

편집성향과 자기개념 및 자기불일치

정교영

이민규

아주대병원 정신과

아주대 심리학과

본 연구는 편집성향과 자기개념 및 자기불일치간의 관계를 알아보고자 하였다. 219명의 대학생들을 대상으로 편집척도(Paranoia Scale)와 우울척도(SDS)를 실시하였고, 그중 편집척도 점수분포에서 1표준 편차 이상과 이하에 속하는 43명이 실험에 참여하였다. 이들을 대상으로 자기개념과 자기불일치를 측정하기 위해 Q-Sort 기법이 사용되었다. 우울수준을 공변인으로 한 공변량분석 결과, 편집성향이 높을 수록 타인의 관점에서 본 자기개념이 부정적이고 현재 실제 자기와 타인의 관점에서 본 자기간의 불일치가 유의미하게 큰 것으로 나타났다. 본 연구의 결과들은 임상적 시사점, 제한점 및 앞으로의 연구 방향 면에서 논의되었다.

편집증은 정신과 환자집단뿐만 아니라 일반 정상인들에서도 흔히 관찰할 수 있는 증상으로, 정상인들에 게서 나타나는 현실에 기반을 둔 예민성, 조심성 및 합리화 등과 같은 경미한 수준에서부터 편집성 성격, 피해 또는 과대망상 등과 같은 극심한 수준에까지 이르는 연속선상의 심리현상이다(Chapman & Chapman, 1988). 정신병리 분야에서는 이미 오래 전부터 다양한 장애 현상들을 자기 또는 자존감과 관련지어 설명하고 연구해 왔다. 많은 이론가들(Cameron, 1963; Colby, Faught & Parkinson, 1979; Hingley, 1992)은 편집증 역시 자기를 포함하는 장애로 생각하였다. 왜냐하면 자기 자신에 대한 위협감이 주 중상인 피해

의식을 보더라도 자기개념과의 관련성을 강하게 시사하고 있기 때문이다. 그러나 자기개념에 대한 기존의 연구들을 보면, 자기를 특정한 유형의 정신병리와 구체적으로 관련짓지 않고 정신병리 전반과 관련짓고 있어서, 자기개념들간의 상호관계를 체계적으로 기술하는 이론적 틀을 제공해 주지 못하고 있고, 특정한 종류의 자기변인이 어떤 유형의 정서적 문제와 관련되어 있는지를 명확하게 규명하지 못하고 있다. 따라서, 자기에 관한 이러한 발견들은 자기를 단일 속성으로 보기보다는, 자기(self)에 대한 심적 표상 및 타인들과의 관계에 대한 심적 표상 모두와 관련된 세트로서의 자기개념을 연구하는 것이 유용함을 시사한다.

다(Kihlstrom & Cantor, 1984).

이러한 맥락에서 Higgins가 제안한 자기 불일치 이론(self-discrepancy theory)은 자기 및 자기-불일치에 관한 과거 이론 및 연구들의 단점을 보완해서, 기준의 개념 및 연구결과들을 하나의 체계적인 모델로 통합하고 있으며, 그 적용영역이 계속 확장되고 있다. 점에서 많은 주목을 받고 있다. 자기 불일치 이론에는 자기개념들의 기저에 있는 두 가지 인지적인 차원, 즉 자기의 영역과 자기에 관한 관점이 있다. 자기의 영역에는 한 개인이 실제로 가지고 있다고 생각하는 속성을 나타내는 실제 자기(actual self), 개인이 이상적으로 소유하기를 바라는 속성을 나타내는 이상적 자기(ideal self), 그리고 개인이 꼭 소유해야만 한다고 믿는 속성을 나타내는 당위적 자기(ought self)가 있으며, 자기를 보는 관점에는 본인 자신의 관점과 타인의 관점이 있다. 따라서 자기영역과 관점들을 모두 조합하면 6가지 유형의 자기 표상이 가능해진다. 즉, 실제 자기에 대한 자신의 관점, 실제 자기에 대한 타인의 관점, 이상적 자기에 대한 자신의 관점, 이상적 자기에 대한 타인의 관점, 당위적 자기에 대한 자신의 관점, 당위적 자기에 대한 타인의 관점이다.

자기 불일치 이론에 따르면, 이런 자기 표상간의 불일치는 서로 다른 정서적 불편감과 관련이 있다. 여러 연구자들이 다른 종류의 정서적 불편감과 연관된 두 종류의 기본적인 부정적 심리상황에 관해서 보고하고 있다(Lazarus, 1968; Roseman, 1984; Stein & Jewett, 1982). Higgins(1987)에 따르면, 실제 자기와 이상적 자기간의 불일치는 긍정적 결과가 부재하는 심리적 상황을 표상하게 하고, 실제 자기와 당위적 자기간의 불일치는 부정적인 결과가 존재하는 심리적 상황을 표상하게 한다. 긍정적 결과의 부재상황은 낙담과 관련된 정서-즉, 슬픔, 실망감, 불만감-와 연관되며 부정적 결과의 존재상황은 7초조와 관련된 정서-즉, 공포, 위협-와 연관되어 있다.

