

대학교육만족도 영역별 점수의 의미와 활용: Bifactor 모형의 적용

함은혜(咸恩惠)*
박상옥(朴尙玉)**
김은경(金銀慶)***

논문 요약

이 연구는 bifactor모형을 적용하여 대학교육만족도의 하위영역별 점수를 산출하는 경우, 하위영역별 만족도 점수가 대학구성원 내 집단 간 차이에 대한 추가적인 정보를 제공하는지를 탐색하기 위한 것이다. 대학교육만족도의 측정모형으로 주로 활용되어 온 상관된 일차요인모형과 이 연구에서 적용한 bifactor모형을 비교하되, 모형 적합도와 하위영역별 점수의 분포, 개인 배경변인과의 관계를 중심으로 살펴보았다. 충남 소재의 A대학교 4,400여명 학생들의 응답 자료가 활용되었으며, 주요 연구 결과는 다음과 같다. 첫째, 모형적합도 측면에서는 bifactor모형과 일차요인모형 간 큰 차이가 없었으나, 문항 분산의 설명량은 bifactor모형에서 더 높았다. 둘째, 일차요인모형에서 산출된 하위영역별 요인점수들은 최소 .6이상의 높은 정적 상관을 보인 반면, bifactor 모형에서는 -.3에서 .2로 부적 상관을 보이거나 약한 정적 상관을 보였으며, 두 모형에서 산출된 동일 하위영역 내 점수 간 상관은 최소 .2, 최대 .6이었다. 셋째, 상관된 일차요인모형에서는 하위영역별 점수 간 의존성이 높아, 성별과 학년, 전공-진로 일치도를 포함한 개인 배경변인이 하위영역별 점수를 일관되게 예측한 반면, bifactor 모형에서는 하위영역별로 점수에 영향을 미치는 개인 배경 변인이 다르게 나타났다. 마지막으로, bifactor모형에서 산출되는 하위영역별 점수의 의미가 상관된 일차요인모형에서의 하위영역별 점수의 의미와 어떻게 다른지를 조명하였으며, 대학교육만족도 분석에서 bifactor모형을 활용하는 것의 유용성과 향후 연구 과제가 논의되었다.

주요어 : 대학교육만족도, Bifactor모형, 일반요인, 특수요인, 영역일반 만족도, 영역특수 만족도

* 제1저자, 공주대학교 교육학과 조교수

** 공주대학교 교육학과 부교수

*** 교신저자, 한국교육개발원 연구원

I. 서론

최근 학생수 감소, 인구절벽이라는 말과 함께 대학의 수요와 공급의 불일치 현상에 대한 우려가 확대되고 있다. 이에 교육부는 대학구조개혁평가를 실시하여 수요자 중심의 경쟁력 있는 대학교육을 제공하지 못하는 학교에 대한 제재조치를 취하고 있다. 대학도 이제는 학생의 기대와 요구에 대한 충족을 지향하는 교육 서비스적 관점을 갖추어야 생존이 가능하게 된 셈이다. 실제로 교육만족도가 학업지속 및 유지, 학교에 대한 태도, 입학권유, 애교심, 학생충성도, 신뢰, 몰입 등에 영향을 준다는 것을 밝힌 연구 결과(강만수, 박상규, 2011; 백승학, 2010; 서병우, 2012; 이정원, 임지영, 2008; Athiyaman, 2001; Nettet & Helgesen, 2009; Roberts & Styron, 2010; Rojas, et al, 2009)가 발표되면서 대학의 교육서비스적 관점의 필요성이 더욱 높아지고 있다.

이와 같은 맥락에서 대학의 교육서비스에 대한 만족도를 확인할 수 있는 장치로서 대학교육만족도 조사가 활발해지고 있다. 대학이 제공하는 교육 서비스의 수요자인 학생, 학부모 등의 대학교육만족도를 측정하고 그 결과에 따라 새로운 사업을 발굴하는 데이터 기반의 대학교육 운영 체제를 만들어가고 있는 것이다. 아울러 국내에서는 '교육수요자 만족도 관리'가 대학구조개혁평가의 평가지표로 포함되면서 그 조사의 실질적 필요성이 더욱 부각되었다. 대학구조개혁평가의 결과에 따라서 학생정원 감축, 정부 재정 지원 제한 등 대학의 존폐 여부가 결정될 수 있기 때문에, 많은 대학들이 자체적으로 재학생, 학부모, 교직원 등을 대상으로 만족도 조사를 실시하기 시작하였다(천주연, 2017). 이에 따라 학생을 대상으로 한 대학교육만족도 조사가 양적으로 크게 확대되었음에도 불구하고, 관련 국내 연구는 상당히 제한적으로 이루어지고 있다. 일부 조사 내용의 적합성을 평가하거나 조사 내용 선정에 절차적 타당성을 확보하고자 한 연구(박제일, 2016; 박혜림, 2015; 신소영, 권성연, 2013; 임성범, 송윤석, 2014; Abdullah, 2006; Gruber, et al, 2010)가 수행되었으나 조사 방법의 타당성에 대한 연구, 더욱 중요하게는 점수 해석과 조사 결과의 활용에 관한 연구는 매우 부족한 실정이다.

대부분의 대학교육만족도 조사는 서비스 대상자가 주어진 진술에 동의하는 정도 혹은 만족하는 정도를 리커트 척도에 표시하도록 하는 방식으로 진행된다. 이를 위해 조사 주체는 일차적으로 핵심 서비스 영역을 몇 가지로 규정하여 대학교육만족도를 구성하는 하위 영역으로 간주하고, 각 하위 영역의 내용을 상세화하여 질문(문항)을 작성한다. 예를 들어, 대학의 핵심 서비스 영역을 교육 서비스, 행정 서비스, 학생 지원 인프라의 세 가지로 규정했다면, 교육 서비스와 관련해서는 교육과정, 강의, 교수자 등에 대한 질문을, 행정 서비스와 관련해서는 학사제도와 각종 행정지원에 대한 질문을, 학생 지원 인프라와 관련해서는 각종 학습 및 생활지원 프로그램과 시설을 포함한 물리적 환경에 대한 질문을 상세화하는 것이다. 질문들에 대한 수요자들의 응답이 수집된 후 결과를 분석할 때에는, 이러한 하위 영역을 각각 대학교육만족도를 구성하는 독립적

인 요인으로 보고, 하위영역별 문항 점수들의 선형 변환 점수 즉, 문항 점수 평균 혹은 상관된 요인모형의 요인 점수로 전체 만족도를 추정하는 방식을 취한다. 따라서 전체 만족도 점수는 하위영역별 점수들과 일정 정도의 상관을 나타내게 되는데, 이러한 하위영역들 간의 상호의존성은 몇 가지 하위영역들이 결국 만족도라는 하나의 공통 특성을 평가한다는 수렴 근거로 간주된다.

이러한 방식으로 대학의 전반적인 만족도를 산출하는 경우, 대학 내 집단 간 만족도의 차이를 파악하거나 서로 다른 대학 간 전반적인 만족도 점수 분포를 비교하는 데에 사용할 수 있다. 이때 하위영역별 점수는 전반적인 만족도를 산출하는 기능으로 충분한 역할을 했다고 할 수 있으며, 평가의 '총괄적' 기능에 부합한다고 볼 수 있다.

그러나 개별 대학이 하위영역별 점수를 활용하여, 대학 내 집단 간 하위영역별 점수의 차이를 파악하거나, 투입요인의 변화에 따른 하위영역 점수의 변화를 검토하는 등, 하위영역별 점수로 부터 대학 운영과 관련된 실질적인 피드백을 얻고자 할 경우에는, 하위영역별 점수가 그 자체로 유의미한 정보를 제공하는가 중요한 질문이 된다. 즉, 대학교육만족도의 하위영역별 점수를 '진단적' 목적으로 사용하고자 할 경우, 각 점수가 대학의 다양한 서비스 영역별 만족도에 대한 차별적인 정보를 제공하는지를 검토할 필요가 있다.

이 연구의 연구자들은 개별 대학이 만족도 조사 결과를 대학의 운영 현황과 개선을 위한 환류 정보로 사용하고자 하는 맥락에서, 하위영역별 점수가 전반적인 만족도 수준과는 구별되는 추가적인 정보를 얼마나 제공할 수 있는지를 검토하였고, 그 과정에서 하위영역별 점수 간 의존성이 상당히 높다는 것을 발견하였다. 선행연구 검토 결과, 많은 연구에서 하위영역별 혹은 하위요인 간 상관은 대부분 .5 이상이었으며, .7 이상으로 높은 의존성을 보인 경우도 상당수 발견할 수 있었다(김정희, 박동진, 2012; 박제일, 2016; 박혜림, 2015; 신소영, 권성연, 2013; 임성범, 송윤석, 2014; 정주영, 2013). 또한, 만족도의 거의 모든 하위영역 혹은 일부 하위영역에서 일관되게 남학생보다 여학생의 만족도가 낮게 나타나는 등(권대봉 외, 2002, 신소영, 권성연, 2014; 최영준, 2013; 한은숙, 김종두, 2003) 서로 다른 하위 영역에서 집단 간 점수 차이가 서로 차별적인 양상을 보이는 경우를 발견하기도 어려웠다. 이에 따라 하위영역별 점수가 개별 하위영역별 만족도 수준으로서 얼마나 유의미한 정보를 제공하는가를 재검토할 필요가 있었다. 개별 문항에 대한 응답자들의 응답에는, 해당 문항이 측정하고자 하는 하위영역에 대한 영역특수적 만족도 뿐만 아니라 대학에 대한 전반적인 만족도가 함께 측정되었을 가능성이 높기 때문이다.

