

# 사회적 자본과 자아존중감이 청년 미취업자의 삶의 질에 미치는 영향

이 나 경<sup>1</sup>

<sup>1</sup> 서울대학교

## 초 록

장기화된 한국의 청년실업률 상승은 이 시대를 살아가는 청년의 삶의 질을 위협하고 있다. 이에 대한 대안탐색에 있어 본 연구는 자아존중감 제고의 중요성과 완충장치 역할을 해줄 사회적 자본의 역할에 대해 신뢰, 일반화된 호혜성, 사회적 네트워크로 구분하여 살펴본다. 한국복지패널 13차 원자료를 활용하여, 조사 당시 만 19~38세의 미취업자를 대상으로, 동일 연령대의 취업자와 비교하여 보았을 때 개인이 보유한 사회적 자본과 자아존중감의 차이와, 사회적 자본이 청년 미취업자의 삶의 질에 미치는 관계에서 자아존중감의 매개효과에 대하여, 독립분석 t-test, Baron & Kenny의 매개효과분석, Sobel 검정을 통해 분석하였다. 그 결과, 청년 취업자와 청년 미취업자 간 사회적 자본의 구성요소 중 사회적 네트워크, 그리고 자아존중감의 유의미한 차이가 발견되었으며, 사회적 자본의 모든 구성요소와 삶의 질 간의 관계에서 자아존중감의 매개효과가 확인되었다. 해당 결과는 청년 미취업자가 사회와의 연결성이 희미해지며 구조적으로 겪게 되는 고립 및 소외감, 정체성 상실과 혼란을 총체적으로 개선하고 관리할 수 있는 제도적 대안들에 대한 필요성을 보여주고 있다.

**주요 용어:** 사회적 자본, 자아존중감, 삶의 질, 청년실업, 행복

## 알기 쉬운 요약

**이 연구는 왜 했을까?** 장기화된 실업률 증가와 함께, 청년 미취업자들은 사회 속에서 자신의 역할 및 사회와의 연결성이 미약해지며 삶의 불안정을 겪고 있다. 본 연구는 사회적 자본을 신뢰, 일반화된 호혜성, 사회적 네트워크로 나누어, 사회적 자본과 자아존중감에 있어 청년 미취업자와 청년 취업자 간 차이에 대해 살펴보고, 청년 미취업자의 사회적 자본이 삶의 질에 미치는 영향에 있어서 자아존중감의 매개효과를 살펴보았다.

**새롭게 밝혀진 내용은?** 한국복지패널(KOWEPS)의 2018년 자료를 통해 살펴본 결과, 만 19세에서 만 38세 사이 청년 미취업자의 경우, 사회적 자본 중 사회적 네트워크와 자아존중감이 청년 취업자보다 낮은 경향을 발견하였다. 또한 사회적 자본의 구성요소인 신뢰, 일반화된 호혜성, 사회적 네트워크 모두가 자아존중감에 긍정적인 영향을 줌으로써 최종적으로 청년 미취업자의 삶의 질에 도움을 주는 것을 확인하였다.

**앞으로 무엇을 해야 하나?** 청년 미취업자들이 소통 및 연결을 통해 긍정적 정서 순환을 할 수 있는 체계적인 기제가 필요하다. 사회경제적 불안정성에 대응할 수 있는 요인으로서 외부충격으로부터 면역력을 키워줄 사회적 자본과 이를 통한 자아정체성의 제고 및 개인이 가지는 가치들의 균형 회복을 통한 청년 미취업자들의 진로 방향성 회복이 요구된다.

본 논문은 저자의 석사학위논문 연구모형을 수정·보완한 연구임.

- 투 고 일: 2022. 01. 31.
- 수 정 일: 2022. 04. 15.
- 게재확정일: 2022. 04. 21.

## I. 서론

2008년 서브프라임 모기지론 사태 이후 지속되어온 세계적인 경기침체와 저성장의 고착화 등으로 실업률의 증가는 장기화된지 오래이다. 이와 함께 가속화되는 한국사회의 양극화와 집단갈등, 경쟁문화와 개인주의의 확산은 청년 미취업자의 심리적·사회적 욕구의 결핍을 가중시키고 있다.

코로나바이러스감염증-19 신종감염병 사태(이하 코로나19 사태)는 이러한 사회적 고립을 심화시키고 있다. 정부는 바이러스의 확산을 완화하기 위해 사회적 거리두기 정책을 시행하였으며, 사람들이 서로 물리적으로 멀어짐에 따라, 개인들이 느끼는 고립과 외로움은 더욱 강해지고 만연하게 되었다. 통계청(2021, p.11)에 따르면, 청년 자살률은 2020년 20대의 경우 전년 대비 12.8%(2.5명) 늘어난 인구 10만 명당 21.7명, 30대의 경우 0.7%(0.2명) 늘어난 27.1명을 각각 기록했다. 이와 관련하여 서울 자살예방센터는 코로나19 사태로 인한 사회로부터의 신체적 고립과 힘든 노동시장 상황이 청년들의 사회적 불안을 초래한 것으로 보인다고 하였다. 실제로 한국은 OECD 회원국 중 자살률 1위를 오랫동안 지키고 있으며(OECD, 2022), 높은 청년자살률은 청년의 낮은 삶의 질을 보여주는 지표라고 할 수 있다. 이에 기인하는 사회경제적 원인 중 하나로 청년 실업률에 대해 생각해볼 수 있다. 높아진 교육 수준과 취업경쟁으로 인하여 과거에 비해 정규교육과정을 마치고 취업을 하여 경제적으로 자립하기에 걸리는 기간이 길어졌으며, 자신의 목표에 도달하는 과정에서 실패가 반복되어 지체될수록 청년들은 지칠 뿐 아니라 자신의 꿈을 잃어버리기도 한다. 수많은 청년들이 이러한 고통을 겪고 있다는 점에서 이는 일부 개인의 문제가 아닌 우리 사회 시스템 상의 문제이기도 하다. 이는 고등교육을 통한 고도의 인적개발이 이루어진 인적자원들을 제대로 활용하지 못한다는 점에서, 그리고 교육이라는 투입과 노동을 통해 창출되는 부가가치라는 사회·경제적 효과 사이의 시간적 간격이 넓어짐으로써, 국가적 차원에서도 심각한 자원의 비효율성 문제를 초래한다. 국가 경쟁력 강화, 경제적 성장이라는 경제적 관점과 사회통합과 사회문제의 예방이라는 사회적 관점에서 이에 대한 정부의 대응은 시급하다.

한국의 청년실업대책은 직업훈련 및 자격증의 수요·공급의 불일치성, 직업으로 연결되지 못하는 인턴제도를 포함한 직장체험활동, 비효과적인 일자리 제공사업 등 여러 문제점들을

을 내포하고 있다. 특히 기존의 청년실업정책은 사회 전반의 경제성장둔화와 사회의 변화 속에서 발생하는 가치충돌과 정보불균형으로 인한 청년 미취업자 개인이 구조적으로 겪게되는 고립, 정체성 상실 및 혼란을 총체적으로 관리할 수 있는 시각과 대처방안들을 결여하고 있다. 또한 경제불황과 사회변화의 시기에서 개인에게 안정적인 정체성 형성 및 유지역할을 할 사회적 연결성에 대해 살펴보았을 때, 비대면소통의 발달로 인한 면대면 소통의 감소는 사회적 연결망 형성에 부정적 영향을 줄 가능성을 내포한다. 사회적 자본의 감소는 개인적 차원에서 신체·정신적 건강 및 경제적 전망에 강한 부정적 영향을 줄 뿐만 아니라, 사회적 차원에서는 사회통합을 저해시켜 사회의 안정성에 위협을 주는 요인이 될 수 있다.

본 연구의 목적은 청년 미취업자의 삶의 질을 제고하는 요인을 찾는 데 그치는 것이 아니라, 이를 통해 이들이 미취업자라는 사회경제적으로 불안정한 신분 상태에서 벗어나 자신의 잠재력을 실현하는 데 도움이 될 수 있는 정책적 대안탐색에 기여하는 것이다. 이에 대응할 수 있는 요인으로 고립에서 탈피할 수 있는 사회적 자본과, 이를 통한 총체적 자아정체성의 제고와 개인이 가지는 가치들의 균형 회복을 통한 진로방향성 회복, 즉 '자신이 누구이고, 자신이 원하는 것이 무엇인지'에 대한 명확성을 회복하여 청년 미취업자의 삶의 질을 개선시킬 수 있는지에 대해 살펴보려고 한다. 이에 본 연구는 다음과 같이 연구문제를 제시한다. 첫째, 경제적 자원과 사회적 연결을 상대적으로 결여한 청년 미취업자는 청년 취업자에 비해 사회적 자본과 자아존중감이 낮을 것이라는 가정 하에, 청년 취업자와 비교한 차이를 살펴보려고 한다. 둘째, 청년 미취업자로 대상을 한정하여 사회적 자본이 자아존중감에 미치는 영향, 셋째, 사회적 자본과 자아존중감이 삶의 질에 미치는 영향, 넷째, 사회적 자본이 삶의 질에 미치는 영향에 있어 자아존중감의 매개효과를 살펴보려고 한다.

## II. 이론적 논의와 선행연구검토

### 1. 삶의 질

삶의 질이란 세계보건기구(WHO)에 의하면, 문화권과 가치체계의 맥락 안에서 형성된 개인의 목표, 기대, 규범과 관련하여 개인 자신이 차지하는 상태에 대한 지각이라고 할 수 있

다. 다수의 선행연구에서는 삶의 질을 ‘삶의 만족도(life satisfaction)’, ‘심리적 안녕 상태(psychological well-being)’, ‘행복감(happiness)’ 등의 용어로 사람의 생활과 사회의 발전에 영향을 미치는 건강, 환경, 경제, 사회적 요인들의 상호작용 결과 혹은 개인의 주관적 인식으로 정의하여 사용하고 있다. 삶의 질 개념은 초기 연구들에서는 소득 및 자산, 교육 수준 등 사회경제적 지위조건을 반영한 객관적·물질적 사회 지표들로 평가되었으나(Morgan & Smith, 1969; Gastil, 1970), 이후 연구의 경향들을 살펴보면 삶의 질 개념은 ‘행복한 삶 혹은 ‘좋은 상태의 삶이라는 의미로 파악되며 삶의 경험 및 관심영역에 대해 스스로 느끼고 판단하는 주관적·심리적 측면이 중시되고 있는 점을 확인할 수 있다(한영란, 1997). Sen(1999)의 경우, 개인의 잠재력을 실현할 수 있는 기회들의 집합이라고 하며, 물질적 자원과 구분되는 이를 실제로 실현할 수 있는 자유로움인 역량(capability)의 역할을 강조하였다. 강철희, 최명민, 김수연(2012)은 행복한 감정인식의 관점에서 ‘주관적 안녕감이라는 개념을 사용하였다. 주관적 측면이 강조되며 삶의 질은 인지적, 정서적 차원으로 구분될 수 있다. 박성복(2012)은 인지적 차원을 삶에 대한 기대, 욕구, 희망을 타 집단과 비교해서 평가하는 것이라 한 반면, 정서적 차원은 일상생활에서 느끼는 긍정, 부정적 정서 경험을 의미한다 하였다. 선행연구들을 반영하여 본 연구는 삶의 질을 살펴봄에 있어 주관적·정서적·인지적 차원에 중점을 두고, 개인이 생활에서 느끼는 주관적 안녕 상태와 만족도로 살펴보았다.

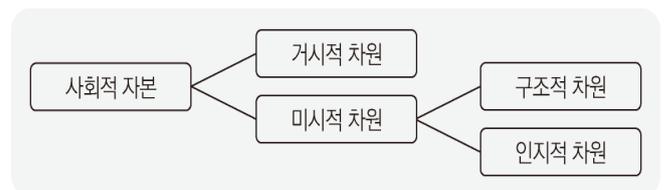
## 2. 사회적 자본과 삶의 질

사회적 자본의 개념에 대해 살펴보면 Bourdieu(1986)는 사회적 자본을 구성원들 사이의 관계를 부분적으로 제도화한 네트워크가 가지는 자원이라고 하였으며 Coleman(1988)은 사회구조를 구성하고, 구조 내에서 개인과 조직의 행동을 쉽게 만들어 주는 요소라고 보았다. Nahapiet & Ghoshal(1998)은 개인 혹은 사회적 단위가 소유한 관계망으로부터 발생하는 이용가능한 실제적·잠재적 자원의 합으로, 조직을 효과적으로 유지시켜 주는 것으로 보았다. Putnam(1995)은 사회적 자본을 사회구성원의 상호이익을 위해 조정과 협력을 가능케 함으로써 경제적, 정치적 효율을 높이는 것으로 보고, 이를 연계·포괄적 유형과 결속·배타적 유형으로 나누었는데, 결속·배

타적 유형은 단기적 차원에서 개인에게 유용한 반면, 연계·포괄적 유형은 장기적 차원에서 중요하다 하였다.

사회적 자본은 거시적·미시적 차원, 인지적·구조적 차원, 사회적·개인적 차원 등으로 분류될 수 있다(이숙중, 유희정, 2010). 먼저, 거시적 수준에서 사회적 자본은 조직운영의 제도적 맥락과 관련된 것으로 법률, 정치 제도, 합법적 프레임워크 등의 형식적 관계구조를 포함한다. 미시적 수준에서의 사회적 자본은 다시 사회적 상호작용에 있어서 사람들이 ‘무엇을 하는가의 구조적 차원과 ‘무엇을 느끼는가의 인지적 차원으로 재분류된다(Krishna et al., 1999). 여기서 구조적 차원의 사회적 자본은 평적 조직 혹은 네트워크를 통해 형성되는 것으로 이는 결사체 간 연계와 활동에 있어 범위와 강도, 공동체 발전을 위한 형식적·비형식적 제도 등을 포함하는 반면, 인지적 차원의 사회적 자본은 가치·믿음·태도·사회적 규범 등과 관련된 것으로, 공동체 구성원들 간 공유되는 신뢰·호혜성 등을 포함한다(Grootaert et al., 2002; 한준, 2006). 구조적 차원의 사회적 자본이 개인과 조직에게 공식적·비공식적 제도로의 접근을 가능하게 하는 역할을 한다면(Coleman, 1988), 인지적 차원의 사회적 자본은 공동체 간 또는 공동체 내에서 안전성, 자부심 등의 느낌을 강화시키는 효과를 가진다(Harpham et al. 2002). 본 연구는 사회적 자본의 미시적 차원의 인지적 차원에서 논의를 진행하고자 한다.

