

부부의 자기분화와 결혼만족도 간 관계에서 정서표현 양가성의 매개효과 - 자기효과와 배우자효과 -*

신 현 정

홍 혜 영[†]

명지대학교

본 연구는 부부의 자기분화와 결혼만족도 간 관계에서 정서표현 양가성의 매개효과와 동시에 자기효과와 배우자효과를 검증하기 위해 실시되었다. 이를 위해 245쌍의 부부를 대상으로 설문조사하고 자기-상대방 상호의존 매개 모형(APIMeM: Actor and Partner Interdependence Mediation Model)을 이용해 분석하였다. 그 결과 첫째, 정서표현 양가성 모형과 자기방어 양가성 모형은 독립변인에서 매개변인으로 가는 경로, 매개변인에서 종속변인으로 가는 경로, 독립변인에서 종속변인으로 가는 경로에서 남편과 아내 모두 자기효과가 유의하게 나타났다. 둘째, 남편의 결혼만족도는 자신의 자기분화가 아내 자기분화보다 더 크게 영향을 미치며 아내의 결혼만족도는 남편에 비해 배우자의 자기분화에 영향을 받고 있는 것으로 나타났다. 셋째, 남편과 아내 모두 정서표현 양가성 전체와 자기방어 양가성이 자기분화와 결혼만족도에 부분 매개하는 자기효과를 보였으며 남편의 정서표현 양가성 전체와 자기방어 양가성이 아내의 자기분화와 남편의 결혼만족을 완전매개하는 배우자효과가 나타났다. 연구를 통해 자신의 자기방어 양가성이 자신의 결혼만족도를 낮추는 변인임을 확인할 수 있었다. 본 연구의 의의와 후속 연구를 위한 제언을 포함하였다.

주요어 : 자기분화, 정서표현 양가성, 결혼만족도, 자기효과, 배우자효과, APIMeM

* 본 연구는 신현정(2017)의 명지대학교 석사학위논문 ‘부부의 자기분화와 결혼만족도 간 관계에서 정서표현 양가성의 매개효과 - 자기효과와 배우자효과 -’을 요약한 것임.

† 교신저자 : 홍혜영, 명지대학교, (03674) 서울시 서대문구 거북골로 34

Tel : 02-300-0899, E-mail : hyhong@mju.ac.kr

현대 사회에서 가족은 여성의 사회 진출 증가, 핵가족화 등으로 가족의 구조와 기능, 가족가치관이 변화되고 있다. 이러한 변화 가운데에도 많은 사람들은 가정을 이루고, 가정 안에서 즐거움과 평화를 얻고자 하며, 자신의 결혼생활이 성공적이길 바란다(박은희, 2011; 사수연, 2016). 최근 삶의 질에 대한 관심이 높아지면서 결혼생활 속 부부관계의 질에 대한 관심도 높아지게 되었는데 전통 사회에서의 결혼은 가족집단을 유지하고 공동의 이익을 추구하였다면 현대에는 개인의 행복을 강조하며 부부관계를 중시하게 되었다(박성애, 하정, 2013). 이로 인해 많은 연구자들은 결혼생활과 관련하여 결혼의 행복도, 결혼의 적응도, 결혼 성공도, 결혼 안정성, 결혼의 질, 결혼의 만족도 등을 연구하기 시작하였다. 결혼에 관한 중단연구에서는 결혼만족도가 결혼의 안정성과 지속성에 가장 큰 관련이 있으며 결혼생활을 유지하고 건강한 부부관계를 위해서 결혼만족도를 높이는 방법을 찾는 것이 중요하다고 제시하였다(이경성, 한덕웅, 2001; 이봉은, 2015; 허만형, 2008; Karney & Bradbury, 1995). 결혼만족(marital satisfaction)은 1930년대부터 가족관계에 대한 연구에서 사용되기 시작했는데 국내연구에서 권정혜와 채규만(1999)은 결혼만족을 부부 관계에서 개인이 갖는 주관적인 느낌이나 신념, 인식들을 나타내는 용어로 결혼생활에 대한 개인의 주관적인 지각을 나타내는 것이라고 하였다. 결혼생활에 만족하고 있는 부부는 심리적 고통이나 스트레스의 영향을 적게 받지만, 결혼생활이 만족스럽지 않고 불안정한 부부는 신체적, 정서적 건강에 부정적인 영향을 받을 뿐 아니라(이훈구, 2004), 이혼을 고려하기도 하는데 이혼은 한 가정이 해체됨으로써 당사자와 그 자녀들

의 정신적, 신체적, 정서·심리적으로 심각한 부정적 영향을 미치며, 사회문제를 초래하는 요인이 된다(Osborne & McLanahan, 2007; Stack & Eshleman, 1998). 이처럼 결혼만족은 부부의 관계의 질을 향상시키고 결혼생활을 안정적이게 하며 기혼 남녀의 건강한 심리적 적응에 중요한 요인이 된다고 할 수 있다(Bradbury, Fincham, & Beach, 2000; Larson & Holman, 1994). 결혼만족도에 영향을 미치는 요인은 교육수준, 소득수준, 건강, 성격, 자기분화, 부모와 애착유형, 자존감, 의사소통행동, 갈등해결 방식, 애정표현 및 정서표현 등 여러 가지 있는데 본 연구에서는 개인이 환경에 적응하며 성장하는데 중요한 기제가 되는 자기분화와 부부관계에서 중요한 정서적 표현을 억제하고 갈등하게 하는 정서표현 양가성에 주목하였다.

결혼생활에서 개인의 자기분화

결혼생활은 서로 다른 배경에서 성장한 두 사람이 부부가 되어 적응하는 과정이라 할 수 있다. 부부는 성장 배경이 다르고 상호 작용하는 방식이 다르므로 각각 자신의 욕구, 가치, 태도, 믿음에 따라 상황과 사실을 다르게 인지하고 행동하게 된다. 이러한 차이는 개인이 환경에 적응하며 성장해 가는데 중요한 기제가 되는 자기분화 수준에 의해 영향을 받는다(Bowen, 1976). ‘자기분화’는 대인관계적 측면에서 타인으로부터 자기를 분리하는 것으로 가족이나 타인과의 친밀한 관계를 유지하면서도 독립성과 자율성을 유지하는 능력이라고 할 수 있으며 정신내적 측면에서 ‘사고와 감정의 분리’로 감정과 정서를 지적 체계인 사고에 의해서 적절하게 잘 통제하고 분별하는 능력의 정도를 의미한다. 자기분화와 결혼만

죽에 대한 선행연구(김남진, 김영희, 2010; 박은희, 2011; 오종현, 2016; 이종원, 옥선화, 2015; Bowen, 1978; Gubbins, Perosa, & Bartle-Haring, 2010; Kaleta, 2014; Kerr, 1985; Lal, Bartle-Haring, 2011; Peleg, 2008)에서는 개인의 자기분화 수준은 정신건강과 연결되어 건전한 부부관계를 유지시키고, 부부갈등상황을 최소화하며, 친밀한 부부관계를 가능하게 하므로 결혼생활 및 결혼생활 만족과 밀접한 관계를 보였다. 그리고 자기분화가 잘 이루어지면 개인이 정서적으로 안정되고, 부부 간의 친밀감을 높이며, 결혼만족과 결혼안정성이 높아지는 것으로 나타났다(김향순, 김순덕, 구명이, 2014; 권정혜, 채규만, 1999; 유남희, 김영희, 2011; 허만형, 2008). 구체적으로 부부간의 문제를 덜 투사시킬수록, 자기분화의 하위변인 중 자기입장을 유지할 수 있는 능력이 높을수록, 타인과의 정서적 단절이 심하지 않을수록 결혼만족도가 높아졌다(김순숙, 2012; 박은희, 2011). 이러한 선행연구의 결과는 자기분화 수준이 신념 및 행동양상을 다르게 나타나게 함으로 부부관계에서 자신과 배우자의 결혼만족에 정적으로 영향 미칠 것을 예측할 수 있다.

결혼생활에서의 정서표현 양가성

부부가 결혼생활을 하는 동안 자신의 정서를 순조롭게 표현하고 반응하는 것은 매우 중요한 일이다. 정서표현에 대한 초기 연구에서는 정서를 마음에 담아두기보다 표현하는 쪽이 건강에 이로우며 정서 표현성의 결여는 심리적, 신체적 불편과 연결된다는 입장을 보였다(한정원, 1997). 그러나 이후 정서표현을 못하는 것 자체가 병리적이기 보다는 욕구를 적

극적으로 억제하는 것이 정신건강과 관련이 있다는 연구가 발표되면서 정서표현 이면의 심리적 갈등 즉 자신의 정서를 표현하고 싶은 욕구가 있지만 이를 억제하며 갈등하는 것에 주목하게 되었다. 이와 관련하여 King과 Emmons(1990)은 정서표현 양가성이라는 개념을 사용하였다. 정서표현 양가성(ambivalence over emotional expression)은 자신의 감정을 표현하고자 하는 욕구가 있으나 내면의 방어적인 이유 또는 관계의 유지와 보호를 위해 억제하고 갈등하는 것을 의미한다. 구체적으로 감정을 표현하고 싶어 하면서도 억제적 노력을 기울이거나 또는 감정을 표현한 다음 후회하는 것을 포함한다(정윤경, 박보은, 2010). 정서표현 양가성에 대한 다수의 선행연구들은 King과 Emmons(1990)의 제안에 따라 단일차원으로 정의하고 사용하였는데, 한국의 문화적 상황과 정서표현 억제하게 되는 목표와 동기에 따라 자기방어 양가성과 관계관여 양가성으로 나누어 제시되었다(최해연, 민경환, 2007). 자기방어 양가성은 타인의 시선과 평가, 정서표현 이후 피드백에 대한 두려움으로 자기를 보호하고자 할 때 정서표현을 억제하게 되는 것을 의미한다. 이는 정서를 표현했을 때 공감을 받지 못하고 거부당하거나 비웃음을 당하고, 욕구 또는 필요가 해결되지 않는 것과 같은 부정적 결과에 대한 방어적 동기를 포함한다. 또 자신이 정서를 유능하게 표현하는 방법을 모른다고 생각할 경우 경험하게 된다. 관계관여 양가성은 사회적으로 용납되고 수용되는 등 체면과 공손함을 중시하고 관계의 친밀을 목표로 할 때 정서표현을 억제하게 되는데 이는 타인에게 미칠 수 있는 영향을 고려하는 것이다. 특히, 부적절한 정서를 표현했을 때 발생하게 될 문제를 예방하고, 현재 타인과의

관계를 보호하기 위해 정서표현에 양가적이 되는 것을 말한다.

정서표현 양가성과 자기분화, 결혼만족도 간의 관계

자기분화와 정서표현 양가성의 관계를 살펴 보면, 자기분화가 잘 이루어지지 않은 사람은 감정과 사고의 분리가 잘 안되고 스트레스 상황이나 긴장과 대인관계에서의 갈등을 극복하는데 어려움을 겪게 된다. 그리고 타인으로부터 사랑과 인정을 받고 공격이나 비난을 회피하는 것을 중요하게 생각하기에 자신의 신념에 따라 자주적이고 독립적으로 행동하지 못하고 타인의 의견에 쉽게 동조한다(김혜림, 2015; 제석봉, 1989). 그리고 자기분화 수준이 낮을수록 관계가 무너질지도 모른다는 두려움, 타인이 나를 수용하지 않을 것이라는 두려움으로 타인에게 자신의 사고와 감정을 솔직하게 표현하지 못하고 갈등하게 된다(박은희, 2011; 조은경, 정혜정, 2002). 최근 김혜림(2015)의 연구에서 자기분화 수준이 낮을수록 타인의 반응이나 타인과의 관계에 지나치게 민감하여 자신의 감정을 표현하는데 양가적인 태도를 보인다는 결과를 밝혔다. 이는 자기분화 수준이 낮을수록 감정적으로 반응하며, 의미 있는 지속적인 관계능력이 결핍되어 부부관계 및 가족, 사회적 관계에서 올바르게 기능하지 못한다는 것을 확인하는 결과라고 할 수 있다. 이러한 선행연구를 토대로 자기분화 수준이 감정을 표현하는데 양가적인 태도에 부적 영향을 미칠 것이라고 예측해볼 수 있다.

