

중년 남성의 성역할 스트레스와 주관적 안녕감의 관계에서 생성감으로 조절된 정서표현양가성의 매개효과*

The Mediating Effects of Ambivalence over Emotional Expressiveness Moderated by Generativity in the Relationship Between Gender Role Stress and Subjective Well-Being Among Middle-Aged Men

1차원고접수: 2024.07.09. 수정원고접수: 2024.09.10. 최종게재결정: 2024.09.21.

김학환¹ · 장유진²

¹한양대학교 일반대학원 다문화교육
학과, 박사과정

²한양대학교 상담심리대학원, 교수

Kim, Hakhwan¹

Jang, Yoojin²

¹Dept. of Multicultural Education,
Graduate School, Hanyang
University

²Graduate School of Counseling
Psychology, Hanyang University

국문초록 본 연구는 중년 남성을 대상으로 성역할 스트레스와 주관적 안녕감의 관계에서 정서표현양가성의 매개효과를 확인하고, 그 매개효과가 생성감에 의해 조절되는지 확인하고자 하였다. 이를 위해 만 40~59세의 기혼 중년 남성 480명을 대상으로 온라인 자기보고식 설문을 시행하였다. 수집된 자료는 SPSS PROCESS macro 4.2를 사용하여 분석하였다. 그 결과 첫째, 정서표현양가성이 성역할 스트레스와 주관적 안녕감의 관계를 매개하는 것으로 나타났다. 둘째, 정서표현양가성이 주관적 안녕감에 미치는 영향은 생성감 수준에 따라 달라진다는 것을 확인하였다. 셋째, 성역할 스트레스와 주관적 안녕감의 관계에서 정서표현양가성의 매개효과는 생성감 수준에 따라 달라지는 것으로 나타났다. 이는 중년 남성의 생성감 수준이 높을수록 정서표현양가성의 부적 매개효과가 더 많이 감소하여, 성역할 스트레스로 인한 주관적 안녕감의 하락을 완화시킴을 시사한다. 본 연구의 의의는 중년 남성의 보호요인으로서 생성감을 증진시키기 위한 활동 및 프로그램 개발에 대한 근거를 제시했다는 데 있다.

주요어 중년 남성, 성역할 스트레스, 주관적 안녕감, 정서표현양가성, 생성감

Abstract This study aims to examine the mediating effect of ambivalence over emotional expressiveness on the relationship between gender role stress and subjective well-being among middle-aged men, and to explore whether this mediating effect is moderated by generativity. An online self-report survey was conducted with 480 married middle-aged men aged 40-59 years. Data collected were analyzed using SPSS PROCESS macro 4.2. The results revealed several key findings: First, ambivalence over emotional expressiveness mediated the relationship between gender role stress and subjective well-being. Second, the impact of ambivalence over emotional expressiveness on subjective well-being varied depending on generativity levels. Third, the mediating effect of ambivalence over emotional expressiveness was contingent upon generativity levels. Specifically, higher levels of generativity among middle-aged men attenuated the maladaptive mediating effect of ambivalence over emotional expressiveness, suggesting a mitigation of the decline in subjective well-being due to gender role stress. The significance of this study lies in providing evidence for developing activities and programs aimed at enhancing generativity as a protective factor for middle-aged men.

Keywords middle-aged men, gender role stress, subjective well-being, ambivalence over emotional expressiveness, generativity

* 본 논문은 김학환(2023)의 석사학위논문의 일부를 수정, 보완한 것임.

본 논문은 한양대학교 교내연구지원사업으로 연구되었음(HY-202200000003523).

Corresponding to 장유진 (Jang, Yoojin)

한양대학교 상담심리대학원, 교수 (Graduate School of Counseling Psychology, Hanyang University)

E-mail, yoojinjang@hanyang.ac.kr

Copyright © 2024 The Korean Association of Human Development. All rights reserved.

I. 서론

1. 연구의 필요성 및 목적

중년의 행복한 삶을 위한 사회적 관심이 절실히 요구된다. 통계청(2022a)에서 발표한 ‘2021 한국의 사회지표’에 의하면 2020년 현재 기대수명은 83.5년으로 1980년 66.1년 대비 17.4년이 증가하였다. 전체인구의 중앙에 위치하는 중위연령이 2021년 44.3세로 1980년 21.8세 대비 두 배 이상 높아졌으며, 2040년에는 54.6세가 될 것으로 전망했다. 이처럼 수명 연장은 인생에서 중년기가 장기화되는 현상을 초래하였으며, 그로 인해 행복한 삶을 위한 중년기의 다양한 문제에 대한 사회의 이해와 개입이 절실했다(김민정, 정지현, 2021).

중년기는 위기감을 경험하는 동시에 인생의 전환을 맞이하는 시기이다. 신체적으로는 생물학적 노화가 본격적으로 시작되는 시기이며, 내면적으로는 본질적 자아에 대한 성찰에 관심을 가지며 인생의 유한성에 직면하는 시기이다(이미향, 2020). 가정에서는 자녀들의 학업 뒷바라지에 많은 에너지를 쏟으며 그들을 독립시키기 위해 준비하면서 아울러 부모 세대를 부양해야 하는 경제적·심리적 부담을 지는 샌드위치 시기이다(고숙자, 2021). 사회적으로는 지위가 최전성기에 이르러 소득과 책임이 절정에 달하고 사회에 공헌하고 생산성을 획득해 나가는 시기임과 동시에 은퇴를 준비하는 시기이다(노영현, 2021). 이와 같이 중년기는 사회적으로 최전성기이면서 동시에 은퇴를 준비해야 하고, 가정에서는 자녀와 부모에 대한 책임이 높아지고, 신체적으로는 노화가 본격화되는 시기로 심리적 위기에 봉착할 가능성이 높다. 따라서, 이 시기에 적절하게 대처하지 못할 경우 정서적 어려움, 대인관계의 단절, 자살과 같은 심각한 정신적인 문제에 봉착하게 된다(Williams, 1999).

한국의 중년 세대는 위기 가운데 놓여 있다. 통계청(2022a)에서 발표한 ‘사회적 고립감 조사와 사회적 관계망 조사’에 따르면 50대는 30대 대비 외로움을 6.0% 포인트 높게 경험하고 있으나, 도움을 구할 수 있는 사람의 존재 여부를 묻는 질문에서는 오히려 5.2% 포인

트 낮게 조사되었다. 이러한 자료를 통해 중년 세대는 젊은 세대보다 외로움을 더 많이 경험하고 있으나, 도움을 구할 수 있는 사람은 더 적다는 점을 알 수 있다. 또한 40대와 50대의 사망원인 중 자살이 2위를 차지했다는 통계청(2022b)의 조사는 중년 성인이 정신건강 측면에서 고위험군이 될 수 있음을 보여준다.

이와 같은 중년기의 발달적 위기와 그에 따른 심리적 어려움을 공히 남녀 모두가 겪고 있음에도 불구하고, 연구자들의 관심 대상은 중년 여성에게 치우쳐 있는 것이 사실이다. 최희주와 김영근(2017)이 발표한 2002년도에서 2016년도까지 심리 분야의 학술지 연구를 중심으로 국내 중년 연구의 동향을 살펴보면, 중년 남성을 대상으로 한 연구는 중년 여성을 대상으로 한 연구의 19.9%밖에 되지 않았으며, 2024년 6월 말 현재 국내 대표적인 학술논문 검색사이트인 학술연구정보서비스(RISS)에서 주제어 중년 여성으로 검색한 결과 2,325건이 검출되었으나, 중년 남성으로 검색한 경우 464건밖에 검출되지 않았다. 이는 중년 여성을 대상으로 한 연구의 19.9%에 지나지 않는 적은 수치이다.

중년 남성에 대한 연구는 그들 자신의 행복뿐만 아니라 가족 전체의 행복을 이해하는 데 있어서도 중요하다. 중년 남성은 직장和社会의 다양한 영역에서 중요한 역할을 수행할 뿐만 아니라, 배우자, 부모, 자녀 세대 등 여러 관계에서 다양한 책임을 지고 있다(Lachman, Salom, & Stefan, 2015). 이러한 책임감과 역할 수행이 중년 남성의 주관적 안녕감과 심리적 상태에 깊이 영향을 미칠 수 있으며, 이는 가족 구성원들의 행복에도 중요한 영향을 미칠 수 있다(이은주, 2013; 이현주, 오윤자, 2011). 중년 남성의 행복이 가족의 전반적인 행복에 미치는 파급 효과는 매우 크기 때문에(김길문, 정남운, 윤재호, 2020), 중년 남성들의 행복감에 영향을 미치는 심리적 기제를 탐구하는 연구가 보다 활발하게 수행될 필요가 있다.

행복은 안녕감, 주관적 안녕감, 심리적 안녕감, 정신적 안녕감, 좋은 삶, 삶의 질 등 기존 연구에서 다양하게 정의되었다(구교준, 임재영, 최슬기, 2015). 이는 행복이 단일차원의 개념으로 정의되기 어려운 복잡한 구

성개념이라는 방증이기도 한 것이다(김길문 등, 2020). 본 연구에서는 중년 남성의 주관적 안녕감에 초점을 두고 살펴보았다.