그림 1. 사회적 자본의 분류



자료: 저자 재구성

청년 미취업자의 사회적 자본의 형성요인에 대해 직업 및 직장을 중심으로 살펴보았을 때, Wolfe(1998)는 현대인들은 사회적 연계의 대부분을 직장에서 찾고 있다고 하였다. Putnam(1995) 또한 과거에 비해 사람들의 생활과 네트워크의 중심이 거주지역 중심에서 직업관련 공동체로 변화한 점을 지적하며, 공동체 유대 역시 집보다 직장에서 이루어지고 있으며, 친구 또한 직장에서 더 많이 사귀는다고 하였다. 다음으로 소득 수준 및 경제적 빈곤과 사회적 자본과의 관계에 관한 연구들을 살펴보면, Fischer & Torgler(2006)는 실증연구를 통

해 사회적 자본과 상대적 소득 지위의 관련성을 발견하였다. 김형용(2010)은 사회적 자본은 지역사회의 빈곤이 초래하는 결과들의 매개변수로 이해할 수 있다고 하였다. Hogan, Eggebeen, & Clogg(1993), Dominguez & Watkins(2003), Mazelis(2017)는 불안정한 직장 등 어려운 경제적 상황에 놓인 개인들의 경우 사회적 연결망을 형성하기가 어렵다고 하였다. Sander & Putnam(2010), Smith & Broege(2012) 또한 저소득층의 개인은 고소득층의 개인에 비해 실업, 빈곤한 이웃, 공간적 분리됨, 제한된 사회적 이동성 때문에 사회적 연결망을 적게 보유하고 있다 하였다. 미취업 상태로 안정적 소득과 사회일원으로서 소속감을 결여한 미취업자는 취업자에 비해 다양한 사람들과 접촉하는 시간이 상대적으로 낮다고 유추할 수 있다. 한국의 청년 미취업자는 취업을 위해 투여해야 하는 시간과 심리적 압박감 등으로 인해 사회관계의 폭이 좁아질 가능성이 높다. 이러한 관점에 따르면 직장이라는 자신의 소속을 결여한 청년 미취업자가 청년 취업자에 비해 상대적으로 사회적 자본이 낮을 것이라고 가정할 수 있다.

사회적 자본의 구성요소에 대해 살펴보면 Bourdieu(1986), Coleman(1988), Putnam(1995), 박태정(2017)은 네트워크, 신뢰, 사회적 규범을 제시하고 있으며, Grootaert(1986)는 네트워크, 사회적 규범, 공공제도를, Ostrom(1990)과 한상미(2007)는 네트워크, 신뢰, 호혜성을 들고있고, 홍영란(2007)은 네트워크, 신뢰, 사회적 규범, 호혜성, 관계구조를 제시한다. 서지원(2008)은 네트워크와 사회참여를, 장백기(2011)는 네트워크와 신뢰, 사회참여를 들고 있다. 이렇듯 사회적 자본의 구성요소는 공통적으로 사람들 간 연결관계를 보여주는 네트워크, 그 관계의 질적인 면을 보여주는 신뢰, 마지막으로 그러한 신뢰관계가 장기적으로 축적됨으로서 사회적 차원에서 순기능을 발휘하는 호혜성 혹은 사회적 규범이 거론되고 있는 것을 확인할 수 있다.

### 가. 사회적 자본으로서 신뢰

사회적 자본의 구성요소로서 신뢰에 대해 살펴보면 Fukuyama(2002)는 신뢰를 공동체 내에서 구성원들이 보편적 규범에 기초하여 규칙적이고 정직하며 협동적인 행동을 할 것이라는 기대라 하였다. Putnam(2000)은 협력적 행위를 촉진하여 사회의 효율성을 향상시키는 사회조직속성이라고 하였으며 Mayer, Davis & Schoorman(1995)은 감시 및 통제의

능력이 없음에도 불구하고 상대방이 나에게 중요한 특정 행동을 수행할 것이라는 기대에 근거해 상대방을 쉽게 따르겠다는 의향이라 하였다. Luhmann(2000) 또한 이를 어떤 행위가 일어날 것이라는 기대에 대한 자신감이라고 하였고, Robbins(2012) 역시 이를 타인이 말과 행동, 의사 결정에서 기회주의적으로 행동하지 않을 것이라는 기대라고 하였다. Gambetta(2000)는 이를 한 행위자가 감시할 수 있기 전에 다른 행위자가 특정 행동을 할 것이라는 것을 평가하는 그 행위자의 주관적 확률이라고 하였다. Kishimi(2016) 또한 신뢰란 조건없이 상대를 믿는 것이라고 하였다.

신뢰의 유형에 대해 살펴보면, 이는 제도에 대한 신뢰인 제도신뢰와 사람에 대한 신뢰인 대인신뢰로 나뉘어 질 수 있다(Zucker, 1986; Luhmann, 2000; 이수인, 2010). 후자인 사람에 대한 신뢰인 대인신뢰는 일반 불특정 다수에 대한 신뢰인 일반신뢰(generalized trust), 소수의 특정 인물에 대한 신뢰인 특정신뢰(particular trust)로 분류된다(Braithwaite & Levi, 1998; Uslander, 2002). 일반신뢰에 대해 Newton(1999)은 잘 알지 못하는 타자가 선, 정직성과 같은 인격적 특성을 갖고 있다는 믿음에 기초한 긍정적 평가 태도라고 하였다. 박종민, 김왕식(2006)은 일반신뢰를 합리적 계산에 기초하지 않으며, 이는 일반 사람들의 선의에 대한 믿음이라 하였다. 반면 특정신뢰는 박통희(2004)에 의하면 특별한 관계에 있거나, 집단적·개인적 연계가 있는 사람들에 대한 신뢰를 뜻한다. 본 연구는 사람을 대상으로 하는 대인신뢰 중에서도 일반 불특정 다수에 대한 신뢰인 일반신뢰를 살펴보고자 한다.

삶의 질과 관련하여, Hamamura(2012)는 일반신뢰가 신체 건강과 행복에 긍정적 관계를 맺고 있다고 하였고, Schneider et al.(2011)은 불안감, 걱정을 줄이는 효과가 있다고 하였다. Adler(2013)는 인간의 가장 기본적 욕구가 소속감이며, 이를 위해서는 타인을 신뢰하여야 한다고 하였다. Mikucka et al.(2017)은 사회신뢰가 소득불평등과 주관적 복지감 간 부(-)의 관계를 완화한다고 하였다. 김준환(2005)은 신뢰를 포함하는 사회적 자본은 사회구성원의 상호적 관계를 촉진해 행복감과 삶의 질을 증진시킨다 하였다. 이동진, 유병희(2011)는 사회적 신뢰가 생활의 질에 영향을 준다고 하였다. 하미옥 외(2013)는 사회적 참여와 신뢰는 자살생각 및 시도에 음(-)의 상관관계를 가진다고 하였다. 다수의 선행연구에서 신뢰는 인간의 기본욕구를 충족시키고, 신체 및 정신 건강과 긍정적 관계에 있으며, 이를 보았을 때 신뢰가 삶의 질에 긍정적인 영향

을 미치고 있음을 유추할 수 있다.

### 나. 사회적 자본으로서 일반화된 호혜성

일반화된 호혜성(generalized reciprocity)은 도움을 받은 자가 그 도움을 준 당사자가 아닌, 그 사회에 속한 제삼자에게 도움을 돌려주는 것을 말한다. 때문에 장기적으로 보았을 때 보상이 간접적으로 되돌아온다고 할 수 있다. 본래 호혜성의 규범(norms of reciprocity)이 도움을 준 사람에게 직접적으로 되갚아주어야 한다는 규범을 일컫는 데 비해, 일반화된 호혜성은 도움을 필요로 하는 제삼자에게 자신이 받았던 도움을 줄 수 있는 행위를 포함한다(장충권, 2005). 호혜성의 분류와 관련하여 Putnam(1995)은 호혜성을 균형적 호혜성과 일반화된 호혜성으로 나누었다. Sahlins(1972)는 이해관계의 방향성, 예상된 보답의 즉각성, 예상된 보답의 등가성이라는 세 가지 차원을 통해, 일반화된 호혜성, 균형잡힌 호혜성, 부정적 호혜성으로 정교화하였다. Gouldner(1960)는 경제적 교환양식의 호혜성, 지위상 의무로서의 호혜성, 일반화된 규범적 의무로서의 호혜성으로 분류하였고, Keohane(1986)은 구체적 호혜성과 포괄적 호혜성으로 구분하였다. 본 연구는 이 중 일반화된 호혜성 개념을 활용하려 한다.

국가 간 비교에서 보았을 때, 사회적 안전망이 잘 구축된 북유럽 복지국가의 경우 행복지수가 상대적으로 높게 나타나며, 사람들 사이의 협력을 창출하고 사회적 안정에 기여하는 효과가 있다고 평가되는 일반화된 호혜성을 Putnam(1995)은 사회적 자본의 '시금석'으로 간주하고, 이것이 기회주의를 효율적으로 억제할 수 있고 집합행동의 딜레마도 해소하여 장기적으로 모든 참여자에게 이득이 된다고 하였다. Kishimi(2016)와 Adler(2013)는 자신이 공동체의 타 구성원에게 도움이 되는 것을 인지함으로써 자신의 가치를 느끼고 만족감을 증진시킬 수 있다고 하여, 일반화된 호혜성과 자아 존중감, 그리고 일반화된 호혜성과 삶의 질 간 관계에 대해 암시하였다. 종합해 보았을 때 일반화된 호혜성과 삶의 질이 긍정적 인과관계에 있다고 가정할 수 있다.

### 다. 사회적 자본으로서 사회적 네트워크

Putnam(1995)은 사회적 네트워크를 가족이나 친구, 이웃 등의 비공식적 네트워크와 직장에서 형성되는 공식적 네트워

크로 분류하였다. Emirbayer & Goodwin(1994)은 사회적 네트워크를 거시적인 사회구조 내에서 행위자들이 상호연결되도록 하는 사회적 관계들의 다양한 집합체들 중 하나라고 하였으며, Scott(2011)은 사회 속에서 행위자들이 상호적으로 형성하고 있는 다양한 형태의 관계들이라고 하였다.

Fischer(1982)는 사회적 네트워크가 개인에게 줄 수 있는 도움을 정보적, 정서적인 것으로 나누어 설명하였다. Putnam(1995)은 사회적 네트워크가 사회폭력, 교육, 취업, 경제적 전망에 긍정적인 영향을 주며, 스트레스를 완화하여 면역체계를 향상시켜 정신적·신체적 건강에 도움을 준다 하였으며, 관련 선행연구들을 통합한 결과, 사회적 연계성이 행복을 결정하는 가장 강력한 요소 중 하나라는 결론에 도달하였다. Christakis & Fowler(2009)는 행복은 네트워크의 속성이라고 하였다. Maslow(1970)는 생리, 안전, 사회, 존중, 자아 실현에 대한 순차적 욕구로 이루어진 욕구계층이론을 제시하였는데, 여기서 사회적 네트워크는 Maslow 욕구계층모형 안에서 3단계 사회적 욕구(Social needs)와 관련됨을 확인할 수 있으며, 3단계 사회적 욕구의 충족은 4단계 자아존중요구를 발로시켜, 이를 충족시키기 위해 필요한 행위를 하게 함으로써 궁극적으로 자아존중감을 높이는 데 긍정적 역할을 한다고 볼 수 있다. 또한 이는 5단계의 자아실현욕구로 연결됨으로서 삶의 질과 긍정적 관계에 있다고 볼 수 있다. 이와 유사하게 Alderfer(1972)는 욕구충족을 위한 행동의 추상적인 정도를 기준으로 인간의 욕구를 존재(Existence), 관계(Relatedness), 성장(Growth)이라는 순차적인 3단계로 분류하였다. 이 때 사회적 네트워크는 중간 단계의 관계욕구에 속한다고 할 수 있으며, 여기에서도 또한 사회적 네트워크가 관계욕구를 충족시킴으로서 욕구충족을 통한 만족도와 성장욕구에 긍정적 역할을 하는 것으로 볼 수 있다. Bartolini & Sarracino(2014), 이진향, 오미옥(2014)은 네트워크와 사회신뢰가 중장기적으로 행복감에 긍정적 영향을 준다고 하였다. 종합해볼 때 사회적 네트워크와 삶의 질이 긍정적 관계에 있다는 것을 확인할 수 있다.

### 3. 자아존중감과 삶의 질

자아존중감(self-esteem)은 1892년 James(1982)에 의해 처음으로 '과거의 예측과 비교했을 때 현재 자신의 성취 수준으로 본 자신의 가치(self-worth)'로 정의되었다. 이후 많은 연구

자들에 의해 자아존중감은 '개인의 이상적인 기준에 비추어 평가한 현재 자신의 정체성'으로 정의 및 묘사되어 왔으며 (Coopersmith, 1967; Damon & Hart, 1982), 일반적으로 이는 개인이 자신을 받아들이고, 가치 있는 사람이라고 생각하는 믿음을 말한다(Rosenberg, 1965; Maddox et al., 2001; Crocker & Park, 2003; 변호순, 2005). Coopersmith(1967)와 Baumeister(2013)는 자아존중감을 자신의 가치, 중요성, 유능함 등에 대해 개인이 내린 평가라고 하였다. Maslow(1970)는 이를 개인이 자신을 관심, 인정 및 존경을 받을 만한 존재라고 스스로 인지하는 감정이라고 하였다. 종합해볼 때 자아존중감은 자기 자신에 대해 자신이 내린 가치 판단이라고 할 수 있다.

자아존중감의 형성과 관련하여 Cooley(1972)는 명경자이론을 통해 개인의 자아상은 타인과의 상호작용을 통해 얻게 되는 '세상이 자신을 어떻게 바라보는자'에 대한 인식을 통해서 형성된다고 설명하였다. 이에 따르면 실업자 혹은 실직자는 사회적으로 형성된 실직에 대한 이미지를 받아들이면서 자아상을 형성하게 된다(정은석, 강상경, 2015). 사회비교이론(Social Comparison Theory)에서는 자아존중감의 형성과 관련하여, 사회적 비교, 즉 개인이 보유하고 있는 가치를 그 자체가 지닌 절대적인 가치로 평가하기보다는 다른 상황 혹은 개인과의 비교를 통해 상대적으로 평가하는 과정을 통해 설명한다(Turner et al., 1987). Festinger(1954)는 개인은 자신의 위치와 능력을 가늠해보기 위해 주변의 타인들과 자신을 끊임없이 비교하는 존재라고 하였다. Jahoda(1982) 또한 직업을 통해 개인은 두 가지의 이득을 얻는데, 첫째는 소득을 통한 재정적 이득이며, 둘째는 잠재적인 이득으로 직업을 통한 사회적 접촉과 지위, 그리고 직업활동으로부터 형성되는 심리사회적인 이득이라고 하였다. 직업이 주는 사회적 지위와 재정적 이득은 사회적 동물인 인간이 타인과 자신을 비교함을 통해 자아존중감을 형성하는 데 영향을 줄 가능성이 매우 높다고 할 수 있다. Reasoner(1983)는 자아존중감의 하위요인을 안정감, 자아감, 소속감, 목적감, 능력감의 내면적인 것으로 보았고 Maslow(1970)는 자아존중감이 명성, 존경, 지위, 평판, 위신, 사회적 성공에 기초를 둔다고 하여, 청년 미취업자는 청년 취업자에 비해 자아존중감이 낮을 가능성이 높다고 할 수 있다. 한국사회의 청년 미취업자의 경우 취업준비과정에서 인간관계가 좁아지며 고립, 소외를 경험하고 이와 함께 경제적, 사회적 불안정성으로 인해 신체적·정신적 면역력의 저하를 경험

할 가능성이 높다. 이때 자기비하로부터 보호해주고 방패역할을 할 사회적 자본이 취업자 집단에 비해 부족할 것이라는 추측 또한 가능하다. 종합해볼 때 직업이 없는 상태로 안정적 소득과 사회 속에서의 역할을 결여한 청년 미취업자는 취업자에 비하여 상대적으로 자아존중감이 낮을 것이라고 가정할 수 있다.