정서표현 양가성과 결혼만족에 대한 연구(유주현, 2000; Emmons & Colby, 1995)에서 정서표현 양가성이 높은 사람들은 사람들에게

자신을 표현하지 못함으로써 친밀감이나 지지를 이끌어 내지도 못할 뿐더러 공감이나 지지를 받지 못한다고 지각하고, 심리적 안정감과 결혼만족도가 낮고 반추사고와 우울증을 경험한다는 결과를 보고했다. 또한 Gottman(1993)은 자신의 연구에서 조절되거나 혹은 억제되지 못한 강한 정서표현이 사고와 의사소통에 영향을 미칠 수 있으며 갈등이나 이혼, 심리적 장애를 심화시킬 수 있다고 하였다. 그리고 습관적으로 정서표현을 억제하는 사람들은 대인관계 거리감과 감정적인 소외를 많이 느끼며 정서표현이 억제된 부부는 양쪽 모두 결혼만족도가 낮음을 밝혔다(Gottman & Levenson, 1988; Gross & John, 2003; 윤달아, 2012 재인용). 윤달아(2012) 연구에서는 자기방어 양가성이 결혼만족도에 부정적으로 영향을 미치고 관계관여 양가성이 결혼만족도에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 반면 이은희(2012) 연구에서는 윤달아(2012) 연구와 다르게 자기방어 양가성이 결혼만족도에 부적으로 영향을 주었으나 유의하지 않았으며, 관계관여 양가성은 결혼만족도에 정적으로 유의한 영향을 주었다. 윤희원, 허재홍과 오충광(2016)의 연구에서는 정서표현 양가성을 하위요인별로 남편과 아내의 자기효과와 배우자효과를 살펴보았다. 그 결과, 남편 결혼만족도에 남편의 자기방어 양가성과 남편의 관계관여 양가성, 그리고 아내의 자기방어 양가성만 부적으로 영향을 미쳤고 아내의 관계관여 양가성은 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 아내 결혼만족도에는 남편의 자기방어 양가성과 아내의 자기방어 양가성 모두 부정적인 영향을 미치는 반면 남편의 관계관여 양가성과 아내의 관계관여 양가성은 긍정적인 영향을 미치므로 연구결과에서 남편과 아내의 차이가 나타났다.

선행연구를 살펴본 결과, 정서표현 양가성이 결혼만족에 미치는 영향에서 자기방어 양가성과 관계관여 양가성이 차이를 보였다. 이는 하위차원의 차이에 대한 경험적 연구의 필요성을 시사한다. 이에 본 연구에서는 정서표현 양가성 전체와 자기방어 양가성과 관계관여 양가성으로 구분하여 살펴보고자 하였다.

자기-상대방 상호의존 매개 모형(APIMeM)의 적용

그동안 결혼만족과 관련된 연구는 대부분 기혼여성을 대상으로 이루어지거나 기혼남녀를 대상으로 하더라도 부부 한 쌍이 아닌 남편과 아내 입장에 대한 단순 남녀비교 수준이었다(김효민, 2010). 결혼만족도와 같은 상호관련성이 있는 변인은 부부 중 어느 한 명의 응답으로 단정 짓기 어렵기 때문에 부부를 한 쌍으로 연구하는 것이 적합하다. 따라서 본 연구의 대상을 부부 한 쌍으로 하여 자료를 수집하고 분석에 활용하였다. 부부를 대상으로 한 선행연구(강혜숙, 김영희, 2012; 김효민, 2010; 남궁임, 2009; 황성실, 김영희, 2013)에서는 Kenny, Kashy와 Cook(2006)이 제시한 자기-상대방 상호의존 모형(APIM: Actor and Partner Interdependence Model)을 활용하여 분석하였는데 이는 한 개인의 독립변인이 자신의 종속변인 뿐만 아니라 상대방의 종속변인에 영향을 미친다고 가정하여 한 쌍의 두 개 개인자료를 한 단위로 분석하는 것이다(Cook & Kenny, 2005). 본 연구는 매개변인을 포함하여 살펴보기 위해 APIM의 확장모델인 Ledermann, Macho와 Kenny(2011)가 제안한 자기-상대방 상호의존 매개 모형(APIMeM: Actor and Partner Interdependence Mediation Model)을 적용하였다.

연구모형 및 연구가설

본 연구는 개인이 환경에 적응하며 살아가는 데 중요한 기제인 자기분화의 수준이 결혼 생활에 영향을 미치고, 특히 분화되지 못해 발생하는 개인의 부적응적인 행동이 부부의 결혼만족에 영향을 미치고 있음에서 출발하게 되었다. 자기분화 수준이 낮을수록 대인관계에서 타인에게 수용되지 않을 것이라는 두려움과 관계가 무너질지도 모른다는 불안으로 타인에게 자신의 사고와 감정을 솔직하게 표현하지 못하고 갈등하고 있음이 밝혀졌으며 이로 인해 의미 있는 관계를 지속해나가지 못해 부부, 가족 그리고 사회적 관계에서 기능하지 못하는 것으로 나타났다(박은희, 2011; 이명옥, 하정희, 2007; 조은경, 정혜정, 2002). 이러한 선행연구를 토대로 자기분화 수준이 정서표현 양가성에 부적으로 영향을 미치며, 개인의 행동을 적응적 또는 부적응적으로 나타나게 함으로 결혼만족에까지 부적으로 영향을 미칠 것이라고 예측하였다. 정서표현 양가성은 정서표현을 억제하는 목표에 따라 구분될 뿐만 아니라 선행연구에서도 하위를 구분하여 연구할 필요를 제시하고 있어 본 연구에서도 하위를 구분하여 살펴보고자 하였다. 연구모형은 정서표현 양가성 전체를 살펴보는 정서표현 양가성 모형, 하위를 구분한 자기방어 양가성 모형, 관계관여 양가성 모형으로 그림 1, 그림 2, 그림 3에 제시하였다. 본 연구의 가설은 다음과 같다. 첫째, 자기분화와 결혼만족의 관계에 정서표현 양가성이 부적으로 영향을 미칠 것이다. 둘째, 자기분화와 결혼만족의 관계에 자기방어 양가성이 부적으로 영향을 미칠 것이다. 셋째, 자기분화와 결혼만족의 관계에 관계관여 양가성이 부적으로 영

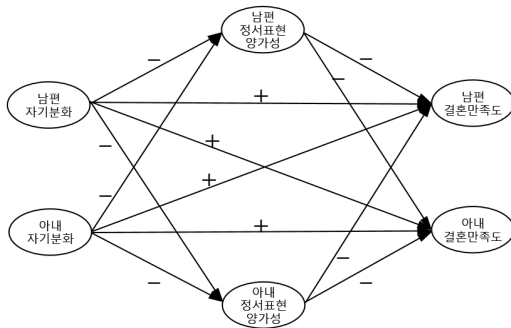


그림 1. 정서표현 양가성 모형

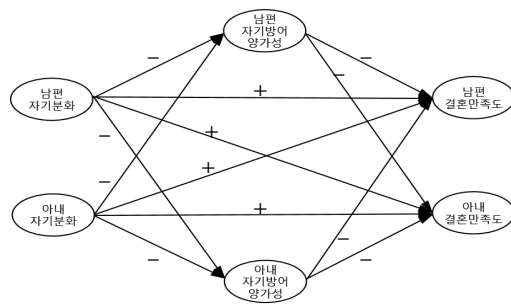


그림 2. 자기방어 양가성 모형

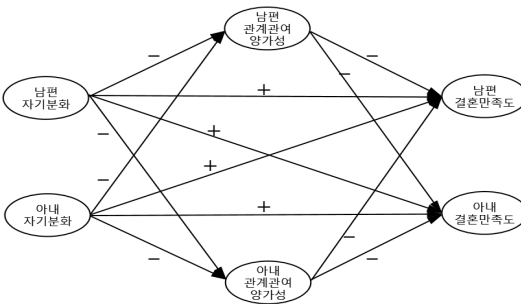


그림 3. 관계관여 양가성 모형

향을 미칠 것이다.

방 법

연구대상

본 연구는 서울, 고양, 천안, 음성, 여수 등에서 현재 결혼생활을 하고 있는 부부를 대상으로 결혼 연한, 결혼 상태(초혼, 재혼 등), 자녀의 유무 등 제한두지 않고 다양한 부부에게 설문지를 배부하였다. 설문지는 257쌍 배포되었고 부부 중 한 명이 미응답이거나 불성실하게 응답한 12쌍의 자료를 제외하고 최종적으로 245쌍의 자료를 분석에 사용하였다. 설문지는 부부 한 쌍의 설문지와 자료의 사용목적 및 실시방법에 관한 안내문, 그리고 사례품을 넣어 전달하였다. 응답 내용에 대한 비밀보장과 부부간의 영향을 최소화하기 위해 각자의 질문지를 완전히 끝낼 때까지 서로 의견을 묻거나 의논하지 않고 비밀리에 개별적으로 작성하고 개별적으로 동봉하여 줄 것을 요청하였다. 자료는 직접 취합하거나 우편 또는 이메일로 수집하였다. 설문응답은 약 10~15분 정도가 소요되었다. 참여자들의 평균 나이는 43.7세였으며(남편=44.0세, $SD=8.22$, 범위=29~71세/ 아내=42.7세, $SD=7.84$, 범위=28~66세) 평균 결혼생활은 14년 1개월(범위=1개월~39년10개월)이었다. 결혼 상태는 초혼이 97.8%(479명, 남편=240명, 아내=239명) 재혼이 2.2%(11명, 남편=5명, 아내=6명)이었다.

측정 도구

결혼만족도 척도(Korean-Marital Satisfaction Inventory: K-MSI)

결혼만족도는 권정혜과 최규만(1999)이 Snyder(1979)의 결혼만족도검사(Marital Satisfaction Inventory: MSI)와 이 척도의 개정판(Marital Satisfaction Inventory Revised: MSI-R)을 한국 실

정에 맞게 번안하고 수정하여 타당화한 한국판 결혼만족도 검사(K-MSI)를 참고하였다. K-MSI는 160문항으로 타당도를 측정하는 2개 척도와 결혼만족도를 측정하는 12개의 소척도로 모두 14개 하위척도로 이루어져 있다. 본 연구에서는 하위 척도 중에 전반적인 불만족 척도(General Dissatisfaction Scale: GDS)를 사용하였다. GDS는 전반적인 관계에 대한 불만족, 이혼이나 별거 등 부부관계의 미래에 대한 부정적 기대(예: “때때로 나는 배우자를 몹시 떠나고 싶다.”)를 기술하였으며 총 22문항으로 구성되어 있다. 원래는 2점 척도이나 본 연구에서는 이희숙과 박경(2008)이 변인의 변량을 확대하여 측정하기 위해 5점 Likert 척도로 재구성한 척도를 이용하였다(‘전혀 그렇지 않다’ 1점에서 ‘매우 그렇다’ 5점). 12개 문항은 역채점하였으며, 전체 점수가 높을수록 결혼만족도가 높다고 간주하였다. 본 연구에서 신뢰도(Cronbach’s α)는 남편 .90, 아내 .95로 나타났다.

