

편집 집단과 우울 집단의 사회적 추론: 맥락정보 사용과 귀인편향

이 훈 진†

한림대학교 심리학과

편집증 집단과 우울증 집단의 대인관계 사건에 대한 귀인양식을 맥락정보 및 표적인물 조작을 통해 연구하였다. 642명 중 선발된 대학생 52명, 피해망상 환자 13명, 우울증 환자 13명, 정상인 통제 집단 13명을 대상으로 맥락정보와 표적인물을 조작한 사회적 추론 질문지를 실시하였다. 그 결과, 제 3 자간 상호작용에 대한 귀인에서는 집단간 차이가 없었다. 그렇지만, 자신이 표적으로 가정된 상황에서 편집성향 집단과 피해망상 집단은 맥락정보를 무시하면서까지 방어적이고 자기고양적인 귀인편향을 보였다. 반면 우울 집단은 자책적이고 겸양적인 편향을 나타냈다. 본 연구의 시사점과 제한점, 앞으로의 연구 방향이 논의되었다.

망상적 신념이 대체로 환자의 사회적 위치(처지)에 관한 것이라는 점에서, 귀인이론은 망상 환자의 인지적 편향에 대해 보다 적합한 이론적 틀을 제공한다. 망상과 귀인편향의 관련성에 대해 많은 연구들이 이루어졌는데, 현재까지의 연구 결과들은 대체로 피해망상이 방어적 귀인과 관련된다고 결론짓고 있다. Kancy와 Bentall(1989)은 망상, 우울, 정상통제 집단에게 귀인양식질문지(Attributeal Style Questionnaire: Peterson, Semmel, von Bayer, Abramson,

Metalsky, & Seligman, 1982. 이하 ASQ로 표기)를 실시하였다. 망상 피해자들은 우울 피해자들처럼 부정적 사건에 대해 총체적이고 안정적인 요인에 귀인하였다. 그렇지만, 우울 집단이 부정적 사건에 대해 내부 귀인하고 긍정적 사건에 대해 외부 귀인 하는데 반해 망상 피해자는 부정적 사건에 대해서는 외부 귀인하고 긍정적 사건에 대해서는 내부 귀인 하였다. 이 결과는 Candido와 Romney(1990), 원호택과 이훈진(1997), 이훈진과 원호택(1998)에 의해 반복검

† 교신저자(Corresponding Author) : 이 훈 진 / 한림대학교 심리학과 강원도 춘천시 옥천동 1 200-702 / Fax : 033-256-3424 / E-mail : hjlee@sun.hallym.ac.kr

중 되었다.

Kaney와 Bentall(1992)은 Alloy와 Abramson(1979)이 고안한 기법을 사용해서 망상 피험자들의 수반성 판단을 연구했다. 피험자는 그들의 반응과는 무관하게 한 게임에선 점수를 잃고 한 게임에선 점수를 얻도록 미리 짜여진 두개의 컴퓨터 게임에 노출되었다. 각 게임 후에 피험자에게 그 결과를 자신이 어느 정도 통제했는지를 평정하도록 했다. Alloy와 Abramson(1979)의 결과와 일치되게, 우울 피험자는 각 조건에서 낮은 통제를 주장했다. 반면 정상 피험자들은 잃은 조건에서는 낮은 통제를 주장하고 이긴 조건에서는 높은 통제를 주장하는 자기봉사적 편향(self-serving bias)을 보였다. 이러한 자기봉사적 편향은 정상인들보다는 망상 피험자에서 더 컸다.

Lyon, Kaney 및 Bentall(1994)은 망상, 우울, 정상 피험자에게 Winters와 Neale(1985)이 고안한 비명백(non-obvious) 귀인양식 측정치를 실시하였다. 실용추리검사(PIT: Pragmatic Inference Task, 이하 PIT로 표기)로 명명된 이 검사는 이야기 속에 포함된 애매한 정보에 기초해 귀인 추론을 하도록 요구하는 것이었다. ASQ에서는 Kaney와 Bentall(1989)의 결과가 재확인되었다. 그렇지만 PIT상에서 망상 피험자는 우울 집단과 마찬가지로 긍정적 사건보다는 부정적 사건에 대해 더 내부 귀인했다. 따라서 PIT상에서 암묵적인 판단이 요구될 때, 망상 피험자들은 부정적 결과에 대해 자신을 비난하는 경향이 있었다. 또한 Kinderman, Kaney, Morley 및 Bentall(1992)은 Kaney와 Bentall(1989)의 연구에서 나온 ASQ자료와 자신들의 자료를 결합하여, 피험자들의 언어적 진술에 대해 그 내부 귀인 정도를 독립적 평정자들에게 평정하도록 했다. 그 결과 ASQ에서 나타난 우울 집단과의 차이가 없어졌다. 이 역시 Lyon 등(1994)의 결과와 일관되는 것이다. 그러나 Lyon 등(1994)의 연구는 이야기 회상 과제를 사용했고, 12개의 시나리오 중간 중간에 귀인 추론을 하도록 했기 때문에 피험자가 두 번째 시나리오부터는 실험의 의도를 인식했을 가능성이 높다. 따라서 이 과제가 우연회상 과제라는 Lyon 등(1994)의 가정 자체에 오류가 있으며, 실험 상황이나 실험

자의 암묵적 요구에 반응했을 가능성이 크다. 또한 이 연구에 사용된 시나리오가 편집증의 핵심 영역인 대인관계 사건이 아닌 성취관련 사건이었다는 한계도 있다. 더구나, Fear, Sharp 및 Healy(1996)는 피험자의 평정과 독립된 평정자의 평정이 크게 다르지 않다고 보고했으며, 망상집단은 부정적 사건을 외부 귀인하는 귀인 편향을 안정적으로 가진다고 보고하였다.

Bentall, Kaney 및 Dewey(1991)는 두 사람간의 긍정적 상호작용(예를 들어, "Sally가 Kim을 좋아한다고 말했다")과 부정적 상호작용(예를 들어, "Colin은 Andrew에 대해 험담을 했다")에 대한 피해망상 환자의 추론을 연구했다. 망상 피험자는 그 사건의 원인이 행위자에게 있는지("Colin이 Andrew를 험담한 책임이 있다") 표적 인물에게 있는지("Colin이 Andrew를 험담한 원인은 Andrew에게 있다") 결정하는데 맥락(또는 귀인)정보를 정상적으로 사용했다. 그럼에도 불구하고 부정적인 행동은 상황보다는 행위자에 귀인하는 상대적 편향을 보였다. 또한, 피해망상 환자는 정상 통제집단보다 자신의 사회적 판단을 극단적으로 확신하는 경향이 있었다. 최근 Kinderman과 Bentall(1997)은 외부 귀인을 타인과 상황으로 구분해 연구했는데, 우울 환자는 부정적인 사회적 사건을 내부로 귀인 했으며, 통제 집단은 상황 귀인을, 망상 집단은 타인 귀인을 하였다.

