Korean Journal of Clinical Psychology
2017. Vol. 36, No. 3, 402-417

Original Article
© 2017 Korean Clinical Psychology Association
https://doi.org/10.15842/kjcp.2017.36.3.010
eISSN 2733-4538

Application of Factor Analyses and the Polytomous Item Response Theory for the Acceptance and Action Questionnaire-II in a Korean Sample of Community-Dwelling Old Adults

Yongrae Cho **Dong Gi Seo**†

Department of Psychology, Hallym University, Chuncheon, Korea

This study examined the factor structure of the Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II) using exploratory and confirmatory factor analyses. Additionally, it evaluated the adequacy of its items and the number of response categories using item response theory (IRT). Participants consisted of 2,034 old adults dwelling in a community. A one-factor structure with covaried error terms was supported for six AAQ-II items. In contrast, the one-factor models in the 10-, 8-, and 7-item AAQ, as well as a correlated two-factor model, provided poor or inadequate fits, even after model modification. The four items of the AAQ-II excluded on the basis of the factor analyses also provided poor item fit based on the IRT. In addition, it was recommended to reduce the number of ratings for all items, instead of utilizing the 7-point rating used in the original AAQ-II scale. In conclusion, the six-item AAQ-II appears to be a unidimensional scale to measure experiential avoidance, and it is recommended to assess the applicability of a 5-point rating scale of AAQ-II items in future.

Keywords: experiential avoidance, Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II), old adults, factor structure, item response theory

경험 회피(experiential avoidance)는 최근 10여 년 전부터 정신건강 분야에서 많은 주목을 받고 있다. 경험 회피는 수용 전념치료(acceptance and commitment therapy)의 핵심 개념 중 하나로서, 불편한 내적 경험들(예: 정서, 사고, 신체 감각, 기억, 행동 경향 등)과 접촉하지 않으려 하며, 그러한 경험들을 회피하거나 변화시키려는 시도로 정의된다(Hayes, Wilson, Gifford, Follette, & Strosahl, 1996). 경험 회피는 여러 정신장애나 심리적 증상들, 긍정적 정신건강 및 지각된 신체건강과 관련되며, 이러한 결과들을 예측하는 것으로 보고되었다(Cho, Chai, & Choi, 2009; Hayes et al., 2004; Kashdan, Barrios, Forsyth, & Steger, 2006; Kim & H. Lee, 2007; Morina, 2007; Roemer, Litz, Orsillo, & Wagner, 2001; Roemer, Salters, Raffa, & Orsillo, 2005; Santanello & Gardner, 2007; Spinhoven, Drost, de Rooji, van Hemert, & Penninx, 2014; Tull, Gratz, Salters, & Roemer, 2004). 뿐만 아니라, 경험 회피는 수용 전념치료, 수용 또는 마음챙김에 기반을 둔 개입들에 의해 뚜렷하게 변화되며, 이러한 변화는 그러한 치료나 개입들의 효과를 설명하는 주요한 작용기제일 가능성이 시사되었다(예: Bond & Bunce, 2000; Cho, 2017; Ciarrochi, Bilich, & Godsell, 2010; Eutis, Hayes-Skelton, Roemer, & Orsillo, 2016; Flaxman & Bond, 2010; Niles et al., 2014).

이와 같이, 정신장애나 심리적 증상들에 대한 위험요인으로서 경험 회피의 역할을 규명하거나 수용 전념치료와 같은 심리치료의 효과를 검증하고 그 작용기제를 밝히며 그러한 치료의 효과를 약화 또는 강화시키는 조건들을 규명하는 연구를 제대로 수행하기 위해서는 각 개인의 경험 회피 정도를 타당하고 신뢰롭게 측정하는 도구를 사용하는 것이 필수적이다. 이러한 목적을 위해 개발되어

†Correspondence to Dong Gi Seo, Department of Psychology, Hallym University, 1 Hallymdaehak-gil, Chuncheon, Korea; E-mail: wmotive@hallym.ac.kr

Received Apr 28, 2017; Revised, Jun 22, 2017; Accepted Jul 21, 2017

This work was supported by the National Research Foundation of Korea Grant funded by the Korean Government (NRF-2012S1A6A3A01033504).

주로 사용되어온 측정도구에는 수용과 행동 질문지(Acceptance and Action Questionnaire, AAQ)-9, AAQ-16, AAQ-II가 있다. 이 세 가지 척도들 중에서 앞의 두 가지 척도들은 내적 일치도가 낮고 요인구조가 불안정하다는 문제점이 지적되었으며(Bond et al., 2011), 이러한 문제점을 보완하기 위하여 최근에 개발된 척도가 AAQ-II이다.

AAQ-II는 당초 10개 문항으로 제안되었으나 심리측정적 속성에 대한 다양한 분석을 통하여 최종적으로 7개 문항으로 구성되었다(Bond et al., 2011). 10개 문항 중 3개 문항은 긍정적으로 표현된 문장, 7개는 부정적으로 표현된 문장이며, 7점 리커트형 척도에 평정하도록되어 있다. 10개 문항에 대한 탐색적 요인분석 결과, 두 가지 요인이 추출되었다. 요인 1에는 7개의 부정 표현 문항이, 요인 2에는 3개의 긍정 표현 문항이 각각 높게 지표화 되었으나, AAQ-II의 개발자들은 요인 1과 요인 2의 고유치 비율(4.38)과 요인의 해석 가능성을 고려하여 단일 요인으로 결정하고, 요인 2는 방법효과(method effect)에 기인했을 가능성을 주장하였다. 이와 일치되게, 공존 및 예측타당도 분석 결과, 다른 타당도 척도들과 AAQ-II 10개 문항의 상관은 그러한 척도들과 AAQ-II 7개 문항의 상관과 거의 동일하여 3개의 긍정 표현 문항들이 불필요하다고 결론 내렸다(Bond et al., 2011). 7개 문항으로 구성된 AAQ-II의 다른 외국 버전들 모두, 탐색적 또는 확인적 요인분석 결과, 단일 요인구조를 지지하는 것으로 보고되었다(Lundgren & Parling, in press; Pennato, Berrocal, Bernini, & Rivas, 2013; Pinto-Gouveia, Gregório, Dinis, & Xavier, 2012; Ruiz et al., 2016; Yavuz et al., 2016).

한편, 국내에서는 두 가지 버전의 한국판 AAQ-II가 사용되고 있다(Heo, Choi, & Jin, 2009; S.-Y.Lee, 2010). 전자는 대학생 집단 대상의 탐색적 및 확인적 요인분석 결과에서 단일 요인구조로 이루어져 있다는 결과에 기초하여 7개의 부정 표현 문항과 1개의 긍정 표현 문항이 포함된 8개 문항으로 구성된 척도이다. 후자는 10개 문항으로 구성되어 사용되고 있으나, 이 척도의 요인구조를 규명하기 위한 별도의 분석은 수행되지 않았다. 요약하면, AAQ-II의 요인구조를 다룬 대부분의 국내외 선행 연구들은 1요인구조를 지지하였다.

국내외 문헌들을 살펴본 결과, 노인들을 대상으로 AAQ-II의 요인구조를 밝히고자 한 시도는 아직 없는 실정이다. 주지하듯이, 어떤 측정도구의 요인구조는 표본의 특성에 따라 상이하게 나올 수 있다(Cho, Choi, Kim, & Hong, in press; Floyd & Widaman, 1995). 이처럼 특정한 측정도구에 대한 반응에 영향을 줄 수 있는 표본의 특성 중의 하나가 연령이다. 이러한 점을 고려할 때, AAQ-II의 요인구조가 연령이 상이한 표본에도 동일하게 적용될 수 있는가라는 질문은 심리학적 측정도구를 사용하는데 있어 중요한 이슈로 간주된다. 이러한 이슈는 두 집단이 특정 도구에 의해 평가되는 구성개념의 수준에서 차이가 있는지가 아니라 그 도구가 서로 다른 집단 간에 동일한 구성개념을 측정하는가라는 문제이다(Floyd & Widaman, 1995). 만약 집단 간에 요인구조가 동일하지 않다고 밝혀지면, 그러한 집단 간에 요인에 기초한 척도 점수들로 의미있는 비교를 할 수가 없을 것이다. 하지만, 요인구조와 요인계수가 집단 간에 동일하다는 것이 입증된다면, 요인 점수에서 집단 간 차이는 해당 요인이 측정하는 구성개념의 차이를 정확하게 반영한다고 할 수 있다. 따라서 연령대가 다른 표본을 대상으로 특정 척도를 활용하여 집단 간 차이 또는 관련 변인들 간의 관계를 밝히는 연구나 개입연구를 진행하고자 할 경우, 해당 표본을 대상으로 그 척도의 요인구조를 규명하는 연구가 선행되어야 할 것이다.

2015년 현재 우리나라 만 65세 이상 노인의 인구비율이 전체의 13.2%로 우리나라는 고령사회의 진입을 목전에 두고 있다(Statistics Korea, 2016). 이와 같이 노인 인구의 비율이 급속도로 증가하고 있는 추세에 맞추어서 노인의 자살문제를 비롯한 정신건강문제를 개선하기 위한 적절한 대책을 수립, 시행하며, 그러한 정신건강문제와 밀접한 연관성이 있는 요인들을 규명하기 위한 지속적인 노력이 요구된다(Noh & Cho, 2015). 이와 관련하여, 최근까지 보고된 외국의 선행 연구들을 개관해 보면, 우리나라 노인들의 정신장애와 정신건강을 이해하고 변화하는데 있어서도 경험 회피가 중요한 역할을 할 것으로 기대된다.

70세 이상의 노인들을 대상으로 한 연구(Andrew & Dulin, 2007)에서 경험 회피는 다른 관련 변인들의 영향을 통제한 후에도 우울수준의 전체 변량 중 8%의 고유 변량 및 불안수준의 전체 변량 중 20%의 고유 변량을 설명하였으며, 스스로 보고한 건강과 우울 및 불안수준 간의 관계를 각각 조절하는 것으로 밝혀졌다. 60세 이상의 지역사회 거주 노인들을 대상으로 한 최근 연구(Mahoney, Segal, & Coolidge, 2015)에서 경험 회피는 불안증상 및 상태불안과 각각 높은 정적 상관을 보였으며, 불안 및 우울장애의 취약성 요인 중 하나인 불안민감성(anxiety sensitivity)과도 유의한 정적 상관을 보였다. 아울러, 경험 회피는 정신건강문제에 대한 보호요인 중 하나로 간주되는 마음챙김(mindfulness) 측정치들과 높은 부적 상관을 보였다. 이러한 상관계수들을 대학생들로 구성된 젊은 성인집단과 비교했을 때, 경험 회피와 상태 불안 간의 상관계수는 노인집단에서 유의하게 더 높았으나, 경험 회피와 불안민감성 간의 상관계수는 노인집단에서 유의하게 더 낮았다. 이에 더해, 두 집단 간 평균 차이를 검증한 결과, 젊은 성인집단은 노인집단에 비해 경험 회피수준이 유의하게 더 높은 것으로 밝혀졌다. 이러한 결과들은 노인집단이 젊은 성인집단에 비해 경험 회피수준이 더 낮으며, 노인집단

의 경험 회피가 정신건강문제들과 갖는 관련성은 일부 변인들에서 차이가 있기는 하지만 젊은 성인집단과 대체로 비슷한 정도로 높다는 점을 시사한다. 이에 더해, 연령과, 긍정적 및 부정적인 자서전적인 내러티브들에서 정서 단어의 사용빈도로써 측정된 정서 표현 간의 관계에서 경험 회피가 조절 역할을 하며(Robertson & Hopko, 2009), 노인들의 경험 회피가 불안증상과 유의한 정적 상관을 보인다는 또 다른 연구의 결과(Losada et al., 2015)도 보고되었다.

