

대학생용 학업참여 척도(UWES-S)의 타당화: 학업동기, 참여 및 만족도의 구조적 관계*

추 헌 택

손 원 숙[†]

경북대학교 교육학과

본 연구의 목적은 학업수행과 성취결과에 주요한 예측변인 중 하나인 학업참여(academic engagement)를 측정하는 UWES-S(Utrecht Work Engagement Scale-Student)(Schaufeli et al., 2002a; 2002b) 척도를 타당화 하고, 학업참여와 학업동기 및 학업 만족도 간의 구조적인 관계를 파악하는 것이다. 본 연구의 타당화 표본은 우리나라 대학생들로서, 예비검사 285명, 본검사 366명으로 구성되었고, 그 절차는 다음과 같다. 첫째, UWES-S의 17개 문항에 대한 기술통계치 검토 및 척도의 요인구조 탐색을 위한 탐색적 요인분석을 실시하였다. 둘째, 문항의 심리측정학적 특성을 검토하기 위하여 등급반응모형에 기반한 문항 특성치를 추정하였다. 셋째, 척도의 내적타당도를 검증하기 위해 확인적 요인분석이 실시되었으며, 외적 타당도 확보를 위해서는 학업동기 및 학업만족 변인을 포함한 구조방정식 모형이 활용되었다. 이에 따른 연구결과는 다음과 같다. 첫째, 예비검사의 자료를 활용한 기술통계치 검토 및 탐색적 요인분석 결과 3요인 구조가 지지되었으며, 4개의 문항이 제거된 최종 13개 문항이 제안되었다. 둘째, 등급반응모형에 의해서 추정된 문항 특성치들을 검토한 결과, 최종 문항의 양호도는 수용 가능한 수준이었고, 또한 학업참여 척도의 3요인 모형(열정, 헌신, 몰두)은 자료에 잘 부합하는 것으로 나타났다. 또한 외적타당도 검증 결과, 학업참여는 학업동기와 학업만족을 부분매개 하는 것으로 나타났다. 마지막으로 본 연구에서 타당화 된 대학생용 UWES-S와 기존에 타당화 된 고등학생용 UWES-S(추헌택, 손원숙, 2011)와의 차이점을 논의하고, 표본별 학업참여 구인의 동등성 검증의 필요성 및 추후 척도 타당화 연구를 위한 제언을 포함하였다.

주요어 : 학업참여, UWES-S, 학업동기, 학업만족, 구인타당도, 대학생 표본, 등급반응모형

* 이 논문(저서)은 2011년도 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 연구되었음.
(NRF-2011-327-B00537)

[†] 교신저자(Corresponding Author) : 손원숙, 경북대학교 사범대학 교육학과, 대구광역시 북구 산격동 1370
E-mail : wsohn@knu.ac.kr

최근 ‘학업동기(academic motivation)’는 다른 어떤 심리적 특성에 비해 인지적 성취와 밀접한 관련이 있다는 점에서 주목받아 왔으며, 이러한 동기는 학업행동의 원동력으로 작용하여 학업수행 전반에 걸쳐 영향을 미치는 것으로 알려져 있다. 하지만 유사한 동기수준을 지닌 학습자일지라도 상이한 성취결과를 보인다는 선행연구는 동기와 성취결과 혹은 학업만족 간의 관계에서 이를 조절하거나 매개하는 변인이 있음을 시사하고 있다. 이러한 동기와 성취결과 간의 관계를 보다 종합적으로 이해하기 위해서는 동기가 성취결과에 미치는 직접적인 영향뿐만 아니라 동기와 성취결과 간의 관계에 있어 조절 또는 매개하는 변인에 대한 이해가 필요하다. 이러한 변인들 중, ‘학업참여(academic engagement)’는 동기와 유사하게 성공적인 학교생활을 예측하고(Fredricks, Blumenfeld, & Paris, 2004), 학습행동의 시작과 몰입의 연결점을 제공한다는 측면에서 그 관심이 높아지고 있다. 학업수행에서의 주의집중, 흥미, 노력, 투자 등의 심리적 과정으로 정의(Marks, 2000)되는 학업참여는 동기와의 유사성에도 불구하고 다소 차별적인 구인으로 간주된다(Connell & Wellborn, 1991; Furrer & Skinner, 2003). 그러한 이유는 동기화 된 학습자라 할지라도 참여가 선택적으로 일어나기 때문이다. 보다 구체적으로 학습장면에서는 학생들이 단순히 학습활동에 출석하는 개념의 참가(participation)수준에 머무르거나 혹은 인지, 정서, 행동측면의 개입을 통해 질적으로 다른 참여를 보인다가, 또는 참여의 차원을 넘어 몰입의 과정을 경험하게 되는 점 등은 학습자가 동기화 되었다고 할지라도 학습의 과정이 학업참가-학업참여-학업몰입의 순으로 차별적일 수 있음을 시사한다(추헌택, 손원숙, 2011).

따라서 학습과정에서의 이러한 참여의 질적인 차이에 대한 설명 가능성은 성취결과의 차이를 해석하는데 유용한 정보를 제공한다. 학습자의 참여는 학습의 효과성 측면에서 주요하게 고려되는 요소이지만(박인우, 2011), 학습자의 대상적 특성에 따라 그 유용성과 해석적 접근이 달라질 수 있다. 예컨대, 초·중등학교의 경우 대부분 비자발적 참여의 특성이 지배적인 반면, 대학의 경우 복합적 참여의 성격, 즉 자발적 참여와 비자발적 참여의 특성이 혼재되지만, 자발적 참여의 특성이 더 크다고 할 수 있다. 대학에서의 학습은 다른 학교 급과는 달리 출석과 같은 물리적인 참여에서부터 수업내용에 대한 정보처리과정과 같은 인지적 참여에 이르기까지 학습의 총체적인 과정에서 자발적 참여를 전제로 한다는 점에서 주목할 필요가 있다. 특히, 입시와 같은 높은 부담을 지닌 우리나라 교육환경의 학습자를 고려해 볼 때, 이러한 학교 급별의 차이점은 더욱 클 것으로 판단되며 이와 관련한 변인들과의 관계성 또한 다양할 것으로 예측된다. 그럼에도 불구하고, 참여와 관련한 선행연구들은 대부분 초·중등학교를 중심으로 진행되어 왔으며(김남희, 김종백, 2011; 박한숙, 조태순, 2009; 추헌택, 손원숙, 2011), 대학에서는 예체능과 같은 다소 영역 특수적인 상황만이 탐색되어(권병선, 강익원, 2010; 정은이, 2012), 대학생과 관련한 참여의 연구가 제한적이었다.

