

부부의 성역할 인식과 가정생활 만족도의 관계에서 자아존중감의 상호매개효과: APIMeM의 적용

김 호 진
(고려대학교)

신 현 우
(고려대학교)

홍 세 희*
(고려대학교)

본 연구는 남편과 아내의 성역할 인식과 가정생활 만족도의 관계에서 자아존중감의 매개효과를 검증하는데 있어 커플자료의 특성을 반영하고, 각 변수들의 행위자 효과와 상대자 효과를 고려하여 분석하는 것을 목적으로 하였다. 이러한 연구목적 하에 APIMeM 모형을 적용하여 분석하였으며, 한국보건사회연구원의 한국복지패널 13차 자료의 3,294쌍의 부부 자료를 분석에 사용하였다. 분석 결과, 남편의 성역할 인식이 유연할수록 자신의 자아존중감은 높아졌지만 아내의 자아존중감에는 유의한 영향을 미치지 못하였다. 아내의 경우, 성역할 인식과 자아존중감 사이의 행위자, 상대자 효과가 모두 유의하였다. 아내의 성역할 인식이 유연할수록 남편과 자신의 가정생활 만족도는 모두 높아졌지만, 남편의 성역할 인식은 부부의 가정생활만족도에 유의미한 영향을 미치지 못하였다. 매개효과 검증 결과, 남편의 자아존중감은 부부의 성역할 인식이 부부의 가정생활 만족도에 미치는 행위자 효과와 상대자 효과에 모두 순기능적으로 매개하였음을 알 수 있었다. 하지만 남편의 성역할 인식은 아내의 자아존중감에 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못하였고, 이로 인하여 아내의 자아존중감은 남편의 성역할 인식을 매개하여 가정생활 만족도에 영향을 미치지 못하였다.

주요 용어: 성역할 인식, 가정생활 만족도, 자아존중감, 행위자-상대자상호의존모형, 매개효과, 부부연구, 성차연구

* 교신저자: 홍세희, 고려대학교 (seheehong@korea.ac.kr)

I. 서론

2019년 통계청의 경제활동인구조사에 따르면 우리나라 여성들의 경제활동참가율이 2009년 기준 49.3%에서 2018년 52.9%로 지속적으로 증가하고 있다(통계청, 2019). 이는 여성의 사회적 진출이 확대되고 있음을 보여줌과 동시에 여성의 성역할이 과거와 달리 변하고 있음을 시사한다. 과거의 성역할 인식(gender role perception)은 이분법적 사고를 기반으로 남성은 공적 영역에서 그 책임을 다하고, 여성은 사적 영역에 머무르면서 가사에 전념하는 형태로 인식되어왔다. 하지만 현대의 성역할 인식은 성별에 따른 역할을 구분하지 않으며 기존의 구조가 변화되고 있다. 기업 및 공공부문에서 여성임원의 비율은 남성임원 비율에 비해 여전히 낮지만 계속적으로 증가하고 있으며, 학술부문에서도 여성의 진출은 장려되고 있다.

이러한 거시적 변화와 다르게 가정 내 부부역할에서의 성역할 인식은 사뭇 다른 양상을 보이고 있다. 가정의 생계는 남편이 주로 책임져야한다는 모습은 여전하며, 이에 따라 여성에게 육아와 가사의 책임이 따른다(공선희, 2009; 신경아, 2014). 통계청(2019)의 '생활시간조사를 살펴보면 남성의 가사노동시간은 점차 증가하고 있지만, 조성호, 김지민(2018)의 결과를 통해 아내의 가사노동시간이 남편의 가사노동시간의 무려 4.5배임을 알 수 있다. 즉, 가정에서의 젠더불평등은 여전히 계속되고 있는 것이다. 이러한 모순적 상황을 두고 현재 우리 사회는 성역할 인식 변화의 과도기라는 해석을 하기도 한다(유계숙, 2010; 문지선, 2019). 사회적 변화로 인해 가족 내 관계와 역할이 재정립 되길 요구받지만 개인의 인식 변화가 지체되어 갈등이 촉발되고 있으며, 가정 내의 다양한 문제해결을 위한 부부의 상호협력이 절실하지만 기존 성역할인식에 고착되어 가정 내의 의사소통이 어려워지고 가정생활 만족에 부정적 영향을 미치고 있다.

성역할 인식의 유연화와 가정생활 만족도의 향상은 이혼율 감소, 출산율의 상승, 여성의 경력단절 방지에 기여한다. 제기된 이혼율, 출산율, 경력단절과 같은 문제들은 향후 더욱 심화될 가능성이 높은 사회적 문제이다. 이를 방지하기 위한 대책과 변화를 촉구하는 사회적 압력은 점차 증가하고 있으며 문제해결이 시급해지고 있다. 문제해결에 대한 답안은 가정과 사회에서 함께 탐색해야하기에 가정 내 부부연구, 기업 내 성차연구, 국가 간 젠더 형평성 연구 등 많은 수의 연구가 진행되고 있으며 국내에서도 다양한 시도가 계속되고 있다. 통계청은 2008년부터 일·가정 양립 실태조사를 실시하였으며

이를 기반으로 일·가정양립지표를 공시하였고, 한국여성정책연구원은 2009년 한국형 성 평등 지수를 개발하는 등 정부기관 또한 국민의 인식을 확대하고자 많은 노력을 하고 있다. 하지만 이러한 대규모 조사, 지표수립과 더불어 실증적 연구와 논의가 계속되는 가운데, 성역할 인식이 남편과 아내의 어떠한 심리적 메커니즘에 기반을 두어 가정생활 만족에 영향을 미치는지에 대한 연구가 부족한 실정이다. 성역할 인식은 남녀 간의 갈등을 일으키는 중요한 가치관이기 때문에 가정생활만족에 유의한 영향을 미친다는 것은 많은 연구를 통해 알려져 있지만, 이러한 연구들은 성역할 인식 보다는 가사노동분담, 육아시간과 같은 수행 변인에 초점을 맞추고 있을 뿐이다.

한편 자아존중감은 개인의 행복감에 대한 대표적인 보호요인으로 알려져 있다(박상화, 하창순, 2016; 연은모, 최효식, 2008; 이자영, 남숙경, 이미경, 이지희, 이상민, 2009; Baumgardner & Crothers, 2013). 자아존중감은 갈등해결전략이나 의사소통 방식을 결정짓는 주요한 변인인 동시에, 성역할 인식을 매개로 우울, 행복과 같은 심리적 요소에 영향을 미친다. 따라서 본 연구는 성역할 인식이 가정생활 만족도에 영향을 미치는데 심리적 기저가 되는 영향요인임을 밝힘에 있어, 가정생활 만족도의 중요한 영향요인으로 여겨지는 자아존중감과의 관계를 검증하고자 한다. 특히, 성역할 인식이 자아존중감을 매개하여 삶의 만족이나 우울에 중요한 영향을 미친다는 다수의 연구(김지현, 최희철, 2007; 김보은, 조영일, 유지영, 최은실, 김혜영, 2016; 한인영, 홍선희, 2011)에 기반하여 부부의 성역할 인식과 가정생활 만족도와의 관계에서 자아존중감이 매개변수의 역할을 하는지 규명하고자 한다. 매개모형 검증에 있어서 부부는 배우자 요인에 의하여 영향을 받는 관계인 동시에 배우자에게 받은 영향을 재해석하여 돌려주는 능동적인 관계이기 때문에 행위자-상대자 상호의존모형(Actor-Partner Interdependence Model: APIM)을 적용하여 부부를 통합적으로 연구함으로써 종합적이고 정교한 분석을 하고자 한다. 이를 통해, 성역할 인식 유연화와 자아존중감 향상을 통한 가정생활의 만족에 대한 정책적 함의를 제공하고자 한다.

II. 이론적 배경

1. 성역할 인식

성역할 인식은 구성원들 사이에서 공유되는 기대로서 여성 및 남성에게 적합하다고 여겨지는 믿음, 행동 태도(Zucker, 2001)로 정의될 수 있으며 성역할 고정관념, 성역할 정체감 등 여러 용어들이 혼용되고 있다(홍성례, 2006). 성역할 인식은 성별 간 사회적 역할에 초점을 맞추고 있으며 전통적 성역할 인식과 현대적 성역할 인식으로 분류되기도 한다(Osmond & Martin, 1975). 특히 부부에게 있어서 남편과 아내의 사회적 역할을 분명하게 구분 짓는다면 전통적 성역할 인식으로 간주할 수 있으며, 반대로 성역할의 구분이 모호하고 역할을 유연하게 받아들인다면 현대적 성역할 인식으로 간주한다. 최근에는 두 성별 모두 현대적 성역할 인식을 구축할 것을 요구받고 있다(문지선, 2017). 본 연구는 변화하는 성역할 인식에 대한 주요 이슈로 여성의 노동시장 참여와 가족 책임의 충동에 대한 인식을 조사하였다. 따라서 본 연구에서의 성역할 인식은 현대적 성역할 인식의 정도로 정의할 수 있겠다.

성역할 인식의 형성은 유아시기에 자신의 성별에 대한 자각으로부터 시작한다. 부모의 행동을 관찰하고, 또래집단간의 상호작용을 통해 성역할에 대한 인식을 분명히 하며 청소년기에는 사회에서 적절하다고 여겨지는 성역할에 대해 직·간접적으로 학습하게 된다(곽삼근, 조혜선, 윤혜경, 2005). 성인기에 이르게 되면 가정 형성과 동시에 사회적 인 책임을 더 많이 요구받게 되면서 기존의 성역할 인식과 새로운 성역할 인식 사이에서 갈등을 겪기도 한다(하문선, 김지현, 2016). 이후 노년기에는 퇴직과 노화로 인하여 경제적, 신체적 능력이 축소되면서 또 다른 성역할 인식을 형성할 것을 요구받는다(곽삼근 외, 2005). 이렇듯 성역할 인식은 전 생애주기에 걸쳐서 변화하게 되고, 사회화 과정을 통해서 내면화되며 개인이 사회에 적응하는데 중요한 요인으로 작용한다(Worrell & Remer, 2003). 사회가 기대하는 바람직한 성역할을 수행하지 못하는 경우 남녀 모두 사회적 압력을 겪을 수 있으며, 심리적 불안 등을 경험하는 부정적 영향을 받게 될 수 있다(Burnett, Anderson & Heppner, 1995)

Bem(1974)에 의하면 각 개인은 각자 성별마다 고유한 특성을 가지는 것이 아니라 남성성과 여성성을 모두 공유하고 있으며, 양성적 성역할 인식을 가지고 있는 사람이

특정 상황에 유연하게 대처하고 심리적, 정신적으로 더 건강한 것으로 간주된다. 전통적 성역할 인식을 가지는 사람의 경우, 특정 행위가 자신의 성별과 맞지 않다는 이유로 이를 피하거나 거부할 수 있다. 또한 그러한 행위를 요구받는 상황에서는 적절한 행동을 결정하지 못하고 유연하게 대처하지 못해 불편함을 느끼며 이는 자아존중감의 결여로 이어질 수 있다(김주현, 문영주, 2010). 특히 Bem의 관점에서 유연한 문제해결은 자아존중감과 관련이 깊으며 이는 성역할 인식이 자아존중감에 영향을 미친다는 것을 시사한다.

