creative commons
COMMONS DEED

저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:

저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.

비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.

변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 이용허락규약(Legal Code)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

Disclaimer

dCollection

사회복지학석사학위논문

실업은 왜 우리를 불행하게 하는가?

: 실업이 행복에 미치는 영향과 자아존중감의 매개효과

2020년 2월

서울대학교 대학원

사회복지학과

김 영

실업은 왜 우리를 불행하게 하는가?
: 실업이 행복에 미치는 영향과 자아존중감의 매개효과

지도교수 김 수 영

이 논문을 사회복지학석사 학위논문으로 제출함
2019년 11월

서울대학교 대학원
사회복지학과
김 영

김 영의 사회복지학석사 학위논문을 인준함
2019년 12월

위 원 장 안 상 훈 (인)

부 위 원 장 구 인 회 (인)

위 원 김 수 영 (인)

국 문 초 록

실업은 왜 우리를 불행하게 하는가?

: 실업이 행복에 미치는 영향과 자아존중감의 매개효과

서울대학교 대학원

사회복지학과

김 영

본 연구의 목적은 실업이 주관적 행복에 부정적인 영향을 미치며, 자아존중감이 그 영향을 매개함을 보이는 것이다. 다시 말해, 실업이 사람을 불행하게 만들며, 실업으로 인한 불행이 소득 감소뿐 아니라 자아존중감의 저하, 즉 스스로를 '가치 없는 사람'으로 느끼는 것 때문이라고 주장하는 것이다.

실업은 현재 우리 사회에서 가장 주목받는 사회문제일 뿐 아니라 미래에 더욱 심화될 것으로 예상되는 난제이다. 이러한 실업문제에 대응함에 있어, 실업이 실업자에게 미치는 영향을 종합적으로 파악해야 할 필요성이 높아지고 있다. 기존의 실업 담론은 주로 실업의 경제적 영향에 초점을 맞추어왔으나, 실업이 사회정책적으로 문제가 되는 궁극적인 이유는 실업으로 인한 소득 상실 자체가 아닌, 소득 상실 등을 통해 낮아지는 행복, 즉 불행에 있다. 이에 본 연구는 실업이 야기하는 문제의 초점을 소득에서 행복으로 확장하고, 실업이 행복에 미치는 영향을 매개하는 경제적 요인뿐 아니라 비경제적 요인인 자아존중감의 영향을 확인하였다.

먼저 고정효과모형(fixed effect model) 패널 회귀분석을 통해 실업이 미관측 요인들을 통제하고도 주관적 행복에 미치는 부정적 영향을 확인하였다. 또한 고정효과모형으로 Baron과 Kenny(1986)의 매개효과검증 3단계 분석을 수행하여 실업이 주관적 행복에 미치는 영향을 자아존중감이 매개함을 확인하였다. 마지막으로 점진적 보정(progressive adjustment) 방법을 활용하여 자아존중감의 매개효과가 경제중심적 담론처럼 경제적 소득의 영향을 받을 뿐 아니라 소득의 영향을 제하고도 존재하는 것을 확인하고 두 매개효과의 비중을 살펴보았다. 분석에는 주관적 행복 변수가 처음 포함된 한국복지패널 12차(2017)년도 자료부터 현재 접근이 가능한 가장 최근의 자료인 13차(2018)년도 자료까지 2개년의 자료를 활용하였다.

주요 분석 결과는 다음과 같다. 첫째, 실업은 주관적 행복에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 둘째, 실업이 주관적 행복에 미치는 부정적 영향을 자아존중감이 매개하는 것으로 나타났다. 셋째, 실업이 주관적 행복에 미치는 부정적 영향을 자아존중감이, 경제적 요인인 가구소득의 영향을 통제하고도 매개하며, 실업이 행복에 미치는 영향에 대한 자아존중감의 매개효과 비중이 가구소득의 매개효과 비중보다 큰 것으로 나타났다.

본 연구는 이론적 측면에서 실업이 행복에 미치는 영향을 밝히고, 경제적 영향을 제외하고도 그 영향을 자아존중감이 매개하는 것을 입증했다는 의미를 가진다. 먼저 실업이 행복에 미치는 영향에 대한 연구 결과는 실업과 행복의 상관관계를 분명히 입증하고, 실업이 행복에 영향을 미친다는 인과관계를 주장함에 있어 비허위성 조건을 충족하여 설득력을 더하였다. 또한 기존 이론에서 중요하게 다루어졌으나 실증적으로 연구되지 않은 실업, 자아존중감, 행복의 관계를 미관측 변수의 영향력을 통제한 상태에서 보다 엄밀하게 증명하였다. 마지막으로 실업이 경제적 영향뿐 아니라 경제적 영향으로부터 독립된 심리적 영향을 가진다는 사실을 보였다.

본 연구의 결과는 실업에 대한 논의가 소득에서 행복으로 확장되어야 한다는 것과 실업으로 인한 불행에 대응함에 있어 자아존중감이 중요하게 고려되어야 한다는 정책적 함의를 제공한다. 그러므로 먼저 현재적 차원에서는 행복수준을 낮추는 실업에 대응하는 실업지원제도가 강화되어야 하며, 실업지원제도가 자아존중감에 미치는 영향이 고려되어야 한다. 나아가 미래에 구조적 실업이 일반화될 때의 실업정책은 기존의 유급노동이 소득뿐 아니라 자아존중감의 원천이었다는 사실을 고려하여 설계되어야 한다. 즉 실업자에게 사회적 역할을 부여하고 이를 사회적으로 인정하여 경제적으로 보상하는 소득정책을 고려할 것을 제안한다.

주요용어: 실업, 실직, 행복, 주관적 행복, 자아존중감, 심리, 고정효과 모형, 매개효과

학번: 2017-26995

목 차

제 1 장 서론 ····· 1

제 2 장 이론적 배경 ····· 8

제 1 절 실업과 행복의 관계 ····· 8

1. 경제중심적 실업 담론: 실업과 소득 ····· 8

2. 실업 담론의 확장: 실업과 행복 ····· 12

1) 실업과 행복 ····· 12

2) 실업과 행복의 인과관계 ····· 14

3) 실업이 행복에 미치는 비경제적 영향 ····· 17

제 2 절 실업과 행복의 관계에서 자아존중감의 매개효과 ····· 21

1. 실업과 자아존중감의 관계 ····· 21

2. 자아존중감과 행복의 관계 ····· 29

3. 실업과 행복의 관계에서 자아존중감의 매개효과 ····· 32

제 3 절 기존 연구의 한계와 본 연구의 차별성 ····· 34

제 3 장 연구가설 및 연구모형 ····· 37

제 1 절 연구문제 및 연구가설 ····· 37

제 2 절 연구모형 ····· 38

제 4 장 연구방법 ····· 41

제 1 절 분석자료 ····· 41

제 2 절 변수의 정의 및 측정 ····· 42

1. 종속변수: 주관적 행복 ····· 42

2. 독립변수: 실업 여부 ····· 43
3. 매개변수: 자아존중감, 가구소득 ····· 45
4. 통제변수: 인구사회학적 요인, 관계적 요인 ····· 46
제 3 절 분석 방법 ····· 50

제 5 장 연구결과 ····· 60
제 1 절 기술통계 및 상관관계 분석 ····· 60
1. 취업상태에 따른 주관적 행복도, 자아존중감, 가구소득 ····· 60
2. 통제변수에 따른 주관적 행복도, 자아존중감, 가구소득 ····· 63
3. 주요 변수 간 상관관계 ····· 66
제 2 절 가설검증 ····· 67
1. 연구가설1: 실업이 주관적 행복에 미치는 영향 ····· 67
2. 연구가설2: 실업이 주관적 행복에 미치는 영향에 대한 자아존중감의 매개효과 ····· 72
3. 연구가설3: 실업이 주관적 행복에 미치는 영향에 대한 자아존중감의 매개효과 (가구소득 매개효과 통제) ····· 79

제 6 장 결론 ····· 92
제 1 절 분석결과의 요약 ····· 92
제 2 절 연구의 함의 및 한계 ····· 94
1. 이론적 함의 ····· 94
2. 정책적 함의 ····· 95
3. 한계 및 후속연구에 대한 제언 ····· 100

참고문헌 ····· 102
부록 ····· 114

표 차 례

<표 1> 변수의 구성 및 측정방법 ····· 49

<표 2> 취업상태에 따른 주관적 행복도, 자아존중감, 가구소득 평균 ····· 62

<표 3> 통제변수에 따른 주관적 행복도, 자아존중감, 가구소득 평균 ····· 64

<표 4> 실업 여부가 주관적 행복에 미치는 영향 (합동OLS 모형) ····· 69

<표 5> 실업 여부가 주관적 행복에 미치는 영향 (고정효과 모형) ····· 71

<표 6> 실업 여부가 주관적 행복에 미치는 영향에 대한 자아존중감의 매개효과 (고정효과 모형) ····· 73

<표 7> 2단계 모형: 실업(독립변수)이 자아존중감(매개변수)에 미치는 영향 (고정효과 모형) ····· 75

<표 8> 3단계 모형: 실업 여부(독립변수)와 자아존중감(매개변수)이 주관적 행복(종속변수)에 미치는 영향 (고정효과 모형) ····· 77

<표 9> 연구문제2 모형 Sobel Test 투입값 및 결과 ····· 78

<표 10> 실업이 주관적 행복에 미치는 영향에 대한 가구소득의 매개효과 (고정효과 모형) ····· 80

<표 11> 2단계: 실업(독립변수)이 가구소득(매개변수)에 미치는 영향 (고정효과 모형) ····· 81

<표 12> 3단계 모형: 실업 여부(독립변수)와 가구소득(매개변수)이 주관적 행복(종속변수)에 미친 영향 (고정효과 모형) ····· 83

<표 13> 연구문제3 모형 선행조건(가구소득 매개효과) Sobel Test 투입값 및 결과 ····· 84

<표 14> 실업이 주관적 행복에 미치는 영향에서 가구소득의 매개효과를 통제한 자아존중감의 매개효과 및 영향력 검증 (고정효과 모형) ····· 86

<표 15> 3단계 모형: 실업 여부(독립변수), 가구소득(매개변수1), 자아존중감(매개변수2)이 주관적 행복(종속변수)에 미친 영향 (고정효과 모형) … 87

<표 16> 연구문제3 모형 매개변수 영향력 비교 ····· 89

<표 17> 실업이 자아존중감에 미치는 영향에 대한 가구소득의 매개효과 (고정

효과 모형) ····· 90

<부표 1> 실업이 주관적 행복에 미치는 영향에서 가구소득의 매개효과를 통제한 자아존중감의 매개효과 및 영향력 검증 (고정효과 모형, 관계적 요인 미통제) ····· 115

<부표 2> 실업이 자아존중감에 미치는 영향에 대한 개인 근로소득의 매개효과 (고정효과 모형) ····· 116

<부표 3> 실업이 주관적 행복에 미치는 영향에서 가구소득의 매개효과를 통제한 자아존중감의 매개효과 및 영향력 검증 (합동OLS 모형) ····· 117

<부표 4> 실업이 자아존중감에 미치는 영향에 대한 가구소득의 매개효과 (합동 OLS 모형) ····· 118

그 림 차 례

[그림 1] 기존 국내 실업 연구의 관심 범위와 본 연구의 관심 범위 ····· 35

[그림 2] 연구문제1 모형 ····· 38

[그림 3] 연구문제2 모형 ····· 39

[그림 4] 연구문제3 모형 ····· 40

[그림 5] 캔트릴 사다리 문항 ····· 42

[그림 6] 매개효과 검증 모형 ····· 53

[그림 7] 연구문제1 모형 결과 ····· 71

[그림 8] 연구문제2 모형 결과 ····· 78

[그림 9] 연구문제3 모형 선행조건 결과 (가구소득 매개효과) ····· 84

[그림 10] 연구가설4 모형 분석 결과 (고정효과 모형) ····· 91

[부그림 1] 연구가설4 모형 결과 (합동OLS 모형) ····· 114

제 1 장 서론

본 연구의 목적은 실업이 주관적 행복에 부정적인 영향을 미치며, 자아존중감이 그 영향을 매개함을 보이는 것이다. 다시 말해, 실업이 사람을 불행하게 만들며, 실업으로 인한 불행이 소득 감소뿐 아니라 자아존중감의 저하, 즉 스스로를 '가치 없는 사람'으로 느끼는 것 때문이라고 주장하는 것이다. 이를 위해 먼저 실업이 주관적 행복에 미치는 부정적 영향을 고정효과 모델(fixed effect model) 패널 회귀분석으로 확인하였다. 다음으로, 실업이 주관적 행복에 미치는 영향에 대한 자아존중감의 매개효과를 Baron과 Kenny(1986)의 3단계 분석으로 확인한 후, 이러한 자아존중감의 매개효과가 경제적 매개변수인 가구소득을 통제하고도 유의한지 검증하였다. 마지막으로 자아존중감과 가구소득 각각의 매개효과 비중을 평가하기 위해 점진적 보정(progressive adjustment) 방법으로 분석을 실시하였다. 연구 결과를 통해 실업 정책이 실업의 경제적 소득 저하뿐 아니라 비경제적 자아존중감 저하의 영향까지 고려하여야 한다는 함의를 제공한다.

한국사회에서 실업 문제는 갈수록 심화되고 있다. 실업률은 2013년 이래로 매년 상승하였으며, 2019년 6월 실업자 수는 114만명으로 1999년 관련 통계 작성 이후 동월 최대치를 기록했다(통계청, 2019a). 2018년 구직기간 3개월 이상인 장기실업자의 수는 49만명으로 역시 관련 통계가 작성되기 시작한 2000년 이후 최대치를 기록했다(통계청, 2019a). 실업률이 상승하고 취업난이 심화되자 실업자뿐 아니라 공식적 실업으로 인정되지 않으나 '사실상 실업' 상태에 있는 취업준비자와 구직단념자(실망실업자)[1] 역시 증가하였다. 2003년 38만명에 불과했던 사실상 실업자는

1) 구직단념자는 '취업의사가 있고 즉시 취업이 가능하나, 노동시장적 사유로 일자리를 구하지 않은 자 중 지난 1년 내 구직경험이 있었던 자'이고, 실망실업자는 '취업의사가 있고 즉시 취업이 가능하나, 노동시장적 사유로 일자리를 구하지 않은 자'로 구직단념자보다 넓은 개념이다(황수경, 2009). 본 연구에서 논하고자 하는 대상은 실망실업자이나, 통계청에서 구직단념자의 수치를 발표하기에 두 용어를 병기하였다.

2018년 122만명으로 폭발적으로 증가했는데, 이는 15세 이상 인구 대비 비율로 따져봐도 2.4배에 이르는 수치다(통계청, 2019b). 이러한 상황으로 인해 우리 사회 전반에 실업문제에 대한 우려가 일반화되어 OECD(2016) 조사 결과 한국인의 79.4%가 실업에 대해 걱정한다고 응답하였다. 이는 조사대상인 OECD 15개국 중 멕시코 다음으로 두번째로 높고, 평균 48.8%와 비교해도 상당히 높은 수치다. 이에 실업은 대통령이 집무실에 일자리 상황판을 설치할만큼 현재 한국사회의 최우선적 정책과제로 여겨지고 있다.

실업은 현재적으로도 심각한 문제이지만, 미래에 심화될 것으로 예상된다는 점에서 더욱 큰 문제이다. '4차 산업혁명'으로 표현되는 지능정보기술의 발달로 인해 기계가 사람의 육체적 직무는 물론 정신적 직무까지 대체하여 수많은 일자리가 사라질 것으로 예상되고 있다. 이에 국내외 여러 연구들이 머지 않아 현존 일자리의 40~60%가 사라질 것이라는 예측을 내놓았다(김세움, 2015; 김건우, 2018; Frey & Osborne, 2017; World Economic Forum, 2016). 기술의 발전으로 인한 실업인 '기술적 실업(Technological Unemployment)'의 급증이 예상되는 것이다. Rifkin(1995)은 이러한 상황을 '노동의 종말'이라고 표현하며, 대다수의 사람들이 현재와 같은 형태의 노동을 하지 못하게 될 것이라고 예측하였다. 20세기를 대표한 사상가로 불리는 Bauman(2010)과 Gorz(1999) 역시 앞으로의 사회는 갈수록 사람들의 노동력을 필요로 하지 않을 것이기에 일자리가 부족해질 것이라고 보았다. 즉, 사회는 일할 사람을 필요로 하지 않는데 사람들은 일을 필요로 하는 시대가 온다는 것이다. 노동력 수요가 감소하는 상황을 우려한 Arendt(2017: 71)는 "인간에게 남아 있는 유일한 활동"인 노동이 없는 사회가 도래할 수 있으며, 이는 "최악의 상황"이라고 보았다. 이처럼 현재적, 미래적으로 심각한 실업 문제에 대해, 실업의 어떤 면이 사람에게 영향을 미치는지를 종합적으로 파악하여 적절하게 대응해야 할 필요성이 높아지고 있다.

먼저 기존의 실업 담론은 주로 실업의 경제적 영향에 초점을 맞추어왔다. 일의 주요 기능은 소득 창출이므로 실업은 소득 상실과 빈곤으로 이

어진다는 점에서 문제가 된다고 본 것이다(Fryer, 1986; 1995). 이에 실업으로 인한 소득 감소와 빈곤 발생에 초점을 맞춘 연구가 활발히 이루어졌다(구인회, 2002; 손병돈, 2010; 이병희, 2017; OECD, 1998; 2001; 2009; Haataja, 1999; Martinez et al., 2001; de Graaf-Zijl & Nolan, 2011). 실업을 경제적인 문제로 본만큼 그 해결 역시 경제적인 차원에 초점을 맞추어 제시되고 있다. 이를 보여주는 최근의 국내 실업정책을 살펴보면, 실직 시 실업급여를 제공하는 고용보험의 가입조건이 완화되고 급여수준이 상향되었으며, 고용보험의 혜택을 받지 못하는 실업자에게 급여를 지급하는 실업부조 '국민취업지원제도'가 추진되고 있다. 서울시와 경기도 등 지방 정부에서는 청년실업 문제에 대응하기 위한 정책으로 미취업 청년에게 수당을 지급하는 청년수당, 청년배당 제도를 실시하고 있다. 또한 미래에 증가할 기술적 실업에 대한 정책적 대안으로도 역시 소득 지원에 초점을 맞춘 기본소득 담론이 부상하고 있다(김교성 외, 2018).

그러나 사실 실업이 문제가 되는 궁극적인 이유는 실업으로 인한 소득 상실 자체가 아닌, 실업이 소득 상실 등을 통해 초래하는 행복의 저하에 있다. 행복[2]은 "개인이 주관적으로 판단한 삶에 대한 만족(Veenhoven, 1991)"이며 "삶에 대해 좋게 느끼는 수준(Layard, 2005: 22)"으로, Aristotle(1984: 1930)은 이를 인간 삶의 "완전한 선", 궁극적 목표라고 보았다. 그러므로 삶에서 문제가 되는 모든 것은 그것이 행복에 끼치는 영향 때문에 문제가 되는 것이다. 이에 "개인의 행복과 안정되고 바람직한 삶을 추구(조흥식 외, 2015: 38)"하는 사회복지의 궁극적인 목표 역시 인간의 행복이며, 마찬가지로 행복 이외의 대상에 대한 연구는 결국 그것이 인간의 행복에 미치는 영향을 위해 연구되는 것이라고 할 수 있다. 그러므로 기존의 실업 담론이 실업의 경제적 영향을 우려하고 소득을 보장하고자 한 것 역시 궁극적으로 실업자의 행복을 위한 필요조건을 충족하기 위함이었다고 볼 수 있다.

2) 행복 개념은 삶의 만족(life satisfaction), 안녕(well-being) 개념과도 관련성이 높으므로 교차적으로 사용되고 있다(Frey, 2008; Diener & Biswas-Diener, 2008).

행복이 이처럼 인간의 삶과 인간의 삶을 연구하는 학문에 중요한 위치를 차지함에도 불구하고, 국내 학계와 정책 분야에서 행복이란 주제가 관심을 받게 된 것은 매우 최근의 일이다(우창빈, 2013; 안주엽, 2018). 이는 그동안 행복이라는 추상적인 가치보다는, 행복을 위한 구체적이고 물질적인 수단인 경제 성장, 소득 증가 등에 더 초점을 맞추어왔기 때문이다. 그러던 중 우리 사회가 경제발전 수준은 높은 데 비해 행복수준은 낮다는 문제가 사회적으로 인식되기 시작하여, 2010년대 초 '국민 행복'이 정책 목표로 제시되기에 이르렀다. 이후 행복을 측정하는 구체적인 지표인 '국민 삶의 질 지표', '국민행복지표' 등이 개발되고, 패널 조사자료에 주관적 행복을 묻는 문항이 추가되며 행복 연구의 기반이 마련되기 시작하였다.

이에 실업의 결과에 대한 초점을 소득에서 행복으로 확장할 때, 다수의 국외 연구는 실업이 행복에 부정적인 영향을 미치는 것을 보여준다. 행복경제학의 대가인 Layard(2005: 172; 67)는 행복에 대한 연구를 집필한 저서 『Happiness: Lessons from a New Science』에서 실업을 "일어날 수 있는 최악의 일", 행복에 대한 "재앙"이라고 표현하였으며, 실업의 영향을 연구한 Oswald(1997: 1828)는 실업을 "인간존재를 취약하게 만드는, 불행의 주요 원인"이라고 하였다. 이는 노동이 중심이 되는 현대사회에서 사람들이 대부분의 욕구를 일을 통해 충족하고 있는데, 일을 상실하는 실업 상태에 처할 경우 근본적 욕구들이 미충족되기 때문이다.

실업이 행복에 미치는 영향을 살필 때, 기존의 경제중심적 실업 담론은 실업으로 초래되는 불행 역시 소득 감소의 영향이라고 보는 관점이라고 할 수 있다. 그러나 실업이 행복에 미치는 영향에는 경제적인 영향으로부터 독립적인 심리적 영향이 존재한다(Ezzy, 1993; Feather, 1997; Nordenmark & Strandh, 1999). 실업에 대한 대표적인 연구 『When work disappears』의 저자인 Wilson(1996)은 실업의 심리적 영향이 실업으로 인한 경제적 영향, 즉 빈곤과 그에 따른 결과들에 가려져 주목받지 못하고 있다고 하였다. 그는 실업의 심리적 영향을 강조하며, 차라리 빈곤하지만 실업상태는 아닌 근로빈곤 상태가 실업상태에 비해 심리적인 문제

가 적다고 밝혔다. 또한 실업의 사회심리적 영향을 연구한 대표적 학자인 Jahoda(1982)는 실업이 경제적 어려움과 독립적으로 5가지 심리적 박탈을 야기한다는 '잠재적 박탈모델(Latent Deprivation Model)'을 정립하였다. 이와 같이 실업이 행복에 경제적 영향과 독립적인 심리적 영향을 미친다는 사실은 국외의 다양한 실증연구들을 통해 입증되었다. 다양한 시기와 국가에 걸친 다수의 연구 결과가 실업이 행복에 미치는 영향이 경제적 소득의 영향을 통제한 상태에서도 유의하다고 밝혔다(Clark & Oswald, 1994; Winkelmann & Winkelmann, 1998; Ravallion & Lokshin, 2001; Clark, 2003; Di Tella et al., 2003; Blanchflower & Oswald, 2004). 그러므로 실업을 경제적인 문제로만 보던 관점에서 벗어나, 분명히 존재하나 부각되지 않았던 실업의 비경제적, 심리적 영향까지 연구에 포함해야 실업 문제를 보다 온전히 이해하고 적절히 대응할 수 있다.

실업의 심리적 영향 중 주요한 비중을 차지하는 요인은 자아존중감의 저하이다. 경제적 생존과 더불어 일이 수행하는 가장 주요한 기능이 자아실현이기 때문이다(Esser, 2005). Bauman(2008: 32-34)은 저서 『쓰레기가 되는 삶들』에서 고착화된 실업을 경험한 서구사회의 X세대가 물질뿐 아니라 자아존중감의 문제를 겪는다고 언급하였다.

> *"'잉여'라고 선언된 사람들은 실제로는 흔히 돈 문제의 일환으로 취급되곤 한다.... 즉 먹이고 신발을 사 신기고 거처를 마련해주어야 한다는 것이다.... 그러나 '잉여'라고 선언된 사람들의 **생물학적 생존**과 관련된 위협을 효과적으로 다루어 제대로 대처한다 하더라도... **사회적 생존**을 보장하기에는 턱없이 모자란다.... 잉여가 **자존심과 인생의 목표의 상실을 수반하는 '사회적 홈리스 상태'**를 알리는 신호일지도 모른다는 ... 불안감은 X세대가 이전 세대와 공유하고 있지 않은 삶의 경험의 일부이다."*

노동이 개인의 삶과 사회 전체의 중심이 되는 사회에서 일은 자아존중감의 가장 주요한 원천이다. 노동은 개인이 사회에서 수행하는 역할이므로 사회는 개인의 가치를 그가 하는 일로 판단하며, 개인 스스로도 그

기준을 받아들인다. 이에 노동은 한 사람의 정체성을 유지하고 사회적 지위를 부여하는 기능을 가진다(Bauman, 2010). 이를 포착한 Erikson(1980; 1982)의 심리사회적 발달이론은 성인기에 일을 하지 못하면 자아가 제대로 발달하지 못하고 자아존중감이 낮아진다고 밝혔다. 실업은 자아존중감의 원천을 잃는 것이기에 자아존중감의 하락으로 직결되기 때문이다. 사회의 중심이 되는 노동에 참여하지 않을 때 개인은 사회적 역할을 상실하고, 역할의 상실은 사회적 지위의 약화로 이어진다. 실업자라는 지위는 “위신이 낮고, 기준에서 벗어난, 이류(second-rate)이며, 낙인찍힌, 사회 구성원으로서 온전하지 못한” 지위로 여겨진다(Warr, 2007: 92). 특히 자아존중감은 자신에 대한 사회적 평가의 영향을 받는데, 실업 상태에 처한 개인은 실업집단에 대한 사회적 낙인을 내면화하여 자아존중감이 낮아진다(Bauman, 2010; Gorz, 1999; Ciulla, 2000).

그런데 이처럼 실업의 영향을 받는 자아존중감은 행복의 주요 결정요인이다(Diener, 1984; Baumeister et al., 2003). 자아존중감은 “스스로에 대한 긍정적이거나 부정적인 태도, 스스로의 가치에 대한 판단(Rosenberg, 1965: 15)”이며 그 향상이 Maslow(1943)의 욕구계층이론에서 다루어질만큼 인간의 근본적, 기본적 욕구에 해당하여 행복에 중대한 영향을 미치는 것으로 알려져 있다. 실제로 다양한 국가에 걸쳐 행복에 대해 연구한 Cantril(1965)은 자아존중감을 향상시키는 것이 인간의 보편적 본능이므로 자아존중감이 행복에 영향을 미친다고 보았다. 자아존중감이 행복에 미치는 중요성을 강조한 Markus(1980: 127) 역시 “우리는 자아존중감을 지키기 위해 무엇이든 하는 존재”라고 표현하였다.

이와 같이 일이 자아존중감의 주요 결정요인이고 자아존중감이 행복의 결정요인이라면, 실업이 행복에 미친 부정적인 영향은 소득의 저하 때문만이 아니라 자아존중감의 저하 때문이기도 하다는 추론이 가능하다. 그러나 이러한 변수 간 연결고리들이 존재함에도 불구하고, 일이 행복에 미치는 영향에 대한 자아존중감의 매개효과는 국내는 물론 국외에서도 드물게 연구되었다. 그나마 국외에서는 매개모형을 이루는 관계들, 즉 실업이 행복에 미치는 영향, 실업이 자아존중감에 미치는 영향, 자아

존중감이 행복에 미치는 영향에 대한 연구 결과들이 매개효과를 추론할 수 있게 한다. 그러나 국내에서는 매개모형을 이루는 각 부분에 해당하는 연구들도 이제 막 시작된 상황이다. 이는 행복이 연구대상으로서 주목 받기 시작한 것이 매우 최근의 일로 얼마 전까지 행복을 연구할 수 있는 데이터가 존재하지 않았고(안주엽, 2018), 실업의 심리적 영향에 대한 연구가 주로 병리학적 관점으로 우울 등 부정적인 변수에 한정되어 이루어진 경향이 있기 때문이다(정은석·강상경, 2015).

이에 본 연구는 실업이 주관적 행복에 부정적인 영향을 미치며, 자아존중감이 그 영향을 매개함을 밝혀 실업이 경제적 소득 저하의 문제일 뿐 아니라 심리적 자아존중감의 문제이며, 실업자의 자아존중감에 대한 정책적 고려가 이루어져야 한다는 함의를 제공하고자 한다. 이를 위해 먼저 고정효과모형(fixed effect model) 패널 회귀분석을 통해 실업이 미관측 요인들을 통제하고도 주관적 행복에 미치는 부정적 영향을 확인하였다. 또한 고정효과모형으로 Baron과 Kenny(1986)의 매개효과검증 3단계 분석을 수행하여 실업이 주관적 행복에 미치는 영향을 자아존중감이 매개함을 확인하였다. 마지막으로 점진적 보정(progressive adjustment) 방법을 활용하여 자아존중감의 매개효과가 경제중심적 담론과 같이 경제적 소득의 영향을 받을 뿐 아니라 소득의 영향을 제하고도 존재하는 것을 확인하였다. 분석에는 주관적 행복 변수가 처음 포함된 한국복지패널 12차(2017)년도 자료부터 현재 접근이 가능한 가장 최근의 자료인 13차(2018)년도 자료까지 2개년의 자료를 활용하였다. 연구문제는 하기와 같다.

[연구문제1] 실업은 주관적 행복에 부정적 영향을 미치는가?

[연구문제2] 실업이 주관적 행복에 미치는 부정적 영향을 비경제적 요인인 자아존중감이 매개하는가?

[연구문제3] 실업이 주관적 행복에 미치는 부정적 영향을 비경제적 요인인 자아존중감이, 경제적 요인인 가구소득의 영향을 통제하고도 매개하는가?

제 2 장 이론적 배경

제 1 절 실업과 행복의 관계

1. 경제중심적 실업 담론: 실업과 소득

실업의 영향에 대한 기존의 논의는 주로 실업의 경제적인 결과에 초점을 맞추어왔다. 일은 경제적 보상을 위한 수단이기에 실업으로 인한 문제는 소득 상실과 그로 인한 빈곤이라고 본 것이다. 일을 생계를 위한 경제적 수단으로 보는 것은 고대로부터 내려온 오래된 관점으로, 고대 아테네에서 노동은 굶지 않기 위해 어쩔 수 없이 해야 하는 일로 인식되었다(Ciulla, 2000). Marx(2011)는 자본주의 사회에서 노동은 생계를 위해 시장에 자신의 노동력을 파는 것이라고 보았으며, Arendt(2017)는 인간의 존재에 필수적인 활동과 그 의미에 대해 서술한 『인간의 조건』에서 노동을 생명 필수재를 공급하기 위한 활동으로 표현했다. 이러한 실업의 경제적 영향에 초점을 맞춘 Fryer(1986; 1995)는 '주체 제약 모델(agency restriction model)'을 통해 실업으로 인한 소득의 저하가 실업자에게 부정적인 영향을 미친다고 주장하였다. 즉 실업자들은 실업 자체가 아닌 실업으로 인한 경제적 어려움으로 주체적 행위를 수행할 능력에 제약을 받고 심리적 영향을 받는다고 보았다. 지금도 대다수의 사람들이 자신과 가족의 생계를 위해 일하고 있으며(Wrzesniewski, 2003), 이에 많은 문화권에서 일에 경제적 의미를 부여하는 경향이 관찰된다(Ciulla, 2000). 실제로 국내 가구소득 중 일을 통한 소득이 평균 85.6%(근로소득 63.8%, 사업소득 21.8%)로 압도적인 비중을 차지하는 상황은 일의 경제적 의미를 가늠하게 한다(통계청, 2018).

이에 실업의 영향에 관한 연구에서도 경제적인 영향이 우선적인 관심을 받아 실업이 초래하는 소득 저하와 빈곤에 대한 연구가 활발히 이루어졌다. 다양한 시기에 다양한 국가를 대상으로 한 연구들은 실업이 빈

곤의 위험을 높인다는 결론으로 수렴하였다. OECD 회원국 29개국의 1990년대 초 자료를 분석한 결과 가구원 모두가 실업 상태에 있는 실업가구(workless household)가 저소득 가구에 속할 위험은 42.8%로 가구원 중 한명이라도 취업자가 있는 취업가구의 11.4%에 비해 3.8배 높은 것으로 나타났다(OECD, 1998). 마찬가지로 OECD 8개 국가의 1980~1990년대 자료를 분석한 결과 모든 국가에서 실업경험가구 중 빈곤가구의 비중(28~50%)이 실업비경험가구 중 빈곤가구의 비중(16~22%)보다 높았으며, 그 비중은 평균 17%p 수준의 차이를 보였다(Haataja, 1999). OECD 10개국의 1980~1990년대 가구별 자료를 분석한 결과 역시 가구주 비취업가구가 전체 가구에 비해 빈곤가구의 비중이 1.2~4.8배인 것으로 나타났다(Martinez et al., 2001). 또한 유럽의 ECHP(European Community Household Panel)와 미국 PSID(Panel Study of Income Dynamics)의 1994-1996년 자료를 분석한 결과 취업가구원이 없는 가구의 빈곤위험이 유럽에서 전체 가구의 2배, 미국에서 3배인 것으로 나타났으며, 빈곤에 진입한 가구 중 실업과 관련된 원인을 가진 가구의 비중이 유럽 39.5%, 미국 62.8%를 차지하였다. 이에 실업은 빈곤을 초래하는 가장 주된 요인으로 보고되었다(OECD, 2001). 이러한 현상은 시간이 지나도 유지되어 OECD 25개국의 2006년 자료를 분석한 결과 실업가구의 빈곤율이 취업가구에 비해 높고, 실업가구에 속하는 것이 개인의 빈곤 확률을 높이는 것으로 나타났다(de Graaf-Zijl & Nolan, 2011). 또한 OECD 회원국 30개국의 2008년 자료에서 경제활동 연령의 가구주를 둔 가구를 비교한 결과, 실업가구의 빈곤율은 OECD 평균 36.8%로 같은 가구 구성의 취업가구에 비해 5배 이상 높았으며, 모든 국가에서 실업가구의 빈곤율은 취업가구에 비해 2배 이상 높았다. 이 연구에서 한국의 실업가구 빈곤율은 57.6%로 미국, 캐나다, 아일랜드에 이어 네 번째로 높은 것으로 나타났다(OECD, 2009).

국내의 실업 연구는 1990년대부터 본격적으로 이루어졌으며, 국외와 마찬가지로 실업의 경제적 영향이 우선적인 관심을 받았다. 특히 실업이야기하는 빈곤에 대한 연구가 활발히 이루어졌는데, 국내 연구의 결과

역시 실업이 빈곤의 주된 요인이라는 결론으로 수렴하였다. 먼저 한국노동패널 초기(1998-2000년) 자료를 활용한 구인회(2002)는 근로능력이 있는 빈곤층의 사회경제적 특성을 분석하여 취업과 빈곤은 밀접한 상관관계에 있다고 밝혔다. 가구주가 미취업상태이거나 부분 취업인 경우 빈곤율이 37.1%로 완전 취업인 경우의 8.5%보다 4배 이상 빈곤위험이 높았으며, 특히 취업한 가구원이 전혀 없는 경우는 48.4%가 빈곤상태에 있어, 실업이 빈곤으로 연결된다고 보았다. 김교성과 반정호(2004)는 1999-2001년 한국노동패널 자료를 이용하여 고용상태와 빈곤경험이 빈곤진입 및 탈출에 미치는 영향에 대해 연구한 결과, 빈곤지속가구의 가구주가 실업상태인 경우가 24.8%로 비빈곤지속의 5.5%보다 4배 이상 높으며, 가구주가 실업상태인 가구의 빈곤진입 승산이 가구주가 정규직 취업상태인 가구에 비해 3.6배인 것으로 나타나 가구주의 고용상태가 빈곤진입에 유의미한 역할을 한다고 밝혔다. 더욱 장기적으로 축적된 종단자료(한국노동패널 1998-2008년)를 활용한 김환준(2011) 역시 빈곤진입의 가장 중요한 원인은 실업과 고용불안정이라고 보고하였다. 빈곤지속가구와 빈곤진입가구의 가구주 실업 비율이 각 57.6%, 41.5%인데 반해 비빈곤가구의 가구주 실업 비율은 14.9%로 큰 차이를 보였으며, 빈곤진입가구의 빈곤진입 원인을 분석한 결과 가구주나 가구원의 실직으로 인한 빈곤진입 비율이 25% 수준으로 나타났다. 또한 다른 변수들을 통제한 상태에서 빈곤진입의 결정요인을 회귀분석한 결과에서도 가구주의 미취업상태는 빈곤진입과 정적 상관관계를 가지는 것으로 나타났다.

