

# 청년층 계층인식에 관한 연구: 공정성 인식과의 관계를 중심으로

이 희 정\*

우리 사회의 불평등 심화는 계층이동 제약과 결합하여 공정성에 대한 의구심의 확대로 이어지고 시민연대 의식을 약화시키고 있다고 평가된다. 이에 본 연구는 청년층의 계층인식 및 그 변화 양상을 탐색하고, 청년층의 계층인식이 공정성 인식에 미치는 영향을 분석한다. 한국노동패널 8차~19차년도 자료를 이용하여 잠재계층분석, 상관 분석, 순서형 로짓분석 등을 실시한다. 분석결과, 청년층의 계층인식이 2009년 이후 하향화 추세를 보이고 있으며 계층이동 가능성 인식도 최근에 부정적이었음이 발견되었다. 청년층의 계층인식은 이동 가변적이거나, 계층인식의 상승성향은 10명중의 3명에 불과하여 계층인식이 하향 고착화되고 있는 것으로 판단된다. 또한, 주관적 계층인식은 연령, 고용형태, 거주지역과 함께 공정성 인식에 영향을 미치는 주요 요인으로 분석되었으며, 분석 시기와 공정성 인식 항목과 무관하게 높은 계층인식을 가질 수록 공정성 인식도 높은 것으로 나타난다. 또한, 하하층의 계층인식을 가지고 있으면서 계층인식이 정체된 청년층은 성별과 상관없이 불공정 인식을 가질 가능성이 높은 것으로 분석되어 계층인식이 공정성 인식과 밀접하게 연계되어 있음을 시사한다.

주요용어: 주관적 계층인식, 계층인식 변화, 공정성 인식, 잠재계층분석, 순서형 로짓분석, 시민연대의식

## 1. 들어가는 글

‘헬조선, 금수저, 흙수저.’ 최근 설문조사에서 선정된 청년 아르바이트생이 가장 듣기 싫은 자조어다(중앙일보, 2017.6.2). ‘수저 계층담론’으로 상징되는 우리 사회의 불평등에 대한 인식의 단면을 잘 보여주고 있다. 사실 우리 사회의 불평등 심화 현상은 객관적 지표에서 확인되고 있다. 지니계수와 소득 5분위 배율이 2016년에 시장소득 기준으로 2013년 대비 각각 0.17, 1.73배포인트 증가한 0.353, 9.32배로 상승하였으며, 2013년 이후 불평등도 상승세가 가속화되고 있는 것으로 나타났다(통계청, 2017). 이러한 소득 불평등도, 소득 격차 등의 급격한 확대는 개인 능력이나 노력에 따른 계층 이동성 제약과 결합하는 경향을 보이고 있다. 예를 들면, 서울 시민의 10명중 약 7명이 계층 이동의 기대를 포기한 것으로 조사되었다(서울특별시, 2017). 경제·교육·노동·결혼 등 ‘여러 차원의 불평등이 서로 맞물리면서 구조화’(신광영, 2013a: 23)되고 확대 재생산되고 있으며, 불평등 심화는 민주주의를 위협하고 시민 연대의식을 약화시킨다고 평가되고 있다(신광영, 2013a: 30).

\* 이 희정. 이화여자대학교 이화사회과학원 연구원.

그렇다면, 이러한 불평등은 공정한 것으로 인식되고 있는가. 서울 시민의 사회 전반의 공정성에 대한 평가는 10점 만점에 4.51점에 불과하여 서울 시민 대다수가 우리 사회를 불공평한 사회로 인식하고 있는 것으로 보고되고 있다(서울특별시, 2017). 이는 불평등의 합리적 근거와 객관적 기준에 대해 우리 사회가 공감하지 못하고 있음을 시사한다. 불평등 심화와 공정성에 대한 의구심 확산은 사회 연대의식의 약화, 사회내 갈등 고조, 사회통합의 저해로 이어질 수 있다는 데 문제의 심각성이 있다. 글로벌 금융위기 이후 최근 경제성장 둔화, 2016년 이후 일련의 정치사회적 변화 등으로 한국 사회에서 공정성에 대한 관심이 지속적으로 높아지고 있다. 그러나, 공정성에 대한 선행연구는 이론적 논의에 머물고 있으며, 엄밀한 실증 분석연구는 부족한 실정이다. 불평등에 대한 선행연구도 본인을 중심으로 한 세대간 불평등 분석에 치중하고 있으며, 사회 의식 형성기에 있는 청년층에 대한 연구로 확장되지 못하고 있다. 이에 본 연구는 청년기의 특성을 감안하여 청년층의 주관적 계층인식 및 그 변화 양상을 살펴보고, 청년층의 계층인식이 공정성 인식에 미치는 영향을 탐색하여 기존 연구를 보완하고자 한다. 또한, 사회 구성원들의 계층인식과 공정성 인식의 관계를 실증적으로 탐색함으로써 불평등 연구와 공정성 연구가 상호 보완적임을 보여주고, 공정성에 대한 논의를 통해서 한국 사회의 연대감과 통합에 대한 논의에 기여하고자 한다. 아울러, 패널 데이터를 이용하여 장년층의 계층인식의 변화와 청년층의 계층인식을 비교 분석하여 세대 간 계층인식의 변화에 대한 논의를 확장하고, 이러한 비교 분석을 통해 세대 갈등에 대한 논의에 시사점을 제공하고자 한다.

## II. 선행연구

### 1. 사회계층인식 연구

1997년 외환위기 이후 불평등에 대한 사회 인식이 확산됨에 따라 사회계층 이슈가 학계의 관심을 받아 왔다. 사회를 지위의 구조로 이해한다면, 사회구성원은 자신의 사회경제적 위계상 지위에 따라 특정 사회계층으로 자리매김될 수 있다. 이러한 자리매김에 대한 분석은 직업, 소득, 재산 등 객관적 기준에 따라 탐색되거나 사회경제적 지위에 대한 사회구성원의 주관적 인식에 따라 접근될 수 있다. 선행 연구도 불평등 문제와 관련하여 사회계층의 구조 및 제도에 대한 분석과 주관적 사회계층인식 분석을 지속적으로 진행하고 있다(신광영, 2013b; 이왕원 외, 2016: 248). 사회계층 구조 및 제도 연구는 불평등의 결과인 소득·자산·소비, 그리고 교육·건강·금융 등에서의 기회 등의 편재나 그 변화와 이동을 고찰한다(차중천, 2002; 신광영, 2007; 2013a; 2016; 이상봉, 2011). 반면에 사회계층인식에 대한 연구들은 계층 소속감이나 의식 형성(김병조, 2000; 조동기, 2006; 이병훈·신재열, 2009; 이병훈·신재열, 2011), 계층 이동 가능성 인식(이왕원 외, 2016), 객관적 기준과 주관적 인식과의 관계(송한나 외, 2013), 그리고 특정 계층의 사회정치적 인식 등을 분석하고 있다.

이와 같이, 사회 불평등과 관련하여 사회구성원 개인의 태도나 행위를 이해하기 위해서는 사회 계층의 객관적 구조와 함께 구성원들의 사회계층에 대한 주관적 인식 분석이 병행되어야 한다. 이는 개인의 주관적 계층인식이 사회 불평등 구조와 사회구성원 개인의 행위를 매개하는 중요 요소이기 때문이다(이병훈·윤정향, 2006). 특히, 사회계층의 객관적 위치와 주관적 계층인식의 불일치 현상(김병조, 2000: 245; 송한나 외, 2013)은 주관적 계층인식 연구가 우리 사회의 불평등 현상을 정확히 분석하고 이해하는 데 필수적임을 시사한다. 그러나, 주관적 계층인식에 대한 선행 연구는 불평등 심화에 대응한 실천적 함의를 도출하기 위해서 다음의 몇 가지 점에서 보완될 필요가 있다. 첫째, 선행 연구들은 주관적 계층인식 형성의 요인들을 주로 탐색하는 경향을 보이고 있다. 직업, 교육, 소득 등의 사회경제학적 요인, 문화자본, 사회자본 등이 계층인식에 영향을 미치고 있다고 보고하고 있다. 그러나, 형성된 계층인식이 개인의 태도나 행위 또는 사회에 미치는 영향 분석은 찾아보기 어려운 실정이다. 사회계층인식은 ‘정치적 의사표현과 사회적 인식 및 생활형태를 좌우하는 의식적 지표’(이병훈·신재열, 2009: 205)이다. 따라서, 불평등에 대한 실효성있는 시사점을 도출하기 위해서 사회계층인식이 사회구성원들의 인식, 태도, 행위 등에 미치는 영향이 어떠한지 분석할 필요가 있다. 둘째, 기존 연구는 계층인식에 대한 횡단적인 분석에 머물고 있으며, 계층인식의 변화를 추적하는 시계열적인 분석으로 확장되지 못하고 있다(이병훈·윤정향, 2006). 주관적 계층인식은 부동산 불변적이라기보다 이동 가변적이다. 따라서, 계층인식이 어떻게 변화하고 또 그 변화가 어떠한 영향을 초래하는지 탐색할 필요가 있다. 셋째, 기존 연구의 중심이 세대간 불평등에 맞춰지면서 본인을 중심으로 부모 및 자녀 세대와의 관계에 대한 분석이 주로 시도되고 있다(계봉오·황선재, 2016). 그 결과, 은퇴층인 부모와 청년층인 자녀 세대에 대한 체계적인 연구는 매우 적은 실정이다. 특히, 사회 불평등이 심화되고 고착화되고 있는 현실에서 사회 의식 형성기에 있는 청년층에 대한 연구는 우리 사회의 불평등을 축소하기 위한 시사점을 도출하는 데 매우 중요하다. 이에 본 연구는 청년기 특성을 감안하여 청년층의 계층인식 및 그 변화 양상을 탐색하고, 계층인식이 청년층의 여타 의식, 특히 공정성 인식에 미치는 영향을 분석하여 선행 연구를 확장하고 보완하고자 한다.

