pISSN 1226-4474, eISSN 2982-6845
The Korean Journal of Human Development Vol. 33, No. 3, September 2026, 1-13
https://doi.org/10.15284/kjhd.2026.33.3.1

KJHD

청소년기 스마트폰 의존과 학업무기력의 개인 간·개인 내 종단관계: 확률절편 교차지연패널모형의 적용

Between-Person and Within-Person Longitudinal Relations Between Smartphone Dependence and Academic Helplessness in Adolescence: A Random-Intercept Cross-Lagged Panel Model

1차원고접수: 2026.07.10. 수정원고접수: 2026.08.26. 최종게재결정: 2026.09.19.

김경민[1]
[1]동국대학교 WISE 가정교육과, 조교수

Kim, Kyungmin[1]
[1]Dept. of Home Economics Education, Dongguk University WISE

국문초록 본 연구는 청소년기 스마트폰 의존과 학업무기력의 종단적 관계를 안정적 개인 간 차이와 개인 내 변동으로 구분하여 검토하였다. 이를 위해 한국아동·청소년패널조사 2018(KCYPS 2018) 초등학교 4학년 코호트의 중학교 1학년부터 고등학교 1학년까지 4개 시점 자료(n = 2,607)를 활용하여 확률절편 교차지연패널모형(random-intercept cross-lagged panel model; RI-CLPM)을 적용하였다. 분석 결과, 전통적 교차지연패널모형(CLPM)보다 RI-CLPM이 자료에 더 적합하였다. 특히 전통적 CLPM에서는 스마트폰 의존이 이후 학업무기력을 정적으로 예측하는 경로가 세 전환 시점 모두에서 유의하였으나, 안정적 개인차를 분리한 RI-CLPM에서는 해당 경로가 모두 유의하지 않았다. 반면 스마트폰 의존과 학업무기력의 안정적 개인차 간에는 유의한 정적 관련이 나타났다. 학업무기력이 이후 스마트폰 의존을 예측하는 개인 내 경로는 일부 시점에서 부적으로 나타났으나 시점 간 일관되지 않아 신중한 해석이 요구된다. 성별 다집단 분석에서는 안정적 개인차 간 관련과 개인 내 자기회귀 및 교차지연경로에서 유의한 성별 차이가 확인되지 않았다. 이러한 결과는 스마트폰 의존과 학업무기력의 종단적 관련성을 해석할 때 청소년 간 안정적 차이와 한 청소년 내에서 나타나는 시간적 변화를 구분할 필요가 있음을 보여준다.

주요어 스마트폰 의존, 학업무기력, 확률절편 교차지연패널모형, 개인 간 효과, 개인 내 효과, 청소년

Abstract This study examined the longitudinal relations between smartphone dependence and academic helplessness in adolescence by distinguishing stable between-person differences from within-person fluctuations. Data were drawn from 2,607 adolescents in the elementary school fourth-grade cohort of the Korean Children and Youth Panel Survey 2018 across four annual waves from Grade 7 to Grade 10. A random-intercept cross-lagged panel model (RI-CLPM) was applied. The RI-CLPM fit the data better than the traditional cross-lagged panel model (CLPM). In the traditional CLPM, smartphone dependence significantly and positively predicted subsequent academic helplessness across all three transitions; however, these prospective paths were no longer significant after stable between-person differences were separated in the RI-CLPM. The stable between-person components of smartphone dependence and academic helplessness were strongly and positively associated. Within-person increases in academic helplessness predicted lower subsequent smartphone dependence at some transitions, but these effects were not consistent across waves and should therefore be interpreted cautiously. Multi-group analyses indicated no significant gender differences in the stable between-person association or in the within-person autoregressive and cross-lagged paths. These findings underscore the importance of distinguishing between-person associations from within-person temporal processes when interpreting longitudinal relations between smartphone dependence and academic helplessness.

Keywords *smartphone dependence, academic helplessness, RI-CLPM, between-person effects, within-person effects, adolescence*

Corresponding to 김경민(Kim, Kyungmin)
동국대학교 WISE 가정교육과, 조교수(Dept. of Home Economics Education, Dongguk University WISE) E-mail. kmkim@dongguk.ac.kr
Copyright © 2026 The Korean Association of Human Development. All rights reserved.

Ⅰ. 서론

1. 연구의 필요성 및 목적

스마트폰은 지난 10여 년간 청소년의 일상 전반에 깊숙이 침투하였으며, 이에 따라 스마트폰 의존은 청소년 발달 연구의 주요 관심사로 부상하였다. 스마트폰은 정보검색, 또래관계 유지, 여가활동, 학습 보조 등 다양한 기능을 제공하지만, 동시에 과도하거나 자기조절 없이 사용할 경우 조절실패, 현저성, 금단, 내성 및 일상생활장애를 동반할 수 있으며 나아가 청소년의 학업, 수면, 정서, 대인관계 등 주요 발달영역과도 관련된다(Boer et al., 2021; Kim, Lee, Lee, Nam, & Chung, 2014; Orben, Dienlin, & Przybylski, 2019). 특히 한국 청소년은 높은 학업 요구와 높은 디지털 기기 접근성이 결합된 환경에서 성장하고 있으며, 청소년의 스마트폰 과의존은 지속적으로 정책적 관심 대상이 되어 왔다(과학기술정보통신부, 한국지능정보사회진흥원, 2025). 이러한 맥락에서 스마트폰 의존이 청소년의 학업 영역 부적응, 특히 학업무기력과 어떠한 관련을 갖는지 발달적 관점에서 검토할 필요가 있다.

학업무기력은 청소년기 학업 영역에서 나타나는 주요한 부적응 지표이다. 청소년기는 학업 요구가 증가하고 학업성취 경험이 자기개념, 정서적 안녕, 이후 발달경로와 밀접하게 연결되는 시기라는 점에서, 학업 상황에서의 무기력 경험은 중요한 발달적 의미를 갖는다(Eccles & Roeser, 2011; Sirin, 2005). 학업무기력은 학습된 무기력 이론에 근거한 개념으로, 학업이라는 특정 영역에서 통제 불가능한 경험이 반복되어 동기, 정서, 인지, 행동의 위축으로 나타나는 구성개념이다(박병기, 노시언, 김진아, 황진숙, 2015; Seligman, 1975). 일반적 학습된 무기력이 인간 심리의 전반적 특성을 다루는 데 비해, 학업무기력은 시험, 수업, 과제 수행 등 학업 상황에 한정된 무기력 경험을 측정한다는 점에서 청소년기 학업 영역의 부적응을 이해하는 데 유용하다(박병기 등, 2015). 최근 국내 종단연구에서도 청소년기 학업무기력은 중·고등학교 시기에 걸쳐 변화하는 발달양상을 보이며, 학업열의와 또래애착과 관련되는 것으로 보고되었다(하아영, 정선영, 허인화, 조한익, 2025).

스마트폰 의존과 학업무기력은 각각 디지털 생활 영역과 학업 영역에서 나타나는 부적응 문제이지만, 두 현상 모두 청소년의 자기조절 및 심리사회적 적응과 관련될 수 있다는 공통점이 있다(Baumeister & Heatherton, 1996; Jessor, 1991). 구체적으로, 스마트폰 의존은 디지털 기기 사용을 스스로 조절하기 어려운 상태를 의미하며, 스마트폰과 관련된 일상생활장애, 금단, 내성 등 조절 실패와 문제적 결과를 반영한다(Kim et al., 2014). 학업무기력은 학업 상황에서 통제감, 동기, 긍정정서, 능동적 수행이 저하된 상태를 의미한다(박병기 등, 2015). 두 요인은 서로 다른 생활 영역의 문제로 보일 수 있으나, 청소년이 자신의 행동과 학습을 조절하며 발달과업에 적응해 가는 과정이라는 공통 기반 위에 있다는 점에서 함께 살펴보는 것은 의미있다.