이와 같은 연구 결과들은 피해망상과 편집증이 방어적 귀인과 관련됨을 시사하고 있다. 또한 이 결과들은 Kinderman(1994), Zigler와 Glick(1988)의 주장을 뒷받침하는 것이다. Zigler와 Glick(1988)은 편집형 정신분열증이 위장된 우울의 한 형식이라고 제안했다. 즉, 부정적 사건을 외부 요인에 귀인하는 경향은 책임의 파기를 통해 자존감을 유지하는 것이라고 보았다. 피해망상이 낮은 자존감 및 부정적 자기개념과 관련해 자신을 보호하는 기능을 하는 인지적 편향과 연합된다는 것이다. Kinderman(1994)은 피해망상의 인지적 이상은 정상인들이 보이는 자기봉사적 편향의 과장된 형태를 반영한다고 했다.

그런데, 여기서 추가로 검토해야 할 주된 문제는 피

해망상의 귀인편향이 주어진 귀인정보와 상관없이 일어나느냐 하는 것과 자신이 표적으로 가정된 상황과 제 3자간 상호작용 상황에 대한 귀인에서 귀인정보 사용이나 편향에 차이가 있는가 하는 것이다. Fear 등(1996)의 가정처럼, 피해망상 집단이 안정되고 완고한 귀인패턴을 가진다면, 그리고 Kinderman(1994)의 주장처럼 그 방향이 자기봉사적이라면, 편집증 집단과 피해망상 집단은 자신의 편향과 상충되는 정보가 제시되어도 그것을 선택적으로 취사선택하거나 무시할 가능성이 많고, 이러한 경향은 특히 자신이 표적인 상황에서 더 강력할 것이기 때문이다.

이러한 측면에서 볼 때, 선행 연구들에는 몇 가지 제한점이 있다. Bentall 등(1991)의 연구에서는, 특이성, 합의성, 일관성 모두 높은 경우와 모두 낮은 경우로 맥락정보를 조작했다. 그러나 행위자나 자극에 대한 귀인이 합의성, 특이성 두 귀인정보에 의해 주로 결정되며(고합의-고특이성은 자극 귀인, 저합의-저특이성은 행위자 귀인), 일관성의 고저는 상황귀인 여부에만 영향을 주고 행위자, 자극 귀인에서는 동일한 기능을 한다는 연구결과들(차재호, 나은영, 1986; Kelley & Michela, 1980; McArthur, 1972)로 미루어 Bentall 등(1991)의 연구는 맥락정보 조작 자체에 오류가 있다. 또한 이 연구는 피험자 자신이 그 장면에 포함되어 있지 않은 제 3자간 상호작용 행동에 대한 추론이었다는 제한이 있다. Kinderman과 Bentall(1997)의 연구도 맥락 정보 조작이나, 자기 관여 조작은 하지 않았다. 따라서 선행 연구들의 문제를 보완하여 피해망상 집단이 사회적 추론 시 일관되고 안정된(완고한) 인지세트를 사용하는지, 그리고 맥락정보를 정상적으로 사용하는지 연구할 필요가 있다. 최근 Fear 등(1996)은 망상 집단이 귀인 시 상황에 걸쳐 안정된 반응패턴을 보인다고 보고한 바 있다. 또한 피해망상 집단은 자신의 인지도식을 확증하고 자신을 방어 또는 증진시키기 위해 귀인이나 사회적 추론 시 정보를 선택적으로 취사선택하거나 맥락 정보를 무시하는 편향을 보일 수 있다.

본 연구는 선행 연구에서 시사된 편집성향 집단과 피해망상 집단의 방어적 추론 편향이 상충되는 귀인

정보가 제시되어도 나타나는지, 그리고 사회적 상호작용에 자신이 표적으로 관여되느냐 아니냐에 따라 어떻게 달라지는지 검증하는 것이 목적이다. 그리고 전통적으로 편집증과의 관련성 면에서 함께 검토되어 온 우울 집단과 비교하였다. 피해망상 환자 집단은 자신이 표적으로 가정된 상황에서는 맥락정보를 무시하고 부정적 상황의 원인을 행위자나 상황에 돌리고 긍정적 행동의 원인을 자신에게 돌리는 방어적이고 자기고양적인 귀인편향을 보일 것으로 가정했으며, 대학생 편집성향 집단에서도 이러한 경향이 나타날 것으로 예언하였다. 반면 우울증 집단의 경우, 피해망상 집단과 반대로 맥락정보와 무관하게 다른 사람의 긍정적 행동의 원인을 행위자에게 돌리는 겸양적 편향과 부정적 행동의 원인을 자신에게 돌리는 자책적 편향을 보일 것으로 가정하였다.

방법

피험자

대학생 집단. 대학생 642명을 대상으로 우울 척도와 편집 척도를 실시하여 그 중 52명(남 35, 여 17)을 선발하였다. 선발 기준은 다음과 같다. 편집 척도($M=25.92$), 우울 척도($M=9.47$) 모두 상위 30%인 경우 편집-우울 집단, 편집 점수는 상위 30% 이상이면서 우울 점수는 하위 30% 이하인 경우 편집 집단, 편집 점수는 하위 30% 이하이면서 우울 점수는 상위 30% 이상인 경우 우울 집단, 두 점수 모두 하위 30% 이하인 경우 통제 집단으로 하였다. 그 중 무작위 선발을 통해 각 하위집단별로 13명씩을 선발했다. 성비를 보면, 편집 집단과 편집-우울 집단, 통제 집단은 남녀 비율이 8:5, 우울 집단은 10:3이었다. 각 집단별 우울 및 편집 척도의 평균 및 표준편차를 보면, 편집 집단은 우울 5.15($SD=2.27$), 편집 36.85($SD=3.98$), 우울 집단은 우울 15.77($SD=4.48$), 편집 17.75($SD=5.13$), 편집-우울 집단은 우울 17.54($SD=4.05$), 편집 38.54($SD=4.14$), 통제집단은 우울 3.69($SD=2.10$), 편

집 13.52($SD=3.28$)였다. 집단간 차이 검증 결과, 우울 점수는 두 우울 집단(우울, 편집-우울)간엔 차이가 없고, 다른 두 집단보다는 높았으며, 편집 점수는 두 편집 집단(편집, 편집-우울)간엔 차이가 없고, 우울 집단과 통제 집단보다는 높아 우울 및 편집 수준은 잘 통제되었다.