주관적 안녕감은 고대 그리스 철학인 쾌락주의에서 비롯된 것으로 인간의 주관적인 만족이나 육체적 쾌락 뿐만이 아니라 정신적 쾌락까지도 포함하는 개념으로 정의할 수 있다(구교준 등, 2015). Haybron(2007)은 주관적 안녕감의 하위개념은 전적으로 개인 자신에 의해 평가된 인지적 측면의 삶에 대한 만족감과 정서적인 측면의 평가인 긍정적 감정과 부정적 감정으로 구분된다고 보았다. 국내 학자 중 서은국과 구재선(2011) 또한 개인이 자신의 삶을 평가하고 만족하는 정도에 대해 경험하는 긍정적이고 주관적인 내적 지각으로 인지적 요소인 삶에 대한 만족, 정서적 요소인 긍정정서와 부정정서를 모두 포함하는 개념으로 보았다. 주관적 안녕감의 하위 요소인 인지적 요소와 정서적 요소는 밀접한 연관성은 있지만 서로 독립적인 부분이며, 인지적 요인은 장기적인 삶에 대한 의식적 평가로 삶의 가치관이나 목표에 영향을 받지만, 정서적 요인은 단기적인 상황에 직접적으로 반응하며, 생리적, 무의식적 동기에 영향을 받는다(권석만, 2008). 즉 주관적 안녕감에서 중요한 것은 객관적인 지표보다 경험을 해석하는 개인의 심리 내적 요인이라고 할 수 있다(주은선, 김경하, 2016). 주관적 안녕감에 영향을 미치는 요인들에 대한 선행연구를 살펴보면, 생성감은 주관적 안녕감과 정적 상관을 보이는 것으로 보고되었으며(지은주, 2018), 정서표현양가성은 부적 상관을 나타냈다(이수진, 2018; 이지혜, 서수균, 2019). 또한, 중년 남성의 성역할 스트레스가 중년의 위기감을 증가시키는 것으로 보고되었으며(김민정, 정지현, 2021; 최태산, 박혜경, 2011), 성역할 갈등이 심리적 안녕감을 저하시키는 것으로 나타났다(최빛나, 김정민, 2019). 따라서, 본 연구에서는 중년 남성의 성역할 스트레스가 주관적 안녕감을 저하시킬 것으로 추론하였다.

성역할 스트레스는 자신의 성에 맞는 역할을 수행할 때 경험하는 스트레스를 의미한다(김민정, 정지현, 2021). 환경변화에도 불구하고 과도한 성역할 내면화는 남성

들이 성역할 변화를 수용하는데 유연하지 못하게 만드는 요인이 된다(변은경, 박성희, 윤숙자, 2013). 따라서, 성역할 스트레스는 환경변화에 대해서 유연하지 못하고, 경직되게 대처하는 것에서 비롯되는 것으로 추론된다. 여세가족부(2022)에서 발표한 ‘성별분업 및 성역할 고정관념에 대한 태도 조사’에 의하면, 조사 항목에서 여자보다 남자가, 연령대가 높아질수록 비중이 높게 조사되었는데, 이는 40 ~ 50대인 중년 남성들의 성역할 인식이 상대적으로 경직되었다는 것을 시사한다. 한국 중년 남성의 성역할은 유교적 전통을 기반으로 하여 성(gender)을 행동 기준으로 삼은 것에서 많은 부분 기인한다(김재엽, 김희진, 최장원, 2010). 따라서 전통적인 성역할을 내면화하여 가족과 사회에서 적응해 왔던 중년 남성들은 시대의 흐름에 따른 성역할의 변화에 대해 내면화의 정도에 따라 혼란스러움을 느끼면서 스트레스를 경험하고 있다고 추론할 수 있다(최태산, 박혜경, 2011). 선행연구에 따르면 성역할 스트레스가 높을수록 중년 남성들의 정서표현양가성이 커지고(김민정, 정지현, 2021), 성역할 갈등을 경험하는 남성들은 감정과 반응을 타인과 나누는 것을 두려워하며(Komiya, Good, & Sherrod, 2000), 중년 남성의 성역할 주도성이 높을수록 감정표현을 억제한다고 보고 되었다(박수애, 조은경, 2002). 또한, 감정표현 억제를 많이 할수록 중년의 정서적 위기감을 많이 경험하며(김태희, 김갑숙, 2014), 정서표현양가성이 높을수록 주관적 안녕감은 낮은 반면, 우울은 높다고 보고되었다(이수진, 2018).

King과 Emmons(1990)는 정서표현양가성을 자신의 정서를 표현하고 싶은 욕구가 있음에도 불구하고 이를 억제하며 갈등하는 것이라고 정의하였다. 최해연과 민경환(2007)은 자신이 느끼는 감정을 표현하고자 하는 목표와 표현했을 때 타인의 반응 결과를 두려워하여 표현을 억제하려는 목표 간 갈등하는 상태라고 하였다. 즉 정서표현의 억제 그 자체보다는 정서를 표현하고 싶은 욕구가 있지만, 의식적으로 억누르는 적극적인 억제를 의미한다(김민정, 정지현, 2021). 한국의 문화적 맥락에서 우리나라 중년 남성은 입이 무거워야 하고, 자신의 욕구에 대한 억제를 타인에 대한 배려와 미덕으로

생각하여 강한 정서의 표현을 억제하려는 특성을 가지고 있다(최상진, 1997). 따라서, 성역할 스트레스에서 비롯된 부정적인 정서를 적극적으로 표현하여 처리하기 보다는 억제하고자 하는 기제가 작동하곤 한다. 선행연구에 따르면 정서표현양가성이 높을수록 자기효능감이 낮고(이한우, 이미희, 2013), 삶의 만족도와 자존감이 낮아지는 것으로 보고되었다(김미숙, 안귀여루, 2021). 성역할 스트레스가 높을수록 중년 남성들의 정서표현양가성이 커지고(김민정, 정지현, 2021), 성역할 갈등을 경험하는 남성들은 감정과 반응을 타인과 나누는 것을 두려워하며(Komiya et al., 2000), 중년 남성의 성역할 주도성이 높을수록 감정표현을 억제하는 것(박수애, 조은경, 2002)으로 확인되었다. 또한 감정표현을 억제할수록 중년의 정서적 위기감은 높아지며(김태희, 김갑숙, 2014), 정서표현양가성이 높을수록 주관적 안녕감은 낮아지는 것으로 보고되었다(이수진, 2018). 따라서 본 연구에서는 중년 남성의 성역할 스트레스와 주관적 안녕감의 관계를 정서표현양가성이 매개할 것으로 추론하였다.

Erikson(1963)은 ‘생성감(generativity)’은 가족, 사회, 제도 등을 돌보며 문화적 전통을 유지하고 승계하여 스스로 살아남고, 다음 세대에 유산이 될 만한 제품, 업적, 생각 등을 만들어 내는 중년기 성인의 능력이며 발달과제라고 하였다. 생성감의 발달이 실패하면 삶의 무의미감, 공허함, 절망감, 무기력감과 같은 정서적 혼란을 경험하게 되는데 이를 침체감(stagnation)이라고 하였다. 생성감에 대한 욕구가 중년기에 나타나는 이유에 대해서 Erikson(1963)은 죽음에 대한 인식으로부터 자신을 보호하고자 하는 자기방어적인 반응의 일종이라고 보았다. 즉 죽음을 인식한 중년은 다음 세대를 통해 자신의 불멸을 이루고자 하는 욕구인 생성감으로 자신의 후손과 사회를 돌보고자 하는 내적 욕구가 발생하고(양미아, 2020), 이로 인해 다음 세대가 계속 생존해 나갈 수 있도록 자신의 사회적 자원을 발달시키고 유지시킨다는 것이다(Erikson, 1963). 선행연구(Aubin & McAdams, 1995)에 따르면, 생성감은 중년기 성인에게 삶의 만족, 행복, 자존감, 삶의 응집력과는 정적으로,

우울과는 부적 상관이 있다. 이와 유사하게 중년 남성을 대상으로 한 이혜련의 연구(2014)에서도 생성감은 삶의 만족도와 정적 상관을, 노화불안과는 부적 상관을 보였다. 이렇듯 중년기 성인에게 있어 생성감은 적응 지표와는 정적 상관을 보이는 반면, 부적응 지표와는 부적 상관을 보인다는 점을 알 수 있다. Homan, Greenberg와 Mailick(2020)은 발달장애 혹은 정신건강의 문제를 가지고 있는 자녀를 둔 중년 부모들의 생성감 수준이 양육 스트레스로 인해 안녕감(well-being)이 저하되는 경향을 완화시키는 조절변인으로 작용한다는 점을 보고하였다. 이와 같이 중년기 성인들의 생성감이 그들의 안녕감에 긍정적인 영향을 미친다는 점과 그들이 경험하는 스트레스 요인이 안녕감에 미치는 부정적인 영향을 감소시킨다는 점을 보고한 선행연구를 바탕으로 본 연구에서는 중년 남성들의 성역할 스트레스가 정서표현양가성을 매개로 주관적 안녕감에 미치는 부정적 영향을 생성감이 완화해 줄 것으로 추론하였다.