사회적 자본과 자아존중감의 관계와 관련하여 Maslow(1970)는 욕구계층이론(Hierarchy of needs)에서 자아존중감에 대한 욕구가 발로되는 영향요인으로 사회적 욕구 역할에 대해 제시하였다. Alderfer(1972) 또한 인간의 욕구를 순차적으로 존재, 관계, 성장 3단계로 분류하여 관계욕구의 충족이, 자신에 대한 존중과 존경을 포함하는 성장욕구 충족행위의 동기를 유발한다하여, 사회적 자본이 자아존중감에 영향을 미칠 수 있음을 시사하였다. Putnam(1995) 또한 사회적 관계를 자아존중감의 주요 영향요인으로 보아, 이는 사람에게 물질적, 정서적 측면을 모두 포함해 여러 방식으로 도움을 줄 수 있다고 하며, 사회적 자본을 '당장 무엇을 손에 넣는데 필요한 결속·배타적 유형과 '앞으로 나아가는 데' 중요한 연계·포괄적 유형으로 나누었다. 그는 사회적 자본을 '완충장치'에 빗대며, 혼자 고립된 자아에게 실패와 무력감은 너무나 쉽게 자포자기와 절망감으로 바뀔 수 있다고 하여, 사회적 연계가 높은 사람은 식사와 수면의 문제, 자기 비하에 빠져들 가능성이 낮다고 하였다. Rosenberg(1965), Laible et al.(2004) 또한 사회적 고립감과 낮은 자아존중감의 관계에 대해 주장하였다. Frable et al.(1997)은 타인에 의한 무조건적인 사랑과 수용과 자아존중감의 관계를 논의하였다. 이러한 논의들은 사회적 자본의 구성요소 중 신뢰 및 네트워크와 관련되어있다.

Adler(2013)와 그의 이론을 인용한 Kishimi(2016)는 자기 자신의 가치는 타인에게 도움이 된다는 느낌을 통해 느낄 수 있다고 하며, 타자와 관계형성의 중요성을 강조하였다. 김주현, 한경혜(2001)는 이와 관련하여 노인의 자아존중감 수준이 자원봉사활동참여에 영향받는 것을 확인하였다. 이는 사회적 자본의 구성요소 중 일반화된 호혜성과 높은 관련을 띄고 있다. 이외에도 Maddox et al.(2001)은 개인적 성취, 사회적 관계, 사회적 역할과 참여, 건강 수준이 자아존중감과 가지는 상관관계를 제시하였다. Cohen & Wills(1985)는 사회적 지지가 자아존중감에 긍정적 영향을 준다고 하였다. 종합해볼 때 선행연구들은 자아존중감의 형성요인으로서 사회적 네트워크, 호혜성, 신뢰를 포함하는 사회적 자본의 역할에 대해 시사

하고 있다.

자이존중감이 삶의 질에 미치는 영향과 관련하여, 자이존중감은 정신보건, 행복감, 삶의 질, 성취, 스트레스에 대한 대처와 밀접히 관련되는 것으로 보고되고 있다. Rosenberg(1965), Coopersmith(1967)는 자이존중감이 높은 사람은 활동적·적극적이며 비판에 흔들리지 않는다 하였다. 곽현근(2009)은 자이존중감이 높은 사람은 자신과 다른 사람을 수용하고, 주위의 환경이나 사회관계에서 안정감, 소속감을 느끼고, 성취감과 책임감이 높다고 하였으며, 최해림(1999)은 자이존중감이 낮은 사람은 자신에 대해 살 능력이나 가치가 없다고 믿는 경향이 있다 하였다. 심리학적으로 살펴보면 Beck(1961), Baumeister(2013) 또한 신경증과 부적응의 문제에 낮은 자이존중감이 기저하며, 취약한 자이존중감과 우울증의 관계에 대해 설명하였다. 해당연구들은 자이존중감이 적응 및 스트레스 대처, 성취 능력에 긍정적 영향을 미친다고 보아, 자이존중감이 미치는 삶의 질에 대한 긍정적 영향에 대해 시사하고 있다.

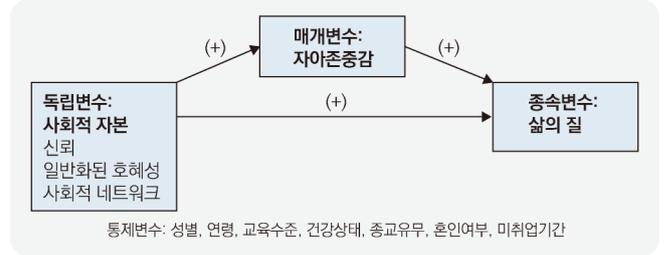
### III. 연구 방법

#### 1. 연구모형 및 가설

본 연구는 청년 미취업자와 청년 취업자 간 사회적 자본과 자이존중감의 차이에 대해 살펴보고, 청년 미취업자의 사회적 자본이 삶의 질에 미치는 영향에 있어서 자이존중감의 매개효과를 살펴보는 것을 목적으로 하며 연구가설은 아래와 같다. 독립변수로 신뢰, 일반화된 호혜성, 사회적 네트워크로 이루어진 사회적 자본을 두었고, 매개변수로는 자이존중감을 두었으며, 종속변수는 삶의 질로 설정하였다.

- 연구가설 1. 청년 미취업자의 사회적 자본은 청년 취업자의 사회적 자본과 유의미한 차이를 가질 것이다.
- 연구가설 2. 청년 미취업자의 자이존중감은 청년 취업자의 자이존중감과 유의미한 차이를 가질 것이다.
- 연구가설 3. 사회적 자본은 삶의 질에 정(+)의 영향을 줄 것이다.
- 연구가설 4. 사회적 자본과 삶의 질 간 정(+)의 관계를 자이존중감이 매개할 것이다.

그림 2. 연구모형



## 2. 연구 방법

### 가. 자료수집 방법 및 연구 대상

본 연구의 자료는 보건복지부, 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회복지연구소가 빈곤층, 근로빈곤층, 차상위층의 규모와 복지실태 변화를 동태적으로 파악하여 정책지원에 기여함을 목적으로 설문조사하여 구축된 한국복지패널 13차 원자료이다. 한국복지패널은 2006년도를 1차년도로 하는 전국적 대표성을 지닌 종단조사이며, 연구에 활용한 13차 조사는 2018년 2월에 조사를 시작하여 상반기에 완료되었고, 지역별, 계층형태를 정렬 변수로 활용하여 비례배정에 따라 확률비례추출법으로 층별 동질성을 유지할 수 있도록 층화작업을 한 뒤 랜덤 추출되었다(한국보건사회연구원, 2018). 본 연구에서 쓰인 문항들은 설문조사 당시 사용 및 기록되어 있는 2017년 12월을 기준으로 하였다.

본 연구의 연구대상집단은 청년 미취업자이다. 일반적으로 청년실업은 주로 15세에서 29세 또는 34세 사이 청년세대의 실업을 의미하지만, 한국의 경우, 정규교육을 받고 경제적으로 자립하여 부모로부터 독립하기까지 걸리는 시간간격이 과거에 비해 현격히 길어짐으로써, 본 연구에서는 한국에서 성인으로 인정되는 만 19세에서부터 만 38세까지로 ‘청년층’에 대한 조작적 정의를 하여, 1979년부터 1998년 사이 출생한 사람들의 자료를 사용하였다. 청년층의 연령을 만 19세에서 만 38세로 측정한 이유는, 한국에서 약 만 19세에서 만 38세 연령대에 위치한 개인들이 한국식 나이계산법으로 약 20세에서 39세 범위의 연령대에 위치하여, 자신의 나이세대 정체성을 20대와 30대로 인식한다는 측면과, 20대와 30대가 대한민국의 청년층을 구성하는 주 연령대라는 점에 기초하고 있다. 실제로 일본을 비롯한 국내외 연구들에서 청년실업자 대상범위에 20대와 30대를 포괄하고 있으며, 이는 고학력화와 더불어

어 취업, 결혼, 출산 등 중요한 성인기 이행 시점이 과거에 비해 점차 늦어져 30대의 생물학적 연령은 높지만 사회경제적 연령은 20대와 큰 차이가 없다고 보기 때문이다. 현재 LH 공사의 청년전세임대주택, 청년매입임대주택 정책의 대상연령층이 만 19세에서 39세의 집단을 대상으로 하고 있다는 점 또한 해당 변화를 반영하고 있다.

다음으로 미취업자인 점을 보기 위해서는 한국복지패널 13차 원자료에 있는, 2017년 12월 31일의 시점을 기준으로, '임금근로자', '자영업·고용주', '무급가족종사자'를 제외한 '근로능력 있는 미취업자'를 대상으로 샘플을 추출하였다. 여기서 '근로능력 있는 미취업자'란 2017년 12월 31일을 기준으로 4주 동안 구직활동한 실업자, 근로무능력의 사유가 아닌 가사, 학업 등의 이유로 경제활동에 참여하지 않은 자로 근로능력은 있으나 근로를 하지 않은 비경제활동인구를 말한다. 반면, 이에 대한 비교집단으로 청년 취업자의 경우 '임금근로자', '자영업·고용주', '무급가족종사자'를 취합한 집단으로 설정하였다.

#### 나. 독립변수, 매개변수, 종속변수 및 통제변수

본 연구의 종속변수는 삶의 질이며, 본 연구에서는 정서적, 인지적 삶의 만족도에 상응하는 지표들을 사용하여, 한국복지패널 13차 원자료의 '전반적 생활 만족도', '건강 만족도', '여가 생활 만족도' 3문항에 대한 '매우 불만족', '대체로 불만족', '그저 그렇다', '대체로 만족', '매우 만족'의 5점 척도의 응답과, '비교적 잘 지냈다', '큰 불만없이 생활했다'라는 2문항에 대한 '극히 드물다', '가끔 있었다', '종종 있었다', '대부분 그랬다' 4점 척도로 된 응답을 각각 균등화 한후 합산하여 사용하였다. 본 연구의 독립변수는 사회적 자본이며, 사회적 자본의 하위 변수로는 신뢰, 일반화된 호혜성, 사회적 네트워크로 조작적 정의를 하였다. 신뢰를 측정하기 위해서는 '대부분의 사람들을 믿을 수 있는'지 묻는 문항을 '대부분의 사람들은 믿을 만하다', '매우 조심해야 한다', '잘 모르겠다'의 3점 리커트 척도의 문항을 다시 순차적으로 '매우 조심해야 한다', '잘 모르겠다', '대부분 사람들은 믿을 만하다' 순으로 역코딩 하였으며, 일반화된 호혜성을 측정하기 위해서는 '필요시 지역사회 사람들에게

도움을 줄 의향', '비선호시설 입지에 대한 관용도' 2문항에 대한 '전혀 그렇지 않다', '별로 그렇지 않다', '보통이다', '대체로 그렇다', '매우 그렇다'로 나뉜 5점 척도 응답을 사용하였다. 사회적 네트워크를 측정하기 위해서는 가족관계 만족도와 사회적 친분관계 만족도 2문항에 대한 '전혀 그렇지 않다', '별로 그렇지 않다', '보통이다', '대체로 그렇다', '매우 그렇다' 5점 척도 응답을 사용하였다. 본 연구에서 매개변수는 자아존중감이다. 자아존중감의 경우 선행연구에서 일반적으로 사용되고 있는 Rosenberg 자아존중감 척도(Self-Esteem Scale, SES) 총 10 문항에 기반하여 작성된 '대체로 그렇지 않다', '보통이다', '대체로 그렇다', '항상 그렇다' 4점 척도 응답으로 구성된, 한국복지패널 13차 원자료 내 10문항을 활용하였다.<sup>1)</sup> 종속·독립·매개변수의 경우 편의를 위해 모두 100점 척도로 균등화하여 사용하였다. 통제변수로 청년 미취업자의 삶의 질에 영향을 줄 수 있는 인구사회학적 요인을 고려해 성별, 연령, 교육 수준, 건강 상태, 종교 유무, 혼인 여부, 미취업 기간을 사용하였다. 성별은 남성은 '1'로 여성은 '0'으로 더미변수 처리하였고, 교육 수준은 '무학', '초등학교', '중학교', '고등학교', '전문대학교', '대학교', '대학원석사', '대학원박사'로 구분하였으며, 건강 상태는 5점 척도의 '2017년 12월 31일 기준 건강 상태를 묻는 주관적 건강 상태 문항에 대한 '아주 건강하다', '건강한 편이다', '보통이다', '건강하지 않은 편이다', '건강이 아주 안 좋다' 응답을 역코딩 처리하여 사용하였다. 종교 유무와 혼인 여부 또한 '0'과 '1'로 더미변수화 하여 사용하였다. 미취업 기간의 경우, 미취업 상태에 노출된 기간에 따라, 미취업자 개인의 사회적 자본, 자아존중감에 미치는 영향에 차이가 있을 것이라는 점에서 본 연구자료의 대상연도인 2018년 제13차 원자료부터 2017, 2016, 2015년도의 순으로 2006년도(한국복지패널 1차 원자료)까지 총 13개년도 범위 자료를 역순으로 추적하여, 연구대상자들이 한국복지패널 13차 원자료(2018년)부터 연속으로 미취업 상태라고 답한 응답들만을 취합하여 변수를 구성하였다. 이는 미취업 상태가 장기간 지속됨에 따라, 연구대상자 개인의 '미취업자'라는 정체성이 강해지는 점을 고려한 것이다. 즉, 이는 청년을 ① 미취업자와 ② 취업자로 나누어보았을 때, 미취업자의 경우 현재의 미취업 상태가 지속된

1) Rosenberg 자아존중감 척도 총 10문항은 다음과 같다. ① 나는 내가 다른 사람들처럼 가치 있는 사람이라고 생각한다. ② 나는 좋은 성품을 가졌다고 생각한다. ③ 나는 대부분의 다른 사람들과 같이 일을 잘할 수가 있다. ④ 나는 내 자신에 대하여 긍정적인 태도를 가지고 있다. ⑤ 나는 내 자신에 대하여 대체로 만족한다. ⑥ 나는 대체적으로 실패한 사람이라는 느낌이 든다. ⑦ 나는 자랑할 것이 별로 없다. ⑧ 나는 내 자신을 좀 더 존경할 수 있으면 좋겠다. ⑨ 나는 가끔 내 자신이 쓸모없는 사람이라는 느낌이 든다. ⑩ 나는 때때로 내가 좋지 않은 사람이라고 생각한다.

