

한국인의 주관적 사회계층, 기회공정성 인식, 그리고 삶의 만족도: 성별·연령집단별 매개과정과 조절작용

김재우*

〈目 次〉

- | | |
|------------------|------------|
| I. 연구의 배경 및 문제제기 | IV. 분석 결과 |
| II. 선행연구 검토 및 가설 | V. 토론 및 결론 |
| III. 연구 방법 | |

〈요 약〉

본 연구의 목적은 삶의 만족도에 영향을 미치는 주관적 사회계층과 기회공정성 인식에 초점을 맞춰 이들의 효과가 성별 및 연령집단별로 어떻게 다르게 결합되어 나타나는지를 규명하는 것이다. 이를 위해 2016년 동그라미재단과 한국리서치가 진행한 “한국사회 기회불평등에 대한 조사” 자료의 전체 표본과 층화집단에 대한 단계적 회귀분석을 통해 지각된 기회공정성의 매개효과와 사회계층의식의 조절작용을 살펴보았다. 첫째, 주관적 사회계층은 사회경제적 지위의 객관적 지표들과는 독립적으로 삶의 만족도에 대한 근인으로 작용한다. 둘째, 우리 사회에서 기회가 공정하게 주어진다고 인식할수록 삶에 대한 전반적 만족감은 증가하며, 상층에 속한다고 생각할수록 기회공정성을 높게 지각한다. 이러한 기회공정성 인식의 매개효과는 연령집단보다 성별에 따라 뚜렷한 차이를 보이며 남성 집단과 청년층에서 상대적으로 더 강하다. 셋째, 기회공정성 인식과 삶의 만족도 간의 정적 관계는 자신의 사회경제적 지위를 높게 평가할수록 약화되며, 이와 같은 조절효과 역시 상기한 두 집단에서 더 현저하게 나타난다. 이들에게는 자신을 하층으로 인식할수록 삶의 만족도가 기회공정성 인식에 더 민감해지며, 한국사회에 기회불평등이 높다고 지각할수록 삶의 만족도에 미치는 주관적 계층 위치의 영향력은 더 커진다. 결론적으로, 사회경제적 지위에 관한 상대적 평가는 성과 연령에 관계없이 한국인의 삶의 만족도를 크게 좌우하지만, 주관적 안녕감의 비물질적 측면과 관련된 기회 불평등을 줄일 수 있는 정책적 개입과 함께 인구 하위집단별 삶의 경험과 정체성에 관한 심층적 이해가 필요해 보인다.

【주제어: 주관적 사회계층, 삶의 만족도, 기회공정성 인식, 매개효과, 조절효과】

* 전북대학교 사회학과 부교수(j-wkim@jbnu.ac.kr)

논문접수일(2019.10.25), 수정일(2019.12.7), 게재확정일(2019.12.20)

I. 연구의 배경 및 문제제기

주관적 안녕감(subjective well-being)은 정서적 상태와 삶에 대한 만족도로 구성되는 복합적 개념이다(Diener, 1984). 전자는 성격특성이나 기질과 같은 내적 요인들과 더 연관되어 있는 반면, 후자는 생애사건, 생활여건, 사회경제적 지위와 같은 상황적 요인이나 외적 요인에 의해 영향을 받는 편이다(Myers & Diener, 1995; Diener, 2000). 이처럼 주관적 안녕감으로서 행복은 정서적 차원과 인지적 차원에서 측정될 수 있는데, 개인의 행복은 기쁨이나 즐거움 등 일상적인 감정과 정서에서 출발하지만 생활 전반에 대한 종합적인 평가를 반영하기도 한다(Veenhoven, 1991; Crooker & Near, 1998; Argyle, 2001). 선행 연구 결과들을 종합해보면, 행복을 결정하는 요인들은 개인내적 특성부터 사회적 속성, 사회적 관계, 자신이나 타인 또는 삶에 대한 태도와 믿음, 거시수준의 제도적 환경에 이르기까지 다양한 영역에 걸쳐 있다(Haller & Hadler, 2006; Dolan et al., 2008; Veenhoven, 2015).

주관적 안녕감의 사회계층적 경사면(social gradients in subjective well-being)은 사회마다 상이한데, 행복감과 삶의 만족도는 계층화가 심각한 사회일수록 사회경제적 지위에 따라 더 불균등하게 분포하게 된다(Argyle, 2001; Dolan et al., 2008). 기존 연구들이 소득과 행복의 관계를 중심으로 상대적 소득이나 경제적 불평등에 주된 관심을 두었다면, 근래에는 사회구성원들에게 주어지고 있는 기회구조와 과정의 불평등이 주관적 안녕감에 미치는 영향에 주목해왔다(Beja, 2014; Ravazzini & Chávez-Juárez, 2018). 또 다른 일련의 연구들은 분배 공정성이나 기회 공정성에 대한 사회경제적 집단 간의 상이한 인식 태도를 서로 다른 이론들을 통해 설명하고자 한다(Jost & Banaji, 1994; Jost et al., 2004; Hadler, 2005; Curtis & Anderson, 2015).

한국사회에서 성장과 분배를 둘러싼 쟁점과 논의들은 국민들이 느끼는 삶의 질에 대한 만족을 높이기 위해 여전히 중요하지만, 물질적 차원의 불평등을 야기할 수 있는 삶의 주요 영역들에서의 기회 불평등은 주요 사회문제이자 정책적 연결고리로 주목받기 시작하였다(이양호 외, 2013; 구교준 외, 2016). 다른 일각에서는 여러 분야에서 심화되고 있는 남녀 간 그리고 세대 간 사회적 불평등을 둘러싼 갈등들이 “공정사회”라는 동시대적 화두와 함께 표출되고 있는 듯하다. 예를 들어, “부모보다 못사는 첫 세대의 출현”이라는 자조 섞인 신조어에는 부모 세대보다 열악해진 여건에서 생존해야 하는 20-30대의 현실이 단적으로 반영되어 있다. 이들의 행복감이나 삶에 대한 만족감은 부모와 자신의 사회경제적 지위에 비례하는 혜택들에 의해 좌우되지만, 기성세대가 상대적으로 더 많은 자

원과 기회들을 누리고 있다는 점에서 세대 간 공정성 문제와도 긴밀히 결부되어 있다.

최근까지도 기회 불평등 인식과 삶의 만족도의 관계에 대한 국내 연구는 사회경제적 지위에 따른 기회 불평등 인식에 관한 연구와 별개로 진행되어온 면이 없지 않다. 한국인의 삶의 만족에 있어서의 사회계층적 격차를 기회공정성 인식을 통해 설명하거나 삶의 만족도와 기회공정성 인식의 관계가 사회계층 구조상에서의 상대적 위치에 따라 달라질 수 있는지에 주목하는 연구는 소수에 불과하다. 나아가 이들의 상호 연관성이 인구 하위집단에 따라 어떻게 차별적으로 나타나는지를 살펴본 연구는 거의 전무하다고 볼 수 있다. 이에 본 연구는 한국인의 삶의 만족도에 영향을 미치는 주관적 사회계층과 기회공정성 인식에 초점을 맞춰 이들의 관계들이 성별 및 연령집단별로 어떻게 다른 방식으로 작동하는지를 규명하고자 한다.

본 연구가 제기하는 주요 문제들은 구체적으로 다음과 같다. 첫째, 타인과의 비교를 통해 자신이 지각하는 사회경제적 지위는 가구소득, 교육수준, 직업지위와 같은 객관적 지표들과 별개로 삶의 만족도를 얼마나 좌우하는가. 둘째, 사회경제적 지위는 자신이 아닌 사회에 대한 공정성 지각에 영향을 미치는가. 한국사회의 기회공정성에 대한 인식은 사회계층구조에서의 상대적 지위와 무관한가. 사회에 대한 기회공정성 인식은 개인의 삶의 만족도를 유의미하게 설명하는가. 셋째, 삶의 만족도에 대한 기회공정성 인식의 효과는 주관적 사회계층에 의해 달라지는가. 자신이 하층에 속한다고 생각할수록 제한된 자원들을 둘러싼 경쟁 때문에 삶의 만족에 있어서 한국사회의 기회공정성은 더 중요해지는가. 넷째, 사회계층적 지위에 기반한 공정성 인식은 성별과 연령집단에 따라 차별적인가. 불평등한 계층구조 상에서 상대적 불리함을 안고 있는 여성과 청년층일지라도 자신을 상층이라고 여길수록 한국사회의 기회들이 더 공평하게 주어졌다고 인식하는가. 오히려 남성과 중노년집단에서 기회공정성 인식이 사회경제적 지위에 따라 민감하게 반응하는가. 마지막으로, 하위계층일수록 기회공정성이 삶의 만족도에 있어서 차지하는 비중이 커지는 경향은 사회적 약자인 여성과 청년세대에 더 강하게 나타날 것인가.

II. 선행연구 검토 및 가설

1. 주관적 사회계층과 주관적 안녕감

경제적 불평등과 행복의 관계 및 맥락적 조건들은 주로 국가 간 비교를 통해 규명되어

왔으나, 개인 수준의 경험적 연구들에서도 주관적 안녕감을 유의미하게 설명하는 것은 절대 소득 자체라기보다 상대적 소득이거나 주관적 계층귀속감이다. 예컨대, 주변 이웃들의 소득이 높아질수록 자신의 행복감은 낮아지는 경향이 있으며(Luttmer, 2005), 타인과의 비교를 통해 얻어진 사회계층적 위계상의 상대적 위치가 높다고 지각할수록 행복하다고 느낀다(Clark et al., 2008; Boyce et al., 2010; Anderson et al., 2012; Curhan et al., 2014). 지위 경쟁이 심한 동아시아 국가들에 대한 한 연구에서는 연령, 성별, 교육수준이 유사한 참조집단과 가구소득을 비교하여 이에 대한 만족도가 높을수록 행복감이 증가하는 것으로 나타났다(Oshio et al., 2011).

일련의 국내 연구들에서 주관적 사회계층의 영향력은 사회경제적 지위의 객관적 지표들을 통제하더라도 유의미하며(윤인진·김상돈, 2008; 구재선·서은국, 2011), 소득 격차에 대한 인식, 자신의 객관적 소득과 주관적 인식 간의 간극, 개인소득과 지역사회 소득 수준 간의 상호작용이 가지는 효과도 보고된 바 있다(강성진, 2010; 장승진, 2011; 한준 외, 2014; 류지아, 2016). 최근 한 연구 결과에 따르면, 한국인의 행복감은 월평균소득이나 교육수준, 주택 점유형태와 같은 객관적 지표들보다는 주관적 계층 귀속감 및 객관적 여건과 주관적 평가 사이의 불일치 정도에 의해 더 크게 좌우된다(이연경·이승중, 2017).

주관적 계층귀속감은 사회경제적 지위에 기반한 정체성이며, 불평등한 사회구조 안에서 자기 자신의 상대적 유리함과 불리함에 대한 인식과 간파를 반영한다(Ferraro et al., 2009). 사회비교 이론(Festinger, 1954)은 사회계층 의식이 주관적 안녕감이나 정신건강에 영향을 미치게 되는 하나의 유력한 심리적 과정을 설명해 주는데, 사회적 관계와 상호작용 경험을 통해 내면화되는 계층적 위계질서 속에서의 상대적 위치는 참조집단에 비해 자신이 접근할 수 있는 자원들의 총량을 반영하기 때문이다. 행복감에 대한 선행 연구들이 시사해주듯이, 한국사회에서 주관적 사회계층은 소득, 교육수준, 직업지위와 같은 원인(distal cause) 지표들을 통제하더라도 삶의 만족도를 좌우하는 근접 예측 변수(proximal predictor)가 될 수 있을 것이다(가설 1).

가설 1. 사회경제적 지위의 객관적 지표들과는 독립적으로, 자신이 스스로 상층에 속한다고 생각할수록 삶에 대한 만족도가 높아질 것이다.