한편, 참여는 개념 ‘정의(definition)’와 ‘측정(measurement)’ 방법이 논쟁적이다. 선행연구에 의하면, 참여에 대한 연구는 학습자의 개인적 특성(Connell, 1990), 교수전략(김남희, 김종백, 2011), 학습내용(Mehlinger, 1995) 등의 변인을 중심으로 그 관련성을 보고하고 있다. 그러나 참여의 개념이 연구맥락에 따라 다양하게 정

의되고, 그 정의에 따라 참여를 구성하는 하위요인들이 서로 상이하다는 점을 감안한다면 (Fredricks et al., 2004; Jimerson, Campos, & Greif, 2003), 이러한 관련 변인들과의 관련성은 참여를 어떻게 차용했느냐에 따라 그 결과가 달라질 가능성을 지니고 있다. Appleton 외(2008)의 연구에서는 이러한 참여의 개념적 혼용과 정의의 중요성에 대해 언급하면서 기존연구에서 활용된 여러 관점과 구성요인을 제시하였는데, 이는 참여가 연구의 목적에 따라 다양하게 활용되고 있음을 보여준다. 참여의 정의는 참여(engagement), 학교참여(school engagement), 학생 참여(student engagement), 학업참여(academic engagement) 등으로 혼용되어 사용되고 있다 (Appleton et al., 2006). 이 중에서도 ‘학업참여’는 동기의 개념과 가장 유사하며, 정서-인지적 상태 즉, 학교나 공부에 대한 느낌, 열정과 의지 혹은 노력과 정신적 투자에 대한 것에 초점을 두고 있어 학교관련 활동에 직접적인 행동으로 관여하지 않더라도 신념적인 차원에서의 해석을 가능하게 해주는 접근이다(Libby, 2004). 이러한 참여의 개념적 정의와 하위구성요인의 불일치성에도 불구하고, 참여가 성취 및 학교행동과 관련성이 있다는 점에서는 대부분의 연구에서 공통된 의견을 보이고 있다 (Klem & Connell, 2004). 또한 높은 참여를 보이는 학생이 더 높은 성적을 보인다는 연구결과는 여전히 참여가 교수-학습장면에서 중요한 구인임을 시사하고 있다.

참여에 대한 정의의 다양성(Marks, 2000; McCarthy & Kuh, 2006; Schaufeli et al., 2002a; 2002b) 만큼이나 참여의 측정 또한 연구 상황에 매우 의존적으로 변해왔다. 척도개발의 초기 연구들은 행동적 측면과 정서적 측면의 참여에 많은 관심을 두었으나(Audas & Willms,

2001), 최근에는 UWES-S(Utrecht Work Engagement Scale-Student)와 같이 정서-인지적인 측면의 참여에 주목하기 시작하였다(Chapman, 2003; Connell & Wellborn, 1991; Fredricks et al., 2004; Klem & Connell, 2004). 여기에서의 정서는 개인이 경험하는 느낌이나 감정으로 학교에 대한 느낌 혹은 공부 상황에 대한 감정 등을 말하며, 인지는 심리적인 노력과 투자, 과제지속성 및 신념 등을 포함하고 있다. 본 연구에 활용된 UWES-S는 이러한 참여의 정서-인지적인 측면을 측정함과 동시에 개념적으로 참여를 소진(burnout)의 반대개념으로 제시하면서(Schaufeli et al., 2002a; 2002b), 높은 참여를 보이는 학습자는 낮은 소진을 경험하는 것으로 해석할 수 있어 단순히 참여와 비참여를 구분 짓는 다른 척도와 달리 그 결과해석이 유용하다. UWES-S는 열정(Vigor), 헌신(Dedication), 몰두(Absorption)의 3가지 하위구성요인으로 구성되어 있으며, ‘열정’은 높은 수준의 에너지로 일하는 동안의 정신적 회복력, 일에 투자하려는 의지, 어려움에 직면했을 때의 지속성으로, ‘헌신’은 중요성, 열정, 자신감, 도전 등의 개념으로, ‘몰두’는 어떤 일에 대해서 완전히 집중한 상태나 전념한 상태로 정의하고 있다(Schaufeli et al., 2002b). UWES-S는 직무상황에서 개발된 24개 자기보고식 척도인 UWES (Utrecht Work Engagement Scale)에 기초하여 학업상황으로 확대 개발되었으며, 이후 국가별로 타당화 작업이 이루어졌다. 하지만 국가별로 척도의 요인구조와 문항 수의 불일치된 연구결과들이 보고되었고(Shimazu et al., 2008; Sonnentag, 2003), 이러한 경향은 국내 고등학생을 대상으로 한 타당화 연구(추헌택, 손원숙, 2011)에서도 유사하였다.

즉, 선행연구에서 제안한 3요인 구조는 확

인되었지만 최종 선정된 문항 수에 있어서는 여전히 불일치를 보였다. 또한 참여와 관련한 국내의 연구들(이은주, 2009; 조한익, 이현아, 2010; 한민희, 2010)에서도 연구대상에 적절하지 않은 참여척도를 차용하거나, 번역 또는 번안 작업만을 거친 제한점이 있다. 이러한 선행연구들의 결과를 종합해 보면, 보다 적합한 척도활용을 위해 해당 표본에 따른 타당화 작업은 연구결과의 신뢰성을 보장 받는데 필수적이라 할 수 있다.

요약하자면, 본 연구에서는 대학생의 학업 참여를 측정하기 위하여, 다차원적인 요인구조를 통해 그 유용성이 인정된 UWES-S 척도를 우리나라 대학생을 대상으로 타당화 연구를 수행하고자 한다. 구체적인 연구 목적은 다음과 같다.

첫 째, 내적타당도 검증을 위해 선행연구에서 제안된 학업참여 구인의 다차원 요인구조, 열정, 헌신 몰두 등 3요인 모형이 국내 대학생 표본에서도 확인되는지 검증하고자 한다.

둘 째, 외적타당도 검증을 위해 학업동기와 학업만족도 간의 관계에서 학업참여의 매개효과를 검증하고자 한다. 본 연구에서는 학업참여가 학업동기와 만족도의 관계에서 간접효과뿐 아니라 직접적인 효과도 동시에 보이는 ‘부분매개(partial mediation)’의 역할을 할 것으로 가정하였다.

마지막으로 ‘학업참여’ 구인의 유용성 및 추후 연구를 위한 방법론적인 제안을 하고자 한다.

방 법

연구대상

본 연구의 예비검사 대상은 D지역과 G지역 소재 대학생 총 285명이었으며, 본 검사에서는 수도권, B지역, D지역, G지역 총 366명이다. 예비검사에서 남녀의 성별 분포는 각각 46.3%, 53.7% 이었으며, 본 검사에서 남녀의 성별 분포는 각각 33.3%, 66.7%이었고, 학년 및 지역별 분포는 표 1과 같다.

표 1. 연구대상의 학년 및 지역별 표본특성

		예비검사	본 검사	
학년(%)	1학년	15(5.3)		27(7.4)
	2학년	68(23.9)		75(20.5)
	3학년	105(36.8)		100(27.3)
	4학년	97(34.0)		164(44.8)
지역(%)			수도권	117(32.0)
	D지역	123(43.2)	B지역	93(25.4)
			D지역	101(27.6)
	G지역	162(56.8)	G지역	55(15.0)
전 체		285	366	

측정도구

학업참여 척도

Schaufeli 외(2002a)의 UWES-S(Utrecht Work Engagement Scale-Student)는 열정, 헌신, 몰두의 3가지 하위척도를 포함하고 있으며, 총 17개 문항으로 구성되었다. 대학생을 표본으로 한 국외 연구(Schaufeli et al., 2002a)에서의 하위척도 신뢰도는 .65~.86 사이였으며, 국내 고등학생을 대상으로 한 연구(추헌택, 손원숙, 2011)에서는 .85~.88로 나타났다. 본 연구에서는 5점 Likert 척도를 사용하여 긍정적인 답을 할수록 학업참여 정도가 높은 것으로 측정하였다.

학업동기 척도

학업동기 척도는 PISA 2006(OECD, 2007)의 과학에 대한 즐거움과 외재동기를 묻는 문항을 활용하였으며, 탐색적 요인분석을 통해 ‘공부에 흥미가 있다’ 혹은 ‘문제 푸는 것이 즐겁다’ 등의 내재동기 5문항을 흥미(2문항)와 즐거움(3문항)으로, 공부가 ‘쓸모 있기 때문에’ 혹은 ‘취업에 도움이 되는’ 등의 외재동기 5문항을 도움(2문항)과 활용(3문항)으로 분류하였다. 응답은 5점 Likert 척도로 긍정적인 답을 할수록 해당 동기가 높은 것으로 측정하였다. 본 검사(n=366)로부터의 내재동기 및 외재동기의 신뢰도 계수는 각각 .77과 .87로 나타났다.

