

A study on the effect of the violation of communication expectations between military professors and cadets on class interest and engagement

Lee, Jeongyeol*

ABSTRACT

This study aimed to find a way to enhance the education quality of military academies by analyzing how expectancy violations of communication between professors and cadets influence cadets' interest and engagement in class. This study was conducted as follows. First, a literature review of instructor communication and expectancy violation theories was conducted. Next, the instructor communication factor was measured using several authorized measurement scales targeting the cadets at KAAV. Finally, a number of three-step hierarchical regression analyses were conducted to derive implications regarding the effect of cadets' communication experiences and expectancy violations on cadets' interest and engagement in class. The results of these analyses are as follows. First, the analysis on how professors' communication expectancy violations affect cadets' interest in class revealed that expectancy violations of nonverbal friendliness had negative effects on emotional interest. Second, the analysis on how professors' communication expectancy violations affected cadets' engagement in class revealed that expectancy violations of professionalism had negative effects on interactive engagement, expectancy violations of nonverbal friendliness had negative effects on emotional engagement, and expectancy violations of validation had negative effects on interactive engagement. Finally, an analysis on the difference in how professors' communication expectancy violations affect cadets' interest and engagement in class revealed that the real experience of instructor communication affects cadets' interest and engagement in class more than expectancy violations.

Keywords : instructor communication, cadet, expectancy violation, class interest, class engagement

* (First Author) Agency for Defense Development, Defence Force Research Center, semiexpert@naver.com,
<https://orcid.org/0000-0002-2679-2443>.

I. 서론

현시대의 대학생은 쉬운 방법으로 높은 학점을 받기를 원하면서도 교수가 열의를 가지고 학문적 성장과 감정적 지지를 제공해 주기를 기대한다. 이러한 기대가 충족되지 않으면 학생이 수업에 대한 흥미를 잃거나 적극적으로 참여하지 않을 수 있다(Cho, 2019). 게다가 기대위반이론(expectancy violations theory (EVT; Burgoon & Jones, 1976)에 따르면, 피교수자의 기대가 충족되지 않을 때 부정적인 위반가(violation valence)가 발생하여 커뮤니케이터인 교수자와의 부정적 영향관계가 나타날 수 있다. 위와 같은 현상은 민간 대학뿐만 아니라 대학교육과 정예장교 양성교육의 기능을 담당하는 군의 사관학교에서도 유사하게 발생하고 있다.

사관학교는 교육운영 측면에서 교수진 구성, 교과목 편성, 정보기술(Information Technology) 기반의 학습 인프라 등을 갖추고 있다는 점에서 일반 대학과 유사하다고 볼 수 있다. 반면, 일반대학과 달리 학생의 학습이 물리적으로 통제된 병영생활 내에서 이루어지는 환경적 측면의 차이가 있다. 게다가 학생인 사관생도는 아직 군대에 실전 배치되지 않은 20대 초반 인원으로 대학생과 비슷한 연령대이지만, 정예장교의 리더십 함양을 위한 군사훈련, 훈육, 체력단련 등을 받으면서(Yoo, Choi, & Ku, 2022) 집단 응집력(Yang, Kim, & Kim, 2017) 수준이 높아지기 때문에 교수-생도(학생) 간의 관계형성이 중요할 수 있다. 이런 의미에서 교수자인 군 교수와 피교수자인 사관생도 간의 커뮤니케이션 과정에서 부정적인 효과가 발생하지 않도록 노력할 필요가 있다.

상기한 필요성에 의해 본 연구는 교수자와 피교수자 간의 커뮤니케이션에서 기대위반이 학생의 교육효과에 미치는 영향관계를 밝히고자 우선적으로 관련 선행연구를 고찰하였다. Houser(2006)는 일반적으로 교수자의 커뮤니케이션 요인 중 긍정적 위반가가 피교수자의 학습효과를 높일 수 있으나 교수자의 명료성에 대한 부정적 위반가로 인해 피교수자의 인지적 학습이 저하될 수 있다는 점을 밝혔다. 특히, 교수자의 커뮤니케이션 부정적 기대위반이 피교수자의 수업 흥미 및 참여 수준을 떨어뜨리는 요인으로 제시하였다. Cho(2019)는 교수자의 커뮤니케이션에 대한 기대위반이 일반 대학생의 수업 흥미 및 참여에 미치는 영향을 분석하여 교수자의 커뮤니케이션 요인 중 비언어적 친근성에 관한 긍정적 기대위반이 수업 흥미와 참여에 미치는 긍정적 영향관계를 밝혔다. 또한, 교수자 커뮤니케이션 요인과 교육효과 측면에서 살펴보면, 피교수자에 대한 관심, 배려, 면담, 유머 등에 관한 교수자의 커뮤니케이션이 대학생의 수업 긴장과 스트레스를 감소시켜 학습효과가 향상될 수 있으며(Im & Kim, 2007), 수업환경을 고려하는 교수자의 유연 스타일과 학생 행위에 반응하는 교수자의 반응 스타일이 교육효과를 형성할 수 있다(Kim & An, 2014). 국군간호사관학교의 사례에서도 교수자가 피교수자의 수업 참여를 촉진하는 발문(questioning), 열정과 배려의 리더십 발휘 등을 통해 수업을 진행하여 사관생도와의 상호작용이 증가하는 효과가 나타났다(Bae, Kwon & Kim, 2012).

결국, 교수자와 피교수자 간의 커뮤니케이션 기대위반은 피교수자의 기대가 충족되지 않을 때

발생하는 부정적인 위반가로 인해 교수자와의 관계에 부정적인 영향을 미칠 수 있다. 그래서 교수자는 피교수자에 대한 교육효과를 높이기 위해 커뮤니케이션 과정에서 부정적인 위반가가 발생하지 않도록 활동할 필요가 있다. 특히, 사관학교는 민간 대학과 달리 군 기관이라는 특성상 상명하복과 획일성을 강조하는 군대 문화 안에서 사제관계 외에도 높은 계급의 교수자와 낮은 계급의 피교수자라는 위계적 구조로 인해 상대적으로 지시형 주입식 교육분위기가 형성될 수 있으므로 교수자와 피교수자 간의 커뮤니케이션에서 기대위반 관계에 각별한 관심을 둘 필요가 있다. 따라서 본 연구는 군의 사관학교에서 재학생 수가 가장 많은 육군3사관학교를 대상으로 군 교수와 사관생도(이하 ‘생도’라고 함) 간의 커뮤니케이션 기대위반이 수업 흥미 및 참여에 미치는 영향을 실증분석하는데 목적을 두고 있다. 이를 통해 본 연구는 ‘사관학교 교육의 질’ 향상에 필요한 기초연구를 수행했다는 점에서 학문적 의의가 있다고 볼 수 있다.

II. 이론적 배경 및 연구가설

2.1 교수자 커뮤니케이션

한국의 교육과정에서 2000년대 초반까지 지속적으로 제기되었던 문제는 교수자에 의한 일방적·획일적 수업 진행 방식이었고, 주입식 교육은 수업의 효과는 물론이고, 일각에서는 교육의 질을 저하시키는 요인으로도 오랜 기간 평가되어왔다. 따라서 교수자는 일방적 강의를 통한 지식의 전달 방식에서 탈피하여 수업 과정에서 피교수자와의 적절한 커뮤니케이션을 통해 수업 참여도를 높여야 하고, 이를 통해 교수자와 피교수자 간의 쌍방향 커뮤니케이션을 증가시켜 학습효과와 수업 만족도를 높일 수 있으며, 교수자와 피교수자가 함께 수업환경을 조성하는 협력모델을 발전시킬 수 있다(Kim & An, 2014). 교수자 커뮤니케이션 요인들을 행위의 주체 기준으로 구분하면 교수자 중심의 커뮤니케이션 스타일, 피교수자 중심의 커뮤니케이션 불안감, 교수자 및 피교수자 중심의 커뮤니케이션 상호작용으로 구분할 수 있다.

첫째, 커뮤니케이션 스타일은 교수자의 지식을 피교수자에게 전달하는 방식을 의미한다(Kim & An, 2014). 이러한 맥락에서 Fassett & Warren(2010)는 초등학교 교사의 커뮤니케이션 스타일에 따라서 동일한 내용을 배우는 학생들이 인식하는 수업의 질이 달라진다는 점을 밝혔는데, 학생들은 교사가 학생에 대해 배려, 친근한 말, 편안한 분위기 등 섬세한 커뮤니케이션을 시도할 때 효율적인 수업으로 인식했으며, 즐거움과 웃음 유도, 부연 설명 등 수업 참여도 향상을 위해 노력할 때 긍정적인 효과를 느꼈다고 하였다(as cited in Kim & An, 2014). 둘째, 커뮤니케이션 불안감은 피교수자 중심의 특성으로 교수자와의 커뮤니케이션 과정에서 예상되는 상황에 대한 심리적 공포감이다. 이런 커뮤니케이션 불안감이 높으면 교수자와 소통이 제대로 이루어지지 않으며(McCroskey,

2011), 수업 중 커뮤니케이션 불안감이 높은 피교수자가 질문을 적게 하는 경향이 있다(Aitken & Neer, 1993). 셋째, 커뮤니케이션 상호작용은 수업 시간에 피교수자의 질문 및 토의를 장려하여 학습효과 향상과 수업 진행의 효율성을 높이는 행위이다. 수업 중 교수자가 피교수자의 이야기를 경청하고, 호의적으로 질의응답을 진행하고, 질문 시간을 충분히 보장하는 적극적인 커뮤니케이션을 통해 교육효과를 높일 수 있으며, 피교수자에 대한 즉각적인 피드백, 적극적인 소통 노력 등이 교수자 커뮤니케이션을 증가시켜 교육의 생산성을 높이게 된다(Lee, 2007). 더 나아가 대학교육에서 교수자와 피교수자의 커뮤니케이션이 수업 만족도 향상에 영향을 미치며, 원만한 대학생활에 도움을 주어 학업의 중도 탈락을 예방할 수 있다(Hagenauera & Voletb, 2014).

한편, 국내 대학교육의 교수자 커뮤니케이션 유형은 다음과 같다. Im & Kim(2018)은 교수자 커뮤니케이션 유형을 언어적·비언어적 유형으로 구분하였으며, Cho(2018)는 교수자 커뮤니케이션 유형을 수사적(명료성 및 공신력) 유형과 관계적(라포 및 확인) 유형으로 구분하였다. 수사적 유형은 지식전달을 위해 특정 내용 및 기법을 전달하는 것이고, 관계적 유형은 피교수자와의 관계 발전을 위해 언어적·비언어적 메시지를 사용하는 것이라고 하였다. 그리고 가장 최근에 국내 대학생을 대상으로 수행한 Cho(2019)의 연구에서는 교수자 커뮤니케이션 유형을 좀 더 구체적으로 구분하여 수사적(명료성, 전문성, 열의) 유형과 관계적(언어적 친근성, 비언어적 친근성, 확인) 유형으로 발전시켰다. 여기서 수사적 유형은 피교수자에게 수업내용을 전달하는 행위와 관련되고, 관계적 유형은 수업 외적인 말을 하거나 친근감 또는 지지감을 주는 행위와 관련된다.