이 연구에서는 대학교육만족도의 하위영역 간 의존성을 설명하는 대안적인 측정모형으로서 Bifactor모형의 가능성을 탐색하고자 하였다. 즉, 대학교육만족도 조사 분석에 Bifactor모형을 활용하는 경우, 일반적으로 널리 사용되는 요인 간 상관을 가정한 일차요인모형의 경우와 비교하여, 하위영역별 점수가 추가적인 혹은 유용한 정보를 제공할 수 있는지를 확인하기 위하여 수행되었다. Bifactor모형은 전체 문항에 공통적으로 부하된 '일반요인'과 하위요인별 문항의 세트에

부하된 '특수요인'을 가정하는데, 이 때, '특수요인'은 전체 문항들 간의 공분산을 일차적으로 설명하는 '일반요인'으로 설명되지 않은 잔차 분산들 간의 공분산을 설명함으로써 정의된다(Chen, et al., 2010; DeMars, 2013). 즉, 대학교육만족도를 측정하기 위한 전체 문항 세트의 공분산으로 전반적인 만족도를 설명한 후, 남은 하위영역별 문항 세트의 공분산을 영역별 만족도로 설명하는 것이다. 따라서 Bifactor모형에서 산출되는 하위영역별 점수는 대학에 대한 전반적인 만족도 수준을 통제된 후에 산출되는 '영역특수 만족도'라고 할 수 있다. 반면, 하위요인간 상관을 가정한 일차요인모형에서 하위영역별 점수는, 평균 만족도를 추정하는 데에 직접적으로 사용된다.

구체적으로 Bifactor모형에서 산출되는 특수요인별 점수가 요인 간 상관을 가정한 일차요인모형에서 산출되는 각 요인별 점수와 어떻게 다른지, 집단 간 점수 차이에 대한 추가적인 정보를 제공하는지를 탐색하였다. 구체적인 연구의 문제는 다음과 같다.

첫째, 모형적합도 측면에서, Bifactor모형은 상관된 일차요인모형과 비교하여 대학교육만족도를 측정하기 위하여 수집된 자료의 특성을 더 잘 반영하는가?

둘째, 성별과 학년, 진로-전공 일치도 등의 학생 개인배경 변인이 대학교육만족도의 하위영역별 점수를 서로 다르게 예측하는가?

II. 선행 연구 분석

1. 대학교육만족도의 하위요인

사전적으로 만족도는 '만족을 느끼는 정도'를 의미한다. 이에 기초하여 대학교육만족도를 조작적으로 정의하면 대학에서의 학습경험에 대해 학생들이 느끼는 만족의 정도라고 할 수 있다. 실제, Astin(1993)은 교육만족도의 개념을 학생들의 교육경험에 대한 주관적 반응을 살피는 것으로 정의하였다. 보다 구체적으로 대학에서의 학습경험을 세분화하고, 학생들이 느끼는 만족의 정도가 무엇인지 그 의미를 중심으로 정의하는 경우도 있다. 윤관호 외(2013)는 교육과 관련한 학생의 총체적 경험에 관한 것으로, 교육의 공급자인 대학(교수, 교직원)이 수요자인 학생들에게 교육의 목적 달성과 관련된 유·무형의 서비스를 제공하고 소비자인 학생이 제공된 물질적·정신적 지원에 대해 만족하는 정도로 대학교육만족도를 정의하였다. 이러한 대학교육만족도는 학습의 성공과 실패에 중요한 영향을 줄 수 있는 것으로 제시되어(Aldridge & Rowley, 1998), 오늘날 교육기관의 성공적이고 효과적인 교육 서비스가 무엇인지를 예측하는 중요한 지표(권대봉 외, 2002)이자, 대학교육의 질을 관리하고 제고하기 위한 기본적인 지표로(신소영, 권성연, 2012) 활용된다.

1970년대 미국에서 시작된 대학생을 대상으로 한 교육만족도 조사는 주로 등록률, 입시 지원자의 규모, 지원자의 질적 수준, 그리고 입학생의 졸업률 등과 같은 객관적인 자료를 바탕으로 학생들의 만족 수준을 가늠하는 간접적인 방법이었다(권대봉 외, 2002). 그러나 이러한 방식은 대학이 궁금해 하는 학생들의 특정 행동이 어떻게 나타나고 그 원인은 무엇인지를 설명해주기에는 한계가 있기 때문에 학생들을 대상으로 직접 조사를 실시하는 방법이 개발되기 시작하였다. 학생이 경험하는 교육만족도는 교육활동에만 국한된 것이 아니며 학생들의 사회적, 물리적, 정신적 경험의 총합에 의해 형성(Servier, 1996)되기 때문에, 이를 양화시키기 위한 조사에 있어서도 다차원적 접근을 취한다. 즉 여러 변인을 포함하는 것이 일반적이다. 기존에 대학교육만족도 분석에서 활용된 주요 변인을 살펴보면 다음과 같다.

먼저, Astin(1993)은 두 가지 방식으로 만족도를 측정하였다. 대학교육 전반과 학생들의 만족도를 분석하는 것과, 학생들의 요구를 세부 영역으로 설정한 후 만족도를 조사하여 우선순위를 밝히는 방식이다. 이 때 사용한 만족도 변인은 교수, 교육과정과 수업, 학생들의 학교생활, 학생 지원 서비스, 시설, 교육 여건, 교과목 이수 기회, 교수의 학생에 대한 태도, 학교의 변화 전망, 행정에 대한 믿음, 다양성 추구, 교육자원과 사회적 평판 등이다.

서울 소재 19개 대학을 대상으로 대학교육만족도를 조사한 권대봉 외(2002)의 연구에서는 대학의 교육활동에 대한 만족도를 측정하기 위하여 교수와의 관계, 교육의 질, 학습지도, 성적평가의 4개 변인을 설정하였다. 교수와의 관계는 교수 면담, 인간관계, 진로 지도 등의 내용을 포함하고, 교육의 질은 교수의 전공 지식, 강의 열정, 교수·학습 방법 활용 등을 포함하였다. 학습지도 관련해서는 과제 양, 과제에 대한 피드백 등을, 성적평가에서는 평가의 공정성, 강의 평가 결과 활용도 등을 포함하였다.

박혜림(2015)이 실시한 대학교육만족도 조사도구개발 연구에서는 교육만족도의 개념 및 구성요인에 대한 문헌고찰, 선행 연구 분석 등을 통해 대학 교육만족도의 개념적 모형을 구성하는 총 7개의 요인을 도출하였다. 구체적으로 교육과정, 학생지도, 학생지원, 교육환경, 행정서비스, 특성화, 학교이미지가 그것이다. 교육과정은 교육목적과 과정의 연계성, 전공 및 교양교육의 질 등을 포함하였고, 학생지도는 교수의 학생들에게 대한 관심, 면담 등의 내용을 포함하였다. 학생지원에서는 양질의 학습지원 프로그램 제공, 취업 정보 제공을, 교육환경에서는 적합한 교육기자재 구비 및 교육환경 조성 등을 포함하였다. 행정서비스에서는 행정서비스의 신속성 및 신뢰성을, 특성화에서는 특성화와 교육과정의 연계성 및 만족도, 학교이미지에서는 학교에 대한 자긍심, 대학의 발전가능성 등을 포함하였다. 이 외, 기타 연구에서 활용한 교육만족도의 주요 하위요인들이 <표 1>에 제시되었다.

<표 1> 선행연구에서 사용한 대학교육만족도 주요 하위요인

연구자	주요 하위요인
Astin(1993)	교수, 교육과정과 수업, 학생들의 학교생활, 학생 지원 서비스, 시설, 교육 여건, 교과목 이수 기회, 교수의 학생에 대한 태도, 학교의 변화 전망, 행정에 대한 믿음, 다양성 추구, 교육자원과 사회적 평판
Harvey 외(2000)	교육과정, 교수-학습, 도서관, 교육실습시설, 전산시설, 학생서비스, 학교환경, 식당 및 휴게실, 학생회 활동, 자기개발기회
Abdullah(2006)	교수, 대학명성(시설, 예산 등 포함), 교육프로그램, 학생에 대한 배려, 접근성, 조교 및 직원
권대봉 외(2002)	교수와의 관계, 교육의 질, 학습지도, 성적평가
한은숙, 김종두(2003)	학교학습풍토, 교수-학습환경, 학교시설, 교수-학생 관계
김정희, 박동진(2012)	교수 강의, 교수-학생 관계, 행정지원, 시설지원, 학비, 충성도
최영준(2013)	교수, 교육방법, 교육내용, 시설 및 환경, 행정 서비스
신소영, 권성연(2014)	학생지도, 행정서비스, 수업, 학생지원, 의사소통, 대학생활, 교육성과, 학교이미지, 교육환경, 교육성과
박해립(2015)	교육과정, 학생지도, 학생지원, 교육환경, 행정서비스, 특성화, 학교 이미지
박제일(2016)	전반적인 대학 만족도, 대학 서비스에 대한 기대, 대학서비스 만족, 경제적 여건, 학과·전공 만족도, 전반적 학업의지, 전공몰입도, 대학생활 참여도, 대인관계 만족도, 교수만족도

연구 문제의식에 따라 다소 차이가 있긴 하지만, 교육만족도를 확인하는 핵심적인 변인으로 ‘교육과정(교수 포함)’, ‘학습 지원’, ‘행정 지원’, ‘교육환경’의 네 가지 이슈가 공통적으로 제시되고 있음이 확인된다. 이에 따라 본 연구에서는 대학교육만족도를 측정하기 위한 핵심 변인으로 전술한 네 가지를 설정하였다. 이 중 학습지원 부분은 ‘학생 지원’과 ‘창업 지원’을 구분하였는데, 여기서 ‘창업 지원’은 학생들의 창업 역량을 증진시키기 위한 교육활동을 의미한다. 최근 국가 차원에서 링크(LINC, LINC+) 사업을 통해 대학 내 창업교육센터 설치 및 창업교육 확산을 지원하기 시작하면서 대학 내 학생들의 창업 역량 증진을 위한 교육 활동이 활발해지고 있다. 이와 관련하여 대학의 창업 교육활동과 창업역량에 관한 연구(곽동신, 정화영, 김명숙, 2016; 김지영, 성창수, 박주연, 2017; 안태욱, 2017), 대학의 창업지원 교육과정이 학교만족에 미치는 영향을 분석한 연구(강재희, 강진희, 2013)가 보고되는 등 기존의 학습지원과는 다른 맥락이 형성되고 있다는 점을 고려하였다. 또한, 교육환경 부분은 ‘교육시설’과 ‘편의시설’로 구분하였다. RC(Residential College) 프로그램에 기반한 지방 명문대학이 출현하는 등 대학 내 삶과 배움의 일치가 강조되고 있는 상황에서 교육환경은 교육적 목적과 생활·편의의 목적 두 가지를 구분해서 이해하는 것이 적합하다고 판단하였기 때문이다.

