

한국판 실존불안 질문지 타당화 및 관련 변인 탐색

강 규 립

중앙대학교 심리학과 박사

현 명 호[†]

중앙대학교 심리학과 교수

본 연구의 목적은 실존불안을 측정하는 실존불안 질문지(Existential Concerns Questionnaire: ECQ)를 타당화하는 것이다. 실존불안이란 ‘죽음, 무의미, 죄책감, 고립, 정체성과 같은 삶의 궁극적 문제에 대한 인식을 동반하는 부정적 감정’으로, ECQ는 해당 영역을 측정하는 22개 문항으로 구성되어 있다. 국내 성인 497명의 자료에 대한 요인분석을 실시한 결과 2요인 Bifactor 모형이 가장 적합했다. 모형기반 신뢰도와 설명된 공통분산을 산출해 척도의 속성과 요인구조를 평가한 결과, 원칙도와 같이 일반요인으로 대표되는 총점을 사용하는 것이 타당함을 확인했다. K-ECQ는 내적 일치도와 수렴 및 변별타당도가 모두 우수했으며, 임상 수준의 외상후 스트레스가 있는 집단과 아닌 집단을 91% 정확하게 변별하였다. 이어 민감도와 타당도를 사용해 절단점을 확인했다. 연구 결과 K-ECQ가 실존불안의 고유한 영향력을 측정한다는 것을 알 수 있었다. K-ECQ는 추후 실존불안에 취약하다고 알려진 우울, 불안, 강박, 섭식, 신체화 장애 등의 연구에서 초진단적 역할을 확인하여 치료 및 예방에 기여할 수 있을 것이다.

주요어 : 실존불안, 실존불안 질문지 타당화, K-ECQ, 죽음불안, 외상후 스트레스

[†] 교신저자(Corresponding Author) : 현명호 / 중앙대학교 심리학과, 교수 / 서울시 동작구 흑석로 84
Tel : 02-820-5125 / Fax : 02-816-5124 / E-mail : hyunmh@cau.ac.kr

Copyright ©2022, Clinical Psychology in Korea: Research and Practice
This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License(<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>), which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

2022년 3월 19일 기준 전세계 COVID-19 확진자는 4억 6천 명을 넘어섰고 그중 600만 명이상이 사망했으며(WHO, 2022), 국내 누적 사망자 역시 만 2천 명을 넘어 매일 확산세가 이어지고 있다(질병관리청, 2022). 이에 따라 사람들은 매일의 시작과 끝에 확진자 수를 알리는 안내문자를 받고, 사망자 및 위중증자 발생추이에 관한 뉴스를 쉽게 접한다. 또한 휴업 중이거나 폐업을 알리는 상가와 재택근무, 재택수업을 하는 사람의 모습도 이제는 익숙한 풍경이 되었다. 이처럼 대유행 상황에서 질병, 죽음, 실직, 사회적 고립으로 인해 일상의 당연한 것으로부터 단절되는 상황은 개인에게 실존불안(Existential Anxiety: EA)을 야기하며, 이는 정신 및 신체적 건강과 적응에 부정적 영향을 미친다(Scrima, Miceli, Caci, & Cardaci, 2022; Simione & Gnagnarella, 2020; Tomaszek & Muchacka-Cymerman, 2020).

EA를 직접 측정된 국내 연구는 찾아보기 어려우나 보건복지부의 ‘코로나19 국민 정신건강 실태조사’ 결과를 보면, 사회적 거리두기를 시작한 2020년 3월에 비해 2021년 12월에 우울 위험군과 자살사고의 비율이 각각 1.4%, 3.9% 증가하였다(보건복지부, 2022). 더욱이, 우울점수와 자살생각의 비율은 심리적 지지를 구할 대상이 없다고 답한 30대에서 가장 높게 관찰되어, 관계의 제약이 정신건강에 미치는 악영향을 보다 분명히 보여주었다(보건복지부, 2022). 또한 2020년에 비해 2021년에는 모든 시점에서 COVID-19와 관련해 경험하는 불확실성이 스트레스와 불안, 우울, 분노감에 정적 관련이 있었다(이동훈, 김예진, 황희훈, 남슬기, 정다송, 2021). 해외 연구 역시 대유행이 지속되고 의료시스템이 불안정할 때, 개인은 상당한 우울과 불안, 스트레스 등의 심리적 고통

을 경험했으며, 특히 관련정보에 대한 잦은 노출과 사회적 관계의 감소는 높은 수준의 죽음불안과 관련이 있었다(Menzies & Menzies, 2020; Özgüç, Kaplan Serin, & Tanriverdi, 2021).

이처럼 ‘죽음, 무의미, 죄책감, 고립, 정체성과 같은 삶의 궁극적 문제에 대한 인식을 동반하는 부정적 감정’으로 정의되는 EA (van Bruggen et al., 2017; van Bruggen, Vos, Westerhof, Bohlmeijer, & Glas, 2015)는 최근 대유행을 살아가는 우리의 정신건강에 상당한 영향을 미치는 요인으로 주목받고 있다(Ain & Gilani, 2021; Tomaszek & Muchacka-Cymerman, 2020). 뿐만 아니라, EA가 정신장애의 발달과 치료과정에 영향을 미칠 가능성이 대두되며, 그 역할을 탐색하고자 하는 움직임이 시작되고 있다(Chawla, Menzies, & Menzies, 2022; Tomaszek & Muchacka-Cymerman, 2020; van Bruggen et al., 2017). 아직까지 국내 임상심리 연구 장면에서 다소 생소한 개념인 EA는 사회적 격변과 1, 2차 세계 대전이 있었던 19세기 말부터 20세기에 걸쳐 Kierkegaard, Nietzsche, Heidegger, Jaspers 같은 실존 철학자의 사유작업을 통해 발달했다(Bollnow, 1946/2006). 이들은 당시 세계에 팽배했던 불안과 절망의 본질을 조명함으로써 주체적이고 의미 있는 삶을 되찾고자 하였다. 그 중심에 있는 불확실성과 필멸성은 인간의 궁극적 한계로서, 생명을 위협받는 경험이 있을 때 개인의 의식 안으로 들어와 삶을 통해 추구해 왔던 모든 의미와 가치에 의문을 불러일으킨다(Bollnow, 1946/2006; van Bruggen et al., 2015). 그 결과 인간은 근원적 두려움인 EA를 경험하게 되며, 이를 대처하고 견어내는 방식에 따라 신경증적 증상이 발달하거나 심리적 성장을 경험한다(Davidov & Russo-Netzer, 2021).

심리학 내에서 EA는 주로 실존주의 심리학자 Becker(1973/2019)의 연구에 기반한 공포 관리이론(Terror Management Theory: TMT)과 Yalom(1980/2007)의 실존주의 심리치료에서 다루었다. 특히 ‘죽음 현저성’ 실험설계를 사용한 수많은 TMT 연구는 필멸성을 상기시키는 자극에 대한 근위적 방어(직접적, 위협제거에 초점)와 원위적 방어(상징적, 자존감 및 관계, 세계관 강화를 통한 불확실성 감소에 초점)가 개인의 소비패턴과 정치적 의사결정, 건강증진 행위를 비롯한 광범위한 행동변화를 유도한다는 것을 입증했다(Iverach, Menzies, & Menzies, 2014; Koole, Greenberg, & Pyszczynski, 2006).

이렇듯 심리치료와 TMT 프레임은 활용된 연구에서 EA의 영향력이 꾸준히 확인돼 왔음에도, EA를 객관적으로 측정해 다른 개념과의 관계 또는 효과를 증명한 연구는 찾아보기 어려웠다. 그 이유는 인간의 경험에 보편적이고 표준화된 접근을 터부시했던 EA 연구 전통과 객관적 측정을 시도하더라도 특정 학자 및 학문 영역에 국한된 EA 개념을 포함해 임상 및 일반 집단에 활용하는 데 한계가 있었다는 점에서 찾아볼 수 있다(Reed, Williamson, & Wickham, 2021; van Bruggen et al., 2017). 그러나 최근 EA가 정신병리의 발달과 치료에 중요한 요소로 주목을 받음에 따라, 기존 한계를 보완해 EA의 효과를 실질적으로 증명하기 위한 노력이 이어졌다(Iverach et al., 2014; van Bruggen et al., 2015). 대표적으로 van Bruggen과 그의 동료들(van Bruggen et al., 2017; van Bruggen et al., 2015)은 실존철학 문헌과 EA에 대한 선행연구를 검토하여 학자와 연구분야에 따라 대동소이했던 EA 개념에 일관된 정의와 연구 프레임을 제공하는 ‘자기-세계 상호작용

모델’을 제안했다.

‘자기-세계 상호작용 모델’은 TMT, 실존주의 심리치료, 로고테라피 등에서 통용되는 실존 심리학의 EA 개념과 Tillich(1952/2006)의 EA 그리고 정신의학적 입장에서 EA와 관련된 임상양상 및 관련 뇌기능을 설명한 Glas(2003)의 연구결과를 체계적으로 통합하여 설명한 구조 모형이다(van Bruggen, 2018). 여기서 EA는 개인이 세상과 상호작용 중 필멸성을 인식한 결과 경험하게 되는 부정적 감정으로, 삶의 대처점에 있는 ‘죽음’뿐 아니라 삶 속의 ‘무의미, 죄책감, 고립, 정체성’ 그리고 시간의 ‘우연성과 불가역성’의 구조를 지닌다. 또한, 철학적 배경과 선행연구에 따르면 위와 같은 삶의 근본적 문제는 하나 이상이 동반되거나 중첩되어 시너지를 일으키므로 EA는 개별문제의 합을 뛰어넘는 일반적 EA로 경험된다(van Bruggen et al., 2017). 삶의 대처점에 위치하는 죽음불안은 삶 속의 문제를 촉발하는 독립적 요소로 보일 수 있지만, 죽음불안이 EA에서 특별한 위계를 차지하거나 EA를 대표할 수는 없다(van Bruggen et al., 2017). 그 이유는 죽음불안과 근본적 문제가 상호작용한 결과 경험되는 전반적 부정적 감정이 EA의 속성이기 때문이다(van Bruggen, 2018).

지금까지 EA연구는 대부분 TMT 프레임을 사용해 실행되었기에, TMT에서 EA로 상정한 죽음불안에 대한 측정과 실험 결과가 EA의 결과로 같음되어왔다. 대표적으로, Pyszczynski와 Kesebir(2011)는 심각한 사건에 의해 TMT의 불안완충기제(근위적·원위적 방어)가 붕괴될 때 개인은 죽음불안에 적절히 대처할 수 없으며, 그 결과 정신병리, 특히 외상후 스트레스 장애가 발달한다는 불안완충기제 붕괴이론을 제안했다. 이후 Vail III과 동료(Vail III, Courtney,

Goncy, Cornelius, & Edmondson, 2019; Vail III, Reed, Goncy, Cornelius, & Edmondson, 2020)는 일련의 실험을 통해 임상수준의 외상후 스트레스를 보고한 사람은 실험 조작과 상관없이 만성적으로 높은 죽음불안과 낮은 대처능력(불안완충기제 붕괴)을 보인다는 것을 입증한 바 있다. 한편, 정신과 외래 집단에서도 죽음불안은 평생동안 진단받은 정신장애의 수, 복용하는 약물 수, 증상 심각도, 우울, 불안, 스트레스 수준과 정적 상관을 보이며, 죽음불안이 다양한 정신장애의 심각도와 경과에 영향을 미친다는 것을 보여주었다(Menzies, Sharpe, & Dar-Nimrod, 2019). 이와 유사한 결과가 축적됨에 따라 죽음불안은 우울장애, 불안장애, 공황장애, 강박장애, 신체화장애, 외상후 스트레스 장애 등 다양한 정신병리의 발생과 과정, 유지에 영향을 미치는 초진단적 개념으로 주목받아 왔다(Iverach et al., 2014; Mavrogiorgou, Haller, & Juckel, 2020).

