

어두운 성격요인에 대한 응답왜곡 연구: 성별, 응답상황, 검사형식을 중심으로

김 시 나 김 명 소[†] 한 영 석
(주)굿임팩트 호서대학교 산업심리학과

본 연구에서는 이탈(derailment)과 관련된 어두운 성격을 측정할 수 있는 진단도구를 바탕으로 응답상황(정직/왜곡), 검사형식(Normative/Ipsative), 성별(남자/여자)에 따라 응답왜곡(faking) 특성이 달라지는지 검증하고자 하였다. 구체적으로, 응답자들에게 선발 상황이라고 생각하고 응답왜곡을 지시 받았을 경우 자기진단 상황보다 응답왜곡을 어느 정도 더 하는지, 이러한 응답상황에 따른 왜곡차이는 일반적인 리커트(Likert) 척도를 사용하는 Normative(규범적 비교) 검사형식과 강제선택형 척도를 사용하는 Ipsative(개인내 비교) 검사형식에 따라 차이가 있는지, 그리고 성별로 응답왜곡 정도가 다른지 알아보기 위해 삼원변량분석(three-way ANOVA) 혼합설계를 실시하였다. 분석 결과 응답상황과 성별의 주효과가 모두 유의한 것으로 나타났다. 상호작용의 경우, 기대한 바와 같이 응답상황과 검사형식의 이원상호작용효과는 유의했다. 그러나, 응답상황·검사형식·성별의 삼원상호작용효과는 유의하지 않았다. 즉, 응답자의 성별과 상관없이 선발상황에서는 Normative 검사형식에 비해서 Ipsative 검사형식을 사용할 때 응답왜곡을 줄일 수 있는 것으로 밝혀졌다. 이러한 결과를 토대로 본 연구의 의의와 제한점과 함께 앞으로 추후 연구과제로 논의하였다.

주요어 : 남녀차이, 어두운 성격요인, 응답왜곡, Normative, Ipsative

[†] 교신저자 : 김명소, 호서대학교 산업심리학과, 충남 천안시 동남구 안서동 호서대학교 천안캠퍼스 1호관 704호, E-mail : mskim@hoseo.edu

급변하는 글로벌 시대에 조직 환경이 복잡해지고 업무영역과 규모가 확대됨에 따라 조직의 경쟁력을 강화하기 위해 기업마다 우수 인재 확보에 전사적 차원에서 힘을 쏟고 있다. 최근 스펙보다는 스토리텔링이 중요시되고 로알티, 가치, 소명, 일터 영성 등에 대한 관심이 높아지면서, 기업이 요구하는 인재의 핵심 역량 중 인성적 측면이 강조되고 있는 추세이다. 이와 관련해서, 잡코리아가 신입사원 공채를 진행하는 직원 수 100명 이상의 기업을 대상으로 ‘신입사원 선발 기준’에 대해 조사한 결과 ‘지원자의 업무능력이나 스펙보다는 인성이나 태도를 더 중시한다’고 응답한 비율이 80%로 나타났다(강지연, 2011). 그동안 성격검사가 인사선발 장면에서 사용되어 왔지만(Barrick & Mount; 1996), 최근 조직에 적합한 인재를 선발하는 도구로서의 성격검사 사용에 대한 필요성이 한층 제고되고 있다는 의미이다. 그런데 대부분의 성격검사는 성격의 밝은 측면(bright side)을 측정하고 있다. 모든 사람들이 밝은 측면의 성격이나 긍정적인 특성만 지니고 있지 않고, 역기능적 성격특성이 강한 사람들이 기업조직에 끼치는 영향이 크기 때문에, 성격의 어두운 측면(dark side)에 대한 관심을 높일 필요가 있다. 특히, 최근 국내에서는 기업마다 높은 이직률, 부적응자, 리더의 반생산적 업무행동(counter productive work behavior) 등에 대한 고민이 많기 때문에 인성에 대한 종합적 접근이 필요한 시점이다.

실제로 관리자 및 구성원들의 이탈(derailment) 혹은 실패로 인한 문제가 기업의 막대한 시간 및 자원의 손실을 가져온다는 사례들이 보고되고 있다. 리더십 전문 연구 기관인 CLC(Corporate Leadership Council)의 미국 기업을 대상으로 실시한 조사결과(1997년)에

의하면, 신입 관리자 중 50%가 3년 이내에 실패한다고 한다. 신입 리더가 실패할 경우 기업은 일반적으로 리더 연봉의 약 2~2.5배에 달하는 비용에 대해서 부담해야 한다. 여기에는 조직의 생산성 저하나 직원들의 사기저하 등의 요소는 고려되지 않았는데, 이런 숨겨진 비용까지 모두 고려한다면 리더의 실패로 인해 기업이 감내해야 하는 손실은 실로 엄청난 것이다(한상엽, 2008; Lombardo & McCauley, 1988). 관리자뿐 아니라 일반사원들의 역기능적 성격특성이 조직 효과성에 부정적 영향을 미칠 수 있다는 연구 결과들도 보고되고 있다. Rolland와 De Fruyt (2003)는 역기능적 성격특성을 지닌 사람들은 일반인에 비해 절도 행동, 잦은 결근, 공공기물 파손 등과 같은 행동을 더 자주 한다고 밝혔다. 따라서, 기업의 인사선발 장면에서 활용되는 성격검사에 역기능적인 어두운 성격특성에 대한 평가도 포함되는 것이 바람직할 것이다.

성격검사의 효과적인 활용을 위해 검사의 구성요인 외에 한 가지 더 고려해야 하는 것은 응답왜곡에 대한 이슈이다. 지원자들이 선발에 유리하도록 자신을 사회적으로 바람직한 방향으로 응답왜곡하기 때문에 인사담당자들이 성격검사 사용을 주저하는 경향이 있다. 구체적으로, 성격특성을 측정하는 검사는 응답자들의 행동, 태도, 선호에 대해서 자기 스스로 응답하게 하는 자기보고(self-report) 형식을 사용하기 때문에 지원자가 응답할 때 자신을 긍정적으로 보이기 위해 고의적으로 과장을 하거나 사회적으로 바람직한 방향으로 거짓 응답하기 쉽다는 문제점이 있다(Paulhus, 1984). 그래서 일반적인 성격특성 검사들과 마찬가지로 선발이나 진단장면에서 역기능적 성격을 가지고 있는 지원자들을 선별하는 것이

어려울 수 있다. 응답왜곡의 문제점을 극복하기 위한 방법으로는 검사실시전이나 중간에 경고하는 방법, 응답왜곡 탐지 척도를 사용하는 방법, 점수교정 방법, 우수수행자와의 거리, 그리고 개인내 상대적 비교 척도인 Ipsative 형식을 이용한 방법 등이 있다(이은정 & 박동진, 2003). Rothstein과 Goffin(2006)의 연구에 의하면, 최근 선발 상황에서 Ipsative 형식을 많이 사용하고 있는데, 그 이유는 문항세트 내 진술문들의 사회적 바람직성 수준이 일치하거나 비슷하기 때문에 응답왜곡이 사실상 어려워져서 일반적인 문항형식인 Normative 형식이 갖고 있는 응답왜곡에 대한 문제점을 줄일 수 있기 때문이다. 김명소와 이현주(2006)는 역량의 성격적 특성(즉, 긍정적 성격특성)들에 대한 Normative 형식과 Ipsative 형식의 응답왜곡 차이를 분석한 결과, Ipsative 형식보다 Normative 형식에서 더 손쉽게 응답왜곡을 할 수 있다는 것을 밝혀냈다.

본 연구에서는 이탈과 관련된 어두운 성격요인의 진단도구가 일반적인 밝은 측면의 성격특성에 추가하여 기업에서 선발이나 진단장면에서 효율적으로 활용되기 위해서 예비지원자인 대학생들을 대상으로 같은 속성을 측정하는 Normative 형식과 Ipsative 형식의 응답왜곡 성공가능성을 탐색하고자 한다. 이를 위해 각 검사형식을 사용하여 솔직하게 응답하도록 한 집단(정직응답 집단)과 선발상황을 가정하고 응답을 왜곡하도록 지시한 집단(응답왜곡 집단)에서 응답왜곡 정도를 분석해보고, 성별에 따라서도 차이를 보이는지를 추가적으로 밝혀 보고자 한다. 이와 같은 연구는 이탈과 관련된 어두운 성격에 관한 연구를 확장할 수 있는 기반과 어두운 성격 측정의 인사선발 활용가능성을 제공할 수 있을 것으로 기대한다.

