

이분법적 사고가 기분 및 자존감의 강도와 기복에 미치는 영향*

황 성 훈[†]

한양사이버대학교 상담심리학과

이 훈 진

서울대학교 심리학과

이분법적 사고는 경험을 상호배타적인 범주로 평가하는 판단 양식이다. 이분법적 사고에 따른 양극적인 판단은 상황에 대한 정서적 반응을 강렬하게 만들고, 자신에 대한 평가에 적용되면, 자존감의 불안정성을 초래할 수 있다. 본 연구에서는 이분법 사고가 기분 및 자존감의 강도와 기복에 미치는 영향을 알아보고자 했다. 대학생들을 대상으로, 개정된 이분법 사고 척도를 실시하여, 이분법 사고 집단(21명)과 정상 통제 집단(21명)을 선별하였다. 두 집단에게 기분 일기를 통해 14일에 걸쳐 매일 한번씩 생활 사진, 기분, 자존감을 평정하게 했다. 14일간에 걸친 평정의 평균값을 강도의 측정치로, 표준편차 값을 기복의 측정치로 삼아, 두 집단의 차이를 검증하였다. 그 결과, 긍정적 기분의 강도와 기복에서 이분법 사고 집단은 통제 집단과 차이가 없었으나, 부정적 기분에서는 통제 집단에 비해 더 강하게 느끼고, 더 큰 기복을 보였다. 한편 자존감은 이분법 사고 집단이 통제 집단에 비해 더 낮게 설정되어 있되, 더 잦은 부침 현상을 보였다. 따라서 이분법 사고가 극단적인 해석을 통해 부정적 기분과 부정적 자기 평가를 강렬화하고, 동요하게 만든다는 가설이 뒷받침되었다. 끝으로 본 연구의 시사점, 한계, 그리고 향후 연구의 방향을 제시하였다.

주요어 : 이분법적 사고, 기분 강도, 기분 기복, 자존감, 기분 일기

* 본 연구는 제 1저자의 박사 학위 논문중 일부를 수정 보완한 것입니다.

[†] 교신저자 : 황성훈, 한양사이버대학교 상담심리학과, (133-791) 서울시 성동구 행당동
Fax : 02-2290-0601, E-mail : thinkgrey@hanmail.net

이분법적 사고는 주변의 사물이나 대상을 둘로 나누어서 생각하거나 판단하는 방식을 가리킨다. 다양하고 연속적인 가능성과 선택지 가운데 둘을 고른다고 할 때, 선택되어지는 두 개의 값은 극단적이기 쉽다. 예컨대, ‘그렇다’ 대(對) ‘아니다’, ‘옳다’ 대 ‘그르다’, ‘선(善)’ 대 ‘악(惡)’, ‘애(愛)’ 대 ‘증(憎)’ 등의 판단이 이에 해당된다. 그래서 이분법적 사고는 흑백 논리, “전부가 아니면 아무것도 아니다.” 식의 사고 등으로 부르기도 한다(Beck & Freeman, 1990).

이분법 사고의 정서적 여파

이분법 사고는 상황을 판단할 때 연속선상에서 하기보다는 단 두 개의 범주로만 보는 것이며, 언어 습관으로 “항상”, “절대로”, “완벽하게”, “전적으로”와 같은 표현을 포함한다. Linchan(1993)에 따르면 이분법 사고는 정(正)과 반(反)의 양극단 사이에서 합(合)을 이루지 못한 사고이며, 이분법적 사고를 하면, 상호모순되는 관점을 경직되게 고수하면서 그 사이를 왔다갔다 하는 경향이 있다.

환경적 자극이 인지적으로 처리되면 감정을 야기하고 행동의 원천이 된다는 인지 매개 가설(원호택 등, 2002)에 이분법적 사고를 대입하면, 정서적 여파가 극대화되는 결과를 예상할 수 있다. 즉, 이분법 사고가 생활 사건에 대한 해석에 적용되면, 그 결과로 경험되는 정서의 강도가 강해진다. 인지적 우선성에 따르면 강한 해석이 강한 감정을 가져오는 셈이다. 이에 더해, 극대화된 평가는 정반대의 평가로 교대될 수 있으므로, 상반되는 강한 감정을 오가는 결과가 빚어진다. 이와 일치하게, Beck, Rush, Shaw 및 Emery(1979)는 “우울증 환

자들의 의식을 범람하는 의미의 물결이 극단적이고, 부정적이며, 범주적이고, 판단적이기 때문에, 정서적 반응도 부정적이고 극단적이다.”고 설명하고 있다.

부적응적 여파를 동반하는 이분법적 사고가 다양한 정신병리에서 취약성 요인으로 작용한다는 것이 밝혀지고 있다. 이분법 사고는 우울증(Teasdale, Scott, Moore, Hayhurst, Pope, & Paykel, 2001), 자살(Litinsky & Haslam, 1998), 섭식 문제(Cohen & Petrie, 2005; Dove, Byrne & Bruce, 2009), 역기능적 완벽주의(Burns & Fedewa, 2005; Egan, Piek, Dyck, & Rees, 2007)와도 연관되어 있다. 또한 문제 해결 결핍(Weishaar, 1996), 스트레스에 대한 지각(Mraz & Runco, 1994; Rotheram-Borus, Trautman, Dopkins & Shrout, 1990), 만성 통증(Dyck & Agar-Wilson, 1997), 공격적 행동(Eckhardt & Kassino, 1998), 편집증(황성훈, 이훈진, 2009b) 등에서도 이분법 사고가 인지적 왜곡으로 작용할 수 있음이 제시되었다.