이상의 논의와 선행연구를 바탕으로 본 연구에서는 중년 남성을 대상으로 성역할 스트레스가 어떠한 경로를 통해 주관적 안녕감에 영향을 미치는지 확인하고자 한다. 또한 이를 완화시킬 수 있는 보호 요인을 살펴보기 위해서 성역할 스트레스가 정서표현양가성을 통해 주관적 안녕감에 미치는 영향이 생성감 수준에 따라 달라지는지 보고자 한다. 즉 중년 남성들이 성역할 스트레스를 많이 받을수록 정서표현양가성은 높아지고, 그로 인해 주관적 안녕감이 저하될 것인데, 이러한 매개과정을 중년기 발달과제인 생성감이 높아지면 성역할 스트레스가 높아짐에 따라 상승한 정서표현양가성의 영향이 낮아져 결국 성역할 스트레스가 정서표현양가성을 거쳐 주관적 안녕감에 미치는 부정적 영향을 완화시키게 되는지 확인하는 데 본 연구의 목적이 있다. 연구문제와 연구모형(그림 1 참조)은 다음과 같다.

2. 연구문제

연구문제 1. 중년 남성의 성역할 스트레스와 주관적 안녕감의 관계에서 정서표현양가성이 매개하는가?

연구문제 2. 중년 남성의 정서표현양가성이 주관적 안녕감에 미치는 영향이 생성감 수준에 따라 달라지는가?

연구문제 3. 중년 남성의 성역할 스트레스가 정서표현양가성을 통해 주관적 안녕감에 미치는 매개효과가 생성감 수준에 따라 달라지는가?

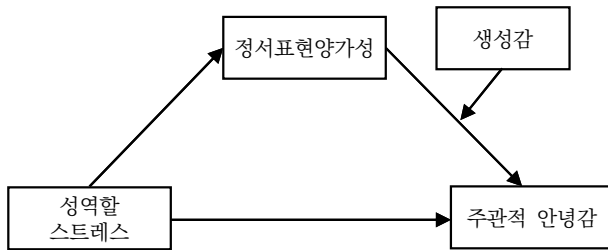


그림 1. 연구모형

II. 연구방법

1. 연구대상

국내 연구 중에서 중년기를 정의할 때, 노연희(2017), 권미형과 오지현(2020), 남광석과 박희현(2020), 김희정(2021) 등이 만 40세 ~ 만 59세로 보았으며, 본 연구도 그 기준을 따랐다. 가족 구성원들과 동거 중이거나 이전에 동거 경험이 있는 만 40세 ~ 만 59세의 중년 남성 480명을 연구대상으로 하였다.

총 480명 중 만 50세 ~ 만 54세 153명(31.9%), 만 55세 ~ 만 59세 113명(23.5%), 만 40세 ~ 만 44세 109명(22.7%), 만 45세 ~ 만 49세 105명(21.9%)이 연구에 참여하였다. 직업별로는 사무직 287명(59.8%), 전문·기술직 78명(16.3%), 자영업 43명(9.0%), 무직 및 기타 29명(6.0%), 영업직 21명(4.4%), 공무원/교사 19명(4.0%), 농업/수산업 3명(0.6%) 순으로 많았다. 학력은 대학교 졸업(4년제 이상) 305명(63.5%), 대학원 졸업 이상 77명(16.0%), 대학 졸업(2 ~ 3년제) 53명(11.0%), 고등학교 졸업 43명(9.0%), 중학교 졸업 이하 2명(0.4%) 순으로 많았다. 결혼상태는 기혼(동거) 457명(95.2%), 이혼 19명(4.0%), 사별 3명(0.6%), 별거 1명(0.2%) 순으로

많았다. 자녀수는 2명 256명(53.3%), 1명 146명(30.4%), 없음 51명(10.6%), 3명 23명(4.8%), 4명 이상 4명(0.8%) 순으로 많았다.

2. 측정도구

1) 성역할 스트레스

본 연구에서는 중년 남성의 성역할 스트레스를 측정하기 위해 윤진, 최정훈과 김영미(1989)가 개발하고 타당화한 남성 성역할 스트레스 척도(Masculine Gender Role Stress Scale)를 사용하였다. 본 척도는 기혼남성이 일상생활에서 느끼는 보편적인 성역할 관련 스트레스 상황이나 사례를 총 40개 문항(예: 여성 상관 아래에서 근무하는 경우), 7점 Likert식 척도(‘전혀 느끼지 않는다.’ 0점 ~ ‘대단히 많이 느낀다.’ 6점)로 평정하였으며, 점수가 높을수록 성역할 스트레스가 높다는 것을 의미한다. 윤진 등의 연구(1989)에서 성역할 스트레스 척도의 신뢰도(Cronbach’s α)는 .93이었으며, 본 연구의 신뢰도는 .96으로 나타났다.

2) 주관적 안녕감

본 연구에서는 Diener의 연구(1984)를 참고하여 삶의 만족도 척도와 정서 척도를 이용하여 주관적 안녕감을 측정하였다. 선행연구(이수진, 2018; 이화진, 정영숙, 2018; Antaramian, Huebner, Hills, & Valois, 2010; Kelly, Hills, Huebner, & McQuillin, 2012)의 방법대로 삶의 만족도, 긍정정서, 부정정서의 문항수와 분포 차이를 없애기 위해서 측정치를 각각 표준점수(Z-score)로 환산한 다음 [삶의 만족도+(긍정정서-부정정서)]로 계산하여 평정하였다.

(1) 삶의 만족도 척도

삶의 만족도는 Diener, Emmons, Larsen과 Griffin(1985)가 개발하고 이은경과 이기학(2005)이 변안한 삶의 만족도 척도(Satisfaction With Life Scale)를 사용하였다. 본 척도는 총 5개 문항(예: ‘나는 대체로 내 이상에 가까운 생활을 하고 있다.’), 7점 Likert식 척도(‘전혀 그

렇지 않다.’ 1점 ~ ‘매우 그렇다.’ 7점)로 평정하였으며, 점수가 높을수록 자신의 삶에 대해 만족하고 있다는 것을 의미한다. Diener 등의 연구(1985)에서 삶의 만족도 척도의 신뢰도(Cronbach's α)는 .87이었으며, 본 연구의 신뢰도는 .90으로 나타났다.

(2) 정서 척도

Watson, Clark과 Tellegen(1988)이 개발하고, 박홍석과 이정미(2016)가 번안하고 타당화한 긍정정서 및 부정정서 척도(Positive Affect Negative Affect Scale)를 사용하였다. 본 척도는 긍정정서 10개 문항(예: ‘활기찼다.’)과 부정정서 10개 문항(예: ‘화가났다.’) 총 20문항, 5점 Likert식 척도(‘전혀 그렇지 않다.’ 1점 ~ ‘매우 많이 그랬다.’ 5점)로 평정하였다. 긍정정서 점수에서 부정정서 점수를 차감한 점수가 높을수록 최근 1주일 동안 긍정적인 정서를 많이 경험하고 있다는 것을 의미한다. 박홍석과 이정미의 연구(2016)에서 정서척도의 신뢰도(Cronbach's α)는 .81이었으며, 본 연구의 정서척도 신뢰도는 .90으로 나타났으며, 하위요인별로는 긍정정서 신뢰도 .90, 부정정서 신뢰도 .93으로 나타났다.

3) 정서표현양가성

본 연구에서는 King과 Emmons(1990)가 개발하고 최해연과 민경환(2007)이 번안하고 타당화한 한국판 정서표현양가성척도(Ambivalence over Emotional Expressiveness Questionnaire)를 사용하였다. 본 척도는 총 21개 문항(예: ‘종종 내가 실제로 느끼고 있는 것을 표현할 수가 없다.’), 5점 Likert식 척도(‘전혀 그렇지 않다.’ 1점 ~ ‘매우 그렇다.’ 5점)로 평정하였으며, 점수가 높을수록 정서표현양가성을 많이 경험하고 있다는 것을 의미한다. 최해연과 민경환의 연구(2007)에서 정서표현양가성 척도의 신뢰도(Cronbach's α)는 .89이었으며, 본 연구의 신뢰도는 .92로 나타났다.

4) 생성감

본 연구에서는 Sadler(2006)의 구체적이며 실천적인

원칙들을 중심으로 생성감의 구성개념들을 새롭게 설정하여 개발하고 타당화한 이옥희와 이지연(2012)의 생성감 척도(Generativity Scale)를 사용하였다. 본 척도는 총 27개 문항(예: ‘나는 이제 세상에 기여하고 싶다는 생각이 든다.’), 5점 Likert식 척도(‘전혀 그렇지 않다.’ 1점 ~ ‘매우 그렇다.’ 5점)로 평정하였으며, 점수가 높을수록 생성감이 높다는 것을 의미한다. 이옥희와 이지연의 연구(2012)에서 생성감 척도의 신뢰도(Cronbach's α)는 .92이었으며, 본 연구의 신뢰도는 .92로 나타났다.

