

연구논문

성장혼합모형(Growth Mixture Model)을 적용한 은퇴자 우울의 잠재계층 분류 및 영향요인 검증

Changes in Retiree's Depression after Retirement:
Applying Growth Mixture Model

김지원^{a)} · 양준영^{b)} · 이청아^{c)} · 홍세희^{d)}

Jiwon Kim · Junyeong Yang · Cheong-ah Lee · Sehee Hong

본 연구는 은퇴 이후 은퇴자의 우울감 변화궤적에 따라 잠재계층을 분류하고 영향요인을 검증하고자 하였다. 연구의 대상은 고령화연구패널(KLoSA)자료 중 1차 조사시기의 신규은퇴자로 총 355명이며, 이들의 은퇴 이후 우울감 변화양상에 따른 잠재계층을 도출하기 위해 성장혼합모형(Growth Mixture Model)을 적용하였다. 분석 결과는 다음과 같았다.

첫째, 우울감 변화에 따라 총 4개의 잠재계층이 분류되었으며, 은퇴 후 지속적으로 낮은 우울감을 유지하는 '저수준유지 집단', 지속적으로 높은 우울감을 유지하는 '고수준유지 집단', 은퇴 직후에는 우울감이 높았지만 시간이 흐름에 따라 우울감이 감소하는 '감소 집단', 은퇴 직후에는 우울감이 낮았지만 시간이 흐름에 따라 우울감이 증가하는 '증가 집단'으로 나타났다.

둘째, 각 계층의 구분에 영향을 미치는 주요 요인은 다음과 같았다. 주관적 건강만족도가 높을수록 우울감의 초기치가 낮은 증가 집단이나 저수준유지 집단에 속할 확률이 높았다. 주관적 경제만족도가 높을수록 고수준유지 집단보다는 저수준유지나 증가 집단에 속할 가능성이 컸고, 증가 집단보다는 저수준유지 집단에 속할 가능성이 높았다. 은퇴 직전 직장에서의 근로 소득이 높았던 사람일수록 증가 집단보다는 저수준유지 집단에 속할 확률이 높게 나타났고, 공적이전소득이 높을수록 증가 집단보다는 감소나 고수준 집단에 속할 가능성이 높았다. 은퇴 사유 중 본인이나 가족의 건강에 의한 은퇴의 경우 저수준유지 집단보다는 고수준유지

a) 고려대학교 교육학과 교육측정 및 통계 석사과정.

b) 고려대학교 교육학과 교육측정 및 통계 석사과정.

c) 고려대학교 교육학과 교육측정 및 통계 석사과정.

d) 교신저자(corresponding author): 고려대학교 교육학과 교수 홍세희.

E-mail: seeehong@korea.ac.kr

집단에 속할 확률이 높았다. 즉, 가족과 본인이 건강하고 또 그에 만족하는 경우, 은퇴 시점 전후로 소득 감소에 대한 우려가 적은 경우, 경제적으로 만족스럽고 안정된 삶을 사는 경우 은퇴 이후 우울감을 낮게 유지할 수 있는 것으로 나타났다.

본 연구는 은퇴자의 우울감 변화에 관한 종단연구를 통해 다양한 변화궤적과 그에 영향을 미치는 요인을 밝혀낸 데 의의가 있으며, 노년 우울과 자살률이 높은 한국사회에서 은퇴자의 정신건강을 위한 적절한 대책의 필요성을 시사한다.

주제어 : 은퇴자, 우울감, 성장혼합모형, GMM(Growth Mixture Model),
고령화연구패널조사, KLoSA

The purposes of this study were to identify latent classes according to change patterns in retiree's depression after retirement and to test determinants of the latent classes. To achieve these goals, Growth Mixture Model was applied using retiree's data from KLoSA (Korean Longitudinal Study of Aging) panel. Our studies supported a 4-class model defined as 'low-level', 'increasing', 'decreasing', and 'high-level' class based on the change patterns of retiree's depression. Further results revealed that self-reported health and economic satisfaction, pre-retirement labor income, public pension, and causes of retirement (health-related) were significant determinants of the latent classes. Specifically, the retirees that reported higher health satisfaction had higher probabilities of being members of the 'low-level' or 'increasing' classes. Those that reported higher economic satisfaction had higher probabilities of being members of the 'low-level' or 'increasing' classes. The retirees with more pre-retirement income were more likely to belong to the 'low-level' class, while those who received more public pension were more likely to belong to the 'decreasing' or 'high-level' class. Those that had retired on the grounds of health problems of his/her own or family had higher probabilities to be the members of the 'high-level' class. The results of this study can be useful in understanding the change patterns in retiree's depression and providing further policy intervention.

Key words: retiree, depression, Growth Mixture Model, Korean Longitudinal Study of Aging

I. 서론

1. 연구의 필요성 및 목적

2000년대부터 빠르게 고령화 사회로 진입하고 있는 한국 사회에서, 고령 인구의 정신건강 문제는 시급하게 대책이 마련되어야 하는 사안으로 부각되고 있다. 특히 고령층으로 진입하는 시기는 주된 일자리에서 은퇴를 하는 시기와 맞물려, 사회·경제적 지위 변화에 따른 급격한 심리적 변화를 겪을 가능성이 매우 높다. 심리적 변화 중에서도 특히 우울감에 주목할 필요가 있다. 노인 인구의 우울은 다른 세대의 우울과는 다르게 접근할 필요가 있는데, 이는 노인 인구가 은퇴 이후 우울감 증가를 당연하게 여기며 이에 대해 적절하게 대응하지 않는 경향이 있기 때문이다(헤럴드경제 2017). 이러한 적극적 대응의 부재는 우울감의 증가로 이어질 수 있고, 나아가 자살과 같은 극단적 선택에 이르게 할 수 있다. 실제로 2015년 한국의 노인 자살률은 10만 명당 58.6명으로 OECD 평균의 3배에 달했다. 1950, 60년대 베이비부머들이 대거 은퇴하고 급격하게 노인 인구가 늘고 있는 현 시점에서, 은퇴 이후의 우울감을 진단하고 그에 대한 영향요인을 분석하는 것이 필요하다. 이를 바탕으로 노인 인구의 정신건강을 위한 장기대책 수립을 위한 근거를 마련해야 한다.

앞서 언급했듯, 노년기 우울감을 단순히 생물학적 나이에 따라 분석하기보다는 은퇴라는 사건 이후에 겪는 경제적, 신체적 어려움 등과 함께 파악해야 한다. 한국의 경우 서구 국가들에 비해 공식 은퇴시기가 2016년 기준 남성 51.6세, 여성 47세로 이른 편이고(김안정 2017), 공적 연금 또한 은퇴 후 생활을 영위하기에 충분하지 않기 때문에 경제적 어려움이 발생한다. 통계청(2017)에 따르면 은퇴 시기인 55세~79세

고령자 중 62.4%가 재취업을 희망하고 있었으며, 이 중 58.6%가 그 이유로 ‘생활비’를 꼽았다.

이와 관련한 다수의 연구는 주관적 경제 만족도 혹은 소득수준 등이 높을수록 노인 인구의 우울감이 유의하게 낮았다고 보고하고 있다(김동배·손의성 2005; 김혜경·성준모 2014; 이현주 2013). 신체적 건강과 관련해서는 질병이 존재할 때 우울감이 높고(김동배·손의성 2005), 건강으로 인한 은퇴일 경우 심리적 건강이 감소하는 집단에 속할 확률이 높다는 연구결과도 있지만(두송화·장재윤 2015), 신체적 요인과 노인 우울 사이에 상관이 없다는 연구(김봉균 외 2014; 이난희 외 2017)도 있다. 따라서 우울감에 영향을 미치는 구체적인 요인들에 대한 후속 연구 또한 필요한 시점이다.

은퇴 후 노인 개개인의 경제와 건강과 관련한 요인이 서로 다를 수 고려하면, 노인의 우울 변화에 다양한 양상이 존재함을 가정하는 것이 타당하다. 실제 노인 인구의 우울감 관련 연구결과들에 따르면, 노인 집단 내 서로 다른 우울감 변화궤적을 보이는 하위 집단이 존재하고 집단마다 다른 요인의 영향을 받는다고 보고하고 있다(강은나·최재성 2014; Kuchibhatla et al. 2012; Kuo et al. 2011). 그러나 기존의 연구는 ‘은퇴’라는 사건을 고려하지 않고 특정 생물학적 나이 이후의 표본을 활용하였다는 한계점을 가진다. 따라서 본 연구에서는 한국의 은퇴자 집단을 대상으로, 은퇴 이후 서로 다른 우울감 변화궤적을 보이는 하위 잠재집단을 파악하고자 한다. 또한 각 집단의 특성과 영향요인을 분석하여, 은퇴자의 우울감에 대비하기 위한 대책을 마련하고 이에 따른 실증적인 함의점을 제공하고자 한다.