다른 패널데이터인 한국복지패널 2006년 자료를 활용한 손병돈(2010)도 마찬가지로 취업가구원 수가 적을수록, 가구주의 경제활동상태가 실업이나 비경제활동 상태일 때 빈곤층에 속할 가능성이 높다고 보고하였다. 빈곤층은 가구주가 실업이나 비경제활동 상태인 경우가 61.6%인데 비해 비빈곤층은 15.2%로 큰 차이를 보였다. 가구원 중 취업자가 없는 가구의 비율도 빈곤층에서는 39.1%인데 반해 비빈곤층은 6.2%로 나타났다. 빈곤여부의 결정요인을 회귀분석한 결과에서도, 다른 독립변수들을 통제한 상태에서 가구주가 실업이나 비경제활동 상태인 가구가 빈곤할

승산이 가구주가 상용직 취업상태인 경우에 비해 19.8배 높은 것으로 나타났다. 채구묵(2015) 역시 한국복지패널 2007-2013년 자료를 통해 빈곤진입 영향요인을 분석한 결과 실업가구의 빈곤진입 가능성이 취업가구에 비해 높은 것으로 보고하였다. 가구주가 실업상태인 경우 빈곤율이 6.6%로 나타나 자영업 1.9%, 임시일용직 1.3%, 상용직 및 고용주 0.1%와 큰 차이를 보였다. 또한 가구주가 실업상태에 있는 경우 상용직 취업상태에 비해 빈곤진입 승산이 15.5배이며, 취업가구원수가 1명 증가할 때마다 빈곤진입 승산이 0.4배씩 감소하는 것으로 나타났다. 이병희(2012)는 2011년 가계동향조사 자료를 분기단위로 분석하여, 가구주가 실직하였을 때 가구가 빈곤에 처하는 비율이 48.7%이며, 비빈곤 상태에서 빈곤으로 진입하는 비율인 '빈곤 진입률'도 38.7%에 이른다고 밝혔다. 또한 이러한 현상이 저소득계층뿐 아니라 소득 3분위 이상 중간소득계층에서도 관찰되어 실업으로 인한 빈곤위험이 보편적인 것으로 나타났다.

더불어 종속변수가 경제적 결과가 아닌 심리적 결과인 연구에서도 실업의 영향 중 소득의 문제에 초점이 맞추어진 것을 확인할 수 있다. 유성렬과 정기원(2000)은 '전국 실업 실태 및 복지욕구 조사' 자료를 활용하여 실업 가구주의 경제적 부담감이 불안과 우울에 영향을 미치며, 가족 지지가 그 영향을 완충한다고 밝혔다. 이 때 심리상태에 영향을 미치는 것은 실업으로 인한 경제적 어려움과 그로 인한 부담감이라고 보고 경제적 부담감을 독립변수로 한 연구모형을 설정하였다.

실업의 가장 우선적인 영향은 경제적인 것이라는 인식이 보편적이었던 만큼 실업에 대한 현재까지의 정책적 접근 역시 주로 경제적 차원에서 이루어져왔다. 복지국가 초기에 사회보장 개념의 토대를 놓은 베버리지 보고서에서 실업에 대한 대응으로 소득의 보장이 제시된 이래로 지금까지 실업은 경제적 지원으로 해결되어야 할 문제로 여겨졌다고 볼 수 있다. 그러나 사실 실업이 사회복지적으로 문제가 되는 궁극적인 이유는 실업으로 인한 소득 상실 자체가 아닌 실업이 소득 상실 등을 통해 야기하는 불행에 있다.

2. 실업 담론의 확장: 실업과 행복

1) 실업과 행복

행복은 각 개인이 자신의 삶에 대해 정서적으로 긍정적인 반응을 보이고, 인지적으로 긍정적인 평가를 내리는 것이다(Diener & Diener, 1995). 행복을 보는 두가지 관점은 행복을 긍정적인 감정을 최대한으로 느끼고 부정적인 감정을 최소한으로 느끼는 감정의 상태로 보는 헤도니아적 관점(hedonic approach)과 삶의 의미를 찾고 자신의 능력을 발휘하여 스스로의 삶에 대해 긍정적으로 내리는 평가로 보는 유데모니아적 관점(eudaimonic approach)으로 구분된다(Ryan & Deci, 2001). 행복 연구의 대가인 심리학자 Diener는 이 두가지 관점을 종합하여 행복을 개인이 "자신의 삶에 대해 긍정적으로 생각하고 느끼는 것"이라고 정의내렸다(Diener & Biswas-Diener, 2008: 4).

행복은 인간 삶의 궁극적 목표이며, 또한 사회정책의 목표이다. Aristotle(1984)은 행복이 인간 삶의 궁극적 목표라고 하였으며, 그의 정의대로 사람들은 시대와 문화를 가리지 않고 행복을 삶의 목표로 추구해 왔다(Diener & Biswas-Diener, 2008; Frey, 2008). 행복이 인간 삶의 궁극적 목표인만큼 삶에서 추구되는 모든 것(예: 소득, 건강, 자유, 지위, 권력)은 그 자체로 추구되는 것이 아니라 행복을 위한 수단으로써 추구될 뿐이다(Layard, 2005; Frey, 2008). 그러므로 인간의 삶을 연구하는 사회과학 영역에서 인간 삶의 목표인 행복은 곧 사회과학 연구의 궁극적 목표라는 중요한 위치를 차지한다. Bentham(2008)은 사회정책의 목표가 사회, 즉 사회의 구성원인 시민들의 행복을 증진하는 것이라고 정의내렸다. 이에 따르면 경제적, 사회적 현상과 지표에 관심을 가지고 연구를 하는 이유도 결국은 그것들을 통한 인간의 행복에 있다(Oswald, 1997; Frey, 2008).

그런데 전통적인 사회과학 연구자들은 행복 개념이 가지는 주관적 특성을 비과학적인 것으로 여겼기에 행복을 직접 연구하는 대신 소득 등의 객관적, 물질적 지표들로 간접적으로 연구하였다(Frey & Stutzer,

2002a). 그러던 중 행복을 바라보는 철학적 변화와 다수의 실증 연구로 인식에 변화가 일어나 사람들이 행복을 느낌에 있어 소득과 같은 물질적 요소뿐 아니라, 사회적 가치 등과 같은 비물질적 요소가 주요하게 작용하는 것을 인지하게 되었다(Frey, 2008). 이에 물질적 요소만을 대상으로 하던 연구의 범위가 비물질적 가치까지 확장되었고, 비물질적 가치까지 포함한 측정을 위해서는 주관적 인식을 측정하는 것이 가장 효과적인 방법이라고 여겨지게 되었다. 특히 개인마다 행복을 느끼는 가치관이 다양하고, 심지어는 개인 내에서도 시기에 따라 그 기준이 달라질 수 있다는 점을 고려할 때, 연구자가 정한 특정한 기준으로 행복을 정확하게 측정하기는 상당히 어렵다. 이에 스스로의 기준에 의해 만족을 나타내게 하는 주관적 지표의 유용성이 주장되었고(Cantril, 1965), 행복을 측정하는 데 있어 객관적인 지표보다 당사자의 주관적 평가가 더 적절한 지표라는 합의가 이루어지며 주관적 행복이 주관적 특성을 지닌 상태에서 직접 연구되기 시작하였다(Frey & Stutzer, 2002a; Frey, 2008).

이에 논의의 초점을 소득에서 행복으로 넓힐 때, 실업은 행복에 부정적인 영향을 미친다. 많은 사람들이 인간의 근본적인 욕구 중 상당 부분을 일을 통해 충족하고 있는데, 실업을 당하면 그 욕구들을 충족할 방법이 없어지기 때문이다. Maslow(1943)의 욕구계층이론은 인간에게 5가지 욕구가 위계를 가지고 존재하며 욕구가 충족될 때 행복해진다고 보았다. 그 욕구는 차례대로 생리적 욕구, 안전에 대한 욕구, 애정과 소속의 욕구, 자아존중감의 욕구, 자아실현의 욕구이다. 첫 번째 욕구인 생리적 욕구는 생물학적 생명 유지를 위한 기본적 욕구를 의미한다. 두 번째 욕구인 안전에 대한 욕구는 신체적, 정서적 안전과 안정에 대한 욕구를 말한다. 세 번째로 애정과 소속의 욕구는 타인으로부터 사랑받고, 타인을 사랑하며, 집단에 소속감을 느끼고자 하는 욕구이다. 네 번째 욕구인 자아존중감의 욕구는 스스로와 타인으로부터 높이 평가받고 인정받기를 원하는 욕구이다. 마지막으로 다섯 번째 자아실현의 욕구는 자신이 될 수 있고, 되어야 하는 존재가 되고자 하는 실현적 욕구이다.

현대의 사람들은 이 5가지 욕구의 상당 부분을 일을 통해 충족하고

있다. 먼저 일의 경제적 보상인 근로소득을 통해 생계를 유지하고 안전하고 안정적인 생활을 추구한다. 이는 생리적 욕구와 안전에 대한 욕구를 충족하는 것이라고 볼 수 있다. 이에 따르면 기존의 실업 담론이 실업의 경제적 영향을 다룬 것 역시 궁극적으로는 소득의 감소가 행복에 미치는 부정적인 영향 때문이라고 할 수 있다. 또한 일을 통해 일터 내에서 사회적 관계를 맺고 소속감을 느끼며, '일하는 자'라는 사회적 지위를 부여받아 일터 밖에서의 사회적 관계 형성에도 도움을 받는다. 이는 애정과 소속의 욕구를 충족하는 것이라고 볼 수 있다. 마지막으로 일을 통해 타인과 자신으로부터 인정받아 자아존중감을 높이고, 자신이 할 수 있고, 해야 하는 일을 통해 자아실현을 이루어 마지막 두가지 욕구를 충족한다. 그러므로 실업 상태에 처하는 것은 일이 수행하던 5가지 욕구 충족에 지장이 생기는 것을 의미한다. 근로소득을 상실하여 생계유지가 어려워지고, 경제적 결핍은 개인에게 위험과 불안정으로 작용하여 생리적 욕구와 안전에 대한 욕구가 충족되지 못한다. 또한 일터 내 관계와 소속감이 상실되고, '일하는 자'라는 사회적 지위를 상실하여 일터 밖 사회적 관계에도 어려움을 느껴 애정과 소속의 욕구 충족에 문제를 겪는다. 마찬가지로 자아존중감 향상과 자아실현의 수단이었던 일을 잃음으로써 자아존중감의 욕구와 자아실현의 욕구가 미충족된다. 실업은 이와 같이 다양한 욕구의 미충족을 야기함으로 행복에 부정적인 영향을 미친다. 실업과 행복에 관한 실증연구 68편을 검토한 Paul과 Moser(2009)와 9편을 검토한 McKee-Ryan 외(2005)는 실업이 행복 수준과 부적 관계를 가지는 것으로 나타난다고 밝혔다.

2) 실업과 행복의 인과관계

오랜 시간 다수의 연구들을 통해 실업과 행복 사이의 부적 상관관계는 분명히 증명되었으나, 그것이 실업이 행복에 영향을 미치는 인과관계를 나타내는 것인지에 대해서는 논란이 존재했다(Winefield, 1997; Frey & Stutzer, 2002a; Wanberg, 2012; 변금선·이혜원, 2018). 상관관계는 인과관계

의 세가지 조건 중 하나일 뿐, 그 관계가 인과관계라는 것을 증명하기 위해서는 비허위성 조건과 선후성 조건도 충족되어야 하기 때문이다. 비허위성 조건은 두 변수가 제3의 변수와 상관없이 유효한 관계를 가져야 한다는 조건이며, 선후성 조건은 원인이 결과보다 먼저 발생해야 한다는 조건이다. 이러한 인과관계의 조건 충족을 확인하는 다양한 방법의 연구가 이루어진 결과 실업이 행복에 영향을 미치는 방향으로의 인과관계로 결론이 수렴하는 경향이 나타났다(Frey & Stutzer, 2002a; Paul & Moser, 2009).

먼저 비허위성 조건을 충족하기 위해 패널자료 종단분석 방법이 사용되었다. 패널 분석 중 특히 고정효과모형 분석은 집단 간, 혹은 개인 간(inter-person) 분석이 아닌, 개인 내(intra-person)의 변화를 분석하는 방법이므로 실업집단과 비실업집단 간의 이질성과 개인 간 존재하는 미관측 속성의 이질성 문제를 해결할 수 있다(Winkelmann & Winkelmann, 1998). 분석에서 관측되지 않는 개인의 속성은 시간의 경과에도 변함없이 유지된다고 가정하므로 개인의 시기 별 관측자료는 설명변수 외의 모든 속성이 동질적인 비교집단이 되어 설명변수의 영향력을 볼 수 있다. Korpi(1997)는 스웨덴의 Survey of Unemployed Youth in Stockholm 1981-1982년 자료로 고정효과모형 패널회귀분석을 실시하여 실업여부, 실업기간, 실업급여 수급여부, 직업훈련 프로그램 참여 여부, 취업 경험 등의 효과를 분석하였다. 그 결과, 독립변수로 포함된 변수뿐 아니라 고정효과모형으로 미관측된 개인 특성의 영향을 통제하였음에도 불구하고 실업은 “확실하게(unambiguously)” 행복에 부정적인 영향을 미친다고 보고하였다(Korpi, 1997: 125). 이 외에도 다수의 패널분석 연구들이 비허위성 조건을 충족시키고 실업과 행복의 관계를 분명히 나타냈다. 해당 연구는 뒷 절에서 자세히 다룬다.

실업과 행복 사이의 관계 설정에 있어 가장 논란이 되었던 것은 인과관계의 방향이며, 이는 선후성을 통해 확인되어야 한다. 인과관계의 방향이 논란이 된 것은 실업이 행복에 부정적인 영향을 미칠 수도 있지만 역의 방향으로 낮은 행복도가 실업을 선택하도록 할 수도 있기 때문이다. 실업이 행복에 영향을 미친다는 방향 설정은 ‘사회적 원인 가설(social

causation hypothesis)', 행복이 실업에 영향을 미친다는 방향 설정은 '선택 가설(selection hypothesis)'에 입각한 것이다. 이러한 인과관계의 방향을 규명하기 위해 선후성 조건을 충족하는 연구들이 이루어졌는데, 공장 폐쇄 등 외부적 사건으로 발생한 실업을 대상으로 한 연구들이 대표적이다. 외부적 사건으로 발생한 실업은 개인의 선택에 의한 것이 아니므로 행복수준이 실업에 영향을 미치는 선후관계를 배제할 수 있다. 또한 해당 공장에서 일하다 폐업으로 실업자가 된 집단과 유사한 공장에서 계속 일하고 있는 취업자 집단은 폐업이라는 변수 외의 다른 속성들은 유사하다는 가정이 가능하여 동질적인 통제집단과의 비교도 가능하다. 그러므로 이러한 조건은 자연실험설계로 여겨지고, 실업집단의 실업전후 행복수준의 차이, 혹은 실업집단과 비실업집단 간 행복 수준의 차이는 실업의 영향이라고 해석될 수 있다. Paul과 Moser(2009)는 공장 폐쇄로 인한 실업을 연구한 다수의 결과들을 메타분석한 결과 실업의 회귀계수가 0.38로 유의하게 나타나, 실업이 행복에 영향을 미친다고 밝혔다. 공장폐쇄 상황을 연구한 Viinamäki 외(1993)는 핀란드의 한 공장이 폐업한 후 6개월 후 해당 공장의 직원이었던 실업자들을 처치집단으로, 유사한 공장에서 계속 일하고 있는 취업자들을 통제집단으로 삼아 두 집단의 심리상태를 비교하였다. 그 결과 공장폐업으로 실업자가 된 집단의 심리 상태가 유사한 속성의 취업자들에 비해 명백히 나쁜 것으로 나타나 실업이 심리 상태에 부정적인 영향을 미치는 인과관계가 존재한다고 밝혔다. 마찬가지로 Iversen과 Sabroe(1988)는 덴마크의 조선소 폐업으로 실업 상태에 처한 집단과 유사한 조건의 조선소에서 계속 일하고 있는 집단을 비교한 결과 실업 집단의 행복도가 취업 집단에 비해 낮으며, 취업 상태에서 실업 상태가 된 집단은 행복수준이 낮아지고 실업 상태에서 취업 상태가 된 집단은 행복수준이 높아지는 것으로 나타나 취업상태의 변화가 행복에 영향을 미치는 것으로 보고하였다.

또한 패널데이터를 통해 인과관계의 방향을 입증하고자 한 대표적인 연구로, Winkelmann과 Winkelmann(1998)은 인과관계 방향을 검증하기 위해 실업의 자발성 수준 별 행복수준을 비교하였다. 만약 실업이 행복

에 영향을 미치는 것이 아니라 역으로 행복이 실업에 영향을 미쳐 불행이 실업을 선택하게 한 것이라면, 자발적으로 실업을 선택한 사람들은 낮은 행복도의 영향을 받아 실업을 선택한 것이므로 행복수준이 낮아야 하는 반면, 비자발적으로 실업하게 된 사람들은 행복도가 낮지 않아 실업을 선택하지 않으려 했기 때문에 행복수준이 낮지 않아야 한다. 이 연구는 자발적으로 실업을 선택했을 집단으로 퇴직사유가 자발적이었다고 응답한 집단과 연령대가 낮은 집단을 선정하였고, 비자발적으로 실업을 당했을 집단으로 퇴직사유가 비자발적이었다고 응답한 집단과 연령대가 높은 집단을 설정하였다. 그 결과 비자발적으로 실업을 당한 집단의 행복수준 역시 낮게 나타났으며, 그 수준이 자발적으로 실업을 선택한 집단과 유의한 차이가 나지 않는 것으로 밝혀졌다. 그러므로 행복이 실업에 영향을 미쳤다기보다는 실업이 행복에 영향을 미쳤다고 보는 편이 타당하다는 결론을 내렸다. 이와 같이 비허위성과 선후성 증명에 대한 제약을 극복하고 인과관계를 규명하기 위한 다양한 시도들이 이루어진 결과, 주요한 효과는 실업이 행복에 영향을 미치는 방향으로 나타나 '사회적 원인 가설'이 우세한 것으로 결론지어졌다(Frey & Stutzer, 2002a; Paul & Moser, 2009)[3].

3) 실업이 행복에 미치는 비경제적 영향

이처럼 실업은 행복 수준을 낮추는데, 그 영향에는 경제적인 영향만 존재하는 것이 아니다. 경제중심적 담론은 실업이 행복에 부정적인 영향을 미치는 것 역시 소득 감소라는 경제적 이유 때문이라고 보지만, 실업에는 경제적 소득의 영향을 통제하고도 행복에 영향을 미치는 비경제적 영향이 존재하는 것으로 확인되었다. 이러한 관점의 물꼬를 튼 연구로 Brenner와 Levi(1987)는 1980년대 스웨덴의 실직자들이 실직 후 평균 임금의 90%에 해당하는 보조금을 받아 경제적으로 큰 어려움을 겪지 않았

3) 연구 결과에서 행복 수준이 낮은 사람들이 노동시장에서 성과가 좋지 않으므로 '선택 가설'이 일부 지지된 것은 사실이나, 그 크기와 영향력은 '사회적 원인 가설'에 비해 미미했다(Frey & Stutzer, 2002a; Paul & Moser, 2009)

음에도 불구하고 여전히 실직으로 고통을 받는다는 사실을 밝혀 실업이 경제적인 문제일 뿐 아니라 심리적인 문제라는 주장을 제기했다.

그 뒤를 이은 연구들은 소득을 통계적으로 통제하는 방식으로 실업의 비경제적 영향을 증명하였다. 행복 연구의 대가인 Layard(2005: 63-64)는 미국의 GSS(General Social Survey) 자료를 분석한 결과 취업상태를 행복에 영향을 미치는 7대 요소 중 하나로 꼽았는데, 이는 다른 7대 요소인 경제적 재정 상태와 별개로 제시되어 취업상태의 영향이 근로소득으로 인한 영향과 독립적으로 존재함을 나타냈다. 이 때 실업이 행복과 가지는 상관관계는 가구소득이 1/3만큼 감소하는 영향의 3배에 달하는 것으로 분석되었다. 행복경제학자인 Frey(2008)도 그의 저서 『Happiness: A Revolution in Economics』에서 별도의 장을 할애하여 실업의 영향에 대해 다루며, 기존의 실업 연구들이 소득 상실에 너무 집중한 나머지 일을 하지 못하는 것의 심리적 영향을 무시하는 경향이 있다고 지적하였다. 그는 실업에 소득의 영향을 통제하고도 나타나는 "순수한(pure)" 영향이 존재한다고 밝혔다(Frey, 2008: 45-47). 또한 실업은 실업으로 인한 저소득의 영향을 통제하고도 행복에 악영향을 미치는 가장 강력하고 보편적인 요인 중 하나라고 밝혔다. UN의 World Happiness Report의 저자인 Helliwell(2003) 역시 46개국 약 9만명을 조사한 World Values Survey 자료를 활용하여 취업상태를 소득과 별개의 주요 행복 요인으로 지목하였으며, 실업이 소득수준을 통제한 후에도 행복과 부정적인 상관관계를 나타내는 것을 보였다. 그 외에도 다양한 시기와 지역의 "수많은 연구들(endless number of studies)"이 실업이 소득을 통제한 상태에서도 비경제적 영향으로 행복과 부적 관계를 가진다고 결론을 내렸다(Korpi, 1997: 126). Clark과 Oswald(1994)는 영국의 BHPS(British Household Panel Study) 1991년 자료를 활용하여 행복수준(4점 척도)을 종속변수로 프로빗 회귀분석을 실시하였다. 그 결과 실업의 회귀계수는 -0.64로, 인과관계가 증명될 시 단일 속성(single characteristic) 중 행복에 가장 크게 부정적인 영향을 미치는 요인일 것이라고 보고하였다(cf. 별거: -0.27, 이혼: -0.17). 또한 통제변수로 소득을 추가하면 실업이 행복에 미치는 영향 중 소득 감

소로 인한 경제적 영향을 제외한 “순수하게 비경제적인(pure non-pecuniary)” 영향을 볼 수 있을 것이라고 언급하였다(Clark & Oswald, 1994: 657). 이에 후속 연구들은 대부분 소득의 영향을 통제한 상태에서 실업의 비경제적 영향을 확인하였다.

비허위성 조건을 충족하기 위한 패널분석 연구 결과들도 실업이 소득 감소뿐 아니라 다른 비경제적인 차원에서 행복에 부정적인 영향을 미친다는 결론으로 수렴하였다. 앞서 언급한 Winkelmann과 Winkelmann(1998)의 연구는 독일의 GSOEP(German Socio- Economic Panel) 1984-1990년 자료 중 20-64세 남성을 대상으로 종속변수를 행복 여부(평균 이상이면 1, 평균 이하이면 0)로 한 고정효과 로짓회귀분석을 실시하였다. 또한 실업의 경제적 영향과 비경제적 영향이 행복에 미치는 영향을 따로 확인하기 위해 앞서 Clark과 Oswald(1994) 연구에서 언급된 가구소득을 통제하였다. 고정효과 회귀분석으로 각 개인별 고유한 특성의 영향이 제어된 가운데, 실업의 회귀계수가 음수로 유의하며 그 절대값도 높아 실업의 비경제적 영향이 건강상태가 나쁜 것(bad health)의 약 3배 수준으로 행복과 부정적인 관계를 가지는 것으로 나타났다. Clark(2003)은 탐색적이었던 1994년 연구의 후속연구로서 누적된 7년치의 영국 BHPS 자료(1991-1997년)를 활용하여 마찬가지로 행복수준을 종속변수로 고정효과 패널 회귀분석을 실시하며 소득수준을 통제하였다. 그 결과 실업은 다양한 모형에서 일관되게 행복수준과 부적 관계를 가지는 것으로 나타났다. 더 나아가 Clark 외(2001)는 독일의 GSOEP(German Socio-Economic Panel) 1983-1994년 자료를 분석하여 실업이 소득을 통제한 상태에서도 행복 수준과 부적 관계를 가질 뿐 아니라, 과거의 실업 경험도 현재의 행복 수준과 부적 관계를 가져, 실업 경험은 “상처(scarring)”로 남는다고 표현하였다.

더 나아가 실업이 비경제적 차원에서 행복에 미치는 부정적인 영향의 수준을 소득이 행복에 미치는 영향의 수준과 비교한 연구도 이루어졌다. 영국의 Euro-barometers 자료와 미국의 GSS 자료를 통해 행복수준을 연구한 Blanchflower와 Oswald(2004)는 영국과 미국 두 국가 모두에서 실

업이 소득수준을 통제하고도 행복과 유의하게 부정적인 관계를 가진다고 보고하며, 실업의 비경제적 영향이 감소시킨 개인의 행복수준을 보상(compensate)하기 위해서는 소득이 연간 60,000달러 수준 증가해야 한다고 계산하였다. 또한 Ravallion과 Lokshin(2001)은 러시아 RLMS(Russian Longitudinal Monitoring Survey) 1994, 1996년 자료를 통해 행복 수준에 영향을 미치는 요인을 고정효과모형 패널회귀 분석한 결과, 소득을 통제한 상태에서도 실업이 행복 수준에 미치는 부정적인 영향을 상쇄하기 위해서는 가구소득의 1.4배가 필요할 정도로 실업의 부정적인 영향이 크다고 보았다. Di Tella 외(2003)는 거시경제적 요인이 행복에 미치는 영향을 연구하기 위해 1970년대부터 1990년대까지의 유럽 12개국의 Euro-barometer와 미국 GSS(General Social Survey) 자료를 분석하였다. 그 결과 조사된 모든 국가에서 행복요인이 행복에 미치는 영향의 패턴이 유사한 것으로 나타났다. 흥미로운 것은 경기침체가 행복에 미치는 부정적인 영향이 경제적인 영향(GDP로 측정)을 통제한 후에도 나타나, 경기침체의 “순 심리적 영향(pure psychic costs)” 등 비경제적 영향의 존재를 암시했다는 점이다(Di Tella et al., 2003: 809). 또한 개인별 패널데이터를 분석한 모든 모형에서 실업이 행복에 미치는 부정적인 영향이 소득수준 최상위(4분위)에서 최하위(1분위)로 떨어지는 것과 동일한 수준으로 크게 나타나, 사람에게 고통을 주는 주요한 요인인 것으로 결론지어졌다. 또한 해당 기간동안 인상됐던 실업급여 수준이 실업자와 취업자 간 행복수준의 차이를 줄이지 못했다는 발견도 유의미하다.

국외에서 실업과 행복에 대한 연구가 활발히 이루어진 것과 달리, 국내에서는 최근에야 관련 연구들이 탐색적으로 이루어지기 시작했다. 한국노동연구원의 ‘일과 행복’ 프로젝트로 일이 행복에 미치는 영향에 대한 연구를 시작한 안주엽 외(2016)는 한국노동패널조사 2014년 자료를 분석하여 실업자집단의 행복수준이 취업자집단에 비해 현저히 낮으며, 회귀분석 결과 실업은 행복수준과 부적 관계가 있음을 보고하였다. 변금선과 김기헌(2019)은 ‘2017년 청년 사회·경제적 실태조사’를 이용해 영역 별(경제, 교육·노동, 건강, 사회관계, 시민참여, 행복조건) 삶의 질을 조사한 결

과 실업 청년이 전 영역에서 격차(disparity)를 경험한 비율이 가장 높아 삶의 질이 낮은 것으로 나타났다고 밝혔다. 또한 여성가구주의 생활만족도 영향요인을 연구한 허수연(2016)은 한국복지패널 2015년 자료를 분석해, 가구소득을 통제한 상태에서도 실업 집단은 상용직 취업 집단에 비해 생활만족도가 유의미하게 낮게 나타났다고 보고하였다. 장애인을 대상으로 연구한 최영란(2017)은 장애인고용패널자료 2010-2015년 자료를 분석해 미취업 상태는 취업 상태에 비해 낮은 생활만족도와 관계를 보인다고 보고하였다. 종합하면 실업은 소득 감소로 인한 경제적 영향 외에도, 경제적 영향으로부터 독립적인 비경제적인 영향으로 행복에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타난다.

제 2 절 실업과 행복의 관계에서 자아존중감의 매개효과

1. 실업과 자아존중감의 관계

앞서 증명된 실업의 비경제적 영향 중 큰 비중을 차지하는 영향은 자아존중감의 저하이다. 경제적 생존과 더불어 일의 가장 주요한 기능이 자아실현이기 때문이다(Esser, 2005). 자아존중감은 스스로에 대한 긍정적이거나 부정적인 태도이며 스스로의 가치에 대한 판단이다(Rosenberg, 1965; Blascovich & Tomaka, 1991). 이를 더 상세하게 표현한 Trzesniewski 외(2013: 60)는 개인이 스스로의 “인간으로서의 가치(worth as a person)”를 평가한 것이라고 정의 내렸다. 자아존중감이 높으면 스스로를 존중(respect)하며, 스스로 가치 있는 사람이라고 생각하는 반면, 자아존중감이 낮으면 스스로를 거부하고 불만족스러워하며 멸시한다(Rosenberg, 1965). 자아존중감은 그 정의에서도 나타나듯이 객관적인 사실로서의 평가이기보다 주관적 인지의 표현이다(Zeigler-Hill, 2013).

실업이 자아존중감에 부정적인 영향을 미치는 것은 노동을 중시하는 사회에서 일이 자아존중감의 주요 원천이기 때문이다. 사회적으로 노동이 이렇게 중요한 의미를 가지게 된 배경에는 자본주의 정신의 근간을 이룬 프로테스탄티즘의 노동윤리가 있다. Weber(2010)는 종교개혁가들이 일을 "소명"으로 정의하고 삶의 목적이란 의미를 부여한 것이 각 노동자와 산업 전체의 생산성을 촉진하고 자본주의 체제의 근간을 이루었다고 보았다. 이와 같은 노동윤리의 영향으로 직업 노동을 개인적 업적으로 여기는 이념이 형성되어 지금까지 이어져 왔다. 이에 현대사회에서 사람들은 일을 통해 스스로를 평가한다(Arendt, 2017; Bauman, 2010; Gorz, 1999). 현시대를 살아가는 대부분의 사람들은 인생 대다수의 시간을 노동하거나 노동을 위해 준비하며 보낸다. 노동에 가장 높은 비중을 두는 삶이므로 일에서 정체성을 찾고 일에서 이룬 성취가 자아존중감을 이루게 되는 것은 자연스러운 일이다. 노동철학자 Ciulla(2000)는 노동중심사회에서 일은 생계를 꾸리는 만족감, 사회에서의 정체성과 가치를 준다고 보았다. 그러므로 노동중심사회에서 노동 외의 다른 활동으로 자아존중감을 지키기는 상당히 어렵다. 이에 대해 Gorz(1999: 58)는 일을 통해 정체성을 얻지 못하면 사회적으로 "그 무엇도 될 수 없는 절망"에 빠진다고 표현하였다. 한국사회의 노동을 연구한 강수돌(2015: 229)에 의하면 한국에서도 노동은 "삶의 유일한 원리인 것처럼" 각 사람의 삶과 사회에서 중요한 위치를 차지하고 있다.

이를 포착한 Erikson(1980; 1982)은 일이 자아발달을 위한 수단이며, 일을 하지 못하면 자아 발달이 저해되고 자아존중감이 낮아진다고 하였다. 심리사회적 발달이론은 사람의 자아가 온전히 발달하기 위해서는 8단계의 생애주기 별 발달과업을 성공적으로 수행해야 하며 각 발달과업을 성공적으로 수행할 때 자아존중감이 향상된다는 내용의 이론이다. 여기서 일은 성인기의 주요 발달과업인 생산성(generativity) 성취와 관련이 있고, 일을 통해 새로운 물건(products)과 생각(ideas)을 생산하는 것이 과업 수행 수단 중 하나로 제시된다. 생산성 과업을 이루지 못한 개인은 생산성 대신 침체성을 경험하여 자아가 제대로 발달하지 못하고 자

아존중감이 낮아진다. 마찬가지로 생애주기별 발달과업을 다룬 Levinson 외(1978: 124-125; 140-141) 역시 성인기의 가장 중요한 과업 중 하나로 자아를 실현 시킬 수 있는 직업적 방향의 선택을 꼽았다. 성인 초기에 "성인 세계에서 자신의 위치를 확보"해야 하며, 직업을 통해 "세상에서의 적재적소"를 찾아야 한다. 이러한 과제가 성공적으로 성취될 때 자아의 중요한 부분이 실현될 수 있고, 과제가 성취되지 못할 때 자아가 충분히 안정되지 못한다. 이처럼 노동중심사회에서 일을 한다는 것은 자아존중감의 주요한 원천으로 기능한다.

실업은 또한 사회적 인정을 빼앗아 개인의 자아존중감을 낮춘다. 자아존중감은 사회적 인정에 의해서도 중대한 영향을 받는데, 노동중심사회에서는 노동을 기준으로 사회적 인정이 부여되기 때문이다. '인정투쟁' 이론을 제시한 Hegel(2006)은 개인의 자아가 개인 간의 상호인정에 의해 형성된다고 보았다. 자아가 스스로 독립적으로 정립되는 것이 아니라, 타인에게 인정을 받을 때 발달한다는 것이다. Hegel의 통찰을 현실에 접목시킨 사회심리학자 Mead(1934)의 상징적 상호작용이론은 자아발달이 자신이 접하는 개인들과 사회 전체가 자신에 대해 가지는 태도를 조직화하여 이루어진다고 보았다. 개인이 소속된 사회로부터 자신의 정체성이 지니고 있는 사회적 가치를 확신받는 '인정'을 받을 때 자기 자신에 대한 긍정적인 태도인 '자기존중'을 경험하는 것이다. 이들의 이념을 계승한 철학자 Honneth(2011)는 사회적으로 개인의 속성에 대해 가치를 부여하는 방식의 인정이 이루어지고 있으며, 이러한 인정을 받을 때 개인은 자신이 다른 사회 구성원들에게 '가치 있는' 것으로 인정된 활동을 수행하고 있으며, 그럴 능력을 가질 수 있다는 정서적 믿음인 자아존중감을 가질 수 있다고 보았다. 이와 같은 이론을 적용하였을 때 실업자 집단은 사회적 저평가에 의해 자아존중감 저하를 경험한다. 노동이 중심이 되는 사회에서 노동하지 않는 상태는 비정상적인 상태로 여겨지기 때문이다(Bauman, 2010). Gorz(1999: 53) 역시 현대 사회에서 사람에 대한 사회적 가치부여가 오직 그가 하는 일에 의해 이루어지고 있어 "완전한 시민권(full citizenship)"을 인정받기 위해서는 일을 해야 한다고 표현하였다. Honneth 역시 현대의

개인은 자신이 일을 통해 사회에 적극적으로 기여하고 있음을 스스로 확인하고 사회적 인정을 받을 때 자아존중감이 높아지며, 반대로 일을 하지 못할 때 자아존중감이 낮아진다고 보았다(Honneth, 2011; 2014).