## 2. 공정성 인식 연구

공정성 원칙은 그 논의의 기원을 고대 그리스 시대부터 찾을 수 있을 만큼 철학, 사회학, 심리학, 경제학 등의 오랜 연구대상이 되어 왔다. 공정성 원칙에 대한 논의는 크게 분배 공정성(distributive justice) 연구와 절차 공정성(procedural justice attitudes) 연구로 구분할 수 있다(석현호, 1997: 26; 전성표, 2006; 장상수 외, 2015; 박효민·김석호, 2015). 1960년대와 1970년대 연구는 분배 공정성 인식에 중점을 두었는데, 개인이 특정 분배 원칙을 왜 선호하는지, 분배를 결정하는 규칙이나 규범은 무엇인지 등을 탐색하였다. 분배 공정성 원칙은 크게 형평(equity), 균등(equality) 그리고 필요(need) 원칙으로 나눌 수 있다<sup>1)</sup>. 형평 원칙(equity rule)은 호만스(Homans, 1961)의 교

<sup>1)</sup> Liebig et al. (2016)은 자격(entitlement) 원칙을 분배 공정성 원칙의 하나로 포함하고 있는데, 존경받을

환이론(exchange theory)에 입각한 형평 이론, 버거 등(Berger et al., 1972)의 지위가치모형(status value model) 등으로 대표된다. 이는 성과(merit)와 기여에 따라 보상하며, 열심히 일한 사람이 더 많은 대가를 받거나, 자신의 노력에 의한 대가만 제공된다면 공정하다는 것이다. 따라서, 성과의 차이를 반영한 소득과 자산의 분배 차이는 공정하다고 본다. 균등 원칙(equality rule)은 성과를 고려하지 않고 모두에게 소득과 부가 균등하게 분배되거나 모두 같은 생활 조건을 갖는다면 공정하다는 것이다. 필요 원칙(need rule)은 성과나 기여와 관계없이 개인의 필요에 따라 분배하여야 공정성이 보장된다는 것이다. 예를 들면, 가난하고 궁핍한 자가 보호를 받거나 특별한 지원과 혜택을 받는다면 공정하다고 본다. 위와 같은 분배 공정 원칙 논의에도 불구하고, 소득과 부의 불평등이 심화되고 공정성에 대한 사회 관심이 높아짐에 따라 1980년대에는 공정성 연구의 중심이 절차 공정성 원칙으로 이동하였다. 절차 공정성 원칙은 자기이익모형(self interest model), 집단가치모형(group value model) 등으로 발전해 왔는데, 분배의 결과가 공정한 의사결정과정으로부터 도출된다면 개인은 불리한 결과도 수용한다고 전제한다. 의사결정과정에서 의사를 표현하거나 영향을 미칠 수 있는 기회가 제공되는지 여부가 공정성 인식에 영향을 미친다는 것이다. 나아가, 개인이 사회의 구성원으로 인정되는지 그리고 자신들의 이익이 진지하게 받아들여지는 여부가 공정성 인식에서 중요한 요소라고 본다<sup>2)</sup>. 이와 같이 공정성 원칙은 개인이 분배 과정에 참여하여 사회 구성원으로 인정(social recognition)되고 자신들의 이익이 신중하게 고려된다는 것을 의미하므로 사회 전체 복지의 증가를 가져올 수 있다(Liebig et al., 2015: 8). 또한 공정한 분배 원칙에 의하여 개인에게 주어지는 혜택과 부담의 정도가 결정된다면 개인 입장에서는 개인 복지에 영향을 미치는 조건이 안정적으로 결정되어 불확실성과 손실 회피 감정(feeling of loss aversion)을 줄일 수 있다. 그 결과 사회적 복지 그리고 물질적 복지가 증가될 수 있다.

일련의 연구는 이러한 공정성 원칙이 불평등 현상과 밀접하게 연관되어 있다고 지적하고 있다. 우리 사회에서 불평등이 다양한 형태로 광범위하게 존재하고 있음은 부인할 수 없는 사실이다. 그렇다면 이러한 분배의 결과로서 불평등은 공정한 것인가라는 질문에 직면하게 된다. 만약, 사회구성원들이 분배의 결과를 공정하다고 인식한다면, 그 분배에 따른 불평등은 사회에서 정당성을 확보하게 된다(Shepelak and Alwin, 1986: 33; Shepelak, 1989: 219; Hurst et al., 2017: 371). 따라서, 공정성 원칙은 현실의 불평등에 정당성을 부여하는 합리적인 근거와 객관적인 기준으로서 작용한다(장상수 외, 2015). 뒤르케임(Durkheim, 1984 [1893])에 따르면 공정성 인식은 불평등 인식 그리고 계층인식과 밀접하게 연관되어 있으며 사회 연대의식에 영향을 미친다고 할 수 있다. 뒤르케임은 전통사회와 비교하여 현대 사회의 큰 특징은 현대 사회가 유기적 연대감(organic solidarity)을 바탕으로 작동되고 있다는 점이라고 주장한다. 그는 고도로 분화되고 전문화된 현대 사회에서 유기적 연대감은 개인들이 상호 의존과 협동에 직면하기 때문에 형성된다고 설명한다. 유기적 연대

---

만한 가족의 구성원이나 사회고위층이 더 나은 생활조건을 갖는 것은 공정하다는 것이다.

<sup>2)</sup> Bies (2001)는 공정성 인식의 구성요소로서 상호작용 공정 혹은 인간관계적 공정(interactional justice)을 강조하면서 대인적 상호작용과정에서 대우의 공정성(fairness of treatment)이 제도적 차원의 절차 공정성과 구분된다고 주장한다.

는 현대 사회의 차별화된 개인과 집단들이 상호간의 차이점을 기초로 하여 형성되며 상호 의존적인 분업을 통해 조성된다. 분업은 사회 성원들을 지속적으로 결합시키는 사회전반의 권리와 의무를 창출해냄으로써 사회적 연대감의 근원으로 작용하게 된다. 따라서, 유기적 연대감의 기초인 정상적(normal) 분업은 전체로서의 집합체에 대한 서로의 의무와 기여를 인식하는 도덕적(normal) 분업이며, 각 개인에게 자신의 능력과 관심에 가장 적합한 지위를 차지할 수 있도록 기회의 평등이 보장되는 공정한(just) 분업이다(Grabb, 2003: 110-112). 이상의 논의를 종합해보면, 현대 사회에서의 불평등을 완화시킬 수 있는 제도적 장치는 도덕적이고 공정한 분업의 복원으로부터 마련될 수 있다. 개인 상호간의 의무와 기여를 인식하고 사회의 도덕적 가치가 법과 같은 규제로 확립되어 있으며, 기회의 평등이 보장된다면 사회 통합을 위한 연대감이 유지될 수 있는 것이다. 사회 구성원들이 불평등하다고 느끼는 사회일수록 사회의 분업 과정이 공정하지 못하다고 느낄 것이다. 사회의 공정성에 대한 사회 구성원의 인식은 사회 구성원의 불평등 인식, 계층인식과 밀접하게 연관되고, 공정성에 대한 부정적 인식은 사회 연대의식에 부정적 영향을 주게 되는 것이다. 공정성 인식이 사회내에서 공유되지 못하고 차별화될수록 사회 연대의식이 약화되고 사회내 갈등이 심화되며 사회통합이 저해되고 사회변동을 자극하게 된다(Hegtvedt, 2006: 61-62).

한국 사회에서도 공정성 원칙에 대한 사회 관심이 고조됨에 따라, 공정성 관련 이슈가 한국 사회학계의 연구대상중 하나로 대두되고 있다. 공정성과 관련한 사회학적 연구들을 살펴보면, 공정 원칙에 대한 추상적인 이론 분석(석현호, 1997; 김봉석, 2000; 박효민·김석호, 2015; 장상수 외, 2015)과 분배 공정성 인식의 요인에 대한 실증 분석(전성표, 2006; 이수인, 2012; 황수경, 2015) 등으로 구분할 수 있다. 공정성에 대한 사회학적 선행 연구의 특징을 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 공정성에 대한 사회학적 선행 연구는 연구 범위와 방법에서 제한적이라고 평가되고 있다(박효민·김석호, 2015: 221). 이는 해외 학계에서 거시적이고 사회적인 수준에서의 제도와 담론, 그리고 미시적이고 개인적 수준에서의 인식과 행동에 대하여 이론적 논의와 실증적 분석들을 활발(Liebig and Sauer, 2016)하게 진행하고 있는 연구 흐름과 대비된다. 둘째, 공정성과 불평등의 관계가 체계적으로 탐색되지 못하고 있다. 공정성과 불평등의 연계에 대한 이론적 논의가 일부 시도(석현호, 1997; 장상수 외, 2015)되고 있으나, 양자간의 실증적 분석과 이를 토대로 한 이론적 논의로는 확장되지 못하고 있다. 불평등이 심화되고 사회이동의 폐쇄성이 강화되고 있는 현실을 고려할 때 공정성과 불평등의 연계 분석은 더욱 필요하다. 셋째, 공정성 인식의 형성요인에 대한 분석이 객관적 요인을 중심으로 이루어지고 있다. 연령, 학력, 소득, 재산 등 인구학적 요인과 사회경제적 요인이 분석의 주요 변인으로 활용되는 경향이 있다. 일부 연구에서 계층 귀속감, 사회정치적 의식 등을 변인으로 포함하여 분석하고 있으나, 서베이 데이터의 한계 등으로 횡단면적 분석에 머물고 있다. 그러나, 주관적 계층인식과 계층인식 변화가 공정성 인식에 미치는 영향을 보다 엄밀하게 살펴볼 필요가 있다. 이는 공정성 인식이 개인의 사회내 상대적 지위에 따라 결정되는 지위 효과(positional effect)가 작동하고 있기 때문이다. 사회를 지위의 구조로 파악한다면, 공정성에 대한 인식은 개인의 사회내에서 상대적 지위에 따라 결정된다고 볼 수 있다(Liebig and Sauer, 2016: 42). 해외 많은 연구들도 공정 원칙에 대한 선호가 사회적 지위 의존적(status dependent preference for principles of

justice)이라고 보고(Shepelak, 1989: 220; Lewin-Epstein et al., 2003: 6; Liebig and Sauer, 2016: 52)하고 있다는 점에 주목할 필요가 있다.

### III. 연구자료 및 연구방법

#### 1. 연구자료 및 분석대상

본 연구의 주된 데이터는 2016년에 수집된 노동패널 19차년도 조사 자료이다. 19차 조사시점에 15세에서 34세에 해당되고 공정성 인식 질문항목에 응답한 청년층을 중심으로 분석하였으며, 19차년도 청년층(15~34세)의 계층인식 변화를 추적하기 위해서 이들의 자료를 2005년부터 역추적해서 포함시켰다. 또한 19차년도 조사에서 파악된 공정성 인식과의 비교분석을 위해서 2005년 9차년도 부가조사에서 수집된 공정성에 대한 자료도 연구에 포함되었다. 주된 분석대상이 된 19차년도 청년층의 기본적 특성은 다음의 <표 1>과 같이 정리될 수 있다.

<표 1> 19차년도 청년층의 주요 특성

구분	세부내용	빈도	비중(%)
성별	남자	1620	50.3
	여자	1598	49.7
부모와 동거	동거	769	23.9
	비동거	2449	76.1
경제독립	독립	1208	37.5
	의존	2010	62.5
결혼여부	결혼	702	21.8
	미혼/이혼/사별	2516	78.2
고용형태	상용근로자	1030	32.0
	비상용근로자	353	11.0
	미취업자/비경제활동	1834	57.0
거주지역	수도권	1580	49.1
	영남권	945	29.4
	호남권	262	8.1
	충청/강원권	413	12.8
거주형태	자가	1849	57.5
	전세/월세/기타	1369	42.5

주된 분석대상인 19차년도 청년층(15~34세)은 남자가 50.3%를 차지하여 남녀의 비중은 비슷하다. 부모와 동거를 하고 있는 응답자가 23.9%인 반면에 경제적으로 독립하고 있다는 비율은 37.5%

로서 부모와 비동거가 경제적 독립을 의미하지 않는다고 추측된다. 결혼한 경우는 21.8%로서 결혼 연령이 늦어지고 있는 현상이 일부 반영된 것으로 보인다. 고용형태를 살펴보면 상용근로자 32.0%, 비상용근로자 11.0%, 미취업·비경제활동인구가 57.0%로 나타났다. 15~34세에 해당되는 청년층의 특성상 학생이 많이 포함되어 있어서 미취업·비경제활동인구 비중이 높은 것으로 추측된다. 거주지역은 수도권거주가 49.1%로 가장 많은 비중을 보이고 있고, 영남권 29.4%, 호남권 8.1%, 충청·강원권 12.8%로 나타났다. 거주형태로 자가거주 비율은 57.5%였다.

## 2. 분석변수

본 연구의 분석변수와 변수별 측정방법은 다음 <표 2>에 제시되고 있다. 먼저, 종속변수인 공정성에 대한 청년층의 인식은 19차년도 부가조사에서 두 가지 질문으로 조사되고 있다.

