

온라인 학습에서 자기주도학습능력, 상호작용 및 수업만족도의 구조적 관계*

유지은(안양대학교/조교수)

msje9295@anyang.ac.kr

한글 초록

코로나 19로 인해 온라인 학습으로 대표되는 학습 방법의 변화가 보편화 되고 있는 지금 본 연구는 온라인 학습자의 자기주도학습능력, 교수자-학습자 상호작용 및 학습자-학습자 상호작용, 수업만족도의 관계를 구조적으로 탐색하고자 하였다. 연구 결과 고등학생과 대학생 집단 모두 온라인 학습자의 자기주도학습능력은 학습자-학습자 상호작용을 증가시켰으며, 또한 높아진 학습자-학습자 상호작용은 수업만족도를 증가시켰다. 변인 간의 잠재평균비교분석을 통해 대학생과 고등학생 집단 간 변인들의 통계적 유의미한 평균 차이를 확인할 수 없었지만, 다집단 분석을 통해 고등학생의 경우 자기주도학습능력이 수업만족도와 교수자-학습자 상호작용에 직접적인 영향을 주지 않았고, 대학생의 경우 모두 유의미한 영향을 주었음을 확인할 수 있었다. 온라인 학습의 수업만족도 향상을 위한 자기주도학습능력과 학습자-학습자 상호작용의 중요성을 바탕으로 본 연구의 시사점 및 후속 연구를 위한 제안점을 논의하였다.

《 주제어 》

온라인 학습, 자기주도학습능력, 교수자-학습자 상호작용, 학습자-학습자 상호작용, 수업만족도

* 이 논문은 한국기독교교육학회 2020년도 춘·하계학술대회(2020년 8월 20일)에서 발표한 논문을 수정/보완한 것임.

족도

I. 들어가는 말

코로나 19로 인해 당연하게 여기던 전통적 교육의 일상이 달라지고 있다. 컴퓨터, 스마트폰, 태블릿 PC 등의 스마트 기기의 보편적 사용과 함께 온라인 수업은 교육 분야에서 새로운 뉴노멀(new normal)로 자리 잡고 있으며, 이는 앞으로 경험할 교육 환경의 변화가 코로나 19로 인해 앞당겨졌음을 의미함과 동시에 온라인 수업으로 대표되는 교육 방법의 변화는 더욱 더 가속화될 것을 암시하고 있다. 특히 균등한 교육 참여의 기회를 제공한다든지 집합 교육으로 인해 발생할 수 있는 업무 공백의 문제를 해소한다든지 등의 긍정적인 요소와 함께(강민석·임결, 2013) 온라인 수업은 시간, 장소, 대상의 제한을 뛰어넘는 대표적인 새로운 교육 방법으로 인식되고 있다(유지은, 2020). 이러한 온라인 교육에서 행해지는 수업 방법은 기존의 오프라인 수업과는 동일할 수 없으며, 따라서 이를 고려한 학업 성취도 및 수업만족도 향상을 위한 다양한 변인들이 연구되고 있다(강민석·임결, 2013). 연구 내용은 학습자의 자기주도학습능력이나 학습동기, 자기효능감 등의 온라인 학습자 관점의 요인 등을 고려하거나 온라인 학습환경이 학습자 중심으로 구성되기에 온라인 학습자와 교수자와의 관계 및 학습자 상호작용의 중요성을 고려한 연구가 많은 부분을 차지하고 있다 (곽신정, 2015).

하지만 이러한 변인들이 온라인 학습의 성공적 성취를 위한 중요한 요인임에도 불구하고 이들 변인 사이의 구조적 관계를 탐구한 연구는 아직 부족한 실정이다. 게다가 성인 학습의 특성으로 이해되었던 자기주도학습능력이 미치는 영향이 온라인 고등학생 학습자와 대학생 학습자에게 어떻게 나타나는지에 관한 비교 연구는 전무한 실정이다. 따라서 본 연구에서는 자기

조절학습능력과 교수자-학습자 상호작용 및 학습자-학습자 상호작용이 온라인 수업만족도와 어떠한 관계가 있는지 구조적으로 검증하고 특히 고등 학생과 대학생 집단에 어떠한 차이가 있는 집단별 차이를 알아보고자 한다. 구조방정식 모형을 통한 다집단 분석을 통해 네 변인의 관계를 규명하고, 집단 간 잠재 평균값의 차이를 분석하며, 두 집단 사이에 존재할 수 있는 경로계수 간의 유의미한 차이를 알아보고자 본 연구가 수행되었다.

II. 이론적 배경

1. 자기주도학습능력

학습자가 자신의 학습에 대한 주도권을 바탕으로 본인의 학습 욕구를 이해하고 학습 목표를 세우며 학습에 필요한 자원을 확보하고 학습전략을 구성하여 최종적으로 스스로가 성취한 학습 결과에 대한 평가까지 이루어 가는 전 과정을 자기주도학습이라고 하며(Knowles, 1975), 학습자가 스스로 설정한 목표를 성취하기 위해 인지적, 동기적, 행동적으로 학습 과정에 주도적으로 참여하는 것 또한 자기주도학습으로 정의되기도 한다(Pintrich & De Groot, 1990; Zimmerman, 1990). 따라서 자기주도학습은 이전의 교사 주도의 학습과는 확연히 다르며 개인의 능동성을 강조하는 학습 방법이라고 할 수 있다(이상균, 1999). 이러한 개념의 자기주도학습은 1960년대에서 70년대에 이르기까지 북미지역에서 다양하게 논의되다가 1980년대 중반 우리나라 성인교육 분야에 소개된 이후 지속해서 초중등교육 분야에서 연구되었다(전규태, 2009). 최근에는 대학교육을 포함한 고등교육 분야에서도 자기주도적 학습 및 자기주도학습능력이 주목받고 있다(이정미·이길재, 2017). 특히나 온라인 학습이 교육의 중요한 요소로 대두되고 있는 요즘 자기주도 학습능력은 면대면 학습환경뿐만 아니라 온라인 학습환경에서 주목받는 주

제이다(채유정·이성혜·박성희, 2016).

