

노동정책연구
2019. 제19권 제4호 pp.97~126
한국노동연구원

연구논문

성장혼합모형을 적용한 미취업 장년층의 일자리 기대감 변화 유형화 및 영향요인 검증 : 사회활동을 중심으로*

전현희**
이청아***
최정원****
홍세희*****

본 연구는 미취업 장년층의 일자리 기대감의 중단적 변화를 분석하고 장년층의 개인 배경 변인과 다양한 사회활동 참여 여부가 일자리 기대감 변화 양상의 잠재계층 분류에 어떤 영향을 미치는지 분석하였다. 이를 위해 성장혼합모형을 적용하여 고령화연구패널조사(KLoSA)의 4-6차 조사에 참여한 장년층 중 미취업자의 일자리 기대감을 분석하였다. 분석 결과 미취업 장년층의 일자리 기대감의 변화양상은 각각 고수준유지형, 감소형, 저수준유지형, 증가형으로 분류되었다. 개인 배경 변인은 모두 잠재계층 분류에 유의하였다. 사회활동 중에는 친목 모임과 여가/문화/스포츠 단체 참여 변인이 유의한 영향력이 있었다. 본 연구는 일자리 기대감의 중단적인 잠재계층 분석을 실시함으로써 국내에서는 거의 연구되지 않은 미취업 장년층의 심리 요인인 일자리 기대감의 중요성을 보여주었다. 또한 장년층에게 특히 중요하게 작용하는 사회활동의 유형을 일자리 기대감과 함께 분석하여 장년층 대상 고용 정책을 수립하는 데 도움이 되는 이론적 토대를 마련하고자 하였다.

핵심용어 : 일자리 기대감, 사회활동, 고령화연구패널조사, KLoSA, 성장혼합모형

논문접수일: 2019년 7월 22일, 심사의뢰일: 2019년 7월 30일, 심사완료일: 2019년 10월 8일

* 본 논문은 2019년 고용패널조사 학술대회에서 발표된 논문을 수정·보완하여 작성된 것이다.

** (제1저자) 고려대학교 교육학과 석사과정(gusgml306@naver.com)

*** (공동저자) 고려대학교 교육학과 석사과정(cheongah.lee89@gmail.com)

**** (공동저자) 고려대학교 교육학과 석사과정(jungwon799@naver.com)

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

I. 서론

초고령화 사회의 진입이 예측되는 한국 사회에서, 정부는 장년 취업성공패키지, 서울시 50+사업, 신중년 적합직무 고용지원 등 장년층을 위한 고용 지원 사업을 늘려가고 있다. 이는 단순히 장년층에게 경제적으로 지원하는 것을 넘어, 장년층을 노동시장에서 활발한 활동이 가능한 연령대로 인식하고, 경제활동인구의 범위를 확대하려는 시도라 할 수 있다. 이와 더불어 2017년도에는 법적으로 55세 이상을 지칭해 온 ‘고령자’라는 명칭이 ‘장년’으로 변경되었는데, 이는 기대수명 연장과 고령화 심화로 인해 고령자에 포함된 연령대의 국민이 자신을 고령자로 인식하지 않고, 경제활동이 가능한 나이에 고령자로 불리는 것을 꺼리는 현실을 반영한 것이다. 실제로 베이비부머(1955~63년생)의 60대 진입으로 60대 장년 인구가 급속히 증가하면서 향후 취업 의사가 있다고 응답한 55~69세 인구가 약 64.1%에 달하는 것으로 확인되었다(통계청, 2018). 따라서 생산가능인구로서의 역할이 가능한 장년층을 지원하는 사업을 추진하는 것은 개인 및 국가 차원에서 모두 큰 이익이 될 것이다.

주된 일자리에서 퇴직했거나 현재 경제활동을 하고 있지 않은 미취업 장년층을 대상으로 진행 중인 여러 정책들은 장년고용지원금, 근로시간단축지원금, 교육 및 활동 지원 등 대부분 금전적 혹은 취업능력 교육 지원에 집중되어 있다. 그러나 장년층은 이미 어느 정도의 경험과 경력이 축적된 상태이기 때문에 이러한 지원 자체만으로는 미취업 장년층이 새로운 경제활동에 뛰어들 수 있는 직접적인 계기를 마련하기 어렵다. 미취업자의 심리적 상태를 설명하기 위해 기대-가치이론을 발전시키고 적용한 Feather & O'Brien(1987)에 따르면, 자신의 행동이 실제 구직 성공으로 이어질 것이라는 기대감의 형성이 미취업자에게 매우 중요한 요소임을 알 수 있다. 따라서 미취업 장년층을 위한 일자리 사업을 추진하기에 앞서 미취업 장년층이 자신의 직업 훈련이나 구직 행동이 성공적일 것이라는 기대감을 가질 수 있도록 하는 것이 중요하며, 이를 위해 미취업 장년층의 일자리 기대감의 상태와 변화양상을 파악하는 것이 선행되어야 한다.

하지만 미취업 장년층의 일자리 기대감을 살펴본 연구는 현재까지 많지 않으며, 특히 종단적 변화를 살펴본 연구는 거의 없다. 미취업 장년층의 일자리 기대감의 경우 사회경제적 배경, 은퇴 이후의 사회적 활동, 그 밖의 여러 요인들에 의해 다양한 변화양상을 보일 수 있다. 따라서 최근 미취업 장년층의 일자리 기대감이 종단적으로 어떻게 변화하고 있는지, 그 변화양상이 어떤 특성에 따라 다르게 나타나는지 살펴봄으로써 고용 정책 대상자들의 참여를 이끌어낼 수 있는 중요한 기반을 마련할 수 있을 것이다.

또한 장년층의 경우 일자리 기대감을 포함한 주관적 안녕감 등 심리적 요인에 사회활동이 큰 영향을 미치는 요인으로 밝혀진 바 있으며(김영범·이승훈, 2008), 이 중에서도 특정한 목적을 가진 공식적 사회활동보다는 관계 형성 및 상호작용을 위한 비공식적 사회활동이 장년층의 성공적 노화에 미치는 영향력이 더 높게 나타났다(이정훈 외, 2014). 특히 미취업 장년층의 경우, 경제활동을 하고 있지 않기 때문에, 직장 등의 공식적인 사회활동보다는 지인과의 만남, 여가 활동 등의 활동이 더욱 주를 이루며, 이를 통한 상호작용 혹은 정서적 지지가 중요하게 작용하는 것이다.

따라서 미취업 장년층의 일자리 기대감을 면밀히 분석하고 해석하기 위해서는 장년층의 사회활동 참여 여부를 살펴볼 필요가 있으며, 구체적으로 어떠한 사회활동의 유형이 일자리 기대감과 관련이 있는지 검증해 보아야 한다. 본 연구를 통해 미취업 장년층의 일자리 기대감 향상에 영향을 미치는 사회활동이 무엇인지를 살펴보고, 이를 바탕으로 구체적인 정책 수립 및 실행 방안에 제언할 수 있을 것으로 기대한다.

II. 이론적 배경

1. 미취업 장년층의 일자리 기대감

미취업 장년층의 일자리 기대감을 살펴보기 위해서는 먼저 정부의 고용 관련 정책 대상이 되는 장년층의 범위를 살펴볼 필요가 있다. 연령층을 나누는 기준

은 국가마다, 사업의 특색마다 다르게 정의되고 있는데, 특히 고령화로 인해 청년과 장년, 장년과 노인의 연령 구분이 모호해지면서 이와 관련한 논의와 정책 보완 등이 활발히 이루어지고 있다. 고용노동부는 2016년에 발표한 ‘고령화 시대, 생애고용을 위한 장년 고용서비스 강화 방안’에서, 55~74세를 중심으로 장년층의 고용특징을 살펴보았다. 또한 사회현상을 반영하여 장년 취업성공패키지의 지원 대상을 64세에서 69세까지 확대하는 방침을 세워 시행하였다(고용노동부, 2016). 서울시의 50+정책은 50~64세를 ‘50플러스세대’, 즉 장년층이라고 정의하였다. 또한 문재인 정부의 ‘[신중년 인생 3모작] 기반구축 계획’에서 처음 ‘신중년’이라는 용어가 등장하였다. 신중년은 노동시장에서 은퇴해야 하는 연령대로 인식되는 고령자나 노인과는 달리 노동시장에서 활력 있는 생활인으로, 50~69세까지를 포함하였다(고용노동부, 2017). 즉 이는 경제활동이 가능한 장년층의 확대를 반영한 용어라고 볼 수 있다. 종합해보면 한국 사회에서의 ‘장년층’이란 노동시장에서 활동이 가능한 연령까지 포함하며, 이는 대부분 50~70대 초반의 연령층으로 볼 수 있다.