<표 2> 분석 변수

변수	변수값	형태
<b>종속변수</b>		
노력 공정 대가	1 전혀 동의할 수 없다 ~ 5 매우 동의	5점 척도
성취 노력 중요	1 전혀 동의할 수 없다 ~ 5 매우 동의	5점 척도
<b>독립변수</b>		
성별	남자=1 여자=0	더미
연령		연속
부모와 동거	비동거=1 동거=0	더미
경제 독립	독립=1 의존=0	더미
결혼 여부	결혼=1 미혼/별거/이혼/사별=0	더미
상용 근로자	상용 임금근로자=1	더미
비상용 근로자	임시/일용/자영업/가족종사자=1	더미
미취업자	비경제활동인구 및 실업자=1	더미
수도권 거주	서울/경기/인천=1	더미
영남권 거주	대구/경북/부산/경남/울산=1	더미
호남권 거주	광주/전북/전남=1	더미
충청강원권 거주	대전/세종/충남/충북/강원=1	더미
기타지역 거주	제주/해외/이북=1	더미
거주 형태	자가=1 전세/월세/기타=0	더미
월 가구 소득	근로/금융/부동산/이전 등 총합, 실질	연속
금융 자산	금융자산 총합의 자연로그값, 실질	연속
부채	부채 총합의 자연로그값, 실질	연속
주관적 계층인식	하하1 하상2 중하3 중상4 상하5 상상6	6점 척도

첫번째는 “우리사회는 노력의 따른 공정한 대가가 제공되고 있다”의 질문에 대한 대답으로 “전혀 동의할 수 없다” 1점부터 “매우 동의한다”는 5점까지 척도로 측정된다. 두번째는 “사회적 성취에 있어 부모의 경제·사회적 지위보다 나의 노력이 더 중요하다”는 질문에 대해 “전혀 동의할 수 없다”는 1점에서 “매우 동의한다”는 5점까지 척도로 측정된다. 공정성 인식에 대한 두 가지 변수는 공정 원칙중 기여에 따른 보상과 성취라는 형평 원칙(equity rule)과 관련되어 있다는 점에서 유사하다. 독립변수는 인구학적 요인으로 성별과 연령, 경제 사회적 요인으로는 부모와 동거여부, 경제적 독립여부, 결혼여부, 근로 형태(상용근로자, 비상용근로자, 미취업자), 거주지역(수도권, 영남권, 호남권, 충청·강원권, 기타지역), 거주형태, 월평균 가구소득, 금융 자산, 부채가 포함되었다. 그리고 개인의 주관적 계층인식을 독립변수로 포함하였다. 연령과 월평균 가구 소득, 금융 자산, 부채는 연속변수로 측정하였다. 구체적으로는 가구 소득이 전년도 기준으로 조사되는 노동패널조사 방법과 19차 조사가 마지막 자료인 점을 고려하여, 조사 전월기준 근로소득, 금융소득, 부동산 소득, 사회보험소득, 기타 소득 등의 총합으로 월평균 가구소득을 측정하였다<sup>3)</sup>. 금융자산은 예금, 주식, 채권, 신탁, 보험, 계, 개인적 대여금 등의 총합으로, 부채는 금융기관과 비금융기관으로부터 차입금, 개인적 차입금, 전세 임대 보증금 등의 총합으로 측정되었다. 실제 분석에서는 월평균 가구소득, 금융자산, 부채는 2015년 기준 소비자물가지수를 활용하여 실질화<sup>4)</sup>하고, 금융자산과 부채는 측정값의 분산을 줄이기 위해 자연로그값으로 변환하였다. 성별, 부모와 동거여부, 근로형태, 거주지역, 거주형태는 더미변수로 측정하였다. 주관적 계층인식은 하하, 하상, 중하, 중상, 상하, 상상으로 나누어 하하 1점부터 상상 6점까지 6점 척도로 측정되었으며, 분석의 편의상 역코딩하였다.

### 3. 분석방법

본 연구는 주관적 계층인식이 공정성 인식에 미치는 영향을 분석하기 위해 상관분석과 순서형 로짓분석을 활용한다. 모형 분석결과에 이해도를 높이기 위해, 먼저 청년층의 계층인식과 공정성 인식을 탐색한다. 계층인식에 대해서는 19차년도 청년층의 주관적 계층인식 변화, 12~19차년도 청년층(15~34세)의 계층인식과 계층 이동 가능성 인식, 그리고 19차년도 청년층의 계층 인식 변화 유형 등을 분석한다. 특히, 계층인식 변화의 유형을 파악하기 위해 잠재계층분석(Latent Class Analysis)을 실시하고, AIC(Akaike Information Criterion)와 BIC(Bayesian Information Criterion) 등의 정보지수를 활용하여 적절한 잠재유형의 수를 결정한다. 공정성 인식은 8차년도와 19차년도의 공정성 관련 질문이 동일하지 않으므로 단순 비교분석을 하지 않고 청장년층이 모두 조사된 8차년도 자료를 활용하여 세대간 공정성 인식을 비교분석한다. 주관적 계층인식이 공정성 인식에 미치는 영향은 공정성 인식이 순서형 리커트 척도로 측정되었기 때문에 일반 선형분석모형의 가정

<sup>3)</sup> 8차년도 분석에서는 9차년도에서 조사된 전년도 기준 연간 가구소득의 총합을 계산하고 이를 월평균소득으로 변환하였다.

<sup>4)</sup> 이는 8차년도와 19차년도 분석 결과를 비교하기 위해서는 물가변동에 따른 영향을 제외할 필요가 있기 때문이다.



을 충족하지 못하므로 순서형 로짓(ordered logit)모형으로 추정한다. 추정결과 분석에 앞서 순서형 로짓모형의 평행회귀선(PR, Parallel Regression) 가정에 대해 우도비(LR, Likelihood Ratio) 검증을 실시하여 PR가정이 적절하다는 귀무가설이 기각되면 일반 순서형 로짓(generalized ordered logit) 모형으로 추정된 결과를 분석한다.

## IV. 분석 결과

### 1. 청년층의 주관적 계층인식 분석

#### 가. 19차년도 청년층(15~34세)의 주관적 계층인식 추이

본 연구의 연구대상은 19차년도 당시 15~34세의 청년층으로 주요 변수에 결측값이 없는 3216명이다. 이들의 계층인식이 어떻게 변화하였는지 살펴보기 위하여 2005년까지의 응답을 역추적하여 파악한 주관적 계층인식의 추이는 <표 3>과 같다. 주관적 계층인식의 평균 점수가 2005년부터 점차 상승하여 2008년과 2009년 각각 3.043과 3.036으로 최고 수준에 도달한 후 2015년까지 지속적으로 하락하다가 2016년에 조금 상승한 모습을 보이고 있다. 2009년부터 계층인식이 부정적으로 변하고 있음을 알 수 있다.

<표 3> 19차년도 청년층(15~34세)의 주관적 계층인식 추이

년도	빈도						계	척도 평균
	하하	하상	중하	중상	상하	상상		
2005	82 (10.7)	157 (20.5)	360 (47.1)	150 (19.6)	13 (1.7)	3 (0.4)	765	2.822
2006	68 (7.6)	199 (22.1)	436 (48.4)	178 (19.8)	14 (1.6)	5 (0.6)	900	2.873
2007	89 (8.8)	249 (24.5)	438 (43.1)	226 (22.2)	11 (1.1)	4 (0.4)	1017	2.836
2008	61 (5.3)	203 (17.8)	538 (47.1)	311 (27.2)	27 (2.4)	3 (0.3)	1143	3.043
2009	69 (4.6)	285 (19.1)	702 (47.1)	393 (26.4)	39 (2.6)	2 (0.1)	1490	3.036
2010	69 (4.3)	343 (21.5)	765 (47.9)	380 (23.8)	41 (2.6)	0 (0.0)	1598	2.988
2011	82 (4.8)	367 (21.3)	840 (48.7)	396 (23.0)	35 (2.0)	4 (0.2)	1724	2.969
2012	72 (3.9)	431 (23.1)	949 (50.9)	381 (20.4)	30 (1.6)	2 (0.1)	1865	2.931
2013	81 (3.9)	450 (21.8)	1112 (53.9)	386 (18.7)	30 (1.5)	5 (0.2)	2064	2.927
2014	79 (4.1)	492 (25.5)	1004 (52.1)	325 (16.9)	25 (1.3)	2 (0.1)	1927	2.860
2015	106 (4.0)	632 (23.9)	1404 (53.2)	461 (17.5)	34 (1.3)	3 (0.1)	2640	2.884
2016	107 (3.3)	758 (23.6)	1738 (54.0)	578 (18.0)	29 (0.9)	6 (0.2)	3216	2.901

주: ( )는 연도별 비중 %.

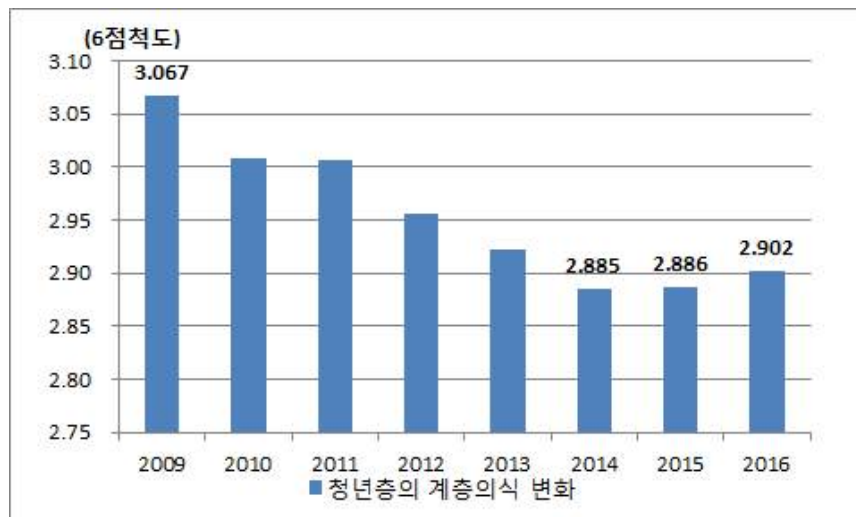
계층별 척도 점수: 하하 1, 하상 2, 중하 3, 중상 4, 상하 5, 상상 6

계층별로 살펴보면, 2009년 이후 상하층과 중상층에 해당된다고 응답하는 비율이 지속적으로 하락하고 있는 반면, 중하층과 하상층이라고 응답하는 비율은 지속적으로 상승하고 있다. 이는 글로벌 금융위기 이후 청년층의 계층인식이 전반적으로 하향화되고 있음을 시사한다. 2016년 기준 청년층 계층인식을 살펴보면, 중하층의 비율이 54.0%로 절반 이상의 청년층이 자신의 계층을 중하층으로 인식하고 있었다. 중상층 비율은 18.0%로 중하층 비율과 합치면 72.0%에 해당한다. 전체 청소년 응답자의 약 4분의 3이 자신의 계층을 중간층으로 인식하고 있으며 청년층의 중상층 귀속의식이 높은 편이라고 생각할 수 있다. 그러나, 중간층에서 하층에 속한다고 인식한 경우가 세배 정도 많고, 하상층으로 인식한 비율이 23.6%로 중하층과 하상층의 합계 비율이 77.6%로 달하여 중간층 비율 72%보다 높게 나타난다. 따라서, 청년층의 계층인식은 비교적 부정적이라는 잠정적인 추론이 도출된다.