이분법 사고가 초래하는 기분의 가변성과 자기상의 불안정성

관련된 정신병리 가운데서도 이분법 사고가 정서적 반응의 강렬화와 불안정성을 가져올 수 있음을 잘 조명해주는 것이 바로 경계선 성격 장애이다. 본 연구는 일반 표집에서 이분법적 사고의 작용을 밝히는데 초점을 맞추지만, 경계선 성격의 경우를 검토하는 것이 도움을 줄 수 있을 것이다. 이분법적 사고는 본래 경계선 성격 장애가 보이는 인지적 왜곡 중 하나로 처음 제안되었다. 경계선 성격 환자들은 세상에 대해 회색의 중간지대를 보지 못하고, 대신에 극단적이고 양분법적으로 평

가한다(Arntz, 2004; Napolitano & McKay, 2007; Pretzer, 1990; Veen & Arntz, 2000).

이분법적 사고는 두개 이상의 상호 모순된 신념 체계를 빠르게 연이어서 활성화하고 반전시키므로, 경계선 성격이 정서와 자기상 등에서 보이는 불안정성의 주요 원인이 된다(Wenzel, Chapman, Newman, Beck & Brown, 2006). 연속선상에서 판단하는 대신에 두개의 정반대 범주중 하나로 분류하는 사고방식이므로, 이분법적 사고는 극단적인 강도의 정서와 함께, 양극화된 정서 사이의 기복을 가져올 수 있다.

경계선 성격 장애가 보이는 자기상의 불안정성은 분리(splitting)의 방어 기제(Kernberg, 1967)와 연관지워 볼 수 있다. 분리는 경계선적 성격 구조를 가진 사람들이 상호 모순되는 내사물이나 정서를 서로 간에 떼어놓는 적극적인 과정으로서, 이분법적 사고와 개념적으로 등가(等價)이다. 분리에 따라 상호 모순되는 행동과 태도가 교대되면서 나타나고, 자신이나 타인에 대해 좋기만 한 사람과 나쁘기만 한 사람으로 구체화되고 그 사이를 오가며, 이미지가 수시로 바뀌는 등의 불안정한 모습을 보인다. 특히, 양극화된 판단과 급격한 전도가 자신에 대한 평가에 적용되면, 낮은 자존감과 비현실적으로 거대한 자기(grandiose self)가 번갈아 나타나는 양상(Kohut, 1971)을 예상할 수 있다. 즉, 경계선 성격 장애의 경우를 보건대, 이분법적 사고가 자기 평가에 작용하면 자존감의 극단화와 큰 진폭으로 나타날 수 있다.

이분법 사고가 대표적인 병리로 작용하는 경계선 성격 장애의 예를 통해서, 중간 없는 양극적인 판단이 기분과 자기평가에 초래하는 극단화와 불안정화의 여파를 살펴볼 수 있다.

그러나 특정 정신병리를 떠나 전반적으로 볼 때 이분법적 사고가 기분의 강렬화와 기복에 미치는 영향을 직접적으로 다룬 연구를 아직은 찾기 힘들다.

기분 및 자존감의 불안정성에 관한 선행연구

정서는 강도(intensity)와 가변성(variability)의 두 차원으로 나눌 수 있는데(Wessman & Ricks, 1966), 특히 사고 방식과 후자의 관계를 다루는 선행 연구를 발견하기 쉽지 않다. 기존의 연구들은 주로 특정한 병리에서 정서적 가변성이 높음을 보여주는 방향으로 진행되었다. 즉, 주요 우울증 환자들이 정상 통제 집단에 비해 기분 불안정성(mood instability)이 더 강했고(Ebner-Priemer, Eid, Kleindienst, Staenow, & Trull, 2009), 불안장애 환자들은 통제 집단에 비해 불안한 기분에서 더 높은 가변성을 보였다(Bowen, Baetz, Hawkes & Bowen, 2006). 또한 양극성 장애에서 기분의 급격한 변화가 일반적이며, 이는 초기발병, 자살, 공병의 가능성과 연결되어 있다(MacKinnon, Zandi, Gershon, Nurnberger, Reich & DePaulo, 2003). 이밖에 기분 불안정성은 낮은 자존감(Campbell, Chew, Scratchley, 1991; Franck & De Raedt, 2007), 경계선 성격 성향(Ebner-Priemer et al., 2009), 불행감(Hills & Argyle, 2001), 알코올 남용(Bowen, Block & Baetz, 2008) 등과 관련되어 있었다.

이렇듯 기분의 빈번한 상승과 하강이 정서 장애의 취약성 요인임이 밝혀지고 있지만(Angst, Gamma, Benazzi, Ajdacic, Eich & Rossler, 2003), 이분법 사고를 기분 기복의 인지적 선행 요인으로 검토하는 시도는 아직 이뤄지지 않았다. 이러한 양상은 자기상의 불안정성을 다루는 영역에서도 비슷하다. 자기애성 성향

이 자존감의 불안정성과 상관되어 있다 (Rhodewalt, Morf & Cheney, 1998)는 다소 거리가 있는 연구 보고를 찾을 수 있다. 좀더 관련된 것으로서는 이분법적 사고와 MMPI-2의 관계를 다룬 연구(황성훈, 이훈진, 2009a)에서 이분법적 사고 척도가 높은 사람들의 일부는 웅대하고 대담한 모습을, 다른 일부는 위축되고 소심한 모습을 보이는 것으로 나타나서, 이분법적 사고가 자아상의 양극적인 모습(웅대 대 위축)과 그에 따른 불안정성과 관련되어 있음을 시사한다.

연구의 목적

본 연구에서는 이분법 사고의 정신병리적 작용을 탐색하는 노력으로서 기분 및 자존감의 기복과의 관계를 다루려고 한다. 이분법 사고는 대상에 대한 극단적인 평가가 교대되게 하므로, 인지 우선성 가설에 입각하면 정서적 여파도 극대화될 것이다. 또한 이분법 사고가 자신에 대한 평가에 적용되면 비슷한 현상이 자존감 영역에서 일어날 것이다. 자기에 대한 평가에서 중간 지대가 없어지는 것이므로, 자신은 아주 괜찮은 존재이거나 아니면 아주 형편없는 존재로 나뉠 수 있다. 자기 평가가 극대화될뿐만 아니라 시간과 상황에 따라 전도되는 양상을 보일 수 있으므로 자존감의 불안정성이 높아질 것이다.

