

청년의 확장실업이 소득, 사회자본, 우울을 매개하여 주관적 웰빙에 미치는 영향

김건식¹

¹ 경희대학교

초 록

본 연구는 확장된 개념의 청년실업이 소득, 사회자본, 우울을 매개하여 주관적 웰빙에 미치는 영향을 분석하였다. 2022년도 청년 삶 실태조사의 원자료를 사용하여 분석한 결과를 정리하면, 첫째 시간 관련 추가취업 가능자, 공식적인 실업자, 잠재적 취업 가능자와 잠재 구직자를 합산하여 정의한 확장실업 여부는 소득을 매개하여 주관적 웰빙에 부정적인 영향을 미친다. 둘째, 확장실업은 사회자본을 감소시키고, 감소된 사회자본은 주관적 웰빙에 부정적인 영향을 미친다. 셋째, 확장실업은 청년의 우울감을 증가시키고, 우울한 정도가 높아지면 자기 자신과 사회 및 미래에 대한 부정적인 편견이 강화되면서 주관적 웰빙이 낮아진다. 넷째, 확장실업이 소득, 사회자본, 우울을 매개하는 간접효과와 크기는 소득을 매개한 간접효과가 가장 작고, 그다음은 사회자본의 매개효과이며, 우울을 매개한 간접효과가 가장 크다. 다섯째, 고용 형태의 유형별로 주관적 웰빙의 총효과를 비교한 결과, 공식 취업-비공식 취업-시간 관련-공식 실업-잠재 경활인구의 순으로 줄어들고 있음을 확인하였다. 본 연구는 확장실업의 개념을 활용하여 취업에서 실업까지를 5가지의 유형으로 구분하고, 유형별로 효과 차이를 실증함으로써 청년실업 관련 연구에 새로운 관점을 제시하고 있다.

주요 용어: 확장실업, 사회자본, 우울, 주관적 웰빙, 공변량균형 성향점수, 형성적 모형

알기 쉬운 요약

이 연구는 왜 했을까? 청년실업이 삶의 만족과 행복과 어떻게 구조적으로 연결되는지, 그리고 실업의 여러 범주에 따라 삶에 미치는 영향이 어떻게 달라지는지는 잘 알려지지 않았다. 이 연구는 청년실업이 소득, 사회적 자본, 우울에 미치는 영향을 통해 삶의 만족과 행복에 미치는 과정을 분석하고, 실업의 유형에 따라 웰빙의 수준이 다른지를 검증한다.

새롭게 밝혀진 내용은? 이 연구는 파트타임 취업자, 공식 실업자, 잠재적 경제활동인구를 합산하여 확장실업이라고 정의한다. 확장실업은 소득, 사회적 자본, 우울에 부정적인 영향을 미치고, 이들을 통해 청년의 삶의 만족과 행복 수준을 낮춘다는 사실을 확인하였다. 특히 확장실업은 소득보다는 사회적 자본과 우울을 통해 삶의 만족과 행복에 더 큰 부정적인 영향을 미치며, 공식 취업-비공식 취업-파트타임-공식 실업-잠재 경활인구의 순서로 갈수록 확장실업이 삶의 만족과 행복에 미치는 부정적인 영향은 커진다.

앞으로 무엇을 해야 하나? 청년실업은 각자도생의 질곡이 아니라 국가의 책임영역이다. 매우 좁게 설정된 실업의 정의를 확장하여야 한다. 청년보장제도, 포괄적 노동시장정책, 갭 이어제도, 입직실업에 대한 고용보험 확대 등을 통해 청년실업의 낙인과 상처를 완화하고 사회경제적 자본과 활력을 높이는 노력이 필요하다.

■ 투 고 일: 2024. 01. 25.

■ 수 정 일: 2024. 03. 10.

■ 게재확정일: 2024. 03. 12.

1. 서론

청년실업은 각종 학교를 졸업하고 처음 노동시장에 들어오는 청년이 겪는 실망과 좌절의 연속을 의미하며, 청년의 실업은 단지 경제적 빈곤을 넘어서 심리적, 사회적, 문화적, 정치적 빈곤과 배제를 동반한다(Mawn et al., 2017). 청년실업은 구직 당사자뿐만 아니라 구인 기업의 기회비용을 고려하면 국가경제 전체로도 상당한 비용을 수반하므로 자본주의 경제체제 하에 있는 전 세계 국가들이 공통적이고 만성적으로 겪고 있는 사회경제적 문제이다(Gedikli et al., 2023). 사회과학의 거의 모든 분과학문은 실업의 현황과 실태에 관한 조사연구를 바탕으로 선행 또는 결정요인, 구조와 과정, 환경적 맥락, 정책 실험의 결과에 이르기까지 각 분과학문의 관점에서 많은 연구를 축적하고 있다. 선행연구에 따르면 청년실업은 경제적 차원에서 소득의 감소를 포함하여 다차원적인 빈곤을 초래할 뿐만 아니라 사회적 차원에서 노동시장, 사회 네트워크, 사회 참여를 줄임으로써 사회적 배제를 촉진한다(Pohlan, 2019). 또한 일자리가 없는 청년은 정서적, 심리적 차원에서 고립감, 외로움, 우울, 불안과 같은 부정적인 정서와 심리적 위축을 경험한다(Moussteri et al., 2018). 이와 같은 청년실업의 전방위적인 부정적 영향은 삶의 만족도를 낮추고 행복감을 줄이며 삶의 질을 떨어뜨린다(Knabe et al., 2016). 그러나 청년실업이 일으키는 많은 부정적인 영향들 간의 인과적인 연결구조 또는 경로에 관한 연구는 여전히 많지 않다. 특히 청년실업이 직접 또는 간접적으로 어떤 경제적, 사회적, 심리적 결과변수와 연결되고, 이 변수들이 집합적으로 삶의 만족이나 행복에 영향을 미치는 구조를 모형화하여 실증적으로 분석한 연구는 더욱 드물다(송이은, 김진영, 2012).

실업에 관한 많은 정부의 공식적인 통계는 경제활동인구 중에서 취업자와 실업자를 구분하여 집계하는 단순한 측정 방법에 근거한다. 그러나 20세기 후반부터 노동시장은 안정적인 전일제의 고용관계로부터 점차 분화되어 여러 유형의 파트타임 또는 임시 노동의 형태가 증가하기 시작하였다. 이러한 변화는 특히 21세기 들어 고용 형태의 분화가 심화되면서 주당 1시간 이상 일하면 취업자라는 기존의 정의는 효용을 잃어가기 시작하였다. 한편, 21세기 들어 고용 형태의 변화를 추동하는 다양한 사회경제적인 변화, 즉 4차 산업혁명, 인공지능, 플랫폼 노동, 특수형태근로, 참여소득 등에 관한 논의는 노동 및 직업의 형태와 종류의 분화가 지속될 것임을 예측하고 있다(Schulte et al., 2020). 실제로 계약 기간을 두지 않고 전일제로 자본에 고용되어 종속적인 작업을 반복하는 전통적이고 표준적이며 안정적인 19세기형의 노동은 갈수록 줄어들면서 지속가능성이 낮고 안정적이지 않은 고용관계는 급속히 늘어나고 있다(이승윤, 백승호, 2021). 따라서 실업을 단순한 이분변수가 아니라 범주형 또는 연속형 변수로 측정하여 연구할 필요가 있다는 논의가 최근 들어 늘어나고 있다(Dooley, 2003; Bartelink et al., 2020). 또한 한국을 포함하여 각국 정부의 공식 실업 통계는 ILO의 확장(extended) 실업에 관한 제안을 수용하여 실업의 범위를 넓힌 여러 형태의 고용보조지표를 발표하고 있다. 그러나 확장된 개념의 실업 기준을 적용하여 청년실업의 범주를 세분하고 실업의 부정적인 영향이 각 범주 또는 유형에 따라 어떻게 다른지를 분석한 연구는 매우 드물게 이어지고 있다(김규혜, 이승윤, 박성준, 2020).

본 연구는 2022년에 조사된 청년삶 실태조사의 원자료를 사용하며, 청년실업이 소득, 사회자본, 우울을 매개하여 주관적 웰빙에 미치는 영향에 관한 구조모형을 설정하고 실업의 영향을 분석하되, 확장실업을 이분형 변수 및 범주형 또는 서열형 변수로 각각 측정하여 분석한 결과를 비교한다. 먼저 역확률 가중치를 사

용하여 실업 이외의 모든 공변량을 무작위화한 유사(pseudo) 모집단을 구성한다. 이어서 구조방정식 모형의 경로분석을 적용하여 변수 간의 구조적 관계를 분석하되, 실업 여부에 관한 반사실적(counterfactual) 조건을 기반으로 평균처리효과를 추정하며, 평균처리효과를 분해하여 실업의 직접, 간접효과를 산출하고 이들 간의 크기 차이를 분석한다. 그리고 확장실업을 이분변수로 사용한 총효과와 범주형 변수를 사용한 총효과를 대비하여 취업과 실업의 세부 유형별로 효과 차이를 분석한다. 본 연구는 청년실업의 부정적 영향이 주관적 웰빙에 이르는 기제를 분석함으로써 실업의 영향을 감소하기 위한 정책적 개입 지점의 식별과 대안의 창출에 관한 시사점을 도출할 수 있을 것이다. 또한 확장실업의 유형별 차이에 관한 통계적 근거를 제시함으로써 주로 전통적인 실업의 정의에 기반하는 고용 확대 위주의 정책 범위를 확대하는 과정에 기여할 수 있을 것이다.

II. 이론적 배경

1. 확장실업과 청년실업

정부의 공식적인 통계에서 실업자의 정의는 통계청의 조사 주간 중에 수입이 있는 일을 하지 않았고, 지난 4주간 구직 활동을 하였으며, 일자리가 있으면 즉시 취업이 가능한 자이다. 그리고 현재 주당 1시간이라도 수입이 있는 일을 하고 있으면 일한 시간에 관계없이 취업자이다. 이러한 정의는 국내외를 막론하고 취업과 실업에 관한 일반적인 시민의 통념이나 상식적인 기준과 일치하지 않는다. 따라서 국제노동기구는 2013년에 이른바 확장된 (extended) 개념의 실업에 관한 정의를 포함하여 추가취업 희망자, 잠재경제활동인구 등을 포함하는 고용보조지표(Labor Underutilization Indicator)에 관한 국제기준을 수립하였다. 그리고 한국의 통계청은 2014년 말부터 세 가지 종류의 고용보조지표를 발표하고 있다. 이 중에서 ‘고용보조 지표 3’은 기존의 공식적인 실업인구 이외에 시간제 근로자로서 추가취업을 희망하고 추가취업이 가능한 ‘시간 관련 추가취업 가능자’를 포함한다. 그리고 비경제활동인구 중 지난 4주간 구직활동을 하였으나 취업이 가능하지 않은 ‘잠재취업 가능자’, 구직활동을 하지 않았으나 취업을 희망하는 ‘잠재 구직자’를 합산하여 잠재경제활동인구도 포함하고 있다. 즉, 확장된 관점에서 실업자는 기존의 공식적인 실업자에 시간 관련 추가취업 가능자와 잠재경제활동인구를 합산한 인구를 말한다. 확장된 개념의 고용보조지표는 특히 실업의 기준과 통계치에 논란이 많은 청년의 실업 상황을 파악하고 대처하기에 유용하게 사용되고 있다. 통계청의 ‘고용보조지표 3’으로 본 15~29세 청년의 확장실업률은 시행 첫해인 2015년에 21.9%이었고, COVID-19의 피해가 가장 컸던 2020년에 25.1%였으며 본 연구 데이터의 기준 연도인 2022년에는 19.0%이다. 본 연구는 고용보조지표 3에 의한 확장실업의 정의를 사용하여 청년실업을 측정하고 분석하되, 확장실업 여부를 이분변수로 사용하는 방법과 취업과 실업 사이에 5가지의 범주를 설정하고 범주형 변수로서 분석하는 방법을 모두 사용하여 분석한다.

2. 청년실업과 주관적 웰빙

주관적 웰빙(subjective wellbeing)은 개인의 삶 전반에 관해, 그리고 삶의 특정 영역 및 활동에 관해 경험하고 느낀 감정 상태, 만족도, 가치의 평가를 의미한다(Diener et al., 1999). 주관적 웰빙을 구성하는 대표적인 세 가지 차원은 평가적인(evaluative) 웰빙, 경험적인(experienced) 웰빙, 그리고 유다이모닉(eudaimonic) 웰빙으로 요약된다 (National Research Council, 2013). 평가적 웰빙은 전반적인 삶의 만족도 또는 성취도에 대한 개인의 판단을 말하며, 인간관계, 지역사회, 건강, 일터 또는 직업과 같은 삶의 여러 측면에 적용될 수 있다. 경험적인 웰빙은 쾌락적인 (hedonic) 웰빙이라고도 하며 개인의 삶을 즐겁거나 불쾌하게 만드는 정서적 경험의 빈도 및 강도를 의미한다 (Kahneman et al., 1999). 그리고 유다이모닉 웰빙은 삶의 의미, 목적의식, 가치에 대한 아리스토텔레스적인 인식을 의미하며, 사람들이 삶의 목적, 도전, 성장을 경험할 때 행복을 느낀다는 전제하에 삶이 풍요로운 정도 (flourishing)를 말한다(Huppert & So, 2013).

