

한국 단축형 사랑중독 척도(Korean-Love Addiction Questionnaire-Short Form: K-LAQ-SF) 타당화 연구

송 연 주

동의대학교

하 문 선[†]

공주교육대학교

본 연구는 한국 사회에 적용될 수 있는 한국 단축형 사랑중독 척도(Korean-Love addiction Questionnaire-Short Form: K-LAQ-SF)를 타당화하기 위해 수행되었다. 이를 위해 Peabody(2005)의 사랑중독 질문지(Love addicts 40 Questions)를 바탕으로 탐색적 요인분석을 통해 최종 5요인, 15문항을 선정한 뒤, 확인적 요인분석을 통해 최종 척도의 모형 적합도를 확인하였다. 동등성 검증 결과는 축약된 척도의 이론적 구조가 남녀별로 동일한 방식으로 작동하고 있음을 나타내었다. K-LAQ-SF와 원척도와의 상관분석 결과는 본 척도에서 타당화된 단축형 척도가 원척도를 비교적 충실히 대표하고 있음을 나타냈다. 마지막으로 관계중독, 사랑유형, 우울 변인과의 상관분석 결과 통해 수렴, 변별 및 준거타당도를 확보하였다. K-LAQ-SF는 안정적인 신뢰도와 타당도를 바탕으로 짧은 시간에 간편하게 한국 성인의 사랑중독 특성을 측정하는데 유용하게 활용될 수 있다는 점에서 의의가 있다.

주요어 : 사랑중독, 타당화, 관계중독, 우울, 단축형

[†] 교신저자 : 하문선, 공주교육대학교, 충남 공주시 웅진로 27 공주교육대학교 청목관 519호.

E-mail : moonsunha@gjue.ac.kr

누군가와 사랑에 빠지거나 누군가를 사랑하는 것은 인간의 삶에서 가장 일반적이며 중요한 감정 중 하나로, 대부분의 사람들은 다른 누군가로부터 사랑받고 누군가를 사랑하고 싶어 한다. 그러나 사랑이라는 이름으로 죽을 듯한 고통을 받기도 하고, 그 고통으로 스스로 목숨을 끊기도 하며, 사랑 앞에서는 이성 과 판단력도 다 힘을 잃어 상대를 죽이기까지 하는 범죄로도 이어지고 있다. 즉 사랑하는 관계에서 오히려 심각한 문제가 발생하고 있는 것이다(Costa, Barberis, Griffiths, Benedetto, & Ingrassia, 2019).

건강한 사랑을 하기 위해서도 여러 요소가 필요하다. 서로가 사랑을 키워나가기 위해 노력해야 하고 때로는 상대를 위해 자신을 희생하기도 하지만, 그 관계가 자신에게 해가 된다면 끊을 줄도 알아야 한다. 그러나 어떤 사람들에게는 사랑하고 사랑받고 싶은 갈망이 너무 커서 사랑이 삶의 전체가 되어 버리기에 그 사랑이 자신을 떠나버릴까 두려워 관계를 끊을 수가 없다. 그 관계가 자신에게 해가 된다 할지라도 끊지 못하며 점점 매달리게 된다. 이러한 사람들은 사랑이 곧 자신이 겪는 고통을 벗어나게 해주는 탈출구로 여기며 그 어떤 관계도 혼자 있는 것보다 낫다고 여겨 부적절한 관계까지도 맺게 되는데, 연구자들은 이를 ‘사랑을 하는 것’이 아니라 ‘사랑에 중독되어 가는 것’으로 간주하였다(Redcay & Simonetti, 2018; Sussman, 2010).

‘사랑중독(Love Addiction)’은 자신에게 해가 됨에도 불구하고 유지하고자 하는 강박적인 관계 욕구를 의미한다(Costa et al., 2019; Reynaud, Karila, Blecha, & Benyamina, 2010). 사랑중독 증상을 보이는 이들은 전형적으로 사랑하는 대상이나 관계 외에는 일상의 다른 영

역에는 전혀 집중할 수 없고, 파트너가 곁에 없으면 강한 부정적 정서를 경험한다. 무엇보다도 이들은 사랑만 있다면 그 어떤 어려움도 이겨 낼 수 있다는 ‘마술적 사랑’의 힘을 믿기 때문에 더욱 파트너에게만 의지하려 하는 특성을 나타낸다(Costa et al., 2019; Peele, Brodsky, & Arnold, 1992; Sussman, 2010). Peabody(2005)는 사랑중독을 특정 파트너나 그 파트너와 함께 맺고 있는 관계, 혹은 로맨스나 환상에 건강하지 못한 방식으로 빠져드는 것으로 정의하였고, Litchfield와 Litchfield(1992)는 사랑중독을 내면의 깊은 공허감을 채우기 위해 사람에게 집착하는 것이라고 하였다. Redcay와 Simonetti (2018)은 통제 불능, 일상생활의 손상, 상대의 반응 목살 및 극도의 행복감(euphoria) 추구의 네 가지 요소를 사랑중독의 기준(criteria)으로 제시한 바 있다.

사랑중독은 Peele와 Brodsky(1975)의 저서인 “사랑과 중독(Love and Addiction)”에서 가장 먼저 언급되었다. 이들은 사랑에 중독되는 것과 약물 중독되는 것이 동일한 과정을 거친다고 주장하며, 강박적인 사랑 그 자체가 중독이라는 사실을 밝혀냈다. 이후 여러 연구를 통해 사랑중독이 다른 행위중독이나 물질중독과 같은 특성들을 나타내고 있음이 입증되었으며(Peele et al., 1992; Redcay & Simonetti, 2018; Sussman, 2010), 미국의 경우 학자에 따라 약 3~26%의 유병률을 나타내는 것으로도 보고되고 있다(Sussman, Lisha, & Griffiths, 2011). 아직까지 사랑중독이 구체적인 진단명으로 규정되고 있지는 못하지만, 행위중독의 관점에서 이를 바라보아야 한다는 주장들은 지속적으로 제기되고 있다(Costa et al., 2019).

사랑중독이라는 용어는 병리적 사랑(pathological love), 로맨스 중독(romance

addiction), 강박적 사랑(obsessive love), 병리적 집착(pathological limerence) 등으로 불리기도 하는데(Sussman, 2010), 국내에서는 ‘관계중독(Relationship Addiction)’이라는 용어로 불리고 있다. 관계중독이란 관계를 맺고 있는 특정 대상이나 관계 그 자체, 혹은 관계 내에서 경험하는 감정에 나타내는 중독적 양상으로, 그 관계가 잘못된 것을 알면서도 상대와 함께 하고 싶은 강박감에 사로잡혀 자신의 감정이나 행동을 스스로 통제할 수 없는 상태를 의미한다(송연주, 2019; 송연주, 하문선, 2020). 국내에서는 이의선(2005)이 관계중독이라는 용어를 사용하여 처음 연구를 시작한 것으로 여겨지며, 이수현(2009)은 관계중독이란 용어가 사랑중독, 중독적 관계, 중독적 사랑관계 등과 같이 통일되지 않게 사용되고 있지만, 국내 선행연구를 토대로 관계중독이라는 용어를 사용할 것을 명시하였다. 최근 들어 국내의 몇몇 연구에서는 관계에서 나타나는 병리적인 양식이 반드시 이성 간의 관계에서만 나타나는 것은 아니기 때문에, 사랑중독보다는 관계중독이라는 용어가 우리 사회에 더 적합한 것으로 간주한 바 있다(김미림, 정여주, 이도연, 윤서연, 김옥미, 2019; 이인재, 양난미, 2020).

앞서 언급했듯이 사랑중독이 관계에 대한 강박적인 요구로 정의되긴 하나(Costa et al., 2019; Redcay & Simonetti, 2018), 국외의 연구에서는 관계중독이라는 용어를 찾아보긴 어렵다. 다만 몇몇 국외의 저서를 통해 관계중독이라는 용어를 찾아볼 수 있는데, 이를 살펴보면 사랑중독과 관계중독의 개념 간 차이가 발견된다(Litchfield & Litchfield, 1992; Martin, 1991; Peabody, 2005; Whiteman & Petersen, 1998). Whiteman과 Petersen(1998)은 사랑중독이란 실제로 사랑을 하는 것이 아니라 사랑 안에 있

다는 그 느낌을 갈망하는 것으로 정의하며, 사랑중독을 관계중독의 하위유형으로 구분하였다. 반면 Litchfield와 Litchfield(1992) 및 Peabody(2005)는 관계중독을 의미있는 관계를 맺는 것에 중독되는 것이라 정의하며 사랑중독의 하위유형으로 두었고, Martin(1991)는 사랑중독과 관계중독을 별개의 유형으로 구분하며 각기 다른 요인에 의해 중독될 수 있음을 주장하였다. 즉 학자들 간 차이는 있지만, 사랑중독이 개인이 경험하는 사랑의 감정에 초점을 둔 채 관계를 맺고자 하는 강박적 요구를 언급하고 있다면, 관계중독은 관계라는 상황에 중점을 두고 관계 내에서 경험하는 사랑을 다루고 있는 것이다(송연주, 2019).

이처럼 유사한 개념에 대해 ‘사랑중독’과 ‘관계중독’이라는 서로 다른 용어를 사용하고 있다는 점은 다소 흥미롭다. 국외의 사랑중독과 국내의 관계중독이 서로 다른 개념인지 혹은 동일한 개념에 대해 다른 용어를 사용하고 있는 것인지에 대해서는 언급된 바 없지만, 국내의 많은 연구들이 관계중독이라는 개념을 설명하면서 국외의 사랑중독을 근거로 제시하고 있다는 점에 비추어 본다면, 적어도 국내에서는 사랑중독과 관계중독이라는 용어가 동일한 개념으로 사용되고 있는 것으로 여겨진다. 즉 병리적인 이성 간의 관계에서 사랑의 감정에 초점을 맞춘 사랑중독과 관계라는 상황을 중시하는 관계중독이 동일한 개념으로 사용되고 있는 것이다. 우리나라와 같은 동양 사회가 개인주의적 성향으로 변화되고 있다는 하지만 여전히 관계중심의 집단주의 문화 성향을 나타내고 있다는 점을 감안하면 사랑중독이라는 용어보다 관계중독이라는 용어가 우리사회와 문화에 더 적합할 수 있다(송연주, 2019). 그러나 사랑중독이 반드시 관계 내에서

만 발생하는 것이 아니라 가상의 관계에서도 발생할 수 있고(Martin, 1991; Peabody, 2005), 한 개인이 사랑에 빠져 중독적 양상을 나타내지만 그 사랑이 상호감정이 아닐 수 있음(Redcay & Simonetti, 2018)에 근거해 본다면, 국내에서 바라보는 ‘관계중독’에 대해 다시 한번 되짚어볼 필요가 있다. 최근 병리적인 이성관계가 아닌 일반적인 관계로까지 관계중독의 범위를 확장하는 분위기에 비추어본다면, 관계중독이라는 용어 사용에 보다 민감해져야 하는 것이다.