어두운 성격

그 동안 성격 연구자들은 사람들의 긍정적인 성격에 초점을 두고, 성공하거나 성공할 수 있는 성격 조건들에 대해 주로 연구하였다. 그러나 성격특성들이 모두 긍정적인 측면만 있는 것이 아니기 때문에 성격의 밝은 측면과 함께 성격의 어두운 측면에도 관심을 가질 필요가 있다(조인철, 김명소, 2010; Judge, Piccolo, & Kosalka, 2009). 사람들마다 주어진 상황이나 환경에 따른 개인차는 존재하겠지만, 어두운 성격요인이 높은 사람들은 강한 스트레스를 받을 때 더 극단적인 행동을 하거나 잘못된 판단, 팀 구축 실패, 대인관계 문제, 자기관리 부족 등의 다양한 문제를 드러내는 것으로 밝혀졌다(Kaiser & Hogan, 2007; Hogan & Hogan, 2001). Rolland와 De Fruyt(2003)의 연구에 의하면 어두운 성격특성을 지닌 사람들은 역기능적 행동을 보이기 때문에 조직이나 팀에 부정적인 영향을 미치게 된다.

1990년대 후반에 Hogan과 Hogan(1997)에 의해 처음으로 11가지의 역기능적인 성격요인이 제시되었으며, 이후에 이에 대한 관심이 증가되면서 몇몇 학자들이 어두운 성격의 추가적인 구성요인을 제안한 바 있다. 특히, Hogan과 Hogan(1997)은 스트레스, 변화, 업무과다 상황에서 가장 명확하게 나타나는 역기능적 성격 특성을 밝히기 위해 임상장에 척도인 DSM-IV의 분류를 토대로 역기능적인 성격요인을 제시하고, 이를 측정하는 HDS(Hogan Development Survey)를 개발하였다. 구체적으로, 11개 요인은 (1) 변덕스러운(Excitable) (2) 비판적인(Skeptical) (3) 보수적인(Cautious) (4) 무관심한(Reserved) (5) 양면적인(Leisurely) (6) 자기 과시적인(Bold) (7) 무모한(Mischievous) (8) 인기주의

적(Colorful) (9) 자유분방한(Imaginative) (10) 완벽주의적(Diligent) (11) 의존적인(Dutiful)으로 구성되어 있다.

또한, Schmit, Kilm과 Robie(2000)는 리더십 측정도구를 GPI(Global Personality Inventory)를 개발하면서, 리더십 요인 중 어두운 성격 요인 5개를 제시하였는데, (1) 자기-중심성(Ego-centered) (2) 조작(Manipulation) (3) 과잉관

리(Micro-managing) (4) 위협(Intimidating) (5) 수동-공격성(Passive-Aggressive)이 여기에 해당한다. 이 외에도, Moscosco와 Salgado(2004)의 연구 결과, DSM-III와 DSM-IV 성격장애에 기반 한 성격의 어두운 측면이 포함된 14개 요인이 제시되었다. 이들 14개 요인은 (1) 고통을 받는(Sufferer) (2) 양면성의(Ambivalent) (3) 의심스러운(Suspicious) (4) 수줍은(Shy) (5) 고독한(Lone)

표 1. 어두운 성격요인에 대한 정의

| 성격요인 | 정의 |
|--------|--|
| 이탈 요인 | <p>변덕스러운 (Excitable) 성격이 까다롭고 짜증을 잘 내며, 쉽게 침체되고 매사에 변덕스러운 성향</p> <p>비판적인 (Skeptical) 의심이 많고 비판에 민감하며, 모든 일에서 부정적인 측면에 초점을 두는 성향</p> <p>보수적인 (Cautious) 자신의 의견을 주장하지 못하고, 변화를 싫어하며, 무슨 일이든 지나치게 신중한 성향</p> <p>무관심한 (Reserved) 타인의 감정이나 상황에 무관심하고 냉담/냉정하며, 사회성이 부족한 성향</p> <p>이기적인 (Selfish) 자신의 이익만 생각하고 이기적으로 행동하며, 사람들을 필요에 따라 이용하는 성향</p> |
| 기능적 요인 | <p>자기과시적 (Bold) 자기 자신을 매우 높게 평가하고 거만하며, 지나치게 자신감이 강한 성향</p> <p>무모한 (Mischievous) 모험을 즐기고 무모하게 한계를 시험하기 좋아하며, 흥분되는 일을 추구하는 성향</p> <p>인기주의적 (Colorful) 사람들에게 늘 주목 받고 싶어 하며, 자신이 중심이 되어 이야기 하다 보니 남의 이야기를 잘 듣지 않는 성향</p> <p>완벽주의적 (Diligent) 완벽 주의적이고 성미가 까다로우며, 사소한 것에 지나치게 주의를 기울이는 성향</p> |
| 중립 요인 | <p>양면적인 (Leisurely) 겉으로는 협력적이지만 속으로는 비협력적이거나 중립적인 태도를 자주 취하며, 가식적으로 대하는 성향</p> <p>자유분방한 (Imaginative) 독창적인 아이디어가 많으나, 사고와 행동의 방식이 유별나고 엉뚱 혹은 괴팍한 성향</p> <p>의존적인 (Dutiful) ‘좋은게 좋은거’라는 식으로 자신의 의견이 없고 남에게 의존적이며, 대세를 따르는 성향</p> |

(6) 비관적인(Pessimistic) (7) 자기중심적(Egocentric) (8) 위험한(Risky) (9) 쾌활한(Cheerful) (10) 괴벽스러운(Eccentric) (11) 믿을만한(Reliable) (12) 복종적인(Submitted) (13) 독단적인(Assertive) (14) 애처로운(Sad)이다.

국내의 경우, 김시나(2010)는 이탈과 관련된 어두운 성격요인을 도출하기 위해 기존의 선행 연구들을 바탕으로 FGI를 실시한 결과, Hogan과 Hogan(1997)이 제시한 11개 요인 외에 ‘자기중심적이며, 이기적인 성향’을 뜻하는 이기적인(Selfish) 요인을 추가적으로 도출하였다(표 1). 이들 12개 요인 중 요인분석과 다양한 수행준거(즉, 삶의 만족도, 심리적 안녕감, 진로준비도 등)과의 상관분석을 통해 다양한 준거에 일관적으로 부정적 영향을 미치는 ‘이탈요인’들은 변덕스러운, 비관적인, 보수적인, 무관심한, 이기적인 특성의 5개 요인으로 밝혀졌다. 나머지 요인들 중 자기과시적, 무모한, 인기주의적, 완벽주의적 특성은 다양한 수행준거들과 긍정적인 관련성을 보였고(‘기능요인’), 양면적인, 자유분방한, 의존적인 특성은 준거들과 특별한 연관성을 나타내지 않았다(‘중립요인’).

응답왜곡

일반적으로 사람들은 다른 사람들과 비교했을 때 자신이 타인보다 더 우월하다고 평가를 하며 타인이 자신에 대해 언급한 것보다 더 긍정적으로 평가한다(Alicke, 1985). 특히 선발 및 승진 장면에서 타인에게 긍정적으로 보이기 위해 응답을 왜곡하는 경향이 많다. 응답 왜곡에는 긍정적 왜곡과 부정적 왜곡이 있으며, 긍정적 왜곡은 특정 목적(예, 인사선발 상황)을 위하여 타인에게 호의적으로 자신을 왜

곡하는 것이고, 부정적 왜곡은 특정 목적(예, 입대상황)을 위해 자신을 부정적으로 왜곡하는 것이다(이종구 & 한영석, 2008). 이 중에서 긍정적 응답왜곡은 자기 자신이 처한 상황에서 긍정적으로 보이기 위해 고의적으로 과장하거나 사회적으로 바람직한 방향으로 왜곡하는 것으로 정의될 수 있다(Paulhus, 1984). 그리고 응답왜곡은 사회적 바람직성(Social Desirability), 인상관리(Impression Management), 자기고양(Self-enhancement), 회귀능력의 과시(Displaying Unlikely), 그리고 의도적 왜곡(Intention Distortion) 등과 같은 다양한 용어로 사용되고 있다(McFarland & Ryan, 2000; Viswesvaran & Ones, 1999; Becker & Colquitt, 1992).