3. 연구 절차

자료수집을 위해 2023년 2월 8일부터 2023년 2월 21일까지 온라인 리서치 기관에 의뢰하여 404명의 패널 자료를 수집하였으며, 설문 참여자들에게는 패널 홈페이지에서 현금으로 교환할 수 있는 적립금이 지급되었다. 또한, 같은 기간 구글의 설문조사 플랫폼인 구글 폼(Google Forms)을 통해 85명이 설문조사에 응하였다. 온라인 리서치 기관과 구글 폼의 설문에 응한 총 489명 중에서 불성실하게 응답한 9명을 제외한 480명을 최종 분석 대상으로 하였다. 설문 응답 시간은 20분 ~ 30분 소요되었다. 설문조사에 앞서 연구 참여자들에게 본 연구의 목적과 자료의 사용 용도, 익명성과 비밀보장 원칙을 안내하였으며, 연구 참여에 대한 동의를 받았다.

4. 자료 분석

본 연구는 중년 남성의 성역할 스트레스와 주관적 안녕감의 관계를 정서표현양가성이 매개하는지의 여부와 그 매개효과가 생성감 수준에 따라 달라지는지를 확인하는 데 목적이 있다. 자료 분석은 SPSS 28.0과 SPSS PROCESS macro 4.2 프로그램을 사용하였으며 분석 절차는 아래와 같다.

첫째, 본 연구에서 사용된 설문이 타당하게 요인을 측정하였는지 살펴보기 위해서 신뢰도 계수(Cronbach's α)를 산출하였으며, 연구 참여자의 인구통계학적 특성을 살펴보기 위해서 빈도분석을 하였다. 둘째, 주요 변

인들 간의 관련성과 특성을 살펴보기 위해서 기술통계 분석과 Pearson의 상관분석을 하였다. 셋째, 성역할 스트레스와 주관적 안녕감의 관계에서 정서표현양가성의 매개효과 확인을 위해 Hayes(2013)의 PROCESS macro(Model 4)를 사용하였으며, 매개효과의 유의성을 검증하기 위해서 부트스트래핑(bootstrapping)을 하였다. 넷째, 정서표현양가성과 주관적 안녕감의 관계에서 생성감의 조절효과 확인을 위해 Hayes(2013)의 PROCESS macro(Model 1)를 사용하였으며, 조절효과의 유의성을 검증하기 위해서 부트스트래핑을 하였다. 다섯째, 성역할 스트레스가 정서표현양가성을 통해 주관적 안녕감에 미치는 매개효과가 생성감 수준에 따라 달라지는지 확인하기 위해 Hayes(2013)의 PROCESS macro(Model 14)를 사용하였으며, 조절된 매개효과의 유의성을 검증하기 위해서 먼저 조절된 매개지수(index)를 살펴보고, 부트스트래핑을 하였다.

III. 결과 및 해석

1. 주요 변인의 기술통계 및 상관분석

본 연구에서는 변인들의 경향성과 정규성 충족여부, 변인 간 관련성을 확인하기 위해 기술통계 분석과 Pearson의 상관분석을 하였고, 그 결과를 표 1에 제시하였다. 기술통계 분석결과 각 변인들의 왜도가 -.69 ~ .02, 첨도가 .23 ~ 1.16 사이에 분포하였다. Kline(2015)이 제시한 바에 따라 본 연구에서는 왜도의 절댓값이 3미만,

첨도의 절댓값이 8미만으로 나타나 정규성 가정을 위반하지 않은 것으로 나타났다.

주요 변인들의 상관관계를 살펴보면 성역할 스트레스는 주관적 안녕감과 유의한 부적 상관($r = -.21, p < .001$)을 보였고, 정서표현양가성과는 유의한 정적 상관($r = .54, p < .001$)을 나타냈다. 주관적 안녕감은 정서표현양가성과 유의한 부적 상관($r = -.27, p < .001$)을 보였고, 생성감과는 유의한 정적 상관($r = .57, p < .001$)을 보였다. 생성감은 성역할 스트레스나 정서표현양가성과 유의한 관계를 나타내지 않았다.

2. 성역할 스트레스와 주관적 안녕감의 관계에서 정서표현양가성의 매개효과 분석

성역할 스트레스와 주관적 안녕감의 관계에서 정서표현양가성의 매개효과 확인을 위해 Hayes(2013)의 PROCESS macro(Model 4)를 사용하였다. 또한 간접효과의 유의성을 검증하기 위하여 부트스트래핑을 실시하였다. 분석 과정에서 재추출된 표본수는 5,000개였으며, 95% 신뢰구간에서 구한 간접효과 계수의 하한값과 상한값을 검토하여 0을 포함하지 않을 때 유의하다고 판단할 수 있다(Preacher & Hayes, 2004). 성역할 스트레스와 주관적 안녕감의 관계에서 정서표현양가성의 매개효과를 검증한 결과는 표 2에 제시하였다.

독립변인인 성역할 스트레스는 매개변인인 정서표현양가성에 유의한 정적 영향을 미치는 것으로 나타났다($B = .33, p < .001$). 다음으로 독립변인인 성역할 스트레스와 매개변인인 정서표현양가성을 동시에 투입

표 1. 변인들의 기술통계 및 상관관계

(N = 480)

구분	1	2	3	4
1. 성역할 스트레스	1			
2. 주관적 안녕감	-.21***	1		
3. 정서표현양가성	.54***	-.27***	1	
4. 생성감	-.01	.57***	-.02	1
평균	3.35	0.00	3.20	3.36
표준편차	.92	1.86	.57	.49
왜도	-.69	-.44	-.57	.02
첨도	1.16	.61	.99	.23

*** $p < .001$.

하여 종속변인인 주관적 안녕감에 미치는 영향을 살펴본바, 매개변인인 정서표현양가성은 주관적 안녕감에 유의한 부적 영향을 미쳤으나($B = -.72, p < .001$), 독립변인인 성역할 스트레스는 유의하게 나타나지 않았다($B = -.18, p > .05$). 이러한 결과는 성역할 스트레스가 주관적 안녕감에 미치는 영향을 정서표현양가성이 매개함을 의미한다. 즉 성역할 스트레스가 주관적 안녕감에 직접 영향을 미치기보다는 정서표현양가성을 통해 주관적 안녕감에 간접적으로 영향을 미치고 있음을 시사하는 것이다.

정서표현양가성의 매개효과가 통계적으로 유의한 것인지를 확인하기 위해 부트스트래핑을 실시하였고, 그 결과는 표 3에 제시하였다. 매개효과 계수는 -.24였으며 95% 신뢰구간에서 하한값이 -.37, 상한값이 -.12으로 0을 포함하지 않아 매개효과가 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 각 경로의 유의성을 그림으로 도식화하면 그림 2와 같다.

3. 정서표현양가성과 주관적 안녕감의 관계에서 생성감의 조절효과 분석

정서표현양가성과 주관적 안녕감의 관계에서 생성감의 수준에 따라서 주관적 안녕감이 달라지는지 확인하기 위해 Hayes(2013)의 PROCESS macro(Model 1)를 사용하였다. 또한 조절효과의 유의성을 검증하기 위하여 부트스트래핑을 실시하였다. 분석 과정에서 재추출된 표본수는 5,000개였으며, 95% 신뢰구간에서 구한 조절효과 계수의 하한값과 상한값을 검토하여 0을 포함하는지 확인하였다. 정서표현양가성과 주관적 안녕감의 관계에서 생성감의 조절효과를 검증한 결과는 표 4에 제시하였다.

정서표현양가성은 주관적 안녕감에 유의한 부적 영향을 미쳤고($B = -.90, p < .001$), 조절변인인 생성감은 유의한 정적 영향을 미쳤다($B = 2.16, p < .001$). 정서표현양가성과 생성감의 상호작용은 주관적 안녕감에 유의한 정적 영향을 미치는 것으로 나타나 조절효과가 있

표 2. 성역할 스트레스와 주관적 안녕감의 관계에서 정서표현양가성의 매개효과

($N = 480$)

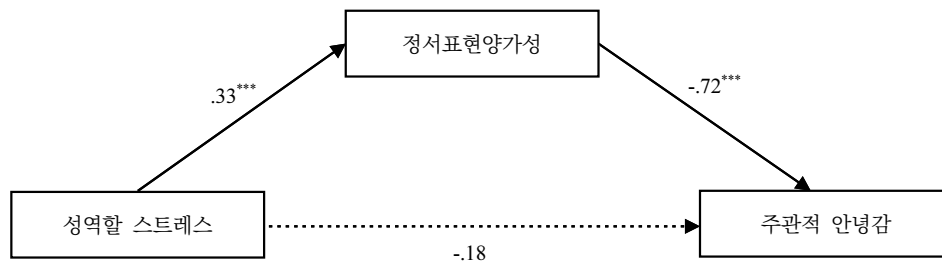
경로	B	$S.E.$	t	95% 신뢰구간	
				LLCI	ULCI
성역할 스트레스 → 정서표현양가성	.33	.02	13.86***	.29	.38
성역할 스트레스 → 주관적 안녕감	-.18	.11	-1.72	-.39	.03
정서표현양가성 → 주관적 안녕감	-.72	.17	-4.25***	-1.05	-.39

*** $p < .001$.

표 3. 정서표현양가성의 매개효과 유의성 검증

($N = 480$, Bootstrap = 5,000)

변인	Effect(B)	Boot $S.E.$	95% 신뢰구간	
			Boot LLCI	Boot ULCI
정서표현양가성	-.24	.06	-.37	-.12



*** $p < .001$.

그림 2. 성역할 스트레스와 주관적 안녕감의 관계에서 정서표현양가성의 매개모형

음을 확인하였다($B = .55, p < .01$). 또한, 상호작용에 따른 설명량의 증가분 또한 유의하게 나타나 생성감의 조절효과가 유의함을 보여주었다($\Delta R^2 = .01, p < .01$). 이러한 결과는 정서표현양가성이 주관적 안녕감에 미치는 부정적 영향이 생성감의 수준이 높을수록 더 많이 완화되는 효과가 있음을 의미한다. 조절효과를 그림으로 도식화하면 그림 3과 같다.

