

성실성과 자아고갈이 대학생의 자기통제 실패에 미치는 영향: 부정행위를 중심으로*

남 재 선¹⁾

박 은 영²⁾

대구가톨릭대학교 심리학과

성격특성 중 성실성은 자기통제력이 우수한 특성으로 인해 삶의 많은 긍정적 요인들과 관련되어 왔다. 그러나 최근 높은 자기통제력을 지닌 사람들이 자아가 고갈된 특수한 상황에서 자기통제 실패현상이 증가하는 역설적 효과가 확인되었다. 본 연구는 성실성과 자아고갈이 자기통제 실패에 미치는 영향을 실험연구를 통해 검증하고자 하였으며, 자기통제 실패의 결과로 부정행위를 측정하였다. 이를 위해 대학생 남녀 308명에게 성실성 척도로 설문을 실시하여 상·하위 25%에 해당하는 64명을 연구대상으로 하였다. 참여자들은 자아고갈 유발 여부에 따라 자아고갈조건과 통제조건으로 나누어 진행하였다. 연구 결과, 자아가 고갈되지 않은 상황에서 성실성은 부정행위에 유의미한 영향을 미치지 않았다. 하지만, 자아고갈조건에서 성실성이 높은 집단이 낮은 집단에 비해 부정행위가 더욱 증가하는 역설적 효과가 검증되었다. 이러한 결과는 성실성이 높은 사람들이 오히려 자아고갈의 부정적 효과에 더욱 취약할 수 있음을 시사한다. 본 연구는 성실성과 자아고갈이 부정행위에 미치는 영향을 알아봄으로써 성실한 사람들이 보이는 충동적인 일탈 행위에 대한 원인을 밝혔다는 점에 의의가 있다.

주요어 : 성실성, 자아고갈, 자기통제력, 부정행위, 역설적 효과

* 본 논문은 남재선의 석사학위논문(2019)을 수정·보완한 것임.

1) 대구가톨릭대학교 대학원 심리학과, 석사

2) 교신저자 : 대구가톨릭대학교 심리학과, 정교수 (E-mail: eyp0202@cu.ac.kr)

I. 서 론

1. 연구의 필요성 및 목적

사람들은 매일 자제력을 발휘하며 살아간다. 순간의 유혹들(고칼로리 음식섭취, 위험한 성적 행동, 과제나 운동에 대한 회피 등)은 장기적으로 유익한 목표(건강이나 학업적 성취 등)를 이루기 위해 극복되어야 하며, 욕구를 효과적으로 조절하는 것은 적응적인 삶을 영위하기 위한 핵심적인 요소이다(Ent, Baumeister, & Tice, 2015). 성공적인 자기통제는 학업 및 직업, 대인관계에서의 성공과 관련이 있으며, 정신 및 신체적 건강, 범죄율 감소, 장수에 도움이 된다(De Ridder, Lensvelt-Mulders, Finkenauer, Stock, & Baumeister, 2012; Galla & Duckworth, 2015; Hirschi, 2004). 특히, 대학생 시기는 학교나 부모의 보호 아래에 있던 청소년기를 벗어나 자율적이고 독립적인 선택을 필요로 하는 만큼 외부적 유혹에 대응하여 스스로의 행동을 조절하는 것은 대학생활 적응의 핵심 요소로 작용한다. 그 중에서도 부정행위(cheating)는 대학가에 만연해있는 자기통제실패 행위 중 하나로써 개인의 지적 및 도덕적 성숙을 저해할 수 있는 중요한 문제이며, 부정행위에 영향을 미치는 다양한 요인에 대해 탐색해볼 필요가 있다.

다수의 연구에서 자기통제와 관련된 요인들을 밝히기 위해 노력해왔고, 성공한 사람들이 자제력을 발휘하는 방법에는 안정적인 개인차가 있음이 확인되었다(Ent et al., 2015). 예를 들어, 유아기의 충동 조절은 학업 성공과 청소년기의 좌절에 대처하는 능력을 유의하게

예측하는 것으로 밝혀졌다(Mischel, Shoda, & Peake, 1988). 이러한 자기통제력이 잘 발달한 성격요인으로 ‘성실성(conscientiousness)’을 꼽을 수 있다(Eisenberg, Duckworth, Spinrad, & Valiente, 2014). 일반적으로 성실성이 높은 사람들은 행동을 억제하는 능력이 뛰어나고, 목표지향적이며, 계획성이 있고, 만족지연능력이 좋은 것으로 보고되고 있다(Goldberg, 1992). 또한, 성실성은 실제 학업에서의 우수한 성적(Poropat, 2009)이나 직장에서의 성과(Shaffer & Postlethwaite, 2012), 친사회적 행동(Swickert, Abushanab, Bise, & Szer, 2014)과 같은 일상에서의 광범위한 수행능력과도 관련이 있다. 이처럼 성실성의 성격특성은 삶의 다양한 영역에서 긍정적인 예측 요인으로써 인식되어왔다.

그러나, 성실한 사람들이 언제나 자기통제에 성공하는 것은 아니다. 일례로 2017년에 발생한 모 대학 폭탄테러 피의자는 평소 주변인들로부터 착하고 성실하다는 평가를 받고 있었다. 피의자의 경우 사제 간의 갈등이 범행의 원인으로 작용한 것으로 보이지만, 평소의 모습과 달리 지나치게 충동적으로 표출된 행동으로 인해 주변인들에게 충격과 의문을 안겨주었다(한국일보, 2017). 일반적으로 성실한 사람들은 충동에 대한 억제능력이 좋은 것으로 인식되기 때문에 이와 같은 충동적 행위가 드물게 나타나는 예외적인 것으로만 간주하고 넘어가는 경향이 있다. 그러나, 이러한 일탈 행위가 사회적으로 큰 타격을 줄 수 있음을 고려할 때, 성실성이 높은 사람들의 자기통제 실패 현상과 관련된 요인에 대해 탐색해 볼 필요가 있다.

최근 Imhoff, Schmidt와 Gerstenberg의 연구

(2014)에서는 자기통제력이 높은 집단이 낮은 집단보다 자아가 고갈된 특수한 상황에서 고칼로리 음식에 대한 충동억제의 실패, 도박 게임에서 위험 감수 결정의 증가 및 성취달성을 위한 동기 저하가 유의미하게 증가한 것으로 보고하였다. 즉, 자아가 고갈된 상황에서는 자기통제력이 높은 집단이 낮은 집단에 비해 자기통제 실패 현상이 두드러지게 나타난 것이며, 이와 같은 현상을 ‘역설적 효과(ironic effect)’라고 지칭하였다. 아울러, Lindner, Nagy, Arhuis와 Retelsdorf의 연구(2017)에서도 높은 자기통제력 집단이 낮은 집단에 비해 자아가 고갈된 상황에서 과제 수행에 대한 동기 및 성과가 유의하게 저조함을 확인하였다.

역설적 효과를 유발하는 상태적(state) 요인으로서 자아고갈(ego depletion)은 개인이 환경이나 자기를 통제하기 위한 의지력을 행사함으로써 일시적으로 자아의 능력이 고갈되어, 정상적으로 가지고 있어야 할 에너지를 모두 갖추고 있지 않은 상태를 말한다(Baumeister, Bratslavsky, Muraven, & Tice, 1998; Baumeister, Vohs, & Tice, 2007). 기본적으로 자기조절은 항상성을 유지하는 것과 같은 무의식적인 조절 체계를 아우르는 개념이며, 그중에서도 자기통제는 개인의 감정, 사고, 충동, 습관이나 자동적 반응을 조절하기 위한 의식적인 노력으로써 자기조절의 핵심 구성요소이다(Baumeister et al., 2007). 이는 미래의 결과를 생각하지 않고 일시적인 쾌락만을 추구하는 충동이나 욕구들을 억제하는 것을 포함한다(Muraven, Tice, & Baumeister, 1998; Rawn & Vohs, 2006). Baumeister 등(1998)은 자기조절의 실패 현상을 설명하기 위해 자기조절자원 모델을 개발했

며, 자기조절 중 능동적인 의사결정이나 의지력을 필요로 하는 자기통제력은 자기조절자원을 소모하며, 자기조절자원은 한정되어 있기에 자원을 쓰고 나면 고갈되어 연이은 자기통제에 실패하게 된다는 자아고갈(ego depletion)의 개념을 제시했다(Heatherton & Tice, 1994). 즉, 근육이 사용 후에 피로해지고 기능이 약화하듯이 자기를 통제하기 위해 지속적이거나 연속적인 노력을 가한 후에는 통제의 기능이 약해진다고 보았다(Baumeister, 2003). 자아가 고갈된 상태에서는 충동의 억제, 정서조절, 유혹에 대한 저항과 같은 다양한 자기통제 과제에서의 수행에 실패하게 된다(이슬아 & 권석만, 2017; Gottfredson & Hirschi, 1990; Meeroof & Griffiths, 2010; Muraven, Collins, & Neinhaus, 2002; Stucke & Baumeister, 2006). 이는 지루한 수업시간에 잠을 자거나, 근무시간에 휴식을 취하거나, 대인관계에서 상대방에게 상처 주는 말을 내뱉거나, 부적절한 공격 및 성적 행동을 나타내는 등의 다양한 문제를 초래할 수 있다(Baumeister et al., 1998).