대부분의 성격검사들은 자기보고 검사들이기 때문에 선발 및 진단 장면에서 응답왜곡을 통해 실제 자신보다 더 긍정적으로 응답함으로써 더 높은 선발 기회를 가질 수 있다. 그 결과, 예측타당도를 감소시키고 선발 결정이 왜곡되어 조직에서 필요로 하는 적합한 인재를 선발할 가능성이 낮아질 수 있다. 자기보고식 검사의 응답왜곡으로 평균이 달라지는 것에 대해서 대부분의 연구자들이 동의하고 있다(Zickar, Rosse, Levin, & Hulin, 1996). 응답 왜곡이 타당도에 미치는 영향에 대해서는 그 정도가 크지 않다는 연구 결과들(Kamp, 1996; Hogan, Hogan, & Roberts, 1996; Ones, Viswesvaran, & Reiss, 1996)이 있지만, 많은 연구자들은 응답왜곡이 예측타당도에 영향을 주며, 선발 결정이 왜곡되어 조직에서 요구하는 필요한 인재를 선발할 가능성이 낮아질 수 있다고 주장하였다(Dunnette, Mc Carteney, Carlson, & Kirchner, 1962; Schmit & Ryan, 1993; Ellington, Sackett, & Hough, 1999). Jakson, Wroblewski과

Ashton(2000)의 연구에 의하면, 응답자들에게 솔직한 응답을 지시했을 때보다 선발상황을 제시해 지원자를 가정한 조건에서 응답을 하라고 했을 때 응답왜곡이 더 높은 것으로 나타났다. 국내에서도 동일한 척도에 대한 솔직하게 응답하도록 한 집단(정직응답 상황)과 지시에 따라 응답을 왜곡하도록 한 집단(왜곡응답 상황)에서의 척도별 응답 평균이 정직하게 응답한 통제집단의 척도별 응답 평균보다 높게 나타났다(이은정 & 박동건, 2003; 김명소 & 이현주, 2006).

본 연구에서는 위의 연구결과들을 바탕으로 다음과 같은 가설을 제시하였다.

연구가설 1. 정직응답 상황(정직집단)보다는 왜곡응답 상황(왜곡집단)에서 응답왜곡의 가능성이 더 높을 것이다.

응답왜곡의 통제방법

선발 상황에서의 응답왜곡에 대한 문제점이 제기됨에 따라 이를 통제하기 위한 다양한 방법들에 대한 연구들이 진행되었다. 응답왜곡을 통제하는 방법에 따라서 정도차이가 있으나 효과적인 것으로 알려진 통제방법들은 다음과 같다. 응답자들에게 왜곡된 응답을 하면 불이익을 받으니 정확하게 응답하라고 검사 실시 전에 경고하는 방법(Dwight & Donovan, 2003), 응답왜곡의 정도를 파악하기 위해 응답 왜곡 탐지 척도를 사용하는 방법(Ross et al., 1998), 검사 점수를 응답왜곡의 정도에 따라 낮추거나 높여주는 점수 교정방법(Christiansen & Goffin, 1994), 그리고 비슷한 내용 또는 수준들로 선택지 집합을 구성해 강제로 순위를 매기게 하거나 자신에게 가장 부합되는 것

(Most)과 부합되지 않는 것(Least)을 강제로 선택하게 하는 Ipsative 검사형식을 사용하는 방법이 있다(Jackson, Wroblewski, & Ashton, 2000).

이러한 방법들 중 MMPI 등과 같은 기존의 성격검사에서 자주 사용된 방법은 사회적 바람직성 척도를 사용해서 응답왜곡이 일어난 다음에 왜곡을 바로잡기 위해 점수를 교정하는 방법이다(Houg, Eaton, Dummettem Kamp, & McCloy, 1990). 그런데 점수교정 방법이 이론적으로 의미 있는 결과이지만, 사회적 바람직성 점수가 높은 사람이 정말 응답왜곡으로 그 점수를 얻은 것인지에 대해서는 논란이 있다. 다시 말해, 실제로 의도적으로 왜곡하지 않았던 지원자가 사회적 바람직성 척도 점수가 높다는 이유로 별도의 검증절차 없이 탈락할 수 있다는 문제점이 발생하게 된다(Jackson, Wroblewski, & Ashton, 2000). 그래서 Rothstein과 Goffin(2006)는 선발 상황에서 응답왜곡을 줄이기 위해 가장 바람직한 방법으로 Ipsative 형식을 추천한 바 있다.

Normative와 Ipsative 형식의 비교

Normative

대부분의 성격검사에서 Normative 형식을 가장 많이 사용하고 있다. 그 이유는 각 문항에 대한 개인의 태도와 선호 수준, 동의 정도 등을 리커트(Likert) 형식으로 응답하기 때문에 개인 간의 비교가 용이하고, 개인의 총점을 구할 수 있으며, 여러 가지 통계적 기법을 사용하는데 큰 제약이 없다. 또한, 심리적 강도가 응답에 그대로 표현되기 때문에 심리적 특징의 강도를 비교적 정확하게 측정할 수 있다. 하지만 Normative 형식에서는 질문 자체에서 그 문항의 목적이 나타나기 때문에 응답자들

이 의식적으로 또는 무의식적으로 응답왜곡을 할 수 있다는 제한점이 있다. 앞서 설명한 응답왜곡들, 즉, 응답자들이 극단적 반응범주를 사용하기를 회피하는 중심 경향성, 제시된 진술문에 피험자들이 동의만하는 경향을 응답묵종(acquiescence), 응답자의 능력을 실제 자신보다 더 높게 평가하는 관대화 경향성, 응답자들이 자신을 더 긍정적인 방향으로 꾸미려고 노력하는 사회적 바람직성 등의 응답왜곡에 영향을 받기 쉽다(Baron, 1996; Paulhus, Bruce, 1991; 박지훈, 2007).

Paulhus과 Bruce(1991)의 연구에 의하면, Normative 형식의 성격 5요인(Big Five) 검사를 사용했고, 응답자들에게 신입사원 선발 상황을 가정하였으며, 가상의 직무와 그 직무에 해당되는 정보를 제공했을 때 그 직무에 적합한 성격 5요인(Big Five)의 프로파일을 만들어 낼 수 있었다. 또한, Viswervaran과 Ones(1999)의 연구에서도 응답자들에게 응답왜곡을 지시했을 때 실제로 Normative 검사의 점수를 향상시킬 수 있었다. 이렇게 인사선발 장면에서 Normative 검사를 사용할 경우, 실제 자신의 모습보다 긍정적으로 보이기 위한 왜곡이 큰 어려움 없이 시도될 수 있기 때문에 Normative 형식을 그대로 사용하는 것은 문제의 소지가 있을 수 있다.

Ipsative

Ipsative 형식에는 두 가지 방법이 있는데, 첫 번째 방법은 순위를 매기는 것이고, 두 번째 방법은 사회적 바람직성이 비슷한 2개 이상의 진술들을 짝지어 하나의 문항 세트를 구성하고 이 중에서 자신과 가장 부합되는 것(Most)과 부합되지 않는 것(Least)을 강제로 선택하게 해서 한 문항 세트의 채점결과의 합이

동일하거나 '0'이 되는 것이다(Baron, 1996).

Ipsative 형식은 문항 세트 내 진술문들의 사회적 바람직성 수준이 일치하거나 비슷하기 때문에 응답왜곡이 사실상 어려워 Normative 형식보다 더 타당한 점수를 산출할 수 있다는 강점이 있다(Baron, 1996). 하지만, 통계적인 분석이 어렵고, 그 해석이 제한적이며, 하나의 진술문이 선택되어지면 나머지 진술문들은 선택될 기회를 잃게 되는 측정의 의존적 문제를 갖고 있다. 구체적으로 말하면, 두 개의 척도만을 측정할 Ipsative 형식의 성격검사를 했을 때 한 척도의 점수가 높아지면 다른 척도의 점수는 자동적으로 낮아지게 된다(Hicks, 1970; Bartram, 1996). 또한, 개인 내 상대적 순서로 서열화 되어 있거나 개인 간 총점의 분산이 '0' 또는 점수가 동일하기 때문에 개인 간 비교가 어렵다는 제한점을 가지고 있다(Cornwell & Dunlap, 1994; Hicks, 1970). Ipsative 형식은 개인 간 총점의 분산이 '0' 또는 점수가 동일하다는 제한점으로 인해 개인차 점수가 필요한 실제 선발 상황에서는 개인 간의 비교에 큰 문제점이 없는 이상 리커트(Likert) 형식을 더 선호하는 경향이 있다.

그렇지만 Ipsative 형식에서 총점을 사용하는 문제점을 줄이는 방법으로는 인사선발 과정에서 다양한 역량을 측정하더라도 그 중 해당 직무와의 관련성이 높은 핵심역량만을 선택해서 총점을 이용하면 총점의 분산이 커지게 되고 개인차가 생기게 된다(Hicks, 1970). 또한, 측정 의존 문제와 개인 내 순위 평정 문제점을 줄이기 위해 척도 혹은 대안의 수를 늘이는 것이 바람직하다. 왜냐하면, 척도의 수가 증가하고 척도간의 상관성이 낮아질수록 문제점은 최소화되기 때문이다(Baron, 1996).

