

중고등학생을 위한 식물 관찰 동기 척도 개발과 타당화

한재윤* · 윤순진**

Development and Validation of a Plant Observation Motivation Scale for Middle and High School Students

Jaeyoon Han* · Sun-Jin Yun**

요약: 이 연구는 기존에 개발된 식물 관찰 동기 설문지를 이론적으로 검토하고 보완하여, 타당성과 신뢰성이 검증된 식물 관찰 동기 측정 도구를 개발하는 것을 목적으로 하였다. 기존 설문지의 이론적 배경을 바탕으로 문항을 추가하여 총 6문항의 설문지로 재구성하고, 환경교육 전문가 3인을 통해 내용 타당성과 현장 적합성을 검토 받았다. 구인타당도 검증을 위해 중고등학생 대상으로 예비 조사(174명)와 본 조사(472명)를 실시하였다. 예비 조사에서는 탐색적 요인분석을 통해 요인구조와 신뢰도를 확인하고, 본 조사에서는 확인적 요인분석을 통해 설문지의 구조 타당성을 검증하였다. 또한 다중집단 확인적 요인분석을 통해 중학생과 고등학생 간의 측정동일성도 확인하였다. 학생들에게 만연한 식물 인식 불균형을 개선하려면 식물 관찰 행동을 증진하는 것이 중요하며, 동기는 행동을 유발하는 근원적 힘이라는 점에서 식물 관찰 동기 측정은 유의미하다. 이 연구는 현재 활용 가능한 측정도구가 부족한 상황에서 타당성과 신뢰성이 확보된 식물 관찰 동기 측정 도구를 개발하였다는 점에서 의의가 있다.

주요어: 식물 관찰 동기, 식물 흥미, 식물 관찰 자기효능감, 식물 인식 불균형, 식물맹, 식물 관찰 동기 척도, 중고등학생, 학교 환경 교육, 척도 개발

Abstract: This study aimed to develop a valid and reliable scale for measuring plant observation motivation by theoretically reviewing and refining a previously developed questionnaire. Based on the theoretical foundation of the existing scale, additional items were included, resulting in a revised six-item questionnaire. Content validity and field applicability were reviewed by three environmental education experts. To verify construct validity, both a pilot study (n = 174) and a main study (n = 472) were conducted with middle and high school students. The pilot study employed exploratory factor analysis to examine the factor structure and reliability, while the main study used confirmatory factor analysis to test the structural validity of the questionnaire. In addition, measurement invariance across middle and high school students was validated. This study is significant in that it developed a scale with verified validity and reliability, addressing the current lack of such measurement instruments.

Key words: Plant observation motivation, Interest in plants, Self-efficacy for plant observation, Plant awareness disparity, Plant blindness, Plant Observation Motivation Scale, Middle and high school students, School-Based Environmental Education, Scale development

* 서울대학교 대학원 협동과정 환경교육전공 석사졸업(Master, Graduate School of Interdisciplinary Program in Environmental Education, Seoul National University), jaeyoon.han@snu.ac.kr

** 서울대학교 환경대학원 교수(Professor, Graduate School of Environmental Studies, Seoul National University), 협동과정 환경교육전공 겸무교수(Adjunct Professor, Graduate School of Interdisciplinary Program in Environmental Education), 환경계획연구소 겸무연구원(Adjunct Researcher, Environmental Planning Institute), 지속가능발전연구소 겸무연구원(Adjunct Researcher, Institute for Sustainable Development), ecodemo@snu.ac.kr

I. 서론

식물은 태양 에너지를 동물이 섭취할 수 있는 영양분으로 전환해 제공함으로써 지구 생태계 영양 피라미드의 가장 중요한 기초가 된다. 또한 식량, 목재, 약재 등을 비롯해 수질 정화, 홍수 예방 등의 다양한 생태계 서비스를 제공하며 인간 생존에서도 필수적이다. 그러나 상당수의 식물은 현재 심각한 멸종 위협에 직면해 있다. 지난 300년 사이 전 세계 숲 면적은 약 40% 감소했고(BGCI, 2021), 세계자연보전연맹(International Union for Conservation of Nature, IUCN)의 적색목록(Red List)에서 조사한 73,558종의 식물 중 약 38%가 멸종 위기 상태에 놓여 있다(IUCN, 2024).

이렇게 식물 멸종 위기 심화로 지구 생태계가 큰 위협을 받고 있지만 학생들은 식물이 생태계에서 수행하는 역할의 중요성을 제대로 인식하지 못하고 있는 경우가 많다. 심지어 가까운 주변에서 함께 살고 있는 식물의 존재조차 제대로 인식하지 못하는 경우가 많다(Stagg and Dillon, 2022). 이러한 상태를 식물맹(plant blindness) 또는 식물 인식 불균형(plant awareness disparity, PAD) 현상이라 부른다(Parsley, 2020; Wandersee and Schussler, 1999). 이런 식물 인식 불균형 상태에서는 식물 문제에 대해 잘못된 이해를 갖기 쉽고, 그 결과 총체적 관점이 필요한 생물다양성 문제에 대해서도 올바르게 이해하지 못할 가능성이 커진다(Amprazis and Papadopoulou, 2018). 또한 종에 대한 지식과 태도가 충분하지 않으면 종에 대한 보전 노력과 지지에도 부정적 영향이 미칠 수 있다(Martín-López, Montes and Benaya, 2007).

식물 인식 불균형 상태를 개선하기 위해서는 무엇보다 학생들이 식물과 실제 상호작용할 수 있는 기회를 주는 것이 효과적이다(Fančovičová and Prokop, 2011). 야외 자연체험 교육 프로그램은 학생들이 식물과 직접 상호작용할 수 있는 좋은 방법이다. 하지만 국내에서 야외 자연체험 교육은 학교 교육과정과 제대로 연계되지 못하고 있고(엄옥진·이명환, 2015), 환경교육 교재에서도 식물에 대한 내용은 빈약한 상황이다(박수진·김재근, 2024). 무엇보다 교사들은 안전이나 경비 문제, 통솔의 어려움이나 돌발 변수 발생에 대한 불안 등으로 야외 자연체험 교육 진행을 주저한다(엄옥진·이명환, 2015; 정완호 외, 1996;

주은정, 2016).

이러한 어려움을 해결하기 위해 교사들에게 접근성이 좋은 학교숲 활용 방법이 제안되지만 학교숲을 활용한 교육 방법에 대한 구체적인 연구는 충분하지 않은 상황이다(주은정, 2018). 게다가 학교숲 활용 교육 연구를 진행했더라도 그런 교육의 효과로서 식물 자체에 대한 학생의 태도가 어떻게 변화했는지에 대한 평가는 거의 찾아보기 힘들다(박규민·김종우, 2021; 송주현·이형철, 2018; 황선영·류상희, 2004; Fančovičová and Prokop, 2011). 이러한 상황에 대해서는 다양한 이유가 존재할 수 있겠지만 무엇보다 식물에 대한 태도를 측정하기 위해 연구자가 활용할 만한 도구가 충분하지 않았다는 점이 영향을 미쳤을 가능성이 있다. 관련 측정 도구로 국외에서는 Fančovičová and Prokop(2010)가 개발한 식물 태도 척도(Plant Attitude Scale, PAS) 설문지와 Parsley, Daigle and Sabel(2022)이 개발한 식물 인식 불균형 지수(Plant Awareness Disparity Index, PAD-I) 설문지를 찾아볼 수 있다. 국내에서는 정신희 외(2015)가 번역하여 신뢰도를 확인한 식물 태도 척도 설문지가 있고, 유지영(2009)이 개발한 식물 친숙도 설문지가 있다. 그리고 최근 들어 한재윤·윤순진(2024)이 야외 식물 관찰 체험을 유도하는 애플리케이션 개발 연구 과정에서 개발한 식물 관찰 동기 측정 설문지가 있다.