학업만족 척도

학업만족 척도는 수업에 대해 전반적인 만족도를 묻는 정혜승(2005)의 척도를 활용하였으며, 총 10개의 문항 중 본 연구와 관련이 없다고 판단되는 1개의 문항(온라인 수업방법)

을 제거한 총 9개의 문항을 활용하였다. 본 연구에서는 9개의 문항에 대해 내용검토와 탐색적 요인분석 결과를 활용하여 수업내용(3문항), 수업방법(3문항), 수업피드백(3문항) 3개 하위요인으로 분류하였다. 응답은 5점 Likert 척도로 긍정적인 답을 할수록 학업만족도가 높은 것으로 측정하였다. 본 검사(n=366)로부터의 신뢰도 계수는 .84로 나타났다.

척도번안

대학생용 학업참여 척도의 타당화를 위한 문항 번안은 고등학생을 대상으로 한 연구(추헌택, 손원숙, 2011)에서 번안 작업을 완료한 문항을 활용하였으며, 문항의 내용은 표 2와 같다.

통계적 분석

본 연구에서는 대학생 학업참여 척도를 타당화 하기 위해 크게 3단계의 통계적 절차를 거쳤다. 먼저 예비검사 자료를 바탕으로 문항 기술통계치, 문항-총점간 상관, 신뢰도 등을 살펴보았으며, 척도의 요인구조 탐색을 위한 탐색적 요인분석을 실시하였다. 탐색적 요인 분석에서는 17개 문항을 대상으로 요인추출을 위하여 주축요인분해법(Principal Axis Factoring: PAF), 요인 회전은 사각회전법(Promax)을 사용하였다. 또한 요인 수 결정을 위하여 선행연구의 이론적 구조, 고유치, 스크리 검사 및 해당 요인의 설명량 등을 종합적으로 고려하였다. 두 번째 단계에서는 문항의 특성치를 파악하기 위하여 고전검사이론에 기반한 기술통계치 뿐만 아니라 문항 및 피험자 능력 모수치의 불변성의 장점을 갖고 있는 문항반응이

표 2. 대학생용 학업참여 척도(UWES-S) 문항

하위척도	번호	문항 내용
열정 (Vigor: VI)	VI1	나는 아침에 일어나면, 학교에 수업 들으러 가고 싶다.
	VI2	나는 학생으로서 공부할 때, 에너지가 넘친다.
	VI3	나는 공부와 관련된 일이라면, 그 일이 잘 풀리지 않더라도 계속할 수 있다.
	VI4	나는 한 번에 오랜 시간동안 공부를 지속할 수 있다.
	VI5	나는 공부에 관련된 것이라면, 정신적으로 잘 견뎌낸다.
	VI6	나는 공부를 하거나 수업을 들을 때, 힘차고 활기 있다고 느낀다.
헌신 (Dedication: DE)	(DE1)	나에게 공부는 힘들지만, 도전할 만한 것이다.
	(DE2)	나의 공부는 나를 고무시켜 힘나게 한다.
	DE3	나는 내가 하는 공부에 대해 열정적이다.
	DE4	나는 내가 하고 있는 공부가 자랑스럽다.
	DE5	내가 하는 공부는 그 의미와 목적으로 가득 차 있다.
몰두 (Absorption: AB)	AB1	나는 공부할 때, 내 주변에서 일어나는 모든 다른 일들은 잊어버린다.
	AB2	나는 공부할 때, 시간이 정말 빨리 지나간다.
	AB3	나는 공부할 때, 공부에 완전히 빠져든다.
	(AB4)	나는 내 자신을 공부와 떨어져 생각하는 게 어렵다.
	AB5	나는 공부에 몰입이 된다.
	(AB6)	나는 공부에 집중할 때, 행복하다고 느낀다.

* ()안의 문항은 최종 척도에서 제거된 문항임 (DE1/DE2/AB4/AB6, 총 4개 문항)

본 연구 자료에 적합한 등급반응모형 (Graded Response Model: GRM) (Samejima, 1969)을 적용하였다. 이를 위해서 *Parscale* 프로그램을 활용하였고, 하위척도별 문항의 변별도 및 범주 경계 모수치를 추정하였다. 또한 본 검사 자료를 활용하여 선행연구의 결과 및 예비검사 결과를 토대로 3요인 모형이 경험적 자료와 잘 부합되는지 살펴보기 위해 확인적 요인 분석(Confirmatory Factor Analysis: CFA)을 실시하였으며, 마지막으로 학업참여 구인과 관련 변인들의 관계성을 살펴보고자 학업동기가 학업 참여를 매개하여 학업만족에 영향을 미치는

모형을 설정하고, 이를 구조방정식 모형을 통해 검증하였다. 이 모형은 학업동기와 참여의 정적인 상관을 보고하는 연구, 즉 동기가 높을수록 보다 적극적인 참여가 나타나며(김은주, 도승이, 2009; Reeve et al., 2004; Vallerand, Fortier, & Guay, 1997), 참여가 만족감에 유의한 영향을 미친다는 연구결과(Harter, Schmidt, & Hayes, 2002; Wefald & Downey, 2009) 등에 기초하고 있다. 동기수준이 학업성취에 직접적인 영향력을 미칠 뿐만 아니라 참여를 통해서도 영향력을 가진다는 선행연구(Fredricks et al., 2004)를 통해 학업참여가 학업동기와 학업

성취의 관계에서 매개적인 역할을 할 것으로 추정된다. 본 연구에서는 인지적 성취 변인은 포함시키지 않았고, 대신 일종의 성취결과로 해석될 수 있는 학업만족도 변인을 포함하여서 학생의 동기, 참여 및 만족도 간의 구조적 관계를 검증하고자 하였다. 본 연구에서는 '부분 매개(partial mediation)' 모형을 연구모형으로 설정하고, 대안 모형을 '완전 매개(complete medication)' 모형, 즉 학업동기가 학업만족도에 미치는 효과는 간접효과만으로 제한하는 모형을 제안하였다.

CFA 및 구조모형 분석 시 모수 추정방법은 최대우도법(Maximum Likelihood: ML)을 적용하였고, 모형의 평가기준은 χ^2 을 기본적으로 고려하였으나 χ^2 가 표본크기에 민감하다는 특성을 감안하여 다른 적합도 지수도 함께 활용하였다. 구체적으로 활용된 지수는 절대적합도 지수인 RMSEA(.08이하)와 상대적합도 지수인 TLI(최소 .90이상), CFI(최소 .90이상) 및 기타 지수 SRMR(.10이하)이다(Browne & Cudeck, 1993; Kline, 1998). 또한 모형 수정을 위하여 수정 지수(Modification Index: MI)와 선행 분석 결과 등을 종합적으로 검토하였다. 또한 모형 선택을 위하여 모형 간 χ^2 차이에 대한 통계적 검증을 실시하였고, 간접효과에 대한 통계적 검증을 위하여 Sobel(Sobel, 1982)의 검사를 사용하였다.

