

한국 성역할 검사의 수정점수 및 분류기준 산출

김남숙 · 정진경 · 박광배

충북대학교 심리학과

본 연구는 한국 성역할 검사(KSRI)가 개발된 이후 사용상 제기되었던 문제, 즉 남성 응답자들이 대거 양성성으로 분류되고, 여성 응답자들이 대거 미분화 집단으로 분류되는 점과 중앙치가 표본에 따라 다르기 때문에 비교가 불가능한 점을 해결하기 위해 수행되었다. KSRI에 대한 최근 연구(김남숙, 1997)에서 심리측정적 분석의 결과, 문항들의 신뢰도, 난이도, 변별도에서 특별한 문제점이 발견되지 않아서 문항편과의 가능성은 매우 낮은 것으로 밝혀졌다. 따라서 연구 1에서는 반응편과의 가능성을 파악하기 위하여 KSRI를 약간 수정하여 네 종류의 설문지를 실시하였다. 그 결과 남성들이 대거 양성성으로, 여성들이 대거 미분화로 나타나는 원인이 동성비교 즉 남성 응답자들은 남성 타인들과 자신을 비교해서 응답하고, 여성 응답자들은 여성 타인들과 자신을 비교해서 응답한 것에 있음을 밝혔다. 연구 2에서는 기존의 척도를 그대로 사용하면서 위에서 제기되었던 문제를 해결할 수 있는 통계적인 점수변환을 하였고, 이를 검증하였다. 연구 3에서는 중앙치가 표본에 따라 달라지기 때문에 응답자간의 비교가 불가능한 문제를 해결하기 위하여 IRT 분석을 이용하여 응답자의 모집단에 의해 달라지지 않고, 분류오류를 최소화하는 분류기준점을 산출하였다. 이상 세개의 연구를 토대로 산출된 조절계수와 분류기준점을 사용하여 응답자들을 분류하면 기존의 문제가 발생하지 않게 될 것이다. 논의에서는 본 연구에서 산출한 수정점수와 분류기준점의 사용상 유의해야 할 점과 본 연구의 한계점 그리고 후속연구에서 보완하여야 할 점 등에 관한 언급이 있었다.

1970년대 이후, 심리학에서는 성역할에 관한 연구가 급증하였고 많은 발전을 이룩해왔다. 이러한 성역할 연구에서 가장 큰 공헌을 한 것이 양성적 시각이다. 양성성은 남성성과 여성성이 단일 연속선상의 양극차원이라는 개념에 많은 의문을 제기하고 한 개인이 남성성과 여성성의 두 특성을 동시에 지닐 수 있다는 것을 주장한다. 즉 양성성은 사회의 성역할 고정관념을 이루는 내용 중 바람직한 남성적 특성과 바람직한 여성적 특성이 결합되어 공존하는 것으로 정의된다(Bem, 1974). 양성적인 사람들은 성에 적절한 행동을 하려는 내면적인 동기에서 자유롭게 때문에

자기개념이 덜 구속적이어서, 남성적인 행동이건 여성적인 행동이건 간에 상황에 적절함을 고려하여 융통성을 발휘하게 되므로 적응력이 뛰어나게 되는 것이다. 이러한 양성성 이론이 발전하는데 중요한 공헌을 한 것이 측정도구의 개발이었다. Bem(1974)을 위시한 여러 학자들은 성역할의 객관적 연구를 위해 성역할 측정 검사를 다양하게 개발함으로써 성역할 구조를 밝혀내고 성역할 특성과 발달, 인지, 사회, 임상 등의 여러 심리학 분야의 주요 개념들과 연관성을 경험적인 자료의 토대위에서 체계적으로 밝혀내는데 중요한 역할을 하였다(정진경, 1987; Cook, 1985).

지금까지 양성성을 측정하기 위해 개발된 검사로는 Bem의 성역할 검사(BSRI, 1974), Spence, Helmreich와 Stapp의 성격 속성 설문지(PAQ, 1974), Berzins, Welling과 Wetter의 PRF ANDRO 척도(1978), 그리고 Heilbrun의 형용사 체크 리스트(ACL, 1976) 등이 있다. 이러한 검사들의 목적은 양성적인 개인과 성유형화된 개인을 구분하기 위한 것이다. 각 검사는 여성성 척도와 남성성 척도를 포함하고 있고, 그것은 바람직하거나 전형적인 여성성 또는 남성성이라고 알려진 항목들로 이루어져 있다. 반응자는 각 항목에 자기 자신을 나타내는 정도를 표시하도록 되어있다. 그리고 점수 처리 결과는 그 반응자가 성유형화되었는지 또는 양성적인지를 결정하는데 사용된다(Kaplan & Sedney, 1980).

양성성을 측정하는 새로운 검사들 중 가장 널리 사용되어 온 것이 Bem(1974)의 성역할 검사(BSRI)이다. 이 검사는 양성성 이론에 입각하여 여성과 남성성에 대한 사회문화적인 고정관념을 기초로 한 문항들로 구성되어있고 여성성과 남성성을 구별하여 독립적으로 추정하고 있다. BSRI는 60개 문항으로 구성되어 있는데 남성성 20개, 여성성 20개, 사회적 바람직성 척도 20개이다. 반응자는 각 문항의 특성이 얼마나 자신에게 맞는지를 근거로 척도에 있는 각 문항을 1에서 7까지 평정하도록 요구받는다. Bem의 검사 구성 방법은 사회적으로 인정된 특성들을 포함시킴으로써 양성성에 대한 정의를 직접적으로 반영하였고, 여성성 척도와 남성성 척도로 선택된 문항들은 여성이나 남성에 대해 사회적으로 바람직한 특성들이라고 승인된 것을 근거로 하였다. 사회적 바람직성 척도는 BSRI를 검사받는 개인이 자기 기술을 근거로 하지 않고 '좋은 반응'이라고 생각하는 것을 근거로 하여 반응하고 있는지의 여부를 가려내기 위해 고안되었다. 이러한 기준에 부합되었던 문항들 중 20개가 선정되었다. 그 중 10개는 긍정적인 성격 특성을 대표하고 10개는 부정적 성격특성을 대표한다.

응답자들은 남성성 점수, 여성성 점수, 긍정성 점수를 얻게된다. 남성성 점수는 20개의 남성성 문항에 대한 응답의 평균이고, 여성성 점수는 여성성 문항에

대한 응답의 평균이다. 또한 긍정성 점수는 10개의 부정적 특성 문항에 대한 응답의 점수를 반대로 전환하여(1은 7로, 2는 6으로 등) 긍정적 특성 문항과 합하여 20문항에 대한 응답의 평균으로 계산한다.

Bem(1974)은 초기 연구에서 이 세가지 점수 이외에 양성성 점수를 계산하였는데 이 양성성 점수는 남성성과 여성성 점수간의 t 점수로 계산되었다. 즉 두 점수간의 차이가 클수록 성전형화된 것으로 보고, 이 점수가 0에 가까울수록 양성적인 것으로 보았다.

그러나 이 방법은 Spence, Helmreich와 Stapp(1975)으로 부터 차이점수를 사용할 때 각 척도 점수의 크기에 대해서는 아무것도 고려하지 않음을 비판받게 되었다. 만약 어떤 사람의 여성성과 남성성 척도의 평균 점수가 각각 1이거나 그 두 개 척도의 평균 점수가 각각 7인 극단적인 두 경우에 그들은 모두 양성적인 사람이라고 분류될 수 있다는 것이다.

