Korean Journal of Clinical Psychology
2019. Vol. 38, No. 4, 357-368

Original Article
© 2019 Korean Clinical Psychology Association
https://doi.org/10.15842/kjcp.2019.38.4.002
eISSN 2733-4538

Investigation of a Structural Model of the Development from Daily Depression to Dysfunctional Depression

Sungwon Choi[1] Jong-Nam Kim[2] Soonmook Lee[3†] Jungmin Chae[4]
Dong Gi Seo[5] Hyerim Lee[1] Aran Kim[1] Yujin Lee[1]

[1]Department of Psychology, Duksung Women's University, Seoul; [2]Department of Educational Psychology, Seoul Women's University, Seoul; [3]Department of Psychology, Sungkyunkwan University, Seoul; [4]Department of Counseling Psychology, Seoul Cyber University, Seoul; [5]Department of Psychology, Hallym University, Chuncheon, Korea

This study was conducted to distinguish "daily depression," a depression that most normal people tend to experience naturally, from "dysfunctional depression (including clinical depression)," and to verify the validity of a new structural model in which daily depression precedes the occurrence of clinical depression. To examine our hypothesis, a survey was conducted of 440 adult men and women throughout Korea, excluding Jeju Island. We verified a relationship model with stress perception, socio-economic status, and social support as predictors of normal depression, showing that 1) the overall fit measures of our model of the relationship of predictors with normal depression and dysfunctional depression and of the relationship between normal depression and dysfunctional depression were good, consistent with our hypothesis that causal factors such as stress, socioeconomic status, and social support also predict normal depression, and 2) these preceding variables affect dysfunctional depression directly and indirectly. This study confirmed the possibility that normal depression could be a new concept for predicting the occurrence of epidemiological depression, and the introduction of this concept could also help improve the perception of depression patients in our society. It is also meaningful as a rare attempt to understand mental disorder from a psychologist's point of view.

Keywords: depressive disorder, daily depression, dysfunctional depression

우울증은 많은 사람들이 살면서 한 번쯤 겪을 수 있는 흔한 질환이다. 일반인들이 흔히 사용하는 '우울'의 의미는 주로 저하된 기분에 초점을 맞추고 있으며(Yang, 2015), 주로 개인의 현재 상태를 나타낸다. 하지만 일반인이 생활속 사건들을 통해 느끼는 '우울'과 임상현장에서 말하는 '우울증'과는 상당한 차이가 있다. 임상적 우울은 우울감이나 흥미의 감소 등 일반적인 우울경험을 포함하여 심한 자살사고 등 일상우울에서는 흔히 발견되지 않는 우울증상까지 다양한 증상의 조합이 2주 이상 지속된다(Dowlatshai, Wakkee, Aremds, & Nijsten, 2014)는 점에서 일반인의 우울경험과 대조된다. 정리하면, 일반인이 경험하는 우울과 임상적 우울증은 증상의 종류 및 심각도의 차원에서 차이가 있다. 하지만 이러한 차이점이 존재함에도 불구하고 동시에 상당한 유사점이 존재하기 때문에 혼동될 가능성이 높은 개념이다. 하지만 아직까지는 일상적 우울과 임상적 우울에 대한 구체적 연구가 부족하여 두 우울이 상당한 유사성을 보유한 채 증상의 심각도에서만 차이가 있는 것인지 아니면 상당히 구분되는 독립된 개념인지에 대해서는 단언하기 어려운 상태이다. 특히 일상우울에 대한 논의는 최근에 본격적으로 진행되고 있는 실정이다(Carlson & Hatfield, 1992; Lee et al., 2017; Choi et al., 2018; Lee, Kim, Chae, Choi, & Seo, 2018a; Lee, Kim, Chae, Choi, & Seo, 2018b). 본 연구에서는 선행연구에서 일상우울의 구성개념을 확인한 결과(Lee et al., 2018a)에 따라 일반인이 쉽게 경험하는 비교적 경미한 수준의 우울을 일상우울로 정의하였다. 이는 정신과 치료를 받고 있는 우울증 환자들이 경험하는 비교적 완화된 수준의 우울증상이 아니라 일반인 모두가 생활 중에 경험할 수 있는

†Correspondence to Soonmook Lee, Department of Psychology, Sungkyunkwan University, 25-2 Seonggyungwan-ro, Jongno-gu, Seoul, Korea; E-mail: smlyhl@chol.com

Received May 29, 2019; Revised Sep 3, 2019; Accepted Oct 1, 2019

This work was supported by the National Research Foundation of Korea Grant Funded by the Korean Government (NRF-2014S1A5A2A03064999).

우울경험의 인지적, 정서적, 행동적 측면 전체를 의미한다.

일상적인 우울경험과 임상적인 우울증의 혼용은 우울증의 발생 모형에서도 흔히 관찰된다. 많은 문헌들은 부정적 사건이 우울감을 경험하게 하는 촉발요인임을 지적한다(Hammen, 2005; Mazure, 1998). 하지만 이러한 우울감이 진단기준을 만족하기 전까지는 이를 정신과적 질환으로 보기보다는 스트레스에 대한 인간의 정상적 반응으로 해석하는 것이 타당하다(Choi et al., 2018; Wakefield & Schamitz, 2014). 만일 이 상태가 스트레스에 대한 정상적 반응이라면, 우울감의 정도는 스트레스 사건의 영향이 감소되는 것과 관련되어 빠른 감소추세를 보일 것이다. 일상우울에 대한 연구를 진행하기 위해서는 이 개념을 측정할 도구의 개발이 필요하다. 본 연구진의 선행연구들(Choi et al., 2018; Lee et al., 2018a)은 일상우울이 그 구성개념과 관찰대상을 달리 하고 있음을 지적한 바 있다. 따라서 우울장애 환자들의 증상 심각도를 평가하기 위한 벡우울검사(Beck Depression Inventory [BDI]; Beck, Steer, & Brown, 1996)는 일상우울을 측정할 적정한 도구라고 볼 수 없으며, 역학연구용 우울척도(Center for Epidemiologic Studies Depression Scale [CES-D]; Radloff, 1977) 역시 그 적용대상은 일반인이지만 우울장애 증상만을 그 측정영역으로 하고 있다는 점에서 일상우울의 측정과는 거리가 있다. 상담심리학, 건강심리학을 비롯해 심리학의 많은 연구자들이 일반인을 대상으로 하는 정신건강연구에 사용할 우울검사는 우리나라 정상성인들의 우울경험에 기반한 검사여야 하는 것이며(Lee et al., 2018a) 일상우울검사의 개발은 이러한 요구에 부응하기 위해 만들어진 것이다.

일상적인 우울을 유발시키는 요인들에 대해서는 다양한 연구들이 있다. 전반적으로 비호의적 환경, 환경의 갑작스러운 변화, 개인의 열악한 상태, 신체질환 등이 이에 해당하며(Lee et al., 2017), 환경이나 개인상태 차원에서의 대표적인 변인들로는 사회경제적 지위, 사회적 지지, 성별차이 등이 있다. 사회경제적 지위를 구성하는 하위요소로는 직업의 유무(Hammarström & Janlert, 1997; Han, Lee, Ok, Ryff, & Marks, 2002), 소득수준(Mirowsky & Ross, 2001; Sung, 2010; Miech & Shanahan, 2000), 교육수준(Han et al., 2002; Rho & Mo, 2007) 등을 들 수 있다. 직업의 유무, 특히 실직상태는 우울감과 정적상관을 보이는 것으로 알려져 있다(Hammarström & Janlert, 1997). 소득수준의 경우 가정의 수입(Sung, 2010)이 우울과 부적관계를 보이는 것으로 나타났으며, 경제적 부담은 우울과 정적관계를 보였다(Miech & Shanahan, 2000, Mirowsky & Ross, 2001). 물론 객관적인 소득수준보다는 개인이 느끼는 자기 소득에 대한 만족도가 우울과 더 밀접한 관계를 보이는 것으로 나타났다(Sung, 2010). 교육수준 역시 우울과 부적상관을 보이는 것으로 보고된다(Han et al., 2002; Rho & Mo, 2007). 하지만 교육수준은 소득수준과의 상관성이 높은 변인이어서 사회경제적 지위의 다른 변수들과의 역동적 관계를 주의해야 한다.

