

20대 학습자의 학업적정상태척도 개발 및 타당화

최정아¹ · 양지연²

¹금오공과대학교 교양학부 부교수, ²금오공과대학교 수리빅데이터학과 교수

목적 본 연구의 목적은 국내 학습자의 학업상황에서 발생하는 걱정을 측정해주는 문항을 개발하고, 개발된 척도의 심리측정학적 속성을 검토하고, 그 타당성을 검증하는 데 있다.

방법 이를 위하여 학업걱정상태척도를 제작하고, 208명의 20대 학습자를 대상으로 내적합치도 조사와 탐색적 요인분석을 실시하였고 이로부터 주요 요인을 도출하였다. 이후 독립적인 207명의 검증표본을 대상으로 확인적 요인분석을 실시하여 모형적합도를 평가하였다. 또한 개발된 학업걱정상태척도와 관련 변인들 간 상관분석을 통해 변별타당도, 수렴타당도, 준거타당도를 검토하였다.

결과 208명의 추정표본으로부터 최종 1요인 9문항이 도출되었으며, .90 이상의 높은 신뢰도를 확인하였다. 207명의 검증표본을 대상으로 확인적 요인분석을 실시한 결과, CFI가 978, TLI가 .970, RMSEA가 .067, SRMR이 .035로 양호한 적합도를 확인하였다. 관련 변인들과의 상관분석 결과, 본 척도는 펜실베니아 걱정 질문지(PSWQ) 척도 및 실패공포와 유의한 정적 상관을 보여서 수렴타당도가 있음을 확인하였다. 반면에 본 척도는 특질 학업효능감, 상태 학업효능감과 유의한 부적 상관을 보여서 변별타당도가 있음을 확인하였다. 준거타당도 역시 확보됨을 확인할 수 있었는데, 본 척도는 학업소진척도의 하위요인들과는 유의한 정적 상관을, 학업열의척도의 활기, 몰두와 유의한 부적 상관을 보였다.

결론 본 연구에서 개발된 척도가 교육 또는 상담학적 개입에 향후 유용하게 활용될 수 있는 임상적 의미를 시사하였으며, 결론적으로 본 연구의 의의와 제한점을 논의하였다.

주제어 학업, 걱정, 학업걱정척도, 척도개발

논문접수: 2024년 3월 27일, 논문심사: 2024년 7월 11일, 게재승인: 2024년 7월 14일

Corresponding to 양지연, jyang@kumoh.ac.kr

1. 서론

걱정이란 부정적인 결과 혹은 부정적인 결과가 예상되는 특정 사건에 대해 반복적인 표현 및 사고를 하는 것을 지칭한다(Borkovec et al., 1983; Borkovec, Ray, & Stober, 1998; Brosschot Gerin, & Thayer, 2006). 학자들은 걱정의 정도에 따라 정상적 걱정과 병리적 걱정으로 구분하며, 정상적 걱정은 '미래에 일어날 외상적인 사상을 막거나 당면한 외상적인 사상에 효과적으로 대처하는 것을 가능하게 만들어주는 정신적인 문제 해결과정'이라고 정의(Davey, 1993), 병리적 걱정은 걱정의 일반성(generality 혹은 만연성 pervasiveness, Mennin, Fresco, & Heimberg, 1999), 즉, 걱정의 주제

가 일상생활의 광범한 영역에 만연되는 것, 양(혹은 심각성, Craske et al., 1989), 즉, 하루에 걱정하는데 소비하는 시간, 통제불능성(혹은 침습적 사고, Craske et al., 1989) 즉, 자신의 의지와 다르게 의식에 침투하는 것의 세 가지 요소를 특징으로 하는 것으로 알려져 있다(Meyer, Miller, Metzger, & Borkovec, 1990). 특히, 후자 즉, 과도하고 통제할 수 없는 병적 걱정을 '범불안장애'로 진단하기도 하며, 가장 많이 이용되고 연구되고 있는 척도로 펜실베니아 걱정 질문지(Penn State Worry Questionnaire; PSWQ, Meyer et al., 1990)가 있다(전준원 외, 2017).

이러한 걱정은 학업상황에도 부정적인 영향을 주는 것으로 알려져 있는데, 학업장면에서 발생하는 걱정은

주로 시험불안과 관련하여 많이 연구되어 왔으며, 시험 불안의 하위차원을 두 가지로 구분할 때, 정서적 측면인 불안에 대비되는 인지적인 측면으로 걱정이 언급되어 왔다(Zeidner, 1998). Keogh 외(2004)에 따르면, 시험불안의 하위차원인 걱정과 불안 중 학업수행 및 시험을 치르는 동안 수행을 저하시키는 데 높은 영향을 주는 요소는 걱정이라고 보고한 바 있다. 하지만 첫째, 학업상황에서 걱정에 대한 연구는 주로 시험불안의 하위요소 즉, 시험과 관련된 상황과 관련하여 연구되어 왔다는 제한점이 있어왔다. 사실 당장 시험을 앞둔 상황이 아니라도 장기적인 학업을 수행하는 과정에서도 학업에 대한 걱정이 존재하며, 학습자들의 학업수행에 부정적인 영향을 미칠 가능성이 높다(이민영, 조수현, 이상민, 2019). 따라서 전반적인 학업수행과정에서 발생하는 학업에 대한 걱정에 대해 측정하는 측정도구를 개발함으로써, 학업수행의 과정에 학업걱정이 어떠한 영향을 주는지에 대해 파악할 필요가 있다. 둘째, 일반적인 병리적 걱정을 다루는 측정도구에서는 걱정의 주제가 학업에만 국한되지 않으므로, 학업상황에 초점을 맞춘 이해에 제한점이 있다. 병리적인 걱정 측정도구와 관련성이 있는 진단명인 ‘범불안장애’에서 ‘범’이라는 단어에는 다양한 분야 전반에 걸친 걱정을 내포하고 있다. 따라서 학업상황에 초점을 맞추되, 병리적 불안의 요소로 언급되고 있는 세 가지 요소 중 일반성을 제외한 나머지 두 가지 요소 즉, 걱정의 양, 걱정의 통제불능성(침습성)을 측정하는 학업걱정 측정도구의 개발이 필요하다. 셋째, GAD-7(Generalized Anxiety Disorder-7, Spitzer et al., 2006), GADQ-IV(Generalized Anxiety Disorder Questionnaire-IV, Newman et al., 2009), BMWS(Brief Measure of Worry Severity, Gladstone et al., 2005), PSWQ(Penn State Worry Questionnaire, Meyer et al., 1990) 등 병리적인 걱정을 측정하는 걱정척도들은 주로 증상의 만성적인 속성에 초점을 맞춘 도구에 가깝다. 물론, 학업상황에서의 걱정도 만성적인 경우가 일시적인 경우보다 대체로 역기능적인 작용을 할 가능성이 높을 것이다. 하지만, 특정 상황이나 기간 동안 일시적으로 발생한 학업상황에서의 걱정은 정상적인 걱정일

수도, 병리적인 정도로 발전한 경우일 수도 있는데, 현존하는 걱정척도로는 이를 구분하기 어려운 실정이다.

