

특성화고 및 마이스터고 학생의 진로교육만족도, 진로성숙도, 진로결정자기효능감의 인과관계: 자기회귀교차지연 모형

최현규 · 홍승경 · 황용욱 · 신은경 · 박종운[†]
국립부경대학교(학생 · [†]교수)

The Causal Relationships among Career Education Satisfaction, Career Maturity, and Career Decision-Making Self-Efficacy of Specialized and Meister High School Students: An Autoregressive Cross-Lagged Model

Hyeon Kyoo CHOI · Seung Kyung HONG · Yong Uk Hwang · Eun Gyeong SHIN · Jong Un PARK[†]
Pukyong National University(student · [†]professor)

Abstract

This study investigates the longitudinal causal relationships among career education satisfaction, career maturity, and career decision-making self-efficacy among students in specialized and Meister high schools in Korea. Using data from the Korea Employment Education Panel II (KEEP II), waves 1 (2016), 2 (2018), and 3 (2019), an Autoregressive Cross-Lagged Model (ARCL) was applied to examine temporal stability and reciprocal influences across variables. The analysis revealed significant autoregressive effects for all major constructs, indicating stable developmental trajectories. Cross-lagged results showed reciprocal and reinforcing effects between career maturity and career decision-making self-efficacy, while career education satisfaction positively predicted later career maturity but did not directly affect self-efficacy. Conversely, earlier self-efficacy increased subsequent satisfaction, suggesting a reverse feedback path. These findings highlight a dynamic and cyclical mechanism underlying vocational high school students' career development. Practical implications include strengthening experience-based and student-centered career education, enhancing early success experiences to foster self-efficacy, and designing tailored programs aligned with students' interests and abilities. Limitations related to the time span and available panel variables are discussed, and directions for future research using more recent or extended longitudinal data are recommended.

Key words : Career education satisfaction, Career maturity, Career decision-making self-efficacy, Vocational high school, Autoregressive cross-lagged model(ARCL), Longitudinal analysis

I. 서론

오늘날 청소년의 진로환경은 산업구조의 급격한 변화와 직업세계의 복잡성 증대로 인해 높은 불확실성을 보이고 있다. 특히 조기 직업 진입을 목표로 하는 특성화고와 마이스터고 학생들은 학

업과 취업을 동시에 고려해야 하는 이중적 과제에 직면해 있으며, 이에 따라 학교 진로교육의 중요성이 더욱 강조되고 있다. 이러한 진로교육의 효과를 정확히 이해하기 위해서는 단순한 참여 여부보다 학생이 인식하는 진로교육만족도와 그로 인한 심리적 변화 과정을 종합적으로 분석

[†] Corresponding author : (051) 629-5971, pjun9017@pknu.ac.kr

할 필요가 있다.

진로교육만족도는 학생이 경험한 진로교육의 내용, 방법, 지원체계 등에 대한 전반적 평가로, 프로그램의 질과 교사의 전문성, 체험의 적절성 등에 따라 달라진다(Kim et al., 2021). 높은 진로교육만족도는 진로탐색과 자기효능감 향상으로 이어져 궁극적으로 진로성숙도를 높이는 요인으로 작용한다(Osipow and Fitzgerald, 1996; Lent et al., 2002). 진로성숙도는 개인이 진로발달 과업을 수행할 수 있는 준비도와 적응력으로, 진로탐색·결정·계획성 등의 하위 요소를 포함한다(Super, 1990). 이는 진로결정자기효능감과 밀접하게 관련되며, 장기적인 진로발달의 핵심 지표로 제시된다(Lee and Joo, 2022; Ahn and Yu, 2020).

진로결정자기효능감(CDMSE)은 Bandura(1986)의 사회인지이론(SCT)에 기반한 개념으로, 개인이 진로 관련 과제를 성공적으로 수행할 수 있다는 신념의 정도를 의미한다. Taylor and Betz(1983)는 CDMSE가 진로탐색, 목표설정, 계획 수립 행동의 강력한 예측요인임을 입증하였으며, 이후 연구에서도 CDMSE가 진로성숙도와 진로결정 행동을 매개하는 심리적 요인으로 확인되었다(Paik et al., 2019; Joo et al., 2013).

현재까지 대부분의 선행연구는 단일시점의 상관관계만을 다룬 횡단적 설계에 머물러 있어 시간적 흐름에 따른 인과방향을 규명하기 어렵다는 한계가 있다. 진로교육만족도, 진로성숙도, 진로결정자기효능감은 발달적으로 상호작용하는 변인이므로, 이들 간의 관계를 확인하기 위해서는 종단적 접근이 필요하다. 이에 따라 자기회귀교차지연모형(Autoregressive Cross-Lagged Model; ARCL)이 주목받고 있다. ARCL은 변인의 시간적 안정성과 시점 간 상호영향을 동시에 검증할 수 있어, 인과구조를 정밀하게 파악할 수 있는 방법이다(Hamaker, Kuiper, and Grasman, 2015).

국외 연구에서는 ARCL을 활용한 진로발달 연구가 활발히 진행되어 왔다. Savickas and Porfeli(2012)는 진로적응성과 CDMSE 간의 상호

인과성을 확인하였고, Hirschi(2010)는 진로목표의 식이 향후 자기효능감 강화로 이어진다는 교차지연 효과를 보고하였다. 국내에서도 Suh et al.(2022)이 자아존중감과 진로성숙도의 상호 인과성을, Lee and Jun(2020)이 목표의식과 진로성숙도의 교차효과를 검증하였으나, 진로교육만족도·진로성숙도·진로결정자기효능감을 동시에 다룬 삼변량 종단연구는 거의 없다.

