

생활 스트레스와 우울 증상의 관계에서 자동적 사고의 역할*1)

김남재^{† 2)}

덕성여자대학교 심리학과

본 연구는 긍정적 사고, 부정적 사고 및 마음의 상태(SOM) 비율이 생활 스트레스와 우울 증상 사이에서 중재역할을 하는지, 또는 매개역할을 하는지 알아보기 위한 것이었다. 대학생들에게 생활 스트레스 척도, 긍정적·부정적 자동적 사고 척도 및 Beck 우울 척도를 실시하여 중재가설과 매개가설을 검증하였다. 연구 결과, 긍정적 사고와 부정적 사고는 생활 스트레스와 우울 증상 사이에서 매개역할을 한다고 시사되었다. SOM 비율은 생활 스트레스와 우울 증상 사이에서 매개역할을 할뿐만 아니라, 중재역할을 한다고 시사되었다. 본 연구의 시사점 및 앞으로의 연구에서 고려할 점이 논의되었다.

주요어 : 생활 스트레스, 우울 증상, 자동적 사고, 마음의 상태 비율

스트레스(stress)가 우리의 정신건강과 신체건강을 해칠 수 있음은 잘 알려진 사실이다. 일상생활의 스트레스는 불안이나 우울증과 같은 정서적이고 행동적인 문제에 밀접히 관련된다. 여러 연구들에서 생활 스트레스는 우울 증상의 발생이나 악화에 영향을 주는 것으로 밝혀졌다(Cole & Tuner, 1993; Kessler, 1997; Tram & Cole, 2000). 그렇지만 스트레스가 우울증에 직접 영향을 주는 단순한 관계는 아닌 것으로 나타났다.

스트레스가 우울증에 영향을 주는 것은 사실이지만, 두 변인 사이에서 인지적 변인이 중요한 역할을 함이 시사되었다. 이러한 역할을 하는 인지적 변인으로 자존감(self-esteem), 지각된 자기능력(self-perceived competency), 귀인양식(attributional style), 역기능적 태도(dysfunctional attitude) 등을 들 수 있다(Hilsman & Garber, 1995; Metalsky, Joiner, Harden, & Abramson, 1993; Robins, Block, & Peselow, 1990; Tram & Cole, 2000).

스트레스, 인지 및 우울증 사이의 관계를 알아 본 연구들 중 어떤 연구들은 인지가 스트레스와 상호작용하여 우울증에 영향을 주고 있다고 시사하였다(Bruch, 1997; Coyne & Whiffen, 1995; Lightsey, 1999). 즉 스트레스와 우울증 사이에서 인지가 중재(moderation) 역할을 함이 시사되었다. 그러나 스트레스와 우울증 사이에서 인지가 매개(mediation) 역할을 한다고 시사한 연구들도 있었다(Robins, Block, & Peselow, 1990; Metalsky, Halberstadt, & Abramson, 1987; Tram & Cole, 2000). 예로, Tram과 Cole(2000)의 연구에서는 생활 스트레스가 인지의 변화를 예언하고, 인지가 우울증을 예언하는 것으로 나타났다.

선행연구들은 스트레스가 우울증에 영향을 주며, 이 사이에서 인지적 변인이 중요한 역할

* 본 연구는 2001학년도 덕성여자대학교 연구비 지원으로 이루어졌음.

† 교신저자: 김남재, (132-714) 서울시 도봉구 쌍문동 419번지 덕성여자대학교 심리학과,
E-mail: kimnj@duksung.ac.kr

을 하고 있다고 일관되게 시사하였다. 그러나 스트레스와 우울증 사이에서 인지가 중재역할을 하는지, 또는 매개역할을 하는지에 대해서는 연구결과들이 일치하지 않았다. 따라서 스트레스와 우울증 사이에서 인지가 중재역할을 하는지, 또는 매개역할을 하는지에 대해 아직 명확히 결론을 내리기 어렵다.

Bruch(1997)와 Lightsey(1994, 1999)의 연구에서 긍정적 자동적 사고가 빈번할수록 생활 스트레스는 우울증에 덜 관련되며, 부정적 자동적 사고가 적을수록 생활 스트레스가 우울증에 더 많이 관련됨이 밝혀졌다. 또한 긍정적 사고와 부정적 사고의 비율로 산출되는 마음 상태 (states of mind; SOM) 비율이 중요한 중재역할을 하는 것으로 나타났다. SOM 비율은 인지적 균형으로서, 긍정적 사고(positive thought; PT)와 부정적 사고(negative thought; NT)의 합에 대한 긍정적 사고의 비율, 즉 $PT/(PT+NT)$ 로 산출된다.

Schwartz와 Garamoni(1986, 1989)는 SOM 모형을 제시하면서, 긍정적 사고와 부정적 사고의 상대적 균형을 강조하고 SOM 비율에 따라서 정신건강 수준이 다를 것이라고 가정하였다. SOM 비율이 .698에 근접하면 잘 적응하는 상태이며, 정신병리가 심해질수록 이 수치로부터 부적 방향으로 멀어진다. SOM 비율이 .50에 접근하면 경미한 정신병리적 상태이며, .38에 접근하면 때로는 임상적 상태에 이를 수도 있는 우울증이나 불안장애와 같은 정신병리적 상태이다. SOM 비율이 너무 높으면 환경의 부정적 사상에 대한 주의가 부족한 조증과 같은 상태이며, SOM 비율이 매우 낮으면 심한 우울증 같은 심각한 정신병리적 상태라고 가정하였다. SOM 비율의 중요성은 여러 연구들에서 시사되었으며, 앞으로 더 연구할 가치가 있다(Lightsey, 1996).