2. 주관적 사회계층, 기회공정성 인식, 그리고 주관적 안녕감

근래의 연구들은 실질적 소득 또는 인지된 분배 불평등 이외에도 절차나 기회에 대한 공정성 지각이 주관적 안녕감에 미치는 영향에까지 그 관심의 폭을 넓히고 있는 듯하다

(Beja, 2014; Ravazzini & Chávez-Juárez, 2018). 공정성 인식과는 구별되는 개념이지만, 공정한 세상에 대한 신념(personal belief in a just world)이 삶의 만족도는 물론 긍정적인 정서와 유의미한 연관성을 가진다는 연구 결과 역시 주관적 안녕감에 있어서 공정성 관련 변인의 중요성을 보여준다(Dalbert, 1999; Correia et al., 2009). 이처럼 안녕한 삶에 대한 개인의 전반적 평가는 불평등의 물질적 측면뿐만 아니라 비물질적 측면과도 깊게 연관되어 있다. 한국사회에서도 삶에 대한 주관적 만족도는 소득불평등 인식이 아니라 기회불평등 인식에 의해 유의미하게 좌우되며, 이들의 부적 관계는 특히 정치적 성향이 중도적인 집단에서 현저히 나타났다(이양호 외, 2013).

한편 일군의 연구들은 사회경제적 지위와 공정성 인식 간의 연관성에 주된 관심을 두는데, 이들의 관계를 바라보는 시각과 증거들은 혼재되어 있다(이희정, 2018). 먼저 체제 정당화 이론(system justification theory)에 의하면, 사회 구성원들은 불공정한 결과물이나 절차가 야기하는 부정적 정서(예: 불안, 공포)를 줄이기 위해 자신에게 주어진 사회계층적 위치를 합당한 것으로 간주하며, 이러한 경향은 사회경제적으로 하층에 위치할수록 더 강하게 나타난다(Jost & Banaji, 1994; Jost et al., 2004; Jost & Hunyady, 2005). 반면 사회경제적 지위에 따른 공정성 인식의 차이를 강조하는 연구들은 사람들이 사회계층 구조 속에서 자신의 이해관계에 입각하여 공정성을 지각한다고 본다. 하위 계층에 속할수록 자신에 대한 부당한 취급이나 불리한 결과를 공정하지 않다고 판단하지만, 상층에 위치한 사람들은 불공정한 상황이나 불평등한 결과물을 더 용인하려는 경향이 있다는 것이다. 공정성에 대한 소위 계층화 모형 역시 여러 연구들을 통해 검증되었는데, 특히 주관적 계층귀속감은 사회경제적 지위의 객관적 지표들에 비해 소득 격차나 분배 공정성에 대한 태도를 더 유의미하게 설명해준다(Shepelak, 1987; Lewin-Epstein et al., 2003; Hadler, 2005; Harrison et al., 2006; Curtis & Anderson, 2015).

국내 연구들을 살펴보면, 가구소득, 교육수준, 경제활동상태와 같은 사회경제적 지위의 객관적 지표들과 함께 주관적 사회계층은 한국사회의 기회 불평등에 대한 인식 태도를 좌우하는 주된 요인으로 작용하고 있다(이병훈, 2017). 청년층의 공정성 인식에 초점을 맞추더라도, 주관적 계층 지위에서 상층에 속할수록 노력에 따른 보상에 대해 더 긍정적인 태도를 보이며, 가족의 사회경제적 지위가 높아질수록 삶의 기회들이 더 평등하게 주어져 있다고 생각하는 경향이 강하게 나타난다(김영미, 2016; 이희정, 2018). 이와 같은 연구 결과는 사회경제적 집단들 사이의 공정성 인식 분포와 관련하여 전자(체제 정당화 가설)보다는 후자의 설명방식(계층화 가설)을 더 지지해주고 있는 듯하다.

선행 연구들은 사회경제적 지위와 주관적 안녕감의 관계를 매개하는 기제로서 타인들

과의 비교나 미래에 대한 기대 수준 등에 착목해왔지만(Cheung, 2016; Schneider, 2016), 사회경제적 지위의 효과가 기회 불평등에 대한 지각을 통해 전달될 개연성에 대해서는 그다지 주목하지 않았다. 한편 여러 연구들에서 주객관적 소득 불평등이 삶의 만족도나 행복감에 미치는 효과가 조정되는 맥락적 조건들(예: 사회이동성, 사회자본, 경제발전 수준)을 규명하고 있으나(Alesina et al., 2004; Berg & Veenhoven, 2010; Rözer & Kraaykamp, 2013; 임재영 외, 2016), 기회 공정성 인식의 중요성에 대해서는 특별한 주의를 기울이지 않고 있다. 예외적으로, Oishi et al.(2011)는 미국인의 주관적 안녕감에 미치는 소득 불평등의 효과와 관련하여 지각된 공정성의 역할을 조명하고 있다. 먼저 소득 불평등과 행복 간의 관계는 개인의 소득 수준에 의해 조절되는데, 이 둘의 부적 상관성은 하위계층에 속한 사람들에게만 유의미하게 나타났다. 나아가 행복감의 감소는 소득 불평등에 의해 직접적으로 영향을 받기도 하지만, 경제적 측면의 소득 격차로 인해 신뢰의 반경이 축소되고 타인이 자신을 이용하지 않고 공정하게 대할 것이라는 믿음이 약화되는 과정이 동반된다. 다만 이들의 연구에서 공정성 인식 개념은 일상생활과 관련된 미시적 차원과 대인 신뢰를 반영한다는 점에서 거시적 수준의 공정성 지각은 물론 제도적 신뢰와도 거리가 있다.

요컨대 삶의 만족도는 여러 자원들의 사회적 분포를 결정짓는 기회들이 제도적으로 평등하게 보장되는가의 문제와 결부되어 있으며, 사회구성원들의 기회공정성에 대한 인식은 주관적 계층귀속감에 의해 영향을 받을 것이다. 따라서 주관적 사회계층이 지각된 기회공정성을 통해 삶의 만족도에 미치는 간접 효과가 존재할 개연성을 고려해볼 필요가 있다(가설 2). 상기한 선행 연구들은 기회공정성이 삶의 만족도와 정적 관계를 가질 것임을 예상하며(가설 2-1), 공정성에 대한 계층화 이론은 사회계층구조에서 상층에 위치할수록 기회 불평등을 정당하다고 보는 입장을 지지해준다(가설 2-2). 한편 기회공정성 인식과 삶의 만족도 간의 관계는 잠재적 자원들로부터의 수익에 관한 상대적 유불리함을 어떻게 판단하는가에 따라 달라질 수 있을 것이다(가설 3). 만약 기회공정성 인식과 주관적 사회계층 사이에 부적인 상호작용이 존재할 경우, 상기한 계층화 이론은 특히 사회경제적 지위가 낮아질수록 삶의 만족도에 미치는 기회공정성 인식의 효과가 커질 것이라 예상된다. 달리 말하면, 사회경제적으로 유리한 환경에 있는 집단일수록 경제적 자본과 사회 자본(Bourdieu, 1986)을 대체할 수 있는 다른 자원들이 남아 있기 때문에 기회불평등이 미치는 영향과 결과에 덜 민감해질 것이다(가설 3-1). 이와 반대로 주관적 사회계층이 낮아짐에 따라 삶의 만족도에 대한 기회공정성 인식의 영향력이 약화될 수 있는 가능성도 배제할 수는 없으며, 이 경우 상호작용은 정적인 형태를 띠 것이다(가설

3-2). 아래에서 매개효과에 대한 가설 2-1과 2-2와는 달리, 조절효과에 대한 가설 3-1과 3-2는 서로 경합하는 가설들이다.

가설 2. 기회공정성 인식은 주관적 사회계층과 삶의 만족도 사이의 관계를 매개할 것이다.

가설 2-1. 기회가 공평하다고 인식할수록 삶의 만족도는 높아질 것이다.

가설 2-2. 스스로 상층에 속한다고 생각할수록 기회가 더 공평하게 주어져 있다고 볼 것이다.

가설 3. 주관적 사회계층은 기회공정성 인식과 삶의 만족도 사이의 관계를 조절할 것이다.

가설 3-1. 기회가 공평하다고 인식할수록 삶의 만족도는 높아지지만, 이러한 경향은 스스로 하층(상층)에 속한다고 생각할수록 강화(약화)될 것이다.

가설 3-2. 기회가 공평하다고 인식할수록 삶의 만족도는 높아지지만, 이러한 경향은 스스로 하층(상층)에 속한다고 생각할수록 약화(강화)될 것이다.

3. 주관적 안녕감 예측 요인들의 성별 및 연령집단별 차이

삶의 만족도나 행복을 좌우하는 요인들의 상대적 중요성은 성별은 물론 연령이나 생애주기 또는 세대에 따라서도 변한다. 타인과의 긍정적인 상호작용은 남성보다 여성의 심리적 안녕감에서 더 중요한 요인이며(Ryff & Keyes, 1995), 가족, 친구 등과의 접촉 빈도와 인지된 사회적 지지, 사회활동 참여의 효과 역시 여성들의 주관적 안녕감에 더 결부되어 있다(Pinquart & Sörensen, 2000; Kroll, 2011; Humpert, 2013). 동아시아 4개국에 관한 비교 연구에서 다른 사람으로부터 실제로 받은 도움은 남성보다 여성의 행복감을 증진시키는 것으로 확인되었으나(Hori & Kamo, 2018), 일본 사회에서 이웃들과의 긍정적 관계는 남성 집단의 주관적 안녕감에만 유의미한 연관성을 보이기도 하였다(Taniguchi & Potter, 2016). 한편 재정적 어려움으로 인한 스트레스는 청년층에서 더 강하게 나타나지만 노년층으로 갈수록 감소하는 경향이 있으며, 건강 상태는 청년층에 비해 중년층이나 노년층에서 더 심각한 문제로 대두된다(Mirowsky & Ross, 1999). 중년기까지 가족생활과 일에 대한 만족도가 높아지지만 노년기로 갈수록 건강 문제가 악화되기 때문에, 생애주기와 행복감의 전반적 관계는 역-U자의 형태를 띠게 된다(Easterlin, 2006).

한국인에 관한 연구들에서도 주관적 안녕감의 유관 요인들은 연령집단별로 달라지는 양상을 보인다. 일정 수준의 경제성장을 달성한 국가들에서 탈물질주의 가치와 주관적 안녕감의 연관성은 청년 세대에서 더 유의미한 것으로 확인되기도 하지만(Inglehardt et al., 2008), 소득, 주거, 가족, 일자리 문제는 우선순위에서 차이가 존재할 뿐 한국 청년들

과 노인들의 행복감을 좌우하는 공통 요인이었다. 소유 욕구의 중요성 역시 두 집단에서 유의미한 차이가 없었으나, 사회적 관계에 대한 욕구는 노년층에서 더 높았다(Park, 2009). 사회적 자본과 삶의 만족도의 관계 역시 생애주기에 따라 가변적인데, 온오프라인의 활발한 교류는 청년층에서, 사회활동 참여는 중년층에서, 대인신뢰 및 제도신뢰는 청년층과 노년층에서 더 중요한 것으로 나타났다(정순돌·성민현, 2012). 또 다른 연구에서는 청년층의 경우 주변 사람들로부터 받은 도움 이외에 사회적 관계 및 활동과 관련된 변수들의 효과가 나타나지 않았으나, 중년층과 노년층의 경우에는 가족 및 친지와와 접촉, 종교활동, 친지 이외 사람들과의 교류가 행복감과 유의미하게 연관되어 있었다(김재우, 2017).

사회경제적 지위에 따른 기회 불평등 인식이 구조화된 물리적 자원과 사회문화적 자원들에 대한 접근 가능성과 결부되어 있다면, 기회공정성 인식이 삶의 만족도에 미치는 영향은 이들 자원으로부터 얻을 수 있는 잠재적 혜택에 대한 기대를 반영한다(Lin, 2000). 사회경제적 지위, 공정성 인식, 주관적 안녕감 간의 관계들이 성별과 연령집단에 의존적임을 보여주는 국내외 연구는 아직 미비한 실정이지만, 본 논문에서는 앞 절에서 논의된 매개 및 조절 작용이 젠더에 기반한 성별 계층구조와 세대 간 불평등 구조를 감안할 때 이들 하위집단에 따라 차등적일 것이라고 예상한다(가설 4와 가설 5). 상기한 계층화 이론의 예상대로 사회구성원들이 계층적 위계질서 안에서 자신의 이해관계에 따라 주어진 기회들의 공정성을 지각한다면, 주관적 계층귀속감과 기회공정성 인식 간의 관계는 젠더화된 불평등 구조 안에서 남성들에 비해 상대적으로 불리한 위치에 있는 여성들 사이에서 더 강할 것이다. 이와 마찬가지로, 이들의 정적 관계는 기성세대 중심의 제도와 규범 하에서 다른 연령집단들보다 열악한 여건에 놓인 청년 집단에서 더 현저히 나타날 것이다(가설 4-1). 이와 동일한 맥락에서, 주관적 안녕감에 대한 지각된 기회공정성의 효과 역시 여성 집단과 청년층에서 더 유의미한 것으로 관찰된 개연성이 높아 보인다(가설 4-2).