이에 본 연구는 한국교육고용패널Ⅱ(KEEPⅡ)의 1차(2016년), 2차(2018년), 3차(2019년) 자료를 활용하여 직업계고 학생의 진로교육만족도, 진로성숙도, 진로결정자기효능감 간의 시간적 안정성과 상호영향을 종단적으로 분석하였다. 특히 2019년에는 진로결정자기효능감 항목만 포함되어 있어 교차지연 분석은 2016·2018년 두 시점에 한정하고 자기회귀 효과는 2019년까지 포함하였다. 따라서 본 연구는 세 변인 간의 단순한 상관성을 넘어, 시간의 흐름 속에서 어떠한 요인이 진로발달을 촉진하거나 저해하는지를 구조적으로 규명함으로써 직업계고 학생의 진로발달 메커니즘을 보다 정밀하게 파악하고자 한다. 특히 진로교육만족도·진로성숙도·진로결정자기효능감을 동시에 포함한 종단적 ARCL 분석은 기존 연구에서 거의 시도되지 않은 접근으로, 직업계고 학생의 심리·발달적 변화과정을 모형 수준에서 밝힌다는 점에서 학술적 독창성을 지닌다. 또한 본 연구 결과는 학교 진로교육의 설계와 운영에서 어떤 요소를 강화해야 학생의 진로성숙과 자기효능감을 효과적으로 높일 수 있는지를 제시한다는 점에서 정책적 활용 가능성을 갖는다.

본 연구의 구체적인 연구문제는 다음과 같다.

첫째, 진로교육만족도·진로성숙도·진로결정자기효능감 간에는 자기회귀 효과가 존재하는가?

둘째, 진로교육만족도는 이후 시점의 진로성숙도와 진로결정자기효능감에 교차지연 효과를 미치는가?

셋째, 진로성숙도와 진로결정자기효능감은 서로의 변화에 상호 영향을 주는가?

II. 연구 방법

1. 연구설계 및 대상

본 연구는 한국직업능력연구원(KRIVET)이 수행하는 국가승인 중단조사인 한국교육고용패널 데이터를 활용하여, 특성화고 및 마이스터고 학생의 진로교육만족도, 진로성숙도, 진로결정자기효능감 간의 중단적 인과관계를 분석하였다. KEEPⅡ는 2016년 고등학교 2학년 학생을 1차 시점으로, 이후 학업·진로·고용 이행 과정을 지속적으로 추적 조사한 자료로, 본 연구에서는 1차(2016년), 2차(2018년), 3차(2019년) 데이터를 통합하여 사용하였다. 1차와 2차 자료에는 세 변인이 모두 포함되었으나, 3차 자료에는 진로결정자기효능감 항목만 존재하였다. 이에 따라 교차지연 효과는 2016년과 2018년 두 시점을 중심으로 분석하고, 자기회귀 효과는 2016년부터 2019년까지의 진로결정자기효능감 변인을 포함하여 검증하

였다. 이를 통해 세 변인의 시간적 안정성과 상호영향을 동시에 분석하였다. 연구대상은 2016년 기준 특성화고 및 마이스터고 2학년 학생 중, 세 시점 모두에서 진로 관련 변인에 결측이 없는 1,531명의 응답자이다. 표본은 전국 직업계고 학생을 대표하도록 층화표집 방식으로 구성되었으며, 성별·학교유형 등의 인구통계학적 특성은 기술통계로 확인하였다.

2. 연구변인

본 연구에서 사용된 주요 잠재변인은 진로교육만족도(Career Education Satisfaction), 진로성숙도(Career Maturity), 진로결정 자기효능감(Career Decision-Making Self-Efficacy)으로 구성되었으며, 각 변인은 KEEPⅡ의 2016년, 2018년, 2019년 3개 시점에서 동일 문항을 사용하여 반복 측정되었다. 각 변인의 구체적 하위요인과 관측변수는 <Table 1>에 제시하였다.

<Table 1> Latent Variables, Sub-Factors, and Observed Indicators (KEEPⅡ Panel Data: 2016~2019)

Latent Variable	Observed Variable	1st Wave(2016)		2nd Wave(2018)		3rd Wave(2019)	
Career Education Satisfaction (CES)	School-Based Career Education Satisfaction (CES_SB)	Y16S01089	Y16S01091	Y17SA01081	17SA01082	Y19SA01079	19SA01080
	Individualized Career Guidance Satisfaction (CES_IG)	Y16S01093	Y16S01095	Y17SA01083	17SA01084	Y19SA01081	19SA01082
	Experiential Career Exploration Satisfaction (CES_EE)	Y16S01099	Y16S01101 Y16S01103 Y16S01105 Y16S01107	Y16S01109	Y17SA01086 ~Y17SA01091	Y19SA01084 ~Y19SA01089	
Career Maturity (CM)	Orientation & Compromise (CM_OC)	Y16S01125	Y16S01127	Y17SA01107	17SA01109	Y19SA01105	19SA01107 19SA01115
	Involvement (CM_IV)	Y16S01124	Y16S01129 Y16S01130	Y17SA01106	17SA01111	Y19SA01104	19SA01109 19SA01110
	Independence & Decisiveness (CM_ID)	Y16S01126	Y16S01131 Y16S01137 Y16S01134 Y16S01136	Y17SA01108	17SA01113	Y19SA01106	19SA01111 19SA01117 19SA01114 19SA01116
Career Decision-Making Self-Efficacy (CDMSE)	Self-Appraisal (CSE_SA)	Y16S13012	Y16S13013	Y17SN01019	17SN01020	Y19SN01018	19SN01019
	Goal Selection (CSE_GS)	Y16S13014		Y17SN01021		Y19SN01020	
	Planning (CSE_PL)	Y16S13015		Y17SN01022		Y19SN01021	
		Y16S13016		Y17SN01023		Y19SN01022	

진로교육만족도는 학교에서 제공되는 진로교육 활동에 대한 전반적인 만족 수준을 나타내며, 세계의 하위요인으로 구성되었다. 첫째, 학교 기반 진로교육만족(School-Based Career Education Satisfaction, CES_SB)은 학교 차원의 진로교육, 상담, 프로그램 운영에 대한 만족을 측정하였다. 둘째, 개인 맞춤형 진로지도만족(Individualized Career Guidance Satisfaction, CES_IG)은 교사나 상담자가 제공하는 개인별 진로상담·지도 서비스에 대한 만족을 반영하였다. 셋째, 체험 중심 진로탐색만족(Experiential Career Exploration Satisfaction, CES_EE)은 직업체험, 현장실습, 진로캠프 등과 같은 체험형 진로활동의 만족도를 측정하였다. 각 하위요인은 시점별로 2~6개의 문항으로 구성되었으며, 5점 Likert 척도(1=전혀 그렇지 않다, 5=매우 그렇다)로 응답하였다.

