

노동정책연구
2023. 제23권 제2호 pp.109~140
한국노동연구원
<http://doi.org/10.22914/jlp.2023.23.2.005>

연구논문

잠재전이모형을 활용한 장기 미취업 청년의 구직효능감 유형 변화양상 분석 및 영향요인 검증*

윤소진**
이준우***
하승혁****
홍세희*****

본 연구는 장기 미취업 청년의 구직효능감에 따라 잠재집단을 분류하고, 시간의 흐름에 따른 집단의 전이 양상 및 영향요인을 분석하고자 하였다. 청년패널의 장기 미취업 청년 695명을 대상으로 하여 잠재프로파일분석을 진행한 결과, 2017년과 2020년의 구직효능감 잠재집단은 두 시점 모두 3개(저·중·고집단)로 분류되었고, 2017년의 구직효능감 잠재집단 구분에 성별, 교육수준, 주관적 건강상태, 스트레스가 유의하였다. 잠재집단 전이 양상 확인결과, 저집단은 중집단으로 전이될 확률이 높았고, 중집단과 고집단은 집단을 유지할 확률이 높았다. 전이 영향요인 중 스트레스가 유의하였는데, 스트레스 수준이 낮을수록 구직효능감 고집단으로 이동할 가능성이 높았다. 본 연구에 기반하여 장기 미취업 청년 구직효능감의 특성을 이해하고, 이들의 구직효능감을 상승시킬 수 있는 방안에 대한 활발한 논의가 이루어지길 기대한다.

핵심용어 : 장기 미취업, 청년, 구직효능감, 잠재전이모형

논문접수일 : 2023년 1월 19일, 심사의뢰일 : 2023년 1월 25일, 심사완료일 : 2023년 4월 6일

* 본 논문은 2022년 고용패널조사 학술대회에서 수상한 논문을 수정·보완하여 작성하였다.

** (제1 저자) 고려대학교 교육학과 박사수료(illuminty@naver.com)

*** (공동저자) 고려대학교 교육학과 석사수료(cocowalk23@naver.com)

**** (공동저자) 고려대학교 교육학과 석사(hsh0419@korea.ac.kr)

***** (교신저자) 고려대학교 교육학과 교수(seheehong@korea.ac.kr)

I. 서론

최근 한국의 구직자들은 경제불황, 경력직 선호 등으로 인해 “고용 한파”라고 일컬어질 정도로 취업난에 시달리고 있다. 특히 청년층은 인구가 감소했음에도 고용률이 지속적으로 감소하고 실업률은 증가하고 있다(남재량, 2021). 또한 코로나19는 청년층의 취업시장에 큰 부정적 영향을 미쳤는데, 코로나19의 1차 유행기 당시 청년 고용률은 2.3%p 감소하였으며, 3차 유행기인 12월경에는 2.5%p로 고용률 감소폭이 커진 것으로 나타났다(함선유 외, 2021). 이는 장년층(1.4%p)이나 중년층(1.8%p)과 비교해 보았을 때도 높은 수치이며, 구직시장에서 상대적으로 불안정한 위치에 있는 청년층이 코로나19에 더 큰 영향을 받았음을 의미한다(함선유 외, 2021). 코로나가 장기화된 이후에는 2020년 42.2%에 그쳤던 고용률이 2022년에는 47.8%까지 일시적으로 상승하였으나(통계청, 2022), 경제불황으로 인한 채용 축소, 권고사직 증가 등으로 인해 취업자 수는 다시 감소세로 돌아섰고, 실업자는 증가하여 고용 회복세가 둔화되고 있다(손선희, 2022).

한창 일할 나이의 청년층에서 미취업률이 증가한다는 것은 청년 개인의 소득과 생활에만 영향을 미치는 것이 아니다. 사회적으로 보면, 청년층의 미취업은 납세자의 부담과 복지비용을 증가시켜 국가의 재정적 부담을 증가시키고, 장기적으로는 인적자원의 손실로 인한 국가성장률 하락을 초래할 수 있는 잠재적 위험이다(Liotti, 2020). 또한 청년 고용률의 악화는 니트족(NEET: 일하거나 학교에 다니지 않고 가사노동도 하지 않는 상태)을 증가시키고, 은둔형 외톨이를 양산하는 등 장기적으로도 사회에 문제가 될 수 있다. 경제활동인구 조사에 기반한 자료(남재량, 2021)에 따르면, 2020년 청년 니트족 규모는 172만 300명으로 사상 최대를 기록했다. 니트는 구직활동을 하는 구직 니트(대부분 실업자)와 그렇지 않은 비구직 니트로 나눌 수 있는데, 전체 니트의 증가보다 더욱 주목해야 하는 계층은 비구직 니트이다. 이들은 대부분 적극적 구직활동을 하지 않고 취직을 준비하거나, 휴직을 하고 있다. 청년 시기는 적극적으로 구직할 시기임

에도 불구하고, 청년층에서 비구직 니트는 다른 연령대에 비해 그 규모와 비중이 크며, 증가의 속도도 빠르다(남재량, 2021). 이는 청년층의 장기 미취업이 구직활동에 미치는 부정적 영향을 보여주는 결과이다. 따라서 청년층이 구직시장에서 적극적으로 활동할 수 있도록 하기 위해서는 청년의 구직단념을 예방하는 심리적 자원에 대한 관심과 지원이 중요하다. 이에 본 연구에서는 구직동기를 높이고 실제 취업률을 증가시키기 위한 주요 심리적 변수인 구직효능감에 주목하였다.

구직효능감은 구직이라는 목표를 달성할 수 있다는 것에 대한 개인의 자신감이다(Wanberg et al., 1996). 구직효능감이 높게 유지되는 사람은 구직활동에 보다 적극적이며, 결과적으로 구직 성공률도 높다(Boswell et al., 2012; Moynihan, et al., 2003). 청년 구직자의 취업에 있어서 구직효능감의 중요성은 많은 연구에서 논의되었으나, 장기 미취업자를 대상으로 구직효능감의 종단적 변화양상을 살펴본 연구는 드물다(김영서, 2021). 또한 구직효능감은 인구통계학, 경제, 심리적 변인 등 다양한 요인에 의해 복합적으로 영향을 받기 때문에, 청년 미취업자의 구직효능감 변화는 개인마다 다양한 양상으로 나타날 수 있다. 따라서 본 연구에서는 개인마다 다르게 나타날 수 있는 장기 미취업 청년의 구직효능감을 유형화하고, 시간이 지나면서 유형이 어떻게 변화하는지 살펴보았다. 또한 구직효능감 상승에 유의한 영향을 미치는 변인을 확인하여, 장기 미취업 청년의 구직효능감을 높여 노동시장을 활성화시킬 수 있는 방안을 탐색하고자 하였다.

II. 이론적 배경

1. 청년의 장기 미취업

지난 몇 년간 청년층의 고용률은 꾸준히 감소하였고, 코로나19로 인한 충격은 고용시장을 얼어붙게 만들었다. 2020년 15~29세 기준 청년층의 고용률은 42.2%로 2019년 대비 1.3%p 하락하였고, 청년층의 범위를 30대까지 넓혀도

30~39세의 고용률은 76%에서 75.3%로 감소하였다(통계청, 2020). 청년의 범주를 어떻게 정하는지에 따라 지표에 다소 차이가 있으나, 15세에서 39세 사이의 어떤 연령대를 확인하더라도 청년층의 고용상황은 열악한 수준이다(이주미·김태완, 2022). 또한 2022년 통계청 경제활동인구조사에 따르면, 취업준비를 3년 이상 한 취업자는 35.8만 명으로 전체 취업자의 8.9%를 차지하였으며, 이는 1년 전보다 0.7%p 상승한 수치이다(통계청, 2022). 오랜 기간 취업하지 못하는 청년의 증가는 결과적으로 구직단념자 증가, 은둔형 외톨이 증가 등 많은 문제를 일으킬 수 있다.

1997년 IMF 외환위기 시절 미취업이 청년에게 미쳤던 영향을 살펴보면, 유사한 수준의 경제적 충격인 코로나19가 장기적으로 고용에 어떤 영향을 미칠지 예상할 수 있다. 외환위기 당시에 구직활동을 하지 않은 청년은 10년 후 취업자 비율이 48.3%, 22년 후 취업자 비율이 37.4%였던 반면, 구직활동을 한 청년은 10년 후 취업자 비율이 74.7%, 22년 후 취업자 비율이 76.5%로 나타났다. 경제적 위기가 발생한 한 해의 구직활동 휴지기가 이후 무려 평균 30.6%p의 취업자 비율 차이를 낳은 것이다. 특히 2년 이상 연속으로 구직활동하지 않은 경우 22년 후 평균 취업자 비율이 27.5%로, 일을 쉬지 않은 사람(72.4%)보다 44.9%p나 낮았다. 또한 취업하였더라도 한 해 구직활동을 하지 않았던 청년은 그렇지 않은 경우에 비해 임금이 17.4%p가 낮았고, 두 해 연속으로 하지 않으면 38.0%p로 그 격차가 확대되었다(남재량, 2021). 즉, 장기 미취업으로 인한 구직단념은 단기적 고용률에 영향을 미칠 뿐 아니라, 장기적 고용률과 임금에도 부정적 영향을 미칠 수 있다. 또한 장기 미취업은 개인을 심리적으로도 위축시킬 수 있는데, 2020년 기준 외출을 하지 않고 시간 대부분을 집에서 보내는 은둔형 외톨이는 약 37만 4천 명으로 추산된다(김태희, 2021). 이들이 외출하지 않는 가장 주요한 이유는 ‘취업이 되지 않아서(37.4%)’로, ‘임신과 출산(28.6%)’보다 높은 비율을 보였다(김형주 외, 2020).