기존 연구들(Dvorak & Sminos, 2009; Gailliot, Schmeichel, & Maner, 2007)에서는 높은 수준의 자기통제력이 자아고갈의 영향에 보호적일 수 있다는 것을 주장했다. 그러나, 최근 Imhoff 등의 연구(2014)와 Lindner 등의 연구(2017)에서 확인된 바와 같이 자아고갈과 같은 특정한 상황에서는 오히려 높은 자기통제력이 통제실패 현상을 더욱 증가시킬 수 있음을 실험적으로 확인하였으며, 기존 연구에서 자기통제력과 자아고갈의 상호작용을 측정하기 위한 종속변인을 자기보고식 척도로 측정한 점을 제한점으로 지적하였다.

이와 관련하여 역설적 효과가 발생하는 원인으로 자기통제력이 높은 사람은 충동적인 욕구를 적극적으로 억제하는 것이 아니라, 유혹적인 상황을 회피하기 위한 전략을 잘 사용해온 것이라는 주장이 제기되었다(Imhoff et al., 2014). 즉, Hofmann, Baumeister, Förster와 Vohs의 연구(2012)에서는 자기통제력이 높은 사람은 기본적으로 유혹에 대한 욕망이 낮기 때문에 애초에 위험한 유혹적 상황을 피할 수 있으며, 실제 충동을 적극적으로 억제해야 하는 갈등 상황을 덜 경험하는 것으로 보았다. 따라서 자기통제력이 높은 사람은 충동과 싸워야 할 연습이 상대적으로 부족하며, 이에 따라 자기통제의 갈등을 직면하는 상황에서는 덜 적극적으로 대응할 가능성이 있다. 더욱이, 통제를 위한 인지적인 에너지가 고갈된 상태라면, 충동에 대한 저항력은 더욱 낮을 것으로 예상된다.

한편, 자기통제의 실패는 즉각적이고 단기적인 목표에만 집중하여 본능적이고 자동적으로 행동하게 되므로, 유혹적인 상황에서 쉽게 굴복하고, 좌절 상황에서 빨리 포기하며, 복잡하거나 어려운 지시를 따르는데 어려움을 보인다(Bargh & Chartrand, 1999). 자아고갈로 인한 자기통제력의 저하는 심리적 피로도 및 공격성의 증가와 같은 정서적 요인과 더불어 폭식, 도박, 비도덕적 행위 등의 다양한 행동 문제에 영향을 미치는 것으로 밝혀졌다(구도형, 이장한, 2017; 박준수, 이민규, 박준호, 2020; Barlett, Oliphant, Gregory, & Jones, 2016; Gino, Schweitzer, Mead, & Ariely, 2011). 특히, Mead, Baumeister, Gino, Schweitzer과 Ariely(2009)는 도덕적 행동은 개인의 이기적인 충동을 극복하

는 능력이므로 자기통제력이 중요한 영향을 미친다고 보았고, 자아고갈 상황에서는 자기통제력의 약화로 부정행위가 증가하는 것을 검증하였다. 또한, Gino 등의 연구(2011)에서는 자기통제력이 부정행위에 영향을 미치는 매커니즘을 실험연구를 통해 검증하였다. 연구 결과, 자기통제력이 약화될 경우, 사람들은 자신이 놓인 상황이 도덕적 기준이나 원칙과 관련이 있음을 인지 및 해석하는 도덕적 인식(moral awareness)능력이 저하되었고, 이에 따라 비도덕적 행동이 증가하는 것으로 보았다. 이는 Gino와 Galinsky의 연구(2012)에서도 확인해볼 수 있는데, 자아고갈 조건의 참가자들은 문제풀이 답안지를 실험자에게 맡기지 않고, 직접 봉투에서 돈을 빼가는 방식을 더욱 선호함으로써 유혹적 충동을 직면해야 하는 상황에 대한 경계나 인식이 저하되었으며, 더불어 자신의 수행을 과장함으로써 더 많은 금전적 보상을 얻었다.

자기통제력의 핵심기능 중 하나는 단기적이거나 이기적인 이득을 취하는 것과 사회적 수용을 포함하는 장기적 보상을 가져올 수 있는 방식으로 행동하는 것 사이의 동기적인 갈등을 해결하는 것이다(Gino et al., 2011). 자기통제력은 사람들로 하여금 장기적 보상을 가져올 수 있는 방식으로 행동하게 함으로써 개인적 및 사회적 안정과 질서를 유지하게 하는 중요한 심리적 요소로 기능한다. 그러나, 우리는 자기통제를 발휘하려는 시도를 기울이지만 늘 성공하는 것은 아니며, 자기통제력이 자원의 고갈로 약화되면 자기통제실패 행동은 쉽게 나타날 수 있다. 특히, 일상생활에서 유혹적 충동을 느끼게 하는 순간들은 만연해있다.

그중에서도 비도덕적 행위 중 하나인 부정행위(cheating)는 부정직한 방법을 동원하여 능력에 대한 보상을 받거나 불편한 상황을 쉽게 빠져나가는 모든 행위로서(Gino et al., 2011), 학업, 연구, 스포츠, 도박 등 일상생활의 광범위한 영역에 걸쳐 발생할 수 있다. 특히, 대학생 시기에는 학업 및 시험 부정행위에 대한 강한 욕구를 지니고 있으나(김홍길, 1992), 이에 대한 원인을 밝히거나 개입방법을 탐색한 국내 연구는 부족한 실정이다. 실제 국내에서 실시된 양돈규의 연구(2003)에서는 국내 대학생들의 시험 및 학업 관련 부정행위가 매우 심각한 수준으로 대학가에서 보편화 되어 있는 점을 지적했다. 부정행위는 단기적으로는 원하는 목표를 이룰 수 있으나, 장기적으로는 도덕적 자기개념을 훼손할 뿐만 아니라 개인적 평판의 손상처럼 더 큰 대가를 치르게 할 수 있으며(오영희, 1999; Gino et al., 2011), 부정행위를 하지 않는 학생들의 의욕을 떨어트리며, 사회적인 불공정을 초래할 수 있는 중요한 문제이다(양돈규, 2003). 따라서, 본 연구에서는 대학생들을 대상으로 자아고갈로 인한 자기통제 실패의 현상으로서 부정행위를 측정하고자 하였다.

한편, 일반적으로 성실성이 높은 사람들은 사전에 대비하고 철저하게 준비하는 경향으로 인해 부정행위와는 관련성이 적은 것으로 알려져 있다(De Bruin & Rudnick, 2007). 그러나, 높은 자기통제력 특성이 자아고갈의 부정적 효과에 취약한 것을 감안했을 때, 성실성이 높은 사람들도 자아고갈 상태에서는 부정행위에 대한 충동을 억제하는데 어려움이 있을 것으로 예상된다.

종합하면, 성실성의 성격특성은 부정행위를 비롯한 다양한 충동적 문제 행동과 유의한 부적 상관을 보이는 것으로 인식되어왔으나(Giluk & Postlethwaite, 2015), 오히려 높은 자기통제력 특성이 자아고갈의 부정적 효과에 취약한 점을 고려했을 때, 성실성이 높은 대학생들도 자아가 고갈된 상태에서는 부정행위에 대한 충동을 효과적으로 억제하는데 어려움이 예상된다.

다만, 기존의 Big 5 model에서의 성실성은 도덕적 요인을 배제하고 있는지 명확하지 않으며, Lee와 Ashton(2004)은 정직/겸손성의 새로운 차원을 포함한 성격 6요인 모델(HEXACO)을 제안하였다. 이로써 성격 6요인 모델에서 성실성이 양심적이거나 도덕적인 요소를 포함하는 것은 아니라는 것이 명확해졌다. 본 연구에서는 HEXACO 모델의 성실성을 활용하였고, 나아가 정직/겸손성을 통제 변인으로 두어 정직성이 부정행위에 미치는 영향을 배제하고자 하였다. 본 연구는 기존 연구에서 검증된 바와 같이 성실성의 고저 수준에 따른 부정행위에 미치는 영향을 확인하고, 자아고갈의 유발 및 비유발 조건에 따라 부정행위에 영향을 미치는지 살펴보고자 한다. 궁극적으로는 성실성과 자아고갈에 따른 자기조절 실패의 역설적 효과를 부정행위를 통해 확인해보고자 한다.

2. 연구문제

연구문제 1. 성실성 수준에 따라 부정행위에 차이가 나타날 것인가?

연구문제 2. 자아고갈조건에 따라 부정행위

에 차이가 나타날 것인가?

연구문제 3. 성실성 수준에 따라 자아고갈이 부정행위에 미치는 영향이 다르게 나타날 것인가?

II. 연구방법

1. 연구대상

본 연구는 대구가톨릭대학교 생명윤리심의위원회(IRB)로부터 승인(CUIRB-2018-0042)을 받은 후 진행되었다. 경북 소재의 4년제 대학교에 재학 중인 대학생 307명을 대상으로 설문을 통해 성실성을 측정하였다. 전체 설문 대상자의 성실성 평균은 3.01($SD = .53$)로, 대상자의 하위 약 25%($M = 2.37$, $SD = .28$)에 해당하는 저 성실성 집단($n = 32$)과 상위 약 25%($M = 3.80$, $SD = .21$)에 해당하는 고 성실성 집단($n = 32$)을 선정하였으며, 집단 간의 성실성 차이는 유의한 것으로 나타났다 [$t(57.42) = 23.35$, $p < .001$]. 그리고 성실성의 수준별로 자아고갈 조건과 비자아고갈 조건에 무선험당하여 한 집단 당 16명씩 총 4집단($N = 64$)으로 분류하였다. 최종적으로 연구에 참여한 64명의 일반적 특성을 살펴보면, 우선 성별로는 남성은 20명(31.25%), 여성은 44명(68.75%)으로 나타났다. 학년별로는 2학년이 31명(48.4%)으로 가장 많고, 이어서 1학년 19명(29.70%), 3학년 10명(15.6%), 4학년 4명(6.3%) 순으로 나타났다. 또한 계열별로 인문·사회 계열 45명(70.30%), 예·체능계열 19명(29.7%) 순으로 나타났다. 평균 연령은 20.52세($SD =$

1.67)였다. 실험을 시작하기 전에 실험 참가자들에게 본 연구에 대한 설명문을 제공하고 동의서를 받았으며, 실험 참가자들에게 참여에 대한 보상으로 5,000원 상당의 문화상품권을 지급하였다.