진로성숙도는 진로발달 수준과 관련된 태도·지식을 측정하는 구성개념으로, 성향성·타협성(Orientation·Compromise, CM_OC), 관여성(Involve ment, CM_IV), 독립성·결정성(Independence·Decisiveness, CM_ID)의 세 하위요인으로 구성되었다. 이는 학생의 진로탐색 태도, 진로결정 참여 정도, 자율적 의사결정 능력 등을 반영하는 문항으로 이루어졌으며, 각 하위요인은 3~6개의 문항으로 구성되었다. 예를 들어, “나는 일과 직업 세계의 변화를 이해하고 있다”, “나는 나의 특성과 환경을 고려하여 장기적인 진로계획을 세울 수 있다”와 같은 항목들이 포함된다.

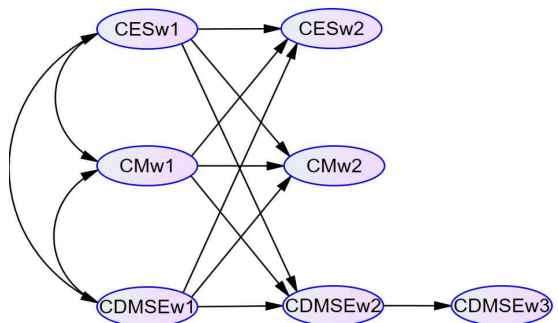
진로결정 자기효능감은 학생이 진로 관련 과제를 성공적으로 수행할 수 있다는 자기 신념을 측정하는 변인으로, 자기평가(Self-Appraisal), 목표선정(Goal Selection), 계획수립(Planning)의 세 하위요인으로 구성되었다. 각 하위요인은 1~3개의 문항으로 구성되어 있으며, “나는 내가 잘하는 일을 알고 있다”, “나는 내가 세운 계획을 잘 실행할 수 있다” 등의 문항이 포함된다.

각 변인의 하위요인별 측정항목은 동일 시점 내에서 구조적 일관성을 유지하도록 설계되었으

며, 모든 문항은 5점 Likert 척도로 응답하였다. 내적 일관성 신뢰도(Cronbach's α)는 세 변인 모두 .85 이상으로 나타나 양호한 수준이었다.

AMOS를 이용한 구조방정식 분석에서는 ITC (Item-to-Construct) 파슬링(parceling) 기법으로 각 잠재변인의 하위요인별 문항들을 묶어 사용하였다. 즉, 동일 하위요인에 포함된 문항들의 평균값을 산출하여 하나의 파슬(parcel)로 구성하였고 각 잠재변인은 3개의 파슬로 측정되도록 설정하였다. 이 방법은 측정오차를 줄이고 모형의 안정성을 높이기 위한 것으로 선행연구에서도 종단적 구조방정식모형에 적합한 방법으로 제시되고 있다(Little et al., 2002; Matsunaga, 2008).

3. 연구모형



[Fig. 1] Autoregressive Cross-Lagged Model.

[Fig. 1]은 본 연구에서 설정한 자기회귀교차지연모형(ARCL)을 나타낸 것이다. 본 모형은 세 시점에 걸쳐 측정된 진로교육만족도(CES), 진로성숙도(CM), 진로결정자기효능감(CDMSE)의 종단적 관계를 분석하기 위해 설정되었다.

자기회귀교차지연모형(ARCL)은 시간의 흐름에 따라 변인이 스스로를 예측하는 자기회귀 효과와, 이전 시점의 변인이 다른 변인의 이후 값을 예측하는 교차지연 효과를 동시에 추정함으로써 종단적 인과구조를 분석하는 데 적합한 모형이다. 이때 같은 시점의 잠재변인 간에는 동시적 상관 혹은 오차공분산을 설정하여, 시점 간 영향

력 추정에서 발생할 수 있는 공변성의 혼입을 통제하고, 시간적 인과효과의 순수성을 확보하게 된다. 본 연구에서도 2016년과 2018년의 세 변인 간 동시적 상관을 모형에 포함하여 각 변인의 공통된 기저 요인이나 상황적 영향이 교차지연 경로에 과도하게 반영되지 않도록 통제하였다. 따라서 본 연구에서 보고한 교차지연 효과는 동일 시점의 상호작용을 분리한 뒤 산출된 순수한 시간적 영향력을 의미하며, 이는 직업계고 학생의 진로발달 과정에서 나타나는 변인의 실제 인과흐름을 보다 정확하게 반영한다. 이러한 모형을 통해 세 변인 간의 시간적 안정성, 교차영향성, 순환적 인과구조를 통합적으로 검증하고, 직업계고 학생의 진로발달 과정을 중단적으로 규명하고자 하였다.

4. 자료분석

KEEPⅡ 원자료를 통합하여 세 시점의 패널형 데이터셋을 구축하였다. 시점 간 응답 불일치로 인한 결측치는 분석의 일관성을 확보하기 위해 처리하였으며, 세 시점 모두에서 진로 관련 변인에 응답한 사례만을 최종 분석에 포함하였다. 기술통계 및 상관분석을 통해 각 변인의 기초적 분포와 상호관계를 파악하였다. 변수의 정규성 검토 결과 왜도와 첨도가 모두 절대값 2 미만으로 나타나 구조방정식모형 분석에 적합하였다. 또한, 자기회귀교차지연모형(ARCL)을 이용하여 진로교육만족도, 진로성숙도, 진로결정자기효능감 간의 시간적 인과관계를 검증하였다. 분석은 AMOS 27.0을 활용하였으며, 최대우도법으로 모수 추정을 실시하였다.

ARCL 모형은 각 시점의 동일 변수 간 경로인 자기회귀 효과와 상이한 변수의 시점 간 경로인 교차지연 효과로 구성된다. 본 연구에서는 2016년 변수를 기준으로 2018년의 동일 변수에 대한 자기회귀 경로를 설정하고, 동시에 이들 간 교차지연 경로를 포함하였다. 또한 2018년에서 2019

년으로 이어지는 CDMSE의 자기회귀 경로를 추가하여 시간적 안정성을 확인하였다. 모형의 적합도 평가는 χ^2 통계량, CFI, TLI, RMSEA 등을 기준으로 판단하였다. 일반적으로 CFI와 TLI가 .90 이상, RMSEA가 .08 이하이면 수용 가능한 적합도로 간주하였다(Hu and Bentler, 1999). 마지막으로, 변인 간 간접경로의 유의성을 검증하기 위해 부트스트래핑(5,000회 반복추출, 95% 신뢰구간)을 적용하였다. 이를 통해 진로교육만족도가 진로성숙도 및 진로결정자기효능감에 미치는 간접효과의 존재 여부를 확인하였다.