스마트폰 의존과 학업 부적응과의 관련성은 크게 두 가지 관점으로 설명할 수 있다. 첫째, 전위 가설 관점에 따르면 스마트폰 사용이 학습에 투입될 수 있는 시간과 주의 자원을 대체함으로써 학업수행에 부정적으로 관련될 수 있다고 본다(Amez & Baert, 2020; Paterna et al., 2024). 둘째, 자기조절 및 실행기능 관점에서는 문제적 스마트폰 사용이 주의조절, 충동통제, 작업기억 등 인지적 조절 기능과 관련되며, 이러한 조절의 어려움이 학습과 학업수행에 부정적으로 관련될 수 있다고 설명한다(Sunday, Adesope, & Maarhuis, 2021; Wilmer, Sherman, & Chein, 2017). 이러한 관점에서 과도한 스마트폰 사용은 학습 시간과 주의 자원의 감소, 자기조절의 어려움과 관련될 수 있으며, 이러한 특성이 학업동기 저하와 연결될 가능성이 있다.

국내외 기존 연구들에서도 스마트폰 사용과 다양한 학업 관련 결과와의 관련성이 꾸준히 논의되어 왔다. Amez와 Baert(2020)는 스마트폰 사용과 학업수행에 관한 문헌을 검토하면서, 다수의 연구가 스마트폰 사용과 학업성과 간 부적 관련을 보고하고 있음을 정리하였다. Paterna와 동료들(2024)의 메타분석에서도 문제적 스마트폰 사용은 학업성취와 부적으로 관련되었으

며, Sunday와 동료들(2021)은 스마트폰 중독과 학습 관련 결과 간 관계를 메타분석한 결과, 스마트폰 중독이 학습 관련 결과와 부적으로 관련된다고 하였다. 그러나 최근 디지털미디어 연구에서는 단순 사용시간이나 평균적 관련성만으로 청소년 적응을 설명하기 어렵고, 문제적 사용 여부, 사용 맥락, 개인차를 함께 고려해야 한다는 논의가 제기되고 있다(Boer et al., 2021; Orben et al., 2019). 이는 동일한 스마트폰 사용 시간이라도 사용 목적, 사용 상황, 조절 가능성, 개인의 심리사회적 특성에 따라 청소년 발달에 갖는 의미가 달라질 수 있기 때문이다. 따라서 스마트폰 사용과 학업 영역의 어려움을 이해하기 위해서는 단순한 사용량뿐 아니라 스마트폰 의존이라는 문제적 사용 양상과 학업무기력이라는 구체적인 학업 부적응 지표를 함께 검토할 필요가 있다.

국내에서도 청소년의 스마트폰 의존 또는 과의존과 학업무기력 간 관련성은 다양한 연구들에서 검증되었다. 일부 연구에서는 우울, 자아존중감, 주의집중문제, 기본심리욕구와 같은 심리적 변인을 두 변인의 관계를 설명하는 과정으로 함께 검토하였다(김호성, 황정하, 2022; 박봉환, 2022; 이주연, 지명원, 이지영, 2021; 하아영, 조한익, 2023). 주의집중문제와 기본심리욕구를 다룬 연구들 역시 스마트폰 과의존 또는 스마트폰중독이 학업무기력과 관련되어 있음을 보고하였다(김희정, 박관성, 2019; 박봉환, 2022). 또한 학업무기력이 스마트폰 의존으로 이어지는 경로에서 자아존중감과 친구관계가 매개적 역할을 할 수 있다는 연구도 보고되었다(권이재, 박순진, 홍서준, 2023). 이러한 연구들은 스마트폰 의존과 학업무기력이 서로 밀접하게 관련되어 있음을 보여주지만, 주로 특정 시점의 관련성이나 매개효과를 중심으로 두 변인의 관계를 설명하였다는 한계가 있다.

한편 스마트폰 의존과 학업무기력의 관계는 어느 한 방향으로만 설명되기 어렵다. 먼저 스마트폰 의존이 높은 청소년은 학습시간과 주의 자원을 스마트폰 사용에 더 많이 할애하거나 주의집중과 자기조절의 어려움을 경험할 수 있으며, 이러한 과정은 학업수행의 어려움과 학업에 대한 통제감 저하로 이어질 수 있다(Amez & Baert, 2020; Paterna et al., 2024; Sunday et al., 2021). 반대로 학업무기력이 높은 청소년은 학업상황을 회피하거나 즉각적 보상과 정서적 위안을 얻기 위해 스마트폰에 더 의존할 수 있으며, 학업무기력이 스마트폰 의존으로 이어지는 경로를 검토한 연구도 보고되었다(권이재 등, 2023). 따라서 두 변인의 시간적 관계는 어느 한 방향으로만 가정하기보다 양방향 가능성을 함께 검토할 필요가 있으며, 종단자료를 활용하여 선행관계를 확인할 필요가 있다.

종단자료를 활용한 기존 연구들은 대부분 전통적 교차지연패널모형(cross-lagged panel model; CLPM)에 의존해 왔으나, 이는 시간에 걸쳐 유지되는 안정적 개인 간 차이(between-person differences)와 특정 시점의 개인 내 변동(within-person fluctuations)을 충분히 분리하지 못한다는 중요한 한계가 있다(Berry & Willoughby, 2017; Hamaker, Kuiper, & Grasman, 2015; Lucas, 2023). 즉, 기존 연구에서 확인된 스마트폰 의존과 학업무기력의 관련성이 '두 성향이 모두 높은 청소년의 안정적 특성'을 의미하는지, 아니면 '평소보다 스마트폰을 더 많이 사용한 시기 직후에 학업무기력이 증가하는 개인 내 단기적 변화'인지 명확히 구분하기 어렵다. 두 수준을 구분하지 않을 경우, 청소년 간 안정적 차이에서 비롯된 관련성을 한 개인 내 변화 과정으로 다르게 해석할 가능성이 있다.

이러한 방법론적 한계를 극복하고 두 층위의 효과를 엄격히 분리하기 위해 본 연구에서는 확률절편 교차지연패널모형(random-intercept cross-lagged panel model; RI-CLPM)을 적용하고자 한다. RI-CLPM은 시간에 걸쳐 안정적인 개인차를 확률절편(random intercepts)으로 분리하여 통제한 뒤, 남은 개인 내 성분 간의 자기회귀 및 교차지연 경로를 추정한다(Mulder & Hamaker, 2021). 이를 통해 평균적으로 스마트폰 의존 수준이 높은 청소년이 학업무기력 수준도 높은지(개인 간 관계)와, 특정 청소년이 자신의 평소 수준보다 스마트폰에 더 의존했을 때 이후 학업무기력도 높아지는지(개인 내 관계)를 명확히 구분하여 검토할 수 있다.

스마트폰 관련 경험과 심리사회적 적응의 관계가 남학생과 여학생에게서 동일하게 나타난다고 가정하기는 어렵다. 최근 한국 청소년을 대상으로 한 종단연구에서는 문제적 스마트폰 사용의 발달 양상이 성별에 따라 달라질 가능성이 보고되었으며(Lee & Won, 2025), 스마트폰 사용과 정신건강 간의 종단적 관련 역시 성별에 따라 상이한 양상을 보일 수 있음이 제시되었다(Rudolf & Kim, 2024). 또한 문제적 디지털미디어 사용을 RI-CLPM으로 분석한 최근 연구에서도 개인 간·개인 내 관계가 남학생과 여학생에게서 유사한지를 다집단 분석을 통해 검토하고 있다(Li et al., 2024). 이에 스마트폰 의존과 학업무기력의 관계를 개인 간 수준과 개인 내 수준으로 구분하는 것과 더불어, 이러한 관계 양상이 성별에 따라 유사하게 나타나는지를 확인할 필요가 있다.