한편 미취업자의 일자리 기대감이란, 앞으로 자신이 구직활동을 성공적으로 수행하여 일자리를 통해 경제활동을 할 수 있을 것이라는 믿음을 의미하며, Feather(1990, 1992)의 기대-가치이론(expectancy-value theory)을 기반으로 설명될 수 있다. 기대-가치이론은 특정 목표를 이루려는 동기 수준이나 강도를, 특정 목표의 가치에 기반하여 그 목표를 성취할 수 있으리라는 기대와 관련지어 설명하는 인지-동기이론 중 하나이다(Vansteenkiste et al., 2005). 기대-가치이론은 여러 학자들에 의해 발전해왔지만 그중에서도 Feather와 동료들은 미취업자의 심리적 상태를 설명하기 위해 기대-가치이론을 발전시키고 적용한 바 있다(Feather & O'Brien, 1987).

Feather & O'Brien(1987)의 기대-가치이론 연구에 따르면, 개인의 주관적 기대감은 두 가지 개념으로 구성된다. 한 가지는 효용-기대(efficacy-expectations)로 성과를 위해 수행해야 하는 행동을 자신이 성공적으로 해낼 수 있으리라는 확신을 의미한다. 다른 한 가지는 성과-기대(outcome-expectancies)로 자신의 행동이 특정 성과로 이어질 것이라는 추정 혹은 예상을 의미한다. 이를 미취업자의 관점에서 해석한다면, 미취업자의 일자리 기대감은 취업을 위해 거쳐야

하는 시험 혹은 면접 등의 과정을 성공적으로 수행할 수 있다는 믿음과, 이러한 과정이 성공적인 취업으로 이어질 것이라는 확신으로 형성된다고 볼 수 있다. 또한, 두 가지 하위 기대와 더불어, 일자리를 찾는 행위의 필요성과 가치를 개인이 얼마나 중요하게 인식하느냐가 구직활동의 강도나 지속성에 영향을 미칠 수 있다(Vansteenkiste et al., 2005).

미취업자의 일자리 기대감은 구직효능감이나 진로결정 자기효능감 등의 비슷한 개념의 구인들과 질적으로 구분될 수 있는 중요한 정보를 가지고 있는데, 이러한 정보는 특히 미취업 장년층이 처한 복합적인 상황을 설명하는 데 더 도움이 될 수 있다. 구직효능감이란 다양한 구직 활동을 성공적으로 수행할 수 있다는 자기 능력에 대한 확신을 의미하고(Wanberg, Watt & Rumsey, 1996), 진로결정 자기효능감은 Bandura(1977)의 자기효능감 이론을 진로 분야에 적용한 것으로, 진로 결정 및 진로 목표 성취에 대한 개인의 신념을 의미한다(Taylor & Betz, 1983). 구직효능감이나 진로결정 자기효능감은 모두 개인의 능력에 귀인하는 것으로 기대-가치이론의 하위 개념인 효용-기대감과 비슷하다고 볼 수 있다. 개인의 능력에 대한 믿음의 차이는 경험과 경력이 많지 않은 청년세대 취업준비생의 차이를 설명하는 데 적합하다. 그러나 미취업 장년층의 경우 이미 경력과 경험은 축적되어 있기 때문에 효용-기대감은 높지만, 자신의 전문성에 비추어봤을 때 적절한 일자리가 많지 않고, 나이나 건강에 대한 부담감 등이 복합적으로 작용하면서 자신의 구직 행동이 실제 구직 성공으로 이어질 것이라는 성과-기대감이 매우 낮게 나타날 수 있다. 따라서 일자리 기대감이 구직효능감보다 미취업 장년층의 심리적 상태를 더 적절하게 감지하리라 예상할 수 있다.

미취업 장년층의 일자리 기대감을 살펴본 연구는 현재까지 많지 않으며, 특히 종단적 변화를 살펴본 연구는 거의 없다. 장년층의 경우, 사회경제적 배경, 은퇴 이후의 사회활동, 그 밖의 여러 요인들에 의해 일자리 기대감이 다양한 변화양상을 보일 수 있다. 또한 2010년대 들어 장년층을 경제활동인구로 재유입하려는 고용 정책이 점점 많아지고 있는데, 기대-가치이론에 근거해보면 장년층을 위한 일자리 증가는 구직에 대한 높은 성과-기대감으로 이어질 수 있다. 따라서 최근 미취업 장년층의 일자리 기대감이 종단적으로 어떻게 변화하고 있

는지, 그 변화양상이 어떤 특성에 따라 다르게 나타나는지 살펴보는 것은 미취업 장년층의 심리적 상태를 파악하고, 정책 수혜자들의 참여를 이끌어낼 수 있는 구체적인 정책 및 실행 방안 수립에 도움이 될 수 있다.

2. 미취업 장년층의 일자리 기대감과 사회활동

장년층의 구직 관련 심리적 변인에 영향을 미치는 중요한 요인 중 하나는 그들이 형성하는 사회적 네트워크다. 사회적 네트워크(Social Network)란 사회적 지지를 주고받거나 교환하는 관계에 있는 유대 혹은 사회 구성원이 서로 맺고 있는 관계(김종향, 2011)를 의미하며, 미취업 상태인 장년층의 경우 다양한 유형의 비공식 사회활동을 통해 서로 다른 네트워크를 형성할 수 있다. 여기서 비공식 사회활동이란 직장 등 경제적 목적의 사회활동이 아닌 타인들과의 관계 맺기를 위한 사회활동(Rowe & Kahn, 1998)을 의미한다.

타인과 상호작용할 수 있는 사회활동은 특히 장년층 이후 노년기에 이르기까지, 주관적 안녕감이나 전반적인 삶의 만족도 등의 심리적 상태를 긍정적으로 유지하는 데 큰 영향을 미친다(김영범 · 이승훈, 2008). 노년층이 무력감을 느끼는 가장 큰 이유로 사회와의 단절을 보고하는데, 여기서 무력감이란 자신이나 환경, 앞으로 직면하게 되는 상황을 통제할 수 없다고 지각한 상태를 의미한다(정승은 · 최영희, 1996). 즉 미취업 상태의 장년층이 사회 속에서 상호작용을 하지 않으면 구직 활동에 있어 무력감을 느낄 가능성이 높고, 이 무력감이 결국 지속적으로 낮은 일자리 기대감으로 나타나리라 예상할 수 있다.

사회활동의 유형에 따라 장년층이 경험하는 상호작용의 양상이 다양할 수 있고, 심리적 상태에도 다른 영향을 미칠 수 있다. 김영범 · 이승훈(2008)이 노년층이 참여하는 사회활동을 유형화하여 주관적 안녕감에 영향을 미치는 사회활동을 살펴본 결과 공공집단 활동, 여가 활동, 연고집단 활동(종친회, 향우회 등)은 유의한 영향이 있었으나, 종교활동의 경우 주관적 안녕감에 영향을 미치지 않았다. 연구진은 이 같은 결과를 두고 종교활동의 목적이 타인과의 관계 맺기가 아니라 개인적인 의식 행위에 가깝기 때문이라고 해석하며, 사회활동 중에서도 타인과의 상호작용이 활발하게 일어나는 활동 유형이 특히 주관적 심리상

태에 영향을 미친다고 주장했다.

따라서 일반적인 사회활동 참여 여부에서 더 나아가, 실제 긴밀한 상호작용을 통해 사회적 지지가 일어나는 유형의 사회활동에 참여하는지의 여부가 주관적 기대감 중 일자리 기대감을 예측하는 데 중요한 변수가 될 수 있다. 김나래·홍아정(2016)은 사회적 지지 중에서도 정보와 조언 등을 구하는 정보적 지지와 관심과 신뢰감 등의 정서적 안정을 제공하는 정서적 지지가 긍정적인 구직행동 의사에도 영향을 미친다고 보고했다. 특히 정서적 지지는 기존의 생각과 신념을 폐기하고 새로운 학습에 도전하려는 시도인 폐기학습(unlearning)에도 긍정적으로 영향을 미쳤다(김나래·홍아정, 2016). 이를 통해 아주 가까운 사람들과의 친목모임에서의 정서적 지지 등은 미취업 장년층의 일자리 기대감을 높일 수 있다고 예상할 수 있다.

3. 미취업 장년층의 일자리 기대감과 개인 배경 요인

미취업 장년층의 경우 사회활동 외에도 다양한 개인의 배경 요인이 일자리 기대감에 영향을 줄 수 있다. 실제로 비교적 건강하게 활발한 직장 생활을 하는 청년에 비해, 장년층 이후의 시기는 사회경제적으로도 침체하고 건강도 점점 나빠지기 때문에, 이에 따라 심리상태가 위축되는 경향이 있다(채수미, 2016). 일자리 기대감은 개인의 주관적 심리상태 중 하나이기 때문에 기존 많은 연구에서 장년층의 심리적 변인에 영향을 미치는 것으로 밝혀진 연령(김미령, 2012), 성별(안상수 외, 2005; 김기태 외, 2011; 김여진·박선영, 2013), 건강상태(이신숙·이경주, 2002; 김기태 외, 2011; 이은령 외, 2013), 학력(김소향·이신숙, 2009; 이은령 외, 2013; 채수미, 2016), 경제적 상황(조운주, 2007; 김기태 외, 2011; 채수미, 2016) 등 다양한 개인의 배경 요인에도 주목할 필요가 있다.

