

학교에서 학생들은 교과수업과 학교행사 및 활동에 참여하고 교사 및 또래들과 원만한 관계를 형성·유지함으로써 학교생활에 참여한다(신현숙, 염시창, 2015; 이승연, 한미리, 2014; Appleton, Christenson, & Furlong, 2008; Fredricks, Blumenfeld, & Paris, 2004; Jimerson, Campos, & Greif, 2003; Wang, Willett, & Eccles, 2011). 학교심리학 및 교육심리학 분야의 연구자들은 이러한 상태를 학교참여 또는 학교생활참여(school engagement)로 명명한다. 일부 연구(예, 김종렬, 이은주, 2012; 신현숙, 2017; Skinner, Furrer, Marchand, & Kindermann, 2008)에서는 수업시간 중 학습활동에 참여하는 양상에 초점을 맞춰 수업참여라고도 한다. 학교심리학 분야의 국내외 학술논문(예, 신현숙, 염시창, 2013, 2015; 이승연, 한미리, 2014; Appleton, Christenson, Kim, & Reschly, 2006; Jimerson et al., 2003; Lam, Jimerson, Shin et al., 2016)에서 정의하듯이, 이 연구에서는 학생들이 교과수업과 학교생활 및 활동에 참여하고 이러한 활동과 학교구성원들을 선호하는 행동으로서의 학교생활참여를 평가하는 단축형 척도를 개발 및 타당화하고자 하였다.

학교생활참여의 구성요인

참여의 개념과 구성요인은 북미와 유럽에서 다르게 분류되어 다수의 연구가 수행되어 왔다(Upadyada & Salmela-Aro, 2013). 북미의 연구자들은 학교생활참여의 행동적, 정서적, 인지적, 학업적, 사회적, 심리적 요인 등을 구분한다(예, Appleton et al., 2008; Fredricks et al., 2004; Wang et al., 2011; Yazzie-Mintz & McCormick, 2012). 이와 달리, 유럽의 연구자들은 소진(burnout)의 반대 개념으로 참여를 연

구하기 시작했고 헌신(dedication), 활기(vigor), 몰두(absorption)라는 3요인을 포함하는 개념으로 보았다(예, Salmela-Aro & Upadyada, 2012; Schaufeli, Martinez, Pinto, Salanova, & Baller, 2002a; Upadyada & Salmela-Aro, 2013).

북미의 관점을 채택하는 국내 연구자들은 engagement를 참여로 번역하고, 행동적 참여, 정서적 참여, 인지적 참여를 학교생활참여의 주요 구성요인으로 간주한다(예, 신현숙, 염시창, 2015; 이승연, 한미리, 2014). 또한 수업의 진행에 대한 학생들의 건설적 기여를 뜻하는 주도적 참여(agentive engagement: Reeve, 2013; Reeve & Tseng, 2011)가 추가되기도 한다. 국내 연구(신현숙, 2015)에서 초·중·고등학생의 수업참여를 비교한 결과, 여자 초등학생에 비해 여자 중·고등학생의 주도적 참여 수준이 낮았고, 성별과 학교급을 불문하고 모든 집단에서 행동적, 정서적, 인지적 참여에 비해 주도적 참여가 가장 저조하였다. 이는 교사가 주도하는 수업시간에 학생이 경청하는 수업자세를 반영한 결과일 수도 있다. 따라서 우리나라 학생들의 학교생활참여 양상을 충실하게 평가하는 도구의 개발이 필요하다.

참여의 주요 구성요인 중에서 행동적 참여는 교과수업이나 학습과제 또는 학교에서 하는 활동에 참여하는 것을 의미하고, 정서적 참여는 학교공부나 활동에 대한 흥미와 학교구성원들에 대한 긍정적 태도를 말하며, 인지적 참여는 학교공부나 과제해결에 대한 정신적 노력을 관리하고 인지전략을 효율적으로 활용하는 것을 뜻한다(신현숙, 염시창, 2015; Fredricks et al., 2004; Jimerson et al., 2003; Wang et al., 2011). 정서적 참여의 수준은 높지만 인지적 참여의 수준이 낮은 학생들이 있는가 하면, 인지적 참여의 수준은 높지만 행

동적 참여의 수준은 낮은 학생들이 있다. 그러므로 다차원 구인으로서 참여의 구성요인들을 구분할 필요가 있다(Fredricks, 2011).

그런데 학교생활참여의 수준은 초등학교에 비해 중학교에서 유의하게 감소하고, 참여 요인별로 성차가 있는 것으로 확인되었다. 우리나라 중학생 대상 연구에서 여학생의 학교생활참여의 하락 폭이 남학생보다 크고, 특히 정서적 참여의 하락 폭이 가장 컸다(신현숙, 염시창, 2013). 그러므로 학교생활참여척도의 개발과 결과 해석 시, 그 구성요인을 구분하고 요인별 성차를 고려해야 할 것이다.

한편, 유럽의 관점을 채택하는 국내 연구자들은 engagement에 대해 참여와 몰입을 혼용하고 있다. 예를 들면, 추헌택과 손원숙(2012)은 대학생용 Utrecht Work Engagement Scale-Student를 번안·타당화하면서 참여라는 용어를 사용하였고, 이자영과 이상민(2012)은 engagement를 열의로 번역하였는데, 두 연구에서 모두 헌신, 활기, 몰두라는 3요인을 구분하고 있다. 여기에서 헌신은 일이나 학업의 의미와 중요성을 수용하고 강렬하게 관여하고 도전하는 것이고, 활기는 일이나 학업에 많은 에너지를 쏟으려는 의지 또는 힘든 상황에서도 일이나 학업에 노력을 기울이는 정신적 회복력이며, 몰두는 자신을 일이나 학업에서 분리시킬 수 없을 정도로 완전히 집중하고 전념하는 상태를 의미한다(이자영, 이상민, 2012; 추헌택, 손원숙, 2012; Schaufeli et al., 2002a). 열의가 비교적 짧은 시간에 일어나는 최고조 경험인 몰입(flow)과 다르다는 주장에도 불구하고, 열의의 한 구성요인인 몰두는 몰입과 마찬가지로 시간의 흐름을 놓치거나 주변 상황을 잊을 정도의 전념 상태에 가깝다(이자영, 이상민, 2012).

이 연구에서는 흥미진진한 과제나 창작활동

에 시간과 공간에 대한 인식을 상실할 정도로 완전히 빠져들어 최고조로 즐기는 상태를 뜻하는 몰입보다는 대다수 보통 학생들이 다양한 정도로 교과수업이나 학교활동에 참여하는 상태와 행동을 뜻하는 학교생활참여에 주목하였다(신현숙, 염시창, 2015; Appleton et al., 2008; Griffiths, Sharkey, & Furlong, 2009; Shernoff, Csikszentmihalyi, Schneider, & Shernoff, 2003; Upadyada & Salmela-Aro, 2013). 참여는 행동 이면에 있는 심리적 요인으로서의 동기, 결과로서의 학교적응, 최고조 즐거움으로서의 몰입, 특정 과제해결에 적용되는 인지전략, 특정 교과목이나 활동에 대한 흥미와 구별된다.

학교생활참여의 중요성

학생들이 학교공부와 학교생활로부터 점차 이탈되면서 학업성취를 이루지 못하고 결국에는 학교를 중퇴하는 과정에 관한 연구에서 참여의 개념이 사용되기 시작했다(Fall & Roberts, 2012; Finn, 1989). 학교심리학 연구와 실제에서는 학교생활참여 개념이 다음과 같은 이유에서 중요하게 다루어지고 있다.

첫째, 학교공부와 학교생활에 대한 적극적 참여는 비행이나 약물남용을 예방하고(Li et al., 2011), 높은 학업성취를 이루게 하며(Marks, 2000), 학교적응에 긍정적 영향을 줌으로써 정규 학교교육을 성공적으로 마치는 데 기여한다(Fredricks et al., 2004). 또한 학교생활참여 수준이 높을수록 주관적 안녕감이 높고 정신병리 증상의 정도가 낮다(이승연, 한미리, 2014). 이와 달리, 학교공부와 학교생활에 대한 무관심과 이탈은 또래관계 문제, 교사와의 갈등, 학업저성취, 비행 등 학교부적응과 관련되고(Fredricks et al., 2004), 학교 중퇴라는 중대한

결과를 초래한다(Alexander, Entwisle, & Horsey, 1997; Finn, 1989).

둘째, 학교생활참여는 환경맥락(예, 학교풍토, 교사의 수업행동, 가정환경)과 학생의 동기적 신념(예, 효능감, 기본심리욕구)이 학업적 적응(학업성취도, 고등학교 졸업)과 심리사회적 적응(우울과 소진의 부재, 적응적 대처, 주관적 안녕감)에 영향을 미치는 과정에서 매개변수로 기능한다(문은식, 2013; 신현숙, 2017; Upadyada & Salmela-Aro, 2013). 그러므로 학교의 환경맥락이 학생의 학교적응에 영향을 미치는 이유와 방식을 학교생활참여로써 설명할 수 있다.

셋째, 학교공부와 학교생활에 대한 무관심과 이탈은 초등학교나 고등학교 시기에 비해 중학교 시기에 가장 심각하고 빈번하다. 학교생활참여의 수준이 중학교 진학 이후에 유의하게 감소하고(신현숙, 염시창, 2013; Marks, 2000; Simons-Morton & Chen, 2009), 고등학교 시기에는 오히려 증가하는 것으로 보고되었다(You & Sharkey, 2009). 교육부(2016)의 학교부적응 및 학업중단 관련 통계자료를 보면, 저조한 학교생활참여가 중학교 시기에 지속적임을 알 수 있다. 2015년에는 중학생 집단에서 학교부적응이 학업중단의 가장 큰 사유였고, 학업문제 때문에 학업을 중단한 초등학생과 고등학생들이 2014년 대비 2015년에 3~6% 감소한 반면, 중학생 집단에서는 큰 변화없이 43~44%를 유지하는 것으로 나타났다(교육부, 2016).

이처럼 중학교 시기에 학교생활참여가 저조하고, 이로 인한 부적응이 심각하다는 점을 고려하면, 중학생의 학교생활참여에 관심을 기울일 필요가 있다. 학교생활참여가 저조한 위험군을 선별하여 학교심리학적 예방개입을

제공하고, 개입 과정 중에 학교생활참여 수준의 변화양상을 주기적으로 모니터링하려면, 우선 학교생활참여의 수준을 정확하고 신속하게 평가해야 한다. 학교생활참여 수준의 변화양상을 주기적으로 모니터링 함으로써 지체없이 학교심리학적 개입서비스의 효과를 높이는 방안을 찾을 수 있고, 기대와 달리 효과적이지 않은 개입서비스를 개선할 수 있기 때문이다. 또한 신뢰롭고 타당한 척도의 사용은 학교생활참여와 이탈에 영향을 주는 요인을 탐색하고 참여와 이탈이 초래하는 결과를 밝히는 연구의 수행에 매우 중요하다. 그러므로 간편하면서도 학교현장에서 효율적으로 사용할 수 있는 중학생용 학교생활참여척도 단축형(Korean School Engagement Scale for Middle School Students Short Form, K-SES-MS)의 개발이 필요하다.

기존 척도의 문제점

학교심리전문가나 교사들은 학생들의 학교생활참여 수준을 파악하기 위해 평정척도를 사용한다. 학교생활참여에 대해 어떤 관점을 채택하든지 국내 연구자들은 우리나라 학생들의 학교생활참여 양상을 대표하는 평정척도 개발을 시도해 왔다.

예를 들면, 신현숙과 염시창(2015)은 북미의 관점을 따라 중학생용 한국형 학교생활참여척도(Korean School Engagement Scale for Middle School Students, K-SES-M)를 개발하였다. 우리나라 중학교 1~3학년을 대상으로 자유응답형 질문조사를 실행하여 예비문항을 작성하였고, 문항의 내용분석과 세 차례에 걸친 전문가 포커스집단 면접을 통해 정서적 참여(학교생활만족감, 학교교육가치감), 행동적 참여(규칙

준수행동, 교과외활동), 사회적 참여(또래관계, 교사학생관계), 학업적 참여(수업집중, 자기조절학습)를 평가하는 총 48문항의 척도를 구성하였다. 이 척도의 문항내적일관성, 공인타당도, 구인타당도가 양호하였다. 외국의 학교참여척도(Wang et al., 2011)와 달리, 이 척도에는 사회적 참여 요인이 추가되었고 인지적 참여 요인이 학업적 참여 요인으로 대체되었다.