이와 같은 통계치는 현재 구직난의 심각성을 단적으로 보여주는 지표이며, 국가 차원에서 청년 계층의 구직활동 유지를 위한 적극적 개입이 필요함을 시사한다. 또한 청년층이 구직시장에서 적극적으로 활동할 수 있도록 청년의 구직 스트레스로 인한 구직단념을 예방하는 심리적 자원에 대한 관심과 지원이

중요함을 보여준다. 이에 본 연구는 장기 미취업자의 구직동기를 높이고 실제 취업률을 증가시키기 위한 방안으로 장기 미취업자의 구직효능감에 주목하였다.

2. 구직효능감

청년들에게 구직활동은 역동적이고 지속적인 자기조절의 과정이다(Kanfer et al., 2001). 청년들은 구직이라는 목표를 달성하기 위해 다양한 활동을 하며, 시간, 노력, 인적 네트워크 등 많은 심리적 자원을 사용한다. 이러한 자기조절 과정에서 충분한 개인의 물질적, 심리적 자원은 구직자들에게 긍정적 동기와 감정을 일으켜 구직이라는 목표를 달성하기 위한 지속적 노력을 가능하게 한다. 이때, 구직자들의 동기를 일으키기 위한 중요 심리적 자원 중 하나가 바로 구직효능감이다.

구직효능감(job search self-efficacy)은 Bandura(1977)의 자기효능감 이론을 구직활동에 적용한 것으로, 구직활동을 성공적으로 할 수 있는 능력에 대한 구직자의 자신감을 의미한다(Wanberg et al., 1996). 구직효능감은 구직활동에 방해받더라도 부정적 감정을 완화하고 긍정적인 감정을 일으켜 구직성공을 달성하려는 동기를 지속시킨다(김현동·한용석, 2012). 따라서 구직효능감이 높은 사람들은 구직과정에서 실패를 경험하더라도 스스로 부정적인 생각과 감정을 조절하고, 해결책을 강구하며, 자신을 보완하기 위해 노력하는 경향이 있다(Zikic and Saks, 2009). 또한 구직효능감은 구직활동의 빈도를 높이고 구직활동을 유지할 뿐만 아니라 결과적으로 고용에 긍정적 영향을 미친다(Kanfer and Hulin, 1985). 따라서 장기적으로 구직동기를 유지하면서 구직에 성공하기 위해서는 미취업자의 구직효능감을 높이는 것이 매우 중요하다. 다수의 경험연구에서도 구직효능감은 구직동기와 의욕을 높이는 것으로 나타났으며(Saks et al., 2015), 구직효능감이 높은 구직자는 일자리를 얻을 기회가 더 많았고, 구직기간도 상대적으로 짧은 것으로 나타났다(Boswell et al., 2012; Moynihan et al., 2003).

종합하면, 미취업 청년의 구직효능감이 낮은 수준으로 유지될 경우 구직단념,

니트족 및 은둔형 외톨이 증가 등 부정적 결과로 이어질 가능성이 높다. 또한 이러한 부정적 결과는 개인에게만 영향을 미치는 것이 아니라, 사회복지비용 및 행정비용의 증가와 같은 사회문제로 확대될 수 있다. 그러나 현재까지 청년 구직자의 취업에 있어 구직효능감의 중요성을 살펴본 연구는 많았으나, 구직효능감을 장기적으로 살펴본 연구는 많지 않은 편이다(김영서, 2021). 일부 연구에서 구직효능감에 대한 종단연구가 시행되었으나(Moynihan et al., 2003), 개인마다 다를 수 있는 구직효능감의 변화에 대한 연구는 전무하였다. 또한, 선행 연구에 따르면 구직효능감은 인구통계학적 변인(연령, 성별, 교육수준, 결혼 여부 등), 경제적 변인(소득, 구직기간 등), 심리적 변인(구직스트레스, 주관적 건강 상태 등)에 의해 복합적으로 영향을 받는 것으로 나타났다(Kao et al., 2021; Park and Oh, 2021; Trougakos et al., 2007; Virga and Rusu, 2018; Zikic and Saks, 2009). 그러므로, 청년 미취업자의 구직효능감 변화는 이러한 요인들에 의해 개인마다 다양한 양상으로 나타날 수 있다. 따라서 본 연구에서는 잠재프로파일 분석을 활용하여 개인마다 다르게 나타날 수 있는 구직효능감을 유형화하고, 잠재전이분석을 적용하여 구직효능감 유형의 종단적 변화양상을 살펴보고자 하였다. 그 뿐만 아니라, 전이에 유의한 영향을 미치는 요인이 무엇인지 파악하여 구직효능감을 상승시켜 장기적으로 높은 수준을 유지하기 위한 방안을 탐색하고자 하였다.

3. 구직효능감 영향요인

가. 인구통계학적 요인

선행연구에서 성별이 구직효능감에 미치는 영향은 혼재되어 나타났다. 다수의 연구에서 성별에 따라 구직효능감의 차이가 유의하게 나타나지 않는 경우가 많았으나(박정은, 2021; 서봉연 외, 2018; 이효영, 2021; Bao and Luo, 2015), 구직효능감에서 성차가 유의미하게 나타났을 경우 남성의 구직 자기효능감이 더 높게 나타나기도 하였고(권미경, 2016; 장재윤 외, 2004), 여성의 구직효능감이 더 높게 나타나기도 하였다(이상무 외, 2017). 또한 장기적으로 보았을 때 남녀의 구직효능감 양상이 달라지기도 하였는데, 김명연 외(2003)에 따르면, 남

성 구직자보다 여성 구직자에게서 성취 프로그램 참여 이후 구직효능감이 더욱 큰 폭으로 증가하기도 하였다. 따라서 본 연구에서는 선행연구에서 다양한 결과가 도출되었음을 고려하여, 성별이 구직효능감에 유의한 영향을 미치는지를 파악하고, 영향을 미친다면 어떤 방향인지 확인하고자 하였다.

다음으로, 연령이 구직효능감에 미치는 영향 또한 혼재된 결과가 나타났는데, 두 변수 간에 유의한 관계가 없는 경우(Koen et al., 2016; Park and Oh, 2021; Zikic and Saks, 2009), 정(+)-적인 관계(Kao et al., 2021), 부(-)적인 관계(Munyon et al., 2019; Virga and Rusu, 2018)가 모두 보고되었다. 나이가 구직효능감에 미치는 영향은 구직효능감의 하위요인에 따라서도 차이를 보였는데, 박정은(2021)의 연구에서는 구직효능감의 하위요인 중 자기효능감과 경력의 유동화 능력이 저연령 집단보다 고연령 집단에서 더 높게 나타났다. 또한, Saks et al.(2015)의 연구에서 구직 결과를 성공적으로 얻을 수 있다는 믿음이나 자신감은 연령과 부(-)적 관계를 보였지만, 특정한 구직 행동을 성공적으로 수행할 수 있는 믿음이나 자신감은 연령과 연관되지 않는 것으로 나타났다. 이렇게 선행 연구에서 연구모형을 어떻게 설계하였는지에 따라 연령과 구직효능감의 관계는 다양하게 나타났으나, 본 연구에서는 장기 미취업자의 경우, 오랜 기간 구직 실패로 인한 무기력으로 연령이 높을수록 구직효능감이 낮을 것이라고 가정하였다.

교육수준과 구직효능감의 관계도 일관되지 않은 양상으로 나타났다. 일반적으로 교육수준이 높을수록 취업할 수 있는 기업의 범주가 넓어지기 때문에 구직효능감이 높을 수 있고, 이는 일부 연구에서도 증명되었다(김영서, 2021; Koen et al., 2016; Trougakos et al., 2007). 반면, 교육수준과 구직효능감의 유의한 관계가 나타나지 않았던 선행연구 또한 상당수 존재하였다(Emirza et al., 2021; Fort et al., 2011; Saks et al., 2015; Zikic and Saks, 2009). 또한, 구직효능감의 하위유형에 따라 다른 결과도 나타났는데, 서봉연 외(2018)의 연구에서 고등학교 졸업 이하일 때보다 대학교 졸업 이상일 때, 미취업 청년의 구직효능감 중 문제해결력은 유의하게 높았으나 취업불안은 유의한 차이가 없었다. 이처럼 인구통계학적 변인과 구직효능감과의 관계는 구직효능감의 하위요인 혹은 연구대상에 따라 달라져 일관되지 않은 양상을 보였다. 본 연구에서는 청년

들의 교육수준이 높을 경우 첫 직장 선택의 범위가 넓어지므로, 교육수준이 구직효능감에 정적 영향을 미칠 것으로 가정하였다.

나. 심리적 요인

본인이 건강하다고 인식할수록 자기효능감과 삶의 질이 향상되기 때문에 (Luszczynska et al., 2007; Motl et al., 2009), 주관적 건강은 구직효능감의 상승으로도 이어질 수 있다(Emirza et al., 2021). 선행연구에서도 구직자가 자신의 신체적 건강 상태를 좋다고 표현할수록 구직효능감이 높게 나타났다(Park and Oh, 2021; Virga and Rusu, 2018). 유일·김소라(2013)의 연구에서 신체적 문제로 인해 구직활동에 어려움을 겪는다는 문항을 포함한 구직 제약성은 대학 졸업예정자의 구직효능감에 부적인 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 또한 김명연 외(2003)의 연구에서 실직 경험이 있는 구직자들의 성취 프로그램 참여로 인한 구직효능감 변화는 신체 증상들의 체감 정도에 영향을 받는 것으로 나타났다. 위와 같은 선행연구를 바탕으로, 본 연구에서는 주관적 건강상태가 구직효능감에 정적인 영향을 미친다고 가정하였다.

한편 대다수의 선행연구에서 스트레스를 포함한 부정적인 정신 상태가 구직효능감에 악영향을 미치는 것으로 밝혀졌다(박미현, 2019; Park and Oh, 2021). 특히 박재춘·김주섭(2019)의 연구에서 취업 스트레스 중에서도 성격, 가족 환경, 학업, 학교 환경, 취업 불안은 구직효능감과 부적 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 또한 Gnilka and Novakovic(2017)의 연구에서 걱정은 구직효능감에 부적 영향을 미쳤다. 따라서, 본 연구에서는 스트레스가 높을수록 구직효능감이 낮아질 것이라고 가정하였다.

