

주관적 사회경제적 지위, 연령, 공정성 인식 간의 관계: 연령의 조절효과를 중심으로

정 주 리¹⁾

이 지 혜^{*}

본 연구는 전국에 거주하는 국내 성인 남녀 508명을 대상으로 주관적 사회경제적 지위와 공정성 인식(자기 분배공정성, 자기 절차공정성, 일반 분배공정성, 일반 절차공정성)간의 관계를 알아보고, 연령(20대와 30대 이상)에 따른 조절효과가 나타나는지 검증하였다. 이를 위해 개인의 공정성 인식과 주관적 사회경제적 지위를 측정하는 자기보고식 설문조사를 진행하였으며, SPSS 27과 PROCESS Macro 4.0 프로그램을 활용하여 연구변인 간의 상관관계를 확인하고, 연령대별 연구변인의 차이를 분산분석으로 검증하여 연령구분이 타당한지 살펴본 후, 조절분석을 실시하였다. 본 연구의 주요 결과는 다음과 같다. 첫째, 주관적 사회경제적 지위는 자기 분배공정성, 자기 절차공정성, 일반 분배공정성, 일반 절차공정성 모두와 정적인 관계를 보였으며 연령과 부적 관계를 보였다. 둘째, 연령은 자기 및 일반 분배공정성, 자기 절차공정성과 부적 인 관계를 보였으며, 일반 절차공정성과의 관계는 유의하지 않았다. 셋째, 연령대별 연구변인의 차이를 확인한 결과, 20대는 30대 이상과 상이한 특징을 보였으나, 30대 이상에서는 유의한 연령대별 차이가 나타나지 않았다. 넷째, 자기 분배공정성과 일반 절차공정성에 대해서만 연령의 유의한 조절효과가 나타났다. 구체적으로 자기 분배공정성의 경우, 30대 이상의 집단에서 20대보다 주관적 사회경제적 지위와 자기 분배공정성의 정적 관계가 더 강하게 나타났다. 일반 절차공정성의 경우, 20대에서는 주관적 사회경제적 지위가 일반 절차공정성을 유의미하게 예측하지 못하였으나, 30대 이상의 경우 주관적 사회경제적 지위가 일반 절차공정성을 정적으로 예측하였다. 본 연구는 20대와 30대 이상의 연령대를 비교하였을 때 주관적 사회경제적 지위와 공정성 인식 간의 관계 양상이 다르게 나타남을 밝혀 주관적 사회경제적 지위와 공정성 인식에 대한 세대 간 인식 차이를 제시했다는 점에서 의미가 있다.

주요어 : 사회경제적 지위, 공정성 인식, 연령, 조절효과

1) 전남대학교 교육학과 부교수

* 교신저자: 이지혜, 전남대학교 교육학과 조교수, (61186) 광주광역시 북구 용봉로 77

E-mail: leejh@jnu.ac.kr

최근 우리 사회에서 공정성은 매우 민감한 화두로 대두되고 있으며, 특히 청년 세대에게 공정성과 관련된 이슈는 매우 중요하고도 민감한 주제이다. 청년 세대에게 우리 사회의 공정성이 중요한 문제로 부각되는 중요한 이유 중 하나는 이들 집단이 직면하고 있는 현실적 어려움에서 찾아볼 수 있을 것이다(김석호, 2018). 현재 우리나라를 포함하여 전 세계적으로 불평등이 증가하고 고착되면서 사회계층의 변동 가능성은 과거에 비해 낮아졌다(황선재, 2018). 그와 함께 우리나라 경제가 성장기를 지나 둔화하고 저성장기에 들어서면서 취업 경쟁은 매우 치열해지고, 고용구조의 유연화로 인해 취업을 한 후에 많은 청년 세대가 열악한 고용환경에 놓이거나 비정규직으로 일하는 현실 속에 놓여있다(김영미, 2016; 장효진, 2017). 이처럼 제한된 기회와 자원을 둘러싼 치열한 경쟁은 같은 세대 안에서 성별 간 공정성 논쟁으로 이어지기도 하고(오재호, 박원익, 2020), 세대 간 공정성 논쟁으로 이어지기도 한다(박길성, 2011). 특히, 부모 세대의 불평등은 자녀 세대 내 불평등을 초래하여 사회 이동성을 약화하기에 세대 간 불공정과 세대 내 불공정은 서로 연결되어 있다(김석호, 2018).

특히, Z세대로도 불리는 현재의 20대는 저성장시대에 사회 진출을 준비하거나 사회 초년생인 시기를 보내고 있어 앞선 어느 세대보다도 높은 취업 경쟁을 경험하였을 뿐만 아니라, 코로나19 이후 경제 위기로 인해 구직기회가 더욱 감소하는 등 가장 큰 타격을 입은 세대이다(Pew Research Center, 2020). 그래서 이들은 공정에 더욱 민감한 모습을 나타낸다. 예를 들어, 2020년 6월 인천국제공항공사 계약직 보안요원의 정규직 전환 절차 논란(인국공

사건)이 대표적이다. 당시 정부의 정책에 대해 공기업에 취업을 준비하는 청년들과 공항 공사 정규직 직원들을 중심으로 반대운동이 확산된 바가 있다. 반대하는 이들은 정규 직원이 될 기회와 과정이 공정해야 하며, 능력에 따른 분배가 따라야 한다는 능력주의를 공정의 원칙으로 인식하였다(김상태, 김성엽, 이상엽, 2021). 따라서 이들은 기존의 공항 공사 정규직 직원이나 취업준비생들이 양질의 일자리를 찾기 위하여 들인 노력과 시간을 무시하는 것이라며, 계약직의 정규직 전환은 계약직에게 절차상 특혜를 제공하는 것이기에 공정하지 않다고 주장하였다. 이처럼, 장기간 이어져 온 불황으로 양질의 일자리 기회가 부족한 현 상태에서는 취업을 준비하는 20대들에게 공정성이 특히 중요한 가치로 작용할 수 있다.

어느 사회든 다양한 방식의 불평등이 존재하지만, 이러한 불평등이 공정한 것인지에 대한 인식은 다를 수 있고, 공정성의 원칙은 불평등에 대한 정당성을 부여하는 토대로 작용할 수 있다(이희정, 2018). 불평등이 고착되는 현실 속에서 공정성마저 사라진다면 희망을 바탕으로 현재를 살아가고 미래를 계획하기 위한 동인은 상실될 가능성이 있다(김석호, 2018). Lerner(1980)의 공정한 세상 이론(A Just World Theory)에 따르면 사람들은 자신이 사는 세상이 공정하고 정당하다고 믿도록 동기화되어 있다(Lucas, Kamble, Wu, Zhdanova, & Wendorf, 2016). 즉, 공정성 인식은 인간의 기본 동기라고 여겨진다. Lerner(1980)은 사람들이 세상이 공정하다고 믿을 때 질서정연하고, 의미 있으며, 통제 가능한 삶이 가능하다고 여기며 자신의 미래를 위한 건설적인 계획을 세울 수 있는 심리적 자원을 얻게 된다고 하였다. 따라서 만약 세상이 공정하지 않다고 인

식된다면 개인이 희망을 품고 미래를 계획하 기란 어려울 것이고, 이는 사회적으로도 갈등 을 심화시키고, 사회통합을 저해하는 큰 문제 일 뿐만 아니라(Hegtvedt, 2006) 개인의 정신건 장에도 매우 부정적인 영향을 미칠 수 있다 (Sutton & Douglas, 2005). 즉, 공정성은 개인들, 특히 청년 세대가 불평등한 현실 속에서도 미 래를 계획하며 현재 삶을 열심히 살아가는 데 필요한 중요한 가치이자, 조건일 수도 있다. 따라서 구성원이 공정하지 못하다고 지각하는 사회에서는 미래에 대한 희망을 품고 열심히 일할 의욕이 줄어들고 상대적 박탈감이 커질 수밖에 없다(김석호, 2018; Lerner, 1980; Lucas et al., 2016). 선행연구에서도 청년 세대의 불 공정성 인식은 통제감을 낮춰서 미래에 대한 희망을 느끼지 못하는 것과 관련이 있는 것으 로 나타났다(안계한, 김민희, 2020).

한편, 연구자들은 공정성 인식이 개인의 사 회경제적 지위에 따라 달라질 수 있다고 보았 다. 자기 이익 가설(Self Interest Hypothesis)에서 는 상대적 사회경제적 지위에 따라 공정성 인 식이 달라지는 지위 효과(positional effect)를 강 조한다(Lewin-Epstein, Kaplan, & Levannon, 2003; Curtis, & Andersen, 2015). 개인은 자신의 이익 의 관점에서 공정성을 판단하기 때문에 사회 경제적 지위가 높은 사람들은 자신이 존재하 는 사회의 자원 분배와 절차를 정당하고 인식 하는 반면, 사회경제적 지위가 낮은 사람들 은 이를 불공정하다고 인식할 가능성이 크다는 것이다. 한 국내 선행연구에서도 소득 수준에 따라 소득 양극화에 대한 인식 차이가 나타났 다(김동수, 김옥환, 이상현, 정태연, 2011). 한 국노동패널조사 자료를 활용한 이희정(2018)의 연구에서도 사회경제적 지위가 높을수록 노력 에 따른 보상을 더 공정하다고 인식하는 것으

로 나타나 자기 이익 가설을 뒷받침하는 것으 로 나타났다. 또 다른 연구들에서도 주관적 경제적 수준이 높다고 인식하는 집단일수록 기회공정성을 높게 지각하는 것으로 나타났다 (김재우, 2019; 엄승범, 김재우, 2021).