환자집단. 피해망상을 주 증상으로 보이는 환자 13명과 우울증 환자 13명, 그리고 이 두 환자 집단과 연령, 성별, 학력을 일치시킨 정상인 통제집단 13명이 연구에 참여하였다. 환자는 서울 소재의 5개 대학병원과 2개 시립병원, 서울 근교의 정신병원에 외래 또는 입원 치료를 받고 있는 사람이었다. 세 집단 모두 남자 6명 여자 7명이었으며, 고재 또는 고졸이 3명, 대졸 또는 대재 이상이 10명씩이었다. 연령은 20세에서 49세까지 걸쳐 있었으며, 평균 연령은 27.92세였다. 진단별로 보면, 피해망상 집단은 정신분열증 망상형이 9명, 망상장애가 4명, 우울 집단은 주요 우울장애 2명, 기분부전장애(dysthymic disorder) 11명이었다.

환자 집단은 주의치 또는 담당 치료 팀의 평정 면접지와 진료기록을 토대로 선발했는데, 현재 환각이 두드러지거나 피해망상 이외의 복합적 망상이 있는 환자는 제외하였고, 우울이 심하게 동반되어 감별진단에 어려움이 있는 환자도 분석에서 제외하였다. 우울 집단의 경우 죄업망상을 보이는 경우는 포함되었으나, 피해망상 등 다른 망상이 동반된 경우는 제외되었다. 정상인 통제 집단은 정신과적 문제로 치료를 받은 경험이 없고, 현재 정상적인 적응을 보이는 사람으로서, 우울 척도와 편집증 척도를 실시해 평균 이하인 사람을 선발하였다.

도 구

편집 척도 이훈진과 원호택(1995)이 제작한 척도로 피해의식과 의심, 불신을 중심으로 하는 편집증적 경향을 측정한다. 20문항으로 구성되어 있으며, 5점 척도 상에서 응답하도록 제작하였다. 점수가 높을수

록 편집성향이 높은 것이다. 이훈진과 원호택(1995)에 따르면, 이 척도의 내적 합치도(α)는 .88~.92, 2주 간격의 검사-재검사 신뢰도는 .87이었다.

한국판 Beck 우울척도. 21문항으로 구성된 우울 척도로 본 연구에서는 이영호와 송종용(1991)이 번안한 척도를 사용하였다.

사회적 추론 질문지. 'A가 B를 칭찬했다', 'A가 B에게 욕설을 퍼부었다'와 같이 두 사람간의 긍정적, 부정적 상호작용을 나타내는 12개의 시나리오로 구성하였다. 긍정적, 부정적 상황 각 6개씩으로 구성되었으며, 피험자가 아는 이름이 나올 가능성을 없애기 위해 "A가 B에게.." 등 A와 B로 사람을 칭하였다. 각 상황에 대해 A가 한 행동의 가능한 원인을 쓰도록 한 후, 그 원인이 행위자, 표적, 상황 중 어디에 있는지 선택하고 자신의 선택에 대한 확신도를 5점 척도로 평정하도록 하였다. 그런 다음 같은 상황에 특이성, 합의성을 고저로 절반씩 구분하여 부가적 맥락 정보를 주고 다시 원인 평정을 하였다. 예를 들어, 고특이, 고합의 조건에서는 'A가 B에게 욕설을 퍼부었다'라는 문항에 'A는 B 이외의 다른 사람에게는 좀처럼 욕을 하지 않으며, B는 A 말고도 여러 사람에게 욕을 먹는 편이다'라는 정보를 제공하였다. 그리고 마지막 질문으로, 시나리오에 나오는 표적인물 B를 자기자신으로 가정한 상태에서 다시 원인 추론을 하도록 하였다. 본 연구에서는 피험자가 주관식으로 기술한 원인 추론은 분석하지 않았으며, 귀인 선택과 확신도 평정 자료만을 분석하였다. 질문지는 행위의 유형(긍정, 부정: 2)과 맥락정보(고저: 2)를 교차시킨 총 4가지 종류의 상황에 각 3 문항씩 12문항으로 구성되었다. 본 연구의 관심은 행위자와 표적 인물 중 누구에게 귀인 하는지에 있으므로, 일관성 정보(행위자의 행동이 반복되는지에 대한 정보로 상황귀인 여부에만 영향을 준다)는 조작하지 않았다. 사건 목록은 이경성, 한덕웅, 강혜자(1995)의 자료를 참고해 구성하였다.

절 차

한국판 BDI, 편집 척도, 사회적 추론 질문지 순으로 소책자를 만들었으며, 개별적으로 완성하도록 하였다.

결 과

1. 대학생 집단 결과

맥락정보가 없는 제 3자간 상호작용 장면에 대한 귀인의 경우 집단간 차이나 사건 유형(긍정, 부정)에 따른 차이는 유의미하지 않았으며, 집단과 사건유형의 상호작용 효과(사건 유형은 피험자 내 변인)도 유의미하지 않았다. 귀인 선택의 확신도에서도 집단간 차이가 없었다.

다음으로, 맥락정보가 주어진 제 3자간 상호작용 장면에 대한 귀인과 그 상황에 피험자 자신이 표적 인물로 가정된 상태에서의 귀인추론을 분석하였다. 종속측정치는 맥락정보가 함축하는 방향으로 이루어진 귀인의 수, 방어적(defensive) 귀인(부정적 행동의 원인이 자신에게 함축된 고합의-고특이 상황에서 행위자나 상황에 귀인), 자기고양적(self-enhancing) 귀인(긍정적 행동의 원인이 행위자에게 함축된 저합의-저특이 상황에서 자신에게 귀인)의 수와 자책적(self-accusing) 귀인(부정적 행동의 원인이 행위자에게 함축된 저합의-저특이 상황에서 자신에게 귀인), 겸양적(modest) 귀인(긍정적 행동의 원인이 자신에게 함축된 고합의-고특이 상황에서 행위자나 상황에 귀인)의 수, 귀인선택에 대한 확신도 등이었다. 그리고 방어적, 자기고양적 귀인을 합쳐 자기봉사적(self-serving) 편향, 겸양, 자책적 귀인을 합쳐 자기비하적(self-abasing) 편향 점수를 구하였다. 이 측정치들의 평균, 표준편차 및 집단간 차이검증 결과를 표 1에 제시하였다.

맥락정보 사용 경향에 대해 집단(4)과 표적 인물(자신, 타인: 2)의 2원 변량분석 한 결과(표적 인물은 피

험자 내 변인), 집단의 주 효과와, $F(3, 48) = 5.52, p < .002$, 표적 인물의 주 효과가 유의미했고, $F(1, 48) = 39.49, p < .000$, 집단과 표적 인물의 상호작용 효과는 유의미하지 않았다, $F(3, 48) = 0.91, ns$. 이 결과를 보다 자세히 기술하면 다음과 같다.