조절 효과의 경우에도 성별 및 연령집단별 차이를 보일 수 있는데, 삶의 만족도에 미치는 기회공정성 인식의 효과가 발현되는 사회계층적 맥락이 젠더 및 세대 간 불평등 구조의 경험을 통해 재생산되는 지위에 기반한 정체성(status-based identity)(Ridgeway et al., 1998)과 연관될 수 있기 때문이다. 만약 부적인 상호작용 효과가 여성 집단과 청년층에서 유의미하다면, 이는 한국사회에서 상대적으로 불리한 위치에 놓여 있을수록 기회공정성 인식에 의해 삶의 만족도가 좌우되는 정도는 더욱 커진다는 것을 의미한다. 앞서 이론적 논의와 유사한 맥락에서, 사회계층구조에서 유리한 위치를 차지하고 있는 남성과 중노년 집단은 가용할 수 있는 대체 자원들이 존재하기 때문에 지각된 기회공정

성과 삶의 만족감 간의 관계가 약화되어 나타날 수 있을 것이다(가설 5-1). 반면 정적인 상호작용 효과가 동일한 두 집단에서 더 약하게 나타날 경우, 주어진 불평등한 사회계층 구조에서 혜택을 받지 못함에도 불구하고 기회공정성 인식이 삶의 만족도에 미치는 영향은 상대적으로 미약함을 의미한다(가설 5-2). 다만 가설 4-1과 4-2의 관계와는 대조적으로 가설 5-1과 가설 5-2는 상호 경쟁적이다.

가설 4. 주관적 사회계층과 삶의 만족도의 관계에 대한 기회공정성 인식의 매개 작용은 하위집단별로 다를 것이다.

가설 4-1. 기회공정성 인식과 삶의 만족도 간의 정적 관계는 남성보다 여성, 중노년층보다 청년층에서 더 강하게 나타날 것이다.

가설 4-2. 주관적 사회계층과 기회공정성 인식 간의 정적 관계는 남성보다 여성, 중노년층보다 청년층에서 더 강하게 나타날 것이다.

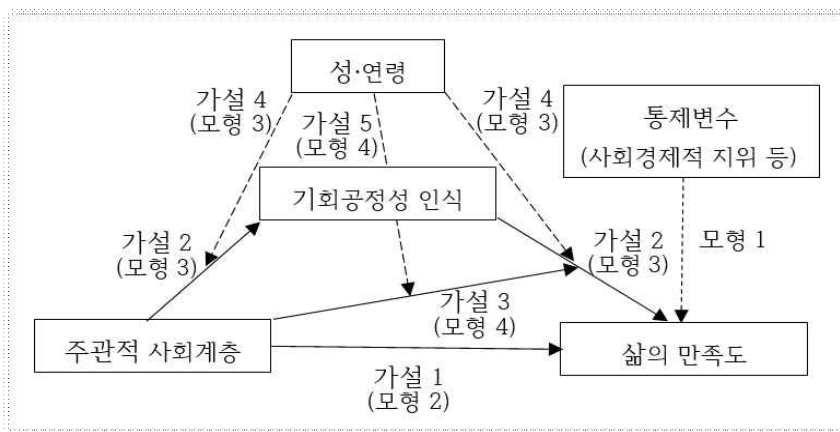
가설 5. 기회공정성 인식과 삶의 만족도의 관계에 대한 주관적 사회계층의 조절 작용은 하위집단별로 다를 것이다.

가설 5-1. 기회공정성 인식과 삶의 만족도 간의 정적 관계가 하층(상층)에 위치할수록 강화(약화)되는 경향은 남성보다는 여성, 중노년층보다는 청년층에서 더 현저할 것이다.

가설 5-2. 기회공정성 인식과 삶의 만족도 간의 정적 관계가 하층(상층)에 위치할수록 약화(강화)되는 경향은 남성보다는 여성, 중노년층보다는 청년층에서 더 현저할 것이다.

본 연구의 분석모형을 도식화하면 <그림 1>과 같다.

<그림 1> 분석 모형



Ⅲ. 연구 방법

1. 자료

본 연구에서는 동그라미재단이 두 차례 실시한 한국사회 기회불평등에 대한 웹조사 자료 중에서 2016년도 원자료를 사용한다. 해당 조사의 모집단은 전국 만 16세 이상부터 만 74세 이하의 청소년 및 성인이며, 전체 표본은 한국리서치 MS 패널을 토대로 성별, 연령별, 지역별 인구를 감안하여 비례할당되었다. 이하 모든 분석에는 만 19세 이상 성인 남녀에 대한 표본만을 사용하였으며, 표본 가중치를 일관되게 적용하였다. 성인 표본의 크기는 3018명이며, 남성의 비중은 50.6%이다. 청년층(19세 이상 39세 이하), 중년층(40세 이상 59세 이하), 노년층(60세 이상 74세 이하)은 각각 38.4%, 44.0%, 17.6%를 차지하고 있다.

2. 변수 정의와 측정

삶의 만족도는 일상적인 정서들과 객관적 생활여건들에 대한 종합적 판단을 토대로 한 전반적인 주관적 안녕감을 반영한다(Veenhoven, 1991; Crooker & Near, 1998). 따라서 삶의 만족도는 감정적 측면에만 국한된 행복감이나 삶의 의미와 결부된 유데모니아(eudaimonia) (Argyle, 2001)에 비해 주관적 사회계층 및 기회공정성 인식과 더 긴밀하게 연관되어 있을 것이라 사료된다. 심리적 안녕감(psychological well-being)(Ryff, 1989)은 주관적 안녕감과 유의미한 상관관계를 보여주지만(Ryff & Keyes, 1995), 개인적 성장부터 삶의 목적, 자신을 둘러싼 환경에 대한 지배, 자율성, 타인들과의 긍정적 관계, 자기 수용까지 포괄한다는 점에서 삶의 만족도와는 또 다른 차원의 개념이다. 본 조사에서는 “모든 것을 고려하여 현재의 삶에 만족하십니까?”에 대해 “매우 만족함”(10)부터 “매우 만족하지 않음”(0)까지 11점 척도가 사용되었다. 이와 같은 단일 문항의 타당성은 선행 연구들에서 재차 확인된 바 있다(예: Cheung & Lucas, 2014). 종속변수 분포의 첨도는 2.979이지만 왜도가 -.367이기 때문에, 삶의 만족도는 유의수준 5%에서 정규 분포를 따르지 않는다. 본문에서 제시하지 않았으나 순서형 로짓회귀(ordered logistic regression)와 최소자승법(OLS) 모두 식 1과 식 3에서 실질적으로 유사한 결과를 추정하였기 때문에, 본 연구에서는 해석상의 직관성과 간편함을 위해 후자의 접근을 취하고자 한다.

주관적 사회계층은 “최상층”(10)부터 “최하층”(1)까지 단층 사다리 모양의 위계 내에서

응답자가 선택한 위치로 간주되는데, 원문항은 다음과 같다: “한국사회에서 최상층과 최하층에 속하는 집단이 있습니다. 한국사회의 최하층을 1로 하고 최상층을 10으로 한다면, 귀하는 현재 어디에 속한다고 생각하십니까?”

기회공정성 인식은 교육부터 사회적 인맥, 취업이나 승진, 문화활동, 건강관리, 정보 획득까지 총 6개 영역을 다루고 있다. “귀하께서는 우리 사회에서 성별, 소득, 집단 등 사회적 배경에 따라 다음 각각에 대한 기회의 불평등 정도가 얼마나 심각하다고 생각하십니까?”라는 문항을 사용하여 “매우 심각함”(7)부터 “전혀 심각하지 않음”(1)까지 7점 척도로 측정되어 있으며, 이하 분석에서는 이를 역코딩한 다음 합산한 값을 사용하였다. 매개변수의 분포는 왜도(-.018)가 아니라 첨도(3.757) 때문에 유의수준 5%에서 정규성을 지키지 못하지만, 상기한 근거와 이유 때문에 식 2에 대해서도 최소사승법을 적용하였다.

사회경제적 지위와 관련된 통제변수들은 다음과 같이 측정되었다. 먼저 교육 수준의 경우, 최종학력이 “4년제 대학 재학 이상”인 경우를 기준 범주로 하여 “고등학교 졸업 이하” 및 “2-3년제 대학 재학, 중퇴 또는 졸업”에 대한 가변수를 만들었다. 다음으로 주된 경제활동 상태와 종사상 지위에 대해서는 정규직을 준거 집단으로 설정한 다음 “비정규직”부터 “자영업(개인 사업 포함),” “취업준비 또는 구직 중,” “학업, 양육, 가사, 퇴직 등으로 인한 비경제활동상태”까지 총 4개의 가변수들을 이용하였다. 마지막으로 가구소득은 응답자 가구의 월평균 총 수입으로 측정되며, “100만 원이하”(1)부터 “1001만 원이상”(19)까지의 서열 범주를 그대로 적용하였다. 본문에서 제시하지 않았지만, 구간별 중앙값을 로그 변환하더라도 결과상 유의미한 차이가 없었다.

정치적 성향은 “매우 진보적”(1)부터 “매우 보수적”(5)까지의 범위를 가지는 범주형 변수를 역코딩하여 사용하였다.

한국사회에서 자원과 기회들의 불평등이 연줄망과 연줄문화에 깊이 연루되어 있음을 상기할 때, 삶의 만족도, 주관적 사회계층, 기회공정성 인식 간의 관계들을 사회자본을 통제한 상태에서 살펴볼 필요가 있다. 사회자본으로서 관계 자원(Bourdieu, 1986)은 위치생성기(position generator)와 유사한 방식으로 자아연결망에 배태되어 있는 자원들을 측정하는 것이다(cf. Lin & Dumin, 1986; Lin, 1999). 본 조사에서는 상대적으로 위세가 높은 직업들을 나열한 다음, 각각에 대해 응답자가 연락 가능한 가족이나 친인척, 그리고 친구 또는 선후배가 있는지 여부를 물어보고 있다. 이들 직업에는 대학교수, 국장급 이상 공무원, 의사, 기자급 이상 언론인, 장성급 이상 군인, 국회의원, 임원급 이상 기업인, 법조인이 포함된다. 따라서 관계 자원의 양은 8개의 직업군과 두 가지 유형의 타자가 존재하기 때문에 0부터 최댓값 16까지 범위를 가진다.

한편 일상생활이나 사회에서 받은 차별 또는 불이익 경험을 통제변수로 고려해야 하는 이유는 선행 연구들에서 차별에 대한 지각이나 경험이 정서적 행복감뿐만 아니라 삶의 만족도와도 유의미한 관계를 띠기 때문이다(Ryff et al., 2003; Schmitt et al., 2014; 김한성·이유신, 2013). 본 조사에서는 가족배경부터 성별, 나이, 학력(학벌), 국적(인종), 종교, 외모, 지역, 신체적 장애, 성정체성까지 총 10개 항목에 대해 “전혀 없음”(1)에서 “매우 자주 있음”(5)까지 해당 경험 빈도를 측정하고 있으며 최종적으로 산술 합계를 적용하였다.

성별의 경우 여성을 기준 범주로 하는 가변수를, 연령집단에 대해서는 노년층의 과소 표집을 감안하여 중노년층을 준거 집단으로 삼고 청년층에 대한 가변수를 생성하였다. 혼인상태의 기준 범주는 유배우자 집단이며, “별거, 이혼 또는 사별” 및 “미혼” 상태에 대한 가변수들을 고려하였다.