이러한 점들에 기초할 때, 우리나라 노인들의 정신건강문제 및 관련 특성을 정확하게 이해하기 위해서는 이들의 경험 회피수준을 중요하게 고려할 필요가 있으며, 그들의 정신건강이나 정신장애에 관한 다양한 조사 및 치료 개입 연구뿐 아니라 임상 실제에는 그들의 경험 회피수준을 측정하는 도구의 적용 가능성이 높다고 생각한다. 이와 함께, 노인들을 대상으로 한 AAQ-II의 요인구조를 규명한 연구가 아직 없다는 점을 고려하여, 본 연구는 다수의 지역사회 거주 노인들을 대상으로 AAQ-II의 요인구조를 규명하기 위하여 탐색적 및 확인적 요인분석을 적용하고자 하는 것이 첫 번째 목적이다. 특히, 국내 연구들에서는 참가자들의 경험 회피수준을 측정하기 위하여 AAQ-II의 10개 혹은 8개의 문항들이 사용되고 있는 현실을 감안하여, 3개의 긍정 표현 문항이 다른 7개 문항들과 동일한 구성개념을 측정하면서 동시에 채점 방향과 관련된 방법 요인에 영향을 받을 가능성(Bond et al., 2011)을 검증하기 위하여 확인적 요인분석을 사용하고자 하였다. 탐색적 요인분석은 요인을 찾고 요인의 의미를 부여하는 것이 목적이라면, 확인적 요인분석은 탐색적 요인분석으로 찾은 요인과 각 문항이 가지는 관계를 확인하고 이해하며, 각 요인과 문항 간의 관계인 요인계수를 통해 각 요인이 특정 문항에 대해 가지는 직접효과에 관한 정보를 알려준다(Floyd & Widaman, 1995; S.-M. Lee, Youn, M. Lee, & Jung, 2016). 최근 통계분석 소프트웨어(Mplus)에서는 요인계수나 구조계수뿐만 아니라 측정오차 간 상관이 0으로 고정된 것을 자유모수로 할 경우 감소되는 χ^2값, 즉 수정지수(modification index, MI)값을 제공한다. 탐색적 요인분석에서는 측정오차 간 상관을 자유모수로 표시할 수가 없으므로 MI값의 정보를 이용할 수 없으나 확인적 요인분석에서는 모형표시에 측정오차 간 상관을 자유모수로 하여 추정할 수 있기 때문에 탐색적 요인분석에서 과장된 요인 간 상관이나 요인계수들을 줄이면서 요인의 결과가 더 간명하고 정확해지는 장점(S.-M. Lee et al., 2016)이 있다. 본 연구에서 확인적 요인분석을 위해 대안적인 모형으로는 10개 문항 모두 단일 요인으로 지표화된 모형 1 (=1요인 모형), 7개 부정 표현 문항과 3개의 긍정 표현 문항이 각각 별개의 요인을 구성하는 모형 2 (= 상관 2요인 모형), 7개 부정 표현 문항과 1개의 긍정 표현문항이 단일 요인에 지표화된 모형 3 (= 8개 문항의 1요인 모형; Heo et al., 2009), 7개 부정 표현으로만 구성된 단일 요인구조 모형 4 (= 7개 문항의 1요인 모형; Bond et al., 2011), 그리고 마지막으로 본 연구의 탐색적 요인분석 결과에 기초하여 새롭게 제안하는 모형인 6개 문항을 하나의 요인으로 보는 모형 5 (= 6개 모형의 1요인 모형)이다.

본 연구의 두 번째 목적은 10개 문항으로 구성된 AAQ-II에 대하여 문항반응이론(item response theory)을 적용하여 각 문항의 적합성과 7점 척도로 된 응답반응 범주(category)수의 적절성을 검토하는데 있다. 척도의 타당성을 연구하는 목적으로 기존에는 요인분석을 많이 사용해 왔다(Gorsuch, 1997). 그러나 심리학에서 널리 사용되고 있는 리커트 반응양식을 갖는 척도의 개발에서는 다분문항반응이론(polytomous item response theory)이 실질적으로 많이 사용되고 있다(Embretson & Resie, 2000). 문항반응이론은 심리검사 척도의 개발에서 여러가지 장점을 가지고 있다. 그 중에서도 특히 피검사자 속성수준이 문항의 심각도에 따라 변하지 않고 문항의 심각도 또한 피검사자의 속성수준에 따라 달라지지 않기 때문에 고전검사이론(classical test theory)보다 피검사자의 속성수준을 정확하게 측정할 수 있는 문항을 선별하기가 더 쉽다(Embretson, 1996). 따라서 본 연구에서는 AAQ-II의 문항 분석을 위해 다분문항반응이론을 적용하여 응답 범주 수의 적절성, 문항의 적합도, 문항 심각도(난이도)의 적절성을 검토한 다음, 문항의 변별도(discrimination)가 양호한 문항들을 선정하여 새로운 한국판 AAQ-II를 제안하고자 하였다. 문항반응이론은 문항의 채점방법에 따라 이분(dichotomous)문항과 다분(polytomous)문항반응이론으로 나누어지는데, 이분문항은 선택지에 정답과 오답이 있는 문항이고, 다분문항은 리커트 척도처럼 선택지가 여러 개 있는 문항이다. 이러한 다분문항을 분석하기 위해 등급반응모형(graded response model; Samejima, 1969), 평정척도모형(Rating Scale Model; Andrich, 1978), 부분점수모형(Partial Credit Model; Masters, 1982), 일반화부분점수모형(Generalized Partial Credit Model; Muraki, 1992), 그리고 명목반응모형(Nominal Response Model; Bock, 1972)이 사용될 수 있는데 본 연구에서는 여러 모형들 중에서 가장 일반화된 모형인 일반화부분점수모형을 사용하였다. 일반화부분점수모형은 리커트 척도에서 얻은 정보함수를 통해 어떤 선택지가 어느 수준의 속성수준을 더 정확하게 측정하는지를 보여주기 때문에 척도개발과 타당화 연구에 적합하다(Muraki, 1992). 더 나아가, Jahng(2015)은 리커트 척도에서 문항의 응답 범주의 수를 결정할 때 응답자가 서로 다른 반응 선택지를 의미있게 구분할 수 있는지를 고려해야 한다고 하였는데, 그러한 고려를 통계적으로 할 수 있게 하는 모형이 바로 일반화부분점수모형이다. 따라서 일

https://doi.org/10.15842/kjcp.2017.36.3.010

반적으로 리커트 척도의 응답반응 범주수로 5-7개를 권장하지만 응답범주에 대한 검증이 필요하므로 7점 척도로 되어 있는 원판 AAQ-II의 응답반응 범주수의 적절성을 다분문항반응이론을 이용해 검토해 보고자 하였다.

방 법

참가자 및 자료수집 절차

본 연구에서는 한림대학교 생사학 HK연구단이 진행하고 있는 '노인의 죽음불안과 자살생각의 위험요인과 보호요인'에 관한 연구 프로젝트를 위해 수집된 자료 중 일부를 사용하였다. 이 프로젝트에는 2014년에 강원도 춘천시에 거주하는 65세 이상의 노인 2,034명(남자 842명, 여자 1,192명)이 참여하였다. 이들은 조사과정에서 뚜렷한 인지기능의 장애를 보이지 않고 본인 스스로 의사를 표명할 수 있는 자로서 본 연구에 자발적인 참여를 서면 동의하였다. 표본의 대표성을 확보하기 위해, 춘천시의 읍면동 지역별로 최소 30명 이상의 표본을 확보할 수 있도록 참가자를 제곱근 비례배분법으로 표집하였다. 소정의 훈련을 받은 리서치 회사의 조사원이 직접 방문하여 참가자에게 질문을 읽어주고 참가자의 응답 내용을 기록하였다. 모든 참가자에게 참가에 대한 소정의 답례품을 제공하였다. 전체 표본 중에서 무선적으로 1,000명(남자 489명, 여자 511명)의 자료를 추출하여 탐색적 요인분석을 우선 실시하였으며, 탐색적 요인분석에 사용되지 않은 새로운 표본 중에서 무선적으로 1,000명(남자 339명, 여자 661명)의 자료를 추출하여 확인적 요인분석을 실시하였다. 문항반응이론을 적용하는 데에는 전체 표본으로부터 수집된 자료를 사용하였다. 전체 표본의 연령은 평균 74.36세(표준편차 6.32세, 범위 = 65–98세)였고, 교육연수는 평균 6.45년(표준편차 4.83년, 범위 = 0–21년)이었다. 전체 표본의 교육수준별 빈도 분포를 구한 결과, 무학 23.1% (n = 470), 초졸 이하 38.6% (n = 784), 중졸 이하 15.1% (n = 307), 고졸 이하 15.7% (n = 320), 대졸 이하 6.3% (n = 129), 대학원 입학 이상 1.2% (n = 24)였다. 본 연구는 한림대학교 기관윤리심의위원회의 승인을 받아 진행하였다(HIRB-2013-023).

측정도구

수용과 행동 질문지 제2판(Acceptance and Action Questionnaire-II, AAQ-II)

이 척도는 경험의 회피 수준을 측정하기 위하여 Bond 등(2011)이 개발한 10개 문항의 자기 보고형 검사이다. 각 문항별로 평소 자신의 모습을 가장 잘 나타내거나 자신의 평소 생각과 일치하는 정도를 7점 리커트형의 척도(1점: 전혀 그렇지 않다, 4점: 때때로 그렇다, 7점: 항상 그렇다)에 평정하도록 되어 있다. 본 연구에서는 Heo, Choi와 Jin(2009)이 우리말로 번역한 한국판 검사를 사용하였다. 이들의 연구에서는 탐색적 및 확인적 요인분석 결과, 2개 문항을 제외한 총 8개 문항으로 구성된 한국판 AAQ-II의 요인구조를 제안하였다. 본 연구는 노인의 표본을 이용하여 10개 문항을 모두 문항반응이론을 통해 모수를 추정하고 타당한 문항을 선별하고 새로운 척도를 제안하고자 한다.

