

성격검사의 형식이 응답왜곡(faking)에 미치는 효과: Normative 형식과 ipsative 형식의 비교

김 명 소[†] 이 현 주

호서대학교 산업심리학과

본 연구에서는 동일한 역량을 측정하기 위해 개발된 국내 A기업 신입사원 선발용 성격(인성)검사의 normative^{*} 형식과 ipsative^{**} 형식을 사용하여 응답자들의 응답왜곡(faking) 가능성을 비교하고자 하였다. A사의 현직자 240명과 대학생 292명이 연구에 참여하였다. 먼저, 응답자들의 응답왜곡 성공 여부를 결정짓는 고정관념의 정확도를 알아보기 위해 역량별 중요도 평정을 현직자 집단과 대학생 집단 모두에게 실시하였다. 또한 응답자들이 A사의 인재상에 부합되게 응답왜곡을 지시 받았을 경우 실제 어느 정도 성공하는지와 검사의 형식에 따라 응답왜곡 성공정도에 차이가 있는 지를 알아보기 위해 대학생 집단을 '정직응답' 집단과 '왜곡응답' 집단으로 구분하였고, 각 집단에 두 형식(normative/ipsative)의 검사를 실시하였다. 즉, 참가자들이 각 응답집단(정직응답/왜곡응답) 조건 내에서만 두 형식(normative/ipsative)의 검사에 노출되는 1피험자간-1피험자내 혼합설계(one between-one within subjects design)를 실시하였다. 연구결과, 대학생들이 생각하는 성공적인 회사생활을 위한 역량별 중요도는 현직자들이 생각하는 역량별 중요도와 높은 상관(Spearman의 순위 상관)이 도출되어 선발 상황에서 지원자의 의도적 응답왜곡 성공 가능성을 제시했다. 또한, 응답왜곡 정도 비교에서는 응답집단과 검사형식 간 유의미한 상호작용이 나타났다. 즉, 정직집단의 경우 두 검사 형식 간 응답왜곡의 차이가 없었으나, 왜곡집단의 경우 ipsative 형식보다 normative 형식에서 응답왜곡의 정도가 유의미하게 높았다. 이러한 결과를 토대로 기존의 사회적 바람직성(fake good)과 직무 바람직성(fake job) 외에 기업 바람직성(fake company) 구성개념의 가능성을 제안하였다. 마지막으로 연구의 의의 및 제한점과 함께 앞으로의 연구 과제를 논의하였다.

주요어 : 응답왜곡, 성격(인성)검사, ipsative 형식, normative 형식, 인사 선발

[†] 교신저자 : 김명소, 호서대학교 산업심리학과, mskim@office.hoseo.ac.kr

* Normative 형식: 특정 속성의 절대적 강도를 나타내는 규준적 점수를 사용하는 검사형식(즉, 일반 준거 형식).

** Ipsative 형식: 여러 속성들에 대한 개인 내 상대적 점수를 사용하는 검사 형식(즉, 내부 준거 형식).

21세기를 ‘인재 확보 전쟁’의 시대로 표현할 만큼 세계는 지금 핵심 인재 육성과 확보에 조직의 운명을 걸고 있으며, 국내 기업들의 경우에도 “한 명의 천재가 만 명을 먹여 살린다”는 한 대기업 회장의 ‘천재론’이 이슈화 되었을 만큼 인재경영, 인재육성에 대한 관심이 지대하다. 몇몇 기업들은 국내외의 우수인력을 채용하기 위해 특별 유치단을 구성하고 해외 현지 채용을 늘려나가고 있으며, 우수 대학들과 제휴해 맞춤 교육과정을 개설하거나 다양한 사내 교육 프로그램을 운영하고 있다. 이미 핵심 인재 확보 경쟁의 시대가 본격적으로 도래한 것이다.

이러한 추세는 각 기업들이 우수한 인적자원을 선발하고 관리하며 교육하는 것이 그 기업의 미래 목표달성을 위한 핵심적 요소라는 사실을 인식하게 된 것에 바탕을 둔다. 특히 선발은 기업의 다양한 인사기능(선발, 배치, 교육/훈련, 수행평가 등) 중에서도 시간적으로 가장 먼저 이루어지는 단계임으로 그 중요성이 더 크게 의식되고 있으며, 우수한 인력을 유인하고 선발하는 것은 조직의 목표달성에 있어서 중요한 과제가 되었다. 또한 최근 국내 경제성장의 둔화와 노동환경의 변화 등으로 공·사 구분 없이 신규 채용인력 규모가 축소되어 조직에 필요한 소수의 인재를 선별해내는 것이 보다 중요해짐에 따라 이를 위한 선발과정의 중요성이 날로 증가하고 있다(이명재, 2001).

한편 코리아리크루트가 인사담당자들을 대상으로 실시한 설문조사 결과에 따르면, 최근 국내기업들은 우수한 인재보다는 자사에 적합한 인재(right people)를 찾으려 노력하고 있으며, 그로 인해 그동안 채용의 중요한 잣대로서 여겨졌던 학력, 학점, 토익점수 등은 더 이상

인재 선발과정에서 예전만큼의 관심을 받고 있지 못한 것으로 나타났다(연합뉴스, 2005. 9. 26).

선발과정에서 주로 사용되는 도구로는 표준화된 검사, 면접, 생활사 정보, 추천서 및 작업 표본 검사를 들 수 있다. 이들 도구들의 상대적 유용성을 비교한 연구들은 대부분 표준화된 검사의 우수성을 보여주고 있으며, 특히 미국 국립과학원(National Academy of Sciences)의 보고서는 각 기법들이 저마다 장점을 가지고 있지만 표준화된 검사가 심리측정학적으로 가장 뛰어나며 제공하는 정보도 풍부하다고 밝힌 바 있다(김명소 등, 2004). 미국의 경우 약 2/3 정도의 회사들이 신입사원 선발과정에서 지필 검사 유형의 표준화된 검사 도구들을 사용하고 있으며, 대민 서비스직, 정부 및 지방자치기구의 행정직, 그리고 군대 내 직무와 같은 공공부문의 직무들에서도 상대적으로 신입사원 선발 시 심리검사를 실시하고 있다. 잡코리아의 보도 자료(디지털타임스, 2005. 6. 27)에 따르면 국내의 경우에도 최근 대기업을 비롯해 공기업과 중견기업까지 신입사원 채용과정에서 인·적성 검사를 진행하거나 결과 첨부을 요구하는 경우가 대폭 늘어나고 있다고 한다. 구체적으로, 2005년 1/4분기 전체 채용 공고 가운데 인·적성 검사 결과 첨부을 요구하는 기업이 54.3%(85,431건)로 과반수를 넘었으며 2003년(43,447건), 2004년(56,789건)에 비해 크게 증가된 것으로 나타났다.

특히 성격검사는 인사선발 과정에서 가장 빈번히 사용되는 검사이며, 최근 기업이 요구하는 핵심 역량의 구성요소 중 인성적 측면의 행동역량들이 부각되면서 성격검사 사용에 대한 필요성 인식이 점점 더 늘어가고 있는 추세이다. 실제로 선발과정에서 성격검사의 사

용은 넓은 범위의 작업수행(직무수행 및 맥락적 수행)을 예측하는 타당한 도구이며 생산성과도 깊은 관련을 맺고 있다는 연구 결과들이 빈번히 제시되고 있다(Barrick & Mount, 1991; Hogan, Hogan, & Roberts, 1996; Hough, Eaton, Dunnette, Kamp, & McCloy, 1990; Ones & Viswesveran, 1998; Ones, Viswesveran, & Schmidt, 1993). 그러나 성격검사를 선발 목적으로 사용하기 위해서는 정답이 없는 자기보고 방식의 성격검사에서 있을 수 있는 응답왜곡의 문제와 이와 관련된 검사의 타당도에 대하여 보다 많은 고려가 필요하다.

성격검사에서의 응답왜곡

응답왜곡은 “성격 검사에서 긍정적인 인상을 만들어 내기 위해 의도적으로 응답을 조작하는 노력”으로 정의되며(Zickar & Robie, 1999), 인상관리(impression management), 반응왜곡(response distortion), 사회적 바람직성(social desirability), 자기 고양(self-enhancement), 의도적 왜곡(intentional distortion) 등으로 다양하게 불려진다(McFarland & Ryan, 2000).

선발 장면에서 지원자들은 응답왜곡을 통해 실제 자신보다 더 긍정적으로 보이게 함으로써 선발 가능성을 높이려고 할 수 있다. 그 결과, 선발 척도의 예측 타당도가 떨어지고 선발 결정이 왜곡 되어 조직에서 요구하는 적격한 사람을 고용할 가능성이 낮아질 수 있다(Dunnette, McCartney, Carlson & Kirchner, 1962; Ellingson, Sackett, & Hough, 1999). 그러나 성격 검사에서의 응답왜곡이 준거 관련 타당도에 미치는 영향에 대해서 많은 연구들이 상반되는 결과를 제시하고 있다. 응답왜곡은 성격 검사의 준거 관련 타당도에 영향을 미치지 않

는다는 결론을 내린 연구(Barrick & Mount, 1996; Christiansn, Goffin, Johnston, & Rothstein, 1994; Hough, 1998; Hough, Eaton, Dunnette, Kamp, & McCloy, 1990; McCrae & Costa, 1983; Ones & Viswesveran, 1988)가 있는 반면, 다른 연구들은 타당도에 심각한 영향을 미친다고 보고하고 있으며(Douglas, McDaniel, & Snell, 1996; Dunnette, McCartney, Carlson, & Kirchner, 1962; Ironson & Davis, 1979; Norman, 1963; Schmit & Ryan, 1992; Schmit, Ryan, Stierwalt, & Powell, 1995; Zickar & Drasgow, 1996), 응답왜곡이 타당도에 영향을 미치는 것은 사실이나 그 정도는 크지 않다는 결론(Dunette, Paullin, & Motowidlo, 1989; Kamp, 1996; Paajanen, 1988) 또한 제시되고 있다. 이처럼 몇몇 연구들은 실제 선발 장면에서 응답왜곡의 영향이 성격 검사의 예측 타당도에 크게 문제 되지 않을 정도라고 제안하지만, 보다 최근의 연구들은 대체적으로 이러한 응답왜곡이 채용결정에 심각한 영향을 줄 수 있다고 주장하였다.

