

커뮤니케이션 능력이 개인의 동기요인을 매개로 자기제시 성향에 미치는 영향

황유선* · 김민규** · 김주환***

본 연구는 커뮤니케이션 능력이 자율성, 관계성, 그리고 생활만족도를 매개로 자기제시 성향에 미치는 영향을 구조방정식 모형을 통해 검증하였으며, 나아가 각 변인들 간의 관계가 남녀 집단에서 어떠한 차이를 보이는지를 분석하였다. 전체집단에 대한 가설모형의 적합도는 높게 나타났으며 잠재평균분석 결과 관계성은 여성이 남성에 비해 높은 것으로 밝혀졌다. 또한, 커뮤니케이션 능력과 자기제시 성향의 인과구조는 성별에 따라 차이가 존재하는 것이 발견되었다. 남녀 비교를 위해 다집단 분석을 실시한 결과, 여성 집단의 경우 커뮤니케이션 능력이 높을수록 자기제시 성향이 높았다. 남성 집단에서는 자율성과 생활만족도가 자기제시 성향에 부적인 영향을 미쳤고 관계성이 자기제시 성향에 정적인 영향이 있는 것으로 드러났다. 이를 통해 커뮤니케이션 능력과 자기제시 성향은 단순한 인과적 관계를 가질 뿐 아니라, 남성의 경우에는 개인의 내재적 동기에 의해서 상호작용 방식이 달라진다는 점을 알 수 있다. 한편, 잠재변인 간의 구조적 관계는 관계성이 자기제시 성향에 영향을 미치는 경로를 제외하고는 남녀 집단에서 동일하게 나타났다.

주제어: 커뮤니케이션 능력, 자율성, 관계성, 생활만족도, 자기제시 성향

1. 서론

커뮤니케이션 행위는 타인과의 만남을 통해 타인에게 자신의 모습을 드러내는 과정을 수반한다. 즉, 사람들은 커뮤니케이션 과정에서 필연적으로 타인에게 자신을 드러낼 수밖에 없다. 또한 다양한 목적으로 이루어지는 커뮤니케이션 행위는 궁극적으로는 상대방으로부터 유능하다는 평가를 받는 것을 목표로 한다(Allen, Burrell & Bourhis, 2008). 커뮤니케이션 상황에 부합하게 자신의 모습을 이상적으로 형성하는 것은 커뮤니케이션 능력과 관련된다. 스피츠버그와 쿠페치(Spitzberg & Cupach, 1984, p.115)는 커뮤니케이션 능력을 “자신이나 다른 사람이 평가하는 대인적 인상(interpersonal impression)”으로 정의하고 있다. 즉 커뮤니케이션하는 과정에서 자신이 의도했던 대로 타인에게 자신에 대한 인상을 심어줄 수 있는 능력이 바로 커뮤니케이션 능력인 것이다. 이와 관련하여, 루빈과 마틴(Rubin & Martin, 1994)은 타인과 상호작용을 하면서 효과적이고 적절하게 자신을 공개하는 능력인 자기노출(self-disclosure)을 커뮤니케이션 능력을 구성하는 요인으로 제안하였다.

이처럼 커뮤니케이션 능력이란 결국 다른 사람에게 드러내는 자신의 모습을 가장 바람직하게 투영되도록 만드는 기술이다. 대화를 하거나 청중을 향해 연설을 하면서 상대방이 보고 느끼게 되는 자신의 모습을 이상적으로 형성할 수 있다면 커뮤니케이션 효과도 높아지게 된다. 결국 커뮤니케이션 능력은 다른 사람이 자신에 대해 갖는 인상을 자신의 의도대로 제어하는 과정인 자기제시(self-presentation)와 관계가 깊다. 일반적으로 타인에 대해 갖고 있는 인상은 그 사람을 인식하고 평가한 뒤

* 연세대학교 커뮤니케이션대학원 박사수료(yoosun@hotmail.com)

** 연세대학교 커뮤니케이션대학원 박사과정(mgkim79@yonsei.ac.kr)

*** 연세대학교 언론홍보영상학부 교수(jkim@yonsei.ac.kr), 교신저자

그 결과로써 생기는 것이므로 사람들은 상대방에게 좋은 인상을 심어주도록 행동한다(Leary & Kowalski, 1990, p.34). 만일 상대가 자신이 의도대로 좋은 인상을 받는다면 이는 결과적으로 성공적인 커뮤니케이션 이었다고 간주할 수 있다. 즉, 자기제시는 커뮤니케이션의 일부분이며 커뮤니케이션 능력과는 높은 연관성이 있음을 의미한다. 우리가 타인을 만나는 일상적인 행위 속에는 의식적이건 무의식적이건 간에 커뮤니케이션 능력과 그에 의한 자기제시가 유기적 관계 속에서 발생되며 이는 대인 커뮤니케이션의 보편적인 현상이다.

그렇지만 커뮤니케이션 능력과 자기제시의 관계를 단순한 인과적 상호작용만으로 인식하기에는 다소 무리가 있다. 예컨대, 커뮤니케이션 능력이 높은 사람은 자기제시를 하나의 커뮤니케이션 전략으로 사용할 가능성이 있으나 이 과정에서 인지적 요인이나 외부적 환경 요인 등 다른 변수들로 인해 자기제시가 영향을 받을 수 있다. 하지만 아직까지는 다소 복잡한 현상일 수 있는 커뮤니케이션 능력과 자기제시 간의 관계에 대한 체계적인 이론적 모형은 찾아보기 어렵다. 대부분의 선행연구들은 자기제시의 전략적 측면에 초점을 맞추었고(Gonzales & Hancock, 2008; Papacharissi, 2002) 일부 연구에서는 자기제시와 관련된 사회 심리적 변인에 대한 분석을 시도하여 왔다(Kelly & Rodriguez, 2006; Schlenker & Leary, 1982).

이에 본 연구에서는 대인간 커뮤니케이션에서 다른 사람에게 자신의 인상을 긍정적으로 심어주는 행동이 커뮤니케이션 능력과 개인의 내재적인 동기요인에 따라 어떠한 영향을 받는지 확인하고자 한다. 커뮤니케이션이 단순한 인과관계로 이루어지기보다는 다양한 인지적, 환경적 관계 속에서 구성된다는 점을 감안하여 사회적 상호작용에서 개인의 내재적 영향력을 구체적으로 살펴보았다. 본 연구에서는 개인의 내재적 영향력을 동기적 관점에서 관찰하였으며 이에 자기결정성이론(self-determination theory; Ryan & Deci, 2000) 개념을 사용하였다. 또한 자기제시와 관계된 다양한 변인들이 남녀 간에는 어떠한 차이를 보이는지를 잠재평균분석을 통해 비교하였다. 이와 더불어 성별에 따른 변인간의 인과관계를 확인하였으며 자기제시와 관련된 개인의 인지적 동기요인과 커뮤니케이션 능력에 따른 결과가 남녀 두 집단에서는 각기 어떻게 달라지는 지를 밝히고자 한다.

2. 이론적 논의

1) 자기제시 동기와 커뮤니케이션 능력

다른 사람들이 자신을 어떻게 생각하고 평가하는지에 대해서 대부분의 사람들은 높은 관심을 갖고 있다. 대인 커뮤니케이션 과정에서 개인은 사회적으로 보여지는 자신의 모습이 가급적 긍정적이길 원하며 상대방에게 바람직한 자신의 인상을 심기 위한 노력은 사회적 상호작용에서 중요한 부분이다(Leary & Kowalski, 1990). 대다수의 사람들이 동의하는 이상적인 인상은 사적인 커뮤니케이션 영역에서 뿐 아니라 공적인 영역에서도 긍정적인 커뮤니케이션 결과를 유도하게 된다. 이와 관련하여 좋은 인상을 형성하는 것과 그에 따라 대인관계에서 나타나는 효과를 측정하는 연구들이 진행되어 왔다(김관규·임현규, 2002; 오미영, 2002; Crant, 1996; Stevens & Kristof, 1995).

이처럼 상대방으로 하여금 자신이 의도하는 특정한 인상을 받을 수 있도록 하는 과정을 개념화

한 것이 자기제시이며, 실제 자신의 모습과 이상적인 자아상 사이에 존재하고 있는 차이를 좁히기 위해서는 대인 커뮤니케이션적인 요소가 중요하게 작용한다(Leary & Kowalski, 1990). 학자에 따라서는 인상 관리(impression management) 혹은 자아 정체성(self-identification)이라는 용어를 사용하기도 하였으나 자신에 대한 다른 사람들의 동의를 추구하는 행동을 기반으로 바람직한 인상을 구축하게 된다는 점에서(Schlenker, 1975) 두 개념이 정의하고 있는 바는 유사하다.

리어리와 코왈스키(Leary & Kowalski, 1990, p.35)에 따르면 자기제시는 인지적 과정에 의해 매개되어 나타나는 현상이며 인지적으로 특정한 동기가 부여될 때 의도적인 자기제시 행위가 일어나게 된다. 그동안 대인 관계에서 상대적으로 적은 관심을 받아왔던 자기제시 개념은 점차 대인 커뮤니케이션 요소로서 주목 받기 시작했다. 그렇지만 동기가 유발되었다고 해서 반드시 성공적인 자기제시로 이어지는 것은 아니며 이 과정에는 환경적 요인 혹은 개인의 기질적 특성이 개입하기 마련이다. 특히 커뮤니케이션 능력은 자기제시와 밀접한 연관성을 갖는다. 가령 사회적 상호작용 능력에 대한 자신감이 부족한 경우에는 다른 사람 앞에 자신의 모습을 적극적으로 드러내기 꺼려하며 자신의 모습을 노출하는데 있어 보다 방어적인 자세를 취하는 경향이 있다(Jackson, 2007). 사회적 관계에서 커뮤니케이션 능력이 부족하다고 느낄 때에는 사회적 상호작용이 위축되며 자기제시에는 부정적인 영향을 미치게 된다(Jackson, Towson & Narduzzi, 1997; Stritzke, Nguyen & Durkin, 2004). 반면 자신의 커뮤니케이션 능력이 높다고 인식하는 경우에는 자신의 생각을 더 효과적으로 잘 표현하는 경향이 있다(Snavely & Walters, 1983). 또한 스스로 자신의 능력을 긍정적으로 평가하면서 자신에 대해 높은 가치를 부여하는 자아 존중감(self-esteem)의 정도에 따라서도 자기제시 방식에는 다른 결과가 나타난다(Verderber & Verderber, 2004, p.38). 자아 존중감이 낮은 경우에는 자신의 본래 모습을 상대에게 드러내고 싶어 하지 않는데 이는 자아 존중감이 낮을수록 다른 사람들이 자신에 대해 어떠한 인상을 갖고 있는지 더 신경을 쓰며 상호작용에 적극적인 자세로 임하지 않기 때문으로 밝혀졌다(Cameron, Holmes & Vorauer, 2009; Nezlek & Leary, 2002).