2. 대학교육만족도 하위영역별 점수 간 상관과 집단 간 차이 분석

1) 하위영역별 점수 간 상관

이 절에서는 대학교육만족도 관련 선행연구에서 하위영역별 점수 간 상관이 어떻게 보고되고 있는지를 살펴보았다. 선행연구에서 하위영역별 점수 간 의존성이 일관되게 낮게 나타난다면, 하위영역별 만족도가 대체로 서로 변별되는 정보를 제공하고 있다고 볼 수 있다. 그러나 선행연구들에서 하위영역별 점수 간 의존성이 다소 높게 나타났다면, 다수의 대학교육만족도 조사가 이 연구의 연구자들이 분석한 자료의 특성을 공유하고 있다고 볼 수 있고, 이러한 경우 Bifactor 모형을 적용하기 적합하다고 볼 수 있다.

선행연구에서 대학교육만족도의 하위영역별 상관계수를 밝히고 있는 경우는 많지 않지만, 몇 가지 제시된 자료를 검토하면 다음과 같다. 우선, 측정 도구 개발의 관점에서 수행된 연구를 살펴보면, 신소영과 권성연(2013)의 대학교육만족도의 측정도구 개발 및 타당화 연구에서 1개 대학의 670명을 대상으로 조사한 결과, 최소 .29에서 최대 .71까지의 상관을 보였고, 특히 학생지도와 행정서비스, 학생지원과 학생서비스를 제외하고는 모두 .45 이상의 상관을 보였다. 임성범과 송윤석(2014)의 연구에서는 1개 대학에 재학 중인 학생 11,219명을 대상으로 분석하였는데, 4개의 요인(교수지도 만족, 교육과정 만족, 인프라 만족, 네트워크 만족) 간 상관이 최소 .52에서 최대 .74로 역시 높게 나타났다. 대학의 특성을 반영한 교육만족도 조사도구 개발 연구를 수행한 박혜림(2015)은 경기도 소재 1개 대학에서 예비조사 558명, 본조사 1,820명을 대상으로 조사하였다. 그 결과 6개 하위요인(교육과정, 학생지도, 학생지원, 교육환경, 행정지원, 특성화, 학교이미지) 간 상관이 최소 .65에서 최대 .83 사이의 분포로 나타나 매우 강한 상관이 있음이 확인되었다. 또한, 박제일(2016)은 연구를 위해 중소규모의 대학 3개를 표집하여 567명의 응답을 분석하였는데, 하위요인의 상관분석 결과 중 이 연구에서 설정한 대학교육만족도 관련 요인(학과/전공만족도, 대학만족도, 대인관계만족도, 교직원만족도) 간 상관이 최소 .46에서 최대 .60 사이로 나타났다.

한편, 측정 도구 개발이 아닌 대학교육만족도를 구성하는 요인의 영향력을 파악하는 연구에서 요인 간 상관계수가 제시된 경우는 다음과 같다. 우선, 한은숙과 김종두(2003)는 사범대학 학생들의 교육만족도에 미치는 영향을 분석하기 위하여 충청지역 8개 사범대학 학생 807명을 분석하였는데, 이 연구에서 5개 요인(학교학습풍토, 교수-학습환경, 학교시설, 교수-학생관계, 교육만족도) 간 상관계수는 최소 .24에서 최대 .57까지의 분포를 나타내, 다른 연구와 비교하여 다소 약한 상관을 보였다. 김정희와 박동진(2012)은 대학교육서비스가 학생만족과 충성도에 미치는 영향을 규명하기 위해 1개 대학의 490명을 대상으로 조사한 결과, 본 연구와 관계된 요인 간 상

관계수가 최소 .34에서 최대 .70으로 비교적 강한 상관을 나타냈다. 정주영(2013)은 4년제 대학 졸업자 중 정규직 취업자 5,361명의 직업이동 경로조사 자료를 이용하여 대학교육만족도가 직업 가치관을 매개로 직업만족도에 미치는 영향을 구조적으로 분석하였다. 여기서 대학교육만족도를 대학교육 인프라 만족도와 대학교육 과정 만족도로 구분하여 요인 간 상관을 분석하였는데 .74로 매우 강한 상관이 있는 것으로 나타났다. 최영준(2013)은 충남 소재 4년제 대학 학생 736명의 응답을 분석하여 대학교육만족도의 변인 영향력을 연구했는데, 이 연구에서 사용한 5개 요인(교수 관련, 교육방법 관련, 교육내용 관련, 시설 및 환경 관련, 직원의 서비스 관련) 간 상관은 최소 .24에서 최대 .66의 분포를 보였다.

이상의 결과 대학교육만족도 하위 요인 간의 상관계수는 대부분 통계적으로 유의미한 정적 상관을 보였고, 일부 요인을 제외하고는 .4 이상의 양의 상관관계를 보이는 것으로 나타났다. 또한, 조사 대상으로 1개 대학으로 한정된 경우와 2개 이상의 대학을 포함한 경우를 비교할 때, 1개 대학을 대상으로 한 연구에서 요인 간 상관이 더 높은 경향을 보였으며, 최대 .7에서 .8 정도의 강한 상관을 보이는 하위요인들도 상당수 발견되었다.

2) 학생 개인 변인에 따른 하위영역별 만족도의 차이

대학은 교육만족도 조사를 통해 현재의 교육현상을 해석하는 것 뿐 아니라, 미래의 대학교육 질 제고를 위한 시사점을 얻고자 한다. 즉, 대학은 분석 결과 중 학생들의 만족수준이 높은 요인 중심으로 학교의 경쟁력을 확인하고, 만족수준이 낮은 요인을 중심으로는 변화 방향을 모색한다. 따라서 대학이 만족도 분석 결과를 통해 보다 구체적인 시사점을 얻기 위해서는 조사 대상의 특성을 세분화시키는 전략이 필요하다. 학생의 성별, 학년, 전공 계열 등으로 분류되는 학생의 개인별 특성을 고려하여 만족도 결과를 세부적으로 분석할 때, 대학교육 질 제고에 기여하는 보다 풍부한 정보를 얻을 수 있기 때문이다. 실제로 대학교육만족도는 개인의 주관적이며, 심리적 특성이 강하게 작용(임성범, 송윤석, 2014)하기 때문에 개인적 특성에 대한 고려 필요성은 더욱 높아진다고 볼 수 있다.

선행연구에서 대학교육만족도에 영향을 미치는 개인적 특성을 분석한 경우는 많지 않다. 개인 변인은 응답 대상자를 이해하는 배경 정보로만 활용된 경우가 많기 때문이다. 일부 개인 변인별 특성을 정리한 연구 결과를 살펴보면 다음과 같다. 우선, 권대봉 외(2002)의 연구에서는 개인 특성 관련해서 성별과 대학선택 동기의 두 가지를 분석하였다. 먼저 성별로는 여학생이 남학생에 비해 만족도가 통계적으로 유의하게 낮고, 교수와의 관계, 교육의 질, 학습지도, 성적평가를 포함한 모든 하위 영역에서 여학생이 통계적으로 유의하게 낮게 나타났다.

한은숙, 김종두(2003)의 연구에서 역시 여학생이 남학생보다 낮게 나타났고, 하위 영역 중에서

학교학습풍토, 교수·학습환경, 학교시설에 대해 여학생이 남학생보다 만족도가 통계적으로 유의하게 낮은 것으로 나타났다.

최영준(2013)의 연구에서는 개인특성 관련하여 성별, 연령별, 학년별, 계열별 만족도를 분석하였다. 먼저 성별로는 다른 연구와 마찬가지로 여학생이 남학생보다 낮게 나타났다. 연령별로는 21세 이하인 경우가 그 이상인 경우보다 만족도가 높게 나타났고, 학년별로는 1학년의 만족도가 가장 높게 나타났으며(사후 검증 결과, 1학년과 3학년 간 유의미한 차이 발생), 계열별로는 사회계열, 인문계열, 예능계열이 자연계열, 교육계열, 공학계열, 의약계열보다 높게 나타났으나, 통계적으로 유의미한 차이는 없었다.

신소영, 권성연(2014)의 연구에서는 성별, 학년별 만족도를 분석하였다. 먼저, 성별로는 전체 10개 하위영역 모든 영역에서 남학생이 여학생보다 만족도가 일관되게 높게 나타났다. 특히, 행정서비스와 학생지원에 있어서 남학생과 여학생 간 차이가 크게 나타났다. 학년별로는 3학년의 만족도가 가장 높고, 다음은 4학년, 2학년, 1학년 순으로 나타났다. 특히, 1학년은 대학교육 만족요인에 대한 중요도와 만족도 모두에서 낮은 점수로 나타나 교육만족도가 학생들의 대학생활 적응과도 관련이 있음을 밝히고 있다.

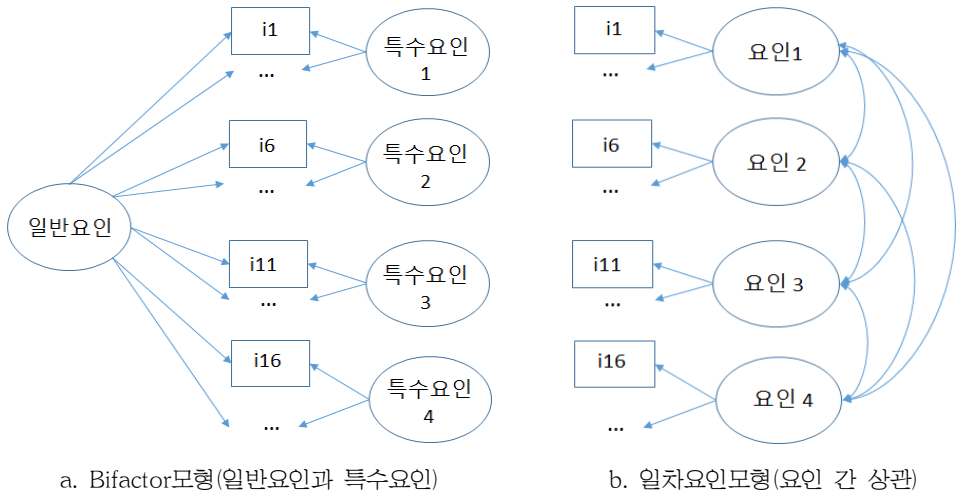
이길재, 이정미(2015)는 대학교육만족도 및 교수학습 성과 영향 요인 분석 연구에서 성별, 학년별, 계열별 특성에 따른 만족도 결과를 분석하였다. 이 중 의미있게 도출된 결과를 보면, 인문계열에 비해 사회계열이나 공학계열의 학생들이 더 높은 만족도를 보이고 있고, 예체능계열 역시 인문계열 학생보다 만족도가 높게 나타났다. 그리고 학년이 높아질수록 만족도는 낮아지는 것으로 나타났다.