한편, 이자영과 이상민(2012)은 유럽의 관점을 따라 대학생용 학업열의척도(Utrecht Work Engagement Scale - Student, UWES-S: Schaufeli et al., 2002a; Schaufeli, Salanova, Gonzalez-Roam, & Bakker, 2002b)를 중·고등학생용 한국형 학업열의척도로 개발·타당화하였다. 개발 과정에서, 중학생들에게 학업 중에 열의를 느끼는 순간을 문장으로 쓰게 하는 예비조사를 통해 예비척도를 구성하였고, 타당화 과정을 거쳐 활기, 헌신, 몰두, 효능감을 반영하는 16문항을 최종 선정하였다. 외국의 학업열의척도(Schaufeli et al., 2002a, 2002b)와 달리, 이자영과 이상민(2012)의 척도에는 효능감 요인이 추가되었다.

이처럼 다른 문화권에서 다른 언어로 제작된 척도를 번안하여 사용하기도 하는데, 외국 척도에 포함된 이론적 구인을 다른 언어로 번안할 때 그 의미가 달라질 수 있다. 번안본은 구인 편향의 문제점을 가지므로(손원숙, 2003), 우리나라 학생들의 학교생활참여 양상을 반영하는 문항들을 개발할 필요가 있다. 이러한 필요에서 개발된 신현숙과 염시창(2015)의 중학생용 한국형 학교생활참여척도에는 사회적 참여와 학업적 참여가 주요 요인으로 포함되었고, 이자영과 이상민(2012)의 척도에는 효능감이 추가되었다. 이는 외국 척도를 그대로 번안·사용할 경우에 우리나라 학생들의 학교

생활참여를 제대로 파악하기 어렵다는 점을 시사한다.

중학생용 한국형 학교생활참여척도에 사회적 참여가 주요 요인으로 포함된 것은 관계지향적 문화가 반영된 결과로 해석된다. 일부 연구자들(예, Fall & Roberts, 2012)은 사회적 관계를 맥락변수로 간주하는 반면, 다른 연구자들(예, Appleton et al., 2006; Betts, Appleton, Reschly, Christenson, & Huebner, 2010)은 참여의 한 요인으로 분류하는 등 이견이 있지만, 학교 안에서 원만한 사회적 관계를 형성하고 유지하려는 행동은 학교생활참여의 주요 요인 또는 하위변수가 된다. 이는 타인이 제공하는 사회적 지지(맥락변수)나 사회적 관계 또는 집단 안에 수용되는 경험(결과변수)과 구별된다. 한편, 학업수월성을 지향하는 우리나라 학교 문화의 특성 상, 학습과제를 완수하는 데 필요한 여러 활동은 학업적 참여라는 주요 요인으로 분류될 만하다. 이처럼 중학생용 한국형 학교생활참여척도가 가진 장점에도 불구하고 몇 가지 심리측정학적 제한점이 남아 있다.

일반적으로, 그간의 교육 및 심리 검사 개발은 해당 구인을 측정하기 위한 다수의 문항을 제작하고, 선정된 표본의 응답자들을 대상으로 사전에 정한 반응범주(예, Likert 척도)에 응답하도록 한 다음, 요인분석과 같은 통계적 분석 방법을 사용하여 타당화하는 절차를 밟아 왔다. 그러나 이와 같은 절차는 심리측정학적으로 여러 가지 문제점을 안고 있다(Zhu, Timm, & Ainsworth, 2001). 먼저, 측정도구의 속성이 피험자 표본에 의해 결정되고, 피험자의 속성 또한 문항에 따라 달라질 수밖에 없다. 특히, 서열척도인 Likert 문항을 등간척도로 간주하여 총점을 계산하고, 검사 개발자가 정한 반응범주를 경험적으로 검토하지 않은

채 그대로 받아들이는 점도 해결되어야 할 문제이다.

Rasch 측정모형은 이러한 단점을 극복할 수 있는 방법으로 각광을 받고 있다(Embretson & Reise, 2000). Rasch 모형은 문항모수 추정값과 피험자 측정값 추정이 독립적이고, 문항과 피험자를 공통척도에 위치시켜 검사결과를 단일 참조틀 상에서 해석할 수 있는 이점을 갖고 있다. 또한 서열척도를 등간척도의 속성을 가진 로그오즈 척도인 로짓 단위로 변환시키기 때문에 모수통계의 적용이 용이하고, 모형-데이터 적합도 통계량을 제시해주며, 측정도구의 최적 범주 수를 결정하는 데도 적합한 모형이다.

초기에는 Rasch 측정모형이 성취도 검사에 대해 이분모형(dichotomous model)을 적용하는 방식으로 활용되었다. 그 후에는 다양한 학문 영역에서 평정척도모형, 부분점수모형, 다국면 모형 등 다양한 모형으로 확장되어 사용되고 있다. 특히, Andrich(1978)에 의해 개발된 평정척도모형(rating scale model, RSM)은 Likert 척도에서 산출된 서열자료를 등간자료로 변환하여 단계별 곤란도를 계산하고 평정척도 범주의 기능을 검정할 수 있다는 이점을 가지고 있어서 최근 심리검사 개발에서 널리 활용되고 있다. 평정척도모형의 수식은 다음과 같다.

$$\ln\left(\frac{P_{nik}}{P_{ni(k-1)}}\right) = \beta_n - \delta_i - \tau_k$$

여기에서 P_{nik} 는 피험자 n 이 문항 i 의 척도 k 에 응답할 확률이고, β_n 은 피험자 n 의 능력이며, δ_i 는 문항 i 의 곤란도이고, τ_k 는 척도 $k-1$ 단계와 k 단계 사이의 평정척도 경계점(threshold)이다.

그 동안 국내에서도 Rasch 측정모형을 활용하여 검사도구를 타당화한 여러 연구가 이루어졌다. 설현수, 김성은과 김동민(2005)은 Rasch 측정모형을 활용하여 Marlowe-Crowne의 사회적정향성(social desirability) 척도를 타당화하였고, 설현수(2007)는 대학 강의평가 도구를, 그리고 김성숙, 박찬옥과 설현수(2009)는 유아 리더십 유형 검사도구를 타당화하였다. 박혜숙(2013)은 이 모형을 활용하여 대학생 대상 다문화 수용성 척도를 개발·타당화하였고, 김명숙과 설현수(2007)는 K 비판적 사고성향 검사의 양호도를 검증하였다.

Rasch 측정모형은 특히 단축형 검사의 개발과 타당화에서 그 활용도가 더 커지고 있다. 그간의 단축형 검사 개발 과정에서는 기존 검사와 단축형 검사 간 상관에 의존하여 타당화하는 경우가 많았다. 최근에는 Rasch 모형을 활용함으로써 등간자료를 분석할 수 있고, 피험자의 측정값과 문항곤란도 모수 간 의존성 문제를 극복할 수 있게 되었다. 이를 통해 정확한 점수의 산출이 가능하고, 특정 상황이나 모집단을 넘어서서 안정적인 비교도 가능하게 되었다. Rasch 측정모형을 활용한 단축형 척도 개발 연구의 예를 들면, Cole, Rabin, Smith와 Kaufman(2004)의 단축형 우울 척도(CES-D) 타당화 연구, 홍세희와 조용래(2006)의 단축형 역기능적 신념검사 개발 연구, 김혜진과 김옥분(2009)의 대학생용 단축형 완벽주의 척도 개발 연구가 있다.

단축형 학교생활참여척도 개발의 필요성

학교수업과 학교활동에 잘 참여하지 못하는 중학생들을 돕기 위해 우선적으로 필요한 것은 이들이 학교생활에 참여하거나 참여하지

못하는 정도와 양상을 제대로 파악하는 일이다. 이를 위해서는 신뢰롭고 타당할 뿐만 아니라 학교현장에서 위험군을 조기에 발견하고 선별하는 데 효율적으로 활용할 수 있는 평가도구가 필요하다. 이러한 평가도구는 교사와 학부모 및 여러 전문가들이 학생에 관한 정보를 신속하게 수집하여 적절한 시기에 학생을 위한 개입방안을 설계하는 데 활용될 수 있다. 중학생용 학교생활참여척도 단축형은 다음과 같은 점에서 유용할 것으로 기대된다.

첫째, 수검자의 수검 동기가 낮거나 정서상태가 불안정하여 많은 문항들로 구성된 척도의 사용이 제한되는 경우에 단축형 척도를 사용할 수 있다. 자기보고형 문항에 대한 중학생들의 응답이 타당하지 않은 경우가 많고 (Cornell, Lovegrove, & Baly, 2014), 중학교 시기에는 과제 집중도와 수검동기가 낮다(신현숙, 염시창, 2013; Anderman, Maehr, & Midgley, 1999; Martinez, Aricak, Graves, Peters-Myszak, & Nellis, 2011). 이러한 상태에 있는 중학생들에게 문항 수가 많은 자기보고형 척도를 사용하여 타당한 자료를 수집하기란 쉽지 않은 일이므로 단축형 척도의 개발이 요구된다.

둘째, 수업과 학교활동에 참여하는 정도는 학업유능감, 학업성취도, 주관적 안녕감, 적응적 대처, 학교적응에 유의한 영향을 미치므로 (신현숙, 2017; Fredricks et al., 2004; Upadyada & Salmela-Aro, 2013), 시간 경과에 따라 또는 학교심리개입의 결과로 나타나는 학교생활참여 수준의 변화 양상과 정도를 모니터링 할 필요가 있다. 단축형 척도는 학교심리개입의 효과성 평가는 물론이고 형성평가나 과정평가의 일환으로 학교생활참여를 측정하는 데 적합할 것이다.

셋째, 학교나 지역사회 내 다수의 학생들

중에서 학교생활에 적극적으로 참여할 가능성이 낮은 위험군을 선별하여 예방교육을 시행하거나 더욱 엄밀한 심리검사에 학생들을 의뢰하고자 할 때 단축형 척도가 유용하다. 위험군의 선별과 이들을 위한 조력활동은 신속한 의사결정을 요하기 때문이다.

넷째, 여러 변수들의 관련성을 검증하는 연구에서는 자료수집을 위해 다수의 척도를 사용하는데, 이로써 문항 수가 많아지면 연구에 필요한 모든 척도를 사용하기 어려울 수 있다. 신뢰롭고 타당한 단축형 척도의 실행은 연구에 관련된 변수들을 누락없이 측정하는 데 도움이 될 것이다.

이처럼 학교생활참여 관련 연구의 수행과 학교현장에서의 효율적 사용을 위해서 원칙도 문항들보다 적은 문항들로 학교생활참여를 신뢰롭고 타당하게 평가할 수 있는 단축형 척도의 개발이 중요하다. 이 연구의 목적은 중학교 현장과 중학생 대상 연구에서 학교생활참여척도의 활용도를 높이기 위해 단축형 학교생활참여척도를 개발하고 타당화하는 데 있다.

방 법

연구대상

이 연구의 대상은 G시와 J도의 8개 중학교 재학생 734명이었다. 학년별로는 1학년 211명 (28.7%), 2학년 240명(32.7%), 3학년 283명 (38.6%)이었고, 성별로는 남학생 338명(46.0%), 여학생 396명(54.0%)이었다. 연구대상의 학년별 성비가 유의하게 다르지 않았다($\chi^2(2, N = 734) = 1.030, p = .597$).

연구도구

이 연구에서 개발하고자 하는 단축형 척도의 원척도는 신현숙과 염시창(2015)이 우리나라 중학생을 대상으로 개발·타당화한 중학생용 한국형 학교생활참여척도(K-SES-M)이다. 단축형 척도의 공인타당도 검정을 위한 준거척도로는 Wang 등(2011)의 학교참여척도(School Engagement Measure), 이자영과 이상민(2012)의 한국형 학업열의척도, Pintrich와 De Groot(1990)의 학습동기전략 질문지(Motivated Strategies for Learning Questionnaire), 김종백과 김태은(2008)의 학교행복 검사도구를 사용하였다.

중학생용 한국형 학교생활참여척도

신현숙과 염시창(2015)의 중학생용 한국형 학교생활참여척도는 학교생활참여를 묻는 개방형 질문에 대한 우리나라 중학생 284명의 자유응답을 내용분석하고 3차례에 걸친 전문가 포커스집단 면접과 요인분석을 통해 선정된 8요인 48문항으로 구성되어 있다. 이 척도는 정서적 참여(학교생활만족감 7문항, 학교교육가치감 6문항), 행동적 참여(규칙준수행동 5문항, 교과외활동 7문항), 사회적 참여(또래관계 5문항, 교사학생관계 6문항), 학업적 참여(수업집중 5문항, 자기조절학습 7문항)를 평가하는 1(전혀 그렇지 않다) ~ 5(매우 그렇다)의 5점 리커트 척도이다. Wang 등(2011)의 학교참여척도 하위요인 및 이자영과 이상민(2012)의 한국형 학업열의척도 하위요인과 유의하게 높은 상관을 이루어 이 척도의 공인타당도가 확인되었다. 신현숙과 염시창이 보고한 문항내적일관성 지수(α 계수)는 하위요인 순서대로 .87, .81, .71, .84, .82, .82, .80, .90이었다. 이 연구에서 하위요인별 α 계수는 순서대로 .86,

.81, .70, .82, .85, .81, .79, .90으로 양호하였다.