Normative와 Ipsative 형식의 비교 연구

Hicks(1970)와 Weybrew(1970)는 Normative 형식이 갖고 있는 문제점에 대한 대안적 방법으로 Ipsative 형식을 사용했지만, 두 형식의 동질성에 대한 문제점을 제기하였다. 하지만 Merritt와 Marshall(1984)의 연구에 따르면, LSI(Learning Styles Inventory)의 Normative 형식과 Ipsative 형식이 비슷한 신뢰도와 타당도를 보였으며, 두 개 형식이 동일한 특성을 측정한다는 점에서 동일하다고 주장하였다. 이들의 주장을 뒷받침해 줄 Saville와 Willson(1991)의 연구에서도 OPQ(Occupational Personality Questionnaire) 척도에 대한 Ipsative 형식과 Normative 형식간의 상관을 구한 결과 높은 상관관계를 보였으며, 또한, Ipsative 형식이 Normative 형식보다 응답왜곡을 더 통제할 수 있다는 장점을 가지고 있다고 주장하였다.

두 형식의 응답왜곡 비교 연구를 살펴보면, Martin, Bowen과 Hunt(2002), 김명소와 이현주(2006)의 연구에서 참가자들에게 특정 직무에 대한 정보가 제공되고 선발상황임을 가정할 때 Ipsative 형식보다 Normative 형식에서 응답자들이 생각하는 특정 직무에 대한 역량 프로파일과 현직자들이 생각하는 프로파일이 유사하게 나타났다. 즉, 정직한 응답상황에서는 두 형식간 차이가 없었으나, 선발상황을 가정할 때 Ipsative 형식보다 Normative 형식에서 더 손쉽게 응답왜곡을 할 수 있다는 것을 밝혀냈다.

따라서 이러한 연구결과들을 바탕으로 일반적인 성격특성을 어두운 성격요인으로 확장하여 다음과 같은 가설을 제시하였다.

연구가설 2. Ipsative 형식보다는 Normative 형식에서 정직응답 상황(정직집단)과 왜곡응답 상황(왜곡집단) 간에 응답왜곡 차이가 더 크게

나타날 것이다. 즉, 정직응답 상황의 경우 두 형식간 차이가 나타나지 않지만, 왜곡응답 상황에서는 유의한 차이가 발생할 것이다.

응답왜곡과 성차

성격검사의 응답왜곡에 대한 성차연구는 국내외적으로 전무한 실정이므로, 이와 유사한 개념인 인상관리와 성격특성의 측면에서 기존 성차 연구들을 검토하고자 한다. 인상관리에 대한 많은 연구들에서는 인상관리의 활용에서 남여간에 유의미한 차이가 있음을 나타내었다. Bolino와 Turnley(2003)는 여성이 남성에 비해 상대적으로 더 적은 인상관리 행동들을 보이며, 또한 더 수동적인 성향을 보인다고 주장하였다. Singh, Kumra, 그리고 Vinnicombe(2002)의 연구결과, 남성의 경우 승진을 위해 인상관리를 사용하는 경향성이 여성보다 더 강한 것으로 나타났다.

자기감시(Self-monitoring)는 사회적인 상황에 따라 자신이 인정받기 위해 자신의 행동에 대한 적절성을 평가하고 통제하는 정도의 차이를 의미한다(Snyder, 1974). Mueller-Hanson, Heggstad, 및 Thornton (2006)은 자기감시가 성격검사 상황에서 자신과 다르게 응답왜곡을 하게 만드는 요소라고 주장하였다. Flynn과 Ames(2006)는 여성들이 일반적으로 남성보다 더 낮은 성과를 낼 것으로 여겨지는 경우가 많으며, 이러한 경우에 자기감시가 남성보다 여성에게 더 긍정적인 효과를 갖는다고 하였다. 즉, 남성들은 자기감시 수준이 유의한 영향을 미치지 않았지만 여성의 경우에는 자기감시가 높은 여성이 자기감시가 낮은 여성에 비해 인상관리 행동이 더 많이 나타난다는 것이다. Levine과 Feldman(2002)은 취업 면접 상황

에서 자기감시가 높은 여성들은 면접관들과의 눈 맞춤(eye contact)을 더 많이 하였지만, 남성에서는 유의미한 차이가 나타나지 않았다는 연구결과를 제시하였다.

김미정(2007)의 연구에서 남녀대학생 350여 명을 대상으로 MMPI 하위척도에 대한 성별 차이검증을 한 결과, L(Lie)척도에서 남성이 여성보다 조금 높게 나타났지만 유의미한 차이를 보이지는 않았다. 추가로 MMPI 자아방어 기제 하위척도에 대한 성별 차이검증의 결과에서는 8개의 하위척도에서 차이가 나타났는데, 부정척도, 신체화 척도, 회피 척도, 해리 척도, 전치 척도, 투사 척도, 승화 척도, 허세 척도에서는 남자 대학생 집단이 여자 대학생 집단에 비해 유의미하게 높게 나타났다. 특히, 허세척도에서 남성이 높은 것은 한국사회에서 남자에 대한 일반적인 성역할, 남성의 권위와 체면 등을 중요시하는 경향이 남아있는 것이라고 해석된다.

John과 Robins(1994)의 연구에서 자신이 타인보다 더 낫다고 생각하는 경향인 자기고양(Self-enhancement) 수준이 높은 사람들은 동료들부터 부정적인 평가를 받았으며, 자존감이 하락되는 경향이 있었다. 그리고 고재홍과 조기영(2003)는 남학생이 여학생보다 자기고양 편향의 태도를 더 많이 지니고 있으며 이러한 이유는 남자와 여자에게 각각 기대되는 성역할이 다르기 때문에 이러한 기대에 부응하기 위해 행동이 다르다고 보고 있다. 예를 들면,

다른 사람들의 기대에 부응하기 위해 남자들은 지배적이고, 공격적이며, 과제지향적인 행동을 많이 하는 반면, 여자들은 사교적이고, 민감하며, 온화하게 행동한다는 것이다(Eagly, 1987). Paulhus (1998)는 자기고양 편향은 자신의 심리적 측면(자존감 향상 등)에는 긍정적인 효과를 줄 수 있지만, 대인관계에서는 부정적인 효과로 작용할 수 있음을 시사하였다.

이러한 연구결과들을 바탕으로 다음과 같은 연구가설과 연구문제를 제시하였다.

연구가설 3. 여자보다는 남자에서 응답왜곡의 가능성이 더 높을 것이다.

연구문제. 성별에 따라 응답상황(정직/왜곡)과 검사형식(Normative/Ipsative)간 상호작용에 차이가 있는가?

방 법

연구 대상 및 절차

본 연구에는 국내 A대학의 대학생 414명이 연구에 참여하였다. 조사대상자들의 인구통계학적 특성은 표 2에 제시되어 있고, 검사형식과 응답상황에 따른 구분은 표 3에 제시되어 있다. 조사대상자들을 사전에 정직응답 상황과 왜곡응답 상황으로 분류하여 1차 검사

표 2. 연구 참가자들의 인구학적 배경(결측치=미응답자)

| 대학생 (N=414) | 성별(N) | 남자(236) | 여자(170) | | | |
|----------------|-------|----------|---------|----------|---------|--------|
| | | 단과대학(N) | 인문대(21) | 사회대(281) | 공대(104) | |
| | 학년(N) | 1학년(108) | 2학년(84) | 3학년(123) | 4학년(89) | 결측치(2) |

표 3. 응답집단에 따른 조건별 인원수

| | 정직응답 상황 | 응답왜곡 상황 | 합계 |
|---------------|-------------------------------|-----------------|-----|
| Normative | 214 | 192 | 406 |
| Ipsative | 200 | 183 | 383 |
| 지시 | 정직하게 응답 | 선발상황이라고 생각하고 응답 | |
| 이탈요인의 문제수준 평가 | 일상생활이나 학교 혹은 직장생활에서 문제가 되는 정도 | | |

(Normative)를 실시하고, 1~2주 후 동일한 대 학생을 대상으로 2차 검사(Ipsative)를 실시하였다. Ipsative 형식의 신뢰도를 측정하기 위해 2차 검사에서 정직응답 상황의 집단에서 31명을 선정하여 검사-재검사(test-retest)를 실시하였다.

응답상황(정직/왜곡)의 조작

응답왜곡을 조작하기 위해서 정직응답 상황에서는 정직하게 자신의 모습 그대로 응답해 달라고 지시하였고, 왜곡응답 상황의 경우에는 본인이 평상시 입사하고 싶은 회사에 지원한 상태이며, 첫 번째 선발과정에서 본 검사를 실시하게 되었다고 가정하고 응답하도록 지시하였다.