먼저 일자리에 대한 남녀의 심리적 격차는 상당히 큰 것으로 나타났다. 여성 실직자들이 남성 실직자보다 부정적인 반응이 유의하게 더 높은 것으로 나타났다. 실직 후 여성이 남성보다 우울을 더 많이 경험했는데, 개인적 요인과 직업적 요인들에 의해 취업에 대한 제약을 더 높게 지각하고 있기 때문이었다(안상수 외, 2005). 장년층은 어느 집단보다 심리적 특성에서 성별에 따른 차이가 두

드러질 수 있다(김은경, 2014)는 점에서 일자리 기대감에서도 성별 차이가 있을 수 있다. 다음으로 윤민석(2016)은 장년층의 경우 근로활동을 지속하는 것에 있어서 본인의 건강상태를 가장 중요하게 생각함을 밝혔다. 이는 성지미·안주엽(2006)의 연구에서 좋은 건강 상태를 지닌 중고령자가 보통의 건강 상태를 지닌 중고령자에 비해 취업상태일 확률이 높게 나타났다는 점을 함께 고려했을 때, 건강상태가 좋지 않은 미취업 중고령자의 일자리에 대한 기대감이 낮을 것이라고 예상해볼 수 있다. 중고령자보다 고령자가 우울이 높다고 보고한 김미령(2012)의 연구, 60대와 비교했을 때 80대의 우울 수준이 유의하게 높게 나타난 전미애와 김정현(2013)의 연구를 고려해보면, 장년층의 성별뿐만 아니라 연령 또한 일자리 기대감에 영향을 미칠 수 있다. 최종학력의 경우 선행연구에서 중장년층의 재취업 의지는 대졸자가 고졸자보다 낮았다(박강석, 2015). 강순희(2016)의 연구에서는 고졸자의 은퇴 후 재취업 비율이 다른 학력에 비해 상대적으로 높게 나타났는데, 이는 대졸 이상의 지식이나 기술을 필요로 하는 은퇴 후의 일자리가 많지 않기 때문이라고 해석되었다. 즉 외적인 현상으로 인하여 고학력자의 일자리 기대감이 낮을 수 있음이 예상된다. 소득의 경우 연금 소득이 있을수록 현재 소득이 보장되어 경제적으로 재취업의 요구가 낮아 재취업 확률이 상대적으로 떨어진다는 연구결과가 있다(강순희, 2016). 한편 주관적 경제 수준이 낮은 경우 자살 생각의 빈도가 높고(김기태 외, 2011), 장년층의 월 가구소득이 낮을수록 심리적으로 불안이 커지지만(채수미, 2016), 소득이 낮은 경우 현실적으로 생계를 위해 구직을 희망할 가능성이 높다는 점을 고려한다면 기대감 또한 소득의 영향을 받을 것이라 예상된다.

따라서 연구의 필요성과 목적, 기존 연구결과들을 바탕으로 설정한 본 연구의 연구문제는 다음과 같다.

- 연구문제 1. 장년층의 일자리 기대감의 변화양상은 어떠한가?
- 연구문제 2. 장년층의 일자리 기대감에 따라 구분되는 잠재계층의 수와 그 형태는 각각 어떠한가?
- 연구문제 3. 사회활동과 개인 배경 요인 중 일자리 기대감 변화양상의 잠재계층 분류에 영향을 미치는 요인은 무엇인가?

Ⅲ. 연구방법

1. 자료 및 표본

본 연구를 위해 고령화연구패널조사(KLoSA)의 4차 조사(2012년)부터 6차 조사(2016년)까지의 자료를 활용하였다. 이 패널조사는 향후 초고령사회로 변화해 가는 과정에서 효과적인 사회경제정책을 수립하고 시행하는 데 활용될 기초자료를 생산하는 데 목적을 두고 있다. 고령화연구패널조사는 전국 45세 이상(1차 조사 기준 1962년 이전 생) 중고령자 약 10,254명을 대상으로 패널을 구축하였다. 본 자료는 일자리 기대감 변수와 사회활동 변수뿐만 아니라 여러 관련된 변수를 포함하고 있으며, 종단적으로 설계되었기 때문에 일자리 기대감의 변화양상과 이에 영향을 미치는 요인들에 대해 살펴볼 수 있다.

미취업 장년층의 일자리 기대감의 변화양상을 확인하기 위해서는 최소 세 시점 이상의 종단 자료가 필요하다. 이에 따라 본 연구의 최종 자료로 4차 조사부터 6차 조사까지의 가장 최근의 세 시점 자료를 활용하였다. 이론적 배경에서 살펴본 장년층 기준을 고려하여, 본 연구의 최종 연구대상은 4차(2012년)부터 6차(2016)까지 지속적으로 미취업 상태였던 장년층 중, 4차년도 기준 51세 이상 70세 이하의 장년층(6차년도 기준으로 76세 이하) 1,672명으로 선정하였다. 4차년도 기준의 연령별로 51~55세가 264명(15.8%), 56~60세가 336명(20.1%), 61~65세가 458명(27.4%), 66~70세가 614명(36.7%)으로 구성되어 있다.

2. 측정 도구

가. 일자리 기대감

고령화연구패널조사의 측정문항에 따르면, 미취업자의 일자리 기대감은 앞으로 구직에 성공하여 일자리를 통해 경제활동을 할 수 있을 것이라는 믿음

다. 본 연구에서는 미취업자가 ‘나는 앞으로 돈벌이가 되는 일을 할 수 있을 것 같다’에 대해 응답자가 동의하는 정도에 따라 0점에서 100점까지 10점 간격으로 측정되었다. 첫 시점의 일자리 기대감은 평균 28.07, 표준편차 24.299, 두 번째 시점은 평균 29.71, 표준편차 23.940, 마지막 시점은 평균 26.54, 표준편차 24.816으로 나타났다.

나. 일자리 기대감의 영향요인

미취업 장년층의 일자리 기대감의 잠재계층에 영향을 주는 요인으로 각 사회활동에의 참여 여부와 개인 배경 변인을 사용하였다. 변수의 내용과 코딩 방법은 <표 1>에 제시하였다.

<표 1> 변수 내용 및 코딩 방법

변수		코딩
사회활동	종교모임	1: 참여함 0: 참여하지 않음
	친목모임(계모임, 노인정 등)	
	여가/문화/스포츠 관련단체(노인 대학 등)	
	동창회/향우회/종친회	
	자원봉사	
나이	6차년도 기준의 나이	
최종 학력	1: 초등학교 졸업 이하 2: 중학교 졸업 3: 고등학교 졸업 4: 대학교 졸업 이상	
성별	0: 여자, 1: 남자	
주관적 건강상태	1: 매우 나쁨 2: 나쁜 편 3: 보통 4: 좋은 편 5: 매우 좋음 (역코딩)	
가구 총소득	본인을 포함해서 함께 사는 가구원의 총소득(단위: 만 원)	

장년층의 사회활동 중 종교모임, 친목모임(계모임, 노인정 등), 여가/문화/스포츠 관련단체(노인대학 등), 동창회/향우회/중친회, 자원봉사에의 참여 여부를 사용하였다. 장년층이 가장 많이 참여하는 사회활동은 친목모임(계모임, 노인정 등)이었는데 약 59%의 미취업 장년층이 참여한다고 응답하였다. 종교모임에는 약 26%, 동창회/향우회/중친회에는 약 13%, 여가/문화/스포츠 관련단체(노인대학 등)에는 약 6%, 자원봉사에는 약 1%의 미취업 장년층이 참여한다고 응답하였다.

개인 배경변인으로는 선행연구 검토를 통해 일자리 기대감에 영향을 줄 것이라 예상한 나이, 최종학력, 성별, 주관적 건강상태, 가구 총소득을 고려하였다. 최종학력은 ‘초등학교 졸업 이하=1’, ‘중학교 졸업=2’, ‘고등학교 졸업=3’, ‘대학교 졸업 이상=4’로 변환하여 사용하였고, 가구 총소득은 4차 시점에서 조사된 연간 가구소득에 자연로그를 취하여 사용하였다. 나이의 평균은 62.37, 표준편차는 5.595로 나타났고, 주관적 건강상태는 평균 3.00, 표준편차는 0.845로 나타났다. 각 변수의 평균과 표준편차 및 상관분석을 실시한 결과는 <표 2>에 제시하였다.