4. 연구문제 및 연구모형

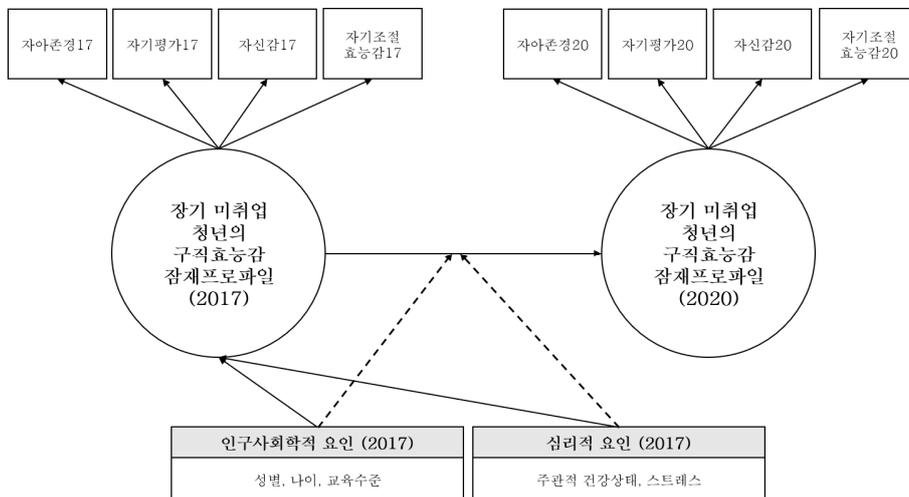
본 연구에서는 2017년과 3년 후의 장기 미취업자 구직효능감의 유형을 분류함으로써 개인마다 상이할 수 있는 구직효능감을 유형화하였다. 또한 시간의 흐름에 따른 구직효능감 유형(잠재프로파일)의 변화를 살펴보고, 잠재프로파일 분류 및 전이에 영향을 미치는 인구사회학적 요인(성별, 나이, 교육수준)과 심

리적 요인(주관적 건강상태, 스트레스)의 유의성을 검증하였다. 이를 통해 장기 미취업 청년의 구직효능감을 상승시키기 위한 방안을 도출하고자 하였다. 연구 문제는 아래와 같다.

- 연구문제 1. 2017년 기준, 당해연도와 3년 후의 장기 미취업 청년의 구직효능감 잠재프로파일은 각각 몇 개로 분류될 것이며, 어떤 특성을 지니고 있을 것인가?
- 연구문제 2. 2017년의 구직효능감 잠재프로파일 분류에 영향을 미치는 요인은 무엇인가?
- 연구문제 3. 2017년의 구직효능감 잠재프로파일에서 3년 후 잠재프로파일로의 전이 양상은 어떻게 나타날 것이고, 전이에 유의한 영향을 미치는 전이 요인은 무엇인가?

본 연구문제를 종합하여, 분석하고자 하는 연구모형은 [그림 1]과 같다.

(그림 1) 연구모형



Ⅲ. 연구방법

1. 분석자료

본 연구는 한국고용정보원(Korea Employment Information Service)의 청년패널(YP : Youth Panel) 11차(2017년), 14차(2020년) 자료와 추가표본 3차(2017년)와 6차(2020년) 자료를 활용하였다. 청년패널은 청년실업 해소를 위해 청년층의 학교생활, 사회·경제활동, 가계배경 등을 조사한 자료이다. 청년패널은 2007년부터 조사가 시행되었으며, 당시 만 15~29세 표본 총 10,206명을 조사하였다. 최근 14차(2020년) 표본은 약 67.7%의 표본 유지율을 보인다. 또한 청년패널은 2007년 조사 패널의 연령 증가를 고려하여 2015년에 만 15~22세 3,516명을 대상으로 추가조사를 진행하였으며, 최근 6차(2020년) 표본은 약 81.6%의 표본을 유지하고 있다. 본 연구에서는 원패널과 추가한 패널 자료를 함께 사용하였다. 청년패널은 오랜 시간 동안 중단적으로 자료가 축적되었으므로 구직효능감의 중단적 변화양상을 살펴보기에 적합하다. 선행연구(김주희, 2020; 조영림·문승현, 2017)에서 만 2년 이상 취직을 하지 않은 사람을 장기미취업자로 보았으나, 청년 취업 준비기간이 지속적으로 증가하고 있는 것(통계청, 2022)에 기반하여, 본 연구에서는 3년 이상 취직하지 않은 사람을 장기미취업자로 보고 3년(2017~2020년)동안 미취업자로 분류된 695명을 대상으로 분석을 진행하였다. 성별은 여성이 587명(84.5%), 남성이 108명(15.5%), 나이는 2017년을 기준으로 19세 미만이 11명(1.6%), 20세부터 24세까지 35명(5.0%), 25세부터 29세까지 164명(23.6%), 30세부터 34세까지 214명(30.8%), 35세 이상은 271명(39.0%)으로 나타났다. 또한 2020년에는 20세부터 24세까지 21명(3.0%), 25세부터 29세까지 83명(11.9%), 30세부터 34세까지 179명(25.8%), 35세 이상은 412명(59.3%)으로 35세 이상이 과반수로 나타났다. 분석 대상자의 일반적 특성(2017년 기준)은 <표 1>과 같다.

〈표 1〉 분석 대상자의 일반적 특성

| | | 빈도 | 비율(%) |
|----------|------------|-----|-------|
| 성별 | 남 | 587 | 84.5 |
| | 여 | 108 | 15.5 |
| 최종학력 | 고등학교 미만 | 7 | 1.0 |
| | 고등학교 | 201 | 28.9 |
| | 전문대 | 219 | 31.5 |
| | 4년제 대학 | 248 | 35.7 |
| | 석사학위 이상 | 20 | 2.9 |
| 혼인상태 | 미혼 및 이혼 | 224 | 32.2 |
| | 기혼 | 471 | 67.8 |
| 현재 경제 상태 | 매우 어렵다 | 15 | 2.2 |
| | 조금 어려운 편이다 | 147 | 21.2 |
| | 보통이다 | 457 | 65.8 |
| | 여유가 있는 편이다 | 75 | 10.8 |
| | 매우 여유가 있다 | 1 | 0.1 |

2. 측정도구

가. 구직효능감

구직효능감은 16개 문항으로, 리커트 6점 척도(1=전혀 그렇지 않다~6=매우 그렇다)로 측정되었다. 하위요인 중 자아존경 5개 문항, 자신감 2개 문항은 역코딩하여 점수가 높을수록 구직효능감이 높음을 의미하도록 하였다. 구성 문항은 <표 2>와 같고, 역문항은 (역)으로 표시하였다. 2017년 자아존경의 신뢰도는 0.800, 자기평가의 신뢰도는 0.841, 자신감의 신뢰도는 0.644, 자기조절효능감의 신뢰도는 0.821로 나타났으며, 3년 후 자아존경의 신뢰도는 0.839, 자기평가의 신뢰도는 0.839, 자신감의 신뢰도는 0.695, 자기조절효능감의 신뢰도는 0.820으로 나타났다.

〈표 2〉 잠재프로파일 지표변수의 구성 문항

| | 문항 |
|-----------------|--|
| 자아 존경 | 내 자신이 다른 사람으로 바뀌었으면 하고 생각한다. (역) 가끔 인생의 실패자라는 생각이 든다. (역) 나는 지금의 내 자신이 싫다. (역) 나는 내 자신이 쓸모없는 존재라고 느낀다. (역) 나를 인정해 줄 직장이 없을 것 같아 불안하다. (역) |
| 자기 평가 | 나는 나에게 어떠한 문제가 생겼을 때, 적절한 해결책을 찾을 수 있다. 나는 남들에게 좋은 인상을 준다. 나는 아무리 어려운 상황도 잘 극복할 수 있다. 나는 매사에 자신감 있게 임한다. |
| 자신감 | 직장을 얻으러 다니는 일 자체가 나에게서는 스트레스다. (역) 나를 받아줄 직장이 없을 것 같아 두렵다. (역) |
| 자기 조절 효능감 | 나는 직장을 구하는 데 도움이 되는 정보를 충분히 활용할 수 있다. 내가 하고 있는 일이 잘못되고 있다고 생각되면 빨리 바로 잡을 수 있다. 나는 아무리 어려운 상황도 잘 극복할 수 있다. 나는 직장을 얻기 위해서, 나에게 부족한 점이 무엇인지 분석할 수 있다. 내가 처리한 일 중 잘된 일과 잘못된 일을 정확히 분석할 수 있다. |

나. 영향요인

본 연구는 장기 미취업자의 잠재프로파일 분류 및 전이의 영향요인으로 인구통계학적 요인(성별, 나이, 교육수준)과 심리적 요인(주관적 건강상태, 스트레스)을 살펴보았다. 성별은 여성을 0으로, 남성을 1로 더미코딩하여 사용하였다. 나이는 기준 연도인 2017년에서 출생연도를 뺀 값을 사용하였다. 교육수준은 청년패널의 최종학력 변수를 사용하였으며, 고등학교 졸업 미만은 1, 고등학교 졸업은 2, 전문대 졸업은 3, 4년제 대학교 졸업은 4, 석사학위 이상은 5로 코딩하여 사용하였다.

심리적 요인 중 주관적 건강상태는 5점 척도(1=건강이 아주 안 좋다~5=매우 건강하다)로 측정되었다. 스트레스는 ‘감당하기 힘든 정신적 또는 육체적 어려움’, ‘생활신념에 따라 살아가려고 애쓰다 느낀 좌절’ 등 스트레스 상황이 일어나는 빈도에 대한 5개 문항으로 구성되었으며, 5점 척도(1=전혀 없다~5=언제나 항상)로 측정되었다. 신뢰도(Cronbach's α)는 0.888로 나타났다.