이러한 민감성은 국내에서 관계중독을 측정하는 도구의 사용에서도 더욱 부각된다. 국내에서 가장 많이 사용되고 있는 척도는 국내판 관계중독 질문지(Relationship Addiction Questionnaire-30: RAQ-30, 이상우, 2014)로 나타났다(송연주, 2019). 이는 Peabody(2005)의 사랑중독 질문지(Love addiction 40 Questions)를 번안하여 타당화한 척도로, RAQ-30가 국내에서 가장 많이 활용되고 있다는 점은 국내 연구자들이 관계중독에 대해 가지고 있는 개념을 의미한다고 할 수 있다. 즉 관계중독이라는 용어를 사용하면서도 별다른 개념적이나 부연설명 없이 사랑중독 설문지를 사용해 오고 있다는 것은, 비록 관계중독을 측정하기 위한 도구의 부재에서 기인했을 수도 있으나, 연구자들은 관계중독과 사랑중독을 동일한 개념으로 간주하고 있음을 뒷받침하는 것으로 볼 수 있다. 비록 사랑중독과 관계중독이 서로 중첩되는 부분이 존재한다 할지라도, 사랑중독과 관계중독의 개념에 대한 명확한 정립과 더불어 이를 측정하는 도구의 사용에도 신중을 기해야 하는 것이다. 최근 일반적인 관계로 중독의 범위를 확장한 관계중독 척도가 개발되기도 하였지만(이인재, 양난미, 2020), 관계의 종류

에 따른 중독의 내용이나 수준에 대해 알려진 바가 없는 상태에서의 개념 확장은 지금까지 병리적 사랑의 관점에서 다루어왔던 관계중독과 차이가 있을 가능성을 배제하는 것이다. 따라서 사랑중독과 관계중독의 개념 간 차이를 바탕으로 하여, 보다 깊이 있는 탐색과 정교한 분석방법을 통해 각 개념 간 차별화된 척도를 개발하고 타당화하는 작업이 요구된다.

앞서 언급했듯이, 현재 국내에서 가장 많이 활용되고 있는 척도는 이상우(2014)가 ‘관계중독’이라는 용어로 요인분석하였던 RAQ-30, 즉 사랑중독 척도이다. 사랑중독 척도는 Peabody(2005)가 이성 간의 사랑 및 관계를 주제로 어려움을 호소하는 내담자들과의 상담 경험을 토대로 개발한 40문항의 질문지로, 사랑중독을 경험하는 개인을 감별하기 위해 설계되어 임상장면에서 손쉽게 활용되고 있다. 국내에서는 이수현(2009)이 가장 먼저 번안하고 타당화하는 과정을 거쳐 최종적으로 6개의 요인을 도출하였고 40문항 중 25문항을 선별하였다. 추출된 6개 하위요인에 대해서는 과잉반응, 과도한 몰입, 강박과 사로잡힘, 의존, 비현실적 기대로 명명하였다. 이에 대해 이상우(2014)는 40문항 중 15문항이 제거되어 안정적으로 관계중독을 측정하지 못하고 있다는 점과 문항이 온전히 하나의 요인에만 적재되었다기보다 두 요인에 동시에 높게 적재된 문항이 있다는 점, 그리고 여대생을 대상으로 타당화한 연구라는 점을 지적하며 보다 타당한 측정을 위해 이를 재번역 및 타당화하는 과정을 거쳤다. 그 과정에서 사랑중독 질문지가 단일요인으로 관계중독을 측정하고 있는 것이 보다 타당하다고 주장하며, 원칙도에서 경험을 묻는 10문항을 제외하고 최종적으로 30문항으로 재구성하여 사용하였다.

그러나 이러한 과정 역시 몇 가지 점에서 한계가 발견된다. 첫째, 번역·역번역 작업을 거치지 않은 채 이미 번안되어 사용되고 있는 문항을 대상으로 탐색적 및 확인적 요인분석을 하였기에 문항 자체에 대한 내용 타당도가 검증되지 않았을 가능성이 높다. 둘째, 이상우(2014)가 척도의 탐색적 요인분석을 위해 사용한 주성분 분석(principal component analysis: PAF) 방법은 SPSS패키지에서 요인분석 모듈 실행을 위해 초기화로 지정된 방법이나, 사실이 방법은 탐색적 요인분석의 한 종류가 아니며 측정오차가 없다는 비현실적 가정을 기반으로 단순히 분산이 큰 변수를 순서대로 주성분을 구성하여 총분산을 설명한다는 측면에서 사회과학의 경우 되도록 피하는 것이 좋다(홍세희, 2009). 일반적으로 탐색적 요인분석의 추정 방법 중에서 현재 가장 많이 활용되는 방법은 최대우도법(maximum likelihood estimation)으로, 이는 수집된 자료를 표본이라고 가정하기 때문에 보다 현실적인 것으로 여겨져 사회과학연구에서 탐색적 요인분석을 위해서는 최대우도법을 활용하는 것이 보다 적절하다고 할 수 있다. 요인회전의 경우에도 사회과학에서는 대부분 추출된 요인들의 상관관계가 0인 경우가 현실적으로는 거의 없기 때문에 특별한 이유가 없는 한 사각회전을 사용한다. SPSS패키지에서 제공되는 사각회전 방법은 Direct oblimin 방법임에도 불구하고(홍세희, 1999), 이상우(2014)는 Promax 방법을 활용했다는 점에서도 한계를 보이고 있다. 셋째, 이상우(2014)는 사랑중독 질문지(Love addiction 40 Questions) 원척도에서 ‘예/아니오’만으로 응답하게 된 것을 5점 Likert 척도로 변환하여 사용하였다. 그러나 5점 Likert 척도의 경우 피험자들이 인지적 노력을 덜 들이고 보다 쉽게

설문을 작성할 수 있지만, 정확도가 낮을 수 있으며 응답자의 이해도를 보다 깊이 측정하지 못할 수 있다(Finstad, 2010). 넷째, 척도 개발 과정에서 경험과 관련된 진술문을 제거한 것은 개발자의 주관적 기준에 의한 선정이며, 특히 현재 대학생들의 경우 이성과의 관계 경험이 보다 개방적이 되었다는 측면에서 현재 맥락을 반영하지 못할 가능성이 높다. 이상우(2014) 역시 자신의 연구가 대학생만을 대상으로 하였기 때문에 연구대상의 범위를 확대해야 하며, 남녀 모두 수용가능한지 밝히기 위해서는 다집단 동등성 검증을 실시할 필요가 있다고 제안한 바 있다.

한편, 현재 상담 현장에서는 검사 실시에 있어서 실용성을 보다 높이기 위해서 단축형 검사 개발에 대한 요구가 높아지고 있다. 문항이 많은 척도의 경우 특히 관련성을 살펴보기 위해 다른 질문지를 추가하여 실시하는 경우가 많은데 이 때 연구대상자들의 동기와 주의력을 흐릴 수 있고(김지현, 김복환, 하문선, 2011), 현장의 임상가들 또한 사용하는 측정도구의 시간적 소모와 문항 수에 있어서의 부담감을 호소하였다(이순목, 김종남, 채정민, 최승원, 서동기, 2018; Whooley, Avins, Miranda, & Browner, 1997). 이를 통해 다수의 연구에서 실용적인 관점을 중시하고 더 좋은 심리측정학적 속성을 가진 단축형 척도에 대한 유용성을 입증하고 있음을 알 수 있다(서동기 외, 2019; Choi, Fuqua, Newman, 2009).

이에 본 연구에서는 국내에서 가장 많이 사용되고 있는 Peabody(2005)의 사랑중독 질문지를 대학생을 포함하여 20~50대 성인들에게 확대하여 적용함으로써 변화된 우리사회에 적합하며 신뢰도와 타당도가 확보된 한국 단축형 사랑중독 척도(K-LAQ-SF)를 타당화하고자

하였다. 또한 본 연구에서는 원칙도명인 ‘사랑중독’이라는 용어를 그대로 사용하여 우리사회에서 나타나는 사랑중독의 양상을 확인함으로써 추후 국내에서의 관계중독에 대한 개념정립과 척도 개발에 보다 구체적인 정보를 제공하고자 하였다. 특히 본 연구에서는 원칙도의 모든 문항을 전면 번역-재번역한 후 동일성 평정을 거쳐 문화적 민감성을 높이고자 하였으며, 사랑중독 척도의 수렴타당도, 변별타당도 및 준거타당도를 확보하여 축약된 한국어 K-LAQ-SF의 신뢰도와 타당도를 높이고자 하였다. 본 연구를 통해 향후 연구 및 상담 현장에서 사랑중독과 관계중독에 대해 보다 타당하고 효율적인 평가가 가능해지기를 기대해본다.

