Journal of Engineering Education Research
Vol. 18, No. 4, pp. 13~25, July 2015

공과대학생의 학업지속과 진로준비행동에 영향을 미치는 공학효능감과 결과기대, 흥미간의 구조적 관계

이명화 · 이정민†
이화여자대학교 교육공학과

Structural Relationships among Engineering Self-Efficacy, Outcome Expectations, Interests, Learning Persistence and Career Preparation Behavior of Engineering Students

Lee, Myunghwa · Lee, Jeongmin†
Department of Educational Technology, Ewha Woman's University

ABSTRACT

The purpose of this study was to investigate structural relationships among engineering self-efficacy, outcome expectation, interest, learning persistence, and career preparation behavior of engineering students. Participants (n=428) completed measures of engineering self-efficacy, outcome expectations, interests, learning persistence, and career preparation behavior. Results from structural equation modeling analysis were found to support the proposed model which included learning persistence and career preparation behavior, influence from engineering self-efficacy, outcome expectations, and interests. In addition, major persistence intention and career preparation behavior of engineering college students are influenced by the direct and indirect effects on engineering self-efficacy, interest, and outcome expectations. The implications of the findings on practice for Korean engineering college students are discussed.

Keywords: Engineering self-efficacy, Outcome expectations, Interests, Learning persistence, Career preparation behavior

I. 서 론

대한민국의 미래를 이끌 과학도 육성에 대한 사회적 요구가 높아지면서 공과계열 대학생을 대상으로 한 다양한 프로그램 개발과 지원이 증가하고 있다. 그러나 미래창조과학부에서 제시한 자료에 따르면, 공과계열에 입학한 대학생 중 대다수가 학업지속 및 진로선택 의향이 없음을 밝혔으며, 약학대학과 로스쿨과 같은 비공과계열로 전환을 시도하는 학생들이 여전히 증가하고 있다(과기인재정책과, 2010). 이와 같은 문제를 해결하기 위하여 정부는 '이공계지원 특별법', '여성과학기술인 육성·지원 기본계획', '창조적 인재강국 실현을 위한 과학기술인 육성전략과 실천 로드맵', '이공계인력 육성·지원 기본계획' 등의 법·제도적 기반을 마련하고(류혜숙, 2007), '여성공학인재양성센터', '공학교육혁신센터' 등 대학 내 지원센터를 구축하여 다양한 공학인재양성사업 및 지원을 추진하여 공학도 양성에 힘을 쓰고 있다.

하지만 대부분의 지원이 물질적·시간적 지원에만 국한되어 있다는 비판이 제기되고 있으며, 개인의 내적인 흥미를 유발하여 전공을 선택하고 학업을 유지하여, 전공과 관련된 직업을 선택하고, 선택한 직업을 유지해 나갈 수 있는 교육적·심리적 지원이 부족함을 지적하고 있다. 따라서 21세기를 이끌어갈 공학인재를 양성하기 위해서는 공과계열 대학생의 전공유지와 학업지속을 통하여 전공과 관련된 진로를 선택하는 교육적·심리적 지원이 무엇인지 살펴볼 필요가 있다는 것을 시사한다. 이에 따라 본 연구는 공과계열 대학생을 대상으로 학업지속 및 진로 준비 과정을 검증하고 학업지속의향과 진로준비행동을 향상시킬 수 있는 방향을 제시하는 것에 의의가 있다.

이에 따라 본 연구는 삼원 상호작용모형을 토대로 개인적 요

Received June 30, 2015; Revised July 13, 2015
Accepted July 15, 2015
† Corresponding Author: jeongmin@ewha.ac.kr

인과 맥락적 요인의 상호작용이 개인의 학업과 진로와 관련된 흥미, 목표선택 및 수행에 영향을 미친다는 Bandura(1986)의 가설을 기반으로 만들어진 사회인지진로이론(Social Cognitive Career Theory: SCCT)의 흥미모형을 바탕으로 공학 자기효능감, 결과기대, 흥미를 예측변인으로 상정하여 공과계열 대학생이 전공을 유지하여 학업을 지속하는 학업지속의향과 전공관련 직종으로 진로를 준비하고 계획하는 능력인 진로준비행동에 영향을 미치는 핵심요인을 분석함으로써, 공과계열 대학생의 학업지속의향 및 진로준비행동을 향상시키기 위한 공학교육 지원전략의 시사점을 얻고자 한다.

본 연구의 목적을 위한 구체적인 연구문제는 다음과 같다.

첫째, 공과계열 대학생의 학업지속의향과 진로준비행동에 영향을 미치는 공학 자기효능감, 결과기대, 흥미 간의 구조적 관계가 적합한가?

둘째, 공과계열 대학생의 학업지속의향과 진로준비행동에 영향을 미치는 공학 자기효능감, 결과기대, 흥미 간에는 직·간접효과가 존재하는가?

Ⅱ. 이론적배경

1. 사회인지진로이론

사회인지진로이론은 학습은 환경, 개인, 행동적인 요인의 삼자상호관계(Triadic Reciprocal Causality)에 의해 이루어진다는 Bandura(1986)의 사회인지이론(Social Cognitive Theory)을 바탕으로 한다. 진로발달과정에서의 개인적 요인과 맥락적 요인의 상호작용이 학업 및 진로흥미, 선택, 수행에 영향을 미칠 것이라는 가정을 통해, 학업 및 진로흥미, 진로계획의 수립과 수정, 선택한 학업과 진로에서의 수행을 설명하는데 초점이 맞추어져 있다(Lent 외, 1994). 구체적으로 말하자면 자기효능감과 결과기대가 흥미에 영향을 미치고, 자기효능감과 결과기대, 흥미는 자기 학업이나 진로 관련 행동인 목표선택과 수행에 영향을 미친다고 가정하였다. 그러나 최근 공과계열 대학생을 대상으로 한 Lent 외(2001)와 Lent 외(2003)의 연구결과에 따르면 사회인지진로이론의 맥락적 요인은 학생들의 목표와 행동에 간접적인 영향만을 미치며, 목표와 행동에 직접적인 영향을 미치는 것은 개인적 요인인 것으로 나타났다.

사회인지진로이론은 진로발달과 관련하여 흥미모형, 선택모형, 수행모형을 제시하고 있으며(Lent 외, 1994), 이후 각 모형은 경험적 연구를 통해 구조적 가정과 모형이 검증되었다. 이를 바탕으로 사회인지진로이론의 효과성을 검증하는 연구가 이루어지고 있다(김봉환 외, 2013).

2. 사회인지진로이론의 개인적 요인과 학업지속의향 및 진로준비행동 간의 관계

본 연구에서는 사회인지진로이론의 개인적 요인과 공과계열 대학생의 학업지속의향과 진로준비행동 간의 인과적 관련성을 모형으로 설정하고 이를 검증하고자 하였다. 이에 따라 Lent 외(1994)의 사회인지진로이론의 흥미모형에 근거하여 공과계열 대학생의 학업지속의향과 진로준비행동에 영향을 미치는 예측요인으로 공학 자기효능감과 결과기대, 흥미를 변인으로 선택하였다.

먼저, 선행연구에서 개인적 요인들 간의 관계를 살펴보면, 자기효능감이 결과기대에 미치는 영향은 김민선과 서영석(2009), 김영은(2009), 양난미(2005), 정미애와 조남근(2011), Lent 외(2003), Lent 외(2005), Lent 외(2013)의 연구 모두 자기효능감과 결과기대가 직접적으로 유의한 관계를 가지고 있다고 나타났다. 반면 자기효능감과 결과기대가 흥미에 미치는 영향에 대하여는 상이한 연구결과가 나타났다. 자기효능감과 흥미의 관계는 Lent 외(2008)의 연구에서는 자기효능감과 흥미의 관계가 유의하지 않게 나타났으나, Ferry 외(2000), Lent 외(2003), Lent 외(2005), Lent 외(2013)의 연구에서는 유의하다고 나타났다. 아울러, 결과기대와 흥미의 관계는 양난미(2005), 이혜진(2007), 김민선 외(2009), Hackett 외(1992)의 연구에서는 결과기대가 흥미에 미치는 영향이 유의하지 않게 나타났으나, 김영은(2009)의 연구에서는 유의하게 나타났다.