실업의 심리적 영향에 초점을 맞춘 이론들 역시 실업으로 인한 자아존중감 저하를 중요하게 다룬다. 가장 대표적인 이론인 Jahoda(1982)의 '잠재적 박탈모델(latent deprivation model)'은 일이 일하는 사람에게 본연의 명시적 목표인 경제적 이익 외에도 잠재적인 심리적 이익 5가지를 제공한다고 보았다. Jahoda는 이러한 심리적 이익이 인간 본성의 심리적 욕구를 충족하는 것이라고 보았다. 인간이라면 시대와 문화를 초월하여 누구나 충족 받고자 하는 심리적 필요가 존재하고, 과거에는 이를 의식(rituals), 종교적 활동, 공동체 활동 등으로 충족하였으나, 현대에는 일을 통해 충족한다고 본 것이다. 그 인간 본성의 심리적 필요는 시간을 구조화하고, 가족과 이웃 외에 더 넓은 범위의 사회적 관계를 맺고, 공동의 목표를 공유하고, 활동적으로 살아가고, 사회적 지위를 얻어 정체성을 확립하는 것이다(Jahoda, 1982: 83). 따라서 실업은 근로소득 감소라는 경제적 박탈뿐 아니라, 일이 제공하던 심리적 이익도 박탈하는 결과를 야기한다. 실업자는 생활의 시간 구조가 무너지고, 사회적 관계가 줄어들고, 공동의 목표에 참여할 수 없게 되며, 활동적으로 살아가게 하던 정기적 활동을 잃고, 사회적 지위를 부여받지 못해 정체성을 상실하게 된다(Jahoda, 1982: 22, 39). 특히 자아존중감과 관련하여 주목할 부분은 사회적 지위를 부여받지 못해 정체성을 상실하는 영향이다. 실업자들은 "아무 목적이 없이, 쓸모가 없고, 아무도 필요로 하지 않는 폐기물이 된 느낌(Jahoda, 1982: 24)"에 시달리게 된다. 잠재적 박탈 모델은 일이 인간의 본성적 필요인 사회적 지위 획득과 정체성 확립을 도왔으며, 일이 사라지면 사회적 지위와 정체성 획득, 더 나아가 자아존중감 향상에 어려움이 발생할 것을 알게 한다.

Jahoda의 이론을 발전시켜 '비타민 모델'을 제시한 Warr(1987; 2007)은 대부분의 사회에서 일이 자아존중감의 주요 원천으로 기능하기에 실업은 자아존중감을 낮춘다고 보았다. '비타민 모델'은 실업 상태에 처하

면 일에서 얻는 행복의 필수 요소들을 충분히 제공받지 못해 행복 수준이 낮아진다고 보는 이론이다[4]. 일에서 제공되는 행복의 요소들이 신체 건강을 위해 여러가지 비타민이 필요한 것과 같다는 의미에서 비유적 표현을 사용하였다. Warr이 행복을 위해 필수적인 요소라고 본 9가지는 자신과 주변의 활동에 대한 통제력, 기량을 발휘할 기회, 목표 설정과 달성에 대한 외부적 자극, 다양한 활동과 환경, 삶에 대한 예측가능성, 타인과의 관계, 재정 자원, 물리적 안전, 존중받는 사회적 지위이다[5]. Warr은 일이 이 9가지의 요소를 제공하였으므로 실업은 9가지 요소의 부족을 야기하고 이는 행복의 저하로 이어진다고 보았다. 실업 상태에서는 여러가지 면에서 제약되고 다른 존재에 의존하게 되므로 스스로의 통제력이 약화되고, 기량을 발휘할 기회가 줄어들며, 목표 설정과 달성에 대한 외부적 자극이 없으며, 활동과 환경의 다양성이 줄어들고, 삶이 예측하기 어렵고 불명확해지며, 인간관계의 양과 질이 하락하며, 재정적 어려움이 발생하고, 물리적 안전이 위협받고, 사회적 지위가 낮아진다. 이러한 결여는 모두 자아존중감에 직간접적인 영향을 미치지만, 특히 마지막에 다루어진 사회적 지위의 하락은 타인으로부터 받는 존중의 상실을 의미하여 자아존중감의 저하와 직결된다. 일은 개인에게 사회에 가치를 창출하는 역할로서 부여되었다. 그러므로 일을 한다는 것은 개인이 능력을 보유하고, 규범을 지키며, 사회적 의무들을 수행하고 있다는 것을 공적으로 인증하는 역할을 했다(Warr, 1987). 이에 사회적 역할인 일의 상실은 실업자의 사회적 지위를 낮춘다. 실업자는 사회적으로 존중받지 못하고, 이는 스스로에 대한 부정적인 평가로 이어진다. 그러므로 Warr은 실업자가 복지급여를 제공 받으면 재정적 어려움은 경감된다고 할지라도, 스스로를 가족과 사회에 기여하지 못하고 공공부조에 의존하는 존재라고 느껴 수치심을 느낀다고 보았다.

---

4) Warr은 1987년 처음 모델을 제시했을 때 정신건강을 위해 필요한 요소에 대해 논의하였지만, 2007년 후속 연구에서 행복을 위한 요소로 논의를 확장하였다.

5) 2007년 연구에서 일(job setting)의 요소로 이 9가지 요소 외에도 우호적인 지도, 직업적 전망, 공정성을 추가하였지만, 이는 취업자에게만 해당되는 요소이므로 본 논문에서는 기존의 9가지 요소로 논의한다.

실업의 심리적 영향 중 자아존중감에 집중한 Starrin과 동료들은 '재정적 어려움/수치심 모델(financial distress/shame model)'을 제시하였다(Starrin et al., 2000; Rantakeisu et al., 1999). 이는 실업상태에 처할 때 사회적 역할을 잃고 사회에서 용인받지 못하는 상태에 있는 것에 대한 수치심과 실업으로 인한 재정적 어려움이 심할수록 실업자의 행복에 부정적인 영향이 미친다고 보는 관점이다. 특히 수치심과 재정적 어려움이 결합될 때 그 영향이 더욱 크다고 보았다. 이러한 맥락에서 실업자에 대한 지원 역시 실업자가 스스로의 노력으로 자립하지 못하고 사회나 가족에 의지하여 살아가야 한다는 사실로 받아들여져 수치심을 증폭시킨다고 보았다.

실업이 자아존중감에 미치는 부정적인 영향은 실제 실업자들을 연구한 다수의 결과를 통해 확증된다. 실업의 심리적 영향에 대해 300편 이상의 문헌을 검토한 Kelvin과 Jarrett(2008)은 실업의 가장 심각한 심리적 결과는 실업자가 스스로를 보게 되는 방식에 생기는 변화라고 밝혔다. 혹 기존의 일자리가 양질의 일자리가 아니어서 일을 통해 얻었던 것이 많지 않았다 할지라도, 노동역할 자체가 개인의 자아 개념 중 상당한 부분을 구성하기 때문이다. 이에 실업에 관해 다룬 대부분의 연구들은 실업이 개인의 자존심과 자아존중감에 심각한 훼손을 입히고 지위를 손상시킨다고 보고하였다. 실업자들은 그들이 "취업자가 아니다"라는 사실에 의해 사회구조에 속하여 있지 않은 것으로 규정되고, 이에 스스로의 지위를 "이등 시민"으로 파악한다(Kelvin & Jarrett, 2008: 96). 이에 실업자는 모멸감을 느끼고 근본적인 좌절감을 느낀다. 또한 실업은 개인으로 하여금 경제적으로, 심리적으로 타인 혹은 사회에 의존해야 하는 "유아와 같은" 조건을 조성하여 성인으로서 치욕을 느끼게 하고 자아존중감에 심각한 상처를 입힌다(Kelvin & Jarrett, 2008: 90). 실업 연구의 대가인 Wilson(1996)은 실업이 사람들로 하여금 공식적인 경제 활동과의 연결이 끊어졌다고 느끼게 하여 사회에 대한 소속감에 부정적인 영향을 미치고 자아존중감을 낮춘다고 보았다. 또한 실업은 자기효능감(self-efficacy), 즉 "목적을 성취하기 위해 걸음을 내딛을 때 필요한 스스로의 능력에 대한 믿음"을 낮추고, 스스로에 대한 회의감이 들도록 한

다고 보았다(Wilson, 1996: 75-76).

국외에서는 오랫동안 다수의 실증연구가 이루어져 실업이 자아존중감에 미치는 부정적인 영향이 확인되어왔다. 그 중 주요 연구들을 살펴보면, 초기 연구로서 자아존중감 연구의 대가인 Rosenberg와 Pearlin(1978)은 당시 사회학적 변수로 여겨진 사회계층과 심리학적 변수로 여겨진 자아존중감의 관계를 살피기 위해 미국 성인 2,300명을 조사한 결과 직업의 유형이 자아존중감과 정적 상관관계(r=0.18)를 보인다고 밝혔다. Donovan과 Oddy(1982)는 영국의 실업 청년 24명과 이 집단과 연령, 인종, 교육수준, 사회 계층, 가족 구성, 부모의 취업 여부를 매칭한 취업 청년 24명을 비교하였다. 그 결과 미취업 청년집단이 취업 청년집단에 비해 유의하게 낮은 자아존중감을 보였다. 횡단자료로 이루어진 연구이기에 인과관계를 증명할 수는 없으나, 실업 청년의 2/3가 취업 경험이 있으며 대부분 비자발적으로 실업을 당했다는 점이 부정적인 심리상태가 실업을 야기하는 역인과의 가능성을 낮춘다고 언급하였다. 미국에서 실업률이 높은 지역의 주민들을 대규모 설문조사하고 심층면접한 결과를 종합한 Wilson(1996) 역시 실업은 사람들이 자신을 바라보는 시각에 부정적인 영향을 끼친다고 밝혔다. 사회경제적 지위와 자아존중감의 관계에 대해 446개의 연구를 메타분석한 Twenge와 Campbell(2002)은 사회경제적 지위가 높을수록 자아존중감이 높은 경향이 나타나는데, 직업(r=0.10)이 소득(r=0.07)보다 자아존중감과 더 높은 상관관계를 보인다고 보고하였다.

대규모 패널자료를 활용한 종단연구들은 실업이 자아존중감에 영향을 미치는 것을 보다 설득력 있게 증명하였다. 미국의 NLSY(National Longitudinal Survey of Youth) 1979-1981년 자료에서 취업 경험이 있는 청년 1,198명의 자료를 분석한 Goldsmith 외(1996)는 연도별 취업 상태의 변화와 자아존중감의 변화를 분석한 결과 미취업 상태와 미취업 지속기간은 자아존중감에 부정적인 영향을 미친다고 밝혔다. 같은 패널자료로 Prause와 Dooley(1997)는 1980년에 고등학교 재학 연령이었던 4,852명의 과거(1980년)와 현재(1987년) 자료를 분석한 결과, 과거의 자아존중감을 통제한 상태에서도 실업은 자아존중감에 부정적인 영향을 미치는

것으로 나타났다. Nordenmark와 Strandh(1999)는 스웨덴 실업자 3,500명을 1996년, 1997년 두번에 걸쳐 조사한 결과 실업에서 취업으로 이행한 집단의 행복도가 높아졌고, 이는 취업에 대한 경제적, 심리적 필요가 높았던 집단에서 더욱 크게 나타났다. Paul과 Moser(2009)는 실업과 자아존중감의 관계를 다룬 85편의 횡단연구를 메타분석한 결과 모든 연구에서 실업이 자아존중감과 부적 관계를 가졌다고 밝혔으며, 자아존중감을 포함한 심리적 상태에 대한 연구들에서 실업이 심리에 영향을 미치는 인과관계가 나타났다고 밝혔다.

실업이 자아존중감에 미치는 영향에 대해 활발한 연구가 이루어진 국외와 달리, 국내에서는 해당 주제의 연구가 매우 드물다. 실업의 심리적 영향에 관한 연구는 주로 우울, 정신건강 등에 대해 이루어졌을 뿐이다(김명언·노연희, 1998; 박세홍 외, 2009; 송이은·김진영, 2012; 유경아 외, 2018; 정은혜·송인한, 2016; 황주희 외, 2014). 이는 실업의 경제적 영향에 대한 연구가 빈곤에 관심을 가진 것과 마찬가지의 원리로 심리적 영향에 대한 연구도 병리학적 관점에서 이루어졌기 때문이다(정은석·강상경, 2015). 정은석과 강상경(2015)의 연구는 실업이 자아존중감에 미친 영향을 주제로 패널데이터를 분석한 국내 유일의 연구이다. 이 연구는 한국복지패널 2012-2013년 자료에서 2012년 취업상태에 있었던 사람들을 대상으로, 그 다음 해에 미취업 상태가 된 집단과 취업을 유지한 집단을 비교하여 실업이 자아존중감에 부정적인 영향을 미친다고 밝혔다. 또한 실업을 주요 주제로 하지는 않았지만, 생애주기별 자아존중감의 변화요인에 대해 살핀 김혜미 외(2015)는 한국복지패널 1-8차 자료를 이용하여 비취업(실업, 비경제활동 포함)이 취업에 비해 중년층과 노년층의 자아존중감에 부정적인 영향을 미친다고 보고하였다. 그 외에 비교집단은 없지만 실업자의 심리상태에 대해 조사한 연구로는 실직자 297명을 설문조사하고 18명을 심층면접하여 실직자들이 실직 상황을 벗어나기 위한 적극적인 노력을 하고 있으면서도 자신의 노력에 대해 부정적인 느낌을 갖고 있다고 밝힌 김한우와 김명언(1999)의 연구와 실업자 8명을 대상으로 현상학적 연구방법을 사용하여 실업자에게 낮은 자기존중감과 자

기비하가 나타난다고 보고한 박혜경 외(2018)의 연구 정도가 존재한다.

2. 자아존중감과 행복의 관계

자아존중감의 향상은 인간의 보편적, 근본적 욕구에 해당하여 행복에 직접적인 영향을 미친다. Maslow(1943)의 욕구계층이론은 인간에게 5가지 기본적 욕구(생리적 욕구, 안전에 대한 욕구, 애정과 소속의 욕구, 자아존중감의 욕구, 자아실현의 욕구)가 존재한다고 보았는데, 자아존중감의 욕구는 그 중 네번째 욕구로 포함되었다. 즉 자아존중감에 대한 필요와 열망은 모든 사람에게 보편적으로 존재하는 것이라고 본 것이다. Epstein(1990)의 인지-경험적자기이론 역시 인간이 반드시 충족해야 할 4가지 욕구(자아존중감, 관계성, 기쁨, 자아개념의 지속성)에 자아존중감을 포함하였다. 또한 인간의 보편적 심리체계를 연구하고자 전 세계 13개국 약 2만명을 조사한 Cantril(1965) 역시 인간이 스스로를 가치있는 존재로 느끼고자 하는 욕구는 인간의 보편적 본성이라고 결론지었다. 이를 강조하여 Leary와 Baumeister(2000: 1)는 인간이 “자아존중감에 대해 상당히 관심을 가지는 존재”라고 표현하였다.

그러므로 자아존중감은 행복에 정적인 영향을 미친다. 대표적인 행복심리학자인 Diener(1984: 558)는 자아존중감이 주관적 행복의 “가장 강력한 예측변수”라고 밝혔다. 앞서 살펴 본 바와 같이 자아존중감 향상은 인간의 근본적이고 중요한 욕구이며, 욕구의 충족은 행복 수준에 영향을 미치기 때문이다(Maslow, 1943). 이에 자아 개념을 연구한 사회심리학자 Baumeister 외(2003)는 다양한 실증 연구를 검토한 결과 자아존중감과 행복 사이에 강한 상관관계가 있으며, 그 인과관계의 방향을 실증적으로 입증하는 것은 선후관계 설정 문제로 어렵지만, 높은 자아존중감이 높은 행복수준으로 이어진다고 여기는 것이 개념적으로 설득력이 있다고 밝혔다. 이에 자아존중감은 오랫동안 행복의 주요 구성요소로 연구되어왔다. Wilson(1967)은 초기 행복 연구들을 검토한 결과 자아존중감을 행복의 주요 요인으로 보고하였으며, 각각 미국 성인과 영국 청소년·청년을 연

구한 Campbell(1981)과 Furnham과 Cheng(2000) 역시 행복의 여러 예측변수 중 자아존중감이 가장 주요하고 강한 예측변수라고 보고하였다. Diener와 Diener(1995) 역시 전세계 31개국 12,600명을 대상으로 한 연구한 결과 자아존중감이 행복과 가장 상관관계가 높은(r=0.47) 것으로 보고하였다. 또한 그 상관관계가 국가별로 동일하지 않고, 개인주의 문화의 영향에 의해 조절되는 것으로 나타나 자아존중감이 행복의 구성요소 중 하나인 점을 알 수 있다고 밝혔다. 자아존중감과 행복의 정적 상관관계는 다양한 지역과 다양한 대상집단을 통해서도 증명되었다. 중장년기와 노년기의 성인 약 600명을 대상으로 연구한 Lyubomirsky와 Lepper(2006)는 자아존중감과 행복의 상관관계가 높다고(r=0.58) 밝혔으며, Dogan 외(2013)는 340명의 터키 대학생 자료를 경로분석한 결과 자아존중감이 행복에 정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 행복을 종속변수로 하지는 않았으나, Ciarrochi 외(2007)는 호주의 고등학생 약 800명을 대상으로 분석한 결과 낮은 자아존중감은 슬픔의 가장 주요한 예측변수인 것으로 나타난다고 보고하였다. Lucas 외(1996)는 다양한 시기, 다양한 국가에서 이루어진 연구들을 종합적으로 검토하여 자아존중감과 행복의 상관관계가 0.4~0.5 수준으로 매우 높다고 밝혔다. 또한 성격특성과 행복을 메타분석한 DeNeve와 Cooper(1998) 역시 자아존중감이 행복의 가장 강력한 예측변수 중 하나라고 밝혔다.

국내에서는 자아존중감과 행복의 상관관계에 대해 특정 연령 집단을 대상으로 한 연구가 소수 존재한다. 김정연과 정현주(2008), 이윤정(2018)은 청소년의 삶의 질에 영향을 미치는 요인을 확인하기 위해 각각 한국청소년패널조사 2003년 자료와 한국아동청소년패널 2015년 자료를 분석한 결과 자아존중감이 삶의 질에 정적 영향을 미치는 주요요인이라고 보고하였다. 또한 박희수와 문승연(2014)은 461명의 대학생을 대상으로 조사한 결과 자아존중감이 행복과 정적인 상관관계를 보인다고 밝혔다. 구재선(2009)의 연구에서 중학생 300여명을 대상으로 4개월에 걸쳐 두 번의 조사를 수행한 결과 자아존중감과 생활만족은 높은 정적 상관관계를 보였다. 또한 1차조사의 값을 통제한 후에도 자아존중감과 생활만족은 여전히 유

의미한 정적 상관관계를 보였다. 김연희와 김기순(2002)은 60세 이상 노인 142명을 대상으로 조사한 결과 자아존중감과 삶의 질이 높은 정적 상관관계를 보이며, 삶의 질에 대해 교육수준, 소득 등을 통제한 상태에서도 자아존중감의 회귀계수가 정적으로 유의하게 나타났다고 보고하였다.

그런데 자아존중감이 행복에 영향을 미친다는 관계 설정에 대해, 두 개념이 사실상 유사한 개념이라는 비판이 제기될 수 있다. 자아존중감은 '자신의 존재에 대한 만족', 행복은 '자신의 삶에 대한 만족'으로 두 개념 모두 주관적 만족을 측정하였기 때문이다. 그러나 자아존중감과 행복은 개념적으로 뿐 아니라, 실증적으로도 동일한 개념이 아니다(Hermans, 1992; Furr, 2005). 두 개념은 통계적으로 정적인 상관관계가 있으나 상관관계가 완전하지 않아, 자아존중감이 높은데 행복수준이 낮거나, 자아존중감이 낮은데 행복수준이 높은 경우가 존재한다. 분석 결과 자아존중감은 개인적인 발전, "앞으로 나아가는 것(getting ahead)"과 더욱 관련이 있고, 행복은 타인과의 관계, "함께하는 것(getting along)"과 더욱 관련되어 서로 구분되는 개념인 것으로 나타났다(Furr, 2005: 120). 다른 성격 요인들과의 관계를 분석한 결과에서도 두 개념은 차이를 보였다. 자아존중감은 불안, 우울, 스트레스, 자기연민 등의 부정적인 성격 요인이 적을 때 높은 반면, 행복은 긍정적 감정 경험, 활기 등과 같은 긍정적인 성격 요인이 높을 때 높은 것으로 다르게 나타났다. 또한 자아존중감과 행복은 충분한 판별타당도(discriminant validity)를 보이는 것으로 나타나 두 변수는 구별되는 것으로 나타났다(Lucas et al., 1996). 더불어 자아존중감과 행복의 상관관계가 문화권 별로 차이가 난다는 발견 역시 두 개념이 서로 구분되는 개념이라는 것을 분명히 한다(Diener & Diener, 1995). 중장년기·노년기의 성인 약 600명을 대상으로 연구한 Lyubomirsky와 Lepper (2006) 역시 자아존중감과 행복의 상관관계가 높으나(r=0.58), 자아존중감과 행복은 다른 예측 변수들과 서로 다른 양상의 상관관계를 보여 두 개념이 서로 구별됨을 나타냈다. 그러므로 자아존중감과 행복은 서로 구별되는 변수이며, 인과관계를 가지는 변수라고 볼 수 있다.

3. 실업과 행복의 관계에서 자아존중감의 매개효과

실업이 행복에 미치는 부정적인 영향에 대한 자아존중감의 매개효과를 살핀 연구는 매우 드물다. 앞서 살핀 실업과 행복, 실업과 자아존중감, 자아존중감과 행복의 관계를 종합하면 실업이 행복에 미치는 부정적인 영향에 있어 자아존중감이 주요한 매개변인인 것으로 추론된다. 실업의 심리적 영향에 대한 Jahoda(1982) 등의 이론 역시 실업이 심리적 영향을 매개로 행복 수준에 영향을 미친다는 매개구조로 이루어져 있다(Paul et al., 2009). 그럼에도 불구하고 실업과 행복의 관계에서 자아존중감의 매개효과를 직접 증명한 연구는 국외에도 많지 않으며 국내에는 극히 드물다. 기존의 실증연구들은 매개구조의 각 연결고리들을 부분적으로 증명하였을 뿐이다. 다른 연구(Paul & Moser, 2009)에서 실업과 행복에 대한 연구 324편을 분석한 Paul 외(2009)는 실업과 심리적 상태 사이의 매개변인을 매개효과 분석 방법으로 직접 다룬 연구가 드물다고 밝혔다. 행복을 종속변수로 자아종중감의 매개효과를 다룬 경우가 극히 드물 뿐 아니라, 종속변수의 범위를 심리적 상태 전체로 넓혀도 해당하는 연구가 많지 않다. 먼저 종속변수는 다르지만 실업의 영향을 자아존중감이 매개한다고 본 최초의 연구인 Pearlin 외(1981)는 1973, 1977년 시카고 거주 성인 2,300명을 조사한 자료를 통해 실업 등 일자리와 관련된 어려움이 발생할 때 그것이 우울에 미치는 경로를 분석하였다. 그 결과 일자리와 관련된 어려움은 자아존중감 등을 매개로 우울에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이 연구의 영향을 받은 Kokko와 Pulkkinen(1998)은 핀란드의 실업자 58명과 취업자 177명의 27세 때와 36세 때의 자료를 통해 실업기간이 심리적 고통에 영향을 미치는 경로를 분석하여 경제적 곤궁과 낮은 자아존중감이 두 변수를 매개한다고 보고하였다. 이는 1차 조사의 자아존중감 수준을 통제한 상태에서 나온 결과이다. 또한 Creed와 Muller(2006)은 호주의 실업자 125명과 상용직노동자 133명의 자료를 경로분석한 결과 실업으로 인한 재정적 어려움, 수치심, 사회적 지위 저하가 서로의 영향을 통제하고도 심리적 어려움에 영향을 미친다고 밝혔다. 더불어 Paul 외(2009)는 독일인 658명의 자료를 통해 매개효과를 분석한 결과 비취업이 정신 건강에 미치는 영

향을 Jahoda(1982)의 이론에서 다룬 '잠재적 박탈'인 심리적 영향이 매개한다고 밝혔다. 이러한 매개효과는 Jahada의 이론에서 '명시적 박탈'로 명해진 경제적 영향을 통제한 후에도 유의하게 나타났다.

실업이 주관적 행복에 미치는 영향에 대한 자아존중감의 매개효과를 다룬 국내 연구는 더욱 드물다. 해당 연구가 드문 것은 앞서 서술하였듯이 국내에서 행복에 대한 데이터가 구축되기 시작한지 얼마 되지 않은 점에도 기인한다(안주엽, 2018). 특징적인 것은 행복과 유사한 변수를 사용한 소수의 연구가 노인과 장애인을 대상으로 이루어졌다는 점이다. 이는 전통적으로 취업이 어려웠던 집단에서 취업이 자아존중감에 긍정적인 영향을 미쳐 행복수준에 미치는 영향에 대해 먼저 관심을 가졌기 때문이라고 볼 수 있다. 실업 문제가 점진적으로 넓은 대상으로 확대되고 있는 만큼 취업과 행복의 관계에 대한 관심 역시 그 범위를 넓혀갈 것으로 예상된다. 고민석과 김동주(2014)는 장애인고용패널조사에 참여한 여성장애인 1,623명의 자료를 통해 취업이 미취업에 비해 일상생활만족도에 긍정적인 영향을 미치고, 이는 자아존중감에 의해 완전매개되는 것을 확인하였다. 그러나 종속변수로 사용된 '일상생활만족도' 변수는 일상생활과 관련된 총 9가지 항목(가족 관계, 친구 관계, 살고 있는 곳, 건강상태, 한 달 수입, 여가활동, 현재 하는 일, 결혼생활, 전반적 일상생활 만족)의 평균으로 구성되어 행복의 개념을 직접 측정했다고 보기 어렵다. 김자영과 한창근(2016)은 장애인고용패널조사 자료를 활용하여 취업은 미취업에 비해 자아존중감과 삶의 만족도에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타나며, 취업여부와 삶의 만족도 사이의 관계를 자아존중감이 부분 매개하는 것으로 보고하였다. 이 연구에서 사용된 '삶의 만족도' 변수 역시 고민석과 김동주(2014)와 마찬가지로 행복을 직접 측정하지 못했다. 강욱모와 김지훈(2017)은 한국복지패널에 참여한 베이비붐세대 임금근로자 610명의 9년간의 자료를 활용하여, 고용지위 변화의 지속기간이 자아존중감에 유의한 영향을 미치고, 자아존중감이 높으면 삶의 질이 높다고 밝혔다. 그러나 고용지위변화가 실업을 특정한 것은 아니며, 종속변수로 사용된 '삶의 질' 역시 7개 영역별 만족도(건강, 가족수입, 주거환경, 가족관계, 직업, 사회

적 친분관계, 여가생활)로 구성되어 행복을 직접 측정하지 않았다. 종속변수는 다르지만 실업의 영향을 매개하는 변수를 분석한 연구로, 송이은과 김진영(2012)은 한국복지패널 1차년도 자료를 활용하여 고용지위가 우울에 미치는 영향과 소득 및 심리적 자원의 매개효과를 분석하였다. 그 결과 실업자는 취업자에 비해 우울수준이 높으며 소득과 자아존중감이 낮았다. 또한 고용지위가 우울에 미치는 영향을 소득과 자아존중감이 매개하였으며, 자아존중감의 매개효과가 소득보다 큰 것으로 나타났다.

종합하면 일은 경제적으로 소득의 원천일 뿐 아니라 심리적으로 자아존중감의 원천이다. 그러므로 실업은 소득의 상실뿐 아니라 자아존중감의 저하를 통해 행복에 부정적인 영향을 미치는 것으로 추론된다. 그러나 이를 검증한 실증연구는 국내외적으로 매우 드문 상황이다.

제 3 절 기존 연구의 한계와 본 연구의 차별성

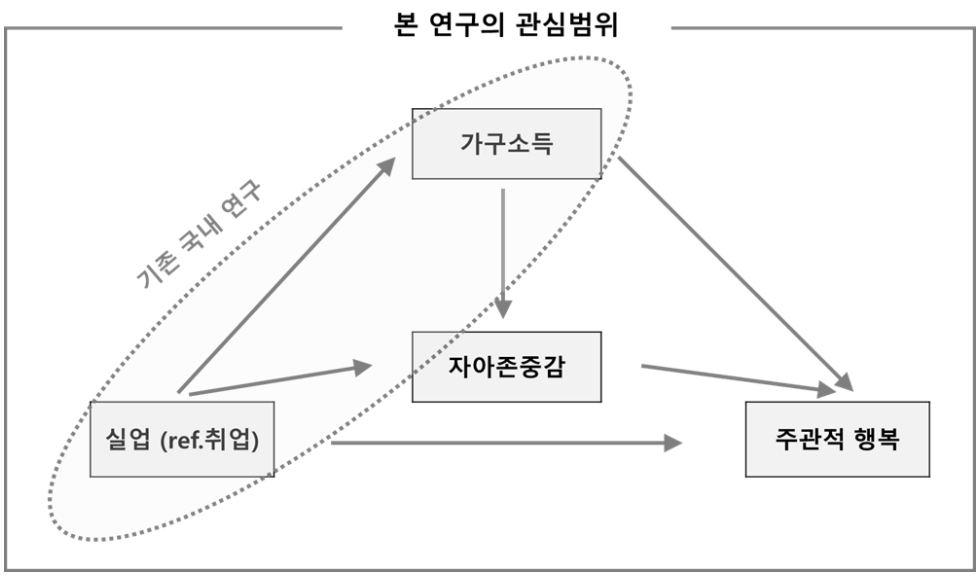
실업이 행복에 미치는 영향과 자아존중감의 매개효과에 대한 기존 연구의 한계점은 연구모형이 제한적이었던 것과 미관측 요인의 영향을 통제하는 종단 자료 분석이 적었다는 데 있다.

첫째, 국외에서 실업과 행복에 대한 연구가 활발히 이루어진 것과 달리 국내에서는 실업의 경제적 영향에 대한 연구가 주를 이루었고, 실업이 행복에 미치는 영향에 대한 연구가 많지 않다. 이는 앞서 언급하였듯 국내에서 행복이 연구대상으로 주목을 받기 시작한 것이 매우 최근의 일이기 때문이다(안주엽, 2018). 실업과 행복과의 관계에 대한 연구가 많지 않은 상황이므로 더 나아가 실업이 행복에 영향을 미치는 인과관계를 입증한 연구는 더욱 적다. 그러나 행복이 개인의 삶과 사회정책의 궁극적인 목표인 것을 고려할 때, 실업이 개인의 행복에 미치는 영향을 국내 자료를 통해 확인하는 것은 실업자의 궁극적 욕구를 파악하여 대응하기 위해 반드시 필요한 작업이다.

둘째, 국외와 달리 국내에서는 실업이 자아존중감에 미치는 영향에 대한 연구가 아직 활발히 이루어지지 않았다. 정은석과 강상경(2015), 김혜

미 외(2015)의 연구를 제외하면 실업과 자아존중감의 관계를 확인하기 위해 대규모 자료를 분석한 연구는 매우 드문 상황이다. 이는 실업의 심리적 영향을 살핀 국내 연구가 주로 병리학적 관점에서 우울 등 부정적인 변수를 분석해왔기 때문이다(정은석·강상경, 2015). 그러나 자아존중감 향상이 인간의 근본적 욕구이고 행복을 결정하는 주요한 요인이라는 것을 고려할 때, 이제 자아존중감도 정책의 고려대상이 되어야 하며, 이를 위해서는 자아존중감을 대상으로 한 실증적 연구가 필요하다.

셋째, 실업과 행복의 관계에서 자아존중감의 매개효과를 분석한 연구는 국내에서 적을 뿐 아니라 국외에서도 극히 소수이다. 간혹 실업의 경제적, 심리적 효과를 살핀 연구는 있었으나 매개효과 분석 방법으로 분석하지 않은 경우가 많고, 특히 자아존중감을 매개변수로 한 연구는 매우 적다. 더불어 매개효과의 비중을 평가하는 연구도 매우 적다. 그러나 매개효과를 분석하는 것은 독립변수가 종속변수에 영향을 미치는 구조에 대한 정보를 제공한다는 점에서 가치 있다. 또한 매개효과의 영향력을 평가하는 것은 매개변수의 중요도를 따져볼 수 있다는 점에서 의미를 가진다.



[그림 1] 기존 국내 실업 연구의 관심 범위와 본 연구의 관심 범위

넷째, 실업과 행복의 관계에 대한 국내 연구 중 종단 자료를 분석하여 미관측 통제변수(개인적 특성 등)의 영향을 통제한 연구는 극히 드물다. 그 가장 큰 원인은 국내에서 행복 변수가 포함된 패널자료가 최근 생성되기 시작하였다는 점이다. 또한 실업과 행복의 관계에서 매개효과를 분석한 연구 중 종단 자료를 통해 미관측 통제변수(개인적 특성 등)의 영향을 통제한 경우는 국외에서도 드물다. 이에 두 변수 간 관계를 보다 엄밀히 확인하고, 인과관계 규명을 위한 설득력 있는 근거를 제공하기 위해서는 미관측 변수를 통제한 분석이 반드시 요구된다. 종단 자료를 사용하여 미관측 통제변수를 통제한 상태에서 하는 분석은 변수 간 관계의 엄밀성을 더욱 높일 수 있다.

이에 본 연구는 실업이 주관적 행복에 미치는 부정적 영향을 분석함에 있어 미관측 요인의 영향을 통제하기 위해 고정효과 모델(fixed effect model) 패널 회귀분석을 수행하였다. 또한 실업과 행복의 관계에서 자아존중감의 매개효과를 분석함에 있어서도 미관측 요인의 영향을 통제하기 위해 고정효과 모델을 사용하여 Baron과 Kenny(1986)의 3단계 분석을 수행하는 차별성을 가졌다. 마지막으로 자아존중감의 매개효과가 경제적 매개변수인 가구소득을 통제하고도 유의한지 검증한 후 자아존중감과 가구소득 각각의 매개효과 비중을 평가하기 위해 점진적 보정(progressive adjustment) 방법을 사용하여 분석하였다.

제 3 장 연구가설 및 연구모형

제 1 절 연구문제 및 연구가설

본 연구는 앞서 제기한 문제와 관련된 문헌연구를 바탕으로 다음의 연구 문제와 가설을 설정하였다.

[연구문제1] 실업은 주관적 행복에 부정적 영향을 미치는가?

연구가설1 실업은 주관적 행복에 부정적인 영향을 미칠 것이다.

[연구문제2] 실업이 주관적 행복에 미치는 부정적 영향을 비경제적 요인인 자아존중감이 매개하는가?

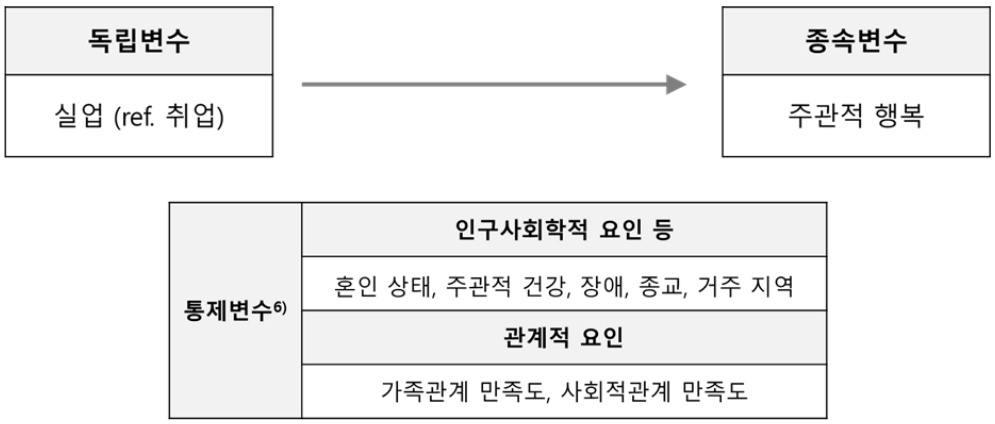
연구가설2 실업이 주관적 행복에 미치는 부정적 영향을 비경제적 요인인 자아존중감이 매개할 것이다.

[연구문제3] 실업이 주관적 행복에 미치는 부정적 영향을 비경제적 요인인 자아존중감이, 경제적 요인인 가구소득의 영향을 통제하고도 매개하는가?