방 법

연구대상 및 연구절차

본 연구에서는 한국 단축형 사랑중독 척도(K-LAQ-SF)의 타당화를 위해 비확률적 표집(편의표집, 스노우볼 표집 등)을 통해 서울·경기, 대전·세종·충남, 충북, 광주·전남 및 경남에 거주하는 20세 이상 성인 총 295명을 대상으로 원칙도인 LAQ 40문항과 기타 인구통계학적 배경(성별, 연령, 연애경험 등)을 묻는 문항에 대한 오프라인 설문을 실시하였다. 특히 1차 수집된 데이터 중 연애 경험이 없는 5명의 자료를 제외하고 탐색적 요인분석을 위한 데이터로 활용하였다. 이후 확인적 요인분석을 위해 동일 지역 성인 292명을 대상으로 최종 선정된 K-LAQ-SF 15문항과 기타 인구통계학적 배경(성별, 연령, 연애경험 등)을 묻는 문

항으로 구성된 설문을 실시하였다. 이 중 불성실한 응답을 한 참여자와 연애 경험이 없는 참여자 총 4명을 제외하고 분석을 위한 자료로 활용하였다. 마지막으로 본 척도의 타당도 검증을 위해 성인 193명을 대상으로 90문항으로 구성된 설문을 실시하였다. 특히 본 연구에서는 설문 실시에 앞서 연구자 및 훈련된 연구보조원들이 참여자에게 연구 목적과 방법을 충분히 안내하였으며, 자발적으로 연구에 참여하기로 동의한 참여자에 한정하여 서면동의를 받고 설문을 실시하였다. 본 연구대상의 구성은 표 1과 같다.

측정도구

사랑중독

본 연구에서는 한국 단축형 사랑중독 척도(K-LAQ-SF)의 타당화를 위해 Peabody(2005)가 실제 상담 및 임상 장면에서 활용한 사랑중독 질문지 40문항(Love addicts 40 Questions)을 활용하였다. 이를 위해 먼저 본 연구진들이 각각 독립적으로 우리 말로 번안한 후, 상호합의를 통해 가장 적절한 번안을 선정하였다. 이를 다시 한국어-영어 이중언어 사용자가 역번안을 하였고, 또 다른 영어능통자에게 원칙도 문항과 역번안 문항이 얼마나 동일할지 7점 척도(1=동일하지 않다. ~ 7=동일하다)로 동일성 평정을 하게 하였다. 점수가 4점 이하인 문항을 연구진이 다른 이중언어자와 다시 검토하고 수정 과정을 반복한 후, 최종 번안된 40문항을 완성하였다. 특히 본 연구에서는 원칙도에서 ‘예/아니오’만으로 응답하게 된 것을 사랑중독의 정도가 심각한 수준에 따라 1점 “전혀 그렇지 않다”에서 7점 “항상 그렇다”까지의 7점 Likert 척도로 평정하도록 하였

표 1. 연구대상 분포

단 계	연령	성별		합 계
		남	여	
탐색적 요인 분석	20대	39	63	102
	30대	34	39	73
	40대	19	54	73
	50대	13	29	42
합 계		105	185	290
확인적 요인 분석	20대	41	61	102
	30대	27	45	72
	40대	25	48	73
	50대	17	24	41
합 계		110	178	288
타당도 검증	20대	31	30	61
	30대	25	36	61
	40대	18	25	43
	50대	13	15	28
합 계		87	106	193
총 대상		302	469	771

다. 이는 4점 이하 Likert 척도의 경우, 서로 다른 태도를 가진 응답자들이 같은 응답 번호를 선택할 가능성이 높아 문항의 변별도를 낮아지게 하며 응답자 간 차이를 측정하는데 한계를 보이기 때문이다. 또한 사회과학 연구에서 가장 보편적으로 쓰이는 5점 Likert 척도의 경우, 7점 Likert 척도에 비해 응답자의 이해도를 보다 정밀하게 측정하지 못할 수 있기 때문에 보다 세분화된 7점 Likert 척도(Finstad, 2010) 사용하고자 한 것이다. 본 연구에서의 Cronbach's α 는 사랑중독 전체 .838, 요인 1(과도한 몰입)은 .709, 요인 2(비현실적 기대)는 .741, 요인 3(급단)은 .732, 요인 4(갈망)은 .738,

요인 5(위험감수 의존)는 .081이었다.

관계중독

K-LAQ-SF의 수렴타당도 검증을 위해 Whiteman과 Peterson(1998)이 개발한 척도를 김인화(2004)가 번안한 관계중독 척도(Relationship Addiction Questionnaire)를 사용하였다. 특히 수렴타당도에서는 측정하고자 하는 점수와 유사한 구인을 측정하는 측정치와의 상관성이 높으면 수렴 근거가 있는 것으로 판단하는데(성태제, 시기자, 2006), 본 연구에서는 사랑중독척도와 관계 또는 감정에서의 중독성 측면에서 유사한 방향의 개념을 측정한다는 측면에서

관계중독척도와 의 상관을 통해 수렴타당도를 확보하고자 하였다. 관계중독 척도는 사랑중독 7문항, 성 중독 7문항, 사람중독 7문항, 관계중독에 영향 받기 쉬운 요소를 갖고 있는 정도 7문항의 총 4요인, 28문항으로 이루어져 있다. 관계중독성향의 수준에 따라 “전혀 그렇지 않다” 1점에서 “매우 그렇다” 7점까지의 7점 Likert 척도로 평정된다. 김지연과 심혜원(2016)의 연구에서 Cronbach's α 는 .85이었고, 본 연구에서의 Cronbach's α 는 .89이었다.

사랑유형

K-LAQ-SF의 변별타당도 검증을 위해 Sternberg의 사랑유형척도(Sternberg, 1990)를 권석만(1997)이 변안한 척도를 사용하였다. 이 척도는 Sternberg(1986)가 제시한 사랑의 삼각형 이론의 세 구성요소 즉, 친밀감 12문항, 열정 12문항, 헌신 12문항의 총 3요인, 36문항으로 이루어져 있다. 친밀감은 따뜻한 측면으로 사랑의 정서적 측면을, 열정은 사랑의 뜨거움으로 동기적 측면을 반영하며, 헌신은 상대를 사랑하겠다는 결정과 행동적 측면으로 사랑의 인지적 측면을 나타낸다. 각 문항은 사랑의 정도가 높은 수준에 따라 1점 “전혀 아니다”에서 5점 “매우 그렇다”까지의 5점 Likert 척도로 평정된다. 점수가 높을수록 완벽하고 이상적인 사랑을 의미하는 것으로, 원척도에서의 Cronbach's α 는 .967이었으며, 본 연구에서의 Cronbach's α 는 .902이었다.

우울

K-LAQ-SF의 준거타당도 검증을 위해 Radloff(1977)에 의해 표준화된 CES-D(Center for Epidemiologic Studies Depression Scale)척도를 전경구와 이민규(1992)가 한국 상황에 맞게 측

소한 11문항을 사용하였다. 각 문항은 우울의 정도가 높은 수준에 따라 1점 “극히 드물다(1주일에 1일 미만)”에서 4점 “매우 그렇다(1주일에 5일 이상)”까지의 4점 Likert 척도로 평정된다. 원척도에서의 Cronbach's α 는 .89이었으며, 본 연구에서의 Cronbach's α 는 .912이었다.

자료분석

본 연구에서는 최종 번안된 K-LAQ-SF 15 문항 1차 수집 자료($N=290$)에 대해 KMO와 Bartlett 검정을 통해 요인분석을 실시하기에 적절한 자료임($P=.000$)을 확인한 후(김은하, 2018), 요인 추출 방법으로 Maximum Likelihood 방식을, 요인 회전방법으로는 사교회전방식인 Direct Oblimin 방식을 적용하여 탐색적 요인분석(Exploratory Factor Analysis: EFA)을 실시하였다. 다음으로 탐색적 요인분석을 통해 최종 선정된 문항들이 2차 수집된 새로운 자료($N=289$)에 대해서 요인 구조가 타당한지 검증하기 위해 확인적 요인분석(Confirmatory Factor Analysis: CFA)을 실시하였다. 일반적으로 표본의 크기는 최소 150개가 필요하며, 200~400개 정도면 바람직하다고 보고된 바 있다(Kline, 2011; Schumacker & Lomax, 2004). 특히 본 연구에서는 모형 적합도 지수로 TLI, CFI, RMSEA를 사용하였으며, 모든 문항이 각 하위 요인을 측정하기에 적합한 측정변인인지 확인하기 위해 추가적으로 각 요인의 문항에 대한 비표준화 계수 값과 표준화 계수 값 및 요인간 상관, 문항-총점 상관을 살펴보았다. 또한, 남녀 집단별로 K-LAQ-SF 이론적 구조의 동등성을 검증하기 위해 형태 동일성, 측정 동일성, 절편 동일성, 부분절편 동일성, 요인분산 동일성 및 잠재평균분석을 실시하였다. 마지

막으로, 최종 척도의 신뢰도 검증을 위해 Cronbach's α 계수를 산출하였으며, 타당도 검증을 위해 수렴타당도, 변별타당도 및 준거 타당도를 검증하였다. 모든 자료는 PASW STATISTICS 23.0과 AMOS 23.0을 활용하여 분석되었다.

결 과

탐색적 요인분석

본 연구에서는 Peabody(2005)가 개발한 사랑중독 질문지 40문항이 한국 성인 남녀에게 그대로 나타나는지 살펴보기 위해 탐색적 요인분석(Exploratory Factor Analysis: EFA)을 실시하였다. 먼저, 요인수를 지정하지 않은 첫 번째 요인분석에서 Eigenvalue 기준값인 1이상인 요인의 수는 10개였으며, Scree Plot 또한 8요인 혹은 10요인 구조가 적합함을 제안하였다. 이에 따라 10요인 구조를 선택하고 요인분석을 실시하였으나 심각한 요인 교차의 문제가 발생하였다. 이에 요인부하량 .30이하인 문항, 하나의 문항이 두 요인 이상에 동시에 높게 적재된(cross-loading) 문항, 총점-문항 간 상관이 .30이하인 문항 총 13문항을 제거하였다(홍세희 외, 2019; Fabrigar, Wegener, MacCallum, & Strahan, 1999). 이후 남은 문항을 다시 요인분석하였으나 역시 요인 교차의 문제가 발생하여 다시 문제를 보이는 12문항을 제거한 후 남은 문항들을 다시 요인분석하여 총 15문항으로 구성된 단축형 한국어 사랑중독 질문지(K-LAQ-SF)를 구성하였다. 특히 본 연구에서는 한 검사가 다수의 하위 요인들로 구성되는 경우 한 요인당 3~15개의 문항을 포함시키는

것이 적절하며(Loewenthal, 1996), 하나의 검사가 구성되기 위해서는 6~15개 정도의 문항을 포함하는 것이 안정적이라는 연구자들(Loewenthal, 1996; Tabachnick & Fidell, 2001)의 제안을 반영하고자 하였다. 뿐만 아니라, 각 문항이 다른 요인에 적재될 가능성을 최대한 배제하고 각 요인들을 가장 잘 설명하는 문항을 선택하고자 하였다. 따라서 이들 기준에 따라 선택된 총 15문항에 대해서 Maximum Likelihood 요인 추출 방법과 Direct Oblimin 사교회전방식을 적용하여 최종 구조행렬을 확인한 결과, 축약된 K-LAQ-SF의 15개 문항은 5개의 요인에 의해 총 변량의 62.694%가 설명되었다(표 2). 본 연구에서는 요인 1은 과도한 몰입, 요인 2는 비현실적 기대, 요인 3은 금단, 요인 4는 갈망, 요인 5는 위험감수 의존라고 명명하였다. 비록 일부 문항에서 요인교차를 보이는 문항들이 존재하지만, 이는 여러 척도에서도 다수 발견되는 현상으로 볼 수 있으며 특히 문항 간, 요인간 상관이 크기 때문인 것으로 판단된다. 그럼에도 불구하고 최종 선택된 15문항은 대체적으로 높은 부하량을 보이고 있었다.