삶의 의미는 TMT에서 죽음불안이 대표할 것이라 가정한 EA에 대한 보호요인이자 치료 요인으로 알려져 왔다(Dursun, Alyagut, & Yilmaz, 2022; Greenberg & Arndt, 2011). 그러나 삶의 의미가 죽음불안과 정신병리의 심각도를 조절하지 않는다는 연구(Menzies et al., 2019) 외에도 죽음불안에 대한 삶의 의미의 완충효과와 관련된 결과는 일관성이 부족하며, 국내에서 출판된 메타분석 연구에서도 두 변인의 관계는 유의하지 않았다(Grevenstein & Bluemke, 2016; Kim & Park, 2016). 삶의 의미가 EA의 주요한 축을 이룬다는 점을 고려할 때, 이러한 결과는 TMT 설계와 죽음불안을 사용한 많은 연구에서 가정한 바와 달리, 죽음불안 측정치가 EA를 충분히 반영하지 못할 수 있음을 보여준다.

죽음불안으로 증상의 발달과 심각도가 잘 설명된다고 알려진 강박장애(Menzies & Dar-Nimrod, 2017; Strachan et al., 2007)에 대한 최근 연구에서도 개인의 신경증적 경향성을 통제하자, 강박사고에 대한 죽음불안의 영향력은 더 이상 유의하지 않아(Menzies, Zuccala, Sharpe, & Dar-Nimrod, 2020), 초진단적 구조로서의 한계가 시사되었다. 신경증적 경향은 부정적 정서와 스트레스에 민감한 기질적 특성으로 정신병리 발생과 심리적 부적응에 영향을 미치는 대표적 취약요인이다(du Pont, Rhee, Corley, Hewitt, & Friedman, 2019). 이를 고려해 보면, 신경증적 경향성의 영향을 배제한 뒤 죽음불안을 비롯한 실존적 고통이 개인의 적응에 미치는 효과를 확인하는 것이 변인의 고유 영향력을 입증하는 데 중요한 준거가 될 수 있다.

실제 Chawla 등(2022)은 신경증적 경향을 통제 후 강박장애 환자의 증상 심각도와 강박사고 유형, 죽음불안 그리고 EA의 관련성을 검토한 바 있다. 그 결과 죽음불안의 영향은 공격적 강박사고에만 남아 있었으나, EA는 강박장애의 심각도 및 성적 강박사고와 공격적 강박사고 모두에 유의한 영향을 미쳤다. 이는 인간이 경험한 실존적 고통과 정신건강의 관계를 탐색하는 연구에서 EA를 사용할 때 기질적 특성 이상의 설명을 제공할 가능성이 높으며, EA와 관련된 문제는 죽음불안 척도가 아닌 EA측정 도구를 사용할 때 더 정확하게 포착할 수 있음을 시사한다.

국내의 경우 EA의 하위 요소인 죽음불안 측정도구¹⁾는 다수 존재하나, EA를 측정하는

1) 죽음불안 척도: Collett과 Lester(1969)의 fear of death scale을 서혜경(1987)이 번안. 다차원적 죽음불안척도: Hoelster(1979)의 multidimensional fear of

도구는 아직 개발되거나 타당화 된 바 없다. 국외 연구 역시 죽음과 관련된 공포나 불안, 죽음을 대하는 태도에 대한 연구는 활성화되어 있는 반면, EA에 대한 측정과 연구는 드문 편이다(Kira, Templin, Lewandowski, & Shuwiekh, 2018; Reed et al., 2021). Van Bruggen 등(2015)의 검토에 따르면 1970년부터 2012년 11월까지 출판된 EA척도 중 5개 척도만이 한 가지 이상의 궁극적 문제를 종합적으로 측정했다(관련 정보는 부록 I 참고). 그러나 5개 중 3개 척도는 1973년에서 1991년 사이에 개발되어 시대에 맞지 않는 내용과 표현이 있었으며, 비교적 최근인 2000년에 개발된 척도는 심리 측정적 요소에 대한 검증이 충분치 못했다.

자기보고식 측정도구의 심리측정적 속성과 해석 용이성을 체계적으로 평가하기 위해 COSMIN(CONsensus-based Standard for the selection of health Measurement INstruments) 체크리스트를 사용한 결과 5개 척도 중 실존불안 질문지(Existential Anxiety Questionnaire: EAQ; Weems, Costa, Dehon, & Berman, 2004)만이 내적 일치도, 신뢰도, 구성 타당도, 가설검증의 요소를 갖추고 있었다(van Bruggen et al., 2015). 그렇지만 Tillich(1952/2006)의 EA 이론에 기반한 EAQ는 참, 거짓의 이분형 선택지를 사용하여 결과 활용에 제한이 있고, 실존적 고립과 정체성을 측정하는 문항을 제공하지 않는다는 한계가 있었다. 이에 van Bruggen(2018)과 동료(van Bruggen et al., 2017; van Bruggen

et al., 2015)는 ‘자기-세계 상호작용 모델’을 통해 기존의 EAQ를 보완하고, EA는 ‘죽음, 무의미, 죄책감, 고립, 정체성과 같은 삶의 궁극적 문제에 대한 인식을 동반하는 부정적 감정’이라는 조작적 정의를 마련했다.

이를 바탕으로 개발한 실존불안 질문지(Existential Concerns Questionnaire: ECQ, 원저자들의 하에 Concerns를 불안으로 표기)는 다섯 가지 EA의 내용을 포함하는 22개 문항으로 구성되었다(van Bruggen et al., 2017). ECQ는 기존의 EA 측정도구나 죽음불안 도구에 비해 폭넓은 개념을 포괄하고 있음에도, 내적 일치도와 검사 재검사 신뢰도 및 심리측정적 안정성이 확인됐다(Chawla et al., 2022). 또한 ECQ는 다차원적 죽음불안 척도의 죽음 공포 하위척도 및 불확실성에 대한 인내력 부족 척도와 중간 크기의 정적 관계, 삶의 의미척도의 의미발견과 작은 크기의 부적 관계를 보여, 측정개념의 구성타당도가 지지됐다. 더불어, 임상집단 및 비임상집단에서 신경증적 경향성과 스트레스, 불안, 우울을 통제했을 때 유의한 편상관이 나타나, 기질적 특성과 현재 경험하고 있는 문제의 영향을 제거하더라도 EA 고유 분산의 측정이 유의함을 보여주었다. 이로써 ECQ는 심리측정적 안정성을 갖추고 있으며, 자기보고식 척도의 국제적 평가 기준인 COSMIN 점검표에서 내적 일관성, 신뢰도, 내용타당도, 구성 타당도, 가설검증, 준거 타당도를 갖춘 우수한 도구임을 알 수 있었다.

ECQ는 전반적 EA라는 일반요인(general factor)과 일반적 EA, 회피, 죽음불안으로 묶이는 세 개의 집단요인(group factor)을 지닌 3요인 Bifactor 모형구조를 보였다. 집단요인 중 회피 요인은 전반적 EA와 일반적 EA, 죽음불안과 달리 ‘자기 세계 상호작용 모델’로 잘 설

death scale(MFODS)을 이홍표 등(2005)이 타당화. 죽음불안척도: Templer(1970)의 death anxiety scale을 고효진, 최지옥, 이홍표(2006)가 타당화. 죽음태도척도: Wong, Reker와 Gesser(1994)의 death attitude profile-revised를 이운영(2008)이 타당화. 죽음불안척도: 신경일과 김두길(2018)이 개발.

명되지 않으며, 일반집단과 임상집단에서 내적 일치도가 각각 .68과 .58로 낮다는 문제가 있었다. 다만 저자(van Bruggen et al., 2017)는 회피요인의 문항이 일반요인에 대해 .50에서 .61 까지 안정적으로 적재하였으며, 일반요인으로 사용될 경우 내적 일치도에 문제를 일으키지 않아 EA에 대한 회피적 특성을 반영하고 있다고 판단했다. 더불어, 집단요인 간 상관인 .64에서 .74로 강하고, 개별 문항의 요인 적재 값이 일반요인에 더 일반적으로 나타남을 근거로, 하위척도 점수보다 총점을 사용하는 것이 타당하다는 결론을 내렸다.

본 연구에서는 첫째, ECQ를 한국어로 번안하고, 우리나라의 사회문화적 맥락 내에서 ECQ의 요인구조를 확인할 것이다. 둘째, 확인적 요인분석 후 오메가 계수(Omega Coefficient, ω)와 공통분산 설명량(Explained Common Variance: ECV)을 산출하여, 원저자가 제시한 총점 사용의 타당성을 객관적으로 검증할 것이다. 셋째, EA와 유사한 실존적 고통을 측정하는 죽음불안과 불확실성에 대한 인내력 부족, 신경증적 경향성을 비롯한 심리적 고통에 대한 수렴타당도와 의미발견에 대한 변별타당도를 확인할 것이다. 넷째, 불안완충기제 붕괴이론(Pyszczynski & Kesebir, 2011)에 근거하여 외상 후 스트레스(Posttraumatic stress: PTS) 점수에 대한 예측 타당도와 증분 타당도를 확인하고, 다섯째, 한국판 ECQ(Korean version of ECQ: K-ECQ)로 측정된 EA가 임상 수준의 외상후 스트레스를 보고한 집단과 그렇지 않은 집단을 구분하는 정도와 적절한 변별점을 확인하여 도구의 유용성을 평가할 것이다. 마지막으로, 인구통계학적 변인에 따른 EA의 차이와 EA 수준에 따른 심리적 기능의 차이를 확인하여 임상장면에서 K-ECQ의 활용 가능성을

살펴보고자 한다.

방 법

연구대상

본 연구는 온라인 리서치 업체를 통해 국내에 거주하는 만 19세 이상 70세 이하 성인을 대상으로 자료를 수집했다. 전체 참여인원은 530명(남: 265, 여: 265)으로, 20대부터 60대까지 연령대별 106명이었다. 이 중 불성실한 응답이 확인된 20명과 Mahalanobis distance를 사용했을 때 다변량 이상치가 확인되는 13명의 응답을 제외한 총 497명의 자료를 분석했다(Tabachnick & Fidell, 2013). 최종 참여자는 남자 256명(51.5%), 여자 241명(48.5%)이었으며, 연령은 44.39(\pm 0.50)세였다. 연구 대상자의 인구통계학적 특성은 표 1에 제시하였다. 본 연구의 모든 과정은 중앙대학교 생명윤리 위원회의 심사 및 승인(1041078-202106-HRSB-182-01)을 받아 수행했다.

측정도구

한국판 실존불안 질문지(Korean version of Existential Concern Questionnaire: K-ECQ)

van Bruggen 등(2017)이 개발한 실존불안 질문지(Existential Concern Questionnaire: ECQ)를 한국어로 번안한 자기보고식 질문지이다. ECQ는 실존불안을 측정하는 22문항으로 구성되어 있고 원척도의 경우 총점으로 구성되는 전반적 실존불안과 세 개의 집단요인 즉, 일반적 실존불안(general existential anxiety, 12문항), 죽음불안(death anxiety, 6문항), 회피(avoidance, 4문

표 1. 연구 대상자의 인구 통계적 특성(N = 497)

	분류	빈도(%)		분류	빈도(%)
성별	남자	256(51.5)		미혼	190(38.2)
	여자	241(48.5)		동거	7(1.4)
연령대	19-29세	93(18.7)	결혼 상태	기혼	278(55.9)
	30-39세	97(19.5)		별거	2(0.4)
	40-49세	102(20.5)	이혼	11(2.2)	
	50-59세	102(20.5)	사별	9(2.2)	
	60-70세	103(20.7)	서울	142(28.8)	
학력	중졸	5(1.0)	거주 지역	경기	157(31.6)
	고졸	111(22.3)		강원	9(1.8)
	초대졸	66(13.3)		충청	60(12.1)
	대졸	268(53.9)		영남	86(17.3)
	석사졸	39(7.8)		호남	41(8.2)
	박사졸	8(1.6)		제주	2(0.4)

항)를 포함하는 3요인 bifactor 구조를 갖는다. 각 문항은 ‘전혀 그렇지 않다’(1점)에서 ‘항상 그렇다(5점)’의 5점 척도로 측정되며, 본 연구에서의 내적 일치도는 .97로 매우 양호했다.

