and Kaplan 2014). 특정 변수의 영향력은 누락 요인을 포함될 경우 사라질 수 있기 때문이다. 정부의 방역대응에 개인의 평가는 지지할 후보나 정당을 선택하는데 중대한 영향을 줄 것으로 예상되지만 그것은 홀로 작동하지 않는다. 방역정책평가는 개인의 정치적 성향이나 지지정당의 틀을 경과하여 개인의 선택에 영향을 준다. 예를 들어 정부의 재난지원금의 적절성 또는 방역대응 일반에 대한 평가가 후보나 정당지지에 미치는 영향은 개인의 정당소속감과의 상호작용을 통해 나타난다. 겹면 외는 상호작용의 의미를 명징하게 논의하기 위해서는 확률적 예측이 유용하며 이를 위해서는 설명변수의 표준화와 시각화를 사용할 필요성을 강조한다(2021, 245-247).

#### IV. 분석결과

정부의 “K방역”은 감염증이 신체적 위협이라는 점을 감안할 때 제21대 국회의원 선거에서 유권자의 선택에 막중한 영향을 주었을 것이다. 앞에서 논의한 것처럼 선행연구는 서로 다른 조사에 의존한 점에서 방역대응의 효과나 크기에 대해서

15) King, Tomz, and Wittenberg(2000)는 양적 기법의 새로운 해석방법으로 시뮬레이션에 기반한 비교예측을 제시했다. 이들은 양적 연구에서 불가피하게 수반되는 불확실성을 동시에 제시할 것을 제안했다. 오즈비 해석에 잠재한 편향과 오류를 최소화하기 위해 베이저안 분석에서는 모형에 대해 일반적으로 4000회의 시뮬레이션을 실행한다.

일치하지 않는다. 방역대응의 역할이 모호한 점을 고려하여 상호작용의 역할을 논의하기 전에 방역대응에 대한 평가가 정치적 요인이 관여되지 않는다면 민주당 후보지지에 어떤 영향을 주었을 것인지에 대해 논의하는 것으로 시작한다. <표 2>의 모형 (1), (2) 및 (3)은 각각 설명변수의 유형을 달리한 모형이다.<sup>16)</sup> <표 2>의 모형 (1)은 통상적인 인구학적 통제 요인 외 순수하게 정부의 방역대응에 대한 평가만을 투입하여 얻은 결과이다. 여기서 이념과 방역평가는 가장 강력한 영향을 드러낸다. 방역평가가 표준편차 두 단위 늘어나면 민주당 후보지지는 약 41.6% 포인트의 차이가 발생한다.<sup>17)</sup> 모형 (2)에서는 모형 (1)에 민주당 준거로 하여 무당파와 미래통합당 지지층 가변수를 추가하였다. 그 결과 방역평가 외에 정당일체감의 역할이 부각된다. 즉 무당파와 미래통합당 지지층이 민주당 후보지지에 모두 강력한 부정적 영향을 행사하는 것으로 나타난다. 국가경제평가도 민주당 후보지지에 여전히 긍정적 효과를 보인다.

모형 (3) 즉 방역평가와 정당일체감의 상호작용 모형에서 방역평가 변수의 효과는 통계적 유의성( $b=0.469$ ,  $s.e=1.043$ )이 매우 떨어지고 방역평가와 무당파의 상호작용이 중요해진다. 이 상호작용의 계수값(2.524)은 표준오차(1.279)의 2배에 달해 신뢰할만하다. 상호작용의 표준편차 두 단위 이동하면 민주당 후보에 대한 지지는 약 63% 포인트의 긍정적 차이가 발생한다.

16) <표 2>는 R 4.1.1 (2021-08-10), brms(2.16)를 이용한 베이저안 로짓분석 결과이다. 민주당 계열 비례정당 지지를 종속변수로 하고 동일하게 통제된 모형에서 방역평가는 유의미하나( $b=1.53$ ,  $s.e=0.56$ ) 방역평가와 무당파의 상호작용은 통계적으로 유의미하지 않다( $b=1.81$ ,  $s.e=1.03$ ).

17) 이는 표준화된 상태에서 방역정책평가의 평균은 0이나 본래 척도에서 방역정책평가(0:10)의 평균값은 6.71이다. 표준화 상태에서 모든 변수를 평균값에 고정하면 상수항(-0.069)만 남는데 이는 선형예측의 평균값이다. 방역평가의 평균값에서 미분하면 로짓함수의 기울기가 나온다:  $1.67 \cdot \exp(-0.07) / (1 + \exp(-0.07))^2 = 0.416$ .

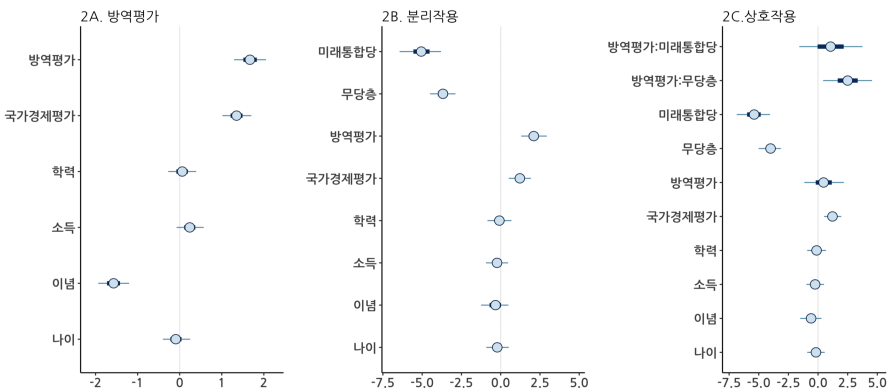
〈표 2〉 방역평가, 정당일체감 및 민주당 후보지지

종속변수는 민주당 후보지지=1, 아니면 0, ()는 표준오차			
	(1) 방역평가	(2) 분리작용	(3) 상호작용
나이	-0.092 (0.209)	-0.252 (0.448)	-0.177 (0.451)
여성	0.182 (0.188)	-0.318 (0.425)	-0.383 (0.400)
소득	0.239 (0.198)	-0.259 (0.444)	-0.251 (0.457)
이념	-1.566 (0.228)	-0.357 (0.544)	-0.575 (0.567)
최종학력	0.060 (0.205)	-0.087 (0.486)	-0.125 (0.467)
방역평가	1.670 (0.232)	2.145 (0.483)	0.469 (1.043)
무당파		-3.683 (0.503)	-4.061 (0.587)
미래통합당		-5.049 (0.852)	-5.462 (0.904)
경제평가	1.353 (0.206)	1.214 (0.447)	1.205 (0.433)
방역평가:무당파			2.524 (1.279)
방역평가:미래통합당			1.127 (1.696)
상수	-0.069(0.132)	2.525(0.498)	2.554(0.630)
nobs	783	417	417
Bayes R2	0.388	0.732	0.738

자료: KSDC 2020, R 4.1.1 brms 2.16 이용. 모든 변수는 2x표준편차(sd)로 나눈 표준화되었고 이로써 독립변수들의 효과는 상호비교가 가능하다.

상호작용 모형 (3)에서 보듯 방역평가 계수는 0.469, 무당파 계수는 -4.06, 그리고 이들 간의 상호작용 계수는 2.52이다. 방역평가 효과는 통계적으로 유의미하지 않고 무당파 및 상호작용은 각각 1%와 5% 수준에서 유의미하다. 방역평가 변수는 통계적으로 유의미하지 않을 뿐 아니라 상호작용 효과에 의해 압도된다. 무당파 변수 역시 상호작용 효과에 비해 미미하며 무당파의 민주당 후보에 대한 반대는 상호작용효과에 의해 상쇄된다.<sup>18)</sup> 그러나 계수의 역할은 여기까지이며 보다 민주당 후보지지에 관한 상세한 예측은 예상확률로 전환할 때 해석이 보다 직관적이다.

[그림 2]는 <표 2> 세 모형을 시각화한 것이다. [그림 2]에서 각 변수는 0이면 민주당 후보지지에 그 영향이 없음을 의미하며 0에서 멀어질수록 영향은 강력하다. [그림 2.A]는 <표 2> 모형 (1)을 반영하여 통제변수 외에 방역평가의 역할에 주목한다. 방역평가 변수의 계수는 0에서 가장 멀리 떨어져 있는 점에서 보듯 가장 중요하다. 이는 신정섭의 가설을 지지한다(2020). 방역평가가 표준편차 두 단위 이동할 경우, 민주당 후보에 대한 지지는 약 48% 포인트의 차이가 발생한다.<sup>19)</sup> 같은 조건에서 국가경제평가의 변화가 가져오는 차이는 33.7% 포인트이다. 정치적 요인이 개입하지 않는다면 이념의 역할 역시 중요하다. 이념이 좌에서 우측 방향으로 표준편차 두 단위 이동할 경우 민주당 후보를 지지확률은 약 39.2% 포인트 상승한다.



각 계수는 <표 2>의 세 모형 기반하며 표준화계수. 자료: KSDC 2020

[그림 2] 방역평가, 정당일체감 및 민주당 후보지지

18) 방역평가의 계수(0.469)는 무당파의 평균값(0.45)에서 상호작용 계수(2.524)에 더하여 작용할 경우 방역평가의 효과는  $0.469+2.524(0.45) = 1.604$ (로짓 척도)이다. 이는 방역평가 표준편차 두 단위 상승할 때 민주당 후보지지의 차이이다. 이를 예측확률 (estimated probability)로 환산하면 약 40.1%의 차이이다.

19) <표 2>의 제1열 모형에서 방역평가의 계수는 1.67. 모든 변수를 평균값에 위치시킨 후 선형결합의 값은  $-0.07$ 이며 평균값에서 민주당 지지확률은  $48.2\%(=100*(\exp(-0.07)/(1+\exp(-0.07)))$ . 모든 다른 요인의 평균값에서 방역평가의 기울기는  $0.416(=1.67*\exp(-0.07)/(1+\exp(-0.07))^2)$ . 마찬가지로 이념요인 계수  $(-1.57)$ 의 기울기는  $-0.392$ .

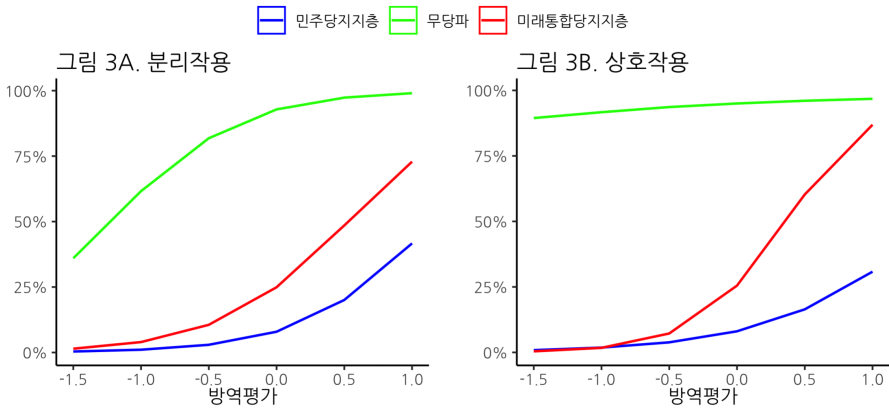


### 상호작용모형으로 본 정당일체감 효과

그러나 [그림 2.B]와 같이 정당일체감을 추가적으로 투입하면 방역평가와 더불어 정당일체감 요인도 강력한 역할을 한다는 점을 알 수 있다. 한편 이념 변수는 그 역할이 상실된다( $b=-0.357$ ,  $s.e.=0.544$ ). 이제 방역평가가 표준편차 두 단위 증가하면 민주당 후보지지는 약 53.5% 포인트 상승한다. 이렇게 방역정책에 대한 평가가 상반될 때 무당파의 민주당 후보지지 가능성은 약 92% 포인트의 차이가 난다. 마지막으로 [그림 2.C]는 정당일체감의 조건부 역할을 강조한 상호작용 모형으로 <표 2> 모형 (3)을 기반으로 한다. [그림 2.C]에서 주목할 부분은 방역평가 변수( $b=0.47$ ,  $s.e.=1.04$ )는 신뢰구간[-1.48, 2.51]은 0을 통과하여 통계적 신뢰성이 크게 약화된다는 사실이다. 한편 무당층과 방역평가의 상호작용은 0에서 벗어나 있어 민주당 후보지지에 중요한 역할을 한다는 점을 제시한다. 방역평가가 무당파의 민주당 후보지지에 미치는 효과는 약 61.7% 차이이다. 국가경제평가를 제외한 모든 통제 변수는 0을 걸치고 있는 점에서 후보선택에 중요하지 않다.