실업에 관한 선행연구는 고용 여부 및 고용상의 지위가 소득을 포함하여 노동자의 심리적, 사회적 성과에 영향을 미친다는 이론과 증거를 지속적으로 축적하고 있다(Amiri, 2022; Gedikli et al., 2023). 처음 노동시장에 진입하는 청년에게 이러한 영향은 더욱 강하게 작용하므로 청년실업과 주관적 웰빙 간의 관계는 중요한 사회경제적 연구 주제이다. 많은 선행연구는 실업이 청년의 주관적 웰빙에 부정적인 영향을 미치며, 취업한 청년에 비해 낮은 수준의 삶의 만족과 행복감을 보인다고 실증하였다(Mousteri et al., 2018). 실업은 자아존중감, 문제해결 능력, 미래에 대한 낙관을 감소시키며, 특히 젊은 구직자들은 높은 수준의 스트레스, 불안, 우울증을 보인다 (Bartelink et al., 2020). 한편, 많은 선행연구에 따르면 직업훈련이나 취업 지원서비스는 실업이 청년의 웰빙에 미치는 부정적인 영향을 완화할 수 있다(Coutts et al., 2014; Puig-Barrachina et al., 2020). 그러나 일자리가 없는 청년 중에서 이러한 제도나 프로그램을 경험한 청년의 웰빙 수준이 그렇지 않은 청년에 비해 평균적으로 높긴 하지만 취업을 통한 웰빙의 회복이 궁극적이고 결정적인 수단임을 강조한다(Wang et al., 2021). 따라서 많은 국가는 청년의 취업을 위해 취업 기회를 늘리고 다양하고 적극적인 지원정책을 지속적으로 추진하고 있다.

실업에 관한 논의는 기술 및 사회경제적 변화에 맞물려 단순한 일자리의 유무를 넘어서 다차원의 불완전 고용(underemployment)에 관한 연구로 확대되었다(Allan et al., 2020). 불완전고용은 취업자의 관점에서 일자리에 관한 일반적인 기준에 미달하거나 부족한 고용 상태를 말한다. 즉, 취업자의 학력, 역량, 경험, 그리고 노동가능 시간이 충분히 활용되지 못하는 고용 상태라고 할 수 있다(Allan et al., 2020). 취업자는 고용을 통해 단지 소득만을 얻는 것이 아니라 개인의 사회적 활동, 지위, 네트워크를 포함하여 다양한 잠재적인 혜택을 얻을 수 있다 (Jahoda, 1982). Warr(1994)에 따르면 일자리는 삶의 질을 높이는 아홉 가지의 '비타민'과 같은 수단과 환경을 제공한다. 고용 상태에서 실업 상태로 바뀌거나 불완전하게 고용되면 마치 비타민이 적은 환경으로 이동한 것처럼 심리적 내상과 사회적 배제를 경험하면서 결국 삶의 질 수준도 낮아진다는 것이다. 따라서 일자리가 없는 상태뿐만 아니라 불완전한 고용도 완전히 고용된 경우에 비해 개인의 주관적 웰빙이 낮을 수 있다. 많은 선행연구는 여러 유형의 불완전고용이 낙관주의, 심리적 웰빙, 신체적 및 정신적 건강, 삶의 만족에 부정적인 영향을 미친다고 실증하였다(McKee-Ryan & Harvey, 2011; Allan et al., 2020). 한편, Dooley(2003)는 실업 상태와 불완전 고용 상태인 청년의 정신 건강을 비교하면

서 불완전 고용 상태의 청년이 실업 상태의 청년보다 정신 건강 수준이 높다는 증거는 명확하지 않다고 보고하였다. [Crowe & Butterworth\(2016\)](#)는 실업, 불완전 고용, 취업 상태인 집단을 비교한 결과 사회인구학적, 경제적, 심리적 변수를 고려한 후에도 실업과 불완전 고용 모두 우울증과 유의미한 상관관계가 있음을 실증하였다. [Roh et al.\(2014\)](#)는 소득의 변화를 기준으로 불완전고용 상태인 노동자의 정신건강과 삶의 만족 수준은 실업 상태인 노동자에 비해 높지만, 소득 차이를 기준으로 불완전 고용된 노동자와 실업 상태의 노동자 간에 자아존중감 및 삶의 만족의 수준 차이는 발견되지 않았음을 보고하였다.

3. 청년실업, 소득, 그리고 주관적 웰빙

실업은 노동 시장에서 전면적 또는 부분적으로 배제되어 고용 관계를 통해 생활에 필요한 자원을 얻을 기회가 부족함을 의미한다. 자본주의 경제에서 유급 고용의 핵심적 역할은 개인이 최소한의 생활 수준을 유지하고 주관적인 인식과 목표에 따라 삶을 형성할 수 있도록 소득을 제공하는 것이다. 일자리를 잃으면 즉각적으로 소득의 손실이 발생하므로 실직자는 소비 행태를 변경하고 의식주를 포함하여 기본적인 생활 방식을 조정해야 한다. 나아가 재정적인 제약은 사회적 및 문화적 활동의 참여도 줄이면서 결국 심리적, 신체적 건강도 해칠 수 있으므로 실업에 의한 소득의 감소는 개인의 삶에 전방위적인 부정적 영향을 미친다고 할 수 있다([Pohlan, 2019](#)). 한편, 대부분의 개인은 자신의 소득이나 보유 재산과 관계없이 더 많은 소득에 대한 소망이나 물질적인 열망을 보이지만, 그렇다고 경제적인 소득과 부는 행복 또는 주관적 웰빙과 단순히 선형적으로 연결되지 않는다([Howell & Howell, 2008](#)). 경제학, 사회학, 심리학의 많은 연구들은 주로 이스터린의 역설과 욕구 이론(needs theory)을 기반으로 소득과 웰빙 또는 행복의 양면성을 설명하고 있다([Easterlin, 2001; Howell & Howell, 2008](#)). 이스터린의 역설에 따르면 선진국에서는 경제적 지위와 주관적 웰빙 간의 관계가 약하고 소득이 증가해도 주관적 웰빙이 상승하지 않는 이유는 부유한 개인의 경우 절대적인 경제적 지위보다는 자신의 과거 경제적 지위나 타인의 경제적 지위를 기준으로 상대적인 관점에서 주관적 웰빙 수준을 비교하기 때문이라는 것이다. 욕구 이론에 따르면 의식주를 포함하여 기본적인 생리적 욕구를 충족하는 과정에서는 소득과 자산이 주관적 웰빙에 가장 큰 영향을 미친다([Diener & Biswas-Diener, 2002](#)). 그러나 이러한 하위 수준의 욕구가 충족되면 추가적인 경제적 자원이 주관적 웰빙에 직접적으로 영향을 미치는 정도는 감소하며, 그 이유는 소속감, 자아실현과 같은 상위 수준의 욕구가 비물질적이므로 소득과 부의 증가로 구매하여 충족되는 정도에는 한계가 있기 때문이다. 청년실업이라는 맥락에서 실업에 의한 소득의 감소는 경제적 빈곤과 직결되고, 의식주를 포함하여 기본적인 생리적 욕구의 미충족을 의미하므로 소득과 주관적 웰빙 간의 관계는 욕구 이론에 따라 선형적인 감소 형태라고 판단한다. 즉, 소득의 감소에 따른 생활 수준의 하락은 사회적, 문화적, 정신적인 욕구의 충족과 자본의 축적을 방해하므로 자신의 삶에 대한 불만이 늘어나고, 자신의 삶에 만족하지 못하므로 주관적 웰빙 수준도 낮아진다. 정리하면 본 연구는 청년실업이 소득 감소로 대표되는 경제적 빈곤을 매개하여 주관적 웰빙에 부정적인 영향을 미친다고 가정한다.

4. 청년실업, 사회자본, 그리고 주관적 웰빙

개인의 관점에서 사회자본은 자신이 소속된 사회 또는 집단으로부터 얻을 수 있는 자원, 예를 들어 구성원 간의 친분과 상호 인정을 통해 축적되는 실제적이거나 잠재적인 자원의 총합이며, 각자가 효과적으로 동원할 수 있는 연결망의 크기와 그 연결망에 속한 구성원이 보유한 자원의 크기에 의해 달라진다(Portes, 1998). 따라서 개인들 간의 연결망 또는 네트워크는 구성원 간의 호혜적 교환과 신뢰를 촉진하면서 사회의 규범이 형성되고 시민적인 미덕(civic virtue)이 구성되는 기초가 된다(Putnam, 2001). 한편, Nahapiet & Ghoshal(1998)에 따르면 사회자본은 주로 인지적, 관계적, 구조적의 세 가지 관점으로 구분할 수 있다. 인지적 관점은 행위자 간의 공유된 의미와 이해를 의미하며, 관계적 관점은 이전의 상호작용을 통해 형성된 신뢰, 우정, 존중, 호혜성을 의미하고, 구조적 관점은 관계의 속성에 의해 다양하게 형성하는 상위의 구조적인 패턴을 의미한다(Baycan & Öner, 2023). 선행연구는 사회자본을 크게 세 가지 차원으로 구분하여 측정도구와 방법을 제시하고 있다. 즉, 개인 또는 집단 간의 연결관계를 나타내는 사회 네트워크와 네트워크의 구조, 구성원 간 관계의 질을 의미하는 신뢰, 네트워크와 신뢰를 바탕으로 집단 내에서 축적되고 발현하는 사회 일반의 호혜성, 규범, 사회참여의 수준이다(배영, 2007; 신미정, 이양수, 2018; 이나경, 2022).

Jahoda(1982)의 잠재적 박탈이론(latent deprivation theory)에 따르면 고용이 생계를 유지할 수 있는 금전적인 보상을 제공하는 것 이외에도 잠재적인 기능을 제공하고 있으며, 일자리를 잃으면 이러한 기능이 박탈됨으로써 부정적인 영향을 미친다. 다섯 가지의 잠재적 기능은 1) 근무시간을 지정하여 개인의 시간 활용을 구조적으로 만들어 주고, 2) 일자리에서 다른 사람들과 사회적 접촉과 경험을 공유할 기회를 만들어 주고, 3) 개인의 자신만의 목표나 열망을 넘어 집단적인 조직 목표에 참여하도록 동기를 부여하며, 4) 개인의 정체성 및 지위를 형성하고, 5) 규칙적이고 정규적인 활동을 요구한다는 것이다. 실업은 고용이라는 사회적 제도와 규범에서 벗어남에 따라 모든 잠재적 혜택으로부터 실업자를 배제하는 기제이다. 실업자는 일자리에서 얻은 사회 네트워크가 감소함을 경험하여, 사회 내에서의 정체성에 위협을 느끼고, 사회적 욕구 충족이 좌절됨으로써 사회로부터 배제되기 시작한다(Pohlan, 2019). 더구나 노동시장에 갇혀 온 청년은 실업 역시 처음 경험하는 사건이므로 실업에 따른 사회적 박탈과 빈곤이 더욱 강한 부정적인 영향을 미칠 수 있다(Krahn & Chow, 2016; Mousteri et al., 2018). 사회자본의 가장 일반적인 측면 중 하나인 신뢰는 공동체 수준의 사회적 신뢰와 넓은 범위의 제도 신뢰로 구분할 수 있으며, 선행연구는 일반적 신뢰와 제도적 신뢰가 모두 주관적 웰빙에 긍정적인 영향을 미친다고 설명한다(Helliwell & Putnam, 2004, Bjørnskov, 2008). 예를 들어 가족, 지인, 동료와 상호작용하면서 지역사회의 활동에 참여가 많으면 개인의 사회적 배타성을 높이고 사회에 대한 소속감과 통합의 의식이 강해지면서 행복감으로 이어질 수 있다(Rodriguez-Pose & Berlepsch, 2014). 또한, 충분히 높은 수준의 사회적, 제도적 신뢰를 공유하면 사람들은 자신과 안면이 없는 사람들과도 교류할 수 있고, 사회와 인간관계에 대한 예측 가능성이 높아지므로 더 행복한 삶을 기대할 수 있다(Bjørnskov, 2008). 사회 네트워크의 채널을 이용하여 클럽, 동호회 등의 집단과 상호작용이 많고, 공식적, 비공식적인 사회적 관계에 참여가 늘어날수록 삶의 만족과 주관적 웰빙이 증가한다는 것이다(Putnam, 2001; Helliwell & Putnam, 2004). 한편, 사회 정체성 이론 및 자기 범주화 이론은 개인의 정체성 형성에 대해 사회 정체성이 관련되어 있음을 강조한다(Hetschko et al., 2021). 즉, 노동자는 어떤 직장에 소속되면 해당 직장의 여러 속성을 자신의 속성과 동일시하면서 자신의 사회 정

체성이 강화된다. 따라서 실직으로 인한 부정적인 영향의 일부는 사회적인 정체성이 위협받거나 상실되기 때문에 발생할 수 있다(Knabe et al., 2016). 달리 말해 실직자는 '취업자'라는 사회적 범주에서 벗어나게 되므로 바람직한 사회적 규범을 어긴 셈이며, 그로 인한 사회적인 낙인에 직면하게 되고, 그 결과 삶의 만족과 행복 수준이 낮아진다는 것이다(Howley & Knight, 2022). [신미정, 이양수\(2018\)](#)은 대인신뢰, 소통의 연결망, 고립감을 포함하는 사회적 자본이 주관적 웰빙에 영향을 미치고 있음을 실증하였다. [이나경\(2022\)](#)은 청년 취업자와 미취업자의 사회적 네트워크는 차이가 있으며, 네트워크를 포함한 사회적 자본의 구성요소가 자아존중감을 매개하여 삶의 질에 영향이 있음을 보여주었다. 정리하면 청년실업은 사회적 자본을 감소시키고, 줄어든 사회적 자본은 주관적 웰빙에 부정적인 영향을 미치므로, 청년실업이 사회적 자본을 매개하여 주관적 웰빙을 감소시킨다고 가정한다.