자기주도학습능력의 학습성가에 미치는 영향은 다수의 선행 연구를 통해 입증되었는데, 노타, 소레시, 짐머만(Nota, Soresi, & Zimmerman, 2004), 핀트리치와 디그룟(Pintrich & DeGroot, 1990)은 자기주도적 학습과 학습성과 간의 정적인 상관관계를 확인하였고, 모리스, 우, 피네간(Morris, Wu & Finnegan, 2005)은 자기주도적 학습능력이 학습성가를 예측할 수 있는 도구라고 주장하였다. 특히 온라인 수업환경에서의 학습 결과와의 관계를 살펴보면 원격대학 학습자들의 자기주도적 학습능력은 학습만족도에 정적인 영향을 미쳤다는 연구가 있으며(조아라·노석준, 2013) 고등학생의 사이버가정학습 태도와 자기 주도성이 학습 만족에 영향을 주었다는 연구 결과도 있었다(김미량·김진숙, 2007). 사이버대학 학습자의 학습목표 지향성, 자기주도적 학습, 컴퓨터 자기효능감은 학습전략과 교수 실재감을 매개로 하여 인지된 학업성취도, 학습만족도, 학습지속의향에 간접적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며(이영·박인우, 2012), 사이버가정학습에서 학습효과와 만족도에 영향을 미치는 요인으로 학습동기와 자기주도학습이 주요한 변인으로 고려되었다(서정희·구양미, 2010). 웹기반 토론 학습에서 자기주도성 수준이 높은 학습자일수록 온라인 토론 시 상호작용에 더 적극적으로 참여하여 높은 만족도를 나타내었으며(정영희, 2000), 자기주도학습능력이 학습참여에 정적 영향을 주고, 이 둘 사이에 교수 및 학생의 상호작용의 조절효과를 확인할 수 있었다(장몽요·김영현, 2019). 따라서 본 연구에서도 자기주도학습능력이 높을수록 학습자의 수업만족도 및 상호작용 또한 높을 것으로 기대할 수 있다.

2. 상호작용

상호작용이란 두 사람 혹은 그 이상의 사람들 사이의 쌍방향 커뮤니케이션을 의미한다(Berge, 1997). 교수자와 학습자 및 학습자 간의 의사소통은

온라인 학습에서 중요하게 고려되어야 하는데, 전통적 교실 수업에서 중시 하던 구성주의의 상호작용성이 온라인 학습에서 더욱 중요한 의미를 지니기 때문이다(Gilbert & Moore, 1996). 이와 같은 관점에서 상호작용을 크게 세 가지로 분류하는데, 학습자와 학습내용 상호작용은 학습자가 온라인 학습 콘텐츠를 학습하면서 학습내용을 이해하는 과정을 의미하며, 학습자와 교수자 상호작용은 교수자의 학습자료의 제공, 학습활동에 대한 피드백, 학습 경과에 대한 평가 등을 의미하고, 학습자간 상호작용은 학습자 사이의 심리적, 정서적 유대감과 정보의 교류 등을 의미한다(곽신정, 2016; Moore, 1993; Moore & Kearsley, 1996). 본 연구에서는 온라인 학습 효과를 증진시키는데 중요한 요소로 논의되어 온 교수자-학습자 상호작용 및 학습자-학습자 상호작용을 중심으로 살펴보고자 한다(강민석·임걸, 2013; 곽신정, 2015).

온라인 학습에서 교수자 및 학습자간 상호작용의 적극적인 역할이 학업 성취도에 영향을 준다는 여러 선행 연구가 있다. 온라인 학습에서 교수자-학습자 상호작용이 인지된 학습효과를 예측할 수 있는 요소임을 밝히는 연구가 있고(Jiang & Ting, 1999), 온라인 학습 과정에서 학생들과 교수자와의 상호작용이 학습효과를 설명하는 주요 변수라는 연구 결과도 있다(강민석·임걸, 2013 재인용). 또한 교수자-학습자 상호작용이 학습만족도와 학업 성취도와 높은 상관관계가 있음이 확인되기도 하였다(강민석, 2009). 학습자 사이의 상호작용이 학습수행성과의 양과 질을 결정하는데 긍정적 영향을 준다는 연구 결과도 있으며(정재삼·임규연, 2000), 학습자간 상호작용이 높은 팀의 학업성취가 높았고(Beaudoin, 2001), 학습자 사이의 상호작용은 의사소통 불안 수준을 낮추어 만족도에 긍정적 영향을 미쳤으며(김은주, 2003), 사이버대학 학생들의 게시판에 나타난 상호작용이 학습성취도에도 긍정적 영향을 주었다(권호천, 2009).

3. 수업만족도

수업만족도란 학습 과정에서 이루어지는 학습자의 학습 성공에 대한 인식과 성취에 대한 자각(Keller, 1983)을 의미하며 온라인 학습에서의 만족도는 학습 경험에 대한 온라인 학습자의 주관적 반응으로 이해될 수 있다(Spreng & Mackoy, 1996). 이러한 만족도는 학습을 중도에 포기하지 않고 지속하게 하는 동기가 되면서 학습자의 학습 참여를 높여 학습성과를 향상시키는 역할을 한다(Palmer & Holt, 2009). 따라서 수업만족도는 지식 습득에 있어서 학업성취도와 함께 중요한 요소로 여겨지며(Merriam, 2001), 특히 교육적 성과임과 동시에 그 성취를 향상하는 원인적 요소로 평가된다(이쌍철·김정아, 2018).

온라인 학습에서 수업만족도와 관련해 여러 연구가 진행되었는데, 앞서 살펴본 대로 온라인 학습자의 자기주도학습능력과 상호작용이 자신들이 인지한 수업만족도에 유의미한 영향을 주는 연구가 많이 있었다(강민석, 2009; 강민석·임결, 2013; 김미량·김진숙, 2007; 김은주, 2003; 서정희·구양미, 2010; 이영·박인우, 2012; 정재삼·임규연, 2000; 조아라·노석준, 2013; Beaudoin, 2001; Jiang & Ting, 1999). 또한 온라인 학습자의 수업만족의 예측 변인인 자기주도학습능력과 교수자-학습자 및 학습자 간 상호작용은 서로 관련이 있다는 연구 결과도 있었다(김은주, 2003; 권호천, 2009; 장몽요·김영현, 2019; 정영희, 2000; 정재삼·임규연, 2000; Beaudoin, 2001). 이러한 선행 연구를 바탕으로 온라인 학습자의 자기주도학습능력이 상호작용과 온라인 수업만족도를 유의하게 예측하며, 상호작용 또한 수업만족도를 유의하게 예측할 것이라고 가정할 수 있다. 하지만 온라인 학습환경에서 교수자-학습자 상호작용 및 학습자-학습자 상호작용이 자기주도학습능력과 영향을 주고받으며, 결과적으로 수업 만족도에 어떠한 영향을 미치는지 살펴본 연구는 지금까지 거의 없었다. 게다가 코로나 19로 인한 교육부의 세 차례 휴업 명령을 통해 2020년 1학기부터 원격 수업으로

전환된 상황에서 온라인 수업과 관련한 다양한 연구가 필요한 시점이다.