본 연구에서는 이분법 사고가 기분 및 자기 평가의 영역에서 극단성과 불안정성을 초래하는지를 알아보려고 한다. 이를 위해, 이분법 사고를 하는 사람들의 기분과 자존감의 강도와 그 변화를 이주일간의 기분 일기를 통해 관찰해서 비교할 것이다. 검증하고자 하는 가설과 예언을 정리하면 다음과 같다:

가설 1. 이분법 사고는 기분의 극단성과 기복을 가져올 것이다.

예언 1-1. 이분법 사고 집단은 기분의 강도(즉, 14일간에 걸쳐 측정된 값의 평균값)가 통제 집단보다 더 높을 것이다.

예언 1-2. 이분법 사고 집단은 기분의 기복(즉, 14일간에 걸쳐 측정된 값의 표준편차)이 통제 집단에 비해 더 클 것이다

가설 2. 이분법 사고는 자존감의 극단성과 기복을 가져올 것이다

예언 2-1. 이분법 사고 집단은 자존감 평균(14일간의 평균값)에서 통제 집단보다 더 극단적인(즉, 더 높거나 더 낮은) 결과를 보일 것이다.

예언 2-2. 이분법 사고 집단은 자존감의 기복(14일간의 표준편차)이 통제 집단보다 더 클 것이다.

방 법

참가자

서울의 한 종합대학과 수원의 한 종합대학 학부생 338명에게, 개정된 이분법 사고 지표(Dichotomous Thinking Index-30 Revised; DTRI-30R)를 실시하여, 상·하위 10%(각각 70점 이상, 48점 이하)를 기준으로 이분법 사고 집단 21명과 통제 집단 21명을 선별했다. 표 1에서 보는 것처럼 연령 차이는 없었으나, $t(40) = 0.39$, ns , 성별의 분포는 유의 수준에 가까운 차이를 보였다, $\chi^2(1, N=42) = 3.50$, $p = .06$. 이분법 집단은 남자가 더 많고, 통제 집단은 여자가 더 많은 경향을 보였다.

표 1. 이분법 사고 집단과 통제 집단에서 인구학적 변인의 평균과 표준편차

| | 이분법 사고집단 | 통제 집단 | 차이 검증 |
|---------|--------------------------|-------------|------------------------|
| 연령(세) | 21.52(2.48) [†] | 21.24(2.26) | $t(40)=.39$ |
| DTI-30R | 3.43(.35) | 1.43(.12) | $t(40)=24.89^{***}$ |
| 남/녀 비율 | 15/9 | 6/12 | $\chi^2(1, N=42)=3.50$ |

주. DTI-30R = 개정된 이분법 사고 지표.

[†] 괄호는 표준편차임.

*** $p < .001$.

측정 도구

개정된 이분법 사고 지표(DTI-30R)

이분법 사고를 측정하기 위해 황성훈(2007)이 개발한 척도로서 30문항에 대해 5점 척도로 응답하게 되어 있다. 각 문항들은 이분법 사고가 연속적인 대안 중 양극단을 취하는 사고라는 점에 초점을 맞춰 개발되었다. 양극단으로는 a) 잘한 것 대 못한 것(즉, 성공 대 실패), b) 선 대 악, c) 전부 대 전무, d) 내 편 대 네 편 등이었다. 이런 개념적 틀로부터, “잘한 것이 아니면 못한 것이다(a).”, “선한 대상과 악한 대상을 분명히 판가름한다(b).”, “모가 아니면 도이다(c).”, “동지가 아니면 적이다(d).” 등의 문항이 만들어졌다.

최종적으로 제작된 척도의 내적 일관성 계수는 .92였고, 4주 간격의 검사-재검사 신뢰도는 .78이었다. 요인 분석에서는 중간이 없는 이분법 사고(예: “좋아하는 것과 싫어하는 것의 구분이 분명하다.”), 실무율적 사고(예: “모가 아니면 도이다.”), 성공과 실패의 이분법(예: “절반의 실패는 전부 실패한 거나 다름없다”), 편 가르기(예: “나의 편인지 아닌지를 먼저 가린다.”), 학업에서의 이분법(예: “지각하느니 차라리 결석하는 편이 낫다.”), 어법상의 이분법

(예: “단정적인 표현을 잘 사용한다.”) 등 모두 6개 요인이 얻어졌다. 후속된 타당화 연구에서 이분법 사고는 낮은 자존감, 낮은 자기 개념 명료성, 높은 편집 성향, 우울과 불안, 거식 및 폭식 경향, 완벽주의, 스트레스 상황에서 발산적 정서 대처 등과 유의한 상관을 보였다(황성훈, 2007).

기분 일기

피험자들은 14일 동안 매일 생활사건, 기분, 자존감을 평정하였다. 하루를 마무리하는 시점에 기분 일기가 전산으로 설치되어 있는 웹 사이트에 접속해서 기록하게 하였다. 기분 일기의 주요 항목은 다음과 같다. 먼저, 50개의 생활사건이 하루 동안 일어난 정도를 3점 척도 상에서 평정하였다. 생활 사건의 목록은 이수현(2005)의 것을 사용하였다. 이어서, 20개 항목에 걸쳐 기분을 5점 척도 상에서 평정하였다. 기분의 항목은 김수안(2005)의 것을 사용했으며, 긍정 기분 7개(자부심, 행복, 성취감 등)와 부정 기분 13개(분노, 죄책감, 슬픔 등)로 구성되었다. 끝으로 하루 동안 자신에 대한 느낌을 로젠버그 자존감 척도(Rosenberg Self-Esteem Scale; Rosenberg, 1965)에 따라 평가했다.