5. 청년실업, 우울, 그리고 주관적 웰빙

건강보험심사평가원에 따르면 한국의 우울증 환자는 2018년 75만 2천 명에서 2022년에 1백만 명으로 연평균 7.4%의 매우 높은 증가율을 보이고 있으며, 최근 4년간 우울증 환자의 증가율이 20대는 18.6%, 30대는 15.1% 로서 전체 인구의 증가율보다 더욱 급격하게 상승하고 있다([건강보험심사평가원, 2022](#)). 우울 증상에 영향을 미치는 대표적인 요인 중 하나는 실업 또는 실직이다([Rodriguez et al., 2001; Amiri, 2022](#)). 우울한 사람들은 잦은 슬픔의 감정을 포함하여 수면부족, 만성 피로, 무력감, 주의력과 집중력의 감소, 생산성의 저하, 미래에 대한 비판적 태도, 자살 생각 등의 증상을 보인다([황주희, 전동일, 김홍모, 2014](#)). 실업은 우울과 불안 등의 정신 건강에 상당한 부정적 영향을 미칠 뿐만 아니라 삶에 대한 낙관, 희망, 회복 탄력성을 감소시키므로 심리적 자본의 다양한 측면에도 광범위한 영향을 미친다([Amiri, 2022](#)). 실업은 소득뿐만 아니라 직업으로서의 활동도 중지됨을 의미하므로 적어도 일시적으로 사회경제적 지위를 낮출 수 있고, 실업으로 인해 낮아진 사회경제적 지위는 불안, 우울 등을 포함한 정신건강에 영향을 미친다([변금선, 이해원, 2018](#)). 한편, 한국 노동시장은 일자리의 숙련 수준, 기업 규모, 종사상 지위별로 노동시장의 분절이 심화되고 있으며, 노동자의 분절된 시장 간 이동 기회는 매우 제한적이다([김우영, 김유빈, 2019](#)). 더구나 사회안전망이 충분하지 않은 한국의 노동시장에서 실업은 생존과 직결되어 있으므로 한국 사회에서 일자리가 없음은 개인의 삶에 상당한 위협이자 심각한 스트레스의 원천이다. 따라서 한국의 청년은 노동시장 진입 시점에서 일자리에 필요한 숙련, 자격, 경험의 부족이라는 보편적인 불리함에 추가하여 한국사회의 구조적 특수성으로 인해 좋은 일자리를 차지하기 위한 극심한 경쟁에 직면 하고 있다([김규혜, 이승윤, 박성준, 2020](#)). 더구나 실업으로 인한 심리적, 정신적 변화는 단순히 다시 취업하면 사라지는 일시적 충격이 아니라 실업 이전의 상태로 다시 돌아가기 어려운 정신적 상처가 되어 장기간에 걸쳐 부정적인 영향을 미친다([Mousteri et al., 2018](#)). [변금선, 이해원\(2018\)](#)은 한국복지패널 자료의 임금근로자를 대상으로 분석한 결과 정규직에서 비정규직 또는 실직으로 고용상태가 변화하면 우울 수준이 높아짐을 .

한편, 주관적 웰빙은 전반적인 삶의 만족도와 같은 인지적 평가와 긍정적 및 부정적 감정으로 구성되는 정서적 웰빙을 모두 포함한다([Diener et al., 1999](#)). 우울한 사람은 슬프고, 희망이 없고, 매사에 흥미를 잃어버리고, 즐거움을 느끼기 어려우며, 부정적인 감정 상태에 놓이는 경우가 많다. 삶과 일에 대한 부정적인 감정은 정서적으로 웰빙의 부족, 또는 삶의 만족도의 저하를 의미하므로 우울의 척도는 주관적 웰빙에 대

한 대응적인 역척도로 활용되기도 한다(Van Hemert et al., 2002). 우울의 인지 이론에 따르면 우울한 사람은 세 가지 유형의 부정적인 편견(bias)이 있다(Haaga et al., 1991). 첫째, 자기 평가에 대한 부정적 편견으로서 우울한 사람은 자기 비하와 자기 정죄를 하는 경향이 있다. 둘째, 세상에 대한 부정적 편견으로서 우울한 사람은 세상이 불공평하고 자신을 가혹하게 대한다고 생각하기 쉽다. 셋째, 미래에 대한 부정적 편견으로서 우울한 사람들은 자신의 능력을 부정하고 인생에 희망이 없다고 생각하는 경향이 있다. 두 번째 유형의 부정적 편향은 우울한 개인이 자신과 타인의 관계에 대한 부정적 인지 편향을 반영하는 반면, 첫 번째와 세 번째 유형은 우울한 개인이 내적 자아에 대한 부정적 인지와 부정적 인식이 높음을 의미한다(Song et al., 2023). 즉, 우울에 의한 부정적 편향은 주로 자신과 타인의 관계와 내적 자아와의 관계에 초점을 맞추면서 강화되며, 부정적인 정서적 경험의 축적이 웰빙의 감소의 중요한 원인이라는 것이다 (Haaga et al., 1991; Zhou et al., 2010). Song et al.(2023)은 중국 대학생을 대상으로 우울이 직접 주관적 웰빙 수준을 낮출 뿐만 아니라 공동체 느낌과 자기 연민을 매개하여 간접적으로도 부정적인 영향을 미침을 실증 하였다. 위의 논의를 바탕으로 본 연구는 청년실업이 우울함을 증가시키고, 증가한 우울함은 주관적 웰빙에 부정적인 영향을 미치므로, 청년실업이 우울을 매개하여 주관적 웰빙을 감소시킨다고 가정한다.

III. 연구 대상 및 방법

1. 데이터

본 연구는 국무조정실 주관으로 조사된 ‘2022년 청년 삶 실태조사’의 원자료를 사용한다. 이 조사는 「청년기본법」에 근거하여 청년층의 삶의 실태, 특성, 욕구, 인식 등을 파악하여 청년 삶의 질을 제고할 수 있는 정책수립의 기초자료를 마련하기 위해 매 2년마다 실시하는 횡단면 조사이다. 이 조사는 통계청의 승인과 감독을 거쳐 실시되었으며(승인번호 제 170002호), 원자료는 통계청의 마이크로데이터 통합서비스(MDIS)에 공개되어 무료로 사용할 수 있다. 이 조사의 모집단은 전국의 17개 시·도 일반가구 내에 만 19~34세 가구원과 그 가구원이 속한 가구이며, 표본크기는 15,000가구이다. 조사 항목은 가구 일반사항, 주거, 건강, 교육훈련, 노동, 관계 및 참여, 사회인식 및 미래설계, 경제 등의 8개 부문으로 구성되어 있다. 이 자료의 전체 표본 수는 14,966개이며, 비경제활동 인구를 제외하고 본 연구의 분석 대상인 표본은 10,443개이다. <표 1>은 분석 대상인 표본의 성별, 고용 지위별 분포를 3개 범주의 연령대별로 구분하여 나타낸 것이다.

표 1. 성별, 연령별, 고용 지위별 표본분포

구분	연령 구분			합계	%
	19~24	25~29	30~34		
성별					
남성	1,605	1,856	1,387	4,848	46.4%
여성	2,167	2,012	1,416	5,595	53.6%
고용 지위(확장실업 기준, 2개 유형)					
취업 - 공식, 비공식	3111	3487	2634	9232	88.4%
실업 - 공식, 시간 관련, 잠재 경제활동인구	661	381	169	1211	11.6%
고용 지위(확장실업 기준, 5개 유형)					

구분	연령 구분			합계	%
	19~24	25~29	30~34		
취업 - 공식(Formal)	2,583	3,255	2,501	8,339	79.9%
취업 - 시간 관련 추가취업 가능	181	77	54	312	3.0%
취업 - 비공식(Informal)	601	259	138	998	9.6%
실업 - 공식(Formal)	245	170	86	501	4.8%
실업 - 잠재 경제활동인구	162	107	24	293	2.8%
합계	3,772	3,868	2,803	10,443	100%

2. 변수

본 연구의 독립변수인 확장실업 여부는 통계청의 '고용보조지표 3'에서 정의한 확장실업의 개념을 적용하여 측정하였다. 확장실업자는 '일하고 싶은 욕구가 완전히 충족되지 못한 노동력'으로서 전통적인 개념의 실업자에 '시간 관련 추가취업 가능자'와 '잠재경제활동인구'를 포함하여 실업의 개념을 확장한 통계치이다. 시간 관련 추가취업 가능자란 취업자 중에 단시간 근로자(36시간 미만)이면서 추가취업을 희망하고 추가취업이 가능한 사람이며, 잠재경제활동인구는 구직활동을 하지 않았거나 현실적으로 취업이 불가능하여 비경제활동인구로 분류되지만 잠재적으로 취업이나 구직이 가능한 사람을 말한다. 잠재경제활동인구는 잠재취업 가능자(비경제활동 인구 중에서 지난 4주간 구직활동을 하였으나, 조사 대상 주간에 취업이 가능하지 않은 자)와 잠재 구직자(비경제 활동인구 중에서 지난 4주간 구직활동을 하지 않았지만, 조사 대상 주간에 취업을 희망하고 취업이 가능한 자)로 구분한다. 삶의질 실태조사의 조사 항목 중에서 '지난 주 36시간이상 근로 여부', '지난 주 추가 근로 희망 여부', '지난 주 추가 근로 가능 여부'의 항목을 조합하여 시간 관련 추가취업 가능자의 수를 식별하였다. 그리고 '실업자/비경제활동인구 구분', '지난 1주간 구직활동 여부', '지난 1개월간 구직활동 여부', '지난 1주간 일자리 희망 여부', '지난 주 근무시작 가능 여부'의 항목을 활용하여 잠재경제활동인구를 식별하였다. 그리고 실업자, 잠재경제활동자, 시간 관련 추가취업 가능자의 어느 한 분류에 해당하면 확장실업자로 정의하였다. 한편, 실업 여부의 구분을 확장하여 고용 상태별 차이를 분석하기 위해 5가지 유형으로 고용 상태를 구분한 변수를 생성하였다. 즉, 취업자는 공식적인(formal) 취업자와 비공식적인(informal) 취업자로 구분하고, 실업자는 시간 관련 추가 취업 가능자, 실업자, 잠재경제활동인구로 구분하였다. 단, 비공식적인 취업자는 법률과 제도에 의한 고용 보호, 즉 노동관계법이나 사회보험의 사각지대에 놓인 취업자를 말하며, 본 연구는 5인 미만 사업장의 노동자, 근로계 약서를 작성하지 않은 노동자, 주휴수당이 없는 노동자의 3가지 조건에 해당 여부를 식별하여 2가지 이상에 해당하면 비공식 취업자로 간주하였다(성재민, 이시균, 2007; 이승윤, 백승호, 김미경, 김윤영, 2017; 김규혜, 이승윤, 박성준, 2020). <표 1>은 확장실업 및 고용 형태의 정의에 따른 표본의 분포를 3가지 연령대별로 구분하여 나타내고 있다.

본 연구의 종속변수는 주관적 웰빙, 매개변수는 소득, 사회적 자본, 우울의 3개 변수이다. 주관적 웰빙은 <표 2>와 같이 삶의 만족도, 현재의 행복감, 삶의 자기실현적 가치에 관한 11점 척도의 3개의 설문 항목으로 측정하였다. 그리고 측정 항목과 구성개념 간의 요인구조는 확인적 요인분석 방법을 적용하여 분석하되, 측정변수 분포의 왜도가 상당하였으므로 정규분포 가정에서 벗어나더라도 상대적으로 강건한 방법인

부분최소제곱 (Partial Least Squares, PLS) 기반의 구조방정식 모형을 활용하였다(Hair et al., 2021). <표 2>는 3개 항목의 복합 신뢰도(Composite reliability, C.R.)와 추출된 평균분산(Average Variance Extracted, AVE)을 나타내고 있으며, 신뢰도와 타당도는 모두 일반적인 기준을 충족하고 있다(Hair et al., 2021). 소득은 근로소득과 사업소득을 포함하여 청년의 총소득으로 측정하되 단위는 백만 원으로 변환하였다. 단, 총소득의 분포는 매우 왜도가 높고 3표준편차를 상회하는 극단치가 존재하므로 상한 및 하한의 0.1% 기준을 초과하는 데이터는 상, 하한의 0.1%에 해당하는 값으로 치환하는 윈저화(winsorizing)를 적용하여 극단치의 영향을 제한하였다 (Sullivan et al., 2021). 사회자본은 사회 네트워크, 지역사회 참여, 사회적 신뢰의 3개 차원을 설정하고, 각 차원에 해당하는 조사 항목들을 구성하여 측정하였다(황성호, 이희선, 2019; 이홍직, 윤수인, 2023). 사회 네트워크는 ‘갑자기 큰돈이 필요할 때’ 등의 5가지 어려운 상황에 처했을 때, 실제로 도움을 받을 수 있는 집단의 수를 각 상황별로 측정변수화하여 5점 척도로 구성된 5개의 항목으로 구성하였다. 5개 항목의 복합 신뢰도는 0.894이며 일반적인 신뢰도 기준을 충족하였다. 지역사회에 참여하는 정도는 ‘1가지 이상의 정기적으로 참여하는 문화·예술 활동’ 등 3개의 지역사회 활동의 참여 여부에 관한 설문 항목을 사용하였다. 3개 항목의 복합 신뢰도는 0.810이며 일반적인 신뢰도 기준을 충족하였다. 사회적 신뢰는 ‘귀하는 우리 사회가 얼마만큼 신뢰할 수 있는 사회라고 느끼십니까’의 11점 척도로 측정된 단일 설문 항목을 사용하였다. <표 3>은 사회 네트워크 등 3개의 차원으로 구성된 사회자본에 관한 확인적 요인분석의 결과를 포함하고 있다. 한편, 사회 네트워크와 같은 하위 차원들이 집합적으로 사회자본의 구성개념을 형성하며, 하위 차원들은 상호 독립적이고 개념적으로 상호 호환되거나 상관이 높다고 가정하기 어렵다. 따라서 전통적인 반영적(reflective model) 모형보다는 형성적 모형(formative model)에 의한 척도구성이 적합하다고 판단하였다(Van Beuningen & Schmeets, 2013). <표 3>에서 사회자본의 3가지 하위 차원들은 모두 유의하게 적재되었으므로 항목 차원의 신뢰성과 타당성을 검증하였다(MacKenzie et al., 2011). 또한 하위 차원들 간의 측정 내용이 중복된 정도를 나타내는 VIF는 모두 2보다 작으므로 내용적으로 중복된 항목은 없다고 판단된다(Hair et al., 2021). 그리고 각 하위 차원의 측정 항목에 대한 효과 크기는 모두 0.29보다 크므로 실질적인(practical) 유의성을 나타내고 있다(Cohen, 1992). 따라서 3개의 차원이 사회자본을 형성하는 요인구조임을 확인하였다. 사회자본의 변수 구성을 위해 먼저 각 하위 차원을 $(X - X_{\min}) / (X_{\max} - X_{\min})$ 의 산식으로 정규화하고 데이터의 범위가 [0, 1]이 되도록 변환하여 동일한 범위의 척도로 구성하였다. 그리고 사회자본 내에서 각 차원의 상대적인 중요도를 반영하기 위해 효과크기를 가중치로 삼아 3개의 차원을 가중평균하여 합산함으로써 지수(index) 형태의 변수를 구성하였다(Mazziotta & Pareto, 2019). 단, 사회자본 변수는 다중공선성을 완화하고 분석 결과가 쉽게 해석되도록 구조방정식 모형을 이용한 통계분석에서는 평균중심화(mean-centering)하여 사용하였다. 세 번째 매개변수인 우울은 <표 2>와 같이 ‘나는 일을 하는 것에 대한 흥미나 재미가 거의 없다’를 포함하여 9개의 설문 항목으로 측정하였다. 그리고 측정 항목과 구성개념 간의 요인구조는 확인적 요인분석 방법을 적용하여 분석하되, 측정 항목의 분포의 왜도가 상당하였으므로 부분최소제곱 기반의 구조방정식 모형을 활용하였다(Hair et al., 2021). <표 2>는 9개 항목으로 측정된 사회자본의 복합 신뢰도와 추출된 평균분산을 나타내고 있으며, 신뢰도와 타당도는 모두 일반적인 기준을 충족하고 있다(Hair et al., 2021). 우울 변수는 9개의 항목을 평균하여 구성하되, 이후의 통계분석에서는 계수 해석의 편의를 위해 평균중심화하여 사용하였다.