생활사건 점검표(Life Events Checklist, LEC-5)

LEC(Blake et al.,1995)를 Weathers 등(2013)이 DSM-5 진단기준에 맞춰 개정한 자기보고식 척도로, 국내에서는 박주연 등(2016)이 번안하여 타당화하였다. LEC-5는 개인이 일생동안 경험할 수 있는 부정적 생활사건과 관련된 17개 문항으로, ‘직접 겪음’, ‘목격함’, ‘알게 됨’, ‘업무관련 경험’, ‘불확실’, ‘해당하지 않음’의 여섯 가지 항목으로 답하도록 구성되며, 점수화된 결과가 아닌 경험 유무만을 평정한다.

**한글판 외상후 스트레스 장애 점검표-5
(Korean version of PTSD Checklist-5: K-PCL-5)**

DSM-5의 PTSD 증상을 확인하기 위해

Weathers 등(2013)이 개발한 20문항의 자기보고식 척도이다. 본 연구에서는 김동수 등(2017)이 타당화한 K-PCL-5를 사용했다. 문항은 해당 증상으로 고통스러운 정도를 ‘전혀 아님’(0점)에서 ‘매우 많이’(4점)까지의 5점 리커트 척도로 평정한다. PCL-5는 PTSD 선별, 진단 평가, 증상변화 관찰에 유용하며, 절단점은 37점으로 이 이상일 때 PTSD로 진단한다. 국내 타당화 연구에서 내적 일치도는 .96, 검사 재검사 신뢰도 역시 .96이었다. 본 연구에서 내적 일치도는 .94로 양호했다.

우울, 불안, 스트레스 도구-21(Depression, Anxiety, Stress Scales: DASS-21)

Lovibond와 Lovibond(1995)가 개발한 DASS를 Henry와 Crawford(2005)가 21문항으로 축약한 자기보고식 척도이다. 본 연구에서는 Lee, Kim, Park과 Lee(2011)가 타당화한 한국어판 DASS-21을 사용했다. DASS-21은 우울, 불안, 스트레스

하위척도 별 7문항, 총 21문항으로 구성되어 있으며, '전혀 해당되지 않음'(0점)부터 '매우 많이 또는 거의 대부분 해당됨'(3점)까지의 4점 리커트 척도로 평정된다. 각 하위척도의 점수 범위는 0점~21점이며, 점수가 높을수록 고통이 심함을 의미한다. 한국어 타당화 연구에서 하위척도별 내적 일치도는 .91, .85, .90이었고(Lee, Kim, Park, & Lee 2011), 본 연구에서는 .90, .85, .89였다.

IPIP-NEO-120(International Personality Item Pool-NEO-120)

Goldberg(1999)가 성격 5요인 모형에 근거해 개발한 성격검사 IPIP-NEO-300의 축약판이다. 본 연구에서는 장승민(2018)이 타당화한 한국판 IPIP-NEO-120의 신경증 하위척도 24문항을 사용했다. IPIP-NEO-120은 '전혀 그렇지 않다'(1점)에서 '매우 그렇다'(5점)까지의 자기보고식 리커트 척도로, 점수가 높을수록 신경증 성향이 높음을 의미한다. 국내 타당화 연구에서 IPIP-NEO-120 신경증 하위척도의 내적 일치도는 .88, 본 연구에서는 .94였다.

불확실성에 대한 인내력 부족 척도 단축형(Intolerance of Uncertainty Scale, Short Form: IUS-12)

Carleton과 Norton, Asmundson(2007)이 개발 및 타당화한 자기 보고식 척도로, 본 연구에서는 김순희(2010)가 번안한 척도를 사용했다. 각 문항은 '전혀 그렇지 않다'(1점)에서 '매우 그렇다'(5점)까지의 5점 리커트 척도로 측정되며, 점수가 높을수록 불확실성에 대한 불편감이 많음을 의미한다. 김순희(2010)의 연구에서 내적 일치도는 .84, 본 연구에서는 .91이었다.

죽음에 대한 태도(Death Attitude Profile-Revised: DAP-R)

Wong, Reker 그리고 Gesser(1994)가 개발한 다차원 죽음태도 척도로, 본 연구에서는 이운영(2008)이 타당화한 척도 중 죽음공포를 측정하는 5개 문항을 사용하였다. '전혀 그렇지 않다'(1점)에서 '매우 그렇다'(7점)까지의 자기보고식 리커트 척도로, 점수가 높을수록 죽음 불안이 높음을 의미한다. 국내 타당화 연구에서 죽음공포 하위 차원의 내적 일치도는 .85, 본 연구에서는 .97이었다.

삶의 의미 척도(Meaning in Life Questionnaire: MLQ)

Steger(2005)가 개발하고 원두리, 김교현, 권선중(2005)이 한국어로 타당화했다. 총 10문항으로 의미추구와 의미발견의 두 하위척도로 구성되어 있다. 각 문항에 대해 '전혀 그렇지 않다'(1점)에서 '언제나 그렇다'(7점)까지의 리커트 척도로 측정되는 자기보고식 척도로, 점수가 높을수록 의미추구 및 발견이 많음을 의미한다. 국내 타당화 연구에서 전체 척도의 내적 일치도는 .90, 하위척도의 내적 일치도는 모두 .88이었다. 본 연구에서의 내적 일치도는 전체 척도 .93, 의미추구 .94, 의미발견 .88이었다.

단축형 스트레스 대처 척도(Brief Coping Orientation to the Problems Experienced: Brief-COPE)

스트레스에 대한 다차원적 대처전략을 측정하는 60문항의 COPE를 개발자인 Carver(1997)가 28문항으로 축약한 버전이다. Brief-COPE는 능동적 대처, 계획, 긍정적 재해석, 수용, 유머, 종교, 정서적 지지, 도구적 지지, 주의 분산,

부정, 정서 발산, 물질 사용, 행동 철회, 자기 비난의 14개 하위요인으로 구성된 자기보고식 척도이다. 각 문항에 대해 ‘전혀 사용 안함’(1점)에서 ‘많이 사용함’(4점)까지의 리커트 척도로 평가하며, 본 연구에서는 주성아(2009)가 제안한 것을 사용했다. 본 연구의 내적 일치도의 범위는 .53에서 .92까지였다.

연구 절차

원저자인 van Bruggen 등(2017)에게 한국어 타당화 작업에 대한 권한을 승인받아, 임상심리전문가이자 심리학 박사과정 3인과 석사 졸업생 1인, 전문 번역가 1인이 독립적으로 번역을 실시했다. 이후 번역 내용을 수렴하고, 의미 및 표현에 대한 합의를 도출했다. 이중 언어(한국어, 영어)를 사용하는 임상심리전문가이자 심리학 박사가 원척도 내용 및 측정영역에 차폐된 상태로 역번역한 것을 원저자에게 전달하여, 원저자 중 다중언어(영어, 독일어, 네덜란드어)를 사용하는 Klooster에게 척도의 의미가 온전히 재현되었음을 확인받았다. 다음으로, 서울, 수원, 인천, 광명, 오송, 전주에 거주 중인 20대부터 60대 후반 성인 24(남:10, 여:14)명을 대상으로 문항 이해도와 안면타당도에 대한 평정을 실시했다. 전체 문항에 대한 이해도 평균은 10점 중 8.19 ($Median = 8.9, Mode = 10$)로 양호했으며, 안면타당도의 경우 실존 문제에 대한 관심과 고민, 우울, 불안, 삶의 의미 등 전반적으로 문항이 측정하는 방향과 일치하는 내용이 보고되었다. 마지막으로 최종 문항 및 척도 제목, 측정형태에 대한 원저자의 검토와 승인을 얻었다.

분석 절차

SPSS의 케이스 무작위 표본 기능을 사용하여 분석 대상 497명을 대략 50%로 분할해, 집단 A(257명)와 B(250명)를 생성했다. 이후 집단 A 자료를 탐색적 요인분석하고, 집단 B 자료를 대상으로 확인적 요인분석을 실시했다. 모형 적합도는 표본크기의 영향을 적게 받는 CFI와 TLI, 모형의 간명성을 고려한 절대 적합도 지수인 RMSEA를 사용하여 평가했다(우중필, 2012). 또한, Bifactor 모형의 일반요인과 집단요인의 공통분산 중 해당요인이 설명하는 비율을 나타내는 공통분산 설명량(ECV)과 모형기반 내적 일치도 계수에 해당하는 오메가 계수(ω), 오메가 위계 계수(ω_H), 하위척도의 오메가 위계 계수(ω_{Hh})를 산출하여 총점 사용의 타당성을 평가했다(자세한 지수 산출공식은 Rodriguez, Reise, & Haviland, 2016b 참조). 오메가 계수(ω)는 측정된 관찰점수 분산 중 진점수 분산이 차지하는 비율을, 오메가 위계 계수(ω_H)는 척도점수의 진점수 분산 중 모든 하위척도를 제외한 일반요인의 분산이 차지하는 비율을, 하위척도 오메가 위계 계수(ω_{Hh})는 일반요인과 공유하는 부분을 제거한 하위척도만의 공통분산 중 각 척도점수 분산이 차지하는 비율을 나타낸다.

다음으로, 변인 간 상관 및 K-PCL-5 점수(외상후 스트레스)점수에 대한 위계적 회귀분석을 실시하고, K-ECQ 점수와 K-PCL-5의 절단점 37점을 기준으로 임상수준의 외상후 스트레스 집단과 비임상 집단을 구분하여 로지스틱 회귀분석을 실시했다. 이후 두 집단을 구분하는 적절한 절단점(cut-off value)를 찾기 위해 ROC 분석을 실시했다. 마지막으로, 인구통계학적 변인과 대처기능, 심리적 측정치에 따른 EA의

차이를 확인하기 위해 *Student t-test*와 ANOVA를 실시했다. 인구통계학적 변인의 일부 항목과 외상 경험 집단과 비경험 집단의 경우 집단간 등분산성과 정규성은 확인되나 집단크기에 차이가 있으므로 차이 검증을 위해 *Welch's t-test*를 실시했다(Delacre, Lakens, & Leys, 2017). 자료 분석에는 IBM SPSS Statistics 26과 Mplus7을 사용했다.

결 과

K-ECQ의 탐색적 요인분석(Exploratory Factor Analysis: EFA)

K-ECQ의 요인구조를 알아보기 위해 집단 A(남:127명, 여:120명)의 자료를 대상으로 EFA를 실시했다. KMO 적합성 지수는 .96으로 문항 간 상관성이 양호했으며, Bartlett 검증 결과 $\chi^2 = 4313.01$, $df = 231$, $p < .001$ 로 자료가 요인분석에 적합하였다. 최대우도법과 Direct Oblimin 회전을 이용해 분석한 결과, 고유치 1 이상인 요인이 2개 추출되어 전체 변량의 60.65%를 설명했으며, 두 요인의 상관은 $r = .72$ ($p < .001$)였다 첫 번째 요인에 17문항, 두 번째 요인에 5문항이 부하되어, 원척도 구조와 다른 결과가 확인되었다. EFA 결과와 원척도의 요인 분류, 문항개발 당시 반영한 영역을 표 2에 제시했다.

요인 2의 경우 15번을 제외한 모든 문항이 원척도의 죽음불안에 속했는데, 문항을 개발할 때 15번은 죽음불안을 반영하는 내용으로 작성됐음을 확인했다. 이에 요인 2의 명칭을 ‘죽음불안’으로 명명하였으며, 내용 면에서 죽음불안의 일부 문항과 무의미, 죄책감, 고립,

정체성을 반영하는 문항을 포괄하는 요인 1을 ‘일반적 실존불안(일반적 EA)’으로 명명했다.