기간, 취업자의 경우 현재의 취업 상태가 지속된 기간을 측정하는 것이다. 미취업자의 미취업 기간을 측정하는 데 있어서는 본 연구에서 미취업자를 측정하는 방식인 근로유형을 묻는 문항에서 '근로능력 있는 미취업자를 미취업 상태라고 보는 방식과 동일한 방식을 취하였다. 취업 기간 또한 마찬가지로 취업자를 측정하는 방식인 근로유형을 묻는 문항에서 '임금근로자, '자영업·고용주, 또는 '무급가족종사자로 응답한 경우로 보았으며, 이 또한 위 세가지 중 하나에 해당한다고 연속적으로 응답한 연수 만을 13차 원자료(2018년)에서부터 1차 원자료(2006년)까지 역순으로 합산하여 취업 기간으로 측정하였다.

#### 다. 분석 방법

STATA 14.0 프로그램을 사용하여 한국복지패널 13차 조사자료를 바탕으로, 첫째, 연구대상자의 인구사회학적 특성 및 주요변수의 일반적 경향을 파악하기 위해, 대상집단인 청년 취업자 1,674명과 청년 미취업자 1,026명의 성별, 연령, 교육 수준, 건강 상태, 종교 유무, 혼인 여부, 미취업 기간을 빈도분석, 백분율을 사용해 살펴보고, 사회적 자본과 자아존중감의 최솟값, 최댓값, 평균, 표준편차를 살펴보았다. 둘째, 연구가설1과 연구가설2의 연구대상자인 청년 미취업자의 사회적 자본·자아존중감과 비교집단인 청년 취업자의 사회적 자본·자아존중감의 유의미한 차이를 확인하기 위해, 청년 취업자와 청년 미취업자 간 동일한 범위의 취업 기간, 미취업 기간 집단으로 분류하여 독립표본 t-test를 실시하였다. 셋째, 측정도구의 신뢰도를 검증하기 위하여 Cronbach's  $\alpha$  계수를 산출하였다. 넷째, 사회적 자본, 자아존중감, 삶의 질 간 상관관계를 보기 위해 Pearson 상관관계분석을 실시하였다. 다섯째, 연구가설3, 연구가설4에서 청년 미취업자의 사회적 자본, 자아존중감, 삶의 질의 영향관계를 측정하기 위해 위계적 회귀분석을 실시하였다. 여섯째, 연구가설4에서 청년 미취업자의 사회적 자본과 삶의 질의 관계에서 자아존중감의 매개효과를 측정하기 위해 다중회귀분석을 실시하고, Baron & Kenny(1986)<sup>2)</sup>의 매개효과분석을 실시하였다. 이와 함께 매개효과와의 통계적 검증을 위해 MacKinnon et al.(2002)의 연구에서 제시한 Sobel 검정값을 제시하였다.

## IV. 연구 결과

### 1. 연구 대상자의 인구사회학적 특성 및 사회적 자본, 자아존중감, 삶의 질의 일반적 경향

청년 미취업자의 성별에 따른 분포는 남성 390명(38.01%), 여성 636명(61.99%)으로 여성의 비율이 남성에 비해 훨씬 높았다. 연령을 5년 단위로 나누어 보았을 때 가장 높은 비율을 차지한 연령층은 만 19세에서 23세 사이가 435명(42.41%)으로 나타났다. 가장 높은 비율을 보인 교육 수준은 대학교(550명, 53.61%)였으며, 이는 전문대학교, 고등학교 순으로 이어졌다. 대부분의 청년 미취업자들은 건강 상태가 좋은 것으로 응답하였다(90.16%). 혼인의 경우 비혼인 경우(742명, 72.32%)가 기혼인 경우보다 훨씬 많았다. 취업 기간 및 미취업 기간을 살펴보면, 청년 취업자의 경우 취업 1년차 341명(20.37%), 2년차 236명(20.37%), 3년차 204명(12.19%)으로 나타났으며 장기년차로 넘어갈수록 그 수가 서서히 줄어드는 양상을 보였다. 청년 취업자의 취업 기간은 중위수 4년차(평균 4.83)를 기록하였다. 반면, 청년 미취업자의 미취업 기간을 살펴보면, 미취업 1년차 343명(33.43%), 2년차 217명(10.62%), 3년차 109명(10.62%)등 미취업 상태 기간이 상대적으로 단기간에 더 집중되어 있으며, 90% 이상의 미취업자들은 지속된 미취업 기간이 7년차 이하인 것으로 나타났다. 미취업 기간은 중위수 2년차(평균 3.24)를 기록하였다.

문항을 총 합산한 최종변수인 삶의 질을 100점 척도로 균등화 하였을 때, 청년 취업자의 삶의 질은 평균 81.4367(표준편차 9.6752)인 반면, 청년 미취업자의 경우 평균 80.1589(표준편차 10.9217)로 나와, 청년 미취업자가 취업자에 비해 삶의 질이 평균적으로 낮은 편인 것이 확인되었으며, 표준편차는 상대적으로 크게 나와, 청년 미취업자 개인 간 삶의 질의 분포가 청년 취업자 보다 넓게 퍼져 있는 것으로 나타났다. 사회적 자본의 경우, 신뢰, 일반화된 호혜성, 사회적 네트워크로 나누어 살펴보았을 때, 100점 척도로 환산한 신뢰의 경우, 미취업자의 평균값은 69.9460점으로, 취업자의 69.7997점과 비슷한 수준인 것을 알 수 있었다. 일반화된 호혜성의 경우, 100점 척도로 환산하였을 때 미취업자 평균 70.4432점, 취업

2) 매개효과의 성립조건(Baron & Kenny, 1986)은 다음과 같다. 첫째, 독립변수는 매개변수에 유의미한 영향을 미쳐야 하며, 둘째, 매개변수는 종속변수에 유의미한 영향을 미쳐야 한다. 셋째, 독립변수가 종속변수에 미치는 영향의 경우, 매개변수가 모델에 투입되었을 때, 종속변수에 대한 독립변수의 영향력이 줄어들어야 한다. 만약 줄어든 영향력이 유의하다면 부분매개효과가, 영향력이 유의하지 않다면 완전매개효과가 존재함을 의미한다.

자 70.7033점의 응답을 보였다. 특히, 사회적 네트워크의 경우, 개별문항들을 합산 후 100점 척도로 환산하였을 때, 청년 취업자의 경우 평균 78.4654(표준편차 9.3389)로, 청년 미취업자의 평균 77.4378(표준편차 10.6716)과 평균 1점 이상 차이가 나는 것으로 나타났으며, 청년 미취업자 집단 내 사회적 네트워크의 표준편차가 더 크기 때문에, 사회적 네트워크에 있어 개인 간 이질성이 미취업자 집단에서 더 높은 것으로 나타났다. 자아존중감의 경우 Rosenberg 자아존중감 척도에 기반한 10개 문항을 활용하였는데, 문항들을 합산 후 100점 척

도로 환산하여 살펴보았을 때, 청년 취업자의 경우 평균 81.5345(표준편차 9.0960)로 나타나, 청년 미취업자의 평균 79.7487(표준편차 10.8524)과 2점 가까이 차이가 나는 것으로 나타났으며, 청년 미취업자 간 표준편차가 더 크기 때문에, 자아존중감의 개인 간 이질성이 미취업자 집단에서 더 높은 것으로 나타났다. 전반적으로 보았을 때, 삶의 질, 사회적 자본, 자아존중감 변수들에서 청년 미취업자의 평균이 청년 취업자의 평균보다 낮은 편인 동시에, 표준편차는 상대적으로 크게 나와, 청년 미취업자 집단의 개인 간 사회적 자본, 자아

표 1. 청년의 개인적 특성

청년 취업자 (N=1,674)				청년 미취업자 (N=1,026)			
변수	응답	빈도(명)	백분율(%)	변수	응답	빈도(명)	백분율(%)
성별	여성	827	49.40	성별	여성	636	61.99
	남성	847	50.60		남성	390	38.01
연령대	만 19~23세	230	13.74	연령대	만 19~23세	435	42.41
	만 24~28세	403	24.07		만 24~28세	242	23.59
	만 29~33세	413	24.66		만 29~33세	133	12.95
	만 34~38세	628	37.52		만 34~38세	216	21.06
교육 수준	초등학교	2	0.12	교육 수준	초등학교	1	0.10
	중학교	9	0.54		중학교	9	0.88
	고등학교	346	20.67		고등학교	203	19.79
	전문대학	497	29.69		전문대학	242	23.59
	대학교	740	44.21		대학교	550	53.61
	대학원(석사)	69	4.12		대학원(석사)	18	1.75
	대학원(박사)	11	0.66		대학원(박사)	3	0.29
건강 상태	아주 안 좋음	7	0.42	건강 상태	아주 안 좋음	6	0.58
	안 좋음	26	1.55		안 좋음	29	2.83
	보통	85	5.08		보통	66	6.43
	좋음	1,195	71.38		좋음	716	69.79
종교 유무	없음	1,123	67.08	종교 유무	없음	660	64.33
	있음	551	32.92		있음	366	35.67
혼인 여부	비혼	997	59.56	혼인 여부	비혼	742	72.32
	기혼	677	40.44		기혼	284	27.68
취업 기간	1년차	341	20.37	미취업 기간	1년차	343	33.43
	2년차	236	14.10		2년차	217	21.15
	3년차	204	12.19		3년차	109	10.62
	4년차	151	9.02		4년차	103	10.04
	5년차	127	7.59		5년차	68	6.63
	6년차	108	6.45		6년차	48	4.68
	7년차	157	9.38		7년차	61	5.95
	8년차	64	3.82		8년차	26	2.53
	9년차	68	4.06		9년차	14	1.36
	10년차	54	3.23		10년차	14	1.36
	11년차	48	2.87		11년차	10	0.97
	12년차	22	1.31		12년차	3	0.29
	13년차 이상	94	5.62		13년차 이상	10	0.97

존중감, 삶의 질에 있어서 이질성이 청년 취업자 집단보다 높은 것으로 확인되었다.

## 2. 청년 미취업자와 청년 취업자의 사회적 자본 · 자아존중감 비교

청년 미취업자와 청년 취업자의 사회적 자본의 차이를 구성요소인 신뢰, 일반화된 호혜성, 사회적 네트워크로 나누어 비교하였다. 여기서 취업과 미취업이라는 서로 상반된 상황에 노출된 기간이 사회적 자본, 자아존중감에 미치는 영향을 고려하여, 지속된 취업 기간과 지속된 미취업 기간이 동일한 기간범위에 노출된 집단으로 구분하여 살펴보았다. 취업 상태 혹은 미취업 상태가 중간에 변동없이 시간이 흐르며 지속되어 연도별 연속성을 가지게 될 경우, 지속 기간이 장기화될수록

‘취업자’ 혹은 ‘미취업자’라는 정체성에 미치는 영향이 강건해질 것이라고 보았기 때문이다. 집단을 구분하는 데 있어서는 연구대상자의 지속된 취업 기간과 지속된 미취업 기간의 4분위수에 기초하였다. 청년 취업자의 지속된 취업 기간 중위수가 4년차, 청년 미취업자의 지속된 미취업 기간 중위수가 2년차인 점에 기반하여, 취업 및 미취업 기간이 상대적으로 짧은 단기간 집단(취업/미취업 1년차), 취업 및 미취업 기간이 그 다음으로 긴 집단(취업/미취업 2~4년차), 취업 및 미취업 기간이 상대적으로 가장 오래된 편인 집단(취업/미취업 5~13년차)으로 상·중·하 3개의 동일한 취업/미취업 기간범위의 집단으로 나누어 살펴보았다.

신뢰의 차이를 살펴보기 위하여 지속된 취업 기간 및 미취업 기간이 1년차인 집단을 먼저 비교하였다. Levene의 등분산 검정 결과, 두 집단의 모평균이 동일하다고 가정할 수 있으

표 2. 청년의 사회적 자본, 자아존중감, 삶의 질의 일반적 경향

변수	측정문항	청년 취업자 (N=1,674)		청년 미취업자 (N=1,026)	
		평균	표준편차	평균	표준편차
삶의 질	전반적 생활만족도 (최댓값 5)	3.7679	.5603	3.6692	.6249
	건강만족도 (최댓값 5)	3.8702	.7112	3.8249	.7713
	여가생활만족도 (최댓값 5)	3.5019	.7800	3.4714	.7761
	비교적 잘 지냄 (최댓값 4)	3.7257	.5830	3.6714	.6662
	큰 불만없이 생활 (최댓값 4)	3.6496	.6740	3.5881	.7298
	총 합산변수: 삶의 질 (균등화한 최댓값 100)	81.4367	9.6752	80.1589	10.9217
사회적 자본	신뢰 대부분을 믿을 수 있는지 (최댓값 3)	2.0940	.9291	2.0984	.9317
	총 합산변수: 신뢰 (균등화한 최댓값 100)	69.7997	30.9695	69.9460	31.0558
	일반화된 호혜성 위급한 사람을 도와줄 용의 (최댓값 5)	3.7449	.6717	3.7719	.7108
	비선호시설 입지를 받아들일 용의 (최댓값 5)	3.3254	.9482	3.2724	.9644
	총 합산변수: 일반화된 호혜성 (균등화한 최댓값 100)	70.7033	12.8336	70.4432	12.7717
	사회적 네트워크 사회적 친분관계 만족도 (최댓값 5)	3.9923	.5975	3.9643	.6395
가족관계 만족도 (최댓값 5)	3.8542	.5201	3.7794	.6163	
총 합산변수: 사회적 네트워크 (균등화한 최댓값 100)	78.4654	9.3389	77.4378	10.6716	
자아 존중감	나는 가치 있는 사람이다 (최댓값 4)	3.1004	.6821	3.0011	.7245
	나는 좋은 성품을 지녔다 (최댓값 4)	2.8664	.7105	2.8065	.7315
	나는 실패한 사람이라는 느낌이 든다 (역) (최댓값 4)	1.1522	.4408	1.2195	.5164
	다른 사람들과 같이 일을 잘할 수 있다 (최댓값 4)	3.2174	.6890	3.0768	.7796
	자랑할 것이 별로 없다 (역) (최댓값 4)	1.5460	.6748	1.6335	.7243
	긍정적인 태도를 가졌다 (최댓값 4)	3.0153	.6823	2.9135	.7379
	나에 대해 대체로 만족한다 (최댓값 4)	2.8235	.7275	2.6930	.8236
	내 자신을 존경할 수 있으면 좋겠다 (역) (최댓값 4)	2.6017	.8354	2.6854	.7711
	내 자신이 쓸모없는 사람이라는 느낌 (역) (최댓값 4)	1.1170	.4030	1.1914	.5213
	내가 좋지 않은 사람이라고 생각한다 (역) (최댓값 4)	1.1957	.4893	1.2324	.5534
	총 합산변수: 자아존중감 (균등화한 최댓값 100)	81.5345	9.0960	79.7487	10.8524