생성감 수준에 따라서 정서표현양가성이 주관적 안녕감에 미치는 영향의 통계적 유의성을 확인하기 위해 부트스트래핑을 실시하였다. 생성감 수준을 -1표준편차(SD), 평균($Mean$), +1표준편차(SD)로 나누어 단순 회귀선의 유의성을 검증하였고(Aiken & West, 1991), 그 결과는 표 5에 제시하였다. 검증결과 생성감은 -1 SD , 평균, +1 SD 수준 모두 95% 신뢰구간에서 하한값과 상한값 범위 내에 0을 포함하지 않아 유의한 것으로 나타났다.

정서표현양가성과 생성감의 상호작용항 효과가 어떤 양상으로 나타나는지 시각화하기 위해서 그래프를 통해 살펴보았고, 그 결과는 그림 4에 제시하였다. 정서표현양가성과 주관적 안녕감의 관계에서 생성감이 높은 집단이 낮은 집단보다 주관적 안녕감이 더 높은 것으로

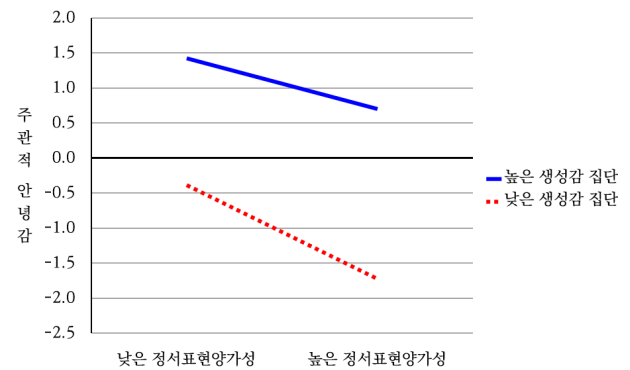


그림 4. 정서표현양가성과 주관적 안녕감의 관계에서 생성감의 조절효과

표 4. 정서표현양가성과 주관적 안녕감의 관계에서 생성감의 조절효과

($N = 480$)

변인	종속변인 : 주관적 안녕감				
	B	$S.E.$	t	95% 신뢰구간	
				LLCI	ULCI
정서표현양가성(A)	-.90	.12	-7.65***	-1.13	-.67
생성감(B)	2.16	.14	16.04***	1.90	2.42
상호작용항(A × B)	.55	.19	2.86**	.17	.92

$F = 107.42^{***}, R^2 = .40, \Delta R^2 = .01^{**}$

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

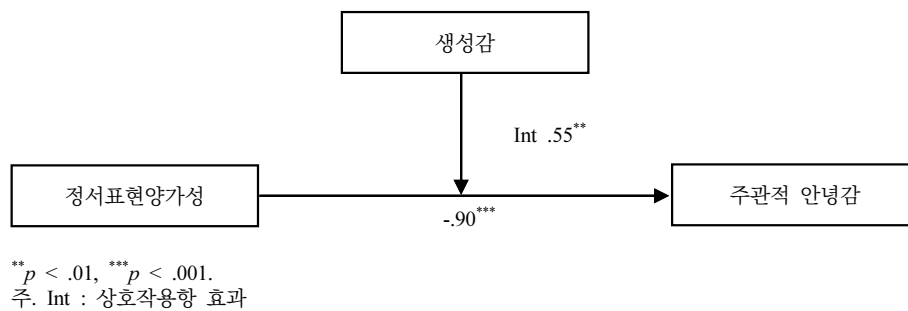


그림 3. 정서표현양가성과 주관적 안녕감의 관계에서 생성감의 조절모형

표 5. 생성감의 조건값에 따른 조절효과 유의성 검증

($N = 480$, Bootstrap = 5,000)

					95% 신뢰구간	
조건값		<i>B</i>	<i>Boot S.E.</i>	<i>t</i>	<i>Boot</i> LLCI	<i>Boot</i> ULCI
생성감	<i>M-1SD</i>	-1.17	.16	-7.10***	-1.49	-.85
	<i>M</i>	-.90	.12	-7.65***	-1.13	-.67
	<i>M+1SD</i>	-.63	.14	-4.67***	-.90	-.37

*** $p < .001$.

나타났다. 또한, 정서표현양가성과 주관적 안녕감 간의 부적 기울기가 생성감이 높은 집단이 낮은 집단보다 완만한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 생성감의 수준이 높을수록 정서표현양가성이 주관적 안녕감에 미치는 부정적 영향은 완화된다는 것을 의미한다.

4. 성역할 스트레스와 주관적 안녕감의 관계에서 생성감으로 조절된 정서표현양가성의 매개효과 분석

앞서 기술한 바와 같이, 성역할 스트레스와 주관적 안녕감의 관계에서 정서표현양가성의 매개효과가 유의하게 확인되었고, 정서표현양가성과 주관적 안녕감의 관계에서 생성감의 조절효과 또한 유의하게 확인되었다. 따라서 매개변인인 정서표현양가성을 통한 간접효과가 조절변인인 생성감의 수준에 따라서 그 정도가 달라질 수 있는지 Hayes(2013)가 제안한 PROCESS macro (Model 14)를 사용하여 확인하였으며, 조절된 매개효과 유의성을 검증하기 위해서 먼저 조절된 매개지수를 살펴보고, 부트스트래핑을 실시하였다. 분석 과정에서 재추출된 표본수는 5,000개였으며, 95% 신뢰구간에서 구한 조절된 매개지수와 계수의 하한값과 상한값을 검토하여 0을 포함하는지 확인하였다. 성역할 스트레스와 주관적 안녕감의 관계에서 정서표현양가성의 매

개효과가 생성감에 따라 조절되는지 확인한 결과는 표 6에 제시하였다.

조절된 매개효과 유의성 검증을 위해서는 간접효과가 생성감 수준에 따라서 달라지는 것만으로는 그 유의성을 검증할 수 없으며, 반드시 조절된 매개지수의 사용이 필요하다는 Hayes(2015)의 주장에 따라 조절된 매개지수를 통하여 조절된 매개효과 유의성을 먼저 검증하였다. 검증한 결과를 살펴보면 조절된 매개지수는 .20으로 나타났으며 95% 신뢰구간에서 하한값이 .04, 상한값이 .36으로 0을 포함하지 않아 생성감으로 조절된 정서표현양가성의 매개효과는 유의한 것으로 나타났다. 이는 생성감 수준이 높을수록 성역할 스트레스가 정서표현양가성을 통해 주관적 안녕감에 미치는 부정적 매개효과가 감소됨을 의미한다.

분석 결과, 첫 번째 단계에서 독립변인인 성역할 스트레스가 매개변인인 정서표현양가성에 유의한 정적 영향을 미치고 있는 것으로 나타났다($B = .33, t = 13.86, p < .001$). 두 번째 단계에서는 주관적 안녕감을 종속변인으로 하여 독립변인인 성역할 스트레스, 매개변인인 정서표현양가성, 조절변인인 생성감 그리고 매개변인인 정서표현양가성과 조절변인인 생성감의 상호작용항을 동시에 투입한 결과 해당 상호작용항 역시 통계적으로 정적으로 유의하였다($B = .60, t = 3.10, p < .05$). 이러한 결과는 성역할 스트레스가 정서표현양가성을 통

표 6. 생성감으로 조절된 정서표현양가성의 매개효과 유의성 검증

($N = 480$, bootstrap = 5,000)

변인	매개변수 모형(종속변인 : 정서표현양가성)				
	B	$S.E.$	t	95% 신뢰구간	
				LLCI	ULCI
성역할 스트레스	.33	.02	13.86***	.29	.38
변인	조절변수 모형(종속변인 : 주관적 안녕감)				
	B	$S.E.$	t	95% 신뢰구간	
				LLCI	ULCI
성역할 스트레스	-.21	.08	-2.49*	-.38	-.04
정서표현양가성(A)	-2.72	.67	-4.04**	-4.05	-1.40
생성감(B)	.26	.63	.41	-.97	1.49
A × B	.60	.19	3.10*	.22	.97
조절된 매개지수	조건부 간접효과 (Index)		95% 신뢰구간		
			Boot SE	Boot LLCI	Boot ULCI
	.20		.08	.04	.36

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

해 주관적 안녕감에 영향을 미침에 있어서 생성감의 수준에 따라서 정서표현양가성의 효과가 달라짐을 의미한다.