방역평가의 관점에서 상호작용이 민주당 후보선택에 미친 당파별 차이를 보자. [그림 3A]는 <표 2>의 모형 (2)에 기초한 것으로 방역평가와 정당일체감이 상호작용시키지 않고 따로따로 분리하여 투입된 경우이며 [그림 3B]는 상호작용 모형을 시각화한 것이다. 수평 축은 표준화시킨 방역평가 값으로서 최저(-1.27)에서 최고(0.87)까지의 범위에 속한다. [그림 3 B]는 방역평가의 변화가 정당일체감 별로 민주당 후보선택에 어떤 효과를 가져 오는지를 보여준다. 분리와 상호작용 두 모형 사이에는 두 가지 차별점이 있다. 첫째, 분리 모형에서 당파성 세 집단은 각각 방역평가에 대해 정도는 다르지만 모두 민주당 후보를 지지하는 방향으로 움직이는 점에서 같다. 기울기는 전반적으로 평행하다. 둘째, [그림 3B] 상호작용 모형에서 각 지지층의 반응은 다르다. 민주당 및 미래통합당 지지층은 방역평가는 후보지지에 거의 영향을 받지 않는다. 그러나 무당층의 경우 방역정책에 대한 지지가 상승하면 민주당 후보를 선택할 가능성은 급격히 상승한다. 이로써 상호작용을 적용하지 않으면 정당일체감이 민주당 후보지지에 차별적 영향을 미친다는 점은 발견될 수 없다. 또한 무당파는 다른 정당일체감 집단과는 달리 방역평가를 민주당

후보지지에 반영한다. 무당파의 경우 방역평가에 대한 지지가 강할수록 민주당 후보에 대한 지지는 더 상승한다. 오직 무당파만이 정부의 방역대응에 대한 평가에 따라 후보 지지를 바꾼다. 회고적 투표가 제시한 것처럼, 정부방역에 대한 지지가 강할수록 무당파가 민주당 후보를 지지할 확률은 가파르게 상승한다. 무당파는 정부의 방역대응에 비판적일 때는 미래통합당 지지층과 마찬가지로 민주당 후보를 지지하지 않는다. 그러나 방역정책을 찬성하면 미래통합당 지지층과 결별하고 민주당 지지층과 합류하여 민주당을 지지했다. 즉 무당층은 정부의 방역대응을 보고 지역구 후보를 선택했다.

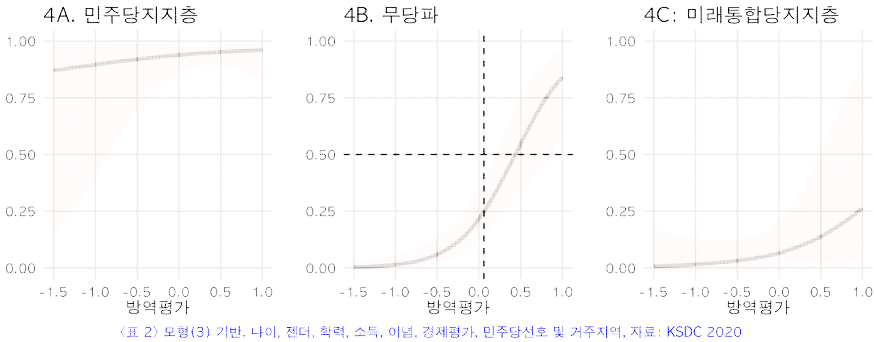


<표 2> 모형(2)와 모형(3) 기반. 나이, 젠더, 학력, 소득, 이념, 경제평가, 거주지역변수 포함한 로짓, 자료: KSDC 2020

[그림 3] 방역평가, 정당일체감 및 민주당 후보지지

[그림 4]는 상호작용 모형을 적용할 경우 방역평가의 증감에 따라 각 정파의 민주당 후보지지가 변화하는 모습을 더 구체적으로 보여준다. 민주당 후보선택에 있어 각 정파의 유권자는 방역평가의 정도에 따라 대조적인 패턴을 보인다. 민주당 지지층은 [그림 4A]를 보듯 정부방역과 무관하게 94%-96% 수준에서 민주당 후보를 지지한다. 반대로 미래통합당 지지층의 민주당 후보지지는 방역평가에 따라 4%-19% 사이에 있다(그림 4C). [그림 4B]에서 수직 점선은 방역평가의 평균값, 수평 점선은 50%의 지지확률이다. 여기서 보듯 무당파는 회고적 투표를 했다.

무당파 유권자는 방역평가가 평균에서 표준편차 두 단위 늘어나면서부터 50% 이상에서 최고 82% 포인트까지 증가한다.



[그림 4] 방역평가, 정당일체감 및 민주당 후보지지

지금부터는 방역평가의 변화가 정당일체감에 따라 민주당 후보지지에 미치는 효과를 구간별로 논의한다. 〈표 3〉은 세 가지의 방역평가 수준 즉 평균미만(-SD), 평균, 및 평균 이상(+SD) 수준일 때 정당 지지층과 무당파가 각각 민주당 후보를 얼마나 지지하는지를 보여준다. 〈표 3〉은 〈표 2〉의 모형 (3)에 기반으로 한 것으로 방역평가의 증감에 따라 변하는 당파별 민주당 후보지지에 대한 예측확률이다. 방역평가가 평균을 중심으로 표준편차 하나 씩 증감할 때 이에 따른 각 당파의 민주당 후보에 대한 지지를 뜻한다. 1-3 행은 각각 민주당 지지층, 무당파 및 미래통합당 지지층의 반응이다. 4-6행은 당파 간 차이이다. 각 칸의 수치는 평균값 ± 표준편차를 기록한 것이다. 가령 제1열과 제1행의 칸을 예로 들면 민주당 지지층이 방역정책에 비판적일 경우 민주당 후보에 대한 평균 지지는 89.9%이고 표준편차는 ± 7.5%이다.

민주당 후보지지와 관련 민주당과 미래통합당 지지층은 정반대의 패턴을 형성한다. 민주당 지지층은 방역평가의 반대나 찬성과 관계없이 자당 후보를 평균 90% 이상 지지한다. 미래통합당지지층의 민주당 후보지지는 방역평가 찬반에 따라 약 4%-17% 사이에 있다. 그러나 무당파의 민주당 후보지지는 양당과 전혀 다르다. 무당파의 민주당 후보지지는 방역평가의 표준편차 구간에 따라 평균 6%-54%이

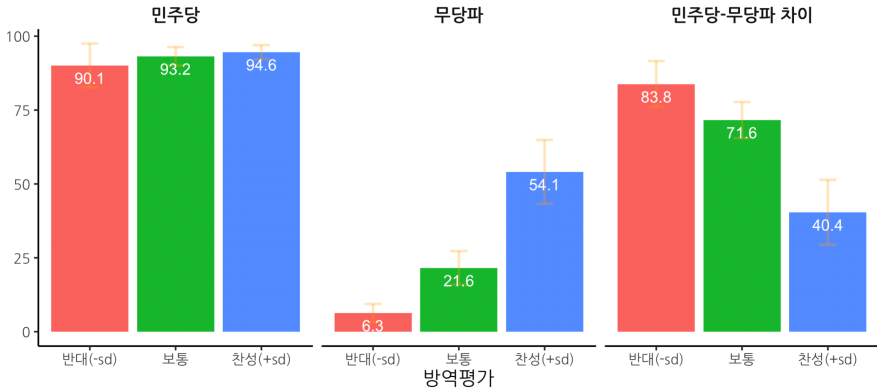
다. 이러한 패턴을 보면 무당파가 정부방역에 대한 평가를 기준으로 민주당 후보를 선택했음을 의미한다. 한마디로 <표 3>의 비교는 무당파 유권자가 회고적 투표를 했다는 사실을 지지한다. 정부방역정책에 대한 평가가 각 당파별로 민주당 후보선택에 구체적으로 얼마나 영향을 주었는지를 정리하면 <표 4>와 같다. 이는 당파성의 정당일체감 투표와 무당파의 회고적 투표를 보다 선명하게 보여준다.

<표 3> 방역평가와 정당일체감, 민주당 후보지지 %

정당일체감 및 차이	정부방역정책 평가		
	반대(-sd)	중립(평균)	찬성(+sd)
민주당 지지층	89.9 ± 7.5	93.2 ± 3.0	94.7 ± 2.4
무당파	6.3 ± 3.2	21.6 ± 5.7	54.1 ± 11.0
미래통합당 지지층	4.0 ± 3.3	7.7 ± 5.2	17.0 ± 13.5
민주당-무당파	83.5 ± 8.0	68.7 ± 6.5	40.5 ± 11.2
민주당-미래통합당	85.8 ± 8.1	85.0 ± 6.3	77.6 ± 13.0
무당파-미래통합당	2.2 ± 4.3	16.2 ± 7.3	37.0 ± 16.2

자료: 각 칸의 수치는 <표 2>의 모형 (3)에 기반한 시뮬레이션 결과

[그림 5]는 <표 3>을 시각화한 결과이다. 각 막대그래프는 평균값을 그리고 막대의 가운데 위치한 선은 표준편차를 가리킨다. 가장 왼쪽에 위치한 민주당 지지층은 방역평가에 대한 지지가 상승해도 민주당 후보에 대한 지지는 1-4% 포인트 정도 미세하게 증가한다. 그러나 가운데 위치한 무당파의 변화를 보면 방역평가가 상승하면 민주당 후보 지지는 크게 늘어난다. 방역에 반대하는 무당파가 민주당 후보를 지지할 확률은 6.3% ± 3.1%이다. 하지만 무당파가 정부방역에 찬성하는 경우 민주당 후보 지지는 54.1% ± 10.8%로 크게 상승한다. 무당파의 민주당 후보지지에 대한 차이는 방역평가에 따라 육안으로도 쉽게 식별할 수 있다.



<표 3>의 1-3년 반영

[그림 5] 방역 평가수준과 민주당 후보지지

### 방역평가와 민주당 후보지지의 구간 별 변화

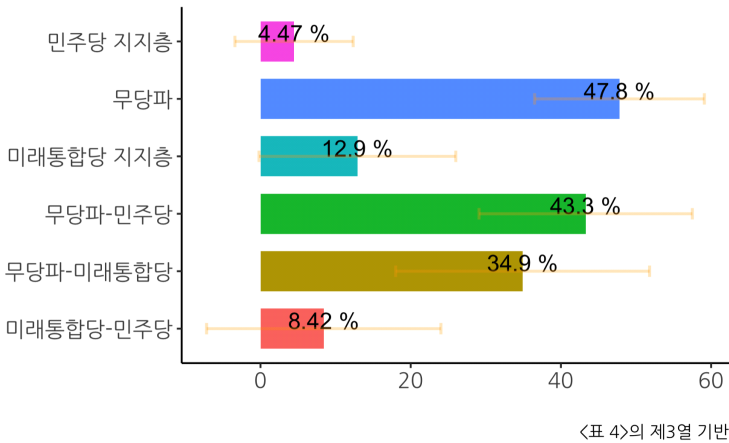
<표 4>는 방역평가가 바뀔 때 예상되는 민주당 후보지지의 역동적 변화이다. 1-3월은 평균과 표준편차를 단위로 하여 각각 방역평가가 반대에서 보통으로, 보통에서 찬성, 그리고 반대에서 찬성으로 변할 때를 가정한 경우이다. 각 칸은 변화수치와 신뢰구간을 함께 제시한다. 첫째 열은 방역평가에 회의적인 입장(-SD)에서 평균의 중립적 입장으로 변하는 경우로서 민주당 지지자의 민주당 후보에 대한 지지변화는  $3.1\% \pm 5.1\%$ 이다. 무당파의 민주당 후보에 대한 지지변화는  $15.3\% \pm 4.0\%$  포인트이다. 민주당 지지자와 무당파의 지지변화를 다시 비교한 당파적 차이는  $12.1\% \pm 6.7\%$  포인트이다. 두 번째 열은 방역평가가 중립에서 적극 지지하는(+SD) 자세로 바뀔 경우 정당일체감 별로 민주당 지지후보에 대한 변화와 당파별 차이(second difference)이다. 이때 민주당 지지자의 민주당 후보 지지는  $1.3\% \pm 2.9\%$ 이나 무당파의 민주당 후보지지는  $32.5\% \pm 8.4\%$ 로 훨씬 높다. 따라서 무당파-민주당 간의 당파별 차이는  $31.1\% \pm 9.0\%$  포인트 상승한다.