따라서 이들은 차이측정 대신 중앙치 분리법으로 채점해야 한다고 제안하였다. 이 체계에서는 검사받은 모든 사람들의 점수는 가장 높은 것에서 가장 낮은 것까지 척도별로 목록화된다. 분할은 점수 중의 상위 50%와 하위 50%가 분리되는 지점인 중앙점수에서 이루어진다. 즉 남성성 척도와 여성성 척도에서 모두 중앙점수 이상의 점수를 얻은 사람들은 양성적인 것으로 간주된다. 남성성 척도에서는 중앙점수 이상의 점수를 얻었지만 여성성 척도에서는 그렇지 못한 사람들은 남성적인 것으로 분류되었고, 반면에 여성성 척도에서는 중앙점수 이상의 점수를 얻었지만 남성성 척도에서는 그렇지 않은 사람들은 여성적인 것으로 분류되었다. 이 절차는 두 척도 모두에서 중앙 점수 이하인 사람들은 '미분화'라는 새로운 범주로 분류된다.

중앙치 분리법은 위와 같이 차이점수의 문제점들 중의 하나를 수정해주시는 하지만 또 다른 문제를 야기한다. 첫째 문제는 중앙치가 모집단의 성질에 따라 변화할 수 있다는 점이다. 많은 연구자들이 중앙점수를 결정하기 위해 대표집단을 표집할 것을 권고하지만, 전국 규모의 규준을 얻기 어려운 현실때문에 흔히 소규모의 비대표적인 집단을 근거로 한 중앙점수

가 사용된다. 둘째 문제는 중앙치에 가까운 점수를 받은 사람의 분류가 어렵다는 점이다. 그러나 이러한 약점에도 불구하고 많은 연구자들은 중앙치 분리법이 차이 점수법보다 효용성이 있다고 보게 되었고, Bem(1977)도 후에 Spence, Helmreich와 Stapp의 비판에 동의하여 중앙치 분리법의 사용을 받아들였다.

여러나라에서 BSRI에 근거하여 각 나라의 실정에 맞는 검사들을 개발하였다. 그 예로는 중국의 CSRI, 오스트레일리아의 ASRI, 우리나라의 KSRI 등이 있다. 이러한 검사들이 개발되기 이전에는 성역할 검사를 주로 BSRI를 그대로 번역하거나 혹은 그 나라에 적합치 않은 문항들은 삭제하고 실시해왔다. 그러나 이러한 사용은 번역 과정상의 문제, 미국 사회의 성역할 고정관념을 기초로 하고 있다는 문제, 그리고 원검사와 점수 비교가 불가능한 문제 등을 야기하였다. 따라서 각 나라의 실정에 맞는 성역할 검사가 필요했고, 이러한 검사들의 개발은 성역할의 객관적 측정에 많은 공헌을 하게 되었다.

우리나라에서도 성역할에 대한 연구가 급증함에 따라 초기부터 성역할 측정을 위해 많은 연구자들이 BSRI를 사용하였다. BSRI의 60문항을 그대로 번역한 경우도 있고, 때로는 우리나라에서 적합치 않다고 판단되는 문항들을 삭제하고 혹은 적합하다고 생각되는 문항들을 첨가하고 실시하는 경우도 있었다. 그러나 이런 경우에는 이론적, 방법론적인 문제들이 많이 있었고, 이러한 점들을 극복하고자 정진경(1990)은 BSRI의 개발과정을 모델로 하여 같은 방법으로 제작한 한국 성역할 검사(KSRI)를 발표하였다. 따라서 KSRI는 BSRI와 같은 동일한 체제 및 문항수를 가지고 있고, 채점방법도 동일하여 상호간의 비교 분석이 가능하도록 제작되었다. 작성된 KSRI의 신뢰도는 Cronbach α 가 남성성에서 .91, 여성성에서 .84, 긍정성에서 .75로 산출되었다. Wilson과 Cook(1984)이 다양한 양성성 검사들의 내적일관성 신뢰도를 조사해본 결과 .62에서 .88의 범위에 들어가며, 대체로 남성성 척도가 여성성 척도 보다 신뢰도가 높은 것으로 보고한 것에 비추어 이 결과는 매우 우수한 것으로 볼 수 있다. 그리고 자아개념검사(정원식, 1965)에서 전반적

인 자아존중감을 나타내는 '성격적 자아' 척도를 준거변인으로 하여 타당도 검사를 실시한 결과 성역할 유형 집단간에 유의미한 차이가 있음이 밝혀졌다. 즉 양성적 집단이 자아존중감이 가장 높았고, 그다음은 남성적, 여성적, 미분화의 순으로 나타나서 KSRI의 타당도를 1차적으로 입증하였다.

이렇게 개발된 KSRI는 외국의 성역할 검사 번역판과 비교해 볼 때 우리 사회의 성역할 고정관념을 기초로 작성되었다는 강점이 있고, 남성성과 여성성을 반대되는 개념으로 가정하는 기존의 성역할 척도들과는 달리 최근 발전하고 있는 양성성 이론의 시각에 준하여 개발된 검사이므로 이 분야의 새로운 이론들과 부합한다는 강점이 있어 이후 많은 연구들에서 사용하였다. 이 척도를 사용하여 우울증(이형초, 1992), 사랑경험(홍순옥, 1993), 자아존중감(양계민, 1993), 직무만족(김유심, 1993), 귀인(유지영, 1995), 수행평가(최현주, 1996)와 같은 다양한 주제와 성역할과의 관계를 살펴본 연구들이 발표되었다. 이러한 연구들의 결과를 보면 위의 특성들이 모두 이론적인 예측에 부합하는 양상으로 KSRI와 유의한 관계를 갖고 있음이 드러났다. 이렇듯 KSRI의 타당도는 여러 연구를 통해 현재까지 입증되어 오고 있다.

그러나, KSRI가 개발된 후 몇년 간의 연구를 살펴본 결과 두가지 문제점이 제기되었다. 첫째, KSRI에서는 남성응답자들이 여성응답자들에 비해 성역할 유형 분류에서 양성적인 것으로 대거 분류되고, 여성응답자들은 미분화집단으로 대거 분류된다는 점이다. 둘째는 BSRI를 비롯한 이후의 성역할 검사에서 사용해왔던 중앙치 분리법의 임의성에 관련된 문제이다.

남성들이 대거 양성성으로 나타나고 여성들이 대거 미분화된 것으로 나타나는 이유는 첫째 실제로 남성들이 양성성이고 여성들이 미분화되었기 때문일 수 있다. 즉, 기존의 자료가 한국 모집단의 특성을 정확히 반영하는 것일 수도 있다. 둘째 가능한 이유는 문항편파(item bias)때문일 수 있다. 문항편파라는 것은 문항이 특정한 반응을 편파적으로 유도하거나 특정한 반응이 쉽게 나오도록 특성화되어 있는 것을 말한다. 이러한 체계적인 문항편파가 존재하는 경우, 그 문항

편파는 문항의 난이도에 영향을 줄 수 있다.

그러나 김남숙(1997)은 KSRI를 사용한 기존의 연구자료를 취합하여 1,675명의 자료에 대한 재분석을 실시한 결과, KSRI의 결과가 보여주는 비상식적인 분류양상이 문항편파 때문이 아님을 밝혀내었다. 그는 심리측정적인 분석을 통하여 이러한 분류양상이 주로 여성성 척도에 의해 유발되고 이 문제가 척도의 어느 한 요인에서 일어나는 것이 아니고 여성성 척도의 전반에서 문제를 일으키는 다른 원인이 있는 것으로 판단하였다. 항목반응이론(IRT)에 의한 분석으로 난이도와 변별도를 살펴본 결과도 대체적으로 난이도가 낮은 문항에서 높은 문항까지 골고루 분포되어 있어 문항편파를 일으킬 만큼 문제를 가진 문항들이 많다고 볼 수 없었다.