식물 인식 불균형 상태는 주의(attention), 태도(attitude), 지식(knowledge), 상대적 흥미(relative interest)라는 네 가지 구성 요소로 파악할 수 있다(Parsley, 2020). 특히 주의의 개선을 통해 식물에 대한 흥미가 개선되고 더 많은 학습으로 이어질 가능성이 높아서 주의는 태도, 지식, 상대적 흥미에 연쇄적인 영향을 미치는 핵심 요소로 볼 수 있다(Mrkva, Westfall and Van Boven, 2019; Lindemann-Matthies, 2005). 따라서 식물 인식 불균형 상태를 개선하기 위해서는 일차적으로는 식물의 존재를 의식하고 주의를 기울이는 행동을 증진하는 것이 필요하다. 그러므로 식물 인식 불균형 상태를 개선하는 목적의 교육 프로그램을 개발할 때도 그러한 프로그램을 적용한 결과 참여자들의 식물 관찰 행동이 증진되었는지 여부를 알아보는 것이 무엇보다 중요하다.

행동을 일으키고 증진하는 근원적인 내재적 힘을 동기라고 한다(김국현, 2016). 따라서 행동 증진 여부를 추론할 때는 해당 행동에 대한 동기 증진 여부를 알아볼 필요

가 있다. 식물 관찰 동기를 측정하는 것이 직접적 목적인 설문지는 현재 국내에서 한재운·윤순진(2024)의 설문지 외에는 찾아보기 힘들다. 한재운·윤순진(2024)의 설문지는 식물에 대한 흥미를 측정하는 문항들과 식물 관찰 자기효능감을 측정하는 문항들로 구성되어 있다. 이러한 설문지의 필요성과 유용성에 기초하여 이 연구에서는 해당 설문지의 이론적 타당성을 확인하고 추가적인 개선작업을 수행한 후 구인타당도(construct validity)를 검증하고자 한다.

II. 이론적 배경과 측정 도구 구성

이 연구는 학생들의 식물 인식 불균형 상태 개선을 위한 교수 방법 연구에 있어서 학생들의 식물 관찰 행동 증진 효과성을 검증할 도구가 부족하다는 문제 의식을 기초로 한다. 행동은 동기에 의해 추동되므로 식물 관찰 행동 증진 효과성 검증을 위해서는 식물 관찰 동기 측정 도구가 필요하다. 측정 도구를 설계할 때는 먼저 어떤 요소를 포함할지 이론적으로 살펴본 후 이를 측정 가능하게 조작적으로 정의한다. 이 연구에서는 한재운·윤순진(2024)에서 설계한 설문지를 바탕으로 하면서 대표적인 내재적 동기 요소인 흥미와 자기효능감 개념을 중심으로 아래와 같이 이론적 근거를 살펴보고 문항을 보강하는 재구성 작업을 진행했다.

동기는 내재적 동기와 외재적 동기로 나뉜다. 내재적 동기가 개인 내부에서 발생하며 활동 자체가 보상이 되는 동기라면, 외재적 동기는 특정 과제의 해결이 가져올 보상이나 벌에서 비롯되는 동기이다(Woolfolk *et al.*, 2013). 대표적인 내재적 동기 요인에는 ‘흥미(interest)’가 손꼽히는데, 흥미는 어떤 대상에 적극적으로 관여하려는 심리적인 태도를 말한다(김국현, 2016). 내재적 동기 자체는 조작적 정의가 어려워 측정이 용이하지는 않지만, 흥미는 많은 내재적 동기 측정 도구에 포함되어 있을 정도로 내재적 동기 자체와 동일시되는 경향이 있고, 유형 구분과 학습 순간에 측정이 용이하다는 장점이 있다(김성일 외, 2008).

흥미는 먼저 ‘직접적 흥미’와 ‘간접적 흥미’로 나누어 볼 수 있다(Dewey, 1913). 직접적 흥미는 그 자체로 좋아서 몰입하게 만드는 흥미 상태이고, 간접적 흥미는 직접

적 흥미의 대상과 관련하여 수단적 필요성이 생긴 것에 대해 갖게 된 흥미 상태를 말한다(양은주·임황룡, 2010). 예전에는 무관심했지만 직접적 흥미 대상과의 관련성을 알게 되어 이전에 무관심했던 대상이 흥미로워진 상태이다. 길을 가다 눈에 띈 어떤 꽃의 화려함에 매혹된 학생이 그 꽃의 이름이 알고 싶어지고, 나아가 꽃의 구조와 발생 원리까지 더 알고 싶어지는 흥미를 갖게 되는 것이다. 간접적 흥미였던 대상이 직접적 흥미의 대상으로 전이될 수 있고, 이어서 그 직접적 흥미가 또 다른 간접적 흥미를 이끌어낼 수 있기 때문에 흥미는 성장의 선순환을 만들어내는 교육학적 가능성을 연다(Dewey, 1913). 한재운·윤순진(2024)에서 개발한 식물에 대한 흥미 설문 문항들은 이러한 듀이의 흥미 이론을 바탕으로 구성되었다. 첫 번째 문항인 “나는 식물을 관찰하는 것이 재밌다.”는 직접적 흥미를 반영한 문항이고, 두 번째 문항인 “나는 식물을 더 잘 알고 싶다.”는 간접적 흥미를 반영한 문항이다.

그런데 Dewey(1913)는 ‘사회적 흥미’를 구분해 제시하기도 했다. 그는 개개인은 누구나 사회적 존재이기에 언제나 다른 사람에게 관심을 가지고 반대로 관심 받기를 원하는 사회적 흥미를 가진다고 보았다. 곧 자기의 마음을 누군가 알아주길 바라는 욕구를 사람들은 태생적으로 갖고 있으며, 어린 아이일수록 그러한 욕구는 더욱 크다고 보았다. 따라서 이 연구에서는 한재운·윤순진(2024)에서 개발한 식물에 대한 흥미 2개 문항에 더해 사회적 흥미 이론을 반영하여 “나는 친구들이 식물에 관심을 더 많이 가지면 좋겠다.”는 문항을 새로 구성하여 추가했다.

흥미는 또한 ‘개인적 흥미’와 ‘상황적 흥미’로도 구분되어 많은 학술적 논의가 이루어져 왔다(이현주·부은주, 2020). 개인적 흥미는 특정 대상에 대해 개인이 갖는 비교적 지속적이고 안정적인 관심을 말하고, 상황적 흥미는 특정 학습 활동 상황 등에서 발생하는 즉각적인 관심이나 재미를 말한다(Hidi and Renninger, 2006). 학습 과정에서 유발된 상황적 흥미는 지속적인 긍정적 피드백 과정에서 개인적 흥미로 나아갈 수 있다(김성일 외, 2008). 이 과정에서는 특히 교사가 학생의 자기효능감(self-efficacy)을 증진하는 지속적인 지원이 필요하다고 강조된다(Hidi and Renninger, 2006).