자동적 사고나 SOM 비율이 스트레스와 우울증 사이에서 어떤 역할을 할 것인가에 대해 고찰해 보면, 우선 중재가설을 생각할 수 있다. 이 중재가설은 우울증에 대한 Beck의 인지적 모형(Beck, 1967, 1987)으로부터 유래한다. Beck의 인지적 모형은 스트레스와 인지의 상호작용을 강조하는 병리적 소인-스트레스(diathesis-stress) 가설이다(Lightsey, 1999; Robins et al., 1990). 긍정적 사고를 많이 할수록 스트레스가 우울증에 덜 관련된다는, 즉 스트레스와 긍정적 자동적 사고의 상호작용이 우울증에 영향을 준다는 중재가설은 병리적 소인-스트레스 가설과 맥을 같이 하는 것이다. 이 중재가설을 지지하는 연구결과로, Bruch(1997)와 Lightsey(1994, 1999)의 연구에서 긍정적 자동적 사고와 SOM 비율이 스트레스와 우울증 사이에서 중재역할을 하는 것으로 나타났다.

그러나 자동적 사고나 SOM 비율이 스트레스와 우울증 사이에서 매개역할을 할 가능성을 배제할 수 없다. 비록 자동적 사고나 SOM 비율에 대한 연구는 아니지만, 역기능적 태도, 귀인양식, 지각된 자기능력 등의 인지가 스트레스와 우울증 사이에서 매개역할을 한다고 시사한 연구들이 다수 있었다(Hilsman & Garber, 1995; Metalsky et al., 1987; Robins et al., 1990; Tram & Cole, 2000). 이 연구들에서는 스트레스가 인지에 영향을 주고, 인지가 우울증에 영향을 준다고 시사되었다. 발달적 관점에서 보면, 생활 스트레스는 자기관련 인지의 발달에 영향을 줄 것이라고 여겨진다(Tram & Cole, 2000). 긍정적 생활사건 또는 부정적 생활사건도 긍정적 사고나 부정적 사고의 발달에 영향을 줄 것이다. 우울증에 대한 인지적 모형에서는 부정적 인지가 우울증의 원인이라고 보고 있다. 자동적 사고 등의 인지가 우울증에 영향을 준다는 것은 잘 알려진 사실이다(Hagga, Dyck, & Ernst, 1991). 그러므로 스트레스가 자동적 사고나 SOM 비율에 영향을 주고, 자동적 사고나 SOM 비율이 우울증에 영향을 줄 수 있다. 즉 자동적 사고나 SOM 비율이 스트레스와 우울증 사이에서 매개역할을 할 수 있을 것이다.

Bruch(1997)와 Lightsey(1994, 1999)의 연구들에서 스트레스가 긍정적 사고나 SOM 비율의 중재를 통해 우울증에 영향을 준다는 결과를 보여주었다. 그러나 긍정적 사고와 SOM 비율이 스트레스와 우울증 사이에서 매개역할을 할 가능성을 배제할 수 없으므로 매개가설을 검증할 필요가 있다. 아울러 부정적 사고가 스트레스와 우울증 사이에서 어떤 역할을 하는지도 알아볼 필요가 있다. 따라서 본 연구에서는 긍정적 사고, 부정적 사고 및 SOM 비율이 생활 스트레스와 우울 사이에서 중재역할을 하는지, 또는 매개역할을 하는지를 검토하려고 한다.

본 연구의 이론변인들은 각각 하나의 측정변인만 가지므로, Baron과 Kenny(1986)가 제안한 회귀분석 방법을 사용하여 중재효과와 매개효과를 검증하는 것이 적합할 것이다. Baron과 Kenny(1986)의 회귀분석 방법에 따르면, 중재모형과 매개모형을 검증하는 조건은 다음과 같다. 회귀분석 방법을 사용할 때 중재모형이 지지되려면, 독립변인과 중재변인의 상호작용이 종속변인에 유의미한 영향을 주어야 한다. 매개모형이 지지되려면 일련의 회귀분석에서, (1) 독립변인으로 매개변인을 예언하는 회귀방정식에서 독립변인이 매개변인에 유의미한 영향을 주고, (2) 독립변인으로 종속변인을 예언하는 회귀방정식에서 독립변인이 종속변인에 유의미한 영향을 주며, (3) 독립변인과 매개변인으로 종속변인을 예언하는 회귀방정식에서 매개변인이 종속변인에 유의미한 영향을 주어야 한다. 그리고 이 세 가지 조건이 모두 만족될 경우에, (2)의 방정식에 비해 (3)의 방정식에서 독립변인이 종속변인에 미치는 효과가 더 작아야 한다.

본 연구의 목적은 긍정적 자동적 사고, 부정적 자동적 사고 및 SOM 비율이 생활 스트레스와 우울 증상 사이의 관계에서 중재역할을 하는지, 또는 매개역할을 하는지를 검증하려는 것이다. 이를 위해 생활 스트레스 척도, 자동적 사고 척도 및 우울증 척도를 대학생 집단에 실시하고, Baron과 Kenny(1986)가 제안한 회귀분석 방법을 사용하여 중재가설 및 매개가설을 검증할 것이다.