2. 이론적 배경

1) 은퇴와 심리적 변화

은퇴란 일정 연령 이상의 사람이 직업 활동을 종결한 상태를 의미하는데, 인생 후반기의 중대한 전환기적 사건으로 노년기로 진입하는 계기가 된다(이주연·김득성 2014). 본 연구에 활용한 고령화연구패널조사(KLoSA)에서는 은퇴를 “본격적인 소득활동을 그만두고 지금은 일을 하고 있지 않거나 소일거리 정도의 일을 하고 있는 경우, 또한 앞으로도 특별한 변화가 없는 한 소일거리 정도의 일 이외의 일을 할 의사가 없는 상태”로 정의하고 있다.

은퇴를 설명하는 이론과 관점은 매우 다양하다. 그 중 대표적인 이론으로는 은퇴를 인간의 생애주기 중 커다란 전환점이라 가정하는 생애주기이론(life course theory), 은퇴를 노화에 따른 사회적 상호관계에서의 이탈 또는 유리되는 상호적 은퇴과정이라 상정하는 분리이론적 관점(disengagement theory), 그리고 노인이 성공적인 삶을 위해 각자가 선호하는 삶의 유형을 택한다는 활동이론(activity theory) 등이 있다(강지숙 2008). 은퇴에 따른 경제적 위축, 사회적 지위 상실, 그리고 가정에서의 역할 변화 등에서 오는 스트레스를 개인의 심리적 안녕감과 삶의 질과도 연결하는 역할이론(role theory)에 따르면, 은퇴는 역할 상실, 그리고 자아정체감의 상실을 가져와 궁극적으로 개인의 심리적 안정에 부정적인 영향을 미치고 우울증에 걸릴 확률을 높이는 요인으로 작용할 수 있다(강지숙 2008; Kim & Moen 2002; 이성진 외 2017).

은퇴에 관한 실증적 연구는 은퇴자의 심리적 변화에 대한 다양한 분석을 제시하고 있다. 주로 은퇴자의 은퇴 만족도, 전반적인 삶의 만족도 혹은 심리적 복지감에 영향을 주는 요인을 횡단자료로 분석한 경우가 많다(성지미 외 2011; 김미령 2013; 한경혜 외 2012; 윤지은·전혜정 2009). 은퇴자가 아닌 특정 연령 이상의 노인 우울에 대한 종단연구의 경우 연구대상을 동일한 하나의 모집단으로 가정하고 잠재성장모형을 활용하여 우울감 변화를 연구하였다(이난희 외 2017; 김윤신 2014; 허원구 2017; 오진주 외 2016; 전해숙·강상경 2009).

은퇴자의 전반적인 심리적 변화에 관한 종단연구결과에 따르면, 남성의 경우 은퇴를 겪는 과정에서 사기가 높아지는 긍정적 변화가 있지만, 장기적으로 퇴직상태를 유지하는 경우 우울증 증세가 더 많이 나타났다(Kim & Moen 2002). Wang(2007)은 성장혼합모형을 이용하여 은퇴자의 심리적 웰빙의 변화양상에 따라 계층을 구분하였다. 잠재계층은 고수준유지(maintaining), 회복(recovering), 그리고 2차 함수모형으로 설명되는 U-Shape, 총 3개의 집단으로 나뉘었으며, 가교일자리(bridge job)나 은퇴 준비를 했고 배우자가 있는 경우, 높은 심리적 안정감을 유지하는 그룹에 속할 확률이 높았다.

그러나 서구 연구의 경우 복지 정책 혹은 은퇴 시점 등이 한국과 매우 다르기 때문에 국내 상황에 그대로 적용하기는 어렵다. 같은 모형을 활용한 국내의 심리적 건강수준의 변화양상에 대한 연구에서는 교육수준이 높을수록, 비자발적 은퇴일수록, 건강/경

제적 만족도가 높을수록 증가형 그룹에, 은퇴 연령이 높을수록, 건강으로 인한 은퇴일수록 감소형 그룹에 속할 확률이 높았다(두송화·장재운 2015). 이 경우 은퇴 전후 총 세 시점을 분석하여 단순히 두 개의 변화궤적(심리적 건강수준 증가형과 감소형)만 유의하게 나타났다는 한계가 있다.

은퇴 시점 이후 구체적으로 우울이라는 심리적 특성에 초점을 맞춘 실증연구는 다음과 같다. 김현정 외(2009)는 고령 은퇴 남성의 삶의 만족도 영향요인에 관한 연구를 통해 우울 성향이 높을수록 삶의 만족도가 낮아졌다는 것을 밝혀냈고, 김여진·박선영(2013)은 은퇴 여성 노인의 우울에 관한 연구를 통해 경제적 상황, 건강수준, 그리고 사회적 관계가 우울에 유의한 영향을 미치는 변인임을 밝혀냈다. 또, 이성진 외(2017)는 은퇴 시점 이후 우울이 발생하는 시점에 대한 생존분석을 실시하였으나, 편의표집 방식을 사용했기 때문에 일반화하기가 어렵다.

기존 연구들은 대체로 은퇴 전후의 심리적 복지감이나 삶의 만족도를 전반적으로 분석했다는 점에서 구체적이지 못하다. 횡단연구나 잠재성장모형을 활용한 종단연구의 경우, 은퇴자를 하나의 모집단으로 간주하고 비은퇴자와 비교한 분석이 많았으며, 이는 은퇴자 집단 내 다른 특성을 가진 하위 집단을 파악하는 데 어려움이 있다. 또한 노년기 우울을 연구한 경우는 대부분 특정 나이 이후의 노년 인구 전체를 대상으로 했기 때문에 ‘은퇴’라는 심리적, 경제적으로 중대한 인생의 사건에 대한 고려가 부족하며, 연구결과도 상이한 경우가 많았다.

2) 노년기 우울감 변화 및 영향요인

노년기 우울감의 변화궤적을 분석한 연구들은 우울감 변화궤적에 차이가 있는 하위 잠재집단이 존재한다고 보고하였다. 분석대상에 따라 연구결과에 차이가 있었으나 대체로 4개의 잠재집단을 도출한 경우가 많았다. Lee & Park(2018)은 한국 남성 노인의 우울감 변화궤적에 따라 저수준유지 집단(27.8%), 급격한 증가세를 보이는 증가 집단(6.6%), 높은 초기치에서 감소세를 보이는 감소 집단(6.8%), 그리고 고수준유지 집단(58.4%), 총 4개의 잠재집단을 도출해 냈다. Kuchibhatla et al(2012)의 연구결과에 따르면 노인 우울감 변화는 분할함수 모형으로 설명되는 저수준유지 집단(76.6%), 고수준유지 집단(5.4%), 증가 집단(10.0%), 그리고 감소 집단(8.0%), 총 4개의 집단으로 나뉘었다. Kuo et al.(2011)와 Hsu(2012)는 모두 대만의 노인들을

대상으로 4개의 서로 다른 하위 집단을 도출하였다. 전자의 경우 3차 함수 모델을 사용하여 지속적으로 낮은 우울감을 유지하는 집단(41.8%), 지속적으로 중간 수준의 우울감을 유지하는 집단(46.8%), 낮은 시점에 증가세를 보이는 집단(4.2%), 그리고 만성적으로 높은 우울감을 보이는 집단(7.2%)으로 나타났다. 후자의 경우도 저수준, 중수준, 증가, 감소집단을 3차 함수 모형으로 밝혀냈다.

노년기 우울에 영향을 미치는 다양한 변인들 또한 선행연구에서 논의되었다. 크게 인구학적, 경제적, 그리고 신체적 변인으로 구분하여 살펴볼 수 있다. 먼저, 인구학적 변인에 대한 연구는 연령이 높고 교육수준이 높을수록 우울 정도가 심하다고 나타났지만, 성별에 있어서는 그 영향이 일관되게 나타나지 않았다(김동배·손의성 2005; 이난희 외 2017).

노년기 우울에 영향을 미치는 경제적 변인의 연구결과는 비교적 일관되게 나타났다. 김동배·손의성(2005)은 주관적 경제수준이 높고 월수입이 많을수록 우울의 정도가 낮은 것으로 보고하였다. 김혜경·성준모(2014)는 경제수준이 전기 노인의 우울 변화와 유의한 관련성을 보였다는 것을 밝혔으며, 이현주(2013)는 또한 다른 연구들과 유사하게 경제수준이 높을수록 우울감이 낮아짐을 확인하였다. 중고령자의 취업상태(경제활동상태)가 정신건강에 긍정적으로 작용하고, 소득수준을 통해 간접적으로 가족관계 만족도에도 영향을 미쳐, 다시 정신건강에 영향을 미친다는 분석도 있었다(윤지은·전혜정 2009).