다음으로 사회인지진로이론의 개인적 요인이 학업지속의향과 진로준비행동에 미치는 영향에 대한 연구를 살펴보면, 먼저 학업지속의향과의 관계는 학업지속의향에 자기효능감이 미치는 영향은 김영은(2009)과 Lent 외(2005), Lent 외(2013)의 연구에서는 학업지속의향에 자기효능감이 직접적인 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 김진관(2014)과 Lent 외(2008)의 연구에서는 학업지속의향에 자기효능감이 직접적인 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 또한, 학업지속의향에 결과기대가 미치는 영향은 김영은(2009)과 Lent 외(2005), Lent 외(2008)의 연구에서는 유의하지 않게 나타났으나, 김진관(2014)과 Lent 외(2013)의 연구에서는 유의하게 나타났다. 아울러, 학업지속의향에 흥미가 미치는 영향은 Lent 외(2005)의 연구와 Lent 외(2008)의 연구에서는 유의하게 나타났으나, 김영은(2009)과 Lent 외(2013)의 연구에서는 유의하지 않게 나타났다.

마지막으로 사회인지진로이론의 개인적 요인이 진로준비행동에 미치는 영향에 대한 연구를 살펴보면, 아직까지 공과계열 대학생이라는 연구대상의 특성과는 상관없이 대부분 진로결정 자기효능감이나 학업적 자기효능감이 사용되고 있다(김영혜, 안현의, 2012). 이에 따라 특수 자기효능감 중 한 영역인 진로

결정 자기효능감과 진로준비행동의 관계로 유추해보면, 임은미와 이명숙(2003), 김수리(2004), 김선중(2005)의 연구에서는 진로결정 자기효능감과 진로준비행동과 유의한 정적 상관관계가 있다는 것으로 나타났다. 또한 Betz와 Voyten(1997)은 결과기대가 진로탐색과 미결정에 유의한 직접적인 영향을 미치는 것으로 보고하였고, 결과기대가 높은 사람일수록 보다 명확한 진로목표를 설정하고 목표 중심적인 행동을 수행하는 것으로 나타났다(Lent 외, 1994).

아울러, Hackett 외(1995)는 흥미가 다른 요인들보다 진로 선택을 더 많이 예측하는 요인임을 밝힌 바 있는데, 흥미(interest)는 인간 행동을 결정하는데 중요한 역할을 한다. 학습장면에서 살펴보면 특정 과제나 영역에 흥미를 느끼는 사람은 해당 내용에 대한 학습시간이 늘어나고 학습활동에 반복해서 참여하고 더 깊게 사고하여 더 높은 성취를 보인다(Ainley & Ainley, 2011; Köller, Baumert, & Schnabel, 2001; Linnenbrink & Pintrich, 2004; Schiefele, 1999; Schiefele 외, 2001). 이를 통해, 나아가 대학에서 자신이 흥미를 느끼는 영역에 관련된 전공을 선택하거나 향후 관련 직업 선택까지 예측하는 것을 볼 수 있다. 뿐만 아니라 학습자가 특정 내용에 흥미를 가지지 못한다 하더라도 외부지원을 통해 흥미 유발이 가능하고, 흥미로운 학습과제나 활동을 통해 궁극적으로 학습자의 동기를 유발할 수 있기 때문에 학습장면에서 중요하게 다루어져야 할 요인이다(Harackiewicz 외, 2008; Krapp, 2000; Lent 외, 1994).

위와 같이 자기효능감, 결과기대, 흥미와 관련한 연구는 국내·외에서 활발하게 진행되고 있다. 하지만 이에 대한 결과는 국내와 국외에서 상이하게 나타나고 있으며, 공과계열 대학생이라는 연구대상에 맞춘 연구는 매우 부족하다. 또한, 개인적 요인과 맥락적 요인의 상호작용의 관한 선행연구와는 다르게 본 연구는 Lent 외(2001)와 Lent 외(2003)의 연구의 결과를 바탕으로 실행과 결과에 직접적인 영향을 미친다고 나타난 개인적 요인의 상호작용이 학업지속의향과 진로준비행동에 미치는 영향을 살펴보기 위하여 요인들을 공과계열 대학생이라는 연구대상에 맞게 상정하여 이들 간의 구조적 관계를 살펴보고자 한다.

이에 따라 본 연구에서는 연구목적을 달성하기 위해 사회인지진로이론의 흥미모형을 근거로 공과계열 대학생의 공학 자기효능감과 결과기대, 흥미와 같은 개인적 요인들과 학업지속의향과 진로준비행동에 어떻게 영향을 미치는지 살펴보고자 한다. 먼저, 흥미모형에서 나타난 요인들을 바탕으로 공학 자기효능감과 결과기대 → 흥미 → 학업지속의향, 진로준비행동의 과정을 아래와 같이 연구모형에 적용하여 설계하였다(Fig. 1 참조).

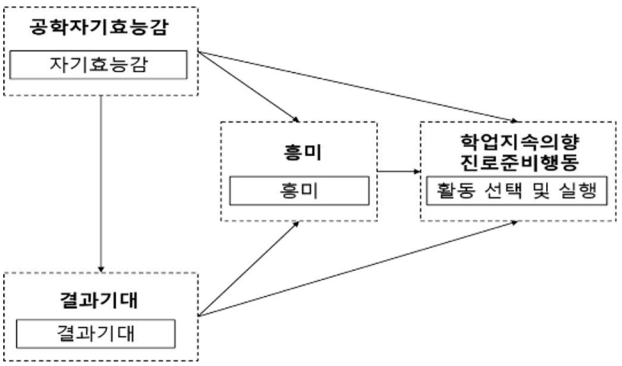

Fig. 1 Proposed structural model based on Social Cognitive Career Theory(SCCT).

3. 연구가설과 모형

본 연구의 기본적인 가설은 공학 자기효능감, 결과기대, 흥미, 학업지속의향, 진로준비행동 간에 구조적 관계가 있다는 것이다. 따라서 본 연구에서는 기존 선행연구를 바탕으로 가설모형을 설정하였고, 모형 내에 공학 자기효능감, 결과기대, 흥미, 학업지속의향, 진로준비행동에 직·간접적인 영향을 미치는지를 규명하고자 한다. 이에 대한 가설적 모형은 Fig. 2와 같으며, 이 연구모형에 따른 설정된 연구가설은 다음과 같다.

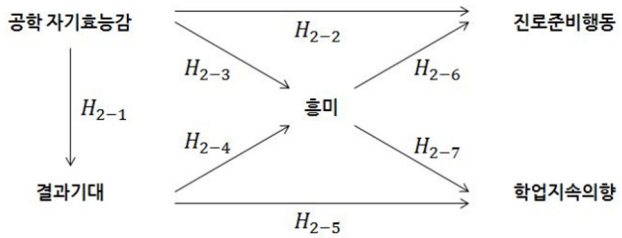

Fig. 2 Hypothesized model.

[가설H_1] 공학 자기효능감, 결과기대, 흥미, 학업지속의향, 진로준비행동 간의 구조적 관계가 성립할 것이다.

[가설H_{2-1}] 공학 자기효능감은 결과기대에 직접적인 영향을 미칠 것이다.

[가설H_{2-2}] 공학 자기효능감은 흥미에 직접적인 영향을 미칠 것이다.

[가설H_{2-3}] 공학 자기효능감은 진로준비행동에 직접적인 영향을 미칠 것이다.

[가설H_{2-4}] 결과기대는 흥미에 직접적인 영향을 미칠 것이다.

[가설H_{2-5}] 결과기대는 학업지속의향에 직접적인 영향을 미칠 것이다.

[가설H_{2-6}] 흥미는 진로준비행동에 직접적인 영향을 미칠 것이다.

[가설H_{2-7}] 흥미는 학업지속의향에 직접적인 영향을 미칠 것이다.

[가설H_{3-1}] 결과기대는 공학 자기효능감과 흥미 사이에서 간접적인 영향을 미칠 것이다.

[가설H_{3-2}] 결과기대는 공학 자기효능감과 학업지속의향 사이에서 간접적인 영향을 미칠 것이다.