이를 뒷받침하는 실증연구 또한 축적되어 있다. 양성적, 남성적, 여성적으로 미분화된 성역할을 가진 집단 중 양성적 성역할을 가진 집단이 타 집단에 비해 더 높은 자아존중감을 가진다는 연구결과가 보고된 바 있으며(Huang, Zheng & Zhang, 2012), 성역할 갈등이 우울감에 직접적으로 정적인 영향을 미치지만 자아존중감을 매개하였을 때 부적인 영향을 미친다고 보고한 연구도 존재한다(Choi, Hwang & Heppner, 2010). 국내연구에서도 성역할 인식이 자아존중감에 영향을 미친다는 선행연구가 다수 축적되어 있다(홍성례, 2006; 하문선, 김지현, 2016). 특히 이들의 연구는 공통적으로 성역할 인식이 고착화 되어 있지 않고 유연할 때 더 높은 자아존중감을 가진다는 연구결과를 보고한 바 있다.

한편 성역할 인식이 유연할수록 가정생활만족이 높다는 결과를 보고한 연구들이 다수 존재한다. 김주현, 문영주(2010)의 연구에서는 맞벌이를 하는 아내의 경우 유연한 성역할 인식을 가질수록 직장내 가정 내의 갈등요인을 낮게 인식하며, 이는 가정 및 결혼생활만족으로 이어지는 것으로 보고하였다. 이정은, 이윤형(2012)의 연구에서는 남편의 경우 성역할 인식이 유연할수록 결혼 및 가정생활만족이 높은 것으로 보고하였다. 또한 이러한 결과가 나타난 이유로 남편이 고착화된 성역할인식을 가지는 경우 아내와 가사 및 육아노동 분담을 할 가능성이 낮으며, 이로 인한 아내와의 갈등으로 인해 가정생활만족이 낮아지는 것으로 분석하였다. 이 밖에 김지현, 황옥경, 최희철(2005)의 연구, 김태현, 박주희(2005)의 연구에서도 부부가 유연한 성역할을 가질수록 결혼 및 가정생활만족이 높은 것으로 나타났다.

2. 자아존중감

자아존중감은 자신에 대한 평가와 더불어 자신이 유능하고 의미 있으며 가치 있는 존재라고 인식하는 정도(Coopersmith, 1967), 혹은 자신에 대한 주관적 평가로 자신을 수용, 존중하며 자신을 가치 있는 인간으로 느끼는 정도(Rosenberg, 1965)로 정의된다. 공통적으로 자신 스스로 내리는 평가로서 얼마나 존중받고 가치 있는 존재인지 인식하는 정도로 요약될 수 있다.

자아존중감은 개인의 문제해결 방식과 행복에 영향을 미치는 중요한 요인이다. 자아존중감이 높은 사람은 그렇지 않은 사람보다 긍정적인 정서를 더 많이 느끼며 부정적인 정서는 더 적게 느끼는 경향이 있고, 타인 간의 관계 형성에 있어서 긍정적으로 반응한다(연은모, 최효식, 2018). 그렇기에 자아존중감은 심리적, 정신적 건강을 예측하는 중요한 변인으로 다뤄지고 있으며 여러 심리적 요인의 관계를 매개하거나 조절하는 등의 영향력을 미치는 변인으로 인식되고 있다(이자영 외, 2009). 더불어, 자아존중감은 전 생애주기에 걸쳐서 변화하며 타인 간의 상호작용으로 변화할 수 있는 요인이다. 유아 및 청소년기에는 신체발달, 성공 및 실패경험, 사회적 책임감 등이 영향을 미치며 청년기 이후 결혼 여부가 자아존중감에 영향을 미치고 중년기, 노년기에 더 큰 영향을 미치기도 한다(이은영, 2008). 사회적 지지는 청년기 이후의 자아존중감에 영향을 미치는 주요 요인으로 연구된 바 있다. 특히 자녀, 배우자의 사회적 지지가 자아존중감에 긍정적 영향을 미치는 것으로 보고된 바 있다(정인희, 2012). 이러한 맥락에서 남편과 아내의 성역할 인식의 유연함은 배우자에 대한 지지의 역할을 하고, 자아존중감을 높일 수 있다.

다수의 연구에서 자아존중감이 부부의 만족도와 심리적 환경에 직접적인 영향을 미치는 요인임을 강조한다. 높은 수준의 자아존중감을 가진 부부는 자신과 배우자, 생활환경을 긍정적으로 평가하며(박상화, 하창순, 2016) 결혼생활이 안정되어 있다는 느낌을 주게 된다(박영화, 고재홍, 2005). 하지만 낮은 자아존중감을 가지는 경우 자신에 대한 인정을 우선시하기 때문에 배우자의 감정 또는 행동을 이해하는데 어려움을 겪을 수 있으며 이로 인해 부부간의 친밀감이 낮게 형성될 수 있다(권정혜, 채규만, 1999). 또한 배우자에게 불평과 비난을 하는 경우가 많아 생활만족이 저하되는 요인이 되기도 한다(Satir, 1972) 이 밖에 자아존중감이 결혼생활만족 및 부부간의 의사소통과 정적인 상관

이 있으며(김성일, 2014), 성역할 인식과 자아존중감 모두 부부의 만족도에 직접적인 영향을 미친다는 연구가 존재한다(이정은, 이윤희, 2012). 또한 자아존중감이 부부의 갈등 대처 방식과 의사소통에 영향을 주고(김진이, 안창현, 2008), 부부의 친밀성은 밀접한 관련이 있음을 밝힌 연구도 있다(정희숙, 2008).

성역할 인식이 자아존중감을 매개하여 심리적 환경에 영향을 미친다는 보고 또한 존재한다. 특히 한인영, 홍선희(2011)는 여성을 대상으로 성역할 인식과 우울의 관계에서 자아존중감이 매개하는 것을 보고한 바 있으며, 김지현, 최희철(2007)은 남성을 대상으로 매개효과가 있음을 보고하였다. 또한 김보은 외(2016)는 성인기 및 노년기 남성을 대상으로 성역할과 우울의 관계에서 자아존중감이 조절효과를 가지는 것으로 보고하였다.

3. 가정생활 만족도

가정생활 만족도는 요인이 연구되기 시작한 시점은 1970년대 무렵으로 그 역사가 상대적으로 짧아 각 연구마다 척도와 대상이 상이한 경우가 많아 다양하게 정의되었다(Taşdelen-Karçkay, 2016). Burr(1970)는 가정생활만족은 재정관리, 동료감, 자녀와의 관계를 고려하여 정의하였고, Schumm과 그의 동료들은 가족구성원간의 관계에 더욱 초점을 맞추어 배우자, 자녀, 형제자매에 대한 만족의 정도로 정의하였다(Schumm et al., 1986). 또한, Zabriskie와 Ward는 가정생활 전반에 대한 주관적 평가로 정의하였다(Zabriskie & Ward, 2013). 국내연구에서 가정생활 만족도는 부부간의 애정, 자녀와의 관계, 경제적 안정 등에서 오는 만족감과 행복, 그로 인한 주관적 충족감(한상순, 1978)으로 정의되기도 하며 가정생활 전반에서 느끼는 충족감, 가정생활로부터의 기쁨과 보상간의 일치정도(임정빈, 이종숙, 1988) 등으로 정의된다. 이를 종합해보면 가정생활 만족은 가정생활의 전반적인 영역과 가족구성원간의 관계 영역에서 주관적으로 판단하는 만족감의 정도로 이해할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 이에 맞추어 구성원간 관계의 정도에 초점을 맞추어 연구를 진행하였다.

부부의 가정생활 만족도의 차이는 성차와 연관이 깊다(조영주, 2019). 역할분담의 관점에서 바라보면 전통적 성역할 인식에서의 여성은 가사 및 육사노동을 전담한다. 이는 사회적으로 높은 평가를 받거나 외적 보상을 받는 역할이 아니며, 여성에게 인내를 요구하는 역할이기도 하다(지혜정, 2006). 이로 인해서 남성에 비해 여성의 가정생활만

족이 낮다고 설명한다. 한편 사회화 관점에서 바라보면 과업을 수행하는 과정에서 남성은 과업달성에 중점을 두는 반면에, 여성은 구성원간의 관계형성 및 증진에 초점을 맞춘다. 부부가 공동과업을 수행할 때 남편의 경우 목표달성에 초점을 맞추지만 아내는 남편과의 관계형성에 중점을 두기 때문에 불일치가 발생하며 아내의 욕구는 상대적으로 충족되기 어려워지며 이는 가정생활에 대한 불만족으로 연결될 수 있다고 설명한다(조영주, 2019). 또한, 여성가족부(2010)는 부부 관계에 대한 만족도는 아내가 남편보다 불만족하는 경향이 높게 나타났다고 보고한다. 가사노동과 돌봄노동 분담을 공평하게 배분하고 있다고 인식하는 비율이 여성보다 남성이 높기 때문이다. 이러한 공평성에 대한 인식 차이는 여성의 가정생활에 대한 불만족과 스트레스는 여성의 경력단절, 부부간의 신체적, 심리적 건강 악화, 이혼율의 상승과 출산율 저하 등으로 연결될 수 있다(김소정, 2016).

이와 더불어 자아존중감이 부부의 가정생활 만족도에 미치는 영향 또한 성차와 관련이 있다는 연구도 있다. 연은모, 최효식(2018)의 연구에 의하면 노인 부부의 자아존중감과 가정생활 만족도의 관계를 APIM 모형으로 분석한 결과, 부부의 자아존중감은 자기와 배우자의 가정생활 만족도에 모두 정적 영향을 미치지만, 아내의 자아존중감의 행위자 효과 크기가 남편보다 큰 것으로 나타났다. 박영화, 고재홍(2005)의 연구에서도 부부의 자아존중감과 생활만족의 관계를 분석한 결과 아내의 자아존중감의 행위자 효과가 남편의 행위자 효과보다 큰 것으로 나타났다.