공통적으로 여학생보다 남학생의 만족도가 더 높은 것을 확인할 수 있었으며, 이 외에는 연구에 따라 개별적인 양상을 보였다. 다수의 선행연구들이 개인 배경 변인들을 단순히 조사대상자의 특성으로만 다루는 데에 그쳐, 개인 배경변인별 만족도 수준에 대한 전반적인 양상을 확인하기가 어려웠다.

한편, 개인 배경변인별 전반적인 만족도 점수의 차이는 하위영역별 만족도 점수의 차이와 대개 일관되게 나타난다는 점에 주목할 필요가 있다. 예를 들어, 여학생이 남학생보다 전반적인 만족도가 낮다는 것은, 대부분의 하위영역별 점수에서도 여학생이 남학생보다 만족도가 낮다는 것을 의미한다. 일부 하위영역에서는 동일하게 나타나기도 하지만, 일부 하위영역에서 여학생이 남학생보다 만족도가 높게 나타나는 경우는 없다. 이는 전반적인 만족도를 하위영역별 만족도의 선형 변환 점수(평균 혹은 상관된 일차요인모형에서의 요인점수)로 추정하는 경우에 필연적으로 나타나는 결과이다. 이와 달리, Bifactor모형을 활용하여 영역일반 만족도와 영역특수 만족도를 추정하는 경우, 집단 간 만족도의 차이가 하위영역별로 다르게 나타나는지를 살펴볼 필요가 있다.

3. Bifactor모형

Bifactor모형은 전체 문항에 공통적으로 부하된 ‘일반요인’과 하위 문항의 세트에 부하된 ‘특수요인’을 가정한다(서은철, 2015; Chen, et al., 2010; DeMars, 2013). 이 때, ‘일반요인’은 전체 문항들 간의 공분산을 일차적으로 설명하고, ‘특수요인’은 공통 ‘일반요인’으로 설명되지 않은 잔차 분산들 간의 공분산을 설명하는 것이다. 따라서 일반요인과 특수요인의 상관을 0, 특수요인 간 상관도 0으로 가정한다. 문항별 측정 내용의 차원성 측면에서, 상관된 일차요인모형([그림 1]의 b 참고)에서는 하나의 문항이 하나의 하위요인을 측정하는 것으로, 각 하위요인들은 병렬적으로 일정한 상관을 가지는 것으로 가정하는 반면, Bifactor 모형에서는 하나의 문항이 하나 이상의 요인 즉, 하나의 ‘일반요인’과 하나의 ‘특수요인’을 측정한다고 본다([그림 1]의 a 참고).



[그림 1] Bifactor 모형과 상관된 일차요인모형의 비교

대학교육만족도 조사에 비추면, Bifactor 모형에서는 전체 문항이 공통적으로 ‘전반적인 만족도’ 혹은 ‘영역일반 만족도’를 측정하는 동시에, 개별 문항들이 ‘영역특수 만족도’를 측정한다고 보는 것이다. 이 때, ‘영역특수 만족도’는 ‘영역일반 만족도’와 상관이 0이고, 각 ‘영역특수 만족도’ 간의 상관 또한 0으로 가정한다. Bifactor모형의 수리적 모형은 [수식 1]과 같다.

$$Y = A_y \eta + \epsilon$$

$$A_y = \begin{bmatrix} \lambda_{g,1} & \lambda_{s1,1} & 0 & \dots & \dots \\ \lambda_{g,2} & \lambda_{s1,2} & 0 & \dots & 0 \\ \lambda_{g,3} & \lambda_{s1,3} & 0 & \dots & 0 \\ \lambda_{g,4} & 0 & \lambda_{s2,1} & \dots & 0 \\ & 0 & \lambda_{s2,2} & \dots & 0 \\ \dots & 0 & \lambda_{s2,3} & \dots & 0 \\ & 0 & 0 & \dots & 0 \\ & 0 & 0 & \dots & \lambda_{sk,1} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \lambda_{sk,2} \\ \lambda_{g,j} & 0 & 0 & 0 & \lambda_{sk,3} \end{bmatrix} \quad \text{[수식 1]}$$

III. 연구 방법

1. 연구 대상

충남 소재 A대학교의 재학생들을 대상으로 대학교육만족도 조사를 실시하였다. 8개 단과대학, 78개 학과의 고른 표집을 위하여, 단과대학별, 학과별 재학생 수에 비례하여 표집을 진행하였다. 전체 재학생(13,992명, 2016년 기준)의 35.7%에 해당하는 5,000명을 대상으로 서면조사를 실시하였으며, 그 중 4,453명이 설문에 응하였다. 단과대학과 학과 간 분산을 고려하기 위하여 다층모형이 활용되었으며, 다층모형의 계수 추정의 안정성을 확보하기 위하여, 학과별 응답대상이 10명 이하인 학과는 제외하고, 8개 단과대학, 78개 학과의 4,400여 명의 응답이 최종 분석 대상에 포함되었다.

최종 분석 대상 중 남학생은 2,252명(51.1%), 여학생은 2,158명(48.9%)이었으며, 학년별로는, 1학년 1,321명(29.9%), 2학년 1,342명(30.4%), 3학년 1,292명(29.3%), 4학년 이상이 458명(10.4%)이었다.

2. 측정 도구

선행연구 분석 결과를 토대로 대학교육만족도의 핵심 영역을 ①교육과정, ②학생지원, ③행정지원, ④교육환경지원의 4가지로 선정하였다. 교육과정은 전공 및 교양교육과정, 수업관리, 학생평가, 교수진에 대한 내용으로, 학생지원은 학생의 학습, 진로, 취업, 창업 지원 프로그램에 대한 내용으로, 행정지원은 학사제도, 행정지원, 등록금 및 장학금과 관련된 내용으로, 교육환경지원

은 강의실, 실험실습실, 도서관을 포함한 교육시설과 식당이나 카페 등 학생복지 시설과 관련된 내용을 포함하였다. 일차 개발 문항을 토대로 교육평가 전공 교수를 포함한 교수 3인과 박사 1인이 함께 문항을 검토하여 최종 문항을 구성하였다. 탐색적 요인분석 결과, 학생지원 중 학습, 진로, 취업과 관련된 지원과 창업에 대한 지원은 구별되는 요인으로 나타났으며, 교육환경에서도 교육시설과 학생 복지시설이 구분되는 것으로 나타나 총 6개의 하위영역으로 확정하였다. 구체적으로 교육과정 영역 11문항, 학습지원의 학생지원 11문항, 창업지원 5문항, 행정지원 영역 10문항, 교육환경지원의 교육시설 6문항, 편의시설 6문항으로 구성하였다. 문항별로는 만족 여부를 1점에서 5점까지 리커트 척도로 제시하여 응답하도록 하였다.

최종 요인모형은 6개 요인 간 상관을 허락한 요인모형으로, 확인적 요인분석 결과가 <표 3>에 제시되었으며, 하위영역별 평가 내용과 문항 수, 내적일치도 계수(Cronbach α)가 <표 2>에 제시되었다.

<표 2> 대학교육만족도 하위영역별 평가 내용, 문항 수, 신뢰도 계수

핵심영역	하위영역	평가 내용	문항 수	내적일치도 계수
교육과정	교육과정	전공 및 교양교육과정, 수업관리, 학생평가, 교수진	11	.93
학생지원	학습지원	학습, 진로, 취업 상담 프로그램	11	.96
	창업지원	창업지원 프로그램	5	.95
행정지원	행정지원	학사제도, 행정지원, 등록금 및 장학금	10	.92
교육환경 지원	교육시설	강의실, 실험실습실, 도서관	6	.91
	편의시설	식당, 카페 등 학생 복지 시설	6	.89

<표 3> 대학교육만족도 하위영역별 문항점수의 평균, 표준편차, 상관계수

핵심영역	하위영역	평균	표준 편차	상관계수				
				1.	2.	3.	4.	5.
교육과정	1. 교육과정	3.59	.69					
	2. 학습지원	3.46	.71	.78				
학생지원	3. 창업지원	3.36	.78	.65	.82			
	4. 행정지원	3.60	.71	.76	.77	.69		
교육환경지원	5. 교육시설	3.46	.81	.66	.69	.65	.76	
	6. 편의시설	3.22	.86	.58	.64	.60	.66	.71

<표 3>에 하위영역별 문항 점수의 평균, 표준편차, 상관계수가 제시되었다. 평균적으로 교육과정과 행정지원에 대한 만족도가 높은 것으로 나타났으며, 창업지원과 편의시설에 대한 만족도

는 상대적으로 낮게 나타났다. 주목할 것은 문항 점수 간 상관인데, 최소 .58에서 .82로 하위영역 간 상관이 다소 높게 나타났으며, 이는 임성범과 송운석(2014), 박혜림(2015)의 연구에서와 유사한 수준이다.

3. 분석 절차

Bifactor모형이 대학교육만족도 조사 자료의 특성을 상관된 일차요인모형과 동일한 수준으로 혹은 더 적절하게 반영하는지를 확인하기 위하여, 문항 수준의 자료를 Bifactor모형과 상관된 일차요인모형([그림 1]참조)에 각각 적합하여 모형의 적합도와 요인부하량, 문항별 설명된 분산(R²)의 크기를 비교·검토하였다. 요인분석에는 Mplus가 사용되었다.