2. 측정도구

성실성 척도

유태용, 이기범과 Ashton(2004)이 개발하고, 유태용(2007)이 수정 및 단축형으로 구성한 한국판 HEXACO-PI 척도의 6개 하위구조에서 성실성의 성격특성을 측정하는 16문항을 사용하였다. 문항은 Likert식 5점 척도로 1점(전혀 그렇지 않다)부터 5점(매우 그렇다)으로 구성되어 있고, 총 점수가 높아질수록 성실성의 수준이 높음을 의미한다. 유태용의 연구(2007)에서 내적합치도(Cronbach's α)는 .83이었으며 본 연구에서의 내적합치도 계수는 .80이었다.

정직/겸손성 척도

정직/겸손성을 통제 변인으로 포함시켜 정직성이 부정행위에 미치는 영향력을 제거하고자 유태용 등(2004)이 개발하고, 유태용(2007)이 수정 및 단축형으로 구성한 한국판 HEXACO-PI 척도의 정직/겸손성 16문항을 사용하였다. 문항은 Likert식 5점 척도로 1점(전혀 그렇지 않다)부터 5점(매우 그렇다)으로 구성되어 있고, 총 점수가 높아질수록 정직/겸손성의 수준이 높음을 의미한다. 유태용의 연구(2007)에서 내적합치도(Cronbach's α)는 .80이었고, 본 연구에서의 내적합치도 계수는 .84이었다.

자아고갈 조작 검증 질문지

본 질문지는 자아고갈의 조작 검증을 위해 Gino 등의 연구(2011)에서 사용한 질문지를 본 연구에 맞게 일부 수정하여 사용하였다. 총 3개의 문항으로 이루어져 있으며, 각 문항은 Likert식 7점 척도로, “E(e) 지우기 과제는 당신에게 있어서 얼마나 어렵게 느껴졌습니까?”는 1점(매우 쉬운)부터 7점(매우 어려운)으로 구성되어 있고, “E(e) 지우기 과제의 지시를 따르기 위해 얼마나 많은 노력을 들였습니까?”는 1점(전혀 노력하지 않음)부터 7점(매우 노력함), 그리고 “E(e) 지우기 과제를 끝낸 후에 피곤함이 느껴졌습니까?”는 1점(전혀 피곤하지 않음)부터 7점(매우 피곤함)으로 구성되었다. 조작 검증을 위한 분석에는 세 질문의 평균 점수를 사용하였다. Gino 등의 연구(2011)에서 내적합치도는 .89였고, 본 연구에서의 내적합치도 계수는 .66이었다.

긍정 및 부정정서 척도

본 척도는 자아고갈 유발/비유발 과제를 실시한 두 집단(자아고갈 조건 집단, 비자아고갈 조건 집단) 간의 차이가 정서효과에 의한 것이 아님을 확인하기 위해 Watson, Clark와 Tellegen(1988)이 개발한 긍정 및 부정정서 척도(the Positive and Negative Affect Schedule; PANAS)를 국내에서 이현희, 김은정과 이민규(2003)가 타당화 연구를 통해 재번안한 한국판 PANAS 척도를 사용하였다. 총 20문항의 Likert식 5점 척도로 1점(전혀 그렇지 않다)부터 5점(매우 그렇다)으로 구성되어 있고, 총 점수가 높아질수록 해당 정서(긍정정서 혹은 부정정서)의 수준이 높음을 의미한다. 이현희 등의

연구(2003)에서 긍정정서 문항들의 내적합치도(Cronbach's α)는 .84, 부정정서 문항들의 내적합치도는 .87이었고, 본 연구에서 긍정정서 문항들의 내적합치도는 .84, 부정정서 문항들의 내적합치도 계수는 .78이었다.

3. 실험도구

자아고갈 조작 과제 - 알파벳 E(e) 지우기 과제

본 연구에서는 Baumeister와 동료들(1998), 그리고 김민지와 김범준(2018)의 연구에서 사용한 방식을 활용하였다. 자아고갈을 의도적으로 유발하기 위해서 제한된 시간 동안 영어 지문에서 알파벳 ‘E(e)’를 찾아 사선으로 표시하는 과제를 실시하였다. 구체적으로 자아고갈 조건에 해당하는 집단에게는 5분 동안 단순히 모든 알파벳 ‘E(e)’를 찾아서 지우도록 한 뒤, 뒤이어 나오는 영어 지문에서는 복잡한 2가지 조건(1. e 뒤에 다른 모음이 바로 따라올 경우 지우지 않는다., 2. 한 단어에 e를 제외하고 모음이 하나만 있을 경우 지우지 않는다.)에 맞춰 알파벳 ‘E(e)’를 찾아 모두 지우는 과제를 5분 동안 수행하여 총 10분 동안 과제를 수행하도록 하였다. 이는 5분 동안 단순히 알파벳 ‘E(e)’를 지우도록 학습시켰다가, 연이어서 변형된 규칙을 적용하여 표적 자극을 지워야 하므로 이전의 방식대로 과제를 수행하고 싶은 충동을 억누르게 되는 상황을 유도하여 자아고갈을 유발시키는 과제이다. 반면, 통제 집단(비자아고갈 조건에 해당하는 집단)에게는 동일한 지문에서 별다른 실시조건 없이 알파벳 ‘E(e)’를 찾아 모두 지우는 과제를 10분 동

안 수행하도록 하였다.

실험 참가자들은 성실성의 고저 수준에 따라 자아고갈조건과 비자아고갈조건 중 한 곳에 무선으로 배정하였다. 실험 처치에 대해 알지 못하도록 자아고갈 유발 과제를 대학생의 인지능력을 측정하는 과제라고 설명한 후, 주어진 시간 내에 과제를 얼마나 정확하고 빠르게 수행하는지를 측정한다고 설명하였다.

부정행위 측정 과제 (Trivia question)

부정행위를 측정하기 위해 고안된 Trivia question은 잡다한 일반 상식에 관한 질문들로, 미국의 대학생들이 맞추기 매우 어려운 문제로 구성되어 있다. Trivia question은 일반인들은 정답을 알기 어려운 문항들로 구성이 되기 때문에 주로 부정행위를 측정하는 과제에서 문제지와 답안지를 함께 제시하여 문항을 맞춘 개수에 유의한 차이가 있을 때 부정행위를 한 것으로 간주한다. 본 연구에서는 Moore와 Small(2007), 그리고 Fastrich, Kerr, Castel과 Murayama(2017)의 연구를 참고하여 한국의 문화에 맞게 문항을 수정하여 한 명의 임상심리 전문가로부터 검수를 받은 후 사용하였다.

Trivia question의 문항을 선정하기 위해 사전에 총 100명을 대상으로 난이도가 높은 30개의 문항을 주관식 및 객관식으로 제시하여 두 차례 풀어보도록 했고, 그 중 주관식으로 문항을 제시했을 때 정답률이 0~1% 이내이면서 객관식으로 제시했을 때 정답률이 50% 이내인 문항을 선정하였다. 또한, 사전 조사 100명을 대상으로 정답을 알기 쉬웠던 문항이 있는지 확인하여 문항에서 배제하였고, 최종적으로 총 20개의 문항을 선정하였다. 사용된

문항의 예시로, ‘다음 중 우리나라의 국보로 지정되지 않은 것은 무엇인가?’, ‘다음 중 노벨문학상 수상자가 아닌 사람은 누구인가?’, ‘태양 빛이 지구의 표면에 도달하는데 얼마의 시간이 걸리는가?’ 등의 문항으로 구성되어 있다. 아울러, 선정된 20개의 문항을 7지선다형의 객관식으로 제시하여 추가로 30명에게 풀어보도록 했을 때, 실제 정답률은 약 20%로 20문항 중 평균 4문항에 대해서만 정답을 맞추었다. 위의 과정들을 통해 최종적으로 선정된 20개의 문항들에 대해 대부분의 대학생들이 정답을 알지 못하는 것이 확인되었으나, 그럼에도 일부 참가자들이 부정행위를 하지 않고도 정답을 알고 문제를 풀 가능성을 배제하고자 Trivia question과 함께 제시되는 답안지에 문제의 실제 정답이 아닌 가답을 정답으로 위장 표기하여 제시하였다. 가답은 사전 조사 때 100명의 응답 중 정답 선택률이 가장 낮았던 반응을 제시하였다. 예를 들어, 객관식으로 제시된 문항 1에 대한 실제 정답은 보기 7번이나 사전 조사에서 정답률이 가장 적었던 보기 1번을 답안지에 정답으로 표기하여 참가자들에게 제공하였다. 실제 참가자들이 정답을 알 경우 가답을 선택할 확률은 낮을 것이며, 이는 부정행위를 하지 않았음을 의미한다. 또한, 가답으로 선택한 보기는 사전 연구에서 선택 확률이 가장 낮았던 보기이므로 위장 답안을 제시했을 때 가답의 선택 비율이 증가한다면 이는 부정행위를 한 것으로 볼 수 있다. 따라서 두 집단에서 최종적으로 가답의 응답 갯수를 부정행위로 간주하여 집단 간에 가답 비율의 유의미한 차이가 있는지 측정하였다.