〈표 1〉 전체 표본과 하위집단에 대한 변수들의 기술통계

변수명	전체	남성	여성	청년층	중노년층
삶의만족도	5.67(1.90)	5.42(1.93)	5.93(1.83)	5.64(1.82)	5.70(1.94)
계층의식	4.60(1.68)	4.47(1.71)	4.73(1.64)	4.44(1.60)	4.70(1.72)
기회공정성	20.49(5.67)	20.27(5.86)	20.73(5.46)	19.09(5.70)	21.37(5.48)
4년제대학이상	46.8	49.0	44.6	67.7	33.7
전문대학	16.2	14.6	17.8	21.4	12.9
고졸이하	37.0	36.4	37.6	10.9	53.4
정규직	38.1	45.4	30.7	42.4	35.5
비정규직	13.4	13.0	13.8	11.9	14.3
자영/사업	12.7	15.2	10.1	3.9	18.1
취준/구직	11.7	11.3	12.1	20.9	6.0
비경활	24.1	15.1	33.3	20.9	26.1
가구소득	8.05(4.48)	8.00(4.43)	8.11(4.53)	8.17(4.48)	7.98(4.47)
정치적성향	3.06(.88)	3.05(.92)	3.06(.84)	3.26(.79)	2.93(.91)
사회자본	2.34(2.95)	2.57(3.11)	2.10(2.75)	1.75(2.64)	2.70(3.07)
차별/불이익경험	21.92(6.84)	21.58(7.03)	22.26(6.63)	21.91(7.00)	21.92(6.75)
유배우	62.8	61.6	64.1	35.9	79.6
별거/이혼/사별	7.7	5.8	9.7	.8	12.0
미혼	29.5	32.6	26.2	63.3	8.4

3. 분석 전략

본 논문에서는 다중회귀분석을 단계적으로 적용하여 매개효과와 조절효과를 검증하고자 한다. 먼저 전체적인 표본에 대해 일련의 내재적 모형들을 차례로 추정한다. 모형 1은 사회경제적 지위의 객관적 지표들을 비롯한 통제변수만을 포함한다. 모형 2에는 주관적 사회계층을, 모형 3에는 기회공정성 인식을, 모형 4에서는 주관적 사회계층과 지각된 기회공정성의 상호작용항을 추가한다. 따라서 모형 3은 주효과 포화모형이며, 모형 4는 상호작용 모형에 해당된다.

매개효과를 검증하는 하나의 방법은 모형 2에서 추정된 주관적 사회계층의 효과가 모형 3에서 기회공정성 변수의 투입으로 인해 얼마나 변하며 여전히 유의미한지를 검토하는 것이다. 본 논문에서는 매개효과의 통계적 검증과 효과의 강도를 산출하기 위해 Baron과 Kenny의 매개모형을 보완적으로 활용하였다(Baron & Kenny, 1986). 가설 1이 성립하기 위해서는 매개변수인 기회공정성 인식을 포함하지 않은 상태에서 예측변수인 주관적 사회계층의 직접 효과가 유의미해야 한다. 가설 2-1과 가설 2-2는 각각 삶의 만족도 대한 매개변수의 효과와 매개변수에 대한 예측변수의 효과가 유의미함을 의미한다. 가설 2에 해당되는 매개 효과의 존재 여부는 Sobel's test를 통해 살펴보았다. Sobel's test는 간접효과 계수의 정규분포를 가정하며 검정력이 상대적으로 약하다는 단점을 가지지만, PROCESS(Hayes, 2013)의 부트스트래핑 방법을 사용하더라도 실질적인 결과 차이가 존재하지 않았다.

본 연구에서는 조절효과와 관련된 가설 3의 기각 여부를 판단하기 위해 상기한 모형 4에서 기회공정성 인식과 주관적 사회계층의 상호작용항이 유의미한지를 검토한다. 상기한 대로 가설 3-1과 가설 3-2는 주관적 사회계층의 조절효과가 상이한 방식으로 나타날 수 있음을 뜻한다. 기회공정성 인식의 주효과가 (+)임을 감안할 때, 두 하위가설은 상호작용항 계수의 부호가 각각 음수와 양수일 경우에 성립하게 된다.

다음으로 하위집단 분석(subgroup analysis)을 적용하여 매개효과와 조절효과가 성별 및 연령집단별로 다르게 나타나는지를 살펴본다. 이를 위해 남성과 여성 집단, 청년층과 중노년층에 대해 각각 동일한 위계적 모형들을 추정한다. 각 집단에 대한 매개효과의 추가적 검증은 Sobel's test를 활용하였으며, 조절효과를 시각화하기 위해서 단순기울기(simple slopes) 접근을 채택하였다(Aiken & West, 1991; Cohen et al., 2003). 조절변수의 특정 값에서 예측변수의 단순기울기가 유의미한지를 검증하기 위해서 공변량행렬에 근거하여 기울기의 분산을 계산한 다음 t-test를 수행하였다(Preacher et al., 2006; Dawson, 2014). 종속변수와 범주형 변수들을 제외한 모든 변수들에 대해서 전체 평균

중심화(grand mean centering)를 적용하였다.

IV. 분석 결과

〈표 2〉에는 전체성인 표본에 대한 단계적 다중회귀모형의 추정 결과를 제시하였으며, 상호작용항이 빠져 있는 세 개의 모형들을 주효과 모형으로 간주할 수 있다. 모형 1에 의하면, 남성이 여성보다, 중노년층은 청년층보다, 별거, 이혼 또는 사별 상태인 경우, 그리고 미혼인 경우 기혼 상태에 비해 삶의 만족도가 유의미하게 낮게 나타난다. 삶의 만족도에 대한 가구소득의 정적 효과는 존재하지만, 교육수준 등 여타 사회경제적 지위의 객관적 지표들이 가지는 영향력은 미비한 편이다. 한편 높은 직업 지위를 가진 사람들과 더 적게 연결되어 있을수록, 일상과 사회생활에서의 차별이나 불이익 경험이 빈번할수록 삶의 만족도가 감소하는 경향이 있다.

모형 2에서 기혼 상태에서의 삶의 만족도 평균값과 별거, 이혼 또는 사별 상태에서의 평균값 간의 현저한 차이가 사라지지만, 기혼 상태와 미혼 상태일 때의 삶의 만족도 격차는 어느 정도 감소함에도 불구하고 여전히 유의미하게 남아 있다. 이는 별거, 이혼 또는 사별과 미혼 상태가 가져오는 부정적 결과의 배경 맥락이 상이함을 보여주는데, 전자의 상태들로 인한 삶의 만족도 하락은 주관적 계층의식주관적 사회계층과 깊게 연루되어 있음을 알 수 있다. 주관적 계층귀속감을 통제할 경우 가구소득의 효과 역시 통계적으로 유의미하지 않은 수준까지 감소하는데, 이는 주관적 사회계층이 객관적 사회경제적 지위와는 별개로 삶의 만족도에 대한 근인으로 작용함을 의미한다. 한편 계층귀속감을 투입하더라도 사회자본의 영향력에 비해 차별이나 불이익 경험의 영향력은 유의 수준에 있어서 실질적 변화를 보이지 않는데, 이러한 결과는 관계 자원의 양과 삶의 만족도 모두 주관적 사회계층에 의해 크게 좌우되기 때문에 나타나며, 차별 또는 불이익 경험이 계층귀속감과 독립적으로 여전히 삶의 만족도 저하에 기여하고 있음을 뜻한다.

주효과를 다루는 최종 모형 3에 대한 추정 결과를 살펴보면, 모형 2에서 유의미했던 대부분의 변수들은 여전히 삶의 만족도와 연관성이 높지만, 관계 자원의 효과는 기회공정성 인식이 추가됨으로써 더 이상 유의하지 않음을 알 수 있다. 이는 관계 자원과 삶의 만족도 간의 관계를 지각된 기회공정성이 매개하고 있음을 시사해준다. 반면 반복되는 차별 또는 불이익 경험은 기회공정성 인식과 독립적으로 삶의 만족도에 부정적 효과를 미친다. 기회공정성의 직접 효과에 비해 주관적 사회계층의 효과 크기는 더 강하다고

할 수 있는데, 가령 한국사회의 사회경제적 위계 구조를 크게 하층, 중간층, 상층으로 구분할 경우, 주관적 사회계층의 한 단위 변화(3.3)에 따라 삶의 만족도가 약 1.6만큼 변동하기 때문이다. 모형 2에서 주관적 사회계층의 회귀계수 .527은 모형 3에서 지각된 기회공정성을 통제할 경우 .501까지 감소하고 있다. 이러한 결과는 삶의 만족도가 사회계층 의식에 의해 직접 좌우되기도 하지만 기회공정성 인식을 통해 간접적으로도 영향 받고 있음을 시사해준다. 총효과(.527)은 직접효과(.501)과 간접효과(.570*.045)로 분해될 수 있으며, 이처럼 기회공정성 인식은 주관적 사회계층이 삶의 만족도에 미치는 효과를 부분 매개한다. 총효과 중에서 간접효과가 차지하는 비중을 나타내는 매개효과의 강도는 4.9%이며, Sobel's test의 통계량 $z(5.48)$ 은 매우 유의미한 것으로 나타났다.

〈표 2〉 전체성인 표본에 대한 다중회귀모형 추정 결과

변수명	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
남성	-.549(.068)***	-.403(.061)***	-.380(.060)***	-.378(.060)***
청년층	.233(.091)*	.302(.084)***	.354(.083)***	.353(.083)***
별거/이혼/사별	-.301(.141)*	-.080(.125)	-.111(.123)	-.116(.122)
미혼	-.433(.094)***	-.313(.087)***	-.322(.086)***	-.320(.086)***
고졸이하	-.094(.086)	.032(.078)	-.029(.077)	-.034(.077)
전문대	-.172(.094)	-.082(.084)	-.124(.083)	-.121(.083)
비정규직	-.154(.109)	-.025(.096)	-.019(.096)	-.012(.096)
자영/사업	.021(.105)	.009(.097)	.019(.095)	.026(.095)
취준/구직	-.014(.113)	.050(.104)	.080(.103)	.079(.103)
비경활	.131(.088)	-.022(.079)	.000(.078)	.004(.078)
가구소득	.075(.008)***	.006(.009)	.007(.008)	.007(.008)
정치성향	-.073(.039)	-.047(.035)	-.006(.035)	-.005(.035)
사회자본	.080(.012)***	.025(.011)*	.019(.011)	.020(.011)
차별/불이익경험	-.061(.005)***	-.043(.005)***	-.035(.005)***	-.035(.005)***
계층의식		.527(.022)***	.501(.022)***	.644(.066)***
기회공정성			.045(.006)***	.076(.015)***
계층의식*기회공정성				-.007(.003)*
상수	6.072(.088)***	5.866(.080)***	5.858(.079)***	5.856(.079)***
F	36.48***	80.73***	84.64***	81.64***
R ²	.157	.313	.328	.330
N	2967	2967	2967	2967

주) *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$. 모든 유의확률은 양측검정 기준. 괄호 안의 숫자는 표준오차임.

마지막으로, 모형 4에서는 주관적 사회계층과 지각된 기회공정성이 유의미하게 상호 작용하고 있음을 알 수 있다. 한국사회에서 기회가 공평하다고 인식할수록 삶의 만족도는 높아지지만, 이들의 정적 관계는 주관적 사회계층에 따라 달라진다. 삶의 만족도에 미치는 기회공정성 인식의 효과가 자신이 스스로 상층에 속한다고 생각할수록 약화된다는 점에서, 계층귀속감의 조절 작용은 기회공정성 인식의 영향력을 완충해주는 방식으로 나타나고 있다. 이러한 결과는 주관적 사회계층이 높아질수록 삶의 전반적 행복에 대한 평가가 기회 공정성 정도에 따라 좌우될 여지가 줄어들 수 있음을 의미한다. 다른 각도에서 보면, 한국사회의 기회 공정성에 대한 태도가 긍정적일수록 삶의 만족도의 사회계층적 경사면은 완만해질 수 있다.