이상을 종합해 볼 때, 학습자들의 학업수행에 영향력이 높은 것으로 알려져 있는 학업관련 걱정에 대한 이해를 넓히기 위해서는 먼저 특정 기간동안 발생하는 학업상황에서의 걱정을 측정하는 도구를 개발할 필요가 있어 보인다. 이에 학업상황에서 발생하는 걱정을 측정해주는 문항을 개발하고, 개발된 척도의 심리측정학적 속성을 확인하며, 현존하는 학업 및 걱정 관련 척도들과의 관련성을 살펴봄으로써 개발된 척도의 외적 타당도를 확인함으로써, 개발된 척도의 유용성을 검토하고자 한다.

연구목적에 따른 연구문제는 다음과 같다.

연구문제1: 학업걱정상태척도의 요인구조는 어떠한가?

연구문제2: 학업걱정상태척도의 신뢰도와 타당도는 어떠한가?

개발된 척도는 학업걱정의 수준을 측정하기 위한 도구로서의 사용 뿐 아니라, 관련 변인들과의 관련성을 탐색함으로써, 학업걱정이 발생하는 과정에 대한 이해를 넓히고, 이를 개선시킬 수 있는 효과적인 개입방안 마련을 위한 기초 자료로 활용될 수 있을 것이다.

II. 연구 방법

1. 연구대상

대학 IRB 위원회로부터 승인을 받은 후(IRB No. 202010-HR-012-04), 20대 대학생 및 청년들이 주로 사용하는 인터넷 게시판에 연구 참여를 권유하는 모집 공고글을 통해 연구 대상자를 모집하였다. 설문조사는 2022년 3월 31일부터 9월 30일까지 6개월 가량 진행되었으며, 총 503명의 응답자로부터 자료를 수집하였다. 이 중에서 설문조사 당시 중요하게 생각하여 진행 중인 공부(마무리까지 최소 3개월 이상 걸리는 공부)가 있다고 응답한 415명의 20대 학습자를 분석 대상으로 삼았

<표 1> 연구대상의 인구통계학적 정보

		표본1	표본2
연령	평균(표준편차)	25.17세(2.92)	25.00세(2.91)
성별	남성	88명(42.31%)	90명(43.48%)
	여성	120명(57.69%)	117명(56.52%)
학교급	대학생	95명(45.67%)	102명(49.28%)
	대학 졸업생	113명(54.33%)	105명(50.72%)
전공	문과	124명(59.62%)	114명(55.07%)
	이과	76명(36.54%)	83명(40.10%)
	예체능	8명(3.85%)	10명(4.83%)
합계		208명(100%)	207명(100%)

다. 이 중 임의 절반을 추정표본(표본1, N=208)으로 사용하여 신뢰도 분석과 탐색적 요인분석을 실시하였고, 이를 통해 주요 요인을 도출하였다. 나머지 절반은 독립적인 검증표본(표본2, N=207)으로 설정하여 확인적 요인분석을 수행하고 적합도를 평가하였다. 또한, 개발된 학업걱정상태척도와 관련된 변인들 간의 상관분석을 검증표본을 사용해 수행함으로써 수렴타당도와 변별타당도를 검증하였다. 연구대상의 인구통계학적 정보는 <표 1>에 제시되어 있다.

참여자의 평균연령은 표본1에서 25.17세(SD=2.92), 표본2에서 25.00세(SD=2.91)로 나타났다. 성별의 경우 표본1에서는 남성 88명(42.31%), 여성 120명(57.69%), 표본2에서는 남성 90명(43.48%), 여성 117명(56.52%)이다. 대학생과 대학 졸업생의 비율을 살펴볼 경우 표본1에서는 대학생 95명(45.67%), 대학 졸업생 113명(54.33%), 표본2에서는 대학생 102명(49.28%), 대학 졸업생 105명(50.72%)으로 나타났다. 전공별 구성을 살펴보면, 표본1과 표본2에서 문과의 비율은 각각 59.62%, 55.07%이고 이과는 36.54%, 40.10%이었다.

2. 측정도구

가. 학업걱정척도

학업에 대한 걱정을 측정하기 위해 본 연구에서 개발하였다. 병리적 걱정의 속성으로 알려진 걱정의 양과 침습성의 두 가지를 측정하는 10문항 5점 리커트 척도이다. 예비문항구성을 위해 GAD-7(Generalized Anxiety Disorder-7, Spitzer et al., 2006), GADQ-IV(Generalized

Anxiety Disorder Questionnaire-IV, Newman et al., 2009), BMWS(Brief Measure of Worry Severity, Gladstone et al., 2005)등 병리적인 걱정을 측정하는 걱정척도들을 참고하되, 기본적으로 PSWQ(Penn State Worry Questionnaire, Meyer et al., 1990)에서 제안한 걱정의 양, 걱정의 통제 불능성(침습성)의 두 가지 요인을 가정하고, 이러한 걱정을 전반적인 학업수행과정에서 발생하는 학업에 대한 걱정에 대해 묻는 문항으로 구성하고, 상태수준을 측정하는 문항의 형태로 하여 사전 예비 문항 10문항을 구성하였다. 3인의 교육학 전문가들로부터 내용타당도 검증을, 문항 적절성과 문항에 대한 이해도를 알아보기 위해 5인의 학부생을 대상으로 안면타당도 검증을 실시한 결과, 제거할 문항은 없었고, 문항에 대한 가독성을 높이기 위해 일부 문항을 수정하였다. 본 연구의 추정표본(표본1)에서 내적합치도는 .93, 검증표본(표본2)에서 내적합치도 역시 .93으로 나타났다.

나. 펜실베니아 걱정 질문지

통제하기 어려운 만성적인 특질걱정을 측정하기 위해 Meyer, Miller, Metzger, Borkovec(1990)이 개발하고, 김정원과 민병배(1998)가 번안한 펜실베니아 걱정 질문지(Penn State Worry Questionnaire: PSWQ)를 사용하였다. 단일구인이며 총 16문항, 5점 리커트 척도(1=전혀 그렇지 않다, 5=매우 그렇다)로, 내적합치도는 Meyer, Miller, Metzger, Borkovec(1990)에서 .91, 김정원과 민병배(1998)에서 .92였다. 본 연구의 표본1과 표본2에서 각각의 내적합치도는 모두 .92로 나타났다.

다. 실패공포척도

Elliot과 Murayama(2008)에서 사용된 Conroy 외(2002)의 수행실패평가척도를 국내 상황에 맞게 번안하여 사용하였다(예: “만약 내가 실패하면, 다른 사람들이 나를 어떻게 볼 지 걱정된다”). 5점 리커트 척도로 구성된 5개의 간략형 문항을 사용하였다. Elliot과 Murayama(2008)의 내적합치도는 .76이었으며, 본 연구의 표본1과 표본2에서 내적합치도는 각각 .90, .88로 나타났다.