이처럼 자기제시는 개인의 커뮤니케이션 능력에 의해 일정한 영향을 받고 있을 뿐 아니라 다른 사람들에게 보이는 인상을 관리한다는 측면에서(김유정, 2008; 박유진, 2008) 비언어적 커뮤니케이션 속성과도 유사하다고 할 수 있다. 또한 커뮤니케이션 과정에서 자신에 대한 정보를 최대한 호의적으로 만들어 상대에게 전달되도록 인위적인 공을 들이는 것이 자기제시로 나타난다(Leary & Kowalski, 1990; Schlenker, 1980). 즉, 사회적 상호작용에서는 보편적으로 자기제시를 긍정적으로 수행하도록 노력하게 되며 이 때 커뮤니케이션 능력이 높을수록 자기제시에 대해서 보다 적극적인 자세를 취하게 된다. 따라서 개인적 속성으로서의 높은 커뮤니케이션 능력은 대인 커뮤니케이션 상황에서 벌어지는 자기제시에 긍정적인 효과를 미칠 것이라고 볼 수 있다.

2) 자기결정성 요인

앞선 논의에서처럼 적절한 자기제시를 위해서는 이를 위한 동기가 부여되어야 하며 개인적 특성 및 환경적 요인에 의해 자기제시는 달라진다. 이 때 동기부여는 내적으로도 이뤄질 수 있지만 외부적인 요인에 의해서도 발생하며 이러한 내재동기와 외재동기를 발전시킨 개념이 자기결정성 이론이다(Ryan & Deci, 2000). 특히 직접적으로 행동을 유발하기 위해서는 내재적 동기가 더 큰 영향력을 행사하며

자기결정성의 정도가 달라지면 개인의 행동양식도 차이를 보인다(Deci & Ryan, 1991). 즉, 자기결정성 요인들은 다양한 행동적 결과를 불러오는 매개 변인으로 인식되어 왔으며(Ryan & Deci, 2000; Standage, Duda & Ntoumanis, 2003; Vallerand & Losier, 1999) 자기제시에 있어서도 동기로서의 다양한 매개 효과를 발휘한다고 볼 수 있다. 가령, 학생들의 학업 성취도와 같은 학습적인 효과를 측정할 때 개인이 가지고 있는 동기를 보다 구체적으로 설명하고 일관성을 갖기 위해 자기결정성이론이 적용된다(김아영, 2002). 즉, 자기결정성 이론은 개인의 특정한 행동이 유발되는 동기를 개인의 심리적 혹은 환경적 특성에 입각하여 설명하도록 하는 방법론적 접근이라고 인식할 수 있다.

내재동기로서의 자기결정성 요인은 자신의 행동을 조절하고 규제하는 자율성(autonomy), 다른 사람들과 연결되어 있다는 느낌의 관계성(relatedness), 그리고 주변 환경과 효과적인 상호작용으로 긍정적인 평가를 받을 수 있는 유능성(perceived competence)의 세 가지 하부요인으로 구성되며 이 요인들은 개인의 안녕감(sense of wellbeing)과도 직접적인 인과관계를 맺고 있음이 기존의 연구에서 밝혀졌다(Deci & Ryan, 2000; Levesques, Zuehlke, Stanek, & Ryan, 2004; Ryan & Grolnick, 1986; Standage et al., 2003). 자기결정성 요인의 세 가지 요인들은 한꺼번에 이론적 틀로서 구성된 것이 아니라 순차적으로 추가되며 발달된 개념으로서 아직까지 자기결정성 자체 하부요인들 간의 상호 관계에 대한 연구는 충분히 이뤄지지 않은 실정이다. 더욱이 특정 행동을 유발하는 동기로서 커뮤니케이션 행위에 대해서는 인과적인 선행 조건으로 작용함에도 불구하고 자기결정성이론의 하부 요인들과 커뮤니케이션의 연관성을 개념적으로 해석한 연구는 여전히 미흡하다.

이에 본 연구에서는 자기결정성이론의 자율성과 관계성을 자기제시에 대한 동기로서 인식하였다. 나머지 하부 요인인 유능성은 다른 사람으로부터 긍정적인 피드백을 받음으로써 자신감이 높아지고 그로 인해 내재적인 동기가 유발된다는 개념이며 개인의 인지적 측면을 강조하고 있다(Deci & Ryan, 2000; Ryan & Deci, 2000). 이는 또 스스로의 일반적인 능력에 대해 긍정적으로 평가함으로써 여타의 커뮤니케이션 행위에 심리적으로 영향을 미치게 되는 자아 효능감(self-efficacy)과도 유사한 개념이다(Bandura, 1977). 사회적 상호작용에서는 유능성이 높을 때에 보다 돈독한 대인관계를 유지하게 된다(Deci & Ryan, 1985). 그러므로 자기결정성이론의 유능성은 궁극적으로 긍정적인 커뮤니케이션 결과를 이끌어 내는 전제조건이 된다는 점에서 커뮤니케이션 능력과 유사한 개념으로 간주된다.

자율성은 자기결정성이론 요인 중에 그동안 학자들의 관심을 가장 많이 받아온 개념으로서 개인의 행동이나 인식과 관련한 연구들에서 비교적 안정적인 효과를 보이고 있다(Deci & Ryan, 2000; Levesque, Zuehlke, Stanek, 2004; Ryan & Deci, 2000). 외부로부터의 어떠한 보상을 기대하지 않으며 자발적으로 스스로의 관심과 욕구에 따라 행동할 때 자율성은 극대화되며, 반대로 외부적 자극이 개입하는 순간부터 자율성은 통제되고 약화되기 시작하여 내재적 동기가 줄어든다(Deci & Ryan, 2000). 예를 들어, 수업 시간의 참여를 자율적인 분위기 속에서 임하는 학생의 경우에는 학습에 대한 동기유발도 더 잘 이루어지고 있으며 다른 사람과의 상호작용에 대한 자신감도 더 높다(Ryan & Grolnick, 1986). 이처럼 자율성은 대인 관계에 있어서 적극성을 확대시키고 긍정적인 커뮤니케이션 결과를 이끌어낼 가능성을 높여준다.

그렇지만 자기 결정성과 자기제시 사이의 관계에서는 자율성이 높은 개인일수록 자기제시에는 소극적인 것이 연구 결과 밝혀졌다(Lewis & Neighbors, 2005). 이는 자율성이 높은 경우에 자아 존중감이 높고 그에 따라 자신의 행동양식을 일관되게 견지하므로 상황에 따라 전략적으로 자기제시를 수행하

는 것에는 관심을 두지 않을 것이라고 해석된다. 자율성이 높은 개인은 자신의 현재 상황에 대해서 자신감이 있기 때문에 상대에게 굳이 바람직한 인상을 심어주기 위한 자기제시보다는 자신의 본모습 그대로를 드러내려는 성향을 띤다. 자신의 행동에 대해서 책임질 능력이 있고 현재 자신의 모습을 존중하는 경우에는 애써 상대에 대해 이상적인 인상을 형성하기 위한 인상 관리에는 노력을 덜 기울인다(Hodgins & Liebeskind, 2003). 그렇기 때문에 자율성은 오히려 자기제시에는 부정적인 동기요인이 될 것이라고 예상할 수 있다.

관계성은 자율성, 유능성에 비해 상대적으로 늦게 관심을 받기 시작했다. 친밀한 관계에 의한 유대감이 적극적인 활동과 탐구에 더 잘 몰입하게 되는 동기요인으로 작용한다는 사실은 친밀한 관계가 내재적 동기를 강화시킨다는 개념으로 발전되어 왔다(Deci & Ryan, 2000; Ryan & Grolnick, 1986; Standage et al., 2003). 이는 원활한 대인 커뮤니케이션 수행을 위해서는 친밀한 관계를 유지하는 것이 유리하다는 것을 의미한다. 반면 혼자 있거나 관계성이 강하지 않은 상황에서 오히려 강한 동기유발이 일어나기도 하는데 이 경우는 단순히 관계의 친밀감보다는 안정적인 관계, 즉 관계가 유지되는 방식이 동기를 유발하는 데 더 큰 영향을 미치게 되는 경우이다(Deci & Ryan, 2000). 결국 관계성은 사회적 상호작용이라는 의미를 가짐과 동시에 특정한 커뮤니케이션 행위에 대한 선행적 요인으로서도 효과를 발휘하고 있다. 상대에게 자신의 인상을 형성하는 자기제시는 관계성이 높을수록 긍정적인 결과를 유발할 것으로 보인다.

그동안 관계유지는 커뮤니케이션 능력에 의해서 더욱 강화되며 관계를 잘 유지하기 위해서 커뮤니케이션 능력은 필수적인 요소로 인식되어 왔다(Spitzberg & Cupach, 2002). 사회적 상호작용 속에서 갈등이나 부정적인 감정을 다스릴 수 있는 커뮤니케이션 능력은 관계를 발전시키는 역할을 한다. 한편 다른 사람들과 원만한 관계를 유지하는 것은 삶의 만족도를 높이며 개인의 안녕감(well-being)과도 밀접한 연관이 있다. 개인은 자기결정성 요인과 같은 심리적 동기가 성공적으로 수행되었을 때 만족감을 느끼게 되며 특히 안정적인 관계 속에서 이 같은 과정이 더 잘 이루어진다(La Guardia, Ryan, Couchman, & Deci, 2000). 반면 대인 관계를 단독하게 유지하지 못하거나 관계 유지에 무기력한 상태일 경우에 개인의 안녕감은 위협을 받는다(Spitzberg & Cupach, 2002). 라이언과 드시(Ryan & Deci, 2000)에 의하면 개인이 주관적 안녕감을 경험하기 위해서는 개인의 일상적인 삶 속에서 내재적으로 존재하는 동기인 관계성 등 자기결정성 요인들이 충족되어야 하므로 자율성 및 관계성과 인과적 관계를 맺는다.

3) 자기제시 성향의 남녀 성별 차이

자기제시는 개인의 성향에 따라 다른 양상으로 수행된다. 개인의 행동양식이나 태도, 즉 개인이 추구하는 목적이나 특정 상황에 대한 다양한 인식의 차이 혹은 개인적 신념에 따라 자기제시 방법에 차이가 있음이 논의되어 왔다(Arkin, Appleman & Burger, 1980; Nowack & Kammer, 1987; Olson & Johnson, 1991; Schlenker & Leary, 1982). 이처럼 자기제시는 누구에게나 동일한 형식으로 드러나지 않을 뿐 아니라 남녀 성별에 따라서도 다른 영향을 받는다(김유정, 2008; Lefebvre, 1971). 대인 커뮤니케이션 분야에서는 남성과 여성이 다른 방식으로 상호작용하는 것으로 알려져 있는데, 가령 여성은 남성에 비해 얼굴 표정을 사용하는 표현력이 더 좋으며 특히 긍정적인 감정을 나타낼 때는 더 적극적으로 표정 반응을 한다(Hall, 1984; Hall & Halberstadt, 1986)는 연구가 있다. 반면 남성은 분노와 같은 부정적

감정표현을 더 크게 드러내는 것으로 밝혀졌다(Brody, 1985). 이처럼 남성과 여성이 다른 방식으로 상호작용한다는 기존의 연구들에서 보듯이 성별은 특히 자신에 대한 인식과 그에 따른 커뮤니케이션 결과에 차이를 가져오는 요인이다(Rucker & Gendrin, 2007). 그렇기 때문에 자기제시는 개인의 상황과 그에 따른 인지적인 상태뿐 아니라 성별에 따른 상이한 결과를 보일 것으로 예측된다.