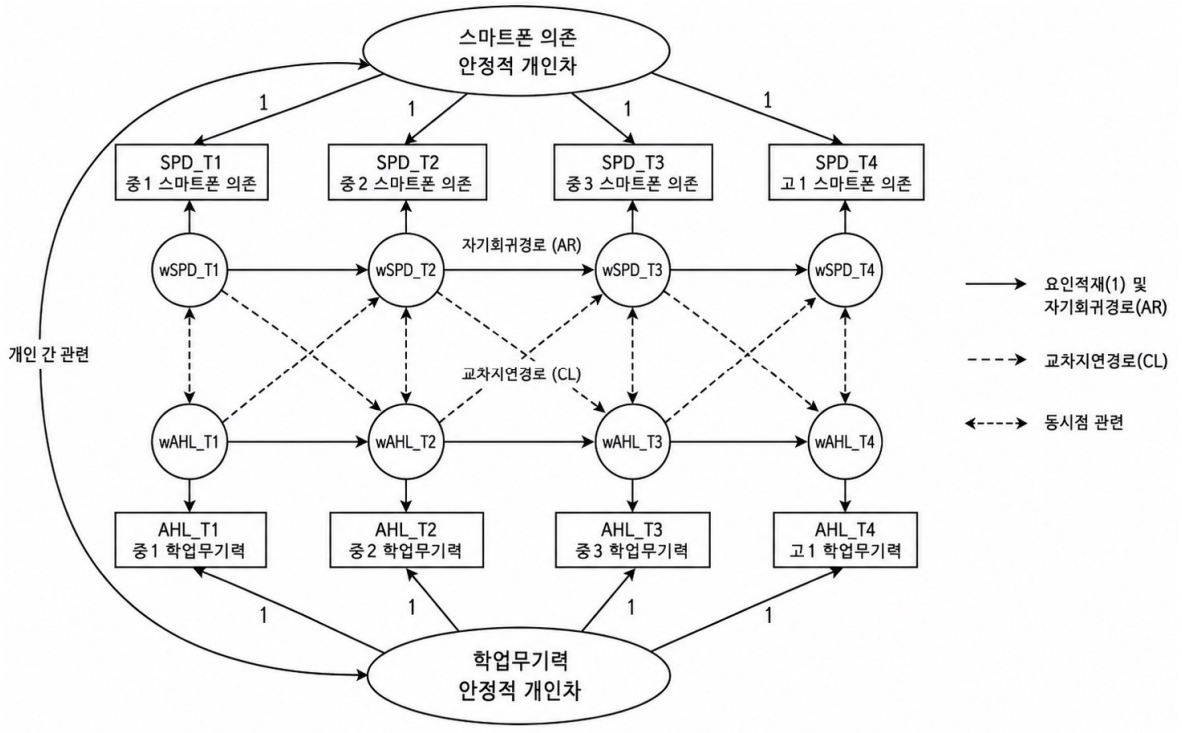
2. 연구문제

이에 본 연구는 한국아동·청소년패널조사 2018 초등학교 4학년 코호트의 중학교 1학년부터 고등학교 1학년까지 4개 시점 자료에 RI-CLPM을 적용하여 스마트폰 의존과 학업무기력의 종단적 관계를 안정적 개인 간 차이와 개인 내 변동으로 구분하여 검토하고, 그 관계 양상이 성별에 따라 유사한지를 확인하고자 하였다. 구체적인 연구문제는 다음과 같다. 본 연구의 연구모형은 그림 1과 같다.

연구문제 1. 스마트폰 의존과 학업무기력의 종단적 관계는 전통적 CLPM과 RI-CLPM 중 어느 구조에 더 부합하는가?

연구문제 2. 안정적 개인차를 분리했을 때 개인 내 수준에서 스마트폰 의존과 학업무기력은 시간적으로 서로를 예측하는가?

연구문제 3. 스마트폰 의존과 학업무기력의 개인 간·개인 내 관계 양상은 성별에 따라 유사한가?



주. SPD = 스마트폰 의존, AHL = 학업무기력. RI-CLPM은 각 변인의 안정적 개인 간 차이와 시점별 개인 내 편차를 분리하여 자기회귀 및 교차지연관계를 추정하는 모형임. 성별에 따른 관계 양상은 동일 모형을 남학생과 여학생 집단에 각각 적용하여 검토함.

그림 1. 연구모형

II. 연구방법

1. 연구대상

본 연구는 한국아동・청소년패널조사 2018(Korean Children and Youth Panel Survey 2018; KCYPS 2018)의 초등학교 4학년 코호트 자료를 활용하였다. 분석에는 학업무기력이 측정되기 시작한 4차년도(중학교 1학년)부터 7차년도(고등학교 1학년)까지 4개 시점의 청소년 자기보고 자료를 사용하였다. 원패널 표본은 총 2,607명으로, 남학생 1,313명(50.4%), 여학생 1,294명(49.6%)이었다.

주요 변인의 유효 응답자 수는 시점에 따라 차이가 있었다. 스마트폰 의존의 유효 응답자는 중1 2,253명, 중2 2,288명, 중3 2,219명, 고1 2,116명이었으며, 학업무기력의 유효 응답자는 각각 2,275명, 2,311명, 2,242명, 2,123명이었다. 이에 따른 시점별 결측률은 스마트폰 의존이 12.24 ~ 18.83%, 학업무기력이 11.35 ~ 18.57% 범위였다. 스마트폰 의존의 결측에는 해당 시점에서 스마트폰을 사용하지 않아 관련 문항이 적용되지 않은 사례가 일부 포함되었다.

2. 측정도구

1) 스마트폰 의존

스마트폰 의존은 15개 문항의 4점 Likert 척도로 측정하였다. 해당 문항은 한국 청소년 스마트폰 중독성향 척도 개발 연구에 근거한 문항을 바탕으로 구성되었다(Kim et al., 2014). 응답범주는 1점에서 4점으로 구성되며, 점수가 높을수록 스마트폰 의존 수준이 높음을 의미하도록 5번, 10번, 15번의 역방향 문항을 역채점하였다. 분석에서는 15개 문항의 평균점수를 사용하였다. 4개 시점에서 Cronbach's α는 .85 ~ .86, McDonald's ω는 .88 ~ .89로 나타나 양호한 내적합치도를 보였다.

2) 학업무기력

학업무기력은 16개 문항의 4점 Likert 척도로 측정하였다. 이 척도는 통제신념 결여, 학습동기 결여, 긍정정서 결여, 능동수행 결여의 4개 하위영역으로 구성된다(박병기 등, 2015). 모든 문항은 점수가 높을수록 학업무기력 수준이 높음을 의미하는 동일한 방향으로 구성되어 있어 별도의 역채점은 실시하지 않았으며, 분석에서는 16개 문항의 평균점수를 사용하였다. 4개 시점에서 Cronbach's α는 .91 ~ .92, McDonald's ω는 .92 ~ .93로 나타나 높은 내적합치도를 보였다.