#### 나. 12~19차년도 청년층의 주관적 계층인식 비교

청년층의 주관적 계층인식이 2009년 이후 점차 하향화 추세를 보이고 있다는 분석결과가 19차 청년층에 한정된 것인지 살펴볼 필요가 있다. 이를 위해 2009년 12차년도 조사부터 2016년 19차년도 조사까지 각 조사년도의 청년층(15~34세)에 해당되는 응답자의 주관적 계층인식이 어떻게 변화했는지 분석하였다. [그림 1]에 제시된 바와 같이, 각 조사년도 청년층의 계층인식은 <표 3>의 19차년도 청년층의 계층인식과 유사한 패턴으로 나타난다. 주관적 계층의식 평균점수가 2009년에 가장 높은 3.067을 기록한 후 점차 하락하다가 2016년에 다시 상승하는 모습을 보이고 있다. 2009년 이후 청년층의 계층 인식이 점차 부정적인 경향으로 변화되고 있으며, 청년층 계층인식의 하향화 추세가 보편적인 현상임을 시사하고 있다.

[그림 1] 12~19차년도 청년층(15~34세)의 주관적 계층인식 비교 (2009~2016)



청년층의 계층인식 변화에 대한 보다 엄밀한 분석을 위해서는 청년층의 부정적 계층인식 경향과 함께 계층이동 가능성 인식도 부정적인지 살펴볼 필요가 있다. 이를 위해 같은 가구의 세대주의 계층인식보다 부정적으로 평가한 청년층의 비율을 분석<sup>5)</sup>하였다. 같은 경제적 기반과 사회적 지위를 가지고 있는 가족 내에서 청년층과 세대주의 평가가 어떻게 다른가를 탐색하는 것이다. [그림 2]는 자신이 속한 가구의 세대주의 계층인식에 비해서 부정적 평가를 청년층 비율을 보여주고 있다. [그림 1]에 나타난 바와 같이 2009년에는 젊은층의 계층인식이 상대적으로 긍정적이었음에도 불구하고 세대주에 비해서 부정적인 평가를 하는 청년층 비율이 높다는 것을 알 수 있다. 2009년 이후에는 부정적 평가가 하락세를 보이다가 2015년에 상대적으로 크게 상승하였고 2016년에 다시 예년의 평가와 비슷한 수준을 보이고 있다. 이러한 분석결과는 2015년에 헬조선, 금수저 담론과 같이 계층과 관련된 자조적인 담론이 한국 사회에서 유행하였고, 이러한 담론에 청년층이 일정부분 공감하고 있었다는 추론이 가능하다.

[그림 2] 12~19차 청년층(15~34세)의 계층이동 부정적 평가 비중 (2009~2016)

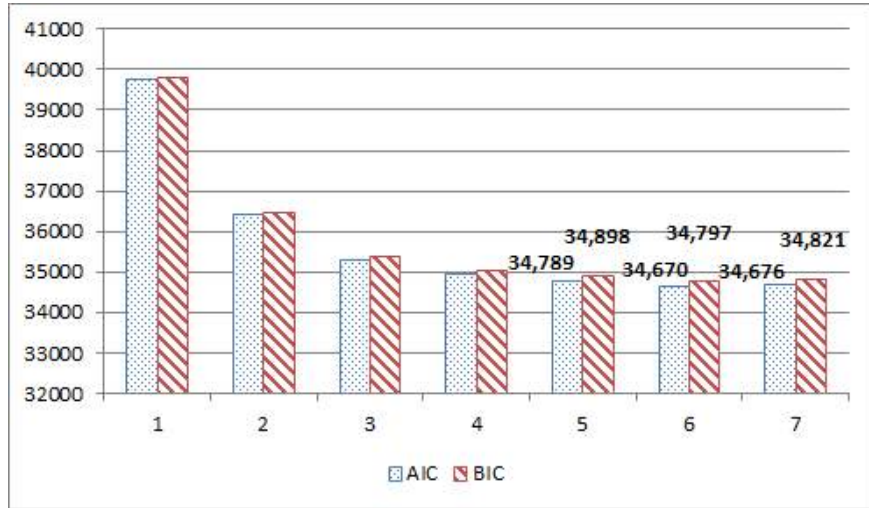


#### 다. 19차년도 청년층의 주관적 계층인식 변화 유형 분석

청년층의 계층인식 변화가 어떻게 진행되고 있는지 탐색하기 위하여 19차년도 조사의 청년층(15~34세)을 몇 가지 계층인식 변화 유형으로 분류하고, 유형별로 주요 특성을 살펴보았다. 먼저, 계층인식 변화 유형을 파악하기 위해 잠재계층분석(Latent Class Analysis)을 실시하였다. 잠재계층 수의 적합도는 잠재계층 수를 하나씩 추가하면서 정보지수를 통해 확인하였는데, [그림 3]에 나타난 바와 같이 잠재계층 수가 6개일 때까지 AIC(Akaike Information Criterion)과 BIC(Bayesian Information Criterion)값이 하락하다가 7개에서 상승하여 적절한 잠재계층 수는 6개로 결정되었다.

<sup>5)</sup> 본인이 세대주인 청년층의 평가는 제외하였다.

[그림 3] 계층인식 변화의 잠재유형 모형별 AIC와 BIC 비교



<표 4>에 제시된 바와 같이, 계층인식 변화 유형은 계층인식 평균점수와 계층인식 변화가 정체인지 상승 혹은 하락인지에 따라 6개 유형으로 분류된다. 잠재유형별 주요 특성을 살펴보면 다음과 같다. 먼저, 중상층에 속하며 정체성향을 보이는 유형 1은 16.8%의 비중을 차지하고 있다. 부모와의 동거비율이 낮고, 미취업·비경제활동인구 비율이 높아 학생이 많이 포함되어 있다고 추측되며, 월평균 가구소득이 높은 유형이다. 평균적으로 중하층과 하상층으로 인식하나 계층인식이 상승하는 유형2의 경우 상용근로자 비율이 상대적으로 높다. 이는 정규직 취업여부가 계층인식을 긍정적으로 변화시키는 중요 요인임을 시사한다. 하하층과 하상층 인식을 가지며 정체성향을 가진 유형 4의 경우는 결혼하지 않은 비율이 상대적으로 높고, 비상용근로자의 비율도 높다. 또한, 자가 거주 비율이 매우 낮으며, 금융자산이 적고 부채는 많은 것으로 파악된다. 중하층에 속하며 계층인식이 하락하는 경향을 보이는 유형 5의 경우는 결혼 비율이 높았으나 부모와 동거하는 비율 또한 높다. 상용근로자 비율이나 수도권 거주비율이 높으나, 자가 거주비율이 낮게 나타난다. 자가 주택이 아니면서 부모와 동거하는 기혼 청년층이 자신의 미래에 대해 부정적으로 인식하고 있다는 추론이 가능하다.

<표 4> 19차년도 청년층의 계층인식 잠재유형별 특성

		유형1 (중상 정체형)	유형2 (중하 상승형)	유형3 (하상 상승형)	유형4 (하하 정체형)	유형5 (중하 하락형)	유형6 (중하 정체형)	전체
관측값	빈도	539	313	672	124	127	1443	3218
초기값	평균	-3.04	-2.84	1.31	4.77	3.90	0.00	
기울기	평균	0.05	0.53	0.22	0.02	-0.57	-0.04	
주관적계층인식	평균	3.83	2.65	2.09	1.63	3.06	3.08	2.09
성별 남성	빈도	264	170	358	71	61	696	1620
		(49.0)	(54.3)	(53.3)	(57.3)	(48.0)	(48.2)	(50.3)
연령	평균	22.96	27.04	24.89	25.00	26.24	24.96	24.86
부모와 동거	빈도	96	88	154	37	40	354	769
		(17.8)	(28.2)	(22.9)	(29.8)	(31.5)	(24.5)	(23.9)
경제 독립	빈도	129	140	240	34	65	600	1208
		(23.9)	(44.7)	(35.7)	(27.4)	(51.2)	(14.6)	(37.5)
결혼	빈도	89	74	113	12	29	385	702
		(16.5)	(23.6)	(16.8)	(9.7)	(22.8)	(26.7)	(21.8)
상용근로자	빈도	129	126	189	31	54	501	1030
		(23.9)	(40.3)	(28.1)	(25.0)	(42.5)	(34.7)	(32.0)
비상용근로자	빈도	41	40	101	28	24	119	353
		(7.61)	(12.8)	(15.0)	(22.6)	(18.9)	(8.3)	(11.0)
미취업/비경제	빈도	369	147	382	65	49	822	1834
		(68.5)	(47.0)	(56.9)	(52.4)	(38.6)	(57.0)	(57.0)
수도권거주	빈도	269	143	315	54	74	725	1580
		(49.9)	(45.7)	(46.9)	(43.6)	(58.3)	(50.2)	(49.1)
영남권거주	빈도	127	110	235	44	27	402	945
		(23.6)	(35.1)	(35.0)	(35.5)	(21.3)	(27.9)	(29.3)
호남권거주	빈도	63	15	35	7	7	135	262
		(11.7)	(4.8)	(5.2)	(5.7)	(5.5)	(9.4)	(8.1)
충청강원권거주	빈도	72	43	85	19	18	176	413
		(13.4)	(13.7)	(12.7)	(15.3)	(14.1)	(12.2)	(12.8)
자가거주	빈도	416	198	284	24	44	883	1849
		(77.2)	(63.26)	(42.3)	(19.6)	(34.7)	(61.2)	(57.5)
월평균가구소득	평균	53.31	37.65	27.61	18.00	26.56	35.43	35.99
금융자산	평균	5.21	3.67	-0.51	-4.33	0.31	3.42	2.50
부채	평균	-2.99	-6.64	-6.07	-7.76	-4.58	-4.53	-4.92

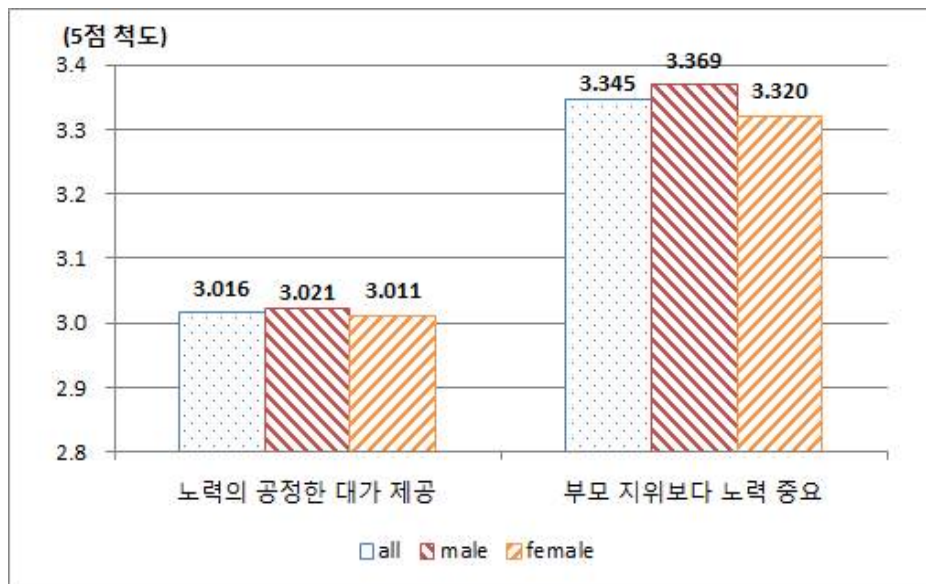
주: ( )는 관측값 대비 비중 %.