일상우울과 관련되는 또 하나의 대표적 변인인 사회적지지는 우울감을 예측하는 잘 알려진 변수이다. 배우자로부터의 지지(Kwon, 1996) 등 가족과의 지지뿐 아니라 전반적으로 응답자가 지각하는 사회적지지 수준도 우울과 부적인 관계를 가지는 것으로 보고된다(George, Blazer, Hughes, & Fowler, 1989; as cited in Patten et al., 1997; Park, 2001; Rho & Mo, 2007; Tae & Heo, 2014).

지금까지 살펴본 바와 같이 우울감은 스트레스 사건, 사회경제적 조건 등의 영향을 통해 누구에게나 나타날 수 있다. 역기능적 우울이 이런 조건들에 의해 나타난다는 것은 이미 많은 임상적 연구를 통해 확인된 것이다. 본 연구진의 관심사는 새로운 구성개념인 일상우울이 우울진행모형에서 역기능우울이 나타나기 전단계의 현상인지를 경험적 자료를 통해 검증하려는 것이다. 이것은 일상우울이라는 개념의 구성타당도를 확보하기 위해 시도해야 할 여러 가지 노력 중의 하나이다.

본 연구진은 일상우울이 잘 알려진 우울증 촉발요인들에 의해 나타나는 첫 단계 현상이며, 이는 대다수의 정상인들도 경험하는 것이라 가정한다(Choi et al., 2018; Lee et al., 2018a). 이 중 다수는 시간이 지나면 일상우울에서 회복될 것이지만 유전적 이상(Fukuda, 2014; Uher, 2011)이나 초기애착경험의 문제(Rilling et al., 2001) 등으로 인해 발달되는 생물심리학적 취약성을 보유한 사람들에게서는 일부 역기능적 수준의 우울로 진행이 가능할 것으로 보인다(Lee et al., 2017). 촉발조건과 역기능 수준의 우울증을 직접 유발하기보다는 일상우울이 이를 중간에서 매개할 것이라는 것이 본 연구진의 가설이며, 이를 증명하기 위해 촉발요인들이 역기능적 우울을 직접 혹은 일상우울을 매개하는 간접매개 모형과 촉발요인이 일상우울을 직접매개하여 역기능우울로 진행하는 모형의 적합도를 비교하였다.

반면, 우울삽화가 관해되어도 그대로 유지되는 역기능적 태도(Dobson & Shaw, 1986; Hollon, Kendall, & Lumry, 1986) 등과 같은 성향을 가지는 사람들의 경우 시간이 지나도 우울증상이 쉽게 경감되지 않거나 작은 자극에도 쉽게 재발되는 모습을 보이는 것으로 보고된다(Kwon & Kwon, 2012; Maj, 2011; Wakefield & Schmitz, 2013). 우울증에서 회복된 환자들에게 실험적으로 기분을 유도한 결과(Kwon & Kwon, 2012) 회복 환자들임에도 정상인과 달리 같은 기분유도에 우울증 환자 수준의 기억편향이 나타난다는 결과는 상황 독립적인 우울취약성의 존재를 시사하고 있다.

하지만 이런 일상적 우울경험이 역기능 수준으로 진행되어 임상

https://doi.org/10.15842/kjcp.2019.38.4.002

적 우울장애에 이르는 데는 개인 내적인 우울취약성 보유 여부가 중요한 역할을 할 것이다(Choi et al., 2018; Lee et al., 2017). 본 연구는 대부분의 정상인들이 자연스럽게 경험할 수도 있는 우울경험을 '일상우울'로, 특별한 취약점을 가지고 있는 사람들이 일상우울 수준의 자극을 경험하였음에도 역기능 수준으로 악화될 수 있다는 'Lee 등(2017)'의 주장을 검증하는 한 작업으로 진행되었다. 지금까지 역기능 수준의 우울을 예측하는 것으로 알려진 스트레스 사건, 사회경제적 지위, 사회적지지 등의 변인들이 일차적으로 일상우울을 유발하고, 이 중 일부의 경우가 역기능우울로 진행한다는 새로운 모형을 경험적 자료를 통해 검증한 것이다.

방 법

연구대상

본 연구는 한국형우울검사개발 과제의 일환으로 진행되었으며 서울여자대학교 기관윤리심의위원회의 승인을 받아 진행하였다. 자료의 수집은 2016년 5월 22일부터 한 달 여간 제주도를 제외한 전국의 성인(만 19–64세)을 대상으로 하였고, 모집단을 대표하여 모형을 검증한다는 본 연구의 목적상 지역, 성별, 연령의 인구비례를 고려하여 모집하였다. 본 연구의 취지 및 보상과 잠재적 위험에 대한 안내문을 읽고 설문지 작성에 동의한 성인들에게 500부(남성 250부, 여성 250부)의 설문지를 배부하였으며, 그밖의 배제기준은 사용하지 않았다. 회수된 설문지 473부 중 연령범위가 본 연구의 대상에서 벗어나거나 연령을 확인할 수 없었던 설문지를 제외한 440부의 자료가 연구에 사용되었다.

분석에 사용된 피험자들의 인구통계학적 특징은 Table 1에 제시되어 있다. 본 연구의 참여자는 남성 217명(49.3%), 여성 223명(50.7%)으로 구성되어 있다. 연령은 50대가 99명(22.5%)으로 가장 많았으며, 10대는 8명(1.8%), 20대 92명(20.9%), 30대 87명(19.8%), 40대 88명(20%), 60대는 66명(15%)이었다. 참여자들의 결혼여부는 미혼이 81명(37.3%), 기혼은 292명(66.7%)이었으나 그중 이혼이 9명(2.1%), 별거가 1명(0.2%), 사별이 4명(0.9%)으로 현재 배우자와 동거상태를 유지하고 있는 참가자는 292명(66.7%)이었다. 연구참여자들의 거주지역은 서울/경기 지역이 128명(29.4%)으로 가장 많았고 강원권이 97명(22.2%)으로 뒤를 이었으며 영남(19%)과 충청(18.1%), 호남(11.2%)이었다. 참여자들의 직업분포를 살펴보면 학생이 69명(15.8%), 직장인이 179명(40.9%), 자영업이 72명(16.4%), 전업주부가 49명(11.2%), 기타 69명(15.8%)으로 나타났다. 학력수준은 대학교 졸업이 215명(49%)으로 가장 많았고, 중졸 이하가 6.1%, 고등학교 졸업이 29.3%, 석사 이상이 15.5%를 차지하였다. 지각된 사회경제적 수준은 중간 정도로 인식한 경우가 303명(68.9%)으로 가장 많았고, 상위로 지각한 것이 10%, 하위가 22%였다. 본 연구는 대한민국 정상성인 전집을 대표하는 표본에서 모형을 검증하는 것을 목표로 하였다. 따라서 연구 표본에는 일정 비율의 우울장애 환자가 포함되어 있다. 질문지를 통해 전문의를 통한 우울증 진단을 받은 적이 있는지를 응답하게 한 결과 총 참여자 중 26명(5.9%)이 우울장애로 진단되었고, 나머지 412명(93.6%)은 우울진단을 받지 않았다.

Table 1. *Demographic Information*

Category	Characteristics	Frequency	%	Total (missing)
Gender	Male	217	49.3	440 (0)
	Female	223	50.7	
Age	≤ 19	8	1.8	440 (0)
	20–29	92	20.9	
	30–39	87	19.8	
	40–49	88	20	
	50–59	99	22.5	
	60–64	66	15	
Married state	Single	146	33.3	438 (2)
	Married	292	66.7	
Region	Seoul/Gyeonggi	128	29.4	436 (4)
	Chungcheong	79	18.1	
	Gangwon	97	22.2	
	Honam	49	11.2	
	Yeongnam	83	19.0	
Occupation	Student	69	15.8	438 (2)
	Office worker	179	40.9	
	Self-employment	72	16.4	
	Housewife	49	11.2	
	Etc.	69	15.8	
Education	Lower middle school	27	6.1	439 (1)
	High school	129	29.3	
	Bachelor' degree	215	49.0	
	Above master' degree	68	15.5	
Perceived socioeconomic state	Upper	44	10	420 (20)
	Middle	303	68.9	
	Lower	73	22.0	
Diagnosis of Depression	Yes	26	5.9	438 (2)
	No	412	93.6	

측정도구

지각된 스트레스 척도

Cohen, Kamarck와 Mermelstein (1983)이 개발한 것을 Park과 Suh (2010)가 한국어로 번안하였다. 총 14개 문항으로 부정적 지각과 긍

Table 2. *Comparison between One-Factor and Two-Factor Model of Perceived Stress Scale*

Perceived stress scale serial number	One-factor model	Two-factor model	
	factor 1	factor 1	factor 2
PSTRES1	.693*	.781*	.005
PSTRES2	.766*	.840*	.035
PSTRES3	.741*	.835*	-.009
PSTRES4	.167*	-.498*	.694*
PSTRES5	.367*	-.334*	.788*
PSTRES6	.615*	.001	.798*
PSTRES7	.680*	.143*	.785*
PSTRES8	.688*	.167*	.770*
PSTRES9	.676*	.800*	-.086*
PSTRES10	.715*	.776*	.024
		$r(1,2) = .139$*	

*$p < .05$.