<표 2> 기술통계 및 상관분석

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
2	.455 **												
3	.416 **	.487 **											
4	-.012	-.028	-.023										
5	.175 **	.153 **	.207 **	-.203 **									
6	.059 *	.001	.003	-.026	-.079 **								
7	.097 **	.121 **	.094 **	-.083 **	.088 **	.078 **							
8	-.005	.054 *	.039	.042	.091 **	.015	.118 **						
9	-.187 **	-.211 **	-.220 **	-.017	-.062 *	.004	-.002	-.052 *					
10	.227 **	.208 **	.143 **	.093 **	.091 **	.084 **	.271 **	.023	-.304 **				
11	.043	.020	.017	-.120 **	-.029	-.032	.250 **	-.033	.199 **	.210 **			
12	.291 **	.324 **	.326 **	.058 *	.212 **	.053 *	.166 **	.054 *	-.205 **	.286 **	-.043		
13	.065 **	.032	-.007	.023	.032	.018	.029	.009	.025	.015	-.002	.045	
M	28.07	29.71	26.54	.26	.59	.06	.13	.01	62.37	2.14	.24	3.00	2.704
SD	24.299	23.940	24.816	.441	.493	.228	.337	.119	5.595	1.042	.429	.845	69.483

주 : * : p<.05, ** : p<.01.

1-3 : 4, 5, 6차 일자리 기대감, 4 : 종교모임, 5 : 친목모임(계모임, 노인정 등), 6 : 여가/문화/스포츠 관련단체(노인대학 등), 7 : 동창회/향우회/중친회, 8 : 자원봉사, 9 : 나이, 10 : 최종학력, 11 : 성별, 12 : 주관적 건강상태, 13 : 가구 총소득.

3. 분석 방법

본 연구는 장년층의 일자리 기대감 변화에 따른 집단을 분류하고, 이를 분류하는 데 관련된 요인의 영향력을 검증하기 위해 성장혼합모형(Growth Mixture Model: GMM)을 적용하였다. 성장혼합모형은 종단자료에 적용할 수 있는 혼합모형의 한 종류로, 잠재계층분석(Latent Class Analysis)과 잠재성장모형(Latent Growth Model)을 결합한 모형이다. 성장혼합모형을 적용하면 개인의 변화 유형에 따른 여러 하위 잠재계층을 도출할 수 있고, 각 잠재계층별로 성장요인 모수를 추정할 수 있다. 기존의 성장모형은 집단 내에 이질성이 존재하여도 경로가 동등하다고 간주되지만(Duncan, Duncan, & Strycker, 2006), 성장혼합모형은 집단 내의 이질성을 추적할 수 있고 상이한 변화양상을 보이는 잠재계층별로 각각 다른 성장요인 모수를 추정할 수 있다는 장점을 가진다(Muthén & Muthén, 2000; Jung & Wickrama, 2008). 따라서 성장혼합모형의 적용은 종단적으로 일자리 기대감의 변화양상에 따른 잠재계층을 파악하는 동시에 분류에 미치는 영향을 미치는 요인을 확인할 수 있다는 점에서 본 연구의 목적에 부합한다.

성장혼합모형을 적용한 분석은 기본적으로 세 단계를 거친다. 첫째, 변화양상의 이질성을 확인하고, 둘째, 무조건 성장혼합모형을 추정하여 잠재계층 수를 확인하며, 셋째, 잠재계층 분류에 영향을 주는 요인을 조건 성장혼합모형으로 검증한다. 단계별 세부적 내용은 다음과 같다.

첫 번째 단계로 미취업 장년층의 일자리 기대감 변화양상에 잠재계층이 존재하는지 확인하기 위해 무조건 잠재성장모형을 적용하여 적합도를 판별한다. 전체 표본에 대한 잠재성장모형의 적합도가 좋지 않고, 성장요인의 분산이 유의한 경우, 이질적인 변화양상이 존재함을 합리적으로 의심할 수 있다(Wickrama et al., 2016). 본 연구는 세 시점의 자료를 활용하였으므로, 선형모형을 적용하여 적합도를 산출하고 분산 추정치의 유의성을 고려하여 잠재계층을 확인할 필요가 있는지 판단한다.

두 번째 단계로 무조건 성장혼합모형을 추정하여 가장 적합한 잠재계층 수를 확인하여 최종 모형을 도출한다. 성장혼합모형에서는 가장 적합한 모형을 선택하기 위해 통계적 적합도와 해석 가능성을 종합적으로 고려한다. 통계적 적합

도를 확인하기 위해 AIC(Akaike Information Criterion)(Akaike, 1974), BIC (Bayesian Information Criterion)(Schwarz, 1978), SABIC(Sample size Adjusted BIC)(Sclove, 1987)와 같은 정보준거지수와 분류의 정확성을 나타내는 값인 엔트로피(Entropy), 그리고 모형비교검증방법 중 잠재계층 수에 따라 비교하는 Mendell & Rubin의 조정된 차이검증인 LMR LRT(Lo-Mendell-Rubin adjusted Likelihood Ratio Test)(Mendell & Rubin, 2001)와 모수적 부트스트랩 우도비 검증인 BLRT(Parametric Bootstrapped Likelihood Ratio Test)(Peel & McLachlan, 2000)를 활용한다. 각 정보준거지수는 식 (1), (2), (3)으로 계산된다.

$$AIC = -2\ln(L) + 2p \quad (1)$$

$$BIC = -2\ln(L) + p[\ln(n)] \quad (2)$$

$$SABIC = -2\ln(L) + p[\ln(\frac{n+2}{24})] \quad (3)$$

L 은 우도비(Likelihood ratio), p 는 추정 모수의 수, n 은 표본 크기를 나타낸다. 각 정보지수의 값이 작을수록 좋은 적합도를 나타낸다. 엔트로피(Entropy)는 분류의 정확성을 나타내는 지수이다. 엔트로피는 0과 1 사이의 표준화된 값으로 나타나며, 분류가 정확할수록 1에 가깝다(Clark, 2010). 일반적으로 엔트로피 값이 .8 이상이면 좋은 분류라고 할 수 있다(Muthén, 2004). 모형비교 검증을 위해 활용한 LMR-LRT와 BLRT는 잠재계층의 개수가 $k-1$ 인 모형과 개수가 k 개인 모형으로 상대적 적합도를 검증하는데, p-value가 유의하다면 잠재계층의 개수가 k 개인 모형을 선택한다(Lo, Mendell & Rubin, 2001).

본 연구는 선형모형을 적용하여 변화양상을 추정한다. 각 잠재계층에 속하는 개인 i 의 시점 t 에 해당하는 성장곡선의 식은 다음과 같다(Muthén et al., 2002).

$$y_{it} = \eta_{0i} + \eta_{1i}\lambda_t + \epsilon_{it}$$

$$\eta_{0i} = \beta_{0k} + \zeta_{0i}$$

$$\eta_{1i} = \beta_{1k} + \zeta_{1i}$$

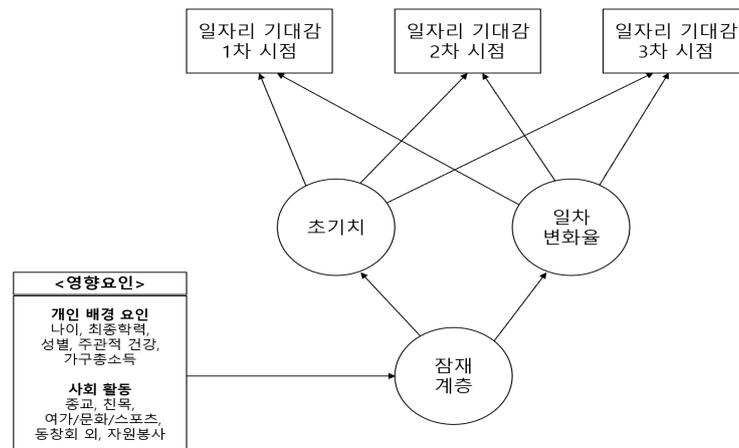
y_{it} 는 개인 i 의 시점 t 에 해당하는 일자리 기대감의 값이며, λ_t 는 시간에 따른 요인계수이다. 잠재성장요인 η_{0i} , η_{1i} 은 각각 절편과 1차 변화율을 의미하여,

β_{0k}, β_{1k} 는 각 잠재계층(k)별 성장요인의 평균을, ζ_{0i}, ζ_{1i} 의 분산은 잠재계층별 성장요인의 분산을 의미한다.

세 번째 단계는 조건 모형을 적용하여 각 개인이 잠재계층으로 분류될 때 영향을 미치는 요인을 검증하는 과정이다. 본 연구에서는 편향 보정된 3단계 접근법(bias adjusted three-step approach)으로 영향요인을 검증하였다. 혼합모형 분석 시 1단계 접근법(one-step approach)의 경우, 혼합모형과 공변인을 동시에 추정하므로 공변인이 잠재계층 분류에 영향을 미칠 수 있어 개인이 소속된 잠재계층이 달라질 수도 있다(Asparouhov & Muthén, 2014). 이를 통제하기 위해 편향 보정된 3단계 접근법으로 공변인의 영향력을 검증하였다(Vermunt, 2010). 편향 보정된 3단계 접근법은 다음의 절차를 거친다. 먼저, 잠재계층 수를 결정하기 위해 공변인을 포함하지 않은 상태에서 잠재계층분석을 실시한다. 잠재계층 수를 결정한 후, 계산된 사후확률에 따라 개인에게 잠재계층을 할당한다. 각 개인은 가장 속할 가능성이 높은 계층에 할당되었으므로 분류오류가 생길 수 있다. 따라서 이 분류오류를 교정하여 각 개인의 잠재계층을 고정하고, 이후 공변인을 투입하여 다항로지스틱 회귀분석을 실시한다(Asparouhov & Muthén, 2018).

