

초기 성인기 미혼 이성커플의 성역할태도가 연인관계만족도에 미치는 영향: 정서표현 양가성을 매개로 한 자기효과와 상대방효과*

박희재 김보영†
가톨릭대학교 / 석사 가톨릭대학교 / 조교수


본 연구의 목적은 초기 성인기 미혼 이성커플의 성역할태도와 연인관계만족도 간 관계에서 정서표현 양가성의 역할을 알아보는 것이다. 만 18세 이상 30세 미만의 남녀 커플 102쌍이 연구 설문에 참여하여 연인관계만족도, 정서표현 양가성, 성역할태도에 대해 응답하였다. 본 연구에서는 APIMeM모형을 통해 연인 각자의 성역할태도 및 지각이 연인관계만족도에 미치는 영향에서 자기방어적, 관계관여적 양가성이 매개하는지 살펴본 후, 각기 경로의 자기효과와 상대방효과를 모두 파악하고자 했다. 분석 결과, 여성의 성역할태도가 연인관계만족도로 가는 경로에서 자기방어적 양가성의 완전 매개된 자기효과가 확인되었으며, 성역할태도가 경직될수록 자기방어적 양가성이 높아지고, 자신의 연인관계만족도는 떨어지는 것으로 확인되었다. 남성 역시 자신의 경직된 성역할태도가 자신의 연인관계만족도로 가는 경로에서 자기방어적 양가성의 부분 매개된 자기효과가 있는 것으로 확인되었다. 더불어, 여성과 남성 모두에서 상대방효과가 확인되어 자신의 성역할태도가 경직될수록 자기방어적 양가성 역시 높아져 상대 연인의 연인관계만족도를 떨어트리는 것으로 나타났다. 본 연구는 성역할태도와 정서표현 양가성이 관계만족도에 대해 미치는 영향을 짝자료 차원에서 살펴보고, 정서표현 양가성의 하위요인간 경로를 분리하여 각기가 갖는 예측력의 구체적인 맥락을 검증했다는 점에서 의의를 갖는다.

주요어 : 성역할태도, 연인관계만족, 정서표현 양가성, 자기효과와 상대방효과, APIMeM

* 본 연구는 박희재(2022)의 가톨릭대학교 석사학위논문 ‘초기 성인기 미혼 커플의 성역할태도가 연인관계만족도에 미치는 영향: 정서표현 양가성을 매개로 한 자기효과와 상대방효과’ 중 일부를 발췌, 수정한 내용임.

† 교신저자 : 김보영, 가톨릭대학교 심리학과 조교수, 경기도 부천시 원미구 지봉로 43

Tel : 02-2164-4278, E-mail : herena.kim@catholic.ac.kr

 Copyright ©2024, The Korean Counseling Psychological Association
This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>) which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

우리는 친밀한 관계 속에서 태어나고, 삶을 살아가며, 생을 마감한다(Noller & Feeney, 2006). Erikson(1959)에 따르면 초기 성인기는 사랑과 애정을 싹틔우는 연애 경험을 발달과업으로 갖는 시기이며, 이 때 안정적인 연애관계를 경험하는 것이 이후 발달에도 지대한 영향을 미친다. 초기 성인기의 연인들은 연애라는 관계경험을 통해 가족 이외의 사람과 소속 및 애정의 욕구를 충족하면서 사랑을 주고받는 연습을 하게 되는데(권중돈, 2014), 부모로부터 독립하여 새로운 관계를 형성하고 유지하는 것은 자신의 정체감을 잃지 않으면서도 다른 사람과의 관계에 몰두하고 헌신할 수 있다는 것을 의미하기에 두 연인은 각자의 정체성과 차이를 인정하고 사랑을 주고받아야 한다(양난미 등, 2020). 연인들은 이 과정을 통해 자존감의 상승과 더불어 자신과 타인 모두를 존중할 줄 아는 인격으로 성장하며, 자아의 성숙을 이룬다(김한결, 오세일, 2016). 별개의 삶을 살아오던 타자는 사랑의 감정을 토대로 서로를 만나 ‘연애’라는 관계의 국면에 접어들고, 그 안에서 성장하게 되는 것이다.

그런데 우리나라에서 갓 고등학교를 졸업해 사회에 첫 발을 내딛는 초기 성인들은 친밀한 관계의 형성과 유지에 많은 어려움을 겪는다(이은주, 2017). 실제로, 연애 경험은 젊은 연인들에게 관계갈등을 비롯한 다양한 스트레스를 안겨주기도 한다(김미재, 2005). 이은주(2017)의 연구에서는 연인들이 겪는 관계에서의 어려움이 생애주기별 발달과업을 성공적으로 성취하지 못하게 만들어 사회적 고립감을 경험하게 하고, 관계를 포기하게 만든다는 점을 강조했다. 또, 친밀한 관계를 맺는 것에 익숙하지 않은 초기 성인들이 연애를 통해 외로움을 해소하려 하지만, 도리어 상처를 입고

외로움이 깊어지는 악순환이 발생하기도 한다(김혜선, 박효진, 2020). 특히 이 시기에는 개인의 자아상실에 대한 두려움이 타인과 친밀한 관계를 맺고 싶은 욕구와 혼재하기에 두 마음 사이의 갈등에서 비롯되는 고립감이 연애관계의 어려움으로 이어질 수 있다(김애순, 1990; 이미희, 한유진, 2012). 현대 사회의 초기 성인들은 행복하고 만족스러운 연애 경험을 필요로 하면서도 그를 얻기 위해 고군분투하며 좌절하고, 장벽과도 같은 난관을 마주하고 있는 것이다.

커플들의 관계 어려움은 주로 개인주의적 문화, 사회불안, 자기노출 부족 및 수동적 태도나 성역할 고정관념 등의 사회문화적 요인으로 설명할 수 있다(이은주, 2017). 그 중, 성역할태도는 사회적으로 형성된 성역할에 대한 개인의 태도로(Hochschild & Machung, 2012), 성별에 따라 다르게 기대되는 행동이나 역할에 반응하는 개인의 고유한 행동특성이다(김수진, 2011). 이는 관계 내 파트너의 역할에 대한 규정 및 역할 기대에 주요한 영향을 미치는 변인으로 확인된 바가 있고(임은정, 홍백의, 2019), 연인관계 내에서 일어나는 젠더 규범적인 행동들은 여러 연구에서 연인이나 부부간의 관계만족을 저해하는 핵심 요인으로 확인된 바 있어 연인관계 만족을 이해하는 데 있어 중요하다(손보영, 김수정, 2020; 연구진 등, 2013; 최효선, 양수진, 2018; Donahue & Fallon, 2003).

사람들은 자신의 관계경험을 평가할 때 객관적으로 참조할 만한 체계가 없다면 관계 내에서 자신과 타인의 평등함(equality)을 토대로 만족도를 가늠한다(Buunk & Van Yperen, 1991). 연인의 경우에도 두 사람이 평등하게 관계적 책임이나 역할을 따르지 않았다고 인식할 때

관계만족도는 저하된다(Festinger, 1954). 이 과정에서 성역할태도는 연인에게 자신 및 상대의 성에 근거해 이분법적으로 ‘남성다움’ 혹은 ‘여성다움’에 따른 편향되고 경직된 기대를 갖게 하고, 이는 개인이 지각하는 관계적 위상에 쉽게 불균형을 초래하여 관계 불만족을 야기한다(전혜성, 서미아, 2012). 특히, 성역할태도가 경직되어 있다면 연인의 성격이나 욕구를 그 자체로 보기 어렵게 만들어 갈등을 심화시킬 뿐만 아니라(Doherty, 1981), 관계 내에서 남녀가 취해야 할 의사소통 방식까지도 규정지어 관계의 어려움을 초래한다(Horne & Johnson, 2017). 이는 성역할태도가 경직되어 있고, 보수적인 성역할태도에 동의하고 있을수록 부부 및 연인관계 만족도가 낮아지고, 성역할태도가 평등할수록 관계 만족도가 더 높은 것을 확인한 다수의 국내의 선행연구에서도 확인이 가능하다(박하영 등, 2020; 손보영, 김수정, 2020; 이은수, 2019; 최효선, 양수진, 2018; Mickelson et al., 2006). 이에 본 연구에서는 연인의 관계만족에 대해 알아볼 때 사회문화적 요인으로서 성역할태도에 주목하였다.

연인 사이에서 친밀함이 형성되고 관계가 무르익게 되면, 진솔한 정서교환을 기반으로 한 의사소통은 관계 유지와 만족에 큰 영향을 준다. 이와 관련하여 연인을 대상으로 진행된 선행연구를 살펴보면, 연인 사이에서 상대방의 정서에 공감할수록(Cramer & Jowett, 2010), 그리고 상대방 역시 자신의 정서에 공감을 잘 해 준다고 느낄수록 관계 만족감이 높고(Papp & Witt, 2010), 오래 지속되는 것으로 나타났다. 그런데, 자신이 인식하는 정서와 욕구가 있음에도 불구하고 그것을 진실하게 표현하기 어렵다고 느낀다면 공감은 요원해질

뿐만 아니라 연인관계 만족도 역시 낮아진다(최진주, 민경화, 2020; 최효선, 양수진, 2018). 이렇게 연인 사이에 진솔한 정서적 의사소통을 어렵게 느끼는 것을 정서표현 양가성에 빗대어 설명하고자 한다.

정서표현 양가성이란 개인이 감정을 표현하고 싶은 욕구를 통제하거나 억제할 때 경험하게 되는 내적 갈등을 일컫는 개념이다(King & Emmons, 1990). 정서표현을 어렵게 느껴 억제하게 만드는 정서표현 양가성은 비단 개인 내적 차원에서 그치는 개념이 아니라, 사회적 규범이나 기준, 또는 타인이 상대방에게 갖는 기대와의 갈등으로 인해 정서표현을 억제하여 심리적 어려움을 유발한다는 것이 핵심이다(Kring et al., 1994; Pennebaker, 1985). 정서표현 양가성의 문제를 보이는 개인은 주변인에게 친밀감을 잘 표현하지 않아 원활한 대인관계를 맺지 못하는 경우도 많다(이경희, 김봉환, 2010). 개인의 정서표현 양가성이 높을수록 자신의 정서를 표현하고 싶은 마음을 사회적 압력에 순응하면서 적극적으로 억누르는데 오히려 이런 시도가 관계의 질에 부적응적인 영향을 미치는 것이다(Kennedy-Moore & Watson, 2001).

이런 정서표현 억제의 시도가 성역할태도 등의 젠더 규범적 요인과 긴밀한 영향을 맺고, 그를 바탕으로 연인관계나 결혼관계 만족에 영향을 미칠 수 있음이 다양한 선행연구를 통해 드러났다. 이은수(2019)의 연구에 따르면 남자 대학생들이 자신에게 부여된 것으로 여겨지는 성역할과 자신의 욕구 사이에서 갈등을 경험하는 것이 정서표현 양가성을 높이고, 관계에서 느껴지는 어려움을 적극적으로 감추려는 자기은폐 성향을 높인다. 특히 우리나라 남성의 경우 한국 사회에서 요구하는 전형적

인 성역할을 경직되게 따를수록 감정에 대한 표현을 강하게 억제한다(이민아, 2019). 초기 성인 여성의 경우, 젠더 고정관념 수준이 높을수록 관계에서 자기침묵하고, 욕구를 덜 드러내며 성적으로 자기주장 하는 데 어려움을 겪는다(최효선, 양수진, 2018). 부부나 연인 등의 관계에서는 어느 한 쪽의 요인이 상대에게 영향을 주기도 한다. 아내가 감정적인 반응을 할수록 남편은 자기방어적으로 정서표현을 억제하게 되어 결혼만족도가 낮아지는 것을 확인할 수 있는데(신현정, 홍혜영, 2018), 이를 유교문화에 바탕을 둔 한국의 성역할에 따라 남성은 감정적인 정서표현을 하는 것이 금기시 되는 문화적 규준에 영향을 받기 때문에 비난과 평가를 피하려는 의도로서 억제하는 것으로 설명하고 있다. 반대의 경우에도 여성은 남성에 비해 관계에서의 평등함을 더 중시하며, 그만큼 상대 남성에게 그와 관련된 욕구와 책임을 적극적으로 요구하면서 자신과 상대방의 관계만족을 높인다는 선행연구 역시 확인할 수 있다(최연재, 연규진, 2021). 이를 통해 정서표현 양가성과 사회적 요인으로서의 성역할태도가 밀접한 관련을 맺고 있으며, 관계만족과도 직/간접적인 연관성이 있음을 예측할 수 있다.