라. 특질 학업효능감 척도

김아영과 차정은(1996)이 개발하고 김아영(1997)이 수정한 자기효능감 척도를 사용하였다. 학업적 자기효능감은 자신감(7문항), 자기조절효능감(12문항), 과제난이도 선호(5문항)의 세 가지 하위 요소 총 24문항으로, 1점(전혀 그렇지 않다)에서 5점(매우 그렇다)으로 평정하는 5점 리커트 척도로 구성되어 있으며, 점수가 높을수록 자기효능감이 높다는 것을 의미한다. 김아영(1997) 연구에서 나타난 자기효능감 척도의 신뢰도는 .87이었고, 유지현(2012)의 연구에서 내적합치도는 .86이었다. 본 연구의 표본1과 표본2에서 내적합치도는 각각 .86, .85로 나타났다.

마. 상태 학업효능감 척도

상태학업효능감을 측정하기 위해서 두 가지 척도를 사용하였다. 첫째, Midgley 외(2000)이 학업적응행동을 측정하기 위해 개발한 척도 중 학업 내용 효능감에 해당하는 척도문항들을 번안하되, 원척도의 ‘수업’이라는 용어를 모두 ‘공부’로 수정한 최정아(2020)의 학업내용효능감 척도에 조절 효능감을 측정하는 5문항을 추가로 개발하여 총 10문항의 상태학업효능감 척도를 사용하였다. 척도는 5점 리커트 척도이며(1점(전혀 그렇지 않다)에서 5점(매우 그렇다)), 원척도에서 보고한 내적합치도(Cronbach's α)는 .78이다. 본 연구의 표본1과 표본2에서 내적합치도는 모두 .90으로 나타났다. 둘째, 학업에 대한 열의를 측정하기 위해 Schaufeli 외(2002)이 개발한 학생용 학업열의척도(Utrecht Work Engagement

Scale-Student: UWES-S)를 토대로 이자영과 이상민(2012)이 새로 개발한 한국형 학업열의척도 중 효능감(efficacy) 하위구인 4문항을 사용하였다. 이자영과 이상민(2012)에서 보고된 내적합치도는 .88이다. 응답방식은 5점 Likert 척도로 ‘전혀 그렇지 않다’ 1점부터 ‘매우 그렇다’ 5점으로 측정하였다. 본 연구의 표본1과 표본2에서 내적합치도는 각각 .81, .83으로 나타났다.

바. 학업소진척도

Schaufeli 외(2002)이 학업과 관련된 스트레스를 측정하기 위해 개발한 MBI-SS(Maslach Burnout Inventory-Student Survey)를 배병훈과 신희천(2009)이 번안한 학업소진척도를 응답자들이 공부와 관련된 다양한 용어에 영향을 받지 않도록 하기 위해 모든 용어를 ‘공부’로 통일하여 사용하였다. 본 척도는 정서소진 5문항, 냉소주의 4문항, 효능감 저하 6문항의 세 가지 하위구인 총 15문항으로 구성되어 있으며, 본 연구에서는 5점 리커트 척도로 사용하였다. 본 연구의 추정표본(표본1)에서 학업소진척도 전체의 내적합치도는 .90, 검증표본(표본2)에서 내적합치도는 .88이었다.

사. 학업열의척도

학업에 대한 열의를 측정하기 위해 Schaufeli 외(2002)이 개발한 학생용 학업열의척도(Utrecht Work Engagement Scale-Student: UWES-S)를 토대로 이자영과 이상민(2012)이 새로 개발한 한국형 학업열의척도를 사용하였다. 헌신(dedication), 활기(vigour), 효능감(efficacy), 몰두(absorption)의 총 4개 하위구인이며 각각 4문항씩 총 16문항이다(이자영, 이상민, 2012). 응답방식은 이자영과 이상민(2012)의 한국형 학업열의 척도를 참고하여 한국 아동·청소년 패널 조사(KCYPS 2018)에서 사용한 16문항의 경우에는 4점 Likert 척도로 ‘전혀 그렇지 않다’ 1점부터 ‘매우 그렇다’ 4점으로 측정하였다. 내적합치도는 각각 .85, .89, .88, .80이다(이자영, 이상민, 2012). 한편, 1점(전혀 아니다), 2점(그렇지 않다), 3점(보통이다), 4점(그런 편이다), 5점(매우 그렇다)

로 응답하게 되어 있는 5점 Likert 척도를 사용한 헌신, 활기, 몰두의 세 가지 하위척도만 측정된 이정원(2018)의 연구에서는 내적합치도가 각각 .81, .85, .82였다. 본 연구의 표본1에서 학업열의척도 전체의 내적합치도는 .91, 표본2에서 내적합치도 역시 .91로 나타났다.

3. 연구절차

본 연구에서는 다음의 절차를 통해 척도 개발과 타당화가 이루어졌다. 첫째, 학업걱정 관련 문항을 구성하고, 전문가와 학습자들의 피드백을 반영해서 예비척도를 구성하였다. 둘째, 제작한 문항을 토대로 설문조사를 실시하였고, 수집된 자료를 추정표본(표본1)과 검증표본(표본2)으로 임의 분류하였다. 표본1을 이용하여 상관분석, 신뢰도분석 및 탐색적 요인분석을 실시한 후 요인 수를 도출하였다. 셋째, 도출된 요인구조의 적합성을 확인하기 위해 표본2를 사용하여 확인적 요인분석을 실시하였다. 넷째, 개발된 척도와 관련 변인들 간 상관분석을 통해 변별타당도, 수렴타당도, 준거타당도를 검토하였다. 첫째, 수렴타당도를 확인하기 위해 일반적인 걱정척도 중 가장 많이 이용되고 연구되고 있는 척도인 펜실베니아 걱정 질문지를, 일반적인 학업 상황에서 걱정과 유사한 부분을 다루고 있는 실패공포척도를, 둘째, 변별타당도를 확인하기 위해 학업상황에서 기능적인 수행을 예측해 주는 지표로 인정받고 있는 학업효능감 특질, 상태척도를 사용하였다. 셋째, 준거타당도로 학업상황에서 (역)기능적인 지표로 인정받

고 있는 학업소진, 학업열의 척도와와의 관련성을 살펴보았다. 모든 분석은 R(version 4.2.2)에서 수행되었다. 상관분석에는 R 패키지 stats, 신뢰도분석에는 psy, 탐색적 요인분석에는 psych, nFactors, 확인적 요인분석에는 lavaan이 사용되었다.