4. 실험 절차

본 실험은 대학교의 실험실에서 진행되었으며, 성실성 측정 설문지 맨 뒷장에 기입한 연락처를 보고 개별적으로 연락하여 참가 동의를 받았다. 본 실험은 약 20분간 진행되었으며 실험의 절차는 그림 1과 같다. 실험 참가자들은 실험에 관한 간략한 설명을 들은 후, 동의서를 작성하였다. 본 실험은 참가자의 부정행위를 측정해야 하기 때문에 실험의 목적 및 방법에 관하여 실험이 끝날 때까지 정보를 제공하지 않으며, 이에 동의한 참가자들만 실험에 참가하였다. 참가자들은 실험 시작 전에 휴대폰 전원을 끈 채 실험자에게 제출하였다. 이후, 실험자로부터 “참가자용 시험지를 모두

사용하고, 검사자용 시험지 밖에 남지 않았다.”는 설명을 들었으며, 표지에 ‘인지능력 평가질문지-검사자용 지침서’로 표시되어 있고, 순서대로 자아고갈 조작 과제, Trivia question이 담겨있는 한 권의 책자 형태의 문제지를 배부 받았다. 지침서의 맨 뒷장에는 Trivia question에 대한 답이 실제 정답인 것처럼 표기되어 있었다.

우선 10분의 제한 시간 동안 자아고갈 조작 과제(알파벳 e 지우기 과제)를 수행하였으며, 조작 검증을 위해 과제 난이도 확인 질문지와 긍정 및 부정정서 척도(the Positive Affect and Negative Affect Schedule; PANAS)를 작성하였다. 다음으로 부정행위 측정 과제(Trivia question)로 넘어갔으며, 참가자들은 과제 풀이 시간이 10

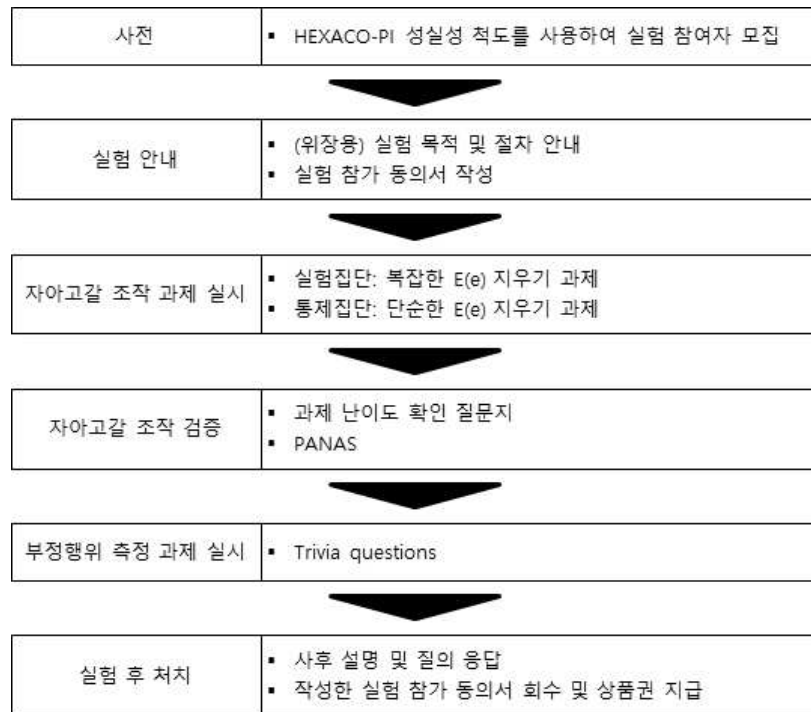


그림 1. 실험 절차

분임을 안내받았다. 부정행위 측정 과제를 시작함과 동시에 연구자는 “다른 건물에서 실험을 진행하고 있는 참가자에게 문제가 생겨 10분 정도 자리를 비워야한다”고 설명한 후 자리를 떠났고, 10분 뒤에 다시 실험실로 복귀하여 참가자의 부정행위 측정 과제를 수거하였다. 모든 실험이 끝난 후 참가자에게 본 실험의 목적 및 방법 등에 관한 사후설명과 실험 참가에 대한 보상을 제공하고 실험 동의서를 받았다.

5. 자료분석

본 연구에서 수집된 자료는 SPSS 22.0을 통해 분석하였으며, 세부적인 분석방법은 다음과 같다. 가장 먼저 참가자들의 인구통계학적 특성을 살펴보고자 기술통계를 실시하였고, 측정하는 척도의 신뢰도 검증을 위해 내적합치도 계수를 산출하였다. 다음으로 성실성 고집단과 저집단의 성실성 수준에 따른 구분이 유의한지 확인하기 위해 독립표본 t 검증을 실시하였고, 자아고갈 수준에 따라 성실성 집단 간에 차이가 있는지 검증하기 위해 독립표본

t 검증을 실시하였다. 그리고 자아고갈 조작 검증을 위해 자아고갈 조건 집단과 비자아고갈 조건 집단 간의 과제 난이도 수준 및 정서 상태(긍정정서, 부정정서)에 대해 독립표본 t 검증을 실시하였다. 성실성이 부정행위에 미치는 영향과 자아고갈이 부정행위에 미치는 영향을 확인하기 위해 정직/겸손성을 통제변인으로 포함하여 각각 이원변량분석을 실시하였으며, 자아고갈과 성실성의 상호작용이 대학생의 부정행위에 미치는 영향을 검증하기 위해 정직/겸손성을 통제변인으로 포함하여 이원변량분석을 실시하고, 세부적으로 살펴보기 위해 단순주효과분석을 실시하였다.

III. 결과 및 해석

1. 자아고갈 조작 검증 결과

자아고갈이 성공적으로 조작되었는지 확인하기 위하여 자아고갈 조건 집단과 비자아고갈 조건 집단 간 자아고갈 조작 검증 질문지 점수와 긍정정서, 부정정서에 대한 독립표본 t

표 1. 자아고갈 조건, 비자아고갈 조건 집단 간 자아고갈 조작 검증 질문지 점수, 긍정정서 및 부정정서의 독립표본 t 검증 분석 결과

		자아고갈 조건 집단 ($n = 32$)	비자아고갈 조건 집단 ($n = 32$)	t
		$M(SD)$		
자아고갈 조작 검증 질문지 점수		4.68(1.04)	4.00(1.16)	2.46*
PANAS	긍정정서	2.51(0.70)	2.50(0.73)	0.04
	부정정서	1.75(0.57)	1.71(0.56)	0.31

* $p < .05$.

검증을 통해 분석하였다. 그 결과는 표 1에 제시하였다.

결과를 살펴보면 자아고갈 조건 집단의 자아고갈 조작 검증 질문지 점수는 4.68($SD = 1.04$)이었으며, 비자아고갈 조건 집단은 4.00($SD = 1.16$)으로 자아고갈 조건 집단의 점수가 유의하게 높게 나타나 자아고갈의 조작이 성공적인 것을 알 수 있다($t(62) = 2.46, p < .05$).

자아고갈의 효과가 정서효과에 의한 것이 아님을 확인하기 위해 PANAS를 사용하여 긍정정서와 부정정서의 평균을 산출한 후, 자아고갈 조건 집단과 비자아고갈 조건 집단 간의 정서 차이를 독립표본 t 검증을 통해 분석하였다. 긍정정서에 대해 자아고갈 조건 집단($M = 2.51, SD = 0.70$)과 비자아고갈 조건 집단($M = 2.50, SD = 0.73$) 간의 차이는 유의하지 않은 것으로 나타났다($t(62) = 0.04, p = .97$), 부정정서 역시 자아고갈 조건 집단($M = 1.75,$

$SD = 0.57$)과 비자아고갈 조건 집단($M = 1.71, SD = 0.56$) 간의 차이가 유의하지 않았다($t(62) = 0.31, p = .76$). 즉, 자아고갈 조건 집단과 비자아고갈 조건 집단간에 긍정정서 및 부정정서 모두에서 유의한 차이가 나타나지 않아 자아고갈의 조작 효과가 정서효과에 의한 것이 아님을 확인할 수 있다.

2. 성실성이 부정행위에 미치는 영향

성실성이 부정행위에 미치는 영향을 알아보기 위해 정직/겸손성을 통제변인으로 포함하여 이원변량분석을 실시하였다. 표 2에는 성실성에 따른 부정행위의 평균 및 표준편차를 제시하였고, 표 3에는 이원변량 분석 결과를 제시하였다.

표 3을 보면, 부정행위에 미치는 성실성의 주효과는 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다($F(1, 61) = 5.72, p < .05, \eta^2 = .09$). 이는

표 2. 성실성에 따른 부정행위 수준의 평균과 표준편차

	<i>M</i>	<i>SD</i>
성실성 고집단($n = 32$)	5.31	3.86
성실성 저집단($n = 32$)	3.16	2.44
전체	4.23	3.38

표 3. 부정행위에 대한 성실성의 효과

($N = 64$)

Source	<i>SS</i>	<i>df</i>	<i>Ms</i>	<i>F</i>	η^2
통제변인(정직/겸손성)	13.87	1	13.87	1.34	.02
성실성	59.17	1	59.17	5.72*	.09
오차	631.22	61	10.35		

* $p < .05$.