그런데, 정서표현 양가성이 대한민국을 포함한 집단주의적 문화권에서는 언제나 관계의 어려움을 초래하는 것만은 아니다(김도연, 김은하, 2016). Suh 등(1998)의 연구에서는 집단주의 문화권에서 감정표현을 억제하는 것이 미덕으로 간주돼 심리적 적응과 큰 상관이 없는 것으로 드러났으며, 타 연구에서도 그 부정적인 영향력이 감소하는 것으로 확인됐다(Butler et al., 2007). 이처럼, 정서표현 양가성에 대한 상반된 연구결과가 혼재하는 것은 정서

표현 양가성의 하위요인들을 통해 이해할 수 있다.

정서표현 양가성에는 부정적인 정서를 표현하는 것이 관계를 힘들게 한다고 여기는 “자기방어적 양가성”과, 다른 사람과의 관계나 체면을 의식하여 자신의 행동과 정서표현을 통제하는 “관계관여적 양가성”이 있다(Emmons & Colbey, 1995; King & Emmons, 1990). 자기방어적 양가성은 정서표현에 대한 불능감과 자신이 솔직하게 정서를 표현하면 타인으로부터 거부당하거나 지지를 받지 못할 수도 있다는 두려움을 반영하고, 관계관여적 양가성은 대인관계 보호를 위해 표현 행동을 자제하는 경향을 반영한다(김도연, 김은하, 2016). 이진화와 양난미(2018)의 연구에서는 자기방어적 양가성만이 개인이 느끼는 연인관계 만족에 대해 부정적 영향을 미치는 것으로 드러났고, 최혜연과 민경환(2007)의 연구에서도 자기방어적 양가성만이 신체화, 대인민감성, 적대감, 피해망상 등의 증상과 상관이 있는 것으로 드러났다. 관계관여적 양가성의 경우, 관계 내에서 개인의 분노조절과 공격성의 조절이 보다 적응적으로 이뤄질 수 있게 하는 변인임이 드러나(김진이, 김향숙, 2016) 문화적인 차이와 특수성을 고려하여 관계관여적 양가성이 오히려 우리 문화에서 적응적으로 기능하고 있을 가능성을 고려해야 할 필요성이 대두되었다.

중요한 것은, 정서표현의 억제 여부 그 자체가 아니라 정서를 억제하려는 의도가 불건강하거나, 경직되어 있고 만연한 것이 문제라는 점이다(최혜연, 민경환, 2007). 따라서 연인 사이에 배려와 관계유지의 차원에서 자신의 정서경험을 개방하지 않는 것과 방어적이고 회피적인 의도로 정서표현을 억제하는 것은

분리하여 그 효과를 이해하는 것이 연인의 관계만족을 이해하는 데 있어 핵심적이라고 볼 수 있다. 또, 앞서 설명한 바와 같이 연인의 정서표현 양가성이 단지 개인 내적인 특성에서 비롯된 것으로 보기는 힘들고, Suh 외(1998)의 연구에서도 정서표현 양가성의 영향력이 사회-문화적 차이에 따라 달라질 수 있음을 확인할 수 있어 정서표현 양가성의 하위요인을 다각적으로 조명하는 것이 중요하다. 따라서 개인이 지닌 성역할태도가 의도에 따라 구분되는 정서표현 양가성의 각각 측면을 매개하여 연인관계 만족에 미치는 영향력을 구체적으로 살펴보는 것이 중요하다.

추가로, 관계만족에의 자기효과와 상대방 효과에 커플 양자의 성별에 따라 차이가 있다는 것을 다양한 연구를 통해 확인할 수 있다(신현정, 홍혜영, 2018; 윤희원 외, 2016; 이슬기, 유성경, 2022). 그 중 윤희원 등(2016)의 연구를 예로 들면, 결혼관계에서 남편과 아내 모두 관계관여적 양가성이 높은 경우 아내만이 자신의 결혼만족을 높게 평가하는데, 이는 남편과 아내 각자가 자신이 속한 사회적 가치에 따라 잘 역할하고 있다고 지각하는 데에서 비롯되는 것으로 추정된다. 특히 여성은 어린 시절부터 타인의 욕구와 감정에 보다 주목하고, 그에 따라 자신의 감정을 표현할 것으로 사회화된다는 점과(Eisenberg et al., 1989), 여성이 자신의 파트너에게 자신의 감정을 표현할 때보다는 자신이 파트너의 정서를 정확하게 인식하고 그에 맞춰 반응할 때 보다 높은 관계만족을 경험한다(전희정, 양재원, 2019)는 선행연구를 통해서도 짐작할 수 있는 부분을 고려하면, 연인 양자의 성별에 따라 하위 정서표현 양가성이 미치는 영향력에 차이가 있겠다는 추측이 가능하다. 다만,

아직까지 이러한 추측에 대해 구체적으로 살펴본 연구가 부족하여 성별에 따라 연인간 영향력이 차이를 갖는지에 대해 검증할 필요가 있다.

많은 커플 관련 선행연구들이 연인 및 연인 관계 만족이라는 주제를 다루면서 개인 내적 변인에만 주목하거나, 연인들 모두를 대상으로 연구하지 않았다는 한계가 있었다(박신영, 최은실, 2019; 임은정, 홍백의, 2019; 최바울 외, 2013). 성역할태도라는 변인이 상대방에 대한 역할 기대에 영향을 주는 개념이라는 것을 고려할 때, 해당 요인이 관계 내에서 상호 영향을 줄 가능성을 무시할 수 없고 연인 쌍을 대상으로 연구를 진행하여 개인이 지닌 성역할태도와 정서표현 양가성이 자기와 상대방 모두에게 영향을 줄 수 있는지 탐색하여 개입의 가능성을 연인 중 어느 한 쪽에서 양자 모두로 확장할 필요가 있다. 위 측면을 본 연구에서는 ‘자기-상대방 상호의존 매개모형(APIMeM)’을 적용하여 확인하고자 한다. 연인의 경험은 두 사람 사이의 상호작용을 바탕으로 이뤄지며 독립적인 개인 자료와는 다른데(김지수, 고재홍, 2020), 기존의 분석방법들은 분석의 커플 단위를 단일 자료로 가정하는 특성 때문에 1종 오류의 가능성이 커지고(Kenny & Kashy, 2014), 관계 전반에 영향을 미치는 연인 간 상호작용을 파악할 수 없다. 반면, APIMeM모형을 자기 자신의 효과 뿐 만 아니라 상대방효과가 갖는 영향력을 매개변인까지 포함하여 심층적으로 추정하는 것이 가능해지고, 복잡한 상호관계 속 한 쪽이 상대방에게 미치는 영향과 다른 한 쪽이 상대방으로부터 받는 영향 역시 파악할 수 있다(Fitzpatrick et al., 2016). 이에 본 연구에서는 APIMeM모형을 통해 초기 성인기의 미혼 이성커플을 대상으

로 개인 내적 요인과 사회 심리적 요인 모두의 영향을 받는 정서표현 양가성이 연인관계 만족과 개인의 성역할태도 사이에서 갖는 영향력을 구체적으로 밝히고, 연인 간 주고받는 자기효과와 상대방효과와 측면에서 위 영향력을 탐색하고자 한다. 이를 통해 연인관계 불만족 및 갈등 상황에서 어려움을 겪는 연인을 위한 상담적 개입에 도움이 될 치료적 기반을 마련하고자 한다.

방 법

연구 대상 및 연구 절차

본 연구는 초기 성인기에 속하는 만 18세 이상 30세 미만의 미혼 성인 남녀 이성커플을 대상으로 하였으며, 총 212명에게 설문을 실시하였다. 연인의 관계만족도가 상호간 역동을 불러일으키는 과정에서의 자기효과와 상대방효과 모두를 알아보기 위해 연인 한 쌍을 하나의 단위로 보아 설문을 진행하였다. 자료 분석에는 수집된 총 212개, 106쌍의 응답지 중 불성실 응답지 2건과 해당 응답자의 연인이 응답한 응답지 2건, 현재 만 18세 이상 30세 미만이 아닌 응답자 1건, 그리고 해당 응답자의 연인이 응답한 응답지 1건, 마지막으로 동성 커플이 응답한 설문지 2건을 제외하고 총 204명, 102쌍의 자료가 사용되었다. 동성 커플의 응답 데이터를 연구에 포함시키기 위해서는 기존의 APIMeM모델과는 다른 제약조건을 설정해야 하는데(Ledermann et al., 2011), 해당 방법은 이론적 근거가 부족하다는 Ledermann 등(2011)의 의견이 있었고, 동성 커플을 대상으로 하는 APIMeM 모형은 이성애자 커플과는

달리 “구분 불가 쌍”을 전제하는 모형으로 간주해야 하고, 추가적으로 다른 선행연구들에서도 연인 및 결혼한 커플의 경우, 동성 커플의 데이터와 이성커플의 데이터를 함께 다루지 않는 것을 확인할 수 있었다(박신영, 최은실, 2019; 박효경, 김은하, 2017; 신현정, 홍혜영, 2018; Li et al., 2021; Song et al., 2022) 이에 따라 동성 커플의 연구 설문은 최종 제외되었다. 설문은 성인 혹은 대학생임을 인증한 후 가입이 가능한 인터넷 커뮤니티를 중심으로 2021년 10월 2일부터 2021년 10월 28일까지 설문지에 응답할 수 있는 링크를 배부하여 연구 대상자들이 자유의사에 따라 설문 참여할 수 있게 했고, 연인 각자가 독립된 공간에서 따로 응답을 제출할 수 있게 안내하였다. 설문 종료까지 참여한 연인에게는 각자 또는 함께 이용할 수 있는 소정의 답례품(기프트콘)이 제공되었다. 자료 분석에 사용된 연구 대상자의 평균 연령은 여성의 경우 만 24세 ($SD=2.11$)였으며, 남성의 경우 역시 만 24세 ($SD=2.28$)였다. 연구 대상의 학력은 여성의 경우 대학에 재학 중(1학년~4학년)이 37명(36.27%), 휴학, 수료, 졸업이 43명(42.15%), 그 외가 22명(21.56%)였다. 남성의 경우 대학에 재학 중이 42명(41.17%), 휴학, 수료, 졸업이 40명(39.21%), 그 외가 20명(19.60%)이었다. 연구 대상자의 연애 횟수는 여성의 경우 1~2번이 30명(29.4%), 3~5번이 57명(55.9%), 6~9번이 12명(11.8%), 10번 이상이 3명(2.9%)인 것으로 드러났고, 남성의 경우 1~2번이 38명(37.3%), 3~5번이 48명(47.1%), 6~9번이 15명(14.7%), 10번 이상이 1명(1.0%)이었다. 마지막으로, 연애 기간은 3개월 이상인 커플이 14쌍(13.7%), 6개월 이상인 커플이 4쌍(3.9%), 9개월 이상인 커플이 10쌍(9.8%), 1년 이상인 커플이

23쌍(22.5%), 2년 이상인 커플이 18쌍(17.6%), 3년 이상인 커플이 33쌍(32.4%)로 확인되었다. 본 연구는 가톨릭대학교 생명윤리위원회의 사전 승인을 받아 진행했다(IRB No. 1040395-202109-08).

측정 도구

성역할태도 척도

남성성 및 여성성, 사회적 맥락에서 이뤄지는 성차별 및 성별 이중 잣대 내용으로 구성된 성역할태도를 측정하기 위해 김선영(1989), 신성자(1997), 장윤경(2002)의 연구에서 사용된 척도와 Bem의 “Bem Sex-Role Inventory: BSRI”(1981)를 바탕으로 남현미(2003)가 성폭력 상담 전문가 3인의 자문을 거쳐 수정한 성역할태도 척도를 사용하였다. 총 15개 문항의 자기보고형 질문지로, ‘전통적인 성역할’ 4문항(예: “육아의 우선적인 책임은 여자에게 있다.”), ‘성적 공격성’ 7문항(예: “성관계는 보통 남자가 참지 못했을 때 가능해진다.”), ‘성차별적 태도’ 4문항(예: “여자들은 별 것 아닌 말이나 행동을 성차별적인 것으로 해석하는 경향이 있다.”)의 내용을 포함한다. 0에서 3점에 이르는 4점 Likert 척도로 구성되어 있으며 “전혀 그렇지 않다=0”에서 “매우 그렇다=3”로 구성되어 있다. 점수의 범위는 0점에서 45점까지이며 점수가 높을수록 경직되어 있고 전통적인 성역할태도를 많이 지니고 있는 것이다. 남현미(2003)의 연구에서 Cronbach’s $\alpha=.80$ 으로 나타났고, 본 연구에서 여성 .82, 남성 .84, 전체 .86으로 드러났다. 역채점 문항은 없었다.