분석방법

본 연구에서 AAQ-II의 요인구조를 파악하기 위하여 탐색적 요인분석을 사용하였고, 탐색적 요인분석 결과로부터 도출된 요인구조를 타당화하기 위하여 확인적 요인분석을 사용하였다. 그 다음으로, 다분문항반응이론을 이용하여 구체적으로 척도의 적절성에 대하여 검증하였다.

탐색적 요인분석(Exploratory Factor Analysis)

AAQ-II 10문항에 대한 요인구조를 파악하기 위해서 탐색적 요인분석을 실시하였다. Mplus 7.4에서 Geomin을 기준으로 사각회전을 하였고, 행표준화는 Kaiser 방식을, 추정방법은 평균과 분산을 조정한 weighted least squares means and variance (WLSMV)를 사용하였다. 심리학 연구에서 주로 사용하는 추정방식대로, 각 변수들의 신뢰도를 1로 가정하지 않고 오차가 있다는 점을 가정하고 다중상관 제곱치(squared multiple correlation)를 초기 공통분 추정치로 사용하는 공통요인분석을 실시하였고, 요인의 수를 지정하지 않고, 스크리 검사를 수행해서 요인수를 결정하였다.

확인적 요인분석(Confirmatory Factor Analysis)

AAQ-II의 요인구조에 관한 5가지의 모형을 확인하기 위해 Mplus 7.4를 이용하였다. 확인적 요인분석을 이용한 모수 추정방법으로 평균과 분산을 조정하는 방식인 WLSMV를 사용하였다. 각 모형의 기저모형은 측정오차 간의 상관을 0으로 고정하여 분석하였고, 모형이 적합하지 않은 경우 수정지수(MI)를 이용하여 측정오차 간의 상관을 자유모수로 하여 최종모형을 선정하는 절차로 확인적 요인분석을 수행하였다. 요인계수를 0으로 제한하지 않고 탐색적 구조방정식 모형(Exploratory Structural Equation Modeling, ESEM) 방식을 사용할 수도 있으나 측정도구에 대한 많은 연구와 확실한 이해가 된 경우에는 확인적 요인분석을 사용하는 것이 더 낫기 때문에(S.-M. Lee et al., 2016), 본 연구에서는 확인적 요인분석을 사용하였다. 이 분석에서 모형의 타당성을 검증하기 위하여, χ^2 검증

과, Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA), Comparative Fit Index (CFI) 및 Tucker-Lewis Index (TLI)를 사용하였다. RMSEA 값은 .05 이하이면 적합도가 우수한 모형, .08 이하이면 적절한 모형, .10 이상이면 나쁜 모형으로 해석되며(Browne & Cudeck, 1993), CFI와 TLI는 .90 이상이면 모형의 적합도가 좋은 것으로 간주된다(Hong, 2000; Schumacker & Lomax, 1996). 이에 더해, 서로 내재된(nested) 관계에 있는 모형들을 비교하기 위하여, χ^2의 차이를 보고하였다.

다분문항반응이론(Polytomous Item Response Theory)

다분문항반응이론을 이용하여 피검사자 모수와 문항모수를 추출하기 위해 수집된 표본 모두를 사용해서 분석하였다. 다분문항반응이론을 이용하여 모수를 추정하는 최소 표본은 문항모수의 20배 정도인데 한 문항에서 추정되는 모수는 하나의 변별모수(discrimination parameter)와 6개의 경계모수(boundary parameters)로 총 7개의 모수 추정이 필요하므로 표본 수는 1,400명(10문항×7개모수×20배) 이상이면 충분하다(Embretson & Reise, 2000). 따라서 본 연구는 표본수가 2,000 이상이므로 문항모수가 안정적으로 추정되었다. 본 연구는 IRTPRO 프로그램(Cai, Thissen, & du Toit, 2011)으로 일반화부분점수모형을 적용하여 문항모수를 추정하였다.

결 과

내적 일치도

본 연구에서 산출된 10개 문항의 한국판 AAQ-II의 내적 일치도(Cronbach's α)는 0.786이었다. Table 1은 각 문항의 문항-총점 상관과 문항배제 신뢰도를 보여준다. 고전검사이론에 기반하여 문항 1과 문항 8은 문항-총점 상관이 .400보다 낮고, 문항 1을 제외할 경우 신뢰도가 .790으로 올라가며, 문항 8을 제외할 경우 신뢰도가 .797로 상승한 것으로 나왔다. 이 결과는 문항 1과 문항 8을 척도에서 제외하거나 수정할 여지가 있음을 암시한다.

탐색적 요인분석

구성개념 타당도의 일부로서 요인의 구조가 기존의 이론적 예측과 같게 나오는지 확인하기 위해 요인분석을 사용하였다. 먼저, 탐색적 요인분석을 통해 기존에 알려진 1요인 모형과 2요인 모형을 살펴 보았고, 새로운 표본으로부터 확인적 요인분석을 적용하여 모형 합치도와 내용적 판단으로 기존의 논문에서 주장하고 있는 AAQ-II의 요인모형들을 살펴보고 척도의 새로운 모형을 제안하고자 한다.

탐색적 요인분석에서 스크리검사 결과(고유치 검사)와 Kaiser(1960) 규칙을 고려할 때, AAQ-II의 10개 문항은 요인 수가 1개 또는 2개가 적절한 것으로 잠정 판단되었다. 탐색적 요인분석 결과를 정리한 Table 2를 보면, 1요인 모형[χ^2 (df = 35) = 761.818, p < .001; RMSEA = 0.144; CFI = 0.906; TLI = 0.899; SRMR = 0.226]에서 10개의 문항이 하나의 요인에 지표화되고 있다. 2요인 모형[χ^2 (df = 26) = 341.775, p < .001; RMSEA = 0.079; CFI = 0.959; TLI = 0.929; SRMR = 0.087]이 1요인 모형에 비해 χ^2가 유의하게 감소하고[$\Delta\chi^2$ (df = 9) = 420.043, p < .001] 합치도가 현저하게 향상되었으며(ΔRMSEA = .065), 변수 복잡도를 보이는 문항이 없고 부정 표현문항 7개가 요인 1에, 긍정 표현문항 3개가 요인 2에 잘 수렴되었다. 단지 문항 8의 요인계수가 낮은 지표로 해석되었고, 두 요인 간의 상관이 .588로 높았다. 문항 8 "대부분의 사람들은 나에 비해 자신의 삶(인생)을 더 잘 꾸려 나가고 있는 것 같다"의 경우 한국인 노인집단에서는 높은 설명력을 갖고 있지 않다고 볼 수 있다.

Table 1. *Item Descriptive Statistics for the AAQ-II*

Item	Item Contents	Mean	Corrected Item-Total Correlations	α If Deleted
AAQ1	It's OK if I remember something unpleasant.	4.165	.356	.790
AAQ2_R	My painful experiences and memories make it difficult for me to live a life that I would value.	5.760	.527	.760
AAQ3_R	I'm afraid of my feelings	5.785	.599	.764
AAQ4_R	I worry about not being able to control my worries and feelings.	5.749	.594	.755
AAQ5_R	My painful memories prevent me from having a fulfilling life	5.679	.610	.751
AAQ6	I am in control of my life	4.059	.491	.763
AAQ7_R	Emotions cause problems in my life	5.389	.486	.765
AAQ8_R	It seems like most people are handling their lives better than I am.	4.351	.211	.797
AAQ9_R	Worries get in the way of my success	5.040	.419	.772
AAQ10	My thoughts and feelings do not get in the way of how I want to live my life	3.532	.450	.768

Note. R represents Item reversed for scoring purposes.

https://doi.org/10.15842/kjcp.2017.36.3.010

아울러, 2요인 모형에서 요인 2에 부하된 문항 3개(AAQ1, AAQ6, AAQ10)는 모두 긍정 표현문항이다. 이 3개의 문항을 내용 판단적으로 살펴본 결과, 다른 문항들과 구별되는 요인을 가지고 있다고 판단하기 힘들고 3개의 문항들은 채점방향이 긍정방향으로 서로 동일하기 때문에 하나의 요인이 추출되었을 가능성이 있어서 요인 2는 방법효과(method effect) 요인으로 볼 수 있다(Bond et al., 2011).

Table 2. *Exploratory Factor Analysis for the AAQ-II (Standard Factor Pattern)*

Item	One-Factor Model	Two-Factor Model	
		F1	F2
AAQ1	**0.708**	0.005	**0.708**
AAQ2_R	**0.820**	**0.719**	0.083
AAQ3_R	**0.890**	**0.901**	-0.033
AAQ4_R	**0.895**	**0.905**	-0.036
AAQ5_R	**0.898**	**0.886**	0.003
AAQ6	**0.802**	-0.089	**0.927**
AAQ7_R	**0.856**	0.859	0.001
AAQ8_R	**0.458**	0.346	0.225
AAQ9_R	**0.782**	0.707	0.085
AAQ10	**0.731**	0.147	**0.616**
χ^2	761.818 (35)	341.775 (26)	
CFI	0.906	0.959	
TLI	0.899	0.929	
RMSEA	0.144	0.079	
SRMR	0.226	0.087	

Note. Coefficients in bold load onto the corresponding factor.

확인적 요인분석

구성개념 타당도의 일부로서 요인의 구조가 기존의 이론적 예측(4가지 모형)과 동일하게 나오는지 확인하고 새로운 모형도 살펴보았다. 새로운 모형을 찾는 과정에서 간명성을 높이기 위해 문제가 되는 문항을 제외하거나, 설명력을 높이기 위해 다른 문항과의 측정오차 상관을 허용하는 방식으로 순차적으로 진행하였다. 교차타당도를 검증하는 개념으로 기존의 요인구조(모형 1, 모형 2, 모형 3, 모형 4)를 검토하였으며, 확인적 요인분석 결과에 기반하여 측정오차 간의 상관을 자유모수로 추정하여 이론적으로나 경험적으로 타당한 최종모형을 제안하였다.

모형 1

모형 1은 10개 문항을 모두 하나의 요인으로 가정한 모형이다. 이를 기저 모형으로 한 확인적 요인분석을 적용한 결과 모형 1은 합치도가 낮게 나왔다[χ^2 (df = 35) = 761.818, p < .001; RMSEA = 0.144; CFI = 0.906; TLI = 0.879].