결 과

예비검사를 통한 요인구조 탐색

예비검사 자료에 대한 문항의 평균(표준편차) 및 변별도의 검토와 함께 요인 구조 탐색

을 위한 탐색적 요인분석이 이루어졌다. 17개 문항에 대한 평균 및 표준편차를 검토한 결과, 평균은 2.53~3.75, 표준편차는 .79~1.00으로 나타났으며, 대체적으로 다른 문항과 비교해 볼 때 DE1의 문항 평균(3.75)이 높고, AB6의 표준편차(1.00)가 다소 큰 것으로 보였다. 한편 문항-총점간 상관의 검토 결과, .48~.68의 상관을 보여 대체로 문항의 변별력이 높은 것으로 나타났다. 또한 탐색적 요인분석에서는(표 3. 참고), 선행연구의 요인구조, 고유치 1이상, 스크리 결과 등을 종합적으로 고려하였으며, 그 결과 적절한 요인 수는 3개였으며, 총 분산의 설명량은 50.88%로 나타났다. 요인부하량 크기를 검토한 결과, 요인부하량이 .30보다 낮거나(AB6), 다른 요인으로 높은 부하량을 보인 문항(DE2, AB4), 교차 부하량을 보인 문항(DE1)이 발견되었다. 따라서 4개 문항(DE1, DE2, AB4, AB6)에 대해서는 문항에 대한 내용 분석, 선행연구 결과의 일관성 및 통계적 분석 결과 등을 종합하여서 최종 척도에서 제거하였다. 고등학생용 UWES-S 척도(추헌택, 손원숙, 2011)에서도 공통적으로 제거된 DE2/AB4 문항 외에 본 연구에서는 DE1/AB6 문항이 추가적으로 제거되었다. 구체적 이유로는 두 문항 모두 평균, 표준편차가 편향되는 특성을 지니고 있었으며, 특히 문항의 내용이 담고 있는 문화 맥락적 요소들이 크게 작용하였다. 예를 들어, AB6 문항(*나는 공부에 집중할 때, 행복하다고 느낀다. I feel happy when I am studying intensely.*)의 경우, 우리나라 학업상황에서 '행복'의 느낌은 적절하지 않은 개념으로 판단되며, 문항의 요인부하량 또한 본 척도의 하위구인인 열정, 헌신, 몰두 어느 영역에도 속하지 않는 결과를 보였다. 이러한 절차에 따라 최종적으로 본 검사에는 13개 문항만이

표 3. 탐색적 요인분석 결과 및 문항 기술통계치 (N=285)

요인명	문항 번호	하위 요인				기술통계치		
		요인1	요인2	요인3	공통분	M(SD)	변별도	
열정	VI1	.54	.04	.05	.31	2.58(.92)	.49	
	VI2	.71	-.03	.09	.57	2.80(.82)	.68	
	VI3	.81	.01	-.09	.58	2.73(.86)	.65	
	VI4	.60	.27	-.24	.45	3.01(.93)	.55	
	VI5	.81	.66	-.15	.59	2.97(.88)	.65	
	VI6	.77	-.16	.11	.58	2.85(.83)	.64	
헌신	DE1	.40	-.02	.41	.51	3.75(.79)	.64	
	DE2	.52	-.00	.25	.50	2.98(.84)	.65	
	DE3	.29	.06	.44	.49	3.20(.83)	.63	
	DE4	-.09	.01	.83	.61	3.44(.93)	.52	
	DE5	-.07	.05	.82	.64	3.24(.99)	.56	
몰두	AB1	-.02	.66	.04	.45	2.64(.95)	.50	
	AB2	-.05	.74	.04	.53	3.08(.94)	.53	
	AB3	-.05	.85	.02	.69	2.89(.85)	.59	
	AB4	.49	.00	.05	.27	2.53(.98)	.48	
	AB5	.13	.68	.04	.62	3.10(.81)	.65	
	AB6	.25	.15	.22	.28	3.06(1.00)	.50	
고유치		5.92	4.46	4.31		회전 이전 고유치		
설명분산		38.79	6.68	5.42		열정	헌신	몰두
누적분산		38.79	45.47	50.88		6.594	.921	1.135

포함되었다.

본 검사를 통한 요인구조 확인

예비검사를 통해 최종적으로 확정된 13문항에 대한 본 검사를 실시하였으며, 고전검사이론에 기반한 문항의 기술통계치, 변별도, 척도의 신뢰도 및 하위척도 간 상관계수를 산출하

였다. 우선, 기술통계치를 살펴보면 평균은 2.56~3.63, 표준편차는 .80~.98 사이의 범위를 보여 비교적 극단적인 값을 갖는 문항은 발견되지 않았다. 또한 문항-총점간 상관에 의한 변별도는 $r = .48 \sim .73$ 으로 높았고, GRM 모형에 의한 문항분석 결과에 따른 변별도(a) 역시 0.65~1.18으로 비교적 양호한 수준이었다. 한편 척도별로 응답 범주의 위치모수 범위는 대

체로 -3.0~+3.0 범위 수준에 포함되고, 각 위치모수의 간격 역시 비교적 균등하게 분포되어 전체적으로 적절한 양호도 수준을 보였다. 다만 VI1, AB1는 주로 응답반응범주 곡선이 오른쪽으로 위치하여 학업참여 수준이 높은 응답자에게 적절하고, DE4는 반대로 이 수준이 낮은 응답자들에게 적절한 것으로 나타났다. 본 척도의 전체 신뢰도는 .87이고, 하위 척도별로는 .82(VI), .77(DE), .80(AB)으로 높은 내적 합치도를 보였다. 척도의 상관을 살펴본 결과, 하위요인 간 상관 $r = .36 \sim .59$ 로 나타나 하위척도 간 변별의 증거를 보였으며, 하위척도와 전체 척도와의 상관 $r = .70 \sim .91$ 의 높은 상관을 보임으로써 수렴의 증거를 보였다(표 4. 참고).

또한 학업참여의 3요인 모형을 적용한 결

과, $\chi^2 = 261.38$, $df = 62$, $TLI = .864$, $CFI = .892$, $RMSEA = .094$, $SRMR = .066$ 의 적합도를 보였다. 선행연구의 모형수정 방법, 본 연구의 MI 지수 및 문항 내용상 중복성 등을 검토하여, 측정변수 간 오차상관($e1-e2$, $e4-e5$, $e8-e9$)을 허용하는 최종 모형을 확정하였다. VI1-VI5의 오차상관은 고등학생 표본의 연구(추헌택, 손원숙, 2011)에서도 동일하게 적용된 모형 수정 부분이었고, 추가적으로 DE4-DE5, VI1-VI2 간 오차상관은 대학생 표본에서 높은 MI 지수가 나타났다는 특징이 있다. 이들 문항들은 다른 문항에 비해서 '열정' 및 '헌신'이라는 구인을 설명하는 데 있어서, 대학생 응답자에게는 중복적인 의미(Kline, 1998)로 해석될 가능성이 있다는 면에서 오차상관을 허용하였다. 참고로 스페인, 포르투갈, 및 네덜란

표 4. 등급반응모형(GRM)에 의한 문항 모수치 ($N=366$)

하위 척도	문항	M(SD)	문항-총점 r	a	위치모수			
					$b1$	$b2$	$b3$	$b4$
열정 (VI)	VI1	2.56(.93)	.48	0.74	-0.20	1.35	2.96	4.63
	VI2	2.96(.80)	.64	1.05	-2.50	-0.96	0.66	2.32
	VI3	2.80(.92)	.62	1.01	-2.07	-0.52	1.10	2.76
	VI4	3.03(.96)	.48	0.84	-2.89	-1.34	0.28	1.94
	VI5	3.12(.94)	.61	1.06	-3.34	-1.80	-0.18	1.48
	VI6	3.01(.88)	.67	1.18	-2.40	-0.85	0.77	2.43
헌신 (DE)	DE3	3.36(.87)	.53	1.09	-1.59	0.13	1.89	3.74
	DE4	3.63(.88)	.64	0.65	-4.79	-3.07	-1.32	0.54
	DE5	3.42(.98)	.62	0.71	-3.26	-1.54	0.21	2.06
몰두 (AB)	AB1	2.63(.92)	.52	0.68	-0.66	1.14	2.85	4.37
	AB2	3.07(.95)	.61	0.85	-2.93	-1.14	0.57	2.10
	AB3	2.98(.85)	.73	1.09	-2.83	-1.03	0.68	2.20
	AB5	3.16(.82)	.60	1.13	-2.79	-0.99	0.72	2.25