결측치 처리를 위해서 완전정보최대우도법(full information maximum likelihood : FIML)을 이용하였다. 최종 모형은 [그림 1]과 같다. 분석에는 Mplus 7.4 프로그램을 사용하였다.

[그림 1] 연구모형



IV. 연구결과

1. 성장혼합모형의 적합

우선 전체 표본에 대해 무조건 선형 잠재성장모형을 적합하여 적합도 지수를 확인하였고 이를 <표 3>에 제시하였다. 모형의 적합도는 χ^2 , TLI(Tucker-Lewis Index), CFI(Comparative Fit Index) 및 RMSEA(Root Mean Squared Error of Approximation) 값을 종합적으로 검토하였다. χ^2 은 표본 수에 크게 영향을 받지만, TLI, CFI, RMSEA는 모형의 간명성과 설명력을 동시에 고려하는 적합도 지수로서 CFI와 TLI는 .90 이상인 경우 좋은 적합도로 볼 수 있고, RMSEA는 .05 이하일 때 모형 적합도가 좋은 것으로 본다(홍세희, 2000).

<표 3> 무조건 선형모형의 적합도

	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA
선형모형	21.537***	1	.978	.935	.111

주: * p<.05, ** p<.01, *** p<.001.

<표 4> 장년층의 일자리 기대감 모수 추정치

	초기치	일차변화율
평균	28.916 ***	-0.978 **
분산	274.435 ***	24.073

전체 표본에 대한 잠재성장모형의 적합도 지수는 CFI와 TLI는 적합하였으나, RMSEA는 적합도가 좋지 않은 것으로 나타났다. <표 4>에서 나타난 성장요인의 모수 추정치의 경우 초기치의 평균과 분산, 일차변화율의 평균이 유의하였다. 본 연구는 선행연구를 토대로, 전체 모집단 내에서도 이질적인 변화양

상을 보이는 하위 잠재계층이 있을 것으로 판단하였으며, 따라서 이를 추정하는 성장혼합모형을 적용하였다.

장년층의 일자리 기대감의 변화양상에 따른 잠재계층 수를 결정하기 위해 잠재계층의 수를 하나씩 증가시키면서 정보지수, 모형비교검증, 그리고 분류의 질이 어떻게 변화하는지 살펴보았다.

먼저 각 잠재계층에 대한 성장요인의 평균과 분산을 모두 자유롭게 추정하였을 때, 2개의 잠재계층인 경우 추정이 가능했지만 잠재계층 수가 3개 이상일 경우 추정에 실패하였다. 성장혼합모형에서 잠재계층별 초기치와 변화율의 평균과 분산을 모두 자유롭게 추정하게 되면, 추정할 모수가 너무 많아 추정실패가 흔히 발생한다. 따라서 성장요인의 분산을 잠재계층별로 동일하게 제약하거나 분산이 0에 가까운 경우 분산을 0으로 고정해줄 수 있다(Nylund, Asparouhov & Muthén, 2007; Ram & Grimm, 2009; Muthén & Muthén, 2010).

앞서 무조건 잠재성장모형의 결과를 토대로 각 잠재계층의 초기치에는 동일화 제약을 가하고, 일차변화율은 분산을 0으로 고정한 성장혼합모형을 적용하였으며, 잠재계층의 수를 하나씩 늘려가며 정보지수인 AIC, BIC, SABIC 값과 모형비교검증인 LMR LRT, BLRT의 유의확률, 분류의 질을 나타내는 Entropy 값을 확인하였고, 결과는 <표 5>에 제시하였다.

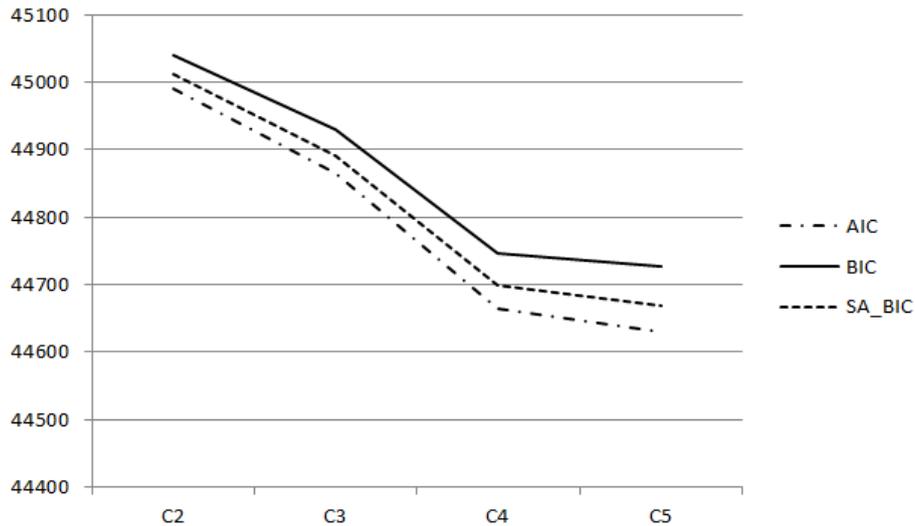
<표 5> 잠재계층 수 결정을 위한 정보지수, 모형비교검증과 분류의 질 비교

잠재계층 수		자유추정 모형			수정 모형			
		2개	3개	4개	2개	3개	4개	5개
정보 지수	AIC	44903.470	추정실패		44991.06	44864.45	44665.24	44629.4
	BIC	44963.109		45039.86	44929.51	44746.57	44726.99	
	SABIC	44928.164		45011.26	44891.39	44698.91	44669.81	
모형 비교 검증	LMR LRT	0.000		0.000	0.000	0.000	0.0271	
	BLRT	0.000		0.000	0.000	0.000	0.000	
분류 질	Entropy	0.867		0.863	0.785	0.829	0.837	

분석결과, 정보지수의 경우 AIC, BIC, SABIC 모두 잠재계층 수가 증가할수록 감소하는 추세를 보였다. 그러나 4개에서 5개로 증가하는 시점의 감소폭이 작아짐을 [그림 2]에서 확인할 수 있다. BLRT의 경우 잠재계층의 수가 5개일 때까지는 모두 .001 수준에서 유의했고, LMR LRT의 경우 잠재계층 수가 4개일 때까지는 .001 수준에서, 5개일 때는 .05 수준에서 유의했다. Entropy 값은 잠재계층 수가 3개일 때를 제외하고 모두 .8 이상의 값을 보였다.

통계적 수치와 해석 가능성을 모두 고려하여 최종적으로 잠재계층의 수가 4개인 모형이 자료에 가장 적합하다고 판단하였다.

[그림 2] 잠재계층 수 증가에 따른 정보지수의 변화



2. 장년층 일자리 기대감의 변화양상의 잠재계층별 특징

최종모형으로 선정된 4개 잠재계층의 특성을 파악하기 위해 각 잠재계층의 성장요인 모수 추정치를 살펴보았다. 결과는 <표 6>과 같다.

각 잠재계층별 특징을 살펴보면, 전체의 24.3%를 차지하는 첫 번째 집단은 초기의 높은 일자리 기대감이 미세하게 증가하나 지속적으로 높게 유지되는 형태를 보여 ‘고수준유지형’으로 명명하였다. 두 번째 집단은 전체의 16.4%를 차지

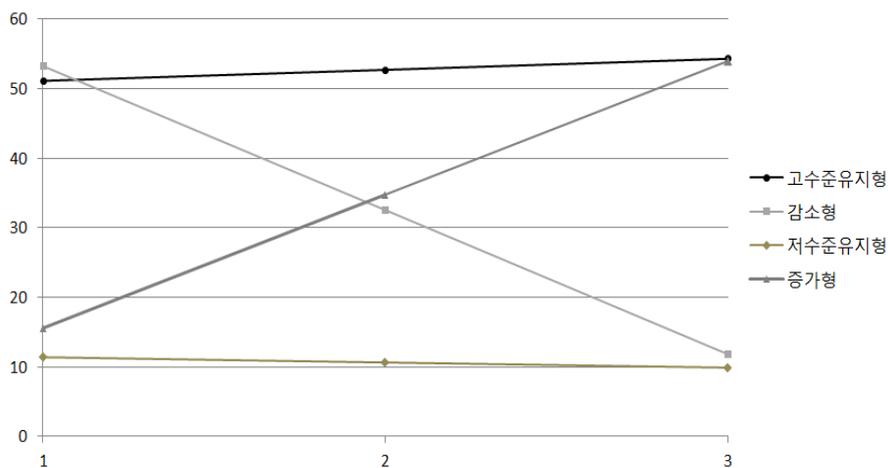
〈표 6〉 잠재계층별 분류비율과 모수 추정치

잠재계층	분류비율	잠재성장요인	추정된 평균	표준오차
고수준유지형	24.3%	초기치	51.093 ***	1.067
		일차변화율	1.590 **	0.549
감소형	16.4%	초기치	53.217 ***	1.368
		일차변화율	-20.700 ***	0.811
저수준유지형	46.1%	초기치	11.381 ***	0.648
		일차변화율	-0.750 *	0.334
증가형	13.2%	초기치	15.577 ***	1.299
		일차변화율	19.183 ***	1.003

주: * p<.05, ** p<.01, *** p<.001.