종합하여 살펴보면, 가정생활 만족도는 연령, 소득수준, 교육수준, 자아존중감 등과 관련이 높지만, 남성과 여성의 만족도 양상이 서로 다른 모습을 보여주기 때문에 본 연구는 부부의 상대자 효과를 고려한 통합적 모형설계를 통해서 부부의 가정생활 만족도에 대한 남편과 아내의 차별점을 밝히고자 한다.

4. 성역할 인식, 자아존중감, 가정생활 만족도의 구조적 관계

앞서 살펴본 선행연구들을 종합하면 성역할 인식과 자아존중감, 가정생활 만족도가 서로 연관을 가지며 이에 대한 구조적 관계를 설정할 수 있음을 알 수 있다. 특히 성역할 인식이 유연할수록 높은 자아존중감과 가정생활 만족도를 보이며, 높은 자아존중감을 가질수록 높은 가정생활 만족도를 가질 것으로 생각할 수 있다.

구조적 관계를 명확하게 밝히기 위해 성역할 인식이 가정생활 만족도에 미치는 심리적 원인을 살펴보면 성역할 인식의 불일치로 인한 역할갈등이 가정생활만족에 악영향을 미치는 것을 알 수 있다. 사회적으로는 현대적 성역할 인식이 퍼져있으나, 가정에서의 성역할 인식은 전통적 성역할이 존재하는 등 성역할 인식이 양립하는 형태로 나타난다(공선희, 2009; 신경아, 2014). 이러한 불일치 상황에서 남편은 가사 및 육아노동에 대한 새로운 부담을 가지며, 동시에 아내도 경제생활에 대한 요구를 받게 된다. 이러한 맥락에서 가사 및 육아 등 가정생활에 대한 역할분담을 하는 과정에서 부부의 성역할 인식에 따라 역할갈등이 야기된다.

이러한 역할갈등은 부부의 가정생활 만족도에 직접적인 악영향을 미치지만 자아존중감에 의해 다른 영향을 보일 수 있다. Blake와 Mouton (1964)는 갈등이 발생했을 때 이를 해결하기 위한 전략을 제시하였다. 자기중심, 타인중심 양 축을 기준으로 자기주장, 협조, 타협, 회피, 순응 등 총 5가지의 전략으로 유형화할 수 있는데 남편과 아내의 자아존중감에 따라 갈등해결전략과 의사소통방식이 다르게 나타난다. 자아존중감이 낮은 경우, 갈등상황을 더욱 증폭시키는 의사소통을 하게 되며 이는 가정생활에 대한 불만족으로 이어진다. 반대로 자아존중감이 높은 경우 갈등상황에서 각 배우자의 말을 경청하거나 배우자의 감정을 이해하고 수용하는 태도를 보이고 갈등해결전략에 있어서 협조, 타협 등의 쌍방향적 전략을 선택하면서 가정생활만족을 높인다고 보았다(Satir, 1972).

이 밖에 선행연구를 살펴보면 자아존중감이 가정생활만족을 매개하는 요인임을 시사한다. 최외선, 손현숙(1991)의 연구에서는 부부의 가정환경 변인과 가정생활 만족도의 관계에서 자아존중감이 매개하는 구조를 검증하였다. 연구결과, 자아존중감이 가정생활 만족도에 정적인 영향을 미치는 것과 동시에 가정환경 변인을 매개하는 요인임을 확인하였다. 다만 연구의 한계로 심리적 요인을 간과하고 환경요인만을 검증했다는 점, 매개효과 검증에 있어서 회귀분석을 사용하여 방법적인 엄밀함이 부족하다는 점을 들 수 있다. 또 다른 연구로서 공수자, 한규석, 이은희(2004)의 연구에서는 노인들의 성역할 인식과 삶의 만족도 및 가정생활 만족도의 관계에서 자아존중감의 매개효과를 검증하였다. 연구 결과, 성역할 인식이 자아존중감을 매개하여 만족도에 영향을 미치는 것으로 보고하였다. 특히 성역할 인식이 양성성을 가질수록, 즉 유연할수록 만족도에 정적인 영향을 미치며 자아존중감이 매개하는 것으로 나타났다. 하지만 해당 연구는 노인층을 대상으로 하였기 때문에 연구결과를 모든 연령대의 부부로 일반화시키기 어렵다는 한계

가 있다.

이들을 종합하자면 부부의 성역할 인식이 가정생활만족에 직접적인 영향을 주며 자아존중감을 매개하여 다른 영향을 줄 수 있다는 것을 가정할 수 있다. 자아존중감이 성역할 인식을 매개하는 유의한 변인이라면, 유년시절에 형성된 성역할 인식의 대안으로 자아존중감의 향상이 고려될 수 있을 것이다. 또한, 기존 연구의 한계인 가사노동시간과 같은 표면적 변화보다는 자아존중감의 향상을 통한 진취적 문제해결, 독립심, 타인과의 조화와 같은 내면적 변화를 이끌어 자연스럽게 안정적인 가정생활을 영위할 수 있도록 하는 정책 제언이 가능할 것이다. 앞서 서술하였다시피 부부관계는 결혼을 통해 서로간의 영향을 주고받는 관계로 이해할 수 있으며 특정 성별이 아닌 남편과 아내를 모두 고려한 통합적 연구설계가 요구된다. 이러한 배경을 통해서 다음과 같은 연구가설을 설정하였으며, 이를 검증하고자 한다.

- 연구가설 1. 부부의 성역할 인식은 자아존중감을 매개하여 가정생활 만족도에 영향을 줄 것이다.
- 연구가설 2. 성별에 따른 행위자 효과와 상대자 효과는 각 경로에 대해 유의할 것이다.
- 연구가설 3. 성역할 인식과 가정생활 만족도의 관계에서 자아존중감의 매개효과는 성별에 따라 다를 것이다.

Ⅲ. 연구 방법

1. 분석 자료

본 연구는 한국보건사회연구원의 한국복지패널 13차 자료를 분석에 사용하였다. 한국복지패널조사는 전국의 7,072가구를 조사대상으로 하는 대표본 조사이며 지역배분 및 인구사회학적 요인을 고려하여 표본을 수집하였다. 또한 극단치를 제거하고 가중치를 부여하고 조정하는 등의 과정을 거쳐서 연구의 일반화에 유용하며, 가구원의 응답을

모두 수집하는 조사로서 동일문항에 대한 부부의 응답이 모두 존재하기 때문에 행위자-상대자 분석에 적합한 자료라고 판단하였다. 이에 본 연구에서는 3,639쌍의 부부자료를 분석 자료로 하였으며, 부부 중 한 명의 응답이라도 없다면 결측으로 처리하였다. 결측 자료를 제외한 3,294쌍의 부부를 최종 분석 대상으로 하였다. 인구사회학적 변인으로 연령, 교육수준, 맞벌이 여부 등을 분석한 결과는 <표 1>과 같다. 남편의 평균 연령은 약 60세였으며, 30대~70대를 중심으로 분포되어 있었다. 아내의 평균 연령은 약 57세였으며 남편과 동일한 양상을 보였다. 교육수준의 경우 남편과 아내 모두 고등학교가 가장 높은 비율을 차지하였다. 맞벌이 가구는 1,151쌍으로 확인되었으며, 그 비율은 34.9%를 차지하였다. 대부분의 가구가 자녀가 있는 것으로 나타났으며(96.4%) 그 중 두 자녀이상의 가구는 2,766가구(84.0%)로 나타났다.

표 1. 본 연구의 분석 대상

변수 명	빈도(명)		비율(%)		
	남편	아내	남편	아내	
연령	20대	12	33	0.4	1.0
	30대	268	402	8.1	12.2
	40대	692	746	21.0	22.6
	50대	648	651	19.7	19.8
	60대	591	630	17.9	19.1
	70대	665	624	20.2	18.9
	80대	387	207	11.7	6.3
	90대 이상	31	1	1.0	0.1
	교육수준	무학	93	151	2.8
초등학교		487	727	14.8	22.1
중학교		447	436	13.6	13.2
고등학교		1,108	1,046	33.6	31.8
전문대학		317	358	9.6	10.9
대학교		703	509	21.3	15.5
대학원(석사)		121	61	3.7	1.9
대학원(박사)		18	6	0.5	0.2
자녀 수	무자녀	121가구		3.7	
	한자녀	407가구		12.4	
	두자녀 이상	2,766가구		84.0	
맞벌이 여부	맞벌이	1,151가구		34.9	
	외벌이	2,143가구		65.1	

2. 측정도구

부부의 가정생활 만족도와 성역할 인식에 대한 관계를 분석하기 위한 지표들로 성역할 인식, 가정생활 만족도, 자아존중감과 관련한 문항을 사용하였으며, 세부 문항들은 <표 2>에 제시하였다. 먼저, 성역할 인식은 ISSP(International Social Survey Programme)의 Family and Changing Gender Roles I~III(1988, 1994, 2002)를 원칙대로 한국보건사회연구원이 재구성한 젠더역할(성역할) 가치에 대한 사회적 인식에 관련하여 조사한 여덟 개 문항 중 여성의 노동시장 참여와 가족책임의 충돌에 대한 인식 두 문항과 젠더역할에 대한 관념 세 문항을 측정도구로 선정하였다. 각 문항은 5점 리커트 척도이며, 다섯 문항에 대한 응답 평균을 사용하였다. 점수가 높을수록 성역할 인식 이 유연한 것으로 해석할 수 있도록 1번, 2번, 4번 문항을 역코딩하였다.

자아존중감은 Rosenberg Self-Esteem Scale을 활용한 열 개의 문항을 사용하였다. 이는 4점 리커트 척도로 구성되어 있으며, 자아존중감에 대한 인식은 열 개의 응답 평균으로써 점수가 높을수록 자아존중감이 높다고 평가할 수 있다.

마지막으로 가정생활 만족도는 가족관계 만족도에 관련한 변수로 가족생활에 대한 만족도, 배우자와의 관계에 대한 만족도, 자녀와의 관계에 대한 만족도로 구성된 세 개 문항의 평균점수를 사용하였다. 가족관계 만족도를 측정하는 문항 중 자녀들의 형제 자매 관계에 대한 만족도는 부부의 가정생활 만족도와는 거리가 있다고 판단하여 측정도구로 사용하지 않았다.