한국형 자기분화 척도(Korean Self-Differentiation Inventory)

자기분화를 측정하기 위해 정혜정과 조은경(2007)이 개발한 한국형 자기분화 척도를 사용하였다. 정혜정과 조은경(2007)은 국내 제석봉(1989)의 척도에서 6문항, 전춘애(1994)의 척도에서 4문항, 국외 Skowron과 Schmitt(2003)의 DSR-R 척도에서 25문항, Licht와 Chabot(2006)의 Ceds 척도에서 3문항을 바탕으로 ‘한국형 자기분화 척도’를 개발하였다. 이 척도는 2개의 차원과 5개의 하위요인으로 구성되어 있다. 2개의 차원은 심리내적 차원과 대인관계적 차원으로 나뉘며, 차원별 하위요인으로는 심리내적 차원의 하위요인은 정서적 반응(예: “사람들은 내가 감정을 잘 통제하지 못하는 편이라

고 말한다.”)과 자기입장(예: “누군가와 논쟁을 벌이는 와중에도, 나는 감정에 치우치지 않고 내 입장을 분명히 할 수 있다.”), 대인관계적 차원의 하위요인은 정서적 단절(예: “배우자가 이해하지 못할까봐, 내 속 마음을 솔직히 드러내지 못한다.”)과 타인과의 융합(예: “나는 결정을 내리도록 도와줄 사람이 옆에 없으면, 종종 확신이 안 선다.”), 심리내적 차원과 대인관계적 차원을 모두 포함하는 정서적 융합(예: “나는 살면서 만나는 대부분의 사람들에게 인정을 받고 싶어 한다.”)을 더하여 모두 5개 하위요인으로 총 38문항으로 이루어져 있다. 척도는 ‘전혀 그렇지 않다’ 0점에서 ‘매우 그렇다’ 5점에서의 6점 Likert 방식으로 구성되어 있으며 자기입장에 관한 문항을 제외한 정서적 반응, 타인과의 융합, 정서적 단절, 정서적 융합에 관한 문항은 모두 역채점으로 평가한다. 본 연구에서 신뢰도(Cronbach’s α)는 남편 .89, 아내 .89로 나타났으며 구체적으로 하위척도의 신뢰도 Cronbach’s α 계수는 정서적 반응은 남편 .82, 아내 .83, 자기입장은 남편 .75, 아내 .74, 타인과의 융합은 남편 .75, 아내 .80, 정서적 단절은 남편 .74, 아내 .70, 정서적 융합은 남편 .79, 아내 .83이었다.

정서표현 양가성(Ambivalence over Emotional Expressiveness Questionnaire: AEQ-K)

정서표현 양가성은 King과 Emmons(1990)가 개발한 정서표현 양가성 척도(Ambivalence over Emotional Expressiveness Questionnaire: AEQ) 28 문항을 최혜연과 민경환(2007)이 한국 문화 맥락에 맞게 번안하고 타당화한 한국판 정서표현 양가성 척도(Ambivalence over Emotional Expressiveness Questionnaire: AEQ-K)를 사용하였다. 자기방어 양가성과 관계관여 양가성 두

하위변인으로 구성되어 있으며 자기방어 양가성은 정서표현이 가져올 수 있는 부정적 결과(부끄러움을 당하거나 수용 받지 못하는 등)가 있을까봐 정서표현을 갈등하고 억제하는 자기방어적 동기를 내포하고 있으며 정서표현 불가능, 긍정 정서표현 양가성, 정서표현 결과에 대한 두려움, 억제와 미충족된 표현 욕구 등의 범주를 포함하고 있다(예: “두려움이나 분노 같은 부정적인 감정을 표현하면 다른 사람들이 받아주지 않을까 걱정된다.”). 관계관여적 양가성은 자신의 정서표현이 다른 사람을 걱정시키거나 부담을 주게 될까봐 스스로 정서표현 행동을 통제하는 노력이 반영된 것으로 다른 사람과의 관계를 고려하거나 체면을 유지하기 위한 관계성을 보호하려는 동기를 내포하고 있다(예: “누군가에게 화를 내고나면, 그것이 계속 마음에 걸린다.”). AEQ-K는 총 21 문항으로 ‘1점 전혀 그렇지 않다’에서 ‘5점 매우 그렇다’로 5점 Likert 척도로 구성되어 있다. 본 연구에서는 총점을 사용하였으며 점수가 높을수록 정서표현 양가성이 높은 것으로 평가된다. 이는 상황에서 서로 상반되는 목표 때문에 정서를 표현하는 것에 대해 갈등하거나 억압하는 정도가 높음을 의미한다(최해연, 민경환, 이동귀, 2008). 본 연구에서 신뢰도(Cronbach's α)는 남편 .92, 아내 .91로 나타났으며 하위 척도의 신뢰도 Cronbach's α 계수는 자기방어 양가성 남편 .91, 아내 .90, 관계관여 양가성 남편 .80, 아내 .81이었다.

분석방법

본 연구에서 SPSS 21.0과 AMOS 22.0, Mplus 6.0을 활용하여 자료를 분석하였으며 절차는 다음과 같다. 첫째, 신뢰도 분석을 실시하여

Cronbach's α 를 산출하였다. 둘째, 평균, 표준편차를 알아보기 위해 기초통계분석을 실시하고, 정규성 검정을 위해 왜도와 첨도의 절대값이 각각 2와 7이 넘지 않는 것을 확인하였다. 셋째, 남편과 아내의 각 주요 변인들 간의 관련성을 알아보기 위해 Pearson 상관분석을 실시하였다. 넷째, 확인적 요인분석을 실시하고 측정모형의 타당성을 검증하였다. 부부의 자료를 분석하기 위해 Kenny, Kashy와 Cook(2006)이 제시한 Actor-Partner Interdependence Model (APIM)을 적용하여, 부부를 한 쌍으로 분석을 실시하는 경우 변수 값을 표준화 시키지 않으면 남편과 아내 집단 각각의 평균과 표준편차에 따라 표준화점수가 만들어지기 때문에(Ledermann, Macho, & Kenny, 2011) 각 모형을 표본의 전체 대상으로 변인별 표준화 값(Z)을 산출하였으며, 이를 이용하여 표준화 계수(β)를 산출하였다. 다섯째, 매개요인을 포함하여 부부의 자기-배우자효과를 확인하였다. 본 연구는 매개요인을 포함하여 살펴보고자 하기에 APIM의 확장형 모델인 Ledermann et al.(2011)가 제시한 자기-상대방 상호의존 매개 모형(Actor and Partner Interdependence Mediation Model: APIMeM)으로 검증하였다. 여섯째, 검증된 부부의 자기효과-배우자효과에서 남편과 아내에 따른 차이를 살펴보기 위해 등가제약 모형을 설정하여 기본모형과 차이가 자유도 1을 기준으로 한 모수치 값을 추정하여 경로계수의 차이를 검증하였다. 일곱째, 부트스트랩(Bootstrap)을 실시하여 매개효과의 유의성을 검증하였다.

결 과

기술통계 및 상관분석

자료의 일반적인 경향성과 정상성 확인을 위해 평균, 표준편차, 왜도, 첨도를 분석하였다. 왜도와 첨도의 절대값이 각각 2와 7을 넘지 않았기에 정규분포임을 가정할 수 있으며 (Lei & Lomax, 2005), 분석에 적합하다고 할 수 있다. 기술통계 및 변인 간의 상관분석 결과는 표 1에 제시하였다. 상관분석 결과, 대체로 변인 간에 유의한 상관이 존재하는 것으로 나타났다. 남편의 자기분화는 남편 결혼만족도, 아내 자기분화, 아내 결혼만족도와 유의한 정적 상관을 보였으며 남편 정서표현 양가성,

남편 자기방어 양가성, 남편 관계관여 양가성, 아내 정서표현 양가성, 아내 자기방어 양가성, 아내 관계관여 양가성과는 유의한 부적 상관으로 보였다. 남편의 정서표현 양가성은 남편 결혼만족도, 아내 자기분화, 아내 결혼만족도와 부적 상관이며, 아내 정서표현 양가성, 아내 자기방어 양가성 그리고 아내 관계관여 양가성과는 정적으로 유의한 상관을 보였다. 남편의 자기방어 양가성은 남편 결혼만족도, 아내 자기분화, 아내 결혼만족도와 유의하게 부적 상관을 보였고, 남편의 관계관여 양가성, 아내 정서표현 양가성 그리고 아내 자기방어 양가성, 아내 관계관여 양가성과는 유의한 정

표 1. 남편과 아내의 변인 간 상관분석 결과와 기술통계 분석 결과

| | 1 | 2 | 2-1 | 2-2 | 3 | 4 | 5 | 5-1 | 5-2 | 6 |
|------|---------|---------|---------|--------|---------|---------|---------|---------|--------|------|
| 1 | 1 | | | | | | | | | |
| 2 | -.51*** | 1 | | | | | | | | |
| 2-1 | -.51*** | .96*** | 1 | | | | | | | |
| 2-2 | -.38*** | .83*** | .63*** | 1 | | | | | | |
| 3 | .47*** | -.43*** | -.49*** | -.20** | 1 | | | | | |
| 4 | .20** | -.24*** | -.24*** | -.18** | .24*** | 1 | | | | |
| 5 | -.17** | .29*** | .28*** | .25*** | -.23*** | -.54*** | 1 | | | |
| 5-1 | -.16* | .30*** | .29*** | .24*** | -.27*** | -.58*** | .95*** | 1 | | |
| 5-2 | -.14* | .20** | .19** | .19** | -.10 | -.34*** | .83*** | .60*** | 1 | |
| 6 | .36*** | -.25*** | -.31*** | -.07 | .60*** | .38*** | -.34*** | -.38*** | -.17** | 1 |
| 평균 | 2.80 | 2.90 | 2.70 | 3.22 | 3.92 | 2.61 | 2.86 | 2.63 | 3.23 | 3.72 |
| 표준편차 | .58 | .61 | .71 | .60 | .71 | .57 | .59 | .68 | .62 | .77 |
| 왜도 | -.19 | .33 | .28 | .01 | -.56 | -.02 | .09 | .28 | -.06 | -.53 |
| 첨도 | -.18 | .43 | .01 | .61 | -.05 | .38 | .64 | .13 | -.53 | -.07 |

주. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$, $N = 245$

주. 1 남편 자기분화, 2 남편 정서표현 양가성, 2-1 남편 자기방어 양가성, 2-2 남편 관계관여 양가성, 3 남편 결혼만족도, 4 아내 자기분화, 5 아내 정서표현 양가성, 5-1 아내 자기방어 양가성, 5-2 아내 관계관여 양가성, 6 아내 결혼만족도

적 상관을 나타냈다. 남편의 관계관여 양가성은 남편 결혼만족도, 아내 자기분화와 유의한 부적 상관이며, 아내 정서표현 양가성, 아내 자기방어 양가성, 아내 관계관여 양가성에 유의한 정적 상관이 나타났다. 남편의 결혼만족도는 아내 자기분화, 아내 결혼만족도와 정적 상관을 보인 반면, 아내 정서표현 양가성, 아내 자기방어 양가성과는 부적 상관을 보였다. 아내의 자기분화는 아내 정서표현 양가성, 아내 자기방어 양가성, 아내 관계관여 양가성과 부적 상관을 보였고, 아내 결혼만족도와는 정적 상관을 보였다. 아내의 결혼만족도는 아내 정서표현 양가성, 아내 자기방어 양가성 그리고 아내 관계관여 양가성과 유의미한 부적 상관이 나타났다.