III. 연구결과

1. 예비척도의 기술통계치

예비척도 검증에 앞서 표본1을 사용하여 예비척도 10문항의 평균, 표준편차, 왜도, 첨도를 검토하였다. <표 2>에서 보듯이, 모든 문항에서 왜도의 절대값이 3 이하, 첨도의 절대값이 7 이하로 나타나 정규성 가정을 만족하였다(Kline, 2010).

예비척도의 문항별 문항-총점간 상관계수 및 문항제거시 내적합치도는 <표 3>과 같다. 문항-총점간 상관계수는 .66~.78로 높게 나타났고, 내적합치도는 문항제거시 오히려 감소하는 것으로 나타나 10개 문항을 모두 사용하여 탐색적 요인분석을 실시하였다.

탐색적 요인분석 실시의 적합성을 확인하기 위해, Kaiser-Meyer-Olkin(KMO) 값을 검토하고 Bartlett의 구형성 검정을 실시하였다. <표 4>에 제시된 결과를 보면, KMO 값은 .94로 기준치인 .60을 크게 상회하였고 Bartlett의 구형성 검정 결과도 유의한 것으로 나타

<표 2> 예비척도의 기술통계치 (표본1, N=208)

문항	평균	표준편차	왜도	첨도
1	3.13	1.09	-.23	2.51
2	3.03	1.15	-.29	2.14
3	2.84	1.07	-.08	2.36
4	3.28	1.12	-.41	2.53
5	3.28	1.10	-.49	2.66
6	3.10	1.12	-.24	2.38
7	3.00	1.13	-.11	2.30
8	3.41	1.17	-.76	2.71
9	2.83	1.14	.12	2.25
10	3.12	1.13	-.30	2.44

<표 3> 예비척도의 문항-총점 상관 및 내적합치도 (표본1, N=208)

문항	문항-총점간 상관	문항삭제시 Cronbach's α	Cronbach's α
1	.75	.92	.93
2	.71	.92	
3	.71	.92	
4	.75	.92	
5	.73	.92	
6	.78	.92	
7	.74	.92	
8	.71	.92	
9	.66	.93	
10	.70	.92	

나($\chi^2=1282.28, p<.01$), 표본1로 요인분석을 실시하는 것이 적합함을 확인하였다(Hair et al., 2014).

탐색적 요인분석에서 요인추출방식으로 최대우도법(Maximum Likelihood Method), 회전방법으로 사각회전(oblique rotation)인 프로맥스(Promax)를 사용하였다. 선행연구 및 예비척도 문항구성을 바탕으로 ‘걱정의 양’(문항3, 문항4, 문항5, 문항8, 문항9)과 ‘통제불가능성(침습성)’(문항1, 문항2, 문항6, 문항7, 문항10)의 2요인을 예상하였지만, 요인분석에서 요인 추출시 요인 수를 사전에 지정하지는 않았다. 분석 결과, 첫 번째 요인의 고유치(eigen value)는 5.71, 두 번째 요인의 고유치는 .29로 나타나 카이저 규칙(Kaiser rule)의 기준인 1.0을 넘는 요인의 수는 한 개로 나타났다(Kaiser, 1960). 평행분석(parallel analysis) 결과 역시 1요인 구조를 지지하였다. 평행분석은 표본의 특성을 반영해서 생성된 무선표본의 고유치와 실제 관측된 고유치를 순서대로 비교하는 방법으로, 무선표본에서보다 실제 자료에서 더 큰 값을 나타내는 고유치들의 개수를 요인수로 결정한다(Horn, 1965). 본 연구의 표본에서는 첫 번째 성분의 경우 실제 표본의 고유치가 무선표본의 고유치인 .54 보다 크지만, 두 번째 성분은 실제 표본의 고유치가 무선표본

의 고유치인 .36 보다 작은 것으로 나타났다.

탐색적 요인분석 결과, 사전에 구상했던 2요인 구조와 다른 1요인 구조가 추출되어 추가 분석을 실시하였다. 추정표본을 임의로 달리해서 탐색적 요인분석을 여러 차례 재실시하였고, 요인 수 결정시 가속 계수(Acceleration Factor; AF) 및 최적 좌표(Optimal Coordinates; OC) 등 다양한 기준을 적용하였다. AF는 고유치의 변화율을 이용하여 요인수를 결정하는 기준이며, OC는 이전 고유치들을 이용해 추정한 현재 요인의 예측 고유치와 실제 관측 고유치를 비교하는 방법이다(Raiche et al., 2013). 하지만 표본과 기준을 달리 해도 일관되게 1요인을 지지하는 것으로 나타나, 최종적으로 1요인 구조를 채택하였다.

요인 수를 1개로 지정하고 표본1로 다시 요인분석을 실시한 결과, 10문항의 요인부하량은 .68~.83, 공통성은 .46~.68, 전체설명력은 57.08%로 나타나 적합한 구조타당성을 확인하였다. 하지만 1요인 10문항 구조모형에 대하여 표본2로 확인적 요인분석을 실시한 결과 RMSEA가 .088로 나타나 기준인 .08을 상회하였다(MacCallum et al., 1996). 따라서 다른 문항과의 상관관계가 상대적으로 작고, 요인부하량과 공통성이 제일 작은 문항9를 삭제하고 총 9문항으로 재분석을 실시하였다. 그 결과, KMO 값은 .94이었으며 Bartlett의 구형성 검정 결과도 유의하였다($\chi^2=1153.94, p<.01$). 카이저 규칙, 평행분석, AF, OC의 결과는 여전히 1요인 구조를 지지하였다. 요인부하량 및 공통성은 <표 5>와 같다. 요인부하

<표 4> 예비척도의 KMO와 Bartlett의 검정 (표본1, N=208)

표준형성 적절성의 Kaiser-Meyer-Olkin 측도	.94
Bartlett의 구형성 검정	근사 카이제곱 1282.28
	df 45
	유의확률 .00

<표 5> 예비척도의 탐색적 요인분석 결과

(표본1, N=208)

문항	요인부하량	h ²
1 공부걱정에 마음편히 쉬어지지가 않는다.	.80	.63
2 공부걱정으로 잠을 설친다.	.74	.54
3 공부할 부분이 너무 많아 아무것도 손에 잡히질 않는다.	.74	.55
4 다 해내지 못할까봐 걱정된다.	.78	.61
5 계획했던 것보다 진척이 더디어 조바심이 난다.	.76	.58
6 하루를 마무리할 시간에도 다음 차례로 공부해야 할 것이 자꾸 생각난다.	.83	.70
7 쉬고 있는 동안에도 공부를 해야 된다는 생각을 되뇌인다.	.78	.60
8 하다가 막히면 기운이 빠진다.	.72	.52
10 걱정만 한다고 해결되는게 아니라는 것을 알면서도, 걱정이 쉽게 떨쳐지지 않는다.	.71	.51
고유치	5.23	
설명변량	58.23%	

량은 .71~.83으로 나타나 표본크기N=208일 때의 기준 요인부하량 값 .4을 상회하였으며(Hair et al., 2014), 1요인의 전체설명력은 58.23%로 나타났다. 1요인 구조이므로 공통성(h^2)은 요인부하량의 제곱한 값이다.