경제적 은퇴준비 여부와 은퇴 후 심리 상태의 관련성을 분석한 연구들도 주목할 필요가 있다. 은퇴준비를 충분히 한 은퇴자의 경우 대체로 은퇴 후에도 삶을 잘 영위할 수 있다는 자신감을 높게 유지할 수 있었다(Taylor-Carter et al. 1997). 특히 공식적 은퇴준비의 경우 실질적인 노후 재정 준비에 도움을 주고, 비공식적 은퇴준비의 경우 실제 은퇴를 맞이했을 때 심리적 안정감을 줄 수 있으며(Wang & Shultz 2010), 실제 종단연구에서도 은퇴준비를 했다고 응답한 은퇴자들은 심리적 웰빙을 지속적으로 높게 유지하는 그룹에 속할 확률이 높았다(Wang 2007). 베이비부머 세대의 은퇴준비 유형을 분석한 국내 연구에 따르면 약 80%의 베이비부머가 은퇴준비를 하고 있었으며, 준비 방법으로는 국민연금(38.9%), 예금·적금·저축성보험(24.4%), 개인연금(18.7%) 순으로 나타났으나(백은영 2011), 준비 방법별 심리 상태의 차이를 분석하지는 않았다. 이와 비슷하게는 은퇴지식이 많을수록 은퇴에 대비한 재정

및 건강준비를 더 잘 하며, 은퇴 후 삶을 긍정적으로 바라볼수록 재정적 준비를 잘 한다는 연구결과도 있다(한경혜 외 2012).

노년기 우울과 신체적 변인에 대한 연구는 주로 인지된(주관적) 신체건강, 질병의 수, 질병의 유무, 인지능력 등을 다루었는데, 인지된 신체건강과 인지능력은 높을수록 우울감이 낮았고 질병이 있고 그 수가 많을수록 우울의 정도가 높았다(김동배·손의성 2005). 이에 반해 김봉균 외(2014), 이난희 외(2017)는 노인 우울에 대한 종단적 연구를 실시하여 신체적 요인과 노인 우울 사이에는 종단적 인과관계가 없다는 것을 밝혔다. 그러나 건강으로 인한 은퇴일 경우, 은퇴 후 심리적 건강이 감소하는 형태를 보일 확률이 높다는 연구결과도 있다(두송화·장재운 2015). 이렇게 서로 다른 연구결과가 있기 때문에 은퇴 후의 우울과 신체적 건강관련 변인은 더 살펴볼 필요가 있다.

강은나·최재성(2014)은 노년기 우울의 변화궤적을 감소형, 증가후 감소형, 증가형, 안정형으로 구분하였으며, 심리적 자원, 건강 자원, 사회관계적 자원, 경제적 자원을 독립변수로 투입하여 각 계층의 집단 멤버십(class membership)을 밝혀냈다. 안정형과 다른 계층을 구분하는 요인으로는 주관적 건강상태, 자아존중감, 가족관계만족, 경제활동기간, 빈곤기간이었다. 이는 건강과 경제관련 변인이 우울을 낮춘다는 앞선 연구들의 결과와 일치하는 것으로, 안정형의 집단 멤버십을 높여주는 요인들이 높은 수준의 건강 및 경제관련 자원임을 의미한다.

3. 연구문제

선행연구에 따르면 고령 인구의 전반적인 정신건강은 경제 또는 건강수준에 크게 영향을 받는 것으로 나타났지만, 각 연구의 하위 변인 및 연구방법에 따라 상이한 결과가 도출되었다.

본 연구에서는 성장혼합모형을 적용하여 은퇴 시점 이후 노년 우울감의 변화양상에 따른 잠재계층을 구분하고자 한다. 또한 건강과 관련된 변인인 개인의 주관적 건강만족도와 은퇴 사유에 따른 구분(본인 혹은 가족 건강, 정년), 그리고 경제적 변인인 주관적 경제만족도와 실제 경제수준(근로 및 공적이전소득) 중 잠재계층 구분에 유의한 영향을 미치는 변수들이 무엇인지 밝혀 은퇴자의 정신건강에 대한 실태를 파악하고자 한다. 구체적인 연구문제는 다음과 같다.

연구문제 1. 은퇴 이후 은퇴자의 우울감 변화궤적은 어떠한가? 은퇴자의 우울감 변화에 따라 구분되는 잠재계층의 수와 그 형태는 각각 어떠한가?

연구문제 2. 은퇴자의 우울감 변화의 영향 요인인 주관적 건강·경제만족도, 은퇴 사유(본인/가족 건강, 정년), 경제상황(근로·공적이전소득) 중 유의한 변수는 무엇인가?

II. 연구방법

1. 연구대상

본 연구는 은퇴자 개인의 우울감과 이와 관련된 다양한 영향요인에 대한 정보를 포함하고 있는 종단 데이터를 필요로 한다. 이를 위해 초고령사회로의 변화 과정을 대비하기 위한 사회경제정책 수립의 기초자료 목적으로 실시하고 있는 고령화연구패널조사(KLoSA)자료를 활용하였다. 고령화연구패널은 제주도를 제외한 45세 이상의 국민을 모집단으로 설정하여 표본추출된 자료로 2006년 1차 조사를 시작으로 2년 단위로 2016년 6차 조사까지 이어졌으며, 컴퓨터를 이용한 대인면접으로 수집되었다. 은퇴자의 우울감 변화를 보기 위해서는 최소 세 시점 이상의 종단 데이터가 필요하다. 본 연구의 최종 데이터로 1차 조사에서 신규은퇴자라 응답한 355명의 1차부터 4차까지 네 시점의 자료를 활용하였다. 1차 이후의 자료에도 신규은퇴자가 있지만, 데이터 수집에 사용된 우울감에 대한 검사가 중도에 변경된 관계로 본 연구에서 제외하였다.

2. 측정도구

1) 우울감 지표

고령화연구패널은 우울척도로 CES-D10 문항을 활용했다. 한국판 CES-D20 중 10개의 문항이 사용되었다(Anderson form)(한국고용정보원 2018). 구체적인 문항의 내용은 <표 1>과 같다. 우울감 지수는 0점에서 10점 사이의 분포를 가지도록

패널에서 설계되었으며, 점수가 높을수록 우울감이 높은 것으로 해석할 수 있다. 시점별 우울감에 대한 기술통계 결과, 다변량 정규성을 만족하였다.

〈표 1〉 우울감 측정 문항 내용

1-4차(Anderson form)	변수값
1. 평소 아무렇지도 않던 것들이 귀찮고 괴롭게 느껴졌다.	0 - 10
2. 정신을 집중하기 힘들었다.	
3. 우울하다고 생각했다.	
4. 모든 일들이 힘들게 느껴졌다.	
5. 비교적 잘 지냈다고 생각한다.	
6. 무엇인가 두려움을 느꼈다.	
7. 잠을 잘 이루지 못했다.	
8. 큰 불만 없이 생활했다.	
9. 세상에 홀로 있는 듯한 외로움을 느꼈다.	
10. 도무지 무얼 해갈 엄두가 나지 않았다.	

〈표 2〉 시점별 우울감의 기술통계

	CES-D10 시점 1	CES-D10 시점 2	CES-D10 시점 3	CES-D10 시점 4
평균	3.15	3.96	4.13	3.69
표준편차	2.99	2.97	3.02	3.07
왜도	.83	.18	.12	.30
첨도	-.59	-1.34	-1.44	-1.35

2) 독립변수

잠재계층 결정 요인 중 건강 만족도, 경제 만족도는 은퇴 시점의 만족도를 활용하였다. 패널의 설계에 따라 각 만족도는 0점에서 100점까지 10점 간격으로 측정되었다. 은퇴 사유는 1순위 은퇴 사유 12개 중 본인/가족의 건강상태로 인한 은퇴와 정년퇴직으로 인한 은퇴의 더미변수를 생성하여 활용하였다. 은퇴 당시의 경제상황 관련

독립변수로는 은퇴 전년도 근로 총소득과 공적이전소득을 투입하였다. 근로 총소득은 임금, 자영업, 농어업 및 부업으로 인한 소득으로 개인의 근로를 통해 얻은 소득을 의미한다. 공적이전소득은 국민연금, 특수직연금, 사회보장 등 국가에서 개인에게 지급하는 금전적 지원을 통해 얻은 총소득을 의미한다. 근로 총소득과 공적이전소득은 자연로그를 취하여 활용하였다. 그 외 통제변수로 성별을 포함하였다. 연구대상의 주관적 건강 만족도 평균은 52.49, 표준편차는 27.62, 경제 만족도의 평균은 44.70, 표준편차는 26.37 이었다.