Ross, Stecher, Miller와 Levin(1998)은 응답왜곡이 예측타당도에 영향을 미치지 못한다는 결과를 보인 연구들의 문제점을 방법론적인 이유를 들어 설명하였다. 예를 들어, 상관계수는 변인 간 선형적 관계에 대한 가정에 덜 영향 받는 추정치라는 것을 보인 Drasgow와 Kang (1984)의 연구결과에 근거하여, 상관분석은 응답왜곡 차이 때문에 생길 수 있는 지원자들의 서열 순위 변동에 민감하지 못하다는 결과를 보여주었다. 즉, 점수 표본에서 최상의 집단에 속한 사람들이 응답왜곡을 한 것이라면, 비록 검사의 관찰된 타당도가 전체 표본에서 바뀌지 않을지라도, 예측변인 분포에서 최상단에 속하는 지원자들(즉, 채용 상황에서 가장 고용될 가능성이 높은 지원자들)에게 있어서 그

타당도는 거의 0에 가까울 수 있다는 것이다 (Douglas, McDaniel, & Snell, 1996; Levin, 1995; Zickar, Rosse, & Levin, 1996).

실제로 지원자들의 응답왜곡은 누가 채용될지에 매우 큰 영향을 미칠 수 있다. 성격 척도가 응답왜곡에 영향 받기 쉽다는 점을 고려해 보면, 선발용 성격검사에서 단지 몇 명의 지원자들만이 극단적인 응답왜곡을 했다고 가정하더라도 이 지원자들이 실제로는 동일한 진점수를 가지는 솔직한 지원자들 보다 더 높은 점수를 받아 채용될 수 있다는 것이다. 이들 중 상당수가 응답왜곡에 의해 것처럼 높은 점수를 얻었을 뿐 실제로는 채용되기 어려운 사람일 수 있다. 이은정과 박동건(2003)의 연구에 따르면, 동일한 척도에 대한 실제 지원자 집단의 척도별 응답평균과 지원 상황을 가정한 실험 집단의 척도별 응답 평균이 정직하게 응답한 통제 집단의 척도별 응답 평균보다 높게 나타났으며, 또한 응답왜곡 탐지 문항들을 사용하여 피검자의 특성 추정치를 수정하였을 때, 피검자들 사이의 서열에 변화가 일어나 누가 채용되는지의 채용 결정이 달라졌다.

응답왜곡의 탐지 및 교정

그 동안 응답왜곡 문제를 극복하기 위해 여러 가지 전략들이 사용되어 왔다. 예를 들면, 검사 실시 전 응답왜곡에 대해 경고하거나 바람직성이 비슷하거나 측정하는 구성개념이 명확하게 들어나지 않는 미묘한 문항을 사용하였다. 좀 더 적극적인 방법으로는 타당화 척도(즉, 응답신뢰도 점검척도)를 사용해서 왜곡 정도를 측정하여 교정하는 방법과 강제선택형 등 특정 문항 형식을 사용하는 방법이 있다.

이들 중 가장 대표적인 방법인 타당화 척도 사용과 특정 문항 형식 사용에 대해서 살펴보겠다.

타당화 척도 사용

현재까지 나와 있는 주요 성격 검사들 중 여러 검사가 타당화 척도로 응답왜곡을 탐지, 교정하는 방식을 사용하고 있다. California Psychological Inventory는 'Good Impressions' 척도를 사용해 응답왜곡을 탐지하고 있으며, MMPI-2의 경우 'K'척도와 'L'척도를 사용하고, 16PF는 'Faking Good'척도와 'Faking Bad'척도 또는 'Impression Management'척도를 사용한다 (표 1). 이들 중 대부분의 성격검사들이 응답자의 응답왜곡에 대처하기 위해 사회적 바람직성 척도의 측정에 의존하여 높은 바람직성 점수를 보인 응시자의 프로파일을 무시하거나, 사용자의 주관적인 판단 또는 회귀 방정식을 통한 조정으로 점수를 교정한다(Goffin & Christiansen, 2003).

그러나 사회적 바람직성 척도를 사용한 응답왜곡 교정에는 교정 방식이나 조건에 있어서 몇 가지 제한점이 있는 것으로 밝혀지고 있다(Ellingson, Sackett, & Hough, 1999). 첫 번째, 사회적 바람직성 점수가 높은 사람은 정말 반응 왜곡으로 그 점수를 얻은 것인가? 사회적 바람직성 척도는 응답자들이 상황적으로 요구받는 성격특성에 기인한 반응 왜곡에 민감하다. 예를 들면, 실제 매우 성실하고 순응적이며 협조적인 사람은 솔직한 응답으로 높은 사회적 바람직성 점수를 받을 수 있다 (McCrae & Costa, 1983). 이 경우 사회적 바람직성에 의한 점수 교정은 오히려 거짓 결과를 산출해낼 가능성이 높다.

두 번째, 응답왜곡 교정은 사회적 바람직성

표 1. 주요 성격검사에서 사용되는 타당화(응답신뢰도 점검) 척도(Goffin & Christiansen, 2003에서 재인용)

검사명	척도명	척도 설명	처리
California Psychological Inventory	Good Impressions	호의적인 인상을 주기 원함	적당히 높음 - 주의 극단적 높음 - 무효화
Comrey Personality Scale	Response Bias	사회적 바람직성에 의한 반응 경향	적당히 높음 - 주의 극단적 높음 - 무효화
Employment Inventory	Frankness	정직한 표현, 결점 고백(자인)	점수 교정
Inwald Personality Inventory	Guardedness	결점 축소, 실수 부인, 사회적 바람직성에 의한 반응	해석에 주의
MMPI-2	K scale	자진해서 자신의 개인정보를 노출하고 문제를 인정	적당히 높음 - 프로파일 타당도 의심 극단적 높음
	L scale	과도한 순결 주장	- 프로파일 무효화 가능
OPQ(4.2) - Normative 형식	Social Desirability	좋은 인상을 만들려함, 스스로를 중요하지 않다고 여김	해석에 주의
Personality Research Form	Desirability	사회적으로 바람직한 인상 제공	높은 점수는 고의적 왜곡, 바람직성에 의한 답변으로 해석
16PF, 4판	Faking Good(FG)	바람직하게 반응하도록 한 사람들과 반응 유사	점수 교정
	Faking Bad(FB)	바람직하지 않게 반응하도록 한 사람들과 반응 유사	
16PF, 5판	Impression Management(IM)	사회적 바람직성에 의한 반응	매우 높거나 낮으면 프로파일 무효화 가능

점수에 기초한 특성 점수의 교정으로 타당도를 개선시킬 수 있다고 가정한다. 개념적으로 응답왜곡 교정에서는 사회적 바람직성을 억제변인으로 다룬다. 그러나 예측력을 분명하게 개선시키기 위한 억제변인이 되기 위해서는 인사 선발 검사와 직무 수행 간에 일반적으로 관찰되는 예측변인과 준거간의 관련성보다 단순 상관관계가 더 강력해야만 하고, 이런 경우에만 사회적 바람직성에 의한 응답왜곡 교

정을 실시할 수 있다(Conger & Jackson, 1972). 즉, 성격검사와 사회적 바람직성 척도 점수간의 단순 상관이 성격검사와 수행간의 상관보다 더 클 경우에만 사회적 바람직성에 의한 응답왜곡 교정을 실시할 수 있는 것이다.

세 번째, 지원자들의 응답왜곡 반응 패턴은 목표로 하는 직업에 따라 달라질 수 있는데(Dicken, 1959), 일반적인 응답왜곡 교정방식은 목표 직업에 따라 수정되지 않는다는 문제점

을 갖고 있다. 즉, 영업사원 선발을 위한 성격 검사라면 지원자들은 '외향성'의 성격을 두드러지게 나타내려하고, 연구직 선발용 성격검사라면 '창의성', '지적 개방성' 등의 특성이 부각되도록 프로파일을 만들어 낼 수 있다. 그러나 기존의 타당도 척도를 이용한 교정방식은 이에 대한 고려 없이 동일하게 적용된다.

결국, 사회적 바람직성 척도가 반응 왜곡을 측정하는데 적합하지 않다면, 사회적 바람직성에 기초한 응답왜곡 교정은 성공적이지 못하게 된다. 실제로 응답왜곡을 교정한 성격검사 점수는 교정하지 않은 점수에 비해 우수한 타당도를 보이지 못했다(Christiansen, Goffin, Johnston, & Rothstein, 1994; Ellingson, Sackett, & Hough, 1999; Ones, Viswesvaran, & Reiss, 1996).