자기결정성 요인의 경우에는 특별히 남녀의 성별 차이가 고려되지 않았으나(Deci & Ryan, 2000) 이에 대해 워커(Walker, 2008)는 인종과 성별에 따라 자기결정성에 의한 동기유발에 차이가 발생한다고 주장하였다.

자기결정성의 하부요인 중 하나인 자율성에 관한 선행연구에서는 성별 차이가 존재하지 않는다고 제안하고 있다(Frederic, Morrison & Manning, 1996; Markland & Ingledew, 2006). 하지만 자기결정성의 또 다른 하부요인인 관계성이 동기요인으로서 갖는 효과가 성별에 따라서는 어떠한 차이가 있는지 아직까지 연구된 바가 거의 없다. 여기에서 관계성은 단순히 다른 사람과의 친근한 관계유지만을 의미하는 것이 아니라 관계가 얼마나 안정적(secure relational base)인지에 초점이 맞춰 있다는 점에 주목할 필요가 있다(Deci & Ryan, 2000, p.235). 대체적으로 남성은 자신의 능력을 과시하고자 하며 상호 인간적인 관계에 대해서는 여성보다 적은 관심을 보인다(Shaw, 1971). 그렇다면 남성은 자신을 긍정적으로 포장하면서 상대방과 안정적인 관계를 유지하고자 할 것이며 이러한 관계는 단지 친근감을 유지하기 위한 것이기 보다는 성공적인 커뮤니케이션 결과를 이끌어내기 위한 수단 및 동기로서 작용할 것이라고 간주할 수 있다. 반면 여성은 관계를 맺음으로써 그 안에서 느끼게 되는 친근함을 더 추구하며 관계 자체에 무게를 두는 성향이 있다. 실제로 여성은 관계에 대해서는 남성보다 더 높은 수준을 보인다(Deci & Ryan, 2002; Jordan, Kaplan, Stiver & Surrey, 1991). 이처럼 관계성에 대한 남녀 성별에 따른 효과는 제각기 다르게 나타나고 있다. 남성과 여성이 관계에 대해 갖는 인식에는 차이가 있으며 이러한 차이는 커뮤니케이션 능력과 자기결정성 그리고 자기제시로 이어지는 구조적 관계에서 상이한 효과를 불러올 것으로 보인다.

3. 연구방법

1) 연구문제 및 연구모형

앞선 이론적 논의에서는 커뮤니케이션 능력과 자기제시가 인과적인 관계를 갖고 있으며 자기결정성 요인인 자율성과 관계성 및 생활만족도가 자기제시에 동기요인으로 작용한다는 것을 확인하였다.

커뮤니케이션 능력은 개인의 사회적 활동의 질을 가늠하는 척도가 되며 자신이 살아가고 있는 환경을 효과적으로 통제하기 위한 기본적인 요소로서 하나의 전제조건으로 인식되고 있다(Spitzberg & Cupach, 1984; White, 1959). 이에 따라 본 연구에서는 커뮤니케이션 능력이 자율성과 관계성을 통해 자기제시에 영향을 미친다고 전제하였다. 또한 적절한 자기제시를 위해서는 우선 이를 수행하기 위한 동기가 필요하며 내재동기로서 자기결정성이론(self-determination theory; Ryan & Deci, 2000)을 근거로 한 자율성(autonomy)과 관계성(relatedness)을 자기제시에 대한 매개변인으로 설정하였다. 그리고 인간의 기본적 심리욕구인 자율성과 관계성은 궁극적으로 개인의 주관적 안녕감과 깊은 관련성을

갖고 있다(Deci & Ryan, 2000; La Guardia, Ryan, Couchman, Deci, 2000; Levesque et al., 2004)는 점에서 생활만족도를 매개변인으로 상정하였다. 이와 관련하여 스피츠버그와 쿠페치(Spitzberg & Cupach, 2002)도 커뮤니케이션 능력은 인간관계의 발전에 매우 중요하고, 인간관계와 대인 관계 기술은 개인의 행복(well-being)에 매우 중요하다고 했다.

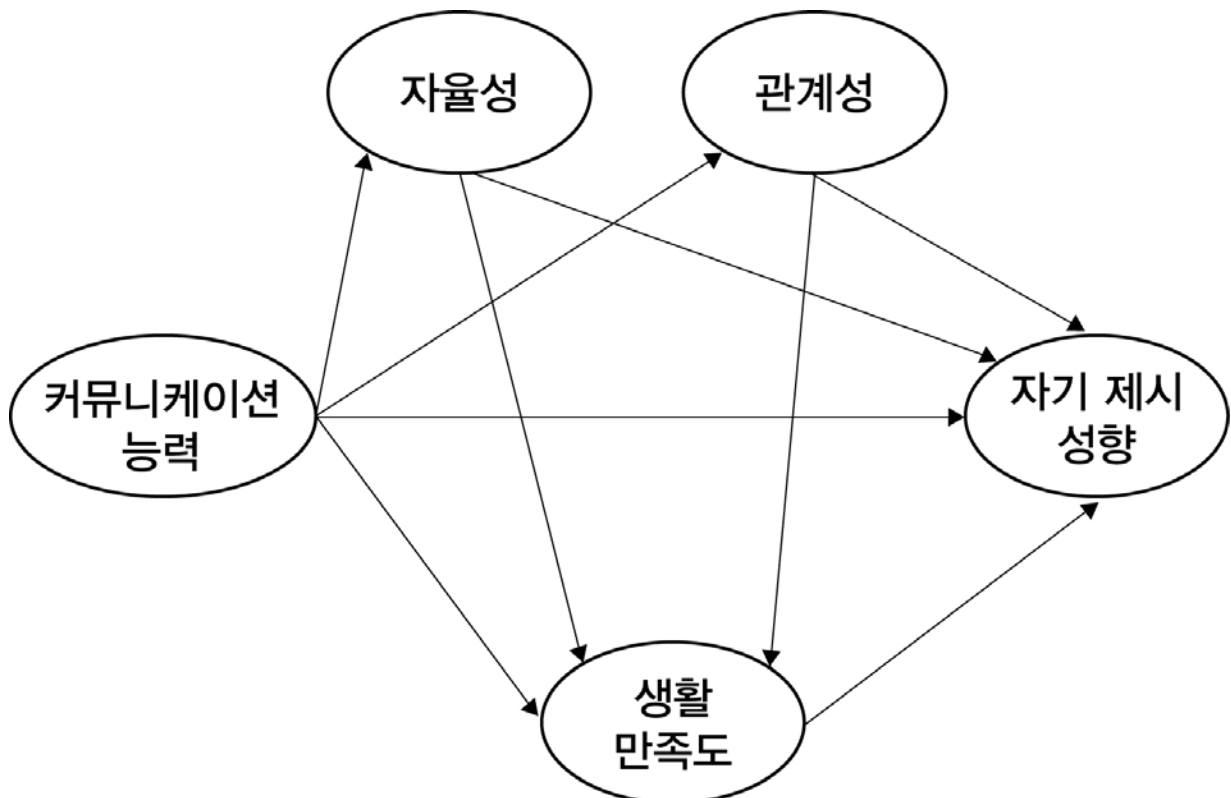
이에 본 연구에서는 커뮤니케이션 능력이 자율성과 관계성, 그리고 개인의 생활 만족도에 영향을 주고 이들 변인을 매개로 하여 자기제시에도 영향을 줄 것으로 가정하였다. 변인간의 구조적 관계를 나타내는 <그림 1>의 가설모형을 설정하였고 전체집단을 대상으로 수립된 가설모형의 적합도를 확인하였다. 또한 커뮤니케이션 능력과 자기결정성 요인인 자율성과 관계성 그리고 생활만족도에서 이어지는 자기제시 성향이 남녀 간에 어떠한 차이를 보이는지를 잠재평균분석을 통해 살펴보도록 하며 각 변인간의 관계는 남녀 성별의 차이가 있을 것으로 보고 이를 경로 모형의 비교를 통해 확인하였다. 본 연구의 가설은 다음과 같이 정리될 수 있다.

가설 1: 커뮤니케이션 능력은 자율성과 관계성, 그리고 생활만족도를 매개로 하여 자기제시 성향에 영향을 미칠 것이다.

가설 2: 커뮤니케이션 능력, 자율성, 관계성, 생활만족도, 자기제시 성향은 성별에 따른 차이를 보일 것이다.

가설 3: 커뮤니케이션 능력이 관계성을 매개로 하여 자기제시 성향에 영향을 미치는 정도는 성별에 따른 차이를 보일 것이다.

<그림 1> 기본가설모형



2) 연구대상

본 연구는 서울 소재 사립 대학교 두 곳에서, 지난 2008년 10월 현재 재학 중인 남녀 대학생 총 380명을 대상으로 실시한 설문조사 자료를 사용하였다. 설문에 임한 대학생들은 설문 전에 설문지 내용 및 응답 방법에 대한 충분한 설명을 들었다. 설문지는 그 자리에서 회수되었고 회수된 설문지 중 응답이 부실하거나 질문에 전혀 답하지 않은 설문지 11부를 제외하고 총 361부를 자료 분석에 사용하였다. 수집된 자료에서는 여학생이 184명 남학생이 167명으로 이들의 평균연령은 21.95세 (SD=2.52)이다.

3) 요인의 산정 및 측정척도

본 연구에서 사용된 문항은 모두 5점 척도(전혀 그렇지 않다=1, 매우 그렇다=5)로 되어 있다.

(1) 커뮤니케이션 능력

커뮤니케이션 능력을 측정하기 위해 커뮤니케이션 적응성 척도(Communication Adaptability Scale; Duran, 1983)와 커뮤니케이션 능력 척도(Communicative Competence Scale; Wiemann, 1977)를 수정하여 총 6개의 문항을 사용하였다. 문항의 예는 “나는 대화를 나눌 때 상대방의 감정을 잘 배려하는 편이다”, “나는 다른 사람의 이야기를 잘 들어 준다” 등이다. 일반적으로 구조방정식모형에서는 잠재변수 하나당 측정변수의 수는 2~4개가 적절하다. 만약 잠재변수를 설정하는데 있어 측정변수의 수가 너무 많을 경우 추정오차의 문제가 발생할 수 있다. 커뮤니케이션 능력을 측정하는 문항들이 6개로 비교적 많은 편이므로, 변인 측정에 있어서 추정오차의 문제가 발생할 수 있다고 판단되었다. 따라서 측정변인을 적정한 수로 줄이기로 하였다. 이런 경우 사용되고 있는 방법들로는 하위검사수준의 합산점수(composite score)를 측정변인으로 쓰는 방법, 문항이 6개라면 1+6, 2+5, 3+4의 요인계수를 가지는 문항을 더하는 방법, 내용상 상관이 높은 문항을 짝 지워서 측정변인으로 쓰는 방법 등이 있다(김아영·차정은·이채희, 서예리·최기연, 2004; Kisthon & Widaman, 1994; Landis, Beal & Tesluk, 1982). 본 연구에서는 이들 중 내용상 상관이 높은 문항을 짝 지워서 측정변인을 줄이는 방법을 사용하였다. 커뮤니케이션 능력을 측정하기 위해 6개의 문항을 활용하였으며, 각 두 개 문항의 점수를 평균으로 산정하여 3개의 측정 변인을 구성하였다. 측정변인 간의 신뢰도는 적절하였다(Cronbach's alpha=.875).