3. 연구절차

본 연구는 한국청소년정책연구원에서 구축・제공하는 한국아동・청소년패널조사 2018(KCYPS 2018)의 공개용 2차 자료를 활용하였다. KCYPS 2018은 국가승인통계(승인번호 제402002호)로 수행된 종단조사이며, 원자료 수집은 원조사기관의 기관생명윤리위원회 승인(IRB No. 201906-HR-고유-014-01)과 조사 참여동의 절차에 따라 이루어졌다. 본 연구에서는 데이터 아카이브를 통해 제공되는 비식별화된 공개자료를 연구목적에 맞게 재구성하였다.

분석자료는 학업무기력이 측정되기 시작한 4차년도부터 7차년도까지의 청소년 응답 자료를 이용하여 구성하였다. 개인 식별자를 기준으로 네 시점의 자료를 결합하여 중학교 1학년부터 고등학교 1학년까지의 스마트폰 의존과 학업무기력 반복측정 자료를 구성하였다. 각 문항의 응답범위와 결측코드를 확인하여 분석에 적합하지 않은 응답은 결측값으로 처리하였으며, 스마트폰 의존의 역방향 문항은 문항 방향이 일관되도록 역채점하였다. 학업무기력 문항은 모두 동일한 방향으로 구성되어 별도의 역채점을 실시하지 않았다. 이후 각 시점의 스마트폰 의존과 학업무기력 척도점수를 산출하여 최종 분석자료를 구성하였다.

4. 자료분석

스마트폰 의존과 학업무기력의 종단적 관계를 검증하기 위해 확률절편 교차지연패널모형(random-intercept cross-lagged panel model; RI-CLPM)을 적용하였다.

RI-CLPM은 각 변인의 시간에 걸쳐 안정적으로 유지되는 개인 간 차이를 확률절편으로 분리하고, 이를 제외한 개인 내 변동을 이용하여 자기회귀 및 교차지연 관계를 추정한다(Hamaker et al., 2015; Mulder & Hamaker, 2021). 따라서 본 연구에서 확률절편 간 관련은 안정적인 개인 간 관계로, 자기회귀 및 교차지연경로는 각 청소년이 자신의 평소 수준에서 벗어난 개인 내 편차의 시간적 지속 및 선행관계로 해석하였다. 교차지연계수는 관찰자료에 기초한 시간적 선행관계를 나타내므로 인과효과로 해석하지 않았다.

분석 절차는 다음과 같다. 첫째, 스마트폰 의존과 학업무기력의 시점별 평균, 표준편차 및 내적합치도를 산출하고, 시점별 유효 응답자 수와 결측률을 확인하였다. 둘째, 두 척도의 종단 측정동일성을 문항꾸러미(item parceling) 기반 확인적 요인분석으로 검토하였다. 각 척도의 문항을 세 개의 문항꾸러미로 구성하였으며, 각 시점에 동일한 문항구성을 적용하였다. 스마트폰 의존은 문항 1・4・7・10・13, 2・5・8・11・14, 3・6・9・12・15를 각각 하나의 문항꾸러미로 구성하였고, 학업무기력은 문항 1・4・7・10・13・16, 2・5・8・11・14, 3・6・9・12・15를 각각 하나의 문항꾸러미로 구성하였다. 학업무기력은 4개 하위영역을 그대로 문항꾸러미로 사용하지 않고, 전체 척도의 단일 종합점수에 대한 종단적 비교가능성을 검토한다는 분석 목적에 따라 각 하위영역의 문항이 특정 문항꾸러미에 편중되지 않도록 분산하여 세 개의 문항꾸러미를 구성하였다. 각 시점에서 동일한 지표의 고유한 안정성을 고려하기 위해 동일 문항꾸러미의 시점 간 잔차공분산을 허용하였다. 형태동일성(configural invariance), 요인부하량 동일성(metric invariance), 절편동일성(scalar invariance)을 순차적으로 검증하였다. 셋째, 전통적 교차지연패널모형(CLPM)과 자유추정 RI-CLPM의 적합도를 비교하여 안정적 개인차를 분리한 모형의 적절성을 검토하였다. RI-CLPM에서는 각 구성개념의 4개 시점 측정치에 대한 확률절편 요인부하량을 1로 고정하였으며, 동일 시점의 개인 내 성분 간 공분산을 허용하였다. 넷째, 시점별 경로의 시간동일성 여부를 확인하기 위해 자유추정 RI-CLPM을 기준으로 자기회귀경로에 동일성 제약을 부과한 모형과 교차지연경로에 동일성 제약을 부과한 모형을 각각 추정하였다. 제약모형과 자유추정 모형은 χ^2 차이검정을 통해 비교하였으며, BIC와 적합도 지수의 변화도 함께 검토하였다. 다섯째, 스마트폰 의존과 학업무기력의 관계 구조가 성별에 따라 유사한지를 확인하기 위해 성별 다집단 RI-CLPM을 실시하였다. 남학생과 여학생 집단에서 동일한 RI-CLPM을 추정한 뒤, 개인 내 자기회귀 및 교차지연경로 전체에 성별 동일성 제약을 부과한 모형을 자유추정 모형과 비교하였다. 추가적으로 자기회귀경로와 교차지연경로에 각각 성별 동일성 제약을 부과하여 모형을 비교하였으며, 두 집단의 확률절편 간 상관 차이는 Fisher의 r-to-z 변환을 이용하여 검토하였다. 결측자료는 완전정보최대우도법(full information maximum likelihood; FIML)을 이용하여 처리하였다. 모형 적합도는 χ^2, CFI, TLI, RMSEA 및 BIC를 종합적으로 고려하여 평가하였다. CFI와 TLI는 .90 이상, RMSEA는 .08 이하를 수용가능한 적합도의 기준으로 참고하였으며(Hu & Bentler, 1999), 종단 측정동일성은 ΔCFI≤.01 및 ΔRMSEA≤.015를 기준으로 평가하였다(Chen, 2007).

모든 분석은 Python 3.13.5 환경에서 수행하였다. 구조방정식모형은 최대우도 기반 목적함수를 구성하고 SciPy의 수치최적화 알고리즘을 이용하여 추정하였다. 자료 정제와 기술통계는 pandas 2.2.3과 NumPy 2.3.5를 이용하였고, 통계적 계산 및 최대우도 추정과 모형 비교에는 SciPy 1.17.0을 사용하였다.

Ⅲ. 결과 및 해석

1. 기술통계 및 종단 측정동일성

주요 변인의 기술통계와 신뢰도를 확인한 결과, 스마트폰 의존의 시점별 평균은 중1 2.11(*SD* = .46), 중2 2.19(*SD* = .44), 중3 2.21(*SD* = .43), 고1 2.19(*SD* = .43)로 나타났다. 학업무기력의 시점별 평균은 중1 1.95(*SD*

= .48), 중2 2.02(*SD* = .49), 중3 2.01(*SD* = .46), 고1 2.06 (*SD* = .48)이었다. 스마트폰 의존의 Cronbach's α는 .85 ~ .86, McDonald's ω는 .88 ~ .89였으며, 학업무기력의 Cronbach's α는 .91 ~ .92, McDonald's ω는 .92 ~ .93로 모든 시점에서 양호한 내적합치도를 보였다.