3. 분석방법

본 연구에서는 잠재전이분석(LTA : Latent Transition Analysis)을 사용하여 장기 미취업 청년의 구직효능감 유형 변화를 파악하였다. 잠재프로파일, 잠재전이, 성장혼합모형을 포함하는 혼합모형(mixture model)은 기존의 변수 중심적 접근법(variable-centered approach)과는 다른 ‘사람 중심적 접근법(person-centered approach)’으로, 비슷한 응답 패턴을 보인 사람들을 같은 집단으로 나눠서 분석하는 방법이다. 잠재전이모형은 잠재프로파일 모형을 종단적으로 확장한 것으로, 시간 변화에 따른 잠재프로파일의 변동을 파악하기 위한 방법이다. 잠재성장모형이 표본 전체의 시간 흐름에 따른 변화 패턴을 보여준다면, 잠재전이분석은 표본 내 하위집단의 시간 흐름에 따른 이동패턴을 보여준다. 잠재전이분석은 두 시점 이상의 자료가 있을 때, 시작 시점에서 특정 유형으로 분류된 사람들이 이후 시점에서 어떤 유형으로 이동할 가능성이 높은지를 전이 확률로 추정한다. 이를 통해 첫 시점에서 특정 집단에 속한 사람이 다음 시점에 집단을 유지할 확률과 다른 집단으로 이동할 확률을 구할 수 있다.

최근 혼합모형에서는 공변인(covariate : 독립 또는 결과 변인)이 잠재전이모형에 포함되는 경우, 분류오류를 고려하며 잠재집단을 분류할 때 공변인의 영향력을 통제하는 3단계 접근법(3-step approach)이 제안되었다(Asparouhov and Muthén, 2014; Vermunt, 2010). 3단계 접근법의 첫 단계에서는 각 시점에 잠재프로파일 분석을 적용하여 가장 적절한 잠재프로파일의 수를 결정한다. 이 단계에서는 공변인을 포함하지 않는다. 본 연구에서는 정보지수, 분류의 질, 모형 비교검증, 각 잠재계층에 소속될 확률을 고려하여 최적의 잠재프로파일 개수를 결정하였다.

먼저, 정보지수로는 AIC(Akaike Information Criterion : Akaike, 1974), BIC (Bayesian Information Criterion : Schwartz, 1978), SABIC(Sample-size Adjusted Bayesian Information Criterion : Scolve, 1987)를 사용하였다. 계산식은 각각 $AIC = -2\ln(L) + 2p$, $BIC = -2\ln(L) + p[\ln(n)]$, $SABIC = -2\ln(L) + p[\ln\{(n+2)/24\}]$ 으로 나타낸다. 해당 식에서 $\ln(L)$ 은 로그 우도값, p 는 추정 모수, 그리고 n 은 표본 크기를 나타내며, 정보지수 값이 작을수록 모형이 적합함을 의미한다. 모형 비

교검증 방법으로는 LMR-LRT(Lo-Mendell-Rubin adjusted Likelihood Ratio Test : Lo et al., 2001)와 BLRT(Parametric Bootstrapped Likelihood Ratio Test : Peel and McLachlan, 2000)를 사용하였다. 모형 비교검증 방법은 (k-1)개 잠재계층 모형과 k개 잠재계층모형을 비교하여 p값이 유의하지 않다면 (k-1)개의 잠재프로파일 모형을 선택하고, 유의하면 k개의 잠재프로파일 모형을 선택한다. 분류의 질을 판단하기 위해서는 Entropy 값을 사용하였다. Entropy의 계산식은 아래 (1)과 같다. 해당 공식에서는 피험자 i가 집단 k에 속할 사후확률, N은 표본 크기, K는 잠재집단의 수를 말한다(Dias and Vermunt, 2006). Entropy는 하나의 잠재프로파일에 속할 확률을 나타내는 값을 표준화한 것으로, 1에 가까울수록 분류의 정확도가 높음을 의미하고 0.8 이상일 때 분류의 질이 좋다고 판단한다(Clark et al., 2008). 또한, 잠재프로파일 소속확률은 각 집단에 전체의 5% 미만인 사람들이 소속되었다면 해당 집단에 우연히 할당되었을 가능성이 있으므로, 고려 대상에서 제외하였다(Berlin et al., 2014; Weller et al., 2020). 마지막으로 사후소속확률을 확인하였을 때, 0.7 이상으로 나타난다면 비교적 정확한 분류가 이루어졌다고 판단할 수 있다(Nagin, 2009).

$$E_k = 1 - \frac{\sum_i \sum_k -P_{ik} \ln P_{ik}}{N \ln(K)} \quad (1)$$

3단계 접근법의 두 번째 단계에서는 각 시점의 잠재프로파일 분석에서 계산된 개인의 사후확률에 따라 개인을 잠재집단에 할당한다. 마지막 단계는 잠재집단 분류과정 중 발생한 분류오류를 고정하고 공변인을 포함하여 공변인 효과를 검증한다. 공변인 중 영향요인은 다항로짓분석(multinomial logit regression analysis)을 통해 검증하며, 결과변인은 일원분산분석(ANOVA)을 통해 검증한다.

본 연구에서는 3단계 접근법을 이용하여 2개 시점(2017년, 2020년)에서 구직효능감 유형을 분류하고, 집단 간 전이가 어떤 양상으로 발생하는지 확인하였다. 또한 영향요인들이 잠재유형 분류 및 전이에 유의한 영향을 미치는지 검증하였다. 본 연구에서 기술통계분석은 SPSS 25.0을, 잠재프로파일 및 잠재전이분석은 Mplus 8.3을 활용하였다.

IV. 연구결과

1. 기술통계

본 연구에서 활용한 변수들의 구체적인 기술통계는 <표 3>과 같다.

<표 3> 잠재프로파일 지표변수와 영향요인의 기술통계

| 분류 | 변수 | 2017년 | | 3년 후 | |
|----------------|------------------|--------|-------|-------|-------|
| | | 평균 | 표준편차 | 평균 | 표준편차 |
| 잠재프로파일 지표변수 | 자아존경 | 4.771 | .762 | 4.607 | .893 |
| | 자기평가 | 4.073 | .732 | 4.118 | .756 |
| | 자신감 | 3.956 | .709 | 3.998 | .718 |
| | 자기조절효능감 | 3.621 | .802 | 3.527 | .836 |
| 인구통계학적 요인 | 연령 | 32.161 | 4.960 | | |
| | 교육수준 | 3.105 | .890 | | |
| 심리적 요인 | 주관적 건강상태 | 3.794 | .672 | | |
| | 스트레스 | 1.552 | .599 | | |
| 분류 | 변수 | 구분 | 비율(%) | 구분 | 비율(%) |
| 인구통계학적 요인 | 성별 (2017년, 1=남성) | 남성 | 15.5 | 여성 | 84.5 |

2. 잠재프로파일 개수 결정

두 시점에서 각각 가장 적합한 잠재프로파일의 개수를 결정하기 위해 계층의 수를 하나씩 늘려가면서 통계지표들을 확인하였다. <표 4>와 <표 5>에 정보지수(AIC, BIC, SABIC), 분류의 질(Entropy), 모형 비교검증(LMR-LRT와 BLRT의 p값), 잠재프로파일별 소속 비율을 확인하여 정리하였다. 또한 [그림 2]에 계층의 수를 점진적으로 늘렸을 때의 정보지수 변화를 제시하였다.

〈표 4〉 2017년의 잠재프로파일 개수 결정을 위한 통계 지표

| 계층 수 | | 2 | 3 | 4 | 5 |
|--------------------|---------|----------|-----------------|----------|----------|
| 정보지수 | AIC | 5809.312 | 5544.584 | 5397.846 | 5316.573 |
| | BIC | 5868.382 | 5626.375 | 5502.356 | 5443.802 |
| | SABIC | 5827.105 | 5569.221 | 5429.327 | 5354.897 |
| 분류의 질 | Entropy | 0.775 | 0.793 | 0.838 | 0.864 |
| 모형 비교검증 | LMR-LRT | 0.0006 | 0.0117 | 0.4080 | 0.0350 |
| | BLRT | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 잠재프로파일 소속 비율(%) | 계층 1 | 28.9 | 58.7 | 20.8 | 3.1 |
| | 계층 2 | 71.1 | 17.0 | 2.6 | 19.8 |
| | 계층 3 | | 24.3 | 54.3 | 50.0 |
| | 계층 4 | | | 22.3 | 25.7 |
| | 계층 5 | | | | 1.5 |

[그림 2]와 같이, 2017년에는 잠재프로파일이 2개에서 3개로 늘어날 때 정보지수가 가장 많이 감소하였다. 또한, Entropy는 모든 경우에서 0.8에 근접하거나 그 이상인 것으로 밝혀져, 대체로 분류가 양호함을 확인하였다. LMR-LRT와 BLRT의 p값은 잠재프로파일이 2개와 3개일 때만 유의하였고, 4개부터는 유의하지 않게 나타났다. 잠재프로파일 소속 비율이 5% 이상인 잠재계층은 3개까지만 나타났고, 4개부터는 5% 미만으로 나타났다. 따라서, 통계적 기준 및 해석 가능성을 종합적으로 고려하여 2017년의 잠재프로파일을 3개로 결정하였다.