다음으로, Bifactor모형과 상관된 일차요인모형에서 각각 산출한 하위영역별 점수를 종속변인으로 하여, 학생 개인의 특성 즉, 성별, 학년, 진로-전공 일치도가 하위영역별 점수를 예측하는 방향과 정도가 차이를 보이는지를 살펴보았다. 이 때, 단과대학과 학과 간 분산을 고려하기 위하여, 학생을 1수준, 학과를 2수준, 단과대학을 3수준으로 하는 다층모형을 활용하였다. 기존 연구들에서 상관된 일차요인모형을 활용한 경우, 학생 개인 특성이 만족도를 예측하는 방향이 전반적인 만족도와 하위영역별 만족도에서 일관되게 나타났지만, Bifactor모형을 활용하는 경우, 학생 개인 특성이 하위영역별 만족도를 예측하는 양상이 전반적인 만족도와 차별적으로 혹은 하위영역별로 차별적으로 나타날 것으로 예상하였다.

IV. 연구 결과

1. 모형적합도와 요인부하량

대학교육만족도 조사에 대한 학생 응답 자료를 각각 Bifactor모형과 일차요인모형에 적합시킨 결과, 모형적합도 측면에서 눈에 띄는 차이는 보이지 않았으나, <표 4>와 같이 모든 적합도 지수에서 일관되게 Bifactor 모형이 일차요인모형보다 다소 좋은 적합도를 보여주었다. 단, 두 모형은 중첩 구조(nested)가 아니기 때문에 Chi-square 차이의 통계적인 유의도를 판단할 수는 없다.

각 모형에서 추정된 문항별 요인부하량이 <표 5>에 제시되었다. Bifactor 모형 결과를 살펴보면, 전체 53개 문항이 모두 '일반요인'에 최소 .5이상의 적절한 요인부하량을 보였다. 다음으로 교육과정, 학생지원, 창업지원, 행정지원, 교육시설, 편의시설을 포함하는 '특수요인'은 일반요인에 의한 문항 간 공분산을 통제한 후의 잔차 분산을 설명하는 요인으로, 40번(우리 대학 직원들

은 학생들의 요구사항을 친절하고 신속하게 처리한다)과 41번(우리 대학은 학생들의 의견을 반영하고자 노력한다) 문항을 제외하고는, 모두 가정된 하위영역에 대해 유의한 수준의 요인부하량을 나타냈다.

한편, 상관된 일차요인모형에서는 전체 문항을 공통적으로 설명하는 일반요인을 가정하지 않고, 하위영역별 요인을 가정한다. 모든 문항들은 각 문항들이 측정하고자 설계된 하위영역에 대해 최소 .56에서 최대 .89까지 적절한 요인부하량을 보였다.

문항별 분산의 설명량(R²)을 비교해보면(<표 5>), 6개 문항(1, 2, 3, 38, 52, 53번 문항)을 제외한 대부분의 문항의 설명량이 일차요인모형에서 보다 Bifactor모형에서 높은 것을 확인하였다. 일차요인모형에서 개별 문항의 분산을 단일 하위요인으로 설명하는 반면, Bifactor모형에서는 ‘전반적인 만족도’ 혹은 ‘영역일반 만족도’라고 할 수 있는 일반요인과 ‘영역특수 만족도’라고 할 수 있는 특수요인의 두 개 요인으로 설명하기 때문이다. ‘영역특수 만족도’에 대한 요인부하량이 유의하지 않은 40번과 41번 문항의 경우, ‘전반적인 만족도’에 더하여 ‘행정지원 영역에 대한 만족도’에 대해 추가적으로 제공하는 정보는 없다고 볼 수 있다.

<표 4> Bifactor모형과 상관된 일차요인모형의 모형적합도

	Bifactor모형	상관된 일차요인모형
χ^2 (df)	15663.79 (1078)	17287.54 (1112)
CFI	.92	.91
TLI	.91	.90
RMSEA (90% CI)	.055 (.055, .056)	.057 (.057, .058)
SRMR	.038	.042
AIC	417321.06	418876.81
BIC	418573.37	419911.89

정리하면, 대학교육만족도 조사 자료는 모형적합도 측면에서 Bifactor모형은 상관된 일차요인모형과 큰 차이를 보이지 않았으며, 다소 나은 적합도를 보였다. 그러나 개별 문항의 분산 설명량 측면에서는 상관된 일차요인모형보다 Bifactor모형이 뚜렷하게 더 좋은 것으로 나타났다. 한편, Bifactor모형 적합 결과, 일반요인에 대한 요인부하량이 모든 문항에서 다소 높게 나타나, 모든 문항들이 ‘전반적인 만족도’ 혹은 ‘영역일반 만족도’로 볼 수 있는 일반요인을 적절하게 측정하고 있는 것으로 보인다. 특수요인에 대한 요인부하량은 일반요인에 대한 요인부하량과 비교하여 전체적으로 작아, 전반적인 만족도 요인으로 설명하고 난 후, ‘영역특수 만족도’ 요인에 의해 추가로 설명되는 문항 간 분산은 상대적으로 적었다. 그러나 특수요인에 대한 요인부하량이 클수록 전체 문항 분산 설명량은 커지는 것을 알 수 있다. 해당 영역별 만족도에 대해 추가적인

정보를 제공하는 정도가 특수요인에 대한 요인부하량에 반영된다고 볼 수 있으며, 그 크기는 개별 문항에 따라 차이가 있었다.

<표 5> Bifactor모형과 상관된 일차요인모형 적합 결과(요인부하량)

	Bifactor모형							일차요인모형							
	일반	교육과정	학생지원	창업지원	행정지원	교육시설	편의시설	R2	교육과정	학생지원	창업지원	행정지원	교육시설	편의시설	R2
I1	0.70	0.15						0.51	0.69						0.52
I2	0.60	0.30						0.45	0.69						0.53
I3	0.68	0.12						0.48	0.67						0.56
I5	0.57	0.50						0.58	0.75						0.44
I6	0.61	0.42						0.55	0.74						0.46
I7	0.53	0.48						0.52	0.70						0.51
I8	0.55	0.53						0.58	0.74						0.46
I9	0.62	0.48						0.61	0.77						0.40
I10	0.61	0.54						0.66	0.80						0.36
I11	0.61	0.42						0.56	0.75						0.44
I12	0.66	0.48						0.66	0.81						0.34
I14	0.73		0.24					0.59		0.77					0.41
I15	0.71		0.22					0.54		0.74					0.45
I16	0.70		0.23					0.54		0.74					0.45
I18	0.72		0.42					0.69		0.83					0.32
I19	0.71		0.43					0.69		0.82					0.32
I20	0.72		0.40					0.68		0.83					0.32
I21	0.72		0.41					0.69		0.83					0.31
I23	0.73		0.41					0.70		0.83					0.31
I24	0.70		0.42					0.66		0.81					0.35
I25	0.73		0.44					0.72		0.84					0.29
I26	0.75		0.42					0.73		0.85					0.27
I27	0.74			0.48				0.77			0.88				0.22
I28	0.74			0.49				0.79			0.89				0.21
I29	0.74			0.50				0.80			0.89				0.21
I30	0.74			0.51				0.80			0.89				0.20
I31	0.75			0.49				0.80			0.89				0.20
I32	0.47				0.48			0.46				0.56			0.69
I33	0.65				0.50			0.67				0.71			0.49
I34	0.66				0.48			0.67				0.73			0.47
I35	0.69				0.20			0.51				0.72			0.48
I36	0.72				0.18			0.55				0.75			0.43
I37	0.73				0.16			0.56				0.78			0.40
I38	0.63				0.12			0.41				0.67			0.55
I39	0.73				0.11			0.55				0.76			0.42
I40	0.77				0.03			0.59				0.78			0.39
I41	0.79				0.02			0.63				0.79			0.37
I42	0.68					0.50		0.72					0.80		0.37
I43	0.68					0.59		0.81					0.82		0.33
I44	0.69					0.42		0.66					0.79		0.37
I45	0.70					0.25		0.54					0.78		0.39
I46	0.66					0.22		0.48					0.75		0.44
I47	0.72					0.17		0.54					0.78		0.40
I48	0.58						0.64	0.74						0.82	0.33
I49	0.64						0.58	0.76						0.84	0.29
I50	0.64						0.49	0.65						0.82	0.33
I51	0.66						0.42	0.61						0.80	0.36
I52	0.58						0.29	0.42						0.66	0.57
I53	0.58						0.29	0.42						0.66	0.56

2. 전반적인 만족도 점수와 영역별 만족도 점수 분포

Bifactor모형과 상관된 일차요인모형에서 각각 산출된 영역별 요인점수의 표준편차와 상관계수가 <표 6>에 제시되었다. 먼저 Bifactor모형에서 산출된 일반요인점수의 표준편차와 일차요인모형에서 산출된 요인점수 평균의 표준편차는 그 크기가 매우 유사한 데 반해, Bifactor모형에서 산출된 특수요인점수의 표준편차는 일차요인모형에서 산출된 요인점수의 표준편차와 비교하여 상당히 작은 것을 알 수 있다. 특히 Bifactor모형에서 교육과정과 학생지원 만족도 점수의 표준편차는 각각 .15와 .17로 아주 작았고, 편의시설은 .63으로 상대적으로 크게 나타났다. 상관된 일차요인모형에서 하위 요인은 해당 요인 내 문항 간 분산 전체를 설명하는 데 반해, Bifactor모형에서 특수요인은 해당 요인 내 문항 간 공분산 중에서 일반요인에 의해 설명되는 공분산을 제외하고 남은 잔차 분산을 설명하는 요인이기 때문이다. 구체적으로, 교육과정과 학생지원 관련 문항의 공분산 중 상당한 부분이 일반요인 점수 즉, 영역일반 만족도로 설명이 되었다는 것을 의미하며, 반대로 편의시설 관련 문항의 공분산은 영역일반 만족도에 더하여 독립적으로 설명이 필요한 공분산이 다소 남아있는 것이다. Bifactor 모형에서 특수요인점수는 영역일반 만족도를 통제 한 후에 개별 영역에 대한 고유한 만족도를 나타낸다고 볼 수 있는 반면, 상관된 일차요인모형에서 각 영역별 요인점수는 전반적인 만족도를 상당부분 반영하고 있는 것이다.