2. 학업걱정척도의 신뢰도 검증

최종 확정된 1요인 9문항 구조모형에 대해서, 표본2를 이용해 신뢰도 분석을 한 결과 <표 6>에서 보는 바와 같이 9개 문항 전체의 내적합치도는 .92로 높은 신뢰도를 보였다. 문항-총점간 상관계수는 .63~.81로 높게 나타났고, 내적합치도를 저해하는 항목은 관찰되지 않았다.

표본2를 이용하여 학업걱정척도의 9문항간 상관을 검토한 결과는 <표 7>과 같다. 9개 문항간 상관계수는 모두 양(+)이었고 1% 수준하에서 유의하였다. 계수가 .38~.75로 문항간 분명한 양의 상관관계를 확인할 수 있었다(Hair et al., 2007).

3. 학업걱정척도의 확인적 요인분석 결과

학업걱정척도의 1요인 구조의 적합성을 확인하기 위해서 표본2를 사용해서 최대우도추정법을 통해 확인적 요인분석을 실시하였다. 그 결과는 <표 8>과 같다.

<표 6> 학업걱정척도의 내적합치도 (표본2, N=207)

요인명	문항	문항-요인간 상관	문항삭제시 Cronbach's α	Cronbach's α
학업걱정	1	.75	.91	.92
	2	.63	.92	
	3	.67	.91	
	4	.81	.90	
	5	.80	.91	
	6	.75	.91	
	7	.69	.91	
	8	.64	.92	
	10	.72	.91	

CMIN/DF의 값이 1.925로 나타나서 3 이하일 경우 좋은 적합도로 간주되는 기준에 따르면(Kline, 2010), 검토하는 구조모형이 좋은 적합도를 보인다고 할 수 있다. CFI 및 TLI는 .9 이상이면 우수하고 RMSEA와 SRMR은 .08 이하이면 양호하다는 기준을 적용하였을 때에도(MacCallum et al., 1996; Tucker & Lewis, 1973; Hu & Bentler, 1999), 1요인 구조모형은 양호한 적합도를 보였다.

4. 학업걱정척도의 타당도 검증

최종 도출된 학업걱정척도의 변별타당도, 수렴타당도, 준거타당도를 검토하기 위하여, 관련 변인들과의 상관분석을 실시하였다. 타당도 검증에는 표본2의 207명의 자료가 사용되었다. <표 9>에서 보듯이, 학업걱정은 PSWQ, 실패공포와 유의한 정적 상관을 보여서 수렴타당도가 있음을 확인하였다. 상관계수는 각각 .73, .72로 높게 나타났다. 반면에 학업걱정은 특질 학업효능감, 상태 학업효능감과 유의한 부적 상관을 보여 변별타당도가 있음을 확인하였다. 상관계수는 각각 -.51, -.29로 나타났다. 다만 학업열의 효능감과 관계에서 -.09로 부적 상관을 보였으나 유의하지 않았다. 준거타당도를 검토하기 위하여, 학업걱정척도와 학업소진척

<표 7> 학업걱정척도의 문항간 상관행렬표 (표본2, N=207)

문항	1	2	3	4	5	6	7	8	10
1	1								
2	.57	1							
3	.54	.64	1						
4	.67	.50	.58	1					
5	.63	.48	.52	.75	1				
6	.58	.53	.56	.67	.67	1			
7	.58	.45	.50	.61	.65	.57	1		
8	.50	.38	.44	.60	.58	.50	.48	1	
10	.60	.46	.45	.64	.66	.60	.52	.60	1

주. 표에 제시된 모든 값은 유의수준 1% 하에서 유의함.

<표 8> 학업걱정척도의 구조모형 적합도 지수

(표본2, N=207)

모형	$\chi^2(p)$	CMIN/DF	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
1요인구조	50.047(.003)	1.925	.978	.970	.067	.035

<표 9> 학업걱정척도와 관련 변인들 간의 상관

(표본2, N=207)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1	1											
2	.73**	1										
3	.72**	.75**	1									
4	-.51**	-.66**	-.54**	1								
5	-.29**	-.42**	-.35**	.69**	1							
6	-.09	-.23**	-.11	.46**	.51**	1						
7	.79**	.65**	.62**	-.49**	-.25**	-.13	1					
8	.61**	.55**	.52**	-.42**	-.20**	-.02	.66**	1				
9	.29**	.43**	.32**	-.64**	-.71**	-.47**	.24**	.17*	1			
10	-.14*	-.21**	-.15*	.55**	.68**	.44**	-.15*	-.26**	-.60**	1		
11	-.25**	-.30**	-.20**	.48**	.51**	.68**	-.28**	-.01	-.53**	.44**	1	
12	-.09	-.24**	-.09	.46**	.53**	.60**	-.09	-.09	-.57**	.53**	.54**	1

주. 1. 학업걱정, 2. PSWQ, 3. 실패공포, 4. 특질 학업효능감, 5. 상태 학업효능감, 6. 학업열의척도 중 효능감, 7. 학업소진척도 중 정서소진, 8. 학업소진척도 중 냉소주의, 9. 학업소진척도 중 효능감 저하, 10. 학업열의척도 중 헌신, 11. 학업열의척도 중 활기, 12. 학업열의척도 중 몰두. ** p<.01, * p<.05임.

도의 하위요인들과의 상관을 검토하였다. 학업걱정은 정서소진, 냉소주의, 효능감 저하와 유의한 정적 상관을 보였다. 특히 정서소진과는 .79, 냉소주의와는 .61로 높은 상관을 보였고, 효능감 저하와는 .29의 상대적으로 약한 상관을 보였다. 한편 학업걱정은 학업열의척도의 하위요인들과 유의한 부적 상관을 나타냈는데, 헌신, 활기와의 상관계수가 각각 -.14, -.25로 약한 부적 상관관계를 보였다. 학업걱정은 학업열의 몰두와 -.09로 부적 상관을 보였으나 유의하지는 않았다. 이처럼 학업걱정이 학업소진척도의 하위요인들과는 정적 상관을, 학업열의척도의 헌신, 활기와는 부적 상관을 보임으로써 준거타당도를 확인할 수 있었다.