따라서 본 연구에서는 고등학생과 대학생의 자기주도학습능력이 수업만족도에 영향을 미칠 때 교수자-학습자 상호작용 및 학습자-학습자 상호작용이 어떻게 매개하는지 살펴보고자 한다. 본 연구의 연구가설은 아래와 같다.

가설 1: 온라인 학습자의 자기주도학습능력은 학습자-교수자 상호작용 및 학습자-학습자 상호작용과 수업만족도를 향상시키고, 학습자-교수자 상호작용 및 학습자-학습자 상호작용은 수업만족도를 향상시킬 것이다

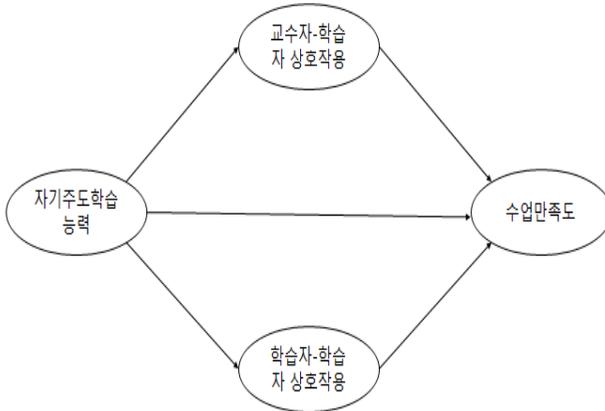
가설 2: 대학생과 고등학생은 자기주도학습능력, 학습자-교수자 상호작용 및 학습자-학습자 상호작용, 수업만족도에 차이가 있을 것이다.

가설 3: 온라인 학습자의 자기주도학습능력과 학습자-교수자 상호작용 및 학습자-학습자 상호작용이 수업만족도에 영향을 미치는 방식은 대학생과 고등학생 사이에 차이가 존재할 것이다.

III. 연구 모형 및 방법

1. 연구 모형

본 연구는 온라인 학습자의 자기주도학습능력과 상호작용이 수업만족도에 영향을 미친다는 가설을 바탕으로 자기주도학습능력, 상호작용이 온라인 수업만족도와 어떠한 관계를 가지고 있는지 구조방정식모형을 통해 검증해보고자 하였다. 기본 가설모형은 [그림 1]에 제시하였다.



[그림 1] 기본 가설모형

2. 자료 수집 및 연구대상자

본 연구에서 연구대상자는 경기도의 A 대학교와 서울의 C 대학교 관계자의 도움으로 대학생 참여자를 모집하였고, 경기도의 A 여자 고등학교와 서울의 C 고등학교 관계자의 도움으로 고등학생 참여자를 모집하였다. 최종 고등학생과 대학생 300명을 대상으로 2020년 6월 12일부터 7월 10일까지 구글폼(고등학생용 <https://forms.gle/CMaGeq5iK8yFvtaR9>와 대학생용 <https://forms.gle/gXAaDRfzrGRhM8SL8>)을 통하여 설문조사를 실시하였다.

본 연구에 참여한 온라인 학습자는 코로나 19로 인해 온라인 학습을 경험하고 있는 학습자로 코로나 19 이전 온라인 수업 경험 유무, 코로나 19 이전 온라인 수업 과목 수 및 강의군, 현재 학습자의 학습 시간대, 사용한 매체 및 수업 형태에 관한 자세한 특성은 <표 1>에 기술하였다.

〈표 1〉 연구참여자의 온라인 학습 특성

구분		고등학생 (N = 110)		대학생 (N = 190)	
		빈도	퍼센트	빈도	퍼센트
온라인 수업경험	있다	51	46.4	82	43.2
	없다	59	53.6	108	50.8
온라인 수업 과목 수	1과목	10	17.9	27	24.1
	2과목	1	1.8	13	11.6
	3과목	1	1.8	7	6.3
	4과목	4	7.1	6	5.4
	5과목 이상	40	71.4	59	52.7
경험한 온라인 수업 강의군*	국어/영어/수학(전공필수)	35	68.6	35	27.3
	사회탐구/과학탐구(전공선택)	5	9.8	26	20.3
	체육/예술(교양필수)	0	.0	2	1.6
	제2외국어/교양(교양선택)	1	19.6	44	34.4
	기타	10	24.4	21	16.4
학습 시간 대	주중 수업 일과 시간	83	78.3	106	55.8
	주중 일과 후	18	17.0	56	29.5
	주말	5	4.7	28	14.7
매체 종류	PC	75	69.4	166	87.4
	스마트폰	6	5.6	10	5.3
	태블릿 PC	26	24.1	12	6.3
	기타	1	.9	2	1.1
수업형태	실시간화상수업(카카오톡라이브채, youtube 등)	1	.9	3	1.6
	실시간쌍방향화상수업(ZOOM, Google Hangout 등)	21	19.3	58	30.4
	동영상(VOD)를 활용한 수업	62	56.9	82	42.9
	온라인상 과제물 제출 및 피드백 활용 수업	25	22.9	28	25.1

*괄호 안은 대학생에 해당

3. 요인의 산정 및 연구 도구

본 연구의 잠재변인은 자기주도학습능력, 교수자-학습자 상호작용, 학습자-학습자 상호작용, 수업만족도로 구성되며 모든 문항은 5점 Likert식 척도로 이루어져 있다. 각 측정 변인들의 기술통계치는 <표 2>에 자세히 나타내었다. 구조방정식모형에서의 편포도와 첨도값을 고려한 결과(Hong, Malik, & Lee, 2003), 본 연구의 잠재변인은 정상분포조건을 충족하였다.

<표 2> 변인 별 내용 및 평균, 표준편차, 편포도와 첨도(N=300)

잠재변인	측정변인	M	SD	편포도	첨도
자기주도학습능력	자기주도1	3.36	1.204	-.412	-.644
	자기주도2	3.33	1.021	-.354	-.102
	자기주도3	3.55	.943	-.452	.127
	자기주도4	4.02	.954	-.789	.041
	자기주도5	3.58	1.002	-.415	-.134
교수자-학습자 상호작용	교수상호1	3.35	1.086	-.250	-.569
	교수상호2	2.96	1.048	.010	-.619
학습자-학습자 상호작용	학습상호1	2.63	1.230	.206	-.956
	학습상호2	3.04	1.204	-.163	-.833
수업만족도	만족1	3.10	.978	-.087	-.236
	만족2	3.20	.943	-.199	.074
	만족3	2.94	1.112	-.122	-.694
	만족4	2.46	1.147	.284	-.820

1) 자기주도학습능력

자기주도학습능력을 측정하기 위해 본 연구에서는 이석재 외(2003)가 개발한 중,고등학생용 자기주도학습능력 검사도구를 송준미(2012)가 수정·보완한 문항을 활용하였다. 본 연구 목적에 맞게 재구성하여 “학습을 할 때 먼저 무엇부터 할까 스스로 계획을 세운다”, “다른 사람들에 비해 시험이나 과제 수행을 위해 필요한 다양한 자료들을 적극적으로 수집한다”, “성적이 나 과제 수행 결과가 왜 잘 나왔는지 혹은 왜 못 나왔는지를 스스로 평가한다” 등의 5개의 측정 문항으로 사용하였다. 각 문항은 5점 Likert식 척도로 높은 숫자일수록 더 큰 자기주도학습능력을 나타낸다. 본 연구에서 자기주도학습능력에 관한 전체 문항의 Cronbach's α 값은 .81 이기에 적절한

것으로 나타났다.