Ⅲ. 연구 결과

<Table 2> Demographic Characteristics of Participants (N=1,531)

Category	Frequency (n)	Percentage (%)	
Gender	Male	880	57.5
	Female	651	42.5
School Type	Specialized HS	1053	68.8
	Meister HS	478	31.2
Total	1,531	100	

<Table 2>는 본 연구에 참여한 학생들의 인구통계학적 특성을 제시한 것이다. 전체 분석대상은 1,531명으로, 남학생이 880명(57.5%), 여학생이 651명(42.5%)이었다. 학교유형별로는 특성화고 학생이 1,053명(68.8%)으로 가장 많았으며, 마이스터고 학생은 478명(31.2%)으로 나타났다.

표본의 성비는 여학생보다 남학생이 다소 높은 비율을 보였으며, 이는 국내 직업계고의 일반적인 학생 구성 경향과도 일치한다. 학교유형별 분포에서 특성화고 학생의 비중이 높게 나타난 것은, 특성화고가 전체 직업계고 중 가장 큰 비율을 차지하고 있다는 현실적 상황을 반영한 결과로 볼 수 있다. 본 연구의 표본은 직업계고 학생의 진로교육 경험과 진로발달 특성을 분석하기에 적절한 대표성을 지니고 있다고 판단된다.

<Table 3> Descriptive Statistics of Main Variables

	Mean	S.D.	Skewness	Kurtosis
CES_SB_W1	3.59	0.79	-0.24	0.33
CES_IG_W1	3.73	0.76	-0.26	0.37
CES_EE_W1	3.86	0.75	-0.43	0.46
CM_CO_W1	3.50	0.64	-0.10	-0.05
CM_IN_W1	3.61	0.68	-0.23	0.13
CM_DI_W1	3.63	0.64	-0.12	0.02
CSE_SA_W1	3.82	0.74	-0.42	0.39
CSE_GS_W1	3.52	0.92	-0.22	-0.34
CSE_PL_W1	3.51	0.90	-0.24	-0.18
CES_SB_W2	3.63	0.72	-0.39	0.89
CES_IG_W2	3.70	0.71	-0.18	0.31
CES_EE_W2	3.72	0.71	-0.20	0.46
CM_CO_W2	3.53	0.62	0.10	0.55
CM_IN_W2	3.60	0.65	-0.04	0.32
CM_DI_W2	3.61	0.61	0.01	0.70
CSE_SA_W2	3.76	0.71	-0.39	0.66
CSE_GS_W2	3.57	0.85	-0.21	-0.12
CSE_PL_W2	3.57	0.82	-0.20	-0.02
CSE_SA_W3	3.64	0.69	-0.48	0.82
CSE_GS_W3	3.41	0.84	-0.20	-0.02
CSE_PL_W3	3.43	0.77	-0.24	0.23

<Table 3>은 본 연구에 포함된 주요 변인들의 기술통계 결과를 제시한 것이다. 1차(2016년) 시점에서 진로교육만족도의 하위요인 평균은 학교 기반 진로교육 만족(CES_SB)이 3.59점, 개인 맞춤형 진로지도 만족(CES_IG)이 3.73점, 체험 중심 진로탐색 만족(CES_EE)이 3.86점으로, 세 요인 모두 5점 척도 기준에서 중간 이상 수준을 보였다. 진로성숙도의 하위요인 평균은 성향성·타협성

(CM_CO) 3.50점, 관여성(CM_IN) 3.61점, 독립성·결정성(CM_DI) 3.63점으로 나타나, 전반적으로 진로성숙도 또한 보통 이상의 수준으로 평가되었다. 진로결정 자기효능감의 하위요인 중 자기평가(CSE_SA)는 3.82점으로 가장 높았으며, 목표선정(CSE_GS)과 계획수립(CSE_PL)은 각각 3.52점, 3.51점으로 나타났다. 2차(2018년) 시점에서도 전반적인 평균값의 상승이 관찰되었다. 진로교육만족도의 세 하위요인은 모두 3.6~3.7점 수준으로 유지되었고, 진로성숙도의 하위요인은 3.5~3.6점 대로 비교적 안정적인 수준을 보였다. 진로결정 자기효능감의 평균값 또한 자기평가 3.76점, 목표선정 3.57점, 계획수립 3.57점으로 소폭 향상되었다. 3차(2019년) 시점에서는 진로결정 자기효능감만 측정되었으며, 세 하위요인의 평균은 3.41~3.64점 범위로 나타나 이전 시점 대비 약간의 감소세를 보였다. 또한 모든 변인의 왜도 절대값은 0.5 이하, 첨도는 1 이하로 나타나, 정규분포의 기준 범위(왜도 ± 2 , 첨도 ± 4 ; Kline, 2016) 내에 포함되었다. 따라서 각 변인의 분포는 구조방정식모형(SEM) 분석에 필요한 정규성 가정을 충족한다고 판단된다. 또한 주요 변인 간의 상관관계를 확인한 결과, 모든 변인 간 상관계수는 통계적으로 유의하였으며($p < .01$), 상관계수의 범위는 .131 ~ .538 수준으로 확인되었으며, 변수 간 상관이 과도하게 높지 않아 다중공선성의 우려는 없는 것으로 판단된다.

이러한 결과는 시점별 변인 간 평균 차이가 크지 않고 측정의 일관성이 유지되었음을 보여주며, 본 연구의 ARCL 분석을 수행하기에 적절한

<Table 4> Model Fit Indices of the Measurement Model

	χ^2 (df)	χ^2/df	GFI	NFI	TLI	CFI	RMSEA(90% CI)
Measurement Model	1190.5(175)	6.8	.928	.934	.932	.943	.062 (.058 ~ .065)
Criterion		≤ 3.0	$\geq .90$	$\geq .90$	$\geq .90$	$\geq .90$	$\leq .08$

Note. GFI = Goodness of Fit Index, NFI = Normed Fit Index, TLI = Tucker-Lewis Index
CFI = Comparative Fit Index, RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation

자료임을 시사한다.