Bifactor모형의 영역일반 만족도 점수와 상관된 일차요인모형에서 산출한 요인점수들의 평균은 상관이 .99로 매우 유사하게 나타났다. 즉, 전반적인 만족도 점수는 두 모형 간 매우 유사했다. 그러나 두 모형에서 산출된 하위영역별 요인점수들 간 상관은 교육과정 .55, 학생지원 .48, 창업지원 .56, 행정지원 .26, 교육시설 .43, 편의시설 .60으로 상당히 차이가 있음을 알 수 있다. 예를 들어, 교육과정의 경우, 상관된 일차요인모형에서 교육과정 영역에 대한 요인점수가 높을수록 Bifactor모형에서 교육과정에 대한 영역특수 점수가 높은 경향을 보이지만, 상관이 .5에 그친다는 것이다.

Bifactor 모형에서 특수요인 간 상관을 0으로 고정했지만, 실제 특수요인점수 간 상관계수들 중 일부는 부적인 상관을 보였다. 예를 들어, 교육과정에 대한 영역특수 만족도가 높을수록 창업지원($\rho = -.15$)과 편의시설($\rho = -.18$)에 대한 영역특수 만족도는 낮았고, 학생지원에 대한 영역특수 만족도가 높을수록 행정지원($\rho = -.12$), 교육시설($\rho = -.18$), 편의시설($\rho = -.15$)에 대한 영역특수 만족도는 낮은 것으로 나타났다. 이는 일차요인모형에서는 영역별 만족도 간의 상관이 모두 보통 이상의 정적 상관을 보인 것과 대조적이다. 일차요인모형에서는 교육과정에 만족하는 학생이 창업지원에도 만족하는 경향으로 이해할 수 있는 반면, Bifactor 모형에서는 영역일반 만족도 수준을 통제 한 후에는, 교육과정에 만족할수록 창업지원이나 편의시설에 대해서는 덜 만족하는 경향을 보이는 것으로 이해할 수 있다. 한편, Bifactor모형에서 영역일반 만족도 수준을 통제 한 후에

도 학생지원에 대한 영역특수 만족도와 창업지원에 대한 영역특수 만족도는 .32로 약한 정적인 상관을 보였다.

<표 6> 모형별 요인점수의 분포와 요인점수 간 상관계수

	표준편차		일차요인모형 Bifactor모형	상관계수						
	일차 요인 모형	Bifactor		평균/영역 일반	교육 과정	학생 지원	창업 지원	행정 지원	교육 시설	편의 시설
평균/영역일반	.65	.62	평균/영역일반	.99	.87	.93	.89	.95	.92	.87
교육과정	.61	.12	교육과정	.06	.55	.82	.70	.85	.76	.64
학생지원	.66	.17	학생지원	.09	.05	.48	.89	.85	.78	.72
창업지원	.73	.35	창업지원	.07	-.15	.32	.56	.80	.74	.68
행정지원	.70	.39	행정지원	.07	.10	-.12	-.16	.26	.88	.78
교육시설	.74	.41	교육시설	.07	-.05	-.18	-.16	-.04	.43	.83
편의시설	.87	.63	편의시설	.05	-.18	-.15	-.11	-.13	.10	.60

* 대각선은 동일 요인에 대한 Bifactor모형과 일차요인모형 요인점수 간 상관; 대각선 아래는 Bifactor모형 내에서 요인들 간의 상관; 대각선 위는 상관된 일차요인모형 내에서 요인들 간의 상관임

3. 학생 배경변인에 따른 전반적인 만족도와 영역별 만족도의 차이

Bifactor모형이 대학구성원 내 집단 간 만족도 차이에 대한 추가적인 정보를 제공하는지를 살펴보기 위하여, Bifactor모형과 상관된 일차요인모형에서 각각 산출한 전반적인 만족도와 영역별 만족도에 대한 학생 배경변인의 효과가 서로 다르게 나타나는지를 살펴보았다. 예상할 수 있듯이, 영역일반 만족도와 평균만족도 즉, Bifactor모형에서의 일반요인점수와 일차요인모형에서의 요인점수 평균의 경우, 학생 배경변인의 효과가 유사한 경향을 보였다(<표 7>참고). 구체적으로, 여학생이 남학생보다 평균적으로 .12점 혹은 .13정도 낮은 만족도를 보였으며, 1학년과 비교하여 2학년과 3학년의 만족도가 유의하게 낮았다. 또한 진로-전공 일치도가 높을수록 전반적인 만족도가 높은 것으로 나타났다.

<표 7> 전반적인 만족도에 대한 학생 배경변인의 고정효과

고정효과	Bifactor모형: 영역일반 만족도				상관된 일차요인모형: 평균 만족도			
	b	s.e	z	p	b	s.e	z	p
여학생	-.12	.02	-5.84	<.001	-.13	.02	-6.30	<.001
학년(1학년 대비)								
2학년	-.08	.02	-3.35	<.01	-.08	.02	-3.32	<.01
3학년	-.07	.02	-2.93	<.01	-.07	.03	-2.92	<.01
4학년	-.01	.03	-.36	.72	-.01	.03	-.19	.848
전공-진로일치도	.12	.01	12.11	<.001	-.01	.01	12.01	<.001

한편, 하위영역별 만족도 점수에서는 Bifactor모형과 일차요인모형 간에 상당한 차이를 보였다. 교육과정의 경우, 일차요인모형(<표 8> 하단)에서는 평균적인 만족도에서와 동일하게 여학생의 만족도가 남학생과 비교하여 유의하게 낮았고($b=-.10, s.e=.02, Z=-5.18$), 진로-전공일치도가 높을수록 교육과정에 대한 만족도가 높은 것으로 나타났다($b=.12, s.e=.01, Z=12.92$). 한편, Bifactor모형(<표 8> 상단)에서 산출된 교육과정 영역특수 만족도의 경우에는 성별에 따른 만족도 차이가 없었으며, 학년별 만족도의 차이가 유의하게 나타났다. 2학년, 3학년, 4학년이 모두 1학년과 비교하여 교육과정에 대한 영역특수 만족도가 유의하게 높았다. 이는 영역일반 만족도에서 2학년과 3학년이 1학년보다 낮았던 것과 대비된다. 진로-전공 일치도의 효과는 Bifactor모형의 영역특수 만족도 점수에서도 유의하게 나타났다($b=.01, s.e=.00, Z=5.22$).

다음으로 학생지원의 경우, 일차요인모형에서는(<표 8> 하단) 역시 여학생의 만족도가 낮고($b=-.11, s.e=.02, Z=-5.28$), 진로-전공일치도가 높을수록 만족도가 높은 경향을 보였다($b=.11, s.e=.01, Z=10.84$). 또한 2학년과 3학년의 학생지원에 대한 만족도가 1학년 대비 낮았으며, 이는 평균만족도와 동일한 양상이다. 반면, Bifactor모형에서 학생지원 영역특수 만족도를 살펴보면(<표 8> 상단), 성별과 학년별 만족도 차이가 없는 것으로 나타나며, 진로-전공 일치도의 효과만 유의했다.

창업지원의 경우, 일차요인모형에서는(<표 8> 하단) 마찬가지로 성별과 학년별 차이 및 진로-전공일치도의 효과가 평균만족도 및 학생지원에 대한 만족도와 동일한 양상을 보였다. 그러나 Bifactor모형에서 창업지원 영역특수 만족도를 살펴보면(<표 8> 상단), 성별의 차이와 진로-전공 일치도의 효과는 없었고, 1학년과 2학년에 비해 3학년($b=-.03, s.e=.02, Z=-4.78$)과 4학년($b=-.05, s.e=.02, Z=-2.36$)의 만족도가 통계적으로 유의하게 낮은 것으로 나타났다.

<표 8> 교육과정, 학생지원, 창업지원 만족도에 대한 학생 배경변인의 고정효과

Bifactor모형	교육과정				학생지원				창업지원			
	b	s.e	z	p	b	s.e	z	p	b	s.e	z	p
여학생	-.00	.00	-.80	.43	-.00	.00	-.38	.70	.00	.01	.33	.74
학년(1학년 대비)												
2학년	.02	.00	4.95	<.001	-.01	.01	-.74	.46	-.02	.01	-1.57	.12
3학년	.03	.00	5.35	<.001	-.00	.00	-.20	.84	-.03	.01	-2.04	<.05
4학년	.02	.01	3.59	<.001	.01	.01	1.51	.13	-.05	.02	-2.36	<.05
전공-진로일치도	.01	.00	5.22	<.001	.00	.00	5.22	<.001	.01	.01	1.43	.15
일차요인모형	교육과정				학생지원				창업지원			
	b	s.e	z	p	b	s.e	z	p	b	s.e	z	p
여학생	-.10	.02	-5.18	<.001	-.11	.02	-5.28	<.001	-.11	.02	-4.78	<.001
학년(1학년 대비)												
2학년	-.01	.02	-.27	.79	-.01	.03	-3.07	<.01	-.01	.03	-3.56	<.001
3학년	.00	.02	.19	.85	-.01	.03	-2.43	<.05	-.01	.03	-3.39	<.01
4학년	.05	.03	1.53	.13	.01	.04	.28	.78	-.05	.04	-1.32	.19
전공-진로일치도	.12	.01	12.92	<.001	.11	.01	10.84	<.001	.11	.01	10.52	<.001

행정지원의 경우에도 일차요인모형에서는(<표 9> 하단), 성별과 학년별 차이 및 전공-진로일치도의 효과가 평균만족도와 동일한 양상을 보였다. 즉, 여학생의 행정지원에 대한 만족도가 낮고($b=-.12$, $s.e.=.02$, $Z=-5.58$), 1학년 대비 2학년($b=-.07$, $s.e.=.03$, $Z=-2.56$)과 3학년($b=-.06$, $s.e.=.03$, $Z=-2.21$)의 행정지원에 대한 만족도가 유의하게 낮았다. 반면, Bifactor모형에서(<표 9> 상단) 성별에 따른 차이는 나타나지 않았으며, 2학년($b=.05$, $s.e.=.02$, $Z=3.09$), 3학년($b=.06$, $s.e.=.02$, $Z=3.51$), 4학년($b=.05$, $s.e.=.02$, $Z=2.45$)의 행정지원에 대한 영역특수 만족도는 1학년과 대비하여 높았다. 진로-전공일치도의 효과는 일관되게 유의했다.