한국판 정서표현 양가성 척도

King과 Emmons(1990)가 개발한 정서표현 양가성 질문지를 최해연과 민경환(2007)이 번안 및 타당화한 한국판 정서표현 양가성 척도이다. 21개 문항의 자기보고형 질문지로, 정서표현과 관련된 느낌, 사고, 행동에서 생기는 갈등과 정서표현 억제 경향의 정도를 측정하며, 정서표현 불능감과 표현 결과에 대한 두려움을 반영하는 ‘자기방어적 정서표현에 대한 양가성’ 13문항(예: “두려움이나 분노 같은 부정적인 감정을 표현하면 다른 사람이 나를 받아 주지 않을까 걱정된다.”)과 인상관리 및 대인관계민감성과 관련된 행동 통제를 반영하는 ‘관계관여적 정서표현에 대한 양가성’ 8문항(예: “때로는 다른 사람들이 진실을 알아야 할 때조차 나는 그들에게 걱정을 끼치지 않으려 한다.”)의 두 가지 하위요인으로 구성되어 있다. 각 문항은 내밀한 관계적 맥락에서 느껴지는 정서표현의 어려움을 1점(전혀 그렇지 않다) 부터 5점(매우 그렇다) 까지 5점 Likert 척도로 평정한다. 최진주와 민경환(2020)의 연구에서 자기방어적 양가성의 Cronbach’s $\alpha=.87$, 관계관여적 양가성은 .81, 전체 .89로 나타났다. 본 연구에서 여성의 경우 자기방어적 양가성 .86, 관계관여적 양가성 .73, 전체 .89였으며, 남성의 경우 자기방어적 양가성 .89, 관계관여적 양가성 .71, 전체 .90이었다.

이성관계 만족도 척도 수정판

연인 간 이성관계 만족도를 측정하기 위해 Snyder(1979)가 개발한 결혼만족도 검사(Marital Satisfaction Inventory)를 권정혜와 채규만(1999)이 한국인과 그 정서에 맞도록 번안하고 수정한 한국판 결혼만족도 검사(Korea Marital Satisfaction Inventory: K-MSI)를 유소영(2000)이

이성교제 만족도를 측정하기에 적합하도록 번안하고, 요인분석 한 것을 이복동(2000)이 요인분석을 통해 상관이 낮은 문항을 제거한 것을 현소진(2019)이 척도의 하위요인 중 만족-불만족이 동등하게 측정될 수 있도록 수정한 것을 사용한다. 본 척도는 ‘전반적 만족’의 16 문항(예: “나는 단 한 순간도 우리 만남을 후회한 적이 없다.”), ‘정서적 의사소통’의 7문항(예: “나의 파트너는 나에게 자신의 감정을 잘 표현하지 않는다.”), ‘문제해결 의사소통’의 12 문항(예: “내 파트너와의 사소한 의견차이가 종종 큰 다툼으로 발전한다.”), ‘공유시간’의 6 문항(예: “우리는 일상생활에서 함께 할 수 있는 재미있는 일이 매우 많다.”)으로 총 41문항으로 구성되어 있으며, 연인관계 만족도를 1점(전혀 그렇지 않다)부터 5점(매우 그렇다)의 5점 척도로 측정한다. 현소진(2019)의 연구에서 Cronbach’s $\alpha=.97$ 이었다. 본 연구에서 여성의 경우 .93이었으며 하위요인은 .72~.81이었고, 남성의 경우 .94이었으며, 하위요인은 .76~.82, 마지막으로 전체는 .88이었으며 하위요인은 .83~.88이었다.

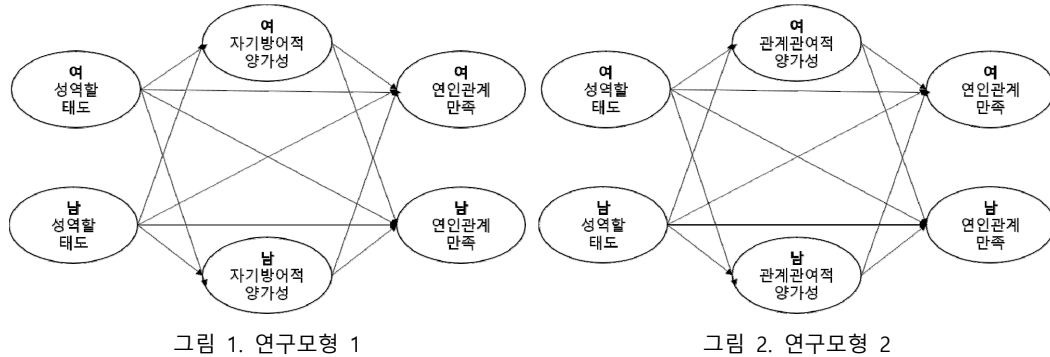
자료 분석

본 연구의 가설 검증을 위해 SPSS statistics 23.0 프로그램과 AMOS 23.0 프로그램을 이용하여 자료를 분석하였으며, 다음과 같은 분석 방법을 사용하였다. 가장 먼저 SPSS statistics 23.0 프로그램을 통해 측정도구의 신뢰도를 검증하기 위하여 내적 일치도(Cronbach’s α)를 확인한 후 연구 대상자의 인구 통계학적 현황을 분석하기 위해 빈도분석을 실시하였다. 더해서, 변인들의 왜도, 첨도, 평균 및 표준편차를 알아보기 위한 기술 통계를 실시하였고,

상관분석을 통해 각 변인들 간 관련성을 확인하였다. 다음으로, AMOS 23.0 프로그램을 이용하여 측정모형과 구조모형을 검증한 후, 변인 간 경로의 유의성과 영향력의 크기를 파악하였다. 연인 자료를 분석하기 위해 자기-상대방 상호의존 매개모형(Actor-Partner Independence Mediation Model: APIMeM)을 토대로 성역할 태도가 각 정서표현 양가성을 매개로 연인 관계만족에 미치는 자기효과와 상대방효과를 알아보는 구조방정식모형(Structural Equation Modeling: SEM) 분석을 실시한다. APIMeM검정을 통해 자기효과와 상대방효과를 분석할 때는 Kenny 와 Kashy(2014)의 제안에 따라 커플 남녀 둘 다에 걸친 평균과 표준편차 점수를 이용하여 Z값을 산출하고, 해당 점수를 토대로 자기효과와 상대방효과 분석을 진행하였다. 검증된 자기효과와 상대방효과가 성별에 따라 차이가 나는지 살펴보기 위해 등가제약 모델을 설정하고 χ^2 검증을 실시한다. 그 후, AMOS 23.0 프로그램을 통해 측정모형과 구조모형을 검증한 후 변인 간 경로의 유의성과 영향력의 크기를 파악하였다. 이후 부트스트래핑을 실시하여 간접효과의 유의성을 검증하고, 마지막으로 팬텀변수를 활용하여 개별 간접 매개효과의 유의성을 검증하였다.

연구모형 소개

본 연구에서는 성역할태도와 연인관계 만족도의 관계에서 자기방어적 양가성과 관계 관여적 양가성이 갖는 매개효과를 살펴보고, APIMeM을 이용하여 연인 간 자기효과와 상대방효과를 탐색하고자 한다. 연구모형은 다음과 같다.



결 과

기술통계 및 상관분석

본 연구의 주요 변인인 성역할태도와 정서표현 양가성의 두 하위요인, 연인관계 만족도의 기술통계를 실시했다. 먼저, 정규성 검정을 위하여 왜도와 첨도를 확인하였고, 왜도와 첨도의 절댓값이 여성의 경우 각각 .35 이하, .68 이하, 남성의 경우 각각 .12 이하, 1.15 이하로

나타났다. 왜도의 절댓값이 2 미만이고 첨도의 절댓값이 7미만일 때 정규분포를 따른다고 볼 수 있기 때문에(Curran et al., 1996), 본 연구의 변인들이 정규성 가정을 충족함을 확인하였다. 변인 간 관계를 확인하기 위해 상관분석을 실시한 결과는 표 1과 표 2에 제시하였다.

먼저, 표 1을 보면, 여성의 성역할태도는 본인의 정서표현 양가성($r=.35, p<.01$), 자기방어적 양가성($r=.39, p<.01$), 관계관여적 양가성

표 1. 주요 변인간 상관분석 결과(자기효과 상관) 1. ($N=204$)

	1	2	2-1	2-2	3	3-1	3-2	3-3	3-4
1. 성역할태도	-	.36**	.43**	.14	-.38**	-.38**	-.26**	-.40**	-.33**
2. 정서표현 양가성	.36**	-	.96**	.83**	-.36**	-.35**	-.30**	-.35**	-.31**
2-1. 자기방어적 양가성	.39**	.95**	-	.66**	-.42**	-.41**	-.35**	-.41**	-.39**
2-2. 관계관여적 양가성	.21**	.85**	.66**	-	-.14	-.14	-.11	-.15	-.09
3. 연인관계만족도	-.26**	-.37**	-.39**	-.25*	-	.95**	.88**	.94**	.92**
3-1. 전반적 만족	-.29**	-.39**	-.42**	-.26**	.95**	-	.79**	.85**	.86**
3-2. 정서적 의사소통	-.14	-.23*	-.26**	-.13*	.92**	.77**	-	.81**	.76**
3-3. 문제해결 의사소통	-.22**	-.33**	-.34**	-.24*	.86**	.82**	.74**	-	.28**
3-4. 공유시간	-.26**	-.36**	-.38**	-.24*	.91**	.85**	.76**	.81**	-

주. “-”로 구분된 대각선 기준 하단은 여성, 상단은 남성의 상관임.

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

($r=.21, p<.01$)과 유의한 정적 상관, 그리고 연인관계만족도($r=-.26, p<.01$)와 유의한 부적 상관을 보였다. 남성의 성역할태도는 본인의 정서표현 양가성($r=.36, p<.01$), 자기방어적 양가성($r=.43, p<.01$)과 유의한 정적 상관, 본인의 연인관계만족도($r=-.38, p<.01$)와 유의한 부적 상관을 보였다.

주요 변인의 하위요인 간 상관을 살펴보면, 여성의 성역할태도는 연인관계만족도의 하위요인 중 전반적 만족($r=-.29, p<.01$), 문제해결 의사소통($r=-.22, p<.01$), 공유시간($r=-.26, p<.01$)과 유의한 부적 상관을 보였고, 정서적 의사소통과는 통계적으로 유의한 상관관계가 나타나지 않았다. 한편, 여성의 정서표현 양가성은 여성의 연인관계만족도($r=-.37, p<.01$)와 유의한 부적 상관이 있었고, 연인관계만족도의 하위요인 전반적 만족($r=-.39, p<.01$), 정서적 의사소통($r=-.23, p<.05$), 문제해결 의사소통($r=-.33, p<.01$), 공유시간($r=-.26, p<.01$) 모두와 유의한 부적 상관을 보였다.

남성의 자기방어적 양가성과 관계관여적 양가성은 다소 다른 양상을 보였는데, 자기방어적 양가성은 남성 자신의 성역할태도($r=.43, p<.01$)와 유의한 정적 상관, 연인관계만족도($r=-.42, p<.01$)와는 유의한 부적 상관을 보였지만 관계관여적 양가성은 성역할태도와 연인관계만족 모두와 유의한 상관을 보이지 않았다. 더 자세히 살펴보면, 남성의 자기방어적 양가성은 연인관계만족도의 하위요인인 전반적 만족($r=-.41, p<.01$), 정서적 의사소통($r=-.35, p<.01$), 문제해결 의사소통($r=-.41, p<.01$), 공유시간($r=-.39, p<.01$)과도 유의한 부적 상관을 보였지만, 관계관여적 양가성은 하위요인 모두와 통계적으로 유의한 수준의 상관을 보이지 않았다.