위 연구들을 고찰해보면, 수사적 커뮤니케이션 요인은 명료성, 전문성, 열의의 세 가지로 구성되며, 그 세부내용은 다음과 같다. 첫째, 교수자 명료성은 교수자가 수업내용을 명확하게 전달하는가에 관한 것으로서 피교수자에게 지식을 전달하는 능력을 의미하며, 언어적 명료성(유창성)뿐만 아니라 구조의 명료성(조직화)도 포함한다(Chesebro & McCroskey, 1998). 명료성은 수업내용의 핵심 개념 정의와 관련된 예시를 제시한 후 핵심 개념과 예시를 연결하여 설명함으로써 확보할 수 있다. 교수자의 명료성이 높을수록 학습효과, 수업 만족도, 수업 절차의 공정성에 긍정적인 영향을 미친다(Mazer, 2012). 둘째, 교수자의 전문성은 수업 분야에 대한 능력, 지식, 경험을 의미하며, 공신력의 한 차원으로도 볼 수 있다. 교수자의 공신력은 학습효과, 수업 공정성 인식, 교수자 평가에 긍정적인 영향을 미친다(Gass & Seiter, 2018). 셋째, 교수자의 열의는 교수자가 피교수자를 열심히 가르치려는 의욕 및 성실성을 의미한다. 교수자의 열의가 높을수록 피교수자의 학습동기와 수업 참여에 긍정적 영향을 미친다(Im & Kim, 2007).

관계적 커뮤니케이션은 3가지 세부 요인(언어적 친근성, 비언어적 친근성, 확인)으로 구성된다. 첫째, 교수자의 언어적 친근성은 언어적 수단을 통해 피교수자와의 심리적 거리를 줄이는 것으로서 교수자가 ‘우리’라는 단어를 사용하거나 유머의 구사 또는 개인적 경험(사례)을 통해 자기 노출을 하는 등의 언어적 수단을 이용하여 피교수자와의 친밀감을 증대시키는 행위를 뜻한다. 이러한 교수자의 언어적 친근성은 학습효과에 긍정적인 영향을 미친다(Gorham, 1988). 둘째, 교수자의 비언어

적 친근성은 비언어적 수단을 통해 피교수자와 신체적·심리적으로 친밀감을 증대시키는 상호작용을 말하며, 교수자의 비언어적 친근성은 피교수자에게 긍정적 감정과 교수자에 대한 호감 등의 친밀감을 부여함으로써 학습효과를 높일 수 있기에 교육 커뮤니케이션 분야에서 효과적인 교수 행위로 평가된다(Cho, 2019). 셋째, 교수자의 확인(confirmation)은 피교수자가 가치 있고, 인정받고 있음을 확신시켜 주는 행위를 의미한다. 교수자의 확인은 교수평가와 신뢰도, 수업 참여 및 만족도, 수업 공정성 인식에 긍정적인 영향을 미친다. 이러한 현상은 피교수자가 교수자에게 지식 및 경험의 전달을 기대함과 동시에 이해 및 공감을 기대한다는 것을 뜻한다(Chen, Lawler, & Venso, 2003).

2.2 커뮤니케이션 기대위반 이론

피교수자는 교수자의 수사적·관계적 커뮤니케이션이 모두 충족되기를 기대하지만 실제로 항상 기대가 충족되는 것은 아니며, 이러한 상황이 기대위반 이론으로 설명될 수 있다. 사관생도의 경우에도 교수에게 학습내용에 대한 연쇄적 질문 등을 통해 소통하며 이해도를 높이고 싶은 기대가 있지만 실제로는 상명하복의 군대 문화와 높은 계급의 교수에 대한 질문의 부담감 때문에 기대를 충족하지 못하는 경우가 발생하기도 한다. 초기의 기대위반 이론은 사적영역에 대한 기대-위반의 설명에 중점을 두었다. 한 예로서 특정한 두 사람이 대화하는 도중에 그 물리적 거리가 가까워지면 친밀감 증가로 인해 긍정적인 행위로 평가될 수도 있는 반면에, 상황에서 따라서는 불쾌함이나 위협으로 평가될 수도 있다는 것이다. 이처럼 커뮤니케이션 기대위반 이론은 커뮤니케이션 상황에서 기대-위반의 현상을 해석 및 평가하는 과정을 설명한다(Kalman & Rafaeli, 2010).

커뮤니케이션 기대위반 이론은 기대(expectancy)와 위반가(violation valence)의 두 가지 개념으로 구성된다. 먼저 기대는 ‘여자는 남자보다 약하다’ 등의 문화적 고정관념 개념인 ‘예측적 기대’와 ‘교수라면 강의를 잘 할 것이다’와 같이 어떤 행위의 당위성에 대한 사람들의 일반적인 믿음을 나타내는 ‘규범적 기대’로 구분할 수 있다(Burgoon, 1995). 다음으로 위반가와 관련하여 대부분 사람이 상대방의 행위가 기대범위를 벗어날 때 상대방을 평가하게 되는데, 그 행위에 대한 긍정적 또는 부정적 가치가 위반가이다. 커뮤니케이션 과정에서 상대방의 행위가 규범적 기대치 이상이면 긍정적 위반가가 발생하는 반면, 규범적 기대치 미만이면 부정적 위반가가 발생한다. 이때, 위반가의 측정은 실제 경험치에서 규범적 기대치를 뺀 값으로 산출한다. 산출한 기대위반가에 미래의 득실을 가감한 값을 ‘커뮤니케이터 보상가’라고 하며, 이러한 보상가는 상대방에 대한 최종 평가를 결정한다. 그 사례로서 어떤 행위로 인해 ‘-2’의 위반가가 발생했을 때 ‘+3’의 보상가가 존재한다면, 위반가는 ‘+1’이 되기 때문에 그 행위는 긍정적으로 평가된다. 반면, ‘-2’의 위반가가 발생했을 때 ‘+1’의 보상가가 존재한다면, 위반가는 ‘-1’이 되기 때문에 그 행위는 부정적으로 평가된다. 커뮤니케이션 기대위반 이론은 초기에 비언어적 행위에 적용되었고, 점차 언어적 행위와 기타 위반 행위로 확

장하여 적용되었다(Burgoon & Hale, 1988).

교수자의 커뮤니케이션 기대위반에 관한 연구는 교육 분야에서 주로 수행되었다. Houser(2005)는 대학생들을 일반 그룹과 만학 그룹으로 구분한 후 언어적·비언어적 친근성, 호감 추구, 명료성 차원에서 교수자 커뮤니케이션 기대위반을 연구하였다. 이 연구에서는 모든 그룹에서 교수자 명료성에 대한 부정적 위반가가 나타났고, 일반 그룹에서는 언어적 친근성에 대한 부정적 위반가가 나타났다으며, 만학 그룹에서는 호감 추구에 대한 긍정적 위반가가 나타났다. 이러한 위반가 중 부정적 위반가는 학습효과에 부정적인 영향을 준다고 하였다. 이후 Houser(2006)는 대학생들을 구세대적 성향의 학생과 신세대적 성향의 학생으로 구분한 후 규범적 기대와 경험을 교수자의 즉각성, 명료성, 친화성 추구하고 비교하여 인지 학습과 학습 동기에 미치는 영향을 분석한 결과, 모든 학생의 교수자 명료성에 대한 부정적 기대위반가는 인지 학습과 학습 동기에 부정적인 영향을 주고, 신세대적 성향을 가진 학생의 교수자 친화성 추구에 대한 긍정적 기대위반가는 인지 학습과 학습 동기에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 피교수자의 교수자에 대한 기대는 장기간 수강하면서 축적된 경험, 교육 지향성 등을 토대로 형성되고, 이러한 기대와 교수자의 행위를 비교하는 방식으로 평가하게 된다. 이때, 교육 지향성은 피교수자의 수강목적이 무엇인가에 관한 것으로 성적 지향성(grade orientated)과 학습 지향성(learning orientated)으로 구분된다. 성적 지향성은 학위취득과 취업에 유리한 좋은 성적으로 받기 위해 학습하는 성향인 반면, 학습 지향성은 수강 자체를 새로운 정보를 얻는 즐거운 기회로 생각하며 학습하는 성향을 뜻한다(Eison, Pollio, & Milton, 1986). 피교수자의 성별, 학년 등 인구통계학적 요소와 교육 지향성은 교수자에 대한 기대에 영향을 미친다(Burgoon & Jones, 1976).

수업 흥미는 인지적 및 정서적 흥미로 구분하며, 인지적 흥미는 명확한 수업내용으로 인해 피교수자의 인지력이 향상될 때 발생하는 한편, 정서적 흥미는 수업내용과 관계없이 교수자가 피교수자의 학습을 정서적으로 도와줄 때 발생한다. 그 사례로서 교수자가 예습 및 복습, 양질의 시청각 자료 활용 등을 통해 수업내용의 명료성을 높이면 피교수자의 인지적 흥미가 증가하고, 그 외에 교수자의 확인(confirmation)도 인지적 흥미를 증가시킨다(Cho, 2018). 또한, 교수자가 피교수자와 언어적·비언어적 친근성 향상을 위한 노력을 하면, 정서적 흥미가 증가한다(Mazer, 2012).

수업 참여와 관련하여 과거에는 피교수자가 공부에 사용하는 시간의 양에 비례하여 발생하는 것으로 보았지만 최근에는 피교수자의 정서 및 의도 등 감정적 측면도 포함하여 발생하는 것으로 본다(Mazer, 2012). 이와 관련하여 Handelsman, Briggs, Sullivan, & Towler(2005)은 대학생의 수업 참여(기술적 참여, 정서적 참여, 상호작용적 참여, 성과적 참여)가 피교수자의 수업 참여도가 증가한다는 것을 제시하였다. 그 외에 Cho(2018)는 교수자의 확인(confirmation) 요인에 의해 피교수자의 수업 참여도가 증가한다는 점을 제시하였다.