IV. 결론 및 논의

본 연구의 목적은 국내 학습자의 학업상황에서 발생하는 걱정을 측정해주는 문항을 개발하고, 개발된 척도의 심리측정학적 속성을 검토하고, 그 타당성을 검증하는 데 있다. 이를 위해 본 연구는 첫째, 범불안장애와 같은 일반적인 병리적 걱정이 아닌 학업관련 걱정을 측정하는 문항으로 구성하였다. 둘째, 지금까지의 학업분야에서의 걱정 관련 척도가 주로 시험불안의 측정에

치중되어 왔던 것과 달리, 본 연구에서는 학업상황 전반에 걸쳐 발생하는 학업관련 걱정을 측정하는 문항을 개발하였다. 셋째, 본 연구에서 개발한 학업걱정척도가 학업관련 걱정에 대한 개입 후 개선 정도를 파악할 수 있는 용도로 사용될 수 있도록 학업걱정을 ‘특질’이 아닌 ‘상태’수준으로 측정할 수 있도록 문항으로 구성하였다.

그 결과, 학업걱정상태척도의 내적합치도는 .92로 높은 신뢰도를 나타내었다. 높은 문항-요인간 상관을 보이는 문항은 4번 문항(‘다 해내지 못할까봐 걱정된다.’)과 5번 문항(‘계획했던 것보다 진척이 더디어 조바심이 난다.’)으로, 각각 .81과 .80의 문항-요인간 상관을 보고 하였다. 이 문항들을 삭제시 내적합치도가 .01 정도 감소하는 것으로 나타나 두 문항이 주요한 ‘학업걱정’의 측면임을 추측해 볼 수 있다. 한편, 문항을 삭제하여도 내적합치도 변화에 영향을 미치지 못하고, 문항-요인간 상관도 다른 문항들에 비해 낮은 것으로 확인된 문항은 2번 문항(‘공부걱정으로 잠을 설친다.’)과 8번 문항(‘하다가 막히면 기운이 빠진다.’)으로, 각각 .63과 .64의 문항-요인간 상관을 나타내어, 향후 학업걱정상태척도를 간략화해야 할 필요가 있을 경우, 두 개 문항을 제외한 7개 문항으로 구성하는 것도 고려할 수 있겠다. 학업에 대한 걱정을 측정하는 도구는 아니나, 일상 전반의 병

리적 걱정정도를 측정하는 임재형 외(2011)의 한국어판 간이걱정척도의 내적합치도 .90, 전준원 외(2017)의 한글판 펜실베니아 걱정 질문지(PSWQ)의 내적합치도 .90와 비교해 볼 때, 본 척도 역시 높은 내적합치도를 지닌 신뢰도 높은 측정도구라 볼 수 있겠다.

한편, 학업걱정상태척도는 단일요인구조가 적합한 것으로 확인되었다. 본 척도를 개발할 당시 병리적 걱정의 핵심요소로 알려진 두 가지 측면인 걱정의 양적인 측면 및 통제불가능성(침습성)의 측면을 학업걱정상태척도에도 반영하여 2 요인 구조를 가정하였으나, 추정표본을 달리하여 여러 차례 탐색적 요인분석을 실시한 결과 및 확인적 요인분석 결과에서도 단일요인구조가 적합한 것을 재차 확인하였다. 이는 일반적인 걱정을 측정하는 측정도구들에서 보고한 결과와도 유사하다. 가령, 임재형 외(2011)의 연구에서 한국어판 간이걱정척도도 단일요인이 적합한 것으로 확인되었다. 한글판 펜실베니아 걱정 질문지(PSWQ)의 요인구조를 확인한 전준원 외(2017)의 연구에서도 단일요인도 무방하며, 2요인도 무방한데, 이 때 2요인은 걱정이 ‘있음’과 ‘없음’이었다. 즉, 걱정의 양과 통제불가능성이라는 두 가지 속성으로 구분되는 것이 아니었다. 이렇듯 학업관련 걱정을 측정한 측정도구는 아니지만 병리적 걱정을 측정하는 범불안 측정도구들에서도 걱정의 양과 통제불가능성(침습성)의 두 속성을 측정하는 문항들이 포함되었음에도 불구하고, 단일요인으로 확인되었다는 것은 과도한 걱정에는 걱정의 양과 통제불가능성(침습성)이라는 두 가지 속성이 독립적으로 작용하는 것이 아니라, 함께 작용할 가능성을 시사해 준다.

학업걱정상태척도의 외적타당성을 확인하기 위해, 수렴타당도를 확인한 결과, 특질걱정(PSWQ), 실패공포와 모두 유의한 정적 상관을 나타내어, 학업걱정상태척도가 학업과 관련된 ‘걱정’을 측정하는 타당한 도구임을 확인할 수 있었다. 또한 두 척도 모두 학업걱정상태척도와 .73, .72의 높은 상관을 보여, 본 척도가 개발 의도대로 학업관련 걱정을 측정하고 있음이 확인되었다. 또한 학업걱정상태척도의 준거타당도를 검토하기 위해 학업소진 및 학업열의 정도를 측정하는 측정도구

들과의 상관을 분석한 결과, 학업걱정상태척도가 학업소진의 모든 하위척도들과 유의한 정적 상관을, 학업열의의 몰두를 제외한 헌신, 활기척도와 유의한 부적 상관을 보임으로써 준거타당도를 확인할 수 있었다. 특히, 학업걱정상태척도는 학업소진 중 정서소진과 .79의 매우 높은 상관을 보여, 학업걱정이 학업관련 정서적 소진과 높은 연관성이 있음을 주목할 만하다. 김옥녀와 조규판(2023)의 연구에서도 학업소진과 학업걱정에 해당하는 시험불안 간의 높은 상관이 보고된 바 있고, 신효정 외(2011)의 연구부터 이민영, 조수현, 이상민(2019)의 종단연구에 이르기까지 학업에 대한 걱정과 불안이 학업소진을 높이는데 영향을 준다는 연구결과가 이어져 오고 있어, 학업걱정이 학업소진에 미치는 영향력을 본 연구에서도 재차 확인할 수 있었다. 학업소진과 학업관련 걱정과 불안이 학업성취에 부적인 영향을 주는 것으로 알려졌온 만큼(윤소정 외, 2018), 향후 학업걱정상태척도를 사용하여 반복측정연구를 실시할 경우, 학업걱정으로 인한 어려움을 경험하는 학습자들에 대한 노력후의 변화과정 등의 미세한 포착이 가능하므로, 개별 학습자의 상황에 맞는 적절한 조력이 제공될 수 있을 것이다. 마지막으로 학업걱정상태척도의 변별타당도를 검토한 결과, 학업걱정상태척도는 학업효능감을 측정하는 학업열의 효능감과의 상관을 제외한 특질학업효능감, 상태학업효능감과 모두 유의한 부적상관을 보여 변별타당도가 있음이 확인되었다. 시험불안이 학업효능감과 유의한 부적 관련성을 지닌다는 연구결과들과(박병기, 임신일, 2010; 임순연, 조영식, 배현숙, 2011; 남진미, 2022), 본 연구에서 개발한 학업걱정상태척도도 동일한 방향의 상관을 보여 변별타당도를 보이는 척도임이 확인되었다. 남진미(2022)의 연구에서 특질척도로 측정한 시험과 관련한 긴장, 걱정, 생각이라는 인지적인 요소가 특질 학업효능감과 -.171의 상관을 보이는 것으로 보고되었는데, 본 연구에서는 학업걱정상태척도점수와 상태학업효능감들과의 상관이 -.29~-.09로 유사한 것으로 확인되었고, 특질학업효능감과는 -.51의 높은 부적상관이 확인되었다. 이는 학업에 대한 걱정을 높게 하고 있는 학습자일수록 낮은 학업효능감을 보이

는 학습자일 가능성이 있음을 의미하며, 만성적인 낮은 학업효능감을 보이는 학습자일수록, 학업에 대한 걱정이 높음을 보여주므로, 학업걱정이 높은 학습자에게 학업효능감을 점검하는 것이 매우 중요함을 다시 한 번 확인 할 수 있는 연구결과라 할 수 있겠다.