확인적 요인분석

탐색적 요인분석(EFA)에 의해 선택된 최종 15문항에 대해 확인적 요인분석(Confirmatory Factor Analysis: CFA)을 실시하여 새로운 데이터에서도 요인구조의 일반화가 가능한지 살펴보았다. 먼저, 본 척도의 요인구조의 모형 적합도는 $\chi^2(80, N=289)=128.433, p<.001, TLI=.931, CFI=.954, RMSEA=.046$ 로 양호하게 나타났으며, Hair 등(2006)이 제시한 적합도 기준을 상당히 충족하였다. 최종 모형에서 각

표 2. K-LAQ-SF의 요인 구조(N=290)

문 항	요인1	요인2	요인3	요인4	요인5
	과도한 몰입	비현실적 기대	급단	갈망	위험감수 의존
10 평소에는 사람을 믿는 것이 어렵지만, 사랑에 빠지면 믿을 수 없는 사람도 믿게 된다.	.889	.257	.313	.340	.281
12 나는 관계를 계속 유지하기 위해서 내가 감당해야 할 몫 이상의 책임을 진다.	.458	.278	.357	.224	.150
9 사랑에 빠지거나 파트너를 선택할 때, 내겐 그 어떤 것보다 처음의 끌림이 가장 중요하다. 시간이 지나면서 서서히 사랑에 빠지는 것은 마음에 들지도 않고 하고 싶지도 않다.	.430	.015	.160	.234	.244
38 사랑을 하고 있지 않더라도 나는 항상 사랑에 대한 환상을 가지고 있다.-과거에 사귀었던 애인이나 앞으로 나타날 애인에 대해	.197	.869	.326	.280	.131
39 생각해보면 나는 사랑과 로맨틱한(낭만적인) 환상에 압도되어 왔다.	.235	.742	.338	.352	.066
36 삼각관계에 놓인다면, 모든 사람이 다 공평하다고 생각하기 때문에 나는 절대 물러서지 않는다.	.081	.331	.159	.130	.026
20 나는 사랑에 빠져 있거나, 파트너가 헤어지자고 위협할 때, 그 사람의 어떤 요구도 거절할 수 없다.	.394	.283	.768	.281	.285
19 사랑하는 사람이 없을 때 나는 무능하다고 느낀다.	.281	.329	.656	.227	.294
16 나는 혼자 있는 것을 견딜 수 없다.	.173	.288	.554	.298	.286
3 나는 사랑에 빠지면, 중요한 일을 할 때조차도 그 사랑에 대한 생각을 멈출 수 없다.	.289	.330	.292	.719	.091
2 나는 매우 쉽게 그리고 빨리 사랑에 빠진다.	.335	.280	.279	.708	.323
5 나는 사랑할 때 내 파트너를 숨 막히게 하는 경향이 있다.	.239	.193	.186	.671	.245
17 나는 외로움을 피하기 위해 한 번 이상 나쁜 사람과 사귀 적이 있다.	.274	.088	.484	.254	.709
25 나는 연애하는 것을 좋아해서 부적절한 상황에서도 한 번 이상 연애해 본 적이 있다.	.301	.155	.221	.233	.670
26 나는 확대하는 사람과 지내본 적이 있다.	.201	.036	.273	.244	.500
Eigenvalue	4.170	1.629	1.383	1.174	1.047
설명분산(%)	27.802	10.861	9.222	7.829	6.981

요인의 문항에 대한 비표준화 계수 값은 모두 유의한 것($p < .01$)으로 나타났으며, 문항의 표준화 계수 또한 .35~.84로 나타나 비교적 안

정적인 값을 보여 주었기 때문에 모든 문항이 각 하위요인을 측정하기에 적합한 측정변인인 것으로 판단된다. 한편 요인간 상관은 .47~.77

표 3. K-LAQ-SF의 확인적 요인분석 결과

Model	χ^2	df	N	TLI	CFI	RMSEA (90% CI)
연구 모형	128.433	80	288	.931	.954	.046(.031-.060)

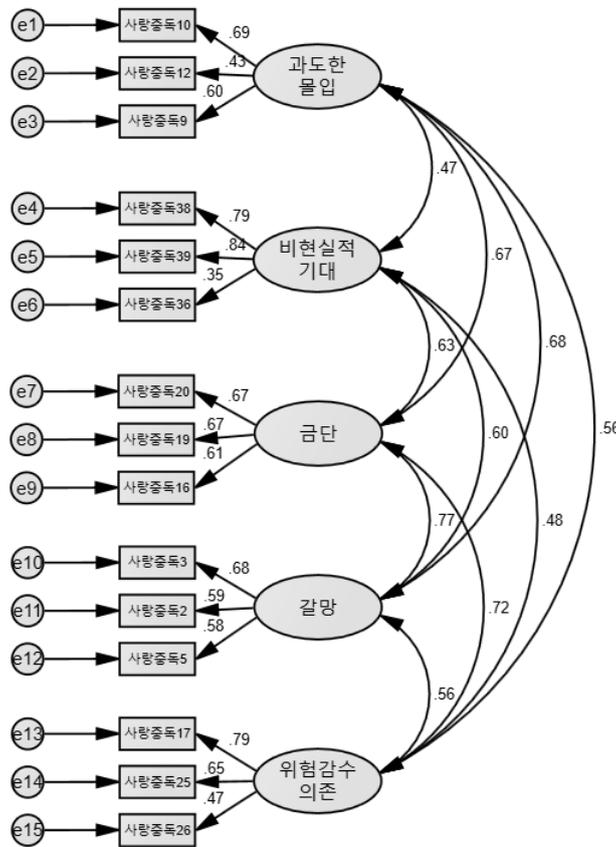


그림 1. K-LAQ-SF의 구조모형(N=289)

로 높은 편으로 나타났다(그림 1).

다집단 동등성 검증

본 연구에서는 K-LAQ-SF의 5요인 모형의 이론적 구조가 남녀 집단 간 동등하게 나타나는지 다집단 동등성 검증을 위해 남성집단

(N=215)과 여성집단(N=215)을 새롭게 구성하여 형태 동등성, 측정 동등성, 절편 동등성, 요인 분산 동등성 및 잠재평균 분석을 실시하였다. 다집단 분석(multi-group analysis)은 집단 간 요인 구조가 같은지 검증하고자 하는 경우에 유용하게 활용되는 방법이라고 할 수 있다. 먼저 남성집단과 여성집단 자료를 대상으로

표 4. 다집단(성별) 동등성 검증에 대한 적합도 지수(N=430)

	χ^2	df		TLI	CFI	RMSEA
모형1: 형태 동일성 모형(기초모형)	225.660	160		.939	.959	.031(.021-.040)
모형2: 측정 동일성 모형	250.371	170	$\Delta\chi^2(10)=24.711$.930	.950	.033(.024-.042)
모형3: 절편 동일성 모형	294.223	185	$\Delta\chi^2(15)=43.852$.913	.933	.037(.029-.045)
모형4: 부분절편 동일성 모형	276.762	180	$\Delta\chi^2(10)=26.391$.920	.940	.035(.027-.043)
모형5: 요인분산 동일성 모형	285.609	185	$\Delta\chi^2(5)=8.847$.919	.938	.036(.027-.044)

어떠한 동일화 제약을 가하지 않은 기초 모형 분석을 통해 형태 동일성을 검증하였다. 표 4와 같이 TLI와 CFI 및 RMSEA가 각각 .939, .959, .031로 적합도 지수가 양호하게 나타났으며, 분산추정치(Variance)에 음수(-)가 없음이 확인되어 형태 동일성을 확보하였다.

다음으로 측정 동일성 검증을 위해 남녀 두 집단의 요인계수가 같다고 가정한 모형 2와 어떠한 제약도 가하지 않는 모형 1의 χ^2 차이 검증을 실시하였다. 두 모형 간 χ^2 차이값은 24.711이었으며 자유도의 차이값은 10으로 유의도 수준 5%에서 통계적으로 유의한 차이를 보여 두 모형은 상이한 모형인 것으로 나타났다. 그러나 모형의 적합도를 비교할 때 χ^2 차이검증 방법은 χ^2 값이 표본크기에 민감하게 영향을 받기 때문에 그 대안으로 TLI, CFI, RMSEA와 같은 적합도 지수를 비교하는 방법이 제안되었다. 적합도 지수는 표본크기의 문제와 모형의 간명성(parsimony)을 모두 충족시켜주기 때문이다(홍세희, 2000). 특히, Cheung과 Rensvold(2002)는 표본크기에 민감하게 영향을 받는 문제로 비판받고 있는 χ^2 차이검증에 대한 대안으로 CFI 차이값을 사용할 것을 제안하였는데, 그들은 CFI 차이값(ΔCFI)이 .01을 초과하여 떨어지지 않으면 동일성이

확보된 것으로 간주한다고 보고하였다. 따라서 본 연구에서는 모형 1과 모형 2의 χ^2 차이 검증 대신 TLI, CFI, RMSEA 차이를 살펴본 결과, 모형 2의 TLI, CFI, RMSEA는 모형 1에 비해 크게 나빠지지 않았고($\Delta TLI=-.009$, $\Delta CFI=-.005$, $\Delta RMSEA=-.002$) 특히 CFI의 차이값은 .01을 초과하여 떨어지지 않아 측정 동일성이 성립된 것으로 평가하였다. 이러한 결과는 본 연구에서 타당화된 척도가 남녀 두 집단에서 모두 동일한 방식으로 작동하고 있음을 보여주는 것이다.