정적 지각이라는 두 개의 요인구조인 것으로 보고되었다. 본 연구에서는 변별도가 상대적으로 높은 문항들을 사용하기 위해 각 요인별로 요인부하량이 .5에 미치지 못하는 것으로 보고된 두 문항씩을 제외하여 요인당 5문항씩 총 10문항을 사용하였다.

먼저 원저자가 본래 제시한 2요인 모형으로 확인적 요인분석을 실시하였다. 검증용 합치도는 $\chi^2(34) = 690.67$, $p < .05$였으며, 판단적 합치도는 RMSEA = .22 (95% CI = .21–.24), CFA = .84, TLI = .79, SRMR = 2.71로 합치도가 낮은 것으로 나타났으며, 요인 간 상관은 .01로, 두 요인이 지각된 스트레스라는 하나의 요인으로 수렴된다고 보기 어려웠다. 따라서 탐색적 요인분석(사각회전, GEOMIN 기준, WLSMV법으로 추정)을 다시 실시하였다.

탐색적 요인 분석 결과(Table 2), χ^2값이 1요인 모형($\chi^2(35) = 2{,}080.28$, $p < .05$)에 비해 2요인 모형($\chi^2(26) = 134.20$, $p < .05$)에서 현저하게 향상되었다. 판단적 합치도 또한 1요인 모형(RMSEA = .39 [95% CI = .38–.40], CFI = .51, TLI = .37, SRMR = .29)에 비해 2요인 모형(RMSEA = .10 [95% CI = .09–.12], CFI = .97, TLI = .96, SRMR = .03)이 현저하게 높았다. 요인 1이 스트레스의 정방향 요인으로 해석되는데 반해 요인 2를 스트레스의 역방향 요인으로 해석하는 데는 어려움이 있다. 요인 1과 역방향이라면 음의 상관을 가져야 할 것이고, '지각된 스트레스'라는 큰 범주의 개념으로 수렴하기 위해서 그 상관의 크기(절댓값)가 충분히 커야 한다(예: 대략 .5 이상). 그러나 Table 2에서 보면 요인 1과 2의 상관은 .139로서 음이 아닌 양의 상관이고 크기도 매우 작다. 따라서 내용 아닌 단순한 방법효과(요인 1과 2% 미만의 작은 분산을 공유)로 판단되었다.

1요인 모형에서 전반적 합치도는 $\chi^2(5) = 5.32$, $p < .05$, RMSEA = .01 (90% CI = .00–.07), CFI = 1.00, TLI = 1.00, SRMR = .01로 합치도가 높은 수준이었다. 따라서 이 5개 문항들이 지각된 스트레스라는 개념을 측정하는 1요인 모형의 척도를 구성한다. 이때 모형 검증용으로는 "지각된 스트레스"라는 하나의 요인을 재는 측정치로 5개 문항의 종합점수를 사용하기보다는 두 개 정도의 평행한 측정치를 산출하여 사용하는 것이 측정오차를 통제하고, 모형 검증 시 합치도를 높여줄 수 있다(Little, Cunningham, Shahar, & Widaman, 2002). 따라서 1요인 모형에서 각 문항들이 갖는 요인계수를 고려하여, 2개의 문항묶음으로 하여 측정치를 산출하였다. 즉, 요인계수가 큰 순서대로 문항들을 나열하고 2개 요인에 균형 있게 배분한 결과, 1/3/9/번 문항의 평균을 지각된 스트레스 측정치 1 (본 검사에서의 신뢰도 α = .81)로, 2/10번 문항의 평균을 지각된 스트레스측정치 2 (본 검사에서의 신뢰도 α = .74)로 사용하였다.

사회경제적 지위 척도

본 연구에서는 해당 척도를 교육수준, 가구소득, 거주형태, 사회경제적 수준의 총 4개 문항으로 구성하였다. 이 척도에 대한 요인 분석 결과를 검토하기에 앞서, 어떻게 이 척도가 구성되었는지 먼저 밝히고자 한다. 이 척도는 응답자들이 주관적으로 지각하는 사회경제적 지위를 재는 것을 목적으로 한다. 현재 이를 재기 위한 보편적 척도가 존재하지 않기 때문에 많은 심리학자들이 경우에 따라서 자기보고식 단일 문항(예: 본 연구의 사회경제적 수준 문항)으로 사회경제적 지위를 측정하였다. 하지만 단일 문항으로 해당 요인을 재는 경우, 측정오차가 매우 크기 마련이다. 그러므로 본 연구에서는, 명시적으로 사회경제적 지위를 묻는 문항에 더불어, 교육수준(6점 척도), 가구소득(7점 척도), 거주형태(2점 척도; 0 = 자기 소유 아님, 1 = 자기 소유)라는 세 문항을 추가함으로써, '사회경제적 지위'라는 개념을 재는 데 발생하는 측정오차를 줄이고, 전반적으로 이론개념을 측정하는 데 있어서 신뢰도를 높이고자 하였다. 한편, 사회경제적 지위의 내용에 포함되는 직업 형태는, 서열을 매기는 것조차 어려운 일이므로 분석에서 포함하지 않았다.

이때 이상에서 정의된 '사회경제적 지위' 문항들은 반영적(reflective) 지표라기보다 형성적(formative) 지표로 보고 공통요인분석보다 주성분 분석을 하는 것이 더 일반적이라는 지적이 있을 수 있다. 사회경제적 지위가 교육수준, 수입 등의 원인이라기보다, 그것들이 결합되어 구성된 요인으로 볼 수 있기 때문이다(Kim, 2016). 그런데 주성분 분석을 하기 위해서는 측정치의 표준화를 위해 연속 변수(표준편차 계산이 용이)이고 물리적인(측정오차 최소화) 측정변수가 적절하다. 하지만 현재 자료에서의 측정치들은 그런 조건을 충분히 만족시키지 않는다. 또한 현재 자료에서의 문항들은 주관적 측면이 많은 내용들을 재고 있기 때문에, 사회과학적 의미

https://doi.org/10.15842/kjcp.2019.38.4.002

의 구체적 변수들을 결합하여 정의된 사회경제적 지위보다는 개인들이 느끼는 행동과학적 의미의 '사회경제적 지위'를 재는 것이므로 공통요인 분석이 더 적절하다. 따라서 본 연구에서는, 사회경제적 지위 문항들에 대하여, 주성분 분석이 아닌 공통요인 분석(통상적 의미의 요인분석)을 실시하였다.

요인 분석 결과, 4개라는 적은 수의 문항을 고려했을 때, 1요인 모형은 충분히 좋은 합치도($\chi^2(2)=9.56$, $p<.05$, RMSEA=.09 [90% CI=.04–.15], CFI=.98, TLI=.95, SRMR=.05)를 보였다. 요인계수는 모든 문항에서 해석할만한 크기를 보였다. 따라서, 기존에 사용하고자 했던 4개 문항 모두를 사회경제적 지위를 재는 측정 변수로 사용하기로 하였다(본 연구에서의 신뢰도 α=.58).

사회적지지척도

Park (1985)이 개발한 사회적지지척도 중 간접적으로 지각된 지지척도 25개 문항을 사용하였다. 본 연구에서는 Yu와 Seol (2015)의 확인적 요인분석 결과를 바탕으로 저자들이 본 연구에 적합하다고 판단한 14개 문항을 선택하였다. 선택된 문항은 정서적 지지(1번, 2번, 3번, 5번, 7번) 5문항, 평가적 지지(9번, 10번, 12번, 13번) 4문항, 정보적 지지(15번, 17번, 19번) 3문항, 물질적 지지(21번, 22번) 2문항을 사용하였다.