Higgins(1987)는 우울이 실제 자기와 이상적 자기간의 불일치를 반영한다는 것을 관찰하였고, 최근에 Scott와 O'Hara(1993)가 대학생들을 대상으로 한 연

구에서는, 우울은 실제 자기와 이상적 자기간의 불일치와 관련되어 있으며, 불안은 실제 자기와 당위적 자기간의 불일치와 관련되어 있는 것으로 밝혀졌다. 그밖에 임상적인 우울장애와 사회공포장애(Strauman, 1989), 개인의 자기신체에 대한 불만족감 및 섭식장애(Strauman 등, 1991) 등의 연구결과에서도 자기 불일치 이론이 지지를 받았다.

Bentall, Kinderman과 Kaney(1994)는 피해관념에 관여하는 인지적 편향이 Higgins(1985; 1987)가 주장하는 자기개념 괴리의 관점에서 이해될 수 있다고 보았다. 우울이 실제 자기와 이상적 자기간의 큰 괴리에 머무는 것이 특징인 반면, 피해관념은 이 괴리를 최소화시키려는 노력의 결과로 생각할 수 있다고 것이다. 이 관점에서는 부정적 생활사건이나 자극에 의해 실제 자기와 이상적 자기간의 괴리가 활성화되면 망상 환자들은 극단적인 외부귀인을 통해 실제 자기와 이상적 자기간의 지각된 괴리를 적극적으로 줄이려 한다고 가정했다.

Bentall등의 가정을 검증하기 위해, Kinderman과 Bentall(1996)은 Higgins의 자기질문지 수정판을 사용해 피해망상 집단, 우울집단, 통제집단을 비교했다. 그 결과, 피해망상 집단에서 실제 자기와 이상적 자기, 실제 자기와 당위적 자기의 괴리는 작았지만, 부모의 관점에서 추론된 자기개념과의 괴리는 커다. 이훈진(1997)의 연구에서도 실제 자기-이상적 자기간 괴리는 우울과 관련이 있고, 실제 자기-타인 기대간 괴리는 편집증과 관련이 있다는 결과가 보고되었다. 이러한 연구 결과들에 따르면, 자기 불일치 이론은 개인의 정신병리나 정신장애를 이해하는데 있어 시사하는 바가 크다. 따라서 본 연구에서도 자기불일치 이론을 편집성향에 적용하여 보고자 하는데, 자기불일치 측정방법으로 Q-sort기법을 사용하여 이 도구의 유용성도 검증해 보려고 한다.

Q-sort기법은 성격 연구, 특히 자기 개념에 관한 연구에서 광범위하게 쓰여 왔다. Q-sort기법은 피험자에게 자극들의 세트(예: 자기 기술문)를 주고 나서, 자극들을 척도값에 따라 분류하라고 요구한다. 이 때 자극들이 정상분포를 이루게끔 요구하므로(예를 들어,

5점 척도상에 분류한다면 7%-24%-38%-34%-7%분포), 점수들의 타당도를 보장하고 중심 경향성 및 사회적 바람직성과 같은 반응편파를 막을 수 있다는 잇점이 있다. 이혜숙과 조대경(1978)은 상담효과를 평가하기 위하여 Q-sort를 제작하였고, Q-sort가 적응집단과 부적응집단을 변별하는데 타당한 도구임을 입증하였다. 이들은 70개의 자기기술 형용사를 카드로 만들어, 피험자들에게 실제 자기와 이상적 자기모습을 각각 9점 척도로 분류하라고 요구하였다. 그 결과, 부적응집단은 적응집단에 비해 실제 자기와 이상적 자기간의 불일치가 유의미하게 더 크게 나왔다. 그러나 이혜숙과 조대경(1978)이 제작한 Q-Sort 도구들은 보완제작 될 필요성이 있다. 우선 70장이나 되는 카드들을 분류하는데 시간이 많이 걸린다. 그리고 자기에 관한 진술문들 중에 어떤 진술은 애매해서 자기 영역별로 분류하는데 어려움이 있다(예: ~하고 싶다. ~했으면 한다. 남들은 나보고 ~하다고 한다 등).

본 연구에서는 대학생들을 대상으로, Q-Sort가 편집집단과 비편집집단을 변별하고, 자기개념 및 자기불일치의 측정에 유용한 도구인지를 확인하고자 한다. 위의 제한점들을 보완하기 위해 본 연구에서 직접 제작된 Q-Sort 도구는 다음과 같은 잇점을 제공할 수 있음을 가정했다. 우선 카드수가 33장으로 줄어 시간이 적게 걸린다는 점이다. 그리고 카드에 기술된 형용사들은 사용빈도가 높은 형용사들 중에서 선택하였기 때문에 대표성을 인정받을 수 있다. 또한 간단 명료한 형용사로 구성되어 있기 때문에, 자기영역별로 분류하는데도 훨씬 더 용이하다. 뿐만 아니라 긍정적 및 부정적 형용사를 적절히 배합시켰기 때문에, 자기 불일치 정도를 측정하는 것 외에도 분류한 자기 내용이 긍정적인지 부정적인지를 알아볼 수 있다. 따라서 자기개념을 알아보기 위한 질문지를 따로 쓸 필요없이, 본 Q-Sort 도구를 사용하여 자기개념 및 자기불일치 정도를 한꺼번에 알아볼 수 있을 것이다.