학교참여척도

Wang 등(2011)의 학교참여척도는 미국 중학생의 정서적, 행동적, 인지적 참여 수준을 평가하는 자기보고형 척도로 우리나라 중학생 대상의 연구(신현숙, 염시창, 2013; 이승연, 한미리, 2014)에서도 사용된 바 있다. 이 척도에서 정서적 참여는 학교소속감과 학교교육가치, 행동적 참여는 집중행동과 규칙준수, 인지적 참여는 자기조절학습과 인지전략활용으로 구성되었다. Wang 등(2011)이 보고한 하위요인별 α 계수는 .78~.85이고, 이 연구대상에서 산출한 하위요인별 α 계수는 순서대로 .70, .79, .79, .85, .75로 나타났다.

학업열의척도

이자영과 이상민(2012)의 한국형 학업열의척도는 중·고등학생의 공부에 대한 헌신, 공부를 지속하려는 활기, 학업적 효능감, 공부에 대한 몰두를 평가하는 16문항의 자기보고형 척도이다. 이자영과 이상민이 보고한 α 계수는 헌신, .85, 활기 .89, 효능감 .88, 몰두 .80이었고, 이 연구에서 산출한 α 계수는 순서대로 .84, .87, .88, .81이었다.

자기조절 하위척도

자기조절학습 하위변수의 공인타당도를 검토하기 위하여, Pintrich와 De Groot(1990)가 중학교 2학년을 대상으로 개발한 학습동기전략 질문지의 자기조절 하위척도를 사용하였다. 이 하위척도는 메타인지 전략과 학업과제에 대한 노력관리 전략의 사용을 묻는 9문항으로 구성되어 있다. Pintrich와 De Groot가 보고한 α 계수는 .74였고, 이 연구대상으로부터 산출

한 α 계수는 .82로 나타났다.

학교행복 검사도구

학교생활참여척도 중 정서적 참여 하위척도와 사회적 참여 하위척도의 공인타당도를 확인하기 위하여, 김종백과 김태은(2008)의 학교행복 검사도구를 사용하였다. 이 척도는 중학생을 대상으로 개발되었고, 친구관계, 교사관계, 학습활동 즐거움, 자기효능감, 환경만족, 심리적 안정이라는 6개 하위요인별로 4문항씩 총 24문항으로 구성되어 있다. 응답은 5점 리커트 척도에서 표기된다. 김종백과 김태은이 보고한 하위요인별 α 계수는 순서대로 .76, .86, .82, .71, .79, .67이었고, 10~14일 간격 재검사신뢰도는 .86, .87, .87, .83, .81, .79였다. 이 연구에서 하위요인별 α 계수는 순서대로 .84, .87, .81, .78, .78, .70이었다.

연구절차 및 자료분석

먼저, 학교에 연구목적, 설문조사 내용의 개요, 자발적 참여 및 탈퇴와 비밀보장의 원칙을 안내하여 연구참여에 대한 동의를 얻었고, 학생들에게는 연구목적, 자발적 참여 및 탈퇴와 비밀보장의 원칙에 대해 설명하였다. 다음으로 무기명 지필식 설문조사를 실행하여 자료를 수집하였다. 설문조사는 담임교사 또는 교과담당교사의 감독 아래 학급단위로 약 30분 동안 실행되었다.

자료분석에 앞서, 자기보고 응답의 타당성을 평가하고 자료의 정확성을 확보하기 위해 Cornell 등(2014)의 제안을 따라 명백하게 정반대 의미를 가진 3개의 문항 쌍(예, ‘나는 우리 학교가 좋다’ ‘나는 우리 학교가 싫다’) 각각에 같은 방향으로 응답한 설문지(5점 리커트

척도에서 두 문항 모두에 1 또는 2로 응답하거나 4 또는 5로 응답한 설문지)를 제거하였다. 일정 패턴(예, 지그재그, 일직선)으로 표기된 설문지와 무응답이 많은 설문지도 추가로 제거하여, 수집된 설문조사지 964부 중 734부(76.1%)를 분석대상으로 결정하였다.

이 연구에서는 학교생활참여척도의 단축형을 개발하기 위해 WINSTEPS 3.93(Linacre, 2017a, 2017b) 프로그램을 사용하였고, Rasch 측정모형 중 RSM을 적용하였다. 또한 Fox와 Jones(1998)의 제안과 Linacre(2017a)의 지침을 준용한 절차를 따라 요인별로 문항을 분석하였다.

첫째, 평정척도의 반응범주의 수를 검토하였다. 반응범주의 수를 늘릴 경우 과도한 선택지가 응답자들에게 혼동을 야기하여 신뢰도가 떨어질 수 있다(Fox & Jones, 1998). 반응범주별로 최소한 10명의 피험자를 확보할 필요가 있다는 Linacre(2004)의 제안도 고려하였다.

둘째, Rasch 측정모형의 중요한 가정 중 하나인 일차원성 가정을 검토하고 평정척도의 경계점을 살펴보았다. 먼저, 48문항에 대한 1차 4요인 확인적 요인분석을 실행하여 모형의 적합도를 검토하였다. 다음으로 요인별로 표준화 잔차를 이용한 주성분분석을 실행하였다(김명숙, 설현수, 2007; 김성숙, 박찬옥, 설현수, 2009; Wolfe & Smith, 2007). 이 분석은 일차원성을 가정한 Rasch 모형에서 설명되지 못한 분산이 단순무선오차에서 기인한 것인지, 아니면 다른 차원에서 기인한 체계적인 오차분산인지를 확인하기 위한 것이다. Linacre(2017a)에 따르면, 첫 번째 대비의 고유값이 3미만이고 설명분산이 5% 미만이면 일차원성 가정이 충족되는 것으로 해석할 수 있다. 또한 Linacre(2004)는 평정척도 상에 이웃한 경계점

간의 거리가 5점 척도 0.81이상, 4점 척도 1.1 이상, 3점 척도 1.4이상이고 5.0이하일 것을 권장하였다.

셋째, 적합도와 점이연상관(point-measure correlation), 잔차부하량 및 문항제거 시 α 계수를 검토하였다. 먼저, 데이터가 Rasch 모형의 일차원성 기대값으로부터 어느 정도 벗어났는지를 검토하기 위해 외적합도(outfit)와 내적합도(infit)를 살펴보았는데, 외적합도는 극단값에 취약하기 때문에 내적합도에 초점을 두었다(설현수, 2007; Bond & Fox, 2015). 적합도 평균제곱(mean-square)의 수용 가능한 범위는 Wright와 Linacre(1994)가 평정척도에 적합한 범위로 제안한 0.6~1.4 범위를 적용하였다. 다음으로 점이연 상관계수를 검토하였는데, 일반적으로 0.3을 기준으로 하지만 다분 문항인 경우 0.4이상의 기준을 적용하고 있다. 잔차부하량이 0.6보다 높아 구인타당도를 저해하는 문항과 문항제거 시 α 계수가 문항 전체의 α 계수보다 높은 문항도 제거 대상으로 고려하였다. 또한 문항곤란도가 중복되는 경우, 유사한 곤란도를 가진 문항을 제거하여 최종문항을 선정하였다(Hong, Kim, & Wolfe, 2005).

넷째, 성별에 따라 차별적으로 기능하는 문항을 찾기 위해 차별기능문항(differential item functioning, DIF) 분석을 실행하였다. 차별기능 문항은 성별에 따른 동의 정도의 차이라기보다는 성별로 문항이 잠재특성의 서로 다른 부분을 정의하는 것으로, 측정의 관점에서 보면 서로 다른 문항으로 기능한다고 해석할 수 있다. 따라서 문항별로 성별 측정값의 차이에 대한 Welch t 검정 결과가 유의한 문항을 제거하였다.

다섯째, 이상의 절차를 거쳐 도출된 문항에 대해 Mplus 7.0(Muthén & Muthén, 2012a,

2012b)을 활용하여 확인적 요인분석을 실행한 후 단축형 검사 문항을 확정하였다. 확인적 요인분석의 모형 적합도 판정을 위해서 RMSEA 0.08 이하 기준(Browne & Cudeck, 1993), CFI 0.90 이상과 SRMR 0.08 이하 기준(Hu & Bentler, 1999)을 적용하였다. 또한 요인 내 하위변수 간 상관계수와 기술통계량을 산출하였다. 공인타당도 검정을 위해서는 단축형 척도의 하위변수와 신현숙과 염시창(2015)의 학교생활참여척도 및 기타 관련 척도(김종백, 김태은, 2008; 이자영, 이상민, 2012; Pintrich & De Groot, 1990; Wang et al., 2011)의 하위변수 간 상관계수를 산출하였다.

결 과

전체 문항에 대한 반응범주 검토 및 요인분석

먼저, 원척도를 구성하는 48문항의 반응범주별 빈도와 비율을 검토하였다. 분석 결과, 1번 반응범주(‘전혀 그렇지 않다’)의 응답자가 10명 이하인 문항수가 16개로 22.3%였고, 20명 이하인 문항 수는 27개로 56%를 상회하였다. 이 연구에서는 Rasch 측정모형을 적용할 때 반응범주별로 최소한 10명의 피험자를 확보해야 한다는 Linacre(2004)의 제안을 받아들여 5점 척도를 4점 척도로 통합하여(1,1,2,3,4) 자료를 분석하였다.

다음으로 정서적 참여, 행동적 참여, 사회적 참여 및 학업적 참여를 각각 일차원 요인으로 볼 수 있는가를 확인하기 위해 4점 척도 48문항에 대한 1차 4요인 확인적 요인분석을 실행하였다. 분석 결과, 적합도 지수는 $\chi^2(1,074) = 6196.444$, $p < .001$ 이었고, RMSEA = 0.081, CFI

= 0.716, SRMR = 0.080이었다. CFI가 판정준거보다 낮지만, RMSEA와 SRMR은 0.08 수준이어서 수용 가능한 것으로 판정하였다. 한편, 사회적 참여와 행동적 참여의 상관은 0.91로 매우 높았다.

요인별 Rasch 측정모형 분석

정서적 참여

학교생활만족감과 학교교육가치감을 묻는 13문항이 정서적 참여에 해당되는데, 이 요인의 α 계수는 0.890, Rasch 측정모형에서 α 계수와 유사한 피험자 신뢰도(person reliability)는 0.76이고, 피험자 분리지수(separation index)는 1.77로 나타났다. Rasch 모형의 일차원성 확인을 위해 표준화 잔차를 활용한 주성분분석을 실행한 결과, Rasch 측정모형이 전체 관찰분산

의 42.4%를 설명하였고, 첫 번째 요인의 아이겐 값은 1.87이었고, 두 번째 요인의 아이겐 값은 1.57, 세 번째 요인의 아이겐 값은 1.35로 모두 3.0보다 작아 일차원성을 지지하는 증거로 해석하였다. 반응범주별 척도 경계점을 보면, 1점과 2점의 척도 경계점은 -1.30, 2점과 3점의 척도 경계점은 -0.39, 3점과 4점의 척도 경계점은 1.69로 척도 점수가 높을수록 척도 경계점도 높고 간격도 적절한 것으로 나타났다.

다음으로 문항적합도와 잔차부하량 등을 산출하였다. 그 결과는 표 1과 같다.