하며 일자리 기대감의 초기치는 약 53.2점으로 높은 편이었으나 이후 급격하게 감소하는 것으로 나타나 ‘감소형’으로 명명하였다. 전체의 46.1%를 차지하는 세 번째 집단은 초기에 가장 낮은 일자리 기대감을 보이고, 이후 지속적으로 낮은 수준을 유지하는 형태를 보여 ‘저수준유지형’으로 명명하였다. 마지막 집단은 전체의 13.2%를 차지하며, 초기에 낮은 수준의 일자리 기대감을 보이지만 이후 점차 증가하는 형태를 보여 ‘증가형’으로 명명하였다. 모형에 따른 각 잠재계층별 추정함수를 나타낸 그래프는 [그림 3]과 같다.

[그림 3] 잠재계층별 추정된 변화형태



3. 잠재계층 결정 영향요인

장년층의 일자리 기대감의 변화양상에 따른 잠재계층 분류 결정 요인을 확인하기 위해 3단계 접근법을 적용하여 조건모형을 분석하였다. 잠재계층 분류에 영향을 주는 요인들의 영향력을 검증한 결과는 <표 7>에 제시하였다.

<표 7> 잠재계층 분류 결정 요인의 다항로짓계수

준거집단	고수준유지형					
	감소형		저수준유지형		증가형	
비교집단	계수	표준 오차	계수	표준 오차	계수	표준 오차
종교	-0.336	0.235	-0.138	0.184	-0.362	0.274
친목	-0.674 **	0.213	-1.145 ***	0.171	-0.652 **	0.249
여가/문화/스포츠	0.431	0.353	-0.848 *	0.408	-0.725	0.626
동창회 등	0.206	0.273	-0.162	0.259	0.312	0.344
자원봉사	-0.623	1.039	0.09	0.762	1.055	0.75
연령	0.051 **	0.019	0.081 ***	0.015	0.018	0.023
최종학력	-0.076	0.11	-0.143	0.088	-0.419 **	0.129
성별	-0.313	0.244	-0.512 **	0.194	-0.188	0.288
주관적 건강 상태	-0.329 **	0.117	-0.836 ***	0.102	0.074	0.139
가구 총소득	0.184	0.143	-0.172	0.098	-0.147	0.156

준거집단	감소형				저수준유지형	
	저수준유지형		증가형		증가형	
비교집단	계수	표준 오차	계수	표준 오차	계수	표준 오차
종교	0.198	0.226	-0.026	0.281	-0.223	0.247
친목	-0.472 *	0.192	0.021	0.242	0.493 *	0.215
여가/문화/스포츠	-1.280 ***	0.368	-1.157 *	0.565	0.123	0.592
동창회 등	-0.369	0.279	0.106	0.323	0.474	0.315
자원봉사	0.713	1.021	1.678	0.932	0.965	0.737
연령	0.030	0.018	-0.032	0.023	-0.063 **	0.021
최종학력	-0.067	0.101	-0.343 **	0.127	-0.276 *	0.117
성별	-0.199	0.225	0.125	0.288	0.324	0.264
주관적 건강 상태	-0.507 ***	0.12	0.404 **	0.144	0.910 ***	0.135
가구 총소득	-0.356 **	0.128	-0.331 *	0.154	0.025	0.131

주: * p<.05, ** p<.01, *** p<.001.

먼저 고수준유지형을 준거집단으로 설정하여 독립변수들의 영향력을 검증하였다. 감소형을 비교집단으로 하였을 때, 연령이 높을수록 고수준유지형보다는 감소형에 속할 가능성이 높았고, 건강상태가 좋다고 인식하거나 친목모임에 참여하는 장년층일수록 감소형보다 고수준유지형에 속할 확률이 높았다. 저수준유지형을 비교집단으로 한 경우, 연령이 낮을수록, 여성보다는 남성이, 건강상태가 좋다고 인식할수록, 친목모임에 참여할수록 저수준유지형보다 고수준유지형에 속할 가능성이 높았다. 증가형을 비교집단으로 설정한 경우, 최종학력이 높을수록, 친목모임에 참여할수록 증가형보다 고수준유지형에 속할 가능성이 높았다.

다음으로 감소형을 준거집단으로 하고 저수준유지형을 비교집단으로 한 경우, 주관적 건강상태가 좋지 않다고 응답할수록, 소득이 낮을수록 저수준유지형에 속할 확률이 높았다. 반면 사회활동 중 친목모임과 여가/문화/스포츠 단체 모임에 참여하는 장년층은 감소형에 속할 확률이 높았다. 증가형을 비교집단으로 했을 때는 최종학력이 높고, 가구 총소득이 많을수록, 여가/문화/스포츠 활동에 참여할수록 증가형보다 감소형에 속할 확률이 높았고, 주관적 건강상태가 좋을수록 증가형에 속할 확률이 더 높았다.

마지막으로 저수준유지형을 준거집단으로 하고 증가형을 비교집단으로 한 경우, 연령이 높고 최종학력이 높을수록 저수준유지형에, 주관적 건강이 좋고 친목모임에 참여하는 경우에 증가형에 속할 가능성이 높았다. 사회활동 중 종교와 동창회/향우회/중친회 모임, 자원봉사활동은 모든 계층 비교에서 유의한 영향이 없었다.

종합해보면 친목모임에 참여하고 연령이 낮으며 건강상태에 대해 긍정적으로 인식할수록 다른 유형보다는 고수준유지형에 속할 가능성이 높았다. 가구 총소득이 높을수록, 여가/문화/스포츠활동에 참여하는 미취업 장년층일수록 감소형에 속할 가능성이 높았다. 최종학력은 낮을수록 건강상태는 좋다고 인식할수록 일자리 기대감이 증가하는 계층에 속할 확률이 높았다. 연령이 높고 주관적 건강상태가 좋지 않을수록 친목모임에 참여하지 않는다고 답한 경우 저수준유지형에 속할 가능성이 높은 것으로 나타났다.

V. 결론 및 논의

본 연구에서는 장년층의 일자리 기대감의 변화양상을 추정하고, 변화양상의 이질적인 잠재계층을 도출하여 특징을 파악하였다. 또한 사회활동 및 개인 배경 요인의 영향력 검증을 통해 실증적인 함의를 도출해내고자 하였다. 연구의 결과는 다음과 같다.

첫째, 장년층의 일자리 기대감의 변화양상에 대한 성장혼합모형 분석 결과 네 개의 잠재계층이 존재함을 확인하였다. 장년층 중 가장 큰 비율이 ‘저수준유지형’에 속할 가능성이 높았고, 이어 ‘고수준유지형’, ‘감소형’, ‘증가형’ 순으로 분류되었다. 이는 주된 일자리에서 은퇴, 건강 혹은 고령 등의 문제로 낮은 일자리 기대감을 가진 장년층이 많을 것이라는 예상과 부합하였다. 고수준유지형과 증가형이 상당한 비율을 차지했다는 점은 미취업 장년층의 근로 희망연령이 증가하고 있는 한국 사회를 잘 반영한 결과라고 볼 수 있다. 또한 5~6년의 기간 동안 미취업상태인 장년층의 일자리 기대감의 변화가 동질적이지 않고 다양한 잠재계층으로 구분되었다는 점은, 심리적 요인인 일자리 기대감 자체를 분석해야 할 필요성을 더한다.

둘째, 일자리 기대감 변화 양상의 잠재계층 결정에 영향을 미치는 사회활동 요인을 분석한 결과, 친목모임과 여가 활동의 참여가 대체로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 친목모임에 참여하는 미취업 장년층은 고수준유지형에 속할 가능성이 가장 높게 나타났다. 가까운 지인들과의 친목모임을 통해 고립감을 줄여주고 사회적 지지를 얻을 수 있으며, 특히 긴밀한 상호작용을 통한 정서적 지지가 구직행동 의사에 영향을 미친다는 선행연구 결과와도 일치한다(김나래·홍아정, 2016). 반면 여가 활동에 참여하는 경우 저수준유지형이나 증가형보다는 오히려 감소형에 속할 확률이 높았고, 종교활동, 동창회/향우회/중친회 참여, 자원봉사활동 등은 유의한 영향을 미치지 않았다. 이는 여가 활동, 동창회/향우회/중친회 참여 및 자원봉사활동은 주관적 심리상태에 긍정적인 영향을 미쳤던 반면, 종교활동의 영향은 유의하지 않았던 김영범·이승훈(2008)

의 연구와 일부 다르게 나타났다.