확인적 요인분석(Confirmatory Factor Analysis; CFA)을 통해 진로교육만족도, 진로성숙도, 진로 결정자기효능감의 잠재변인과 관측변인 간의 구조적 타당성을 검증하였다. 분석 결과, 측정모형의 전반적 적합도는 $\chi^2(175) = 1190.5$, $\chi^2/df = 6.8$, GFI = .928, NFI = .934, TLI = .932, CFI = .943, RMSEA = .062로 나타났다. GFI, NFI, TLI, CFI가 모두 .90 이상으로 기준치를 충족하였으며, RMSEA 또한 .08 이하로 수용 가능한 수준으로 확인되었다(Browne and Cudeck, 1992). 이는 본 연구에서 설정한 측정모형이 실제 자료에 적합하며, 잠재변인 간의 이론적 구조가 경험적 데이터와 잘 부합함을 의미한다.

<Table 5> Autoregressive and Cross-Lagged Effects among Career Education Satisfaction, Career Maturity, and Career Decision-Making Self-Efficacy

Path	Estimate (β)	S.E.	C.R.	p
Autoregressive Effects				
CESw2 ← CESw1	.483	.042	11.454	.001
CMw2 ← CMw1	.357	.039	9.087	.001
CDMSEw2 ← CDMSEw1	.317	.039	8.211	.001
CDMSEw3 ← CDMSEw2	.706	.063	11.229	.001
Cross-Lagged Effects				
CMw2 ← CESw1	.115	.034	3.332	.001
CDMSEw2 ← CMw1	.197	.045	4.389	.001
CESw2 ← CDMSEw1	.076	.037	2.083	.037
CMw2 ← CDMSEw1	.093	.032	2.906	.004
CDMSEw2 ← CESw1	.039	.039	1.003	.316
CESw2 ← CMw1	-.038	.045	-.860	.390

또한 각 잠재요인을 구성하는 문항들의 표준화 요인부하량은 모두 .60 이상으로 나타나 유의수준($p < .001$)에서 통계적으로 유의하였으며, 이는

각 문항이 해당 요인을 충분히 대표하고 있음을 시사한다. 평균분산추출(AVE) 값은 모두 .50 이상, 구성개념 신뢰도(CR)는 .70 이상으로 나타나 수렴타당성과 내적 일관성이 확보되었다.

따라서 본 연구의 측정모형은 진로교육만족도, 진로성숙도, 진로결정자기효능감의 세 변인을 종단적으로 분석하기 위한 타당한 기초모형으로 판단되며, 이후의 자기회귀교차지연(ARCL) 분석을 위한 적합한 측정기반을 제공한다고 볼 수 있다.

<Table 6> Direct, Indirect, and Total Effects among Major Variables

Outcome Variable	Predictor	Direct Effect	Indirect Effect	Total Effect	Sig.
CMw2	CMw1	.357	-	.357	***
	CESw1	.115	.012	.127	***
	CDMSEw1	.093	-	.093	**
CDMSEw2	CDMSEw1	.317	.164	.481	***
	CMw1	.197	.127	.324	***
	CESw1	.039	.020	.059	n.s.
CESw2	CESw1	.483	-	.483	***
	CMw1	-.038	.021	-.017	n.s.
	CDMSEw1	.076	-	.076	*
CDMSEw3	CDMSEw2	.706	-	.706	***

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$
n.s. = not significant

자기회귀교차지연모형(ARCL) 분석 및 구조모형 검증 결과, 진로교육만족도, 진로성숙도, 진로 결정자기효능감 간의 인과구조는 부분적으로 유의하면서도 상호순환적인 양상을 보였다.

먼저 자기회귀 효과(Autoregressive effects)를 살펴보면, 세 변인 모두 시점 간 안정적인 지속성을 보였다.

진로교육만족도($CESw1 \rightarrow w2$, $\beta=.483$, $p<.001$), 진로성숙도($CMw1 \rightarrow w2$, $\beta=.357$, $p<.001$), 진로결정자기효능감($CDMSEw1 \rightarrow w2$, $\beta=.317$, $p<.001$; $CDMSEw2 \rightarrow w3$, $\beta=.706$, $p<.001$)의 경로가 모두

유의하게 나타나, 각 변인이 시간의 흐름 속에서도 비교적 일관된 수준으로 유지됨을 확인하였다. 특히 진로결정자기효능감의 자기회귀계수가 가장 높게 나타나, 학생이 형성한 진로결정 자신감이 이후에도 지속적으로 유지되는 안정적 심리 특성임을 시사한다.

교차지연 효과(Cross-lagged effects)에서는 진로성숙도와 진로결정자기효능감 간의 상호 강화적 관계가 확인되었다.

1차 시점의 진로성숙도(CMw1)는 2차 시점의 진로결정자기효능감(CDMSEw2)에 정적인 영향을 미쳤으며($\beta=.197, p<.001$), 반대로 진로결정자기효능감(CDMSEw1)은 이후 진로성숙도(CMw2)에 정적 영향을 미쳤다($\beta=.093, p<.01$). 이는 두 변인이 시간의 흐름에 따라 서로를 강화하는 순환 구조를 형성함을 의미하며, Hirschi(2010)의 청소년 진로적응성 연구와 Haenggli and Hirschi (2020)의 종단분석 결과와 일치한다. 국내 연구에서도 Lee and Joo(2022)가 고등학생 패널을 분석해 진로성숙도와 자기효능감 간의 상호 영향력을 보고하였으며, Choi and Choi(2022)는 비대면 진로교과 수강 대학생을 대상으로 한 연구에서, 진로성숙도와 진로결정자기효능감이 서로의 발달을 촉진하는 상호 영향 구조를 확인하였다. 본 연구의 결과는 이러한 상호성 모델을 직업계고 학생집단에서 실증적으로 확증한 것이다.

진로교육만족도(CESw1)는 이후 시점의 진로성숙도(CMw2)에 유의한 영향을 미쳤지만($\beta=.115, p<.001$), 진로결정자기효능감(CDMSEw2)에 대한 직접효과는 유의하지 않았다($\beta=.039, p=.316$). 이는 진로교육이 학생의 진로태도나 준비성 향상에 긍정적으로 작용하지만, 단기적으로 자기효능감을 강화하기에는 한계가 있음을 시사한다.