이러한 결과는 반응편파(response bias)의 가능성을 강하게 시사한다. 반응편파란 측정하고자 하는 응답자의 특성 이외에 다른 응답자 요인이 개입하여 편파된 반응을 유발하는 것을 말한다. 특정한 부류의 응답자가 아니라 대다수의 응답자가 그러한 반응편파를 보이는 경우에는 통계적인 방법에 의하여 문항편파와 구별할 수 없다. 따라서 반응편파의 여부를 확인하기 위해서는 그러한 편파를 유발할 수 있는 응답자요인을 구체적으로 추론하고, 그 요인의 효과에 대한 가설을 정립한 후, 실험적인 방법에 의하여 그 요인의 효과를 검증할 필요가 있다.

본 연구에서는 반응편파의 가능성을 확인하기 위하여, 응답자들이 비교하는 대상에서 차이가 있다는 가설을 실험방법을 통하여 검증하였다. 남성들은 성역할 문항에 응답하기 위하여 다른 남성들과 자신을 비교하므로 여성성 점수가 오히려 높게 나타나고, 여성들은 다른 여성들과 자신을 비교하므로 여성성 점수가 오히려 낮게 나타나날 가능성이 있다. 이 가능성을 검증하기 위하여 응답자들에게 다른 남성 혹은 다른 여성과 자신을 비교하라는 구체적 지시를 한 후 응답하게 하였다. 이 실험의 목적은 동성비교한 자료에서 기존연구에서 나타난 문제현상이 발견되고, 반면에 이성비교한 자료에서는 그러한 문제현상이 발견되지 않는지를 확인하기 위한 것이다.

본 연구에서는 또한 성역할 유형분류에 사용되는 중앙치가 표본의 성향에 따라 달라 서로 다른 모집단 간의 비교가 불가능한 문제를 해결하기 위하여 변하지 않는 고정적인 분류기준을 산출하였다. 중앙치 분류법에 의한 분류는 또한 중앙치에 가까운 점수를 받은 사람의 분류가 어려운 문제점도 있다. 일반적으로 중앙치 부분에 위치한 점수를 가지는 피험자의 수가 많기 마련이고 이 피험자들이 약간의 점수차이에 의해 서로 다른 집단에 분류되는 불합리성이 발생한다. 즉 중앙치 점수와 아주 작은 차이의 점수를 가진 많은 사람들이 일부는 양성적으로, 또 다른 일부는 남성적으로 분류될 수 있다는 것이다. 이 문제가 중요한 이유는 많은 사람들의 점수들이 밀집되어 있는 지점에서 분류기준이 임의적으로 설정되면 분류 오류가 다량으로 발생할 수 있다는 것이다. 이러한 문제를 해결하려면 척도가 응답자들의 실제 특성 차이를 가장 예민하게 변별하는 지점에서 분류기준점을 정해야 한다.

응답자 표본에 따라 좌우되지 않는 분류기준은 IRT(Charles, Drasgow, & Charles, 1983)를 이용하여 정해질 수 있다. IRT에 의한 항목분석은 소위 “정보함수(information function)”라고 불리는 계수를 제공한다. 정보함수란 각 문항이 잠재특질에 대한 정보를 제공하는 정도를 말한다. 예를 들어 어떤 문항은 중간 정도의 잠재특질을 지닌 사람에 대한 정보를 다른 사람에 대한 정보보다 많이 제공하는데, 이런 경우 이 문항은 중간 정도의 잠재특질에 대해서 가장 높은 정보함수를 보인다. 일반적으로 각 문항은 그 문항이 가장 높은 정보함수를 제공하는 잠재특질을 가장 잘 변별한다. 예를 들어 어떤 문항이 잠재특질 θ 에 대하여 가장 높은 정보함수를 보인다면 이 문항은 잠재특질이 θ 에 가까운 사람들 사이의 특질차이를 가장 예민하고 정확하게 변별하는 문항이다. 그런데 이 정보함수는 앞서 언급한 문항계수들의 함수이고, 따라서 표본의 속성에 따라 좌우되지 않는다. 이 정보함수를 이용하여 성역할 척도가 응답자들의 특질을 가장 예민하게 변별하는 점수위치를 파악하여 분류기준점을 정하였다.

연구 1: 반응편과의 확인

KSRI의 문항들에 심리측정적인 문제가 있는 것이 아니라 다른 요인이 개입하고 있다면 반응편과였을 가능성이 높다. 반응편과를 일으킨 가능한 요인으로서 응답자들의 주관적인 비교대상을 생각해 볼 수 있다. 즉 남성응답자들이 문항에 응답하기 위하여 자신과 비교하는 대상이 여성응답자가 생각하는 대상과 차이가 있을 가능성이 높다. 본 연구는 이러한 가정을 검증하기 위해 기존의 KSRI의 지시문을 부분 수정하여 실시하고, 성역할 유형분류를 하였다. 만약 이 가정이 맞다면, 응답자들에게 동성의 타인과 자신을 비교하라는 지시를 주는 경우에는 기존의 자료에서 보이는 비상식적인 분류양상이 나타나는 반면, 이성의 타인과 자신을 비교하라는 지시를 주는 경우에는 그러한 양상이 나타나지 않을 것으로 예측할 수 있다.

방 법

도구 남성 응답자와 여성 응답자가 비교하는 대상이 서로 달라서(각기 동성의 타인과 자신을 비교하므로) 비상식적인 분류양상이 나타나는지를 검증하기 위하여 네 종류의 성역할 척도를 제작하였다. 이 네 종류의 성역할 척도들은 문항은 모두 동일하고, 단지 지시문만이 서로 다른 것들이었다. 첫 번째 설문지에 제시된 지시문은 일반적인 남성들과 자신을 비교하여 응답하라는 것이었다. 두 번째 설문지에 제시된 지시문은 일반적인 여성들과 자신을 비교하여 응답하라는 것이었다. 세 번째 설문지는 앞서 두 개의 설문지가 합해진 것이었다. 다시 말해서 세 번째 설문지에 응답한 응답자들은 한 번은 일반적인 남성들과 자신을 비교하여 응답하였고, 또 한 번은 일반적인 여성들과 자신을 비교하여 응답하였다. 네 번째 설문지는 남, 여를 불문하고 일반적인 타인과 자신을 비교하여 응답하라는 지시문을 가진 것이었다. 이 네 번째 설문지가 실시된 이유는 남, 여를 불문하고 일반적인 타인과 자신을 비교하여 응답하라는 지시문을 제시함으

로써 기존 연구에서 나타난 비상식적인 분류양상이 사라질 수 있는지 검토하기 위한 것이었다. 왜냐하면 만약 이 네 번째 지시문에 의하여 그러한 양상이 사라진다면 앞으로의 성역할 척도사용에서는 남, 여를 불문하고 일반적인 타인과 자신을 비교하여 응답하라는 지시문을 제시함으로써 기존 연구에서의 문제점을 해결할 수 있을 것이기 때문이다.

피험자 충북대학교에 재학중인 남, 여 대학생 각각 375명이 설문에 응답하였다. 남성들과 자신을 비교하고, 또는 여성들과 자신을 비교하는 설문지에는 남, 여 각각 300명이 응답하였고, 한 사람이 동성비교, 이성비교를 모두 하는 설문지에는 남, 여 각각 25명이 응답하였고, 모든 사람과 비교해서 자신을 평가하는 설문지에는 남, 여 각각 50명이 응답하였다.

절차 기존의 성역할 검사의 지시문을 부분 수정하여 만든 4종류의 성역할 검사를 강의시간에 실시하였다. 설문지에 응답하는 시간은 10분에서 15분 정도 소요되었으며, 설문지를 수거한 후 성역할 검사에 대한 약간의 설명을 하였다. 네종류의 척도에 응답한 응답자들은 모두 서로 다른 사람들이었다. 한 사람이 동성비교와 이성비교를 번갈아하는 조건에서는 비교 순서를 균형화 하였다.