본 연구의 가설은 다음과 같다.

1. 편집성향이 높을수록 타인의 관점에서 본 자기개념이 부정적일 것이다.
2. 편집성향이 높을수록 실제 자기와 타인의 관점

에서 본 자기간의 불일치가 클 것이다.

방법

피험자

본 연구는 대학교에서 심리학 개론 혹은 정신건강을 수강하는 학생 219명을 대상으로 실시되었다. 이들에게 편집척도 및 우울척도 질문지를 실시한 결과, 편집척도 점수의 평균은 35.80, 표준편차는 7.68이었으며, 우울척도의 평균은 42.70이고 표준편차는 7.85이었다. 이들 중 자발적으로 실험에 참여한 학생은 167명(남자 100명, 여자 67명)이었다. 본 연구에서는 실험에 참여한 167명 중에서 편집척도 점수가 평균의 표준편차 1 이상이면 편집집단으로, 표준편차 1 이하이면 비편집집단으로 선정하였다. 집단별 편집척도 및 우울척도의 평균점수는 <표 1>과 같다.

표 1. 편집척도 및 우울척도 평균점수(표준편차)

집단	편집척도	우울척도
편집집단(N=21)	50.76 (6.43)	49.00 (9.06)
비편집집단(N=22)	26.46 (1.65)	37.64 (7.16)
전체(N=43)	38.61 (4.04)	43.32 (8.11)

측정 도구

1) 편집척도

본 연구에서는 이훈진과 원호택(1995)이 제작한 편집성 척도(Paranoia Scale)를 사용하였다. 이 척도는 피해의식을 중심으로 하는 편집증적 경향을 측정하는데, MMPI를 기초로 제작된 20개의 문항으로 구성되었다. 각 문항은 ‘전혀 그렇지 않다’에서 ‘전적으로 그렇다’까지의 5점 척도상에서 응답하도록 되어 있으며, 총점의 범위는 0점에서 80점이다.

2) 우울척도

본 연구에서 사용한 우울척도는 이영호와 송종용(1991)이 번역한 SDS(Self-Rating Depression Scale; Zung, 1965) 질문지이다. 이 척도는 우울증의 정서, 생리적 증상, 심리적 증상을 기술한 20개의 문항으로, ‘아니다’에서 ‘항상 그렇다’까지의 4점 척도 상에서 응답하도록 되어 있다. 20개의 문항 중 10개문항이 반대로 기술되어 있기 때문에, 이들 문항은 반대로 채점하도록 되어 있다. 총점의 범위는 20점에서 80점이다.

3) Q-Sort 카드(자기 개념 및 자기불일치 평정)

Q-Sort 카드는 본 연구자가 직접 제작한 것으로, 자기를 기술하는 33개의 단어를 각각 가로 10cm × 세로 7cm 되는 카드로 만들었다. 긍정적 자기기술 형용사가 적힌 카드가 18장이며, 부정적 자기기술 형용사가 적힌 카드는 15장이다. 이 카드들은 현재 실제 자기 모습과 이상적 자기 모습, 그리고 타인의 관점에서 본 모습을 분류하는데 사용되었다.

Q-sort에 사용된 형용사들은 다음과 같이 선정하였다. 우선 한덕웅(1992)의 성격특성 용어에 대한 연구 자료에서 사용빈도가 높은 단어들 155개를 뽑아서, 각각의 단어들이 사람들의 성격을 기술하기에 긍정적 혹은 부정적인지를 평정하였다. 본교 대학생 및 대학원생 47명에게 155개의 단어들 각각에 대해 긍정적인지 혹은 부정적인지를 7점 척도상에서 평정하도록 하여, 최종적으로 긍정성/부정성 평정점수가 높게 나온 단어 33개를 선택하였다. 카드에 기술된 33개의 단어들은 <표 2>에 제시되었다.

절 차

심리학 개론 및 정신건강을 수강하는 수강생들에게 강의시간을 이용하여 편집 척도와 우울 척도 질문지를 실시하였다. 질문지에 응답한 219명의 학생들 중에서 실험에 자발적으로 참여하기로 한 167명의 피험자들을 대상으로 Q-sort를 실시하였다. 실험 소요 시간은 약 40분 정도였다. 피험자들은 한번에 6명씩

표 2. Q-Sort에 사용된 단어들의 사용빈도 및 정서성(긍정적/부정적)

긍정 단어	정서성 평정	부정 단어	정서성 평정
성실하다	6.39	급하다	2.72
정직하다	6.35	우울하다	2.61
마음이 넓다	6.28	우유부단하다	2.41
유머러스하다	6.17	멍청하다	2.26
진실하다	6.15	타산적이다	2.13
따뜻하다	6.13	유치하다	2.11
겸손하다	6.11	경솔하다	1.93
대범하다	6.11	뻔뻔스럽다	1.85
믿음직스럽다	6.11	계으르다	1.83
의지가 강하다	6.09	화를 잘 낸다	1.74
호감이 간다	6.04	건방지다	1.72
친절하다	6.02	버릇없다	1.70
열성적이다	6.00	이기적이다	1.63
적극적이다	5.98	무책임하다	1.50
주관이 있다	5.96	치사스럽다	1.50
참을성 있다	5.89		
융통성있다	5.83		
사교적이다	5.80		

실험에 참여하였으며 실험절차는 다음과 같다.