먼저, 정서적 참여 문항에 대해 외적합도와 내적합도 판정준거 0.6~1.4를 적용한 결과, 모든 문항이 양호한 적합도를 보였다. 또한 점이연상관도 모두 0.40보다 높아 기준에 부합한 것으로 나타났다. 그러나 잔차부하량에서

표 1. 정서적 참여의 문항적합도와 잔차부하량

원척도 문항번호	측정값	내적합도	외적합도	점이연상관	잔차부하량	문항제거 시 α 계수
1	-0.69	0.89	0.83	0.62	-0.45	0.880
10	-0.31	0.98	0.90	0.62	-0.32	0.880
13	-0.14	1.06	1.06	0.60	-0.44	0.882
43	0.03	1.12	1.08	0.59	-0.29	0.882
54	0.43	0.95	1.01	0.59	-0.02	0.883
77	1.16	0.84	0.86	0.69	-0.18	0.878
80	0.86	0.88	0.90	0.68	-0.54	0.879
18	-0.77	1.18	1.07	0.53	0.37	0.886
22	-0.80	1.29	1.26	0.44	0.47	0.887
34	-0.15	1.26	1.22	0.51	0.66	0.887
41	0.54	1.04	1.02	0.62	0.13	0.883
48	0.24	0.91	0.95	0.58	0.05	0.881
55	-0.41	0.91	0.86	0.60	0.53	0.880

표 2. 정서적 참여 문항에 대한 성별 차별기능문항 분석

원척도 문항번호	남학생		여학생		측정값 차이	통합오차	t
	측정값	오차	측정값	오차			
1	-0.69	0.12	-0.69	0.10	0.00	0.16	0.00
10	-0.33	0.11	-0.31	0.10	-0.02	0.15	-0.16
13	-0.04	0.11	-0.22	0.10	0.17	0.14	1.21
43	-0.24	0.11	0.21	0.09	-0.45	0.14	-3.18**
54	0.29	0.09	0.54	0.08	-0.25	0.12	-2.03*
77	1.05	0.08	1.24	0.08	-0.19	0.11	-1.69
80	0.64	0.09	1.01	0.08	-0.37	0.12	-3.07**
18	-0.35	0.11	-1.25	0.13	0.90	0.17	5.31***
22	-0.50	0.12	-1.12	0.13	0.62	0.17	3.58***
34	0.06	0.10	-0.35	0.10	0.41	0.14	2.88**
41	0.49	0.09	0.57	0.08	-0.07	0.12	-0.60
48	0.24	0.09	0.24	0.09	0.00	0.13	0.00
55	-0.37	0.11	-0.45	0.10	0.08	0.15	0.51

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

34번 문항이 0.6보다 높은 0.66이어서 이 문항을 제거하였다. 문항제거 시 α 계수는 전체 문항의 α 계수인 0.890보다 낮아 이 계수 때문에 제거될 문항은 없는 것으로 해석되었다.

다음에는 성별로 정서적 참여 문항에 대한 차별기능문항 분석을 실행하였다. 그 결과는 표 2와 같다.

표 2를 보면, 43번, 54번, 80번 문항에서 남학생의 측정값이 여학생보다 상대적으로 낮아 남학생이 여학생보다 반응하기 쉬운 문항이며, 이 차이가 통계적으로 유의하였다(43번 문항 $t = -3.18, p < .01$; 54번 문항 $t = -2.03, p < .05$; 80번 문항 $t = -3.07, p < .01$). 또한 18번, 22번, 34번 문항에서는 여학생의 측정값이 남학생보다 통계적으로 유의하게 낮았다(18번 문항 $t =$

5.31, $p < .001$; 22번 문항 $t = 3.58, p < .001$; 34번 문항 $t = 2.88, p < .01$). 이들 6개 문항은 성별에 따라 차별적으로 기능하는 문항으로서 성별로 구인을 다르게 정의하여 구인타당도를 저해하므로 정서적 참여 요인에서 제거하였다.

Rasch 측정모형 분석 결과, 정서적 참여에서는 학교생활만족감 4문항(1, 10, 13, 77번 문항)과 학교교육가치감 3문항(41, 48, 55번 문항)이 유지되었다. 따라서 정서적 참여 요인을 총 7 문항으로 구성하였다.

행동적 참여

행동적 참여는 규칙준수행동과 교과의활동에 해당되는 12문항으로 α 계수는 0.795이며, Rasch 측정모형에서 α 계수와 유사한 피험자

신뢰도는 0.70이고, 피험자 분리지수는 1.51로 나타났다. Rasch 모형의 일차원성 확인을 위해 표준화 잔차를 활용한 주성분분석을 실행한 결과, Rasch 측정모형이 전체 관찰분산의 37.04%를 설명하였고, 첫 번째 요인의 아이겐 값은 2.22, 두 번째 요인의 아이겐 값은 1.41, 세 번째 요인의 아이겐 값은 1.22로 모두 3.0보다 작은 값을 보여 일차원성을 지지하였다. 또한 반응범주별 척도 경계점을 보면, 1점과 2점의 척도 경계점은 -1.63, 2점과 3점의 척도 경계점은 -0.10, 3점과 4점의 척도 경계점은 1.74로 척도 점수가 높을수록 척도 경계점도 높고 간격도 적절하였다.

다음으로 행동적 참여에 대한 문항적합도와 잔차부하량 등을 산출하였다. 그 결과는 표 3과 같다.

먼저, 행동적 참여 문항에 대해 외적합도와 내적합도 판정준거 0.6~1.4를 적용한 결과, 59

번 문항의 내적합도가 1.46으로 underfit 문항으로 판정되어 제거하였다. 점이연상관은 모든 문항에서 0.40보다 높아 기준에 부합하였지만, 잔차부하량에서 16번 문항이 0.63으로 0.6보다 높아 이 문항을 제거하였다. 문항제거 시 α 계수를 보면, 49번 문항의 경우 전체 문항의 α 계수인 0.795보다 높은 0.803으로 나타나 이 문항도 제거하였다. 한편, 20번 문항과 36번 문항은 측정값과 문항내용이 거의 같아 두 문항 중 한 문항을 제거해도 좋은 경우에 해당된다. 36번 문항보다 20번 문항의 외적합도와 내적합도가 1에 더 근접하여 적합도가 양호하므로 이 연구에서는 20번 문항을 포함시키고 36번 문항을 제거하였다.

다음에는 성별로 행동적 참여 문항에 대한 차별기능문항 분석을 실행하였다. 그 결과는 표 4와 같다.

표 4를 보면, 16번, 31번, 59번 문항에서 여

표 3. 행동적 참여의 문항적합도와 잔차부하량

원척도 문항번호	측정값	내적합도	외적합도	점이연상관	잔차부하량	문항제거 시 α 계수
7	-0.79	0.84	0.84	0.48	0.37	0.776
16	0.34	1.23	1.22	0.47	0.63	0.793
31	-0.51	0.96	0.95	0.50	0.29	0.775
49	1.55	1.27	1.28	0.46	0.48	0.803
59	-0.39	1.46	1.40	0.42	0.48	0.792
20	-0.89	0.91	0.91	0.52	-0.36	0.776
29	-0.34	1.06	1.02	0.49	-0.30	0.774
36	-0.88	0.73	0.71	0.56	0.07	0.765
45	0.71	1.06	1.06	0.53	-0.50	0.788
51	0.54	0.79	0.80	0.55	-0.43	0.782
61	0.21	0.87	0.86	0.59	-0.52	0.771
66	0.44	0.91	0.88	0.58	-0.32	0.772

표 4. 행동적 참여 문항에 대한 성별 차별기능문항 분석

원척도 문항번호	남학생		여학생		측정값 차이	통합오차	t
	측정값	오차	측정값	오차			
7	-0.83	0.10	-0.77	0.10	-0.06	0.14	-0.39
16	0.59	0.08	0.09	0.09	0.51	0.12	4.19***
31	-0.26	0.09	-0.78	0.10	0.52	0.14	3.84***
49	1.42	0.08	1.67	0.07	-0.25	0.11	-2.37*
59	0.11	0.10	-1.31	0.15	1.42	0.18	8.00***
20	-0.89	0.11	-0.89	0.10	0.00	0.15	0.00
29	-0.42	0.10	-0.27	0.09	-0.15	0.13	-1.17
36	-0.82	0.10	-0.93	0.10	0.11	0.15	0.77
45	0.52	0.08	0.88	0.08	-0.35	0.11	-3.16**
51	0.33	0.08	0.72	0.07	-0.39	0.11	-3.49***
61	0.10	0.09	0.31	0.08	-0.21	0.12	-1.74
66	0.37	0.08	0.51	0.08	-0.14	0.11	-1.22

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

학생의 측정값이 남학생보다 상대적으로 낮아 여학생이 남학생보다 반응하기 쉬운 문항이며, 이 차이가 통계적으로 유의하였다(16번 문항 $t = 4.19, p < .001$; 31번 문항 $t = 3.84, p < .001$; 59번 문항 $t = 8.00, p < .001$). 49번, 45번, 51번 문항에서는 남학생의 측정값이 여학생보다 통계적으로 유의하게 낮았다(49번 문항 $t = -2.37, p < .05$; 45번 문항 $t = -3.16, p < .01$; 51번 문항 $t = -3.49, p < .001$). 이들 6개 문항은 성별에 따라 차별적으로 기능하는 문항으로서 구인타당도를 저해하므로 행동적 참여 요인에서 제거하였다.

Rasch 측정모형 분석 결과, 행동적 참여에서는 규칙준수행동 1문항(7번 문항)과 교과외활동 4문항(20, 29, 61, 66번 문항)이 유지되었다. 따라서 행동적 참여 요인은 총 5문항으로 구

성된 것으로 판정되었다.

사회적 참여

사회적 참여 요인은 또래관계와 교사학생관계에 해당되는 11문항으로 구성되었고 α 계수는 0.859였으며, Rasch 측정모형에서 α 계수와 유사한 피험자 신뢰도는 0.76이었고, 피험자 분리지수는 1.76으로 나타났다. Rasch 모형의 일차원성 확인을 위해 표준화 잔차를 활용한 주성분분석을 실행한 결과, Rasch 측정모형이 전체 관찰분산의 53.4%를 설명하였고, 첫 번째 요인의 아이겐 값은 2.22였고, 두 번째 요인의 아이겐 값은 1.36, 세 번째 요인의 아이겐 값은 1.14로 모두 3.0보다 작은 값을 보여 일차원성을 지지하였다. 또한 반응범주별 척도 경계점을 보면, 1점과 2점의 척도 경계점

은 -1.79, 2점과 3점의 척도 경계점은 0.35, 3점과 4점의 척도 경계점은 2.13으로 척도 점수가 높을수록 척도 경계점도 높고 간격도 적절한 것으로 나타났다.

다음으로 사회적 참여에 대한 문항적합도와 잔차부하량 등을 산출하였다. 그 결과는 표 5와 같다.

사회적 참여 문항에 대해 외적합도와 내적합도 판정준거 0.6~1.4를 적용한 결과, 83번 문항의 외적합도와 내적합도가 각각 1.55와 1.48로 1.40보다 높아 underfit 문항으로 판정되어 제거되었다. 한편, 점이연상관에서는 모든 문항이 0.40보다 높아 기준에 부합하였지만, 잔차부하량에서는 32번과 74번 문항의 절대값이 0.6보다 높은 0.62여서 이들 문항을 제거하였다. 문항제거 시 α 계수를 보면, 각 문항의 계수가 전체 문항의 α 계수인 0.859보다 낮아 양호한 결과를 보였다.

다음으로 성별로 사회적 참여 문항에 대한

차별기능문항 분석을 실행하였다. 그 결과는 표 6과 같다.

표 6을 보면, 83번, 85번 문항에서 여학생의 측정값이 남학생보다 상대적으로 낮아 남학생보다 여학생이 반응하기 쉬운 문항이며, 이 차이가 통계적으로 유의하였다(83번 문항 $t = 2.98, p < .01$; 85번 문항 $t = 2.55, p < .05$). 또한 23번, 52번 문항에서는 남학생의 측정값이 여학생보다 통계적으로 유의하게 낮았다(23번 문항 $t = -2.67, p < .01$; 52번 문항 $t = -2.68, p < .01$). 이들 4개 문항은 성별에 따라 차별적으로 기능하는 문항으로서 성별로 구인을 다르게 정의하여 구인타당도를 저해하므로 사회적 참여 요인에서 제거하였다.

Rasch 측정모형 분석 결과, 사회적 참여 요인에서는 또래관계 2문항(3, 11번 문항)과 교사학생관계 3문항(9, 39, 68번 문항)이 유지되었다. 따라서 사회적 참여 요인은 총 5문항으로 구성된 것으로 판정되었다.