표 2. 주관적 웰빙과 우울에 대한 확인적 요인분석 결과

측정 항목	주관적 웰빙	우울	평균추출 분산 (AVE)	합성신뢰도 (C.R.)
귀하는 요즘 귀하의 삶에 전반적으로 만족하십니까?	0.912***			
귀하는 어제 얼마만큼 행복하셨습니까?	0.906***		0.781	0.915
귀하의 삶에서 자유로운 선택을 할 수 있다고 느끼십니까?	0.832***			
나는 일을 하는 것에 대한 흥미나 재미가 거의 없다.		0.683***		
나는 가라앉은 느낌, 우울감 혹은 절망감을 느낀다.		0.798***		
나는 잠들기 어렵거나, 자주 깨어나거나, 너무 많이 잔다.		0.724***		
나는 최근 피곤하고, 기력이 저하되어 있다.		0.697***		
나는 최근 식욕이 저하되거나 혹은 과식한다.		0.715***	0.525	0.908
나는 내 자신이 나쁜 사람이거나 실패자라고 느낀다.		0.773***		
나는 신문을 읽거나 TV를 볼 때 집중하기 어렵다.		0.693***		
나는 거동이나 말이 느리거나 너무 초조하고 서성거린다.		0.666***		
나는 차라리 죽는 것이 낫겠다는 등의 생각을 한다.		0.761***		

본 연구는 실업과 주관적 웰빙 간의 관계에 영향을 미칠 수 있는 9개의 변수를 설정하여 그 영향을 통제하였다. 먼저 남성과 여성은 실업이 사회자본, 우울 및 주관적 웰빙에 관해 서로 다른 태도와 행동을 보일 수 있으므로 이를 통제하였다. 연령이 높아질수록 실업의 영향이나 주관적 웰빙에 대한 평가의 기준이나 결과가 달라질 수 있으므로 연령 효과를 통제하였다. 수도권 거주 여부는 실업과 사회자본, 우울, 주관적 웰빙 간의 관계를 교란하는 외부 환경을 형성하므로 그 영향을 통제하였다. 혼인 여부에 따라 실업의 사회적 경제적 효과와 주관적 웰빙의 수준이 달라질 수 있으므로 그 효과를 통제하였다. 가구의 구성원 수가 늘어날수록 개별 청년이 체감하는 실업의 영향이 다를 수 있다. 이 변수는 1명에서 6명 이상까지 6점 척도로 구성하였다. 지난 12개월 동안 원치 않는 이유로 소득 없이 된 경험이 있으면 현재의 실업 여부만 아니라 실업이 청년에게 미치는 부정적 효과의 크기가 다를 수 있으므로 경험 여부를 통제변수로 사용하였다. 취업 준비에 관해 가족, 친지 등으로부터 도움을 받은 정도에 따라 실업 상태와 실업의 영향이 다를 수 있다. 이 변수는 ‘교사, 지도교수 등 학교로부터 도움 여부’를 포함하는 6개의 측정 항목을 평균하여 사용하였다. 청년의 교육 수준이 높아질수록 실업 여부 및 실업의 경제적, 사회적, 심리적 영향이 달라질 수 있다. 교육 수준은 중학교에서 박사까지 6개 범주로 측정된 변수를 사용하였다. 부모의 사회경제적 지위에 따라 청년의 노동시장 진입과 이해과정이 다를 수 있으므로 그 효과를 통제하였다. 부모의 사회경제적 지위의 측정은 부모 학력의 수준, 부모 사회경제적 지위 수준에 대한 청년의 주관적 평가, 가구 자산 총액, 가구 수입 총액의 4개 차원을 사용하였다. 이 4개의 차원이 집합적으로 부모의 사회경제적 지위를 형성한다고 판단하여 앞에서 설명한 형성적 요인분석을 적용하였으며, <표 3>은 각 차원의 적재량을 포함하여 분석 결과를 나타내고 있다. 분석 결과는 앞에서 설명한 형성적 요인분석의 검정 기준에 부합하였으며, 4개 차원 변수를 정규화하고 효과크기를 가중치로 하여 가중평균한 후에 합산하여 지수 형태의 변수를 구성하였다.

표 3. 사회자본 및 부모 사회경제적 지위의 형성적 요인분석 결과

차원/하위 차원	사회적 자본	부모의 사회경제적 지위	P값	분산 팽창 요인(VIF)	효과크기 (Effect Size)
도움받을 수 있는 집단의 수	0.501		<0.001	1.012	0.294
정기적으로 참여하는 지역사회 활동의 수	0.545		<0.001	1.016	0.349
사회에 대한 신뢰의 정도	0.550		<0.001	1.017	0.357
가구 자산의 총액		0.455	<0.001	1.225	0.334
가구 수입의 총액		0.449	<0.001	1.220	0.325

차원/하위 차원	사회적 자본	부모의 사회경제적 지위	P값	분산 팽창 요인(VIF)	효과크기 (Effect Size)
부모 학력의 수준		0.310	<0.001	1.065	0.155
부모 사회경제적 지위의 정도		0.339	<0.001	1.077	0.185

3. 분석 방법

본 연구는 확장된 개념의 청년실업이 소득, 사회자본, 우울을 매개하여 주관적 웰빙에 미치는 영향을 분석한다. 첫 번째로 주요 변수들의 평균, 표준편차, 상관계수 등을 기술통계량을 살펴보고, 원자료의 조사 가중치를 적용하여 모집단에서 주요 변수들의 성별에 따른 차이가 있는지를 검증한다. 두 번째로 실업 여부를 종속변수로 하고 성별과 같은 개인 변수를 독립변수로 하는 로지스틱 회귀모형을 구성하여 각 개인이 실업을 경험할 확률을 추정한다. 청년실업은 개인의 속성과 관계없이 무작위로 발생하지 않으므로 단순히 실업 여부를 독립변수로 사용하여 분석하면 선택편의(selection bias) 등이 발생하여 회귀계수가 왜곡될 수 있다. 따라서 로지스틱 모형을 통해 역확률 가중치(Inversed Probability Weight, IPW)를 산출하고, 이 가중치를 구조방정식 모형에서 변수 간의 관계를 분석할 때 적용한다. 역확률 가중치 또는 성향점수를 기반으로 한 처치집단과 통제집단 간의 매칭 및 가중치 부여 방법은 무작위적인 표집이 거의 불가능한 사회과학 분야에서 변수 간의 인과적 설명력을 높이는 방법으로서 최근 사용 빈도가 급증하고 있다(Chesnaye et al., 2022). 그러나 역확률 가중치 방법의 대표적인 현실적인 어려움은 처치집단과 통제집단 간의 공변량 분포가 균형을 이룬다는 조건하에서 추정해야 오류 또는 편이가 없다는 것이다. 본 연구는 공변량의 균형을 최적화하면서 처치집단에 할당될 확률을 추정하는 공변량 균형 성향 점수(Covariate Balancing Propensity Score, CBPS) 방법을 사용하였다(Imai & Ratkovic, 2014). 이 방법은 성향점수가 공변량의 균형에 관한 점수이면서 동시에 처치집단과 통제집단에 배정 될 조건부 확률을 의미한다는 이중적 특성을 활용한다. 즉, 처치집단과 통제집단 간의 공변량 분포에 대해 일반화 적률법(Generalized Method of Moment, GMM)을 적용하여 공변량 분포의 균형을 이루는 동시에 이 조건에 부합하는 역확률 가중치를 얻을 수 있다. CBPS에 의해 산출한 역확률은 일반적인 회귀분석 모형에서 가중치로 활용할 수 있으므로 인과적 추론의 적용 범위와 활용성을 넓히고 있다(Fan et al., 2022). 한편, 구조 방정식 모형을 사용하면 내생변수, 즉 매개변수와 종속변수의 측정오차를 식별하여 경로계수의 추정에서 제외할 수 있으므로 변수 간의 구조를 보다 정확하게 산출할 수 있다. 따라서 본 연구는 앞에서 설명한 역확률 가중치를 적용한 구조방정식의 경로모형을 분석하여 실업이 주관적 웰빙에 미치는 효과를 추정한다. 따라서 확장실업 여부의 주관적 웰빙에 대한 총효과는 평균처치효과(Average Treatment Effects, ATE)의 개념으로 추정할 수 있다. 그리고 이같이 산출한 총효과를 각 매개변수 별로 분해하여 간접효과를 추정함으로써 변수 간의 관계에 대한 인과적 추론을 강화한다. 그리고 확장실업의 유무가 아닌 확장실업의 유형을 독립변수로 사용하여 고용 및 실업의 세부 범주에 따른 영향의 차이를 검증한다.

IV. 연구 결과

1. 기술통계량

〈표 4〉는 본 연구에서 사용한 변수의 평균, 표준편차, 변수 간의 상관계수를 나타낸다. 주요 변수 간의 상관계수는 모두 유의하면서 일정한 수준 이상의 효과크기를 보이고 있으므로 통계분석 결과의 유의미함을 기대할 수 있다. 또한 통제변수도 주요 변수와 대부분 유의한 상관을 나타내므로 주요 변수 간의 관계가 과장이나 왜곡 없이 정확한 크기를 보일 것으로 기대할 수 있다. 〈표 5〉는 주관적 웰빙에서 확장실업 유형까지의 주요 변수에 관해 성별에 의한 차이의 크기와 유의도를 보여주고 있다. 단, 이 표의 통계치는 청년 삶 실태조사의 횡단면 개인가중치를 적용하여 산출하였으므로 2022년 기준 한국 청년의 모집단 10,077,124명에 대한 분석이라고 할 수 있다. 주관적 웰빙은 성별 차이가 유의하지 않았으나 소득 및 사회 자본의 성별 평균은 여성 청년이 남성 청년보다 유의하게 작으며, 여성 청년의 소득은 남성 청년보다 28만 7천 원이 작았다. 그러나 우울의 평균은 여성 청년이 남성 청년보다 유의하게 크다. 확장실업 여부에서도 남성 청년은 전체 남성 청년 중에서 10.8%가 확장실업에 해당하는 반면, 여성 청년은 전체 여성 청년 중에서 11.5%가 이에 해당하므로 상대적으로 여성 청년의 확장실업률이 높음을 확인하였다. 또한 확장실업의 유형별로 보면 비록 차이가 근소하지만 여성 청년의 공식 취업률은 남성 청년보다 작으며, 여성 청년의 비 공식 취업률은 남성 청년보다 높다. 즉, 여성 청년은 남성 청년에 비해 제도적인 노동보호를 받지 못하는 일자리에 취업하는 비율이 약간 높다고 할 수 있다. 실업 및 취업의 범주 전체에서 가장 큰 차이는 시간 관련 추가취업 가능자에서 나타났다. 여성 청년은 이 비율이 3.9%인 반면 남성 청년은 2.3%이므로 여성 청년이 단시간의 일자리에 취업하는 비율이 훨씬 높다. 한편, 공식 실업과 잠재 경제활동 인구의 비율은 남성 청년이 더 높았다. 정리하면 여성 청년은 남성 청년에 비해 제도적 보호를 받는 공식적인 일자리에 취업할 가능성이 낮고, 여성 청년은 이 상황의 타개책으로써 비록 소득이 적고 고용보호가 불충분한 파트타임의 일자리라도 남성 청년에 비해 더 많이 취업함에 따라 공식적인 실업이나 잠재 경제활동 인구에서의 여성 비율은 낮다고 해석할 수 있다.