측정 동일성이 성립되었기 때문에 다음 단계로 절편 동일성을 검증하기 위해 측정 동일성 모형(모형 2)과 각 측정 변인의 절편까지 동일화 제약을 가한 절편 동일성 모형(모형 3) 간 적합도를 비교하였다. 모형 2와 모형 3의 χ^2 차이값은 43.852, 자유도의 차이값은 15로 유의도 수준 5%에서 통계적으로 유의한 차이가 나타났으며, TLI와 CFI 및 RMSEA 역시 나빠졌다($\Delta TLI=-.017$, $\Delta CFI=-.017$, $\Delta RMSEA=-.004$). 이러한 문제를 해결하기 위해 측정변수의 동일화 제약을 일부 풀어줌으로써 완전히 제약을 가한 절편 동일성 모형 3에 비해 적합도가 유의미하게 좋아졌다. 부분절편 동일성을 검증하기 위하여 부분절편 동일성 모형인

모형 4와 측정 동일성 모형 2의 χ^2 차이 검증을 실시한 결과, χ^2 차이값은 26.391, 자유도의 차이값은 10으로 두 모형 간 차이가 유의도 수준 5%에서 통계적으로 유의한 차이를 보여 두 모형은 상이한 모형인 것으로 나타났다. 그러나 TLI, CFI, RMSEA가 모형 2에 비해 크게 나빠지지 않았고(Δ TLI=-.01, Δ CFI=-.01, Δ RMSEA=-.002) 특히 CFI의 차이값은 .01을 초과하여 떨어지지 않아 절편 동일성이 성립된 것으로 판단하였다. 이는 남녀 두 집단에서 측정도구와 절편이 동일한 방식으로 작동하고 있음을 보여주는 것으로, 관찰된 평균차가 잠재 변인에 대한 집단 간 실제 차이를 반영하는 것으로 볼 수 있다.

확보된 부분절편 동일성을 바탕으로 척도의 잠재평균이 남녀 집단 간 다른지 알아보기 위해 잠재평균분석을 실시하였다. 잠재평균분석에서는 요인 평균을 직접 추정하는 것이 불가능하기 때문에 한 집단(참조 집단)의 잠재 평균을 0으로 고정한 상태에서 다른 집단의 잠재평균을 추정하는 것만 가능하다(Hong, Malik & Lee, 2003). 이에 따라 본 연구에서는 여성집단을 참조 집단으로 보고 잠재평균을 0으로 고정한 후 남성집단의 잠재평균을 추정하였다(표 5). 잠재평균 차이를 해석하기 위해서는

코헨(Cohen)의 효과 크기(d)를 계산하여야 하며(표 5), 특히 효과 크기 산출시 집단 간 요인의 공통표준편차를 적용하기 때문에 집단 간 요인의 분산이 동일하다는 요인분산 동일성 가정이 성립해야 한다. 표 4와 같이, 모형 4과 모형 5의 χ^2 차이값은 8.847, 자유도의 차이값은 5로 유의도 5% 수준에서 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 또한 TLI, CFI, RMSEA가 모형 4에 비해 크게 나빠지지 않았고(Δ TLI=-.001, Δ CFI=-.002, Δ RMSEA=-.001) 특히 CFI의 차이값은 .01을 초과하여 떨어지지 않아(Cheung & Rensvold, 2002) 요인분산 동일성이 확보되었다. 요인분산 동일성이 확보되었기 때문에 효과 크기의 값을 산출하기 위해 공통표준편차를 사용하였다. Cohen(1998)이 제시한 기준에 따르면 효과 크기(d)의 값이 .2 이하면 작은 수준으로, .5면 중간 수준으로, .8 이상이면 큰 수준으로 해석된다. 표 5에서 살펴본 바와 같이, 요인 1(과도한 몰입), 요인 2(비현실적 기대), 요인 4(갈망), 요인 5(위험감수 의존)에서는 남녀 집단 간 유의미한 차이가 나타나지 않았으나, 요인 3(금단)에서는 남성이 여성보다 작은 수준에서 통계적으로 유의미하게 높은 것으로 나타났다.

표 5. K-LAQ-SF의 성별 잠재평균 차이분석

요 인	남성	여성	d (남, 여)
요인 1(과도한 몰입)	.064	0	.11
요인 2(비현실적 기대)	-.165	0	-.09
요인 3(금단)	.299	0	.42*
요인 4(갈망)	.145	0	.11
요인 5(위험감수 의존)	.039	0	.04

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

신뢰도 분석

한국 단축형 사랑중독 척도(K-LAQ-SF)의 신뢰도 검증을 위해 Cronbach' α 계수를 산출하였다. 전체 사랑중독 척도의 Cronbach's α 는 .838이었으며, 요인 1(과도한 몰입)은 .709, 요인 2(비현실적 기대)는 .741, 요인 3(급단)은 .732, 요인 4(갈망)는 .738, 요인 5(위험감수 의존)는 .801로 나타나 대체적으로 양호한 수준이었다. 이러한 결과는 상당 수의 문항이 축약됨에도 불구하고 신뢰도가 크게 나빠지지 않았음을 보여주는 것이다.

가 원척도를 얼마나 잘 대표하는지를 알아보기 위해 40문항 전체와 축약된 15문항과 각 요인 간 상관을 살펴보았다. 표 7과 같이, 40문항 전체 척도에서 상당수의 문항이 탈락하면서 정보손실이 있었음에도 불구하고 비교적 전체 척도를 잘 대표하는 것으로 나타났다. 특히 전체 문항 간 상관이 .950으로 상당히 높은 것으로 나타났으며, 하위요인 간 상관 역시 모두 높은 것으로 나타났다. 이를 통해 K-LAQ-SF 15문항 척도가 원척도 전체 40문항을 비교적 충실히 대표하고 있음을 알 수 있다.

타당도 분석

사랑중독 질문지 40문항(원척도)와의 상관
한국 단축형 사랑중독 척도(K-LAQ-SF) 척도

수렴타당도, 변별타당도 및 준거타당도

최종 척도의 타당도 검증을 위해 수렴타당도, 변별타당도 및 준거타당도를 검증하였다 (표 8). 먼저, K-LAQ-SF의 수렴성을 검증하기

표 6. K-LAQ-SF의 신뢰도(N=290)

요인	문항수	문항번호(원척도 번호)	Cronbach' α
사랑중독 전체	15	2, 3, 5, 9, 10, 12, 16, 17, 19, 20, 25, 26, 36, 38, 39	.838
요인 1(과도한 몰입)	3	9, 10, 12	.709
요인 2(비현실적 기대)	3	36, 38, 39	.741
요인 3(급단)	3	16, 19, 20	.732
요인 4(갈망)	3	2, 3, 5	.738
요인 5(위험감수 의존)	3	17, 25, 26	.801

표 7. K-LAQ-SF 15문항(단축형)과 원척도 간 상관

	K-LAQ-SF 15문항	요인 1 (과도한 몰입) 3문항	요인 2 (비현실적 기대) 3문항	요인 3 (급단) 3문항	요인 4 (갈망) 3문항	요인 5 (위험감수 의존) 3문항
원척도 40문항	.950**	.765**	.699**	.759**	.728**	.736**

** $p < .01$, * $p < .05$

표 8. K-LAQ-SF 15문항 및 각 하위요인과 관계중독(수렴), 사랑유형(변별), 우울(준거)과의 상관 (N=193)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
	사랑중독 전체	과도한 몰입	비현실적 기대	금단	갈망	위험감수 의존	관계중독	사랑유형	우울
2	.681**	1							
3	.640**	.238**	1						
4	.716**	.369**	.346**	1					
5	.699**	.339**	.313**	.327**	1				
6	.603**	.317**	.160**	.401**	.272**	1			
7	.728**	.442**	.560**	.540**	.483**	.402**	1		
8	-.035	.022	.005	.009	-.020	-.169**	-.060	1	
9	.238**	.136*	.131*	.285**	.120*	.236**	.278**	-.241**	1

** $p < .01$, * $p < .05$

위해서 관계중독 척도와 상관관계를 살펴 보았다. 관계중독 척도와 비교적 높은 상관($r = .728, p < .01$)을 보여주어 수렴타당도가 확보 되었다고 볼 수 있다. 다음으로, 변별타당도를 확보하기 위하여 K-LAQ-SF와 사랑유형 척도의 상관관계를 살펴본 결과, 대체적으로 유의하지 않은 상관($r = -.035, p > .05$)을 보여주어 변별타당도가 확보된 것으로 판단하였다. 마지막으로 본 연구에서 타당화한 K-LAQ-SF와 우울 척도척도의 상관관계를 살펴본 결과, 유의미한 상관($r = .238, p < .01$)을 보여 준거타당도가 확보된 것으로 나타났다.

논 의

본 연구에서는 국내에서 가장 많이 활용되고 있는 Peabody(2005)의 사랑중독 질문지를 타당화하여 한국 단축형 사랑중독 척도(Korean

Love addiction Questionnaire-Short Form: K-LAQ-SF)를 제시하는데 목적을 두었다. 연구결과에 따라 논의하면 다음과 같다.

첫째, 사랑중독 질문지 RAQ 40문항의 탐색적 요인분석(EFA) 결과, 최종적으로 얻어진 축약된 K-LAQ-SF 15개 문항은 5개의 요인(과도한 몰입, 비현실적 기대, 금단, 갈망, 위험감수 의존)에 의해 총 변량의 약 63%가 설명되었다. 탐색적 요인분석에 의해 도출된 5개 요인에 대해 확인적 요인분석 결과, 5요인 유형은 새로운 자료에서 적합한 지수가 양호한 것으로 나타나, 한국 단축형 사랑중독 척도 K-LAQ-SF의 5요인 구조가 타당화되었다. 아울러 본 척도의 요인들이 남녀별 집단 간 차이 없이 공통의 이론적 구조를 보이는지 살펴보기 위해 추가로 새로운 표집을 구성하여 다집단 동등성 검증을 실시하였다. 그 결과 형태 동일성, 측정동일성 및 부분 절편(척도) 동일성이 성립되어 잠재평균분석을 실시하였다.