표 1을 보면, 맥락정보 사용 경향에서 자신이 포함되지 않았을 때 집단간에 차이가 없었으나, 자신이 표적으로 포함된 경우 편집 집단과, 편집-우울 집단이 통제집단보다 맥락정보가 함축하는 방향으로 귀인 한 비율이 낮았다. 집단별로 두 조건간 차이를 비교한 결과, 우울 집단을 제외한 나머지 세 집단이 자신이 포함되지 않은 제 3자간 행동보다 자신이 포함된 상황에서 맥락정보가 함축하는 방향으로 귀인 하는 경향이 낮았다, 편집 $t(12) = 3.51, p < .01$; 편집-우울 $t(12) = 4.89, p < .001$; 통제 $t(12) = 2.89, p < .05$. 이 결과들은 자신이 개입된 경우 어떤 방향으로든 편향이 일어나고 있음을 시사하며, 통제 집단에서도 편향이 일어남을 의미한다.

편향의 방향과 내용을 알아보기 위해 방어적, 자기고양적 귀인 수와 자책적, 겸양적 귀인의 수를 비교하였다. (표 1의 Scheffé 검증 결과 및 그림 1 참조) 방어적 귀인과 자기고양적 귀인에서는 편집 집단이 통제 집단보다 높았으며, 이 두 점수를 합한 자기봉사적 귀인 총점에서는 편집 집단이 우울 집단 및 통제 집단보다 높았다. 따라서 우울이 동반되지 않은 편집 집단은 방어적이고 자기고양적인 편향이 강함이 입증되었다. 겸양적 귀인에서는 편집-우울 집단이 다른 세 집단보다 유의미하게 높았고, 자책적 귀인에서는 우울 집단과 편집-우울 집단이 다른 두 집단보다 높아서 우울 수준이 높은 집단에서 겸양적이고 자책적인 경향이 나타났다. 자기비하적 귀인 총점(겸양+자책)에서는, 편집-우울 집단이 다른 세 집단보다 높고, 우울 집단도 통제 집단보다는 높아서 앞의 결과를 재확인해 주었다. 방어적 귀인과 겸양적 귀인의 두 요소(행위자, 상황)를 구분해 분석했을 때, 겸양적 귀인 중 행위자 귀인(즉, 타인의 긍정적 행동의 원인이 피험자 자신에게 함축된 상황에서 행위자에게 귀인한 경우)에서 집단간 차이가 나타났는데, 편집-우울 집단

이 다른 세 집단보다 행위자에게 귀인하는 결양적 경향이 컸다.

어적 귀인 수와 결양적 귀인 수, 자기고양적 귀인 수와 자책적 귀인 수 간에 차이가 없었으나, 두 점수를

표 1. 자기 관여 여부에 따른 귀인 측정치들의 평균

측정치	편집 (n=13)	우울 (n=13)	편집-우울 (n=13)	통제 (n=13)	F
맥락정보에 일치하는 귀인 수					
제 3자간 행동	8.69(2.06)	8.92(2.43)	8.23(2.77)	10.45(1.45)	2.63
자신이 표적	7.08(1.89) ^a	7.62(2.06) ^{ab}	5.92(1.75) ^a	9.13(1.75) ^b	7.37***
방어적 귀인	1.85(0.99) ^a	1.08(0.95) ^{ab}	1.38(0.87) ^{ab}	1.00(0.58) ^b	2.58
방어 I(행위자)	1.23(0.93)	0.77(0.83)	0.92(0.76)	0.62(0.51)	1.51
방어 II(상황)	0.62(0.77)	0.31(0.85)	0.46(0.78)	0.38(0.65)	0.38
자기고양적 귀인	1.31(0.75) ^a	0.85(0.69) ^{ab}	0.77(0.73) ^{ab}	0.54(0.78) ^b	2.50
자기봉사적 귀인 (방어+자기고양)	3.15(0.90) ^a	1.92(0.95) ^b	2.15(0.99) ^{ab}	1.54(1.05) ^b	6.51***
결양적 귀인	0.69(0.63) ^a	0.85(0.90) ^a	1.92(0.86) ^b	0.46(0.66) ^a	9.15***
결양 I(행위자)	0.31(0.51) ^a	0.46(0.66) ^a	1.54(0.88) ^b	0.23(0.44) ^a	11.22***
결양 II(상황)	0.31(0.48)	0.38(0.77)	0.38(0.51)	0.23(0.60)	0.20
자책적 귀인	0.38(0.65) ^{ab}	1.15(0.80) ^a	1.08(1.19) ^a	0.23(0.44) ^b	4.34**
자기비하적 귀인 (결양+자책)	1.08(0.64) ^{ab}	2.00(1.08) ^a	3.00(0.71) ^c	0.69(0.75) ^b	20.89***
확신도	3.56(0.71)	3.35(0.50)	3.42(0.58)	3.62(0.56)	0.58

영문 위 첨자는 Scheffé 검증에 의한 집단간 평균치 차이 여부를 나타내며, 공유하는 문자가 없는 집단간에는 유의미한 차이가 있는 것임. $p < .05$.

괄호 안은 표준편차.

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

각 집단별로 편향간 차이를 알아본 결과도 위의 집단간 비교 결과를 확인해주고 있다. 먼저 편집 집단은 방어적 귀인 수와 자기고양적 귀인 수가 각각 결양적 귀인 수와 자책적 귀인 수보다 컸고, $t(12) = 4.63, p < .001$; $t(12) = 6.74, p < .001$, 두 점수를 합산한 값의 차이도 유의미했다, $t(12) = 6.72, p < .001$. 우울 집단은 방어적 귀인 수와 결양적 귀인 수, 자기고양적 귀인 수와 자책적 귀인 수 간에 차이가 없었다. 두 점수를 합산한 값의 차이도 유의미하지 않았다, $t(12) = -0.23, ns$. 편집-우울 집단도 우울 집단처럼 방

합산한 값에서는 자기비하적 귀인 경향이 컸다, $t(12) = -3.09, p < .01$. 통제 집단은 방어적 귀인 수가 결양적 귀인 수보다 컸으나, $t(12) = 2.94, p < .05$, 자기고양적 귀인 수와 자책적 귀인 수 간엔 차이가 없었다. 두 점수를 합산한 값에서는 자기봉사적 귀인 점수가 더 컸다, $t(12) = 2.67, p < .05$. 따라서 편집성향 집단의 방어적, 자기고양적 경향은 통제집단의 경향이 더 극단적으로 나타난 것일 뿐 질적인 차이는 없었다. 추론에 대한 확신도에서는 집단 차이가 없었다.