피험자가 실험실에 들어오면 실험자는 본 실험에 대해 다음과 같이 설명한다. “본 실험은 자기에 관해 알아보는 연구의 일환으로, 여러분들은 자기 자신에 대해 탐색해 볼 수 있는 시간이 될 것입니다”. 그런 다음, 피험자들에게 33장의 카드들을 나누어 주고 Q-Sort 절차를 설명해 준다. Q-Sort 절차는 실제 자기모습과 이상적 자기모습, 그리고 타인의 관점에서 본 자기모습 분류순으로 이루어지는데, 우선 실제 자기모습에 대해 분류하도록 지시한다. 질문이 없으면 곧바로 분류에 들어간다. 분류방법에 대한 지시는 다음과 같다.

〈실제 자기모습 분류〉

현재 당신 자신을 기술하고 있다고 생각하는 카드들을, 적절히 당신을 나타내는 것부터 가장 적절하지 않게 기술한 것까지 순서대로 분류하는 것입니다. 분류하는 방법은 우선 33장의 카드들을 하나씩 읽으면

서, 나와 다른 것, 그저 그런 것, 그리고 나와 같은 것의 세 더미로 나눕니다. 그런 다음 세 더미를 다시 아홉 더미로 나누되, 아래의 표에 제시된 대로 각 칸에 해당되는 수만큼 분류하면 됩니다.

1점	2점	3점	4점	5점	6점	7점	8점	9점
3장	3장						3장	3장
4장	4장			4장	4장			
		5장						

←나와 가장 다른

나와 가장 같은→

실제 자기모습 분류가 끝나면, 실험자는 각 피험자들이 지시대로 33장의 카드를 빠짐없이 분류했는지를 확인한다. 지시대로 각 평정점수에 제시된 숫자만큼 분류를 했으면 33장의 카드가 모두 채워지게 된다.

그런 다음, 실험자는 각 피험자마다 현재 실제 자기모습에 대해 분류한 카드들을 각 문항별로 확인한다. 즉 각 문항별로 1-9점 척도상에서 몇점으로 평정했는지를 확인하는 것이다. 이렇게 확인이 끝나면, 카드들을 모두 수거해서 섞은 다음 피험자들에게 다시 나누어준다. 그리고 나서 두 번째로 이상적 자기모습을 분류하도록 지시한다. 이상적 자기모습 분류에 대한 지시는 다음과 같다.

〈이상적 자기모습 분류〉

이번엔 당신의 현재 모습과는 상관없이 당신이 이상적으로 바라는 모습을 분류하는 것입니다. 분류방법은 바로 전에 했던 것과 같습니다. 즉, 우선 33장의 카드들을 하나씩 읽으면서, 당신이 이상적으로 바라고 있는 모습과 비교하여, 원하는 것, 그저 그런 것, 그리고 원하지 않는 것의 세 더미로 나눕니다. 그런 다음 세 더미를 다시 아홉 더미로 나누되, 현재 실제 자기모습 분류와 마찬가지로 각 칸에 해당되는 수만큼 분류하면 됩니다.

이상적 자기 분류가 끝나면, 실제 자기모습 분류가 끝났을 때와 마찬가지로, 각 피험자가 분류한 카드들 각각의 평정점수를 확인하고나서 카드들을 다시 수거한다. 그런 다음 세 번째로 타인의 관점에서 본 자기모습을 분류하도록 지시한다. 타인의 관점에서 본 자기모습 분류에 대한 지시는 다음과 같다.

〈타인의 관점에서 본 자기모습 분류〉

이번엔, 당신의 입장에서 분류하는 것이 아니라, 당신을 잘 알고 있는 주변사람들의 입장에서 당신 모습을 분류하는 것입니다. 즉 카드를 읽을 때, “다른 사람들은 나를 _____하게 볼 거라 생각한다”의 문장에 각 문항을 넣어 읽습니다. 분류하는 방법은 앞에서 한 방법과 같습니다. 우선 33장의 카드들을 하나씩 읽으면서, 다른 사람들은 나를 그렇게 볼 거라 생각되는 것, 그저 그런 것, 그리고 그렇지 않은 것의 세 더미로 나눕니다. 그런 다음 세 더미를 다시 아홉 더미로 나누되, 현재 실제 자기모습 분류와 마찬가지로 각 칸에 해당되는 수만큼 분류하면 됩니다.

타인의 관점에서 본 자기모습 분류가 끝나면, 역시 피험자들이 제대로 빠짐없이 분류했는지를 검토하고 분류한 카드들 각각의 평정점수를 확인한다. 그런 다음 카드들을 모두 수거한다.

실험 설계

본 실험의 독립변인은 편집요인(편집 집단/비편집 집단)이며, 종속변인은 다음과 같다.

자기개념

1. 실제 자기개념: 실제 자기개념 점수는 피험자가 실제 자기모습에 대해 33장의 카드들을 분류하여 얻은 평정점수를 합한 것이다.
2. 이상적 자기개념: 이상적 자기개념 점수는 피험자가 이상적 자기모습에 대해 33장의 카드들을 분류하여 얻은 평정점수를 합한 것이다.
3. 타인의 관점에서 본 자기개념: 타인의 관점에서

본 자기개념 점수는 피험자가 타인의 관점에서 본 자기모습에 대해 33장의 카드들을 분류하여 얻은 평정 점수를 합한 것이다.