표 2에서 상대 변인과의 상관을 살펴보면, 여성의 성역할태도는 남성의 성역할태도($r=.31, p<.01$)와 유의한 정적 상관관계를 보였으며, 여성과 남성 모두의 정서표현 양가성과 연인관계만족도와는 유의한 상관을 보이지 않

표 2. 주요 변인간 상관분석 결과(상대방효과 상관) 2. ($N=204$)

남성 \ 여성	1	2	2-1	2-2	3	3-1	3-2	3-3	3-4
1. 성역할태도	.31**	.07	.09	.01	-.18	-.22*	-.18	-.10	-.11
2. 정서표현 양가성	.09	.04	.05	.03	-.22*	-.16	-.22*	-.25*	-.18
2-1. 자기방어적 양가성	.07	.02	.03	-.01	-.25**	-.20*	-.27**	-.26**	-.21*
2-2. 관계관여적 양가성	.12	.08	.06	.11	-.10	-.04	-.07	-.16	-.08
3. 연인관계만족도	-.18	-.22*	-.23*	-.16	.62**	.58**	.59**	.55**	.57**
3-1. 전반적 만족	-.23*	-.25**	-.26**	-.18	.60**	.57**	.59**	.53**	.55**
3-2. 정서적 의사소통	-.06	-.10	-.11	-.05	.60**	.56**	.58**	.56**	.50**
3-3. 문제해결 의사소통	-.13	-.20*	-.20*	-.15	.54**	.49**	.52**	.50**	.49**
3-4. 공유시간	-.21*	-.25*	-.24*	-.20**	.57**	.54**	.51**	.49**	.57**

주. 세로줄은 남성, 가로줄은 여성의 변인을 의미함.

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

았으나, 남성의 연인관계 만족의 하위요인인 전반적 만족($r=-.23, p<.05$)과 공유시간($r=-.21, p<.05$)과는 유의한 부적 상관관계를 보였다. 상대 변인과의 관계에서는 남성의 연인관계 만족도($r=-.22, p<.05$)와 유의한 부적 상관을 보였으며, 하위요인 중 전반적 만족($r=-.25, p<.01$), 문제해결 의사소통($r=-.20, p<.05$), 공유 시간($r=-.25, p<.05$)과 유의한 부적 상관이 있었다. 정서표현 양가성의 하위요인 중 여성의 자기방어적 양가성과 관계관여적 양가성 모두 자신의 연인관계만족도($r=-.39, -.25, p<.01, p<.05$)와 유의한 수준의 부적 상관을 보였는데, 자기방어적 양가성만이 남성의 연인관계 만족($r=-.23, p<.05$)과 유의한 부적 상관을 보였으며, 관계관여적 양가성은 남성의 연인관계만족도와 유의한 상관을 갖지 않는 것으로 드러났다.

측정모형 및 구조모형 검증

측정모형 검증

구조모형의 검증에 앞서, 측정 변인들이 각 기 잠재변인을 잘 측정할 수 있는지 확인하기 위해 각 구조모형의 측정모형을 구성하고 그 적합도 지수를 확인한 결과를 표 3에 제시했다. 측정모형의 간명성을 고려하기 위해서는 상대적합도 지수인 TLI, CFI, 그리고 부적합을 측정하는 절대적합도 지수인 RMSEA를 중심으로 판단하는 것이 좋는데(홍세희, 2000), 측정모형 1의 적합도 지수는 CFI=.90 이상,

TLI=.90이상, RMSEA=.80이하의 수준을 충족하므로 수용 가능한 것으로 확인되었다. 측정 모형 2는 CFI=.90이상을 충족하지만, TLI=.90에 미치지 못하고, RMSEA=.80의 수준을 상회하는 것으로 나타났다. 그러나 RMSEA의 경우 .80~1.0 사이의 값이면 만족스럽지 않지만 수용 가능한 수준으로 볼 수 있고(Hu & Bentler, 1999), 연구 모형의 복잡성에 비해 표본 크기가 작은 경우에는 CFI를 중점적으로 고려해야 하기에(배병렬, 2009), 모든 측정모형의 적합도는 수용 가능한 범위의 것으로 간주하였다.

이후, 각 측정모형이 잠재변수를 타당하게 반영하고 있는지 확인하기 위해 집중타당도 검증을 실시했다. 이 과정에서 각 측정모형의 요인부하량을 확인한 다음 개념신뢰도 값을 산출했다. 타당도는 요인부하량이 .4 수준 이상인지를 기준으로 판단할 수 있다(Hair et al., 1998). 산출된 요인부하량의 표준화계수를 보면, 측정모형 1의 경우 여성 성역할태도 .57~.80, 남성 성역할태도 .72~.86, 여성 자기방어적 양가성 .70~.94, 남성 자기방어적 양가성이 .66~.96, 여성 연인관계만족도 .83~.92, 남성 연인관계만족도 .85~.93으로 나타났다. 측정모형 2의 경우 여성 성역할태도 .58~.79, 남성 성역할태도 .71~.88, 여성 관계관여적 양가성 .63~.75, 남성 관계관여적 양가성이 .58~.83, 여성 연인관계만족도 .83~.92, 남성 연인관계만족도 .85~.93으로 모두 측정변수가 잠재변수를 잘 설명하고 있다고 볼 수 있다. 마지막으로, 각 측정모형의 잠재변수의 AVE값

표 3. 측정모형의 적합도 (N=204)

	X^2	df	CFI	TLI	RMSEA
측정모형 1	221.850	152	.951	.939	.067
측정모형 2	278.391	152	.901	.876	.091

이 모두 상관계수의 제곱 값을 상회하여 각 측정모형의 판별타당도도 확보되었다.

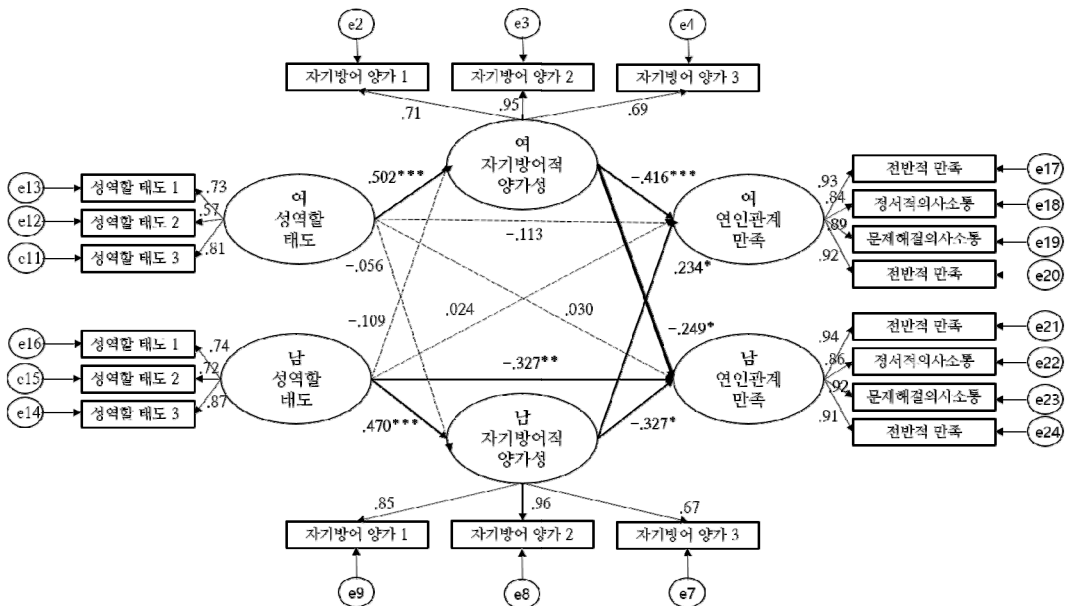
구조모형의 적합도 및 경로 검증

주요 변인 간 관계를 파악하기 위해 앞서 구조모형의 적합도를 검증하였다. 구조모형의 적합도 지수는 연구모형 1의 경우 $X^2=234.325$, $df=155$, $GFI=.817$, $CFI=.944$, $TLI=.932$, $RMSEA=.071$ 로 확인되었다. 연구모형 2의 경우 $X^2=290.832$, $df=155$, $GFI=.783$, $CFI=.894$, $TLI=.870$, $RMSEA=.093$ 이었다. 모든 연구모형의 전반적인 모형 적합도가 수용 가능한 수준을 비교적 충족하는 것으로 확인했다.

다음으로, 연구모형 1에서 여성과 남성의 성역할태도, 자기방어적 양가성, 연인관계만족 사이의 경로를 살펴본 결과, 여성의 성역할태도가 여성의 자기방어적 양가성으로 가는 직

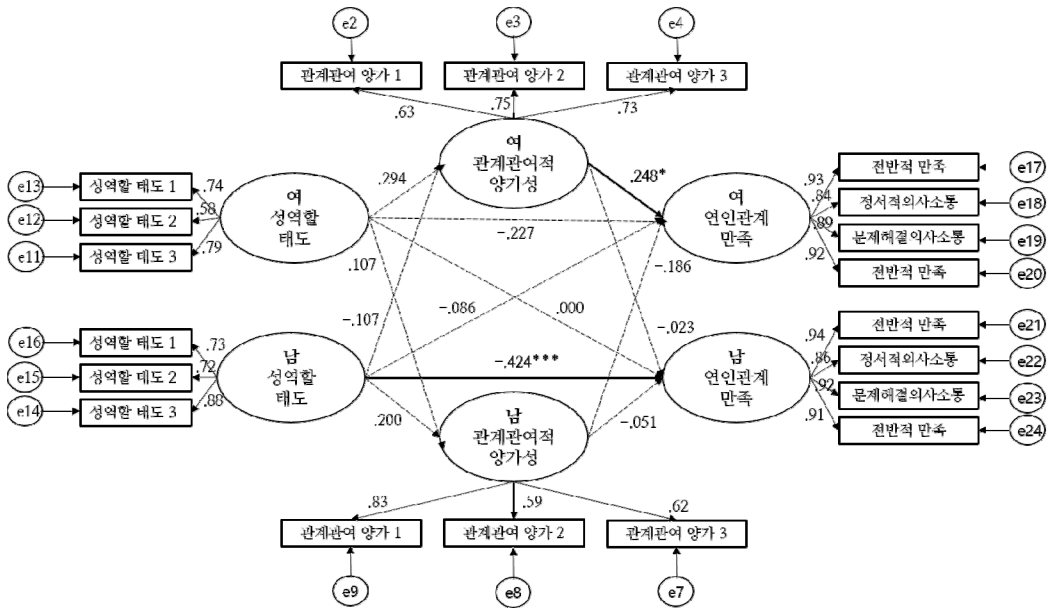
접경로($\beta=.502$, $p<.001$)와, 남성의 성역할태도가 남성의 자기방어적 양가성으로 가는 직접경로($\beta=.47$, $p<.001$), 남성의 연인관계만족도로 가는 직접경로($\beta=-.277$, $p<.05$)에서 통계적 유의성을 확인할 수 있었다. 또, 여성의 자기방어적 양가성이 여성의 연인관계만족도로 가는 직접경로($\beta=-.416$, $p<.001$), 남성의 연인관계만족도로 가는 직접경로($\beta=-.234$, $p<.05$)와, 남성의 자기방어적 양가성이 남성의 연인관계만족도로 가는 직접경로($\beta=-.327$, $p<.01$), 여성의 연인관계만족도로 가는 직접경로($\beta=-.249$, $p<.05$)에서 통계적 유의성을 갖는 것이 확인되었다. 그 외 경로계수는 통계적으로 유의하지 않았다.

연구모형 2에서 여성과 남성의 성역할태도, 관계관여적 양가성, 연인관계만족도 사이 경로를 살펴볼 수 있다. 검증 결과, 여성의 관계



주. 숫자는 표준화계수임, 실선= 통계적으로 유의함, 점선= 통계적으로 유의하지 않음.
* $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$

그림 3. 연구모형 1의 경로계수



주. 숫자는 표준화계수임, 실선= 통계적으로 유의함, 점선= 통계적으로 유의하지 않음.

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

그림 4. 연구모형 2의 경로계수

관여적 양가성이 여성의 연인관계만족도로 가는 직접경로($\beta = -.248, p < .05$)와, 남성의 성역할태도가 남성의 연인관계만족도로 가는 직접경로($\beta = -.424, p < .001$)에서만 통계적 유의성을 확인할 수 있었다. 그 외 경로계수는 통계적으로 유의하지 않았다. 결과를 그림 3, 그림 4에 제시하였다.