그러나 이러한 입장에 반하는 이론도 존 재한다. 체제 정당화 이론(System Justification Theory)에서는 사람에게는 현 상태를 방어하고 정당화하려는 심리적 동기가 있으며, 사회적, 경제적 불평등이 심화할수록 오히려 시스템을 정당화할 경향이 더 높아질 것으로 예측하였 다(Jost, Banaji, & Nosek, 2004; Jost & Hunyady, 2005). 이는 인지적 부조화를 피하고자 하는 시도로서 지금 존재하고 있는 시스템을 정당 화하지 않으면 인지적 부조화로 인해 부정적 정서, 심리적 불편감을 크게 경험할 수 있기에 지금 내가 경험하고 사는 세상이 정당하 다고 합리화할 가능성이 커진다(김은하 등, 2017; Jost et al., 2004). 흥미로운 점은 이러한 경향이 사회경제적 지위가 높은 사람들뿐만 아니라 사회경제적 지위가 낮은 사람들에서 도 나타난다는 것이다(Jost et al., 2004; Jost & Hunyady, 2005). 이들은 현재 존재하는 세상이 정당하다고 합리화함으로써 인지적 부조화를 피하고 자신의 현재 삶에 대한 불만족 대신, 미래에 대한 희망을 유지하고자 하는 것으로 나타났다(김은하 등, 2017; Jost & Hunyady, 2005).

특히, 공정성 인식에는 개인의 복합적이고 다차원적인 평가가 반영되며 객관적 변수보다 주관적 사회경제적 지위와 같은 개인의 인식을 반영하는 변수가 더 높은 설명력을 갖는 것으로 나타났다(이희정, 2018; 황선재, 계봉오, 2018; Veenhoven, 2002). 주관적 계층인식은 객 관적 사회경제 구조의 단순한 반영을 넘어서

공통의 경험, 생활양식, 문화 등의 다양하고 복합적 요인들이 역동적으로 작용한 결과이다(이희정, 2018; Giddens, 1973). 실제 선행연구에서 월평균 가구소득으로 측정한 객관적 사회경제적 지위는 공정성 인식에 유의한 영향을 미치지 못하고, 주관적 사회경제적 지위만 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다(이희정, 2018).

한편, 공정성 개념은 크게 분배(결과)에 대한 공정성(distributive justice)과 절차(과정)에 대한 공정성(procedural justice)으로 구분해서 살펴볼 수 있다(Hatfield, Walster, Walster, & Berscheid, 1978; Lucas, Alexander, Firestone, & Lebreton, 2007). 분배공정성은 개인이 한 노력의 결과물이나 자원 배분이 얼마나 공정한지에 대한 인식을 의미하고, 절차공정성은 결과를 결정하는 규칙이나 과정이 얼마나 공정한지에 대한 인식을 뜻한다(Lucas et al., 2016). 더 구체적으로 분배공정성은 개인의 노력, 능력, 성과에 따라 대가를 준다면 공정하다고 인식하고, 노력과 성과 등의 차이로 인한 소득이나 자원의 분배 차이 역시 공정하다고 인식하는 것이다(이희정, 2018; Hegrtvedt, 2006). 절차공정성은 분배를 결정하는 규칙이나 규범, 과정이 공정한지에 대한 인식으로 공정한 의사결정과정을 거쳐서 분배의 결과가 결정된다면 개인은 자신에게 불리한 결과도 수용한다고 보고 있다(이희정, 2018; Hegrtvedt, 2006).

이러한 구분은 사회 가치 지향 이론(Social value orientation theory; McClintock, 1978; Schwartz, 1992)에 기반을 두고 있다(Lucas et al., 2016). 사회 가치 지향 이론에 따르면 자신의 이익을 우선시하는 친자기적 지향(proself orientation)과 자신과 타인의 이익을 동시에 고려하는 친사회적 지향(prosocial orientation)으로

구분하는 데(Van Lange, Otten, DeBruin, & Joireman, 1997) 분배공정성 인식은 자기 친화적인 경향이나 선호를 잘 나타내고, 절차공정성 인식은 친사회적인 가치나 다른 사람에 관한 관심을 더 잘 반영한다는 것이다(Lucas et al., 2016). 따라서 Lucas(2009)는 친자기적 지향적인 사람들은 주로 분배공정성을, 친사회적 지향적인 사람들은 절차공정성을 더 중요시한다고 설명하였다(김은하 등, 2017). 또한, 선행연구에서 분배공정성은 긍정적 정서와 관련이 있고, 절차공정성은 부정적 정서와 관련이 있는 것으로 나타나 분배공정성과 절차공정성에 대한 개인의 태도가 다를 수 있음을 시사하였다(Lucas, 2009).

분배공정성과 절차공정성은 누구를 대상으로 하느냐에 따라 인식이 달라질 수 있다. 구체적으로 분배공정성과 절차공정성을 스스로를 대상으로 보는지(개인적 공정성 믿음), 아니면 다른 사람들을 대상으로 보는지(일반적 공정성 믿음)에 따라 다른 인식을 나타낼 수 있다(Lipkus, Dalbert, & Seigler, 1996; Lucas et al., 2016). 선행연구에서는 개인적 공정성 믿음은 개인의 긍정적 심리사회적 적응, 안녕감과 관련이 있는 것으로 나타났으나 일반적 공정성 믿음은 이와 관련이 없는 것으로 나타났다(Khera, Harvey, & Callan, 2014; Lipkus et al., 1996). 반면, 일반적 공정성 믿음은 타인에 대한 태도, 특히 사회적 약자에 대한 부정적 태도와 관련이 있는 것으로 나타났으나, 개인적 공정성 믿음은 이와 관련이 없는 것으로 나타났다(Bègue & Bastounis, 2003; Lucas, 2009; Sutton & Douglas, 2005). 이러한 개인적 공정성 믿음과 일반적 공정성 믿음의 구분은 사회 정체성 이론(Social identity theory; Tajfel & Turner, 1979)에 기반을 두고 있다(Lucas et al., 2016).

구체적으로 Lucas 등(2007)은 개인이 형성하는 여러 종류의 정체성 중 개인의 개별적인 특성을 바탕으로 하는 개인적 자기(personal self) 정체성은 개인적 공정성 믿음과 관련이 있고, 특정 집단의 소속을 토대로 한 사회적 자기(social selves) 정체성은 일반적 공정성 믿음과 관련이 있다는 것이다.

한편, 공정성 인식이 연령대에 따라 차이가 있는지도 연구자들이 갖는 관심 중의 하나였다. 김은하 등(2017)의 연구에서는 연령에 따른 공정성 인식에서 차이가 나타나지 않았지만, 연령에 따른 차이를 보고하는 연구들도 존재한다. 예를 들어, 일부 연구에서는 기회공정성에 대한 인식이 청년층보다 중노년층에서 더 높은 것으로 나타났고(김재우, 2019), 또 다른 연구에서는 청년층과 중년층이 노년층에 비해 기회공정성에 대해 더 부정적으로 인식하는 것으로 나타났다(이병훈, 2017). 또한, 이희정(2018)의 연구에서는 19~34세 청년층 내에서는 연령이 높아짐에 따라 노력에 따른 보상을 더 낮게 인식하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 공정성의 인식이 연령에 따라 달라질 수 있음을 시사한다.

특히, 선행연구에서는 연령이 주관적 사회경제적 수준과 상호작용하여 공정성 인식에 영향을 미칠 가능성이 있음을 나타내고 있다. 예를 들어, 한 선행연구에서는 청년층은 기회공정성 인식이 다른 연령에 비해 가장 낮으며, 이들의 사회경제적 지위가 낮을수록 한국사회의 기회공정성을 부정적으로 평가하고, 사회경제적 지위가 증가할수록 기회공정성을 긍정적으로 평가하는 것으로 나타났으나, 중장년층과 노년층에는 가족의 경제적 배경과 기회공정성 인식 간의 관계가 관련이 없는 것으로 나타났다(김영미, 2016). 또 다른 연구에서도

기회공정성 인식에 대한 주관적 사회경제적 지위의 영향은 청년층이 중노년층에 비해 더 강한 것으로 나타났다(김재우, 2019). 앞선 선행연구들을 종합해보면 사회경제적 지위가 공정성에 미치는 영향이 연령에 따라 다를 수 있다는 것을 공통적으로 시사하고 있으나, 연령이 두 변인 간의 관계에 어떤 식으로 영향을 미치는지에 대해서는 연구결과들이 다소 상충되고 있다. 이처럼 사회경제적 지위와 공정성 인식 간의 관계가 연구에 따라 차이가 있을 경우, 이 두 변인의 관계를 다른 변인이 조절할 가능성이 존재하는데 본 연구에서는 이러한 조절변인으로 연령을 상정하여 조절효과도 역시 살펴보고자 한다.

한편, 선행연구는 20대와 30대를 함께 MZ세대로 보며 40대 이상의 기성세대와의 인식 차를 살펴보는 경향(박민진, 민보경, 이민주, 2021; 배석환, 박형수, 문국경, 2021)이 있다. 예를 들어, 박민진, 민보경, 이민주(2021)의 연구에서는 공정성에 대한 인식이 40대 이상 기성세대에서는 행복에 유의한 영향을 주지 않았지만 MZ세대에서는 공정성 인식이 이들의 행복에 유의한 영향을 주었다고 밝혔다.