표 2. 영역별 문항 세부내용

영역	번호	문항
성역할 인식	*1	여성이 전일제로 일할 경우 가족의 일상생활은 힘들어진다.
	*2	미취학 아동의 어머니가 일을 할 경우 미취학 아동에게 나쁘다.
	3	전업주부로 일하는 것은 밖에서 돈을 버는 것만큼 중요하다.
	*4	남성의 임무는 밖에서 돈을 버는 것이고, 여성의 임무는 가정과 가족을 돌보는 것이다.
	5	남성과 여성 모두 가구소득에 기여해야 한다.
자아존중감	1	나는 내가 다른 사람들처럼 가치 있는 사람이라고 생각한다.
	2	나는 좋은 성품을 가졌다고 생각한다.
	*3	나는 대체적으로 실패한 사람이라는 느낌이 든다.

영역	번호	문항
	4	나는 대부분의 다른 사람들과 같이 일을 잘 할 수가 있다.
	*5	나는 자랑할 것이 별로 없다.
	6	나는 내 자신에 대하여 긍정적인 태도를 가지고 있다.
	7	나는 내 자신에 대하여 대체로 만족한다.
	*8	나는 내 자신을 좀 더 존경할 수 있으면 좋겠다.
	*9	나는 가끔 내 자신이 쓸모없는 사람이라는 느낌이 든다.
	*10	나는 때때로 내가 좋지 않은 사람이라고 생각한다.
가정생활 만족도	1	가족생활에 대한 만족도
	2	배우자와의 관계에 대한 만족도
	3	자녀와의 관계에 대한 만족도

3. 분석방법

관계 중심적 연구는 사회과학, 심리학 분야에서 지속적으로 화두가 되고 있으며, 개개인이 아닌 쌍을 분석 단위로 하는 커플자료 분석(Dyadic data analysis)에 대한 요구는 계속적으로 증가하고 있다. 그 중 행위자-상대자 상호의존 모형(Actor-Partner Interdependence Model: APIM)은 두 사람 이상의 관계에 대한 상호의존성을 가정하고 변인간의 관계를 분석하는 모형으로써, 쌍방의 영향력을 평가하는데 유용하고 해석이 용이하다는 장점이 있다. 종속변수가 자기 자신의 정서나 행위에만 영향을 받지 않고, 파트너 관계에 있는 대상으로부터 영향을 받는 변수라면, APIM 모형은 매우 중요한 역할을 하게 된다. 예를 들어, 본 연구의 종속변수인 가정생활 만족도의 경우, 아내는 매우 만족하지만 남편은 매우 불만족하는 상황에 놓이는 것은 쉽지 않다. 가정생활 만족도는 부부간에 서로 영향을 주고받는 대표적인 변인이다. 일반적인 APIM 모형을 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$Y_1 = a_{Y_1} + b_1X_1 + b_2X_2 + e_{Y_1} \quad (1)$$

$$Y_2 = a_{Y_2} + b_3X_1 + b_4X_2 + e_{Y_2} \quad (2)$$

수식(1)을 통해 대상1에 대한 Y_1 은 대상1의 X 인 X_1 과 대상2의 X 인 X_2 의 영향을 모두 받기 때문에 X_1 과 X_2 로 추정됨을 알 수 있다. 이 때, Y_1 에 있어서 행위자 효과

혹은 자기 효과(actor effect)라고 불리는 b_1 은 상대자 변수인 X_2 를 통제하였을 때의 행위자 본인의 변수인 X_1 의 효과를 의미한다. 반대로, Y_1 에 있어서 상대자 효과 혹은 상대방 효과(partner effect)는 행위자 변수인 X_1 을 통제했을 때의 상대자 변인 X_2 의 효과인 b_2 가 된다. 여기서 e_{Y_1} 과 e_{Y_2} 는 X_1 과 X_2 를 통제했을 때의 Y_1 과 Y_2 의 편상관계수 r_{e_y} 를 갖는다. 커플자료를 각기 구분하여 개별적인 분석을 하여 상호의존성을 무시하는 경우, 제 1종 오류가 증가하게 되며(Kenny & Judd, 1986; Kenny et al, 2006), 이는 계수나 평균차에 대한 것이 아니라 분산에 대한 추정에서 발생한다. 편향된 분산을 사용한 t검정이나 F검정의 결과는 신뢰롭지 않다. 이와 달리, APIM은 변수 간 독립성을 가정하지 않고 행위자 효과와 상대자 효과를 추정한다는 특징이 있다(Cook & Kenny, 2005).

본 연구는 특히 상대자 효과에 초점을 맞춘 매개분석의 일종인 APIMeM (Actor-Partner Interdependence Model extended to Mediation)(Ledermann, Macho & Kenny, 2011)을 분석모형으로 하였다. APIMeM 역시 APIM의 기본 수식과 동일하게 두 개의 독립변수 X_1, X_2 , 두 개의 매개변수 M_1, M_2 , 두 개의 종속변수 Y_1, Y_2 가 존재하게 되며, 행위자의 매개변수와 상대자의 매개변수를 통해 동시에 작용하는 관계를 나타낸다. 수식은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$M_1 = a_{M1} + a_1X_1 + a_2X_2 + e_{M1} \quad (3)$$

$$M_2 = a_{M2} + a_3X_1 + a_4X_2 + e_{M2} \quad (4)$$

$$Y_1 = a_{Y1} + c'_1X_1 + c'_2X_2 + b_1M_1 + b_2M_2 + e_{Y1} \quad (5)$$

$$Y_2 = a_{Y2} + c'_3X_1 + c'_4X_2 + b_3M_1 + b_4M_2 + e_{Y2} \quad (6)$$

본 연구는 분석프로그램으로 최근 개발된 SPSS MEDYAD macro(Coutts, Hayes & Jiang, 2019)를 사용하였다. ML(Maximum Likelihood)기반으로써 전체 회귀식을 동시에 분석하기 때문에 오차 공분산을 고려하여 추정하는 구조방정식 모형과 달리, MEDYAD macro는 OLS(Ordinary Least Squares) 회귀를 기반으로 개발된 분석방법이다. 따라서 각 회귀식을 개별적으로 추정하며, 특정 회귀식의 모수 추정에 있어 다른 회귀식의 추정 모수는 영향을 미치지 않는다. 따라서, 오차공분산을 추정하지 않음으로써 발생하는 추정의 편향(bias)은 나타나지 않는다. Coutts 외(2019)와 Hayes, Montoya,

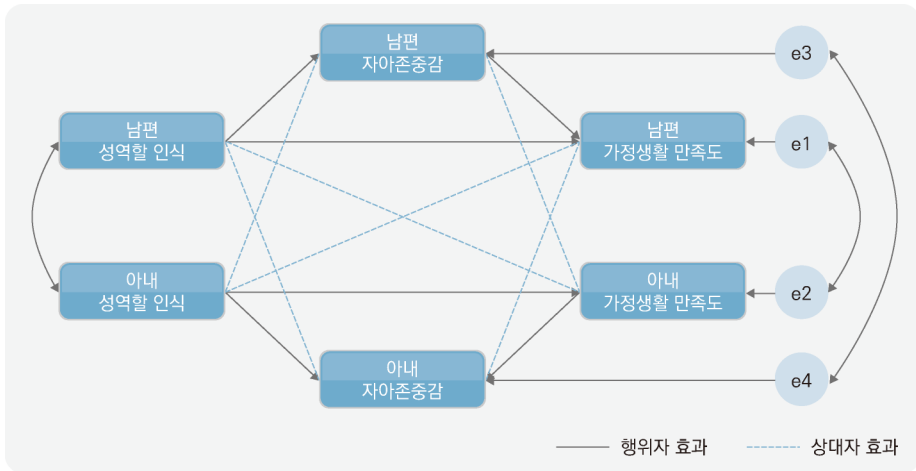
Rockwood(2017)는 OLS의 분석 결과가 SEM의 분석 결과와 매우 유사함을 밝혔으며, MEDYAD macro는 명령어가 매우 쉽고 간결하다는 장점이 있어 많은 연구자들에게 유용하게 쓰일 수 있는 분석도구이다. 해당 macro는 모형 내에서 설계된 모든 간접효과 추론(매개경로의 효과성 검증)은 Bootstrapping 검정을 사용한다. Bootstrapping 검정은 이론적으로 무수히 많은 표집을 통해 경험적 표집 분포를 형성하여 Bootstrap 신뢰구간을 통해 계수를 검증하는 방법으로, 표집분포가 정규분포를 따르지 않더라도 타당한 효과성 검증 결과를 제시한다는 장점이 있다.

4. 연구모형

본 연구는 부부의 성역할 인식과 가정생활 만족도의 관계에 있어 자아존중감의 매개효과를 검증하는 것을 목표로 하며 연구모형은 [그림 1]과 같다. 해당 모형은 분석 자료가 쌍으로 구성되어 있고, 변수 역시 쌍으로 구성되어 있기 때문에 독립변수, 매개변수, 종속변수가 각기 2개씩 존재함을 알 수 있다. 독립변수로는 남편과 아내의 성역할 인식, 종속변수로는 남편과 아내의 가정생활 만족도, 그리고 매개변수로는 남편과 아내의 자아존중감이 설정되었다. 같은 주체의 변수들끼리 주고받는 영향은 행위자 효과로 정의되고, 상대방의 변수에서 기인하는 영향은 상대자 효과로 정의된다. 본 연구는 맞벌이 여부가 부부의 자아존중감, 생활만족도 등 심리적 요인에 영향을 미친다는 선행연구(이주희, 이은희, 2000; 연은모 외, 2014; 김가빈, 황혜원, 2019)를 통해 맞벌이 여부를 통제변인으로 설정하였으며, 가구소득 역시 가정생활 만족도에 영향을 미치는 주된 변인이므로 연평균가구소득을 로그변환하여 통제변인으로 설정하였다. 또한 연령과 학력에 따라 다양한 성역할 규범을 가질 수 있고 학력에 따라 가정생활 만족도에 차이가 있다는 선행연구(문지선, 2019)에 따라 부부의 연령과 학력을 통제변인으로 고려하였다. 다만, 연령과 학력 변인은 부부간에 서로 상관이 높기 때문에 남편과 아내의 연령과 학력의 차이를 통제변인으로 설정하였다. 마지막으로 가정생활 만족도는 양육부담에 의해 영향을 받기 때문에 자녀의 수에 따라 무자녀, 한자녀, 두자녀 이상으로 분류하고 이들을 통제변인으로 설정하였다. 그림 1에서 실선은 행위자 효과를 나타내며, 점선은 상대자 효과를 나타낸다. 커플자료 분석에 있어 내생성의 대표적인 원인은 누락변수(omitted variables)로 인한 것이므로, 행위자-상대자 상호의존모형에서는 [그림 1]에 나

타난 바와 같이 쌍으로 이루어진 각 변수들은 서로 비독립성을 가정하기 때문에 오차공분산을 통해 누락변수로 인한 내생성을 통제하고 있다(Kenny, Kashy & Cook, 2006).