K-ECQ의 확인적 요인분석(Confirmatory Factor Analysis: CFA)

집단 B(남:129명, 여:121명)의 자료에 최대우도법을 사용한 CFA 결과를 표 3에 제시했다. EFA에서 추출된 2요인 모형의 CFI와 TLI는 각각 .929와 .922로 양호했고, RMSEA와 SRMR 역시 .077과 .044로 양호했으며, 경쟁모형인 1요인 모형과 비교했을 때 $\Delta\chi^2$ 은 98.51($\Delta df = 2$, $p < .001$)로 유의한 개선이 확인됐다(우중필, 2012). 각 요인과 측정문항의 표준 회귀계수 범위는 .642에서 .861까지로 문항의 수렴타당도는 양호하였다. 앞서 살펴본 바와 같이 요인 간 상관성이 .72로 변별에 문제가 있어서 Bifactor 모형을 사용하여 총점 및 하위척도 점수 사용의 타당성을 평가하였다. Bifactor 모형은 일반적으로 적합도를 우수하게 평가한다. 때문에, Bifactor 모형을 적합성 비교에만 사용하기 보다 모형의 계수를 바탕으로 공통분산 설명량(ECV)과 오메가계수(ω)를 산출하여 일반요인과 집단요인 점수 활용의 타당성을 확보할 것이 권장된다(Rodriguez, Reise, & Haviland, 2016a).

이를 위해 EFA 결과를 제시한 표 2에 Bifactor 모형에 대한 CFA에서 산출된 문항별 표준화된 요인계수를 함께 제시했다. 2요인 Bifactor 모형의 오메가 계수(ω)는 .971, 오메가 위계 계수(ω_H)는 .904로, 둘의 비율은 .931(.904/.971)이었다. 이로써, 총점에서 진점수가 차지하는 분산 중 약 93.1%가 일반요인의 개인차로 설명 가능함을 알 수 있다. 일반적 EA와 죽음불안에 대한 하위척도 오메가 위계 계

표 2. 한국판 실존불안 척도의 탐색적 요인분석 결과 및 Bifactor 모형의 표준화된 요인계수

문항	요인1	요인2	원척도 요인	개발영역	문항	일반요인	GEA	DA	고유치
9	.866		GEA	고립	1	.679	.451		.335
12	.857		GEA	죄책감	2	.706	.522		.230
3	.834		GEA	정체성	3	.732	.471		.242
17	.825		GEA	죄책감	4	.735	.253		.395
19	.819		GEA	고립	5	.535		.636	.310
16	.795		GEA	무의미	6	.793	.238		.314
10	.793		DA	죽음	7	.615	.183		.588
1	.792		GEA	무의미	8	.804	.145		.332
13	.787		GEA	고립	9	.778	.244		.336
22	.786		GEA	정체성	10	.773	.167		.374
6	.775		GEA	무의미	11	.729	.112		.456
8	.757		GEA	정체성	12	.833	.219		.258
11	.746		AV	무의미	13	.748	.150		.418
4	.738		DA	죽음	14	.669		.259	.485
2	.713		GEA	죄책감	15	.659		.316	.465
18	.702		AV	정체성	16	.765	.195		.377
7	.562		AV	죄책감	17	.824	.192		.284
21		.830	DA	죽음	18	.705	.127		.487
5		.791	DA	죽음	19	.725	.266		.404
20		.761	DA	죽음	20	.710		.136	.477
14		.718	DA	죽음	21	.660		.453	.360
15		.660	AV	죽음	22	.813	.019		.339

GEA(General existential anxiety) = 일반적 실존불안, AV(Avoidance) = 회피, DA(Death anxiety) = 죽음불안

표 3. K-ECQ 확인적 요인분석 모형 적합도 지수

Model	$\chi^2(df)$	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	90% CI RMSEA
1 Factor	611.23(209)	.907	.897	.047	.088	.080~.096
2 Factor	512.72(208)	.929	.922	.044	.077	.068~.085
Bifactor	399.54(187)	.951	.939	.033	.067	.058~.077

수(ω_{Hi})는 각각 .085, .205로 일반요인과 독립적으로 해석할 수 있는 하위척도 분산은 일반적 EA가 8.5%, 죽음불안이 20.5%였다. 일반요인과 일반적 EA, 죽음불안의 EVC는 각각 .854, .088, .058로 일반요인과 집단요인의 공통분산 중 약 85.4를 일반요인이, 14.6%를 집단요인이 설명하며, 각 집단요인별로 일반적 EA가 8.8%를 죽음불안이 5.8%를 설명했다.

K-ECQ의 수렴 타당도와 변별 타당도

수렴 및 변별타당도를 확인하기 위해 K-ECQ의 총점으로 측정된 EA와 PTS, 우울, 불안, 스트레스, 불확실성에 대한 인내력 부족(IU), 죽음공포, 의미발견과 의미추구의 상관계

수를 구한 결과를 표 4에 제시했다. K-ECQ는 총점만을 사용하는 것이 타당하나, DAP-R의 죽음공포와 K-ECQ의 죽음불안을 비교하기 위해 하위척도의 상관을 함께 확인했다.

K-ECQ 총점은 죽음공포, IU와 중간정도의 정적상관, 신경증, 우울, 불안, 스트레스, PTS와 같은 부정적 정서상태와 중간에서 강한 정도의 정적 상관이 나타나 수렴타당도가 양호했다. 특히, K-ECQ의 일반적 EA와 죽음공포는 .50의 중간크기 상관이 나타난 것에 비해 K-ECQ의 죽음불안은 죽음공포와 .74의 강한 상관을 보였다. 반면, 삶의 의미 하위척도 중 의미발견은 K-ECQ 총점과 유의한 부적 상관이 있었으며, 의미추구는 상관이 유의하지 않아서 변별 타당도가 확인되었다.

표 4. K-ECQ로 측정된 EA와 핵심변인 간 상관(N = 497)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1. EA												
2. GEA	.99**											
3. DA	.84**	.74**										
4. PTS	.70**	.70**	.54**									
5. DEP	.75**	.77**	.50**	.69**								
6. ANX	.66**	.66**	.51**	.70**	.76**							
7. STR	.72**	.72**	.55**	.76**	.82**	.82**						
8. NEU	.69**	.69**	.52**	.63**	.70**	.62**	.70**					
9. IU	.57**	.56**	.47**	.49**	.50**	.45**	.56**	.55**				
10. DF	.58**	.50**	.74**	.35**	.31**	.35**	.35**	.39**	.42**			
11. MS	-.03	-.05	.05	.02	-.13**	-.01	-.01	-.26**	.12**	.04		
12. MP	-.32**	-.35**	-.17**	-.17**	-.37**	-.22**	-.23**	-.50**	-.13**	-.17**	.69**	

** $p < .001$, * $p < .05$, EA = 한국판 실존불안 질문지(K-ECQ) 총점, GEA = K-ECQ 일반적 실존불안 하위척도 점수, DA = K-ECQ 죽음불안 하위척도 점수, PTS = 외상후 스트레스 장애 점검표 점수, DEP = 우울, 불안, 스트레스 도구-21(DASS-21) 우울 하위척도 점수, DEP = DASS-21 불안 하위척도 점수, STR = DASS-21 스트레스 하위척도 점수, NEU = IPIP-NEO-120 신경증 하위척도 점수, IU = 불확실성에 대한 인내력 부족 척도 단축형 점수, DF = 죽음에 대한 태도 죽음 공포 하위척도 점수, MS = 삶의 의미 척도(MLQ) 의미추구 하위척도 점수, MP = MLQ 의미발견 하위척도 점수

K-ECQ의 예측 타당도와 증분타당도

불안완충기제 붕괴이론에 따라 EA가 PTS를 예측하는 지를 확인하고, 이 과정에서 신경증적 경향성과 당시 경험하고 있는 우울, 불안, 스트레스, 죽음공포의 영향력을 통제하는 위계적 회귀분석을 실시했다(표 5). 예측 변인 간의 공차한계 값은 .21~.63으로 0.1 이상이었

지 않아 다중 공선성의 위험은 존재하지 않았다. EA는 신경증적 경향성을 비롯한 부정적 정서경험을 모두 통제한 후에도 PTS를 유의하게 예측하여 예측타당도와 증분타당도가 입증되었다. 죽음공포는 신경증적 경향성과 부정적 정서경험을 통제했을 때 PTS와의 관련성이 더 이상 유의하지 않았다.

표 5. PTS 점수에 대한 위계적 회귀분석(N = 497)

추가변인	R ²	R ²	F
NEU	.39	.39**	320.70**
ANX			
DEP	.61	.22**	195.73**
STR			
DF	.62	.00	158.08*
EA	.64	.02**	144.16**

EA의 PTS 임상 집단과 비임상 집단 변별력 및 민감도와 특이도 분석

K-ECQ로 측정한 EA가 임상수준의 PTS를 보고한 집단(52명, 10.5%)과 그렇지 않은 집단(445명, 89.5%)을 어느 정도 변별하는지 확인하기 위해 로지스틱 회귀 분석을 실시했다(표 6). Hosmer 및 Lemeshow 검정 결과 연구에서 추정된 로지스틱 모형의 적합도는 $\chi^2 = 6.73$, $p = .847$ 로 적합했으며, 실존불안 값이 1점 증가할 때마다 PTS 점수가 임상수준에 속할 확

표 6. PTS 임상집단 예측에 대한 실존불안 점수의 로지스틱 회귀분석(N = 497)

	B	SE	Wald	Exp(B)	95% CI Exp(B)
EA	.15	.02	69.26**	1.16	1.12~1.20

** $p < .001$

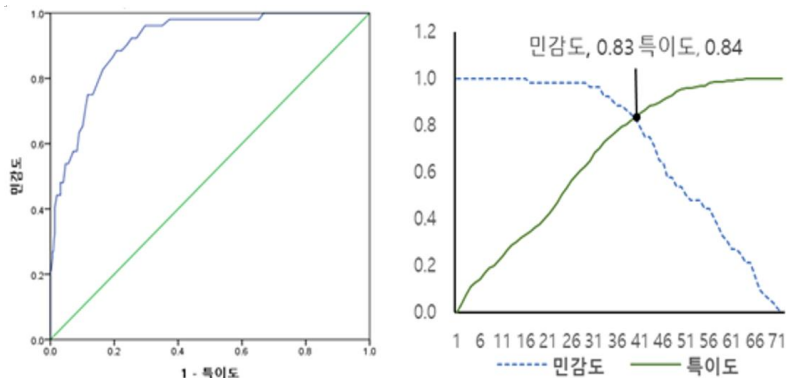


그림 1. PTS 임상 및 비임상 집단 변별에 실존불안의 ROC 곡선과 민감도-특이도 교차 차트

률이 1.61배 증가함을 알 수 있었다.

PTS 임상 집단과 비임상 집단을 구분할 수 있는 최적의 EA 점수를 확인하기 위해 생성한 ROC 곡선과 민감도-특이도 교차 차트를 그림 1에 제시했다. AUC(area under the curve)는 .91, $SE = .02$, $p < .001$ 로, K-ECQ로 측정된 EA 점수를 사용해 PTS 임상군과 비임상군을 정확히 구분할 확률은 91% 였다. 민감도와 특이도(표

7)를 비교한 결과 EA 점수가 38.5점일 때 민감도(0.83)와 특이도(0.84)의 차이가 가장 작아, 두 집단을 잘 변별할 수 있는 절단점(cut-off value)으로 선정했다.