표 5. 사회적 참여의 문항적합도와 잔차부하량

원척도 문항번호	측정값	내적합도	외적합도	점이연상관	잔차부하량	문항제거 시 α 계수
3	-1.30	0.91	0.77	0.58	0.59	0.841
11	-1.26	1.03	0.99	0.57	0.57	0.845
23	-0.41	1.15	1.09	0.58	0.46	0.844
32	-1.05	1.02	0.89	0.57	0.62	0.842
83	-1.06	1.48	1.55	0.47	0.41	0.856
9	-1.01	1.04	0.98	0.48	0.04	0.851
39	0.74	0.92	0.90	0.66	-0.25	0.844
52	0.78	0.91	0.88	0.67	-0.42	0.841
68	2.32	1.12	1.18	0.63	-0.39	0.857
74	1.80	0.96	0.94	0.66	-0.62	0.850
85	0.45	0.85	0.91	0.57	-0.14	0.846

표 6. 사회적 참여 문항에 대한 성별 차별기능문항 분석

원척도 문항번호	남학생		여학생		측정값 차이	통합오차	t
	측정값	오차	측정값	오차			
3	-1.20	0.14	-1.39	0.12	0.19	0.19	1.01
11	-1.15	0.15	-1.36	0.14	0.21	0.20	1.03
23	-0.67	0.13	-0.23	0.10	-0.44	0.16	-2.67**
32	-0.94	0.13	-1.15	0.12	0.21	0.18	1.19
83	-0.73	0.15	-1.38	0.16	0.64	0.22	2.98**
9	-0.90	0.13	-1.11	0.11	0.21	0.17	1.24
39	0.65	0.10	0.81	0.09	-0.16	0.13	-1.23
52	0.59	0.10	0.93	0.08	-0.34	0.13	-2.68**
68	2.24	0.08	2.38	0.08	-0.14	0.11	-1.25
74	1.80	0.09	1.80	0.08	0.00	0.12	0.00
85	0.63	0.10	0.29	0.09	0.34	0.13	2.55*

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

학업적 참여

학업적 참여 요인은 수업집중과 자기조절학습에 해당되는 12문항으로 α 계수는 0.909였으며, 피험자 신뢰도는 0.84였고, 피험자 분리 지수는 2.32로 나타났다. Rasch 모형의 일차원성 확인을 위해 표준화 잔차를 활용한 주성분 분석을 실행한 결과, Rasch 측정모형이 전체 관찰분산의 44.6%를 설명하였고, 첫 번째 요인의 아이겐 값은 2.04였고, 두 번째 요인의 아이겐 값은 1.54, 세 번째 요인의 아이겐 값은 1.28로 모두 3.0보다 작은 값을 보여 일차원성을 지지하는 증거로 해석하였다. 또한 반응범주별 척도 경계점을 보면, 1점과 2점의 척도 경계점은 -2.07, 2점과 3점의 척도 경계점은 -0.02, 3점과 4점의 척도 경계점은 2.09로 척도 점수가 높을수록 척도 경계점도 높고 간격도 적절한 것으로 나타났다.

다음으로 학업적 참여의 문항적합도와 잔차부하량 등을 산출하였다. 그 결과는 표 7과 같다.

학업적 참여의 문항에 대해 외적합도와 내적합도 판정준거 0.6~1.4를 적용한 결과, 모든 문항이 양호한 적합도를 보였다. 또한 점이연 상관도 모두 0.40보다 높아 기준에 부합하였지만, 잔차부하량에서 75번과 78번 문항이 0.6보다 높은 0.71의 결과를 보여 이들 두 문항을 제거하였다. 문항제거 시 α 계수는 전체 문항의 α 계수인 0.909보다 낮아 모든 문항이 양호한 결과를 보였다.

다음에는 성별로 학업적 참여 문항에 대한 차별기능문항 분석을 실행하였다. 그 결과는 표 8과 같다.

표 8을 보면, 24번, 25번 문항에서 여학생의 측정값이 남학생보다 상대적으로 낮아 여학생

표 7. 학업적 참여의 문항적합도와 잔차부하량

원척도 문항번호	측정값	내적합도	외적합도	점이연상관	잔차부하량	문항제거 시 α 계수
38	-0.61	1.22	1.31	0.50	0.02	0.908
56	-0.41	1.24	1.20	0.58	0.06	0.904
75	0.22	1.05	1.04	0.63	0.71	0.903
78	0.75	1.07	1.09	0.64	0.71	0.906
84	0.63	1.05	1.04	0.66	0.48	0.904
24	-0.07	1.18	1.22	0.58	-0.39	0.904
25	0.25	0.87	0.86	0.70	-0.38	0.899
37	-0.58	0.90	0.84	0.66	-0.25	0.900
58	-0.68	0.83	0.83	0.68	-0.15	0.898
76	0.34	0.93	0.92	0.71	-0.38	0.899
81	-0.04	0.77	0.75	0.72	-0.41	0.898
89	0.19	0.85	0.87	0.70	-0.32	0.899

표 8. 학업적 참여 문항에 대한 성별 차별기능문항 분석

원척도 문항번호	남학생		여학생		측정값 차이	통합오차	<i>t</i>
	측정값	오차	측정값	오차			
38	-0.63	0.10	-0.61	0.09	-0.02	0.14	-0.16
56	-0.51	0.10	-0.34	0.09	-0.17	0.13	-1.28
75	0.14	0.09	0.29	0.08	-0.15	0.12	-1.19
78	0.51	0.09	0.96	0.08	-0.45	0.12	-3.72 ^{***}
84	0.42	0.09	0.81	0.08	-0.39	0.12	-3.26 ^{**}
24	0.16	0.09	-0.28	0.09	0.44	0.13	3.46 ^{***}
25	0.44	0.09	0.08	0.09	0.36	0.12	2.87 ^{**}
37	-0.58	0.10	-0.58	0.09	0.00	0.14	0.00
58	-0.63	0.10	-0.73	0.10	0.10	0.14	0.69
76	0.38	0.09	0.31	0.09	0.06	0.13	0.50
81	0.03	0.09	-0.11	0.09	0.14	0.13	1.12
89	0.27	0.09	0.11	0.09	0.16	0.13	1.27

** $p < .01$. *** $p < .001$.

이 남학생보다 반응하기 쉬운 문항이며, 이 차이가 통계적으로 유의하였다(24번 문항 $t = 3.46, p < .001$; 25번 문항 $t = 2.87, p < .01$). 또한 78번, 84번 문항에서는 남학생의 측정값이 여학생보다 통계적으로 유의하게 낮았다(78번 문항 $t = -3.72, p < .001$; 84번 문항 $t = -3.26, p < .01$). 이들 4개 문항은 성별에 따라 차별적으로 기능하는 문항으로서 성별로 구인을 다르게 정의하여 구인타당도를 저해하므로 학업적 참여 요인에서 제거하였다.

Rasch 측정모형 분석 결과, 학업적 참여 요인에는 수업집중 2문항(38, 56번 문항)과 자기조절학습 5문항(37, 58, 76, 81, 89번 문항)이 유지되었다. 따라서 학업적 참여 요인은 총 7 문항으로 구성되었다.

확인적 요인분석 및 상관분석

확인적 요인분석

먼저, Rasch 측정모형 분석에서 유지된 정서적 참여 7문항, 행동적 참여 5문항, 사회적 참여 5문항, 학업적 참여 7문항에 대한 1차 4요인 확인적 요인분석을 실행하였다. 그 결과, 행동적 참여 요인의 규칙준수행동에 해당되는 7번 문항의 표준화 계수가 0.43이었고, 사회적 참여의 교사학생관계에 해당되는 68번 문항의 표준화 계수가 0.42로 수용 가능한 기준인 0.50보다 작아 이들 두 문항을 제거하였다. 또

한 사회적 참여 요인과 행동적 참여 요인의 상관계수가 0.91로 0.90을 넘어서서 하나의 요인으로 보는 것이 합당한 것으로 판정되었다. 따라서 7번 문항과 68번 문항을 제거하고 사회적 참여 요인과 행동적 참여 요인을 행동적 참여로 통합하였으며, 하위변수를 학교활동과 대인관계로 명명한 후 확인적 요인분석을 실행하였다.

이 연구에서는 세 가지 모형을 설정하여 분석하였다. 첫 번째 모형은 정서적 참여, 행동적 참여, 학업적 참여를 1차 요인으로 설정한 1차 3요인 모형이다. 두 번째 모형은 1차 3요인에 학교생활참여를 2차 요인으로 설정한 2차 1요인 1차 3요인 모형이다. 세 번째 모형은 정서적 참여, 행동적 참여, 학업적 참여를 2차 요인으로 설정하고 요인별로 두 개의 하위요인을 추가로 설정하여 1차에 6개 요인(학교생활만족감, 학교교육가치감, 학교활동, 대인관계, 수업집중, 자기조절학습)이 포함된 2차 3요인 1차 6요인 모형이다. 이들 모형의 적합도 지수는 표 9와 같다.

세 모형의 적합도 지수를 비교해보면, 2차 3요인 1차 6요인 모형의 적합도가 가장 양호하다는 점을 알 수 있다. 그러나 이 모형에서는 1차 요인 중 대인관계 잠재변수 분산이 음수인 Heywood case가 발생하여 이 변수의 분산을 0.001로 제약하였고, 2차 요인 중 정서적 참여와 행동적 참여의 상관이 0.908로 0.90을

표 9. 모형의 적합도

모형	χ^2	df	p	RMSEA	CFI	SRMR	AIC	BIC
1차 3요인	1175.674	206	.000	0.080	0.867	0.059	36729.678	37046.975
2차 1요인 1차 3요인	1177.668	207	.000	0.080	0.866	0.059	36729.672	37042.370
2차 3요인 1차 6요인	884.956	201	.000	0.068	0.906	0.054	36448.959	36789.249

표 10. 1차 3요인 모형의 확인적 요인분석 결과

요인	하위 변수	원척도 문항번호	비표준화 계수	표준화 계수	표준오차	t	신뢰도
정서적 참여 (7문항)	①	1	-	0.68	-	-	CR = 0.84 AVE = 0.43 $\alpha = 0.84$
		10	1.16	0.70	0.07	17.11	
		13	1.10	0.64	0.07	16.02	
	②	77	1.26	0.71	0.08	16.86	
		41	1.07	0.61	0.07	14.71	
		48	0.97	0.64	0.06	15.37	
행동적 참여 (8문항)	③	55	0.96	0.62	0.07	14.90	CR = 0.84 AVE = 0.40 $\alpha = 0.84$
		20	-	0.69	-	-	
		29	0.96	0.61	0.06	15.10	
	④	61	1.06	0.63	0.07	15.31	
		66	1.01	0.61	0.07	14.73	
		3	1.00	0.75	0.06	18.09	
학업적 참여 (7문항)	⑤	9	0.71	0.54	0.05	13.19	CR = 0.88 AVE = 0.51 $\alpha = 0.88$
		11	0.93	0.64	0.06	15.41	
		39	0.95	0.56	0.07	13.69	
	⑥	38	-	0.51	-	-	
		56	1.30	0.60	0.11	12.10	
		37	1.56	0.75	0.12	13.17	
	58	1.59	0.78	0.12	13.48		
	76	1.76	0.76	0.13	13.25		
	81	1.70	0.79	0.13	13.45		
정서적 참여 ↔ 행동적 참여			0.27	0.83	0.02	11.79	
행동적 참여 ↔ 학업적 참여			0.15	0.60	0.02	9.13	
정서적 참여 ↔ 학업적 참여			0.20	0.77	0.02	9.91	

주 1. ① 학교생활만족감, ② 학교교육가치감, ③ 학교활동, ④ 대인관계, ⑤ 수업집중, ⑥ 자기조절학습

주 2. 모든 계수 $p < .001$.

넘어서는 한계가 있었다. 2차 1요인 1차 3요인 모형에서도 1차 요인 중 정서적 참여 요인의 잠재변수 분산이 음수여서 0.001로 제약을

추가하였는데, 이 모형의 적합도는 1차 3요인 모형과 별반 차이가 없었다. 따라서 이 연구에서는 1차 3요인 모형의 분석 결과를 해석하

였다.

표 10에서 세 요인의 구인신뢰도(construct reliability, CR)는 각각 0.84, 0.84, 0.88로 0.80보다 높았고, 정서적 참여와 행동적 참여의 평균분산추출(average variance extracted, AVE)은 각각 0.43과 0.40으로 0.5보다 낮았지만 학업적 참여의 경우 0.51로 나타났다. α 계수가 세 요인에서 모두 0.80을 초과하였다. 요인 간 상관은 0.60~0.83이었고, 모든 비표준화 계수가 유의하였으며, 표준화 계수도 0.50을 초과하였다.

상관분석

확인적 요인분석에서 확정된 문항에 대해 요인별 하위변수의 합성점수(a composite score)를 측정변수로 설정하여 상관계수와 기술통계량을 계산하였다. 그 결과는 표 11과 같다.

먼저, 정서적 참여 요인의 학교생활만족감과 학교교육가치감 간에는 0.60의 상관이 있었고, 행동적 참여 요인의 학교활동과 대인관계 간 상관은 0.66으로 다른 하위변수 간 상

관계수보다 상대적으로 높았다. 또한 학업적 참여 요인의 수업집중과 자기조절학습 간에는 0.53의 상관이 있었다. 모든 상관계수는 .001 수준에서 유의하였다. 한편, 하위변수들의 왜도는 0.01~0.22로 2.0보다 낮았고, 첨도 또한 0.02~0.59로 8.0보다 크게 낮아 정규성을 가진 분포에서 이탈하지 않은 것으로 간주된다.