그러나 선행연구에서 청년층으로 함께 분류한 20대와 30대는 생애발달주기를 고려할 때 이질적인 특성이 존재한다. 즉, 20대는 대부분 대학생이거나, 취업준비생으로 사회진출을 준비하는 과정에 있지만 30대는 많은 경우, 이미 직업세계에 진출하여 다소의 사회 경험을 한 시기이므로 20대가 인식하는 공정성과 30대가 인식하는 공정성은 차이가 있을 수 있다. 실제로 한국종합사회조사의 2005년, 2009년, 2014년 세 시점을 인용한 김석호(2018)의 연구에서도 절차공정성으로 대변되는 법 집행에 대한 공정성의 인식을 평가하였을 때 30대는

세 조사 시점 모두에서 타 연령대에 비해 가장 낮은 점수를 보였으며, 2003년 기준 타 연령대에 비해 가장 높은 공정성 인식을 보였던 20대도 2014년에 30대가 되었을 때에는 타 연령대에 비해 가장 낮은 점수를 보이며 공정성 인식이 현격하게 떨어지는 경향을 보고하였다.

이에 본 연구는 연구대상자를 20대, 30대 이상의 연령대로 구분하여 주관적 사회경제적 지위와 공정성 인식 간의 관련성을 살펴보고 두 변인의 관계가 연령에 따라 달라지는지, 즉 연령이 주관적 사회경제적 지위와 공정성 인식 간의 관계를 조절하는지 살펴보고자 한다. 공정성은 자신의 노력만큼 보상을 정당히 받을 것이라는 믿음을 나타내는 자기 분배공정성, 내가 받는 보상의 결정 과정이나 방법이 정당하다고 믿는 자기 절차공정성, 타인들의 노력만큼 보상을 정당히 받을 것이라고 믿는 일반 분배공정성, 타인들이 받는 보상을 결정하는 과정이나 방법이 정당하고 믿는 일반 절차공정성에 대한 인식(Lucas et al., 2007)으로 구분하여 살펴보고자 한다. 본 연구에서는 이러한 연구목적에 위하여 다음의 연구문제를 설정하였다.

연구문제 1. 주관적 사회경제적 지위는 공정성 인식(자기 분배공정성, 자기 절차공정성, 일반 분배공정성, 일반 분배공정성)에 유의한 영향을 미치는가?

연구문제 2. 연령은 공정성 인식(자기 분배공정성, 자기 절차공정성, 일반 분배공정성, 일반 분배공정성)에 유의한 영향을 미치는가?

연구문제 3. 연령은 주관적 사회경제적 지위와 공정성 인식(자기 분배공정성, 자기 절차공정성, 일반 분배공정성, 일반 분배공정성)의 관계를 조절하는가?

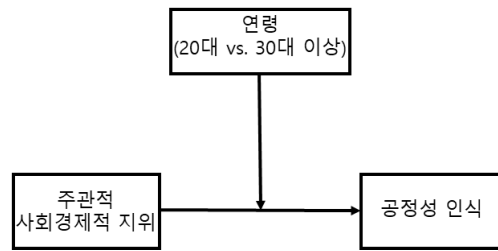


그림 1. 연구모형

방 법

연구대상

이 연구는 온라인 리서치 회사를 통해 자발적으로 연구에 참여한 성인 남녀 508명을 대상으로 하였다. 이들은 연구에 참여함으로써 현금 등으로 교환할 수 있는 포인트를 지급받았다. 연구대상의 성별은 남성 244명(48%), 여성 264명(52%)이었고, 평균 연령은 32.63세로 표준편차 13.26이었고, 20대 272명(53.5%), 30대 65명(12.8%), 40대 73명(14.4%), 50대 81명(15.9%), 60대 17명(3.3%)이었다. 20대와 30대 이상의 비율을 살펴보면 53.5%(272명)대 46.4%(236명)이다. 이들의 거주 지역은 서울 134명(26.4%), 경기지역 180명(35.4%), 경상지역 103명(20.3%), 충청지역 44명(8.7%), 호남지역 (제주도 포함) 39명(7.7%), 강원지역 8명(1.6%)이었다. 이들의 직업은 대학생 252명(49.6%), 직장인 163명(32.1%), 자영업 20명(3.9%), 전업주부 39명(7.7%), 기타/무직 34명(6.7%)로 나타났다. 학력은 초/중학교 졸업 1명(0.2%), 고등학교 졸업 51명 (10%), 대학교 재학 230명 (45.3%), 대학교 졸업 197명(38.8%), 대학원 재학/졸업 29명(5.7%)로 나타났다.

측정도구

공정성 인식

공정성 인식을 측정하기 위해 Lucas 등(2007)이 개발하고 김은하 등(2017)이 타당화한 한국어판 정당한 세상에 대한 믿음 척도를 사용하였다. 이 척도는 분배공정성에 대한 개인적/자기 믿음(예시: “나는 내가 마땅히 받아야 할 보상과 처벌을 받으며 살아간다고 생각한다”), 절차공정성에 대한 개인적/자기 믿음(예시: “나는 보통 다른 사람들을 정당한 방식으로 대한다”), 분배공정성에 대한 일반적/타인 믿음(예시: “사람들은 일반적으로 마땅히 받아야 할 결과물을 받는다”), 절차공정성에 대한 일반적/타인 믿음(예시: “사람들은 일반적으로 다른 사람을 공정하게 평가한다”) 4개의 하위 요인으로 구성되었으며, 각 요인별 4문항 씩 총 16개 문항으로 7점 척도(1=그렇지 않다, 7=매우 그렇다)로 평정하며 높은 점수는 공정성에 대한 강한 신뢰를 의미한다. 김은하 등(2017)에서 나타난 하위요인 별 신뢰도는 분배공정성에 대한 개인적 믿음(자기 분배공정성) .83, 절차공정성에 대한 개인적 믿음(자기 절차공정성) .84, 분배공정성에 대한 일반적 믿음(일반 분배공정성) .90, 절차공정성에 대한 일반적 믿음(일반 절차공정성) .88로 나타났다.

주관적 사회경제적 지위

주관적 사회경제적 지위를 측정하기 위해 “당신 가족의 경제적 수준은 어느 정도입니까?”라는 단일 문항을 제시하였다. 이 질문에 응답자들은 1점은 평균보다 훨씬 낮다, 4점은 평균 수준이다, 7점은 평균보다 훨씬 높다고 표시된 7점 리커트 척도에 응답하였다.

자료분석

본 연구자료 분석을 위해 IBM SPSS Statistics 27과 SPSS PROCESS Macro 4.0 프로그램을 사용하였다. 자료분석은 다음의 절차로 이루어졌다. 첫째, 빈도분석을 실시하여 연구대상자의 인구통계학적 특성을 파악하였고, 기술통계를 실시하여 연구 변인들의 경향성과 정상분포 여부를 확인하였다. 둘째, 상관분석을 통해 연구 변인 간의 관련성을 알아보았다. 셋째, 주관적 사회경제적 지위와 공정성 인식(자기 분배공정성, 자기 절차공정성, 일반 분배공정성, 일반 절차공정성) 간의 관계에서 연령이 유의한 조절효과를 보이는지 알아보고자 Hayes(2017)의 PROCESS Macro 4.0의 Model 1을 활용하였다. 조절분석에 선행하여, 전체 표본을 20대와 30대 이상의 총 2개 집단으로 구분하는 것이 타당한지 살펴보기 위하여 연구 변인에 대한 연령별 차이를 검증하였다. 이어서 Aiken과 West(1991)에서 제시된 절차대로 연령의 조절효과를 검증하기 위하여 자기 분배공정성, 자기 절차공정성, 일반 분배공정성, 일반 절차공정성을 각각 준거변인으로 설정한 회귀모형에 예측변인(주관적 사회경제적 지위), 조절변인(연령), 예측변인과 조절변인의 상호작용효과를 단계별로 투입한 위계적 회귀분석을 실시하였다. 회귀분석을 실시할 때 부트스트래핑 횟수를 5000회로 지정하여 회귀계수에 대한 하한값과 상한값을 추정하였고, 마지막으로 집단별로 주관적 사회경제적 지위와 연령의 상호작용효과가 공정성 인식을 유의하게 예측하는지 살펴보기 위하여 단순회귀선 분석(simple slope analysis)를 실시하였다.

결 과

연구변인들의 기술통계치와 상관관계

본 연구에서 사용한 연구변인의 특성을 살펴보고자 기술통계를 실시하여 각 변인의 평균, 표준편차, 왜도, 첨도에 대한 정보를 산출하였고, 상관분석을 통하여 각 연구변인 간 관련성을 알아보았다. 해당 결과는 표 1에 제시하였다. 분석 결과, 모든 변인들은 왜도의 절대값이 2, 첨도의 절대값이 7 이내로 정규분포 가정이 충족되는 것으로 나타났다. 변인 간의 관련성을 살펴보면 사회경제적 지위의 경우 연령과 부적 관계($r=-.14, p<.01$)를 보였으며 자기 분배 공정성, 자기 절차공정성, 일반 분배공정성, 일반 절차공정성과 모두 유의한 정적 관계를 나타냈다($r=.19\sim.25, p<.01$). 연령은 자기 분배공정성($r=-.23, p<.01$), 자기 절차공정성($r=-.13, p<.01$), 일반 분배공정성과($r=-.12, p<.01$) 유의한 부적 관계를 보였으며,

일반 절차공정성과는 유의한 관계를 보이지 않았다. 자기 분배 공정성, 자기 절차공정성, 일반 분배공정성, 일반 절차공정성은 서로 $r=.40\sim.74$ 사이의 유의한 정적 관계를 보였다.