측정모형 검증

구조모형을 검증하기 전 측정변인들이 잠재변인들을 적절하게 구인하고 있는지 확인하기 위해 확인적 요인분석(Confirmatory Factor Analysis)을 실시하였다. 그 결과, 모형의 주요 적합도 지수들이 기준(.90)이하로 낮아져 수용할 수 없어서 문항꾸러미를 제작하였다. 이를 위해 Russell, Kahn, Spoth와 Altmaier(1998)의 제안에 따라 최대우도추정법을 통해 탐색적 요인분석을 실시하였으며, 문항을 묶는 과정은 Little, Cunningham, Shahar, & Widaman(2002)이 제시한 항목과 구성개념간의 균형을 이용한 기법을 사용하였다. 잠재변인에서 측정변인으로 가는 요인부하량 값은 일반적으로 .5~.95 범위로 제시(Bagozzi & Yi, 1988)하고 있는데, 각 척도의 꾸러미 요인부하량이 남편의 자기분화 .83~.85, 아내의 자기분화 .84~.88, 남편의 정서표현 양가성 .85~.89, 아내의 정서표현

양가성 .84~.92, 남편의 결혼만족도 .68~.96, 아내의 결혼만족도 .87~.96, 남편의 자기방어 양가성 .87~.91, 아내의 자기방어 양가성 .85~.93, 남편의 관계관여 양가성 .66~.80, 아내의 관계관여 양가성 .52~.88로 모두 유의한 수준($p < .001$)을 보였으며 측정변인이 잠재변인을 잘 설명하고 있는 것으로 나타났다. 각 측정모형을 검증한 결과, 정서표현 양가성 측정모형은 $\chi^2(120, N=245)=181.227$, TLI=.978, CFI=.983, RMSEA=.046(90% 신뢰구간=.031~.059), 자기방어 양가성 측정모형은 $\chi^2(120, N=245)=184.717$, TLI=.977, CFI=.982, RMSEA=.047(90% 신뢰구간=.033~.060), 관계관여 양가성 측정모형은 $\chi^2(120, N=245)=240.755$, TLI=.948, CFI=.960, RMSEA=.064(90% 신뢰구간 .052~.076)로 좋은 적합도를 보였다.

정서표현 양가성 모형

구조 모형 검증

자기분화와 결혼만족도 간 관계에서 정서표현 양가성이 매개하는 모형을 검증한 결과, $\chi^2=181.227$, 자유도(df)=120, TLI=.978, CFI=.983, RMSEA=.046(.031~.059)로 좋은 적합도를 보였다. 모형의 계수를 확인한 결과는 그림 4와 같다. 자기분화가 정서표현 양가성으로 가는 자기효과 경로에서는 남편 자기분화와 남편 정서표현 양가성($\beta=-.542, p < .001$), 아내 자기분화와 아내 정서표현 양가성($\beta=-.568, p < .001$)이 모두 유의한 수준에서 부적으로 크게 영향력이 있는 것으로 나타났다. 자기분화가 배우자의 정서표현 양가성으로 가는 배우자효과 경로는 아내 자기분화에서 남편 정서표현 양가성($\beta=-.151, p < .05$)으로 가는 남편의 배우

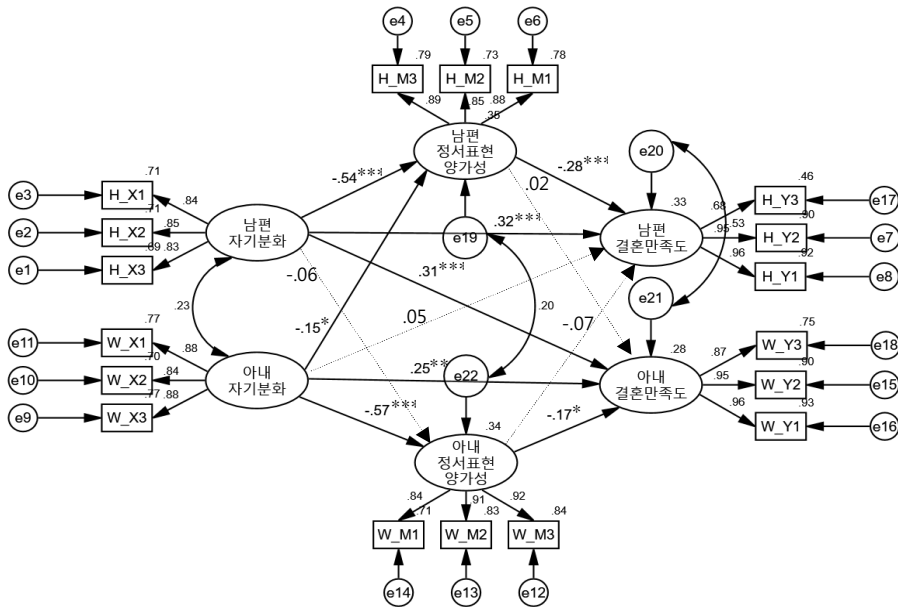


그림 4. 정서표현 양가성 구조모형의 경로계수

주. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$, 그림에 제시된 계수는 표준화된 경로계수임.

자효과만이 유의한 부적 효과를 보였다. 자기분화가 결혼만족으로 가는 경로에서는 남편 자기분화가 남편 결혼만족으로 가는 남편의 자기효과($\beta = .319, p < .001$), 아내 자기분화가 아내 결혼만족으로 가는 아내의 자기효과($\beta = .248, p < .001$), 남편 자기분화가 아내 결혼만족으로 가는 아내의 배우자효과($\beta = .312, p < .001$) 모두 유의한 수준에서 정적 효과가 나타났다. 정서표현 양가성이 결혼만족으로 가는 경로에서는 남편 정서표현 양가성이 남편 결혼만족으로 가는 경로($\beta = -.280, p < .001$), 아내 정서표현 양가성이 아내 결혼만족으로 가는 경로($\beta = -.170, p < .05$)에서 자기효과가 유의한 수준에서 부적으로 나타났다.

등가제약 모형

정서표현 양가성 모형에서 남편과 아내에

따라 자기효과 및 배우자효과가 차이가 있는지 확인하기 위해 총 12번의 등가제약을 실시했다. 등가제약 경로는 그림 5와 같다. (1) 자기분화가 정서표현 양가성에 미치는 자기효과 비교($a = a'$), (2) 정서표현 양가성이 결혼만족에 미치는 자기효과 비교($b = b'$), (3) 자기분화가 결혼만족에 미치는 자기효과 비교($c = c'$), (4) 남편 정서표현 양가성에 미치는 자기분화의 자기효과와 배우자효과 비교($a = f$), (5) 아내 정서표현 양가성에 미치는 자기분화의 자기효과와 배우자효과 비교($a' = f$), (6) 남편 결혼만족에 미치는 정서표현 양가성의 자기효과와 배우자효과 비교($b = d$), (7) 아내 결혼만족에 미치는 정서표현 양가성의 자기효과와 배우자효과 비교($b' = d$), (8) 남편의 결혼만족에 미치는 자기분화의 자기효과와 배우자효과 비교($c = e'$), (9) 아내의 결혼만족에 미치는 자기분화의 자기효과

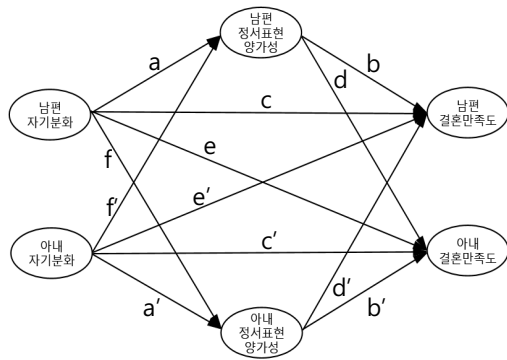


그림 5. 정서표현 양가성 등가제약 모형

와 배우자효과 비교($c'=e$), (10) 자기분화가 정서표현 양가성에 미치는 배우자효과 비교 ($f=f'$), (11) 정서표현 양가성이 결혼만족에 미치는 배우자효과 비교($d=d'$), (12) 자기분화가 결혼만족에 미치는 배우자효과 비교($e=e'$).

12개 중 4개의 경로에서 남편과 아내의 차이가 보였으며 결과는 표 2에 제시하였다. 첫

째, 남편 정서표현 양가성에 미치는 자기분화의 자기효과와 배우자효과($a=f'$)에서 차이를 보였는데($\Delta\chi^2=14.846, p<.001$), 이는 남편의 정서표현 양가성에 남편 자신의 자기분화가 아내의 자기분화보다 더 큰 부적 영향을 미치고 있음을 의미한다. 둘째, 아내의 정서표현 양가성에 미치는 자기분화의 자기효과와 배우자효과($a'=f$)에서 차이를 보였고($\Delta\chi^2=24.661, p<.001$), 이것은 아내의 정서표현 양가성 역시 자신의 자기분화가 남편의 자기분화보다 더 크게 부적적으로 영향을 미치고 있음을 뜻한다. 셋째, 남편의 결혼만족에 미치는 자기분화의 자기효과와 배우자효과($c=e'$)에서도 차이가 나타났다($\Delta\chi^2=5.554, p<.05$), 남편의 결혼만족도는 남편의 자기분화의 영향이 아내의 자기분화의 영향보다 정적으로 더 크다는 것을 의미한다. 넷째, 자기분화가 결혼만족에 미치는 배우자효과($e=e'$)에서 차이를 보였다($\Delta\chi^2=$

표 2. 정서표현 양가성 기본모형과 등가제약모형 간 χ^2 차이검증

| 모형 | χ^2 | df | CFI | TLI | RMSEA | χ^2 차이검증 |
|--------|----------|-----|------|------|-------|----------------------------|
| 기본모형 | 181.227 | 120 | .983 | .978 | .046 | |
| 등가제약1 | 181.230 | 121 | .983 | .979 | .045 | $\chi^2(1)=.003, p>.05$ |
| 등가제약2 | 181.642 | 121 | .983 | .979 | .045 | $\chi^2(1)=.415, p>.05$ |
| 등가제약3 | 181.324 | 121 | .983 | .979 | .045 | $\chi^2(1)=.097, p>.05$ |
| 등가제약4 | 196.073 | 121 | .979 | .974 | .050 | $\chi^2(1)=14.846, p<.001$ |
| 등가제약5 | 205.888 | 121 | .976 | .970 | .054 | $\chi^2(1)=24.661, p<.001$ |
| 등가제약6 | 184.294 | 121 | .982 | .978 | .046 | $\chi^2(1)=3.067, p>.05$ |
| 등가제약7 | 183.560 | 121 | .983 | .978 | .046 | $\chi^2(1)=2.333, p>.05$ |
| 등가제약8 | 186.781 | 121 | .982 | .977 | .047 | $\chi^2(1)=5.554, p<.05$ |
| 등가제약9 | 181.553 | 121 | .983 | .979 | .045 | $\chi^2(1)=.326, p>.05$ |
| 등가제약10 | 182.331 | 121 | .983 | .978 | .046 | $\chi^2(1)=1.104, p>.05$ |
| 등가제약11 | 181.673 | 121 | .983 | .979 | .045 | $\chi^2(1)=.446, p>.05$ |
| 등가제약12 | 187.695 | 121 | .981 | .977 | .048 | $\chi^2(1)=6.468, p<.05$ |

6.468, $p < .05$). 이는 아내의 결혼만족이 남편의 결혼만족에 비해 배우자의 자기분화에 정적으로 강력하게 영향을 받고 있다는 것을 의미한다. 그 외에서는 남편과 아내의 차이가 나타나지 않았다.

매개 모형 검증

정서표현 양가성이 매개하는 효과를 확인하기 위해 Mplus 프로그램을 사용하였다. 과정은 Shrout와 Bolger(2002)가 제안한 부트스트래핑(Bootstrapping) 절차에 따라 원자료(N=245)로부터 1,000개의 표본을 생성하고 간접효과의 크기를 신뢰구간 95%로 설정하였을 때 영가설이 설정한 값이 0을 포함하는지 그 여부를 확인함으로써 개별매개효과의 유의성을 검증하였다. 그 결과는 표 3에 제시하였다. 총 8개의 경로 중 3개의 경로에서 매개효과가 유의한 것으로 나타났다. 남편 자기분화와 남편 결혼만족도 간의 관계에서 남편의 정서표현 양가성이 매개하는 경로가 $.219(p < .01)$, 95% 신뢰구간 $.083 \sim .385$ 로 유의하고, 아내 자기분화와 아내 결혼만족도 간의 관계에서 아내의 정서표현 양가성이 매개하는 경로가 $.148(p < .05)$, 95% 신뢰구간 $.001 \sim .327$ 로 유의한 것으로 나타났다. 즉, 남편과 아내 모두 자신의 자기분

화가 자신의 정서표현 양가성을 거쳐 자신의 결혼만족도에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 배우자효과로는 아내의 자기분화와 남편의 결혼만족도 간의 관계에서 남편의 정서표현 양가성을 매개하는 경로가 $.059(p < .05)$, 95% 신뢰구간 $.011 \sim .159$ 로 유의한 것으로 나타났다. 이것은 아내의 자기분화가 남편의 정서표현 양가성을 거쳐 남편의 결혼만족도에 영향을 미치는 것을 의미한다.