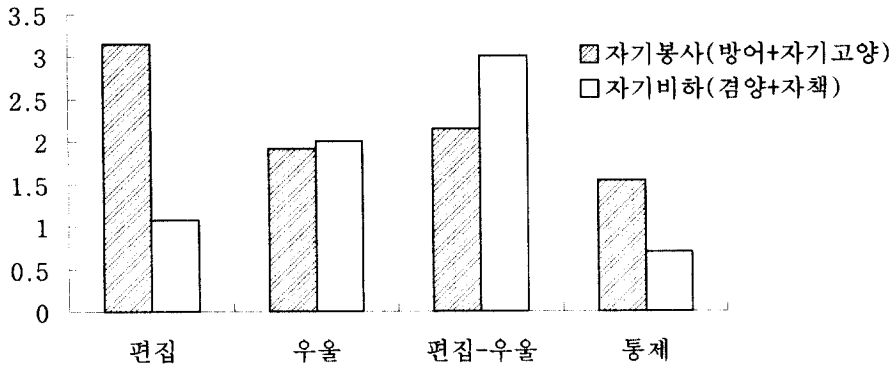


그림 1. 대학생 집단의 자기봉사적 편향, 자기비하적 편향 점수

2. 환자 집단 결과

환자 집단의 경우도 맥락정보가 없는 제 3자간 상호작용 장면에 대한 귀인의 경우 집단간 차이나 사건 유형(긍정, 부정)에 따른 차이는 유의미하지 않았

으며, 집단과 사건 유형의 상호작용 효과도 유의미하지 않았다. 맥락정보가 주어진 제 3자간 상호작용 장면과 그 상황에 피험자 자신이 표적 인물로 가정된 상태에서의 귀인추론을 분석한 결과는 표 2에 제시하였다.

표 2. 자기관여 여부에 따른 환자 집단의 주요 귀인 측정치들의 평균

측정치	피해망상 (n=13)	우울 (n=13)	통제 (n=13)	F
맥락정보에 일치하는 귀인 수				
제 3자간 행동의 경우	7.31(3.04) ^a	8.31(1.93) ^{ab}	10.54(1.51) ^b	7.01**
자신이 표적인 경우	6.08(2.56) ^a	7.69(1.32) ^a	10.31(1.80) ^b	15.41***
방어적 귀인				
방어 I(행위자 귀인)	2.08(1.04) ^a	0.62(0.96) ^b	0.38(0.65) ^b	13.56***
방어 II(상황 귀인)	1.38(0.96) ^a	0.46(0.66) ^b	0.31(0.63) ^b	7.53**
자기고양적 귀인	0.69(0.85) ^a	0.15(0.38) ^{ab}	0.08(0.28) ^b	4.62*
자기봉사(방어+자기고양)	1.38(0.87) ^a	0.31(0.48) ^b	0.54(0.66) ^b	8.81***
겸양적 귀인				
겸양 I(행위자 귀인)	3.46(1.33) ^a	0.92(0.86) ^b	0.92(0.95) ^b	22.47***
겸양 II(상황 귀인)	1.08(0.76) ^a	1.77(0.83) ^a	0.23(0.44) ^b	15.84***
자책적 귀인	0.46(0.66) ^a	1.31(1.11) ^b	0.08(0.28) ^a	8.87***
자기비하(겸양+자책)	0.62(0.77)	0.46(0.78)	0.15(0.38)	1.62
자책적 귀인	0.08(0.28) ^a	1.31(1.03) ^b	0.15(0.38) ^a	14.46***
자기비하(겸양+자책)	1.15(0.90) ^a	3.08(0.76) ^b	0.38(0.65) ^a	41.49***
확신도	1.15(0.90)	3.08(0.63)	3.74(0.46)	0.74

영문 위 첨자는 Scheffé 검증에 의한 집단간 평균치 차이 여부를 나타내며, 공유하는 문자가 없는 집단간에는 유의미한 차이가 있는 것임. $p < .05$.

괄호 안은 표준편차.

* $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.

맥락정보 사용 경향에 대해 집단(3)과 표적 인물(자신, 타인: 2)의 2원 변량분석 한 결과(표적 인물은 피험자 내 변인), 집단의 주 효과와, $F(2, 36) = 12.69, p < .001$, 표적 인물의 주 효과가 유의미했고, $F(1, 36) = 5.92, p < .020$, 집단과 표적 인물의 상호작용 효과는 유의미하지 않았다, $F(3, 48) = 1.05, ns$. 이 결과를 자세히 기술하면 다음과 같다.

표 2를 보면, 맥락정보 사용 경향에서 자신이 포함되지 않았을 때도 집단간에 차이가 나타나 대학생과는 다른 결과를 보였는데, 피해망상 집단이 통제 집단보다 맥락정보가 함축하는 방향으로 귀인하는 경향이 낮았다. 그 차이가 나타난 원인을 찾아본 결과, 피해망상 집단이 부정적 행동에 고착이, 고합의 정보가 주어졌을 때 표적에 귀인하는 경향($M=2.00$)이 통제 집단($M=2.92$)보다 유의미하게 낮았다. 즉 피해망상 집단은 부정적 행동의 책임이 표적에게 주어지는 것을 꺼리는 경향이 있었다.

자신이 표적으로 가정된 경우, 피해망상 집단과 우울증 집단이 통제 집단보다 맥락정보가 함축하는 방향으로 귀인 하는 경향이 낮았다. 각 집단별로 두 조건간 차이를 비교한 결과, 피해망상 집단은 3자간 행동보다 자신이 포함된 상황에서 맥락정보가 함축하는 방향과 일치되게 귀인하지 않는 경향이 있었다, $t(12) = 2.09, p < .06$.

편향의 방향과 내용을 알아보기 위해 방어적, 자기고양적 귀인 수와 자책적, 겸양적 귀인 수를 비교하

였다. (표 2의 Scheffé 검증 결과 및 그림 2 참조) 방어적 귀인과 자기고양적 귀인에서는 피해망상 집단이 우울증 집단이나 통제 집단보다 높았으며, 이 두 점수를 합한 자기봉사적 귀인 점수에서도 마찬가지였다. 그리고 방어적 귀인의 두 방향(행위자, 상황) 모두 피해망상 집단이 통제 집단이나 우울 집단보다 높았다. 따라서 피해망상 집단은 부정적 행동의 원인이 자신에게 함축된 상황에서도 원인을 행위자나 상황에 귀인하는 방어적 편향과, 귀인정보를 무시하고 긍정 행동을 자신에게 귀인하는 자기고양적 편향이 강했다. 겸양적 귀인에서는 피해망상 집단과 우울증 집단이 통제 집단보다 유의미하게 높았고, 자책적 귀인에서는 우울증 집단이 피해망상 집단과 통제 집단보다 높아서 우울증 환자들이 자책적 귀인에서 독특한 특성을 가지고 있었다. 이 두 점수를 합한 자기비하적 귀인 점수의 경우, 우울증 집단이 다른 두 집단보다 높았다. 겸양적 귀인의 두 방향(행위자, 상황) 중에는 행위자 귀인 수에서 집단차이가 나타났는데, 우울증 집단이 다른 두 집단보다 긍정적 행동의 원인이 자신에게 함축될 때도 행위자(타인)에게 귀인하는 경향이 강했다.