결 과

우선 남, 여 각각이 이성비교, 동성비교를 한 결과를 가지고 성역할 분류를 한 것이 표 1, 표 2에 제시되었다. 표 1에서 남, 여가 각기 다른 성과 비교(이성

표 1. 이성비교 한 경우 성역할 유형 분류

| 응답자 집단 | 여성성 점수 | 남성성 점수 | | 전체 |
|--------|--------|---------|---------|-----|
| | | 중양치 이상 | 중양치 이하 | |
| 남 자 | 중양치 이상 | 38(양성성) | 12(여성성) | 50 |
| | 중양치 이하 | 63(남성성) | 30(미분화) | 93 |
| | 전 체 | 101 | 42 | 143 |
| 여 자 | 중양치 이상 | 27(양성성) | 64(여성성) | 91 |
| | 중양치 이하 | 13(남성성) | 39(미분화) | 52 |
| | 전 체 | 40 | 103 | 143 |

표 안의 숫자는 응답자 수를 나타냄

비교)하였을 때 여성성 점수의 분포를 살펴보면 남성의 경우엔 중앙치 이하가 많이 나타났고, 여성의 경우엔 중앙치 이상이 많이 나타났다. 이는 우리 사회의 성역할 사회화 과정으로 나타나는 상식적인 현상이라고 볼 수 있다.

표 2는 동성비교한 경우인데 여성성 점수를 살펴보면 기존의 자료에서 나타난 바와 같이 남성은 중앙치 이상에 더 많이, 여성은 중앙치 이하에 더 많이 분포되어 있다.

다음 표 3, 표 4에는 한 사람이 동성비교, 이성비교를 모두 한 경우의 성역할 유형분류가 제시되었다. 이 경우에도 위의 경우와 같은 양상을 보였다. 동성비교의 경우엔 피험자 수가 너무 적어 중앙치 이상과 이하의 차이가 많이 나지는 않지만, 기존자료에서 나타나는 문제를 보였고, 이성비교에서는 상식과 일치하는 결과를 뚜렷이 보였다.

지시문에 “모든 남, 여를 통털어 비교했을 때 자신은 어떠한지...”를 넣어 자신을 평가하도록 한 결과는 표 5에 제시되었다. 그러나 여성성 점수를 살펴보면

표 2. 동성비교 한 경우 성역할 유형 분류

| 응답자 집단 | 여성성 점수 | 남성성 점수 | | 전체 |
|--------|--------|---------|---------|-----|
| | | 중앙치 이상 | 중앙치 이하 | |
| 남 자 | 중앙치 이상 | 59(양성성) | 32(여성성) | 91 |
| | 중앙치 이하 | 28(남성성) | 28(미분화) | 56 |
| | 전 체 | 87 | 60 | 147 |
| 여 자 | 중앙치 이상 | 23(양성성) | 29(여성성) | 52 |
| | 중앙치 이하 | 33(남성성) | 56(미분화) | 89 |
| | 전 체 | 56 | 85 | 141 |

표 안의 숫자는 응답자 수를 나타냄

표 3. 동성비교와 이성비교를 번갈아 수행한 조건에서 동성비교 한 경우 성역할 유형 분류

| 응답자 집단 | 여성성 점수 | 남성성 점수 | | 전체 |
|--------|--------|--------|--------|----|
| | | 중앙치 이상 | 중앙치 이하 | |
| 남 자 | 중앙치 이상 | 7(양성성) | 6(여성성) | 13 |
| | 중앙치 이하 | 6(남성성) | 6(미분화) | 12 |
| | 전 체 | 13 | 12 | 25 |
| 여 자 | 중앙치 이상 | 6(양성성) | 6(여성성) | 12 |
| | 중앙치 이하 | 6(남성성) | 7(미분화) | 13 |
| | 전 체 | 12 | 13 | 25 |

표 안의 숫자는 응답자 수를 나타냄

표 4. 동성비교와 이성비교를 번갈아 수행한 조건에서 이성비교 한 경우 성역할 유형 분류

| 응답자 집단 | 여성성 점수 | 남성성 점수 | | 전체 |
|--------|--------|---------|---------|----|
| | | 중앙치 이상 | 중앙치 이하 | |
| 남 자 | 중앙치 이상 | 2(양성성) | 3(여성성) | 5 |
| | 중앙치 이하 | 16(남성성) | 4(미분화) | 20 |
| | 전 체 | 18 | 7 | 25 |
| 여 자 | 중앙치 이상 | 7(양성성) | 13(여성성) | 20 |
| | 중앙치 이하 | 0(남성성) | 5(미분화) | 5 |
| | 전 체 | 7 | 18 | 25 |

표 안의 숫자는 응답자 수를 나타냄

표 5. 모든사람과 비교하라는 지시문을 준 조건에서 성역할 유형 분류

| 응답자 집단 | 여성성 점수 | 남성성 점수 | | 전체 |
|--------|--------|---------|---------|----|
| | | 중앙치 이상 | 중앙치 이하 | |
| 남 자 | 중앙치 이상 | 21(양성성) | 7(여성성) | 28 |
| | 중앙치 이하 | 7(남성성) | 12(미분화) | 19 |
| | 전 체 | 28 | 19 | 47 |
| 여 자 | 중앙치 이상 | 10(양성성) | 11(여성성) | 21 |
| | 중앙치 이하 | 10(남성성) | 18(미분화) | 28 |
| | 전 체 | 20 | 29 | 49 |

표 안의 숫자는 응답자 수를 나타냄

남성의 경우엔 중앙치 이상이 더 많이 나타나고, 여성의 경우엔 중앙치 이하가 더 많이 나타났다. 이는 기존자료의 비상식적인 분포와 같은 양상을 나타내는 것이다. 따라서 이 지시문은 기존의 문제를 해결하는데 무용지물이라는 것이 판명되었다.

논 의

연구 1에서는 남성들이 대거 양성성으로 여성들이 대거 미분화로 나타나는 이유가 비교대상의 차이 때문이라는 가정을 검토하였다. 우선 동성과 비교하였을 때는 표 2에 나타났듯이 기존자료의 결과와 같은 양상을 보였다. 그런데 이성과 비교하였을 때는 이러한 문제가 나타나지 않았다. 즉 이성과 비교를 했을 때는 성역할의 사회화 과정에 의해 예측되는 상식적인 양상으로, 남성의 경우엔 여성성 점수가 낮고, 여성의 경우엔 여성성 점수가 높게 나타났다.

또한 한 사람이 동성비교와 이성비교를 동시에 한 결과를 보아도 동일한 양상이 나타난다. 물론 이 경

우에는 피험자의 수가 너무 적어 그 차이가 크게 나진 않지만 이성비교와 동성비교 사이를 비교해보면 그러한 양상을 명확히 볼 수 있다.

이 두 결과를 종합해보면 기존의 자료는 응답자들이 동성비교한 경우와 일치한다. 즉 기존 연구들에서 남성응답자들은 남성 타인들과 자신을 비교해서 여성성 문항, 남성성 문항에 응답한 것이고, 여성응답자들은 여성 타인들과 자신을 비교해서 응답한 것으로 판단된다. 요약하자면 이 연구를 통해 기존의 KSRI가 갖고 있는 문제점인 남성들이 대거 양성성으로 여성들이 대거 미분화로 분류되는 이유가 응답자들이 동성의 타인들과 자신을 비교하여 설문지에 응답하기 때문인 것으로 판단된다.