생성감의 조건값에 따른 간접효과($.20 = .33 \times .60$)를 검증하기 위하여 생성감의 평균값과 표준편차값을 이용하여 생성감의 점수가 서로 다른 세 가지 수준($M-1SD$, M , $M+1SD$)에서 나타난 통계적 유의성을 살펴보았다. 그 결과 세 가지 조건값 모두 95% 신뢰구간에서 하한값과 상한값이 0을 포함하지 않아 유의하였으며, 그 결과는 표 7에 제시하였다.

분석 결과, 생성감이 평균보다 1표준편차 이상($M+1SD$)인 집단은 정서표현양가성을 통해 주관적 안녕감에 미치는 간접효과가 생성감이 평균(M)인 집단보다 약하게 나타났으며, 생성감이 평균 수준(M)인 집단은 생성감이 평균보다 1표준편차 이하($M-1SD$)인 집단보다 더 약하게 나타났다. 즉 생성감이 커질수록 성역할 스트레스가 정서표현양가성을 거쳐 주관적 안녕감으로 이어지는 간접효과의 크기가 작아지는 것으로 나타났다. 이를 통해, 성역할 스트레스가 정서표현양가성을 통해 주관적 안녕감에 미치는 간접효과가 생성감 수준에 따라 달라진다는 것을 알 수 있다. 각 경로의 유의성을 그림으로 도식화하면 그림 5와 같다.

IV. 논의 및 결론

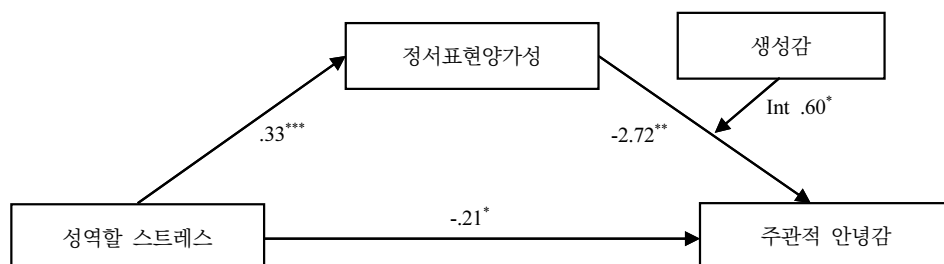
본 연구의 목적은 중년 남성의 성역할 스트레스가 정서표현양가성을 거쳐 주관적 안녕감에 이르는 경로를 생성감이 조절하는지 확인하는 데 있었다. 먼저, 성역할 스트레스와 주관적 안녕감의 관계에서 정서표현양가성의 매개효과를 확인하였고, 정서표현양가성과 주관적 안녕감의 관계를 생성감이 조절하는지를 살펴보았다. 이어서 성역할 스트레스와 주관적 안녕감의 관계에서 정서표현양가성의 매개효과를 생성감이 조절하는지 확인하였다.

주요 결과를 요약하고 논의하면 다음과 같다. 첫째, 주요 변인 간의 상관관계를 분석한 결과, 모든 변인들이 상호 유의한 상관이 있는 것으로 확인되었다. 먼저, 성역할 스트레스와 주관적 안녕감은 부적 상관을 보였다. 이 결과는 전통적인 성역할을 내면화하여 심리적 부적응 상태에 놓인 중년기 남성들은 주관적인 삶의 만족도를 낮게 지각할 가능성이 높다는 선행연구(최빛나, 2018)와 맥락을 같이 한다. 다음으로 성역할 스트레스와 정서표현양가성은 정적 상관을 보였다. 이는 성역할 스트레스를 높게 경험할수록 정서표현양가성이 증가하고(김민정, 정지현, 2021), 중년 남성의 성역할 경직성

표 7. 조건부 매개효과 유의성 검증

($N = 480$, bootstrap = 5,000)

매개변인	생성감 조건값	간접효과		95% 신뢰구간	
		<i>B</i>	<i>Boot SE</i>	<i>Boot LLCI</i>	<i>Boot ULCI</i>
정서표현양가성	$M-1SD$	-.34	.07	-.48	-.21
	M	-.24	.06	-.36	-.14
	$M+1SD$	-.14	.07	-.28	-.02



* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.
주. Int : 상호작용항 효과.

그림 5. 생성감으로 조절된 정서표현양가성의 매개모형

이 높을수록 감정표현을 억제하는 경향성이 강하다고 보고한 선행연구(박수애, 조은경, 2002)를 지지한다. 또한 성역할 갈등을 경험하는 남성들은 타인과 감정을 나누는 것을 두려워하여(Komiya et al., 2000), 그 결과 감정표현을 억제한다는 연구(박봉길, 전석균, 2013)와도 맥락을 같이 한다.

정서표현양가성은 주관적 안녕감과 부정 상관을 보였다. 이는 정서표현양가성이 주관적 안녕감과 부정 상관을 보인다는 선행연구(이수진, 2018; 이지혜, 서수균, 2019)를 지지하는 결과이다. 생성감과 주관적 안녕감은 정적 상관을 보였다. 이는 만 44 ~ 54세 중년 남성 186명을 대상으로 생성감과 삶의 만족 간 정적 상관을 보고한 선행연구(이혜련, 2014)와 만 45 ~ 60세 중년 남성 184명을 대상으로 생성감이 높을수록 주관적으로 평가하는 안녕감이 높아짐을 확인한 선행연구(김길문 등, 2020)의 결과와 같은 맥락에서 이해할 수 있다.

둘째, 중년 남성의 성역할 스트레스와 주관적 안녕감 간의 관계를 정서표현양가성이 완전 매개하는 것으로 나타났다. 다시 말해, 성역할 스트레스가 주관적 안녕감에 직접 영향을 미치기보다는 정서표현양가성을 통해 주관적 안녕감에 간접적으로 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 이는 중년 남성들은 성역할 스트레스가 높을수록 정서표현양가성이 커지기 때문에 중년의 위기감을 더 많이 경험하게 된다는 선행연구(김민정, 정지현, 2021)와 맥을 같이하며, 성역할을 과도하게 내면화한 중년 남성은 감정표현을 억제하고(박봉길, 전석균, 2013), 감정과 반응을 타인과 나누는 것을 두려워하여(Komiya et al., 2000) 심리적 고통을 증가시켜 행복 수준을 낮춘다는 선행연구(김길문 등, 2020)와 부합하는 결과로 이해할 수 있다. 이러한 결과는 중년 남성이 경험하는 성역할 스트레스가 그들의 주관적 안녕감에 부정적인 영향을 미치는 과정에서 정서표현에 대한 억제나 갈등이 중요한 내적 기제로 작용한다는 점을 시사한다. 결국 성역할 스트레스가 증가하는 것만으로 주관적 안녕감이 저하되는 것이 아니며, 성역할 스트레스가 증가함에 따라 정서표현에 대한 억제나 갈등 경향이 강해지고 이렇게 강해진 정서표현양가성으로 인해 주관적 안녕감이

저하된다는 것이다. 따라서 중년 남성을 대상으로 한 상담에서 성역할 관련 스트레스 자체에 초점을 두어 이를 줄이는 데 초점을 두기보다 그러한 스트레스에서 유발된 감정을 표현하는 데 있어서의 내적 갈등과 어려움을 탐색하고 다루어 주는 것이 효과적인 개입이 될 수 있음을 알 수 있다.

셋째, 정서표현양가성과 주관적 안녕감의 관계에서 생성감의 조절효과를 살펴본 결과, 생성감이 높은 집단이 생성감이 낮은 집단보다 정서표현양가성이 주관적 안녕감의 저하에 미치는 영향이 작은 것으로 나타났다. 생성감이 주관적 안녕감에 미치는 정서표현양가성의 부정적 영향을 완화시킬 수 있는 보호 요인임을 의미한다. 이는 생성감이 높을수록 노후 불안이 삶의 만족도에 미치는 부정적인 영향이 완화된다고 보고한 이애경의 연구(2022)와 발달장애 혹은 정신건강의 문제를 가지고 있는 자녀를 둔 중년 부모들의 생성감 수준이 양육 스트레스로 인해 안녕감이 저하되는 경향을 완화시킨다고 보고한 Homan, Greenberg와 Mailick의 연구(2020)와 일부 일치한다. 이러한 결과는 정서표현양가성과 주관적 안녕감의 관계에서 정서표현양가성을 많이 느끼더라도 주관적 안녕감의 저하를 완화시킬 수 있는 생성감의 발달이 중요함을 시사한다.

마지막으로 중년 남성의 성역할 스트레스와 주관적 안녕감의 관계에서 정서표현양가성의 매개효과가 생성감 수준에 따라 달라지는지 조절된 매개효과를 살펴보았다. 그 결과 성역할 스트레스를 많이 느낄수록 정서표현양가성이 높아져 주관적 안녕감이 저하되는 부정적 영향을 생성감이 보호 요인으로서 조절함을 확인하였다. 생성감 수준이 높을수록 성역할 스트레스가 정서표현양가성을 통해 주관적 안녕감에 미치는 부정적 매개효과가 감소됨을 의미한다.