따라서 자기개념 점수는 실제 자기개념, 이상적 자기개념 및 타인의 관점에서 본 자기개념점수를 포함해서 세 종속치로 나눌 수 있다.

자기불일치

1. 실제-이상적 자기 불일치: 실제 자기모습과 이상적인 자기모습간의 괴리정도를 알아보기 위한 것으로서, 실제 자기모습에 대해 분류한 것과 이상적 자기모습에 대해 분류한 것간의 차이를 합한 점수이다. 실제-이상적 자기불일치 점수를 계산하는 방법은 다음과 같다.

우선 피험자가 실제 자기에 대해 분류하여 얻은 각 카드문항들의 평정점수와 이상적 자기에 대해 분류하여 얻은 각 카드문항들의 평정점수의 차이를 계산한다. 결국 총 33개의 카드문항에 대한 평정점수의 차이가 구해진다. 이렇게 구해진 33개의 문항에 대한 평정점수의 차이를 합한 것이 실제-이상적 자기 불일치 점수가 된다. 따라서 이 불일치 점수가 클수록 실제 자기모습과 이상적 자기모습간의 괴리가 크다고 볼 수 있다.

2. 실제-타인의 관점에서 본 자기 불일치: 이것은 실제 자기 모습과 타인의 관점에서 본 자기 모습간의 괴리정도를 알아보기 위한 것으로서, 실제 자기 모습에 대해 분류한 것과 이상적 자기모습에 대해 분류한 것 간의 차이를 합한 점수이다. 실제-타인의 관점에서 본 자기 불일치 점수를 계산하는 방식은 실제-이상적 자기불일치 점수를 구할 때와 마찬가지이다. 실제-이상적 자기모습 불일치와 마찬가지로, 실제-타인의 관점에서 본 자기불일치 경우도 역시 점수가 클수록 실제 자기모습과 타인의 관점에서 본 자기모습간의 괴리가 크다고 볼 수 있다.

자료 분석

본 연구는 우선 편집척도 점수와 우울척도 점수, 자

기개념 점수 및 자기불일치 점수간의 관계를 알아보기 위해 상관계수를 구했으며, 자기개념 및 자기불일치 점수를 종속변인으로 하여 편집수준에 따른 집단간의 유의미한 차이를 검증하였다. 우울요인의 영향을 배제한 편집수준에 따른 차이를 알아보기 위하여 우울점수를 공변인으로 하여 공변량분석을 하였다.

편집척도 점수와 우울척도 점수간의 상관분석에는 219명의 자료가 사용되었으며 편집성향과 우울성향 및 자기개념과 자기불일치간의 상관분석에는 167명의 자료가 사용되었다. 그러나 집단간의 차이를 알아보기 위한 공변량분석에서는 편집점수가 높은 집단과 낮은 집단을 뚜렷하게 선별하기 위해, 상하위 표준편차 1 이상인 사례만 연구대상으로 삼았다. 즉, 편집수준에 따른 집단간의 차이를 검증하기 위해서 편집척도 점수의 평균(35.80)에서 표준편차 1 이상인 경우(43.48 이상)를 편집 집단, 표준편차 1 이하인 경우(28.13 이하)를 비편집집단에 할당하여 분석하였다.

결 과

1. 상관분석

본 연구에서는 우선 질문지를 작성한 219명을 대상으로 편집척도 점수와 우울척도 점수간의 상관계수를 구했는데, $r = .43$ 으로 유의미한 상관을 보였다($p < .001$). 그리고 실험에 참여한 167명의 피험자를 대상으로, 편집성향과 우울성향, 자기개념 및 자기 불일치간의 관계를 알아보기 위해 상관분석을 하였다. 즉, 편집척도 점수, 우울척도 점수, 실제-자기개념 점수, 이상적-자기개념 점수, 타인의 관점에서 본 자기개념 점수, 실제-이상적 자기불일치 점수 및 실제-타인의 관점에서 본 자기불일치 점수간의 상관계수를 구하였다. 각 변인들간 상관계수는 〈표 3〉에 제시되어 있다.

〈표 3〉에서 알 수 있듯이, 편집척도는 이상적 자기개념만을 제외한 다른 모든 변인점수들과 유의미한 상관을 보이고 있다. 즉, 우울성향, 실제-이상적 자기

표 3. 편집척도, 우울척도, 자기개념 및 자기불일치의 상관계수 행렬

	1	2	3	4	5	6	7
편집성향	1.00 ***						
우울성향	.40 ***	1.00 ***					
실제 자기개념	-.22 *	-.49 ***	1.00 ***				
이상적 자기개념	-.10	-.09	.06	1.00 ***			
타인의 관점에서 본 자기개념	-.30 ***	-.38 ***	.74 ***	.02	1.00 ***		
실제-이상적 자기불일치	.21 *	.46 ***	-.86 ***	-.13	-.67 ***	1.00 ***	
실제-타인의 관점에서 본 자기불일치	.26 ***	.23 *	-.52 ***	.07	-.46 ***	.53 ***	1.00 ***

* $p < .01$, *** $p < .001$

불일치 및 실제-타인의 관점에서 본 자기 불일치와는 유의미한 정적인 상관을 보였고, 현재 자기개념과 타인의 관점에서 본 자기개념과는 유의미한 역상관을 보였다.