방 법

피험자

피험자들은 서울 소재 3개 대학교에서 심리학 관련 과목을 수강하는 남녀대학생 307 명이 참여하였다. 이들 중 일부 문항을 빠고 응답한 학생들을 제외하고 실제 통계분석에 참여한 피험자 수는 297명(남자 111명, 여자 186명)이었다.

측정도구

생활 스트레스 척도.

생활 스트레스를 측정하기 위하여, 전경구, 김교헌, 이준석(2000)이 개발한 대학생용 생활 스트레스 척도를 사용하였다. 생활 스트레스 척도는 일상생활에서 겪을 수 있는 50개의 부정적 생활사건에 대해 지난 1년간의 경험빈도를 4점 척도 상에 평정하고, 경험한 생활사건에 대해 그 중요도를 4점 척도 상에 평정하도록 되어 있다. 전경구 등(2000)의 연구에서 대학생 생활 스트레스 척도의 모든 하위척도의 내적 일치도는 .75 이상으로 만족스러운 수준

이었다. 본 연구에서 대학생 생활 스트레스 척도의 α 계수는 .87이었다.

자동적 사고 척도.

긍정적 자동적 사고와 부정적 자동적 사고를 측정하기 위하여, Hollon과 Kendall(1980)이 개발한 자동적 사고 척도-부정형(ATQ-N)과 Ingram과 Wisnicki(1988)이 개발한 자동적 사고 척도-긍정형(ATQ-P)을 권석만과 윤호균(1994)이 번안한 한국판 자동적 사고 척도를 사용하였다. 부정적 자동적 사고 척도와 긍정적 사고 척도는 각각 30 문항으로 구성되어 있으며, 5점 척도(전혀 생각하지 않는다, 항상 생각한다) 상에 답하도록 되어 있다. 권석만과 윤호균(1994)의 연구에서 ATQ-N의 α 계수는 .96이고, ATQ-P의 α 계수는 .94이었다. 본 연구에서 ATQ-N의 α 계수는 .94이고, ATQ-P의 α 계수는 .95이었다.

Beck 우울 척도.

우울 증상을 측정하기 위하여, Beck, Ward, Mendelson, Mock 및 Erbaugh(1961)의 Beck 우울 척도(Beck Depression Inventory; BDI)를 이영호와 송중용(1991)이 번안한 한국판 BDI를 사용하였다. BDI는 21 문항으로 구성되어 있으며, 각 문항별로 4개 문장 중에서 하나를 선택하여 답하게 되어 있다. 이영호와 송중용(1991)의 연구에서 BDI의 α 계수는 일반인 집단이 .78이고, 대학생 집단은 .86이었다. 본 연구에서 BDI의 α 계수는 .84이었다.

절차

피험자들에게 생활 스트레스 척도, Beck 우울 척도, 자동적 사고 척도를 한 묶음으로 하여 나누어주고 강의시간에 집단적으로 검사를 실시하였다. 이어서 모든 문항에 성실히 응답한 학생들의 자료를 통계분석하였다.

결 과

본 연구에서 사용된 척도들의 평균 및 표준편차, 그리고 각 척도들간의 상관계수는 표1과 같다. 각 척도들간에는 모두 유의미한 상관관계가 있었다.

표1. 척도들의 평균과 표준편차 및 척도들간의 상관계수

	LSS	ATQ-N	ATQ-P	BDI	평균	표준편차
LSS	—				46.41	15.99
ATQ-N	.67**	—			31.98	17.29
ATQ-P	-.27**	-.44**	—		55.05	20.82
BDI	.54**	.74**	-.53**	—	10.35	6.51

LSS = 대학생 생활 스트레스 척도; ATQ-N = 자동적 사고 척도 부정형 ATQ-P = 자동적 사고 척도-긍정형; BDI = Beck 우울 척도.

** $p < .01$.

중재가설 검증

긍정적 사고

긍정적 자동적 사고가 생활 스트레스와 우울증 사이에서 중재 역할을 하는지를 알아보았다. 중재가설을 검증하기 위하여, Baron과 Kenny(1986)의 제안에 따라서 회귀분석한 결과가 표2에 나타나 있다.

표2. 스트레스, 긍정적 사고 및 두 변인의 상호작용이 우울증을 예언하는 회귀분석

독립변인	R^2	ΔR^2	B	SE B	Beta	t
스트레스	.289		.259	.048	.636	5.356***
긍정적 사고	.445	.156	-.058	.039	-.186	-1.479
LS×PT	.452	.007	-.016	.001	-.276	-1.926

LS×PT = 생활 스트레스와 긍정적 사고의 상호작용.

*** $p < .001$.

생활 스트레스가 긍정적 자동적 사고의 중재를 통해 우울증에 영향을 준다는 중재가설이 지지되려면, 생활 스트레스와 긍정적 사고의 상호작용이 우울증에 유의미한 영향을 주어야 한다. 그런데 표2에서 보는 바와 같이 생활 스트레스와 긍정적 사고의 상호작용이 우울증에 미치는 효과는 회귀계수(regression coefficient)가 $-.016$ 으로서 유의미하지 않고 경향성만을 보였다($t = -1.926$, $.05 < p < .01$). 이 결과는 생활 스트레스가 긍정적 사고의 중재를 통해 우울증에 영향을 준다는 중재가설을 기각하는 것이다.

부정적 사고

부정적 자동적 사고가 생활 스트레스와 우울증 사이에서 중재 역할을 하는지를 알아보았다.