측정도구

어두운 성격검사

어두운 성격검사는 김시나(2010)가 개발한 Ipsative 형식과 Normative 형식을 함께 사용하였다. 두 형식 모두 12개의 동일한 성격요인으로 구성되어 있으며, 요인분석과 삶의 만족도, 심리적 안녕감, 진로 준비도 등의 준거와의 관련성에 따라서 이탈요인, 기능요인, 중립

요인으로 구분되었다.

Normative 형식의 어두운 성격검사

어두운 성격검사 문항 중에서 이탈요인에 해당하는 40문항(각 요인당 8문항)을 사용하였다. 각 문항에 제시된 진술문이 현재 자신을 얼마나 잘 나타내주고 있는지, 즉 자신의 평상시 행동이나 생각과 일치하는 정도를 6점 척도(1 = 전혀 그렇지 않다, 6 = 매우 그렇다)로 평정하도록 하였다. 변덕스러운, 비판적인, 보수적인, 무관심한, 이기적인의 신뢰도(α)는 .70, .77, .83, .79, .82로 나타났다.

Ipsative 형식의 어두운 성격검사

어두운 성격검사 총 40개의 문항세트(120문항)로 구성되어 있으며, 각 문항세트에는 서로 다른 성격을 측정하는(이탈요인, 기능요인, 중립요인) 세 개의 진술문이 포함되어 있다. 응시자들은 한 문항 세트 내의 세 개 진술문 중 자신의 성격과 가장 가깝거나 자신을 가장 잘 표현하는 진술문 하나를 선택(Most)하고, 또한 자신과 가장 거리가 멀거나 자신을 가장 잘 표현하지 못하는 진술문 하나를 선택(Least)하게 된다. 이탈요인, 기능요인, 중립요인의 검사-재검사 신뢰도는 .89, .82, .70으로 나타났으며, 어두운 성격요인별 검사-재검사 신뢰도는 .57~.82로 비교적 양호한 편으로 나타났다.

어두운 성격 점수 산출 방법

각각의 어두운 성격요인이 일상생활이나 학교에서 문제가 되는 정도를 10점 척도(1 = 전혀 문제가 되지 않는다, 10 = 큰 문제가 된다)로 평정하도록 하였다. 12개 어두운 성격요인 중 이탈요인으로 밝혀진 변덕스러운, 비판적인, 보수적인, 무관심한, 이기적인의 신뢰도(α)는 각각 .64, .67, .44, .67, .49로 나타났다.

응답왜곡을 측정하기 위해 Martin(2001)의 방법을 사용하였다. 즉, 이탈요인의 문제수준 점수와 실제 검사점수 간 차이는 각 이탈요인의 문제수준 점수와 실제 검사의 각 이탈요인 점수 차이를 제공하여 모든 이탈요인에 대해 합산한 값의 제곱근으로 계산하였다. 구체적으로, 두 형식의 검사에서 각 이탈요인별 점수를 10점 척도로 환산한 값과 문제수준별 점수(10점 Likert 척도)의 차를 제공하여 모든 합산한 뒤 제곱근을 구한 값을 X라고 했을 때 공식은 다음과 같다.

$$X = \sqrt{\sum(TOT_i - COMP_i)^2}$$

TOT_i = 각 검사에서 한 개인이 받은 i번째 회피행동요인 점수

COMP_i = i번째 회피행동에 대한 회피행동요인 점수

X값은 이탈요인 점수 각각에 대한 평가와 실제 검사에서의 이탈요인 점수가 얼마나 차이를 보이는지 나타내는 값으로 이 값이 증가할수록 이탈요인의 문제수준 점수와 실제 검사점수가 상이하다는 것을 의미하므로 응답왜곡에 실패했다고 해석할 수 있다.

분석방법

모든 분석에는 SPSS 18.0을 이용하여 삼원변

량분석(three-way ANOVA) 혼합설계를 실시하였다. 삼원변량효과에 대해서 각 변인들의 상호작용효과를 해석하기 위해 추가로 이원변량분석(two-way ANOVA)을 사용하였고 인구통계학적 변인에 대한 빈도분석이 실시되었다.

결 과

응답왜곡에 대한 응답상황 및 성별의 주효과

응답상황(정직/왜곡) · 검사형식(Normative/Ipsative) · 성별(남자/여자)에 대한 삼원변량분석(three-way ANOVA)을 실시한 결과, 3개 독립변인 모두 주효과가 유의하게 나타났다(표 4, 5). 기대한 바와 같이, 응답상황간 유의한 차이가 도출되었고($F=53.425, p<.000$), 정직상황($M=6.36, SD=2.14$)보다 왜곡상황($M=7.52, SD=2.24$)에서 응답왜곡 수준이 유의하게 높은 것으로 나타나 가설 1이 지지되었다. 또한, 여자 응답자($M=6.58, SD=2.23$)와 비교할 때, 남자 응답자들($M=7.17, SD=2.25$)의 응답왜곡 수준이 유의미하게 높은 것으로 나타났다($F=10.812, p<.001$). 이러한 결과를 통해 가설 3도 지지되었음을 알 수 있다. 이 외에도 가설로 설정하지는 않았지만, Normative 형식($M=7.98, SD=2.21$) 보다는 Ipsative 형식($M=7.05, SD=2.17$)에서 응답왜곡 수준이 유의하게 낮았다($F=5.271, p<.022$).

응답왜곡에 대한 응답상황과 검사형식의 상호작용 효과

응답상황과 검사형식간 이원상호작용을 살펴보면, 유의한 상호작용효과가 나타났다

표 4. 응답상황, 검사형식, 성별에 따른 이탈요인의 응답왜곡에 대한 평균과 표준편차

| 응답상황 | 검사형식 | 성별 | | | | 전체 | |
|------|-----------|-----|------------|-----|------------|-----|------------|
| | | 남자 | | 여자 | | N | M(SD) |
| | | N | M(SD) | N | M(SD) | | |
| 정직 | Normative | 118 | 6.61(2.03) | 96 | 5.85(1.99) | 214 | 6.27(2.05) |
| | Ipsative | 107 | 6.65(2.25) | 93 | 6.25(2.20) | 200 | 6.46(2.23) |
| | 합계 | 225 | 6.63(2.13) | 189 | 6.05(2.10) | 414 | 6.36(2.14) |
| 왜곡 | Normative | 118 | 8.11(2.28) | 74 | 7.76(2.09) | 192 | 7.98(2.21) |
| | Ipsative | 104 | 7.28(2.09) | 79 | 6.75(2.24) | 183 | 7.05(2.17) |
| | 합계 | 222 | 7.72(2.23) | 153 | 7.24(2.22) | 375 | 7.52(2.24) |
| 전체 | Normative | 236 | 7.36(2.28) | 170 | 6.68(2.24) | 406 | 7.08(2.29) |
| | Ipsative | 211 | 6.96(2.19) | 172 | 6.48(2.23) | 383 | 6.74(2.22) |
| | 합계 | 447 | 7.17(2.25) | 342 | 6.58(2.23) | 789 | 6.92(2.26) |

표 5. 응답상황·검사형식·성별에 따른 이탈요인의 응답왜곡 차이의 삼원변량분석

| 변량원 | df | SS | MS | F | p |
|--------------------------|-----|-----------|---------|--------|-------|
| 응답상황(정직/왜곡) | 1 | 247.291 | 247.291 | 53.425 | <.000 |
| 검사형식(Normative/Ipsative) | 1 | 24.396 | 24.396 | 5.271 | <.022 |
| 성별(남자/여자) | 1 | 50.048 | 50.048 | 10.812 | <.001 |
| 응답상황*검사형식 | 1 | 61.910 | 61.910 | 13.375 | <.000 |
| 응답상황*성별 | 1 | 0.959 | 0.959 | 0.207 | <.649 |
| 검사형식*성별 | 1 | 0.416 | 0.416 | 0.090 | <.764 |
| 응답상황*검사형식*성별 | 1 | 3.372 | 3.372 | 0.729 | <.394 |
| 오차 | 781 | 3615.051 | 4.629 | | |
| 전체 | 789 | 41753.556 | | | |

($F=13.375$, $p<.000$). 구체적으로, 그림 1과 같이 정직응답 상황에서 두 형식간 차이가 나타나지 않지만, 왜곡응답 상황에서는 유의한 차이가 발생하였다. 즉, 선발상황을 가정하여 응답왜곡을 지시한 경우에 정직하게 응답하는 상황과 비교할 때 Ipsative 형식

($M=6.74$, $SD=2.22$)보다 Normative 형식($M=7.08$, $SD=2.29$)에서 유의하게 높은 수준을 보였다. 이는 가설 2를 지지해주는 결과이다. 이 외의 이원상호작용효과는 유의하지 않았다.