자기효능감은 “특정 성취에 요구되는 일련의 행동들을 조직하고 실행하는 자신의 능력에 대한 믿음”을 일컫

는다(Bandura, 1997: 3). 개인이 가진 내재적 동기는 환경에 따라 억제되거나 촉진될 수 있는데, 특히 유능성과 자율성을 함께 잘 느낄 수 있을 때 내재적 동기가 잘 촉진된다(Ryan and Deci, 2000). 자기효능감은 무엇보다 인지적 동기화 과정에서 중심 역할을 하는 특징이 있다. 성공적 결과를 기대하는 과정에서나 실패했을 때 그 원인을 본인의 노력 또는 능력으로 볼 것인지 혹은 결과를 통제 가능한 것으로 받아들일 것인지 등에서 인지적으로 개입하며 동기를 조절한다(Bandura, 1997; Weiner, 2010).

자기효능감은 조작적 정의가 용이하여 지금까지 다양한 영역과 기능에서 자기효능감 척도가 만들어져 왔다(김아영, 2004). Bandura(1997)는 자기효능감 척도를 만들 때는 해당 과제를 위한 특정 기능을 명확히 분석 및 정의해야 하고, 수준(level), 강도(strength), 일반성(generality)이라는 세 가지 측면을 고려할 필요가 있다고 설명했다. 여기에서 수준이란 과제의 어려움 정도에 따라 달라지는 자기효능감의 정도이고, 강도는 지금 가지고 있는 자기효능감이 어느 수준의 어려움까지 감당할 수 있는지의 정도를 말하며, 일반성은 자기효능감을 느끼는 활동의 영역이나 기능의 범위를 말한다. 자기효능감은 또한 의도가 아닌 현재 능력에 대한 판단이기 때문에 척도 문항의 문장은 “~할 것이다(will do)”가 아닌 “~할 수 있다(can do)”로 표현되어야 하는 점도 강조된다(Bandura, 2006).

한재윤·윤순진(2024)에서 개발한 식물 관찰 자기효능감 문항들은 식물 관찰 수행을 기초 수준에서 포괄적으로 바라보는 관점에서 식물 관찰 자기효능감의 변화를 알아보는 것을 목적으로 하고 있다. 여기서 식물 관찰의 일차적 목적은 서로 다른 식물을 구별하는 것이기 때문에 첫 번째 문항은 식물의 종류를 구별할 수 있는지를 확인하는 “나는 식물의 종류를 구별할 줄 안다.”로 구성되었다. 두 번째 문항은 식물 관찰 방법에 대한 자기효능감을 확인하기 위해 “나는 식물을 관찰하는 방법을 안다.”로 구성되었다. 첫 번째 문항이 식물 관찰 행동 자체에 대한 자기효능감을 묻는 것이라면, 두 번째 문항은 이러한 식물 관찰 행동을 위해 필요한 수단에 대한 자기효능감을 묻는다. 이는 직접적 흥미의 대상과 간접적 흥미의 대상이 구분된다는 점을 반영한 것이다.

한편, 자아 개념은 타인이 바라보는 나의 모습이 어떨지에 대해 스스로 추측하고 규정하는 과정에서도 큰 영향

을 받기 때문에 자기효능감 형성에서도 사회적 영향력을 무시할 수 없다(Gecas and Schwalbe, 1983). 따라서 이 연구에서는 사회적 관계 맥락에서 자신의 능력을 규정하고 바라보는 관점에서 식물 관찰 자기효능감을 묻는 문항으로 “나는 친구에게 식물 관찰 방법을 잘 알려줄 수 있다.”를 새로 구성하여 추가하였다.

III. 연구 방법

1. 기존 문항 검토 및 설문지 재구성

이 연구는 식물 관찰 동기 측정을 위해 현재 유일하게 개발되어 있는 한재윤·윤순진(2024)의 설문지를 기초로 하되, 보다 풍부한 이론적 자원으로 해당 설문지를 보완한 후 보완된 설문지의 타당성을 확인하는 것을 목적으로 한다. 한재윤·윤순진(2024)이 개발한 설문지는 리커트(Likert) 5점 척도로 된 식물에 대한 흥미 두 문항과 식물 관찰 자기효능감 두 문항으로 구성되어 있다. 10대 청소년의 인지 수준이라면 충분히 이해할 수 있는 문장으로 구성되었고, 수업 전후의 산만한 교실 환경에서 적용될 것을 고려하여 문항 수를 최소화했다. 한재윤·윤순진(2024)의 설문지에서 식물에 대한 흥미 문항들은 Dewey(1913)의 직접적 흥미와 간접적 흥미 이론을 반영해 개발되었고, 식물 관찰 자기효능감 문항들은 Bandura(1997)의 자기효능감 이론을 반영해 개발되었다. 학생들이 일반적으로 식물에 대한 관심과 지식이 적은 편이기 때문에(김홍태, 2018), 식물 관찰에 대한 기초적이고 포괄적인 수준에서 질문 내용이 구성되었다.

이 연구에서는 앞서 II절에서 논의한 Dewey(1913)의 사회적 흥미 이론을 추가로 반영하여 한재윤·윤순진(2024)의 설문 문항에 식물에 대한 흥미 문항 1개를 추가하였고, 식물 관찰 자기효능감 문항에 있어서도 사회적 맥락의 영향력을 고려하는 이론적 자원을 바탕으로 1개 문항을 추가하였다(Gecas and Schwalbe, 1983). 이러한 과정을 통해 이 연구에서는 식물에 대한 흥미 3문항, 식물 관찰 자기효능감 3문항의 총 6문항으로 식물 관찰 동기 척도를 재구성하였다. 재구성한 설문지 문항 내용은 표 1과 같다. 재구성한 설문지는 야외 자연체험 교육 진행 경험이 있는 환경교육 전문가 3인의 검토를 받아 설문 문항들의 내용 타당성과 현장 적용 적합성을 확인하였다. 이들 3인은

표 1. 재구성한 설문지 문항

분류	문항내용	출처 및 근거
식물에 대한 흥미	나는 식물을 관찰하는 것이 재밌다.	한재윤·윤순진(2024)
	나는 식물을 더 잘 알고 싶다.	
	나는 친구들이 식물에 관심을 더 많이 가지면 좋겠다.	Dewey(1913)를 근거로 새로 개발하여 추가
식물 관찰 자기효능감	나는 식물의 종류를 구별할 줄 안다.	한재윤·윤순진(2024)
	나는 식물을 관찰하는 방법을 안다.	
	나는 친구에게 식물 관찰 방법을 잘 알려줄 수 있다.	Bandura(1997)와 Gecas and Schwalbe(1983)를 근거로 새로 개발하여 추가

환경교육 박사 학위를 소지한 경력 10년 이상의 교사 1인과 환경교육 석사 학위 소지자로 경력 15년 이상의 교사 1인, 환경교육 석사 과정에 있는 경력 3년 이상의 교사 1인이다.