성실성 수준에 따라 부정행위 수준이 달라짐을 의미하며, 성실성이 높은 집단($M = 5.31$, $SD = 3.86$)이 낮은 집단($M = 3.16$, $SD = 2.44$)보다 부정행위가 더 높게 나타났다.

3. 자아고갈이 부정행위에 미치는 영향

자아고갈이 부정행위에 미치는 영향을 알아보기 위해 정직/겸손성을 통제변인으로 포함하여 이원변량분석을 실시하였다. 표 4에는 자아고갈 조건에 따른 부정행위 평균 및 표준편차를 제시하였고, 표 5에는 이원변량분석 결과를 제시하였다.

표 5를 보면, 부정행위에 미치는 자아고갈의 주효과는 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다($F(1, 61) = 1.63$, $p = .21$). 이는 자아고갈 조건에 따라 부정행위 수준이 달라지지 않는 것을 의미한다.

4. 성실성과 자아고갈이 부정행위에 미치는 영향

성실성과 자아고갈이 부정행위에 미치는 영향을 알아보기 위해 정직/겸손성을 통제변인으로 포함하여 이원변량분석을 실시하였다. 표 6에는 자아고갈과 성실성에 따른 부정행위의 평균 및 표준편차를 제시하였고, 표 7에는 부정행위에 대한 이원변량분석 결과를 제시하였다.

표 7을 보면, 부정행위에 미치는 성실성의 주효과는 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다($F(1, 59) = 6.47$, $p < .05$, $\eta^2 = .10$). 이는 성실성 수준에 따라 부정행위 수준이 달라짐을 의미하며, 성실성이 높은 집단($M = 5.31$, $SD = 3.86$)이 낮은 집단($M = 3.16$, $SD = 2.44$)보다 부정행위가 더 높게 나타났다. 반면, 부정행위에 미치는 자아고갈의 주효과는 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다($F(1,$

표 4. 성실성에 따른 부정행위 수준의 평균과 표준편차

	<i>M</i>	<i>SD</i>
자아고갈 조건($n = 32$)	4.27	2.38
비자아고갈 조건($n = 32$)	3.75	4.13
전체	4.23	3.38

표 5. 부정행위에 대한 자아고갈의 효과

($N = 64$)

Source	<i>SS</i>	<i>df</i>	<i>Ms</i>	<i>F</i>	η^2
통제변인(정직/겸손성)	32.08	1	32.08	2.91	.05
자아고갈	18.00	1	18.00	1.63	.03
오차	672.39	61	11.02		

표 6. 성실성과 자아고갈에 따른 부정행위 수준의 평균과 표준편차

	자아고갈 조건 (<i>n</i> = 32)	비자아고갈 조건 (<i>n</i> = 32)	전체
	<i>M(SD)</i>		
성실성 고집단	6.81(4.79)	3.81(1.72)	5.31(3.86)
성실성 저집단	2.63(1.71)	3.69(2.96)	3.16(2.44)
전체	4.72(4.13)	3.75(2.38)	4.23(3.38)

표 7. 부정행위에 대한 성실성과 자아고갈의 상호작용효과 (*N* = 64)

Source	<i>SS</i>	<i>df</i>	<i>Ms</i>	<i>F</i>	η^2
통계변인(정직/겸손성)	10.15	1	10.15	1.08	.02
성실성(A)	60.75	1	60.75	6.47*	.10
자아고갈(B)	16.67	1	16.67	1.78	.03
A X B	60.19	1	60.19	6.41*	.10
오차	553.92	59	9.39		

* $p < .05$.

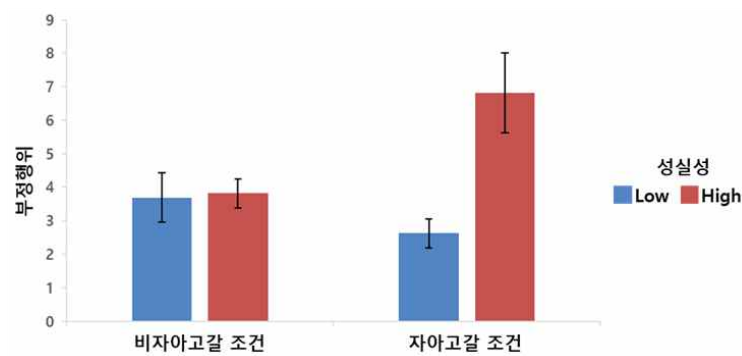


그림 2. 자아고갈 조건과 성실성에 따른 부정행위

59) = 1.78, $p = .15$]. 이러한 결과는 앞서 실시한 두 가지 분석 결과와 일치하는 결과이다.

부정행위에 미치는 자아고갈과 성실성의 상호작용효과는 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다($F(1, 59) = 6.41$, $p < .05$, $\eta^2 = .10$). 이

는 자아고갈에 따른 부정행위 수준이 성실성의 수준에 따라 달라짐을 의미하며, 상호작용 양상은 그림 2에 제시하였다.

자아고갈과 성실성의 상호작용효과가 유의하므로 단순주효과분석을 실시하였다. 그 결

과, 비자아고갈 조건에서 성실성이 높은 집단 ($M = 3.81$, $SD = 1.72$)과 낮은 집단($M = 3.69$, $SD = 2.96$) 간 부정행위의 차이가 없는 것으로 나타났다($R(1, 59) = 0.00$, $p = .97$). 자아고갈 조건에서는 성실성이 높은 집단($M = 6.81$, $SD = 4.79$)이 낮은 집단($M = 2.63$, $SD = 1.71$)보다 부정행위가 더 높게 나타났다($R(1, 59) = 12.62$, $p < .001$, $\eta^2 = .18$). 즉, 비자아고갈 조건에서는 성실성이 부정행위에 영향을 미치지 못했지만, 자아가 고갈된 상황에서는 성실성이 높을수록 부정행위 수준이 증가하였다.

성실성이 낮은 집단에서 비자아고갈 조건($M = 3.69$, $SD = 2.96$)과 자아고갈 조건($M = 2.63$, $SD = 1.71$) 간의 부정행위 수준에 차이는 나타나지 않았으나($R(1, 59) = .72$, $p = .40$), 성실성이 높은 집단에서 비자아고갈 조건($M = 3.81$, $SD = 1.72$)보다 자아고갈 조건($M = 6.81$, $SD = 4.79$)에서 부정행위가 더 높게 나타났다($R(1, 59) = 7.53$, $p < .01$, $\eta^2 = .11$). 즉, 성실성이 낮은 집단은 자아고갈의 영향을 받지 않는 것으로 나타났지만, 성실성이 높은 집단은 자아고갈의 영향을 받아 부정행위가 증가하는 것으로 나타났다.

IV. 논의 및 결론

본 연구는 성실성과 자아고갈이 부정행위 수준에 영향을 미칠 것으로 가정하고 실험연구를 통해 이를 검증하고자 하였다. 이를 통해 성실한 대학생들의 충동적인 일탈 행위에 영향을 미치는 요인을 밝히고, 개인적 및 사

회적으로 부적응 문제를 야기하는 통제실패 현상을 예방하기 위한 시사점을 제안하고자 하였다. 이를 위해 대학생을 대상으로 성실성의 점수에 따라 성실성 고집단과 저집단을 선발하고, 각 집단별로 실험조건(자아고갈 유발)과 통제조건(자아고갈 비유발)을 두어 성실성과 자아고갈의 상호작용에 따라 부정행위 수준에 차이가 있는지를 이원변량분석을 통해 살펴보았다. 주요결과들을 정리하면 다음과 같다.

첫째, 성실성이 높은 집단과 낮은 집단 간의 부정행위 수준에 유의미한 차이가 확인되었으며, 성실성이 높은 집단이 낮은 집단보다 더 높은 부정행위를 보이는 것으로 나타났다. 기존의 연구들에서는 성실성이 높은 사람들은 학업이나 시험에 잘 대비하는 경향으로 인해 일상에서 부정행위에 대한 충동을 직면할 상황이 적은 것으로 보았고, 과거에 이미 시험에 잘 대비했던 상황에서의 부정행위 경험을 자기보고식으로 측정하여 성실성과 부정행위의 관련성을 확인하였다. 반면, 본 연구에서는 실험실 상황에서 난이도가 높은 trivia question을 부정행위 측정과제로 사용했기 때문에 성실성이 높은 사람들도 시험에 응하는데 사전 대비가 어려웠던 것으로 보이며, 부정행위에 대한 강한 충동을 직면했을 것으로 생각된다. Hofmann 등의 연구(2012)에서는 자기통제력이 높은 사람들은 충동에 대한 욕구를 적극적으로 억제하기보다 유혹적인 상황을 회피하는 전략을 잘 사용하는 것으로 보았다. 따라서 본 연구 결과와 같이 성실성 수준이 높은 사람들은 부정행위에 대한 욕구를 직면했을 때 이를 통제하는데 더욱 취약할 수 있으

며, 이에 따라 부정행위가 증가할 것으로 예상된다.

둘째, 자아고갈 조건에 따른 부정행위 차이를 확인한 결과, 그 차이가 유의하지 않은 것으로 확인되었다. 실제 자아고갈의 개념은 현재 재현성 논란을 두고 연구자들 간에 비일관된 결과를 보고하고 있으며, 자아고갈이 자기통제력에 영향을 미치는데 있어 개인적 특성이나 성향적 요인들이 영향을 미칠 수 있음이 반복적으로 제기되었다(Lurquin et al., 2016). 특히, 본 연구에서는 성실성의 수준에 따라 실험 참가자를 선정했기 때문에, 집단의 개인적 특성이 자아고갈 효과에 영향을 미쳤을 가능성이 있다. 즉, 본 연구에서 자아고갈이 부정행위에 미치는 영향이 이전의 연구 결과들과 비일관적인 것은 자아고갈이 또 다른 요인과 상호작용하여 부정행위에 영향을 미쳤을 가능성을 나타내며, 상호작용 요인에 대한 충분한 검토가 이뤄질 필요가 있음을 시사하는 결과이다.