인구통계학적 변인에 따른 EA 차이 및 EA 수준 별 심리 측정치의 차이

K-ECQ 총점은 연구 참여자의 인구통계학적 변인 즉, 성별 $t = -1.290$, $p > .05$, 연령대 $F(4, 492) = 1.93$, $p > .05$, 거주지역 $Welch's-t(6, 14.03) = 2.53$, $p > .05$, 학력 $Welch's-t(5, 27.89) = 1.29$, $p > .05$, 결혼상태 $Welch's-t(5, 8.45) = 1.49$, $p > .05$ 에 따른 차이를 보이지 않았다. 전체 497명 중 하나 이상의 외상사건을 직접 경험 또는 목격했다고 보고한 440명(남:233, 여:207)은 그렇지 않은 집단에 비해 EA를 높게 보고했다, $Welch's-t(1, 70.09) = 4.536$, $p < .05$. 가장 빈번히 보고된 사건은 신체적 폭력(185명, 37.22%), 자연재난(177명,

표 7. 실존불안의 PTS 집단 변별 민감도와 특이도

K-ECQ점수	민감도	특이도	민감도-특이도
35.50	0.88	0.79	0.09
36.50	0.87	0.80	0.06
37.50	0.85	0.82	0.03
38.50	0.83	0.84	-0.01
39.50	0.79	0.85	-0.06
40.50	0.75	0.87	-0.12
41.50	0.75	0.88	-0.13
42.50	0.71	0.89	-0.18

표 8 실존불안 고저에 따른 심리 측정치의 평균차이

변인	집단(n)	평균	표준편차	t
NEU	EA 저(262)	55.33	11.88	-15.87**
	EA 고(235)	73.83	14.09	
IU	EA 저(262)	33.66	8.05	-10.77**
	EA 고(235)	40.74	6.39	
MP	EA 저(262)	24.37	5.55	6.82**
	EA 고(235)	21.16	4.85	
APR	EA 저(262)	5.76	1.12	3.55**
	EA 고(235)	5.43	.98	
AVO	EA 저(262)	3.49	.66	-10.21**
	EA 고(235)	4.15	.79	

** $p < .001$; APR = Brief-COPE의 적극적 대처; AVO = Brief-COPE의 회피적 대처

35.61%), 교통사고(165명, 33.20%), 기타 외상사건(115명, 23.14%), 원치 않는 성적경험(110명, 22.13%) 순이었다.

전체 참여자의 K-ECQ 총점 평균인 25.6점을 기준으로 EA 고 집단과 EA 저 집단을 분류하여, 신경증적 경향성, IU, 의미발견, 대처기능의 평균 차이를 비교하였다(표 8). 대처기능의 경우 EA 총점과 유의한 관계가 확인된 Brief-COPE의 하위척도 주의분산, 부정, 물질사용, 행동철회, 정서발산, 자기비난 $r_s = .18 \sim .57(p < .001)$ 을 회피적 대처로, 적극적 대처, 도구적 지지, 수용 $r_s = -.136 \sim -.105(p < .05)$ 을 적극적 대처로 합산한 평균을 사용했다. 그 결과 EA 고 집단은 EA 저 집단에 비해 신경증적 경향성과 IU, 회피적 대처 점수가 높았고, 의미발견과 접근적 대처 점수가 낮았다.

논 의

본 연구에서는 van Bruggen 등(2017)이 개발한 실존불안 질문지(ECQ)를 국내에 타당화 하는 과정에서 요인구조를 확인하여 총점 및 하위척도점수 사용의 타당성을 명확히 하고, 심리측정 도구로서의 유용성을 평가하고자 하였다. 더불어 K-ECQ로 측정된 EA의 초진단적 구조 가능성을 타진해 보았다. 연구 결과에 대한 세부적 논의와 의의는 다음과 같다.

본 연구에서는 만 19세에서 70세까지의 한국인을 연령대와 성별을 균등히 모집해 K-ECQ에 대한 탐색적 요인분석과 확인적 요인분석을 실시했다. 요인분석 결과 22개 문항이 모두 유지되었으나, 원척도의 3요인 bifactor 구조(일반요인: 전반적 EA, 집단요인: 일반적 EA, 회피, 죽음불안)와 다르게 2요인 bifactor

구조(일반요인: 전반적 EA, 집단요인 1: 일반적 EA, 집단요인 2: 죽음불안)가 추출되었다. 4 문항으로 구성되었던 원척도의 회피 요인 중 세 문항이 집단요인 1에, 나머지 한 문항이 집단요인 2에 흡수되었는데 이 문항은 문항을 개발할 때 무의미, 정체성, 죄책감, 죽음 영역을 반영한 문항이었다. 회피 요인의 세 문항(무의미, 정체성, 죄책감)을 흡수한 집단요인 1의 나머지 문항은 원척도의 일반적 EA를 모두 포함했고, 한 문항(죽음)을 흡수한 집단요인 2는 원척도의 죽음불안 여섯 문항 중 네 문항을 포함하였다. 이에 각 집단요인이 측정하는 영역이 원척도의 하위요인과 문항개발 의도에서 크게 벗어나지 않아서 각각 일반적 EA와 죽음불안으로 명명하였다(부록 II에 K-ECQ 전체 문항과 지시문을 제공함).

K-ECQ는 철저한 번역-역번역 과정과 문항 이해도 및 안면타당도 확인, 최종 문항에 대한 원저자 검토를 통해 타당화 과정의 왜곡을 최소화하였다. 그럼에도 요인구조에 변화가 나타났는데, ‘회피 요인’이 사라짐에 따라 오히려 원척도 개발 당시 의도했던 ‘자기-세계 상호작용 모형’을 잘 반영하는 요인구조가 확인됐다. 원척도의 회피 요인에 속하는 문항은 무의미, 정체성, 죄책감의 일반적 EA 문항과 죽음불안 문항을 모두 포함하고 있으며, ‘나는 내 모든 선택에 결과가 따른다는 것을 잊으려 노력한다(7번)’, ‘삶에 의미가 있냐는 의문자들 때면, 나는 빨리 다른 생각을 하려고 한다(11번)’, ‘나는 삶이 언젠가 끝날 거라는 생각을 떨쳐버리려 한다(15번)’, ‘나는 진정 어떤 사람인가 라는 질문을 피하려고 한다(18번)’와 같이 존재론적 불편감에 주의를 지속하지 않으려는 노력을 표현했다는 것을 확인할 수 있었다.

ECQ와 K-ECQ에서 발생한 요인구조의 차이는 사회문화 및 언어적 특성에 따른 심리과정을 비교분석한 Hofstede(2015)의 문화차원 이론으로 잘 설명될 수 있다. 그는 개인 중심적 사고를 하는 유럽 및 북미권에서는 메시지를 개별적, 개인적 차원에서 해석하는 반면, 집단 중심적 사고를 하는 동양 및 남미권의 경우 메시지가 전달된 맥락에 기반해 해석하는 경향을 보인다. 원칙도 타당화가 이뤄진 독일과 네덜란드는 문화차원 이론에서 개인중심적 사고가 강한 나라로 분류되기에, 반응 시 문항 내용에 대한 개인의 태도인 ‘회피 여부’가 중점적으로 반영되어 ‘자기-세계 상호작용 모형’에서 가정하지 않은 회피 요인이 생성되었을 수 있다. 반면, 우리나라는 집단 중심적 사고의 정도가 큰 동아시아에 속하기 때문에, 주어진 맥락 내에서 문항이 의미하는 바에 중점을 두는 반응 경향이 크다. 이에 개인적 회피 여부보다 각 문항이 측정하고 있는 ‘무의미, 정체성, 죄책감, 죽음’에 대한 반응이 그대로 반영되었을 가능성이 높아 보인다. 타당화 과정에서 요인 구조의 변화는 다양한 이유로 발생할 수 있다. 그러나 K-ECQ의 경우 이론적 모형을 원칙도보다 더 충실히 반영하는 구조가 확인되었으며, 변화의 원인이 우연이나 오차에 의한 것이기 보다 Hofstede(2015)의 문화차원 이론으로 설명될 만큼 안정적이고 타당한 측정을 제공한다는 강점을 갖는다.

앞서 언급한 바와 같이 ECQ 문항은 ‘자기-세계 상호작용 모델’을 기반으로 하며, van Bruggen 등(2017)은 ECQ가 일반요인으로 대표되는 1차원의 전반적 EA를 측정한다는 결론을 내렸다. 그러나 이들은 하위 요인 간의 상관과 요인 적재 값을 근거로 논리적 결론을 도출하는데 그쳐, 객관적 기준이 부족하였다.

본 연구에서는 Bifactor 모형 기반의 공통분산 설명량(ECV)과 오메가계수(ω)를 산출함으로써, 원저자의 논리적 결론에 통계적으로 타당한 근거를 제시하고자 했다. K-ECQ에 대한 2요인 Bifactor 모형의 오메가 계수(ω)는 .971이었고, K-ECQ 점수 중 집단요인을 제외한 일반요인만의 분산($\omega_H = .904$)이 척도의 ω 에서 차지하는 비율은 93.1%(904/971)이었다. 즉, K-ECQ 총점 중 신뢰할 수 있는 분산의 대부분이 일반요인에서 기인하며, 약 7%($\omega - \omega_H$)만이 집단요인의 다차원성에 의한 것임을 알 수 있었다. 또한 하위척도 오메가 위계 계수(ω_{Hi})를 산출한 결과, K-ECQ 하위척도 점수에서 일반요인과 공유하는 분산을 제외했을 때, 일반적 EA와 죽음불안이 집단요인의 공통분산에서 차지하는 비율은 각각 8.5%와 20.5%로서 미미하였다. 따라서 죽음불안과 일반적 EA를 함께 고려한 총점을 사용할 때 EA 경험을 신뢰롭게 설명한다는 것을 철저한 통계적 기법을 통해 입증했다.

더불어 요인의 상대적 강도를 나타내는 공통분산의 설명량(ECV) 역시 일반요인 대해 .854로 일반요인이 전체 공통분산의 85.4%를 설명했다. ECV 값은 척도가 단일차원에 가까운 정도를 나타내는 지표로, ECV가 .70~.80 이상일 때에는 Bifactor 모형과 단일차원 모형에서 얻은 값을 사용한 통계 추정치에 차이가 거의 발생하지 않아, 단일차원 모형으로 분석을 진행해도 큰 문제가 없는 것으로 알려져 있다(Rodriguez et al., 2016a). 즉, K-ECQ로 측정되는 EA는 개별문제의 일차원적 조합을 초월하는 단일 개념으로 보는 것이 타당하며, EA 관련 연구에 K-ECQ를 활용할 경우 총점을 사용할 것을 권한다. 하위척도만을 사용할 때 외적으로 확인되는 내적 일치도는 높을 수 있

으나, 개별 점수가 실존불안의 특성을 담아내는 정도는 매우 미약하기 때문이다(일반적 EA와 죽음불안의 EVC는 각각 .088, .058). 이로써, 본 연구는 K-ECQ로 측정된 EA가 이론적 모형에서 예상했던 방식으로 경험되며, K-ECQ의 모든 문항은 EA라는 핵심 잠재개념을 반영한다는 것을 분명히 했다. 이에 더해 총점 사용의 타당성을 입증하여, 추후 연구를 위한 분명한 지침을 마련했다는 의의가 있다.

수렴 타당도 및 변별 타당도를 확인하기 위해, 선행연구에서 EA 경험과 관련이 있는 것으로 알려진 변인과 K-ECQ로 측정된 국내 성인의 EA 경험의 상관관계를 확인했다. K-ECQ 총점은 의미 결여에 따른 불확실성을 견디기 어려운 정도를 나타내는 IU 및 신경증적 경향성, 우울, 불안, 스트레스 등의 부정적 정서 상태와 중간에서 높은 정도의 정적 상관관, 삶의 의미 중 의미 발견과 약한 부적 상관을 보이며 수렴타당도와 변별타당도가 입증됐다. IU 및 의미 발견과의 관계는 살면서 한 번도 의심해보지 않았던 의미와 가치가 근본적으로 불확실해지면서 사고의 틀이 붕괴되는 한계상황에서 EA를 경험한다고 설명한 Jaspers(Bollnow, 1946/2006)의 철학(philosophy of medicine)적 논지를 지지한 경험적 결과라는 점에서 상당한 의의가 있다. 또한 신경증 및 측정 당시의 고통과의 정적 관계는 EA가 삶의 궁극적 문제에 대한 인식을 동반하는 부정적 감정상태를 적절히 반영하고 있다는 것을 보여주었다.