2) 교수자-학습자 및 학습자-학습자 상호작용

교수자-학습자 상호작용 및 학습자-학습자 상호작용을 측정하기 위해 본 연구에서는 이종연과 이은진(2010), 이종연과 김주리(2013)의 연구의 문항을 수정·보완하여 활용하였다. “교수는 나의 반응(질문이나 의견)에 대해 신속하고 정확하게 피드백을 제공하였다”와 “학습자-교수간 상호작용이 적절하였다”의 두 문항은 교수자-학습자 상호작용 문항으로, “과제나 토론을 통해 동료학습자와 활발하게 상호작용할 수 있었다”와 “학습자-학습자간 상호작용을 위한 도구(자유게시판, Q&A, 메일, 토론방 등)가 적절하게 사용되었다”의 두 문항은 학습자-학습자 상호작용 측정 문항으로 사용하였다. 설문 참여자의 이해를 돕기 위해 고등학생의 설문문항에는 교수자 대신에 교사, 동료학습자 대신에 학급 친구나 또래 등의 고등학생이 이해할 수 있는 용어로 바꾸어 사용하였다. 5점 Likert식 척도로 높은 숫자일수록 교수자 및 다른 학습자와 더 큰 상호작용을 하고 있음을 나타낸다. 교수자-학습자 상호작용 문항의 Cronbach's α 값은 .81 이었고, 학습자-학습자 상호작용 문항의 Cronbach's α 값은 .75 이기에 적절한 것으로 나타났다.

3) 수업만족도

수업만족도를 측정하기 위해 본 연구에서는 본 연구에서는 이종연과 이은진(2010), 이종연과 김주리(2013), 왕(Wang, 2003) 등의 연구에서 활용된 측정 도구를 본 연구에 맞게 수정·보완하여 사용하였다. “본 온라인 수업을 통해 해당 과목에 대한 다양하고 많은 내용을 알게 되었다”, “본 온라인 수업을 통해 해당 과목에 대한 이론과 지식이 어떻게 적용되는지를 알게 되었다”, “전반적으로 온라인 수업 서비스에 만족스러웠다”, “본 온라인 수업을 다른 학생들에게 추천하겠다” 등이 수업만족도 측정도구로 사용되었으며, 5점 Likert식 척도로 높은 숫자일수록 더 큰 수업만족도를 나타낸다.

수업만족도 문항의 Cronbach's α 값은 .89 이기에 적절한 것으로 나타났다.

4. 연구 방법

수집된 자료의 인구통계학적 분석을 위해 먼저 PASW 18.0을 이용하여 빈도 분석과 기술통계량을 산출하였다. Cronbach's α 를 확인하여 본 연구에 사용된 도구의 신뢰도를 분석하였으며 피어슨 상관계수를 확인하여 각 변인들의 상관관계를 살펴보았다. 기본 가설의 검증을 위해 Amos 18.0을 사용하여 구조방정식모형을 통해 확인하였다.

IV. 연구 결과

1. 주요 변인 상관관계

본 연구에서 Pearson's correlation coefficients를 사용하여 설정한 인과관계를 확인하였다. 변인 간의 상관관계 분석은 <표 3>에 나타내었다. 자기주도학습능력, 교수자-학습자 및 학습자-학습자 상호작용, 수업만족도의 모든 변인들 간의 상관관계를 분석한 결과 대학생 집단에서는 거의 모든 문항에서 .01 유의수준 아래 정적(+) 상관관계를 보였지만 고등학생 집단에서는 자기주도학습능력과 교수자-학습자 및 학습자-학습자 상호작용의 일부 문항에서 통계적으로 유의한 상관관계를 보이지 않았다.

〈표 3〉 주요 변인 상관관계

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
1. 자기주도1	1	.542**	.466**	.376**	.303**	.131*	.236*	-.056	.041	.267**	.301**	.144	.207*
2. 자기주도2		1	.524**	.536**	.583**	.159	.069	-.093	-.094	.231*	.329**	-.098	.078
3. 자기주도3			1	.425**	.399**	.068	.119	-.202*	-.042	.183	.332**	-.085	-.135
4. 자기주도4				1	.535**	.135	.234*	-.064	.165	.136	.353**	.123	.000
5. 자기주도5					1	.150	.128	.111	.018	.118	.268**	-.074	-.193*
6. 교수상호1						1	.474**	.301**	.419**	.210*	.217*	.279**	.201*
7. 교수상호2							1	.525**	.456**	.506**	.403**	.528**	.440**
8. 학습상호1								1	.519**	.300**	.191*	.189**	.269**
9. 학습상호2									1	.160	.177*	.227*	.085
10. 만족1										1	.633**	.470**	.451**
11. 만족2											1	.372**	.323**
12. 만족3												1	.722**
13. 만족4													1

Note. 대각선 오른쪽 상단은 고등학생, 하단은 대학생의 상관계수를 나타냄. *p < .05, **p < .01

2. 잠재평균분석

본 연구에서는 선행연구를 바탕으로 자기주도학습능력이 교수자-학습자 상호작용과 학습자-학습자 상호작용을 매개로 수업만족도에 영향을 줄 것이라는 기본가설을 구조방정식모형을 통해 검증하려고 하였다. 우선 잠재평균분석 위해 형태동일성, 측정동일성, 절편동일성을 검정하였다. RMSEA 값이 .05 이상 .08 이하이면 적합도가 괜찮은 것으로 TLI와 CFI의 경우 .90 이상이면 적합도가 좋은 것으로 이해하는데(Bentler, 1990; Browne & Cudeck, 1993), 기저모형의 적합도는 만족할만한 수준이었다. 기저모형(모