한편 지시문에 남, 여 모든 사람과 비교해 볼 때 자신이 어떠한지를 비교하도록 제시한 경우에는 기존 자료에서의 분포와 동일한 양상이 나타났다. 이것은 이 설문지에 사용된 지시문이 기존 자료의 문제점을 해결하는데 별 효과를 나타내지 않았음을 말해 주는 것이다.

연구 2: 수정점수 산출

연구 1를 통해 KSRI가 갖고 있던 문제점 즉 남성들이 대거 양성성으로 여성들이 대거 미분화로 나타나는 것이 심리측정적인 문제 때문이 아니라 남, 여가 설문에 응답할 때 서로 비교하는 대상이 달라서임을 알 수 있었다. 또한 모든 남, 여와 비교하여 자신을 판단하라는 지시문이 포함된 척도를 검토한 결과 기존자료에서 나타나는 문제점이 사라지지 않는다는 것을 확인할 수 있었다. 앞으로의 KSRI의 사용에서는 무언가 다른 방법에 의하여 기존자료의 문제를 해결해야 할 필요가 제시되었다.

가장 현실적이면서 기존의 검사를 변형하지 않고 문제를 해결하는 방법은 통계적인 점수변환이라고 사료된다. 즉 기존의 검사에 나타난 점수를 이용하여 만약 응답자들이 동성 및 이성의 타인을 모두 통틀어 자신과 비교했을 때 나타날 점수의 예측치를 통계적으로 추정하는 것이다. 이를 위하여 본 연구에서는

연구 1의 자료를 토대로 검사 점수의 조절계수들을 산출하였다. 앞으로의 KSRI 사용에서는 기존의 척도를 그대로 사용하되, 기존 척도에 나타난 점수와 본 연구 2에서 산출된 조절계수들을 합하여 수정된 척도점수를 산출하여야 한다.

방 법

자 료

현재까지 KSRI를 사용한 연구들 중 본 연구를 위하여 원자료를 얻을 수 있었던 것들은 “자신의 신체적 매력에 대한 인식이 자아존중감에 미치는 영향”(양계민, 1993), “도식의 사용이 수행평가에 미치는 영향”(최현주, 1996), 그리고 “성패귀인의 성차에 대한 한 연구”(류윤상, 최현주, 정진경, 1994), “성역할 유형에 따른 행동, 직업, 생활만족 긍정성 비교연구”(이화여자대학교 교육학과 심포지움, 1994)이었다. 이렇게 취합된 자료의 응답자는 중학생부터 직장인까지 다양하였고, 남자 817명, 여자 857명으로 총 1675명의 자료를 사용하였다 또한 연구 1에서 한 사람이 동성비교와 이성비교를 번갈아 수행한 50명의 자료를 사용하였다.

절 차

연구 1에서 한 사람이 동성비교와 이성비교를 번갈아 수행한 자료(n=50)를 이용하여 이성과 자신을 비교하여 응답한 경우의 점수와 동성과 자신을 비교하여 응답한 경우의 점수를 산출하고 그 두 점수의 평균을 계산하였다. 이 평균은 만약 응답자들이 이성과 동성 한 쪽에만 자신을 비교하지 않고 이성과 동성을 모두 통틀어 자신을 비교했을 경우에 나타날 수 있는 점수의 예측치라고 간주된다. 그런데 기존 검사를 그대로 사용하는 경우 응답자들은 동성비교에 의한 응답을 할 것이므로 동성비교에 의한 점수와 이 평균점수의 차이를 조절계수로 사용하여 기존의 검사에 나타난 점수(n=1675)를 수정하였다.

조절계수(D)=

$$\frac{\text{동성비교점수} - \text{동성비교점수} + \text{이성비교점수}}{2}$$

수정점수=검사점수+조절계수(D)

이러한 수정이 이루어진 후 성역할 유형 분류를 다시하여 이러한 점수 수정에 의하여 기존의 비상식적인 분류양상이 사라지는지를 검토하였다.

결 과

조절계수(D)를 산출하기 위해 우선 한 사람이 이성비교와 동성비교를 반복적으로 실시한 자료의 평균을 산출한 후, 그 평균과 동성비교 점수와의 차이를 산출하였다(부록 참조). 이 결과를 이용하여 기존자료(n=1675)의 각 문항에 대한 응답에 D점수를 더하여 수정점수를 산출한 후, 그 수정점수의 중앙치를 분류기준으로 사용하여 성역할 유형분류를 하였다. 그것이 표 6에 제시되었다.

표 6을 보면 여성성 점수에서 남성응답자의 경우 중앙치 이상이 295명, 중앙치 이하가 518명으로 중앙치 이하가 많이 분포되었고, 여성응답자의 경우 중앙치 이상이 523명, 중앙치 이하가 327명으로 중앙치 이상이 많이 분포되었다. 이 결과를 살펴보면 기존의 자료가 갖고 있던 문제 즉 남성들이 양성성으로 여성들이 미분화로 대거 분류되는 문제가 나타나지 않았

표 6. 수정점수에 의한 성역할 유형분류

| 응답자 집단 | 여성성 점수 | 남성성 점수 | | 전체 |
|--------|--------|----------|----------|-----|
| | | 중앙치 이상 | 중앙치 이하 | |
| 남 자 | 중앙치 이상 | 242(양성성) | 53(여성성) | 295 |
| | 중앙치 이하 | 310(남성성) | 207(미분화) | 518 |
| | 전 체 | 552 | 260 | 813 |
| 여 자 | 중앙치 이상 | 162(양성성) | 361(여성성) | 523 |
| | 중앙치 이하 | 91(남성성) | 236(미분화) | 327 |
| | 전 체 | 253 | 597 | 850 |

표 안의 숫자는 응답자 수를 나타냄

표 7. 총점 수정을 위한 조절계수(D)

| 응답자 집단 | 여성성 척도 | 남성성 척도 |
|--------|--------|--------|
| 남 | -0.341 | 0.316 |
| 여 | 0.263 | -0.166 |

다. 오히려 상식과 일치하는 형태로 성역할 유형이 분류되었다. 따라서 본 연구 3에서 산출한 조절계수(D)들이 기존자료의 문제점을 잘 해결한다고 판단된다.

논 의

본 연구는 기존의 설문지를 그대로 사용하면서 남성들이 남성들과 비교하고, 여성들이 여성들과 비교하여 생겨나는 문제 즉 남성들이 대거 양성성으로 여성들이 대거 미분화로 분류되는 문제를 해결하는 방안을 찾으려는 목적을 갖고 진행되었다.

한 사람이 동성비교와 이성비교를 반복적으로 실시한 자료를 이용하여 조절계수(D)를 산출하였다. 앞으로 KSRI를 사용할 경우엔 기존의 척도에 응답하게 한 다음 각 문항에 대한 응답을 수정해줄 필요없이 각 문항을 위한 조절계수의 평균치를 이용하여 여성성 총점에서 남성들은 -0.341, 여성들은 0.263을 더해 주고, 남성성 총점에서 남성들은 0.316을 여성들은 -0.166을 더해주면 된다(이 방법은 여성성 점수와 남성성 점수가 문항들에 대한 응답의 평균치라는 가정 하에 권유되는 방법이다. 만약 여성성 점수와 남성성 점수가 해당 문항에 대한 응답의 합으로 산출되는 경우에는 여기에서 제시된 점수의 조절계수에 해당 문항수를 곱하여 사용하여야 한다).

예를 들어 KSRI를 실시한 결과 한 남성 응답자의 여성성 점수가 3.25였다면 이 응답자의 수정된 여성성 점수는 3.25+(-0.341)=2.909 이다.

요약하자면 기존의 KSRI가 갖고 있던 문제중 하나인 남성들이 대거 양성성으로 여성들이 대거 미분화로 분류되는 것은 심리측정적인 문제에 기인하는 것이라기 보다는 비교 대상에서 차이가 있었기 때문이고, 앞으로 성역할 척도를 사용할 때는 본 연구에서 산출된 조절계수(D)를 이용하여 여성성 점수와 남성성 점수를 수정함으로써 그러한 문제를 해결할 수 있을 것이다.