기저모형에서 RMSEA를 보면 기준값인 0.08보다 상당히 높기 때문에 향상될 만한 소지가 있으므로, 모형 수정을 시도하기 위해 세부적 지수들을 참조하였다. 수정지수(MI)값을 확인한 결과, 문항 1, 6, 10은 문항 간 상관에서 수정지수값이 100 이상으로 매우 높았다. 문항 1, 6, 10은 정적인 질문으로 부적인 질문과 구별되는 동일 방식의 표현을 공유함으로써 방법효과가 발생한 것으로 볼 수 있다. 따라서 이 세 개 문항에 대해 각각 두 문항의 측정오차 간 상관을 자유모수로 지정하여 확인적 요인분석을 한 결과(Table 3), 수

Table 3. *Confirmatory Factor Analysis Based on Previous Models and Suggested Model for the AAQ-II (Standard Factor Pattern)*

Item	Model 1	Model 2		Model 3	Model 4	Model 5 (Final)
		Factor 1	Factor 2			
AAQ1	0.708	-	0.646	-	-	-
AAQ2_R	0.821	0.700	-	0.708	0.718	0.714
AAQ3_R	0.890	0.845	-	0.866	0.858	0.868
AAQ4_R	0.895	0.832	-	0.858	0.848	0.869
AAQ5_R	0.898	0.832	-	0.816	0.847	0.799
AAQ6	0.802	-	0.781	0.429	-	-
AAQ7_R	0.856	0.757	-	0.645	0.427	0.432
AAQ8_R	0.458	0.428	-	0.329	0.696	-
AAQ9_R	0.782	0.665	-	0.578	0.313	0.291
AAQ10	0.731	-	0.734	-	-	-
$\chi^2(df)$	403.493*(32)	327.160*(32)		161.357*(18)	183.554*(13)	49.422(8)
CFI	0.952	0.971		0.985	0.979	0.994
TLI	0.932	0.959		0.976	0.967	0.989
RMSEA	0.108	0.096		0.089	0.115	0.072
Factor correlation	-	.560		-	-	
Correlations between error terms	(AAQ1, AAQ6) = 0.388 (AAQ1, AAQ10) = 0.262 (AAQ6, AAQ10) = 0.334	(AAQ7, AAQ9) = 0.392 (AAQ1, AAQ6) = 0.315		(AAQ7, AAQ9) = 0.430 (AAQ5, AAQ7 = 0.324	(AAQ2, AAQ5) = -0.160	(AAQ7, AAQ9) = 0.132

정된 모형 1의 합치도는 부분적으로 향상을 보였다[χ^2 (df = 32) = 403.493, p < .001; RMSEA = 0.108; CFI = 0.952; TLI = 0.932]. 하지만 방법효과를 고려하여 측정오차 간 상관을 자유모수로 지정하여도 RMSEA가 여전히 0.08보다 높기 때문에 수정된 모형 1도 여전히 개선될 여지가 있다.

모형 2

모형 2는 긍정 표현 문항 3개(문항1, 16, 10)를 별개의 요인으로 인정하는 상관 2요인 모형이며, 이를 기저모형으로 설정하여 확인적 요인분석을 실시한 결과, 모형 2의 합치도는 χ^2 (df = 34) = 574.634 (p < .001), RMSEA = 0.116, CFI = 0.946, TLI = 0.929이었다. 모형 1의 결과에서도 언급했듯이, 문항 1, 6, 10을 방법효과로 생각하고 요인 2에 지표화시킨 모형 2도 RMSEA가 나쁜 것으로 밝혀졌다. 따라서 합치도 향상을 위해 모형 2의 세부적 지수들을 참조하였다. 수정지수(MI)값을 확인한 결과, 문항 7 ("감정은 내 일상생활에서 문제를 일으킨다")과 문항 9 ("걱정은 내가 성공하는 데 걸림돌이 된다")의 측정오차 간의 상관은 수정지수값이 50 이상으로 높았다. "일상생활의 문제"와 "성공하는데 걸림돌"이란 표현은 비슷한 의미를 동일한 방식으로 표현함으로써 방법효과가 여전히 발생한 것처럼 보인다. 그리고 문항 1과 문항 6은 문항 간 측정오차 상관에서 수정지수값이 여전히 50 이상으로 매우 높았다. 문항 1과 문항 6은 긍정 표현 질문들이며 동일 방식의 표현을 공유함으로써 방법효과와 같은 요인으로 지표화되었으나 여전히 두 문항 간 측정오차 상관이 높게 나왔다. 따라서 문항 3과 문항 7의 측정오차 간, 그리고 문항 1과 문항 6의 측정오차 간 상관을 자유모수로 지정하여 확인적 요인분석을 한 결과(Table3), 수정된 모형 2의 합치도가 부분적으로 향상되었다[χ^2 (df = 32) = 327.160, p < .001; RMSEA = 0.096; CFI = 0.971; TLI = 0.959]. 하지만, 수정한 모형 2도 RMSEA가 0.08보다 크기 때문에 여전히 개선될 여지가 있다.

모형 3

모형 3은, Heo 등(2009)이 제안한 대로, 긍정 표현문항 2개(문항 1과 10)를 제거하고 남은 8개 문항들이 단일한 요인구조를 보인다고 가정한 모형이다. 이를 기저모형으로 설정하여 확인적 요인분석을 한 결과, 모형 3의 합치도는 χ^2 (df = 20) = 472.780 (p < .001), RMSEA = 0.150, CFI = 0.951, TLI = 0.932이었다. 따라서 모형 3이 모형 1과 모형 2보다 더 적합한 모형이라고 할 수 없다. 모형의 수정 가능성을 고려하여 다시 모형 3의 세부적 지수들을 참조하였다. 수정지수(MI)값을 확인한 결과, 모형 2에서와 같이, 문항 7과 문항 9의 측정오차 간 상관의 수정지수값이 100 이상으로 높았다. 모형 2에서 언급한 것과 같이, 비슷한 의미를 다른 방식으로 표현함으로써 측정오차 간 상관이 발생한 것처럼 보인다. 그리고 문항 5 ("내 고통스러운 기억들은 내가 만족스러운 삶을 살지 못하게 한다")와 문항 7 ("감정은 내 일상생활에서 문제를 일으킨다")의 측정오차 간 상관에서 여전히 수정지수값이 50 이상으로 매우 높았다. 문항 5와 문항 7은 공통요인을 가지고 있으나 측정오차 간의 상관이 0.324으로서 공통요인을 제거하더라도 각 문항의 독특한 내용이 여전히 서로 상관을 보인다. 이는 문항 5의 질문에서 "기억"이라는 단어와 문항 7의 "감정"이란 단어가 다름에도 불구하고 어느 정도 의미를 공유하고 있을 가능성을 시사한다. 이러한 의미적 해석의 동질성으로 문항 간 측정오차 상관이 생겼다고 할 수 있다. 이에 따라 문항 7과 문항 9, 그리고 문항 5와 문항 7의 측정오차 간 상관을 자유모수로 지정하여 확인적 요인분석을 한 결과(Table3), 수정된 모형 3의 합치도가 향상되었다[χ^2 (df = 18) = 161.357 (p < .001), RMSEA = 0.089, CFI = 0.985, TLI = 0.976]. 수정된 모형 3의 RMSEA는 0.08에 가까우나 여전히 개선될 여지가 있다.

모형 4

모형 4는, Bond 등(2009)이 제안한 대로, 긍정 표현문항 3개(문항 1, 6, 10)를 방법효과로 별개의 요인을 구성한다는 점을 고려하여 AAQ-II 척도에서 이 세 문항을 미리 제외하고 남은 7개 문항이 1요인을 구성한다고 가정한 모형이다. 이를 기저모형으로 설정하여 확인적 요인분석을 한 결과, 기저 모형 4의 합치도는 χ^2 (df = 14) = 197.695 (p < .001), RMSEA = 0.115, CFI = 0.978, TLI = 0.967이었다. 앞의 기저모형들보다는 합치도가 나아진 편이었으나, 여전히 RMSEA가 0.08보다 높아 모형이 향상될 만한 여지가 있음을 알 수 있다. 모형 4는 기존의 Bond 등(2011)의 이론 모형을 검증하기 위한 것으로 모형의 수정을 데이터에 기반하기 보다는 Bond 등(2011)이 제안한 수정모형을 따랐다. 즉, Bond 등(2011)은 문항 2 ("고통스러운 경험과 기억으로 인해 나는 내가 가치 있게 여기는 삶을 살기가 어렵다")와 문항 5 ("내 고통스러운 기억들은 내가 만족스러운 삶을 살지 못하게 한다")의 내용이 서로 유사해서(채점방향이 동일하며) 방법효과에 영향받을 수 있다는 점을 고려하여 이 두 문항의 측정오차 간의 상관을 설정하였다. 수정된 모형 4는 7개의 부정 표현문항이 1요인을 구성하고 또 문항 2와 문항 5의 측정오차 간 상관을 자유모수로 지정한 모형이다. 그러나 본연구에서 사용한 자료로 분석한 결과 문항 2와 문항 5는 하나의 요인을 이루고 있으나 측정오차 간의 상관이 -.160으로서 동일한 내용을 묻는 공통요인을 제거하고 나면 각 문항의 독특한 내용은 부적 상관을 보인다. 이는 문항 5의 질문에서 "만족스러운 삶을 살지 못하게 한다"는 부적인

https://doi.org/10.15842/kjcp.2017.36.3.010

Table 4. *Item Parameters Estimated by Generalized Partial Credit Model*

Item	Item Parameters								Item Fit Indices		
	a	*b*	d_1	d_2	d_3	d_4	d_5	d_6	S-χ^2	*df*	*p* value
AAQ1	0.25	-0.1	3.82	0.25	1.27	-1.98	0.15	-3.51	379.19	182	.001
AAQ2_R	1.1	-1.06	1.33	0.64	0.69	-0.57	0.18	-2.27	214.85	128	.001
AAQ3_R	4.15	-0.82	1.16	0.5	0.57	-0.09	-0.55	-1.6	574.67	111	.001
AAQ4_R	2.51	-1.03	1.74	0.47	0.73	-0.26	-0.64	-2.03	311.57	97	.001
AAQ5_R	1.98	-1.03	2.07	0.52	0.44	-0.32	-0.68	-2.03	169.17	103	.001
AAQ6	0.44	0.04	2.88	2.43	0.48	-2.27	-0.18	-3.35	302.13	167	.001
AAQ7_R	1.04	-0.96	1.75	1.09	0.91	-0.01	-1	-2.74	286.87	126	.001
AAQ8_R	0.22	0.67	3.81	3.12	5.42	1.39	-4.59	-9.15	488.87	176	.001
AAQ9_R	0.62	-0.74	1.66	1.21	1.64	-0.22	-1.33	-2.96	383.07	155	.001
AAQ10	0.54	0.59	4.17	2.14	-0.07	-1.89	-0.66	-3.69	358.13	156	.001

Note. R represents Item reversed for scoring purposes.
a = item discrimination; *b* = item severity; *d* = item category.

의미도 있지만, 실질적으로 본인은 만족스러운 삶을 추구하고 있으나 그렇지 못하다라는 이중 의미를 내포하고 있어 피검사자들마다 다르게 반응할 수 있는 여지가 있다. 이러한 의미적 해석의 차이로 두 문항의 측정오차 간 상관이 부적으로 나왔다고 볼 수 있다. 확인적 요인분석 결과, 7개 부정표현 문항들이 1요인을 구성하며 문항 2와 문항 5의 측정오차 간 상관이 자유모수로 추정된 Bond 등(2011)의 수정 모형 4의 합치도(Table 3)는 χ^2 (df = 13) = 183.554 (p < .001), RMSEA = 0.115, CFI = 0.979, TLI = 0.967이었다. 수정 모형 4는 기저모형 4에 비해 일부 다른 합치도 지수가 향상되었으나, RMSEA는 여전히 향상되지 않았다.