〈표 3〉에서는 성별 집단별로 단계적 모형들에 대한 추정 결과를 요약해두었다. 주관적 사회계층의 독립적 효과는 하위집단 분석의 주된 관심사가 아니기 때문에 분석모형 1에 대한 결과 제시는 생략하였다. 먼저 모형 2를 보면, 주관적 사회계층이 추가됨에 따라 혼인 상태 변수들의 유의미한 효과가 사라지는데, 이는 남성 집단의 경우 사회계층적 위치가 별거, 이혼, 사별 상태와 미혼 상태로 인한 삶의 만족도 저하에 상당 부분 기여하고 있음을 의미한다. 한편 직전 모형에서 확인되었던 가구소득의 정적 효과 역시 더 이상 유의미하지 않으며, 주관적 사회계층은 가구소득을 비롯한 사회경제적 지위의 객관적 지표들과는 별개로 삶의 만족도에 강한 효과를 발휘하고 있다. 관계적 자원의 양은 물론 차별 내지 불이익 경험의 빈도 역시 주관적 계층 위치에 의해 좌우되고 있음에도 불구하고, 두 변인 모두 계층귀속감과 독립적으로 삶의 만족도를 영향을 미친다고 할 수 있다.

여성들의 경우, 동일한 모형 2에서 주관적 사회계층을 추가하더라도 미혼과 기혼 상태에서의 삶의 만족도 차이는 여전히 존재하는데, 미혼 남성 집단과는 대조적으로 미혼 여성들의 삶의 안녕감에 대한 전반적 평가는 계층적 위계상에서의 주관적 위치와 비교적 독립적임을 뜻한다. 남성들과는 달리 가구소득의 영향력 역시 주관적 사회계층이 투입된 후에도 유의미하며, 이는 여성들의 삶의 만족도에 있어서 계층귀속감과 별개로 소득이 여전히 중요할 수 있음을 보여준다. 남성 못지않게 여성들에게도 자신의 현재 삶에 대한 종합적 판단은 객관적 사회경제적 지위와 독립적으로 주관적 사회계층에 의해 크게 좌우됨을 알 수 있다. 모형 2에서 사회자본과 차별이나 불이익 경험의 효과는 남아 있으나 사회자본의 효과는 사라졌는데, 이러한 결과는 자아연결망에 내재된 자원의 양과 본인이 생각하는 계층적 위치 사이의 연관성이 남성들보다 상대적으로 더 크기 때문인 것으로 풀이된다.

다음으로 모형 3에 의하면, 삶의 만족도에 있어서 청년 남성과 중노년 남성의 차이, 그리고 별거, 이혼, 사별 상태의 남성과 기혼 남성의 차이는 유의미하게 존재한다. 모형 2에서 나타났던 인지된 관계 자원의 효과는 기회공정성 인식의 통제 하에서는 미약한 편이라고 할 수 있으며, 사회적 관계의 질에 따른 삶의 만족도 격차의 일정 부분이 한국 사회의 기회 불평등에 대한 인식에 의해 설명될 수 있음을 뜻한다. 이와는 대조적으로, 차별 또는 불이익은 기회 공정성 인식과는 별개로 삶의 만족도를 낮추는 일상과 사회생활의 부정적 경험이라고 할 수 있겠다. 앞서서와 마찬가지로 한국사회의 계층적 위치를 상층, 중간층, 하층으로 구분한다면, 계층귀속감이 한 단위만큼 증가함에 따라 삶의 만족도는 1.7만큼 높아질 것이다. 이처럼 삶의 만족도에 미치는 주관적 사회계층의 직접적 영향력은 다른 유관 변인들에 비해 비교적 강한 편이지만, 기회공정성 인식에 의해 매개되는 간접적 영향력 역시 고려될 필요가 있다. 추가 분석에 따르면, 총효과(.557)은 직접효과(.521)과 간접효과(.672*.054)로 분해되며, 매개효과 강도는 6.5%, Sobel's $z(4.74)$ 는 매우 유의미하다.

한편 모형 3에서 미혼 여성과 기혼 여성의 삶의 만족도 격차는 기회공정성에 대한 지각 정도를 통제하더라도 여전히 존재하며, 가구소득의 효과도 유의미한 것으로 나타난다. 또한 여성들의 삶의 만족도에 미치는 차별 내지 불이익 경험의 부정적 효과 역시 유지되고 있다. 한편 사회계층 의식과 삶의 만족도 간의 연관성은 한국사회의 기회 불평등에 대한 평가에 따라 소폭 감소할 뿐인데, 이는 기회공정성 인식에 의해 매개되는 주관적 사회계층의 간접 효과가 여성 집단에서 상대적으로 작은 편임을 의미한다. 실제로 추가분석에 의하면, 주관적 사회계층의 총효과(.487)은 직접효과(.472)와 간접효과(.450*.032)로 분해될 수 있으며, Sobel's $z(2.81)$ 은 유의미하나 매개효과의 강도는 3%에 불과하다. 여기에서 직접효과만을 따져보면, 한국사회의 사회경제적 위계를 세 개의 층으로 구분할 경우, 주관적 계층이 한 단계 상승함에 따라 삶의 만족도는 1.6만큼 증가하게 되는 셈이다.

마지막 모형 4에서 알 수 있듯이, 남성들의 삶의 만족도에 미치는 지각된 기회공정성의 영향력은 주관적 사회계층에 의해 유의미하게 변하고 있다. 한국사회의 기회 불평등이 낮다고 인식할수록 삶에 대한 전반적 만족감은 상승하지만, 이들의 연관성은 자신이 스스로 상층에 속한다고 생각할수록 약해지기 때문이다. 달리 말하면, 삶의 만족도에 대한 기회공정성 인식의 설명력은 주관적 사회계층이 높아짐에 따라 감소하는 경향을 보인다.

반면 동일한 모형에 대한 추정 결과를 보면, 기회공정성 인식과 주관적 사회계층의

상호작용항은 유의미하지 않은 것으로 나타나고 있다. 남성들과는 대조적으로 여성들의 삶의 만족도에 미치는 지각된 기회공정성의 효과는 본인이 사회경제적으로 어떤 계층에 속하는지에 대한 판단에 의해 변하지 않는다. 달리 보자면, 이러한 결과는 여성들의 경우 삶의 만족도에 대한 주관적 사회계층에 따른 경사면이 한국사회의 기회 불평등에 대한 평가와 무관하게 형성되어 있음을 의미한다.

〈표 3〉 성별 표본에 대한 다중회귀모형 추정 결과

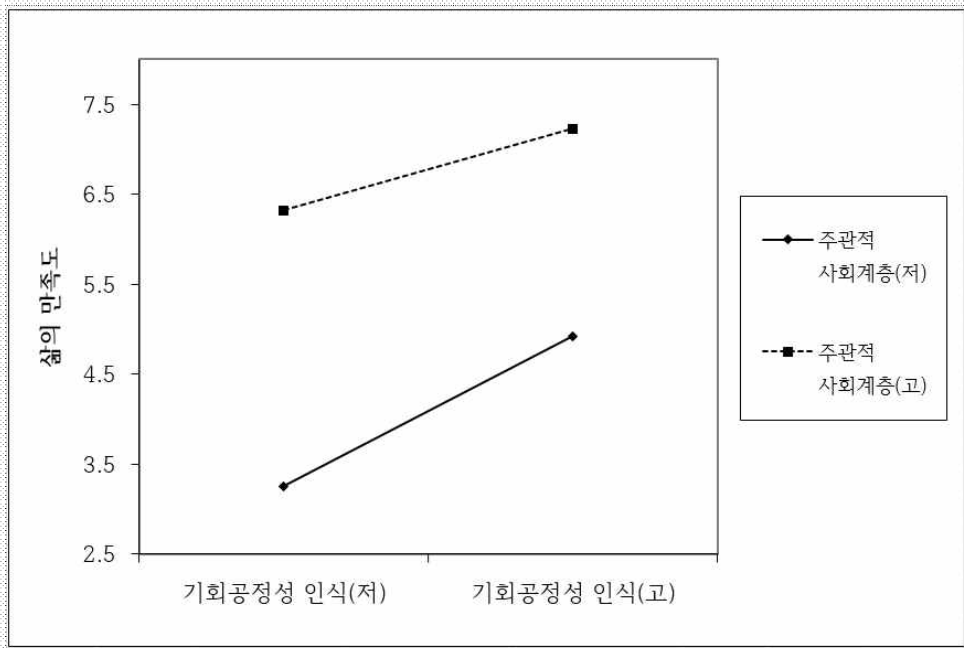
변수명	남성			여성		
	모형 2	모형 3	모형 4	모형 2	모형 3	모형 4
청년층	.456(.121)***	.490(.116)***	.505(.117)***	.134(.117)	.188(.119)	.189(.119)
별거/이혼/사별	-.346(.202)	-.378(.193)*	-.386(.190)*	.071(.157)	.051(.156)	.052(.156)
미혼	-.232(.130)	-.243(.126)	-.249(.126)*	-.438(.122)***	-.436(.122)***	-.437(.121)***
고졸이하	.041(.110)	-.044(.109)	-.051(.109)	.044(.108)	.007(.107)	.008(.107)
전문대	-.071(.120)	-.133(.117)	-.125(.117)	-.087(.117)	-.108(.117)	-.109(.117)
비정규직	.011(.137)	.018(.138)	.028(.137)	-.070(.138)	-.064(.137)	-.065(.137)
자영/사업	-.024(.125)	-.015(.124)	-.001(.123)	.058(.153)	.072(.150)	.071(.150)
취준/구직	-.010(.154)	.024(.150)	.027(.150)	.099(.142)	.119(.141)	.120(.141)
비경활	-.032(.133)	-.022(.130)	-.003(.129)	-.065(.104)	-.038(.104)	-.038(.104)
가구소득	-.010(.011)	-.008(.011)	-.009(.011)	.023(.011)*	.023(.011)*	.023(.011)*
정치성향	-.068(.047)	-.012(.046)	-.014(.046)	-.012(.051)	.011(.051)	.011(.051)
사회자본	.033(.015)*	.025(.015)	.028(.015)	.019(.017)	.015(.017)	.015(.017)
차별/불이익	-.044(.006)***	-.037(.006)***	-.037(.006)***	-.041(.006)***	-.033(.007)***	-.033(.007)***
계층의식	.557(.031)***	.521(.031)***	.796(.089)***	.487(.032)***	.472(.032)***	.449(.097)***
기회공정성		.054(.008)***	.114(.020)***		.032(.009)***	.027(.024)
계층의식*공정성			-.014(.004)**			.001(.004)
상수	5.397(.095)***	5.434(.092)***	5.426(.092)***	5.953(.113)***	5.929(.113)***	5.929(.113)***
F	45.72***	51.25***	50.23***	37.89***	37.29***	35.78***
R ²	.327	.350	.356	.282	.290	.290
N	1499	1499	1499	1468	1468	1468

주) *** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05. 모든 유의확률은 양측검정 기준. 괄호 안의 숫자는 표준오차임.

〈그림 2〉는 남성 집단에서 지각된 기회공정성과 삶의 만족도의 관계가 사회계층 의식에 따라 변화하는 양상을 시각화한 것이다. 여기에 표시된 삶의 만족도 점수들은 기회공정성 평가 점수의 평균값과 주관적 사회계층의 평균 위치로부터 ±1SD(표준편차)만큼 떨어진 값들에서 예측된 것이다. 본인이 속한 계층을 평균보다 더 낮게 평가할 경우의

단순기울기(.148)는 평균보다 더 높게 평가할 경우의 기울기(.080)보다 큰 편이며, 두 기울기 모두 통계적으로 유의미하다($t=5.57$, $t=5.82$). 이처럼 남성들의 삶에 대한 전반적 만족감은 자신을 하층(상층)이라고 인식할수록 한국사회의 기회 불평등 평가에 더 민감(둔감)하게 반응하는 경향을 띤다. 상호작용의 대칭성을 고려할 때, 이들의 삶의 만족도에 미치는 주관적 사회계층의 영향력은 한국사회의 제 영역에서 주어진 기회들이 불공정(공정)하다고 지각할수록 커진다(작아진다)고 할 수 있다.