[표 4] 당파성과 무당파의 회고적 평가 % 포인트

정당일체감	반대(-sd) → 보통	보통 → 찬성(+sd)	반대(-sd) → 찬성(+sd)
민주당	3.1 ± 5.1 [-2.0, 8.2]	1.3 ± 2.9 [-1.6, 4.2]	4.4 ± 7.8 [-3.3, 12.2]
무당파	15.3 ± 4.0 [14.3, 19.3]	32.5 ± 8.4 [24.1, 40.9]	47.8 ± 11.3 [36.5, 59.1]
미래통합당	3.6 ± 3.7 [-0.1, 7.3]	9.2 ± 13.2 [-4.0, 22.4]	12.9 ± 13.1 [-0.2, 26.0]
무당파-민주당	12.1 ± 6.7 [5.4, 18.8]	31.1 ± 9.0 [22.1, 40.1]	43.3 ± 14.2 [29.1, 57.5]

주. 지지변화는 <표 2> 모형 (3) 기반 계산

세 번째 열은 방역평가가 비판적인 입장(-SD)에서 찬성하는 입장(+SD)으로 정 반대로 변할 경우 정당일체감 별로 민주당 후보지지에 어떤 변화가 생기는가를 제시한다. 민주당 지지층의 변화는 4.4% ± 7.8%, 미래통합당 지지층의 변화는 12.9% ± 13.1% 즉 -0.2%에서 26.0%의 구간에 있다. 한편 무당파의 변화는 47.8% ± 11.3% 포인트이다. 무당층의 변화에서 민주당 지지층의 변화를 뺀 절대 값은 43.3% ± 14.2% 포인트로서 [29.1%, 57.5%] 구간에 있으며 변화가 가장 크다. 평균값(43.3)은 표준편차(14.2)의 세배이상이다. 다시 말해 정당지지층과 대조적으로 무당층은 방역평가의 양극적 변화에 대해 민주당 후보에 대한 지지에서 아주 강력하게 반응한다. 요약하면 방역평가가 호의적으로 바뀌면 민주당 지지층의 민주당 후보에 대한 지지는 4.4% 포인트 증가 하는데 반해 무당파의 민주당 지지는 평균 약 48% 포인트 증가한다. 무당층은 민주당 지지층에 비해 방역평가 변화에 예민하게 반응하고 이는 상호작용을 통해 민주당 후보지지로 전달된다.



[그림 6] 방역평가와 민주당 후보지지  
반대(-SD)→지지(+SD)

[그림 6]은 정부방역정책에 대한 평가가 반대에서 찬성으로 정반대 방향으로 변할 경우 정당일체감 별 민주당 후보지지의 변화 및 집단 간 차이를 제시한다. 막대크기는 평균값, 막대에 동반한 선은 표준편차를 의미한다. 방역정책에 대한 평가가 표준편차 반대(-sd)에서 찬성(+sd)으로 극단적으로 바뀔 경우 민주당 지지층의 자당 후보에 대한 지지는 4.4% 포인트 상승하지만 민주당 후보에 대한 무당층의 지지가 47.8% 포인트 상승하여 당파 간 차이는  $43.4\% \pm 14.2\%$  포인트이다. 요약하면, 정부방역정책을 지지할수록 무당층의 민주당 후보에 대한 지지도가 상승하여 민주당 후보의 압승에 기여했다.

[그림 6]에서 주목할 것은 정당일체감 집단의 당파적 평가와 무당파의 회고적 평가이다. 방역정책에 대한 지지가 상승할 때 민주당 후보에 대한 지지가 가장 크게 변하는 집단은 무당파이며 민주당 지지층은 거의 변하지 않는다. 민주당 후보 지지와 관련 당파별 차이로부터 다시 당파 간 차이를 구하면 무당파와 민주당 지지층 간의 차이는  $43.3\% \pm 14.2\%$ 이고 무당파와 미래통합당 지지층 간의 차이는  $34.9\% \pm 16.9\%$  포인트이다. 민주당 지지층과 미래통합당 지지층의 차이는  $-8.42\% \pm 15.6\%$  포인트이다. 이처럼 당파별로 가장 크게 차이가 나는 것은 민주당 지지층과 무당파 사이에서 일어나고 그 다음으로 무당파와 미래통합당 지지층

간의 격차이다. 민주당과 미래통합당 지지층은 민주당 후보지지와 관련하여 정부의 방역에 대한 평가와 무관하게 선택했다. 다시 말해서 무당파는 방역평가를 기준으로 민주당 후보를 지지한 회고적 투표를 했던 것이다.

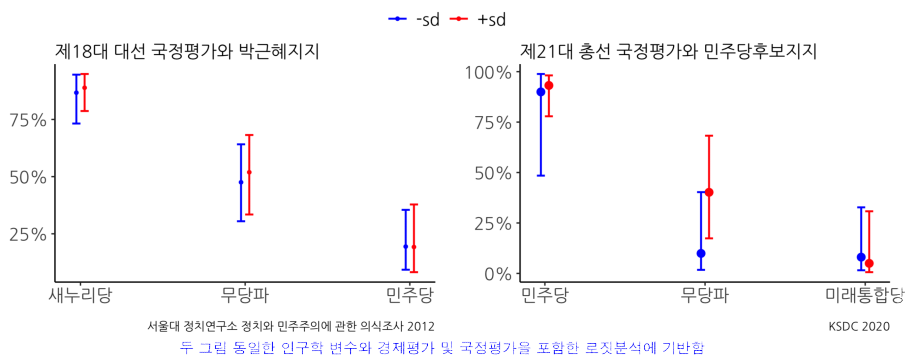
### 팬데믹 위기와 회고적 투표

제21대 총선은 감염증 위기의 특수한 조건에서 실시되었다. 특수한 위기에서도 정당일체감은 약화되지 않았다. “뿌리가 깊은 나무는 바람에 흔들리지” 앎듯이 정당일체감이 있는 유권자는 방역평가에 초연했다. 민주당 및 미래통합당 지지층은 여전히 정당일체감에 의존하여 후보를 선택했다. 이들에게 회고적 투표는 없었다. 앞에서 논의한 것처럼 무당파는 특수한 시기에 정부의 방역대응을 평가하고 투표에 반영했다. 그렇다면 일상적인 시기에도 무당파는 대통령의 국정수행을 평가하여 회고적 투표를 했는가? 무당파가 모든 정책에 대해 차별적으로 반응하지는 않는다. 무당파는 감염증 방역처럼 아주 중대하다고 여겨지는 정책에 대해서 반응한다. 이를 확인하기 위해 제21대 총선과 18대 대선에서의 당파적 반응을 비교해 보았다.<sup>20)</sup> [그림 7]은 18대 대선과 21대 총선에서 대통령의 국정수행평가와 정당일체감의 상호작용을 비교한 것이다. 양 선거에서 무당파는 당파적 집단과 마찬가지로 대통령의 국정수행평가를 투표에 반영하지 않았다.

---

20) 19대 대선을 비교하지 않은 이유는 다음과 같다. 탄핵의 여파 속에서 실시된 19대 대선에 대한 KSDC 조사(공개자료)를 보면 무당층은 68명(5.5%), 박근혜 대통령의 국정수행에 대해 잘못했다는 응답이 92.6%이다. 이처럼 응답 자체가 분별력(variation)이 없고 오차가 너무 커서 문재인 지지에 미친 국정평가나 정당일체감의 상호작용은 변별력이 없다.





[그림 7] 국정평가와 정당일체감

[그림 7] 왼쪽에서 보듯 제18대 대선에서 이명박 대통령의 국정수행평가와 정당 일체감의 상호작용은 박근혜 후보지지에 영향을 주는 요인으로서 중요하지 않다. 이명박 대통령의 국정수행평가는 박근혜 후보 지지와 관련 당파성은 차별적이지 않았다. 마찬가지로 오른쪽 그림에서 보듯 제21대 총선에서도 문재인 대통령의 국정수행에 대한 평가는 정당일체감에 따라 차별적으로 표출되지 않았다. 2020년 갑자기 엄습한 코로나 감염증에 대한 정부의 대응은 일반적인 대통령 국정수행에 대한 평가와는 달리 중도성향의 유권자에게 깊은 영향을 주었다고 볼 수 있다.

## V. 논의

비상한 상황에서 실시된 제21대 총선에서 여당이 거둔 유례없는 압승은 정부의 방역대응에 대한 평가와 정당일체감이 공동으로 작용한 결과이다. 선거결과는 두 가지가 혼재한 점을 보여준다. 첫째, 한국 유권자의 투표행위는 정당일체감의 영향 하에 있다. 정당일체감은 지지층을 중심으로 작동하여 이들이 정부방역정책에 아랑곳하지 않고 일관되게 자신들의 후보를 지지하게 만들었다. 둘째, 회고적 투표는 당파성에서 중립적 위치에 있는 무당층에서 실현되었다. 무당파는 감염병의 위협 속에서 정부의 방역대응에 대한 평가를 기반으로 민주당 후보를 평가했다. 무당파

의 회고적 투표는 민주당의 압승에 기여한 것이다. 그러나 무당파가 언제나 정부정책이나 국정운영을 평가하고 이를 후보선택에 고려했다고 단정할 수 없다. 무당파가 역대 어떤 선거에서 회고적 투표를 했는지는 분명하지 않다. 최소한 본 연구가 활용한 조사자료에 의하면 그들은 지난 대선이나 총선에서의 후보결정에 대통령 국정수행 평가를 반영하지 않았다. 본 연구는 무당파는 코로나 위기의 특수상황에서 정부의 방역대응을 평가하고 이를 후보선택에 반영했음을 제시한다. 무당파의 회고적 선택이 21대 국회의 거대 여당 출현에 기여했다. 한편 21대 총선에 나타난 무당파의 평가가 위기 시 반응이라면 앞으로 어떤 조건에서 회고적 투표가 가능한지에 대해 보다 많은 조사가 필요하다. 또한 본 연구에서 발견된 강건한 모습의 당파적 투표는 회고적 투표의 입지를 약화시킬 수 있다. 정부의 정책성과에 기반한 투표는 중도층에 한정될 수 있다. 2000년대 이후 미국정치가 보여주는 것처럼 진영대립이 무당파로 확산되어 중도층이 각 진영으로 편입되어 축소될 경우 정당 일체감이 선거를 지배할 것이다. 앞으로 연구는 한국에서도 본격적 조짐을 보이는 당파적 양극화에 주목해야 한다.

## 참고문헌

- 강명세. 2022. “정서적 양극화: 정책인가 정당인가: 2020년 미국대선 사례.” 『분석과 대안』 제6권 2호: 79-115.
- 길정아·강원택. 2020. “제21대 국회의원선거에서의 회고적 투표: 대통령의 코로나 대응 평가와 당파적 편향.” 『한국정당학회보』 제19권 제4호: 101-140.
- 길정아·하상응. 2019. “당파적 편향에 따른 책임귀속: 여야간 갈등인식과 정당 호감도를 중심으로.” 『의정연구』 제25권 1호: 45-78.
- 김성연. 2015. “한국 무당파의 이념, 정책 선호, 그리고 정치적 태도.” 『국제지역연구』 제19권 3호: 149-172.
- 박선경. 2020. “21대 총선은 코로나19로 결정된 선거인가?: 코로나19 대응평가와 야당심판론에 의한 투표 변경 분석.” 『현대정치연구』 제13권 제3호: 85-118.
- 박원호·신화용. 2014. “정당선호의 감정적 기반.” 『한국정치학회보』 제48권 5호: 119-142.
- 배진석. 2021. “당파적 태도가 코로나19 관련 대응 평가에 미치는 영향.” 『한국과 국제정치』 통권 12호: 77-116.
- 송진미·박원호. 2014. “이슈선점과 정당일체감: 제18대 대통령선거를 중심으로.” 『한국정당학회보』 제13권 1호: 5-31.
- 신정섭. 2020. “코로나19가 제21대 국회의원 선거 투표선택에 미친 영향: 정부대응 평가와 개인피해를 중심으로.” 『한국정치연구』 제29권 3호: 155-182.
- 이한수. 2020. “대한민국 유권자들의 단기적 당파성 변화 분석.” 『한국정당학회보』 제19권 1호: 5-31.
- 장승진. 2020. “유권자들은 총선에서 누구를 언제 심판하는가?: 제21대 총선에서 나타난 조건부 회고적 투표.” 『한국정치학회보』 54집 4호: 83-105.