종단분석에 앞서 두 척도의 시점 간 측정동일성을 검토하였다(표 1 참조). 문항꾸러미 기반 확인적 요인분석을 이용하여 형태동일성(configural invariance), 요인부하량 동일성(metric invariance), 절편동일성(scalar invariance)을 순차적으로 검증하였다. 스마트폰 의존의 경우 형태동일성 모형은 $\chi^2(39) = 87.65$, CFI = .997, TLI = .995, RMSEA = .022였으며, 요인부하량 동일성 모형은 $\chi^2(45) = 102.86$, CFI = .997, TLI = .995, RMSEA = .022로 나타났다. 절편동일성 모형 역시 $\chi^2(51) = 170.71$, CFI = .993, TLI = .991, RMSEA = .030으로 양호한 적합도를 보였다. 요인부하량 동일성 모형과 형태동일성 모형 간 적합도 변화는 미미하였으며 (ΔCFI < .001, ΔRMSEA < .001), 절편동일성 제약을 추가한 경우에도 변화가 허용 가능한 수준이었다(ΔCFI = .003, ΔRMSEA = .008). 학업무기력의 형태동일성 모형은 $\chi^2(39) = 52.95$, CFI = .999, TLI = .999, RMSEA = .012였고, 요인부하량 동일성 모형은 $\chi^2(45) = 64.16$, CFI = .999, TLI = .999, RMSEA = .013이었다. 절편동일성 모형은 $\chi^2(51) = 127.57$, CFI = .997, TLI = .996, RMSEA = .024로 나타났다. 형태동일성 모형과 요인부하량 동일성 모형 간 변화(ΔCFI < .001, ΔRMSEA = .001)와 요인부하량 동일성 모형과 절편동일성 모형 간 변화(ΔCFI=.002, ΔRMSEA = .011) 모두 허용 가능한 범위에 있었다. 이에 두 척도 모두 4개 시점에 걸쳐 절편동일성까지 지지되는 것으로 판단하였다.

2. CLPM과 RI-CLPM의 모형 비교

스마트폰 의존과 학업무기력의 종단적 관계가 전통적 CLPM과 RI-CLPM 중 어느 구조에 더 부합하는지 확인하기 위해 모형 적합도를 비교하였다(표 2 참조). 분석 결과, 전통적 CLPM은 $\chi^2(12) = 350.38$, CFI = .923, TLI = .820, RMSEA = .104, BIC = 18,928.48로 나타났다. 반면 RI-CLPM 자유추정 모형은 $\chi^2(9) = 38.39$, CFI = .993, TLI = .979, RMSEA = .035, BIC = 18,640.09로 전통적 CLPM에 비해 전반적으로 우수한 적합도를 보였다. 특히 BIC가 288.39 감소하여, 스마트폰 의존과 학업무기력의 종단적 관계를 분석할 때 안정적 개인차를 분리하는 RI-CLPM이 자료에 더 적합한 것으로 나타났다.

표 1. 종단 측정동일성 검증 결과

변인	모형	χ^2(df)	CFI	TLI	RMSEA	ΔCFI	ΔRMSEA
스마트폰 의존	형태동일성	87.65(39)	.997	.995	.022	-	-
	요인부하량 동일성	102.86(45)	.997	.995	.022	< .001	< .001
	절편동일성	170.71(51)	.993	.991	.030	.003	.008
학업 무기력	형태동일성	52.95(39)	.999	.999	.012	-	-
	요인부하량 동일성	64.16(45)	.999	.999	.013	< .001	.001
	절편동일성	127.57(51)	.997	.996	.024	.002	.011

표 2. 모형 적합도 비교 (N = 2,607)

모형	χ^2(df)	CFI	TLI	RMSEA	BIC
전통적 CLPM	350.38(12)	.923	.820	.104	18,928.48
RI-CLPM 자유추정	38.39(9)	.993	.979	.035	18,640.09
RI-CLPM 자기회귀 제약	54.92(13)	.990	.979	.035	18,625.16
RI-CLPM 교차지연 제약	75.44(13)	.986	.969	.043	18,645.67

주. RI-CLPM 자유추정 모형을 기준으로 한 χ^2 차이검정에서 자기회귀경로 동일제약 모형은 $\Delta\chi^2(4) = 16.53$, p = .002, 교차지연경로 동일제약 모형은 $\Delta\chi^2(4) = 37.05$, p <.001이었음.

다음으로 RI-CLPM의 자기회귀경로와 교차지연경로가 시점에 따라 동일한지 검토하기 위해 시간동일성 제약모형을 자유추정 모형과 비교하였다. 자기회귀경로에 시간동일성 제약을 부과한 모형은 $\chi^2(13) = 54.92$, CFI = .990, TLI = .979, RMSEA = .035, BIC = 18,625.16이었으며, 자유추정 모형과의 χ^2 차이검정 결과 적합도가 유의하게 저하되었다($\Delta\chi^2(4) = 16.53$, $p = .002$). 교차지연경로에 시간동일성 제약을 부과한 모형 역시 $\chi^2(13) = 75.44$, CFI = .986, TLI = .969, RMSEA = .043, BIC = 18,645.67로 나타났으며, 자유추정 모형에 비해 적합도가 유의하게 저하되었다($\Delta\chi^2(4) = 37.05$, $p < .001$). 따라서 본 연구에서는 시점별 자기회귀 및 교차지연경로의 차이를 허용한 RI-CLPM 자유추정 모형을 최종 해석모형으로 채택하였다.

또한 전통적 CLPM과 RI-CLPM에서 스마트폰 의존이 이후 학업무기력을 예측하는 경로를 비교하였다. 전통적 CLPM에서는 스마트폰 의존이 이후 학업무기력을 예측하는 경로가 중학교 1학년에서 2학년, 중학교 2학년에서 3학년, 중학교 3학년에서 고등학교 1학년으로 이어지는 세 전환 모두에서 유의하였다(각각 β = .08, .07, .10, 모두 $p < .001$). 그러나 안정적 개인차를 분리한 RI-CLPM에서는 동일한 경로가 각각 β = .02, -.03, .01으로 모두 유의하지 않았다. 이는 전통적 CLPM에서 관찰된 교차지연관계의 일부가 시간에 걸쳐 유지되는 안정적 개인차와 관련되어 있을 가능성을 보여준다.

3. 개인 간 안정적 관련성과 개인 내 자기회귀 및 교차지연 효과

최종모형으로 채택한 자유추정 RI-CLPM에서 먼저 두 구성개념의 안정적 개인차 간 관련성을 확인하였다. 스마트폰 의존과 학업무기력의 확률절편 간 상관은 $r = .59$로 유의한 정적 관련을 보였다($p < .001$). 이는 조사기간 동안 평균적으로 스마트폰 의존 수준이 높은 청소년이 학업무기력 수준도 높은 경향이 있음을 의미한다.

개인 내 자기회귀경로를 살펴보면(표 3 참조), 스마트폰 의존은 중학교 1학년에서 2학년, 중학교 2학년에서 3학년, 중학교 3학년에서 고등학교 1학년으로 이어지는 세 전환 모두에서 유의하였다(각각 β = .24, .28, .21, 모두 $p < .001$). 학업무기력의 자기회귀경로는 중학교 1학년에서 2학년으로의 전환에서는 유의하지 않았으나(β = .05, $p > .05$), 이후 중학교 2학년에서 3학년(β = .19, $p < .001$)과 중학교 3학년에서 고등학교 1학년으로의 전환(β = .13, $p < .001$)에서는 유의하였다.

개인 내 교차지연경로에서 스마트폰 의존이 이후 학업무기력을 예측하는 경로는 중학교 1학년에서 2학년, 중학교 2학년에서 3학년, 중학교 3학년에서 고등학교 1학년으로 이어지는 세 전환 모두에서 유의하지 않았다(각각 β = .02, -.03, .01, 모두 $p > .05$). 반면 학업무기력이 이후 스마트폰 의존을 예측하는 경로는 중학교 1학년에서 2학년으로의 전환에서 유의한 부적 관계가 나타났고(β = -.06, $p < .05$), 중학교 2학년에서 3학년으로의 전환에서도 유의한 부적 관계가 나타났다(β = -.17, $p < .001$). 중학교 3학년에서 고등학교 1학년으로의 전환에서는 유의하지 않았다(β = .04, $p > .05$).