연구가설3 실업이 주관적 행복에 미치는 부정적 영향을 비경제적 요인인 자아존중감이, 경제적 요인인 가구소득의 영향을 통제하고도 매개할 것이다.

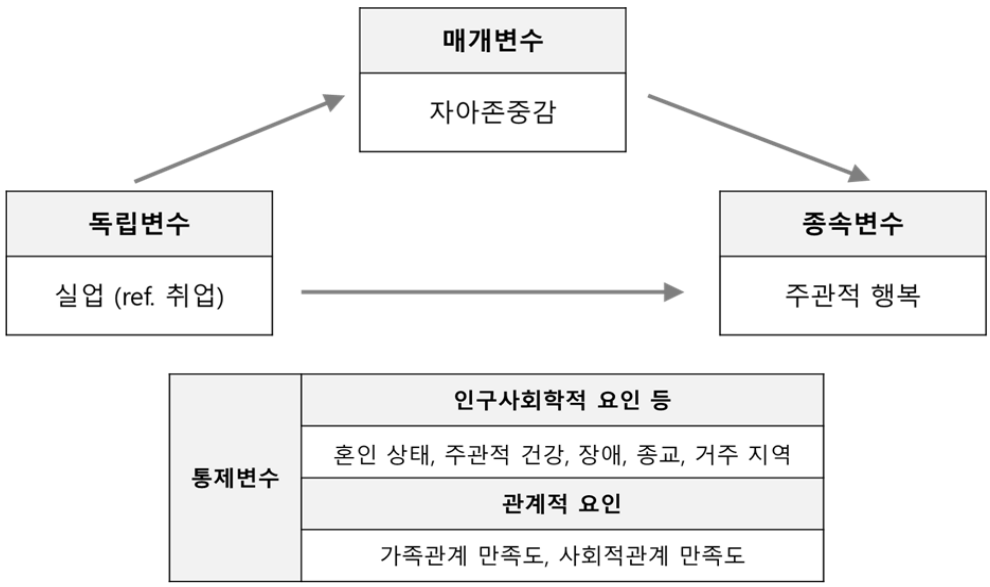
제 2 절 연구모형

각 연구가설을 검증하기 위한 연구모형은 하기와 같다.

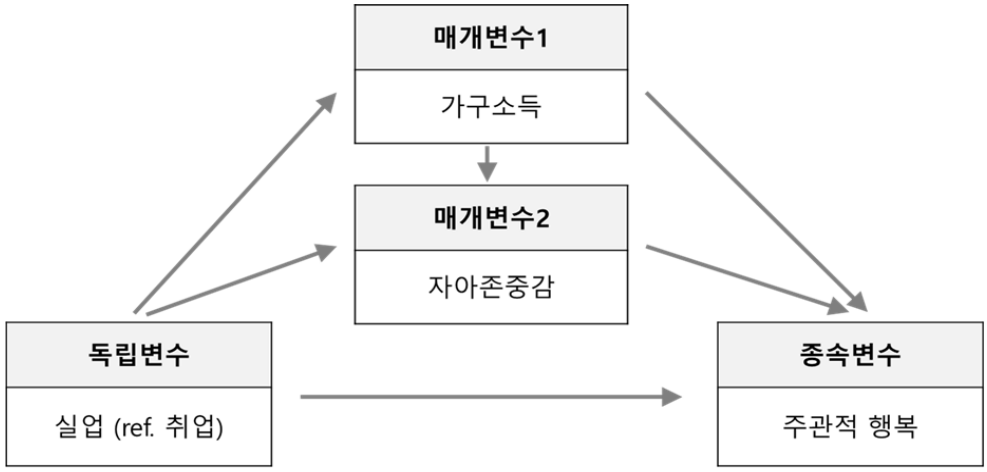


[그림 2] 연구문제1 모형

6) 인구사회학적 요인 중 성별, 연령, 교육수준은 시간에 따라 변화하지 않는 시불변 변수로, 시간과 상관 없이 종속변수에 고정적인 효과, 즉 고정효과를 미치므로 고정효과모형 분석에 사용되는 변수에서 제외되나, 그 영향력은 통제된다.


매개변수
자아존중감
독립변수
실업 (ref. 취업)
종속변수
주관적 행복
통제변수
인구사회학적 요인 등
혼인 상태, 주관적 건강, 장애, 종교, 거주 지역
관계적 요인
가족관계 만족도, 사회적관계 만족도

[그림 3] 연구문제2 모형



통제변수	인구사회학적 요인 등
	혼인 상태, 주관적 건강, 장애, 종교, 거주 지역
	관계적 요인
	가족관계 만족도, 사회적관계 만족도

[그림 4] 연구문제3 모형

제 4 장 연구방법

제 1 절 분석자료

본 연구는 한국복지패널조사(KoWePS: Korea Welfare Panel Study) 12차(2017), 13차(2018)년도 가구 및 가구원 자료를 활용하였다. 한국복지패널조사는 한국보건사회연구원과 서울대 사회복지연구소가 연령, 소득계층, 경제활동상태 등에 따라 나누어진 인구집단별 생활실태와 복지욕구 등을 역동적으로 파악하고자 2006년 시작한 조사이다(한국보건사회연구원, 2006). 해당 조사는 전국적 대표성을 지닌 종단 조사로, 전국 7개 광역시와 9개 도에서 추출한 7,072가구의 가구원 14,469명으로 시작되었다. 또한 패널가구의 50%를 저소득층가구로 구성하여 빈곤을 비롯한 소외계층의 생활실태 변화를 파악하기에 용이하다는 특성이 있다.

본 연구가 한국복지패널조사 자료를 사용한 이유는 본 연구에서 분석하고자 하는 주관적 행복과 자아존중감 변수를 모두 보유한 유일한 패널자료이기 때문이다. 이 중 주관적 행복에 대한 문항은 12차(2017)년도 조사에서부터 새롭게 추가되었다. 따라서 현재 활용 가능한 12차(2017), 13차(2018)년도 2개 연도 자료를 활용하였다.

또한 본 연구는 실업이 주관적 행복에 미친 영향을 분석함에 있어 취업 집단을 비교 대상으로 하므로 분석 대상을 취업자와 실업자로 한정하고, 취업의사가 없는 집단은 분석에서 제외하였다. 또한 고정효과 모형 분석을 위해 균형패널이 필요하여 2개 연도 자료 모두 존재하는 사례만 분석에 포함하였다. 마지막으로 종속변수가 무응답이거나 결측치인 경우 분석에서 제외하였다.

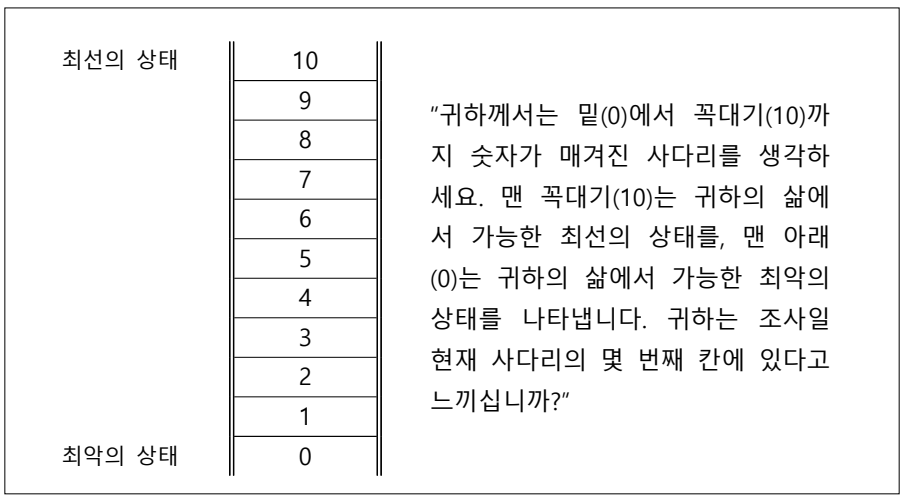
이에 따른 분석대상, 13차(2018)년도 기준 실업자와 취업자는 6,496명이다(취업 6,079명, 실업 417명). 취업 및 실업과 관련된 연구에서 연구대상의 연령을 만 65세 미만으로 설정하는 경우도 존재하나, 본 연구의 목

적은 실업이 개인의 행복과 자아존중감에 미친 영향을 보는 것이므로 만 65세 이상이라고 하더라도 스스로 정의하기에 자신이 “취업 의사가 있으나 취업하지 못한” 실업 상태라면 실업으로 인한 영향을 받을 것이라고 판단하여 별도의 연령 상한을 두지 않았다.

제 2 절 변수의 정의 및 측정

1. 종속변수: 주관적 행복

주관적 행복을 측정하기 위해 캔트릴 사다리(Cantril Ladder) 문항을 활용하였다. 한국복지패널에서 캔트릴 사다리 문항은 하기와 같이 질문된다.



[그림 5] 캔트릴 사다리 문항

캔트릴 사다리 문항은 심리학자인 Cantril(1965)이 주관적 행복을 측정하기 위해 고안한 것으로, UN의 연구자문기구인 SDSN(The Sustainable Development Solutions Network)이 매년 발행하는 세계행복보고서(World Happiness Report)에 사용되는 대표적인 행복 척도이다(Helliwell et al., 2019). 해당 척도는 각 개인이 자신의 기준에서 열망하는 상태(최선의 상태)와 두려워하는 상태(최악의 상태)를 설정하고 그 사이에서 자신의 삶이 어느 상태에 있는지를 나타낸다(Cantril, 1965: 22). 이에 점수가 높을수록 삶에 대한 만족도가 높은 것으로 볼 수 있다. 일부 연구에서는 행복을 영역별로 구분된 만족의 합으로 구성하기도 하지만, 이러한 접근은 오히려 측정의 타당성을 낮출 수 있다. 행복을 이루는 요소들을 모두 포괄하기도 어려울 뿐 아니라 개인마다 그 기준이 다르기 때문이다. 그러므로 각 개인이 자신의 고유한 기준에 따라 종합적인 만족도를 응답하게 하는 단일문항 방식이 행복을 측정하기에 더욱 바람직한 방법으로 여겨지고 있다(이재완·백대현, 2018).

2. 독립변수: 실업 여부

본 연구는 실업이 취업에 비해 주관적 행복에 미치는 영향을 분석하였다. 이에 독립변수를 실업 여부로 하여 기준인 취업상태를 0, 실업상태를 1로 코딩하였다. 먼저 '취업(employment)'이란 "경제적 보상을 위한 생산활동에 참여하는 상태[7]"를 뜻한다(ILO, 2019a). 이에 본 연구는 취업을 '주된 경제활동 참여상태'를 '상용직 임금근로자', '임시직 임금근로자', '일용직 임금근로자', '고용주', '자영업자', '무급가족종사자', '자활근로·공공근로·노인일자리 참여' 중 한가지로 응답한 경우로 정의하였다. '자활근로·공공근로·노인일자리 참여'는 일반 노동시장에서 이루어지지 않고, 자활근로의 경우 국민기초생활보장제도의 생계급여 지급조건에 의해 강제적으로 이루어지는 면이 있어 취업으로 분류되는 것이 적절하지 않다고 볼 수 있으나, '경제적 보상을 위한 생산활동에 참여하는 상태'라

7) 그러므로 이 개념은 자영업자와 타인을 고용한 고용주도 포함한다.

는 기준에는 부합한다고 판단하여 취업으로 분류하였다.

또한 본 연구는 '실업'을 "취업 의사가 있으나 취업하지 못한 상태"로 정의한다. 이는 Jahoda(1982: 13)의 정의 일부를 차용한 것으로, ILO(2019b)와 통계청(2019c)에서 사용하는 공식적 정의인 "① 수입 있는 일을 하지 않았고, ② 지난 4주간 일자리를 찾아 적극적으로 구직활동을 하였고, ③ 일자리가 주어지면 즉시 취업이 가능한" 상태에서 구직활동 조건과 즉시 취업 조건을 완화한 정의다. 즉, 응답자가 조사에서 취업 의사가 있다고 응답하면 적극적인 구직활동을 하지 않았거나 즉시 취업할 수 없었더라도 취업 의사가 있었던 것으로 인정한다. 이는 두가지 조건이 '사실상 실업' 상태에 있는 집단인 취업준비자와 실망실업자를 배제한다고 판단하였기 때문이다. 취업준비자는 '취업을 위해 학원 등에 다니며 준비하는 자'이며, 실망실업자는 '취업의사가 있고 즉시 취업이 가능하나 노동시장적 사유로 일자리를 구하지 않은 자'다(통계청, 2019a).

실제로 공식적 실업 정의의 구직조건이 실업자의 범위를 지나치게 좁힌다는 논의가 이루어져왔다. 조사 시점 기준 '지난 4주간'의 구직활동을 조건으로 하는 공식적 실업 정의가 지나치게 협소하여 실제적인 실업을 반영하지 못한다는 문제제기가 이루어졌으며(황수경, 2009; 박능후·최민정, 2012), 언론에서도 '사실상 실업'이라는 표현을 사용하며 4주간 구직활동을 하지 않은 취업준비자와 실망실업자들까지 실업자로 포함하여 실업실태를 보도하고 있다. 통계청에서도 이러한 문제에 대응하기 위해 2014년부터 공식적 실업자 외에 잠재취업가능자(지난 4주간 구직활동을 했으나, 조사대상 주간에 취업이 가능하지 않은 자), 잠재구직자(지난 4주간 구직활동은 하지 않았지만, 조사대상 주간에 취업을 희망하고 취업이 가능한 자) 등이 포함된 고용보조지표를 개발해 공표하고 있다(통계청, 2014). 또한 학계에서도 구직 조건을 완화한 실업 정의를 사용한 연구들이 이루어지고 있다(Winkelmann & Winkelmann, 1998; Ervasti & Venetoklis, 2010).

'사실상 실업' 상태에 있는 이들을 실업 집단에서 배제하면 실업의 영향, 특히 심리적 영향을 제대로 포착하지 못할 가능성이 발생한다. 사실

상 실업자 중 특히 실망실업자는 실업의 심리적 영향으로 인해 구직활동을 하지 않게 되었을 수 있는데(Vinokur & Schul, 2002), 구직조건을 적용하여 실업자에서 제외하면 그들에게 발생한 실업의 심리적 영향이 누락된다(Dooley, 2003). 실업의 영향을 다룬 이론들 역시 일하는 상태의 영향과 일을 하지 못하는 상태의 영향을 비교하였을 뿐 구직을 실업의 조건으로 삼지 않았다. 더불어 기술적 실업이 증가하는 미래에는 현재보다 취업준비자와 실망실업자가 더욱 증가할 것으로 예상되므로 실업 상태를 기존보다 넓게 정의해 연구해야 할 필요성이 높아진다.

그러므로 본 연구는 실업을 공식적 실업 정의보다 포괄적인 '취업을 희망하나 미취업인 상태'로 정의하고, 구직활동을 하지 않은 상태도 실업 상태로 포함한다. 이에 따라 실업을 ① 주된 경제활동 참여상태를 '실업자'로 응답한 경우(공식적 실업자)와 ② 경제활동 참여상태가 '비경제 활동인구'이나 비경제활동 사유를 '취업준비'로 응답한 경우(취업준비자)와 ③ 경제활동 참여상태가 '비경제 활동인구'이나 비경제활동 사유를 '구직활동포기'로 응답한 경우(실망실업자)로 정의하였다[8].

3. 매개변수: 자아존중감, 가구소득

실업이 주관적 행복에 미치는 영향에 대한 심리적, 경제적 매개효과를 분석함으로 경제적 요인을 통제하고도 심리적 매개효과가 존재하는지 확인하였다. 먼저 자아존중감을 측정하기 위해 Rosenberg(1965)의 자아존중감 척도를 사용하였다. 해당 척도는 긍정적 문항 5개('나는 내가 다른 사람들처럼 가치 있는 사람이라고 생각한다', '나는 좋은 성품을 가졌다고 생각한다', '나는 대부분의 다른 사람들과 같이 일을 잘 할 수가 있다', '나는 내 자신에 대하여 긍정적인 태도를 가지고 있다', '나는 내 자신에 대하여 대체로 만족한다')와 부정적 문항 5개('나는 대체적으로 실

8) 비경제활동 사유 문항에 '근로의사 없음' 보기가 별도로 존재한다. 이에 구직활동을 하지 않은 비경제활동인구 중 정확하게 실망실업자만이 '구직활동포기'로 응답한 것이라고 볼 수 있다.

패한 사람이라는 느낌이 든다', '나는 자랑할 것이 별로 없다', '나는 내 자신을 좀 더 존경할 수 있으면 좋겠다', '나는 가끔 내 자신이 쓸모없는 사람이라는 느낌이 든다', '나는 때때로 내가 좋지 않은 사람이라고 생각한다')로 이루어져 있으며, 4점 척도(1=대체로 그렇지 않다, 2=보통이다, 3=대체로 그렇다, 4=항상 그렇다)다. 부정적 문항은 역코딩 후 전체 10개 문항의 점수를 평균 내어 자아존중감 수준으로 사용하였다.

경제적 요인은 가구소득으로 측정했다. 생계는 가구 단위로 꾸려지므로 개인은 자신의 근로소득 이외에 가구의 경제적 상황에 영향을 받는다(구인회, 2019; Halvorsen, 1997). 즉, 실업으로 개인이 근로소득을 얻지 못했더라도 다른 가구원의 소득이나 공적·사적 이전소득 등으로 가구소득이 충분했다면 실업으로 자신의 근로소득은 감소하였어도 그 경제적 영향이 미미할 수 있다. 따라서 경제적 영향을 통제하기 위해 개인이 아닌 가구의 가처분소득을 통제하였다. 가구 가처분소득이란 가구가 실제로 사용할 수 있는 소득으로, 시장소득(근로소득, 사업소득, 재산소득, 사적 이전소득)에서 정부정책에 의한 공적이전소득(공적연금, 기초연금, 사회수혜금, 세금환급금)을 더하고 공적이전지출(세금, 공적연금 기여금, 사회보험료)을 뺀 값을 의미한다(통계청, 2019d). 이에 한국복지패널조사는 가처분소득을 근로소득, 사업 및 부업소득, 재산소득, 사적이전소득, 공적이전소득의 합에서 세금 및 사회보장부담금을 제외한 값으로 제시한다. 또한 가구원 수에 따라 가구에 필요한 소득이 달라질 수 있다. 이에 OECD와 통계청에서 사용하는 균등화지수 산출방법에 따라 가구소득을 가구원 수의 제곱근으로 나누어 균등화된 가구소득을 구하였다. 더불어 분석 시 정규분포성을 획득하기 위해 균등화된 가구소득을 자연로그화하여 매개변수로 사용하였다.

4. 통제변수: 인구사회학적 요인, 관계적 요인

본 연구는 선행연구를 바탕으로 종속변수인 주관적 행복에 영향을 미치는 인구사회학적 요인과 관계적 요인을 통제하였다. 주관적 행복에 영

향을 미치는 인구사회학적 요인은 성별, 연령, 혼인 상태, 교육 수준, 건강, 장애, 종교, 거주 지역 등이 있다[9]. 성별은 행복에 영향을 미치는 요인으로 알려져 있는데, 그 연구결과는 혼재되어 나타나고 있다(이재완·백대현, 2018). 이에 본 연구는 남성을 0, 여성을 1로 코딩하여 분석에 포함하였다. 연령은 일반적으로 행복과 부적 관계가 있는데(박수호·이민정, 2013; Blanchflower & Oswald, 2004), 중년층에 낮아진 행복 수준이 노년층에 다시 높아지는 U자형을 이룬다는 연구 결과도 존재한다(최말옥·문유석, 2011; Gerdtham & Johannesson, 2001). 연령은 조사연도에서 태어난 연도를 뺀 방식으로 구하여 분석에 포함하였다. 혼인상태는 기혼 상태가 독신, 이혼, 별거, 사별 상태보다 만족도가 높다(Layard, 2005). 이에 혼인상태는 유배우자 상태를 기준으로 그 외의 상태(사별, 이혼, 별거, 미혼)를 더미코딩하였다. 교육수준은 일반적으로 높을수록 행복도가 높다고 알려져 있으나(박수호·이민정, 2013; Cantril, 1965; Gerdtham & Johannesson, 2001; Blanchflower & Oswald, 2011), 소득과 취업상태 등 다른 변수들을 통제했을 때 유의한 영향을 미치지 못한다는 보고도 있다(Layard, 2005). 이에 무학에서 대학원 박사학위(입학 기준)까지 서열변수로 사용하여 분석에 사용하였다(1=무학, 2=초등학교, 3=중학교, 4=고등학교, 5=전문대학, 6=대학교, 7=대학원(석사), 8=대학원(박사)). 건강상태는 건강할수록 행복하다는 선행연구(안주엽, 2018; Roysamb et al., 2003; Layard, 2005)를 토대로 주관적 건강 상태의 영향을 확인하기 위해 5점 척도로 측정(1=아주 건강하다, 2=건강한 편이다, 3=보통이다, 4=건강하지 않은 편이다, 5=건강이 아주 안좋다)된 서열변수를 해석 상의 편의를 위해 역코딩하여 사용하였다. 장애는 장애 발생 이전에 비해 행복 수준을 낮추는 것으로 보고되었기에(Lucas, 2007) 장애를 0, 비장애를 1로 코딩하여 분석에 사용하였다. 종교를 가지는 것은 행복에 긍정적인 영향을 주는 것으로 알려져(Frey & Stutzer, 2002b; Layard, 2005; Diener & Biswas-Diener, 2008), 종교가 없는 경우를 0, 종교를 가진 경

9) 행복에 대한 연구는 국가 차원, 집단 차원, 개인 차원 등으로 이루어지는데, 본 연구는 개인 차원의 연구이므로 개인 차원의 요인에 집중하고자 한다.

우를 1로 코딩해 사용하였다. 거주지역은 도시일수록 행복한 것으로 나타났다(Cantril, 1965; 김승권 외, 2008). 이에 서울을 기준으로 그 외 지역(광역시, 시, 군, 도농복합군)을 더미코딩하였다.

주관적 행복에 영향을 미치는 관계적 요인은 가족관계와 사회적관계가 있으며, 그 영향이 큰 것으로 알려져 있다. 먼저 가족관계의 질이 높을수록 주관적 행복도가 높게 나타났다(Lewis et al., 2000; Layard, 2005). 또한 가족 외 친구, 이웃 등 보다 넓은 범위의 관계도 행복에 영향을 미치는 것으로 나타났다(이재완·백대현, 2018; Myers & Diener, 1995; Helliwell & Putnam, 2004; Layard, 2005). 이에 가족관계와 사회적관계는 조사시점 전 해 1년 동안의 각 관계에 대한 만족도를 5점 척도(1=매우 만족, 2=대체로 만족, 3=그저 그렇다, 4=대체로 불만족, 5=매우 불만족)로 측정한 서열변수를 해석 상의 편의를 위하여 역코딩하여 사용하였다[10].

더불어 주관적 행복은 개인 특성(trait)의 일환이므로, 개인적 특성이 주관적 행복 상태에 일정한 영향을 준다는 연구 결과도 존재한다(Veenhoven, 1994; Diener & Biswas-Diener, 2008). 이는 본 연구의 자료에서 관측되지 않는 미관측 변수로, 시간에 상관없이 고정적인 효과를 가지는 시불변 변수로 취급된다.

본 연구에서 고정효과모형 분석을 실시할 때, 성별, 연령, 교육수준, 개인 특성은 시간에 따라 변화하지 않는 시불변 변수로, 그 외 혼인 상태, 주관적 건강상태, 장애, 종교, 거주 지역, 가족관계 만족도, 사회적관계 만족도는 시간에 따라 변화하는 시변 변수로 분류하였다. 시불변 변수는 시간과 상관 없이 종속변수에 고정적인 효과, 즉 고정효과를 미치므로 고정효과 모형 분석에 사용되는 변수에서 제외되나, 그 영향력은 계속 통제된다. 변수의 정보를 요약한 정보는 <표 1>과 같다.

---

10) 본 연구는 실업이 주관적 행복에 미치는 영향을 보수적으로 확인하고자 가족관계와 사회적관계의 영향을 통제한다. 그런데 실업 여부가 가족관계와 사회적관계를 매개로 하여 주관적 행복에 영향을 미칠 수 있으므로 과잉 통제(over-control) 문제가 제기될 수 있다. 이에 두 변수를 통제하지 않고 분석한 결과 <부표 1>과 같이 주요 변수 간 관계에 중대한 영향을 미치지 않는 것으로 확인되었다.

<표 1> 변수의 구성 및 측정방법

구분		변수명	시변 변수 여부	측정방법
종속 변수		주관적 행복	시변	Cantril Ladder 점수(0-10)
독립 변수		실업 여부	시변	취업(0), 실업(1)
매개 변수		자아존중감	시변	Rosenberg 척도 평균점수 (1-4)
		가구소득	시변	ln(가구 가처분소득/가구원 수 제곱근)
통제변수	인구사회학적	성별	시불변	남성(0), 여성(1)
		연령	시불변	2018-출생연도
		교육수준	시불변	무학(1), 초등학교(2), 중학교(3), 고등학교(4), 전문대학(5), 대학교(6), 대학원(석사)(7), 대학원(박사)(8)
		혼인상태	시변	사별, 이혼, 별거, 미혼 더미 (ref.유배우)
		주관적 건강	시변	건강이 아주 안좋다(1), 건강하지 않은 편이다(2), 보통이다(3), 건강한 편이다(4), 아주 건강하다(5)
		장애	시변	장애(0), 비장애(1)
		종교	시변	무교(0), 종교 있음(1)
		거주 지역	시변	광역시, 시, 군, 도농복합군 더미 (ref.서울)
	관계적	가족관계 만족도	시변	매우 불만족(1), 대체로 불만족(2), 그저 그렇다(3), 대체로 만족(4), 매우 만족(5)
		사회적관계 만족도	시변	매우 불만족(1), 대체로 불만족(2), 그저 그렇다(3), 대체로 만족(4), 매우 만족(5)

제 3 절 분석 방법

본 연구는 실업이 주관적 행복에 미치는 부정적 영향과 자아존중감의 매개효과를 확인하기 위해 다음의 분석방법을 사용하였다.

첫째, 본 연구의 분석대상인 실업자 집단과 취업자 집단의 주관적 행복 수준, 자아존중감 수준, 가구소득과 통제변수에 포함되는 인구사회학적 특성을 파악하기 위해 평균과 표준편차를 알아보는 기술통계 분석을 실시하고 변수 별로 평균값에 유의한 차이가 있는지 확인하기 위해 t-test와 ANOVA test를 실시하였다.

둘째, 회귀분석에 앞서 주요 변수들 간 상관관계를 확인하고 다중공선성을 진단하기 위해 Pearson의 단순상관관계 분석을 실시하고 분산팽창인자(VIF)를 구하였다.

셋째, 실업이 주관적 행복에 미치는 영향을 알아보기 위해 2개년도 자료를 이용하여 패널 회귀분석(panel regression analysis) 중 고정 효과 모형(fixed effect model)인 일차차분(first difference) 모형 분석을 실시하였다. 실업과 행복은 관측되지 않는 개인의 고유한 특성(trait)이 동시에 영향을 미칠 가능성이 높은 변수들이므로 두 변수가 내생성을 가지고, 두 변수의 관계가 사실은 제3의 변수의 영향으로 이루어지는 허위상관관계일 위험이 존재한다(Korpi, 1997; Veenhoven, 1994; Layard, 2005; Diener & Biswas-Diener, 2008). 이 때 2개 시점 이상의 패널데이터를 활용한 분석은 개인 간의 값을 비교하는 것이 아니라 개인 내의 변화 간 관계를 분석함으로써 측정이 불가능한 개인의 고유성 등 미관측변수(omitted variable) 문제를 해소하고, 두 변수가 제3의 변수와 상관없이 유효한 관계를 가져야 한다는 비허위성 조건을 충족시켜 인과관계 설정에 보다 설득력 있는 근거를 제공한다. 패널 회귀분석 중 고정효과 모형은 생략된 변수 중 시불변 변수가 종속변수에 미치는 영향이 시기와 상관 없이 고정되어 있다고 가정하여, 2개 시점 이상의 수식을 차분하여 미관측 변수의 영향을 제외한 후 관측된 독립변수의 변화가 종속변수의 변화에 미친 영향을 확인하는 방법이다(Wooldridge, 2012). 본 연구는 고

정효과 모형 중 현재 사용 가능한 2개년도 패널자료로 분석 가능한 일차 차분 모형으로 미관측 변수의 영향을 통제한 상태에서 취업여부의 변화가 행복의 변화에 미치는 영향을 확인하였다. 이를 수식으로 나타내면 하기와 같다.

<연구문제1 모형: 실업이 주관적 행복에 미치는 영향>

(식1.1) $$Y_{it} = B_0 + \delta d2_t + B_1 x_{1it} + B_2 x_{2it} + B_3 x_{3it} + B_4 x_{4it} + B_5 x_{5it} + B_6 x_{6it} + B_7 x_{7it} + B_8 x_{8it} + a_i + u_{it}$$

Y_i = 주관적 행복
x_1 = 실업 여부

x_2 = 혼인 상태, x_3 = 주관적 건강
x_4 = 장애, x_5 = 종교, x_6 = 거주 지역
x_7 = 가족관계 만족도, x_8 = 사회적관계 만족도

i = 가구원 ID
t = 조사 연도$(1, 2)$
$d2$ = 연도 더미변수 (1차년도 = 0, 2차년도 = 1)
a_i = 고정 오차(시불변 오차항) [성별, 연령, 교육수준 포함]
u_i = 변동 오차(시변 오차항)

(식1.1)에서 x_1은 독립변수인 실업여부 변수로, 취업 상태일 때 0, 실업 상태일 때 1의 값을 부여하여 그 계수는 취업과 비교한 실업의 효과를 의미한다. x_2는 혼인상태를 나타내는 더미변수로, 유배우자 상태를 기준으로 사별, 이혼, 별거, 미혼 상태에 1의 값을 부여하였다. x_3는 주관적 건강에 대한 5점 척도 평가로 건강이 좋을수록 값이 증가한다. x_4는 장애 변수로 장애에 0, 비장애에 1의 값을 부여하였다. x_5는 종교 변수로 종교가 없을 때 0, 종교를 가질 때 1의 값을 부여하였다. x_6는 거주

지역을 나타내는 더미변수로, 서울 거주를 기준으로 광역시, 시, 군, 도농복합군에 거주하는 상태에 1의 값을 부여하였다. x_7은 가족관계 만족도를 나타내는 5점 척도로 가족과의 관계에 만족할수록 값이 높다. x_8은 사회적관계 만족도를 나타내는 5점 척도로 마찬가지로 사회적 관계에 만족할수록 값이 높다. $d2_t$는 2차년도(2018년)에 1, 1차년도(2017년)에 0에 해당하는 더미변수로, 연도에 따른 효과를 확인하는 연도 더미변수이다. a_i는 시간에 따라 변하지 않는 개인 고유의 특성을 나타내는 고정오차, 즉 고정효과(fixed effect)를 의미한다. 성별, 연령, 교육수준도 여기에 포함된다. u_i는 마찬가지로 분석에 포함되지 않았으나 시간에 따라 변하는 변수의 변동오차를 의미한다.

(식1.1)에 각 연도의 값을 투입하여 2차연도의 변수 간 관계를 나타내는 (식1.2)와 1차연도의 관계를 나타내는 (식1.3)을 차분하면 (식1.4)가 도출되며, 고정효과 a_i가 제거된다. 개체의 고유한 속성은 2개 연도에서 일정하게 종속변수에 영향을 미치므로, 2개 연도의 차이를 구한 식에서는 해당 영향이 제하여진다.

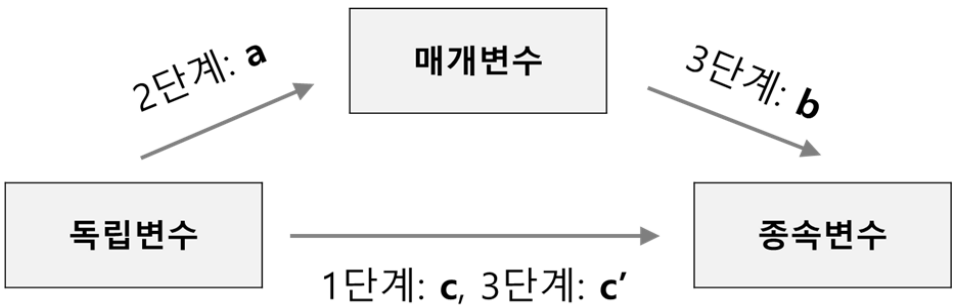
(식1.2) $$Y_{i2} = B_0 + (\delta \times 1) + B_1 x_{1i2} + B_2 x_{2i2} + B_3 x_{3i2} + B_4 x_{4i2} + B_5 x_{5i2} + B_6 x_{6i2} + B_7 x_{7i2} + B_8 x_{8i2} + a_i + u_{i2}$$

(식1.3) $$Y_{i1} = B_0 + (\delta \times 0) + B_1 x_{1i1} + B_2 x_{2i1} + B_3 x_{3i1} + B_4 x_{4i1} + B_5 x_{5i1} + B_6 x_{6i1} + B_7 x_{7i1} + B_8 x_{8i1} + a_i + u_{i1}$$

(식1.4) $$\triangle Y_i = \delta + B_1 \triangle x_{1i} + B_2 \triangle x_{2i} + B_3 \triangle x_{3i} + B_4 \triangle x_{4i} + B_5 \triangle x_{5i} + B_6 \triangle x_{6i} + B_7 \triangle x_{7i} + B_8 \triangle x_{8i} + \triangle u_i$$

넷째, 실업이 주관적 행복에 미치는 영향에 대한 자아존중감의 매개효과를 검증하기 위해 일차차분 모형으로 Baron과 Kenny(1986)의 3단계 분석을 실시한 후 매개효과의 통계적 유의성을 검증하기 위해 Sobel

test를 실시하였다. 매개효과 검증을 위한 Baron과 Kenny(1986)의 3단계 분석은 [그림 6]과 같다. 먼저 1단계로 독립변수가 종속변수에 미치는 유의한 영향, 즉 회귀계수 c를 확인하였다. 2단계, 독립변수가 매개변수에 유의한 영향을 미치는지를 회귀계수 a로 확인하였다. 3단계, 매개변수가 독립변수를 통제한 상태에서 종속변수에 유의한 영향을 미치는지를 회귀계수 b로 확인하고, 매개변수가 독립변수의 영향력을 부분매개하는지 완전매개하는지를 확인하기 위해 독립변수의 회귀계수 c'의 크기와 유의도를 확인하였다. 독립변수의 회귀계수가 감소하되 여전히 통계적으로 유의하다면 부분매개효과를, 독립변수의 회귀계수가 유의하지 않아진다면 완전매개효과를 의미한다. 이를 위해 세 번의 다중회귀분석이 이루어졌으며, 산출된 매개효과의 통계적 유의미성을 검증하기 위해 Sobel Test를 실시하였다.



[그림 6] 매개효과 검증 모형

매개효과 분석 모형에 본 연구의 변수들을 투입한 수식은 하기와 같다[11].

<연구문제2 모형: 실업이 주관적 행복에 미치는 영향에 대한 자아존중감의 매개효과>

매개효과 검증 1단계: 독립변수와 종속변수의 관계

(식2.1) $\triangle Y_i = \delta + c\triangle x_{1i} + B_1\triangle C_{1i} + B_2\triangle C_{2i} + B_3\triangle C_{3i} + B_4\triangle C_{4i} + B_5\triangle C_{5i} + B_6\triangle C_{6i} + B_7\triangle C_{7i} + \triangle u_i$

Y_i = 주관적 행복
x_1 = 실업 여부

C_1 = 혼인 상태, C_2 = 주관적 건강, C_3 = 장애
C_4 = 종교, C_5 = 거주 지역,
C_6 = 가족관계 만족도, C_7 = 사회적관계 만족도

i = 가구원 ID
u_i = 변동 오차(시변 오차항)

11) 매개효과 분석에 적합하도록 계수와 변수의 표현을 달리 하였지만 (식2.1)는 독립변수와 종속변수의 관계를 검증한 (식1.4)와 동일한 수식이다.