연령에 따른 차이 검증

본 연구에서 설정한 대로 연구변인에서 20대와 30대 이상이 이질적인 집단이고, 30대 이상이 동질적인 집단인지를 먼저 확인하기 위해 20대, 30대, 40대, 50대 이상 집단에서 연구 변인의 수준에 유의한 차이가 나는지 차이를 검증하였다. 그 결과, 표 2에 제시한 것처럼 일반 절차공정성($F(3, 504)=1.501, p>.05$)을 제외하고, 사회경제적 지위($F(3, 504)=4.629, p<.01$), 자기 분배공정성($F(3, 504)=11.191, p<.001$), 자기 절차공정성($F(3, 504)=7.371, p<.001$), 일반 분배공정성($F(1, 506)=12.336, p<.001$)에서 연령에 따른 차이를 보고하였다. 연령대 별 구체적인 차이를 확인하기 위해

표 1. 연구변인들의 기술통계 및 상관계수 ($N=508$)

변인	1	2	3	4	5	6
1. 사회경제적 지위	-					
2. 연령	-.14**	-				
3. 자기 분배공정성	.25**	-.23**	-			
4. 자기 절차공정성	.21**	-.13**	.61**	-		
5. 일반 분배공정성	.24**	-.12**	.54**	.48**	-	
6. 일반 절차공정성	.19**	-.05	.40**	.50**	.74**	-
평균	3.95	32.63	4.68	4.86	4.04	3.88
표준편차	1.21	13.26	1.02	.914	1.126	1.205
왜도	-.406	.690	-.532	-.123	-.164	.008
첨도	.218	-.947	.306	-.283	-.174	-.242

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

표 2. 연령에 따른 연구변인의 차이 검증

변인	20대		30대		40대		50대 이상		F ^a	30대 이상		F ^b
	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD		M	SD	
1. 사회경제적 지위	4.11 ^가	1.21	3.93	1.30	3.79	.96	3.61 ^나	1.27	10.872 ^{**}	3.76	1.19	10.872 ^{**}
2. 자기 분배공정성	4.89 ^가	.88	4.50 ^나	1.02	4.64	1.16	4.24 ^나	1.12	26.042 ^{***}	4.44	1.12	26.042 ^{***}
3. 자기 절차공정성	5.01 ^가	.88	4.50 ^나	.87	4.89	.87	4.68 ^나	.97	12.503 ^{***}	4.79	.92	12.503 ^{***}
4. 일반 분배공정성	4.20 ^가	1.04	3.74 ^나	1.23	3.97	1.24	3.84 ^나	1.15	15.294 ^{***}	3.85	1.20	15.294 ^{***}
5. 일반 절차공정성	3.98	1.17	3.67	1.33	3.86	1.29	3.78	1.14	5.251	3.77	1.24	5.251

^{**} $p < .01$, ^{***} $p < .001$

주. F^a는 20대, 30대, 40대, 50대 이상 집단으로 구분한 일원분산분석 결과이고, F^b는 20대, 30대 이상 집단으로 구분한 일원분산분석 결과임. ^가와 ^나는 사후검정 결과 $p < .05$ 수준에서 유의한 집단 간 차이를 나타냄.

Bonferroni를 이용하여 사후검정을 하였을 때 20대는 50대보다 유의하게 높은 사회경제적 지위를 보고하였다($p < .01$). 또한, 20대는 30대보다 유의하게 높은 자기 분배공정성($p < .05$)과 자기 절차공정성($p < .001$)을 보고하였으며 50대보다도 유의하게 높은 자기 분배공정성($p < .001$)과 자기 절차공정성($p < .05$)을 보고하였다. 일반 분배공정성 인식도 20대는 30대($p < .05$)와 50대($p < .05$)보다 유의하게 높았다. 즉, 기존 연구들에서 20대와 30대를 청년층으로 함께 묶어서 살펴보았지만(예: 김재우, 2019), 본 연구에서는 확인할 수 있는 것처럼 20대와 30대는 상이한 특징을 나타내고 있으며, 오히려 30대 이상의 집단에서는 차이가 나타나지 않았다. 따라서 표본을 20대와 30대 이상의 집단으로 구분하는 것이 연령별 집단의 특징을 더 잘 반영할 것이라고 판단하였다.

연령의 조절효과 검증

한국 성인의 주관적 사회경제적 지위와 공정성 인식의 유형(자기 분배공정성, 자기 절차공정성, 일반 분배공정성, 일반 절차공정성)

간의 관계에서 연령의 조절효과를 분석한 결과를 다음과 같이 제시하였다. 먼저, 표 3에 제시한 것처럼 준거변인을 자기 분배공정성으로 설정한 모형에서는 분석 1단계에서 예측변인으로 투입된 주관적 사회경제적 지위는 정적으로 유의하였다($\beta = .25, p < .001$). 분석 2단계에서 연령이 회귀모형에 투입되었을 때, 주관적 사회경제적 지위는 여전히 정적으로 유의한 효과($\beta = .23, p < .001$)를 보이며, 연령은 부적으로 유의한 효과($\beta = -.19, p < .05$)를 보인다. 분석 3단계에서 주관적 사회경제적 지위와 연령의 상호작용 변인이 회귀모형에 투입되었을 때, 상호작용 변인은 준거변인을 유의하게 예측하며($\beta = .30, p < .05$), 연령의 주효과는 계속 유의하나($\beta = -.19, p < .001$), 주관적 사회경제적 지위의 주효과는 더 이상 유의하지 않았다($\beta = -.06, p = .644$). 요약하면, 연령은 자기 분배공정성과 부적으로 유의한 주효과를 보이며, 연령의 조절효과도 유의하였다.

표 4에 제시한 것처럼 준거변인을 자기 절차공정성으로 설정한 모형에서는 분석 1단계에서 예측변인으로 투입된 주관적 사회경제적 지위는 정적으로 유의하였다($\beta = .21, p < .001$).

표 3. 주관적 사회경제적 지위와 자기 분배공정성 인식 간의 관계에서 연령의 조절효과

단계	변인	b	SE	β	t	R ²	ΔR^2	F
1	(상수)	4.68	.04		106.278***	.064	-	34.554***
	사회경제적 지위	.214	.04	.25	5.878***			
2	(상수)	5.25	.14		38.738***	.099	.035	27.658***
	사회경제적 지위	.19	.04	.23	5.281***			
	연령	-.39	.09	-.19	-4.416*			
3	(상수)	5.25	.14		38.940***	.108	.009	20.362***
	사회경제적 지위	-.05	.11	-.06	-.4630			
	연령	-.38	.09	-.19	-4.3812***			
	사회경제적 지위*연령	.17	.07	.30	2.3018*			

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

분석 2단계에서 연령이 회귀모형에 투입되었을 때, 주관적 사회경제적 지위는 여전히 정적으로 유의한 효과($\beta = .19, p < .001$)를 보이며, 연령은 부적으로 유의한 효과($\beta = -.10, p < .01$)를 보인다. 분석 3단계에서 주관적 사회경제적 지위와 연령의 상호작용 변인이 회귀모형

에 투입되었을 때, 상호작용 변인은 준거변인을 유의하게 예측하지 못하며($\beta = .10, p = .451$), 주관적 사회경제적 지위의 주효과도 더 이상 유의하지 않았다($\beta = .09, p = .515$). 요약하면, 자기 절차공정성의 경우 연령의 주효과만 부적으로 유의하게 준거변인과의 관련성을 보이며,

표 4. 주관적 사회경제적 지위와 자기 절차공정성 인식 간의 관계에서 연령의 조절효과

단계	변인	b	SE	β	t	R ²	ΔR^2	F
1	(상수)	4.86	.04		122.416***	.042	-	22.199***
	사회경제적 지위	.16	.03	.21	4.712***			
2	(상수)	5.25	.09		42.641***	.063	.021	16.882***
	사회경제적 지위	.14	.03	.19	4.225***			
	연령	-.27	.04	-.10	-3.335**			
3	(상수)	5.25	.12		42.620***	.064	.001	11.435***
	사회경제적 지위	.06	.10	.09	.652			
	연령	-.26	.08	-.14	-3.315**			
	사회경제적 지위*연령	.05	.07	.10	.755			

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

연령의 조절효과가 나타나지 않는다는 것이다.