〈표 5〉 2020년의 잠재프로파일 개수 결정을 위한 통계 지표

| 계층 수 | | 2 | 3 | 4 | 5 |
|--------------------|---------|----------|-----------------|----------|----------|
| 정보지수 | AIC | 6190.978 | 5941.163 | 5822.643 | 5745.594 |
| | BIC | 6250.049 | 6022.953 | 5927.153 | 5872.824 |
| | SABIC | 6208.772 | 5965.800 | 5854.124 | 5783.919 |
| 분류의 질 | Entropy | 0.692 | 0.777 | 0.782 | 0.851 |
| 모형 비교검증 | LMR-LRT | 0.0077 | 0.1517 | 0.0997 | 0.0726 |
| | BLRT | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 |
| 잠재프로파일 소속 비율(%) | 계층 1 | 36.0 | 12.2 | 25.9 | 0.7 |
| | 계층 2 | 64.0 | 59.9 | 16.3 | 15.8 |
| | 계층 3 | | 27.9 | 53.6 | 51.2 |
| | 계층 4 | | | 4.2 | 30.3 |
| | 계층 5 | | | | 2.0 |

(그림 2) 11차(2017년, 좌), 14차(2020년, 우) 잠재프로파일의 정보지수 양상



[그림 2]를 참고하였을 때, 2020년은 2017년처럼 잠재프로파일이 2개에서 3개로 늘어날 때 정보지수가 가장 많이 감소하였다. 또한, 분류의 질을 확인하였을 때, 잠재프로파일이 2개인 경우를 제외하고 모든 개수에서 Entropy가 0.8에 근접하거나 그 이상으로 도출되어 비교적 분류의 질이 우수하였다. LMR-LRT의 p값은 잠재프로파일이 2개일 때만 유의하였고, 3개부터 유의하지 않았다. 단, LMR-LRT보다 BLRT가 계층의 개수를 정확하게 추정하므로(Nylund et al., 2007), BLRT 중심으로 확인하면 모든 잠재프로파일 분류에서 유의하게 나타났다. 그뿐만 아니라, 잠재프로파일 소속 비율이 5% 이상인 잠재계층은 3개까지만 나타났고, 4개부터는 5% 미만이었다. 따라서, 통계적 지표와 집단 분류 및 해석 가능성까지 종합적으로 고려하여 2020년의 잠재프로파일을 3개로 결정하였다. 또한, 잠재프로파일의 사후소속확률 확인 결과, 2017년은 계층 1이 91.1%, 계층 2가 91.6%, 계층 3이 87.7%였고, 2020년은 계층 1이 89.2%, 계층 2가 90.9%, 계층 3이 87.7%로 잠재프로파일 분류가 대체로 양호하였다(Nagin, 2009).

3. 잠재프로파일 특성 및 영향요인 검증

가. 잠재프로파일 특성

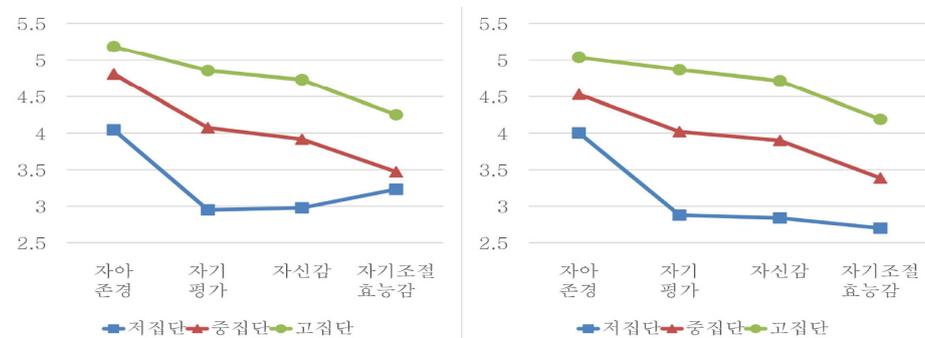
2017년과 3년 후의 구직효능감 잠재프로파일별 지표변수의 소속비율과 평균을 <표 6>에 제시하였고, 잠재프로파일 형태는 [그림 3]에 제시하였다. 2017년 장기 미취업 청년의 구직효능감 첫째 유형은 구직효능감을 구성하는 자아존경,

자기평가, 자신감, 자기조절효능감 모두 가장 낮게 나타났다. 따라서, 이 유형을 ‘저집단’으로 명명하였다. 둘째 유형은 자아존경, 자기평가, 자신감, 자기조절효능감이 상대적으로 중간 수준을 유지하여, ‘중집단’으로 명명하였다. 셋째 유형은 자아존경, 자기평가, 자신감, 자기조절효능감 모두 높은 수준이기 때문에, ‘고집단’으로 이름을 붙였다. 2017년보다 2020년에 구직효능감 저집단의 자기조절 효능감이 더 낮다는 점을 제외하면, 잠재프로파일 양상은 매우 흡사하였다. 따라서, 2017년 잠재프로파일 명칭인 ‘저집단’, ‘중집단’, ‘고집단’을 3년 후의 잠재프로파일의 명칭으로도 사용하였다. 저·중·고로 집단이 구분되어 연속적인 구직효능감 수준을 단순히 크기에 따라 요약했다고 볼 수 있으나, 구직효능감에서 이질적인 집단의 특성이 존재하지 않았다면 1개의 잠재프로파일이 가장 적합한 모형으로 도출되었을 것이다. 따라서 3개의 잠재프로파일이 도출된 것은 장기 미취업자의 구직효능감이 저·중·고 3개의 패턴으로 구분될 수 있음을 의미한다.

〈표 6〉 미취업 청년의 구직효능감 유형별 지표변수 소속비율과 하위요인 평균

| | 2017년 | | | 3년 후 | | |
|-----------|------------------|-------|-------|-------|-------|-------|
| | 저집단 | 중집단 | 고집단 | 저집단 | 중집단 | 고집단 |
| 소속 비율 (%) | 17.0 | 58.7 | 24.3 | 12.2 | 59.9 | 27.9 |
| 하위요인 | 잠재프로파일 유형별 문항 평균 | | | | | |
| 자아존경 | 4.047 | 4.810 | 5.184 | 4.005 | 4.531 | 5.034 |
| 자기평가 | 2.950 | 4.075 | 4.855 | 2.879 | 4.021 | 4.867 |
| 자신감 | 2.978 | 3.918 | 4.731 | 2.839 | 3.900 | 4.716 |
| 자기조절효능감 | 3.233 | 3.472 | 4.254 | 2.700 | 3.386 | 4.191 |

〔그림 3〕 2017년(좌) 및 3년 후(우) 장기 미취업 청년 구직효능감 잠재프로파일 형태



나. 잠재프로파일 영향요인 검증

2017년 장기 미취업 청년의 구직효능감 잠재프로파일에 영향을 미치는 요인을 검증한 결과는 <표 7>과 같으며, 기준집단을 ‘고집단’으로 설정하였다. 분석 결과, 가정하였던 5개의 영향요인 중에서 주관적 건강상태가 모든 경우에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났는데, 주관적 건강이 좋지 않을수록 구직효능감이 ‘고집단’보다는 ‘저집단’ 또는 ‘중집단’에 속할 가능성이 높게 나타났다. 또한 장기 미취업 청년이 남성일수록, 교육수준이 낮을수록, 스트레스가 높을수록 기준집단인 ‘고집단’보다 비교집단인 ‘저집단’에 속할 가능성이 높았다. 반면, 연령은 미취업 청년의 구직효능감에 어떠한 유의한 영향도 미치지 않았다.

<표 7> 2017년 미취업 청년의 구직효능감 유형별 영향요인 검증

(기준집단: 고집단)

| | 비교집단: 저집단 | | 비교집단: 중집단 | |
|----------|------------------|-------|----------------|-------|
| | 계수 | 표준오차 | 계수 | 표준오차 |
| 성별 | 1.066* | 0.419 | -0.560 | 0.385 |
| 연령 | -0.042 | 0.034 | 0.020 | 0.025 |
| 교육수준 | -0.905*** | 0.190 | -0.236 | 0.135 |
| 주관적 건강상태 | -0.970*** | 0.274 | -0.472* | 0.220 |
| 스트레스 | 0.782** | 0.250 | -0.035 | 0.229 |

주: * p<.05, ** p<.01, *** p<.001.

4. 잠재전이분석

가. 잠재프로파일 전이확률

2017년에서 3년 후의 잠재프로파일 전이 양상이 어떻게 나타나는지 <표 8>에 결과를 정리하였다. 먼저, 2017년에 구직효능감이 가장 낮았던 저집단의 과반수 이상(53.3%)이 3년 후에 중집단으로 이동하였고, 저집단에 머무를 확률은 37.4%였다. 또한, 구직효능감이 저집단에서 고집단으로 급격하게 변화한 경우는 9.3%로 드물게 나타났다. 가장 많은 인원이 속했던 중집단은 3년이 지난 후에도 72.4%가 집단을 유지하는 것으로 나타났다. 중집단에서 구직효능감이 높아져 고집단으로 이동할 확률은 18.9%, 구직효능감이 낮아져 저집단으로 이동

〈표 8〉 미취업 청년의 구직효능감 유형별 전이 양상

(단위: %)

| | | 3년 후 | | |
|------|------------|------------|-------------|-------------|
| | | 저집단(12.2%) | 중집단(59.9%) | 고집단(27.9%) |
| 2017 | 저집단(17.0%) | 37.4 | 53.3 | 9.3 |
| | 중집단(58.7%) | 8.6 | 72.4 | 18.9 |
| | 고집단(24.3%) | 3.5 | 33.8 | 62.7 |

할 확률은 8.6%로 나타났다. 구직효능감 고집단에 속했던 사람들은 3년 후에도 집단을 유지할 확률이 62.7%로 크게 나타났다. 또한 고집단은 장기 미취업 상태가 유지되면서 구직효능감이 중간 수준으로 감소할 확률이 33.8%로 나타났고, 낮은 수준으로까지 감소할 확률은 3.5%로 나타났다.