형1)과 측정동일성 모형(모형2)을 $\Delta\chi^2$ 를 통해 검증한 결과 <표 4>에 기술한 대로 기저모형의 적합도는 만족할 만한 수준이고, 두 집단에 적재치를 동일하게 부여한 모형(모형2)은 기저모형의 적합도와 거의 동일하였다. $\Delta\chi^2$ 의 값은 유의미하지 않았고($\Delta\chi^2$ (14, N= 300) = 21.85, p = .000), TLI와 RMSEA의 값은 더 좋아졌기에 측정동일성은 성립되어 두 집단에서 동일한 방식으로 작동하고 있음을 알 수 있었다. 측정동일성 모형(모형2)과 절편동일성 모형(모형3)간의 적합도를 비교할 때 $\Delta\chi^2$ 의 값은 유의미하여($\Delta\chi^2$ (20, N= 300) = 109.867, p = .000) $\Delta\chi^2$ 에 의한 절편 동일성은 기각되었지만, 적합도의 차이는 아주 작아(Δ TLI = -.016 Δ RMSEA = .007) 모형3의 절편 동일성은 성립되었다. 따라서 측정된 평균차이는 잠재변인의 대한 실제 차이를 나타낸다고 할 수 있다. 절편동일성 모형(모형3)과 요인분산동일성 모형(모형4)간의 적합도를 비교할 때 거의 변화가 없어($\Delta\chi^2$ (8, N= 300) = 5.169, p = .000, Δ TLI = .001 Δ RMSEA = -.002) 요인분산동일성이 확보되었다.

<표 4> 동일성 검증

	χ^2	df	TLI	RMS EA
모형1: 형태동일성(기저모형)	272.103	114	.911	.048
모형2: 측정동일성	293.953	128	.917	.047
모형3: 측정 및 절편동일성	403.820	148	.901	.054
모형4: 측정, 적도 및 요인분산동일성	408.989	156	.902	.052

<표 5>에 나타낸 효과 크기 값은 두 집단에서 나타난 잠재변인의 공통 분산이 동일한 상태에서 공통의 표준편차를 적용하여 계산하였다(Cohen, 1988; Hong et al., 2003). 평균의 차이를 살펴볼 때 두 집단 사이에서 차이가 없었으며, 코헨의 효과 크기를 볼 때 그 차이도 아주 작은 수준이라고 할 수 있다.

〈표 5〉 잠재평균차이 분석

잠재변인	고등학생 (N = 110)		대학생 (N = 190)		효과크기 (d)	전체 평균
	잠재평균	평균	잠재평균	평균		
자기주도학습능력	0	3.543	-.031	3.620	-.078	3.571
학습자-교수자 상호작용	0	3.201	.089	3.086	.114	3.159
학습자-학습자 상호작용	0	2.901	.061	2.705	.103	2.833
수업만족도	0	2.696	-.017	2.700	.017	2.697

3. 집단 간 가설모형 적합도 분석

주요변인의 측정모형의 동일성이 집단 사이에서 검증되었기에 경로모형을 검증하고 집단 간 차이를 비교해 보았다. 각 잠재변인에 대한 모든 요인의 적재치를 동일하게 고정한 경로모형의 적합도를 측정한 결과 적절한 적합도를 나타내었다($\chi^2(85, N= 300) = 285.106, p = .000, TLI = .907, CFI = .951, RMSEA = .050$). 집단 사이의 경로계수는 〈표 6〉에 자세히 기술하였다.

〈표 6〉 모형의 집단별 모수 추정치

모수	고등학생	대학생
자기주도학습능력->학습자-교수 상호작용	.225(.236)	.421(.363)***
자기주도학습능력->학습자-학습자 상호작용	.251(.218)*	.530(.444)***
교수자-학습자 상호작용-> 수업만족도	.162(.101)	.598(.447)***
학습자-학습자 상호작용-> 수업만족도	.752(.567)***	.566(.435)***
자기주도학습능력-> 수업만족도	-.274(-.179)	.349(.225)**

Note. 괄호 안은 표준화 계수를 나타내고 괄호 밖은 비표준화 계수를 나타냄.
*p < .05, **p < .01, *** p < .001.

두 집단의 경로계수간의 유의미한 차이가 있는지 확인하기 위해 각 경로 계수에 동일성 제약을 가한 모형들과 기저모형을 비교한 결과 변화가 거의 없었으나($\Delta\chi^2(5, N= 300) = 22.193, \Delta TLI = -.005, \Delta CFI = -.013, \Delta RMSEA = .010$) 자기주도학습능력이 학습자-학습자 상호작용에 미치는 경

로에 대해 유의미한 차이를 보였다($\Delta\chi^2(1, N= 300) = 9.599, p < .05$). 자기주도학습능력과 학습자-학습자 상호작용의 경로의 표준화계수는 고등학생이 .22 ($p < .05$), 대학생이 .44 ($p < .001$)이었다. 대학생이 고등학생에 비해 자기주도학습능력과 학습자-학습자 상호작용 관계에서 더 강한 영향력을 미치는 것으로 이해할 수 있다.

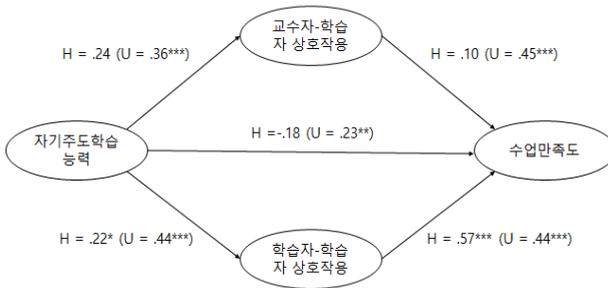
〈표 7〉 기저모형과 동일성제약을 가한 모형 사이의 집단별 차이

동일성 제약을 가한 경로	자유도 변화량	χ^2 변화량	TLI변화량
자기주도학습능력 → 교수자-학습자 상호작용	1	1.698	-.002
자기주도학습능력 → 학습자-학습자 상호작용	1	9.599*	.006
교수자-학습자 상호작용 → 수업만족도	1	3.004	.000
학습자-학습자 상호작용 → 수업만족도	1	2.884	.000
자기주도학습능력 → 수업만족도	1	.873	-.002
모든 경로에 동일성 제약	5	22.193	.005