[가설H_{3-3}] 흥미는 공학 자기효능감과 진로준비행동 사이에서 간접적인 영향을 미칠 것이다.

[가설H_{3-4}] 흥미는 공학 자기효능감과 학업지속의향 사이에서 간접적인 영향을 미칠 것이다.

[가설H_{3-5}] 흥미는 결과기대와 진로준비행동 사이에서 간접적인 영향을 미칠 것이다.

[가설H_{3-6}] 흥미는 결과기대와 학업지속의향 사이에서 간접적인 영향을 미칠 것이다.

Ⅲ. 연구방법

1. 연구대상

본 연구에서는 융합교육, 창의적 공학 설계, 공학교육페스티벌, 면접 실전 체험 캠프 등 다양한 프로그램을 통해 공과계열 대학생의 학습만족도와 흥미를 증진하고 창의적 공학인재양성에 힘쓰고 있는 수도권 지역 A대학교 공과대학 컴퓨터공학과에 재학 중인 학생들을 대상으로 설문조사를 진행하였다.

연구를 위한 표집방법은 2015년 3월, 총 3주 동안 C언어프로그래밍, 객체지향프로그래밍, 운영체제, 데이터베이스, 컴퓨터보안 등의 전공수업시간을 이용하여 이루어졌으며 재학생 531명 중 457명이 참여하였다(참여율 89%). 이 중에서 설문조사에 불성실하게 참여한 29부를 제외하여 428부의 자료가 최종분석에 사용되었다(유효 자료율 94%). 연구대상자의 특성을 살펴보면, 남자 318명(74%), 여자 110명(26%)으로 총 428명으로 남학생의 비율이 74%로 더 높았으며, 학년은 1학년 106명(25%), 2학년 82명(19%), 3학년 102명(24%), 4학년 138명(32%)으로 4학년의 비중이 32%로 가장 많았고 2학년이 19%로 가장 낮았다.

2. 연구도구

본 연구에서 상정한 연구문제를 검증하기 위하여 선행연구를 통해 신뢰도와 타당도가 검증된 도구를 선정하고, 영문도구인 결과기대와 흥미(Lent 외, 2013), 학업지속의향(Shin, 2003)은 본 연구에 맞도록 번안하여 사용하였다. 진로준비행동(김봉환, 1997)은 공과계열 대학생이라는 연구대상의 특성과 학습환경에 맞게 수정하여 사용하였다. 수정된 설문지는 교육공학과 교수 1인과 컴퓨터공학과 교수 1인으로부터 내용타당도를 검증받았다. 인구통계학적 특성의 경우 성별, 학년, 나이와 같은 기본적인 정보를 구하는 항목으로 구성하였다(Table 1 참조). 각 문항은 구조방정식모형(Structural Equation Modeling: SEM)으로 자료 분석시, 최대우도법(Maximum Likelihood)으로 모수를 추정하기 위해서는 측정된 관찰변수가 연속변수라는 가정을 충족시켜야 하고 Likert척도의 경우 서열화 된 유목의 숫자가 많을수록 연속변수와 유사하여 모수 추정이 가능하기 때문에(이기종, 2005) 7점 척도로 구성하였다.

Table 1 Reliability of measurement instruments

변인	척도	측정도구	신뢰도	하위변인
공학 자기효능감	7점 척도	이진령(2009)	.95	전공지식효능감(9)
				직무효능감(10)
결과기대		Lent 외(2003)	.94	내적 결과기대(7)
				외적 결과기대(5)
흥미		Lent 외(2013)	.91	흥미(6)
학업지속의향		Shin(2003)	.88	학업지속의향(4)
진로준비행동		김봉환(1997)	.91	진로준비행동(13)
인구통계학적문항				성별,나이,학년(3)

3. 분석방법

공과계열 대학생의 학업지속의향과 진로준비행동에 영향을 미치는 공학 자기효능감, 결과기대, 흥미 간의 관계를 분석하기 위하여 SPSS와 AMOS를 활용하여 구조방정식모형 분석방법을 이용하여 가설을 검증하였다. 기술분석, 측정모형 분석, 구조모형 분석, 잠재평균분석의 순서로 진행되었다. 측정모형 분석 단계에서는 SPSS를 사용하여 수집된 자료에 대한 특성을 요약하고, 각 변인들의 신뢰도 분석과 측정문항들의 기술통계치를 분석하였다. 수집된 자료의 평균, 표준편차, 왜도 및 첨도를 검토하여 단일변수 분포의 정규성을 확인하고, 다변량정규성을 검증한 후, 측정변수들 간의 상관분석을 실시하여 측정변수들 간 상관 정도를 파악하였다. 그리고 측정모형의 적합도와 함께 측정모형의 타당도를 확인하였다. 모형의 적합도가 양호한 경우, 측정모형이 타당한지를 검증하고자 측정모형에 포함된 잠재변인들의 개념신뢰도, 수렴타당도, 판별타당도를 확인하였다. 구조모형은 선행 이론에 따라 설정한 구조모형의 적합도를 분석하고 공학 자기효능감, 결과기대, 흥미 간의 직접효과와

간접효과, 총 효과를 분석하고, Sobel Test로 변인들 간의 간접효과를 분석하였다. 마지막으로 Bootstrapping Analysis를 통해 효과의 통계적 유의성을 검증하였다.

Ⅳ. 연구결과

1. 기술통계 및 상관분석

구조방정식 모형을 통한 분석에 사용할 측정변수들의 평균, 표준편차, 왜도 및 첨도는 Table 2와 같다. 본 연구에서는 2개 차원의 하위요인으로 구성된 공학 자기효능감과 진로준비행동은 도구의 하위요인을 측정변수로 사용하였으며, 단일요인인 흥미, 학업지속의향, 진로준비행동은 흥미1과 흥미2, 학업지속의향1과 학업지속의향2, 그리고 진로준비행동1과 진로준비행동2로 각 요인별로 2개씩 묶음지표를 설정하였다.

설문응답에 따른 측정변수들의 평균은 최소 4.01에서 최고 5.65로 모든 측정변수가 중간 값인 4.0 보다 높게 나타나 연구대상들이 인지하는 공학 자기효능감과 결과기대, 흥미, 학업지속의향, 진로준비행동 모두 높은 편인 것으로 나타났다. 표준편차는 최소 .95, 최고 1.31, 왜도는 절댓값 최소 .04, 최대 .48, 첨도는 절댓값 최소 .03, 최대 .53으로 나타났다. 측정변수 왜도의 절댓값이 1보다, 첨도의 절댓값이 7보다 작으면 구조방정식모형에서 다변량정상분포 조건을 충족하는 것으로 나타나, 본 연구의 자료는 구조방정식모형 검증의 적정성이 가정되었다고 볼 수 있다(Curran 외, 1996). 따라서 모수추정방법으로 최대우도법을 사용하였으며, 측정변수 및 잠재변인 간의 상관분석 결과는 Table 3과 같다. 모든 측정변수간의 상관은 유의수준 .05에서 유의하게 나타났으며, 잠재변인간의 상관계수는 .25에서 .88의 수준으로 나타났다. 그러나 공학 자기효능감과 흥미, 공학 자기효능감과 결과기대 및 결과기대와 학업지속의향의 상관이가 높은

Table 2 Descriptive statistics (n=428)

잠재변인	관찰변수	해당문항	평균	표준편차	왜도	첨도
공학 자기효능감	전공지식효능감	2,4,11,12,13,14,15,16,18	4.68	.95	-.18	.33
	직무효능감	1,3,5,7,8,9,10,17,19	4.61	.99	.04	-.06
결과기대	내적결과기대	1,2,3,4,5,6,7,8	5.14	1.04	-.31	.03
	외적결과기대	9,10,11,12	4.84	1.11	-.08	.21
흥미	흥미1	1,3,5	4.27	1.15	.08	-.31
	흥미2	2,4,6	4.42	1.17	-.09	-.08
학업 지속의향	학업지속의향1	1,3	5.65	1.01	-.48	-.33
	학업지속의향2	2,4	5.56	.98	-.40	-.36
진로 준비행동	진로준비행동1	1,3,4,5,6,7,8	4.07	1.31	-.05	-.53
	진로준비행동2	9,11,13,14,15,16	4.01	1.18	.15	-.11