표 5. 학업참여 3요인 모형의 적합도

모형	χ^2	df	TLI	CFI	RMSEA (90% CI)	SRMR
연구모형 (13문항)	261.38***	62	.864	.892	.094 (.082~.106)	.066
수정모형 (13문항)	160.33***	59	.927	.945	.069 (.056~.081)	.054

* *** $p < .001$

드 대학생 표본을 대상으로 한 선행연구 (Schaufeli et al., 2002a)에서도 국가 별로 오차상관은 2~6개까지 다양한 양상으로 나타났다. 수정 후 모형의 적합도 지수는 $\chi^2 = 160.33$, $df = 59$, $TLI = .927$, $CFI = .945$, $RMSEA = .069$, $SRMR = .054$ 로 더 나은 적합도를 보였다(표 5. 참고). 보충적으로 연구모형과 수정모

형 간의 $\Delta\chi^2$ 값의 유의성을 평가한 결과, 101.05($\Delta df = 3$)로 .05수준에서 통계적으로 유의하였다. 구체적으로 최종 모형의 요인 간 상관을 살펴보면, 열정과 헌신 간의 상관이 .72, 열정과 몰두 .67, 헌신과 몰두 .49 수준으로 나타났고, 각 요인을 설명하는 측정변수의 요인 부하량 역시 .51~.91 수준으로 비교적

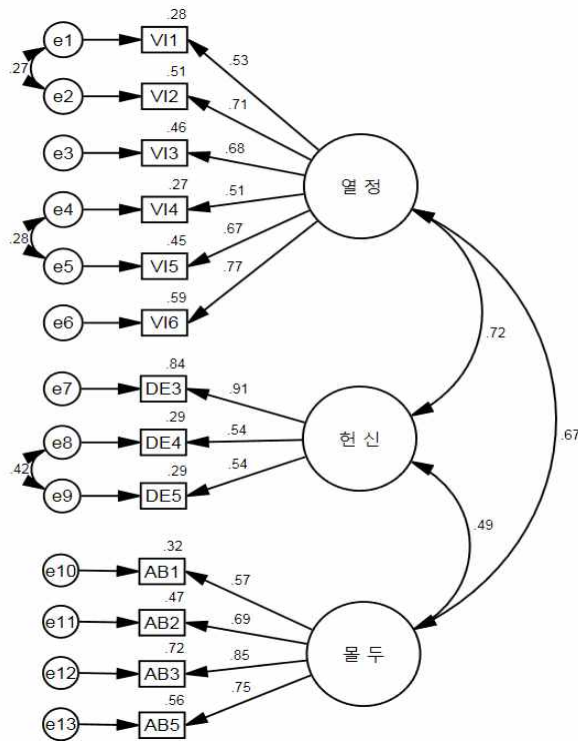


그림 1. 대학생 학업참여 척도의 3요인 확인적 분석모형

높은 편이었다. 따라서 열정과 헌신 요인에서 일부 문항에 측정오차를 허용하는 수정모형을 최종모형으로 선정하였다(그림 1. 참고).

학업동기, 참여 및 만족 간의 구조적 관계

학업참여 척도의 외적타당도를 확보하기 위해 법칙론적 망조직(nomological network) 검증을 실시하였다. 구조모형 검증에 앞서 변인들 간의 상관을 살펴본 결과, 학업참여와 내재동기와 상관은 $r = .51(p < .01)$, 외재동기와 상관은 $r = .39(p < .01)$ 로 나타났으며, 학업만족과 내재동기와 상관은 $r = .24(p < .01)$, 외재동기와 상관은 $r = .32(p < .01)$ 로 나타났다. 또한 학업참여와 학업만족의 상관은 $r = .50(p < .01)$ 로 나타났다. 또한 각 하위 변인들의 상관은 $r = .19 \sim .62$ 의 범위를 보였다

(표 6. 참고). 학업참여가 학업동기(내재/외재)와 학업만족의 관계에서 매개변인의 역할을 하는지에 대한 구조모형을 검증하였다(그림 2. 참고).

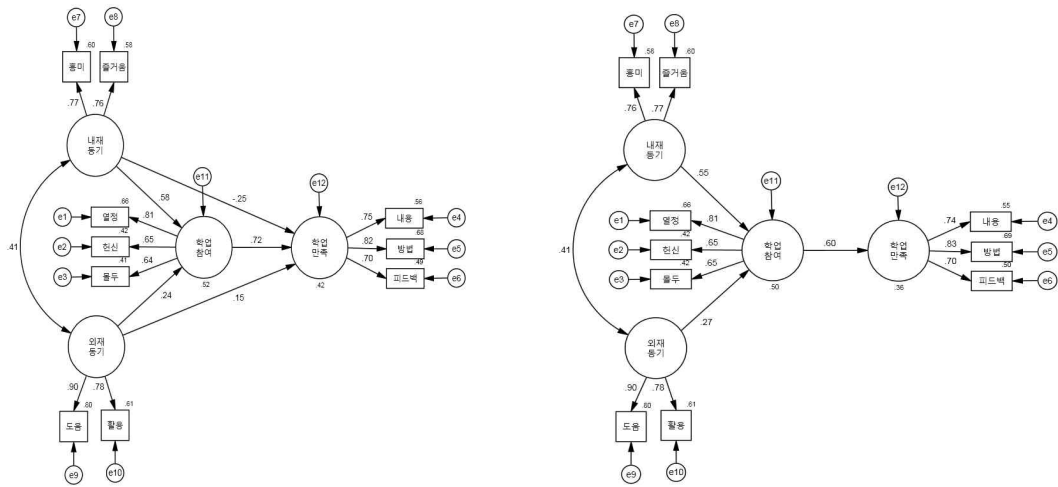
본 연구에서는 연구모형(부분매개) 및 대안모형(완전매개) 모형을 설정하고 적합도 지수를 검토하였다(표 7. 참고).

그 결과, 부분매개 모형이 완전매개 모형보다 더 높은 적합도 지수를 보였으며, 위계적 모형의 관계로 설정된 두 모형에 대한 χ^2 차이 검증을 실시한 결과, $\Delta\chi^2$ 값은 10.22($\Delta df = 2$)로 .05수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나 적합도 지수가 나은 부분매개 모형을 최종모형으로 선택하였다. 최종 선택된 학업참여의 부분매개 모형을 살펴보면, 내재동기와 외재동기는 모두 학업참여와 학업만족에 통계적으로 유의한 직접적 효과를 가지고 있었고,

표 6. 학업참여 관련 변인들 간의 상관

관련 변인	하위척도	학업동기		학업만족			학업참여				
		내재	외재	내용	방법	피드백	전체	열정	헌신	몰두	전체
학업 동기	내재										
	외재	.31**									
학업 만족	내용	.24**	.32**								
	방법	.18**	.27**	.62**							
	피드백	.19**	.23**	.48**	.61**						
	전체	.24**	.32**	.82**	.87**	.84**					
학업 참여	열정	.48**	.30**	.42**	.35**	.36**	.45**				
	헌신	.42**	.43**	.42**	.33**	.29**	.41**	.50**			
	몰두	.34**	.26**	.28**	.28**	.33**	.35**	.59**	.36**		
	전체	.51**	.39**	.46**	.39**	.40**	.50**	.91**	.70**	.80**	
M		16.55	19.55	9.69	9.16	8.62	27.47	17.49	10.42	11.83	39.73
SD		3.31	3.8	1.98	1.92	2.22	5.16	3.93	2.25	2.81	7.38