등가제약 모형 검증

등가제약 모형은 그림 5, 그림 6과 같았으며, 총 12번의 등가제약 경로에 대해 검증을 실시하였다. 각 경로는 (1) 성역할태도가 각 정서표현 양가성에 미치는 자기효과 비교($a=a'$), (2) 각 정서표현 양가성이 연인관계만족도에 미치는 자기효과 비교($b=b'$), (3) 성역

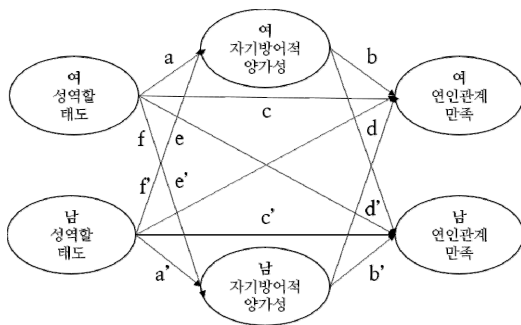


그림 5. 구조모형 1의 등가제약모형

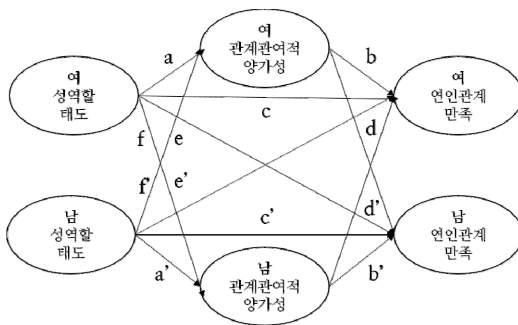


그림 6. 구조모형 2의 등가제약모형

할태도가 연인관계만족도에 미치는 자기효과 비교($c=c'$), (4) 여성의 각 정서표현 양가성에 미치는 성역할태도의 자기효과와 상대방효과 비교($a=f$), (5) 남성의 각 정서표현 양가성에 미치는 성역할태도의 자기효과와 상대방효과 비교 ($a'=f$), (6) 여성의 연인관계만족도에 미치는 각 정서표현 양가성의 자기효과와 상대방효과 비교($b=d'$), (7) 남성의 연인관계만족도에 미치는 각 정서표현 양가성의 자기효과와 상대방효과 비교($b'=d$), (8) 여성의 연인관계만족도에 미치는 성역할태도의 자기효과와 상대방효과 비교($c=e'$), (9) 남성의 연인관계만족도에 미치는 성역할태도의 자기효과와 상대방효과 비교($c'=e$), (10) 성역할태도가 각 정서표현 양가성에 미치는 상대방효과 비교 ($f=f'$), (11) 각 정서표현 양가성이 연인관계만족도에 미치는

상대방효과 비교($d=d'$), (12) 성역할태도가 연인관계만족에 미치는 상대방효과 비교($e=e'$)다.

먼저, 구조모형 1에 대해 총 12번의 등가제약을 실시한 결과 2개 경로에서 여성과 남성 간 차이가 있었는데, 여성의 자기방어적 양가성에 미치는 성역할태도의 자기효과와 상대방효과($a=f$)에서 차이가 드러나($\Delta\chi^2=14.148$, $p<0.5$) 연인관계에서 여성의 자기방어적 양가성에 남성 파트너의 성역할태도보다 여성 자신의 성역할태도가 더 큰 부적 영향을 미치고 있음이 확인되었다. 또, 남성의 자기방어적 양가성에 미치는 성역할태도의 자기효과와 상대방효과($a'=f$)에서도 차이가 드러나($\Delta\chi^2=6.641$, $p<0.5$) 남성의 경우에도 자신의 자기방어적 양가성에 스스로의 성역할태도가 상대 여성 파트너의 성역할태도보다 높은 수준으로 부적

표 4. 구조모형 1의 기본모형과 등가제약 모형 간 χ^2 차이 검증

모형	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA	χ^2 차이검증
기본모형	234.325	155	.944	.932	.071	
등가제약 1	235.756	156	.944	.932	.071	$\chi^2(1)=1.431$, $p>.05$
등가제약 2	234.350	156	.945	.933	.071	$\chi^2(1)=.025$, $p>.05$
등가제약 3	234.749	156	.945	.933	.071	$\chi^2(1)=.424$, $p>.05$
등가제약 4	248.473	156	.935	.921	.077	$\chi^2(1)=14.148$, $p<.05$
등가제약 5	240.966	156	.940	.927	.073	$\chi^2(1)=6.641$, $p<.05$
등가제약 6	234.399	156	.945	.933	.071	$\chi^2(1)=.074$, $p>.05$
등가제약 7	235.736	156	.944	.932	.071	$\chi^2(1)=1.411$, $p>.05$
등가제약 8	234.699	156	.945	.933	.071	$\chi^2(1)=.374$, $p>.05$
등가제약 9	236.089	156	.944	.932	.071	$\chi^2(1)=1.764$, $p>.05$
등가제약 10	234.354	156	.945	.933	.071	$\chi^2(1)=.029$, $p>.05$
등가제약 11	234.837	156	.945	.933	.071	$\chi^2(1)=.512$, $p>.05$
등가제약 12	234.326	156	.945	.933	.071	$\chi^2(1)=.001$, $p>.05$

표 5. 구조모형 2의 기본모형과 등가제약 모형 간 χ^2 차이 검증

모형	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA	χ^2 차이 검증
기본모형	290.832	155	.894	.870	.093	
등가제약 1	291.289	156	.894	.871	.093	$\chi^2(1)=.457, p>.05$
등가제약 2	291.991	156	.894	.870	.093	$\chi^2(1)=1.159, p>.05$
등가제약 3	291.278	156	.894	.871	.093	$\chi^2(1)=.446, p>.05$
등가제약 4	293.415	156	.894	.869	.093	$\chi^2(1)=2.538, p>.05$
등가제약 5	291.316	156	.894	.871	.093	$\chi^2(1)=.484, p>.05$
등가제약 6	292.188	156	.894	.870	.093	$\chi^2(1)=1.356, p>.05$
등가제약 7	291.306	156	.894	.871	.093	$\chi^2(1)=1.411, p>.05$
등가제약 8	291.331	156	.894	.871	.094	$\chi^2(1)=.474, p>.05$
등가제약 9	294.134	156	.894	.868	.094	$\chi^2(1)=3.302, p>.05$
등가제약 10	291.193	156	.894	.871	.093	$\chi^2(1)=.361, p>.05$
등가제약 11	291.524	156	.894	.871	.093	$\chi^2(1)=.692, p>.05$
등가제약 12	290.995	156	.894	.871	.093	$\chi^2(1)=.163, p>.05$

영향을 미치고 있음이 확인되었다. 결과를 표 4에 제시하였다.

다음으로, 구조모형 2에 대해 등가제약을 실시한 결과, 모든 경로에서 유의미한 차이는 나타나지 않았으며, 그 결과를 표 5에 제시하였다.

매개모형 검증

연인의 성역할태도가 연인관계만족도로 가는 경로에서 자기방어적 양가성, 관계관여적 양가성의 매개효과를 확인하기 위해 연구모형 1, 2에 부트스트래핑 절차(Shrout & Bolger, 2002)에 따라 204개의 원자료부터 2000개의 표본을 생성하여 매개효과를 검증하였다. 그런데 AMOS 통계 프로그램을 사용한 부트스트래핑 방법은 매개변인이 2개 이상인 다중매개모

형(APIMeM)에서 각기 매개변인의 효과를 제시하지 못하고, 매개변인들의 효과를 합산한 결과 값만을 제시한다는 한계를 갖는다(김혜수, 2019). 따라서 연인 양자의 각 정서표현 양가성이 갖는 개별 매개효과를 각기 확인하기 위해 연구모형 1, 연구모형 2에 16개의 팬텀변수(phantom variable)를 추가한 모형을 생성한 뒤 부트스트래핑을 다시금 실시하였다.

먼저, 연구모형 1의 경우, 전체 매개효과를 검증한 결과 총 2개의 경로에서 그 효과가 검증되었다. 첫째, 여성의 성역할태도와 여성의 연인관계만족도의 관계에서 여성의 자기방어적 양가성이 매개하는 경로. 둘째로 남성의 성역할태도와 남성의 연인관계만족도의 관계에서 남성의 자기방어적 양가성이 매개하는 경로가 그에 해당한다. 따라서 여성과 남성

표 6. 연구모형 1의 전체 매개효과 검증 결과

경로	β	Bt. S.E.	95%신뢰구간		
			low	up	
(여) 성역할태도	→(여) 연인관계만족	-.182*	.095	-.403	-.023
	→(남) 연인관계만족	-.082	.088	-.270	.074
(남) 성역할태도	→(여) 연인관계만족	-.094	.087	-.268	.079
	→(남) 연인관계만족	-.140*	.076	-.307	.000

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

모두에게서 자신의 성역할태도가 자기방어적 양가성을 통해 자신의 연인관계만족도에 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 그 결과를 표 6에 제시하였다.

다음으로, 연구모형 1의 개별 매개효과를 검증한 결과 여성의 성역할태도와 여성의 연인관계만족도간의 관계에서 자신의 자기방어적 양가성이 갖는 매개효과가 95%신뢰구간에

서 0을 포함하지 않아(-.539~-0.090) $p < .01$ 수준에서 유의한 것으로 나타나 매개된 간접 자기효과가 확인되었다. 남성의 경우도 남성의 성역할태도와 남성의 연인관계만족도간의 관계에서 자신의 자기방어적 양가성이 갖는 매개효과가 95%신뢰구간에서 0을 포함하지 않아(-.338~-0.050) $p < .01$ 수준에서 유의한 것으로 나타나 매개된 간접 자기효과가 확인되었다. 정

표 7. 연구모형 1의 개별매개효과 검증 결과

경로	B	S.E.	95% C.I.	
			low	up
여성 자기효과				
(여)성역할태도→(여)자기방어양가성→(여)연인관계만족(간접 자기-자기효과)	-.235**	.107	-.539	-.090
(여)성역할태도→(남)자기방어양가성→(여)연인관계만족(간접 상대방-상대방효과)	.031	.045	-.031	.151
남성 자기효과				
(남)성역할태도→(남)자기방어양가성→(남)연인관계만족(간접 자기-자기효과)	-.152**	.070	-.338	-.050
(남)성역할태도→(여)자기방어양가성→(남)연인관계만족(간접 상대방-상대방효과)	.013	.040	-.040	.134
여성 상대방효과				
(남)성역할태도→(남)자기방어양가성→(여)연인관계만족(간접 자기-상대방효과)	-.122*	.070	-.298	-.020
(남)성역할태도→(여)자기방어양가성→(여)연인관계만족(간접 상대방-자기효과)	.024	.063	-.079	.178
남성 상대방효과				
(여)성역할태도→(여)자기방어양가성→(남)연인관계만족(간접 자기-상대방효과)	-.125*	.088	-.348	-.002
(여)성역할태도→(남)자기방어양가성→(남)연인관계만족(간접 상대방-자기효과)	.038	.51	-.042	.164

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

리하면, 남성과 여성 모두의 경우에 성역할태도가 경직되어 있고 전통적일수록 자신의 자기방어적 양가성이 높아져 스스로가 지각하는 연인관계의 만족이 떨어지는 것으로 나타났다.

상대방효과와 관련하여, 남성의 성역할태도와 상대 여성의 연인관계만족도와의 관계에서 남성의 자기방어적 양가성이 갖는 매개효과가 95%신뢰구간에서 0을 포함하지 않아

(-.298~-0.020) $p < .05$ 수준에서 유의하여 매개된 간접 상대방효과가 확인되었다. 또, 여성의 성역할태도와 상대 남성의 연인관계만족도와의 관계에서도 여성의 자기방어적 양가성이 갖는 매개효과가 95%신뢰구간에서 0을 포함하지 않아(-.348~-0.002) $p < .05$ 수준에서 유의하여 매개된 간접 상대방효과가 확인되었다. 이를 통해 남성과 여성 모두의 경우에서 자신이 갖고

표 8. 연구모형 2의 전체 매개효과 검증 결과

경로	β	Bt. S.E.	95%신뢰구간		
			low	up	
(여) 성역할태도	→(여) 연인관계만족	-.073	.074	-.280	.021
	→(남) 연인관계만족	-.055	.072	-.253	.034
(남) 성역할태도	→(여) 연인관계만족	.022	.059	-.088	.159
	→(남) 연인관계만족	.010	.056	-.100	.134

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

표 9. 연구모형 3의 개별매개효과 검증 결과

경로	B	S.E.	95% C.I.	
			low	up
여성 자기효과				
(여)성역할태도→(여)관계관여양가성→(여)연인관계만족(간접 자기-자기효과)	-.083	.087	-.335	.016
(여)성역할태도→(남)관계관여양가성→(여)연인관계만족(간접 상대방-상대방효과)	.000	.029	-.067	.056
남성 자기효과				
(남)성역할태도→(남)관계관여양가성→(남)연인관계만족(간접 자기-자기효과)	-.010	.038	-.123	.040
(남)성역할태도→(여)관계관여양가성→(남)연인관계만족(간접 상대방-상대방효과)	.019	.040	-.025	.147
여성 상대방효과				
(남)성역할태도→(남)관계관여양가성→(여)연인관계만족(간접 자기-상대방효과)	-.005	.038	-.115	.055
(남)성역할태도→(여)관계관여양가성→(여)연인관계만족(간접 상대방-자기효과)	.027	.047	-.030	.173
남성 상대방효과				
(여)성역할태도→(여)관계관여양가성→(남)연인관계만족(간접 자기-상대방효과)	-.059	.079	-.280	.027
(여)성역할태도→(남)관계관여양가성→(남)연인관계만족(간접 상대방-자기효과)	-.001	.030	-.080	.049

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

있는 경직된 성역할태도가 자신의 자기방어적 양가성을 높이고, 그것이 상대방의 연인관계 만족을 떨어뜨리는 것으로 확인되었다. 본 결과를 표 7에 제시하였다.