반면, 진로결정자기효능감(CDMSEw1)은 이후 시점의 진로교육만족도(CESw2)에 유의한 영향을 미쳤다($\beta=.076, p<.05$). 즉, 자신감 있게 진로를 탐색하고 결정하는 학생일수록 학교 진로교육에 대해 더 높은 만족을 느끼는 역인과적 피드백 경

로가 존재함을 보여준다. 이는 Savickas and Porfeli(2012)가 제시한 진로적응성의 순환모형과도 맥을 같이 한다.

간접효과 분석 결과, 진로성숙도와 진로교육만족도는 진로결정자기효능감을 매개로 상호 영향을 주고받는 것으로 나타났다. 특히 진로성숙도(CMw1)는 자기효능감(CDMSEw2)을 통해 이후 진로교육만족도(CESw2)를 간접적으로 강화하는 경로가 확인되었으며, 이는 Suh et al.(2022)의 청소년 진로발달 연구에서 보고된 자기효능감 매개효과와 일관된 결과이다. 또한, 진로결정자기효능감의 세 시점 간 경로(CDMSEw1→w2→w3)는 매우 높은 자기회귀계수를 보여, 진로결정자기효능감이 직업계고 학생들의 진로발달 과정에서 핵심적 유지요인으로 작용함을 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 세 변인 간의 관계가 단순한 선형 인과가 아니라, 상호작용적·순환적 진로발달 메커니즘으로 구성되어 있음을 시사한다. 즉, 진로교육만족도가 높을수록 진로성숙도가 향상되고, 진로성숙도가 높을수록 진로결정자기효능감이 강화되며, 강화된 자기효능감은 다시 진로교육에 대한 긍정적 인식과 만족으로 이어지는 선순환적 구조가 형성되는 것이다. 이러한 결과는 직업계고 학생들의 진로발달이 단순한 교육 투입의 결과가 아니라, 심리요인 간의 상호작용을 통해 강화되는 동태적 과정임을 보여주며 진로교육 프로그램 설계 시 심리적·정서적 요인의 통합적 접근이 필수적임을 뒷받침한다.

IV. 결론

본 연구는 특성화고 및 마이스터고 학생을 대상으로, 진로교육만족도·진로성숙도·진로결정자기효능감 간의 종단적 인과관계를 검증하기 위해 자기회귀교차지연모형(ARCL)을 적용하였다. 한국 교육고용패널Ⅱ(KEEPⅡ)의 1차(2016년), 2차(2018년), 3차(2019년) 자료를 활용하여 세 변인 간의

시간적 안정성과 상호작용 구조를 분석한 결과, 다음과 같은 결론을 도출하였다.

1. 연구결과의 요약

첫째, 세 변인 모두 시점 간 자기회귀 효과가 유의하게 나타나, 일정 수준의 시간적 안정성을 지닌 심리적 특성임을 확인하였다. 특히 진로결정자기효능감의 자기회귀계수가 가장 높게 나타났는데, 이것은 학생이 한 번 형성한 진로결정자기효능감이 이후에도 지속적으로 유지되는 경향이 강함을 보여준다.

둘째, 진로성숙도와 진로결정자기효능감 간의 교차지연 효과가 상호 유의하게 나타났다. 진로성숙도는 이후 시점의 진로결정자기효능감에 정적 영향을 미쳤고, 반대로 진로결정자기효능감 또한 이후 시점의 진로성숙도를 강화시키는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 두 변인이 청소년기의 진로발달 과정에서 상호 강화되는 순환적 관계를 지니고 있음을 의미한다.

셋째, 진로교육만족도는 이후 시점의 진로성숙도에 유의한 영향을 미쳤으나, 진로결정자기효능감에 대한 직접효과는 통계적으로 유의하지 않았다. 반면, 진로결정자기효능감은 이후 진로교육만족도에 정적 영향을 미치는 것으로 나타나, 진로교육 경험이 일방향적 영향이 아닌 역인과적 피드백 구조를 형성하고 있음을 시사한다.

넷째, 간접효과 분석 결과, 진로성숙도와 진로교육만족도는 진로결정자기효능감을 매개로 상호 영향을 주고받는 것으로 나타났다.

즉, 진로교육에 대한 만족이 학생의 진로성숙도를 높이고, 이러한 성숙이 다시 자기효능감을 강화하며, 강화된 자기효능감은 진로교육에 대한 긍정적 인식으로 이어지는 순환적 진로발달 경로가 확인되었다.

2. 논의 및 교육적 시사점

본 연구는 진로교육만족도, 진로성숙도, 진로결

정자기효능감 간의 종단적 인과구조를 분석하여 직업계고 학생의 진로발달이 단선적·단방향적 과정이 아니라, 상호작용적이고 순환적인 메커니즘에 의해 이루어짐을 확인하였다. 이러한 결과는 학교 진로교육이 단순 정보 제공이나 진로상담의 범위를 넘어, 학생의 심리적 준비도와 동기적 요인을 동시에 고려해야 함을 시사한다. 다음의 논의를 통해 보다 구체적인 교육적 방향성을 도출할 수 있다.

첫째, 진로성숙도와 진로결정자기효능감의 상호 강화 경로는 직업계고 진로교육의 핵심 전략을 학생 경험 기반의 자기주도적 진로참여에 두어야 함을 의미한다. 진로결정자기효능감이 단순히 이론적 지식이나 진로정보 축적만으로 향상되기 어렵다는 것은 선행연구에서도 반복적으로 제시된 바 있다. 따라서 학교는 프로젝트 기반 진로교육, 현장 직무탐색, 직무 모의실습 등 행동 기반 진로학습 체계를 구축할 필요가 있다. 이러한 방식은 학생들에게 실제 성공경험을 제공함으로써 자기효능감 향상, 진로성숙 촉진, 진로교육에 대한 긍정적 태도 강화의 선순환을 만들어낼 수 있다.