## 2. 청년층의 공정성 인식

### 가. 19차년도 청년층의 공정성 인식

19차년도 청년층의 공정성 인식에 관한 문항의 응답결과는 [그림 4]와 같다. 노력의 공정한 대가가 주어진다든 대가의 공정성 인식은 사회적 성취에서 부모의 지위보다 노력이 중요하다는 인식보다 낮게 나타났다. 청년층이 노력에 의한 사회적 성취 가능성보다 노력의 공정한 대가가 제공된다는 평가가 상대적으로 부정적이라는 것은 알 수 있다. 남녀간의 차이에서는 남성이 여성에 비해서 상대적으로 공정성에 대해서 긍정적으로 인식하고 있음을 알 수 있다. 청년층 시기에 학교 졸업 후 취업과 결혼 등의 과정이 포함된다는 점에서 여성이 취업과 결혼 등의 과정을 상대적으로 불공정하게 평가하고 있다고 추론된다.

[그림 4] 19차년도 청년층(15~34세) 공정성 인식 (노력 공정 대가 및 노력 중요)



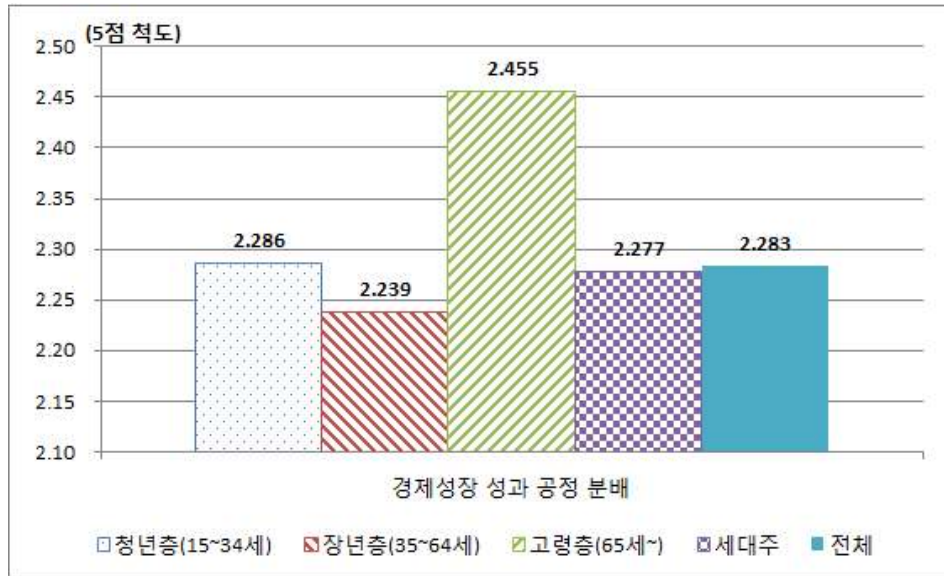
### 나. 8차년도 응답자의 공정성 인식

2005년 8차년도 부가조사에는 경제성장의 성과가 공정하게 분배되었는지에 대한 질문이 포함되어 있다. [그림 5]에 제시된 바와 같이, 경제성장의 성과 분배의 공정성에 대한 인식을 살펴보면, 전체 연령층 중에서 고령층이 다른 세대에 비해서 경제성장의 성과가 공정하게 분배되었다고 평가하고 있음을 알 수 있다. 경제활동에 가장 활발하게 참여하는 세대인 장년층의 경우 가장 부정적으로 평가하고 있다. 이는 1997년 외환위기 이후 실업 증가와 경기 침체, 2004~2005년의 신용불량자 문제 등 사회경제적 여건이 복합적으로 작용한 것으로 추측된다. 반면에, 2005년 당시 15~34세의 청년층은 35~64세의 장년층보다 경제성장의 성과가 공정하게 분배된다고 상대적으로 긍정적인



인식을 보여주고 있다. 경제활동으로 가구의 책임을 지고 있는 세대주와 전체 응답자의 평가를 비교해보면 거의 비슷한 평균치를 보여주지만 상대적으로 세대주의 평가가 전체 응답자의 평가에 비해 부정적으로 나타나고 있다.

[그림 5] 8차년도 공정성 인식 (경제성장 성과 공정 분배)



### 3. 상관관계 분석

연구에 사용된 독립변수들의 상관관계는 <표 5>에 제시되고 있다. 독립변수간 강한 상관관계가 관측되지 않고, VIF 값도 1.52로 변수들간에 다중공선성은 존재하지 않는다고 할 수 있다. 성별변수를 중심으로 상관관계를 살펴보면 남성의 경우 부모와 비동거, 경제적 독립, 결혼 비율과 (-) 상관관계를, 근로가능성과는 (+), 미취업 가능성과 계층인식과는 (-) 상관관계를 보여주고 있다. 청년층의 경우 여성에 비해 남성이 군복무나 결혼 연령 등의 이유로 부모로부터 독립하거나 취업의 연령이 상대적으로 늦어지는 점 등이 반영된 것으로 보인다. 연령변수의 경우 경제적 독립, 결혼, 상용근로 가능성과는 (+) 상관관계를 갖는다. 계층인식을 중심으로 살펴보면 계층인식은 남성, 연령변수와 (-) 상관관계를 가지며 결혼여부와는 (+) 상관관계를 보였다. 비상용근로자의 가능성과는 (-) 상관관계를, 미취업·비경제활동 가능성과는 (+) 상관관계를 보인다. 비상용근로자의 경우 상용근로자에 비해 부정적 계층인식이 나타날 가능성이 크고, 청년층 연령의 특성상 미취업·비경제활동자의 범위에 학생이 많이 포함되어 있어서 이들의 계층인식이 긍정적일 수 있다는 추론이 가능하다. 거주지역의 경우 수도권과 호남거주자가 계층인식과 (+) 상관관계를, 영남권 거주자는 계층인식과 (-) 상관관계가 있다. 또한 자가주택 거주여부, 소득, 금융자산은 계층인식과 (+) 상관관계를 나타내고 있다. 이는 청년층의 경제적 안정과 계층인식이 관련되어 있음을 시사한다.

<표 5> 상관계수

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
1	1															
2	.00	1														
3	-.09***	.42***	1													
4	-.08***	.66***	.53***	1												
5	-.13***	.57***	.48***	.64***	1											
6	.05***	.49***	.22***	.49***	.24***	1										
7	.05***	.16***	.03*	.07***	.00	-.24***	1									
8	-.08***	-.57***	-.23***	-.51***	-.23***	-.79***	-.40***	1								
9	-.01	-.01	-.17***	.01	-.03*	-.01	.00	.00	1							
10	.02	.04**	.14***	.00	.02	.03*	-.02	-.02	-.63***	1						
11	-.01	-.02	.04**	-.01	.03*	-.03*	.03*	.01	-.29***	-.19***	1					
12	-.01	-.02	.04**	-.01	-.01	.00	.00	.00	-.38***	-.25***	-.11***	1				
13	.00	-.11***	-.17***	-.26***	-.08***	-.13***	-.07***	.16***	-.09***	.10***	.01	-.01	1			
14	-.02	-.10***	-.16***	-.18***	-.07***	.00	-.03	.02	.05**	-.01	.01	-.06***	.28***	1		
15	-.01	.04**	.00	.06***	.03*	.08***	-.04**	-.06	-.11***	.10***	.04**	-.02	.11***	.28***	1	
16	-.01	-.08***	-.08***	-.09***	.04**	-.10***	-.01	.10***	.09***	-.12***	.04**	-.01	.21***	.17***	-.05***	1
17	-.04**	-.06***	-.04**	-.03	.04**	.01	-.09***	.05***	.04**	-.09***	.06***	.01	.24***	.36***	.19***	.09***

\*  $p < .1$ , \*\*  $p < .05$  \*\*\*  $p < .01$

주: 1.남성 2.연령 3.부모와 비동거 4.경제독립 5.결혼 6.상용근로 7.비상용근로 8.미취업비경제활동 9.수도권 10.영남권 11.호남권 12.충청강원권 13.자가지주 14.월평균가구소득 15.금융자산 16.부채 17.주관적 계층인식

#### 4. 주관적 계층인식이 공정성 인식에 미치는 영향 분석

##### 가. 19차년도 청년층 공정성 인식의 요인 분석

19차년도 청년층을 대상으로 “우리 사회는 노력에 따른 공정한 대가가 제공되고 있다”는 문항으로 측정된 공정성 인식에 영향을 미치는 요인분석 결과는 다음 <표 6>과 같다. 순서형 로짓모형을 추정된 후 평행회귀선 가정에 대한 우도비 검정결과  $\chi^2(42)=95.62$ 로 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각되어 일반 순서형 로짓모형으로 추정하였다. 추정결과, 전반적으로 공정성 인식에 연령, 결혼 여부, 거주지역, 가구소득, 부채액, 주관적 계층인식이 유의미한 영향을 미치는 요인으로 나타났다. 연령이 낮을수록 그리고 결혼 상태인 경우 공정성 인식에 긍정적인 영향을 미쳤다. 수도권거주자에 비해 영남과 호남거주자가 공정성을 높게 평가하고 있음을 알 수 있다. 또한 가구소득은 공정



성 인식에 긍정적인 영향을, 부채액은 부정적인 영향을 미치고 있다. 주관적 계층인식이 높은 집단일수록 노력의 공정한 대가가 제공되고 있다고 인식하고 있음을 알 수 있다. 이와 같이 청년층의 갖고 있는 노력의 대가의 공정성에 대한 인식은 이들의 결혼여부와 경제적 상황에 따라 영향을 받고 있으며, 또한 주관적 계층인식에서도 영향을 받고 있음을 알 수 있다. 현재 청년층의 경제적 어려움과 이에 따른 결혼의 어려움이 공정성 인식에 부정적 영향을 미치고, 청년층 계층인식의 하락화 추세가 부정적인 공정성 인식으로 나타날 개연성을 시사하고 있다.

<표 6> 19차년도 청년층 공정성 인식의 요인 분석 1 (노력의 공정 대가 제공)

	(1) 일반 순서형 로짓			
	1 vs. 2, 3, 4, 5	1, 2 vs. 3, 4, 5	1, 2, 3 vs. 4, 5	1, 2, 3, 4 vs. 5
연령	-.102** (.020)	-.073*** (.010)	-.043*** (.010)	-.097** (.043)
부모와 비동거	-.396* (.233)	-.086 (.120)	-.306*** (.115)	.246 (.416)
경제 독립	.432 (.267)	.298** (.141)	.163 (.140)	.822 (.556)
결혼	.796*** (.294)	.567*** (.140)	.704*** (.134)	.191 (.577)
비상용근로자	-.142 (.283)	-.344** (.139)	-.252* (.140)	-.745 (.649)
미취업비경제	.192 (.236)	-.264** (.117)	-.409*** (.112)	-.410 (.450)
영남권거주	.909*** (.253)	.626*** (.107)	.749*** (.095)	1.527*** (.439)
호남권거주	1.546** (.599)	.180 (.157)	.329** (.148)	2.283*** (.451)
충청강원권거주	.259 (.266)	.174 (.126)	.115 (.129)	.820 (.585)
자가거주	-.147 (.200)	.233** (.093)	.063 (.089)	.484 (.342)
월평균가구소득	.017** (.007)	.007*** (.003)	.005** (.002)	.001 (.010)
금융자산액	-.015 (.010)	-.008* (.004)	-.002 (.004)	-.035 (.016)
부채액	-.019** (.008)	-.011*** (.003)	-.003 (.003)	.005** (.012)
주관적계층인식	.312** (.122)	.198*** (.060)	.239*** (.058)	.415* (.230)
상수	3.775*** (.633)	1.631*** (.338)	-.858*** (.324)	-4.553*** (1.531)
Wald test	$\chi^2(56)=328.86^{***}$			
Pseudo R <sup>2</sup>	.0404			
관측빈도	3216			

\*  $p < .1$ , \*\*  $p < .05$  \*\*\*  $p < .01$

주: ( )은 robust 표준오차.