각 집단별로 편향들간 차이를 알아본 결과도 위의 집단간 비교 결과를 확인해주고 있다. 먼저 피해망상 집단은 방어적 귀인 수와 자기고양적 귀인 수가 각각 겸양적 귀인 수와 자책적 귀인 수보다 컸고, $t(12) = 2.94, p < .01$; $t(12) = 5.52, p < .001$, 두 점수를 합

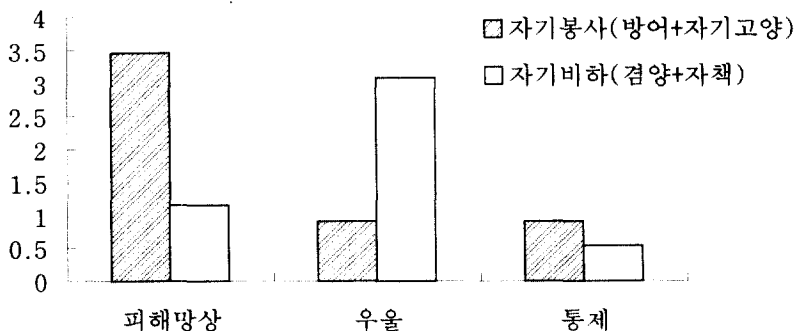


그림 2. 환자 집단의 자기봉사적 편향, 자기비하적 편향 점수

산한 값의 차이도 유의미했다, $t(12) = 5.57, p < .001$. 우울증 집단은 방어적 귀인 수보다 겸양적 귀인 수가, 자기고양적 귀인 수보다는 자책적 귀인 수가 많았고, $t(12) = -5.20, p < .001$; $t(12) = -3.95, p < .002$, 두 점수를 합산한 값의 차이도 유의미했다, $t(12) = -8.64, p < .001$. 통제 집단은 자기고양적 귀인 수가 자책적 귀인 수보다 큰 경향이 있었으나, $t(12) = 2.13, p < .054$, 방어적 귀인 수와 겸양적 귀인 수 간에 차이가 없었다. 두 점수를 합산한 값에서는 자기봉사적 귀인 점수가 자기비하적 귀인 점수보다 더 컸다, $t(12) = 2.50, p < .05$. 따라서 대학생 집단 연구에서와 마찬가지로 피해망상 집단의 방어적, 자기고양적 편향은 정상집단의 경향이 더 극단적으로 나타난 것일 뿐 질적인 차이는 없었다. 추론에 대한 확신도에서는 집단 차이가 없었다.

논 의

본 연구는 편집성향 집단과 피해망상 집단의 방어적 추론 편향이 상충되는 귀인정보가 제시되어도 나타나는지, 그리고 사회적 상호작용에 자신이 표적으로 관여되느냐 아니냐에 따라 어떻게 달라지는지 검증하는 것이 목적이었다. 그리고 전통적으로 편집증과의 관련성 면에서 함께 검토되어 온 우울 집단과 비교하였다.

전체적으로, 본 연구의 결과는 대학생 편집성향 집단과 피해망상 집단이 맥락 정보와 상관없이 방어적, 자기고양적 편향 등 자기봉사적 편향을 보이며, 이 편향은 피해망상 집단에서 더 극단적임을 시사한다. 연구 결과, 편집성향 집단은 제 3자간 상호작용 장면에 대한 추론에서는 맥락정보를 통제 집단과 동일하게 사용했으나, 자신이 표적인 경우 맥락정보를 무시해 가면서 자신에게 유리한 방향으로 귀인하는 편향이 있었다. 이러한 편향은 피해망상 집단에서 더 강하게 드러났는데, 피해망상 집단의 경우 제 3자간 상호작용 장면에서도 부정적 행동의 원인이 표적에게 함축된 상황에서 표적 귀인을 거리는 경향이 있었다. 이는

피해자와 자신을 동일시하기 때문에 추정되나, 추후 연구를 통해 확인할 필요가 있다. 반면, 대학생 우울 집단과 우울증 환자 집단은 편집증 집단과 반대로 귀인 정보와 무관하게 자책적, 겸양적 편향을 보였다.

결론적으로, 편집성향 집단과 피해망상 집단, 대학생 우울 집단과 우울증 환자 집단은 각각 자기봉사적 편향과 자기비하적 편향을 가지며, 자신의 기존 인지도식과 편향에 부합하지 않는 정보가 주어질 때 이를 무시하고 기존의 편향을 고수했다. 따라서 망상 집단이 반대 증거에 직면해서 자신의 가설을 쉽게 바꾸고 확신도도 떨어진다는 Garety(1991)와 Garety, Hemsley 및 Wessely(1991)의 연구 결과는 자신이 관여되지 않은 비사회적인 추론에 국한된 결과임이 시사되었고(실제로 이들의 연구는 중성자극을 사용한 확률추리 과제를 사용했다), 편집증상의 핵심 영역인 자신이 관여된 사회적 추론에 있어서는 반대 증거에도 불구하고 기존의 인지도식과 신념을 고수하는 특성이 드러났다.

또한, 본 연구 결과는 편집 집단의 극단적인 자기봉사적 편향을 입증하고 있으며, 이 편향이 편집 집단과 우울 집단 및 통제 집단을 구분 짓는 주요 특성을 보여주고 있다. 그리고 자신이 관여된 상황에서 이러한 편향이 더욱 강해진다는 것은 동기적 요인의 역할을 시사한다. 자신의 자존감을 유지 또는 보호하고 자기고양을 꾀하려는 이러한 동기는 편집증에 대한 동기적 설명들(원호택과 이훈진, 1997; 이훈진과 원호택, 1997, 1998; Bentall, Kinderman, & Kaney, 1994; Brockington, 1991; Colby, Faught, & Parkinson, 1979; Freud, 1915/1957; Kinderman, 1994)의 설득력을 강화시켜 준다. 또한 편집 망상이 불완전한 입력정보 하에서 생존가치가 있는 자기보호적 결정을 내리는 기억 및 인지 과정을 반영한다는 Neufeld(1991)의 주장을 뒷받침한다.

망상에 대한 개념적 측면에서, 본 연구 결과는 편집증과 피해망상이 이해 불가능한 병적 사고이기보다는 자존감 유지 및 증진이라는 동기적 요소와 자기봉사적인 인지적 추론편향이 결합되어 나타나는 심리현상임을 시사하고 있다. 따라서, 망상이 정상 사고와

질적으로 다른 병적 사고이며 심리적 이해가 불가능하다고 주장한 Berrios(1991)와 Jaspers(1963/1974)의 주장에 이의를 제기한다.