표 5에 제시한 것처럼 준거변인을 일반 분배공정성으로 설정한 모형의 결과도 준거변인이 자기 절차공정성인 모형과 유사한 결과가 나타난다. 분석 1단계의 예측변인인 주관적 사회경제적 지위는 정적으로 유의하게 준거변

인을 예측하였고($\beta=.24, p<.001$), 분석 2단계에서 연령이 회귀모형에 투입되었을 때, 주관적 사회경제적 지위($\beta=.22, p<.001$)와 연령($\beta=-.12, p<.05$)은 일반 분배공정성과 유의한 관련성을 보였다. 한편, 분석 3단계에서 상호작용변인이 회귀모형에 투입되었을 때 상호작용

표 5. 주관적 사회경제적 지위와 일반 분배공정성 인식 간의 관계에서 연령의 조절효과

단계	변인	b	SE	β	t	R ²	ΔR^2	F
1	(상수)	4.04	.05		83.102***	.056	-	29.887***
	주관적 사회경제적 지위	.22	.04	.24	5.467***			
2	(상수)	4.44	.15		39.312***	.070	.015	19.147***
	주관적 사회경제적 지위	.20	.04	.22	5.070***			
	연령	-.27	.10	-.12	-2.217*			
3	(상수)	4.45	.15		29.453***	.074	.004	13.505***
	사회경제적 지위	.03	.13	.03	.248			
	연령	-.27	.10	-.12	-2.797*			
	주관적 사회경제적 지위*연령	.12	.08	.20	1.461			

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

표 6. 주관적 사회경제적 지위와 일반 절차공정성 인식 간의 관계에서 연령의 조절효과

단계	변인	b	SE	β	t	R ²	ΔR^2	F
1	(상수)	3.88	.05		73.889***	.036	-	18.745***
	주관적 사회경제적 지위	.19	.04	.19	4.329***			
2	(상수)	4.09	.16		24.866***	.039	.003	10.260***
	주관적 사회경제적 지위	.18	.04	.18	4.095***			
	연령	-.14	.06	-.06	-1.322			
3	(상수)	4.10	.16		24.987***	.047	.008	8.300***
	주관적 사회경제적 지위	-.08	.14	-.08	-.621			
	연령	-.14	.11	-.06	-1.274			
	주관적 사회경제적 지위*연령	.18	.09	.28	2.061*			

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

변인은 일반 분배공정성을 유의하게 예측하지 못하며($\beta=.20, p=.145$), 주관적 사회경제적 지위의 주효과도 유의하지 않았다($\beta=.03, p=.804$). 즉, 일반 분배공정성도 자기 절차공정성처럼 연령만이 유의한 부적 주효과를 보였으며, 연령의 조절효과는 유의하지 않았다.

마지막으로 표 6에 제시한 것처럼 준거변인을 일반 절차공정성으로 설정한 모형에서는 분석 1단계의 주관적 사회경제적 지위가 정적으로 유의한 영향($\beta=.19, p<.001$)을 미쳤다. 분석 2단계에서 새로 투입된 연령은 일반 분배공정성을 유의하게 예측하지 못하며($\beta=-.06, p=.187$), 오직 주관적 사회경제적 지위만이 일반 절차공정성을 유의하게 설명하는 예측변수였다($\beta=.18, p<.001$). 분석 3단계에서는 주관적 사회경제적 지위($\beta=-.08, p=.535$)와 연령($\beta=-.06, p=.203$)의 주효과가 유의하지 않았으며, 상호작용 변인만이 유의하게 일반 절차공정성을 예측하였다($\beta=.28, p<.05$). 즉, 연령은 주관적 사회경제적 지위와 일반 절차공정성의 관계에서 유의한 조절효과를 보였다.

단순회귀선 유의도 분석

연령의 조절효과를 구체적으로 살펴보기 위해 조절효과가 유의하였던 자기 분배공정성과

일반 절차공정성이 종속변수였던 회귀모형만 대상으로 PROCESS Macro로 회귀분석에 대한 단순회귀선 분석을 실시하였다. 즉, 예측변인과 조절변인, 상호작용 변인이 모두 투입된 최종 모형에 대한 부트스트래핑을 연령집단별로 실시하였다. 그리고 산출된 조절효과의 비표준화 회귀계수 하한값과 상한값, 회귀계수의 기울기 차이에 대한 유의도 분석 결과를 표 7에 제시하였다. 그리고 연령대별로 20대와 30대 이상을 구분하여 회귀선을 산출하여 그림 2, 그림 3과 같이 그래프로 제시하였다.

종속변수가 자기 분배공정성인 회귀모형을 살펴보면 20대와 30대 이상 모두에서 주관적 사회경제적 지위가 자기 분배공정성을 유의하게 예측하였으나 기울기의 크기는 30대 이상이 더 큰 것으로 나타났다. 즉, 주관적 사회경제적 지위와 자기분배공정성 간의 관계가 20대보다는 30대 이상에서 더 강하게 나타나는 것을 확인할 수 있었다. 한편, 종속변수가 일반 절차공정성인 회귀모형을 살펴보면 20대에서는 주관적 사회경제적 지위가 일반 절차공정성을 유의하게 예측하지 못하나 30대 이상에서는 정적으로 유의하게 예측하는 것으로 나타났다. 즉, 30대 이상에서는 주관적 사회경제적 지위가 자기 분배공정성과 일반 절차공정성 모두를 정적으로 예측하나 20대에서는

표 7. 연령의 조절효과에 대한 단순회귀선 유의도 분석

종속변수	연령집단	<i>b</i>	<i>SE</i>	<i>t</i>	<i>LLCI</i>	<i>ULCI</i>
자기 분배공정성	20대	.1147	.0489	2.3478*	.0187	.2107
	30대 이상	.2810	.0532	5.2833***	.1765	.3854
일반 절차공정성	20대	.0968	.0580	1.6309	-.0198	.2135
	30대 이상	.2776	.0646	4.2970***	.1507	.4046

*** $p<.001$

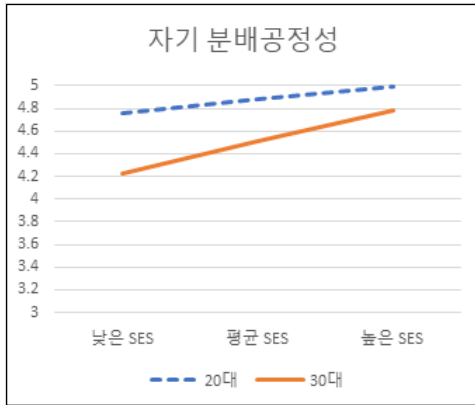


그림 2. 연령대별 SES가 자기 분배공정성에 미치는 영향

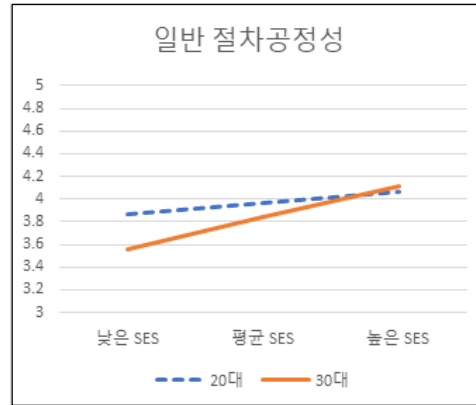


그림 3. 연령대별 SES가 일반 절차공정성에 미치는 영향

주관적 사회경제적 지위가 자기 분배공정성만을 유의하게 예측하고, 그 강도는 30대 이상보다 약한 것으로 나타났다.

논 의

본 연구는 주관적 사회경제적 지위와 공정성 인식의 관계에서 연령의 조절효과를 검증하기 위해 20대와 30대 이상의 연령을 따로 구분하여 주관적 사회경제적 지위와 공정성 인식의 하위유형(자기 분배공정성, 자기 절차공정성, 일반 분배공정성, 일반 절차공정성)의 관계 및 연령의 조절효과를 살펴보았다.

먼저, 회귀분석을 통해 주관적 사회경제적 지위가 공정성 인식에 미치는 영향을 살펴본 결과, 주관적 사회경제적 지위와 연령의 상호작용항이 투입되기 전에 주관적 사회경제적 지위는 공정성 인식 유형 모두를 정적으로 예측하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 사회경제적 불평등이 심화될수록 시스템을 정당화하는 체제 정당화 이론(Jost et al., 2004; Jost &

Hunyady, 2005)보다는, 자신의 이익의 관점에서 공정성을 판단하기 때문에 주관적 사회경제적 지위에 따라 공정성을 다르게 인식한다는 Lewin-Epstein 등(2015)이 제시한 자기이익 가설을 지지하는 결과라고 볼 수 있다. 즉, 주관적 사회경제적 지위가 높을수록 자신은 자신의 노력에 따르는 정당한 분배를 받고 있으며, 자신에게 주어진 보상은 공정한 절차에 의한 것이며, 타인 역시 정당한 분배를 받고 있고, 공정한 절차에 의해 타인에게 보상이 주어진다고 생각하는 반면, 주관적 사회경제적 지위가 낮을수록 자신과 타인에 대한 분배와 절차 공정성이 낮다고 지각한다는 것이다. 이는 주관적 사회경제적 지위가 높을수록 노력에 따른 보상이 공정하다고 인식하는 이희정(2018)의 연구결과와 일치하며, 주관적 경제적 수준이 높다고 인식할수록 자신에게 주어진 기회가 공정하다고 인식함을 보고한 김재우(2019), 엄승범, 김재우(2021)의 연구와도 일치하는 결과라고 여겨진다. 즉, 자기와 관련된, 일반적인 타인과 관련된, 결과와 관련된, 과정과 관련된 개인이 가지고 있는 공

정성에 대한 전반적인 인식은 개인이 인식하는 주관적인 사회경제적 지위에 의해 영향을 받는다고 볼 수 있겠다.