매개효과 검증 2단계: 독립변수와 매개변수의 관계

(식2.2) $\triangle Y_i = \delta + a\triangle x_{1i} + B_1\triangle C_{1i} + B_2\triangle C_{2i} + B_3\triangle C_{3i} + B_4\triangle C_{4i} + B_5\triangle C_{5i} + B_6\triangle C_{6i} + B_7\triangle C_{7i} + \triangle u_i$

Y_i = 자아존중감
x_1 = 실업 여부

C_1 = 혼인 상태, C_2 = 주관적 건강, C_3 = 장애
C_4 = 종교, C_5 = 거주 지역
C_6 = 가족관계 만족도, C_7 = 사회적관계 만족도

i = 가구원 ID
u_i = 변동 오차(시변 오차항)

매개효과 검증 3단계: 매개변수와 종속변수의 관계와 독립변수 영향력의 변화

(식2.3) $\triangle Y_i = \delta + c'\triangle x_{1i} + b\triangle x_{2i} + B_1\triangle C_{1i} + B_2\triangle C_{2i} + B_3\triangle C_{3i} + B_4\triangle C_{4i} + B_5\triangle C_{5i} + B_6\triangle C_{6i} + B_7\triangle C_{7i} + \triangle u_i$

Y_i = 주관적 행복
x_1 = 실업 여부
x_2 = 자아존중감

C_1 = 혼인 상태, C_2 = 주관적 건강, C_3 = 장애
C_4 = 종교, C_5 = 거주 지역
C_6 = 가족관계 만족도, C_7 = 사회적 관계 만족도

i = 가구원 ID
u_i = 변동 오차(시변 오차항)

다섯째, 실업이 주관적 행복에 미치는 영향에 대한 자아존중감의 매개효과가 경제중심적 실업담론에서 언급되는 매개변수인 소득의 영향을 우선적으로 제외하고도 추가적인 순 매개효과를 가지는지 검증하고, 각 매개변수의 설명력을 평가하기 위해 회귀모형의 점진적 보정(progressive adjustment) 방법을 사용하였다. 회귀모형의 점진적 보정 방법은 매개변인들을 인과관계에 따라 순서대로 모형에 투입하여, 선행한 매개변인의 영향이 먼저 포착된 상태에서 새로 투입되는 매개변인의 추가적인 순 매개효과를 확인하는 방법이다(Mirowsky, 1999). 본 연구에서는 주관적 행복에 대한 회귀분석에 있어 순서대로 취업상태, 가구소득, 자아존중감을 투입하였다. 이를 위해 먼저 실업이 주관적 행복에 미치는 영향에 대한 가구소득의 매개효과를 확인한 후, 가구소득과 자아존중감을 함께 투입한 결과를 분석하였다.

<연구문제3 모형(선행조건): 실업이 주관적 행복에 미치는 영향에 대한 가구소득의 매개효과>

매개효과 검증 1단계: 독립변수와 종속변수의 관계

(식3.1) $\triangle Y_i = \delta + c\triangle x_{1i} + B_1\triangle C_{1i} + B_2\triangle C_{2i} + B_3\triangle C_{3i} + B_4\triangle C_{4i} + B_5\triangle C_{5i} + B_6\triangle C_{6i} + B_7\triangle C_{7i} + \triangle u_i$

Y_i = 주관적 행복
x_1 = 실업 여부

C_1 = 혼인 상태, C_2 = 주관적 건강, C_3 = 장애
C_4 = 종교, C_5 = 거주 지역
C_6 = 가족관계 만족도, C_7 = 사회적 친분관계 만족도

i = 가구원 ID
u_i = 변동 오차(시변 오차항)

매개효과 검증 2단계: 독립변수와 매개변수의 관계

(식3.2) $\triangle Y_i = \delta + a\triangle x_{1i} + B_1\triangle C_{1i} + B_2\triangle C_{2i} + B_3\triangle C_{3i} + B_4\triangle C_{4i} + B_5\triangle C_{5i} + B_6\triangle C_{6i} + B_7\triangle C_{7i} + \triangle u_i$

Y_i = 가구 소득
x_1 = 실업 여부

C_1 = 혼인 상태, C_2 = 주관적 건강, C_3 = 장애
C_4 = 종교, C_5 = 거주 지역
C_6 = 가족관계 만족도, C_7 = 사회적 친분관계 만족도

i = 가구원 *ID*
u_i = 변동 오차(시변 오차항)

매개효과 검증 3단계: 매개변수와 종속변수의 관계와 독립변수 영향력의 변화

(식3.3) $\triangle Y_i = \delta + c'\triangle x_{1i} + b\triangle x_{2i} + B_1\triangle C_{1i} + B_2\triangle C_{2i} + B_3\triangle C_{3i} + B_4\triangle C_{4i} + B_5\triangle C_{5i} + B_6\triangle C_{6i} + B_7\triangle C_{7i} + \triangle u_i$

Y_i = 주관적 행복
x_1 = 실업 여부
x_2 = 가구 소득

C_1 = 혼인 상태, C_2 = 주관적 건강, C_3 = 장애
C_4 = 종교, C_5 = 거주 지역
C_6 = 가족관계 만족도, C_7 = 사회적 친분관계 만족도

i = 가구원 *ID*
u_i = 변동 오차(시변 오차항)

<연구문제3 모형: 실업이 주관적 행복에 미치는 영향에 대해 가구 소득의 매개효과를 우선 통제한 후의 자아존중감의 매개효과 및 영향력>

매개효과 및 영향력 검증 1단계: 독립변수와 종속변수의 관계

(식4.1) $\triangle Y_i = \delta + c\triangle x_{1i} + B_1\triangle C_{1i} + B_2\triangle C_{2i} + B_3\triangle C_{3i} + B_4\triangle C_{4i} + B_5\triangle C_{5i} + B_6\triangle C_{6i} + B_7\triangle C_{7i} + \triangle u_i$

Y_i = 주관적 행복
x_1 = 실업 여부

C_1 = 혼인 상태, C_2 = 주관적 건강, C_3 = 장애
C_4 = 종교, C_5 = 거주 지역
C_6 = 가족관계 만족도, C_7 = 사회적 친분관계 만족도

i = 가구원 ID
u_i = 변동 오차(시변 오차항)

매개효과 및 영향력 검증 2단계: 매개변수1의 매개효과

(식4.2) $\triangle Y_i = \delta + c'\triangle x_{1i} + b_1\triangle x_{2i} + B_1\triangle C_{1i} + B_2\triangle C_{2i} + B_3\triangle C_{3i} + B_4\triangle C_{4i} B_5\triangle C_{5i} + B_6\triangle C_{6i} + B_7\triangle C_{7i} + \triangle u_i$

Y_i = 주관적 행복
x_1 = 실업 여부
x_2 = 가구 소득

C_1 = 혼인 상태, C_2 = 주관적 건강, C_3 = 장애
C_4 = 종교, C_5 = 거주 지역,
C_6 = 가족관계 만족도, C_7 = 사회적 친분관계 만족도

i = 가구원 ID
u_i = 변동 오차(시변 오차항)

매개효과 및 영향력 검증 3단계: 매개변수2의 매개효과

(식4.3) $\triangle Y_i = \delta + c'' \triangle x_{1i} + b_1' \triangle x_{2i} + b_2 \triangle x_{3i} + B_1 \triangle C_{1i} + B_2 \triangle C_{2i} + B_3 \triangle C_{3i} + B_4 \triangle C_{4i} B_5 \triangle C_{5i} + B_6 \triangle C_{6i} + B_7 \triangle C_{7i} + \triangle u_i$

Y_i = 주관적 행복
x_1 = 실업 여부
x_2 = 가구 소득
x_3 = 자아존중감

C_1 = 혼인 상태, C_2 = 주관적 건강, C_3 = 장애
C_4 = 종교, C_5 = 거주 지역
C_6 = 가족관계 만족도, C_7 = 사회적 친분관계 만족도

i = 가구원 ID
u_i = 변동 오차(시변 오차항)

<연구모형4>와 같이 인과적 순서에 따라 순차적으로 매개변수를 투입하여, 새로 투입되는 변수에 의해 일어난 독립변수 회귀계수의 감소 비중과 설명력인 R^2의 증가를 통해 각 매개변수의 매개효과 비중을 확인하였다.

독립변수 회귀계수 감소 비중: $\frac{(\text{이전단계 } c) - (\text{이후단계 } c)}{(\text{이전단계 } c)}$

R^2 증가: (이후단계R^2) − (이전단계R^2)

제 5 장 연구결과

제 1 절 기술통계 및 상관관계 분석

1. 취업상태에 따른 주관적 행복도, 자아존중감, 가구소득

본 연구의 모형에서 다루는 주요 변수는 독립변수인 취업상태, 종속변수인 주관적 행복, 매개변수인 자아존중감과 가구소득이다. 독립변수와 조사연도에 따라 기술통계 분석을 실시하여 평균과 표준편차를 살펴본 결과는 <표 2>와 같다. 먼저 전체 분석대상은 6,496명으로, 2차년도 기준 전체의 주관적 행복 평균은 6.61, 자아존중감 3.16, 가구소득[12] 7.87로 나타났다. 특징적인 것은 2차년도의 주관적 행복이 1차년도에 비해 0.2 수준 높아진 것이다. 이러한 연도효과는 본 분석에서 뿐 아니라 복지패널 기초보고서에도 언급된 현상으로(한국보건사회연구원, 2019), 회귀분석 시 연도효과를 통제해야 할 필요성을 나타낸다. 유의한 연도효과에 대해서는 두 기간 사이 발생하였던 사건의 영향, 반복측정효과(Paul & Moser, 2009) 등으로 해석할 수 있으나 본 연구의 주제가 아니므로 더 이상의 논의는 생략하고자 한다.

실업자의 주관적 행복, 자아존중감, 가구소득 평균은 모두 취업자보다 유의하게 낮은 것으로 나타났다. 취업여부 변화에 따라 2차년도 값을 살펴보면 두 해에 걸쳐 취업을 유지한 집단의 행복도가 가장 높고(6.68) 실업을 유지한 집단의 행복도(5.80)가 가장 낮았으며, 1차년도 실업에서 2차년도 취업으로 이행한 경우(6.07)가 1차년도 취업에서 2차년도 실업으로 이행한 경우(5.97)보다 높게 나타났다. 또한 실업에서 취업으로 이행한 경우 행복도가 5.56에서 6.07로 크게 높아졌고, 취업에서 실업으로 이행한 경우 행복도가 5.92에서 5.97로 다른 경우보다 매우 소폭 증가하였다[13]. 이러한 경향은 자아존중감과 가구소득에서도 유사하게 나타났다.

12) 가구 가처분소득을 가구원 수로 균등화하여 자연로그 처리하였다.

또한 경제활동 형태 별로 세분화해 살펴 본 결과, 취업자 내에서 주관적 행복, 자아존중감은 상용직이 가장 높았으며, 가구소득은 고용주가 가장 높았다. 또한 실업자 내에서는 취업준비자, 구직실업자, 실망실업자 순으로 주관적 행복, 자아존중감, 가구소득이 높은 것으로 나타났다.

13) 취업 상태였던 1차년도보다 실업 상태인 2차년도에 행복 수준이 0.05 높아졌으나, 1차년도와 2차년도 사이에 전체 대상의 행복수준에 평균적으로 0.2의 상승이 있었던 것을 감안하면, 연도효과로 인한 증가를 취업에서 실업으로 이행한 상태가 상당 부분 감소시킨 것이라고 볼 수 있다.

<표 2> 취업상태에 따른 주관적 행복도, 자아존중감, 가구소득 평균
(괄호 안은 표준편차)

		N		주관적 행복		자아존중감		가구소득[14]	
		1차	2차	1차	2차	1차	2차	1차	2차
전체		6,496		6.41 (1.67)	6.61 (1.62)	3.14 (0.35)	3.16 (0.35)	7.81 (0.86)	7.87 (0.74)
실업 여부	취업	6,103	6,079	6.46 (1.65)	6.66 (1.60)	3.15 (0.34)	3.17 (0.34)	7.83 (0.85)	7.89 (0.74)
	실업	393	417	5.59 (1.79)	5.88 (1.73)	2.98 (0.43)	3.01 (0.41)	7.48 (0.93)	7.56 (0.74)
	t값			10.11**	9.53**	9.75**	9.04**	7.95**	8.94**
실업 여부 변화[15]	취업 →취업	5,890		6.48 (1.64)	6.68 (1.59)	3.16 (0.34)	3.17 (0.34)	7.83 (0.84)	7.90 (0.74)
	실업 →취업	189		5.56 (1.91)	6.07 (1.89)	2.98 (0.42)	3.05 (0.39)	7.49 (1.00)	7.78 (0.54)
	취업 →실업	213		5.92 (1.75)	5.97 (1.74)	3.07 (0.39)	3.01 (0.39)	7.69 (0.92)	7.60 (0.76)
	실업 →실업	204		5.62 (1.68)	5.80 (1.71)	2.97 (0.43)	3.01 (0.43)	7.47 (0.85)	7.52 (0.70)
	F값			39.60**	42.27**	34.69**	36.52**	28.56**	23.18**
경제 활동 형태	상용직	2,221	2,212	6.88 (1.48)	7.06 (1.45)	3.24 (0.32)	3.25 (0.33)	8.13 (0.48)	8.19 (0.45)
	임시직	1,285	1,309	6.33 (1.70)	6.47 (1.66)	3.15 (0.33)	3.14 (0.34)	7.86 (0.62)	7.91 (0.56)
	일용직	451	413	5.89 (1.75)	5.95 (1.78)	3.04 (0.38)	3.04 (0.37)	7.61 (0.83)	7.70 (0.50)
	고용주	186	191	6.76 (1.69)	6.99 (1.40)	3.20 (0.37)	3.24 (0.31)	8.13 (1.44)	8.30 (0.88)
	자영 업자	1,295	1,294	6.24 (1.61)	6.50 (1.58)	3.11 (0.33)	3.13 (0.33)	7.59 (0.98)	7.63 (0.93)
	무급가족 노동	459	439	6.27 (1.57)	6.56 (1.46)	3.09 (0.29)	3.11 (0.32)	7.41 (1.39)	7.53 (1.08)
	자활	206	221	5.55 (1.88)	6.02 (1.78)	2.90 (0.37)	3.02 (0.34)	7.08 (0.50)	7.08 (0.43)
	구직 실업	131	139	5.75 (1.86)	5.96 (1.78)	3.00 (0.40)	3.06 (0.40)	7.58 (0.92)	7.60 (0.95)
	취업 준비	132	124	5.89 (1.52)	6.27 (1.52)	3.12 (0.42)	3.15 (0.38)	7.74 (0.54)	7.75 (0.57)
	실망 실업	130	154	5.13 (1.90)	5.50 (1.77)	2.81 (0.40)	2.85 (0.39)	7.11 (1.11)	7.37 (0.57)
	F값			10.11**	9.53**	58.52**	45.96**	99.36**	142.73**

* p<.05, ** p<.01 (양측검정)

14) 가구 가처분소득을 가구원 수로 균등화하여 자연로그 처리하였다.

15) 1차년도의 상태→2차년도의 상태를 나타낸 구분으로, 각 상태였을 때의 값을 제시하였다. 예를 들어 실업→취업 집단의 주관적 행복은 1차년도 실업 상태에서 5.56, 2차년도 취업 상태에서 6.07 수준이다.

2. 통제변수에 따른 주관적 행복도, 자아존중감, 가구소득

통계변수 별 주관적 행복, 자아존중감, 가구소득의 값은 <표 3>과 같다. 성별에 따른 행복 수준은 1차년도에는 남성이 유의하게 높은 것으로 나타났으나, 2차년도에는 유의한 차이를 보이지 않았다. 그 외 자아존중감과 가구소득은 남성이 여성보다 유의하게 높은 것으로 나타났다.

연령대 중에는 30대와 40대가, 교육수준은 높을수록 주관적 행복, 자아존중감, 가구소득 모두 높은 것으로 나타났다. 혼인상태 중에는 유배우자 상태일 때 주관적 행복과 자아존중감 수준이 가장 높은 것으로 나타났다. 미혼일 때 가구소득이 가장 높은 것으로 나타난 것은 미혼인 성인 자녀가 부모와 함께 거주하고 있는 경우 때문인 것으로 추정된다. 장애와 관련하여서는 비장애 집단이 장애 집단에 비해서 주관적 행복도, 자아존중감, 가구소득이 모두 높게 나타났다. 종교가 있는 집단은 종교가 없는 집단에 비해 행복수준과 자아존중감이 높으나, 가구소득은 1차년도에 유의한 차이를 보이지 않았고, 2차년도에는 종교가 있는 집단이 무교인 집단보다 유의하게 높은 것으로 나타났다. 거주지역에 따른 가구소득은 F값이 유의하여 지역별로 확실한 차이가 있는 것으로 나타나나, 주관적 행복과 자아존중감은 그렇지 않은 것으로 나타났다.

<표 3> 통제변수에 따른 주관적 행복도, 자아존중감, 가구소득 평균
(괄호 안은 표준편차)

		N		주관적 행복		자아존중감		가구소득	
		1차	2차	1차	2차	1차	2차	1차	2차
성별	남성	3,484		6.46 (1.63)	6.64 (1.60)	3.16 (0.34)	3.17 (0.34)	7.85 (0.86)	7.91 (0.75)
	여성	3,012		6.34 (1.71)	6.58 (1.64)	3.13 (0.36)	3.14 (0.35)	7.76 (0.86)	7.83 (0.73)
	t값			2.94**	1.44	3.86**	3.08**	4.19**	4.15**
연령 (2차년도 기준)	20대 이하	649		6.50 (1.54)	6.58 (1.57)	3.18 (0.38)	3.18 (0.39)	7.92 (0.83)	8.03 (0.58)
	30대	967		6.75 (1.56)	6.96 (1.51)	3.24 (0.34)	3.27 (0.33)	8.03 (0.71)	8.08 (0.56)
	40대	1,501		6.75 (1.60)	6.85 (1.59)	3.22 (0.33)	3.20 (0.35)	7.98 (0.79)	8.05 (0.66)
	50대	1,332		6.26 (1.71)	6.49 (1.69)	3.13 (0.35)	3.13 (0.35)	7.93 (0.92)	8.01 (0.75)
	60대	1,002		6.17 (1.69)	6.42 (1.57)	3.08 (0.33)	3.13 (0.32)	7.70 (0.90)	7.75 (0.71)
	70대 이상	1,045		5.97 (1.70)	6.28 (1.63)	3.01 (0.33)	3.04 (0.32)	7.24 (0.70)	7.25 (0.74)
	F값			43.01**	29.52**	71.14**	52.40**	141.96**	240.06**
교육 수준 (재학 이상 기준)	무학	222		5.55 (1.78)	6.01 (1.56)	2.93 (0.35)	2.96 (0.33)	7.11 (0.49)	7.09 (0.84)
	초등 학교	977		5.89 (1.71)	6.19 (1.60)	3.00 (0.32)	3.04 (0.31)	7.34 (0.90)	7.39 (0.78)
	중학교	686		6.13 (1.64)	6.34 (1.69)	3.07 (0.32)	3.09 (0.32)	7.64 (0.70)	7.68 (0.55)
	고등 학교	2,112		6.34 (1.64)	6.49 (1.62)	3.14 (0.34)	3.14 (0.35)	7.88 (0.80)	7.94 (0.73)
	전문 대학	860		6.65 (1.56)	6.80 (1.47)	3.21 (0.34)	3.20 (0.34)	7.94 (0.72)	8.03 (0.54)
	대학교	1,420		6.88 (1.56)	7.07 (1.54)	3.26 (0.34)	3.27 (0.33)	8.06 (0.94)	8.16 (0.61)
	대학원 (석사)	190		7.07 (1.47)	7.34 (1.43)	3.31 (0.33)	3.35 (0.35)	8.23 (0.49)	8.25 (0.80)
	대학원 (박사)	29		7.48 (1.35)	7.48 (1.35)	3.48 (0.30)	3.39 (0.30)	8.27 (0.49)	8.50 (0.38)
	F값			52.88**	44.95**	83.81**	70.58**	109.43**	179.37**

		N		주관적 행복		자아존중감		가구소득	
		1차	2차	1차	2차	1차	2차	1차	2차
혼인상태	유배우	4,404	4,415	6.59 (1.63)	6.79 (1.55)	3.18 (0.32)	3.19 (0.33)	7.86 (0.87)	7.92 (0.79)
	사별	472	494	5.89 (1.87)	6.17 (1.72)	2.97 (0.38)	3.03 (0.34)	7.30 (0.67)	7.36 (0.54)
	이혼	398	409	5.51 (1.63)	5.82 (1.75)	2.98 (0.40)	3.00 (0.36)	7.59 (0.76)	7.67 (0.50)
	별거	48	46	5.69 (1.57)	5.96 (2.04)	2.97 (0.38)	3.04 (0.37)	7.65 (0.60)	7.73 (0.49)
	미혼	1,174	1,132	6.26 (1.59)	6.40 (1.62)	3.14 (0.38)	3.13 (0.39)	7.90 (0.82)	8.00 (0.59)
	F값			60.51**	56.34**	70.22**	53.65**	58.47**	82.50**
장애	장애	404	415	5.94 (1.69)	6.27 (1.56)	3.01 (0.35)	3.03 (0.36)	7.56 (0.68)	7.57 (0.80)
	비장애	6,092	6,081	6.44 (1.66)	6.63 (1.62)	3.15 (0.35)	3.17 (0.35)	7.82 (0.86)	7.89 (0.73)
	t값			-5.81**	-4.47**	-8.07**	-7.53**	-6.01**	-8.56**
종교	무교	3,484	3,626	6.35 (1.62)	6.51 (1.58)	3.13 (0.35)	3.14 (0.36)	7.82 (0.84)	7.85 (0.79)
	종교있음	3,012	2,870	6.48 (1.72)	6.74 (1.66)	3.16 (0.34)	3.18 (0.34)	7.79 (0.88)	7.89 (0.67)
	t값			-3.00**	-5.60**	-4.06**	-3.77**	1.41	-2.21*
거주지역	서울	933	918	6.32 (1.54)	6.57 (1.60)	3.15 (0.35)	3.15 (0.37)	7.98 (0.55)	8.04 (0.64)
	광역시	1,643	1,641	6.47 (1.74)	6.58 (1.62)	3.16 (0.36)	3.17 (0.35)	7.81 (0.92)	7.93 (0.54)
	시	2,611	2,624	6.44 (1.69)	6.62 (1.67)	3.14 (0.35)	3.16 (0.35)	7.85 (0.87)	7.89 (0.80)
	군	1,097	1,099	6.35 (1.63)	6.61 (1.52)	3.11 (0.32)	3.14 (0.33)	7.55 (0.93)	7.61 (0.80)
	도농복합군	212	214	6.31 (1.60)	6.93 (1.43)	3.22 (0.38)	3.19 (0.33)	7.84 (0.62)	7.80 (1.01)
	F값			1.86	2.50*	6.31**	1.67	36.80**	52.10**

* p<.05, ** p<.01 (양측검정)

3. 주요 변수 간 상관관계

연구가설을 검증하기에 앞서 변수 간 다중공선성과 관련성을 확인하기 위해 Pearson의 상관관계 분석을 실시하고 분산팽창인자(VIF)를 구하였다. 상관관계 분석 결과 모든 상관계수의 절대값이 0.569 이하로 나타나 다중공선성을 의심하는 기준인 0.8보다 작게 나타났고, 분산팽창인자 역시 연령(3.03)을 제외하고 모두 2.5 이하 값으로 나타나 다중공선성의 위험이 낮은 것으로 확인되었다. 주요 변수 간 관계는 하기와 같다.

첫째, 독립변수인 실업 여부와 종속변수인 주관적 행복 간의 상관계수는 -0.120이며 $p<.01$ 수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 즉 실업은 행복과 부적 상관관계를 가져, 실업이 취업에 비해 낮은 행복과 관계가 있는 것을 알 수 있다.

둘째, 독립변수인 실업 여부와 매개변수인 자아존중감, 가구소득과의 상관관계를 살펴보면 각각의 상관계수는 -0.116, -0.103이었으며 모두 $p<.01$ 수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 그러므로 실업이 취업에 비해 낮은 자아존중감, 낮은 가구소득과 관계를 보인다고 할 수 있다.

셋째, 매개변수인 자아존중감, 가구소득과 종속변수인 주관적 행복 간의 상관관계를 살펴보면, 상관계수는 각각 0.502($p<.01$), 0.222($p<.01$)로 통계적으로 유의하게 나타났다. 이는 자아존중감과 가구소득이 높을수록 행복 수준이 높은 것을 의미한다. 또한 자아존중감과 행복의 상관관계가 0.502 수준으로 나타난 것은 앞서 이론적 배경에서 살핀대로 자아존중감과 행복이 정적 상관관계가 있으나 서로 다른 개념이라는 사실을 다시 한번 확인시킨다.

넷째, 통제변수들과 종속변수인 주관적 행복 간의 상관관계를 확인한 결과, 성별($r=-0.027$), 연령($r=-0.133$), 교육수준($r=0.221$)이 $p<.01$ 수준에서 유의한 상관관계를 보였다. 각각 행복과 여성의 부적관계, 행복과 연령의 부적관계, 행복과 교육수준의 정적관계를 나타내 남성일수록, 연령이 어릴수록, 교육수준이 높을수록 행복 수준이 높아지는 것으로 해석된

다. 또한 혼인상태가 사별(r=-0.082), 이혼(r=-0.132), 별거(r=-0.036)일 때 p<.01 수준에서 유의한 상관관계를 가지는 것으로 나타나, 유배우자 상태에 비해 그 외의 상태일수록 낮은 행복 수준을 보이는 것으로 해석된다. 더불어 주관적 건강(r=0.226), 장애(r=0.063), 종교(r=0.052), 가족 관계(r=0.355), 사회적 관계(r=0.340)가 모두 p<.01 수준에서 주관적 행복과 유의한 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 따라서 주관적으로 느끼기에 건강할수록, 장애가 없을수록, 종교가 있을수록, 가족관계가 만족스러울수록, 사회적 관계가 만족스러울수록 주관적 행복 수준이 높은 것으로 해석할 수 있다.

제 2 절 가설검증

1. 연구가설1: 실업이 주관적 행복에 미치는 영향

본 연구의 연구가설1인 '실업은 주관적 행복에 부정적인 영향을 미칠 것이다'를 검증하기 위해 주관적 행복수준의 변화를 종속변수로, 취업여부의 변화를 독립변수로 설정하여 2개년의 패널자료를 사용한 고정효과 모형 분석, 일차차분(first difference) 모형 패널회귀분석을 실시하였다.

분석에 앞서 고정효과 모형 적용이 가능한지 확인하기 위해 고정효과가 모두 0이라는 귀무가설로 F검정을 실시한 결과 F값 2.04로 p<.001 수준에서 유의하였으므로 귀무가설이 기각되었으며, 패널 개체 오차항과 독립변인과의 상관여부를 검정하는 하우스만 검정(Hausman test)을 실시한 결과 패널 개체 오차항과 독립변인이 상관관계를 가지지 않는다는 귀무가설이 χ^2 값 362.73으로 p<.001 유의수준에서 기각되어 오차항과 독립변인이 상관관계를 가지지 않는다는 가정으로 시행되는 확률효과 모형보다 상관관계를 가진다고 가정하는 고정효과 모형 적용이 적합한 것으로 확인되었다.

고정효과모형 분석에 앞서, 분석방법에 따른 차이와 앞서 다룬 시불변 통제변수의 영향을 보기 위해 합동(pooled) OLS로 (식1.1)을 분석한 결과는 <표 4>와 같다. 합동OLS 분석결과 실업은 주관적 행복을 -0.372

낮추는 것으로 나타났으며 이는 p<.001 수준에서 유의하였다. 이 모형의 적합도는 F값 235.38로 p<.001 수준에서 유의하였고, 수정된 R^2값은 0.2347로 나타나 해당 모형이 주관적 행복 변화 변량의 23.47%를 설명하는 것으로 나타났다. 그 외 통제변수들의 영향을 살펴보면 대부분 선행연구에서 다루어진 것과 같이 행복에 대해 유의한 영향을 가지는 것으로 나타났다. 여성이 남성보다(B=0.069, p<.05), 교육수준이 높을수록(B=0.159, p<.001), 혼인상태가 이혼(B=-0.592, p<.001), 별거(B=-0.325, p<05), 미혼(B=-0.431, <.001) 상태가 아닐수록, 주관적으로 건강하다고 느낄수록(B=0.234, p<.001), 종교가 있을수록(B=0.139, p<.001) 행복한 것으로 나타났다. 특징적인 것은 거주지역이 서울이 아닐수록 행복하다고 나타나, 도시에 거주할수록 행복하다는 선행연구(김승권 외, 2008; Cantril, 1965)와 다른 결과가 나왔으나, 선행연구들은 변수의 영향을 회귀분석한 것이 아니라 기술통계를 통해 도출한 결과였기에 다른 요인이 통제된 본 연구에서는 다른 결과가 나온 것으로 추론된다, 또한 선행연구에서 관계적 요인이 행복에 미치는 영향이 강조된만큼, 가족관계 만족도(B=0.591, p<.001)가 높을수록, 사회적관계 만족도(B=0.611, p<.001)가 높을수록 행복한 것으로 나타났다. 이 외에 연령, 장애는 기존 연구 결과와 달리 주관적 행복에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 연령과 장애는 변수 별 평균값을 비교하였을 때 집단간 유의한 차이가 나타났고, 상관관계 분석에서도 행복과 유의한 상관관계를 보였으나, 다른 변수들을 통제 한 후의 결과는 유의하지 않은 것으로 나타나 연령과 장애 자체보다는 연령과 장애로 인해 야기된 다른 조건들이 행복수준에 영향을 미친 것으로 추정해 볼 수 있다.

<표 4> 실업 여부가 주관적 행복에 미치는 영향 (합동OLS 모형)

			Coef.	S.E.	t
독립변수		실업 여부 (ref.취업)	-0.372	0.054	-6.86***
통제변수	성별 (ref.남성)		0.069	0.027	2.53*
	연령		-0.002	0.001	-1.70
	교육수준		0.159	0.012	13.18***
	혼인상태 (ref.유배우자)	사별	-0.070	0.054	-1.31
		이혼	-0.592	0.054	-10.99***
		별거	-0.325	0.150	-2.17*
		미혼	-0.431	0.042	-10.20***
	주관적 건강상태		0.234	0.018	12.89***
	장애 (ref.장애)		0.025	0.054	0.46
	종교 (ref.무교)		0.139	0.026	5.35***
	거주지역 (ref.서울)	광역시	0.157	0.042	3.73***
		시	0.123	0.039	3.12**
		군	0.287	0.048	6.02***
		도농복합군	0.270	0.078	3.46**
	가족관계 만족도		0.591	0.023	25.58***
	사회적관계 만족도		0.611	0.025	24.81***
	상수		0.175	0.184	0.95
R^2			0.2357		
Adj. R^2			0.2347		
F			235.38***		
N			6,496		

* p<.05, ** p<.01, *** p<.001 (양측검정)

본 연구에서 가설검증을 위해 사용한, (식1.4)에 해당하는 고정효과모형 분석 결과는 <표 5>와 같으며 연구가설1은 지지되었다. 실업은 주관적 행복 수준을 -0.211 낮추는 것으로 나타났으며, 이는 p<.05 수준에서 유의하였다. 이 모형의 적합도는 F값 21.28로 p<.001 수준에서 유의하였고, 수정된 R^2값은 0.0419로 나타나 해당 모형은 행복 변화 변량의 4.19%를 설명하는 것으로 나타났다. 고정효과모형의 모형 적합도와 설명력이 합동OLS모형보다 감소한 것은 변수 간 관계를 다루는 합동OLS모형과 달리 고정효과 모형은 변수 간 변화의 관계를 다루기 때문이다. 이

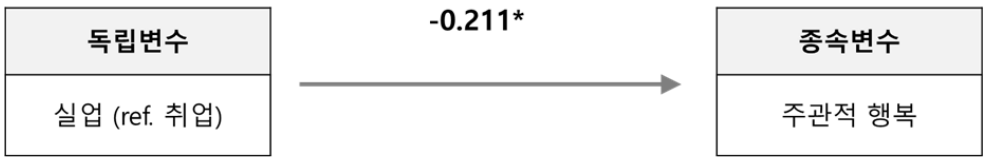
에 분석대상이 되는 변수 값의 크기가 감소하고, 변수의 이행이 일어나지 않은 사례를 기준으로 변수의 이행이 일어난 사례의 효과가 분석된다. 본 분석의 경우 취업과 실업이 유지된 사례를 기준으로 실업에서 취업으로, 취업에서 실업으로 이행한 사례의 실업 여부 효과가 분석되었다.

그 외 주관적 행복에 영향을 미친 통제변수들을 살펴보면, 주관적 건강상태가 0.149의 영향을 $p<.001$ 수준에서, 종교를 가지는 것이 0.131의 영향을 $p<.01$ 수준에서 유의하게 미치는 것으로 나타났다. 또한 가족관계 만족도와 사회적 관계 만족도가 각각 0.261, 0.309의 영향을 모두 $p<.001$ 수준에서 유의하게 미치는 것으로 나타나 관계적 요인의 중요성을 볼 수 있었다. 더불어 연도 효과가 0.215의 영향을 $p<.001$ 수준에서 존재해 앞서 기술통계에서 확인한 연도 효과가 다른 변수들을 통제한 상태에서도 유의하게 나타나는 것으로 확인되었다. 합동OLS 분석결과와 달리 혼인상태, 거주지역은 행복에 유의한 영향을 나타내지 않았다. 이는 해당 상태가 유지된 사례들을 기준으로 해당 상태로 변화한 사례들의 영향을 측정하였기에 변화에 따른 단기적 영향만 측정된 것에 기인한다고 추정해 볼 수 있다. 또한 고정효과모형분석은 변수에 생긴 변화 간의 영향을 분석하므로 합동OLS 모형과 달리 시불변 변수인 성별, 연령, 교육수준에 대한 분석은 제외하였다.

<표 5> 실업 여부가 주관적 행복에 미치는 영향 (고정효과 모형)

			Coef.	S.E.	t
독립변수		실업 여부 (ref.취업)	-0.211	0.083	-2.54*
통제변수	혼인상태 (ref.유배우자)	사별	-0.407	0.340	-1.20
		이혼	-0.555	0.340	-1.63
		별거	-0.539	0.603	-0.89
		미혼	-0.154	0.252	-0.61
	주관적 건강상태		0.149	0.026	5.84***
	장애 (ref.장애)		0.208	0.382	0.54
	종교 (ref.무교)		0.131	0.050	2.61**
	거주지역 (ref.서울)	광역시	-0.235	0.271	-0.87
		시	-0.346	0.289	-1.20
		군	0.201	0.384	0.53
		도농복합군	-0.532	0.467	-1.14
	가족관계 만족도		0.261	0.031	8.49***
	사회적관계 만족도		0.309	0.032	9.71***
	연도효과 (ref. 1차년도)		0.215	0.021	10.39***
R^2			0.0439		
Adj. R^2			0.0419		
F			21.28***		
Hausman (χ^2)			362.73***		
N			6,496		

* p<.05, ** p<.01, *** p<.001 (양측검정)



[그림 7] 연구문제1 모형 결과

실업과 행복의 관계에 대한 기존의 이론과 실증연구, 개인의 특성 등 미관측 변수의 영향력을 통제한 연구모형1의 결과를 통해 실업이 주관적 행복에 부정적인 영향을 미친다는 인과관계에 대한 추론이 설득력을 얻는다고 볼 수 있다. 이에 그 다음 단계로 실업이 자아존중감 저하를 매개로 행복에 부정적인 영향을 미치는지(연구가설2), 실업의 경제적 영향을 먼저 통제한 후에도 자아존중감의 매개효과가 유의한지(연구가설3)를 검증하였다.

2. 연구가설2: 실업이 주관적 행복에 미치는 영향에 대한 자아존중감의 매개효과

본 연구의 연구가설2인 '실업이 주관적 행복에 미치는 부정적 영향을 비경제적 요인인 자아존중감이 매개한다'를 검증하기 위해 일차차분 모형으로 Baron과 Kenny(1986)의 3단계 분석을 실시한 후 매개효과의 통계적 유의성을 검증하기 위해 Sobel test를 실시하였다.