본 연구의 제한점 및 의의는 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 20대 학습자를 대상으로 척도의 신뢰도와 타당도를 검토한 연구로, 모든 연령대의 학습자들에게 일반화하기에는 제한점이 있다. 향후 초,중,고, 성인학습자 등 다양한 표본에 따른 신뢰도 및 타당도 검토를 통해 연령별, 학업상황별 차이유무 및 일반화 가능성을 살펴볼 필요가 있겠다. 둘째, 본 척도는 자기보고식 검사이므로, 응답자의 주관적인 해석과 판단에 의존한다는 제한점이 존재한다. 따라서, 다양한 측정방식으로 학업관련 걱정을 측정하는 도구들과 본 척도를 병행하여 사용한다면, 구인에 대한 이해 및 측정의 신뢰도를 높일 수 있을 것으로 사료된다. 그럼에도 불구하고, 본 연구는 첫째, 자기보고식 측정도구에서 요구하는 신뢰도와 타당도 측면 기준에 부합하는 높은 신뢰도와 타당도를 나타내었다. 또한 둘째, 일반적인 병리적 걱정이 아닌 ‘학업’장면에서 학습자들이 보이는 걱정에 초점을 둔 측정도구라는 점, 셋째, 지금까지의 학업분야에서의 걱정 관련 척도가 주로 시험불안의 측정에 치중되어 왔던 것과 달리, 본 연구에서는 학업상황 전반에 걸쳐 발생하는 학업관련 걱정을 측정하는 문항을 개발하였다는 점, 넷째, 학업관련걱정의 상태측면으로 조망했다는 의의를 지닌다. 학업걱정은 학습자들의 학업수행에 부정적인 영향을 줄 수 있으므로, 이에 대한 조력 및 개선 정도를 파악할 수 있는 측정도구가 필요한 상황이다. 따라서, 학업걱정을 ‘특질’이 아닌 ‘상태’수준으로 개발한 본 척도는 향후 학업걱정에 대한 조력의 효과 및 개선 정도를 파악하는 지표로 활용될 수 있을 것이다. 마지막으로, 학업걱정과 특질걱정, 실패공포, 학업소진과의 높은 관련성, 학업효능감, 학업열의 구인들과의 유의한 부적 관련성이 확인되었다. 다만 학업열의 중몰두, 효능감의 구인과는 상관이 유의하지 않았는데, 유사한 속성을 측정하는 다른 측정도구와 달리 학업열

의 측정도구에서 상이한 결과가 나온 것으로 미루어 볼 때, 향후 반복측정을 통해 학습자들의 학업수행과정에서 학업걱정과 해당 측정도구 뿐 아니라 관련된 다른 구인들과의 인과적 작용을 규명할 필요가 있겠다. 본 연구에서 개발된 척도는 학업걱정의 수준을 측정하기 위한 도구로서 사용될 수 있으며, 이를 개선시킬 수 있는 효과적인 개입방안 마련을 위한 기초 자료로 활용될 수 있어, 교육 및 상담 현장에 도움을 줄 수 있을 것으로 기대된다.

참고문헌

김아영 (1997). **일반적 자기효능감의 측정(2)**. 미간행 연구 자료.

김아영, 차정은 (1996). 자기효능감과 측정. **산업 및 조직심리학회 동계학술발표대회 논문집**, 51-64.

김옥녀, 조규관 (2023). 고등학생이 지각하는 부모의 학업 성취압력과 시험불안 간의 관계에서 학업 스트레스와 학업소진의 매개효과. **교육발전**, 43(1), 1-21.

김정원, 민병배 (1998). 걱정과 불확실성에 대한 인내력 부족 및 문제해결방식과의 관계. **한국심리학회 연차학술 발표대회 논문집**, 83-92.

남진미 (2022). 고등학생용 시험불안 척도 개발 및 타당화 연구. 배재대학교 대학원 박사학위논문.

박병기, 임신일 (2010). 시험불안 관련변인의 메타분석. **교육심리연구**, 24(4), 875-894.

배병훈, 신희천 (2009). 자기결정성과 학업꾸물거림이 학업스트레스에 미치는 영향. **한국심리학회지**, 21(3), 747-764.

신효정, 김보영, 이민영, 노현경, 김근화, 이상민 (2011). 중학생의 정신건강과 학업소진의 단기종단연구. **한국심리학회지: 학교**, 8(2), 133-152.

유지현 (2012). 학업적 정서조절 척도개발 및 학업적 정서조절, 학습전략, 학업적 자기효능감과 학업성취의 관계모형. 숙명여자대학교 대학원 박사학위논문.

윤소정, 임선주, 이상엽, 백선용, 감비성 (2018). 의과대학생의 시험불안, 학업소진, 회복탄력성 및 학업성취도와 의 관계. **교육혁신**, 28(4), 173-188.

이민영, 조수현, 이상민 (2019). 학업소진, 학업반감, 학업불안에 관한 다변량 잠재성장모형 분석: 대입 시험을 경험한 후기 청소년들을 대상으로. **한국심리학회지: 상담 및 심리치료**, 31(4), 1267-1287.

이자영, 이상민 (2012). 한국형 학업열의척도 개발 및 타당화. **교육방법연구**, 24(1), 131-147.