표 4. 변수의 기술통계량 및 상관계수 행렬

변수	평균	표준 편차	A	B	C	D	E	F	G
A 주관적 웰빙	6.822	1.767							
B 소득	2.428	1.731	0.089						
C 사회적 자본	0.534	0.152	0.380	0.096					
D 우울	1.332	0.435	-0.410	-0.031	-0.183				
E 확장실업 여부	0.116	0.320	-0.125	-0.357	-0.066	0.054			
F 확장실업 유형	0.411	0.963	-0.126	-0.392	-0.077	0.051	0.903		
G 성별	1.536	0.499	0.012	-0.105	-0.050	0.092	-0.004	-0.012	
H 연령	1.907	0.788	-0.011	0.473	0.002	0.030	-0.144	-0.170	-0.057
I 지역 구분	1.653	0.476	0.024	-0.059	-0.017	-0.058	-0.009	0.016	-0.013
J 혼인 여부	1.877	0.329	-0.049	-0.187	0.031	-0.009	0.070	0.078	-0.062
K 가구 유형	2.284	1.248	0.009	-0.222	-0.036	0.000	0.090	0.106	0.073
L 실업 경험	1.107	0.310	-0.069	-0.102	-0.033	0.073	0.062	0.061	0.020
M 취업 도움	2.229	1.964	-0.010	-0.018	0.068	0.125	0.021	0.005	0.020
N 학력	3.584	0.790	0.104	-0.004	0.164	-0.024	0.009	0.009	0.061

O	부모 사회경제적 지위	0.190	0.053	0.204	-0.074	0.189	-0.086	0.029	0.035	0.043
				H	I	J	K	L	M	N
I	지역 구분			-0.003						
J	혼인 여부			-0.367	-0.036					
K	가구 유형			-0.162	-0.045	-0.098				
L	실업 경험			-0.022	-0.019	0.008	0.019			
M	취업 도움			-0.003	-0.013	0.018	0.031	0.032		
N	학력			0.075	0.006	0.041	-0.009	-0.030	0.060	
O	부모 사회경제적 지위			-0.142	-0.079	0.046	0.360	-0.036	0.067	0.250

1) 굵은 글씨로 나타낸 상관계수는 $p < 0.05$ 수준에서 유의하다.

표 5. 주요 변수의 성별 차이에 관한 기술통계 및 검정 결과

모집단 구분	남성	여성	합계	차이 검정 p value
	5,290,884 (52.5%) 평균(표준편차/비율)	4,786,240 (47.5%) 평균(표준편차/비율)	10,077,124 (100.0%) 평균(표준편차/비율)	
주관적 웰빙	6.842 (1.783)	6.854 (1.778)	6.848 (1.780)	0.752
소득	2.171 (2.014)	1.884 (1.640)	2.035 (1.851)	<0.001
사회적 자본	0.430 (0.168)	0.420 (0.159)	0.425 (0.164)	0.017
우울	1.278 (0.402)	1.364 (0.460)	1.319 (0.432)	<0.001
확장실업 여부				
확장취업	3,492,984 (89.2%)	3,155,844 (88.5%)	6,648,828 (88.9%)	<0.001
확장실업	421,894 (10.8%)	410,779 (11.5%)	832,673 (11.1%)	<0.001
확장실업 유형별				
공식(formal) 취업	3,208,019 (81.9%)	2,893,837 (81.1%)	6,101,856 (81.6%)	<0.001
비공식(informal) 취업	312,601 (8.0%)	291,955 (8.2%)	604,557 (8.1%)	<0.001
시간 관련 추가취업 가능	91,598 (2.3%)	140,244 (3.9%)	231,842 (3.1%)	<0.001
공식 실업	200,232 (5.1%)	158,475 (4.4%)	358,706 (4.8%)	<0.001
잠재(potential) 경제활동	102,428 (2.6%)	82,112 (2.3%)	184,541 (2.5%)	<0.001

1) 확장실업 여부 및 확장실업 유형별의 차이 검정은 모집단 비율의 차이에 관한 Z검정 결과이다.

한편, <표 6>은 확장실업 여부에 따른 주관적 웰빙 등 주요 변수의 평균 및 표준편차를 나타낸다. 확장실업에 해당하는 청년은 그렇지 않은 청년에 비해 평균적으로 $p < 0.001$ 수준에서 주관적 웰빙, 소득, 사회적 자본이 모두 낮고, 우울 수준은 높음을 검증하였다. 이 결과는 비록 선택 편의를 통제하지 않은 단순한 회귀분석에 의한 집단 간 차이분석의 결과이지만, 확장실업이 주관적 웰빙 등에 미치는 영향이 존재할 가능성이 충분함을 나타내고 있다. 또한 주관적 웰빙, 소득, 사회적 자본, 우울 중에서 소득의 변동계수(Coefficient of variation)가 가장 높으므로 확장실업이 소득에 미치는 직접적인 설명력이 상대적으로 높을 가능성을 보여주고 있다.

표 6. 확장실업 여부에 따른 주요 변수의 기술통계 및 차이 검정 결과

모집단 구분	확장취업	확장실업	합계	차이 검정 p value
	6,648,828 (88.9%) 평균(표준편차)	832,673 (11.1%) 평균(표준편차)	10,077,124 (100.0%) 평균(표준편차)	
주관적 웰빙	6.927 (1.743)	6.148 (2.023)	6.840 (1.793)	<0.001
소득	2.868 (1.627)	0.899 (1.177)	2.649 (1.700)	<0.001
사회적 자본	0.429 (0.163)	0.396 (0.164)	0.425 (0.164)	<0.001
우울	1.331 (0.432)	1.415 (0.481)	1.340 (0.439)	<0.001

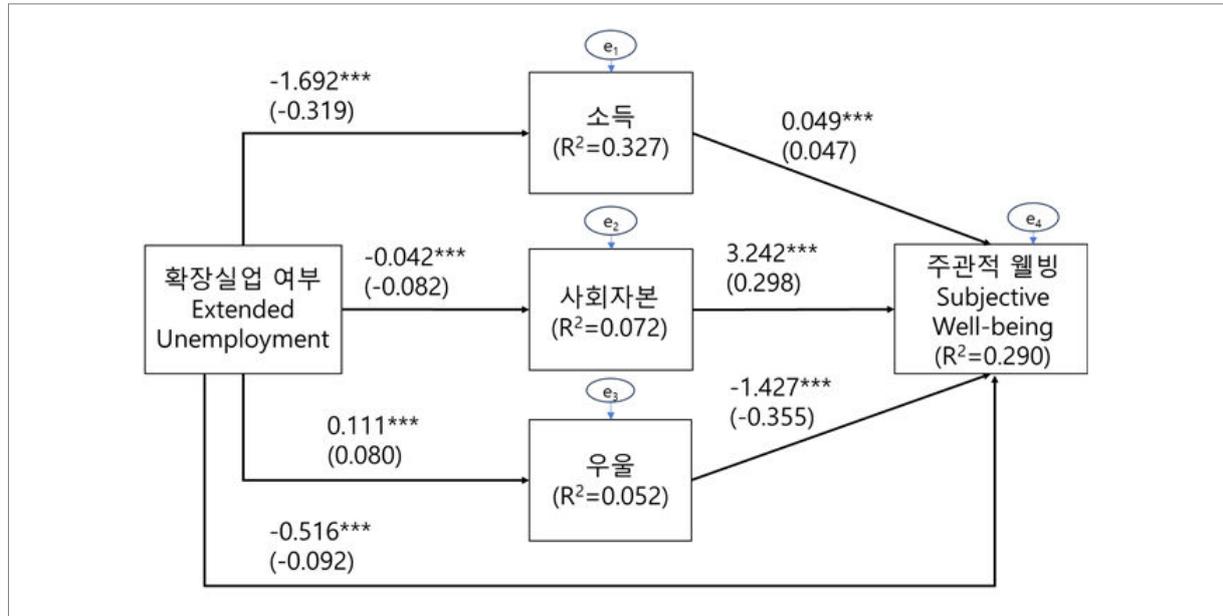
2. 역확률 가중치의 추정

본 연구는 표본의 모든 관측치가 확장취업 및 확장실업에 속할 확률이 최대한 동일하도록 하는 역확률 가중치(Inverse Probability Weights, IPW)를 산출하고, 이 가중치를 통계분석에 적용하여 확장실업 여부의 효과를 인과적으로 추정하는 방법을 사용한다. 확장실업 및 확장취업에 해당하는 두 집단의 공변량 분산이 동일하다는 조건 하에 서 역확률 가중치를 산출하기 위해 본 연구는 CBPS 방법을 사용한다. 이 방법은 확장실업 여부를 종속변수로 하고 관련된 공변량을 독립변수로 하는 로지스틱 회귀분석 및 일반화 적률법(GMM)을 활용하여 공변량의 계수를 산출하고, 이 계수를 이용하여 각 관측치가 처치집단에 소속할 확률을 추정한다. <표 7>은 이 방법을 사용한 분석 결과로서 처치집단, 즉 확장실업 그룹과 통제집단, 즉 확장취업 그룹 간에 각 공변량의 평균, 평균 차이, 표준화한 평균 차이(Standardized Mean Differences, SMD), 병합된(pooled) 표본의 표준편차와 두 집단 간의 분산비율을 나타낸다. 본 연구에서 공변량으로 사용한 변수는 <표 7>과 같이 성별을 포함하여 9개이다. 단, 역확률 가중치를 효율적으로 산출하기 위해 연령, 가구원수, 취업 도움의 정도, 학력, 부모의 사회경제적 지위 등 연속변수는 제곱항을 추가하였다. 분석 결과 확장실업 집단과 확장취업 집단의 공변량 평균 차이는 0에 가까우며, 표준화한 평균 차이도 0에 가깝고, 두 집단의 분산 비율은 1에 가까우므로 공변량 분산의 균형은 달성되었다고 판단한다. 추정된 역확률 가중치의 평균은 1, 표준편차는 0.213, 최솟값 0.267, 최댓값 5.139이었다. 단, 청년 삶 실태조사는 2022년 기준으로 전국 청년을 모집단으로 하는 개인가중치를 제공하고 있으므로 역확률 가중치와 개인가중치를 곱한 복합가중치를 산출하고, 이를 구조방정식 모형에서 확률가중치로 활용하였다.

표 7. CBPS 방법을 적용한 확장실업 여부에 대한 분산 균형화(covariate balancing)의 결과

변수	확장실업 그룹 (Treat d)의 평균 (A)	비확장실업 그룹 (Contro l)의 평균 (B)	평균 차이 (A- B)	표준화한 평균 차이 (SMD)	병합(pooled) 표 본의 표준편차	분산비율 (Variance Ratio)
성별	1.540	1.540	0.000	0.000	0.498	1.001
연령	1.902	1.902	0.000	0.000	0.788	1.001
연령 X 연령	4.239	4.239	0.000	0.000	3.145	1.001
지역 구분	0.652	0.652	0.000	0.000	0.476	1.001
혼인 여부	1.877	1.877	0.000	0.000	0.328	1.001
가구원 수	2.292	2.292	0.000	0.000	1.250	1.001
가구원 수 X 가구원 수	6.814	6.814	0.000	0.000	6.578	1.026
실업 경험	1.112	1.112	0.000	0.000	0.315	1.001
취업 도움의 정도	2.240	2.240	0.000	0.000	1.967	1.001
취업 도움 X 취업 도움	8.885	8.885	0.000	0.000	11.951	1.006
학력	3.582	3.582	0.000	0.000	0.791	1.001
학력 X 학력	13.455	13.455	0.000	0.000	5.206	0.930
부모 SES	0.190	0.190	0.000	0.000	0.053	1.001
부모 SES X 부모 SES	0.039	0.039	0.000	0.000	0.023	0.881
학력 X 부모 SES X 부모 SES	0.691	0.691	0.000	0.000	0.268	0.972

그림 1. 구조방정식모형을 사용한 경로분석 결과



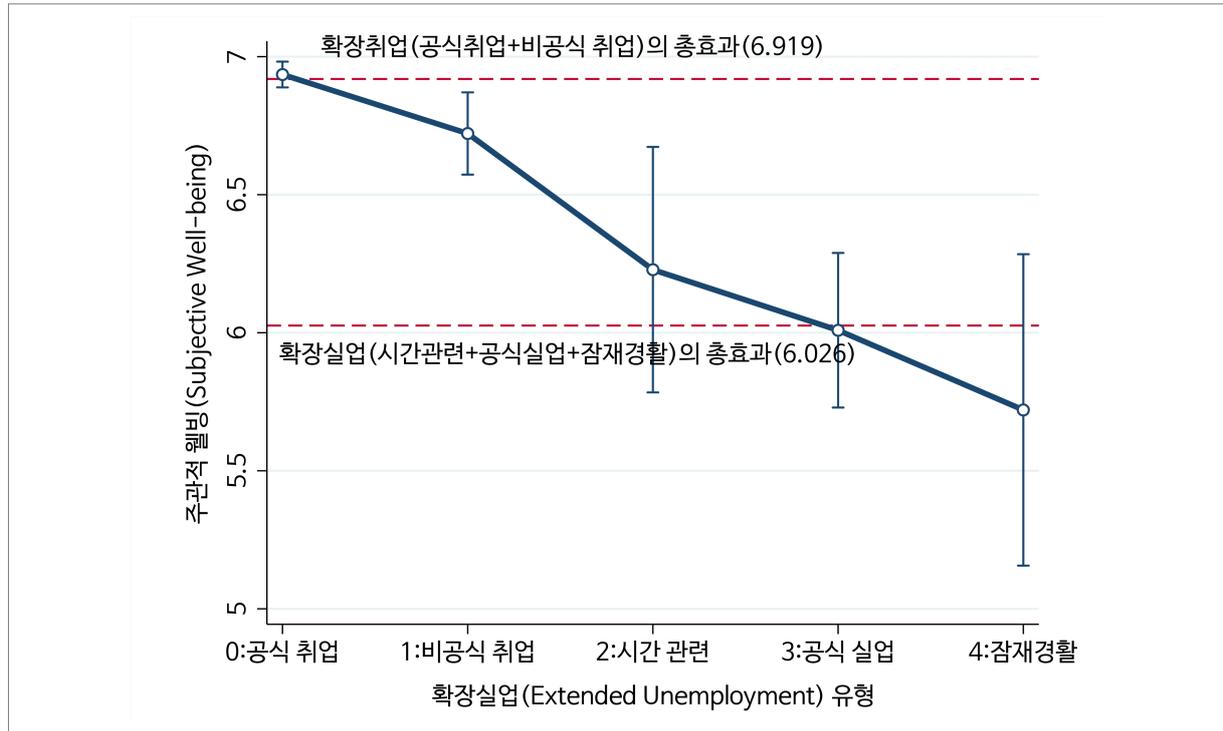
주: 1) 통계변수는 성별, 연령, 지역 구분, 혼인 여부, 가구 유형, 실업 경험, 취업 도움, 학력, 부모의 사회경제적 지위이다. 괄호 내에는 표준화(Standardized) 계수를 표기하였다.
 2) $*** p < 0.001$

3. 구조방정식 모형을 사용한 경로분석 결과

[그림 1]은 확장실업이 소득, 사회자본, 우울을 매개하여 주관적 웰빙에 미치는 경로, 각 경로의 비표준화 및 표준화계수, 그리고 유의도를 함께 나타낸 것이다. 본 연구는 확장실업과 다른 변수 간의 관계에서 인과성을 강화하기 위해 역확률 가중치를 적용하고 있으므로 계수의 해석은 평균처치효과 개념으로 해석할 수 있다. 평균처치효과는 모든 관측치가 확장실업에 해당한다는 반사실적(counterfactual) 조건에서의 효과와 모든 관측치가 확장취업에 해당한다는 반사실적인 조건에서의 효과 간의 평균적인 차이를 의미한다. [그림 1]에서 모든 경로의 계수는 $p < 0.001$ 수준에서 유의하며, 모든 계수의 방향은 이론적 배경에서 설명한 연구가설과 일치하였다. 각 매개변수와 종속변수에 대한 모형의 설명력은 결정계수로 나타내었고, 모형의 전체적인 결정계수는 0.431이었다.