셋째, 성실성과 자아고갈의 상호작용에 따라 부정행위 수준에 차이가 있는 것으로 밝혀졌다. 자아고갈 비유발 조건에서는 성실성이 높은 집단과 낮은 집단 간의 부정행위 수준에 차이가 없는 것으로 나타났다. 다수의 선행연구에서 성실성이 높을수록 부정행위와 일관된 부적 상관을 보고하고 있지만, 본 연구에서는 자아고갈을 유발시키지 않은 일반적인 상황에서 성실성의 수준에 따른 부정행위에 차이가 없는 것으로 나타났다. 이는 선행연구에서 부정행위를 측정할 때 성격 5요인 모델에 기반하여 성실성을 측정했기 때문인 것으로 보인다. 성격 5요인 모델에서는 성실성이 정직성

의 특성을 완전히 배제하고 있는지 확인하기 어렵다(유태용 등 2004). 이에 성실성과 정직성을 구분한 HEXACO 성격 6요인 모델이 등장하였고, 본 연구에서는 HEXACO 설문지를 사용하여 정직성을 배제하였을 뿐만 아니라 정직성을 통제변인으로 포함시켜 성실성이 부정행위에 미치는 영향을 명확하게 측정하였다. 또한 선행연구에서는 부정행위를 단순히 자기보고식 질문지를 사용하여 개인의 경험에 대해 측정하였기 때문에 사회적 바람직성에 의한 왜곡의 가능성이 존재한다.

넷째, 자아고갈 유발 조건에서 성실성이 낮은 집단보다 높은 집단의 부정행위가 높게 나타났다. 즉, 자아가 고갈되지 않은 상태에서는 성실성의 특성이 부정행위 수준에 영향을 미치지 않았지만, 자아가 고갈된 상태에서는 성실성이 높은 집단이 낮은 집단에 비해 부정행위가 더욱 증가하였다. 즉, 본 연구에서도 Imhoff 등의 연구(2014)에서 나타난 역설적 효과를 확인할 수 있었으며, 이는 성실성의 특성을 고려하여 이해할 수 있다. 성실성은 목표지향적 행동을 촉진하는 성격특성으로서 성실성이 높은 사람들은 수행에 대한 높은 기준과 더불어 성취에 대한 강한 야망을 지니고 있다(Costa & McCrae, 1999). 특히, 성격 6요인 모델에서의 성실성은 성격 5요인 모델의 성실성과의 상관이 매우 높지만, 성격 5요인 모델과는 달리 하위 요인으로 완벽성(perfectionism)을 포함하고 있다. 즉, 완벽주의적 특성을 지닌 사람들은 과도하게 높은 수준의 목표를 설정하며, 아무 결점 없이 과제를 수행하려는 성격 경향으로 인해 자신이 해결할 수 없는 문제 상황에 직면했을 때 심리적으로 더욱 부

담감을 느끼거나 무력해질 가능성이 있다(Flett & Hewitt, 2002). 게다가, 자아가 고갈된 상태에서는 문제해결을 위한 인지적 노력을 기울이거나 내적 충동을 억제하는 능력이 약화되므로, 부정행위와 같이 충동억제의 실패 효과가 크게 나타날 수 있다. 더욱이, 성격 5요인 모델에서 성실성은 일에 대해 과도하게 몰두하는 경향으로 인해 강박성 성격장애(obsessive compulsive personality disorder)와의 관련성에 대해 논의 되어 왔으며, 국내에서는 황순택, 윤훈과 이숙희의 연구(2008)에서 성실성과 강박성 성격장애가 .24의 정적 관계를 갖는 것으로 나타났다. 다만, 국외에서는 이러한 관련성이 비일관적으로 관찰되어, 완벽성이 추가된 성격 6요인 모델의 성실성과 강박성 성격장애와의 관련성에 대해 새롭게 탐색해볼 것을 제안하기도 했다(Samuel & Widiger, 2008).

한편, 성실성이 높은 집단은 자아고갈에 따른 부정행위 수준에 차이가 있는 반면, 성실성이 낮은 집단은 자아고갈의 여부에 상관없이 모두 부정행위가 나타나지 않았다. 특히, 성격 6요인 모델에서 성실성이 도덕성과 일치하는 것이 아닌 점을 고려했을 때, 이는 성실성이 낮은 사람들은 수행에 대한 기준과 자기 효능감이 높지 않아서(Ebstrup, Eplov, Pisinger, & Jørgensen, 2011) 해결할 수 없는 어려운 문제에 직면했을 때 동기 수준이 저하되고, 쉽게 포기하기 때문인 것으로 보인다. 이와 관련하여 Lindner 등의 연구(2017)에서는 자기통제력이 높은 참가자들이 낮은 참가자들에 비해 과제에 대한 동기나 인지적 수행에 대한 노력을 더 많이 하기 때문에 더 큰 자아고갈의 효과를 보이고, 자기통제력이 낮은 집단은

수행의 노력을 보이지 않기 때문에 자아고갈의 효과를 보고하지 않는다고 주장하였다. 다만, Lindner 등의 연구(2017)에서는 자아고갈에 대한 조작검증으로 신체적인 피로를 묻는 질문만을 사용하였다. 본 연구에서는 자아고갈에 대한 조작검증으로 과제에 대한 난이도, 정신적 피로감, 신체적 소진의 다각적인 측면을 측정하였으며, 성실성이 높은 집단과 낮은 집단 모두 자아고갈 조건에서 비자아고갈 조건에 비해 과제에 대한 난이도를 높게 평가했으며, 정신적 피로감 및 신체적 소진을 더욱 느끼는 것으로 나타났다. 따라서 성실성이 낮은 집단에서도 자아고갈이 성공적으로 유발되었다고 볼 수 있으며, 이러한 설명은 기각될 수 있겠다.

현대 사회에서 성실성은 매우 긍정적이고 바람직한 특성으로, 계획적이고 신중하며, 의지력이 높은 성질로 인해 건강, 학업, 업무수행 등 전반적인 삶의 영역에서의 성취를 이루는 것으로 여겨진다. 이에, 성실한 사람들의 자기조절실패에 대한 위험성은 간과되어 왔으나, 본 연구에서 확인할 수 있듯이 성실성이 높은 특성은 오히려 자아고갈과 같은 외부의 압력을 견디는데 취약할 가능성이 시사된다. 평소 성실하고 학업성적이 우수했던 학생의 자살, 성실한 공무원의 부정부패, 성실하고 평범한 직장인의 중독 현상 등은 자아고갈의 역설적 효과를 통해 이해될 수 있으며, 성실성이 높은 사람들 중에서 자아고갈상황을 직면할 경우 충동억제의 실패, 화이트칼라범죄 등 광범위한 역기능적 문제를 유발할 가능성이 있다. 따라서, 평소 성실성이 높은 특성을 보이더라도 자아고갈 상황에 대비하기 위한 연

습과 훈련이 필요할 것으로 보인다.

Baumeister는 삶의 한 영역에서 가벼우면서도 규칙적인 자기통제를 실천하는 사람들은 삶의 다른 영역에서 더 나은 자제력을 보일 수 있다고 주장했다(Baumeister et al., 1998). 즉, 일상에서 지나치게 부담감을 느끼지 않으면서 자발적이고 규칙적으로 수행할 수 있는 가벼운 과제나 운동을 습관화하는 것이 자기통제력을 향상하는데 도움이 될 것으로 생각된다. 또한, Ludlow, Olsen, Tortosa, & Wintch의 연구(2007)에서 긍정적인 기분이나 감정이 자아고갈의 부정적 효과를 약화시키는 요인으로 밝혀진 바, 일상에서 재미나 즐거움을 느낄 수 있는 취미활동, 대인관계적 교류 역시 자아고갈에 대한 보호요인으로 작용할 수 있겠다. 더불어, 수면 부족이 사람들의 자기통제력을 감소시키고, 적개심을 증가시켜 직장 내 일탈을 초래하는 것으로 나타나(Christian & Ellis, 2011), 자아고갈을 예방하기 위한 충분한 숙면이나 신체적 휴식도 필요할 것이다.

나아가, 대학생의 부정행위가 발생하는 가장 큰 이유로는 ‘학점을 잘 받기 위한 경우’가 가장 많은 것으로 나타났다(기호일보, 2002; 동아일보, 2002: 양돈규, 2003에서 재인용). 학점은 장학금의 기준으로 작용하거나 취업 및 대학원 등의 진로와도 연결되어 있으며, 이러한 경쟁이 치열해짐에 따라 부정직한 방법을 동원한 부정행위 마저 발생하는 것으로 생각된다. 따라서 대학생들이 학점에 대한 과도한 압박감을 경험하지 않기 위한 방법으로서 교육의 결과보다 교육 과정에서의 즐거움이나 성취감을 경험할 수 있는 방법을 모색하는 것이 필요할 것으로 보인다.

다음으로 본 연구의 한계점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서는 성실성에 대해 고/저의 두 가지 집단으로만 구분하여 자아고갈이 미치는 영향에 대해 확인하였다. 이에 따라 성실성의 다양한 수준에 따른 자아고갈의 영향을 살펴보는 데는 어려움이 있다.