나. 잠재프로파일 전이 영향요인 검증

장기 미취업 청년의 구직효능감 잠재프로파일의 전이에 유의한 영향을 미치는 요인들을 검증한 결과를 <표 9>에 제시하였다. 스트레스는 2017년에 저집

〈표 9〉 미취업 청년의 구직효능감 유형별 전이 영향요인 검증

(기준집단: 고집단)

| | | 3년 후 | | | |
|------|----------|---------------|-------|----------------|-------|
| | | 비교집단: 저집단 | | 비교집단: 중집단 | |
| 2017 | 전이 영향요인 | 계수 | 표준오차 | 계수 | 표준오차 |
| 저집단 | 성별 | -2.121 | 1.593 | -1.033 | 1.513 |
| | 연령 | -0.085 | 0.154 | -0.008 | 0.150 |
| | 교육수준 | -0.417 | 0.558 | 0.137 | 0.556 |
| | 주관적 건강상태 | -1.598 | 0.859 | -0.832 | 0.840 |
| | 스트레스 | 2.458* | 0.921 | 2.034** | 0.945 |
| 중집단 | 성별 | 2.019 | 1.761 | 0.913 | 1.455 |
| | 연령 | 0.026 | 0.096 | -0.023 | 0.047 |
| | 교육수준 | -0.045 | 0.323 | -0.164 | 0.242 |
| | 주관적 건강상태 | 0.080 | 0.631 | -0.048 | 0.355 |
| | 스트레스 | -0.586 | 0.551 | 0.582 | 0.325 |
| 고집단 | 성별 | 1.981 | 1.354 | 0.392 | 0.700 |
| | 연령 | 0.169 | 0.088 | 0.023 | 0.055 |
| | 교육수준 | 0.379 | 0.843 | 0.006 | 0.369 |
| | 주관적 건강상태 | 0.050 | 0.350 | -0.136 | 0.429 |
| | 스트레스 | 0.470 | 1.604 | 0.544 | 0.513 |

주: * p<.05, ** p<.01.

단에 속했던 사람들이 3년 후에도 저집단을 유지하거나 중집단으로 이동하는데 유의한 영향을 미쳤다. 즉, 2017년에 저집단은 스트레스가 높을수록 3년 후에 고집단으로 전이되기보다는 저집단을 유지하거나 중집단으로 이동할 가능성이 높았다.

V. 결론 및 논의

본 연구는 2017년을 기준으로 4년 동안 취업하지 않은 장기 미취업자의 구직효능감에 따른 잠재프로파일을 분류하고, 집단 구분과 전이에 영향을 미치는 요인을 검증하였다. 이상의 분석결과와 논의를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 잠재프로파일 분석을 통해 장기 미취업 청년의 구직효능감에 따라 2017년과 2020년 각각 세 개의 잠재계층이 존재함을 확인하였다. 먼저 2017년의 구직효능감 잠재프로파일을 분석한 결과, 구직효능감이 전반적으로 낮은 ‘저집단’(17.0%), 중간 수준인 ‘중집단’(58.7%), 높은 수준인 ‘고집단’(24.3%)으로 3개의 잠재집단이 존재하는 것으로 나타났다. 3년 후에도 2017년과 유사한 경향을 보였으며 저집단은 12.2%, 중집단은 59.9%, 고집단은 27.9%의 비율로 나타났다.

둘째, 구직효능감에 따른 잠재프로파일 구분에 영향을 미치는 요인을 확인하였다. 분석결과, 잠재프로파일 구분에 성별, 교육수준, 주관적 건강상태, 스트레스가 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 먼저, 인구통계학적 요인을 살펴보면 남성이, 교육수준이 낮을수록 구직효능감 고집단보다 저집단에 속할 확률이 높았다. 여성이 남성보다 구직효능감이 더 높은 집단에 속할 가능성이 높다는 결과는 이상무 외(2017)의 연구결과와 유사하였다. 이는 사회에서 요구하는 남성의 성역할과 관련이 있을 수 있다. 장기 미취업자 남성의 경우 능력에 대한 사회적 압박에 시달릴 가능성이 더 높기 때문에(조영임·주은선, 2020), 길었던 구직기간 동안 성공적인 결과를 만들지 못하면서 학습된 무기력이 구직효능감에 부정적인 영향을 미쳤을 수 있다. 또한 교육수준이 높을수록 고집단에 속할 가능성이 높다는 결과는 기존의 선행연구들과 유사하게 나타났다(김영서,

2021; Bao and Luo, 201; Trougakos et al., 2007). 이는 교육수준이 높을수록 취업에 대한 선택의 폭이 넓어지며, 현대 사회에서 학력이 낮은 사람보다 학력이 높은 사람에 대한 수요가 비교적 높은 경향이 있기 때문에 나타난 결과일 수 있다(이상호 외, 2020). 한편 연령은 구직효능감에 유의한 영향을 미치지 않았다. 이는 장기 미취업자의 구직효능감엔 연령보다는 첫 취업 또는 재취업 여부, 장기 미취업의 이유(구직 실패 혹은 출산 및 육아) 등이 더 주요한 영향을 미치기 때문일 것으로 보인다.

다음으로 심리적 요인을 살펴보면, 본인이 인지한 건강상태가 좋지 않을수록, 스트레스를 높게 인식할수록 구직효능감 고집단보다 저집단 또는 중집단에 속할 확률이 높은 것으로 나타났다. 주관적 건강상태가 좋지 않을수록 구직효능감 고집단보다 저집단이나 중집단에 속할 가능성이 높은 결과는 선행연구와 일치한다(Emirza et al., 2021; Park and Oh, 2021; Virga and Rusu, 2018). 즉, 본인이 건강하다고 인식할수록 자신감과 자기효능감이 향상되기 때문에(Antonucci et al., 1989; Najafi and Foladjang, 2007), 결과적으로 좋은 주관적 건강상태는 높은 구직효능감으로 이어질 수 있다(Emirza et al., 2021). 이러한 결과는 구직효능감을 증진시키기 위해 장기 미취업자의 건강상태에 대한 고려가 필요함을 시사한다. 현재 장기 미취업자를 위해 내일배움카드를 활용한 직업훈련과 같은 취업 지원교육이나 구직활동비와 같은 금전적 지원이 이루어지고 있지만, 이외에도 구직자가 자신을 건강하다고 느낄 수 있도록 식생활, 운동과 관련된 생활 밀착형 지원을 통해 건강상태를 점검하고 개선해 나갈 수 있도록 해야 할 것이다. 스트레스를 높게 느낄수록 구직효능감 고집단보다 저집단에 속할 가능성이 높게 나타난 결과는 스트레스 정도가 심할수록 구직효능감이 감소한다는 기존의 선행연구와 일치한다(박미현, 2019; Park and Oh, 2021). 청년들의 구직은 그 자체로 상당한 스트레스를 유발하는데, 장기 미취업자들은 이러한 스트레스에 오랜 시간 노출되면서 심리적으로 위축되어 자기효능감이 낮아질 수 있다(한규철 · 이현심, 2019). 따라서 장기 미취업자의 스트레스를 완화시키기 위한 자아탄력성 향상 프로그램 등을 통해 심리적 자원을 키울 수 있도록 해야 할 것이다.

셋째, 잠재전이분석 결과 2017년에서 2020년으로 시간이 흘렀을 때 잠재프

로과일이 변화할 확률은 집단마다 상이한 것으로 나타났다. 2017년에 저집단에 속한 사람은 3년 후에 집단을 유지하기보다 중집단으로 이동할 확률이 약 53.3% 정도로 나타났다. 이러한 전이는 미취업 상태가 장기적으로 이어지면서, 초기 구직효능감이 낮았던 사람들은 반복된 구직경험으로 구직시장에 대한 이해가 높아지고 구직에 대한 필요성이 높아졌기 때문에 나타난 결과일 수 있다. 반면, 2017년에 중집단과 고집단에 속했던 사람들은 집단을 유지할 확률이 높았는데, 가장 큰 비중을 차지한 중집단은 이동할 경우 고집단으로 전이될 확률이 높았고, 고집단은 이동할 경우 중집단으로 전이될 확률이 높았다. 중집단과 고집단을 비교해 보았을 때, 중집단에서 고집단으로 이동할 확률(18.9%)보다 고집단에서 중집단으로 이동할 확률(33.8%)이 높았다. 2017년에 구직효능감이 높았던 집단 중 30% 이상이 3년 후 중간 수준으로 낮아진다는 것은 지속적인 구직활동에도 불구하고 구직이 더욱 어려워진 상황을 반영하는 것일 수 있다. 즉, 지난 4년간 고용시장의 지속적 악화와 공채 축소 및 수시채용 증가, 경력직 위주의 채용 등은 청년층의 구직효능감을 낮추는 데에 기여하였을 수 있으며, 특히 2020년 코로나19로 인해 구직효능감이 더욱 악화되었을 가능성이 있다. 함선유 외(2021)의 연구에 의하면, 중년층이나 장년층에 비해 경제적으로 불안정한 위치에 있는 청년층은 코로나19로 더 큰 타격을 입은 것으로 나타났는데, 코로나19 1차 유행(2020년 3~4월)보다 3차 유행(2020년 12월) 시기에 청년층의 고용률은 2.5%p가량이 감소하였다. 또한 코로나19로 인한 고용률 감소에도 불구하고, 이 시기에 적극적으로 구직을 하는 청년은 크게 늘지 않은 것으로 나타났다(함선유 외, 2021). 이는 청년층에서 코로나19 장기화로 인한 구직효능감 저하가 나타났을 가능성을 보여준다. 종합하면, 저집단과 고집단은 중집단으로 전이되고 중집단은 집단을 유지할 가능성이 높으므로 결과적으로 중집단으로의 전이 혹은 중집단이 유지될 가능성이 가장 높다. 이러한 결과는 장기 미취업 청년의 구직효능감을 높은 수준으로 끌어올리기 위해 보다 적극적인 개입과 노력이 필요함을 시사한다. 앞서 언급한 구직효능감 잠재프로파일에 영향을 미치는 요인과 전이에 영향을 미치는 요인들을 고려하여 구직 초기부터 구직효능감을 높은 수준으로 끌어올리고, 이를 장기적으로 유지할 수 있는 방안

에 대한 고민이 필요할 것이다.