먼저 Yu와 Seol (2015)이 설정했던 4요인을 바탕으로 확인적 요인분석을 실시하였다. 검증용 합치도는 $\chi^2(71)=232.07$, $p<.05$였으며, 판단적 합치도는 RMSEA=.07 (90% CI=.06–.08), CFA=.98, TLI=.98, WRMR=.85로 합치도는 수용할만한 수준이었다. 그러나 요인 간 상관이 매우 높아(요인 1과 2: $r=.91$, $p<.05$; 요인 1과 3: $r=.83$, $p<.05$; 요인 1과 4: $r=.95$, $p<.05$, 요인 2와 3: $r=.88$, $p<.05$ 요인 2와 4: $r=.94$, $p<.05$, 요인 3과 4: $r=.90$, $p<.05$), 요인 간에 변별이 되지 않으므로, 1요인 모형부터 탐색을 실시하였다.

탐색적 요인분석 결과, 1요인 모형($\chi^2(77)=410.68$, $p<.05$)과 2요인 모형($\chi^2(64)=212.24$, $p<.05$)에서 합치도의 유의한 향상($\Delta\chi^2(13)=198.44$, $p<.05$)이 있고, 판단적 합치도에서 또한, 두 모형 간에 유의한 차이가 존재하였다. 1요인 모형의 경우 RMSEA=.10 (90% CI=.09–.11), CFI=.96, TLI=.95, SRMR=.04인 반면, 2요인 모형의 경우 RMSEA=.07 (90% CI=.06–.08), CFI=.98, TLI=.98, SRMR=.03으로, 2요인 모형에서 현저히 좋아졌다. 따라서 합치도만을 비교할 때 2요인 모형을 채택하는 것이 바람직하다. 그러나 이 경우에도 요인 간 상관이 매우 높아(요인 간 상관: $r=.75^*$) 두 요인이 충분히 변별된다고 볼 수 없다. 따라서 본 연구에서 사용된 14문항 모두를 사회적지지라는 하나의 요인을 재는 척도로 해석하였다(본 검사에서의 신뢰도 α=.90). 지각된 스트레스 척도의 문항 선별과 동일한 논리로 2개의 문항묶음을 만들었다. 1/2/6/8/10/12/13번 문항의 평균을 지각된 스트레스 측정치 1 (본 검사에서의 신뢰도 α=.88)로, 3/4/5/7/9/11/14번 문항의 평균을 지각된 스트레스 측정치 2 (본 검사에서의 신뢰도 α=.77)로 사용하였다.

일상우울척도

Lee 등(2018a)이 일반인이 쉽게 경험하는 비교적 경미한 수준의 우울을 '일상우울(daily depression)'이라고 명명하고, 측정하기 위해 개발한 1요인으로 구성된 일상우울척도를 사용하였다. 일상우울척도는 총 17개 문항으로 구성된 5점 리커트 척도(1점 '전혀 그렇지 않다', 2점 '별로 그렇지 않다', 3점 '그저 그렇다', 4점 '약간 그렇다', 5점 '매우 그렇다')이다. 총점의 범위는 17–85점으로 점수가 높을수록 우울 수준이 높은 것을 의미한다. 본 연구에서 척도의 내적 일관성 신뢰도(α)는 .93으로 확인되었다.

일상우울 1요인 모형에 대한 탐색적 요인분석을 실시한 결과 판단적 합치도는 $\chi^2(116)=410.73$, $p=.00$, RMSEA=.08 (90% CI=.07–.08), CLI=.97, TLI=.97, SRMR=1.06으로 대체로 수용할 만한 수준이었다. 확인적 요인분석에서 나타난 전반적 합치도는 $\chi^2(116)=288.10$, $p<.00$, RMSEA=.09 (90% CI=.08–.10), CFI=.97, TLI=.96, SRMR=.96으로 무난하고, 요인계수도 잘 수렴하여 1요인 모형으로 확인되었다.

1요인 모형의 특성상 단일 측정치로의 사용이 가능하지만 측정오차의 통제와 합치도 향상을 위해(Little et al., 2002) 몇 개의 문항묶음을 제작하였다. 각 문항들의 요인계수를 고려하여, 58/20/29/26/32의 평균을 일상척도 1 (본 검사에서의 신뢰도 α=.76)로, 18/41/52/11의 평균을 일상척도 2 (본 검사에서의 신뢰도 α=.78)로, 42/51/46/17을 평균하여 일상척도 3 (본 검사에서의 신뢰도 α=.77)으로, 22/43/21/25를 평균하여 일상척도 4 (본 검사에서의 신뢰도 α=.77)로 산출하였다.

역학연구용 우울척도(CES–D)

역기능우울을 측정하기 위해, 일상우울 수준의 집단에서 자료 수집을 해도 적절한 정보수집이 가능할 수 있는 도구로는 역학연구에서 일반인 집단에게 흔히 사용되는 역학연구용 우울척도가 가장 적절하다고 판단되어 이를 사용하였다.

역학연구용 우울척도는 Radloff (1977)가 개발한 20개 문항(4요인)의 검사이며 본 연구에서는 Chon, Kwon과 Kim (1999)이 한국어로 번안한 것을 기반으로 선별하여 사용하였다. Radloff (1977)와 Chon 등(1999)의 4요인 구조는 역문항 4개(4, 8, 12, 16)로 이루어진 요인 2를 방법척도로 포함하고 있다. 그러나 Radloff는 이것을 "정

적 감정"으로 해석하면서 요인 간 상관을 보고하거나 검토하지는 않았고 그 결과 문항점수의 분산에서 동일방법 효과를 명확하게 분리하는 데 어려움이 따르게 되었다. 또한 본 연구에서의 CED-D는 대비되는 준거로서 의미를 가지기에 척도의 내용효과와 방법효과를 구분하는 것이 아닌 대비 목적에 맞춘 구조를 추출하는 데 초점을 맞추기로 하였다.

우선 방법효과를 대폭 포함할 것으로 판단되는 4개 역문항을 제외하고서 'Chon 등(1999)'의 논문에 제시된 형태계수와 내용을 고려하여, 3/6/14/17/18문항이 요인 1, 5/9/10/15/19/20문항이 요인 2, 1/2/7/11/13문항이 요인 3의 지표가 되는 것으로 하여 3요인 구조에 대한 확인적 요인분석을 실시하였다. 분석 결과, 검증적 합치도는 $\chi^2(101) = 246.15$, $p < .05$였으며, 판단적 합치도는 RMSEA = .06 (90% CI = .05–.07), CFA = .98, TLI = .98, SRMR = .95로 합치도가 충분하였으나 요인 간 상관이 너무 높아(요인 간 상관: $r[1, 2] = .93$, $r[1, 3] = .95$, $r[2, 3] = .93$), 탐색적 요인분석을 다시 실시하였으며 탐색적 요인분석의 결과, 1요인 모형에서 충분히 좋은 판단적 합치도가 관찰되었다. 즉, $\chi^2(104) = 269.60$, $p < .05$, RMSEA = .07 (90% CI = .05–.07), CFI = .98, TLI = .97, SRMR = .06이었다. 반면 2요인 모형에서는 $\chi^2(89) = 196.57$, $p < .05$, RMSEA = .05 (90% CI = .04–.06), CFI = .99, TLI = .98, SRMR = .05이며, 요인 간 상관은 $r(1, 2) = .80$, $p < .05$이었다. 또한 2요인 구조의 형태계수 행렬에서 변수복잡도가 2인 문항들이 많아 해석에 어려움이 있었다. 따라서 1요인 모형을 채택하고, 해당 16개 문항들이 역학연구용 우울척도를 구성하는 것으로(본 연구에서의 신뢰도 α = .92) 하였다.

모형검증용으로 하나의 측정치를 사용하기보다는 두 개 정도의 평행한 측정치를 산출하여 사용하는 것이 측정오차를 통제하고, 모형 검증 시 합치도를 높여줄 수 있다는 선행연구(Little et al., 2002)를 참고하여 1요인 모형에서 각 문항들이 갖는 요인계수를 고려하여, 절반씩 문항묶음을 실시하였다. 문항 1/5/6/7/9/10/11/14를 평균하여 CES-D 측정치 1로 사용하기로 하고(본 검사에서의 신뢰도 α = .88), 문항 2/3/13/15/17/18/19/20을 평균하여 CES-D 측정치 2로 사용하였다(본 연구에서의 신뢰도 α = .86).