그림 1. 연구모형



IV. 연구결과

1. 기술통계 및 상관행렬

본 연구에서 사용한 변수들의 기술통계량과 변인간 상관은 <표 3>, <표 4>와 같다. 먼저, 각 변수의 평균을 통해 아내의 성역할 인식이 남편의 성역할 인식에 비해 조금 더 유연함을 알 수 있으며, 이와 반대로 자아존중감은 아내와 남편이 동일함을 알 수 있다. 모든 변인에 대한 상관은 통계적으로 유의한 것으로 나타났으며, 변수들의 왜도 및 첨도의 최대 절댓값은 각각 1.13, 1.51로 정규성 가정에 위배되지 않음을 확인하였다 (Kline, 2015).

표 3. 주요 변수의 기술통계

변수 명		평균	표준편차	왜도	첨도
1) 남편	성역할 인식	3.09	0.42	0.35	0.61
2) 남편	자아존중감	3.14	0.36	-0.49	0.88
3) 남편	가정생활 만족도	5.60	0.88	-1.12	1.51
4) 아내	성역할 인식	3.14	0.4	0.36	0.66
5) 아내	자아존중감	3.14	0.35	-0.46	0.96
6) 아내	가정생활 만족도	5.50	0.89	-1.13	1.49

표 4. 주요 변수 간 상관행렬

변수 명		1)	2)	3)	4)	5)	6)
1) 남편	성역할 인식	1					
2) 남편	자아존중감	.094**	1				
3) 남편	가정생활 만족도	.064**	.455**	1			
4) 아내	성역할 인식	.533**	.096**	.104**	1		
5) 아내	자아존중감	.062**	.614**	.390**	.130**	1	
6) 아내	가정생활 만족도	.041*	.403**	.785**	.102**	.436**	1

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

2. 행위자 효과 및 상대자 효과 검증

각 경로의 직접효과는 <표 5>에 제시하였다. 먼저, 성역할 인식이 자아존중감에 미치는 영향에 대하여 아내의 성역할 인식이 남편 및 자신의 자아존중감에 미치는 영향은 .055($p = .003$)와 .115($p = .000$)으로 모두 통계적으로 유의하였기 때문에 행위자 및 상대자 효과가 모두 정적으로 유의미하다고 해석할 수 있다. 즉, 아내의 성역할 인식이 유연할수록 본인과 배우자의 자아존중감을 높인다는 결론을 나타낸다. 반면, 남편의 성역할 인식이 자신의 자아존중감에 미치는 영향은 유의($\beta = .055, p = .003$)한 것에 반해 아내의 자아존중감에 미치는 영향은 유의하지 않았다. 즉, 남편의 성역할 인식이 미치는 영향은 행위자 효과만 유의하고 상대자 효과는 유의하지 않았다. 이는 남편의 성역할 인식이 유연할수록 자신의 자아존중감은 높게 나타났으나 아내의 자아존중감에

는 유의미한 영향을 미치지 않은 것으로 해석될 수 있다.

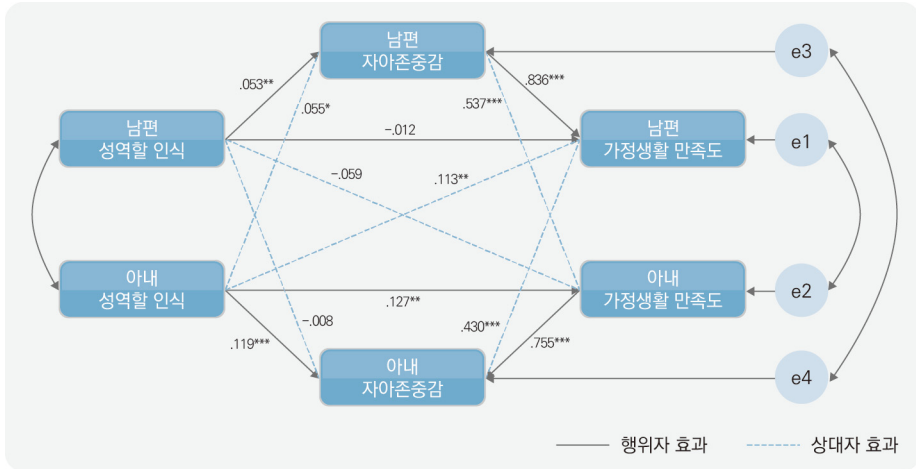
부부의 성역할 인식이 가정생활 만족도에 미치는 영향을 행위자 및 상대자 효과로 나누어서 분석한 결과는 다음과 같다. 먼저, 아내의 성역할 인식이 남편과 자신의 가정생활 만족도에 미치는 영향은 .113($p = .005$)과 .127($p = .002$)로 모두 통계적으로 유의하였다. 즉 아내의 성역할 인식이 유연할수록 자신과 남편의 가정생활 만족도가 높게 나타나는 것으로 해석할 수 있다. 반면에, 남편의 성역할 인식이 자신과 아내의 가정생활 만족도에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않았다.

다음으로 부부의 자아존중감이 각자의 가정생활 만족도에 미치는 영향을 분석한 결과, 부부의 자아존중감이 가정생활 만족도에 미치는 영향은 남편과 아내에 대하여 모든 행위자 효과 및 상대자 효과가 정적으로 유의하였다. 이를 통해 남편의 자아존중감은 높을수록 자신과 아내의 가정생활 만족도가 높으며, 아내의 자아존중감이 높을수록 자신과 남편의 가정생활 만족도 역시 높은 것을 알 수 있다. 이상의 분석결과를 그림 2에 제시하였다.

표 5. 직접경로에 대한 행위자 효과와 상대자 효과

경로	계수	표준오차	<i>t</i>	<i>p</i>
남편 성역할 인식 → 남편 자아존중감	0.053	0.018	3.007	0.003
아내 성역할 인식 → 남편 자아존중감	0.055	0.019	2.981	0.003
남편 성역할 인식 → 아내 자아존중감	-0.008	0.017	-0.483	0.630
아내 성역할 인식 → 아내 자아존중감	0.115	0.018	6.461	0.000
남편 성역할 인식 → 남편 가정생활 만족도	-0.012	0.038	-0.321	0.748
아내 성역할 인식 → 남편 가정생활 만족도	0.113	0.040	2.803	0.005
남편 성역할 인식 → 아내 가정생활 만족도	-0.059	0.039	-1.531	0.126
아내 성역할 인식 → 아내 가정생활 만족도	0.127	0.041	3.112	0.002
남편 자아존중감 → 남편 가정생활 만족도	0.836	0.047	17.701	0.000
아내 자아존중감 → 남편 가정생활 만족도	0.430	0.049	8.708	0.000
남편 자아존중감 → 아내 가정생활 만족도	0.537	0.048	11.188	0.000
아내 자아존중감 → 아내 가정생활 만족도	0.755	0.050	15.026	0.000

그림 2. 연구모형 분석결과



3. 성역할 인식과 가정생활 만족도에 대한 자아존중감의 매개효과 검증

부부가 지각하는 성역할 인식과 가정생활 만족도에 대한 자아존중감의 상호매개효과를 분석한 결과는 다음과 같다. 먼저, 성역할이 가정생활 만족도에 미치는 총 효과에 대한 검증 결과는 <표 6>과 같다. 남편의 성역할 인식이 자신의 가정생활 만족도에 미치는 영향은 95% Bootstrap 신뢰구간이 (-.055, .113)으로 구간 내에 0을 포함하여 통계적으로 유의하지 않았으며, 남편의 성역할 인식은 아내의 가정생활 만족도에도 역시 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 하지만, 아내의 성역할 인식은 자신의 가정생활 만족도와 남편의 가정생활 만족도에 모두 정적으로 유의한 영향을 미침을 알 수 있다. 즉, 아내의 성역할 인식이 유연할수록 부부 모두의 가정생활 만족도가 높아진다고 해석할 수 있다.

표 6. 성역할 인식이 가정생활 만족도에 미치는 총 효과

경로	총 효과	표준 오차	t	p	LLCI	ULCI
남편 성역할 인식 → 남편 가정생활 만족도	0.029	0.043	0.669	0.503	-0.055	0.113
아내 성역할 인식 → 남편 가정생활 만족도	0.115	0.045	4.784	0.000	0.127	0.303
남편 성역할 인식 → 아내 가정생활 만족도	-0.037	0.043	-0.847	0.397	-0.122	0.048
아내 성역할 인식 → 아내 가정생활 만족도	0.127	0.046	5.447	0.000	0.159	0.338

이어서 매개변수를 통한 간접효과의 Bootstrapping 검정을 실시하였고, 이에 따른 95% Bootstrap 신뢰구간은 <표 7>과 같다. 먼저 남편의 성역할 인식이 자신의 자아존중감을 매개로 남편 및 아내의 가정생활 만족도에 미치는 행위자 효과와 상대자 효과는 각각 .044, .029로 추정되었으며, 95% Bootstrap 신뢰구간에 모두 0이 포함되지 않았으므로, 이는 유의도 수준 5% 검증결과 유의하다는 결과와 같은 의미이다. 따라서 남편의 성역할 인식은 남편의 자아존중감을 매개로 하여 아내와 남편 모두의 가정만족도를 높이는 역할을 함을 알 수 있다. 하지만 이와는 대조적으로 아내의 자아존중감은 남편의 성역할과 남편/아내의 가정생활 만족도의 관계를 매개한다고 볼 수 없었다.

다음으로, 아내의 성역할 인식은 자신의 자아존중감을 매개로 남편 및 아내의 가정생활 만족도에 영향을 미치는 행위자 효과와 상대자 효과는 각각 .046, .087로 추정되었다. 또한, 아내의 성역할 인식이 남편의 자아존중감을 매개로 남편 및 아내의 가정생활 만족도에 영향을 미치는 행위자 효과와 상대자 효과는 .049, .030으로 추정되었다. 네 개의 경로는 모두 95% Bootstrap 신뢰구간에 모두 0이 포함되지 않았기 때문에 모든 행위자-상대자 매개효과에 대한 간접효과가 유의수준 5% 하에서 통계적으로 유의함을 알 수 있다. 앞서 살펴본 직접효과와 총 효과와 같이 남편과 아내의 분석결과에 눈에 띄는 차이가 있음을 보여주는 결과이다.