둘째, 성실성과 자아고갈의 상호작용에 따른 부정행위 수준에 대해서 실험을 통한 검증은 이루어졌지만, 역설적 효과의 심리적 기제에 대한 측정은 이루어지지 않아 작동 원인에 대한 파악은 미흡하다. 본 연구에서는 성실성과 자아고갈의 상호작용 효과에 대한 결과로 부정행위를 측정하였으나, 성실성이 낮은 집단에서 자아고갈 여부와 상관 없이 부정행위가 낮게 나타나 이는 성실성의 특성이 갖는 또 다른 요인(성취에 대한 동기 및 목표 수준 등)이 함께 작용했을 가능성이 있다. 따라서 향후 연구에서는 자기보고식 질문지나 실험을 통해 이러한 기제에 대한 면밀한 측정이 함께 이루어질 필요가 있다.

본 연구의 제언은 다음과 같다. 첫째, Mead 등의 연구(2009)에서 정직성과 자아고갈이 부정행위에 미치는 영향을 검증한 결과, 정직성이 높은 사람은 자아고갈 여부와 상관없이 부정행위가 나타나지 않았고, 정직성이 낮은 사람은 자아고갈 시에 부정행위가 더 증가하는 결과가 나타났다. HEXACO 성격 요인은 6가지 차원으로 분류되는데 한 가지 차원만으로 전체 성격을 고려하기보다 성격의 조합에 따라 다양한 양상을 나타낼 수 있음이 확인되었다. 따라서 향후 여러 가지 성격특성을 동시에 고려하여 자아고갈이 충동억제의 실패에 미치는 영향에 대해 탐색해볼 필요가 있다.

더욱이, 현재 자아고갈의 개념은 재현성 논란을 두고 연구자들 간에 의견이 상충하고 있는데, 일부 연구에서 자아고갈의 효과를 재검증했을 때 효과가 없는 것으로 나타나 자아고갈의 개념이 존재하지 않는다는 주장이 제기되었다(Lurquin et al., 2016). 그러나 본 연구에서도 알 수 있듯이 성실성이 낮은 사람들은 부정행위에 대한 자아고갈의 효과가 나타나지 않았고, 성실성이 높은 사람들은 부정행위에 대한 자아고갈의 효과가 명확하게 나타났다. 따라서 자아고갈의 효과를 조절하는 조절변인이 있을 가능성이 시사되고, 자아고갈의 효과가 일관되지 않게 나타나는 현상에 대한 설명이 되었다. 아울러, 최근 다수의 연구에서 특성과 상태의 결합이 행동의 결과를 예측할 수 있음에 대해 강조하고 있으며, 특히, 자아고갈 효과를 보호하는 요인이나 극대화시키는 요인에 대한 상호작용효과를 나타내는 다양한 특성 변인을 찾도록 권고되고 있다(Hoyle, 2006).

둘째, 실험을 진행하기에 앞서 참가자들의 당일의 인지적 및 심리적 피로도에 대해 측정해볼 필요가 있다. 참가자가 실험에 참여하기 직전에 인지적 에너지를 요구하는 과제를 수행했을 경우, 자아고갈의 부정적 효과에 더욱 취약할 수 있다. 따라서 향후 연구에서는 자아고갈 조작 전의 피로도를 측정하여 피로도가 높게 나온 집단에서는 실험을 시작하기 전에 충분한 휴식시간을 갖고 실시하는 것을 권장한다.

셋째, 본 실험 과정에서의 보완점은 다음과 같다. 본 연구에서는 부정행위 여부에 대한 정확성을 높이기 위해 사전 조사를 통해 난이도가 매우 높은 문제만을 Trivia question으로

활용했으나, 고난이도의 문제로 인해 오히려 문제해결에 대한 수행 동기 자체가 저하되었을 가능성을 배제할 수 없다. 따라서 향후 연구에서는 참가자들의 적극적인 참여 유도와 수행에 대한 동기를 높이기 위해 정답률에 따른 매력적인 보상 조건을 제시하거나, 문제의 난이도에 대한 조정이 필요해 보인다. 현재 국내에서 실시된 부정행위에 관한 연구는 대부분 부정행위 경험에 대해 묻거나, 부정행위에 대한 욕구를 측정하는 자기보고식 검사로만 이루어져 있으며, 이는 사회적 바람직성에 의한 왜곡 가능성이 있다. 본 연구에서는 Trivia question을 활용하여 부정행위를 실험으로 측정할 수 있는 방법을 제안하였다. 향후 다양한 실험 방법을 수정 및 보완하여 부정행위를 가장 효과적으로 측정하기 위한 정형화된 실험 패러다임을 마련하는 것이 필요해 보인다.

참고문헌

- 구도형, 이장한 (2017). 자아고갈과 폭식수준이 충동행동에 미치는 영향. *Journal of The Korean Data Analysis Society*, 19(2), 917-930.
<https://doi.org/10.37727/jkdas.2017.19.2.917>
- 기호일보 (2002. 10. 15). 서울대생 30% “커닝 경험 있어”. *기호일보*.
<https://www.kihoilbo.co.kr/news/articleView.html?idxno=7716>에서 2021년 11월 28일 인출
- 김민지, 김범준 (2018). 자아고갈이 처벌판단에 미치는 영향. *한국심리학회지: 법*, 9(2),

- 57-74.
- 김홍길 (1992). 시험부정행위에 관한 연구. *경영학연구*, 5, 55-69.
- 박준수, 이민규, 박준호 (2020). 조절초점과 자아고갈이 위험감수행동(도박행동)에 미치는 영향. *청소년학연구*, 27(8), 197-222.
<https://doi.org/10.21509/KJYS.2020.08.27.8.197>
- 양돈규 (2003). 대학생들의 시험부정행위에 대한 지각과 시험부정행위 경험 및 학업성적간의 관계와 관련 변인 분석. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 15(3), 615-631.
- 오영희 (1999). 한국대학생들의 학업부정행위에 대한 연구. *인간발달연구*, 6(2), 64-85.
- 유태용 (2007). 성격의 6요인(HEXACO) 모델에 의한 성격특성과 조직구성원 직무수행간의 관계. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 20(3), 283-314.
<https://doi.org/10.24230/ksiop.20.3.200708.283>
- 유태용, 이기범, Ashton, M. C. (2004). 한국판 HEXACO 성격검사의 구성타당화 연구. *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 18(3), 61-75.
- 이슬아, 권석만 (2017). 자기조절의 이론적 접근과 심리장애와의 관계: 경험적 연구에 근거한 개관적 고찰. *한국심리학회지: 일반*, 36(1), 1-37.
<https://doi.org/10.22257/kjp.2017.03.36.1.001>
- 이현희, 김은정, 이민규 (2003). 한국판 정적 정서 및 부정 정서 척도(Positive Affect and Negative Affect Schedule; PANAS)의 타당화 연구. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 22(4), 935-946.
- 한국일보 (2017. 6. 15). 예의바르고 성실했던 과학영재의 몰락. *한국일보*.
<https://www.hankookilbo.com/News/Read/201706151624254966>에서 2021년 12월 9일 인출
- 황순택, 윤 훈, 이숙희 (2008). DSM-IV 성격장애와 성격 5요인 간의 관계. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 27(3), 777-789.
<https://doi.org/10.15842/kjcp.2008.27.3.012>
- Bargh, J. A., & Chartrand, T. L. (1999). The unbearable automaticity of being. *American Psychologist*, 54(7), 462-479.
<https://doi.org/10.1037/0003-066X.54.7.462>
- Barlett, C., Oliphant, H., Gregory, W., & Jones, D. (2016). Ego depletion and aggressive behavior. *Aggressive Behavior*, 42(6), 533-541.
<https://doi.org/10.1002/ab.21648>
- Baumeister, R. F. (2003). Ego depletion and self regulation failure: A resource model of self control. *Alcoholism Clinical and Experimental Research*, 27(2), 281-284.
<https://doi.org/10.1097/01.ALC.0000060879.61384.A4>
- Baumeister, R. F., Bratslavsky, E., Muraven, M., & Tice, D. M. (1998). Ego depletion: Is the active self a limited resource? *Journal of Personality and Social Psychology*, 74(5), 1252-1265.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.74.5.1252>
- Baumeister, R. F., Vohs, K. D., & Tice, D. M. (2007). The strength model of self-control. *Current Directions in Psychological Science*, 16(6), 351-355.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-8721.2007.00534.x>