또한 우울과의 관련성 면에서, 편집증과 우울이 사회적 추론 편향의 방향에서 서로 반대임을 시사하고 있다. 이런 점에서 우울과 편집증이 같은 원인에 의한 것이며, 귀인양식에서의 차이가 증상의 차이를 가져온 것이라는 Bentall 등(1994), Candido와 Romney(1990), Zigler와 Glick(1988)의 가정은 상당한 설득력이 있다. 그러나 이훈진과 원호택(1998)에서 밝혀진 바와 같이, 편집증의 경우 다른 사람에 대한 부정적 인식(부정적 타인개념)이 나타난다는 점에서 우울 집단과 다르다. 또한 이훈진(1999)에서 보고된 바와 같이, 다른 사람의 행동을 보다 의도적이고 적대적인 것으로 지각하는 경향, 자기참조적 편향의 정도에서도 차이가 있다. 따라서 우울과 편집증은 부정적 자기개념이라는 원인적 요소는 공통적이거나, 동기적 측면과 인지편향, 타인개념에서 서로 상이한 특성을 가진다고 볼 수 있다.

임상적 측면에서, 본 연구 결과는 피해망상이 자존감 보호 및 증진이라는 동기적 측면과 귀인편향 등의 인지적 측면에서 이해가 가능하며, 따라서 심리적 치료도 가능함을 시사한다. 이는 Berrios(1991)와 Jaspers(1963/1974)의 주장을 수용하는 임상가들이 망상의 심리치료가 불가능하다고 여기는 것과는 다른 것이다. 실제로 많은 임상가들(Alford & Beck, 1994; Chadwick, Birchwood, & Trower, 1996; Chadwick & Lowe, 1990, 1994; Chadwick, Lowe, Horne, & Higson, 1994; Chadwick & Trower, 1996)이 편집증과 망상의 성공적 심리치료를 보고했다. 본 연구 결과에 따르면, 치료적 측면에서 자기개념 및 자존감 증진 훈련, 재귀인 훈련 등이 주 초점이 될 수 있다.

또 한가지 고려해야 할 점은, 편집증과 우울이 동반된 경우와 두 증상 중 어느 한 증상만 나타나는 경우 그 심리적 특성은 서로 다르며 따라서 치료적 전략이나 치료 대상이 되는 특성의 우선 순위도 달라져야 한다는 점이다. 이는 Chadwick, Birchwood 및 Trower(1996), Chadwick과 Trower(1996)이 편집증을

처벌 편집증과 피해망상형으로 구분하여 치료한 것에서도 시사되는 것이다. 이들에 따르면, 피해망상형은 낮은 자존감을 가지고("열등한 나: poor me"), 자존감 보호를 위해 방어적이고 의견상 자신감 있는 태도를 보인다. 반면, 처벌 편집증은 피해망상형과 달리 자신에 대해 도덕적으로 부정적인 판단을 내리고("나쁜 나: bad me"), 우울을 동반하는 경우가 많으며, 자신의 문제를 방어 없이 인정하는 경우가 대부분이라고 했다. 본 연구에서 대학생 편집-우울 집단의 결과가 전반적으로 우울 집단과 편집성향 집단의 특성이 혼합되어 나타난 것도 이러한 측면에서 이해해야 할 것이며, 편집-우울 집단이 처벌 편집증과 유사하다고 볼 수 있다.

따라서, 본 연구는 귀인정보와 자기관여 조작을 통해 편집증 집단과 우울증 집단의 귀인편향이 매우 안정적이고 완고하다는 것을 입증했으며, 두 증상의 공통점과 차이점을 분명히 밝히는데 공헌했다고 볼 수 있다. 그러나, 본 연구에는 몇 가지 제한점이 있다. 본 연구가 가지는 문제 중 하나는 귀인 정보 조작에 대한 것이다. 본 연구에서는 합의성, 특이성 두 정보만을 조작했는데, 이 두 정보는 귀인 결정을 내리는데 필요한 정보 중 일부에 불과하다(Cheng & Novick, 1990; Cheng, Park, Yarlus, & Holyoak, 1995). 따라서 피험자들의 반응 과정에 이 두 정보 이외의 다른 불완전한 정보에 대한 추론이 개입되고, 그 내용과 과정에서 개인차가 개입될 소지가 있었다. 따라서 Cheng의 힘-확률대비이론(causal-power theory of causality)에 따라 귀인 정보를 보다 체계적이고 완전하게 조작한 상황에서도 본 연구 결과가 반복 검증되는지 알아볼 필요가 있다. 그렇지만, 본 연구의 경우 모든 집단에 동일한 정보를 준 상황에서 집단 차이를 알아보았으므로, 개인차는 대체로 통제되었다고 볼 수 있으며, 집단의 특성이 잘 드러났다고 할 수 있다.

또 다른 문제는 대학생 집단 연구와 환자 집단 연구 모두 표집이 작아 일반화에 한계를 가질 수 있다는 점이다. 그리고 환자 집단에 편집증과 우울증이 동반된 집단이 포함되지 않았다는 점도 한계이다. 따라서 앞으로의 연구에서는 이러한 제한점들을 보완할 필요가 있다. 그러나 이러한 제한점에도 불구하고 본

연구는 편집증의 핵심 특성인 자기봉사적 추론 편향을 명확하게 입증하고, 이 편향이 맥락 정보를 무시하면서까지 지속된다는 점과 망상 집단의 사고가 정상인과 질적으로 다르기보다는 편향의 정도와 방향 차이에 불과하다는 것을 입증했다는데 의의가 있다.