Table 3 Correlation analysis results among variables (n=428)

잠재변인	관찰변수	관찰변수									
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
a	1										
	2	.88**									
b	3	.67**	.67**								
	4	.54**	.53**	.74**							
c	5	.69**	.71**	.54**	.44**						
	6	.76**	.78**	.58**	.46**	.87**					
d	7	.64**	.64**	.70**	.52**	.47**	.55**				
	8	.66**	.65**	.68**	.53**	.48**	.56**	.87**			
e	9	.48**	.52**	.29**	.32**	.45**	.47**	.28**	.26**		
	10	.48**	.50**	.28**	.32**	.49**	.49**	.23**	.22**	.78**	

a: 공학 자기효능감, b: 결과기대, c: 흥미, d: 학업지속의향, e: 진로준비행동, 1: 전공지식효능감, 2: 직무효능감, 3: 내적결과기대, 4: 외적결과기대, 5: 흥미1, 6: 흥미2, 7: 학업지속의향1, 8: 학업지속의향2, 9: 진로준비행동1, 10: 진로준비행동2, $^{**}p < .01$

것으로 나타나 다중공선성 검증을 시행하였다. 그 결과 공차한계(Tolerance)가 크고, 분산팽창요인(Variance Inflation Factor)이 10보다 작으므로, 위 변인들 간의 다중공선성이 없는 것으로 확인하였다.

2. 측정모형의 검증

가. 측정모형의 적합도 분석

연구에 포함된 잠재변인인 공학 자기효능감, 결과기대, 흥미, 학업지속의향, 진로준비행동을 포함한 측정모형의 적합도를 분석하였다. 모수추정방법으로는 최대우도법을 사용하였으며 측정모형의 적합도 분석 결과는 다음 Table 4와 같다.

Table 4 Fitness examination results of the measurement model (n=428)

	x^2	df	p	RMSEA (90%신뢰구간)	CFI	TLI
측정모형	40.1	25	.028	.038 (.024～.118)	.996	.993
참고기준	-	-	.05 이상	.08 이하	.90 이상	.90 이상

구조방정식모형에서 적합도는 모집단의 추정된 공분산 행렬과 표본집단의 공분산행렬의 차이로 검증한다. 측정모형의 분석결과, 모형의 적합성을 나타내는 절대적합지수(χ^2) 값이 $\chi^2 = 40.1, df = 25, p < .05$로 나타나 측정모형이 수집된 자료에 적합하지 못한 것으로 나타났다. 그러나 χ^2 값은 표본크기, 다변량정규성, 관찰변수의 개수 등 여러 원인에 영향을 받으므로(김계수, 2009; Hair 외, 2009; Hooper, Coughlan, & Mullen, 2008) 모형적합도를 판단할 때에는 χ^2 통계량검정과 다른 적합도지수와 함께 고려하는 것이 바람직하다. 이에 따라 본 연구에서는 다른 적합도지수인 RMSEA와 CFI, TLI 값을 참고하여 모형의 적합성을 판단하였다. 그 결과, RMSEA 값은 .038(90% 신뢰구간 .024～.118), CFI값은 .99, TLI값은 .99로 나타나 모두 참조 기준 값과 비교할 때 연구에 사용된 측정모형은 적합하다고 판단되었다.

나. 측정모형의 타당도 분석

구성개념 타당성을 검증하기 위해 잠재변인들의 수렴타당도(Convergent Validity) 및 판별타당도(Discriminant Validity)를 확인하였다. 이를 위하여 각 측정변인의 요인적재치(Factor Loading)와 개념신뢰도(Construct Reliability: CR)를 확인하였으며, 측정모형의 구체적인 요인계수의 추정값 및 유의도 검증결과는 Table 5에 제시하였다.

관찰변수의 유의성을 판단하기 위해 비표준화계수의 임계비율(Critical Ratio: C.R.) 값을 확인한 결과, 관찰변수의 임계비율 값은 모두 1.96 이상으로 나타나 $p < .05$로 유의함을 확인할 수 있었다. 구인타당도를 확보하기 위해서는 측정변수의 표준화 요인계수가 표준화된 요인적재치가 최소 .50 이상, 이상적으로 .70이상이 되어야한다(김계수, 2009; Farrell, 2009). 분석결과, 본 연구의 측정모형에 포함된 모든 관찰변수의 표준화 요인적재치는 .70이상으로 보이고 있으므로, 요인적재치 확인에 의한 측정모델의 구인타당도가 확보되었다.

또한, 본 연구에서 공학 자기효능감 변인은 전공지식 효능감과 직무 효능감 지표로 대변되었다. 두 공학 자기효능감 지표 중 직무 효능감의 표준화 요인적재치가 .95로, 직무 효능감 지표가 공학 자기효능감을 가장 많이 설명하는 것으로 확인되었다. 다음으로 결과기대 변인은 내적 결과기대와 외적 결과기대 지표로 대변되었다. 두 결과기대 지표 중 내적 결과기대의 표

Table 5 Confirmatory factor analysis results (n=428)

잠재변인	관찰변수		비표준화 요인계수 (B)	표준화된 요인계수 (β)	표준오차	C.R.
공학 자기효능감	→	전공지식 효능감	$.94^{***}$	.93	.026	35.63
	→	직무 효능감	1.00	.95		
결과기대	→	내적결과기대	1.22^{***}	.98	.067	18.31
	→	외적결과기대	1.00	.75		
흥미	→	흥미1	$.90^{***}$	.90	.029	31.03
	→	흥미2	1.00	.98		
학업지속 의향	→	학업지속의향1	1.01^{***}	.92	.034	30.00
	→	학업지속의향2	1.00	.94		
진로준비 행동	→	진로준비행동1	1.07^{***}	.87	.061	17.43
	→	진로준비행동2	1.00	.90		

통제변인: 학년, $^{***}p < .001$

준화 요인적재치가 .98로, 내적 결과기대 지표가 결과기대를 가장 많이 설명하는 것으로 확인되었다.

다음으로 개념신뢰도는 확인적 요인분석에서 추정된 경로계수와 측정변수의 오차를 통해 산출되는 신뢰도 추정방법으로 개념신뢰도 값이 .70이상일 경우 적합한 신뢰도를 나타낸다고 본다(김계수, 2009; Hair 외, 2009). 각 잠재변인의 대한 개념신뢰도는 Fornell과 Larcker(1981)가 제시한 공식에 의해 계산되었으며 Table 6에 제시하였다. 분석결과, 본 연구의 측정모형에 포함된 모든 변수들의 개념신뢰도 값이 .80이상으로 나타나 측정모형에 포함된 변인들은 적합한 개념신뢰도를 확보하였다고 판단되었다.

마지막으로 평균분산추출지수(Average Variance Extracted: AVE)는 잠재변인에 대해 지표가 설명할 수 있는 분산의 크기로써 평균분산추출지수가 .50이상이면 수렴타당성을 가진다고 판단한다. 평균분산추출지수는 Fornell과 Larcker(1981)가 제시한 공식에 의해 계산되며, Table 7에 제시하였다. 분석결과, 본 연구의 측정모형에 포함된 모든 변인의 평균분산추출지수는 .70이상으로 나타났다. 따라서 측정모형은 양호한 수렴타당도를 확보한 것으로 판단되었다.

다음으로 판별타당도란 특정 잠재변인이 다른 잠재변인과 구별되는 정도에 따라 구인타당도를 평가하는 방법으로 각 요인간에 구한 평균분산추출지수와 상관계수의 제곱을 비교하여 평균분산추출지수가 상관계수의 제곱보다 클 때 두 변인은 변별력을 가진다고 판단한다(Fornell & Larcker, 1981; Hair 외, 2009). 판별타당도를 평가할 때 사용되는 상관계수는 확인적 요인분석에서 도출된 상관계수 행렬을 사용하므로, 본 연구에서도 확인적 요인분석에 의해 추정된 상관계수의 값을 사용하여 판별타당도를 검증하였으며 Table 7에 제시하였다. 분석결과, 본 연구에서는 모든 변수들 간의 관계에서 평균분산추출 지수가 잠재변인 간 상관계수의 제곱보다 큰 것으로 나타났으므로 각 구성개념 간에는 타당성이 있음이 입증되었다.