표3. 스트레스, 부정적 사고 및 두 변인의 상호작용이 우울증을 예언하는 회귀분석

독립변인	R^2	ΔR^2	B	SE B	Beta	t
스트레스	.289		.035	.033	.087	1.065
부정적 사고	.557	.268	.270	.046	.721	5.901***
LS×NT	.557	.000	-.018	.001	-.037	-.226

LS×NT = 생활 스트레스와 부정적 사고의 상호작용.

*** $p < .001$.

다. 중재가설을 검증하기 위하여, Baron과 Kenny(1986)의 제안에 따라서 회귀분석한 결과가 표3에 나타나 있다.

생활 스트레스가 부정적 자동적 사고의 중재를 통해 우울증에 영향을 준다는 중재가설이 지지되려면, 생활 스트레스와 부정적 자동적 사고의 상호작용이 우울증에 유의미한 영향을 주어야 한다. 그런데 표3에서 보는 바와 같이 생활 스트레스와 부정적 자동적 사고의 상호작용이 우울증을 예언하는 회귀계수는 -.018로서 유의미하지 않았다($t=-.226, p > .01$). 이 결과는 생활 스트레스가 부정적 자동적 사고의 중재를 통해 우울증에 영향을 준다는 중재가설을 기각하는 것이다.

SOM 비율

SOM 비율은 긍정적 사고(PT)와 부정적 사고(NT)의 합에 대한 긍정적 사고의 비율, 즉 $PT/(PT+NT)$ 로 산출된다. SOM 비율이 생활 스트레스와 우울증 사이에서 중재 역할을 하는지를 알아보았다. 중재가설을 검증하기 위하여, Baron과 Kenny(1986)의 제안에 따라서 회귀분석한 결과가 표4에 나타나 있다.

표4. 스트레스, SOM 비율 및 두 변인의 상호작용이 우울증을 예언하는 회귀분석

독립변인	R^2	ΔR^2	B	SE B	Beta	t
스트레스	.289		.172	.054	.423	3.185**
SOM	.593	.304	-.162	.042	-.443	-3.831***
LS×SOM	.600	.007	-.177	.083	-.245	-2.138*

LS×SOM = 생활 스트레스와 SOM 비율의 상호작용.

* $p < .05$. ** $p < .005$. *** $p < .001$.

생활 스트레스가 SOM 비율의 중재를 통해 우울증에 영향을 준다는 중재가설이 지지되려면, 생활 스트레스와 SOM 비율의 상호작용이 우울증에 유의미한 영향을 주어야 한다. 표4에서 보는 바와 같이 생활 스트레스와 SOM 비율의 상호작용이 우울증에 미치는 효과는 회귀계수(regression coefficient)가 -.177로서 유의미하였다($t=-2.138, p < .05$). 이 결과는 생활 스트레스가 SOM 비율의 중재를 통해 우울증에 영향을 준다는 중재가설을 지지하는 것이다.

매개가설 검증

긍정적 사고

긍정적 자동적 사고가 생활 스트레스와 우울증 사이에서 매개 역할을 하는지를 알아보기 위하여, Baron과 Kenny(1986)의 제안에 따라서 생활 스트레스가 긍정적 자동적 사고에 미

치는 효과, 긍정적 자동적 사고가 우울증에 미치는 효과 및 생활 스트레스가 우울증에 미치는 효과에 대해 일련의 회귀분석을 하였으며, 그 회귀분석 결과가 표5에 제시되어 있다. 그리고 생활 스트레스와 긍정적 자동적 사고가 함께 우울증에 영향을 주는 효과에 대한 회귀분석 결과는 표6에 제시되어 있다.

표5. 긍정적 사고 매개모형을 검증하기 위한 회귀분석

독립변인	종속변인	R^2	B	SE B	Beta	t
스트레스	긍정적 사고	.073	-.352	.073	-.271	-4.838***
긍정적 사고	우울	.278	-.165	.016	-.527	-10.627***
스트레스	우울	.289	.219	.020	.537	10.922***

*** $p < .001$.

표6. 스트레스와 긍정적 사고가 우울증을 예언하는 회귀분석

독립변인	R^2	ΔR^2	B	SE B	Beta	t
스트레스	.289		.173	.018	.425	9.362***
긍정적 사고	.445	.156	-.128	.014	-.411	-9.063***

*** $p < .001$.

표5에서 보는 바와 같이 생활 스트레스가 긍정적 사고에 미치는 효과는 회귀계수 -0.352 로서 유의미하였다($t=-4.848, p < .001$). 또한 긍정적 사고가 우울증에 미치는 효과는 회귀계수 -0.165 로서 유의미하였다($t=-10.627, p < .001$). 그리고 생활 스트레스가 우울증에 미치는 효과는 회귀계수 0.219 로서 유의미하였다($t=10.922, p < .001$). 한편 생활 스트레스와 긍정적 사고가 함께 우울증에 미치는 효과에 대한 회귀분석 결과를 보여주는 표6에서, 긍정적 사고가 우울증에 미치는 효과는 회귀계수 -0.128 로서 유의미하였다($t=-9.063, p < .001$). 그리고 생활 스트레스(독립변인)가 우울증(종속변인)에 미치는 효과에 대한 회귀방정식에 비해, 생활 스트레스와 긍정적 사고(매개변인)가 함께 우울증에 미치는 효과에 대한 회귀방정식에서 생활 스트레스가 우울증에 미치는 효과가 더 작았다. 일련의 회귀분석 결과는 Baron과 Kenny(1986)가 제안한 매개가설을 검증하는 회귀방정식 조건을 모두 충족하였다. 이러한 결과는 긍정적 사고에 대한 매개가설을 지지하는 것이다.