자기방어 양가성 모형

구조 모형 검증

자기분화와 결혼만족의 관계에서 자기방어 양가성이 매개하는 모형을 검증한 결과, $\chi^2 = 184.717$, 자유도(df)=120, TLI=.977, CFI=.982, RMSEA=.047(.033~.060)로 좋은 적합도를 보였으며 모형의 계수는 그림 6과 같다. 자기분화가 자기방어 양가성으로 가는 자기효과 경로인 남편 자기분화와 남편 자기방어 양가성($\beta = -.529, p < .001$), 아내 자기분화와 아내 자기방어 양가성($\beta = -.638, p < .001$)이 모두 유의한 수준에서 부적인 영향력이 크게 나타났다. 남편과 아내의 자기분화가 배우자의 자기방어 양가성으로 가는 배우자효과 경로에서는 아내

표 3. 정서표현 양가성 매개 모형 개별 간접효과와 유의성 검증

| 경로 | | estimate | 95% 신뢰구간 | |
|--------|------------------------|----------|-------------|---------------|
| | | | low 2.5% | upper 2.5% |
| 남 자기분화 | → 남 정서표현 양가성 → 남 결혼만족도 | .219** | .083 | .385 |
| 여 자기분화 | → 여 정서표현 양가성 → 여 결혼만족도 | .148* | .001 | .327 |
| | → 남 정서표현 양가성 → 남 결혼만족도 | .059* | .011 | .159 |

주. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$. 남=남편, 여=아내, 표에 제시된 간접효과는 비표준화된 수치임.

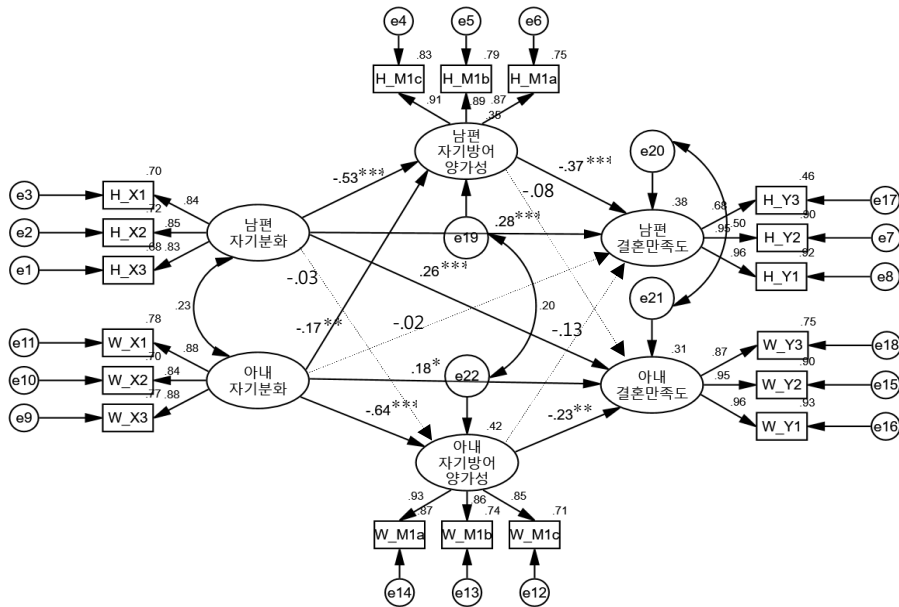


그림 6. 자기방어 양가성 구조모형

주. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$. 그림에 제시된 계수는 표준화된 경로계수임.

자기분화에서 남편 자기방어 양가성($\beta = -.165$, $p < .01$)으로 가는 남편의 배우자효과만이 유의한 부적 효과를 보였다. 자기분화가 결혼만족으로 가는 경로에서는 남편 자기분화가 남편 결혼만족으로 가는 남편의 자기효과($\beta = .276$, $p < .001$), 아내 자기분화가 아내 결혼만족으로 가는 아내의 자기효과($\beta = .180$, $p < .05$), 남편 자기분화가 아내 결혼만족으로 가는 아내의 배우자효과($\beta = .263$, $p < .001$) 모두 유의한 수준에서 정적 효과가 나타났다. 자기방어 양가성이 결혼만족으로 가는 경로에서 남편 자기방어 양가성이 남편 결혼만족($\beta = -.369$, $p < .001$), 아내 자기방어 양가성이 아내 결혼만족($\beta = -.234$, $p < .01$)으로 가는 남편과 아내 각각의 자기효과에서 유의한 부적 효과를 보였다.

등가제약 모형

등가제약 경로는 정서표현 양가성 모형과 동일하며 그 결과는 표 4에 제시했다. 남편과 아내의 차이는 정서표현 양가성 모형과 동일한 4개의 경로에서 나타났다. 첫째, 남편 자기방어 양가성에 미치는 자기분화의 자기효과와 배우자효과에서 차이를 보였다($\Delta\chi^2 = 12.978$, $p < .001$). 이는 남편의 자기방어 양가성에 남편 자신의 자기분화가 아내의 자기분화보다 더 크게 부적적으로 영향을 미치는 것을 의미한다. 둘째, 아내의 자기방어 양가성에 미치는 자기분화의 자기효과와 배우자효과에서 차이가 나타났는데($\Delta\chi^2 = 37.277$, $p < .001$), 아내의 자기방어 양가성 역시 자기효과인 자신의 자기분화가 배우자효과인 남편의 자기분화보다 강력하게 부적적으로 영향을 미치는 것으로 나타났다. 셋째, 남편의 결혼만족에 미치는 자기분화의

표 4. 자기방어 양가성 기본모형과 등가제약모형 간 χ^2 차이검증

| 모형 | χ^2 | df | CFI | TLI | RMSEA | χ^2 차이검증 |
|--------|----------|-----|------|------|-------|----------------------------|
| 기본모형 | 184.717 | 120 | .982 | .977 | .047 | |
| 등가제약1 | 184.887 | 121 | .983 | .978 | .047 | $\chi^2(1)=.170, p>.05$ |
| 등가제약2 | 184.986 | 121 | .983 | .978 | .047 | $\chi^2(1)=.269, p>.05$ |
| 등가제약3 | 185.055 | 121 | .983 | .978 | .047 | $\chi^2(1)=.338, p>.05$ |
| 등가제약4 | 197.695 | 121 | .979 | .974 | .051 | $\chi^2(1)=12.978, p<.001$ |
| 등가제약5 | 221.994 | 121 | .972 | .965 | .058 | $\chi^2(1)=37.277, p<.001$ |
| 등가제약6 | 187.753 | 121 | .982 | .977 | .048 | $\chi^2(1)=3.036, p>.05$ |
| 등가제약7 | 186.563 | 121 | .982 | .977 | .047 | $\chi^2(1)=1.846, p>.05$ |
| 등가제약8 | 191.067 | 121 | .981 | .976 | .049 | $\chi^2(1)=6.350, p<.05$ |
| 등가제약9 | 185.215 | 121 | .982 | .978 | .047 | $\chi^2(1)=.498, p>.05$ |
| 등가제약10 | 187.398 | 121 | .982 | .977 | .047 | $\chi^2(1)=2.681, p>.05$ |
| 등가제약11 | 184.881 | 121 | .983 | .978 | .047 | $\chi^2(1)=.164, p>.05$ |
| 등가제약12 | 191.426 | 121 | .981 | .976 | .049 | $\chi^2(1)=6.709, p<.01$ |

자기효과와 배우자효과에서 차이를 보였는데 ($\Delta\chi^2=6.350, p<.05$), 남편의 결혼만족도는 남편의 자기효과인 자기분화의 영향이 배우자효과인 아내의 자기분화의 영향보다 정적으로 더 크다는 것을 의미한다. 마지막으로 자기분화가 결혼만족에 미치는 배우자효과에서 차이를 보였다($\Delta\chi^2=6.709, p<.01$). 아내의 자기분화가 남편의 결혼만족도에는 유의하지 않았지만 부적으로 나타났고 남편의 자기분화가 아내의 결혼만족도에 유의한 정적 영향이 나타나 남편의 자기분화가 배우자의 결혼만족에 더 영향을 주는 것으로 나타났다.

매개 모형 검증

부부의 자기분화와 결혼만족도 간의 관계에서 자기방어 양가성이 매개하는 효과를 검증한 결과는 표 5에 제시하였다. 총 8개의 경로

중 정서표현 양가성 모형과 동일한 3개의 경로에서 매개효과를 보였다. 남편의 자기분화와 남편의 결혼만족도 간의 관계에서 남편 자기방어 양가성의 매개 경로가 $.281(p<.001)$, 95% 신뢰구간이 $.168 \sim .434$ 로 유의미하고, 아내 자기분화와 아내 결혼만족도 간의 관계에서 아내의 자기방어 양가성이 매개 경로가 $.229(p<.05)$, 95% 신뢰구간 $.063 \sim .433$ 으로 유의한 것으로 나타났다. 즉, 자신의 자기분화가 자신의 자기방어 양가성을 통해 자신의 결혼만족도에 영향을 미치는 것을 의미한다. 배우자효과로는 아내의 자기분화와 남편의 결혼만족도 간의 관계에서 남편의 자기방어 양가성의 매개 경로가 $.085(p<.05)$, 95%신뢰도 구간 $.025 \sim .192$ 로 유의한 것으로 나타났는데 이는 아내의 자기분화가 남편의 자기방어 양가성을 통해 남편의 결혼만족도에 영향을 미치는 것

=.348, $p < .001$) 그리고 남편 자기분화가 아내의 결혼만족도로 가는 경로($\beta = .357, p < .001$)만이 유의한 것으로 나타났다. 자기분화와 관계관여 양가성 경로에서 자기효과인 남편 자기분화와 남편 관계관여 양가성($\beta = -.359, p < .001$), 아내 자기분화와 아내 관계관여 양가성($\beta = -.370, p < .001$) 모두 유의한 부적 영향을 보였다. 자기분화가 결혼만족도로 가는 경로에서도 역시 남편과 아내 모두 자기효과만 나타났는데 남편 자기분화와 남편 결혼만족도($\beta = .469, p < .001$), 아내 자기분화와 아내 결혼만족도($\beta = .348, p < .001$) 모두 유의한 수준에서 정적 효과를 보였다. 관계관여 양가성과 결혼만족도 경로에서는 통계적으로 유의하지 않았으며 관계관여 양가성 모형의 매개효과는 없는 것으로 나타났다.