편집척도 점수와 우울척도 점수간의 높은 상관과는 편집성향에는 우울성향이 혼재해 있을 가능성은 강하게 시사하며, 편집척도 점수와 실제 자기개념, 타인의 관점에서 본 자기개념, 실제-이상적 자기불일치 및 실제-타인의 관점에서 본 자기불일치 점수간의 높은 상관은 집단별 차이가 우울수준에 의해 영향을 받았을 가능성을 암시한다.

2. 공변량분석

우울과 편집성향간의 상관관계를 분석한 결과 $r = .43$ 으로 유의미한 정적 관계를 보였다. 이러한 결과는 우울감, 개인적 부적절감, 감소된 자존감이 편집장애의 중심적인 문제라고 지적한 Missner(1978)와 우울증의 고통을 피하기 위해 편집적인 기제가 작용된다는 Ziggler와 Glick(1988)의 견해를 지지한다. 이러한 연구결과들은 편집장애와 우울장애가 상호관련되어 있음을 시사한다. 따라서 본 연구에서는 자기개념과 자기불일치에 영향을 미칠 수 있는 우울변인의 효과를 배제하고 편집성향의 수준에 따른 차이를 검증하기 위해 우울변인을 공변인으로 한 공변량분석을

실시하였다.

1) 자기개념

우울요인의 영향을 배제한 편집성향에 따른 자기개념의 집단간 차이를 알아보기 위해 우울점수를 공변인으로 하여 공변량분석을 실시하였다. 분석결과, 공변인인 우울효과는 실제자기($F(1, 40)=21.09, p < .001$), 이상적 자기($F(1, 40)=7.27, p < .01$) 및 타인의 관점에서 본 자기개념($F(1, 40)=11.63, p < .001$) 모두에서 통계적으로 유의미한 것으로 나타났다. 그러나 <표 4>에 제시된 바와 같이 편집요인의 주효과는 타인의 관점에서 본 자기개념에서만 유의미하였다($F(1, 40)=5.52, p < .05$). 이러한 결과는 <표 5>를 보면 알 수 있듯이 비편집집단에 비해 편집집단이 타인의 관점에서 본 자기개념이 더 부정적임을 시사한다.

2) 자기불일치

실제-이상적 자기불일치와 실제-타인의 관점에서 본 자기불일치에 대한 공변량 분석결과, 공변인인 우울효과는 실제-이상적 자기불일치($F(1, 40)=13.59, p < .001$)와 실제-타인의 관점에서 본 자기불일치($F(1, 40)=6.38, p < .05$) 모두에서 통계적으로 유의미했다. 그러나 <표 6>에 제시된 바와 같이 편집요인의 주효과는 실제 자기와 타인의 관점에서 본 자기간의 불일치에서만 유의미하였으며($F(1, 40)=5.18, p < .05$), 실

표 4. 타인의 관점에서 본 자기개념에 대한 공변량 분석

변량원	자승화	자유도	평균 자승화	F값
공변인(우울수준)	5936.25	1	5936.25	11.63 ***
편집요인	2818.83	1	2818.83	
오차변량	20419.34	40	510.48	5.52 *
전체	29174.42	42		

*** $p < .001$, * $p < .05$

표 5. 자기개념 점수의 평균(표준편차)

자기개념	집단	편집집단(N=21)	비편집집단(N=22)
실제 자기개념		185.29(28.99)	211.55(18.65)
이상적 자기개념		228.81(4.56)	230.55(1.74)
타인의 관점에서 본 자기개념		185.38(28.25)	212.23(16.14)

표 6. 실제-타인의 관점에서 본 자기불일치에 대한 공변량 분석

변량원	자승화	자유도	평균 자승화	F값
공변인(우울수준)	1342.83	1	1342.83	6.38 *
편집요인	1091.02	1	1091.02	
오차변량	8421.31	40	210.53	5.18 *
전체	10855.16	42		

* $p < .05$

표 7. 자기불일치 점수의 평균(표준편차)

자기개념	집단	편집집단(N=21)	비편집집단(N=22)
실제-이상적 자기불일치		73.24(23.21)	55.09(21.28)
실제-타인의 관점에서 본 자기불일치		50.38(18.30)	35.68(9.35)

제-이상적 자기불일치에서는 집단간 유의한 차이가 없었다. 이러한 결과는 <표 7>을 보면 알 수 있듯이 비편집집단에 비해 편집집단이 실제 자기와 타인의 관점에서 본 자기간의 불일치점수가 더 높음을 시사한다.

논 의
본 연구의 주요 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 편집점수와 우울점수간 정적 상관이 있음이 확인되었다. 이 결과는 편집성향이 우울을 동반하는 경우

가 많음을 시사한다. 둘째, 실제 자기개념 및 타인의 관점에서 본 자기개념과 부적인 상관을 보였다. 이는 편집성향이 높을수록 실제 자기개념이 부정적이고 타인의 관점에서 본 자기개념도 부정적임을 암시한다. 또한 편집성향은 실제-이상적 자기불일치 및 실제-타인의 관점에서 본 자기불일치와 유의미한 정적 상관을 보였다.