둘째, 이 연구에서 개발하고자 하는 단축형 척도의 원척도인 신현숙과 염시창(2015)의 중학생용 한국형 학교생활참여척도 4요인 8개 하위요인에 대한 합성점수를 산출하여 단축형 척도 하위변수들과 상관계수를 계산함으로써 공인타당도를 검증하였다. 표 12에서 볼 수 있듯이, 단축형 척도의 학교생활만족감, 학교교육가치감과 원척도가 각각 0.94와 0.88로 매우 높은 상관을 보였다. 또한 단축형 척도에서 행동적 참여의 학교활동은 원척도의 교과외활동과 0.93, 단축형 척도의 대인관계는 원척도의 또래관계 및 교사학생관계와 각각 0.82와 0.75, 학업적 참여의 수업집중과 자기조절

표 11. 단축형 학교생활참여척도의 하위변수 간 상관계수와 기술통계량 (N = 734)

요인	하위변수	①	②	③	④	⑤	⑥
정서적 참여 (7문항)	① 학교생활만족감(4문항)	-					
	② 학교교육가치감(3문항)	0.60	-				
행동적 참여 (8문항)	③ 학교활동(4문항)	0.52	0.51	-			
	④ 대인관계(4문항)	0.64	0.59	0.66	-		
학업적 참여 (7문항)	⑤ 수업집중(2문항)	0.47	0.42	0.31	0.36	-	
	⑥ 자기조절학습(5문항)	0.56	0.59	0.45	0.50	0.53	-
	평균	10.52	7.70	10.08	11.31	4.97	11.85
기술통계량	표준편차	2.81	2.07	2.64	2.31	1.57	3.66
	왜도	-0.22	0.10	0.19	-0.12	0.01	0.20
	첨도	-0.40	-0.44	-0.37	-0.02	-0.59	-0.58

주. 모든 상관계수 $p < .001$.

표 12. 중학생용 한국형 학교생활참여척도와의 상관

중학생용 한국형 학교생활참여척도		①	②	③	④	⑤	⑥
요인	하위요인						
정서적 참여	학교생활만족감	0.94	0.66	0.58	0.69	0.45	0.54
	학교교육가치감	0.59	0.88	0.45	0.57	0.50	0.68
행동적 참여	규칙준수행동	0.31	0.37	0.29	0.35	0.53	0.41
	교과외활동	0.60	0.57	0.93	0.72	0.37	0.54
사회적 참여	또래관계	0.68	0.53	0.57	0.82	0.27	0.42
	교사학생관계	0.51	0.58	0.61	0.75	0.41	0.54
학업적 참여	수업집중	0.56	0.53	0.51	0.52	0.78	0.67
	자기조절학습	0.56	0.59	0.45	0.50	0.55	0.98

주 1. ① 학교생활만족감, ② 학교교육가치감, ③ 학교활동, ④ 대인관계, ⑤ 수업집중, ⑥ 자기조절학습
 주 2. 모든 상관계수 $p < .001$.

학습이 각각 원척도와 0.78과 0.98의 상관을 보였다. 이러한 분석 결과에 비추어볼 때, 단축형 학교생활참여척도는 높은 수준의 공인타당도를 확보한 것으로 해석된다.

셋째, 공인타당도 검정을 위해 Wang 등(2011)의 학교참여척도 하위요인과의 상관계수를 산출하여 표 13에 제시하였다. 분석 결과,

동일한 하위변수 간 상관이 다른 변수와의 상관보다 높은 것으로 나타났다. 단축형 척도의 학교교육가치감은 Wang 등의 학교참여척도의 학교교육가치감과 0.73의 상관을 보였고, 단축형 척도의 수업집중은 Wang 등의 학교참여척도의 집중행동과 0.65의 상관을 보였다. 또한 단축형 척도의 자기조절학습은 Wang 등의 학

표 13. Wang 등(2011)의 학교참여척도와의 상관

Wang 등(2011)의 학교참여척도		①	②	③	④	⑤	⑥
요인	하위요인						
정서적 참여	학교소속감	0.53	0.52	0.45	0.50	0.28	0.39
	학교교육가치감	0.50	0.73	0.33	0.41	0.45	0.53
행동적 참여	집중행동	0.60	0.54	0.40	0.47	0.65	0.64
	학교규칙준수	0.29	0.30	0.18	0.27	0.35	0.29
인지적 참여	자기조절학습	0.53	0.60	0.43	0.48	0.49	0.73
	인지전략활용	0.47	0.52	0.39	0.41	0.44	0.71

주 1. ① 학교생활만족감, ② 학교교육가치감, ③ 학교활동, ④ 대인관계, ⑤ 수업집중, ⑥ 자기조절학습
 주 2. 모든 상관계수 $p < .001$.

교참여척도의 자기조절학습과 0.73, 인지전략 활용과 0.71의 높은 상관을 이루었다. 반면, 단축형 척도의 행동적 참여는 Wang 등의 학교참여척도의 행동적 참여와 상대적으로 낮은 상관을 보였는데, 이는 두 척도의 행동적 참여를 구성하는 하위변수가 서로 다르기 때문으로 보인다. 이러한 분석 결과에 근거하면, 단축형 척도의 정서적 참여와 학업적 참여가 높은 공인타당도를 확보한 것으로 해석된다.

넷째, 학교생활참여 하위변수와 관련성이 있는 변수를 측정하는 세 준거척도와의 상관 분석을 통해 공인타당도 검정을 시도한 결과는 표 14와 같다. 이 연구에서 개발한 단축형 척도의 하위변수와 이자영과 이상민(2012)의 학업열의척도의 하위요인 간 상관계수가 모두 유의하였다. 특히, 학교생활만족감과 학교교육

가치감은 각각 헌신 및 활기와 높은 상관을 보였고, 자기조절학습은 몰두 및 헌신과 높은 관계를 이루었다. 또한 Pintrich와 De Groot(1990)의 학습동기전략 질문지를 구성하는 자기조절 하위요인과의 상관에서는 단축형 척도의 자기조절학습이 0.78로 가장 높은 상관을 보였다. 마지막으로 김종백과 김태은(2008)의 학교행복 검사도구 하위요인과의 상관을 살펴보면, 단축형 척도의 학교생활만족감과 학교교육가치감은 학습활동즐거움과, 단축형 척도의 대인관계는 친구관계와, 단축형 척도의 자기조절학습은 자기효능감 및 학습활동즐거움과 높은 상관을 보였다. 이러한 상관 분석 결과에 비추어 볼 때, 이 연구에서 개발한 단축형 척도의 공인타당도가 양호한 것을 확인할 수 있다.

표 14. 학교생활참여 관련 준거척도와의 상관

준거척도		①	②	③	④	⑤	⑥
요인	하위요인						
학업열의	헌신	0.57	0.61	0.40	0.44	0.49	0.71
	활기	0.57	0.54	0.43	0.39	0.47	0.62
	효능감	0.51	0.42	0.32	0.39	0.49	0.65
	몰두	0.50	0.50	0.35	0.37	0.49	0.72
자기조절	자기조절	0.54	0.53	0.37	0.40	0.59	0.78
학교행복	친구관계	0.57	0.44	0.44	0.65	0.22	0.35
	교사관계	0.42	0.50	0.43	0.50	0.31	0.35
	환경만족	0.52	0.59	0.50	0.51	0.33	0.40
	자기효능감	0.59	0.59	0.50	0.54	0.47	0.68
	학습활동즐거움	0.62	0.71	0.49	0.52	0.49	0.64
	심리적안정	0.52	0.31	0.26	0.29	0.34	0.24

주 1. ① 학교생활만족감, ② 학교교육가치감, ③ 학교활동, ④ 대인관계, ⑤ 수업집중, ⑥ 자기조절학습
 주 2. 모든 상관계수 $p < .001$.

논 의

학교생활참여는 학업성취와 학교적응 뿐만 아니라 주관적 안녕감의 증진과 정서행동문제의 예방에 기여한다(이승연, 한미리, 2014; Fredricks et al., 2004; Li et al., 2011; Marks, 2000). 반면, 학교생활에 대한 무관심과 이탈은 학업저성취, 비행, 대인관계문제와 관련되고(Fredricks et al., 2004), 학업중단을 초래하여 상급학교 진학과 취업의 기회를 잃게 만든다(Alexander et al., 1997; Finn, 1989). 특히, 중학생의 학교생활참여 수준이 낮기 때문에 이를 정확하고 신속하게 측정하여 위험군을 선별하고 학교심리학적 예방의 노력을 기울일 필요가 있다.

이에 신현숙과 염시창(2015)은 중학교 1~3학년 학생들을 대상으로 자유응답형 질문조사를 실행하고, 예비문항에 대한 내용분석과 세 차례에 걸친 전문가 포커스집단 면접을 통해 정서적 참여(학교생활만족감, 학교교육가치감), 행동적 참여(규칙준수행동, 교과외활동), 사회적 참여(또래관계, 교사학생관계), 학업적 참여(수업집중, 자기조절학습)를 평가하는 중학생용 한국형 학교생활참여척도(K-SES-M) 48문항을 개발하였다. 이 척도의 신뢰도와 타당도는 양호한 것으로 확인되었으나, 요인분석을 통해 개발된 척도는 심리측정학적 제한점을 가지고 있다(Cole et al., 2004; Zhu et al., 2001). 또한 문항 수가 많은 자기보고 척도로는 수검동기가 낮은 청소년들로부터 타당한 응답을 얻지 못할 수 있다(Cornell et al., 2014).

이러한 문제점을 해결하고자, 이 연구에서는 심리측정학적으로 양호하면서 학교현장에서 활용도가 높은 중학생용 학교생활참여척도 단축형(K-SES-MS)을 개발하고 타당화하였

다. 원칙도와 공인타당도 검정을 위한 준거척도들을 사용하여 중학교 1~3학년 734명으로부터 자료를 수집하였다. 원칙도에서 구분했던 학교생활참여의 네 가지 요인별(정서적 참여, 행동적 참여, 학업적 참여, 사회적 참여) Rasch 측정모형 중 평정척도모형을 적용하였다. 분석 결과, 문항에 대한 반응범주의 수는 원래의 5개보다 4개가 더 적절한 것으로 나타났다. 정서적 참여 7문항, 행동적 참여 8문항, 학업적 참여 7문항의 총 22개 문항으로 단축형 척도가 구성되었다. 이들 3요인의 구인신뢰도와 문항내적일관성이 양호하였고, 단축형 척도의 공인타당도가 확인되었다. 이 연구에서 밝혀진 결과에 대해 논의하면 다음과 같다.

먼저, 이 연구에서는 5점 척도의 ‘전혀 그렇지 않다’는 반응범주에 응답한 빈도가 10명 이하인 문항수가 많았다. Rasch 측정모형을 적용할 때 반응범주별로 최소한 10명의 피험자를 확보해야 한다는 Linacre(2004)의 제안을 받아들여 5점 척도를 4점 척도로 변환한 범주통합(category collapsing) 후에 자료를 분석하였다. Zhu 등(2001)은 5점 척도의 적합도 통계량과 범주별 피험자 측정값 평균과 경계값, 피험자 및 문항 분리지수를 검토하여 3개 범주모형(11223)을 선정한 바 있다. 홍세희와 조용래(2006)도 역기능적 신념검사 단축형을 구성할 때 범주확률곡선을 참조하여 7개 범주를 6점 범주체계로 재점수화 한 후 문항분석을 하였다.

다음으로 이 연구에서 문항 개발을 위해 사용한 원칙도, 즉 중학생용 한국형 학교생활참여척도 문항에 대한 응답을 요인분석한 신현숙과 염시창(2015)에 의하면, 학교생활참여의 정서적, 행동적, 사회적, 학업적 측면에 해당하는 1차 8요인 모형이 경험적 자료에 가장

적합하였다. 그러나 단축형 척도는 정서적 참여, 행동적 참여, 학업적 참여의 요인들로 구성되었다. 단축형 척도의 정서적 참여와 학업적 참여는 원척도와 동일하고 각 요인을 구성하는 하위변수들도 같지만, 단축형 척도의 행동적 참여는 원척도의 행동적 참여와는 다른 하위변수들로 구성되었다. 요인별 분석 결과가 가지는 의미는 다음과 같다.