- 정동준. 2018. “2018 지방선거 이후 유권자들의 정치양극화: 당파적 배열과 부정적 당파성을 중심으로.” 『OUGHTOPIA』 제33 3호: 143-180.
- Achen, Christopher and Larry M. Bartels. 2016. *Democracy for Realists: Why Elections Do Not Produce Responsible Government*. Princeton University Press.
- Bartels, Larry M. 2002. “Beyond the Running Tally: Partisan Bias in Political Perceptions.” *Political Behavior* 24(2): 117-150.
- Berry, William D., DeMeritt, J. H. R., and Esarey, J. E. 2010. “Testing for Interaction in Binary Logit and Probit Models: Is a Product Term Essential?” *American Journal of Political Science* 54(1): 248-266.
- Bramber, Thomas, Clark, William Roberts, and Golder, Matt. 2005. “Understanding Interaction Models: Improving Empirical Analyses.” *Political Analysis* 14: 65-82.
- Breen, Richard, Karlson, K. B. 2018. “Interpreting and Understanding Logits, Probits, and Other Nonlinear Probability Models.” *Annual Review of Sociology* 44: 39-54.
- Druckman, James N., Klar, Samara, Krupnikov, Yanna, Levendusky, Matthew. 2021. “Affective polarization, local contexts and public opinion.” *Nature Human Behavior* 5: 28-38.
- Fiorina, M. 1977. “An Outline for a Model of Party Choice.” *American Journal of Political Science* 21: 601-625.
- Fiorina, M. 2017. *Unstable Majorities: Polarization, Party Sorting, and Political Stalemates*. Hoover Institute Press.
- Gelman, Andrew, and Hill, Jennifer. 2007. *Data Analysis Using Regression and Multilevel/Hierarchical Models*. Cambridge University Press.
- Gelman, Andrew, and Pardoe, I. 2007. “Average predictive comparisons

- for models with nonlinearity interaction and various components” *Sociological Methods* 37: 23-51.
- Gelman, Andrew, Hill, Jennifer, and Vehtari, Aki. 2021. *Regression and Other Stories*. Cambridge University Press.
- Gerber, Alan S., and Green, Donald. 1999. “Misperceptions About Perceptual Bias.” *Annual Review of Political Science* 2: 189-210.
- Gerber, Alan, S., Green, Donald P., and Kaplan, Edward H. 2010. “Illusion of Learning from Observed Research.” in Dawn Langan Teele, ed., *Field Experiments and Their Critics*, Yale University Press, 9-32.
- Gerber, Alan S., and Huber, Gregory A. 2010. “Partisanship, Political Control, and Economic Assessments.” *American Journal of Political Science* 54(1): 153-173.
- Green, D., Palmquist, B., and Schickler, E. 2002. *Partisan hearts and minds: Political parties and the social identities of voters*. Yale University Press.
- Hanmer, Michael, and Kalkan, Kerem Ozan. 2013. “Behind the Curve: Clarifying the Best Approach to Calculating Predicted Probabilities and Marginal Effects from Limited Dependent Variable Model.” *American Journal of Political Science* 57: 263-277.
- Huber, G., and Malhorta, N. 2016. “Political homophily in social relationships: evidence from online dating behavior.” *Journal of Politics*, 79, 269-283.
- Iyengar, S., and Krupenskin, M. 2018. “The strengthening of partisan affect.” *Political Psychology* 39: 201-218.
- Iyengar, S., Sood, G., and Lelkes, Y. 2012. “Affect, not ideology: a social identity perspective on polarization.” *Public Opinion Quarterly*,

76: 405-431.

- Iyengar, S., Lelkes, Y., Levendusky, M., Malhorta, N., and Westwood, S. J. 2019. "The origins and consequences of affective polarization in the United States." *Annual Review of Political Science* 22: 129-146.
- King, Gary, Tomz, Michael, and Wittenberg, Jason. 2000. "Making the Most of Statistical Analyses: Improving Interpretation and Presentation." *American Journal of Political Science* 44(2): 341-355.
- Kuha, Jouni, and Mills, Colin. 2020. "On Group Comparisons With Logistic Regression Models." *Sociological Methods & Research* 49(2): 498-525.
- Lelkes, Y., and Westwoods, S. J. 2017. "The limits of partisan prejudice." *Journal of Politics* 79: 405-501.
- Levendusky, Matthew, and Malhorta, Neil. 2016. "Does Media Coverage of Partisan Polarization Affect Political Attitudes?" *Political Communication* 33: 283-301.
- Lodge, M., and Taber, C. S. 2013. *The Rationalizing Voter*. Cambridge University Press.
- Long, J. Scott, and Mustillo, Sarah A. 2021. "Using Predictions and Marginal Effects to Compare Groups in Regression Models for Binary Outcomes." *Sociological Methods & Research* 50(3): 1284-1320.
- McConnell, Christopher., Margalit, Yotam, Malhorta, Neil, and Levendusky, Matthew. 2018. "The Economic Consequences of Partisanship in a Polarized Era." *American Journal of Political Science* 62(1): 5-18.
- McElreath, Richard. 2020. *Statistical Rethinking: A Bayesian Course*

- with Examples in R and Stan*. CRC Press.
- Mize, Trenton D. 2019. “Best Practices for Estimating, Interpreting, and Presenting Nonlinear Interaction Effects.” *sociological science* 6: 81-117.
- Mize, Trenton D., Doan, Long, and Long, Scott J. 2019. “A General Framework for Comparing Predictions and Marginal Effects Across Models.” *Sociological Methodology* 49(1): 152-189.
- Mood, Carina. 2010. “Logistic Regression: Why We Cannot Do What We Think We Can Do, and What We Can Do About It?” *European Sociological Review* 26(1): 67-82.
- PEW, SEP. 2021. “Americans who relied most on Trump for COVID-19 news among least likely to be vaccinated.” Pew Research Center.
- Rainey, Carlisle. 2016. “Compression and Conditional Effects: A Product Term is Essential When Using Logistic Regression to Test for Interaction.” *Political Science Research and Methods* 4(3): 621-639.
- Tajfel, H. 1974. “Social identity and intergroup behavior.” *Social Science Information* 13(2): 65-93.
- West, E., and Iyengar, S. 2022. “Partisanship as a social identity: Implications for polarization.” *Political Behavior*, 44:2, 807-838.

## How Incumbent Party Won A Historic Landslide In The Last Parliamentary Election.

Kang Miongsei\*

### ABSTRACT

This paper examines how incumbent party won a historic landslide in the last parliamentary election. Previous research shows that either partisan loyalties or retrospective voting is influential to let the incumbency achieve the landslide. Three explanations are proposed, including assessments of government response to COVID-19, partisan loyalties, and punishments of the opposition party associated with retrospective voting. I find two findings. First, partisan loyalties are found to exert strong influences among voters who are identified with party either party. This finding validates the increasing strength of party polarization. Second, it highlights that assessments of the independents of government response to the COVID-19 played a crucial role in determining the electoral results. This paper synthesizes the literatures on partisanship and retrospective voting in Korea. Comparative predictive simulation using the Bayesian analysis allows easier understanding of partisan differences with respect to assessments of government response to COVID-19.

Keywords: retrospective voting, independent voters, political identity, accountability

투고일: 2022.05.16.

심사일: 2022.07.15.

게재확정일: 2022.07.19.

\* Researcher, SEJONG Institute



[DOI] <http://dx.doi.org/10.21487/jrm.2022.7.7.2.63>

## 【연구논문】

# 정신건강의학과에 내원한 군 복무 부적합 판정을 받은 환자들의 BGT 수행 특성 : 내재화 및 외현화 장애를 중심으로

황제욱\*·최성진\*\*

### 논문요약

본 연구에서는 군 복무 부적합 판정을 받고 정신건강의학과에 내원한 환자들을 대상으로, 내재화 및 외현화 장애 환자의 BGT 수행 특성을 알아보고자 하였다. 이를 위해 정상 집단 32명과 내재화 장애 집단 36명, 외현화 장애 집단 36명의 BGT 모사단계 수행 결과가 사용되었으며, 채점체계는 Hutt의 정신병리척도를 활용하였다. 자료분석은 일원배치 분산분석을 통해 세 집단 간 총 점수와 하위 항목 점수를 비교하였고, 이어 Scheffé의 다중비교법을 이용하여 사후검정을 실시하였다. 그 결과, 세 집단 간 정신병리척도의 총점 차이가 유의하였으며, 사후비교 결과 외현화 장애 집단, 내재화 장애 집단, 정상 집단 순으로 점수가 높았다. 그리고 공간사용과 폐쇄곤란, 곡선곤란 하위 항목에서 내재화 장애 집단과 외현화 장애 집단이 정상 집단보다 점수가 유의하게 높았고, 도형 A의 위치와 교차곤란 하위 항목에서는 내재화 장애 집단이 정상 집단보다 점수가 유의하게 높았다. 또한 중첩과 퇴영, 도형의 재묘사 하위 항목에서는 외현화 장애 집단이 정상 집단보다 점수가 유의하게 높았으며, 그중 퇴영과 도형의 재묘사 항목에서는 외현화 장애 집단이 내재화 집단보다 유의하게 높은 점수를 나타냈다. 이러한 결과는 BGT가 군 복무에 부적합한 대상자들을 내재화 및 외현화 체계로 분류하는데 효과적임을 시사하는 바이다. 이에 향후 군 당국을 비롯한 관련 기관들에서는 BGT를 활용해 군 복무 적합성 간이 평가나 치료 방향 설정, 임무 배치, 교육과정 등에서 의미있는 정보를 얻을 수 있을 것으로 여겨진다.

주제어: 군 복무 부적응, BGT, 내재화 장애, 외현화 장애

\* 대동병원 정신건강의학과 임상심리실, 정신건강임상심리사.

\*\* 동명대학교 상담심리학과 조교수, 교신저자.

## I. 서론

대한민국은 의무병제를 기반으로 하여 군대를 유지하는 나라로, 2020년 약 11만 명의 성인 남자가 현역으로 입대하였다. 이들은 대부분 만 19~25세의 나이로 과거에는 발달단계 상 청년기 혹은 성인전기로 구분되었는데, 최근에는 청소년기와 성인기 사이의 중간시기를 뜻하는 후기청소년기로 구분되고 있다. 게다가 현재 청소년 기본법에서도 청소년을 초기청소년(9~14세)과 중기청소년(15~18세), 후기청소년(19~24세) 세 단계로 구분하고 있어(한국청소년정책연구원 2015), 대한민국 병사들의 심리적·정신적 발달 및 건강에 대한 새로운 관점의 분석들이 요구되는 상황이다.

후기청소년기는 독립적인 성인으로 탄생하기 위해 성인기 전 정체성을 확립할 수 있는 시기라 볼 수 있다(서미 외 2018). 아울러 고등학교 때까지의 타율에 의한 수동적이고 의존적인 생활방식에서 벗어나, 스스로 결정하고 책임을 지는 자율적이고 독립적인 생활방식으로의 전환이 필요하다(정익중 외 2017). 그러나 이와 같은 시기에 군 입대를 한 병사들은 외부와의 정보가 차단된 채 전혀 새로운 조직의 환경, 낯선 이와의 공동생활, 상명 하달식의 일방적 임무 수행, 위계적·권위적 계급 문화 등을 경험하면서 군 생활 내에서의 크고 작은 스트레스를 겪게 된다(서혜석 외 2010). 게다가 후기청소년기는 아직 스트레스에 대한 효율적인 대처방식의 발달이 완전히 이루어지지 않은 상태라는 점을 고려해보았을 때(현명선 외 2009), 예비병사들의 정신적 건강에 대한 파악과 관리는 매우 중요하다. 자칫 정신질환을 가진 예비병사들이 군 입대를 할 경우, 기존의 질환 정도가 더욱 악화되기 쉽고, 극단적으로는 탈영이나 자살, 총기 난사와 같은 심각한 문제행동으로까지 이어질 수 있다. 더욱이 해당 시기의 중요한 발달과업이 제대로 완수되지 못하거나 지연되어 개인의 성장에 문제가 될 수 있으며, 사회 전반에도 훌륭한 다음 세대를 소실하게 된다(유형식 2014).