전술한 주요 결과를 종합해 본다면, 중년 남성의 성역할 스트레스가 많을수록 정서표현양가성을 높게 경험하고, 그로 인해 주관적 안녕감을 더욱 저하시키게 되는데, 생성감 수준이 발달할수록 주관적 안녕감의 저하를 완화시킬 수 있음을 시사한다.

본 연구의 의의로는 중년 남성의 보호 요인으로서

생성감 증진을 위한 활동 및 프로그램 마련의 근거를 제시했다는 점이라고 할 수 있다. 성역할 스트레스가 주관적 안녕감에 미치는 영향에서 정서표현양가성의 매개효과와 생성감의 조절효과를 포함하는 조절된 매개효과를 확인함으로써, 생성감이 높을수록 성역할 스트레스가 정서표현양가성을 매개로 하여서 주관적 안녕감에 미치는 부정적 영향을 많이 완화시키고, 생성감이 낮을수록 부정적 영향을 적게 완화시킨다는 것을 알 수 있었다. 즉 중년 남성의 성역할 스트레스로 인해 정서표현양가성이 높아진다 하더라도 생성감 수준을 높인다면 부정적인 영향력을 완화시킬 수 있는 가능성을 시사하는 것이다. 기존의 선행연구가 중년 남성의 성역할 스트레스가 정서표현양가성을 거쳐 중년의 위기감에 미치는 영향(김민정, 정지현, 2021) 등 위험요인 위주의 연구(변은경 등, 2013)를 했다면, 본 연구는 성역할 스트레스가 주관적 안녕감에 미치는 영향에 있어서 정서표현양가성의 매개효과가 생성감에 의해 완화된다는 점을 보여줌으로써 보호 요인에 주목하였으며, 그 과정을 보다 정교화하여 제시하였다.

이러한 본 연구의 발견은 성역할 스트레스로 인해 주관적 안녕감의 저하를 경험하는 중년 남성들의 경우 생성감의 증진에 초점을 둔 정책적, 교육적, 상담적 개입이 이루어질 수 있음을 시사한다. 김희정, 최한나와 김진희(2023)는 중년 남성의 행복과 관련한 변인들을 메타분석한 결과 생성감이 행복에 미치는 유의한 영향력을 확인하고 이를 토대로 조직이나 사회에서 중년의 직장인들이 후배들에게 자신의 경험과 지혜를 전할 수 있는 기회를 가질 수 있도록 인프라 및 제도 마련이 필요하다고 주장하였다. 또한 홍은진(2010)은 장노년기에 은퇴 혹은 역할상실 등으로 생성감이 떨어질 수 있는데, 자원봉사활동과 같은 사회활동 참여가 긍정적으로 미래사회에 기여하려는 책임감을 높여주어 생성감 증진에 기여할 수 있다고 주장하였다. 아울러, 상담적 개입의 측면에서는 자기감이나 정체감의 재확립이 중요한 중년 남성(김길문 등, 2020)에게 자신의 현재 혹은 과거의 모습 속에서 다음 세대를 포함한 타인들에게 도움이 되고자 했던 창조적인 활동이나 이타적인 행위를

탐색하여 이를 자아상으로 통합할 수 있도록 돕는 이야기치료의 접근법(노안영, 2005)이 생성감 증진에 도움이 될 수 있다.

본 연구의 제한점 및 후속 연구에 대한 제언은 다음과 같다. 첫째, 중년 남성 연구 참여자의 모집에 있어서 현실적 한계로 인해 연령대, 직업, 학력, 결혼상태, 자녀수 등 본 연구 참여자들의 인구통계학적 특성이 한국 전체 중년 남성의 인구통계학적 분포 특성과 일치하지 않는다. 이와 같은 경우 편중된 특성으로 인해 연구 결과가 특정한 하위 집단에 국한될 수 있다. 따라서, 연구결과를 한국 전체 남성들을 대상으로 일반화하기에는 제한적이다. 추후 연구에서는 한국 전체 중년 남성의 인구통계학적 분포를 반영한 표집으로 조사가 이루어진다면 치료적 개입의 타당성은 높아질 것이다.

둘째, 본 연구에서는 자기보고식(self-report) 방법으로 자료를 수집하였는데, 이 방법은 사회적 바람직성 편향, 자기기만 혹은 자신에 대한 지식의 한계, 기억의 왜곡과 같은 문제에서 자유롭지 못하다(Paulhus & Vazire, 2007). 따라서 후속 연구에서는 면접, 관찰, 제3자의 보고 등의 방법으로 자료를 수집하고 검증하여 연구를 진행할 필요가 있다.

셋째, 횡단적인 연구설계를 한 본 연구로는 매개변인인 정서표현양가성이나 조절변인인 생성감의 변화가 있을 때 주관적 안녕감 수준에 변화가 나타나는지 명확하게 검증하기는 어렵다. 따라서, 추후 연구에서는 정서표현양가성 완화 치료개입 및 생성감 증진을 위한 프로그램 실시 후 정서표현양가성 및 생성감의 변화에 따라 실제적으로 주관적 안녕감의 유의한 변화가 발생하는지 살펴볼 필요가 있다.

참고문헌

- 고숙자 (2021). 중년기 생활스트레스가 심리적 안녕감에 미치는 영향. 성산효대학원대학교 박사학위논문.
구교준, 임재영, 최슬기 (2015). 행복에 대한 이론적 고찰. 정부학연구, 21(2), 95-130.

- <https://doi.org/10.19067/jgs.2015.21.2.95>
 권미형, 오지현 (2020). 직장 중년남성의 주관적 건강상태, 직무 스트레스와 갱년기 증상. *한국컴퓨터정보학회논문지*, 25(9), 109-116.
- <https://doi.org/10.9708/jksci.2020.25.09.109>
 권석만 (2008). *긍정심리학: 행복의 과학적 탐구*. 서울: 학지사.
- 김길문, 정남운, 윤재호 (2020). 한국 중년 남성의 생성감 및 감정표현 억제에 행복에 미치는 영향: 직장인 중년 남성을 중심으로. *한국심리학회지: 건강*, 25(3), 527-548.
<https://doi.org/10.17315/kjhp.2020.25.3.005>
- 김미숙, 안귀여루 (2021). 청소년의 정서인식명확성이 심리적 안녕감에 미치는 영향: 정서표현양가성과 정서조절의 매개효과를 중심으로. *사회심리발달연구*, 2(2), 1-20.
- 김민정, 정지현 (2021). 중년 남성의 성역할스트레스가 중년의 위기감에 미치는 영향: 정서표현양가성과 정서인식명확성의 조절된 매개효과. *인문사회과학연구*, 22(2), 473-502.
<https://doi.org/10.15818/ihss.2021.22.2.473>
- 김재엽, 김희진, 최장원 (2010). 직장 남성의 가부장적 성역할 태도와 아내 폭력의 관계에서 나타난 긍정적 의사소통(TSL)의 조절효과. *한국소통학보*, 13(1), 39-70.
- 김태희, 김갑숙 (2014). 대학생의 정서표현신념이 심리적 안녕감에 미치는 영향: 정서표현 양가성의 매개효과. *상담학연구*, 15(6), 2327-2343.
<https://doi.org/10.15703/kjc.15.6.201412.2327>
- 김희정 (2021). 우리나라 중년 남성의 심리를 주제로 한 연구 동향 분석. *교육치료연구*, 13(2), 337-353.
<https://doi.org/10.35185/KJET.13.2.6>
- 김희정, 최한나, 김진희 (2023). 중년 남성의 행복에 관련된 변인 메타분석. *상담학연구*, 24(3), 61-85.
<https://doi.org/10.15703/kjc.24.3.202306.61>
- 남광석, 박희현 (2020). 중년기 직장인의 완벽주의와 삶의 만족의 관계에서 내면화된 수치심과 외로움의 매개효과. *인간발달연구*, 27(4), 63-90.
<https://doi.org/10.15284/kjhd.2020.27.4.63>
- 노안영 (2005). *상담심리학의 이론과 실제*. 서울: 학지사.
- 노연희 (2017). 중년기 미혼여성의 노년 인식. *한양대학교 대학원 박사학위논문*.
- 노영현 (2021). 중년기 기혼여성의 평생교육실천활동 경험분석: 오산백년시민대학 평생교육활동가를 중심으로. *한국방송통신대학교 대학원 석사학위논문*.
- 박봉길, 전석균 (2013). 중년기 위기감이 자살생각에 미치는 영향: 사회적 지지 및 영성적 지지의 조절효과. *한국사회복지조사연구*, 38, 149-179.
- 박수애, 조은경 (2002). 남성 성역할이 우리나라 남성들의 적응에 미치는 영향. *한국심리학회지: 문화 및 사회문제*, 8(2), 77-103.
- 박홍석, 이정미 (2016). 정적정서 부적정서 척도(PANAS)의 타당화. *한국심리학회지: 일반*, 35(4), 617-641.
<https://doi.org/10.22257/kjp.2016.12.35.4.617>
- 변은경, 박성희, 윤숙자 (2013). 중년 남성의 중년 위기감에 영향을 미치는 요인. *Journal of the Korean Data Analysis Society*, 15(3), 1415-1426.
- 서은국, 구재선 (2011). 단축형 행복 척도(COMOSWB) 개발 및 타당화. *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 25(1), 95-113.
<https://doi.org/10.21193/kjspp.2011.25.1.006>
- 양미아 (2020). 중년의 사회적 관심과 생성감의 관계에서 결혼 만족과 일 만족의 매개효과. *포항공과대학교 대학원 박사학위논문*.
- 여성가족부. (2022). 2021년 양성평등 실태조사. <https://www.mogef.go.kr/kor/skin/doc.html?fn=a20845072e5744d98ce2e08b5b0b079f.hwp&rs=/rsfiles/202409/>에서 2024년 9월 8일 인출
- 윤진, 최정훈, 김영미 (1989). 성역할 고정관념과 남성의 스트레스와의 관계: 남성 스트레스 척도 개발과 관련 변인에 대한 탐색적 연구. *한국심리학회지: 사회*, 4(2), 70-83.
- 이미향 (2020). 중년기 여성용 수영복 개발과 착용성 평가. *청주대학교 대학원 박사학위논문*.
- 이수진 (2018). 정서표현양가성과 주관적안녕감 및 우울의 관계에서 기본심리욕구의 매개효과. *이화여자대학교 교육대학원 석사학위논문*.
- 이애경 (2022). 중년이 지각한 생활스트레스와 노후불안인 삶의 만족도에 미치는 영향연구: 생성감의 매개효과. *칼빈대학교 대학원 박사학위논문*.
- 이옥희, 이지연 (2012). 중년기 생성감(Generativity) 척도개발 및 타당화. *상담학연구*, 13(2), 665-688.
<https://doi.org/10.15703/kjc.13.2.201204.665>
- 이은경, 이기학 (2005). 우울과 긍정적 정서가 주관적 안녕감에 미치는 영향: 신경증과 외향성 척도를 중심으로. *상담학연구*, 6(2), 325-338.
- 이은주 (2013). 중년 전업주부의 사회적 관계와 행복감에 관한 연구. *서울대학교 보건대학원 석사학위논문*.
- 이지혜, 서수균 (2019). 정서표현양가성과 주관적 안녕감의 관계에서 기본심리욕구만족의 매개효과: 부모 및 자녀의 자기효과와 상대방효과. *인간이해*, 40(1), 63-84.
<https://doi.org/10.30593/JHUC.40.1.4>
- 이한우, 이미희 (2013). 대학생의 정서인식, 정서표현, 정서표현양가성이 자기효능감에 미치는 영향: 정서·행동장애연구, 29(3), 181-200.
- 이현주, 오윤자 (2011). 대학생 자녀가 지각한 아버지-자녀관계에 따른 대학생의 사회적 문제해결능력 및 행복감에 미치는 영향. *한국가족복지학*, 16(1), 157-173.
- 이혜련 (2014). 중년남성의 생성감이 삶의 만족도 및 노후불안에 미치는 영향. *한국교통대학교 대학원 석사학위논문*.
- 이화진, 정영숙 (2018). 중년의 죽음태도와 행복: 물질주의와 의미추구성향의 매개효과 검증. *한국심리학회지: 발달*, 31(1), 129-149.