마지막으로 연구모형 2의 전체 매개효과 및 개별매개효과 검증 결과를 살펴보면, 모든 경로에서 여성 및 남성의 관계관여적 양가성이 갖는 매개효과가 95%신뢰구간에서 0을 포함하여 유의하지 않는 것으로 드러났다. 즉, 여성과 남성 모두의 관계관여적 양가성은 성역할태도와 연인관계만족도간의 관계를 매개하는 자기효과와 상대방효과 모두를 갖지 않는 것으로 확인되었다. 본 결과를 표 8, 표 9에 제시하였다.

논 의

본 연구의 주요한 결과와 상담심리학에 갖는 시사점에 대해 논의하면 다음과 같다.

첫째, 연구모형 검증에 앞서 주요 연구변인들 간의 상관관계를 확인한 결과, 여성과 남성 모두의 경우에 성역할태도, 자기방어적 양가성, 연인관계만족도는 모두 서로 유의한 상관을 보였다. 관계관여적 양가성은 여성의 경우에서만 성역할태도, 연인관계만족도와와의 유의한 상관을 보였고, 남성의 경우에는 다른 주요 변인들과 모두 유의하지 않은 상관을 보였다. 여성 데이터와 남성 데이터 간 상관을 보면, 여성과 남성 모두에게서 서로의 자기방어적 양가성과 연인관계만족도가 유의한 부적 상관을 보였으며, 이는 부부관계에서 남편과 아내 모두의 경우에 자신의 자기방어적 양가성이 상대의 관계만족과 부적 상관을 보였던 선행연구와 일치하는 결과다(윤희원 등, 2016).

성역할태도는 서로의 연인관계만족도의 하위 변인 중 전반적 만족과만 유의한 부적 상관을 보여 나머지 변인들과는 유의한 상관관계가 없는 것으로 드러났다. 이러한 결과는 선행연구에서 부부 중 어느 한 쪽의 성역할태도와 상대방의 결혼관계 만족 간 부적 상관을 밝힌 연구와는 상반된 결과다(손보영, 김수정, 2020; 임나현, 2016). 이를 통해 성역할태도가 연인의 관계만족과 직접적인 연관성보다는 간접적인 연관성을 지니는 것으로 추측해볼 수 있다.

연인관계만족에 미치는 성역할태도의 직접 효과는 남성의 경우에만 통계적으로 유의했고, 여성의 경우에는 유의하지 않았다. 이러한 결과는 이은수(2019)의 연구에서 남자 대학생이 경직된 성역할을 지녀 성역할갈등을 경험하는 것이 이성 관계 만족에 직접적인 부적 영향을 미친다는 결과와 궤를 같이 하고 있다. 반면에, 여성의 성역할태도와 연인관계만족도간 직접효과가 유의하지 않은 것은 기존의 선행연구와는 상반된 결과이다(손보영, 김수정, 2020; Donahue & Fallon, 2003). Nournai 등(2019)에 따르면, 아내는 관계만족을 평가할 때 자신이 얼마나 경직된 성역할태도를 지니고 있는지보다는 남편의 성역할태도가 얼마나 유연한지에 더 큰 영향을 받는다. 또 다른 연구들에서도 남편의 성역할태도가 평등하고 유연할수록 아내의 결혼만족도가 높아지는 결과를 확인할 수 있다(김혜성, 그레이스정, 2019; 손보영, 김수정, 2020; 이은주, 2010). 이는 여성의 관계만족에는 자신보다 상대 남성의 요인이 더 큰 영향을 행사할 수 있음을 의미하며, 관계 만족을 이해함에 있어 개인의 변인뿐만 아니라 상대와 자기의 상호영향까지 고려하는 것의 중요성이 시사되는 지점이다. 본 연구에서 남성의 성역할태도가 여성의 관계만족에

직접영향을 미치지 않는 것으로 드러난 것은 결혼관계에 비해 연인관계가 서로에 대해 갖는 연계성이 약하기 때문에(박효경, 김은하, 2017), 상호 간 영향력이 보다 약하게 작용한 것으로 추측이 가능하고, 직전의 상관관계 분석에서 유추한 바와 같이 간접적인 영향력을 끼칠 가능성에 무게가 실리는 결과다.

다음으로, 연인 양자가 지닌 성역할태도가 자기방어적 양가성을 통해 연인관계만족도에 미치는 매개효과가 유의함을 확인했다. 먼저 자기효과와 경우를 살펴보면, 여성과 남성 모두에게서 성역할태도가 경직되었을 경우 자기방어적 양가성이 높아져 표현을 적극적으로 억제하게 되고, 연인관계만족도가 저하되는 결과가 나타났다. 이는 여성의 성 관념이 경직되어 있고 전통적일수록 관계에서 자신의 목소리를 적극적으로 내지 못하고, 수동적이고 순종적으로 행동하게 되어 관계 만족이 낮아진다는 선행연구와 같은 결과이다(최효선, 양수진, 2018). 남성의 경우도 성역할과 관련된 내적 갈등을 경험할수록 내면의 억압된 여성성이 드러나거나, 남성성이 상대의 기대에 미치지 못하는 것에 대한 두려움을 경험해 친밀한 관계 내에서 진솔하게 상대와 소통하지 못하고 적극적으로 정서표현을 억제하여 관계 만족이 낮아진다는 선행연구 결과와 일맥상통한다(이은수, 2019; 정가애, 권혜수, 2019). 연인관계에서 어느 한 쪽이 경직되게 전통적인 기준에 순응하는 성역할태도를 지닐수록 솔직한 정서표현이 비난과 평가를 불러올 것이라고 예상하게 돼 적극적으로 정서표현을 억제하게 되고, 그로 인해 낮은 연인관계만족을 경험하게 되는 것으로 이해할 수 있다.

상대방효과를 살펴보면, 여성의 성역할태도가 여성의 자기방어적 양가성으로 이어져 남

성의 연인관계만족으로 가는 경로와 남성의 성역할태도가 남성의 자기방어적 양가성을 거쳐 여성의 연인관계만족도로 가는 경로에서 유의한 것으로 확인됐다. 이러한 결과는 연인과 부부의 관계를 다루는 다수의 선행연구에서 정서표현 양가성, 그 중에서도 특히 자기방어적 양가성이 양자의 관계만족에 부정적인 영향을 미치는 것으로 확인된 바와 일관된 결과이다(김도연, 김은하, 2016; 김진이, 김향숙, 2016; 손성은, 박원주, 2021; 윤희원 등, 2016; 이미희, 한유진, 2012; 이민아, 2019; Brackett et al., 2004; Buunk & VanYpern, 1991; Gross & John, 2003; Prager & Buhrmester, 1998). 이를 통해 여성과 남성 모두에게서 자신의 경직된 성역할태도는 관계에서의 거절이나 비판 및 갈등이 두려워 정서표현을 억제하는 시도를 높이는데, 이는 곧 상대방의 연인관계만족에도 부정적인 영향을 미친다는 것을 확인했다.

성역할태도가 관계관여적 양가성을 거쳐 연인관계만족으로 가는 경로에서는 유의한 통계치를 보인 매개효과를 확인할 수 없었다. 이는 정서표현 양가성의 하위요인인 자기방어적 양가성과 관계관여적 양가성이 구분되는 특성과 효과를 지닐 수도 있다는 선행연구 결과와 일치하는 결과로도 볼 수 있다(김도연, 김은하, 2016; 최진주, 민경화, 2020; 최해연, 민경환, 2007). 개별 경로에서 여성의 경우에서만 관계관여적 양가성이 자신의 연인관계만족도에 영향을 미치는 것으로 파악되었다. 이는 남성에게 비해 여성이 어린 시절부터 타인의 욕구와 감정에 보다 주목하고, 그에 따라 자신의 감정을 표현하거나 억제할 것으로 사회화되는 점(Eisenberg et al., 1989)이 여성으로 하여금 관계를 위한 의도였다고 할지라도 정서표현을 억제하면서 개인의 자율성과 의사가 반영되기보

다는 사회-문화적 가치와 기대에 크게 어긋난다는 인식이 영향을 주어 의사표현을 차단하는 것에 정서적 불편을 경험하고(Kennedy-Moore & Watson, 2001), 이것이 연인관계 만족에 영향을 준다는 추론이 가능하다. 이는 성별에 따라 관계 만족이 서로 다른 정서적 요인과 관련이 있다는 선행연구 결과(전희정, 양재원, 2019)와도 일치하는 결과이다.

다음으로, 등가제약을 실시한 결과 여성의 자기방어적 양가성에 미치는 성역할태도의 자기효과와 상대방효과 및 남성의 자기방어적 양가성에 미치는 성역할태도의 자기효과와 상대방효과 경로에서만 차이가 드러나 남성과 여성 모두에게서 각자의 성역할태도가 자신의 자기방어적 양가성에 대해 더 큰 부적 영향을 미친다는 것을 알 수 있었다. 이런 결과는 여성이 자신의 성역할에 대해 고정된 태도를 지니는 것이 친밀한 관계에서 자신의 사고나 감정을 표현하지 못하게 한다는 결과와 일치한다(최효선, 양수진, 2018). 남성의 경우도 전통적인 성역할을 깊게 내면화한 경우 이성과의 관계에서 자신을 방어하고자 하는 목적으로 진솔하게 자신을 드러내는 데 어려움을 겪는다는 선행연구가 이런 결과를 뒷받침해주고 있다(이은수, 2019; 정가애, 권혜수, 2019). 이를 통해 여성과 남성 모두 상대방이 자신의 성역할에 빚대어 갖는 기대보다도 스스로가 ‘여성은 이래야만 해’ 내지는 ‘남성은 그래야만 해’ 등의 명제에 영향을 받아 전통적인 성역할의 틀에 경직되게 자신을 맞추려 할수록 자기를 방어하고자 적극적으로 정서표현을 제한한다는 것을 짐작해볼 수 있다.

마지막으로, 자기-상대방 상호의존 매개모형(APIMeM)을 사용하여 연인의 성역할태도와 연인관계 만족의 관계에서 정서표현 양가성의

두 하위요인이 갖는 매개효과를 검증한 결과 연인 양자에서 본인 성역할태도 → 본인 자기방어적 양가성 → 본인 연인관계만족도로 이어지는 부분매개 자기효과가 간접효과로서 유의하게 나타나, 앞서 예측한 바와 같이 성역할태도가 연인관계만족과 자기방어적 양가성을 매개하여 간접적인 영향을 행사하고 있음이 확인되었다. 그런데, 여성과 남성 모두에서 본인의 관계관여적 양가성이 매개하는 성역할태도와 연인관계만족도의 간접 자기효과는 유의하지 않은 것으로 드러났다. 이는 앞서 언급한 선행연구들에서 자기방어적 양가성만이 관계 만족, 혹은 개인적인 안녕감 등과 영향을 보인 바와 일치하는 결과이다(이건화, 양남미, 2018; 최해연, 민경환, 2007). 경직된 성역할태도가 자신의 감정이나 욕구를 표현하는 것 때문에 관계에서 지지받지 못하거나 더 심각하게는 버림받게 될지도 모른다는 두려움으로 인한 적극적인 억제를 매개하여 관계 만족에 영향을 주지만 타인을 중심으로 관계성을 고려하는 의도로 정서표현을 억제하려는 측면과는 관련을 보이지 않았다는 것이다.