연구 3: 영구적인 분류기준점 산출

본 연구에서는 중앙치 분리법에 관련된 문제를 살

펴보았다. 지금까지 사용되어왔던 중앙치 분리법은 표본에 따라 중앙치가 변한다는 단점이 있다. 예를 들어 어떤 한 개인이 서로 다른 표본에서 성역할 유형 검사를 했다면 중앙치가 서로 다르기 때문에 어떤 집단에서는 양성성으로, 또 다른 집단에서는 여성성으로 분류될 수 있다.

응답자의 표본에 좌우되지 않는 분류기준을 산출하고자 IRT분석을 사용하였다. IRT에 의한 항목분석은 난이도 계수, 변별도 계수와 더불어 정보함수값을 제공한다. '정보'라는 개념은 불확실성의 반대개념으로, 정보가 많으면 불확실성이 적어지고, 정보가 적으면 불확실성이 높아진다. 각 항목이 잠재특질 θ 에 대하여 제공하는 정보가 항목정보이고, 이러한 항목정보가 모두 합해진 것이 검사정보이다. 따라서 척도에서 가장 많은 정보를 제공하는 잠재특질을 파악한다면 그 잠재특질이 가까운 사람들 사이의 특질을 가장 예민하고 정확하게 변별하는 기준이 되는 것이다.

요약하면 본 연구의 목적은 응답자의 모집단에 따라 분류기준이 달라지는 중앙치 분리법의 문제점을 해결하고자 IRT 분석을 사용하여 응답자의 모집단에 의해 달라지지 않고 또한 분류오류를 최소화하는 분류기준점을 산출하는 것이다.

방 법

자 료

기준에 사용되었던 자료 중 연구 2에서 취합한 자료를 사용하였고, 자료의 응답자는 남자 817명, 여자 857명 총 1675명이었다.

절 차

연구 2에서 산출한 조절계수 D값을 이용하여 각 문항에 대한 응답자들의 반응을 수정한 후 IRT분석으로 잠재특질 θ , 난이도, 변별도 계수를 구하고 각 문항의 정보값을 산출하였으며, 각 문항의 정보값들을 모든 문항에 대하여 합하여 전체 검사의 정보값을 산출하였다. 산출된 잠재특질 상에서의 검사정보값으로 검사정보곡선을 살펴본 후, 최대의 정보를 제공하는 잠재특질을 파악하였다.

결 과

IRT분석을 통해 수정된 문항들의 난이도, 변별도 계수, 잠재특질 θ , 검사정보값을 산출하여, 잠재특질 상에서의 검사정보값으로 검사정보곡선을 살펴본 것이 그림 1, 그림 2에 제시되었다. 검사정보곡선은 남성성 척도와 여성성 척도의 잠재특질이 다르기 때문에 구분하여 제시하였다.

그리고 검사정보곡선을 통해 검사정보가 제일 많은 잠재특질 C_θ 를 산출하였다. 정확한 C_θ 의 산출을 위하여 곡선의 방정식을 미분하여 C_θ 값을 산출한 결과 남성성 문항의 C_θ 는 0.002로 여성성 문항의 C_θ 는 0.137로 나타났다. 이는 그림 1, 2에서도 확인할 수 있다. 다시 말하면 남성성 척도는 C_θ 가 0.002에 근접한 응답자들을 가장 정확하게 변별해내며 여성성 척도는 C_θ 가 0.137에 근접한 응답자들을 가장 정확하게 변별해낸다. 따라서 이 C_θ 값들을 분류기준점으로

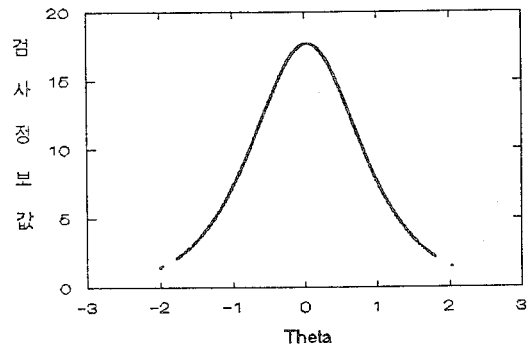


그림 1. 남성성 척도의 검사정보곡선

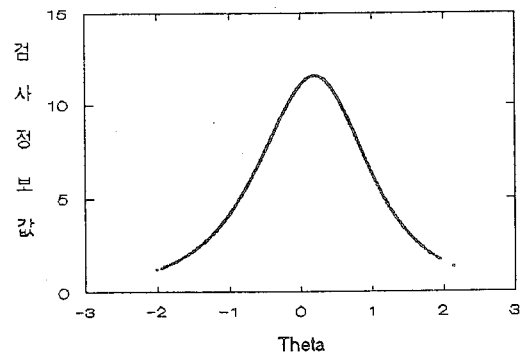


그림 2. 여성성 척도의 검사정보곡선

사용하면 분류오류를 최소화할 수 있다.

그런데 앞으로 KSRI를 사용할때마다 이 C_{θ} 값을 산출하여 성역할 유형분류를 하기 복잡하고 불편하기 때문에 회귀분석을 이용하여 좀 더 편리한 방법을 찾았다. 회귀분석을 이용한 이유는 1모수 IRT와는 달리 2모수 IRT의 경우에는 θ 와 검사총점(문항의 합산점수)사이에 반드시 1: 1의 관계가 있지 않기 때문이다. 즉 각 θ 값으로 예측할 수 있는 남성성 척도의 총점과 여성성 척도의 총점을 산출하는 방법이다.

그 결과 남성성 척도 총점의 분류기준점은 4.47로, 여성성 척도 총점의 분류기준점은 4.29로 산출되었다. 다시 말해서 연구 3의 조절계수로 수정한 점수가 남성성 척도의 경우에는 4.47, 여성성 척도의 경우에는 4.29일때 분류기준점이 된다.

논 의

본 연구는 응답자의 표본에 따라 분류기준이 다른 중앙치 분리법의 문제점을 해결하고자 하였다. 이를 해결하고자 잠재특질과 검사정보함수를 제공하는 IRT 분석을 사용하였고, 그 결과 그림 1, 그림 2에서 처럼 검사정보곡선을 산출하였다. 그리고 검사정보를 제일 많이 제공하는 잠재특질 C_{θ} 에서의 각 척도 총점을 분류기준으로 제시하였다.

따라서 앞으로의 연구에서는 모집단에 따라 다른 분류기준을 사용할 것이 아니라 본 연구의 결과에 제시한 분류기준을 사용해야 할 것이다. 즉 남성성 척도의 분류기준은 수정된 점수 4.47점이고, 여성성 척도의 분류기준은 수정된 점수 4.29점이다.

종합논의 및 결론

성역할에 대한 관심 및 연구가 계속 증가하는 시점에서 검사의 신뢰도, 타당도, 규준이 정립된 성역할 검사의 확립은 매우 중요한 과제이다. KSRI가 1990년에 개발된 이후 지금까지 널리 사용되어 왔으나, 몇 년간의 연구를 살펴본 결과 두가지 문제점이 제기되었다. 본 연구는 이 문제점 즉, 남성들이 대거 양성적으로 분류되고 여성들이 대거 미분화로 분류되

는 점과 중앙치가 표본에 따라 달라지는 점을 해결하고자 하였다.