교육시설 및 편의시설의 경우에도 일차요인모형에서는(<표 9> 하단), 성별과 학년별 차이, 진로-전공일치도의 효과가 평균만족도의 경우와 일관되게 나타났다. 반면, Bifactor모형에서는(<표 9> 상단), 교육시설 영역특수 만족도에 대한 성별의 차이는 나타나지 않았고, 편의시설 영역특수 만족도에서는 여학생이 남학생보다 낮았다($b=-.11$, $s.e.=.02$, $Z=-5.30$). 교육시설 및 편의시설에 대한 진로-전공일치도의 효과는 나타나지 않았다.

정리하면, 상관된 일차요인모형에서 대학교육만족도에 대한 성별의 차이와 진로-전공일치도의 효과는 평균만족도 뿐만 아니라 6개 하위영역별 만족도에서 모두 일관되게 나타났다. 구체적으로, 모든 하위영역에서 여학생의 만족도가 남학생보다 낮았고, 진로-전공일치도가 높을수록 전 하위영역의 만족도가 높은 경향을 보였다. 학년별 차이도 교육과정 영역을 제외한 5개 영역에서 동일하게 1학년에 비해 2학년과 3학년의 만족도가 유의하게 낮았다.

한편, Bifactor모형에서는 영역특수 만족도에 대한 성별과 학년별 차이, 진로-전공일치도의 효과가 영역별로 다르게 나타났다. 편의시설을 제외하고는 남학생과 여학생의 만족도 차이가 없었으며, 진로-전공일치도의 효과는 교육과정, 학생지원, 행정지원에서만 유의하게 나타났다. 영역특수 만족도에 대한 학년별 차이가 두드러졌는데, 교육과정과 행정지원 만족도는 1학년보다 2학년, 3학년, 4학년이 높았던 반면, 창업지원과 교육시설 만족도는 1학년보다 2학년, 3학년, 4학년이 낮았다. 이러한 하위영역별 집단 간 차이의 차별적 양상은 학생 특성별 대학교육만족도 수준에 대한 추가적인 정보를 제공한다고 볼 수 있다.

<표 9> 행정지원, 교육시설, 편의시설 만족도에 대한 학생 배경변인 효과

Bifactor모형	행정지원				교육시설				편의시설			
	b	s.e	z	p	b	s.e	z	p	b	s.e	z	p
여학생	-.01	.01	-.92	.36	-.01	.01	-.63	.53	-.11	.02	-5.30	<.001
학년(1학년 대비)												
2학년	.05	.02	3.09	<.01	-.04	.02	-2.72	<.01	-.04	.02	-1.83	.07
3학년	.06	.02	3.51	<.001	-.08	.02	-4.72	<.001	-.02	.02	-.76	.45
4학년	.05	.02	2.45	<.05	-.04	.02	-1.92	.06	.01	.03	.25	.80
전공-진로일치도	.02	.01	2.59	<.05	-.01	.01	-1.73	.08	-.01	.01	-.69	.29
일차요인모형	행정지원				교육시설				편의시설			
	b	s.e	z	p	b	s.e	z	p	b	s.e	z	p
여학생	-.12	.02	-5.58	<.001	-.13	.02	-5.51	<.001	-.20	.03	-7.27	<.001
학년(1학년 대비)												
2학년	-.07	.03	-2.56	<.05	-.11	.03	-4.04	<.01	-.12	.03	-3.69	<.001
3학년	-.06	.03	-2.21	<.05	-.12	.03	-4.36	<.001	-.10	.03	-2.97	<.01
4학년	.01	.04	.25	.80	-.04	.04	-1.11	.06	-.01	.04	-.19	.85
전공-진로일치도	.13	.01	12.00	<.001	.11	.01	9.84	<.001	.13	.01	9.17	<.001

V. 결론 및 논의

이 연구에서는 최근 관심이 높아지고 있는 대학교육만족도 분석의 실효성을 높이기 위하여 새로운 모형을 탐색적으로 적용해보았다. 대학교육만족도 분석은 대학구조개혁 및 학령기 인구 감소라는 대학교육 환경 변화에 대응하여 대학이 교육서비스적 관점에서 수요자의 요구를 확인하기 위한 목적으로 수행되고 있다. 여러 개의 하위영역으로 구성되는 대학교육만족도의 분석 결과는 영역별 환류 계획 수립에 근거로 활용될 것을 기대한다. 이러한 대학교육만족도 분석 목적에 비추어 Bifactor모형을 적용함으로써 하위영역별 만족도 점수가 대학구성원 내 집단 간 차이에 대한 추가적인 정보를 제공하는지 탐색하였다. 기존의 대학교육만족도 관련 연구가 조사 도구에 대한 신뢰도와 내용 및 구인타당도 평가 등 조사 도구 자체에 대한 타당성에 집중한 반면, 본 연구는 실제 대학에서 현상을 이해하고, 나아가 의사결정을 위해 조사 결과를 활용하는 단계에서 유용한 정보를 제공하는지와 관련된 측면에 초점을 두었다.

연구 문제에 비추어 분석 결과를 살펴보면 다음과 같다. 우선, 모형적합도 측면에서 Bifactor모형은 상관된 일차요인모형과 큰 차이를 보이지는 않지만, 문항 분산의 설명량은 Bifactor모형에서 더 높게 나타났다. 전반적인 만족도 점수는 두 모형 간 매우 유사했으나 하위영역별 요인점수 간 상관에는 차이가 있는 것으로 나타났다. 상관된 일차요인모형에서는 하위영역별 요인 간 .6 이상의 높은 정적 상관을 보였으나, Bifactor모형에서는 -.2에서 .3로 부적 상관을 보이거나 약한 정적 상관을 나타냈다.

학생 배경변인에 따른 차이를 살펴보면, 상관된 일차요인모형에서는 하위 영역별 점수 간 의존성이 높아 성별, 학년별, 전공-진로 일치도를 포함한 개인 배경변인이 하위 영역별 점수를 일관되게 예측하였다. 즉, 전반적인 만족도와 하위영역별 만족도 결과가 동일한 양상으로 나타났다. 반면, Bifactor 모형에서는 영역일반 만족도 결과와는 다르게 학생 배경변인에 따라 다른 결과들이 도출되었다. 교육과정과 행정지원 영역에서는 학년과 전공-진로 일치도에서 유의한 차이가 있었고, 학생지원 영역에서는 학년별 유의한 차이가 나타났으며, 학생지원 영역에서는 전공-진로 일치도의 효과가 유의하게 나타났다. 그리고 편의시설 영역에서는 성별 차이가 유의하게 나타났다. 이러한 차별적 양상은 학생 특성별 대학교육만족도 수준에 대한 세분화된 정보를 제공해줌을 확인하였다.

대학교육만족도 조사를 통해 대학은 일차적으로 대학 구성원들의 전반적인 만족도를 파악할 뿐만 아니라, 학생 특성별로 만족도가 어떻게 다른지 등을 비교할 수 있다(권대봉 외, 2002; 신소영, 권성연, 2014; 이길재, 이정미; 2015; 최영준, 2013; 한은숙, 김종두, 2003). 그리고 대학 서비스의 핵심 영역별 만족도 수준이 어떻게 다른지를 파악함으로써, 어떤 영역에서의 개선이 가장 필요한지에 대한 정보를 얻을 수 있다(채창균, 최지희, 옥준필, 2005; 최영준, 2013; Astin, 1993; Moro-Egido & Panades, 2010). 더 나아가 본 연구의 결과에서 밝혀낸 것처럼 Bifactor모형을 적용하여 학생 특성에 따른 세부 만족도 수준의 차이를 규명한다면, 대학의 다양한 조건들 간의 관계를 이해하고, 어떤 영역이 학생들의 대학생활의 질이나 행복감, 학습 역량 등에 긍정적인 영향을 미치는지를 구체적으로 확인할 수 있다. 이 결과를 대학에서는 수요자인 학생들의 만족도 증진을 위한 구체적인 개선방안 도출의 기초자료로 활용할 수 있다. 즉, 대학교육만족도 조사의 진단적 기능을 강화시켜 대학교육의 질 제고를 위한 강화요인 및 개선요인을 규명하고 이에 따른 대안을 마련하는 것이 가능해진다.

이 연구의 제한점과 그에 따른 향후 연구 과제를 제시하면 다음과 같다. 첫째, Bifactor모형을 활용한 영역특수 만족도 점수의 타당성과 유용성을 평가하기 위해서는 다양한 '준거변인들'과의 관련성이 추가적으로 검토될 필요가 있다. 이 연구에서는 '진로-전공일치도'를 잠정적인 준거변인으로 사용하였는데, 그 결과, 교육과정, 학생지원, 행정지원 만족도는 진로-전공일치도와 관련이 있는 반면, 창업지원이나 교육 및 편의시설 만족도는 관련이 없는 것으로 나타나, 산출된 영역특수 만족도 점수들의 타당성을 부분적으로 지지하였다. 그러나 대학생활 적응도, 행복감, 역량 등을 포함하여 다른 준거변인들과도 적절한 관계를 보이는지를 관찰함으로써 각각의 영역특수 만족도 점수가 각 영역의 특성을 적절하게 반영하는지에 대한 근거가 축적되어야 할 것이다.

둘째, 대학교육만족도 분석에 좀 더 다양한 학생 배경 변인을 고려하여, 학생 배경 변인과 만족도 하위영역들 간의 관계를 좀 더 구체적으로 규명할 필요가 있다. 이는 개별 대학이 교육서비스 개선 전략을 학생 특성에 따라 다원화하기 위해 필요한 정보를 제공할 것이다. 그러나 이 연

구를 포함하여 최근까지 진행된 대학교육만족도 연구에서는 여전히 성, 학년, 전공 중심의 개인 특성 분석이 주를 이루고 있고, 연구 결과 역시 단조롭다. 더욱이 대상 집단 간의 비교 역시 세밀하게 이루어지지 못하는 실정이다. 개별 대학이 대학교육만족도 조사 결과를 대학교육서비스를 개선하는 데에 실질적으로 유용한 기초자료로 활용하기 위해서는 학생의 성별, 학년, 전공 뿐 아니라 다양한 학교 내 경험 변인이나 인지적, 비인지적 교육 성과 변인들과의 관계를 면밀히 살펴볼 필요가 있다.