더불어, 다수의 연구에서 EA를 갈음하는 측정치로 사용되어 왔던 죽음불안(DAP-R의 죽음 공포 하위척도)은 EA와 중간정도의 정적 상관을 보였다. K-ECQ에서 측정하는 일반적 EA 및 죽음불안과 기존의 죽음불안 즉, 죽음공포

하위척도의 유사성을 확인하기 위한 목적으로, 각각의 상관을 확인했다. 그결과 일반적 EA는 중간정도의 정적 상관을 나타내는데 비해 죽음불안과 죽음공포 하위척도는 $r = .74, p < .001$ 의 강한 상관을 보였다. 이로써, ECQ의 죽음불안요인이 기존 죽음불안 측정치와 유사한 개념을 측정한다는 것을 알 수 있었다. 또한, 앞에서 논한 바와 같이 개별 하위척도 측정치가 EA 속성을 담아내는 정도는 미약하다는 점에서, 기존의 죽음불안 측정치 역시 EA를 반영하는 데 한계가 있음을 시사한 선행연구의 결과를 지지했다(Menzies et al., 2020).

예측 타당도와 증분 타당도 확인을 위해, Pyszczynski와 Kesebir(2011)의 불안완충기제 붕괴이론에 근거하여 EA 경험이 외상후 스트레스(PTS)를 예측하는 지를 확인하였다. 또한 그 과정에서 신경증적 경향성과 우울, 불안, 스트레스, 죽음공포를 통제함으로써 EA의 고유한 영향력을 밝히고자 하였다. 분석 결과 EA는 신경증적 경향성과 부정적 정서 상태를 통제 한 뒤에도 PTS를 예측하였다. 추가 확인을 위해 위계적 회귀모형의 첫번째 모형에 EA를 투입하고 마지막 모형에 신경증적 경향성을 투입하였을 때, PTS에 대한 신경증적 경향성의 영향은 유의하지 않았으며, $\beta = .08(p > .05)$, 죽음공포로 측정된 죽음불안의 경우 모든 위계적 회귀모형에서 유의하지 않았다. 이는 EA가 PTS를 비롯한 정신병리의 발달에 영향을 미칠 수 있다는 불안완충기제 붕괴이론과 일치하며, EA가 죽음불안의 한계를 뛰어넘는 설명을 제공한다는 것을 강박장애에서(Chawla et al., 2022; Menzies et al., 2020) PTS까지 확장시킨 결과이다. 또한 정신병리 맥락에서 신경증적 경향성에 대한 EA의 경쟁력을 보여주었다. 이로써, 본 연구는 EA가 정신병리 발생과 경

과, 심리적 적응에 대표적 취약요인인 신경증적 경향성(du Pont et al., 2019)과 초진단적 구조로 자리매김하고 있는 죽음불안(Iverach et al., 2014; Menzies et al., 2019)에 비해 풍부한 예측력을 제공할 가능성을 제시한 첫번째 연구라는 의의가 있다.

K-PCL-5로 측정된 임상수준의 PTS 집단과 그렇지 않은 집단을 K-ECQ가 얼마나 정확히 분류할 수 있는지를 확인하고, 가장 적절한 절단점을 찾고자 로지스틱 회귀분석을 하였다. 그 결과 K-ECQ는 PTS 임상 점수를 보고한 집단과 아닌 집단을 변별하는 정도가 91%로 우수함을 알 수 있었다. 더불어, 민감도와 특이도가 가능한 한 최대값을 갖는 교차지점을 찾기 위해 민감도-특이도 교차 차트를 생성한 결과 K-ECQ 측정값이 38.5점인 지점에서 효과적인 변별이 이루어짐을 알 수 있었다(안재억, 2016). 이렇게 결정한 절단점은 민감도(.83)와 특이도(.84)의 차이를 최소로 하여 한쪽에 치우치지 않는 값을 선택할 수 있게 한다는 장점이 있다. 이처럼, K-ECQ는 PTS 측정에 널리 사용되는 K-PCL-5와 함께 사용할 수 있는 유용한 도구로 보이며, 본연구는 단순한 척도 타당화에 그치지 않고 위와 같은 절차를 통해 K-ECQ의 호환성 및 진단적 유용성을 입증했다는 임상적 함의를 갖는다.

인구통계학적 변인과 외상사건 경험 유무에 따라 K-ECQ 점수에 차이가 있는지 확인한 결과, K-ECQ로 측정된 EA는 외상사건 경험 유무에 따른 차이만을 보였다. 죽음불안에 대한 다수의 연구에서 성별, 연령, 교육수준, 결혼 상태와 같은 인구통계학적 변인에 따른 유의한 차이가 나타난다는 것을 고려할 때(Iverach et al., 2014; Kim & Park, 2016), 본 연구 결과는 다소 이례적이다. 통상적으로 죽음불안이

나 EA 같은 실존적 문제는 친밀한 대상이 없거나 연령이 증가함에 따라 커질 것으로 생각되어왔다. 그러나 본 연구 결과는 EA가 연령이나 결혼, 교육수준에 따라 차이가 발생하는 것이 아니라, 오직 외상 경험에 따라 달라짐을 보여주었다. 이는 K-ECQ가 ‘개인이 필멸성을 인식한 결과 경험하게 되는 삶의 궁극적 문제와 관련된 부정적 정서’의 고유한 측정치임을 시사한다는 점에서 매우 주목할만 하다.

마지막으로, K-ECQ 평균을 중심으로 EA가 높은 집단은 낮은 집단에 비해 신경증적 경향성과 불확실성에 대한 인내력 부족(IU), 회피적 대처를 높게 보고했고, 의미발견과 접근적 대처가 낮았다. 신경증적 경향성과 IU, 회피적 대처는 외상후 스트레스 장애와 강박장애를 비롯한 다양한 정신장애의 대표적 취약요인으로(du Pont et al., 2019; Menzies & Menzies, 2020; Menzies et al., 2019), 상기 변인이 모두 높은 EA 고집단의 심리적 기능 역시 취약할 가능성이 높다. 죽음불안을 EA와 유사한 존재의 근원적 불안으로 조망한 Strachan 등(2007)은 충분히 완충 되지 못한 죽음불안에 대한 부적응적 대처 시도로 인해 정신장애가 발생할 수 있다고 설명한 바 있다.

같은 맥락에서 Menzies 등(2019)은 강박장애, 범불안장애, 주요 우울장애, 사회불안장애, 공황장애, 질병불안 장애 등의 정신병리가 죽음불안이라는 변인을 공유하고 있다는 것을 입증했다. 이들은 EA와 같은 기저 변인이 정신증의 이환률과 공병률을 증가시켜 ‘회전문 현상’에 일조할 수 있으므로, 근본적이고 장기적인 개선을 위해 실존적 두려움을 표적으로 한 치료를 마련할 필요가 있음을 지적했다. 뿐만 아니라, ECQ 문항을 개발당시의 영역별로 묶어 분석한 연구에서 EA가 사고-행위 융합을

통해 강박증상을 심화시킬 가능성이 제시됐다 (Chawla et al., 2022). 즉, EA 구성요소 중 죄책감은 행동과 사고의 회피적 대처를 증가시켜 강박행동에 영향을 미치고, 정체성 요소는 불확실성을 인내할 수 없도록 만들어 문제가 있는 자기상을 성급히 통합하게 하는 것으로 나타났다. 본 연구의 EA 고집단에서 확인된 신경증적 경향성과 IU, 회피적 대처의 결과는 그동안 제안된 가능성을 경험적으로 입증하고자 하는 추후 연구에서 기초자료로 유용하게 사용될 수 있을 것이다.

본 연구의 제한점과 후속 연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 자료의 대표성을 확보하고자 전국에서 연령대 및 성비가 균등하도록 표집하였으나 원칙도와 같이 일반인구와 함께 임상집단을 표집하지 못했다. K-ECQ를 임상장면에서 보다 적극적으로 활용하기 위해서는 다양한 임상집단을 적절히 변별하고 예측할 수 있는지 확인할 필요가 있다. 그러므로 우울, 불안, 강박, 섭식, 신체화 장애 등 다양한 장애군을 대상으로 연구를 실시하고 장애별 절단점을 찾는 연구를 실시하여 EA의 초진단적 역할을 탐색하는 데 기여할 수 있을 것이다.

둘째, 검사 재검사 신뢰도를 확인하지 못했다. 이후 코호트 연구 등, 처치가 없는 종단연구에 K-ECQ를 사용하여 시간적 안정성을 확인한다면 도구의 건정성을 탄탄히 하는데 도움이 될 것이다.

셋째, 본 연구에서는 일반인구를 대상으로 K-ECQ를 실시했기 때문에 이들의 외상 유형이 다양하여 외상사건의 특성에 따른 EA 차이를 확인할 수 없었다. 추후 연구에서는 단일 외상사건을 공유한 이들을 대상으로 EA의 정도에 따른 IU, 회피적 대처, 신경증적 경향성

등의 취약요인의 차이와 인과적 관련성 및 조절 기능을 탐색해 볼 수 있을 것이다. 이로써 EA가 개인의 심리적 적응에 영향을 미치는 방식을 확인하고, 개입요소를 찾는다면 임상장면에서 EA와 관련된 연구가 더욱 활발해질 수 있을 것이다.

넷째, 본 연구는 K-ECQ의 타당화에 집중하여 참여자의 경험을 심도 있게 조명하지 못했다. EA의 감소를 목표로 하는 치료개입법은 전통적으로 질적 분석을 통해 경험에 대한 통찰과 질적 성장을 확인하는 데 초점을 두어 왔다. 이를 고려할 때, 질적 변화와 K-ECQ로 측정된 양적 변화를 함께 분석하는 것은 해당 분야의 치료 및 연구에 의미 있는 자료를 제공할 수 있을 것이다. 뿐만 아니라, 치료결과에 대한 양적 측정에 제약이 있었던 치료분야에서 K-ECQ를 활용한다면, 치료효과를 입증할 수 있는 객관적 근거를 마련할 수 있을 것이다. 경험적으로 지지된 치료의 중요성이 강조되고 있는 시기에 이와 같은 시도는 해당 치료의 입지를 공고히 하는데 도움이 될 것이다.

마지막으로, EA수준에 따라 음모론에 좌우되는 정도와 COVID 백신 접종 여부의 관계를 확인한 해외 사례(Scrima et al., 2022)와 같이 건강심리 영역에서 K-ECQ를 활용하여 EA가 건강행동 준수 및 예방행동에 미치는 영향을 연구할 수 있을 것이다. 과거 TMT 연구 설계로 건강 및 소비행동에 대한 다양한 설명을 제공할 수 있었던 것과 같이 K-ECQ를 활용한다면, 보다 쉽고 효율적인 연구를 통해 인간행동에 대한 이해를 확대시킬 수 있을 것이다.