2.3 연구가설

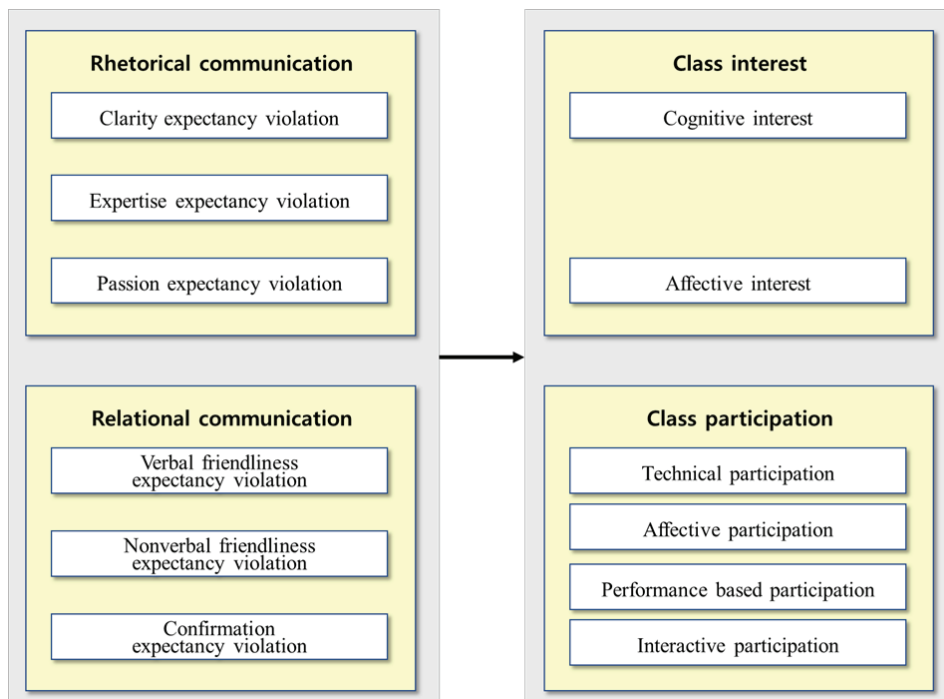
앞서 살펴본 대학생 대상의 국내·외 선행연구(Cho, 2018; Houser, 2006; Im & Kim, 2007; Lee, 2007; Mazer, 2012)에 따르면, 교수자의 커뮤니케이션과 그 기대위반이 피교수자의 수업 흥미와 참여에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히, Cho(2019)는 교수자의 커뮤니케이션에 대한 경험과 기대위반의 효과가 각기 다르게 작용한다고 주장하였다. 이에 본 연구는 Cho(2019) 연구모형을 토대로 군 사관학교의 맥락에서 영향관계를 검증하기 위한 다음과 같은 연구가설을 제시한다.

<가설 I> 교수의 커뮤니케이션 기대위반이 사관생도의 수업 흥미에 영향을 미칠 것이다.

<가설 II> 교수의 커뮤니케이션 기대위반이 사관생도의 수업 참여에 영향을 미칠 것이다.

<가설 III> 교수의 커뮤니케이션 경험과 기대위반이 사관생도의 수업 흥미와 참여에 미치는 영향력에는 차이가 있을 것이다.

위 연구가설을 종합하여 교수자 커뮤니케이션 기대위반이 사관생도의 수업 흥미와 참여에 미치는 영향관계를 다음과 같은 연구모형으로 설정하였다(Figure 1).



<Figure 1> Research Model

III. 연구방법

3.1 표본선정 및 자료수집

본 연구는 교수자 커뮤니케이션 요인을 측정하기 위해 기존 연구에 활용된 교수자 커뮤니케이션 측정 도구를 활용하였다. 설문지의 구성은 총 3개 부문으로 ‘파트 1’의 5개 문항을 통해 설문 응답자의 인구통계학적 기초자료를 수집하였고, ‘파트 2’의 8개 문항을 통해 생도의 교육(성적 및 학습)지향성을 측정하였으며, ‘파트 3’의 12개 문항을 통해 생도의 수업 흥미 및 참여 정도를 측정하였고, ‘파트 4’의 6개 문항을 통해 교수와의 커뮤니케이션에 대한 생도의 기대치를 측정하였다. 마지막으로 ‘파트 5’의 24개 문항을 통해 생도가 인식하는 교수의 커뮤니케이션에 경험치를 측정하였다. 모든 측정 문항은 리커트 5점 척도를 적용하여 ‘매우 아니다.’, ‘약간 아니다.’, ‘보통이다’, ‘약간 그렇다’, ‘매우 그렇다’ 중 하나를 선택하도록 작성하였다.

설문조사 표본은 육군3사관학교에 재학 중인 3-4학년 생도 전체(1,005명)를 선정하였고, 실제 조사는 2021년 3월부터 4월까지 2개월 간 온라인 방식으로 진행하였다.²⁾ 조사결과, 456명의 응답을 수집하였다(4학년 302명, 3학년 154명). 설문조사에 응답한 생도들의 인구통계학적 특성을 살펴보면, 성별에 따라 남생도 410명(89.9%), 여생도 46명(10.1%), 평균 약 만 21.1세이다. 학년 분포는 3학년 생도 154명(33.8%), 4학년 생도 302명(66.2%)이었다. 응답자의 전공계열 분포는 인문계열 생도가 104명(22.8%), 사회계열 생도 116명(25.5%), 이학계열 생도 125명(27.4%), 공학계열 생도 111명(24.3%)으로 나타났다. 학점 분포는 A학점(평균 4.0 이상)인 생도가 63명(13.8%), B+학점(평균 3.5~3.99)인 생도가 108명(26%), B(평균 3.0~3.49) 학점인 생도가 106명(23.2%), C+(평균 2.99 이하) 학점인 생도가 63명(13.8%)이었고, 무응답 생도가 116명(25.4%)이었다.

3.2 주요 변인 측정 결과

본 연구는 군 교수와 생도의 커뮤니케이션 기대위반이 수업 흥미와 참여에 미치는 영향관계를 검증하기 위해 SPSS V.22 통계프로그램을 이용하였다. 주요 변인의 측정 결과에 대한 기초 검증을 통해 측정된 자료의 정규성 및 신뢰성을 확보하였으며, 기초 검증 시 1개의 요인을 1개의 문항으로 측정 결과에 대한 정규성(왜도,³⁾ 첨도⁴⁾) 검증을 수행하였고, 1개의 요인을 다수의 문항으로 측정한

2) 교수자 커뮤니케이션 기대치는 피교수자가 교수자에 대해 잘 알지 못하는 학기 초(3월 초순)에 조사하였고, 경험치는 교수자와의 커뮤니케이션을 상당부분 경험한 시기인 중간고사 이후(4월 하순)에 조사하였다.

3) 왜도(skewness) : 분포의 수평적 비대칭 정도를 나타내는 척도로서 왜도 값이 ‘0’이면 좌우대칭(정규) 분포를 가지고, ‘0’보다 작으면 음의 왜도, ‘0’보다 크면 양의 왜도를 가진다. 그 절대값이 클수록 분포의 비대칭 정도가 크다고 판단하며, 절대값이 ‘3’ 미만이면 기준에 부합한다.

4) 첨도(kurtosis) : 분포의 수직적 비대칭 정도를 나타내는 척도로서 첨도 값이 ‘0’이면 상하대칭(정규) 분포를 가지고,

결과에 대해서 신뢰성(Cronbach's α 계수⁵⁾ 활용) 및 타당성(요인분석⁶⁾ 적용) 검증을 수행하였다.

교수자와 피교수자의 커뮤니케이션 기대위반이 수업 흥미와 참여에 미치는 영향을 분석하기 위해서는 피교수자의 교육 지향성, 피교수자의 수업 흥미 및 참여, 교수자 커뮤니케이션 요인 경험, 교수자 커뮤니케이션에 대한 피교수자의 기대와 위반가에 대한 측정이 필수다(Cho, 2019). 피교수자의 교육 지향성은 그 행위 및 태도로 측정하는 Eison et al.(1986)의 척도를 이용하여 성적 지향성과 학습 지향성으로 구분하여 측정할 수 있다. 교육 지향성 변인의 측정 결과와 신뢰성 및 타당성 검증 결과는 다음의 Table 1과 같다.

<Table 1> Validation results for the educational orientation of cadets variables

Grade orientation	M	SD	Factor loading
I dislike classes that cover a lot of material that won't be tested on exams.	3.23	1.241	.792
I consider assignments that do not count towards my grade to be a waste of time.	3.13	1.276	.799
I tend to avoid or drop classes that, despite being interesting, are difficult to get a good grade in	2.29	1.217	.708
I get annoyed when a cadet asks questions that are unrelated to the exam.	2.75	1.354	.693
	2.85	1.272	

Note. KMO = .7, Bartlett's $\chi^2=872.869(p<.001)$, Eigen Value = 2.268

Learning orientation	M	SD	Factor loading
I find it enjoyable to learn new material in class.	3.34	1.217	.773
While test scores are important, it is even more important to identify what I missed or didn't understand.	3.48	1.188	.734
I read additional materials recommended by the professor, even if they won't be reflected in my grade.	2.70	1.159	.768
If I find the material interesting in class, I talk to my friends or family about what I learned.	3.20	1.343	.704
	3.18	1.227	

Note. KMO = .7, Bartlett's $\chi^2=872.869(p<.001)$, Eigen Value = 2.292

피교수자의 수업 흥미 측정은 인지적 흥미와 정서적 흥미로 구분하여 Mazer(2012)의 척도로 측

‘0’보다 작으면 음의 척도, ‘0’보다 크면 양의 척도를 가진다. 그 절대값이 클수록 분포의 비대칭 정도가 크다고 판단하며, 절대값이 ‘7’ 미만이면 기준에 부합한다.

5) 계수는 0~1의 값을 가지며, 일반적으로 0.6 이상이면 그 결과를 수용할 수 있다.

6) 타당성 검증은 KMO 및 Bartlett 검정, Eigenvalue 및 요인적재량을 이용하여 수행하며, 일반적으로 KMO ≥ 0.6 , Bartlett 유의확률(p) ≤ 0.05 , Eigenvalue ≥ 1 , 요인적재량 ≥ 0.6 이면 그 결과를 수용할 수 있다.

정할 수 있고, 수업 흥미 변인의 측정 결과와 신뢰성 및 타당성 검증 결과는 Table 2와 같다.

<Table 2> Validation results for the cadets' class interest variables related to expectancy violation

Cognitive interest	M	SD	Factor loading
I understood the course material well.	3.36	1.062	.777
I enjoyed the course material of the class.	3.40	1.024	.884
The course material of the class helped me to build my knowledge.	3.56	1.059	.841
	3.44	1.048	

Note. KMO = .9, Bartlett's $\chi^2=2012.431(p<.001)$, Eigen Value = 4.346

Affective interest	M	SD	Factor loading
I found the course material of the class interesting.	3.33	1.087	.897
The class of the course brought me a positive emotional experience.	3.42	1.080	.891
I feel invigorated when I attend the class.	2.92	1.141	.810
	3.22	1.103	

Note. KMO = .9, Bartlett's $\chi^2=2012.431(p<.001)$, Eigen Value = 4.346

피교수자 수업 참여의 측정은 Handelsman et al(2005)이 개발한 대학생용 SCEQ(Student Course Engagement Questionnaire) 척도를 이용하여 기술적 · 정서적 · 상호작용적 · 성과적 참여로 구분하여 측정하였다(Table 3).