다음으로 연령이 공정성 인식에 미치는 영향을 살펴본 결과, 연령은 일반 절차공정성을 제외하고는 자기 분배공정성, 자기 절차공정성, 일반 분배공정성과는 모두 부적인 관계를 보였다. 즉, 연령이 낮을수록 자기 분배공정성, 자기 절차공정성, 일반 분배공정성을 높게 인식하는 것으로 나타났다. 이 결과를 해석하는데 본 연구참여자들의 직업을 살펴보았을 때, 20대는 대부분(92.6%)이 대학생이고, 30대 이상은 직장인(65.3%)이거나 자영업(7.6%), 전업주부(16.5%)라는 점을 감안할 필요가 있을 것이다. 즉, 20대에서 직업을 가진 경우는 약 4%에 불과하였고, 30대 이상에서 대학생의 비율은 0명이었다. 20대 대학생의 특성상 자신과 관련된 결과에 대한 공정성과 과정에 대한 공정성을 경험하는 맥락은 대부분 학업적 상황과 관련이 되어 있을 것이다. 또한, 타인에게 주어지는 결과나 보상 자체가 공정했는지(일반 분배공정성)를 판단하는 맥락도 학업적 상황과 관련하여 판단할 가능성이 크다고 여겨진다. 이들이 공정성 여부를 파악하는 맥락(학업 또는 구직 상황)에서 작동하는 시스템은 학교 밖 사회에서 작동하는 시스템보다 더 명료하고 분명하기 때문에 이들이 인식하는 자기 분배공정성, 자기 절차공정성, 일반 분배공정성 수준은 30대 이상의 연령집단보다 높다고 여겨진다. 하지만 학교라는 맥락을 벗어난 사회의 평가 시스템, 분배 시스템은 학업적 상황보다 애매모호하거나 개인의 실력이나 노력 외의 다른 여러 가지 변수들이 평가나 절차, 보상에 관여하기 때문에 그 과정에서 불공정함을 경험할 가능성이 커지고 30대 이상

의 사회인들이 보이는 공정성의 인식은 20대보다 낮을 가능성이 있다고 여겨진다. 즉, 본 연구에서 나타난 20대와 30대의 공정성 인식에서 차이는 이들이 경험한 평가/분배 시스템의 차이를 반영한 것이라고 해석된다.

한편 일반 절차공정성에서 연령의 차이가 나타나지 않은 것은 두 집단 다 일반 절차공정성의 평균 수준이 다른 공정성에 비해 낮은 것과 관련이 있다고 여겨진다. 본 연구에서 추가로 반복측정 분석을 실시하여 공정성 유형에서 개인 내 차이가 있는지를 분석한 결과, 구형성 가정에 대한 Epsilon 보정을 실시한 Greenhouse-Geisser 값이 유의미하게 나타났으며 ($F(2.4, 1216.62)=219.626, p<.001, \eta^2=.302$), 자기 절차공정성과 자기 분배공정성에 대한 인식이 일반 절차공정성 및 일반 분배공정성에 비해 유의하게 높게 나타났다. 타인이 어느 정도 노력을 했으며, 그 노력 정도가 과정에서 공정하게 반영되었는지(일반 절차공정성)는 연령과 상관없이 개인이 구체적으로 정확하게 파악하기 어렵기 때문이라고 여겨진다. 행위자-관찰자 편향에서 알려진 것으로 우리는 자신과 관련된 상황의 정보는 많이 가지고 있지만, 타인과 관련된 상황 정보는 정확하게 판단할 만큼 충분히 가지고 있지 못한 경우가 많다(Jones & Nisbett, 1973). 따라서 일반 절차공정성을 판단할 수 있는 정보가 다른 공정성에 비해 부족하여 두 집단 다 가장 낮은 수준의 일반 절차공정성을 보고하였고, 여기서는 연령집단 간 차이가 없었다고 해석된다.

한편, 연령이 높아질수록 공정성 인식 수준이 낮아진다는 본 연구결과는 선행연구와는 차이가 있지만, 이러한 차이는 연구대상의 구성과 공정성 측정 방식의 차이에서 기인하는 것으로 판단된다. 예를 들어 이병훈(2017)의

연구에서는 연령이 올라갈수록 기회 불공평/ 불평등을 덜 인식하는 것으로 나타났다. 하지만 이병훈(2017)의 연구에서는 청년층을 10대와 20대로 분류하였고, 중장년층을 30대와 40대로, 노년층을 50대 이상으로 분류하였다. 또한 공정성 측정에 있어서도 본 연구는 Lucas 등(2007)이 개발하고 김은하 등(2017)이 타당화한 정당한 세상에 대한 믿음 척도를 이용하여 분배/절차공정성과 자기/일반 공정성을 각각 구분하여 종합적으로 살펴보았지만, 이병훈(2017)의 연구에서는, 사회경제적 성취에 기회의 공평한 보장 여부를 묻는 한 개의 질문과 함께, 교육, 사회적 인맥, 취업이나 승진, 문화 활동, 건강관리, 정보획득 6개 구체적 영역에 대해 개인이 인식하는 기회의 불평등 정도가 얼마나 심각한지를 묻는 문항으로 측정하였다. 즉, 이병훈(2017)의 연구는 공정성의 전반적인 영역보다는 각 영역의 기회가 얼마나 평등하다고 인식하는지를 측정하여 일반 절차공정성의 일부를 측정하였다고 판단된다. 이희정(2018)의 연구에서도 연령이 높아질수록 노력에 따른 보상을 부정적으로 인식하는 것으로 나타났다. 그러나 이희정(2018)의 연구는 19~34세까지 청년층을 대상으로만 연구를 진행하였고, 공정성의 측정 역시 우리 사회가 노력에 따른 공정한 대가를 제공하고 있는지를 묻는 한 문항만으로 측정하여 일반 분배공정성의 일부만을 측정했다고 여겨진다.

마지막으로 주관적 사회경제적 지위와 자기 분배공정성의 관계, 그리고 주관적 사회경제적 지위와 일반 절차공정성의 관계에서 연령의 조절효과가 나타났다. 구체적으로 연령의 조절효과가 어떻게 나타나는지 살펴보기 위해 부트스트래핑 및 단순회귀선 유의도 분석을 실시한 결과, 20대와 30대 이후 연령에서 사

회경제적 지위가 자기 분배공정성에 정적으로 유의한 영향을 미쳤고, 30대 이상은 20대보다 주관적 사회경제적 지위와 자기 분배공정성 간의 관계가 더 강한 것으로 나타났다. 자기 분배공정성과 관련된 결과는 두 가지 방향으로 해석 가능하다고 여겨진다. 앞서 논의한 것처럼 20대와 30대 이상의 성인 집단에서 경험한 공정성 맥락의 차이로 인해 개인의 사회경제적 배경은 학교 밖에서 개인의 성취에 대한 공정성 인식에 더 많은 영향을 미칠 수 있다. 즉, 20대의 경우에는 대부분 대학생으로 아르바이트를 제외하고, 전업으로 경제적 활동을 하는 경우가 드물지만, 30대 이상에서는 대다수가 경제활동을 하기 때문에 현재 한국 사회에 존재하는 경제적 불평등을 더 직접적으로 느끼고 경험할 가능성이 크다. 즉, 이러한 경험의 차이는 공정성 인식에도 영향을 미칠 가능성이 크다고 여겨진다. 따라서 학업적 맥락을 주로 경험하는 20대보다 30대 이상의 집단에서 주관적 사회경제적 지위가 자신이 얻는 결과에 미치는 영향을 더 크게 느낄 수 있다는 것이다. 또 다른 가능성은 20대가 인식하는 높은 수준의 자기 분배공정성에 따른 천정효과로 인해 20대에서는 주관적 사회경제적 지위에 따른 변화 정도가 상대적으로 덜 나타났을 가능성도 존재한다. 일반 절차공정성의 경우, 20대에서는 주관적 사회경제적 지위가 유의미한 예측변인이 아니었으며 30대 이후 연령에서만 유의한 영향을 미쳤다. 이러한 결과는 20대가 인식하는 일반적 타인이 원하는 자원/결과(학점, 일자리) 분배를 위한 절차는 미리 정해진 원칙과 사회적 합의에 의해 결정될 가능성이 크며, 주관적 사회경제적 지위보다는 다른 요소(개인의 노력 등)에 의해 결정된다고 인식할 가능성이 크기 때문에 주

관적 사회경제적 지위의 영향이 나타나지 않았다고 여겨진다. 하지만 30대 이상의 성인들은 일반적 타인이 원하는 자원/결과(사회적 성공, 자산의 축적 등) 분배를 위한 절차에 주관적 사회경제적 지위의 영향이 유효하다고 인식하고 있다고 해석된다.