- Christian, M. S., & Ellis, A. P. (2011). Examining the effects of sleep deprivation on workplace deviance: A self-regulatory perspective. *Academy of Management Journal*, 54(5), 913-934.
<https://doi.org/10.5465/amj.2010.0179>
- Costa, P. T., & McCrae, R. R. (1999). A five-factor theory of personality. In L. A. Pervin & O. P. John (Eds), *Handbook of personality: Theory and research* (pp. 139-153). New York: The Guilford Press.
- De Bruin, G. P., & Rudnick, H. (2007). Examining the cheats: The role of conscientiousness and excitement seeking in academic dishonesty. *South African Journal of Psychology*, 37(1), 153-164.
<https://doi.org/10.1177/008124630703700111>
- De Ridder, D. T., Lensvelt-Mulders, G., Finkenauer, C., Stok, F. M., & Baumeister, R. F. (2012). Taking stock of self-control: A meta-analysis of how trait self-control relates to a wide range of behaviors. *Personality and Social Psychology Review*, 16(1), 76-99.
<https://doi.org/10.1177/1088868311418749>
- Dvorak, R. D., & Simons, J. S. (2009). Moderation of resource depletion in the self-control strength model: Differing effects of two modes of self-control. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 35(5), 572-583.
<https://doi.org/10.1177/0146167208330855>
- Ebstrup, J. F., Eplov, L. F., Pisinger, C., & Jørgensen, T. (2011). Association between the five factor personality traits and perceived stress: Is the effect mediated by general self-efficacy? *Anxiety, Stress & Coping*, 24(4), 407-419.
<https://doi.org/10.1080/10615806.2010.540012>
- Eisenberg, N., Duckworth, A. L., Spinrad, T. L., & Valiente, C. (2014). Conscientiousness: Origins in childhood? *Developmental Psychology*, 50(5), 1331-1349.
<https://doi.org/10.1037/a0030977>
- Ent, M. R., Baumeister, R. F., & Tice, D. M. (2015). Trait self-control and the avoidance of temptation. *Personality and Individual Differences*, 74, 12-15.
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2014.09.031>
- Fastrich, G. M., Kerr, T., Castel, A. D., & Murayama, K. (2017). The role of interest in memory for trivia questions: An investigation with a large-scale database. *Motivation Science*, 4(3), 227-250.
<https://doi.org/10.1037/mot0000087>
- Flett, G. L., & Hewitt, P. L. (2002). *Perfectionism: Theory, research, and treatment*. American Psychological Association.
<https://doi.org/10.1037/10458-000>
- Gailliot, M. T., Schmeichel, B. J., & Maner, J. K. (2007). Differentiating the effects of self-control and self-esteem on reactions to mortality salience. *Journal of Experimental Social Psychology*, 43(6), 894-901.
<https://doi.org/10.1016/j.jesp.2006.10.011>
- Galla, B. M., & Duckworth, A. L. (2015). More than resisting temptation: Beneficial habits mediate the relationship between self-control

- and positive life outcomes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 109(3), 508-525.
<https://doi.org/10.1037/pspp0000026>
- Giluk, T. L., & Postlethwaite, B. E. (2015). Big five personality and academic dishonesty: A meta-analytic review. *Personality and Individual Differences*, 72, 59-67.
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2014.08.027>
- Gino, F., & Galinsky, A. D. (2012). Vicarious dishonesty: When psychological closeness creates distance from one's moral compass. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 119(1), 15-26.
<https://doi.org/10.1016/j.obhdp.2012.03.011>
- Gino, F., Schweitzer, M. E., Mead, N. L., & Ariely, D. (2011). Unable to resist temptation: How self-control depletion promotes unethical behavior. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 115(2), 191-203.
<https://doi.org/10.1016/j.obhdp.2011.03.001>
- Goldberg, L. R. (1992). The development of markers for the big-five factor structure. *Psychological Assessment*, 4(1), 26-42.
<https://doi.org/10.1037/1040-3590.4.1.26>
- Gottfredson, M. R., & Hirschi, T. (1990). *A general theory of crime*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Heatherton, T., & Tice, D. M. (1994). *Losing control: How and why people fail at self-regulation*. San Diego, CA: Academic Press, Inc.
- Hirschi, T. (2004). Self-control and crime. In R. F. Baumeister & K. D. Vohs (Eds.), *Handbook of self-regulation: Research, theory, and applications* (pp. 537-552). New York: The Guilford Press.
- Hofmann, W., Baumeister, R. F., Förster, G., & Vohs, K. D. (2012). Everyday temptations: An experience sampling study of desire, conflict, and self-control. *Journal of Personality and Social Psychology*, 102(6), 1318-1335.
<https://doi.org/10.1037/a0026545>
- Hoyle, R. H. (2006). Personality and self regulation: Trait and information processing perspectives. *Journal of Personality*, 74(6), 1507-1526.
<https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2006.00418.x>
- Imhoff, R., Schmidt, A. F., & Gerstenberg, F. (2014). Exploring the interplay of trait self control and ego depletion: Empirical evidence for ironic effects. *European Journal of Personality*, 28(5), 413-424.
<https://doi.org/10.1002/per.1899>
- Lee, K., & Ashton, M. C. (2004). Psychometric properties of the HEXACO personality inventory. *Multivariate Behavioral Research*, 39(2), 329-358.
https://doi.org/10.1207/s15327906mbr3902_8
- Lindner, C., Nagy, G., Arhuis, W. A. R., & Retelsdorf, J. (2017). A new perspective on the interplay between self-control and cognitive performance: Modeling progressive depletion patterns. *PLoS One*, 12(6), e0180149.
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0180149>
- Ludlow, C. E., Olsen, A. J., Tortosa, M., & Wintch, P. H. (2007). Ego depletion: A contributing factor of hopelessness depression. *Intuition: The BYU Undergraduate Journal of*

- Psychology*, 31), Article 4.
- Lurquin, J. H., Michaelson, L. E., Barker, J. E., Gustavson, D. E., Von Bastian, C. C., Carruth, N. P., & Miyake, A. (2016). No evidence of the ego-depletion effect across task characteristics and individual differences: A pre-registered study. *PLoS One*, 11(2), e0147770.
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0147770>
- Mead, N. L., Baumeister, R. F., Gino, F., Schweitzer, M. E., & Ariely, D. (2009). Too tired to tell the truth: Self-control resource depletion and dishonesty. *Journal of Experimental Social Psychology*, 45(3), 594-597.
<https://doi.org/10.1016/j.jesp.2009.02.004>
- Mehroof, M., & Griffiths, M. D. (2010). Online gaming addiction: The role of sensation seeking, self-control, neuroticism, aggression, state anxiety, and trait anxiety. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 13(3), 313-316.
<https://doi.org/10.1089/cyber.2009.0229>
- Mischel, W., Shoda, Y., & Peake, P. K. (1988). The nature of adolescent competencies predicted by preschool delay of gratification. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(4), 687-696.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.4.687>
- Moore, D. A., & Small, D. A. (2007). Error and bias in comparative judgment: On being both better and worse than we think we are. *Journal of Personality and Social Psychology*, 93(6), 972-989.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.92.6.972>
- Muraven, M., Collins, R. L., & Neinhuis, K. (2002). Self-control and alcohol restraint: An initial application of the self-control strength model. *Psychology of Addictive Behaviors*, 16(2), 113-120.
<https://doi.org/10.1037/0893-164X.16.2.113>
- Muraven, M., Tice, D. M., & Baumeister, R. F. (1998). Self-control as a limited resource: Regulatory depletion patterns. *Journal of Personality and Social Psychology*, 74(3), 774-789.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.74.3.774>
- Poropat, A. E. (2009). A meta-analysis of the five-factor model of personality and academic performance. *Psychological Bulletin*, 135(2), 322-338. <https://doi.org/10.1037/a0014996>
- Rawn, C. D., & Vohs, K. D. (2006). The importance of self-regulation for interpersonal functioning. In K. D. Vohs & E. J. Finkel (Eds.), *Self and relationships: Connecting intrapersonal and interpersonal processes* (pp. 15-31). New York: The Guilford Press.
- Samuel, D. B., & Widiger, T. A. (2008). A meta-analytic review of the relationships between the five factor model and DSM-IV-TR personality disorders: A facet level analysis. *Clinical Psychology Review*, 28(8), 1326-1342.
<https://doi.org/10.1016/j.cpr.2008.07.002>
- Shaffer, J. A., & Postlethwaite, B. E. (2012). A matter of context: A meta analytic investigation of the relative validity of contextualized and noncontextualized personality measures. *Personnel Psychology*, 65(3), 445-494.

- <https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.2012.01250.x>
- Stucke, T. S., & Baumeister, R. F. (2006). Ego depletion and aggressive behavior: Is the inhibition of aggression a limited resource? *European Journal of Social Psychology, 36*(1), 1-13. <https://doi.org/10.1002/ejsp.285>
- Swickert, R., Abushanab, B., Bise, H., & Szer, R. (2014). Conscientiousness moderates the influence of a help-eliciting prime on prosocial behavior. *Psychology, 3*(17), 1954-1961. <https://doi.org/10.4236/psych.2014.517198>
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology, 54*(6), 1063-1070. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.6.1063>
- 1 차원고접수 : 2021. 10. 10.
수정원고접수 : 2021. 11. 15.
최종게재결정 : 2021. 12. 27.

The Effect of Conscientiousness and Ego Depletion on Undergraduates' Self-Control Failure: Focusing on Cheating Behavior

Nam, Jaesun

Park, Eunyoung

Dept. of Psychology, Daegu Catholic University

Conscientiousness has been related to many positive factors in life due to its superior self-control. However, recently, an ironic effect was confirmed in that people with high self-control increased their self-control failure in which their ego was depleted. This study aims to verify the effect of conscientiousness and ego depletion on self-control failure through experimental research, and to measure cheating as a result of self-control failure. To this end, 308 university students were evaluated for their conscientiousness and 64 students who were in the 25 percent upper and lower on conscientiousness, were selected as participants. The experiment was conducted by dividing the participants into conditions of ego depletion and controlled where no depletion was manipulated. As a result of the study, there were no significant difference in the cheating between the high conscientious group and the low conscientious group under the control conditions. However, under the condition of ego depletion, the high conscientiousness showed a greater increase in cheating than the group with low conscientiousness, confirming the ironic effect. This study is significant in that it identifies the cause of impulsive deviance shown by conscientious people by examining the effect of ego depletion and conscientiousness on cheating behavior.

Keywords: conscientiousness, ego depletion, self control, cheating behavior, ironic effect