표 3. 신뢰, 일반화된 호혜성, 사회적 네트워크, 자아존중감의 차이에 대한 독립표본 t-검정 결과

개념	취업/미취업 지속 기간	Levene 검정			평균의 동일성에 대한 t-검정 / Welch의 t-검정				
		표준 편차	유의 확률	t	자유도	유의 확률	차이의 표준오차	차이의 95% 신뢰구간	
								하한	상한
신뢰	1년차	30.877	0.754	0.383	622	0.702	2.474	-3.910	5.806
	2~4년차	31.021	0.237	0.333	929	0.739	2.065	-3.364	4.740
	5~13년차	31.046	0.955	0.059	932	0.953	2.373	-4.517	4.798
일반화된 호혜성	1년차	13.625	0.079	0.641	622	0.522	1.091	-1.444	2.842
	2~4년차	12.650	0.741	-0.935	929	0.350	0.842	-2.438	0.865
	5~13년차	12.403	0.161	-0.942	932	0.347	0.948	-2.752	0.967
사회적 네트워크	1년차	10.646	0.200	0.016	622	0.987	0.853	-1.662	1.689
	2~4년차	9.692	0.000	-1.698	929	0.090	0.644	-2.358	0.170
	5~13년차	9.496	0.000	-2.221	320.297	0.027	0.816	-3.417	-0.207
자아 존중감	1년차	10.488	0.021	-0.629	607.602	0.530	0.840	-2.177	1.121
	2~4년차	9.744	0.050	-2.737	765.997	0.006	0.659	-3.099	-0.510
	5~13년차	9.379	0.000	-2.757	322.393	0.006	0.800	-3.781	-0.632

로 등분산 가정시의 평균의 동일성에 대한 t-검정 결과를 살펴 보았을 때 청년 미취업자와 청년 취업자 간 신뢰의 차이가 유의미하다고 보기 어렵다( $p>.05$ ). 지속된 취업 기간 및 미취업 기간이 2~4년차인 두 번째 집단과, 5~13년차로 상대적으로 장 기간인 세 번째 집단에서도 청년 미취업자와 청년 취업자 간 신뢰의 차이는 유의미하게 나타나지 않았다.

다음으로 일반화된 호혜성의 차이에 대해 살펴보면, 지속된 취업 및 미취업 기간이 1년차인 집단의 경우, Levene의 등분산 검정 결과, 두 집단의 모평균이 동일하다고 가정할 수 있어 평균의 동일성에 대한 t-검정 결과를 살펴보면 청년 미취업자와 취업자 간 일반화된 호혜성의 차이가 유의미하다고 보기 어렵다. 취업 및 미취업 기간이 2~4년차인 두 번째 집단, 5~13년차인 세 번째 집단에서도 차이는 유의미하게 나타나지 않았다.

다음으로 사회적 네트워크의 차이에 대해 살펴보면, 지속된 취업 및 미취업 기간이 1년차인 첫 번째 집단에 대한 Levene의 등분산 검정 결과에 따라 평균의 동일성에 대한 t-검정을 실시한 결과, 청년 미취업자와 취업자 간 사회적 네트워크 차이가 유의미하게 나타나지 않았다. 지속된 취업 기간 및 미취업 기간이 2~4년차인 두 번째 집단을 살펴보았을 때, Levene의 등분산 검정을 실시한 결과 두 집단의 모평균이 동일하다고 가정할 수 없어, Welch의 t-검정 실시 결과, 사회적 네트워크의 차이는 유의미하게 나타나지 않았다. 반면, 지속된 취업

및 미취업 기간이 5~13년차인 세 번째 집단을 살펴보았을 때, 청년 미취업자와 청년 취업자 간 사회적 네트워크의 차이가 유의미한 것으로 나타났다( $p<.05$ ). 취업 및 미취업 지속 상태가 장기화된 집단의 경우, 취업 및 미취업 지속 상태가 짧은 집단과 달리, 사회적 네트워크의 차이가 유의미하게 나타나는 것을 확인하였다.

다음으로 청년 미취업자와 청년 취업자 간 자아존중감의 차이가 유의미한지 확인하기 위해, 먼저 지속된 취업 기간 및 미취업 기간이 상대적으로 짧은 편인 1년차 집단의 경우, Levene의 등분산 검정 실시 결과, 두 집단의 모평균이 동일하다고 가정할 수 없어 Welch의 t-검정의 유의확률을 확인해보았을 때, 청년 미취업자와 취업자 간 자아존중감의 차이가 유의미하지 않게 나타났다. 반면, 지속된 취업 기간과 미취업 기간이 2~4년차인 두 번째 집단의 경우, 청년 취업자 집단과 청년 미취업자 집단 간 자아존중감의 차이가 유의미하게 나타났다( $p<.01$ ). 마지막으로, 지속된 취업 기간 및 미취업 기간이 가장 장기화된 5~13년차 집단의 경우에도 청년 취업자와 청년 미취업자 간 자아존중감의 차이가 유의미하게 나타났다( $p<.01$ ). 이를 볼 때, 지속된 취업 및 미취업 기간이 길어질수록 이로 인한 사회적 네트워크, 자아존중감의 청년 취업자 집단과 청년 미취업자 집단 간 차이가 더욱 뚜렷하게 관찰되는 것이 확인되었다.

### 3. 신뢰도 분석

이하부터는 연구대상자인 청년 미취업자들로 자료의 범위를 제한하여 분석을 실시하였다. 영향분석 전, 다수의 문항들로 합산된 삶의 질과 자아존중감에 대해 신뢰도 분석을 실시하였다. 먼저 총 5개의 문항으로 이뤄진 삶의 질의 신뢰도 분석 결과, Cronbach's  $\alpha$  계수가 0.7366으로 나타나, 해당 문항들 각각에 대해 하나의 척도로 종합하여 분석할 수 있는 것을 확인하였다. 다음으로 총 10개의 항목으로 이루어진 자아존중감에 대한 신뢰도 분석을 실시한 결과, Cronbach's  $\alpha$  계수가 0.8297로 나타나 내적일치성을 확인하였다.

### 4. 사회적 자본, 자아존중감, 삶의 질의 상관관계

본 연구에서 사용된 종속변수, 독립변수, 매개변수들 간의 관계를 살펴보면 아래의 표와 같다. 변수들의 상관관계를 Pearson 상관분석을 통해 살펴본 결과, 종속변수인 삶의 질의 경우 사회적 자본, 자아존중감 변수들과 유의미한 정적관계를 보여주었다. 즉, 사회적 네트워크, 자아존중감, 신뢰, 일반화된 호혜성의 순서대로 높을수록 삶의 질이 높다는 것을 보여준다. 자아존중감 또한 사회적 자본의 구성요소인 신뢰, 일반화된 호혜성, 사회적 네트워크와 유의미한 정적관계로 사회적 자본이 높을수록 자아존중감이 높다는 것을 의미한다.

표 4. 신뢰도 분석 결과

변수	문항	Cronbach's $\alpha$
삶의 질	전반적인 생활만족도, 건강만족도, 여가생활만족도, '비교적 잘 지냄', '큰 불만 없이 생활함'	0.7366
자아존중감	가치 있는 사람이라고 생각함, 좋은 성품, 타인과 같이 일할 수 있음, 긍정적 태도, 대체로 자신에 만족, 실패한 느낌(역코딩), 자랑할 점 없음(역코딩), 존경 원함(역코딩), 쓸모없는 느낌(역코딩), 좋지 않은 사람이라고 느낌(역코딩)	0.8297

표 5. 주요변수들 간 상관관계

	신뢰	일반화된 호혜성	사회적 네트워크	자아존중감	삶의 질
신뢰	1				
일반화된 호혜성	0.1864***	1			
사회적 네트워크	0.2006***	0.1695***	1		
자아존중감	0.1510***	0.1415***	0.4437***	1	
삶의 질	0.2612***	0.1938***	0.6198***	0.5722***	1

주: \*\*\* p<.001, \*\* p<.01, \* p<.05

### 5. 사회적 자본과 삶의 질 간 자아존중감의 매개효과

#### 가. 신뢰와 삶의 질 간 자아존중감의 매개효과

사회적 자본이 삶의 질에 미치는 직접효과와, 사회적 자본과 삶의 질 간 자아존중감의 매개효과를 검증하기 위해 성별, 연령, 교육 수준, 건강 상태, 종교 유무, 혼인 여부, 미취업 기간을 통제된 상태에서 매개회귀분석을 실시하였다. 분석 실시 전, 회귀분석의 기본가정을 만족하는지 점검하기 위하여 변수들의 분산팽창계수(Variance Inflation Factor, VIF)를 살펴본 결과, 청년 미취업자의 삶의 질에 대한 독립변수의 하위변수별 독립적 효과를 알아보기 위해 다중회귀분석을 실시한 결과 변수들의 분산팽창계수(VIF)가 1.02에서 2.73으로 나타났다. 일반적으로 VIF 값이 10 미만이면 다중공선성(multicollinearity)에 문제가 없다고 판단하므로 이를 확인하였다. 먼저, Baron & Kenny의 매개회귀분석을 실시하여 사회적 자본의 구성요소인 신뢰와 삶의 질 간 자아존중감의 매개효과를 분석하였다. 1단계 모형에서 매개변수인 청년 미취업자의 자아존중감에 영향을 미치는 개인특성변수로 성별, 연령, 교육 수준, 건강 상태, 종교 유무, 혼인 여부, 미취업 기간과 신뢰를 투입한 결과, 신뢰( $\beta=.0990, p<.01$ )는 자아존중감에 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다. 이외에도 혼인 여

부, 건강 상태, 교육 수준, 연령, 성별, 종교 유무 순으로 청년 미취업자의 자아존중감에 통계적으로 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났으며, 회귀모형의 설명력은 12.59%( $F=17.63$ ,  $p<.001$ )으로 나타났다.

2단계 모형에서는 종속변수인 청년 미취업자의 삶의 질에 영향을 미치는 개인특성변수와 사회적 자본의 구성요소인 신뢰를 투입한 결과, 신뢰( $\beta=.2167$ ,  $p<.001$ )는 청년 미취업자의 삶의 질에 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다. 개인적 요인으로는 건강 상태, 혼인 여부, 연령, 교육 수준, 성별 순으로 청년 미취업자의 삶의 질에 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다. 모형의 설명력은 17.68%( $F=25.80$ ,  $p<.001$ )로 나타났다.

3단계 모형에서 2단계 모형에 매개변수인 자아존중감을 추가한 결과, 신뢰( $\beta=.1679$ ,  $p<.001$ )와 자아존중감( $\beta=.4935$ ,  $p<.001$ )은 청년 미취업자의 삶의 질에 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다. 이외에도 건강 상태, 연령, 혼인 여부 순으로 청년 미취업자의 삶의 질에 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났으며, 모형의 설명력은 38.90%( $F=66.36$ ,  $p<.001$ )로 나타났다. 매개효과의 존재는 2단계 신뢰의 회귀계수가 3단계 신뢰의 회귀계수 보다 클 때로, 크기는 '총효과-직접효과'로 추정하였다. 분석 결과, 3단계 신뢰·자아존중감→삶의 질에 대한 관계에서 신뢰의 회귀계수( $\beta=.1679$ ,  $p<.001$ )가 2단계

신뢰 → 삶의 질에 대한 관계에서 신뢰의 회귀계수( $\beta=.2167$ ,  $p<.001$ ) 보다 작게 나온 것을 확인할 수 있었다. 이를 볼 때, 자아존중감은 신뢰와 삶의 질 간 매개효과가 있는 것을 알 수 있으며, 3단계 회귀계수가 무의미하지 않기 때문에, 완전매개 효과가 아닌 부분매개효과가 있는 것을 확인할 수 있다.

다음으로, 신뢰와 삶의 질 간 자아존중감의 매개효과의 통계적 유의성을 검증하기 위하여 MacKinnon et al.(2002)의 연구에서 제시한 Sobel 검정을 실시한 결과, 신뢰, 자아존중감, 삶의 질의 매개모형에서 Z값은 4.0855( $p<.001$ )로 나타났다. 일반적으로 Sobel test statistic: Z값이 ±절댓값 1.96보다 크면 매개효과가 있는 것으로 판단하므로(문필동, 이정화, 2017) 이를 기준으로 보았을 때, 매개효과가 있는 것으로 볼 수 있으며, 그러므로 신뢰와 삶의 질 간 자아존중감의 매개효과를 검증할 수 있었다. 종합해볼 때 사회적 자본의 구성요소인 신뢰가 청년 미취업자의 삶의 질에 미치는 직접효과와, 해당 관계에서 자아존중감의 매개효과를 검증할 수 있었다.