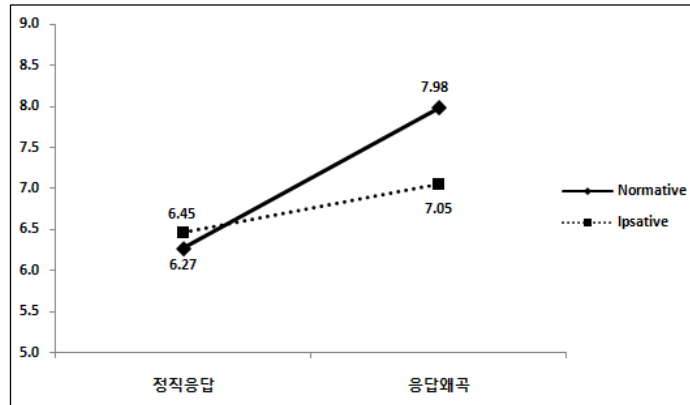


그림 1. 응답상황과 검사형식의 상호작용(전체)

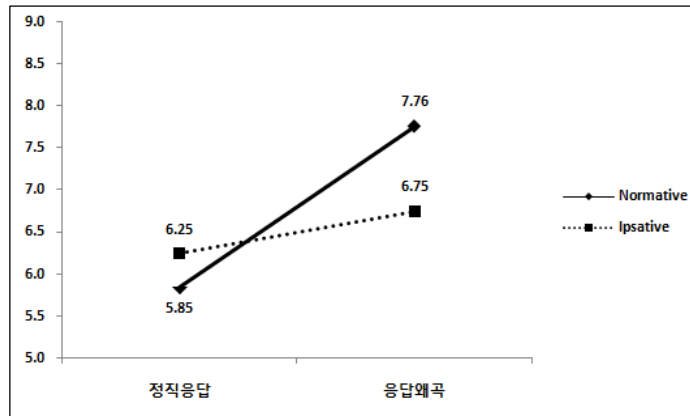


그림 2. 응답상황과 검사형식의 상호작용(여자)

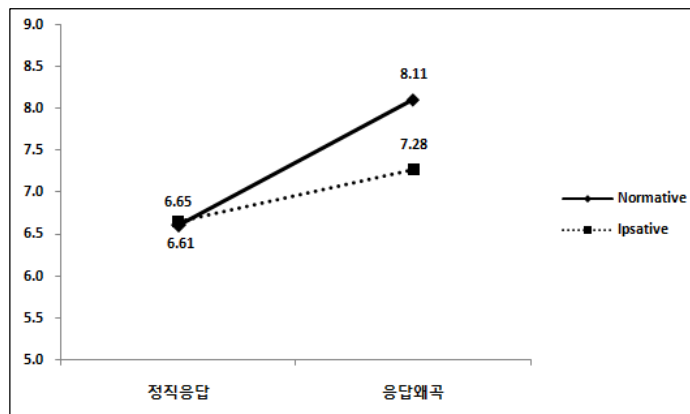


그림 3. 응답상황과 검사형식의 상호작용(남자)

응답왜곡에 대한 응답상황·검사형식·성별의 상호작용 효과

연구문제로 제시한 응답상황, 검사형식, 성별의 삼원상호작용의 경우, 유의한 수준을 보이지 않았다($F=0.729, p<.394$). 구체적으로, 성별에 따른 응답상황과 검사형식의 상호작용은 유사한 패턴을 보이며 유의한 차이가 나타나지 않았다. 이는 성별과 상관없이 선발상황에서는 Normative 형식보다 Ipsative 형식에서 응답왜곡의 문제가 발생할 가능성이 낮다는 것을 시사해준다. 이러한 결과를 그림으로 살펴보기 위해서 성별로 응답상황과 검사형식의 상호작용 효과를 그림 2와 3에 제시하였다.

추가적인 성별차이 분석

이러한 상호작용 효과 외에 성별에 따른 차이를 좀 더 구체적으로 살펴보기 위해 남, 여 조사대상자를 분리하여 응답상황(정직/왜곡)과 검사형식(Normative/Ipsative)에 대한 이원변량분석(two-way ANOVA)을 실시한 결과는 표 6과 7에 제시하였다.

먼저, 남자집단의 경우 표 6과 같이 정직상황($M=6.63, SD=2.13$)과 왜곡상황($M=7.72, SD=2.23$)에서 유의미한 차이가 있었고($F=$

$26.837, p<.000$), Normative 형식($M=7.36, SD=2.28$)과 Ipsative 형식($M=6.96, SD=2.19$)에서는 유의미한 차이가 나타나지 않았다($F=3.849, p<.056$). 검사형식과 응답상황간의 상호작용은 유의한 것으로 나타났다($F=4.491, p<.035$). 즉, 전체집단과 마찬가지로 정직하게 응답을 지시받았을 보다 사회적으로 바람직하게 보이도록 지시받았을 때 Normative 형식보다 Ipsative 형식에서 응답왜곡이 어려웠다는 것을 의미한다.

여자집단에서도 동일한 결과가 도출되었다(표 7). 응답상황에 따른 X값은 정직상황($M=6.05, SD=2.10$)과 왜곡상황($M=7.24, SD=2.22$)에서는 유의미한 차이가 있었지만($F=27.091, p<.000$), 검사형식에 따른 X값은 Normative 형식($M=6.68, SD=2.24$)과 Ipsative 형식($M=6.48, SD=2.23$)에서 유의미한 차이가 없었다($F=1.785, p<.182$). 또한 남자와 동일하게 응답상황에 따라 정직하게 응답을 지시받았을 보다 사회적으로 바람직하게 보이도록 지시받았을 때 Normative 형식에서 응답왜곡이 쉽게 일어날 수 있는 것으로 나타났다. 이를 통해 응답집단과 검사형식($F=9.119, p<.003$)의 상호작용효과가 지지되었음을 알 수 있다.

표 6. 응답상황과 검사형식에 대한 변량분석(남자)

| 변량원 | df | SS | MS | F | p |
|--------------------------|-----|-----------|---------|--------|-------|
| 응답상황(정직/왜곡) | 1 | 126.029 | 126.029 | 26.837 | <.000 |
| 검사형식(Normative/Ipsative) | 1 | 18.074 | 18.074 | 3.849 | <.056 |
| 응답상황*검사형식 | 1 | 21.088 | 21.088 | 4.491 | <.035 |
| 오차 | 443 | 2080.351 | 4.696 | | |
| 전체 | 447 | 25245.011 | | | |

표 7. 검사형식과 응답상황에 대한 변량분석(여자)

| 변량원 | df | SS | MS | F | p |
|--------------------------|-----|-----------|---------|--------|-------|
| 응답상황(정직/왜곡) | 1 | 122.681 | 122.681 | 27.019 | <.000 |
| 검사형식(Normative/Ipsative) | 1 | 8.107 | 8.107 | 1.785 | <.182 |
| 응답상황*검사형식 | 1 | 41.405 | 41.405 | 9.119 | <.003 |
| 오차 | 338 | 1534.700 | 4.541 | | |
| 전체 | 342 | 16508.544 | | | |

논 의

본 연구에서는 응답상황(정직/왜곡), 검사형식(Normative/Ipsative), 성별(남자/여자)이 어두운 성격요인 검사의 응답왜곡에 미치는 영향을 검증하였다. 연구결과, 응답상황과 성별에 따른 주효과와 응답상황과 검사형식간의 상호작용에 대한 세 개의 가설 모두 지지되었고, 성별에 따른 상호작용 연구문제의 경우 유의한 차이가 나타나지 않았다.

첫 번째, 응답상황(정직/왜곡)에 따른 응답왜곡의 성공가능성 분석 결과 실제로 선발장면이라고 가정하고 응답을 하도록 지시받은 왜곡응답 상황에서 정직응답 상황 보다 응답왜곡이 쉽게 일어났다. 이러한 결과는 연구가설 1을 지지하며, Jackson, Wroblewski, 및 Ashton(2000)과 김명소와 이현주(2006)의 연구결과와 일치한다.

두 번째로 응답상황(정직/왜곡)과 검사형식(Normative/Ipsative)에 따른 응답왜곡 성공정도를 알아본 결과, 기대한 바와 같이 유의미한 상호작용이 나타났다. 따라서, Ipsative 형식보다 Normative 형식에서 정직상황과 왜곡상황 간에 더 큰 차이가 발생할 것이라는 연구가설 2가 지지되었다. 이는 Martin 등(2002)과 김명소와 이현주(2006)의 연구결과를 지지해주고

있다. 다시 말해서, 만약 선발장면에서 지원자들이 응답왜곡 의도를 가지고 Normative 형식의 어두운 성격요인 검사를 받게 된다면 자신의 선발 가능성을 성공적으로 높일 수 있지만, 그와 다르게 Ipsative 형식의 성격검사가 활용될 경우 응답왜곡이 크지 않을 것임을 시사해 준다.