모형 5

모형 5는 긍정 표현 3개 문항(문항 1, 6, 10)이 제외되고 또 탐색적 요인분석(1요인)에서 낮은 요인계수(β = 0.458)를 보이고 교정된 문항-총점 상관계수(.211)도 낮은 것으로 밝혀진 문항 8이 추가로 제거된 후에 남은 6개 문항이 1요인을 구성한다고 가정한 모형이다. 이 모형을 기저모형으로 설정하고 확인적 요인분석을 한 결과, 기저모형 5는 앞서 소개된 다른 기저모형들(모형 1, 2, 3, 4)에 비해 합치도가 전반적으로 향상되었다[χ^2 (df = 9) = 88.712, p < .001; RMSEA = 0.094; CFI = 0.989; TLI = 0.981]. 하지만 RMSEA가 여전히 0.08보다 높다는 점을 알 수 있다. 따라서 모형 수정을 시도하기 위하여 기저모형 5의 세부적 지수들을 참조하여 문항 7과 문항 9의 두 문항의 측정오차 간 상관을 자유모수로 지정하여 확인적 요인분석을 수행하였다(Table 3). 그 결과, 수정된 모형 5는 수집된 자료에 잘 부합되는 것으로 확인 되었다[χ^2 (df = 8) = 49.422, p < .001; RMSEA = 0.072; CFI = 0.994; TLI = 0.989]. 수정된 모형 5는 Bond 등(2011)의 수정 모형 4에 비해 합치도가 유의하게 향상되었다[$\Delta\chi^2$ (df = 5) = 134.132, p < .001]. 뿐만 아니라, RMSEA값도 0.08보다 작아서 수정된 모형 5는 수집된 자료에 적합한 것으로 판단되었다. 최종 모형의 내적 일치도(Cronbach's α)는 0.813으로 10개 문항을 사용했을 때보다 높아졌다. 따라서 수정된 모형 5가 한국의 지역사회 노인표본을 대상으로 한 본 연구의 최종 모형으로 지지되었다.

문항반응이론

먼저 문항반응이론을 적용하기 위해서는 해당 척도가 일차원성이라는 가정이 충족되어야 한다. 앞서 제시된 요인분석 결과들은 AAQ-II가 내용적으로 하나의 요인을 측정함을 보이므로, 척도의 일차원성 가정은 충족되었다고 하겠다. 이에 따라 AAQ-II 각 문항의 적합성과 응답 범주의 수가 적절한지를 검증하기 위한 방법으로 다분문항반응이론을 일차원에서 적용하였다. 다분문항반응이론을 통해 각 문항의 특성을 좀 더 자세하게 분석하고 문항의 범주 수가 적절한지를 살펴 보았다. Table 4는 일반화부분점수모형을 이용하여 추정한 10개 문항의 문항모수와 문항 합치도의 결과를 보여준다.

문항정보곡선 (item information curves)

Figure 1에서 10개 문항의 문항정보곡선을 이해의 편의를 위해 5개 문항씩 나누어서 왼쪽과 오른쪽에 독립적으로 나타내었다. Figure 1에서 문항 1, 6, 8, 10번은 문항정보곡선의 첨도가 매우 낮게 나타났다. 문항정보곡선은 문항이 측정하고자 하는 속성수준을 정확하게 측정하고 있는지를 보여주는 곡선으로서 특정 피검사자의 속성수준에서 높을수록 그 문항은 그 수준의 피검사자 속성수준을 잘 측정하고 있다고 본다. 따라서 문항 1, 6, 8, 10은 정보가가 매우 낮아서 척도가 측정하고자 하는 속성수준을 정확하게 측정하는데 별 도움이 되지 않는 것으로 판단되었다. 그리고 문항 2, 3, 4, 5, 7,

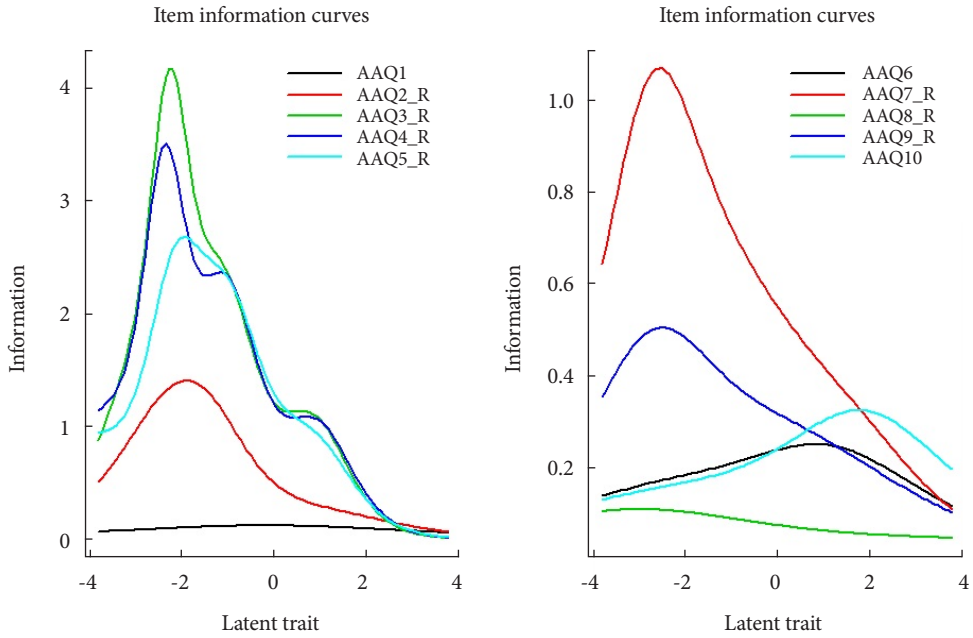


Figure 1. *Item information curves (Left: From item 1 to 5, Right: item 6 to 10).*

9 문항들은 피검사자들의 경험 회피 수준이 -2에서 -1 정도에서 문항정보곡선이 가장 높기 때문에 경험 회피 수준이 -2에서 -1 정도 되는 피검사자에게 가장 좋은 문항임을 보여준다. Table 4에서도 문항 2, 3, 4, 5, 7, 9번은 변별도(discrimination)가 높기 때문에 경험 회피수준이 어느 정도 수준에 있는 사람들을 잘 측정하는 문항이라고 할 수 있다.

문항범주특성곡선(item category characteristic curves)

문항 범주의 수가 적절한지를 검증하기 위해 문항범주 특성곡선을 살펴 보았다. Table 4는 일반화부분점수모형을 이용하여 추정한 10개 문항의 문항모수와 문항 합치도를 보여주고 있다. Figure 2에서 왼쪽의 그림은 문항 7 ("감정은 내 일상생활에서 문제를 일으킨다")의 7개 범주(1점: 전혀 그렇지 않다, 4점: 때때로 그렇다, 7점: 항상 그렇다)에 대한 문항범주특성곡선이다. AAQ-II의 문항들은 경험 회피 수준을 알아보는 질문이므로 경험 회피 수준이 강할수록 속성수준(표준점수: Theta)의 값은 높아진다고 본다. 문항 7의 문항범주곡선은 X축의 표준화된 경험 회피 속성수준에 따라 각 범주에 반응하는 확률을 보여주는 것이다. 7번 문항의 문항변별도 모수(a = 1.04)는 좋은 편이고 문항심각도(severity) 모수(b = -0.96)는 경험 회피 수준이 약한 피검사자를 잘 측정하고 있다. 범주 모수 (d_1 = 1.75, d_2 = 1.09, d_3 = 0.91, d_4 = -0.01, d_5 = -1.00, d_6 = -2.74)를 보면 어느정도 범주들 간의 간격이 동일하다고 볼 수 있어 척도 간의 등간격 가정을 만족하고 있다. 경험 회피를 하지 않는 피검사자는 범주 1을 선택할 확률이 가장 높고, 경험 회피를 때때로 하는 피검사자는 범주 4나 5를 선택할 가능성이 높으며, 경험 회피를 자주 하는 피검사자는 범주 7을 선택할 확률이 점점 높아짐을 보인다. 즉 모든 범주가 이론적으로 서열을 가지고 있고 각각의 범주가 대체로 등간격을 보이는 문항 7번은 경험 회피를 측정하기에 타당한 문항이라고 할 수 있다.

그러나, Figure 2에서 오른쪽 그림의 경험 회피 척도 문항 8번("대부분의 사람들은 나보다 자신의 삶을 잘 꾸려나가고 있는 것 같다")의 경우 변별도는 0.22로 매우 낮았고 심각도는 0.67로 다른 문항들에 비해 높음을 보이고 있다. 각 범주모수(d_1 = 3.81, d_2 = 3.12, d_3 = 5.42, d_4 = 1.39, d_5 = -4.59, d_6 = -9.15)는 등간격이라고 볼 수 없고 각 범주의 최대확률이 구분되지 않을 정도로 범주곡선이 평평하여 척도의 수준이 제대로 변별되지 않고 있다. 즉 피검사자의 속성수준인 표준점수에 관계없이 범주 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7은 무선적으로 선택되었다고 볼 수 있다. 더 나아가, 범주모수가 서열적으로 감소하지 않고 $d3$에서 증가했다가 다시 감소했다. 즉 범주 3과 4의 반응이 구분되지 않는다. 따라서 문항 8의 7개의 범주는 피검사자가 각 범주를 의미있게 구분하기에는 문제가 있다고 볼 수 있다.