#### 나. 일반화된 호혜성과 삶의 질 간 자아존중감의 매개효과

사회적 자본의 구성요소 중 일반화된 호혜성이 삶의 질에 주는 영향, 일반화된 호혜성과 삶의 질 간 자아존중감의 매개효과를 검증하기 위해 Baron & Kenny의 매개회귀분석을 실

표 6. 신뢰와 삶의 질 간 자아존중감의 매개효과

구분	1단계 (독립변수→매개변수) 신뢰→자아존중감		2단계 (독립변수→종속변수) 신뢰→삶의 질		3단계 (독립변수·매개변수→종속변수) 신뢰·자아존중감→삶의 질	
	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$
(상수)	53.9288		53.9010		27.1163	
통제변수						
성별	2.6046	.1155**	1.8453	.0813*	.5516	.0243
연령	-.2906	-.1668**	-.3247	-.1853***	-.1804	-.1029*
교육 수준	2.3263	.1815***	1.4419	.1118***	.2866	.0222
건강 상태	3.0592	.1840***	4.3549	.2603***	2.8355	.1695***
종교 유무	1.5636	.0691*	.3319	.0146	-.4447	-.0195
혼인 여부	6.4340	.2723***	5.2219	.2196***	2.0263	.0852*
미취업 기간	.1303	.0320	.0867	.0212	.0219	.0054
독립변수						
신뢰	.0346	.0990**	.0762	.2167***	.0590	.1679***
매개변수						
자아존중감					.4967	.4935***
R <sup>2</sup>	0.1334		0.1839		0.3950	
Adjusted R <sup>2</sup>	0.1259		0.1768		0.3890	
F	17.63		25.80		66.36	

주: \*\*\*  $p<.001$ , \*\*  $p<.01$ , \*  $p<.05$

시하였다. 1단계에서는 매개변수인 청년 미취업자의 자아존중감에 영향을 미치는 개인특성변수로 성별, 연령, 교육 수준, 건강 상태, 종교 유무, 혼인 여부, 미취업 기간과, 일반화된 호혜성을 투입한 결과, 일반화된 호혜성( $\beta=.1125, p<.001$ )은 청년 미취업자의 자아존중감에 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다. 이외에도 혼인 여부, 교육 수준, 건강 상태, 연령, 성별, 종교 유무 순으로 자아존중감에 통계적 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났으며, 모형의 설명력은 12.89% ( $F=18.09, p<.001$ )로 나타났다.

2단계 모형에서는 종속변수인 청년 미취업자의 삶의 질에 영향을 미치는 개인특성과 사회적 자본 구성요소인 일반화된 호혜성을 투입한 결과, 일반화된 호혜성( $\beta=.1625, p<.001$ )은 청년 미취업자의 삶의 질에 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다. 개인특성으로는 건강 상태, 혼인 여부, 연령, 교육 수준, 성별 순으로 청년 미취업자의 삶의 질에 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났으며, 모형의 설명력은 15.72% ( $F=22.55, p<.001$ )로 나타났다.

3단계 모형에서는 2단계 모형에 매개변수인 자아존중감을 추가한 결과, 일반화된 호혜성( $\beta=.1065, p<.001$ )과 자아존중감( $\beta=.4984, p<.001$ )은 청년 미취업자의 삶의 질에 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다. 개인적 요인으로는 건강 상태, 연령, 혼인 여부 순으로 청년 미취업자의 삶의 질에 통계적

로 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났으며, 회귀모형의 설명력은 37.29% ( $F=62.05, p<.001$ )로 나타났다. 3단계 ‘일반화된 호혜성·자아존중감 → 삶의 질’ 관계에서 일반화된 호혜성의 회귀계수( $\beta=.1065, p<.001$ )가 2단계 ‘일반화된 호혜성 → 삶의 질’ 관계에서 일반화된 호혜성의 회귀계수( $\beta=.1625, p<.001$ ) 보다 작게 나온 것을 볼 때, 자아존중감의 매개효과가 확인되었으며, 3단계 회귀계수가 무의미하지 않기 때문에 완전매개효과가 아닌 부분매개효과가 있는 것을 알 수 있다.

다음으로 일반화된 호혜성과 삶의 질 간 자아존중감의 매개효과와 통계적 유의성을 검증하기 위하여 Sobel 검정을 실시한 결과, 일반화된 호혜성, 자아존중감, 삶의 질의 매개모형에서 Z값은 3.5616 ( $p<.001$ )으로 나타났다. 통상적으로 Z값이 ±절댓값 1.96보다 크면 매개효과가 있는 것으로 판단하므로, 자아존중감의 매개효과가 있는 것으로 볼 수 있다. 종합해볼 때 사회적 자본의 구성요소인 일반화된 호혜성이 청년 미취업자의 삶의 질에 미치는 직접효과와, 해당 관계에서 자아존중감의 매개효과를 검증할 수 있었다.

**다. 사회적 네트워크와 삶의 질 간 자아존중감의 매개효과**

사회적 자본의 구성요소 중 사회적 네트워크가 삶의 질에 주는 영향, 사회적 네트워크와 삶의 질 간 관계에서 자아존중

표 7. 일반화된 호혜성과 삶의 질 간 자아존중감의 매개효과

구분	1단계 (독립변수→매개변수) 일반화된 호혜성 →자아존중감		2단계 (독립변수→종속변수) 일반화된 호혜성 →삶의 질		3단계 (독립·매개변수→종속변수) 일반화된 호혜성·자아존중감 →삶의 질	
	B	$\beta$	B	$\beta$	B	$\beta$
(상수)	48.4324		46.3961		22.1041	
통제변수						
성별	2.4651	.1093**	1.7257	.0760*	.4893	.0216
연령	-.2810	-.1613**	-.3082	-.1758***	-.1673	-.0954*
교육 수준	2.4691	.1926***	1.7740	.1375***	.5356	.0415
건강 상태	3.0643	.1843***	4.4556	.2663***	2.9186	.1744***
종교 유무	1.4960	.0661*	.2136	.0094	-.5368	-.0236
혼인 여부	6.4718	.2738***	5.4628	.2297***	2.2167	.0932*
미취업 기간	.1487	.0365	.1147	.0280	.0401	.0098
독립변수						
일반화된 호혜성	.0956	.1125***	.1390	.1625***	.0911	.1065***
매개변수						
자아존중감					.5016	.4984***
R <sup>2</sup>	0.1364		0.1645		0.3790	
Adjusted R <sup>2</sup>	0.1289		0.1572		0.3729	
F	18.09		22.55		62.05	

주: \*\*\* p<.001, \*\* p<.01, \* p<.05

표 8. 사회적 네트워크와 삶의 질 간 자아존중감의 매개효과

구분	1단계 (독립변수→매개변수) 사회적 네트워크 →자아존중감		2단계 (독립변수→종속변수) 사회적 네트워크→삶의 질		3단계 (독립·매개변수→종속변수) 사회적 네트워크·자아존중감 →삶의 질	
	B	β	B	β	B	β
(상수)	30.8339		19.6125		9.0920	
통제변수						
성별	2.1353	.0947**	1.2170	.0536	.4884	.0215
연령	-.1682	-.0966*	-.1382	-.0788*	-.0808	-.0461
교육 수준	1.8571	.1448***	.8522	.0661*	.2186	.0170
건강 상태	2.1810	.1312***	3.1208	.1865***	2.3766	.1421***
종교 유무	1.2951	.0572*	-.0906	-.0040	-.5325	-.0234
혼인 여부	4.2450	.1796***	2.1023	.0884*	.6539	.0275
미취업 기간	.1376	.0338	.0988	.0241	.0519	.0127
독립변수						
사회적 네트워크	.3838	.3774***	.5773	.5641***	.4464	.4362***
매개변수						
자아존중감					.3412	.3390***
R <sup>2</sup>	0.2549		0.4312		0.5168	
Adjusted R <sup>2</sup>	0.2484		0.4262		0.5121	
F	39.18		86.80		108.75	

주: \*\*\* p<.001, \*\* p<.01, \* p<.05

감의 매개효과를 검증하기 위해 Baron & Kenny의 매개회귀 분석을 실시하였다. 1단계 모형에서 매개변수인 청년 미취업자의 자아존중감에 영향을 미치는 개인특성변수로 성별, 연령, 교육 수준, 건강 상태, 종교 유무, 혼인 여부, 미취업 기간과 사회적 네트워크를 투입한 결과, 사회적 네트워크( $\beta = .3838, p < .001$ )는 청년 미취업자의 자아존중감에 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다. 이외에도 개인적 요인으로 혼인 여부, 교육 수준, 건강 상태, 연령, 성별, 종교 유무 순으로 청년 미취업자의 자아존중감에 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났으며, 이 회귀모형의 설명력은 24.84%( $F = 39.18, p < .001$ )로 나타났다.

2단계 모형에서 종속변수인 청년 미취업자의 삶의 질에 영향을 미치는 개인특성변수와 사회적 네트워크를 투입한 결과, 사회적 네트워크( $\beta = .5641, p < .001$ )는 청년 미취업자의 삶의 질에 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다. 개인적 요인으로는 건강 상태, 혼인 여부, 연령, 교육 수준 순으로 삶의 질에 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났으며, 이 회귀모형의 설명력은 42.62%( $F = 86.80, p < .001$ )로 나타났다.

3단계 모형에서는 2단계 모형에 매개변수인 자아존중감을 추가한 결과, 사회적 네트워크( $\beta = .4362, p < .001$ )와 자아존중감( $\beta = .3390, p < .001$ )은 청년 미취업자의 삶의 질에 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다. 개인적 특성으로는 건강 상태

( $\beta = .1421, p < .001$ )가 청년 미취업자의 삶의 질에 통계적으로 유의미한 영향을 주는 것으로 나타났다. 이 회귀모형의 설명력은 51.21%( $F = 108.75, p < .001$ )로 나타났다. 3단계 ‘사회적 네트워크·자아존중감→삶의 질’에 대한 관계에서 사회적 네트워크의 회귀계수( $\beta = .4362, p < .001$ )가 2단계 ‘사회적 네트워크→삶의 질’에 대한 관계에서 사회적 네트워크의 회귀계수( $\beta = .5641, p < .001$ ) 보다 작게 나온 것을 확인할 수 있어, 자아존중감은 사회적 네트워크와 삶의 질의 영향관계에서 매개효과가 확인되었다. 이때 3단계 회귀계수가 무의미하지 않기 때문에, 완전매개효과가 아닌 부분매개효과가 있는 것을 알 수 있다.

이와 함께 사회적 네트워크가 삶의 질에 미치는 영향관계에서 자아존중감의 매개효과와 통계적 유의성을 검증하기 위하여 MacKinnon 등(2002)의 연구에서 제시한 Sobel 검정을 실시하였다. 사회적 네트워크, 자아존중감, 삶의 질의 매개모형에서 Z값은 8.9890( $p < .001$ )로 나타났다. 통상적으로 Z값이 ±절댓값 1.96보다 크면 매개효과가 있는 것으로 판단하므로, 자아존중감의 매개효과를 검증할 수 있었다. 종합해볼 때 사회적 자본의 구성요소인 사회적 네트워크가 청년 미취업자의 삶의 질에 미치는 직접효과와, 해당 관계에서 자아존중감의 매개효과를 확인하여 연구가설3과 연구가설4를 검증할 수 있었다.

## V. 결론 및 제언

본 연구는 사회경제적 불안에 직면한 청년 미취업자의 삶에 있어 사회적 자본과 삶의 질 간 자아존중감의 매개효과를 살펴보았다. 이는 사회와의 연결성이 미약해지며 삶의 불안정을 겪고 있는 청년 미취업자들이 사회적 자본을 통해 되찾은 자아존중감으로 주관적 삶의 질을 높이고, 궁극적으로 이들이 사회 속에서 자신의 꿈과 역할을 되찾을 수 있도록 하기 위함이다. 한국복지패널(KOWEPS)의 2018년 제13차 자료를 활용하여, 설문조사 당시 만 19세에서 만 38세 사이의 청년 미취업자와 청년 취업자 간 사회적 자본과 자아존중감의 차이를 독립표본 t-test를 통해 살펴본 결과, 사회적 자본의 구성요소 중 사회적 네트워크, 그리고 자아존중감에서 통계적으로 유의미한 차이가 있는 것으로 나타났다. 다음으로 연구대상을 청년 미취업자로 제한하여 본 Baron & Kenny 매개회귀분석과 Sobel 검정 결과, 사회적 자본의 구성요소인 신뢰, 일반화된 호혜성, 사회적 네트워크 모두가 자아존중감을 매개하여 삶의 질에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 해당 결과는 사회적 자본을 통해 제고된 자아존중감이 청년 미취업자의 삶의 질 제고 뿐 아니라, 긍정적인 행위를 하게 만드는 동기를 유발시켜 청년 미취업자에게 목표를 이루고 취업을 하기위한 활동을 지속할 수 있게 도와준다는 점에서 청년실업문제에 대한 새로운 접근관점의 가능성을 보여준다 할 수 있다.

또한 본 연구는 사회적 자본, 자아존중감, 삶의 질을 살펴보는 데 있어서 한국복지패널이 2006년도부터 구축된 패널데이터라는 특성을 활용하여, 현 시점에서 청년 미취업자와 청년 취업자로 분류된 집단들 각각의 지속된 취업 및 미취업 기간에 대한 변수를 새로이 구축하였다. 이는 기존 설문문항에 있었던 미취업자의 단순 구직 기간, 혹은 취업자의 현 직장에 한정된 재직 기간이 아니라, 연도별로 지속된 취업 상태와 미취업 상태를 현시점으로부터 역추적하여 새로이 변수를 구성한 것이다. 한국복지패널 13차 원자료 상에서 '미취업자(근로능력있음)'는 '실업자(지난 4주 동안 구직활동한 자), 근로무능력의 사유가 아닌 가사, 학업 등의 이유로 경제활동에 참여하지 않는 자로 근로능력은 있으나 근로를 하지 않는 비경제활동인구로 정의된다. 즉, 청년 미취업자에는 최근 적극적으로 구직중인자 이외에도, 비적극적 구직중인자, 학업, 가사 및 육아에 전념하고 있는 인구들도 포함되므로, 이러한 다양한 미취업요인을 포함해 이질성을 가지고 있는 집단인 청년 미취업

자들의 미취업 상태를 추적하기 위해서는 단년도 자료의 문항이 아닌 패널데이터를 추적하여 지속된 취업 및 미취업 상태를 측정할 변수가 필요하다고 할 수 있다. 이를 볼 때, 본 연구는 단순히 최근 4주간 적극적 구직활동을 한 실업자 이외에도, 다양한 사유로 미취업 상태에 있는 미취업자를 대상으로 미취업 지속 기간을 고려하여, 사회적 자본, 자아존중감, 삶의 질로 이어지는 관계에 대해 탐색하였다는 의의가 있다.

현재 한국의 청년실업정책은 많은 부분이 단기적인 면에 치중되어 있으며, 파편적으로 작동되고 있어, 경제성장둔화와 사회변화 속에서 일어나는 가치충돌과 정보불균형으로 인해, 청년 미취업자가 사회로부터 물리적, 경제적, 정서적 연결이 희미해지며 구조적으로 겪게되는 고립 및 소외감, 정체성 상실과 혼란을 총체적으로 개선하고 관리할 수 있는 시각과 방안들이 결여되어 있다. 본 연구는 사회경제적 불안정성에 대응할 수 있는 요인으로서 외부충격으로부터 면역력을 키워줄 사회적 자본과, 이를 통한 자아정체성의 제고 및 개인이 가지는 가치들의 균형 회복을 통한 청년 미취업자의 진로 방향성 회복, 즉 '자신이 누구이고, 자신이 원하는 것이 무엇인지'에 대한 명확성 회복의 중요성을 확인하였다. 하지만 사회적 자본에 대한 전망은 밝지만은 않다. 4차산업혁명과 함께, 최근 발생한 코로나19 사태로 인하여 가속화된 비대면 방식의 보편화가 이를 보여주고 있다. 경제·사회·정서적으로, 그리고 자신의 미래와 연결을 잃어버린 청년 미취업자는 완충장치 없이 조그만 외부의 부정적인 충격에도 취약해질 수 있다.