다음으로 19차년도 청년층에게 “사회적 성취에 있어 부모의 경제·사회적 지위보다 나의 노력이 더 중요하다”는 질문으로 측정된 공정성 인식의 요인분석 결과는 <표 7>에 제시되어 있다. 평행회귀선 가정에 대한 우도비 검정결과  $\chi^2(42)=90.41$ 로 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각되어 일반 순서형 로짓모형으로 추정하였다. 부모지위보다 노력이 중요하다는 공정성인식은 전반적으로 연령, 거주지역, 가구소득, 주관적 계층인식에 많은 영향을 받고 있음을 알 수 있다. 연령이 높을수록 부모지위보다 노력이 중요하다는 공정성 인식이 부정적이며, 수도권 거주자가 지방 거주자에 비해서 부정적임을 알 수 있다. 또한 가구소득은 어느 정도 긍정적인 영향을 미치고 있으나, 공정성을 가장 높게 평가한 경우에는 가구소득이 높을수록 부정적인 영향을 미침을 알 수 있다. 이는 가구소

득이 높은 집단이 사회적 성취여부가 부모의 경제·사회적 지위보다 나의 노력에 의해서 평가받는데 일정부분 공감하는 경향이 있으나, 매우 동의하는 것은 아님을 시사한다. 주관적 계층인식은 노력에 대한 공정성 인식에 긍정적인 영향을 미치고 있음이 재확인되고 있다.

<표 7> 19차년도 청년층 공정성 인식의 요인 분석 2 (부모 지위보다 노력 중요)

	(2) 일반 순서형 로짓			
	1 vs. 2, 3, 4, 5	1, 2 vs. 3, 4, 5	1, 2, 3 vs. 4, 5	1, 2, 3, 4 vs. 5
연령	-.114*** (.028)	-.063*** (.012)	-.039*** (.009)	-.041* (.021)
부모와 비동거	-.605* (.309)	-.200 (.134)	-.246** (.104)	-.104 (.215)
경제 독립	.456 (.396)	.430*** (.162)	.426*** (.129)	-.030 (.311)
결혼	.735* (.401)	.223 (.160)	.002 (.124)	.215 (.275)
비상용근로자	-.355 (.389)	-.276* (.162)	.004 (.128)	-.090 (.287)
미취업비경제	-.365 (.316)	-.282** (.135)	-.131 (.103)	-.487** (.232)
영남권거주	1.164*** (.367)	.768*** (.126)	.682*** (.089)	.791*** (.203)
호남권거주	.376 (.497)	1.141*** (.239)	.523*** (.138)	.576* (.302)
충청강원권거주	.586 (.384)	.235 (.146)	.393*** (.113)	1.147*** (.213)
자가거주	-.184 (.268)	.161 (.108)	.017 (.081)	-.273 (.178)
월평균가구소득	.008 (.006)	.005* (.003)	.004** (.002)	-.015*** (.005)
금융자산액	-.010 (.011)	-.002 (.005)	.003 (.004)	.012 (.009)
부채액	-.005 (.010)	-.005 (.004)	.004 (.003)	.019*** (.006)
주관적계층인식	.396*** (.141)	.119* (.069)	.208*** (.053)	.316*** (.119)
상수	5.168*** (.889)	2.262*** (.379)	-.163 (.293)	-2.315*** (.690)
Wald test	$\chi^2(56)=249.62^{***}$			
Pseudo R <sup>2</sup>	.0313			
관측빈도	3215			

\*  $p < .1$ , \*\*  $p < .05$  \*\*\*  $p < .01$

주: ( )은 robust 표준오차.

#### 나. 8차년도 청년층과 장년층 공정성 인식의 요인 분석

8차년도 조사에서 공정성에 대한 질문은 전체 응답자를 대상으로 이루어졌기 때문에 8차년도 당시 청년층인 15~34세 연령층과 장년층에 해당되는 35세 이상 연령층의 공정성 인식에 영향을 미치는 요인을 비교 분석하였다. 8차년도 조사에서는 공정성 인식을 경제성장의 성과가 공정하게 분배되었는지에 대한 질문으로 측정하였다. 평행회귀선 가정에 대한 우도비 검정결과  $\chi^2(35)=257.85$ 로 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각되어 일반 순서형 로짓모형으로 추정하였다. 먼저 8차년도 청년층의 공정성 인식의 요인은 <표 8>과 같다. <표 6>의 2016년 19차년도 조사에 대한 분석결과와 비교하면 11년 전인 2005년 조사당시 청년층의 공정성 인식에 유의미한 영향을 미치는 주요 요인은 연령, 거주지역, 주관적 계층인식으로 추정된다. 청년층의 경우 연령은 19차년도 조사와 마찬가지로 공정성 인식에 부정적인 영향을, 반면에 주관적 계층인식은 긍정적인 영향을 미치고 있다. 다만, 거

주지역의 경우는 19차년도 조사와 다른 결과가 나타났는데, 19차년도 조사의 경우 지방거주자에 비해 수도권 거주 청년층의 공정성 인식이 부정적인 반면에, 8차년도 청년층의 경우 호남권에 거주하는 청년층이 경제성장의 성과가 공정하게 분배되어 있지 않다고 인식하는 경향이 높게 나타난다. 현재 수도권에 거주하는 청년층이 노력의 대가에 대한 공정성이나 부모의 경제적 지위보다 노력이 중요하게 작용한다는 공정성 인식이 지방거주 청년층보다 부정적으로 인식하고 있는 반면에, 2005년의 청년층의 경우 호남에 거주하는 청년층의 경제성장의 결과 분배에 대한 공정성을 상대적으로 부정적으로 평가하고 있었음을 알 수 있다.

<표 8> 8차년도 청년층(15~34세) 공정성 인식의 요인 분석 (경제성장 성과 공정 분배)

	(3) 일반 순서형 로짓			
	1 vs. 2, 3, 4, 5	1, 2 vs. 3, 4, 5	1, 2, 3 vs. 4, 5	1, 2, 3, 4 vs. 5
연령	-.029*** (.011)	-.040*** (.008)	-.018 (.016)	.028 (.086)
결혼	.118 (.125)	.019 (.094)	.172 (.190)	-.334 (1.12)
비상용근로자	-.039 (.141)	-.044 (.111)	-.040 (.225)	-12.714*** (.685)
미취업비경제	.115 (.113)	.075 (.083)	-.073 (.176)	.385 (.746)
영남권거주	-.187 (.118)	-.005 (.087)	.656*** (.173)	1.602 (1.18)
호남권거주	-.385** (.157)	-.635*** (.136)	-.192 (.300)	1.645 (1.20)
충청강원권거주	.257** (.122)	.139* (.082)	.012 (.194)	.996 (1.22)
자가거주	.021 (.103)	.009 (.074)	.162 (.155)	.670 (.718)
월평균가구소득	.0003* (.000)	.0001 (.000)	-.0002 (.000)	.0001 (.001)
금융자산액	.005 (.004)	.001 (.003)	-.002 (.006)	.007 (.028)
부채액	.001 (.004)	.001 (.003)	.002 (.005)	.009 (.025)
주관적계층인식	.185*** (.058)	.016 (.041)	.175* (.093)	.340 (.403)
상수	1.896*** (.365)	.332 (.259)	-3.116*** (.527)	-9.302*** (3.05)
Wald test	$\chi^2(48)=205.57^{***}$			
Pseudo R <sup>2</sup>	.0201			
관측빈도	4098			

\*  $p < .1$ , \*\*  $p < .05$  \*\*\*  $p < .01$

주: ( )은 robust 표준오차.

다음으로 8차년도 장년층에 해당되는 35세 이상 응답자의 공정성인식에 영향을 미치는 요인은 다음 <표 9>와 같이 제시된다. 평행회귀선 가정에 대한 우도비 검정결과  $\chi^2(36)=130.63$ 으로 1% 유의수준에서 귀무가설이 기각되어 일반 순서형 로짓모형으로 추정하였다. 지금까지의 분석결과와 다르게 연령이 높을수록 공정성에 대해서 긍정적으로 인식하고 있음을 알 수 있다. 영남권 거주가 공정성 인식에 긍정적 영향을, 그리고 주관적 계층인식은 긍정적 영향을 크게 미치고 있음을 보여 준다.

<표 9> 8차년도 장년층(35세이상) 공정성 인식의 요인 분석 (경제성장 성과 공정 분배)

	(4) 일반 순서형 로짓			
	1 vs. 2, 3, 4, 5	1, 2 vs. 3, 4, 5	1, 2, 3 vs. 4, 5	1, 2, 3, 4 vs. 5
연령	.019*** (.003)	.018*** (.002)	.015*** (.005)	.025 (.022)
결혼	-.180* (.094)	-.117* (.068)	.192 (.143)	.830 (.734)
비상용근로자	-.083 (.088)	.058 (.069)	-.071 (.140)	.620 (.820)
미취업비경제	.141 (.094)	.229*** (.070)	.045 (.140)	1.064 (.812)
영남권거주	-.020 (.086)	.171** (.067)	.621*** (.130)	1.766** (.796)
호남권거주	.101 (.128)	-.297*** (.098)	-.372 (.236)	.084 (1.36)
충청강원권거주	.313*** (.089)	.249*** (.064)	.085 (.138)	.906 (.837)
자가거주	-.054 (.078)	-.046 (.059)	-.155 (.122)	-.604 (.504)
월평균가구소득	.000 (.000)	.0001** (.000)	.000 (.000)	.000 (.001)
금융자산액	.012*** (.003)	.007*** (.002)	-.002 (.004)	-.032* (.018)
부채액	.000 (.003)	-.001 (.002)	-.001 (.004)	-.033* (.020)
주관적 계층인식	.265*** (.042)	.093*** (.029)	.261*** (.056)	.282 (.231)
상수	.148 (.212)	-1.869*** (.161)	-4.512*** (.352)	-1.479*** (1.97)
Wald test	$\chi^2(48)=382.19^{***}$			
Pseudo R <sup>2</sup>	.0230			
관측빈도	7002			

\*  $p < .1$ , \*\*  $p < .05$  \*\*\*  $p < .01$

주: ( )은 robust 표준오차.

#### 다. 19차년도 성별 청년층 공정성 인식의 요인 분석

19차년도 청년층이 성별에 따라 노력의 대가에 대한 공정성 인식에 미치는 요인에서 차이가 있는지 살펴본 결과는 다음 <표 10>과 같다. 평행회귀선 가정에 대한 우도비 검정결과, 남성의 경우  $\chi^2(42)=42.74$ 로 귀무가설을 기각할 수 없으므로 순서형 로짓모형으로 추정하고, 여성의 경우  $\chi^2(40)=311.22$ 로 귀무가설이 기각되어 일반 순서형 로짓모형으로 분석하였다. 남성의 경우 노력의 대가의 공정성에 대해서는 나이, 부모와의 비동거 그리고 종사상의 지위 중 상용근로가 아닌 경우 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그리고 결혼여부, 수도권을 제외한 지방거주여부, 소득은 긍정적 영향이 유의미하게 나타났다. 또한 주관적 계층인식도 공정성 인식에 긍정적인 영향을 주고 있다는 것을 알 수 있다. 여성의 경우, 남성과 유사한 요인은 나이(-), 결혼여부(+), 주관적 계층인식(+),이다. 성별에 따라 다른 영향을 미치는 요인은 거주지역과 부채액이다. 남성의 경우 지방 거주가 긍정적인 영향을 미쳤는데, 여성은 유의미한 긍정적 영향이 영남거주에서만 두드러지게 나타났다. 부채액은 여성의 공정성 인식에 유의미한 부정적 영향을 미치고 있음을 보여주고 있다. 여성 청년층이 남성 청년층에 비해서 부채와 관련된 어려움을 겪고 있는 현실이 노력의 대가에 대한 공정성 인식에 영향을 미치고 있다고 추론할 수 있다.