세째, 편집성향에 미칠 수 있는 우울수준의 영향을 통제하기 위해 우울수준을 공변인으로 하여 자기개념에 대해 공변량분석을 한 결과, 편집성향이 높을수록 타인의 관점에서 본 자기개념이 부정적으로 나타나서 본 연구의 가설이 지지되었다. 즉, 편집성향이 높을수록 타인들이 자기를 부정적으로 바라볼 것이라고 지각하는 경향이 심하다고 할 수 있다.

네째, 자기불일치에서도 마찬가지로 우울수준을 공변인으로 하여 공변량분석을 한 결과, 실제 자기와 타인의 관점에서 본 자기불일치에서 편집요인의 주효과가 유의미한 것으로 나타나 본 연구의 가설이 지지되었다. 따라서 실제-타인의 관점에서 본 자기불일치는 편집성향의 독특한 특징이라 할 수 있다.

본 연구결과들은 편집증상을 이해하는데 있어 타인의 관점에서 본 자기개념과 실제-타인의 관점에서 본 자기불일치가 중요한 역할을 한다는 점을 지적해 준다. 그러나 실제-이상적 자기간의 불일치가 편집성향 정도와 유의미한 상관을 보였지만 공변량분석 결과에서는 편집집단과 비편집집단간에는 유의미한 차이를 보이지 않았다. 이같은 비일관된 결과에 대해서는 Bentall, Kinderman 및 Kaney(1994)가 제안한 모델로 설명할 수 있을 것 같다. 즉 피해관념은 실제 자기와 이상적 자기간의 불일치를 최소로 줄이기 위한 시도로써 자신의 조망과 타인의 조망간의 큰 불일치를 지각하려 하고, 실제 자기와 이상적 자기간의 불일치가 보다 활성화될수록 외부 귀인을 하기 쉽다고 가정하였다. 따라서 편집집단이 원래는 실제 자기와 이상적 자기간의 불일치가 컸는데 이를 줄이려는 노력으로써 외부 귀인을 함으로써, 실제-이상적 자기불일치는 줄어들고 대신 실제-타인의 관점에서 본 자기 불일치를 더 크게 지각하게 되는 것으로 설명할 수 있다.

본 연구의 결과들을 임상적 함의와 관련해서, 자기불일치 이론에서 제시한 개인의 자기불일치에 의해 유발된 정서적 문제를 감소시키기 위한 여러 가지 일반적인 접근을 생각해 볼 수 있다(Higgins, 1987). 첫째, 개인의 실제적 자기를 변화시킬 수 있다. 둘째, 실제 자기와 타인의 관점에서 본 자기간의 차이가 덜 나도록 타인의 관점에서 본 자기를 변경시킬 수 있다. 셋째, 자기 불일치에 대한 접근용이성을 변화시키는 방법이 있다. 그런 문제상황에의 노출을 줄이는 방안과 외부귀인을 지양하고 긍정적 사고와 태도를 적극적으로 리허설시키는 방법 등이 있다. 이에 더해 자기 불일치와 심리적 불편감의 관계에 매개변인으로 작용하는 자기 효능감(Self-efficacy)을 변화시키는 방법도 있다(조용래와 임일모, 미발표).

본 연구에서는 Q-Sort를 사용하여 자기개념 및 자기불일치를 측정하였고, 연구결과 편집성향이 높은 사람들은 타인들이 자기를 부정적으로 평가할 것이라고 지각하며, 실제 자기모습과 타인의 관점에서 보는 자기모습이 크게 다르다고 지각하였다. Q-Sort를 사용한 본 연구의 결과들은 편집성향과 실제-이상적 자기불일치간에 정적인 상관이 있다는 임일모, 조용래, 김학렬(1995)의 연구($r = .18(p < .01)$)와 이훈진(1997)의 연구($r = .30(p < .001)$) 결과와 일치한다. 또한 실제 자기개념과 편집증상간에 상관이 있다는 임일모, 조용래, 김학렬(1995)의 연구($r = .34(p < .001)$), 이훈진(1997)의 연구($r = .52(p < .001)$)를 지지한다. 따라서 본 연구결과들은 Q-Sort가 편집집단과 비편집집단의 자기개념과 자기불일치를 측정하는 유용한 도구로 사용될 수 있음을 시사한다.

본 연구의 방법론적 제한점 및 앞으로의 연구방향에 대해 살펴보면 다음과 같다. 우선 본 연구에서는 편집성향 집단이 대학생에 국한되어 있기 때문에, 앞으로는 편집증상이 현저한 임상집단을 포함시켜 연구할 필요가 있다.