(2) 자율성

본 연구에서는 자율성을 측정하기 위해 레베스크 등(Levesque et al., 2004)의 연구에서 차용한 자기결정성 척도(SDI; self-determination indices) 중 자율성 6개 문항을 수정하여 사용하였다. 문항의 예는 “내 삶을 어떻게 살지에 대해 내 스스로 자유롭게 결정하는 편이다”, “평소 내가 하는 일을 스스로 결정할 기회가 별로 없다” 등이다. 본 연구에서는 자율성을 구성하는 문항 수가 6개로 많은 편이기에, 1+6, 2+5, 3+4의 요인계수를 가지는 문항을 더하는 방법을 사용하여 3개의 측정 변인을 구성하였다. 측정변인 간의 신뢰도는 적절하였다(Cronbach's alpha=.654).

(3) 관계성

본 연구에서는 자율성을 측정하기 위해 레베스크 등(Levesque et al., 2004)의 연구에서 차용한 자기결정성 척도(SDI; self-determination indices) 중 관계성 8개 문항을 수정하여 사용하였다. 문항의 예는 “나는 주변 사람들과 잘 어울리지 않으며 혼자 지내는 편이다”, “나는 내가 알고 지내는 주변 사람들을 정말로 좋아한다” 등이다. 관계성을 구성하는 문항 수가 8개로 많은 편이기에, 본 연구에서는 이들 중 내용상 상관이 높은 문항을 짝 지워서 측정변인을 줄이는 방법을 사용하였다. 관계성을 측정하기 위한 8개의 문항을 각각 3개, 3개, 2개 문항의 점수를 평균으로 산정하여 3개의 측정 변인을 구성하였다. 측정변인 간의 신뢰도는 적절하였다(Cronbach's $\alpha = .809$).

(4) 생활만족도

생활만족도를 측정하기 위해 생활만족도척도(Satisfaction with Life Scale; Diener, Emmous, Larsen, & Griffin, 1985) 5문항을 변안하여 사용하였다. 문항의 예는 “지금까지 내가 원하던 중요한 일들은 이루어 졌다”이며, 측정변인 간의 신뢰도는 적절하였다(Cronbach's $\alpha = .824$).

(5) 자기제시 성향

본 연구에서는 자기제시 동기를 측정하기 위해 리어리와 코발스키(Leary & Kowalski, 1990)의 연구에서 차용한 자기제시 3문항을 수정하여 사용하였다. 문항의 예는 “나는 평소 주위 사람들에게 잘 보이고 싶어 한다”이며, 측정변인 간의 신뢰도는 적절하였다(Cronbach's $\alpha = .843$).

(6) 통계 분석

본 연구에서는 측정오차를 통제한 후 커뮤니케이션 능력, 자율성, 관계성, 생활만족도, 자기제시 동기, 그리고 자기제시에 대한 이론적 관계를 통계적으로 추정하고자 커뮤니케이션 능력, 자율성, 관계성, 생활만족도, 그리고 자기제시 성향을 잠재변수로 설정하였다. 본 연구에서 주요 변수를 잠재변수로 설정한 연구모형의 분석을 위해 구조방정식모형 분석용 통계프로그램인 AMOS 7.0을 사용하였다. 또한 본 연구에서는 자료의 수집 과정에서 발생한 결측값의 처리를 위해 FIML(full information maximum likelihood)을 통해 모형을 추정하였다. FIML은 한 변수의 결측값이 무선적으로 발생했거나, 한 변수의 결측 여부가 다른 변수에 의해 결정되는 경우 전통적인 결측값 추정방법인 listwise나 pairwise 보다 정확하게 미지수를 추정할 수 있다(Arbuckle, 1996). 따라서 FIML은 한 변수의 결측값이 그 변수 값 자체에 의해 결정된 경우가 아니라면 사용할 수 있으며, FIML을 이용하면 결측값이 있는 자료라도 연구 모형에 대한 추정이 가능하다. 구조방정식모형에서 FIML을 이용하여 모형을 추정할 경우, 각 변인들의 정상분포조건이 충족되지 않으면 왜곡된 결과가 도출될 수 있다. 구조방정식모형에서의 정상분포조건(편포도 < 2, 첨도 < 4)을 고려했을 때(Hong, Malik & Lee, 2003), 본 연구에서 사용한 변인들의 편포도와 첨도는 구조방정식 모형을 적용하는데 필요한 정상분포조건을 충족시키고 있다. <표 1>에는 각 측정 변인들의 기술 통계치를 제시하였다.

<표 1> 변수별 문항 수 및 평균, 표준편차, 편포도와 첨도(N=361)

잠재변수	측정변수	평균	표준편차	편포도	첨도
커뮤니케이션 능력	능력1	3.604	.659	-.437	.321
	능력2	3.744	.538	-.441	1.563
	능력3	3.649	.527	-.328	1.363
자율성	자율1	3.430	.742	-.049	-.322
	자율2	3.515	.626	-.153	.107
	자율3	3.726	.633	-.477	.193
관계성	관계1	3.944	.597	-.705	1.787
	관계2	3.591	.578	-.307	-.254
	관계3	3.739	.607	-.245	.050
생활 만족도	만족1	2.942	.905	.138	-.396
	만족2	3.294	.888	-.228	-.216
	만족3	3.442	.911	-.426	-.213
	만족4	2.925	.973	.005	-.687
	만족5	2.925	1.006	-.113	-.619
자기제시 성향	성향1	3.867	.771	-1.085	2.402
	성향2	4.148	.746	-1.221	3.135
	성향3	3.925	.824	-.794	1.028

4. 연구결과

1) 가설모형 검증

본 연구의 기본 가설은 커뮤니케이션 능력이 자기결정성 요인인 자율성, 관계성, 그리고 생활만족도를 매개로 하여 자기제시 성향에 영향을 미친다는 것이었다. 각 변인 간의 관계를 살펴보는 구조모형을 남녀 두 집단에 적용하기에 앞서 적합도 지수를 통해 기본 가설모형을 검증하였으며, 자율성, 관계성, 그리고 생활만족도의 매개효과를 살펴보았다.

모형의 적합도를 검증한 결과 만족할 만한 수준을 보였다($X^2(109, N=361) = 182.457, p < .01, TLI = .961, RMSEA = .043$). 가설모형의 각 변인 간의 경로계수는 <표 2>에 제시하였다. <표 2>를 통해 커뮤니케이션 능력이 자율성, 관계성, 생활만족도, 그리고 자기제시 성향에 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 반면, 개인의 동기 요인 중 자율성만이 자기제시성향에 통계적으로 유의미하게 부적인 영향을 미치는 것을 확인할 수 있다.

<표 2> 가설모형의 모수 추정치

모수	경로계수
커뮤니케이션 능력 → 자율성	.474(.583)***
커뮤니케이션 능력 → 관계성	.588(.816)***
커뮤니케이션 능력 → 생활만족도	.309(.259)*
커뮤니케이션 능력 → 자기제시 성향	.443(.418)**
자율성 → 생활만족도	.628(.429)***
자율성 → 자기제시 성향	-.380(-.291)*
관계성 → 생활만족도	-.108(-.065)
관계성 → 자기제시 성향	.383(.206)
생활만족도 → 자기제시 성향	-.112(-.125)

Note. 경로계수는 비표준화 계수이고 표준화 계수는 괄호 안에 제시.

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

본 연구에서는 또한 개인의 동기요인의 매개효과 검증을 위해 소벨 검증(Sobel, 1982)과 부트스트래핑 과정(bootstrapping procedure; Arbuckle, 2007)을 실시하였다. 아래의 <표 3>에 제시된 것처럼 자율성과 관계성은 커뮤니케이션 능력과 자기제시 성향을 매개하는 변인임을 알 수 있다.

<표 3> 자율성, 관계성, 그리고 생활만족도의 매개효과

매개변인	부트스트래핑 값	소벨 검증(z)
자율성	-.222	2.331**
관계성	.168	1.745*
생활만족도	-.032	1.270

Note. 부트스트래핑 값은 표준화 계수, *p < .05, **p < .01, ***p < .001.

2) 남녀 집단에 대한 구인동등성 비교와 잠재평균분석

집단 간의 차이를 검증할 경우, 많은 연구자들은 변량분석(ANOVA 혹은 MANOVA)을 이용한다. 비록, 변량분석이 집단 간의 차이를 비교하는 대표적인 방법이지만, 많은 방법론 학자들은 구조방정식 모형을 이용하여 집단 간의 차이를 구하는 잠재평균분석을 훨씬 적절한 방법으로 보고 있다(Aiken, Stein & Bentler, 1994; Cole, Maxwell, Arvey & Salas, 1993; Green & Thompson, 2003; Hancock, 1997). 잠재평균 분석은 동일한 변수의 집단 간 비교에 있어서 측정오차를 고려하지 않는 t-test, ANOVA 등의 방법과는 달리 각 변수의 측정오차를 고려할 수 있다는 장점이 있다(Cole et al., 1993; Hancock, 1997). 하지만 잠재평균분석을 위해서는 측정모형의 형태 동일성(configural invariance), 측정 동일성(metric invariance), 그리고 절편 동일성(scalar invariance)이 모두 성립되어야 한다(Hong et al., 2003). 이 세 가지 동일성에 대한 가정은 동시에 검증할 수 있는 것이 아니며, ‘형태 동일성 → 측정 동일성 → 절편 동일성’의

순서로 검증되어야 한다. 형태 동일성의 가정이 만족되어야 측정 동일성 가정을 검증할 수 있고, 측정 동일성 가정이 만족되어야 절편 동일성 가정을 검증할 수 있다.

우선 측정모형의 형태 동일성 검증을 위해 변인에 대한 측정모형을 남녀 두 집단에서 비교하였다. 모든 잠재변인 간의 상관관계를 허용하고 모수의 측정을 자유롭게 추정토록 한 기저모형의 적합도는 두 집단 모두 만족할 만한 수준으로 나타났다(여성 집단: $X^2(109, N=184) = 138.051, p=.05, TLI = .972, RMSEA=.038$, 남성 집단: $X^2(109, N=167) = 146.059, p=.05, TLI=.953, RMSEA=.045$). 브라운과 큐덱(Browne & Cudeck, 1993)에 따르면 RMSEA는 그 값이 .05 이하면 좋은 적합도, .05에서 .08 사이면 적당한 적합도이며, .10 이상이면 부적절한 적합도이다. TLI는 그 값이 .90 이상이면 적합도가 좋다고 할 수 있다(Bentler, 1990; Tucker & Lewis, 1973).