넷째, 집단의 전이에 영향을 미치는 요인을 살펴본 결과, 스트레스가 구직효능감 저집단의 전이에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 구체적으로, 스트레스가 높을수록 2017년의 저집단이 3년 후에 고집단으로 전이되기보다 저집단을 유지하거나 중집단으로 전이될 확률이 높았다. 스트레스를 높게 느낄수록 구직효능감이 낮은 집단에 속할 확률이 높다는 결과는 앞서 영향요인에서 살펴보았듯 선행연구와 일치하였다. 구직효능감을 고수준까지 향상시키기 위해서는 장기 미취업 청년이 스트레스를 적절히 다루고 대처할 수 있도록 하는 코칭이 도움이 될 것이다. 그러나 현재 한국고용정보원 등 정부나 지자체 차원에서 미취업 청년을 대상으로 한 프로그램은 대부분 재정지원(국민취업지원제도, 청년수당 등), 직업교육훈련(청년층직업지도 프로그램, 청년취업역량 프로그램 등)에 초점을 맞추고 있다. 장기 미취업 청년들은 오랜 시간 동안 스트레스를 받으므로 이들에게는 현재의 스트레스를 적절히 다루고 자기효능감을 강화시킬 수 있는 교육이 필요하나, 심리적 문제를 돕기 위한 지원은 많지 않다. 청년니트 진로 역량강화 프로그램 등이 시행되고는 있으나, 단기간(24시간)에 이루어지므로 장기적인 심리적 변화를 이루어 내기는 쉽지 않은 상황이다. 이에 선행연구(박분희 외, 2017)에서 장기 미취업 청년의 자기조절력을 키우고 긍정성을 강화하기 위한 회복탄력성 프로그램을 제안한 바가 있다. 따라서 국가적 차원에서 이러한 프로그램들을 다양한 기관에서 시행할 수 있도록 지원한다면, 많은 장기 미취업 청년의 스트레스를 낮추고 구직효능감을 높이는 데에 도움이 될 것이다.

본 연구의 제한점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 만 15~39세 성인을 대상으로 청년의 구직효능감 특성을 살펴보았다. 청년의 범위는 여러 기준이 존재하는데, 일례로 청년기본법은 만 19세 이상 34세 이하로 청년을 규정하나, 정책에 따라 만 18~34세(청년 구직활동 지원금 등), 만 19~34세(청년 희망적금 등), 만 19~39세(청년 주택 등) 등 다양하다. 본 연구에서 사용한 패널의 응답자는 만 15~39세로 인구의 고령화, 장기 미취업자 증가 추세 등을 고려하였을 때 모든 응답자가 청년의 범주에 들어올 수 있다고 판단하여 연구대상자의 연령을 추가적으로 제한하지 않았다. 하지만 동일한 장기 미취업자라고 하더라도 연령대별로 장기 미취업의 이유(예: 30대 여성의 경우 결혼이나 출산, 육아 등으로 인한

장기 미취업자 발생)가 다를 수 있으며, 이전 직장 경험 여부도 다를 수 있다. 따라서 추후 연구에서는 장기 미취업 청년의 연령대를 구분하여 연구를 진행한다면 각 연령 집단에서의 장기 미취업자의 특성을 보다 면밀히 이해할 수 있을 것이다. 둘째, 본 연구에서 사용한 자료의 성비가 불균형하였다. 본 연구에서 사용한 자료의 성비는 약 15:85로, 여성의 비율이 훨씬 높았다. 이는 2007년에 조사를 시작한 패널의 경우, 패널 연령의 증가로 인해 주로 출산이나 육아로 인한 장기 미취업이 대부분을 차지하기 때문일 수 있다. 2007년 패널 참여자 수가 2015년부터 실시한 추가조사의 참여자보다 훨씬 많았기 때문에, 본 연구에서 사용한 자료 역시 2007년 패널의 2017년 기준 30대 여성 참가자가 주를 이루고, 이들의 특성이 연구결과에 영향을 미쳤을 수 있다. 선행연구에 따르면 성별에 따라 구직효능감, 구직 스트레스 등이 다를 수 있으므로(권미경, 2016; 이상무 외, 2017; 장재윤 외, 2004), 이후 연구에서는 패널의 남녀 성비를 비교적 고르게 하거나, 장기 미취업 청년의 구직효능감 변화양상에 성차가 존재하는지를 연구모형에 고려할 수 있을 것이다.

이러한 제한점에도 불구하고, 본 연구의 의의는 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 장기 미취업 청년의 구직효능감 잠재프로파일을 분류하고, 이에 유의한 영향을 미치는 요인을 검증하였다. 이를 통해 장기 미취업 청년의 구직효능감이 저, 중, 고수준으로 개인마다 다르게 나타날 수 있음을 확인하였고, 성별, 교육 수준, 주관적 건강상태, 스트레스가 잠재프로파일에 유의한 영향을 미칠 수 있음을 확인하였다. 둘째, 잠재전이분석을 통해 잠재프로파일의 종단적 변화 양상을 파악하고, 전이에 영향을 미치는 요인을 확인하였다. 본 연구에서는 시간의 흐름에 따라 결과적으로 구직효능감 중집단을 유지하거나 중집단으로 전이될 확률이 높으므로, 장기 미취업자의 구직효능감 상승을 위한 노력이 필요함을 강조하였다. 또한 구직효능감 저집단에서 고집단으로의 전이에 스트레스가 영향을 미쳤으므로, 장기 미취업 청년이 구직기간 동안 낮은 스트레스 수준을 유지할 수 있도록 하는 것이 구직효능감 향상을 위한 주요 목표가 될 수 있을 것이다. 본 연구의 결과가 향후 장기 미취업 청년의 구직효능감에 대한 이해와 구직효능감 상승을 위한 방안 마련에 도움이 될 수 있기를 기대한다.

참고문헌

- 권미경(2016). 「대학생의 취업정보탐색 경로가 구직효능감에 미치는 영향」. 경기대학교 행정·사회복지대학원 석사학위논문.
- 김명언·장재윤·조성호·노연희(2003). 「성취 프로그램의 효과: 구직효능감 변화를 중심으로」. 『한국심리학회지: 산업 및 조직』 16 (2): 181~204.
- 김영서(2021). 「잠재성장모형을 적용한 미취업 여성청년층의 구직효능감 변화와 영향요인 분석」. 『한국고용정보원 브리프 경진대회 자료집』. pp.64~75.
- 김주희(2020). 「장기취업준비생의 스트레스경험에 대한 질적 사례연구」. 『인문사회 21』 11 (1): 821~832.
- 김태희(2021). 「은둔 청년 우리가 바라만 보고 있는 사이, 37만 명 추산」. 『경향신문』. <https://m.khan.co.kr/national/national-general/article/20210908060001#c2b>(검색일: 2021. 9. 8).
- 김현동·한용석(2012). 「청년구직자의 취업에 있어서 구직효능감과 구직강도의 중요성」. 『노동정책연구』 12 (4): 1~24.
- 김형주·연보라·배정희(2020). 「청년 사회·경제실태 및 정책방안 연구 V-전년도 공개데이터 심층분석연구-전년도 공개데이터 심층분석연구」. 『한국청소년정책연구원 연구보고서』. pp.1~133.
- 남재량(2021). 「COVID-19 충격이 청년 니트(NEET)에 미치는 영향에 대한 연구」. 『2021 한국노동패널 학술대회 발표 논문』. pp.23~53.
- 박미현(2019). 「대학생이 지각한 사회적 지지가 취업스트레스에 미치는 영향에서 구직효능감의 매개 효과」. 아주대학교 대학원 석사학위논문.
- 박분희·윤미선·전향신·이미라·박세정(2017). 「Adler 개인심리학에 근거한 장기 미취업 청년을 위한 회복탄력성 증진 교육 프로그램 개발」. 『직업교육연구』 36 (3): 125~147.
- 박재춘·김주섭(2019). 「취업스트레스, 학습된 무력감, 구직효능감 및 취업준비행동의 관계」. 『학습자중심교과교육연구』 19 (14): 457~482.

- 박정은(2021). 『청년구직자의 적응유연성과 스트레스 대처능력이 구직효능감에 미치는 영향』. 삼육대학교 대학원 석사학위논문.
- 서봉언·박상은·염혜선(2018). 「정말로 누구나 평등할까 - 청년 미취업자를 대상으로」. 『2018 고용패널조사 논문 자료집』. pp.89~106.
- 손선희(2022). 「청년고용 21개월만에 꺾여... 취업자 증가폭 6개월째 둔화(종합)」. 『아시아경제』. <https://view.asiae.co.kr/article/2022121409563924978> (검색일 : 2022. 12. 14).
- 유일·김소라(2013). 「구조방정식을 이용한 대학졸업예정자들의 구직의도 영향 요인 및 인과구조 분석」. 『한국콘텐츠학회논문지』 13 (11) : 198~212.
- 이상무·최두식·문병준(2017). 「취업커뮤니티 가입대학생의 성향에 따른 구직효능감의 차이와 구직활동에 미치는 영향에 관한 연구」. 『취업진로연구』 7 (3) : 83~107.
- 이상호·유일선·양첸(2020). 「세계화와 인적자본이 노동수요에 미치는 영향 - 한국 제조업을 중심으로」. 『인적자원관리연구』 창립 20주년기념 기획특집(특별호). pp.109~127.
- 이주미·김태완(2022). 「청년층 불평등 현황과 과제 : 노동시장, 소득 및 자산을 중심으로」. 『보건복지포럼』 2022 (3) : 8~20.
- 이효영(2021). 「대학생의 취업선호도 변화와 성별, 진로발달 및 구직효능감 시간효과와 구조적 분석」. 『2021 고용패널조사 학술대회 자료집』. pp.287~309.
- 장재윤·신현균·김은정·신희천·하재룡·장해미(2004). 「대학 4학년생의 구직 행태에서의 성차」. 『한국심리학회지: 일반』 23 (2) : 145~165.
- 조영림·문승현(2017). 「장기취업준비생의 취업준비활동에 대한 사례연구: 취업 스트레스와 대처자원을 중심으로」. 『청소년학연구』 24 (9) : 145~175.
- 조영임·주은선(2020). 「30대 한국 성인남성의 우울증 경험에 대한 질적 연구」. 『사회과학연구』 59 (1) : 329~379.
- 통계청(2020). 『경제활동인구조사』. 통계청.
- _____(2022). 『경제활동인구조사 청년층 부가조사 결과』. 통계청.
- 한규철·이현심(2019). 「대학생의 전공만족도와 구직효능감의 구조적 관계-취업스트레스와 자아탄력성의 매개효과」. 『한국심리학회지: 상담 및 심리

치료』 31 (3) : 967~995.