특정 문항 형식 사용: ipsative 형식

대부분의 성격검사들에서 normative 형식이 사용된다. Normative 형식의 성격검사는 각 문항에 대해 자신이 얼마나 동의하는지, 얼마나 그러한지의 정도를 3~7점 Likert 척도 상에서 응답하게 한다. 하지만 normative 형식에서는 대부분 질문 자체에서 개별 문항의 목적(즉, 어떤 요인을 측정하는지)이 들어나게 되기 때문에 사회적 바람직성에 의한 응답왜곡이 가능하고, 중심 경향성과 관대화 경향성 등의 반응 왜곡에 영향을 받기 쉽다. 일반적으로 사회적 바람직성에 의한 영향은 전체적인 점수의 과장 정도로 측정할 수 있다. Viswesvaran과 Ones(1999)의 연구에 따르면 normative 형식을 사용하는 성격 검사에서 점수를 높이라는 지시가 있을 때 응답자들은 그렇지 않을 때보다 실제 그 점수를 향상시킬 수 있었으며, 51개 연구에 대한 통합분석에서는 전체 점수에 대한 표준 편차의 절반이 응답왜곡에 의해 과

장된 것으로 나타났다. 또한 Paulhus와 Bruce(1991)의 연구에서는 가상의 직무와 그에 적합한 성격 특성을 제공하였을 때 응답자들이 매우 구체적으로 가상 직무에 적합한 Big Five 성격 프로파일을 만들어 낼 수 있었다.

Ipsative라는 용어는 자기 혹은 자기 자신을 가리키는 말로서 Cattell(1944)에 의해 세 가지 심리측정 방식(interactive, normative, ipsative) 중 하나로 명명되었다. Ipsative 측정치를 얻는 방법은 직접적으로든 간접적으로든 여러 가지 방식이 있지만, 기본 형식은 바람직성이 일치하는 2~4개 대안(진술문)들을 짝지어 하나의 문항 세트를 구성하고 응답자들이 가장 선호하는, 즉, 자신과 가장 같다고 생각하는 대안을 선택하게 하거나(두 가지 대안이 주어졌을 경우), 가장 선호하는 대안 하나와 가장 덜 선호하는 대안 하나를 선택하게 한다(셋 혹은 네 개의 대안이 주어졌을 경우). Ipsative 형식은 특별히 사회적 바람직성에 의한 반응 왜곡을 통제하기 위해 만들어진 척도 형식으로, 프로파일을 통해 개인 내의 비교와 경쟁을 통해 주어진 대안들 중 상대적인 선호도가 가장 높은 대안이 선택되고 그 대안이 속하는 속성에 점수가 부여된다. 각 문항 세트는 사회적 바람직성 수준이 일치하거나 유사한 대안들로 구성되기 때문에 사회적 바람직성에 의한 응답 왜곡은 사실상 어렵게 된다.

그러나 일부 연구자들은 ipsative 형식의 경우 통계적인 분석이 어렵고, 그 해석이 제한적이라고 주장한다. 예를 들면, ipsative 형식은 서로 다른 속성들 속에서 개인 내의 비교를 통해 순위를 부여하기 때문에 개인 간의 비교가 필요한 선발 장면에서 그 사용을 어렵게 할 수 있다(Cornwell & Dunlap, 1994; Gordon, 1976; Hicks, 1970; Johnson, Wood, & Blinkhorn,

1988). Ipsative 형식의 가장 큰 제한점은 측정에 대한 기본적인 가정에 있다. 즉, 한 개인의 변인들에 대한 반응 측정치의 합은 항상 상수(m)로 일정하기 때문에 얻어진 측정치의 자유도는 다른 방법을 통해 얻는 측정치에 비해 항상 1 만큼 부족하게 된다. 또한, 형식의 특성상 하나의 대안이 선택되어지면 나머지 대안들은 선택될 기회를 잃게 되는 측정치의 의존성 문제를 갖고 있다(Hicks, 1970; Johnson, Wood, & Blinkhorn, 1988). 즉, 극단적으로 두 개의 척도만을 측정된 ipsative 형식의 성격검사의 경우, 한 척도의 점수가 높아지면 자동적으로 다른 한 척도의 점수는 낮아지게 되는 것이다. 따라서 일반적인 심리측정 분석방법(예; 신뢰도 추정방법, 요인분석)을 그대로 적용할 수 없다.

하지만 이러한 문제는 사용된 하위 척도와 문항의 수가 증가하면 덜 심각해진다(Bartram, 1996). 즉, 대수의 법칙에 따라 측정치가 많아지면 신뢰도 등의 통계학적인 문제를 어느 정도 완화할 수 있다. Ipsative 형식 성격검사에서 총점사용에 대한 문제는 총점의 사용을 피하는 것으로 해결할 수 있다. 대부분의 선발 상황에서 전체 성격검사 세트가 실시되었다 하더라도, 그 중 해당 직무와의 관련성이 높은 몇 개의 주요 척도만을 예측변인으로 사용할 수 있다. 실제로 많은 기업의 경우 한 검사의 측정요인들을 선발결정에 모두 사용하기보다 자사의 핵심역량 혹은 인재상을 반영하는 척도들을 중심으로 인사 결정을 하고 있다.

또한 측정의 문제는 하위 척도 수가 증가할 때뿐만 아니라 척도간의 상관성이 낮아질수록 최소화 된다(Baron, 1996; Saville & Willson, 1991). 컴퓨터 시뮬레이션 자료를 사용한 두 연구에서 서로 상관성이 낮은 많은 척도를 포함

하는 ipsative 형식의 검사를 만들어 측정을 시도한 결과 높은 신뢰도를 얻었고, 같은 속성을 측정하는 normative 형식의 검사와도 높은 상관을 나타냈다(Bartram, 1996; Saville & Willson, 1991). 이 결과는 측정의 의존성 문제가 위와 같은 조건(즉, 서로 상관성이 낮은 다양한 하위 척도 사용)에서라면 별다른 문제가 되지 않는다는 주장을 지지한다.

앞서 제시하였듯 성격검사의 normative 형식과 ipsative 형식은 문항의 구조와, 제시 방법, 답변방법, 점수화 방법 등에서 서로 다르다. 그 중에서도 normative 형식과 ipsative 형식의 가장 큰 차이는 사회적 바람직성에 의한 응답왜곡 통제의 가능성일 것이다. Normative 형식에서 응답자들의 응답왜곡을 억제하기 위해 만들어진 것이 ipsative 형식이므로 일반적으로 응답자들의 응답왜곡에 의한 영향은 normative 보다 ipsative 형식에서 현저히 적게 된다(Christiansen, Edelstein, & Fleming, 1998). 한편, Bartram(1996)은 normative와 ipsative 모두 서로 다른 형태의 왜곡으로부터 영향을 받으며 그 빈도나 효과의 크기에 대한 증거도 없거나 적으므로, 한 normative 형식 성격검사의 타당도가 응답왜곡으로 인해 크게 위협받는 상황이 아니라면 ipsative 형식을 사용할 특별한 이유가 없다고 주장한 바 있다. 그러나 대부분의 경험적인 연구 결과들에서 ipsative 형식의 성격검사는 다른 어떤 형식의 검사들과 적어도 같은 타당도를 보였으며, 응답왜곡에 의해 영향 받을 가능성도 분명히 적은 것으로 나타났다(Baron, 1996).

연구문제 개발

응답왜곡을 다루는 대부분의 연구는 응답자

집단을 솔직하게 응답하는 '정직응답 집단(honesty group)'과 자신을 바람직하게 보이도록 거짓응답 하라고 지시받은 '왜곡응답 집단(faking group)'으로 나누고 그 응답 평균 수준을 비교한다(예, Furnham, 1997; Ryan & Sackett, 1987). 이러한 방식은 응답자들이 지시된 대로 자신의 반응을 바꾸는 능력에 초점을 둔 것인데, 그 변화가 반드시 유효한 것은 아니다. 선발 장면에서 응답왜곡의 효과를 보다 잘 이해하기 위해서는 응답자들이 어떻게 성공적으로 한 특정 직업에서 이상적인 성격 특성이라고 그들이 믿는 것과 일치하게 자신의 응답을 고의로 조작해 내는지를 판단하는 것이 필요하다. 즉, 단지 좋게 보이는 것(look good)이 성공적인 응답왜곡을 의미하지는 않는다. Furnham (1990)은 참가자들 각각이 한 성격검사에 4번 응답하도록 한 연구를 설계했다. 이 때 한 번은 정직하게 응답하고 나머지 세 번은 각기 다른 3개 직업에서 이상적인 성격 특성을 갖고 있는 사람이라고 스스로를 생각하고 응답하도록 했다. 4개의 검사 결과 프로파일은 각각 다르게 나타났고 이러한 결과는 참가자들의 응답왜곡 프로파일이 목표가 된 직업에 대한 자신의 고정관념을 반영하였기 때문이라고 결론을 내렸다.