등가제약 모형

등가제약 경로는 정서표현 양가성 모형과 동일하며 총 12번의 등가제약을 실시했다. 결과는 표 6에 제시했으며, 남편과 아내의 차이는 정서표현 양가성 모형, 자기방어 양가성 모형과 동일한 4개의 경로에서 나타났다. 첫째, 남편의 관계관여 양가성에 미치는 자기분화의 자기효과와 배우자효과에서 차이를 보였다($\Delta\chi^2 = 4.133, p < .05$). 이는 남편의 관계관여 양가성에 남편 자신의 자기분화가 아내의 자기분화보다 더 크게 부적으로 영향을 미치고 있음을 의미한다. 둘째, 아내의 관계관여 양가성에 미치는 자기분화의 자기효과와 배우자효과에서 차이가 나타났는데($\Delta\chi^2 = 5.965, p < .05$), 아내의 관계관여 양가성 역시 자신의 자기분화가 남편의 자기분화보다 더 크게 유의한 부적 영향을 미치고 있음을 의미한다. 셋째, 남편의 결혼만족에 미치는 자기분화의 자기효과

표 6. 관계관여 양가성 기본모형과 등가제약모형 간 χ^2 차이검증

| 모형 | χ^2 | df | CFI | TLI | RMSEA | χ^2 차이검증 |
|--------|----------|-----|------|------|-------|-------------------------------|
| 기본모형 | 240.755 | 120 | .960 | .948 | .064 | |
| 등가제약1 | 241.973 | 121 | .959 | .949 | .064 | $\chi^2(1) = 1.218, p > .05$ |
| 등가제약2 | 240.762 | 121 | .960 | .949 | .064 | $\chi^2(1) = .007, p > .05$ |
| 등가제약3 | 241.218 | 121 | .960 | .949 | .064 | $\chi^2(1) = .463, p > .05$ |
| 등가제약4 | 244.888 | 121 | .958 | .947 | .065 | $\chi^2(1) = 4.133, p < .05$ |
| 등가제약5 | 246.720 | 121 | .958 | .947 | .065 | $\chi^2(1) = 5.965, p < .05$ |
| 등가제약6 | 240.920 | 121 | .960 | .949 | .064 | $\chi^2(1) = .165, p > .05$ |
| 등가제약7 | 241.970 | 121 | .959 | .949 | .064 | $\chi^2(1) = 1.215, p > .05$ |
| 등가제약8 | 250.673 | 121 | .957 | .945 | .066 | $\chi^2(1) = 9.918, p < .001$ |
| 등가제약9 | 240.769 | 121 | .960 | .949 | .064 | $\chi^2(1) = .014, p > .05$ |
| 등가제약10 | 241.240 | 121 | .960 | .949 | .064 | $\chi^2(1) = .485, p > .05$ |
| 등가제약11 | 241.305 | 121 | .960 | .949 | .064 | $\chi^2(1) = .550, p > .05$ |
| 등가제약12 | 247.049 | 121 | .958 | .947 | .065 | $\chi^2(1) = 6.294, p < .05$ |

와 배우자효과에서도 차이를 보였는데($\Delta\chi^2=9.918, p<.001$), 남편의 결혼만족도는 남편의 자기분화의 영향이 아내의 자기분화의 영향보다 더 크다는 것을 의미한다. 넷째, 자기분화가 결혼만족에 미치는 배우자효과에서 차이를 보였다($\Delta\chi^2=6.294, p<.05$). 이는 아내의 결혼만족이 남편에 비해 배우자의 자기분화에 강력한 정적인 영향을 받는 것을 의미한다. 그 외 경로에서는 차이가 나타나지 않았다.

논 의

본 연구의 목적은 부부의 자기분화와 결혼만족도 간의 관계에서 정서표현 양가성의 매개효과와 동시에 자기효과, 배우자효과를 살펴보기 위해 실시되었으며, 연구 결과를 요약하고 논의하면 다음과 같다.

첫째, 정서표현 양가성의 어떤 요인이 자기분화와 결혼만족도에 더 관련성이 있는지 알아보기 위해 정서표현 양가성의 하위를 나누어 상관관계를 살펴보았다. 그 결과, 남편의 관계관여 양가성과 아내의 결혼만족도, 아내의 관계관여 양가성과 남편의 결혼만족도 관계를 제외한 주요 변인은 대체로 유의하게 상관관계를 보였다. 이는 자기방어 양가성이 결혼만족과 유의한 부적 상관을 보이고 관계관여 양가성은 유의미하지 않았다고 밝힌 연구들(김진아, 2016; 이은희, 2012)과 상대를 배려하고 관계를 보호하려는 측면이 강한 관계관여 양가성은 심리증상들과 유의하지 않거나 유의하더라도 작은 상관을 보였다고 밝힌 최해연(2008)의 주장을 확인한 결과이다. 그리고 자기방어 양가성이 결혼만족에 중요하다고 한

선행연구들(윤달아, 2012; 윤희원, 허재홍, 오충광, 2016; 이은희, 2012)과 같은 결과로 이는 정서표현을 한 후 돌아올 배척이나 복수 등이 두려워 자신을 보호하기 위해 자신의 감정을 표현하지 않는 자기방어 양가성이 결혼만족도를 낮추고 있음을 확인한 결과다. 가족상담 및 부부 상담에서는 남편과 아내 결혼만족도에 자신의 자기방어 양가성이 영향을 미치고 있음을 인식하고, 배우자가 자신이 상처받을까봐 두려워 정서를 표현하기를 갈등하는 경험을 낮출 수 있도록 안전한 환경에서 정서를 표현할 수 있게 하는데 조력하는 것이 필요하다고 할 수 있다.

둘째, 부부의 자기분화와 정서표현 양가성이 결혼만족도에 미치는 영향에 대한 자기효과와 배우자효과를 살펴보았다. 자기분화에서 결혼만족도로 가는 경로, 자기분화에서 정서표현 양가성으로 가는 경로, 정서표현 양가성에서 결혼만족도로 가는 경로에서 남편과 아내 모두 자기효과가 나타났다. 즉, 자신의 자기분화 수준이 높을수록 자신의 정서표현 양가성을 낮추며, 자신의 결혼만족도를 높인다는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 자기분화가 결혼만족에 유의한 정적 영향을 미치고 있다고 밝힌 연구들(김남진, 김영희, 2010; 남궁임, 2009; 박은희, 2011; 오종현, 2016; 한영숙, 2007; 허만형, 2008; Kaleta, 2014)을 지지하고, 자아분화 수준이 낮을수록 타인의 반응이나 타인과의 관계에서 지나치게 민감하여 자신의 감정을 표현하는데 양가적인 태도를 보인다고 밝힌 김혜림(2015)의 연구와 맥을 같이하는 결과를 보였다. 그리고 정서표현에 갈등이 심하거나 억제가 많을수록 이성관계 또는 부부관계에서 낮은 만족도를 가진다는 선행연구(김희경, 심혜숙, 이동훈, 2012; Gross & John,

2003)와 일맥상통하며 부부관계에서 정서표현이 높을수록 결혼만족도가 높아진다고 밝힌 연구(박소영, 2016; 박운주, 김병석, 2013; 안옥선, 2014) 결과와 일부 일치한다. 더불어 결혼만족에 남편과 아내 모두 각자의 특성으로 영향을 받는다고 밝힌 연구들(김민선, 신희천, 2011; 박영화, 고재홍, 2005; 황성실, 김영희, 2013)과 맥을 같이하며 결혼만족도에는 자신의 특성이 중요한 역할을 하고 있음 알 수 있다. 본 연구의 결과 부부문제에 상담실에 내방한 부부에게 부부상담과 더불어 개인이 자신의 특성을 탐색하고 이해할 수 있도록 개인상담을 병행하는 것이 효과적일 것이라는 것을 시사한다. 배우자효과로는 남편의 자기분화가 아내의 결혼만족도로 가는 경로, 아내의 자기분화가 남편의 정서표현 양가성으로 가는 경로에서 유의하게 나타났다. 이는 남궁임(2009)의 자기분화와 결혼만족도 관계의 배우자효과와 남편의 자기분화가 아내의 결혼만족도로 가는 경로만이 유의하게 나타난 결과와 일치하며 남편 자기분화가 부정적 상호작용과 긍정적 상호작용을 거치지 않고도 남편과 아내 모두의 결혼만족도에 직접적으로 영향을 보였던 이봉은(2015)의 연구와 맥을 같이 한다. 종합적으로 사고와 감정이 분리되어 합리적으로 행동할 수 있고 의견에서 오는 차이를 견딜 수 있으며 친밀한 접촉과 독립이 균형적으로 가능한 부부는 아내의 결혼만족도가 높아지며 남편의 정서표현 갈등 및 억제가 낮아진다는 것을 알 수 있다. 이는 부부관계에서 자기분화의 중요성을 확인하는 결과라고 할 수 있으며 부부상담에서 상담자는 부부의 자기분화 수준이 증진될 수 있도록 조력하는 역할이 필요함을 알 수 있다. 정서표현 양가성을 하위로 나누어 자기효과와 배우자효과를 살펴본

바, 자기방어 양가성 모형에서 자기효과는 자기분화에서 자기방어 양가성으로 가는 경로, 자기분화에서 결혼만족도로 가는 경로, 자기방어 양가성에서 결혼만족도로 가는 경로에서 남편과 아내 모두 유의하게 나타났다. 배우자효과는 아내의 자기분화가 남편의 자기방어 양가성으로 가는 경로, 남편의 자기분화가 아내의 결혼만족도로 가는 경로가 유의하게 나타났다. 즉, 자신의 자기분화 수준이 높을수록 자신의 자기방어 양가성을 낮추며, 자신의 결혼만족도를 높인다는 것을 의미한다. 그리고 아내가 자기분화 수준이 높을수록 남편은 자기방어 양가성이 낮아지며 남편이 자기분화 수준이 높아질수록 아내는 결혼만족도가 높아진다는 것을 확인할 수 있다. 이는 자기방어 양가성이 결혼만족도와 유의한 부적 상관을 보인다고 밝힌 연구들(김진아, 2016; 윤달아, 2012)과 남편과 아내의 자기방어 양가성이 자신의 결혼만족도에 영향을 미친다는 연구(윤희원, 허재홍, 오충광, 2016; 이은희, 2012)와 일치하며 이러한 결과는 정서표현이 가져올 수 있는 부정적인 결과에 대해 방어적인 동기로 인해 사람들에게 자신을 표현하지 못함으로 타인과 친밀감을 느끼거나 공감이나 지지를 받지 못한다고 여기며 결혼만족도가 낮아지는 것을 증명한 결과라고 할 수 있다. 관계관여 양가성 모형에서는 자기분화가 관계관여 양가성으로 가는 경로, 자기분화가 결혼만족도로 가는 경로에서 남편과 아내 모두 유의하게 자기효과가 나타났다. 반면 관계관여 양가성에서 결혼만족도로 가는 경로에서 자기효과는 나타나지 않았고, 남편의 자기분화가 아내의 결혼만족도로 가는 배우자효과만 정적으로 유의한 영향을 보였다. 이는 자기의 자기분화 수준이 높을수록 자신의 관계관여 양가성이

낮아지며 자신의 결혼만족도는 높아진다는 것을 뜻하며, 남편이 자기분화의 수준이 높을수록 아내의 결혼만족도는 높아짐을 나타낸다. 이러한 결과는 관계관여 양가성이 결혼만족도와 부적 상관을 보이거나 유의하지 않다는 윤달아(2012)의 연구와 일부 일치한다. 그러나 자신의 관계관여 양가성이 높을수록 자신의 결혼만족도가 높아진다는 연구(이은희, 2012; 윤희원, 허재홍, 오충광, 2016)와 다르다. 이러한 차이는 배우자와의 관계를 보호하고 결혼생활의 안정을 유지하고자 정서표현을 억제하는 노력일지라도 정서교환이 자유롭지 못하고, 언어적인 의사소통과 비언어적인 의사소통 간의 불일치로 관계에 대한 만족이 낮아지는 것이라고 추측해볼 수 있다. 그러나 선행연구에서 다양한 결과를 보이므로 추후 연구가 더 필요할 것 같다.