부정적 사고

부정적 자동적 사고가 생활 스트레스와 우울증 사이에서 매개 역할을 하는지를 알아보기

위하여, Baron과 Kenny(1986)의 제안에 따라서 생활 스트레스가 부정적 자동적 사고에 미치는 효과, 부정적 자동적 사고가 우울증에 미치는 효과 및 생활 스트레스가 우울증에 미치는 효과에 대해 일련의 회귀분석을 하였으며, 그 회귀분석 결과가 표7에 제시되어 있다. 그리고 생활 스트레스와 부정적 자동적 사고가 함께 우울증에 영향을 주는 효과에 대한 회귀분석 결과는 표8에 제시되어 있다.

표7. 부정적 사고 매개모형을 검증하기 위한 회귀분석

독립변인	종속변인	R^2	B	SE B	Beta	t
스트레스	부정적 사고	.446	.721	.047	.668	15.441***
부정적 사고	우울	.554	.279	.015	.744	19.086***
스트레스	우울	.289	.219	.020	.537	10.922***

*** $p < .001$.

표8. 스트레스와 부정적 사고가 우울증을 예언하는 회귀분석

독립변인	R^2	ΔR^2	B	SE B	Beta	t
스트레스	.289		.029	.021	.073	1.391
부정적 사고	.557	.268	.260	.020	.696	13.290***

*** $p < .001$.

표7에서 보는 바와 같이 생활 스트레스가 부정적 사고에 미치는 효과는 회귀계수 .721로서 유의미하였다($t=15.441$, $p < .001$). 또한 부정적 사고가 우울증에 미치는 효과는 회귀계수 .279로서 유의미하였다($t=19.086$, $p < .001$). 그리고 생활 스트레스가 우울증에 미치는 효과는 회귀계수 .219로서 유의미하였다($t=10.922$, $p < .001$). 한편 생활 스트레스와 긍정적 사고가 함께 우울증에 미치는 효과에 대한 회귀분석 결과를 보여주는 표8에서, 부정적 사고가 우울증에 미치는 효과는 회귀계수 .260으로서 유의미하였다($t=13.290$, $p < .001$). 그리고 생활 스트레스(독립변인)가 우울증(종속변인)에 미치는 효과에 대한 회귀방정식에 비해, 생활 스트레스와 긍정적 사고(매개변인)가 함께 우울증에 미치는 효과에 대한 회귀방정식에서 생활 스트레스가 우울증에 미치는 효과가 더 작았다. 일련의 회귀분석 결과는 Baron과 Kenny(1986)가 제안한 매개가설을 검증하는 회귀방정식 조건을 모두 충족하였다. 이러한 결과는 부정적 사고에 대한 매개가설을 지지하는 것이다.

SOM 비율

SOM 비율이 생활 스트레스와 우울증 사이에서 매개 역할을 하는지를 알아보기 위하여, Baron과 Kenny(1986)의 제안에 따라서 생활 스트레스가 SOM 비율에 미치는 효과, SOM 비율이 우울증에 미치는 효과 및 생활 스트레스가 우울증에 미치는 효과에 대해 일련의 회귀분석을 하였으며, 그 회귀분석 결과가 표9에 제시되어 있다. 그리고 생활 스트레스와 부정적 자동적 사고가 함께 우울증에 영향을 주는 효과에 대한 회귀분석 결과는 표10에 제시되어 있다.

표9. SOM 비율 매개모형을 검증하기 위한 회귀분석

독립변인	종속변인	R^2	B	SE B	Beta	t
스트레스	SOM 비율	.322	-.063	.001	-.567	11.833***
SOM 비율	우울	.577	-.278	.014	-.759	-19.950***
스트레스	우울	.289	.219	.020	.537	10.922***

*** $p < .001$.

표10. 스트레스와 SOM 비율이 우울증을 예언하는 회귀분석

독립변인	R^2	ΔR^2	B	SE B	Beta	t
스트레스	.289		.063	.018	.156	3.434***
SOM 비율	.593	.304	.246	.017	-.671	-14.746***

*** $p < .001$.

표9에서 보는 바와 같이 생활 스트레스가 SOM비율에 미치는 효과는 회귀계수 -.063으로서 유의미하였다($t=11.833$, $p < .001$). 또한 SOM 비율이 우울증에 미치는 효과는 회귀계수 -.278로서 유의미하였다($t=19.950$, $p < .001$). 그리고 생활 스트레스가 우울증에 미치는 효과는 회귀계수 .219로서 유의미하였다($t=10.922$, $p < .001$). 한편 생활 스트레스와 SOM 비율이 함께 우울증에 미치는 효과에 대한 회귀분석 결과를 보여주는 표10에서, SOM 비율이 우울증에 미치는 효과는 회귀계수 .246으로서 유의미하였다($t=-14.746$, $p < .001$). 그리고 생활 스트레스(독립변인)가 우울증(종속변인)에 미치는 효과에 대한 회귀방정식에 비해, 생활 스트레스와 SOM 비율(매개변인)이 함께 우울증에 미치는 효과에 대한 회귀방정식에서 생활 스트레스가 우울증에 미치는 효과가 더 작았다. 일련의 회귀분석 결과는 Baron과 Kenny(1986)가 제안한 매개가설을 검증하는 회귀방정식 조건을 모두 충족하였다. 이러한 결과는 SOM 비율에 대한 매개가설을 지지하는 것이다.