<Table 3> Validation results for the cadets' class participation variables related to expectancy violation

Technical participation	M	SD	Factor loading
I took notes on the course material.	3.98	.983	.803
I paid close attention to the lecture content.	3.80	.886	.780
I made an effort to understand the course material.	4.09	.847	.829
	3.96	.905	

Note. KMO = .8, Bartlett's $\chi^2=2925.544(p<.001)$, Eigen Value = 2.384

Affective participation	M	SD	Factor loading
I tried applying the course material to my actual life.	3.03	1.143	.850
I think about how to apply the course material to my daily life	3.21	1.161	.884
I have thought about how the course material is relevant to my life.	3.52	1.073	.768
	3.25	1.126	

Note. KMO = .8, Bartlett's $\chi^2=2925.544(p<.001)$, Eigen Value = 2.305

Interactive participation	M	SD	Factor loading
I frequently expressed my own opinions during the class.	2.93	1.070	.821
I asked questions when I didn't understand the course material.	3.36	1.115	.836
I actively exchanged opinions with other cadets on the course material.	3.62	1.014	.581 ⁷⁾
	3.31	1.066	

Note. KMO = .8, Bartlett's $\chi^2=2925.544(p<.001)$, Eigen Value = 1.962

Performance based participation	M	SD	Factor loading
I aim for high exam scores.	3.84	1.107	.898
I aim for a good grade.	3.88	1.093	.919
I believe I will achieve good results in the class.	3.74	.978	.687
	3.82	1.059	

Note. KMO = .8, Bartlett's $\chi^2=2925.544(p<.001)$, Eigen Value = 2.401

교수자 커뮤니케이션 요인 경험은 수사적 요인(명료성, 전문성, 열의)과 관계적 요인(언어적 친근성, 비언어적 친근성, 확인)으로 구분하여 측정한다. 명료성은 Chesebro & McCroskey(1998)가 개발한 'TCSI(Teacher Clarity Short Inventory)' 척도로 측정하였다. 관련 변인의 측정 결과와 신뢰성 및 타당성 검증 결과는 다음의 Table 4와 같다.

<Table 4> Validation results for clarity variables related to rhetorical communication

Clarity expectancy violation	M	SD	Factor loading
The professor has clear course objectives.	3.85	.922	.843
The professor explains key concepts clearly.	3.71	.954	.870
The professor uses relevant examples related to the course material.	3.91	.873	.893
The professor provides clear answers to students' questions.	3.96	.927	.868
The professor provides clear guidelines for assignments.	3.77	.998	.713
	3.84	.935	

Note. KMO = .9, Bartlett's $\chi^2=1339.907(p<.001)$, Eigen Value = 3.527

다음으로 전문성의 측정은 McCroskey, Valencic, & Richmond(2004)의 교수자 공신력 측정 척도를 이용하였으며, 전문성 변인의 측정 결과와 신뢰성 및 타당성 검증 결과는 Table 5와 같다.

7) 해당 문항의 측정 결과는 요인적재량 미달로 분석되었으므로 이후 상관관계·다중회귀분석에서 제외하였다.

<Table 5> Validation results for expertise variables related to rhetorical communication

Expertise expectancy violation	M	SD	Factor loading
The professor is an expert in the subject matter of the course.	4.04	.980	.895
The professor has a wealth of knowledge about the course content.	4.15	.915	.897
The professor knows how to teach the course material effectively.	3.82	1.010	.881
The professor is proficient in managing the class.	3.88	.995	.897
	3.97	.953	

Note. KMO = .8, Bartlett's $\chi^2=1375.029(p<.001)$, Eigen Value = 3.186

마지막으로 열의의 측정은 Im & Kim(2007)의 열의 측정 척도를 사용하였으며 측정 결과와 신뢰성 및 타당성 검증 결과는 다음의 Table 6과 같다.

<Table 6> Validation results for passion variables related to rhetorical communication

Passion expectancy violation	M	SD	Factor loading
The professor is well-prepared for the class.	4.05	.900	.877
The professor makes an effort to keep the cadet focused during the class.	3.94	.939	.846
The professor lectures with great enthusiasm.	4.07	.890	.893
The professor does not show signs of fatigue or exhaustion.	4.11	.933	.802
	4.04	.916	

Note. KMO = .8, Bartlett's $\chi^2=951.914(p<.001)$, Eigen Value = 2.925

관계적 요인 경험 중, 언어적 · 비언어적 친근성은 Christophel(1990)의 척도로 측정하였으며 언어적 · 비언어적 친근성 변인의 신뢰성 및 타당성 검증 결과는 다음과 같다(Tables 7, 8).

<Table 7> Validation results for verbal friendliness variables related to relational communication

Verbal friendliness expectancy violation	M	SD	Factor loading
The professor has a good sense of humor.	3.81	1.037	.763
The professor calls cadets by their names.	4.03	.903	.743
The professor uses the word 'We'.	4.03	1.012	.724
The professor shares personal experiences.	3.97	1.012	.701
	3.96	.991	

Note. KMO = .9, Bartlett's $\chi^2=2199.337(p<.001)$, Eigen Value = 4.920

<Table 8> Validation results of nonverbal friendliness variables related to relational communication

Nonverbal friendliness expectancy violation	M	SD	Factor loading
The professor exchanges eye contact with cadets.	4.20	.844	.825
The professor smiles during the class.	4.23	.821	.837
The professor teaches with a natural posture.	4.16	.844	.839
The professor uses gestures appropriately.	3.98	.949	.828
	4.14	.865	

Note. KMO = .9, Bartlett's $\chi^2=2199.337(p<.001)$, Eigen Value = 4.920

다음으로 Ellis(2000)의 척도로 확인을 측정하였으며, 측정 결과와 신뢰성 및 타당성 검증 결과는 다음과 같다(Table 9).

<Table 9> Validation results of confirmation variable related to relational communication

Confirmation expectancy violation	M	SD	Factor loading
The professor encourages cadets that they can do well.	3.94	.948	.891
The professor pays attention to whether the cadets are learning well.	3.73	1.078	.878
Before class, the professor checks the students' understanding level.	4.03	1.002	.886
	3.90	1.009	

Note. KMO = .7, Bartlett's $\chi^2=632.408(p<.001)$, Eigen Value = 2.350

교수자 커뮤니케이션에 대한 피교수자의 기대와 위반가 측정을 위해서는 피교수자의 기대치를 측정한 후 그 결과를 이용하여 위반가를 도출해야 한다. 피교수자의 기대치 측정은 Cho(2019)가 개발한 척도를 이용하여 피교수자가 대학교수에게 얼마나 기대하는가를 각각 1개 문항으로 측정하였다. 명료성(M=3.75, SD=.93, 왜도=-.36, 첨도=-.32), 전문성(M=3.99, SD=.97, 왜도=-.74, 첨도=.04), 열의(M=3.98, SD=.97, 왜도=-.49, 첨도=-.75), 언어적 친근성(M=3.96, SD=.97, 왜도=-.61, 첨도=-.27), 비언어적 친근성(M=3.90, SD=1.01, 왜도=-.58, 첨도=-.38), 확인(M=3.73, SD=.97, 왜도=-.32, 첨도=-.50)으로 나타났다.

기대위반가 산출 시에는 각 커뮤니케이션 요인에 대한 경험치에서 기대치를 뺀 평균값으로 산출할 수 있다(Houser, 2006). 이러한 방식을 적용한 기대위반가 산출 결과는 부록 1과 같다. 분석 결과를 살펴보면, 명료성 기대위반(M=.09, SD=.82, 왜도=-.25, 첨도=1.68), 전문성 기대위반(M=-.02, SD=.86, 왜도=-.59, 첨도=2.32), 열의 기대위반(M=.06, SD=.80, 왜도=-.02, 첨도=1.65), 언어적 친근성 기대위반(M=.00, SD=.89, 왜도=.01, 첨도=1.33), 비언어적 친근성 기대위반(M=.24, SD=.88, 왜도=.36, 첨도=1.34), 확인 기대위반(M=.17, SD=.93, 왜도=-.25, 첨도=1.39)이었다.

IV. 연구 결과

위계적 회귀분석에 앞서 총 12개 주요 변인 간의 관계에 관한 상관분석을 수행하였다(부록 2). 상관관계분석 결과 중, 연구가설과 관련된 주요 변수 간의 관계를 살펴보면, 먼저 교수자 커뮤니케이션 기대위반은 수업 흥미와 부분적인 정(+)적관계를 보였다. 이를 구체적으로 살펴보면 명료성 기대 위반가의 크기가 클수록 인지적 흥미($r=.101, p<.05$)와 정서적 흥미($r=.099, p<.05$)가 높았고, 전문성 기대 위반가의 크기가 클수록 정서적 흥미($r=.094, p<.05$)가 높았으며, 확인 기대 위반가의 크기가 클수록 정서적 흥미($r=.095, p<.05$)가 높았다. 다음으로 교수자 커뮤니케이션 기대위반은 수업 참여와 부분적인 부(-)적관계를 보였다. 구체적으로 살펴보면 전문성 기대 위반가의 크기가 작을수록 기술적 흥미($r=-.104, p<.05$), 상호작용적 참여($r=-.135, p<.01$), 성과적 참여($r=-.165, p<.001$)가 높았고, 열의 기대 위반가의 크기가 작을수록 기술적 참여($r=-.126, p<.01$), 성과적 참여($r=-.109, p<.05$)가 높았다. 또한 언어적 친근성 기대 위반가의 크기가 작을수록 기술적 참여($r=-.103, p<.05$), 성과적 참여($r=-.167, p<.001$)가 높았고, 비언어적 기대 위반가의 크기가 작을수록 상호작용적 참여($r=-.120, p<.05$), 성과적 참여($r=-.095, p<.05$)가 높았으며, 확인 기대 위반가의 크기가 작을수록 상호작용적 참여($r=-.108, p<.05$)가 높았다.

4.1 커뮤니케이션 기대위반이 수업 흥미에 미치는 영향

위계적 회귀분석을 통해 교수의 커뮤니케이션 기대위반이 생도의 수업 흥미에 어떠한 영향을 미치는지를 알아본 후, 교수의 커뮤니케이션 경험이 생도의 수업 흥미에 어떠한 영향을 미치는지를 알아보았다(부록 3). 그리고 이를 통해 교수 커뮤니케이션 요인의 경험과 그 기대위반이 생도의 수업 흥미에 미치는 영향력에 차이가 있는지를 분석하였다. 분석에 활용한 변수는 통제변수로서 생도 특성 5개(성별, 학년, 전공계열, 성적 지향성, 학습 지향성), 수사적 커뮤니케이션 요인 3개(명료성, 전문성, 열의), 관계적 커뮤니케이션 요인 3개(언어적 친근성, 비언어적 친근성, 확인)를 포함한 총 11개의 변수이며, 네 차례의 위계적 회귀분석을 통해 이들 변수가 종속변수(수업 흥미)에 미치는 복합적인 영향력을 분석하였다.

첫 번째 분석에서 커뮤니케이션 기대위반이 생도의 인지적 흥미에 미치는 영향은 다음과 같이 분석되었다. 최종 단계의 회귀모형은 약 34.5%의 설명력(Adjusted $R^2=.345$)을 보였고, 공차와 VIF 확인⁸⁾ 결과 다중공선성 문제는 존재하지 않았으며, 오차의 자기 상관성을 나타내는 Durbin -Watson 값도 허용범위⁹⁾ 이내였다. 단계별 R^2 값 증가분에 대한 F 검정 결과($p<.001$)에 의해 단계별 추가변수들의 기여도가 통계적으로 유의한 것으로 밝혀졌다. 2단계와 3단계에서 투입된 커뮤니케이션 요

8) 일반적으로 공차 허용범위는 0.1 이상, 분산팽창요인(Variation Inflation Factor) 허용범위는 10 이하이다.