이전의 연구에서 문항편파의 문제는 별로 없음이 밝혀졌으므로, 연구 1에서는 응답자들의 반응편파의 가능성을 검증하였다. 즉 남성응답자들과 여성응답자들이 응답할 때 자신과 비교하는 준거 대상이 서로 달라서 남성들이 대거 양성성으로 여성들이 대거 미분화로 나타난다는 가정하에 반응편파를 확인하였다. 이를 위해 기존의 설문지를 부분수정하여 몇 종류의 설문지를 한 결과 동성과 비교하였을 때는 기존자료의 결과와 같은 비상식적인 양상을 보였고, 이성과 비교하였을 때는 상식적인 양상을 보였다. 또한 한 사람이 동성비교와 이성비교를 동시에 한 결과를 보아도 이러한 양상이 나타났다. 이 결과를 통해 기존의 자료는 남성응답자들이 남성 타인들과 자신을 비교하여 응답한 것이고, 여성응답자들은 여성 타인들과 자신을 비교해서 응답한 것이라고 판단하였다. 또한 남, 여를 불문하고 일반적인 타인과 자신을 비교하여 응답하라는 지시문을 제시함으로써 기존연구에서 나타난 비상식적인 분류양상이 사라질 수 있는지 검토하였다. 그러나 이 경우에는 기존자료에서의 분포와 동일한 양상으로 나타나서 이 지시문이 별 효과를 가지지 않는 것으로 밝혀졌다. 이 연구를 통해 남성들이 대거 양성성으로, 여성들이 대거 미분화로 나타나는 이유가 반응편파 때문인 것으로 밝혀졌다.

연구 2에서는 연구 1에서 드러난 응답자의 반응편파의 결과를 토대로 기존의 검사를 변형하지 않고 문제를 해결하기 위해 통계적인 점수 변환을 시도하였다. 한 사람이 동성비교와 이성비교를 반복적으로 실시한 자료를 이용하여 동성비교를 남, 여 전체 비교한 것으로 전환하기 위하여 조절계수를 구하였다. 그 결과 각 개인 응답자의 여성성 평균에 남성들은 -0.341, 여성들은 0.263을 더해주는 조절계수가 산출되었고, 남성성 평균에는 남성들은 0.316, 여성들은 -0.166을 더해주는 조절계수가 산출되었다. 따라서 앞으로는 성역할 검사에서 이 조절계수를 이용하여 여성성 점수와 남성성 점수를 수정함으로써 문제를 해결할 수 있다.

연구 3에서는 성역할 유형의 분류기준이 되는 중앙치가 모집단에 따라 변화하는 문제점을 해결하고자 IRT분석의 정보함수에 기초하여 분류오류를 최소화 하는 분류기준점을 산출하였다. 기존에 사용되었던 1,675명의 자료를 사용하여 분석한 결과 남성성 척도의 분류기준점은 수정점수 4.47로 여성성 척도의 분류기준점은 수정점수 4.29로 산출되었다.

결론적으로 본 연구는 KSRI의 사용에서 지금까지 나타난 문제가 문항편파가 아니라 반응편파라는 점을 확인하였고, 조절계수와 분류기준을 산출하여 문제를 해결할 수 있다는 것을 보여주었다. 따라서 앞으로는 연구자들이 기존의 KSRI를 그대로 사용하면서 조절계수를 사용하여 여성성 점수, 남성성 점수를 산출하고, 표본에 따라 변화하지 않는 분류기준점을 사용하여 성역할 유형 분류를 할 수 있게 되었다.

이러한 결과를 한국 성역할 검사가 개발된 때의 자료와 비교해 보면, 본 연구 결과로 산출된 분류기준점이 남성성 척도의 경우 4.3에서 4.47(수정점수)로 여성성 척도의 경우 4.7에서 4.29(수정점수)로 바뀌었다. 즉 분류기준점이 남성성 척도는 약간 높게, 여성성 척도는 분류기준점이 낮게 조정되었다. 이러한 수정점수와 분류기준점을 사용하여 기존 연구의 성역할 유형 분류를 한 결과 남성의 경우에는 다른 유형보다 여성성이 낮게, 여성의 경우에는 상대적으로 남성성이 낮게 나타나는 상식과 일치하는 결과를 보였다. 결과적으로 본 연구 결과에 의해 성역할 유형 분류를 하던 상식과 일치하는 경향을 보일 것이다.

성역할 검사는 외국의 경우에도 전국적 규모의 규준이 없는 경우가 대부분이다. KSRI도 신뢰도와 타당도는 높지만 대규모의 대표적 표본을 통한 전국적 규준이 확립되지 않은 문제를 가지고 있었다. 그러나 본 연구에서는 기존 연구들의 자료를 취합하여 분석한 결과, 응답자들이 중학생에서 일반인까지 포함되어 있었고, 남, 여 모두를 포함하였기 때문에 비교적 폭넓은 응답자들을 기반으로 한 규준을 마련하였다는 점에서 의의를 찾을 수 있다.

한편 몇 편의 외국문헌을 살펴본 결과 BSRI를 이용한 연구들에는 KSRI의 사용상 제기되었던 문제(남

성들이 대거 양성성으로, 여성들이 대거 미분화로 분류되는 문제)가 나타나지 않았다. 다시말해서 한국 사람들은 자신의 성역할 성향을 판단할 때 동성의 타인들과 비교하여 상대적인 판단을 하는 반면, 미국 사람들은 성별을 불문한 타인과 자신을 비교하거나 아니면 자신의 성역할 성향에 대하여 절대적인 판단을 하는 듯이 보인다. 이러한 이유는 외국 사람들 보다 한국 사람들이 성별 범주와 자신을 동일시하는 경향이 강하기 때문이라고 생각된다. 말하자면 한국 사람들이 대체적으로 외국 사람들 보다 더 강한 성역할 고정관념을 가지고 있을 가능성이 높다. 이를 살펴보기 위하여 본 연구 결과 얻어진 성역할 유형분류와 외국에서 BSRI를 사용하여 얻은 성역할 유형분류(Donald, Paige & Steven, 1985)를 비교해보았다. BSRI를 사용한 자료가 여성들만의 자료이기 때문에 본 연구에서 얻어진 여성들의 자료와 비교하였다.

아래의 표를 살펴보면 한국 여성들은 여성성 점수에서 중앙치 이상이 61.5%, 중앙치 이하가 38.5%로 미국 여성들의 52.4%와 47.6%와 비교해 볼 때 성역할 고정관념이 크게 나타남을 알 수 있다. 또한 남성성 점수에서 미국 여성들은 중앙치 이상이 50%, 중앙치 이하가 50%인 반면, 한국 여성들은 중앙치 이하가 압도적으로 많다. 즉 한국 사람들이 좀 더 강한 성역할 고정관념을 가지고 있다고 유추할 수 있다. 따라서 이러한 이유 때문에 한국에서의 비상식적인 양상과 같은 양상이 미국에서는 나타나지 않는다고 생각된다. 다시 말해서 미국인들은 자신의 성역할 성향을 판단할 때 자신의 생리적인 성별범주와 자신을

표 8. 성역할 유형분류 비교(한국의 경우와 미국의 경우)

| | 남성성 점수 | | 전 체 |
|----|--------|-----------------------|------------|
| | 여성성 점수 | 중앙치 이상 중앙치 이하 | |
| 한국 | 중앙치 이상 | 162(양성성) 361(여성성) | 523(61.5%) |
| | 중앙치 이하 | 91(남성성) 236(미분화) | 327(38.5%) |
| | 전 체 | 253(29.8%) 597(70.2%) | 850 |
| 미국 | 중앙치 이상 | 25(양성성) 19(여성성) | 44(52.4%) |
| | 중앙치 이하 | 17(남성성) 23(미분화) | 40(47.6%) |
| | 전 체 | 42(50%) 42(50%) | 84 |

표 안의 숫자는 응답자 수를 나타냄.
(위의 응답자들은 여성들임)

동일시하는 경향이 한국인들보다 적은 것으로 사료된다.