* ** $p < .01$



[연구모형: 부분매개 모형]

[대안모형: 완전매개 모형]

그림 2. 학업동기와 학업만족의 관계에서 학업참여의 매개효과

표 7. 관련변인 구조모형의 적합도 지수

모형	χ^2	df	TLI	CFI	RMSEA (90% CI)	SRMR
연구모형(부분매개)	92.43***	29	.927	.953	.077 (.060~.095)	.047
대안모형(완전매개)	102.65***	31	.923	.947	.080 (.063~.097)	.054

* *** $p < .001$

표 8. 부분매개모형의 효과 분해표

경로	효과		
	직접효과	간접효과	전체효과
내재동기 → 학업참여	.58	-	.58
외재동기 → 학업참여	.24	-	.24
내재동기 → 학업만족	-.25	.42**	.17
외재동기 → 학업만족	.15	.18**	.32
학업참여 → 학업만족	.72	-	.72

* ** $p < .01$

또한 학업참여를 매개로 한 학업만족에 미치는 간접효과는 Sobel의 검사결과, 통계적으로 유의한 것으로 나타났다(내재동기: $Z = 4.44, p < .001$, 외재동기: $Z = 3.13, p < .001$). 각

학업동기의 영향력을 통제한 상태에서 내재동기가 학업참여에 미치는 효과($\beta = .58$)는 외재동기($\beta = .24$)보다 더 큰 것으로 나타났다. 또한 이 두 동기 유형이 학업만족에 미치는 직접적인 효과는 각각 $\beta = -.25$ (내재동기), $\beta = .15$ (외재동기)으로 특히 내재동기의 직접효과는 부적인 것으로, 학업참여를 통한 간접효과와는 반대의 효과를 보였다. 한편 학업참여가 학업만족에 미치는 직접적인 효과는 $\beta = .72$ 로써 정적으로 비교적 큰 효과를 나타냈다(표 8. 참고).

논 의

본 연구에서는 대학생을 표본으로 한 학업참여 척도(UWES-S)의 타당화 연구를 실시하기 위해 문항 및 척도수준의 양호도를 분석하고 요인구조를 확인한 후, 학업참여와 관련 변인간의 관계에 대한 구조적 모형을 검증하였다. 이에 따른 연구결과 및 논의사항은 다음과 같다.

첫째, 국내 대학생을 표본으로 한 학업참여 척도의 요인구조는 국내 고등학생을 대상으로 한 연구(추헌택, 손원숙, 2011) 및 대학생 대상의 국외 선행연구(Schaufeli et al., 2002a; 2002b)와 비교해볼 때, 동일한 3요인의 다차원적 구조(열정, 헌신, 몰두)를 갖고 있는 것으로 확인되었다. 신뢰도 또한 .77~.82로 비교적 양호하였지만, 하위척도의 문항구성 및 모형 수정결과 측면에서는 선행연구와 차이점을 보였다. 본 연구에서는 원 척도의 17개 문항 중, 4개의 문항(DE1, DE2, AB4, AB6)이 제거되고, 최종적으로 13개의 문항이 제안되었다. 이러한 결과는 대학생을 표본으로 한 선행연구

(Schaufeli, 2002a)의 결과(14문항 제안)와 다소 상이하였다. 특히, DE1 문항(*나에게 공부는 힘들지만, 도전할 만한 것이다. To me, my studies are challenging.*)은 상대적으로 높은 평균과 작은 표준편차를 보여줌으로써 대부분의 대학생들이 긍정적으로 응답한 문항이라고 해석된다. 요인분석결과에서도 해당 요인인 헌신과 열정에 교차부하량을 보이고 있어, '도전'의 개념을 헌신의 개념과 더불어 열정의 개념으로 인식한 것으로 해석될 수 있다. AB6 문항(*나 공부에 집중할 때, 행복하다고 느낀다. I feel happy when I am studying intensely.*) 또한 표준편차가 가장 큰 문항이었으며, 요인부하량이 낮아 어떠한 하위척도에도 해당하지 않는 문항으로 나타났다. 즉, 우리나라의 현실에 비추어볼 때, 학업장면에서 '행복'의 개념은 열정, 헌신, 몰두 어디에도 적합하지 않은 것으로 인식될 가능성을 지니고 있다. 그 외에 제거된 DE2, AB4 문항은 선행연구(추헌택, 손원숙, 2011; Schaufeli, 2002a)에서도 적합하지 않은 문항으로 나타났다. 또한 학업참여의 확인적 분석모형을 위한 모형 수정과정에서 허용된 문항간 오차상관으로부터 동일한 대학생이더라도 국가 및 언어집단별로, 동일한 언어 사용자라도 학교 급에 따라 그 차이를 보인다는 점이 파악되었다. 이는 해당 문항에 대한 응답자의 인식이 차별적일 수 있기 때문에, 보다 타당한 척도의 사용을 위해서는 언어 및 학교 급별로 해당 구인의 타당화가 필요한 절차를 시사한다. 선행연구(Schaufeli et al., 2002a; 2002b)에서도 해당 국가의 표본 특성에 따라 요인구조 및 문항 특징이 다르게 나타남을 밝히고 있으며, 이러한 차이에 대한 원인으로 척도번안이 지닐 수 있는 문제, 문화맥락적인 해석 등을 언급하고 있다.

둘째, 학업참여의 외적 타당도를 검증하기 위한 관련변인과의 구조적 관계를 검토한 결과, 학업동기가 학업만족에 영향을 주는 관계에서 학업참여는 부분매개의 역할을 하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 동기가 학업참여의 예측변인이라는 연구결과(김은주, 도승이, 2009; Reeve et al., 2004; Vallerand et al., 1997; Walker, Breene, & Mansell, 2006)와 참여가 만족의 예측변인이라는 연구결과(Wefald & Downey, 2009), 그리고 학교생활참여가 학업동기와 학업수행을 매개한다는 연구결과(신현숙, 2008)와 일치한다. 보다 구체적으로는 학업동기의 두 가지 유형은 학업참여와 만족 간의 관계에서 다소 차별적인 영향을 갖고 있는 것으로 파악되었다. 각 동기의 효과를 통제된 상태에서 내재동기는 외재동기보다 학업참여 및 만족에 미치는 직접적인 효과 크기가 더 큰 것으로 나타나, 외재동기보다는 내재동기가 높을 때, 학업참여가 더 많이 일어나고 이것이 학업만족으로 이어짐을 알 수 있었다. 특히, 학업만족에 미치는 내재동기의 직·간접효과는 서로 상반된 방향을 나타내었는데, 높은 내재동기는 학업참여를 정적으로 강화하여, 긍정적인 학업만족으로 이어지는 것으로 나타났지만, 학업참여의 효과를 통제하였을 때에는 오히려 내재동기는 학업만족에 부적인 효과를 보였다. 이는 학업참여가 동반되지 않은 채, 단순히 공부에 대한 즐거움이나 흥미만으로는 오히려 학업만족을 저하시키는 효과를 가진다는 점을 시사하고 있다. 반면 내재동기가 적극적인 학업참여를 유발하였을 경우에는 학업만족에 긍정적인 효과를 갖는다고 할 수 있다. 이러한 현상에 대한 해석 가능한 원인은 각 동기유형의 특성에 의해 설명될 수 있는데 내재동기는 공부의 즐거움 즉, 내용에

초점을 둔 반면 외재동기는 공부로부터의 결과에 초점을 두기 때문이다(박현정, 2008).