2. 예비 조사 및 탐색적 요인분석 실시

이 연구에서 재구성한 설문지의 구인타당도를 검증하고자 2023년과 2024년에 걸쳐 중학생과 고등학생을 대상으로 예비 조사와 본 조사를 실시하였다. 이 조사는 환경교육 비영리단체 '태양의학교'가 사회복지공동모금회 사랑의열매와 (재)숲과나눔의 '초록열매' 사업의 지원을 받아 진행한 학교숲 게임 공간화 사업에 참여한 학교들을 대상으로 이루어졌다. 예비조사에는 중학교와 고등학교에서 각 1개교씩 총 2개교가 참여하였고, 본조사에는 중학교와 고등학교에서 각 2개교씩 총 4개교가 참여하였다. 참여 학교들의 소재 지역은 다르지만 도심 한 가운데에 있는 학교들이란 공통점이 있었다. 이 연구에서 재구성한 설문지는 중학생과 고등학생의 인지 수준이면 충분히 이해할 수 있는 문장으로 구성하였다. 따라서 개발한 설문지의 구인타당도를 검증함에 있어서 중학생과 고등학생 모두에게 설문지를 적용하여 이 설문지가 중고등학교 청소년들에게 보편적으로 적용 가능한지도 확인하고자 하였다.

예비 조사에서는 중학생과 고등학생 204명을 대상으로 설문 조사를 진행하였다. 학생들은 학교숲 자연 체험 수업 참여 직전에 교사로부터 온라인 설문조사 링크를 받아 설문조사에 참여하였다. 불성실한 설문지를 제외하여 174부의 설문지를 정리하였고, 정리한 설문 자료가 요인분석에 적합하지 여부를 알아보기 위해 자료의 정규성을 확인하였다. 이후 탐색적 요인분석(Exploratory Factor Analysis)을 실시하여 설문지의 각 문항들이 어떤 요인 구조로 구성되는지 확인하였고, 해당 요인 문항들 간의 신뢰도를 검증하였다. 이 예비조사 결과 분석 절차에서는 SPSS 29 버전을 사용하였다. 이 절차에서 분석한 설문지의 참여 학생 현황은 표 2와 같다.

3. 본 조사 및 확인적 요인분석 실시

탐색적 요인분석을 통해 재구성 설문지의 유효한 요인 구조 형태를 확인한 후, 이 연구에서 적용한 이론 대로 설문지가 타당하게 구성되는지 검증하고자 확인적 요인분석(Confirmatory Factor Analysis) 절차를 진행하였다. 이를 위해 581명의 학생들에 대한 본 조사 설문을 진행하였고, 참여 학생들은 학교숲 자연 체험 수업에 참여하기 직전 온라인 설문조사 링크를 교사에게서 받아 설문 조사에 응하였다. 수집된 총 581부의 설문지 중 불성실하게 작성된 설문지를 제외하여 유효한 472부의 설문지를 정

표 2. 예비 조사에서 분석한 참여 학생 현황

(단위: 명(%))

	중학교	고등학교	전체
남	47(27.0%)	31(17.8%)	78(44.8%)
여	52(29.9%)	44(25.3%)	96(55.2%)
전체	99(56.9%)	75(43.1%)	174(100.0%)

표 3. 본 조사에서 분석한 참여 학생 현황

(단위: 명(%))

	중학교	고등학교	전체
남	123(26.1%)	103(21.8%)	226(47.9%)
여	109(23.1%)	137(29.0%)	246(52.1%)
전체	232(49.2%)	240(50.8%)	472(100.0%)

리했다. 이 절차에서 분석한 설문지의 참여 학생 현황은 표 3과 같다.

분석에 앞서 수집한 자료의 정규성을 확인하여 자료가 분석에 적합한지를 확인하였고, 확인적 요인분석을 실시하여 모델 적합도(model fit)를 확인하고 관측변수들의 집중타당도(convergent validity)와 잠재변수 사이의 판별 타당도(discriminant validity)를 확인하였다. 또한 이 연구의 설문지가 중학생과 고등학생 모두에게 적용될 것을

기대하는 만큼 중학생과 고등학생 모두 설문지 자체에 대해 서로 큰 차이 없이 받아들여 응답하였는지 여부를 확인하기 위해 다중집단 확인적 요인분석(Multi-group Confirmatory Factor Analysis)을 실시하여 측정동일성(measurement invariance)을 확인하였다. 본조사의 분석 절차에서는 구조방정식 모형 분석을 실시해야 하므로 AMOS 26 버전을 사용하였다. 이 연구의 전체 절차를 요약하면 그림 1과 같다.

IV. 연구 결과

1. 척도 구성 문항

이 연구에서는 한재윤과 윤순진(2024)에서 개발한 설문지를 기초로 하면서 표 4와 같이 식물 관찰 동기 측정 설문지를 재구성하였다. 리커트 5점 척도의 총 6문항인데, 식물에 대한 흥미와 식물 관찰 자기효능감에 대해 각각 3문항씩으로 구성하였다. 문항의 순서는 분류를 서로 다르게 하여 같은 분류로 인식된 설문 문항에 대해 일관적으로 답변하려는 일치효과를 최소화하고자 하였다.

2. 정규성 검토 및 기술통계량

요인추출 및 요인분석 모형 적합도 검증 과정에서 최대우도법을 사용하였을 때는 관측 자료의 정규성이 위반되면 검증 결과가 왜곡될 가능성이 크기 때문에 정규성

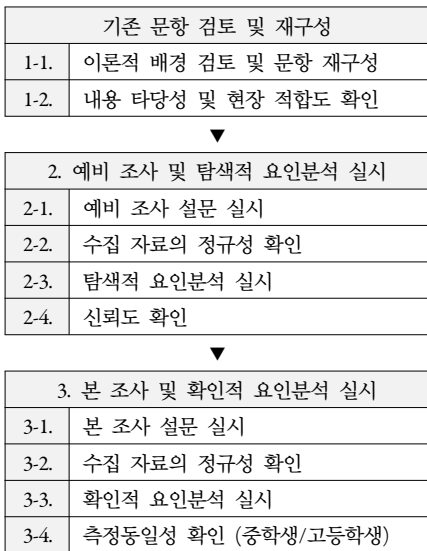


그림 1. 연구 절차 요약

표 4. 식물 관찰 동기 척도 문항

문항 번호	내용	분류
문항1	나는 식물을 관찰하는 것이 재밌다.	식물에 대한 흥미
문항2	나는 식물의 종류를 구별할 줄 안다.	식물 관찰 자기효능감
문항3	나는 식물을 더 잘 알고 싶다.	식물에 대한 흥미
문항4	나는 식물을 관찰하는 방법을 안다.	식물 관찰 자기효능감
문항5	나는 친구들이 식물에 관심을 더 많이 가지면 좋겠다.	식물에 대한 흥미
문항6	나는 친구에게 식물 관찰 방법을 잘 알려줄 수 있다.	식물 관찰 자기효능감

확인이 필요하다. 따라서 본 분석에 앞서 왜도와 첨도를 사용하여 이 연구에서 수집한 설문 자료의 정규성을 확인하였다. 왜도와 첨도는 절대값이 0일 경우 정규분포를 나타내며, 왜도는 3 미만, 첨도는 10 미만이면 심각한 비정규성이 있지는 않다고 해석한다(Kline, 2016). 일반적인 정규성 수용 기준은 왜도 2 미만, 첨도 7 미만이다(West et al., 1995).

1) 예비 조사 자료에 대한 정규성 검토 결과

예비 조사를 통해 수집한 174명의 설문 자료를 분석한 결과 왜도는 -0.232~0.342 범위, 첨도는 -0.692~0.399 범위로, 왜도와 첨도 모두 절대값이 1보다 작은 양호한 정규성을 보였다. 따라서 예비 조사를 통해 수집한 설문 자료가 요인분석 대상으로 적합하다는 것을 확인하였다. 자세한 기술통계량 내용은 표 5와 같다.