Note. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

본 연구에서는 자기주도학습능력이 높을수록 교수자-학습자 상호작용 및 학교교수자-학습자 상호작용이 높아지고, 이러한 상호작용이 높아지면 수업만족도 역시 높을 것이라는 가설을 전제로 구조방정식모형을 통해 검증하였다. 그 결과 대학생과 고등학생 집단 모두 자기주도학습능력이 높아지면 학습자-학습자 상호작용 높아지고, 높아진 학습자-학습자 상호작용을 통해 수업만족도가 증가함을 알 수 있었다. 하지만 대학생 집단에서만 자기주도학습능력이 높아지면 교수자-학습자 상호작용 높아지고, 높아진 교수자-학습자 상호작용을 통해 수업만족도가 증가하는 결과가 도출되었다. 즉 자기주도학습능력은 고등학생의 경우 교수자-학습자 상호작용에 별다른 영향을 미치지 않았고, 수업만족도에도 직접적인 영향을 미치지 않았다. 반면, 대학생의 경우 자기주도학습능력은 교수자-학습자 상호작용 및 학습자-학습자 상호작용 모두에 영향을 미쳤을 뿐만아니라 수업 만족도에도 직접적인 영

향을 미쳤다. 본 연구 결과 두 집단 모두 매개변인인 학습자-학습자 상호작용을 통해 자기주도학습능력이 수업만족도에 영향을 주는 것을 확인할 수 있었고, 대학생의 경우 부분 매개, 고등학생의 경우 완전매개효과를 나타내었다. 하지만 교수자-학습자 상호작용의 매개효과는 대학생 집단에만 유의하였다.



Note. 숫자는 표준화 계수를 나타냄.

*p < .05, **p < .01, *** p < .001. H = 고등학생, U = 대학생

[그림 2] 최종경로모형

V. 결론 및 제언

본 연구는 고등학생과 대학생의 자기주도학습능력이 수업만족도에 영향을 미칠 때 교수자-학습자 상호작용 및 학습자-학습자 상호작용이 어떻게 매개하는지 살펴보고자 경기도와 서울에 재학 중인 고등학생과 대학생 300명을 대상으로 실시하였다. 특히 대학생과 고등학생 집단 사이의 변인의 평균차이와 영향을 미치는 방식의 차이를 구조방정식 모형을 통한 다집단 분석을 통해 살펴보았다. 우선 연구 참여자의 일반적인 특징을 살펴보면 고등학생이 110명(36.7%), 대학생이 190명(63.3%)이 참여하였다. 코로나 19 이

전 온라인 수업경험의 유무를 묻는 질문에 고등학생의 경우 없다가 53.6%로 있다 46.4% 보다 높았으며, 대학생의 경우도 없다가 50.6%로 있다 43.2% 보다 높아 두 집단 모두 코로나 19 이전 온라인 수업 경험이 없다는 경우가 많았다. 코로나 19 이전 수강한 온라인 수업 과목 수는 고등학생의 경우 5과목 이상이 40명(71.4%)으로 가장 많았고, 대학생의 경우도 5과목 이상이 59명(52.7%)로 가장 많았다. 코로나 19 이전 경험한 온라인 수업 강의군의 경우 고등학생의 경우 국어, 영어, 수학 등의 주요 과목이 35명(68.6%)으로 가장 높게 나타났고, 대학생의 경우는 교양선택이 44명(34.4%)로 가장 높았다. 이번 학기 온라인 수업 학습 시간대는 고등학생의 경우 주중 수업 일과 시간이 83명(78.3%)으로 가장 많았고, 대학생의 경우도 106명(55.8%)로 가장 많았다. 이번 학기 온라인 수업을 수강하는 매체의 종류를 묻는 질문에 고등학생의 경우 75명(69.4%)이 PC로 응답했고, 그 다음이 테블릿 PC, 스마트폰 순이었고, 대학생의 경우 166명(87.4%)이 PC로 응답했으며 나머지 매체의 순서도 같았다. 수업형태에 있어서 고등학생의 경우 동영상 활용 수업이 62명(56.9%)로 가장 많았고, 온라인상 과제물 제출 및 피드백 활용 수업, 실시간 쌍방향 화상수업(ZOOM, Google Hangout 등), 실시간화상수업(카카오톡라이브챗, youtube 등) 순이었으며, 대학생의 경우 동영상 활용 수업이 82명(42.9%)로 가장 많았지만, 실시간 쌍방향 화상수업 (ZOOM, Google Hangout 등)이 두 번째로 많이 활용된 수업형태로 나타났다.

본 연구에서는 이러한 특징을 지닌 온라인 학습자의 자기주도학습능력, 교수자-학습자 상호작용 및 학습자-학습자 상호작용, 수업 만족도의 구조적 관계를 탐구하고자 하였다. 또한 잠재평균분석을 통해 고등학생과 대학생 학습자의 모형의 적합도를 적용하여 비교함으로써 집단별 유의미한 차이가 존재하는지 살펴보았다. 연구 결과 고등학생과 대학생 모두 온라인 학습자의 자기주도학습능력은 학습자-학습자 상호작용에 영향을 주었으며, 또한 높아진 학습자-학습자 상호작용은 수업만족도를 증가시켰다. 이러한 결과는

온라인 학습에서의 자기주도학습능력, 학습자간 상호작용 및 수업 만족도와 관련한 이전의 선행 연구를 지지하는 결과이다(권호천, 2009; 강민석, 2009; 강민석·임걸, 2013; 김미량·김진숙, 2007; 김은주, 2003; 서정희·구양미, 2010; 이영·박인우, 2012; 정재삼·임규연, 2000; 조아라·노석준, 2013; Beaudoin, 2001; Jiang & Ting, 1999). 온라인 학습자의 자기주도적 참여 및 주도적 학습능력이 학습자-학습자 상호작용과 수업만족도에 의미 있는 요인라는 이번 연구결과는 온라인 학습에서 자율성(autonomy)이 온라인 학습에 중요한 구성요소로 고려되어야 한다는 점을 시사하고 있다(강민석·임걸, 2013). 특히 자기주도학습능력과 수업만족도 사이의 학습자-학습자 상호작용의 매개효과는 학습자의 특성을 고려한 활발한 학습자간 상호작용의 활성화가 온라인 학습자의 인지된 주관적 만족에 중요하다는 것을 실증적으로 보여주는 결과이다. 따라서 온라인 학습 구성 시 학습자의 자기주도학습능력과 더불어 학습자간 상호작용을 높일 수 있는 수업 설계가 필수적으로 고려되어야 할 것이다.