따라서 학업수행 결과 이후에 오는 학업만족은 외재동기와 정적인 상관을 가질 수 있는 반면, 내재동기와는 반드시 정적이지 않을 수 있음을 추정해 볼 수 있을 것이다. 또 다른 연구에서는 내재동기가 학생들의 인지적 참여가 이루지는 학업적인 '선택'에 중요한 요소이며, 직접적으로 학업적 요소에 영향을 미치지 않는다는 연구결과(Pintrich & DeGroot, 1990)를 보고한 바, 학업성취 이후에 정서적으로 경험하는 학업만족은 내재동기와 그 관련성이 약하거나 다양한 형태로 나타날 수 있음을 시사한다. 즉, 학업만족이 공부하는 자체에 대한 만족감인 경우와 성적의 결과로서 만족하는 경우에 내재동기와 관련성이 달라질 수 있음을 유추할 수 있다. 또한 본 연구에서 사용되어진 학업만족 척도의 문항들은 수업결과에 대한 전체적인 피드백에 대한 문항들로 학문을 탐구하는 자체의 학업만족이라기 보다는 모든 과정이 끝난 이후의 평가적인 차원에서 만족을 묻고 있어 내재동기와의 관련성이 기대와 달리 부적인 상관을 보일 가능성이 있다. 그럼에도 불구하고, 학업참여는 내·외재동기와 학업만족을 부분매개 하는 것으로 나타났다으며, 이는 내재동기가 높아지면 학생들의 적극적인 참여로 연결 된다는 연구결과(Reeve et al., 2004) 및 동기와 참여의 정적인 상관을 보고한 연구결과(Vallerand et al., 1997)와 일치한다. 따라서 본 연구의 결과로부터 외재적으로 동기화 된 학습자는 학업만족이 높은 경향을 보이지만 학업에 참여할 경우 이러한 만족도는 더 높아지는 것으로 나타났다. 또한 내재적으로 동기화 된 학습자의 경우, 내재동기가 높을수록 학업만족에 대한 만족도

는 떨어지는 것으로 나타났지만 학업에 참여함으로써 학업 만족도가 높아지는 것을 알 수 있다. 즉, 학업참여가 동기화 된 학습들에게 학업수행이나 학업만족을 높이는 주요한 변인임을 보여주는 결과이다.

끝으로, 추후연구를 위한 제언은 다음과 같다. 우선 타당화 표본의 확대 및 방법론적인 제언을 추가하면 다음과 같다. 본 연구에서 사용한 학업참여(UWES-S) 척도는 본 연구 결과를 포함하여 현재까지 고등학생(추헌택, 손원숙, 2011) 및 대학생 표본을 대상으로 그 타당화 절차가 수행되었다. 따라서 추후 연구에서는 학업참여 구인의 유용성을 보다 다각적으로 살펴보기 위하여 초·중학생 및 여러 직업군 등과 같은 다양한 표본에서의 교차 타당도를 점검하여야 할 것이다. 둘째, 본 연구에서는 학업참여의 외적 타당도를 검증하기 위하여 학업참여를 1요인 모형으로 단순화시켜서 그 관련성을 점검하였다는 제한점이 있다. 추후 연구에서는 보다 다양한 관련변인을 추가하여, 학업참여의 다차원적 요인구조에 대한 법칙론적 망조직 검증이 필요할 것이다. 셋째, 본 연구에서는 학습자들의 동기 유형을 내·외재동기 분류에 기초하고 있다. 그러나 자기결정성 이론(Ryan & Deci, 2000)에 따르면 학습자들의 동기유형, 특히 외재동기의 유형은 보다 세분화 될 수 있으며, 이러한 동기 유형에 따라 학업참여의 정도가 어떻게 달라지는지 살펴봄으로써 동기화 전략과 참여프로그램의 개발에 보다 세분화되고 구체적인 정보를 얻을 수 있을 것으로 판단된다. 마지막으로 학업참여는 개인 내적인 변인과 환경적인 변인에 의해 영향을 받는다. 따라서 학업참여에 영향을 미치는 개인 내적인 변인 즉, 자기효능감, 목표지향성, 자존감 등과 환경적

인 변인 즉, 가족의 지지, 또래 및 교사와의 관계, 학습풍토 등 관련 변인에 대한 연구가 이루어져야 할 것이다. 이러한 관련 준거변인들의 추가적인 탐색을 통해 학업참여의 원인과 결과변인에 대한 경험적 근거를 확보할 수 있을 것이며, 이러한 노력은 교육장면에서 중요한 시사점을 제공할 것으로 기대한다.

참고문헌

- 권병선, 강익원 (2010). 대학생들의 교양체육수업 참여 동기가 수업만족도와 대인 관계 성향에 미치는 영향. *한국체육과학회지*, 19, 91-103.
- 김남희, 김종백 (2011). 기본심리욕구와 수업참여를 매개로 한 학생-교사 애착관계와 학업성취도의 관계: 교사지지와 학생 교사 애착 관계의 의미와 역할의 차이를 중심으로. *교육심리연구*, 25, 763-789.
- 김은주, 도승이 (2009). 협동학습에서 학습자의 유능감 및 관계성 욕구와 내재동기 및 수업 참여의 관계분석. *교육심리연구*, 23, 181-196.
- 박인우 (2011). 학습자의 기본적 심리 욕구와 교사의 자율성지지 및 교수전략이 학습자의 수업 참여에 미치는 영향 분석. *교육방법연구*, 23, 235-250.
- 박한숙, 조태순 (2009). 수업참여기술향상 프로그램이 학습습관 및 자기주도적 학습능력에 미치는 효과. *초등교육연구*, 22, 421-438.
- 박현정 (2008). 학습동기, 자아개념, 학업성취간 관계의 집단간 동등성 분석: PISA 2006을 중심으로. *교육평가연구*, 21, 43-67.

- 신현숙 (2008). 중학생의 학업동기, 학교생활참여, 학업수행 및 학급품행의 관계. *교육연구*, 31, 25-46.
- 이은주 (2009). 중학생이 지각하는 담임교사의 지도성 유형 및 자기 효능감과 학업몰입과의 관계. *고려대학교 교육대학원 석사학위논문*.
- 정은이 (2012). 대학생 수업 참여에 영향을 미치는 변인 탐색. *교육방법연구*, 24, 355-378.
- 정혜승 (2005). 기업내 성인학습자의 자기주도성, 과제가치, 학습형태 (집합교육, e-Learning, Blended Learning)가 학습만족도와 학업성취도에 미치는 영향. *이화여자대학교 교육대학원 석사학위논문*.
- 조한익, 이현아 (2010). 완벽주의와 학업소진 및 학업열의와의 관계에 있어서 성취목표의 매개효과. *청소년학연구*, 17, 131-154.
- 추헌택, 손원숙 (2011). 한국판 학업참여 척도 (UWES-S)의 타당화. *교육평가연구*, 24, 897-920.
- 한민희 (2010). 여대생의 평가염려 완벽주의와 학업몰입의 관계에서 타인 및 자기인정 추구의 매개효과 검증. *이화여자대학교 대학원 심리학과 석사학위논문*.
- Appleton, J. J., Christenson, S. L., & Furlong, M. J. (2008). Student engagement with school: critical conceptual and methodological issues of the construct. *Psychology in the Schools*, 45, 369-386.
- Appleton, J. J., Christenson, S. L., Kim, D., & Reschly, A. L. (2006). Measuring cognitive and psychological engagement: Validation of the student engagement instrument. *Journal of School Psychology*, 22, 427-445.
- Aduas, R., & Willms, J. D. (2001). *Engagement and dropping out of school: a life course perspective*. Human Resources and Social Development Canada. Retrieved November 2002, from <http://www.hrsdc.gc.ca/en/cs/sp/hrsd/pre/publications/research/2001-00175/SP-483-01-02E.pdf>.
- 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 Publications, Inc.
- Chapman, E. (2003). Alternative approaches to assessing student engagement rates[Online]. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 8(13). Retrieved April 19, 2006, from <http://PAREonline.net/getvn.asp?v=8&n=13>.
- Connell, J. P. (1990). Context, self, and action: A motivational analysis of self-system processes across the life-span. In D. Cicchetti & M. Beeghly (Eds.), *The self in transition: From fancy to childhood* (pp.61-97). Chicago: University of Chicago Press.
- Connell, J. P., & Wellborn, J. G. (1991). Competence, autonomy, and relatedness: a motivational analysis of self-system processes. In M. R. Gunnar & L. A. Sroufe (Eds.), *Self processes and development*, 23, 43-77. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Cronbach, L. J. & Meehl, P. E. (1955). Construct validity in psychological tests. *Psychological Bulletin*, 52, 281-302.
- Fredricks, J. A., Blumenfeld, P. C., & Paris, A. H. (2004). School engagement: Potential of the concept, state of the evidence. *Review of Educational Research*, 74, 59-109.