측정 동일성의 검증을 위해서 측정모형에서 각각의 잠재변인에 걸리는 요인계수가 동일하다는 동일화 제약을 가한 측정 동일성 모형과 기저모형의 X^2 값과 자유도를 비교하였다. 즉, 측정 동일성 모형은 기저모형에 내재된 모형(Nested Model)이므로, 두 모형의 자유도의 차이를 이용한 X^2 값 차이(ΔX^2)를 통해 검증이 가능하다. <표 4>에 나타난바와 같이 우선 모든 잠재변인 간의 상관관계를 허용하고 모수 추정을 자유롭게 한 기저모형(모형1)의 적합도는 만족할 만한 수준이었다. 그리고 적재치를 남녀 두 집단에 동일하게 부여한 동한 모형(모형2) 역시 기저모형의 적합도와 거의 동일했다. 기저모형과 측정 동일성 모형의 X^2 값의 차이는 유의미하지 않았다($\Delta X^2(12, N=361) = 13.529, p=.332$). 또한, 모형1과 모형2의 적합도를 비교했을 때, 모형의 적합도가 좋아졌기에 측정 동일성은 성립되었다($\Delta TLI = .002, \Delta RMSEA=.000$). 이는 남녀 두 집단에서 측정도구들이 동일한 방식으로 작동하고 있음을 보여준다.

측정 동일성이 성립되었기에 다음 단계로 절편 동일성을 검증하였다. 측정 동일성 모형(모형2)과 각 측정 변인의 절편까지 동일화 제약을 가한 절편 동일성 모형(모형3) 간의 적합도를 비교하였다. 모형2와 모형3 간의 X^2 값의 차이는 유의하므로($\Delta X^2(17, N=361) = 49.632, p < .001$), X^2 값의 차이에 의한 절편 동일성은 기각되었다. 하지만, X^2 값 차이 분석의 경우 모형의 간명성을 고려하지 않으며, 표본 크기의 영향을 받는 문제점을 지니고 있다. 이러한 경우 TLI와 RMSEA 같은 모형의 간명성을 고려하고, 표본 크기의 영향을 받지 않는 적합도 지수를 통해 모형의 적합성을 평가할 수 있다. 즉 절편 동일성 제약을 가한 모형의 TLI와 RMSEA값이 측정 동일성 제약을 가한 모형의 TLI와 RMSEA값에 비해 나빠지지 않으면 동일화 제약은 기각되지 않음을 의미한다(김주환·김민규·홍세희, 2009). 이를 고려했을 때, 두 모형의 적합도 차이는 미미하므로($\Delta TLI=-.014, \Delta RMSEA=.005$), 모형3의 절편 동일성은 성립되었다. 이는 남녀 두 집단에서 측정 도구와 절편이 동일한 방식으로 작동하고 있음을 보여준다. 따라서 관찰된 평균 차는 잠재변인에 대한 집단 간 실제 차이를 반영한다고 간주할 수 있다.

<표 4> 동일성 검증에 대한 합치도 지수(N = 361)

	X^2	df	p	TLI	RMSEA
모형1: 형태 동일성(기저모형)	284.115	218	.002	.963	.029
모형2: 측정 동일성	297.644	230	.002	.965	.029
모형3: 측정 및 절편 동일성	347.276	247	.000	.951	.034
모형4: 측정, 척도 및 요인분산 동일성	352.879	252	.000	.952	.034

<표 5> 구분 변인에 대한 남녀 학생 간 잠재평균 차이 분석

잠재변인	여성(N=187)		남성(N=164)		효과크기(d)	전체평균
	잠재평균	평균	잠재평균	평균		
커뮤니케이션 능력	0	3.692a	-.028	3.652a	.051	3.673
자율성	0	3.542a	.027	3.573a	.061	3.557
관계성	0	3.800a	-.094*	3.708a	.243	3.757
생활만족도	0	3.104a	.022	3.116a	.034	3.110
자기제시 성향	0	4.027a	-.085	3.940a	.141	3.986

Note. 잠재평균뿐만 아니라 평균(raw means)도 함께 제시. 평균 차이의 유의성($p < .05$)은 문자 a, b로 표현.

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

잠재평균분석에서 요인의 평균은 직접 추정이 불가능하기에, 비교 집단의 잠재평균을 0으로 가정하여 측정 집단의 잠재평균을 측정하여야 한다. 본 연구는 남성 집단의 잠재평균을 추정하기 위해서는 여성 집단의 잠재평균을 0으로 설정하여 분석했다. <표 5>는 구분 변인에 대한 남녀 집단 간 잠재평균 차이를 분석한 것이다. <표 5>에 제시된 코헨의 효과크기를 산출할 때, 두 집단에서 산출된 잠재변인의 분산이 동일한 경우에 공통의 표준편차를 적용하기 때문에 요인 분산 동일성 가정에 대한 검증은 실시하였다(Hong et al., 2003). <표 4>에 제시된 바와 같이 요인분산 동일성 모형(모형4)의 적합도를 절편 동일성 모형(모형3)과 비교한 결과 거의 변화가 없었으므로($\Delta X^2(5, N=361) = 5.603, p = .347, \Delta TLI = .001, \Delta RMSEA = .000$), 요인분산 동일성이 확보되었다. 따라서 효과 크기 값은 공통의 표준편차를 사용하여 계산되었다. 코헨(Cohen)이 제시한 기준에 따르면 d값이 .2 이하면 작은 것으로 .5면 중간 수준으로 .8 이상이면 큰 것으로 해석된다(Hong et al., 2003).

잠재평균분석 결과, 여성이 남성에 비해 관계성이 높은 것으로 나타났다($p < .05$). 커뮤니케이션 능력, 자율성, 생활만족도, 자기제시 성향에서는 남녀 간에 통계적으로 유의미한 차이가 나타나지 않았다. 코헨의 효과 크기에 미루어 보았을 때, 관계성에 있어서는 그다지 큰 차이는 아니지만 분명히 남녀 간의 차이가 존재한다는 것을 알 수 있다. 나아가, 관계성의 경우 잠재평균분석에서는 남성과 여성의 차이는 통계적으로 유의미하였으나, 평균 비교에서는 남성과 여성의 차이는 통계적으로 유의미하지 않았다.

3) 남녀에서의 가설모형 적합도의 비교

측정모형의 동일성이 남녀 집단에서 검증되었으므로, 각 변인 간의 관계를 살펴보는 경로모형을 검증하고, 남녀 두 집단 간의 차이를 비교해 보았다. 각 잠재변인에 대한 모든 요인의 적재치를 동일하게 고정된 경로모형의 적합도를 측정한 결과, 만족할 만한 수준을 보였다($X^2(230, N=361) = 297.644, p < .01, TLI = .965, RMSEA = .029$). 그렇기 때문에 남녀 집단의 회귀계수는 같은 수준에서 해석할 수 있으며 집단에서의 경로계수는 <표 6>에 제시하였다. 이를 통해 커뮤니케이션 능력이 자율성과 관계성에 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 남성 집단의 경우 자율성과 관계성이 자기제시 동기에 통계적으로 유의미한 영향을 미치는 것을 확인할 수 있다.

남녀 두 집단 사이에 혹시나 존재할 지도 모를 경로계수 간의 유의미한 차이를 알아보기 위해

<표 6> 모형의 남녀 집단별 모수 추정치(요인 적재치에 동일성 제약을 가한 모형)

모수	여성	남성
커뮤니케이션 능력 → 자율성	.461(.568)***	.502(.573)***
커뮤니케이션 능력 → 관계성	.515(.779)***	.646(.839)***
커뮤니케이션 능력 → 생활만족도	.128(.105)	.389(.341)*
커뮤니케이션 능력 → 자기제시 성향	.704(.672)***	.185(.158)
자율성 → 생활만족도	.793(.525)***	.443(.340)*
자율성 → 자기제시 성향	-.282(-.218)	-.459(-.342)*
관계성 → 생활만족도	-.107(-.058)	-.027(-.018)
관계성 → 자기제시 성향	-.063(-.040)	.889(.583)*
생활만족도 v 자기제시 성향	.004(.004)	-.264(-.257)*

Note. 숫자는 비표준화 계수이고 표준화 계수는 괄호 안에 제시.

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

모형 내에 존재하는 9개의 경로계수에 각각 동일화 제약을 가한 모형 9개를 기저모형과 비교하였다. <표 7>에 제시된 바와 같이 모든 경로계수에까지 동일화 제약을 가해도 모형의 적합도는 거의 변하지 않았다($\Delta X^2(9, N=361) = 16.911, p=.050, \Delta TLI=-.003, \Delta RMSEA=.001$). 다만, 관계성이 자기제시 동기($\Delta X^2(1, N=361) = 4.592, p < .05$)에 영향을 미치는 경로에서 통계적으로 유의미한 차이를 보였다. 관계성이 자기제시 동기에 이르는 경로의 표준화된 계수는 여성이 $-.040(p=.814)$, 남성이 $.583(p < .05)$ 이었다. 이를 통해 본 연구에서 제시한 모형은 관계성이 자기제시 동기에 영향을 미치는 경로를 제외하고 남녀 집단 모두에서 적용될 수 있음을 의미한다.

다음의 <그림 2>는 모든 요인 적재치와 모든 경로에 대해서 남녀 두 집단 간에 동일성 제약을 가한 모형이다. 이미 측정 동일성 제약을 통해 집단 간의 교차 타당성이 존재하므로 집단 간 계수를 동일한 수준에서 해석할 수 있기에 <그림 2>에서는 여성의 표준화된 경로계수를 제시하였다. 그리고 남성 집단과 유의미한 차이를 보이는 관계성에서 자기제시에 대한 경로계수만 여성과 남성을 구분(여성= $-.04$ / 남성= $.58$ **)하여 표기하였다. 모형의 적합도는($X^2(239, N=361) = 314.555, p=.001, TLI=.962, RMSEA=.030$)으로 만족할만한 수준으로 나타났다.

본 연구에서는 커뮤니케이션 능력이 높을수록 자기결정성요인인 자율성과 관계성이 높아지고 이는 생활만족도에 영향을 주며 궁극적으로 자기제시에 긍정적인 효과를 미치게 될 것이라고 가정하고 가설모형을 수립하여 검증하였다. 검증 결과 커뮤니케이션 능력은 자율성과 관계성 및 생활만족도에 정적인 영향을 미치고 자기제시에도 긍정적인 효과를 발휘하는 것으로 나타났다. 인지적 동기요인으로서 자율성만이 자기제시에 대한 부적인 인과관계를 형성하는 것으로 밝혀졌으며 관계성 및 생활만족도와 더불어 커뮤니케이션 능력과 자기제시의 매개변인으로 작용하고 있음이 검증되었다.