변인 간의 잠재평균비교분석을 한 결과 대학생과 고등학생 집단 간 변인들의 통계적으로 유의미한 평균 차이를 확인할 수 없었으며, 코헨의 크기로 미루어 보아도 차이가 없다고 할 수 있겠다. 하지만 변인 간 경로에 있어서는 차이가 있었는데, 고등학생의 경우 자기주도학습능력이 수업만족도와 교수자-학습자 상호작용에 직접적인 영향을 주지 않았고, 대학생의 경우 모두 유의미한 영향을 주었다. 이 결과는 고등학생의 경우 교수자-학습자 상호작용과 관련한 이전의 선행 연구와는 대치되는 결과이다(강민석, 2009; 강민석·임걸, 2013 재인용; Jiang & Ting, 1999). 게다가 자기주도학습능력이 학습자-학습자 상호작용에 영향을 주는 데 있어서 대학생과 고등학생 집단 간의 차이가 존재하였다. 자기주도학습능력이 상호작용과 수업만족도에 영향을 주는 경로에 고등학생과 대학생 집단이 차이를 보이는 것은 온라인 학습에서의 성취도 관련 수업만족도 향상을 위해서 고등학생과 대학생을 위한 수업 설계 시 다른 접근 방법이 필요함을 암시한다고 할 수 있겠다.

고등학생의 경우 동영상을 활용한 수업 다음으로 온라인상 과제물 제출 및 피드백 활용 수업이 가장 많은 반면 대학생의 경우 실시간 쌍방향 화상수업(ZOOM, Google Hangout 등)이 많았는데 이러한 수업 방법의 차이가 교수자와의 상호작용이나 학습자 간 상호작용에 영향을 저해하는 요인일 수 있는지 추후 연구를 통해 확인해 볼 필요가 있다.

위의 연구 결과를 바탕으로 다음과 같은 시사점을 논의해 보고자 한다. 고등학생과 대학생을 대상으로 실시한 본 연구는 코로나 19로 인해 온라인 학습이 보다 보편화될 상황을 고려할 때 고등학생과 대학생의 자기주도학습능력과 상호작용 및 수업만족도를 구조적으로 분석한 실증적 연구라는데 의의를 둘 수 있다. 게다가 교수자와 면대면 의사소통이 어려운 온라인 학습 상황에서 학습자간 상호작용의 중요성을 다시 한번 상기시켜주는 의미 있는 연구 결과라 할 수 있다. 고등학생의 경우 교수자-학습자간 상호작용의 매개효과가 없고, 학습자-학습자 상호작용의 완전매개효과만 있는 본 연구 결과는 고등학생을 대상으로 온라인 수업 구성 시 자기주도적 학습을 위한 동기 부여와 함께 학습자 간 정서적 교류와 의사소통을 바탕으로 한 상호작용의 도모가 온라인 학습 만족이나 성취에 있어 중요한 요인임을 알 수 있다. 또한 온라인 학습에서 강의 중심의 수업보다는 학습자들 사이의 적극적인 상호작용을 통해 문제해결이나 과제를 수행하는 수업 설계가 수업만족도 향상을 위해 더욱 중요하고 필요함을 알 수 있다. 하지만 교수자-학습자 상호작용의 매개효과가 대학생 집단에는 있고 고등학생 집단에는 없는 이유는 추후 온라인 수업 방식이나 과제 형식, 교수자 수업 개입을 포함한 커뮤니케이션 등을 고려하여 고등학교와 대학교 수업 방식을 비교 분석할 필요가 있겠다.

이러한 시사점에 더하여 본 연구의 한계를 제시하면, 첫째 구글 설문지를 통한 연구 참여 모집으로 인해 연구대상자의 대표성의 한계와 이로 인한 본 연구 결과의 일반화의 어려움을 들 수 있겠다. 둘째 상호작용과 관련하여 연구참여자의 온라인 학습 기반 상호작용을 나타낸 것이지만, 온라인

수업 외에 온라인 상의 상호작용이나 다른 오프라인 상의 상호작용의 존재를 배제할 수 없다. 특히 대학생 집단의 경우 고등학생보다 조별 과제라든지 팀 프로젝트와 같은 학습자간 상호작용의 익숙함과 교수자와의 상호작용의 용이함을 고려해야 할 것이다. 따라서 향후 연구대상자를 보다 다양화하거나 상호작용에 관한 설문 문항을 보다 정교화하여 구성할 필요가 있겠다. 특히 기독교 이념을 바탕으로 한 고등학교나 대학교를 대상으로 확대하여 기독교교육 환경 속 온라인 학습자의 특성과 이해를 바탕으로 온라인 수업에 대한 다양한 의견을 도출하는 것이 추후 기독교 온라인 교육을 위해 필요할 것이다. 또한 기독교교육의 근간이자 최전방인 교회교육에서 이루어지는 온라인 학습에 대한 자기주도학습능력, 상호작용 및 만족도에 대한 연구가 필요하겠다. 특히 코로나 19로 인해 전 세대를 통해 온라인 예배와 성경공부가 시작되고 활성화되는 시점에 자기주도학습능력과 상호작용이 만족도에 어떠한 영향을 주는지 실증적 연구를 통해 현재 교회에서 시행되고 있는 온라인 학습에 대한 효과를 확인해 볼 수 있을 것이다.

참 고 문 헌

- 강민석 (2009). 이러닝 환경에서 학습자-교수자 상호작용감 모형 및 측정도구 개발. 미출판 박사학위논문. 고려대학교.
- 강민석·임걸 (2013). 대학 이러닝 콘텐츠 기반 학습환경에서 자기조절학습과 학습동기가 학습자-교수자 상호작용 및 학업성취에 미치는 영향의 구조적 관계분석. **한국콘텐츠학회논문지**, 13(11), 1014-1023.
- 김미량·김진숙 (2007). 사이버 가정학습에 대한 학습자의 태도 및 만족도 분석. **한국콘텐츠학회논문지**, 7(10), 44-58.
- 김은주 (2004). 협동학습에서 학습자의 사전성취도와 의사소통 성향의 개인차가 수업 만족도에 미치는 효과. **교육학연구**, 42(3), 123-151.
- 곽신정 (2016). 사이버대학의 수업중심 학습공동체에서 지식공유태도, 기초절학습능력과 학습성과의 관계: 학습자간 상호작용의 조절효과 검증. 미출판 석사학위논문. 이화여자대학교.
- 권호천 (2009). **사회과학을 위한 회귀분석**. 서울: 법문사.
- 유지은 (2020). 비대면 수업 운영사례 연구: A 대학교 기독교교육과 강좌 운영을 중심으로. 2020년 한국기독교교육정보학회 춘계학술대회 발표집.
- 이상균(1999). 학교교육에서의 자기주도적 학습 적용방안에 관한 연구. 미출판 석사학위논문. 동아대학교 교육대학원.
- 이석재·장유경·이헌남·박광엽(2003). 생애능력 측정도구 개발 연구: 의사소통능력, 문제해결능력, 자기주도적 학습능력을 중심으로. 연구보고 RP 2003-15-3. 한국교육개발원.
- 이쌍철·김정아 (2018). 학생의 온라인수업 만족에 영향을 주는 요인 분석. **교육행정학연구**, 26(2), 115-138.
- 이영·박인우 (2012). 사이버대학 이러닝에서 학습자 특성, 학습전략, 교수 실재감. 학습효과의 관계 규명. **교육공학연구**, 28(1), 137-168.
- 이종연·김주리(2013). 대학 모바일러닝에서 학습자의 지각된 유용성 및 학습만족도와 관련 요인들 간의 구조적 관계 분석. **한국교육**, 40(1), 49-79.
- 이정미·이길재 (2017). 대학생의 자기주도적 학습역량에 대한 영향요인 분석. **교육행정학연구**, 35(3), 133-153.
- 이종연·이은진(2010). 대학 이러닝에서 시스템, 정보 및 서비스 품질이 학습자 만족도에 미치는 영향력 분석. **교육과학연구**, 41(3), 119-14.
- 서정희·구양미 (2010). 사이버가정학습 관련 연구에 대한 분석. **한국교육**, 37(4),