종합하면, 스마트폰 의존과 학업무기력은 안정적 개인차 수준에서는 유의하게 관련되었으나, 개인 내 수준에서 스마트폰 의존이 이후 학업무기력을 예측하는 교차지연경로는 세 전환 모두에서 유의하지 않았다.

표 3. 개인 내 표준화 경로계수

개인 내 경로	중1 → 중2	중2 → 중3	중3 → 고1
스마트폰 의존 → 스마트폰 의존 (자기회귀)	.24***	.28***	.21***
학업무기력 → 학업무기력 (자기회귀)	.05	.19***	.13***
스마트폰 의존 → 학업무기력 (교차지연)	.02	-.03	.01
학업무기력 → 스마트폰 의존 (교차지연)	-.06*	-.17***	.04

주. 제시된 계수는 표준화계수임.
*$p < .05$. ***$p < .001$.

4. 성별에 따른 개인 간・개인 내 관계 양상

스마트폰 의존과 학업무기력의 개인 간・개인 내 관계 양상이 성별에 따라 다른지 검토하기 위해 성별 다집단 RI-CLPM을 실시하였다(표 4 참조). 스마트폰 의존과 학업무기력의 안정적 개인차 간 상관은 남학생 r = .66, 여학생 r = .54로 두 집단 모두에서 유의한 정적 관련을 보였다. 두 상관계수의 차이를 검정한 결과 성별 차이는 통계적으로 유의하지 않았다(z = 1.62, p = .106).

다음으로 개인 내 자기회귀 및 교차지연경로에 성별 동일성 제약을 부과하여 자유추정 모형과 비교하였다. 전체 12개 개인 내 경로를 남녀 간 동일하게 제약한 결과 모형 적합도의 유의한 저하는 나타나지 않았다($\Delta\chi^2(12)$ = 7.94, p = .790). 자기회귀경로만 동일하게 제약한 경우에도 성별 차이는 유의하지 않았으며($\Delta\chi^2(6)$ = 1.98, p = .921), 교차지연경로만 동일하게 제약한 경우 역시 유의한 차이가 나타나지 않았다($\Delta\chi^2(6)$ = 6.18, p = .403).

집단별 교차지연경로를 살펴보면, 스마트폰 의존이 이후 학업무기력을 예측하는 경로는 남학생과 여학생 모두 세 전환에서 유의하지 않았다. 반면 학업무기력이 이후 스마트폰 의존을 예측하는 경로는 중학교 2학년에서 3학년으로의 전환에서 남학생(β = -.15, p < .001)과 여학생(β = -.19, p < .001) 모두 유의한 부적 관계를 보였다. 이상의 결과는 스마트폰 의존과 학업무기력의 개인 간・개인 내 관계 구조가 성별에 따라 유의하게 다르다는 증거가 확인되지 않았음을 보여준다.

Ⅳ. 논의 및 결론

본 연구는 KCYPS 2018 초등학교 4학년 코호트의 중학교 1학년부터 고등학교 1학년까지 4개 시점 자료에 RI-CLPM을 적용하여 청소년기 스마트폰 의존과 학업무기력의 종단적 관계를 안정적 개인 간 차이와 개인 내 변동으로 구분하여 검토하였다. 분석 결과, 전통적 CLPM보다 RI-CLPM이 자료에 더 적합하였으며, 두 모형에서 스마트폰 의존이 이후 학업무기력을 예측하는 경로의 결과도 달라졌다. 전통적 CLPM에서는 스마트폰 의존이 이후 학업무기력을 예측하는 경로가 세 전환 시점에서 모두 유의하였으나, 안정적 개인차를 분리한 RI-CLPM에서는 해당 경로가 모두 유의하지 않았다. 이는 전통적 CLPM의 교차지연계수가 안정적 개인차와 개인 내 변동을 충분히 구분하지 못할 수 있다는 방법론적 논의(Berry & Willoughby, 2017; Hamaker et al., 2015; Lucas, 2023)와 맥을 같이하며, 스마트폰 의존과 학업무기력의 종단관계를 해석할 때 두 분석 수준을 구분할 필요가 있음을 보여준다.

스마트폰 의존과 학업무기력은 안정적 개인차 수준에서는 강한 정적 관련을 보였다. 즉, 조사기간 동안 평균적으로 스마트폰 의존 수준이 높은 청소년은 학업무기력 수준도 높은 경향이 있었다. 이는 청소년의 스마트폰 의존 또는 과의존과 학업무기력 간 정적 관련

표 4. 성별 다집단 RI-CLPM의 주요 결과

경로	남학생	여학생
안정적 개인차 간 상관	.66***	.54***
SPD T1 → AHL T2	.02	.02
SPD T2 → AHL T3	.01	-.07
SPD T3 → AHL T4	-.02	.04
AHL T1 → SPD T2	-.07	-.05
AHL T2 → SPD T3	-.15***	-.19***
AHL T3 → SPD T4	.03	.05

주. 전체 개인 내 경로의 성별 동일성 검정은 $\Delta\chi^2(12)$ = 7.94, p = .790이었으며, 자기회귀경로 $\Delta\chi^2(6)$ = 1.98, p = .921, 교차지연경로 $\Delta\chi^2(6)$ = 6.18, p = .403이었음.
***p < .001.

을 보고한 선행연구와 대체로 일관된다(김호성, 황정하, 2022; 김희정, 박관성, 2019; 박봉환, 2022; 이주연 등, 2021; 하아영, 조한익, 2023). 그러나 이러한 개인 간 관련성이 한 청소년 내에서 스마트폰 의존의 증가가 이후 학업무기력 증가로 이어지는 시간적 과정과 동일한 의미를 갖는 것은 아니다. 본 연구의 결과는 두 변인이 청소년 간 안정적인 차이 수준에서는 밀접하게 관련되어 있음을 보여주는 한편, 그러한 관련성을 개인 내 변화 과정으로 직접 해석하는 데에는 주의가 필요함을 보여준다.

특히 안정적 개인차를 분리한 후 스마트폰 의존이 이후 학업무기력을 예측하는 개인 내 교차지연경로는 중학교 1학년부터 고등학교 1학년까지 모든 전환에서 유의하지 않았다. 이러한 결과는 스마트폰 의존과 학업무기력 간 관련성이 없다는 의미라기보다, 연 단위 측정간격에서 한 청소년의 스마트폰 의존이 자신의 평소 수준보다 높아진 것이 다음 시점의 학업무기력 증가를 예측한다는 증거가 확인되지 않았음을 의미한다. 최근 청소년을 대상으로 RI-CLPM을 적용한 연구에서도 문제적 스마트폰 사용은 다른 심리사회적 특성과 개인 간 수준에서는 관련되었으나 개인 내 교차지연관계가 나타나지 않거나, 전통적 CLPM에서 나타난 경로가 안정적 개인차를 분리한 뒤에는 확인되지 않은 결과가 보고되고 있다(Dai et al., 2026; Ku, 2026). 따라서 기존 연구에서 관찰된 스마트폰 의존과 학업 관련 어려움의 정적 관련성을 한 개인 내에서 스마트폰 의존의 증가가 이후 학업문제의 증가로 이어지는 과정으로 곧바로 해석하기보다, 개인 간 안정적 차이와 개인 내 변화가 서로 다른 정보를 제공할 수 있음을 고려할 필요가 있다.