또한, Mahar, Cologon 및 Duck(1995)의 연구에서는 참가자들이 MBTI(Myers-Briggs Type Indicator)에 모두 네 번을 응답하도록 하였다. (1) 첫 번째는 표준지시에 따라 정직하게 응답하고, (2) 두 번째는 정신과 간호사 직을 얻을 가능성을 최대화 할 수 있도록 응답하고(fake-job), (3) 세 번째는 응답자 스스로 가능한 가장 좋은 인상을 줄 수 있도록 응답하게 하였으며(fake-good), (4) 네 번째는 스스로 생각하기에 현직 정신과 간호사들이 응답할 것이라

고 예상되는 대로 응답하게 하였다(stereotype). 또한 현직 정신과 간호사들에게도 표준방식의 검사가 실시되었다. 참가자들의 fake-job 프로파일은 현직 간호사들의 프로파일과 가장 유사할 것으로 예상했지만, 결과는 fake-job 프로파일과 stereotype 프로파일이 가장 유사한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 선발 가능성을 높이기 위해 성격검사에서 응답왜곡 할 때, 지원자들은 목표 직업의 현직자들에 대한 자신의 고정관념을 사용한다는 사실을 지지한다. 이에 따라 Martin, Bowen과 Hunt(2002)는 선발 장면에서 지원자들의 성격검사에 대한 응답왜곡을 '지원자가 경영자(혹은 선발자, 인사담당자)들이 일반적으로 특정 직무에 대해서 이상적인 성격이라고 생각하는 성격특성을 추측 혹은 예상하여, 거기에 자신의 성격 프로파일을 일치시키려는 고의적인 시도'로 재정의 하였으며, 응답왜곡을 제대로 측정하기 위해서 두 개의 부가적인 변인들을 제안하였다. 첫 번째는 성격 검사와는 관계없이 목표 직업 종사자의 이상적인 성격에 대한 응답자들의 관점을 평가하는 것이고, 두 번째 변인은 특정 목표 직업과 관련된 선발 결정을 하는 사람들이 그 직업에 이상적인 성격이라고 생각하는 관점을 평가하는 것이다. 즉, 이들 연구자에 의하면, 응답왜곡을 측정하기 전에 먼저 지원자의 고정관념의 타당성을 검증할 필요가 있으며, 이를 위해서 위의 두 관점이 일치하는지 확인해보아야 한다.

특정 성격검사의 normative 형식과 ipsative 형식으로 응답왜곡 가능성을 비교한 연구가 있다(Martin, Bowen, & Hunt, 2002). 이들은 OPQ(the Occupational Personality Questionnaire)의 4.2판과 5.2판을 사용하였다. 4.2판은 ipsative 형식으로 강제선택형으로 이루어진 100개의

문항 세트를 포함하고 있으며, 각 세트에는 4개의 대안이 제시되고 참가자들은 자신과 가장 같은 것 하나와 가장 거리가 있는 것 하나를 선택하도록 되어 있다($\alpha=.68\sim.88$). 한편 5.2판은 normative 형식으로 248개의 5점 Likert 척도 문항으로 구성되어 있다($\alpha=.72\sim.90$). 연구 참가자들은 정직하게 응답하는 정직응답 집단과 특정 직무에 대한 직무기술서를 제공받고 그 직무에 적합하게 응답왜곡을 하도록 지시 받는 왜곡응답 집단으로 나뉘어 1주일 간격으로 두 형식의 검사 모두에 응답 하였다. 즉, 검사형식(normative/ipsative)에서는 개인 내 비교, 응답집단(정직응답/왜곡응답)에서는 개인 간 비교를 실시하는 1피험자간-1피험자내 혼합설계(one between-one within subjects design)가 사용되었다. 모든 검사를 마친 참가자들은 OPQ의 30개 척도와 정의가 기술된 설문지에 각 척도를 10점 척도 상에서 평정하였다. 모든 검사 과정은 현직자들에게도 실시되었다.

검사 결과 참가자들이 생각하는 특정 직무에 대한 프로파일은 현직자들이 생각하는 프로파일과 높은 정적 상관을 보여 참가자들이 정확하게 응답왜곡 할 가능성이 높음을 보여 주었다($\rho=.86, p<.01$). 또한 응답집단 간 유의미한 주효과($F=19.14, p<.001$)와 응답집단과 검사형식 사이의 유의미한 이원 상호작용($F=11.76, p<.001$)이 나타났으나, 검사 형식 간 주효과는 유의미하지 않았다. 상호작용 효과의 특성으로 인해, ipsative 형식에서는 정직응답 집단이나 왜곡응답 집단에 상관없이 응답의 차이가 없었던 반면, normative 형식에서는 정직응답 집단 보다 왜곡응답 집단이 더 자신이 생각하는 이상적 프로파일과 유사한 프로파일을 만들어 내었다. 종합하자면, 참가자들은 특정 직무에 대한 정보가 제공 되었을 때

현직자들과 유사한, 정확한 응답왜곡을 할 수 있으며, 뿐만 아니라 왜곡이 지시되었을(혹은 왜곡이 가능할) 경우 ipsative 형식보다 normative 형식에서 더 손쉽게 응답왜곡을 해낼 수 있었다.

앞서 언급한 바와 같이, 오래전부터 성격요인들이 입사 후 성공적인 회사생활을 예측하는 중요한 변인이라는 사실이 밝혀져 왔고, 국외는 물론 국내의 경우에도 최근 들어 선발 장면에서 성격검사의 사용이 증가되고 있다. 하지만, 기업의 신입사원 선발 장면이라는 특수한 상황에서 선발 가능성을 최대화 하려는 지원자들의 동기로 인한 응답왜곡의 문제가 인사선발 담당자들로 하여금 성격검사의 사용을 주저하게 만들어 왔었던 것도 사실이다. 특히 국내의 경우 인사선발 담당자들이 참고할만한 경험적 연구가 절대적으로 미흡한 실정이므로, 본 연구에서는 선발 장면에서 성격검사의 타당성과 효용성을 높이기 위한 방법으로 개발된 국내 A기업 신입사원 선발용 ipsative 성격검사와 이 검사의 normative 형식을 함께 사용하여 응답자들의 응답왜곡 가능성을 비교하고자 하였다.

먼저 응답자들의 고정관념 정확성을 검증하고, 응답왜곡의 성공가능성을 알아보기 위해 응답자들이 갖고 있는 고정관념이 현직자들과 얼마나 유사한지를 알아보하고자 한다. 즉, 대학생들이 '성공적인 회사생활'을 위해 중요하다고 생각하는 역량별 수준과 현직자들이 생각하는 역량별 중요도 수준이 유사하다면 대학생들의 응답왜곡 성공 가능성이 높다고 말할 수 있다. 또한 응답자들의 응답왜곡의 정도를 알아보기 위해 Marin 등(2002)이 사용한 차이 점수 접근방법을 사용하고자 한다. 이들은 이상적인 역량별 중요도 평가와 실제 검사의 역

량별 점수를 비교하여 차이가 작을수록(일치할수록) 응답왜곡에 성공했다고 간주했다. 구체적인 연구가설은 다음과 같다.

가설 1. 대학생들이 성공적인 회사생활을 위해 중요하다고 생각하는 역량별 수준은 현직자들이 생각하는 역량별 중요도 수준과 유사할 것이다.

가설 2. 이상적 역량 수준 평정 점수와 실제 검사점수의 차이는 ipsative 형식 보다 normative 형식에서 더 작을 것이다. 즉, ipsative 형식보다는 normative 형식에서 응답왜곡의 성공 가능성이 더 높을 것이다.

가설 3. 이상적 역량 수준 평정 점수와 실제 검사점수의 차이는 정직응답 집단 보다 왜곡응답 집단에서 더 작을 것이다. 즉, 정직응답 집단보다는 왜곡응답 집단에서 응답왜곡의 성공가능성이 더 높을 것이다.

가설 4. ipsative 형식에서는 응답 집단 간 이상적 역량 수준 평정 점수와 실제 검사점수의 차이가 없지만, normative 형식에서는 정직응답

집단 보다 왜곡응답 집단에서 더 큰 이상적 역량 수준 평정 점수와 실제 검사점수의 차이가 도출될 것이다. 즉, ipsative 에서는 응답집단 간 응답왜곡의 성공가능성 차이가 없지만 normative에서는 왜곡응답 집단에서 응답왜곡의 성공가능성이 더 높을 것이다.

방 법

조사 대상자 및 절차

국내 A기업의 다양한 직군 및 직위의 현직자 240명과, 서울 및 수도권, 지방 소재 6개 대학의 대학생 및 대학원생 292명이 연구에 참여하였고, 조사대상자들의 인구통계학적 특성은 표 2에 제시되어 있다. 현직자의 경우 A기업 본사 인사팀의 협조를 얻어 A사의 국내 연구소 및 사업장 10여 곳을 직접 찾아가 실시하였고, 대학생의 경우 사전에 정직응답 및 왜곡응답 집단을 학교와 강의시간별로 분류하

표 2. 연구 참가자들의 인구통계학적 특성 (결측치=미응답자)

	사원	대리	과장	연구원	선임연구원	주임연구원	책임연구원	결측치
직급	25	47	28	6	45	81	3	5
현직자 (n=240)	연령	20대	30~40	40이상	결측치			
		33	200	3	4			
	평균 근무 기간	4년 4개월						
성별	남자	여자						
		173	119					
대학생 (n=292)	학교	서울 및 수도권		충청	경상			
		226		32	34			
학년	1학년	2학년	3학년	4학년	석사	박사	결측치	
	6	37	99	90	42	12	6	

여 나누고 1차로 normative 검사를 실시하였다. 2~3주 후 같은 학교, 같은 강의 시간에 동일한 대상자들에게 2차로 ipsative 검사를 실시하였다. 즉, 본 연구의 설계는 Martin 등(2002)이 사용한 설계와 기본적으로 동일하다. 두 개의 독립변인 중 응답집단(정직응답/왜곡응답)은 집단 간 변인이며, 검사형식(normative/ipsative)은 집단 내 변인인 1피험자간-1피험자내 혼합 설계이다. 현직자들의 검사 결과는 역량 중요도 평정 비교에만 사용되었다.

측정도구

Normative 형식과 ipsative 형식을 비교하기 위해 국내 A기업의 신입사원 선발을 위해 개발된 한 성격검사의 두 형식을 사용할 것이다. A기업의 성격검사는 원래 ipsative 형식으로 제작되었으며, 타당도 검증을 위해서 normative 형식도 함께 개발되었다. 이 검사는 A사의 인재상을 측정하기 위한 역량모델링 과정을 바탕으로 만들어졌으며 두 검사에서 측정하는 구성개념과 23개 역량예; 자기개발, 추진성, 도전정신 등)은 같다. 두 검사 간의 수렴타당도는 전체 23개 역량에 대해서는 .54($p < .001$)였으며, 역량별로는 .45~.73 ($p < .001$)으로 나타났다.