둘째, 본 연구에서 확인된 진로교육만족도의 간접효과 중심 구조는, 학생 만족을 높이는 접근이 곧바로 자기효능감 향상으로 연결되지 않음을 보여준다. 이는 직업계고 학생의 경우, 진로교육의 질적 경험보다 진로 선택에 대한 자신감 경험이 더 직접적인 심리적 변화를 이끈다는 의미이다. 이에 따라 진로교육은 만족 중심 설계에서 벗어나, 학생 개인의 진로 불안 감소와 현실적 의사결정 지원을 목표로 한 심리·정서적 지원이 병행되어야 한다. 예를 들어 진로결정 불안을 진단하는 스크리닝을 정기적으로 실시하고, 불안·회피 성향 학생을 대상으로 한 소규모 집중 진로코칭 프로그램을 운영할 필요가 있다.

셋째, 1학년에 해당하는 초기시점의 자기효능감 기반 진로진단 체계 도입이 요구된다. 본 연구에서 진로결정자기효능감의 자기회귀 경로가

강하게 나타난 것은, 초기 자기효능감이 이후 전반적 진로발달을 규정하는 기반 변인임을 의미한다. 따라서 일괄적 진로교육에서 벗어나 학생 개별 프로파일 기반의 진로발달 초기 개입 모델을 개발할 필요가 있다. 이는 직업계고 학생의 진로경험이 고교 진학 이전에 이미 크게 달라지고 있다는 최근 연구 동향과도 부합한다.

넷째, 학교 진로교육의 조직 구조 개선이 필요하다. 진로교육만족도가 진로성숙도에는 영향을 미치지만 자기효능감에는 직접적으로 작용하지 않은 결과는, 학교 진로교육이 아직도 ‘프로그램 중심’으로 운영되는 경향과 관련이 있다. 즉, 프로그램의 질은 일정 수준 유지되지만 학생 개인의 심리·정서적 변화를 충분히 설계하지 못한 구조적 한계가 존재한다. 이에 따라 진로교육부서와 상담부서가 연계한 진로·상담 통합지원 모델, 산업체 현장 전문가가 참여하는 현장 멘토링·직무 코칭 체계 등 조직적 지원 방안을 강화할 필요가 있다.

3. 정책적 제언

본 연구의 분석 결과는 직업계고 학생의 진로발달이 단순한 교육프로그램의 효과를 넘어, 학교·학생·지역사회가 상호 연계된 구조 속에서 강화되거나 약화될 수 있음을 보여준다. 이에 따라 정책적 차원의 개선이 요구되며, 다음과 같은 구체적 제언을 제시한다.

첫째, 진로결정자기효능감 중심의 진로초기개입 정책 도입이 필요하다. 본 연구에서 초기 자기효능감이 이후 시점의 진로발달 전반을 결정짓는 핵심 변수로 작용한 만큼, 고1 또는 전입 직후 학생을 대상으로 하는 진로진단·역량 측정 시스템을 국가 차원에서 표준화할 필요가 있다. 이는 단발적 검사 방식이 아니라, AI 기반 진로진단 플랫폼과 연계한 개별 맞춤형 진로발달 경로로 확장될 수 있다.

둘째, 학교 진로교육을 심리·정서 기반의 의사

결정 역량 강화 정책과 결합해야 한다. 교육부의 기존 진로교육 정책은 정보 제공 및 체험 중심으로 구성되어 있으나, 본 연구에서는 진로교육만족도보다 진로성숙도·자기효능감이라는 심리적 요인이 진로발달의 핵심임이 확인되었다. 따라서 상담전문가, 직업상담사, 심리치료사 등이 학교 진로지원체계에 상시 참여하는 진로·상담 통합지원센터를 직업계고에 우선 설치하는 방안이 요구된다.

셋째, 산업체 기반의 장기적·몰입형 진로경로 경험 정책 구축이 필요하다. 단기 직업체험이나 일회성 기업방문은 자기효능감 향상에 한계가 있으므로, 산업체·지자체·교육청이 공동 운영하는 4~8주 단위 심층 직무탐색 프로그램을 제도화할 수 있다. 예를 들어 지역 앵커기업에서 실무 프로젝트를 수행하고 학교 교사가 이를 다시 진로교육과 연계하는 학교-기업-현장 전문가 삼중 협력 구조를 제도화하면 효과적이다.

넷째, 진로교육만족도가 진로성숙도에는 긍정적으로 작용하지만 자기효능감을 직접적으로 향상시키지 않았다는 결과를 고려할 때, 교육과정 전반에 학생의 성공경험을 체계적으로 설계하는 정책이 필요하다. 구체적으로 직무기반 캡스톤과제 의무화, 직업계고 표준 직무과제개발, 학년별 직무성과 포트폴리오 시스템 도입 등을 통해 학생 스스로 성취를 체감할 수 있는 구조를 마련해야 한다.

다섯째, 지역 기반 진로생태계 구축 정책이 필요하다. 직업계고는 지역 산업 구조와 밀접히 연관되므로 지자체·지역 인재육성재단·고용센터를 연계하여 △역 산업체 멘토단 운영, 지역 기반 채용·직무 박람회 정례화, 지역 기업-학교 간 교차 혁신 프로젝트 추진 등 지속형 진로네트워킹 시스템을 마련해야 한다. 이러한 지역 생태계는 진로교육만족도를 높이고, 학교 외부 자원을 활용한 진로성숙도·자기효능감 향상에 기여할 수 있다.

여섯째, 본 연구가 제시한 순환적 진로발달 구

조를 정책에 반영하기 위해, 교육부 차원의 직업 계고 진로발달 중단 모니터링 시스템 구축도 필요하다. 이는 기존 KEEPⅡ의 한계를 보완하여 학교 차원에서 학생 진로발달을 주기적으로 평가하고, 교육정책이 실제 학생 심리·역량 변화에 미치는 효과를 실증적으로 검증하는 데 기여할 것이다.

4. 연구의 한계 및 향후 연구과제

본 연구는 KEEPⅡ 1~3차 데이터를 활용하여 직업계고 학생의 진로발달 메커니즘을 체계적으로 규명했다는 점에서 의의가 있으나 다음과 같은 한계를 가진다.

첫째, 분석 자료가 2019년까지의 KEEPⅡ 데이터로 한정되어 있어, COVID-19 이후 급격히 변화한 교육환경과 진로교육 방식이 반영되지 못했다. 비대면 수업, 온라인 진로활동, 고졸취업 환경 변화 등을 고려하면, 향후 KEEPⅡ 후속 자료 또는 타 패널의 최신 중단자료를 활용해 동일 ARCL 구조의 재검증이 필요하다.