절 차

심리학 관련 수업시간에 328명의 대학생들에게 DTI-30R을 실시하였다. 상·하위 10%를 기준으로 선별된 50명에게 전화로 접촉해서, 기분 일기를 비롯한 실험 절차에 대해 설명하고 동의를 얻었다. 기분 일기는 연구자가 매일 오전에 점검해서 누락된 경우 문자 메시지와 전화로 기록해줄 것을 요청하였다. 14일간의 기분 일기를 진행한 결과, 누락된 기록이 있어서 신뢰도가 떨어지는 경우를 각 집단에서 4개씩 배제하고, 최종적으로 각 집단 21명의 자료를 분석에 포함시켰다.

종속 측정치와 설계

종속 측정치는 기분 및 자존감의 강도와 기복 측정치로 나뉘어 졌다. 14일에 걸친 기분 및 자존감 기록의 평균값을 강도의 측정치로 삼았고, 선행연구들에 따라 14일간에 걸친 기록의 표준편차 값을 기복의 측정치로 분석했다(Campbell, 1991, Rhodewalt et al., 1998). 이분법 사고 집단과 통제 집단을 대상으로 기분 및 자존감의 강도 및 기복 측정치의 차이를 비교하였다.

결 과

생활 사건

먼저, 생활 사건의 14일간 평균 빈도와 표준편차를 각각 강도 및 기복 측정치로 삼아서 집단 차이를 검증하였다. 표 2에서 보듯이 생활 사건의 빈도에서는 집단 차이가 없었으나, $t(40) = 0.42$, ns , 생활사건의 기복은 이분법 사고 집단이 통제 집단보다 더 높았다, $t(40) = 2.16$, $p < .05$. 생활 사건을 스트레스 측정치로 볼 때, 이분법 집단은 지난 14일간 스트레스의 총량에서는 통제 집단과 차이가 없었으나, 스트레스의 굴곡이 더 강했다고 볼 수 있다. 그들에게는 힘든 날과 편한 날의 변화가 잦았던 셈이다.

기분의 강도와 기복

긍정 기분의 강도와 기복을 살펴보면, 표 2와 그림 1에서 보듯이, 14일에 걸친 평균 강도에서 두 집단간 차이가 없었고, $t(40) = 1.44$, ns , 기복에서도 이분법 집단과 다르지 않았다, $t(40) = 0.17$, ns .

반면에, 부정 기분의 측정치를 보면, 표 2와

표 2. 이분법/통제 집단에서 생활사건, 긍정/부정 기분의 평균과 표준편차

| | 생활 사건 | | 긍정 기분 | | 부정 기분 | |
|-----------|------------------------|-------------------|-----------|----------|---------------------|--------------------|
| | 강도 | 기복 | 강도 | 기복 | 강도 | 기복 |
| 이분법 사고 집단 | 1.24(.11) [†] | .09(.03) | 2.40(.70) | .77(.25) | 2.00(.53) | .52(.21) |
| 통제 집단 | 1.26(.10) | .07(.02) | 2.69(.59) | .76(.18) | 1.50(.17) | .36(.14) |
| $t(40)$ | .42 | 2.16 [*] | 1.44 | .17 | 4.10 ^{***} | 2.90 ^{**} |

[†] 괄호는 표준편차임

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

표 3. 집단과 성별에 따른 부정 기분 기록의 평균과 표준편차

| | 남자 | 여자 |
|--------------|----------|----------|
| 이분법 사고 집단 | | |
| <i>M(SD)</i> | .46(.15) | .69(.25) |
| <i>n</i> | 15 | 6 |
| 통제 집단 | | |
| <i>M(SD)</i> | .35(.12) | .38(.15) |
| <i>n</i> | 9 | 12 |

그림 1. 이분법/통제집단에서 정서 강도와 기록의 차이.

그림 1에서 알 수 있듯이 14일간 강도는 이분법 집단이 통제 집단보다 유의하게 높았고, $t(40) = 4.10, p < .001$, 변동 폭도 이분법 집단이 유의하게 컸다, $t(40) = 2.90, p < .01$. 이분법 사고를 하면, 중단적으로 볼 때 부정 기분의 평균적 강도가 높으며 큰 진폭을 형성할 것이라는 예측은 뒷받침되었다. 앞서, 이분법 집단의 생활 사건의 변화 폭이 유의하게 컸던 것을 고려해서, 생활 사건의 기록을 공변량으로 통제하고 다시 분석하였다. 재분석에서도 이분법 집단이 보이는 부정 기분의 큰 기록은 유지되었다, $F(1, 39) = 4.19, p < .05$. 즉, 이분법 집단이 보이는 부정적 기분의 큰 변화 폭이 생활 사건의 굴곡을 그대로 반영하는 것은 아니었다. 그들의 불안정한 정서는 불안정한 현실보다는 그 현실을 양분법으로 받아들이는 판단방식에 기인한 것이었다.

성별 분포의 차이가 결과에 영향을 주었는지를 확인하기 위해, 성별을 독립변인으로 포함시켜, 2(남/녀) × 2(이분법/통제)의 분산 분석을 하였는데, 긍정 및 부정 기분의 강도와 기록 측정치들에서 성별 × 집단의 상호작용은 유의하지 않았다. 한 가지 살펴 볼만한 것으로, 부정 기분의 기록 측정치에서 성별과 집

단의 상호작용이 유의 수준에 접근하였다, $F(1, 38) = 3.49, p = .07$. 이분법 집단의 부정 기분 기록이 통제 집단에 비해 크되, 표 3에서 볼 수 있듯이 특히 여성일 때 더 높아지는 양상이었다.