2) 본 조사 자료에 대한 정규성 검토 결과

본 조사에서 수집한 472명의 설문 자료의 왜도는 -0.277~0.527 범위, 첨도는 -0.488~0.044 범위로 확인되었다. 본 조사 자료 역시 왜도와 첨도 모두 1보다 작은 절대값을 나타내어 양호한 정규성을 보여주었다. 따라서

본 조사에서 수집한 설문 자료가 요인분석에 적합한 자료를 확인하였다. 수집한 설문지의 자세한 기술통계량 내용은 표 6과 같다.

3. 탐색적 요인분석 및 신뢰도 분석 결과

예비 조사 자료에 대한 탐색적 요인분석에서 요인추출은 최대우도법을 사용하였고, 요인회전은 요인 간의 상관관계를 전제하는 직접 오블리민(direct oblmin) 사각회전을 선택하였다. Bartlett 구형성 검정 결과 유의확률은 0.001 미만으로 나왔고, Kaiser-Meyer-Olkin(KMO) 값은 0.789로 적합 기준 0.6을 초과하여 이 연구의 관측 자료가 요인분석 모형에 적합함을 확인하였다(표 7 참조).

유효한 요인의 개수는 평행분석(Parallel Analysis)을 실시하여 도출하였다. 평행분석은 실제 표본 자료의 크기와 변수 개수를 반영해 만든 다수의 무선 표본의 고유값을 실제 표본 자료의 고유값과 비교해서 요인의 개수를 추정하는 방법이다(Horn, 1965). 이를 통해 실제 자료의 평균 고유값이 무선 자료의 평균 고유값보다 큰 값을 기준으로 요인 개수를 추정한다. 평행분석은 기존에 많이 활용되던 상관행렬 고유값(eigenvalue) 1을 기준으로 하는 카이저(Kaiser) 방법의 한계를 극복하기 위해 제안되어 더 정확

표 5. 예비 조사 자료의 기술통계량 분석 결과

(n=174)

문항 번호	평균	표준편차	왜도	첨도
문항1	3.21	1.071	-0.194	-0.343
문항2	2.49	0.911	0.342	0.060
문항3	3.17	1.072	-0.122	-0.578
문항4	2.57	0.976	0.238	-0.432
문항5	3.28	0.896	-0.232	0.399
문항6	2.56	1.099	0.247	-0.692

표 6. 본 조사 자료의 기술통계량 분석 결과

(n=472)

문항 번호	평균	표준편차	왜도	첨도
문항1	3.10	1.114	-0.143	-0.468
문항2	2.51	0.960	0.325	-0.049
문항3	3.25	1.090	-0.277	-0.488
문항4	2.58	0.990	0.401	-0.044
문항5	3.17	1.035	-0.148	-0.112
문항6	2.38	1.048	0.527	-0.143

표 7. 탐색적 요인분석 및 신뢰도 분석 결과

분류	문항 번호	1	2	Cronbach's alpha
식물 관찰 자기효능감	문항4	1.083	-0.162	0.762
	문항2	0.528	0.181	
	문항6	0.515	0.186	
식물에 대한 흥미	문항5	-0.080	0.809	0.834
	문항3	0.075	0.783	
	문항1	0.121	0.729	
	고유값	3.354	0.978	
	설명분산(%)	55.901	16.301	
	누적분산(%)	55.901	72.203	

KMO=0.789, Bartlett's $\chi^2=428.308(p<0.001)$

추출방법: 최대우도법.

회전방법: 카이저 정규화가 있는 오블리민.

표 8. 실제 자료 고유값과 무작위 자료 고유값

요인	실제 자료 고유값	무작위 자료 평균 고유값	무작위 자료 백분위 95 고유값
1	2.850710	0.297356	0.422376
2	0.478053	0.158095	0.240915
3	0.052017	0.057259	0.122085
4	-0.080662	-0.027902	0.026963
5	-0.131542	-0.108804	-0.059163
6	-0.233393	-0.201267	-0.139163

주: 무작위 자료 1,000회 생성.

한 절차로서 추천된다(임상돈·장승민, 2017).

평행분석 결과, 무작위로 1,000회 생성한 자료의 백분위 95 기준 고유값보다 큰 요인 2개를 확인하였다(표 8 참조). 이는 이 연구의 이론적 배경과 잘 부합하는 결과로서 각각의 요인을 ‘식물에 대한 흥미’, ‘식물 관찰 자기효능감’으로 명명하였다. 각각의 문항들의 요인적재량(factor loading)은 최소값이 0.515로 모두 유효 기준 0.4를 초과하는 양호한 수치였다(표 7 참조). 그리고 이 연구의 설문지가 응답자들로부터 일관성 있게 측정될 것인지를 확인하고자 개별 요인별로 신뢰도를 분석했다. 그 결과 모든 요인들의 크론바흐 알파(Cronbach's alpha) 값이 양호 기준 0.7을 넘었다(표 7 참조).

4. 확인적 요인분석 및 측정동일성 검증 결과

1) 모형 적합도

본 조사 설문 자료에 대한 확인적 요인분석 과정에서는 먼저 절대 적합도 지수(absolute fit index)와 증분 적합

도 지수(incremental fit index)를 통해 모형 적합도를 확인하였다. 절대 적합도 지수는 전반적인 모형의 적합도를 판단하는 지수이고, 증분 적합도 지수는 측정변수 간의 상관관계를 0으로 가정한 모형과 비교하여 얼마나 정확하게 측정되었는지를 나타내는 지수이다.

모형 적합도는 여러 측면에서 이를 확인하는 다양한 기준이 있어서 보통 여러 기준을 활용해 판단한다. 이 연구에서는 절대 적합도 지수로 카이제곱(χ^2) 검정값, SRMR (standardized root mean square residual) 값, RMSEA (root mean square error of approximation) 값을 확인하였고, 증분 적합도 지수로는 CFI (comparative fit index)와 TLI (Turker-Lewis index) 값을 확인하였다. 카이제곱 검정값의 경우 적합 기준이 유의확률 0.05 이상인데, 이 값은 표본 크기에 민감하여 표본이 크면 두 집단 간 차이가 없다는 영가설을 쉽게 기각하는 한계가 있어서 보통은 다른 대안 지수들을 함께 활용하여 판단한다(김수영, 2016). SRMR과 RMSEA의 적합 기준은 0.08 미만, CFI와 TLI의 적합

표 9. 모형 적합도 검증 결과

χ^2	SRMR	RMSEA	CFI	TLI
26.590 (df=8, p<0.001)	0.028	0.070	0.986	0.974

주: 적합 기준: $p > 0.05$, SRMR < 0.08, RMSEA < 0.08, CFI > 0.9, TLI > 0.9

기준은 0.9 이상이다(West *et al.*, 2012). 분석 결과 카이제곱 검정값만 빼고 다른 모든 지수들이 적합 기준을 만족하여 이 연구에서 설정한 모형이 수집된 자료에 근거했을 때 적합함을 확인하였다(표 9 참조).