여가나 스포츠 활동에 적극적으로 참여하는 미취업 장년층의 경우, 다른 활동과는 달리 시간적 여유를 해소하기 위한 목적을 가지고 있으며(김영범·이승훈, 2008), 경제적 여유를 누리고 있을 가능성이 높다. 실제로 분석 자료에서도 가구소득 또한 높을수록 저수준유지형보다는 감소형에 속할 확률이 높았다. 즉 경제적으로 여유롭기 때문에 구직활동에 크게 가치를 두지 않고, 나이가 들어 감에 따라 자연스럽게 일자리 기대감이 줄어드는 감소형의 양상을 보일 수 있다. 또한 김영범·이승훈(2008)의 결과와 마찬가지로 개인적인 의식 행위에 가까운 종교활동의 경우 영향력이 유의미하지 않았으나, 자원봉사활동도 유의한 영향을 미치지 않았다. 이는 순수한 대인관계를 위해 형성되어 활발한 상호작용이 일어나는 사회활동과 특정 목적을 가지고 형성되는 사회활동의 영향이 다를 수 있음을 의미한다.

일자리 기대감 변화양상의 잠재계층 결정에 영향을 미치는 개인 배경 요인의 결과는 다음과 같다. 연령이 높을수록 고수준유지형보다는 감소형이나 저수준유지형에, 증가형보다는 저수준유지형에 속할 확률이 높는데, 이는 다수의 선행연구(박경숙, 2003; 성지미·안주엽, 2006)와도 일치하는 결과이다. 최종학력은 높을수록 증가형보다는 그 외의 유형에 속할 확률이 높았다. 학력이 낮을수록 재취업에 대한 의지가 강하게 높아지는 것은, 대졸 이상의 미취업 장년층의 경우 눈높이에 맞는 일자리를 찾기 어려워 상대적으로 재취업에 대한 기대가 떨어질 수 있음이 반영된 결과이다. 이는 장년층의 재취업 요소와 학력 사이의 관계를 연구한 많은 선행연구와도 일치한다(성지미·안주엽, 2006; 강순희, 2016). 성별은 남성일 경우 저수준유지형보다 고수준유지형에 속할 확률이 높았는데, 개인적 요인과 사회적 제약으로 인해 여성이 남성에 비해 상대적으로 낮은 일자리 기대감을 가지고 있다고 볼 수 있으며, 이는 안상수 외(2005)의 결과가 보여주는 성별의 차이와도 일치하는 부분이다. 주관적 건강상태의 결과는 장년층의 경우 건강이 일자리 기대감을 높은 수준으로 유지하거나 향상하는 데 중요한 요인임을 시사한다. 가구 총소득의 경우, 높을수록 저수준유지형이나 증가형보다는 감소형에 속할 확률이 높았다. 장년층 개인이 속한 가구에 소득이 보장되어 경제적으로 안정되었을 때 일자리를 구하고자 하는 의지가 외부적

인 요인이 아닌 자발적인 의사에 의해 감소했을 것으로 볼 수 있다.

이를 종합하여, 모두 낮은 초기치의 일자리 기대감을 보였으나 변화양상이 뚜렷이 구분된 저수준유지형과 증가형의 차이를 살펴보는 것에 주목할 필요가 있다. 친목모임에 참여하고 건강상태가 좋을수록 초기치는 낮더라도 일자리 기대감이 증가하는 변화양상을 보일 확률이 높았다. 이는 장년층의 건강 유지와 친밀한 사람들과의 상호작용 활동이 일자리 기대감의 증가와 관련 있을 수 있음을 의미한다. 따라서 장년층을 위한 고용 정책사업을 추진할 때, 취업 능력 향상을 위한 교육 서비스 제공도 중요하지만, 건강을 유지하거나 대인관계를 맺을 수 있도록 하는 의료서비스나 스포츠 활동, 혹은 공동체 활동 지원 사업을 구상하는 등 신체적, 심리적 건강을 유지할 수 있는 근본적인 대책을 함께 마련하는 것이 필요하다.

본 연구의 정책적 함의를 더 구체적으로 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 장년층 고용 정책 대상자들의 일자리에 대한 심리 상태를 파악하여 적절한 정책 실행 방안을 수립하는 데 도움이 될 수 있다. 예를 들어 낮은 일자리 기대감을 가지고 있는 미취업 장년층에게 사업 내용 자체보다는 사회적 관계를 맺을 수 있는 공동체를 형성하여 사업 참여를 유도하는 등, 적절한 정책 실행 방안을 고안하는 것이 더 중요할 수 있다. 그럼에도 불구하고 정부나 지방자치단체의 장년 고용 정책은 재취업능력을 고취하기 위한 콘텐츠 위주의 사업(생애경력설계 서비스, 전직스쿨 과정), 취업알선 기관(중장년 일자리희망센터, 고령자 인재은행 등), 장려금 등을 확대하는 등의 표면적인 것에 그치고 있다(고용노동부, 2018). 정책의 내용도 중요하지만, 정책의 접근성을 높이기 위해서는 미취업 장년층의 적극적인 참여를 유도하는 실행 방안이 필수적이다. 다양한 사회적 관계 속에서 활발하게 일자리 정보를 공유하고 서로 정서적 지지를 할 수 있는 사회활동을 통해 장년층이 경제활동에 재진입하기 위한 심리적 문턱을 넘을 수 있는 지원방안이 필요하다.

둘째, 근본적으로 장년층에게 제공되는 양질의 일자리를 확대하여 기대감을 함께 높일 필요가 있다. 자료에 따르면 절반(46.1%)에 가까운 미취업 장년층이 낮은 일자리 기대감을 유지하고 있는 것으로 나타났는데, 이는 64.1%에 해당하는 55~64세 인구가 향후 재취업의사가 있다고 밝힌 통계청 발표(2018)와는 대

조적이다. 이는 구직행위의 성공을 위한 자신의 능력에 대한 믿음인 효용-기대감이 낮기 때문일 수도 있지만, 구직행위를 해서 괜찮은 일자리를 얻을 수 있으리라는 성과-기대감이 낮거나 혹은 일자리에 대한 가치가 높지 않기 때문일 수도 있다. 앞서 언급했듯이 기존 정책들은 대부분 재취업을 위해 개인의 전문성을 신장하거나 효능감을 높이는 등의 서비스를 제공하는 정도가 대부분이다. 또한 보건복지부의 노인일자리 사업이나 서울시 50+재단에서 제공되는 구체적인 일자리 사업을 살펴보면 대부분의 경우 임금이 낮은 편이며, 사회공헌형 일자리나 소일거리 수준에 불과하여 생계형 구직희망자나 높은 전문성을 가진 양극단의 장년층에게는 모두 매력적이지 못하다. 따라서 궁극적으로는 다양한 배경의 장년층이 참여할 수 있는 넓은 범위의, 그리고 양질의 일자리를 제공하는 것이 중요할 것이다.

본 연구의 제한점 및 후속 연구를 위한 제언은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 자료의 한계로 5~6년 이상 미취업 상태를 유지한 장년층만을 대상으로 분석을 진행하였다. 따라서 추후 장년층의 구직 활동 및 취업 상태를 고려한 연구가 수행된다면, 기대감의 변화양상이 실제 재취업이나 구직활동에 유의한 영향이 있었는지 확인할 수 있을 것이다. 둘째, 사회활동의 유형을 더 정교하게 세분화하여 일자리 기대감의 변화양상에 대한 영향을 확인하면 더욱 의미 있는 분석이 가능할 것이다. 셋째, 실제 고용 정책 참여도나 만족도 문항이 조사된다면 미취업 장년층에 대한 정책 효과까지 확인할 수 있을 것이다.

본 연구는 국내에서는 거의 연구되지 않은 미취업 장년층의 일자리 기대감의 변화양상을 성장혼합모형으로 분석하였으며, 이에 대한 개인특성과 사회활동의 영향을 살펴보았다는 데 의의가 있다. 본 연구의 결과가 장년층 대상 고용 정책을 수립하는 데 도움이 되리라 기대한다.