Appendix A의 모든 문항의 범주특성곡선과 Table 4의 문항모수를 분석한 결과, 7번 문항을 제외하곤 나머지 문항들의 범주가 서열화 되어 있지 않고 등간척도라고 할 수 없으므로 7점척도로 보기엔

https://doi.org/10.15842/kjcp.2017.36.3.010

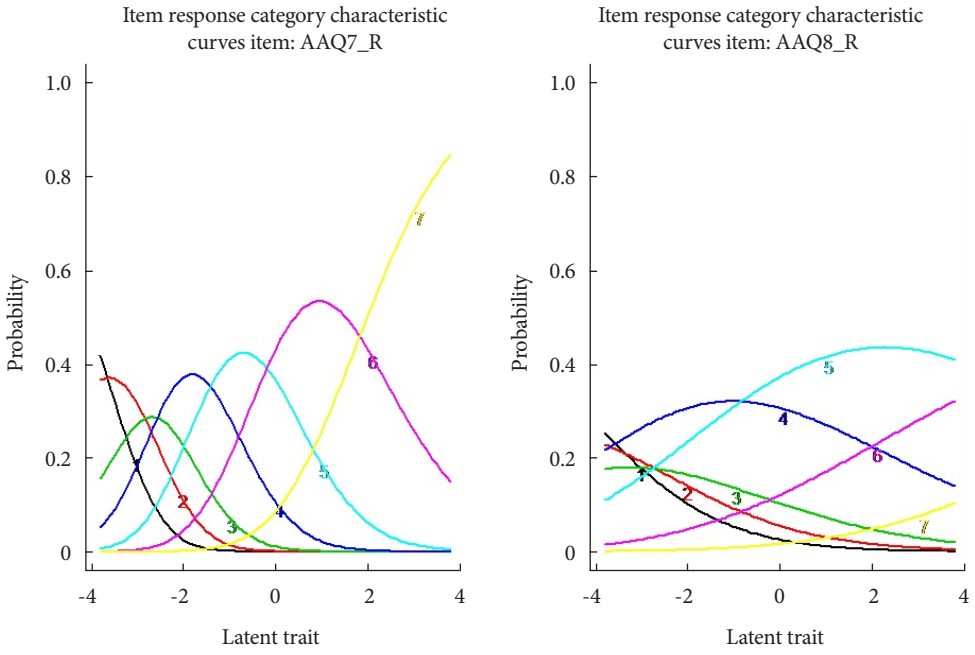


Figure 2. *Item response category characteristic curves of item 7 and item 8.*

적당하지 않다. Table 4에서 각 문항의 합치도 S-χ^2 통계치를 보면 모든 문항이 모형에 적절하지 않다고 나왔다. χ^2 검증은 표본수에 영향을 많이 받기 때문에 표본수가 2,000명 이상인 본 연구에서도 모든 문항에 대해서 통계적으로 유의하게 나왔다고 볼 수 있다(Orland & Thissen, 2000). 따라서 문항 합치도만으로 모든 문항이 적절하지 않다고 주장할 수는 없으나 범주특성곡선과 문항모수들을 살펴보았을 때 문항 7번을 제외한 나머지 문항들은 척도의 수준이 잘 변별되지 않고 있기 때문에 응답자가 7개의 범주를 의미있게 구분하지 못하는 것으로 판단된다. 이럴 경우 반응 범주 수를 4점이나 5점으로 축소하는 것을 제안하고 있다(Hong, Kim, & Wolfe, 2005). Appendix A에서 최종 선정된 6개 문항의 범주특성곡선을 보면 범주 1, 2, 3의 특성곡선들이 잘 구분되지 않는 것으로 보이므로 범주 1과 2를 합치고 범주 3과 4를 합치는 것을 고려해 볼 수 있다. 따라서 AAQ-II의 최종 6개 문항들의 범주 수는 5개로 하는 것을 추천한다.

논 의

본 연구에서는 지역사회 노인의 대단위 표본으로부터 수집된 자료를 사용하여 AAQ-II의 요인구조를 규명하기 위하여 탐색적 및 확인적 요인분석을 수행하였다. 또한 다분문항반응이론을 사용하여 각 문항의 적합성과 7점 척도로 된 응답반응 범주 수의 타당성을 검토하였다.

서로 다른 두 노인 표본으로부터 수집된 자료에 대해 각각 탐색적 및 확인적 요인분석을 실시한 결과, 6개 문항의 단일 요인모형이 AAQ-II 척도에 가장 적합한 요인구조임을 시사한다. AAQ-II가 단일 요인구조로 이루어져 있다는 결과는 AAQ-II의 개발자들인 Bond 등(2011)이 보고한 연구를 비롯한 대부분의 국내외 선행연구들과 일치한다. 하지만, 세부 사항들에서는 선행 연구들과 상이한 점이 발견되었다. 먼저, AAQ-II의 10개 문항에 대한 탐색적 요인분석 결과, 1요인구조와 2요인구조일 가능성이 시사되었으며, 이 두 모형을 비교한 결과, 2요인 모형이 1요인 모형에 비해 더 나은 합치도를 보였다. 그런데 2요인 모형에서 요인 2에 지표화된 문항 3개(AAQ1, AAQ6, AAQ10)는 모두 긍정 표현문항으로서 부정 표현문항 7개와 내용상 차이를 나타내기 보다는 채점방향이 상이하기-역채점 문항이기- 때문에 하나의 요인을 구성하게 되었을 가능성, 즉 방법효과에 기인했을 가능성이 높다(Bond et al., 2011). 이러한 견해는 요인의 해석 가능성이라는 측면에서 볼 때 두 요인에 각각 부하된 문항들 간에 내용상 뚜렷한 차이가 있기 보다는 긍정 및 부정 표현 문항들에 대한 피검사자들의 차별적 반응양상 때문에 두 가지 별개의 요인으로 추출되었을 수 있다는 견해(Brown, 2003; Marsh, 1986)에 의해 뒷받침된다. 이에 따라서 2요인 모형에서 요인 2를 방법효과로 간주하여 문항 1, 6, 10을 제외하고 남은 7개 문항에 대한 1요인 모형을 가정하는 것이 가능하다. 실제로, Bond 등(2011)은 원판 AAQ-II의 요인구조에 대해 부정 표현 문항 7개에 대

한 1요인 모형으로 척도를 구조화하였고, Heo 등(2009)은 방법효과를 고려하지 않고 10개 문항이 하나의 요인구조로 구성된다고 보고 요인계수가 낮으면서 변수복잡도가 높은 문항 1과 문항 10을 제외하고 요인계수의 설명력만으로 판단하여 8개의 문항을 하나의 요인구조로 보았다.

그러나, 본 연구의 표본이 노인집단으로서 선행 연구들에서 사용된 표본과 다르기 때문에 새로운 요인구조의 가능성을 열어 놓고, 10개 문항의 1요인 모형과 상관 2요인 모형, 방법효과가 시사되는 긍정 표현문항 3개를 제외한 7개 문항으로 구성된 1요인구조, 8개 문항의 1요인구조 외에, 본 연구의 표본에서 낮은 요인계수를 보인 문항 8을 추가로 제거한 6개의 문항으로만 구성된 단일 요인 모형의 합치도를 비교 검증하였다. 확인적 요인분석 결과, 여러 가지 다른 대안적 모형들은(모형을 수정하더라도) 합치도가 나쁘거나 미흡하였으나, 두 문항의 측정오차 간 상관을 허용한 6개 문항의 1요인 모형이 가장 적합한 것으로 나타났다. 이와 같이 탐색적 및 확인적 요인분석 결과를 통해 AAQ-II의 10개 문항 중 4개의 문항(문항 1, 6, 8, 10)을 제외한 것은 이 4개의 문항들이 갖는 정보가가 매우 낮아서 AAQ-II가 측정하고자 하는 속성수준을 정확하게 측정하지 못한다는 문항반응분석 결과에 의해서도 지지된다. 이에 더해, 문항 심각도 분석을 통해 문항 2, 3, 4, 5, 7, 9번은 경험 회피수준이 어느 정도 되는 사람들을 잘 측정하는 문항으로 확인되었다.

이에 더해, Table 1을 보면 AAQ-II의 문항 10의 평균점수가 여타 문항들에 비해 현저히 낮아보이는데, 그 이유가 무엇일까? 가능한 한 가지 이유를 제시하면 다음과 같다. "내 생각과 감정은 내가 살고 싶은 방식대로 살아가는 데 방해되지 않는다"란 문항 10은 문항 1과 문항 6과 같이 정방향 문항으로서 나머지 7개의 문항들과는 반대 방향으로 이해하고 반응을 해야 하기 때문에 점수가 낮게 나왔을 가능성이 있다. 대체적으로 피검사자들이 역방향 문항을 정확하게 인지하여 반응을 하는 것이 아니기 때문에 방법효과가 나오는 것과 같은 이치라고 볼 수 있다. 특히 10번 문항은 1번과 6번 문항에 비해 문장이 길고 "내가 살고 싶은 방식대로 살아가는 데"란 가정을 두고 있어 그렇게 살지 않는 피검사자는 질문의 의도를 정확하게 파악하지 못함으로써 좀 더 낮은 평균점수가 나왔을 수 있다. 이러한 점은 10번 문항을 다시 번안해야 하거나 제외해야 하는 이유가 되기도 한다.

응답 범주 수의 적합성을 검토하기 위하여 기존의 연구들이 문항반응이론을 적용해 오고 있다(Hong et al., 2005). 따라서 원판 AAQ-II의 반응 범주수준이 7점으로 되어 있다는 점을 고려하여 7점 척도 수준이 타당한지를 다분문항이론의 범주특성곡선과 문항모수들을 살펴본 결과, 7번 문항만 적절하고 문항 8을 비롯한 나머지 다른 문항들은 범주가 제대로 변별되지 않은 것으로 밝혀졌다. 이는 본 연구의 모형 검증의 결과와도 관련이 있다고 볼 수 있다. 적절한 반응범주의 수는 문항의 적합도와 관련이 있고 문항의 적합도는 모형의 적합도와 관련이 있기 때문에 적절한 반응 범주 수의 결정은 모형을 개선시킬 수 있는 중요한 요인이다. 결론적으로, AAQ-II의 모형을 개선하기 위해서도 응답 범주수준을 5개정도로 축소하는 것을 제안하며, 어느정도 수준으로 축소해야 될 지에 대한 연구는 앞으로 더 자세히 진행되어야 할 것이다. 즉 문항 범주의 수를 6개, 5개, 4개로 줄여 나갈 때 문항특성곡선이 명확하게 구분이 되고 범주의 등간격이 보장이 되는지, 그리고 문항적합도와 모형의 적합도가 좋아지는지를 확인하는 연구가 더 필요할 것이다.

본 연구의 몇 가지 제한점과 향후 연구를 통해 보완해야 할 점들을 제시하면 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서 6개 문항만을 가진 1요인 모형을 제안하였지만 두 문항의 측정오차 간 상관을 허용하는 모형 수정과정을 거쳤다. 따라서 이렇게 수정된 모형이 한국 노인들을 대상으로 한 AAQ-II의 요인구조라고 최종 결론을 내리기 위해서는 새로운 독립적인 표본으로부터 그 결과가 반복 검증(교차타당화)되어야 한다. 아울러, Heo 등(2009)은 341명의 대학생 집단을 대상으로한 연구에서 8개 문항을 하나의 척도로 사용하는 것을 제안하였으나, 표본집단이 노인인 경우 6개 문항이 타당한 문항이고 나머지 4개 문항은 적절하지 않음을 밝혔다. 이처럼 준거집단에 따라 요인구조가 다를 수 있으므로 향후에는 연령이 상이한 두 집단, 예컨대 대학생과 노인집단을 동시에 표본을 구성하고 다집단 요인분석(multi-group factor analysis)을 실시하여 AAQ-II가 일반화된 요인구조로 재현되는지를 살펴볼 필요가 있다. 이와 함께, 본 연구에서는 확인적 요인분석을 사용하여 여러 요인모형들의 적합도를 비교 검증하였으나 특별한 문항에 요인계수를 0으로 제한하는 것은 너무 강한 가정이므로 모형에 잘 맞지 않는 경우가 많다. 따라서 요인계수를 0으로 제한하지 않는 탐색적 구조방정식 모형(exploratory structural equation modeling)을 사용하여 모형 검증을 수행해 볼 필요가 있다(Asparouhov & Muthen, 2009).