상대방효과와 측면에서도 여성과 남성 모두의 경우에서 자신의 성역할태도 → 자신의 자기방어적 양가성 → 상대방의 연인관계만족도로 이어지는 간접 상대방효과만 완전 매개하여 유의한 것으로 확인되었다. 이는 연인관계에서 어느 한 쪽이 지나치게 전통적인 성역할에 따르고, 그에 기반한 성역할적 기대를 경직되게 고수할수록 관계 중심이 아닌 ‘나’ 중심적인 정서표현 억제를 하게 되고, 그 결과 자신뿐만 아니라 상대방의 연인관계 만족이 낮아지는 것으로 이해할 수 있다. 이는 관계관여적 양가성과 부부의 결혼만족 간 유의한 상관관이 보이지 않았다(신현정, 홍혜영, 2018)는

선행연구 결과와, 높은 관계관여적 양가성은 타인중심성의 관계를 지향하게 해 회피전략을 선택하는 대신 성숙한 갈등해결전략을 선택, 연인관계만족을 높인다는 선행연구를 통해서도 이해해 볼 수 있는 결과이다(조영원, 2017). 더 중요하게는, 정서표현의 여부 자체보다는 정서 표현을 억제하는 '의도'가 중요한 요인으로 작용할 수 있다는 점과(최해연, 민경환, 2007), 정서표현 양가성의 하위요인인 자기방어적 양가성과 관계관여적 양가성은 변별적인 특성을 갖는다는 선행연구들의 결과와 주장을 지지하고 있는 결과이다(이건화, 양난미, 2018; 최진주, 민경환, 2020; 최해연, 민경환, 2007).

연인관계는 여타 친밀한 관계와 달리 보다 깊고 특별한 상호작용이 오가는 관계다. 연인 사이에서는 갈등이 일어나 긴장 수준이 높더라도 해결 과정에서 상호간에 관계를 유지하거나 회복시키려는 의도를 가진 반응이 오갈수록 관계만족도와 관계 헌신이 높아지고, 관계가 더 오래 유지되기도 한다(문현지, 정태연, 2019). 정서표현의 억제 역시 의사소통의 한 유형이라고 가정했을 때, 억제의 여부 자체보다는 그 의도가 연인관계에 더 큰 영향을 줄 가능성이 높다. 더욱이, 연인관계에서 상대를 위해 자신이 좋아하는 것을 포기하거나 욕구를 억제하는 등의 노력은 관계를 놓치지 않기 위해 아주 적극적으로 행해지기도 하고, 이를 통해 얻어지는 정서적 지지는 친밀한 관계 형성에 긍정적으로 기여한다(김혜선, 박효진, 2020). 그렇기 때문에 정서표현 양가성, 특히 그 두 가지 하위요인은 자기 및 상대방에게 구분되는 효과를 갖는 것으로 보이고, 연인관계라는 특수한 관계 내에서는 관계관여적 양가성이 큰 영향을 미치지 않거나 오히려 긍정적인 영향을 미칠 것으로 추측해볼 수 있다.

다만, 이에 대해서는 아직까지 다양한 연구결과가 혼재하는 실정이기 때문에 추후 이와 관련하여 더 많은 연구가 이뤄져야 할 필요가 있겠다.

위 결과를 바탕으로 본 연구가 갖는 상담적 함의와 시사점을 논의하면 다음과 같다. 먼저, 본 연구의 결과는 연애관계에 불만족하거나 갈등 상황에서 어려움을 겪는 커플에게 개인 내적 측면과 더불어 사회문화적인 측면에서의 개입 방향성을 제시한다. 인간은 사회적 맥락에서 생애 초기부터 각기 생물학적 성에 따른 성역할 정체감을 형성하게 되는데(정가애, 권해수, 2019), 이때 경직되고 지나치게 엄격한 성역할을 형성한 경우 정서표현의 어려움 및 관계에서의 어려움 등, 부적응이 초래된다(이은수, 2019; 정가애, 권해수, 2019). 따라서 낮은 관계만족을 경험하는 커플 또는 개인을 상담할 때 성역할에 기반한 경직되고 당위적인 기대가 있지 않은지, 또 그로 인한 억제를 경험하고 있지는 않은지를 탐색해 보는 것이 개입의 방향성을 확장시킬 것으로 기대된다. 특히, 정서표현 양가성은 사회-문화적 특성의 영향을 받는 요인이다(Pennebaker, 1985). 동시에 연애도 사적인 상호작용을 기반으로 이뤄지는 것처럼 보이지만 젠더와 사회적 질서 속에서 정형화된 부분이 있는 사회적 산물이라는 점(권보드래, 2008)을 함께 고려하면, 연인의 관계 어려움을 사회에 의해 규정되는 젠더 규범적 측면을 포함해 이해하는 것의 중요성을 강조한 연구라는 점에서 시사하는 바가 크다.

둘째로, 본 연구는 커플의 성역할태도와 연인관계 만족도의 관계를 규명하는데 있어 연인의 상호의존성을 고려한 APIMcM모형을 사용하여 매개효과를 분석하고 연인 양자가 주고받는 영향력을 평가하였다. 연인이나 부부,

형제 등과 같이 상관된 양자의 자료를 독립적인 개인 자료처럼 분석하게 되면 상호간 주고 받는 영향이나 특성을 파악하기 힘들다(김지수, 고재홍, 2020). 그럼에도 불구하고 많은 연인 대상 선행연구들이 한 쪽의 관계만족이나 그와 관련된 변인을 탐색하는데 그쳤다. 이에 본 연구에서는 연인 각각의 개별적인 영향 관계를 분석하여 연인의 성역할태도, 정서표현 양가성의 두 하위요인, 연인관계만족 간의 관계에 대해 개인 내 효과인 자기효과와 개인 간 효과인 상대방효과를 구체적으로 밝혔다는 데 의의가 있다.

셋째로, 본 연구에서는 정서표현 양가성을 자기방어적 양가성과 관계관여적 양가성의 하위요인 두 가지 측면으로 나누어 조명해 심층적인 결과를 도출했다는 점에서 의의가 있다. 이제까지 연인관계 측면에서 정서표현의 어려움이 갖는 영향력에 대한 연구는 있어 왔지만 정서표현을 억제하는 동기에 따라 요인을 나누어 그것이 관계 내에서 갖는 영향을 살펴보는 연구는 제한적으로 이뤄져 왔다. 본 연구에서는 특히 자기방어적 양가성이 관계 만족도에 부정적 영향을 미치는 것을 확인하기도 했다. 이를 바탕으로 연인관계 어려움, 특히 정서표현과 관련된 갈등을 경험하고 있는 내담자를 돕기 위해 상담자는 “솔직하게 이야기 하”거나 “화 내지 말고 참기”나 등의 정서표현 여부 자체에 집중하기보다는 그런 정서표현 전략을 취하고 있는 의도와 내담자의 욕구에 초점을 맞춰 조력하는 것이 관계 어려움에 당면한 연인 또는 개인에게 접근하는 상담적·교육적 개입의 효과성을 높일 수 있을 것이라고 기대한다.

본 연구의 제한점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 특정한 시점에서 자기 자신 및 관계에

대한 남녀 각자의 주관적 인식을 측정하였다. 즉, 변인 간 관련성을 횡단으로 검증한 연구에서처럼 관계가 장기적으로 지속되면서 나타날 수 있는 변인의 영향력 수준이나 관계적 변화를 파악할 수 없다는 한계를 지니고 있다.

둘째, 본 연구에서 수집한 짝 자료의 수($N=204$)가 상대적으로 적기 때문에 통계적 검증력에 한계가 있고, 실제로 존재하는 변인들의 효과를 감지하지 못했을 수 있다. 이에 보다 풍부한 연구를 진행하기 위해서는 보다 큰 단위의 표집을 통한 연구가 필요할 수 있고, 다양한 인구통계적 변인을 추가 및 고려하여 연구를 진행하는 것을 고려해볼만 하다.

마지막으로, 본 연구에서 사용한 연인관계만족도 척도와 검증 모형이 이성간 연인도만을 측정하고, 사용한 연구모형이 동성 커플의 데이터를 포함하지 못한다는 한계를 갖는다. 이 때문에 이성 연인관계만을 연구 대상으로 포함했다는 점에서 제한적일 수 있다. 따라서 향후 연구에서는 본 연구에서 다룬 것보다 다양한 범위와 형태의 연애관계를 포함시키는 것이 중요하겠다.

참고문헌

- 권보드래 (2008). 연애, 한국문학의 은밀한 욕망. *문학과 사회*, 21(1), 246-258.
- 권정혜, 채규만 (1999). 한국판 결혼 만족도 검사의 표준화 및 타당화 연구1. *한국임상심리학회지*, 18(1), 123-139.
- 권중돈 (2014). *인간행동과 사회환경*. 서울: 학지사.
- 김도연, 김은하 (2016). 정서표현양가성이 우울에 미치는 영향에서 전위공격성의 매개효

- 과: 자기방어적 양가성과 관계관여적 양가성의 차별성을 중심으로. *상담학연구*, 17(6), 43-62.
- 김미재 (2005). 성인애착, 책임귀인과 이별 이후 성장과의 관계. *국내석사학위논문 이화여자대학교 대학원*.
- 김선영 (1989). 강간에 대한 통념의 수용에 관한 연구: 경찰, 의사, 교사, 법조인, 상담원, 언론인을 중심으로. *여성학논집*, 6, 243-244.
- 김수진 (2011). 노년기 부부의 성역할태도와 의사소통이 결혼만족도에 미치는 영향. *국내석사학위논문 한영신학대학교 대학원*.
- 김애순 (1990). 성인기 성격발달에 대한 이론적 개관 (1). *한국심리학회지: 발달*, 3(1), 74-88.
- 김지수, 고재홍 (2020). 연인관계의 지속의사에 영향을 미치는 요인들의 자기효과와 상대방효과. *인문논총*, 52(0), 75-101.
- 김진이, 김향숙 (2016). 대학생의 배척민감성과 분노억압/분노조절의 관계: 자기방어적 양가성과 관계관여적 양가성의 매개효과를 중심으로. *인간이해*, 37(1), 87-103.
- 김한결, 오세일 (2016). 대학생 연애에서의 만족과 자아성장. *한국사회학회 사회학대회 논문집*, 12, 117-134.
- 김혜선, 박효진 (2020). 대학생의 연애를 통해서 본 친밀한 관계의 경험. *한국사회복지 질적연구*, 14(1), 133-153.
- 김혜성, 그레이스정 (2019). 남편의 성역할 태도, 양육 분담이 여성의 결혼만족도에 미치는 영향을 중심으로. *여성학연구*, 29(1), 35-64.
- 김혜수 (2019). 노년기 부부의 건강상태가 삶의 만족도에 미치는 영향에서 우울의 매개효과. *국내석사학위논문 중앙대학교 대학원*.
- 남현미 (2003). 대학생 데이트성폭력 실태와 가해 예측 요인에 관한 연구. *국내석사학위논문 이화여자대학교 대학원*.
- 문현지, 정태연 (2019). 친밀한 관계 갈등에서 관계성장 신념이 관계만족도에 미치는 영향: 갈등상황에서의 반응의 매개효과를 중심으로. *충남대학교 사회과학연구소*, 30(3), 159-180.
- 박신영, 최은실 (2019). 미혼 성인남녀의 성인애착이 이성관계 만족에 미치는 영향: 정서인식명확성과 정서표현양가성의 다중매개효과. *한국가정관리학회지*, 37(4), 41-55.
- 박하영, 전혜정, 주수산나 (2020). 중년부부의 성역할 태도 유사성이 남편과 아내의 부부관계 만족도와 부부갈등 수준에 미치는 영향. *가정과 삶의 질 연구*, 38(1), 127-141.
- 박효경, 김은하 (2017). 미혼커플의 내현적 자기애와 정서표현 양가성이 이성관계 만족도에 미치는 영향: 자기효과와 상대방효과. *상담학연구*, 18(6), 203-217.
- 배병렬 (2009). *Amos 17.0 구조방정식모델링: 원리와 실제*. 서울: 청람.
- 손보영, 김수정 (2020). 맞벌이 부부의 성역할 태도와 다중역할 경험이 결혼만족도에 미치는 영향. *한국산학기술학회논문지*, 21(11), 326-333.
- 손성은, 박원주 (2021). 거부민감성과 결혼관계 만족의 관계: 자기침묵과 정서표현양가성의 매개효과. *인문사회*, 12(1), 659-673.
- 신성자 (1997). 직장내 성적 괴롭힘 발생 정도와 개인의 인식에 영향을 주는 직장환경과 인구통계학적 요인들에 대한 연구. 한