본 연구에서 나타난 주관적 사회경제적 지위와 공정성 인식의 관계에서 연령의 조절효과는 선행연구들과 차이를 보인다. 예를 들어, 김재우(2019)의 연구에서도 주관적 사회경제적 지위와 기회공정성 간의 관계가 청년층에서 강하게 나타나고, 중노년층에는 유의한 관계가 없는 것으로 나타났다. 하지만 김재우(2019)의 연구에서는 20대와 30대를 청년층으로 분류하고, 40대 이상을 중노년층으로 구분함으로써 본 연구와 연령대 구성에서 차이가 있었다. 또한, 김재우(2019) 역시 이병훈(2017)과 유사한 방식으로 기회 공정성을 측정하여 일반 절차공정성의 일부만을 측정하였다고 여겨진다. 주관적 사회경제적 지위를 측정하는 방식도 차이가 있는데 김재우(2019)의 연구에서는 한국사회에서 최하층을 1로 최상층을 10으로 한다고 했을 때 본인은 어디에 속하는지를 물었지만, 본 연구에서는 자기 가족의 경제적 수준을 7점 척도로 평정하게 함으로써 본인 자신의 사회경제적 지위보다는 본인이 속한 가족의 경제적 수준에 따른 사회경제적 지위를 측정했다는 차이가 있다. 김영미(2016)의 연구에서도 본 연구와 같이 가족의 사회경제적 지위를 측정하였다. 그러나 김영미(2016)의 연구는 가족의 사회경제적 지위를 측정할 때 부모의 직업과 교육수준에 점수를 부여하였다는 데서 본 연구와 차이가 있다. 즉, 김영미(2016)의 연구는 본인이 경험하는 주관적 사회경제적 지위 지표를 활용하였다기보다는 객

관적 지표를 활용했다고 여겨진다. 또한 김영미(2016)는 연령 구성 역시 20대와 30대를 모두 청년층으로 분류하였고, 공정성 인식 측정에 있어서도 한국은 노력하면 성공할 수 있는 나라인지를 물어봄으로써 분배공정성과 절차공정성을 구분하지 않고 측정한 점에서 본 연구와 차이가 있다. 20대의 경우, 학생인 자신 보다는 부모의 경제적 수준에 따라 자신의 사회경제적 지위를 인식할 수 있다. 그래서 본 연구의 결과처럼 이들이 보고한 사회경제적 수준이 다른 연령대보다 높았다고 추측해 볼 수 있다. 하지만 30대가 되어 직업을 가지고 직접 사회생활을 하고, 원가족으로부터 독립된 가족을 구성하게 되면 부모의 사회경제적 지위와 구분하여 자신의 사회경제적 지위를 인식하기 시작할 수 있고, 이러한 사회경제적 지위가 공정성 인식에 미치는 영향에 연령대 별로 차이가 있을 수 있다고 여겨진다.

본 연구에서 밝혀진 결과를 바탕으로 한 의의는 다음과 같다. 먼저, 이론적 기여 차원에서 최근 공정성 이슈는 우리 사회의 매우 두드러진 화두로 등장하였는데 본 연구에서는 20대와 30대 이상의 성인으로 구분하여 한국 성인을 대상으로 다차원의 측면에서 공정성 인식을 조사하여 최근의 공정성을 중시하는 사회적 현상을 반영하였다는 데 의의가 있다고 여겨진다. 특히 청년들은 사회현상을 인식할 때 기회가 평등하고, 과정이 공정하며, 결과가 정의로운지를 매우 중요하게 판단한다(김상태 등, 2021). 본 연구에서는 자기 분배공정성, 자기 절차공정성, 일반 분배공정성에서 20대의 인식 수준이 30대 이상보다 높은 것으로 나타났다. 이는 20대들은 비교적 공정한 시스템이 작동하는 맥락의 경험이 두드러지고 상대적으로 공정성에 대한 인식 수준이 높기

때문에 공정하지 못하다고 여겨지는 사회현상을 접했을 때, 자신의 공정성에 대한 인식 수준, 기대 수준과 격차가 더욱 크게 느껴서 더욱 민감하게 반응하고 크게 분노하는 것으로 여겨진다. 하지만 무엇이 공정한 것이냐의 판단은 공정성의 어떤 차원을 가지고 판단하느냐에 따라 달라질 수 있다. 선행 연구들은 20대와 30대를 MZ세대로 지칭하여 동질적인 집단으로 분류하는 경우가 많으나, 본 연구 결과를 고려해볼 때 적어도 공정성 인식과 관련된 연구를 진행할 때, 20대와 30대의 인식에 차이가 있음을 염두에 둘 필요가 있다.

또한, 본 연구에서 살펴본 것처럼 공정성 과정의 차원에서 판단하냐, 결과의 차원에서 판단하느냐, 혹은 나와 관련되는가 일반적인 상황과 관련되는가에 따라 같은 상황에서도 개인의 판단에 차이가 있을 수도 있다. 예를 들어, 인국공 사건에서도 개인이 절차(분배의 기준, 결정의 근거) 차원에서 공정성을 인식하며, 결과(분배의 원칙) 차원에서 공정성을 인식하느냐에 따라 한 사건을 놓고 공정성에 대한 의견이 매우 달라질 수 있다(김상태 등, 2021). 따라서 공정성 인식과 관련된 연구를 진행할 때, 공정성을 단일 차원으로 인식하기보다는 다차원적 차원에서 측정해야 보다 더 정확하게 공정성 인식을 파악할 수 있다고 여겨진다.

다음으로 실제적 기여의 측면에서 본 연구에서 주관적 사회경제적 지위가 공정성 인식에 미치는 영향을 확인하였는데 중요한 의미가 있다고 여겨진다. 사회구성원들 간 소득과 자산의 격차가 커지면서 부의 양극화가 심해지고 있는 우리 사회의 현 상황에 비춰볼 때 자신이 지각하는 주관적 사회경제적 지위에 따라 공정성에 대한 사회구성원들 간 인식의 차이도 훨씬 더 벌어질 가능성이 크다. 즉,

사회경제적 지위가 높으면 높을수록 본인에게 주어진 것은 공정하고 정당한 분배의 결과이며, 분배의 과정 역시 공정하다고 믿기 때문에 자기이익가설에 부합하게 현재의 시스템을 바꾸기보다는 유지해야 한다고 믿을 가능성이 크다. 반면, 사회경제적 지위가 낮은 사람들은 현재의 분배 시스템이 정당하지 않다고 여기고 시스템 자체에 불만을 가지며 불공정하다고 인식되는 시스템에 분노하고 좌절할 수 있을 것이다. 실제 김진현(2021)의 연구에서 소득불평등에 대한 인식이 커질수록 우리 사회에 대한 전반적인 낮은 신뢰도로 이어지며 그 결과 우울로 이어질 수 있음을 밝히고 있다. 따라서 주관적 사회경제적 지위가 공정성 인식에 영향을 준다는 본 연구의 결과는 사회의 불평등이 심화될수록 공정성 인식에서 사회구성원들의 차이가 커질 수 있음을 시사한다. 마지막으로 자기 분배공정성과 일반 절차공정성 인식에서 주관적 사회경제적 지위와 연령의 상호작용 효과를 확인하였는데 본 연구의 의의가 있다고 여겨진다. 특히 본 연구에서는 20대와 30대를 동일연령대로 보았던 선행연구들과 달리 연구변인에 대한 연령대별 분산분석을 실시하여 20대와 30대가 공정성 인식에 있어서 상이한 특성을 가지고 있다는 것을 확인한 후, 연령대별 특성을 고려하였을 때 20대와 나머지 연령대를 구분할 필요성이 있다는 결과를 도출하였다. 이를 통해 연령에 따라 공정성 경험의 맥락이 다를 수 있고, 무엇을 분배의 결과물로 인식하는지가 다를 수 있음을 본 연구결과를 통해 간접적으로 확인했다고 여겨진다. 앞서 논의하였듯 대학생 연구참여자들은 공정성을 경험하는 대부분의 상황이 학업과 취업준비에 관한 것일 가능성이 크고, 30대 이상의 경우에는 직장 등과 관련

되어 있을 가능성이 있다고 추측된다. 하지만 본 연구에서는 공정성을 경험하는 상황을 직접적으로 측정하는 것은 아니기에 추후 연구에서 이들이 떠올린 공정성의 맥락을 직접적으로 확인해볼 필요가 있다고 여겨진다.

본 연구의 한계는 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 구체적인 개인의 경험이나 상황을 제시하여 공정성에 대한 인식을 파악하기보다는 자기보고식 질문지를 활용하여 공정성에 대한 개인의 일반적인 인식을 측정하였기 때문에 공정성과 관련된 개인적 사건을 실제로 경험하였을 때에는 공정성에 대한 개인의 인식과 평가가 다소 달라질 수 있음을 고려해야 할 것이다. 둘째, 본 연구의 참여자들의 학력은 대학 재학 이상이 90% 이상이라는 점을 고려할 필요가 있을 것이다. 선행연구에 따르면 개인의 교육경험과 사회경제적 지위와 유의한 정적 관련성이 있기 때문에(김위정, 김양분, 2013; 이성균, 2016) 20대 대학생은 같은 연령의 대학생이 아닌 20대에 비해서 상대적으로 더 높은 사회경제적 지위를 가졌을 가능성이 크다. 또한, 본격적으로 경제활동을 하지 않는 20대 대학생의 경우, 자신의 사회경제적 지위가 아닌 부모의 사회경제적 지위를 떠올리며 응답하고, 30대 이상에서는 자신의 사회경제적 지위를 떠올리며 응답하였을 가능성이 있다. 따라서 본 연구 결과를 대학생이 아닌 20대 전체로 일반화하는 것에는 주의가 필요하다고 여겨진다. 셋째, 직장인의 경우 직군, 직책 등에 대한 정보를 수집하지 않았다는 제한점이 있다. 넷째, 본 연구에서는 연구대상자의 연령별 비율이 20대가 50%를 넘는 모습을 보여 다른 연령대와 비율이 크게 차이가 났다. 후속 연구에서는 연령대별 비율을 비슷하게 표집한다면 30대 이상 연령대에 대한 공정성

인식도 세대 간에 구체적으로 확인할 수 있을 것으로 기대된다. 마지막으로, 본 연구에서 활용한 예측변인(주관적 사회경제적 지위)과 조절변인(연령)은 개인의 성격 및 정서 등의 내적 특성과 관련된 변인이 아니기 때문에 개인적 특성이 공정성 인식에 미치는 영향을 볼 수 없었다는 한계가 있다. 추후 공정성 인식과 관련된 연구에서는 개인적 심리 특성을 측정하는 변인 또한 함께 고려할 필요가 있을 것이다. 덧붙여 우리 사회에는 세대 갈등과 함께 성별 갈등도 나타나므로 성별 간의 공정성 인식 차이가 존재하는지도 후속 연구에서 살펴볼 필요가 있을 것이다.