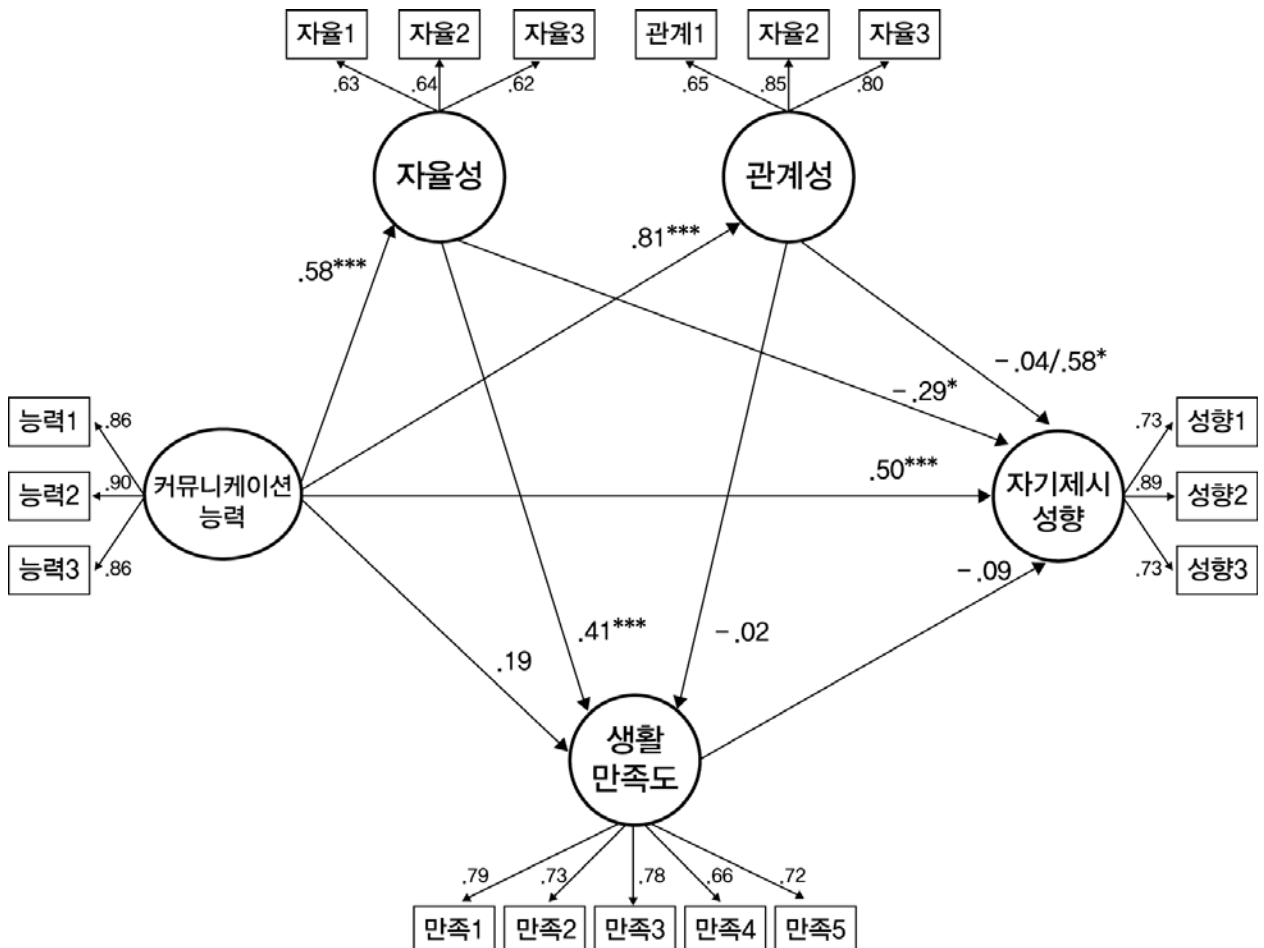
가설모형의 변인들에 대한 성별 차이는 관계성에 있어서 여성이 남성에 비해 높은 것으로 드러났다. 이어 성별에 따른 집단 간 비교를 통해 커뮤니케이션 능력이 내재적 동기요인에 의해 자기제시에 미치는 효과가 상이한 것을 알 수 있었다. 자기제시에 대한 매개변인의 효과는 주로 남성 집단에서 나타났으며 자율성과 생활만족도는 부정적인 영향력을 가지며 관계성은 자기제시에 긍정적인 것으로 검증되었다. 즉 내재적 동기요인은 남성에 대해서 유효하며 자기제시와 연관되어 있음을 알 수 있다.

<표 7> 기저모형과 각각의 경로계수에 동일성 제약을 가한 모형 간의 차이비교

동일성 제약을 가한 경로	자유도 변화량	X ² 변화량	TLI 변화량
커뮤니케이션 능력 → 자율성	1	.140	-.001
커뮤니케이션 능력 → 관계성	1	3.686	.001
커뮤니케이션 능력 → 생활만족도	1	.753	.000
커뮤니케이션 능력 → 자기제시 성향	1	3.127	.001
자율성 → 생활만족도	1	1.460	.000
자율성 → 자기제시 성향	1	.360	.000
관계성 → 생활만족도	1	.028	-.001
관계성 → 자기제시 성향	1	4.592*	.002
생활만족도 → 자기제시 성향	1	3.008	.001
모든 경로에 동일성 제약	9	16.911	.003

여성은 남성과 달리 커뮤니케이션 능력이 높을수록 직접적으로 자기제시에 긍정적인 효과를 나타냈다. 한편 커뮤니케이션 능력은 남성과 여성 집단 모두에서 자율성과 관계성에 정적인 영향을 미쳤으며 생활만족도는 남성 집단에서만 긍정적인 인과관계가 이루어졌다.

<그림 2> 요인 적재치와 경로계수에 동일성 제약을 가한 모형



5. 요약 및 논의

본 연구에서는 다른 사람에게 자신의 모습을 드러내는 행위가 커뮤니케이션 능력 및 개인의 내재적인 동기요인을 통해 어떠한 형태로 드러나며 그 과정에서 성별에 따른 효과가 존재하는지를 확인하고자 하였다. 다른 사람에게 자신의 인상을 긍정적으로 심어주는 자기제시가 대인 커뮤니케이션 과정에 수반되는 행동이라고 보았으며, 만일 그렇다면 커뮤니케이션 능력의 차이는 성공적인 자기제시의 역량을 결정하게 될 것이라고 간주했다. 이와 더불어 개인의 인지적 동기요인이 커뮤니케이션 능력과 자기제시의 과정에서 어떠한 역할을 하고 있는지 주목하였다. 이렇게 하여 만들어진 가설모형을 남녀 집단별로 비교하여 유의미한 차이를 발견할 수 있었다.

기본 가설모형 검증에서는 만족할만한 수준의 적합도가 도출되었고 결과적으로 커뮤니케이션 능력은 자기제시에 긍정적인 효과를 미치는 것으로 나타났다. 이는 다른 사람 앞에서 자신의 인상을 좋게 형성하는 행위가 분명 커뮤니케이션 능력에 의해 어느 정도 결정되는 경향을 함의한다. 커뮤니케이션을 잘 한다는 것은 다른 사람과 상호작용 과정에서 혼자만의 의지대로 행동하기 보다는 커뮤니케이션 상대의 마음까지 사로잡을 수 있어야 한다는 것을 상기시키는 결과라고 할 수 있다. 또한 동기요인으로서 매개변인으로 상정한 자율성, 관계성 그리고 생활만족도에 대해서도 커뮤니케이션 능력은 정적인 인과관계를 형성하였다. 따라서 커뮤니케이션 능력은 개인의 인지적 특성에 있어서도 긍정적으로 관여하는 전제조건이며 효과적인 대인관계 유지에 필요한 주요 요인임을(Spitzberg & Cupach, 2002) 다시 한 번 확인하였다.

매개변인으로서의 자율성은 이론적 논의를 통해 예측되었던 바와 같이 자기제시에 부정적인 효과가 있음이 드러났다. 외부적인 간섭 없이 스스로의 의지에 의해 동기가 발현되는 자율성은 보편적으로는 적극적인 커뮤니케이션 행위를 이끌어낸다. 하지만 상호작용 상대의 평가에 부합하기 위해 의도적으로 자기의 인상을 형성하는 자기제시에 대해서는 자율성이 오히려 역효과를 가지는 것이 확인되었다. 커뮤니케이션 능력과 자율성은 정적으로 밀접한 관계가 있고 더구나 자율성이 높은 개인은 생활만족도 역시 높은 편이다. 이는 자율성이 상대방을 의식해야 하는 사회적 상호작용 보다는 목표 성취와 같은 개인적 영역에 있어 더 효과적으로 작용한다고 해석된다. 그러므로 자율성이 높을수록 성공적인 자기제시를 목표로 한 다양한 전략 구성을 하는 것에는 관심이 덜하다(Lewis & Neighbors, 2005). 하지만 자기제시가 그 자체로서 목적이 아니라, 만일 개인이 추구하는 최종목표의 중간 단계로서 이용된다면 지금과는 다른 인과관계가 나오리라고 예상할 수 있다. 이는 추후 후속 연구를 통해 밝혀볼 수 있기를 기대한다. 한편 관계성과 생활만족도는 예상과 달리 자기제시와 직접적인 연관성이 없는 것으로 밝혀졌으며 성별에 따른 차이를 확인하는 것 같은 세부적인 접근이 필요함을 알 수 있었다.

변인에 대한 성별 차이를 검증하기 위한 잠재평균분석 결과, 관계성에 있어서 남성과 여성의 차이가 드러났다. 본문에서는 이론적으로 성별과 관계성을 둘러싼 상이한 논의들이 제기되었으나 통계적 분석 결과로는 남성이 여성에 비해 관계성이 더 낮았다. 한편 잠재평균분석 결과와 함께 제시한 평균 비교에서는 남녀의 차이가 유의미하게 나타나지 않았다. 실제로 대인관계에 대한 다양한 연구에서는 성별에 따른 차이가 확인되었으며(Barta & Kiene, 2005; Canary & Stafford, 1992; Dunbar & Burgoon, 2005) 여성이 남성에 비해 친밀한 관계를 더 잘 발전시키고 유지하는 편이다(Adler, Rosenfeld & Proctor II, 2004). 따라서 측정오차를 고려한 잠재평균분석은 추후 집단 간 비교에 있어서 용이하게 활용될

수 있을 것으로 보인다.

남성과 여성의 집단별로 확인된 가설모형 검증 결과에 의하면 커뮤니케이션 능력으로부터 매개변인을 거쳐 자기제시로 이어지는 인과관계가 성별에 따라 상이하게 구성되고 있음이 밝혀졌다. 우선 매개효과 없이 커뮤니케이션 능력이 자기제시에 미치는 직접적인 영향은 여성 집단에서만 정적으로 나타났다. 남성의 경우, 자기제시는 커뮤니케이션 능력과는 직접적 관련성이 없는 거의 별개의 문제라고 파악할 수 있었다. 이러한 결과는 집단을 나누지 않은 기본 가설 모형에서 두 변인 간 정적인 인과관계가 도출된 것과는 차이가 있는 것으로 자기제시 성향은 성별에 따른 효과가 존재함을 의미한다. 즉, 다른 사람을 향해서 이상적인 자신의 인상을 형성하는 개인의 노력은 성별에 따라 서로 다른 이유와 과정에 의해 추구된다고 이해할 수 있다.