〈그림 2〉 남성 집단에서 주관적 사회계층에 따른 기회공정성 인식 효과의 변화



〈표 4〉에서는 연령집단별로 단계적 다중회귀모형의 추정 결과를 요약해두었다. 먼저 사회계층 의식을 모형 2에 투입할 경우, 청년층 내에서 미혼 상태와 기혼 상태의 삶의 만족도 격차는 여전히 존재하지만, 교육수준의 영향력은 유의미하지 않게 되며, 가구소득의 효과 역시 크게 감소한다. 여기에 제시하지 않았지만 청년층에 대한 모형 1에서만 발견된 학력에 따른 차이는 물론 소득의 영향력 역시 주관적 계층 위치에 의해 상당 부분 매개되고 있으나, 학업, 가사 등으로 인해 경제활동에 참여하지 않는 청년과 정규직 청년 집단의 격차는 근소하게 남아 있다. 한편 주관적으로 느끼는 본인의 사회경제적 지위는 객관적 지위 지표들과는 별개로 삶의 만족도에 강하게 결부되어 있으며, 동일

가능한 관계적 자원의 정적 효과와는 달리 실제적인 차별이나 불이익 경험으로 인한 삶의 만족감의 하락은 계층귀속감과 독립적으로 일어난다고 할 수 있다.

한편 모형 2에서 중노년층의 경우 성별 차이는 여전히 유의하나 혼인상태에 따른 삶의 만족도 차이들은 근소해 보인다. 이는 미혼, 별거, 이혼 또는 사별로 인한 중노년기의 삶의 만족감 저하가 주관적 계층 위치와 관련되어 있음을 뜻한다. 한편 고졸 이하 학력을 가진 집단이 대졸 이상 고학력 집단보다, 정규직에 종사하는 집단이 비경제활동 집단보다 자신들의 삶에 더 만족하는 것으로 나타났다. 삶의 만족도에 미치는 가구소득의 직접적 영향력은 계층귀속감의 존재 하에 더 이상 유의미하지 않지만, 사회자본의 효과는 큰 폭으로 감소했음에도 불구하고 유효하게 남아 있다. 일상생활과 사회에서의 차별이나 불이익 경험은 주관적 사회계층과 별개로 삶에 대한 전반적 평가를 부정적이게 만든다. 청년층과 마찬가지로 중노년층의 삶에 대한 주관적 안녕감 역시 객관적 사회경제적 지위와는 독립적으로 자신들이 속해 있다고 믿는 계층 위치에 의해 좌우됨은 물론이다.

다음으로 모형 3에서 기회공정성 인식을 추가로 통제하더라도 미혼 청년들의 삶의 만족도는 여전히 기혼 청년들보다 유의미하게 낮으며, 고졸 이하의 청년들과 전문대 학력을 가진 청년들의 삶의 만족감 모두 4년제 대학 이상의 교육을 받은 청년들에 비해 더 떨어지는 것으로 나타난다. 또한 경제활동에 참여하지 않고 있는 집단과 정규직에 종사하는 집단 간의 삶의 만족도 차이도 여전히 존재한다고 말할 수 있다. 일상과 사회생활에서 차별이나 불이익을 당한 경험이 많을수록 본인의 현재 삶에 대해 불만족을 느끼게 되는 경향 역시 한국사회에 대한 기회 불평등 인식과 별개로 작용한다. 사회계층 의식의 효과는 사회경제적 지위의 객관적 지표들과는 독립적으로 유의미하며, 자신이 속해 있다고 생각하는 계층이 한 단계만큼 상승한다면 청년들의 삶의 만족도는 1.6만큼 높아질 것이다. 한편 기회공정성 인식은 삶의 만족도에 직접적으로 영향을 미칠 뿐만 아니라 계층귀속감의 효과를 부분 매개하기도 한다. 주관적 사회계층의 총효과(.528)은 직접효과(.498)과 간접효과(.653*.045)로 구성되며, 매개효과의 강도는 5.7%이다(Sobel's $z=3.47$).

한편 중노년층의 경우, 모형 3에서 기회공정성 인식 변수가 투입되더라도 성별에 따른 삶의 만족도 차이는 남아 있지만, 앞서 관찰되었던 교육 수준 및 경제활동 집단별 격차는 최종적으로 유의미하지 않은 것으로 나타나고 있다. 청년층과는 대조적으로 사회자본에 따른 삶의 만족도 격차는 계속 존재한다고 볼 수 있으며, 차별이나 불이익 경험은 한국사회의 기회 불평등에 대한 지각과 별개로 삶에 대한 전반적 만족감을 낮추는 공통 요인이 되고 있다. 주관적 사회계층의 효과는 사회경제적 지위와 관련된 객관적 지표들을 통제하더라도 매우 유의미한데, 세 단계의 계층 구조에서 한 단계만큼 상승한

다면 중노년층의 삶의 만족도는 1.6만큼 증가하게 된다. 기회공정성 인식은 삶의 만족도와 직접적으로 연관되어 있을 뿐만 아니라 주관적 사회계층의 효과를 전달해주는 역할을 수행하기도 한다. 추가 분석에 의하면, 사회계층 인식의 총효과(.520)은 직접효과(.498)과 간접효과(.506*.044)로 분해될 수 있으며, 매개효과의 강도는 4.2%, Sobel's z는 3.99이다.

〈표 4〉 연령별 표본에 대한 다중회귀모형 추정 결과

변수명	청년			중노년		
	모형 2	모형 3	모형 4	모형 2	모형 3	모형 4
남성	-.133(.092)	-.136(.091)	-.119(.091)	-.618(.081)***	-.575(.080)***	-.576(.080)***
별거/이혼/사별	-.059(.559)	-.069(.556)	-.067(.555)	-.105(.130)	-.128(.128)	-.131(.127)
미혼	-.430(.104)***	-.444(.102)***	-.432(.102)***	-.261(.162)	-.249(.160)	-.251(.160)
고졸이하	-.292(.165)	-.395(.162)*	-.402(.162)*	.191(.092)*	.140(.091)	.138(.091)
전문대	-.209(.113)	-.244(.112)*	-.243(.112)*	.051(.125)	.002(.123)	.003(.123)
비정규직	.114(.158)	.126(.159)	.130(.158)	-.111(.122)	-.106(.121)	-.099(.121)
자영/사업	.303(.262)	.339(.252)	.340(.251)	-.098(.106)	-.089(.105)	-.083(.105)
취준/구직	.130(.136)	.154(.134)	.138(.133)	.045(.168)	.081(.167)	.088(.166)
비경활	.237(.118)*	.236(.117)*	.241(.117)*	-.223(.106)*	-.181(.105)	-.177(.105)
가구소득	.005(.012)	.004(.012)	.004(.012)	.009(.010)	.012(.010)	.012(.010)
정치성향	-.080(.061)	-.037(.062)	-.033(.062)	-.030(.042)	.010(.042)	.010(.042)
사회자본	-.017(.020)	-.020(.020)	-.017(.020)	.048(.013)***	.040(.013)**	.041(.013)**
차별/불이익	-.041(.007)***	-.034(.007)***	-.033(.007)***	-.044(.006)***	-.035(.006)***	-.035(.006)***
계층의식	.528(.035)***	.498(.035)***	.739(.111)***	.520(.029)***	.498(.029)***	.604(.087)***
기회공정성		.045(.010)***	.099(.024)***		.044(.008)***	.067(.021)**
계층의식*공정성			-.013(.005)*			-.005(.004)
상수	6.049(.108)***	6.119(.105)***	6.101(.105)***	5.949(.102)***	5.919(.102)***	5.917(.102)***
F	30.40***	32.53***	30.49***	60.06***	61.65***	59.21***
R2	.304	.322	.327	.330	.343	.344
N	1118	1118	1118	1849	1849	1849

주) *** p<0.001, ** p<0.01, * p<0.05. 모든 유의확률은 양측검정 기준. 괄호 안의 숫자는 표준오차임.

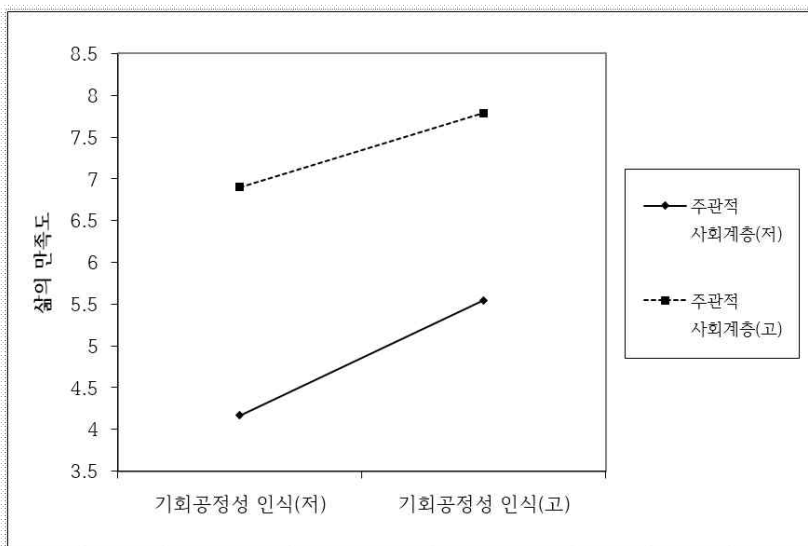
청년층의 경우, 마지막 모형 4의 사회계층 인식과 기회공정성 인식 간의 상호작용항은 유의미한 것으로 확인되었다. 삶에 대한 전반적 만족감은 한국사회의 주요 영역들에서 기회가 공정하게 주어진다고 지각할수록 상승하지만, 이와 같은 정적 관계는 본인이 상층에 속한다고 느낄수록 약화되는 양상을 띤다. 달리 보자면, 청년들의 삶의 만족도는

자신의 사회경제적 지위를 하층으로 인식할수록 한국사회의 기회 불평등 인식에 더 민감하게 반응하는 경향이 있다.

이와는 대조적으로, 동일한 모형 4에서 중노년 집단에게 주관적 사회계층과 지각된 기회공정성의 상호작용은 유의미하지 않음을 알 수 있다. 이들 사이에서 기회공정성 인식은 자신이 사회경제적으로 어떤 계층에 속하는지에 대한 판단과 별개로 삶의 만족도에 영향을 미치며, 마찬가지로 사회계층 의식의 효과 역시 한국사회의 기회 불평등 구조에 대한 평가와 독립적으로 작용하는 듯하다.

〈그림 3〉은 청년 집단에서 기회공정성 인식에 따른 삶의 만족도의 변화가 사회계층 의식에 의해 조절되는 양상을 보여준다. 〈그림 2〉와 동일한 방식으로 지각된 기회공정성과 주관적 계층 위치의 평균값들로부터 표준편차만큼 벗어난 지점들에서 예측된 삶의 만족도 점수들이 표시되어 있다. 자신의 주관적 계층을 평균보다 더 낮다고 생각하는 집단의 단순기울기(.122)는 평균보다 더 높다고 생각하는 집단의 그것(.078)보다 가파르며, 두 경우에서 모두 기울기가 없다는 영가설이 기각될 수 있다($t=3.70$, $t=4.74$). 요컨대, 청년들의 삶에 대한 주관적 만족도는 자기 자신을 하층(상층)이라고 느낄수록 지각된 기회공정성에 의해 더 많이(적게) 좌우되는 경향을 보인다. 상호작용의 대칭성을 고려할 경우, 2-30대의 삶의 만족도에 미치는 주관적 계층 위치의 효과는 한국사회의 기회공정성을 긍정적(부정적)으로 평가할수록 감소(증가)하게 된다고 해석할 수 있다.