9) '2'에 근접할수록 오차의 자기 상관성이 낮고, 일반적인 허용범위는 '0~4' 이다.

인들은 인지적 흥미에 유의한 영향을 주지 않았다.

두 번째 분석에서 커뮤니케이션 경험이 생도의 인지적 흥미에 미치는 영향은 다음과 같이 분석되었다. 최종 단계의 회귀모형은 약 51.3%의 높은 설명력(Adjusted $R^2=.513$)을 보였고, 다중공선성 문제와 오차의 자기 상관성 문제는 존재하지 않았다. 또한 단계별 R^2 값 증가분에 대한 F 검정 결과($p<.001$)에 의해 단계별 추가변수들의 기여도가 통계적으로 유의한 것으로 밝혀졌다. 2단계에서 투입된 수사적 커뮤니케이션 요인 중에는 명료성 경험($\beta =.303, p<.001$), 전문성 경험($\beta =.164, p<.01$)이 인지적 흥미에 유의한 영향을 주었다. 3단계에서 관계적 커뮤니케이션 요인 중에는 비언어적 친근성 경험($\beta =-.153, p<.05$), 확인 경험($\beta =.145, p<.05$)이 인지적 흥미에 유의한 영향을 주었다.

세 번째 분석에서 커뮤니케이션 기대위반이 생도의 정서적 흥미에 미치는 영향은 다음과 같이 분석되었다. 최종 단계의 회귀모형은 약 42.2%의 설명력(Adjusted $R^2=.422$)을 보였고, 다중공선성 문제와 오차의 자기 상관성 문제는 존재하지 않았다. 단계별 R^2 값 증가분에 대한 F 검정 결과($p<.001$)에 의해 단계별 추가변수들의 기여도가 통계적으로 유의한 것으로 밝혀졌다. 또한 2단계에서 투입된 수사적 커뮤니케이션 요인은 정서적 흥미에 유의한 영향을 주지 않았다. 3단계에서 관계적 커뮤니케이션 요인 중에는 비언어적 친근성 기대위반($\beta =-.112, p<.05$)이 정서적 흥미에 유의한 영향을 주었다.

네 번째 분석에서 커뮤니케이션 경험이 생도의 정서적 흥미에 미치는 영향은 다음과 같이 분석되었다. 최종 단계의 회귀모형은 약 55.9%의 높은 설명력(Adjusted $R^2=.559$)을 보였고, 다중공선성 문제와 오차의 자기 상관성 문제는 존재하지 않았다. 단계별 R^2 값 증가분에 대한 F 검정 결과($p<.001$)에 의해 단계별 추가변수들의 기여도가 통계적으로 유의한 것으로 밝혀졌다. 2단계에서 투입된 수사적 커뮤니케이션 요인 중에는 명료성 경험($\beta =.295, p<.001$), 전문성 경험($\beta =.131, p<.05$)이 정서적 흥미에 유의한 영향을 보였다. 3단계에서 관계적 커뮤니케이션 요인 중에는 비언어적 친근성 경험($\beta =-.184, p<.01$), 확인 경험($\beta =.199, p<.001$)이 정서적 흥미에 유의한 영향을 주었다.

4.2 커뮤니케이션 기대위반이 수업 참여에 미치는 영향

위계적 회귀분석을 통해 교수 커뮤니케이션 요인의 경험과 그 기대위반이 생도의 수업 참여에 미치는 영향력의 차이가 있는지를 분석하였다. 분석에 활용한 변수는 앞서 수행한 다중회귀분석과 같으며, 여덟 차례의 위계적 회귀분석을 수행하였다(부록 4).

첫 번째 분석에서 커뮤니케이션 기대위반이 생도의 기술적 참여에 미치는 영향은 다음과 같이 분석되었다. 최종 단계의 회귀모형은 약 25%의 설명력(Adjusted $R^2=.250$)을 보였고, 다중공선성 문제와 오차의 자기 상관성 문제는 존재하지 않았다. 단계별 R^2 값 증가분에 대한 F 검정 결과($p<.001$)에 의해 단계별 추가변수들의 기여도가 통계적으로 유의미하였으며, 2단계와 3단계에서 투입된 커뮤니케이션 요인들은 기술적 참여에 유의한 영향을 주지 않았다.

두 번째 분석에서 커뮤니케이션 경험이 생도의 기술적 참여에 미치는 영향은 다음과 같이 분석되었다. 최종 단계의 회귀모형은 약 36.5%의 설명력(Adjusted $R^2=.365$)을 보였고, 다중공선성 문제와 오차의 자기 상관성 문제는 존재하지 않았다. 단계별 R^2 값 증가분에 대한 F 검정 결과($p<.001$)에 의해 단계별 추가변수들의 기여도가 통계적으로 유의한 것으로 밝혀졌다. 2단계에서 투입된 수사적 커뮤니케이션 요인 중에는 명료성 경험($\beta =.175, p<.05$)이 기술적 참여에 유의한 영향을 주었다. 3단계에서 관계적 커뮤니케이션 요인 중에는 비언어적 친근성 경험($\beta =.233, p<.01$), 확인 경험($\beta =-.166, p<.05$)이 기술적 참여에 유의한 영향을 주었다.

세 번째 분석에서 커뮤니케이션 기대위반이 생도의 정서적 참여에 미치는 영향은 다음과 같이 분석되었다. 최종 단계의 회귀모형은 약 26.1%의 설명력(Adjusted $R^2=.261$)을 보였고, 다중공선성 문제와 오차의 자기 상관성 문제는 존재하지 않았다. 단계별 R^2 값 증가분에 대한 F 검정 결과($p<.001$)에 의해 단계별 추가변수들의 기여도가 통계적으로 유의한 것으로 밝혀졌다. 2단계에서 투입된 수사적 커뮤니케이션 요인은 정서적 흥미에 유의한 영향을 주지 않았다. 3단계에서 관계적 커뮤니케이션 요인 중에는 비언어적 친근성 기대위반($\beta =-.110, p<.05$)이 정서적 참여에 유의한 영향을 주었다.

네 번째 분석에서 커뮤니케이션 경험이 생도의 정서적 참여에 미치는 영향은 다음과 같이 분석되었다. 최종 단계의 회귀모형은 약 30.5%의 설명력(Adjusted $R^2=.305$)을 보였고, 다중공선성 문제와 오차의 자기 상관성 문제는 존재하지 않았다. 단계별 R^2 값 증가분에 대한 F 검정 결과($p<.001$)에 의해 단계별 추가변수들의 기여도가 통계적으로 유의한 것으로 밝혀졌다. 2단계에서 투입된 수사적 커뮤니케이션 요인은 정서적 참여에 유의한 영향을 주지 않았다. 3단계에서 관계적 커뮤니케이션 요인 중에는 언어적 친근성 경험($\beta =.161, p<.05$)이 정서적 참여에 유의한 영향을 주었다.

다섯 번째 분석에서 커뮤니케이션 기대위반이 생도의 상호작용적 참여에 미치는 영향은 다음과 같이 분석되었다. 최종 단계의 회귀모형은 약 29.4%의 설명력(Adjusted $R^2=.294$)을 보였고, 다중공선성 문제와 오차의 자기 상관성 문제는 존재하지 않았다. 단계별 R^2 값 증가분에 대한 F 검정 결과($p<.001$)에 의해 단계별 추가변수들의 기여도가 통계적으로 유의한 것으로 밝혀졌다. 2단계에서 투입된 수사적 커뮤니케이션 요인 중에는 전문성 기대위반($\beta =-.128, p<.01$)이 상호작용적 참여에 영향을 주었다. 3단계에서 관계적 커뮤니케이션 요인 중에는 확인 기대위반($\beta =-.096, p<.05$)이 상호작용적 참여에 유의한 영향을 주었다.

여섯 번째 분석에서 커뮤니케이션 경험이 생도의 상호작용적 참여에 미치는 영향을 분석한 결과, 최종 단계의 회귀모형은 약 31%의 설명력(Adjusted $R^2=.31$)이 나타났으며, 다중공선성 문제와 오차의 자기 상관성 문제는 존재하지 않았다. 단계별 R^2 값 증가분에 대한 F 검정 결과($p<.001$)에 의해 단계별 추가변수들의 기여도가 통계적으로 유의한 것으로 밝혀졌다. 2단계에서 투입된 수사적 커뮤니케이션 요인 중에는 명료성 경험($\beta =.279, p<.01$), 전문성 경험($\beta =-.203, p<.01$)이 상호작용적 참여에 영향을 주었다. 3단계에서 투입된 관계적 커뮤니케이션 요인은 상호작용적 참여에 유의한

영향을 주지 않았다.

일곱 번째 분석에서 커뮤니케이션 기대위반이 생도의 성과적 참여에 미치는 영향은 다음과 같이 분석되었다. 최종 단계의 회귀모형은 약 17.4%의 설명력(Adjusted $R^2=.174$)을 보였고, 다중공선성 문제와 오차의 자기 상관성 문제는 존재하지 않았다. 단계별 R^2 값 증가분에 대한 F 검정 결과($p<.001$)에 의해 단계별 추가변수들의 기여도가 통계적으로 유의한 것으로 밝혀졌다. 또한 2단계에서 투입된 수사적 커뮤니케이션 요인 중 전문성 기대위반($\beta = -.165, p<.01$)이 성과적 참여에 영향을 주었다. 3단계에서 투입된 관계적 커뮤니케이션 요인 중 언어적 친근성 기대위반($\beta = -.169, p<.01$)이 성과적 참여에 영향을 주었다.

여덟 번째 분석에서 커뮤니케이션 경험이 생도의 성과적 참여에 미치는 영향은 다음과 같이 분석되었다. 최종 단계의 회귀모형은 약 18%의 설명력(Adjusted $R^2=.18$)을 보였고, 다중공선성 문제와 오차의 자기 상관성 문제는 존재하지 않았다. 단계별 R^2 값 증가분에 대한 F 검정 결과($p<.001$)에 의해 단계별 추가변수들의 기여도가 통계적으로 유의한 것으로 밝혀졌다. 2단계에서 투입된 수사적 커뮤니케이션 요인 중에는 명료성 경험($\beta = .176, p<.05$), 열의 경험($\beta = .224, p<.05$)이 성과적 참여에 유의한 영향을 주었다. 그리고 3단계에서 투입된 커뮤니케이션 요인은 성과적 참여에 유의한 영향을 주지 않았다.