논 의

본 연구는 긍정적 자동적 사고, 부정적 자동적 사고 및 SOM 비율이 생활 스트레스와 우울증 사이에서 중재역할을 하는지, 또는 매개역할을 하는지를 검증하려는 것이었다. 중재가설과 매개가설을 검증하기 위해, Baron과 Kenny(1986)가 제안한 회귀분석방법을 사용하였다. 일련의 회귀분석 결과, 긍정적 사고가 생활 스트레스와 우울증 사이에서 중재역할을 한다는 중재가설은 기각되었으며, 긍정적 사고가 생활 스트레스와 우울증 사이에서 매개역할을 한다는 매개가설이 지지되었다. 또한 부정적 사고가 생활 스트레스와 우울증 사이에서 중재역할을 한다는 중재가설은 기각되었으며, 부정적 사고가 생활 스트레스와 우울증 사이에서 매개역할을 한다는 매개가설이 지지되었다. 그런데 SOM 비율의 경우에는, 생활 스트레스와 우울증 사이에서 SOM 비율이 매개역할을 한다는 매개가설 뿐만 아니라, 생활 스트레스와 SOM 비율의 상호작용이 우울증에 영향을 준다는 중재가설도 지지되었다.

본 연구 결과는 생활 스트레스와 긍정적 사고의 상호작용이 우울증에 영향을 주는 것이 아니라, 생활 스트레스는 긍정적 사고를 예언하고, 긍정적 사고가 우울증을 예언한다고 시사하였다. 부정적 사고의 경우에도, 생활 스트레스와 부정적 사고의 상호작용이 우울증에 영향을 주는 것이 아니라, 생활 스트레스는 부정적 사고를 예언하고, 부정적 사고가 우울증을 예언한다고 시사되었다. 긍정적 사고와 부정적 사고에서 중재가설이 기각되고 매개가설이 지지된 본 연구 결과는 긍정적 사고와 부정적 생활 사건의 상호작용이 우울증에 영향을 준다고 시사한 Lightsey(1999)의 연구결과와는 배치되는 것이다. 반면에 비록 본 연구에서 알아본 인지와는 다르지만, 인지가 스트레스와 우울증 사이에서 매개역할을 한다고 시사한 Robins 등(1990), Metalsky 등(1987), 및 Tram과 Cole(2000)의 연구와는 맥을 같이 하는 것이다.

그러나 SOM 비율은 긍정적 사고나 부정적 사고의 경우와는 다르게 나타났다. 본 연구 결과는 생활 스트레스와 SOM 비율의 상호작용이 우울증에 영향을 준다고 시사하였다. 이 결과는 SOM 비율이 높을수록 생활 스트레스는 우울증에 더 적게 관련되며, SOM 비율이 낮을수록 생활 스트레스는 우울증에 더 많이 관련된다는 것을 나타낸다. 즉 스트레스를 많이 겪더라도 SOM 비율이 높으면, 우울 증상이 발생하지 않음을 시사하는 것이다. 중재가설이 지지된 이 결과는 Lightsey(1999)의 연구결과와 일치하는 것이다. 그런데 본 연구에서 생활 스트레스는 SOM 비율을 예언하고, SOM 비율이 우울증을 예언한다는 매개가설도 지지되었다. Tram과 Cole(2000)에 따르면, 매개과정과 중재과정이 서로 배타적일 필요는 없다. 따라서 SOM 비율은 생활 스트레스와 우울증 사이에서 중재역할과 매개역할을 모두 하는 것으로 볼 수 있다.

본 연구에서는 스트레스와 우울증 사이에서의 긍정적 및 부정적 자동적 사고와 SOM 비율의 역할에 대해 중재가설과 매개가설을 모두 검증하였다. Bruch(1997)와 Lightsey(1994, 1999)의 연구에서는 모두 긍정적 자동적 사고와 SOM 비율에 대한 중재가설만을 검증하였다. 따라서 본 연구의 매개가설에 대한 검증 결과는 이들 선행연구들과 비교할 수가 없다. SOM 비율이 스트레스와 우울증 사이에서 중재역할을 하는 것으로 나타난 본 연구 결과는 Lightsey 등의 선행연구 결과와 일치한다. 반면에 긍정적 자동적 사고에 대한 중재가설은 기각되었다. 긍정적 사고의 중재가설을 검증한 본 연구 결과가 Lightsey 등의 연구결과와 다르게 나온 이유가 명확하게 떠오르지 않는다. Lightsey의 연구와 본 연구는 모두 자기보

고형 척도를 사용하여 생활 스트레스, 자동적 사고 및 우울증을 측정하고, 회귀분석 방법을 사용하여 중재가설을 검증하였다. 선행연구와 달리 긍정적 자동적 사고의 역할에 대한 중재가설이 지지되지 않은 본 연구결과의 이유로, 긍정적 자동적 사고의 중재효과가 연구에 따라서 유의미하거나 그렇지 않을 정도로 미약할 가능성을 생각할 수 있다. 실제로 선행연구들에서 긍정적 인지가 스트레스를 완충하는 중재효과는 종단적 연구에서는 미약한 것으로 시사되었다(Lightsey, 1999). 스트레스와 우울증 사이에서의 자동적 사고의 중재효과에 대한 연구결과가 일관되게 나오지 않는 이유를 체계적으로 밝혀내는 추가적인 연구가 필요할 것이라고 생각된다.