〈표 3〉 독립변수

변수 설명		변수 값
성별	응답자의 성별	0: 여자 1: 남자
주관적 건강 만족도	자신의 건강상태	0-100
주관적 경제 만족도	자신의 경제상태	
은퇴 사유 (본인/가족 건강)	본인/가족의 건강상태 악화로 인한 은퇴	6: 본인의 건강이 나빠져서(→1) 7: 배우자의 건강이 나빠져서(→1) 8: 다른 가족의 건강이 나빠져서(→1) * 그 외 답변은 0 으로 코딩
은퇴 사유 (정년 퇴직)	정년으로 인한 은퇴	11: 정년퇴직으로(→1) * 그 외 답변은 0 으로 코딩
근로 총소득	임금소득+자영업소득 +농어업소득+부업소득	(단위: 만원)
공적이전소득	공적연금총소득(=국민연금 소득+특수직역연금소득) +사회보장총소득)	(단위: 만원)

3. 자료분석 방법

본 연구는 은퇴 시점 이후 노년 우울감 변화궤적에 따른 잠재계층을 분류하고 영향요인을 검증하기 위해 성장혼합모형(Growth Mixture Model)을 적용하였다. 성장혼합모형은 잠재계층분석(Latent Class Analysis)과 잠재성장모형(Latent

Growth Model)이 결합된 모형으로, 모집단 내 개인의 다양한 변화궤적에 따른 잠재계층을 도출하는 데 사용된다. 모든 개인이 하나의 모집단에 속한다는 가정 하에 집단 전체에 대한 변화궤적을 추정하는 잠재성장모형과 달리, 성장혼합모형은 집단 내 관찰되지 않은 이질성을 추적할 수 있으며, 상이한 변화궤적을 보이는 잠재계층별로 각각 다른 성장요인 모수를 추정할 수 있다는 장점을 가진다(Muthén & Muthén 2000; Jung & Wickrama 2008). 본 연구에서 분석한 자료는 은퇴 이후 네 시점에서 의 노년 우울감이므로 최대 2차 함수까지 추정이 가능하다. $k(k = 1, 2, \dots, K)$ 잠재계층에 속하는 개인 i 의 시점 t 에 해당하는 성장곡선에 대한 식은 다음과 같다(Muthén et al., 2002).

$$\begin{aligned} y_{it} &= \eta_{0i} + \eta_{1i}a_t + \eta_{2i}a_t^2 + \epsilon_{it} \\ \eta_{0i} &= \alpha_{0k} + \zeta_{0i} \\ \eta_{1i} &= \alpha_{1k} + \zeta_{1i} \\ \eta_{2i} &= \alpha_{2k} + \zeta_{2i} \end{aligned}$$

y_{it} 는 잠재계층 k 에 속한 개인 i 의 은퇴 이후 시점 t 에 해당하는 종속변수(노년 우울감)의 값이다. 무선계수로 추정되는 η_{0i} , η_{1i} , η_{2i} 는 잠재계층별로 변화함수가 다르게 추정될 수 있음을 의미하며, 각각 절편, 1차 변화율, 2차 변화율을 나타낸다. 식의 α_{0k} , α_{1k} , α_{2k} 는 각 잠재계층별 성장요인의 평균을 의미하고, 무선효과 ζ_{0i} , ζ_{1i} , ζ_{2i} 의 분산은 각 잠재계층별 성장요인의 분산을 의미한다. 본 연구에서는 측정시점이 4번인 것을 고려해 절편함수(intercept), 1차 함수(linear), 그리고 2차 함수(quadratic) 모형에 대한 유의성을 순차적으로 확인하여 각 잠재계층별 최적의 변화궤적의 형태를 결정한다.

성장혼합모형의 분석을 통해 계층별로 성장요인 모수를 추정할 수 있는데, 이처럼 많은 수의 모수를 추정하는 경우 종종 추정 또는 수렴의 문제가 발생할 수 있다. 경우에 따라 부분적으로 제약된 성장혼합모형 또는 집단 내 분산을 허용하지 않는 잠재계층성장모형(Latent Class Growth Analysis)을 적용할 수 있다(Wickrama et al. 2016).

혼합모형(Mixture Model)에서 가장 적합한 모형을 선정할 때 여러 적합도 지표와

해석 가능성을 종합적으로 고려한다. 적합도 지수로는 정보지수, 모형비교검증과 엔트로피(Entropy)값을 사용한다. 정보지수 AIC(Akaike Information Criterion)(Akaike 1974), BIC(Baysian Infromation Criterion)(Schwarz 1978), 그리고 SABIC(Sample-size Adjusted BIC)(Scolve 1987)는 각각 다음과 같이 정의된다.

$$\begin{aligned} AIC &= -2\ln(L) + 2p \\ BIC &= -2\ln(L) + p[\ln(n)] \\ SABIC &= -2\ln(L) + p[\ln(\frac{n+2}{24})] \end{aligned}$$

$\ln(L)$ 은 log likelihood, p 는 모수의 수, n 은 표본의 크기를 각각 의미하며, 일반적으로 3개의 정보지수 값이 작을수록 더 적합한 모형임을 나타낸다.

그리고 모형비교검증방법 중 LMR LRT(Lo-Mendell-Rubin adjusted Likelihood Ratio Test)(Metndell & Rubin 2001)와 BLRT(Parametric Bootstrapped Likelihood Ratio Test)(Peel & McLachlan 2000)는 $(k-1)$ 개 잠재집단 모형과 k 개 잠재집단 모형의 검증 결과를 통해 최종 모형을 선택한다. p 값(p-value)이 유의하지 않다면 $(k-1)$ 개의 잠재집단 모형을 선택하고, 유의하다면 k 개의 잠재집단 모형을 선택한다 (Mendell & Rubin 2001).

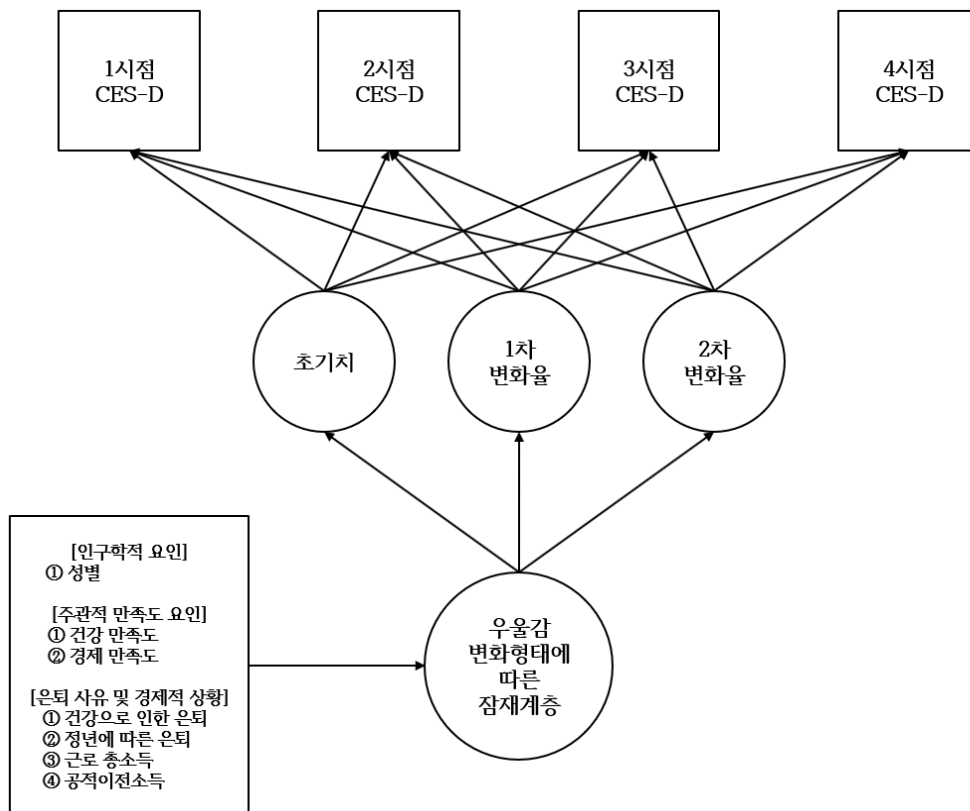
마지막으로, 엔트로피 값은 잠재계층분석의 결과로 나오는 사후확률에 기초하여 분류의 정확도를 나타내는 지표이며, 0부터 1까지의 표준화된 값을 가진다. 엔트로피 값이 클수록 더 적합한 모델이라고 할 수 있으며, 일반적으로 0.8 이상이면 좋은 분류라고 볼 수 있다(Muthén & Muthén 2007).

본 연구는 성장혼합모형을 활용하여 도출한 잠재계층에 영향을 미치는 영향요인을 검증하기 위해 다항로짓분석을 실시하여, 다항로짓계수를 추정한다. 성장혼합모형과 공변인(covariate)을 동시에 추정하는 기존의 1단계 접근법 (one-step approach)의 경우, 공변인이 잠재계층의 분류에 영향을 미쳐, 공변인을 포함하지 않고 추정한 원래의 잠재계층과 비교했을 때, 개인이 소속된 잠재계층이 달라질 수도 있다는 문제점이 존재한다. 따라서 이를 통제하기 위해 보완된 편향 보정 3단계 접근법(bias adjusted three-step approach) 추정방식을 사용해 공변인의 영향력을 검증한다(Asparouhov & Muthén 2014). 공변인의 영향력을 검증하는 3단계 접근법 중 Vermunt의 Modal

ML방법을 사용하였다(Vermunt 2010).

3단계 접근법의 순서는 다음과 같다. 먼저, 공변인을 포함하지 않은 상태에서 잠재계층분석을 실시하여 가장 적절한 잠재계층의 수를 결정한다. 다음으로, 계산된 사후확률에 따라 개인에게 잠재계층을 할당한다. 할당된 잠재계층은 명목변수(nominal variable)로, 개인이 속할 확률이 가장 높은 잠재계층을 나타낸다. 이는 개인이 해당 집단에 속할 확률로부터 도출된 명목변수이므로, 실제 해당 집단에 속할 확률이 100%가 아니기 때문에 이로부터 생기는 분류오류(classification error)를 고려해야 한다. 마지막 단계에서는 잠재계층을 할당하는 과정에서 생겨난 분류오류를 교정하여 각 개인의 잠재계층을 고정한 후, 공변인을 포함하여 다항로지스틱 회귀분석을 실시한다(Asparouhov & Muthén 2014).