잠재평균분석은 잠재변수에 대한 집단 간 차이를 검증하는 것으로 기존의 다변량 분석에 비해 더 정확하게 추정할 수 있는 장점이 있다. 잠재평균분석 결과 5요인 중 ‘금단’ 요인에서 통계적으로 유의미한 남녀 차이가 발견되었다. 이러한 결과는 본 척도가 남녀 두 집단에 동일한 방식으로 작동하고 있으나 남녀 집단을 동일한 기준으로 비교할 수 없음을 보여주는 것으로 사랑중독척도의 기준을 제작한다면 남녀 간 별도의 기준이 필요함을 함의하는 것이라 할 수 있다.

둘째, K-LAQ-SF 최종 척도의 타당도 검증을 위해 먼저, 본 척도 및 각 하위요인과 사랑중독 원척도 전체 40문항의 상관을 살펴보았다. 그 결과, 본 연구에서 타당화된 K-LAQ-SF는 원척도와 높은 상관을 보여주어, 본 척도 15 문항이 원척도 40문항을 비교적 충실히 대표하고 있음을 보여주었다. 다음으로 수렴타당도를 확보하기 위해 사랑중독척도와 관계 또는 감정에서의 중독성 측면에서 유사한 방향의 개념을 측정하는 척도인 관계중독 척도(Relationship Addiction Questionnaire)와의 상관관계를 살펴본 결과, 본 척도는 관계중독 척도와 비교적 높은 상관을 보여주어 사랑중독 즉, 사랑하는 대상이나 관계, 사랑이라는 감정에 대해 강박적 욕구를 가지며 건강하지 못한 방식으로 빠져드는 특성을 충실히 측정하고 있음을 알 수 있었다. 변별타당도를 검증하기 위해 사랑유형 척도와의 상관관계를 살펴본 결과, 사랑유형과는 상관이 유의하지 않았다. 이는 본 연구에서 타당화된 사랑중독 척도가 이성 간 건강하고 친밀한 관계의 사랑을 의미하는 영역(Sternberg, 1990)과는 다른 영역을 측정하고 있음을 제시함으로써 변별타당도가 확보되었음을 나타내었다. 준거타당도를 확보하

기 위해 우울 척도와의 상관관계를 살펴본 결과, 본 척도와 유의미한 상관관계를 나타냈다. 이러한 결과는 사랑중독 증상을 보이는 사람들이 우울 성향을 경험할 수 있음(이상우, 2014; 정은정, 정남운, 2019)을 뒷받침함으로써 준거타당성이 확보되었음을 보여주었다.

위에서 살펴본 연구결과를 바탕으로 상담 연구와 치료 장면에서 주는 시사점을 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서는 이성 간 관계에서의 병리적 사랑에 초점을 두고 사랑중독을 단일요인으로 간주하기보다 5가지 하위요인을 포함한 한국형 단축형 척도를 타당화하였다. 지금까지 국내에서는 사랑중독이란 용어 대신 관계중독이란 용어를 사용해오면서, 사랑중독 질문지로 관계중독을 측정해오는 한계를 보이고 있었다. 이는 두 개념 간 미세하지만 차이가 있음에도 불구하고(Martin, 1991; Peabody, 2005; Whiteman & Petersen, 1998) 동일한 개념으로 간주하여 사용해 온 것으로, 관계중독을 명확히 측정해 왔다고 보기에 무리가 있다. 즉 이성 관계에서의 병리적인 사랑을 개인적 관점에서 바라본 사랑중독과 관계적인 측면에서 바라보는 관계중독 간 명확한 구분 없이 사랑중독 척도를 사용하여 관계중독을 측정해왔던 것이다. 최근 국내에서는 관계중독의 범위를 이성 간의 관계뿐만 아니라 일반적인 관계로까지 확대하여 관계에서의 중독 과정과 행동에 초점을 두고 있기 때문에(김미림 외, 2019; 이인재, 양난미, 2020) 관계중독과 사랑중독의 개념 간 명확한 분리는 더욱 시급하다고 할 수 있다. 따라서 본 연구는 K-LAQ-SF의 타당화를 통해 일반적인 관계가 아닌 이성 간의 병리적 사랑에 초점을 둔 사랑중독을 측정하는 척도를 관계중독 척도와 분리함으로써 이후 사랑중독과 관계중독에 대

한 후속 연구에 기여하는 바가 클 것으로 여겨진다.

둘째, 본 연구에서는 우리 사회에서 사랑중독이 과도한 몰입, 비현실적 기대, 금단, 갈망, 위험감수 의존의 하위요인으로 구분될 수 있음을 확인하였다. K-LAQ-SF의 하위요인을 중심으로 구체적으로 살펴보면, 첫 번째 요인인 ‘과도한 몰입’을 구성하는 문항들은 사랑중독을 나타내는 사람들이 관계를 맺으면서 불안정한 특성을 보이며 사랑에 매우 허기져 있는 심리적 특성을 나타내는지를 측정하는 문항으로 구성되었다. 이러한 점에서 사랑중독자들은 첫 끌림을 매우 중요시하고, 일단 관계를 맺게 되면 그 대상에 대한 맹목적인 믿음을 나타내게 되며, 그 관계를 유지하기 위해 자신의 몫 이상의 책임을 지는 특성을 나타내는 것으로 볼 수 있다. 두 번째 요인인 ‘비현실적 기대’를 구성하는 문항들을 로맨스, 즉 마법적이고 낭만적인 사랑이나 환상에 중독됨으로써 현실과 대면하려 하지 않는 특성이나 생각을 나타내는지에 대해 묻는 문항이 포함되었다. 이는 이수현(2009)의 연구에서도 나타난 요인인 ‘비현실적 기대’와 유사한 요인이라고 할 수 있다. 그러나 본 척도에서는 사랑을 하고 있지 않은 상태에서도 사랑하는 사람에 대한 환상을 가지고 있는지에 초점을 두고 있으며, 삼각관계에서조차 상대에 대한 현실적이지 않은 사고를 하고 있는지를 함께 측정하는 문항도 포함되어 보다 차별적이라고 할 수 있다.

세 번째 요인인 ‘금단’을 구성하는 문항들은 관계 속에 있지 않을 때, 혹은 관계가 끝이 나려고 할 때 경험하는 심리적 괴로움을 묻는 문항으로 구성되었다. 어떠한 유형의 중독이든 간에 대부분의 중독 증상은 금단 현상을 포함하고 있는데, 최근 사랑중독이나 관계

중독에 대한 선행연구들은 이들 중독에서도 금단현상이 나타나고 있음을 확인한 바 있다(김미림 외, 2019; 이인재, 양난미, 2020; Costa et al., 2019; Reynaud et al., 2010). 특히 본 척도에서의 ‘금단’ 요인에서는 관계가 끝난 경우 경험하는 정서뿐만 아니라 관계 속에 있을지라도 그 관계가 끝이 날 것을 두려워하는 정서까지도 포함하여 보다 확장된 개념의 금단에 대한 정의라 할 수 있다. 네 번째 요인인 ‘갈망’을 구성하는 문항들은 친밀한 관계나 사랑에 지나치게 갈구하는 것과 관련된 내용으로 이루어져 있다. 사랑중독에 관한 국외연구에서도 갈망을 사랑중독의 구성 요소로 제시하며, 이를 ‘관계에 상당한 시간을 보냄’(Reynaud et al., 2010) 혹은 ‘관계에 소모하는 시간에 대한 관용성’(Costa et al., 2019)을 의미하는 것으로 간주하여 본 연구와 유사하다고 할 수 있으며, 국내 관계중독 척도를 개발한 이인재와 양난미(2020)의 연구에서도 ‘갈망’이라는 하위요인이 유사하게 나타난 바 있다. 특히 본 연구에서는 지나치게 상대의 존재나 그 관계를 갈망하게 되면서 상대가 느끼게 될 수도 있는 갑갑함과 숨막힘을 묻는 문항도 포함되어 있어 특징적이라 할 수 있다. 마지막으로, 다섯 번째 요인인 ‘위험감수 의존’을 구성하는 문항들은 사랑하고 싶은 욕구를 채우거나 심리적 허기를 달래기 위해 부적절하거나 부도덕한 관계일지라도 그 관계를 맺게 되는 것을 포함하는 문항으로 구성되었다. 이는 사랑중독의 요소로 상대방의 행동에 문제가 있음에도 관계를 추구하게 되는 것을 주장한 국외의 선행연구들(Reid & Simonetti, 2018; Reynaud et al., 2010)과 그 맥을 같이 한다. 이런 점에서 본 연구에서는 의존적이긴 하나 부적절하거나 부도덕한 관계일지라도 맺게 된다

는 점을 부각하여 위험감수 의존으로 명명하고자 하였다.

셋째, K-LAQ-SF 5요인 모형에 대한 다집단 동등성 검증 결과, 본 연구에서 타당화된 측정도구와 절편이 남녀 두 집단에서 모두 동일한 방식으로 작동하고 있었다. 그러나 추가적으로 성별 잠재평균 차이 분석을 실시한 결과 ‘과도한 몰입’, ‘비현실적 기대’, ‘갈망’ 및 ‘위험감수 의존’ 하위요인은 남녀 집단 간 유의미한 차이가 나타나지 않았으나, 특히 ‘금단’ 요인에서는 남성 집단이 여성 집단 보다 유의미하게 높은 것으로 나타났다. 일반적으로 남성의 경우 파위지향적인 경향성이 있어 ‘혼자 남게 된다는 것’을 자신의 무능함을 증명하는 것으로 여길 가능성도 높으며(Peabody, 2005) 따라서 이러한 상황에 놓이지 않으려고 더욱 더 사랑하는 관계에 의존할 가능성이 높다고 할 수 있다. 반면, 최근 사회적 분위기나 규범의 변화에 따라 성인 여성들의 경우 독신이나 비혼에 대해 보다 개방적인 경향성이 높아져(정경연, 김홍석, 이정희, 2012) 사랑이나 관계에 대해 덜 의존적일 가능성 또한 높을 수 있다. 이와 관련하여 응답 패턴에서도 남성의 경우는 그렇지 않으면서 ‘그렇다’고 했거나, 여성의 경우 그러하면서 ‘그렇지 않다’고 반응했을 가능성도 배제할 수 없어 남성 집단이 여성 집단에 비해 사랑중독 중 ‘금단’ 요인에서 높게 나타날 가능성이 있는 것이다. 따라서 본 척도를 적용할 시, 우리 사회를 구성하는 성인들이 경험하는 사랑중독의 양상이 성차에 따라 어떻게 나타나고 있는지 보다 세분화하여 살펴볼 필요가 있으며, 특히 ‘금단’ 요인의 남녀 간 수준에 대해서도 보다 주목할 필요가 있다.