고정효과 모형을 활용하여 매개효과 분석을 함에 있어 먼저 각 단계별로 고정효과 모형을 적용하는 것이 적합한지 확인하였다[16]. 매개효과 분석에 사용되는 (식2.2), (식2.3)에 해당하는 자료로 고정효과가 모두 0이라는 귀무가설로 F검정을 시행한 결과 F값이 각각 1.88, 1.78로 모두 $p<.001$ 수준에서 유의하므로 귀무가설을 기각하고, 패널 개체 오차항과 독립변인과의 상관여부를 검정하는 하우스만 검정(Hausman test) 결과 패널 개체 오차항과 독립변인이 상관관계를 가지지 않는다는 귀무가설을 각각 χ^2 값 346.93, 288.70으로 모두 $p<.001$ 수준에서 기각하여 고정효과 모형 적용이 적합한 것으로 확인하였다. 모형 적용의 적합성을 확인함에 따라 매개효과 검증을 위한 단계별 분석을 시행하였다. 매개효과를 검증한 전체적인 결과는 <표 6>과 같다.

16) (식2.1)은 앞서 검토한 (식1.4)와 동일하므로 생략하였다.

<표 6> 실업 여부가 주관적 행복에 미치는 영향에 대한 자아존중감의 매개효과 (고정효과 모형)

			1단계: 실업 여부 → 주관적 행복			2단계: 실업 여부 → 자아존중감			3단계: 실업 여부 & 자아존중감 → 주관적 행복		
			Coef.	S.E.	t	Coef.	S.E.	t	Coef.	S.E.	t
독립변수		실업 여부 (ref.취업)	-0.211	0.083	-2.54*	-0.060	0.018	-3.39**	-0.145	0.081	-1.80
매개변수		자아존중감							1.090	0.056	19.33***
통제변수	혼인상태	사별 (ref.유배우자)	-0.407	0.340	-1.20	-0.194	0.073	-2.66**	-0.196	0.331	-0.59
		이혼 (ref.유배우자)	-0.555	0.340	-1.63	-0.165	0.073	-2.26*	-0.375	0.331	-1.13
		별거 (ref.유배우자)	-0.539	0.603	-0.89	-0.185	0.129	-1.43	-0.337	0.587	-0.57
		미혼 (ref.유배우자)	-0.154	0.252	-0.61	0.007	0.054	0.12	-0.161	0.245	-0.66
	주관적 건강상태		0.149	0.026	5.84***	0.037	0.005	6.79***	0.109	0.025	4.36***
	장애 (ref.장애)		0.208	0.382	0.54	0.039	0.082	0.47	0.165	0.371	0.45
	종교 (ref.무교)		0.131	0.050	2.61**	0.025	0.011	2.34*	0.103	0.049	2.12*
	거주지역	광역시 (ref.서울)	-0.235	0.271	-0.87	-0.040	0.058	-0.69	-0.191	0.264	-0.73
		시 (ref.서울)	-0.346	0.289	-1.20	0.071	0.062	1.14	-0.423	0.281	-1.50
		군 (ref.서울)	0.201	0.384	0.53	0.066	0.082	0.80	0.130	0.373	0.35
		도농복합군 (ref.서울)	-0.532	0.467	-1.14	-0.284	0.100	-2.84**	-0.223	0.454	-0.49
	가족관계 만족도		0.261	0.031	8.49***	0.035	0.007	5.38***	0.223	0.030	7.42***
	사회적관계 만족도		0.309	0.032	9.71***	0.078	0.007	11.50***	0.223	0.031	7.15***
	연도효과 (ref. 1차년도)		0.215	0.021	10.39***	0.017	0.004	3.82***	0.197	0.020	9.76***
R^2			0.0439			0.0468			0.0961		
Adj. R^2			0.0419			0.0448			0.0940		
F			21.28***			22.75***			45.91***		
Hausman (χ^2)			362.73***			346.93***			288.70***		
N			6,496								

* p<.05, ** p<.01, *** p<.001 (양측검정)

이를 단계별로 살펴보면, 먼저 1단계로 독립변수인 실업이 종속변수인 주관적 행복에 유의한 영향을 미치는지를 앞서 분석한 <표 5> 독립변수의 회귀계수를 통해 확인하였다. 실업은 주관적 행복에 -0.211의 영향을 유의수준 0.05 수준에서 미치는 것으로 확인하였다.

2단계로 독립변수인 실업이 매개변수인 자아존중감에 유의한 영향을 미치는지 확인하였다. 그 결과는 <표 7>과 같다. 분석 결과 독립변수인 실업은 매개변수인 자아존중감에 -0.060의 영향을 p<.01 수준에서 유의하게 미치는 것으로 나타나 매개효과 검증의 2단계가 충족되었다. 이 모형의 수정된 R^2값은 0.0448로 나타나 해당 모형은 자아존중감 변화 변량의 4.48%를 설명한다. 그 외 변수 중에는 사별(B=-0.194, p<.01)과 이혼(B=-0.165, p<.05)이 자아존중감에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 주관적 건강상태가 좋은 것은 0.037의 영향을 유의수준 0.001 수준에서 미쳤으며, 종교를 가지는 것은 0.025의 영향을 유의수준 0.05 수준에서 미쳤다. 또한 도농복합군에 거주하는 것은 서울에 거주하는 것에 비해 자아존중감에 -0.284의 영향을 유의수준 0.01 수준에서 미쳤다. 마지막으로 타인과의 관계는 자아존중감에 있어 매우 중요한 것으로 나타나, 가족관계 만족도(B=0.035)와 사회적관계 만족도(B=0.078) 모두 유의수준 0.001 수준에서 행복에 영향을 미치는 것을 알 수 있다. 마지막으로 연도효과 역시 0.017의 영향을 p<.001 수준에서 유의하게 가져, 1차년도에 비해 2차년도에 자아존중감이 향상된 것을 알 수 있다.

<표 7> 2단계 모형: 실업(독립변수)이 자아존중감(매개변수)에 미치는 영향 (고정효과 모형)

			Coef.	S.E.	t
독립변수		실업 여부 (ref.취업)	-0.060	0.018	-3.39**
통제변수	혼인상태 (ref.유배우자)	사별	-0.194	0.073	-2.66**
		이혼	-0.165	0.073	-2.26*
		별거	-0.185	0.129	-1.43
		미혼	0.007	0.054	0.12
	주관적 건강상태		0.037	0.005	6.79***
	장애 (ref.장애)		0.039	0.082	0.47
	종교 (ref.무교)		0.025	0.011	2.34*
	거주지역 (ref.서울)	광역시	-0.040	0.058	-0.69
		시	0.071	0.062	1.14
		군	0.066	0.082	0.80
		도농복합군	-0.284	0.100	-2.84**
	가족관계 만족도		0.035	0.007	5.38***
	사회적관계 만족도		0.078	0.007	11.50***
	연도효과 (ref. 1차년도)		0.017	0.004	3.82***
R^2			0.0468		
Adj. R^2			0.0448		
F			22.75***		
Hausman (χ^2)			346.93***		
N			6,496		

* p<.05, ** p<.01, *** p<.001 (양측검정)

3단계로, 독립변수인 실업을 통제하고도 매개변수인 자아존중감이 종속변수인 주관적 행복에 유의한 영향을 미치는지를 확인하였다. 또한 매개변수인 자아존중감이 독립변수 실업의 영향력을 부분매개하는지 완전매개하는지를 확인하기 위해 3단계에서 도출된 독립변수의 회귀계수 크기와 유의도를 확인하였다. 분석의 근거가 된 결과 값은 <표 8>과 같다.

3단계 조건을 먼저 확인하면 독립변수인 실업이 통제된 상태에서 매개변수인 자아존중감은 종속변수인 주관적 행복에 1.090의 영향을 유의수준 0.001 수준에서 미치는 것으로 나타나 매개효과 검증의 3단계가 충족되었다. 그 외 변수 중에는 주관적 건강상태가 0.109의 영향을 $p<.001$ 수준에서, 종교를 가지는 것이 0.103의 영향을 $p<.05$ 수준에서 유의하게 가지는 것으로 나타났다. 관계적 요인인 가족관계 만족도는 0.223, 사회적관계 만족도도 0.223의 영향을 $p<.001$ 수준에서 유의하게 가지는 것으로 나타났으며, 이 모형에서도 연도 효과는 유의하게 나타났다(B=0.197, $p<.001$).

또한 매개변수인 자아존중감이 독립변수인 실업이 종속변수인 주관적 행복에 미치는 영향을 완전매개함을 알 수 있다. 1단계 모형에서 독립변수가 종속변수에 미치는 영향력이 -0.211이며 유의수준이 0.05 수준이었던 것에 비해 3단계 모형에서는 독립변수의 영향력이 유의하지 않은 것으로 나타났다. 또한 이 모형의 수정된 R^2값은 0.0940으로 나타나 해당 모형은 자아존중감 변화 변량의 9.40%를 설명하는 것으로 나타났다. 이는 매개변수 자아존중감 없이 독립변수 실업만 투입하였을 때의 수정된 R^2값 0.0419에 비해 0.0521 증가한 값이다. 이와 같이 회귀계수의 감소뿐 아니라 설명력의 증가를 통해서도 매개변수인 자아존중감의 투입이 종속변수인 주관적 행복을 유의미하게 설명하는 것을 확인하였다.

<표 8> 3단계 모형: 실업 여부(독립변수)와 자아존중감(매개변수)이 주관적 행복(종속변수)에 미치는 영향 (고정효과 모형)

			Coef.	S.E.	t
독립변수		실업 여부 (ref.취업)	-0.145	0.081	-1.80
매개변수		자아존중감	1.090	0.056	19.33***
통제변수	혼인상태 (ref.유배우자)	사별	-0.196	0.331	-0.59
		이혼	-0.375	0.331	-1.13
		별거	-0.337	0.587	-0.57
		미혼	-0.161	0.245	-0.66
	주관적 건강상태		0.109	0.025	4.36***
	장애 (ref.장애)		0.165	0.371	0.45
	종교 (ref.무교)		0.103	0.049	2.12*
	거주지역 (ref.서울)	광역시	-0.191	0.264	-0.73
		시	-0.423	0.281	-1.50
		군	0.130	0.373	0.35
		도농복합군	-0.223	0.454	-0.49
	가족관계 만족도		0.223	0.030	7.42***
	사회적관계 만족도		0.223	0.031	7.15***
	연도효과 (ref. 1차년도)		0.197	0.020	9.76***
R^2			0.0961		
Adj. R^2			0.0940		
F			45.91***		
Hausman (χ^2)			288.70***		
N			6,496		

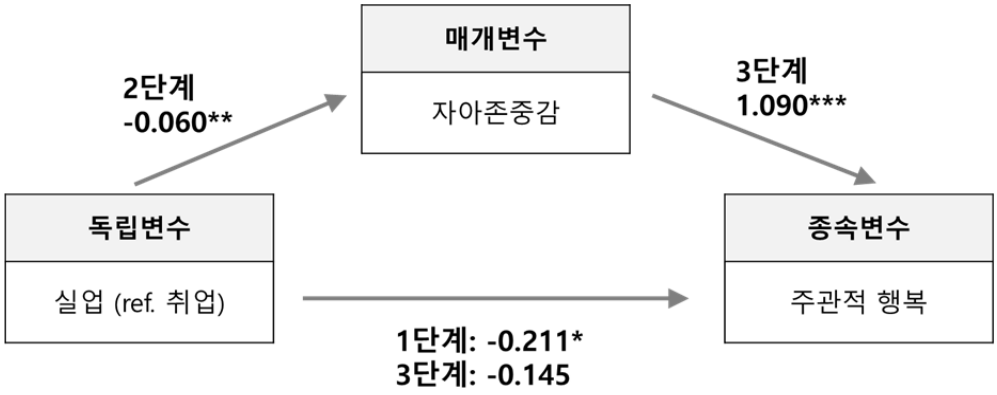
* p<.05, ** p<.01, *** p<.001 (양측검정)

결과를 종합하면, 매개효과 검증을 위한 조건을 모두 충족시켰으므로 실업이 행복에 미치는 영향을 자아존중감이 매개한다고 평가할 수 있다. 마지막으로 이렇게 도출된 매개효과의 유의성을 확인하기 위해 Sobel Test를 실시하였다. Sobel Test에 사용된 값과, 그 결과는 <표 9>와 같

다. Sobel Test의 값은 -3.286으로 유의수준 0.001 수준에서 자아존중감은 실업이 행복에 미치는 영향을 매개하는 것으로 나타났다.

<표 9> 연구문제2 모형 Sobel Test 투입값 및 결과

구분			값
투입값	독립변수가 매개변수에 미치는 영향의 비표준화 계수	a	-0.060
	계수 a의 표준오차	S_a	0.018
	독립변수를 통제한 상태에서 매개변수가 종속변수에 미치는 영향의 비표준화 계수	b	1.090
	계수 b의 표준오차	S_b	0.056
결과	Sobel Test 값		-3.286
	유의수준 (one-tailed)		0.000



[그림 8] 연구문제2 모형 결과

3. 연구가설3: 실업이 주관적 행복에 미치는 영향에 대한 자아존중감의 매개효과 (가구소득 매개효과 통제)

본 연구의 연구가설3인 '실업이 주관적 행복에 미치는 부정적 영향을 자아존중감이, 경제적 요인인 가구소득을 통제하고도 매개할 것이다'를 검증하고, 더불어 경제적 매개변수인 가구소득과 자아존중감의 매개효과 비중을 평가하기 위해 회귀모형의 점진적 보정(progressive adjustment) 방법을 사용하였다. 이를 위해 먼저 가구소득이 실업이 행복에 미치는 영향을 매개하는지를 확인한 후, 가구소득과 자아존중감 두 변수를 모두 투입한 통합모형의 값과 비교하였다.

마찬가지로 분석에 앞서, 분석에 고정효과 모형을 활용하는 것이 적합한지 확인하였다[17]. 그 결과 매개효과 분석에 사용되는 (식3.2), (식3.3)에 해당하는 자료로 고정효과가 모두 0이라는 귀무가설로 F검정한 결과 F값이 각각 2.14, 1.95로 모두 0.001 수준에서 유의하므로 귀무가설을 기각하고, 패널 개체 오차항과 독립변인과의 상관여부를 검정하는 하우스만 검정(Hausman test) 결과 패널 개체 오차항과 독립변인이 상관관계를 가지지 않는다는 귀무가설을 각각 χ^2 값 104.19, 366.96으로 모두 0.001 수준에서 기각하여 고정효과모형 적용이 적합한 것으로 확인하였다.

모형 적용이 적합하다는 결과에 따라 먼저 가구소득의 매개효과 검증을 단계별로 시행하였다. 매개효과를 검증한 전체적인 결과는 <표 10>과 같다. 연구가설2 검증 때와 마찬가지로, 1단계에서 검증해야 하는 독립변수 실업이 종속변수 행복에 미치는 영향은 앞서 분석한 <표 5> 독립변수의 회귀계수를 통해 확인되었다. 실업은 행복에 -0.211의 영향을 유의수준 0.05 수준에서 미친다.

17) (식3.1)은 앞서 검토한 (식1.4)와 동일하므로 생략하였다.

<표 10> 실업이 주관적 행복에 미치는 영향에 대한 가구소득의 매개효과 (고정효과 모형)

			1단계: 실업 여부 → 주관적 행복			2단계: 실업 여부 → 가구소득			3단계: 실업 여부 & 가구소득 → 주관적 행복		
			Coef.	S.E.	t	Coef.	S.E.	t	Coef.	S.E.	t
독립변수		실업 여부 (ref.취업)	-0.211	0.083	-2.54*	-0.192	0.041	-4.64***	-0.200	0.083	-2.41*
매개변수		가구소득							0.056	0.025	2.25*
통제변수	혼인상태	사별 (ref.유배우자)	-0.407	0.340	-1.20	-0.142	0.170	-0.84	-0.399	0.340	-1.17
		이혼 (ref.유배우자)	-0.555	0.340	-1.63	-0.079	0.170	-0.46	-0.551	0.340	-1.62
		별거 (ref.유배우자)	-0.539	0.603	-0.89	-0.170	0.301	-0.56	-0.530	0.603	-0.88
		미혼 (ref.유배우자)	-0.154	0.252	-0.61	-0.137	0.126	-1.09	-0.146	0.252	-0.58
	주관적 건강상태		0.149	0.026	5.84***	-0.008	0.013	-0.63	0.150	0.026	5.86***
	장애 (ref.장애)		0.208	0.382	0.54	-0.367	0.191	-1.93	0.228	0.382	0.60
	종교 (ref.무교)		0.131	0.050	2.61**	0.026	0.025	1.04	0.129	0.050	2.58*
	거주지역	광역시 (ref.서울)	-0.235	0.271	-0.87	0.131	0.135	0.97	-0.242	0.271	-0.89
		시 (ref.서울)	-0.346	0.289	-1.20	0.180	0.144	1.25	-0.356	0.289	-1.23
		군 (ref.서울)	0.201	0.384	0.53	0.113	0.192	0.59	0.195	0.384	0.51
		도농복합군 (ref.서울)	-0.532	0.467	-1.14	0.300	0.233	1.29	-0.549	0.466	-1.18
	가족관계 만족도		0.261	0.031	8.49***	-0.005	0.015	-0.30	0.261	0.031	8.50***
	사회적관계 만족도		0.309	0.032	9.71***	0.006	0.016	0.39	0.308	0.032	9.70***
	연도효과 (ref. 1차년도)		0.215	0.021	10.39***	0.063	0.010	6.08***	0.212	0.021	10.20***
R^2			0.0439			0.0047			0.0447		
Adj. R^2			0.0419			0.0025			0.0425		
F			21.28***			2.18**			20.21***		
Hausman (χ^2)			362.73***			104.19***			366.96***		
N			6,496								

* p<.05, ** p<.01, *** p<.001 (양측검정)

2단계로 독립변수인 실업이 매개변수인 가구소득에 유의한 영향을 미치는지 확인하였다. 그 결과는 <표 11>과 같다. 분석 결과 독립변수인 실업이 매개변수인 가구소득에 미치는 영향이 -0.192로 p<.001 수준에서 유의하게 나타나 매개효과 검증의 2단계가 충족되었다. 이 모형의 수정된 R^2값은 0.0025로 나타나 해당 모형은 가구소득 변화 변량의 0.25%를 설명하는 것으로 나타났다. 그 외 변수 중에는 연도효과가 0.063의 영향을 유의수준 0.001에서 가지는 것으로 나타나 1차년도에 비해 2차년도의 가구소득이 증가한 것을 알 수 있다.

<표 11> 2단계: 실업(독립변수)이 가구소득(매개변수)에 미치는 영향
(고정효과 모형)

			Coef.	S.E.	t
독립변수		실업 여부 (ref.취업)	-0.192	0.041	-4.64***
통제변수	혼인상태 (ref.유배우자)	사별	-0.142	0.170	-0.84
		이혼	-0.079	0.170	-0.46
		별거	-0.170	0.301	-0.56
		미혼	-0.137	0.126	-1.09
	주관적 건강상태		-0.008	0.013	-0.63
	장애 (ref.장애)		-0.367	0.191	-1.93
	종교 (ref.무교)		0.026	0.025	1.04
	거주지역 (ref.서울)	광역시	0.131	0.135	0.97
		시	0.180	0.144	1.25
		군	0.113	0.192	0.59
		도농복합군	0.300	0.233	1.29
	가족관계 만족도		-0.005	0.015	-0.30
	사회적관계 만족도		0.006	0.016	0.39
	연도효과 (ref. 1차년도)		0.063	0.010	6.08***
R^2			0.0047		
Adj. R^2			0.0025		
F			2.18**		
Hausman (χ^2)			104.19***		
N			6,496		

* p<.05, ** p<.01, *** p<.001 (양측검정)

3단계로, 독립변수인 실업을 통제하고도 매개변수인 가구소득이 종속변수인 주관적 행복에 유의한 영향을 미치는지를 확인하였다. 또한 매개변수인 가구소득이 독립변수 실업의 영향력을 부분매개하는지 완전매개하는지를 판단하기 위해 3단계에서 도출된 독립변수의 회귀계수 크기와 유의도를 확인하였다. 3단계 분석의 근거가 된 결과 값은 <표 12>와 같다. 독립변수인 실업이 통제된 상태에서 매개변수인 가구소득은 종속변수인 주관적 행복에 0.056의 영향을 $p<.05$ 수준에서 유의하게 미치는 것으로 나타나 매개효과 검증의 3단계가 충족되었다. 그 외 변수 중에는 주관적 건강상태가 0.150의 영향을 $p<.001$ 수준에서, 종교를 가지는 것이 0.129의 영향을 $p<.05$ 수준에서 유의하게 가지는 것으로 나타났다. 관계적 요인인 가족관계 만족도(B=0.261)와 사회적관계 만족도(B=0.308) 모두 $p<.001$ 수준에서 유의한 영향을 보였으며, 연도효과 역시 0.212의 영향을 $p<.001$ 수준에서 유의하게 가지는 것으로 나타났다.

또한 매개변수인 가구소득이 독립변수인 실업과 종속변수인 주관적 행복의 관계를 부분매개함을 확인하였다. 1단계 모형에서 독립변수가 종속변수에 미치는 영향력이 -0.211이며 t값이 -2.54 수준이었던 것에 비해 3단계 모형에서는 독립변수의 영향력이 -0.200이며 t값이 -2.41로 회귀계수의 절대값과 유의수준이 감소한 것으로 나타났다. 또한 이 모형의 수정된 R^2값은 0.0425로 나타나 해당 모형은 자아존중감 변화 변량의 4.25%를 설명하는 것으로 나타나는데, 이는 매개변수 가구소득 없이 독립변수 실업만 투입하였을 때의 수정된 R^2값 0.0419에 비해 0.0006 증가한 값이다. 독립변수의 회귀계수 변화뿐 아니라 모형의 설명력의 증가를 통해서도 매개변수인 가구소득의 투입이 종속변수인 주관적 행복을 유의미하게 설명하는 것을 확인하였다.

<표 12> 3단계 모형: 실업 여부(독립변수)와 가구소득(매개변수)이 주관적 행복(종속변수)에 미친 영향 (고정효과 모형)

			Coef.	S.E.	t
독립변수		실업 여부 (ref.취업)	-0.200	0.083	-2.41*
매개변수		가구소득	0.056	0.025	2.25*
통제 변수	혼인상태 (ref.유배우자)	사별	-0.399	0.340	-1.17
		이혼	-0.551	0.340	-1.62
		별거	-0.530	0.603	-0.88
		미혼	-0.146	0.252	-0.58
	주관적 건강상태		0.150	0.026	5.86***
	장애 (ref.장애)		0.228	0.382	0.60
	종교 (ref.무교)		0.129	0.050	2.58*
	거주지역 (ref.서울)	광역시	-0.242	0.271	-0.89
		시	-0.356	0.289	-1.23
		군	0.195	0.384	0.51
		도농복합군	-0.549	0.466	-1.18
	가족관계 만족도		0.261	0.031	8.50***
	사회적관계 만족도		0.308	0.032	9.70***
	연도효과 (ref. 1차년도)		0.212	0.021	10.20***
R^2			0.0447		
Adj. R^2			0.0425		
F			20.21***		
Hausman (χ^2)			366.96***		
N			6,496		

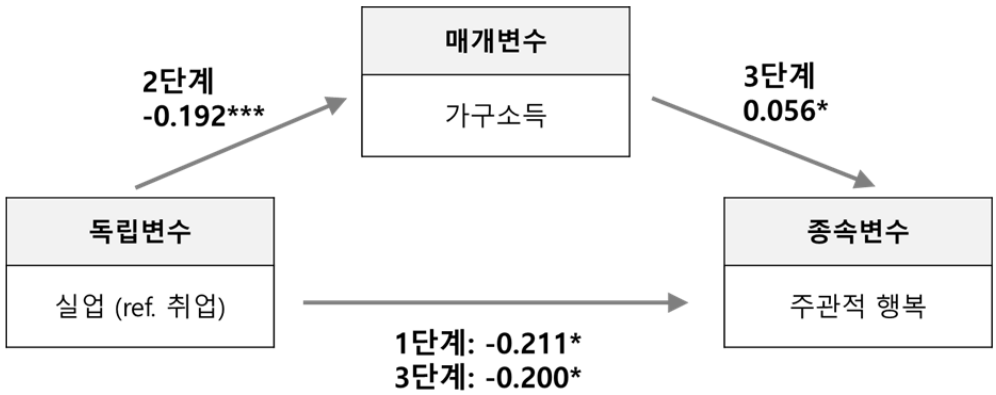
* p<.05, ** p<.01, *** p<.001 (양측검정)

결과를 종합하면, 가구소득 역시 매개효과 검증을 위한 조건을 모두 충족시켰으므로 실업이 주관적 행복에 미치는 영향을 가구소득이 매개한다고 평가할 수 있다. 또한 이렇게 검증된 매개효과의 유의성을 확인하기 위해 Sobel Test를 실시하였다. Sobel Test에 사용된 값과 그 결과는 <표 13>과 같다. Sobel Test 값은 -2.021로 유의수준 0.05 수준에서 가

구소득은 실업이 행복에 미치는 영향을 매개하는 것으로 나타났다.

<표 13> 연구문제3 모형 선행조건(가구소득 매개효과) Sobel Test 투입값 및 결과

구분			값
투입값	독립변수가 매개변수에 미치는 영향의 비표준화 계수	a	-0.192
	계수 a의 표준오차	S_a	0.041
	독립변수를 통제한 상태에서 매개변수가 종속변수에 미치는 영향의 비표준화 계수	b	0.056
	계수 b의 표준오차	S_b	0.025
결과	Sobel Test 값		-2.021
	유의수준 (one-tailed)		0.022



[그림 9] 연구문제3 모형 선행조건 결과 (가구소득 매개효과)

이어서 실업이 주관적 행복에 미치는 영향에 대한 자아존중감의 매개효과가 경제중심적 실업담론에서 언급되는 매개변수인 가구소득의 영향을 우선적으로 제외하고도 추가적인 순 매개효과를 가지는지 검증하고, 각 매개변수의 설명력을 평가하기 위해 회귀모형의 점진적 보정(progressive adjustment) 방법을 사용하였다.

마찬가지로 분석에 앞서, 해당 분석에 고정효과 모형을 활용하는 것이 적합한지 확인하였다[18]. 그 결과 매개효과 분석에 사용되는 (식4.3)에 해당하는 자료로 고정효과가 모두 0이라는 귀무가설로 F검정한 결과 F값이 1.76으로 $p<.001$ 수준에서 유의하므로 귀무가설을 기각하고, 패널 개체 오차항과 독립변인과의 상관여부를 검정하는 하우스만 검정(Hausman test) 결과 패널 개체 오차항과 독립변인이 상관관계를 가지지 않는다는 귀무가설을 χ^2 값 281.02로 $p<.001$ 수준에서 기각하여 고정효과모형 적용이 적합한 것으로 확인하였다.

모형 적용이 적합하다는 결과에 따라 고정효과모형을 사용한 점진적 보정 분석을 단계별로 시행하였다. 그 전체적인 결과는 <표 14>와 같다. 먼저 연구가설2 검증 때와 마찬가지로, 1단계에서 검증해야 하는 독립변수 실업이 종속변수 행복에 미치는 영향은 앞서 분석한 <표 5> 독립변수의 회귀계수를 통해 확인되었다. 실업은 행복에 -0.211의 영향을 $p<.05$ 수준에서 유의하게 미친다.

2단계로 실업과 가구소득이 행복에 미치는 영향은 앞서 분석한 <표 12>를 통해 확인하였다. 이 때 실업의 회귀계수는 -0.200으로 $p<.05$ 수준에서 유의하며, 설명력을 나타내는 수정된 R^2값은 0.0425로 해당 모형은 행복 변화 변량의 4.25%를 설명하는 것으로 나타났다.

18) (식4.1)은 앞서 검토한 (식1.4)와, (식4.2)는 (식3.3)과 동일하므로 생략하였다.

<표 14> 실업이 주관적 행복에 미치는 영향에서 가구소득의 매개효과를 통제한 자아존중감의 매개효과 및 영향력 검증 (고정효과 모형)

			1단계: 실업 여부 → 행복			2단계: 실업 여부 & 가구소득 → 행복			3단계: 실업 여부 & 가구소득 & 자아존중감 → 행복		
			Coef.	S.E.	t	Coef.	S.E.	t	Coef.	S.E.	t
독립변수		실업 여부 (ref.취업)	-0.211	0.083	-2.54*	-0.200	0.083	-2.41*	-0.134	0.081	-1.67
매개변수		가구소득				0.056	0.025	2.25*	0.055	0.024	2.29*
		자아존중감							1.090	0.056	19.33***
통제변수	혼인상태	사별 (ref.유배우자)	-0.407	0.340	-1.20	-0.399	0.340	-1.17	-0.188	0.331	-0.57
		이혼 (ref.유배우자)	-0.555	0.340	-1.63	-0.551	0.340	-1.62	-0.371	0.331	-1.12
		별거 (ref.유배우자)	-0.539	0.603	-0.89	-0.530	0.603	-0.88	-0.328	0.587	-0.56
		미혼 (ref.유배우자)	-0.154	0.252	-0.61	-0.146	0.252	-0.58	-0.153	0.245	-0.63
	주관적 건강상태		0.149	0.026	5.84***	0.150	0.026	5.86***	0.109	0.025	4.38***
	장애 (ref.장애)		0.208	0.382	0.54	0.228	0.382	0.60	0.186	0.371	0.50
	종교 (ref.무교)		0.131	0.050	2.61**	0.129	0.050	2.58*	0.102	0.049	2.09*
	거주지역	광역시 (ref.서울)	-0.235	0.271	-0.87	-0.242	0.271	-0.89	-0.199	0.263	-0.75
		시 (ref.서울)	-0.346	0.289	-1.20	-0.356	0.289	-1.23	-0.433	0.281	-1.54
		군 (ref.서울)	0.201	0.384	0.53	0.195	0.384	0.51	0.123	0.373	0.33
		도농복합군 (ref.서울)	-0.532	0.467	-1.14	-0.549	0.466	-1.18	-0.239	0.454	-0.53
	가족관계 만족도		0.261	0.031	8.49***	0.261	0.031	8.50***	0.223	0.030	7.43***
	사회적관계 만족도		0.309	0.032	9.71***	0.308	0.032	9.70***	0.223	0.031	7.15***
	연도효과 (ref. 1차년도)		0.215	0.021	10.39***	0.212	0.021	10.20***	0.193	0.020	9.56***
R^2			0.0439			0.0447			0.0968		
Adj. R^2			0.0419			0.0425			0.0946		
F			21.28***			20.21***			43.40***		
Hausman (χ^2)			362.73***			366.96***			281.02***		
N			6,496								

* p<.05, ** p<.01, *** p<.001 (양측검정)

3단계로 독립변수 실업과 매개변수 가구소득, 자아존중감이 행복에 미치는 영향을 알아보기 위해 해당 변수들을 모두 투입한 결과는 <표 15>와 같다. 이 때 독립변수인 실업의 회귀계수는 -0.134이지만 유의하지 않은 것으로 나타났다(p>.05). 또한 수정된 R^2값은 0.946으로 해당 모형이 행복 변화 변량의 9.46%를 설명하는 것으로 나타났다.

<표 15> 3단계 모형: 실업 여부(독립변수), 가구소득(매개변수1), 자아존중감(매개변수2)이 주관적 행복(종속변수)에 미친 영향 (고정효과 모형)

			Coef.	S.E.	t
독립변수		실업 여부 (ref.취업)	-0.134	0.081	-1.67
매개변수		가구소득	0.055	0.024	2.29*
		자아존중감	1.090	0.056	19.33***
통제변수	혼인상태 (ref.유배우자)	사별	-0.188	0.331	-0.57
		이혼	-0.371	0.331	-1.12
		별거	-0.328	0.587	-0.56
		미혼	-0.153	0.245	-0.63
	주관적 건강상태		0.109	0.025	4.38***
	장애 (ref.장애)		0.186	0.371	0.50
	종교 (ref.무교)		0.102	0.049	2.09*
	거주지역 (ref.서울)	광역시	-0.199	0.263	-0.75
		시	-0.433	0.281	-1.54
		군	0.123	0.373	0.33
		도농복합군	-0.239	0.454	-0.53
	가족관계 만족도		0.223	0.030	7.43***
	사회적관계 만족도		0.223	0.031	7.15***
	연도효과 (ref. 1차년도)		0.193	0.020	9.56***
R^2			0.0968		
Adj. R^2			0.0946		
F			43.40***		
Hausman (χ^2)			281.02***		
N			6,496		

* p<.05, ** p<.01, *** p<.001 (양측검정)

마지막으로 점진적 보정 방법에 따라, 인과적 순서에 의해 순차적으로

투입된 매개변수의 영향력을 확인한 결과는 <표 16>과 같다. 1단계 모형에서 실업은 취업에 비해 행복을 0.211 낮추는 것으로 나타났다. 이러한 행복 수준의 차이는 2단계에서 가구소득이 통제되자 0.200 수준으로 그 절대값이 감소하였다. 여기서 감소된 0.011, 즉 총효과의 5%[19]가 실업이 행복에 미치는 영향에서 가구소득이 설명하는 비중이라고 할 수 있다. 즉, 실업이 낮춘 행복의 5%는 실업으로 인한 소득의 감소 때문에 발생한 것이다. 다시 말해 소득에 의한 매개효과의 비중이 총 효과의 5% 수준이다. 또한 가구소득 변수의 추가 투입은 행복에 대한 모형의 설명력을 0.0419에서 0.0425로 0.0006만큼 증가시켰다.

인과적 순서에 의해 가구소득 투입 이후에 3단계에 자아존중감을 추가로 투입하였다. 이는 실업이 행복에 미치는 영향에서 인과적으로 선행하는 소득의 매개효과를 먼저 배제한 후 선행한 실업과 가구소득의 영향을 받을 것으로 추정되는 자아존중감의 추가적인 순 매개효과를 파악하기 위함이다. 실업이 낮추는 행복의 수준은 2단계 0.200에서 3단계 자아존중감 투입으로 0.134로 감소하였다. 이렇게 감소한 0.066은 가구소득의 영향을 앞서 배제한 후의 순수한 매개효과이다. 이는 실업이 행복에 미치는 총 효과의 31%[20]를 차지하는 비중이다. 또한 자아존중감 변수의 추가투입은 행복에 대한 모형의 설명력을 0.0425에서 0.0946으로 0.0521만큼 증가시켰다.

정리하면 실업이 행복에 미치는 영향의 총효과는 매개변수가 고려되지 않은 1단계에서 -0.211인데, 가구소득에 의해 -0.011만큼 설명되고 자아존중감에 의해 -0.066만큼 설명되어 두 매개요인이 총 -0.077만큼 설명한 후 남은 실업의 영향이 3단계의 회귀계수 -0.134이다. 가구소득은 총효과의 5%, 자아존중감은 31%를 설명하여 본 모형에서 매개요인에 의한 간접효과의 비율은 36%이고 나머지 63%는 두 매개변수에 의해 매개되지 않는 실업의 직접효과이다. 또한 두 매개효과의 영향력을 비교한 결과 독립변수의 회귀계수 감소나 모형의 설명력 증가 둘 다의 기준에서 자아존중감의 영향력이 가구소득보다 큰 것으로 나타났다.

---

19) [(-0.211)-0.200]/(-0.211)
20) [(-0.200)-0.134]/(-0.211)

<표 16> 연구문제3 모형 매개변수 영향력 비교

	독립변수 회귀계수 감소 비중	R^2 증가
가구소득	5%	0.0006
자아존중감	31%	0.0521

더불어 연구가설3을 확증하기 위해 가구소득이 자아존중감에 미치는 영향을 분석하였다. 경제중심적 실업 담론에서는 실업이 가구소득에 미친 영향이 자아존중감에도 영향을 미친 것이므로 결국 실업은 소득의 문제라고 볼 것이기 때문이다. 이에 대해 본 연구에서 사용한 점진적 보정 모형은 실업이 행복에 미치는 영향에 있어 가구소득의 영향이 자아존중감의 영향에 선행하여 매개효과를 가지는 것으로 가정하고 가구소득의 매개효과를 우선적으로 확인하여 가구소득이 자아존중감에 미친 영향을 먼저 제하였으나, 가구소득이 자아존중감에 미친 영향에 대해 직접 규명하지는 않았다.