- <https://doi.org/10.35574/KJDP.2018.03.31.1.129>
주은선, 김경하 (2016). 대학생의 주관적 안녕감에 관한 국내 연구의 동향분석. *미래청소년학회지*, 13(4), 69-89.
- 지은주 (2018). 중년기 남녀의 의미추구가 주관적 안녕에 미치는 영향: 생성감, 의미발견, 영성의 매개효과. *한국심리학회지: 발달*, 31(4), 199-224.
<https://doi.org/10.35574/KJDP.2018.12.31.4.199>
- 최빛나 (2018). 중년기 남성의 성역할 갈등이 심리적 안녕감에 미치는 영향. *명지대학교 대학원 석사학위논문*.
- 최빛나, 김정민 (2019). 중년기 남성의 성역할 갈등과 가족건강성이 심리적 안녕감에 미치는 영향. *가정과삶의질연구*, 37(3), 73-88.
<https://doi.org/10.7466/JKHMA.2019.37.3.73>
- 최상진 (1997). 한국인의 심리적 특성. *한국심리학회(편) 현대 심리학의 이해*. 서울: 학문사.
- 최태산, 박혜경 (2011). 중년남성이 지각한 자기의식과 성역할 스트레스가 중년의 위기에 미치는 영향. *상담학연구*, 12(3), 931-944.
<https://doi.org/10.15703/kjc.12.3.201106.931>
- 최해연, 민경환 (2007). 한국판 정서표현에 대한 양가성 척도의 타당화 및 억제 개념들 간의 비교 연구. *한국심리학회지: 사회 및 성격*, 21(4), 71-89.
<https://doi.org/10.21193/kjspp.2007.21.4.004>
- 최희주, 김영근 (2017). 상담 및 심리 분야의 중년연구 동향 분석. *재활심리연구*, 24(3), 519-539.
- 통계청. (2022a). 2021 한국의 사회지표. https://kostat.go.kr/board.es?mid=a10301060500&bid=10820&act=view&list_no=417424에서 2023년 3월 22일 인출
- 통계청. (2022b). 2021년 사망원인 통계. https://kostat.go.kr/board.es?mid=a10301060200&bid=218&act=view&list_no=420715에서 2023년 3월 11일 인출
- 홍은진 (2010). 장·노년기 지원활동 유형과 생성감의 관계: 연립방정식모형의 활용. *한국노년학*, 30(2), 515-534.
- Aiken, L. S., & West, S. G. (1991). *Multiple regression: Testing and interpreting interactions*. CA: Sage.
- Antaramian, S. P., Huebner, E. S., Hills, K. J., & Valois, R. F. (2010). A dual-factor model of mental health: Toward a more comprehensive understanding of youth functioning. *American Journal of Orthopsychiatry*, 80(4), 462-472.
<https://doi.org/10.1111/j.1939-0025.2010.01049.x>
- Aubin, E. D. S., & McAdams, D. P. (1995). The relations of generative concern and generative action to personality traits, satisfaction/happiness with life, and ego development. *Journal of Adult Development*, 2(2), 99-112.
<https://doi.org/10.1007/BF02251258>
- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 95(3), 542-575.
<https://doi.org/10.1037/0033-2909.95.3.542>
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The satisfaction with life scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71-75.
https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901_13
- Erikson, E. H. (1963). *Childhood and society* (2nd ed.). New York: Norton.
- Haybron, D. (2007). Life satisfaction, ethical reflection, and the science of happiness. *Journal of Happiness Studies*, 8(1), 99-138.
<https://doi.org/10.1007/s10902-006-9006-5>
- Hayes, A. F. (2013). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach*. New York: Guilford Press.
- Hayes, A. F. (2015). An index and test of linear moderated mediation. *Multivariate Behavioral Research*, 50, 1-22.
<https://doi.org/10.1080/00273171.2014.962683>
- Homan, K. J., Greenberg, J. S., & Mailick, M. R. (2020). Generativity and well-being of midlife and aging parents with children with developmental or mental health problems. *Research on Aging*, 42(3-4), 95-104.
<https://doi.org/10.1177/0164027519884759>
- Kelly, R. M., Hills, K. J., Huebner, E. S., & McQuillin, S. D. (2012). The longitudinal stability and dynamics of group membership in the dual-factor model of mental health: Psychosocial predictors of mental health. *Canadian Journal of School Psychology*, 27(4), 337-355.
<https://doi.org/10.1177/0829573512458505>
- King, L. A., & Emmons, R. A. (1990). Conflict over emotional expressiveness: Psychological and physical correlates. *Journal of Personality and Social Psychology*, 58(5), 864-877.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.58.5.864>
- Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). New York: Guilford.
- Komiya, N., Good, G. E., & Sherrod, N. B. (2000). Emotional openness as a predictor of college students' attitudes toward seeking psychological help. *Journal of Counseling Psychology*, 47(1), 138-143.
<https://doi.org/10.1037/0022-0167.47.1.138>
- Lachman, M. E., Teshale, S., & Agrigoroaei, S. (2015). Midlife as a pivotal period in the life course: Balancing growth and decline at the crossroads of youth and old age. *International Journal of Development*, 39(1), 20-31.
<https://doi.org/10.1177/0165025414533223>
- Paulhus, D. L., & Vazire, S. (2007). The self-report method. In R. W. Robins, R. C. Fraley, & R. F. Krueger (Eds.), *Handbook of research methods in personality psychology*

- ogy (pp. 224-239). New York: Guilford Press.
- Preacher, K. J., & Hayes, A. F. (2004). SPSS and SAS procedures for estimating indirect effects in single mediation models. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers*, 36(4), 717-731.
<https://doi.org/10.3758/BF03206553>
- Sadler, W. A. (2006). 서드 에이지, 마흔 이후 30년. 김경숙 (역). 서울: 사이. (원본 발간일, 2000)
- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 1063-1070.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.54.6.1063>
- Williams, D. (1999). Human responses to change. *Futures*, 31(6), 609-616.
[https://doi.org/10.1016/S0016-3287\(99\)00017-8](https://doi.org/10.1016/S0016-3287(99)00017-8)