Table 6 Construct reliability of latent variables

잠재변인	개념신뢰도(CR)
공학 자기효능감	.94
결과기대	.84
흥미	.91
학업지속의향	.93
진로준비행동	.82

Table 7 Average Variance Extracted(AVE) of latent variables

잠재변인	a	b	c	d	e
a. 공학 자기효능감	**.89***	.53	.71	.55	.36
b. 결과기대	.73	**.73***	.37	.58	.12
c. 흥미	.84	.61	**.84***	.36	.31
d. 학업지속의향	.74	.76	.60	**.87***	.08
e. 진로준비행동	.60	.35	.56	.29	**.70***

* 대각선: 평균분산추출지수(AVE), 대각선 하단: 변인 간 추정된 상관계수, 대각선 상단: 상관계수의 제곱

3. 구조모형 검증

본 측정모형이 참조기준을 충족시키는 것으로 나타났으므로, 다음으로 구조모형에 대한 적합도를 추정하였으며, 그 결과는 Table 8에 제시하였다.

구조모형의 분석결과, RMSEA값은 .071(90% 신뢰구간 .059～.130), CFI값은 .99, TLI값은 .98로 나타나 모두 참조기준 값과 비교할 때 연구에 사용된 측정모형은 적합하다고 판단되었다. 구조모형 경로계수의 통계적 유의성을 검증한 결과는 Table 9에 제시하였다.

이에 따라 유의수준 .05에서 경로계수 추정치에 따라 공학자기효능감, 결과기대, 흥미, 학업지속의향, 진로준비행동 간의 영향력을 검증한 결과를 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 공학 자기효능감이 결과기대와 흥미 및 진로준비행동에 미치는 직접적인 영향력을 검증한 결과, 모두 유의한 것으로 나타났다. 둘째, 결과기대가 흥미와 학업지속의향에 미치는 직접적인 영향력을 검증한 결과, 결과기대가 흥미에 미치는 직접적인 영향력은 유의하지 않은 것으로 나타났으나, 학업지속의향에서는 유의한 것으로 나타났다. 셋째, 흥미가 학업지속의향과 진로준비행동에 미치는 직접적인 영향력을 검증한 결과, 모두 유의한 것으로 나타났다.

분석 결과, 결과기대가 흥미에 미치는 직접적인 영향력이 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이에 초기 구조모형에서 유의하지 않은 경로를 제거하여 모형을 수정하였다. 수정 모형의 적합도 검증 결과는 Table 10에 제시하였으며 분석결과를 살펴보면, RMSEA값은 참고기준 값 보다 낮은 .069(90% 신뢰구간 .059～.130), TLI와 CFI 값은 참고기준 값인 .90이상보다 큰 .98과 .99로 나타나 본 수정모형은 좋은 적합도를 가진다고 판단할 수 있다.

Table 8 Fitness examination results of the structural model (n=428)

	x^2	df	p	RMSEA (90%신뢰구간)	CFI	TLI
구조모형	87.6	28	.000	.071 (.059～.130)	.985	.975
참고기준	-	-	.05 이상	.08 이하	.90 이상	.90 이상

Table 9 Structural coefficient estimate of the intial model (n=428)

변수 간 경로	관찰변수		비표준화 요인계수 (B)	표준화된 요인계수 (β)	표준오차	C.R.	p
결과기대	←	공학 자기효능감	$.69^{***}$	.75	.05	14.80	.003
흥미	←	공학 자기효능감	1.03^{***}	.85	.07	15.58	.006
진로준비행동	←	공학 자기효능감	$.43^{***}$	.41	.10	4.25	.003
흥미	←	결과기대	-.01	-.01	.07	-.18	.921
학업지속의향	←	결과기대	$.84^{***}$	.66	.07	11.50	.005
학업지속의향	←	흥미	$.16^{***}$	.19	.04	3.96	.014
진로준비행동	←	흥미	$.20^{**}$	.22	.08	2.42	.037

통제변인: 학년, $^{**}p$ <.01, $^{***}p$ <.001

Table 10 Fitness examination results of the initial and revised model (n=428)

	x^2	df	p	RMSEA (90%신뢰구간)	CFI	TLI
수정모형	87.7	29	.000	.069 (.059～.130)	.985	.976
초기모형	87.6	28	.000	.071 (.059～.130)	.985	.975

수정모형의 분석결과는 Fig. 3과 같으며, 수정모형의 경로계수의 통계적 유의성을 검증한 결과는 Table 11에 제시하였다.

유의수준 .05에서 경로계수 추정치에 따라 공학 자기효능감, 결과기대, 흥미, 학업지속의향, 진로준비행동 간의 직접효과를 분석하여 설정한 연구가설을 검증한 결과는 다음과 같다. 첫째, 공학 자기효능감이 결과기대와 흥미, 진로준비행동에 각각 직접적인 영향을 미칠 것으로 가설을 설정하였다. 이 변인들 간의 영향력을 분석한 결과, 모두 유의한 것으로 나타났다. 공학 자기효능감이 결과기대, 흥미, 진로준비행동 변인에 미치는 상대적인 영향력을 비교해보면, 흥미에 가장 큰 영향을 미친다고 할 수 있다. 둘째, 결과기대가 흥미와 학업지속의향에 각각 직접적인 영향을 미칠 것으로 가설을 설정하였다. 이 변인들 간의 영향력을 분석한 결과, 결과기대가 흥미에 미치는 직접적인 영향력은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나 해당경로는 모형 수정과정에서 삭제되었다. 반면에 결과기대가 학업지속의향에

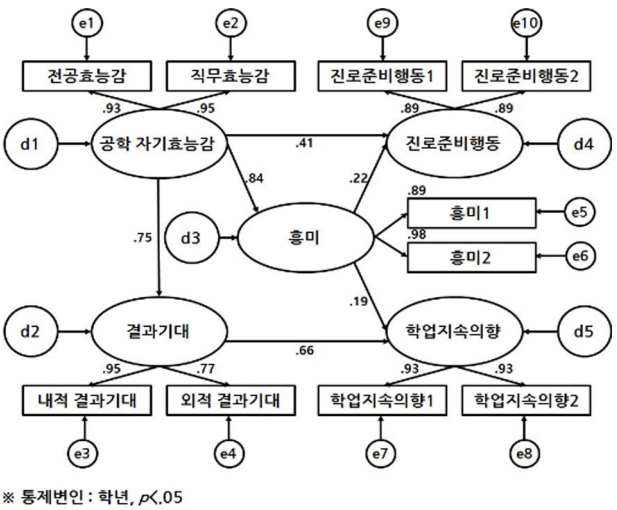

Fig. 3 Path coefficient estimate of revised model.

미치는 직접적인 영향력은 유의한 것으로 나타나 학업지속의향에 가장 큰 영향을 미친다고 할 수 있다. 셋째, 흥미가 학업지속의향과 진로준비행동에 미치는 직접적인 영향을 미칠 것으로 가설을 설정하였다. 흥미가 학업지속의향과 진로준비행동에 미치는 직접적인 영향력을 검증한 결과, 모두 유의한 것으로 나타났다. 흥미가 학업지속의향과 진로준비행동 변인에 미치는 상대적인 영향력을 비교해보면, 진로준비행동에 가장 큰 영향을 미친다고 할 수 있다.

Table 11 Structural coefficient estimate of the revised model (n=428)

변수 간 경로			비표준화 요인계수 (B)	표준화된 요인계수 (β)	표준오차	C.R.	p
공학 자기효능감	→	결과기대	$.69^{***}$	.75	.05	14.82	.003
		흥미	1.02^{***}	.84	.04	25.09	.003
		진로준비행동	$.46^{***}$	.41	.10	4.51	.003
결과기대	→	학업지속의향	$.71^{***}$	.66	.06	11.89	.005
흥미	→	학업지속의향	$.16^{***}$	.19	.04	4.00	.011
		진로준비행동	$.20^{**}$	.22	.08	2.42	.035

통제변인: 학년, $^{**}p$ <.01, $^{***}p$ <.001

Table 12 Total, Direct, Indirect effects (n=428)

경로	직접효과		간접효과		총효과	
	비표준화 계수	표준화 계수	비표준화 계수	표준화 계수	비표준화 계수	표준화 계수
공학 자기효능감 → 결과기대	.69	.75	.00	.00	.69	.75
공학 자기효능감 → 흥미	1.02	.84	.00	.00	1.02	.84
공학 자기효능감 → 학업지속의향	.00	.00	.65	.66	.65	.66
공학 자기효능감 → 진로준비행동	.46	.41	.20	.18	.66	.59
결과기대 → 학업지속의향	.71	.66	.00	.00	.71	.66
흥미 → 학업지속의향	.16	.19	.00	.00	.16	.19
흥미 → 진로준비행동	.20	.22	.00	.00	.20	.22

통제변인: 학년

다음은 최종 구조모형에 포함된 공학 자기효능감, 결과기대, 흥미, 학업지속의향, 진로준비향동 간의 직·간접효과를 분해하였다(Table 12 참조).