이에 군 당국은 병무청 모병 과정에 신체검사와 함께 정신과적 면담과 검사과정을 포함시키고 있으며, 각 군의 훈련소에서도 초기 입소자들의 적응 수준을 면밀히 관찰하여 군 복무의 적합성 여부를 판단하고 있다. 또한 이같은 과정을 통해 군

복무가 부적합하다고 판정된 이들에게는 지정된 병원의 정신건강의학과에서 심층적인 면담과 함께 종합심리평가를 받게 하고, 일정 기간 적합한 치료 후 재검사를 실시하고 있다.

보통, 정신건강의학과에서 이들에게 실시하는 종합심리평가에는 K-WAIS-IV(Korean Wechsler Adult Intelligence Scale-IV)와 미네소타 다면적 인성검사-2(Minnesota Multiphasic Personality Inventory-2; MMPI-2), 간이정신진단검사(Symptom Checklist-90-Revision; SCL-90-R), BDI(Beck Depression Inventory), 로샤검사(Rorschach Inkblot Test), 주제통각검사(Thematic Apperception Test), 벤티게슈탈트검사(Bender Gestalt Test) 등이 포함된다. 그중 K-WAIS-IV(Korean Wechsler Adult Intelligence Scale-IV)는 주로 군 복무를 수행하기 위한 적정 수준의 지적기능 여부를 판단하기 위해 사용된다. 그 외 대부분의 검사도구들은 정서 및 행동 문제를 파악하고자 하며, 이들은 크게 질문지형 자기보고식 검사와 투사 검사로 나누어 볼 수 있다.

그런데 MMPI-2와 같은 질문지형 자기보고식 검사는 피검자가 의도하는 대로 반응할 수 있다는 문제점과 함께, 높은 안면타당도로 진단적 평가에 참여하는 사람들이 목표로 하는 증상을 쉽게 가장할 수 있다는 단점이 있다(Frueh 외 1994; Lees-Haley 1991). 특히 군 복무가 부적합하다고 판정받은 대상자들은 이미 그들의 심리적 특성에 적응적인 군 복무를 저해하는 요인이 있다고 보고된 것이며, 이는 병역 면제나 입대 연기 등과 같은 부차적 이득으로 이어질 수 있어, 임상 현장에서 자신의 증상을 실제보다 더욱 강하게 호소할 수 있다(남지수 외 2019). 반면, 향후 현역으로 입대하지 못해 받을 수 있는 사회적인 비난이나 불이익에 불안을 느끼거나, 상대적인 박탈감에 오히려 입대에 대한 강한 의지를 보이며 자신의 증상을 축소해 보고할 가능성도 적지 않다. 이에 반해 투사 검사는 피검자의 내성 과정을 필요로 하지 않고, 어떤 반응이 옳고 그르며, 어떤 반응을 통해 방어할 것인지를 피검자가 잘 알 수 없다는 특징이 있고, 성격의 여러 차원에 대한 해석이 가능하여 다요인적 해석이 내려질 수 있다는 장점이 있다(조양희 외 2020). 또한 그중 Lauretta Bender(1938)가 개발한 BGT는 시행이 간단하고 실시와 채점이 다른 투사 검사에 비해 쉬우면서 타당성과 신뢰성이 잘 입증되어있는 검사이다

(Hutt 1977). 아울러 로샤검사나 주제통각검사와는 달리 비언어적 검사이기 때문에 문화적 영향을 덜 받는다는 특징이 있어, 지각운동 발달 능력, 뇌손상과 기질적 기능장애, 조현병, 우울증, 발달적 미성숙 등을 진단하는데 유용하게 사용되고 있다(Marjerrison 외 1968).

한편, 오경자(1991)는 아직 발달 중에 있는 아동기 및 청소년기에는 정신적인 문제가 단일 증상으로 나타나기보다, 다른 문제와 중복되거나 공존하는 경우가 많다고 하였다. 이에 문제행동을 지나치게 세분화할 경우 오히려 그 원인을 파악하고 향후 발달 과정의 차이를 예측하는 데 더 어려울 수 있다고 보면서, 내재화-외현화 분류를 대안으로 제시한 바 있다. 아울러 Albayrak-Kaymak(1999)는 정신과적 문제들은 내재화와 외현화로 일컬을 수 있는 광범위한 두 개의 범주로 분류될 수 있고, 사람들이 경험하는 대부분의 문제들이 이 범주에 해당되기 때문에 진단이 필수적인 경우가 아니라면 내재화-외현화 분류가 정신병리에 대한 지표로 사용될 수 있다고 하였다. 이와 관련해 앞서 언급하였듯 최근의 예비병사들은 대부분 발달단계 상 후기청소년기에 속해 있다. 아울러 모병 단계에서의 정신과적 면담과 평가 과정은 정확한 진단명이 요구되기보다 군 복무 수행을 저해하는 정신과적 문제의 유무 여부를 판단하는데 주목적을 두고 있어, 모병 관련 기관에서는 내재화-외현화 분류체계를 활용하여 모병 업무의 실용성과 편의성을 높일 수 있을 것으로 생각된다.

나아가 내재화-외현화 분류를 위한 단일 평가도구의 선정 및 마련이 필요해 보이는데, BGT는 앞서 소개하였듯 예비병사들을 대상으로 시행하기에 많은 장점이 있다. 특히 BGT 채점체계 중 하나인 Hutt(1985)의 정신병리척도는 내재화 및 외현화 장애의 핵심특성을 잘 반영하고 있다. 예를 들어, 세부항목 중 '도형 A의 위치'의 경우, 맨 처음 제시되는 A 도형을 용지의 가장자리에 가깝게 위치시키는 것은 임상적 해석상 심리적인 통제가 강해 소극적이고 위축된 성향을 나타낸다고 본다. 또한 '중첩'의 경우, 세부 도형들 간의 중첩이나 중첩 경향을 나타내는 사람들은 심리적인 통제에 어려움이 있다고 해석한다.

이에 본 연구에서는 BGT가 군 복무에 부적합한 예비병사들을 내재화 및 외현화 체계로 분류하는 데 유용한 평가도구인지 알아보고자, 군 복무 부적합 판정을 받아

정신건강의학과에 내원한 환자들을 대상으로 내재화 장애 집단과 외현화 장애 집단으로 분류한 뒤, BGT 모사단계 결과를 활용해 각 집단 간 정신병리척도의 총점과 하위 항목에서의 점수 차이를 비교해 살펴보았다.

이를 위해 다음과 같은 연구가설을 세웠다. 첫째, 정상 집단과 내재화 장애 집단, 외현화 장애 집단 간 HABGT 정신병리척도 총점의 차이가 유의할 것이다. 둘째, 정상 집단과 내재화 장애 집단, 외현화 장애 집단 간 HABGT 정신병리척도의 하위 항목에서 유의한 점수 차이가 있을 것이다.

## II. 이론적 논의

대한민국 병사들의 정신건강에 관한 이전 연구들로는, 군 생활의 부적응 요인을 개인적 특성 요인과 심리사회적 요인으로 나누어 살펴본 것과(박영주 외 2006) 병사의 초기 부적응 도식과 군 생활 적응의 관계를 알아본 연구 등이 있는데(여해동 외 2016), 이를 비롯한 대다수의 연구가 군 복무 중인 병사들을 대상으로 한 것이다. 아울러 모병 단계 및 군 훈련소 단계에 초점을 맞춘 연구는 아주 소수에 불과한데, 그중 남지수 외(2019)가 군 복무 적합성 판정을 위해 정신건강의학과에 내원한 환자들의 인지적 및 심리적 특성을 살펴보았으며, 그 결과 간이정신진단검사(K-SCL-95) 결과에서 우울과 불안, 공포불안-임소불안, 자살 항목에서의 점수가 유의하게 높게 나타났다. 또한 심승연 외(2020)는 군 복무 적합성 평가를 위해 정신건강의학과에 내원한 환자군과 일반 외래 환자군 간의 인지적 및 심리적 특성의 차이를 살펴보았고, 그 결과 BDI에서 군 집단의 점수가 일반 외래 환자군에 비해 더 높게 나타났다. 아울러 MMPI-2-RF에서는 EID 척도를 비롯하여 재구성 임상 척도와 대인관계 척도, 성격병리 5요인 척도 내 여러 소척도에서 유의한 차이를 입증했다. 그러나 이상의 연구들을 비롯하여 대부분의 선행연구들은 질문지형 자기보고식 검사를 활용하였으며, 투사 검사를 활용한 연구는 극소수에 불과했다.

아울러 내재화 및 외현화 분류에 관한 것으로는, Achenbach 외(1987)의 연구가 대표적이었다. 이들은 해당 연구에서 내재화(internalizing)에는 불안, 신체화,

우울 등의 과잉 통제된 행동이, 외현화(externalizing)에는 공격, 파괴성, 비행과 같은 과소 통제된 행동이 포함된다고 보았다. 이어 Krueger(1999)가 DSM-III-R의 10개의 정신장애를 요인분석한 결과, 외현화, 불안-고통, 공포의 3요인 모델을 도출하였고, 그중 불안-고통과 공포는 높은 상관을 나타내, 상위 차원인 내재화 요인으로 통합되어 내재화-외현화 분류를 지지한 바 있다. 또한 국내 연구를 살펴보면, 청소년의 내재화 및 외현화 장애 평가와 진단에서 K-CBCL과 MMPI-A의 유용성을 살펴본 것이 있으며(이슬아 외 2012), 내재화 장애 청소년과 외현화 장애 청소년의 문제행동에 대한 부모 보고와 청소년 보고의 양상을 알아본 연구가 있다(강현정 외 2010). 그러나 해당 연구들 또한 K-CBCL, K-YSR과 같은 질문지형 자기보고식 검사들을 사용한 것이 대다수였고, 투사 검사를 활용한 연구는 거의 찾아볼 수 없었다.

한편, 정신건강의학과 내원한 환자를 대상으로 BGT 수행 특성을 살펴본 연구는 쉽게 찾아볼 수 있다. 국내에서는 정상 아동과 정서장애 아동을 비교한 연구들이 가장 많았으며(김종암 1987), 그 하위 유형을 따로 분류하여 개별적으로 연구한 것으로는 ADHD 아동을 대상으로 한 연구(손재호 2020)와 우울증 관련 연구(조선미 외 1992), 공격성 관련 연구(이선주 2004)들이 있다. 아울러 국외에서는 Handler 외(1971)의 연구에서 BGT에 나타난 정서지표가 공격적인 아동들과 위축된 아동들, 일반아동들을 구분해 준다는 것을 발견하였는데, 위축된 아동들과 정상 아동들 간에는 유의한 차이가 없었으나, 공격적인 아동들은 위축된 아동들과 일반아동들보다 BGT에서 공격성의 지표를 더 많이 보이고, 위축성의 지표를 더 적게 보인다는 결과를 밝혀냈다. 아울러 Donnelly 외(1974)의 연구에서 양극성 장애 환자는 배열순서가 혼란되는 경향이 있는 반면, 단극성 우울증 환자는 엄격한 순서에 따라 도형을 모사하는 경향이 있다고 하였다. 게다가 Naches(1967)는 기관에 수용된 행동화(acting-out)하는 아동 집단과 정상아동 집단의 BGT 반응에서 정서지표의 수가 유의하게 차이나는 것을 밝힌 바 있다. 하지만 BGT를 활용한 이상의 연구들은 아동을 대상으로 한 것이며, 그에 따라 채점체계는 Koppitz(1963)의 발달적 채점법이 주로 사용되었다. 아울러 우울증, ADHD와 같은 세분화된 진단명이나 특정 문제행동으로 대상자 구분해 실시한 것이 대다수

였고, 내재화-외현화 범주로 대상을 구분하여 실시한 연구는 거의 전무하였다.