참고문헌

- 원호택, 이훈진(1997). 편집성향 집단의 자기개념과 귀인양식. *한국심리학회지: 임상*, 16(2), 173-182.
- 이경성, 한덕용, 강혜자(1995). 사적 대인관계에서 행동의 원인과 이유의 설명. *한국심리학회지: 사회*, 9, 65-84.
- 이영호, 송종용(1991). BDI, SDS, MMPI-D 척도의 신뢰도 및 타당도에 대한 연구. *한국심리학회지: 임상*, 10, 98-113.
- 이훈진(1999). 편집증의 원인에 대한 탐색적 연구: 자기개념과 추론편향. *한국심리학회지: 임상*, 18(1), 51-65.
- 이훈진, 원호택(1995). 편집성 척도의 신뢰도, 타당도 연구. *한국심리학회지: 임상*, 14, 83-94.
- 이훈진, 원호택(1997). 편집증에 대한 인지-동기적 접근: 개관. *심리학의 연구문제*, 4, 323-364.
- 이훈진, 원호택(1998). 편집증 집단과 우울증 집단의 자기개념과 타인개념 및 귀인양식. *한국심리학회지: 임상*, 17(1), 105-125.
- 차재호, 나은영(1986). 귀인정보의 함축정보 연구: 합의성, 특이성 및 일관성 정보간의 상호함축관계. *사회심리학연구*, 3, 17-36.
- Alford, B. A., & Beck, A. T. (1994). Cognitive therapy for delusions. *Behaviour Research and Therapy*, 32, 369-380.
- Alloy, L. B., & Abramson, L. Y. (1979). Judgment of contingency in depressed and non-depressed students: Sadder but wiser? *Journal of Experimental Psychology: General*, 108, 441-485.
- Bentall, R. P., Kaney, S., & Dewey, M. E. (1991). Paranoia and social reasoning: An attribution theory of analysis. *British Journal of Clinical Psychology*, 30, 13-23.
- Bentall, R. P., Kinderman, P., & Kaney, S. (1994). The self, attributional processes and abnormal beliefs: Towards a model of persecutory delusions. *Behaviour Research and Therapy*, 32, 331-341.
- Berrios, G. E. (1991). Delusions as "wrong beliefs": A conceptual history. *British Journal of Psychiatry*, 159(suppl. 14), 6-13.
- Brockington, I. (1991). Factors involved in delusion formation. *British Journal of Psychiatry*, 159(suppl. 14), 42-45.
- Candido, C. L., & Romney, D. M. (1990). Attributional style in paranoid vs depressed patients. *British Journal of Medical Psychology*, 63, 355-363.
- Chadwick, P., Birchwood, M., & Trower, P. (1996). *Cognitive therapy for delusions, voices and paranoia*. Chichester: John Wiley & Sons.
- Chadwick, P., & Lowe, C. F. (1990). Measurement and modification of delusional beliefs. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 58, 225-232.
- Chadwick, P., & Lowe, C. F. (1994). A cognitive approach to measuring and modifying delusions. *Behaviour Research and Therapy*, 32, 355-367.
- Chadwick, P., Lowe, C. F., Horne, P. J., & Higson, P. J. (1994). Modifying delusions: The role of empirical testing. *Behavior Therapy*, 25, 35-49.
- Chadwick, P., & Trower, P. (1996). Cognitive therapy for punishment paranoia: A single case experiment. *Behaviour Research and Therapy*, 34, 351-356.
- Cheng, P. W., & Novick, L. R. (1990). A probabilistic contrast model of causal induction. *Journal*

- of *Personality and Social Psychology*, 58, 545-567.
- Cheng, P. W., Park, J., Yarlus, A., & Holyoak, K. J. (1995). A causal-power theory of causality. In D Shanks, K. J., Holyoak, & D. L. Medine (Eds), *The psychology of learning and motivation: Causal learning*. (Vol. 34). San Diego, CA: Academic Press.
- Colby, K. M., Faight, W. S., & Parkinson, R. C. (1979). Cognitive therapy of paranoid conditions: Heuristics suggestions based on a computer simulation model. *Cognitive Therapy and Research*, 3, 55-60.
- Fear, C., Sharp, H., & Healy, D. (1996). Cognitive processes in delusional disorders. *British Journal of Psychiatry*, 168, 61-67.
- Freud, S. (1915/1957 영역판). *A case of paranoia running counter to the psychoanalytic theory of the disease*. London: Hogarth Press.
- Garety, P. A. (1991). Reasoning and delusions. *British Journal of Psychiatry*, 159(suppl. 14), 14-18.
- Garety, P. A., Hemsley, D. R., & Wessely, S. (1991). Reasoning in deluded schizophrenic and paranoid patients - Biases in performance in a probabilistic inference task. *Journal of Nervous and Mental Disease*, 179, 194-201.
- Jaspers, K. (1963). *General psychopathology*. Manchester: Manchester University Press.
- Kaney, S., & Bentall, R. P. (1989). Persecutory delusions and attributional style. *British Journal of Medical Psychology*, 62, 191-198.
- Kaney, S., & Bentall, R. P. (1992). Persecutory delusions and the self-serving bias. *Journal of Nervous and Mental Disease*, 180, 773-780.
- Kelley, H. H., & Michela, J. L. (1980). Attribution theory and research. *Annual Review of Psychology*, 31, 457-501.
- Kinderman, P. (1994). Attentional bias, persecutory delusions and the self-concept. *British Journal of Medical Psychology*, 67, 53-66.
- Kinderman, P., & Bentall, R. P. (1997). Causal attributions in paranoia and depression: Internal, personal, and situational attributions for negative events. *Journal of Abnormal Psychology*, 106, 341-345.
- Kinderman, P., Kaney, S., Morley, S., & Bentall, R. P. (1992). Paranoia and the defensive attributional style: Deluded and depressed patients' attributions about their own attributions. *British Journal of Medical Psychology*, 65, 371-383.
- Lyon, H. M., Kaney, S., & Bentall, R. P. (1994). The defensive functions of persecutory delusions: Evidence from attribution tasks. *British Journal of Psychiatry*, 164, 637-646.
- McArthur, L. A. (1972). The how and what of why: Some determinants and consequences of causal attribution. *Journal of Personality and Social Psychology*, 22, 171-193.
- Neufeld, R. W. J. (1991). Memory in paranoid schizophrenia. In P. A. Magaro (Eds). *Cognitive bases of mental disorders*. Newbury Park: Sage Publications.
- Peterson, C., Semmel, A., von Baeyer, C., Abramson, L. Y., Metalsky, G. I., & Seligman, M. E. P. (1982). The Attributional Style Questionnaire. *Cognitive Therapy and Research*, 6, 287-300.
- Winters, K. C., & Neale, J. M. (1983). Delusions and delusional thinking: A review of the literature. *Clinical Psychology Review*, 3, 227-253.
- Zigler, E., & Glick, M. (1988). Is paranoid schizophrenia really camouflaged depression? *American Psychologist*, 43, 284-290.

원고접수일 2000. 2. 19

수정원고접수일 2000. 4. 19

제재결정일 2000. 4. 28 ■

Social Reasoning in Paranoia and Depression: The Use of the Contextual Information and the Attributional Bias

Hoon-Jin Lee

Hallym University

The social reasoning of paranoid, depressed, and normal controls was investigated through manipulating contextual information and target person. 52 college students, 3 persecutory deluded patients, 13 depressed patients, 13 normal controls completed the social reasoning questionnaire. In the attributions for interactions between other persons, there were no group differences. But, in the attributions for situations in which the subjects were postulated as target persons, the paranoid groups (both students and patients) ignored the contextual information and showed defensive and self-enhancing attributional biases. In the contrary, the depressed groups (both students and patients) made self-accusing and modest attributions. Suggestions and limitations of these studies, and directions of future studies were discussed.