2) 집중타당도와 판별타당도

모형 적합도 확인 후에는 측정변수들의 집중타당도와 잠재변수들의 판별타당도를 검증했다. 집중타당도 검증을 통해서는 동일한 잠재변수를 측정하는 측정변수들이 얼마나 밀접하게 관련되어 있는지를 확인한다. 이를 위해서는 해당 요인에 대한 측정변수들의 요인적재값이 0.5를 초과하는지 확인하고, 해당 요인에 대한 측정변수들의 평균분

산추출(average variance extracted, AVE) 값을 계산하여 0.5를 초과하는지 확인하며, 해당 요인에 대한 측정변수들의 유의한 내적 일관성을 확인하는 개념신뢰도(construct reliability, CR) 값이 0.7을 초과하는지 확인한다(Hair *et al.*, 2010).

분석 결과, 개별 측정변수들에 대한 표준화회귀계수가 모두 유의하게 유효 기준 0.5를 초과함을 확인하였다. 평균 분산추출 값도 유효 기준 0.5를 초과하는 것을 확인하였고, 개념신뢰도 값 역시 유효 기준 0.7을 모두 초과하여 이 연구에서 개발한 설문지가 양호한 집중타당도를 갖고 있음을 확인하였다. 자세한 분석 결과는 표 10 및 그림 2와 같다.

잠재변수간의 판별타당도의 유효성은 요인 간 상관계

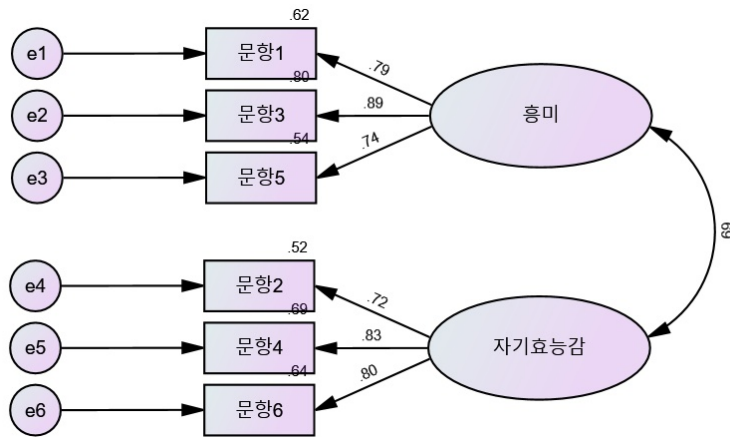


그림 2. 확인적 요인분석 모형도

표 10. 집중타당도 검증 결과

잠재변수	측정변수	표준화회귀계수	평균분산추출(AVE)	개념신뢰도
식물에 대한 흥미	문항1	0.790	0.622	0.831
	문항3	0.892		
	문항5	0.738		
식물 관찰 자기효능감	문항2	0.722	0.619	0.829
	문항4	0.831		
	문항6	0.798		

주: 적합 기준: 표준화회귀계수 > 0.5, AVE > 0.5, 개념신뢰도 > 0.7

표 11. 판별타당도 검증 결과

	식물에 대한 흥미	식물 관찰 자기효능감
식물에 대한 흥미	0.622	
식물 관찰 자기효능감	0.482*	0.619

주1: 대각선 수치는 AVE 값.

주2: *는 식물에 대한 흥미 요인과 식물 관찰 자기효능감 요인의 상관계수(0.694)의 제곱값.

주3: 적합 기준: AVE > 상관계수²

수의 제곱값보다 평균분산추출값이 큰지 여부를 확인해 판단할 수 있다(Hair *et al.*, 2010). 이 연구의 잠재변수들에 대한 판별타당도를 검증한 결과, 상관계수 제곱값이 모든 요인에 대한 평균분산추출값보다 작아서 판별타당도가 양호함을 확인하였다(표 11 참조).

3) 측정동일성

이 연구에서 개발한 설문지는 중학생과 고등학생 모두에게 보편적으로 적용될 것을 기대하므로 다중집단 확인적 요인분석을 실시하여 중학생과 고등학생에 대한 측정동일성을 확인하였다. 측정동일성을 확인하는 것은 해당 측정 도구가 응답자들이 속한 집단과는 상관 없이 해당 구인을 같은 방식으로 측정하고 있는지를 검증하는 것이다. 곧 해당 측정 도구가 응답자들에게 동등하게 인식되고 있는가를 검증한다.

측정동일성을 확인하는 방법은 구조방정식 모형을 기반으로 한 다중집단 확인적 요인분석이 많이 활용된다. 이 방법에서는 먼저 형태동일성(configural invariance)을 확인한 후, 요인계수동일성(metric invariance), 절편동일성(scalar invariance), 오차분산동일성(residual invariance) 등을 위계적으로 확인하는 절차를 거친다(Putnick and Bornstein, 2016). 형태동일성은 집단 간의 요인 구조를 비교하여 유의하게 다르지 않음을 확인하는 것이고, 요인계수동일성은 집단 간 요인적재값이 동일하다고 제약한 후 아무 제약 없는 기존 모형과 비교하여 유의하게 다르지 않음을 확인하는 것이다. 절편동일성은 요인계수동일성을 전제로 측정변수의 절편도 집단 간에 유의하게 다르지 않음을 확인하는 것이고, 오차분산동일성은 측정오차의 분산까지도 집단 간에 모두 동일하다는 제약을 한 후 비교해서 다르지 않음을 검증하는 것을 말한다.

요인계수동일성까지 확인하는 단계를 약한 동일성(weak invariance)이라고도 부르고, 절편동일성까지 확인하는 것

을 강한 동일성(strong invariance), 오차분산동일성까지 확인하는 것을 엄격한 동일성(strict invariance)이라고도 부른다. 측정동일성을 검증할 때 이 중 어느 단계까지 진행할 것인지에 대해서는 학계에서 아직 완전한 합의가 이뤄지지 못한 상황이다(김선미 외, 2022; 김수영, 2016; 박원우 외, 2010). 형태동일성과 요인계수동일성까지는 합의가 이루어졌다고 볼 수 있지만, 절편동일성도 검증해야 하는지 여부에 대해서는 상반되는 입장이 공존한다.

측정동일성 검증을 어느 단계까지 진행할 것인지는 결국 해당 연구가 어떤 목적으로 이 절차를 진행하는지를 판단하여 결정하는 것이 필요하다(Emerson *et al.*, 2017). 이 연구에서는 잠재평균 비교 목적이 있다면 절편동일성 검정이 필요하지만, 구인타당도 목적인 경우에는 절편동일성 검정이 필요하지 않다는 입장을 수용하였다(김수영, 2016; 이경희·성태제, 2018). 따라서 이 연구에서는 요인계수동일성 검증 후 절편동일성은 확인하지 않고 곧바로 오차분산동일성 검증을 진행하였다.

이 연구에서는 재구성한 설문지의 중학생과 고등학생 집단 간 측정동일성을 검증하기 위해 먼저 집단을 나눴지만 아무 제약이 없는 모형의 적합도를 확인하여 형태동일성을 검증하였다. 이에 카이제곱 검증값은 부적합했지만 SRMR, RMSEA 값은 각각 0.031, 0.067로 모두 0.08보다 작았고, CFI와 TLI 값은 각각 0.975와 0.953로 0.9보다 크게 나와 형태동일성의 양호성을 검증하였다. 그리고 형태동일성 확인 모형과 두 집단의 요인적재값이 동일하다고 제약을 한 모형을 비교했을 때 유의확률이 0.44로 0.05보다 크게 나와 그 차이에 대한 유의성이 없음을 확인하여 요인계수동일성을 검증하였다. 다음으로 요인계수동일성이 검증된 모형과 측정오차의 분산도 동일하다고 제약을 한 모형을 비교했을 때 유의확률이 0.19로 0.05보다 크게 나와 양호한 오차분산동일성도 확인하였다. 자세한 분석 결과는 표 12와 같다.