변인 간의 효과를 분해한 결과를 살펴보면, 공학 자기효능감은 결과기대와 흥미에 직접효과만을 가지며, 결과기대에 더 큰 영향을 주었다. 또한, 공학 자기효능감은 학업지속의향에는 직접효과는 없지만 간접효과를 가지며, 진로준비행동에는 직접효과와 간접효과를 모두 가지는 것으로 나타났다. 결과기대는 학업지속의향에만 직접효과를 가지는 것으로 나타났다. 흥미는 학업지속의향과 진로준비행동에 직접효과만을 가지며 진로준비행동에 더 큰 영향을 주었다.

4. 간접효과 분석

앞에서 수행한 간접효과 분석은 하나 이상의 매개변인을 포함한 경우 개별 검증이 어렵다(우종필, 2014). 따라서 개별적으로 매개변인의 효과를 검증하고자 Sobel(1982)을 사용하여 가설에서 설정된 변인의 간접효과 검증을 실시하였다(Table 13 참조).

변인들의 간접효과를 Sobel test로 검증한 결과를 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 결과기대는 공학 자기효능감과 흥미 사이에서 간접적으로 영향을 미칠 것이라고 가설을 설정하였다. Sobel test 결과, $Z = 8.98(^{*}p < .05)$로 유의한 것으로 나타났다. 따라서 결과기대는 공학 자기효능감과 흥미 사이의 관계를 간접적으로 영향을 미치는 것으로 확인되었다.

Table 13 Indirect test results

변수 간 경로			Z	표준오차	p
영향변수	매개변수	종속변수			
공학 자기효능감	결과기대	학업지속의향	8.98	.05	.000
공학 자기효능감	흥미	진로준비행동	2.49	.08	.001
공학 자기효능감	흥미	학업지속의향	3.95	.04	.000

둘째, 흥미는 공학 자기효능감과 진로준비행동 사이에서 간접적으로 영향을 미칠 것이라고 가설을 설정하였다. Sobel test 결과, $Z = 2.49(^{*}p < .05)$로 유의한 것으로 나타났다. 따라서 흥미는 공학 자기효능감과 진로준비행동 사이의 관계를 간접적으로 영향을 미치는 것으로 확인되었다.

셋째, 흥미는 공학 자기효능감과 학업지속의향 사이에서 간접적으로 영향을 미칠 것이라고 가설을 설정하였다. Sobel test 결과, $Z = 3.95(^{*}p < .05)$로 유의한 것으로 나타났다. 따라서 흥미는 공학 자기효능감과 학업지속의향 사이의 관계를 간접적으로 영향을 미치는 것으로 확인되었다.

Ⅴ. 결론 및 제언

본 연구는 공과계열 대학생의 학업지속의향과 진로준비행동을 예측하는 공학 자기효능감과 결과기대, 흥미의 관계를 설명하는 구조모형을 사회인지진로이론의 흥미모형을 바탕으로 고안하였다. 이를 바탕으로 모형의 적합성을 검증하고, 변인들 간의 직·간접효과를 분석하였다. 구체적으로는 공학 자기효능감과 결과기대의 영향이 흥미를 통하여 학업지속의향과 진로준비행동에 직·간접으로 영향을 미칠 것으로 예측하여 연구의 모형을 구성하였다. 이번 장에는 연구 결과를 바탕으로 결론 및 논의를 제시하였으며 마지막으로 본 연구를 통한 시사점과 후속 연구에 대한 제언을 기술하였다.

1. 결과에 대한 논의

첫째, 본 연구의 초기 구조모형은 사회인지진로이론의 흥미모형에 근거하여 공학 자기효능감과 결과기대→흥미→학업지속의향과 진로준비행동에 이르는 모형을 상정하였다. 그러나 초기 구조모형을 분석한 결과, 선행연구(김민선 외, 2009, 양난미, 2005, 이혜진, 2007, Lent 외, 2008)의 연구결과와 같

이 결과기대로부터 흥미에 이르는 직접경로가 유의하지 않은 경로로 드러나 이를 제거하고 구조모형을 수정하였다. 수정한 구조모형은 초기 구조모형의 흐름은 유지하였으며, 수정된 모형의 모형적합도가 합당한 모형적합도를 보임으로써 공학 자기효능감과 결과기대, 흥미, 학업지속, 진로준비행동 간의 구조적 모형은 적합한 것으로 판단되었다. 따라서 검증된 모형의 이론적 배경인 사회인지진로이론의 흥미모형이 우리나라 공과계열 대학생에게도 유효하다는 것이 실증적으로 확인되었으며, 본 연구 결과 공과계열 대학생의 학업지속의향과 진로준비행동에 공학 자기효능감과 결과기대, 흥미가 유의한 영향을 미치는 요인임이 규명되었다.

둘째, 사회인지진로이론의 흥미모형을 기반으로 상정한 개인적 요인인 공학 자기효능감과 결과기대, 흥미의 관계는 본 연구에서는 국내에서 개발된 이진령(2003)의 공학 자기효능감 척도를 사용하였음에도 불구하고 공학 자기효능감과 결과기대와의 관계와 흥미와의 관계가 선행연구(김민선 외, 2009; 김영은, 2009; 양난미, 2005; Lent 외, 2003; Lent 외, 2005; Lent 외, 2013)의 결과와 같이 유의하게 나타났다. 반면, 결과기대에서 흥미와의 직접적인 관계는 사회인지진로이론의 흥미모형과는 다르게 유의하지 않게 나타났다. 그러나 이는 선행연구(김민선 외, 2009; 양난미, 2005; 이혜진, 2007; Lent 외, 2008)의 결과를 지지하는 결과이며, 이는 우리나라 공과계열 대학생의 학업 수행 결과에 대한 기대가 전공분야에 대한 흥미를 갖는 것에는 영향을 미치지 않아 나타난 결과로 사료된다.

셋째, 공과계열 대학생의 학업지속의향과 진로준비행동에 공학 자기효능감이 직·간접적인 영향을 미치고 있음을 확인되었다. 이는, 공학 자기효능감이 본 연구에 상정된 모든 변인에 유의한 영향을 미치고 있다는 점을 의미하며, 이를 향상시키기 위한 교수·학습전략이 필요함을 시사한다. 공과대학에서는 사전지식을 이해하지 못하면 다음 단계로 나아갈 수 없는 위계적인 지식구조의 학습과정을 가지고 있다. 이 과정 중 많은 학생들이 전공에 사전 학습에 대한 실패로 다음 단계의 전공학습에 장벽을 경험하게 되면서 전공에 대한 자기 효능감이 낮아지게 된다. Bandura(1997)는 자기효능감이 성공경험, 대리경험, 언어적 설득에 따라 향상된다고 설명한다. 따라서 대학에서는 학생들이 전공 학습에 대한 체계적인 성공의 경험을 할 수 있도록 전공과목의 각 과정을 수준별로 세분화하여 전공 학습에 대한 지속적인 성공 경험의 환경을 제공하고, 담임 교수제도를 이용하여 교수와 학생의 정기적 만남을 통한 지속적 관심과 상담을 통해 전공 자기효능감을 향상시키는 대학 정책 및 전략이 필요하다. 또한, 대학 내 각 센터와 연계한 다양한 인턴십/현장실습의 활성화로 전공 직무 관련 대리경험을 통하여 직무에 대한 긍정적인 경험의 폭을 넓혀주고, 소셜 네트워크 기반 학습과 문제기반학습을 접목한 팀 프로젝트 활동과 같은 새로운 학습 환경을 제공해줌으로써 학생들이 학습과 관련된 지식과 기술을 학습하는 원동력을 제공하여 다른 학습자와 교수자의 존재에 대한 인식을 자각하고 전공 수업에서의 프로젝트를 진행할 때 학생들이 쏟는 정신적 에너지와 노력의 질이 높아질 수 있도록 다양하고 새로운 방법의 팀 활동을 제공하여 팀활동 효능감과 창의성 효능감을 향상 시키는 대학 정책전략 및 교수·학습전략을 수립하여 적용할 수 있다.