최종 연구모형은 <그림 1>과 같다. 분석에는 Mplus 7.0을 사용하였다.



<그림 1> 연구모형

III. 연구결과

1. 잠재계층의 수

먼저 잠재계층의 변화형태를 탐색하기 위하여 무변화 모형, 1차 함수(linear), 2차 함수(quadratic) 모형을 각각 적용하여 적합도 지수를 비교하였다.

〈표 4〉 모형별 적합도 지수

	χ^2	df	CFI	TLI	RMSEA
무변화 모형	55.345	8	0.840	0.880	0.129
1 차 함수 모형	21.659	5	0.944	0.932	0.097
2 차 함수 모형	0.001	1	1.000	1.020	0.000

CFI와 TLI의 경우 .90 이상인 경우 좋은 적합도로 볼 수 있으며, RMSEA는 .05 이하인 경우 좋은 적합도를 의미한다(홍세희 2000). 세 모형 중 CFI, TLI, RMSEA를 종합하였을 때, 2차 함수 모형이 가장 적합한 것으로 나타났다. 해당 결과를 참고하여 우울감 변화형태에 따른 잠재계층의 수를 결정하기 위해 잠재계층의 수를 하나씩 증가시키면서 정보지수, 모형 비교검증, 그리고 분류의 질이 어떻게 변화하는지 살펴보았다. 분석결과는 <표 5>에 제시하였다.

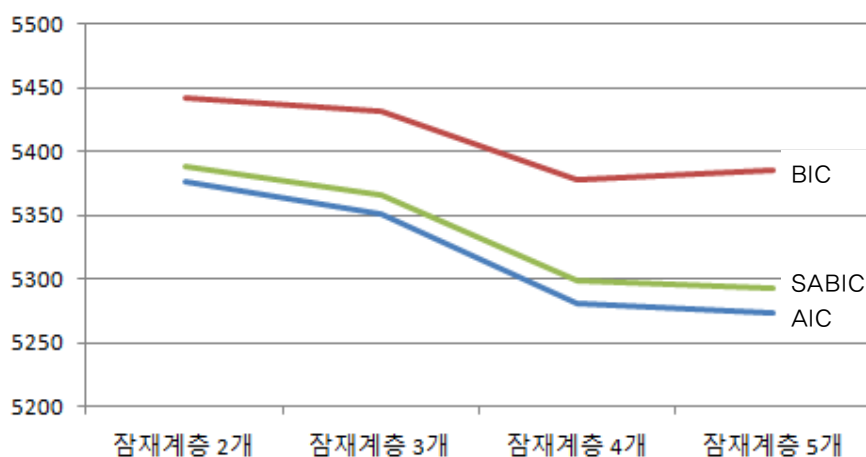
〈표 5〉 잠재계층 수 결정을 위한 정보지수, 모형 비교검증과 분류의 질 비교

잠재계층 수	자유추정			분산 동일화			
	2개	3개	4개	2개	3개	4개	5개
AIC	5379.190	추정실패		5376.663	5350.587	5280.980	5272.620
BIC	5456.633			5442.489	5431.901	5377.783	5384.911
SABIC	5393.184			5388.558	5365.280	5298.472	5292.910
LMR LRT	0.061			0.000	0.004	0.000	0.023
BLRT	0.000			0.000	0.000	0.000	0.063
Entropy	0.918			0.931	0.897	0.821	0.810

먼저 각 잠재계층에 대한 성장요인의 평균과 분산을 모두 자유롭게 추정하였을 때, 2개의 잠재계층인 경우 추정이 가능했지만 잠재계층 수가 3개 이상일 경우 추정에 실패하였다. 때문에 각 잠재계층의 성장요인의 분산에 대한 동일화 제약을 가하였다. 성장혼합모형에서 잠재계층별 초기치와 변화율의 평균과 분산을 모두 자유롭게 추정하는 경우 추정실패의 문제가 매우 흔히 발생한다. 성장요인의 분산을 잠재계층별로 동일하게 제약하는 것은 일반적인 절차이자 흔한 일이며(Nylund, Asparouhov & Muthén 2007; Ram & Grimm 2009), Mplus에서도 디폴트로 설정되어 있다(Muthén & Muthén 2010). 분산 동일화 제약을 가한 모형의 잠재계층의 수를 하나씩 늘려가며 정보지수와 LMR LRT, Entropy를 확인하였다.

첫 번째로 정보지수 AIC, BIC, SABIC의 기준을 비교해봤을 때, AIC와 SABIC는 잠재계층의 수가 증가할수록 감소하는 추세를 보였다. 반면 BIC의 경우 잠재계층의 수가 4개일 때까지는 감소하다가 5개인 경우에는 증가하는 모습을 보였다. 두 번째로 LMR LRT와 BLRT는 모두 잠재계층의 수가 4개까지일 때 유의하게 나타났지만, 잠재계층의 수를 5개로 증가시켰을 때 BLRT가 유의하지 않은 것으로 나타났다. 세 번째로 분류의 질인 Entropy값은 모두 .8 이상의 값을 보였다.

다수의 선행연구에서도 노년 우울감 변화에 대해 4개 잠재계층을 최종 모형으로 택하였다(Lee & Park 2018; Kuo et al. 2011; Hsu, 2012; Kuchibhatla et al. 2012). 세 가지 기준의 결과와 해석가능성을 종합적으로 고려하였을 때, 분산 동일화 제약을 가한 잠재계층의 수가 4개인 모형이 가장 적절하다고 판단하였다.



〈그림 2〉 잠재계층 수 증가에 따른 정보지수 변화

2. 잠재계층별 특징

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

〈표 6〉 잠재계층별 절편(Intercept), 1차(Linear), 2차(Quadratic) 계수와 유의도

잠재계층	함수	계수	표준오차	p
고수준유지	절편(Intercept)	7.107	0.307	0.000
	1 차(Linear)	-0.645	0.511	0.207
	2 차(Quadratic)	0.226	0.148	0.127
저수준유지	절편(Intercept)	1.403	0.102	0.000
	1 차(Linear)	1.655	0.276	0.000
	2 차(Quadratic)	-0.539	0.086	0.000
감소	절편(Intercept)	8.112	0.329	0.000
	1 차(Linear)	-2.010	0.675	0.003
	2 차(Quadratic)	-0.064	0.232	0.782
증가	절편(Intercept)	1.674	0.207	0.000
	1 차(Linear)	2.242	0.555	0.000
	2 차(Quadratic)	-0.145	0.190	0.446

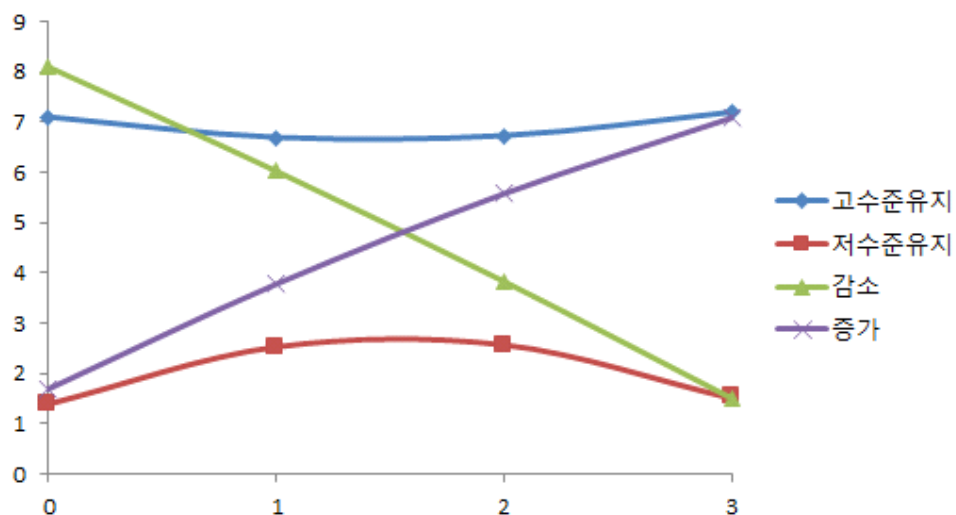
각 잠재계층별 특징을 살펴보면, 전체의 21.1%를 차지하는 첫 번째 집단은 초기의 높은 우울감이 지속적으로 유지되는 형태를 보여 ‘고수준유지 집단’으로 명명하였다. 두 번째 집단은 전체의 53.8%를 차지하며 절편과 1차, 2차 함수 계수가 모두 유의하였다. 초기치는 1에 근접한 값을 보였고, 2차 계수가 유의하여 두 번째, 세 번째 시점에서 소폭 증가하였으나 그 수준이 2.5를 넘는 경우가 없었으며 증감의 폭이 크지 않다. 또한 마지막 시점에 다시 초기치 수준으로 감소하는 것으로 나타나, 지속적으로 낮은 수준의 우울감을 유지하기 때문에 ‘저수준유지 집단’으로 명명하였다. 전체의 7.0%를 차지하는 세 번째 집단은 조사기간 초기에는 높은 수준의 우울감을 보이지만 이후 지속적으로 감소하기 때문에 ‘감소 집단’으로 명명하였다. 마지막 집단은 전체의 18.0%를 차지하며, 초기에 낮은 수준의 우울감을 보이지만 이후 지속적으로 증가하

는 모습을 보여, ‘증가 집단’으로 명명하였다.