4.3 가설검정

연구가설의 검정 시에는 다중회귀분석 결과의 유의수준 값이 허용범위($p<.05$) 이내의 값인 경우라면 ‘채택’, 그렇지 않다면 ‘기각’으로 판정하였다. <가설 I> ‘교수의 커뮤니케이션 기대위반이 사관생도의 수업 흥미에 영향을 미칠 것이다.’는 ‘부분 채택’하였다. 명료성, 전문성, 열의, 언어적 친근성, 확인 분야의 기대위반은 수업 흥미에 유의한 영향을 주지 않았고, 비언어적 친근성 기대위반($\beta = -.112, p<.05$)만이 정서적 흥미에 영향을 주었다.

<가설 II> ‘교수의 커뮤니케이션 기대위반이 사관생도의 수업 참여에 영향을 미칠 것이다.’는 ‘부분 채택’하였다. 전문성 기대위반은 상호작용적 참여에 영향($\beta = -.128, p<.01$)을 주는 동시에 성과적 참여에 영향을 주었다($\beta = -.165, p<.01$). 언어적 친근성 기대위반($\beta = -.169, p<.01$)은 성과적 참여에 영향을 주었고, 비언어적 친근성 기대위반($\beta = -.110, p<.05$)은 정서적 참여에 영향을 주었으며, 확인 기대위반($\beta = -.096, p<.05$)은 상호작용적 참여에 영향을 주었다. 반면에 명료성, 열의 기대위반은 수업 참여에 유의한 영향을 주지 않았다. <가설 III> ‘교수의 커뮤니케이션 경험과 기대위반이 사관생도의 수업 흥미와 참여에 미치는 영향력에는 차이가 있을 것이다.’는 ‘채택’하였다. 먼저 수업 흥미에 대한 영향력 측면에서 교수의 커뮤니케이션 경험은 명료성 경험(인지 흥미 : $\beta = .303$, 정서 흥미 : $\beta = .295$), 전문성 경험(인지 흥미 : $\beta = .164$, 정서 흥미 : $\beta = .131$), 비언어적 친근성 경험(인지 흥미 : $\beta = -.153$, 정서 흥미 : $\beta = -.184$), 확인 경험(인지 흥미 : $\beta = .145$, 정서 흥미 : $\beta = .199$)이 유

의한 영향을 주었고, 반면에 교수의 커뮤니케이션 기대위반은 비언어적 친근성 기대위반(정서 흥미 : $\beta = -.128$)만이 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다.

다음으로 수업 참여에 대한 영향력 측면에서 교수의 커뮤니케이션 경험은 명료성 경험(기술적 참여 : $\beta = .175$, 상호작용적 참여 : $\beta = .279$, 성과적 참여 : $\beta = .176$), 전문성 경험(상호작용적 참여 : $\beta = -.203$), 열의 경험(성과적 참여 : $\beta = .224$), 언어적 친근성 경험(정서적 참여 : $\beta = .161$), 비언어적 친근성 경험(기술적 참여 : $\beta = .233$), 확인 경험(기술적 참여 : $\beta = -.166$)이 생도들의 수업 참여에 유의한 영향을 주었다. 반면에 교수의 커뮤니케이션 기대위반은 전문성 기대위반(상호작용적 참여 : $\beta = -.128$, 성과적 참여 : $\beta = -.165$), 언어적 친근성 기대위반(성과적 참여 : $\beta = -.169$), 비언어적 친근성 기대위반(정서적 참여 : $\beta = -.110$), 확인 기대위반(상호작용 참여 : $\beta = -.096$)이 생도들의 수업 참여에 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다.

V. 논의 및 결론

본 연구는 교수자의 커뮤니케이션 기대위반이 사관생도의 수업 흥미에 미치는 영향 관계에서 비언어적 친근성 기대위반만이 정서적 흥미에 영향을 미칠 수 있다는 점을 밝혔다. 여기서 기대위반가는 경험치에서 기대치를 뺀 값을 의미하며, Table 9의 커뮤니케이션 기대위반가 분석 결과 중, 비언어적 친근성은 경험치가 기대치보다 높은 양(+)의 기대위반가(평균 .24)가 산출되었다. 이러한 분석 결과는 교수자 커뮤니케이션에 대한 실제 경험치보다는 그 기대치가 높을수록 수업 흥미도가 높아진다는 점을 시사한다. 즉, 수업 중 생도와 시선 교환, 미소, 제스처 등 비언어적 친근성에 대한 생도의 기대치가 높을수록 정서적으로 수업 흥미를 느낄 수 있다는 것을 의미한다. 그래서 교수들은 비언어적 친근성에 대한 기대감을 생도에게 심어줄 수 있는 다양한 교수법을 적용해야 할 것이며, 이런 연구 결과는 교수자가 피교수자와 언어적 · 비언어적 친근성 향상을 위해 노력하면 정서적 흥미가 증가한다는 Mazer(2012)의 연구와 교수자의 비언어적 친근성은 피교수자에게 긍정적 감정과 교수자에 대한 호감 등의 친밀감을 부여함으로써 학습효과를 높일 수 있다는 Cho(2019)의 연구와 유사한 결과로 나타났다. 다만, Mazer(2012)의 연구에서 언어적 친근성 향상이 정서적 흥미를 증가시킨다고 밝힌 부분은 생도들에게는 해당하지 않았다.

다음으로 교수자의 커뮤니케이션 기대위반이 사관생도의 수업 참여에 미치는 영향에서 전문성 기대위반은 상호작용적 참여와 성과적 참여에 영향을 주었고, 언어적 친근성 기대위반은 성과적 참여에 영향을 주었으며, 비언어적 친근성 기대위반은 정서적 참여에 영향을 주었고, 확인 기대위반은 상호작용적 참여에 영향을 주었다. 본 연구의 기초 검증 결과, 생도의 전문성(평균 3.97), 언어적 친근성(평균 3.96), 비언어적 친근성(평균 4.14), 확인(평균 3.90) 경험치는 Cho(2019)가 일반 대학생을 대상으로 분석한 전문성(평균 3.95), 언어적 친근성(평균 3.45), 비언어적 친근성(평균 3.97), 확인

(평균 3.46) 경험치보다 상대적으로 높았다. 따라서 교수의 커뮤니케이션 경험치가 낮은 것이 아니라 생도의 커뮤니케이션 기대치가 높은 경향이 기대위반가를 발생시킨다고 볼 수 있다. 따라서 본 연구의 분석 결과는 교수들이 전문성, 언어적 친근성, 비언어적 친근성, 확인에 대한 기대감을 생도에게 심어줄 수 있는 다양한 교수법을 개발 및 적용해야 함을 시사한다. 특히 교수의 전문성은 수업 분야에 대한 능력, 지식, 경험을 의미하며, 공신력의 한 차원으로도 볼 수 있다. 따라서 생도의 기대치를 높이기 위해 군과 연계성이 있는 전공과목, 군사 필수과목 등의 경우에는 과반수 이상의 교수가 2년~3년간 교수 업무를 수행하고 전투부대로 복귀하는 순환직 교수라는 점을 활용하여 그들이 군 복무를 통해 습득한 능력, 지식, 경험 등을 강의자료 및 교수법에 반영함으로써 교수의 전문성에 대한 생도의 기대치를 높이는 노력이 필요할 것이다. 그리고 일반 대학과 같이 학문적 특성이 강한 전공과목의 경우에는 전임직 교수들의 연구역량을 활용하여 그들이 강의과목과 관련된 연구논문 등의 연구내용을 강의자료 및 교수법에 반영하려는 노력이 필요할 것이다. 또한 교수의 확인은 피교수자가 가치 있고, 인정받고 있음을 확신시켜 주는 행위를 의미한다. 따라서 수업 중 즐거나 집중하지 않는 생도가 있더라도 질책보다는 그들의 통제된 병영생활 환경을 이해하고, 더 노력하면 수업목표를 잘 달성할 수 있다고 격려하는 한편, 상대적으로 학습 능력이 낮은 생도의 경우에는 작은 성취를 인정하고 칭찬하는 등의 노력이 필요하다. 이러한 맥락에서 Gass & Seiter(2018)는 교수자의 공신력이 학습효과, 수업 공정성 인식, 교수자 평가에 긍정적인 영향을 미친다고 하였다. 또한 Chen et al.(2003)은 교수자의 확인은 교수평가와 신뢰도, 수업 참여 및 만족도, 수업 공정성 인식에 긍정적인 영향을 미친다고 하였고, Cho(2018)도 교수자의 확인이 피교수자의 수업 참여를 증가시킨다고 하였다.

끝으로 교수자의 커뮤니케이션 경험과 기대위반이 사관생도의 수업 흥미와 참여에 미치는 영향력의 차이 관점에서 두 가지 측면을 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 수업 흥미에 대한 영향력 측면에서 교수의 커뮤니케이션 경험 중 명료성, 전문성, 비언어적 친근성, 확인 경험이 인지적·정서적 흥미에 유의한 영향을 주었다. 반면에 교수의 커뮤니케이션 기대위반 중에서는 비언어적 친근성 기대위반만이 정서적 흥미에 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다. 이러한 분석 결과는 생도들의 경우 교수 커뮤니케이션의 실제 경험을 기대위반보다 더 민감하게 받아들이는 경향이 있고, 따라서 생도들의 수업 흥미를 높이기 위해서는 교수들이 수업을 진행할 때 명료성, 전문성, 확인 분야의 교수 커뮤니케이션을 많이 경험시키는 방향으로 생도와 소통해야 한다는 점을 시사한다. 다만, 비언어적 친근성 경험과 기대위반의 정도가 모두 생도의 수업 흥미 정도와 반비례의 경향을 보이는 특이점이 발견되었는데, 이는 다시 말해서 시선 교환, 미소, 제스처 등의 비언어적 친근성과 관련된 커뮤니케이션은 오히려 생도들의 수업 흥미를 낮춘다는 의미이다. 이러한 결과는 생도들이 수업에 참여시 교수와의 상호작용 활동에 익숙하지 않거나 상호작용을 원하지 않기 때문에 발생하는 현상으로 추정할 수 있으며, 그 원인은 생도들이 병영생활을 통해 익숙한 상명하복의 사고방식과 사적인 영역까지도 많은 통제가 수반되는 생활환경이 수업 태도에 영향을 미치는 것으로 추정할 수 있다. 한

편, 이러한 결과는 교수자가 피교수자와 비언어적 친근성 향상을 위해 노력하면 정서적 흥미가 증가한다는 Mazer(2012)와 Cho(2019)의 연구 결과와 상반되는 결과이고, 일반적인 상식에도 배치되는 측면이 있으므로 향후 추가 연구가 필요할 것이다. 둘째, 수업 참여에 대한 영향력 측면에서 교수자의 커뮤니케이션 경험 중에서는 명료성 경험이 기술적·상호작용적·성과적 참여에 영향을 주었고, 전문성 경험은 상호작용적 참여에 영향을 주었으며, 열의 경험은 성과적 참여에 영향을 주었고, 언어적 친근성 경험은 정서적 참여에 영향을 주었으며, 비언어적 친근성 및 확인 경험은 기술적 참여에 유의한 영향을 주었다. 반면, 교수자의 커뮤니케이션 기대위반 중에서는 전문성 기대위반이 상호작용적·성과적 참여에 영향을 주었고, 언어적 친근성 기대위반은 성과적 참여에 영향을 주었으며, 비언어적 친근성 기대위반은 정서적 참여에 영향을 주었고, 확인 기대위반은 상호작용적 참여에 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다.