〈그림 3〉 청년 집단에서 주관적 사회계층에 따른 기회공정성 인식 효과의 변화



V. 토론 및 결론

본 연구의 주목적은 삶의 만족도에 영향을 미치는 주관적 사회계층 의식과 기회공정성 인식의 효과가 성별과 연령집단별로 어떻게 상이하게 결합되어 작동하는지를 규명하는 것이다. 주요 발견들을 요약하면 다음과 같다. 첫째, 한국인의 삶의 만족도에 대한 사회계층적 경사면을 설명할 수 있는 공통된 요인은 가구소득이지만, 주관적 계층귀속감의 효과는 사회경제적 지위의 객관적 지표들을 통제하더라도 여전히 유의미하게 나타난다. 사회계층 의식은 가구소득, 교육수준, 고용상태와 같은 궁극적 원인들과는 별도로 한국인의 주관적 안녕감에 보다 근접한 예측 변인으로 작용하고 있다(가설 1 지지). 이러한 결과는 주관적 사회계층의 독립적 영향력을 보여주는 기존 연구 결과들과 맥을 같이 한다(윤인진·김상돈, 2008; 구재선·서은국, 2011; 이연경·이승중, 2017).

둘째, 한국사회의 제반 영역에서 기회가 공평하게 주어졌다고 인식할수록 현재 삶에 대한 만족감은 증가하며, 본인이 계층사다리의 상층에 속한다고 생각할수록 기회공정성을 높게 지각하는 경향이 있다. 기회공정성 인식은 주관적 사회계층이 삶의 만족도에 미치는 효과를 부분 매개하며(가설 2 지지), 기회공정성 인식부터 삶의 만족도까지의 경로(가설 2-1 지지)과 주관적 사회계층에서 기회공정성 인식으로 이어지는 경로(가설 2-2 지지) 모두 매우 유의미한 것으로 확인되었다. 전자의 결과는 한국인의 주관적 안녕감이 자신이 아닌 사회 구성원에게 주어지는 기회들이 얼마나 균등한가와 같은 거시적 공정성에도 민감하게 반응함을 보여준다(이양호 외, 2013). 한편 우리사회의 기회공정성에 대한 평가가 주관적 계층 지위를 반영한다는 사실은 체제정당화 가설보다는 계층화 모형의 자기 이익 가설(self-interest hypothesis)을 지지해주며, 기회불평등 인식의 예측 요인들을 살펴본 국내 선행 연구 결과들과도 부합된다(김영미, 2016; 이병훈, 2017; 이희정, 2018).

셋째, 주관적 사회계층은 삶의 만족도에 대한 기회공정성 인식의 효과가 발현되는 맥락적 조건으로 작용한다. 삶의 만족도가 한국사회의 기회공정성에 대한 전반적인 평가에 의해 좌우되더라도, 이들의 관계는 주관적 사회계층에 따라 달라지기 때문이다(가설 3 지지). 기회공정성 인식과 삶의 만족도의 연관성은 본인의 사회경제적 지위를 높게 판단할수록 약화되는 반면 낮게 판단할수록 강화되는데, 이처럼 계층귀속감은 지각된 기회공정성의 효과를 완충해주는 역할을 수행한다(가설 3-1 지지). 달리 말하면, 주관적인 계층 위치가 상층에서 하층으로 이동할수록 동일한 사회경제적 집단 내에서 기회공정성 인식에 따른 삶의 만족도 차이는 커지는 경향이 있다. 이러한 결과는 사회계층구조에서

불리한 위치에 놓여 있을수록 기회공정성이 주는 혜택을 더 중요하게 생각하며, 상층에 위치할수록 주변 사람들로부터 동원할 수 있는 대체 자원들이 존재하기 때문일 것이다. 상호작용의 대칭성을 감안하여 사회계층 의식과 삶의 만족도의 연관성에 초점을 맞출 경우, 이들의 정적 관계는 한국사회의 기회 공정성을 긍정적으로 평가할수록 약화되지만 부정적으로 판단할수록 강화된다고도 볼 수 있다. 따라서 사회구성원들에게 주어지는 기회의 불평등을 심각하게 인식할수록 기회공정성에 대한 유사한 관용도를 가진 집단 내에서 주관적 사회계층에 따른 삶의 만족도 격차는 벌어지게 된다.

넷째, 삶의 만족도에 미치는 주관적 사회계층의 효과가 지각된 기회공정성에 의해 매개되는 방식은 성별 및 연령집단별로 다르다(가설 4 지지). 각각의 경로를 살펴보면, 기회공정성 인식과 삶의 만족도의 연관성은 오히려 여성보다 남성 집단에서 더 현저히 나타나며, 연령집단별 차이는 존재하지 않는다(가설 4-1 기각). 한편 기회공정성 인식에 대한 주관적 사회계층의 효과 역시 남성 표본에서 더 큰 편이지만, 중노년층에 비해 청년층에서 더 강하게 작용한다(가설 4-2 제한적 지지). 종합해보면, 기회공정성 인식의 매개효과는 연령집단보다는 성별에 따라 뚜렷한 차이를 보이고 있으며, 매개강도는 남성 집단, 청년층, 중노년층, 여성 집단 순으로 작아진다. 이상의 결과들은 집단별 차등적 매개효과에 관한 연구 가설들을 부분적으로만 지지하고 있다. 한국사회의 불평등 구조 하에서 여성과 청년층의 상대적 불리함을 감안할 때, 이들 집단에서 모두 삶의 만족도에 미치는 기회공정성의 효과가 더 강하게 나타날 뿐만 아니라 사회경제적 지위에 따른 기회 불평등에 대해서도 더 민감할 것이라고 예상했었기 때문이다. 특히 첫 번째 경로에 대한 결과는 공정성 인식에 대한 계층화 모형의 설명방식과는 상반된다고 볼 수 있는데, 이는 한국사회에서 남성 집단에 비해 계층 이동성의 여지가 상대적으로 낮은 여성들의 경우 주관적 사회계층이 상승하더라도 기회공정성에 대한 태도가 그만큼 긍정적으로 변하지 않는 듯하다.

마지막으로, 삶의 만족도에 대한 지각된 기회공정성의 효과를 주관적 사회계층이 조절하는 방식 역시 성별 및 연령집단별로 차별적이다(가설 5 지지). 앞서 기회공정성 인식과 삶의 만족도 간의 정적 관계는 자신의 사회경제적 지위를 상층으로 귀속할수록 약화되었는데, 이와 같은 조절효과는 여성보다 남성들 사이에서, 반면 중노년층보다는 청년층에서 더 강하게 나타난다(가설 5-1 제한적 지지). 이들 두 집단에서는 자신을 상층(하층)으로 인식할수록 삶의 만족도가 기회공정성 인식에 더 둔감(민감)해지며, 한국사회에 기회불평등이 낮다고(높다고) 지각할수록 삶의 만족도에 미치는 주관적 계층 위치의 영향력은 더 작아진다(커진다). 이처럼 집단별 차등적 조절효과에 대한 연구 가설들도 부

분적으로만 지지되고 있는데, 여성 집단에 비해 상대적으로 유리한 위치를 선점한 남성 집단과는 달리 사회계층적으로 불리한 위치에 놓여 있는 청년층에서 오히려 기회 공정성 인식이나 계층귀속감에 따라 삶에 대한 주관적 만족감이 더 불균등하게 분포하기 때문이다.

지면의 제약으로 인해 본문에서 자세히 다룰 수 없었으나, 성·연령 교차 집단별 분석 결과들은 남성 집단과 청년층의 특수한 정체성을 확인해주고 있다. 먼저 기회공정성 인식의 매개 효과는 청년 남성 집단에서 가장 유의미하며(Sobel's $z=3.50$), 간접효과가 총 효과에서 차지하는 비중은 8.6%에 달한다. 한편 중노년 남성($z=3.20$)과 중노년 여성($z=2.50$)과는 달리, 청년 여성들의 기회공정성 인식은 주관적 사회계층의 영향을 덜 받으며 삶의 만족도는 기회공정성 인식과 무관하다($z=1.18$). 조절 작용의 경우에도 청년 남성과 중노년 남성에서만 지각된 기회공정성과 주관적 사회계층의 부적 상호작용 효과가 유의미한 것으로 나타났다(각각 $p=.027$, $p=.016$). 이들 결과는 청년 남성 집단이 한국사회의 기회공정성에 가장 민감하다는 세간의 담론을 일정 부분 지지해주는 듯하다(천관율·정한울, 2019).

본 연구는 한국사회에서 주관적 사회계층이 사회경제적 지위의 객관적 지표들과는 독립적으로 삶의 만족도에 대한 주된 예측 변인이며, 한국인의 주관적 안녕감이 불평등의 물질적 측면뿐만 아니라 비물질적 측면과도 깊게 연관되어 있음을 시사해준다. 자신의 이해관계와 직접적으로 연계되지 않은 거시적 수준의 불평등에 관한 인식일지라도 주어진 기회구조와 과정의 공정성에 관한 사회구성원들의 태도는 주관적 계층 지위를 반영하며 동시에 삶의 만족도에 영향을 미친다. 또한 한국사회에서 삶에 대한 전반적 평가가 기회공정성 지각에 의해 좌우되는 정도는 자신의 계층을 어떻게 인식하느냐에 달려 있다. 이는 삶의 만족도가 사회계층 구조상의 상대적 위치에 의해 결정되더라도 기회 불평등에 대한 반응에 따라 주관적 안녕감의 사회계층적 경사면이 가변적일 수 있음을 의미하기도 한다. 본 연구는 한국사회의 기회 불평등을 줄일 수 있는 정책적 개입의 중요성을 거듭 상기시켜주는 한편, 기회공정성의 매개과정과 주관적 사회계층의 조절작용 모두 남성 집단과 청년층에서 더 현저하게 나타난다는 사실을 보여줌으로써, 인구 하위집단별로 삶의 객관적 여건들은 물론 구체적인 일상의 경험과 정체성에 관한 심층적 이해가 필요함을 제안한다.

참고문헌

- 강성진. (2010). 한국인의 생활만족도 결정요인 분석. 「경제학연구」, 58(1): 5-36.
- 구교준·김희강·최영준·이희철·박일주. (2016). 우리는 기회가 균등한 사회에 살고 있는가?. 「행정논총」, 54(2): 31-59.
- 구재선·서은국. (2011). 한국인, 누가 언제 행복한가?. 「한국심리학회지: 사회 및 성격」, 25(2): 143-166.
- 김영미. (2016). 계층화된 젊음: 일, 가족형성에서 나타나는 청년기 기회불평등. 「사회과학논집」, 47(2): 27-52.
- 김재우. (2017). 한국인과 일본인의 주관적 행복: 생애주기별 결정요인 비교. 「한국사회학」, 51(4): 1-46.
- 김한성·이유신. (2013). 결혼이주여성의 삶의 만족도: 지역사회 특성과 차별경험을 중심으로. 「한국사회학」, 47(2): 177-209.
- 류지아. (2016). 행복에 대한 소득의 상대적 효과: 위계선형모형의 수준간 상호작용을 사용한 분석. 「한국사회학」, 50(1): 255-288.
- 윤인진·김상돈. (2008). 사회경제적 지위와 주관적 계층의식이 생활만족도에 미치는 영향. 「도시행정학보」, 21(2): 153-185.
- 이병훈. (2017). 기회 불평등에 대한 국민 인식태도의 인과 분석. 「한국사회정책」, 24(2): 157-179.
- 이양호·지은주·권혁용. (2013). 불평등과 행복: 한국의 사례. 「한국정치학회보」, 47(2): 25-42.
- 이연경·이승종. (2017). 사회계층이 행복에 미치는 영향에 관한 연구: 객관적 계층과 주관적 계층 의식을 중심으로. 「행정논총」, 55(1): 1-39.
- 이희정. (2018). 청년층 계층인식 변화가 공정성 인식에 미치는 영향 분석. 「한국사회학」, 52(3): 119-164.
- 임재영·구교준·최슬기. (2016). 불평등과 행복: Sen의 역량이론의 관점에서 본 불평등의 작동 메커니즘. 「행정논총」, 54(3): 175-198.
- 장승진. (2011). 행복의 정치경제학: 소득불평등에 대한 인식이 한국인들의 삶의 만족도에 끼치는 영향. 「한국정당학회보」, 10(2): 43-66.
- 정순돌·성민현. (2012). 연령집단별 사회적 자본과 삶의 만족도 관계비교. 「보건사회연구」, 32(4): 249-272.
- 천관울·정한울. (2019). 20대 남자: '남성 마이너리티' 자의식의 탄생. 서울: 참언론 시사인북.
- 한준·김석호·하상응·신인철. (2014). 사회적 관계의 양면성과 삶의 만족. 「한국사회학」, 48(5): 1-24.
- Aiken, L. S., & West, S. G. (1991). *Multiple Regression: Testing and Interpreting Interactions*. Newbury, CA: Sage Publications.
- Alesina, A., Di Tella, R., & MacCulloch, R. (2004). Inequality and happiness: are Europeans and Americans different?. *Journal of Public Economics*, 88(9-10): 2009-2042.