둘째, 본 연구는 요인분석과 문항반응이론을 통해 내적 구조의 타당화를 검증하였으나 준거관련 타당도는 본 연구의 목적을 넘어서므로 앞으로의 연구과제로 남겼다. 본 연구에서 제시한 AAQ-II의 여러 모형을 통해 추정한 점수들과 여타의 정신건강지표 검사를 통해 추정한 점수와의 상관관계를 분석함으로써 본 연구에서 지지된 6개 문항만으로도 정신건강지표에 대한 예측력이 높은지 살펴볼 필요가 있다. 만약 6개 문항만을 사용한 점수와 전체문항을 사용한 점수간의 예측력 차이가 유의하지 않다면 효율성 차원에서도 6개 문항만의 사용이 지지된다고 주장할 수 있다. 아울러, 이러한

https://doi.org/10.15842/kjcp.2017.36.3.010

분석은 탐색적 요인분석에서 긍정 표현 3개 문항만으로 하나의 요인을 구성하는 것으로 나온 결과가, 원저자들(Bond et al., 2011)의 결론, 본 저자들의 내용 판단적 접근 및 확인적 요인분석 결과의 수정 지수값 등에 기초하여, 방법효과에 기인되었을 가능성이 있다고 내린 결론을 추가로 검증할 수 있을 것이다.

셋째, 본 연구는 Heo 등(2009)이 원저자 Bond 등(2011)의 AAQ-II를 우리말로 번역한 척도를 사용하였다. Heo 등(2011)에 의하면 척도 사용을 위해 번역과 역변역의 과정을 거쳤다고 하였으나 여전히 AAQ-II의 번안(adaptation)이 한국 문화의 특성을 반영한 문화반영적 번안이 아니라 언어적 번역(translation)의 절차만 수행하였으므로 문화반영적 번안을 다시 수행할 필요가 있다고 생각한다. 원척도의 개발은 원저자가 살고 있는 문화가 반영된 척도이기 때문에 원척도를 번역하고자 할 경우에는 원어를 직역하기 보다는 번역하여 사용할 국가의 문화적인 차이를 감안하여 번역을 해서 척도를 재구성해야 한다. 즉, 문화적으로 경험 회피 또는 수용이라는 구성개념이 한국인에게 잘 맞게 각 문항별로 번안이 되었는지를 고려할 필요가 있다. 검사 문항의 번안은 언어적 차이뿐만 아니라 문화적 차이를 고려해야 하기 때문에 문항 8번과 같이 상대 평가를 묻는 질문은 문화적 특성을 고려해서 정확하게 의미가 전달되었는지를 살펴보면서 수정하는 것이 바람직하다(van de Vijver & Leung, 1997).

넷째, 본 연구에서 연구 대상자를 선정하거나 조사를 진행할 때 객관적인 인지기능 평가 방법을 사용하지 않았다. 대규모 표본조사를 진행하는 본 연구의 성격상 조사과정에서 의사소통에 큰 문제가 없다고 판단된 노인들만을 연구 대상으로 선정하고 조사를 진행하였다. 향후 지역사회 노인들을 대상으로 연구를 진행할 경우 그들의 인지기능을 객관적으로 평가하는 것으로 알려진 공식적 방법(예: 간이정신상태검사)을 사용할 필요가 있다. .

이러한 제한점들이 있음에도 불구하고, 본 연구는 대규모의 지역사회 노인 표본에 기초하여 AAQ-II의 6개 문항이 단일요인으로 구성되어 있으며, 문항의 응답 범주 수를 축소해서 사용해야 함을 처음으로 이론적으로나 내용적 및 방법론적 측면에서 증명을 하였다는 점에서 의의가 있다. 또한 향후 정신건강 연구와 임상 실제에서 6개 문항 척도의 범주를 5점 정도로 낮추어 사용할 경우 검사 실시의 편리성과(실시시간을 다소라도 단축한다는 점에서) 효율성이 제고될 것이다. 이에 따라 본 연구의 결과는 노인들의 정신장애와 정신건강을 이해하고 변화하는데 있어 경험 회피의 역할을 규명하는데 도움될 것으로 기대한다.

뿐만 아니라, 이 결과들은 노인들의 정신장애를 완화하거나 예방하고 그들의 정신건강을 증진하기 위하여 그들의 경험 회피에 초점을 맞춘 개입의 계획을 수립하는데, 그리고 그러한 개입의 효과를 측정하거나 그 치료과정을 분석하고 변화기제를 밝히는 데에도 유용하게 활용될 수 있을 것으로 생각한다. 특히, 우리나라 노인들이 제대로 이해하지 못하거나 그들의 경험 회피수준을 잘 측정하지 못하는 문항을 제외함으로써, 또 변별력이 떨어지는 문항을 제외하고 정보가가 높은 문항들만을 포함함으로써 노인들의 정신건강을 위한 예방적 또는 치료적 개입의 계획을 수립할 때, 그리고 그 개입의 효과를 측정할 때에 그들의 경험 회피수준이 더 정확하게 반영된 정보를 제공할 수 있을 것으로 사료된다. 예를 들어, "내 생각과 감정은 내가 살고 싶은 방식대로 살아가는 데 방해되지 않는다"란 문항 10은 "내가 살고 싶은 방식대로 살아가는데"란 가정이 있어 자기 방식대로 살지 않는 사람들의 반응을 고려하지 않는 문항이다. 이렇게 경험 회피수준을 잘 측정하지 못하는 문항을 사용하면 실질적으론 경험 회피수준이 높음에도 불구하고 검사를 통해 높지 않다고 결정을 내리게 되는 제2종 오류를 범할 확률이 높아진다. 그렇게 되면 개입 서비스를 받아야 하는 내담자가 그런 서비스를 받지 못하게 되는 경우가 생길 가능성이 있다. 따라서 본 연구에서처럼 엄격한 방법론을 적용하여 경험적으로 타당한 도구를 만들고 개입에 활용하는 것은 정신건강 개선에 중요한 역할을 할 것으로 기대한다.

References

Andrew, D. H., & Dulin, P. L. (2007). The relationship between self-reported health and mental health problems among older adults in New Zealand: Experiential avoidance as a moderator. *Aging & Mental Health, 11*, 596-603.

Andrich, D. (1978). Application of a psychometric rating model to ordered categories which are scored with successive integers. *Applied Psychological Measurement, 2*, 581-594.

Asparouhov, T., & Muthen, B. (2009). Exploratory strucutural modeling. *Structural Equations Modeling, 16*, 397-438.

Bock, R. D. (1972). Estimating item parameters and latent ability when responses are scored in two or more nominal categories. *Psychometrika, 37*, 29-51.

Bond, F. W., & Bunce, D. (2000). Mediators of change in emotion-focused and problem-focused worksite stress management interventions. *Journal of Occupational Health Psychology, 5*, 156-163.

Bond, F. W., Hayes, S. C., Baer, R. A., Carpenter, K. M., Orcutt, H. K., Waltz, T., & Zettle, R. D. (2011). Preliminary psychometric properties of the Acceptance and Action Questionnaire-II: A revised measure of psychological flexibility and experiential avoidance. *Behavior Therapy, 42*, 676-688.

Brown, T. A. (2003). Confirmatory factor analysis of the Penn State

Worry Questionnaire: Multiple factors or method effects? *Behaviour Research and Therapy, 4*1, 1411-1426.

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

Cai, L., Thissen D., & du Toit, S. H. C. (2011). *IRTPRO for Windows* [Computer software]. Lincolnwood, IL: Scientific Software International.

Cho, Y. (2017). Changes in experiential acceptance and valued action as potential mechanisms of action in mindfulness-based emotion regulation Intervention: An exploratory study. *Cognitive Behavior Therapy in Korea, 17*(1), 65-85.

Cho, Y., Chai, S., & Choi, Y. (2009). The roles of experiential avoidance and mindful attention awareness in depressive and anxiety symptoms and well-being. *Korean Journal of Clinical Psychology, 28*, 1135-1154.

Cho, Y., Choi, Y., Kim, S., & Hong, S. (in press). Factor structure and psychometric properties of the Social Phobia Inventory (SPIN) in Korean samples. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*. Retrieved from http://www.tandfonline.com/toc/uecd20/current

Ciarrochi, J., Bilich, L., & Godsell, C. (2010). Psychological flexibility as a mechanism of change in Acceptance and Commitment Therapy. In R. Baer's (Ed), *Assessing mindfulness and acceptance: Illuminating the processes of change* (pp. 51-76). Oakland, CA: New Harbinger Publications.

Embretson, S. E. (1996). The new rules of measurement. *Psychological Assessment, 8*, 341-349.

Embretson, S. E., & Reise, S. P. (2000). *Item response theory for psychologists*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

Eutis, E. H., Hayes-Skelton, S. A., Roemer, L., & Orsillo, S. M. (2016). Reductions in experiential avoidance as a mediator of change in symptom outcome and quality of life in acceptance-based behavior therapy and applied relaxation for generalized anxiety disorder. *Behaviour Research and Therapy, 87*, 188-195.

Flaxman, P. E., & Bond, F. W. (2010). A randomised worksite comparison of Acceptance and Commitment Therapy and stress inoculation training. *Behaviour Research and Therapy, 48*, 816-820.

Floyd, F. J., & Widaman, K. F. (1995). Factor analysis in the development and refinement of clinical assessment instruments. *Psychological Assessment, 7*, 286-299.

Gorsuch, R. L. (1997). Exploratory factor analysis: Its role in item Analysis. *Journal of Personality Assessment, 68*, 532-560.

Hayes, S. C., Strosahl, K. D., Wilson, K. G., Bissett, R. T., Pistorello, J., Tomarino, D., … McCurry, S. M. (2004). Measuring experiential avoidance: A preliminary test of a working model. *The Psychological Record, 54*, 553-578.

Heo, J., Choi, M., & Jin, H. (2009). Study on the reliability and validity of a Korean translated Acceptance and Action Questionnaire-II. *Korean Journal of Counseling and Psychotherapy, 21*, 861-878.

Hong, S. (2000). The criteria for selecting appropriate fit indices and their rationales. *Korean Journal of Clinical Psychology, 19*, 225-243.

Hong, S., Kim, B., & Wolfe, M. (2005). A psychometric reversion fo the European American Values Scales for Asian Americans using the Rasch model. *Measurement and Education in Counseling and Development, 37*, 194-207.

Jahng, S. (2015). Best practices in exploratory factor analysis for the development of fifth Likert-type scale. *Korean Journal of Clinical Psychology, 34*, 1079-1100.