자존감의 강도와 기록

표 4에서 보는 것처럼, 14일간의 자존감 평균은 이분법 집단이 더 낮았고, $t(40) = 4.85, p < .001$, 자존감의 변동 폭은 이분법 집단이 더 높았다, $t(40) = 2.70, p < .01$. 따라서 이분법 집단의 자기 평가가 정상 통제 집단에 비

표 4. 이분법/통제 집단의 자존감 강도와 기록의 평균과 표준편차

| | 자존감 | |
|--------------|------------------------|--------------------|
| | 강도 | 기록 |
| 이분법 사고 집단 | 3.30(.62) [†] | .46(.12) |
| 통제 집단 | 4.12(.48) | .35(.14) |
| <i>t(40)</i> | 4.85 ^{***} | 2.70 ^{**} |

[†] 괄호는 표준편차임.

^{**} $p < .01$. ^{***} $p < .001$.

해 극단적인 방향으로 일탈되어 있으며, 기록이 심할 것이라는 예측은 지지되었다.

표 4에서 보듯이 이분법 사고를 하는 사람들은 전반적으로 자존감이 낮게 설정되어 있으며, 시간과 상황에 따른 변화의 진폭이 더 넓었다. 따라서 그들은 빈약하고 동시에 불안정한 자기 가치감을 가지고 있다고 볼 수 있다. 생활 사건의 변화폭을 공변량으로 통제했을 때도 이분법 사고 집단의 더 큰 자존감 기록은 유지되었다, $F(1, 39) = 5.43, p < .05$.

보완 분석: 기분일기 시작일과 종료일의 기분과 자존감

14일의 기록에 걸친 표준편차를 기분이나 자존감의 불안정성의 측정치로 삼아 분석했기 때문에, 실험 시작 시점의 기저선 자료와 종료 시점의 자료를 비교하는 것이 의미있는 보완 분석이 될 수 있다. 표 5에서 보는 것처럼, 긍정 기분에서는 기저선과 종료 시점에서 모두 차이가 없었다, $t(40) = -.84, m, t(40) = -.23, m$. 반면에, 부정 기분에서는 기저선에서 이분법 사고 집단이 통제 집단보다 유의하게 높았고, $t(40) = 4.29, p < .001$, 14일후 평정을 마치는 시점에서는 이러한 차이가 사라졌다,

$t(40) = 1.59, m$. 한편, 자존감은 기저선과 종료 시점 모두에서 이분법 사고 집단이 유의하게 더 높았다. $t(40) = -4.27, p < .001, t(40) = -2.67, p < .01$.

주목할만한 것으로 이분법 사고 집단의 부정 기분 평가가 기저선에서 통제 집단보다 높았으나, 종료 시점에서는 차이가 사라졌다. 즉, 이분법 사고 집단의 부정적 기분이 14일이 지난 후에는 가라앉았다. 기분 일기를 통한 모니터링 활동 자체가 부정적 정서를 완화하는 효과를 보였다. 이러한 전반적인 변화 속에서도 이분법 사고 집단이 부정적 기분의 평균 강도가 통제 집단보다 더 높았고, 변산의 폭도 더 컸다. 즉, 이분법 사고 집단의 부정적 기분이 14일 걸쳐 전반적으로 가라앉는 추세였으나, 하루 하루의 부침은 통제 집단보다 더 컸다.

보완 분석: 일주일분의 일기로 충분한가?

본 연구는 기분 및 자존감의 가변성을 측정하기 위해, 이주일분의 일기를 측정하였다. 그러나 이주일의 기간이 피험자들의 입장에서는 다소 길기 때문에, 그 기간을 단축할 수 있는지를 검토하고자 했다. 그래서 첫날부터 7일

표 5. 이분법/통제 집단에서 생활사건, 긍정/부정 기분의 평균과 표준편차

| | 긍정 기분 | | 부정 기분 | | 자존감 | |
|-----------|-------------------------|------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| | 시작일 | 종료일 | 시작일 | 종료일 | 시작일 | 종료일 |
| 이분법 사고 집단 | 2.51(1.05) [†] | 2.45(1.17) | 2.44(.76) | 1.79(.66) | 3.40(.74) | 3.39(.87) |
| 통제집단 | 2.78(.98) | 2.53(1.16) | 1.62(.44) | 1.52(.45) | 4.24(.50) | 4.05(.74) |
| $t(40)$ | -.84 | -.23 | 4.29*** | 1.59 | -4.27*** | -2.67** |

[†] 괄호는 표준편차임

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

까지의 일주일 자료만을 분석해서, 이것이 이주일 분석의 결과와 동일한 패턴인지를 살펴 보았다.

일주일분의 자료에서 긍정 기분의 강도는 이분법 사고 집단이 통제 집단보다 낮았고, $t(40)=-2.34$, 긍정 기분의 기복은 두 집단간의 차이가 없었다, $p < .05$, $t(40)=.62$, *ns*. 그러나 부정 기분의 강도와 기복 측정치 모두에서 이분법 사고 집단이 통제 집단보다 더 높았다, $t(40)=4.45$, $p < .001$, $t(40)=2.28$, $p < .05$. 한편, 7일간의 자존감 측정치를 보면, 강도에 있어서는 이분법 사고 집단이 통제 집단보다 유의하게 낮았다, $t(40)=-5.02$, $p < .001$. 반면에, 기복에 있어서는 이주일 자료와 다르게, 두 집단간 차이가 없었다, $t(40)=1.30$, *ns*.

종합하면, 긍정 기분의 기복, 부정 기분의 강도 및 기복에서는 7일 분석과 14일 분석이 유사하나, 긍정 기분의 강도, 자존감의 기복에 있어서는 달랐다. 기분의 가변성은 7일의 기록으로 충분하나, 자존감의 불안정성을 평가하기 위해서는 14일의 기록이 더 적절할 수 있다.