- Anderson, C., Kraus, M. W., Galinsky, A. D., & Keltner, D. (2012). The local-ladder effect: Social status and subjective well-being. *Psychological Science, 23*(7): 764-771.
- Argyle, M. (2001). *The Psychology of Happiness* (2nd edition). London: Routledge.
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator–mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology, 51*(6): 1173-1182.
- Beja, E. L. (2014). Subjective well-being analysis of income inequality: Evidence for the industrialized and emerging economies. *Applied Research in Quality of Life, 9*(2): 139-156.
- Berg, M., & Veenhoven, R. (2010). Income inequality and happiness in 119 nations. In B. Greve (Ed.), *Social Policy and Happiness in Europe* (pp.174-194). Cheltenham, UK.: Edgar Elgar.
- Bourdieu, P. (1986). The forms of capital. In J. G. Richardson (Ed.), *Handbook of Theory and Research for the Sociology of Education* (pp.241-258). New York: Greenwood.
- Boyce, C. J., Brown, G. D., & Moore, S. C. (2010). Money and happiness: Rank of income, not income, affects life satisfaction. *Psychological Science, 21*(4): 471-475.
- Cheung, F. (2016). Can income inequality be associated with positive outcomes? Hope mediates the positive inequality–happiness link in rural China. *Social Psychological and Personality Science, 7*(4): 320-330.
- Cheung, F., & Lucas, R. E. (2014). Assessing the validity of single-item life satisfaction measures: Results from three large samples. *Quality of Life research, 23*(10): 2809-2818.
- Clark, A. E., Frijters, P., & Shields, M. A. (2008). Relative income, happiness, and utility: An explanation for the Easterlin paradox and other puzzles. *Journal of Economic Literature, 46*(1): 95-144.
- Cohen, J., Cohen, P., West, S. G., & Aiken, L. S. (2003). *Applied Multiple Regression/Correlation Analysis for the Behavioral Sciences*. (3rd edition). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Correia, I., Batista, M. T., & Lima, M. L. (2009). Does the belief in a just world bring happiness? Causal relationships among belief in a just world, life satisfaction and mood. *Australian Journal of Psychology, 61*(4): 220-227.
- Crooker, K. J., & Near, J. P. (1998). Happiness and satisfaction: Measures of affect and cognition?. *Social Indicators Research, 44*(2): 195-224.
- Curhan, K. B., Levine, C. S., Markus, H. R., Kitayama, S., Park, J., Karasawa, M., ... & Ryff, C. D. (2014). Subjective and objective hierarchies and their relations to psychological well-being: A US/Japan comparison. *Social Psychological and Personality Science, 5*(8): 855-864.

- Curtis, J., & Andersen, R. (2015). How social class shapes attitudes on economic inequality: The competing forces of self-interest and legitimation. *International Review of Social Research*, 5(1): 4-19.
- Dalbert, C. (1999). The world is more just for me than generally: About the personal belief in a just world scale's validity. *Social Justice Research*, 12(2): 79-98.
- Dawson, J. F. (2014). Moderation in management research: What, why, when, and how. *Journal of Business and Psychology*, 29(1): 1-19.
- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 95(3): 542-575.
- Diener, E. (2000). Subjective well-being: The science of happiness and a proposal for a national index. *American Psychologist*, 55(1): 34-43.
- Dolan, P., Peasgood, T., & White, M. (2008). Do we really know what makes us happy? A review of the economic literature on the factors associated with subjective well-being. *Journal of Economic Psychology*, 29(1): 94-122.
- Easterlin, R. A. (2006). Life cycle happiness and its sources: Intersections of psychology, economics, and demography. *Journal of Economic Psychology*, 27(4): 463-482.
- Ferraro, K. F., Shippee, T. P., & Schafer, M. H. (2009). Cumulative inequality theory for research on aging and the life course. In V. L. Bengtson, D. Gans, N. M. Putney, & M. Silverstein (Eds.), *Handbook of Theories of Aging* (pp.413-434). New York: Springer.
- Festinger, L. (1954). A theory of social comparison processes. *Human Relations*, 7(2): 117-140.
- Hadler, M. (2005). Why do people accept different income ratios? A multi-level comparison of thirty countries. *Acta Sociologica*, 48(2): 131-154.
- Haller, M., & Hadler, M. (2006). How social relations and structures can produce happiness and unhappiness: An international comparative analysis. *Social Indicators Research*, 75(2): 169-216.
- Harrison, D. A., Kravitz, D. A., Mayer, D. M., Leslie, L. M., & Lev-Arey, D. (2006). Understanding attitudes toward affirmative action programs in employment: Summary and meta-analysis of 35 years of research. *Journal of Applied Psychology*, 91(5): 1013-1036.
- Hayes, A. F. (2013). *Introduction to Mediation, Moderation, and Conditional Process Analysis: A Regression-based Approach*. New York, NY: The Guilford Press.
- Hori, M., & Kamo, Y. (2018). Gender differences in happiness: the effects of marriage, social roles, and social support in East Asia. *Applied Research in Quality of Life*, 13(4): 839-857.
- Humpert, S. (2013). Gender differences in life satisfaction and social participation. *International Journal of Economic Sciences and Applied Research*, 6(3): 123-142.

- Inglehart, R., Foa, R., Peterson, C., & Welzel, C. (2008). Development, freedom, and rising happiness: A global perspective (1981-2007). *Perspectives on Psychological Science*, 3(4): 264-285.
- Jost, J. T., & Banaji, M. R. (1994). The role of stereotyping in system-justification and the production of false consciousness. *British Journal of Social Psychology*, 33(1): 1-27.
- Jost, J. T., Banaji, M. R., & Nosek, B. A. (2004). A decade of system justification theory: Accumulated evidence of conscious and unconscious bolstering of the status quo. *Political Psychology*, 25(6): 881-919.
- Jost, J. T., & Hunyady, O. (2005). Antecedents and consequences of system-justifying ideologies. *Current Directions in Psychological Science*, 14(5): 260-265.
- Kroll, C. (2011). Different things make different people happy: Examining social capital and subjective well-being by gender and parental status. *Social Indicators Research*, 104(1): 157-177.
- Lewin-Epstein, N., Kaplan, A., & Levanon, A. (2003). Distributive justice and attitudes toward the welfare state. *Social Justice Research*, 16(1): 1-27.
- Lin, N. (1999). Social networks and status attainment. *Annual Review of Sociology*, 25(1): 467-487.
- Lin, N. (2000). Inequality in social capital. *Contemporary Sociology*, 29(6): 785-795.
- Lin, N., & Dumin, M. (1986). Access to occupations through social ties. *Social Networks*, 8(4): 365-385.
- Luttmer, E. F. (2005). Neighbors as negatives: Relative earnings and well-being. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(3): 963-1002.
- Mirowsky, J., & Ross, C. E. (1999). Well-being across the life course. In A. V. Horwitz & T. L. Scheid (Eds.), *A Handbook for the Study of Mental Health: Social Contexts, Theories and Systems* (pp.328-347) (2nd edition). New York: Cambridge University Press.
- Myers, D. G., & Diener, E. (1995). Who is happy?. *Psychological Science*, 6(1): 10-19.
- Oishi, S., Kesebir, S., & Diener, E. (2011). Income inequality and happiness. *Psychological Science*, 22(9): 1095-1100.
- Oshio, T., Nozaki, K., & Kobayashi, M. (2011). Relative income and happiness in Asia: Evidence from nationwide surveys in China, Japan, and Korea. *Social Indicators Research*, 104(3): 351-367.
- Park, C. M. (2009). The quality of life in South Korea. *Social Indicators Research*, 92(2): 263-294.
- Pinquart, M., & Sörensen, S. (2000). Influences of SES, social network, and competence on subjective well-being in later life: a meta-analysis. *Psychology and Aging*, 15(2): 187-224.

- Preacher, K. J., Curran, P. J., & Bauer, D. J. (2006). Computational tools for probing interactions in multiple linear regression, multilevel modeling, and latent curve analysis. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 31(4): 437-448.
- Ravazzini, L., & Chávez-Juárez, F. (2018). Which inequality makes people dissatisfied with their lives? Evidence of the link between life satisfaction and inequalities. *Social Indicators Research*, 137(3): 1119-1143.
- Ridgeway, C. L., Boyle, E. H., Kuipers, K. J., & Robinson, D. T. (1998). How do status beliefs develop? The role of resources and interactional experience. *American Sociological Review*, 63(3): 331-350.
- Rözer, J., & Kraaykamp, G. (2013). Income inequality and subjective well-being: A cross-national study on the conditional effects of individual and national characteristics. *Social Indicators Research*, 113(3): 1009-1023.
- Ryff, C. D. (1989). Happiness is everything, or is it? Explorations on the meaning of psychological well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57(6): 1069-1081.
- Ryff, C. D., & Keyes, C. L. M. (1995). The structure of psychological well-being revisited. *Journal of Personality and Social Psychology*, 69(4): 719-727.
- Ryff, C. D., Keyes, C. L., & Hughes, D. L. (2003). Status inequalities, perceived discrimination, and eudaimonic well-being: Do the challenges of minority life hone purpose and growth?. *Journal of Health and Social Behavior*, 44: 275-291.
- Schmitt, M. T., Branscombe, N. R., Postmes, T., & Garcia, A. (2014). The consequences of perceived discrimination for psychological well-being: A meta-analytic review. *Psychological Bulletin*, 140(4): 921-948.
- Schneider, S. M. (2016). Income inequality and subjective wellbeing: Trends, challenges, and research directions. *Journal of Happiness Studies*, 17(4): 1719-1739.
- Shepelak, N. J. (1987). The role of self-explanations and self-evaluations in legitimating inequality. *American Sociological Review*, 52(4): 495-503.
- Taniguchi, H., & Potter, D. A. (2016). Who are your neighbors?: Neighbor relationships and subjective well-being in Japan. *Applied Research in Quality of Life*, 11(4): 1425-1443.
- Veenhoven, R. (1991). Is happiness relative?. *Social Indicators Research*, 24(1): 1-34.
- Veenhoven, R. (2015). Social conditions for human happiness: A review of research. *International Journal of Psychology*, 50(5): 379-391.

ABSTRACT

Subjective Social Class, Perceived Opportunity Equality, and Life Satisfaction of Koreans: The Mediation and Moderation Effect across Gender and Age Groups

Jae-Woo Kim

The purpose of the current study is to examine how subjective social class and perceived opportunity equality are combined together and linked to the life satisfaction of South Koreans across gender and age groups. To this end, the mediating effect of perceived opportunity equality and the moderating effect of subjective social class were analyzed with step-wise OLS regression for the entire sample and subsamples stratified by sex and age-group from a nationally representative survey in 2016. The analysis first indicates that subjective social class is a proximal determinant of life satisfaction independent of objective indicators of socioeconomic status. Second, life satisfaction is directly associated with subjective social class, which is partly attributable to one's positive evaluation of the overall fairness of opportunities in society. This mediating effect is stronger among men as well as among young adults in their 20s and 30s, while showing a greater divergence along gender lines than across age groups. Third, a positive link between perceived equality of opportunity and life satisfaction becomes weaker for people with higher subjective social status. This moderating effect is also found to be stronger for the same two groups than for their counterparts: life satisfaction becomes more sensitive to perceived equality of opportunity for those self-identified as in the lower classes, while subjective social class serves as a stronger predictor of life satisfaction with increased perception of unequal opportunities. The conclusion is that, even though relative social standing is substantially associated with subjective well-being regardless of sex and age groups, policy interventions that pay due attention to non-materialistic aspects of life are highly recommended for reducing inequality of opportunities across life domains, along with further in-depth investigations for understanding the life experiences and identities of subpopulations.

【Keywords: Subjective social class, Life satisfaction, Perceived opportunity equality, Mediating effect, Moderating effect】