Kaiser, H. F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement, 20*, 141-151.

Kashdan, T. B., Barrios, V., Forsyth, J. P., & Steger, M. (2006). Experiential avoidance as a generalized psychological vulnerability: Comparisons with coping and emotion regulation strategies. *Behaviour Research and Therapy, 44*, 1301-1320.

Kim, H., & Lee, H. (2007). The relationship between experiential avoidance and avoidant responses: Behavioral avoidance, concealing, & distancing. *Korean Journal of General Psychology, 26*, 225-243.

Lee, S. M., Youn, C. Y., Lee, M., & Jung, S. (2016). Exploratory Factor Analysis: How has it changed? *Korean Journal of General Psychology, 35*, 217-255.

Lee, S. Y. (2010). *The mediation effect of process variables for anxiety in acceptance-commitment therapy* (Unpublished doctoral dissertation). Korea University, Seoul, Korea.

Losada, A., Marquez-Gonzalez, M., Pachana, N. A., Wetherell, J. L., Fernandez-Fernandez, V., Nogales-Gonzalez, C., . . . Ruiz-Diaz, M. (2015). Behavioral correlates of anxiety in well-functioning older adults. *International Psychogeriatrics, 27*, 1135-1146.

Lundgren, T., & Parling, T. (in press). Swedish Acceptance and Action Questionnaire (SAAQ): A psychometric evaluation. *Cognitive Behaviour Therapy*. Retrieved from http://dx.doi.org/10.1080/16506073.2016.1250228.

Mahoney, C. T., Segal, D. L., & Coolidge, F. L. (2015). Anxiety sensitivity, experiential avoidance, and mindfulness among younger and older adults: Age differences in risk factors for anxiety symptoms. *The International Journal of Aging and Human Development, 81*, 217-240.

Marsh, H. W. (1986). The bias of negatively worded items in rating scales for young children: A cognitive-developmental phenomenon. *Developmental Psychology, 22*, 37-49.

Masters, G. N. (1982). A Rasch model for partial credit scoring. *Psychometrica, 47*, 149-174.

Morina, N. (2007). The role of experiential avoidance in psycho-

https://doi.org/10.15842/kjcp.2017.36.3.010

logical functioning after war-related stress in Kosovar civilians. *The Journal of Nervous and Mental Disease, 195*, 697-700.

Muraki, E. (1992). A generalized partial credit model: Application of an EM algorithm. *Applied Psychological Measurement, 14*, 159-176.

Niles, A. N., Burklund, L. J., Arch, J. J., Lieberman, M. D., Saxbe, D., & Craske, M. G. (2014). Cognitive mediators of treatment for social anxiety disorder: Comparing acceptance and commitment therapy and cognitive-behavioral therapy. *Behavior Therapy, 45*, 664-677.

Noh, S., & Cho, Y. (2015). The relationship of mental health to suicidal behavior in the elderly: Based on the complete mental health model. *Korean Journal of Clinical Psychology, 34*, 1059-1078.

Orlando, M., & Thissen, D. (2000). Likelihood-based item-fit indices for dichotomous item response theory models. *Applied Psychological Measurement, 24*, 50-64.

Pennato, T., Berrocal, C., Bernini, O., & Rivas, T. (2013). Italian Version of the Acceptance and Action Questionnaire-II (AAQ-II): Dimensionality, reliability, convergent and criterion validity. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 35*, 552-563.

Pinto-Gouveia, J., Gregório, S., Dinis, A., & Xavier, A. (2012). Experiential avoidance in clinical and non-clinical samples: AAQ-II Portuguese version. *International Journal of Psychology and Psychological Therapy, 12*, 139-156.

Robertson, S. M. C., & Hopko, D. R. (2009). Experiential avoidance: A moderator of the relationship between age and emotional expression. *Aging & Mental Health, 13*, 611-618.

Roemer, L., Litz, B. T., Orsillo, S. M., & Wagner, A. W. (2001). A preliminary investigation of the role of strategic withholding of emotions in PTSD. *Journal of Traumatic Stress, 14*, 143-150.

Roemer, L., Salters, K., Raffa, S., & Orsillo, S. M. (2005). Fear and avoidance of internal experiences in GAD: Preliminary tests of a conceptual model. *Cognitive Therapy and Research, 29*, 71-88.

Ruiz, F. J., Suárez-Falcón, J. C., Cárdenas-Sierra, S., Durán, Y., Guerrero, K., & Riaño-Hernández, D. (2016). Psychometric Properties of the Acceptance and Action Questionnaire–II in Colombia. *The Psychological Record, 66*, 429-437.

Samejima, F. (1969). *Estimation of latent ability using a response pattern of graded scores* (Psychometric Monograph No. 17). Richmond, VA: Psychometric Society. Retrieved from http://www.psychometrika.org/journal/online/MN17.pdf

Santanello, A. W., & Gardner, F. L. (2007). The role of experiential avoidance in the relationship between maladaptive perfectionism and worry. *Cognitive Therapy and Research, 31*, 319-332.

Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (1996). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

Spinhoven, P., Drost, J., de Rooji, M., van Hemert, A. M., & Penninx, B. W. (2014). A longitudinal study of experiential avoidance in emotional disorders. *Behavior Therapy, 45*, 840-850.

Statistics Korea. (2016). *The complete enumeration results of the 2015 Population and Housing Census*. Retrieved from http://kosis.kr/index/index.jsp

Tull, M. T., Gratz, K. L., Salters, K., & Roemer, L. (2004). The role of experiential avoidance in posttraumatic stress symptoms and symptoms of depression, anxiety, and somatization. *The Journal of Nervous and Mental Disease, 192*, 754-761.

Van de Vijer, F. J. R., & Leung, K. (1997). M*ethods and data analysis for cross-cultural research*. Thousand Oaks, CA: Sage Publication.

Yavuz, F., Ulusoy, S., Iskin, M., Esen, F. B., Burhan, H. S., Karadere, M. E., & Yavuz, N. (2016). Turkish version of Acceptance and Action Questionnaire-II(AAQ-II): A reliability and validity analysis in clinical and non-clinical samples. *Bulletin of Clinical Psychopharmacology, 26*, 397-408.

국문초록

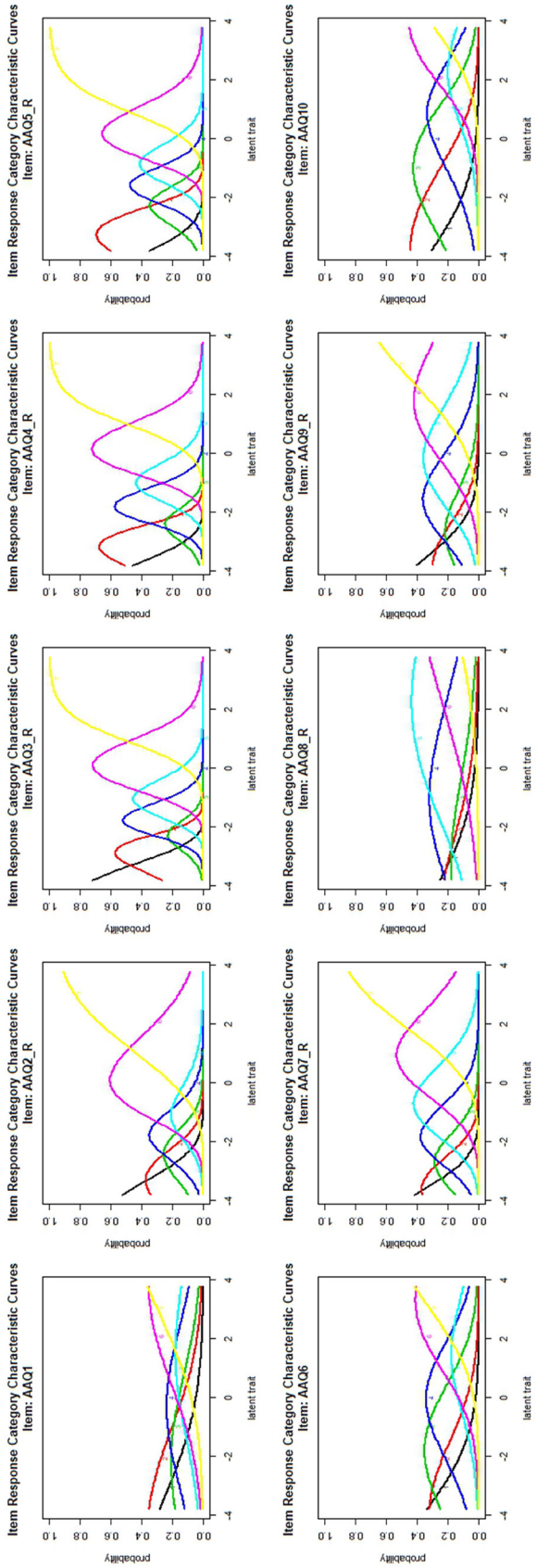
수용과 행동 질문지 제2판(AAQ–II)에 대한 요인분석과 다분문항이론의 적용: 지역사회 노인표본을 대상으로

조용래 · 서동기

한림대학교 심리학과

본 연구는 경험 회피 또는 수용을 측정하는데 널리 사용되는 수용과 행동 질문지 제2판(AAQ-II)의 요인구조와 문항 적합성 및 응답 범주 수의 적절성을 검토하기 위하여 수행되었다. 2,034명의 지역사회 거주 노인들이 작성한 AAQ-II의 응답자료에 대해 탐색적 및 확인적 요인분석, 그리고 문항반응이론을 적용하였다. 그 결과, 두 문항의 측정오차 간 상관을 허용한 6개 문항의 1요인 모형이 가장 적합한 것으로 밝혀졌다. 10개 문항의 1요인 모형과 상관 2요인 모형, 7개 문항에 대한 1요인 모형과 8개 문항에 대한 1요인 모형은 측정오차 간 상관을 허용하는 방법으로 모형 수정을 하더라도 합치도가 나쁘거나 미흡한 것으로 판단되었다. 요인분석 결과들에 기초하여 제외된 AAQ-II의 4개 문항들은 문항반응이론 결과에서 문항 적합도 또한 부족한 것으로 보고되었다. 아울러, 피검사자들은 대부분의 문항들에서 원래의 7개 범주를 의미있게 구분하지 못하였으로 응답 범주의 수를 축소하는 방안이 제안되었다. 결론적으로, 이 결과들은 AAQ-II가 6개 문항의 단일요인으로 구성되는 것이 구조적으로 타당함을 시사하며, 앞으로의 연구들에서는 5점 평정척도를 사용하는 것이 추천되었다.

주요어: 경험 회피, 수용과 행동 질문지 제2판(AAQ–II), 노인, 요인구조, 문항반응이론

https://doi.org/10.15842/kjcp.2017.36.3.010

Appendix A. *Item Response Category Curves of 10 items for the AAQ-II*