세 번째로, 성별에 따른 응답왜곡의 성공가능성 정도를 탐색해본 결과, 남자가 여자보다 높게 나타나 연구가설 3이 지지되었다. 이는 선발상황에서 남자가 여자보다 인상관리를 통해 성취하고자 하는 욕구가 강하다는 기존 연구들(예: Bolino & Turnley, 2003; Singh, Kumra, & Vinnicombe, 2002)과 맥을 같이하는 결과이다. 또한, 김미정(2007)의 MMPI 자아방어기제 하위척도에 대한 성별 차이검증의 결과와도 일관성을 보이는 결과로서 한국사회에서 남자에 대한 일반적인 성역할, 남성의 권위와 체면 등을 중요시하는 경향과 관련이 있는 것으로 해석된다.

마지막으로, 위에서 나타난 응답상황(정직/왜곡)과 검사형식(Normative/Ipsative) 간의 상호작용 효과가 성별(남자/여자)에 따라 다른지 탐색해보기 위해 삼원상호작용효과를 검증한 결과, 유의한 상호작용이 나타나지 않았다. 이러한 연구문제의 결과를 통해 남녀 모두에서

선발장면에 Normative 검사형식이 활용될 경우 응답왜곡의 가능성이 높고, Ipsative 형식의 성격검사가 활용될 경우 응답왜곡을 크게 염려하지 않아도 된다는 것을 알 수 있다.

본 연구의 의의는 최근 기업의 선발상황에서 성격검사의 활용이 증가하고 있지만 응답왜곡에 대한 국내의 연구가 절대적으로 미흡한 상황에서 이탈과 관련된 어두운 성격에 대한 응답왜곡 연구를 수행한 점에 있다. 특히, 어두운 성격의 동일한 요인을 측정하는 두 개의 검사 형식, 즉, Ipsative 형식과 Normative 형식을 사용하여 응답왜곡을 줄일 수 있는지 확인함으로써, 기존의 밝은 혹은 일반적 성격요인들에 대한 Ipsative 검사의 응답왜곡 방지 우수성을 제시한 연구들을 지지 및 확장해주는 자료를 제공했다. 국내외적으로 어두운 성격요인 검사에 대한 최초의 응답왜곡 연구라는 점에서 학문적 의미가 크다고 할 수 있다.

또한, 성격검사의 응답왜곡에 대한 성차연구가 절대적으로 미흡한 상황에서 남녀의 응답왜곡 차이를 살펴본 점에서도 학문적 의의가 있다. 본 연구에서 밝혀진 성별 차이는 면접의 인상관리나 MMPI와 같은 성격검사의 자아방어기제 요인들에 제한되어 있었던 기존의 성차 연구들을 확장할 수 있는 기반을 제공하였다.

이와 함께 본 연구결과는 현장의 인사선발 담당자들에게 성격검사의 응답왜곡 방지 방법으로 Ipsative 검사형식의 유용성에 대한 실무적 시사점을 제시해주고 있다. 강제선택형 Ipsative 검사를 사용하여 응답왜곡 문제를 최소화할 수 있다면, 향후 HR 부서에서는 성격검사를 면접을 위한 참고자료나 선발 후 배치와 관련된 의사결정에만 활용하지 않고 좀 더 적극적으로 선발장면에서 사용하는 것이 바람

직할 것이다. 더 나아가서, 일반적인 성격요인 외에 이탈과 관련된 어두운 성격요인들을 선별용 성격검사에 포함시키는 것을 고려해야 할 것이다. 물론, 기업조직의 현직자를 대상으로 어두운 성격요인들 중 어떤 요인들이 실제로 다양한 업무수행 준거들에 부정적인 영향을 미치는지에 대한 심층적인 분석이 필요할 것이다.

본 연구는 선발의 효과성을 제고하는데 관심을 쏟는 기업이나 조직에 중요한 정보를 제공하고 있지만, 다음과 같은 제한점을 가지고 있다. 첫 번째로, 실제조직 상황이 아닌 남녀 대학생들을 대상으로 수행한 연구이기 때문에 기업조직의 현직자들에게 결과를 일반화시키기에는 무리가 있다. 추후에 다양한 기업조직의 현직자 남녀 대상으로 연구를 실시하여, 이탈과 관련된 어두운 성격요인을 진단하는 검사의 응답왜곡 결과에 대한 일반화를 확인해야 한다.

두 번째로, 응답상황에 따라서 정직상황과 왜곡상황으로 분류하여 동일한 학생들이 Normative 형식으로 검사를 하고 1~2주 이후에 Ipsative 형식으로 검사를 실시한 것으로 동일피험자가 가지는 평정값을 비교할 수 있었지만, 1~2주라는 짧은 기간 때문에 학습효과나 이월효과가 발생했을 가능성이 있다. 그러므로 후속 연구에서는 학습효과나 이월효과나 발생하지 않는 충분한 기간을 두고 연구를 시행하는 것이 바람직하다.

세 번째, 검사의 두 가지 형식, 즉, Normative와 Ipsative 검사의 동질성 확보가 미흡할 수 있다. 즉, 측정 요인은 동일하나 Hicks(1970)와 Weybrew(1978)이 제시한 바와 같이, 두 검사가 동형검사인지에 대한 추후분석이 필요할 것이다.

마지막으로, 본 연구에서는 탐색적 수준에서 어두운 성격요인 검사의 응답왜곡에 대한 남녀차이를 확인했으나, 추후에 다양한 성격 검사들을 기반으로 응답왜곡에서의 성별차이에 대한 심층적인 분석이 요망된다.

참고문헌

- 고재홍, 조기영 (2003). 청소년의 긍정적 착각과 심리적 안녕감간의 관계. *청소년상담연구*, 11(1), 166-181.
- 강지연 (2011). 한국경제 기업 80% “신입들, 스펙갖고 고생하지마. 문제는 인성이야!”
- 김명소, 이현주 (2006). 성격검사 형식이 응답 왜곡(faking)에 미치는 효과: Normative 형식과 Ipsative 형식의 비교. *한국심리학회지: 산업 및 조직심리*, 19(3), 371-393.
- 김미정 (2007). MMPI 성격특성과 자아방어기제간의 관계. *건양대학교 대학원 석사학위논문*.
- 김시나 (2010). 이탈과 관련된 어두운 성격요인의 Ipsative 검사개발과 응답왜곡(Faking) 연구: Normative 형식과의 비교. *호서대학교 대학원 석사학위논문*.
- 박지훈 (2007). 부분적 Ipsative 형식을 이용한 역량검사의 타당화. *대구대학교 대학원 석사학위논문*.
- 이종구, 한영석 (2008). 텔레마케터 선발용 역량검사의 구성형식별 신뢰도와 타당도: Ipsative와 Normative 측정간 비교. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 21(3), 411-428.
- 이은정, 박동건 (2003). 성격 검사의 응답왜곡 탐지: 직무 바람직성의 개념화 및 선발 결정에의 영향. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 16(2), 121-151.
- 조인철, 김명소 (2010) 이탈과 관련된 역기능적 성격요인의 구성 타당화 및 대학생활 효과성에 미치는 영향에 관한 탐색적 연구: HDS(Hogan Development Survey)를 중심으로. *한국심리학회지: 산업 및 조직*, 23(3), 575-603.
- 한상엽 (2008). 온보딩 프로그램, 신입 리더의 실패 줄인다. *LG경제연구원*.
- Alicke, M. D. (1985). Global self-evaluation as determined by the desirability and controllability of trait adjectives. *Journal of Personality and Social Psychology*, 49, 1621-1630.
- Baron, H. (1996). Strengths and limitations of ipsative measurement. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 69(1), 49-56.
- Barrick, M. R., & Mount, M. K. (1996). Effect of impression management and self-deception on the predictive validity of personality constructs. *Journal of Applied Psychology*, 81, 262-272.
- Bartram, D. (1996). The relationship between ipsatized and normative measures of personality. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 69, 25-39.
- Becker, T. E., & Colquitt, A. L. (1992). Potential versus actual faking of a biodata form: An analysis along several dimensions of item type. *Personnel Psychology*, 45, 389-406.
- Bolino, M. C., & Turnley, W. H. (2003). More than one way to make an impression; Exploring profiles of impression management. *Journal of Management*, 29(2), 141-160.
- Christiansen, N. D., Goffin, R. D., Johnston, N. G., & Rothstein, M. G. (1994). Correcting the 16PF for faking: Effects on