Normative 형식

총 368개의 문항으로 구성되어 있으며 각 문항에 제시된 진술문이 자신의 성격을 얼마나 잘 나타내는지의 동의 정도를 '전혀 그렇지 않다'(1점)에서 '매우 그렇다'(6점)의 6점 척도 상에서 평정하도록 되어 있다. 각 역량 요인별 신뢰도(α)는 .89~.96으로 매우 높았다. 대학생 집단의 학점과 현직자들의 3년간 수행평

가 점수 평균을 준거로 사용한 준거 관련 타당도 계수는 대학생의 경우 .22($p < .001$)로 나타났다, 현직자의 경우는 .31($p < .01$)이었다(표 3).

Ipsative 형식

총 92개의 문항 세트(368문항)로 구성되어 있으며, 각 문항 세트에는 서로 다른 역량을 측정하는 네 개의 진술문이 포함되어 있다(부록 참고). 응시자들은 한 문항 세트 내의 네 개 진술문 중 자신의 성격과 가장 가깝고, 자신을 가장 잘 표현하는 진술문 하나를 선택하고, 이와 함께 자신의 성격과 가장 멀고, 자신을 가장 잘 표현하지 못하는 진술문 하나를 선택하게 된다.

각 역량 별 신뢰도(α)는 .60~.88로 나타났으며, 준거 관련 타당도 계수는 대학생 집단의 학점과 .34($p < .001$), 현직자들의 수행평가와는 .49($p < .01$)였다(표 3).

표 3. 성격검사 각 형식의 신뢰도와 타당도

	신뢰도 (α)	타당도	
		대학생(학점)	현직자(수행)
Normative	.93	.22***	.31**
Ipsative	.74	.34***	.49**

(* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$)

역량별 중요도 평정

현직자와 대학생 모두에게 A사의 인재상을 반영하는 23개 각각의 역량에 대한 기술문이 검사 후반부에 제시되고 각 역량이 성공적인 회사생활을 위해 얼마나 중요한지의 정도를 '매우 중요하다'(10점에서 '전혀 중요하지 않다'(1점)의 10점 Likert 척도 상에서 평정하도록 하였다. 이 결과는 실제 검사(normative/ipsative)

에서 응답자들의 역량별 점수와 비교되어 응답왜곡의 성공 정도를 판단하는데 사용된다. 또한 현직자들의 평가와 비교되어 대학생들이 생각하는 역량별 이상적 중요도가 현직자들의 중요도 평정과 유사한 정도를 평가하는데도 사용될 것이다. 앞서 언급하였듯이 응답왜곡의 성공은 얼마나 정확한 고정관념을 갖고 있느냐에 달려있으므로 선발 장면에서 지원자들이 얼마나 현직자들과 유사한 고정관념을 갖고 응답을 왜곡할 수 있을지의 가능성을 알아 볼 수 있다.

는 A사의 인재상 정보자료에는 A사가 대학생 대상 취업설명회에서 사용하는 인재상 설명 자료와 그 인재상을 반영하여 제작된 가상의 우수 사원 ‘김 대리’ 사례가 포함된다. 이 자료는 A4용지 한 장 분량으로 편집되었으며, A사의 여러 직군 인사담당자 50명을 대상으로 ‘매우 적합하다’(10점)에서 ‘전혀 적합하지 않다’(1점)의 10점 Likert 척도 상에서 적합도 평가를 받은 결과 평균 8.46($SD=1.16$)이었다. 본 자료는 검사 실시 전 응답왜곡 집단에 제공되었다.

응답 집단(정직 및 왜곡)의 조작

응답왜곡을 조작하기 위해서 정직응답 집단의 경우, 정직하게 자신의 모습 그대로 응답해달라고 부탁했고, 왜곡응답 집단에게는 A사에 선발되기 위해서 A사에서 바람직하게 생각하는 이상적인 성격 특성이라고 그들이 믿는 것과 일치하게(즉, A사의 인재상과 부합되는 전형적인 사람이라고 스스로를 생각하고) 응답하도록 했다(표 4). 왜곡응답 집단에 제공되

분석 방법

대학생들과 현직자들의 고정관념 유사성 비교는 역량별 중요도 평정 값 간의 순위 상관분석(Spearman 순위 상관)을 사용하였다. 물론, 대학생 중 왜곡응답 집단의 경우 역량별 중요도 평정은 왜곡된 자료이기 때문에 제외되었으며, 정직응답 집단의 중요도 평정치만 순위 상관 분석에 사용되었다.

응답왜곡의 측정치인 역량별 이상적 중요도

표 4. 응답 집단과 검사 형식에 따른 조건별 인원수 및 응답왜곡 조작을 위한 지시사항

	정직응답	왜곡응답	합계
Normative	196	96	292
Ipsative	196	96	292
합계	392	192	584
지시	정직하게 응답	A사에 입사하기 위해서 회사 인재상 자료와 우수사원 김 대리의 특성을 생각하고 응답 (자신이 김 대리라고 가정)	
역량 중요도 평가	성공적인 회사생활을 위한 중요도 평가	·A사에 입사하기 위해서 회사 인재상 자료와 성공적인 회사생활을 하는 김 대리의 특성을 생각하고 평가 (자신이 김 대리라고 가정)	

평정 점수와 실제 검사 점수 간 차이는 각 역량별 중요도 평정 점수와 실제 검사의 각 역량 점수 차이를 제공하여 모든 역량에 대해 합산한 값의 제곱근으로 계산하였다. 구체적으로, 대학생 집단을 대상으로 실시한 두 형식(normative/ipsative)의 검사에서 각 역량별 점수를 10점 척도로 환산한 값과 이상적 역량별 중요도 평가 점수(10점 Likert 척도)의 차를 제공하여 모두 합산한 뒤 제곱근을 구한 값을 X 라고 했을 때 공식은 다음과 같다(Martin 등, 2002).

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

COMP_i = i번째 역량에 대해 이상적으로 평가한 역량 점수

ACT_i = 각 검사에서 실제 한 개인이 받은 i번째 역량 점수

X 값은 개별 역량에 대한 응답자의 평가와 실제 검사에서 받은 역량별 점수가 얼마나 차이를 보이는지 나타내는 값으로 이 값이 증가할수록 자신의 이상적인 기준과 실제 검사 점수가 상이하다는 것을 의미하므로 응답왜곡에 실패했다고 해석할 수 있다.

이 때 본 연구의 설계 특성으로 인해 정직 응답 집단의 경우에 이상적인 역량별 중요도 평정 점수와 실제 검사의 역량별 점수가 비교되고, 왜곡응답 집단의 경우에는 A사 인재상 자료를 반영한 역량별 중요도 평가 점수와 역시 인재상을 반영하여 응답을 왜곡한 실제 검사의 역량별 점수가 비교된다.

정직응답/왜곡응답집단과 normative/ipsative 형식 간의 역량별 중요도 평정 점수와 실제 검사 점수의 다른 정도에 대한 차이 검증은 위

해 변량분석을 실시하였으며, 여러 인구통계학적 변인에 대한 빈도분석이 실시되었다. 조건별 인원수는 표 4와 같다. 모든 분석에는 SAS 9.1이 사용되었다.

결 과

대학생들과 현직자들에게 성공적인 회사생활을 위해 각 역량이 얼마나 중요한가를 10점 척도 상에서 응답하게 하였을 때, 대학생들은 평균 8.10(7.10~8.55)점, 현직자들은 평균 8.13(7.76~8.34)점으로 각 역량의 중요도를 평정하였다. 그림 1에 나타난 바와 같이, 두 집단(대학생/현직자)의 역량 중요도 평가는 매우 유사한 패턴을 보였으며, Spearman 순위상관 분석 결과 $\rho = .78(p < .001)$ 로 나타났다. 이는 대학생들이 갖고 있는 성공적인 회사생활에 대한 고정관념이 현직자들의 생각과 매우 유사하다는 것으로, 만약 대학생들이 응답왜곡을 시도한다면 상당 부분 성공적일 수 있다는 사실을 보여준다.