자료분석

지각적 스트레스, 사회적지지, 사회경제적 지위가 일상우울 및 역학적 우울을 얼마나 설명하는지를 알아보기 위해 측정모형 분석과 경로분석을 실시하였으며, Mplus 7.0을 사용하였다. 측정모형을 검토하기 위해서 연구에 사용된 모든 측정치와 성별변수를 상관관계로 두어 포화시키는 모형을 설정하였으며, 모든 요인들 간의 상관분석과 확인적 요인분석을 실시하였으며, 추정법으로는 가중최소제곱법(WCSMU)을 사용하였다. 이론변수들 간의 관계구조를 검증하기 위해서 일상우울에 선행하는 변수로 지각된 스트레스, 사회적지지, 사회경제적 지위를 설정하고 이들이 일상우울이라는 내생변수를 예측하는 주효과 모형을 설정하였다. 마지막으로는 준거로서의 역학적 우울요인을 주효과 모형에 추가한 관계구조 모형을 검증하였다. 일상우울이라는 개념이 검사 저자들의 주장대로 우울 유발변인과 역기능우울의 발병 중간 단계에 위치하는지를 확인하기 위해 유발변인들이 일상우울을 거쳐 역기능우울로 진행하는 모형 1과, 유발변인이 일상우울과 역기능우울 모두와 관련성을 가지는 모형 2를 설정해 이들의 합치도를 비교하였다. 모형의 적절성을 평가하기 위하여 상대적 합치도 지수인 비교 합치도(Comparative Fit Index, CFI), 비표준 합치도(Tucker-Lewis Index, TLI)를 사용하였으며, 절대적 합치도 지수로는 근사 오차평균(Root Mean Square Error of Approximation, RMSEA)을 사용하였다. 판단적 합치도의 사용에서는 연구자의 건전한 판단이 가장 중요하지만 전통적으로 RMSEA는 .08 이하(Browne & Cudeck, 1993), CFI는 .90 이상(Bentler, 1990). TLI는 .90 이상(Bentler & Bonett, 1980)인 경우를 양호한 합치도로 판단한다.

결 과

측정모형 검증

구조모형을 검증하기 전에 각 이론변인을 측정하는 하위 측정치들이 이론변인들을 적절하게 측정하는지를 알아보기 위해 요인들 간의 상관분석, 확인적 요인분석과 합치도검증을 실시하였다. 먼저 요인들 간의 상관분석과 요인들의 분산을 Table 3에 제시하였다. 측정모형에 대한 검증이므로 요인들 간에 상관(공분산)을 자유모수로 하여 추정하였다.

상관분석결과 대부분이 기대된 상관관계를 나타내었다. 특징적인 부분은 성별과 사회적지지로, $r = .12$, $p < .05$, 여성일수록 사회적

Table 3. *Correlation between Major Factors*

	1	2	3	4	5	6
1. Gender	.250*					
2. Perceived Stress (F_1)	.023	.550*				
3. Social Support (F_2)	.116*	-.151*	.410*			
4. Socioeconomic Status (F_3)	-.079	-.220*	.117*	.095*		
5. Daily Depression (F_4)	.065	.734*	-.212*	-.247*	.588*	
6. Dysfunctional Depression (F_5)	.028	.587*	-.233*	-.237*	.702*	.392*

*$p < .05$.

https://doi.org/10.15842/kjcp.2019.38.4.002

지지를 더 받는다고 지각하는 것으로 나타났다. 요인분산의 경우 대부분 높은 수준이었으나 사회경제적 지위 요인은 $\chi^2 = .10$, $p < .05$로서 상대적으로 매우 낮은 수준이었다.

요인과 측정치 간의 요인계수를 분석한 결과 사회경제적 지위에 대한 측정치인 y^5 (학력)의 경우 요인계수는 통계적으로 유의하였으나, $r = .31$, $p < .05$, 측정치의 분산 중 매우 작은 부분 $R^2 = .10$만이 요인에 의해 설명되므로 이 문항을 제거하기로 결정하였다.

신뢰도가 낮은 문항(y^5)을 제거한 측정모형을 분석한 결과 사회적지지와 사회경제적 지위의 상관이 유의하지 않게 나타나서, $r = .09$, *ns.*, 이들 간의 상관을 0으로 고정시킨 최종모형을 사용하였다. 이 최종모형의 요인계수, 측정치의 신뢰도가 각각 Table 4에 제시되었다. 최종 측정모형의 합치도는 $\chi^2(60) = 95.95$, CFI = .98, TLI = .97, RMSEA = .03으로 모형과 자료 간 높은 합치도를 보였다.

Table 4. *Factor Values and Reliability of Measurements in Standardized Solutions of Final Model*

Factor	Item	Factor lodings	Reliability
Perceived Stress (F_1)	y_1	.871*	.758
	y_2	.878*	.771
Social Support (F_2)	y_3	.858*	.736
	y_4	.970*	.941
Socioeconomic Status (F_3)	y_6	816*	.665
	y_7	.466*	.217
	y_8	.675*	.456
Daily Depression (F_4)	y_9	.869*	.755
	y_{10}	.901*	.811
	y_{11}	.905*	.818
	y_{12}	.902*	.814
Dysfunctional Depression (F_5)	y_{13}	.980*	.961
	y_{14}	.862*	.744

*$p < .05$.

일상우울 관련변수 간 관계구조 검증

일상우울의 예측요인으로 가설화된 스트레스지각, 사회경제적 지위, 사회적지지가 일상우울을 매개로 하여 역기능 수준의 우울을 예측하는 관계모형을 검증한 결과는 Figure 1과 같다. 그림에서 나타나듯 이론 모형 부분에 요인 간의 직접적 연결이 없는 만큼 모형의 간명도(parsimony)가 높아지므로 이 모형은 간명한 모형이다. 사회경제적 지위와 사회적지지, 스트레스 지각이 일상우울에 대해서는 직접적인 예측변수가 되고, 역기능적 우울에는 간접적인 효과를 가진다. 한편, 일상우울은 역기능적 우울에 직접적인 효과를 가진다. 이 모형은 전반적인 합치도가 좋고, $\chi^2(59) = 63.12$, RMSEA = .02, CFI = 1.00, TLI = 1.00, 요인계수도 적절한 편이다.

이 모형과의 비교를 위해 사회경제적 지위, 사회적지지, 스트레스 지각이 일상우울 및 임상적 우울 모두와 관련되는 비교모형인 모형 2를 분석하였다. 이 결과는 Figure 2에 제시되어 있다. 이론모형 부분에서 요인들이 모두 직접효과나 상관으로 연결되어 있으므로 포화모형이다. 즉, 이론 모형의 합치도는 완벽하고 측정모형에서만 자료에 대한 합치도가 산출되는 모형이다. 따라서 모형 1과 비교하