- criterion-related validity and individual hiring decisions. *Personnel Psychology*, 47, 847-860.
- Cornwell, J. M., & Dunlap, W. P. (1994). On the questionable soundness of factoring ipsative data: A response to Saville & Willson (1991). *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 67, 89-100.
- Dunnette, M. D., McCarney, J., Carlson, H. C., & Kirchner, W. K. (1962). A study of faking behavior on a forced-choice self-description checklist. *Personnel Psychology*, 15, 13-24.
- Dwight, S. A. & Donovan, J. J. (2003). *Do Warnings not to Fake Reduce Faking?* *Human Performance*, 16, 1-23.
- Eagly, A. H. (1987). *Sex differences in social behavior: A social-role interpretation*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Ellingson, J. E., Sackett, P. R., & Hough, L. M. (1999). Social desirability corrections in personality measurement: Issues of applicant comparison and construct validity. *Journal of Applied Psychology*, 84(2), 155-166.
- Flynn, F. J., & Ames, D. R. (2006). What's good for the goose may not be good for the gander: The benefits of self-monitoring for men and women. *Journal of Applied Psychology*, 91(2), 272-281.
- Hicks, L. E. (1970). Some properties of ipsative, normative and forced-choice normative measures. *Psychological Bulletin*, 74, 167-184.
- Hogan, R., Hogan, J., & Roberts, B. W. (1996). Personality measurement and employment decisions. *American Psychologist*, 51, 469-477.
- Hogan, R., & Hogan, J. (1997). *Hogan Development Survey Manual*. Tulsa, OK: Hogan Assessment Systems.
- Hogan, R., & Hogan, J. (2001). Assessing leadership: A view of the dark side. *International Journal of Selection and Assessment*, 9, 40-51.
- Hough, L. M. (1998). Effects of intentional distortion in personality measurement and evaluation of suggested palliatives. *Human Performance*, 11, 209-244.
- Hough, L., Eaton, N. K., Dunnette, M. D., Kamp, J. D., & McCloy, R. A. (1990). Criterion-related validity of personality constructs and the effect of response distortion on those validities. *Journal of Applied Psychology*, 75, 581-595.
- Jackson, D. N., Wroblewski, V. R., & Ashton, M. C. (2000). The impact of faking on employment tests: Does forced-choice offer a solution? *Human Performance*, 13(4), 371-388.
- John, O. P., & Robins, R. W. (1994). Accuracy and bias in self-perception: Individual differences in self-enhancement and narcissism. *Journal of Personality and Social Psychology*, 66, 206-219.
- Judge, T. A., Piccolo, R. F., & Kosalka, T. (2009). The bright and dark sides of leader traits: A review and theoretical extension of the leader trait paradigm. *Leadership Quarterly*, 20, 855-875.
- Kaiser, R. B., & Hogan, R. (2007). The dark side of discretion. In J. Hunt (Series Ed.) & R. Hooijberg, J. Hunt, J. Antonakis, K. Boal, & N. Lane (Vol. Eds), *Monographs in leadership and management: Vol. 4, Being there even when you are not: Leading through strategy, Systems and*

- structure* (pp.173-193). Oxford, England: JAI Press.
- Kamp, J. D. (1996). *Personal communication*, May 30, 1996.
- Levine, S., & Feldman, R. (2002). Women's and men's nonverbal behavior and self-monitoring in a job interview setting. *Applied HRM Research*, 7(1), 1-14.
- Lombardo, M., & McCauley, C. (1988). *The dynamics of management derailment*. Greensboro, NC: Center for Creative Leadership.
- Martin, B. A., Bowen, C. C., & Hunt, S. T. (2002). How effective are people at faking on personality questionnaires? *Personality and Individual Differences*, 32, 247-256.
- Merritt SL., & Marshall JC. (1984). Reliability and construct validity of alternate forms of the CLS Inventory. *Advances in Nursing Science*. 7: 78-85.
- McFarland, L. A. & Ryan, A. M. (2000). Variance in Faking Across Noncognitive Measures. *Journal of Applied Psychology*, 85, 812-821.
- Mueller-Hanson, R., Heggstad, E. D., & Thornton, G. C. (2006). Individual differences in impression management: An exploration of the psychological processes underlying faking. *Psychology Science*, 48(3), 288-312.
- Moscoso, S., & Salgado, J. F. (2004). "Dark side" personality styles as predictors of task, contextual, and job performance. *International Journal of Selection and Assessment*, 12, 356-362.
- Ones, D. S., Viswesvaran, C. & Reiss, A. D. (1996). Role of Social Desirability in Personality Testing for Personnel Selection: The red herring. *Journal of Applied Psychology*, 81, 660-679.
- Paulhus, D. L. (1984). Two-component models of socially desirable responding. *Journal of Personality and Social Psychology*, 46, 598-409.
- Paulhus, D. L., & Bruce, M. N. (1991). Faking job profiles. *Paper presented at the meeting of the America Psychological Association*. San Francisco, CA.
- Paulhus, D. L. (1998). Interpersonal and intrapsychic adaptiveness of trait self-enhancement: A mixed blessing? *Journal of Personality and Social Psychology*, 74, 1197-1208.
- Rolland, J.-P., & De Fruyt, F. (2003). The validity of FFM personality dimensions and maladaptive traits to predict negative affects at work: A 6 months prospective study in a military sample. *European Journal of Personality*, 17, 101-121.
- Ross, J. G., Strcher, M. D., Miller, J. L., & Levin, R. A. (1998). The impact of response distortion on preemployment personality testing and hiring decisions. *Journal of Applied Psychology*, 83(4), 634-644.
- Rothstein, M. G., & Goffin, R. D. (2006). The use of personality measures in personnel selection: What does current research support? *Human Resource Management Review*, 16, 155-180.
- Saville, P. & Willson, E. (1991). The reliability and validity of normative and ipsative approaches in the measurement of personality. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 64, 219-238.
- Schmit, M. J., & Ryan, A. M. (1993). The Big Five in personnel selection: Factor structure in

- applicant and nonapplicant populations. *Journal of Applied Psychology*, 78, 966-974.
- Schmit, M. J., Kilm, J. A., & Robie, C. A. (2000). Development of a global measure of personality. *Personnel Psychology*, 53, 153-193.
- Singh, V., Kumra, S., & Vinnicombe, S. (2002). Gender and impression management: Playing the promotion game. *Journal of Business Ethics*, 37(1), 77-89.
- Snyder, M. (1974). The self-monitoring of expressive behavior, *Journal of Personality and Social Psychology*, 30(4), 526-537.
- Viswesvaran, C., & Ones, D. S (1999). Meta-analysis of fakability estimates: Implications for personality measurements. *Educational Psychological Measurement*, 59, 197- 210.
- Weybrew, H. M. S. (1970). Epidemiological investigations in Polaris submarines. Pages 9-53, in I. H. Silver, Ed. *Aerobiology, proceedings of the third international Symposium*. Academic Press, New York.
- Zickar MJ, Rosse JG, Levin RA, Hulin CL. (1996, April). *Modeling the effects of faking on personality tests*. Paper presented at the 11th annual conference of the Society for Industrial and Organizational Psychology, San Diego, CA.
- 1차원고접수 : 2014. 03. 05.
심사통과접수 : 2014. 03. 16.
최종원고접수 : 2014. 03. 25.

Exploration of Faking on Measures of Dark Side of Personality in terms of Gender, Response Situation, Type of Measures

Si Na Kim

Myoung So Kim

Young Seok Han

Good Impact

Hoseo University

The purpose of the present study was to examine the effect of response situation(honest /faking), type of personality measures(Normative/Ipsative), and gender(male/female) on the dark side of personality related to derailment factors. The normative form of dark side of personality measures consists of 120 items, while the ipsative is composed of 40 sets of items with 3 alternatives. 414 college students completed both normative and ipsative version of the personality inventory related to derailment factors either honestly or in a fake-good condition. The results of three-way ANOVA with hybrid design demonstrated the significant main effect for response situation and gender. In the case of the interaction, the significant two-way interaction of response situation and type of personality measures was supported. However, there was no significant three-way interaction of response situation, types of personality measures and gender, indicating the two-way interaction of response situation and type of personality measures was consistent across gender. This shows the ipsative type can reduce the faking behavior in the context of personnel selection compared to the normative in males as well as females. Suggestions for future research and practical implications were provided based on the findings.

Key words : Gender differences, Dark Side of Personality, Faking, Normative, Ipsative