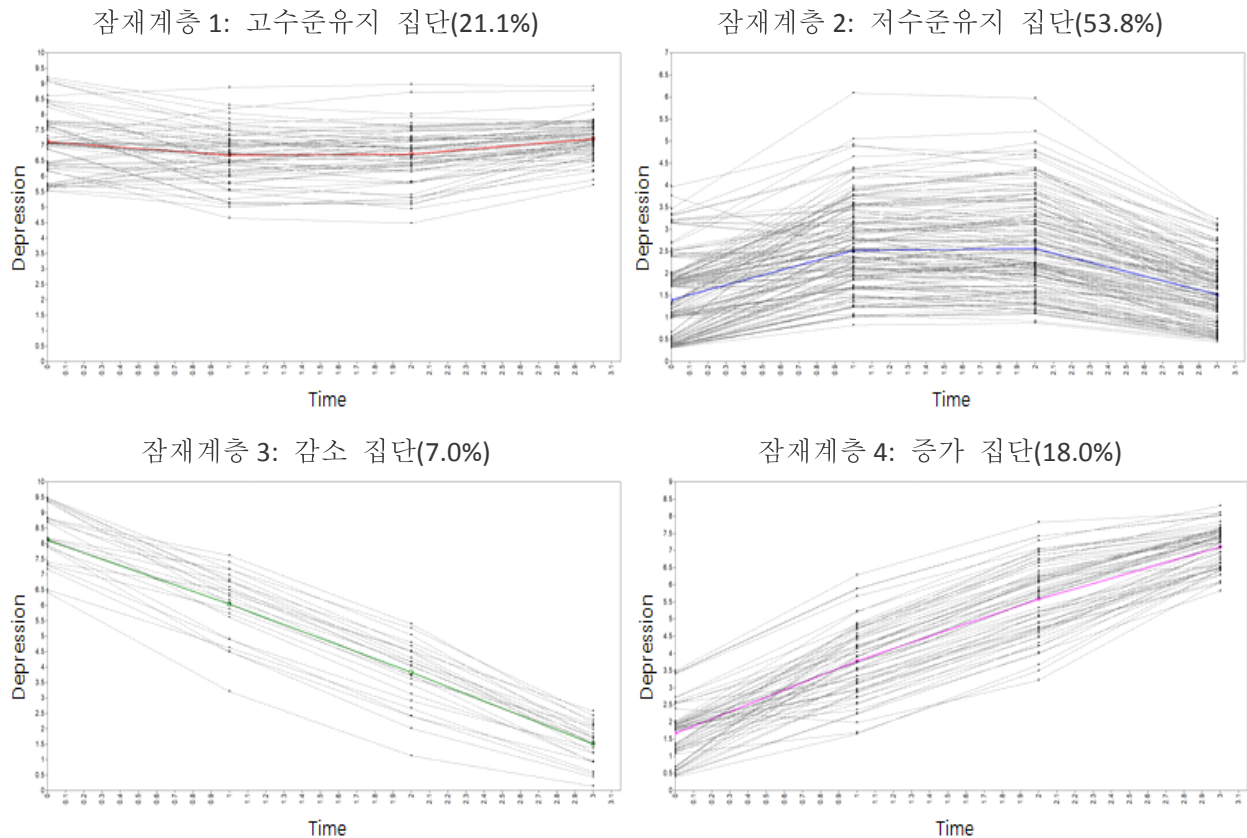
각 잠재집단별 독립변수의 기술통계를 살펴본 결과는 <표 7>과 같았다. 연령의 경우 고수준유지 집단의 평균연령이 65.1세로 가장 높았다. 성별은 감소 집단의 남성 비율이 0.64로 가장 높았으며, 고수준유지 집단의 남성 비율이 0.45로 가장 낮았다. 건강, 경제 만족도는 저수준유지 집단의 만족도가 각각 62.6, 54.6으로 가장 높았다. 건강으로 인해 은퇴한 노인은 고수준유지 집단에 가장 많았다. 전년도 근로총소득과 공적이전소득의 경우 저수준유지 집단이 가장 높았다.

〈표 7〉 잠재집단별 기술통계

	고수준유지		저수준유지		감소		증가	
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
연령	65.1	8.4	60.9	8.3	62.9	10.7	63.9	7.8
학력	1.6	0.9	2.3	1.1	1.6	0.8	1.9	1.1
성별	0.45	0.50	0.55	0.50	0.64	0.49	0.52	0.50
건강 만족도	32.9	26.1	62.6	23.4	30.8	28.0	54.2	24.1
경제 만족도	25.9	19.7	54.6	23.8	26.8	27.2	44.2	24.8
은퇴 이유(건강)	0.8	0.4	0.4	0.5	0.6	0.5	0.5	0.5
은퇴 이유(정년)	0.1	0.3	0.2	0.4	0.1	0.3	0.2	0.4
근로총소득	129.3	285.9	677.8	1387.3	279.1	562.1	164.4	409.8
공적이전소득	154.2	435.1	238.7	685.2	221.4	340.5	88.7	328.8



〈그림 3〉 잠재계층 변화 형태



〈그림 4〉 각 잠재계층의 개인 자료 분포

3. 잠재계층 분류 결정요인

잠재계층 분류 결정요인을 확인하기 위해 편향 보정 3단계 접근법(bias adjusted three-step approach)을 활용하여 독립변수를 포함한 조건모형을 분석하였으며, 다항로지계수를 확인하였다. 은퇴자의 우울감 변화에 따른 잠재계층에 영향을 주는 변수들의 영향력을 검증한 결과, <표 8>에 제시된 바와 같이 주관적 만족도, 은퇴사유, 근로총소득, 공적이전소득이 유의미하였다.

분류된 4개의 계층 중 은퇴 이후 시점 변화에 따라 지속적으로 낮은 우울감을 유지하는 저수준집단을 가장 바람직한 집단으로 간주할 수 있으므로, 먼저 저수준유지 집단을 준거집단으로 설정하여 독립변수의 영향을 살펴보았다. 감소 집단을 비교집단으로 하였을 때, 주관적 건강 만족도가 높을수록 감소 집단에 비하여 준거집단인 저수준유지 집단에 속할 가능성이 높았다. 증가 집단을 비교집단으로 하였을

〈표 8〉 잠재계층 분류 결정요인의 다항로지계수, 승산비와 유의도

준거집단	저수준유지											
비교집단	감 소				증 가				고수준유지			
	계수	승산비	표준 오차	p value	계수	승산비	표준 오차	p value	계수	승산비	표준 오차	p value
성별	0.251	1.285	0.655	0.701	-0.027	0.973	0.434	0.951	-0.380	0.684	0.419	0.365
주관적 건강 만족도	-0.039	0.962	0.018	0.030*	-0.001	0.999	0.009	0.885	-0.023	0.977	0.010	0.021*
주관적 경제 만족도	-0.028	0.972	0.019	0.148	-0.018	0.982	0.009	0.043*	-0.037	0.964	0.010	0.000***
은퇴 사유 (본인/ 가족건강)	0.045	1.046	0.638	0.944	0.477	1.611	0.497	0.337	1.036	2.818	0.483	0.032***
은퇴 사유 (정년 퇴직)	-0.225	0.799	0.903	0.803	0.592	1.808	0.531	0.265	0.200	1.221	0.691	0.773
근로 총소득	0.041	1.042	0.088	0.644	-0.156	0.856	0.072	0.030*	-0.062	0.940	0.066	0.349
공적이전소득	0.231	1.260	0.119	0.053	-0.131	0.877	0.080	0.103	0.060	1.062	0.086	0.483

준거집단	감 소								고수준유지			
비교집단	증 가				고수준유지				증 가			
	계수	승산비	표준 오차	p value	계수	승산비	표준 오차	p value	계수	승산비	표준 오차	p value
성별	-0.278	0.757	0.681	0.683	-0.631	0.532	0.713	0.376	0.353	1.423	0.470	0.452
주관적 건강 만족도	0.038	1.039	0.019	0.047*	0.017	1.017	0.022	0.441	0.021	1.021	0.010	0.033*
주관적 경제 만족도	0.009	1.009	0.020	0.639	-0.009	0.991	0.022	0.669	0.019	1.019	0.009	0.049*
은퇴 사유 (본인/ 가족 건강)	0.432	1.540	0.703	0.539	0.991	2.694	0.761	0.193	-0.559	0.572	0.562	0.320
은퇴 사유 (정년 퇴직)	0.817	2.264	0.964	0.397	0.425	1.530	1.166	0.716	0.392	1.480	0.817	0.631
근로 총소득	-0.197	0.821	0.101	0.052	-0.103	0.902	0.099	0.300	-0.094	0.910	0.084	0.262
공적이전소득	-0.362	0.696	0.123	0.003**	-0.171	0.843	0.136	0.209	-0.191	0.826	0.095	0.045*

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

때, 주관적 경제 만족도가 높거나, 근로 총소득이 높을수록 증가 집단에 비하여 준거집단인 저수준유지 집단에 속할 가능성이 높았다. 고수준유지 집단을 비교집단으로 한 경우, 주관적 건강, 경제 만족도가 높을수록 고수준유지 집단보다는 저수준유지 집단에 속할 가능성이 높게 나타났다. 건강으로 인해 은퇴한 경우 저수준유지 집단보다 고수준유지 집단에 속할 가능성이 높았다.