한편, 학업무기력이 이후 스마트폰 의존을 예측하는 개인 내 경로는 중학교 1학년에서 2학년, 중학교 2학년에서 3학년으로의 전환에서 부적으로 나타났으며, 중학교 3학년에서 고등학교 1학년으로의 전환에서는 유의하지 않았다. 이는 기존의 이론적 예상 및 선행연구의 일반적인 방향과 다르므로 신중하게 해석할 필요가 있다. 학업무기력과 동일한 구성개념은 아니지만, 인접한 학업 부적응 지표인 학업소진을 다룬 최근 메타분석에서는 학업소진과 문제적 스마트폰 사용 간 전반적으로 정적인 관련이 보고되었으며(Wang, Madon, Ghani, & Long, 2026), 종단연구에서도 문제적 스마트폰 사용과 학업소진의 정적 연결이나 학업소진 증가가 이후 문제적 모바일폰 사용 증가를 예측하는 결과가 보고되고 있다(Huang et al., 2026; Shen et al., 2026). 이러한 선행연구를 고려하면, 본 연구의 일부 부적 경로를 학업무기력이 스마트폰 의존을 낮추는 일반적 과정으로 해석하기는 어렵다. 또한 해당 경로가 모든 시점에서 일관되게 나타난 것이 아니라는 점에서도 시점 특수적 결과일 가능성을 고려할 필요가 있다. 안정적 개인차를 분리한 이후 남은 개인 내 변동의 특성, 측정 간격, 관찰되지 않은 시간가변 요인 등에 의해 이러한 결과가 나타났을 가능성을 배제할 수 없으므로, 후속 연구에서는 학업 스트레스, 학습시간, 수면, 정서상태, 스마트폰 사용 목적 등 시점에 따라 변화하는 맥락을 함께 포함하여 이 관계를 검토할 필요가 있다.

성별 다집단 분석에서는 스마트폰 의존과 학업무기력의 개인 간·개인 내 관계 구조에 유의한 성별 차이가 확인되지 않았다. 두 변인의 안정적 개인차 간 상관은 남학생과 여학생 모두에서 유의하였으며 그 크기의 차이는 통계적으로 유의하지 않았다. 또한 자기회귀경로와 교차지연경로에 성별 동일성 제약을 부과한 모형에서도 유의한 적합도 저하는 나타나지 않았다. 이는 스마트폰 의존이 이후 학업무기력을 개인 내 수준에서 예측하지 않는다는 본 연구의 주요 결과가 특정 성별에 국한되지 않았음을 보여준다. 스마트폰 사용의 발달 양상이나 심리사회적 관련성에서 성별 차이가 보고된 연구들이 존재하지만, 이러한 차이가 스마트폰 관련 변인 간 종단적 구조경로의 성별 차이로 항상 이어지는 것은 아니다. 실제로 청소년의 문제적 디지털미디어 사용을 RI-CLPM으로 분석한 연구에서도 집단별 계수에 일부 차이가 관찰되더라도 교차지연경로 자체의 성별 차이가 유의하지 않은 경우가 보고된 바 있다(Li et al., 2024). 따라서 후속 연구에서는 성별 자체의 평균적 차이뿐 아니라 스마트폰 사용 목적, 학업스트레스, 정서

조절 방식 등 구체적인 맥락에 따라 관계 양상이 달라지는지를 검토할 필요가 있다.

본 연구의 결과는 청소년의 스마트폰 의존과 학업무기력을 이해하고 개입하는 방식에도 시사점을 제공한다. 개인 내 수준에서 스마트폰 의존의 상대적 증가가 1년 뒤 학업무기력의 증가를 예측하지 않았다는 결과를 고려하면, 스마트폰 사용을 제한하는 것만으로 학업무기력의 변화를 설명하거나 개선할 수 있다고 가정하는 단일요인적 접근에는 주의가 필요하다. 오히려 스마트폰 의존과 학업무기력이 함께 높은 청소년을 파악하고, 두 문제가 함께 나타나는 데 관련될 수 있는 자기조절의 어려움, 정서적 취약성, 학습환경 및 학교생활 맥락을 함께 살펴볼 필요가 있다. 다만 본 연구는 이러한 공통 요인을 직접 검증한 것은 아니므로, 후속 연구에서는 두 변인의 안정적 개인차를 설명하는 개인 및 환경 요인을 구체적으로 확인할 필요가 있다.

본 연구는 다음과 같은 한계를 지닌다. 첫째, 두 변인은 1년 간격으로 측정되었으므로 본 연구에서 개인 내 교차지연효과가 확인되지 않았다는 결과가 일・주・월 단위의 보다 짧은 시간척도에서도 동일하게 나타난다고 단정할 수 없다. 후속 연구에서는 경험표집법이나 보다 짧은 간격의 반복측정을 활용하여 스마트폰 의존과 학업 관련 경험의 단기적 상호관계를 검토할 필요가 있다. 둘째, 본 연구는 공개 패널자료의 특성상 수면, 학습시간, 학업스트레스, 스마트폰 사용 목적, 부모양육, 또래관계, 정신건강 등 두 변인의 개인 내 관계를 설명할 수 있는 시간가변 요인을 충분히 포함하지 못하였다. 셋째, 종단 측정동일성은 문항꾸러미 수준에서 절편동일성까지 확인되었으나, 문항꾸러미를 이용한 분석은 개별 문항 수준에서 나타날 수 있는 측정 특성의 차이를 충분히 드러내지 못할 가능성이 있다. 넷째, 스마트폰 의존과 학업무기력이 모두 청소년 자기보고에 의해 측정되었다는 점에서 동일방법에 따른 측정오차 가능성을 고려할 필요가 있다. 다섯째, 본 연구의 교차지연경로는 안정적 개인차를 분리한 상태에서의 시간적 선행관계를 나타내며, 무작위실험에 기반한 인과효과로 해석할 수 없다. 마지막으로 본 연구에서는 복합표집 설계의 학교 군집 및 종단가중치를 충분히 반영하지 못하였으므로, 후속 연구에서는 이를 고려한 민감도 분석을 통해 결과의 강건성을 추가로 확인할 필요가 있다.

결론적으로, 본 연구는 청소년기 스마트폰 의존과 학업무기력의 종단적 관계를 개인 간 안정적 차이와 개인 내 변동으로 분리하여 검토함으로써 기존 연구에서 관찰되어 온 두 변인의 관련성이 어떠한 분석 수준에서 나타나는지를 구체화하였다는 점에서 의의가 있다. 특히 전통적 CLPM에서는 스마트폰 의존이 이후 학업무기력을 예측하는 경로가 유의하였으나, 안정적 개인차를 분리한 RI-CLPM에서는 해당 경로가 확인되지 않았다는 점은 두 변인의 종단관계를 해석할 때 분석 수준을 구분할 필요가 있음을 보여준다. 따라서 청소년의 스마트폰 의존과 학업무기력을 이해할 때에는 두 문제가 함께 높은 청소년 간 안정적 차이와 한 청소년 내에서 나타나는 시간적 변화를 구분하여 접근할 필요가 있다.

참고문헌

과학기술정보통신부, 한국지능정보사회진흥원. (2025). **2024년 스마트폰 과의존 실태조사**. 세종: 과학기술정보통신부; 대구: 한국지능정보사회진흥원.