- Furrer, C., & Skinner, E. (2003). Sense of relatedness as a factor in children's academic engagement and performance. *Journal of Educational Psychology, 95*, 148-162.
- Harter, J. K., Schmidt, F. L., & Hayes, T. L. (2002). Business-Unit-Level relationship between employee satisfaction, employee engagement, and business outcomes: a meta-analysis. *Journal of Applied Psychology, 87*, 268-279.
- Jimerson, S. R., Compos, E., & Greif, J. L. (2003). Toward an understanding of definitions and measures of school engagement and related terms. *California School Psychologist, 8*, 7-27.
- Klem, A. M., & Connell, J. P. (2004). Relationships matter: linking teacher support to student engagement and achievement. *Journal of School Health, 74*, 262-273.
- Kline, R. B. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford Press.
- Libby, H. P. (2004). Measuring students' relationship to school: attachment, bonding, connectedness, and engagement. *Journal of School Health, 74*, 274-283.
- Marks, H. (2000). Student engagement in instructional activity: patterns in the elementary, middle and high school years. *American Educational Research Journal, 37*, 153-188.
- Maehr, M. L., & Meyer, H. A. (1997). Understanding motivation and schooling: Where we've been, where we are, and where we need to go. *Educational Psychology Review, 9*, 371-408.
- McCarthy, M. & Kuh, G. (2006). Are students ready for college: what student engagement data say. *Phi Delta Kappan, 87*, 664-669.
- Mehlinger, H. D. (1995). *School reform in the information age*. Bloomington, IN: Indiana University Press.
- OECD (2007). *PISA 2006: Science competencies for tomorrow's world*. Volume 1: Analysis.
- Pintrich, P. R., & DeGroot E. V. (1990). Motivational and self-regulated learning components of classroom academic performance. *Journal of Educational Psychology, 82*, 33-40.
- Reeve, J., Jang, H., Carrell, D., Jeon, S., & Barch, J. (2004). Enhancing students' engagement by increasing teachers' autonomy support. *Motivation and Emotion, 28*, 147-169.
- Russell, V. J., Ainley, M., & Frydenberg, E. (2005). Schooling issues digest: Student motivation and engagement. Retrieved November 9, 2005, from http://www.dest.gov.au/sectors/school_education/publications_resources/schooling_issues_digest/schooling_issues_digest_motivation_engagement.htm.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000). Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being. *American Psychologist, 55*, 68-78.
- Samejima, F. (1969). Estimation of latent trait ability using a response pattern of graded scores. *Psychometric Monograph Supplement*, No. 17.
- Schaufeli, W. B., Martinez, I., Marques-Pinto, A., Salanova, M., & Bakker, A. B. (2002a).

- Burnout and engagement in university students: a cross national study. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 33, 464-481.
- Schaufeli, W. B., Salanova, M., Gonzalez-Roma, V., & Bakker, A. B. (2002b). The measurement of Engagement and burnout: A two sample confirmatory factor analytic approach. *Journal of Happiness Studies*, 3, 71-92.
- Shimazu, A., Schaufeli, W. B., Kosugi, S., Suzuki, A., Nashiwa, H., Kato, A., Sakamoto, M., Irimijiri, H. Amano, S., Hirohata, K., Goto, R. (2008). Work engagement in Japan: Validation of the Japanese version of the Utrecht Work Engagement Scale. *Applied Psychology: An International Review*, 57, 510-523.
- Sobel, M. E. (1982). Asymptotic confidence intervals for indirect effects in structural equation models. In S. Leinhardt (Ed.), *Social Methodology*, 13, 290-312.
- Sonnentag, S. (2003). Recovery, work engagement, and proactive behavior: A new look at the interface between non-work and work. *Journal of Applied Psychology*, 88, 518-528.
- Walker, C. O., Breene, B. A., & Mansell, R. A. (2006). Identification with academics, intrinsic/extrinsic motivation, and self-efficacy as predictors of cognitive engagement. *Learning and Individual Differences*, 16, 1-12.
- Wefald, A. J., & Downey, R. G. (2009). Construct dimensionality of engagement and its relation with satisfaction. *The Journal of Psychology*, 143(1), 91-111.
- Vallerand, R. J., Fortier, M. S., & Guay, F. (1997). Self-determination and persistence in a real-life setting: Toward a motivational model of high school dropout. *Journal of Personality and Social Psychology*, 72, 1161-1176.

원고접수일 : 2012. 09. 28.

수정원고접수일 : 2012. 12. 03.

최종게재결정일 : 2012. 12. 07.

A Validating Academic Engagement as a Multidimensional Construct for Korean College Students: Academic Motivation, Engagement, and Satisfaction

Choo Huntaek

Sohn Wonsook

Kyungpook National University, Department of Education

Academic engagement has been known as a strong predictor of students' cognitive and affective outcomes in an educational context. Despite increasing interest and theoretical usefulness of this construct, a few researchers seem to be interested in the validation of instruments to measure academic engagement for Korean students. Thus, this study would like to introduce one of academic scales widely used, UWES-S(Utrecht Work Engagement Scale-Student) (Schaufeli et al., 2002a; 2002b) and to validate the UWES-S for Korean college students. To validate the Korean version of the UWES-S, 651 college students (285 for Field Trial, 366 for Main Study) were used. The procedure is as follows. First, we used an integrated adaptation procedure to produce a Korean version of the UWES-S. Second, EFA(exploratory factor analyses) was applied to explore the factor structure of the UWES-S on the field trial data. Third, the psychometric properties of the UWES-S items were examined by graded response model(GRM). Also CFA(confirmatory factor analysis) was used to examine its internal construct validity for the data from the main study. Finally, the external validity of the UWES-S was scrutinized with the related variables such as academic motivation and satisfaction. As a result, the Korean version of the UWES-S with 13 items was accepted that the four items were excluded from its original version. Second, the internal validity was supported that the 3 factor CFA model(vigor, dedication, absorption) fit the data well. Third, we supported the partial mediation model that academic engagement played as a mediating variable between academic motivation(internal/external) and academic satisfaction. Finally, the differences between a validation of UWES-S for Korean college and high school students, the necessity of construct equivalence testing, and direction for future research of scale validating were discussed.

Key words : *Academic Engagement, UWES-S, Academic Motivation, Academic Satisfaction, Construct Validity, College Students, Graded Response Model*