이상에서 살펴본 바와 같이, 대한민국 병사들의 정신건강을 주제로 한 연구는 많이 찾아볼 수 있으나, 모병 단계 및 군 훈련소 단계에서 예비병사나 신입병사들을 대상으로 한 연구는 소수에 불과하였고, 대부분 질문지형 자기보고식 검사를 활용했다. 아울러 내재화-외현화 분류 관련 연구들 또한 투사 검사를 활용한 것은 매우 드물었으며, 특히 BGT 활용해 내재화-외현화 간 특성을 살펴본 연구는 찾아보기 힘들었다.

### III. 방 법

#### 1. 연구대상 및 자료수집

본 연구에 참여한 대상은 총 104명으로, 정상 집단 32명, 내재화 장애 집단 36명, 외현화 장애 집단 36명이다. 이들은 모두 만 19세~24세의 남성으로 후기청 소년기에 해당하며, 평균 연령(표준편차)은 21.26세(1.18)이다. 또한 각 집단의 평균 연령(표준편차)으로는 내재화 장애 집단 21.02세(1.51), 외현화 장애 집단 21.16세(2.06), 정상 집단 21.65세(1.71)로 나타났다.

정신건강의학과 전문의는 DSM-5(APA 2013)에 근거하여 진단하였으며, 진단 명이 분석에 활용되었다. 주요 진단이 내재화 장애만 있거나 외현화 장애만 있는 환자들을 연구에 포함시켰고, 내재화 장애와 외현화 장애를 복합적으로 나타내거나 정신증적 장애를 보이는 경우, 전체 지능지수가 IQ 79 이하인 경우는 연구에서 제외하였다. 내재화 장애로는 주요우울장애, 지속성 우울장애, 달리 분류되는 우울장애, 분류되지 않는 우울장애, 적응장애(우울 기분이 있는 것, 불안과 우울 기분이 있는 것), 사회공포증, 공황장애, 달리 분류되지 않는 불안장애 진단이 포함되었으며, 외현화 장애로는 ADHD, 달리 분류되지 않는 파괴적, 행동통제 및 품행장애, 적응장애(품행 문제가 있는 것)가 포함되었다. 아울러 정상 집단은 부산 소재 B대학교에 재학 중인 학생으로, 병무청 신체검사에서 군 복무 적합 판정을 받은 자들로 구성되었다.

모든 참여자는 사전에 연구자로부터 연구의 목적과 검사 수행 절차, 결과 처리, 주의사항, 익명성 보장 등에 대한 설명을 충분히 듣고, 자필 서명이 된 동의서를 작성하였다. 해당 동의서에는 연구 중도에 언제라도 참여를 포기할 수 있다는 사항이 포함되었으며, 참여를 완료한 대상자들에게는 음료 교환권이 보상으로 지급되었다. 내재화 장애 집단과 외현화 장애 집단은 2018년 6월부터 2021년 10월까지 부산광역시에 위치한 A종합병원의 정신건강의학과에 병무청으로부터 군 복무 부적합 판정을 받고 병사용 진단서 발급을 위해 내원한 환자들을 대상으로 하였다. 이들의 BGT 모사단계 수행 결과는 병사용 진단서 발급을 위한 종합심리평가에도 활용되었는데, 종합심리평가 결과 분석 시에는 Hutt의 접근-기피척도로 채점하여 본 연구의 채점체계와 차별을 주었다. 정상 집단 대상자들은 2021년 9월부터 11월까지 부산 소재 B대학교의 한 강의에 수강하는 남학생들을 대상으로 하여 모집되었고, 사전에 담당 교수의 동의를 얻은 후 연구를 진행하였다. 연구 참여에 동의한 대상자들은 사전에 정한 각각의 일정에 따라 부산광역시 A종합병원의 임상심리실에서 검사를 수행하였다.

## 2. 측정도구 및 채점방법

BGT(Bender 1946)는 4×6인치 크기의 백색 바탕에 각 하나씩의 기하학적 도형이 그려져 있는 9장의 카드로 구성되어 있고, 각 카드의 뒷면에는 A와 1~8의 명칭이 붙여져 있다. 오늘날 BGT 카드는 주로 Bender가 개발한 것과 Hutt(1945)의 HABGT가 함께 사용되고 있는데, 본 연구에서는 미국예방정신의학협회에서 간행한 Bender의 카드를 활용하였다. 본 연구에서의 신뢰도는 .93으로 나타났다.

채점은 임상심리전문가 1명의 감독 하에 임상심리전문가 수련생 2명이 실시하였고, 두 채점자 간 하위 항목들의 일치도 범위는 .82~1.00이다. 채점체계는 Hutt(1985)의 정신병리척도를 사용하였으며, 총 17개의 항목으로 구성되어 있다. 각 항목은 최고 10점부터 최저 1점까지로, 총점은 최고 170점, 최하 17점이며 점수가 높을수록 정신병리가 심한 것으로 해석된다.



### 3. 자료분석

군 복무 부적합 판정을 받은 환자들을 대상으로, 정상 집단과 내재화 장애 집단, 외현화 장애 집단 간 BGT 수행 특성을 알아보기 위해, 일원배치 분산분석(One-way ANOVA)을 실시하여 정신병리척도 총점 간 평균을 먼저 비교하였고, 이어 사후비교를 위해 *Scheffé* 다중비교법을 이용하였다. 아울러 정신병리척도의 하위 항목별 세 집단 간 점수 차이의 비교도 동일한 절차를 따랐다. 자료분석은 SPSS 25를 이용하였다.

## IV. 결 과

### 1. HABGT 집단 간 총점 차이 분석

집단 간 정신병리척도의 총점에 유의한 차이가 있는지 알아보기 위해 일원배치 분산분석을 실시한 결과는 <표 1> 같다. 또한 세 집단의 총점을 *Scheffé*의 다중비교법을 사용해 사후비교한 결과는 <표 2>와 같다.

<표 1> HABGT 정신병리척도 총점 일원배치 분산분석 결과

항목	정신병리척도			F
	정상	내재화 장애	외현화 장애	
PSV 총점	35.33(6.82)	46.93(7.38)	52.88(8.97)	43.80***

〈표 2〉 HABGT 정신병리척도 총점 Scheffé의 다중비교 결과

변량원	자유도	자승화의 합	평균 자승화	사후검증 (Scheffé)
집단 간	2	5345.72	2672.86	1<2<3
집단 내	101	6163.57	61.03	
전 체	103	11509.28	F=43.80***	

\*  $p < .05$ . \*\*  $p < .01$ . \*\*\*  $p < .001$ . 1=정상 집단, 2=내재화 장애 집단, 3=외현화 장애 집단

일원배치 분산분석을 사용하여 세 집단의 정신병리척도 총점 차이를 살펴본 결과, 유의한 차이( $p < .001$ )가 있었다. 아울러 세 집단의 총점을 Scheffé의 다중비교법을 사용해 사후비교한 결과는 외현화 장애 집단의 총점이 가장 높았고, 그다음 내재화 장애 집단, 정상 집단 순이었다.

## 2. HABGT 하위항목별 차이 분석

HABGT 정신병리척도의 하위항목 중 특별히 어떠한 항목에서 집단 간 차이가 있는지 알아보기 위해 분산분석을 실시한 결과는 〈표 3〉과 같다.

〈표 3〉 HABGT 정신병리척도 하위항목별 일원배치 분산분석결과

항목	정신병리척도			F	사후검증 (Scheffé)
	정상	내재화 장애	외현화 장애		
배열순서	4.66 (2.82)	4.83 (2.65)	5.67 (3.00)	1.27	1=2=3
도형 A의 위치	1.53 (1.83)	4.86 (4.45)	3.56 (3.75)	7.41**	1<2, 2=3, 1=3
공간사용	5.50 (4.57)	8.25 (3.61)	8.50 (3.40)	6.16**	1<2, 2=3, 1<3
총점	1.00 (.00)	1.46 (1.12)	2.07 (2.40)	4.03*	1=2, 2=3, 1<3

용지회전	1.00 (.00)	1.00 (.00)	1.00 (.00)	.00	1=2=3
폐쇄곤란	4.16 (1.60)	5.63 (2.01)	5.88 (1.74)	8.78***	1<2, 2=3, 1<3
교차곤란	1.19 (.74)	2.25 (1.95)	2.00 (1.60)	4.34*	1<2, 2=3, 1=3
곡선곤란	1.66 (1.47)	3.00 (2.03)	3.33 (1.77)	8.26***	1<2, 2=3, 1<3
각의 변화	2.81 (1.75)	3.11 (2.10)	3.17 (1.70)	.35	1=2=3
지각회전	1.56 (1.78)	1.92 (1.57)	2.42 (1.52)	2.40	1=2=3
퇴영	2.22 (2.62)	2.67 (3.08)	5.25 (3.95)	8.65***	1=2, 2<3, 1<3
단순화	2.88 (1.98)	2.33 (1.96)	2.75 (2.42)	.61	1=2=3
단편화	1.09 (.53)	1.50 (1.34)	1.25 (.84)	1.51	1=2=3
중복곤란	1.00 (.00)	1.13 (.75)	1.38 (1.26)	1.68	1=2=3
정교화	1.00 (.00)	1.00 (.00)	1.00 (.00)	.00	1=2=3
고집화	1.00 (.00)	1.00 (.00)	1.08 (.50)	.94	1=2=3
도형의 재묘사	1.07 (.40)	1.00 (.00)	2.13 (1.57)	15.63***	1=2, 2<3, 1<3

\*  $p < .05$ . \*\*  $p < .01$ . \*\*\*  $p < .001$ . ( )안은 표준편차, 1= 정상 집단, 2= 내재화 장애 집단, 3= 외현화 장애 집단

그 결과 첫째, 배열순서와 용지회전, 각의 변화, 지각회전, 단순화, 단편화, 중복 곤란, 정교화, 고집화 항목에서 정상 집단과 내재화 장애 집단, 외현화 장애 집단 간 점수 차이가 유의하지 않았다. 둘째, 공간사용과 폐쇄곤란, 곡선곤란 항목에서는 내재화 장애 집단과 외현화 장애 집단이 각각 정상 집단보다 점수가 유의하게 높은 것으로 드러났다. 그러나 내재화 장애 집단과 외현화 장애 집단 간 차이는

유의하지 않았다. 셋째, 도형 A의 위치와 교차곤란 항목에서는 내재화 장애 집단이 정상 집단보다 점수가 유의하게 높았고, 정상 집단과 외현화 장애 집단, 내재화 장애 집단과 외현화 장애 집단 간 점수 차이는 유의하지 않았다. 넷째, 증첩 항목에서는 외현화 장애 집단이 정상 집단보다 점수가 유의하게 높은 것으로 나타났다. 그러나 정상 집단과 내재화 장애 집단, 내재화 장애 집단과 외현화 장애 집단 간 점수의 차이는 유의하지 않았다. 다섯째, 퇴영과 도형의 재묘사 항목에서는 정상 집단과 내재화 장애 집단 간 점수 차는 유의하지 않았으나, 외현화 장애 집단은 내현화 장애 집단과 정상 집단보다 점수가 유의하게 큰 것으로 드러났다.

## V. 논 의

본 연구에서는 BGT가 군 복무에 부적합한 예비병사들을 내재화 및 외현화 체계로 분류하는 데 유용한 평가도구인지 알아보고자, 군 복무 부적합 판정을 받아 정신건강의학과에 내원한 환자들을 대상으로 내재화 장애 집단과 외현화 장애 집단으로 분류한 뒤, BGT 모사단계 결과를 활용해 각 집단 간 정신병리척도의 총점과 하위 항목에서의 점수 차이를 비교해 살펴보았다. 연구의 주요 결과 및 의의는 다음과 같다.