셋째, 각 매개 모형에서 자기효과 및 배우자효과에 남편과 아내의 차이가 있는지 확인하기 위해 등가제약을 실시하였다. 각 모형에서는 남편의 정서표현 양가성(자기방어 양가성, 관계관여 양가성)에 미치는 자기분화의 자기효과와 배우자효과 비교, 아내의 정서표현 양가성(자기방어 양가성, 관계관여 양가성)에 미치는 자기분화의 자기효과와 배우자효과 비교, 남편의 결혼만족도에 미치는 자기분화의 자기효과와 배우자효과 비교, 정서표현 양가성(자기방어 양가성, 관계관여 양가성)이 결혼만족에 미치는 배우자효과 비교 4개의 같은 경로에서 남편과 아내의 차이를 보였다. 연구 결과는 자신의 자기분화가 자신의 정서표현 양가성 전체와 자기방어 양가성 그리고 관계관여 양가성에 더 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 자기분화 수준이 낮을수록 자신의 사고와 감정을 솔직하게 표현하지 못하고 관

계가 무너질지 모른다는 두려움을 가지게 됨으로 타인에게 지나친 배려와 사랑과 인정을 받고자 정서표현에 양가적이게 되는 것을 뜻한다. 즉 자기분화 수준이 낮을수록 감정적으로 반응하며 의미 있는 지속적인 관계능력이 결핍되고, 부적응 행동과 증상을 보이므로 가족 및 부부관계 등에서 올바르게 기능하지 못할 수 있다(박은희, 2011; 조은경, 정혜정, 2002). 남편의 결혼만족도는 자신의 자기분화에 더 정적 영향을 보이며, 아내의 결혼만족도는 남편의 자기분화에 정적으로 더 영향을 받았다. 남편의 경우, 자신 스스로 사고와 감정이 분리되지 않고, 대상과의 관계에서 친밀감과 자율성을 나타내지 못할 때 낮은 결혼만족을 보이며 아내의 경우, 남편이 사고와 감정이 분리되지 않고 대상과의 관계에서 친밀감과 자율성을 나타내지 못할 때 낮은 결혼만족을 보인다고 할 수 있다.

넷째, 자기분화와 결혼만족도 간의 관계에서 정서표현 양가성 매개효과를 검증한 결과, 정서표현 양가성 모형에서는 8개 경로 중 3개의 경로에서 간접효과가 유의하게 나타났다. 남편과 아내 모두 정서표현 양가성이 자기분화와 결혼만족도에 부분매개하는 자기효과가 나타났으며 남편의 정서표현 양가성이 아내의 자기분화와 남편의 결혼만족을 완전매개하는 배우자효과가 나타났다. 이러한 결과는 남자가 여자에 비해 정서표현을 더 억제한다고 주장한 연구들(이하나, 2006; Gross & John, 2003)과 일맥상통한다. 자기방어 양가성 모형의 매개효과 역시 정서표현 양가성 모형과 같은 3개의 경로에서 간접효과가 나타났다. 남편과 아내 모두에게서 자신의 자기방어 양가성이 자신의 자기분화와 결혼만족을 부분매개하는 자기효과가 나타났고, 남편의 자기방어 양가

성이 아내의 자기분화와 남편의 결혼만족을 완전매개하는 배우자효과가 나타났다. 반면, 관계관여 양가성 모형에서 간접효과는 나타나지 않았다. 본 연구의 결과는 결혼만족과 관련된 선행연구들(김민선, 신희천, 2011; 박영화, 고재홍, 2005)에서 자신의 특성을 매개로 자신의 결혼만족에 영향을 미치는 자기효과를 보인 결과와 맥을 같이 한다고 할 수 있다. 반면, 남편의 결혼만족도는 배우자 특성에 영향을 받지 않고 자기 특성에 영향을 받는 자기효과가 더 크고 아내의 결혼만족도는 배우자 특성에 영향을 받는 배우자효과가 크다고 밝힌 연구들(강혜숙, 김영희, 2012; 김시연, 서영석, 2010; 서기영, 이희경, 2014)과 다른 결과이다. 본 연구에서 아내의 자기분화가 남편의 정서표현 양가성 또는 남편의 자기방어 양가성을 거쳐 남편의 결혼만족도에 완전매개하는 결과를 보였다. 즉, 아내가 감정과 사고의 분리가 잘 되지 않아 감정적인 반응을 많이 할수록 남편 자신이 정서표현을 함으로 부부관계에서 갈등이 유발되고 부정적인 결과를 가져오게 될까봐 정서표현을 많이 억제할 수 있으며 이는 남편의 결혼만족도를 낮추는데 강력한 영향을 미치고 있음을 확인하는 결과이다. 정서표현 양가성 매개효과의 결과는 정서표현은 여성이 남성보다 더 많이 하고, 정서표현에 대한 양가성은 남성이 여성보다 더 많이 경험하는 것으로 나타난 연구(장정주, 김정모, 2008)와 일부 일치한다고 할 수 있다. 이처럼 남성이 정서표현에 대한 양가감정을 경험하게 되는 것은 한국의 문화와 연결해서 살펴봐야 하는데, 그 이유는 정서와 같은 성역할 행동은 문화적 규준에 따라 영향을 받기 때문이라고 할 수 있다. 한국의 전통문화는 유교문화에 바탕을 두고 있기에 강하고 권위

적인 남성성을 강조하며 남자가 감정적인 것을 수치스러운 일로 여기기도 한다. 현대 한국사회는 남녀의 위계적 관계가 개선되고 남녀 모두에게 정서적 공감과 소통이 중요하게 강조되고 있지만 여전히 정서표현을 여성스러운 것으로 생각하는 전통적인 가치관이 많이 남아있어 남자가 정서적 경험을 표현할 수 있는 환경이 여자보다 제한될 수 있기에 남성이 양가감정을 더 많이 경험할 것이라고 할 수 있다(이은희, 2012).

본 연구결과의 의의는 다음과 같다. 첫째, 기존의 결혼만족과 관련변인을 살펴본 김효민(2010)의 연구에서는 최근까지 연구의 대상이 대부분 부부 중 여성으로 한 것이었으며 기혼 남성 또는 기혼남녀 대상의 연구가 부분적으로 이루어졌지만 기혼남녀를 대상으로 한 경우도 부부를 한 쌍으로 한 연구가 아니라 단순 남녀비교를 하는 수준이었다고 보고하였다. 결혼만족도와 관련된 연구는 부부가 상호연관이 높을 것으로 예상되기에 부부 중 어느 한 사람을 대상으로 부부의 결혼생활 만족을 단정 짓기는 어렵다. 때문에 본 연구에서는 부부를 한 쌍으로 표본을 모집하고 부부의 자료를 분석에 사용하는데 의의가 있다. 둘째, 본 연구는 부부의 자기분화와 결혼만족도 간의 관계에서 정서표현 양가성의 매개효과를 살펴보기 위해서 APIM(Kenny et al., 2006)의 확장모델인 APIMeM(Ledermann et al., 2011)을 활용하였다. APIMeM은 두 변인 간의 자기효과와 배우자효과를 검증하는데 사용되었던 APIM에서 매개요인이 포함된 확장모델이다. 독립변인이 종속변인에 미치는 영향에서 어떠한 과정을 통해서 영향을 미치는지 알아볼 수 있는 매개효과로서, 자기효과와 배우자효과를 보다 면밀하게 살펴봄과 동시에 매개효과를 검증하는

데 새로운 시도를 하였다는데 연구의 의의가 있다. 셋째, 본 연구는 자기분화와 결혼만족 간의 관계에서 정서표현 양가성의 매개효과를 살펴볼 때 정서표현 양가성의 하위요인을 나누어 검증하였다. 그 결과, 자기방어 양가성 모형에서는 8개 간접효과 경로 중 3개의 경로에서 간접효과가 나타난 반면, 관계관여 양가성 모형의 간접효과가 나타나지 않았다. 결과적으로 정서표현을 억제하는 목표 중에 정서표현을 한 후 돌아올 배척이나 복수 등이 두려워 자신을 보호하기 위해 자신의 감정을 표현하지 않는 자기방어 양가성이 결혼만족도를 낮추고 있음을 확인한 것에 의의가 있다.

본 연구의 제한점과 후속연구에 대한 제언은 다음과 같다. 첫째, 가족생활 주기에 따라 자기분화와 결혼만족도의 관계가 다를 수 있다. 자아분화 수준은 35세에서 45세까지의 연령에서 가장 잘 측정될 수 있기에 5년 주기로 자아분화 수준을 비교할 필요가 있다는 Williamson(1981)의 이론적 주장을 바탕으로 추후 연구에서는 부부의 가족생활 주거나 연령을 고려하고 사회·경제·문화적으로 다양한 환경의 부부들을 대상으로 모집하여 자기분화가 결혼만족에 미치는 영향이 어떻게 다른지 살펴볼 필요가 있다. 둘째, 결혼지속에 미치는 요인은 연령, 학력, 경제력, 부모부양 여부 등 다양할 수 있다(홍백의, 박은주, 박현정, 박진, 2009). 추후 연구에서는 부부의 교육수준, 소득수준 및 경제력, 자녀수, 부모 부양여부, 맞벌이 여부 등의 영향을 포함하여 자기분화와 결혼만족 간 관계에서 정서표현 양가성의 매개효과가 어떻게 달라지는지 살펴볼 필요가 있다. 셋째, 본 연구는 자기보고식 척도를 사용하였기에 추후 연구에서는 배우자의 자기분화 또는 정서표현 양가성 정도를 평가할 수

있는 질문 또는 배우자에 대한 인지 등을 추가하여 연구할 필요가 있다.

참고문헌

- 강혜숙, 김영희 (2012). 부부의 성격특성이 결혼만족도에 미치는 자기효과와 상대방효과. *상담학연구*, 13(6), 2861-2880.
- 권정혜, 채규만 (1999). 한국판 결혼 만족도 김사의 표준화 및 타당화 연구 1. *한국심리학회지: 임상*, 18(1), 123-139.
- 김남진, 김영희 (2010). 기혼남녀의 자아분화에 따른 부부갈등과 결혼만족도 및 안정성. *한국가족관계학회지*, 15(1), 197-225.
- 김민선, 신희천 (2011). 언어적 억제가 결혼만족에 미치는 영향. *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 25(2), 35-49.
- 김순숙 (2012). 중년기 기혼 남녀의 자기분화, 자아존중감, 갈등해결전략이 결혼만족도에 미치는 영향. *고려대학교 석사학위논문*.
- 김시연, 서영석 (2010). 스트레스, 배우자지지, 결혼만족 간 관계: 자기효과 및 상대방효과 검증. *한국심리학회지: 여성*, 15(2), 189-213.
- 김진아 (2016). 정서표현성이 부부친밀감에 미치는 자기효과 및 상대방효과: 지각된 배우자 지지의 매개효과. *가톨릭대학교 석사학위논문*.
- 김향순, 김순덕, 구명이 (2014). 기혼여성의 자아분화가 결혼만족에 미치는 영향: 부부 의사소통의 매개효과를 중심으로. *한국가족자원경영학회지*, 18(3), 159-176.
- 김혜림 (2015). 대학생의 자아분화가 대인관계에 미치는 영향: 정서표현양가성과 갈등해결전