이를 규명하고자 추가로 실업을 독립변수, 자아존중감을 종속변수, 가구소득을 매개변수로 하여 실업이 자아존중감에 미치는 영향에 대해 가구소득의 매개효과를 확인하였다. 분석 결과, 매개효과 검증의 1단계로 실업(독립변수)은 자아존중감(종속변수)에 부정적인 영향(B=－0.060, p<.01)을 미치고, 2단계로 실업(독립변수)은 가구소득(매개변수)에 부정적인 영향(B=－0.192, p<.001)을 미치나, 3단계에서 실업(독립변수)을 통제한 가구소득(매개변수)이 자아존중감(종속변수)에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다(B=0.000, p>0.05). 이에 실업은 가구소득을 매개로 자아존중감에 영향을 미치기보다, 직접 자아존중감에 영향을 미치는 것으로 확인되어 연구가설3을 확증하였다. 즉 실업이 주관적 행복에 미치는 부정적 영향을 자아존중감이, 가구소득의 영향을 통제하고도 매개한다. 그 분석결과는 <표 17>과 같다[21].

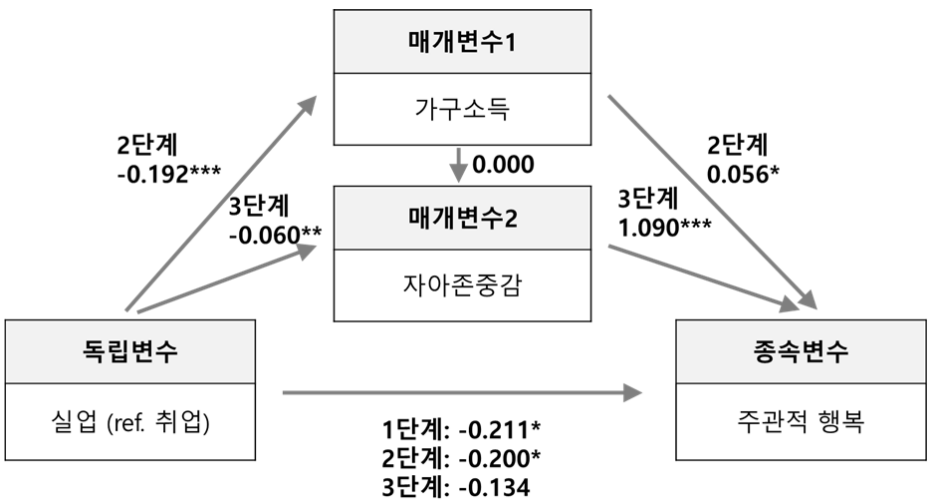
21)개인의 자아존중감에 영향을 미치는 소득으로는 가구소득보다 개인 근로소득이 더 적절할 수 있다고 판단하여, 가구소득 대신 개인의 근로소득으로도 동일한 분석을 시행하였으나 개인의 근로소득 역시 자아존중감에 미치는 매개효과가 유의하지 않은 것으로 나타났다. 그 결과는 부록의 <부표 2>로 제시하였다.

<표 17> 실업이 자아존중감에 미치는 영향에 대한 가구소득의 매개효과 (고정효과 모형)

			1단계: 실업 여부 → 자아존중감			2단계: 실업 여부 → 가구소득			3단계: 실업 여부 & 가구소득 → 자아존중감		
			Coef.	S.E.	t	Coef.	S.E.	t	Coef.	S.E.	t
독립변수		실업 여부 (ref.취업)	-0.060	0.018	-3.39**	-0.192	0.041	-4.64***	-0.060	0.018	-3.38**
매개변수		가구소득							0.000	0.005	0.09
통제변수	혼인상태	사별 (ref.유배우자)	-0.194	0.073	-2.66**	-0.142	0.170	-0.84	-0.194	0.073	-2.66**
		이혼 (ref.유배우자)	-0.165	0.073	-2.26*	-0.079	0.170	-0.46	-0.165	0.073	-2.26*
		별거 (ref.유배우자)	-0.185	0.129	-1.43	-0.170	0.301	-0.56	-0.185	0.129	-1.43
		미혼 (ref.유배우자)	0.007	0.054	0.12	-0.137	0.126	-1.09	0.007	0.054	0.12
	주관적 건강상태		0.037	0.005	6.79***	-0.008	0.013	-0.63	0.037	0.005	6.79***
	장애 (ref.장애)		0.039	0.082	0.47	-0.367	0.191	-1.93	0.039	0.082	0.47
	종교 (ref.무교)		0.025	0.011	2.34*	0.026	0.025	1.04	0.025	0.011	2.34*
	거주지역	광역시 (ref.서울)	-0.040	0.058	-0.69	0.131	0.135	0.97	-0.040	0.058	-0.69
		시 (ref.서울)	0.071	0.062	1.14	0.180	0.144	1.25	0.071	0.062	1.14
		군 (ref.서울)	0.066	0.082	0.80	0.113	0.192	0.59	0.066	0.082	0.80
		도농복합군 (ref.서울)	-0.284	0.100	-2.84**	0.300	0.233	1.29	-0.284	0.100	-2.84**
	가족관계 만족도		0.035	0.007	5.38***	-0.005	0.015	-0.30	0.035	0.007	5.38***
	사회적관계 만족도		0.078	0.007	11.50***	0.006	0.016	0.39	0.078	0.007	11.50***
	연도효과 (ref. 1차년도)		0.017	0.004	3.82***	0.063	0.010	6.08***	0.017	0.004	3.80***
R^2			0.0468			0.0047			0.0468		
Adj. R^2			0.0448			0.0025			0.0446		
F			22.75***			2.18**			21.23***		
Hausman (χ^2)			477.55***			291.62***			484.36***		
N			6,496								

* p<.05, ** p<.01, *** p<.001 (양측검정)

앞선 분석을 모두 종합하여 표현하면 [그림 10]과 같다. 즉 분석결과를 종합하면 실업은 가구소득과 자아존중감을 매개로 주관적 행복에 부정적인 영향을 미치며, 자아존중감의 매개효과는 가구소득의 매개효과를 우선 배제한 상태에서도 유의미하고, 가구소득의 매개효과보다 영향력이 높다. 또한 실업이 자아존중감에 미치는 영향은 가구소득을 매개로 하지 않는다[22].



[그림 10] 연구가설4 모형 분석 결과 (고정효과 모형)

22) 같은 관계를 합동OLS 모형으로 분석한 결과에서는 모든 변수간 영향이 p<.001 수준에서 유의하게 나타났다. 이는 고정효과모형이 사례 내 변수 간 변화의 관계를 분석하여 분석대상이 되는 변수 값의 크기가 감소하고, 변수의 이행이 일어나지 않은 사례를 기준으로 변수의 이행이 일어난 사례의 효과를 분석하여, 상태가 유지된 경우의 영향력을 배제하였기 때문인 것으로 보인다. 합동OLS 모형 분석 결과는 부록 <부표 3>, <부표 4>, [부그림 1]과 같다.

제 6 장 결론

제 1 절 분석결과의 요약

본 연구에서는 실업이 주관적 행복에 미치는 부정적 영향과 자아존중감의 매개효과를 살펴보았다. 먼저 행복에 영향을 미치는 것으로 알려진 관측 변수들을 통제하고, 고정효과모형 패널회귀분석을 실시하여 미관측 변수를 통제한 상태에서 실업이 주관적 행복에 미치는 영향을 살펴보았다. 또한 실업이 주관적 행복에 미치는 영향에 대한 자아존중감의 매개효과를 검증하였다. 마지막으로 실업이 주관적 행복에 미치는 영향에 대해 경제적 변수인 가구소득의 매개효과를 통제하고도 자아존중감이 유의한 매개효과를 가지는지를 확인하고, 두 매개변수가 가지는 매개효과의 크기를 비교하였다. 분석 결과는 하기와 같다.

첫째, 실업은 주관적 행복에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 고정효과모형을 사용해 분석한 결과 실업은 주관적 행복을 -0.211 낮추는 것으로 나타났으며, 이는 $p<.05$ 수준에서 유의하였다. 이러한 결과는 실업이 행복에 영향을 미친다는 기존의 연구 결과와 일치한다(Clark & Oswald, 1994; Winkelmann & Winkelmann, 1998; Ravallion & Lokshin, 2001; Clark, 2003; Di Tella et al., 2003; Blanchflower & Oswald, 2004).

둘째, 실업이 주관적 행복에 미치는 부정적 영향을 자아존중감이 매개하는 것으로 나타났다. 고정효과모형을 사용하여 Baron과 Kenny(1986)의 매개효과 검증 3단계 분석과 Sobel Test를 실시한 결과, 실업(독립변수)은 자아존중감(매개변수)에 -0.060($p<.01$)의 영향을 미치고, 자아존중감(매개변수)은 실업(독립변수)을 통제하고도 행복(종속변수)에 1.090($p<.001$)의 유의한 영향을 미쳤다. 이러한 결과는 현대사회에서 실업이 경제적 영향 외에도 심리적 영향을 가지며, 특히 자아존중감의 저하를 야기한다는 여러 철학적·사회학적 고찰과 Jahoda(1982)의 '잠재적 박탈 모델', Warr(1987; 2007)의 '비타민 모델', Starrin 외(2000)의 '재정적 어려움/수치심 모델'에

부합하며, 실업의 경제적 영향을 강조하여 심리적 영향도 경제적 영향에 종속된 것이라고 본 Fryer(1986; 1995)의 '주체 제약 모델'과는 부합하지 않는 결과이다. 또한 실증적으로 실업이 심리적 상태에 미치는 영향에 대한 자아존중감의 매개효과를 보고한 Kokko와 Pulkkinen(1998), 수치심의 매개효과를 보고한 Creed와 Muller(2006), Jahoda의 '잠재적 박탈'의 매개효과를 보고한 Paul 외(2009)의 연구결과와 일치하는 결과이다.

셋째, 실업이 주관적 행복에 미치는 부정적 영향을 자아존중감이, 경제적 요인인 가구소득의 영향을 통제하고도 매개하며, 실업이 행복에 미치는 영향에 대한 자아존중감의 매개효과 비중이 가구소득의 매개효과 비중보다 큰 것으로 나타났다. 점진적 보정 방법을 사용하여 매개효과 및 영향력을 검증한 결과, 실업(독립변수)과 주관적 행복(종속변수)에 대한 가구소득(매개변수1)의 매개효과를 통제하고도 자아존중감(매개변수2)은 1.090($p<.001$)의 매개효과를 가지는 것으로 나타났다. 또한 두 매개변수의 영향을 비교하면 자아존중감(매개변수2)은 독립변수의 회귀계수를 33% 감소시키고 설명력을 0.0521만큼 증가시켜, 가구소득(매개변수1)이 독립변수의 회귀계수를 5% 감소시키고 설명력을 0.0006만큼 증가시킨 것보다 영향이 큰 것으로 나타났다. 종합하면 실업은 주관적 행복에 부정적인 영향을 미치고, 그 영향을 자아존중감이 매개하는데, 자아존중감의 매개효과는 가구소득의 매개효과를 우선적으로 통제하고도 여전히 유의하며, 자아존중감의 매개효과가 가구소득의 매개효과보다 더 큰 영향력을 보였다.

제 2 절 연구의 함의 및 한계

1. 이론적 함의

본 연구의 이론적 함의는 실업이 주관적 행복에 미치는 영향을 밝히고, 경제적 영향을 제외하고도 그 영향을 자아존중감이 매개하는 것을 입증했다는 데 있다.

먼저 실업이 주관적 행복에 미치는 영향에 대한 연구 결과는 실업과 행복의 상관관계를 분명히 입증하고, 실업이 행복에 영향을 미친다는 인과관계를 주장함에 있어 비허위성 조건을 충족하여 설득력을 더하였다. 이러한 결과는 국내에 실업이 행복에 미치는 영향에 대한 연구가 많지 않은 상황에서, 새롭게 제공되기 시작한 행복 데이터를 활용하여 두 변수의 관계를 파악했다는 의미를 가지며, 실업의 영향에 대한 관심을 소득 수준에서 행복 수준으로 확장해야 한다는 함의를 제공한다.

또한 실업이 주관적 행복에 미치는 영향을 자아존중감이 매개한다는 연구결과는 기존 이론에서 중요하게 다루어졌으나 실증적으로 연구되지 않은 실업, 자아존중감, 행복의 관계를 증명했다는 의미를 가진다. 더불어 기존 대다수의 연구와 달리 고정효과 모형으로 매개효과를 확인함으로써 개인적 특성 등 관측되지 않은 제3의 변수의 영향력을 제외하고 보다 엄밀한 방법으로 매개효과를 확인했다는 의미도 가진다.

마지막으로 실업이 주관적 행복에 미치는 영향에 대한 자아존중감의 매개효과가 경제적 변수인 가구소득의 매개효과를 통제하고도 유의함을 보인 것은 실업이 경제적 영향과 더불어 심리적 영향을 가진다는 사실을 증명했다는 의미를 가진다. 자아존중감의 매개효과는 가구소득의 매개효과를 통제하였을 때 유의하게 나타났을 뿐만 아니라, 가구소득의 매개효과보다 큰 영향을 보였다. 그동안 경제중심적 실업 담론은 실업이 행복에 미치는 영향은 주로 경제적인 것이므로, 심리적인 영향조차 경제적 영향에 종속되어 있다고 보았다. 이에 반하여 실업이 행복에 미치는 영향에는 경제적인 영향뿐 아니라 경제적인 영향과 독립적인 심리적인 영

향이 존재한다는 주장이 제기되었다. 본 연구의 결과는 이 중 후자의 주장을 지지하며, 경제중심적 실업 담론 확장의 필요성을 제기한다.

2. 정책적 함의

본 연구의 정책적 함의 역시 실업정책 논의 확장의 필요성을 제기하는 데 있다. 본 연구의 결과는 실업정책이 현재와 같이 실업을 소득의 차원에서만 보고 접근할 것이 아니라 보다 넓게 행복의 차원에서 접근해야 한다는 함의를 제공한다. 또한 실업자는 소득뿐 아니라 자아존중감이 저하되어 행복수준이 낮아진 것이므로 그 불행을 완화함에 있어 우선 소득을 지원하는 것이 필요하지만, 소득 지원만으로는 충분하지 않다는 것을 나타낸다. 그러므로 실업정책이 실업 상태에 처한 사람들의 행복, 즉 복지를 목표로 한다면 목표 달성을 위해 소득과 함께 중요하게 고려되어야 할 요소가 자아존중감이라는 함의를 제공한다. 이는 전통적으로 경제적 문제라고 여겨졌던 실업 문제에서도 자아존중감이 문제가 되며, 자아존중감을 높이기 위한 사회적 인정에 대한 논의가 필요함을 보여준다. 실업이 행복에 미치는 부정적 영향과 자아존중감의 매개효과를 증명한 연구 결과에 따른 현재적, 미래적 정책적 함의는 다음과 같다.

먼저 현재 상황에서 적용되는 정책적 함의는 행복 수준을 낮추는 근본 원인인 실업을 감소시켜야 한다는 것이다. 실업 감소를 위해서는 다양한 영역에서 노력이 필요하지만, 본 연구의 논의 범위인 실업지원제도 내로 국한할 때 실업자에게 소득 지원뿐 아니라 양질의 취업 지원도 함께 이루어져야 함을 의미한다. 정책적으로 가능한 취업 지원은 크게 직간접적 일자리 창출(노동 수요 측면), 노동시장에서 요구되는 역량의 발전을 위한 직업훈련 제공(노동 공급 측면), 노동수요와 노동공급을 효율적으로 연결하는 중개(수요-공급 중개 측면)가 존재한다. 먼저 노동 수요 측면에서 사회적 필요가 존재하나 인력이 부족했던 사회서비스 영역 등에 공공부문 일자리를 확대하는 정책은 바람직하다고 볼 수 있다. 또한 노동 공급과 중개 측면에서는 현재 여러 주체별로 분절화되어 있는

고용서비스 전달체계를 통합하여 효율화하고, 서비스에 대한 투자를 강화하여 실업자의 능력과 욕구, 노동시장의 수요를 고려한 맞춤형 교육 및 직업훈련과 일자리 중개가 이루어지도록 해야 한다(유길상 외, 2018).

그런데 이와 같은 실업지원제도의 실행에 있어 실업자의 자아존중감이 고려되어야 한다. 실업자들은 실업으로 인해 이미 사회적 낙인을 경험하고 자아존중감이 낮아진 상태에 있다. 이러한 실업자들에게 정부의 지원제도가 추가적으로 자아존중감 저하를 일으켜 행복 수준을 낮추는 것은 지양되어야 한다. 먼저 현재 정부가 창출하고 있는 대부분의 공공부문 일자리가 사회로부터 그 일의 사회적 가치를 충분히 인정받지 못하고 있다(송다영, 2014). 이것은 해당 일자리가 저숙련 직종이라는 사실에 기인한다. 앞서 다루었듯 자아존중감은 사회적 인정의 영향을 받기에, 한 집단이 사회적으로 인정받지 못할 때 그 소속원들의 자아존중감이 저하된다. 그러므로 공공부문 일자리에서 일하는 것이 사회적 인정을 받지 못하면, 이 정책은 실업자의 상태를 실업에서 취업으로 이행시키기는 하나, 그의 자아존중감을 향상시키지는 못하므로 결과적으로 궁극적인 정책 목표인 행복 증진의 감소가 발생한다. 이를 개선하기 위해서는 공공부문 일자리의 사회적 가치에 대한 인정이 필요하다. 특히 사회서비스 일자리는 사회에 유익이 되는 업종으로 이루어지므로 사회적 인정을 받을 수 있는 근거를 지닌다. “누구나 할 수 있는 일”인 저숙련 직종이기에 가치를 인정하지 않는 것이 아니라 “누군가는 꼭 해야 하는 일”인 사회적 기여 성격을 가지므로 그 일과 일하는 사람에 대한 인정이 제공될 수 있도록 우선은 정책을 집행하는 정부 기관부터 공공부문 일자리에 대한 인식의 변화를 이루고 이를 표현해야 하며, 더 나아가 그러한 인식이 사회적으로 확산될 수 있도록 공공부문 일자리의 가치에 대한 홍보 등의 노력이 이루어져야 한다.

또한 현재의 실업자 교육 및 직업훈련에도 실업자 개인에게 문제가 있다고 여기는 낙인적 요소들이 존재한다. 그 예로 자활사업 참여자에게 제공되는 입문교육인 gateway 교육과정이 있다. gateway 교육과정의 ‘기초교육’에는 근로의욕 고취, 인성 교육, 소양 교육이 포함되어있다. 이는 실

업자를 근로의욕, 인성, 소양의 함양이 필요한 존재로 여기는 인식을 반영하며, 실업자를 사회의 동등한 구성원으로 인정하지 않는 시선을 보여준다. 이를 명시적으로 직접 드러낸 또 다른 예로 2009년 시작되어 2015년 취업성공패키지로 흡수된 '희망리본(Re-born) 사업'을 들 수 있다. 이 사업은 "새롭게 태어난(Re-born) 당신을 응원합니다"라는 뜻을 지닌 저소득층 취창업 지원사업이다(보건복지부, 2013). 사업명부터 실업자가 '다시 태어나야 한다'고 말하며 실업이 개인의 문제라는 인식을 그대로 나타냈다. 공공부조를 수급하고 있다는 사실에 더해 낙인적 요소가 담긴 프로그램까지 경험하며 자활사업 참여자는 수치심과 낙인감을 느낀다(백학영·조성은, 2014; 백학영 외, 2016). 실업지원제도에 들어있는 낙인적 요소는 참여자의 자아존중감을 저하시켜 궁극적으로 행복에 부정적인 영향을 미치므로, 이 제도의 목표가 참여자의 복지를 위한다면 이러한 요소는 반드시 민감하게 인지되고 제거되어야 할 필요가 있다.

더불어 직접적으로 실업자의 심리적 위기상태에 개입하는 상담 및 프로그램의 확대도 고려할 수 있다. 물론 이는 행복 저하의 근본 원인인 실업 자체를 해결하는 방법은 아니나, 실업자가 자아존중감 저하로 극심한 심리적 위기상태에 처하는 것을 막기 위함이다. 현재 이루어지고 있는 실업자 대상 심리상담 서비스로 고용노동부에서 고용센터를 통해 지원하는 '심리안정지원프로그램'과 보건복지부의 자활사업에서 이루어지는 '자활 사례관리'를 들 수 있다(고용노동부, 2018; 보건복지부, 2019). 그러나 현재 이러한 프로그램 모두 인력과 자원 제공의 부족으로 서비스를 필요로 하는 실업자들에게 충분한 서비스가 제공되지 못하고 있는 실정이다(김지경, 2018). 이에 실업으로 인한 자아존중감의 저하 등 심리적 타격이 행복에 미치는 영향의 중요성을 고려하여 실업자를 위한 심리상담 서비스를 확대하는 것이 바람직할 것이다.

미래적 차원에서 '4차 산업혁명'으로 표현되는 지능정보기술의 발달로 인해 노동시장에서 노동 수요가 크게 감소하는 "노동의 종말(Rifkin, 1995)"이 발생하고 구조적 실업이 폭발적으로 증가하게 되면 지금까지 유급노동이 수행하던 역할을 무엇으로 대체할 것인지에 대한 근본적 고

민이 요구된다. 일자리 소멸 상황을 우려하여 현재 활발하게 이루어지고 있는 논의는 주로 유급노동이 제공하던 소득에 대한 것으로, 기본소득 논의가 대표적이다. 기본소득은 “자산조사와 근로에 대한 요구 없이 모든 개인에게 무조건 교부되는 주기적 현금”이다(김교성 외, 2018: 117). 이는 시장에서 노동력을 판 대가로 주어지던 소득을 대체 및 보완하는 개념의 제도이다. 그러나 본 연구에서 살폈듯 유급노동의 기능에는 소득 제공뿐 아니라 자아존중감의 제공도 존재하므로 실업자의 행복을 위해서는 실업으로 인한 소득의 저하뿐 아니라 자아존중감의 저하에 대처할 방안에 대한 고민이 필요하다. 유급노동의 기능 중 소득제공의 역할만 대체된다면 자아존중감이 저하될 수 있다. 각각 ‘비타민 모델’과 ‘재정적 어려움/수치심 모델’을 제시한 Warr과 Starrin이 지적하였듯이 자신의 기여에 따른 보상이 아닌 일방적 방향의 급여는 실업자가 스스로의 힘으로 자립하지 못하고 사회에 의존한다는 의미로 작용하여 실업자의 재정적 어려움은 경감하되 심리적 수치심으로 작용할 수 있기 때문이다(Warr, 2007; Starrin et al., 2000). 본 연구의 결과에 의하면 자아존중감은 경제적 소득과 함께 행복에 영향을 미치는 주요한 요인이기에 재정적 어려움이 해결되어도 자아존중감이 낮아진다면 행복 수준이 높아지기 어렵다.

그러므로 실업자에게 유급노동을 대신할 자아존중감의 원천, 즉 새로운 사회적 역할을 부여하고 이를 경제적으로 보상하는 형태의 사회적 인정이 이루어질 수 있는 방식이 필요하다. 노동의 소멸을 우려한 학자들은 경제적 소득뿐 아니라 사회적 역할의 대체를 위한 방법을 제안하였다. Gorz(1999)는 지금까지 유급노동이 해 온 소득과 자아존중감 제공의 역할을 일자리가 소멸되는 상황에서도 계속해서 유급노동이 수행해야 하는 것은 아니라고 보고, 전통적 개념의 경제적 생산에서 범위를 넓혀 사회적 기여까지 공적 인정을 부여하여 보상하는 것이 대안이 될 수 있다고 보았다. Rifkin(1995) 또한 공식노동에 대한 대안으로 비영리 사회적 경제 부문에서 기계로 대체될 수 없는 공동체 서비스를 수행하고 ‘사회적 임금’을 받는 방식을 제시하였다. ‘사회적 임금’ 방식의 소득은 호혜성 급여가 아닌 노동에 대한 대가로서 지급되는 것이며, 일을 통해 실제적

으로 사회에 기여하고 이에 대한 경제적 보상을 받는다는 점에서 일하는 사람에게 사회적 인정의 근거가 되어 자아존중감을 지킬 수단이 될 수 있다. 경제학자 Atkinson(1996) 역시 시민권의 근거가 되는 사회적 공헌의 범위를 기존의 경제적 생산에서 교육·훈련, 돌봄, 자원봉사 등의 활동으로 넓히고, 그러한 사회 기여에 대한 보상으로 소득을 제공하는 '참여소득(participation income)' 개념을 제안하였다. 이는 그동안 경제적 생산으로 제한되어 있었던 소득과 사회적 인정, 즉 자아존중감의 원천을 사회적 기여로 넓히는 제안이다. 마찬가지로 유휴 노동력에 대해 우려한 사회학자 Beck(1999) 역시 가정, 이웃, 지역사회 등 시민사회를 위해 기여하는 '시민노동'을 인정하고 시민수당을 지급하는 대안을 제시하였다. 실제로 자활사업 참여자를 연구한 결과 자활사업장을 직장으로, 자활급여를 자신의 노동에 대한 보수로 인식하는 것으로 나타났다(백학영·고미선, 2007; 정혜숙, 2015; 백학영 외, 2016). 이는 무조건적으로 급여를 수급하는 것과 비교하여 현재 자신의 상태를 떳떳하게 여기는 것이라고 해석될 수 있다. 현재의 제도 내에서 관찰되는 이 같은 현상은 미래 노동의 소멸로 소득이 없는 사람에게 소득 지원이 이루어져야 할 때, 소득 제공이 사회적 기여에 근거하여 이루어져야 자아존중감의 저하를 완화할 수 있을 것이라는 추론을 가능하게 한다.

이러한 제안은 겉보기에 소득을 위해 일을 강제하는 노동연계복지(workfare)적 정책으로 여겨질 수 있다. 그러나 미래를 위해 제안되는 제도는 기존의 제도와 그 근본적 목표에서 명확한 차이를 보인다. 기존 노동연계복지 제도의 주요 목표는 복지 수급자의 노동력을 활용하고, 더 나아가 근로능력이 있는 노동자를 시장으로 복귀시키는 것이었다. 다시 말해 복지 수급자의 복지보다 그의 노동력을 활용하는 것이 목표였다. 그러나 미래를 위해 제안되는 대안은 각 사람의 노동력을 활용하는 것을 목표로 하지 않는다. 문제가 된 실업의 증가가 노동력의 수요보다 공급이 더 많은 '잉여' 노동력 상황 때문에 발생했다는 것을 생각하면 그 목표가 노동력 활용에 있지 않다는 것은 더욱 명확해진다. 대신 제안되는 대안이 각 사람에게 사회에 기여할 것을 요구하는 것은 기여 자체가 아

닌, 기여를 통한 일하는 사람의 자아존중감 향상과 그를 통한 행복 증진을 위하기 때문이다. 그러므로 이는 각 개인에게서 생산력을 끌어내는 것을 목표로 개인의 자아존중감과 행복 수준을 낮추었던 지난 정책들과는 본질적으로 다른 속성을 띨 것이다. 개인의 행복을 목표로, 즉 복지제도로서, 개인으로 하여금 자신의 자아존중감을 높일 수 있는 일을 수행하고 그것을 통해 사회적 역할을 가지고 사회적으로 인정받을 수 있게 하는 방식을 취할 것이다. 이처럼 노동의 소멸에 대한 대처는 경제적 소득뿐 아니라 자아존중감을 위한 사회적 역할의 제공에 대해서도 이루어져야 한다는 사실을 인지하는 것이 필요하다. 이를 통해 소득과 자아존중감의 원천을 기존의 유급노동에서 다른 행위로도 확장하여 행복을 증진하는 정책이 검토되어야 할 것이다.

3. 한계 및 후속연구에 대한 제언

본 연구의 한계와 이를 보완할 후속연구를 위한 제언은 하기와 같다.

첫째, 본 연구는 고정효과모형 분석을 사용하여 조사시점 사이 실업으로의 변화, 행복의 변화, 자아존중감의 변화, 가구소득의 변화 간 관계만을 분석하였다. 이는 인과관계의 비허위성 조건을 충족시키고 내생성 문제를 해결하는 데 우선순위를 둔 선택이었지만, 이로 인해 분석기간 동안 발생한 실업으로의 이행의 영향만 측정되었을 뿐, 실업 유지의 영향은 측정되지 않았다. 이행의 영향과 유지의 영향은 다를 수 있으므로 실업상태 유지의 영향에 대한 후속 연구가 이루어질 필요가 있다.

둘째, 두 시점의 차이를 비교한 일차차분 분석은 단일 자료를 분석의 기준값으로 삼아야 했다는 한계를 가진다. 이는 현재 활용가능한 자료가 2개년도 자료뿐이어서 발생한 한계로, 향후 여러 해의 패널자료가 누적되면 다년도의 자료에서 도출된 기준값으로 분석이 가능할 것으로 보인다.

셋째, 2개년도 자료를 사용하여 실업 여부의 변화에 따른 1년 이내의 단기적 변화만을 살폈다. 실업 발생 이후 기간별로 심리적 반응이 다르

게 나타난다는 단계이론(Zawadski & Lazarsfeld, 1935)이 존재하는만큼 향후 다년도의 자료로 실업 발생 이후의 기간별 심리적 반응을 살피는 연구도 필요할 것으로 보인다.

넷째, 본 연구는 실업의 영향을 본 것이기 때문에 실업 여부를 실업과 취업으로 이분하여 분석하였고, 비경제활동인구는 분석에서 제외하였다. 그러나 취업 상태 내에서도 고용의 형태나 일의 종류, 사회적 인식과 보상 등에 따라 일, 행복, 자아존중감의 관계가 다르게 나타날 수 있다. 또한 비경제활동인구의 비경제활동상태가 행복, 자아존중감에 미치는 영향도 다른 상태들과 비교해 볼 가치가 있다. 이에 다양한 취업상태를 고려한 후속 연구가 이루어질 필요가 있다.

참 고 문 헌

강수돌. (2015). 여유롭게 살 권리. 서울: 다시봄.

강욱모, 김지훈. (2017). 베이비붐세대의 고용지위변화, 정신건강 및 삶의 질 간의 종단적 인과관계. 한국가족복지학, 22(3), 379-400.

고민석, 김동주. (2014). 경제활동상태가 여성장애인의 일상생활만족도에 미치는 영향: 자아존중감의 매개효과를 중심으로. 장애와 고용, 24(2), 137-164.

고용노동부. (2018). 2019년 고용서비스 민간위탁사업 합동공모 공고. Retrieved 2019.08.26. from http://www.moel.go.kr.

구인회. (2002). 빈곤층의 사회경제적 특성과 빈곤이행: 경제위기 이후의 시기를 중심으로. 한국사회복지학, 48(1), 82-112.

구인회. (2019). 21세기 한국의 불평등: 급변하는 시장과 가족, 지체된 사회정책. 서울: 사회평론아카데미.

구재선. (2009). 행복은 심리적 자원을 형성하는가. 한국심리학회지: 사회 및 성격, 23(1), 165-179.

김건우. (2018). 인공지능에 의한 일자리 위험 진단. 서울: LG경제연구원.

김교성, 반정호. (2004). 고용상태와 빈곤경험이 빈곤이행에 미치는 영향에 관한 연구. 사회복지정책, 18, 31-54.

김교성, 백승호, 서정희, 이승윤. (2018). 기본소득이 온다: 분배에 대한 새로운 상상. 서울: 사회평론아카데미.

김명언, 노연희. (1998). 실직자의 정서적, 인지적, 신체화 반응 및 대처 행동. 한국심리학회지: 일반, 17(1), 115-137.

김세움. (2015). 기술진보에 따른 노동시장 변화와 대응. 세종: 한국노동연구원.

김승권, 장영식, 차명숙, 조흥식. (2008). 한국인의 행복결정요인과 행복지수에 관한 연구. 서울: 한국보건사회연구원.

김연희, 김기순 (2002). 노인의 자아존중감과 삶의 질과의 관계 연구. 노인복지연구, 17, 157-189.

김자영, 한창근. (2016). 자산수준과 취업여부가 장애인의 삶의 만족도에 미치는 영향: 자아존중감의 매개효과 검증. 장애와 고용, 26(3), 5-30.

김정연, 정현주. (2008). 청소년의 삶의 질에 영향을 미치는 요인에 관한 연구.

사회복지리뷰, 13, 171-190.

김지경. (2018). 20대 청년 심리·정서 문제 및 대응방안 연구. 세종: 한국청소년정책연구원.

김한우, 김명언. (1999). 실직자의 심리적 경험. 한국심리학회 학술대회 자료집, 1999(1), 92-94.

김혜미, 문혜진, 장혜림. (2015). 성인기 자아존중감 변화와 영향요인에 대한 연구. 한국사회복지학, 67(1), 83-107.

김환준. (2011). 누가 왜 빈곤에 빠지는가? 빈곤진입자의 특성 및 요인. 사회복지연구, 42(4), 365-388.

박능후, 최민정. (2012). 실망실업자의 특성과 복지욕구 분석. 사회보장연구, 28(4), 129-155.

박세홍, 김창엽, 신영전. (2009). 고용상태 변화가 정신건강에 미치는 영향. 비판사회정책, 27, 79-120.

박수호, 이민정. (2013). 행복 요인으로서의 사회적 인정. 사회와이론, 23, 361-391.

박혜경, 김병숙, 최정은. (2018). 실업자의 실업기간별 심리적 변화분석. 한국산학기술학회 논문지, 19(7), 423-442.

박희수, 문승연 (2014). 대학생의 자아존중감과 사회적지지가 행복에 미치는 영향-학교생활적응의 매개효과. 한국자치행정학보, 28(3), 197-218.

백학영, 고미선. (2007). 자활사업 참여자의 자활사업에 대한 인식과 노동시장 진입 전망에 관한 연구: 여성가장의 자활사업 참여경험을 중심으로. 사회복지정책, 30, 83-114.

백학영, 조성은. (2014). 자활사업 참여자의 수급에 대한 태도와 탈수급 전략에 대한 질적 연구. 사회복지정책, 41(1), 177-212.

백학영, 한경훈, 이승호, 조성은. (2016). 근로빈곤층의 자활근로사업 참여 유인과 걸림돌에 대한 질적 연구. 사회복지정책, 43(2), 241-275.

변금선, 김기헌. (2019). 청년층의 삶의 질 격차에 관한 연구: 1988-1998 년생 청년의 다중격차 실태 분석. 사회복지정책, 46(2), 257-285.

변금선, 이혜원. (2018). 고용불안정이 정신건강에 미치는 영향: 고용상태 변화 유형과 우울의 인과관계 추정. 보건사회연구, 38(3), 129-160.

보건복지부. (2013). 자활사업 안내(II): 2013 희망리본사업 안내. 세종: 보건복지부.

보건복지부. (2019). 2019년 자활사업 안내 제1권. 세종: 보건복지부.

손병돈. (2010). 빈곤심도별 빈곤 결정요인 비교. 보건사회연구, 30(1), 3-28.

송다영. (2014). 사회복지부문 돌봄 관련 일자리의 질 저하에 관한 연구. 젠더와 문화, 7(1), 7-42.

송이은, 김진영. (2012). 고용지위와 우울의 관계:소득과 사회심리적 자원의 매개효과를 중심으로. 보건사회연구, 32(1), 228-259.

안주엽, 길현종, 김주영, 김지경, 오선정, 정세은. (2016). 일과 행복(II). 세종: 한국노동연구원.

안주엽. (2018). '일과 행복' 협동연구 3 년의 성과. 보건복지포럼, 2018(11), 32-47.

우창빈. (2013). 행복을 추구하는 행복정책은 가능한가?: 행복을 목표로 하는 공공정책의 이론, 논란, 가능성과 조건들. 행정논총, 51(2), 283-318.