커뮤니케이션 능력이 높을수록 두 집단에서 모두 자율성과 관계성이 높았으나 자기제시에 대한 매개효과는 주로 남성 집단에서 유효하게 나타났다. 남성은 자율성이 높을수록 자기제시에는 부정적이었다. 또한 생활만족도가 높은 경우에도 자기제시에는 부적인 효과를 미쳤다. 반면 관계성이 좋은 경우에는 자기제시에 긍정적인 효과가 있는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 여성 집단에서 자기제시가 커뮤니케이션 능력과 직접적인 인과관계를 이루고 있던 것과 비교할 때 남성의 자기제시는 여성과는 다른 근거에 입각하여 발현되고 있음을 의미한다.

다른 사람 앞에서 자신을 그럴 듯하게 포장하는 커뮤니케이션 행위는 여성의 경우 커뮤니케이션 능력이 높은 경우에 더 잘 수행하는 경향이 있다. 하지만 남성은 단지 커뮤니케이션 능력이 높은 것 보다는 주로 특정한 동기에 의해 자극 될 때 다른 사람을 의식하고 그에 걸맞게 행동한다고 볼 수 있다. 자기제시의 경우에는 다른 사람과 안정적인 관계를 유지하고자 할 때에는 다른 사람의 시선에 신경을 쓰지만 자율성이 높거나 생활만족도가 높은 상황에서는 오히려 상대방의 마음에 들기 위한 노력을 기울이지 않는 것이다. 이러한 결과는 사회적 상호작용 방식에서 드러나는 남성과 여성의 서로 다른 특성에 기인한다고도 할 수 있다. 대체적으로 남성은 자신의 능력을 과시하고자 하며 일 중심적인 성향이 있기 때문에(Shaw, 1971) 다른 사람과의 관계에 신경을 써야 할 경우에만 자기제시에 대해 의식적으로 반응하게 된다고 해석된다. 그러나 자아에 대한 인식이 강할 경우에는 상대방의 입장에서부터 보다 자유로울 수 있다고 보인다. 본 연구에서는 대인 커뮤니케이션에서 드러나는 남성과 여성의 차이가 자기제시에 있어서도 여전히 발현되고 있음을 확인할 수 있다.

이처럼 커뮤니케이션 능력이 개인의 사고방식이나 환경적 요인에 따라 상이한 효과를 가져 올 수 있음을 확인하였다는 점에서 본 연구의 의의를 찾을 수 있다. 커뮤니케이션 상황이 면대면 상호작용에서 점차 매체를 통한 매개된 커뮤니케이션 영역을 포함하며 확장되는 환경 속에서 본 연구는 보다 세밀한 관점으로 커뮤니케이션 능력의 발현을 살펴보고자 하였다. 다양한 커뮤니케이션 환경은 개인의 인지적 상황에도 영향을 미칠 뿐 아니라 커뮤니케이션 능력에 따른 사회적 상호작용에도 상이한 결과를 가져올 수 있기 때문이다. 이는 추후 커뮤니케이션 능력에 의한 효과를 예측하는데 있어 인지적 요인을 고려할 필요가 있음을 의미한다. 더구나 인지적 요인에 의한 인과관계가 남녀 집단에 따라 달라질 수 있음을 감안한다면 커뮤니케이션 능력과 자기제시를 통한 대인간 커뮤니케이션 행위를 해석하기 위해서는 개별적 특성에 따른 분석이 요구될 수 있다.

특히 인터넷을 통한 상호작용에서는 얼굴을 보지 않고 대화할 뿐 아니라 익명으로 자신의 의견을 말하거나 이름 대신 애칭을 사용하는 등 간접적인 자기제시가 가능하다. 이 경우 개인의 동기요인과

같은 인지적 특성을 고려할 수 있다면 인터넷상의 커뮤니케이션 행위를 이해하고 예측하는 데 도움이 될 것으로 보인다. 더불어서 인지적 요인을 통해 인터넷을 통한 자기제시 성향과 면대면 커뮤니케이션 상황에서의 자기제시가 갖는 차이를 확인하는 것도 의미 있을 것이다.

이와 같은 관점에서 볼 때, 본 연구는 이론모형을 수립하고 매개변수로서 인지적 동기요인의 역할을 확인하였으나 이들 변인과 자기제시 성향이 이루는 인과관계를 포괄적으로 검증하였기 때문에 개별 상황에 따라 달라질 수 있는 커뮤니케이션 환경을 대표한다고 보기에는 다소 한계가 따른다. 가령 앞서 서술한 바와 같이 인터넷상의 커뮤니케이션과 면대면 커뮤니케이션 상황이 갖는 효과가 다를 것이며 자기제시 성향 역시 보다 세분화 된 특징을 나타낼 것으로 보인다. 이러한 점에서 연구 결과에 대한 지나친 확대해석 보다는 커뮤니케이션 능력이 매개 변인을 통해 자기제시 성향에 발현되고 이러한 관계가 남녀 집단에 따라 각각 달라질 수 있다는 하나의 경향을 확인하였다는 데에 중점을 두는 것이 옳다고 여겨진다. 또한 분석 대상자가 아직 본격적인 사회인이라고 할 수 없는 대학생들로 구성되어 있다는 점 역시 한계로 남는다. 자기제시에 대한 중요성이 커지는 공식적인 관계 내지는 자신에 대한 상대방의 평가를 의식해야 하는 상황은 학교 내에서보다는 오히려 사회생활 속에서 더 진지하게 다루어진다. 그럼에도 불구하고 분석 대상이 또래 친구들이나 선후배 관계 등에 주로 노출되는 학생들로 한정되었다는 점에서 연구결과가 갖는 함의가 축소될 수 있다. 게다가 아직까지는 자기제시 성향에 관한 추가적인 연구결과가 많이 축적되지 않은 상황이기 때문에 커뮤니케이션 능력을 비롯한 인지적 동기관련 변인의 효과를 절대적인 기준으로 삼을 수 없다. 분석에 사용된 변인 이외에도 개인의 성격이나 사회적 지위 및 그에 따른 경험 등 여타의 요인들도 자기제시에 영향력을 행사할 것으로 볼 수 있기 때문이다. 다만, 추후 연구에서 이러한 제한점을 보완한 연구가 이루어질 수 있기를 기대한다. 예컨대, 다양한 변인을 추가하는 것 뿐 아니라 잠재성장모형(latent growth modeling)에서처럼 종단 자료를 통한 커뮤니케이션 능력과 자기제시 성향의 변화를 분석 할 수도 있을 것이다.

Ⅰ 참고문헌

- 김관규·임현규 (2002). CMC를 통해 형성되는 대인인상 특징과 인상형성에 영향을 미치는 요인. 『한국언론학보』, 46권 4호, 76~106.
- 김아영 (2002). 자기결정성 이론에 따른 학습동기 유형 분류체계의 타당성. 『교육심리연구』, 16권 4호, 169~187.
- 김아영·차정은·이채희·서예리·최기연 (2004). 학교급간 학업적 자기조절척도의 구인동등성 검증 및 잠재평균분석. 『교육심리연구』, 18권 2호, 227~244.
- 김유정 (2008). 웹 개인미디어에서의 사이버 자기표현. 『한국언론학보』, 52권 6호, 78~99.
- 김주환·김민규·홍세희 (2009). 『구조방정식모형으로 논문쓰기』. 서울: 커뮤니케이션북스.
- 박유진 (2008). 자기표현 도구로써 미니홈피 꾸미기 아이템의 이용 동기와 행태에 관한 연구. 『사이버커뮤니케이션학보』, 25권 3호, 5~39.
- 오미영 (2002). TV 토론 출연자에 대한 이미지 평가 분석. 『스피치와 커뮤니케이션』, 1호, 7~46.
- Adler, R. B., Rosenfeld, L. B. & Proctor II, R. F. (2004). *Interplay: The process of interpersonal communication*. Oxford: Oxford University Press.

- Aiken, L. S., Stein, J. A. & Bentler, P. M. (1994). Structural equation analyses of clinical subpopulation differences and comparative treatment outcomes: Characterizing the daily lives of drug addicts. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 62, 488~499.
- Allen, M., Burrell, N. & Bourhis, J. (2008). Coping with the needs of presentation. In Gert Rickheit & Hans Strohner (Eds.), *Handbook of communication competence* (pp.343~358). Berlin: Walter de Gruyter GmbH & Co.
- Arbuckle, J. L. (1996). Full information estimation in the presence of incomplete data. In G. A. Marcoulides & R. E. Schmacker (Eds.), *Advanced structural equation modeling: Issues and techniques*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Arkin, R. M., Appleman, A. J. & Burger, J. M. (1980). Social anxiety, self-presentation, and the self-serving bias in causal attribution. *Journal of Personality and Social Psychology*, 38(1), 23~35.
- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, 84(2), 191~215.
- Barta, W. D. & Kiene, S. M. (2005). Motivations for infidelity in heterosexual dating couples: The roles of gender, personality differences, and sociosexual orientation. *Journal of Social and Personal Relationships*, 22, 339~360.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indices in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238~246.
- Brody, L. R. (1985). Gender differences in emotional development: A review of theories and research. *Journal of Personality*, 53, 102~149.
- Browne, 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.
- Cameron, J. J., Holmes, J. G. & Vorauer, J. D. (2009). When self-disclosure goes away: Negative consequences of revealing personal failures for lower self-esteem individuals. *Journal of Experimental Social Psychology*, 45(1), 217~222.
- Canary, D. J. & Stafford, L. (1992). Relational maintenance strategies and equity in marriage. *Communication Monographs*, 59, 239~267.
- Crant, J. M. (1996). Doing harm than good: When is impression management likely to evoke a negative response? *Journal of Applied Psychology*, 26(16), 1454~1471.
- Cole, D. A., Maxwell, S. E., Arvey, R. & Salsa, E. (1993). Multivariate group comparisons of variable systems: MANOVA and structural equation modeling. *Psychological Bulletin*, 114, 174~184.
- Deci, E. L. & Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic motivation and self-determination in human behavior*. New York: Plenum Press.
- _____ (1991). A motivational approach to self: Integration in personality. In R. Dienstbier (Ed.), *Nebraska symposium on motivation: Perspectives on motivation* (pp.237~288). Lincoln: University of Nebraska Press.
- _____ (2000). The 'What' and 'Why' of goal pursuits: Human needs and the self-determination of behavior. *Psychological Inquiry*, 11(4), 227~279.
- _____ (2002). Reflections and future directions. In E. L. Deci, & R. M. Ryan (Eds.), *Handbook of self-determination* (pp.431~441). Rochester, NY: The University of Rochester Press.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J. & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 71~75.
- Dunbar, N. E. & Burgoon, J. K. (2005). Perceptions of power and interactional dominance in interpersonal relationships. *Journal of Social and Personal Relationships*, 22, 207~233.