표 12. 측정동일성(중학생/고등학생) 검정 결과

	χ^2	df	SRMR	RMSEA	TLI	CFI	모형 비교		
							$\Delta\chi^2$	Δdf	p
형태동일성	49.882 (p<0.001)	16	0.031	0.067	0.953	0.975			
요인계수동일성	53.610	20	0.031	0.069	0.963	0.975	3.727	4	0.444
오차분산동일성	62.326	26	0.033	0.055	0.969	0.973	8.716	6	0.190

주: 적합 기준: SRMR < 0.08, RMSEA < 0.08, TLI > 0.9, CFI > 0.9, p > 0.05

V. 결론 및 제언

이 연구에서는 식물 관찰 동기를 측정하기 위해 한재 윤·윤순진(2024)이 개발한 설문지를 이론적으로 검토하고, 해당 설문 문항의 이론적 근거를 바탕으로 문항을 재구성한 후 구인타당도를 검정하고자 하였다. 기존 설문지는 식물에 대한 흥미 2문항과 식물 관찰 자기효능감 2문항으로 구성되어 있었는데, 이 연구에서는 각 항목군에 1 문항씩을 추가하여 총 6문항의 식물 관찰 동기 측정 척도로 재구성하였다. 이후 세 명의 환경교육 전문가를 통해 설문지의 내용 타당성과 현장 적합성을 검토하였고, 2023년과 2024년에 걸쳐 중학생과 고등학생을 대상으로 예비 조사와 본 조사를 실시하여 구인타당도를 검증하였다.

예비 조사에서는 174명의 자료를 바탕으로 탐색적 요인분석을 실시하여 요인구조의 적절성과 신뢰도를 확인하였고, 본 조사에서는 472명의 자료를 바탕으로 확인적 요인분석을 통해 재구성된 척도의 구조 타당성을 검증하였다. 또한 이 척도가 중학생과 고등학생 모두에게 적용 가능한지를 확인하기 위해 다중집단 확인적 요인분석을 실시하였으며, 두 집단 간 측정동일성이 확보되었음을 확인하였다.

이 연구의 결과는 환경교육 연구와 실천 현장에 다음과 같은 시사점을 제공한다. 첫째, 식물에 대한 학생들의 태도와 행동을 측정할 수 있는 척도가 부족한 상황에서, 이 연구는 중고등학생 모두에게 적용가능한 타당하고 신뢰할만한 식물 관찰 동기 척도를 개발하였다는 점에서 학술적 의의가 있다. 식물은 지구 생태계 유지에 필수적인 존재임에도 불구하고 많은 학생들은 식물의 중요성은 물론, 일상에서 접하는 식물의 존재조차 제대로 인식하지 못하는 경우가 많으며, 이는 식물 인식 불균형 현상으로 나타난다. 이를 개선하기 위해서 학교숲을 활용한 야외

자연체험 교육과 같은 현장 기반 교육이 제안되었지만, 이러한 활동을 통해 식물에 대한 학생들의 태도가 변화되었는지에 대한 실제 연구는 부족한 편이다. 설혹 연구가 있다 하더라도 교육 효과를 식물 자체에 대한 태도보다는 환경감수성이나 관련 교과 흥미 측면에서 평가하는 연구가 많다. 이는 식물에 대한 태도를 직접 측정할 수 있는 척도가 부족했던 현실과도 관련이 있을 수 있다. 이 연구는 이를 보완하는 실증적 척도를 제시하였다는 점에서 학술적 기여가 있다.

둘째, 식물에 주의를 기울이는 행동을 증진하는 것은 식물에 대한 태도 및 지식의 향상으로 이어질 수 있으며, 이러한 행동 유발의 핵심 요인은 동기이다. 따라서 식물 관찰 동기를 측정할 수 있는 척도는 향후 식물 인식 불균형 개선을 목적으로 한 연구에 유용하게 활용될 수 있다. 현재까지 국내에서 식물 관찰 동기를 직접적으로 측정하는 척도는 극히 드물며, 이 연구는 기존 도구를 기반으로 하여 이를 체계적으로 보완하고 타당화하였다는 점에서 의의가 있다.

하지만 이 연구는 초기단계의 개발 연구로서 다음과 같은 후속 연구가 필요하다. 이 연구에서는 수업 전후 다소 어수선하고 제한된 시간 내에 설문조사가 이루어지는 점을 고려하여 설문지 문항 수를 최소화하여 현장 적합성을 높이려고 하였다. 흥미 문항 구성 시 듀이의 이론에 따라 직접적 흥미와 간접적 흥미, 사회적 흥미를 각각 1문항씩만 반영하였다. 그러나 각 흥미의 하위 요인들은 그 자체로도 독립적인 연구 주제로 충분한 의미가 있으므로 향후에는 식물에 대한 직접적 흥미와 간접적 흥미, 사회적 흥미를 개별 측정하는 다수의 문항들을 더 세부적으로 구성하여 개발할 필요가 있다. 또한 자기효능감의 경우에도 수준, 강도, 일반성 등의 차원을 반영하여 학생의 경험 수준에 따른 정교한 측정이 가능하도록 확장하는 것이

필요하다. 향후 이러한 후속 연구를 통해 식물 관찰 동기 척도의 구조를 더욱 정교화하는 노력이 이어지기를 기대한다.