긍정적 사고와 부정적 사고의 비율로 산출되는 SOM 비율이 스트레스와 우울증 사이에서 왜 긍정적 사고나 부정적 사고와는 다른 과정으로 작용하는지 그 이유를 설명하기는 쉽지 않다. 하나의 가능한 설명은 긍정적 사고나 부정적 사고 단독으로보다는 SOM 비율이 병리적 소인으로 더 적합한 것이 아닐까 하는 점이다. 스트레스가 병리적 소인과 상호작용하여 정신병리를 일으킨다는 병리적 소인-스트레스 가설은 폭넓게 받아들여지고 있다(Lightsey, 1999; Robins et al., 1990; Tram & Cole, 2000). 본 연구에서 SOM 비율과 스트레스의 상호작용이 우울 증상을 유의미하게 예언한다는 결과는 이러한 상호작용 가설에 부합되는 것이다. 또한 이것은 SOM 비율과 정신건강과의 관련성을 강조한 Schwartz와 Garamoni(1986, 1989)의 SOM 모형의 가설을 상기시킨다. 본 연구결과는 긍정적 사고나 부정적 사고보다는 SOM 비율이 우울증의 인지적 소인으로서 더 적합함을 시사하는 것으로 해석될 여지가 있다고 여겨진다.

Tram과 Cole(2000)은 인지적 소인의 중재효과 및 매개효과를 논의하면서, 어린이나 청소년의 인지적 소인은 발달 중에 있으므로, 이들에게는 인지적 소인과 스트레스의 상호작용이 우울증 등의 문제에 일관되게 영향을 주기 어려울 것이라고 제안하였다. 즉 인지적 소인의 중재효과는 인지적 소인이 이미 갖추어진 성인이 되어야만 나타날 수 있다는 것이다. 초기 성인인 대학생을 대상으로 한 본 연구에서는 SOM 비율과 스트레스의 상호작용이 우울 증상을 유의미하게 예언하는 중재효과를 보여주었다. 앞으로 피험자집단의 연령에 따라 인지적 소인의 효과가 다르게 나타날 가능성을 시사한 Tram과 Cole(2000)의 제안이 맞는지를 검증하는 연구가 있어야 하겠다.

본 연구에서는 몇 가지 제한점이 있었다. 본 연구의 제한점과 앞으로의 연구에서 고려해야 할 방향은 다음과 같다.

첫째, 본 연구에서 대학생집단을 대상으로 자기보고형 척도를 사용하여 상관적 연구를 하였다. 이러한 제한점들은 본 연구 결과를 대학생집단이 아닌 사람들이나 임상적 우울증집단에 일반화하는데 제약이 될 수 있다.

둘째, 본 연구는 횡단적 연구이므로 생활 스트레스, 자동적 사고 및 우울 증상 사이의 인과관계를 명확히 말하기 어렵다. 본 연구에서 회귀분석 방법을 사용하여 드러난 매개효과나 중재효과는 시간에 따른 인과적 관계는 아니다. 본 연구에서 나타난 매개효과나 중재효과는 동시적으로 측정된 각 변인들간의 회귀적 관계이다. 그러므로 본 연구에서 나타난 매개효과나 중재효과는 잠정적으로 지지되었다고 보는 것이 적절한 해석일 것이다. 생활 스트레스, 인지적 소인 및 우울 사이의 인과관계는 종단적 연구에서 좀더 명확하게 나타날 수 있을 것이다. 앞으로 스트레스, 인지 및 우울증 사이의 인과관계를 좀더 명확히 밝혀내기 위한 종단적 연구가 필요하다.

셋째, 본 연구에서 모든 이론변인들은 하나의 측정변인만을 가져서 중재가설과 매개가설

을 검증하는데 구조방정식 접근 모형을 사용하기에 부적합하여, 매개모형이나 중재모형의 부합도를 검증할 수 없었다. 앞으로 스트레스, 인지 및 우울 등의 이론변인들이 각각 두 가지 이상의 측정변인들을 갖도록 하는 연구가 필요할 것이다.

이제까지 자동적 사고가 생활 스트레스와 우울 증상 사이에서 어떤 역할을 하는지를 알아본 선행연구들에서는 중재효과만을 주목하고 이를 검증하였다. 본 연구에서는 자동적 사고와 SOM 비율이 스트레스와 우울 증상 사이에서 매개역할을 할 수 있다고 생각하여 중재효과 뿐만 아니라 매개효과도 검증하였다. 연구 결과 긍정적 자동적 사고, 부정적 자동적 사고 및 SOM 비율이 스트레스와 우울 증상 사이에서 매개역할을 한다고 시사되었다는데 본 연구의 의의를 찾을 수 있다. 그러나 횡단적 연구라는 한계 때문에 본 연구 결과가 명확하게 인과관계를 나타낸 것으로 보기는 어렵다. 본 연구에서 드러난 매개효과나 중재효과는 잠정적으로 지지된 것으로 조심스럽게 해석되어야 할 것이다.

스트레스와 우울증 사이에서 인지가 어떤 역할을 하는가를 알아본 선행연구들에서 중재효과를 보이는 결과와 매개효과를 보이는 결과들이 혼재하였다. 이러한 연구결과의 차이가 인지내용에 따른 것이지, 피험자 연령에 따른 것이지, 아니면 다른 이유 때문인지를 밝혀내는 좀더 정제된 연구들이 앞으로 많이 있어야 하겠다.