종합적인 분석 결과, 교수자는 생도의 수업 참여를 높이기 위해 다음과 같은 수업진행을 적용할 필요가 있다. 교수는 수업 시 기술적 참여도를 높이기 위해서 명료성, 비언어적 친근성 분야의 교수 커뮤니케이션 경험 비중을 높이는 한편, 확인 분야의 교수 커뮤니케이션에 대한 경험 비중을 줄이는 방향으로 생도와 소통해야 한다. 그리고 정서적 참여도를 높이기 위해서는 언어적 친근성 커뮤니케이션 경험 비중을 높이는 한편, 비언어적 친근성 커뮤니케이션에 대한 기대감을 높이는 방향으로 생도와 소통해야 한다. 또한 상호작용적 참여도를 높이기 위해서는 명료성 커뮤니케이션 경험 비중을 높이는 한편, 전문성에 대한 커뮤니케이션 경험을 줄이는 동시에 기대감을 높이고, 확인 커뮤니케이션의 기대감을 높이는 방향으로 생도와 소통해야 한다. 마지막으로 성과적 참여도를 높이기 위해서는 명료성, 열의 커뮤니케이션 경험 비중을 높이는 한편, 전문성 및 언어적 친근성 커뮤니케이션의 기대감을 높이는 방향으로 생도와 소통해야 한다. 여기서 한 가지 특이한 점은 확인 커뮤니케이션의 경험과 기대위반의 정도가 모두 생도가 수업에 참여도와 반비례의 경향을 보인다는 점인데, 이는 다시 말해서 생도들이 잘 배우는지 관심을 보이고, 얼마나 이해하는지를 확인하는 활동이 오히려 생도들의 수업 참여에 부정적인 영향을 준다는 의미이다. 이러한 현상의 원인은 생도들이 병영생활을 통해 일상적으로 받는 시공간적 생활 통제에 대한 부담감이 수업에 참여하는 시간에도 존재하기 때문으로 추정할 수 있다. 이러한 분석 결과는 국내외의 일반 대학생을 대상으로 한 선행연구들과 비교하면 다소 차이가 있다. 먼저 본 연구와 동일한 분야의 연구 결과(Mazer, 2012; Cho, 2019)에서 확인 분야의 교수 커뮤니케이션 경험과 기대위반이 수업 흥미와 참여에 전반적으로 정비례한다고 밝힌 것과 상반되는 결과이다. 반면, 일부 연구와는 유사한 결과를 나타낸 것으로 볼 수 있는데, 이는 코로나-19 환경의 강의 양상과 특징 연구(Neuwirth, Jovic, & Mukherji, 2020)에서 대학생들이 개인 활동에 대한 정보 등이 노출되는 현상에 대한 거부감이 존재한다고 밝힌 것과 유사한 결과이다. 또한, 포스트 코로나 시대 대학교육 탐색 연구(Son & Jin, 2021)에서 대면수업과 질적인 차이가 거의 없다고 인식되는 실시간 강의에 대해 대학생들이 선호하지 않는 이유는 ‘본인의 존재를 드러내야 하는 부담감’인 반면, 비대면 강의를 선호하는 이유는 ‘타인을 신경쓰지 않아

도 되는 점'이라고 밝힌 것과도 유사한 결과이다. 그리고 비대면 대학 교육과정과 수업 연구(Jung, Cho, & Lee, 2021)에서 대학생의 수업 집중과 참여도를 높이기 위해서는 그들의 사적영역을 침해하지 않는 기술적인 방법을 적용해야 한다는 주장과도 유사하다고 볼 수 있다. 이처럼 본 연구의 결과와 국내·외 선행연구 결과를 비교할 때, 그 연구 시기별로 다른 연구 결과가 도출된 이유는 2020년 초부터 세계적으로 확산한 코로나-19의 영향에 따른 대학교육 환경변화가 주요 원인으로 작용했을 것으로 추정된다.

본 연구는 두 가지 관점에서 유의미한 성과가 있다고 할 수 있다. 첫째, 본 연구 결과를 활용하여 생도의 수업 흥미와 참여도를 높일 수 있는 구체적인 교수법의 개발이 가능하고, 이를 통해 사관학교 교육의 질을 제고 할 수 있다. 둘째, 공인된 측정 도구를 활용하여 사관학교의 생도를 대상으로 교수 커뮤니케이션 경험과 기대위반 정도를 측정 및 분석한 최초의 연구로 향후 군의 교육정책 발전과 후속 연구에 참고자료로 활용될 수 있을 것이다. 반면, 본 연구는 두 가지 관점에서 한계를 가진다고 할 수 있다. 첫째, 비언어적 친근성 커뮤니케이션 향상이 정서적 흥미를 증가시킨다는 국외 연구 사례가 생도에게는 적용되지 않는다는 점을 밝혔으나 그 이유는 밝히지 못했다는 점이다. 둘째, 확인 커뮤니케이션의 경험과 기대위반 정도가 모두 생도의 수업 참여도와 반비례한다는 특이 점을 식별하였으나 그 원인을 명확히 밝히지 못했다는 점이다. 그러므로 후속연구자는 비언어적 친근성 커뮤니케이션 경험과 기대위반에서 생도의 수업 흥미와 반비례 관계가 나타나는 이유를 밝히는 연구를 진행할 필요가 있다. 예를 들어 사관학교의 학생인 생도들이 병영생활을 통해 익숙해진 상명하복의 수동적 사고방식의 영향이나 사적인 영역까지도 통제받는 생도의 병영생활 환경의 영향을 고려한 연구가 필요하다. 다음으로 확인 커뮤니케이션 경험과 기대위반이 어떤 이유에서 생도의 수업 참여도와 반비례하는지를 밝히고, 코로나-19 확산에 따른 비대면 교육에 의해 촉발된 대학교육 환경변화의 영향을 추가로 고려한 연구가 필요하다.

Acknowledgements

We would like to thank Editage (www.editage.co.kr) for English language editing.

Declaration of Conflicting Interests

The authors declared no potential conflicts of interest with respect to the research, authorship, and/or publication of this article.

Author contributions

Conceptualization, Literature review, Resources and Data curation, Investigation and Methodology, Writing, and Project administration: LJ.

Reference

- Aitken, J. E., & Neer, M. R. (1993). College student question-asking: The relationship of classroom communication apprehension and motivation. *Southern Communication Journal*, 59, 73-81. <https://doi.org/10.1080/10417949309372923>
- Bae, H. S., Kwon, Y. S., & Kim, Y. J. (2012). Analysis of the Core Teaching Competency for Rotating Faculties at AFNA. *Human Communication Research*, 30(2), 103-120. UCI(KEPA) : I410-ECN-0102-2013-510-002471538
- Burgoon, J. K. (1995). Cross-cultural and intercultural applications of expectancy violation theory. In R. L. Wiseman(Ed.), *Intercultural communication theory* (pp. 194-214). Sage Publications, Inc.
- Burgoon, J. K., & Hale, J. L. (1988). Nonverbal expectancy violations: Model elaboration and application to immediacy behaviors. *Communication Monographs*, 55(1), 58-79. <https://doi.org/10.1080/03637758809376158>
- Burgoon, J. K., & Jones, S. B. (1976). Toward a theory of personal space expectations and their violations. *Human Communication Research*, 2(2), 131-146. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2958.1976.tb00706.x>
- Chen, X. M., Lawler, E. M., & Venso, E. A. (2003). Improving teaching and learning: Students' perspectives. *A Journal of Educational Development*, 21(1), 238-254. <https://doi.org/10.1002/j.2334-4822.2003.tb00391.x>
- Chesebro, J. L., & McCroskey, J. C. (1998). The development of the teacher clarity short inventory (TCSI) to measure clear teaching in the classroom. *Communication Research Reports*, 15(3), 262-266. <https://doi.org/10.1080/08824099809362122>
- Cho, Y. K. (2018). The Effect of Teachers'Communication on Perception of Classroom Justice. *Journal of Communication Research*, 55(3), 211-248. <https://doi.org/10.22174/jcr.2018.55.3.211>
- Cho, Y. K. (2019). The effect of Expectancy Violations of Instructor Communication on Student Interest and Engagement. *Journal of Communication Research*, 56(3), 112-149. <https://10.22174/jcr.2019.56.3.112>
- Christophel, D. M. (1990). The relationships among teacher immediacy behaviors, student motivation, and learning. *Communication Education*, 39(4), 323-340. <https://doi.org/10.1080/03634529009378813>

- Eison, J. A., Pollio, H. R., & Milton, O. (1986). Educational and personal characteristics of four different types of learning and grade oriented students. *Contemporary Educational Psychology, 11*(1), 54-67. [https://doi.org/10.1016/0361-476X\(86\)90012-3](https://doi.org/10.1016/0361-476X(86)90012-3)
- Ellis, K. (2000). Perceived teacher confirmation: The development and validation of an instrument and two studies of the relationship to cognitive and affective learning. *Human Communication Research, 26*(2), 264-291. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2958.2000.tb00758.x>
- Fassett, D. L., & Warren, J. T. (2010). *The Sage handbook of communication and instruction*(Ed.). Los Angeles, CA: Sage. <https://us.sagepub.com/en-us/nam/the-sage-handbook-of-communication-and-instruction/book233338>
- Gass, R. H., & Seiter, J. S. (2018). *Persuasion : Social Influence, and Compliance Gaining*. New York, Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315209302>
- Gorham, J. (1988). The relationship between verbal teacher immediacy behaviors and student learning. *Communication Education, 37*, 40-53. <https://doi.org/10.1080/03634528809378702>
- Hagenauera, G., & Voletb, S. E. (2014). Teacher-student relationship at university: an important yet under-researched field. *Oxford Review of Education, 40*(3), 370-388. <https://doi.org/10.1080/03054985.2014.921613>
- Handelsman, M. M., Briggs, W. L., Sullivan, N., & Towler, A. (2005). A measure of college student course engagement. *The Journal of Educational Research, 98*(3), 184-192. <https://doi.org/10.3200/JOER.98.3.184-192>
- Houser, M. L. (2005). Are we violating their expectations? Instructor communication expectations of traditional and nontraditional students, *Communication Quarterly, 53*(2), 213-228. <https://doi.org/10.1080/01463370500090332>
- Houser, M. L. (2006). Expectancy violations of instructor communication as predictors of motivation and learning: A comparison of traditional and nontraditional students. *Communication Quarterly, 54*(3), 331-349. <https://doi.org/10.1080/01463370600878248>
- Im, D. H., & Kim, S. N. (2018). The Influence of Communication Style of a Beauty College Professor on Student's Academic Achievement. *Journal of Beauty Art Management, 12*(1), 69-89. UCI(KEPA) : I410-ECN-0102-2021-600-000982681
- Im, W. S., & Kim, Y. J. (2007). Analysis of the Professor's Core Lecture Competency. *Journal of Educational Administration and Policy, 25*(4), 413-434. UCI : G704-000511.2007.25.4.013
- Jung, J. H., Cho, J. S., & Lee, Y. B. (2021). A Mixed-method Research on No-contact Curriculum and learning in Korean Universities. *Journal of Qualitative Inquiry, 7*(1), 171-204. <https://doi.org/10.30940/JQI.2021.7.1.171>
- Kalman, Y. M., & Rafaeli, S. (2010). Online pauses and silence: Chronemic expectancy violations