<표 10> 19차년도 성별 청년층 공정성 인식의 요인 분석 1 (노력의 공정 대가 제공)

	남 성		여 성			
	(5) 순서형 로짓	(6) 일반 순서형 로짓				
		1 vs. 2, 3, 4, 5	1, 2 vs. 3, 4, 5	1, 2, 3 vs. 4, 5	1, 2, 3, 4 vs. 5	
연령	-.060*** (.012)	-.117*** (.032)	-.080*** (.015)	-.030** (.015)	-.144* (.076)	
부모와 비동거	-.308** (.145)	-.327 (.373)	.106 (.166)	-.330** (.160)	.417 (.483)	
경제 독립	.229 (.167)	.172 (.343)	.392* (.205)	.232 (.207)	-.120 (.965)	
결혼	.721*** (.168)	1.176** (.499)	.485** (.211)	.648*** (.199)	1.397 (1.38)	
비상용근로자	-.307* (.170)	-.454 (.396)	-.330 (.209)	-.214 (.207)	-14.08*** (.505)	
미취업비경제	-.287* (.166)	.242 (.348)	-.233 (.162)	-.450*** (.151)	-.498 (.639)	
영남권거주	.769*** (.117)	.682* (.359)	.591*** (.156)	.687*** (.137)	1.494** (.621)	
호남권거주	.411** (.182)	.930 (.745)	.025 (.214)	.291 (.205)	2.626*** (.598)	
충청강원권거주	.356** (.149)	.028 (.361)	.044 (.174)	-.087 (.188)	-13.63*** (.513)	
자가거주	.043 (.108)	-.327 (.283)	.253* (.132)	.219* (.128)	.296 (.511)	
월평균가구소득	.005** (.003)	.017* (.009)	.009** (.004)	.005 (.003)	.001 (.015)	
금융자산액	-.001 (.005)	-.014 (.016)	-.017** (.006)	-.002 (.006)	-.057** (.022)	
부채액	-.003 (.004)	-.031*** (.011)	-.014*** (.005)	-.009** (.004)	.006 (.019)	
주관적계층인식	.199*** (.068)	.393** (.171)	.220** (.087)	.262*** (.083)	.931*** (.324)	
상수		4.191*** (.989)	1.602*** (.488)	-1.355*** (.467)	-5.049*** (1.87)	
Wald test	$\chi^2(14)=121.05^{***}$		$\chi^2(56)=4087.69^{***}$			
Pseudo R <sup>2</sup>	.0300		.0548			
관측빈도	1619		1597			

\*  $p < .1$ , \*\*  $p < .05$  \*\*\*  $p < .01$

주: ( )은 robust 표준오차.

다음으로 19차년도 청년층의 공정성 인식에 계층인식의 변화가 영향을 미치고 있는지 알아보기 위해 계층인식의 변화유형을 독립변수에 포함시켜서 분석을 실시하였다. 평행회귀선 가정에 대한 우도비 검정결과, 남성의 경우  $\chi^2(57)=55.60$ 으로 귀무가설을 기각할 수 없으므로 순서형 로짓모형으로 추정하고, 여성의 경우  $\chi^2(54)=342.34$ 로 귀무가설이 기각되어 일반 순서형 로짓모형으로 분석하였다. <표 11>에 제시된 바와 같이, 남성의 경우 노력 대가의 공정성 인식에 중상층에 속하면서 정체성향을 보이는 집단은 긍정적인 영향을 미치고 있으나, 하하층에 속하면서 정체성향 보이는 집단은 부정적인 영향을 미치고 있다. 여성의 경우도 하하층에 속하면서 정체성향에 보이는 집단이 부정적인 영향을 미치고 있다. 하하층의 계층인식을 가지고 있으면서 계층인식이 정체된 청년층이 성별과 상관없이 노력 대가의 공정성 인식이 부정적인 경향을 가지고 있음을 시사한다.

<표 11> 19차년도 성별 청년층 공정성 인식의 요인 분석 2 (노력의 공정 대가 제공)

	남 성		여 성			
	(7) 순서형 로짓	(8) 일반 순서형 로짓				
		1 vs. 2, 3, 4, 5	1, 2 vs. 3, 4, 5	1, 2, 3 vs. 4, 5	1, 2, 3, 4 vs. 5	
연령	-.059*** (.012)	-.127*** (.032)	-.082*** (.015)	-.035** (.015)	-.140* (.083)	
부모와 비동거	-.295** (.146)	-.460 (.387)	.079 (.165)	-.374** (.163)	.362 (.528)	
경제 독립	.190 (.168)	.227 (.368)	.370* (.206)	.209 (.210)	-.206 (1.02)	
결혼	.693*** (.169)	1.330*** (.494)	.538** (.214)	.741*** (.205)	1.515 (1.46)	
비상용근로자	-.299* (.170)	-.586 (.416)	-.362* (.213)	-.220 (.213)	-15.44*** (.571)	
미취업비경제	-.333** (.167)	.204 (.356)	-.262 (.162)	-.473*** (.152)	-.461 (.625)	
영남권거주	.770*** (.117)	.693* (.384)	.599*** (.156)	.680*** (.138)	1.647** (.726)	
호남권거주	.391** (.183)	1.009 (.743)	.017 (.219)	.308 (.205)	2.776*** (.683)	
충청강원권거주	.342** (.150)	-.066 (.362)	.031 (.174)	-.097 (.187)	-14.87*** (.589)	
자가거주	-.001 (.110)	-.337 (.296)	.221* (.132)	.211 (.129)	.220 (.489)	
월평균가구소득	.004 (.003)	.015 (.012)	.007** (.004)	.003 (.003)	.0003 (.016)	
금융자산액	-.002 (.005)	-.010 (.018)	-.017*** (.007)	-.002 (.006)	-.063*** (.022)	
부채액	-.002 (.004)	-.030*** (.011)	-.014*** (.005)	-.009** (.004)	.010 (.020)	
주관적 계층인식	.092 (.102)	.627** (.269)	.128 (.126)	.227* (.117)	.507 (.606)	
중상 정체형	.296* (.162)	.829 (.803)	.445** (.201)	.321* (.177)	.719 (.739)	
중하 상승형	.161 (.164)	.647 (.524)	.320 (.222)	.667*** (.207)	-.161 (1.18)	
하상 상승형	-.031 (.155)	.612 (.451)	.092 (.200)	.087 (.196)	-.644 (1.16)	
하하 정체형	-.643** (.305)	1.406* (.801)	-.628* (.365)	-.293 (.430)	-16.18*** (1.17)	
중하 하락형	-.203 (.308)	.784 (.825)	-.216 (.275)	.163 (.292)	-.098 (.986)	
상수		3.549*** (1.15)	1.947*** (.571)	-1.184** (.531)	-3.883* (2.28)	
Wald test	$\chi^2(19)=13.45^{***}$		$\chi^2(76)=4601.30^{***}$			
Pseudo R <sup>2</sup>	.0326		.0627			
관측빈도	1619		1597			

\*  $p < .1$ , \*\*  $p < .05$  \*\*\*  $p < .01$

주: ( )은 robust 표준오차.

19차년도 청년층의 사회적 성취에서 노력의 중요성에 대한 공정성 인식에 계층인식 변화가 미치는 영향을 분석한 결과는 다음 <표 12>에 나타나있다. 평행회귀선 가정에 대한 우도비 검정결과, 남성의 경우  $\chi^2(57)=82.25$ 로 5% 유의수준에서 귀무가설이 기각되어 일반 순서형 로짓모형으로 추정하고, 여성의 경우  $\chi^2(57)=74.07$ 로 5% 유의수준에서 귀무가설이 기각될 수 없으므로 순서형 로짓모형으로 분석하였다. 남성과 여성 청년층 모두 나이가 많아질수록 부모지위보다 노력이 중요하다는 공정성 인식에 부정적 인식을 하게 됨을 알 수 있다. 수도권 이외의 지역거주는 전반적으로 긍정적인 영향을 미치고 있는데, 남성의 경우는 영남권 거주자가 가장 긍정적인 영향을 미치는 지역으로 나타나며 호남과 충청거주도 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타난다. 여성의 경우에도 유사하게 지방거주가 공정성 인식에 긍정적인 영향을 미치고 있으며 특히, 영남권 거주자가 긍정적인 영향을 상대적으로 강하게 미치고 있음을 알 수 있다. 주관적 계층인식의 경우 남성은 유의미한 영향이 없지만, 여

성은 자신의 주관적 계층인식이 부모지위보다 노력의 중요하다는 공정성 인식에 유의미한 긍정적 영향을 미치고 있다. 계층인식의 변화유형 집단변수의 영향을 살펴보면 남성의 경우, 하하층에 속하면서 정체성향을 보이는 집단이 노력의 중요성에 대한 공정성을 부정적으로 인식하고 있음을 알 수 있다.

<표 12> 19차년도 성별 청년층 공정성 인식의 요인 분석 3 (부모 지위보다 노력 중요)

	남 성				여 성
	(9) 일반 순서형 로짓				(10) 순서형 로짓
	1 vs. 2, 3, 4, 5	1, 2 vs. 3, 4, 5	1, 2, 3 vs. 4, 5	1, 2, 3, 4 vs. 5	
연령	-.162*** (.050)	-.068*** (.017)	-.028** (.013)	-.060** (.029)	-.047*** (.012)
부모와 비동거	-1.061* (.598)	-.094 (.199)	-.254* (.151)	-.322 (.329)	-.217 (.135)
경제 독립	.447 (.878)	.265 (.249)	.145 (.186)	.226 (.431)	.581*** (.164)
결혼	.051 (.769)	.271 (.227)	.164 (.173)	-.079 (.366)	.044 (.177)
비상용근로자	-.372 (.648)	-.117 (.235)	-.011 (.176)	-.309 (.404)	-.090 (.200)
미취업비경제	-1.280* (.703)	-.237 (.231)	.013 (.179)	-.593 (.410)	-.277** (.127)
영남권거주	1.315** (.561)	.750*** (.173)	.753*** (.124)	.793*** (.277)	.673*** (.119)
호남권거주	1.654 (1.24)	2.103*** (.526)	.663*** (.200)	.496 (.430)	.443** (.177)
충청강원권거주	.752 (.636)	.598** (.236)	.531*** (.164)	1.098*** (.314)	.295* (.169)
자가거주	.121 (.545)	-.029 (.166)	-.152 (.119)	-.514** (.241)	.152 (.107)
월평균가구소득	-.0001 (.011)	.003 (.004)	.004 (.003)	-.027*** (.008)	.003 (.002)
금융자산액	-.008 (.018)	.002 (.007)	.003 (.005)	.020* (.012)	-.0001 (.005)
부채액	.012 (.018)	.001 (.006)	.007* (.004)	.020** (.009)	.0001 (.004)
주관적계층인식	-.166 (.437)	.048 (.149)	-.026 (.112)	.290 (.259)	.252** (.101)
중상 정체형	.666 (1.23)	.012 (.257)	.056 (.177)	.575 (.384)	.129 (.156)
중하 상승형	-.994 (.635)	-.031 (.236)	-.083 (.180)	.160 (.438)	-.039 (.189)
하상 상승형	-.745 (.798)	-.143 (.230)	-.158 (.173)	.290 (.375)	-.020 (.156)
하하 정체형	-.723 (1.38)	-.637* (.376)	-.826** (.320)	-.317 (.643)	.124 (.302)
중하 하락형	-.820 (.969)	-.554 (.345)	.033 (.280)	-.693 (.756)	-.108 (.255)
상수	9.394*** (2.05)	2.888*** (.689)	.424 (.510)	-1.315 (1.09)	
Wald test	$\chi^2(76)=197.06^{***}$				$\chi^2(19)=91.88^{***}$
Pseudo R <sup>2</sup>	.0450				.0230
관측빈도	1618				1597

\*  $p < .1$ , \*\*  $p < .05$  \*\*\*  $p < .01$

주: ( )은 robust 표준오차.