본 연구의 발견이 현실에서 이를 필요로 하는 집단에게 도달할 수 있도록 하기 위한 정책적 방안에 대해 생각해보면 첫째, 무엇보다 청년 미취업자들이 혼자 고립되지 않도록 방지하는 제도적 방안이 모색되어야 한다. '누구나 혼자가 되면 차가워진다는 말이 있다. 이는 경기불황 속에서 사회경제적으로 불안정한 상황에 처한 개인에게 더욱 명확히 적용될 수 있다. 연구 결과, 현재 한국사회의 청년 미취업자들은 취업자 집단에 비해 사회적 네트워크와 자아존중감이 낮으며, 이는 자신의 미래에 대한 부정적 예측을 지속적으로 하게 될 가능성을 높인다. 긍정적인 타인과의 접촉과 교류는 혼자 고립되어 흐르지 못하고 정체되어가던 개인의 사고 흐름에 크고 작은 자극을 주어, 사회와 집단 속으로 흐르게 할 수 있다. 미취업자들이 가지고 있는 고민과 불안에 대해 털어놓고 의지할 정서·경제·사회적 역량을 보유한 누군가를 연결시켜주고, 그들의 말에 진심으로 귀 기울이고 '당신은 혼자가 아니다', '나

또한 당신의 상황이 개선되고 당신이 행복해지기를 바란다라는 메시지를 강력히 전달하는 것은 이들의 인식세계의 침투하여, 자신의 부정적인 생각만이 답이 아니며 다른 긍정적인 가능성들과 방법들이 있다는 것을 환기시켜줄 수 있다. Putnam을 포함한 많은 학자들이 지적했듯, 사회적 자본을 가장 필요로 하는 곳에 사회적 자본이 결여되어 있을 가능성이 높으며, 청년 미취업자 또한 그렇다. 때문에 이들이 타인 및 사회와 연결을 잃지 않기 위해 정기적으로 소통하고 정서적 완충 및 순환을 제공할 시스템적 기제가 마련되어야 한다. 이는 청년 미취업자를 위한 공감대·연결망을 형성할 수 있는 자조집단을 마련하는 방안, 취업 교육프로그램 내에 사회적 자본·자아존중감을 함양하는 정규프로그램 추가방안, 도시에 거주하는 청년 1인가구가 많은 현실을 생각해볼 때, 주거형태와 취업 상태 등을 고려하여 장기간 소외될 가능성이 높은 정책대상집단 파악 및 이에 대한 대응방안 마련 등이 모색될 수 있다. 자조집단 활용의 경우, 심리검사와 버킷리스트 등 관심분야 설문조사를 통해, 가장 도움이 시급하다고 생각되는 대상자들을 중심으로, 공통의 관심사와 높은 긍정적 상호작용을 이끌어낼 심리적 성향 조합을 가진 멤버들로 자조집단그룹을 구성하여, 집단카운슬링 제도 등을 병행하는 방안을 강구해볼 수 있을 것이다.

둘째, 청년 미취업자들이 장기화된 취업과정에서 자아존중감이 낮아지지 않도록 방지할 방안이 마련되어야 한다. Cooley(1972)의 명경자이론에 따르면, 자아상은 외부세계가 가지는 자신에 대한 상(image)을 개인이 인지함으로써 형성된다. 앞서 첫 번째 대안에서 정책적 기제를 통해 청년 미취업자 개인을 대상으로 사회적 자본과 이를 통한 자아존중감을 함양하는 방안에 대해 논했다면, 여기에서는 사회에서 이들을 바라보는 시각과 관련한 대응방안에 대해 논하고자 한다. 최근 우리 사회에서는 ‘잉여’, ‘루저’와 같은 신조어를 통해 청년 미취업자들을 비롯한 사회로부터 소외된 이들을 주변화, 무력화시키는 분위기가 더욱 심화되는 것이 관측되고 있어, 이에 대한 사회적인 방치책이 함께 시행되어야 한다. 청년 인턴제, 청년취업수당 등 청년취업 및 복지정책에 있어 자아존중감 제고를 위한 심리프로그램 제공과 함께, 이들을 바라보는 사회의 시선 또한 이들이 현재의 무력화된 상태로 영원히 멈춰 있는 이미지가 아니라, 곧 있을 도약을 위해 준비 중인 시간적 과정 속의 일시적(temporary) 상태로 바라보는 이들에 대한 존중이 있는 사회분위기를 조성하여야 할 것이다.

셋째, 사회적 자본과 자아존중감이 개인에게 긍정적으로 작동하는 기제가 심리적 안정성을 강화하는 것에 기반하는 사실에 비춰볼 때, 청년 미취업자들이 결여할 수 있는 사회로부터의 안정감과 소속감을 공공서비스를 통해 제공하여야 할 것이다. 이를 위해서는 이러한 복지서비스의 확충과 함께 필수불가분의 관계에 있는 것이 정부신뢰와 공동체신뢰의 회복이다. 장기화된 경제불황과 양극화 현상 속에서 취업과정은 청년들에게 인내심을 요구한다. 이와 함께 최근 청년의 사회공정성과 사회계층이동성에 대한 인식 또한 낮아져가고 있다. 이용관(2018)은 개인의 동기와 경제사회적 역동성에는 현재의 계층적 지위보다는 미래의 계층적 지위라고 볼 수 있는 사회이동가능성에 대한 인식이 더 크게 영향을 미친다고 하며, 지속된 양극화가 수반하는 집단 간 혐오현상 및 개인의 자살과 같이 심각한 사회문제들의 경우, 이는 개인이 그러한 태도 혹은 행동을 선택하는 의사결정시점에서 개인의 소득이 낮기 때문이 아니라, 향후 노력에 의해서도 상황이 나아질 가능성, 즉 사회적 지위가 이동할 가능성(prospect of mobility)이 낮다고 판단하기 때문이라 하였다. 사회이동성 인식과 공정성 인식을 높이기 위해서는 정부신뢰를 회복하고, 공동체 구성원으로부터 모인 세금이 이를 필요로 하는 이들에게 쓰이는 정책결정 과정에 대한 시민들의 공감과 이해가 수반되도록 제도적 차원의 개선이 이루어져야 한다. 개인에 대한 사회적 책임과, 개인의 사회적 책임에 대한 국민적 합의가 맺어지고, 이를 통해 타인을 단지 경쟁상대로 보는 시각에서 벗어나 타인에게 베푸는 작은 친절과 여유가 결국 사회와 자기자신에게 돌아올 것이라는 믿음, 즉 일반화된 호혜성에 대한 사회적 인식제고가 필요한 시점이다. 북유럽 국가의 예에서 볼 수 있듯 개인이 세금을 통해 도움이 필요한 공동체의 타 구성원에게 도움을 주고, 자신 또한 어떤 일이 일어나더라도 공동체로부터 보호를 받을 수 있다는 믿음은 사회에 대한 안정감과 소속감을 제고시킨다. 종합하면 청년 미취업자들이 취업자로 나아가기 위해서는 그들에게 긍정적 모범이 되어 이끌어줄 역할 모델, 지지를 제공하는 타인과 공공서비스에 보다 가까이 접근할 수 있도록 하여, 생활 속에서 달성가능한 목표들과 희망을 발견하도록 해야 한다. 꿈을 이뤄가는 과정은 결국 당사자인 청년 스스로가 헤쳐나가야 하는 것이지만, 스스로 혼자 설 수 있는 곳까지 힘이 되고 용기를 잃지 않도록 함께 가줄 정책적 힘과 믿음이 제고되어야 한다. 많은 수의 청년 미취업자들이 경제적으로, 정서적으로, 사회적으로 위축된 상태에 있는 것이 사

실이다. 앞으로 나아가기 위한 과정에서 너무 오래 옹크려 있거나 중도에 포기하지 않도록 이들을 도와줄 사회의 체계적인 기제가 필요한 시점이다.

청년실업문제를 사회적 연결성을 통해 정서적, 인식적 차원에서 재고찰하였다는 의의에도 불구하고 본 연구는 몇 가지 한계점을 가지고 있다. 첫째, 본 연구는 단년도 자료를 활용한 횡단면 연구이다. 때문에, 변수 간 인과관계검증을 위한 세 가지 조건 중 하나인 시간적 선행성을 충족시키지 못한다는 방법론적 한계가 있다. 후속연구에서는 패널데이터를 활용한 종단면 분석이 수행되어야 할 것이다.

둘째, 사회적 자본과 자아존중감의 인과관계 방향성에 대한 명료화가 필요하다. 사회적 네트워크, 일반화된 호혜성, 신뢰와 같은 사회적 자본과 자아존중감은 밀접히 연관되어 있어 두 변수가 서로에게 미치는 영향은 상호적일 수 있다. 본 연구는 선행연구검토를 통한 이론적 검증과 통계분석을 통한 인과관계검증을 했음에도 불구하고 이에 대한 명확화는 후속연구에서 보완되어야 할 것이다. 사람의 인지적 지표를 다루는 양적연구의 한계로 인해 설문조사 자료 만으로는 인과관계를 구체적으로 설명할 수 없는 부분이 있으며, 이는 질적연구 방법의 활용과 맥락적 정교화를 통하여 인과관계의 방향성이 명확하게 보완될 필요가 있다.

셋째, 본 연구는 종속변수인 삶의 질을 측정하는 데 있어서 측정도구로 최근의 연구경향인 인지·정서적 지표를 반영하였다. 종속변수로 전반적 생활만족도, 건강만족도, 여가생활만족도, 큰 불만없이 지냈는지 여부, 최근 잘 지냈는지 여부 등을 묻고 있는 가운데, 독립변수인 사회적 자본 또한 신뢰, 일반화된 호혜성, 사회적 네트워크를 측정하기 위해, 다른 사람들을 얼마나 신뢰하는지 여부, 의향, 만족도 등 심리적이고 인지적인 주관적 지표에 의존하고 있다. 물리적으로 관찰가능한 행위 등을 포함하는 객관적 지표의 결여로 인해 해석 및 일반화의 한계가 있으며, 후속연구에서는 인지·정서적 데이터만이 아닌 타인과의 접촉과 소통의 실제 여부 등을 포함하여 사회적 자본을 측정해 보완하여야 할 것이다.

넷째, 본 연구는 연구대상자의 개인적 특성으로 취업 및 미취업 기간 변수를 구성하여 분석에 투입하였다. 이를 측정하

는 데 있어서 한국복지패널의 13차 원자료(2018년)에서부터 1차 원자료(2006년)까지 모든 차수의 데이터를 역순으로 추적하여 연속적으로 취업 혹은 미취업 상태라고 응답한 것을 합산하여 측정하였다. 본 연구의 대상자는 20대에서 30대의 연령대를 이루고 있는 청년층으로, 본 연구에서 활용한 13차 자료의 발표시기인 2018년도 시점으로부터 12년 전에 발표된 1차 데이터의 발표시기인 2006년도의 경우, 본 연구의 분석대상인 2018년도에 20대의 연령대인 연구대상자의 대부분이 포함되어 있지 않다는 한계가 있다. 2018년도에 20대인 연구대상자의 경우, 2006년에는 그보다 12년 전이기 때문에, 10대 혹은 그보다 더 낮은 연령대일 것이기 때문이다. 또한, 패널데이터의 특성상, 데이터의 차수가 증가하며 중간에 조사에서 연구대상들이 일부 탈락한다는 특징이 있으며, 탈락한 연구대상자 수의 공백을 보충하는 과정에서 이후 신규진입한 응답자의 경우, 진입연도 이전의 취업/미취업 상태에 대해 측정할 수 없기 때문에 연구대상연도인 2018년도부터 1차년도인 2006년도까지 역으로 추적하여 미취업 기간 및 취업 기간을 계산하는 데에는 어려움이 존재한다.

다섯째, 미취업자 집단 간 비자발적 미취업 상태인 집단과, 자발적 미취업 상태인 집단을 구분하는 데 있어서 명확화가 필요해 보인다. 본 연구는 한국복지패널 13차 자료에서 정의하고 있는 근로능력있는 미취업자<sup>3)</sup>의 개념을 활용하였다. 한국복지패널 원자료 안에서 근로능력없는 미취업자와 구분되는 근로능력 있는 미취업자의 경우, 타의적으로 실업 상태에 있는 집단만이 아닌, 자의적으로 실업 상태에 있다고 할 수 있는 학생과 가사 및 육아 노동에 전념하는 집단 또한 포함되어 있기 때문에, 후속 연구에서는 미취업자 집단 내의 다양한 미취업 사유와 연관된 이질성의 문제를 보다 명확히하여 청년실업문제에 접근할 필요가 있다.

이나경은 서울대학교 행정대학원에서 행정학 박사과정을 수료하였다. 주요 관심 분야는 사회적 자본, 불평등, 복지정책, 동기이론이다. 주요 논문으로 'The Impact of Socio-Economic Position on Perceived Oppression: Using Social Support as a Mediator(2021)', '실업률이 일반신뢰와 정부신뢰에 미치는 영향: 사회복지지출의 조절효과를 중심으로(2021)'가 있다. (E-mail: nklee@snu.ac.kr)

3) 한국복지패널 13차 원자료에서 제시하고 있는 '근로능력 있는 미취업자'의 의미는 '실업자(2017. 12. 31. 기준으로 지난 4주 동안 구직활동한 자), 근로무능력의 사유가 아닌 가사, 학업 등의 이유로 경제활동에 참여하지 않는 자로 근로능력은 있으나 근로를 하지 않는 비경제활동인구로 이는 심신무능력을 사유로 경제활동에 참여하지 않는 비경제활동인구인 '근로능력없는 미취업자'와 구분된다.