함선유 · 이원진 · 김지원(2021). 「코로나19의 확산과 청년노동시장 변화」. 『한국보건사회연구원』. pp.1~225.

Akaike, H.(1974). “A New Look at the Statistical Model Identification”. *IEEE Transactions on Automatic Control* 19 (6) : 716~723.

Antonucci, T. C., J. F. Peggs, and J. T. Marquez(1989). “The Relationship Between Self-esteem and Physical Health in a Family Practice Population”. *Family Practice Research Journal* 9 (1) : 65~72.

Asparouhov, T. and B. Muthén(2014). “Auxiliary Variables in Mixture Modeling : Three-step Approaches Using Mplus”. *Structural Equation Modeling : A Multidisciplinary Journal* 21 (3) : 329~341.

Bandura, A.(1977). “Self-efficacy : Toward a Unifying Theory of Behavioral Change”. *Psychological Review* 84 (2) : 191~215.

Bao, Z. and P. Luo(2015). “How College Students’ Job Search Self-efficacy and Clarity Affect Job Search Activities”. *Social Behavior and Personality* 43 (1) : 39~52.

Berlin, K. S., N. A. Williams, and G. R. Parra(2014). “An Introduction To Latent Variable Mixture Modeling, Part 1) : Overview and Cross-sectional Latent Class and Latent Profile Analyses”. *Journal of Pediatric Psychology* 39 (2) : 174~187.

Boswell, W. R., R. D. Zimmerman, and B. W. Swider(2012). “Employee Job Search : Toward an Understanding of Search Context and Search Objectives”. *Journal of Management* 38 (1) : 129~163.

Clark, A. E., Ed. Diener, Y. Georgellis, and R. E. Lucas(2008). “Lags and Leads in Life Satisfaction : A Test of the Baseline Hypothesis.” *The Economic Journal* 118 (529) : F222~F243.

Dias, J. G. and J. K. Vermunt(2006). “Bootstrap Methods for Measuring Classification Uncertainty in Latent Class Analysis”. *In Compstat 2006-*

Proceedings in Computational Statistic. pp.31~41.

- Emirza, S., E. B. Öztürk, and A. S. Şengönül(2021). “The Quality of International Mobility Experiences, General Self-efficacy and Job Search Self-efficacy : A Time-lagged Investigation”. *Current Psychology* 40 (4) : 1580~1591.
- Fort, I., F. Jacquet, and N. Leroy(2011). “Self-efficacy, Goals, and Job search Behaviors”. *Career Development International* 16 (5) : 469~481.
- Gnilka, P. B. and A. Novakovic(2017). “Gender Differences in STEM Students' Perfectionism, Career Search Self-Efficacy, and Perception of Career Barriers”. *Journal of Counseling & Development* 95 (1) : 56~66.
- Kanfer, R. and C. L. Hulin(1985). “Individual Differences in Successful Job Searches Following Lay-off”. *Personnel Psychology* 38 (4) : 835~847.
- Kanfer, R., C. R. Wanberg, and T. M. Kantrowitz(2001). “Job Search and Employment: A Personality - Motivational Analysis and Meta-analytic Review”. *Journal of Applied Psychology* 86 (5) : 837~855.
- Kao, K.-Y., H.-T. Lee, A. Rogers, H.-H. Hsu, and M.-T. Lin(2021). “Mentoring and Job Search Behaviors : A Moderated Mediation Model of Job Search Self-efficacy”. *Journal of Career Development* 48 (1) : 44~59.
- Koen, J., A. E. M. van Vianen, E. A. J. van Hooft, and U.-C. Klehe(2016). “How Experienced Autonomy Can Improve Job Seekers' Motivation, Job Search, and Chance of Finding Reemployment”. *Journal of Vocational Behavior* 95~96 : 31~44.
- Liotti, G.(2020), “Labour Market Flexibility, Economic Crisis and Youth Unemployment in Italy”. *Structural Change and Economic Dynamics* 54 : 150~162.
- Lo, Y., N. R. Mendell, and D. B. Rubin(2001). “Testing the Number of Components in a Normal Mixture”. *Biometrika* 88 (3) : 767~778.
- Luszczynska, Al., Y. Sarkar, and N. Knoll(2007). “Received Social Support, Self-efficacy, and Finding Benefits in Disease as Predictors of Physical Functioning and Adherence to Antiretroviral Therapy”. *Patient Education*

and Counseling 66 (1) : 37~42.

Motl, R. W., E. McAuley, E. M. Snook, and R. C. Gliotoni(2009). “Physical Activity and Quality of Life in Multiple Sclerosis : Intermediary Roles of Disability, Fatigue, Mood, Pain, Self-efficacy and Social Support”. *Psychology, Health & Medicine* 14 (1) : 111~124.

Moynihan, L. M., M. V. Roehling, M. A. LePine, and W. R. Boswell(2003). “A Longitudinal Study of the Relationships Among Job Search Self-efficacy, Job Interviews, and Employment Outcomes”. *Journal of Business and Psychology* 18 (2) : 207~233.

Munyon, T. P., L. T. Madden, T. M. Madden, and E. Vigoda-Gadot(2019). “(Dys)functional Attachments?: How Community Embeddedness Impacts Workers During and After Long-term Unemployment”. *Journal of Vocational Behavior* 112 : 35~50.

Nagin, D. S.(2009). *Group-based Modeling of Development*. Harvard University Press.

Najafi, M. and M. Foladjang(2007). “The Relationship Between Self-efficacy and Mental Health Among High School Students”. *Clinical Psychology and Personality* 5 (1) : 69~83.

Nylund, K. L., T. Asparouhov, and B. O. Muthén(2007). “Deciding on the Number of Classes in Latent Class Analysis and Growth Mixture Modeling : A Monte Carlo Simulation Study”. *Structural Equation Modeling : A Multidisciplinary Journal* 14 (4) : 535~569.

Park, M. and D. Oh(2021). “Factors Associated With Job Search Self-efficacy of Unemployed Youth Based on the Neuman Systems Model”. *The Journal of the Korea Contents Association* 21 (2) : 301~314.

Peel, D. and G. J. McLachlan(2000). “Robust Mixture Modelling Using the T Distribution”. *Statistics and Computing* 10 (4) : 339~348.

Saks, A. M., J. Zikic, and J. Koen(2015). “Job Search Self-efficacy : Reconceptualizing the Construct and Its Measurement”. *Journal of Vocational*

Behavior 86 : 104~114.

Schwartz, G.(1978). “Estimating the Dimension of a Model”. *The Annals of Statistics*. pp.461~464.

Sclove, S. L.(1987). “Application of Model-selection Criteria to Some Problems in Multivariate Analysis”. *Psychometrika* 52 (3) : 333~343.

Trougakos, J. P., R. A. Bull, S. G. Green, S. M. MacDermid, and H. M. Weiss(2007). “Influences on Job Search Self-efficacy of Spouses of Enlisted Military Personnel”. *Human Performance* 20 (4) : 391~413.

Virga, D. and A. Rusu(2018). “Core Self-evaluations, Job Search Behaviour and Health Complaints : The Mediating Role of Job Search Self-efficacy”. *Career Development International*.

Vermunt, J. K.(2010). “Latent Class Modeling With Covariates : Two Improved Three-step Approaches”. *Political Analysis* 18 (4) : 450~469.

Wanberg, C. R., J. D. Watt, and D. J. Rumsey(1996). “Individuals Without Jobs : An Empirical Study of Job-seeking Behavior and Reemployment”. *Journal of Applied Psychology* 81 (1) : 76~87.

Weller, B. E., N. K. Bowen, and S. J. Faubert(2020). “Latent Class Analysis : A Guide To Best Practice”. *Journal of Black Psychology* 46 (4) : 287~311.

Zikic, J. and A. M. Saks(2009). “Job Search and Social Cognitive Theory : The Role of Career-relevant Activities”. *Journal of Vocational Behavior* 74 (1) : 117~127.

Abstract

Analysis of Changes in the Subtypes of Job Search
Self-efficacy of Long-term Unemployed Youth Using the Latent
Transition Analysis and Verification of Influencing Factors

Yoon, Sojin · Lee, Joonwoo · Ha, Seunghyeok ·
Hong, Sehee

This study aims to classify the latent profiles according to the job search self-efficacy of long-term unemployed youth and to analyze their transition patterns. Determinants of classifying and changing latent profiles were also verified. 695 long-term unemployed youth in the Youth Panel were analyzed, and the latent profiles for job search self-efficacy in both 2017 and 2020 were classified into three profiles (low, middle, and high group). Gender, education level, subjective health status, and stress were significant in classifying the latent profiles. As a result of latent transition analysis, the low group was more likely to move to the middle group, and the middle group and the high group were more likely to maintain the group. Stress was a significant factor in transition; the lower stress, the more likely to move to the high group rather than maintaining a low group after three years. Based on this study, it will be necessary to understand the characteristics of job search self-efficacy and to actively discuss ways to increase the job search self-efficacy of long-term unemployed youth.

Keywords : long-term unemployed, youth, job search self-efficacy, latent transition analysis