## V. 결론 및 시사점

우리 사회에서 불평등이 광범위하게 존재하고 심화되면서 계층이동 제약과 결합하여 고착화되고 있다. 그렇다면 분배의 결과로서 이러한 불평등은 공정한 것인가. 불평등의 합리적 근거와 객관적



기준으로서 공정성 원칙이 사회내에서 널리 공유되지 못한다면, 사회연대의식이 약화되고 사회갈등이 고조될 위험이 커진다고 할 수 있다. 특히, 불평등이 심화되고 고착화되고 있는 현실에서 사회 의식 형성기에 있는 청년층의 공정성 인식에 대한 연구는 우리 사회의 불평등을 축소하기 위한 시사점을 도출하는 데 매우 중요하다. 이에 본 연구는 청년기 특성을 감안하여 청년층의 계층인식 및 그 변화 양상을 탐색하고, 계층인식이 청년층의 공정성 인식에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과와 시사점을 정리하면 다음과 같다. 첫째, 청년층의 계층인식이 하향화 추세를 보이고 있다. 2009년 글로벌 금융위기이후 중하층과 하상층으로 인식하는 비중이 증가하고 있으며, 2016년의 경우 이들 비중이 77.6%로 중간층 비중보다 크게 나타나고 있다. 또한, 세대주의 계층인식과 비교한 계층이동 가능성 인식도 최근에 부정적인 것으로 분석되고 있는데, 헬조선, 금수저 담론 등 우리 사회의 자조적인 계층담론에 청년층이 공감한 것으로 추론된다. 주관적 계층인식과 거시적이고 사회적 계층 담론의 관계에 대한 연구가 진행될 필요가 있음을 시사한다. 둘째, 청년층의 계층인식이 이동 가변적인 것으로 나타난다. 다만, 10명중 3명의 청년만이 계층인식의 상승성향은 지니고 있어 계층인식이 하향 고착화되고 있는 것으로 보인다. 특히, 정규직 취업여부가 계층인식을 긍정적으로 변화시키는 요인중의 하나로 작용할 수 있다는 잠정적 추론은 우리 사회에서 청년 실업문제 해소가 시급한 과제를 시사한다. 셋째, 주관적 계층인식은 연령, 고용형태, 거주지역과 함께 공정성 인식에 영향을 미치는 주요 요인으로 분석되었다. 분석 시기와 공정성 인식 항목과 무관하게 높은 계층인식을 가질 수록 공정성 인식도 높은 것으로 나타난다. 또한, 하하층의 계층인식을 가지고 있으면서 계층인식이 정체된 청년층은 성별과 상관없이 불공정 인식을 가질 가능성이 높은 것으로 분석되고 있다. 이는 주관적 계층인식이 공정성 인식과 밀접하게 연계되어 있음을 시사한다. 다만, 청년층의 계층인식의 하향화 추세를 고려할 때, 불평등의 심화가 불공정 인식의 강화로 이어질 개연성이 크다고 할 수 있다. 불평등 심화가 사회연대의식의 약화, 사회갈등 고조, 사회통합 저해로 이어지지 않도록 시민사회, 기업, 정부 등이 긴밀하게 협력해 나갈 필요가 있다.

이상의 분석결과는 몇 가지 과제에 대한 후속 연구를 통해 보완 발전될 필요가 있다. 첫째, 본 연구는 패널데이터를 활용하여 계층인식의 동태적 변화를 분석하고 있으나, 공정성 인식과의 분석에서는 횡단면적 탐색에 머물고 있다. 이러한 한계는 공정성 인식 데이터의 제약에 일부 기인한다. 보다 엄밀한 분석이 가능할 수 있도록 공정성 인식 조사가 매년 실시되고 데이터로 축적될 수 있는 여건이 조성되어야 한다. 둘째, 공정성 인식의 다양한 차원이 탐색될 필요가 있다. 본 연구에서 이용된 공정성 인식 데이터는 분배 공정성 원칙중 형평 원칙에 해당한다. 공정성 인식에 대한 설문조사의 대부분이 형평 원칙에 집중하는 경향을 보이고 있다. 경제 효율성 등 경제 성장 가치가 우리 시민사회의 문화코드중의 하나로 기능하면서 우리 사회의 담론과 행위를 안내하고 지도(이희정, 2017)하는 우리 현실을 반영하고 있는 것으로 보인다. 우리 사회의 공정성 인식도 형평 원칙 위주에서 벗어나(박효민·김석호, 2015: 248) 균등 원칙, 필요 원칙, 절차 공정성 원칙 등 다양한 차원에서 접근되고 분석될 필요가 있다.



## 참고문헌

- 김병조. (2000). “한국인 주관적 계층인식의 특성과 결정요인.” 『한국사회학』 34(SUM): 241-268.
- 김봉석. (2010). “불평등과 공정성에 대한 다차원적 검토: 사회학이론의 경우.” 『한국사회학회 사회학대회 논문집』 965-982.
- 계봉오, 황선재. (2016). “한국의 세대간 사회이동: 출생 코호트 및 성별 비교.” 『한국인구학』 39(3): 1-28.
- 박효민, 김석호. (2015). “공정성 이론의 다차원성.” 『사회와 이론』 27: 219-260.
- 석현호. (1997). “불평등과 공정성: 이론들의 연계.” 석현호 편. 『한국사회의 불평등과 공정성』 나남출판.
- 송하나, 이명진, 최셋별. (2013). “한국 사회의 객관적 계급위치와 주관적 계층인식간 격차 결정요인에 관한 연구.” 『한국인구학』 36(3): 97-119.
- 서울특별시. (2017). 「2017 서울서베이 도시정책지표조사 보고서(2016년 기준)」 (2017년 6월)
- 신광영. (2007). “계급이동과 소득이동.” 『한국사회학회 사회학대회 논문집』 123-134.
- 신광영. (2013a). 『한국사회 불평등 연구』 후마니타스.
- 신광영. (2013b). “2000년대 계급/계층 연구의 현황과 과제.” 『경제와 사회』 100: 114-137.
- 신광영. (2016). “한국의 불평등과 기회 불평등.” 『한국사회학회 사회학대회 논문집』 125-141.
- 이병훈, 신재열. (2009). “기혼 남녀의 사회계층인식에 관한 연구.” 『동향과 전망』 76: 205-232.
- 이병훈, 신재열. (2011). “자영자의 계층인식에 관한 연구.” 『경제와 사회』 92: 247-274.
- 이병훈, 윤정향. (2006). “사회계층인식의 변동에 관한 연구.” 『경제와 사회』 70: 111-140.
- 이상봉. (2011). “경제 불평등 구조 분석: 계급, 지역 및 연령집단을 중심으로.” 『한국사회학』 45(2), 25-57.
- 이수인. (2012). “소득 분배공정성에 영향을 미치는 요인들에 대한 연구.” 『동향과 전망』 86: 239-288.
- 이왕원, 김문조, 최윤. (2016). “한국사회의 계층귀속감과 상향이동의식 변화.” 『한국사회학』 50(5): 247-284.
- 이희정. (2017). “문화코드의 조정과 우위: 한국 시민사회 신용정보논쟁을 중심으로.” 『한국사회학』 51(3): 71-115.
- 장상수, 김상옥, 신승배. (2015). 『한국 사회의 불평등과 공정성 인식』 성균관대학교 출판부.
- 전성표. (2006). “배분적 정의, 과정적 정의 및 인간관계적 정의의 관점에서 본 한국인들의 공평성 인식과 평등의식.” 『한국사회학』 40(6): 92-127.
- 조동기. (2006). “중산층의 사회인구학적 특성과 주관적 계층인식.” 『한국인구학』 29(3): 89-109.
- 중앙일보. (2017년 6월 2일). <http://news.joins.com/article/21628422> (접근: 2017년 6월 22일)
- 차중천. (2002). “최근 한국사회의 사회이동 추세: 1990-2000.” 『한국사회학』 36(2): 1-22.
- 통계청. (2017). 「2016년 소득분배지표」 보도자료. (2017년 5월 25일)

- 황수경. (2015). “한국의 공정성 규범에 대한 실증분석과 소득재분배 정책에의 시사점.” 『KDI 정책연구시리즈』 2015-05.
- Berger, J., Zelditch, M., Anderson, B., and Cohen, B. P. (1972). "Structural Aspects of Distributive Justice: A Status Value Formulation." In J. Berger, M. Zelditch, B. Anderson, and B. P. Cohen (Eds.), *Sociological Theories in Progress, Vol. 2*, Boston: Houghton Mifflin Co., 119-146.
- Bies, R. J. (2001). "Interactional (In)Justice: The Sacred and the Profane." In J. Greenberg and R. Cropanzano (Eds.), *Advances in Organizational Justice*, Stanford University Press, 89-118.
- Durkheim, E. (1984 [1893]). *The Division of Labor in Society*. New York: Free Press.
- Grabb, Edward G. (2003) 양춘 역. 『사회불평등: 고전 및 현대 이론』 고려대학교 출판부.
- Hegtvedt, K. A. (2006). "Justice Frameworks." In P. J. Burke (Eds.), *Contemporary Social Psychological Theories*, Stanford University Press, 46-69.
- Homans, G. C. (1961). *Social Behavior: Its Elementary Forms*. New York, NY: Harcourt.
- Hurst, Charles E., Heather M. Fitz Gibbon, and Anne M. Nurse. (2017). *Social inequality: Forms, Causes, and Consequences*. 9<sup>th</sup> Edition. New York: Routledge.
- Lewin-Epstein, N., Kaplan, A., and Levanon, A. (2003). "Distributive Justice and Attitudes Toward the Welfare State." *Social Justice Research*, 16(1): 1-27.
- Liebig, S., and Sauer, C. (2016). "Sociology of Justice." In C. Sabbagh and M. Schmitt (Eds.), *Handbook of Social Justice Theory and Research*. New York: Springer, 37-59.
- Liebig, S., Sauer, C., and Hülle, S. (2015). "Why is justice regarded as so important. Theoretical considerations and an empirical test of a fundamental question." SFB 882 Working Paper Series, 46, Bielefeld: DFG Research Center (SFB) 882.
- Shepelak, N. J. (1989). "Ideological Stratification: American Beliefs About Economic Justice." *Social Justice Research*, 3(3): 217-231.
- Shepelak, N. J., and Duane F. Alwin. (1986). "Beliefs about Inequality and Perceptions of Distributive Justice." *American Sociological Review*, 51(1): 30-46.