- 국사회복지학, 33, 208-236.
- 신현정, 홍혜영 (2018). 부부의 자기분화와 결혼만족도 간 관계에서 정서표현양가성의 매개효과-자기효과와 배우자효과. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 30(4), 1327-1353.
- 양난미, 이선민, 문희운 (2020). 대학생의 연애비선택 경험에 대한 질적 연구. 한국콘텐츠학회논문지, 20(4), 616-628.
- 연규진, 연문희, 양지웅 (2013). 부부관계에 대한 비합리적 신념과 결혼만족도와 의 관계. 가족과 가족치료, 21, 57-80.
- 유소영 (2000). 사랑요소의 지각된 불일치와 책임귀인양식에 따른 이성관계만족도. 국내석사학위논문 가톨릭대학교 대학원.
- 윤희원, 허재홍, 오충광 (2016). 정서표현 양가성과 결혼만족도의 관계: 문화성향의 중재효과. 상담학연구, 17(1), 437-453.
- 이건화, 양난미 (2018). 대학생의 성인 애착 불안과 이성관계만족도의 관계: 정서인식과 정서표현 양가성의 매개효과. 상담학연구, 19(2), 83-105.
- 이경희, 김봉환 (2010). 정서표현양가성과 정서조절이 대인관계에 미치는 영향=정서명확성, 정서강도 및 정서주의의 군집 비교. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 22(2), 369-384.
- 이미희, 한유진 (2012). 초기성인기 남녀의 관계성 욕구 및 거부민감성이 커플 친밀감에 미치는 영향: 자기개방과 지각된 반응성의 매개효과를 중심으로. 한국생활과학회지, 29(1), 1-15.
- 이민아 (2019). 한국 중년남성의 성역할갈등과 중년 위기감의 관계에서 자아정체감과 정서표현양가성의 매개효과 및 연령대의 조절효과 검증. 국내박사학위논문 숙명여자대학교 대학원.
- 이복동 (2000). 성인 애착과 이성관계 만족. 국내석사학위논문 고려대학교 대학원.
- 이슬기, 유성경 (2022). 만 7세 이하 자녀를 둔 맞벌이 부부의 전통적인 성역할태도와 우울이 부부가 인식한 어머니 문지기 역할에 미치는 영향: 자기-상대방 상호의존 매개모형(APIMeM)의 적용. 한국가족관계학회지, 27(3), 3-26.
- 이은수 (2019). 남자 대학생의 성역할갈등과 이성관계 만족도 관계: 정서표현 양가성과 자기은폐 매개효과. 발달지원연구, 8(3), 91-109.
- 이은주 (2010). 결혼이주여성 남편의 문화적 민감성, 부부의사소통, 성역할태도가 결혼만족에 미치는 영향에 관한 연구-남편대상 프로그램 내용을 중심으로. 사회과학연구, 26(4), 45-71.
- 이은주 (2017). 대학생의 연애 경험을 통한 사회적 관계 맺기에 관한 연구. 한국가족관계학회 학술대회 자료집, 2017(0), 61-70.
- 임나현 (2016). 노년기 부부의 성역할태도가 결혼만족도에 미치는 영향. 한국콘텐츠학회논문지, 16(1), 230-240.
- 임은정, 홍백의 (2019). 한국 기혼 부부의 가사분담에 영향을 미치는 요인-부부의 성역할태도를 중심으로. 사회복지정책, 46(4), 41-64.
- 장윤경 (2002). 데이트 성폭력 피해 경험에 관한 연구. 국내석사학위논문 이화여자대학교 사회복지대학원.
- 전혜성, 서미아 (2012). 중년기 부부의 부부권력 및 성역할태도가 결혼만족도에 미치는 영향. 한국콘텐츠학회논문지, 12(4), 349-

- 357.
- 전희정, 양재원 (2019). 인지 및 정서적 공감과 연인의 관계만족도. *한국심리학회지: 여성*, 24(4), 465-483.
- 정가애, 권해수 (2019). 남자대학생의 성역할갈등이 이성관계만족에 미치는 영향에서 관계진술성의 매개효과: 교제기간에 따른 차이분석. *청소년시설행경*, 17(2), 127-137.
- 조영원 (2017). 정서표현에 대한 자기방어적 및 관계관여적 양가성과 이성관계만족간의 관계에서 갈등해결전략의 매개효과. *국내석사학위논문 아주대학교 일반대학원*.
- 최바울, 서영석, 백근영, 이은지, 김애란, 왕윤정 (2013). 커플의 성인애착과 관계만족: 관계진술성의 매개효과 검증. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 25(2), 227-250.
- 최연재, 연구진 (2021). 연인의 관계동등성과 관계만족도의 관계에서 관계진술성의 매개효과; 자기효과와 상대방효과를 중심으로. *상담학연구*, 22(2), 231-251.
- 최진주, 민경화 (2020). 미혼 커플의 성인애착이 관계만족도에 미치는 영향: 정서표현 양가성을 매개로. *교육치료연구*, 12(2), 257-276.
- 최해연, 민경환 (2007). 한국판 정서표현에 대한 양가성 척도의 타당화 및 억제 개념들간의 비교 연구. *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 21(4), 71-89.
- 최효선, 양수진 (2018). 성인 초기 여성의 젠더 고정관념과 연인관계 만족도: 자기침묵과 성적 자기주장의 매개효과. *한국심리학회지: 여성*, 23(3), 431-450.
- 현소진 (2019). 대학생의 이성관계만족도, 아동기 정서적 학대경험, 성인애착 불안 및 거부민감성의 구조적 관계 분석. *국내석사학위논문 한양대학교 대학원*.
- 홍세희 (2000). 구조 방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거. *한국심리학회지: 임상*, 19(1), 161-177.
- Bem, S. L. (1981). *A manual for the Bem Sex Role Inventory*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologist Press.
- Brackett, M. A., Lopes, P. N., Ivcevic, Z., Mayer, J. D., & Salovey, P. (2004). Integrating emotion and cognition: The role of emotional intelligence. *In Motivation, Emotion, and Cognition*, 189-208.
- Butler, E. A., Lee, T. L., & Gross, J. J. (2007). Emotion regulation and culture, are the social consequences of emotion suppression culture-specific? *Emotion*, 7(1), 30-48.
- Buunk, B. P., & VanYperen, N. W. (1991). Referential comparisons, relational comparisons, and exchange orientation: Their relation to marital satisfaction. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 17(6), 709-717.
- Cramer, D., & Jowett, S. (2010). Perceived empathy, accurate empathy and relationship satisfaction in heterosexual couples. *Journal of Social and Personal Relationships*, 27(3), 327-349.
- Curran, P. J., West, S. G., & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 1(1), 16-29.
- Doherty, W. J. (1981). Cognitive processes in intimate conflict: I. Extending attribution theory. *American Journal of Family Therapy*, 9(1), 3-13.

- Donahue, N., & Fallon, B. J. (2003). Gender-role self stereotyping and the relationship between equity and satisfaction in close relationships. *Sex Roles, 48*(5), 217-230.
- Eisenberg, N., Fabes, R. A., Miller, P. A., Fultz, J., Shell, R., Mathy, R. M., & Reno, R. R. (1989). Relation of sympathy and personal distress to prosocial behavior: A multimethod study. *Journal of Personality and Social Psychology, 57*(1), 55-66.
- Emmons, R. A., & Colbey, P. M. (1995). Emotional conflict and well-being: Relation to perceived availability, daily utilization, and observer reports of social support. *Journal of Personality and Social Psychology, 68*(5), 947-959.
- Erikson, E. H. (1959). *Identity and life cycle*. New York, NY: International Universities Press.
- Festinger, L. (1954). A theory of social comparison processes. *Human Relations, 7*(2), 117-140.
- Fitzpatrick, J., Gareau, A., Lafontaine, M. F., & Gaudreau, P. (2016). How to use the actor-partner interdependence model (APIM) to estimate different dyadic patterns in Mplus: A step-by-step tutorial. *The Quantitative Methods for Psychology, 12*(1), 74-86.
- Gross, J. J., & John, O. P. (2003). Individual differences in two emotion regulation processes: Implications for affect, relationships, and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology, 85*(2), 348-362.
- Hair, J. F., Tatham, R. L., Anderson, R. E., & Black, W. (1998). *Multivariate data analysis* (5th ed.). Hoboken, New Jersey: Prentice Hall Inc.
- Hochschild, A., & Machung, A. (2012). *The second shift: Working families and the revolution at home*. New York, NY: Penguin.
- Horne, R. M., & Johnson, M. D. (2017). Gender role attitudes, relationship efficacy, and self-disclosure in intimate relationships. *The Journal of Social Psychology, 158*(1), 37-50.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 6*(1), 1-55.
- Kennedy-Moore, E., & Watson, J. C. (2001). *Expressing emotion: Myths, realities, and therapeutic strategies*. New York, NY: Guilford Press.
- Kenny, D. A., & Kashy, D. A. (2014). The design and analysis of data from dyads and groups. *In Reis, 8*(2), 82-109.
- King, L. A., & Emmons, R. A. (1990). Conflict over emotional expression: Psychological and physical correlates. *Journal of Personality and Social Psychology, 58*(5), 864-877.
- Kring, A. M., Smith, D. A., & Neale, J. M. (1994). Individual differences in dispositional expressiveness: Development and validation of the emotional expressivity scale. *Journal of Personality and Social Psychology, 66*(5), 934-949.
- Ledermann, T., Macho, S., & Kenny, D. A. (2011). Assessing mediation in dyadic data using the actor-partner interdependence model. *A Multidisciplinary Journal, 18*(4), 595-612.
- Li, X., Cao, H., Zhou, N., & Mills-Koonce, R. (2021). Internalized homophobia and relationship quality among same-sex couples: The mediating role of intimate partner violence. *Journal of Homosexuality, 19*; 68(11),

- 1749-1773.
- Mickelson, K. D., Claffey, S. T., & Williams, S. L. (2006). The moderating role of gender and gender role attitudes on the link between spousal support and marital quality. *Sex Roles, 55*(1-2), 73-82.
- Noller, P., & Feeney, J. A. (2006). *Close relationships: Functions, forms and processes*. New York, NY: Routledge Taylor & Francis Group.
- Nournai, S., Seraj, F., Shakeri, M. T., & Mokhber, N. (2019). The relationship between gender-role beliefs, household labor division and marital satisfaction in couples. *Journal of Holistic Nursing and Midwifery, 29*(1), 301-307.
- Papp, L. M., & Witt, N. L. (2010). Romantic partners' individual coping strategies and dyadic coping: Implications for relationship functioning. *Journal of Family Psychology, 24*(5), 551-559.
- Pennebaker, J. W. (1985). Traumatic experience and psychosomatic disease: Exploring the roles of behavioural inhibition, obsession, and confiding. *Canadian Psychology/Psychologie Canadienne, 26*(2), 82-95.
- Prager, K. J., & Buhrmester, D. (1998). Intimacy and need fulfillment in couple relationships. *Journal of Social and Personal Relationships, 15*(4), 435-469.
- Shrout, P. E., & Bolger, N. (2002). Mediation in experimental and nonexperimental studies: New procedures and recommendations. *Psychological Methods, 7*(4), 422-445.
- Snyder, D. K. (1979). Multidimensional assessment of marital satisfaction. *Journal of Marriage and the Family, 41*(4), 813-823.
- Song, C., Buysse, A., Zhang, W. H., & Dewaele, A. (2022). Perceived discrimination and relationship satisfaction among same-sex couples: The role of dyadic stress and sex. *Journal of Sex & Marital Therapy, 48*(6), 567-578.
- Suh, E., Diener, E., Oishi, S., & Triandis, H. C. (1998). The shifting basis of life satisfaction judgments across cultures: Emotions versus norms. *Journal of Personality and Social Psychology, 74*(2), 482-493.
- 원 고 접 수 일 : 2023. 07. 31
수정원고접수일 : 2023. 11. 13
게 재 결 정 일 : 2024. 01. 23

The Mediation Effects of Emotional Expression Ambivalence on the Relationship between Gender-Role Attitudes and Romantic Relationship Satisfaction in Heterosexual Couples: An APIMeM Analysis

Heejae Park

Boyoung Kim

The Catholic University of Korea

Master

Assistant Professor

This study investigated the role of emotional expression ambivalence in the relationship between gender-role attitudes and relationship satisfaction among unmarried heterosexual couples. 102 individuals, aged 18 to 30, participated in the study. Utilizing the APIMeM model, actor-partner effects were examined within the context of emotional expression ambivalence influencing the relationship between gender-role attitudes and relationship satisfaction. The results indicate that both men's and women's gender-role attitudes were mediated by self-defensive ambivalence on the path to relationship satisfaction. Partner effects were also confirmed. The study concludes that rigid and conservative gender-role attitudes lead to emotional suppression, reducing both individual and partner satisfaction. This study significantly explored these impacts within dyadic data, providing a detailed examination of emotional expression ambivalence sub-factors and their predictive power.

Key words : gender-role attitudes, emotional expression ambivalence, APIMeM, actor-partner effects, relationship satisfaction