- 락의 매개효과. 건국대학교 석사학위논문.
- 김효민 (2010). 결혼만족도에 영향을 미치는 관련변인의 자기효과와 상대방효과. 중앙대학교 박사학위논문.
- 김희경, 심혜숙, 이동훈 (2012). 대학생의 성인애착이 이성관계만족도에 미치는 영향: 정서인식 명확성과 정서표현억제의 매개효과. 한국계슈탈트상담연구, 2(2), 1-21.
- 남궁임 (2009). 자기분화 수준이 결혼만족도에 미치는 영향(배우자 자기분화 수준을 중심). 카톨릭대학교 석사학위논문.
- 박성애, 하 정 (2013). 기혼남녀의 자아상태와 사랑유형에 따른 결혼만족도. 상담학연구, 14(2), 931-949.
- 박소영 (2016). 부부의 정서적 표현이 결혼만족도에 미치는 영향. 한일장신대학교 석사학위논문.
- 박영화, 고재홍 (2005). 부부의 자존감, 의사소통 방식 및 갈등대처행동과 결혼만족도간의 관계. 한국심리학회지: 사회 및 성격, 19(1), 65-83.
- 박운주, 김병석 (2013). 부부의 상위기분과 정서표현이 결혼만족에 미치는 자기효과와 배우자 효과. 상담학연구, 14(5), 2945-2967.
- 박은희 (2011). 부부의 자아분화가 갈등대처방식과 결혼만족에 미치는 영향. 대구가톨릭대학교 석사학위논문.
- 사수연 (2016). 기혼 남녀의 성인애착과 결혼만족의 관계: 정서자각과 정서표현억제의 매개효과. 한국계슈탈트상담연구, 6(1), 59-79.
- 서기영, 이희경 (2014). 희생의 동기와 결혼만족에 미치는 영향: 부부응집성의 매개효과. 상담학연구, 15(3), 1299-1318.
- 안옥선 (2014). 성인애착과 결혼만족의 관계: 정서인식, 자기표현, 정서수용의 매개효과. 광운대학교 석사학위논문.
- 오중현 (2016). 원가족경험과 결혼만족 관계에 미치는 자기분화와 자아존중감의 매개효과. 인문사회 21, 7(2), 509-532.
- 유남희, 김영희 (2011). 원가족 분화경험이 기혼여성의 자기분화와 부부 갈등대처행동 및 부부친밀감에 미치는 영향. 가족과가족치료, 19(3), 141-158.
- 유주현 (2000). 정서표현에 대한 양가감과 사회적지지 및 심리적 안녕감과 관계. 고려대학교 석사학위논문.
- 윤달아 (2012). 정서표현 양가성과 결혼만족도의 관계: 정서조절방략의 매개효과. 가톨릭대학교 석사학위논문.
- 윤희원, 허재홍, 오충광 (2016). 정서표현양가성과 결혼만족의 관계: 문화성향을 중심으로. 상담학연구, 17(1), 437-453.
- 이경성, 한덕웅 (2001). 부부관계에서 배우자행동의 귀인이 결혼만족과 이혼의도에 미치는 영향. 한국심리학회지: 사회 및 성격, 25(2), 41-64.
- 이명옥, 하정희 (2007). 자아분화와 결혼적응의 관계: 우울의 매개효과 중심으로. 한국심리학회지: 여성, 12(4), 519-535.
- 이봉은 (2015). 자기분화와 상호작용이 결혼만족에 미치는 자기효과와 상대방효과. 경성대학교 박사학위논문.
- 이은희 (2012). 자기침묵과 정서표현양가성이 결혼만족과 우울에 미치는 영향. 한국상담대학원 석사학위논문.
- 이종원, 옥선화 (2015). 결혼초기 기혼남녀의 부부갈등 관련변인 연구: Bowen과 Satir 모델의 이론적 연계성. 한국가족관계학회지,

- 20(2), 3-25.
- 이하나 (2006). 정서인식의 명확성, 정서의 표현 및 갈등과 대인불안의 관계: 자아탄력성의 매개효과 검증. 연세대학교 석사학위논문.
- 이훈구 (2004). 이혼이 자녀에게 미치는 효과에 관한 개관 연구. 한국심리학회지: 문화 및 사회문제, 10, 47-53.
- 이희숙, 박 경 (2008). 성인애착과 결혼만족간의 관계: 보살핌과 성적 친밀감의 매개효과. 한국심리학회지: 건강, 13(3), 671-689.
- 장정주, 김정모 (2008). 정서적 자각, 표현 및 정서표현에 대한 양가성과 대인관계간의 관계에 대한 연구. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 20(3), 697-714.
- 정윤경, 박보은 (2010). 정서표현성과 정서표현 양가성의 발달적 관련 변인_회고된 어머니의 정서 표현 양식. 한국심리학회지: 발달, 23(4), 111-125.
- 정혜정, 조은경 (2007). 한국형 자기분화 척도 개발과 타당성에 관한 연구. 가족과 가족치료, 15(1), 19-46.
- 조은경, 정혜정 (2002). 기혼남녀의 자아분화 수준에 따른 갈등 대처 행동 및 결혼적응에 관한 연구. 한국가정관리학회지, 20(1), 1-16.
- 전춘애 (1994). 부부의 자아분화수준과 출생가족에 대한 정서적 건강 지각에 결혼안정성에 미치는 영향. 이화여자대학교 박사학위논문.
- 제석봉 (1989). 자아분화와 역기능적 행동과의 관계-Bowen의 가족체계이론을 중심으로. 부산대학교 박사학위논문.
- 최해연 (2008). 정서표현에 대한 갈등과 억제 연구. 서울대학교 박사학위논문.
- 최해연, 민경환 (2007). 한국판 정서표현에 대한 양가성 척도의 타당화 및 억제 개념들간의 비교 연구. 한국심리학회지, 21(4), 71-89.
- 최해연, 민경환, 이동귀 (2008). 상담일반: 정서표현신념과 심리적 증상의 관계에서 정서표현양가성의 역할. 상담학연구, 9, 1063-1080.
- 한영숙 (2007). 부부의 자아분화 수준에 따른 부부갈등과 결혼만족도에 관한 연구. 한국생활과학회지, 16(2), 259-272.
- 한정원 (1997). 정서 표현성이 건강 및 주관적 안녕에 미치는 영향. 서울대학교 석사학위논문.
- 허만형 (2008). 개인의 자기분화가 결혼만족도에 미치는 영향에 관한 연구. 호서대학교 박사학위논문.
- 홍백의, 박은주, 박현정, 박 진 (2009). 결혼지속에 영향을 미치는 요인에 관한 연구. 한국사회복지학, 61(3), 307-324.
- 황성실, 김영희 (2013). 부부의 헌신이 결혼만족도에 미치는 자기효과와 상대방효과. 한국가족관계학회지, 18(3), 45-61.
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Journal of the academy of marketing science*, 16(1), 74-94.
- Bowen, M. (1976). Theory in the practice of psychotherapy. *Family therapy: Theory and practice*, 4(1), 2-90.
- Bowen, M. (1978). *Family therapy in clinical practice*. New York: Jason Aronson.
- Bradbury, T. N., Fincham, F. D., & Beach, S. R. (2000). Research on the nature and determinants of marital satisfaction: A decade

- in review. *Journal of marriage and family*, 62(4), 964-980.
- Cook, W. L., & Kenny, D. A. (2005). The actor-partner interdependence model: A model of bidirectional effects in developmental studies. *International Journal of Behavioral Development*, 29(2), 101-109.
- Emmons, R. A., & Colby, 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.
- Gottman, J. M. (1993). A theory of marital dissolution and stability. *Journal of family psychology*, 7(1), 57-75.
- Gottman, J. M., & Levenson, R. W. (1988). The social psychophysiology of marriage. In P. Noller & M. A. Fitzpatrick (Eds.), *perspectives on marital interaction* (pp. 182-200). Clevedon, England: Multilingual Matters.
- Gross, J. J., & John, O. P. (2003). Individual difference in two emotion regulation processes: Implication for affect, relationships, and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85(2), 348-362.
- Gubbins, C. A., Perosa, L. M., & Bartle-Haring, S. (2010). Relationships between married couples' self-differentiation/individuation and Gottman's model of marital interactions. *Contemporary Family Therapy*, 32(4), 383-395.
- Kaleta, K. (2014). Marital satisfaction, differentiation of self and stress perceived by women. *Polskie Forum Psychologiczne*, 3(19), 305-319.
- Karney, B. R., & Bradbury, T. N. (1995). The longitudinal course of marital quality and stability: A review of theory, method, and research. *Psychological Bulletin*, 118(1), 3-34.
- Kenny, D. A., Kashy, D. A., & Cook, W. L. (2006). *The analysis of dyadic data*. New York: Guilford.
- Kerr, M. E. (1985). Obstacles to differentiation of self. *Casebook of marital therapy*, 111-153.
- King, L. A., & Emmons, R. A. (1990). Conflict over emotional expression: psychological and physical correlates. *Journal of personality and social psychology*, 58(5), 864.
- Lal, A., & Bartle-Haring, S. (2011). Relationship among differentiation of self, relationship satisfaction, partner support, and depression in patients with chronic lung disease and their partners. *Journal of marital and family therapy*, 37(2), 169-181.
- Larson, J. H., & Holman, T. B. (1994). Premarital Predictors of Marital Quality and Stability. *Family Relations*, 43(2), 228-237.
- Ledermann, T., Macho, S., & Kenny, D. A. (2011). Assessing mediation in dyadic data using the actor-partner interdependence model. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 18(4), 595-612.
- Lei, M., & Lomax, R. G. (2005). The effect of varying degrees of nonnormality in structural equation modeling. *Structural equation modeling*, 12(1), 1-27.
- Licht, C., & Chabot, D. (2006). The Chabot Emotional Differentiation Scale: A theoretically and psychometrically sound instrument for measuring Bowen's intrapsychic aspect of differentiation. *Journal of Marital and Family*

- Therapy*, 32(2), 167-180.
- Little, T. D., Cunningham, W. A., Shahar, G., & Widaman, K. F. (2002). To parcel or not to parcel: Exploring the question, weighing the merits. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 151-173.
- Osborne, C., & McLanahan, S. (2007). Partnership instability and child well being. *Journal of Marriage and Family*, 69(4), 1065-1083.
- Peleg, O. (2008). The relation between differentiation of self and marital satisfaction: What can be learned from married people over the course of life?. *The American Journal of Family Therapy*, 36(5), 388-401.
- Russell, D. W., Kahn, J. H., Spoth, R., & Altmaier, E. M. (1998). Analyzing data from experimental studies: A latent variable structural equation modeling approach. *Journal of Counseling Psychology*, 45(1), 18-29.
- Shrout, P. E., & Bolger, N. (2002). Mediation in experimental and nonexperimental studies: new procedures and recommendations. *Psychological methods*, 7(4), 422-445.
- Skowron, E. A., & Schmitt, T. A. (2003). Assessing interpersonal fusion: Reliability and validity of a new DSI fusion with others subscale. *Journal of marital and family therapy*, 29(2), 209-222.
- Snyder, D. K. (1979). Multidimensional assessment of marital satisfaction. *Journal of Marriage and the Family*, 41(4), 813-823.
- Stack, S., & Eshleman, J. R. (1998). Marital status and happiness: A 17-nation study. *Journal of Marriage and the Family*, 60(2), 527-536.
- Williamson, D. S. (1981). Personal authority via termination of the intergenerational hierarchical boundary: A "new" stage in the family life cycle. *Journal of Marital and Family Therapy*, 7(4), 441-452.

원고접수일 : 2018. 03. 09

수정원고접수일 : 2018. 07. 23

게재결정일 : 2018. 09. 05

**The Mediating Effects of Ambivalence over Emotional Expressiveness
on the Relationship between Self-Differentiation and
Marital Satisfaction among Married Couples
- Actor effect and Partner effect -**

Hyeon Jeong Shin

Hye Young Hong

Myongji University

This study focused on the mediating effects of ambivalence over emotional expressiveness on the relationship between self-differentiation and marital satisfaction. A survey was conducted on 245 couples, and data were analyzed with the APIMeM. The results showed that, first, all spouses showed a significant actor effect in the mediation path. Second, husbands' marriage satisfaction was influenced by their own self-differentiation, while wives' marriage satisfaction was influenced by self-differentiation of their spouses. Third, the actor effect between self-differentiation and marital satisfaction of all spouses was partially mediated by ambivalence over emotional expressiveness. The relationship between wives' self-differentiation and husbands' marital satisfaction was completely mediated by husbands' ambivalence over emotional expressiveness. Importantly, this suggests that self-defensive ambivalence reduces marital satisfaction. Implications for clinical practice and suggestions for future research are discussed.

Key words : self-differentiation, ambivalence over emotional expressiveness, marital satisfaction, actor effect, partner effect, APIMeM