다음으로, 두 형식(normative/ipsative)의 검사에서 각 역량별 점수를 10점 척도로 환산한 값과 역량별 중요도 평가 점수의 차를 제공하여 모두 합산한 뒤 제곱근한 값인 X 를 산출한 결과, 표 5에 나타난 바와 같이 검사 형식에 따라 X 값은 ipsative 형식보다 normative 형식에서 유의미하게 낮은 것으로 나타났다($t = -6.90, p < .001$). 각 응답 집단 별로 보면, 정직응답 집단에서는 normative 형식의 X 값($M = 7.22, SD = 2.86$)과 ipsative 형식의 X 값($M = 8.22, SD = 2.70$)이 유의미한 차이를 보였고($t = -3.48, p < .001$), 응답왜곡 집단 내에서도 normative 형식과 ipsative 형식의 평균 X 값이 각각 6.06($SD = 2.48$)

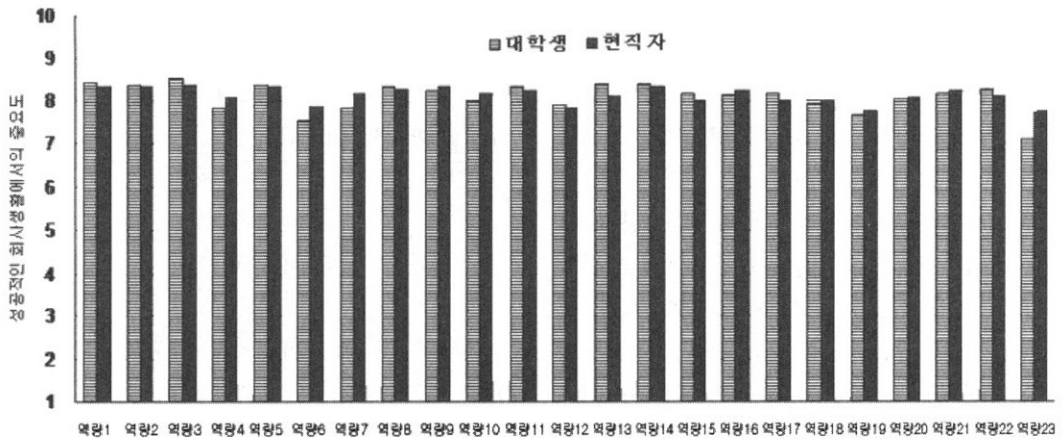


그림 1. 성공적인 회사생활을 위한 역량별 중요도

표 5. 응답 집단과 검사 형식에 따른 X값의 평균과 표준편차

검사형식	정직응답		왜곡응답		전 체	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
Normative	7.22	2.86	6.06	2.48	6.84	2.79
Ipsative	8.22	2.70	8.75	1.88	8.39	2.48
전 체	7.74	2.82	7.41	2.58		

점과 8.75($SD=1.88$)점으로 유의미한 차이를 보였다($t=-8.16, p<.001$). 즉 검사 형식에 따라 응답왜곡 성공정도에 유의미한 차이가 있었으며, 두 응답 집단 모두 ipsative 형식보다 normative 형식의 검사에서 자신이 성공적인 회사생활을 위해 이상적이라고 생각한 기대 수준과 유사한 실제 검사 점수를 얻은 것으로 나타났다.

또한, 정직응답과 왜곡응답 집단에 따른 X 값 비교에서는 왜곡응답 집단이 기대한 바와 같이 더 낮은 값을 보였지만, 그 차이가 유의미하지 않았다($t=1.34, p=.181$). 각 검사 형식 별로 보면, normative 형식에서는 정직응답 집단의 X값($M=7.22, SD=2.86$)과 왜곡응답 집단의 X값($M=6.06, SD=2.48$)이 유의미한 차이를

보였지만($t=3.27, p<.001$), ipsative 형식에서는 정직응답 집단($M=8.22, SD=2.70$)과 왜곡응답 집단($M=8.75, SD=1.88$)의 X값이 유의미한 차이를 나타내지 않았다($t=-1.89, p=.060$). 즉, 응답왜곡 의도에 따라 응답왜곡 성공정도가 유의미한 차이를 보이지 않았으나, 각 검사 형식별로 보았을 때 normative 형식의 경우 응답왜곡 의도에 의해 유의미한 영향을 받지만, ipsative 형식의 경우에는 응답왜곡 의도에 의해 유의미한 영향을 받지 않는다는 것을 시사해준다.

이러한 결과는 표 6에 제시된 바와 같이, 응답 집단(정직응답/왜곡응답)과 검사 형식(normative /ipsative)에 따른 유의미한 상호작용

표 6. 응답 집단과 검사형식에 대한 변량분석표

변량원	자승합	평균 자승합	F	p
정직응답/왜곡응답(A)	13.54	13.54	1.99	0.159
Normative/Ipsative(B)	330.94	330.94	48.66	<.001
A * B	86.34	86.34	12.70	<.001
오 차	3,733.84	6.80		
전 체	4,164.67			

($F=12.70$, $p<.001$)으로 지지되었다. 즉, 검사가 normative 형식인지 ipsative 형식인지에 따라 응답자들의 응답왜곡 성공 정도가 달라지고, 그 차이는 응답왜곡 의도를 갖고 검사에 응답하는지와 정직하게 응답하는지에 따라 달라진다는 것을 보여준다. 상호작용 효과를 그래프로 나타내면 그림 2와 같다.

요약하면, Normative 형식의 검사에서 응답자들이 응답왜곡을 지시 받았을 때 자신의 생각대로 실제 검사 점수를 만들어 낼 수 있었으나(X값이 작아진다: 즉, 역량별 평가점수와 실제 검사 점수의 차이가 작아진다), ipsative 형식의 검사에서는 응답자들이 정직하게 응답

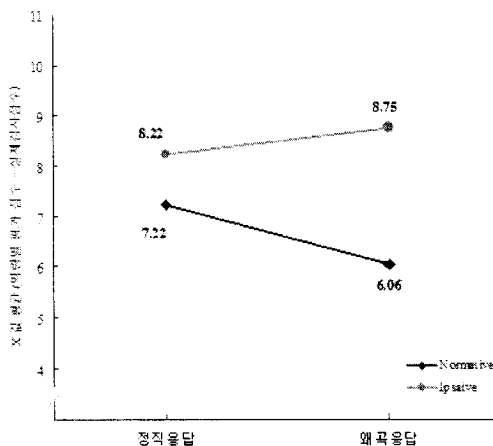


그림 2. 응답 집단과 검사 형식의 상호작용

한 결과와 의도적으로 응답을 왜곡했을 때의 결과가 유의미한 차이를 보이지 않았다.

논 의

최근 주요 기업의 입사 경쟁률이 100대 1이 넘으면서 극심한 취업난에 시달리고 있는 취업 지원자들 만큼이나 수많은 지원자들 중 소수의 적합한 인재를 가려내야 하는 기업과 인사담당자의 입장도 무척 어려운 상황이다. 그 결과, 인사선발의 효율성과 타당성을 증가 시키는데 기여할 수 있는 선발도구에 대해 관심이 모아지고 있는 실정이다. 오래 전부터 개인의 성격 특성들이 입사 후 성공적인 회사 생활을 예측하는 중요한 변인이라는 사실이 밝혀져 왔으나, 선발장면에서는 선발 가능성을 최대화 하려는 지원자들의 동기로 인한 응답왜곡의 문제가 성격검사 사용에 대한 걸림돌이 되어 왔다. 또한, 기존의 연구들은 다양한 방식으로 응답왜곡을 통제하기 위해 노력 하였으나 그 효율성에 대해서는 아직까지도 찬반양론이 대립하고 있는 실정이다. 따라서 본 연구에서는 선발 장면에서 성격검사의 효율성을 높이기 위한 방법으로 ipsative 형식의 성격검사 사용을 제안하며, normative 성격검사와의 비교를 통해 ipsative 형식 성격검사의 응답왜곡 통제 우수성을 밝히고자 한다.

연구 결과를 요약하면, 먼저 응답자들의 응답왜곡 성공 여부를 결정짓는다고 할 수 있는 고정관념의 정확도를 알아보기 위한 역량별 중요도 평정에서 대학생들과 현직자들이 생각하는 역량별 중요도는 매우 유사한 패턴을 보였으며, Spearman의 순위 상관 분석을 실시한 결과 $\rho=.78(p<.001)$ 의 높은 상관을 보였다. 이

결과는 가까운 미래의 입사 지원 예정자라고 할 수 있는 대학생들이 성공적인 회사생활을 위해 중요하다고 생각하는 역량별 수준은 현직자들이 생각하는 역량별 중요도 수준과 유사할 것이라는 첫 번째 가설을 지지한다.

또한 정직응답 집단과 왜곡응답 집단 모두 ipsative 형식보다 normative 형식에서 X값이 유의미하게 낮게 나와, normative 형식에서 응답 왜곡 가능성이 더 높다는 두 번째 가설을 지지하였다. 한편, normative 형식에서 응답자들의 응답왜곡 의도에 따라 응답왜곡 성공정도가 유의미하게 달라졌지만, ipsative 형식의 경우에는 응답왜곡 의도에 따른 차이가 유의미하지 않게 나타났다. 이 결과로 인해 두 검사 형식 모두 왜곡응답 집단이 정직응답 집단보다 응답왜곡에 성공적일 것이라는 세 번째 가설은 지지되지 못했다. 마지막으로, 응답 집단(정직응답/왜곡응답)과 검사 형식(normative/ipsative)에 따른 응답왜곡 성공정도를 알아보기 위한 상호작용 분석 결과, 유의미한 상호작용이 나타나 검사 형식에 따라 응답자들의 응답왜곡 성공 정도가 달라지고, 그 차이는 응답왜곡 의도에 따라 달라진다는 것을 알 수 있었다. 다시 말해서, 만약 응답자들이 응답왜곡 의도를 갖고 선발장면에서 normative 형식의 성격검사를 받게 된다면 자신의 선발 가능성을 성공적으로 높일 수 있지만, 그와 다르게 ipsative 형식의 성격검사를 받게 된다면 검사 결과는 응답왜곡 의도에 따라 별다른 영향을 받지 않는다.

이와 같은 상호작용에 대한 연구 결과는 Martin, Bowen과 Hunt(2002)의 연구결과를 지지해주고 있다. 물론, Martin 등의 연구에서는 정직응답 집단의 경우 normative 형식과 ipsative 형식 간의 유의미한 차이가 없었지만, 본 연

구에서는 응답집단에 관계없이 ipsative 형식이 normative 형식보다 유의미하게 높은 X값을 보였다. 그 차이는 정직응답의 경우가 왜곡응답 조건에 비해 훨씬 작지만, 앞으로 연구 조건을 다양하게 적용하여 차이의 원인을 밝혀 볼 필요가 있을 것이다.