참고문헌

- 권석만, 윤호균 (1994). 한국판 자동적 사고척도의 개발과 활용. **학생연구**(서울대학교), 29, 10-25.
- 이영호, 송중용 (1991). BDI, SDS, MMPI-D 척도의 신뢰도 및 타당도에 대한 연구. **한국심리학회지 : 임상**, 10, 98-113.
- 전경구, 김교현, 이준석 (2000). 개정판 대학생용 생활 스트레스 척도 개발 연구. **한국심리학회지 : 건강**, 5, 316-335.
- Baron, R. M., & Kenny, D. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51, 1173-1182.
- Beck, A. T. (1967). *Depression: Clinical, experimental and theoretical aspects*. New York: Harper & Row.
- Beck, A. T. (1987). Cognitive models of depression. *Journal of Cognitive Psychotherapy: An International Quarterly*, 1, 5-37.
- Beck, A. T., Ward, C. H., Mendelson, M., Mock, J., & Erbaugh, J. (1961). An inventory for measuring depression. *Archives of General Psychiatry*, 4, 561-571.
- Bruch, M. A. (1997). Positive thoughts or cognitive balance as a moderator of the negative life events-dysphoria relationship: A reexamination. *Cognitive Therapy and Research*, 21, 25-38.
- Cole, D. A., & Tuner, J. E. (1993). Models of cognitive mediation and moderation in child depression. *Journal of Abnormal Psychology*, 102, 271-281.
- Coyne, J. C., & Whiffen, V. E. (1995). Issues in personality as diathesis for depression: the case of sociotropy-dependency autonomy-self-criticism. *Psychological Bulletin*, 118, 358-378.

- Hagg, D. A., Dyck, M. J., & Ernst, D. (1991). Empirical status of cognitive theory of depression. *Psychological Bulletin*, *110*, 215-236.
- Hilsman, R., & Garber, J. (1995). A test of the cognitive diathesis-stress model of depression in children: Academic stressors, attributional style, perceived competence, and control. *Journal of Personality and Social Psychology*, *69*, 370-380.
- Hollon, S. D., & Kendall, P. C. (1980). Cognitive self-statements in depression: Development of an Automatic Thoughts Questionnaire. *Cognitive Therapy and Research*, *4*, 383-395.
- Ingram, R. E., & Wisnicki, K. S. (1988). Assessment of positive automatic cognition. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, *56*, 898-902.
- Kessler, R. C. (1997). The effects of stressful life events on depression. *Annual Review of Psychology*, *48*, 191-214.
- Lightsey, O. R. Jr. (1994). "Thinking positive" as a stress-buffer: The role of positive automatic cognitions in depression and happiness. *Journal of Counseling Psychology*, *41*, 325-334.
- Lightsey, O. R. Jr. (1996). What leads to wellness? The role of psychological resources in well-being. *The Counseling Psychologist*, *24*, 589-735.
- Lightsey, O. R. Jr. (1999). Positive thoughts versus states of mind ratio as a stress moderator: Findings across four studies. *Cognitive Therapy and Research*, *23*, 469-482.
- Metalsky, G. I., Halberstadt, L. J., & Abramson, L. Y. (1987). Vulnerability to depressive mood reactions: Toward a more powerful test of the diathesis-stress and causal mediation components of the reformulated theory of depression. *Journal of Personality and Social Psychology*, *43*, 612-617.
- Metalsky, G. I., Joiner, T. E., Hardin, T. S., & Abramson, L. Y. (1993). Depressive reaction to failure in naturalistic settings: A test of the hopelessness and self-esteem theories of depression. *Journal of Abnormal Psychology*, *102*, 101-109.
- Robins, C. J., Block, P., & Peselow, E. D. (1990). Cognition and life events in major depression: A test of the mediation and interaction hypothesis. *Cognitive Therapy and Research*, *14*, 299-313.
- Schwartz, R. M., & Garmoni, G. L. (1986). A structural model of positive and negative states of mind: Asymmetry in the internal dialogue. In P. C. Kendall (Ed.), *Advances in cognitive-behavioral research and therapy* (Vol. 5, pp 1-62). New York: Academic Press.
- Schwartz, R. M., & Garmoni, G. L. (1989). Cognitive balance and psychopathology: Evaluation of an information processing model of positive and negative states of mind. *Clinical Psychology Review*, *9*, 271-294.
- Tram, J. M., & Cole, D. A. (2000). Self-perceived competence and the relation between life events and depression symptoms in adolescence: Mediator or moderator? *Journal of Abnormal Psychology*, *109*, 753-760.

Automatic Thoughts and the Relation Between Life Stress and Depression

Nam Jae Kim
Dept. of Psychology
Duksung Women's University

The present study tested positive automatic thoughts, negative automatic thoughts, and States of Mind(SOM) ratio to moderate or mediate the relation between life stress and depression. College students completed self-report measures of life stress, the positive and negative automatic thoughts, and Beck Depression Inventory. Results suggested that positive automatic thoughts and negative automatic thoughts served as a mediator (but not a moderator) of the relation between life stress and depression. SOM ratio served as not only a mediator but also a moderator of the relation between life stress and depression. Some limitations and considerations for future research were discussed.

Keyword: life stress, depression, automatic thoughts, states of mind ratio