첫째, 단축형 척도의 정서적 참여 요인 하위변수들(학교생활만족감, 학교교육가치감)이 원척도의 정서적 참여 요인과 동일하였고, Wang 등(2011)이 개발한 미국 중학생용 학교참여척도에서도 정서적 참여 요인은 두 하위요인으로 구성되었다. 긍정적 정서 경험이 과제해결의 전략과 사고의 폭을 넓히고 심리적 힘을 증강시키며 과제해결을 위한 적극적 행동을 활성화시킨다는 Fredrickson(2001)의 긍정적 정서의 확장 및 수립 이론(broaden-and-build theory of positive emotions)에 근거하면, 정서적 참여가 학교생활참여의 기틀로 작용할 가능성이 높다. 이는 우리나라 중학교 교실맥락과 학교참여 요인들의 구조적 관계를 검증한 연구에서도 확인되었는데, 중학생의 정서적 참여가 긍정적인 교실맥락(동기를 증진시키는 수업방식의 적용, 숙달목표구조의 조성, 사회적 지지의 제공)과 인지적 참여의 관계를 완전매개하였다(신현숙, 2014).

둘째, 단축형 척도의 학업적 참여 요인 하위변수들(수업집중, 자기조절학습) 역시 원척도의 학업적 참여 요인과 동일하였다. 그러나 Wang 등(2011)의 척도에서는 수업집중행동이 학교규칙준수와 더불어 행동적 참여 요인에 분류되었고, 자기조절학습은 인지전략활용과 더불어 인지적 참여 요인을 구성하였다. 인지전략활용은 학교참여에 대한 이론적 논의

(Fredricks et al., 2004)와 학교참여척도(Wang et al., 2011)에 포함된 바 있지만, 우리나라 중학생 대상의 원척도 개발 과정에서 제외된 하위변수로서 단축형 척도에서도 제외되었다. 인지전략활용 하위변수가 제외된 이유에 대해 원척도의 개발자인 신현숙과 염시창(2015)은 척도 지시문에서는 학교생활에 대해 물었지만 인지전략활용 하위변수의 문항들이 숙제, 연습, 복습, 시험대비 계획 등 학교수업 이외의 시간에 사용하는 학습전략을 기술하였기 때문으로 해석하였다. 또한 인지적 참여는 학교공부와 관련된 통제감, 학교공부의 현실적 관련성, 미래포부 등 동기적 신념으로도 정의된 바 있어서(Appleton, et al., 2006; Betts et al., 2010) 인지적 참여 요인의 개념적 명확성이 다소 부족함을 알 수 있다. 따라서 이 연구에서는 학교에서 이루어지는 교과수업과 학습활동에 참여하는 행동을 나타내는 수업집중과 자기조절학습의 문항들을 학업적 참여로 분류 및 명명하는 것이 적절하다고 판단하였다.

셋째, 단축형 척도와 원척도 둘 다 행동적 참여 요인을 포함하지만 요인을 구성하는 하위변수들은 달랐다. 원척도의 행동적 참여 요인은 여타의 학교참여척도(예, Glanville & Wildhagen, 2007; Wang et al., 2011)처럼 규칙준수행동 하위변수와 교과의 학교활동 하위변수를 포함한 반면, 단축형 척도의 행동적 참여 요인은 학교활동 하위변수와 학교 안의 긍정적 대인관계 하위변수로 구성되었다. 원래 행동적 참여는 교내 올바른 행동과 학습과제 및 학교활동에 대한 참여를 뜻하는데(Fredricks et al., 2004; Jimerson et al., 2003), 폭행이나 욕설 같은 문제행동과 학교규칙 준수 행동을 기술한 규칙준수행동 문항들은 단축형 척도의 행동적 참여 요인에 포함되지 못하였다. 단축

형 척도의 행동적 참여는 비교과활동이나 교내 공동체 활동 뿐만 아니라 교사나 또래들과의 사회적 상호작용을 기술하는 문항들을 포괄하였다. 이는 사회적 참여와 행동적 참여를 하나의 요인으로 통합한 Yazzie-Mintz와 McCormick(2012)의 주장과 유사하다.

한편, 우리나라 중학생과 대학생 대상의 연구(Reeve, 2013)와 타이완 고등학생 대상의 연구(Reeve & Tseng, 2011)에서는 주도적 참여를 수업참여의 주요 요인으로 포함시켰다. 학교생활참여척도(신현숙, 염시창, 2015)에서는 주도적 참여가 독립된 요인으로 추출되지 못했지만, 교과외활동 참여 요인의 두 문항(‘45. 나는 학급회의 시간에 내 의견을 말한다.’ ‘61. 학교에서 학생들 스스로 학교행사나 축제를 계획하거나 진행하는 일에 나도 적극적으로 참여한다.’), 교사학생관계 요인의 한 문항(‘39. 나는 학교에서 내 관심사와 내가 좋아하는 것에 대해 선생님에게 솔직하게 표현한다.’), 수업집중 요인의 한 문항(‘84. 나는 수업내용 중 이해가 되지 않거나 궁금한 것을 질문한다.’)이 주도적 참여를 반영하였다. 단축형 척도에서도 주도적 참여가 별도의 요인으로 추출되지 않았지만, 원척도 61번과 39번 문항이 행동적 참여 요인으로 분류되었다.

이 연구에서는 Rasch 측정모형 분석을 실행하여 단축형 척도를 개발하였기 때문에 반응범주에 대한 경험적 검토를 할 수 있었고 문항과 피험자를 공통척도에 위치시켜 검사결과를 단일 참조틀 상에서 해석할 수 있었다. 심리측정학적 양호도를 저해하지 않는 단축형 척도의 사용은 교사와 학부모 그리고 학교심리전문가들이 학생에 관한 정보를 신속하게 수집하여 학교생활참여가 저조한 위험군을 조기에 선별하고, 예방교육이나 개입방안을 설

계·시행하며, 예방과 개입의 시행 과정 중에 학교생활참여 수준의 변화를 주기적으로 모니터링하고, 여러 변수들을 분석해야 하는 연구를 수행할 때 활용도가 높을 것으로 기대된다. 원척도(신현숙, 염시창, 2015) 역시 양호한 신뢰도와 타당도를 갖추었으므로 보다 많은 문항을 사용하여 원척도의 8요인이 나타내는 학교생활참여 양상을 세부적으로 파악하고자 한다면 원척도를 활용할 수 있을 것이다.

이처럼 이 연구에서 밝혀진 결과는 학교심리학 연구와 실제를 위한 중요한 의의를 가지고 있을지라도 다음과 같은 재검토와 논의를 요한다.

첫째, 반응범주의 통합은 여러 가지 조건을 고려해야 하는 복잡한 문제이므로 적정 반응범주에 대한 재검토가 요구된다. 예를 들면, 이 연구에서 사용한 5점 척도의 반응범주의 통합과 관련하여 대안적인 채점구조로는 4개 범주모형 4가지(11234, 12234, 12334, 12344), 3개 범주모형 6가지(11123, 11223, 12233, 12333, 12223, 11233) 등이 있다. Fox와 Jones(1998)는 이러한 대안적 채점구조 중에서 최적의 반응범주를 선택하는 방법으로 피험자-문항 분리지수 산점도, 피험자 및 문항 내적합도-외적합도 표준편차 산점도, 각 모형의 범주 적합도를 검토할 것을 제안한 바 있다. 한편, 이 연구에서는 11234라는 반응범주 통합을 시도했기 때문에 ‘전혀 그렇지 않다’와 ‘조금 그렇지 않다’를 하나의 범주(‘그렇지 않다’)로 묶은 셈이다. 그렇다면 4점 척도를 사용하는 경우에 이 반응범주를 어떻게 기술해야 하는가? 그동안 다수의 국내 연구에서 ‘전혀 그렇지 않다’ ~ ‘매우 그렇다’라는 범주체계를 사용해왔다. 그러나 ‘전혀’와 ‘매우’는 특성의 정도나 빈도를 정의할 때 대등한 극단에 해당되는 부사로

보기 어렵다. 따라서 이 연구에서는 ‘전혀 그렇지 않다’보다는 ‘매우 그렇지 않다’라는 반응범주를 사용하는 것이 바람직하다고 판단하였다. 앞으로 한국형 학교생활참여척도의 범주체계에 대한 후속 연구가 필요하다.

둘째, 이 연구에서는 학교생활참여척도의 요인별로 일차원적 Rasch 측정모형을 적용한 분석을 시도하였다. 표준화 잔차를 활용한 주성분분석을 실행한 결과, 대조별 요인의 아이겐 값이 모두 3.0보다 작아 Rasch 측정모형의 일차원성이 지지되었기 때문이다. 그러나 요인 간에 상관을 허용할 수도 있고, 더 나아가 한 문항에 두 가지 요인이 부하되는 경우를 상정할 수도 있다. 그러므로 향후 다차원 Rasch 모형 분석을 시도할 필요가 있고, 이러한 분석이 가능한 프로그램(예, ConQuest)의 실행이 유용할 것이다.

참고문헌

- 교육부 (2016). 학업중단 학생 현황. 교육부.
- 김명숙, 설현수 (2007). Rasch 측정모형에 의한 K 비판적 사고성향 검사의 양호도 검증. *교육평가연구*, 20(2), 101-124.
- 김성숙, 박찬옥, 설현수 (2009). Rasch 측정 모형을 활용한 유아 리더십 유형 검사 도구 타당화. *열린유아교육연구*, 14(3), 517-556.
- 김종렬, 이은주 (2012). 초·중학교급별 교실목표구조, 기본심리욕구, 수업참여 간의 구조적 관계 분석. *교육심리연구*, 26(3), 817-835.
- 김종백, 김태은 (2008). 학교행복 검사도구 개발 및 타당화. *교육심리연구*, 22(1), 259-279.
- 김혜진, 김옥분 (2009). Rasch 측정모형의 적용을 통한 대학생용 단축형 완벽주의 척도 구성. *교육평가연구*, 22(3), 757-781.
- 문은식 (2013). 중학생이 지각한 교실의 사회적 환경, 동기적 신념, 관여 및 학업성취도의 구조적 관계. *아동교육*, 22(4), 25-43.
- 박혜숙 (2013). Rasch 측정모형을 사용한 대학생 대상 다문화 수용성 척도개발 및 타당화. *교육심리연구*, 27(2), 453-477.
- 설현수 (2007). Messick의 타당도 관점에서 Rasch 측정모형 적용을 통한 대학 강의 평가도구 개발의 타당화. *교육평가연구*, 20(4), 31-51.
- 설현수, 김성은, 김동민 (2005). Rasch 모형을 이용한 Marlowe-Crowne의 사회적 정향성 척도 타당화. *교육평가연구*, 18(1), 101-123.
- 손원숙 (2003). 심리검사 번안에 대한 통합적 접근. *한국심리학회지: 일반*, 22(2), 57-80.
- 신현숙 (2014). 중학생이 지각한 교실맥락과 인지적 참여의 관계에서 행동적 및 정서적 참여의 중다매개효과. *청소년학연구*, 21(4), 83-106.
- 신현숙 (2015. 8.). 초·중·고등학생의 학습활동참여에 대한 잠재평균분석. 2015 한국심리학회 연차학술대회 자료집 (p. 429). 서울.
- 신현숙 (2017). 중학생이 지각한 학급맥락과 학업유능성 및 주관적 안녕감의 관계: 기본심리욕구 충족과 수업참여의 매개효과. *아동교육*, 26(2), 41-65.
- 신현숙, 염시창 (2013). 학교참여 다차원 구인에 대한 성별 및 학교급별 잠재평균분석. *한국심리학회지, 학교*, 10(2), 283-305.
- 신현숙, 염시창 (2015). 중학생용 한국형 학교

- 생활참여척도의 개발 및 타당화. *한국심리학회지: 학교*, 12(2), 177-202.
- 이승연, 한미리 (2014). 정신건강 2요인 모델에 따른 중학생의 학교참여와 학업성취. *청소년학연구*, 21(10), 195-218.
- 이자영, 이상민 (2012). 한국형학업열의척도 개발 및 타당화. *교육방법연구*, 24(1), 131-147.
- 추헌택, 손원숙 (2012). 대학생용 학업참여 척도(UWES-S)의 타당화: 학업동기, 참여 및 만족도의 구조적 관계. *한국심리학회지: 학교*, 9(3), 485-503.
- 홍세희, 조용래 (2006). 역기능적 신념검사 단축판의 구성: Rasch 평정척도모형의 적용. *한국심리학회지: 임상*, 25(3), 865-880.
- Alexander, K. L., Entwisle, D. R., & Horsey, C. S. (1997). From first grade forward: Early foundations of high school dropout. *Sociology of Education*, 70, 87-107.
- Anderman, E. M., Maehr, M. L., & Midgley, C. (1999). Declining motivation after the transition to middle school: Schools can make a difference. *Journal of Research and Development in Education*, 32, 131-147.
- Andrich, D. (1978). Rating formulation for ordered response categories. *Psychometrika*, 43(4), 561-573.
- 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(5), 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*, 44, 427-445.
- Betts, J. E., Appleton, J. J., Reschly, A. L., Christenson, S. L., & Huebner, E. S. (2010). A study of the factorial invariance of the student engagement instrument (SEI): Results from middle and high school students. *School Psychology Quarterly*, 25(2), 84-93.
- Bond, T. G., & Fox, C. M. (2015). *Applying the Rasch model: Fundamental measurement in the human sciences* (3rd. ed.). New York: Routledge.
- 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.
- Cole, J. C., Rabin, A. S., Smith, T. L., & Kaufman, A. S. (2004). Development and validation of a Rasch-derived CES-D short form. *Psychological Assessment*, 16(4), 360-372.
- Cornell, D. G., Lovegrove, P. J., & Baly, M. W. (2014). Invalid survey response patterns among middle school students. *Psychological Assessment*, 26(1), 277-287.
- Embretson, S. E., & Reise, S. P. (2000). *Item response theory for psychologists*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Fall, A., & Roberts, G. (2012). High school dropouts: Interactions between social context, self-perceptions, school engagement, and student dropout. *Journal of Adolescence*, 35, 787-798.
- Finn, J. D. (1989). Withdrawing from school. *Review of Educational Research*, 59, 117-142.