본 척도의 타당화는 우리 문화에서 사랑중

독에 대한 이해를 제공하며, 관계중독과 구별되는 사랑중독에 대한 개념과 특성을 보다 구체적으로 제시하였다는 점에서 의의가 있다. 우선, 본 연구를 통해 국내 관계중독의 연구에서도 동일하게 발견되는 금단과 갈망의 요소들이 다시 한 번 확인되었을 뿐만 아니라, 그 외 사랑중독의 구체적인 과정으로 볼 수 있는 ‘과도한 몰입’ 요인이 확인되었다. 구체적으로 살펴보면, 사랑중독자들은 처음에는 순수하게 사람에게 끌릴지라도 곧바로 정신을 차릴 수 없을 정도로 매혹되게 되고, 이런 과정에서 잘 알지 못하는 대상도 이상화하게 된다. 특히 이들은 첫눈에 반한 상황에 흥분해서 심각할 정도로 상대에게 빠져들게 되는데, 일단 관계가 형성되면 잘못된 사랑에 빠졌다는 것을 인지할지라도 그 관계에서 좀처럼 벗어나지 못해 점차 중독의 과정을 겪게 된다고 볼 수 있다(Redcay & Simonetti, 2018).

무엇보다 본 척도에서 나타난 사랑중독의 특징적인 면은 ‘비현실적 기대’ 및 ‘위험감수 의존’ 요인과 관련하여 현재 사랑하는 관계에 빠져 있지 않더라도 환상이나 로맨스에 중독될 수 있으며, 혼자 남겨지는 것이나 외로움 등의 고통에 직면하기 어려워 부적절한 관계일지라도 의존하게 되는 성향이 나타났다는 점이다. 이는 사랑중독자들이 관심을 가지는 것은 맺고 있는 관계가 아니라 단지 자신이 가진 로맨스에 대한 욕구를 충족시키는 것으로, 성숙한 관계를 맺으려 시도하지 않는다는 것을 알 수 있다. 이들은 때로 꿈속의 인물과도 사랑을 하게 되는데, 실제 그 대상이 존재하지 않기 때문에 자신의 환상을 다른 이에게 투사하고 자신이 원하는 방식대로 그 대상을 바라보게 되면서 상대가 자신이 원하는 바로 그 사람이라고 이상화하게 되는 것이다

(Peabody, 2005). 또한 이들은 상대가 자신을 행복하게 만들어줄 유일한 희망이라고 여기는 환상에 빠지게 되고, 자신의 삶에서 이러한 환상을 실현시켜줄 수 있는 사람을 끊임없이 찾게 된다. 즉 행복해지기 위해 다른 대상에게 의존하려 하는 것이다. 뿐만 아니라 처음부터 부적절한 대상을 선택하는 것은 아닐지라도 그 관계를 끊을 수 없는 것은 상대에게 너무도 의존하기 때문에 포기하거나 떠나는 것을 완강하게 거부하게 된다. 때로는 확대하는 파트너를 사랑하게 되는데, 이 때에도 상대를 떠난다기보다 파트너의 좋은 면을 받아들이는 것처럼 나쁜 면도 받아들여야 한다고 스스로를 타이르기도 하고, 종종 확대하는 파트너를 사랑하지 않지만 관계 그 자체에 중독되거나 파트너가 변하지 않을 것이라는 환상을 매달리게 됨으로써 파트너를 떠나지 못하는 경우도 발생하게 된다(김지영, 강우예, 2013). 즉 지나치게 상대에게 의존하게 되는 것은 관계가 끊어지게 되면서 발생하는 외로움이나 혼자 있음으로서 받게 되는 고통을 감당하지 못하며, 자신의 이러한 어려움을 상대의 사랑이 다 해결해줄 것이라는 믿음 때문으로 볼 수 있다(Redcay & Simonetti, 2018). 특히 본 연구에서 나타난 ‘위험감수 의존’ 요인은 우상우(2014)의 연구에서는 삭제되었던 ‘이성과의 관계 경험’을 묻는 부분이다. 우상우(2014)는 연구대상인 대학생 집단의 경우, 연애 경험의 빈도가 낮고 동거 등의 깊은 연애 경험이 없다는 것이 일반적이라는 점에 근거하여 경험을 묻는 10문항을 제외한 바 있다. 그러나 본 연구결과는 대학생을 포함한 우리 사회 성인들의 사랑과 관련된 경험이 보다 개방적이며 다양한 양상으로 나타나고 있음을 함의하고 있다고 할 수 있다.

종합해보면, 관계라는 상황에 중점을 둔 관계중독과는 다르게 사랑중독에는 상대에 대한 지나친 몰입과 갈망, 금단 현상뿐만 아니라 관계를 맺는 상대가 특정 대상이 아닌 경우에도 환상을 가지게 되는 것, 혹은 외로움 등의 심리적 허기를 메우기 위해 부적절한 상대에게까지 의존하며 그 관계를 끊을 수 없다는 점 등이 포함됨을 알 수 있다. 즉 관계를 맺지 않은 상황에서도 개인이 꿈꾸는 환상이나 로맨스로 인해서도 중독될 수 있음이 본 연구를 통해 확인되었으며, 자신의 외로움이나 심리적 공허감을 채우기 위해 부적절하거나 부도덕한 관계를 맺을 수도 있음이 나타난 것이다. 이러한 점에서 일반적인 관계로까지 중독의 범위를 확장하여 보는 관계중독과는 별개로, 개인이 이성과의 관계나 이성을 향해 가지는 사랑이라는 감정에 초점을 둔 사랑중독에 대해 보다 구체적으로 살펴보았다는 점에서 본 연구의 의의가 크다고 할 수 있다. 본 연구에서 타당화한 사랑중독 질문지를 처음으로 번역 및 타당화했던 이수현(2009)은 6개 요인으로 구분하였으나, 우상우(2014)는 이수현(2009)의 척도를 재타당화하면서 단일요인으로 간주한 바 있다. 그러나 본 연구를 통해 사랑중독이 과도한 몰입, 비현실적 기대, 금단, 갈망, 위험감수 의존의 다섯 가지 하위요인으로 구분되었으며, 앞의 두 연구가 모두 대학생을 대상으로 실시되었던 것에 반해 본 연구는 연구대상을 20대부터 50대까지 확대함으로써 우리 사회 성인들의 사랑중독 양상을 보다 폭넓게 살펴보았다는 점에서 의의가 있다고 하겠다. 본 연구를 통해 타당화된 사랑중독 척도는 향후 성인들을 대상으로 하는 연구에 보다 더 적합할 뿐만 아니라 사랑중독 증상을 치료하기 위한 구체적이고 차별화된 개입 방안 강

구를 위해 도움이 될 것으로 여겨진다.

덧붙여, 우리사회는 많은 사랑중독자들이 어떤 대가를 치르더라도 그 관계를 유지하고 싶은 욕구 앞에 무기력하다는 점에 관심을 가져야 할 것이다. 이들은 감정에 매우 미성숙하여 자신의 감정적 욕구를 만족시키기 위해 우리사회에서 통용되지 못하는 비정상적인 상태에 빠져 자신의 행동을 제어하지 못하게 될 수 있다. 즉 파트너를 떠날 수 없고 파트너의 말을 거절할 수 없어 범죄의 공범자가 되기도 하고, 파트너로 인해 약물에 중독되거나 사랑 때문에 폭력을 휘두르기도 하는 등 사랑이라는 이름으로 그 어떤 행동도 할 수 있는 것이다(이운연, 장현아, 2017; 최진, 최가연, 채정희, 송연주, 2019; Peabody, 2005; Whiteman & Petersen, 1998). 특히 현대사회의 대중문화는 사랑에 대한 잘못된 인식을 심어주고 이를 강화시킨다. 영상매체나 대중가요의 가사는 사랑에 빠지는 것은 죄가 아니기 때문에 불륜과 범죄를 저지르는 것을 정당화시키고, 사랑이라는 이름으로는 무엇이든지 관용되는 것처럼 만들고 있다. 그러나 별다른 노력 없이 소설이나 영화에서처럼 서로 사랑하기만 하면 해피엔딩을 가져오게 될 것이고 믿는 것은 착각일 수 있다(최효정, 2020.03.19.). 따라서 우리사회는 드라마 속의 주인공처럼 살아가는 것이 아니라 스스로 자신의 삶에 주인공이 되어 건강한 관계를 만들어 가도록 도와주어야 하며, 특히 사랑중독에 관한 사회적 민감성을 더욱 증대시키고 제대로 사랑하는 방법을 가르쳐 주어야 할 것이다. 혼자 남아 자신의 현실과 대면하는 방법, 인내심과 참을성을 가져야 하지만 학대를 참을 필요는 없다는 것, 서로 주고받는 상호성이 있는 건강한 관계를 맺는 방법을 가르쳐줌으로써 건강한 사회가 구

현되도록 노력해야 함을 본 연구는 시사하고 있다.