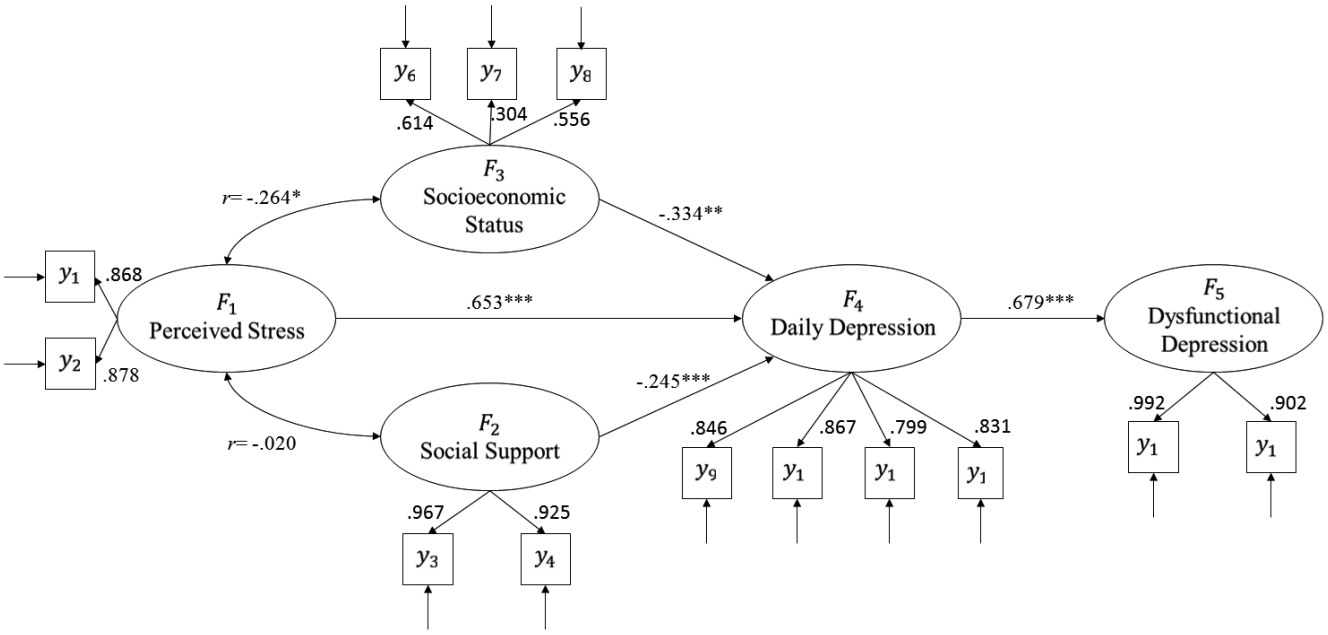

Figure 1. *Research model.*

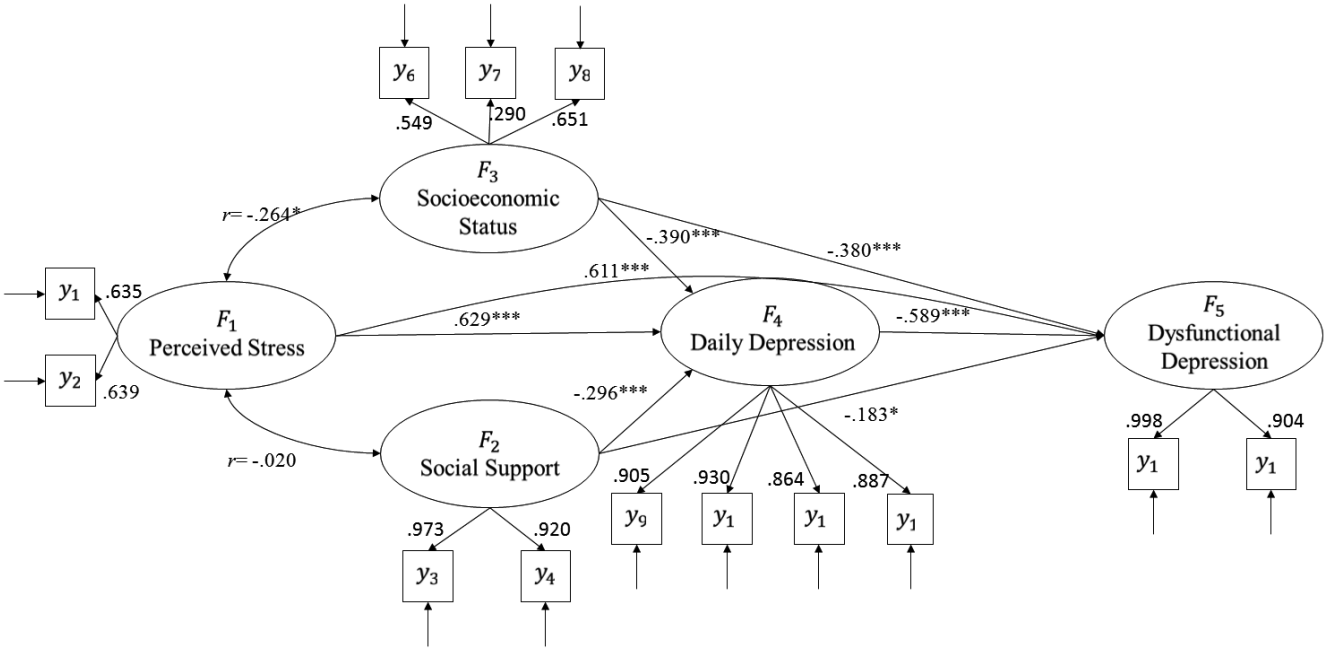

Figure 2. *Competing model.*

기 위한 목적만을 가지며 이론모형에 대한 해석은 분석의 대상이 아니다. 전반적인 합치도는, $\chi^2(56) = 65.99$, RMSEA = .03, CFI = .99, TLI = .99, 적절한 편이나 자유도의 감소에도 불구하고 χ^2값이 오히려 증가하는 모습을 보이고 있어 모형 1을 최종적으로 선택하였다.

논 의

본 연구에서는 'Lee 등(2018b), Choi 등(2018), Lee 등(2018a)'의 연구에서 제안된 내용을 바탕으로 스트레스가 일상우울을 거쳐서 역기능우울로 발전한다는 주장을 제한적으로 검증하였다. 역기능우울에 대한 개념화가 자료집단의 특성상 CES-D를 중심으로 이루어졌고 임상적 우울을 본격적으로 측정하는 도구가 모형검증에 포함되지 않았다는 의미에서 제한적 검증이다. 이를 위해 제주도를 제외한 전국의 성인 남녀 440명을 대상으로 조사를 실시하였으며 이를 토대로 일상우울이 역기능우울의 발생에 선행한다는 구조 모형의 타당성을 검증하였다.

구조 모형 개발을 위한 확인적 요인 분석 결과 사회경제적 지위의 측정치 중 학력은 사회경제적 지위를 나타내는 양이 적어(문항 신뢰도 낮음) 제외하였다. 그 결과를 반영한 구조 모형을 검증한 결과, 우울 유발 변인이 일상우울에 직접효과를 가지고 역기능우울은 선행변인들에 의해 간접으로 예측된다는 모형의 전반적인 합치도가 높게 나타났다. 이는 우울 유발 변인인 스트레스, 사회경제적 지위, 사회적지지가 일상우울을 예측한다는 본 연구의 가설과 일치하였다.

우울을 유발하는 대표적 변인인 지각된 스트레스(Kwon & Kwon, 2012; Racic et al., 2017; Zhang, Peters, & Chen, 2018)는 일상우울과 정적인 관련성을 보였으며, 사회적지지(Park, Son, & Oh, 1993; Park, 2011), 사회경제적 지위(Hammarström & Janlert, 1997; Han et al., 2002; Miech, & Shanhan, 2000; Rho & Mo, 2007)와는 부적인 관련성을 보였다. 해당 선행요인들은 임상적 수준의 우울의 발생을 예측하는 것으로 보고되어 왔던 변인이다. 이번 결과는 임상적 우울의 전단계에서 발생할 것으로 예상되는 일상우울 역시 이들 변인들로 예측된다는 것을 확인해 주었다.

사회적지지와 일상우울의 부적관계는 유의하였지만 선행연구(Park, 2011; Park, Son, & Oh, 1993) 결과와 비교하였을 때 상대적으로 약한 강도를 보였다. 우울증과 관련된 이전의 연구들에 따르면, 우울한 개인은 주변의 사회적지지 자원을 덜 긍정적으로 받아들이는 경향을 가지고 있으며 이러한 경향이 본 연구에서의 일상우울과 사회적지지 간의 관계를 약화시켰을 가능성을 시사한다(Peirce, Frone, Russell, Cooper, & Mudar. 2000).

또한 다양한 직업군들이 포함되어 있던 기존의 연구들과 달리 본 연구는 직장인과 자영업자의 비중이 큰 편이다. 사회적지지척도가 측정하는 사회적지지의 상당부분이 가족관계에서 나오는 것이지만(Park, 1985), 경제활동에 대부분의 시간과 에너지를 소비하는

https://doi.org/10.15842/kjcp.2019.38.4.002

대한민국 직장인과 자영업자들의 삶을 고려할 때 이들 가족들의 지지가 치열한 생계의 스트레스를 완충해 주는 효과는 상대적으로 부족할 것으로 보인다. 이런 표본의 특성이 사회적지지와 우울의 상대적으로 낮은 부적관계의 원인일 수도 있을 것이다.

본 연구에서 검증한 모형에 따르면 지각된 스트레스, 사회적지지, 사회경제적 지위와 같은 우울을 유발하는 요인들이 일상우울을 거쳐 역기능우울로 발전됨을 확인할 수 있다. 세 가지 우울관련 변인들이 일상우울을 매개 혹은 직접 설명하는 모형은 통계적 관점에서 채택할 수 없었다. 주로 환경으로부터의 일시적이거나 강도가 낮은 요구 및 스트레스 사건으로 촉발되는 개념인 일상우울(Lee et al., 2018a)은 모든 사람들이 경험할 수 있는 현상인 반면, 역기능적 우울이 발생하는 경우는 별도의 취약성이나 장기간의 스트레스 노출 등의 특별한 조건이 추가된다(Maj, 2011)는 주장은 본 연구의 모형검증결과와 맥을 같이하고 있다. 실제 일상우울 척도는 장기간의 부정적 기분 지속을 전제하는 CES-D와 달리 개인이 일상생활에서 순간적으로 경험하는 기분을 묻고 있다. 따라서 개념적인 차원에서도 일상우울이 역기능우울에 선행하는 모형은 지지된다고 할 수 있다.