둘째, 진로결정자기효능감만 3시점 자료가 존재함에 따라, 3변인을 완전하게 포함한 3시점 ARCL 모형을 분석하지 못한 제한이 있다. 향후 연구에서는 모든 변인을 동일 시점에서 반복 측정된 패널자료 확보가 필요하다.

셋째, 본 연구는 개인 내 심리변인을 중심으로 분석하였으나, 진로발달은 학교문화, 교사 기대, 부모지지, 산업체 현장경험 등 다양한 맥락적 요인의 영향을 받는다. 이후 연구에서는 다층모형(HLM)을 활용한 학생-학교-지역 간 구조적 요인 포함 연구가 필요하다.

넷째, 직업계고 특성상 학과 특성(전문계열), 학생의 진로희망 수준, 진학과 취업의 선호 구조가 진로발달에 미치는 효과 차이를 반영하지 못했다. 향후 연구에서는 잠재프로파일분석(LPA) 등을 활용한 학생군집별 진로발달 경로 비교 연구가 유의미할 것이다.

본 연구는 직업계고 학생의 진로교육만족도, 진로성숙도, 진로결정자기효능감 간의 종단적 관계를 실증적으로 규명함으로써, 진로교육의 효과를 단일 요인 중심이 아닌 상호작용적·순환적 진로발달 구조로 제시하였다. 이는 진로교육이 학생의 심리적 역량과 교육환경이 상호작용하는 과정임을 보여주는 중요한 근거로, 향후 진로교육 정책과 학교 현장의 실천 전략에 실질적 기초자료를 제공할 것이다.

References

- Ahn TS and Yu YJ(2020). Effects of Career Guidance Courses on Self-Efficacy in Career Path Decisions and Career Maturity of University Students. *Journal of Convergence for Information Technology*, 10(10), 174~182.
<https://doi.org/10.22156/CS4SMB.2020.10.10.174>
- Bandura A(1986). Social foundations of thought and action: *A social cognitive theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Browne MW and Cudeck R(1992). Alternative Ways of Assessing Model Fit. *Sociological Methods and Research*, 21(2), 230~258.
<https://doi.org/10.1177/0049124192021002005>
- Choi SG and Choi JS(2022). A study on the career maturity and self-efficacy of career decisions of college students taking distance classes in career courses. *Humanities and Social Sciences* 21, 13(5), 2223~2234.
- Hamaker EL, Kuiper RM and Grasman RPPP(2015). A critique of the cross-lagged panel model. *Psychological Methods*, 20(1), 102~116.
<https://doi.org/10.1037/a0038889>
- Haenggli M and Hirschi A(2020). Career adaptability and career success in the context of a broader career resources framework, *Journal of Vocational Behavior*, 119.
<https://doi.org/10.1016/j.jvb.2020.103414>.
- Hirschi A(2010). Vocational Interests and Career Goals: Development and Relations to Personality in Middle Adolescence. *Journal of Career Assessment*, 18(3), 223~238.

- <https://doi.org/10.1177/1069072710364789>
- Hu LT and Bentler PM(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.
- Joo YJ, Kang AR and Choi SB(2013). The Structural Relationship among Career teacher's support, Satisfaction on career education, Career decision-making self-efficacy, Career preparation behavior, and Career maturity in Middle school students. *The Journal of Career Education Research*, 26(4), 25~47.
- Kim MK, Kang DY and Shin HC(2021). The Effect of Quality of Educational Service on Education Satisfaction, Career Decision Making Self-efficacy, Career Preparation Behavior. *Journal of Tourism and Leisure Research*. The Korea Academic Society Of Tourism And Leisure. <https://doi.org/10.31336/jtlr.2021.5.33.5.141>
- Kline RB(2016). Principles and practice of structural equation modeling (4th ed.). New York: Guilford Press.
- Lee HM and Joo HG(2022). The relationships among career maturity, motivation, and self-regulation: A longitudinal study. *The Career Development Quarterly*, 70(3), 226~240. <https://doi.org/10.1002/cdq.12295>
- Lee SS and Jun JS(2020). The reciprocal longitudinal relationship between career maturity and goal consciousness in Korean adolescents. *İlköğretim Online* 1371~1380. <https://doi.org/10.17051/ilkonline.2020.730733>
- Lent RW, Brown SD and Hackett G(2002). Social cognitive career theory. *Career Choice and Development*, 4(1), 255~311.
- Little TD, Cunningham WA, Shahar G and Widaman KF(2002). To parcel or not to parcel: Exploring the question, weighing the merits. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 151~173. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_1
- Matsunaga M(2008). Item parceling in structural equation modeling: A primer. *Communication Methods and Measures*, 2(4), 260~293. <https://doi.org/10.1080/19312450802458935>
- Osipow SH and Fitzgerald LF(1996). *Theories of career development*(4th ed.). Boston: Allyn and Bacon.
- Paik JK, Cho SH and Chun JH(2019). Effects of High School Students' Career Education Counseling on Career Decision Satisfaction and Self-Efficacy. *Journal of Naturopathy*. Korean Society for Naturopathy. <https://doi.org/10.33562/jn.2019.8.1.2>
- Savickas ML and Porfeli EJ(2012). Career Adapt-Abilities Scale: Construction, reliability, and measurement equivalence across 13 countries. *Journal of Vocational Behavior*, 80(3), 661~673. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2012.01.011>
- Suh WS, Lee SB, Jang JH and Kim SW(2022). A Longitudinal Study on Self-Esteem and Career Maturity Using ARCL. *Journal of Educational Innovation Research*, 32(1), 169~190. <http://dx.doi.org/10.21024/pnuedi.32.1.202203.169>
- Super DE(1990). *A life-span, life-space approach to career development*. In D. Brown and L. Brooks (Eds.), *Career choice and development* (2nd ed.), 197~261. San Francisco: Jossey-Bass.
- Taylor KM and Betz NE(1983). Applications of self-efficacy theory to the understanding of career choice behavior. *Journal of Counseling Psychology*, 30(2), 257~262. <https://doi.org/10.1037/t01482-000>
-
- Received : 06 November, 2025
 - Revised : 01 December, 2025
 - Accepted : 08 December, 2025