논 의

본 연구에서는 이분법 사고가 기분 및 자존감의 극단성과 불안정성 모두에 영향을 미칠 것이라는 가설을 검증하고자 했다. 기분 일기를 통해 기분 및 자존감의 강도와 변화폭을 종단적으로 알아봤는데 긍정적 기분의 강도와 기복에서는 차이가 없었으나, 부정적 기분의 강도와 진폭, 그리고 자존감의 강도와 기복에서는 예측된 방향대로 결과를 얻을 수 있었다.

일도양단(一刀兩斷)식의 사고방식을 가진 사

람들은 그 여파로 부정적 정서를 더 강하게 느끼며, 그 변동의 폭이 넓었다. 그래서 어떤 때는 기분이 매우 나쁘되, 또 어떤 때는 전보다는 훨씬 견딜만하게 느끼고, 다시 어떤 때는 아주 힘들어지는 변덕스러움을 겪을 수 있다.

한편, 이분법적 사고는 자존감에 대한 평가에서 더 극단적인 결과가 나오게 할 것이라고 가정했다. 로젠버그 자존감 척도를 사용해서 측정해 본 결과 이분법 사고 집단의 자존감은 통제 집단에 비해 더 낮게 설정되어 있는 것으로, 즉 부정적 극단으로 기울어져 있는 것으로 나타났으며, 자존감의 등락이 더 심했다. 이분법적 사고에 의지하는 사람들이 보이는 자기 평가의 불안정성은 Kohut(1971)이 제시하는 것처럼 거대 자기와 초라한 자기를 오가는 정도는 아니었고, 상대적으로 낮게 매겨진 자기 가치감을 중심으로 동요를 보이는 수준이었다. 이들이 자신에 대해 갖는 양분법적인 판단 양식이 빈약한 자존감의 둘레에 작은 파장을 만들되, 이는 강한 부적절감과 이보다 약간 완화된 부적절감을 오가는 정도라고 볼 수 있다.

이분법 사고의 기분 증폭은 왜 부정 정서에서만 나타났나?

주목할만한 특징은 기분의 강도와 기복에 있어서 비대칭성이 있다는 점이다. 이론적으로는 긍정 정서와 부정 정서 모두를 증폭시키는 역할을 해야 하지만, 실제로 이분법 사고의 작용은 부정 정서 영역에 국한되는 경향이 있었다. 기분 일기 측정에서 감정이 강렬하고 불안정한 양태는 부정적인 기분 영역에서만 특징적으로 관찰되었다. 이분법적 사고가 상

황에 대한 극단적인 해석을 통해 정서적 강렬화와 큰 진폭을 초래하리라는 가정은 부정적인 기분을 느끼는 순간에 타당했다. 따라서 이분법 사고는 긍정적 기분보다는 부정적 기분의 불안정성을 키운다고 잠정적으로 결론지을 수 있다.

이분법적 사고가 부정적 정서의 강도와 불안정성에만 영향을 주므로, 사고의 양분성보다는 사고의 유인가(valence)가 더 중요한 변인일 수 있다는 가능성을 검토해 볼 만하다. 즉, 사건이나 상황을 아주 좋거나 나쁜 것으로 나눠보는 것 때문이 아니라, 상황을 부정적인 방향으로 몰아서 해석하는 양식 때문에 부정적 기분에서만 비대칭적 효과가 나타날 수 있다. 그러나 이분법 사고가 상대적으로 긍정적인 기분의 과장을 나타내는 경조성 성격 척도($r=.28, p < .001$, 황성훈, 2011), 긍정적 자기상의 강조를 나타내는 자기애성 성격 척도($r=.55, p < .001$, 황성훈, 2007; $r=.27, p < .001$, Oshio, 2009)등과 유의한 상관을 보인다는 점에서 볼 때, 이분법적 사고가 단극적인 부정적 사고만을 반영할 가능성은 낮다.

또한 Teasdale 등(2001)은 우울증에 대한 인지치료 후 재발을 예측하기 위한 요인을 찾는 연구에서 우울 관련 부정적 인지를 측정하는 척도의 점수(즉, 부정적 사고)는 재발에 대한 예언력이 없고, 척도의 극단값에 반응한 문항 수가 많을수록(즉, 중간을 무시하는 이분법적 사고가 강할수록) 재발이 많고 인지치료에 대한 반응이 저조하다는 것을 발견하였다. 즉, 우울증의 치료 저항성과 재발을 기준으로 볼 때, 부정적이고 비관적인 설명방식보다는 중도가 없는 양극화된 판단 양식이 더 강력한 예측변인임이 밝혀진 셈이다.

그러나 이분법적 사고보다는 부정적 사고가

일차적 변인일 수 있다는 대안 가설을 명백히 배제하지 못한 것은 본 연구의 한계중 하나이다. 앞으로 이뤄질 연구에서 비관주의적 사고를 측정하는 척도를 포함시키고 그 영향을 통계적으로 분리했을 때에도 이분법적 사고의 기분 강렬화 및 불안정화 효과가 여전히 유지됨을 보여주는 시도를 해 볼 수 있을 것이다.

이에 더해, 이분법적 사고 척도가 유인가에 좀더 공평한 측정치가 될 수 있도록 조절하는 노력이 필요하다. DTI-30R을 분석해 보면, 이 척도가 부정적 방향의 이분법에 더 초점이 맞춰져 있다는 것을 알 수 있다. 특히, ‘성공 대 실패의 이분법’, ‘학업상의 이분법’에 속하는 문항들은 실패, 결시, 결석 등 부정적인 측면에 기초가 맞춰져 있다. 따라서 기분 강렬화가 유인가에 따라 대칭적인지 아니면 비대칭적인지를 검증하기 위한 향후 연구에서는 이분법을 측정하되, 좀더 중립적 기초의 문항(아니면 반대로 긍정적 기초의 문항)으로 구성된 척도를 사용하는 것이 더 적절할 것이다.