## 참고문헌

- 강철희, 최명민, 김수연. (2012). 기부노력에 영향을 미치는 요인에 관한 연구: 행복감과 사회적 신뢰 및 두 요인의 상호작용효과 분석. *한국사회복지행정학*, 14(2), pp.57-82.
- 곽현근. (2009). 개인의 자아존중감과 자기효능감에 미치는 동네효과 연구. *지방정부연구*, 12(4), pp.203-224.
- 김주현, 한경혜. (2001). 노년기 자원봉사활동과 자아존중감. *한국노년학*, 21(2), pp.209-224.
- 김준환. (2005). 사회자본의 개념과 측정방법에 관한 고찰. *차세대 인문사회연구*, 1, pp.311-329.
- 김형용. (2010). 지역사회 건강불평등에 대한 고찰: 사회자본 맥락효과에 대한 해석. *한국사회학*, 44(2), pp.59-92.
- 문필동, 이정화. (2017). 고령장애인의 사회적 자본과 삶의 만족도의 관계: 우울과 자아존중감의 매개효과를 중심으로. *직업재활연구*, 27(3), pp.133-160.
- 박성복. (2012). 노인의 삶의 만족도의 주관적 영향요인. *한국행정논집*, 24(4), pp.983-1010.
- 박종민, 김왕식. (2006). 한국에서 사회신뢰의 생성: 시민사회와 국가 제도의 역할. *한국정치학회보*, 40(2), pp.149-169.
- 박태정. (2017). 노인의 결속형 사회적 자본과 경제적 만족도 및 삶의 만족도 간의 관계에 관한 연구. *인문사회* 21, 8(4), pp.429-445.
- 박통희. (2004). 정, 가족주의 그리고 대인간 신뢰: 한국 중앙정부의 사례. *한국행정정보*, 38(6), pp.23-45.
- 변호순. (2005). 미신고 복지시설 노인의 사회적 지지와 우울, 자아존중감에 대한 다층분석 (HLM): 개인요인과 시설요인을 중심으로. *박사학위논문*, 중앙대학교.
- 서지원. (2008). 노년기 경제적 복지를 위한 사회투자정책의 방향: 인적자본 및 사회자본의 활용을 중심으로. *한국가족자원경영학회지*, 12(2), pp.31-55.
- 이동진, 유병희. (2011). 도시 생활의 질(Quality of City Life) 측정 도구의 개발: 서울시를 중심으로. *ASIA MARKETING JOURNAL*, 13(1), pp.1-26.
- 이수인. (2010). 일반신뢰와 정부신뢰의 관계와 성별차이에 대한 탐색적 연구: 민주화를 향한 기대와 사회적 관심 및 정보의 매개작용을 중심으로. *한국사회학*, 44(4), pp.162-203.
- 이숙중, 유희정. (2010). 개인의 사회자본이 정치참여에 미치는 영향. *한국정치학회보*, 44(4), pp.287-313.
- 이용관. (2018). 청년층의 주관적 계층의식과 계층이동 가능성영향요인 변화 분석. *보건사회연구*, 38(4), pp.465-491.
- 이진향, 오미옥. (2014). 사회적 자본이 주관적 행복감에 미치는 영향 분석-거제지역 주민을 중심으로. *한국자치행정정보*, 28(3), pp.313-330.
- 장백기. (2011). 노인의 취업활동이 주관적 삶의 질에 미치는 영향에 관한 연구: 사회적 자본의 매개효과를 중심으로. *박사학위논문*, 한성대학교.
- 장충권. (2005). 건설일용근로자의 사회자본: 연결망, 신뢰, 호혜성을 중심으로. *석사학위논문*, 연세대학교.
- 정은석, 강상경. (2015). 실직이 자아존중감에 미치는 영향: 성별 차이를 중심으로. *보건사회연구*, 35(1), pp.84-109.
- 최해림. (1999). 대학생의 자아존중감, 우울증, 가정적 자아와의 관계. *한국심리학회지: 상담 및 심리치료*, 11(2), pp.183-197.
- 통계청. (2021. 9. 28.). 2020년 사망원인통계 결과. [https://kostat.go.kr/portal/korea/kor\\_nw/1/6/1/index.board?bmode=dowload&Seq=&aSeq=403046&ord=4](https://kostat.go.kr/portal/korea/kor_nw/1/6/1/index.board?bmode=dowload&Seq=&aSeq=403046&ord=4).에서 2022. 1. 31. 인출.
- 하미옥, 김장락, 정백근, 강윤식, 박기수. (2013). 사망률이 높은 지역 사회에서 사회적 참여와 신뢰의 자살 생각 및 시도와 연관성. *농촌의학·지역보건학회*, 38(2), pp.116-129.
- 한국보건사회연구원. (2018). 2018년 한국복지패널 기초분석보고서. <http://www.koweps.re.kr>에서 2022. 1. 3. 인출.
- 한상미. (2007). 지역사회복지관 사회복지사들의 사회자본 유형 연구. *사회복지정책*, 31(1), pp.211-237.
- 한영란. (1997). 만성정신장애인의 삶의 결정하는 요인추출에 관한 이론적 고찰. *정신건강과 사회복지*, 4, pp.27-48.
- 한준. (2006). 사회적 자본과 가버넌스. *국정관리연구*, 1(1), pp.83-102.
- 홍영란. (2007). 사회적 자본 지표 개발 및 측정에 관한 연구 (RR2007-16-01). [KEDI] 연구보고서, pp.1-206.
- Adler, A. (2013). *The science of living (psychology revivals)*. Routledge.
- Alderfer, C. P. (1972). *Existence, relatedness, and growth*. New York: Free Press.
- Bartolini, S., & Sarracino, F. (2014). Happy for how long? How social capital and economic growth relate to happiness over time. *Ecological economics*, 108, pp.242-256.
- Baumeister, R. F. (Ed.). (2013). *Self-esteem: The puzzle of low self-regard*. Springer Science & Business Media.
- 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), p.1173.

- Beck, A. T., Ward, C. H., Mendelson, M., Mock, J., & Erbaugh, J. (1961). An inventory for measuring depression. *Archives of general psychiatry*, 4, pp.561-571.
- Bourdieu, P. (1986). *The forms of capital*. New York: Greenwood Press.
- Braithwaite, V., & Levi, M. (Eds.). (1998). *Trust and governance*. Russell Sage Foundation.
- Christakis, N. A., & Fowler, J. H. (2009). Connected: The surprising power of our social networks and how they shape our lives. Little, Brown Spark.
- Cohen, S., & Wills, T. A. (1985). Stress, social support, and the buffering hypothesis. *Psychological bulletin*, 98(2), p.310.
- Coleman, J. S. (1988). Social capital in the creation of human capital. *American journal of sociology*, 94, pp.95-120.
- Cooley, C. H. (1972). *The looking glass self*. Allyn & Bacon.
- Coopersmith, S. (1967). *The Antecedents of Self-Esteem*. San Francisco: Freeman & Co.
- Crocker, J., & Park, L. E. (2003). Seeking self-esteem: Construction, maintenance, and protection of self-worth. In M. Leary & J. Tangney (Eds.), *Handbook of Self and Identity* (pp.291-313). New York: Guilford Press.
- Damon, W., & Hart, D. (1982). The development of self-understanding from infancy through adolescence. *Child development*, pp.841-864.
- Dominguez, S., & Watkins, C. (2003). Creating networks for survival and mobility: Social capital among African-American and Latin-American low-income mothers. *Social problems*, 50(1), pp.111-135.
- Emirbayer, M., & Goodwin, J. (1994). Network analysis, culture, and the problem of agency. *American journal of sociology*, 99(6), pp.1411-1454.
- Festinger, L. (1954). A theory of social comparison processes. *Human relations*, 7(2), pp.117-140.
- Fischer, C. S. (1982). *To dwell among friends: Personal networks in town and city*. Chicago: University of Chicago Press.
- Fischer, J. A., & Torgler, B. (2006). The effect of relative income position on social capital. *Economics Bulletin*, 26(4), pp.1-20.
- Frable, D. E., Wortman, C., & Joseph, J. (1997). Predicting self-esteem, well-being, and distress in a cohort of gay men: The importance of cultural stigma, personal visibility, community networks, and positive identity. *Journal of personality*, 65(3), pp.599-624.
- Fukuyama, F. (2002). Social capital and development. *SAIS Review*, 22(1), pp.23-37.
- Gambetta, D. (2000). *Can We Trust Trust?. Trust: Making and Breaking Cooperative Relations*. University of Oxford.
- Gastil, R. D. (1970). Social Indicators and Quality of Life. *Public Administration Review*, 30(6), pp.596-601.
- Gouldner, A. W. (1960). The Norm of Reciprocity. *American Sociological Review*, 25(2), pp.161-176.
- Grootaert, C. (1986). *The role of employment and earnings in analyzing levels of living: A general methodology with applications to Malaysia and Thailand*. The World Bank.
- Grootaert, C., Oh, G. T., & Swamy, A. (2002). Social capital, household welfare and poverty in Burkina Faso. *Journal of African Economies*, 11(1), pp.4-38.
- Hamamura, T. (2012). Social class predicts generalized trust but only in wealthy societies. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 43(3), pp.498-509.
- Harpham, T., Grant, E., & Thomas, E. (2002). Measuring social capital within health surveys: key issues. *Health policy and planning*, 17(1), pp.106-111.
- Hogan, D. P., Eggebeen, D. J., & Clogg, C. C. (1993). The structure of intergenerational exchanges in American families. *American journal of Sociology*, 98(6), pp.1428-1458.
- Jahoda, M. (1982). *Employment and unemployment: A social-psychological analysis*. UK: Cambridge University Press.
- James, W. (Ed.). (1892). *Psychology*. New York: Fawcett Publications, Inc.
- Keohane, R. O. (1986). Reciprocity in international relations. *International organization*, 40(1), pp.1-27.
- Kishimi, I. (2016). *미움받을 용기*2. 서울: 인플루엔셜.
- Krishna, A., & Shrader, E. (1999). *Social capital assessment tool*. Proceedings of the Conference on social capital and poverty reduction (Vol. 2224). Washington, DC: World Bank.
- Laible, D. J., Carlo, G., & Roesch, S. C. (2004). Pathways to self-esteem in late adolescence: The role of parent and peer attachment, empathy, and social behaviours. *Journal of adolescence*, 27(6), pp.703-716.

- Luhmann, N. (2000). Familiarity, confidence, trust: Problems and alternatives. *Trust: Making and breaking cooperative relations*, 6(1), pp.94-107.
- Maddox, G. L., Atchley, R. C., Evans, J. G. Hudson, R. B., Masoro, E., J., Mezey, M. D., Poon, L. W., & Siegler, I. C. (2001). *The Encyclopedia of Aging*. New York: Springer Publishing Company.
- Maslow, A. H. (1970). *Motivation and Personality*. New York: Harper and Row.
- MacKinnon, D. P., Lockwood, C. M., Hoffman, J. M., West, S. G., & Sheets, V. (2002). A comparison of methods to test mediation and other intervening variable effects. *Psychological methods*, 7(1), pp.83-104.
- Mayer, R. C., Davis, J. H., & Schoorman, F. D. (1995). An integrative model of organizational trust. *Academy of management review*, 20(3), pp.709-734.
- Mazelis, J. M. (2017). *Surviving poverty*. New York: New York University Press.
- Mikucka, M., Sarracino, F., & Dubrow, J. K. (2017). When does economic growth improve life satisfaction? Multilevel analysis of the roles of social trust and income inequality in 46 countries, 1981-2012. *World Development*, 93, pp.447-459.
- Morgan, J. N., & Smith, J. D. (1969). Measures of economic well-offness and their correlates. *The American Economic Review*, 59(2), pp.450-462.
- Nahapiet, J., & Ghoshal, S. (1998). Social capital, intellectual capital, and the organizational advantage. *Academy of management review*, 23(2), pp.242-266.
- Newton, K. (1999). Social capital and democracy in modern Europe. *Social capital and European democracy*, 3, p.24.
- OECD. (2022). *Suicide rates (indicator)*. doi: 10.1787/a82f3459-en
- Ostrom, E. (1990). *Social Capital: A Fad or a Fundamental Concept?* Bloomington IN: Indiana University Press.
- Putnam, R. D. (1995). Tuning in, tuning out: the strange disappearance of social capital in America. *Political Science and Politics*, 28(4), pp.664-683.
- Putnam, R. D. (2000). *Bowling alone: The collapse and revival american community*. New York: Simon & Schuster.
- Reasoner, R. W. (1983). Enhancement of self-esteem in children and adolescents. *Family and Community Health*, 6(2), pp.51-64.
- Robbins, B. G. (2012). Institutional quality and generalized trust: A nonrecursive causal model. *Social indicators research*, 107(2), pp.235-258.
- Rosenberg, M. (1965). *Society and the Adolescent Self-Image*. Princeton: Princeton University Press.
- Sahlins, M. (1972). *Stone Age Economics*. New York: Aldine de Gruyter.
- Sander, T. H., & Putnam, R. D. (2010). Democracy's Past and Future: Still Bowling Alone? The Post-9/11 Split. *Journal of Democracy*, 21(1), pp.9-16.
- Schneider, I. K., Konijn, E. A., Righetti, F., & Rusbult, C. E. (2011). A healthy dose of trust: The relationship between interpersonal trust and health. *Personal relationships*, 18(4), pp.668-676.
- Scott, J. (2011). Social network analysis: developments, advances, and prospects. *Social network analysis and mining*, 1(1), pp.21-26.
- Sen, A. (1999). *Commodities and Capabilities*. Oxford: Oxford University Press.
- Smith, S. S., & Broege, N. C. (2012). *Searching For Work with a Criminal Record*. Berkeley: Institute of Industrial Relations, UC Berkeley.
- Turner, J. C., Hogg, M. A., Oakes, P. J., Reicher, S. D., Wetherell, M. S. (1987). Rediscovering the Social Group: A Self-categorization Theory. *Contemporary Sociology*, 18(4), pp.645-646.
- Uslaner, E. M. (2002). *The Moral Foundations of Trust*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Wolfe, A. (1998). Developing civil society: Can the workplace replace bowling? *Responsive Community*, 8, pp.41-48.
- Zucker, L. G. (1986). Production of trust: Institutional sources of economic structure. *Organizational behavior*, 8, pp.1840-1920.

# The Impact of Social Capital and Self-Esteem on the Quality of Life of the Young Unemployed

Lee, Nakyung<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Seoul National University

---

## Abstract

The youth unemployment rate in Korea driven by prolonged economic stagnation has been steadily rising, threatening the quality of life of the young people. In searching for the alternatives this study explores the roles of self-esteem and social capital in terms of trust, generalized reciprocity, and social network. While considering the perceptual impacts that are bestowed on the individuals through the status of being employed, this study examines each difference in social capital and self-esteem respectively, among the individuals between groups of the young employed and the young unemployed, aged 19 to 38 at the time of the survey in 2018. It further examines the mediating effect of self-esteem in the relationship between social capital and the quality of life of the young unemployed. By conducting t-test, Baron & Kenny's mediating effect analysis and Sobel test, first, statistically significant differences in social network and self-esteem between the young unemployed and the young employed were found. Second, the mediating effects of self-esteem in the relationship between all three components of social capital and the quality of life were observed. The results of this study indicate the need for the systematic alternatives to sense of alienation and loss of identity experienced by the young unemployed as their connection with society is structurally being put at stake.

**Keywords:** Social Capital, Self-Esteem, Quality of Life, Employment, Connectedness, Happiness