<표 8>은 확장실업이 주관적 웰빙에 미치는 직접효과와 소득 등을 매개하는 간접효과를 정리한 것이다. 모든 계수는 $p < 0.001$ 수준에서 유의하였으며, 간접효과는 부트스트랩 95% 신뢰구간을 표현하였다. 확장실업 여부가 주관적 웰빙에 미치는 직접효과는 표준화계수 기준으로 -0.092 이며, 이는 총효과인 -0.159 의 57.9%이다. 확장실업 여부가 소득을 매개하여 주관적 웰빙에 미치는 간접효과는 -0.015 이며, 총효과의 9.3%이다. 확장실업 여부가 사회 자본을 매개하여 주관적 웰빙에 미치는 간접효과는 -0.024 이며, 총효과의 15.1%이다. 그리고 확장실업 여부가 우울을 매개하여 주관적 웰빙에 미치는 간접효과는 -0.028 로서 간접효과 중에서 가장 크며, 총효과의 17.6%이다. 소득을 매개한 효과보다 사회자본을 매개한 효과가 0.009만큼 크고, 이 값은 단측검정에서 $p < 0.1$ 수준에서 유의하였다. 그리고 소득을 매개한 효과보다 우울을 매개한 효과가 0.013만큼 크고, 이 값은 단측검정에서 $p < 0.05$ 수준에서 유의하였다.

그림 2. 주관적 웰빙에 대한 확장실업 여부 및 확장실업 유형의 총효과 추정치1)



주: 확장실업 유형별 주관적 웰빙의 추정치는 <표 9>에 보고하였으며, 이 도표는 95%의 신뢰구간과 함께 나타내었다.

표 8. 확장실업에서 주관적 웰빙에 이르는 각 경로별 직접 및 매개(간접) 효과

경로	구분	계수	부트스트랩 95% 신뢰구간	표준화 계수
(A) 확장실업 여부 ⇒ 주관적 웰빙	직접효과	-0.516***	-.685	-.346
(B) 확장실업 여부 ⇒ 소득 ⇒ 주관적 웰빙	매개(간접)효과	-0.083***	-0.131	-0.037
(C) 확장실업 여부 ⇒ 사회적 자본 ⇒ 주관적 웰빙	매개(간접)효과	-0.136***	-0.194	-0.083
(D) 확장실업 여부 ⇒ 우울 ⇒ 주관적 웰빙	매개(간접)효과	-0.158***	-0.235	-0.092
(B)+(C)+(D)	매개효과 합계	-0.378***	-0.488	-0.276
(A)+(B)+(C)+(D) 확장실업 여부 ⇒ 주관적 웰빙	총효과	-0.894***	-1.118	-0.679

[그림 2]는 확장실업 여부의 주관적 웰빙에 대한 총효과와 확장실업의 유형별 총효과를 나타낸 것이다. 모든 청년이 확장된 개념의 실업에 해당한다면 주관적 웰빙의 평균은 6.026이며, 모든 청년이 확장된 개념의 취업에 해당한다면 주관적 웰빙의 평균은 6.919이다. 즉, 확장실업의 실업 여부에 따른 주관적 웰빙의 평균처리효과(Average Treatment Effects)는 0.893으로서 청년실업은 주관적 웰빙을 평균적으로 0.893만큼 낮추고 있다.

표 9. 확장실업 유형별 주관적 웰빙의 추정치 및 유형별 효과의 차이1)

구분	취업/실업 유형	주관적 웰빙 추정치	효과 차이 1	효과 차이 2
A	공식 취업	6.935***		
B	비공식 취업	6.722***	A-B 0.214**	
C	시간 관련 추가취업 가능자	6.228***	B-C 0.493*	A-C 0.707***
D	공식 실업자:	6.009***	C-D 0.219	B-D 0.713***
E	잠재 경제활동인구	5.720***	D-E 0.289	C-E 0.508+

주: 1) 효과 차이의 유의도는 단방향(one-tailed) Z검정의 결과이다.

2) + p<0.1, * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

〈표 9〉는 확장실업의 유형별로 주관적 웰빙 평균의 추정치와 유형별 효과의 차이를 나타낸다. 전체적으로 공식 취업에서 잠재 경제활동인구의 유형으로 갈수록 주관적 웰빙은 낮아지며, 확장실업에 해당하는 3가지 유형 중에서는 시간 관련 \Rightarrow 공식 실업 \Rightarrow 잠재 생활의 순으로 주관적 웰빙 수준이 낮아짐을 확인하였다. 잠재경제활동인구에 해당하는 청년의 평균적인 주관적 웰빙 수준은 파트타임 형태로 취업한 청년보다 단방향(one-tailed) z검정을 기준으로 $p < 0.1$ 수준에서 유의하게 낮으며, 공식 실업자인 청년의 웰빙 수준보다 낮은 하지만 그 차이는 유의하지 않았다. 그리고 제도적 고용보호의 범위 밖에서 비공식적으로 취업한 청년이 파트타임 형태로 취업한 청년보다 평균적인 주관적 웰빙 수준이 유의하게 높으며($p < 0.001$), 공식 취업한 청년의 웰빙 수준보다는 유의하게 낮음을 확인하였다($p < 0.01$).

V. 결론 및 제언

1. 분석 결과의 논의

본 연구의 분석 결과를 정리하면 다음과 같다. 첫째, 시간 관련 추가취업 가능자, 공식적인 실업자, 잠재적 취업 가능자와 잠재 구직자를 합산하여 정의한 확장된 개념의 실업은 소득을 매개하여 주관적 웰빙에 부정적인 영향을 미친다. 한국에서 청년의 확장실업은 취업에 비해 평균 169만원의 소득이 감소하며, 소득이 1표준편차만 큼 줄어들면 주관적 웰빙은 0.047표준편차만큼 감소함을 확인하였다. 송이은·김진영(2012)은 복지패널을 이용한 연구에서 상용직, 임시·일용직, 자영업자, 실업자로 구분한 고용지위에 따라 소득이 감소함을 실증하였다. 김성아, 김문길(2020)은 소득을 포함한 다차원 빈곤이 삶의 만족도에 부정적 영향이 있음을 보여주었다. 본 연구는 청년의 확장실업이 소득을 매개하여 주관적 웰빙에 부정적인 영향이 있음을 실증함으로써 실업의 사회경제적 영향에 관한 구조적인 설명을 추가하였다는 기여가 있다.

둘째, 확장실업은 사회자본을 매개하여 주관적 웰빙에 부정적인 영향을 미친다. 그리고 신뢰, 사회참여, 네트워크로 구성되는 사회자본이 줄어들면 주관적 웰빙이 감소한다. 확장실업 여부에 따라 사회자본이 감소한다는 본 연구의 결과는 잠재적 박탈 이론, 비타민 이론, 사회정체성 이론, 사회자본 이론을 지지하는 결과라고 할 수 있다. 선행연구는 실업이 사회적 참여와 정보접근의 채널을 줄임으로써 사회자본을 감소시켰음을 확인하였고(Kunze & Suppa, 2017), 사회자본은 주관적 웰빙 또는 삶의 질에 긍정적인 영향을 미친다고 실증하였다(신미정, 이양수, 2018; 이나경, 2022). 그러나 Winkelmann(2009)의 연구에서 실업과 주관적 웰빙 간의 관계에 관한 사회자본의 조절 효과는 검증되지 않았으며, 모형 설정의 문제 또는 변수 측정의 문제를 잠정적인 원인으로 지목하고 있다. 본 연구는 청년의 확장실업이 사회자본을 매개하여 주관적 웰빙을 감소시키고 있음을 실증함으로써 실업과 행복의 연결 기제로서 사회자본의 역할을 설명하였다는 의의가 있다.

셋째, 확장실업은 우울을 매개하여 주관적 웰빙에 부정적인 영향을 미친다. 이러한 발견은 실업이 우울을 포함하는 정신 건강에 광범위한 영향을 미친다는 많은 선행연구와 일치하는 결과이다(Rodriguez et al., 2001; 변금선, 이해원, 2018; Amiri, 2022). 또한 우울함은 자기 자신, 사회 전반, 미래에 대해 부정적인 편견을 동반하여 삶에 대한 낙관, 희망, 즐거움, 만족 등에 영향을 미침으로써 주관적 웰빙을 낮춘다는 우울의 인지 이론을 지지하는 증거라고 볼 수 있다(Haaga et al., 1991; Zhou et al., 2010; Song et al.,

2023). 한편, 선행연구는 확장실업이 우울에 영향을 미치면서 이를 매개하여 주관적 웰빙에 영향을 미친다는 구조적 기제에 관해서 충분히 설명하지 않고 있다. 본 연구는 실업으로 인해 우울과 같은 부정적인 심리적 정서가 늘어나고, 우울한 정도가 높아지면 자기 자신과 사회 및 미래에 대한 부정적인 편견이 강화되면서 주관적 웰빙이 낮아짐을 설명하였다는 의의가 있다.

넷째, 본 연구의 새로운 발견 중 하나는 확장실업이 소득, 사회자본, 우울을 매개하는 간접효과의 크기는 소득을 매개한 간접효과가 가장 작고, 그다음은 사회자본의 매개효과이며, 우울을 매개한 간접효과가 가장 크다는 것이다. 그리고 확장실업이 소득을 매개하여 주관적 웰빙에 미치는 효과를 총효과와 대비하면 9.3%에 불과하다. 즉, 주관적 웰빙을 기준으로 확장실업의 비용 관점으로 표현하자면 소득을 매개한 비용보다 나머지 직·간접적인 비용이 소득을 매개한 비용 대비 9.75배 크다는 것이다. 하지만 이 크기도 사회자본 및 우울이 낮아짐으로 인해 가족, 지인 등에게 전이되는 비용이나 사회 전체가 감당해야 하는 보건사회적 비용은 제외하고 본 연구모형의 범위 내에서만 산출한 것이므로 확장실업의 사회적 총비용은 훨씬 커질 수 있음을 유념할 필요가 있다. 본 연구의 기여 중 하나는 청년의 확장실업이 주관적 웰빙에 영향을 미치는 직접적인 효과만이 아니라 소득, 사회자본, 우울을 매개하는 간접적인 효과가 있음을 실증하였다는 것이고, 확장실업이 청년에게 미치는 경제적인 영향 보다는 사회적, 심리적 영향이 압도적으로 강하다는 증거를 제시하였다는 것이다.

다섯째, 본 연구는 확장실업의 여부만이 아니라 확장실업의 유형에 따라 주관적 웰빙에 미치는 영향이 달라짐을 확인하였다. 본 연구는 공식 취업자, 비공식 취업자, 추가취업이 가능한 시간 관련 취업자, 공식적인 실업자, 잠재적 경제활동 가능자의 5가지 유형으로 구분하였다. 그리고 각 유형별로 주관적 웰빙의 총효과를 추정하여 비교한 결과, 공식 취업-비공식 취업-시간 관련-공식 실업-잠재 경제활동인구의 순으로 줄어들고 있음을 확인하였다. 본 연구의 새로운 발견은 먼저 비공식 취업자가 시간 관련 추가취업 가능자보다 주관적 웰빙의 평균 수준이 높다는 것이고, 공식 실업자보다 잠재적 경제활동인구의 주관적 웰빙 수준이 더 낮다는 것이다. 비공식적인 일자리 및 시간 관련 추가취업 가능한 일자리는 모두 이른바 나쁜 일자리에 해당하지만, 고용보호를 받는 파트타임 형태의 일자리보다는 고용보호를 받지 못하고 사실상 비정규직에 해당하는 일자리가 삶의 만족도는 더 높다는 발견은 일자리의 질에서 근로시간의 중요성에 관한 새로운 시사점을 제공한다. 또한 사실상 취업 가능한 잠재적 경제활동인구에 해당하는 청년이 공식적인 실업자인 청년보다 삶의 만족도가 더 낮다는 발견은 실업의 정의와 범위에 관한 새로운 시사점을 제공하고 있다. 본 연구는 공식적인 실업 여부만이 아니라 확장실업의 개념을 활용하여 취업에서 실업까지를 5가지의 유형으로 구분하고, 유형별로 효과 차이를 실증함으로써 실업 관련 연구에 새로운 관점을 제시하고 있다.