참고문헌

- 고효진, 최지옥, 이흥표 (2006). Templer 죽음불안 척도의 요인구조와 신뢰도. 한국심리학회지: 건강, 11(2), 315-327.
- 김동수, 강석훈, 소형석, 최진희, 김종원, 정혜경, . . . 김태용 (2017). 월남전 참전 노인에서 한글판 외상후 스트레스 장애 체크리스트-5의 정신측정학적 특성. 대한불안의학회지, 13(2), 123-131.
doi: 10.24986/anxmod.2017.13.2.010
- 박주언, 김원형, 노대영, 원성두, 김하경, 강석훈, . . . 채정호 (2016). 재난정신건강평가 워크북. 의왕: 대안불안학회.
- 보건복지부 (2020). 15일간 강력한 사회적 거리두기, 정부부터 앞장서 실천한다! Retrieved from https://www.mohw.go.kr/react/al/sal0301vw.jsp?PAR_MENU_ID=04&MENU_ID=0403&page=3&CONT_SEQ=353673&SEARCHKEY=TITLE&SEARCHVALUE=%EC%82%AC%ED%9A%8C%EC%A0%81
- 보건복지부 (2022). 2021년 코로나19 국민정신건강 실태조사 분기별 결과 발표. Retrieved from https://www.mohw.go.kr/react/al/sal0301vw.jsp?PAR_MENU_ID=04&MENU_ID=0403&page=1&CONT_SEQ=369669&SEARCHKEY=TITLE&SEARCHVALUE=%EC%A0%95%EC%8B%A0%EA%B1%B4%EA%B0%95
- 서혜경 (1987). 한 미 노인의 죽음에 대한 태도연구. 한국노년학, 7(1), 39-60. Retrieved from <https://scholar.dkyobobook.co.kr/searchDetail.laf?barcode=4010023873693>
- 신경일, 김두길 (2018). 죽음불안 척도의 개발과 타당화. 사회과학연구, 34(4), 77-95.
doi: 10.18859/ssrr.2018.11.34.4.77
- 안재익 (2016). (SPSS 18.0) 의학·보건학 통계분석: 병원전산화 자료 사용. 서울: 한나래.
- 우종필 (2012). (우종필 교수의)구조방정식모델 개념과 이해: Amos 4.0-20.0 공용. 서울: 한나래아카데미.
- 원두리, 김교현, 권선중 (2005). 한국판 삶의 의미척도의 타당화 연구. 한국심리학회지: 건강, 10(2), 211-224. Retrieved from <https://www.dbpia.co.kr/journal/articleDetail?nodeId=NODE06368619>
- 이동훈, 김예진, 황희훈, 남슬기, 정다송 (2021). 코로나 19 팬데믹 시기 동안 한국인의 정서적 디스트레스에 영향을 미치는 심리·사회적 요인의 영향력에 대한 종단 두시점 비교연구. 한국심리학회지: 문화 및 사회문제, 27(4), 629-659.
doi:10.20406/kjcs.2021.11.27.4.629
- 이운영 (2008). Wong의 죽음태도 척도의 타당화. 충남대학교 대학원 석사학위 논문. Retrieved from <http://www.riss.kr/link?id=T11248678>
- 이흥표, 이흥석, 고효진, 김교현 (2005). 다차원적 죽음불안의 타당화 및 비교문화적 검증. 한국심리학회지: 건강, 10(4), 395-413. Retrieved from <http://www.dbpia.co.kr/journal/articleDetail?nodeId=NODE06368630>
- 장승민 (2018). 한국판 IPIP-NEO-300 및 단축형 IPIP-NEO 척도의 개발 및 타당화. 한국연구재단. Retrieved from https://www.krm.or.kr/krmnts/link.html?dbGubun=SD&m201_id=10077410&local_id=10093719

- 주성아 (2009). 직무수행 중 사상사고를 경험한 지하철 승무원의 외상후 스트레스 장애 (PTSD) 연구. 이화여자대학교 대학원 석사학위 논문. Retrieved from <http://dcollection.ewha.ac.kr/jsp/common/DcLoOrgPer.jsp?ItemId=000000054326>
- 질병관리청 (2022). 코로나19 국내외 발생 현황. Retrieved from http://ncov.mohw.go.kr/bdBoardList_Real.do. Accessed: 2022. 03. 19
- Ain, S., & Gilani, S. (2021). Existential anxiety amid COVID-19 pandemic in Kashmir: A cross-sectional study. *Journal of Education and Health Promotion, 10*(1), 184-184. doi:10.4103/jehp.jehp_1102_20
- B. Fulford, Morris, K., Sadler, J., & Stanghellini, G. (2003). *Nature and Narrative: An Introduction to the New Philosophy of Psychiatry*. Oxford: Oxford University Press.
- Becker, E. (2019). 죽음의 부정 (노승영 역). 서울: 한빛비즈. (원전은 1973에 출판)
- Blake, D. D., Weathers, F. W., Nagy, L. M., Kaloupek, D. G., Gusman, F. D., Charney, D. S., & Keane, T. M. (1995). The development of a Clinician-Administered PTSD Scale. *J Trauma Stress, 8*(1), 75-90. doi:10.1007/bf02105408
- Bollnow, O. F. (2006). 실존철학 입문 (최동희 역). 서울: 간디서원. (원전은 1946에 출판)
- Carleton, R. N., Norton, M. A. P. J., & Asmundson, G. J. G. (2007). Fearing the unknown: A short version of the Intolerance of Uncertainty Scale. *Journal of Anxiety Disorders, 21*(1), 105-117. doi:https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2006.03.014
- Carver, C. S. (1997). You want to measure coping but your protocol' too long: Consider the brief cope. *International Journal of Behavioral Medicine, 4*(1), 92-100. doi:10.1207/s15327558ijbm0401_6
- Chawla, S., Menzies, R. E., & Menzies, R. G. (2022). Existential concerns in OCD with aggressive and sexual obsessions. *Journal of Obsessive-Compulsive and Related Disorders, 32*, 100710. doi:https://doi.org/10.1016/j.jocrd.2022.100710
- Collett, L.-J., & Lester, D. (1969). The Fear of Death and the Fear of Dying. *The Journal of Psychology, 72*(2), 179-181. doi:10.1080/00223980.1969.10543496
- Davidov, J., & Russo-Netzer, P. (2021). Exploring the phenomenological structure of existential anxiety as lived through transformative life experiences. *Anxiety, Stress, & Coping, 1*-16. doi:10.1080/10615806.2021.1921162
- Delacre, M., Lakens, D., & Leys, C. (2017). Why psychologists should by default use Welch's t-test instead of Student's t-test. *International Review of Social Psychology, 30*(1), 92-101. doi:http://doi.org/10.5334/irsp.82
- du Pont, A., Rhee, S. H., Corley, R. P., Hewitt, J. K., & Friedman, N. P. (2019). Are rumination and neuroticism genetically or environmentally distinct risk factors for psychopathology? *Journal of Abnormal Psychology, 128*(5), 385-396. doi:http://dx.doi.org/10.1037/abn0000430
- Dursun, P., Alyagut, P., & Yılmaz, I. (2022). Meaning in life, psychological hardiness and death anxiety: individuals with or without

- generalized anxiety disorder (GAD). *Current Psychology*. doi:10.1007/s12144-021-02695-3
- Glas, G. (2003). Anxiety - animal reactions and the embodiment of meaning. In B. Fulford, K. Morris, J. Sadler, & G. Stanghellini (Eds.), *Nature and Narrative: An Introduction to the New Philosophy of Psychiatry* (pp. 231-249). Oxford: Oxford University Press.
- Goldberg, L. R. (1999). A broad-bandwidth, public domain, personality inventory measuring the lower-level facets of several five-factor models. *Personality Psychology in Europe*, 7(1), 7-28. Retrieved from <http://admin.umt.edu.pk/Media/Site/STD/FileManager/OsamaArticle/26august2015/A%20broad-bandwidth%20inventory.pdf>
- Greenberg, J., & Arndt, J. (2011). Terror management theory. In P. A. M. Van Lange, A. W. Kruglanski, & E. T. Higgins (Eds.), *Handbook of theories of social psychology* (Vol. 1, pp. 398-415). London, UK: SAGE Publications.
- Grevenstein, D., & Bluemke, M. (2016). Who's afraid of death and terrorists? Investigating moderating effects of sense of coherence, mindfulness, neuroticism, and meaning in life on mortality salience. *Journal of Articles in Support of the Null Hypothesis*, 13(1), 25-36. Retrieved from <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-69846-5>
- Henry, J. D., & Crawford, J. R. (2005). The short-form version of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS-21): construct validity and normative data in a large non-clinical sample. *Br J Clin Psychol*, 44(Pt 2), 227-239. doi:10.1348/014466505x29657
- Hoelter, J. W. (1979). Multidimensional treatment of fear of death. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 47(5), 996-999. doi:<http://dx.doi.org/10.1037/0022-006X.47.5.996>
- Hofstede, G. (2015). National differences in communication styles. In D. Brzozowska & W. Chłopicki (Eds.), *Culture's Software: Communication Styles* (pp. 1-14). UK: Cambridge Scholars Publisher.
- Iverach, L., Menzies, R. G., & Menzies, R. E. (2014). Death anxiety and its role in psychopathology: Reviewing the status of a transdiagnostic construct. *Clinical Psychology Review*, 34(7), 580-593. doi:<https://doi.org/10.1016/j.cpr.2014.09.002>
- Kim, S., & Park, K. S. (2016). A Meta Analysis on Variables related to Death Anxiety of Elderly in Korea. *Korean Journal of Adult Nursing*, 28(2), 156-168. doi:10.7475/kjan.2016.28.2.156
- Kira, I. A., Templin, T., Lewandowski, L., & Shuwiekh, H. (2018). A conceptual model and measurement of identity-based, existential annihilation anxieties (EAA). *Psychology*, 9(6), 1306-1328. doi:<https://doi.org/10.4236/psych.2018.96080>
- Koole, S. L., Greenberg, J., & Pyszczynski, T. (2006). Introducing Science to the Psychology of the Soul: Experimental Existential Psychology. *Current Directions in Psychological Science*, 15(5), 212-216. doi:10.1111/j.1467-8721.2006.00438.x
- Lee, K.-W., Kim, S.-J., Park, J.-B., & Lee, K.-J.

- (2011). Relationship between depression anxiety stress scale (DASS) and urinary hydroxyproline and proline concentrations in hospital workers. *Journal of Preventive Medicine and Public Health*, 44(1), 9-13.
doi:10.3961/jpmph.2011.44.1.9
- Lovibond, P. F., & Lovibond, S. H. (1995). The structure of negative emotional states: comparison of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) with the Beck Depression and Anxiety Inventories. *Behav Res Ther*, 33(3), 335-343. doi:10.1016/0005-7967(94)00075-u
- Mavrogiorgou, P., Haller, K., & Juckel, G. (2020). Death anxiety and attitude to death in patients with schizophrenia and depression. *Psychiatry Research*, 290, 113148.
- Menzies, R. E., & Dar-Nimrod, I. (2017). Death anxiety and its relationship with obsessive-compulsive disorder. *Journal of Abnormal Psychology*, 126(4), 367-377.
doi:10.1037/abn0000263
- Menzies, R. E., & Menzies, R. G. (2020). Death anxiety in the time of COVID-19: theoretical explanations and clinical implications. *The Cognitive Behaviour Therapist*, 13, e19.
doi:10.1017/S1754470X20000215
- Menzies, R. E., Sharpe, L., & Dar-Nimrod, I. (2019). The relationship between death anxiety and severity of mental illnesses. *British Journal of Clinical Psychology*, 58(4), 452-467.
doi:10.1111/bjc.12229
- Menzies, R. E., Zuccala, M., Sharpe, L., & Dar-Nimrod, I. (2020). Subtypes of obsessive-compulsive disorder and their relationship to death anxiety. *Journal of Obsessive-Compulsive and Related Disorders*, 27, 100572.
doi:https://doi.org/10.1016/j.jocrd.2020.100572
- Özgül, S., Kaplan Serin, E., & Tanriverdi, D. (2021). Death Anxiety Associated With Coronavirus (COVID-19) Disease: A Systematic Review and Meta-Analysis. *OMEGA - Journal of Death and Dying*, 1-34.
doi:10.1177/00302228211050503
- Pyszczynski, T., & Kesebir, P. (2011). Anxiety buffer disruption theory: A terror management account of posttraumatic stress disorder. *Anxiety, Stress, & Coping*, 24(1), 3-26.
doi:10.1080/10615806.2010.517524
- Reed, D. E., Williamson, R. E., & Wickham, R. E. (2021). Memento Mori: understanding existential anxiety through the existential pathway model. *Journal of Theoretical Social Psychology*, 5(1), 14-25. doi:10.1002/jts.5.79
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016a). Applying Bifactor Statistical Indices in the Evaluation of Psychological Measures. *Journal of Personality Assessment*, 98(3), 223-237.
doi:10.1080/00223891.2015.1089249
- Rodriguez, A., Reise, S. P., & Haviland, M. G. (2016b). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137-150.
doi: 10.1037/met0000045
- Scrima, F., Miceli, S., Caci, B., & Cardaci, M. (2022). The relationship between fear of COVID-19 and intention to get vaccinated. The serial mediation roles of existential anxiety and conspiracy beliefs. *Personality and Individual Differences*, 184, 111188.
doi:10.1016/j.paid.2021.111188