첫째, '정상 집단, 내재화 장애 집단, 외현화 장애 집단 간 HABGT 정신병리척도 총점의 차이가 유의할 것이다.'라는 첫 번째 연구가설이 지지 되었다. 이러한 결과는 HABGT 정신병리척도의 총점이 정상인과 내재화 장애 환자, 외현화 장애 환자를 구별하는 데 유용한 정보를 제공할 수 있다는 것을 의미한다. 아울러 사후비교 결과에서 외현화 장애 집단의 총점이 가장 높았고, 그다음 내재화 장애 집단, 정상 집단 순으로 나타났다. 이는 내재화 장애 환자와 외현화 장애 환자들이 정상인보다 BGT 모사능력이 현저하게 부족하고, 외현화 장애 환자는 내재화 장애 환자보다 모사 시 왜곡이나 질의 저하가 더욱 뚜렷하다는 것을 시사한다. 이와 관련하여 과거 조선미 외(1991)의 연구와 조양희 외(2020)의 연구에서 우울증 환자 집단이 정상 집단보다 HABGT 정신병리척도의 총점이 유의하게 높다는 결과를 밝혀낸

바 있다. 그러나 우울증 장애를 포함하는 내재화 장애 집단과 정상 집단 간의 유의한 총점 차이는 또 다른 의미를 갖는 것이며, 외현화 장애 집단이 내재화 장애 집단보다 BGT 수행능력이 유의하게 부족하다고 밝힌 선행연구가 전무하다는 점은 시사하는 바가 크다.

둘째, ‘정상 집단, 내재화 장애 집단, 외현화 장애 집단 간 HABGT 정신병리척도의 하위 항목에서 유의한 점수 차이가 있을 것이다.’라는 두 번째 연구가설도 지지되었다. 그러나 HABGT 정신병리척도 하위 항목별 집단 간 차이를 살펴본 결과, 배열순서와 용지회전, 각의 변화, 지각회전, 단순화, 단편화, 중복곤란, 정교화, 고집화 항목에서는 세 집단 간 유의한 차이가 나타나지 않았다. 즉, 상위 9개의 항목들에서는 내재화 및 외현화 장애 환자의 BGT 수행 특성이 뚜렷하게 드러나지 않는다는 것을 의미하는데, 이와 관련해 그중 일부 항목은 주로 뇌손상환자에게서 그 특성이 뚜렷하게 나타난다고 보고된 바 있다(조양희 외 2020). 게다가 배열순서 항목은 ‘혼란스러운 배열’과 ‘불규칙한 배열’, ‘아주 엄격한 배열’, ‘정상적인 배열’로 채점되는데, 이는 내재화-외현화 특성의 관점에서 한 항목 내에 두 장애의 특성이 함께 채점되는 것이다. 따라서 해당 항목은 기존에 한 장애의 특성을 살펴보는 데 무리가 있다는 제한점이 반영된 결과로 여겨진다.

셋째, 공간사용과 폐쇄곤란, 곡선곤란 항목에서 내재화 장애 집단과 외현화 장애 집단 모두 정상 집단과 유의한 점수 차이를 나타냈다. 우선, 공간사용을 살펴보면, 도형들을 서로 가까이에 위치시켜 그리는 것은 피검자의 위축이나 심리사회적 환경에서 자기표현을 제한하는 성향을 암시하고, 공간의 과도한 사용은 적대적이고 과정적이며 독단적인 특징의 행동과 관계가 있다고 볼 수 있는데, Pascal 외(1951), Crawson(1959)의 연구들에서도 이 같은 결과를 뒷받침하고 있다. 아울러 폐쇄곤란은 적절한 대인관계를 유지해 나가기 곤란함을 암시하며, 이는 Byrd(1956)가 적용된 아동들과 정신병리를 가진 아동들을 대상으로 한 연구에서 유의하고 일관성 있는 결과를 밝혀낸 바 있다. 또한 곡선곤란과 관련하여서는 정종진(2003)이 곡선의 증가는 적대적인 행동표출 및 불안정한 정서와 관련이 있고, 우울성의 사람들은 곡선을 감소시켜 그리는 경향이 있다고 하였다. 또한 Hutt(1977)는 소수의 신경증 성인 환자들을 대상으로 한 연구에서 증가된 곡선은

증가된 정서와 감소된 곡선은 감소된 정서와 관련이 있다는 결론을 내렸다. 즉, 공간사용과 폐쇄곤란, 곡선곤란 항목은 내재화 및 외현화 장애 특성을 가진 예비병사와 정상 예비병사를 구분하는데 가치 있는 항목으로 활용될 수 있을 것으로 여겨진다.

넷째, 도형 A의 위치와 교차곤란 항목에서 정상 집단과 내재화 장애 집단 간 유의한 점수 차이가 드러났다. 우선, 도형 A의 위치는 검사상황과 생활공간에 대한 개인의 방향을 나타내는 것으로 해석되고 있다(Brown 1965). 이와 관련하여 Flint(1965)는 소심하고 겁이 많은 사람은 용지의 상부좌측 모서리에 배치하고 종종 도형을 작게 그리는 경향이 있다고 하였으며, 실제 본 연구에서도 내재화 장애 집단의 상당수가 해당 위치에 도형 A를 위치시켰음을 확인할 수 있었다. 아울러 교차곤란은 심리적 차단(psychological blocking)의 한 지표로, 우유부단성 강박적 의심과 공포증 관련 행동과 상관이 있다고 볼 수 있고(정종진 2003), Hutt(1977)는 자신의 임상적 경험에서 어떤 형태의 심리적 차단이 있을 때 이 요인이 항상 나타난다고 하였다. 즉, 도형 A의 위치와 교차곤란 항목은 내재화 장애의 주된 특성인 과잉 통제된 행동성을 잘 반영한다고 볼 수 있으며, 이에 내재화 장애 특성을 가진 예비병사들과 일반 예비병사들과의 구분에 도움이 되는 항목이라고 생각된다.

다섯째, 중첩과 퇴영, 도형의 재묘사 항목에서 외현화 장애 집단과 정상 집단 간 점수 차이가 유의하였고, 그중 퇴영과 도형의 재묘사 항목에서는 외현화 장애 집단과 내재화 장애 집단 간의 차이도 유의하게 나타났다. 우선, 중첩은 한 그림이 다른 그림과 겹쳐지거나 그 경향성을 의미하는 것으로, 수용과 거부의 연속체와 관련이 있다고 볼 수 있다. 이와 관련하여 Pascal 외(1951)는 중첩은 개인의 현재 자아강도(ego-strength)의 지표이며, 비록 뇌손상이 없다 하더라도 사전계획의 빈약성과 도형-바탕 관계의 곤란 및 극단적인 충동성을 반영한다고 가정하였다. 또한 정종진(2003)은 행동표출의 경향성을 가진 충동적, 적대적인 사람들은 종종 중첩 경향과 실제로 중첩을 나타낼 것이라 보았다. 아울러 퇴영은 원래의 자극도형을 아주 유치한 형태로 묘사한 것으로, Hutt(1977)는 퇴영이 외상에 대한 비교적 심하고도 만성적인 방어상태에서 일어나는 것이며, 어느 정도 자아통합과 자아기

능 수행의 실패를 나타내준다고 가정하였다. 이어 정종진(2003)은 심한 불안과 비효과적인 방어를 가진 신경증 환자에게서도 이러한 반응이 나타난다고 하면서, 퇴영이 자아기능의 약간 심각한 분열을 나타낸다고 하였다. 또한 도형의 재묘사는 적절한 사전계획력의 부족과 지나친 자기비판적 태도와 관계가 있는 것으로(정종진 2003), Hutt(1977)는 이 현상이 한 번 이상 나타나면 대단히 의미 있는 것이라 여기며, 높은 수준의 불안을 가리키는 것으로 보았다. 따라서 상기 언급한 주장들을 토대로, 해당 항목들은 과소 통제된 행동성이 주된 외현화 장애의 특성을 잘 반영한다고 볼 수 있으며, 본 연구의 결과가 이를 뒷받침하고 있음을 시사하는 바이다.

이상의 결과를 종합해 볼 때, 본 연구의 의의는 다음과 같다.

첫째, 대한민국 남성의 상당수가 만 19~25세의 나이에 군 입대를 하는데, 과거에는 해당 시기가 발달단계 상 청년기 혹은 성인전기로 구분되었다. 그러나 최근 이들이 후기청소년기로 구분되고 있어, 이에 따르는 새로운 분석이 요구되는 상황이다. 또한 이와 관련해 아동기 및 청소년기에는 문제행동을 지나치게 세분할 경우 오히려 그 원인을 파악하고 향후 발달 과정의 차이를 예측하는 데 더 어려울 수 있다는 관점에서, 본 연구에서는 내재화-외현화의 범주적 분류를 도입했다는 데 의의가 있다.

둘째, 선행연구의 대다수는 군 복무 중인 병사들의 정신적 건강에 주안을 두었다. 그러나 본 연구에서는 모병 단계의 예비병사들을 대상으로 하여, 그들의 정신적 건강과 관련 평가절차, 평가도구들을 깊이 고찰해 보았다. 이어 새로운 분류 방식의 도입 필요성을 제시하였고, 그를 위한 BGT 검사의 적합성을 검증하고자 하였다.

셋째, 정상 집단과 구별되는 내재화 장애 집단과 외현화 장애 집단의 BGT 수행 특성을 검증했다는 데 의의가 있다. 구체적으로는 정상 집단, 내재화 장애 집단, 외현화 장애 집단 간 HABGT 정신병리척도의 총점과 하위항목 중 도형 A의 위치와 공간사용, 중첩, 폐쇄곤란, 교차곤란, 곡선곤란, 퇴영, 도형의 재묘사 항목에서 유의한 점수 차이가 드러났다. 이에 군 당국을 비롯한 관련 기관들에서는 향후 BGT의 활용으로 군 복무 적합성 간이 평가나 치료 방향 설정, 임무 배치, 교육과정 등에서 의미 있는 정보를 얻을 수 있을 것으로 생각된다.

본 연구의 제한점 및 후속연구를 위한 제언은 다음과 같다.

첫째, 본 연구에 활용된 인원은 정상 집단 32명, 내재화 장애 집단 36명, 외현화 장애 집단 36명으로, 비교적 적은 인원의 BGT 수행 결과가 활용되었다. 아울러 대상자들의 학력이나 동의서 사전/사후 작성 여부 등, 변인에 대한 통제가 충분히 이루어지지 못하여 일반화 문제가 우려된다. 이에 후속 연구에서는 보다 많은 수의 표본을 활용하고, 보다 철저한 변인 통제를 통해 일반화 문제를 보완할 필요가 있다.

둘째, 본 연구에서는 DSM-5 진단명을 활용하여 주요 진단이 내재화 장애만 있거나 외현화 장애만 있는 환자들만 연구에 포함시켰다. 즉, 내재화 장애 증상과 외현화 장애 증상을 모두 보이는 혼재된 장애군은 포함되지 않았는데, 사실상 군 복무 부적합 판정을 받고 정신건강의학과에 내원한 환자들 중 적지 않은 수가 혼재된 장애로 진단받고 있다. 이에 향후 이러한 혼재된 증상 보이는 환자들을 대상으로 한 연구도 필요할 것으로 여겨진다.

셋째, 진단명에 의한 내재화 및 외현화 장애 분류에 관한 것이다. 본 연구자는 각 진단의 주 증상과 내재화, 외현화 장애의 특성을 충분히 고려한 후, 강현정 외(2010)의 연구와 이슬아 외(2012)의 연구를 참조해 분류를 진행하였다. 그러나 향후 해당 분류에 있어 각 연구자 마다의 소견 차이가 있을 가능성이 있다.

넷째, 본 연구는 군 복무 부적합 판정을 받은 정신건강의학과 환자들을 대상으로 하였는데, 기존에 일반 정신건강의학과 환자들을 대상으로 한 연구는 부재하다. 이에 본 연구의 결과가 군 복무 부적합 판정을 받은 정신건강의학과 환자들에게만 국한되는지의 여부는 추가의 확인이 요구된다. 따라서 일반 정신건강의학과 환자들을 대상으로 한 추후의 연구를 통해 본 연구의 결과와의 차이를 살펴볼 필요가 있다.