KSRI를 문화간 비교연구에서 사용하는 경우, 수정 점수나 분류기준의 적용이 BSRI나 여타의 검사들과 약간 상이하므로 이 과정을 빼지 않고 적용하도록 유의해야 할 것이다. 그러나 한국인의 독특한 반응편파로 인하여 발생하는 점수의 차이를 수정하므로써, 이 방법의 적용은 성역할 유형이 행동과 어떠한 관계에 있는가에 대한 문화간 비교에 정확성을 더해줄 것이다.

본 연구에서는 조절계수와 분류기준을 산출한 자료의 응답자들 중 대학생들의 비율이 상대적으로 높았고, 연령층의 범위가 아주 넓지는 않았기 때문에 그 특성에서 차이가 많이 나는 집단에 적용할 때에는 유의하여야 할 것이다. 그리고 수정점수를 산출할 때 표본이 너무 작아 앞으로의 연구에서는 표본을 좀 더 늘려 수정점수를 산출하고, 본 연구 결과와의 차이점을 살펴볼 필요가 있을 것이다.

덧붙여 앞으로의 연구에서는 본 연구의 결과들에 대한 재검증이 이루어져야 할 것이다. 문항들에 대한 응답자의 반응패턴에 의해 응답자가 잠재적인 범주에 속할 확률을 산출할 수 있는 잠재계층분석(latent class analysis)을 사용한다면 응답자가 특정한 범주에 할당되는 경우 할당오류가 발생할 이론적인 확률도 산출될 수 있다. 따라서 잠재계층분석에 의하여 각 응답자가 네가지 성역할 범주에 할당되는 경우 이론적으로 할당오류가 얼마나 발생할지 파악한 후 본 연구에서 도출한 분류기준점이 얼마나 설득력이 있는지 검토해야 할 것이다.

마지막으로 앞으로의 후속연구들에서 여러 집단들을 대상으로 KSRI를 실시하여 본 연구에서 산출된 조절계수와 분류기준점이 계속해서 검증되어야 할 것이다.

참 고 문 헌

김남숙(1997). 한국성역할검사의 수정점수 및 분류기준 산출. 충북대학교 대학원 심리학과 석사논문.

문.

김유심(1993). 성역할과 직무특성 유형의 일치도가 직 무만족에 미치는 영향. 서강대학교 교육대학원 상담심리 석사논문.

류운상·최현주·정진경(1994). 성패귀인의 성차에 대한 한 연구. 한국심리학회 '94연차대회 발표논문.

박광배(1992). 빈도분석. 성원사.

양계민(1993). 자신의 신체적 매력에 대한 인식이 자 아존중감에 미치는 영향. 한국심리학회 '93연 차대회 학술발표논문집, 67-74.

유지영(1995). 성역할 특성 및 경쟁결과가 귀인유형 에 미치는 영향. 서울대학교 대학원 체육교육 과 석사논문.

이화여자대학교 교육심리학과(1994). 성역할 유형에 따른 행동, 직업, 생활만족 긍정성 비교 연구. 이화여자대학교 심리연구지, 제32호.

이형초(1992). 성역할 정체감이 여성의 우울감과 사 회적 문제 해결에 미치는 영향. 고려대학교 대 학원 석사논문.

정원식(1965). 자아개념검사법 요강. 코리안 테스트센 터.

정진경(1987). 성역할 연구의 양성적 시각. 한국여성 학, 제3집, 132-160.

정진경(1990). 한국 성역할 검사. 한국심리학회지: 사 회, 5, 1, 82-92.

최현주·정진경(1996). 도식의 사용이 수행평가에 미 치는 영향. 한국심리학회지: 사회, 10, 1, 171-183.

홍순옥(1993). 성역할 특성에 따른 사랑경험의 차이: 청년기 이성간의 사랑을 중심으로. 충북대학교 대학원 심리학과 석사논문.

Bem, S. L.(1974). The measurement of psychological androgyny. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 42, 155-162.

Bem, S. L.(1977). On the utility of alternative proce- dures for assessing psychological androgyny. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*,

- 45, 196-205.
- Berzins, J. I., Welling, M. A., and Wetter, R. E. (1978). A new measure of psychological androgyny based on the Personality Research Form. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 46, 126-138.
- Charles L. H., Drasgow, F. and Charles, K. P.(1983). Item Response Theory: Application to Psychological Measurement. Dow Jones-Irwin: Homewood, Illinois.
- Cook, E. P.(1985). Psychological Androgyny, N. Y.: Pergamon Press.
- Donald H. B., Paige K. B., and Steven C.(1985). Relation Between Testosterone Concentration, Sex Role Identity, and Personality Among Females. *Journal of Personality and Social Psychology*, 48, 1218-1226.
- Heilbrun, A. B.(1976). Measurement of masculine and feminine sex roles as Independent dimensions. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 44, 183-190.
- Kaplan, A. G.(1976). Androgyny as a model of mental health for women: From theory to therapy. In A. G. Kaplan & J. P. Bean(Eds.), *Beyond sex-role stereotypes: Readings toward a psychology of androgyny*. Boston: Little, Brown.
- Kaplan, A. G., and Sedney, M. A.(1980). *Psychology and sex roles: An androgynous perspective*. Boston: Little, Brown.
- Spence, J. T., Helmreich, R., and Stapp, J.(1974). The Personal Attributes Questionnaire: A measure of sex role stereotypes and masculinity-femininity. *JSAS Catalog of Selected Documents in Psychology*, 4, 43.(MS No.617).

Scoring the KSRI: Adjustment of the Raw Scores and Establishment of the Sample-free Cut-off Points

Nam-Sook Kim, Jean-Kyung Chung, and Kwang-Bai Park

Department of Psychology, Chungbuk National University

This study addressed two problems that have been repeatedly observed in the previous studies using Korean Sex Role Inventory(KSRI). The first problem was that far too many male respondents had been classified as the androgynous type, and disproportionately large number of female respondents as the undifferentiated type by the KSRI. The second problem was that the same respondent could be classified into different sex role categories because sample medians were used as the cut-off points for classification. A previous study which examined the psychometric properties of the KSRI items failed to discover any psychometric defects among the items. Thus, study 1 was designed to test the hypothesis that the unexpected distribution of sex role categories is due to response bias. That is, males respond to the items by comparing themselves with other males in general, and females respond by comparing themselves with other females in general. Four versions of KSRI were constructed by changing the instruction requesting the respondents to rate the items by comparing themselves with other males, females, both or each. The hypothesis was clearly confirmed. It was concluded that the disproportionate numbers of male respondents in the androgynous category and female respondents in the undifferentiated category were the result of response bias with the respondents rating themselves by applying stereotypical standards with respect to their own biological gender. Study 2 based on the data collected in study 1, attempted to derive adjustment coefficients that can be added to the raw scores of KSRI in order to estimate the scores that would be obtained if the respondents have had applied gender-free judgmental standards. When the adjusted scores were used to classify the respondents into the sex role categories, the unexpected distribution of sex role categories no longer occurred. Finally, study 3 determined permanent cut-off scores that should be used irrespective of particular samples. For this determination, all previous data on KSRI were combined($n=1675$) and subjected to Item Response Theory analysis. Cut-off points of the femininity and masculinity subscales were determined at the scores that provide the highest test information. Since the highest test information implies the strongest discriminating power, these cut-off scores are theoretically considered to guarantee the lowest rates of misclassification. With the adjustment coefficients and the sample-free cut-off points the previous problems associated with KSRI will no longer occur. Follow-up studies need to examine the validities of the coefficients and the cut-off points. Implications for Bem's original Sex Role Inventory were discussed.