향후 연구를 위한 시사점

본 연구에서 이분법 사고 집단의 자존감이 낮은 방향으로 극단화되어 있음을 발견하였다. 그러나 자기 평가의 긍정적 왜곡으로 특징지어지는 병리(예컨대, 양극성 장애, 연극성 성격 장애, 자기애성 성격 장애 등)를 대상으로 한다면, 높은 방향의 자존감 극단화와 기복을 확인할 수 있을지 모른다. 또한 자존감을 유인가에 따라 나누어 평가하는 방안을 고려해 볼만하다. 본 연구에서는 자기평가를 자존감으로 묶어서 측정했으므로, 자신에 관한 긍정적 평가와 부정적 평가를 나누어서 살펴볼 기

회가 없었다.

본 연구에서는 14일간의 기분 일기를 사용했다. 이 기간을 단축하는 것이 가능한지를 알아보기 위해, 7일분과 14일분의 자료 각각에 대한 분석을 비교하였는데, 기분의 측정치에서는 두 분석이 차이가 없으나, 자존감의 회복 측정치에서는 그렇지 않았다. 즉, 14일간의 자료에서는 나타나던 이분법 사고 집단의 자존감 가변성이 7일간의 자료에서는 탐지되지 않았다. 자존감은 기분에 비해서는 속성상 더 안정적인 것이고 덜 가변적이어서, 향후 연구에서도 자존감의 불안정성을 타당하게 평가하기 위해서는 좀더 충분한 기간이 필요할 수 있다.

본 연구에서 이분법 사고 집단과 통제 집단에서 성별 분포의 차이가 결과에 미치는 영향을 검토하면서, 이분법 사고와 성별 변인이 상호작용하는 경향성을 발견하였다. 여성 이분법 사고자일 경우, 부정적 기분의 회복이 더 큰 것으로 나타났는데, 향후 연구에서는 성차를 설계에 포함시켜 체계적으로 다뤄보는 시도를 해 볼만하다.

끝으로, 본 연구는 이분법 사고의 역기능적 작용에 집중하였다. 그러나 이분법 사고는 인간의 기본적인 사고방식으로 볼 수 있고, 사태를 판단하고 결단을 명확하게 할 때, 매우 긴급한 상황에서 명령, 행동지시를 할 때, 선전, 연설, 경고, 표어에 있어 박력, 열광, 호응감을 불러일으킬 때, 그리고 승패, 경쟁, 난관에서 적극적, 공격적, 극한적 용감성을 양양할 때는 오히려 유용한 사고 방식일 수 있다(이을환, 1996). 따라서 이분법적 사고의 장점, 즉 순기능성을 조명하는 연구가 후속된다면, “이분법은 나쁘고, 다분법은 좋다.”는 시각에서 벗어나, 이분법과 다분법의 양극적 가치를 두

루 헤아리고 포섭하는 길로 이어질 수 있을 것이다.

참고문헌

- 김수안 (2005). 감정에 압도된 집단의 성격, 정서 특성 및 안녕감. 서울대학교 대학원 석사학위 청구논문.
- 이수현 (2005). 자기 복잡성과 자기 개념 명료성이 심리적 적응에 미치는 영향. 서울대학교 대학원 석사학위 청구논문.
- 이을환 (1996). 한국인의 흑백사고와 흑백언어 유형. 국어교육, 91, 203-211.
- 원호택, 박현순, 이민규 등 (2000). 심리장애의 인지행동적 접근. 서울: 교육과학사.
- 황성훈 (2007). 정신병리에서 이분법적 사고의 역할. 서울대학교: 박사학위 청구논문.
- 황성훈 (2011). 기분 왕복과 이분법 사고의 관계: 경조증을 중심으로. 서울임상심리연구소. 미발간 연구자료.
- 황성훈, 이훈진 (2009a). 이분법적 사고와 MMPI-2로 측정된 정신병리의 관계. 한국심리학회지: 임상, 28, 1-14.
- 황성훈, 이훈진 (2009b). 편집증에서 이분법적 사고의 작용. 한국심리학회지: 임상, 28, 1011-1023.
- Akhtar, S., & Byrne, J. P. (1983). The concept of splitting and its clinical relevance. *U.S. Journal of Psychiatry*, 140, 1013-1016.
- Angst, J., Gamma, A., Benazzi, F., Ajdacic, V., Eich, D., Rössler, W. (2003). Towards a re-definition of subthreshold bipolarity: epidemiology and proposed criteria for bipolar-II, minor bipolar disorders and