2. 정책적 시사점

본 연구 결과를 바탕으로 정책적인 제언을 추가하자면 다음과 같다. 첫째, 청년실업에 대한 국가 책임과 의무를 명확히 정의하고 실행하는 정책 체계가 강화되어야 한다. EU의 청년보장제는 30세 미만의 청년이 일자리를 잃거나 학교를 나오면 4개월 이내에 양질의 고용, 계속 교육, 직업훈련 과정을 제공하는 EU 차원의 청년고용 정책 중의 하나이다. 한국의 경우 「청년기본법」이 이와 유사한 역할을 하고 있지만, 정부의 책임담보 수준, 정책 집행과정과 결과의 투명성, 목표 달성의 효과성 측면에서 여전히 부족하고 미흡한 부

분이 많다고 할 수 있다. 따라서 「청년기본법」은 중앙정부 및 지자체가 청년을 도와주는 역할 정도에 머무르지 않고 EU의 예와 같이 청년실업에 대한 국가의 구체적인 책임과 의무사항을 규정할 필요가 있다. 나아가 청년실업에 해당하는 모든 당사자를 식별하여 어떤 프로그램을 얼마나 제공하고 어떤 성과가 있었는지에 관한 기본통계를 정책관리시스템을 통해 상시 공개함이 바람직하다. 둘째, 청년의 구직과 기업의 구인을 매칭하는 과정의 효과성과 효율성을 높이는 프로그램으로서 갭 이어(Gap Year) 제도의 전면적인 도입과 지원이 필요하다. 갭이어는 일반적으로 정규교육과정을 잠시 쉬면서 자신에 관한 깊은 이해를 바탕으로 인생 전반의 커리어를 탐색하고 경험하기 위한 다양한 진로 탐색 및 봉사활동을 말한다. 단, 한국 청년의 직업 이행 과정을 감안하여 「청년기본법」의 대상이 되는 모든 청년에게 학교 졸업 이후에도 이 제도를 활용할 수 있도록 확대하여야 한다(김정희, 주동범, 정일환, 정진철, 권동택, 최창범, 이현민, 2017). 이를 위해 고등교육기관의 관련 제도 정비, 진로의 탐색, 준비, 결정을 위한 민관 합동형 지원시스템 구축, 재정적 지원 및 관련 정부기관과의 협업이 필수적이다. 또한 일부 지자체에서 성공적으로 운영하고 있는 갭 이어 프로그램을 중앙 정부의 제도로 흡수하여 전국의 모든 청년에게 확대할 필요가 있다. 현재로서는 갭 이어를 포함한 지자체의 청년지원 프로그램이 예산과 인력 부족 등으로 극히 일부의 청년만을 대상으로 시범 운영의 수준에 그치고 있다. 그러나 청년보장 제도의 일환으로 새로운 직업과 일자리를 스스로 만들거나 경험하는 기회를 충분히 얻을 수 있도록 지원하는 프로그램은 청년 본인은 물론 소속 대학, 지역사회 및 기업에게도 혜택을 받을 수 있을 것이다. 셋째, 청년이 입직 과정에서 겪는 실업 기간 동안 전면적인 부조 정책, 졸업 후 일정 기간 취업하지 못하면 의제적으로 실업을 인정하여 실업급여를 지급하는 등의 포용적 노동시장 정책을 확대 적용하는 방안을 고려할 수 있다(은석, 이혜림, 2021). 취업지원서비스, 직업훈련, 국민취업지원제도와 같은 기존의 노동시장 정책은 주로 고용보험에 가입한 후 실직한 사람을 대상으로 실시하고 있으며, 일부 서비스는 미취업 청년에게도 참여 기회를 주고 있다. 그러나 청년의 연령, 소득, 재산, 취업경험 등의 요건이 충족되어야 하고, 지원 유형별로 구직촉진수당의 차이가 있으며, 지원 기간도 제한적이라는 한계가 있다. 따라서 제도의 적용 범위를 대폭 확대하여 취업을 원하는 청년은 어떤 형태로든 정책 대상이 되어 도움을 받을 수 있도록 강화할 필요가 있다. 또한 본 연구 결과에 따르면 확장실업은 사회자본과 정신건강을 매개하여 청년의 삶의 질에 영향을 미치고 있으므로 모든 청년이 정책 프로그램에 참여하도록 유도하여 사회적 연결 기회와 정신 건강의 상담과 치료서비스를 제공할 필요가 있다. 넷째, 중장기적으로 고용과 실업에 관한 정책의 기획과 실행 과정에서 실업의 정의를 수정, 확장할 필요가 있다. 고용 형태는 이제 노동 시간, 장소, 고용 주체, 직무 대상, 작업환경의 측면에서 분화를 거듭하면서 전통적인 상용직 또는 정규직의 비중은 갈수록 감소하고 다양한 형태의 비정규직이 급속히 늘어났다. 최근의 기술 및 사회경제적 환경의 변화를 고려하면 이 추세는 향후 더욱 가속화될 것이므로 단지 1시간 이상의 노동으로 취업 여부를 구분하거나 구직활동 여부에 따라 실업자를 정의하는 기준은 급격히 변화하는 노동환경에 비추어 볼 때 더 이상 유효하지 않다. 따라서 실업에서 취업까지의 정도를 측정하여 가칭 경제활동지수 또는 고용지수와 같이 척도화하는 프레임워크를 수립하고, 이 프레임워크에 따라 관련 제도와 기준을 수정하여 환경변화에 대응할 필요가 있다. 예를 들어 본 연구는 공식 취업자, 비공식 취업자, 추가취업이 가능한 시간 관련 취업자, 공식적인 실업자, 잠재적 경제활동인구의 서열에 따라 일자리의 부정적인 영향 크기가 달라짐을 보였지만, 일할 능력의 저하를 정도를 포함하여 불안전고용 및 잠재고용인구에 관한 공식적인 통계 지표의 개발과 활용을 제언할 수 있다. 이같은 정책들은 청년의 취업이 소위 스펙에만 의존하는 각자도생

의 오징어 게임이 아니라 국가의 책임영역으로서 노동시장의 실패를 보완하기 위해 정부가 노력하고 있음을 보여주는 강력한 신호가 될 수 있다. 동시에 효과적인 사회 및 보건안전망을 제공하고 사회자본으로 기 능함으로써 노동시장의 왜곡과 마찰을 줄이고 장기적으로 경제 전반의 활력을 높이는 제도라고 판단된다.

3. 연구한계 및 향후 방향

본 연구의 한계 및 향후 방향은 다음과 같다. 첫 번째로 본 연구는 청년실업이 소득, 사회자본, 우울을 매 개하여 주관적 웰빙에 미치는 부정적 영향을 분석하였지만, 이러한 구조적 관계는 취업자의 일자리 질에 따라서도 상당한 차이를 보일 수 있다. 이른바 나쁜 일자리란 일자리가 없는 경우보다도 삶의 만족이나 행 복 수준이 낮은 일자리를 정의한다면, 본 연구 결과는 일자리 질과 준거변수로서의 주관적 웰빙 간의 관 계를 분석한 연구와 결합하여 나쁜 일자리의 기준에 관한 일종의 벤치마크를 제공할 수 있다. 이러한 벤치 마크는 비공식 일자리나 시간 관련 추가취업 가능한 일자리의 질이 공식 실업보다 나은 수준이 되려면 갖 추어야 할 요소나 속성에 관한 설명을 추가할 수 있을 것이다. 두 번째로 본 연구는 비록 역확률 가중치를 사용하여 청년실업과 다른 변수 간의 관계에서 선택편의를 교정한 인과적 관점의 평균처치효과를 분석하 였지만 여전히 횡단면 조사의 원자료를 사용함으로써 엄밀한 의미의 인과관계를 입증하였다고 하기 어렵 다. 또한 실업이 사회자본, 우울, 주관적 웰빙과 양방향으로 관련되어 있으며, 사회자본 등이 향후 실업 가 능성을 높일 수 있음을 주장하는 선행연구도 존재한다 (Andersson, 2021; Bartelink et al., 2020). 다음의 연구는 변수 간의 시점을 달리 하거나 종단적인 자료를 사용하면 실업의 영향 구조에 관해 보다 강건한 분 석 결과를 제시할 수 있을 것이다. 특히, 사회자본, 우울, 주관적 웰빙과 실업 간의 종단적 인과 관계를 분 석하면 실업의 부정적인 영향이 이른바 자원 손실의 함정 또는 악순환(loss spiral)을 거쳐 확대 재생산되는 구조를 보일 수 있을 것이다(Holmgren et al., 2017).

김건식은 서울과학기술대학교에서 산업정보시스템 전공 박사학위를 받고, 경희대학교 대학원 경영학과에 강사로 재직 중이다. 주요 관심 분야는 삶의 질, 사회적 웰빙, 혁신, 지속가능성 등이며, 현재 일자리 질, 청년실업, 기업의 사회적 성과 등을 연구하고 있다.

(E-mail: konshik@khu.ac.kr)

참고문헌

- 건강보험심사평가원. (2022). 국민감심질병통계. <https://opendata.hira.or.kr/op/opc/olapMfrnIntrsIlnsInfoTab1.do>에서 2024. 1. 20. 인출
- 김규혜, 이승윤, 박성준. (2020). '취업'과 '실업'의 사이에서: 청년이직에 대한 질적연구. *한국사회정책*, 27(4), pp.49-85. doi: <https://doi.org/10.17000/kspr.27.4.202012.49>.
- 김성아, 김문길. (2020). 일하는 사람들의 행복: 종사상 지위별 삶의 만족에 대한 다차원 빈곤의 영향. *보건사회연구*, 40(1), pp.146-177. doi: <https://doi.org/10.15709/hswr.2020.40.1.146>.
- 김우영, 김유빈. (2019). 한국의 노동시장 이행 현황. *노동리뷰*, 174, pp.7-18. https://www.kli.re.kr/kli/rschRptView.es?mid=a10102040000&pbclt_sn=9246
- 김정희, 주동범, 정일환, 정진철, 권동택, 최창범, 이현민. (2017). 영.미.일 대학 갭이어 사례 및 시사점 분석. *비교교육연구*, 27(4), pp.155-186. doi: <https://doi.org/10.20306/kces.2017.27.4.155>.
- 배영. (2007). 새로운 커뮤니케이션 환경과 사회자본: 사회자본 논의의 이론적 쟁점과 실천적 과제를 중심으로. *커뮤니케이션 이론*, 3(2), pp.54-81. <https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART001325915>
- 변금신, 이해원. (2018). 고용불안정이 정신건강에 미치는 영향: 고용상태 변화 유형과 우울의 인과관계 추정. *보건사회연구*, 38(3), pp.129-160. doi: <https://doi.org/10.15709/hswr.2018.38.3.129>.
- 성재민, 이시균. (2007). 한국노동시장의 비공식 고용. *산업노동연구*, 13(2), pp.87-124. doi: <https://doi.org/10.17005/kals.2007.13.2.87>.
- 송이은, 김진영. (2012). 고용지위와 우울의 관계: 소득과 사회심리적 자원의 매개효과를 중심으로. *보건사회연구*, 32(1), pp.228-259. doi: <https://doi.org/10.15709/hswr.2012.32.1.228>.
- 신미정, 이양수. (2018). 사회적 자본이 주관적 웰빙에 미치는 영향에 관한 연구. *지역정책연구*, 29(2), pp.185-206. <https://www.kci.go.kr/kciportal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART002433387>
- 은석, 이해림. (2021). 청년수당은 수급자들의 노동시장성공과를 증진하였는가. *비판사회정책*, 71, pp.197-228. doi: <https://doi.org/10.47042/ACSW.2021.05.71.197>.
- 이나경. (2022). 사회적 자본과 자아존중감이 청년 미취업자의 삶의 질에 미치는 영향. *보건사회연구*, 42(2), pp.220-242. doi: <https://doi.org/10.15709/hswr.2022.42.2.220>.
- 이승윤, 백승호. (2021). 생태적 전환을 위한 '참여소득'의 가능성: 기본소득, 보편적 기본서비스, 일자리보장제와의 비교. *시민과세계*, 39, pp.129-168. doi: <https://doi.org/10.35548/cw.2021.12.39.129>.
- 이승윤, 백승호, 김미경, 김윤영. (2017). 한국 청년노동시장의 불안정성 분석. *비판사회정책*, 54, pp.487-521. <https://www.kci.go.kr/kci-portal/ci/sereArticleSearch/ciSereArtiView.kci?sereArticleSearchBean.artiId=ART002199451>
- 이홍직, 윤수인. (2023). 사회자본이 노인의 주관적 웰빙에 미치는 영향. *한국웰니스학회지*, 18(3), pp.55-61. doi: <https://doi.org/10.21097/ksw.2023.8.18.3.55>.
- 황주희, 전동일, 김홍모. (2014). 장애인의 실업과 우울 사이의 상호 인과성 분석 - 자기회귀교차지연 효과 검증. *장애와 고용*, 24(1), pp.27-49. doi: <https://doi.org/10.15707/disem.2014.24.1.002>.
- 황성호, 이희선. (2019). 사회자본이 삶의 만족도에 미치는 영향: 정주의식과 자기효능감의 매개효과분석. *한국공공관리학보*, 33(2), pp.1-36. doi: <https://doi.org/10.24210/kapm.2019.33.2.001>.
- Allan, B. A., Rolniak, J. R., & Bouchard, L. (2020). Underemployment and well-being: Exploring the dark side of meaningful work. *Journal of Career Development*, 47(1), pp.111-125. doi: <https://doi.org/10.1177/0894845318819861>.
- Amiri, S. (2022). Unemployment associated with major depression disorder and depressive symptoms: a systematic review and meta-analysis. *International journal of occupational safety and ergonomics*, 28(4), pp.2080-2092. doi: <https://doi.org/10.1080/10803548.2021.195479334259616>.
- Andersson, A. B. (2021). Social capital and self-efficacy in the process of youth entry into the labour market: Evidence from a longitudinal study in Sweden. *Research in Social Stratification and Mobility*, 71(1). doi: <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2020.100580>.
- Bartelink, V. H. M., Zay, Y. K., Guldbrandsso, K., & Bremberg, S. (2020). Unemployment among young people and mental health: A systematic review. *Scandinavian Journal of Public Health*, 48(5), pp.544-558. doi: <https://doi.org/10.1177/140349481985284731291827>.