권이재, 박순진, 홍서준 (2023). 청소년의 학업무기력이 스마트폰 의존에 미치는 영향: 자아존중감과 친구관계의 병렬매개효과 검증. **산업융합연구**, 21(7), 65-73. https://doi.org/10.22678/JIC.2023.21.7.065

김호성, 황정하 (2022). 청소년의 스마트폰 의존이 학업무기력에 미치는 영향: 우울과 자아존중감의 매개효과. **청소년학연구**, 29(12), 311-340. https://doi.org/10.21509/KJYS.2022.12.29.12.311

김희정, 박관성 (2019). 고등학생의 스마트폰중독과 학업무기력의 관계에서 자기결정성 기본심리욕구의 매개효과. **학습자중심교과교육연구**, 19(12), 211-229. https://doi.org/10.22251/jlcci.2019.19.12.211

박병기, 노시언, 김진아, 황진숙 (2015). 학업무기력 척도의 개발 및 타당화. **아동교육**, 24(4), 5-29. https://doi.org/10.17643/kjce.2015.24.4.01

박봉환 (2022). 청소년의 스마트폰 과의존과 주의집중문제

가 학업무기력에 미치는 영향. **학습자중심교과교육연구**, 22(8), 213-222. https://doi.org/10.22251/jlcci.2022.22.8.213

이주연, 지명원, 이지영 (2021). 청소년의 학업무기력과 스마트폰 과의존의 관계에서 우울의 매개효과. **상담심리교육복지**, 8(3), 135-147. https://doi.org/10.20496/cpew.2021.8.3.135

하아영, 정선영, 허인화, 조한익 (2025). 청소년 시기 학업무기력의 발달양상과 학업열의, 또래애착의 동시효과. **인간발달연구**, 32(2), 119-132. https://doi.org/10.15284/kjhd.2025.32.2.119

하아영, 조한익 (2023). 고등학생의 스마트폰 의존도, 우울 및 학업 무기력의 관계에서 주관적 학업성취도의 조절된 매개효과. **교육혁신연구**, 33(2), 189-214. https://doi.org/10.21024/pnuedi.33.2.202306.189

Amez, S., & Baert, S. (2020). Smartphone use and academic performance: A literature review. *International Journal of Educational Research, 103*, 101618. https://doi.org/10.1016/j.ijer.2020.101618

Baumeister, R. F., & Heatherton, T. F. (1996). Self-regulation failure: An overview. *Psychological Inquiry, 7*(1), 1-15. https://doi.org/10.1207/s15327965pli0701_1

Berry, D., & Willoughby, M. T. (2017). On the practical interpretability of cross-lagged panel models: Rethinking a developmental workhorse. *Child Development, 88*(4), 1186-1206. https://doi.org/10.1111/cdev.12660

Boer, M., Stevens, G. W. J. M., de Looze, M. E., Koning, H. M., Finkenauer, C., & van den Eijnden, R. J. J. M. (2021). Social media use intensity, social media use problems, and mental health among adolescents: Investigating directionality and mediating processes. *Computers in Human Behavior, 116*, 106645. https://doi.org/10.1016/j.chb.2020.106645

Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 14*(3), 464-504. https://doi.org/10.1080/10705510701301834

Dai, X., Wang, H., Lai, X., Huang, S., Zhao, X., & Wang, Y. (2026). Longitudinal associations between materialism and problematic smartphone use in adolescence: Within- and between-person effects. *Behavioral Sciences, 16*(1), 150. https://doi.org/10.3390/bs16010150

Eccles, J. S., & Roeser, R. W. (2011). Schools as developmental contexts during adolescence. *Journal of Research on Adolescence, 21*(1), 225-241. https://doi.org/10.1111/j.1532-7795.2010.00725.x

Hamaker, E. L., Kuiper, R. M., & Grasman, R. P. P. P. (2015). A critique of the cross-lagged panel model. *Psychological Methods, 20*(1), 102-116. https://doi.org/10.1037/a0038889

Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 6*(1), 1-55. https://doi.org/10.1080/10705519909540118

Huang, J., Liu, Y., Ai, Y., & Gong, J. (2026). Longitudinal bidirectional relations between problematic smartphone use and academic burnout among adolescents: The mediating role of executive dysfunction. *Addictive Behaviors, 182*, 108801. https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2026.108801

Jessor, R. (1991). Risk behavior in adolescence: A psychosocial framework for understanding and action. *Journal of Adolescent Health, 12*(8), 597-605. https://doi.org/10.1016/1054-139X(91)90007-K

Kim, D., Lee, Y., Lee, J., Nam, J. K., & Chung, Y. (2014). Development of Korean smartphone addiction proneness scale for youth. *PLOS ONE, 9*(5), e97920. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0097920

Ku, X. (2026). Parental and child problematic smartphone use over time: Six-year within-dyad analysis in two Korean cohorts. *Addictive Behaviors, 172*, 108477. https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2025.108477

Lee, Y. J., & Won, S. (2025). Growing up with screens: Investigating gender and socioeconomic differences and social relationships in the development of problematic smartphone use. *Journal of Research on Adolescence, 35*(4), e70116. https://doi.org/10.1111/jora.70116

Li, Y.-Y., Koning, I. M., Finkenauer, C., Boer, M., & van den Eijnden, R. J. J. M. (2024). The bidirectional relationships between fear of missing out, problematic social media use and adolescents' well-being: A random intercept cross-lagged panel model. *Computers in Human Behavior, 154*, 108160. https://doi.org/10.1016/j.chb.2024.108160

Lucas, R. E. (2023). Why the cross-lagged panel model is almost never the right choice. *Advances in Methods and Practices in Psychological Science, 6*(1), 1-7. https://doi.org/10.1177/25152459231158378

Mulder, J. D., & Hamaker, E. L. (2021). Three extensions of the random intercept cross-lagged panel model. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 28*(4), 638-648. https://doi.org/10.1080/10705511.2020.1784738

Orben, A., Dienlin, T., & Przybylski, A. K. (2019). Social media's enduring effect on adolescent life satisfaction. *Proceedings of the National Academy of Sciences of*

the United States of America, 116(21), 10226-10228. https://doi.org/10.1073/pnas.1902058116

Paterna, A., Alcaraz-Ibáñez, M., Aguilar-Parra, J. M., Salavera, C., Demetrovics, Z., & Griffiths, M. D. (2024). Problematic smartphone use and academic achievement: A systematic review and meta-analysis. *Journal of Behavioral Addictions, 13*(2), 313-326. https://doi.org/10.1556/2006.2024.00014

Rudolf, R., & Kim, N. (2024). Smartphone use, gender, and adolescent mental health: Longitudinal evidence from South Korea. *SSM - Population Health, 28*, 101722. https://doi.org/10.1016/j.ssmph.2024.101722

Seligman, M. E. P. (1975). *Helplessness: On depression, development, and death*. San Francisco, CA: W. H. Freeman.

Shen, G., Han, Y., Xu, S., Chen, L., Xu, X., Hu, X., Ye, Z., Chen, L., & Li, Y. (2026). Disentangling stable traits from dynamic processes: A longitudinal investigation of academic burnout and problematic mobile phone use. *Frontiers in Psychiatry, 17*, 1873653. https://doi.org/10.3389/fpsyt.2026.1873653

Sirin, S. R. (2005). Socioeconomic status and academic achievement: A meta-analytic review of research. *Review of Educational Research, 75*(3), 417-453. https://doi.org/10.3102/00346543075003417

Sunday, O. J., Adesope, O. O., & Maarhuis, P. L. (2021). The effects of smartphone addiction on learning: A meta-analysis. *Computers in Human Behavior Reports, 4*, 100114. https://doi.org/10.1016/j.chbr.2021.100114

Wang, X., Madon, Z. B., Ghani, M. S. A., & Long, X. (2026). The relationship between academic burnout and problematic smartphone use: A three-level meta-analysis. *Frontiers in Psychology, 17*, 1768092. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2026.1768092

Wilmer, H. H., Sherman, L. E., & Chein, J. M. (2017). Smartphones and cognition: A review of research exploring the links between mobile technology habits and cognitive functioning. *Frontiers in Psychology, 8*, 605. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.00605