참고문헌

- 김국현, 2016, *교육학개론* (2판), 교육과학사.
- 김선미·강이수빈·박찬호, 2022, “중단 측정동일성 검증을 위한 정렬법의 적용”, *교육혁신연구*, 32(4), 321-344.
- 김성일·소연희·윤미선, 2008, “한국 학생의 학업에 대한 흥미: 실태, 진단 및 처방”, *한국심리학회지: 문화 및 사회문제*, 14, 187-221.
- 김수영, 2016, *구조방정식 모형의 기본과 확장*, 학지사.
- 김아영, 2004, “자기효능감과 학습동기”, *교육방법연구*, 16(1), 1-38.
- 김흥태, 2018, “예비 생물교사의 식물 동정 지식과 식물 지식 자기 평가에 영향을 미치는 요인”, *생물교육*, 46(4), 442-454.
- 박규민·김종우, 2021, “텃밭 가꾸기 중심의 환경 교육 프로그램이 초등학생의 환경 감수성에 미치는 영향”, *한국 실과교육학회지*, 34(4), 1-19.
- 박수진·김재근, 2024, “환경교육 교재에서 나타난 식물과 동물 예시 불균형”, *환경교육*, 37(1), 32-50.
- 박원우·양윤희·이현정·최용준·김문정, 2010, “측정동등성의 의미와 검증방법”, *노사관계연구*, 21, 87-138.
- 송주현·이형철, 2018, “학교 숲 체험 활동 프로그램이 초등학생의 과학탐구능력과 과학에 대한 태도에 미치는 효과”, *대한지구과학교육학회지*, 11(3), 182-192.
- 양은주·임항룡, 2010, “듀이의 흥미 개념과 초등교사의 실천적 과제”, *교육사상연구*, 24(2), 105-127.
- 엄옥진·이명환, 2015, “초등학교 자연체험교육에 대한 교사의 인식”, *홀리스틱융합교육연구*, 19(3), 165-185.
- 이경희·성태제, 2018, “종합진로직업적성검사 직업선호도 척도의 성별에 따른 측정동일성 검증”, *진로교육연구*, 31(2), 223-238.
- 이현주·부은주, 2020, “선행과제와 후행과제의 흥미도 대비에 의한 맥락효과: 흥미와 수행에 미치는 영향”, *교육심리연구*, 34(1), 41-65.
- 임상돈·장승민, 2017, “요인 개수 결정을 위한 평행분석의 정 확성 평가”, *한국심리학회지 일반*, 36(4), 441-475.
- 유지영, 2009, *교구용 플랜티의 활용이 아동의 식물친숙도에 미치는 영향*, 서울교육대학교 대학원 석사학위논문.
- 정선희·김형득·이상미, 2015, “초등학생의 식물에 대한 태도 연구”, *인간식물환경학회지*, 18(1), 67-71.
- 정완호·권치순·김재영·임채성, 1996, “초등학교 자연과에서의 야외 수업 실태와 개선 방안 및 지도 방향”, *초등 과학교육*, 15(1), 151-165.
- 주은정, 2016, “초등교육에서 생태적 소양의 의미”, *한국초등 교육*, 27(2), 417-432.
- 주은정, 2018, “초등교사들의 학교 안 자연 기반 생태교육 실행연구에서 나타난 생태교육 PCK 확장 과정”, *환경교육*, 31(1), 1-22.
- 한재윤·윤순진, 2024, “야외 식물 관찰 체험을 유도하는 게임화 기반 모바일 애플리케이션 개발과 환경교육 적용 효과”, *환경교육*, 37(1), 126-152.
- 황선영·류상희, 2004, “학교 숲을 활용한 체험 환경교육이 초등학생의 환경의식 함양에 미치는 영향”, *한국실과교육학회지*, 17(3), 169-180.
- Amprazis, A. and Papadopoulou, P., 2018, Primary School Curriculum Contributing to Plant Blindness: Assessment through the Biodiversity Perspective. *Advances in Ecological and Environmental Research*, 3(11), 238-256.
- Bandura, A., 1997, *Self-Efficacy: The Exercise of Control*, W.H. Freeman and Co, New York.
- Bandura, A., 2006, Guide for Constructing Self-Efficacy Scales. In F. Pajares & T. Urdan (Eds.), *Self-efficacy beliefs of adolescents (Vol. 5)*, Information Age Publishing, Greenwich, 307-337
- BGCI, 2021, *State of the World's Trees*, Botanic Gardens Conservation International, Richmond.
- Dewey, John 저, 조용기·김현지 역, 2015, *흥미와 노력 그 교육적 의미*, 교우사(Dewey, J., 1913, *Interest and Effort in Education*. Houghton Mifflin Company, Boston).
- Emerson, S. D., Guhn, M., and Gadermann, A. M., 2017, Measurement Invariance of the Satisfaction with Life Scale: Reviewing Three Decades of Research, *Quality of Life Research*, 26, 2251-2264.
- Fančovičová, J. and Prokop, P., 2010, Development and Initial Psychometric Assessment of the Plant Attitude Questionnaire, *Journal of Science Education and Technology*, 19, 415-421.
- Fančovičová, J. and Prokop, P., 2011, Plants have a Chance: Outdoor Educational Programmes Alter Students' Knowledge and Attitudes towards Plants, *Environmental Education Research*, 17(4), 537-551.
- Gecas, V. and Schwalbe, M. L., 1983, *Beyond the Looking-Glass*

- Self: Social Structure and Efficacy-Based Self-Esteem, *Social Psychology Quarterly*, 46(2), 77-88.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., and Anderson, R. E., 2010, *Multivariate Data Analysis* (7th ed.), Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Hidi, S. and Renninger, K. A., 2006, The Four-Phase Model of Interest Development, *Educational Psychologist*, 41(2), 111-127.
- Horn, J. L., 1965, A Rationale and Test for the Number of Factors in Factor Analysis, *Psychometrika*, 30(2), 179-185.
- IUCN, 2024, IUCN Red List of Threatened Species (Version 2024-2, Table 1a) (<https://www.iucnredlist.org/resources/summary-statistics#Summary%20Tables>, 2025년 4월 1일 접속).
- Kline, R. B., 2016, *Principles and Practice of Structural Equation Modeling* (4th ed), Guilford Press, New York.
- Lindemann-Matthies, P., 2005, 'Loveable' Mammals and 'Lifeless' Plants: How Children's Interest in Common Local Organisms can be Enhanced through Observation of Nature, *International Journal of Science Education*, 27(6), 655-677.
- Martín-López, B., Montes, C., and Benayas, J. (2007). The Non-Economic Motives behind the Willingness to Pay for Biodiversity Conservation, *Biological Conservation*, 139(1), 67-82.
- Mrkva, K., Westfall, J., and Van Boven, L. (2019). Attention Drives Emotion: Voluntary Visual Attention Increases Perceived Emotional Intensity, *Psychological Science*, 30(6), 942-954.
- Parsley, K. M., 2020, Plant Awareness Disparity: A Case for Renaming Plant Blindness, *Plants, People, Planet*, 2(6), 598-601.
- Parsley, K. M., Daigle, B. J., and Sabel, J. L., 2022, Initial Development and Validation of the Plant Awareness Disparity Index, *CBE-Life Sciences Education*, 21(4), ar64.
- Putnick, D. L. and Bornstein, M. H., 2016, Measurement Invariance Conventions and Reporting: The State of the Art and Future Directions for Psychological Research, *Developmental Review*, 41, 71-90.
- Ryan, R. M. and Deci, E. L., 2000, Self-Determination Theory and the Facilitation of Intrinsic Motivation, Social Development, and Well-Being, *American Psychologist*, 55(1), 68-78.
- Stagg, B. and Dillon, J., 2022, Plant Awareness is Linked to Plant Relevance: A Review of Educational and Ethnobiological Literature (1998~2020), *Plants, People, Planet*, 4(6), 579-592.
- Wandersee, J. H. and Schussler, E. E., 1999, Preventing Plant Blindness, *The American Biology Teacher*, 61(2), 82-86.
- Weiner, B., 2010, The Development of an Attribution-Based Theory of Motivation: A History of Ideas, *Educational Psychologist*, 45(1), 28-36.
- West, S. G., Finch, J. F., and Curran, P. J., 1995, Structural Equation Models with Nonnormal Variables: Problems and Remedies. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural Equation Modeling: Concepts, Issues, and Applications*, Sage Publications, Inc., Thousand Oaks, 56-57.
- West, S. G., Taylor, A. B., and Wu, W., 2012, Model Fit and Model Selection in Structural Equation Modeling. In R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of Structural Equation Modeling*, The Guilford Press, New York, 209-231.
- Woolfolk, A., 2013, *Educational Psychology* (12 ed.). Pearson Education, London.

접 수 일 : 2025. 04. 08

수 정 일 : 2025. 05. 05

게재확정일 : 2025. 05. 08

교신: 윤순진, 08826, 서울시 관악구 관악로 1, 서울대학교
환경대학원 교수(ecodemo@snu.ac.kr, 02-880-9391)

Correspondence: Sun-Jin Yun, ecodemo@snu.ac.kr