이정원 (2018). 고등학생의 완벽주의와 학업소진 및 열의와

- 의 관계. 중앙대학교 심리서비스대학원 석사학위논문. 임순연, 조영식, 배현숙 (2011). 일부 치위생과 학생의 귀인 성향, 자기효능감이 시험불안에 미치는 영향. **한국치위생학회지**, 11(3), 313-323.
- 임재형, 조숙행, 한창수, 김승현, 양재원, 이문수, ... 고영훈 (2011). 한국어판 간이걱정척도의 개발. **정신신체의학**, 19(2), 92-100.
- 전준원, 김대호, 김은경, 노성원 (2017). 한글판 펜실베니아 걱정 질문지의 탐색적 및 확인적 요인분석. **Anxiety and Mood**, 13(2), 86-92.
- 최정아 (2020). 간략형 학업정서반응척도의 개발 및 타당화. **학습자중심교과교육연구**, 20(10), 483-502.
- 하형석, 정은진, 최승주, 구분호 (2017). **한국아동·청소년 패널조사 VII: 한국청소년패널조사 2018 기초연구** (연구보고 17-R16-3). 세종: 한국청소년정책연구원.
- 한국아동·청소년패널조사 (2018). **KCYPS 2018 유저 가이드** 세종: 한국청소년정책연구원.
- Borkovec, T. D., Ray, W. J., & Stober, J. (1998). Worry: A cognitive phenomenon intimately linked to affective, physiological, and interpersonal behavioral processes. *Cognitive Therapy and Research*, 22(6), 561-576.
- Borkovec, T. D., Robinson, E., Pruzinsky, T., & DePree, J. A. (1983). Preliminary exploration of worry: Some characteristics and processes. *Behaviour Research and Therapy*, 21(1), 9-16.
- Brosschot, J. F., Gerin, W., & Thayer, J. F. (2006). The perseverative cognition hypothesis: A review of worry, prolonged stress-related physiological activation, and health. *Journal of Psychosomatic Research*, 60(2), 113-124.
- Conroy, D. E., Willow, J. P., & Metzler, J. N. (2002). Multidimensional fear of failure measurement: The performance failure appraisal inventory. *Journal of Applied Sport Psychology*, 14(2), 76-90.
- Craske, M. B., Rapee, R. M., Jackel, L., & Barlow, D. H. (1989). Qualitative dimensions of worry in DSM III-R generalized anxiety disorder subjects and nonanxious controls. *Behaviour Research and Therapy*, 27(4), 397-402.
- Davey, G. C. L. (1993). A comparison of three worry questionnaires. *Behavior Research and Therapy*, 31(1), 51-56.
- Elliot, A. J., & Murayama, K. (2008). On the measurement of achievement goals: Critique, illustration, and application. *Journal of Educational Psychology*, 100(3), 613-628.
- Gladstone, G., Parker, G., Mitchell, P. B., Malhi, G. S., Wilhelm, K. A., & Austin, M. P. (2005). A Brief Measure of Worry Severity(BMWS): Personality and clinical correlates of severe worriers. *Journal of Anxiety Disorder*, 19(8), 877-892.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2014). *Multivariate data analysis*. 7th Edition. Upper Saddle River: Pearson Education.
- Hair, J. F., Money, A. H., Samouel, P., & Page, M. (2007). *Research method for business*. West Sussex: John Wiley and Sons.
- Horn, J. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-185.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55.
- Kaiser, H. F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20(1), 141-151.
- Keoghm, E., Bond, F. W., French, C. C., Fichards, A., & Davis, R. (2004). Test anxiety, susceptibility to distraction and examination performance. *Anxiety, Stress, & Coping*, 17(3), 241-252.
- Kline, R. B. (2010). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: The Guilford Press.
- MacCallum, R. C., Browne, M. W., & Sugawara, H. M. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological Methods*, 1(2), 130.
- Marsh, H. W., & Hocevar, D. (1985). Application of confirmatory factor analysis to the study of self-concept: First- and higher-order factor models and their invariance across groups. *Psychological Bulletin*, 97(3), 562-582.
- Mennin, D. S., Fresco, D. M., Heimberg, R. G., & Turk, C. L. (1999, November). Determining clinically significant worry: A reviewer operating characteristic analysis approach. *Poster presented at the Annual Meeting for the Association for Advancement of Behavior Therapy, Toronto, Canada*.
- Meyer, T. J., Miller, M. L., Metzger, R. L., & Borkovec, T. D. (1990). Development and validation of the Penn State Worry Questionnaire. *Behaviour Research and Therapy*, 28(6), 487-495.
- Midgley, C., Maehr, M. L., Hruda, L. Z., Anderman, E., Anderman, L., Freeman, K. E., & Urdan, T. (2000). *Manual for the patterns of adaptive learning scales*. Ann Arbor, MI: University of Michigan.
- Newman, M. G., Zuellig, A. R., Kachin, K. E., Constantino, M. J., Przeworski, A., Erickson, T., & Cashman-McGrath, L. (2009). Preliminary reliability and validity of the generalized anxiety disorder questionnaire-IV: A revised self-report diagnostic measure of generalized anxiety disorder. *Behavior Therapy*, 33(2), 215-233.

- Raïche, G., Walls, T. A., Magis, D., Riopel, M., & Blais, J. G. (2013). Non-graphical solutions for Cattell's scree test. *Methodology*, 9(1), 23-29.
- Schaufeli, W. B., Martez, I. M., Marques Pinto, A., Salanova, M., & Bakker, A. B. (2002). Burnout and engagement in university students: Across-national study. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 33(5), 464-481.
- Spitzer, R. L., Kroenke, K., Williams, J. B., & Löwe, B. (2006). A brief measure for assessing generalized anxiety disorder: The GAD-7. *Archives of Internal Medicine*, 166(10), 1092-1097.
- Tucker, L. R., & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38(1), 1-10.
- Zeidner, M. (1998). *The anxiety: The state of the art*. New York: Plenum.

ABSTRACT

Development and Validation of the Academic Worry State Questionnaire(AWSQ) for Learners in their 20s

Jung Ah Choi¹, Ji-Yeon Yang²

¹Associate Professor, School of General Education, Kumoh National Institute of Technology,

²Professor, Dept. of Mathematics and Big Data Science, Kumoh National Institute of Technology

Objectives The purpose of this study is to develop and validate a scale of learners' worry arising in the academic situation, to examine the psychometric properties of the developed scale.

Methods To this end, we developed the Academic Worry State Questionnaire(AWSQ) and conducted internal consistency analysis and exploratory factor analysis on 208 learners in their 20s, and derived the main factors. Subsequently, we performed confirmatory factor analysis on an independent sample of 207 to evaluate the model fit. We also examined the discriminant validity, convergent validity, and criterion validity through correlation analysis between the developed Academic Worry State Questionnaire and related variables.

Results Using the estimation sample of 208, the final 1-factor scale with 9 items was derived, demonstrating a high internal consistency, exceeding .90. Confirmatory factor analysis on the 207 validation sample showed good fit with CFI .978, TLI .970, RMSEA .067, and SRMR .035. Correlation analysis with related variables showed that the scale had convergent validity as it had statistically significant positive correlations with the Penn State Worry Questionnaire(PSWQ) scale and fear of failure. On the other hand, the scale had discriminant validity as it had significant negative correlations with trait academic self-efficacy and state academic self-efficacy. Criterion validity was also confirmed, as the scale showed significant positive correlations with the subscales of the academic exhaustion scale and significant negative correlations with

Conclusions The scale developed in this study has potential clinical significance for future use in educational or counseling interventions. The study concludes by discussing the implications and limitations of the study.

Key words academic, worry, academic worry scale, scale development