- Simione, L., & Gnagnarella, C. (2020). Differences Between Health Workers and General Population in Risk Perception, Behaviors, and Psychological Distress Related to COVID-19 Spread in Italy. *Frontiers in Psychology, 11*(2166). doi:10.3389/fpsyg.2020.02166
- Steger, M. F. (2005). *Development and validation of the Meaning in Life Questionnaire: A measure of eudaimonic well-being*. Minnesota: University of Minnesota Press. Retrieved from <https://www.proquest.com/dissertations-theses/development-validation-meaning-life-questionnaire/docview/305484590/se-2?accountid=10113> ProQuest Central Korea; ProQuest Dissertations & Theses Global database. (3184975)
- Strachan, E., Schimel, J., Arndt, J., Williams, T., Solomon, S., Pyszczynski, T., & Greenberg, J. (2007). Terror Mismanagement: Evidence That Mortality Salience Exacerbates Phobic and Compulsive Behaviors. *Personality and Social Psychology Bulletin, 33*(8), 1137-1151. doi:10.1177/0146167207303018
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics* (Vol. 6th ed.). Boston, MA: Allyn and Bacon.
- Templer, D. I. (1970). The Construction and Validation of a Death Anxiety Scale. *The Journal of General Psychology, 82*(2), 165-177. doi:10.1080/00221309.1970.9920634
- Tillich, P. (2006). 존재의 용기 (차성구 역). 서울: 예영커뮤니케이션. (원전은 1952에 출판)
- Tomaszek, K., & Muchacka-Cymerman, A. (2020). Thinking about My Existence during COVID-19, I Feel Anxiety and Awe-The Mediating Role of Existential Anxiety and Life Satisfaction on the Relationship between PTSD Symptoms and Post-Traumatic Growth. *International Journal of Environmental Research and Public Health, 17*(19), 7062. doi:10.3390/ijerph17197062
- Vail III, K. E., Courtney, E. P., Gony, E. A., Cornelius, T., & Edmondson, D. (2019). Anxiety buffer disruption: relationship threat, death anxiety, and coping appraisals among low and high posttraumatic stress symptom samples. *Journal of Social and Clinical Psychology, 38*(6), 501-521. doi:10.1521/jsocp.2019.38.6.501
- Vail III, K. E., Reed, D. E., Gony, E. A., Cornelius, T., & Edmondson, D. (2020). Anxiety buffer disruption: Self-evaluation, death anxiety, and stressor appraisals among low and high posttraumatic stress symptom samples. *Journal of Social and Clinical Psychology, 39*(5), 353-382. doi:10.1521/jsocp.2020.39.5.353
- van Bruggen, V. (2018). *Assessment of Existential Anxiety: Development and Validation of the Existential Concerns Questionnaire (ECQ)*. Amsterdam: Vrije Universiteit, Amsterdam Press. Retrieved from <https://research.vu.nl/en/publications/assessment-of-existential-anxiety-development-and-validation-of-t>
- van Bruggen, V., Ten Klooster, P., Westerhof, G., Vos, J., de Kleine, E., Bohlmeijer, E., & Glas, G. (2017). The Existential Concerns Questionnaire (ECQ) - development and initial

- validation of a new existential anxiety scale in a nonclinical and clinical sample. *Journal of Clinical Psychology*, 73(12), 1692-1703.
doi:<https://doi.org/10.1002/jclp.22474>
- van Bruggen, V., Vos, J., Westerhof, G., Bohlmeijer, E., & Glas, G. (2015). Systematic review of existential anxiety instruments. *Journal of Humanistic Psychology*, 55(2), 173-201.
doi: 10.1177/0022167814542048
- Weathers, F. W., Blake, D. D., Schnurr, P. P., Kaloupek, D. G., Marx, B. P., & Keane, T. M. (2013). The Life Events Checklist for DSM-5 (LEC-5). *Instrument available from the National Center for PTSD at www.ptsd.va.gov*.
- Weathers, F. W., Litz, B. T., Keane, T. M., Palmieri, P. A., Marx, B. P., & Schnurr, P. P. (2013). The PTSD Checklist for DSM-5 (PCL-5). *Scale available from the National Center for PTSD at www.ptsd.va.gov at www.ptsd.va.gov*.
- Weems, C. F., Costa, N. M., Dehon, C., & Berman, S. L. (2004). Paul Tillich's theory of existential anxiety: A preliminary conceptual and empirical examination. *Anxiety, Stress & Coping*, 17(4), 383-399.
doi:10.1080/10615800412331318616
- Wong, P. T. P., Reker, G. T., & Gesser, G. (1994). Death Attitude Profile-Revised: A multidimensional measure of attitudes toward death. In R. A. Neimeyer (Ed.), *Death anxiety handbook: Research, instrumentation, and application* (pp. 121-148). Washington, DC: Taylor & Francis.
- WHO (2022). *WHO Coronavirus (COVID-19) Dashboard*. Retrieved from <https://covid19.who.int/>. Accessed: 2022, 03, 19.
- Yalom, I. D. (2007). *실존주의 심리치료* (임경수 역). 서울: 학지사. (원전은 1980에 출판)

원고접수일 : 2022. 03. 28.

게재확정일 : 2022. 06. 08.

Validation of the Korean version of the Existential Concerns Questionnaire and Exploration of the related variables

Gyurim Kang¹⁾

Myoung-Ho Hyun^{2)†}

¹⁾Department of Psychology, Chung Ang University, Ph D.

²⁾Department of Psychology, Chung Ang University, Professor

The present study aimed to validate the Existential Concerns Questionnaire (ECQ), which measures Existential Anxiety(EA), in Korea. EA is ‘the negative emotions accompanied by an awareness of the ultimate concerns of life,’ and ECQ consists of 22 items measuring those concerns. As a result of factor analysis of 497 Korean adults, the two-factor Bifactor model was most appropriate. Additionally, the Omega coefficients and Explained Common Variance were computed to evaluate the psychometric properties. The result shows that most variances of K-ECQ reflected a general factor, so it is reasonable to use a total score like ECQ. K-ECQ showed excellent internal consistency and validities, and discriminated between the clinical posttraumatic stress group and nonclinical group by 91%. It was found that K-ECQ measures the unique effect of EA. In future studies, K-ECQ would contribute to treatment and prevention by confirming the transdiagnostic role in depression, anxiety, obsessive compulsion, eating, and somatic disorders known to be vulnerable to EA.

Key words : existential anxiety, validation of existential concerns questionnaire, K-ECQ, death anxiety, post-trauma stress

† Corresponding Author : Myoung-Ho Hyun / Department of Psychology, Chung-Ang University, Professor / 84 Heukseok Ro, Dongjak Gu, Seoul, Korea / Tel: 02-820-5125 / Fax: 02-816-5124 / E-mail: hyunmh@cau.ac.kr

부록 1

van Brugenn(2015)등의 연구에서 확인된 실존불안 척도 특성 요약

	Existential Study	Existential Anxiety Scale	Existential Anxiety Scale	Fear Scale	Existential Anxiety Questionnaire
연구	Thorne (1973)	Good & Good (1974)	Bylski & Westman (1991)	Walters (2000)	Weems et al. (2004)
이론적 배경	Thorne(1970)의 정신과 환자군 면담 기반 (이론 없음)	Frankl(1962/1971)의 저서 기반 실존적 공허를 실존불안으로 측정	Yalom(1989/2004)의 실존불안 기반	Walters(1998)의 생활방식 이론 (lifestyle theory) 기반	Tillich(1952/2006)의 실존불안 이론 기반
측정 개념	1) 자기 의미 / 자기 가치 2) 대인관계 어려움 3) 사회에서의 중요도(지위)	다음에 대한 느낌 1) 무의미 2) 고립 3) 죽음불안	다음에 대한 걱정 1) 죽음 2) 무의미 3) 고립 4) 비존재	다음에 대한 실존적 두려움 1) 애착 2) 통제 3) 자기상	다음에 대한 불안 1) 운명과 죽음 2) 공허와 무의미 3) 죄책감과 비난
반응 유형	참/거짓	참/거짓	5점 리커트 척도	해당여부 표시	참/거짓
문항수	200	32	20	18	13

부록 2

실존 불안 질문지

다음에는 사람들이 때때로 경험할 수 있는 일들이 적혀 있습니다. 여러분이 그런 경험을 얼마나 자주하는지 생각해 보시고 가장 잘 맞는 답을 골라 주세요. 예를 들면 이런 것입니다.

나는 내 경제 상황을 걱정한다.

전혀 그렇지 않다. 거의 그렇지 않다. 가끔 그렇다. 자주 그렇다. 항상 그렇다.

예를 들어 여러분이 이런 문제를 자주 걱정한다면 “자주 그렇다”를 선택하시고, 만약 경제 상황에 대해 전혀 걱정하지 않는다면 “전혀 그렇지 않다”에 표시해 주시면 됩니다. 위에서는 “걱정”에 대해 이야기하고 있으니, 만약 여러분이 경제 상황에 대해 때때로 생각은 하지만 걱정하지는 않는다면, “전혀 그렇지 않다”로 표시하시면 됩니다

		전혀 그렇지 않다	거의 그렇지 않다	가끔 그렇다	자주 그렇다	항상 그렇다
1	삶에 의미가 있냐는 의문은 나를 불안하게 한다	0	1	2	3	4
2	나는 인생에 얼마나 많은 선택지가 있는지 실감할 때 두려워진다.	0	1	2	3	4
3	마치 내가 어디에도 속해있지 않은 것같이, 세상이 편하게 느껴지지 않아서 걱정이다.	0	1	2	3	4
4	내게 언제라도 끔찍한 일이 일어날 수 있는 것처럼, 내 존재가 위태롭게 느껴진다.	0	1	2	3	4
5	내가 언젠가 죽을 것이라는 게 두렵다.	0	1	2	3	4
6	나는 삶의 의미가 걱정된다.	0	1	2	3	4
7	나는 내 모든 선택에 결과가 따른다는 것을 잊으려 노력한다	0	1	2	3	4
8	나는 나 자신을 잃게 될까 불안해진다.	0	1	2	3	4
9	인생에서 나는 결국 혼자라고 느껴져서 고통스럽다.	0	1	2	3	4
10	내 인생이 흘러가 버리는 게 불안하다.	0	1	2	3	4
11	삶에 의미가 있냐는 의문이 들 때면, 나는 빨리 다른 생각을 하려고 한다.	0	1	2	3	4
12	나는 내가 살고자 했던 인생을 살고 있는 게 아닐까봐 걱정된다.	0	1	2	3	4

		전혀 그렇지 않다	거의 그렇지 않다	가끔 그렇다	자주 그렇다	항상 그렇다
13	다른 사람들은 절대 나를 깊이 이해하지 못할 거라는 생각이 들 때 나는 두려워진다.	0	1	2	3	4
14	내게 갑자기 끔찍한 일이 생길까 걱정된다.	0	1	2	3	4
15	나는 삶이 언젠가 끝날 거라는 생각을 떨쳐버리려고 한다.	0	1	2	3	4
16	내가 한때 중요하다고 여겼던 것들이 돌이켜보면 무의미해 보일까 두렵다.	0	1	2	3	4
17	내가 삶에서 얻을 수 있는 것들을 얻지 못할까 봐 두렵다.	0	1	2	3	4
18	나는 진정 어떤 사람인가 라는 질문을 피하려고 한다.	0	1	2	3	4
19	나는 나와 다른 사람들 사이에 거리가 느껴져서 불안하다.	0	1	2	3	4
20	내 신체가 생명의 위험 앞에서 얼마나 취약한지 실감할 때 나는 불안해진다.	0	1	2	3	4
21	나는 죽는 순간에 모든 것을 떠나보내야 한다는 것이 걱정된다.	0	1	2	3	4
22	나는 결코 내 자신을 깊이 알지 못할 것 같아 두렵다.	0	1	2	3	4