- Duran, R. L. (1983). Communicative adaptability: A measure of social communicative competence. *Communication Quarterly*, 31(4), 320~326.
- Frederick, C. M., Morrison, C. & Manning, R. (1996). Motivation to participate, exercise affect, and outcome behaviors toward physical activity. *Perceptual and Motor Skills*, 82(2), 691~701.
- Gonzales, A. L. & Hancock, J. T. (2008). Identity shift in computer-mediated environments. *Media Psychology*, 11(2), 167~185.
- Green, S. B. & Thompson, M. S. (2003). Structural equation modeling in clinical research. In M. C. Roberts & S. S. Illardi (Eds.), *Methods of research in clinical psychology: A handbook* (pp.138~175). London: Blackwell.
- Hall, J. A. (1984). *Nonberval sex differences: Communication accuracy and expressive style*. London: Johns Hopkins University Press.
- Hall, J. A. & Hallberstadt, A. G. (1986). Smiling and gazing. In J. S. Hyde & M. C. Linn (Eds.), *The psychology of gender: Advances through meta-analysis* (pp.136~158). Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- Hancock, G. R. (1997). Structural equation modeling methods of hypothesis testing of latent variable means. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 30, 91~105.
- Hodgins, H. S. & Liebeskind, E. (2003). Apology versus defense: antecedents and consequences. *Journal of Experimental Social Psychology*, 39(4), 297~316.
- Hong, S., Malik, M. L. & Lee, 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(4), 636~654.
- Jackson, T. (2007). Protective self-presentation, sources of socialization, and loneliness among Australian adolescents and young adults. *Personality & Individual Differences*, 43(6), 1552~1562.
- Jackson, T., Towson, S. & Narduzzi, K. (1997). Predictors of shyness: a test of variables associated with self-presentational models. *Social Behavior and Personality*, 25(2), 149~154.
- Jordan, J. V., Kaplan, A. G., Stiver, I. P. & Surrey, J. L. (1991). *Women's growth in connection*. NY: The Guilford Press.
- Kelly, A. E. & Rodriguez, R. R. (2006). Publicly committing oneself to an identity. *Basic and Applied Social Psychology*, 28(2), 185~191.
- Kishton, J. M. & Widaman, K. F. (1994). Unidimensional versus domain representative parceling of questionnaire items: An empirical example. *Educational and Psychological Measurement*, 54, 757~765.
- La Guardia, J. G., Ryan, R. M., Couchman, C. E. & Deci, E. L. (2000). Within-person variation in security of attachment: A self-determination theory perspective on attachment, need fulfillment, and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 79(3), 367~384.
- Landis, R. S., Beal, D. J. & Tesluk, P. E. (2000). A comparison of approaches to forming composite measures in structural equation models. *Organizational Research Methods*, 3, 186~207.
- Leary, M. R. & Kowalski, R. M. (1990). Impression management: A literature review and two-component model. *Psychological Bulletin*, 107, 34~47.
- Lefebvre, L. M. (1971). An experimental approach to the use of ingratiation tactics under homogeneous and heterogeneous dyads. *European Journal of Social Psychology*, 3(4), 427~445.
- Levesque, C., Zuehlke, A. N., Stanek, L. R. & Ryan, R. M. (2004). Autonomy and competence in German and American university students: A comparative study based on self-determination theory. *Journal of Educational Psychology*, 96(1), 68~84.

- Lewis, M. A. & Neighbors, C. (2005). Self-determination and the use of self-presentation strategies. *The Journal of Social Psychology*, 145(4), 469~489.
- Markland, D. & Ingledeu, D. K. (2007). The relationship between body mass and body image and relative autonomy for exercise among adolescent male and females. *Psychology of Sports and Exercise*, 8(5), 836~853.
- Nezlek, J. B. & Leary, M. R. (2002). Individual differences in self-presentational motives in daily social interaction. *Personality & Social Psychology Bulletin*, 28(2), 211~223.
- Nowack, W. & Kammer, D. (1987). Self-presentation: Social skills and inconsistency as independent facets of self-monitoring. *European Journal of Personality*, 1(2), 61~77.
- Olson, K. R. & Johnson, D. C. (1991). Individual differences in self-presentation style. *The Journal of Social Psychology*, 131(4), 495~509.
- Papacharissi, Z. (2002). The presentation of self in virtual life: characteristics of personal home pages. *Journalism & Mass Communication Quarterly*, 79(3), 643~660.
- Rubin, R. B. & Martin, M. M. (1994). Development of a measure of interpersonal communication competence. *Communication Research Reports*, 11(1), 33~44.
- Rucker, M. L. & Gendrin, D. M. (2007). Self-construal, interpersonal communication satisfaction, and communication style: Engendering differences. *Human Communication*, 10(4), 437~449.
- Ryan, R. M. & Deci, E. L. (2000). Self-determination theory and facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being. *American Psychologist*, 55(1), 749~761.
- Ryan, R. M. & Grolnick, W. S. (1986). Origins and pawns in the classroom: self-report and projective assessments of individual differences in children's perceptions. *Journal of Personality and Social Psychology*, 50(3), 550~558.
- Schlenker, B. R. (1975). Self-presentation: managing the impression of consistency when reality inferences with self-enhancement. *Journal of Personality and Social Psychology*, 32(6), 1030~1037.
- _____. (1980). *Impression management: The self-concept social identity and interpersonal relations*. Monterey, CA: Brooks/Cole.
- Schlenker, B. R. & Leary, M. R. (1982). Social anxiety and self-presentation: a conceptualization and model. *Psychological Bulletin*, 92(3), 641~669.
- Shaw, M. E. (1971). *Group dynamics: the psychology of small group behavior*. New York: McGraw-Hill.
- Snively, W. B. & Walters, E. V. (1983). Differences in communication competence among administrator social styles. *Journal of Applied Communication Research*, 11(2), 120~135.
- Sobel, M. E. (1982). Asymptotic confidence intervals for indirect effects in structural equation models. In S. Leinhardt (Ed.), *Sociological Methodology 1982* (pp. 290~312). Washington DC: American Sociological Association.
- Spitzberg, B. H. & Cupach, W. R. (1984). *Interpersonal communication competence*. Beverly Hills, CA: Sage.
- _____. (2002). Interpersonal skills. In M. L. Knapp & J. A. Daly (Eds.), *Handbook of interpersonal communication* (pp.564~611). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Standage, M., Duda, J. L. & Ntoumanis, N. (2003). A model of contextual motivation in physical education: using constructs from self-determination and achievement goal theories to predict physical activity intentions. *Journal of Educational Psychology*, 95(3), 97~110.
- Stevens, C. K. & Kristof, A. L. (1995). Making the right impression: A field study of applicant impression management during job interviews. *Journal of Applied Psychology*, 80, 587~606.
- Stritzke, W. G. K., Nguyen, A. & Durkin, K. (2004). Shyness and computer-mediated communication: a self-presentational theory perspective. *Media Psychology*, 6(1), 1~22.

Tucker, L. R. & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38, 1~10.

Vallerand, R. J. & Losier, G. F. (1999). AN integrative analysis of intrinsic and extrinsic motivation in sport. *Journal of Applied Sport Psychology*, 11, 142~169.

Verderber, K. S. & Verderber, R. F. (2004). *Inter-act: interpersonal communication concepts, skills, and contexts*. New York: Oxford University Press.

Walker, G. J. (2008). The effects of ethnicity and gender on facilitating intrinsic motivation during leisure with close friend. *Journal of Leisure Research*, 40(2), 290~311.

White, R. W. (1959). Motivation reconsidered: The concept of competence. *Psychological Review*, 66(5), 297~333.

Wiemann, J. M. (1977). Explication and test of a model of communicative competence. *Human Communication Research*, 3, 195~213.

(투고일자: 2009.6.1, 수정일자: 2009.10.8, 게재확정일자: 2009.10.15)

<부록 1> 주요 변인 간의 상관관계(여학생 N=184, 남학생 N=167)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17
능력1		.768**	.684**	.249**	.367**	.289**	.482**	.619**	.540**	.296**	.182*	.323**	.172*	.256**	.393**	.341**	.347**
능력2	.672**		.761**	.273**	.405**	.332*	.558**	.552**	.527**	.215**	.157*	.281**	.212**	.227**	.411**	.408**	.364**
능력3	.687**	.657**		.185*	.316**	.279**	.480**	.496**	.442**	.271**	.145	.243**	.204**	.179**	.370**	.378**	.352**
자율1	.268**	.317**	.264**		.390**	.366**	.240**	.232**	.239**	.356**	.230**	.308**	.353**	.400**	-.011	-.022	-.052
자율2	.293**	.303**	.300**	.374**		.416**	.263**	.378**	.379**	.229**	.183*	.278**	.260**	.165*	.101	.135	.063
자율3	.269**	.396**	.287**	.449**	.408**		.297**	.302**	.370**	.277**	.099	.268**	.254**	.149*	.172*	.145*	.054
관계1	.354**	.428**	.428**	.253**	.335**	.289**		.556**	.462**	.125	.137	.301**	.228**	.215**	.206**	.250**	.135
관계2	.654**	.542**	.585**	.305**	.362**	.271**	.555**		.665**	.203**	.166*	.304**	.142	.276**	.292**	.264**	.261**
관계3	.560**	.564**	.545**	.338**	.326**	.403**	.604**	.631**		.184*	.107	.256**	.168*	.266**	.186*	.179*	.194**
만족1	.364**	.339**	.263**	.254**	.168*	.150	.033	.306**	.210**		.601**	.572**	.506**	.566**	.136	.052	.045
만족2	.221**	.295**	.302**	.220**	.237**	.195*	.192*	.252**	.262**	.460**		.602**	.477**	.560**	.131	.092	.074
만족3	.353**	.331**	.323**	.332**	.120	.352**	.265**	.345**	.455**	.449**	.397**		.489**	.608**	.145	.082	-.006
만족4	.224**	.205**	.191*	.326**	.094	.189*	.105	.210**	.195*	.532**	.318**	.474**		.454**	.012	-.002	-.031
만족5	.232**	.213**	.237**	.296**	.059	.190*	.125	.219**	.211**	.385**	.262**	.421**	.405**		.096	.060	.036
성향1	.151	.111	.169*	-.087	.059	.017	.197*	.268**	.143	-.103	-.044	.044	-.051	-.130		.745**	.599**
성향2	.259**	.210**	.218**	-.077	.017	.065	.219**	.299**	.235**	-.103	-.063	.103	-.068	-.184*	.674**		.666**
성향3	.300**	.220**	.235**	-.072	.025	-.025	.190*	.286**	.184*	.037	.045	.046	-.018	-.041	.557**	.668**	

Note. 대각선의 오른쪽 위는 여학생 대상 상관값이고 왼쪽 아래는 남학생 대상 상관값임. *p<.05, **p<.01

ABSTRACT

Effects of Communication Competence and Motivations on Self-presentation

Yoo-Sun Hwang* · Min-Gyu Kim** · Joo-Han Kim***

The purpose of the current study is to examine the structural relationship between communication competence and self-presentation through motivational perspectives. The present study hypothesized structural model to examine the effects of autonomy, relatedness, and life satisfaction along with communication competence on the self-presentation. We investigated how these effects were influenced by differences in the structural relationships of males and females. The data with the sample of 361 college students adequately fit to the hypothesized model. Through latent mean analysis, gender differences of the constructs were examined. The female students appeared to have higher levels of relatedness than the male students. The results showed that autonomy and relatedness are important factors to self-presentation mediating communication competence.

Keywords: communication competence, autonomy, relatedness, self-presentation

* Ph.D. Candidate(Dept. of Communication, Yonsei University)

** Dept. of Communication, Yonsei University

*** Professor(Dept. of Communication, Yonsei University)