마지막으로, 이 연구는 충남 지역 1개 대학 학생들의 자료를 분석한 것으로, 향후 다양한 배경의 다른 대학들 자료에서도 Bifactor 모형에서 산출한 만족도 점수의 활용이 적절한지를 확인할 필요가 있다.

대학교육만족도가 교육 현장에 적용된 이래 교육만족도를 구성하는 다양한 변인이 발견되고, 조사 도구들이 개발되었다. 대학교육을 둘러싼 환경 변화에 따른 자연스러운 진화 과정이다. 지금까지 목적에 부합하는 조사를 위한 설계에 집중해 왔다면 이제는 목적에 부합하는 결과 도출을 위한 다양한 접근 방법에 집중할 필요가 있다. 학생들의 교육만족도를 결정하는 변인의 복잡성만큼 이에 영향을 미치는 학생 개개인의 특성 역시 세분화되고 있기 때문이다. 이런 관점에서 본 연구는 학생 배경특성에 따른 대학교육만족도의 차별화된 분석 결과 도출에 유의미한 모형을 탐색했다는 점에서 의의가 있다.

참고문헌

- 강만수, 박상규(2011). 대학교육기관의 교육서비스품질이 학생만족, 신뢰, 몰입과 학생충성도에 미치는 영향. **고객만족경영연구**, 13(1), 129-149.
- 강재희, 강진희(2013). 외식관련 대학의 창업지원 교육과정이 학교만족과 창업의도에 미치는 영향 연구. **관광연구**, 28(2), 201-224.
- 곽동신, 정화영, 김명숙(2016). 대학의 창업교육 서비스 품질이 교육만족과 창업역량, 창업의지에 미치는 영향. **벤처창업연구**, 11(4), 37-48.
- 권대봉, 오영재, 박행모, 손준중, 송선희(2002). 대학생들의 교육 만족도 결정요인에 관한 탐색적 논의. **교육학연구**, 40(3), 181-202.
- 김정희, 박동진(2012). 대학 교육서비스가 학생만족과 충성도에 미치는 영향: A 국립대학 사례를 중심으로. **소비자정책교육연구**, 8(3), 47-68.
- 김지영, 성창수, 박주연(2017). 대학 창업교육의 고도화를 위한 창의적 문제해결역량교육에 대한 고찰. **벤처창업연구**, 12(2), 65-76.
- 박제일(2016). 대학만족도 검사의 개발연구. **재활심리연구**, 23(4), 843-855.
- 박혜림(2015). 대학의 특성을 반영한 교육만족도 조사도구 개발. **예술인문사회융합멀티미디어논문지** 5(6), 375-386.
- 백승학(2010). 대학 만족도가 타인에 대한 입학권유에 미치는 영향: 경로분석적 접근. **한국전문대학교육연구학회논문집**, 11(3), 145-152.
- 서병우(2012). 대학교육 서비스품질과 만족도 측정을 위한 탐색적 연구. **취업진로연구**, 2(1), 45-65.
- 서은철(2015). 다차원 요인구조 검증을 위한 Bifactor모형의 소개와 적용, **한국체육학회지**, 54(3), 573-587.
- 신소영, 권성연(2012). 대학교육 중요도-만족도 분석 및 교육만족도 제고방안 탐색. **교육문제연구**, 45, 55-85.
- 신소영, 권성연(2013). 대학 교육만족도 측정도구 개발 및 타당화 연구. **교육과학연구**, 44(3), 107-132.
- 신소영, 권성연(2014). 학생 특성별 대학교육 만족요인에 대한 중요도-만족도 분석. **한국교육학연구**, 20(1), 253-280.
- 안태욱(2017). 대학 창업교육의 창의성 역량이 진로준비행동에 미치는 영향: 창업가정신과 자기효능감의 매개효과. 박사학위논문, 중앙대학교.

- 윤관호, 권수연, 조은별, 이진경(2013). CS에서 CM, 대학교육만족도에 관한 연구. *경영교육저널*, 24(3), 51-70.
- 이길재, 이정미(2015). 대학교육 만족도 및 교수학습 성과 영향요인 분석. *교육행정학연구*, 33(1), 105-127.
- 이정원, 임지영(2008). 대학교육 서비스품질, 학교브랜드 및 취업과 학생의 만족도, 충성도의 영향관계. *63차 제주 학술심포지엄 자료집*, 570-580.
- 임성범, 송윤석(2014). 대학교육 만족도 측정지표 개발에 관한 연구 -신뢰성과 타당성 검증을 중심으로-. *교육행정학연구*, 32(1), 187-219.
- 정주영(2013). 대학교육만족도, 직업가치관, 직업만족도에 관한 구조적 분석. *교육행정학연구*, 31(1), 53-83.
- 채창균, 최지희, 옥준필(2005). *대졸 청년층의 대학교육만족도*. 세종: 한국직업능력개발원.
- 천주연(한국대학신문. 2017. 4. 29.). 2주기 구조개혁평가 키워드는 설득·증명·임팩트. *Daily UNN*(검색일 2017. 9. 25.)
- 최영준(2013). 대학생의 대학교육 만족도 변인과 변인 영향력에 관한 연구. *Andragogy Today*, 16(3). 61-83.
- 한은숙, 김종두(2003). 사범대학생의 교육만족도에 미치는 영향요인 분석. *한국교원교육연구*, 20(3), 313-335.
- Aldridge, S., & Rowley, J. (1998). Measuring customer satisfaction in higher education. *Quality Assurance in Education*, 6(4), 197-204.
- Abdullah, F. (2006). The development of HEdPERF: A new measuring instrument of service quality for the higher education sector. *International Journal of Consumer Studies*, 30(6), 569-581.
- Astin, A. (1993). *What matters in college: Four critical years revisited*. San Francisco, CA: Jossey-Bass Publishers.
- Athiyaman, A. (2001). A longitudinal analysis of the impact of student satisfaction on attitude toward the university. *Proceedings of the academy marketing studies*, 6(2), 38-45.
- Chen, F. F., West, S. G., & Sousa, K. H. (2010). A Comparison of Bifactor and Second-Order Models of Quality of Life. *Multivariate Behavioral Research*, 41(2), 189-225.
- DeMars, C. E. (2013). A tutorial on interpreting bifactor model scores. *International Journal of Testing*, 13(4), 354-378.
- Gruber, T., Fuß, S., Voss, R., & Glaeser-Zikuda, M., (2010). Examining student satisfaction with higher education services: using a new measurement tool. *International Journal of Public Sector Management*, 23(2), 105-123.

- Harvey, L., & Plimmer, L., & Moon, S., & Geall, V. (2000). *UCE Student satisfaction 2000*. University of Central Birmingham.
- Moro-Edgio, A. I., & Panades, J. (2010). An analysis of student satisfaction: Full-time vs. part-time students. *Social Indicators research*, 96(2), 363-378.
- Nasset, E., & Helgensen, Ø. (2009). Modelling and Managing Student Loyalty : A Study of a Norwegian University College. *Scandinavian Journal of Educational Research*, 53(4), 327-345.
- Robert, J., & Styron, R. (2010). Student satisfaction and persistence: factors vital to student retention. *Research in Higher Education Journal*, 6(3), 1-18.
- Rojas-Mendez, J., & Vasquez-Parraga, A., & Kara, A., & Cerda-Urrutia, A. (2009). Determinants of Student Loyalty in Higher Education : A Tested Relationship Approach in Latin America. *Latin American Business Review*, 10(1), 21-39.
- Servier, R. A. (1996). Those important things: what every college president needs to know about marketing and student recruitment. *College & University*, 71(4), 9-16.

* 논문접수 2017년 11월 4일 / 1차 심사 2017년 12월 11일 / 게재승인 2017년 12월 22일

* 함은혜: 서울대학교 사범대학 교육학과를 졸업하고, 동대학원에서 석사학위를, 미국 미시건주립대학교에서 측정 및 양적연구 방법 전공으로 박사학위를 취득하였다. 현재 공주대학교 교육학과 조교수로 재직 중이며, 주요 관심분야는 비인지적 영역의 측정과 다차원잠재변인모형, 부가가치모형을 활용한 교사 및 학교 효과 평가 등이다.

* E-mail: thanks02@gmail.com

* 박상옥: 서울대학교 사범대학 교육학과를 졸업하고, 동대학원 교육학과에서 석사학위를, 미국 펜실베이니아주립대학교에서 평생교육 전공으로 박사학위를 취득하였다. 현재 공주대학교 사범대학 교육학과 교수로 재직 중이다.

* E-mail: sangok92@kongju.ac.kr

* 김은경: 공주대학교 사범대학 교육학과를 졸업하고, 동대학원 교육학과에서 평생교육 전공으로 석·박사학위를 취득하였다. 현재 한국교육개발원 자유학기제지원센터에 재직 중이다.

* E-mail: kyung81@kedi.re.kr

Abstract

Using Subscale Scores of University Student Satisfaction Survey: An application of Bifactor models

Ham, Eun Hye^{*}Park, Sangok^{**}Kim, Eun Kyung^{***}

This study aims to examine whether the subscale scores of university student satisfaction survey can offer diagnostic information of group-differences when applying the bi-factor model. Approximately 4,400 students' responses to a university satisfaction survey were used to compare the two sets of subscale scores produced by applying a Bifactor model and a correlated first-order factor model. Approximately 4,400 students in a university participated in the survey. Main findings are as follows: First, regarding the model-fits, the Bifactor model was marginally better than the correlated first-order factor model. Second, while for the correlated first-order factor model, the effects of gender, grade-level, and congruence between major and career were consistent across all the subscale scores, for the Bifactor model, we found differential effects of those student characteristics on each subscale score. Implications of applying Bifactor models to university student surveys and future directions were discussed.

Key words: Student satisfaction on university, Bifactor models, general factor, specific factor, domain-general satisfaction, domain-specific satisfaction

* First author, Assistant Professor, Kongju National University

** Associate Professor, Kongju National University

*** corresponding author, Korean Educational Development Institute