## 참고문헌

- 강현정·국승희. 2010. “내재화 장애 청소년과 외현화 장애 청소년의 문제 행동에 대한 부모 보고와 청소년 보고의 양상.” 『한국심리학회지: 임상』 제29권 4호: 907-925.
- 김유진·최성진. 2015. “BGT를 통한 Faking-Bad 반응 탐지.” 『한국임상심리학회 봄학술대회 발표초록집』 pp. 716. 5월 15일. 부산: Bexco.
- 김종암. 1987. “교사가 판별한 정서장애유아의 BGT 반응연구.” 중앙대학교 교육대학원 석사학위 청구논문.
- 남지수·최준호·김은경. 2019. “군 복무 적합성 판정을 위해 내원한 환자들의 인지적 및 심리적 특성.” 『정신신체의학』 27권 2호: 119-129.
- 박영주·정원철. 2006. “병사의 군 부적응요인에 관한 연구.” 『사회과학연구』 22권 2호: 73-93.
- 서미·정익중·김지혜·이태영. 2018. “후기청소년 심리·정서적 지원방안에 관한 탐색적 연구.” 『청소년상담연구』 제26권 1호: 207-231.
- 서혜석·김정은. 2010. “자아성장 집단상담 프로그램이 육군병사의 군 생활적응에 미치는 효과.” 『사회과학연구』 제36권 3호: 23-41.
- 성용은. 2020. “군 복무 부적응과 자살에 관한 연구.” 『한국범죄심리연구』 제16권 1호: 59-74.
- 손재호. 2000. “BGT에 의한 정서지표가 아동의 주의력 결핍 과잉행동장애와 학업성취도에 미치는 영향.” 고려대학교 교육대학원 석사학위 청구논문.
- 심승연·최준호·김은경. 2020. “군 복무 적합성 평가를 위해 정신건강의학과에 내원한 환자군과 일반 외래 환자군의 인지적 및 심리적 특성의 차이.” 『정신신체의학』 제28권 2호: 143-154.
- 여해동·김완일. 2016. “병사의 초기부적응도식과 군 생활 적응의 관계.” 『청소년학연구』 제23권 11호: 291-311.
- 오경자. 1991. “아동·청소년 문제행동의 분류 및 진단.” 『한국아동학회 추계 워크샵자료집』 5-20.

- 유형식. 2014. “군인 청소년의 군생활 적응과 적응유연성에 관한 연구”. 『청소년행동연구』 19호: 127-156.
- 이선주. 2004. “BGT를 통한 아동의 공격성 연구.” 동아대학교 대학원 석사학위 청구논문.
- 이슬아·김근향·육근향. 2012. “청소년의 내재화 및 외현화 장애 평가와 진단에서 K-CBCL과 MMPI-A의 유용성.” 『한국심리학회지: 임상』 제31권 1호: 391-399.
- 이향숙. 2012. “보호관찰 청소년의 BGT-2반응 특성 연구.” 대전대학교 대학원 석사학위 청구논문.
- 이혜란·김재환. 2002. “입원한 정신분열병 환자의 자아강도(Es) 수준에 따른 BGT 수행 비교연구.” 『한국임상심리학회』 제21권 1호: 235-245.
- 정익중·김대인·오혜영·이승연·전종철. 2017. 『대학생과 자살: 상담에서 복지, 법률지원까지』. 서울: 박영스토리.
- 정종진. 2003. 『BGT 심리진단법』 서울: 학지사.
- 조선미·최정윤. 1992. “우울증환자의 BGT 수행특성 및 감별진단.” 『한국심리학회지』 제11권 1호: 77-89.
- 조양희·최성진. 2020. “우울증 사병탐지를 위한 벤더게슈탈트검사의 효용성.” 『연구방법논총』 제5권 1호: 57-77.
- 한국청소년정책연구원. 2015. “20대 청년, 후기청소년정책 중장기 발전전략 연구-4년제 일반대학 재학 및 졸업자를 중심으로.” 서울: 한국청소년정책연구원.
- 현명선·정향인·강희선. 2009. “군인들의 군적응에 영향을 미치는 관련요인.” 『정신간호학회지』 제18권 3호: 305-312.
- A. M. Naches. 1966. The Bender Gestalt Test and acting out behavior in children. Ph. D. Diss., Colorado State University.
- Aileen, Crowson. 1959. “The Bender Visual Motor Gestalt Test as an index of emotional disturbance in children.” *Journal of Projective Techniques* 23: 198-206.

- American Psychiatric Association. 2013. *Diagnostic and statistical manual of mental disorders (DSM-5)*. American Psychiatric Pub.
- B. C. Frueh., and Bill N. Kinder. 1994. "The susceptibility of the Rorschach Inkblot Test to malingering of combat-related PTSD." *Journal of Personality Assessment*. 62(2): 280-298.
- Denlz, Albayrak-Kaymak. 1999. Internalizing or externalizing: Screening for both problem youth. *International Journal for the Advancement of Counselling* 21: 125-137.
- Edward F. Donnelly., and Dennis L. Murphy. 1974. "Primary Affective Disorder: Bender-Gestalt Sequence as an Indicator of Impulse Control." *Perceptual and Motor Skill* 38: 1079-1082.
- Eugene, Byrd. 1956. The clinical validity of the Bender Gestalt Test with children. *Journal of Projective Technique* 20: 127-136.
- Fred, Brown. 1965. The Bender Gestalt and acting out. In L. E. Abt(Ed.), *Acting out, theoretical and clinical aspects(pp. 320-332)*. New York: Grune & Stratton.
- Frieda S. Flint. 1965. A validation and developmental study of some interpretations of the Bender Gestalt Test. Unpublished doctoral dissertation, New York University.
- G. Marjerrison., A. Krause., and R. P. Keogh. 1968. "Variability of the EEG in schizophrenia: Quantitative analysis with a modulus voltage integrator." *Electroencephalography and Clinical Neurophysiology* 24(1): 35-41.
- Gerald R. Pascal., and Barbara J. Suttell. 1951. *The Bender-Gestalt test: It's quantification and validity for adults*. New York: Grune & Stratton.
- Lauretta, Bender. 1946. *Bender Motor Gestalt test: Gards and manual of instructions*. NY: American Orthopsychiatric Association.

- Lauretta, Bender. 1938. *A Visual Motor Gestalt Test and Its Clinical Use*. American Orthopsychiatric Association Research Monograph, No 3. NY: American Orthopsychiatric Association.
- Lawrence J. Miller., and Max L. Hutt. 1975. "Psychopathology scale of the Hutt Adaptation of the Bender-Gestalt Test: Reliability." *Journal of personality assessment* 39(2): 129-130.
- Leonard, Handler., and Jerry, Mckintosh. 1971. Predicting aggression and withdrawal in children with the draw-a-person and Bender Gestalt. *Journal of Personality Assessment*, 35: 331-337.
- Max L. Hutt. 1985. *The Hutt adaptation of the Bender-Gestalt Test (4th ed.)*. NY: Grune & Stratton.
- Max L. Hutt. 1977. *The Hutt adaptation of the Bender-Gestalt Test (3rd ed.)*. NY: Grune & Stratton.
- Paul R. Lees-Haley. 1991. "MMPI-2 F and FK scores of personal injury malingerers in vocational neuropsychological and emotional distress claims." *American Journal of Forensic Psychology* 9(3): 5-14.
- Paul, Barrett., and Sybil, Eysenck. 1984. "The assessment of personality factors across 25 countries." *Personality and Individual Differences* 5(6): 615-632.
- Robert F. Krueger. 1999. The structure of common mental disorders. *Archives of General Psychiatry* 56: 921-926.
- Thomas M. Achenbach., and Craig S. Edelbrock. 1978. "The classification of child psychopathology: A review and analysis of empirical efforts." *Psychological Bulletin* 85(6): 1275-1301.

부록. Hutt BGT 정신병리척도의 채점표

변인		도형(일탈이 일어난 도형)												척도가							
1	배열순서	변인	정상 (1회)		아주엄격 (0회)			불규칙 (2회 이상)			혼란										
		PSV	1.0		4.0			7.0			10.0										
2	도형 A의 위치	변인	정상			자기중심적			비정상												
		PSV	1.0			5.0			10.0												
3	공간사용	변인	정상						비정상												
		횟수	0		1		2		3		4		5								
		PSV	1.0						10.0												
4	중첩	중첩경향																			
		변인	없음			있음			보통			극단적									
		횟수	0			1			2			3									
		PSV	1.0			2.5			4.0			5.5									
		중첩																			
		변인	있음			보통			극단적												
횟수	1			2			3														
PSV	7.0			8.5			10.0														
5	용지회전	횟수	없음			1~2개			3~8개			전부									
		PSV	1.0			5.5			7.0			10.0									
6	폐쇄곤란	도형	A			2			4			7			8						
		횟수	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3	1	2	3				
		채점	1	2	3	0	1	2	1	2	3	1	2	3	1	2	3				
		소점	0			1~2			3~5			6~8			9이상						
PSV	1.0			3.25			5.5			7.75			10.0								
7	교차곤란	도형	6						7												
		소점	0			1			2			3이상									
		PSV	1.0			4.0			7.0			10.0									
8	곡선곤란	도형	4						5						6						
		소점	0			1			2			3									
		PSV	1.0			4.0			7.0			10.0									

변인		도형(일탈이 일어난 도형)							척도가		
9	각의 변화	도형	2	3	4	5	6	7			
		소점	0	1	2	3	4	5			
		PSV	1.0	2.0	4.0	6.0	8.0	10.0			
10	지각적 회전	도형	A	1	2	3	4	6	8		
		회전	°	°	°	°	°	°	°		
		기준	4°이하	5°~14°	15°~79°	80°~180°					
		PSV	1.0	4.0	7.0	10.0					
11	퇴영	도형	1		2		3		5		
		발생	×	○	×	○	×	○	×	○	
		소점	0		1		2		3		
		PSV	1.0		4.0		7.0		10.0		
12	단순화	도형	A	1	3	4	5	6	7	8	
		소점	0		1		2		3		
		PSV	1.0		4.0		7.0		10.0		
13	단편화	도형	A		4		7		8		
		소점	0		1		2		3		
		PSV	1.0		4.0		7.0		10.0		
14	중복곤란	도형	A		4		6		7		
		소점	0		1		2				
		PSV	1.0		5.5		10.0				
15	정교화	도형	A	1	2	3	4	5	6	7	8
		소점	0		1		2		3		
		PSV	1.0		4.0		7.0		10.0		
16	고집화	도형	1		2		3		5		6
		소점	0		1		2		3		
		PSV	1.0		4.0		7.0		10.0		
17	도형의 재모사	도형	A	1	2	3	4	5	6	7	8
		소점	0		1		2		3		
		소점	0		1		2		3		4
		PSV	1.0		3.25		5.5		7.75		10.0
총 점											

## The BGT Performance Characteristics of Psychiatric Patients with Military Service Suitability Issues : Focusing On Internalizing and Externalizing Disorder

Je Uk Hwang\*·Seong Jin Choi\*\*

### ABSTRACT

The purpose of this study was to examine the characteristics of BGT performance between groups of patients with internalizing and externalizing disorders, targeting patients who visited a psychiatric clinic after being determined unsuitable for military service. For this, BGT copy phase results of 32 member normal groups, 36 member internalizing disorder groups and 36 member externalizing disorder groups were analyzed and Hutt's psychopathology scale was used. For data analysis, the total score and sub-item scores were compared between the three groups by one-way ANOVA, followed by a post hoc test using Scheffé's multiple comparison method. As a result, the difference in the total score of the psychopathology scale between the three groups was significant and as a result of post hoc comparison, externalizing disorder group, internalizing disorder group and normal group had the highest scores respectively. The internalizing and externalizing disorder groups scored significantly higher than normal group in the sub-items of 'use of space', 'closure difficulty' and 'curvature difficulty'. In the sub-items of 'position of the first drawing' and 'crossing difficulty', the score of the internalizing disorder group was significantly higher than the normal group. Additionally, in the sub-items of 'collision', 'retrogression' and 'drawing of the total figure', the externalizing disorder group scored significantly higher than the normal group. Furthermore, in the sub-items of 'collison' and 'drawing of the total figure', the externalizing disorder group scored significantly higher than the internalizing disorder group. These results suggest that BGT can be effectively used to classify subjects unsuitable for military service in internalizing and externalizing systems. Therefore, in the future, military authorities and related organizations can use BGT to obtain meaningful information such as simple military suitability

\* Mental health clinical psychologist, Deadong Hospital

\*\* Assistant professor, Tongmyong University

assessment, treatment direction setting, mission assignment, and educational process.

Keywords : Military service maladaptation, Internalizing disorder, Externalizing disorder, BGT.