본 연구결과를 통해 일상우울이 역기능우울의 발생을 예측하는 새로운 개념이 될 수 있다는 가능성이 확인되었다. 기존의 임상장면 우울검사들이 DSM의 진단체계를 바탕으로 하고 있는 것과 달리 일상우울검사는 대한민국의 성인들이 자기 삶의 환경에서 흔하게 경험할 수 있는 분노나 마음의 답답함 등이 포함되어 있으며, 일부 화병과 연결될 수 있는 증상도 찾아볼 수 있을 정도로 우리 사회문화적 배경을 담아내려 노력하였다. 이러한 검사를 통해 측정된 일상우울이 우울 유발조건과 증상중심의 역기능우울을 매개한다는 것은 지역사회에 구성원 중에서 역기능적 수준의 우울증 발병이 예견되는 위험집단을 조기 진단하는 데 본 검사가 중요한 역할을 할 수 있다는 점을 시사한다. 선행연구를 살펴보면 우울증의 조기 발견 및 치료는 80–90%의 긍정적인 치료 효과를 나타내지만, 우울증을 겪은 사람들의 65–75%가 전문가의 치료 및 도움을 찾지 않은 것으로 보고되고 있다(Malone & Lartey, 2004). 지역사회 일반인을 대상으로 하는 새로운 우울검사의 도입은 이 문제의 조기 발견과 적절한 예방적 개입에 긍정적인 영향을 끼칠 것이며, 나아가 개인의 재정적, 심리적 부담을 감소시키는 효과를 가져올 것이다(Halfin, 2007).

일상우울 개념의 도입은 우울증 환자들에 대한 사회의 인식을 개선하는 데에도 기여할 수 있을 것으로 보인다. 일부의 대중들은 우울증이 충동적 행동 및 살인 등과 관련되는 유해한 질병으로 생각하는 경향이 있어서(Cho et al., 2008), 가벼운 단계의 우울 경험자들이 주변에 자신의 문제를 알리거나 치료실로 찾아오는 데 장애요인이 되고 있다. 누구나 경험 가능한 일상우울 개념의 도입은 우울증에 대한 사회적 낙인을 감소시키는 부수적 효과도 기대할 수 있을 것이다.

이러한 의의에도 불구하고 본 연구는 몇 가지 한계점을 가지고 있다. 우선 일상우울이 역기능우울에 선행한다는 것은 횡단적 자료에서의 검증일 뿐, 종단적 자료에서의 모형검증이 아니므로 인과적인 의미를 가질 수 없어서 이에 대해서는 꾸준한 경험적 연구가 요구된다. 본 연구의 결과로 해석할 수 있는 영역은 일상우울과 CES-D가 밀접한 상관관계를 보였다는 점일 것이다. 물론 일상우울 검사라는 새로운 검사의 수렴타당도를 확보하는 데 기존의 검사와의 상관을 확인하는 것은 분명 중요한 의의가 있다. 하지만 이 연구가 의도한 모형을 검증하기 위해서는 종단적 자료가 요구되며, 후속 연구를 통해 해결되어야 할 부분이다. 둘째, 본 모형에서 우울유발 요인으로 제시한 세 변인 이외에도 우울장애와 관련된 다양한 변인들이 존재한다. 하지만 본 연구에서 수집된 자료의 특성상 해당 변인들은 모형에 포함하지 않았다. 성별의 경우 본 연구에서 유의한 효과가 나타나지 않았으나 신경화학적 수준에서 이상의 존재나 유전적 취약성의 보유, 아동기에서부터 이어진 가족관계에서의 부정적 학습경험, 애착의 문제 등 우울증 발병의 주요 원인으로 꼽히는 요인들(Beck, 2002; Burke, Davis, Otte, & Mohr, 2005; Ingram, 2003; Morley & Moran, 2011)을 포함하는 폭넓은 자료수집을 할 수 없었던 것이 한계로 볼 수 있다. 하지만 이들 변인 중 일부는 구조모형에 적용하기 어려운 성질을 가지고 있으며, 모형검증의 가장 큰 목적 또한 우울 유발변인의 발견이라기보다는 일상우울이 역기능우울에 선행하는 것을 밝히는 데 있었다는 점을 고려해야 할 것이다. 셋째, 일상우울이 역기능우울로 발전하는 모형을 검증하기 위해 인구비례를 고려한 표집을 진행하였으나 우울장애 진단을 응답자의 자기보고에만 의존하였다. 실제로는 우울장애를 경험하였으나 병식이 없는 경우나 의도적으로 답을 하지 않은 경우 등을 고려하면 응답의 정확성에는 한계가 있을 수밖에 없다. 물론 본 연구가 검사의 진단능력을 확인하기 위한 목적이 아니었다는 점과 확인된 5.9%의 우울환자 비율이 국내 역학조사에서 확인된 6.7%와 크게 다르지 않다는 점(Jeon, 2012)은 이 한계점이 미칠 영향에 대한 우려를 어느 정도 상쇄시켜주고 있다. 넷째, 역기능우울의 측정도구로 사용한 CES-D 자체의 한계이다. CES-D는 역학연구에서 우울증 환자를 선별하기 위해 개발된 검사이다. 따라서 이 검사의 결과가 임상적 수준에 해당하는 우울장애의 심각도를 반영하는 것은 한계가 따른다. 보다 정밀한 검증을 위해서는 종단추적을 통해 일상우울에서 고득점을 보인 응답자들 중 일부가 심각한 우울

장애를 보인다는 것을 우울증 환자들을 대상으로 개발된 검사를 통해 확인할 필요가 있다.

본 연구는 심리학자의 시각에서 정신병리를 바라본 드문 시도라는 점에서 의의가 있다. 향후 보다 많은 심리학자의 관점들이 정신병리의 진단에 반영될 수 있도록 적극적인 연구와 임상활동이 요구될 것이다.

References

Beck, A. T. (2002). Cognitive models of depression. *Clinical Advances in Cognitive Psychotherapy: Theory and Application, 14*, 29-61.

Beck, A. T., Steer, R. A., & Brown, G. K. (1996). *Manual for the Beck Depression Inventory-II*. San Antonio, TX: Psychological Corporation.

Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin, 107*, 238.

Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin, 88*, 588.

Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen and J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.

Burke, H. M., Davis, M. C., Otte, C., & Mohr, D. C. (2005). Depression and cortisol responses to psychological stress: A meta-analysis. *Psychoneuroendocrinology, 30*, 846-856.

Carlson, J. G., & Hatfield, E. (1992). *Psychology of emotion*. San Diego, CA: Harcourt Brace Jovanovich

Cho, H. J., Yim, H. W., Hyun, M. H., Jo, S. J., Ji, Y. N., Jun, T. Y., & Bang, M. H. (2008). Study of the attitudes toward depression in general population. *The Korean Society of Stress Medicine, 16*, 233-240.

Choi, I. S. (2012). Effects of Maternal parenting behavior of social support and negative emotional experience. *Korean Journal of Youth Studies, 19*, 135-160.

Choi, S., Lee, S., Kim, J., Choi, Y. K., Seo, D. G., & Chae, J. (2018). Review of reactive depression and endogeneous depression concepts. *Korean Journal of Clinical Psychology, 37*, 213-226.

Chon, K. K., Kwon, K. D., & Kim, S. K. (1999). An attempt to Revise the Korean Adaptation of the CES-D. *Journal of Social Science Research, 6*, 429-451.

Cohen, S., Kamarck, T., & Mermelstein, R. (1983). A global measure of perceived stress. *Journal of Health and Social Behavior, 24*, 385-396.

Dobson, K. S., & Shaw, B. F. (1986) Cognitive assessment with major depressive disorders. *Cognitive Therapy and Research, 10*, 13-29.

Dowlatshahi, E. A., Wakkee, M., Arends, L. R., & Nijsten, T. (2014). The prevalence and odds of depressive symptoms and clinical depression in psoriasis patients: A systematic review and meta-analysis. *Journal of Investigative Dermatology, 134*, 1542-1551.

Dunkley, D. M., & Blanksteir, K. R. (2000). Self-critical perfectionism, coping, hassles and current distress: A structural equation modeling approach. *Cognitive Therapy and Research, 24*, 713-730.

George, L. K., Blazer, D. G., Hughes, D. C., & Fowler, N. (1989). Social support and the outcome of major depression. *The British Journal of Psychiatry, 154*, 478-485.

Fukuda, K. (2014). Etiological classification of depression based on the enzymes of tryptophan metabolism. *BMC Psychiatry, 14*, 372.