- Fox, C. M., & Jones, J. A. (1998). Use of Rasch modeling in counseling psychology research. *Journal of Counseling Psychology, 45*(1), 30-45.
- Fredricks, J. A. (2011). Engagement in school and out-of-school contexts: A multidimensional view of engagement. *Theory Into Practice, 50*, 327-335.
- 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*(1), 59-109.
- Fredrickson, B. L. (2001). The role of positive emotions in positive psychology: The broaden-and-build theory of positive emotions. *American Psychologist, 58*, 218-226.
- Glanville, J. L., & Wildhagen, T. (2007). The measurement of school engagement: Assessing dimensionality and measurement invariance across race and ethnicity. *Educational and Psychological Measurement, 67*(6), 1019-1041.
- Griffiths, A., Sharkey, J. D., & Furlong, M. J. (2009). Student engagement and positive school adaptation. In R. Gilman, E. S. Huebner, & M. J. Furlong (Eds.), *Handbook of positive psychology in schools* (pp. 197-211). New York: Routledge.
- Hong, S., Kim, B., & Wolfe, M. (2005). A psychological revision of the European American Values Scale for Asian Americans using the Rasch model. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development, 37*(4), 194-207.
- Hu, L. & Bentler, P. (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.
- Jimerson, S. R., Campos, E., & Greif, J. L. (2003). Toward an understanding of definitions and measures of school engagement and related terms. *The California School Psychologist, 8*, 7-27.
- Lam, S., Jimerson, S., Shin, H., Cefai, C., Veiga, F. H., Hatzichristou, C., et al. (2016). Cultural universality and specificity of student engagement in school: The results of an international study from 12 countries. *British Journal of Educational Psychology, 86*, 137-153.
- Li, Y., Zhang, W., Liu, J., Arbeit, M. R., Schwartz, S. J., Bowers, E. P., & Lerner, R. M. (2011). The role of school engagement in preventing adolescent delinquency and substance use: A survival analysis. *Journal of Adolescence, 34*, 1181-1192.
- Linacre, J. M. (2004). Optimizing rating scale category effectiveness. In E. V. Smith, Jr. & R. M. Smith (Eds.), *Introduction to Rasch measurement: Theory, models and application* (pp. 258-278). Maple Grove, MN: JAM Press.
- Linacre, J. M. (2017a). *A user's guide to WINSTEPS: Rasch-model computer program*. www.winsteps.com.
- Linacre, J. M. (2017b). *WINSTEPS: Computer Program 3.93*. www.winsteps.com.
- Marks, H. M. (2000). Student engagement in instructional activity: Patterns in the elementary, middle, and high school years. *American Educational Research Journal, 37*, 153-184.
- Martinez, R. S., Aricak, O. T., Graves, M. N.,

- Peters-Myszak, J., & Nellis, L. (2011). Changes in perceived social support and socioemotional adjustment across the elementary to junior high school transition. *Journal of Youth & Adolescence*, 40, 519-530.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2012a). *Mplus user's guide* (7th ed.). Los Angeles: Muthén & Muthén.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2012b). *Mplus: Computer Program 7.0*. www.statmodel.com.
- Pintrich, P. R., & De Groot, E. V. (1990). Motivational and self-regulated learning components of classroom academic performance. *Journal of Educational Psychology*, 82(1), 33-40.
- Reeve, J. (2013). How students create motivationally supportive learning environments for themselves: The concept of agentic engagement. *Journal of Educational Psychology*, 105, 575-595.
- Reeve, J., & Tseng, C. (2011). Agency as a fourth aspect of students' engagement during learning activities. *Contemporary Educational Psychology*, 36, 257-267.
- Salmela-Aro, K., & Upadyada, K. (2012). The schoolwork engagement inventory: Energy, dedication, and absorption (EDA). *European Journal of Psychological Assessment*, 28(1), 60-67.
- Schaufeli, W. B., Martinez, I. M., Pinto, A. M., Salanova, M., & Baller, A. B. (2002a). Burnout and engagement in university students: A cross-national study. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 33(5), 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.
- Sherhoff, D. J., Csikszentmihalyi, M., Schneider, B., & Sherhoff, E. S. (2003). Student engagement in high school classrooms from the perspective of flow theory. *School Psychology Quarterly*, 18(2), 158-176.
- Simons-Morton, B., & Chen, R. (2009). Peer and parent influences on school engagement among early adolescents. *Youth & Society*, 41(1), 3-25.
- Skinner, E., Furrer, C., Marchand, G., & Kindermann, T. (2008). Engagement and disaffection in the classroom: Part of a larger motivational dynamic? *Journal of Educational Psychology*, 100(4), 765-781.
- Upadyada, K., & Salmela-Aro, K. (2013). Development of school engagement in association with academic success and well-being in varying social contexts. *European Psychologist*, 18(2), 136-147.
- Wang, M., Willett, J. B., & Eccles, J. S. (2011). The assessment of school engagement: Examining dimensionality and measurement invariance by gender and race/ethnicity. *Journal of School Psychology*, 49, 465-480.
- Wolfe, E. W., & Smith, E. V., Jr. (2007). Instrument development tools and activities for measure validation using Rasch models: Part II. Validation activity. In E. V. Smith, Jr. & R. M. Smith (Eds.), *Rasch measurement: Advanced and specialized applications* (pp. 202-242). Maple Grove, MN: JAM Press.
- Wright, B. D., & Linacre, J. M. (1994).

- Reasonable mean-square fit values. *Rasch Measurement Transactions*, 8, 370-371.
- Yazzie-Mintz, E., & McCormick, K. (2012). Finding the humanity in the data: Understanding, measuring, and strengthening student engagement. In S. L. Christenson, A. L. Reschly, & C. Wylie (Eds.), *Handbook of research on student engagement* (pp. 743-760). New York: Springer.
- You, S., & Sharkey, J. (2009). Testing a developmental-ecological model of student engagement: A multilevel latent growth curve analysis. *Educational Psychology*, 29(6), 659-684.
- Zhu, W., Timm, G., & Ainsworth, B. (2001). Rasch calibration and optimal categorization of an instrument measuring women's exercise perseverance and barriers. *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 72(2), 104-116.

원 고 접 수 일 : 2017. 06. 12.

수정원고접수일 : 2017. 07. 26.

최종게재결정일 : 2017. 08. 19.

Development and Validation of the Korean School Engagement Scale for Middle School Students (K-SES-M) Short Form

Hyeonsook Shin

Sichang Yum

Chonnam National University, Department of Education

The Korean School Engagement Scale for Middle School Students (K-SES-M) is a 48-item self-report scale, which measures middle school students' affective, behavioral, social, and academic engagement in school. Although the K-SES-M well reflects how Korean middle school students engage in school and is reliable and valid, there still remain psychometric issues to be resolved in the procedure of item development and quite a number of items restrict its use for both practical and research purposes. This study was conducted to develop a brief, psychometrically sound version of the K-SES-M using Rasch measurement model and to test its reliability and validity. Seven-hundred thirty-four students in Grades 7 ~9 completed the K-SES-M and criterion tests. The Rasch rating scale model was applied to each of the four school engagement factors. Results showed that a 4-point rating scale was more appropriate for the K-SES-M short form (K-SES-MS) than was the 5-point rating scale of the original K-SES-M. Based on item fit and item difficulty estimates for each of the four factors as well as differential item functioning analyses by gender for each item, 24 items were initially selected. The results from confirmatory factor analyses indicated that the fit of the first-order three-factor model consisting of affective engagement (7 items), behavioral engagement (8 items), and academic engagement (7 items) was reasonable. Thus, a 22-item short form of the K-SES-M was presented to meet the need for a measure that could be used for periodic monitoring of Korean middle school students' engagement in school. The three factors of school engagement were found to have adequate construct reliability and internal consistency, and the K-SES-MS was found to have strong concurrent evidence. Finally, the use of the K-SES-MS, limitations of this study and suggestions for further research were discussed.

Key words : school engagement, school engagement scale, short form, K-SES-MS, Rasch rating scale model

<부 록>

중학생용 학교생활참여척도 단축형

학생은 이번 학년 동안 어떻게 학교생활을 하고 있나요? 1~4 중에서 자신의 경험(행동, 느낌 또는 생각)을 가장 잘 나타내는 숫자에 ○표 하세요.

1(매우 그렇지 않다), 2(그렇지 않은 편이다), 3(그런 편이다), 4(매우 그렇다)

요인	하위변수	문항
정서적 참여 (7문항)	학교생활만족감	1. 나는 학교생활이 즐겁고 행복하다. (1) 4. 나는 학교생활에 의욕이 없고 만사가 귀찮다. (R) (10) 7. 나는 학교생활이 힘들게 느껴진다. (R) (13) 10. 나는 학교공부가 즐겁다. (77)
	학교교육가치감	13. 나는 학교에서 배우는 지식이 실생활에 도움이 될 것이라고 생각한다. (41) 16. 내가 앞으로 사회생활에 적응하기 위해 필요한 것(예를 들면, 단체생활에 필요한 대인관계 기술, 사회생활에 관한 지식 등)을 학교에서 배운다. (48) 19. 내가 인생에서 성공하려면 학교생활을 성실히 해야 한다. (55)
행동적 참여 (8문항)	학교활동	2. 나는 학교에서 하는 단체활동(예를 들면, 학교축제, 수련회, 교내 체육대회)에 열심히 참여한다. (20) 5. 나는 우리 학교의 동아리 활동, 진로체험, 봉사활동, 방과 후 학교 프로그램 등에 적극적으로 참여한다. (29) 8. 우리 학교에서 학생들 스스로 학교행사나 축제를 계획하거나 진행하는 일에 나도 적극적으로 참여한다. (61) 11. 나는 주변 활동, 청소, (급식이나 체육대회) 행사도우미 역할을 즐거운 마음으로 한다. (66)
	대인관계	14. 나는 학교에서 친구들과 잘 어울리고 협동한다. (3) 17. 나는 학교에서 선생님 말씀을 잘 듣고 따른다. (9) 20. 학교에서 친구들과 어울릴 수 있는 점심시간이 즐겁다. (11) 22. 나는 학교에서 내 관심사와 내가 좋아하는 것에 대해 선생님께 솔직하게 표현한다. (39)
학업적 참여 (7문항)	수업집중	3. 나는 수업시간에 떠들거나 딴 짓을 한다. (R) (38) 6. 나는 수업시간에 잡념이 들어 멍하게 있다. (R) (56)
	자기조절학습	9. 나는 어려운 과목을 공부할 때는 시간과 노력을 좀 더 많이 기울인다. (37) 12. 나는 싫어하는 과목이나 어려운 과목이라도 중요하다는 생각이 들면 열심히 해야지 다짐을 한다. (58) 15. 나는 지루하지 않게 꾸준히 공부할 수 있는 방법을 찾아서 공부한다. (예를 들면, 공부 가 잘 되는 장소나 시간에 공부하거나 좋아하는 과목과 싫어하는 과목을 번갈아 공부한다.) (76) 18. 나는 과목별 특징에 맞는 방법을 찾아서 공부한다. (81) 21. 공부할 때, 내가 얼마나 열심히 하고 있고 얼마나 잘 이해하고 있는지를 중간 중간에 스스로 점검한다. (89)

주. (R)은 역채점 문항이고, 괄호 안 번호는 중학생용 한국형 학교생활참여척도(신현숙, 엄시창, 2015)의 문항번호임.