넷째, 공과계열 대학생의 학업지속의향과 진로준비행동에 흥미가 직·간접적으로 영향을 미치고 있음을 확인 할 수 있다. 이는 흥미가 학업지속의향과 진로준비행동에 직접적인 영향을 미칠 뿐만 아니라, 공학 자기효능감과 결과기대 사이에서 중요한 매개 역할을 하고 있음을 의미하며, 이를 향상시키기 위한 교수·학습전략이 필요함을 시사한다. 위계적인 지식구조의 전공 학습과정의 공과계열의 경우, 전공의 단계별 학습이 중요하다. 하지만 이 과정 중 많은 학생들이 전공에 대한 실패를 경험하게 되면서 전공에 대한 흥미를 잃게 되고, 이 경험을 통하여 학업유지에 대한 동기 또한 잃게 된다. 이는 현재의 교육과정이 학생들의 학습 결과에만 초점을 두고 있다는 것을 의미한다. 따라서 대학에서는 효과적인 위계적 교육과정을 위하여 전공지식의 강화와 더불어 전공 흥미 향상에 효과적이라고 논의된 기존의 캡스톤 프로젝트와 같은 팀 프로젝트 형식의 협동학습(Johnson & Johnson, 1989; Kagan, 1989) 기반의 전공 수업이나 창의적 공학 설계와 같은 창의적 문제해결기반학습(Adesoji, 2008; 홍순원, 이용섭, 2008)형식의 전공수업의 증설 및 개설을 통하여 전공에 대한 흥미를 유발시키는 전략을 적용한 대학 정책 및 교수·학습전략을 수립하여 적용할 수 있다.

다섯째, 공과계열 대학생의 학업지속의향에만 결과기대가 직·간접적으로 영향을 미치고 있음을 확인 할 수 있다. 이는 결과기대와 흥미의 관계가 유의하지 않게 나타났기 때문에 진로준비행동에는 영향을 미치지 않은 것으로 사료된다. 우리나라의 공과계열 대학생의 경우 다른 계열 대학생 보다 비교적 높은 취업률을 나타내고 있다. 이러한 환경적 특성 때문에 일반적으로 학업에 대한 높은 결과에 대한 기대를 가지고 있어 학업을 지속하나, 이것이 전공에 대한 흥미에는 영향을 미치지 않는 것으로 사료된다. 이는 높은 취업률은 공과계열 대학생의 결과기대와 학업지속의향을 향상시키는 좋은 영향으로 작용하고 있지만, 이것이 전공에 대한 흥미로 발전하기 위하여 전공 흥미 향상을 위한 다양한 교수·학습 전략 및 공과계열 업종에 대한 근무 환경 및 대우에 대한 인식의 제고가 필요함을 시사한다. 이에 따라 대학에서는 학생 개인의 학업에 대한 결과기

대가 전공에 대한 흥미로 발전 할 수 있도록 학업을 마친 후 기대할 수 있는 전공과 관련된 근무환경에 대한 긍정적인 인식과 공과계열 분야에 대한 지속적인 관심을 둘 수 있는 원동력을 제시하고, 이와 함께 전공에 대한 흥미를 향상시킬 수 있는 교수·학습 전략을 통하여 학업지속의향뿐만 아니라 진로준비행동도 향상시킬 수 있을 것이라 기대한다.

이상과 같은 교수·학습전략과 대학 정책전략들을 통하여 공과계열 학생들의 공학 자기효능감이 향상되고 이는 흥미와 결과기대의 향상으로 이어져 전공을 유지하여 학업을 지속할 학업지속의향과 전공과 관련한 진로준비행동을 향상시킬 수 있을 것으로 기대된다. 그리고 이러한 교수·학습전략들과 대학 정책전략들의 과정을 통하여 21세기 글로벌 시대가 요구하는 공학인재를 양성에 기여할 수 있을 것으로 사료된다.

2. 후속연구를 위한 제언

마지막으로 본 연구의 결론을 바탕으로 후속 연구에 대한 제언은 다음과 같다.

첫째, 본 연구의 일반화를 위해서는 전국의 공과계열 대학교에 재학 중인 대학생을 대표할 수 있는 무선표집이 이상적이었으나 현실적인 어려움으로 인해 편의표집에 의한 연구를 수행하였다. 이에 연구의 참여한 표집단이 모집단인 우리나라의 공과계열 대학생을 대표한다고 단정 지을 수 없다. 따라서 다양한 학교, 전공 등의 집단을 대상으로 대상에 맞는 측정도구를 활용하여 본 연구를 통해 검증된 구조모형에 대한 실증적 검증이 수행될 필요가 있다.

둘째, 본 연구에서는 사용된 측정 방법은 자기보고식측정방식으로 진행되었다. 이는 학습자가 지각하는 양적인 정도로만 측정했다는 것을 의미하며 객관적인 실체를 반영하지 않았을 가능성이 있음을 나타내므로, 향후 보다 객관성이 드러날 수 있는 설문 문항을 사용하거나, 외부 평가자와 인터뷰를 통한 직접 측정과 같은 질적인 측정 방법을 통해 보다 심층적인 연구가 진행되어야 할 필요가 있다.

셋째, 본 연구에 사용된 결과기대와 흥미, 학업지속의향을 측정하기 위하여 사용된 측정도구는 Lent 외(2013)가 개발한 척도를 번안하여 사용한 것으로 우리나라 공과계열 대학생의 학습 환경에 충분히 반영되었다고 보기 어렵다. 따라서 우리나라 공과계열 대학생의 실정에 맞는 결과기대와 흥미, 학업지속의향의 측정도구 개발과 타당화 작업이 수행될 필요가 있다.

넷째, 본 연구에서는 Lent 외(2001)와 Lent 외(2003)의 선행연구의 결과에 따라 공과계열 대학생의 선택 및 실행에 직접적으로 영향을 미치는 개인적 요인만 선정하여 학업지속의향과 진로준비행동의 과정을 검증하였으나, 후속연구에서는 간접적으로 영향을 미친다고 보고된 사회적 장벽, 사회적 지지와 같은 맥락적 요인을 추가하여 본 연구모형에 맥락적 요인이 주는 영향에 대하여 밝히고 이들 간의 복합적인 효과를 설명할 수 있는 모형으로의 발전이 요구된다.

이와 같은 제한점에도 불구하고 본 연구를 통해서 공과계열 대학생의 학업지속의향과 진로준비행동에 기여하는 핵심요인들을 실증적으로 확인할 수 있었다. 이들 변인을 촉진하기 위해 공학교육 현장에서 적용 가능한 교육공학적 교수·학습전략을 논의함으로써, 대학 내 중도탈락 및 취업률 문제를 완화시키는 동시에 공과계열 대학생의 전공을 유지한 학업지속의향과 전공 관련 직업으로의 진로준비행동의 과정을 심화할 수 있는 방안을 제시할 것으로 기대된다.