이러한 의의에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 제한점이 있다. 첫째, 본 연구를 통해 다섯 가지 하위요인이 나타났지만, 다른 하위요인들(예, 일상생활 손상, 통제결여 등)이 나타날 가능성도 배제할 수 없다. 따라서 후속 연구에서는 사랑중독의 하위요인에 대한 연구가 추가적으로 이루어질 필요가 있을 것으로 생각된다. 둘째, 본 연구는 임상장면의 환자를 대상으로 한 것이 아니라 일반 성인을 대상으로 하였기 때문에 사랑중독 증상(symptom)이라기보다 사랑중독 성향(tendency)을 측정했다고 볼 수 있다. 현실 속에서 존재하는 현상을 개념화하는 것과 이것을 정신장애 진단명으로 규정하는 것에는 차이가 있을 수 있기 때문에(김미림 외, 2019), 본 연구에서 사용된 ‘사랑중독’이라는 용어 사용에 있어 신중을 기할 필요가 있으며, 추후 연구를 통해 보다 명확한 합의가 이루어질 필요가 있다. 셋째, 본 연구의 대상에는 미혼과 기혼의 성인이 모두 포함되어 있음에도 불구하고 이들 집단 간 차이를 구체적으로 살펴보지 못하였다. 추후에는 결혼 유무 및 발달 시기(성인 전기, 중기, 후기) 등에 따라 사랑중독의 수준이나 특성의 차이를 살펴보는 것도 개입 방안 마련에 큰 의미가 있을 것이다.

참고문헌

- 김미림, 정여주, 이도연, 윤서연, 김옥미 (2019). 관계중독 개념 도출 델파이 연구. *열린교육연구*, 27(3), 199-218.
- 김은하 (2018). 일상 속 성차별 경험 척도 개

- 발 및 타당화. 한국심리학회지: 문화 및 사회문제, 24(4), 593-614.
- 김지연, 심혜원 (2016). 불안정 성인애착이 관계중독에 미치는 영향: 이성관계 갈등해결 전략의 매개효과를 중심으로. 청소년학연구, 23(2), 73-100.
- 김지영, 강우예 (2013). 매 맞는 여성 증후군에 대한 재조명: 학대로 인해 남편을 살해한 여성에 대한 범심리학적 접근. 한국범죄심리연구, 9(2), 25-47.
- 김지현, 김복환, 하문선 (2011). 간편형 한국어 BFI(Big five inventory) 타당화 연구. 인간이해, 32(1), 47-65.
- 서동기, 이순목, 김종남, 최승원, 채정민, 정선호, 조성경, 김명기 (2019). 단축형 심리검사 개발의 측정학적 방법과 타당화: 한국형 역기능 우울척도를 중심으로. 한국심리학회지: 일반, 38(1), 75-102.
- 성태제, 시기자 (2006). 연구방법론. 서울: 학지사.
- 송연주 (2019). 관계중독에 대한 개념 및 국내 연구 동향 분석. 가족과 가족치료, 27(4), 699-721.
- 송연주, 하문선 (2020). 아동기 외상과 관계중독 간 관계에서 내면화된 수치심과 거절민감성의 매개효과. 한국심리학회지: 문화 및 사회문제, 26(2), 99-119.
- 이수현 (2009). 여대생의 대인불안, 대인관계유형, 낭만적 애착유형과 관계중독과의 관계. 이화여자대학교 석사학위논문.
- 이순목, 김종남, 채정민, 최승원, 서동기 (2018). 개인선별용 일상우울척도 단축형의 개발 및 타당화. 스트레스연구, 26(4), 277-289.
- 우상우 (2014). 관계중독의 심리-사회적 특성과 이론적 모형 개발. 경북대학교 대학원 박사학위논문.
- 이윤연, 장현아 (2017). 아동기 외상과 데이트 폭력 피해의 관계: 유기도식과 관계중독의 이중매개효과. 한국심리학회지: 여성, 22(2), 191-209.
- 이의선 (2005). 관계중독의 기독교 상담적 치료방안에 관한 연구. 서울신학대학교 석사학위논문.
- 이인재, 양난미 (2020). 관계중독 척도개발 및 타당화. 한국심리학회지: 건강, 25(2), 311-336.
- 전경구, 이민규 (1992). 한국판 CES-D 개발 연구. Korean Journal of Clinical Psychology, 11(1), 65-76.
- 정경연, 김홍석 이정희 (2012). 대학생의 성역할정체감과 성별에 따른 방어유형. 청소년학연구, 19(5), 21-46.
- 정은정, 정남운 (2019). 관계중독이 우울에 미치는 영향: 거절민감성과 자기침묵의 매개효과. 한국심리학회지: 건강, 24(4), 947-968.
- 최진, 최가연, 채정희, 송연주 (2019). 성역할태도, 관계중독, 폭력허용도 및 데이트폭력 피해 간의 관계: 성인 미혼 남녀를 중심으로. 학습자중심교과교육연구, 19(8), 795-814.
- 최효정 (2020.03.19.). 지난해 혼인을 사상 최저... 이혼율은 2년 연속 상승. 조선비즈. https://biz.chosun.com/site/data/html_dir/2020/03/19/2020031905887
- 홍세희 (1999). 문항반응 이론과 요인분석을 이용한 척도 개발 및 타당화. 한국임상심리학회 학술발표논문집, 1-89.
- 홍세희 (2000). 구조 방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거. Korean

- Journal of Clinical Psychology, 19(1), 161-177.
- 홍세희 (2009). Program 3 구조방정식 모형: 고급. 서울: S&M 리서치그룹.
- 홍세희, 조기현, 이현정, 김효진, 윤미리, 강윤경, 손수경 (2019). 청소년 회복탄력성 검사개발 및 타당화. *미래청소년학회지*, 16(1), 57-86.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural equation modeling*, 9(2), 233-255.
- Choi, N., Fuqua, D. R., & Newman, J. L. (2009). Exploratory and confirmatory studies of the structure of the Bem Sex Role Inventory short form with two divergent samples. *Educational and Psychological Measurement*, 69(4), 696-705.
- Cohen, J. (1998). A power primer. *Psychological Bulletin*, 112(1), 155-159.
- Costa, S., Barberis, N., Griffiths, M. D., Benedetto, L., & Ingrassia, M. (2019). The Love Addiction Inventory: Preliminary findings of the development process and psychometric characteristics. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 1-18.
<https://doi.org/10.1007/s11469-019-00097-y>
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological methods*, 4(3), 272-299.
- Finstad, K. (2010). Response interpolation and scale sensitivity: Evidence against 5-point scales. *Journal of Usability Studies*, 5(3), 104-110.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. (2006). *Multivariate data analysis*. Uppersaddle River.
- Hong, S., Malik, M. L., & Lee, M. K. (2003). Testing configural, metric, scalar, and latent mean invariance across genders in sociotropy and autonomy using a non-Western sample. *Educational and psychological measurement*, 63(4), 636-654.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3. Baski). New York, NY: Guilford.
- Litchfield, B., & Litchfield, N. (1992). *Christian Counseling & Family Therapy*. 정동섭, 정성준 역 (2002). *기독교 상담과 가족치료*(제4권). 서울: 예수전도단.
- Loewenthal, K. M. (1996). *The final scale and its validation. Autor. An introduction to psychological tests and scales*. London: UCL Press Limited, 55-60.
- Martin, G. (1991). When good things become addictions. 임근선 역 (1994). *좋은 것도 중독이 될 수 있다*. 서울: 생명의 말씀사.
- Peabody S. (2005). *Addiction to love: Overcoming obsession and dependency in relationships*. 류가미 역 (2010). *사랑중독: 너무 지나치게 사랑하는 법*. 서울: 북북서.
- Peele, S., & Brodsky, A. (1975). *Love and addiction*. Oxford: Taplinger.
- Peele, S., Brodsky, A., & Arnold, M. (1992). *Truth about addiction and recovery*. New York: Fireside.
- Radoloff, L. S. (1977). The CES-D Scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological*

- Measurement, 2, 385-401.
- Redcay, A., & Simonetti, C. (2018). Criteria for Love and Relationship Addiction: Distinguishing love addiction from other substance and behavioral addictions. *Sexual Addiction & Compulsivity*, 25(1), 80-95.
- Reynaud, M., Karila, L., Blecha, L., & Benyamina, A. (2010). Is love passion an addictive disorder?. *The American Journal of Drug and Alcohol Abuse*, 36(5), 261-267.
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2004). *A Beginner's Guide to Structural Equation Modeling* (3rd ed.). (p.522). New York: Routledge.
- Sternberg, R. J. (1986). A triangular theory of love. *Psychological Review*, 93(2), 119-135.
- Sternberg, R. J. (1990). *A triangular theory of love scale*. Department of Psychology, Yale University, New Haven, Manuscript.
- Sussman, S. (2010). Love Addiction definition, etiology, treatment. *Sexual Addiction & Compulsivity*, 17(1), 31-45.
- Sussman S., Lisha N., & Griffiths M. (2011). Prevalence of the addictions: a problem of the majority or the minority? *Eval Health Professions*, 34(1), 3-56.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2001). Principal components and factor analysis. *Using multivariate statistics*, 4(1), 582-633.
- Whiteman, T., & Petersen, R. (1998). Victim of love?: How you can break up the cycle of bad relationships. 김인화 역 (2004). 사랑이라는 이름의 중독. 서울: 사랑플러스.
- Whooley, M. A., Avins, A. L, Miranda, J., & Browner, W. S. (1997). Case-finding instruments for depression: Two questions are as good as many. *Journal of General Internal Medicine*, 12(7), 439-445.

논문 투고일 : 2020. 09. 08

1 차 심사일 : 2020. 09. 14

게재 확정일 : 2020. 10. 26

Validation of Korean Love addiction Questionnaire-Short Form (K-LAQ-SF)

Song, Yeon-Joo

Dong-eui University

Ha, Moon-Sun

Gongju National University of Education

This study was conducted to validate the Korean Love addiction Questionnaire-Short Form (K-LAQ-SF) applicable to Korean society. As a result of exploratory factor analysis for Love addiction 40 Questions (Peabody, 2005), the final 5 factors and 15 questions appeared, and the model fit of the final scale was confirmed through confirmatory factor analysis. The results of the equivalence test showed that the theoretical structure of the abbreviated scale works in the same way for each gender. The results of correlation analysis between K-LAQ-SF and original scale showed that the abbreviated scale represented the original scale relatively faithfully. Finally, the results of correlation analysis between this scale and relationship addiction, love type and depression showed that convergence, discrimination and criterion validity were secured. K-LAQ-SF is significant in that it can be usefully used to easily measure the characteristics of Korean adults' love addiction in a short time based on stable reliability and validity.

Key words : Love addiction, Validation, relationship addiction, depression, abbreviated