감소 집단을 준거집단으로 한 경우 주관적 건강 만족도가 높을수록 감소 집단보다는 증가 집단에 속할 확률이 높았다. 반면, 공적이전소득이 높을수록 증가 집단보다는 감소 집단에 속할 가능성이 높았다.

마지막으로 고수준유지 집단을 준거집단으로 하고 증가 집단을 비교집단으로 한 경우, 주관적 건강 만족도와 주관적 경제 만족도가 높을수록 고수준유지 집단보다는 증가 집단에 속할 가능성이 높았고, 공적이전소득이 높을수록 증가 집단보다 고수준유지 집단에 속할 가능성이 높았다.

IV. 결론 및 논의

본 연구에서는 은퇴 시점 이후 노인 인구의 우울감 변화궤적을 살펴보고, 변화양상에 따라 잠재계층을 구분하였고, 관련 영향요인에 대한 검증을 통해 학술적, 실증적 함의를 도출해내고자 하였다. 연구결과는 다음과 같다.

첫째, 우울감 변화궤적에 대한 성장혼합모형 분석 결과, 정보지수, 모형비교검증, 그리고 분류의 질을 모두 고려했을 때 4개의 잠재계층모형이 가장 적합한 것으로 나타났다. 4개 집단은 각각 낮은 우울감이 일시적으로 증가했다가 다시 낮아지는 ‘저수준유지 집단’이 53.8%, 지속적으로 높은 우울감을 보이는 ‘고수준유지 집단’이 21.1%, 우울감이 시간이 지날수록 감소하는 ‘감소 집단’이 7.0%, 그리고 우울감이 점차 증가하는 ‘증가 집단’이 18.0%로 분류되었다. 은퇴 이후 우울감에 대한 이러한 잠재계층 형태는 다수의 선행연구와 일치하는 결과였다(Lee & Park 2018; Kuo et al. 2011; Hsu 2012; Kuchibhatla et al. 2012). 유일하게 비선형변화가 유의했던 저수준유지 집단과 관련하여, Wang(2007)의 연구에서도 이와 유사한 ‘U-Shape’ 집단이 나타났다. 이는 은퇴자들이 은퇴 초기의 전환적 시기에는 전반적으로 부정적

인 심리적 상태를 보일 수 있어도, 시간의 흐름에 따라 점진적으로 더 긍정적인 심리적 상태로 나아갈 수 있음을 시사한다. 은퇴 초기에는 역할 상실 또는 은퇴 이후에 대한 비현실적 기대감 등으로 인해 우울감이나 상실감이 일시적으로 증가할 수 있으나, 적응과 전환의 시기를 거쳐 점차 안정적인 심리 상태를 회복할 수 있다는 것이다(Wang 2007).

둘째, 인구사회학적 요인인 성별을 통제한 후 각 잠재집단 구분 영향 요인을 분석한 결과는 다음과 같았다. 우선, 주관적 건강만족도가 높을수록 감소나 고수준유지 집단보다는 저수준유지 집단이나 증가 집단에 속할 확률이 높았다. 이는 은퇴시점에 건강에 대해 만족할수록 우울감의 초기치가 낮은 집단에 속할 가능성이 높음을 의미한다. 인지된 신체건강 만족도가 높을수록, 질병의 개수가 적을수록 우울의 정도가 낮았다는 김동배·손의성(2005)의 연구결과와 일치한다. 주관적 건강만족도가 심리적 복지감에 미치는 영향이 유의하지 않은 것으로 나타난 Wang(2007)의 연구와, 신체적 요인과 노년의 우울과는 관련이 없다는 김봉균 외(2014)와 이난희 외(2017) 연구결과와는 차이가 있었다.

경제적 요인을 분석한 결과는 다음과 같다. 우선 주관적 경제만족도가 높을수록 증가 집단보다는 저수준유지 집단에, 고수준유지 집단보다는 저수준유지 집단과 증가 집단에 속할 가능성이 높았다. 이는 은퇴 시점에서 본인의 경제 상황에 만족할수록 초기 우울감이 낮음을 뜻하며, 경제적 만족도나 소득 수준이 높을수록 삶의 만족도가 높고 심리적 복지감이 좋다(윤지은·전혜정 2009; 두송화·장재윤 2015; 김동배·손의성 2005)거나 우울감이 낮다(김혜경·성준모 2014; 이현주 2013; 강은나·최재성 2014)는 다수의 선행연구결과와도 일치한다. 실질적인 경제적 상황을 뜻하는 근로총소득의 경우, 높을수록 증가 집단보다는 저수준유지 집단에 속할 확률이 높게 나타났다. 본 연구에서 근로총소득은 은퇴 전년도 시점의 근로소득을 활용하였기 때문에, 은퇴 직전 직장에서의 근로소득이 높았던 사람일수록 은퇴시점에서의 우울감을 적게 느낄 가능성이 높았다고 분석할 수 있다. 공적이전소득의 경우 높을수록 증가 집단보다 감소나 고수준유지 집단에 속할 가능성이 높았다. 공적이전소득을 많이 받는 경우, 우울감의 초기치가 비교적 높았음을 의미하며, 이는 공적이전소득에 연금소득뿐만 아니라 기초생활수급이나 장애 혹은 질병 등으로 받는 사회보장소득이 포함된 것과 관련이 있을 수 있다.

은퇴 사유에 따른 구분으로는 다음과 같이 분석할 수 있었다. 본인이나 가족의 건강에 의한 은퇴일수록 저수준유지 집단보다는 고수준유지 집단에 속할 확률이 높았다. 이는 은퇴 당시 본인/가족 건강이 이미 좋지 않아 우울감이 높은 상태였거나, 지속적인 건강문제, 간병 스트레스 등으로 우울감이 높은 수준을 유지했으리라 짐작할 수 있다. 건강으로 인해 은퇴했을수록 시간에 따라 심리적 건강이 악화되는 집단에 속할 확률이 높다는 Quick & Moen(1998)의 연구나 두송화·장재윤(2015)의 연구와도 일치하는 결과였다.

본 연구를 통해 학술적 및 실증적 측면에서 몇 가지 함의를 도출할 수 있다. 먼저 학술적 측면에서의 의의는 다음과 같다. 첫째, 성장혼합모형을 통해 은퇴자 집단 내에서 서로 다른 우울감 변화궤적을 보이는 잠재계층을 구분해냈다. 이를 통해 은퇴자를 하나의 모집단으로 간주한 대부분의 기존 횡단연구나 잠재성장모형을 활용한 종단연구의 한계를 극복하였으며, 다양한 우울감의 변화양상을 파악하고, 관련 영향 요인의 효과를 검증할 수 있었다. 둘째, 실증적 측면에서 본 연구는 은퇴 후 다양한 우울감 변화양상을 보이는 잠재계층을 파악하고 이들 계층에 영향을 미치는 요인들을 분석하여 은퇴자의 정신건강을 위한 정책적 근거를 제시하였다는 의의가 있다.

은퇴자의 우울감을 저수준으로 유지하거나 낮추기 위해서는 무엇보다도 안정된 노후 대책이 필요하며, 본 연구의 결과와 관련지어 다음과 같은 시사점을 도출할 수 있다. 첫째, 은퇴자의 건강관리에 관한 대책이 필요하다. 은퇴자 본인의 건강이나 가족의 건강 문제가 지속적으로 높은 우울감과 관련이 있는 것으로 나타났는데, 이는 고정된 소득이 없는 상태에서 병원비를 내야 하거나 지속적인 가족 간병에 대한 스트레스가 우울감으로 이어졌을 가능성을 내포한다. 따라서 은퇴자 본인과 그 가정에 대한 건강관리 대책이나 지원책이 필요하다. 목돈이 필요한 수술비 혹은 병원비의 지원, 또는 치매환자 등 가족 간병이 어려운 노후 질병에 대한 전문 간병 서비스의 지원 등이 은퇴자의 우울감을 상쇄하는 데 도움이 될 수 있다. 또한 은퇴 후 정기적인 건강검진이 필수적으로 이뤄져야 한다. 실제로 한국보건사회연구원의 2017 노인실태조사에 따르면 미취업 노인의 약 20%는 최근 2년 내 건강검진을 받은 적이 없었으며 이는 취업 노인(12.5%)에 비해 높은 수치다. 또한 일반건강검진을 82.9%에 비해 치매검진율은 40%에 불과했다. 따라서 은퇴 후에도 지속적인

건강검진을 수진할 수 있도록 지역사회에서의 체계적인 관리가 필요하다.