또한, Martin 등의 연구에서는 왜곡응답 집단에게 구체적 직무(Junior Manager)에 대한 직무 기술서를 제공하고 해당 직무에서의 선발 가능성을 최대화 하도록 응답하게 하였지만, 본 연구에서는 구체적 직무 보다는 한 회사의 인재상에 적합하도록 응답왜곡을 하게 지시하였다는 차이가 있다. 즉, 왜곡응답 집단의 경우에 스스로를 A사의 인재상을 대표하는 가상의 우수 사원 '김대리'라고 생각하고 A사에 합격할 가능성을 최대화 하는 것을 목표로 역량별 중요도 평정과 실제 검사에 임하도록 하였다. 이는 구체적 직무에 대한 소수의 지원자들을 대상으로 수시 채용을 주로 하는 외국과는 달리, 다수의 대상자들 중 기본 잠재력과 자사의 인재상(혹은 핵심 역량)을 바탕으로 합격자를 추려내 입사시킨 후 각 부서로 배치하는 방식을 주로 사용하는 국내 기업의 선발 프로세스를 반영한 것이라 할 수 있다. 또한, 직무분석보다 역량모델링을 선호하는 최근의 흐름을 고려해 본다면 역량모델링을 통해 만들어진 인재상 정보를 사용하는 것이 보다 현실적일 것이라는 판단에 따른 것이다.

본 연구의 의의는 최근 선발 상황에서 성격(인성)검사의 활용이 증가하고 있지만 응답왜곡에 대한 국내의 연구가 절대적으로 미흡한 상황에서, 기업의 신입사원 선발용 성격검사를 이용하여 응답왜곡의 성공 가능성을 검증하고 ipsative 형식 성격검사의 타당성을 지지해주는 자료를 제공했다는 점이다. 분명 지원

자들의 응답왜곡은 선발장면에서 성격검사의 사용을 주저하게 만든다. 그 결과 인사담당자 혹은 선발 결정권자들은 지금까지 선발보다는 면접을 위한 참고자료 혹은 선발 후 배치와 관련된 의사결정 목적으로만 성격검사를 사용해왔다. 그러나 본 연구 결과는 정부기관과 현장의 인사 관련 담당자들에게 응답왜곡 방지 방법에 대한 이해와 함께, 하나의 대안으로 ipsative 성격검사의 유용성에 대한 실무적 시사점을 제시해주고 있다. 만약 인사담당자 혹은 선발 결정권자들이 자사의 신입사원 선발 장면에서 성격검사 사용을 고려하고 있다면, 먼저 비용 대비 효율성을 따져 외부의 검사를 구입하여 사용할지 혹은 자사에 맞춤화된 검사를 개발할지의 여부를 결정하여야 하며, 그 다음으로는 검사가 어떤 형식으로 구성되어 있는지(구성되어야 할 지), 지원자들의 응답왜곡에 대응하기 위해서는 어떤 전략을 사용하고 있는지(사용해야 하는 지)를 엄격히 평가하고 고민해야 할 것이다. 물론 ipsative 형식의 측정 방법은 선발장면뿐만 아니라 기타 다양한 HR 관련 부분(예; 배치, 교육, 승진 및 수행평가)에서도 응용, 개발하여 사용될 수 있다.

학문적인 의미로는 기존의 응답왜곡 지표를 확장하여 '사회적 바람직성(fake good)'이나 '직무 바람직성(fake job)'과는 구별되는 '기업 바람직성(fake company)'이라는 구성개념에 대한 가능성을 제시하였다는 것이다. Martin, Bowen 과 Hunt(2002)는 기존의 사회적 바람직성을 이용한 응답왜곡의 정의를 수정하여 '지원자가 경영자(혹은 선발자, 인사담당자)들이 일반적으로 특정 직무에 대해서 이상적인 성격이라고 생각하는 성격특성을 추측 혹은 예상하여, 거기에 자신의 성격 프로 파일을 일치시키려

는 고의적인 시도'로 재정의하였고, 국내에서도 이은정과 박동건(2003)이 이러한 직무 바람직성 구성개념을 지지한 바 있다. 한 걸음 더 나아가 본 연구에서는 선발 가능성을 높이기 위해 성격검사에서 응답왜곡 할 때, 지원자들은 목표 기업의 현직자들에 대한 자신의 고정관념을 사용한다는 사실을 제안하였다. 즉, 국내 선발 상황에서 응답왜곡은 단순히 바람직한 혹은 좋은 모습으로 보이려는 것이 아니라 '지원자가 특정 기업의 경영자(선발자, 인사담당자)들이 강조하는 인재상(이상적인 성격 혹은 핵심 역량)이라고 생각하는 성격특성을 추측 혹은 예상하여, 거기에 자신의 성격 프로 파일을 일치시키려는 고의적인 시도'로 재해석하고, 특정 직무에 대해서만 아니라 특정 기업에 대해서도 지원자는 고정관념을 가지고 응답왜곡을 할 수 있다는 것을 경험적으로 밝혔다.

그 외에도, 본 연구 사용된 검사의 경우, 그동안 ipsative 형식의 제한점으로 지적된 측정의 의존성 문제를 극복하기 위해서, Bartram (1996)이 제안한 바와 같이 다수의 척도(23개 성격요인)와 368개의 문항으로 구성되었다. 총점의 사용을 피하기 위해서는 전체 23개 요인들을 모두 사용하는 대신에 A사의 핵심역량에 해당하는 14개 요인들을 선발 역량(예측변인)으로 사용하고 있다. 또한, 문항 세트 내에 4개의 대안을 제시하고 자신과 가장 가까운 기술문과 함께 자신과 가장 거리가 있는 기술문을 선택하게 함으로써, 자연스럽게 3점 척도로 처리되어 별도의 자료변환 없이 신뢰도를 추정할 수 있었다.

그러나, 이러한 실무적, 학문적 시사점에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 제한점을 가진다. 첫째, 본 연구에 사용된 성격검사는 개

발 과정에서 그 신뢰도와 타당도가 지지된 바 있지만, 현재 도입 단계에 있는 검사이므로 추후 지속적인 실시를 통해 자료가 축적되고 수정 및 개정이 이루어진 뒤에 후속 연구가 이루어질 필요가 있다. 특히 ipsative 검사의 타당도가 normative 형식보다 높았으나 신뢰도는 다소 낮았는데, 이는 Bartram(1996)이 지적한 바와 같이 하위검사(역량) 간 상관성이 높았기 때문이라고 생각된다. 본 검사의 신뢰도 문제는 추후 지원자들을 대상으로 계속 검토되어야 할 것이다.

둘째, 본 연구 결과 밝혀진 선발 장면에서 ipsative 형식의 우수성은 앞으로 추후 연구를 통해 확인될 필요가 있다. 즉, ipsative 형식의 성격검사를 좀 더 다양한 응답왜곡 상황에 노출 시키는 후속 연구를 통해 응답왜곡에 대한 저항성(resistance)을 계속적으로 검증하여야 할 것이다. 뿐만 아니라, 본 연구에서는 잠재 지원자라고 생각되는 대학생을 대상으로 응답왜곡을 조작한 연구를 실시했으나 앞으로는 응답왜곡에 대한 실험을 실제 구직자나 현직자를 대상으로 실시할 필요가 있다.

또한, 본 연구에서 응답왜곡을 조작하기 위해서 사용된 인제상 자료의 경우 현직자들로 부터 적합도를 검증 받기는 하였지만, 단순히 전반적인 적합도만을 평정 받았다. 추후 연구에서는 검사에서 사용되는 모든 역량을 제시하고 각 역량을 얼마나 반영하고 있는지의 정도를 평정하게 하여 그 가중치를 통해 응답왜곡 결과를 교정하는 기준으로 삼을 수 있을 것이다.

끝으로, 본 연구에서 사용된 신입사원 선발용 ipsative 성격검사의 경우, 현재 이 검사 점수 자체로 응시자들을 선발하기(select in)보다는 우수 사원들의 핵심 성격(역량) 프로파일과

비교해서 지나치게 거리가 있는 응시자들을 선별해내는(screen out) 역할을 하고 있다. 실제로 응답왜곡의 문제 때문에 선발에 사용되는 검사라도 거의 대부분이 이러한 용도로 활용되고 있는 실정이다. 만일 본 연구에서와 같이 ipsative 형식의 응답왜곡에 대한 저항성을 지지하는 연구 결과들이 계속적으로 도출되고, 이와 함께 다양한 수행 준거들에 대한 준거 관련 타당도가 지속적으로 높게 나타나면, 이를 그대로 '선발용(select in)' 검사로 거듭날 수 있을 것이다.