두번째로, 본 연구에서는 피험자의 수가 부족해서 편집성향 및 우울성향이 모두 높은 집단과 편집성향만 높은 집단, 우울성향만 높은 집단, 그리고 편집성향 및 우울성향이 모두 낮은 집단으로 구분하지 못

하였는데, 앞으로는 피험자수를 늘려 편집성향과 우울성향을 함께 고려한 확장된 연구가 필요할 것이다. 세번째로, Q-sort 도구 제작에 문제가 있다. 우선 33장의 긍정 및 부정적인 성격형용사들이 과연 편집성향을 가진 사람들의 심리적 특성을 잘 반영하였는지의 문제를 들 수 있다. 뿐만 아니라, 긍정적인 형용사는 18개이고 부정적인 형용사는 15개로, 단어수가 맞지 않았다. 따라서, 앞으로는 긍정적인 단어 및 부정적인 단어수를 맞추고, 편집성향을 잘 반영할 수 있는 성격특성을 고려하여 Q-sort 문항을 더 보완 제작할 필요가 있다. 더 나아가서 Q-sort가 편집성향 및 우울성향뿐만이 아니라, 이를 확장시켜 다른 여러 가지 병리현상을 평가하고 이해하는데에 유용한 도구임을 확인할 필요가 있다.

참 고 문 헌

- 이영호, 송종용(1991). BDI, SDS, MMPI-D 척도의 신뢰도 및 타당도에 대한 연구. *한국심리학회지*: 임상, 10, 98-113.
- 이혜숙, 조대경(1978). Q-Sort에 의한 적응도의 평가.
- 이훈진(1997). 편집증과 자기개념 및 귀인양식. 미발표 박사학위 청구논문. 서울대학교.
- 이훈진, 원호택(1995a). 편집성 척도의 신뢰도, 타당도 연구. *한국심리학회지*: 임상, 14, 83-94.
- 임일모, 조용래, 김학렬(1995). 자기-불일치와 심리적 불편감의 관계. *신경정신의학*, 34, 1416-1431.
- 한덕웅(1992). 성격특성 용어의 사용빈도, 호오도 및 사회적 바람직성. *한국심리학회지*: 일반, 11, 147-171.
- 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.
- Cameron, N. (1963). *Personality development and psychopathology*. Boston: Mifflin Company.
- Chadwick, P. D. J., & Trower, P. (1996). Cognitive therapy for punishment paranoia: A single case experiment. *Behaviour Research and Therapy*, 34, 351-356.
- Chapman, L. J., & Chapman, J. P. (1988). The genesis of delusions. In T. F. Oltmanns & B. A. Maher(Eds). *Delusional beliefs*(pp 167-183). New York: Wiley.
- Colby, K. M., Faught, 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.
- Higgins, E. T. (1987). Self-discrepancy: A theory relating self and affect. *Psychological Review*, 94, 319-340.
- Higgins, E. T., Klein, R., & Strauman, T. (1985). Self-concept discrepancy theory: A psychological model for distinguishing among different aspects of depression and anxiety. *Social Cognition*, 3, 51-76.
- Kihlstrom, J. F., & Cantor, N. (1984). Mental representations of the self. In L. Berkowitz (Ed.), *Advances in experimental social psychology*(pp. 1-47). London: Academic Press.
- Kinderman, P., & Bentall, R. P. (1996). Self-discrepancies and persecutory delusions: Evidence for a model of paranoid ideation. *Journal of Abnormal Psychology*, 105, 106-113.
- Lazarus, A. A. (1968). Learning theory and the treatment of depression. *Behavior Research and Therapy*, 6, 83-89.
- Meissner, W. W. (1981). The schizophrenic and the paranoid process. *Schizophrenia Bulletin*, 7, 611-631.
- Roseman, I. J. (1984). Cognitive determinants of emotion: A structural theory. *Review of Personality and Social Psychology*, 5, 11-36.

- Scott, L., & O'Hara, M. W. (1993). Self-discrepancies in clinically anxious and depressed university students. *Journal of Abnormal Psychology, 102*, 282-287.
- Stein, N. L., & Jewett, J. L. (1982). *A conceptual analysis of the meaning of negative emotions: Implications for a theory of development*. In C. E. Izard(Ed.).
- Strauman TJ. (1989): Self-discrepancies in clinical depression and social phobia ; Cognitive structure that underlie emotional disorder?
- Journal of Abnormal psychology, 98*, 5-14.
- Strauman TJ, Vookles J, Berenstein V and Chaiken S, Higgins ET.(1991): Self-discrepancies and vulnerability to body dissatisfaction and disordered eating. *J Pers Soc Psychol 61* : 946-956.
- Zigler, E., & Glick, M. (1988). Is paranoid schizophrenia really camouflaged depression? *American Psychologist, 43*, 284-290.
- Zung, W. W. K. (1965). A Self-rating depression scale. *Archives of General Psychiatry, 12*, 63-70.

Self-concept and Self-discrepancy in Paranoid Students

Gyo-Young Chung

Department of Psychiatry,
Ajou University Hospital

Min-Kyou Lee

Department of Psychology,
Ajou University)

The aim of this study was to investigate relations between the paranoid tendency to the self perception. 219 undergraduates were asked to complete the Paranoid Scale and the Self-Rating Depression Scale. Among them, 43 subjects were selected according to the paranoia level. And then the Q-Sort task was used for measuring the self-concepts and self-discrepancies. The results of ANCOVA using the levels of depression as a covariate indicated that the paranoid group showed more negative believed perceptions of others about the self and greater discrepancies between perceptions of the actual self and the believed perceptions of others about the self than nonparanoid group. These results were discussed in terms of the clinical implications, limitations and suggestions for future study.