둘째, 고령사회에 대비한 안정적인 경제적 보장 대책이 시급하다. 높은 경제 만족도는 일관되게 낮은 우울감의 유지로 이어졌다. 특히 은퇴 생활이 지속되고 퇴직 후 기간이 길어질수록 소득이나 자산 감소에 따른 불안감, 스트레스, 가족과의 불화가 은퇴자의 우울감에 영향을 미칠 수 있다. 그러나 한국의 국민연금이나 사회보장소득 수준은 서구에 비해 매우 낮은 편이며, 노후 생활을 걱정 없이 즐기기가 어려운 상황이다. 따라서 공적자금 지원의 증가 혹은 그에 상응하는 복지 대책 마련이 필요하다.

그러나 본 연구는 다음과 같은 한계점이 있다. 첫째, 본 연구는 패널상의 우울감 검사 문항이 변경됨에 따라 1차 시 신규 은퇴자의 우울감 변화에 대해서만 종단분석을 실시하였다. 추후 연구에서는 더 많은 수의 표본으로 은퇴자의 은퇴 직후 우울감 변화가 본 연구와 동일한 잠재계층의 형태가 구분되는지 연구해 볼 수 있다. 또한 이는 은퇴 연구를 위해 설계된 자료가 아니었기 때문에, 관련된 다양한 선행연구의 변인들을 살펴볼 수는 없었다. 특히 개인적 은퇴 대비(경제적, 심리적 준비 등) 여부나 국가정책에 대한 인식, 은퇴 시기에 대한 주관적 인식, 가교일자리(bridge employment) 혹은 자원봉사활동 등의 실시 여부와 만족도 등을 측정하여 활용한다면, 은퇴자의 우울감에 대해 더욱 풍부하고 실질적인 분석이 이루어질 수 있을 것이다. 마지막으로, 시점에 따른 결측과 표본 수의 한계로 시간의존적 변수를 포함한 모델링을 할 수 없었다. 후속 연구에서 주관적 건강이나 경제 만족도 등 시간에 따라 변화하는 변수를 시간의존적 독립변수로 포함하여 모델링한다면, 각 계층의 시점별 평균 우울감에 영향을 미치는 요인을 더욱 정교하게 분석할 수 있을 것이다.

참고문헌

- 강은나·최재성. 2014. “노년기 우울의 다중변화궤적에 관한 연구.” 《한국노년학》 34(2): 387-407.

- 강지숙. 2008. “노인의 은퇴 적응과정에 대한 근거이론적 접근.” 《한국노년학》 28(3): 477-496.
- 김동배·손의성. 2005. “한국노인의 우울 관련변인에 관한 메타분석.” 《한국노년학》 25(4): 167-187.
- 김미령. 2013. “노후연령인식 여부에 따른 성공적 노화 구성요소 차이 및 삶의 만족도에 미치는 영향.” 《한국사회복지학》 65(1): 227-245.
- 김봉균·하연주·최송식. 2014. “노인의 우울에 영향을 미치는 요인들에 관한 종단적 연구: 신체적, 심리적, 사회적 요인을 중심으로.” 《한국노년학》 34(1): 115-132.
- 김안정. 2017. “우리나라 장년층의 노동시장 실질은퇴연령.” 《고용동향브리프》 (2017년 3월호).
- 김여진·박선영. 2013. “은퇴여성노인의 우울에 관한 연구: 성별비교분석.” 《사회과학연구》 24(3): 309-332.
- 김윤신. 2014. “노인계층의 우울 변화 결정요인 분석.” 박사학위논문, 한양대학교 대학원.
- 김현정·고수연·정희원·이지선·임지영. 2009. “고령은퇴남성의 삶의 만족도 영향요인에 관한 연구.” 《한국사회복지조사연구》 21(0): 253-280.
- 김혜경·성준모. 2014. “노년기 우울에 영향을 미치는 종단적 요인: 전기, 후기 노인의 비교를 중심으로.” 《노인복지연구》 66(0): 427-449.
- 백은영. 2011. “베이비부머의 은퇴준비와 준비유형 결정요인 분석” 《사회보장연구》 27(2): 357-383.
- 성지미·안주엽. 2011. “중고령자의 은퇴만족도에 대한 연구.” 《한국경제연구》 29(2): 175-212.
- 오진주·고현민·김선희·장경·김영선. 2016. “노년기 우울변화의 영향요인: 한국 고령화 연구패널을 이용하여.” 《대한보건연구》 42(2): 1-15.
- 윤지은·전혜정. 2009. “중고령자의 경제활동상태와 정신건강: 소득수준과 가족관계만족도의 매개효과 검증.” 《한국노년학》 29(2): 743-759.
- 이성진·윤기혁·이진열. 2017. “노인의 은퇴 이후 우울발생까지의 기간에 영향을 미치는 요인.” 《인문사회》 8(5): 905-926.
- 이주연·김득성. 2014. “은퇴부부의 부부관계 만족도, 심리적 건강, 은퇴적응에 대한 영향요인 탐색: 단기 종단연구.” 《상담학연구》 15(2): 903-924.
- 이난희·방기현·송혜숙. 2017. “종단자료를 활용한 우리나라 노인의 우울 변화요인 분석.” 《대한보건연구》 43(3): 13-25.

- 이현주. 2013. “노년기 우울의 종단적 변화: 연령집단별 차이와 위험요인.” 《노인복지연구》 61(0): 291-318.
- 전해숙·강상경. 2009. “노년기 우울케적의 예측요인” 《한국노년학》 29(4): 1611-1628.
- 통계청. 2017. 2017 “고령자통계.” 대전: 통계청.
- 한국고용정보원. 2018. “2018년 고령화 연구패널 이용자 가이드.”
- 한경혜·김주현·백옥미. 2012. “베이비부머들의 은퇴에 대한 재정적 준비와 건강준비의 관련 요인 탐색: 심리적 요인과 자원 요인을 중심으로.” 《노인복지연구》 58: 133-162.
- 허원구. 2017. “노인의 사회활동참여와 우울 발달케적에 관한 연구.” 《사회과학연구》 33(2): 183-206.
- 홍세희. 2000. “구조 방정식 모형의 적합도 지수 선정기준과 그 근거.” 《*Korean Journal of Clinical Psychology*》 19(1): 161-177.
- 헤럴드경제 (2017.05.23). 걸으면 모르는 노인 우울증.
URL: <http://news.heraldcorp.com/view.php?ud=20170523000046>
- Akaike, H. 1974. “A New Look at the Statistical Model Identification.” *IEEE Transactions on Automatic Control* 19: 716-723.
- Asparouhov, T. and Muthén, B. 2014. “Auxiliary Variables in Mixture Modeling: Three-step Approaches Using M Plus.” *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal* 21(3): 329-341.
- Hsu, H.C. 2012. “Group Based Trajectories of Depressive Symptoms and the Predictors in the Older Population.” *International Journal of Geriatric Psychiatry* 27(8): 854-862.
- 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.
- Kim, J.E. and P. Moen. 2002. “Retirement Transitions, Gender, and Psychological Well-being: A Life-course, Ecological Model.” *Journal of Gerontology: Psychological Sciences* 57B: 212 - 222.
- Kuchibhatla, M.N., G.G. Fillenbaum, C.F. Hybels, and D.G. Blazer. 2012.

- “Trajectory Classes of Depressive Symptoms in a Community Sample of Older Adults.” *Acta Psychiatrica Scandinavica* 125(6): 492-501.
- Kuo, S. Y., K.M. Lin, C.Y. Chen, Y.L. Chuang, and W.J. Chen. 2011. “Depression Trajectories and Obesity among the Elderly in Taiwan.” *Psychological Medicine* 41(8): 1665-1676.
- Lee, H. and S. Park. 2018. “Gender Differences in the Trajectory Classes of Depressive Symptoms in Korean Older Adults.” *Aging & Mental Health* 22(9): 1162-1169.
- 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, L.K. and B.O. Muthén. 1998-2010. *Mplus User’s Guide. Sixth Edition*. Los Angeles, CA: Muthén & Muthén.
- 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. 2007. “What is a Good Value of Entropy.” Retrieved from <http://www.statmodel.com/discussion/messages/13/2562.html?1237580237>.
- 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.
- Quick, H.E. and P. Moen. 1998 . “Gender, Employment, and Retirement Quality: A Life Course Approach to the Differential Experiences of Men and Women.” *Journal of Occupational Health Psychology* 3: 44-64.
- 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.
- 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-Carter, M.A., K. Cook, and C. Weinberg. 1997. “Planning and Expectations of the Retirement Experience.” *Educational Gerontology* 23: 273 - 288.
- Vermunt, J.K. 2010. “Latent Class Modeling with Covariates: Two Improved Three-step Approaches.” *Political Analysis* 18(4): 450-469.
- Wang, M. 2007. “Profiling Retirees in the Retirement Transition and Adjustment Process: Examining the Longitudinal Change Patterns of Retirees’ Psychological Well-being.” *Journal of Applied Psychology* 92(2): 455-474.
- Wang, M., and K.S. Shultz. 2010. “Employee retirement: A Review and Recommendations for Future Investigation.” *Journal of Management* 36(1): 172-206.
- 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.

<접수 2018/10/22, 수정 2018/11/28, 게재확정 2019/02/18>