참고문헌

- 강순희(2016). 「중고령자 재취업의 결정요인, 일자리 만족도 및 고용안정성」. 『취업진로연구』 6(3) : 117~140.
- 고용노동부(2016). 『고령화시대 생애고용을 위한 장년고용서비스 강화방안 안 내서』.
- _____ (2017). 『정부 최초의 “신중년 인생 3모작” 기반구축 계획 마련』.
- _____ (2018). 『2018년 고용노동백서』.
- 김기태·최송식·박미진 외(2011). 「가족구조와 심리사회적 요인이 노인의 자살생각에 미치는 영향」. 『노인복지연구』 52 : 205~228.
- 김나래·홍아정(2016). 「중장년 구직자의 사회적지지가 구직행동에 미치는 영향과 폐기학습의 매개효과」. 『평생교육학연구』 22 : 109~136.
- 김미령(2012). 「연령과 성별에 따른 노인의 삶의 질 영향요인 차이분석」. 『한국노년학』 32(1) : 145~161.
- 김소향·이신숙(2009). 「노인일자리사업 참여여부에 따른 노인의 자아존중감과 생활만족도에 관한 연구」. 『한국노년학』 29(1) : 309~327.
- 김여진·박선영(2013). 「은퇴여성노인의 우울에 관한 연구」. 『사회과학연구』 24(3) : 309~332.
- 김영범·이승훈(2008). 「한국 노인의 사회활동과 주관적 안녕감: 서울 및 춘천 노인을 대상으로」. 『한국노년학』 28(1) : 1~18.
- 김은경(2014). 「취약계층 노인의 성별 우울 관련 요인」. 『보건의료산업학회지』 8(3) : 169~179.
- 김중향(2011). 「사회적 관계망 요인이 고령자 재취업에 미치는 영향」. 『임상사회사업연구』 8(2) : 47~70.
- 박강석(2015). 「중·노년층의 재취업 의지 및 재취업에 영향을 미치는 요인」. 『한국산학기술학회 논문지』 16(6) : 3845~3857.
- 박경숙(2003). 「55세 이상 고령자의 노동시장 이탈 과정: 은퇴의 유형화에 대

- 한 함의]. 『노동정책연구』 3 (1): 103~140.
- 성지미·안주엽(2006). 「중고령자 취업 결정요인」. 『노동정책연구』 6 (1): 39~74.
- 안상수·신강현·한영석 외(2005). 「중·장년층 실직자의 실직에 따른 반응과 구직활동: 남녀차이를 중심으로」. 『한국심리학회지: 여성』 10 (3): 375~404.
- 윤민석(2016). 「일하는 서울 노인의 특성과 정책방향」. 『서울연구원 정책리포트』 209: 1~22.
- 이신숙·이경주(2002). 「노인의 일상적 스트레스, 사회적 지지, 심리적 적응에 관한 연구」. 『한국노년학』 22 (1): 1~19.
- 이은령·강지혁·정재필(2013). 노인 우울에 미치는 요인. 『한국콘텐츠학회 논문지』 13 (7): 290~300.
- 이정훈·이한우·이옥자(2014). 「노인의 공식/비공식적 생산적 활동이 성공적 노화에 미치는 영향: 생활만족도의 매개효과」. 『노인복지연구』 66: 287~305.
- 전미애·김정현(2013). 「노인 우울 관련 변인과 조절효과에 관한 연구」. 『한국사회복지조사연구』 38: 75~97.
- 정승은·최영희(1996). 「노인의 무력감에 관한 연구: 문화기술지적 접근」. 『한국노년학』 16 (2): 67~80.
- 조윤주(2007). 「생산적 활동과 이에 대한 가족의 지지가 여성 노인의 심리적 안녕감에 미치는 영향」. 『한국인구학』 30 (2): 23~44.
- 채수미(2016). 「노년기의 사회·심리적 불안과 정신건강」. 『보건복지포럼』 239: 84~96.
- 통계청(2018). 『고령층 부가조사, 향후 취업의사 및 취업동기』.
- 홍세희(2000). 「구조 방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거」. 『한국심리학회지: 임상』 19 (1): 161~177.
- Akaike, H.(1974). “A New Look at the Statistical Model Identification.” *IEEE Transactions on Automatic Control* 19 (6): 716~723.
- Asparouhov, T. and B. Muthén(2014). “Auxiliary Variables in Mixture Modeling: Three-step Approaches Using M Plus.” *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal* 21 (3): 329~341.

- _____ (2018). "Auxiliary variables in mixture modeling : Using the BCH method in Mplus to estimate a distal outcome model and an arbitrary secondary model." *Mplus Web Notes* 21 (3) : 1~22.
- Bandura, A.(1977). "Self-efficacy : Toward a unifying theory of behavioral change." *Psychological Review* 84 (2) : 191~215.
- Clark, S. L.(2010). *Mixture modeling with behavioral data*. Unpublished doctoral dissertation, University of California, Los Angeles, CA.
- Duncan, T. E., S. C. Duncan, and L. A. Strycker(2006). *An introduction to latent variable growth curve modeling : Concepts, issues, and application (2nd ed.)*. Mahwah, NJ : Lawrence Erlbaum Associates.
- Feather, N. T. and G. E. O'Brien(1987). "Looking for employment : An expectancy - valence analysis of job seeking behaviour among young people." *British Journal of Psychology* 78 (2) : 251~272.
- Feather, N. T.(1990). *Bridging the gap between values and actions : Recent applications of the expectancy-value model*. Handbook of motivation and cognition : Foundations of social behavior 2. New York : Guilford Press.
- _____ (1992). "Expectancy value theory and unemployment effects." *Journal of Occupational and Organizational Psychology* 65 (4) : 315~330.
- Jung, T. and K. A. S. Wickrama(2008). "An Introduction to Latent Class Growth Analysis and Growth Mixture Modeling." *Social and Personality Psychology Compass* 2 (1) : 302~317.
- Lo, Y., N. R. Mendell, and D. B. Rubin(2001). "Testing the Number of Components in a Normal Mixture." *Biometrika* 88 (3) : 767~778.
- Muthén, B.(2004). *Latent variable analysis*. The Sage handbook of quantitative methodology for the social sciences. Thousand Oaks, CA : Sage Publications.
- Muthén, B. O. and L. K. Muthén(2000). "Integrating Person-centered and Variable-centered Analysis : Growth Mixture Modeling with Latent Trajectory Classes." *Alcoholism : Clinical and Experimental Research* 24 : 882~891.
- Muthén, B., C. H. Brown, K. Masyn, B. Jo, S. T. Khoo, C. C. Yang, C. P.

- Wang, S. G. Kellam, J. B. Carlin, and J. Liao(2002). "General Growth Mixture Modeling for Randomized Preventive Interventions." *Biostatistics* 3 (4) : 459-475.
- Muthén, L. K. and B. O. Muthén(2010). *Mplus User's Guide*. Sixth Edition. Los Angeles, CA : Muthén & Muthén.
- 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* 14 : 535-569.
- Peel, D. and G. J. McLachlan(2000). "Robust Mixture Modelling Using the t-Distribution." *Statistics and Computing* 10 (4) : 339-348.
- Ram, N. and K. J. Grimm(2009). "Growth Mixture Modeling: A Method for Identifying Differences in Longitudinal Change among Unobserved Groups." *International Journal of Behavioral Development* 33 (6) : 565-576.
- Rowe, J. W. and R. L. Kahn(1998). *Successful aging : The MacArthur foundation study*. New York : Pantheon.
- Schwarz, G.(1978). "Estimating the Dimension of a Model." *The Annals of Statistics* 6 (2) : 461-464.
- Sclove, S. L.(1987). "Application of Model-selection Criteria to Some Problems in Multivariate Analysis." *Psychometrika* 52 (3) : 333-343.
- Taylor, K. M. and N. E. Betz(1983). "Applications of self-efficacy theory to the understanding and treatment of career indecision." *Journal of Vocational Behavior* 22 (1) : 63-81.
- Vansteenkiste, V., W. Lens, H. De Witte, and N. T. Feather(2005). "Understanding unemployed people's job search behaviour, unemployment experience and well being : A comparison of expectancy value theory and self determination theory." *British journal of social psychology* 44 (2) : 269-287.
- Vermunt, J. K.(2010). "Latent Class Modeling with Covariates : Two Improved Three-step Approaches." *Political Analysis* 18 (4) : 450-469.

Wanberg, C. R., Watt J. D. 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.

Wickrama, K. K., T. Lee, C. O'Neal, and F. O. Lorenz(2016). *Higher-order Growth Curves and Mixture Modeling with Mplus*. New York : Routledge.

Job Expectation Trajectories of the Elderly and Their Relationship with Participation in Social Activities and Personal Factors

Jeon Hyeonhee · Lee Cheongah ·
Choi Jeongwon · Hong Sehee

The purposes of this study were to identify latent classes according to trajectories in job expectation of the unemployed elderly and to test determinants of the latent classes. The Growth Mixture Model was applied, using the dataset taken from the 4th to 6th panel data of the KLoSA (Korean Longitudinal Study of Aging). The results demonstrated that the latent profiles were classified into four groups based on the trajectories of the elderly's job expectation, defined as 'high-level', 'decreasing', 'low-level', 'increasing'. Next, the results showed that age, level of education, gender, self-reported health, household income were significant factors affecting job expectation, respectively. Among social activities participation factors, participation in social gatherings and leisure/cultural/sports groups were significant determinants of the classes, respectively. Based on the results, this study provides theoretical foundations for developing policies to promote the employment of the elderly.

Keywords : job expectation, social activity, growth mixture modeling, ageing research panel