- hypomania. *Journal of Affective Disorder*, 73, 133-146.
- Arntz, A. (2004). Borderline personality disorder. In T. A. Beck, A. Freeman, & D. D. Davis, et al. (Eds.), *Cognitive therapy of personality disorder* (2nd ed., pp.187-215). New York: The Guilford Press.
- Beck, A. T., & Freeman, A. (1990). *Cognitive therapy of personality disorders*. New York: The Guilford Press.
- Beck, A. T., Rush, J., Shaw, B. F., & Emery, G. (1979). *Cognitive therapy of depression*. New York: The Guilford Press and Mark Paterson
- Bowen, R. C., Baetz, M., Hawkes, L., & Bowen, A. (2006). Mood variability in anxiety disorders. *Journal of Affective Disorder*, 91, 165-1706.
- Bowen, R. C., Block, G., & Baetz, M. (2008). Mood and attention variability in women with alcohol dependence: a preliminary investigation. *American Journal of Addiction*, 17, 77-81.
- Burns, L. R., & Fedewa, B. A. (2005). Cognitive styles: Links with perfectionistic thinking. *Personality and Individual Differences*, 38, 103-113.
- Campbell, J. D., Chew, B., Scratchley, L. S. (1991). Cognitive and emotional reactions to daily events: The effects of self esteem and self complexity. *Journal of Personality*, 59, 473-505.
- Cohen, D. L., & Petrie, T. A. (2005). An examination of psychosocial correlates of disordered eating among undergraduate women. *Sex Roles*, 52, 29-42.
- Dove, E. R., Byrne, S. M., & Bruce, N. W. (2009). Effects of dichotomous thinking on the association of depression with BMI and weight change among obese females. *Behaviour Research and Therapy*, 47, 529-534.
- Dyck, M. J., & Agar-Wilson, J. (1997). Cognitive vulnerabilities predict medical outcome in a sample of pain patients. *Psychology, Health and Medicine*, 2, 41-50.
- Ebner-Priemer, U. W., Eid, M., Kleindienst, N., Staenow, S., & Trull, T. J. (2009). Analytic strategies for understanding affective (in) stability and other dynamic processes in psychopathology. *Journal of Abnormal Psychology*, 118, 195-202.
- Eckhardt, C. I., & Kassino, H. (1998). Articulated cognitive distortions and cognitive deficiencies in maritally violent men. *Journal of Cognitive Psychotherapy*, 12, 231-250.
- Egan, S. J., Piek, J. P., Dyck, M. J. & Rees, C. S. (2007). The role of dichotomous thinking and rigidity in perfectionism. *Behaviour Research and Therapy*, 45, 1813-1822.
- Franck, E., & De Raedt, R. (2007). Self-esteem reconsidered: unstable self-esteem outperforms levels of self-esteem as vulnerability marker for depression. *Behavior Research and Therapy*, 45, 1531-1541.
- Hills, P., & Argyle, M. (2001). Emotional stability as a major dimension of happiness. *Personality and Individual Differences*, 31, 1357-1364.
- Kernberg, O. F. (1967). Borderline personality organization. *Journal of the American Psychoanalytic Association*, 15, 641-685.
- Kohut, H. (1971). *The analysis of the self*. New

- York: International University Press.
- Linehan, M. M. (1993). *Cognitive-behavioral treatment of borderline personality disorder*. New York: Guilford Press.
- Litinsky, A. M., & Haslam, N. (1998). Dichotomous thinking as a sign of suicide risk on the TAT. *Journal of Personality Assessment*, 71, 368-378.
- MacKinnon, D. F., Zandi, P., Gershon, E., Nurnberger Jr., Reich, T., DePaulo, J. R. (2003). Rapid switching of mood in families with multiple cases of bipolar disorder. *Archive of General Psychiatry*, 60, 921-992.
- Mraz, W., & Runco, M. A. (1994). Suicide ideation and creative problem solving. *Suicide and Life Threatening Behaviour*, 24, 38-47.
- Napolitano, L. A., & McKay, D. (2007). Dichotomous thinking in borderline personality disorder. *Cognitive Therapy and Research*, 31, 717-726.
- Oshio, A. (2009). Development and validation of the dichotomous thinking inventory. *Social Behavior and Personality*, 37, 729-742.
- Pretzer, J. (1990). Borderline personality disorder. In T. A. Beck, & A. Freeman, et al. (Eds.), *Cognitive therapy of personality disorder* (pp. 176-207). New York: The Guilford Press.
- Rhodewalt, F., Morf, C. C., & Cheney, S. (1998). Narcissism, self-knowledge organization and emotional reactivity: The effect of daily experiences on self-esteem and affect. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 24, 75-87.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Rotheram-Borus, M. J., Trautman, P. D., Dopkins, S. C., & Shrout, P. E. (1990). Cognitive style and pleasant activities among female adolescent suicide attempters. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 58, 554-561.
- Teasdale, J. D., Scott, J., Moore, R. G., Hayhurst, H., Pope, M., & Paykel, E. S. (2001). How does cognitive therapy prevent relapse in residual depression? Evidence from a controlled trial. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 69, 347-357.
- Veen, G., & Arntz, A. (2000). Multidimensional dichotomous thinking characterizes borderline personality disorder. *Cognitive Therapy and Research*, 24, 23-45.
- Weishaar, M. E. (1996). Cognitive risk factors in suicide. In P. M. Salkovskis (Ed.), *Frontiers of cognitive therapy* (pp.226-249). New York: Guilford Press.
- Wenzel, A., Chapman, J. E., Newman, C. F., Beck, A. T., & Brown, G. K. (2006). Hypothesized mechanisms of change in cognitive therapy for borderline personality disorder. *Journal of Clinical Psychology*, 62, 503-516.
- Wessman, A. E., & Ricks, D. (1966). *Mood and personality*. New York: Holt, Reinhart and Winston.

1차원고접수 : 2011. 6. 30.

수정원고접수 : 2011. 10. 31.

최종게재결정 : 2011. 11. 27.

The influence of dichotomous thinking on intensity and variability of mood and self-esteem

Seong-Hoon Hwang

Department of Counseling Psychology
Hanyang Cyber Univeristy

Hoon-Jin Lee

Department of Psychology
Seoul National University

Dichotomous thinking(DT) refers to the tendency to judge objects, people or events in terms of extremes. The binary conclusions drawn as a result of DT can lead to extreme emotional reactions and mood fluctuations. If DT is applied to evaluation of self, it can bring to unstable self-esteem. This study attempted to investigate the influence of DT on the intensity and variability of affect and self-esteem. The participants were college students assigned to two contrast groups (DT vs normal controls) on the basis of Dichotomous Thinking Index-30 Revised(DTI-30R). They kept mood diary measuring daily life events, affect and self-esteem during 14 days. The means and standard deviations of 14 daily records were compared between groups each as intensity and fluctuation measures. As results, in positive affect DT group did not differ from control group, but in negative affect showed more intensity and variability than control group. In self esteem, DT group was lower than control group and showed more up-and-downs. Therefore the hypothesis that DT causes intensification and fluctuation of mood and self evaluation was supported. Finally, we discussed implications and limitations of this study and present directions for future researches.

Key words : dichotomous thinking, affect intensity, mood fluctuation, self-esteem, mood diary