Halfin, A. (2007). Depression: The benefits of early and appropriate treatment. *The American Journal of Managed Care, 13*(4 Suppl), S92-7.

Hammarstrom, A., & Janlert, U. (1997). Nervous and depressive symptoms in a longitudinal study of youth unemployment-selection or exposure? *Journal of Adolescence, 20*, 293-305.

Hammen, C. (2005). Stress and depression. *The Annual Review of Clinical Psychology, 1*, 293-319.

Han, J. H., Lee, J. H., Ok, S. H., Ryff, C., & Markrs, N. (2002). Gender, Social Roles and Mental health in mid-life. *Journal of Korea Gerontological Society, 22*, 209-225.

Heo, J. E., & Tae, Y. S. (2014). Influence of spiritual wellbeing and social support on depression in middle-aged women. *Korean Journal of Adult Nursing, 26*, 181-190.

Jeon, H. J. (2012). Epidemiologic studies on depression and suicide. *Journal of the Korean Medical Association, 55*, 322-328.

Kim, S. Y. (2016). *The basic and expansion of exploratory structural equation modeling (ESEM): with MPLUS example*. Seoul, Korea: Hakjisa.

Kwon, J. H. (1996). A test of a vulnerability-stress model of prepartum depression. *Korean Journal of Clinical Psychology, 15*, 33-43.

Kwon, H. I. & Kwon, J. H. (2012). Cognitive vulnerability to depression: Relation to rumination and memory bias. *Journal of Korean Psychological Association, 31*, 975-1001.

Lee, S., Kim, J. N., Chae, J. M., Choi, S., & Seo, D. G. (2018a). The Development and validation of the normal depression scale. *Korean Journal of Clinical Psychology, 37*, 411-430.

Lee, S., Kim, J. N., Chae, J. M., Choi, S., & Seo, D. G. (2018b). Development and validation of short form of the normal depression scale for individual screening. *Stress, 26*, 277-289.

Lee, S. M., Kim, J. N., Choi, S. W., Chae, J., Choi, Y., Seo, D. G., & Kwon, H. I. (2017). New directions for depression studies: Introduction of behavioral science approach. *Korean Journal of Psychology: General, 36*, 293-323.

Little, T. D., Cunningham, W. A., Shahar, G., & Widaman, K. F. (2002). To parcel or not to parcel: Exploring the question, weighing the merits. *Structural Equation Modeling, 9*, 151-173.

https://doi.org/10.15842/kjcp.2019.38.4.002

Maj, M. (2011). When does depression become a mental disorder? *The British Journal of Psychiatry, 199*, 85-86.

Malone, D. A., & Lartey, P. (2004). Depression and suicide. *Clinical Preventive Medicine II*, 69-80. American Medical Association.

Mazure, C. M. (1998). Life stressors as risk factors in depression. *Clinical Psychology: Science and Practice, 5*, 291-313.

Miech, R. A., & Shanahan, M. J. (2000). Socioeconomic status and depression over the life course. *Journal of Health and Social Behavior*, 162-176.

Mirowsky, J., & Ross, C. E. (2001). Age and the effect of economic hardship on depression. *Journal of Health and Social Behavior*, 132-150.

Morley, T. E., & Moran, G. (2011). The origins of cognitive vulnerability in early childhood: Mechanisms linking early attachment to later depression. *Clinical Psychology Review, 31*, 1071-1082.

Park. E. O. (2001). A study on social support and Depression by Gender among adults. *Korean Journal of Women Health Nursing, 17*, 169-177.

Park. E. O. (2011). Depression and social support among adults in Jeju province, South Korea. *Journal of Agricultural Medicine and Community Health, 36*, 25-35.

Park, J. J. (1985). *Study to development a scale of social support.* Unpublished doctoral dissertation, Yeonsei University, Seoul, Korea.

Park, S. H., Son, C. N., & Oh, S. W. (1993). The effect of stress, social support, dysfunctional attitude and coping on depression. *Korea Journal of Clinical Psychology, 1993*, 425-437.

Patten, C. A., Gillin, J. C., Farkas, A. J., Gilpin, E. A., Berry, C. C., & Pierce, J. P. (1997). Depressive symptoms in California adolescents: Family structure and parental support. *Journal of Adolescent Health, 20*, 271-278.

Peirce, R. S., Frone, M. R., Russell, M., Cooper, M. L., & Mudar, P. (2000). A longitudinal model of social contact, social support, depression, and alcohol use. *Health Psychology, 19*, 28.

Racic, M., Todorovic, R., Ivkovic, N., Masic, S., Joksimovic, B., & Kulic, M. (2017). Self-perceived stress in relation to anxiety, depression and health-related quality of life among health professions students: A cross-sectional study from Bosnia and Herzegovina. *Slovenian Journal of Public Health, 56*, 251-259.

Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement, 1*, 385-401.

Rho, B., & Mo, S. H. (2007). The effect of levels and dimensions of social support on geriatric depression. *Journal of Korean Gerontological Society, 27*, 53-69.

Rilling, J. K., Winslow, J. T., O'brien, D., Gutman, D. A., Hoffman, J. M., & Kilts, C. D. (2001). Neural correlates of maternal separation in rhesus monkeys. *Bio Psychiatry, 49*, 146-157.

Sung, J. M. (2010). Longitudinal Study on the effects of depression by household's economic factors according to income levels. *Journal of Korean Academy of Social Welfare, 62*, 109-132.

Uher, R. (2011). Genes, environment, and individual differences in responding to treatment for depression. *Harvard Review of Psychiatry, 19*, 109-124.

Wakefield, J. C., & Schmitz, M. F. (2013). When does depression become a disorder? Using recurrence rates to evaluate the validity of proposed changes in major depression diagnostic thresholds. *World Psychiatry, 12*, 44-52.

Wakefield, J. C., & Schmits, M. F. (2014). Uncomplicated depression is normal sadness, not depressive disorder: Further evidence from the NESARC. *World Psychiatry, 13*, 317-319.

Yang, W. (2015). *GIS analysis of depression using location-based Social media data (Doctoral dissertation), University of Georgia*. Retrieved from http://purl.galileo.usg.edu/uga_etd/yang_wei_201508_phd

Yu, E. K., & Seol, H. S. (2015). Factorial structure of the social support scale. *The Korean Association for Survey Research, 16*, 155-184.

Zhang, Y., Peters, A., & Chen, G. (2018). Perceived stress mediates the association between sleep quality and symptoms of anxiety and Depression among College Nursing Students. *International Journal of Nursing Education Scholarship, 15*, 177-186.

국문초록

일상적 우울이 임상적 우울로 발전하는 경로에 대한 모형탐색

최승원[1] · 김종남[2] · 이순묵[3] · 채정민[4] · 서동기[5] · 이혜림[1] · 김아란[1] · 이유진[1]

[1]덕성여자대학교 심리학과, [2]서울여자대학교 교육심리학과, [3]성균관대학교 심리학과, [4]서울사이버대학교 상담심리학과, [5]한림대학교 심리학과

본 연구는 대부분의 정상인들이 자연스럽게 경험할 수도 있는 우울경험인 '일상우울'과 임상적 수준의 '우울증'을 구별하고, 일상우울이 임상적 우울의 발생에 선행한다는 새로운 구조 모형의 타당성을 검증하기 위해 진행되었다. 이를 위해 제주도를 제외한 전국의 성인 남녀 440명을 대상으로 설문조사를 실시하였다. 일상우울의 예측요인으로 예상되는 스트레스지각, 사회경제적 지위, 사회적지지가 일상우울을 매개해 임상수준의 우울을 예측하는 관계모형을 검증한 결과, 우울 유발 변인이 일상우울을 설명하고 이것이 임상적 우울을 예측한다는 모형의 전반적인 적합도가 높게 나타났다. 이는 우울 유발 변인인 스트레스, 사회경제적 지위, 사회적지지가 일상우울을 예측한다는 본 연구의 가설과 일치하였다. 본 연구결과를 통해 일상우울이 역학적 우울의 발생을 예측하는 새로운 개념이 될 수 있다는 가능성이 확인되었으며, 이러한 일상우울 개념의 도입은 우울증 환자들에 대한 사회의 인식을 개선하는 데에도 기여할 수 있을 것으로 보인다. 또한 심리학자의 시각에서 정신병리를 바라본 드문 시도라는 점에서 그 의의가 있다.

주요어: 우울장애, 일상우울, 역기능적 우울

https://doi.org/10.15842/kjcp.2019.38.4.002