표 7. 매개경로의 간접효과 검정 결과

경로	간접효과	BootSE	BootLLCI	BootULCI
남편 성역할 → 남편 자아존중감 → 남편 가정생활 만족도	0.044	0.015	0.015	0.074
남편 성역할 → 아내 자아존중감 → 남편 가정생활 만족도	-0.004	0.008	-0.019	0.011
남편 성역할 → 남편 자아존중감 → 아내 가정생활 만족도	0.029	0.010	0.009	0.049
남편 성역할 → 아내 자아존중감 → 아내 가정생활 만족도	-0.006	0.013	-0.034	0.020
아내 성역할 → 남편 자아존중감 → 남편 가정생활 만족도	0.046	0.016	0.017	0.077
아내 성역할 → 아내 자아존중감 → 남편 가정생활 만족도	0.049	0.010	0.031	0.071
아내 성역할 → 남편 자아존중감 → 아내 가정생활 만족도	0.030	0.010	0.010	0.051
아내 성역할 → 아내 자아존중감 → 아내 가정생활 만족도	0.087	0.016	0.057	0.121

V. 결론 및 제언

본 연구는 남편과 아내의 성역할 인식과 가정생활 만족도의 관계에 있어 자아존중감의 매개효과를 검증하기 위해 각 변수들의 행위자 효과와 상대자 효과를 고려하여 분석하는 것을 목적으로 하였다. 이러한 연구목적 하에 APIMeM 모형을 적용하여 분석하였으며, 연구 결과는 다음과 같다.

첫째, 각 변인들의 주효과를 살펴보면, 남편과 아내의 성역할 인식이 자아존중감과 가정생활 만족도에 미치는 직접효과는 성별에 따라 서로 다른 양상으로 나타났다. 먼저, 남편의 성역할 인식이 유연할수록 자신의 자아존중감은 높아졌지만, 아내의 자아존중감에는 유의한 영향을 미치지 못하였다. 아내의 경우, 성역할 인식과 자아존중감 사이의 행위자-상대자 효과가 모두 유의하였다. 다음으로, 아내의 성역할 인식이 유연할수록 남편과 자신의 가정생활 만족도는 모두 높아졌지만, 남편의 성역할 인식은 부부의 가정생활 만족도에 유의미한 영향을 미치지 못하였다. 남편과 아내의 자아존중감이 높을수록 부부의 가정생활 만족도는 모두 높아져 행위자 효과와 상대자 효과가 모두 유의함을 알 수 있다.

둘째, 부부의 성역할 인식과 가정생활 만족도에 대한 자아존중감의 매개효과를 살펴보면, 성역할 인식, 자아존중감, 가정생활 만족도 세 변인에 관하여 모든 행위자 효과는

통계적으로 유의하였다. 반면, 상대자 효과에서 차이를 보임을 알 수 있었다. 남편의 성역할 인식이 아내의 자아존중감을 매개로 부부의 가정생활 만족도에 미치는 매개효과는 통계적으로 유의하지 않았다. 반면, 아내의 성역할 인식은 남편의 자아존중감을 매개로 부부의 가정생활 만족도에 유의한 매개효과를 가짐을 알 수 있었다.

이러한 연구 결과를 통해 본 연구의 논의는 다음과 같다. 먼저, 자아존중감과 가정생활 만족도의 관계는 기존의 연구들과 동일한 결과를 나타낸다(김성일, 2014; 박상화, 하창순, 2016; 김보은 외, 2016). 이는 가족구성원들의 자아존중감이 높을수록 건강한 형태의 가족이 형성됨을 강조한 Satir(1972)의 주장과 동일한 결과이다. 하지만 이러한 결과와 더불어 본 연구의 결과로 자아존중감은 자신의 가정생활 만족도에도 직접적인 영향을 미치며, 더불어 상대방의 가정생활 만족도에도 간접적으로 영향을 미친다는 점에 주목한다. 자아존중감이 높을수록 상대방을 이해하고 정서적으로 긴밀한 관계를 맺어갈 수 있기에 보다 안정적인 결혼 및 가정생활을 유지할 수 있는 것으로 예측할 수 있다. 하지만, 본 연구를 통해 남편과 아내의 성역할 인식과 자아존중감, 가정생활 만족도의 구조적 관계는 서로 다르다는 것을 알 수 있었으며, 이를 통해 몇 가지 제언을 남긴다.

첫째, 두 성별 모두의 성역할 인식 유연성과 자아존중감을 높일 수 있는 사회적 방안들이 필요하다. 여성가족부를 비롯한 유관기관은 여성의 경제활동을 지지하고 사회적 주체로서의 자아존중감을 높이기 위해 육아지원, 경력지원과 관련한 다양한 정책과 교육 프로그램을 제공하는 등 여성에 초점을 맞추지만 남성의 성평등 교육이나 자아존중감 향상 프로그램은 찾기 어렵다. 캐나다 여성부는 2018년부터 2019년까지 2년 동안 남녀평등을 장려하기 위한 남성참여전략을 개발하기 위해 “Calling Men and Boys In”이라는 사업을 진행하였다(Women and Gender Equality Canada, 2018-2019). 사업의 일환으로 남성의 성평등 관념을 도울 수 있는 행동모델을 제시하고, 젠더 이슈에 대해 논의할 수 있는 대화의 장을 전국 규모로 총 11회 개최하였다. 실제적으로 캐나다의 성 평등 지수는 2018년에 비해 2020년에 소폭 증가하였으며(World Economic Forum, 2020), 성별에 따른 성인식을 함께 공유함으로써 성 불평등의 뿌리 깊고 구조적인 원인을 밝히는데 도움이 되었다고 발표하였다. 또한, 스토리텔링접근법을 통해 남성과 여성의 성 역할 인식 변화과정을 알리고, 남녀평등의 혜택이 남성에게도 있다는 캠페인을 지원하기로 하였다. 이러한 적극적 변화 추구에 대한 자세는 우리에게 충분한 시사점을

남긴다. 따라서, 단순히 육아휴직제도와 같은 가시적 제도가 아니라 캐나다의 사례와 같이 남성의 성역할 인식 유연성을 높이기 위한 정책이나 프로그램을 개발한다면 건강한 가족 관계를 도모할 수 있을 것이다. 자아존중감이 가정생활 만족도나 결혼만족도에 직·간접적으로 영향을 미친다는 것은 본 연구와 더불어 여러 선행 연구를 통하여 알려진 결과이다. 따라서 부부의 자아존중감을 회복하고 올바른 자기 노출을 통해 상대방에게 신뢰감을 구축할 수 있도록 프로그램의 개발 및 운영이 중요하다. 개인 차원으로는 여성 역시 남편이 생계부양자라는 암묵적인 사회구조를 다르게 바라보는 시각을 가져야 하며, 가정에서는 남편과 아내가 모두 존중받아야 하는 존재임을 인정해야 한다. 자신의 육아 및 가사부담에 대한 고충을 떠안기보다는 자신이 가지는 부담을 내려놓아야 한다. 동시에 사회적으로는 남성의 노동시간 단축, 육아휴직제, 유연근무제와 같은 제도를 통한 성 평등 관련 국가정책의 확대도 중요하지만, 보건복지부(2019)의 정책과제 중 남성의 돌봄역할 지원 및 돌봄역량 강화와 같이 남성들이 가정에서의 가사돌봄과 양육의 역할을 실제로 행하는 것이 실효성 평가에 있어 중요하다.

둘째, 아내의 성역할 인식은 행위자, 상대자 효과에서 모두 유의하나, 남성의 성역할 인식이 상대자 효과에서 대부분 유의한 영향력을 갖지 못하는 이유는 남성의 성역할 인식과 실제적인 성역할 행위의 간극에 있다는 논점을 제시한다. 고성희, 김명애, 박은아(2014), 박주희(2003), Park과 Liao(2000)은 남편이 유연한 성역할 인식을 갖는다 하더라도 가정 내에서 이행되기가 어려워 지체를 보인다는 특징이 있다는 연구 결과를 제시하고 있으며, 조성호와 김지민(2018)은 남성들의 전통적 남성성은 가정에서 더욱 드러난다고 보고하고 있다. 따라서 남편이 평가하는 자신의 성역할 인식과 아내가 평가하는 남편의 성역할 인식의 차이를 통해 내면과 표면의 차이를 인지하는 것이 중요하다. 따라서 남성이 본인의 성역할 인식에 대해 살펴보고, 가정 내에서의 행위에는 어떠한 영향을 미치는지, 인식과 행위를 함께 개선할 수 있는 부부 상담 프로그램이 개발된다면 가정생활 만족도의 향상에 도움이 될 것이다.

셋째, 본 연구는 부부의 성역할 인식과 가정생활 만족도의 관계를 규명하는데 있어 상호의존성을 고려한 APIM모형을 사용하여 매개효과를 분석하고 부부간의 영향력을 평가하였다. 특히, Coutts 외(2019)의 MEDYAD macro를 사용하여 적용연구자들의 이해를 돕고 연구를 장려한다는 점에서 방법론적 의의가 있다. 다만, MEDYAD macro의 경우, 남편과 아내의 자료 중 하나라도 결측이 있는 경우 결측사례를 일률적으로 제거하

는 listwise deletion의 방법을 취하므로 결측률이 10% 이상 되는 경우나 소표본의 경우에는 적절하지 않다는 점을 유의해야한다. 이러한 경우는 결측치를 완전정보 최대우도 법(Full information Maximum Likelihood: FIML)으로 처리하는 구조방정식을 활용한 연구를 취하는 것이 더욱 적절하다.

마지막으로 본 연구는 연령과 학력, 소득수준을 통제변인으로 사용하였으나, 인구통계학적 변인을 사용하여 연구대상을 서로 다른 집단으로 정의하여 매개분석에 있어 각 집단의 성역할 인식의 차이 정도와 각 경로계수의 차이를 분석하는 다집단분석이 후행 연구로 필요하다고 제안한다. 그렇다면 각 연령대별로 부부의 자아존중감과 가정생활 만족도를 상승시킬 수 있는 차별성 있는 정책의 개선이 검토될 것으로 여겨진다. 더불어, 성역할 인식과 실제적인 성역할 수행은 차이가 있을 수 있다는 점에서 남편과 아내의 가사노동 시간과 같은 행위에 관련한 변수가 동시에 사용된다면 가정생활 만족도에 대하여 더욱 명확한 인과관계를 설명할 수 있을 것으로 사료된다. 이를 위하여 향후 관련 연구기관의 부부 관련 조사 자료가 구축된다면 학문의 발전에 큰 도움이 될 것으로 여겨진다.