유경아, 김영란, 박창수, 이태용. (2018). 고용상태 변화와 고용지위가 우울에 미치는 영향. 한국산학기술학회 논문지, 19(1), 251-259.

유길상, 안상훈, 김동헌, 김종숙, 김수완, 박혁. (2018). 중앙-지방-민간 협업을 통한 고용서비스 발전방안 연구. 고용노동부 연구보고서.

유성렬, 정기원. (2000). 실직 가구주 가정의 경제적 부담감이 가구주의 심리상태에 미치는 영향-가족 지지의 완충효과에 관한 실증적 분석. 한국사회복지학, 42, 397-422.

이병희. (2012), 한국형 실업부조 도입의 필요성과 과제. 세종: 한국노동연구원.

이병희. (2017). 실업부조의 필요성과 도입 방향. 월간 노동리뷰(2017.5). 세종: 한국노동연구원.

이윤정. (2018). 개인요인과 환경요인이 청소년의 행복에 미치는 영향. 인문사회 21, 9(5), 1023-1035.

이재완, 백대현. (2018). 고용 안정성이 행복에 미치는 효과: 일자리 질의 조절효과를 중심으로. 한국지방자치학회보, 30(3), 129-155.

정은석, 강상경. (2015). 실직이 자아존중감에 미치는 영향: 성별 차이를 중심으로. 보건사회연구, 35(1), 84-109.

정은혜, 송인한. (2016). 고용형태의 변화가 근로자의 우울감에 미치는 영향: 가처분소득의 조절효과 분석. 한국사회복지교육, 35, 61-82.

정혜숙. (2015). 빈곤 여성 한부모 자활 경험의 재구성. 한국사회복지학, 67(4), 251-277.

조흥식, 김상균, 최일섭, 최성재, 김혜란, 이봉주, 구인회, 홍백의, 강상경, 안상

훈. (2015). 사회복지개론. 파주: 나남.

채구묵. (2015). 빈곤진입 영향요인 연구. 사회복지정책, 42(2), 293-317.

최말옥, 문유석. (2011). 부산지역주민의 행복감 영향요인 분석. 지방정부연구, 15(1), 277-299.

최영란. (2017). 장애인의 고용상태의 변화가 생활만족도에 미치는 영향. 한국케어매니지먼트 연구, 23, 79-95.

통계청. (2014). 2014년 10월 고용동향. Retrieved 2019.08.26. from http://kostat.go.kr.

통계청. (2018). 2018년 가계금융·복지조사 결과. Retrieved 2019.08.26. from http://kostat.go.kr.

통계청. (2019a). 경제활동인구조사. Retrieved 2019.08.26. from http://www.index.go.kr.

통계청. (2019b). 일반고용동향. Retrieved 2019.08.26. from http://www.index.go.kr.

통계청. (2019c). 경제활동인구조사 통계설명자료. Retrieved 2019.08.26. from https://meta.narastat.kr.

통계청. (2019d). 균등화 시장소득과 균등화 처분가능소득의 차이. Retrieved 2019.08.26. from http://kostat.go.kr.

한국보건사회연구원. (2006). 2006 한국복지패널1차 기초분석보고서. 서울: 한국보건사회연구원.

한국보건사회연구원. (2019). 2018 한국복지패널 기초분석보고서. 세종: 한국보건사회연구원.

허수연. (2016). 여성가구주의 취업형태와 사회자본이 생활만족도에 미치는 영향. 한국가족복지학, 21(3), 541-563.

황수경. (2009). 잠재실업의 구조와 규모. 월간노동리뷰, 52, 17-31.

황주희, 전동일, 김홍모. (2014). 장애인의 실업과 우울 사이의 상호 인과성 분석. 장애와 고용, 24(1), 27-49.

Arendt, H. (2017). 인간의 조건. (이진우 역). 파주: 한길사. (원서출판 1958).

Aristotle, W. D. (1984). The Complete Works of Aristotle: The Revised Oxford Translation. (Solomon, J. Trans.), Barnes, J. ed. Princeton: Princeton University Press.

Atkinson, A. B. (1996). The case for a participation income. The Political Quarterly, 67(1), 67-70.

Baron, R. M. & Kenny, D. A. (1986). The moderator - mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. Journal of personality and social psychology, 51(6), 1173-1182.

Bauman, Z. (2008). 쓰레기가 되는 삶들. (정일준 역). 서울: 새물결. (원서출판 2004).

Bauman, Z. (2010). 새로운 빈곤. (이수영 역). 서울: 천지인. (원서출판 2004).

Baumeister, R. F., Campbell, J. D., Krueger, J. I., & Vohs, K. D. (2003). Does high self-esteem cause better performance, interpersonal success, happiness, or healthier lifestyles?. Psychological science in the public interest, 4(1), 1-44.

Beck, U. (1999). 아름답고 새로운 노동세계. (홍윤기 역). 서울: 생각의나무. (원서출판 1999).

Bentham, J. (2008). An introduction to the principles of morals and legislation. New York: Barnes & Nobel. (원서출판 1789).

Blanchflower, D. G. & Oswald, A. J. (2011). International happiness: A new view on the measure of performance. Academy of Management Perspectives, 25(1), 6-22.

Blanchflower, D. G., & Oswald, A. J. (2004). Well-being over time in Britain and the USA. Journal of public economics, 88(7-8), 1359-1386.

Blascovich, J. & Tomaka, J. (1991). Measures of Self-Esteem. In Measures of Personality and Social Psychological Attitudes: Measures of Social Psychological Attitudes Series. Robinson, J. P., Shaver, P. R. & Wrightsman, L. S. (eds). London: Academic Press.

Brenner, S. O. & Levi, L. (1987). Long-term unemployment among women in Sweden. Social science & medicine, 25(2), 153-161.

Campbell, A. (1981). The sense of well-being in America: recent patterns and trends. New York: McGraw-Hill.

Cantril, H. (1965). The pattern of human concerns. New Brunswick, NJ: Rutgers University Press.

Ciarrochi, J., Heaven, P. C. & Davies, F. (2007). The impact of hope,

self-esteem, and attributional style on adolescents' school grades and emotional well-being: A longitudinal study. Journal of Research in Personality, 41(6), 1161-1178.

Ciulla, J. (2000). The working life. New York: The Crown Publishing Group.

Clark, A. E. & Oswald, A. J. (1994). Unhappiness and unemployment. The Economic Journal, 104(424), 648-659.

Clark, A. E. (2003). Unemployment as a social norm: Psychological evidence from panel data. Journal of labor economics, 21(2), 323-351.

Clark, A. E., Georgellis, Y. & Sanfey, P. (2001). Scarring: The psychological impact of past unemployment. Economica, 68, 221-241.

Creed, P. A. & Muller, J. (2006). Psychological distress in the labour market: Shame or deprivation?. Australian Journal of Psychology, 58(1), 31-39.

de Graaf-Zijl, M. & Nolan, B. (2011). Household joblessness and its impact on poverty and deprivation in Europe. Journal of European Social Policy, 21(5), 413-431.

DeNeve, K. M. & Cooper, H. (1998). The happy personality: A meta-analysis of 137 personality traits and subjective well-being. Psychological Bulletin, 124, 197 - 229.

Di Tella, R., MacCulloch, R. J. & Oswald, A. J. (2003). The macroeconomics of happiness. Review of Economics and Statistics, 85(4), 809-827.

Diener, E. (1984). Subjective well-being. Psychological Bulletin, 95(3), 542-575.

Diener, E. & Biswas-Diener, R. (2008). Happiness: Unlocking the mysteries of psychological wealth. Oxford: John Wiley & Sons.

Diener, E. & Diener, M. (1995). Cross-cultural correlates of life satisfaction and self-esteem. Journal of Personality and Social Psychology, 68, 653-663.

Dogan, T., Totan, T. & Sapmaz, F. (2013). The role of self-esteem, psychological well-being, emotional self-efficacy, and affect balance on happiness: A path model. European Scientific Journal, 9(20), 31-42.

Donovan, A. & Oddy, M. (1982). Psychological aspects of unemployment: An investigation into the emotional and social adjustment of school leavers. Journal of Adolescence, 5, 15-30.

Dooley, D. (2003). Unemployment, underemployment, and mental health:

Conceptualizing employment status as a continuum. American journal of community psychology, 32(1-2), 9-20.

Epstein, S. (1990). Cognitive-experiential self-theory. In L. A. Pervin (Ed.), Handbook of personality: Theory and research (pp. 165-192). New York: Guilford Press.

Erikson, E. H. (1980). Identity and the life cycle. New York: Norton.

Erikson, E. H. (1982). The life cycle completed. New York: Norton.

Ervasti, H. & Venetoklis, T. (2010). Unemployment and subjective well-being: an empirical test of deprivation theory, incentive paradigm and financial strain, Acta Sociologica, 53(2), 119-138.

Esser, I. (2005). Why work?: comparative studies on welfare regimes and individuals' work orientations. Doctoral dissertation. Stockholm University.

Ezzy, D. (1993). Unemployment and mental health: a critical review. Social science & medicine, 37(1), 41-52.

Feather, N. T. (1997). Economic deprivation and the psychological impact of unemployment. Australian Psychologist, 32(1), 37-45.

Frey, B. S. & Stutzer, A. (2002a). What can economists learn from happiness research?. Journal of Economic literature, 40(2), 402-435.

Frey, B. S. & Stutzer, A. (2002b). Happiness and economics: How the economy and institutions affect well-being. Princeton: Princeton Univ. Press.

Frey, B. S. (2008). Happiness: A revolution in economics. Cambridge: MIT press.

Frey, C. B. & Osborne, M. A. (2017). The future of employment: how susceptible are jobs to computerisation?. Technological Forecasting and Social Change, 114, 254-280.

Fryer, D. M. (1986). Employment deprivation and personal agency during unemployment: A critical discussion of Jahoda's explanation of the psychological effects of unemployment. Social Behaviour, 1, 3-24.

Fryer, D. M. (1995). Benefit agency? Labour market disadvantage, deprivation and mental health. The psychologist, 8(6), 265-272.

Furnham, A. & Cheng, H. (2000). Perceived parental behaviour, self-esteem and happiness. Social psychiatry and psychiatric epidemiology, 35(10),

463-470.

Furr, R. M. (2005). Differentiating happiness and self-esteem. Individual differences research, 3(2), 105-127.

Gerdtham, U. G. & Johannesson, M. (2001). The relationship between happiness, health, and socio-economic factors: results based on Swedish microdata. The Journal of Socio-Economics, 30(6), 553-557.

Goldsmith, A. H., Veum, J. R. & William Jr, D. (1996). The impact of labor force history on self-esteem and its component parts, anxiety, alienation and depression. Journal of Economic Psychology, 17(2), 183-220.

Gorz, A. (1999). Reclaiming Work: Beyond the Wage-Based Society. (Turner, C. Trans.) Cambridge: Polity Press.

Haataja, A. (1999). Unemployment, employment and social exclusion. LIS Working Paper Series, 1(2), 169-196.

Halvorsen, K. (1997). Financial hardship during unemployment in Norway: The impact of public and private income support. Scandinavian Journal of Social Welfare, 6(4), 257-267.

Hegel, G. W. F. (2006). 헤겔 예나 시기 정신철학. (서정혁 역). 서울: 이제이북스. (원서출판 1931, 1932).

Helliwell, J. F. & Putnam, R. D. (2004). The social context of well-being. Philosophical transactions-royal society of London series B biological sciences, 1435-1446.

Helliwell, J. F. (2003). How's life? Combining individual and national variables to explain subjective well-being. Economic modelling, 20(2), 331-360.

Helliwell, J., Layard, R. & Sachs, J. (2019). World Happiness Report 2019, New York: Sustainable Development Solutions Network.

Hermans, H. J. (1992). Unhappy self-esteem: A meaningful exception to the rule. The Journal of psychology, 126(5), 555-570.

Honneth, A. (2011). 인정투쟁. (문성훈·이현재 역). 서울: 사월의책. (원서출판 1992).

Honneth, A. (2014). 인정으로서의 분배. In Honneth, A. & Fraser, N. (2014). 분배냐 인정이냐?: 정치철학적 논쟁. (김원식·문성훈 역). (pp. 178-298). 서울: 사월의책. (원서출판 2003).

ILO (2019a). Employment. Retrieved 2019.08.26. from https://www.ilo.org.

ILO (2019b). Labour underutilization. Retrieved 2019.08.26. from https://www.ilo.org.

Iversen, L., & Sabroe, S. (1988). Psychological well-being among unemployed and employed people after a company closedown: A longitudinal study. Journal of social issues, 44(4), 141-152.

Jahoda, M. (1982). Employment and unemployment: a social-psychological analysis. Cambridge: Cambridge University Press.

Kelvin, P. & Jarrett, J. (2008). 실업: 그 사회심리적 반응. 서울: 인간과복지. (원서출판 1985).

Kokko, K. & Pulkkinen, L. (1998). Unemployment and Psychological Distress: Mediator Effects. Journal of Adult Development, 5(4), 205-217.

Korpi, T. (1997). Is utility related to employment status? Employment, unemployment, labor market policies and subjective well-being among Swedish youth. Labour economics, 4(2), 125-147.

Layard, R. (2005). Happiness; Lessons from a New Science. New York: The Penguin Press.

Leary, M. R. & Baumeister, R. F. (2000). The nature and function of self-esteem: Sociometer theory. Advances in experimental social psychology, 32, 1-62.

Levinson, D. J., Darrow, C. N., Klein, E. B., Levinson, M. H. & McKee, B. (1978). The seasons of a man's life. New York: Knopf.

Lewis, T., Amini, F. & Lannon, R. (2000). A General Theory of Love. New York: Random House.

Lucas, R. E. (2007). Adaptation and the set-point model of subjective well-being: Does happiness change after major life events?. Current Directions in Psychological Science, 16(2), 75-79.

Lucas, R. E., Diener, E. & Suh, E. (1996). Discriminant validity of well-being measures. Journal of Personality and Social Psychology, 71, 616-628.

Lyubomirsky, S. & Lepper, H. S. (2006). What are the differences between happiness and self-esteem?. Social Indicators Research, 78, 363 - 404.

Markus, H. (1980). The self in thought and memory. In Wegner, D. M. & Vallacher, R. R. (Eds.), The self in social psychology (pp. 103-130). New York: Oxford Univ. Press.

Martínez, R., Ayala, L. & Ruiz Huerta, J. (2001). The impact of unemployment on inequality and poverty in OECD countries. Economics of Transition, 9(2), 417-447.

Marx, K. (2011). Capital, Volume I: A critique of political economy (Vol. 1). North Chelmsford: Courier Corporation. (원서출판 1867).

Maslow, A. H. (1943). A theory of human motivation. Psychological review, 50(4), 370-396.

McKee-Ryan, F., Song, Z., Wanberg, C. R. & Kinicki, A. J. (2005). Psychological and physical well-being during unemployment: a meta-analytic study. Journal of applied psychology, 90(1), 53-76.

Mead, G. H. (1934). Mind, Self, and Society. Chicago: University of Chicago Press.

Mirowsky, J. (1999). Analyzing associations between social circumstances and mental health. Handbook on the sociology of mental health, 2, 143-156.

Myers, D. G., & Diener, E. (1995). Who is happy?. Psychological science, 6(1), 10-19.

Nordenmark, M. & Strandh, M. (1999). Towards a sociological understanding of mental well-being among the unemployed: the role of economic and psychosocial factors. Sociology, 33(3), 577-597.

OECD (1998) Employment Outlook 1998. Paris: OECD Publishing.

OECD (2001) Employment Outlook 2001. Paris: OECD Publishing.

OECD (2009) Employment Outlook 2009. Paris: OECD Publishing.

OECD (2016). Society at a glance. Paris: OECD Publishing.

Oswald, A. J. (1997). Happiness and economic performance. The economic journal, 107(445), 1815-1831.

Paul K. I. & Moser K. (2009). Unemployment impairs mental health: meta-analyses. Journal of Vocational Behaviour. 74, 264-282.

Paul, K. I., Geithner, E., & Moser, K. (2009). Latent deprivation among people who are employed, unemployed, or out of the labor force. The Journal of psychology, 143(5), 477-491.

Pearlin, L. I., Lieberman, M. A., Menaghan, E. G. & Mullan, J. T. (1981). The stress process. Journal of Health and Social Behavior, 22, 337-356.

Prause, J. & Dooley, D. (1997). Effect of underemployment on school-leavers' self-esteem. Journal of adolescence, 20(3), 243-260.

Rantakeisu, U., Starrin, B. & Hagquist, C. (1999). Financial hardship and shame: A tentative model to understand the social and health effects of unemployment. The British Journal of Social Work, 29(6), 877-901.

Ravallion, M., & Lokshin, M. (2001). Identifying welfare effects from subjective questions. Economica, 68(271), 335-357.

Rifkin, J. (1995). The end of work. New York: Putnam.

Rosenberg, M. (1965). Society and the Adolescent Self-image. NJ: Princeton University Press.

Rosenberg, M., & Pearlin, L. I. (1978). Social class and self-esteem among children and adults. American Journal of Sociology, 84, 53-77.

Røysamb, E., Tambs, K., Reichborn-Kjennerud, T., Neale, M. C. & Harris, J. R. (2003). Happiness and health: environmental and genetic contributions to the relationship between subjective well-being, perceived health, and somatic illness. Journal of personality and social psychology, 85(6), 1136-1146.

Ryan, R. M. & Deci, E. L. (2001). On happiness & human potentials: A review of research on hedonic & eudaimonic well-being. Annual review of psychology, 52(1), 141-166.

Starrin B., Rantakeisu U., Forsberg E., Kalander-Blomqvist M. (2000) Annex 1: Understanding the health consequences of unemployment – the finance/shame model. In Kieselbach T. (Eds.) Youth Unemployment and Health. Psychology of Social Inequality, vol 9. (pp. 35-42). Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.

Trzesniewski, K. H., Donnellan, M. B., & Robins, R. W. (2013). Development of self-esteem. In Self-esteem, (Zeigler-Hill, V. ed) 60-79. New York: Psychology Press.

Twenge, J. M., & Campbell, W. K. (2002). Self-esteem and socioeconomic status: A meta-analytic review. Personality and social psychology review, 6(1), 59-71.

Veenhoven, R. (1991). Questions on happiness: classical topics, modern answers, blind spots. In Strack, F., Argyle, M. & Schwarz, N. (Eds.) Subjective

wellbeing, an interdisciplinary perspective (7-26). London: Pergamon Press.

Veenhoven, R. (1994). Is happiness a trait?. Social Indicators Research, 32, 101-160.

Viinamäki, H., Koskela, K., Niskanen, L., Arnkill, R., & Tikkanen, J. (1993). Unemployment and mental wellbeing: a factory closure study in Finland. Acta Psychiatrica Scandinavica, 88(6), 429-433.

Vinokur, A. D. & Schul, Y. (2002). The web of coping resources and pathways to reemployment following a job loss. Journal of occupational health psychology, 7(1), 68-83.

Wanberg, C. R. (2012). The individual experience of unemployment. Annual Review of Psychology, 63(3), 369-396

Warr, P. B. (1987). Work, unemployment, and mental health. Oxford: Oxford University Press.

Warr, P. B. (2007). Work, happiness, and unhappiness. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.

Weber. M. (2010). 프로테스탄티즘의 윤리와 자본주의 정신. (김덕영 역). 서울: 길. (원서출판 1905).

Wilson W. J. (1996). When work disappears: the world of the new urban poor. New York: Random House.

Wilson, W. (1967). Correlates of avowed happiness. Psychological Bulletin, 67, 294-306.

Winefield, A. H. (1997). Introduction to the psychological effects of youth unemployment: International perspectives. Journal of Adolescence, 20, 237-241.

Winkelmann, L. & Winkelmann, R. (1998). Why are the Unemployed So Unhappy? Evidence from Panel Data. Economica, 65(257), 1-15.

Wooldridge, J. M. (2012). Introductory Econometrics: A Modern Approach. Mason, OH: South-Western.

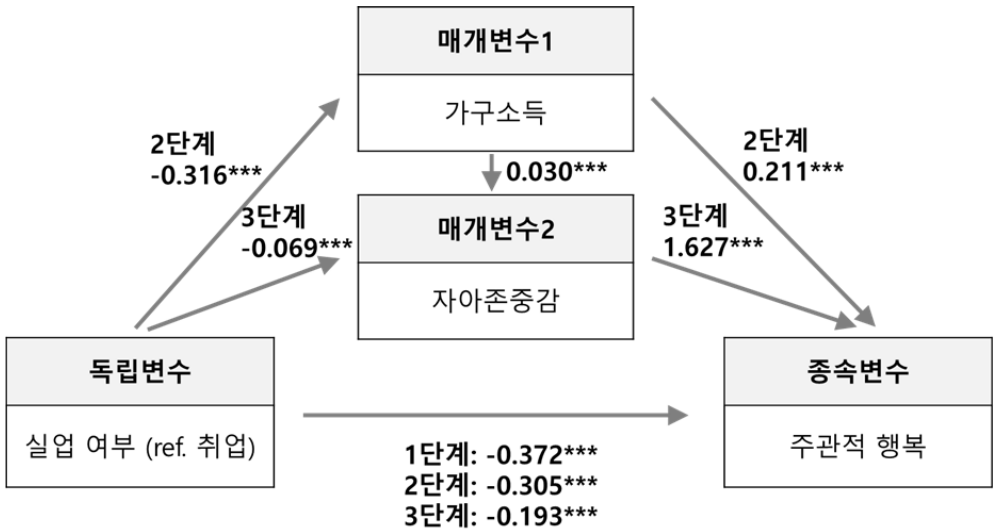
World Economic Forum. (2016). The Future of Jobs. Geneva: World Economic Forum.

Wrzesniewski, A. (2003). Finding positive meaning in work. In Cameron, K. S., Dutton, J. E., Quinn, R. E. (Eds.). Positive organizational scholarship: Foundations of a new discipline

Zawadski, B. & Lazarsfeld, P. (1935). The psychological consequences of unemployment, Journal of Social Psychology, 6, 224-251.

Zeigler-Hill, V. (Ed.). (2013). Self-Esteem. New York: Psychology Press.

부 록



[부그림 1] 연구가설4 모형 결과 (합동OLS 모형)

<부표 1> 실업이 주관적 행복에 미치는 영향에서 가구소득의 매개효과를 통제한 자아존중감의 매개효과 및 영향력 검증
(고정효과 모형, 관계적 요인 미통제)

			1단계: 실업 여부 → 행복			2단계: 실업 여부 & 가구소득 → 행복			3단계: 실업 여부 & 가구소득 & 자아존중감 → 행복		
			Coef.	S.E.	t	Coef.	S.E.	t	Coef.	S.E.	t
독립변수		실업 여부 (ref.취업)	-0.217	0.084	-2.58*	-0.206	0.084	-2.44*	-0.131	0.081	-1.61
매개변수		가구소득				0.056	0.025	2.23*	0.056	0.024	2.27*
		자아존중감							1.200	0.056	21.40***
통제변수	혼인상태	사별 (ref.유배우자)	-0.418	0.346	-1.21	-0.410	0.346	-1.19	-0.181	0.334	-0.54
		이혼 (ref.유배우자)	-0.633	0.346	-1.83	-0.628	0.346	-1.82	-0.409	0.334	-1.22
		별거 (ref.유배우자)	-0.691	0.613	-1.13	-0.682	0.613	-1.11	-0.427	0.593	-0.72
		미혼 (ref.유배우자)	-0.223	0.256	-0.87	-0.215	0.256	-0.84	-0.210	0.247	-0.85
	주관적 건강상태		0.181	0.026	6.98***	0.181	0.026	7.00***	0.130	0.025	5.15***
	장애 (ref.장애)		0.145	0.388	0.37	0.166	0.388	0.43	0.136	0.375	0.36
	종교 (ref.무교)		0.145	0.051	2.84**	0.143	0.051	2.82**	0.110	0.049	2.24*
	거주지역	광역시 (ref.서울)	-0.220	0.275	-0.80	-0.227	0.275	-0.82	-0.183	0.266	-0.69
		시 (ref.서울)	-0.324	0.294	-1.10	-0.335	0.294	-1.14	-0.424	0.284	-1.49
		군 (ref.서울)	0.225	0.390	0.58	0.218	0.390	0.56	0.137	0.377	0.36
		도농복합군 (ref.서울)	-0.640	0.474	-1.35	-0.657	0.474	-1.39	-0.297	0.459	-0.65
	연도효과 (ref. 1차년도)		0.205	0.021	9.76***	0.202	0.021	9.56***	0.183	0.020	8.99***
R^2			0.0116			0.0124			0.0776		
Adj. R^2			0.0098			0.0104			0.0756		
F			6.35***			6.24***			38.92***		
Hausman (χ^2)			60.38***			106.53***			264.41***		
N			6,496								

* p<.05, ** p<.01, *** p<.001 (양측검정)

<부표 2> 실업이 자아존중감에 미치는 영향에 대한 개인 근로소득의 매개효과 (고정효과 모형)

			1단계: 실업 여부 → 자아존중감			2단계: 실업 여부 → 개인 근로소득			3단계: 실업 여부 & 개인 근로소득 → 자아존중감		
			Coef.	S.E.	t	Coef.	S.E.	t	Coef.	S.E.	t
독립변수		실업 여부 (ref.취업)	-0.060	0.018	-3.39**	-1.670	0.070	-23.95***	-0.064	0.018	-3.48**
매개변수		개인 근로소득							-0.002	0.003	-0.78
통제변수	혼인상태	사별 (ref.유배우자)	-0.194	0.073	-2.66**	-0.052	0.287	-0.18	-0.194	0.073	-2.66**
		이혼 (ref.유배우자)	-0.165	0.073	-2.26*	0.018	0.287	0.06	-0.165	0.073	-2.26*
		별거 (ref.유배우자)	-0.185	0.129	-1.43*	-0.059	0.508	-0.12	-0.185	0.129	-1.43
		미혼 (ref.유배우자)	0.007	0.054	0.12	-0.127	0.212	-0.60	0.006	0.054	0.12
	주관적 건강상태		0.037	0.005	6.79***	0.015	0.022	0.71	0.037	0.005	6.79***
	장애 (ref.장애)		0.039	0.082	0.47	-0.567	0.322	-1.76	0.037	0.082	0.45
	종교 (ref.무교)		0.025	0.011	2.34*	0.041	0.042	0.98	0.025	0.011	2.35*
	거주지역	광역시 (ref.서울)	-0.040	0.058	-0.69	-0.154	0.228	-0.67	-0.040	0.058	-0.70
		시 (ref.서울)	0.071	0.062	1.14	-0.086	0.244	-0.35	0.071	0.062	1.14
		군 (ref.서울)	0.066	0.082	0.80	-0.683	0.323	-2.11*	0.064	0.082	0.78
		도농복합군 (ref.서울)	-0.284	0.100	-2.84**	-0.143	0.393	-0.36	-0.284	0.100	-2.84**
	가족관계 만족도		0.035	0.007	5.38***	0.004	0.026	0.17	0.035	0.007	5.38***
	사회적관계 만족도		0.078	0.007	11.50***	0.026	0.027	0.97	0.078	0.007	11.51***
	연도효과 (ref. 1차년도)		0.017	0.004	3.82***	0.111	0.017	6.35***	0.017	0.004	3.87***
R^2			0.0468			0.0832			0.0469		
Adj. R^2			0.0448			0.0813			0.0447		
F			22.75***			42.03***			21.27***		
Hausman (χ^2)			477.55***			627.70***			461.04***		
N			6,496								

* p<.05, ** p<.01, *** p<.001 (양측검정)

<부표 3> 실업이 주관적 행복에 미치는 영향에서 가구소득의 매개효과를 통제한 자아존중감의 매개효과 및 영향력 검증 (합동OLS 모형)

			1단계: 실업 여부 → 주관적 행복			2단계: 실업 여부 & 가구소득 → 주관적 행복			3단계: 실업 여부 & 가구소득 & 자아존중감 → 주관적 행복		
			Coef.	S.E.	t	Coef.	S.E.	t	Coef.	S.E.	t
독립변수		실업 여부 (ref.취업)	-0.372	0.054	-6.86***	-0.305	0.054	-5.63***	-0.193	0.051	-3.78***
매개변수		가구소득				0.211	0.017	12.26***	0.162	0.016	9.97***
		자아존중감							1.627	0.039	41.37***
통제변수	성별		0.069	0.027	2.53*	0.068	0.027	2.53*	0.055	0.025	2.16*
	연령		-0.002	0.001	-1.70	0.000	0.001	-0.35	0.001	0.001	0.53
	교육수준		0.159	0.012	13.18***	0.137	0.012	11.36***	0.079	0.011	6.92***
	혼인상태	사별 (ref.유배우자)	-0.070	0.054	-1.31	-0.035	0.053	-0.65	0.019	0.050	0.37
		이혼 (ref.유배우자)	-0.592	0.054	-10.99***	-0.553	0.054	-10.32***	-0.387	0.051	-7.65***
		별거 (ref.유배우자)	-0.325	0.150	-2.17*	-0.308	0.149	-2.06*	-0.187	0.140	-1.33
		미혼 (ref.유배우자)	-0.431	0.042	-10.20***	-0.386	0.042	-9.15***	-0.250	0.040	-6.27***
	주관적 건강상태		0.234	0.018	12.89***	0.223	0.018	12.33***	0.121	0.017	7.06***
	장애 (ref.장애)		0.025	0.054	0.46	0.016	0.053	0.30	-0.039	0.050	-0.79
	종교 (ref.무교)		0.139	0.026	5.35***	0.129	0.026	4.97***	0.079	0.024	3.22**
	거주지역	광역시 (ref.서울)	0.157	0.042	3.73***	0.178	0.042	4.25***	0.113	0.039	2.86**
		시 (ref.서울)	0.123	0.039	3.12**	0.141	0.039	3.61***	0.115	0.037	3.12**
		군 (ref.서울)	0.287	0.048	6.02***	0.324	0.048	6.82***	0.221	0.045	4.93***
		도농복합군 (ref.서울)	0.270	0.078	3.46**	0.282	0.078	3.64***	0.131	0.073	1.79
	가족관계 만족도		0.591	0.023	25.58***	0.588	0.023	25.63***	0.448	0.022	20.53***
	사회적관계 만족도		0.611	0.025	24.81***	0.589	0.025	23.99***	0.352	0.024	14.78***
	상수		0.175	0.184	0.95	-1.354	0.222	-6.11***	-3.937	0.218	-18.09***
R^2			0.2357			0.2445			0.3325		
Adj. R^2			0.2347			0.2434			0.3316		
F			235.38***			233.21***			340.16***		
N			6,496								

* p<.05, ** p<.01, *** p<.001 (양측검정)

<부표 4> 실업이 자아존중감에 미치는 영향에 대한 가구소득의 매개효과 (합동OLS 모형)

			1단계: 실업 여부 → 자아존중감			2단계: 실업 여부 → 가구소득			3단계: 실업 여부 & 가구소득 → 자아존중감		
			Coef.	S.E.	t	Coef.	S.E.	t	Coef.	S.E.	t
독립변수		실업 여부 (ref.취업)	-0.079	0.011	-6.94***	-0.316	0.028	-11.49***	-0.069	0.011	-6.08***
매개변수		가구소득							0.030	0.004	8.40***
통제변수	성별		0.008	0.006	1.47	0.002	0.014	0.18	0.008	0.006	1.46
	연령		-0.001	0.000	-3.43**	-0.009	0.001	-12.60***	-0.001	0.000	-2.49*
	교육수준		0.039	0.003	15.40***	0.101	0.006	16.54***	0.036	0.003	14.08***
	혼인상태	사별 (ref.유배우자)	-0.038	0.011	-3.37**	-0.168	0.027	-6.18***	-0.033	0.011	-2.92**
		이혼 (ref.유배우자)	-0.108	0.011	-9.59***	-0.182	0.027	-6.65***	-0.103	0.011	-9.11***
		별거 (ref.유배우자)	-0.077	0.031	-2.45*	-0.083	0.076	-1.09	-0.074	0.031	-2.38*
		미혼 (ref.유배우자)	-0.090	0.009	-10.21***	-0.214	0.021	-9.97***	-0.084	0.009	-9.47***
	주관적 건강상태		0.064	0.004	16.88***	0.053	0.009	5.74***	0.063	0.004	16.48***
	장애 (ref.장애)		0.035	0.011	3.14**	0.042	0.027	1.54	0.034	0.011	3.03**
	종교 (ref.무교)		0.032	0.005	5.94***	0.049	0.013	3.72***	0.031	0.005	5.68***
	거주지역	광역시 (ref.서울)	0.037	0.009	4.22***	-0.101	0.021	-4.73***	0.040	0.009	4.57***
		시 (ref.서울)	0.014	0.008	1.65	-0.088	0.020	-4.43***	0.016	0.008	1.97*
		군 (ref.서울)	0.058	0.010	5.85***	-0.175	0.024	-7.23***	0.064	0.010	6.38***
		도농복합군 (ref.서울)	0.091	0.016	5.58***	-0.057	0.040	-1.45	0.093	0.016	5.70***
	가족관계 만족도		0.086	0.005	17.87***	0.011	0.012	0.91	0.086	0.005	17.85***
	사회적관계 만족도		0.149	0.005	28.95***	0.104	0.012	8.35***	0.146	0.005	28.34***
	상수		1.808	0.039	46.83***	7.249	0.094	77.43***	1.588	0.047	34.10***
R^2			0.2545			0.1691			0.2586		
Adj. R^2			0.2536			0.168			0.2576		
F			260.6***			155.31***			251.37***		
N			6,496								

* p<.05, ** p<.01, *** p<.001 (양측검정)

Abstract

How does unemployment make us unhappy?
: Impact of unemployment on happiness and the mediating effects of self-esteem

Kim, Young

Department of Social Welfare

The Graduate School

Seoul National University

The purpose of the present study is to reveal the negative impact of unemployment on happiness and its impact in relation to the mediating effects of self-esteem. In other words, the study shows that unemployment reduces people's happiness not only through worsening the economic situation but also through lowering the self-esteem, where they are driven to the point of feeling worthless.

As the issue of unemployment is growing in importance, the need for comprehensive assessment of the impact is also accentuated for development of the proper policy response. The foregoing discussions on the issues of unemployment have in most cases focused on their economic effects, whereas the ultimate problem of unemployment is the reduced happiness. In the light of this point, the current study

examines the detrimental effect of unemployment on happiness and the mediating effects of economic and psychological changes caused by unemployment.

The negative impact of unemployment on happiness was tested by means of the fixed effect model, controlling for various observed variables and unobserved but stable characteristics of the individuals. Also, the mediating effect of self-esteem was tested by the mediation analysis suggested by Baron and Kenny(1986). Furthermore, to investigate the non-pecuniary effect of self-esteem independent of the economic effect, the mediating effect of self-esteem was tested after controlling the mediating effect of household income using progressive adjustment regression model. The analysis is based on the data from the two(2017-2018) waves of the KoWePS(Korean Welfare Panel Study).

Major findings are as follows: (1) Unemployment has a detrimental effect on happiness after fixed effects are controlled for; (2) poor self-esteem functions as a mediator between unemployment and happiness; (3) mediating effect of self-esteem remains after the mediating effect of household income has been taken into account and the relative magnitude of self-esteem mediator was bigger than that of the household income.

The analysis yields several important findings of the relationship between unemployment and happiness. The study empirically revealed the negative impact of unemployment on happiness, shedding light on the causality issue with controlling fixed effect. And the study statistically revealed the mediating effect of self-esteem which has been discussed within the conceptual framework. Furthermore, it decomposed the pecuniary and non-pecuniary mediating effect and

showed that unemployment has reckonable psychological effects to be taken into account as well as economic effects.

The findings in this paper suggest that the discussion on unemployment should be expanded from considering the topic of economic income alone to the topic of happiness. And self-esteem must be taken into account as a main mediator of the relationship between unemployment and happiness. The policy implication is that unemployment should be reduced and the unemployment policy must care about its impacts on self-esteem, considering that job is not only a source of income but also of self-esteem.

Key words: unemployment, job loss, jobless, happiness, well-being, self-esteem, psychological, fixed effect model, mediator

Student Number: 2017-26995