참고문헌

- 김동수, 김옥환, 이상현, 정태연 (2011). 한국인의 소득양극화 원인과 해결책에 대한 인식 유형. *한국심리학회지: 문화 및 사회문제*, 17(4), 461-483.
- 김위정, 김양분 (2013). 대학진학에 대한 가정 배경의 누적적 매개효과 분석. *교육사회학*, 47(4), 263-302.
- 김상태, 김성엽, 이상엽 (2021). 청년세대는 공정성을 어떻게 인식하는가-‘인국공 사건’에 나타난 공정성 인식의 테마분석. *한국행정연구*, 30(4), 245-277.
- 김석호 (2018). 한국사회의 세대 간 공정성. *지식의 지평*, 25, 1-19.
- 김영미 (2016). 계층화된 젊음: 일, 가족형성에서 나타나는 청년기 기회불평등. *사회과학논집*, 47(2), 27-49.
- 김은하, 김도연, 박한솔, 김수용, 김지수 (2017). 한국어판 정당한 세상에 대한 믿음 척도.

- 한국심리학회지: 상담 및 심리치료, 29(3), 689-710.
- 김재우 (2019). 한국인의 주관적 사회계층, 기회공정성 인식, 그리고 삶의 만족도: 성별·연령집단별 매개과정과 조절작용. *행정논총*, 57(4), 97-127.
- 김진현 (2021). 청년이 인식하는 소득불평등이 우울에 미치는 영향: 사회자본의 매개효과. *보건사회연구*, 41(2), 83-100.
- 박길성 (2011). 한국사회의 세대갈등-연금과 일 자리를 중심으로. *한국사회*, 12(1), 3-25.
- 박민진, 민보경, 이민주 (2021). 미래세대의 행복과 영향요인 연구: MZ세대를 중심으로. *도시행정학보*, 34(4), 121-147.
- 안계한, 김민희 (2020). 청년세대의 공정성 인식이 무망감에 미치는 영향: 통제감의 매개효과와 자존감의 조절효과. *한국심리학회지: 문화 및 사회문제*, 26(4), 457-477.
- 엄승범, 김재우 (2021). 한국인의 사회경제적 가치관에 따른 사회경제적 지위, 기회공정성 인식, 주관적 안녕감 간의 관계. *한국사회*, 22(1), 3-46.
- 오재호, 박원익 (2020). 젠더갈등을 넘어 성평등한 사회로. *이슈&진단*, 1-25.
- 이성균 (2016). 한국사회 고등학생의 기회불평등인식. *교육사회연구*, 47(2), 3-26.
- 이병훈 (2017). 기회 불평등에 대한 국민 인식 태도의 인과 분석. *한국사회정책*, 24(2), 157-179.
- 이희정 (2018). 청년층 계층인식 변화가 공정성 인식에 미치는 영향 분석. *한국사회학*, 52(3), 119-164.
- 장효진 (2017). 노동시장 취약계층 대상 직업훈련의 효과 분석 - 청년과 비정규직을 중심으로. 서울대학교 박사학위 논문.
- 황선재 (2018). 불평등과 지속가능성. *손열 편저*. 대한민국 시스템, 지속가능한가? (p. 183). 서울: EAI 동아시아연구원.
- 황성재, 계봉오 (2018). 경제적 불평등 인식에 대한 경험적 연구: 한국 사례와 함의. *한국인구학*, 41(4), 65-88.
- Aiken, L. S., & S. G. West (1991). *Multiple regression: Testing and interpreting interactions*. Newbury Park, NY: Sage Publications.
- Bègue, L. & Bastounis, M. (2003). Two spheres of belief in justice: Extensive support for the bidimensional model of belief in a just world. *Journal of Personality*, 71(3), 435-464.
- 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.
- Giddens, A. (1973). *The class structure of the advanced societies*. London, England: Hutchinson.
- Hatfield, E., Walster, E. H., Walster, G. W., & Berscheid, E. (1978). *Equity: Theory and research*. Boston, MA: Allyn & Bacon.
- Hegtvedt, K. A. (2006). Justice frameworks. In P. Burke (Ed.), *Contemporary social psychological theories* (pp. 46-69). Stanford, CA: Stanford University Press.
- Hayes, A. F. (2017). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach*. New York, NY: Guilford Publications.
- Jones, E. E., & Nisbett, R. E. (1973). The actor and the observer: Divergent perceptions of the causes of behavior. In E. E. Jones, D. Kanouse, H. H. Kelley, R. E. Nisbett, S.

- Valins, & B. Weiner (Eds.), *Attribution: Perceiving the causes of behavior* (pp. 79-94). Morristown, NJ: General Learning Press.
- 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.
- Lerner, M. J. (1980). *The belief in a just world: A fundamental delusion*. New York, NY: Plenum Press.
- Lipkus, I. M., Dalbert, C., & Seigler, I. C. (1996). The importance of distinguishing the belief in a just world for self versus others. *Personality and Social Psychology Bulletin, 22*, 666-677.
- Lucas, T. (2009). Justifying outcomes versus processes: Procedural and distributive justice beliefs as predictors of positive and negative affectivity. *Current Psychology, 28*(4), 249-265.
- Lucas, T., Alexander, S., Firestone, I. J., & Lebreton, J. M. (2007). Development and initial validation of a procedural and distributive just world measure. *Personality and Individual Differences, 43*(1), 71-82.
- Lucas, T., Kamble, S. V., Wu, M. S., Zhdanova, L., & Wendorf, C. A. (2016). Distributive and procedural justice for self and others: Measurement invariance and links to life satisfaction in four cultures. *Journal of Cross-Cultural Psychology, 47*(2), 234-248.
- McClintock, C. G. (1978). Social values: Their definition, measurement and development. *Journal of Research and Development in Education, 12*, 121-137.
- Pew Research Center. (2020). On the cusp of adulthood and facing an uncertain future: What we know about gen Z so far Retrieved From <https://www.pewresearch.org/social-trends/2020/05/14/on-the-cusp-of-adulthood-and-facing-an-uncertain-future-what-we-know-about-gen-z-so-far-2/>
- Schwartz, S. H. (1992). Universals in the content and structure of values: Theoretical advances and empirical tests in 20 countries. *Advances in Experimental Social Psychology, 25*, 1-65.
- Sutton, R. M., & Douglas, K. M. (2005). Justice for all, or just for me? More evidence of the importance of the self-other distinction in just-world beliefs. *Personality and Individual Differences, 39*, 637-645.
- Tajfel, H., & Turner, J. D. (1979). An integrative theory of intergroup conflict. In W. G. Austin & S. Worchel (Eds.), *The social psychology of intergroup relations* (pp. 33-47). Monterey, CA: Brooks Cole.
- Van Lange, P. A. M., Otten, W., De Bruin, E., & Joireman, J. A. (1997). Development of prosocial, individualistic, and competitive orientations: Theory and preliminary evidence. *Journal of Personality and Social Psychology, 73*, 733-746.

논문 투고일 : 2022. 03. 29

1 차 심사일 : 2022. 04. 21

게재 확정일 : 2022. 05. 11

The Relationship between Subjective Socioeconomic Status, Age and Perception of Justice: Focusing on the Moderation Effect of Age

Ju-Ri Joeng

Ji Hae Lee

Department of Education, Chonnam National University

The study investigated the relationship between subjective socioeconomic status (SES) of 508 Korean adults and their perception of justice (distributive and procedural justice for self and general others), and verified whether there is a moderating effect of age (20s versus 30s and over). A self-report survey on SES and perception of justice was conducted. Then, using the SPSS 27 and PROCESS Macro 4.0 program, a correlation analysis looking into the relationship among the study variables was performed along with the ANOVAs comparing the mean differences of study across age-groups to support the group division criteria. Next, a moderation analysis was conducted. The main results of this study are as follows. First, the participants' SES showed a positive relationship with all sub-factors of justice perception and a negative relationship with age. Second, age had a inverse relationship on distributive justice for self and general others, and procedural justice for self, but a non significant relationship on procedural justice for general others. Third, when looking into the mean differences of the research variables according to age, the 20s had different characteristics compared to the 30s and over. In comparison, there were no significant differences within the 30s and over group. Fourth, the moderating effect of age in the relationship between subjective SES and perception of justice was positively significant in the case of distributive justice for self and procedural justice for general others. In the case of distributive justice for self, the positive slope of the graph in which subjective SES predicts distributive fairness for self was steeper in the 30s and older group compared to the 20s. Regarding the procedural justice for general others, subjective SES was not a significant predictor in the 20s group. However, SES positively predicted procedural justice in the 30s and older group. This study is meaningful since it suggested age differences in subjective SES and perceptions of justice by revealing the different relationship patterns of subjective SES and perception of justice according to age.

Key words : socioeconomic status, perception of justice, age, moderation effect