김효진은 고려대학교에서 교육학 석사(교육측정·통계전공)를 취득하고, 현재 동대학원에서 교육측정·통계전공 박사과정에 재학 중이다. 주요 관심분야는 행동과학계량방법, 교육 측정 및 평가, 인재관리 연구 등이다. (E-mail: breakdew@naver.com)

신현우는 홍익대학교 교육학과 학사를 취득하고, 현재 고려대학교 교육학과에서 교육측정·통계전공 석사과정에 재학 중이다. 주요 관심분야는 양적연구방법론, 행동과학 계량 연구 등이다. (E-mail: claweye@naver.com)

홍세희는 서울대학교 학사, 일리노이 공과대학 석사(조직심리학), 오하이오주립대학교에서 계량심리학전공으로 박사학위를 취득하였다. 현재 고려대학교 교육학과 교수로 재직 중이며 주요 관심분야는 행동과학 계량방법, 심리측정 연구 등이다. (E-mail: secheehong@korea.ac.kr)

참고문헌

- 고성희, 김명애, 박은아. (2014). Q 방법론을 활용한 중년기 남성의 성역할정체감 유형 탐색. *한국산학기술학회 논문지*, 15(7), pp.4361-4369.
- 곽삼근, 조혜선, 윤혜경. (2005). 생애주기별 성역할 발달 및 갈등. *한국여성학*, 21(2), pp.147-179.
- 공선희. (2009). 서울시 기혼남녀의 일-가족양립과 저출산. 서울시 여성가족재단 연구사업 보고서, pp.1-49.
- 공수자, 한규석, 이은희. (2004). 한국 노인의 주관적 안녕감 모형 개발: 자존심의 매개효과 검증. *한국심리학회지: 건강*, 9(3), pp.743-770.
- 권정혜, 채규만. (1999). 한국판 결혼 만족도 검사의 표준화 및 타당화 연구 1, *Korean Journal of Clinical Psychology*, 18(1), pp.123-139.
- 김가빈, 황혜원. (2019). 중년기 기혼근로자의 일·가정 양립의 어려움과 자아존중감간의 관계에서 긍정적 가족갈등대처의 매개효과-소득수준에 따른 비교를 중심으로. *예술인문사회융합멀티미디어논문지*, 9, pp.605-615.
- 김보은, 조영일, 유지영, 최은실, 김혜영. (2016). 성인기와 노년기별 기혼남성 근로자의 일-가정 양립 어려움과 우울, 자아존중감의 관계. *보건사회연구*, 36(1), pp.473-496.
- 김성일. (2014). 직업군인들의 자아존중감이 결혼만족도와 결혼안정성, 직무만족도 및 조직몰입도에 미치는 영향. 박사학위논문. 백석대학교.
- 김소정. (2016). 기혼 직장인들의 일가족갈등이 결혼만족도에 미치는 영향: 성 차이를 중심으로. *사회복지연구*, 47(2), pp.201-226.
- 김주현, 문영주. (2010). 맞벌이 여성의 성역할 태도가 결혼생활 만족과 일 만족에 미치는 영향-일 가정 갈등과 일 가정 강화의 매개효과를 중심으로. *한국가족자원경영학회지*, 14(2), pp.109-126.
- 김지현, 최희철. (2007). 남성 성역할과 우울의 관계에서 자기존중감의 매개효과: 도구성과 성역할 갈등을 중심으로. *한국심리학회지: 여성*, 12(2), pp.145-160.
- 김지현, 황옥경, 최희철. (2005). 중년 남성의 성역할, 성역할 갈등과 부부의 결혼만족.

- 상담학연구, 6(2), pp.621-632.
- 김진이, 안창현. (2008). 부부의 자아존중감, 의사소통 및 가족 응집성·적응성과 갈등대처 방식간의 관계. *가족과 가족치료*, 16(2), pp.95-114.
- 김태현, 박주희. (2005). 부부의 성역할 태도에 따른 부부관계 향상. *한국가족관계학회지*, 10(3), pp.79-106.
- 문지선. (2017). 부부의 성역할 태도로 본 기혼여성의 경제활동. *한국사회학*, 51(2), pp. 191-232.
- 문지선. (2019). 다중평형 상태의 젠더 이데올로기와 부부관계 만족도의 학력별 차이. *한국여성학*, 35(1), pp.183-242.
- 박상화, 하창순. (2016). 기혼자의 자아존중감, 부부간 의사소통과 결혼만족과의 관계: 정서인식의 조절효과. *상담학연구*, 17(6), pp.499-522.
- 박영화, 고재홍.(2005). 부부의 자존감, 의사소통 방식, 및 갈등대처행동과 결혼만족도간의 관계: 자기효과와 상대방효과. *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 19(1), pp.65-83.
- 박주희. (2003). 동아시아 기혼여자대학원생들과 미국 기혼여자대학원생들의 가족 및 직업역할 만족도와 긴장도: 동아시아의 기혼여자대학원생들의 성역할 재사회화에 관련하여. *Family and Environment Research*, 41(6), pp.29-45.
- 보건복지부. (2019). 보건복지부 성평등 정책 방향과 과제연구. 보건복지부 연구보고서.
- 신경아. (2014). 신자유주의시대 남성 생계부양자의식의 균열과 젠더관계의 변화. *한국여성학*, 30(4), pp.153-187.
- 여성가족부. (2010). 2010년 제2차 가족실태조사. 서울: 동 기관.
- 연은모, 최효식, 홍윤정, 김정아. (2014). 영유아 아버지의 결혼만족도가 양육스트레스, 양육협조에 미치는 영향: 심리적 특성의 매개효과와 배우자의 취업유무의 조절효과. *한국영유아보육학*, 86, pp.51-78.
- 연은모, 최효식. (2018). 노인 부부의 자아존중감이 우울과 생활만족도에 미치는 자기효과와 상대방효과: 가구 소득에 따른 조절 효과를 중심으로. *학습자중심교과교육연구*, 18(20), pp.545-568.
- 유계숙. (2010). 유교적 근로관과 성역할 태도가 일, 가족지향성과 가족친화제도 요구도에 미치는 영향. *한국가족관계학회지*, 14(4), pp.91-108.
- 이은영. (2008). 사회적 지지가 은퇴 남성 노인의 자아존중감에 미치는 영향에 관한 연구.

석사학위논문, 성균관대학교.

- 이자영, 남숙경, 이미경, 이지희, 이상민. (2009). Rosenberg의 자아존중감 척도: 문항수
준 타당도분석. 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 21(1), pp.173-189.
- 이정은, 이윤희. (2012). “성역할 태도와 자아존중감이 남편의 결혼만족도에 미치는 영향:
자기노출의 매개 효과. 상담학연구, 13(6), pp.2543-2555.
- 이주희, 이은희. (2000). 맞벌이 부부의 직장, 가정의 역할갈등과 우울과의 관계에 대한
대처방식의 조절효과. 한국심리학회지: 건강, 5(2), pp.287-303.
- 임정빈, 이종숙. (1988). 확대기 가정 부부의 가정생활만족도에 관한 연구. 대한가정학회
지, 27(3), pp.117-132.
- 정인희. (2012). 성인 생애주기별 자아존중감과 영향요인 연구. 한국위기관리논집, 8, pp.
231-247.
- 정화숙. (2008). 중년기 부부의 자아존중감, 내적통제감 및 스트레스가 부부친밀감에 미
치는 영향. 2008년 한국심리학회 학술대회 자료집. pp.350-351.
- 조성호, 김지민. (2018). 일·생활 균형을 위한 부부의 시간 배분과 정책과제. 세종: 한국보
건사회연구원.
- 조영주. (2019). 부부의 자기보고 결혼만족 및 지각된 배우자의 결혼만족 간의 관계: 성차
를 중심으로. 한국심리학회지: 여성, 24(1), pp.67-85.
- 지혜정. (2006). 부부의 심리사회적 요인과 결혼만족도와의 관계. 가족과 가족치료,
14(1), pp.51-80.
- 최외선, 손현숙. (1991). 도시 주부의 자아긍정감과 가정생활만족도. 대한가정학회
지, 29(4), pp.99-114.
- 통계청. (2019). 경제활동인구조사, http://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=1572에서 2020. 6. 17. 인출.
- 통계청. (2019). 생활시간조사, <http://www.index.go.kr/unify/idx-info.do?idxCd=4232>
에서 2020. 6. 17. 인출.
- 하문선, 김지현. (2016). 남성 성역할갈등의 잠재집단과 남성성, 여성성, 우울, 자아존중
감의 관계. 상담학연구, 17(5), pp.47-64.
- 한상순. (1978). 주부의 가정관리능력과 가족의 행복도와의 관계. 서울: 건국대학교 생활문
화연구소.

- 한인영, 홍선희. (2011). 여성의 성역할인식이 우울에 미치는 영향: 여성주의 관점을 중심으로. *한국심리학회지: 여성*, 16(4), pp.477-498.
- 홍성례. (2006). 자이존중감과 성역할태도가 심리적 복지감에 미치는 영향: 청년기 남녀를 중심으로. *한국가정관리학회지*, 24(5), pp.37-51.
- Baumgardner, S. R., & Crothers, M. K. (2013). *긍정심리학 Positive Psychology*. (안신호, 이진환, 신현정, 홍창희, 정영숙, 이재식, 서수균, 김비아 공역). 서울: 시그마프레스
- Bem, S. L. (1974). The measurement of psychological androgyny. *Journal of consulting and clinical psychology*, 42(2), pp.155-162.
- Burnett, J. W., Anderson, W. P., & Heppner, P. P. (1995). Gender roles and self esteem: A consideration of environmental factors. *Journal of Counseling & Development*, 73(3), pp.323-326.
- Burr, W. R. (1970). Satisfaction with various aspects of marriage over the life cycle: A random middle class sample. *Journal of Marriage and the Family*, 32(1), pp.29-37.
- Choi, H., Kim, J. H., Hwang, M. H., & Heppner, M. J. (2010). Self-esteem as a mediator between instrumentality, gender role conflict and depression in male Korean high school students. *Sex Roles*, 63(5-6), pp.361-372.
- 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), pp.101-109.
- Coopersmith, S. (1967). *The antecedents of self-esteem*. Palo Alto.
- Coutts, J. J., Hayes, A. F., & Jiang, T. (2019). Easy statistical mediation analysis with distinguishable dyadic data. *Journal of Communication*, 69(6), pp.612-649
- Fincham, F. D., Stanley, S. M., & Beach, S. R. (2007). Transformative processes in marriage: An analysis of emerging trends. *Journal of Marriage and Family*, 69(2), pp.275-292.
- Hayes, A. F., Montoya, A. K., & Rockwood, N. J. (2017). The analysis of mechanisms and their contingencies: PROCESS versus structural equation modeling.