- Baycan, T., Öner, Ö. (2023). The dark side of social capital: a contextual perspective. *The Annals of Regional Science*, 70(3), pp.779–798. doi: <https://doi.org/10.1007/s00168-022-01112-2>.
- Björnskov, C. (2008). Social capital and happiness in the United States. *Applied Research in Quality of Life*, 3(1), pp.43–62. doi: <https://doi.org/10.1007/s11482-008-9046-6>.
- Chesnaye, N. C., Stel, V. S., Tripepi, G., Dekker, F. W., Fu, E. L., Zoccali, C., & Jager, K. J. (2022). An introduction to inverse probability of treatment weighting in observational research. *Clinical Kidney Journal*, 15(1), pp.14–20. doi: <https://doi.org/10.1093/ckj/sfab15835035932PMC8757413>.
- Cohen, J. (1992). A Power Primer. *Psychological Bulletin*, 112(1), pp.155–159. doi: <https://doi.org/10.1037//0033-2909.112.1.15519565683>.
- Coutts, A., Stuckler, D., Cann, D., Huppert, F.A., & Cooper, C.L. (2014). *Interventions and Policies to Enhance Wellbeing*. London: John Wiley & Sons.
- Crowe, L., Butterworth, P. (2016). The role of financial hardship, mastery and social support in the association between employment status and depression: results from an Australian longitudinal cohort study. *BMJ open*, 6(5). doi: <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2015-00983427235296PMC4885313>.
- Diener, E., Suh, E. M., Lucas, R. E., & Smith, H. L. (1999). Subjective well-being: Three decades of progress. *Psychological bulletin*, 125(2), pp.276–302. doi: <https://doi.org/10.1037//0033-2909.125.2.276>.
- Diener, E., Biswas-Diener, R. (2002). Will money increase subjective well-being?. *Social indicators research*, 57, pp.119–169. doi: <https://doi.org/10.1023/A:1014411319119>.
- Dooley, D. (2003). Unemployment, underemployment, and mental health: Conceptualizing employment status as a continuum. *American Journal of Community Psychology*, 32(1–2), pp.9–20. doi: <https://doi.org/10.1023/A:102563450474014570431>.
- Easterlin, R. A. (2001). Income and happiness: Towards a unified theory. *The economic journal*, 111(473), pp.465–484. doi: <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00646>.
- Fan, J., Imai, K., Lee, I., Liu, H., Ning, Y., & Yang, X. (2022). Optimal covariate balancing conditions in propensity score estimation. *Journal of Business & Economic Statistics*, 41(1), pp.97–110. doi: <https://doi.org/10.1080/07350015.2021.2002159>.
- Gedikli, C., Miraglia, M., Connolly, S., Bryan, M., & Watson, D. (2023). The relationship between unemployment and wellbeing: an updated meta-analysis of longitudinal evidence. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 32(1), pp.128–144. doi: <https://doi.org/10.1080/1359432X.2022.2106855>.
- Haaga, D. A., Dyck, M. J., & Ernst, D. (1991). Empirical status of cognitive theory of depression. *Psychological bulletin*, 110(2), pp.215–236. doi: <https://doi.org/10.1037//0033-2909.110.2.2151946867>.
- Hair, J. F., Hult, G. T. M., Ringle, C. M., Sarstedt, M., Danks, N. P., & Ray, S. (2021). *Partial Least Squares Structural Equation Modeling (PLS-SEM) Using R*. Cham: Springer. doi: <https://doi.org/10.1007/978-3-030-80519-7>.
- Helliwell, J. F., Putnam, R. D. (2004). The social context of well-being. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London. Series B: Biological Sciences*, 359(1449), pp.1435–1446. doi: <https://doi.org/10.1098/rstb.2004.152215347534PMC1693420>.
- Hetschko, C., Knabe, A., Schöb, R., & Zimmermann, K.F. (2021). *Handbook of Labor, Human Resources and Population Economics*. Cham: Springer. doi: https://doi.org/10.1007/978-3-319-57365-6_179-1.
- Holmgreen, L., Tirone, V., Gerhart, J., Hobfoll, S. E., Cooper, C.L., & Quick, J.C. (2017). *The handbook of stress and health: A guide to research and practice*. Chichester: John Wiley & Sons. doi: <https://doi.org/10.1002/9781118993811.ch27>.
- Howell, R. T., Howell, C. J. (2008). The relation of economic status to subjective well-being in developing countries: a meta-analysis. *Psychological bulletin*, 134(4), pp.536–560. doi: <https://doi.org/10.1037/0033-2909.134.4.53618605819>.
- Howley, P., Knight, S. (2022). Staying down with the joneses: Differences in the psychological cost of unemployment across neighbourhoods. *Work, Employment and Society*, 36(6), pp.1097–1117. doi: <https://doi.org/10.1177/09500170211003483>.
- Huppert, F. A., So, T. T. (2013). Flourishing across Europe: Application of a new conceptual framework for defining well-being. *Social indicators research*, 110(3), pp.837–861. doi: <https://doi.org/10.1007/s11205-011-9966-723329863PMC3545194>.
- Imai, K., Ratkovic, M. (2014). Covariate balancing propensity score. *Journal of the Royal Statistical Society Series B: Statistical Methodology*, 76(1), pp.243–263. doi: <https://doi.org/10.1111/rssb.12027>.
- Jahoda, M. (1982). *Employment and unemployment*. Cambridge: Cambridge University Press.

- Kahneman, D., Diener, E., & Schwarz, N. (1999). *Well-being: Foundations of hedonic psychology*. NY: Russell Sage Foundation.
- Knabe, A., Schöb, R., & Weimann, J. (2016). Partnership, gender, and the well-being cost of unemployment. *Social Indicators Research*, 129(3), pp.1255–1275. doi: <https://doi.org/10.1007/s11205-015-1167-3>.
- Krahn, H., Chow, A. (2016). Youth unemployment and career scarring: Social-psychological mediating effects?. *Canadian Journal of Sociology*, 41(2), pp.117–138. doi: <https://doi.org/10.29173/cjs23863>.
- Kunze, L., Suppa, N. (2017). Bowling alone or bowling at all? The effect of unemployment on social participation. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 133, pp.213–235. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2016.11.012>.
- McKee-Ryan, F. M., Harvey, J. (2011). “I have a job, but...”: A review of underemployment. *Journal of Management*, 37(4), pp.962–996. doi: <https://doi.org/10.1177/0149206311398134>.
- MacKenzie, S. B., Podsakoff, P. M., & Podsakoff, N P. (2011). Construct measurement and validation procedures in MIS and behavioral research: Integrating new and existing techniques. *MIS Quarterly*, 35(2), pp.293–334. doi: <https://doi.org/10.2307/23044045>.
- Mawn, L., Oliver, E. J., Akhter, N., Bamba, C. L., Torgerson, C., Bridle, C., & Stain, H J. (2017). Are we failing young people not in employment, education or training (NEETs)? A systematic review and meta-analysis of re-engagement interventions. *Systematic reviews*, 6(1), pp.1–17. doi: <https://doi.org/10.1186/s13643-016-0394-228122584PMC5264339>.
- Mazziotta, M., Pareto, A. (2019). Use and misuse of PCA for measuring well-being. *Social Indicators Research*, 142(2), pp.451–476. doi: <https://doi.org/10.1007/s11205-018-1933-0>.
- Mousteri, V., Daly, M., & Delaney, L. (2018). The scarring effect of unemployment on psychological well-being across Europe. *Social Science Research*, 72, pp.46–169. doi: <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2018.01.00729609736>.
- Nahapiet, J., Ghoshal, S. (1998). Social capital, intellectual capital, and the organizational advantage. *Academy of management review*, 23(2), pp.242–266. doi: <https://doi.org/10.5465/amr.1998.533225>.
- National Research Council (2013). *Subjective Well-Being: Measuring Happiness, Suffering, and Other Dimensions of Experience*. Washington, DC: The National Academies Press.
- Pohlan, L. (2019). Unemployment and social exclusion. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 164, pp.273–299. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2019.06.006>.
- Portes, A. (1998). Social capital: Its origins and applications in modern sociology. *Annual review of sociology*, 24, pp.1–24. doi: <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.24.1.1>.
- Puig-Barrachina, V., Giró, P., Artazcoz, L., Bartoll, X., Cortés-Franch, I., & Fernández, A et al. (2020). The impact of active labour market policies on health outcomes: a scoping review. *European Journal of Public Health*, 30(1), pp.36–42. doi: <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckz02630907412>.
- Putnam, R. (2001). Social capital: Measurement and consequences. *Canadian journal of policy research*, 2, pp.41–51.
- Rodriguez, E., Frongillo, E. A., & Chandra, P. (2001). Do social programmes contribute to mental well-being? The long-term impact of unemployment on depression in the United States. *International Journal of Epidemiology*, 30(1), pp.163–170. doi: <https://doi.org/10.1093/ije/30.1.16311171879>.
- Rodríguez-Pose, A., Von Berlepsch, V. (2014). Social capital and individual happiness in Europe. *Journal of Happiness Studies*, 15, pp.357–386. doi: <https://doi.org/10.1007/s10902-013-9426-y>.
- Roh, Y. H., Chang, J. Y., Kim, M. U., & Nam, S K. (2014). The effects of income and skill utilization on the underemployed’s self-esteem, mental health, and life satisfaction. *Journal of Employment Counseling*, 51(3), pp.125–141. doi: <https://doi.org/10.1002/j.2161-1920.2014.00047.x>.
- Schulte, P. A., Streit, J. M., Sheriff, F., Delclos, G., Felknor, S. A., Tamers, S. L., Grosch, J., & Sala, R. (2020). Potential scenarios and hazards in the work of the future: A systematic review of the peer-reviewed and gray literatures. *Annals of Work Exposures and Health*, 64(8), pp.786–816. doi: <https://doi.org/10.1093/annweh/wxaa05132719849PMC7454321>.
- Song, Y., Xiao, Z., Zhang, L., & Shi, W. (2023). Trait Depression and Subjective Well-Being: The Chain Mediating Role of Community Feeling and Self-Compassion. *Behavioral Science*, 13(6), pp.448–. doi: <https://doi.org/10.3390/bs1306044837366700PMC10294781>.

- Sullivan, J. H., Warkentin, M., & Wallace, L. (2021). So many ways for assessing outliers: What really works and does it matter?. *Journal of Business Research*, 132, pp.530–543. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2021.03.066>.
- Van Hemert, D. A., Van De Vijver, F. J., & Poortinga, Y. H. (2002). The Beck Depression Inventory as a measure of subjective well-being: A cross-national study. *Journal of Happiness Studies*, 3(3), pp.257–286. doi: <https://doi.org/10.1023/A:1020601806080>.
- Van Beuningen, J., Schmeets, H. (2013). Developing a social capital index for the Netherlands. *Social indicators research*, 113(3), pp.859–886. doi: <https://doi.org/10.1007/s11205-012-0129-2>.
- Wang, S., Coutts, A., Burchell, B., Kamerāde, D., & Balderson, U. (2021). Can active labour market programmes emulate the mental health benefits of regular paid employment? Longitudinal evidence from the United Kingdom. *Work, Employment and Society*, 35(3), pp.545–565. doi: <https://doi.org/10.1177/0950017020946664>.
- Warr, P. (1994). A conceptual framework for the study of work and mental health. *Work & Stress*, 8(2), pp.84–97. doi: <https://doi.org/10.1080/02678379408259982>.
- Winkelmann, R. (2009). Unemployment, social capital, and subjective well-being. *Journal of happiness studies*, 10(4), pp.421–430. doi: <https://doi.org/10.1007/s10902-008-9097-2>.
- Zhou, Y., Liu, X. P., Yang, S., & Ran, L. W. (2010). Negative biases or positivity lacks? The explanation of positive psychology on depression. *Advances in Psychological Science*, 18(4), pp.590–597.

The Impact of Extended Unemployment on Subjective Well-Being among Youth: Mediating Effects of Earnings, Social Capital, and Depression

Kim, KonShik¹

¹ Kyung Hee University

Abstract

This study examines how extended unemployment affects the well-being of youth, considering the mediating factors of earnings, social capital, and depression. Using data from the 2022 Youth Life Survey, we found the following. First, extended unemployment, defined as the sum of the time-related additional employment, official unemployment, and potential labor force, negatively affects subjective well-being through reduced earnings. Second, extended unemployment diminishes social capital, which in turn negatively affects subjective well-being. Third, extended unemployment increases depression among young adults, which negatively affects subjective well-being. Fourth, the magnitude of the indirect effects of extended unemployment was at its smallest when mediated by earnings and at its greatest when mediated by depression, implying that the effects of extended unemployment are more social and psychological than economic. Fifth, the effects of extended unemployment in terms of average treatment effects on subjective well-being depend on the ordinal ranking of extended unemployment that was categorized from formal employment to potential labor force. We also found that the total effect of extended unemployment decreases in the following order: formal employment, informal employment, time-related additional employment, formal unemployment, and potential labor force. This study provides a new perspective on unemployment research by utilizing the construct of extended unemployment that ranks the degree or intensity of employment into five categories and compares the effects of the differences between the degrees of employment.

Keywords: Extended Unemployment, Social Capital, Depression, Subjective Well-Being, Covariate Balancing Propensity Scores, Formative Model