참고문헌

- 김명소, 노주선, 민병모, 박두진, 양재모, 서미영, 임경현, 김지혜 (2004). 실전 채용 가이드. 인크루트 경력개발연구소.
- 디지털타임스 (2005). 신입사원 인·적성 검사 강화. 6월 27일자.
- 연합뉴스 (2005). 신입사원 채용 시 인·적성 검사 강화. 9월 26일자.
- 이명재 (2001). 선발면접의 형태와 평정요소. 상명대학교 사회과학 연구소.
- 이은정, 박동건 (2003). 성격 검사의 응답왜곡 탐지: 직무 바람직성의 개념화 및 선발 결정에의 영향. 한국심리학회지: 산업 및 조직, 16(2), 121-151.
- Baron, H. (1996). Strengths and limitations of ipsative measurement. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 69, 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.
- Barrick, M. R., & Mount, M. K. (1991). The Big-Five personality dimensions in job performance: A meta-analysis. *Personnel Psychology, 44*, 1-26.
- Bartram, D. (1996). The relationship between ipsatized and normative measures of personality. *Journal of Occupational and Organizational Psychology, 69*, 25-39.
- Cattell, R. B. (1944). Psychological measurement: Normative, ipsative, interactive. *Psychological Review, 51*, 292-303.
- Christiansen, N. D., Edelstein, S., & Fleming, B. (1998). Reconsidering forced-choice formats for applicant personality assessment. Paper presented at the annual meeting of the Society for Industrial/Organizational Psychology, Dallas, TX.
- Christiansen, N. D., Goffin, R. D., Johnston, N. G., & Rothstein, M. G. (1994). Correcting the 16PF for faking: Effect on criterion-related validity and individual hiring decisions. *Personnel Psychology, 47*, 847-860.
- Conger, A. J., & Jackson, D. N. (1972). Suppressor variables, prediction, and the interpretation of psychological relationships. *Educational and Psychological measurement, 32*, 579-599.
- 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.
- Dicken, C. F. (1959). Simulated patterns of the Edwards Personal Preference Schedule. *Journal of Applied Psychology, 43*, 372-378.
- Douglas, E. F., McDaniel M. A., & Snell, A. F. (1996). The validity of non-cognitive measures decays when applicants fake. *Academy of Management Proceedings*.
- Drasgow, F. & Kang, T. (1984). Statistical power of differential validity and differential prediction analysis for detecting measurement nonequivalence. *Journal of Applied Psychology, 69*, 498-508.
- Dunnette, M. D., McCartney, 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.
- Dunnette, M. D., Paullin, C., & Motowidlo, S. J. (1989). Development and validation of the Kelly Applicant Profile for use in screening candidates for positions with Kelly assisted living services. MN.
- 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*, 155-166.
- Furnham, A. (1997). Knowing and faking one's five-factor personality score. *Journal of personality Assessment, 69*, 229-243.
- Furnham, A. (1990). Faking personality questionnaires: Fabricating different profiles for different purposes. *Current Psychology Research and Reviews, 9*, 46-55.
- Goffin, R. D., & Christiansen, N. D. (2003). Correcting personality Tests for faking: A review of popular personality tests and an

- initial survey of researchers. *International Journal of Selection and Assessment*, 11.
- Gordon, L. V. (1976). *Survey of interpersonal values: Revised manual*. Chicago, IL: Science Research Associates.
- 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: Questions and Answers. *American Psychologist*, 51(5), 469-477.
- Hough, L. M. (1998). The millennium for personality psychology: New horizons or good old daze. *Applied Psychology*, 47, 233-261.
- Hough, L. M., Eaton, N. K., Dunnette, M. D., Kamp, J. D., & McCloy, R. A. (1990). Criterion-related validities of personality constructs and the effect of response distortion on those validities. *Journal of Applied Psychology*, 75, 581-589.
- Ironson, G. H., & Davis, G. A. (1979). Faking high or low creativity scores on the Adjective Check List. *Journal of Creative Behavior*, 13, 139-145.
- Johnson, C. E., Wood, R., & Blinkhorn, S. F. (1988). Spuriouser and spuriouser: The use of ipsative personality tests. *Journal of Occupational Psychology*, 61, 153-162.
- Kamp, J. D. (1996). *Personal communication*, May 30, 1996.
- Levin, R. A. (1995). *Self-presentation, lies and bullshit: The impact of impression management on employee selection*. Presented at the annual meeting of Society of Industrial and Organizational Psychology. Orlando, FL.
- Mahar, D., Cologon, J., & Duck, J. (1995). Response strategies when faking personality questionnaires in a vocational selection setting. *Personality and Individual Differences*, 18, 605-609.
- 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.
- McCrae, P. R., & Costa, P. T. Jr. (1983). Social desirability scales: More substance than style. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 51, 882-888.
- McFarland, L. A., & Ryan, A. M. (2000). Variance in faking across noncognitive measures. *Journal of Applied Psychology*, 85(5), 812-821.
- Norman, W. T. (1963). Personality measurement, faking, and detection: An assessment method for use in personnel selection. *Journal of Applied Psychology*, 47, 225-241.
- Ones, D. S., & Viswesvaran, C. (1998). The effects of social desirability in personality and integrity assessment for personnel selection. *Human Performance*, 11, 245-269.
- 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.
- Ones, D. S., Viswesvaran, C., & Schmidt, F. L. (1993). Comprehensive meta-analysis of integrity test validities: Findings and implications for personnel selection and

- theories of job performance. *Journal of Applied Psychology*, 78, 679-703.
- Paajanen, G. E. (1988). *The prediction of counterproductive behavior by individual and organizational variables*. Unpublished doctoral dissertation, University of Minnesota.
- Paulhus, D. L., & Bruce, M. N. (1991). *Faking job profiles*. Paper presented at the meeting of the American Psychological Association. San Francisco, CA.
- Ross, J. G., Stecher, 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.
- Ryan, A. M., & Sackett, P. R. (1987). Pre-employment honesty testing: fakability, reactions of test takers and company image. *Journal of Business and Psychology*, 1, 248-256.
- Saville, P., & Willson, E. (1991). The reliability and validity of normative and ipsative approaches in the measurement of personality. *Journal of Occupational Psychology*, 64, 219-238.
- Schmit, M. J., & Ryan, A. M. (1992). The Big Five in personnel selection: Factor structure in applicant and nonapplicant populations. *Journal of Applied Psychology*, 78, 966-974.
- Schmit, M. J., Ryan, A. M., Stierwalt, S. L., & Powell, A. B. (1995). Frame of reference effects on personality scale scores and criterion-related validity. *Journal of Applied Psychology*, 80, 607-620.
- Viswesveran, C., & Ones, D. S. (1999). Meta-analysis of fakability estimates: Implications for personality measurement. *Educational and Psychological Measurement*, 59, 197-210.
- Zickar, M. J., & Drasgow, F. (1996). Detecting faking on a personality instrument using appropriateness measurement. *Applied Psychological Measurement*, 20, 71-87.
- Zickar, M. J., Rosse, J. G., Levin, R. A., & Hulin, C. L. (1996). *Modelling the effects of faking on personality tests*. Unpublished manuscript.
- Zickar, M. J., & Robie, C. (1999). Modeling faking good on personality items: An item-level analysis. *Journal of Applied Psychology*, 84, 551-563.

1차 원고접수 : 2006. 7. 10

2차 원고접수 : 2006. 8. 10

최종게재결정 : 2006. 8. 14

A Study of Faking on Normative and Ipsative Measures of Personality for Personnel Selection

Myoung-So Kim


Hoen-Ju Lee

Hoseo University

The purpose of present study was to examine faking behavior on different types of personality measures(i.e., normative and ipsative type) for personnel selection. Specifically, the study was focused on the following three questions; (1)whether the college student participants(future job applicants) use their stereotypes of the desired workers in the target company, (2) whether participants are able to fake their answers on personality questionnaires when so instructed, and (3) whether they are able to fake equally well on both normative and ipsative type scales. Two hundred and ninety two participants, students of 6 different colleges, completed both a normative and an ipsative version of the RPST(Right People Selection Test) either honestly or in a fake-good condition. The normative form consists of 368 independent items while the ipsative is composed of 93 sets of items with 4 alternatives. They also identified what they believed to be an ideal personality profile for the target company. The high performers of the target company also completed an ideal personality profile for the company. Results indicated that there was considerable agreement between the incumbents and the student participants on what constitutes an ideal personality profile for the target company(Spearman $\rho=.78$, $p<.001$), supporting that job applicants can use their stereotypes of desired workers of the target company to be selected in that company. In addition, a two-way ANOVA yielded a significant main effect for different types of personality measures(normative/ipsative) ($F=48.66$, $p<.001$) and a significant two-way interaction($F=12.70$, $p<.001$). This demonstrated that there was no difference in the degree of faking on the ipsative form between the honest and faking group, while on the normative form there was significantly more faking in the faking group than in the honest group. Finally, the limitations and future directions of the present study were discussed.

key words : Faking, Ipsative, Normative, Personality measures, Personnel Selection

부록. Ipsative 형식의 문항 예.



- **Most**: 한 문항 set 내의 4개 진술문 중 상대적으로 자신과 가장 가깝고, 잘 표현한다고 생각하는 진술문에 체크.
- **Least**: 한 문항 set 내의 4개 진술문 중 상대적으로 자신과 가장 멀고, 잘 표현하지 못한다고 생각하는 진술문에 체크.

SET	No.	진술문	Most	Least
1	1	나는 경험하지 않은 새로운 일에 도전하는 것에 흥미를 느낀다	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
	2	나는 무슨 일이든 끝까지 세심한 주의를 기울인다	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
	3	나는 항상 일의 전후를 파악하고 일을 진행한다	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
	4	나는 일을 시작하기 전에 치밀하고 빈틈없이 계획을 세운다	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
2	1	내가 모르는 분야의 일이 주어져도 학습의 기회로 여기고 긍정적으로 생각한다	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
	2	나는 어려운 과제가 주어져도 포기하지 않고 끝까지 완수해 낸다	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
	3	나는 문제해결을 위해 문제를 다각도로 바라보고 해결책을 찾는다	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
	4	내 실수나 잘못을 감추려고 하지 않고 즉시 인정한다	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
3	1	나는 어려운 과제에 대해서 안 되는 이유보다 되는 이유를 더 많이 생각한다	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
	2	일할 하면서 문제가 될만한 일은 내가 미리 고민해 본다	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
	3	나는 보통사람과 다른 창의적인 방식으로 문제를 해결한다	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
	4	나는 어디에서나 우선순위를 정하는 것이 몸에 배어있다	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>