- Australasian Marketing Journal*, 25, pp.76-81.
- Holley, S. R., Haase, C. M. & Levenson, R. W. (2013). Age related changes in demand withdraw communication behaviors. *Journal of Marriage and Family*, 75(4), pp.822-836.
- Huang, X., Zhu, X., Zheng, J., & Zhang, L. (2012). Relationship among androgyny, self-esteem, and trait coping style of Chinese university students. *Social Behavior and Personality* 40(6), pp.1005-1014.
- Kenny, D. A., & Judd, C. M. (1986). Consequences of violating the independence assumption in analysis of variance. *Psychological bulletin*, 99(3), 422.
- Kenny, D. A., Kashy, D. A., & Cook, W. L. (2006). *Dyadic data analysis*. Guilford press.
- Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford publications.
- 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), pp.595-612.
- Noller, P., Feeney, J. A., Bonnell, D. & Callan, V. J. (1994). A longitudinal study of conflict in early marriage. *Journal of Social and Personal Relationships*, 11(2), pp.233-252.
- Mouton, J. S., & Blake, R. R. (1964). *The managerial grid*. Houston: Gulf Publishing.
- O'Neil, J. M., Helms, B. J., Gable, R. K., David, L., & Wrightsman, L. S. (1986). Gender-Role Conflict Scale: College men's fear of femininity. *Sex roles*, 14(5-6), pp.335-350.
- Osmond, M. W., & Martin, P. Y. (1975). Sex and sexism: A comparison of male and female sex-role attitudes. *Journal of Marriage and the Family*, 37(4), pp.744-758.
- Park, J., & Liao, T. F. (2000). The effect of multiple roles of South Korean married women professors: Role changes and the factors which influence potential role gratification and strain. *Sex roles*, 43(7-8), pp.571-591.

- Rosenberg, M. (1965). *Rosenberg self-esteem scale (SES)*. Society and the adolescent self-image.
- Rusbult, C. E., & Arriaga, X. B. (1997). *Interdependence theory*. In S. Duck (Ed.). *Handbook of personal relationships: Theory, research and interventions*. John Wiley & Sons Inc.
- Satir, V. (1972). *People making*. Palo Alto, California: Science of Behavior Books, Inc.
- Schumm, W. R., McCollum, E. E., Bugaighis, M. A., Jurich, A. P., & Bollman, S. R. (1986). Characteristics of the Kansas Family Life Satisfaction Scale in a regional sample. *Psychological Reports*, 58(3), pp.975-980.
- Taşdelen-Karçkay, A. (2016). Family Life Satisfaction Scale-Turkish version: Psychometric evaluation. *Social Behavior and Personality: an international journal*, 44(4), pp.631-639.
- Women and Gender Equality Canada (2019). Calling Men and Boys In. What We Heard: Report from the Roundtables on Engaging Men and Boys to Advance Gender Equality. https://cfc-swc.gc.ca/abu-ans/wwad-cqnf/men-boys-hommes-garcons/Men_Boys.pdf에서 2020. 7. 11. 인출.
- World Economic Forum (2020). *Gender Gap Index Report 2020*. http://www3.weforum.org/docs/WEF_GGGR_2020.pdf에서 2020. 7. 11. 인출.
- Worrell, J., & Remer, P. (2003). *Feminist perspectives in therapy: Empowering diverse women*. Hoboken.
- Zabriskie, R. B., & Ward, P. J. (2013). Satisfaction with family life scale. *Marriage & Family Review*, 49(5), pp.446-463.
- Zucker, K. J. (2001). Biological influences on psychosexual differentiation. In Unger, R. K. (Eds.) *Handbook of the psychology of women and gender*. (pp.101-115). NY: Wiley.

부표 1. 각 효과에 대한 회귀계수

직접경로에 대한 행위자 효과와 상대자 효과	계수	표준오차	t	p
남편 성역할 인식 → 남편 자아존중감	0.053	0.018	3.007	0.003
아내 성역할 인식 → 남편 자아존중감	0.055	0.019	2.981	0.003
남편 성역할 인식 → 아내 자아존중감	-0.008	0.017	-0.483	0.630
아내 성역할 인식 → 아내 자아존중감	0.115	0.018	6.461	0.000
남편 성역할 인식 → 남편 가정생활 만족도	-0.012	0.038	-0.321	0.748
아내 성역할 인식 → 남편 가정생활 만족도	0.113	0.040	2.803	0.005
남편 성역할 인식 → 아내 가정생활 만족도	-0.059	0.039	-1.531	0.126
아내 성역할 인식 → 아내 가정생활 만족도	0.127	0.041	3.112	0.002
남편 자아존중감 → 남편 가정생활 만족도	0.836	0.047	17.701	0.000
아내 자아존중감 → 남편 가정생활 만족도	0.430	0.049	8.708	0.000
남편 자아존중감 → 아내 가정생활 만족도	0.537	0.048	11.188	0.000
아내 자아존중감 → 아내 가정생활 만족도	0.755	0.050	15.026	0.000
통제변인이 각 변인에 미치는 효과	계수	표준오차	t	p
자녀의 수 → 남편 자아존중감	.0008	0.013	.062	0.951
연 평균 가구소득 → 남편 자아존중감	.0094	0.010	.968	0.333
부부의 맞벌이 여부 → 남편 자아존중감	-.0121	0.014	-.838	0.402
부부의 학력 차이 → 남편 자아존중감	-.0245	0.009	-2.856	0.004
부부의 연령 차이 → 남편 자아존중감	-.0026	0.002	-1.508	0.132
자녀의 수 → 아내 자아존중감	-.0015	0.013	-.123	0.902
연 평균 가구소득 → 아내 자아존중감	.0033	0.009	.356	0.722
부부의 맞벌이 여부 → 아내 자아존중감	.0013	0.014	.092	0.927
부부의 학력 차이 → 아내 자아존중감	-.0390	0.008	-4.747	0.000
부부의 연령 차이 → 아내 자아존중감	-.0002	0.002	-.093	0.926
자녀의 수 → 남편 가정생활 만족도	.0662	0.028	2.358	0.018
연 평균 가구소득 → 남편 가정생활 만족도	.0065	0.021	.311	0.756
부부의 맞벌이 여부 → 남편 가정생활 만족도	.0424	0.031	1.374	0.170
부부의 학력 차이 → 남편 가정생활 만족도	-.0323	0.019	-1.751	0.080
부부의 연령 차이 → 남편 가정생활 만족도	-.0040	0.004	-1.070	0.285
자녀의 수 → 아내 가정생활 만족도	.0429	0.029	1.503	0.133
연 평균 가구소득 → 아내 가정생활 만족도	-.0150	0.021	-.706	0.481
부부의 맞벌이 여부 → 아내 가정생활 만족도	.0508	0.031	1.618	0.106
부부의 학력 차이 → 아내 가정생활 만족도	-.0202	0.019	-1.076	0.282
부부의 연령 차이 → 아내 가정생활 만족도	.0014	0.004	.376	0.707

성역할 인식이 가정생활 만족도에 미치는 총 효과	총 효과	표준오차	t	p
남편 성역할 인식 → 남편 가정생활 만족도	0.029	0.043	0.669	0.503
아내 성역할 인식 → 남편 가정생활 만족도	0.115	0.045	4.784	0.000
남편 성역할 인식 → 아내 가정생활 만족도	-0.037	0.043	-0.847	0.397
아내 성역할 인식 → 아내 가정생활 만족도	0.127	0.046	5.447	0.000
매개경로의 간접효과 검증 결과	간접효과	BootSE	BootLLCI	BootULCI
남편 성역할 → 남편 자아존중감 → 남편 가정생활 만족도	0.044	0.015	0.015	0.074
남편 성역할 → 아내 자아존중감 → 남편 가정생활 만족도	-0.004	0.008	-0.019	0.011
남편 성역할 → 남편 자아존중감 → 아내 가정생활 만족도	0.029	0.010	0.009	0.049
남편 성역할 → 아내 자아존중감 → 아내 가정생활 만족도	-0.006	0.013	-0.034	0.020
아내 성역할 → 남편 자아존중감 → 남편 가정생활 만족도	0.046	0.016	0.017	0.077
아내 성역할 → 아내 자아존중감 → 남편 가정생활 만족도	0.049	0.010	0.031	0.071
아내 성역할 → 남편 자아존중감 → 아내 가정생활 만족도	0.030	0.010	0.010	0.051
아내 성역할 → 아내 자아존중감 → 아내 가정생활 만족도	0.087	0.016	0.057	0.121

The Mediation Effects of Self-Esteem in the Relationship between Gender Role Perception and Family-Life Satisfaction of the Married:

Applying APIMeM

Kim, Hyojin

(Korea University)

Shin, Hyunwoo

(Korea University)

Hong, Sehee

(Korea University)

The purpose of this study is to verify the mediated effects of self-esteem on the relationship between the gender role perception and the family life satisfaction of both husband and wife, considering the actor effect and partner effect of each variable from dyadic data. For this purpose, we applied the APIMeM model for analysis using the Korea Welfare Panel's 13th wave dataset of 3,294 couples. According to the results, the husband's self-esteem tended to increase as his perception of gender roles became more flexible, but his gender awareness had no significant effect on wife's self-esteem. When it comes to wife, the effects of both actors and partners on the relationship between gender awareness and self-esteem was significant. The more flexible the wife's perception of gender role, the higher the family life satisfaction level of both the husband's and wife's. However, it was found that there were no significant mediated effect of wife's self-esteem between the husband's perception of gender roles and family life satisfaction for both because the husband's perception of gender roles did not have a statistically significant effect on wife's self-esteem.

Keywords: Gender Role Perception, Family Life Satisfaction, Self-Esteem, Mediation Effect, Actor-Partner Interdependence Model