참고문헌

1. 과기인재정책과 (2010). 2010 과학기술인력주요통계. 교육과학기술부:http://www.korea.kr/archive/expDocView.do?docId=29703
2. 김계수 (2009). 구조방정식모형 분석. 한나래 출판사.
3. 김민선 · 서영석 (2009). 공과대학생들이 지각하는 맥락적 변인과 공학흥미와의 관계. 상담학연구, 10(1) : 299-321
4. 김봉환 (1997). 대학생의 진로결정수준과 진로준비행동의 발달 및 이차원적 유형화. 박사학위논문, 서울대학교 대학원.
5. 김봉환 · 강은희 · 강혜영 · 공윤정 · 김영빈 · 김희수 · 선혜연 · 손은령 · 송재홍 · 유현실 · 이제경 · 임은미 · 황매향. (2013). 진로상담. 학지사.
6. 김선중 (2015). 진로장벽, 희망, 진로결정자기효능감이 진로준비행동에 미치는 영향. 박사학위 논문, 홍익대학교 대학원.
7. 김수리 (2004). 부모지지, 진로결정 자기효능감 및 역기능적 진로사고가 청소년의 진로발달에 미치는 영향. 박사학위 논문, 홍익대학교 대학원.
8. 김영은 (2009). 이공계 대학생의 전공선택유지에 영향을 미치는 사회인지요인에 대한 경로분석. 석사학위논문, 서울대학교 대학원.
9. 김진관 (2014). 공학계열 대학생의 학업 유지와 정서적 특성, 사회인지요인, 학업만족의 인과적 관계. 석사학위논문, 서울대학교 대학원.
10. 류혜숙 (2007). 이공계, 정말 위기인가?. 교육정책포럼, 150 : 8-11
11. 양난미 (2005). 한국 대학생의 사회인지 진로선택 모형 검증. 박사학위논문, 이화여자대학교 대학원
12. 유영란 · 강명희 (2014). 공학계열 여대생의 진로태도성숙에 영향을 미치는 다인 영향력, 자기주도학습 준비도, 공학 자기효능감 간의 구조적 관계. 아시아교육연구, 15(2) : 225-247
13. 정미애 · 조남근 (2011). 사회인지진로이론적 관점에서 본 대

학생의 진로만족 모형. 청소년학연구, 18(10) : 295-316
14. 우종필 (2014). 우종필교수의 구조방정식모델 개념과 이해. 한나래아카데미.
15. 이기종 (2005). 구조방정식모형: 인과성, 통계분석 및 추론. 국민대학교 출판부.
16. 이진령 (2009). 공학 자기효능감 척도 개발 및 타당화. 석사학위논문, 부산대학교 대학원.
17. Ainley, M., & Ainley, J. (2011). A cultural perspective on the structure of student interest in science. International Journal of Science Education, 33 : 51–71.
18. Bandura, A. (1986). Social Foundations of Thought and Action: A Social Cognitive Theory. NJ: Prentice Hall.
19. Bandura, A. (1997). Self efficacy: the Excercise of Control. New York: Freeman.
20. Betz, N. E., & Voyten, K. K. (1997). Efficacy and outcome expectations influence career exploration and decidedness. The Career Development Quarterly, 46(2) : 179-189.
21. Curran, P. J., West, S. G., & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factory analysis. Psychological Methods, 1(1) : 16-29.
22. Ferry. T. R., Fouad, N. A., & Smith. P. L. (2000). The role of family context in a social cognitive model for career-related choice and behavior: A math and science perspective. Journal of Vocational Behavior, 57 : 348-364.
23. Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. Journal of Marketing Research, 18 : 39-50.
24. Hackett, G., Betz, N. E., Casas, J. M., & Rocha-Singh, I. A. (1992). Gender, ethnicity, and social cognitive factors predicting the academic achievement of students in engineering. Journal of counseling Psychology, 39(4) : 527.
25. Hackett, G., & Watkins Jr, C. E. (1995). Research in career assessment: Abilities, interests, decision making, and career development.
26. Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2009). Multivariate data analysis(7th ed.). Upper Saddle River, NJ: Pearson Education, Inc.
27. Harackiewicz, J. M., Durik, A. M., Barron, K. E., Linnenbrink-Garcia, L., & Tauer, J. M. (2008). The role of achievement goals in the development of interest: Reciprocal relations between achievement goals, interest, and performance. Journal of educational psychology, 100(1) : 105.
28. Hooper, D., Coughlan, J., & Mullen, M. R. (2008). Structural equation modeling: Guidelines for determining model fit. The Electronic Journal of Business Research Methods, 6(1) : 53-60.
29. Köller, O., Baumert, J., & Schnabel, K. (2001). Does interest matter? The relationship between academic interest and achievement in mathematics. Journal for Research in Mathematics Education, 448-470.
30. Krapp, A. (2000). Interest and human development during adolescence: An educational-psychological approach. In J. Heckhausen, Motivational psychology of human development (pp.109–128). London: Elsevier.
31. Lent, R. W., Brown, S. D., & Hackett, G. (1994). Toward a unifying social cognitive theory of career and academic interest, choice, and performance. Journal of Vocational Behavior, 45(1) : 79-122.
32. Lent, R. W., Brown, S. D., Brenner, B., Chopra, S. B., Davis, T., Talleyrand, R., & Suthakaran, V. (2001). The role of contextual supports and barriers in the choice of math/science educational options: A teat of social cognitive hypotheses. Journal of Counseling Psychology, 48 : 474-483.
33. Lent, R. W., Brown, S. D., Schimidt, J., Brenner, B., Lyons, H., & Treistman, D. (2003). Relationship of contextual supports and barriers to choice behavior in engineering majors: A test of alternative social cognitive models. Journal of Counseling Psychology, 50 : 458-465.
34. Lent, R. W., Brown, S. D., Sheu, H., Schmidt, J., Brenner, B. R., & Gloster, C. S. (2005). Social cognitive predictors of academic interests and goals in engineering: Utility for women and students at historically Black Universities. Journal of Counseling Psychology, 52 : 84-92.
35. Lent, R. W., Lopez, A. M., Lopez, F. G., & Sheu, H. B. (2008). Social cognitive career theory and the prediction of interests and choice goals in the computing disciplines. Journal of Vocational Behavior, 73(1) : 52-62.
36. Lent, R. W., Brown, S. D., Sheu, H., Schmidt, J., Brenner, B. R., & Gloster, C. S. (2005). Social cognitive predictors of academic interests and goals in engineering: Utility for women and students at historically Black Universities. Journal of Counseling Psychology, 52 : 84-92.
37. Lent, R. W. & Sheu, H. (2010). Applying social cognitive career theory across cultures: Empirical status. In J. G.

Ponterotto, J. M. Casas, L. A. Suzuki, & C. M. Alexander (Eds.), Handbook of multicultural counseling(3rd ed., pp. 691-701). Thousand Oaks, CA: Sage.

38. Lent, R. W., Miller M. J, Smith, P. E., Watford, B. A., Lim R. H., Hui, K., Morrison, M. A., Wilkins, G., & Williams, K. (2013). Social cognitive predictors of adjustment to engineering majors across gender and race/ethnicity. Journal of Vocational Behavior, 83 : 22-30.
39. Linnenbrink, E. A., & Pintrich, P. R. (2004). Role of affect in cognitive processing in academic contexts. Motivation, emotion, and cognition: Integrative perspectives on intellectual functioning and development, 57-87.
40. Schiefele, U. (1999). Interest and learning from tex. Scientific Studies of reading, 3(3) : 257–279.
41. Schiefele, U. (2001). The role of interest in motivation and learning. Intelligence and personality: Bridging the gap in theory and measurement, 163-194.
42. Shin, N. (2003). Transactional Presence as a critical predictor of success in distance learning. Distance Education, 24(1) : 69-86.
43. Sobel, M. E. (1982). Asymptotic intervals for indirect effects in structural equation models. In S. Leinhart(Ed.), Sociological Methodology. San Francisco: Jossey-Bass.

이명화 (Lee, Myunghwa)
2011년: 명지대학교 컴퓨터공학과 학사
현재: 이화여자대학교 교육대학원 교육공학·HRD 석사과정
관심분야: 교수설계, 공학교육, 소프트웨어교육
Phone: 010-8768-7523
E-mail: leemyunghwa@ewhain.net

이정민 (Lee, Jeongmin)
2001년: 이화여자대학교 교육공학과 학사
2003년: 이화여자대학교 교육공학과 석사
2009년: 플로리다주립대 교육심리 및 교육공학박사
2009년: 퍼듀대학교 연구원
현재: 이화여자대학교 교육공학과 조교수
관심분야: 창의적 문제해결, 모바일러닝, 소셜러닝
Phone: 02-3277-2674
E-mail: jeongmin@ewha.ac.kr