207-238.

- 송준미(2012). 창의성과 책임지향성이 성인의 자기주도학습에 미치는 영향. 미출판 박사학위논문. 충남대학교.
- 장몽요·김영현 (2019). 재한 중국인 유학생의 자기주도 학습능력이 학습참여에 미치는 영향: 교수-학생 상호작용의 조절효과. *Tourism Research*, 44(4), 251-286.
- 전규태(2009). e-러닝 정보활용교육 프로그램이 대학생의 자기주도학습능력에 미치는 영향. 미출판 석사학위논문. 숭실대학교.
- 정연희 (2000). 웹 기반 토론 학습에서 학습자의 자기주도성 수준에 따른 상호작용과 만족도의 차이. 미출판 석사학위논문. 이화여자대학교.
- 정재삼·임규연 (2000). 웹 기반 토론에서 학습자의 참여도, 성취도 및 만족도 관련요인의 효과 분석. *한국교육공학회*, 16(2), 107-135.
- 조아라·노석준 (2013). 원격대학학습자의 자기주도적 학습능력, 학습몰입, 학습태도, 학습만족도, 학업성취도 간의 관계 분석. *교육공학연구*, 29(4), 849-879.
- 채유정·이성혜·박성희 (2016). 온라인 영재교육 프로그램에서 학습자 배경변인과 특성에 따른 효과성 인식과 만족도 차이 분석. *영재교육연구*, 26(4), 611-633.
- Beaudoin, M. (2001). Learning or lurking?: Tracking the 'invisible' online student. *The Internet and Higher Education*, 5, 147-155.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indices in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
- Berge, Z. (1997). Characteristics of online teaching in post-secondary, formal education. *Educational Technology*, 37(3), 35-47.
- Brown, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models*. Newbury Park, CA: Sage.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Gilbert, L., & Moore, D. R. (1998). Building interactivity into web courses: Tools for social and instructional interaction. *Educational Technology*, 38(3), 29-35.
- Jiang, M. & Ting, E. (1999). A Study of students' perceived learning in a web-based online environment. *Proceedings of WebNet World Conference on the WWW and Internet 1999*, 575-580.

- Hong, S., Malik, M. I., & Long, M. K. (2003). Testing configural, metric, scalar, and latent mean invariance across genders in sociotropy and autonomy using non-western sample. *Educational and Psychology Measurement*, 63, 636-654.
- Keller, J. M. (1983). Motivational design of instruction. In C. M. Reigeluth(Ed.), *Instructional-design theories and models: An overview of their current status* (386-434). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Knowles, M. (1975). *Self-direction learning: A guide for learners and teacher*. New York, NY: Association Press. 4.
- Merriam, S. B. (2001). Andragogy and self directed learning: pillars of adult learning theory. *New Directions for Adult and Continuing Education*, (89) 3-14.
- Moore, M. G.(1993). Three types of interaction. In K. Harry, M. John & D. Keegan(eds.). *Distance education: New perspectives*. London: Routledge.
- Moore, M. G., & Kearsley, G.(1996). *Distance education-A systems view*. Boston: Wadsworth Publishing Company.
- Morris, L. V., Wu, S., & Finnegan, C. (2005). Predicting retention in online general education courses. *The American Journal of Distance Education*, 19(1), 23-36.
- Nota, L. · Soresi, S. & Zimmerman, B. J.(2004). Self-regulation and academic achievement and resilience: A longitudinal study. *International Journal of Educational Research*, 41(3), 198~215.
- Pintrich, P. R. & De Groot, E. V. (1990). Motivational and self-regulated learning component of classroom academic performance. *Journal of Educational Psychology*, 82(1), 33-40
- Palmer, S. R., & Holt, D. M. (2009). Examining student satisfaction with wholly online learning. *Journal of Computer Assisted Learning*, 25, 101-113.
- Spreng, R. A., & Mackoy, R. D. (1996). An empirical examination of a model of perceived service quality and satisfaction. *Journal of Retailing*, 72(2), 201-214.
- Wang, Y. S. (2003). Assessment of learner satisfaction with asynchronous electronic learning systems. *Information & Management*, 41, 75-8
- Zimmerman, B. J. (1990). Self-regulated learning and academic achievement:

An overview. *Educational Psychologist*, 25(1), 3-17.

Abstract

Structural Relationship among Self-Directed Learning Ability, Learner-Instructor Interaction, Learner-Learner Interaction, and Class Satisfaction in Online Learning Environments

Jieun Yoo

Anyang University

The purpose of this study was to investigate the structural relationship among self-directed learning ability, learner-instructor interaction, learner-learner interaction, and class satisfaction in online learning environments by the structural equation modelling (SEM). Participants of the study consisted of 300 students (110 = high school students, 190 = college students). Through latent mean analysis (LMA), there was no significant difference of study variables between high school and college groups. However, thorough multi-group analysis, self-directed learning ability had a direct and indirect effect on class satisfaction for the college group via learner-instructor and learner-learner interactions, while learner-learner interaction played a full mediating role of the relationship between self-directed learning ability and class satisfaction for the high school group. In addition, self-directed learning ability had a stronger influence on learner-learner interaction for the college group than the high school group. These results would provide important implications for understanding the different mechanisms between high school and college online learning contexts.

《 **Keywords** 》

Online learning, Self-directed learning ability, Learner-instructor interaction, Learner-learner interaction, Class satisfaction

- 투고접수일 : 2020년 8월 27일
- 심사완료일 : 2020년 9월 29일
- 게재확정일 : 2020년 9월 29일