- in written computer-mediated communication. *Communication Research*, 38, 54-69. <https://doi.org/10.1177/0093650210378229>
- Kim, J. K., & An, H. (2014). The relationship between Instructors' and students' Communication Characteristics and Educational Effects. *Korean Journal of Communication Studies*, 22(1), 65-93. UCI(KEPA) : I410-ECN-0102-2014-700-001475587
- Lee, E. (2007). A Study on The Patterns of Interpersonal Communication of Teachers. *Korean Journal of Communication Studies*, 15(2), 109-138. UCI(KEPA) : I410-ECN-0102-2008-710-002580748
- Mazer, J. P. (2012). Development and validation of the student interest and engagement scales. *Communication Methods and Measures*, 6(2), 99-125. <https://doi.org/10.1080/19312458.2012.679244>
- McCroskey, J. C. (2011). Communication apprehension : What have we learned in the last four decades. *Human Communication*, 12(2), 157-171. <https://citeseerx.ist.psu.edu/document?repid=rep1&type=pdf&doi=6c8abb55b4fbe0e7be285c46c2de534519c437dd>
- McCroskey, J. C., Valencic, K. M., & Richmond, V. P. (2004). Toward a general model of instructional communication. *Communication Quarterly*, 52(3), 197-210. <https://doi.org/10.1080/01463370409370192>
- Neuwirth, L. S., Jovic, S., & Mukherji, B. R. (2020). Reimagining higher education during and post-COVID-19: Challenges and opportunities. *Journal of Adult and Continuing Educational*, 27(2), 141-156. <https://doi.org/10.1177/1477971420947738>
- Son, H. S., & Jin, S. A. (2021). The relationship between Instructors' and students' Communication Characteristics and Educational Effects. *Culture and Convergence*, 43(2), 15-34. <https://doi.org/10.33645/cnc.2021.02.43.2.15>
- Yang, K. H., Kim, J. S., & Kim, J. S. (2017). Effects of Authentic Leadership on Organizational Commitment: A Case of Military Organization. *Journal of Human Resource Management Research*, 24(2), 1-26. <https://doi.org/10.14396/jhrmr.2017.24.2.1>
- Yoo, D. H., Choi, D. J., & Ku, H. G. (2022). A Study on Types and Characteristics of Musculoskeletal Injuries in Military Cadets. *The Korean Society of Sports Science*, 31(5), 1125-1132. <https://doi.org/10.35159/kjss.2022.10.31.5.1125>

원 고 접 수 일 2022년 12월 18일

원 고 수 정 일 2023년 03월 06일

게 재 확 정 일 2023년 04월 17일

부록

<부록 1> 교수자 커뮤니케이션 기대위반가

		경험치	기대치	위반가
수사적 커뮤니케이션	명료성	3.84	3.75	.09
	전문성	3.97	3.99	-.02
	열의	4.04	3.98	.06
관계적 커뮤니케이션	언어적 친근성	3.96	3.96	.00
	비언어적 친근성	4.14	3.90	.24
	확인	3.90	3.73	.17

<부록 2> Correlation analysis results (N = 456)

Variable	M	SD	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1. Cognitive Interest	3.44	1.05	(.86)										
2. Affective Interest	3.22	1.10	.799***	(.89)									
3. Technical Participation	3.96	.905	.449***	.425***	(.84)								
4. Affective Participation	3.25	1.13	.466***	.552***	.385***	1							
5. Interactive Participation	3.31	1.07	.367***	.376***	.523***	.410***	1						
6. Performance Based Participation	3.82	1.06	.409***	.381***	.539***	.262***	.449***	1					
7. Clarity Expectancy Violation	3.84	.94	.101*	.099*	-.004	.030	-.047	-.035	1				
8. Expertise EV	3.97	.95	.085	.094*	-.104*	-.008	-.135**	-.165***	.512***	1			
9. Passion EV	4.04	.92	-.002	.008	-.126**	-.061	-.061	-.109*	.435***	.469***	1		
10. Verbal Friendliness EV	3.96	.99	-.016	-.013	-.103*	.006	-.068	-.167***	.324***	.288***	.327***	1	
11. Nonverbal Friendliness EV	4.14	.87	-.057	-.069	-.070	-.088	-.120*	-.095*	.351***	.308***	.425***	.577***	1
12. Confirmation EV	3.90	1.01	.073	.095*	-.053	.005	-.108*	-.077	.312***	.273***	.222***	.419***	.374***

Note. * indicates $p < .05$; ** indicates $p < .01$; *** indicates $p < .001$. M and SD are used to represent mean and standard deviation, respectively. Values in round brackets indicate the Cronbach reliability. class interest = cognitive interest, affective interests; class participation = technical participation, affective participation, interactive participation, performance based participation; rhetorical communication = clarity EV (Expectancy Violation), expertise EV, passion EV; relational communication = verbal friendliness EV, nonverbal friendliness EV, confirmation EV.

<부록 3> 수업 흥미에 대한 위계적 회귀분석 결과

구 분	인지적 흥미		정서적 흥미	
	① 기대위반	② 실제 경험	③ 기대위반	④ 실제 경험
성별(1=남성)	.020	.046	-.013	.012
(1단계) 학년	-.041	.029	-.045	.021
전공계열(1=인문)	-.067*	-.077**	.005	-.008
사관생도 특성				
성적 지향성	-.030	-.014	-.047	-.034
학습 지향성	.571***	.319***	.691***	.436***
R ²	.340	.340	.407	.407
(2단계) 명료성	.054	.358***	.032	.378***
전문성	.077	.174**	.096	.150*
수사적				
커뮤니케이션				
열의	.023	.068	.055	.053
R ²	.346	.509	.415	.545
(3단계) 언어적 친근성	-.057	.000	-.057	-.013
비언어적 친근성	-.093	-.186*	-.128*	-.242**
관계적				
커뮤니케이션				
확인	.039	.151*	.078	.223***
R ²	.357	.522	.430	.565
Adjusted R ²	.345	.513	.422	.559
Model F	31.018***	60.952***	48.377***	83.295***
Durbin-Watson	1.930	2.016	1.820	1.858

<부록 4> 수업 참여에 대한 위계적 회귀분석 결과

구 분	기술적 참여		정서적 참여		상호작용 참여		성과적 참여	
	① 기대 위반	② 실제 경험	③ 기대 위반	④ 실제 경험	⑤ 기대 위반	⑥ 실제 경험	⑦ 기대 위반	⑧ 실제 경험
성별(1=남성)	.028	.054	-.052	-.042	.036	.045	.078	.100
(1단계) 학년	-.375***	-.289***	.008	.030	-.030	.008	-.201*	-.098
전공계열(1=인문)	-.051	-.035	-.054	-.048	.084*	.097**	-.046	-.024
사관생도 특성								
성적 지향성	-.071	-.050	.057	.073	-.008	.010	.042	.047
학습 지향성	.359***	.221***	.539***	.411***	.507***	.422***	.363***	.250***
R ²	.236	.236	.263	.263	.273	.273	.136	.136
(2단계) 명료성	.078	.177*	.029	.164	.003	.315**	.088	.213*
전문성	-.084	.031	.002	.154	-.132*	-.207**	-.182**	-.146
수사적								
커뮤니케이션								
열의	-.051	.120	-.008	-.093	.092	.045	.009	.271*
R ²	.252	.354	.264	.306	.293	.313	.165	.193
(3단계) 언어적 친근성	-.085	.030	.056	.198*	.011	.091	-.181**	-.086
비언어적 친근성	.041	.233**	-.122*	-.081	-.070	.112	.049	.045
관계적								
커뮤니케이션								
확인	-.057	-.147*	-.019	-.028	-.091*	-.123	-.038	.009
R ²	.264	.376	.272	.316	.307	.322	.189	.195
Adjusted R ²	.250	.365	.261	.305	.294	.310	.174	.180
Model F	20.001***	33.639***	23.933***	29.576***	24.723***	26.516***	12.998***	13.493***
Durbin-Watson	1.770	1.777	2.116	2.105	1.924	1.878	1.820	1.831

군 교수와 사관생도 간의 커뮤니케이션 기대위반이 수업 흥미 및 참여에 미치는 영향 연구

이정열*

국문초록

본 연구의 목적은 교수와 사관생도 간 커뮤니케이션 기대위반이 사관생도의 수업 흥미 및 참여에 어떤 영향을 미치는지 분석하여 ‘사관학교 교육의 질’을 향상시킬 방안을 모색하는 것이다. 본 연구는 다음의 절차에 따라 수행되었다. 먼저, 교수자 커뮤니케이션 및 기대위반 이론에 대한 이론적 고찰이었다. 다음으로, 육군3사관학교 사관생도들을 대상으로 다수의 공인된 측정 척도를 이용하여 교수자 커뮤니케이션 요인을 측정하는 것이었다. 마지막으로, 사관생도의 교수자 커뮤니케이션 경험과 기대위반이 사관생도의 수업 흥미 및 참여에 어떤 영향을 미치는지에 대한 시사점을 도출하기 위해 다수의 위계적(3단계) 회귀분석을 수행하였다. 본 연구의 결과는 다음과 같다. 첫째, 교수 커뮤니케이션 기대위반이 생도들의 수업 흥미에 어떤 영향을 미치는지 분석한 결과, 비언어적 친근감의 기대위반은 정서적 흥미에 부정적(-) 영향을 미치는 것으로 나타났다. 둘째, 교수 커뮤니케이션 기대위반이 생도들의 수업 참여에 어떤 영향을 미치는지 분석한 결과, 전문성의 기대위반은 대화적 참여에 부정적(-) 영향을 미쳤고, 비언어적 친근감의 기대위반은 정서적 참여에 부정적(-) 영향을 미쳤으며, 확인의 기대위반은 상호작용형 참여에 부정적인 영향을 미쳤다. 마지막으로 교수 커뮤니케이션 기대위반이 생도들의 수업 흥미 및 참여에 어떤 영향을 미치는지에 대한 차이를 분석한 결과, 교수 커뮤니케이션의 실제 경험이 기대위반보다 생도들의 수업 참여와 흥미에 더 많은 영향을 미치는 것으로 나타났다.

주제어 : 교수 커뮤니케이션, 사관생도, 기대위반, 수업 흥미, 수업 참여

* (단독저자) 국방과학연구소, 군전력연구센터, semiexpert@naver.com, <https://orcid.org/0000-0002-2679-2443>.